



نشریه علمی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال هفدهم - شماره سی و چهارم - پاییز و زمستان ۱۴۰۴

شاپا: ۳۹۶۷-۳۶۴۵

- ۱ بررسی تغییرات ارزش افزوده داخلی و ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص در اقتصاد ایران برای...
مینو خان‌زاده، فاضل مریدی فریمانی، حسین صمصامی
- ۴۵ بررسی اثر مالیات بر پول بر متغیرهای کلان اقتصادی در یک اقتصاد بسته با استفاده از مدل تعادل...
مهدی مظهر قراملکی، ناصر الهی
- ۸۶ طراحی مدل ارزش‌گذاری سهام بر مبنای نماگرهای بازار سرمایه با بهره‌گیری از روش‌های داده کاوی
حسین اشرفی سلطان احمدی، سعید جبارزاده، جمال بحری ثالث، علی آشتاب
- ۱۱۷ بررسی آثار تورم تولید و مصرف بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران با استفاده از رهیافت NARDL
کوهسار خالدی، سید محمد فهیمی‌فرد
- ۱۵۶ تحلیل اثر ابزارهای سیاست پولی بر تورم در اقتصاد ایران: رویکرد Bayesian TVC-VAR
وحید امیدی، زهرا شوشتری‌زاده
- ۱۹۵ پیچیدگی اقتصادی، نقدبستگی و تورم
هدی زبیری، عبدالله آقایی انارمرزی
- ۲۲۵ تنظیم قوانین و مقررات در نظام بانکی ایران با تأکید بر نقش مجلس و قانون‌گذاران: رویکرد نظریه بازی‌ها
حسین سیل‌سپور، محمدجواد محقق‌نیا، شیما احمدی
- ۲۵۵ بررسی پویایی رابطه بین بازده رمزارزهای منتخب و بازار سهام ایران در چارچوب رویکرد کاپولای متغیر طی زمان
مجید منفرد، علی چشمی، سید محمدجواد رزمی
- ۲۸۹ روح سرمایه‌داری در ایران: رویکرد تناسب نهادی به کارکرد نهاد پول در چارچوب رشد شومپیتری مبتنی بر...
علیرضا رعنائی، سید عقیل حسینی
- ۳۳۷ بررسی و مقایسه بهره‌وری کل صنعت پالایشی از رویکردهای داده‌های تلفیقی و تحلیل پوششی داده‌ها
سید عبدالله رضوی
- ۳۷۲ برآورد نرخ ترجیح زمانی سلامت و تحلیل روند آن در کشورهای منتخب (مطالعه موردی کشورهای با درآمد...
راضیه محمدی صابر، عباس عساری آرانی، امیرحسین مزینی، لطفعلی عاقلی
- ۴۰۹ وام‌دهی ارتباطی در ایران: مطالعه موردی شرکت‌های فهرست‌شده
سپیده حسینی، امینه محمودزاده، سید علی مدنی‌زاده

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی

صاحب امتیاز

معاونت پژوهشی دانشگاه یزد

مدیر مسئول

زهرا نصراللهی

سر دبیر

کاظم یاوری

مدیر داخلی

مهدی حاج‌امینی

ویراستار انگلیسی

احمد رضا اسلامی‌زاده

ویراستار فارسی

مرضیه غفاری

صفحه‌آرایی

حسین امامعلیزاده

روابط عمومی و ارتباطات: سعید دشتی‌زاد

آماده سازی، چاپ و صحافی: انتشارات دانشگاه یزد

پروانه انتشار این نشریه طبق مجوز شماره ۱۲۴/۷۳۰۲ مورخ ۱۳۸۵/۱۲/۲۶ وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی با روش پژوهشی در زمینه علوم اقتصادی و به زبان فارسی و انگلیسی با گستره بین‌المللی صادر شده است. مقاله‌های چاپ شده در این نشریه به معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

این نشریه بر اساس تأییدیه شماره ۳/۱۱/۲۸۴ مورخ ۱۳۸۸/۰۳/۰۵ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور دارای اعتبار علمی-پژوهشی است.

این نشریه در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به آدرس www.isc.gov.ir و بانک اطلاعات نشریات کشور به آدرس

www.magiran.com و مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی به آدرس www.sid.ir نمایه شده است.

نشانی: یزد، صفائیه، دانشگاه یزد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دفتر نشریه سیاست‌گذاری

اقتصادی. صندوق پستی: ۷۴۱-۸۹۱۹۵، تلفن: ۰۳۵-۳۱۲۳۳۴۳۹

وب‌گاه: www.ep.yazd.ac.ir رایانامه: epj@journals.yazd.ac.ir

هيات تحريريه

مجيد احمديان (استاد دانشگاه تهران)

مصيب پهلواني (استاد دانشگاه سيستان و بلوچستان)

امير محمد حاج يوسفی (دانشيار دانشگاه شهيد بهشتی)

امير منصور طهرانچيان (استاد دانشگاه مازندران)

سيد نظام الدين مكيان (دانشيار دانشگاه يزد)

ميثم موسايی (استاد دانشگاه تهران)

نادر مهرگان (استاد دانشگاه بوعلی سینا)

زهره نصراللهی (استاد دانشگاه يزد)

کاظم ياورى (استاد دانشگاه يزد)

فهرست

- ۱ بررسی تغییرات ارزش افزوده داخلی و ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص در اقتصاد ایران برای ... ۱
مینو خانزاده، فاضل مریدی فریمانی، حسین صمصامی
- ۴۵ بررسی اثر مالیات بر پول بر متغیرهای کلان اقتصادی در یک اقتصاد بسته با استفاده از مدل تعادل ...
مهدی مظهر قراملکی، ناصر الهی
- ۸۶ طراحی مدل ارزش گذاری سهام بر مبنای نماگرهای بازار سرمایه با بهره گیری از روش های داده کاوی
حسین اشرفی سلطان احمدی، سعید جبارزاده، جمال بحری ثالث، علی آشتاب
- ۱۱۷ بررسی آثار تورم تولید و مصرف بر سرمایه گذاری در بخش کشاورزی ایران با استفاده از رهیافت NARDL
کوهسار خالیدی، سید محمد فهمی فرد
- ۱۵۶ تحلیل اثر ابزارهای سیاست پولی بر تورم در اقتصاد ایران: رویکرد Bayesian TVC-VAR
وحید امیدی، زهرا شوشتری زاده
- ۱۹۵ پیچیدگی اقتصادی، نقدینگی و تورم
هدی زبیری، عبدالله آقایی انارمرزی
- ۲۲۵ تنظیم قوانین و مقررات در نظام بانکی ایران با تأکید بر نقش مجلس و قانون گذاران: رویکرد نظریه بازی ها
حسین سیل سپور، محمدجواد محقق نیا، شیما احمدی
- ۲۵۵ بررسی پویایی رابطه بین بازده رمزارزهای منتخب و بازار سهام ایران در چارچوب رویکرد کاپولای متغیر ...
مجید منفرد، علی چشمی، سید محمدجواد رزمی
- ۲۸۹ روح سرمایه داری در ایران: رویکرد تناسب نهادی به کارکرد نهاد پول در چارچوب رشد شومپیتری مبتنی ...
علیرضا رعنائی، سید عقیل حسینی
- ۳۳۷ بررسی و مقایسه بهره وری کل صنعت پالایشی از رویکردهای داده های تلفیقی و تحلیل پوششی داده ها
سید عبدالله رضوی
- ۳۷۲ برآورد نرخ ترجیح زمانی سلامت و تحلیل روند آن در کشورهای منتخب (مطالعه موردی کشورهای با ...
راضیه محمدی صابر، عباس عصار ی آرانی، امیرحسین مزینی، لطفعلی عاقلی
- ۴۰۹ وام دهی ارتباطی در ایران: مطالعه موردی شرکت های فهرست شده
سپیده حسینی، امینه محمودزاده، سید علی مدنی زاده

Investigating domestic value added and imported value added in gross export of Iran for selected years by hypothetical extraction and vertical specialization

Minoo Khanzadeh¹, Fazel Moridi Farimani^{*2}, Hossein Samsami³

Received: 30-12-2024

Accepted: 22-06-2024

Extended Abstract

Purpose: Energy Despite the existing various activities in Iran and in important global corridors, the trade balance without oil is always negative. Although the trade balance reflects the state of trade to some extent, it cannot comment on trade in value added. Since trade in value added has become increasingly important today, the main purpose of this study is to answer the following questions: 'How can Iran change the approach of its trade?', 'From which activities is domestic added value in gross exports obtained and how is its trend?', 'How is the gap between the share of exports and the share of value added in gross exports by each activity?', 'How is the vertical specialization in Iran and how is its trend?', and 'In general, how is Iran's economy related to the international economy?'

Since, input-output tables include all the activities of an economy and show trade and added value by each activity, this research uses those tables for 1999, 2004, 2010 and 2016 (the last available table) released by the Central Bank to calculate DVA and VS of Iran over time.

Methodology: To calculate the domestic value added in gross exports (DVA) and vertical specialization (VS), we need to plot internal input-output tables in constant prices. Then, the standard Leontief quantity model is used. To obtain DVA, the following equations are used:

$$x = Adx + f, \quad f = C_d + G_d + I_d + E \quad (1)$$

$$GDP(V) = \hat{v} (I - Ad)^{-1} f \quad (2)$$

$$f_d = f - E = C_d + G_d + I_d \quad (3)$$

$$GDP^*(V) = \hat{v} (I - Ad)^{-1} f_d \quad (4)$$

$$DVA = GDP - GDP^* \quad (5)$$

To obtain VS we have:

1 . Ph.D. Candidate in Economics, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran. Email: m_khanzadeh@sbu.ac.ir

2. Corresponding Author. Assistant Professor in Economics, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran. Email: f_moridi@sbu.ac.ir

3 . Assistant Professor in Economics, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran. Email: h-samsami@sbu.ac.ir



$$Am = \frac{\bar{M}e}{x_j} \rightarrow \bar{M}e = Amx \quad (6)$$

$$VS(M) = e' Am (I - Ad)^{-1} E \quad (7)$$

$$\frac{DVA}{GE} + \frac{VS}{GE} = 1 \rightarrow \frac{DVA}{GE} = 1 - \frac{VS}{GE} \quad (8)$$

Findings and Discussion: Based on the results, Table 1 can be analyzed in two ways, in rows and in columns. When they are analyzed in columns, the activities can be classified in terms of upstream and downstream, and structural changes can be visualized when they are analyzed in rows.

Iran's major exports has invariably included crude oil, natural gas, and petroleum products. In 1999, planting crops, agriculture, horticulture, textile production and animal breeding were of relatively high exports.

In 2004, the activities of textile production and animal breeding were no longer important export products; there were only crude oil, natural gas and petroleum products. In 2010, the production of chemical and pharmaceutical products was added to the important export activities. In 2016, basic metals, food and beverage were produced more.

Regarding the trend of domestic added value in gross exports (DVA), it was on a downward trend; it decreased from 97% in 1999 to 93% in 2016. This means that, in 1999, for every 100 Rials of gross export, 97 Rials were domestic exports of Iran's economy. In 2016, this amount decreased to 93%. It means that the self-sufficiency of Iran's economy has decreased to some extent, but it is still significant.

In 1999, the highest amount of DVA (except for services) respectively belonged to crude oil and natural gas extraction, crop planting, animal breeding, textile production, and non-metallic mineral products. In 2004, it belonged to the activities such as extraction of crude oil and natural gas, planting of crops, production of petroleum products, production of non-metallic minerals, production of basic metals, production of metal products, and breeding of animals.

In 2010, the highest amount of DVA belonged to the extraction of crude oil and natural gas, the production of petroleum products, the planting of crops, the production of chemical and pharmaceutical materials, and the production of non-metallic mineral products. In 2016, it belonged to the extraction of crude oil and natural gas, the production of chemical and pharmaceutical materials, the production of petroleum products, the planting of crops, the production of basic metals, and the breeding of animals.

The main imports of Iran's economy generally had a certain trend in all the studied years. The imports regarded activities such as construction, vehicles, production of food and beverages, production of basic metals, planting crops, materials and chemical products, and machinery and equipment.

In general, the trend of VS (imports for gross exports or so-called vertical specialization) was upward and increased from 3% in 1999 to 7% in 2015; This means that, for every 100 Rials of gross export, the direct and indirect import requirement

increased from 3 Rials to 7 Rials. In other words, in these years, Iran's vertical specialization increased with the international economy.

In 1999, the most vertical specialization respectively belonged to the activities of basic metal production, machinery and equipment production, chemical and pharmaceutical products production, mining, and planting of crops. In 2004, it belonged to the production of chemical and pharmaceutical products, production of basic metals and production of petroleum products, and production of machinery and equipment, respectively.

In 2010, it belonged to the activities of crude oil and natural gas extraction, production of chemical and pharmaceutical products, production of basic metals, and production of machinery and equipment. In 2016, it belonged to the production of chemical and pharmaceutical products, production of basic metals, production of machinery and equipment, and production of food and beverages, respectively.

Conclusions and Policy Implications: In general, the degree of integration of Iran's economy with the international economy is very low; Iran's economy is largely self-sufficient. The connection of Iran's economy to the international economy is through resource-oriented activities, and its vertical specialization is by chemical and pharmaceutical production, basic metal production, and crop planting.

According to the findings, the activities of leather production, basic metal production, textiles, and machinery and equipment production create more added value compared to their export share.

Considering that Iran has a suitable geographical position, in accordance with the recommendations of the Global Production Network theory (GNP), it can form a production network (by trade) while becoming a hub in the fields of source-oriented activities and, by importing basic inputs, develop through activities such as chemical and pharmaceutical production and production of metals, machinery and equipment.

Keywords: Domestic value added in gross export, Vertical specialization, Input-output tables.

JEL Classification: C67, F10, O21



Table 1. The value of gross exports and the amount of domestic added value (1999)

Activity		Gross value of goods and services	Share of export	DVA	Share of DVA
Agriculture	1	72,055,646	0.07	127,424,515	0.12
Animal Breeding	2	40,276,199	0.04	55,395,197	0.05
Forestry	3	1,512,734	0.00	2,223,338	0.00
Extraction of crude oil and natural gas	4	541,121,741	0.48	36,488,764	0.03
Extraction of other mines	5	6,001,569	0.01	6,310,985	0.01
Production of food and beverage	6	20,493,872	0.02	17,946,869	0.02
Production of Tobacco	7	217,888	0.00	3,419	0.00
Textile Production	8	54,168,042	0.05	31,072,967	0.05
Clothing Production	9	7,363,871	0.01	807,856	0.00
Production of Leather	10	5,257,582	0.00	1,031,832	0.00
Production of Wood	11	580,545	0.00	4,198,199	0.00
Production of Paper	12	409,750	0.00	4,233,153	0.00
Production of Petroleum	13	100,826,407	0.09	47,893,889	0.03
Production of Chemicals	14	17,851,002	0.02	17,548,671	0.02
Production of Rubber and Plastic	15	8,090,702	0.01	12,163,905	0.01
Production of Mineral Products	16	7,310,291	0.01	54,097,823	0.04
Production of Basic Metals	17	31,271,681	0.03	35,144,455	0.03
Production of Fabric Metal Products	18	2,378,577	0.00	11,490,092	0.01
Production of Machinery Equipment	19	3,182,850	0.00	6,020,934	0.01
Production of Electrical Equipment	20	1,401,101	0.00	5,915,151	0.01
Computer, electronic and optical	21	320,671	0.00	366,555	0.00
Production of Vehicles	22	12,136,719	0.01	7,074,294	0.01
Production of Furniture	23	684,826	0.00	288,142	0.00
Water - Electricity - Gas	24	3,114,898	0.00	23,930,016	0.02
Building	25	0	0.00	9,215,833	0.01
Services	26	162,551,600	0.15	524,357,838	0.48
Sum		1,100,580,762	1	1,067,563,339	0.97

Source: Research findings

Table 2. The value of gross exports and the amount of domestic added value (2004)

Activity		Gross value of goods and services	Share of export	DVA	Share of DVA
Agriculture	1	42,558,716	0.03	219,180,459	0.08
Animal Breeding	2	5,587,039	0.00	82,192,672	0.03
Forestry	3	416,504	0.00	1,895,759	0.00
Extraction of crude oil and natural gas	4	1,918,326,504	0.70	301,373,131	0.11
Extraction of other mines	5	9,826,224	0.00	54,795,115	0.02
Production of food and beverage	6	11,800,483	0.00	23,591,426	0.01
Production of Tobacco	7	155,111	0.00	20,389	0.00
Textile Production	8	35,309,704	0.01	27,397,557	0.01
Clothing Production	9	9,157,042	0.00	807,460	0.00
Production of Leather	10	7,517,630	0.00	27,133,296	0.01
Production of Wood	11	196,694	0.00	6,535,547	0.00
Production of Paper	12	1,320,398	0.00	7,176,237	0.00
Production of Petroleum	13	250,096,217	0.09	136,987,787	0.05
Production of Chemicals	14	54,295,432	0.02	54,159,487	0.02
Production of Rubber and Plastic	15	5,252,169	0.00	6,763,615	0.00
Production of Mineral Products	16	8,099,694	0.01	82,506,765	0.03
Production of Basic Metals	17	59,452,207	0.02	90,391,282	0.03
Production of Fabric Metal Products	18	3,338,274	0.00	76,388,211	0.03
Production of Machinery Equipment	19	8,927,140	0.00	3,210,514	0.00
Production of Electrical Equipment	20	4,221,073	0.00	7,035,832	0.00
Computer, electronic and optical	21	1,076,143	0.00	1,229,541	0.00
Production of Vehicles	22	5,785,065	0.01	4,138,417	0.00
Production of Furniture	23	3,642,736	0.00	3,437,332	0.00
Water - Electricity - Gas	24	18,310,114	0.01	32,561,810	0.01
Building	25	5,871	0.00	54,449,230	0.02
Services	26	275,081,548	0.10	1,342,480,310	0.49
Sum		2,739,755,735	1	2,620,165,506	0.96

Source: Research findings



Table 3. The value of gross exports and the amount of domestic added value (2010)

Activity		Gross value of goods and services	Share of export	DVA	Share of DVA
Agriculture	1	62,632,476	0.02	145,984,804	0.04
Animal Breeding	2	5,101,164	0.00	89,597,381	0.02
Forestry	3	1,039,890	0.00	480,294	0.00
Extraction of crude oil and natural gas	4	2,337,829,076	0.62	535,946,812	0.14
Extraction of other mines	5	40,812,506	0.01	77,992,202	0.02
Production of food and beverage	6	46,385,437	0.01	38,996,120	0.01
Production of Tobacco	7	25,660	0.00	34,170	0.00
Textile Production	8	20,713,718	0.01	38,176,664	0.01
Clothing Production	9	1,919,789	0.00	655,016	0.00
Production of Leather	10	6,620,009	0.00	77,540,934	0.02
Production of Wood	11	340,245	0.00	27,753,055	0.00
Production of Paper	12	1,488,208	0.00	11,693,731	0.00
Production of Petroleum	13	681,764,689	0.17	223,977,205	0.06
Production of Chemicals	14	195,524,143	0.05	116,813,001	0.03
Production of Rubber and Plastic	15	11,993,941	0.00	18,575,988	0.00
Production of Mineral Products	16	27,508,342	0.01	132,765,659	0.03
Production of Basic Metals	17	45,103,214	0.01	58,619,860	0.02
Production of Fabric Metal Products	18	9,244,627	0.00	39,434,033	0.01
Production of Machinery Equipment	19	16,511,499	0.00	33,795,020	0.01
Production of Electrical Equipment	20	8,094,440	0.00	8,076,107	0.00
Computer, electronic and optical	21	519,840	0.00	132,217	0.00
Production of Vehicles	22	18,724,792	0.00	18,092,434	0.00
Production of Furniture	23	6,992,130	0.00	7,432,580	0.00
Water - Electricity - Gas	24	10,474,397	0.00	39,494,084	0.01
Building	25	0	0.00	117,445,113	0.03
Services	26	342,255,855	0.09	1,871,817,642	0.48
Sum		3,899,620,088	1	3,704,639,084	0.95

Source: Research findings

Table 4. The value of gross exports and the amount of domestic added value (2016)

Activity		Gross value of goods and services	Share of export	DVA	Share of DVA
Agriculture	1	79,709,199	0.03	133,427,665	0.04
Animal Breeding	2	31,358,404	0.01	66,184,788	0.03
Forestry	3	844,576	0.00	956,509	0.00
Extraction of crude oil and natural gas	4	1,280,046,676	0.43	168,624,409	0.06
Extraction of other mines	5	37,109,244	0.01	31,756,484	0.03
Production of food and beverage	6	104,550,881	0.03	60,792,512	0.02
Production of Tobacco	7	1,703,307	0.00	54,181	0.00
Textile Production	8	30,296,255	0.01	6,250,138	0.00
Clothing Production	9	11,119,292	0.00	3,761,159	0.00
Production of Leather	10	8,640,391	0.00	3,1184,482	0.02
Production of Wood	11	1,461,540	0.00	23,843,038	0.01
Production of Paper	12	2,262,084	0.00	12,483,282	0.00
Production of Petroleum	13	159,056,348	0.05	124,111,162	0.04
Production of Chemicals	14	357,336,803	0.12	86,816,948	0.05
Production of Rubber and Plastic	15	33,326,742	0.01	18,926,368	0.01
Production of Mineral Products	16	39,062,126	0.01	132,321,152	0.03
Production of Basic Metals	17	107,289,237	0.04	79,059,909	0.04
Production of Fabric Metal Products	18	14,697,162	0.00	32,958,965	0.01
Production of Machinery Equipment	19	4,954,878	0.00	2,269,250	0.01
Production of Electrical Equipment	20	13,740,689	0.00	10,518,889	0.00
Computer, electronic and optical	21	7,344,801	0.00	14,889,273	0.00
Production of Vehicles	22	7,496,898	0.00	31,371,275	0.01
Production of Furniture	23	3,466,870	0.00	7,653,629	0.00
Water - Electricity - Gas	24	79,860,602	0.03	116,569,354	0.04
Building	25	2,243,951	0.00	46,431,945	0.02
Services	26	589,868,334	0.20	1,405,420,329	0.47
Sum		3,008,847,288	1	2,815,877,378	0.93

Source: Research findings



Table 5. Imported added value in gross export and vertical specialization in 1999

Activity		Value of imported goods and services	Share of import	VS	Share of VS
Agriculture	1	10,935,815	0.03	2,759,809	0.003
Animal Breeding	2	9,944,704	0.03	756,337	0.001
Forestry	3	132,685	0.00	286,915	0.000
Extraction of crude oil and natural gas	4	1,437,475	0.00	486	0.000
Extraction of other mines	5	2,094,244	0.01	3,065,924	0.003
Production of food and beverage	6	26,485,976	0.07	865,708	0.001
Production of Tobacco	7	460,954	0.00	1,145	0.000
Textile Production	8	10,003,162	0.03	1,028,171	0.001
Clothing Production	9	5,996,430	0.02	217	0.000
Production of Leather	10	2,226,915	0.01	1,761	0.000
Production of Wood	11	1,530,517	0.00	89,011	0.000
Production of Paper	12	3,407,510	0.01	923,118	0.001
Production of Petroleum	13	2,155,884	0.01	1,147,440	0.001
Production of Chemicals	14	10,675,729	0.03	3,268,154	0.003
Production of Rubber and Plastic	15	5,970,317	0.02	1,232,059	0.001
Production of Mineral Products	16	14,099,740	0.04	265,616	0.000
Production of Basic Metals	17	30,804,730	0.09	4,052,161	0.004
Production of Fabric Metal Products	18	7,787,740	0.02	757,802	0.001
Production of Machinery Equipment	19	19,531,701	0.05	2,849,322	0.003
Production of Electrical Equipment	20	5,612,502	0.02	1,854,115	0.002
Computer, electronic and optical	21	777,725	0.00	181,558	0.000
Production of Vehicles	22	34,685,946	0.10	635,767	0.001
Production of Furniture	23	796,560	0.00	35,440	0.000
Water - Electricity - Gas	24	9,298,839	0.03	235,800	0.000
Building	25	66,328,954	0.18	0	0.000
Services	26	76,187,174	0.21	5,864,398	0.005
Sum		359,369,929	1	32,158,234	0.03

Source: Research findings

Table 6. Imported added value in gross export and vertical specialization in 2004

Activity		Value of imported goods and services	Share of import	VS	Share of VS
Agriculture	1	92,758,917	0.06	3,399,362	0.001
Animal Breeding	2	43,514,809	0.03	120,915	0.000
Forestry	3	147,169	0.00	417,437	0.000
Extraction of crude oil and natural gas	4	3,467,759	0.00	0	0.000
Extraction of other mines	5	8,182,295	0.01	1,820,318	0.001
Production of food and beverage	6	83,087,844	0.05	1,046,081	0.000
Production of Tobacco	7	520,959	0.00	11,184	0.000
Textile Production	8	35,999,476	0.02	1,218,997	0.000
Clothing Production	9	1,645,417	0.00	384,218	0.000
Production of Leather	10	6,262,420	0.00	540,190	0.000
Production of Wood	11	4,435,188	0.00	234,137	0.000
Production of Paper	12	20,286,067	0.01	2,003,984	0.001
Production of Petroleum	13	12,315,499	0.01	12,380,189	0.005
Production of Chemicals	14	107,364,291	0.07	30,317,645	0.011
Production of Rubber and Plastic	15	41,769,506	0.03	2,464,199	0.001
Production of Mineral Products	16	36,128,830	0.02	444,036	0.000
Production of Basic Metals	17	78,065,589	0.05	13,818,909	0.005
Production of Fabric Metal Products	18	34,160,452	0.02	1,136,851	0.000
Production of Machinery Equipment	19	42,408,651	0.03	5,701,694	0.002
Production of Electrical Equipment	20	50,207,738	0.03	5,600,097	0.002
Computer, electronic and optical	21	4,082,262	0.00	779,606	0.000
Production of Vehicles	22	196,391,145	0.13	550,745	0.000
Production of Furniture	23	2,527,135	0.00	7,855,585	0.003
Water - Electricity - Gas	24	86,580,176	0.06	2,672,753	0.001
Building	25	199,809,342	0.13	250	0.000
Services	26	370,360,831	0.24	21,811,258	0.008
Sum		1,562,479,769	1	116,730,641	0.043

Source: Research findings



Table 7. Imported added value in gross export and vertical specialization in 2010

Activity		Value of imported goods and services	Share of import	VS	Share of VS
Agriculture	1	41,802,223	0.03	3,508,200	0.001
Animal Breeding	2	30,008,041	0.02	153,726	0.000
Forestry	3	69,737	0.00	62,708	0.000
Extraction of crude oil and natural gas	4	3,894,608	0.00	39,147,129	0.010
Extraction of other mines	5	7,657,731	0.00	707,036	0.000
Production of food and beverage	6	46,847,030	0.03	751,517	0.000
Production of Tobacco	7	1,108,272	0.00	11,225	0.000
Textile Production	8	25,588,079	0.02	534,549	0.000
Clothing Production	9	4,538,685	0.00	401,185	0.000
Production of Leather	10	11,120,370	0.01	370,498	0.000
Production of Wood	11	9,334,074	0.01	372,501	0.000
Production of Paper	12	17,553,749	0.01	3,412,614	0.001
Production of Petroleum	13	84,149,356	0.05	11,296,963	0.003
Production of Chemicals	14	91,873,807	0.06	37,685,459	0.010
Production of Rubber and Plastic	15	33,972,315	0.02	4,485,494	0.001
Production of Mineral Products	16	37,442,126	0.02	322,850	0.000
Production of Basic Metals	17	113,279,445	0.07	18,240,394	0.005
Production of Fabric Metal Products	18	53,830,503	0.03	2,149,005	0.001
Production of Machinery Equipment	19	53,854,194	0.03	15,557,363	0.004
Production of Electrical Equipment	20	31,833,096	0.02	3,034,529	0.001
Computer, electronic and optical	21	1,433,885	0.00	784,640	0.000
Production of Vehicles	22	178,702,613	0.11	2,996,757	0.001
Production of Furniture	23	11,091,021	0.01	902,460	0.000
Water - Electricity - Gas	24	64,281,819	0.04	0	0.000
Building	25	293,792,902	0.18	0	0.000
Services	26	407,999,517	0.25	27,209,490	0.007
Sum		1,657,059,133	1	174,098,292	0.045

Source: Research findings

Table 8. Imported added value in gross export and vertical specialization in 2016

Activity		Value of imported goods and services	Share of import	VS	Share of VS
Agriculture	1	65,015,729	0.05	7,329,486	0.002
Animal Breeding	2	52,942,897	0.04	552,338	0.000
Forestry	3	167,592	0.00	13,918	0.000
Extraction of crude oil and natural gas	4	31,019,702	0.03	1,553,196	0.001
Extraction of other mines	5	4,495,884	0.00	892,111	0.000
Production of food and beverage	6	84,996,462	0.07	8,436,444	0.003
Production of Tobacco	7	419,962	0.00	126,745	0.000
Textile Production	8	18,161,654	0.01	6,028,649	0.002
Clothing Production	9	8,183,067	0.01	3,148,654	0.001
Production of Leather	10	4,135,540	0.00	961,621	0.000
Production of Wood	11	8,933,185	0.01	1,002,265	0.000
Production of Paper	12	14,472,041	0.01	4,712,262	0.002
Production of Petroleum	13	21,074,627	0.02	10,388,460	0.002
Production of Chemicals	14	68,022,551	0.06	39,595,959	0.013
Production of Rubber and Plastic	15	40,867,732	0.03	4,074,080	0.001
Production of Mineral Products	16	22,484,182	0.02	785,962	0.000
Production of Basic Metals	17	56,403,209	0.05	12,951,063	0.004
Production of Fabric Metal Products	18	39,895,632	0.03	3,676,365	0.001
Production of Machinery Equipment	19	5,433,285	0.00	7,486,521	0.002
Production of Electrical Equipment	20	29,335,953	0.02	4,168,491	0.001
Computer, electronic and optical	21	21,296,121	0.02	6,501,711	0.002
Production of Vehicles	22	106,043,538	0.09	2,973,782	0.001
Production of Furniture	23	9,859,590	0.01	2,407,276	0.001
Water - Electricity - Gas	24	23,743,854	0.02	4,421,244	0.001
Building	25	177,198,308	0.14	6,600	0.000
Services	26	317,748,252	0.26	37,292,875	0.012
Sum		1,232,350,549	1	210,619,310	0.07

Source: Research findings

بررسی تغییرات ارزش افزوده داخلی و ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص در اقتصاد ایران برای سال‌های منتخب به کمک حذف فرضی و تخصیص گرای عمودی

مینو خان‌زاده^۱، فاضل مریدی فریمانی^{۲*}، حسین صمصامی^۳

دریافت: ۱۴۰۳-۰۴-۰۲

پذیرش: ۱۴۰۳-۱۰-۰۹

چکیده

امروزه تجارت در ارزش افزوده معنی می‌یابد و تغییرات ارزش افزوده در تجارت، سود و زیان کشورها را مشخص می‌کند. در پژوهش حاضر با استفاده از جداول داده-ستانده بانک مرکزی برای سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۸۳، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۵، نحوه اتصال اقتصاد ایران به اقتصاد بین‌الملل مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تغییرات ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص از ۹۷ درصد در سال ۱۳۷۸ به ۹۶ درصد در سال ۱۳۸۳، و به ۹۵ درصد و در سال ۱۳۸۹ و به ۹۳ درصد در سال ۱۳۹۵ رسیده است. تغییرات واردات ارزش افزوده برای صادرات ناخالص که نشان دهنده ادغام عمودی اقتصاد ایران با اقتصاد بین‌الملل است از ۳ درصد در سال ۱۳۷۸ به ۴ درصد در سال ۱۳۸۳، به ۵ درصد در سال ۱۳۸۹ و به ۷ درصد در سال ۱۳۹۵ رسیده است. یعنی با اینکه اقتصاد ایران همچنان تا حد زیادی خودکفاست اما روند آن نزولی است. همچنین بررسی‌ها حاکی از آن است که مشارکت پسین ایران با اقتصاد بین‌المللی در سال ۱۳۹۵، نسبت به سال ۱۳۷۸ اندکی کاهش یافته است و چون تخصیص گرای عمودی (VS) کشور در فعالیت‌های تولید محصولات شیمیایی و تولید فلزات اساسی، فعالیت تولید ماشین‌آلات و تجهیزات شناسایی شده است، پیشنهاد می‌شود ایران با منطقه گرای به هاب نهاده‌های اولیه تبدیل شود و با فراوری نهاده‌های خام (معدنی) و توسعه در فعالیت تولید مواد شیمیایی، ماشین‌آلات و تجهیزات با اقتصاد بین‌الملل ادغام بیشتری ایجاد کند. **واژگان کلیدی:** ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص، تخصیص گرای عمودی، داده-ستانده، مشارکت در اقتصاد بین‌الملل.

طبقه‌بندی JEL: O21, F15, F10, C67

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بین‌الملل دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. m_khanzadeh@sbu.ac.ir

۲. نویسنده مسئول. استادیار اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. f_moridi@sbu.ac.ir

۳. استادیار اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. h-samsami@sbu.ac.ir

۱- مقدمه

تجارت بین‌الملل از گذشته تاکنون تغییرات بسیاری را شاهد بوده است. به‌طوری‌که در گذشته به‌صورت سنتی، هر کشور به تجارت محصولی می‌پرداخت که با بیشترین میزان مزیت، آن را تولید می‌کرد و در این شیوه از تجارت عموماً کالاهای نهایی مورد مبادله قرار می‌گرفت؛ اما پس از ۱۹۹۰ و با پیشرفت‌های بیشتری در زمینه حمل‌ونقل، ارتباطات و فناوری، شیوه تجارت تا حد زیادی تغییر کرد؛ زیرا با پیشرفت در این زمینه‌ها هزینه تجارت کالاهای واسطه‌ای از هزینه تجارت کالاهای نهایی کمتر بود، بنابراین تجارت از کالاهای نهایی به سمت کالاهای واسطه‌ای تغییر یافت. در شیوه نوین، زنجیره ارزش یک محصول از ابتدایی‌ترین بخش‌های تأمین نهاده، تولید و خدمات، تا انتهای‌ترین بخش‌های آن (تولید کالای نهایی)، بین کشورها تقسیم شده و هر کشور مسئولیت تولید بخش‌هایی از زنجیره و صادرات بخشی از ارزش افزوده را به عهده دارد (فینسترا^۱، ۲۰۱۵: ۲۳۴).

اما از آنجایی‌که ارزش‌افزوده‌های ناشی از صادرات بین کشورها به میزانی برابر تقسیم نمی‌شود، صادرکنندگان محصولات با ارزش افزوده بالاتر از منافع ناشی از تجارت، بیشتر بهره‌مند می‌شوند و کشورهایی که صرفاً به تجارت مواد خام می‌پردازند و در ابتدایی‌ترین بخش‌های زنجیره فعالیت دارند، کمترین صرفه از تجارت را از آن خود می‌کنند. هرچه جایگاه کشورها به‌لحاظ صادرات ارزش‌افزوده بالاتر باشد ضمن افزایش درآمد، جایگاه بالاتری در روابط تجاری نیز خواهند داشت. بنابراین در سال‌های اخیر بسیاری از کشورها در تلاش برای ارتقاء در زنجیره‌های ارزش منطقه‌ای و بین‌المللی هستند (لاندزمن و اشتولینگ^۲، ۲۰۱۹: ۳ - ۴). اهمیت ارزش‌افزوده صادراتی در تجارت نوین، برای کشورهای منبع‌محور نیز صادق است. حتی کشورهای منبع‌محور^۳ نیز به دنبال افزایش ارزش‌افزوده خود در زنجیره‌های منطقه‌ای و بین‌المللی هستند و این مهم را در تجارت منعکس می‌کنند (نیلسون^۴ و همکاران، ۲۰۲۰: ۳).

بااینکه ایران به لحاظ جغرافیایی در چهارراه جهانی واقع شده و تجارت همواره مورد توجه

1. Feenstra (2015)

2. Landesmann & Stöllinger (2019)

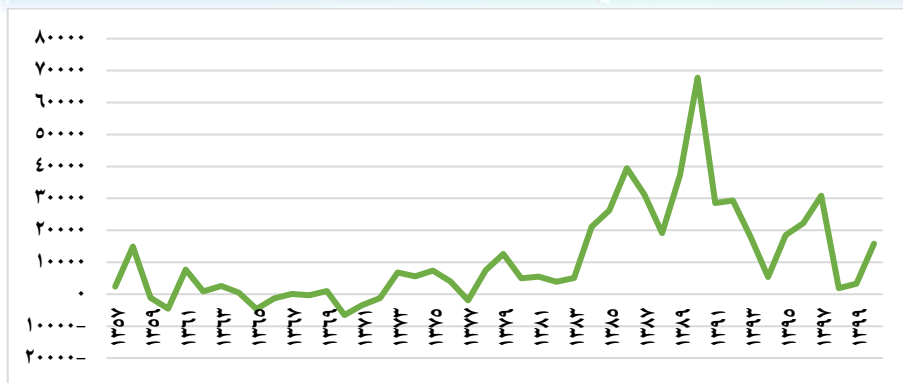
۳. اقتصادهای مبتنی بر منابع (کشور منبع‌محور) به عنوان اقتصادهایی تعریف می‌شوند که منابع طبیعی بیش از ۱۰ درصد تولید ناخالص داخلی و ۴۰ درصد از صادراتشان را تشکیل می‌دهند (آرند، ۲۰۰۶: ۳).

4. Neilson et al. (2020)

بوده اما به عنوان یک کشور منبع محور، همواره مواد خام (خصوصاً نفت) و نیمه‌خام (کشاورزی و معدنی و شیمیایی) صادر کرده است. این در حالی است که کاهش اتکای اقتصاد به درآمدهای خام همیشه جزء اولویت‌های سیاستمداران بوده است (گوگردچیان و میرجابری^۱، ۱۳۹۶: ۱۲۰). همچنین از آنجایی که ایران یک کشور خشک محسوب می‌شود، نه تنها نباید به تجارت محصولات کشاورزی پردازد، بلکه باید محصولات آب‌بر را وارد کند و به صادرات محصولات صنعتی پردازد (شریفی و اسماعیلی^۲، ۱۴۰۱: ۶۸). بنابراین این شیوه از تجارت نه به لحاظ ارزش افزوده و نه به لحاظ ویژگی‌های محیط‌زیستی، با وضعیت کشور سازگار نیست و باید تغییراتی در آن ایجاد شود.

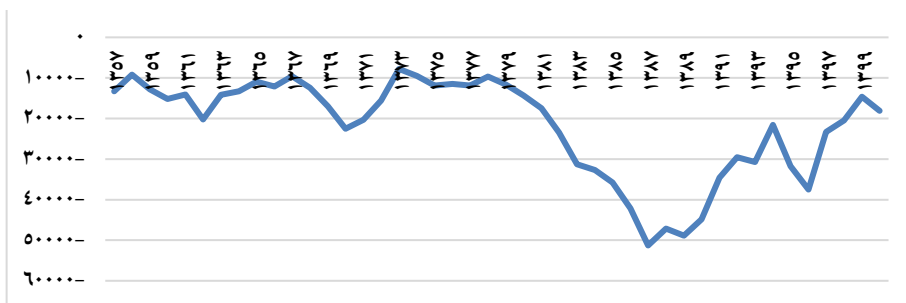
تراز تجاری و رابطه مبادله ابزارهای مهمی برای بررسی تجارت بین‌الملل محسوب می‌شود (قربانزاده^۳، ۱۳۹۳: ۷۳)؛ اما چون اطلاعاتی از قبیل صادرات و واردات ارزش افزوده را در اختیار سیاستمدار قرار نمی‌دهد، تصویر کاملی در اختیار تصمیم‌گیران قرار نمی‌گیرد. بررسی‌های آماری در نمودارهای ۱ و ۲ نشان می‌دهد که تراز تجاری با نفت، در اغلب سال‌ها مثبت بوده (به جز چند سال) اما تراز تجاری بدون نفت همیشه منفی است. به عبارت دیگر هزینه واردات همیشه از درآمدهای نفتی حاصل شده است.

همچنین نمودار ۳ رابطه مبادله را نشان می‌دهد؛ که باتوجه به این نمودار، از سال ۱۳۹۰ به بعد، این رابطه نزولی است؛ به عبارت بهتر، در دهه ۹۰ شمسی رابطه مبادله ایران بدتر شده است. از آنجایی که رابطه مبادله ارزش یک کیلو کالای صادراتی به ارزش یک کیلو کالای وارداتی است، کاهش رابطه مبادله به مثابه کاهش قدرت خرید یک کشور است. این سه نمودار به وضوح نشان می‌دهد که در حلقه اول صادرات نفت بخش بزرگی از تجارت ایران را دربر می‌گیرد. در حلقه دوم ایران، در کل از منافع ناشی از تجارت بهره نمی‌برد.



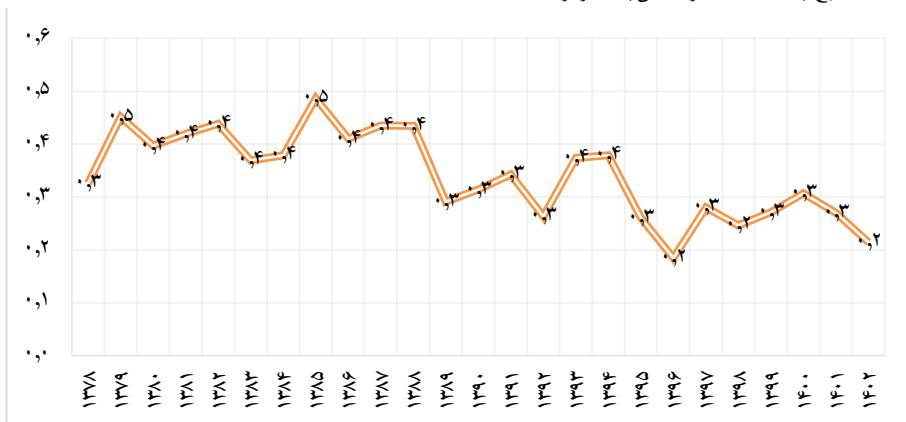
نمودار ۱. سری زمانی تراز تجاری با نفت ایران ۱۳۵۷ - ۱۴۰۰ (میلیون دلار)

منبع: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی



نمودار ۲- سری زمانی تراز تجاری بدون نفت ایران ۱۳۵۷ - ۱۴۰۰ (میلیون دلار)

منبع: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی



نمودار ۳- سری زمانی رابطه مبادله ایران ۱۳۷۸ - ۱۴۰۲

منبع: داده‌های گمرک جمهوری اسلامی ایران

اگرچه با استناد به نمودارهای ۱ الی ۳، مشخص می‌شود تجارت در ایران مناسب نیست، اما پاسخ‌گویی به سؤالاتی از این قبیل که «آیا تجارت در ایران به شیوه نوین انجام می‌شود؟ ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص ایران چه وضعیتی دارد و روند آن به چه شکل است؟ شکاف بین صادرات و ارزش افزوده داخلی^۱ در صادرات ناخالص^۲ چگونه است؟ میزان ارزش افزوده وارداتی برای صادرات در ایران چه میزان است و روند آن چگونه است؟ و در کل اتصال اقتصاد ایران با اقتصاد بین‌الملل به چه نحوی است؟» نیاز به بررسی‌های بیشتر دارد.

این در صورتی است که بررسی ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص نشان می‌دهد که منشاء ارزش افزوده‌ای که از کشور صادر می‌شود کدام فعالیت‌های داخلی است. بررسی ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص نیز نشان‌گر این است که واردات مورد نیاز برای صادرات در کشور، در چه فعالیت‌هایی مصرف می‌شوند. به عبارت بهتر، ارزش افزوده‌ای که در سایر کشورها خلق شده و با واردات وارد کشور می‌شوند به مصرف چه فعالیت‌هایی می‌رسند. مقایسه شکاف سهم صادرات و سهم واردات با ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص و ارزش افزوده وارداتی برای صادرات ناخالص^۳ نیز به این موضوع اشاره دارد که هر فعالیت در مقایسه با صادرات خود به چه میزان ارزش افزوده خلق می‌کند و در ازای واردات، به چه میزان می‌تواند در صادرات ارزش افزوده ایجاد کند.

بنابراین بررسی تجارت به تنهایی، در راستای هر گونه تغییری برای بهبود تراز تجاری و رابطه- مبادله و به‌طور کلی برای تغییر نحوه تعامل با اقتصاد بین‌الملل، اطلاعات کاملی در اختیار سیاستگذار قرار نمی‌دهد و باید مشخص شود که ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص و نحوه ادغام

۱. ارزش افزوده داخلی، میزان ارزش افزوده‌ای است که منشاء داخلی دارد و در داخل کشور خلق می‌شود.

۲. منظور از صادرات ناخالص مجموع صادرات نهایی و واسطه‌ای است.

۳. این مطالعه ۴ سری محاسبات را انجام خواهد داد:

- سهم صادرات (صادرات هر فعالیت در کل صادرات)

- سهم واردات (واردات هر فعالیت در واردات کل)

- ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص (DVA)

- ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص (VS)

در نهایت هم اختلاف (یا همان شکاف) بین سهم صادرات را با DVA و اختلاف سهم واردات را با VS بسنجیم.

عمودی (ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات) در کشور، مربوط به کدام فعالیت‌های اقتصادی است. افزایش منفعت از تجارت به شیوه نوین، نیازمند شناخت تجارت از درون فعالیت‌ها است. به عبارت بهتر مطالعه حاضر کالاهای تجارت شده را از مسیر فعالیت‌های تولیدیشان ردیابی می‌کند و در این پژوهش خود کالاهای مطرح نیستند و فعالیت‌های تولیدیشان مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین برای پاسخ به پرسش‌های فوق و بررسی نحوه اتصال اقتصاد ایران به اقتصاد بین‌الملل و تغییرات آن در سال‌های مختلف، در این پژوهش از جداول داده - ستانده که ارتباط تجارت با فعالیت‌های داخلی را نشان می‌دهد و روش حذف فرضی برای محاسبه ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات (DVA)^۱ و روش تخصص‌گرایی عمودی برای محاسبه ارزش افزوده وارداتی در صادرات ناخالص (VS)^۲، استفاده شده است. در این راستا، در بخش‌های بعدی به ترتیب ادبیات، پیشینه، روش‌شناسی و یافته‌های پژوهش و در نهایت جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه شده است.

۲- ادبیات پژوهش

تجارت بین‌الملل از دیرباز مورد توجه نظریه‌پردازان بوده است. از این‌رو نظریه‌های مختلفی در این زمینه وجود دارد که به دو دسته نظریه‌های سنتی و نظریه‌های جدید تقسیم می‌شود. نظریه‌های سنتی با نظریه مرکانتلیسم^۳ آغاز می‌شود. در این نظریه ادعا می‌شود هدف هر کشوری باید رسیدن به مازاد تراز بازرگانی باشد، بنابراین باید صادرات یک کشور، بیشتر از واردات آن باشد. با طرح دیدگاه‌های مکتب کلاسیک، این نظریه مورد نقد واقع شد؛ چراکه با افزایش حجم پول و گران‌تر شدن کالاهای صادراتی برای خریداران خارجی، صادرات کاهش می‌یافت (دینی‌ترکمانی^۴، ۱۳۹۱: ۹۹ - ۱۰۰).

آدام اسمیت با طرح نظریه مزیت مطلق، نظریه مرکانتلیسم‌ها را به چالش کشید. با پیشرفت نسبی فن‌آوری بعد از انقلاب صنعتی، توسعه حمل‌ونقل و توسعه ارتباطات به گسترش نظریه اسمیت کمک کرد. بر اساس این نظریه، هر کشور باید در تولید کالایی تخصص یابد که نسبت به سایر کشورها، در تولید آن کالا مزیت مطلق دارد و کالاهایی را که در تولیدشان مزیت مطلق ندارد، وارد

1. Domestic Value Added
2. Vertical Specialization
3. Mercantilisme
4. Dinitorkmani (2012)

کند. به‌طور کلی نظریه مزیت مطلق آدام اسمیت تقسیم کار جهانی را پیشنهاد می‌کند؛ اما در پاسخ به این سوال که تجارت بین دو کشوری که یکی در تولید تمام کالاها مزیت مطلق و دیگری در تولید تمام کالاها عدم مزیت مطلق دارد، چگونه می‌تواند برقرار شود، پاسخ مناسبی ندارد (گردز^۱، ۲۰۲۲: ۲۸ - ۴۲) و (شوماخر^۲، ۲۰۱۲: ۵۹).

ریکاردو با طرح نظریه مزیت نسبی به این سؤال پاسخ بهتری می‌دهد. پاسخ ریکاردو از این قرار است که در چنین شرایطی، کشوری که در تمام محصولات مزیت مطلق دارد، به تولید محصولی می‌پردازد که مزیت مطلق بیشتری دارد و کشوری که در تمام محصولات عدم مزیت مطلق دارد به تولید کالایی می‌پردازد که در آن عدم مزیت مطلق کمتری دارد. با چنین مبادله‌ای، هر دو کشور می‌توانند همچنان از تجارت سود ببرند (مورداک^۳، ۲۰۲۰: ۶۱ - ۶۲). بر خلاف دیدگاه ریکاردو که تفاوت در مزیت نسبی را ناشی از تفاوت در بهره‌وری می‌دانست، هکشر و اوهلین، تفاوت در مزیت نسبی کشورها را به تفاوت در بهره‌مندی کشورها از عوامل تولید نسبت می‌دهند، دوره اوج این نظریه مصادف است با بعد جنگ جهانی دوم (۱۹۴۵ - ۱۹۸۰)، که با گسترش ارتباطات تجاری و حذف تعرفه‌ها همراه بود. با گسترش حمل‌ونقل دریایی و فناوری اطلاعات و تسهیل نقل و انتقالات عوامل تولید، بعد از ۱۹۸۰، محدودیت مورد نظر در نظریه هکشر - اوهلین (محدودیت عوامل تولید) برطرف شد. در این دوران دیگر موجودی عوامل تولید به‌عنوان یک محدودیت کمرنگ شد و هر کالایی در هر منطقه امکان تولید یافت. از این‌رو نظریه‌های نوین تجارت مطرح شدند (منصوری^۴، ۲۰۲۲: ۱۰۳).

در نظریه‌های جدید به دلیل رفع موانع تجاری و توسعه حمل‌ونقل و ارتباطات، روابط تجاری کشورها از تجارت در کالاهای نهایی به سمت تجارت در کالاهای واسطه‌ای تغییر پیدا کرد؛ چراکه هزینه‌های تولید کالاهای نهایی نسبت به هزینه‌های حمل‌ونقل مد نظر قرار گرفت. این امر منجر به تکه‌تکه شدن^۵ تولید شد. طیف وسیعی از اصطلاحات و مفاهیم از اوایل دهه ۱۹۹۰ برای تلاش برای تشریح این پدیده نوظهور ارائه شد. از منظر تجاری، صادرات جهانی کالاهای واسطه‌ای اکنون از

1. Gerdes (2022)
2. Schumacher (2012)
3. Murdock (2020)
4. Mansouri (2022)
5. Fragmentation

صادرات کالاهای نهایی و سرمایه‌ای بیشتر است؛ زیرا قطعات و اجزای بیشتری برای استفاده در تولید و صادرات بین‌المللی مبادله می‌شود (یئونگ و کو^۱، ۲۰۱۵: ۳۰ - ۳۱). از نظر بامبر^۲ و همکاران (۲۰۱۴)، دولت‌ها و سازمان‌های بین‌المللی به این الگوی در حال ظهور تجارت جهانی توجه دارند و به آن تغییر از «تجارت کالا» به «تجارت در ارزش افزوده»، «تجارت در وظایف» و «تجارت در قابلیت‌ها» می‌گویند. بعد از مطرح شدن شیوه نوین تجارت، برای سهم‌بری بیشتر کشورهای از ارزش-افزوده جهانی، نظریه‌های مختلفی مطرح شد. یکی از این نظریه‌ها که عمدتاً مورد توجه کشورهای منبع محور قرار گرفت، تشکیل شبکه تولید جهانی^۳ بود.

این نظریه در پی اشاعه نظریه‌های نوین تجارت بین‌الملل، بیشتر توسط جغرافی دانان اقتصادی ترویج شد و به عنوان «شبکه‌ای متشکل از بازیگران اقتصادی و غیراقتصادی به هم پیوسته که توسط یک نهاد اصلی در سطح بین‌المللی هماهنگ شده و کالاها یا خدمات را در چندین مکان جغرافیایی برای بازارهای جهانی تولید می‌کند» تعریف می‌شود. این واقعیت تجربی پس‌زمینه مهمی را برای درک چگونگی توسعه بهتر مناطق و کشورها در نتیجه ارتباط خاص خود در زنجیره‌ها یا شبکه‌ها فراهم کرده است (نیلسون و همکاران، ۲۰۲۰: ۳). با تکیه بر این مفهوم، در این نظریه، صنعتی شدن به عنوان یک فرآیند ارتقاء عملکردی در یک زنجیره ارزش، توسط استراتژی‌های برون‌سپاری بین کشورها در یک منطقه مشخص، تفسیر می‌شود. به بیان دیگر، این نظریه بیشتر بر تجارت محصولات واسطه‌ای تحت ادغام عمودی تولید در یک منطقه خاص متمرکز است. بر اساس نظریه‌های پراکندگی و برون‌سپاری، شکل‌گیری ارتباط تجاری برای همه کشورها سودآور است و منجر به رشد اقتصادی و افزایش درآمد کشورهای آن منطقه و کاهش هزینه‌های تولید می‌شود؛ زیرا در این شرایط هزینه‌های ارتباطی و حمل‌ونقل به دلیل توسعه ارتباطات در شبکه تولیدی، از هزینه‌های تولید کل زنجیره در یک کشور، کمتر است (منصوری، ۲۰۲۲: ۹۹) و (دادج^۴، ۲۰۲۰: ۴-۱). این نظریه به کشورهای منبع محور توصیه می‌کند که با ایجاد زنجیره ارزش منطقه‌ای، با واردات همان منابع و

1. Yeung & Coe (2015)

2. Bamber et al. (2014)

3. Global Production Network

4. Dodge (2020)

مواد خام به هاب منبع خام^۱ تبدیل شوند؛^۲ اما به جای توسعه فعالیت‌های تولید در بالادست، در فعالیت‌های تولیدی پایین‌دست همان منبع توسعه یابند؛ از این جهت در این نظریه‌ها ارزش افزوده داخلی^۳ و تخصص‌گرایی عمودی^۴ مطرح می‌شود. به کارگیری این نظریه نیازمند این است که مشخص شود ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی یک کشور ناشی از کدام فعالیت‌هاست، تا بتوان با استفاده از توسعه در این فعالیت‌ها به تشکیل زنجیره‌های ارزش منطقه‌ای و جهانی مبادرت نمود (نیلسون و همکاران، ۲۰۲۰: ۱۱).

در این راستا، مطالعات داخلی و خارجی متعددی انجام شده است.

۳- پیشینه پژوهش

حسین و بارز^۵ (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تجربی صنعت پوشاک و نساجی بنگلادش در اقتصاد بین‌الملل» به بررسی ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص بنگلادش در صنعت نساجی و پوشاک می‌پردازند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که علی‌رغم اینکه پیوندهای پسین در این فعالیت‌ها در سطح جهانی از وضعیت مناسبی برخوردار است اما پیوندهای پیشین این صنایع، وضعیت مناسبی ندارند و باید با ایجاد شرایط مناسب برای سرمایه‌گذاران خارجی در زمینه پژوهش و توسعه و تولید نوآورانه تلاش کرد.

نیلسون^۶ و همکاران (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای با عنوان «سیاست صنعتی مبتنی بر منابع در عصر شبکه

1. Hub

۲. به‌طور کلی یک هاب، نقش جذب، ذخیره‌سازی و بازتوزیع را دارد (محمدی و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۵۱۳). از منظر اقتصادی برای تبدیل یک کشور به هاب یک محصول، باید زنجیره ارزش فراوری آن محصول در یک کشور موجود باشد، چراکه اساساً هاب شدن در پاسخ به کاهش ریسک زنجیره تأمین است (الرشید، ۲۰۲۴: ۳۷۰-۳۶۵). کشورهایی مثل امارات و سنگاپور هاب لجستیکی هستند. ترکیه سعی در تبدیل شدن به هاب انرژی و عربستان سعودی در تلاش برای تبدیل شدن به هاب مواد غذایی است. البته برای هاب شدن چند ویژگی لازم است. مهم‌ترین ویژگی برای هاب شدن، نزدیک بودن به تولیدکنندگان برتر و مصرف‌کنندگان اصلی همان محصول است. بنابراین یک هاب، مزیت جغرافیایی در یک منطقه خاص را باید داشته باشد. ثانیاً مزیت‌های زیرساختی و لجستیکی برای ذخیره‌سازی و بازتوزیع نیز از ویژگی‌های مهم یک هاب است که باید در سطح مناسبی باشد (مختار و همکاران، ۲۰۱۹: ۴۱۵-۴۱۶).

3. Domestic Value Added

4. Vertical Specialization

5. Hossain & Baars (2022)

6. Neilson & et al. (2020)

تولید جهانی» به بررسی سیاست صنعتی منبع‌محور در اندونزی پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که برای ارتقاء در زنجیره‌های تولید منطقه‌ای، بهتر است کشور اندونزی ضمن تبدیل شدن به هاب دانه کاکائو، در پایین‌دست این فعالیت (فراوری دانه کاکائو) توسعه یابد.

باناکلوش^۱ و همکاران (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای با عنوان «پیامدهای اندازه‌گیری ارزش افزوده در صادرات و تخصص‌گرایی عمودی با جدول داده - ستانده منطقه‌ای» به مطالعه جایگاه آمریکای جنوبی در اقتصاد بین‌الملل می‌پردازند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که آمریکای جنوبی به عنوان صادرکننده کالاهای و خدمات واسطه‌ای در زنجیره‌های ارزش جهانی موقعیت بالادست دارد و در تخصص‌گرایی عمودی، واردات ناشی از صادرات ناخالص آمریکای جنوبی بیشتر از خارج از منطقه تأمین می‌شود.

ژو^۲ (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل کمی از زنجیره‌های ارزش بین‌المللی: چرا ارزش - افزوده داخلی در صادرات چین افزایش یافته است؟» به بررسی ارزش افزوده داخلی (DVA) صادرات چین طی سال‌های ۲۰۰۰ - ۲۰۱۴ بر اساس جداول داده - ستانده جهانی می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که شکاف بین DVA و صادرات چین در فعالیت‌های مختلف متفاوت است. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که اگرچه سهم صادرات کالاهای تولیدی با فناوری پیشرفته به‌طور قابل - توجهی افزایش یافته است، اما تغییر در ساختار صادرات نتوانسته DVA صادرات چین را به‌طور مؤثر افزایش دهد.

لوک^۳ (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای با عنوان «زنجیره‌های تأمین جهانی و یکپارچگی عمودی: شواهدی از چین»، چگونگی سازماندهی زنجیره تأمین در داخل و بین کشورها می‌پردازد و با استفاده از آمار تجارت گمرکی برای صادرات محصولات فراوری شده در چین، یک استراتژی جدید برای بررسی موقعیت شهرها در زنجیره ارزش طراحی شده است. در این مطالعه شواهدی مبنی بر اینکه که ارزش افزوده به نسبت تولید ناخالص به شدت به موقعیت قرارگیری شهرها در یک کشور و کشورها در زنجیره تأمین بستگی دارد، نتایج نشان می‌دهد که ارزش افزوده با حرکت شرکت‌ها در زنجیره تأمین به سمت تولید نهایی افزایش می‌یابد.

1. Banacloche & et al. (2020)

2. Zhu (2019)

3. Luck (2019)

شرکت و همکاران^۱ (۱۴۰۲) در پژوهشی با عنوان «به‌کارگیری روش‌های حذف فرضی و متعارف در سنجش ارزش افزوده در تجارت: نتایج یکسان یا متفاوت؟» به بررسی نتایج روش حذف فرضی و متعارف در سطح کلان و در سطح فعالیت‌ها می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که علی‌رغم اینکه مبنای هردو مطالعه مشابه است اما از آنجایی که اعداد به‌دست آمده در روش حذف فرضی گاهی بزرگتر یا کوچکتر از واحد است، تفسیر نتایج را با مشکل مواجه می‌کند. اما در روش متعارف از آنجایی که سرجمع DVA و VS برای هر فعالیت برابر واحد است، تفسیر و تحلیل سیاستی از عملکرد فعالیت‌ها را معقول‌تر می‌نماید.

مهاجری و بانویی^۲ (۲۰۲۱)، پژوهشی با عنوان «برآورد ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص و ارتباط آن با تخصص‌گرایی عمودی: مطالعه موردی ایران» انجام دادند و از دو روش استخراج فرضی (HEM)^۳ و VS^۴ با جدیدترین جداول داده - ستانده در سال‌های ۲۰۰۱ و ۲۰۱۱ در ایران استفاده کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد که سهم DVA^۵ در صادرات ناخالص در سال ۲۰۰۱، ۹۵ درصد است، در سال ۲۰۱۱ به ۹۳ درصد کاهش یافته است.

بانویی و فهیمی^۶ (۱۴۰۰)، در مقاله‌ای با عنوان «به‌کارگیری متوسط فاصله انتشار در شناسایی زنجیره‌های تولید و نسبت آن با ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی» در ۶ بخش کلی به بررسی محیط داخلی و بیرونی صنایع در ایران می‌پردازند. یافته‌های کلی نشان می‌دهد که کشاورزی و معادن در گروه فعالیت‌های بالادستی قرار می‌گیرد، از منظر بیرونی سهم ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص برابر ۰/۹۳ واحد است، درحالی‌که سهم تخصص‌گرایی عمودی ۰/۰۷ واحد است.

نजारزاده و همکاران^۷ (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای با عنوان «اندازه‌گیری شاخص‌های وضعیت اقتصاد ایران در زنجیره‌های جهانی ارزش و مقایسه با کشورهای منتخب» به بررسی وضعیت ایران از منظر مشارکت پسین و پیشین برای سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵، با استفاده از جداول داده - ستانده جهانی

1. Sherkat et al. (2023)

2. Mohajeri & Banoei (2021)

3. Hypothetical Extraction Method

4. Vertical Specialization

5. Domestic Value Added

6. Banoei & Fahimi (2021)

7. Najarzadeh et al. (2020)

می‌پردازند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که مشارکت ایران از منظر پسین افزایش و از منظر پیشین کاهش یافته است.

در مقاله حاضر مشابه مقالات داخلی و خارجی به محاسبه DVA و VS اختصاص دارد. تفاوت این پژوهش با پژوهش‌های خارجی در این است که به بررسی ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی به تفکیک فعالیت‌ها می‌پردازد و صرفاً یک فعالیت و یا یک زنجیره تولید مطرح نیست. همچنین مطالعات خارجی عموماً از جداول داده - ستانده جهانی استفاده کرده‌اند اما در این مطالعه از جداول داده - ستانده داخلی استفاده شده است. همچنین تفاوت این پژوهش با پژوهش‌های داخلی پیشین نیز در سال‌های مطالعه و تعداد فعالیت‌ها است. پژوهش حاضر مشابه مطالعه مهاجری و بانویی (۲۰۲۰)، یک مطالعه ایستای مقایسه‌ای است اما مطالعه ایشان با جداول داده - ستانده مرکز آمار (جداول ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰) انجام شده است. مطالعه بانویی و فهیمی (۱۴۰۰) یک مطالعه ایستاست و برای ۶ بخش تنظیم شده است درحالی که این مطالعه یک مطالعه ایستای مقایسه‌ای برای ۴ دوره با ۲۶ فعالیت است. همچنین در مطالعه بانویی و فهیمی هم بخش داخلی و هم بخش خارجی بررسی شده، درحالی که پژوهش حاضر صرفاً بخش خارجی و تغییرات آن را دربرمی‌گیرد. در ادامه روش‌شناسی پژوهش تشریح می‌شود.

۴- روش‌شناسی پژوهش

روش به کار رفته در این مطالعه، روش تعادل عمومی با استفاده از جداول داده - ستانده است. از آنجایی که این پژوهش یک مطالعه ایستای مقایسه‌ای است، در ابتدا جداول داده - ستانده به قیمت ثابت، محاسبه می‌شود. در گام بعد به محاسبه جداول داخلی پرداخته خواهد شد و در نهایت شاخص‌های DVA و VS محاسبه خواهند شد.

۴-۱- محاسبه جداول داده-ستانده به قیمت ثابت

از آنجایی که هر جدول داده-ستانده به قیمت جاری محاسبه می‌شود، برای اینکه بتوان چند جدول داده-ستانده را با هم مقایسه کرد باید هر کدام به قیمت ثابت محاسبه شوند. یکی از روش‌های متداول برای محاسبه جداول داده-ستانده به قیمت ثابت، روش تعدیل مضاعف^۱ است. در این روش

در گام نخست ستانده ناخالص، نهاده‌های واسطه‌ای و تقاضای نهایی بخش‌ها با استفاده از شاخص قیمت‌های کلی متناظر هر بخش^۱ و ضرب آن در هر یک از اجزای مذکور، به قیمت ثابت تعدیل می‌شوند (میلر و بیلر^۲، ۲۰۰۹: ۱۵۷).

۲-۴- داخلی کردن جدول داده - ستانده

برای محاسبه DVA و VS تهیه جدول داده - ستانده داخلی لازم است. جدول داخلی به روش‌های مختلفی محاسبه می‌شود؛ روش به کار رفته در این پژوهش، واردات را به کامل‌ترین شکل ممکن بر حسب واردات واسطه‌ای - سرمایه‌ای - مصرفی محاسبه و از جدول متعارف جدا می‌کند که در نهایت جدول داخلی حاصل می‌شود. از آنجایی که در این روش صادرات مجدد واردات محاسبه نمی‌شود و با توجه به ساختار اقتصاد ایران که در آن صادرات مجدد واردات چندان معنی‌دار نیست، روش مناسبی محسوب می‌شود و سازگاری لازم را دارد (بانویی^۳، ۱۳۹۱: ۳۹).

رابطه تراز تولیدی که بر ساختار کلی جدول داده - ستانده حاکم است به صورت زیر است:

$$x = Ze + f - m \quad (۱)$$

$$Z = [Z_{ij}], \quad Z = D + M \quad (۲)$$

$$D = [d_{ij}], \quad M = [m_{ij}], \quad (۳)$$

Z ماتریس مبادلات بین بخشی است که از دو بخش ماتریس مبادلات واسطه‌ای داخلی (D) و ماتریس مبادلات واسطه‌ای وارداتی تشکیل می‌شود. برای محاسبه ماتریس داخلی، به بردار d نیاز است که منشاء داخلی داشته باشد که ضرب آن در هر متغیر، ماهیت داخلی آن متغیر را تعیین کند. ابتدا صادرات از مابقی پارامترهای تشکیل دهنده تقاضای نهایی جدا می‌شود:

$$f = f_h + e, \quad f_h = C + G + Cf \quad (۴)$$

$$x = Ze + f_h + e - m, \quad x - e = Ze + f_h - m \quad (۵)$$

$$d = \frac{x-e}{Ze+f_h} = 1 - \frac{m}{Ze+f_h} \quad \text{بردار منشاء داخلی}, \quad m_m = \frac{m}{Ze+f_h} \quad \text{بردار واردات} \quad (۶)$$

۱. انجام محاسبه جداول به قیمت ثابت ۱۳۹۵ به کمک شاخص‌های کلی که در سایت داده‌های سری زمانی بانک مرکزی به صورت آنلاین منتشر شده و موجود است، انجام شد. با توجه به داده‌های موجود، بهترین روش ممکن جهت محاسبه جداول به قیمت ثابت، روش تعدیل مضاعف بود.

2. Miller & Blair (2009)

3. Banouei (2012)

لازم به ذکر است که نسبت‌های d برای بخش‌های مختلف عددی بین صفر و یک است.

$$x - e = dZe + df_h \quad (7)$$

$$dZe = De, Me = Ze - De \quad (8)$$

$$df_h = d(C + G + Cf) \quad (9)$$

$$m_c = C - dC, m_G = G - dG, m_{Cf} = Cf - dC \quad (10)$$

C ، G و Cf به ترتیب بردارهای مصرف خانوارها، دولت و تشکیل سرمایه است. در صورتی که بردار واردات به مبادلات واسطه‌ای و تقاضای نهایی اعم از مصرف خانوار، مصرف دولت و تشکیل سرمایه ضرب شود، m_Z ، m_C ، m_G و m_{Cf} که به ترتیب بیانگر بردار واردات واسطه‌ای، بردارهای واردات مصرفی خانوارها، واردات مصرفی دولت و واردات سرمایه‌ای است، حاصل می‌شود. تفاضل هریک از بردارها به ترتیب، مصرف داخلی خانوار و بردار مصرف داخلی دولت و بردار سرمایه داخلی را مشخص می‌کند. در ماتریس داخلی، واردات به صورت سطری در قسمت سوم جدول داده - ستانده منظور می‌شود (بانویی، ۱۳۹۱: ۴۹ - ۵۱ و پاشازانوس و همکاران^۱، ۱۳۹۲: ۸۸ - ۹۲).

۳-۴- محاسبه ارزش افزوده داخلی (DVA) و ادغام عمودی (VS)

در این بخش به معرفی دو نحوه محاسبه دو شاخص اصلی محاسبه شده در این مطالعه با عنوان شاخص ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص (DVA) و ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص یا همان شاخص ادغام عمودی (VS) پرداخته می‌شود.

۳-۴-۱- سنجش ارزش افزوده داخلی به روش حذفی

برای فهم استراتژی تجارت در ارزش افزوده ایران در زنجیره‌های تولیدی پارامترهای DVA و VS محاسبه می‌شود. از این رو بعد از محاسبه جدول داده - ستانده داخلی، در گام بعدی ارزش - افزوده ناشی از صادرات (یا همان DVA) به روش حذف فرضی محاسبه می‌شود. در این قسمت نیز از رابطه تراز تولیدی تقاضا محور لئونتیف جدول داخلی استفاده می‌شود:

$$x = Adx + f, \quad f = C_d + G_d + I_d + E \quad (11)$$

در گام بعدی ضریب مستقیم ارزش افزوده با تقسیم ارزش افزوده بر ستانده کل به دست می‌آید که آن را در قالب ماتریس قطری نوشته و در معکوس ماتریس لئونتیف داخلی ضرب می‌شود:

$$GDP(V) = \hat{v} (I - Ad)^{-1} f \quad (12)$$

در رابطه فوق، $\hat{v} (I - Ad)^{-1}$ به ماتریس ضرایب فزاینده ارزش افزوده داخلی معروف است.

در مرحله بعد، ارزش افزوده داخلی ناشی از تقاضای نهایی با حذف صادرات^۱ محاسبه می‌شود:

$$f_d = f - E = C_d + G_d + I_d \quad (13)$$

با حذف صادرات ناخالص، GDP جدید به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$GDP^*(V) = \hat{v} (I - Ad)^{-1} f_d \quad (14)$$

حال اگر GDP^* به دست آمده بعد از خنثی کردن صادرات ناخالص از GDP واقعی کسر شود، حاصل آن مقدار ارزش افزوده داخلی است که از یک اقتصاد مشخص به جهان صادر می‌شود (بانویی و فهیمی، ۱۴۰۰: ۳۹ - ۴۱).

$$DVA = GDP - GDP^* \quad (15)$$

همان‌طور که از روابط فوق مشخص است، ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص (DVA)، از ضرب ماتریس ضرایب فزاینده لئونتیف و ماتریس ضرایب ارزش افزوده حاصل می‌شود. البته لازم به ذکر است که در مطالعه شرکت و همکاران (۱۴۰۲) روش متعارف نیز در کنار روش حذف فرضی معرفی می‌شود. در آن مقاله به معایب روش حذف فرضی در مقابل روش متعارف اشاره می‌شود؛ اما از آنجایی که اصل محاسبات هر دو روش یکسان است و هر دو روش در سطح کلان DVA و VS های یکسانی را نتیجه می‌دهند و اصل اختلاف در سرجمع DVA و VS در سطح فعالیت‌ها بروز می‌کند و تمرکز این مطالعه در بررسی سهم هریک از فعالیت‌ها در DVA و VS کل است و بررسی تغییرات سرجمع DVA و VS در سطح فعالیت‌ها مد نظر این پژوهش نیست، اشکالات وارده بر روش حذف فرضی مورد اشاره در آن مطالعه، بر پژوهش حاضر وارد نیست. این مطالعه همانند مطالعه بانویی و فهیمی (۱۴۰۰) به محاسبه سهم فعالیت‌ها از DVA و VS کل پرداخته می‌شود.

همچنین به دلیل اینکه در این مطالعه از جدول داده - ستانده داخلی استفاده می‌شود، مقصد صادرات مشخص نیست و این موضوع از محدودیت‌های این مطالعه به حساب می‌آید. پس می‌توان بیان کرد از آنجایی که DVA نشان دهنده ارزش افزوده داخلی در صادرات یک کشور است، اهمیت دارد که از کدام فعالیت استخراج می‌شود، در صورتی که DVA از فعالیت‌های ابتدایی زنجیره جهانی

۱. در این قسمت از محاسبات که صادرات حذف می‌شود، به این روش، روش حذف فرضی گفته می‌شود. به عبارت دیگر گویی ما به صورت فرضی صادرات را حذف می‌کنیم تا تغییرات در ارزش افزوده را محاسبه کنیم.

حاصل شود مشارکت پسین با اقتصاد بین‌الملل محسوب می‌شود و هرچه تولید یک کشور به کالاهای نهایی نزدیک‌تر شود مشارکت پیشین آن کشور در زنجیره‌های بین‌المللی بیشتر می‌شود.

۲-۳-۴- سنجش ادغام یک اقتصاد با اقتصاد جهانی به روش تخصیص گرایی عمودی

در این بخش نیز به محاسبه VS پرداخته می‌شود. برای انجام این کار نیز از جدول داده - ستانده داخلی استفاده می‌شود. در این قسمت نیازهای مستقیم و غیر مستقیم واردات واسطه‌ای در تأمین صادرات ناخالص محاسبه می‌شود. به این منظور ابتدا ماتریس ضرایب مستقیم واردات واسطه‌ای با استفاده از رابطه (۱۶) محاسبه می‌شود:

$$Am = \frac{\bar{M}e}{x_j} \rightarrow \bar{M}e = Amx \quad (16)$$

در رابطه (۱۶)، Am ماتریس ضرایب مستقیم واردات را نشان می‌دهد که از تقسیم ماتریس مبادلات واردات واسطه‌ای - سرمایه‌ای - مصرفی بر ستانده کل به دست می‌آید. با ضرب Am در صادرات ناخالص و معکوس ماتریس لئونتیف داخلی، VS به دست می‌آید:

$$VS(M) = e' Am (I - Ad)^{-1} E \quad (17)$$

رابطه (۱۷) نشان می‌دهد که نیازهای مستقیم و غیر مستقیم واردات واسطه‌ای - سرمایه‌ای - مصرفی در تأمین صادرات ناخالص به چه میزان است. e' بردار سطری واحد و جمع‌کننده ستونی ماتریس است. VS میزان ادغام یک اقتصاد با اقتصاد جهانی را از نظر واردات نشان می‌دهد. به عبارت دیگر نشانگر واردات ارزش افزوده است.

همچنین از روابط ۱۶ و ۱۷ مشخص است که ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص، از حاصل ضرب ماتریس معکوس لئونتیف در ماتریس ضرایب واردات و حاصل ضرب این ماتریس حاصل شده در بردار صادرات به دست می‌آید. اعداد حاصل شده از آنجایی که میزان واردات برای صادرات را بیان می‌کند، نشان می‌دهد که چه میزان از واردات در پروسه تولید اقتصاد داخلی به کار رفته و سپس در صادرات مورد استفاده قرار می‌گیرد. این شاخص مشارکت اقتصاد را در زنجیره‌های بین‌المللی نشان می‌دهد. هرچه شاخص بزرگتر باشد چون میزان واردات برای صادرات بیشتر می‌شود، پس میزان ادغام و مشارکت یک کشور در سطح بین‌المللی افزایش می‌یابد.

لازم به ذکر است که یک قاعده کلی نیز بین DVA و VS در سطح کلان وجود دارد که به

صورت رابطه (۱۸) است:

$$\frac{DVA}{GE} + \frac{VS}{GE} = 1 \rightarrow \frac{DVA}{GE} = 1 - \frac{VS}{GE} \quad (۱۸)$$

رابطه (۱۸) به این مفهوم است که جمع نسبت ارزش افزوده داخلی به کل صادرات و نسبت VS به کل صادرات برابر واحد است و رابطه‌ای معکوس بین DVA و VS برقرار است (بانویی و مهاجری، ۱۳۹۱: ۲۰۲۱). این برابر با واحد بودن در سطح کلان است؛ اما الزامی نیست که در سطح فعالیت‌ها نیز جمع DVA و VS برابر با واحد باشد و برابر با واحد نبودن سرجمع DVA و VS در سطح فعالیت‌ها، می‌تواند در تفسیر اعداد مشکل ایجاد کند؛ پس باید با استفاده از روش متعارف این اشکال را برطرف و سرجمع دو شاخص را در سطح فعالیت‌ها، برابر با واحد تبدیل کرد؛ این اقدام برای سهولت در تفسیر و ایجاد مشابهت بیشتر با اقتصاد ایران انجام می‌شود (شرکت و همکاران، ۱۴۰۲).

با این حال از آنجایی که تمرکز مطالعه حاضر در بررسی سهم فعالیت‌ها در DVA و VS در سطح کلان است، چنین مشکلاتی برای مطالعه حاضر بروز نمی‌کند. بررسی هم‌زمان ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص و ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص بیانگر نحوه اتصال یک اقتصاد به اقتصاد جهانی است و زمانی که سهم فعالیت‌ها در ارزش افزوده داخلی کل و ارزش افزوده وارداتی کل محاسبه شود، می‌توان به سیاستگذار اعلام کرد که مشارکت پسین و مشارکت پیشین اقتصاد با اقتصاد بین‌الملل چگونه است.

۵- یافته‌های پژوهش

در این پژوهش، ابتدا جداول داده - ستانده تفصیلی با تمام بخش‌ها با کمک روش تفکیک واردات واسطه‌ای - سرمایه‌ای - مصرفی، مبنای تفکیک واردات قرار گرفت. سپس بررسی‌ها نشان داد که بهترین نتایج از تجمع و همگن‌سازی جداول متعارف در ۲۶ بخش حاصل می‌شود. در نهایت جداول ۲۶ بخشی مبنای محاسبه ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص و ارزش افزوده وارداتی قرار گرفت. در جداول ۱ تا ۴ ارزش صادرات ناخالص کالاها و خدمات، سهم صادرات هر فعالیت، ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص (DVA) و سهم DVA به تفکیک برای فعالیت‌های اقتصاد ایران محاسبه شده است.

هدف از تهیه جداول ۱ تا ۴ بررسی شکاف سهم صادرات با سهم DVA در صادرات ناخالص در سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۸۳، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۵ است. جداول ۵ تا ۸ نیز ارزش واردات کالاها و خدمات، سهم هر فعالیت از واردات، ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص (VS) و سهم VS در صادرات ناخالص اقتصاد ایران در همان سال‌ها است. هدف از محاسبه جداول ۵ تا ۸ نیز بررسی

شکاف سهم واردات با سهم VS به تفکیک فعالیت‌ها است.

به‌عنوان مثال در سال ۱۳۷۸ سهم صادرات کاشت محصولات (زراعت و باغداری) در اقتصاد ایران ۷ درصد است؛ این درحالی است که سهم این فعالیت در کل ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص کشور ۱۲ درصد محاسبه شده است.

در سال ۱۳۷۸، (به‌جز خدمات) بیشترین ارزش افزوده داخلی ایران از فعالیت کاشت محصولات (زراعت و باغداری) صادر شده بود. در همین سال (طبق جدول ۵) ۳ درصد از کل واردات متعلق به بخش کشاورزی بود اما از این ۳ درصد واردات صرفاً ۰/۳ درصد در صادرات ایران به کار رفته است. مابقی فعالیت‌ها در سایر جداول نیز به همین صورت قابل تفسیر هستند. در سال ۱۳۷۸ بیشترین سهم DVA اقتصاد ایران از فعالیت کاشت محصولات، پرورش حیوانات، منسوجات و تولید کانی‌های غیرفلزی حاصل شده است.

در سال‌های ۱۳۸۳ و ۱۳۸۹ به‌طور محسوس از سهم DVA فعالیت کاشت محصولات و فعالیت تولید منسوجات کاسته شده^۱ و به سهم فعالیت استخراج نفت خام و گاز طبیعی و تولید فرآورده‌های نفتی اضافه شده است. در سال ۱۳۹۵ سهم فعالیت استخراج نفت و تولید فرآورده‌های نفتی کاهش و سهم فعالیت تولید مواد شیمیایی و دارویی و تولید فلزات اساسی افزایش یافته است. بیشترین VS (ادغام عمودی) ایران از فعالیت‌های تولید محصولات شیمیایی و فلزات اساسی و ماشین‌آلات و تجهیزات ناشی می‌شود. جزئیات بیشتر از جداول ۱ تا ۸، به شرح زیر است:

۱. دلیل این مسأله وقوع خشکسالی‌های پی در پی است که در دهه‌های بعد نیز ادامه دارد.

بررسی تغییرات ارزش افزوده داخلی و ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص در اقتصاد ... ۳۰

جدول ۱: ارزش صادرات ناخالص و مقدار ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص در سال ۱۳۷۸

ارزش صادرات کالاها و خدمات ناخالص (میلیون ریال به قیمت جاری) (۱)	سهم صادرات (۲)	ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص (میلیون ریال به قیمت جاری) (۳)	سهم DVA به ارزش کل صادرات ناخالص (۴)
کاشت محصولات (زراعت و باغداری)	۰/۰۷	۱۲۷,۴۲۴,۵۱۵	۰/۱۲
پرورش حیوانات	۰/۰۴	۵۵,۳۹۵,۱۹۷	۰/۰۵
جنگلداری	۰/۰۰	۲,۲۲۳,۳۳۸	۰/۰۰
استخراج نفت خام و گاز	۰/۴۸	۳۶,۴۸۸,۷۶۴	۰/۰۳
استخراج سایر معادن	۰/۰۱	۶,۳۱۰,۹۸۵	۰/۰۱
تولید محصولات غذایی - آشامیدنی	۰/۰۲	۱۷,۹۴۶,۸۶۹	۰/۰۲
تولید محصولات از توتون	۰/۰۰	۳,۴۱۹	۰/۰۰
تولید منسوجات	۰/۰۵	۳۱,۰۷۲,۹۶۷	۰/۰۵
تولید پوشاک	۰/۰۱	۸۰۷,۸۵۶	۰/۰۰
تولید چرم	۰/۰۰	۱,۰۳۱,۸۳۲	۰/۰۰
تولید چوب	۰/۰۰	۴,۱۹۸,۱۹۹	۰/۰۰
تولید کاغذ و نشر	۰/۰۰	۴,۲۳۳,۱۵۳	۰/۰۰
تولید فرآورده‌های نفتی	۰/۰۹	۴۷,۸۹۳,۸۸۹	۰/۰۳
تولید مواد شیمیایی و دارویی	۰/۰۲	۱۷,۵۴۸,۶۷۱	۰/۰۲
تولید محصولات از لاستیک و پلاستیک	۰/۰۱	۱۲,۱۶۳,۹۰۵	۰/۰۱
تولید کانی‌های غیرفلزی	۰/۰۱	۵۴,۰۹۷,۸۲۳	۰/۰۴
تولید فلزات اساسی	۰/۰۳	۳۵,۱۴۴,۴۵۵	۰/۰۳
تولید محصولات فلزی فابریکی	۰/۰۰	۱۱,۴۹۰,۰۹۲	۰/۰۱
تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۰۰	۶,۰۲۰,۹۳۴	۰/۰۱
تولید تجهیزات برقی	۰/۰۰	۵,۹۱۵,۱۵۱	۰/۰۱
تولید محصولات رایانه‌ای الکترونیکی	۰/۰۰	۳۶۶,۵۵۵	۰/۰۰
تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۰۱	۷,۰۷۴,۲۹۴	۰/۰۱
تولید مبلمان	۰/۰۰	۲۸۸,۱۴۲	۰/۰۰
آب - برق - گاز	۰/۰۰	۲۳,۹۳۰,۰۱۶	۰/۰۲
ساختمان	۰/۰۰	۹,۲۱۵,۸۳۳	۰/۰۱
خدمات	۰/۱۵	۵۲۴,۳۵۷,۸۳۸	۰/۴۸
جمع	۱	۱,۰۶۷,۵۶۳,۳۳۹	۰/۹۷

منبع: ارقام ستون (۱) بر مبنای ستون صادرات جدول داده - ستانده ۱۳۷۸ و نتایج ستون (۳) با استفاده از رابطه (۱۵) محاسبه شده‌اند.

جدول ۲: ارزش صادرات ناخالص و مقدار ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص در سال ۱۳۸۳

ارزش صادرات کالاها و خدمات ناخالص (میلیون ریال به قیمت جاری) (۱)	سهم صادرات (۲)	ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص (میلیون ریال به قیمت جاری) (۳)	سهم DVA به ارزش کل صادرات ناخالص (۴)
کاشت محصولات	۰/۰۳	۲۱۹,۱۸۰,۴۵۹	۰/۰۸
پرورش حیوانات	۰/۰۰	۸۲,۱۹۲,۶۷۲	۰/۰۳
جنگلداری	۰/۰۰	۱,۸۹۵,۷۵۹	۰/۰۰
استخراج نفت خام و گاز	۰/۷۰	۳۰۱,۳۷۳,۱۳۱	۰/۱۱
استخراج سایر معادن	۰/۰۰	۵۴,۷۹۵,۱۱۵	۰/۰۲
تولید محصولات غذایی - آشامیدنی	۰/۰۰	۲۳,۵۹۱,۴۲۶	۰/۰۱
تولید محصولات از توتون	۰/۰۰	۲۰,۳۸۹	۰/۰۰
تولید منسوجات	۰/۰۱	۲۷,۳۹۷,۵۵۷	۰/۰۱
تولید پوشاک	۰/۰۰	۸۰۷,۴۶۰	۰/۰۰
تولید چرم	۰/۰۰	۲۷,۱۳۳,۲۹۶	۰/۰۱
تولید چوب	۰/۰۰	۶,۵۳۵,۵۴۷	۰/۰۰
تولید کاغذ و نشر	۰/۰۰	۷,۱۷۶,۲۳۷	۰/۰۰
تولید فرآورده‌های نفتی	۰/۰۹	۱۳۶,۹۸۷,۷۸۷	۰/۰۵
تولید مواد شیمیایی و دارویی	۰/۰۲	۵۴,۲۹۵,۴۳۲	۰/۰۲
تولید محصولات از لاستیک و پلاستیک	۰/۰۰	۶,۷۶۳,۶۱۵	۰/۰۰
تولید کانی‌های غیر فلزی	۰/۰۱	۸۲,۵۰۶,۷۶۵	۰/۰۳
تولید فلزات اساسی	۰/۰۲	۹۰,۳۹۱,۲۸۲	۰/۰۳
تولید محصولات فلزی فابریکی	۰/۰۰	۷۶,۳۸۸,۲۱۱	۰/۰۳
تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۰۰	۳,۲۱۰,۵۱۴	۰/۰۰
تولید تجهیزات برقی	۰/۰۰	۷,۰۳۵,۸۳۲	۰/۰۰
تولید محصولات رایانه‌ای الکترونیکی	۰/۰۰	۱,۲۲۹,۵۴۱	۰/۰۰
تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۰۱	۴,۱۳۸,۴۱۷	۰/۰۰
تولید مبلمان	۰/۰۰	۳,۴۳۷,۳۳۲	۰/۰۰
آب - برق - گاز	۰/۰۱	۳۲,۵۶۱,۸۱۰	۰/۰۱
ساختمان	۰/۰۰	۵۴,۴۴۹,۲۳۰	۰/۰۲
خدمات	۰/۱۰	۱,۳۴۲,۴۸۰,۳۱۰	۰/۴۹
جمع	۱	۲,۶۲۰,۱۶۵,۵۰۶	۰/۹۶

منبع: ارقام ستون (۱) بر مبنای ستون صادرات جدول داده - ستانده ۱۳۸۳ و نتایج ستون (۳) با استفاده از رابطه (۱۵) محاسبه شده‌اند.

بررسی تغییرات ارزش افزوده داخلی و ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص در اقتصاد... ۳۲

جدول ۳: ارزش صادرات ناخالص و مقدار ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص در سال ۱۳۸۹

ارزش صادرات کالاها و خدمات ناخالص (میلیون ریال به قیمت جاری) (۱)	سهم صادرات (۲)	ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص (میلیون ریال به قیمت جاری) (۳)	سهم DVA به ارزش کل صادرات ناخالص (۴)
کاشت محصولات	۰/۰۲	۱۴۵,۹۸۴,۸۰۴	۰/۰۴
پرورش حیوانات	۰/۰۰	۸۹,۵۹۷,۳۸۱	۰/۰۲
جنگلداری	۰/۰۰	۴۸۰,۲۹۴	۰/۰۰
استخراج نفت خام و گاز	۰/۶۲	۵۳۵,۹۴۶,۸۱۲	۰/۱۴
استخراج سایر معادن	۰/۰۱	۷۷,۹۹۲,۲۰۲	۰/۰۲
تولید محصولات غذایی - آشامیدنی	۰/۰۱	۳۸,۹۹۶,۱۲۰	۰/۰۱
تولید محصولات از توتون	۰/۰۰	۳۴,۱۷۰	۰/۰۰
تولید منسوجات	۰/۰۱	۳۸,۱۷۶,۶۶۴	۰/۰۱
تولید پوشاک	۰/۰۰	۶۵۵,۰۱۶	۰/۰۰
تولید چرم	۰/۰۰	۷۷,۵۴۰,۹۳۴	۰/۰۲
تولید چوب	۰/۰۰	۲۷,۷۵۳,۰۵۵	۰/۰۰
تولید کاغذ و نشر	۰/۰۰	۱۱,۶۹۳,۷۳۱	۰/۰۰
تولید فرآورده‌های نفتی	۰/۱۷	۲۲۳,۹۷۷,۲۰۵	۰/۰۶
تولید مواد شیمیایی و دارویی	۰/۰۵	۱۱۶,۸۱۳,۰۰۱	۰/۰۳
تولید محصولات از لاستیک و پلاستیک	۰/۰۰	۱۸,۵۷۵,۹۸۸	۰/۰۰
تولید کانی‌های غیر فلزی	۰/۰۱	۱۳۲,۷۶۵,۶۵۹	۰/۰۳
تولید فلزات اساسی	۰/۰۱	۵۸,۶۱۹,۸۶۰	۰/۰۲
تولید محصولات فلزی فابریکی	۰/۰۰	۳۹,۴۳۴,۰۳۳	۰/۰۱
تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۰۰	۳۳,۷۹۵,۰۲۰	۰/۰۱
تولید تجهیزات برقی	۰/۰۰	۸,۰۷۶,۱۰۷	۰/۰۰
تولید محصولات رایانه‌ای الکترونیکی	۰/۰۰	۱۳۲,۲۱۷	۰/۰۰
تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۰۰	۱۸,۰۹۲,۴۳۴	۰/۰۰
تولید مبلمان	۰/۰۰	۷,۴۳۲,۵۸۰	۰/۰۰
آب - برق - گاز	۰/۰۰	۳۹,۴۹۴,۰۸۴	۰/۰۱
ساختمان	۰/۰۰	۱۱۷,۴۴۵,۱۱۳	۰/۰۳
خدمات	۰/۰۹	۱,۸۷۱,۸۱۷,۶۴۲	۰/۴۸
جمع	۱	۳,۷۰۴,۶۳۹,۰۸۴	۰/۹۵

منبع: ارقام ستون (۱) بر مبنای ستون صادرات جدول داده - ستانده ۱۳۸۹ و نتایج ستون (۳) با استفاده از رابطه (۱۵) محاسبه شده‌اند.

جدول ۴: ارزش صادرات ناخالص و مقدار ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص در سال ۱۳۹۵

ارزش صادرات کالاها و خدمات ناخالص (میلیون ریال به قیمت جاری) (۱)	سهم صادرات (۲)	ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص (میلیون ریال به قیمت جاری) (۳)	سهم DVA به ارزش کل صادرات ناخالص (۴)
کاشت محصولات	۰/۰۳	۱۳۳,۴۲۷,۶۶۵	۰/۰۴
پرورش حیوانات	۰/۰۱	۶۶,۱۸۴,۷۸۸	۰/۰۳
جنگلداری	۰/۰۰	۹۵۶,۵۰۹	۰/۰۰
استخراج نفت خام و گاز	۰/۴۳	۱۶۸,۶۲۴,۴۰۹	۰/۰۶
استخراج سایر معادن	۰/۰۱	۳۱,۷۵۶,۴۸۴	۰/۰۳
تولید محصولات غذایی - آشامیدنی	۰/۰۳	۶۰,۷۹۲,۵۱۲	۰/۰۲
تولید محصولات از توتون	۰/۰۰	۵۴,۱۸۱	۰/۰۰
تولید منسوجات	۰/۰۱	۶,۲۵۰,۱۳۸	۰/۰۰
تولید پوشاک	۰/۰۰	۳,۷۶۱,۱۵۹	۰/۰۰
تولید چرم	۰/۰۰	۳,۱۸۴,۴۸۲	۰/۰۲
تولید چوب	۰/۰۰	۲۳,۸۴۳,۰۳۸	۰/۰۱
تولید کاغذ و نشر	۰/۰۰	۱۲,۴۸۳,۲۸۲	۰/۰۰
تولید فرآورده‌های نفتی	۰/۰۵	۱۲۴,۱۱۱,۱۶۲	۰/۰۴
تولید مواد شیمیایی و دارویی	۰/۱۲	۸۶,۸۱۶,۹۴۸	۰/۰۵
تولید محصولات از لاستیک و پلاستیک	۰/۰۱	۱۸,۹۲۶,۳۶۸	۰/۰۱
تولید کانی‌های غیر فلزی	۰/۰۱	۱۳۲,۳۲۱,۱۵۲	۰/۰۳
تولید فلزات اساسی	۰/۰۴	۷۹,۰۵۹,۹۰۹	۰/۰۴
تولید محصولات فلزی فابریکی	۰/۰۰	۳۲,۹۵۸,۹۶۵	۰/۰۱
تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۰۰	۲,۲۶۹,۲۵۰	۰/۰۱
تولید تجهیزات برقی	۰/۰۰	۱۰,۵۱۸,۸۸۹	۰/۰۰
تولید محصولات رایانه‌ای الکترونیکی	۰/۰۰	۱۴,۸۸۹,۲۷۳	۰/۰۰
تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۰۰	۳۱,۳۷۱,۲۷۵	۰/۰۱
تولید مبلمان	۰/۰۰	۷,۶۵۳,۶۲۹	۰/۰۰
آب - برق - گاز	۰/۰۳	۱۱۶,۵۶۹,۳۵۴	۰/۰۴
ساختمان	۰/۰۰	۴۶,۴۳۱,۹۴۵	۰/۰۲
خدمات	۰/۲۰	۱,۴۰۵,۴۲۰,۳۲۹	۰/۴۷
جمع	۱	۲,۸۱۵,۸۷۷,۳۷۸	۰/۹۳

منبع: ارقام ستون (۱) بر مبنای ستون صادرات جدول داده - ستانده ۱۳۹۵ و نتایج ستون (۳) با استفاده از رابطه (۱۵) محاسبه شده‌اند.

بررسی تغییرات ارزش افزوده داخلی و ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص در اقتصاد... ۳۴

جدول ۵: ارزش افزوده وارداتی در صادرات ناخالص و تخصیص گرایبی عمودی در سال ۱۳۷۸

ارزش کالاها و خدمات واردات (میلیون ریال به قیمت جاری) (۱)	سهم واردات (۲)	تخصیص گرایبی عمودی (میلیون ریال به قیمت جاری) (۳)	سهم به ارزش کل صادرات (۴)
کاشت محصولات	۰/۰۳	۲,۷۵۹,۸۰۹	۰/۰۰۳
پرورش حیوانات	۰/۰۳	۷۵۶,۳۳۷	۰/۰۰۱
جنگلداری	۰/۰۰	۲۸۶,۹۱۵	۰/۰۰
استخراج نفت خام و گاز	۰/۰۰	۴۸۶	۰/۰۰
استخراج سایر معادن	۰/۰۱	۳,۰۶۵,۹۲۴	۰/۰۰۳
تولید محصولات غذایی - آشامیدنی	۰/۰۷	۸۶۵,۷۰۸	۰/۰۰۱
تولید محصولات از توتون	۰/۰۰	۱,۱۴۵	۰/۰۰
تولید منسوجات	۰/۰۳	۱,۰۲۸,۱۷۱	۰/۰۰۱
تولید پوشاک	۰/۰۲	۲۱۷	۰/۰۰
تولید چرم	۰/۰۱	۱,۷۶۱	۰/۰۰
تولید چوب	۰/۰۰	۸۹,۰۱۱	۰/۰۰
تولید کاغذ و نشر	۰/۰۱	۹۲۳,۱۱۸	۰/۰۰۱
تولید فرآورده‌های نفتی	۰/۰۱	۱,۱۴۷,۴۴۰	۰/۰۰۱
تولید مواد شیمیایی و دارویی	۰/۰۳	۳,۲۶۸,۱۵۴	۰/۰۰۳
تولید محصولات از لاستیک و پلاستیک	۰/۰۲	۱,۰۲۳,۰۵۹	۰/۰۰۱
تولید کانی‌های غیر فلزی	۰/۰۴	۲۶۵,۶۱۶	۰/۰۰
تولید فلزات اساسی	۰/۰۹	۴,۰۵۲,۱۶۱	۰/۰۰۴
تولید محصولات فلزی فابریکی	۰/۰۲	۷۵۷,۸۰۲	۰/۰۰۱
تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۰۵	۲,۸۴۹,۳۲۲	۰/۰۰۳
تولید تجهیزات برقی	۰/۰۲	۱,۸۵۴,۱۱۵	۰/۰۰۲
تولید محصولات رایانه‌ای الکترونیکی	۰/۰۰	۱۸۱,۵۵۸	۰/۰۰
تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۱۰	۶۳۵,۷۶۷	۰/۰۰۱
تولید مبلمان	۰/۰۰	۳۵,۴۴۰	۰/۰۰
آب - برق - گاز	۰/۰۳	۲۳۵,۸۰۰	۰/۰۰
ساختمان	۰/۱۸	۰	۰/۰۰
خدمات	۰/۲۱	۵,۸۶۴,۳۹۸	۰/۰۰۵
جمع	۱	۳۲,۱۵۸,۲۳۴	۰/۰۰۳

منبع: ستون (۱) بر اساس محاسبات پژوهش از جدول داده - ستانده داخلی ۱۳۷۸ و ارقام ستون (۳) از رابطه (۱۷) محاسبه شده‌اند.

جدول ۶: ارزش افزوده وارداتی در صادرات ناخالص و تخصیص گرایبی عمودی در سال ۱۳۸۳

ارزش کالاها و خدمات واردات (میلیون ریال به قیمت جاری) (۱)	سهم واردات (۲)	تخصیص گرایبی عمودی (میلیون ریال به قیمت جاری) (۳)	سهم به ارزش کل صادرات (۴)	VS
کاشت محصولات	۰/۰۶	۳,۳۹۹,۳۶۲	۰/۰۰۱	
پرورش حیوانات	۰/۰۳	۱۲۰,۹۱۵	۰/۰۰	
جنگلداری	۰/۰۰	۴۱۷,۴۳۷	۰/۰۰	
استخراج نفت خام و گاز	۰/۰۰	۰	۰/۰۰	
استخراج سایر معادن	۰/۰۱	۱,۸۲۰,۳۱۸	۰/۰۰۱	
تولید محصولات غذایی - آشامیدنی	۰/۰۵	۱,۰۴۶,۰۸۱	۰/۰۰	
تولید محصولات از توتون	۰/۰۰	۱۱,۱۸۴	۰/۰۰	
تولید منسوجات	۰/۰۲	۱,۲۱۸,۹۹۷	۰/۰۰	
تولید پوشاک	۰/۰۰	۳۸۴,۲۱۸	۰/۰۰	
تولید چرم	۰/۰۰	۵۴۰,۱۹۰	۰/۰۰	
تولید چوب	۰/۰۰	۲۳۴,۱۳۷	۰/۰۰	
تولید کاغذ و نشر	۰/۰۱	۲,۰۰۳,۹۸۴	۰/۰۰۱	
تولید فرآورده‌های نفتی	۰/۰۱	۱۲,۳۸۰,۱۸۹	۰/۰۰۵	
تولید مواد شیمیایی و دارویی	۰/۰۷	۳۰,۳۱۷,۶۴۵	۰/۰۱۱	
تولید محصولات از لاستیک و پلاستیک	۰/۰۳	۲,۴۴۴,۱۹۹	۰/۰۰۱	
تولید کانی‌های غیرفلزی	۰/۰۲	۴۴۴,۰۳۶	۰/۰۰۰	
تولید فلزات اساسی	۰/۰۵	۱۳,۸۱۸,۹۰۹	۰/۰۰۵	
تولید محصولات فلزی فابریکی	۰/۰۲	۱,۱۳۶,۸۵۱	۰/۰۰۰	
تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۰۳	۵,۷۰۱,۶۹۴	۰/۰۰۲	
تولید تجهیزات برقی	۰/۰۳	۵,۶۰۰,۰۹۷	۰/۰۰۲	
تولید محصولات رایانه‌ای الکترونیکی	۰/۰۰	۷۷۹,۶۰۶	۰/۰۰	
تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۱۳	۵۵۰,۷۴۵	۰/۰۰	
تولید مبلمان	۰/۰۰	۷,۸۵۵,۵۸۵	۰/۰۰۳	
آب - برق - گاز	۰/۰۶	۲,۶۷۲,۷۵۳	۰/۰۰۱	
ساختمان	۰/۱۳	۲۵۰	۰/۰۰	
خدمات	۰/۲۴	۲۱,۸۱۱,۲۵۸	۰/۰۰۸	
جمع	۱	۱۱۶,۷۳۰,۶۴۱	۰/۰۴۳	

منبع: ستون (۱) بر اساس محاسبات پژوهش از جدول داده - ستانده داخلی ۱۳۸۳ و ارقام ستون (۳) با استفاده از رابطه (۱۷) محاسبه شده‌اند.

بررسی تغییرات ارزش افزوده داخلی و ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص در اقتصاد... ۳۶

جدول ۲: ارزش افزوده وارداتی در صادرات ناخالص و تخصیص گرایی عمودی در سال ۱۳۸۹

ارزش کالاها و خدمات واردات (میلیون ریال به قیمت جاری) (۱)	سهام واردات (۲)	تخصیص گرایی عمودی (میلیون ریال به قیمت جاری) (۳)	سهام به ارزش کل صادرات (۴)
کاشت محصولات	۰/۰۳	۳,۵۰۸,۲۰۰	۰/۰۰۱
پرورش حیوانات	۰/۰۲	۱۵۳,۷۲۶	۰/۰۰
جنگلداری	۰/۰۰	۶۲,۷۰۸	۰/۰۰
استخراج نفت خام و گاز	۰/۰۰	۳۹,۱۴۷,۱۲۹	۰/۰۱
استخراج سایر معادن	۰/۰۰	۷۰۷,۰۳۶	۰/۰۰
تولید محصولات غذایی - آشامیدنی	۰/۰۳	۷۵۱,۵۱۷	۰/۰۰
تولید محصولات از توتون	۰/۰۰	۱۱,۲۲۵	۰/۰۰
تولید منسوجات	۰/۰۲	۵۳۴,۵۴۹	۰/۰۰
تولید پوشاک	۰/۰۰	۴۰۱,۱۸۵	۰/۰۰
تولید چرم	۰/۰۱	۳۷۰,۴۹۸	۰/۰۰
تولید چوب	۰/۰۱	۳۷۲,۵۰۱	۰/۰۰
تولید کاغذ و نشر	۰/۰۱	۳,۴۱۲,۶۱۴	۰/۰۰۱
تولید فرآورده‌های نفتی	۰/۰۵	۱۱,۲۹۶,۹۶۳	۰/۰۰۳
تولید مواد شیمیایی و دارویی	۰/۰۶	۳۷,۶۸۵,۴۵۹	۰/۰۱
تولید محصولات از لاستیک و پلاستیک	۰/۰۲	۴,۴۸۵,۴۹۴	۰/۰۰۱
تولید کانی‌های غیرفلزی	۰/۰۲	۳۲۲,۸۵۰	۰/۰۰
تولید فلزات اساسی	۰/۰۷	۱۸,۲۴۰,۳۹۴	۰/۰۰۵
تولید محصولات فلزی فابریکی	۰/۰۳	۲,۱۴۹,۰۰۵	۰/۰۰۱
تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۰۳	۱۵,۵۵۷,۳۶۳	۰/۰۰۴
تولید تجهیزات برقی	۰/۰۲	۳۰,۳۴,۵۲۹	۰/۰۰۱
تولید محصولات رایانه‌ای الکترونیکی	۰/۰۰	۷۸۴,۶۴۰	۰/۰۰
تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۱۱	۲,۹۹۶,۷۵۷	۰/۰۰۱
تولید مبلمان	۰/۰۱	۹۰۲,۴۶۰	۰/۰۰
آب - برق - گاز	۰/۰۴	۰	۰/۰۰
ساختمان	۰/۱۸	۰	۰/۰۰
خدمات	۰/۲۵	۲۷,۲۰۹,۴۹۰	۰/۰۰۷
جمع	۱	۱۷۴,۰۹۸,۲۹۲	۰/۰۴۵

منبع: ستون (۱) بر اساس محاسبات پژوهش از جدول داده - ستانده داخلی ۱۳۸۹ و ارقام ستون (۳) با استفاده از رابطه (۱۷) محاسبه شده‌اند.

جدول ۸: ارزش افزوده وارداتی در صادرات ناخالص و تخصیص گرایبی عمودی در سال ۱۳۹۵

ارزش کالاها و خدمات واردات (میلیون ریال به قیمت جاری) (۱)	سهم واردات (۲)	تخصیص گرایبی عمودی (میلیون ریال به قیمت جاری) (۳)	سهم به ارزش کل صادرات (۴)	VS
کاشت محصولات	۰/۰۵	۷,۳۲۹,۴۸۶	۰/۰۰۲	
پرورش حیوانات	۰/۰۴	۵۵۲,۳۳۸	۰/۰۰	
جنگلداری	۰/۰۰	۱۳,۹۱۸	۰/۰۰	
استخراج نفت خام و گاز	۰/۰۳	۱,۵۵۳,۱۹۶	۰/۰۰۱	
استخراج سایر معادن	۰/۰۰	۸۹۲,۱۱۱	۰/۰۰	
تولید محصولات غذایی - آشامیدنی	۰/۰۷	۸,۴۳۶,۴۴۴	۰/۰۰۳	
تولید محصولات از توتون	۰/۰۰	۱۲۶,۷۴۵	۰/۰۰	
تولید منسوجات	۰/۰۱	۶,۰۲۸,۶۴۹	۰/۰۰۲	
تولید پوشاک	۰/۰۱	۳,۱۴۸,۶۵۴	۰/۰۰۱	
تولید چرم	۰/۰۰	۹۶۱,۶۲۱	۰/۰۰	
تولید چوب	۰/۰۱	۱,۰۰۲,۲۶۵	۰/۰۰	
تولید کاغذ و نشر	۰/۰۱	۴,۷۱۲,۲۶۲	۰/۰۰۲	
تولید فرآورده‌های نفتی	۰/۰۲	۱۰,۳۸۸,۴۶۰	۰/۰۰۲	
تولید مواد شیمیایی و دارویی	۰/۰۶	۳۹,۵۹۵,۹۵۹	۰/۰۱۳	
تولید محصولات از لاستیک و پلاستیک	۰/۰۳	۴,۰۷۴,۰۸۰	۰/۰۰۱	
تولید کانی‌های غیرفلزی	۰/۰۲	۷۸۵,۹۶۲	۰/۰۰	
تولید فلزات اساسی	۰/۰۵	۱۲,۹۵۱,۰۶۳	۰/۰۰۴	
تولید محصولات فلزی فابریکی	۰/۰۳	۳,۶۷۶,۳۶۵	۰/۰۰۱	
تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۰۰	۷,۴۸۶,۵۲۱	۰/۰۰۲	
تولید تجهیزات برقی	۰/۰۲	۴,۱۶۸,۴۹۱	۰/۰۰۱	
تولید محصولات رایانه‌ای الکترونیکی	۰/۰۲	۶,۵۰۱,۷۱۱	۰/۰۰۲	
تولید وسایل نقلیه موتوری	۰/۰۹	۲,۹۷۳,۷۸۲	۰/۰۰۱	
تولید مبلمان	۰/۰۱	۲,۴۰۷,۲۷۶	۰/۰۰۱	
آب - برق - گاز	۰/۰۲	۴,۴۲۱,۲۴۴	۰/۰۰۱	
ساختمان	۰,۱۴	۶,۶۰۰	۰/۰۰	
خدمات	۰/۲۶	۳۷,۲۹۲,۸۷۵	۰/۰۱۲	
جمع	۱	۲۱۰,۶۱۹,۳۱۰	۰/۰۷	

منبع: ستون (۱) بر اساس محاسبات پژوهش از جدول داده - ستانده داخلی ۱۳۹۵ و ارقام ستون (۳) با استفاده از رابطه (۱۷) محاسبه شده‌اند.

۶- نتایج حاصل از بررسی تغییرات ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص

- ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص (DVA) روندی نزولی دارد؛ به طوری که از ۹۷ درصد در سال ۱۳۷۸ به مرور به ۹۳ درصد در سال ۱۳۹۵ کاهش یافته است. این به این معنیست که در سال ۱۳۷۸، به ازای هر ۱۰۰ ریال صادرات ناخالص ۹۷ ریال آن صادرات داخلی اقتصاد ایران بوده و در سال ۱۳۹۵ این میزان به ۹۳ درصد کاهش یافته است. یعنی اقتصاد ایران از حالت بسته و خودکفایی خود فاصله پیدا کرده اما هنوز به میزان قابل توجهی خودکفاست.
- در سال ۱۳۷۸ بیشترین میزان DVA (به جز خدمات) به ترتیب متعلق به فعالیت استخراج نفت خام و گاز طبیعی، کاشت محصولات (زراعت و باغداری)، پرورش حیوانات، تولید منسوجات، و تولید محصولات کانی غیرفلزی بوده است.
- در سال ۱۳۸۳ بیشترین میزان DVA (به جز خدمات) به ترتیب متعلق به استخراج نفت خام و گاز طبیعی، کاشت محصولات (زراعت و باغداری)، تولید فراورده‌های نفتی، تولید کانی-های غیرفلزی، تولید فلزات اساسی، تولید محصولات فلزی و پرورش حیوانات بوده است.
- در سال ۱۳۸۹ بیشترین میزان DVA (به جز خدمات) به ترتیب متعلق به استخراج نفت خام و گاز طبیعی، تولید فراورده‌های نفتی، کاشت محصولات (زراعت و باغداری)، تولید مواد شیمیایی و دارویی و تولید محصولات کانی غیرفلزی بوده است.
- در سال ۱۳۹۵ بیشترین میزان DVA (به جز خدمات) به ترتیب متعلق به استخراج نفت خام و گاز طبیعی، تولید مواد شیمیایی و دارویی، تولید فراورده‌های نفتی، کاشت محصولات (زراعت و باغداری)، تولید فلزات اساسی و پرورش حیوانات بوده است.
- بالا بودن سهم خدمات در ارزش افزوده داخلی پدیده مهمی است که از آن به ارزش افزوده پنهان تعبیر می‌شود. به این معنی که ارزش افزوده بخش خدمات به صورت عینی مشخص نیست اما در مجموع بیشترین ارزش افزوده داخلی از خدمات به دست می‌آید.
- به طور کلی در صادرات نفت خام و گاز طبیعی، تولید فراورده‌های نفتی و تولید مواد شیمیایی و دارویی، شکاف بین صادرات و ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص (مقایسه سهم صادرات و سهم DVA) تفاوت بسیار زیادی وجود دارد. یعنی با صادرات این محصولات، ارزش افزوده چندان خلاق نشده است.

- با اینکه سهم صادرات فعالیت‌های تولید محصولات فلزی فابریکی و تولید ماشین‌آلات و تجهیزات، تولید چرم و محصولات چرمی و تولید مواد غذایی در مقابل سهم صادرات نفت- و گاز، فرآورده‌های نفتی و مواد شیمیایی ناچیز هستند، اما به دلیل اینکه یا بیش از میزان صادرات خود و یا حداقل به میزان صادرات خود ارزش افزوده ایجاد می‌کنند باید در تغییر ریل توسعه صنعتی کشور بیشتر مورد توجه واقع شوند؛ به عبارت بهتر، با توسعه مناسب در این فعالیت‌ها ضمن توسعه صادرات، می‌توان به خلق ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص امیدوار بود و این موضوع می‌تواند بسیار مورد توجه قرار گیرد.
- بنابراین، می‌توان اذعان داشت که ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص اقتصاد ایران در طول زمان با شیب هرچند اندک، از خام‌فروشی به نیمه‌خام فروشی تغییر کرده است؛ با این حال، با توجه به شکاف بین سهم فعالیت‌ها در صادرات و ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص، مشخص است که این تغییر همچنان ارزش افزوده‌های بالایی برای کشور به ارمغان نیاورده است و ایران همچنان در بالادست زنجیره‌های بین‌المللی فعالیت می‌کند.

نتایج حاصل از بررسی تغییرات تخصص‌گرایی عمودی

- عمده واردات اقتصاد ایران در تمامی سال‌های مورد مطالعه (به جز خدمات) روند مشخصی داشته و شامل فعالیت‌های ساختمان، وسایل نقلیه، تولید محصولات غذایی و آشامیدنی، تولید فلزات اساسی، کاشت محصولات (زراعت و باغداری)، مواد و محصولات شیمیایی و ماشین‌آلات و تجهیزات مربوط می‌شوند.
- به‌طور کلی روند VS (واردات برای صادرات ناخالص یا اصطلاحاً تخصص‌گرایی عمودی)، صعودی است و از ۳ درصد در سال ۱۳۷۸، به ۷ درصد در سال ۱۳۹۵ افزایش یافته است؛ این به این معنیست که به ازای هر ۱۰۰ ریال صادرات ناخالص، نیاز مستقیم و غیرمستقیم واردات از ۳ ریال به ۷ ریال افزایش یافته است. به عبارت دیگر در این سال‌ها، به مرور تخصص‌گرایی عمودی ایران، با اقتصاد بین‌الملل افزایش پیدا کرده و از خودکفایی تا حدودی کاسته شده است.
- در سال ۱۳۷۸ بیشترین تخصص‌گرایی عمودی در فعالیت‌های اقتصادی (واردات برای صادرات ناخالص) به جز خدمات به ترتیب متعلق به فعالیت‌های تولید فلزات اساسی، تولید

ماشین‌آلات و تجهیزات، تولید محصولات شیمیایی و دارویی، استخراج معادن، تولید محصولات زراعی و باغداری بوده است.

- در سال ۱۳۸۳ بیشترین تخصص‌گرایی عمودی در فعالیت‌های اقتصادی (واردات برای صادرات ناخالص) به جز خدمات به ترتیب متعلق به فعالیت‌های تولید محصولات شیمیایی و دارویی، تولید فلزات اساسی و تولید فرآورده‌های نفتی، تولید ماشین‌آلات و تجهیزات بوده است.

- در سال ۱۳۸۹ بیشترین تخصص‌گرایی عمودی در فعالیت‌های اقتصادی (واردات برای صادرات ناخالص) به جز خدمات به ترتیب متعلق به فعالیت‌های تولید محصولات شیمیایی و دارویی، تولید فلزات اساسی، تولید ماشین‌آلات و تجهیزات و تجهیزات برقی بوده است.

- در سال ۱۳۹۵ بیشترین تخصص‌گرایی عمودی در فعالیت‌های اقتصادی (واردات برای صادرات ناخالص) به جز خدمات به ترتیب متعلق به فعالیت‌های تولید محصولات شیمیایی و دارویی، تولید فلزات اساسی، تولید ماشین‌آلات و تجهیزات، تولید محصولات غذایی و آشامیدنی بوده است.

- مجموع نسبت ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص (DVA) و تخصص‌گرایی عمودی (VS) به کل صادرات ناخالص در هر سال، باتوجه به رابطه (۱۸) برابر با واحد است که نشان دهنده رابطه معکوس بین آن دو است.

۷- جمع‌بندی و پیشنهادها

- میزان ادغام اقتصاد ایران با اقتصاد بین‌الملل در سطوح بسیار پایینی است و اقتصاد ایران تا حدود زیادی خودکفا است. شیوه تجارت در ایران تغییرات چندانی نداشته و همچنان به صورت سنتی است.

- همانطور که بیان شد ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص (DVA) از ۰/۹۷ در سال ۱۳۷۸، به ۰/۹۳ در سال ۱۳۹۵ کاهش یافته و روند آن در سال‌های مورد مطالعه نزولی بوده است. نتیجه به دست آمده برای سال ۱۳۹۵ با مطالعه بانویی و فهیمی (۱۴۰۰) مشابه بود و روند نزولی در مطالعه مهاجری و بانویی (۲۰۲۱) نیز مشهود بود.

- همچنین ارزش افزوده وارداتی ناشی از صادرات ناخالص (VS) از ۰/۰۳ در سال ۱۳۷۸، به ۰/۰۷ در سال ۱۳۹۵ افزایش یافته و روند آن در سال‌های مورد مطالعه صعودی بوده است. نتیجه به‌دست آمده برای سال ۱۳۹۵ با مطالعه بانویی و فهیمی (۱۴۰۰) مشابه بود و روند صعودی در مطالعه مهاجری و بانویی (۲۰۲۱) نیز مشهود بود.
- بنابراین می‌توان بیان کرد که مشارکت پسین اقتصاد ایران با اقتصاد جهان اندکی کاهش و مشارکت پیشین آن کمی افزایش داشته است. این نتیجه ممکن است در ابتدا متضاد با نتیجه نجارزاده و همکاران (۱۳۹۹) به نظر بیاید؛ لیکن از آنجایی که مطالعه ایشان با جداول داده - ستانده جهانی بوده و ایران را با کشورهای اروپایی و شرق آسیا مقایسه کرده‌اند و سرعت رشد و توسعه سایر کشورها در فعالیت‌های پایین‌دست بیشتر است، بنابراین مقایسه ایران با چنین کشورهایی به طبع نتیجه افزایش مشارکت پسین ایران را نشان می‌دهد. درحالی که مطالعه حاضر فقط ایران را در سال‌های مورد مطالعه بررسی کرده است و باتوجه به یافته‌ها مشخص است که مشارکت پسین ایران در سال ۱۳۹۵ با مشارکت پسین همین کشور در سال ۱۳۷۸، با اقتصاد بین‌الملل کمی کاهش یافته است. بنابراین هیچ مغایرت واقعی بین این دو مطالعه وجود ندارد.
- نحوه اتصال اقتصاد ایران با اقتصاد بین‌الملل در صادرات ارزش افزوده مربوط به فعالیت‌های منبع‌محور (نفت و گاز، فراورده‌های نفتی، مواد شیمیایی و کاشت محصولات و تولید فلزات اساسی) است. به عبارت بهتر، ارزش افزوده‌ای که از ایران به خارج از ایران صادر می‌شود و به صورت خام و نیمه‌خام فروشی است.
- واردات ارزش افزوده برای صادرات ناخالص نیز مربوط به تولید مواد شیمیایی و دارویی، تولید فلزات اساسی و کاشت محصولات (زراعت و باغداری) است.
- فعالیت‌های تولید چرم و محصولات چرمی، تولید فلزات اساسی، تولید محصولات فلزی فابریکی و تولید ماشین‌آلات و تجهیزات (باتوجه به یافته‌ها) نسبت به سهم صادراتی خود، ارزش افزوده بیشتری خلق می‌کنند.
- باتوجه به موقعیت جغرافیایی مناسب ایران، بهتر است ایران در منابعی چون گاز، مواد اولیه کشاورزی و معدنی به هاب تبدیل شود و در راستای ایجاد شبکه تجارتي با حاکمیت

- ایرانی به واردات محصولات منبع‌پایه پردازد و در فعالیتهای تولید مواد شیمیایی و دارویی، تولید محصولات فلزی فابریکی، ماشین‌آلات و تجهیزات توسعه پیدا کند.
- در زمینه توسعه فعالیت مواد غذایی و آشامیدنی، می‌توان با واردات نهاده‌ها (گندم، دانه‌های روغنی و سایر غلات) از روسیه و کشورهای آسیای میانه که ظرفیتهای مناسبی دارند، طبق نظریه شبکه تولید جهانی وارد تعامل شد.
 - در زمینه توسعه محصولات شیمیایی، با ایجاد زنجیره منطقه‌ای با کشورهای منطقه خلیج فارس تعامل کرد. در زمینه واردات نهاده‌های اولیه تولید دارو کشور هند و در واردات نهاده‌های اولیه سنگهای معدنی فعالیت تولید فلزات اساسی، افغانستان و کشورهای آسیای میانه می‌توانند مورد توجه باشند.
 - ایده تولید در شبکه منطقه‌ای با حاکمیت ایرانی در زنجیره‌های تولید با کشورهای پیرامون و صادرات به اقتصاد جهانی برای ایران امکان‌پذیر است.
- یکی از محدودیت‌های این مطالعه در استفاده از جداول داخلی است که در این صورت مقصد صادرات را نمی‌توان مشخص کرد. به‌عنوان پیشنهاد جهت تکمیل مطالعه حاضر، توصیه می‌شود که محققان آتی با استفاده از جداول داده - ستانده جهانی مقاصد صادراتی ایران و میزان ارزش افزوده صادراتی و وارداتی به تفکیک مقصد را بررسی کنند.

References

- Ahrend, R. (2006). How to Sustain Growth in a Resource Based Economy? The Main Concepts and Their Application to the Russian Case. *OECD Economic Department*, 478: 1-34.
- Bamber, P., Fernandez-Stark, K., Gereffi, G., & Guinn, A. (2014). Connecting local producers in developing countries to regional and global value chains, *OECD Economic Department*, 160: 1-37.
- Banacloche, S., Cadarso, M. Á., & Monsalve, F. (2020). Implications of measuring value added in exports with a regional input-output table. A case of study in South America. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52: 130-140.
- Banouei, A. A. (2012). Evaluation of the different treatments and methods of separating imports with emphasis on 1381 IOT of Iran. *The Journal of Economic Policy*, 4(8): 31-74. (In Persian)
- Banouei, A. A., & Fahimi, B. (2021). Application of Average Propagation Length in Identifying Production Chains and its Relation to Value-added in Gross Exports and Vertical Specialization: Case Study of Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 56(1): 25-58. (In Persian)

- Dinitorkmani, Poriya (2012). A review of international trade theories. *Economic Journal, Reviewing Economic Issues and Policies*, **12**(2): 104-99. (In Persian)
- Dodge, A. (2020). The Singaporean natural gas hub: reassembling global production networks and markets in Asia. *Journal of Economic Geography*, **20**(5): 1241-1262.
- Elasheed, M. M. (2024). Transportation Infrastructure and Food Security in Saudi Arabia. *Food and Nutrition Security in the Kingdom of Saudi Arabia, Vol. 1: National Analysis of Agricultural and Food Security* (pp. 365-381). Cham: Springer International Publishing.
- Feenstra, R. C. (2015). Advanced international trade: theory and evidence. *Princeton university press*. **2**: 1 – 496.
- Gerdes, W. D. (2022). Adam Smith's Subjective Theory of International Trade. *Journal of Economic Insight*, **48**: (2).
- Googerdchian, A., & Mirjaberi, Z. (2017). Evaluation of the Effects of Political and Commercial Risks on Iran's Non-Oil Exports to the Main Export Destination Countries, with an Emphasis on Export Credit Insurance Subsidy. *The Journal of Economic Policy*, **9**(17): 119-143. (In Persian)
- Gorbanzadeh, Mansour (2013). Investigating the relationship between commercial exchange and its changes in Iran. *Economic Journal*, **14**(5): 55-76. (In Persian)
- Hossain, M. S., & Van Baars, J. (2022). Global value chain: An empirical investigation of Bangladesh's garments and textile industry. *International Journal of Research in Business and Social Science*, **11**(3): 51-60.
- Landesmann, M. A., & Stöllinger, R. (2019). Structural change, trade and global production networks: An 'appropriate industrial policy' for peripheral and catching-up economies. *Structural Change and Economic Dynamics*, **48**: 7-23.
- Luck, P. (2019). Global supply chains, firm scope and vertical integration: evidence from China. *Journal of Economic Geography*, **19**(1): 173-198.
- Mansouri, S. A. (2022). A Brief Review of the Evolution of International Trade Theories. *International Journal of Business and Development Studies*, **14**(2): 93-108.
- Miller, R. E., & Blair, P. D. (2009). *Input-output analysis: foundations and extensions* (Vol. 2). publisher: Cambridge university press.
- Mohajeri, P., & Banouei, A. A. (2021). Estimating Domestic Value-Added in Gross Exports and Its Relation to Vertical Specialization: The Case of Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, **10**(1): 7-29.
- Mokhtar, H., Redi, A. P., Krishnamoorthy, M., & Ernst, A. T. (2019). An intermodal hub location problem for container distribution in Indonesia. *Computers & Operations Research*, **104**: 415-432.
- Murdock, C. W. (2020). Why Ricardo's Theory of Comparative Advantage Regarding Foreign Trade Doesn't Work in Today's Global Economy. *U. Bologna L.* **5**(1): 59-130.
- Najarzadeh, R., Dargahi, H., Agheli, L., & Biabany Khameneh, K. (2020). Measuring Iran's Economy Status Indicators in Global Value Chains and Comparison with

- Selected Countries. *Journal of Economic Research and Policies*, **28**(94): 101-129. (In Persian)
- Neilson, J., Dwiartama, A., Fold, N., & Permadi, D. (2020). Resource-based industrial policy in an era of global production networks: Strategic coupling in the Indonesian cocoa sector. *World Development*, **135**: 105045.
- Pashazanus, P., & Banouei, A. A., & Bahrami, J. (2013). Political analyzes of the role of imports in measuring the importance of Iran's economic sectors. *Iranian Journal of Trade Studies (IJTS) Quarterly*, **17**(67): 81-100. (In Persian)
- Mohammadi, Mohammad, Younes Noorollahi, Behnam Mohammadi-Ivatloo, and Hossein Yousefi. "Energy hub: From a model to a concept-A review." *Renewable and Sustainable Energy Reviews* **80** (2017): 1512-1527.
- Schumacher, R. (2012). Adam Smith's theory of absolute advantage and the use of doxography in the history of economics. *Erasmus Journal for Philosophy and Economics*, **5**(2): 54-80.
- Sharify, N., & Esmaeili, H. (2023). Virtual water trade in Iran: An input-output analysis. *The Journal of Economic Policy*, **14**(28): 49-73. (In Persian)
- Sherkat, A., Banouei, A., Shahhosseini, S., Bazzazan, F., & Kianirad, A. (2023). Application of Hypothetical Extraction and Conventional Method in Measuring Value-added in Trade: Equivalence or Different Result?, *Iranian Economic Development Analyses*, **9**(1): 123-142. (In Persian)
- Yeung, H. W. C., & Coe, N. (2015). Toward a dynamic theory of global production networks. *Economic geography*, **91**(1): 29-58.
- Zhu, H. (2019). A quantitative analysis of global value chains: why has domestic value-added of China's exports increased?. *International Journal of Economic Policy Studies*, **13**(2): 403-423.

Investigating the effect of tax on money on the macroeconomic variables in a closed economy using the agent-based general equilibrium model

Mahdi Mazhar Gharamaleki¹, Naser Elahi²

Received: 22-05-2024

Accepted: 01-12-2024

Extended Abstract

Purpose: One of the most important Islamic taxes is zakat, and one type of that is “zakat on cash”. Some contemporary jurists believe that what is meant by “Naqdein” in Islamic taxes is the common currency. Therefore, zakat also includes fiat money. Considering that “zakat on fiat money” and “prohibition of usury” are two important indicators of the Islamic monetary system, this study presents a monetary system to replace the current system. The economic consequences of this system are analyzed in a general equilibrium model. In this system, a tax is collected from the monetary balances of individuals in each period and distributed among the lower classes of the society. This tax plays the role of interest rate in the current monetary systems and motivates the owners of cash to lend their surplus money. Therefore, in the proposed monetary system, financing of companies is done by banks based on interest-free loans. It is also assumed that, by imposing regulatory taxes, the government will prevent people's excess money from flowing into the asset market.

Methodology: Due to the lack of documented experience of implementing the proposed system, the only way to investigate the economic effects of the proposed system is to use economic models. The model used in this research is an agent-based model (ABM) that simulates a closed economy. A computer simulation model of a real economy is provided, and experiments are designed and implemented to understand the behavior of the system or to evaluate various strategies related to the system. This model is implemented by the netlogo software. Through running the model in 2000 periods and reaching a stable state in the current monetary system, the model changes and operates based on the institutional relations of the proposed monetary system. In this case, it will continue for 3000 periods. The output of the model is graphs related to macroeconomic variables such as GDP, total consumption, investment, Gini coefficient, welfare, etc. This shows the change process of these variables in the two modes of the conventional monetary system and the proposed monetary system.

1. Corresponding Author. Assistant Professor, Faculty of Economics, Mofid University of Qom, Qom, Iran. Email: mahdimazhar@gmail.com

2. Associate Professor, Faculty of Economics, Mofid Qom University, Qom, Iran.

Findings and Discussion: The outputs of the model are shown in the table below. As the model outputs show, 1) the level of production increased and unemployment decreased, 2) the price of capital goods increased significantly, 3) income inequality and wealth inequality decreased, 4) economic welfare improved based on Sen's welfare function, 5) poverty in the lower classes of the society disappeared, 6) a prosperous class emerged in the society, 7) economic stability improved, and the range of economic fluctuations decreased, 8) the speed of money circulation increased, and the need for liquidity decreased, 9) the number of bankrupt companies decreased in each period, and companies experienced more stability, and 10) due to the increase in the stability of the companies, the resources allocation in the companies was more optimal; then, the need for investment decreased.

The analysis of these results shows that 1) the redistributive effects of the money tax serve as an automatic demand-stimulating mechanism and lead to an increase in the level of production, reduction of unemployment and elimination of poverty, 2) this redistribution system also acts as a self-regulating stabilization mechanism; by transferring money from the producer side to the consumer side in recession conditions, it will stimulate demand and lead to economic prosperity, and 3) due to the decrease in the cost of investment (interest-free loans) and the increase in the income of the companies due to more production, the profits of the companies have increased, which has led to the creation of a prosperous class of capitalists.

Table 1. outputs of the model

Variable	In the conventional system	In the proposed system
GDP	950	1050
Amartya Sen's welfare function	570	710
price of consumer goods	2.8	3.1
price of capital goods	2.7	6.6
The average number of C-type companies in each period that are unable to repay their installments	2	≈ 0
The average number of K-type companies in each period that are unable to repay their installments	3	≈ 0
Liquidity	11200	9400
unemployment rate	9 %	3.5 %
Gini coefficient for income distribution	0.41	0.33
Gini coefficient for wealth distribution	0.39	0.36
investment	70	67
total consumption	900	980
The total debt of companies to the banking system	7300	5050
Average leverage of companies	0.39	0.17
Total capital of C-type companies	3300	3340

Conclusions and Policy Implications: The results of the model show that taxing on money balances and redistributing it among the lower classes of the society can be an alternative for the current monetary system. This monetary system is more compatible with Islamic principles and has higher economic efficiency. Also, since most of the

money in the current economy is in the form of bank credit, tax collection and distribution of costs cannot be done easily. On the other hand, it seems that Islamic banking based on interest-free loans is possible only on the condition of changing the monetary system in the way discussed above.

Keywords: Agent-based model, ABM, Tax on money, Zakat on money.

JEL Classification: E42, E17, H24, K34.

بررسی اثر مالیات بر پول بر متغیرهای کلان اقتصادی در یک اقتصاد بسته با استفاده از مدل تعادل عمومی عامل محور

مهدی مظهر قراملکی^۱، ناصر الهی^۲

پذیرش: ۱۴۰۳-۱۰-۱۱

دریافت: ۱۴۰۳-۰۶-۰۲

چکیده

یکی از مهم‌ترین مالیات‌های اسلامی، زکات است و از جمله موارد زکات، «زکات بر نقدین» است. برخی فقهای معاصر معتقدند مراد از «نقدین»، پول رایج در عصر تشریع بوده؛ از این رو پول اعتباری کنونی نیز مشمول ادله زکات می‌شود. در نوشتار حاضر، با این پیش‌فرض که زکات بر پول و تحریم ربا، دو شاخصه مهم نظام پولی اسلامی به شمار می‌روند، تلاش شده است در قالب یک مدل تعادل عمومی اثر تغییر نظام پولی کنونی به یک نظام پولی جدید با شاخصه‌های مزبور، بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد. مدل مورد استفاده در مقاله حاضر، یک مدل عامل محور (ABM) است که یک اقتصاد بسته را شبیه‌سازی کرده است. نتایج حاصل از مدل نشان می‌دهد نظام پولی پیشنهادی، اثر مثبتی در کاهش بیکاری، رشد تولید، کاهش دامنه‌ی نوسانات ادوار تجاری، کاهش اهرم مالی در اقتصاد و حل معضل فقر و نابرابری داشته است که می‌تواند به عنوان ایده‌ای بدیل برای نظام پولی فعلی مورد توجه قرار گیرد.

واژگان کلیدی: مدل عامل محور، ABM، مالیات بر پول، زکات بر پول.

طبقه‌بندی JEL: E42, E17, H24, K34

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین مالیات‌های اسلامی، زکات است و از جمله موارد زکات، «زکات بر نقدین» است. غالب فقهای معاصر شیعه با تفسیری که از ادله زکات نقدین دارند معتقدند طلا و نقره بودن جنس پول در وجوب زکات موضوعیت دارد؛ از این رو بر پول‌های اعتباری کنونی زکات تعلق نمی‌گیرد. اما برخی فقهای معاصر با تشکیک در ادله قول مشهور، این احتمال را مطرح کرده‌اند که مراد از «نقدین»، همان پول رایج در عصر تشریع باشد، بنابراین جنس طلا و نقره موضوعیتی در پول نداشته و پول اعتباری نیز مشمول ادله زکات می‌شود (کاشف الغطاء^۱، ۱۴۲۳: ۱۵۲؛ جعفری^۲، ۱۳۷۶: ۱۳۹؛ شبیری زنجانی^۳، ۱۴۳۰: ۳۹۳؛ منتظری^۴، ۱۴۰۹: ۱/ ۲۸۰).

زکات بر پول و بازتوزیع آن میان فقرا، علاوه بر آن که اثر مثبتی در کاهش نابرابری و فقر دارد، به عنوان یک عامل انگیزشی برای اعطای قرض بدون بهره به شمار می‌رود؛ زیرا مالیات بر پول از دارنده‌ی آن اخذ می‌شود و کسی که پول مازاد داشته باشد، در صورتی که آن را قرض دهد به محض انتقال مالکیت پول به شخص قرض‌گیرنده، دیگر شخص قرض‌دهنده ملزم به پرداخت مالیات نخواهد بود. به همین دلیل است که برخی متفکران مسلمان معتقدند حذف بهره از نظام بانکی، تنها در صورتی امکان‌پذیر است که نگهداری پول مستلزم هزینه استهلاک برای دارنده‌ی آن باشد که این هزینه استهلاک، همان زکات است (ابوسعود^۵، ۲۰۰۲: ۲۴).

در نوشتار حاضر، با الهام گرفتن از زکات بر نقدین و با این پیش‌فرض که این زکات، اختصاص به پول‌های طلا و نقره نداشته و پول‌های اعتباری کنونی و حتی حساب‌های بانکی افراد را نیز شامل می‌شود و با اذعان به این واقعیت که اسلام بهره را به هر شکلی ممنوع کرده است، تلاش شده در قالب یک مدل تعادل عمومی مبتنی بر عامل^۶ (ABM)، اثر تغییر نظام پولی کنونی به یک نظام پولی جدید - که در آن دو شاخصه‌ی ممنوعیت بهره و زکات بر پول وجود دارد - بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد.

1. Kashif al-Gheta

2. Jafari

3. Shobeyri Zanjani

4. Montazeri

5. Abu Sa'ud

6. Agent Based Model

بر این اساس در نوشتار حاضر پس از مروری کوتاه بر ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش، ابتدا به صورت مختصر به تحلیل نظری پیامدهای اقتصادی وضع مالیات بر پول پرداخته شده است. سپس مدل و مفروضات آن معرفی شده و مناسبات نهادی و منطق رفتار هر یک از عوامل در دو نظام پولی سرمایه‌داری و اسلامی تبیین شده است. در نهایت خروجی‌های مدل بیان شده و تحلیلی نسبت به خروجی‌های مدل ارائه شده است. بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- پیشینه پژوهش

با آن که موضوع پول از گذشته موضوع بسیاری از مسائل فقهی و اقتصادی بوده و تحولات جدید پول، پیدایش بانک، توسعه بخش مالی و پدیده‌هایی مانند تورم همگی سبب شده‌اند فقیهان و نظریه‌پردازان اقتصاد اسلامی ورود جدی‌تری به مسأله پول داشته باشند، با این حال پژوهش‌هایی که به طور خاص به نظام پولی اسلامی و تمایزهای آن با نظام پولی سرمایه‌داری پرداخته باشند، زیاد نیستند. در این باره می‌توان به اختصار به موارد زیر اشاره کرد:

شهید صدر^۱ در کتاب «اقتصادنا» درباره پول و ماهیت و کارکردهای آن به اختصار مطالبی را بیان کرده است. ایشان معتقد است وظیفه اصیل پول، ابزار داد و ستد و معیاری برای ارزش‌گذاری است. اما به تدریج پول یک نقش عارضی نیز پیدا کرده و آن هم «انباشت ثروت و مال‌اندوزی» است. وی معتقد است پذیرش «بهره» در نظام سرمایه‌داری عامل تشویق به مال‌اندوزی و کثرت بوده است اما اسلام با واجب کردن زکات بر پول ذخیره‌شده، با کارکرد ذخیره ارزش بودن پول جنگیده است (صدر، ۱۴۱۷: ۶۲۷).

ابوسعود در مقاله‌ای با عنوان «پول، بهره و قراض» تمرکز خود را قبل از اصلاح نظام بانکی بر اصلاح نظام پولی گذاشته است. وی معتقد است قراض (مضاربه) به عنوان قراردادی مشروع جهت تأمین مالی، نمی‌تواند بدون اصلاح نظام پولی، عملیاتی شود. از نظر وی اصلاح نظام پولی از طریق وضع مالیات بر پول و ایجاد استهلاک مصنوعی در آن ایجاد می‌شود که در حکم شرعی زکات بر نقدین، متبلور شده است (ابوسعود، ۲۰۰۴: ۲۹-۲۳).

گزل^۲ در کتاب «نظام اقتصاد طبیعی» ایده‌ی آزادسازی پول از بهره را در پیش گرفته و برای

1. Sadr

2. Gesell

عملیاتی شدن آن، پیشنهاد داده است نوعی استهلاک مصنوعی در پول از طریق الزام دارندگان پول به چسبیدن تمبر بر روی اسکناس ایجاد شود (گزل، ۱۳۸۳: ۱۹۹-۲۰۹).

مستندترین تجربه پول مستهلک‌شونده‌ی گزل، در سال ۱۹۳۳-۱۹۳۲ در شهر وورگل^۱، یک شهر کوچک در اتریش، اتفاق افتاد. بلانک^۲ در مقاله‌ای با عنوان «نظریه سیلیو گزل و تجربه پول شتابنده» ابعاد اقتصادی اجرای ایده گزل را معرفی کرده که گویای موفقیت چشمگیر اجرای این ایده بوده است (بلانک، ۱۹۹۸).

امروزه ایده گزل درباره وضع مالیات بر پول، از منظر دیگری نیز مورد توجه قرار گرفته است. در دهه‌های گذشته که اقتصادها با تورم‌های نسبتاً بالایی همراه بودند، احتمال کمی داشت که سیاست‌های پولی توسط «حد پایین صفر برای نرخ بهره اسمی» محدود شوند و بانک‌های مرکزی این امکان را داشتند که با انبساط پولی، نرخ بهره اسمی را کاهش دهند. اما در شرایط کنونی که تورم در بسیاری از اقتصادهای دنیا کنترل شده و مقادیر پایینی را تجربه می‌کند، به دلیل آن که بازده منفی برای پول قابل تصور نیست و نرخ بهره اسمی هیچ‌گاه منفی نمی‌شود، عملاً فضای مانور چندانی روی نرخ بهره اسمی برای بانک‌های مرکزی وجود ندارد. به عبارت دیگر اگر قاعده‌ای که بانک مرکزی بر اساس آن نرخ بهره‌ی خود را تعیین می‌کند، یک نرخ بهره اسمی منفی را ایجاب نماید، عملاً بانک مرکزی در اجرای سیاست پولی خود دچار شکست خواهد شد (رومر^۳، ۱۳۹۳: ۷۳۸). بویتزر^۴ در مقاله‌ای با عنوان «نرخ بهره اسمی منفی: سه راه برای غلبه بر کران پایین صفر»، پیشنهاد وضع نرخ بهره منفی (مالیات) بر پول را مطرح کرده که از ایده گزل اقتباس شده است (بویتزر، ۲۰۰۹). مینر^۵ در مقاله‌ای با عنوان «مالیات گزل و کارایی مبادلات پولی» در قالب نسل سوم مدل‌های جستجوی پولی، با تأیید اثرگذاری مالیات گزل به عنوان یک ابزار سیاستی شبیه به انبساط پولی، اجرای دائمی آن را مفیدتر دانسته است. وی معتقد است اگرچه اجرای دائم مالیات گزل منجر به پاسخ منفی اشتغال و تولید در کوتاه‌مدت می‌شود، اما وجود آن به صورت پایدار باعث می‌شود این سیاست بتواند نسبت به زمانی که به طور موقت اجرا می‌شود، سرعت بهبودی از وضعیت رکود را

1. Wörgl
2. Blanc
3. Romer
4. Buiter
5. Menner

تسریع کند. مالیات دائمی گزل به دلیل آن که موجب بهبود کارایی می‌شود نسبت به استفاده موقت آن که معمولاً برای غلبه بر نرخ بهره اسمی نزدیک به صفر پیشنهاد می‌شود، ارجحیت دارد (مینر، ۲۰۱۱).

ایده گزل، با هدف حذف بهره از اقتصاد مطرح شده است و اهداف بازتوزیعی ندارد. از این رو محدود پژوهش‌های خارجی انجام شده بر مالیات گزل نیز هیچ یک، از زاویه اهداف بازتوزیعی به این موضوع نگاه نکرده‌اند. اما ابعاد بازتوزیعی در زکات، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بر خلاف دیدگاه مرسوم که معتقد بودند اجرای سیاست‌های برابری جویانه، رشد اقتصادی را کند می‌کند، مطالعات جدید بیانگر رابطه مثبت میان برابری و رشد اقتصادی است. از جمله‌ی این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

تودارو و اسمیت^۱ در کتاب «توسعه اقتصادی» به برخی مکانیزم‌های اثرگذاری نابرابری بر کاهش رشد اقتصادی اشاره کرده‌اند: از جمله کاهش کارایی، کاهش نرخ پس‌انداز، کاهش تقاضای مؤثر داخلی، کاهش سرمایه اجتماعی و دشوار شدن اصلاح اقتصادی در شرایط نابرابری شدید (تودارو و اسمیت، ۱۳۹۳: ۲۳۳ و ۲۳۴).

اسنودان^۲ در کتاب «اقتصاد کلان جدید (منشأ، سیر تحول و وضعیت فعلی)»، اثر نابرابری بر ایجاد فشارهای سیاسی برای کاهش مالیات را عامل مهمی برای کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی دانسته است (اسنودان، ۱۳۹۲: ۵۸۸).

مطالعات اسلامی در این زمینه با همه کوششی که به لحاظ ارائه تحلیل‌های فقهی یا اقتصادی انجام داده‌اند، هیچ یک به لحاظ کارکردی در قالب یک مدل اقتصادی، مورد آزمون قرار نگرفته‌اند؛ در مطالعات خارجی نیز، ایده گزل اگرچه در قالب برخی مدل‌های اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته، اما به دلیل فقدان کارکرد بازتوزیعی، با ایده زکات بر پول در اسلام فاصله دارد. پژوهش حاضر با استفاده از یک مدل تعادل عمومی عامل محور، در پی پاسخ دادن به این پرسش است که آیا وضع مالیات بر پول و بازتوزیع آن میان اقشار فرودست جامعه در کنار حذف بهره از اقتصاد، از منظر اقتصادی و با ملاحظه متغیرهای کلان، ایده‌ای قابل دفاع است یا نه؟

1. Todaro & Smith

2. Snodan

۳- مبانی نظری

اگرچه درباره ایده وضع مالیات بر پول و بازتوزیع آن در میان اقشار فرودست جامعه به طور خاص پژوهش مستقلی انجام نشده اما نظریات مطرح درباره عوامل مؤثر بر سطح تولید، ادوار تجاری، رشد اقتصادی و آثار و پیامدهای سیاست‌های کاهش فقر و نابرابری به طور مبسوط در ادبیات اقتصادی قابل مشاهده است. در این زمینه اشاره‌ای به نظریات مربوط به عوامل مؤثر بر سطح تولید و ادوار تجاری شده است و اثر نظام پولی پیشنهادی بر اساس این نظریات تحلیل می‌شود.

۳-۱- اثر نظام پولی پیشنهادی بر سطح تولید

سطح «تولید بالقوه» یا «تولید در اشتغال کامل»، بیانگر مرز امکانات تولید یک اقتصاد در یک مقطع زمانی مشخص است که این میزان تولید در صورت به کار گرفتن همه ظرفیت‌های تولیدی امکان‌پذیر است. تولید بالقوه، متأثر از میزان نهاده‌ها، میزان بهره‌وری عوامل تولید و شکل تابع تولید در اقتصاد است. از این رو روند رشد تولید بالقوه نیز متأثر از نرخ رشد جمعیت، نرخ سرمایه‌گذاری، رشد تکنولوژی، رشد شاخص‌های توسعه انسانی و... است که غالباً در مطالعات مرتبط با رشد و توسعه، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

اما سطح تولید واقعی، غالباً پایین‌تر از مقدار تولید بالقوه است که خود را در شکل بیکاری بالاتر از نرخ بیکاری طبیعی و عدم استفاده از کل ظرفیت تولید در واحدهای تولیدی نشان می‌دهد. تحلیل‌های متنوعی درباره علل ایجاد بیکاری و پایین بودن سطح تولید از تولید بالقوه مطرح شده است، از جمله:

دیدگاه کلاسیک و با فرض انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و دستمزدها، مکانیزم بازار همواره اقتصاد را در وضعیت اشتغال کامل قرار خواهد داد و سطح تولید واقعی، همواره با سطح تولید بالقوه برابر خواهد شد و انحراف‌های مقطعی از سطح بالقوه تولید، موقتی بوده و به سرعت با تعدیل قیمت‌ها و دستمزدها از بین خواهد رفت.

۱. در دیدگاه کینزی، با وارد کردن ناقصی‌های بازار کار و بازار کالا و خدمات در تحلیل، نشان داده می‌شود که وجود ناقصی‌های بازار سبب صعودی شدن منحنی عرضه کل در کوتاه‌مدت می‌شود. از این رو با تحریک تقاضا (جابجایی منحنی تقاضای کل به سمت راست)، تعادل کوتاه‌مدت در سطح تولید بالاتری اتفاق می‌افتد. تحلیل‌های مختلفی درباره علت صعودی بودن

منحنی عرضه کل ارائه شده است از جمله: (۱) مدل دستمزد چسبنده؛ (۲) مدل اطلاعات ناقص و (۳) مدل قیمت‌های چسبنده (منکیو^۱، ۱۳۸۹: ۲۷۴ - ۲۷۹). اما روی دیگر این تحلیل به منحنی تقاضای کل مربوط می‌شود که ارتباط بین دو بازار و اثر تسویه نشدن یک بازار را در بازار دیگر بیان می‌کند. بر این اساس وقتی بنگاه‌های تولیدی نتوانند آنچه را که تولید کرده‌اند بفروشند (یعنی عدم تسویه بازار کالا)، تقاضایشان برای نیروی کار کاهش خواهد یافت. از سوی دیگر در صورتی که نیروی کار نتواند به میزان دلخواه خود کار کند (عدم تسویه بازار کار)، از تقاضایش برای کالا، خواهد کاست (برانسون^۲، ۱۳۷۳، ۲: ۵۳۶). بر پایه همین تحلیل، اعمال سیاست‌های انبساطی در طرف تقاضای اقتصاد توجیه می‌شود. با این حال افزایش سطح تولید در اثر سیاست انبساطی، تنها در کوتاه‌مدت ظاهر می‌شود و با گذشت زمان و تعدیل تدریجی قیمت‌ها و دستمزدها - با فرض ثبات سایر شرایط - سطح تولید به همان سطح اولیه باز می‌گردد.

۲. پول‌گرایان با وارد کردن انتظارات تطبیقی به منحنی فیلپس کوتاه‌مدت، مبادله دائمی بین بیکاری و تورم را رد کرده و تنها تورم‌های غیر قابل پیش‌بینی را در کاهش بیکاری مؤثر دانسته‌اند (اسنودان، ۱۳۹۲: ۱۹۷).

۳. کلاسیک‌های جدید، با وارد کردن «انتظارات عقلایی» در تحلیل‌های خود، رویکرد «آینده‌نگر» را در شکل‌گیری انتظارات وارد ادبیات اقتصاد کلان کردند که نتیجه این رویکرد نیز، محدودتر شدن موارد اثرگذاری سیاست‌های پولی به مواردی است که سیاست‌گذار به صورت غافلگیرکننده اقدام به اعمال سیاست پولی می‌کند (اسنودان، ۱۳۹۲: ۲۵۲).

در همه رویکردهای فوق، تلاش شده تحلیلی نسبت به اثر پول و سیاست‌های پولی بر تقاضای کل اقتصاد ارائه شده و تأثیر یا عدم تأثیر آن بر سطح تولید و اشتغال تبیین شود. با این حال باید توجه داشت که هیچ یک از رویکردهای فوق، منکر اثرگذاری سیاست‌های طرف عرضه بر اشتغال و تولید نیستند. اما اقتصاددانان مکتب ادوار تجاری حقیقی، با در نظر گرفتن فروضی که منتهی به خنثایی پول می‌شود، سطح تولید و اشتغال را تنها متأثر از شوک‌های فناوری دانسته‌اند که سمت عرضه‌ی اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد (اسنودان، ۱۳۹۲: ۳۰۹).

تحلیل مبتنی بر جیره‌بندی در بازار کالا و کار و عدم تسویه این دو بازار در مکتب کینزی،

1. Mankiw

2. Branson

دستگاه تحلیلی مناسبی را برای توجیه تعادل در سطحی پایین‌تر از تولید اشتغال کامل ارائه می‌دهد، اما محدود کردن سیاست‌های طرف تقاضا به سیاست‌های پولی و بی‌توجهی به مسأله توزیع درآمد و ثروت، نقطه ضعفی است که این تحلیل از آن رنج می‌برد. در نظام پولی پیشنهادی، مسأله اشتغال ناقص و بیکاری بالاتر از نرخ طبیعی که به دلیل جیره‌بندی تقاضای نیروی کار و عرضه کالا رخ می‌دهد، از طریق نظام بازتوزیعی طراحی شده مرتفع می‌شود. با توجه به بالاتر بودن میل نهایی به مصرف میان دهک‌های پایین درآمدی نسبت به ثروتمندان، بازتوزیع مالیات بر پول سبب افزایش تقاضای مؤثر در بازار شده و بنگاه‌ها را به استخدام نیروی کار و تولید بیشتر ترغیب می‌کند.

۳-۲- اثر نظام پولی پیشنهادی بر ادوار تجاری

ادوار تجاری یا همان چرخه‌های رونق و رکود، غالباً یک پدیده منفی در اقتصاد تلقی می‌شود. زیرا در دوره‌های رکود، افزایش بیکاری و کاهش سطح تولید به منزله‌ی اتلاف گسترده منابع است و دوره‌های رونق اقتصادی نیز منجر به تورم می‌شوند که هزینه‌های خاص خود را به اقتصاد تحمیل می‌کند. از این رو شناسایی و کنترل عوامل ایجاد کننده نوسانات تجاری و شیوه مواجهه‌ی دولت با این نوسانات، موضوعاتی است که مورد توجه مکاتب مختلف علم اقتصاد قرار دارد. در این باره نظریات مختلفی مطرح شده که اجمالاً از این قرار است:

۱. از منظر اقتصاددانان کلاسیک، نوسانات تجاری نوعی انحراف از وضعیت تعادلی تولید و اشتغال است که پدیده‌ای گذرا و کوتاه‌مدت است و سازوکار بازار به سرعت این اختلال را از بین برده و اقتصاد را به تعادل اشتغال کامل می‌رساند. بر این اساس، اجرای سیاست‌های تثبیتی توسط دولت، نه تنها توجیهی ندارد، بلکه به سبب ایجاد اختلال در مکانیزم بازار و کاهش کارایی، دخالتی نامطلوب تلقی می‌شود (اسنودان، ۱۳۹۲: ۴۵).

۲. بر اساس مکتب کینزی، منشأ رکود اقتصادی کمبود تقاضای مؤثر کل است که از شوک‌های تقاضا سرچشمه می‌گیرد. این شوک‌ها می‌تواند منشأ حقیقی یا پولی یا حتی روانی داشته باشد. با توجه به این که بر اساس رویکرد کینزی، رکود اقتصادی یک اختلال کوتاه‌مدت و گذرا نیست و در صورت عدم مداخله صحیح دولت می‌تواند برای مدت طولانی باقی بماند، آنان مداخله‌ی دولت از طریق اعمال سیاست‌های پولی و مالی را برای تثبیت اقتصادی لازم می‌دانند.

۳. بر اساس دیدگاه پول‌گرایان، اقتصاد ذاتاً باثبات است و عامل ایجاد ادوار تجاری، رشد پولی نامنظم است. بنابراین دولت باید یک قاعده پولی غیر فعال را در پیش بگیرد که رشد کلی پول در یک نرخ معین اتفاق بیفتد. فریدمن معتقد است چنین قاعده‌ای منجر به ثبات بیشتر در اقتصاد می‌شود، اما مقداری نااطمینانی و بی‌ثباتی وجود دارد که لازمه‌ی پیشرفت و تغییر است (اسنودان، ۱۳۹۲: ۲۱۲).

۴. لوکاس، منشأ ادوار تجاری را شوک‌های برون‌زای تقاضای پول می‌داند که سبب می‌شود علائم قیمتی ناقص به کارگزاران اقتصادی منتقل شده و اثر تغییر رفتار آنان، سبب انتشار نوسانات تجاری در اقتصاد شود. از این رو او نیز همچون پول‌گرایان از در پیش گرفتن یک قاعده پولی در مقابل سیاست تثبیتی صلاح‌دید می‌کند (اسنودان، ۱۳۹۲: ۲۴۷).

۵. در مکتب دور تجاری حقیقی، بر خلاف همه مکاتب گذشته، منشأ نوسانات تجاری، شوک‌های فناوری دانسته شده است که به طرف عرضه‌ی اقتصاد وارد می‌شود. این شوک‌ها با اثرگذاری بر تابع تولید نوساناتی را در تولید و اشتغال ایجاد می‌کنند.

۶. اقتصاددانان مکتب اتریش، دخالت نیروهای غیر بازاری را در تعیین نرخ بهره، سبب ایجاد رونق مصنوعی در بازار می‌دانند که در اثر نیروهای خودتصحیح‌کننده‌ی بازار، معکوس شده و اقتصاد را وارد دوره رکود می‌کند (اسنودان، ۱۳۹۲: ۵۱۵).

۷. برخی اقتصاددانان مسلمان معتقدند در نظام پولی کنونی به میزان پول راکد در اقتصاد، کمبود تقاضا ایجاد می‌شود و اقتصاد وارد رکود و بیکاری می‌شود. دولت‌ها برای جبران کمبود پول، از سیاست‌های انبساطی استفاده می‌کنند. این سیاست‌ها سبب ایجاد نوسانات تجاری می‌شوند (انصاری‌نسب^۱، ۱۳۹۶: ۱۲۷).

باید توجه داشت ادوار تجاری لزوماً تک‌علتی نیستند. از این رو می‌توان عوامل مختلفی را برای ادوار تجاری تصویر نمود. دسته‌ای از این علل، به شوک‌های طرف تقاضا مربوط می‌شوند که ناقصی‌های بازار، مانع از میرا شدن سریع آن‌ها می‌شوند. با این حال به دلیل وجود وقفه‌های پیش‌بینی، اجرا و اثرگذاری در سیاست‌های تثبیتی، اولویت با سازوکارهای خودکار تثبیتی و عدم اعمال سیاست‌های صلاح‌دید است به شرط آن که این سازوکارها به اندازه کافی نیرومند و چابک باشند و الا بهترین کار، پیشگیری از ورود شوک به اقتصاد از طریق در پیش گرفتن قاعده به جای سیاست

است.

نظام بازتوزیعی طراحی شده در نظام پیشنهادی، می‌تواند به عنوان یک عامل خودسامان مؤثر تثبیتی عمل کند. زیرا اگر منشأ ادوار تجاری، شوک‌های طرف تقاضا باشد، جیره‌بندی عرضه کالا و تقاضای نیروی کار سبب می‌شود سازوکار بازار توان بازگرداندن اقتصاد به وضعیت تعادلی را نداشته باشد و دوره‌های رونق و رکود طولانی شود. بازتوزیع ثروت میان دهک‌های کم‌برخوردار سبب می‌شود با تحریک مداوم تقاضا - بدون آن که نیاز به افزایش نقدینگی باشد - اثر شوک‌ها کاهش یابد.

۴- معرفی مدل و مفروضات آن

در میان مدل‌های تعادل عمومی، مدل‌های مبتنی بر عامل (ABM) به دلیل فاصله گرفتن از فروض غیر واقعی در تحلیل رفتارهای عوامل اقتصادی و وارد کردن محدودیت‌های نهادی در مدل، تصویر نزدیک به واقع‌تری از پدیده‌های کلان اقتصادی ارائه می‌کنند. با توجه به این که دغدغه‌ی بسیاری از مطالعات اقتصاد اسلامی، مطالعات ناظر به اهداف و رویکردهای اسلام نسبت به وضعیت مطلوب اقتصادی و ریل‌گذاری و تنظیم نهادهای مؤثر بر آن و همچنین مطالعات مربوط به تغییر رفتار عوامل اقتصادی است، می‌توان این دست مطالعات را ذیل اقتصاد نهادگرا دسته‌بندی کرد. استفاده از مدل‌های ABM در مطالعات اقتصاد اسلامی، لاقفل به دو دلیل بر سایر مدل‌ها ترجیح دارد:

۱. امکان مدل‌سازی بهتر محدودیت‌های نهادی، سیاست‌ها و منطقی‌های رفتاری عوامل، در این نوع مدل‌ها وجود دارد تا آنجا که این مدل‌ها را به «شبه‌سازی اقتصاد» نزدیک می‌سازد. با توجه به این که عمده‌ی نقدهای اقتصاددانان اسلامی به اقتصاد متعارف، نقدهای ناظر به نهادهای نظام سرمایه‌داری است نه شیوه‌ی تحلیل در علم اقتصاد، استفاده از این مدل‌ها بر سایر مدل‌ها ترجیح دارد.
۲. از سوی دیگر کنار گذاشتن فرض «عامل نماینده» در این مدل‌ها، راه را برای تحلیل اثرات سیاست‌ها، شوک‌ها، تغییرات نهادی و رفتاری بر شکل توزیع ثروت و درآمد در جامعه می‌گشاید. با توجه به این که مسأله «عدالت در توزیع»، یکی از مهم‌ترین محورهای مطالعات اقتصاد اسلامی است، اهمیت استفاده از این نوع مدل‌ها در مطالعات اقتصاد اسلامی بیش از پیش روشن می‌شود.

مدل‌های عامل محور را می‌توان بر اساس میزان فشردگی (خلاصه‌سازی) در یک طیف گسترده‌ای قرار داد. در یک سوی طیف، مدل‌هایی همچون مدل‌های مربوط به علوم اجتماعی،

اکوسیستم‌ها و مدل‌های اقتصاد کلان قرار دارند که از سطح فشرده‌سازی بالایی برخوردار بوده و در آن‌ها از بسیاری از جزئیات جهان واقعی چشم‌پوشی می‌شود. در سمت دیگر این طیف، مدل‌های دارای فشرده‌سازی پایین قرار دارند که غالباً شامل مدل‌های فیزیکی می‌شوند و در آنها تلاش می‌شود جزئیات جهان واقع به صورت حداکثری در مدل وارد شود.

مدل‌های دارای سطح فشرده‌سازی بالا غالباً با هدف آزمایش تئوری‌ها و نه بازتولید داده‌های واقعی به کار گرفته می‌شوند. انتظار از این دسته از مدل‌ها برای بازتولید داده‌های واقعی، انتظاری بی‌جاست زیرا اولاً خروجی این مدل‌ها در غالب اوقات داده‌هایی هستند که مقادیر تجربی آنها در دسترس نیست و ثانیاً به دلیل سطح فشرده‌سازی بالا و فروض ساده‌کننده متعددی که در این مدل‌ها وارد می‌شوند، خروجی‌های مدل انطباق کاملی با داده‌های واقعی (در صورت وجود) ندارند. حتی کوچک شدن مقیاس هم می‌تواند در امکان بازتولید داده‌های واقعی مؤثر باشد. با این حال این مدل‌ها برای هدفی که طراحی شده‌اند می‌توانند همچنان مفید باشند. زیرا چنان که برخی محققان نیز تصریح کرده‌اند، هدف مدل‌های ABM در سطح فشرده‌سازی بالا، ارائه یک نمایش دقیق از یک کاربرد تجربی خاص نیست، بلکه هدف، غنی‌سازی درک افراد از فرایندهای اساسی است که ممکن است در برنامه‌های مختلف ظاهر شوند (لیو^۱، ۲۰۱۱: ۵۱۶).

در مدل‌های عامل‌محور، تنها منطق رفتار بازیگران خرد (بنگاه و خانوار) تعریف می‌شود و متغیرهای کلان - که براینده رفتار عوامل خرد هستند - در خلال اجرای مدل، بازتولید می‌شوند. مدل حاضر با شبیه‌سازی یک اقتصاد بسته در قالب یک مدل عامل‌محور (ABM) که امکان تغییر وضعیت از مناسبات نهادی متعارف به شیوه‌ی جدید در آن وجود دارد، به بررسی تغییر مقادیر تعادلی متغیرهای کلان اقتصادی در اثر این تغییر وضعیت می‌پردازد. این مدل در نرم افزار netlogo پیاده‌سازی شده است.^۲

در مدل حاضر سه عامل (۱) خانوار، (۲) بنگاه و (۳) بانک حضور دارند. این مدل تعادل عمومی شامل سه بازار کالا (اعم از مصرفی و سرمایه‌ای)، کار و اعتبارات است که یک اقتصاد بسته را

1. Liu

۲. مدل اولیه این شبیه‌سازی از یک مدل شبیه‌سازی شده از اقتصاد کلان قابل دسترسی از منبع اینترنتی زیر اخذ شده است:

http://modelingcommons.org/browse/download_model/6157

شبیه‌سازی می‌کند. دو نوع بنگاه در این اقتصاد حضور دارند: تعداد ۵۰ بنگاه نوع K، کالای سرمایه‌ای تولید می‌کنند و تعداد ۲۵۰ بنگاه نوع C کالای مصرفی تولید می‌کنند. بنگاه‌های نوع K، تنها از عامل تولید نیروی کار استفاده می‌کنند. تابع تولید بنگاه‌های K به صورت معادله (۱) است:

$$Q_{it} = N_{it} * MPL \quad (1)$$

که در آن N_{it} تعداد کارگران بنگاه i در دوره t است و MPL نیز تولید نهایی هر کارگر است که مقداری ثابت است.

بنگاه‌های نوع C، از دو عامل تولید نیروی کار و سرمایه استفاده می‌کنند. تابع تولید بنگاه‌های C نیز تابع تولید نهاده‌های مکمل به صورت معادله (۲) است:

$$Q_{it} = \min(N_{it} * MPL, K_{it} * MPK) \quad (2)$$

که در آن، K_{it} تعداد واحدهای سرمایه مورد استفاده است و MPK تولید نهایی سرمایه که عددی ثابت است.

مفروضات این مدل عبارتند از:

۱- بسته بودن اقتصاد

به جهت ساده‌سازی، مدل حاضر یک اقتصاد بسته را شبیه‌سازی کرده است. این فرض اگرچه با واقعیت فاصله دارد، اما به عنوان یک نقطه آغاز برای شبیه‌سازی تعادل عمومی در یک مدل عامل‌محور، مناسب است.

۲- دولت کوچک

حضور دولت در مدل حاضر، محدود به اعمال سیاست‌های پولی، جمع‌آوری مالیات و توزیع آن است. مفروض این است که این دولت به قدری کوچک است که هزینه‌های دولت را می‌توان صفر در نظر گرفت. این فرض نیز برای سهولت مدل‌سازی در نظر گرفته شده است.

۳- فقدان بازارهای مالی

برای ساده‌سازی مدل، از میان انواع نهادهای مالی، تنها بانک در مدل حاضر گنجانده شده است و از نقش سایر نهادها و بازارهای مالی صرف نظر شده است.

۴- عدم امکان سفته‌بازی و احتکار کالا (مصرفی و سرمایه‌ای)

فرض بر این است که دولت با وضع مالیات‌های تنظیمی، می‌تواند از احتکار کالاهای

سرمایه‌ای توسط خانوارها و بنگاه‌ها و سفته‌بازی با آن‌ها جلوگیری کند. از این رو خرید این کالاها تنها با انگیزه‌ی مصرف و استفاده انجام می‌شود. بنابراین در مدل حاضر کالای سرمایه‌ای تنها توسط بنگاه‌ها جهت سرمایه‌گذاری خریداری شده و کالای مصرفی نیز تنها توسط خانوارها جهت مصرف خریداری می‌شود.

۵- عدم امکان اخذ وام جهت مخارج مصرفی

در مدل حاضر امکان اخذ وام جهت مخارج مصرفی توسط خانوارها وجود ندارد. از این رو ممکن است در برخی دوره‌ها، در صورتی که درآمد و ثروت یک خانوار صفر باشد، آن خانوار هیچ مصرفی نداشته باشد. این فرض در تضاد با واقعیت‌های اقتصادی است چرا که هر خانوار حتی در صورتی که درآمد و ثروتش صفر هم باشد، باز هم لازم است برای تأمین نیازهای اولیه خود، هزینه کند که این کار را از طریق اخذ وام مصرفی انجام می‌دهد. با این حال برای ساده‌سازی مدل فرض شده است هزینه‌ی نیازهای اولیه و حیاتی در مقایسه با سایر هزینه‌ها به قدری کوچک است که می‌توان از آن صرف نظر کرده و این هزینه‌ها را صفر در نظر گرفت.

۶- تفاوت در بهره‌وری (استعداد) افراد، تنها عامل ایجاد نابرابری

اگرچه عوامل متنوعی همچون دسترسی به فرصت‌ها، رانت‌ها و امتیازهای انحصاری می‌تواند در ایجاد نابرابری مؤثر باشد، اما در مدل حاضر به جهت ساده‌سازی، تنها عامل ایجاد نابرابری، تفاوت در بهره‌وری عوامل در نظر گرفته شده است.

۵- معرفی عوامل در مدل اقتصاد سرمایه‌داری

مدل پایه، مدلی است که نظام اقتصاد سرمایه‌داری را شبیه‌سازی می‌کند. در مدل پیشنهادی، تنها چند تغییر نهادی اعمال می‌شود اما منطق رفتار عوامل در هر دو سیستم یکسان است. در ادامه عوامل و منطق رفتارهای آن‌ها توضیح داده می‌شود.

۵-۱- خانوارها

خانوارها به دو دسته سرمایه‌دار و کارگر تقسیم می‌شوند. تعداد سرمایه‌داران، معادل تعداد کل بنگاه‌ها است.

بعد از هر خانوار در این مدل ۱ در نظر گرفته شده است. تعداد خانوارها N نفر است که به صورت کاملاً بی‌کشش، نیروی کار خود را عرضه می‌کنند.

برای ایجاد نابرابری در مدل، از دو سازوکار بهره برده شده است:

(الف) سازوکار نخست، تفاوت در دستمزد پرداختی به نیروی کار که متناسب با میزان بهره‌وری آنها است.

(ب) سازوکار دوم، اولویت در اخراج عواملی است که دارای بهره‌وری پایین‌تری هستند. در مدل پایه (نظام اقتصادی متعارف) درآمد جاری کارگران تنها از دستمزد پرداختی به آنها تشکیل شده است که به صورت معادله (۳) تعریف می‌شود:

$$I_{jt} = \bar{w} * efficiency \quad (3)$$

$\bar{w}$ میانگین دستمزدها است و $efficiency$ نیز میزان بهره‌وری هر کارگر است.

درآمد سرمایه‌داران تنها از سود توزیع شده‌ی بنگاه تشکیل می‌شود (معادله (۴)):

$$I_{jt} = Dividend \quad (4)$$

خانوارها، درباره میزان مناسب مصرف باید تصمیم بگیرند. در صورتی که ثروت خانوار از حد معینی پایین‌تر باشد، همه دارایی خود را مصرف خواهند کرد اما اگر ثروتشان از یک حد آستانه بیشتر باشد، بخشی را پس‌انداز می‌کنند. بنابراین با توجه به این که تنها شکل ثروت خانوارها در این مدل، موجودی حساب بانکی آنها است، خانوارها میزان مخارج مصرفی خود را بر اساس معادله (۵) تعیین می‌کنند:

$$C_{jt} = \min(D_{jt}, 0.1 I_{jt} + KK \times D_{jt}) \quad (5)$$

که در آن D_{jt} موجودی حساب بانکی فرد j در دوره t و I_{jt} درآمد همین فرد در این دوره است. در عبارت فوق، KK بیانگر حساسیت میزان مصرف به نرخ بهره بوده و تابعی نزولی از آن است و به صورت معادله (۶) تعریف می‌شود:

$$KK = 0.6e^{-20r_t} \quad (6)$$

که در آن r_t نرخ بهره دوره t است. تابع فوق یک رابطه غیرخطی میان KK و نرخ بهره (در مدل اسلامی، نرخ مالیات بر پول با علامت منفی) ایجاد می‌کند. تابع به گونه‌ای تعریف شده است که تغییرات آن نسبت به تغییرات نرخ بهره (و مالیات بر پول) در مقادیر منفی بهره (یعنی مالیات بر پول) شدیدتر باشد. زیرا نگاه مردم به مالیات، به عنوان نوعی هزینه است در حالی که از دست دادن بهره، نوعی هزینه فرصت است و حساسیت نسبت به هزینه، بالاتر از همان مقدار هزینه‌ی فرصت

است (تالر^۱، ۱۳۹۷: ۴۲). این موضوع سبب می‌شود درصد بالاتری از ثروت خانوارها صرف مصرف شود که به نوعی بیانگر افزایش سرعت گردش پول است.

در مدل حاضر اگرچه درآمد بهره‌ای خانوار، صفر در نظر گرفته شده است، اما نرخ بهره بر میزان مصرف خانوارها مؤثر در نظر گرفته شده است. دلیل حذف درآمدهای بهره‌ای خانوارها از مدل این است که بانک برای توزیع بهره، لازم است همه‌ی درآمد حاصل از بهره را پس از کسر هزینه‌های ناشی از نکول بنگاه‌های ورشکسته، میان سپرده‌گذاران (تنها خانوارها و نه بنگاه‌ها) توزیع کند. با این حال به دلیل نوسانات زیاد مطالبات سوخت شده در هر دوره و برابری تقریبی این مطالبات با بهره‌ی دریافتی از بنگاه‌ها در بلندمدت، برای ایجاد یک وضعیت پایدار برای نظام بانکی و جلوگیری از ورشکستگی آن، درآمدهای بهره‌ای خانوار، صفر در نظر گرفته شده است.

۵-۲- بنگاه‌ها

با باز شدن بازار کالاها و مراجعه‌ی خانوارها به بنگاه‌های نوع C، همچنین هنگام باز شدن بازار کالای سرمایه‌ای و مراجعه‌ی بنگاه‌های نوع C به بنگاه‌های نوع K، این بنگاه‌ها تقاضای مواجهه‌ی خود را متناسب با میزان مراجعه مشتریان به روزرسانی می‌کنند. این تقاضای مواجهه، مبنای تعیین قیمت و مقدار تولید در دوره فعلی قرار می‌گیرد.

بنگاه‌های نوع C (بنگاه‌های تولیدکننده‌ی کالای مصرفی) با استفاده از دو نهاده‌ی نیروی کار و سرمایه، کالای مصرفی تولید می‌کنند. مفروض این است که کالاهای مصرفی فاسدشدنی هستند و اگر در دوره جاری به فروش نرسند، از بین خواهند رفت. بنابراین موجودی انبار این دسته از بنگاه‌ها در ابتدای هر دوره صفر است.

بر خلاف بنگاه‌های نوع C، در بنگاه‌های نوع K تنها با استفاده از نهاده‌ی نیروی کار، کالای سرمایه‌ای تولید می‌شود. مفروض این است که کالاهای سرمایه‌ای با نرخ استهلاک δ در هر دوره مستهلک می‌شوند. بنابراین در صورتی که بنگاه نوع K نتواند محصولش را بفروشد، می‌تواند مقدار باقیمانده را پس از کسر استهلاک، در دوره‌های آتی به فروش رساند.

در هر دوره سهمی از سود بنگاه‌ها - در صورت وجود - به مالک هر بنگاه (سرمایه‌دار) می‌رسد و مابقی سود به عنوان سرمایه در گردش بنگاه در سپرده‌ی بانکی بنگاه باقی می‌ماند.

تصمیم‌هایی که بنگاه‌ها باید بگیرند، عبارتند از:

۵-۲-۱- تصمیم‌گیری درباره قیمت

بنگاه تنها متوسط قیمت کالا و مقدار تقاضای مواجهه‌ی بنگاه در دوره‌ی فعلی را می‌داند. از این رو بنگاه برای تصمیم‌گیری درباره میزان تولید و قیمت عرضه در دوره فعلی، از این دو سیگنال قیمتی و مقداری استفاده می‌کند. سیگنال قیمتی، تفاوت قیمت عرضه‌ی بنگاه با میانگین بازار است و سیگنال مقداری، تفاوت میان تولید دوره‌ی قبل و تقاضای مواجهه‌ی بنگاه در این دوره است.

مازاد عرضه (Δ)، علامت می‌دهد که بنگاه در دوره‌ی قبل یا زیاد تولید کرده و یا محصول خود را به قیمت بالایی عرضه کرده است. در صورتی که قیمت عرضه‌ی بنگاه پایین‌تر از قیمت میانگین بوده باشد، بنگاه چنین نتیجه می‌گیرد که میزان تولیدش در دوره‌ی قبل بالا بوده است. بنابراین تولید خود را در این دوره کاهش می‌دهد. اما در صورتی که قیمت عرضه‌ی بنگاه بالاتر از قیمت میانگین باشد، بنگاه چنین نتیجه می‌گیرد که مازاد عرضه به دلیل قیمت بالا بوده است؛ در نتیجه در دوره بعد، قیمت را کاهش می‌دهد.

همچنین در صورتی که مازاد عرضه (Δ) منفی باشد و بنگاه با مازاد تقاضا مواجه باشد، یا به این دلیل بوده که مقدار تولید بنگاه کمتر از تقاضای مواجهه‌ی بنگاه بوده و یا به دلیل پایین بودن قیمت عرضه بوده است. در صورتی که قیمت عرضه‌ی بنگاه پایین‌تر از قیمت میانگین بوده باشد، بنگاه چنین نتیجه می‌گیرد که مازاد تقاضا به دلیل قیمت پایین محصولاتش بوده است؛ بنابراین در این دوره قیمت بالاتری برای محصولات خود پیشنهاد می‌کند. اما در صورتی که قیمت عرضه‌ی محصول بنگاه بالاتر از قیمت میانگین بوده باشد و همچنان با مازاد تقاضا مواجه باشد، این بدین معناست که مقدار تولیدش کم بوده است و می‌بایست در این دوره مقدار بیشتری تولید کند.

بر اساس این دو سیگنال، بنگاه تصمیم می‌گیرد که یا قیمت را در این دوره تغییر دهد یا سطح تولید را، اما هر دو را با هم تغییر نمی‌دهد.

جدول ۱ خلاصه‌ای از این تصمیم‌های بنگاه را درباره مقدار تولید و قیمت عرضه بر اساس

سیگنال‌های دریافتی ارائه می‌دهد:

جدول ۱: منطق تصمیم‌گیری بنگاه‌ها درباره قیمت عرضه و مقدار تولید

سیگنال مقداری			
$\Delta_{it} \leq 0$	$\Delta_{it} > 0$		
افزایش تولید	کاهش قیمت	$P_{it} > P_t$	سیگنال قیمتی
افزایش قیمت	کاهش تولید	$P_{it} \leq P_t$	

در این جا P_{it} قیمت عرضه‌ی بنگاه i در دوره t است و Δ_{it} مقدار مازاد عرضه‌ی بنگاه است که به صورت معادله (۷) تعریف می‌شود:

$$\Delta_{it} = q_{it} - q_{it}^d \quad (۷)$$

P_t نیز میانگین قیمت بازار در دوره قبل است. فرض بر این است که هر بنگاه از میانگین قیمت بازار اطلاع دارد.^۱

کالای C غیر قابل نگهداری است. بنابراین بنگاه‌های نوع C نمی‌توانند موجودی انبار را برای دوره بعدی نگه دارند و تقاضای دوره آتی را برآورده کنند. اگر این نوع بنگاه‌ها، دوره‌ی جاری را با موجودی انبار مثبت به پایان برسانند، کالاهای فروخته نشده (غیر قابل ذخیره‌سازی) با هزینه صفر از بین می‌رود.

اما میزان تغییر در قیمت عرضه بر اساس معادله (۸) تعیین می‌شود:

$$P_{it+1} = \begin{cases} P_{it}(1 + \eta_{it+1}) & \text{if } \Delta_{it} \leq 0 \text{ and } P_{it} < P_t \\ P_{it}(1 - \eta_{it+1}) & \text{if } \Delta_{it} > 0 \text{ and } P_{it} \geq P_t \end{cases} \quad (۸)$$

که در آن η_{it+1} یک پارامتر تصادفی در بازه $(0, H_\eta)$ است.

در صورتی که بنگاه بخواهد قیمت محصول خود را کاهش دهد، مقدار آن را پایین‌تر از هزینه متوسط تولید (AC) قرار نخواهد داد. بنابراین P_{it+1} نباید کمتر از AC باشد، یعنی کمترین قیمتی که بنگاه می‌تواند هزینه‌های متوسط خود را با آن پوشش دهد؛ بنابراین

$$P_{it+1} = \max((P_{it}(1 - \eta_{it+1})), AC) \quad (۹)$$

۱. فرض بر این است که هر یک از بنگاه‌ها هنگام محاسبه میانگین قیمت، خودشان را نادیده می‌گیرند. بنابراین می‌توان ادعا نمود که P_{qt} در واقع قیمت دوره قبل رقباست.

که در آن:

$$AC = \frac{wage_pay + interest_pay}{Q_{it+1}} \quad (10)$$

wage_pay کل دستمزدی است که بنگاه به کارگران پرداخت می‌کند و interest_pay میزان بهره‌ای است که بنگاه بابت وام‌هایی که گرفته به بانک پرداخت می‌کند.

۵-۲-۲- تعیین تعداد مناسب نیروی کار

چنان که توضیح داده شد، در دو حالت زیر، بنگاه تصمیم می‌گیرد مقدار تولیدش را افزایش یا کاهش دهد:

حالت نخست در شرایطی است که بنگاه با آن که محصول خود را با قیمتی بالاتر از میانگین قیمت بنگاه‌های دیگر فروخته، باز هم با مازاد تقاضا مواجه است که تصمیم می‌گیرد تولید خود را افزایش دهد.

حالت دوم در شرایطی است که بنگاه با آن که محصول خود را در قیمتی پایین‌تر از قیمت میانگین عرضه کرده، باز هم با مازاد عرضه مواجه شده است که تولید خود را کاهش می‌دهد.

افزایش یا کاهش تولید، تعیین‌کننده‌ی تعداد نیروی کار مورد نیاز در دوره آتی است. بر این اساس، بنگاه‌های نوع K مقدار تولید دوره بعد و بنابراین تعداد نیروی کار در دوره‌ی آینده را بر اساس معادله (۱۱) به‌روز می‌کنند:

$$N_{it+1}^* = \begin{cases} (Q_{it} - \rho \cdot \Delta_{it} - inv_{it})/MPL & \text{if } \Delta_{it} \leq 0 \text{ and } P_{Kit} \geq P_{Kt} \\ (Q_{it} - \rho \cdot \Delta_{it} - inv_{it})/MPL & \text{if } \Delta_{it} > 0 \text{ and } P_{Kit} < P_{Kt} \end{cases} \quad (11)$$

که در آن ρ پارامتر تعدیل‌کننده‌ی میزان افزایش تولید است و inv_{it} مقدار موجودی انبار بنگاه i در دوره‌ی t است.

اما بنگاه‌های نوع C به دلیل آن که محصول فاسدشدنی تولید می‌کنند، هنگام تصمیم‌گیری درباره میزان تولید دوره‌ی بعد، موجودی انبار دوره قبل را لحاظ نمی‌کنند. بنابراین تعداد نیروی کار مورد نیاز را بر اساس معادله (۱۲) محاسبه می‌کنند:

$$N_{it+1}^* = \begin{cases} (Q_{it} - \rho \cdot \Delta_{it})/MPL & \text{if } \Delta_{it} \leq 0 \text{ and } P_{Cit} \geq P_{Ct} \\ (Q_{it} - \rho \cdot \Delta_{it})/MPL & \text{if } \Delta_{it} > 0 \text{ and } P_{Cit} < P_{Ct} \end{cases} \quad (12)$$

همچنین بنگاه‌های نوع C به دلیل آن که از دو نهاده‌ی سرمایه و نیروی کار بهره می‌برند، باید در تعیین مقدار بهینه نیروی کار، شرط تولید بهینه را نیز لحاظ کنند که با توجه به شکل تابع تولید (تابع تولید نهاده‌های مکمل)، لازم است شرط بهینگی منابع که با معادله (۱۳) بیان شده، رعایت شود:

$$K_{it} * MPK = N_{it+1}^* * MPL \quad (۱۳)$$

از این رو بنگاه‌های نوع C علاوه بر معادله (۱۲) باید معادله (۱۴) را نیز در نظر بگیرند:

$$N_{it+1}^* = \min(N_{it+1}^*, K_{it} * MPK / MPL) \quad (۱۴)$$

۵-۲-۳- ورشکستگی بنگاه

در صورتی که موجودی حساب بنگاه تکافوی مبلغ بازپرداخت قسط (اصل و فرع) را ندهد، آن قسط را پرداخت نمی‌کند. بنگاهی که تعداد (T-Ban) از اقساط وام‌هایی که گرفته است را نتواند بازگرداند، اعلام ورشکستگی می‌کند. با اعلام ورشکستگی، تمام بدهی‌هایش به بانک صفر شده و بنگاه دیگری با شرایط اولیه، به جای آن تأسیس می‌شود. جایگزینی بنگاه‌های ورشکسته با بنگاه‌های جدید التأسیس اجازه می‌دهد تا کل جمعیت بنگاه‌ها ثابت در نظر گرفته شود. مالکیت بنگاه نیز در اختیار همان مالک قبلی است. بنابراین به میزان نقدینگی اولیه لازم برای تأسیس بنگاه از حساب سرمایه‌دار (مالک بنگاه) کسر شده و بنگاه جدید تأسیس می‌شود. در صورت عدم کفاف موجودی حساب سرمایه‌دار، مابقی سرمایه در گردش لازم برای تأسیس بنگاه به صورت وام از بانک اخذ می‌شود. سرمایه اولیه بنگاه‌های نوع C، همان سرمایه اولیه لازم برای تأسیس بنگاه است.

۵-۲-۴- تصمیم‌گیری درباره اخذ وام بانکی

بنگاه‌ها ابتدا اقساط دوره جاری را پرداخت می‌کنند. در صورت ناتوانی از پرداخت، نکول کرده و به تعداد موارد نکول آن‌ها یکی اضافه می‌شود. در صورتی که تعداد نکول اقساط، بیشتر از حد مجاز نباشد، بنگاه اعلام نیاز به وام جدید می‌کند. بنابراین بنگاه در صورتی وام بانکی (ΔL_{it+1}) درخواست می‌کند که منابع نقدی‌اش (D_{it+1}) تکافوی اقساط وام و دستمزدی که باید به کارگران بپردازد را ندهد. بنابراین مقدار وام درخواستی بر اساس معادله (۱۵) تعیین می‌شود:

$$\Delta L_{it+1} = \max\left(\sum_{N_{it+1}} I_{jt} + (r_t + \tau) * L_{it} - D_{it+1}, 0\right) \quad (۱۵)$$

که در آن $\sum_{N_{it+1}} I_{jt}$ مجموع دستمزد پرداختی به کارگران، r_t نرخ بهره، τ نرخ بازپرداخت وام، L_{it} کل بدهی بنگاه به نظام بانکی و D_{it+1} میزان نقدینگی بنگاه در دوره $t + 1$ است.

۵-۲-۵- تصمیم‌گیری درباره تعدیل میزان سرمایه

در هر دوره، بخشی از بنگاه‌های نوع C به فکر تعدیل میزان سرمایه و نیروی کار خود می‌افتند.

این دسته از بنگاه‌ها ابتدا مقدار سرمایه لازم جهت تولید بهینه‌ی محصول را بر اساس تابع تولید نهاده‌های مکمل به دست آورده و سپس مقدار انحراف از این میزان را تا رسیدن به مقدار بهینه به دست می‌آورند. این میزان، به عنوان تقاضای کالای سرمایه‌ای توسط بنگاه نوع C به شمار می‌رود که در بازار کالای K تأمین خواهد شد. فرایند خرید، دقیقاً مشابه خرید کالاهای مصرفی توسط خانوارها است با این تفاوت که در این جا خریداران، بنگاه‌های نوع C هستند و فروشندگان بنگاه‌های نوع K.

۵-۳- بانک

بانک در این مدل، تصمیم‌های زیر را می‌گیرد و رفتارهای زیر را انجام می‌دهد:

۵-۳-۱- اعطای وام به بنگاه‌ها

بنگاهی که به وجوه خارجی نیاز دارد برای دریافت وام با بانک تماس می‌گیرد. بانک به بنگاه i قرارداد بدهی بلندمدت پیشنهاد می‌دهد، که به بنگاه اجازه می‌دهد بدهی را با نرخ ثابت $0 < \tau < 1$ بازپرداخت کند. در نتیجه، کل بدهی بنگاه در پایان هر دوره به میزان L_{it+1} می‌رسد که از معادله (۱۶) به دست می‌آید:

$$L_{it+1} = (1 - \tau)L_{it} + \Delta L_{it+1} \quad (16)$$

که در آن τL_{it} نشان دهنده بازپرداخت اصل است.

بانک بر اساس حداکثر میزان اهرمی که می‌تواند ایجاد کند (B-Lev) در صورتی که توانایی پرداخت وام به بنگاه‌های متقاضی را داشته باشد، به میزان مورد نیاز آن‌ها، به آن‌ها وام اعطا می‌کند.

نرخ بهره وام پرداختی به صورت زیر تعیین می‌شود:

۱. ابتدا اهرم بنگاه بر اساس معادله (۱۷) محاسبه می‌شود:

$$\lambda_{it} = \frac{L_{i+1t}}{Asset_{it} + L_{i+1t}} \quad (17)$$

که در آن L_{i+1t} مقدار کل بدهی بنگاه پس از اخذ وام بوده و $Asset_{it}$ بیانگر کل دارایی بنگاه که برابر است با مجموع سپرده بانکی بنگاه، ارزش موجودی انبار بنگاه و ارزش سرمایه بنگاه (که مورد آخر، تنها به بنگاه‌های نوع C مربوط می‌شود).

۲. سپس بر اساس اهرم بنگاه، طول عمر تقریبی بنگاه بر اساس معادله (۱۸) محاسبه می‌شود:

$$T_{expected} = 5 + e^{10(1-\lambda_{it})} \quad (18)$$

۳. سپس مقدار نرخ بهره مربوط به وام جدید، بر اساس معادله (۱۹) محاسبه می‌شود:

$$\text{new_interest} = \phi \left(\frac{\tau + r_t}{1 - (1 - \tau)^{T_{\text{expected}} + 1}} - \tau \right) \quad (19)$$

که در آن ϕ مارک آپ بانک روی نرخ بهره است و τ نرخ بازپرداخت وام است.

۴. سپس بانک بر اساس نرخ بهره‌ی مربوط به وام جدید و نرخ بهره‌ی وام‌های قبلی، نرخ بهره

را بر اساس معادله (۲۰) تعدیل می‌کند:

$$r_{it+1} = \frac{r_{it} \cdot L_{it} + \text{new_interest} \cdot \Delta L_{it}}{L_{it} + \Delta L_{it}} \quad (20)$$

۵-۳-۲- اعمال سیاست پولی بانک مرکزی

بانک مرکزی، بر اساس قاعده تیلور، نرخ پایه بهره (r_t) را در هر دوره تعدیل می‌کند. با این

حال حد پایین نرخ بهره، همواره به میزان نرخ بهره طبیعی (r_t^*) است. بر این اساس نرخ بهره اسمی

از رابطه (۲۱) محاسبه می‌شود:

$$r_{t+1} = \min \left(r_t^*, \pi_t + r_t^* + \alpha_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_y (y_t - \bar{y}_t) \right) \quad (21)$$

که در آن π_t^* نرخ تورم هدف، r_t^* نرخ بهره طبیعی، $\bar{y}_t$ لگاریتم بازده بالقوه و α_π و α_y دو ضریبی

هستند که بسته به میزان اهمیتی که سیاست‌گذار به تورم یا رشد قائل است، تعیین می‌شود.

۶- بازارها

مدل حاضر، از سه بازار تشکیل شده است: (۱) بازار کالا؛ (۲) بازار کار و (۳) بازار اعتبار.

عملکرد این سه بازار به صورت زیر است:

۶-۱- بازار کار

هر بنگاه تعداد ظرفیت‌های استخدامی خود را بر اساس منطقی که پیشتر گفته شد، محاسبه

کرده و اعلام می‌کند. بیکاران به دفعات محدود به صورت تصادفی حرکت می‌کنند و به جستجوی

بنگاهی که نیاز به نیروی کار دارد می‌پردازند. در صورتی که در آن نقطه، بنگاه نیازمند به نیروی

کار وجود داشته باشد، در آن بنگاه استخدام شده و مشغول کار می‌شوند.

۶-۲- بازار کالا

به دلیل عدم قطعیت، مصرف‌کنندگان فقط به زیرمجموعه‌ای از بنگاه‌ها دسترسی دارند. بنابراین، حتی اگر کالاهای مصرفی همگن باشند، ممکن است در نهایت از بنگاهی خرید کنند که کمترین قیمت را دریافت نمی‌کند. بنابراین بنگاه‌ها تا حدودی دارای قدرت بازار هستند. خانوارها پس از تعیین مقدار کالای مورد نیاز، دو بنگاه را به تصادف انتخاب کرده و اولویت خرید را به بنگاهی که ارزان‌تر می‌فروشد می‌دهند. در صورتی که همه نیاز آن‌ها از طریق بنگاه اول مرتفع نشود، مابقی نیاز خود را از طریق بنگاه دوم تأمین می‌کنند و در صورتی که کل نیاز آن‌ها از طریق این دو بنگاه تأمین نشود، به ناچار کمتر از مقدار مورد نیاز خود مصرف خواهند نمود.

۶-۳- بازار اعتبار

در هر دوره، پس از آن که بنگاه‌ها، میزان مورد نیاز وام خود را تعیین کردند، مقدار وام مورد نیاز را به بانک اعلام می‌کنند. در صورتی که دفعات نکول بنگاه بیشتر از (T-Ban) نبوده و بانک نیز امکان اعطای وام جدید را داشته باشد، به میزان مورد درخواست بنگاه، به وی وام اعطا می‌کند. حد آستانه‌ای بانک برای اعطای وام، بر اساس پارامتر (B-lev) تعیین می‌شود که بیانگر حداکثر اهرمی است که بانک می‌تواند ایجاد کند. بانک با ملاحظه‌ی اهرم بنگاه، نرخ بهره‌ی مربوط به وام اعطایی جدید را تعیین نموده و سپس با در نظر گرفتن مقدار بدهی‌های ناشی از وام‌های قبلی و نرخ‌های بهره‌ی مربوط به آن‌ها، نرخ بهره را روی کل بدهی‌های بنگاه تعدیل می‌کند.

۷- توالی رویدادها

ترتیب اجرای زیربرنامه‌های مدل شبیه‌سازی به صورت زیر تعریف شده است^۱:

۱- بازار کار

در ابتدا بازار کار باز می‌شود و کارگرانی که بیکارند، به دنبال یافتن شغل رفته و در صورت موفقیت، در یکی از بنگاه‌هایی که نیازمند نیروی کار است، استخدام می‌شوند و دستمزدی برابر با بهره‌وری خود را دریافت می‌نمایند.

۱. هر یک از عناوین، مربوط به یکی از زیربرنامه‌های برنامه شبیه‌سازی (Function ها) است.

۲- بازار کالای مصرفی

خانوارها مقدار نیاز خود از کالای مصرفی (C) را بر اساس مقدار درآمد و ثروت خود تعیین نموده و در بازار کالاهای مصرفی، سراغ بنگاه‌های نوع C می‌روند و کالا را خریداری و مصرف می‌نمایند.

۳- بازار کالای سرمایه‌ای

بنگاه‌های نوع C مقدار سرمایه‌گذاری مورد نظر خود را تعیین می‌کنند. این مقدار، در واقع تقاضای کالای K را تشکیل می‌دهد. سپس بنگاه‌های نوع C به عنوان تقاضاکننده و بنگاه‌های نوع K به عنوان عرضه‌کننده در بازار کالای سرمایه‌ای، اقدام به مبادله می‌کنند.

۴- به روز کردن مقدار تولید

بنگاه‌ها بر اساس میزان فروش و تقاضای این دوره، قیمت و مقدار تولید دوره‌ی بعد خود را تعیین می‌کنند.

۵- به‌روزرسانی متغیرها

مقادیر متغیرهای Global همچون تولید ناخالص داخلی، مصرف کل، سرمایه‌گذاری کل، میانگین قیمت کالای مصرفی و سرمایه‌ای، نرخ بیکاری و ... محاسبه می‌شود.

۶- جریان نقدی

سود بنگاه‌ها محاسبه شده و بخشی از آن به سرمایه‌دار مالک بنگاه پرداخت می‌شود.

۷- بازار اعتبار

بنگاه‌ها اقساط وام‌های قبلی را پرداخت می‌کنند و در صورت نیاز، اقدام به اخذ وام جدید می‌نمایند. برای اخذ وام جدید، ابتدا دارایی بنگاه و سپس اهرم بنگاه را محاسبه کرده و در صورت وجود منابع بانکی، اقدام به اخذ وام جدید می‌نمایند.

۸- تفاوت‌های مدل پیشنهادی با مدل پایه

برای رسیدن به مدل پیشنهادی، تغییرات زیر در مدل پایه اعمال می‌شود:

۱. نرخ بهره برای وام‌های بانکی، صفر در نظر گرفته شده و بنگاه‌ها فارغ از این که اهرم‌شان چقدر است، در صورت تکافوی منابع بانک، با نرخ صفر درصد وام دریافت می‌کنند.

۲. در متغیر KK به کار رفته در تابع مصرف (رابطه شماره ۶) که بیانگر حساسیت مصرف به نرخ بهره است، به جای نرخ بهره، نرخ مالیات بر پول با علامت منفی وارد می‌شود. این تغییر سبب می‌شود بخش بزرگ‌تری از پول خانوارها صرف مصرف شود و بخش بیشتری از پول موجود در اقتصاد، برای خرید کالا به گردش درآید. از این رو این تغییر، از یک سو سبب تحریک تقاضا شده و از سوی دیگر سرعت گردش پول را بالا می‌برد.

۳. به میزان نرخ مالیات بر پول، از همه حساب‌های بانکی (چه سپرده‌های خانوارها و چه سپرده‌های بنگاه‌ها) مالیات اخذ شده و پس از جبران مطالبات سوخت شده‌ی بانک از این منابع، مابقی میان افرادی که مقدار مصرف‌شان پایین‌تر از نصف میانگین مصرف جامعه است، به طور مساوی توزیع می‌شود.

توجه به این نکته ضروری است که حجم نقدینگی در مدل حاضر وابسته به مقدار اولیه پایه پولی و نقدینگی حاصل از خلق و محو پول در نظام بانکی است که از نیاز بنگاه‌ها به وام بانکی نشأت می‌گیرد؛ آن بخش از نقدینگی که در قالب مالیات بر پول از مالیات‌دهندگان اخذ می‌شود، دوباره در قالب پوشش ریسک نکول بنگاه‌های ورشکسته و همچنین یارانه به جریان اقتصاد باز می‌گردد. از این رو وضع چنین مالیاتی اثری بر حجم نقدینگی ندارد.

سایر شرایط و ویژگی‌ها، همان مواردی است که در مدل پایه توضیح داده شد.

اما به لحاظ توالی رویدادها، اخذ مالیات بر پول و توزیع یارانه، پس از زیربرنامه «بازار کار» و قبل از زیربرنامه «بازار کالاهای مصرفی» انجام می‌گیرد.

در مدل پیشنهادی امکان ایجاد سپرده‌های مدت‌دار (مبتنی بر قرض بدون بهره) برای خانوارها در نظر گرفته نشده است و خانوارها نمی‌توانند برای اجتناب از پرداخت مالیات بر پول، مازاد پول خود را به صورت مدت‌دار، قرض دهند. این موضوع لطمه‌ای به نتایج مدل‌سازی وارد نمی‌سازد زیرا در صورتی که خانوارها بتوانند وجوه مازاد خود را از طریق نظام بانکی به بنگاه‌ها قرض دهند، باز هم مقدار کل مالیات پرداختی تغییری نمی‌کند. زیرا در این صورت این مالیات به جای خانوارها، از بنگاه‌ها اخذ می‌شود. اما به جهت تغییر در انگیزه‌ی مصرفی خانوارها نیز باید توجه داشت تقاضا برای وام از سوی بنگاه‌ها در وضعیت تعادلی به مقدار مشخصی همگرا می‌شود و در صورت کمبود منابع

حاصل از سپرده‌ها، از طریق خلق پایه پولی توسط بانک مرکزی جبران می‌شود. با اشباع تقاضا برای وام و رسیدن اقتصاد به یک وضعیت پایدار، عملاً خانوارها نمی‌توانند بیش از نیاز بنگاه‌ها، پول مازاد خود را قرض دهند؛ بنابراین مجبور خواهند شد بار مالیاتی را بر دوش بکشند.

باید توجه داشت تفاوت در نرخ مالیات اخذ شده از خانوارها و بنگاه‌ها می‌تواند راهی برای اجتناب مالیاتی پیش روی سرمایه‌داران بگشاید. از این رو در مدل حاضر، نرخ مالیات برای همه‌ی عوامل یکسان در نظر گرفته شده است.

۹- مقادیر پارامترها

مقادیر پارامترها در جدول ۱ خلاصه شده است:

جدول ۱: مقادیر پارامترهای مدل

مقدار	توضیح	پارامتر
۲۷۵۰	تعداد خانوارها	N
۰/۰۲	نرخ استهلاك سرمایه	δ
۰/۱	پارامتر مورد استفاده در تعدیل قیمت محصول	H_{η}
۰/۹	پارامتر مورد استفاده در تعیین تعداد نیروی کار مورد نیاز	ρ
۰/۳۵	تولید نهایی عامل سرمایه	MPK
۰/۵	تولید نهایی عامل نیروی کار	MPL
۱	میانگین دستمزدها	$\bar{W}$
۰/۲	بخشی از سود بنگاه که به سرمایه‌دار می‌رسد	$Dividend-payout-ratio$
۵	اهرم بانک	$B-Lev$
۱	تعداد مجاز نکول اقساط وام توسط بنگاه‌ها	$T-Ban$
۰/۰۵	نرخ بازپرداخت وام	τ
۱/۱	مارک آپ بانک روی نرخ بهره	ϕ
۰/۱۵	نرخ بهره طبیعی	r_t^*
۰/۱۵	نرخ طبیعی مالیات بر پول	t^*
۰/۵	ضریب حساسیت سیاست‌گذار پولی به نرخ تورم در قاعده تیلور	α_{π}
۰/۵	ضریب حساسیت سیاست‌گذار به رشد در قاعده تیلور	α_y
۹	تعداد دفعاتی که بیکاران در بازار کار دنبال شغل می‌گردند	$N_{labor-market}$
۲	تعداد بنگاه‌هایی که خانوارها برای خرید مراجعه می‌کنند	$N_{good-market}$
۰/۰۱	نرخ تورم هدف در قاعده تیلور	π_t^*

منبع: نویسندگان

۱۰- خروجی‌های مدل

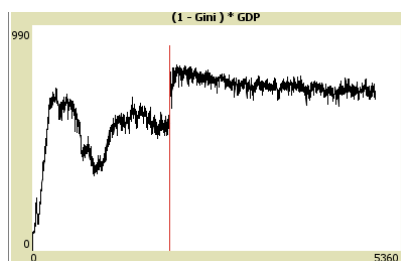
مدل در ابتدا با یک سیستم اقتصاد سرمایه‌داری آغاز به کار کرده و تا ۲۰۰۰ دوره تا رسیدن به وضعیتی پایدار ادامه یافته است. سپس تغییرات مربوط به مدل پیشنهادی اعمال شده و ۳۰۰۰ دوره نیز در وضعیت جدید، ادامه یافته است. مقادیر متوسط این متغیرها پس از رسیدن به تعادل در دو نظام سرمایه‌داری و نظام پیشنهادی، در جدول ۲ گزارش شده است:

جدول ۲: مقادیر متوسط خروجی‌های مدل در دو سیستم سرمایه‌داری و نظام پیشنهادی

متغیر در حالت پایدار	در مدل سرمایه‌داری	در مدل پیشنهادی
GDP حقیقی	۹۵۰	۱۰۵۰
تابع رفاه آماری سن	۵۷۰	۷۱۰
قیمت کالای مصرفی	۲/۸	۳/۱
قیمت کالای سرمایه‌ای	۲/۷	۶/۶
متوسط تعداد بنگاه‌های C در هر دوره که توان بازپرداخت قسط خود را ندارند	۲	تقریباً صفر
متوسط تعداد بنگاه‌های K در هر دوره که توان بازپرداخت قسط خود را ندارند	۳	تقریباً صفر
نقدینگی	۱۱۲۰۰	۹۴۰۰
نرخ بیکاری	۹٪	۳/۵٪
ضریب جینی مربوط به توزیع درآمد	۰/۴۱	۰/۳۳
ضریب جینی مربوط به توزیع ثروت	۰/۳۹	۰/۳۶
سرمایه‌گذاری	۷۰	۶۷
مصرف کل	۹۰۰	۹۸۰
مجموع بدهی بنگاه‌ها به نظام بانکی	۷۳۰۰	۵۰۵۰
میانگین اهرم بنگاه‌ها	۰/۳۹	۰/۱۷
مجموع سرمایه بنگاه‌های نوع C	۳۳۰۰	۳۳۴۰

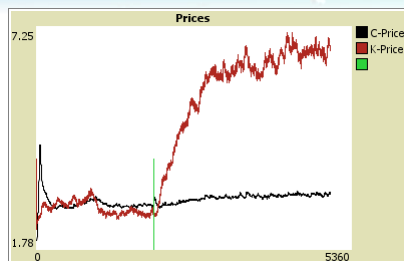
منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین روند تغییرات این متغیرها در نمودارهای ۱ تا ۱۸ نمایش داده شده است.



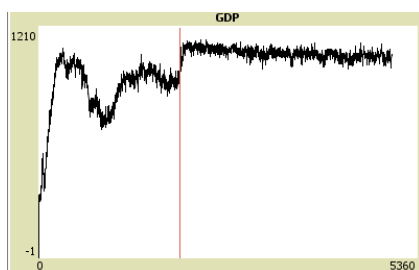
نمودار ۱: روند تغییرات مقدار تابع رفاه آماری سن قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



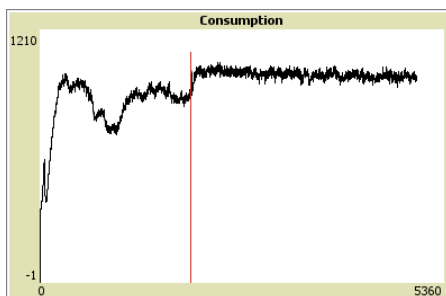
نمودار ۲: روند تغییرات قیمت کالای مصرفی و سرمایه‌ای قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



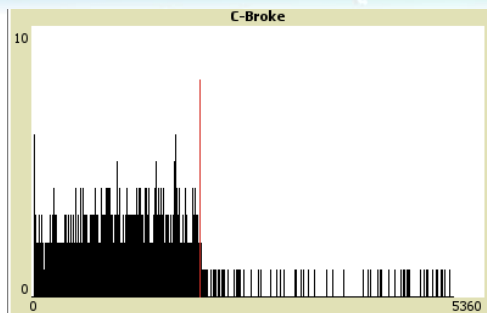
نمودار ۳: روند تغییرات تولید ناخالص داخلی، قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



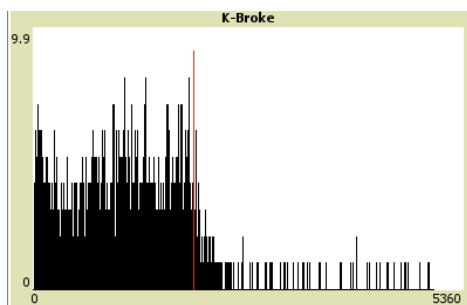
نمودار ۴: روند تغییرات مصرف کل، قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



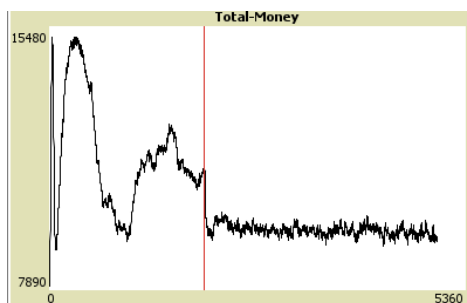
نمودار ۵: روند تغییرات تعداد نکول بنگاه‌های نوع C در بازپرداخت دیون بانکی در هر دوره، قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



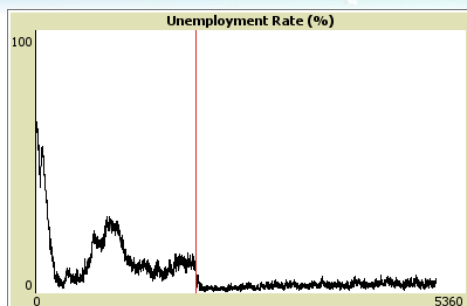
نمودار ۶: روند تغییرات تعداد نکول بنگاه‌های نوع K در بازپرداخت دیون بانکی در هر دوره، قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



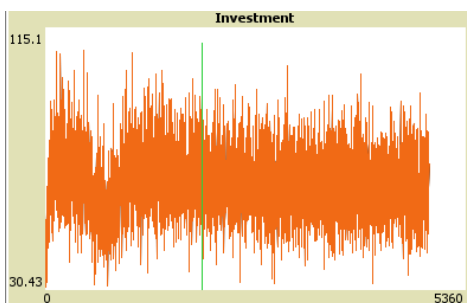
نمودار ۷: روند تغییرات نقدینگی قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



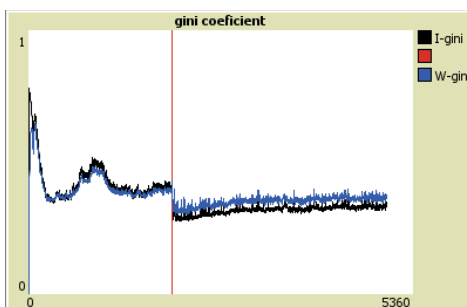
نمودار ۸: روند تغییرات نرخ بیکاری، قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



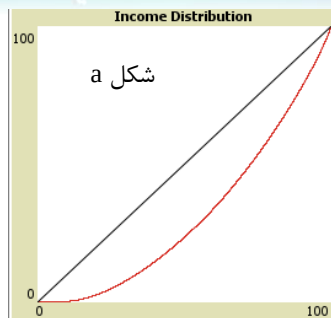
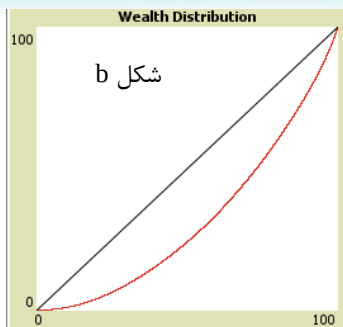
نمودار ۹: میزان سرمایه‌گذاری در هر دوره قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



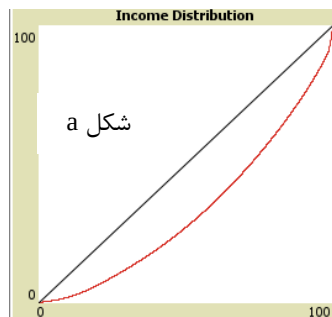
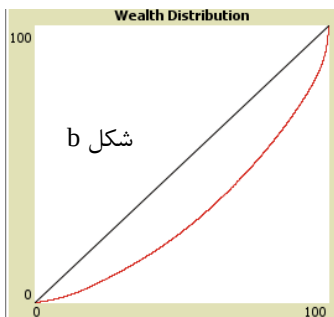
نمودار ۱۰: روند تغییرات ضریب جینی مربوط به توزیع درآمد و ثروت، قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



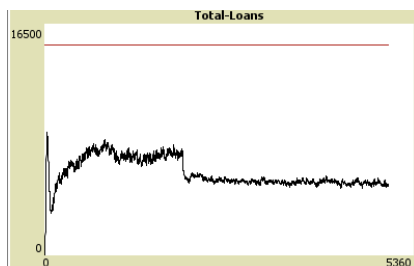
نمودار ۱۱: وضعیت منحنی لورنز مربوط به توزیع درآمد (نمودار a) و ثروت (نمودار b)، در انتهای دوره ۲۰۰۰ (آخرین دوره مربوط به نظام سرمایه‌داری)

منبع: یافته‌های پژوهش



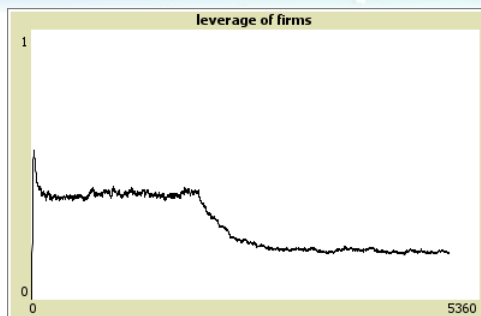
نمودار ۱۲: وضعیت منحنی لورنز مربوط به توزیع درآمد (نمودار a) و ثروت (نمودار b)، در انتهای دوره ۵۰۰۰ (آخرین دوره مربوط به نظام پولی پیشنهادی)

منبع: یافته‌های پژوهش



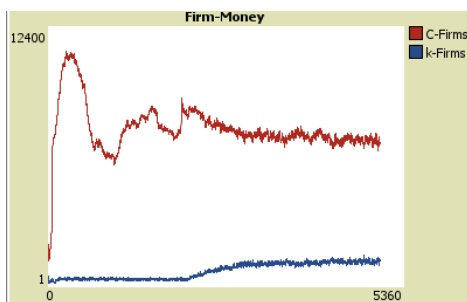
نمودار ۱۳: روند تغییرات بدهی بنگاه‌ها به نظام بانکی، قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



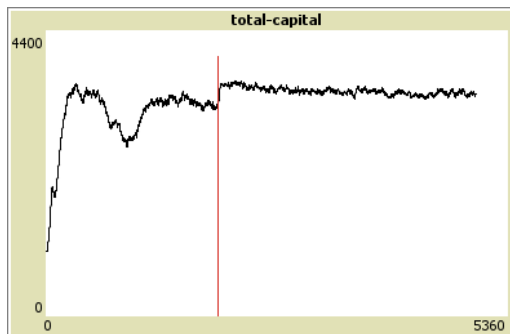
نمودار ۱۴: روند تغییرات میانگین اهرم بنگاه‌ها، قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



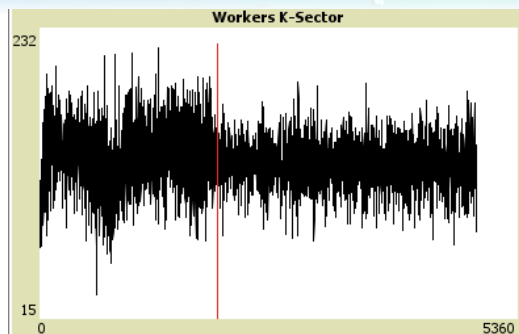
نمودار ۱۵: روند تغییرات مجموع سپرده‌ی بانکی بنگاه‌ها به تفکیک بنگاه‌های نوع C و نوع K، قبل و بعد از تغییر نظام پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



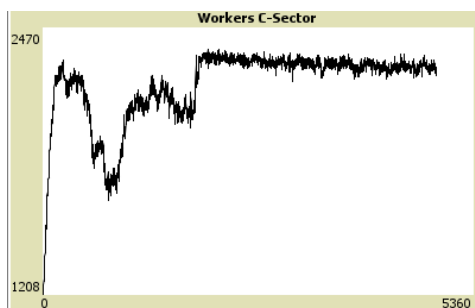
نمودار ۱۶: مجموع سرمایه بنگاه‌های نوع C

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱۷: نوسانات تعداد کارگران شاغل در بنگاه‌های نوع K

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱۸: نوسانات تعداد کارگران شاغل در بنگاه‌های نوع C

منبع: یافته‌های پژوهش

۱۱- تحلیل نتایج مدل

خروجی‌های مدل، نکات قابل تأملی در بر دارد که عبارتند از:

۱. رشد تولید و کاهش بیکاری: نمودارهای ۳ و ۸ از خروجی‌های مدل نشان می‌دهد در نظام پولی پیشنهادی، تولید ناخالص داخلی افزایش یافته و بیکاری روند کاهشی را تجربه کرده است. به نظر می‌رسد اثرات بازتوزیعی مالیات بر پول در ایجاد یک مکانیزم محرک تقاضا قابل ملاحظه است. همچنین وضع مالیات بر پول، در افزایش میل نهایی به مصرف همه‌ی عوامل تأثیرگذار است.
۲. افزایش قیمت کالای مصرفی: نمودار ۲ گویای افزایش اندک در قیمت کالای مصرفی در نظام پیشنهادی نسبت به نظام پولی متعارف است. این افزایش قیمت به دلیل افزایش تقاضا برای کالای مصرفی است که نتیجه‌ی سیستم بازتوزیعی طراحی شده در این نظام پولی است. چرا که به دلیل بالاتر بودن میل نهایی به مصرف میان طبقات فرودست، این نظام بازتوزیعی سبب افزایش

تقاضای کل می‌شود. این موضوع به روشنی در نمودار ۴ که تغییرات مصرف کل را نمایش می‌دهد، آشکار شده است. باید توجه داشت که وضع مالیات بر پول، اگرچه سبب رشد قیمت‌ها شده است، اما این افزایش قیمت، دائمی نیست بلکه حرکت از یک وضعیت تعادلی به تعادل جدید است و باعث افزایش مستمر در قیمت‌ها نمی‌شود.

۳. افزایش شدید قیمت کالای سرمایه‌ای و نوسانات آن: نمودار ۲ نشان می‌دهد بر خلاف قیمت کالای مصرفی، قیمت کالاهای سرمایه‌ای رشد چشمگیری را در تغییر نظام پولی تجربه کرده است. این موضوع به نظر می‌رسد به دلیل فشار تقاضای کالای مصرفی به بنگاه‌های نوع C برای افزایش تولید باشد که این بنگاه‌ها را به سمت خرید بیشتر سرمایه سوق می‌دهد و چون بنگاه‌های نوع K امکان افزایش تولید به میزان افزایش تقاضا را ندارند، این موضوع خود را در رشد قیمت سرمایه نشان داده است. با افزایش قیمت سرمایه، مازاد تقاضا کاهش یافته و در قیمتی بالاتر، بازار کالای K به تعادل می‌رسد. بنابراین به نظر می‌رسد این افزایش قیمت، به دلیل محدودیت مدل است و در اقتصاد واقعی، این میزان رشد قیمت وجود نخواهد داشت؛ زیرا در مدل حاضر امکان تأسیس بنگاه‌های جدید از نوع K یا تبدیل بنگاه‌های نوع C به نوع K وجود ندارد و تنها راه برای افزایش تولید کالای K استخدام نیروی کار بیشتر است که این امر نیز به دلیل نزدیک شدن به وضعیت اشتغال کامل و محدودیت در عرضه نیروی کار در کنار تقاضای زیاد نیروی کار از سوی بنگاه‌های نوع C، عملاً تأمین نمی‌شود. بنابراین در اقتصاد واقعی که محدودیت تأسیس بنگاه جدید وجود ندارد و از سوی دیگر نرخ بهره نیز صفر است، احتمالاً نباید شاهد این میزان افزایش قیمت سرمایه بود.

باید توجه داشت بالاتر بودن قیمت‌های جدید، بیانگر یک تعادل جدید در نظم نهادی جدید است و به خودی خود، امری نامطلوب به شمار نمی‌شود. قضاوت درباره ارجحیت یک وضعیت تعادلی نسبت به وضعیت دیگر، باید بر اساس متغیرهایی صورت گیرد که برای سیاست‌گذار حائز اهمیت است مانند سطح تولید، نرخ بیکاری، ضریب جینی و

موضوع قابل تأمل دیگر در نمودار ۲، افزایش دامنه نوسانات قیمت کالای سرمایه‌ای است.

۴. کاهش نابرابری درآمدی: کاهش ضریب جینی مربوط به توزیع درآمد در نمودار ۱۰ به دلیل بازتوزیع منابع حاصل از مالیات بر پول میان طبقات فرودست جامعه، امری کاملاً قابل پیش‌بینی

بوده است و این امر در مدل حاضر به روشنی دیده می‌شود. در واقع کاهش ضریب جینی مربوط به توزیع درآمد، به دلیل اضافه شدن یارانه به درآمد اقشار فرودست جامعه است.

۵. کاهش نابرابری در ثروت: کاهش اندک در ضریب جینی مربوط به نابرابری ثروت به دلیل اثرگذاری دو عامل متضاد بر ثروت اقشار ثروتمند (سرمایه‌داران) است. از یک سو مالیات بر پول، سبب کاهش ثروت این طبقه شده و از سوی دیگر به دلیل ایجاد رونق در اقتصاد و افزایش قیمت و مقدار تولید در بنگاه‌های نوع C و کاهش هزینه‌های بنگاه به دلیل نرخ بهره صفر، سود بنگاه‌های نوع C افزایش یافته است. همچنین به دلیل افزایش زیاد قیمت کالای سرمایه‌ای (نمودار ۱) و کاهش اندک میزان سرمایه‌گذاری (نمودار ۹) و حذف هزینه‌های بهره‌ای، سود بنگاه‌های نوع K نیز با افزایش چشمگیری مواجه بوده است. از این رو درآمد مالکان بنگاه‌ها، افزایش چشمگیری داشته است و ثروت آنان را افزایش داده است. برآیند این دو عامل متضاد، سبب کاهش اندک در ضریب جینی مربوط به نابرابری ثروت شده است.

۶. افزایش رفاه اقتصادی: در مدل حاضر تابع رفاه آماریا سن، به عنوان یکی از روش‌های ساده برای اندازه‌گیری رفاه اجتماعی انتخاب شده است. میزان رفاه در این تابع رفاه، تابع دو متغیر GDP حقیقی و ضریب جینی بوده و به صورت رابطه (۲۲) تعریف می‌شود:

$$W = (1 - \text{gini}) \times \text{GDP} \quad (22)$$

در تابع رفاه آماریاسن، از تابع مطلوبیت افراد استفاده نمی‌شود، بلکه از دو متغیر کلان اقتصادی که کاملاً عینی و قابل اندازه‌گیری هستند استفاده می‌شود.

با توجه به رشد تولید ناخالص داخلی و کاهش ضریب جینی در نظام پولی پیشنهادی نسبت به نظام سرمایه‌داری، روشن است که تابع رفاه اجتماعی آماریا سن، افزایش رفاه را نشان دهد. این موضوع در نمودار ۱ قابل مشاهده است.

۷. ریشه‌کن شدن فقر: ضریب جینی به تنهایی تصویری روشنی از وضعیت توزیع ثروت و درآمد در جامعه ارائه نمی‌کند، بلکه نمودار منحنی لورنز نیز برای قضاوت درباره وضعیت نابرابری در جامعه حائز اهمیت است. با مقایسه قسمت a از نمودارهای ۱۱ و ۱۲ روشن می‌شود در نظام پولی پیشنهادی نه تنها نابرابری در آمدی تا حدی کاهش یافته است، مسئله فقر نیز تا حد زیادی حل شده است. در قسمت a نمودار ۱۱ وضعیت منحنی لورنز در بخش ابتدایی آن (نزدیک به مبدأ مختصات) دارای شکم بوده که نشان می‌دهد عمده‌ی دهک‌های فرودست جامعه، درآمدی نزدیک به صفر

دارند که نشان از وجود فقر در جامعه دارد. این در حالی است که در قسمت a نمودار ۱۲، این معضل تا حد زیادی برطرف شده و نمودار منحنی لورنز در بخش ابتدایی آن، نشان از برطرف شدن نسبی فقر در جامعه دارد. این موضوع با مقایسه قست b نمودارهای ۱۱ و ۱۲ نیز قابل مشاهده است. ۸ ایجاد طبقه مرفه: نگاهی به وضعیت بخش انتهایی منحنی لورنز در قسمت a نمودارهای ۱۱ و ۱۲ نشان می‌دهد نظام پولی پیشنهادی، سبب پدید آمدن طبقه‌ای مرفه در جامعه شده است. این گروه عمدتاً سرمایه‌دارانی هستند که هر یک مالک یکی از بنگاه‌ها هستند. دلیل این موضوع نیز چنان که گفته شد، افزایش سود بنگاه‌های نوع K و C به دلیل افزایش تولید کالای مصرفی، افزایش قیمت کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای و حذف هزینه‌های ناشی از پرداخت بهره است.

۹. ثبات اقتصادی: یکی از پیامدهای نظام پولی پیشنهادی، افزایش ثبات اقتصادی و کاهش نوسانات تجاری است. این موضوع در نمودارهای ۳، ۷، ۸، ۱۳ و ۱۵ قابل مشاهده است. چنان که پیش‌تر اشاره شد، دلیل این موضوع وجود یک سازوکار تثبیتی خودسامان است که با انتقال قهری پول از سمت تولیدکننده به سمت مصرف‌کننده در شرایط رکود، سبب تحریک تقاضا شده و رونق اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. این تحریک دائمی تقاضا تا نزدیک شدن به شرایط اشتغال کامل ادامه می‌یابد. از این رو وضعیت رکودی نمی‌تواند مدت طولانی استمرار پیدا کند.

۱۰. افزایش سرعت گردش پول و کاهش نیاز به نقدینگی: نمودار ۷ نشان می‌دهد علی‌رغم افزایش تولید و مصرف در نظام پولی پیشنهادی، حجم کل نقدینگی کاهش یافته است. دلیل این موضوع، افزایش سرعت گردش پول و جلوگیری از احتکار پول نزد خانوارها و همچنین کاهش وابستگی سرمایه در گردش بنگاه‌ها به وام بانکی است.

۱۱. کاهش سرمایه‌گذاری: تابع تولید مورد استفاده در این مدل برای کالای مصرفی، تابع تولید نهاده‌های مکمل است. این تابع تولید اولاً دارای بازدهی به مقیاس ۱ است و فاقد صرفه‌های مقیاس است؛ ثانیاً امکان جانشینی سرمایه به جای نیروی کار در آن وجود ندارد. استفاده از چنین تابع تولیدی با توجه به این که بهره‌وری سرمایه ثابت فرض شده و رشد جمعیت نیز صفر در نظر گرفته شده است، اقتضا می‌کند برای تولید در شرایط کارا، مقدار کل سرمایه بنگاه‌های نوع C، بر اساس تعداد کل نیروی کار محدود شود. از این رو توقع نمی‌رود مقدار سرمایه‌ی کل از حد بهینه‌ی خود فراتر رود. بنابراین در شرایط پایدار، انتظار می‌رود مقدار سرمایه‌گذاری، معادل استهلاکی باشد که کل سرمایه‌ی بنگاه‌های نوع C با آن مواجهند.

با این توضیح به بررسی تغییر میزان سرمایه‌گذاری در مدل پرداخته می‌شود. نمودار ۹ نشان می‌دهد با تغییر نظام پولی، مقدار سرمایه‌گذاری کاهش یافته است. این موضوع در نگاه نخست، یک نقطه ضعف برای سیستم پیشنهادی به نظر می‌رسد، اما نمودار ۱۶ نشان می‌دهد با تغییر نظام پولی، مجموع سرمایه‌ی بنگاه‌های نوع C افزایش یافته است. مقدار سرمایه‌گذاری در مدل پیشنهادی تقریباً برابر با نرخ استهلاک سرمایه است در حالی که در مدل سرمایه‌داری، مقدار سرمایه‌گذاری بیشتر از نرخ استهلاک سرمایه است. این موضوع نشان می‌دهد در مدل سرمایه‌داری، تخصیص غیر بهینه منابع صورت می‌گیرد و بنگاه‌ها با تولید در شرایط کارا اندکی فاصله دارند. دلیل این موضوع را باید در ثبات بیشتر اقتصاد کلان در نظام پولی پیشنهادی جستجو کرد که به بنگاه‌ها اجازه می‌دهد شرط تولید بهینه را به صورت مؤثرتری اعمال کنند. کاهش ریسک نکول و ورشکستگی بنگاه‌ها (نمودار ۶) و کاهش نوسانات در تعداد نیروی کار به کار گرفته شده در بنگاه‌ها (نمودارهای ۱۸ و ۱۸) گویای این واقعیت است.

بر این اساس، کاهش سرمایه‌گذاری در نظام پولی پیشنهادی، به دلیل افزایش کارایی در تخصیص منابع تولید است نه کاهش حجم سرمایه که این خود نقطه‌ی قوتی برای نظام پیشنهادی به شمار می‌رود.

۱۲. کاهش اهرم بنگاه‌ها و مقاوم شدن در برابر شوک‌های مالی: علی‌رغم رشد تولید که افزایش در سرمایه در گردش بنگاه‌ها را می‌طلبد و علی‌رغم حذف نرخ بهره که در نگاه نخست مستلزم افزایش تقاضا برای وام است، نمودار ۱۴ نشان می‌دهد میانگین اهرم بنگاه‌ها در نظام پولی پیشنهادی کاهش یافته است. نمودار ۱۳ نیز نشان از کاهش مجموع بدهی بنگاه‌ها به نظام بانکی دارد. دلیل این کاهش را باید در افزایش سودآوری بنگاه‌ها جستجو کرد که نیاز آنها را به وام بانکی کاهش می‌دهد. این موضوع در تقابل با این ذهنیت عمومی است که با حذف بهره از نظام بانکی، تقاضا برای وام افزایش یافته و نظام بانکی توان پاسخ‌گویی به این میزان تقاضا را نخواهد داشت.

۱۲- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

درباره ایده اخذ مالیات از پول، مطالعاتی در ادبیات اقتصاد اسلامی انجام گرفته است که بیشتر رنگ و بوی فقهی داشته و برگرفته از حکم فقهی زکات بر نقدین در شریعت اسلامی است. برخی محققان نیز زکات بر پول را یک عنصر کلیدی در نظام پولی اسلامی دانسته‌اند که می‌تواند

به حذف بهره از نظام اقتصادی کمک کند. در این باره اگرچه تحلیل‌هایی درباره کارایی این نظام پولی ارائه شده، اما هیچ یک از این نظریات، در قالب مدل‌های اقتصادی پیاده‌سازی نشده است. در مقاله حاضر، این ایده در قالب یک مدل عامل محور پیاده‌سازی شده و نتایج مدل نشان می‌دهد نظام پولی پیشنهادی به بسیاری از دغدغه‌های اقتصاددانان درباره متغیرهای کلان اقتصادی، پاسخ مثبت می‌دهد. کاهش بیکاری، رشد تولید، کاهش دامنه‌ی نوسانات ادوار تجاری از طریق ارائه‌ی یک سازوکار خود سامان‌تثبیتی، کاهش اهرم مالی در اقتصاد و مقاوم شدن در مقابل شوک‌های مالی، حل معضل فقر و پیامدهای ناشی از آن و در یک کلام، افزایش کارایی و رفاه اقتصادی از جمله‌ی این دغدغه‌ها است. اگرچه باید در تکیه بر نتایج مدل، با احتیاط بیشتری عمل کرد، با این حال به نظر می‌رسد اخذ مالیات از پول در کنار حذف بهره، ایده‌ای است که اسلام برای نظام پولی در اقتصاد اسلامی ارائه می‌کند. تحقق چنین ایده‌ای مستلزم هماهنگی نظام مالیاتی با نظام پولی و بستن مسیرهای دور زدن مالیات بر پول است که از طریق تبدیل پول به سایر دارایی‌ها و احتکار آن‌ها ممکن است رخ دهد.

References

- Abu Sa'ud, M. A. (2002). Money, Interest and Qirad. *International Journal of Economics, Management and Accounting*, 10(1).
- Ansari Nasab, M. (2016). *Modern Theory of Money and Interest*. First edition. Tehran: Noor Alam (In Persian).
- Blanc, J. (1998). Silvio Gesell's Theory and Accelerated Money Experiments.
- Branson, W. H. (1994). *Theory and Policies of Macroeconomics*. First edition. Translated by Abbas Shakri. Tehran: Ney Publication (In Persian).
- Buiter, W. H. (2009). Negative Nominal Interest Rates: Three Ways to Overcome the Zero Lower Bound. *The North American Journal of Economics and Finance*, 20(3): 213-238.
- Gesell, S. (2004). *The Natural Economic Order*, Translated by Seyyed Ebrahim Bayzaei. Tehran: Samt Publications (In Persian)
- Jafari, M. T. (1998). New Issues of Zakat. *Ahl al-Bayt Jurisprudence Magazine (Persian)*, 3(11-12), 121-142. (In Persian)
- Kashif al-Gheta, M. H. (2002). *Question and Answer*. Najaf: Kashif al-Ghita Institute. (In Arabic)
- Liu, F. (2011). Validation and Agent-based Modeling: A Practice of Contrasting Simulation Results with Empirical Data. *New Mathematics and Natural Computation*, 7(3): 515-542.

- Mankiw, G. (2019). *Macroeconomic Theory*. First edition. Translated by Hamidreza Arbab. Tehran: Ney Publication (In Persian).
- Menner, M. (2011). Gesell Tax and Efficiency of Monetary Exchange. *IVIE*.
- Montazeri, H. A. (1988). *Ketab Al-Zakat*. Qom: World Center for Islamic Studies. (In Arabic)
- Romer, D. (2013). *Advanced Macroeconomics*. Third edition. Translated by Mansour Khalili Iraqi and Ali Soori. Tehran: Noor Alam (In Persian).
- Sadr, S. M. B. (1996). *Our Economic*, Qom: Islamic Publicity Office (In Arabic)
- Shobeyri Zanjani, S. M. (2009). *Explanation of the Issues*. Qom: Salisbil Publications. (In Persian)
- Snowdon, B. & Wayne, H. R. (2013). *New Macroeconomics (Origin, Evolution and Current Situation)*. First edition. Translated by Mansour Khalili Iraqi and Ali Soori. Tehran: Samt Publications (In Persian).
- Thaler, R. H. (2017). *Misbehaving: The Making of Behavioral Economics*. Translated by Amir Hossein Mirabotalebi. Tehran: Donyaye-Eghtesad (In Persian)
- Todaro, M. & Smith, S. (2013). *Economic Development*. Second edition. Translated by Vahid Mahmoudi. Tehran: Negha Danesh (In Persian).



Designing a stock valuation model based on capital market indicators using data mining methods

Hossein Ashrafi Sultan Ahmadi¹, Saeed Jabarzadeh^{*2}, Jamal Bahri Sales³, Ali Ashtab⁴

Received: 08-11-2023

Accepted: 31-12-2024

Extended Abstract

Purpose: The purpose of the study is to design a stock valuation model based on capital market indicators using data mining method. In most of the studies on capital market indicators, the indicators have been separated into structural, cash flow and expectation categories. In the existing research, these indicators and their effects on the price are presented at the same time, or several indicators are mentioned as influencing variables on the price.

In his book entitled “Stock Market Indicators”, William Gordon (2000) defined and classified the main indicators of capital market and studied their effects on the Dow Jones Index in a period of 70 years. He divided the market indicators into those related to the profitability of companies, cash flow indicators and structural market and stated the time series of decisions to buy and sell shares. Yardani (2003) investigated the basis of valuation in different periods by classifying cash and expectation indicators. Van Scheulein (2003), Fernandez (2004) and Ignacio (2003) investigated the effects of cash and discount indices on stock prices and compared different value-forecasting methods. Lina Dajilin and colleagues investigated the factors affecting stock valuation in terms of accounting and market factors. Duran (2005) tested the method of Consilim presented by O’Neill and explained the role of expectation and structural indicators in the valuation process. Roeback (2005, 2002 and 2004) presented the basics of value extraction. Kenny also divided the market indicators into structural, cash and expected indicators.

1. Ph.D. student, Accounting Department, Faculty of Accounting, Islamic Azad University, Urmia Branch, Urmia, Iran. Email: h.ashrafi@iau.ac.ir

2. Corresponding author. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Accounting, Islamic Azad University, Urmia branch, Urmia, Iran. Email: S.jabarzade@iau.ac.ir

3. Associate Professor, Department of Accounting, Faculty of Accounting, Islamic Azad University, Urmia branch, Urmia, Iran. Email: J.bahris@iau.ac.ir

4. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Accounting, Islamic Azad University, Urmia branch, Urmia, Iran. Email: A.ashtab@iau.ac.ir

This research examines the relationship between stock valuation and financial ratios by using the financial information of the companies listed in Tehran Stock Exchange. It is expected that the investigation of this relationship and the clarification of ambiguous cases will increase the level of transparency of the market through increasing the knowledge of investors and better allocations. Therefore, the question the research seeks to answer is ‘What is the effect of financial ratios and market indicators on share price valuation?’

Methodology: Since the current research sought to design a model of capital market indicators using a data mining method and the experts in this field were limited, the statistical population of the research included all the companies in which investors generally have the opportunity to participate in shareholding processes. The data needed to analyze the relationship between the research variables were obtained from the Kodal system. They were collected from audited financial statements, explanatory notes, and the companies admitted to Tehran Stock Exchange. The new Rahvard software was used for data analysis. Finally, the panel data method was used to test the hypotheses. The independent variable in this research was the structural indicators of the capital market, the cash flow indicators of the capital market, and the expected indicators of the capital market. The stock value was the dependent variable. The information related to 157 companies admitted to Tehran Stock Exchange during a period of 11 years from 2012 to 2023 was collected in the form of daily, monthly and quarterly data. The collected data were analyzed according to the purpose of the research, which was to provide a comprehensive model regarding the main indicators of the capital market with a new method.

Findings and Discussion: In this research, structural equation modeling was used to investigate the effect of capital market indicators on the stock value. The results showed that those indicators have significant effects on the stock value; 52.7% of the stock value was explained by the fluctuations of the capital market indicators. In the next step, in order to test the hypothesis of the research, 32 machine learning models were first compared in terms of accuracy in order to predict the stock value. The results showed that the C5 model has higher prediction accuracy than the other machine learning models. Furthermore, in order to increase the accuracy and reduce the error of the C5 model, boosting and feature selection validation techniques were used. The results showed that the superior model (C5) has significantly increased accuracy and a noticeable decrease in error. Also, modeling was done separately for the capital market indicators.

Conclusions and Policy Implications: It was shown that cash indicators are more accurate than the other indicators in predicting the stock value. Based on the results, the following suggestions are made:

- a) It is suggested that managers and investors use machine learning models and cash indicators, along with other relevant variables, to predict the value of company shares and make the necessary investment decisions.
- b) Potential and actual investors should make investment decisions based on the purchase and sale of shares, managers are suggested to take preventive measures in

order to prevent the occurrence of financial risk that may ultimately lead to the financial distress of the company, analysts should consider the information of ordinary investors (non-experts), the stock exchange is recommended to the stock exchange organization for the acceptance and evaluation of companies, and investment companies are advised to develop and expand their activities (through the purchase and merger of other companies). To predict the value of stocks, the C5 decision tree model is recommended.

Keywords: Stock valuation, Data mining, Capital market, Forecasting.

JEL Classification: K33, E51, G21, M10, C61.

طراحی مدل ارزش‌گذاری سهام بر مبنای نماگرهای بازار سرمایه با بهره‌گیری از روش‌های داده کاوی

حسین اشرفی سلطان احمدی^۱، سعید جبارزاده^۲، جمال بحری ثالث^۳، علی آشتاب^۴

دریافت: ۱۴۰۲-۱۱-۱۱

پذیرش: ۱۴۰۳-۱۰-۱۱

چکیده

هدف مطالعه طراحی مدل ارزش‌گذاری سهام بر مبنای نماگرهای بازار سرمایه با بهره‌گیری از روش داده کاوی است. در این مقاله به منظور بررسی تأثیر نماگرهای بازار سرمایه بر ارزش سهام از مدل‌سازی معادلات ساختاری بهره برده شد. در راستای تجزیه و تحلیل نتایج از اطلاعات آماری گردآوری شده در سال ۱۴۰۱ استفاده شد. نتایج بدست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که نماگرهای بازار سرمایه تأثیر معنی‌داری بر ارزش سهام دارند و ۵۲/۷٪ از ارزش سهام توسط نو سانات نماگرهای بازار سرمایه توضیح داده شده است. به منظور پاسخ به سوال پژوهش ابتدا به مقایسه دقت ۳۲ مدل یادگیری ماشین به منظور پیش‌بینی ارزش سهام پرداخته شد و نتایج نشان می‌دهد که مدل C5 دارای دقت پیش‌بینی بالاتری نسبت به سایر مدل‌های یادگیری ماشین است. در ادامه و به منظور افزایش دقت و کاهش خطای مدل C5 از تکنیک‌های اعتبار سنجی بوسستینگ و انتخاب ویژگی استفاده شد و نتایج بیانگر آن بود که مدل برتر (C5) دارای افزایش قابل ملاحظه‌ای در دقت و کاهش محسوسی در خطا شده است. همچنین مدل‌سازی به تفکیک برای نماگرهای بازار سرمایه انجام گرفت و نتایج نشان می‌دهد که نماگرهای نقدی نسبت به سایر نماگرها دارای دقت بالاتری به منظور پیش‌بینی ارزش سهام است.

واژگان کلیدی: ارزش‌گذاری سهام، داده کاوی، بازار سرمایه، پیش‌بینی.

طبقه‌بندی JEL: K33, E51, G21, M10, C61

۱. دانشجوی دکترا، رشته حسابداری، دانشکده حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیه، ارومیه، ایران.

h.ashrafi@iau.ac.ir

۲. نویسنده مسئول. دانشیار گروه حسابداری، دانشکده حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیه، ارومیه، ایران.

s.jabarzade@iau.ac.ir

۳. دانشیار گروه حسابداری، دانشکده حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیه، ارومیه، ایران.

j.bahris@iau.ac.ir

۴. استادیار گروه حسابداری، دانشکده حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ارومیه، ارومیه، ایران.

A.ashtab@iau.ac.ir

۱- مقدمه

بازار سرمایه اهمیت بسیاری برای شرکت‌ها دارد. یکی از عملکردهای مهم بازار سرمایه این که واسطه‌ای برای دستیابی به منابع وجهی است که شرکت‌ها نیاز دارند؛ وقتی وضعیت بازار مناسب باشد، قیمت سهام اجزای بنیادی شرکت را منعکس می‌سازد، اما در واقع حرکت قیمت سهام کاملاً بازتاب یا انعکاسی از ارزش اولیه آن نیست؛ زیرا عوامل غیر بنیادی همانند تورش رفتاری سرمایه‌گذاران؛ نبود تقارن اطلاعاتی (توبین^۱، ۱۹۶۹: ۱۷) و خطاهای سیستماتیک هنگام ارزیابی سهام موجب انحراف قیمت سهام از ارزش اولیه یا واقعی آن می‌شود. این وضعیت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت نظیر میزان سرمایه‌گذاری در مخارج تحقیق و توسعه (نوآوری شرکت) تأثیرگذار است. مدیر می‌تواند از سهام بیش قیمت‌گذاری شده به منزله منبع تأمین وجه برای سرمایه‌گذاری (به دلیل پایین بودن هزینه سرمایه) بهره‌برد و در مقابل، از فروش سهامی که کم قیمت‌گذاری شده‌اند امتناع ورزد؛ زیرا هزینه سرمایه بیشتر است (وو و ژو^۲، ۲۰۲۳: ۳۵). به عقیده پالک و ساپینزا^۳ (۲۰۰۴) شرکت‌هایی که بیش ارزش‌گذاری شده‌اند، به بیش سرمایه‌گذاری تمایل بیشتری دارند. این شرکت‌ها به دلیل برخورداری از منابع وجه مازاد، پروژه‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش فعلی منفی را هم می‌پذیرند که البته در غیر از این وضعیت پذیرفته نمی‌شد؛ در حالی که شرکت‌های کم‌ارزش‌گذاری شده به دلیل مشکلات تأمین منابع ارزان و هزینه سرمایه زیاد از قبول پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت هم خودداری می‌کنند و در فعالیت‌های نوآورانه کمتری نیز مشارکت می‌کنند (ترینوگرو و راینوفاه^۴، ۲۰۱۳: ۱۵).

مدیران تلاش می‌کنند خواسته‌های سرمایه‌گذاران را برآورده کنند؛ زیرا آن‌ها می‌خواهند شهرتشان ماندگار باشد و پاداش خود را به بیشترین حد برسانند. بنابراین، هنگامی که سهام شرکت بیش قیمت‌گذاری شده است، مدیران در راستای تقویت بیش قیمت‌گذاری بیشتر، تلاش خواهند کرد سرمایه‌گذاری را افزایش دهند. در حالی که مدیران شرکت‌های با سهام کم قیمت‌گذاری شده، به منظور جلوگیری از قیمت‌گذاری کمتر، اغلب به کاهش سرمایه‌گذاری تمایل دارند؛

1. Tobin

2. Wu & Xu

3. Polk & Sapienza

4. Trinugroho & Rinofah

سرمایه‌گذاری در مخارج تحقیق و توسعه؛ نوآوری و ارتقا آینده شرکت است؛ دونگ^۱ (۲۰۱۲) دریافت که ارزش‌گذاری بیش از حد سهام؛ شرکت را به انجام کارهای نوآورانه بیشتر ترغیب می‌کند؛ پنینگ و همکاران^۲ (۲۰۱۱) نیز نشان دادند که آن زمانی که سهام بیش از حد ارزش‌گذاری شده است؛ مدیریت تمایل بیشتری به سرمایه‌گذاری بیشتر در پروژه‌های با خطرات بالا و بازده بالا، نظیر مخارج تحقیق و توسعه دارد؛ در همین حال، ارزش تحقیق و توسعه یکی از راه‌های نشان دادن انتظارات خوش‌بینانه بازار از شرکت است؛ بنابراین به احتمال زیاد مدیران در شرایط ارزش‌گذاری اشتباه سهام؛ در مخارج تحقیق و توسعه بیشتری سرمایه‌گذاری می‌کنند (شن و همکاران^۳، ۲۰۲۱: ۱۴).

به علاوه استین و همکاران^۴ (۱۹۹۶) نشان داد که در شرکت‌های وابسته به تامین مالی از طریق سرمایه، تصمیمات سرمایه‌گذاری وابسته به ارزشیابی سهام در بازار است، هنگامی که شرکت دچار بحران مالی شده و قادر به تامین مالی از طریق بدهی نیستند، شرکت‌های بیش ارزشیابی کننده سهام بیشتری منتشر می‌کنند در حالی که شرکت‌های کم ارزشیابی کننده، وجه نقد کافی برای این کار را در اختیار ندارند، پس این شرکت‌ها قادر به انجام سرمایه‌گذاری بیشتری نیستند و به بازخرید سهام روی می‌آورند، هاگو و نعیم^۵ (۲۰۱۶) نیز دریافتند که بیش ارزشیابی سهام بر سرمایه‌گذاری شرکت تاثیر دارد (عثمان و همکاران^۶، ۲۰۱۹: ۶۲۳).

این پژوهش با استفاده از اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، به بررسی رابطه میان ارزشیابی سهام و نسبت‌های مالی می‌پردازد. انتظار می‌رود بررسی این رابطه و آشکارشدن موارد مبهم آن با افزایش دانش سرمایه‌گذاران بر میزان شفافیت بازار بیفزاید و سبب بهینه‌تر شدن تخصیص‌ها شود. بنابراین هدف پژوهش حاضر پاسخ‌گویی به سوال اساسی زیر است:

تاثیر نسبت‌های مالی و نماگرهای بازار بر ارزش‌گذاری قیمت سهم چگونه است؟

1. Dong
2. Pennings et al.
3. Shen et al.
4. Stein et al.
5. Haque & Naeem
6. Usman et al.

مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه و در بخش دوم به بررسی ادبیات نظری تحقیق و مروری بر مطالعات پیشین پرداخته می‌شود. بخش سوم اختصاص به مدل‌سازی تحقیق دارد. در بخش چهارم مدل تجربی برآورد شده است و در نهایت در بخش انتهایی نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌شود.

۲- ادبیات نظری

در اغلب تحقیقاتی که بر روی نماگرهای بازار سرمایه انجام شده است، نماگرهای مذکور به سه گروه نماگرهای ساختاری، جریان‌های نقدی و انتظاری تفکیک شده‌اند. در قریب به اتفاق این تحقیقات، نماگرهای مذکور و اثر آن‌ها در قیمت به صورت همزمان مطرح شده و در هریک، از چند نماگر به عنوان متغیرهای مؤثر بر قیمت نام برده شده است.

گوردن^۱ (۲۰۰۰) در کتاب خود تحت عنوان "نماگرهای بازار سهام"، به تعریف و طبقه‌بندی نماگرهای اصلی تحلیل‌گری بازار سرمایه پرداخته و در یک بازه زمانی ۷۰ ساله، اثر نماگرهای مذکور را بر شاخص داو جونز بررسی کرده است. ایشان نماگرهای بازار را به نماگرهای مربوط به سودآوری شرکت‌ها، نماگرهای جریان نقدی و نماگرهای ساختاری بازار تفکیک نموده است و سری زمانی مربوط به زمان تصمیم خرید و فروش سهام را بیان کرده است. یاردنی^۲ (۲۰۰۳) با دسته‌بندی نماگرهای نقدی و انتظاری به بررسی مبانی ارزش‌گذاری در دوره‌های مختلف پرداخت. ون شیولین^۳ (۲۰۰۳)؛ فرناندز^۴ (۲۰۰۴) و ایگناسیو^۵ (۲۰۰۳)، در تحقیقات خود اثر نماگرهای نقدی و تنزلی را بر قیمت سهام بررسی کرده و روش‌های مختلف پیش‌بینی ارزش را مقایسه کردند. لیناداجیلین و همکاران^۶ (۲۰۱۰)، فاکتورهای مؤثر در ارزش‌گذاری سهام را از نظر فاکتورهای حسابداری و بازار بررسی کردند.

1. Gordon

2. Yardeni

3. Vanshivlin

4. Fernandenz

5. Ignasio

6. Linadajilin et al.

دوران^۱ (۲۰۰۵) روش کنسلیم^۲ ارائه شده توسط اونیل^۳ را آزمون کرده و نقش نماگرهای انتظاری و ساختاری را در فرایند ارزش‌گذاری تشریح نمود. رویک^۴ (۲۰۰۵، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۴) در کارهای تحقیقی مختلف خود، مبانی استخراج ارزش را ارائه کرده است. کنی^۵ (۲۰۰۹) نیز نماگرهای بازار را به نماگرهای ساختاری، وجوه نقدی و انتظاری تقسیم‌بندی کرده است (گودرزی و گورانی، ۱۴۰۰: ۳۱).

با توجه به موارد فوق به اعتقاد متخصصان بازار سرمایه، نماگرهای اصلی به سه طبقه مجزا تفکیک می‌شوند که در این قسمت پس از معرفی نماگرهای بازار، سوابق مطالعاتی انجام شده ارائه خواهد شد.

۲-۱- نماگرهای ساختاری بازار سرمایه

نماگرهای ساختاری که به صورت گسترده‌ای برای ارزش‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرند، روند شاخص‌های قیمتی گوناگون، پهنای بازار، ادوار گوناگون و حجم بازار و اندازه را بررسی می‌نمایند. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، این نماگرها بر اساس نظریه "قیمت‌ها انعکاس رفتار روان‌شناسی کل بازیگران بازار است"، بنا شده‌اند. محققین بازارهای مالی که بر روی نماگرهای ساختاری بازار سرمایه کار کرده‌اند، به تاثیر نماگرهای مذکور در پیش‌بینی قیمت سهام معتقدند. بنز^۶ (۱۹۸۱) نشان داد سهام شرکت‌های با ارزش بازار پایین، دارای متوسط بازدهی بالاتری از سهام شرکت‌های با ارزش بازار بالا است. پژوهشگران دیگری نظیر باسو^۷ (۱۹۸۳) نشان دادند اثر اندازه، متمایز از اثر P/E است و شرکت‌های کوچک، بازدهی بالاتری دارند. روزنبرگ^۸ (۱۹۸۵)، نشان داد سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، به صورت معنی‌داری دارای بازدهی بالاتری نسبت به سهام با نسبت B/M پایین هستند. چان^۹ (۱۹۹۱) در ژاپن، به نتایج مشابهی دست یافت.

-
1. Doran
 2. Cansilm
 3. Onile
 4. Roik
 5. Keni
 6. Benz
 7. Basu
 8. Rozenberg
 9. Chan

کارپوف^۱ (۲۰۱۰) در مطالعه تجربی رابطه بین قیمت سهام و حجم معاملات، اعلام کرد: همانند اغلب تحقیقات انجام شده مشابه، ارتباط بین دو متغیر مذکور مثبت بوده است. لی و روی^۲ (۲۰۰۲) ضمن بیان نتیجه تحقیق کارپوف، به همان نتیجه دست یافته و دلیل اولیه وجود رابطه بین حجم و قیمت سهام را، موضوع Π شکل بودن تغییرات قیمت و حجم معاملات، در طول روز معاملاتی اعلام کردند.

کارپوف چهار دلیل را برای توجیه ارتباط بین حجم معاملات و قیمت ارائه می‌کند. اول این که در بازارهای مالی مدل‌هایی برای پیش‌بینی قیمت مورد بررسی قرار می‌گیرند که روابط بین حجم معاملات و قیمت سهام را با توجه به میزان ورود اطلاعات به بازار، اندازه و پهنای بازار مورد بررسی قرار می‌دهند. دلیل دوم برای وجود همبستگی مذکور، توزیع قیمت‌ها در اثر سفته‌بازی است. اپس^۳ (۱۹۷۶)، با بیان «فرضیه ترکیب توزیع قیمت‌ها»^۴، نشان داد نوسان‌های قیمت و حجم معاملات به دلیل این که در یک متغیر مشترک، با هم ارتباط دارند، الزاماً باید همبستگی مثبت داشته باشند. دلیل سوم به «تئوری انتظارات عقلایی در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای» مربوط می‌شود. بر اساس این تئوری، مبادلات سهام بر حسب اطلاعات خصوصی و عمومی انجام می‌شود. ایشان دلیل آخر را به وجود تحلیل‌های متفاوت توسط فعالان بازار نسبت می‌دهد. زیرا هر یک از آن‌ها بر اساس تحلیل و ترجیح خود بین اطلاعات موجود، پیرامون حجم تصمیم می‌گیرند. این موضوع در نهایت موجب ارتباط مثبت بین قدر مطلق تغییرات قیمت‌ها و حجم معاملات می‌شود. هریس^۵ (۱۹۹۳)، دلیل آخر را مناسب‌ترین توجیه برای رابطه مذکور می‌داند. روی^۶ (۲۰۰۱)، در کار تحقیقی خود اثبات نمود، بین مجذور تغییرات قیمت و حجم معاملات رابطه معنی‌داری وجود دارد.

برخی متخصصان بازار معتقدند، بازار سازان^۷ نقش ویژه‌ای در شکل‌گیری قیمت دارند. بازارگردان‌ها با داشتن توان مالی و تخصص لازم، مسئولیت حفظ بازاری منظم و مداوم برای سهام خاصی را عهده‌دار می‌شوند. در واقع بازارگردان با خرید و فروش سهام، به مقابله با عدم تعادل‌های

1. Karpoff

2. Lee & Rui

3. Epps

4. Prices Mixture of Distribution Hypothesis (PMDH)

5. Haris

6. Roye

7. Market Makers

موقت می‌پردازد و می‌کوشد تا عرضه و تقاضا را متعادل سازد. به عبارت دیگر بازارگردان، گاه در نقش خریدار (در مواردی که سهم خاص و مورد نظر خریدار ندارد) و گاه در نقش فروشنده (چنانچه سهم خاصی فروشنده نداشته ولی خریداران بالقوه‌ای دارد)، در بازار فعالیت می‌کند. بازارگردان می‌تواند به عنوان یک کارگزار برای سفارش‌دهندگان، خرید و فروش سهام را (با استفاده از دفاتر خود که در آن سفارش خرید و فروش اوراق بهادار با قیمت‌های معین پیشنهادی ثبت شده است) انجام دهد یا به عنوان یک معامله‌گر، اوراق بهادار تعیین شده را برای موجودی خود معامله کند (رستمی و مکیان، ۱۴۰۰: ۱۹۸).

در ادبیات مالی ساختار بازار، دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام^۱ از سه جزء هزینه پردازش سفارش^۲، هزینه نگهداری موجودی^۳ و هزینه گزینش مغایر^۴، تشکیل می‌شود. هزینه پردازش سفارش، مبلغی است که بازارسازها برای آماده بودن جهت انجام سفارش‌های خرید و فروش هزینه می‌کنند. هزینه نگهداری موجودی که توسط استال^۵ (۱۹۷۸) و هو و استال^۶ (۱۹۸۱) مدل‌سازی شده است، بیان می‌کند: هزینه معاملات موجب نگهداری پرتفوی متنوع توسط بازارسازها می‌شود، تا از این طریق بتوانند هزینه‌های خود را پوشش دهند. در نهایت، گزینش مغایر که توسط کاپلند و گالی^۷ (۱۹۸۳) و گلشتن و میلورام^۸ (۱۹۸۵) مطرح شد، نمایانگر یک امر جبرانی برای معامله‌گران جهت پذیرش ریسک معامله با افرادی است که احتمال دارد اطلاعات مهم و محرمانه‌ای در اختیار داشته باشند. به عبارت دیگر، اگر بخش عمده‌ای از بازار را افراد غیر مطلع تشکیل دهند، بازارسازها دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام را افزایش می‌دهند تا از این طریق ریسک گزینش مغایر را جبران نمایند (تقوی و همکاران، ۱۳۹۸: ۴۵).

-
1. Bid – Ask Spread
 2. Order Processing Cost
 3. Inventory Holding Cost
 4. Adverse Selection Cost
 5. Stal
 6. Ho & Stal
 7. Capland & Gali
 8. Golshtan & Miloram

قیمتی که بازارساز اوراق بهادار را به آن قیمت می‌خرد، قیمت پیشنهادی خرید^۱ و قیمتی که با آن اوراق بهادار را می‌فروشد، قیمت پیشنهادی فروش^۲ نامیده می‌شود. اختلاف بین دو قیمت، دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش خواهد بود. اگر بیشتر از یک بازارساز وجود داشته باشد، تفاوت بالاترین قیمت پیشنهادی خرید و پایین‌ترین قیمت فروش را شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش بازار می‌نامند. در این صورت نقطه تعادلی، جایی بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش بازار خواهد بود. در بازارهای مالی نظام‌مند، نقش بازارسازان ایجاد جریان دو طرفه قیمت برای پیشنهاد خرید و پیشنهاد فروش در تمام شرایط است. اگر در بازاری به حد کافی برای اوراق بهادار، حجم خرید و فروش به قیمت تعادلی وجود داشته باشد، می‌توان گفت، این بازار دارای وسعت کافی بوده و به عبارت دیگر روان است^۳. بازارهایی که تعداد خریداران و فروشندگان در آن کم است، به بازارهای کم رمق^۴ معروف هستند. نقدینگی اوراق بهادار به درجه روان بودن بازار بستگی دارد. شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش بازارسازها در یک بازار روان، کمتر از شکاف قیمت پیشنهادی در بازار کم رمق است، زیرا در بازارهای روان، حجم معاملات بالاتر و ریسک آن نیز کمتر است (لی و همکاران^۵، ۲۰۰۳: ۲۲).

بازاری دارای عمق^۶ است که قیمت پیشنهادی خرید و فروش بازارساز نزدیک به قیمت تعادلی باشد. تغییرات قیمت در چنین بازاری غالباً پیوسته است. اما در بازار کم عمق^۷، تغییرات قیمت به صورت جهشی و ناپیوسته است. تغییر قیمت‌ها در بازارهای عمیق پایین‌تر از تغییر قیمت‌ها در بازارهای کم عمق است. بنابراین ریسک بازارسازها در بازارهای عمیق کمتر از بازارهای کم عمق خواهد بود.

1. Bid Price
2. Ask Price
3. Breadth
4. Thinic
5. Lee et al.
6. Depth
7. Shallow

۲-۲- نماگرهای جریان نقدی بازار سرمایه

نماگرهای جریان نقدی، موقعیت مالی گروه سرمایه‌گذاران و فعالانی را تحلیل می‌کند که قصد دارند وضعیت نقدینگی خود و شرکت مورد سرمایه‌گذاری را اندازه‌گیری نمایند. قیمتی که بر اساس مبادله سهام بسته می‌شود، برای خریدار و فروشنده یکسان است، بنابراین حجم پول ورودی و خروجی بازار باید برابر باشد.

لن و پولسن^۱ (۱۹۸۹) به بررسی رابطه FCF و عایدی هر سهم پرداخته و نشان دادند، استفاده از روش FCF برای انتخاب سهام بهتر است. یومورا^۲ (۱۹۹۶)، نشان داد EVA همبستگی بالایی با ارزش افزوده بازار و در نتیجه قیمت سهام دارد. هزبرگ^۳، در تحقیق خود نتیجه می‌گیرد، مدل سود باقیمانده راهی پیش روی قرار می‌دهد که می‌توان به صورتی موثر، سهام شرکت‌هایی که زیر قیمت واقعی است را شناسایی نمود. سود باقیمانده به عنوان یکی دیگر از نماگرها، برای اولین بار توسط شرکت جنرال الکتریک در دهه ۱۹۵۰ ابداع شد و از آن برای سنجش عملکرد بخش‌های غیر متمرکز شرکت استفاده شد (فرناندز^۴، ۲۰۰۲: ۱۰).

ارزاک^۵ (۱۹۹۶) به مطالعه روش FCF و نقش تأمین مالی با بدهی به دلیل سپر مالیاتی در تصمیمات تأمین مالی پرداخته و معتقد است، فعالان بازار سرمایه با استفاده از FCF به سوی انتخاب موفق در بازار سرمایه رهنمون می‌شوند. بخشی و چن^۶ (۲۰۰۱) در تحقیق خود از متغیر سود برای ارزش‌گذاری سهام استفاده کردند. آنان در کار خود سرمایه‌گذاری را برابر نسبتی از سود در نظر گرفتند. در واقع آنان با این کار فرض کردند که حجم سرمایه‌گذاری‌های واحد تجاری، نسبتی از سود و در نتیجه سود سهام است و تغییر در ارزش دفتری واحد تجاری هم نسبتی از سود خواهد بود. اما روشن است که این فرض متفاوت از واقعیت است (خالقی مقدم و تالانه^۷، ۱۳۸۵: ۴۰).

1. Len & Polsen

2. Uomora

3. Hezberg

4. Fernandez

5. Orzak

6. Bakhshi & Chen

7. Khaleghi Moghadam & Talane

لاند هلم^۱ (۲۰۰۱) با مقایسه وجوه نقدی تنزیل شده و سود باقیمانده در پیش‌بینی ارزش، به بررسی اثر متغیرهای مذکور و ارتباط آن‌ها با قیمت سهام پرداخته است. ایشان در این کار، روش‌های FCF، CCF، EVA و DCF را بهترین روش‌های پیش‌بینی قیمت سهام می‌شناسد. کوپلند و همکاران^۲ (۲۰۰۱) نشان دادند با فرض استفاده از یک نرخ معین هزینه سرمایه و حتی با تغییر در ساختار بدهی در تامین مالی، دو روش EVA و DCF به نتایج یکسانی در ارزش‌گذاری منتهی می‌شوند. برخی محققین دیگر، ارزش‌گذاری واحدهای تجاری را با روش‌های مختلف جریان وجوه در بورس اوراق بهادار نیویورک انجام داده‌اند و استفاده از روش‌های ارزش افزوده و جریان وجوه نقدی و سرمایه‌ای را توصیه کرده‌اند (فرناندز، ۲۰۰۲: ۱۳).

درصد شناوری سهام از متغیرهای موثر نقدی در انتخاب سهام است. اونیل^۳ با بیان این نکته در فرایند انتخاب سهام بهینه بازار، به این نتیجه رسید که اغلب آن‌ها نقد شوندگی کمتر از ۲۵ درصد دارند. زیرا درصد شناوری بالا، احتمال بیشتری برای حضور در فرایند معاملات دارد. برخی محققین دیگر معتقدند هر چند درصد شناوری پایین در صورت انتخاب صحیح سهام فاکتور مناسبی است، ولی از سوی مقابل قابلیت نقد شوندگی پایینی را نشان می‌دهد. بر اساس گزارش فدراسیون جهانی بورس‌ها در سال ۲۰۰۶، سرعت گردش سهام به عنوان معیاری برای سنجش میزان نقدشوندگی سهام در بازار سرمایه اغلب کشورهاست (رود پشته، ۱۳۸۶: ۲۴).

۲-۳- نماگرهای انتظاری بازار سرمایه

شاخص‌های انتظاری، رفتار و کردار فعالان گوناگون بازار را با توجه به اطلاعات مورد انتظار آنان اندازه می‌گیرند. نماگرهای انتظاری به توقع فعالان با توجه به شاخص‌های پیش‌بینی شده و یا وضعیت‌های اعلام شده از روابط قیمت‌ها و سود اشاره دارند. به این ترتیب نماگرهای مذکور در تحقیق حاضر به ضریب قیمت بر سود هر سهم، ضریب ارزش دفتری بر قیمت و درصد رشد سود هر سهم تفکیک شده‌اند.

1. Landholm
2. Copland et al.
3. Onile
4. Rodposhti

یکی از اولین مطالعاتی که پیش‌بینی‌های مدل CAPM را با تردید روبرو نمود، پژوهش باسو^۱ در سال ۱۹۷۷ بود. باسو در یک دوره پانزده ساله بین سال‌های ۱۹۵۷ تا ۱۹۷۱، نشان داد: سهامی که دارای نسبت P/E پایینی بودند دارای نوسان‌های قیمتی مثبت بیشتری بوده و به صورت معنی‌داری، بازدهی بیشتری نسبت به P/E بالا کسب نموده‌اند. پژوهش دیگری که توسط جف و کیم^۲ (۱۹۸۹) انجام شد، ضمن تایید نظر باسو نشان داد که بر خلاف ادعای برخی محققان، اثر P/E تنها در ماه ژانویه مشاهده نمی‌شود. چن و زانگ^۳ (۱۹۵۶) در پژوهشی کاربردی، نقش ارزش دفتری و سود را برای ارزش‌گذاری سهام مطالعه کرده و نشان دادند ارزش مورد انتظار سرمایه‌گذاران برابر با نسبتی از سود و ارزش دفتری است. آنان مدل اولسون^۴ را به عنوان مبنای تخمین ارزش مورد استفاده قرار دادند. رزنبرگ و لانستین^۵ (۱۹۸۵)، نشان دادند که سهم‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالاتر، به صورت معنی‌داری بازدهی بالاتری نسبت به سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین دارند (ثقفی و سلیمی^۶، ۱۳۸۴: ۲۳). چان و همکاران^۷ (۱۹۹۱) با بررسی این نسبت در بازار سرمایه ژاپن به نتایج مشابهی رسیدند.

ون شیو لین^۸ (۲۰۰۳)، به بررسی استراتژی‌های مختلفی پرداخته است که بر ارزش‌گذاری واحد تجاری و قیمت سهام موثر است. ایشان در کار تحقیقی خود، جریان‌های نقدی آزاد و نسبت مقایسه‌ای قیمت به سود سهم (P/E) را بررسی نموده و سعی کرده است با استفاده از الگوریتم ژنتیک، مدل خود را با مدل فازی و شبکه عصبی انسان شبیه‌سازی نماید.

۲-۴- پیشینه تحقیق

پارک و همکاران^۹ (۲۰۲۳) به بررسی ارزش‌گذاری قیمت سهام با استفاده از الگوریتم ژنتیک و شبکه عصبی پرداختند. این مطالعه در بازه زمانی ۲۰۲۲-۲۰۱۰ در بازار سهام سئول انجام شد. نتایج

-
1. Basu
 2. Jeff & Kim
 3. Chen & Zang
 4. Olsen
 5. Rozenberg & Lanestin
 6. Saghafi & Salimi
 7. Chan et al.
 8. Van shiv lin
 9. Park et al.

بدست آمده بیان‌گر این بود که عملکرد مناسب شبکه در شبیه‌سازی فرآیند قیمت‌گذاری سهام و مقایسه آن با داده‌های واقعی در سایر بازارهای مالی بود.

لی و وو^۱ (۲۰۲۲) به بررسی چگونگی توصیف سبک‌های بازار برای بهبود عملکرد پیش‌بینی سهام تحت سبک‌های مختلف بازار پرداختند. در نهایت، به این نتیجه رسیده‌اند که یک چارچوب پیش‌بینی قیمت سهام برای پیش‌بینی گرایش‌های قیمت سهام آینده بر اساس داده‌های تعلق به همان سبک بازار ساخته شده است. آزمایش‌ها با پنج سال از داده‌های بازار بورس هنگ‌کنگ که هم قیمت‌های سهام و هم اخبار مربوطه را شامل می‌شود، انجام شدند. مدل‌های پیش‌بینی با و بدون استفاده از شیوه‌های بازار مقایسه می‌شوند. نتایج نشان می‌دهد که رویکرد ترکیبی از سبک‌های بازار، از اساس عمل می‌کند، که سبک‌های بازار را ترکیب نمی‌کند.

دنگ و همکاران^۲ (۲۰۲۲) طی پژوهشی با استفاده از یک شوک به بازار سرمایه چینی و داده‌های مربوط به حساسی دقیق و دقیق، به بررسی اثر برنامه آزادسازی بازار سرمایه در خصوص تعدیل گزارش‌های مالی مشتریان آن‌ها پرداختند. با به کارگیری تفاوت در آزمون‌های صورت گرفته با گرایش به تطبیق امتیاز و اثرات ثابت شرکت، مشخص شد که آزادسازی بازار سرمایه ناشی از اجرای اتصال سهام هنگ‌کنگ - هنگ‌کنگ بر قضاوت حرفه‌ای حسابرسان تاثیر می‌گذارد و منجر به تغییرات سازگار با ریسک و ریسک‌های قانونی برای حسابرسان می‌شود. به طور خاص، در حالی که آزادسازی به طور قابل توجهی فرکانس و شدت تنظیمات حسابرسی بالا را کاهش می‌دهد، احتمال ایجاد تنظیمات رو به پایین در اغلب موارد مشابه است.

الماغاماز و همکاران^۳ در مطالعه خود به دنبال کمک به ادبیات گزارش مالی بین‌المللی با بررسی اثرات اتخاذ IFRS در عملکرد بازار سهام در سراسر جهان از انتشار دیدگاه تئوری نوآوری بوده‌اند. مطالعه آن‌ها چندین یافته جالب را بعد از استفاده از ترکیب داده‌های پانل منحصر بفرد از ۱۱۰ کشور در سراسر جهان و اجرای یک تحلیل تجربی قوی از ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ نشان داد. اولاً یک ارتباط مثبت بین فرزندخواندگی اجباری IFRS و ادغام بازار سهام در اروپا وجود دارد. دوم، یافته‌هایشان نشان‌دهنده ارتباط منفی قابل توجهی بین اتخاذ اولیه IFRS و شاخص‌های مالی زیر است:

1. Lee & Wu

2. Deng et al.

3. Almaghamaz et al.

حجم معاملات بازار سهام، سرمایه‌گذاری در بازار سهام، گردش بازار، و بازگشت بازار. سوم، این مطالعه یک ارتباط غیر مهم بین پذیرش اولیه IFRS و نوسان قیمت سهام در کنار توسعه بازار سهام را نشان می‌دهد. یافته‌های این مقاله قوی هستند و دارای کاربردهای عملی و علمی قابل توجه برای ناظران و سیاست‌گذاران شرکت‌های چند ملیتی هستند. هدف اصلی تعیین تاثیر ۱۲ عامل انتخاب شده در GCI است. یک نمونه پنل از کشورهای اتحادیه اروپا (۲۸ - ۲۸) در دوره ۲۰۱۹ - ۲۰۱۹ مورد استفاده قرار می‌گیرد. به موازات هم، این مطالعه بر شاخص‌های کلیدی پویایی تجاری و ظرفیت نوآوری و سیستم مالی، و ترکیبی از متغیرهای مربوط به همکاری چند سهامدار، تحقیق و توسعه (R&D)، رشد شرکت‌های نوآور و حجم سرمایه‌گذاران تمرکز داشت. نتایج می‌تواند برای سیاست‌گذاران و مدیران مورد استفاده قرار گیرد. یافته‌های این مطالعه از افزایش تمرکز بر سرمایه انسانی، اندازه بازار، ظرفیت نوآوری، هزینه‌های تحقیق و توسعه و همکاری چند ذی‌نفع پشتیبانی می‌کند.

سادرسکی^۱ (۲۰۲۲) در مطالعه خود از روش‌های یادگیری ماشین مبتنی بر درخت برای پیش‌بینی جهت قیمت سهام خورشیدی استفاده می‌کند. مجموعه ویژگی مورد استفاده در پیش‌بینی شامل انتخاب شاخص‌های فنی معروف، قیمت نقره، نوسانات قیمت نقره، و نوسانات قیمت نفت است. دقت پیش‌بینی جهت قیمت سهام خورشیدی، دقت پیش‌بینی جنگل‌های تصادفی، بگینگ، پشتیبانی از ماشین‌های بردار پشتیبان و درخت‌های بسیار تصادفی بسیار بالاتر از درخت of است. برای یک افق پیش‌بینی بین ۸ تا ۲۰ روز، جنگل‌های تصادفی، کیسه، ماشین‌های بردار پشتیبان و درخت‌های بسیار تصادفی به دقت پیش‌بینی بزرگ‌تر از ۸۵٪ دست می‌یابند. اگرچه نه به اندازه شاخص‌های فنی مانند ۲۰۰MA، WAD، و ۲۰MA، نوسان قیمت نفت و نوسانات قیمت نقره هم پیش‌بینی‌های مهمی هستند. یک استراتژی تجارت سبد سرمایه‌گذاری مبتنی بر سیگنال‌های تجاری تولید شده از درختان بسیار تصادفی، پیش‌بینی جهت قیمت سهام از یک خرید ساده و استراتژی نگهداری بهتر عمل می‌کند. این نتایج نشان‌دهنده دقت استفاده از روش‌های یادگیری ماشین مبتنی بر درخت برای پیش‌بینی جهت قیمت سهام خورشیدی و افزودن ادبیات وسیع‌تر به استفاده از تکنیک‌های یادگیری ماشین برای پیش‌بینی قیمت سهام است.

عرفی‌زاده و دهدار^۱ (۱۴۰۰) طی پژوهشی به بررسی رابطه تمایلات سرمایه‌گذاران بر جریان‌ات نقدی مازاد و الگوهای ارزش‌گذاری سهام شرکت پرداخته‌اند. به منظور اندازه‌گیری تمایلات سرمایه‌گذاران از الگوهای معاملاتی سرمایه‌گذاران استفاده شد. نمونه آماری این پژوهش ۱۲۰ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۹۱ است. به منظور بررسی فرضیه‌های پژوهش از نرم‌فزار ایویوز و روش داده‌های ترکیبی کمک گرفته شده است. نتایج بررسی‌ها در سطح خطای ۵ درصد نشان داد تمایلات سرمایه‌گذاران موجب افزایش جریان وجه نقد مازاد در شرکت می‌شود. همچنین نتایج پژوهش نشان داد بین تمایلات سرمایه‌گذاران و ارزش‌گذاری سهام شرکت با استفاده از دو الگوی P/E و EV/EBIT رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

عرب صالحی و دهکردی^۲ (۱۴۰۰) در مطالعه خود به مقایسه دقت رابطه‌های تنزیل سودهای نقد، تنزیل جریان‌ات نقد، سود باقیمانده و رشد سودهای غیر عادی در تبیین تغییرات قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ پرداخته‌اند. پس برای انجام این پژوهش یک نمونه آماری شامل ۱۰۵ شرکت بر اساس روش غربالگری انتخاب شده و مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از اجرای رابطه و انجام آزمون t نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران ارزش‌های ذاتی برآورد شده بوسیله رابطه‌های تنزیل سودهای نقد و تنزیل جریان‌ات نقد بیشترین همبستگی را با ارزش بازار سهام داشته‌اند.

دلشاد و صادقی^۳ (۱۳۹۷) نتایج پژوهش بر روی ۱۷۰ شرکت پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۵ حاکی از آن است که وجود یا عدم وجود سهامداران نهادی در میان سهامداران، تأثیر معنی‌داری بر رابطه بین بازده غیر عادی و کوتاه‌بینی مدیران نداشته و نتوانسته تأثیر معنی‌داری بر واکنش بازار سرمایه به کوتاه‌بینی مدیران داشته باشد. علاوه بر این، کوتاه‌بینی مدیران، تأثیر معنی‌دار و منفی بر بازدهی غیر عادی نداشته است.

رستمی و همکاران^۴ (۱۳۹۶) به ارایه مدل ارزش‌گذاری سهام در عرضه‌های عمومی اولیه با استفاده از مدل عصبی-ژنتیک پرداختند. دوره تحقیق مورد مطالعه از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۳ بود. جامعه

1. Orfizade & Dehdar
2. Arabsalehi & Dehkordi
3. Delshad & Sadeghi
4. Rostami et al.

آماري تحقيق ۱۴۵ شرکت ورودی به بورس اوراق بهادار تهران در این بازه زمانی و نمونه آماری با توجه به شرط عدم سرمایه‌گذاری بودن شرکت‌ها و مدون بودن بودجه و دسترسی به اطلاعات شرکت، به ۱۰۳ شرکت تقلیل پیدا کرد. شبکه پیشنهادی یک شبکه چند لایه رو به جلو با بهینه‌سازی الگوریتم ژنتیک برای متغیرهای مورد استفاده در تعیین قیمت سهام شرکت‌های جدید ورود به بورس است. دوره ۱۲ ساله با انتخاب ۱۲ متغیر تاثیرگذار بر قیمت عرضه عمومی اولیه و ۱ متغیر وابسته (قیمت عرضه اولیه) شبکه مناسبی را در قیمت‌گذاری صحیح نسبت به سایر مدل‌های خطی بیان شده در این پژوهش ارایه داده است. نتایج حاصل از مدل با استفاده از ۴ معیار ارزیابی RMSE, MAE, R-SQUARE, U-THEIL بیانگر قیمت‌گذاری صحیح مدل پیشنهادی در اکثر موارد است.

۳- روش‌شناسی تحقیق

از آن‌جا که تحقیق حاضر به دنبال طراحی مدل نماگرهای بازار سرمایه با استفاده از روش داده‌کاوی است و افراد متخصص در این زمینه محدود بوده است، بنابراین جامعه آماری تحقیق شامل کلیه شرکت‌هایی است که سرمایه‌گذاران به طور کلی امکان مشارکت در فرآیند سهامداری آن‌ها را به دست می‌آورند. از آن‌جا که تعمیم دامنه و شناسایی اعضای چنین جامعه‌ای اگر غیر ممکن نباشد، بسیار دشوار است و در بسیاری از موارد دستیابی به اطلاعات آن‌ها بسیار هزینه‌زا و زمان‌بر است، جامعه آماری پیش گفته به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار محدود می‌شود. اطلاعات و داده‌های مورد نیاز جهت تحلیل رابطه بین متغیرهای تحقیق نیز از سامانه کدال با مراجعه به صورت‌های مالی حسابرسی شده، یادداشت‌های توضیحی و شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و همچنین نرم‌افزار ره‌آورد نوین استفاده خواهد شد. در نهایت برای آزمون فرضیات از روش داده‌های پنهانی استفاده شده است. متغیر مستقل در این تحقیق نماگرهای ساختاری بازار سرمایه، نماگرهای جریان نقدی بازار سرمایه و نماگرهای انتظاری بازار سرمایه است. ارزش سهام در این پژوهش متغیر وابسته است.

۴- برآورد مدل تجربی

در پژوهش حاضر، اطلاعات مربوط به ۱۵۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۱ ساله، مربوط به سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۱ به صورت فراوانی اطلاعات روزانه، ماهانه و فصلی جمع‌آوری شده است. با توجه به هدف پژوهش، که ارائه الگوی جامع در

خصوص نماگرهای اصلی بازار سرمایه با روشی نوین است، به تجزیه و تحلیل داده‌های جمع‌آوری شده پرداخته شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نماد	متغیر	میانگین	چولگی	کشی‌دگی	احتمال جاک‌بر
SV	ارزش سهام	۱۵۷۸۳۴۸	۰/۷۷۶۱	۱/۹۷۹۷	۰/۰۰۰
DPS	سود نقدی هر سهم	۸۷۷/۷۴۴۳	۱/۸۳۵۲	۱۰/۱۳۹۰	۰/۰۰۰
DEBT	نسبت بدهی‌های شرکت	۰/۶۰۷۹۵۶	۰/۵۸۷۷۲۵	۶/۴۲۳۲۱۷	۰/۰۰۰
PE	ضریب قیمت به درآمد	۱۷۶۶۶۹۸	۱/۵۰۴۰۴۸	۴/۴۷۲۲۴۷	۰/۰۰۰
FFL	نرخ شناوری آزاد سهام	۰/۲۹۰۶۳۸	۱/۲۲۶۰۳۶	۴/۵۶۶۹۳۲	۰/۰۰۰
STQ	حجم معاملات سهم در بازار (مقدار)	۶۶/۲۷۴۴۴	۱/۳۹۲۴۱	۳/۵۱۸۰۹۲	۰/۰۰۰
STV	حجم معاملات سهم در بازار (ارزش)	۱۰۶۷۰۰/۳	۱/۷۶۰۲۳۵	۴/۷۰۷۴۵۲	۰/۰۰۰
OCF	جریان نقد عملیاتی	۲۵۰۹۲۶/۸	۱/۶۰۱۵۰۵	۴/۲۲۰۲۰۵	۰/۰۰۰
CF	جریان نقد تامین مالی	۳۱۱۳۵/۸۹	۱/۰۱۲۲۴۷	۳/۳۱۴۱۲۷	۰/۰۰۰
EPS	عایدی هر سهم	۶۸۴/۱۹۹	۱/۱۹۸۸۱۳	۳/۴۸۰۰۱۹	۰/۰۰۰
EVA	ارزش افزوده اقتصادی شرکت	۰/۱۳۰۲۴۲	-۰/۱۴۰۵۳۳	۱۰/۱۲۶۷۵	۰/۰۰۰
ROA	نرخ بازده حسابداری	۰/۱۰۳۵۱۸	۰/۵۳۴۶۴۴	۲/۷۰۷۹۱۴	۰/۰۰۰
PPRT	نسبت مالکانه شرکت	۰/۳۹۳۴۲۴	-۰/۴۰۷۷۲۱	۵/۴۲۴۵۶۴	۰/۰۰۰
BVPS	ارزش دفتری هر سهم	۲۰۶۷/۲۲	۱/۱۰۱۴۷۶	۳/۵۵۳۶۲۱	۰/۰۰۰
GEPS	نرخ رشد قیمت سهام	۰/۵۸۷۹۳۹	۱/۵۱۸۷۵۹	۴/۶۱۹۲۸۹	۰/۰۰۰
OWC	تمرکز مالکیت	۷۲/۴۱۴۲۲	-۰/۲۲۹۱۴	۲/۹۴۷۲۰۱	۰/۰۰۰
BETA	ریسک شرکت در بازار (بتا)	۱۵/۸۰۷۵۷	۰/۴۷۲۲۷۷	۲/۳۲۸۳۷۵	۰/۰۰۰
MDEPTH	عمق بازار	۰/۵۸۳۶۶۸	۱/۵۳۸۰۸۱	۴/۶۷۷۱۱۸	۰/۰۰۰
INFR	نرخ تورم	۴/۱۹۳۶۳۷	-۲/۱۱۱۳۲۵	۶/۸۲۲۶۷۵	۰/۰۰۰
AER	نرخ بهره	-۰/۲۰۸۶۸۸	-۰/۴۰۴۲۷۵	۱/۵۳۱۹۳	۰/۰۰۰
INTR	نرخ سود بانک	۴/۱۹۳۶۳۷	-۲/۱۱۱۳۲۵	۶/۸۲۲۶۷۵	۰/۰۰۰
EXCR	نرخ ارز	۱۰/۹۱۶۰۸	۰/۴۲۴۱۱	۱/۹۴۶۰۰۲	۰/۰۰۰
GCR	نرخ سکه و طلا	۱۴/۵۳۷۶۷	۰/۵۴۶۶۶۹	۱/۷۷۹۹۹۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی، روش‌هایی است که به وسیله آن‌ها می‌توان داده‌های آماری جمع‌آوری شده را طبقه‌بندی، تلخیص و پردازش نمود. آمار توصیفی با استفاده از شاخص‌های مرکزی همچون میانگین، میانه و مد، شاخص‌های پراکندگی نظیر واریانس، انحراف معیار و ضریب تغییرات و همچنین شاخص‌های تقارن در توزیع همچون ضریب چولگی و ضریب کشی‌دگی به توصیف نمونه و جامعه آماری می‌پردازد. آمار توصیفی متغیرها در جدول ۱ به نمایش گذاشته شده است (لازم به

ذکر است که به منظور خنثی کردن تاثیر داده‌های پرت، در سطح صدک یکم و صدک نود و نهم، از تکنیک وینزوری^۱ استفاده شده است).

اصلی‌ترین پیش فرض مدل ساختاری با رویکرد حداقل مربعات جزئی (PLS)، عدم هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای توضیحی است و در این حالت گفته می‌شود متغیرهای توضیحی نسبت به هم، متعامد هستند. در عمل، همبستگی بین متغیرهای توضیحی مخالف صفر است و این حالت موجب کاهش شدید دقت مدل در برازش داده‌ها نمی‌شود. مشکل اصلی هنگامی ایجاد می‌شود که هم‌خطی کامل یا هم‌خطی ناقص بین متغیرها وجود داشته باشد. از پیامدهای نادیده گرفتن هم‌خطی ناقص، این است که تعداد کمتری از متغیرهای توضیحی معنی‌دار هستند و این در حالی است که ضریب تعیین یا ضریب تعیین تعدیل شده عدد بزرگی خواهد بود. برای تشخیص هم‌خطی در مورد آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم، از عامل تورم واریانس^۲ استفاده شده است و زمانی که عامل تورم واریانس برای متغیرهای توضیحی کمتر از ۱۰ باشد، مشکل هم‌خطی وجود نخواهد داشت (گودرزی فراهانی و همکاران^۳، ۱۴۰۱: ۲۷).

جدول ۲: بررسی هم‌خطی

متغیر	VIF	متغیر	VIF
AER	۱/۹۳۷	BETA	۱/۰۵۲
BVPS	۱/۰۵۶	CF	۱/۱۷۸
DPS	۱/۱۳۴	Debt	۱/۲۰۰
EPS	۲/۱۲۷	EVA	۲/۰۴۷
EXCR	۳/۳۱۳	FFI	۱/۰۳۱
GCR	۴/۹۴۷	GEPS	۱/۰۰۷
INFR	۲/۰۲۴	INTR	۲/۳۹۶
MDEPTH	۱/۰۴۹	OCF	۱/۰۶۶
OWC	۱/۰۳۴	PE	۱/۰۵۶
PPRT	۱/۳۱۲	ROA	۱/۳۲۶
STQ	۱/۱۴۱	STV	۱/۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Vitzori

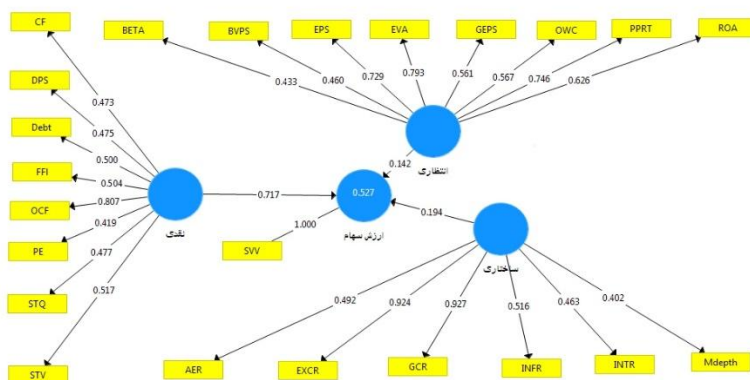
2. Variance Inflation Factor (VIF)

3. Gudarzi Farahani et al.

با توجه به نتایج جدول (۲) و آزمون VIF، بین متغیرهای پژوهش، مشکلی از بابت هم‌خطی وجود ندارد. آمار استنباطی، به مجموعه روش‌هایی گفته می‌شود که به وسیله آن‌ها، ویژگی‌های جامعه به کمک نمونه، استنباط می‌شود. به عبارت دیگر، با استفاده از آمار استنباطی، نتایج آزمون فرضیه‌ها مشخص شده و به کل جامعه آماری تعمیم داده می‌شود. در ادامه با استفاده از فنون آمار استنباطی، به آزمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته شده است.

۴-۱- قدرت توضیح‌دهندگی ارزش سهام

به منظور قدرت توضیح‌دهندگی قیمت سهام از مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده شده است؛ به این ترتیب که ابتدا باید از برازش قابل قبول الگوهای اندازه‌گیری اطمینان حاصل کرد؛ سپس به بررسی برازش الگوی ساختاری مد نظر پرداخت. برای رد یا تأیید اثر نماگرهای بازار سرمایه بر قیمت سهام از آزمون معنی‌داری هر یک از ضرایب مسیر استاندارد شده مدل ساختاری (آزمون تی) استفاده می‌شود. چنان‌چه عدد مربوطه خارج از دامنه $\pm 1/96$ (سطح اطمینان ۹۵ درصد) قرار گیرد، دلیلی بر رد تأثیر نماگرهای مربوطه بر قیمت سهام وجود ندارد. در این قسمت و همان‌طور که اشاره شد برای بررسی مدل معادلات ساختاری با رویکرد حداقل مربعات جزئی (PLS) باید سه مرحله به ترتیب بررسی شود. مرحله اول بررسی مدل اندازه‌گیری است که نتایج مربوط به مقادیر بارهای عاملی در شکل (۱) نشان داده شده است:



شکل ۱: مدل اندازه‌گیری پژوهش

طراحی مدل ارزش‌گذاری سهام بر مبنای نماگرهای بازار سرمایه با بهره‌گیری از روش‌های داده کاوی.. ۱۰۷

همان‌طور که در شکل (۱) نشان داده شده است مقادیر بارهای عاملی تمامی متغیرهای آشکار بزرگتر از ۰/۴ هستند. از سوی دیگر مقادیر آلفای کرونباخ، پایایی ترکیبی و میانگین واریانس استخراجی سازه‌ها مطابق جدول (۳) است:

جدول ۳: آزمون آلفا کرونباخ، پایایی و روایی همگرا

سازه‌ها	آلفای کرونباخ	پایایی ترکیبی	میانگین واریانس استخراجی
انتظاری	۰/۷۶۲	۰/۸۸۱	۰/۸۶۲
ساختاری	۰/۷۶۳	۰/۸۵۵	۰/۷۶۴
نقدی	۰/۷۰۸	۰/۸۲۵	۰/۷۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۳) بیان‌گر آن است که مقادیر آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی سازه‌ها بیشتر از ۰/۷ بوده و میانگین واریانس استخراجی سازه‌ها بزرگتر از ۰/۵ است. با توجه به مقادیر بارهای عاملی شکل (۱) و نتایج جدول (۳)، در مدل اندازه‌گیری (رابطه سازه‌ها با متغیرهای آشکار خود) مشکلی از نظر پایایی و روایی همگرا وجود ندارد.

برای بررسی روایی واگرایی نیز از آزمون فورنل و لارکر^۱ استفاده شده است. این معیار میزان رابطه یک سازه با شاخص‌هایش در مقایسه رابطه آن سازه با سایر سازه‌ها را مشخص می‌کند که نتایج آن در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴: آزمون روایی واگرایی فورنل و لارکر

نماگر نقدی	نماگر ساختاری	نماگر انتظاری	ارزش سهام	سازه‌ها
			۱/۰۰۰	ارزش سهام
		۰/۵۲۷	۰/۱۸۰	نماگر انتظاری
	۰/۵۹۵	۰/۰۱۵	۰/۲۰۸	نماگر ساختاری
۰/۷۷۱	۰/۱۵۷	۰/۳۱۲	۰/۷۱۹	نماگر نقدی

منبع: یافته‌های تحقیق

مشاهده می‌شود که اعداد قطر اصلی ماتریس همگی از مقادیر زیرین خود بیشتر هستند و این بدان معنا است که مشکلی از بابت روایی واگرایی وجود ندارد. به عبارت دیگر سازه‌های مدل، تعامل بیشتری با شاخص‌های خود (سنجه‌ها) دارند. دومین مرحله مدل‌سازی معادلات ساختاری،

مدل ساختاری است که در آن، به آزمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته می‌شود. نتایج مدل ساختاری پژوهش در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵: نتایج مدل ساختاری پژوهش

معنی‌داری	آماره تی	ضرایب بتا	سازه‌ها
۰/۰۰۰	۳/۵۷۵	۰/۱۴۲	نماگر انتظاری
۰/۰۰۰	۱۳/۷۹	۰/۱۹۴	نماگر ساختاری
۰/۰۰۰	۲/۸۶	۰/۷۱۷	نماگر نقدی
ضریب تعیین $(R^2) = ۰/۵۲۷$			

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود ضریب تعیین مدل ۰/۵۲۷ است و بدان معنی است که ۵۲/۷ درصد از ارزش سهام توسط نوسانات متغیرهای پژوهش توضیح داده شده است. با توجه به آماره تی و ضرایب معنی‌داری نماگرهای بازار سرمایه تأثیر معنی‌داری بر ارزش سهام دارند. ضریب نماگر انتظاری ۱۴/۲ (سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰)، ساختاری ۱۹/۴ (سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) و نقدی ۷۱/۷ (سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰) در سطح خطای ۱۰ درصد بیانگر این است که ارزش سهام متأثر از رابطه مستقیم با نماگرهای انتظاری، ساختاری و نقدی است. سومین مرحله مدل‌سازی معادلات ساختاری، برازش کلی مدل است. با توجه به این که برازش کلی مدل ساختاری ۰/۶۴۰۳ (بیشتر از ۰/۳۶) است، بنابراین مدل ساختاری از نظر شرایط کلی (مدل اندازه‌گیری و مدل ساختاری) برازش خوبی دارد. به منظور پاسخ به سوال پژوهش و آماده کردن متغیرها به منظور اهداف مدل‌سازی ابتدا باید متغیر وابسته از حالت پیوسته به دوگانه تبدیل شود. از این رو مقدار میانه (معیار گرایش به مرکز) ارزش سهام، به عنوان معیار تفکیک، در نظر گرفته شده است (وو و وژو، ۲۰۲۳: ۱۲). پیش‌بینی ارزش‌گذاری سهام با استفاده از مدل‌های یادگیری ماشین بر اساس سه معیار دقت پیش‌بینی، مقدار سطح زیر منحنی و مقدار مشخصه عملکرد سیستم انجام شده است. برای بررسی فرضیه پژوهش و ارزیابی همه جانبه توانمندی مدل‌ها، معیار دقت پیش‌بینی که نشان‌دهنده نسبت موارد پیش‌بینی شده مثبت صحیح به مجموع پیش‌بینی‌های مثبت (صحیح و کاذب)، مقدار سطح زیر منحنی که نشان‌دهنده فاصله یا مساحت سطح زیر منحنی و هرچه به سمت یک میل کند حاکی از بهتر بودن تفکیک است و مشخصه عملکرد سیستم یک نمودار، نمایش توانایی ارزیابی یک سیستم دسته‌بندی

باینری محسوب می‌شود و آستانه تشخیص آن نیز متغیر است، محاسبه شده‌اند (صنعتی آباده و همکاران^۱، ۱۳۹۳: ۴). در مدل‌های یادگیری ماشین، نمونه داده‌ها با توجه به روش خود راه‌انداز^۲ (نمونه‌گیری مجدد) به دو گروه آموزشی و آزمایشی با درصد ۸۰ و ۲۰ تقسیم شده است. مجموعه آموزشی برای ساخت مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد و مجموعه آزمایشی جهت بررسی روایی و میزان قابلیت تعمیم مدل به کار رفته است. در حالی که مدل‌های آماری این‌گونه نیستند و داده‌ها دارای روابط خطی هستند. با این تفاسیر، مقادیر سطح زیر منحنی و مقدار مشخصه عملکرد سیستم، تنها در مدل‌های یادگیری ماشین معنا می‌یابند.

جدول ۶: مقایسه مدل‌های یادگیری ماشین و مدل‌های آماری در پیش‌بینی ارزش سهام

مدل	دقت پیش‌بینی (درصد)	مقدار ROC	مقدار AUC
C5	۸۰/۳۵۸	۰/۸۱۹	۰/۸۴۲
CHAID	۷۹/۴۲۹	۰/۸۲۱	۰/۸۲۵
K-NN	۷۸/۸۵۲	۰/۸۰۲	۰/۸۱۴
SVM	۷۸/۴۴	۰/۷۹۵	۰/۸۰۴
Bayesian	۷۸/۱۶۹	۰/۸۱۵	۰/۸۲۵
SVM PSO	۷۷/۷۸۸	۰/۷۹۲	۰/۸۱۲
C&R Tree	۷۷/۵۷۱	۰/۷۹۶۸	۰/۸۰۳
SVM Evolutionary	۷۶/۵۲۳	۰/۷۸۸۰	۰/۷۹۹
C4/5	۷۵/۷۷	۰/۷۹۵	۰/۸۰۸
Tree-AS	۷۵/۶۳۲	۰/۷۶۹	۰/۷۸۶
Random tree	۷۵/۵۷	۰/۷۷۷	۰/۷۹۶
ID3	۷۳/۸۸۶	۰/۷۵۷	۰/۷۷۶
Auto MLP	۷۳/۷۸۸	۰/۷۵۸	۰/۷۶۷
Naïve Bayes	۷۳/۶۶	۰/۷۶۲۵	۰/۷۶۴
Quest	۷۳/۶۵۶	۰/۷۷۵	۰/۷۶۵
Symbolic Regression	۷۲/۸۶	-	-
Lib SVM	۷۲/۷۵۵	۰/۷۸۲	۰/۷۸۸
Decision Stump	۷۲/۷۳	۰/۷۳۳	۰/۷۵۸

1. Sanie Abade et al.

2. Bootstrap

مقدار AUC	مقدار ROC	دقت پیش‌بینی (درصد)	مدل
۰/۷۷۹	۰/۷۳۲	۷۲/۵۹۵	Neural Net
۰/۷۲۹	۰/۷۲۷۷	۷۰/۷۹	Mars model
۰/۷۴۴	۰/۷۱۲	۷۱/۷۲	Perceptron
۰/۷۵۸	۰/۷۲۵	۷۰/۷۵۲	RBF Network
۰/۷۸۲	۰/۷۷۱	۷۰/۷۰۴	SVM Linear
۰/۷۲۴	۰/۶۹۹	۶۹/۹۳۱	Random Forest
۰/۷۵۵	۰/۷۳۱	۶۹/۸۵۲	Random Forest Tree Ensemble
۰/۷۲۲	۰/۷۱۷	۶۸/۹۴۵	Decision List
۰/۷۲۳	۰/۶۹۷	۶۸/۶۹	Naïve Bayes kernel
۰/۷۱۶	۰/۷۰۵	۶۸/۶۵۵	Decision Tree
۰/۶۹۳	۰/۶۸۹	۶۴/۰۷	Gradient Boosted Trees
۰/۷۰۵	۰/۶۸۲۵	۶۲/۳۸	Deep Learning
۰/۶۸۵	۰/۶۴۵	۶۰/۷۸۴	Tree Net
۰/۶۵۵	۰/۶۲۵۰	۵۶/۸۹	SMO Binary

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۶) مشاهده می‌شود دقت پیش‌بینی مدل درخت تصمیم C5، Chaid، K-NN و SVM از سایر مدل‌های یادگیری ماشین بیشتر است. دقت پیش‌بینی مدل سی فایو ۸۰/۳۵ درصد و مقادیر AUC و ROC آن به ترتیب ۰/۸۱۹ و ۰/۸۴۲ است. پس از آنکه به مدل‌سازی مدل‌های یادگیری ماشین پرداخته شد و دقت پیش‌بینی آن‌ها مورد سنجش قرار گرفت، در مرحله بعد با استفاده از تکنیک انتخاب ویژگی و اعتبارسنجی به بررسی مهمترین متغیرهای تأثیرگذار بر مدل برتر (سی فایو) و افزایش دقت مدل پرداخته شد. تکنیک انتخاب خاصه (ویژگی) برای بررسی متغیرهای بهینه که اهمیت بیشتری در پژوهش داشته‌اند، استفاده شد. این تکنیک در سه مرحله انتخاب ویژگی‌ها را انجام می‌دهد. مرحله اول حذف صفات ورودی غیر مهم و مشکل‌دار است. لازم به ذکر است که صفات ورودی بر مبنای مجموعه‌ای از معیارها همچون حداکثر درصد داده‌های مفقود شده، حداقل ضریب تغییرات و حداقل انحراف معیار انتخاب می‌شوند. مرحله دوم مرتب‌سازی داده‌ها و مرحله سوم انتخاب داده‌ها است (آشتاب و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۴). روش بوستینگ از یک الگوریتم تکرار شونده استفاده می‌کند تا به طور تطبیقی نمونه‌های آموزشی را تغییر دهد و در فرایند

یادگیری بیشتر روی رکوردهایی که در مراحل قبلی به اشتباه دسته بندی شده‌اند تمرکز می‌کند و به کاهش عدم توازن و همچنین واریانس می‌پردازد. جدول (۷) متغیرهای برتر بعد از اعمال تکنیک انتخاب ویژگی و تکنیک الگوریتم بوسستینگ را نمایش می‌دهد.

جدول ۷: متغیرهای برتر با استفاده از تکنیک انتخاب ویژگی

متغیر	علائم اختصاری	اهمیت بر اساس تابع درست‌نمایی
ارزش افزوده اقتصادی شرکت	EVA	تایید جهت ورود به الگوریتم
عایدی هر سهم	EPS	تایید جهت ورود به الگوریتم
جریان نقد عملیاتی	OCF	تایید جهت ورود به الگوریتم
سود نقدی هر سهم	DPS	تایید جهت ورود به الگوریتم
نرخ تورم جامعه	INFR	تایید جهت ورود به الگوریتم
نسبت بدهی‌های شرکت	DEBT	تایید جهت ورود به الگوریتم
نسبت مالکانه شرکت	PPRT	تایید جهت ورود به الگوریتم
حجم معاملات سهم در بازار (مقدار)	STQ	تایید جهت ورود به الگوریتم
نرخ بازده حسابداری	ROA	تایید جهت ورود به الگوریتم
ضریب قیمت به درآمد	PE	تایید جهت ورود به الگوریتم

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۷) گزینش متغیرهای بهینه بر اساس درصد اهمیت پیش‌بینی در سطح اطمینان ۹۵ درصد طبق تابع درست‌نمایی بوده است. در مرحله بعد با توجه به متغیرهای برتر به مدل‌سازی مدل‌های یادگیری ماشینی پرداخته شد که دقت پیش‌بینی بالاتری دارند. در جدول (۹) اعمال تکنیک‌های بهینه‌سازی بر روی مدل‌های یادگیری ماشینی قابل مشاهده است.

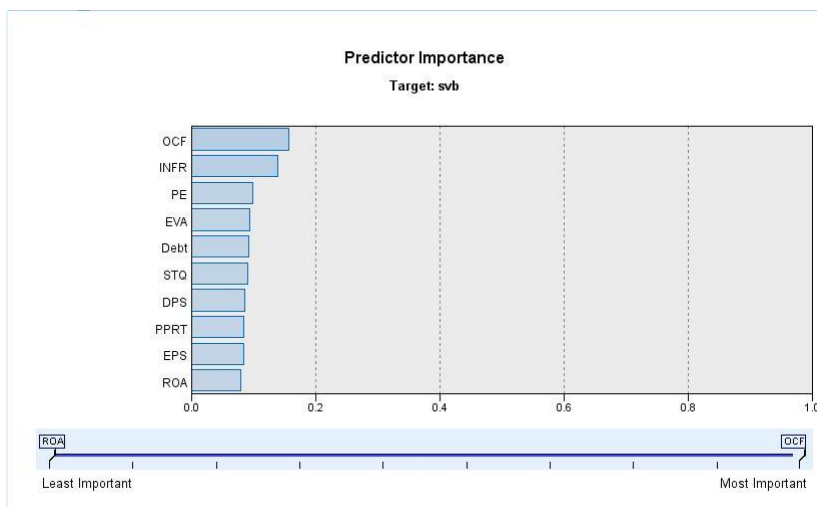
جدول ۸: مقایسه مدل‌های یادگیری ماشینی قبل و بعد از اعمال تکنیک‌های بهینه‌سازی

مدل	C5	Chaid	K-NN	SVM
درصد دقت پیش‌بینی در حالت اولیه	۸۰/۳۵۸	۷۹/۴۲۹	۷۸/۸۵۲	۷۸/۴۴
درصد دقت پیش‌بینی پس از بهینه‌سازی	۹۰/۶۷	۸۱/۶۷	۸۰/۹۳۶	۷۹/۴۳

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد بعد از اعمال تکنیک‌های بهینه‌سازی، دقت پیش‌بینی مدل‌های یادگیری ماشینی افزایش یافت و برترین مدل در این میان، مدل درخت تصمیم C5 با دقت پیش‌بینی ۹۰/۶۷ درصد است. مدل سی فایو تمامی فیلدهای پایگاه داده را بررسی می‌کند تا به فیلدی برسد که بهترین دسته‌بندی و پیش‌بینی را با تقسیم داده‌ها به زیر گروه‌ها انجام دهد. این پروسه به صورت بازگشتی تکرار می‌شود تا باز هم زیر گروه‌ها به زیر گروه‌های دیگری شکسته

شوند. زیر نمونه‌ها دوباره شاخه زده می‌شوند و این فرایند تا زمانی که نتوان زیر نمونه‌ها را شاخه زد ادامه می‌یابد. در پایان، پایین‌ترین سطح شاخه‌ها آزموده می‌شوند و شاخه‌هایی که نقش مهمی در مدل ندارند حذف یا هرس^۱ می‌شوند (علیزاده و ملک محمدی^۲، ۱۳۹۳: ۱۱۴). شکل (۲)، میزان اهمیت متغیرهای برتر تأثیرگذار در مدل‌سازی مدل درخت تصمیم سی فایو را نشان می‌دهد که متغیرهای جریان نقد عملیاتی، نرخ تورم جامعه و ضریب قیمت به درآمد دارای اهمیت پیش‌بینی بیشتری در میان متغیرهای برتر هستند.



شکل ۲: میزان اهمیت متغیرهای برتر در مدل‌سازی مدل سی فایو

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۹)، روی ۸۰ درصد نمونه‌ها یعنی ۱۱۹۶ نمونه یادگیری صورت گرفته است و روی ۲۰ درصد باقیمانده یعنی ۳۱۱ نمونه، آزمون شده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که ۹۰/۶۷٪ نمونه‌های آزمون یعنی ۲۸۲ نمونه درست دسته‌بندی شده است و ۹/۳۳٪ نمونه‌ها، ۲۹ نمونه، اشتباه دسته‌بندی شده‌اند. همچنین دقت معیار AUC با توجه به جدول (۹) از حالت ابتدایی خود که ۰/۸۴۲ بود به ۰/۹۲۴ در حالت بهینه افزایش یافت.

1. Pruning

2. Alizade & Malekmohammadi

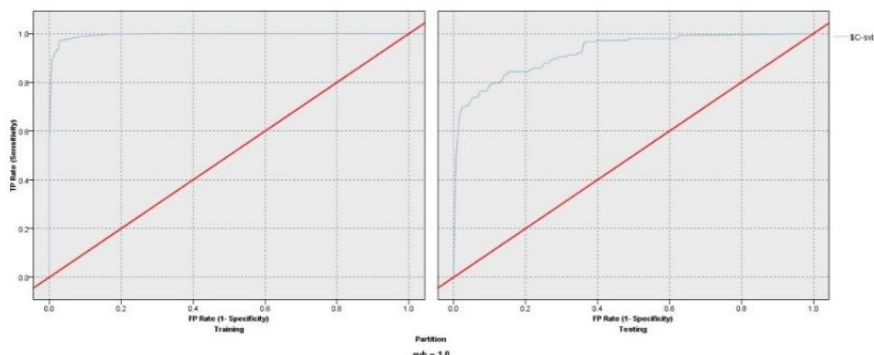
طراحی مدل ارزش‌گذاری سهام بر مبنای نماگرهای بازار سرمایه با بهره‌گیری از روش‌های داده‌کاوی.. ۱۱۳

جدول ۹: جدول ارزیابی آموزش و آزمایش مدل سی فایو

دقت پیش‌بینی	آزمایش	دقت پیش‌بینی	آموزش	
۹۰/۶۷	۲۸۲	۹۶/۸۲	۱۱۵۸	صحیح
۹/۳۳	۲۹	۳/۱۸	۳۸	غلط
	۳۱۱		۱۱۹۶	مجموع
۰/۹۲۴		۰/۹۹۴		سطح زیر منحنی

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که قبلاً هم بیان شد، در پژوهش‌های مربوط به مدل‌سازی، جهت سنجش میزان دقت مدل و پیش‌بینی صورت گرفته از منحنی مشخصه عملکرد سیستم استفاده می‌شود. در شکل (۳)، نواحی مطلوب و نامطلوب در منحنی ROC، قابل مشاهده است.



شکل ۳: نمودار منحنی ROC در مدل بهینه سی فایو

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به شکل (۳)، هر چقدر سطح زیر این منحنی به سمت شمال غربی و عدد یک تمایل پیدا کند، بیان‌گر دقت خوب مدل و هر چقدر به سمت جنوب شرقی و عدد ۰/۵ تمایل پیدا کند، بیان‌گر دقت کمتر مدل و پیش‌بینی نامناسب است.

شکل (۴) مدل درخت تصمیم C5 را در حالت بهینه نمایش می‌دهد. در حالت کلی این مدل بیان‌گر آن است ارزش سهام شرکت‌ها با درصد فراوانی تجمعی ۵۰/۵۸۵٪ برابر یک (بالتر از میانه) است که صعودی و امیدوارکننده است. در این حالت اگر ارزش جریان نقد عملیاتی بیشتر از ۸۴۳،۱۰۵ باشد ارزش سهام یک (بالتر از میانه و صعودی) و اگر کمتر یا مساوی این مقدار باشد صفر (پایین تر از میانه و کاهنده) است. در زیر شاخه بعدی و برای زمانی که ارزش جریان نقد عملیاتی کمتر یا مساوی ۸۴۳،۱۰۵ و نرخ تورم جامعه بزرگتر از صفر باشد ارزش سهام با درصد

فراوانی تجمعی ۸۱/۵۸۳٪ برابر صفر و اگر کوچکتر یا مساوی صفر باشد با درصد فراوانی تجمعی ۹۷/۲۹۷٪ برابر یک است. شکل (۴) مراحل مدل‌سازی مدل یادگیری ماشین C5 را در حالت کلی و به تفکیک نماگرهای بازار سرمایه (نقدی، انتظاری و ساختاری) نشان می‌دهد.



شکل ۴: نمودار درختی مدل سی فایو در حالت بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

در این مقاله به منظور بررسی تأثیر نماگرهای بازار سرمایه بر ارزش سهام از مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده شد. نتایج نشان داد که نماگرهای بازار سرمایه تأثیر معنی‌داری بر ارزش سهام دارند و ۵۲/۷٪ از ارزش سهام توسط نوسانات نماگرهای بازار سرمایه توضیح داده شد. در مرحله بعد و به منظور آزمون فرضیه پژوهش ابتدا به مقایسه دقت ۳۲ مدل یادگیری ماشین به منظور پیش‌بینی ارزش سهام پرداخته شد و نتایج نشان داد که مدل C5 دارای دقت پیش‌بینی بالاتری نسبت به سایر مدل‌های یادگیری ماشین است. در ادامه و به منظور افزایش دقت و کاهش خطای مدل C5 از تکنیک‌های اعتبارسنجی بوسستینگ و انتخاب ویژگی استفاده شد و نتایج بیان‌گر آن بود که مدل برتر (C5) دارای افزایش قابل ملاحظه‌ای در دقت و کاهش محسوسی در خطا شده است. همچنین

مدل‌سازی به تفکیک برای نماگرهای بازار سرمایه انجام گرفت و نتایج نشان داد نماگرهای نقدی نسبت به سایر نماگرها دارای دقت بالاتری به منظور پیش‌بینی ارزش سهام است. بر اساس نتایج بدست آمده پیشنهادات زیر ارائه شده است:

یافته‌های حاصل از پژوهش بیان‌گر این مطلب است که مدل‌سازی ارزش سهام با استفاده از نماگرهای بازار سرمایه امکان‌پذیر است و مدل سی فایو نسبت به سایر مدل‌های یادگیری ماشین دارای دقت پیش‌بینی بالاتری است. بنابراین پیشنهاد می‌شود، مدیران و سرمایه‌گذاران با استفاده از مدل‌های یادگیری ماشین و با بهره‌گیری از نماگرهای نقدی، در کنار سایر متغیرهای مربوطه به پیش‌بینی ارزش سهام شرکت‌ها برای اتخاذ تصمیم‌های لازم در امر سرمایه‌گذاری، مبادرت ورزند. با توجه به یافته‌های حاصل از پژوهش به سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری مبنی بر خرید و فروش سهام، به مدیران برای انجام اقدام‌های پیشگیرانه به منظور جلوگیری از وقوع ریسک مالی که ممکن است نهایتاً به مضیقه مالی شرکت منجر شود، به تحلیل‌گران بورس اوراق بهادار جهت آگاهی سرمایه‌گذاران عادی (غیر متخصص)، به سازمان بورس اوراق بهادار برای پذیرش و ارزیابی شرکت‌ها، به شرکت‌های سرمایه‌گذاری به منظور توسعه و گسترش فعالیت خود (از طریق خرید و ادغام شرکت‌های دیگر) پیشنهاد می‌شود که در مورد پیش‌بینی ارزش سهام از مدل درخت تصمیم C5، استفاده نمایند.

References

- Achelist, S. B. (2003). Technical Analysis from A to Z: Covers Every Trading Tool from the Absolute Breadth to the Zig Zag. Chicago, IL: Probus Publisher.
- Alizadeh, S. & Malek Mohammadi, S. (2014). Data Mining and Knowledge Discovery Step by Step with Clementine Software. Tehran. Khwaja Nasiruddin Tusi University Publications (In Persian).
- Arabsalehi, M. & Kamali Dehkordi, A. (2021). Comparative Investigating of Stock Valuation Discount Models in Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, 11(33): 113-138 (In Persian).
- Ashtab, A. (2016). Development of Financial Crisis Prediction Models and its Impact on Profit Management Tools. PhD Dissertation, Imam Khomeini International University (In Persian).
- Delshad, A. & Sadeqi Sharif, S. J. (2018). Investigating the Reaction of Capital Market on Managerial Myopia in Companies Listed on Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 20(1): 91-106 (In Persian).
- Gudarzi Farahani, Y. Baratinia, M. & Abniki, M. (2023). Determining the Effect of Economic and Financial Variables on the Ratio of Bank Facilities and Deposits

- using Smooth Transition Regression. *The Journal of Economic Policy*, **14**(28): 75-100 (In Persian).
- Hu, H. Tang, L. Zhang, S. & Wang, H. (2018). Predicting the Direction of Stock Markets using Optimized Neural Networks with Google Trends. *Neurocomputing*, **285**(2): 21-38.
- Khaleghi Moghadam, H. & Talaneh, A. (2006). Ownership Valuation Models: Theories and Applications. *Journal of Certified Public Accountants*, **8**(2): 38-81 (In Persian).
- Kumbure, M. M. Lohrmann, C. Luukka, P. & Porras, J. (2022). Machine Learning Techniques and Data for Stock Market Forecasting: A Literature Review. *Expert Systems with Application*, **34**(2): 58-69.
- Lee, B. S. & Rui, O. M. (2002). The Dynamic Relationship between Stock Return and Trading Volume: Domestic and Cross-Country Evidence. *Journal of Banking and Finance*, **26**(2): 51-78.
- Li, X. & Wu, P. (2022). Stock Price Prediction Incorporating Market Style Clusteri. *Cognitive Computation*, **14**(1): 149-166.
- Park, J. Ko, H. & and Lee, J. (2023). Exploring Generative AI for Modeling the Dynamics of Asset Price Process. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4491342> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4491342>.
- Rostami, A. Falamarzi, E. & Faroughi, S. (2017). Neuro-Genetic Structure to Valuation of Initial Public Offering. *Financial Engineering and Portfolio Management*, **8**(33): 183-206 (In Persian).
- Rostami, M. & Makiyan, S. N. (2022). Is the Stock Market in Iran Efficient? A Residual-based Co-integration Test with the Partial Bayesian Approach. *The Journal of Economic Policy*, **13**(26): 197-221 (In Persian).
- Sadorsky, P. (2022). Forecasting Solar Stock Prices using Tree Based Machine Learning Classification: How Important are Silver Prices?. *The North American Journal of Economics and Finance*, **23**(4): 45-69
- Sanii Abadeh, M. Mahmoudi, S. & Tahir Parvar, M. (2013). Applied Data Mining. Tehran, *Niaz Danesh Publications*, Second Edition (In Persian).
- Soni, P. Tewari, Y. & Krishnan, D. (2022). Machine Learning Approaches in Stock Price Prediction: A Systematic Review. *In Journal of Physics*, **2161**(1): 35-48.
- Thaqfi, A. & Taslimi, M. (2016). Basic Variables of Accounting and Stock Returns. *Special Accounting Letter*, **43**(1): 11-25 (In Persian).
- Wu, L. & Xu, S. (2023). A Capital Asset Pricing Model Based on the Value at Risk under Asymmetric Laplace Distribution. *Kybernetes*, **11**(2): 34-51.



Investigating the effects of production and consumption inflation on investment in Iran's agricultural sector using the NARDL approach

Koohsar Khaledi^{*1}, Seyed Mohammad Fahimifard²

Accepted: 25-11-2023

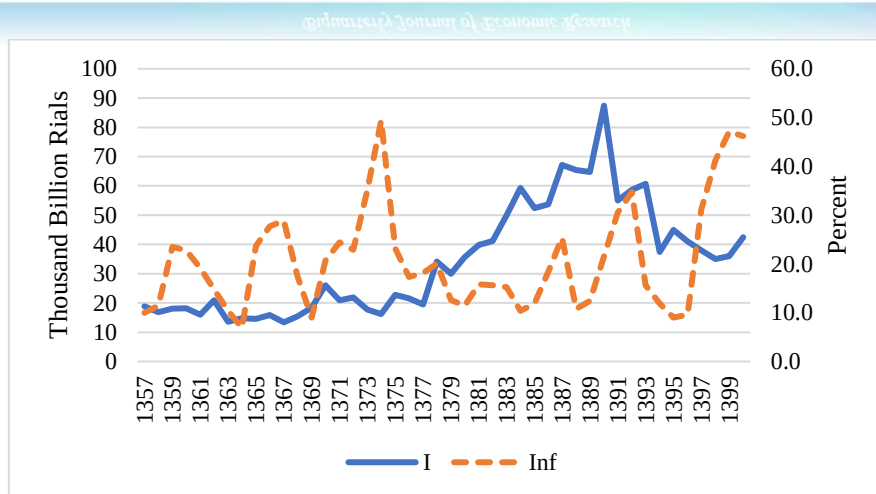
Received: 01-07-2024

Extended Abstract

Purpose: The response of the agricultural sector to the positive factors of investment is slower than other economic sectors due to the special conditions governing the production process of its products. It seems that the effectiveness of investment in the agricultural sector cannot be equal to and symmetrical with positive and negative factors. Despite the fact that inflation is considered as a stimulus for investment, it seems that, due to the high inflation rate and its high fluctuation in Iran over the last four decades, there has been no high alignment between agricultural investment and the inflation rate. The widespread governance of various types of uncertainty in Iran's agricultural sector is an important issue that can have a special role in the investment process in this sector. The main questions of this study are 'what has been the effect of the increase and decrease of the inflation rate on investment in Iran's agricultural sector?' and 'what has been the effect of farm prices on investment in the agricultural sector?' In this regard, the main goal of the present study is to investigate the effect of the agricultural producer price index and the asymmetric effect of the consumer inflation rate on the amount of investment in Iran's agricultural sector.

1. Corresponding Author. Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran. E-mail: k.khaledi@agri-peri.ac.ir

2. Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran. E-mail: m.fahimifard@agri-peri.ac.ir



The consumer price inflation and investment in the Iranian agricultural sector

Methodology: The study method is the library survey of documents, and the statistics are based on the annual time series obtained from the official statistical sources of the country (the Central Bank of Iran and the Statistics Center of Iran). The time period considered in this study is 1990-2021. The uncertainty in inflation rate here means fluctuations in the consumer inflation rate. The current study is of the causal type and aims to identify how the uncertainty of the inflation rate and other factors affected the amount of investment in Iran's agricultural sector during the past years. The follow-up of this issue has been done by using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) and estimating the coefficients of variables related to investment. The Microfit software was used to estimate the desired regression models.

Findings and Discussion: The high value of the Agricultural Producer Price Index (APPI) compared to the Food and Beverage Consumer Price Index (FCPI) in the 2010s does not necessarily mean an increase in the profitability of agricultural production. It may have been due to the increase in the government's paying more subsidies to the consumers of food and beverages. The research variables become stationary after at most one differentiation. Based on the calculated critical values and the F statistic, the existence of a long-term equilibrium relationship between the variables of the asymmetric model at all the levels is confirmed. According to expectations in 1990-2021, on the one hand, agricultural producer price index (APPI), agricultural value added (VAA) and agricultural net capital stock productivity (KP) have significant and positive effects on the amount of investment in the agricultural sector of Iran. On the other hand, the real exchange rate (RER), the interest rate of facilities paid to the agricultural sector (IR) and the uncertainty of the inflation rate (INF) have had significant and negative effects on the amount of agricultural investment. The results show that the coefficient of the error correction sentence is negative and significant (-0.245). This indicates that the short-term imbalance in the investment of the agricultural sector of Iran will reach the long-term balance at a suitable speed (about 4 years). According to the results of the Wald test, the effect of

increasing and decreasing inflation rate fluctuations on investment in Iran's agricultural sector is asymmetric in the short and long terms. The model has no structural failure, the stability of the model has been confirmed in the long term, and the coefficients are reliable.

The estimating the long-term equilibrium relationship in the NARDL model

Variable	t Statistic	Coefficient	Collinearity (VIF)
IR	-2.67***	0.242-	0.93
APPI	2.38	0.217	1.12
VAA	2.61**	0.183	0.89
KP	3.52***	0.154	1.06
RER	3.28***	0.172-	0.98
INF ⁺	3.74***	0.229-	0.91
INF ⁻	1.82*	0.138	0.88
Intercept	7.74***	1.441	---

Diagnostic tests

Test	Probability value	Statistic value
Homogeneity of variance	0.215	0.63
Model specification	0.186	0.72
normality	0.199	1.84
Serial autocorrelation (Durbin-Watson)	---	2.17

*** Significant at the 99% level - ** significant at the 95% level - * significant at the 90% level - NS insignificant

Conclusions and Policy Implications: Iran's economy has always experienced high inflation rates in the last four decades. High inflation and the resulting uncertainty have been effective in the movement of financial resources and investment among economic sectors and the related activities. The results of the model estimation showed that, firstly, in the studied period (1990-2021), the consumer inflation rate had a significant effect on the amount of investment in Iran's agricultural sector, and secondly, this effect was asymmetric. The asymmetric effect of inflation on investment in the country's agricultural sector is an important issue that should be considered in investment policies in this sector. In order to increase investment in the agricultural sector, besides the necessity of improving the productivity of capital, stabilizing the exchange rate and reducing the interest rate of agricultural facilities, it is suggested to avoid suppressing the price of agricultural products, increase the price support for farmers and consumers, and reduce the inflation in the economy.

Keywords: Asymmetric effect, Consumer price index, Producer price index, Investment, Agriculture, Iran.

JEL Classification: E22, E31, P44, Q1.

بررسی آثار تورم تولید و مصرف بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران با استفاده از رهیافت NARDL

کوهسار خالدي^{۱*}، سید محمد فهیمی فرد^۲

دریافت: ۱۴۰۲-۰۹-۰۴

پذیرش: ۱۴۰۳-۰۴-۱۰

چکیده

میزان و سهم موجودی سرمایه و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران، پایین بوده و با یک عقب‌ماندگی تاریخی مواجه است. سودآوری و امنیت اقتصادی پایین کشاورزی در قیاس با سایر بخش‌های اقتصادی، نقش بارزی در این ایجاد وضعیت داشته است. وجود انواع ریسک و نااطمینانی در کشاورزی در پایین بودن سرمایه‌گذاری سالانه، سهم ویژه‌ای دارد. برای توسعه سرمایه‌گذاری کشاورزی، آگاهی از عوامل و موانع فراروی آن در این بخش، ضروری است. در مطالعه‌ی حاضر با استفاده از آمارهای سالانه‌ی ۱۴۰۰-۱۳۶۹ و رهیافت NARDL، اثر تورم تولیدکننده و آثار نامتقارن تورم مصرف‌کننده بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل، از یک سو، حاکی از اثرگذاری مثبت شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی بوده و از دیگر سو، نامتقارن بودن اثر نوسانات افزایشی و کاهش‌ی نرخ تورم را بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأیید نموده است. در همین راستا و به منظور افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، ضمن ضرورت ارتقای بهره‌وری سرمایه، تثبیت نرخ ارز و کاهش نرخ بهره‌ی تسهیلات کشاورزی، بر عدم سرکوب قیمت محصولات کشاورزی، افزایش حمایت‌های قیمتی از کشاورزان و کاهش تورم مصرف‌کننده در اقتصاد تأکید می‌شود.

واژگان کلیدی: اثر نامتقارن، شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص قیمت تولیدکننده، سرمایه‌گذاری، کشاورزی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: E22, E31, P44, Q1

۱. نویسنده‌ی مسئول. استادیار اقتصاد کشاورزی، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه‌ی روستایی، تهران، ایران k.khaleedi@agri-peri.ac.ir

۲. استادیار اقتصاد کشاورزی، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه‌ی روستایی، تهران، ایران m.fahimifard@agri-peri.ac.ir

۱- مقدمه

بخش کشاورزی ایران همانند بسیاری از کشورهای در حال توسعه به دلایل متعدد (از جمله سودآوری و امنیت نسبی پایین)، معمولاً در جذب منابع سرمایه‌گذاری در رتبه‌ی آخر (بعد از بخش‌های خدمات و صنعت) قرار می‌گیرد. به طوری که سهم سرمایه‌گذاری سالانه‌ی بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات در دهه‌ی ۱۳۹۰ در کل سرمایه‌گذاری داخلی به ترتیب حدود ۴/۶ درصد، ۲۲ درصد و ۷۳/۴ درصد بوده است (بانک مرکزی ج.ا.ا، الف-۱۴۰۲^۱ و بانک مرکزی ج.ا.ا، ب-۱۴۰۲^۲). ضعف عملکرد بخش کشاورزی ایران در جذب سرمایه‌های خارجی، بیشتر بوده و بر اساس آخرین آمار موجود، سهم آن در جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به اقتصاد ایران در سال ۲۰۱۴، حدود ۰/۱ درصد (۲۰۱۵=۱۰۰) بوده است (فائو^۳، ۲۰۲۴). تجارب مختلف ناشی از شوک‌های بیرونی نظیر تحریم اقتصادی بر اقتصاد ایران نشان داده است که هر عامل یا پدیده‌ی مخربی که باعث اثرگذاری منفی بر سرمایه‌گذاری در اقتصاد کشور شود، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را نیز با میزان و شدت متفاوت، تحت تاثیر قرار خواهد داد (ربیعی و تکرستا^۴، ۱۴۰۰: ۱۹۹). وابستگی سرمایه‌گذاری در کشاورزی به منابع مالی دولتی و عدم اولویت‌بخشی «پایدار» به این بخش از سوی برنامه‌ریزان، می‌تواند برخی از دلایل شکل‌گیری چنین وضعیتی باشند. در مقابل، اثرپذیری سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی از عوامل یا پدیده‌های مثبت (نظیر توافق برجام) نیز به سرعت و شدت سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌های اقتصادی نیست. کمترین میزان سرمایه‌گذاری کشاورزی ایران در دهه‌ی ۱۳۹۰، مربوط به دوره‌ی برجام بوده است. سرمایه‌گذاری سالانه در کشاورزی ایران از ۲۱۲ هزار میلیارد ریال (۱۳۹۵=۱۰۰) در سال ۱۳۹۰ به کمتر از ۱۲۰ هزار میلیارد ریال در سال‌های ۹۶-۱۳۹۴ (دوره‌ی برجام) رسیده است. بیشترین سرمایه‌گذاری سالانه در این بخش در نیمه‌ی دوم دهه‌ی ۱۳۹۰ مربوط به سال ۱۳۹۸ (۱۶۲ هزار میلیارد ریال) بوده است (بانک مرکزی ج.ا.ا، الف-۱۴۰۲^۱ و بانک مرکزی ج.ا.ا، ب-۱۴۰۲^۲).

به دلیل شرایط خاص حاکم بر فرآیند تولید محصولات کشاورزی و بازدهی دیرنگام سرمایه‌گذاری در این بخش، پاسخ‌گویی بخش کشاورزی به عوامل مثبت سرمایه‌گذاری، کندتر از

1. Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2023a)
2. Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2023b)
3. FAO (2024)
4. Rabiei & Takrosta (2021)

سایر بخش‌های اقتصادی است. به نظر می‌رسد که اثرپذیری سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی از عوامل مثبت و منفی نمی‌تواند به یک اندازه و متقارن باشد. چنین وضعیتی باعث می‌شود که برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری برای توسعه‌ی سرمایه‌گذاری در این بخش، نیازمند رویکرد متفاوتی باشد.

طی سال‌های ۱۴۰۱-۱۳۶۸ در ایران، شوک ناشی از نااطمینانی اقتصادی با اثرگذاری بر رفتار کارگزاران اقتصادی در بخش خانوار و بنگاه، منجر به ایجاد بی‌ثباتی در بهینه‌یابی شده است (یاوری فر و همکاران^۱، ۱۴۰۲: ۳۹). در ایران بر اساس داده‌های فصلی ۱۴۰۱-۱۳۸۳، در کنار وجود رابطه‌ی علیت دو طرفه میان تورم و رشد اقتصادی، اثر تورم بر رشد اقتصادی به صورت خطی و غیر متقارن بوده است (بالونژاد نوری و رفعت میلانی^۲، ۱۴۰۲: ۲۰۵). با وجود این که عوامل گوناگونی در شکل‌گیری تورم در اقتصاد ایران، اثرگذار بوده‌اند، لیکن ریشه‌ی بخش خاصی از تورم ایران (کاهش ارزش پول ملی)، به تحریم‌های اقتصادی و کاهش درآمدهای ارزی کشور بر می‌گردد (سادات اخوی و حسینی^۳، ۱۳۹۶: ۳۴، صادقی و طیبی^۴، ۱۳۹۷: ۵۳ و ابوالحسنی هستیانی و همکاران^۵، ۱۴۰۱: ۲۲۱-۲۲۲). اقتصاد ایران در طول چهار دهه‌ی اخیر، همواره با نرخ‌های تورم دو رقمی مواجه بوده است و در برخی از سال‌ها (نظیر سال‌های: ۱۳۶۷-۱۳۶۵، ۱۳۷۵-۱۳۷۰، ۱۳۸۷، ۱۳۹۲-۱۳۹۰ و ۱۴۰۱-۱۳۹۷)، نرخ‌های تورم بالای ۲۰ درصد را نیز تجربه کرده است (بانک مرکزی ج.ا.ا، ج- ۱۴۰۲). در یک اقتصاد تورمی، معمولاً فعالیت‌های اقتصادی مولد به تدریج جای خود را به فعالیت‌های دلالی و سوداگری خواهند داد (خدمات کاذب) و بخش زیادی از منابع مالی و نقدینگی جامعه به سمت این دسته از فعالیت‌ها، سوق پیدا می‌کند (اسماعیل‌زاده مقری^۶، ۱۳۸۸: ۹۹). چنین وضعیتی، باعث کاهش انتقال منابع مالی به بخش‌های مولد کالاها (صنعت و کشاورزی) و در نتیجه، کاهش سرمایه‌گذاری سالانه در این بخش‌ها خواهد شد (پژویان و خسروی^۷، ۱۳۹۱: ۲۱). اقتصاد ایران در دهه‌ی ۱۳۹۰ به جز در دوران برجام (۹۶-۱۳۹۴) با تورم‌های بالایی مواجه بوده است و

۱. Yavarifar et al. (2024)

۲. Balounejad Nouri & Rafat Milani (2023)

۳. Sadat Akhavi & Hosseini (2017)

۴. Sadeghi & Tayebi (2018)

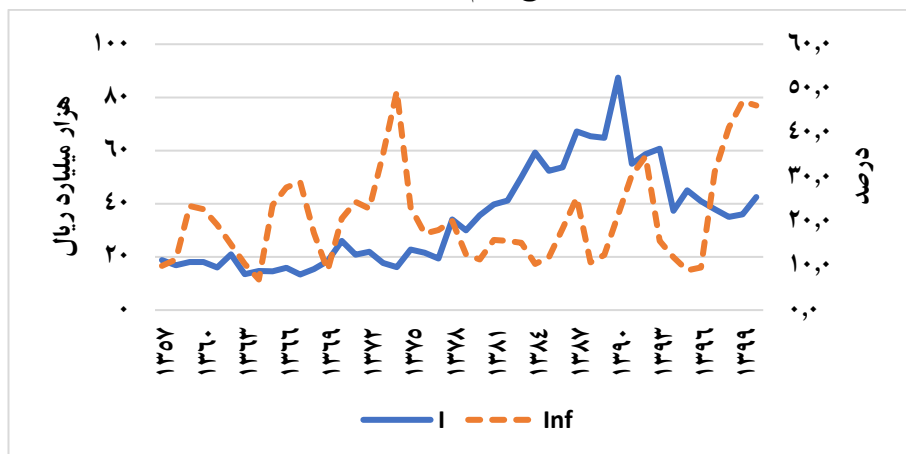
۵. Abolhasani Hestiani et al. (2022)

۶. Ismailzadeh Maghari (2009)

۷. Pajooyan & Khosravi (2012)

حرکت منابع مالی کشور به سمت خرید ارز، سکه و طلا، زمین و ساختمان و تا حدودی خودرو (به عنوان فعالیت‌های خدماتی کاذب و غیر مولد)، از یک سو موجب محرومیت بخش‌های مولد کشور (کشاورزی و صنعت) از قسمت زیادی از نقدینگی و منابع مالی جامعه و از سوی دیگر، موجب شکل‌گیری دور باطل تورم- دلالتی شد. کاهش درآمدهای ارزی دولت در کنار تورم به عامل دومی در دهه‌ی ۱۳۹۰ تبدیل شد که سرمایه‌گذاری دولتی^۱ و تامین منابع مالی با نرخ بهره‌ی ترجیحی را در بخش کشاورزی ایران با چالش اساسی مواجه ساخت (کاهش چشمگیر میزان سرمایه‌گذاری کشاورزی از ۲۱۲ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۰ به ۱۵۱ هزار میلیارد ریال در سال ۱۴۰۰، ۱۳۹۵=۱۰۰: بانک مرکزی ج.ا.ا، الف-۱۴۰۲ و بانک مرکزی ج.ا.ا، ب-۱۴۰۲).

با وجود این که تورم به عنوان محرکی برای سرمایه‌گذاری قلمداد می‌شود، اما به نظر می‌رسد که در ایران به دلیل بالا بودن نرخ تورم و نوسان زیاد آن در چهار دهه‌ی گذشته، همسویی مثبت بالایی میان سرمایه‌گذاری کشاورزی و نرخ تورم وجود نداشته است (نمودار ۱).



نمودار ۱: روند تورم قیمت مصرف کننده (Inf) و میزان سرمایه‌گذاری کشاورزی ایران (I) در ۱۴۰۰-۱۳۵۷ (درصد، هزار میلیارد ریال، ۱۳۹۰=۱۰۰)

منابع: (۱) بانک مرکزی ج.ا.ا، الف-۱۴۰۲ (۲) بانک مرکزی ج.ا.ا، ب-۱۴۰۲ (۳) بانک مرکزی ج.ا.ا، ج-۱۴۰۲

آثار تورم را نمی‌توان به موضوع سرمایه‌گذاری در کشاورزی محدود ساخت. تورم همچنان که باعث فشار بر تولید و عرضه‌ی محصولات کشاورزی می‌شود، می‌تواند بازارهای فروش

۱. عدم انتشار آمار سرمایه‌گذاری گروه‌های اقتصادی به تفکیک بخش‌های دولتی و خصوصی، امکان بررسی دقیق روند و منشا کاهش سرمایه‌گذاری را در بخش (گروه) کشاورزی ایران، ناممکن ساخته است.

محصولات کشاورزی را نیز مختل نماید. به همین خاطر آثار مخرب تورم بر کشاورزی، نوعی نگرانی داخلی و جهانی محسوب می‌شود. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، کشاورزی منبع اصلی درآمد و اشتغال به حساب می‌آید و تورم بالا می‌تواند کسب سود را برای کشاورزان دشوار کرده و منجر به ناامنی غذایی شود. در کشورهای توسعه‌یافته، تورم بالا می‌تواند به دلیل افزایش قیمت مواد غذایی، رقابت کشاورزان را در بازارهای جهانی دشوار سازد (بريجانتينو^۱، ۲۰۲۲).

با توجه به رویکردهای مختلف صاحب‌نظران در مورد اثرگذاری تورم و نااطمینانی آن بر وضعیت سرمایه‌گذاری، بررسی و آگاهی از نقش تورم و نااطمینانی تورمی بر میزان سرمایه‌گذاری سالانه در بخش کشاورزی ایران می‌تواند برای برنامه‌ریزان کلان اقتصاد و بخش کشاورزی در فرآیند توسعه‌ی سرمایه‌گذاری در این بخش از اهمیت بالایی برخوردار باشد. بر خلاف مطالعات دیگران، در مطالعه‌ی حاضر در کنار بررسی اثر نامتقارن شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)^۲ بر روند سرمایه‌گذاری کشاورزی، بررسی اثرگذاری شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی (PPI)^۳ به عنوان شاخصی برای بیان قیمت دریافت شده توسط کشاورزان نیز مورد توجه قرار گرفته است که بررسی اثر PPI، نوعی تفاوت و نوآوری مقاله‌ی حاضر در استفاده از متغیر جدید قلمداد می‌شود.

پایین بودن سهم و میزان سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و ضرورت انجام جهش در سرمایه‌گذاری سالانه‌ی این بخش (به منظور حفظ منابع پایه‌ی آب، خاک، تنوع زیستی و تحقق رشد اقتصادی هدف) در سال‌های آتی، موضوع مهمی است که شناسایی و رفع عوامل مخرب فراروی سرمایه‌گذاری در کشاورزی ایران را بیش از پیش، ضروری ساخته است. حاکمیت گسترده‌ی انواع نااطمینانی در بخش کشاورزی ایران، موضوع مهمی است که می‌تواند اثرگذاری و نقش آفرینی خاصی در فرآیند سرمایه‌گذاری در این بخش داشته باشد. پرسش‌های اصلی این مطالعه، عبارتند از: اثرگذاری افزایش و کاهش نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران چگونه بوده است؟ و قیمت‌های سرمزرعه چه تاثیری بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی داشته است؟ در همین راستا، هدف اصلی مطالعه‌ی حاضر، بررسی اثر شاخص قیمت تولیدکننده‌ی

۱. Brigantino (2022)

۲. Consumer Price Index

۳. Producer Price Index

کشاورزی و اثر نامتقارن نرخ تورم مصرف‌کننده بر میزان سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران تعریف شده است.

با توجه به توضیحات مزبور، مقاله‌ی حاضر در شش بخش مجزا ارائه شده است: پس از مقدمه در بخش‌های دوم و سوم به اختصار، مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش مطرح شده است. بخش چهارم به بیان روش‌شناسی و تصریح مدل (روش‌شناسی پژوهش و تصریح مدل و متغیرهای پژوهش) پرداخته است. بخش پنجم به نتایج و بحث اختصاص دارد. در پایان، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی مطرح می‌شود.

۲- مبانی نظری

کشاورزی، شامل مجموعه فعالیت‌هایی است که به تولید محصولات زراعی، باغی، دامی، آبی، جنگلی و مرتعی می‌پردازند (خالدی^۱، ۱۳۹۳: ۲۳). سرمایه‌گذاری یا تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص عبارت است از ارزش کل تحصیل منهای فروش یا واگذاری دارایی‌های ثابت یک تولیدکننده در طول یک دوره‌ی حسابداری بعلاوه ارزش اضافه شده به دارایی‌های تولید شده ناشی از فعالیت تولیدی واحد نهادی (مرکز آمار ایران^۲، ۱۳۹۳). با این توضیح، سرمایه‌گذاری یا تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص کشاورزی، بیانگر مجموع ارزش ابزارها، ماشین‌آلات و ساختمان‌های مرتبط با تولید محصولات کشاورزی در یک دوره‌ی زمانی معین (معمولاً سالانه) خواهد بود. بر اساس سامانه‌ی ملی تعاریف و مفاهیم آماری مرکز آمار ایران (۱۴۰۲)، «قیمت تولیدکننده» برای محصول، عبارت است از قیمت پایه به علاوه هر نوع مالیات غیر قابل کسر بر محصولات که توسط تولیدکننده پرداخت می‌شود، منهای هر نوع یارانه‌ای که توسط تولیدکننده بر محصولات دریافت می‌شود. چون قیمت تولیدکننده برای واحد محصول شامل هزینه‌ی تمام شده و سود به ازای آن واحد محصول خواهد بود، بنابراین از بالا بودن مقدار آن، دقیقاً نمی‌توان نتیجه‌گیری کرد که سود کشاورزان افزایش پیدا کرده است یا هزینه‌ی تمام شده تولید و یا هر دو. به این ترتیب، «شاخص قیمت تولیدکننده»، «کمیتی است که تغییرات میانگین موزون قیمت دریافت شده توسط تولیدکنندگان را به ازای تولید کالا و خدماتشان در داخل کشور در یک دوره زمانی معین (سال پایه) اندازه‌گیری

۱. Khaleedi (2014)

۲. Statistical Centre of Iran (2014)

می‌کند. شاخص قیمت تولیدکننده، نمایان‌گر روند تغییرات میانگین قیمت کالاها و خدمات تولید شده در داخل کشور است» (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۲).

تورم^۱، افزایش پیوسته و مداوم سطح عمومی قیمت‌ها در یک دوره‌ی زمانی مشخص است (روزبهان^۲، ۱۳۹۲: ۱۶۳). در یک رویکرد، تورم به خزنده (افزایش ملایم قیمت‌ها)، شدید (افزایش سریع قیمت‌ها) و ابر تورم (افزایش بسیار شدید قیمت‌ها) و در رویکردی دیگر تورم به تورم ضعیف، تورم متوسط، تورم شدید و تورم افسارگسیخته دسته‌بندی می‌شود. تورم می‌تواند ناشی از فشار هزینه، فشار تقاضا، ساختاری، وارداتی باشد (سرآبادانی^۳، ۱۳۸۵: ۱۰۷-۱۰۴). این که دامنه‌ی نرخ تورم در هر کدام از انواع تورم چقدر باید باشد، توافق واحدی وجود ندارد. سرمایه‌گذاری بر اساس منشا، به دو بخش داخلی و خارجی، بر اساس تولی‌گری به صورت سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی و بر اساس نوع، شامل ساختمان‌های مولد، ماشین‌آلات و ابزارهای تولید و موجودی انبار خواهد بود. اگرچه در ادبیات اقتصاد، امنیت و سودآوری دو عامل اصلی موثر بر سرمایه‌گذاری تعریف شده‌اند، اما در نظریه‌های مختلف سرمایه‌گذاری (نظیر نظریه‌ی اصل شتاب، نظریه‌ی تعدیل جزئی، نظریه‌ی نئوکلاسیک، نظریه‌ی منابع داخلی و نظریه‌ی Q توین) بر عوامل گوناگون دیگری (نظیر: سطح و تغییرات تقاضای کل، نرخ بهره، نرخ تورم انتظاری، نرخ استهلاک، نرخ تخفیف مالیات، سود بنگاه، نسبت ارزش بازاری دارایی‌های مالی به هزینه‌ی جایگزینی دارایی‌های حقیقی و ...) نیز تاکید شده است (خدادادکاشی^۴، ۱۳۹۱: ۳۲۳-۳۸۲).

میزان و نوسانات تورم بر میزان کارایی اقتصاد اثرگذار است. فریدمن^۵ و بال^۶ معتقدند که افزایش در نرخ متوسط تورم، موجب کاهش کارایی اقتصادی می‌شود. اتفاق نظر واحدی در رابطه با اثر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری، میان تمامی صاحب‌نظران وجود ندارد. به طوری که از یک سو، هارتمن^۷ و ابل^۸ اعتقاد دارند که نااطمینانی تورمی بالا، اثر مثبتی بر سرمایه‌گذاری دارد و از سوی

1. Inflation

2. Rozbahan (2013)

3. Sarabadani (2006)

4. Khodadad Kashi (2012)

5. Friedman

6. Ball

7. Hartman

8. Able

دیگر، برنانکه^۱، دیکسیت^۲ و پیندیک^۳ بیان می‌دارند که ناطمینانی، دارای اثر منفی بر سرمایه‌گذاری است (به نقل از غلامی و کمیجانی^۴، ۱۳۸۹: ۲). این که تورم، عامل یا مانعی فراروی متغیرهای کلان اقتصادی است، تابع میزان نرخ تورم است. آستانه‌ی اثرگذاری افزایش نرخ تورم بر متغیرهای کلان اقتصادی در تمامی کشورها، یکسان نیست. بر اساس مطالعه‌ی خان و سنهادجی^۵ (۲۰۰۰: ۱)، نرخ آستانه تورم برای رشد اقتصادی در کشورهای صنعتی ۳-۱ درصد و در کشورهای درحال توسعه ۱۱-۷ درصد بوده است. سطح آستانه‌ی اثرگذاری نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری در ایران، حدود ۱۲ درصد است (آرمن و میرابی‌زاده^۶، ۱۳۹۱: ۱).

۳- پیشینه‌ی پژوهش

سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، متغیری است که مقدار آن در مقاطع زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت، تحت تاثیر عوامل درون‌زا و برون‌زای اقتصادی و غیر اقتصادی (قابل کنترل و غیر قابل کنترل برای کشاورز) تعیین خواهد شد. چراکه کل سرمایه‌گذاری انجام شده در این بخش، دارای سه منشأ خصوصی، دولتی و خارجی است. اقتصاد تحریم شده و تورم‌زده‌ی ایران نیز خود باعث می‌شود که سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی در بخش کشاورزی ایران، در بستر ویژه و متفاوتی نسبت به کشورهای دیگر انجام پذیرد. این وضعیت باعث شده است که در مطالعات پژوهشی مختلف، اثربخشی عوامل گوناگونی بر سرمایه‌گذاری کشاورزی ایران مورد بررسی و آزمون قرار گیرد.

گسکری و همکاران^۷ (۱۳۸۵) نشان دادند که سطح عمومی قیمت‌ها اثر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ایران داشته است. نتایج حاصل از مطالعه‌ی هادیان و وهام^۸ (۱۳۸۹) نشان داد که جزء موقتی تورم تنها در کوتاه‌مدت و جزء دائمی تورم تنها در بلندمدت، تقاضا برای

1. Bernanke

2. Dixit

3. Pindyck

4. Gholami & Komijani (2010)

5. Khan & Senhadji (2000)

6. Arman & Mirabizadeh (2012)

7. Gaskari et al. (2007)

8. Hadian & Vaham (2010)

سرمایه‌گذاری را تحت تاثیر منفی قرار می‌دهند. غلامی و کمیجانی^۱ (۱۳۸۹) نشان دادند که افزایش نااطمینانی تورمی، رشد سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. مطالعه‌ی کمیجانی و معجب^۲ (۱۳۹۰) ارتباط منفی و معنی‌دار سرمایه‌گذاری و نااطمینانی تورم را تایید نموده است. پژویان و خسروی^۳ (۱۳۹۱) نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاری بخش دولتی، تورم، مالیات بر شرکت‌ها و نرخ بهره، اثر منفی و تسهیلات، سیاست‌های تعدیل و صندوق ذخیره‌ی ارزی، تاثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران داشته‌اند. آرمن و میرابی‌زاده (۱۳۹۱) نشان دادند که تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص باز بودن تجاری و نرخ تورم می‌توانند بر سرمایه‌گذاری اثرگذار باشند و اگر نرخ تورم از سطح آستانه‌ای آن (حدود ۱۲ درصد)، بالاتر باشد، تورم اثر منفی و مقدار پایین‌تر از سطح آستانه‌ای، اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری خواهد داشت. همچنین اثر تورم بر سرمایه‌گذاری واقعی در ایران، از نوعی فرآیند تعدیل نامتقارن پیروی می‌نماید. رضازاده و همکاران^۴ (۱۳۹۶) اثرگذاری منفی نااطمینانی تورم بر سرمایه‌گذاری را تایید کرده‌اند. نتایج مطالعه‌ی سلمان‌پور زنوز و همکاران^۵ (۱۳۹۷) نیز حاکی از تاثیر منفی بی‌ثباتی نرخ تورم و نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بوده است. صفرزاده و خداویسی^۶ (۱۳۹۸)، ضمن نشان دادن اثرات منفی و مثبت تکانه‌های افزایشی و کاهشی نرخ تورم به ترتیب روی جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران، نقش بیشتر تکانه‌های کاهشی نرخ تورم بر افزایش جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در قیاس با تکانه‌های افزایشی آن را تایید کردند. مطالعه‌ی جعفری فشارکی و همکاران^۷ (۱۳۹۹) نیز موید اثر منفی تورم بر سرمایه‌گذاری خارجی در چند کشور منتخب (از جمله ایران) بوده است. مومنی و نوفرستی^۸ (۱۴۰۰) وجود رابطه‌ی منفی میان سرمایه‌گذاری و نااطمینانی اقتصادی را تایید کردند. میرمضانی و آذر سعید^۹ (۱۴۰۱) نیز نشان دادند که تکانه‌های مثبت و منفی نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثرات نامتقارن بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران باقی گذاشته‌اند. سیفی‌پور و بازدار

1. Gholami & Komijani (2010)
2. Komijani & Mojab (2011)
3. Pajooyan & Khosravi (2012)
4. Rezazadeh et al. (2017)
5. Salmanpour Zenouz et al. (2018)
6. Safarzadeh & Khodavaishi (2020)
7. Jafari Fesharaki et al. (2019)
8. Momeni & Nofaresti (2021)
9. Mirramzani & Azar Said (2022)

اردبیلی^۱ (۱۴۰۱)، تاثیر منفی نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره‌ی بالا را بر سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل ایران تایید کردند.

مکونن^۲ (۲۰۲۰) نتیجه گرفت که تورم در بلندمدت، رابطه‌ی منفی و معنی‌داری با رشد بخش کشاورزی اتیوپی دارد و تورم به جای این که محرکی برای رشد بخش کشاورزی این کشور باشد، دارای نقش مخربی بوده است. آی و اودیامبو^۳ (۲۰۲۱) نشان دادند که آستانه تورم در کشورهای در حال توسعه‌ی مورد مطالعه برابر ۵/۹۹۷ درصد است و اثر تورم بر رشد کشاورزی در این کشورها در زیر این آستانه، مثبت و در بالاتر از آستانه، منفی و قوی‌تر است. مطالعه‌ی کاماسا و همکاران^۴ (۲۰۲۲) نشان داد که ناطمینانی تورم کل در کنار نوسان بالای قیمت کالاها باعث اختلال در سرمایه‌گذاری داخلی در غنا شده است و ناطمینانی تورم دائمی نسبت به نوع موقتی و گذرای آن، تاثیر منفی شدیدتری بر سرمایه‌گذاری داخلی دارد. سولیمان و همکاران^۵ (۲۰۲۳) نشان دادند که افزایش قیمت مواد غذایی^۶، انرژی و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۲۲ بر مقدار تولید کشاورزان انگلستان، تاثیر منفی داشته‌اند.

به منظور پرهیز از طولانی شدن مطالب، پیشینه‌ی مهمترین مطالعات مرتبط با اثرگذاری عوامل بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران در جدول (۱) نشان داده شده است. باید توجه داشت که تقاضا برای سرمایه‌گذاری (انجام سرمایه‌گذاری) توسط بخش‌های دولتی و خصوصی در کشاورزی، الزاما تحت تاثیر عوامل یکسانی انجام نمی‌شود. بعلاوه، بسیاری از مطالعات انجام شده‌ی داخلی در این زمینه، مبتنی بر آمارهای کلان بوده و به ندرت عوامل موثر گوناگون اقتصادی و غیر اقتصادی بر تقاضای سرمایه‌گذاری از منظر کشاورزان در مطالعات مورد توجه قرار گرفته‌اند.

جدول ۱: عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی

نام پژوهشگر(ان)	مهمترین نتایج پژوهش
هژبرکیانی و علیزاده جانویسلو (۱۳۷۹)	عوامل تاثیرگذار بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش کشاورزی: موجودی سرمایه‌ی دولت، اعتبارات اعطایی بانک کشاورزی و قیمت محصولات کشاورزی (اثر مثبت)
شاکری و موسوی (۱۳۸۲)	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشاورزی: موجودی سرمایه‌ی دوره‌ی قبل و حجم اعتبارات پرداختی (اثر مثبت)

1. Seyfipour & Bazadar Ardebili (2022)
2. Mekonen (2022)
3. Aye & Odhiambo (2021)
4. Kamasa et al. (2022)
5. Soliman et al. (2023)
6. Agflation

نام پژوهشگر(ان)	مهمترین نتایج پژوهش
	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری دولتی در کشاورزی: تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها (اثر منفی) و درآمدهای نفتی (اثر مثبت)
سلطانی (۱۳۸۳)	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشاورزی: خشکسالی، جنگ تحمیلی، تحولات سیاسی و ناامنی اقتصادی (اثر منفی)
صامتی و فرامرزپور دازرنی (۱۳۸۳)	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشاورزی: تورم و مانده اعتبارات بانکی (اثر منفی) و پس‌انداز بخش کشاورزی، سرمایه‌گذاری دولتی در بخش کشاورزی و ارزش افزوده‌ی کشاورزی (اثر مثبت)
شاکری و موسوی (۱۳۸۷)	عوامل موثر بر تقاضای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی: اثر مثبت متغیرهای قیمتی مناسب (شاخص قیمت محصولات کشاورزی) و درآمد بخش.
ترکمانی (۱۳۸۷)	اثر مثبت سیاست‌های مالی در بلندمدت و کوتاه‌مدت بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی
شکری و همکاران (۱۳۸۸)	۱) اثر معنی‌دار موجودی سرمایه در بخش کشاورزی و تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش کشاورزی و عدم اثر معنی‌دار ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی و نرخ بهره‌ی واقعی بر سرمایه‌گذاری کشاورزی ۲) حساسیت بالای سرمایه‌گذاری کشاورزی به تسهیلات بانکی در کوتاه‌مدت و بلندمدت
محمود گردی و همکاران (۱۳۹۰)	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشاورزی: ۱) نرخ واقعی ارز و ناپایداری آن در بلندمدت و کوتاه‌مدت (اثر منفی) ۲) افزایش اعتبارات اعطایی و رشد قیمت محصولات کشاورزی (اثر مثبت)
کاظمی و همکاران (۱۳۹۱)	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری در کشاورزی: نرخ تورم، تسهیلات اعطای بانکی و سرمایه‌گذاری دولت
جلایی و همکاران (۱۳۹۳)	رابطه‌ی منفی اندازه‌ی دولت در اقتصاد با تمایل بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در کشاورزی.
هوشمند و همکاران (۱۳۹۳)	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشاورزی: ۱) هزینه‌های زیربنایی دولت و رشد اقتصادی (اثر مثبت) ۲) ناپایداری و نرخ بهره (اثر منفی)
انصاری و حسینی یکانی (۱۳۹۳)	عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی: فوق تخصصی کردن مؤسسات پولی و مالی و اعتباری، تزریق نقدینگی به بازارهای مالی کشاورزی، به‌روز کردن مؤسسات مالی و اعتباری، ایجاد مراکز مشاوره‌ای مالی، توجه به بخش خصوصی و تنوع در موسسه‌های مالی و اعتباری به ترتیب، بیشترین درجه‌ی اهمیت را داشته‌اند.
دهمرده و اثنی‌عشری (۱۳۹۴)	عامل موثر بر سرمایه‌گذاری کشاورزی: شاخص توسعه‌ی مالی
منگالی و گلستانی (۱۳۹۴)	عامل موثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشاورزی: اثر منفی بی‌ثباتی قیمت نفت در بلندمدت
نبی‌بیان و شیخ‌پور (۱۳۹۵)	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری در کشاورزی: شوک‌های پولی و افزایش حجم نقدینگی (اثر منفی)
بابلی و لشکری‌زاده (۱۳۹۶)	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در کشاورزی: ۱) ناپایداری تورمی (اثر منفی) ۲) شفاف تولید و نقدینگی (اثر مثبت)
نبی‌بیان و همکاران (۱۳۹۶)	عوامل موثر بر انگیزه‌ی سرمایه‌گذاری در کشاورزی: ۱) نرخ تورم روستایی و نرخ بهره (اثر منفی) ۲) صادرات بخش کشاورزی، شاخص قیمت مواد غذایی و نرخ ارز (اثر مثبت)
حسینی و همکاران (۱۳۹۶)	عوامل موثر بر تمایل کشاورزان به سرمایه‌گذاری: سابقه‌ی بیمه، سطح زیر کشت بیمه شده، پرداخت غرامت، همه متغیرهای اجتماعی- اقتصادی و شرایط شهرستان و آب و هوایی
بنی‌اسدی و محسنی (۱۳۹۶)	عامل موثر بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی: ناپایداری تورم (اثر منفی)
محمدی و همکاران (۱۳۹۷)	وجود رابطه‌ی مستقیم و متعامل دو متغیر سطح دسترسی به منابع مالی و سرمایه‌گذاری در صنایع تبدیلی کشاورزی

نام پژوهشگر(ان)	مهمترین نتایج پژوهش
شیخ پور و نبی‌بیان (۱۳۹۷)	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری کشاورزی: ۱) تولید ناخالص داخلی و شوک پولی (در کوتاه مدت) (اثر مثبت) ۲) شوک‌های پولی، اعتبارات و نرخ تورم (اثر منفی)
عندلیب و صادقی شاهدانی (۱۳۹۸)	موانع اقتصادی سرمایه‌گذاری در تولید کالاهای اساسی کشاورزی: ۱) بی‌ثباتی و ناموزون بودن سیاست‌های واردات و بازرگانی ۲) ضعف عملکرد نظام بانکی جهت تأمین مالی ۳) مشخص نبودن استراتژی حمایت از کالاهای سرمایه‌ای کشاورزی
باغستانی (۱۳۹۹)	اثر منفی شوک‌های مثبت ارزی و اثر مثبت شوک‌های منفی ارزی (اثر گذاری نامتقارن شوک‌های ارزی بر سرمایه‌گذاری کشاورزی).
نوروزی و همکاران (۱۳۹۹)	اثر منفی نسبت نیروی کار به زمین‌های کشاورزی و نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری کشاورزی
کوانموانگ ^۱ (۲۰۱۴)	عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری کشاورزی: ۱) عوامل اجتماعی-اقتصادی مانند افزایش سن و افزایش سطح تحصیلات سرپرست خانوار: تأثیر منفی معنی‌دار بر برنامه‌های سرمایه‌گذاری آبی در مزرعه. ۲) سایر عوامل (از جمله نگرش مثبت نسبت به کشاورزی به عنوان یک شغل پایدار، سطح بالای حمایت از کودک برای تحصیل کشاورزی، نگرش مثبت نسبت به سیاست کشاورزی، دریافت کمک از یک عضو نسل جوان و دریافت آموزش رسمی): تأثیر مثبت قابل توجه.
مسعودی ^۲ (۲۰۱۴)	۱) شرایط تورمی و با بهره‌گیری از افزایش سود، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی افزایش می‌یابد. ۲) افزایش قیمت عمده‌فروشی محصولات کشاورزی، محرک و انگیزه‌ای برای سرمایه‌گذاری کشاورزی است.
ساینی و کومار ^۳ (۲۰۲۰)	۱) وجود رابطه‌ی مثبت اندازه‌ی ذخایر عملیاتی، پس‌انداز و در دسترس بودن اعتبار، با سطح سرمایه‌گذاری. ۲) عدم رابطه‌ی معنی‌دار سرمایه‌گذاری با سطح تحصیلات، نوع خانوار و شدت کشت.
شیلپا و بولار ^۴ (۲۰۲۲)	عوامل موثر بر تمایل روستائیان برای سرمایه‌گذاری در کشاورزی: میزان تحصیلات مالی، خودکارآمدی، تأثیر اجتماعی و ویژگی‌های شخصی سرمایه‌گذاران.
تو و وین ^۵ (۲۰۲۲)	عوامل موثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بخش کشاورزی: زیرساخت و خدمات، نهادها و سیاست، محیط اجتماعی، محیط اقتصاد کلان و شرایط طبیعی.

مرور مطالعات دیگران نشان داد که در هر کدام از مطالعات، آثار تعداد محدودی از عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار گرفته است. در حالی که میزان سرمایه‌گذاری، متاثر از عوامل گوناگونی است. در مطالعه‌ی حاضر با گسترش دامنه‌ی مطالعه به سال‌های پرتلاطم ۱۴۰۱-۱۳۹۷، اولاً، در انطباق با تئوری و مطالعات دیگران، اثر گذاری تعداد بیشتری عوامل، مورد آزمون قرار گرفته است. ثانیاً، اثر تکانه‌های نامتقارن نرخ تورم مصرف‌کننده، بررسی شده است و ثالثاً، به

1. Kwanmuang (2014)
2. Masoudi (2014)
3. Saini & Kumar (2020)
4. Shilpa & Bhullar (2022)
5. Tho & Vien (2022)

منظور بررسی اثر قیمت‌های سرمرزعه (به عنوان منشا درآمد کشاورزان) بر سرمایه‌گذاری کشاورزی، چگونگی اثرگذاری شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی بر میزان سرمایه‌گذاری در این بخش نیز مورد آزمون قرار گرفته است.

۴- روش‌شناسی و تصریح مدل

۴-۱- روش‌شناسی پژوهش

روش مطالعه، از نوع کتابخانه‌ای و به صورت اسنادی بوده و آمارهای مورد استفاده به صورت سری زمانی سالانه هستند. آمارها از منابع رسمی آماری کشور (بانک مرکزی ج.ا.و مرکز آمار ایران) اخذ شده‌اند. با توجه به عدم انتشار سری زمانی متغیرها بر اساس سال پایه‌ی واحد، محاسبه‌ی سری زمانی متغیرها بر اساس سال پایه‌ی ۱۳۹۰ (=۱۰۰) با استفاده از آمارهای موجود بر مبنای سال‌های پایه‌ی ۱۳۸۳، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ انجام شده است. هدف اصلی مطالعه، بررسی اثر شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی و اثر نامتقارن تکانه‌های نرخ تورم مصرف‌کننده بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران است. در مطالعات مبتنی بر مدل‌های رگرسیونی، حداقل سری زمانی استاندارد از آمارها و اطلاعات، مورد نیاز است. به همین خاطر، دوره‌ی زمانی مورد نظر در این مطالعه، سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۶۹ (=۱۰۰) انتخاب شده است.

در این مطالعه، منظور از تورم، شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی (APPI) و شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی کل (CPI) است. مطالعه‌ی حاضر از نوع علیت بوده و در صدد شناسایی چگونگی اثرگذاری شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی، نرخ تورم مصرف‌کننده و سایر عوامل موثر بر میزان سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران در طول سال‌های گذشته است. پیگیری این موضوع با استفاده از مدل اتورگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDL)^۱ و برآورد ضرایب متغیرهای مرتبط با سرمایه‌گذاری، صورت گرفته است.

از منظر تطبیقی، روش NARDL از طریق برآورد همجمعی نامتقارن و غیر خطی در میان متغیرها، نسبت به روش ARDL^۲ دارای توان آماری بالاتری است. روش NARDL، فرمی خاص از رویکرد ARDL خطی است که بررسی عدم تقارن در روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت در بین متغیرهای مدل را برای پژوهشگران امکان‌پذیر می‌سازد. از جمله مزایای رویکرد NARDL در

1. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

2. Autoregressive Distributed Lag

مقایسه با سایر روش‌های همجمعی، یکی این که این رویکرد، از کارایی بالاتری در مدل‌های دارای مشاهدات اندک، برخوردار است و دیگر این که هنگامی که متغیرهای مستقل مدل، درون‌زا هستند، نیز به کار می‌رود (آلام و کوازی^۱، ۲۰۰۳). علاوه بر این، روش NARDL را می‌توان صرف‌نظر از $I(0)$ و $I(1)$ بودن متغیرهای مدل و یا ترکیبی از این دو حالت، نیز به کار گرفت. همچنین روش NARDL پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند و در حالت مشاهدات کم نیز کارایی دارد (بنرجی و همکاران^۲، ۱۹۹۳). به کارگیری رویکرد NARDL در کنار تجزیه و تحلیل غیر خطی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت در بین متغیرها، دارای قابلیت مدل‌سازی عدم تقارن در میان متغیرها نیز است.

در مطالعه‌ی حاضر از شکل خاصی از رویکرد NARDL استفاده شده است که شین و همکاران^۳ (۲۰۱۴) حدود یک دهه‌ی قبل، آن را توسعه داده‌اند. به منظور برآورد آثار غیر خطی، در مرحله‌ی اول، تکانه‌های مثبت و منفی متغیرهای توضیحی مدل محاسبه می‌شود. برای این منظور و بر اساس رویکرد گرنجر و یون^۴ (۲۰۰۲)، تکانه‌های مثبت به صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) و تکانه‌های منفی به صورت مجموع تجمعی منفی (اجزاء منفی)، تعریف و از روابط (۱) و (۲) محاسبه می‌شوند:

$$X_t^+ = \sum_{t=1}^{t+1} \Delta X_t^+ = \text{Max}(\Delta X, 0) \quad (1)$$

$$X_t^- = \sum_{t=1}^{t+1} \Delta X_t^- = \text{Min}(\Delta X, 0) \quad (2)$$

پس از استخراج تکانه‌های مثبت و منفی، مدل به شکل رابطه‌ی (۳) برآورد می‌شود که در آن X ، نشانگر مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی موثر بر متغیر وابسته است:

$$B_t = \sum_{j=1}^p \varphi_j X_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+, X_{t-j}^+ + \theta_j^-, X_{t-j}^-) + \sum_{j=0}^q (\theta_j, X_{t-j} + \theta_j^-, X_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (3)$$

لازم به یادآوری است که سرمایه‌گذاری کشاورزی، متشکل از سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی است. اگرچه مطابق انتظارات، واکنش سرمایه‌گذاری خصوصی نسبت به متغیرهای اثرگذار (از جمله تورم) در قیاس با سرمایه‌گذاری دولتی، بیشتر است، اما چون آمار مربوط به

1. Alam & Quazy (2003)
2. Banerjee et al. (1993)
3. Shin et al. (2014)
4. Granger & Yoon (2002)

سرمایه‌گذاری کشاورزی در ایران به صورت کلی (مجموع سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی) منتشر می‌شود، امکان تحلیل آثار عدم تقارن تورم بر سرمایه‌گذاری کشاورزی به تفکیک دولتی و خصوصی میسر نیست.

۴-۲- تصریح مدل و متغیرهای پژوهش

با توجه به مطالعه‌ی روضه‌ای و همکاران^۱ (۲۰۱۴)، باغستانی^۲ (۱۳۹۹) و مبانی نظری مرتبط با سرمایه‌گذاری و به منظور بررسی اثر تورم تولیدکننده و آثار نامتقارن تورم مصرف‌کننده بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران، مدل رگرسیونی مطالعه‌ی حاضر به صورت رابطه‌ی (۴) تعریف، تصریح و نهایی شده است:

$$I_t = f(IR_t, APPI_t, VAA_t, KP_t, RER_t, INF_t^-, INF_t^+) \quad (4)$$

در معادله‌ی فوق که از شکل مطلق متغیرها استفاده شده است، I_t ، مخارج سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران؛ IR_t ، نرخ بهره‌ی تسهیلات کشاورزی؛ $APPI_t$ ، شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی؛ VAA_t ، ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی؛ KP_t ، شاخص بهره‌وری موجودی سرمایه‌ی خالص کشاورزی؛ RER_t ، نرخ حقیقی ارز (دلار ایالات متحده‌ی آمریکا) و INF_t ، اثر نامتقارن نرخ تورم مصرف‌کننده (INF_t^-)، تکانه‌های کاهش نرخ تورم و INF_t^+ ، تکانه‌های افزایش نرخ تورم) است:

$$INF_t^- = \sum_{t=1369}^{1400} \Delta INF_t^- = \text{Min}(\Delta INF_t, 0) \quad (5)$$

$$INF_t^+ = \sum_{t=1369}^{1400} \Delta INF_t^+ = \text{Max}(\Delta INF_t, 0) \quad (6)$$

مقادیر نرخ حقیقی (RER_t) ارز نیز از رابطه‌ی (۷) محاسبه شده است:

$$RER_t = NER_t (CPI_{America} / CPI_{Iran_t}) \quad (7)$$

که در آن NER_t ، نرخ اسمی دلار ایالات متحده‌ی آمریکا در بازار غیر رسمی؛ $CPI_{America}$ ، شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایالات متحده‌ی آمریکا و CPI_{Iran_t} ، شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران است. متغیرهای مدل به صورت کامل در جدول (۲) معرفی شده‌اند.

جدول ۲: معرفی متغیرهای پژوهش

نوع متغیر	نماد	نام به انگلیسی	نام به فارسی	واحد	منبع آمار مربوطه
وابسته	I	Gross Fixed Capital Formation (Investment)	تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص (سرمایه‌گذاری)	میلیارد ریال (۱۳۹۰=۱۰۰)	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
	IR	Facility Interest Rate	نرخ بهره‌ی تسهیلات	درصد	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
	APPI	Agricultural Producer Price Index	شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی	بدون واحد (۱۳۹۰=۱۰۰)	مرکز آمار ایران
	VAA	Value-Added of Agriculture	ارزش افزوده‌ی کشاورزی	میلیارد ریال (۱۳۹۰=۱۰۰)	مرکز آمار ایران
	KP	Productivity Index of Net Agricultural Capital Stock	شاخص بهره‌وری موجودی سرمایه‌ی خالص کشاورزی	بدون واحد (۱۳۹۰=۱۰۰)	سازمان ملی بهره‌وری ایران
	NER	Nominal Exchange Rate	نرخ اسمی ارز	ریال	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
	REX	Real Exchange Rate	نرخ حقیقی ارز	ریال	محاسباتی
	CPIAmerica	Consumer Price Index	شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایالات متحده‌ی آمریکا	بدون واحد (۲۰۱۰=۱۰۰)	بانک جهانی
	CPIIran	Consumer Price Index	شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران	بدون واحد (۲۰۱۰=۱۰۰)	بانک جهانی
	INF	Consumer Inflation Rate	نرخ تورم مصرف‌کننده	درصد	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
	INF ⁻	Decreasing Shock of Consumer Inflation Rate	تکانه‌ی کاهش نرخ تورم مصرف‌کننده	درصد	محاسباتی
	INF ⁺	Increasing Shock of Consumer Inflation Rate	تکانه‌ی افزایش نرخ تورم مصرف‌کننده	درصد	محاسباتی

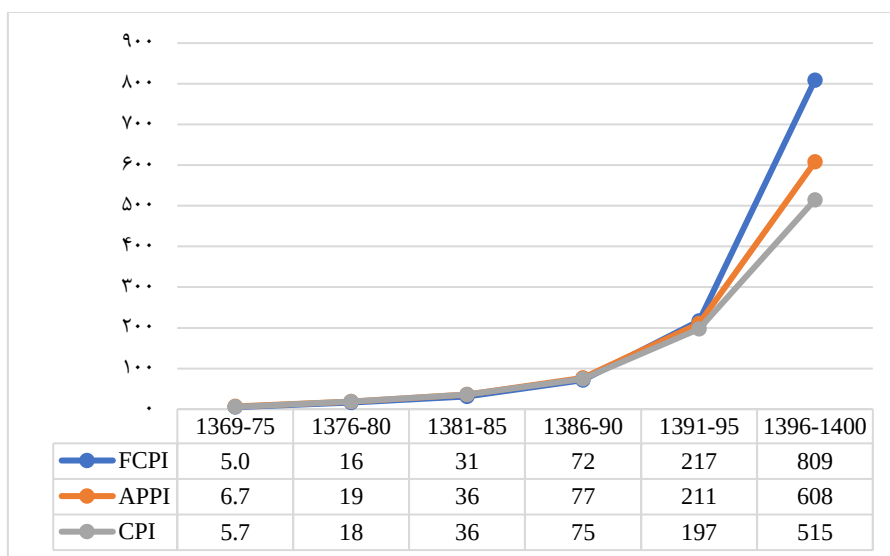
مدل ARDL نامتقارن (NARDL) به دلیل مزایای آن نسبت به نوع متقارن آن برای تشخیص روابط غیر خطی و نامتقارن میان متغیرهای مدل تحقیق در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد استفاده قرار گرفته است. عدم وابستگی به نوع درجه‌ی ایستایی متغیرهای توضیحی (کاملاً $I(0)$ ، $I(1)$ و یا ترکیبی از هر دو)، عدم وارد ساختن پویایی‌های کوتاه‌مدت در بخش تصحیح خطا، قابل استفاده با تعداد مشاهدات اندک، قابل استفاده در صورت وجود متغیرهای توضیحی درون‌زا و استخراج برآورد بهینه به دلیل تعدد برآوردها، مهم‌ترین مزیت‌های روش NARDL هستند (صفرزاده و خداویسی، ۱۳۹۸: ۹۲۹). در این مطالعه برای برآورد مدل‌های رگرسیونی مورد نظر از نرم افزار Microfit استفاده شده است. آمارهای مورد استفاده نیز از دستگاه‌های متولی رسمی داخلی و جهانی اخذ شده‌اند و در مواردی (نظیر آمار سرمایه‌گذاری، شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی و شاخص بهره‌وری موجودی سرمایه‌ی خالص کشاورزی در سال‌های پایانی دوره) نیز که سری زمانی بر مبنای سال پایه‌ی ۱۳۹۰ (به دلیل تغییر سال پایه به ۱۳۹۵ و عدم انتشار سری زمانی کامل متغیرها بر اساس سال پایه‌ی واحد) وجود ندارد، آمارهای مربوطه از طریق ضرب نسبت آخرین مقادیر مشترک متغیرها بر اساس دو سال پایه‌ی (۱۳۹۰ به ۱۳۹۵) در مقادیر متغیرها بر اساس سال پایه‌ی ۱۳۹۵ محاسبه شده‌اند.

۵- نتایج و بحث

۵-۱- نتایج

میزان سرمایه‌گذاری متأثر از دو عامل سودآوری و امنیت تعیین می‌شود. سودآوری و امنیت سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، تابع عوامل اقتصادی و غیر اقتصادی گوناگونی نظیر ثبات بازارهاست. بخشی از وضعیت ثبات بازار نیز در قالب روند قیمت‌های سرمزرعه (دریافتی توسط تولیدکننده) و خُرده‌فروشی محصولات کشاورزی (پرداختی توسط مصرف‌کننده) خود را نشان می‌دهد. بررسی تطبیقی روند شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها (FCPI) و شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی (APPI) در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۶۹ (۱۰۰=۱۳۹۰) نشان می‌دهد که تا سال ۱۳۹۰ مقدار APPI بیشتر از CPI و FCPI بوده است (نمودار ۲). با توجه به هزینه‌های خدمات بازار، انتظار بر این است که مقدار شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها (بیانگر وضعیت قیمت خُرده‌فروشی)، بیشتر از مقدار

شاخص تولیدکننده‌ی کشاورزی (مبین وضعیت قیمت دریافت شده توسط تولیدکنندگان) باشد. پایین بودن مقدار APPI نسبت به FCPI در سال‌های قبل از ۱۳۹۰ می‌تواند به دلیل پرداخت یارانه‌ی بالا به مصرف‌کنندگان خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها توسط دولت در این سال‌ها بوده باشد. عدم پرداخت یا کاهش یارانه به مصرف‌کنندگان خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۱ نیز در پیشی گرفتن مقدار FCPI نسبت به APPI در این دوره موثر بوده است.^۱



نمودار ۲: روند میانگین میزان شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، شاخص قیمت مصرف‌کننده‌ی خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها (FCPI) و شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی (APPI) در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۶۹ (۱۳۹۰=۱۰۰)

منابع: (۱) بانک مرکزی ج.ا.ا، د-۱۴۰۲ محاسبات تحقیق

بررسی روند میانگین متغیرهای توضیحی و وابسته‌ی مدل رگرسیونی، بیانگر افزایش بسیار زیاد شاخص‌های مرتبط با تورم یعنی شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی (APPI) در قیاس با دیگر متغیرها (که عمدتاً دارای قابلیت سیاست‌گذاری هستند) در طول دوره‌ی مطالعه است (جدول ۳).

جدول ۳: میانگین سالانه‌ی متغیرهای توضیحی و وابسته‌ی مدل در دوره‌های زمانی ۵ ساله

دوره زمانی	سرمایه‌گذاری کشاورزی (میلیارد ریال)	شاخص قیمت مصرف‌کننده	شاخص قیمت تولیدکننده کشاورزی	ارزش افزوده کشاورزی (میلیارد ریال)	شاخص بهره‌وری سرمایه کشاورزی	نرخ حقیقی ارز (ریال)	نرخ بهره‌ی تسهیلات کشاورزی (درصد)
	I	CPI	APPI	VAA	KP	RER	IR
۷۵-۱۳۶۹	۲۰۵۵۷	۶	۷	۲۱۶۴۵۸	۱۸۳	۲۴۹۷۳	۱۲
۸۰-۱۳۷۶	۲۸۱۴۹	۱۸	۱۹	۲۵۳۱۲۸	۱۵۹	۲۵۰۶۶	۱۵
۸۵-۱۳۸۱	۴۸۵۲۸	۳۶	۳۶	۳۱۶۱۴۲	۱۳۹	۱۷۶۴۰	۱۴
۹۰-۱۳۸۶	۶۷۶۹۸	۷۵	۷۷	۳۳۲۸۷۳	۱۰۸	۱۱۶۷۴	۱۳
۹۵-۱۳۹۱	۵۱۳۴۹	۱۹۷	۲۱۱	۴۰۴۱۷۴	۱۰۷	۱۴۴۹۷	۱۸
۱۴۰۰-۱۳۹۶	۳۸۴۸۶	۵۱۵	۶۰۸	۴۸۲۶۳۲	۱۲۳	۲۷۷۳۲	۱۷
نسبت دوره آخر به دوره اول	۱/۹	۹۰	۹۱	۲/۲	۰/۷	۱/۱	۱/۴

منابع: (۱) بانک مرکزی ج.ا.ا. الف، ب، ج، د- ۱۴۰۲ محاسبات تحقیق

با توجه به این که اقتصاد ایران در سه دهه‌ی گذشته، تحت تأثیر تحولات اقتصادی مختلف بوده و در نتیجه، احتمال تغییرات ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، پس بهتر است که از آزمون‌های ویژه‌ی بررسی شکست ساختاری در سری‌های زمانی مانند آزمون ریشه‌ی واحد زیوت - اندریوز (۱۹۹۲)^۱ و آزمون ریشه‌ی واحد پرون (۱۹۹۷)^۲ استفاده شود (معدنیان^۳، ۱۳۹۶: ۷۵). با مقایسه‌ی مقادیر آماره‌های t محاسباتی با مقادیر بحرانی آزمون زیوت - اندریوز می‌توان نتیجه گرفت که هیچ یک از متغیرهای موجود در مدل، جمعی از مرتبه دو و یا بالاتر نیستند، بنابراین می‌توان مدل ARDL را برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها به کار گرفت (جدول‌های ۴ و ۵).

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد زیوت - اندریوز برای سطح داده‌ها

متغیر	مدل (۳): با عرض از مبدأ و روند		مدل (۲): با روند		مدل (۱): با عرض از مبدأ	
	سال شکست	آماره‌ی t	سال شکست	آماره‌ی t	سال شکست	آماره‌ی t
I	۱۳۹۳	-۱/۲۵	۱۳۹۸	-۱/۲۳	۱۳۹۳	-۱/۱۹
IR	۱۳۹۳	-۳/۸۱	۱۳۸۴	-۳/۷۷	۱۳۶۹	-۳/۷۳
APPI	۱۳۹۷	-۱/۶۴	۱۳۹۳	-۱/۶۱	۱۳۹۲	-۱/۵۵

1. Zivot-Andrews Unit Root Test (1992)
 2. Perron Unit Root Test (1997)
 3. Madanian (2017)

متغیر	مدل (۱): با عرض از مبدأ		مدل (۲): با روند		مدل (۳): با عرض از مبدأ و روند	
	آماره‌ی t	سال شکست	آماره‌ی t	سال شکست	آماره‌ی t	سال شکست
VAA	-۱/۱۶	۱۳۸۷	-۱/۲۲	۱۳۸۶	-۱/۲۷	۱۳۸۶
KP	-۳/۷۲	۱۳۷۷	-۳/۷۶	۱۳۷۷	-۳/۸۳	۱۳۹۷
RER	-۱/۲۱	۱۳۹۰	-۱/۲۴	۱۳۹۶	-۱/۲۹	۱۳۹۶
INF ⁺	-۱/۴۴	۱۳۹۷	-۱/۴۷	۱۳۹۷	-۱/۵۱	۱۳۹۷
INF ⁻	-۱/۳۹	۱۳۹۷	-۱/۴۳	۱۳۹۷	-۱/۴۷	۱۳۹۷

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۵: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد زیوت - اندریوز برای تفاضل مرتبه‌ی اول داده‌ها

متغیر	مدل (۱): با عرض از مبدأ		مدل (۲): با روند		مدل (۳): با عرض از مبدأ و روند		نتیجه آزمون		
	آماره‌ی t	سال شکست	آماره‌ی t	سال شکست	آماره‌ی t	سال شکست	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)
I	-۳/۲۶	۱۳۹۳	-۳/۳۱	۱۳۹۸	-۳/۳۶	۱۳۹۳	I(1)	I(1)	I(1)
IR	-۵/۸۲	۱۳۶۹	-۵/۸۶	۱۳۸۴	-۵/۹۱	۱۳۹۳	I(0)	I(0)	I(0)
APPI	-۳/۷۱	۱۳۹۲	-۳/۷۷	۱۳۹۳	-۳/۸۲	۱۳۹۷	I(1)	I(1)	I(1)
VAA	-۲/۳۷	۱۳۸۷	-۳/۴۱	۱۳۸۶	-۳/۴۵	۱۳۸۶	I(1)	I(1)	I(1)
KP	-۵/۹۱	۱۳۷۷	-۵/۹۴	۱۳۷۷	-۵/۹۷	۱۳۹۷	I(0)	I(0)	I(0)
RER	-۳/۴۴	۱۳۹۰	-۳/۴۷	۱۳۹۶	-۳/۵۲	۱۳۹۶	I(1)	I(1)	I(1)
INF ⁺	-۳/۶۵	۱۳۹۷	-۳/۶۹	۱۳۹۷	-۳/۷۳	۱۳۹۷	I(1)	I(1)	I(1)
INF ⁻	-۳/۶۱	۱۳۹۷	-۳/۷۲	۱۳۹۷	-۳/۷۶	۱۳۹۷	I(1)	I(1)	I(1)
مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ برای مدل‌های (۱)، (۲) و (۳) به ترتیب عبارتند از: -۲/۶۷، -۲/۸۴، و -۲/۹۶									

منبع: یافته‌های تحقیق

یکی از آزمون‌های کاربردی برای بررسی هم‌انباشتگی با احتمال وجود شکست ساختاری، آزمون گریگوری - هانسن (۱۹۹۶)^۱ است (معدنیان، ۱۳۹۶: ۷۵). گریگوری و هانسن برای استخراج آماره‌ی آزمون هم‌انباشتگی به هنگام وجود شکست‌های ساختاری، سه الگوی تغییر در سطح (C)، تغییر در سطح به همراه روند (C/T) و تغییر رژیم (C/S) را در نظر گرفتند. بنابراین آن‌ها برای تعیین روابط هم‌انباشتگی با وجود شکست ساختاری و برآورد نقطه‌ی شکستگی از جملات پسماند هر کدام از سه الگوی فوق، استفاده کرده و با اصلاح آماره‌های آزمون فیلیپس (۱۹۸۷)^۲ و آزمون

1. Gregory-Hansen (1996)

2. Phillips Test (1987)

دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)^۱ آماره‌ی پیشنهادی خود را ارائه کردند. با توجه به نتایج آزمون هم‌انباشتگی گریگوری- هانسن می‌توان استدلال کرد که در رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای تحقیق در سال ۱۳۹۶ بر طبق الگوهای (C) و (C/T) و در سال ۱۳۹۷ بر اساس الگوی (C/S)، تغییر جهت ساختاری رخ داده است. مقادیر آماره‌های ADF^* ، Z^*_a و Z^*_t در هر سه الگو نشان می‌دهند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیم، رابطه‌ی تعادلی بلندمدتی میان متغیرها وجود دارد (جدول ۶).

جدول ۶: نتایج آزمون گریگوری - هانسن

مدل	ADF^*		Z^*_a		Z^*_t	
	آماره‌ی آزمون	سال شکست	آماره‌ی آزمون	سال شکست	آماره‌ی آزمون	سال شکست
C	-۶/۲۲°	۱۳۹۶	-۸/۰۱°	۱۳۹۶	-۵/۲۲°	۱۳۹۷
C/T	-۵/۶۹°	۱۳۹۷	-۷/۵۵°	۱۳۹۶	-۴/۷۶°	۱۳۹۶
C/S	-۴/۴۷°	۱۳۹۷	-۶/۶۹°	۱۳۹۷	-۳/۹۱°	۱۳۹۸

* معنی‌دار در سطح ۱٪

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین، با توجه به حساسیت بالای روش ARDL به میزان وقفه‌ها، ابتدا باید میزان صحیح وقفه‌ها مورد آزمون قرار گیرد. به همین منظور با استفاده از دو آماره‌ی آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC)، وقفه‌های بهینه‌ی متغیرهای تحقیق تعیین شده است (جدول ۷).

جدول ۷: نتایج تعیین وقفه بهینه‌ی متغیرهای تحقیق

طول وقفه بهینه		متغیر
SBC	AIC	
۰	۰	I
۱	۱	IR
۱	۱	APPI
۲	۲	VAA
۳	۳	KP
۱	۱	RER
۲	۲	INF^+
۱	۱	INF^-

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از بررسی ایستایی متغیرها، رابطه‌ی بلندمدت نامتقارن بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱) بررسی شده است (جدول ۸). بر اساس مقادیر بحرانی و آماره‌ی F محاسبه شده، وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل نامتقارن در تمام سطوح تأیید می‌شود.

جدول ۸: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پسران و همکاران

طول وقفه‌ی بهینه		آماره‌ی F محاسباتی
(۰، ۱، ۲، ۳، ۴، ۵)		۱۱/۲۲
مقادیر بحرانی		سطح معناداری
کرانه پائین I(۰)	کرانه بالا I(۱)	
۳/۲۶	۴/۵۴	
۴/۶۵	۵/۳۹	
۵/۷۷	۶/۸۲	
		۱٪
		۵٪
		۱۰٪

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از تأیید وجود رابطه‌ی بلندمدت نامتقارن در میان متغیرهای مدل، مدل نهایی برآورد شده است (جدول ۹). برآورد رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها با استفاده از روش NARDL انجام شده است. بر اساس نتایج آزمون‌های تشخیصی، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی، توزیع نرمال، فرم تبعی مناسب و همسانی واریانس را نمی‌توان رد کرد که این مسئله، اعتبار نتایج را نشان می‌دهد. همچنین، بر اساس نتایج آزمون عامل تورم واریانس (VIF)^۱، از آن‌جا که مقدار آماره‌ی آزمون برای تمامی متغیرها نزدیک ۱ است، بنابراین بین متغیرهای تحقیق، همخطی وجود ندارد.

مطابق انتظارات در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۶۹ از یک سو، شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی (APPI)، مقدار ارزش افزوده‌ی کشاورزی (VAA)، بهره‌وری موجودی سرمایه‌ی خالص کشاورزی (KP) و تکانه‌ی کاهشی نرخ تورم مصرف‌کننده (INF-) بر مقدار سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران، اثرگذاری مثبت و معنی‌دار داشته است و از دیگر سو، نرخ واقعی ارز (RER)، نرخ بهره‌ی تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی (IR) و تکانه‌ی افزایشی نرخ تورم مصرف‌کننده (INF+) بر میزان سرمایه‌گذاری کشاورزی دارای اثر منفی و معنی‌دار بوده‌اند.

جدول ۹: نتایج تخمین رابطه‌ی تعادلی بلندمدت مدل NARDL

متغیر	ضریب	آماره‌ی t	هم خطی (VIF)
IR	-۰/۲۴۲	-۲/۶۷***	۰/۹۳
APPI	۰/۲۱۷	۲/۳۸**	۱/۱۲
VAA	۰/۱۸۳	۲/۶۱**	۰/۸۹
KP	۰/۱۵۴	۳/۵۲***	۱/۰۶
RER	-۰/۱۷۲	-۳/۲۸***	۰/۹۸
INF ⁺	-۰/۲۲۹	-۳/۷۴***	۰/۹۱
INF ⁻	۰/۱۳۸	۱/۸۲*	۰/۸۸
Intercept	۱/۴۴۱	۷/۷۴***	---
آزمون‌های تشخیصی			
آزمون	مقدار آماره	ارزش احتمال	
همسانی واریانس	۰/۶۳	۰/۲۱۵	
تصریح مدل	۰/۷۲	۰/۱۸۶	
نرمالیتی	۱/۸۴	۰/۱۹۹	
خودهمبستگی سریالی (دوربین واتسون)	۲/۱۷	---	

*** معنی‌دار در سطح ۹۹٪ - ** معنی‌دار در سطح ۹۵٪ - * معنی‌دار در سطح ۹۰٪ - NS بی‌معنی

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد مدل بلندمدت NARDL، به منظور بررسی رابطه‌ی کوتاه‌مدت میان متغیرهای تحقیق، الگوی تصحیح خطا (ECM) برآورد شده است (جدول ۱۰). در صورتی که ضریب تصحیح خطا (ECM(-1)) دارای علامت منفی باشد، بیانگر تصحیح خطا و میل مدل به تعادل بلندمدت است. این ضریب، بیانگر نرخ تعدیل مدل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت بوده و نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته، تعدیل شده و به سمت رابطه‌ی بلندمدت نزدیک می‌شود. نتایج حاصل نشان می‌دهد که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا، منفی و معنی‌دار بوده (۰/۲۴۵-). (و بیانگر این موضوع است که در هر دوره (سال)، تنها یک چهارم عدم تعادل کوتاه‌مدت در سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی ایران بر طرف می‌شود و برطرف شدن کل عدم تعادل ناشی از یک شوک و رسیدن دوباره‌ی سرمایه‌گذاری در این بخش به تعادل بلندمدت، حدود ۴ دوره (سال)، زمان لازم خواهد داشت.

جدول ۱۰: نتایج تخمین رابطه‌ی کوتاه‌مدت مدل بر اساس الگوی تصحیح خطا (ECM)

متغیر	ضریب	آماره‌ی t
DIR	۰/۲۰۶	۲/۳۳**

۲/۰۶**	۰/۱۸۵	DAPPI
۲/۲۹**	۰/۱۵۶	DVAA
۲/۱۷**	۰/۱۳۱	DKP
-۲/۱۸**	-۰/۱۴۶	DRER
-۲/۵۶**	-۰/۱۹۵	DINF ⁺
۱/۶۶*	۰/۱۱۷	DINF ⁻
-۳/۷۴***	-۰/۲۴۵	ECM (-1)

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که ملاحظه شد، بر اساس نتایج حاصل از برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت، تأثیر تکانه‌های افزایشی نرخ تورم (INF^+ و $DINF^+$) بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، منفی و معنی‌دار است. به طوری که با افزایش یک واحد در نرخ تورم، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب ۰/۲۲۹ و ۰/۱۹۵ واحد کاهش خواهد یافت. همچنین، تأثیر تکانه‌های کاهش نرخ تورم (INF^- و $DINF^-$) بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، مثبت و معنی‌دار بوده است. به گونه‌ای که با کاهش یک واحد در نرخ تورم، سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب ۰/۱۳۸ و ۰/۱۱۷ واحد افزایش پیدا می‌کند.

جدول ۱۱: نتایج آزمون والد جهت بررسی عدم تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت نوسانات نرخ تورم

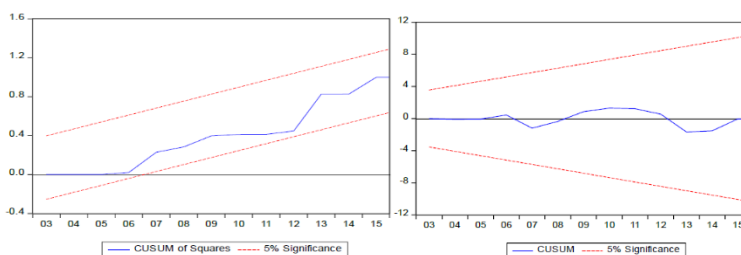
آزمون	فرضیه صفر	مقدار آماره	ارزش احتمال	نتیجه
تقارن بلندمدت	ضریب نرخ تورم افزایشی = ضریب نرخ کاهشی	۲۱/۳۶	۰/۰۰۱	نامتقارن
تقارن کوتاه‌مدت	ضریب نرخ تورم افزایشی = ضریب نرخ کاهشی	۱۳/۴۴	۰/۰۰۲	نامتقارن

منبع: یافته‌های تحقیق

بررسی عدم تقارن بلندمدت نوسانات نرخ تورم با آزمون برابری ضریب نرخ تورم افزایشی و کاهشی در بلندمدت و عدم تقارن کوتاه‌مدت نوسانات نرخ تورم با آزمون برابری ضریب نرخ تورم افزایشی و کاهشی در کوتاه‌مدت با استفاده از آزمون والد انجام شده است (جدول ۱۱). نتایج حاصل از این آزمون، نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد، تساوی ضرایب تکانه‌های مثبت و منفی را نمی‌توان در کوتاه‌مدت و بلندمدت پذیرفت. در نتیجه، فرضیه‌ی صفر مبنی بر تقارن نوسانات نرخ تورم مصرف‌کننده رد می‌شود. بنابراین اثر نوسانات افزایشی و کاهشی نرخ تورم

مصرف‌کننده بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نامتقارن است (پیروی از فرآیند تعدیل نامتقارن).

بررسی ثبات ضرایب و ساختار الگو از طریق آزمون‌های مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUM)^۱ و مجموع مجذور تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUMQ)^۲ انجام شده است (نمودار ۳). اگر نمودارهای CUSUM و CUSUMQ یکی از کرانه‌های طرفین را در سطح ۵ درصد قطع نمایند، نشان می‌دهد که مدل مورد نظر از ثبات لازم برخوردار نیست (آل عمران و همکاران^۳، ۱۳۸۹: ۹۱). در مطالعه‌ی حاضر، نمودارهای CUSUM و CUSUMQ در محدودی اطمینان قرار گرفته و کرانه‌های طرفین را قطع نکرده‌اند. بنابراین رگرسیون برآورد شده، پایدار و پارامترهای آن با ثبات هستند. این نتیجه، بیانگر آن است که مدل برآورد شده، فاقد شکست ساختاری بوده و پارامترهای برآورده شده برای تابع سرمایه‌گذاری کشاورزی ایران در بلندمدت از ثبات و پایداری لازم برخوردار هستند. به عبارت دیگر، مدل به درستی تبیین شده و ضرایب آن، قابل اعتمادند.



نمودار ۳: نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۲- بحث

اقتصاد ایران در طول چهار دهه‌ی اخیر، همواره نرخ‌های تورم بالایی را تجربه نموده است. تورم بالا و نااطمینانی ناشی از آن در حرکت منابع مالی و سرمایه‌گذاری در میان بخش‌های اقتصادی و فعالیت‌های مرتبط، اثرگذار بوده است. مطالعه‌ی حاضر با هدف بررسی اثر قیمت تولیدکننده‌ی

۱. Cumulative Sum of Recursive Residuals (CUSUM)

۲. Cumulative Sum of Square of Recursive Residuals (CUSUMQ)

۳. Alomran et al. (2010)

کشاورزی و آثار نامتقارن نرخ تورم مصرف‌کننده بر میزان سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران از طریق NARDL و با استفاده از آمار سالانه‌ی سری زمانی ۱۴۰۰-۱۳۶۹ انجام شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل، مطابق انتظارات تئوریک، حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی (APPI)، مقدار ارزش افزوده‌ی کشاورزی (VAA) و بهره‌وری موجودی سرمایه‌ی خالص کشاورزی (KP) و اثر منفی و معنی‌دار نرخ واقعی ارز (RER) و نرخ بهره‌ی تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی (IR) و عدم تقارن آثار معنی‌دار نرخ تورم مصرف‌کننده (INF) بر میزان سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران در دوره‌ی مورد مطالعه بوده است. در بلندمدت، اثرگذاری مثبت و معنی‌دار شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی (APPI) بر سرمایه‌گذاری کشاورزی با نتایج مطالعات هژبرکیانی و علی‌زاده جانویسلو^۱ (۱۳۷۹)، شاکری و موسوی^۲ (۱۳۸۷)، محمود گردی و همکاران^۳ (۱۳۹۰) و نبی‌بیان و همکاران^۴ (۱۳۹۶)؛ تاثیر مثبت و معنی‌دار مقدار ارزش افزوده‌ی کشاورزی (VAA) بر سرمایه‌گذاری کشاورزی با نتایج مطالعات صامتی و فرامرزپور دارزینی^۵ (۱۳۸۳)، شاکری و موسوی (۱۳۸۷)، آرمن و میرابی‌زاده (۱۳۹۱) هوشمند و همکاران^۶ (۱۳۹۳)، شیخ‌پور و نبی‌بیان^۷ (۱۳۹۷) و صفرزاده و خداویسی (۱۳۹۸)؛ اثر منفی و معنی‌دار نرخ واقعی ارز (RER) بر سرمایه‌گذاری کشاورزی با نتایج مطالعات محمود گردی و همکاران (۱۳۹۰)، سلمان‌پور زنوز و همکاران (۱۳۹۷) و باغستانی (۱۳۹۹) و اثر منفی و معنی‌دار نرخ بهره‌ی تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی (IR) بر سرمایه‌گذاری کشاورزی با نتایج مطالعات هوشمند و همکاران (۱۳۹۳)، شیخ‌پور و نبی‌بیان (۱۳۹۷) و نبی‌بیان و همکاران (۱۳۹۶) سازگار است. همچنین اثر معنی‌دار نرخ تورم و تکانه‌های آن بر میزان مخارج سرمایه‌گذاری کشاورزی ایران در این مطالعه با نتایج مطالعات شاکری و موسوی (۱۳۸۲)، گسگری و همکاران (۱۳۸۵)، هادیان و وهام (۱۳۸۹)، غلامی و کمیجانی (۱۳۸۹)، کمیجانی و مجاب^۸ (۱۳۹۰)، هوشمند

1. Hejaber Kiani & Alizadeh Janavislou (2000)

2. Shakeri & Mousavi (2008)

3. Mahmoud Gordi et al. (2012)

4. Nabieyan et al. (2017)

5. Sameti & Faramarzpour Darzeyni (2004)

6. Houshmand et al. (2014)

7. Sheykhpour & Nabieyan (2018)

8. Komijani & Mojab (2011)

و همکاران (۱۳۹۳)، بابلی و لشکری‌زاده^۱ (۱۳۹۶)، بنی‌اسدی و محسنی^۲ (۱۳۹۶)، رضازاده و همکاران^۳ (۱۳۹۶)، سلمان‌پور زنوز و همکاران (۱۳۹۷)، صفرزاده و خداویسی (۱۳۹۸)، جعفری فشارکی و همکاران (۱۳۹۹) و میررمضانی و آذر سعید (۱۴۰۱) همسو است.

نتایج مطالعه‌ی حاضر در خصوص اثر نامتقارن نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران، به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان کلان و بخش کشاورزی نشان می‌دهد که برای توسعه‌ی سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در سال‌های آتی از جمله در طول سال‌های برنامه‌ی هفتم توسعه، باید از یک سو برای بهبود ارزش افزوده‌ی کشاورزی، ارتقای بهره‌وری سرمایه، کاهش نرخ واقعی ارز و کاهش نرخ بهره‌ی تسهیلات پرداختی به کشاورزی برنامه‌های لازم تدوین و اجرایی شوند و از دیگر سو، کاهش نرخ تورم مصرف‌کننده به عنوان یک هدف مهم در نظر گرفته شود. اثر مثبت و معنی‌دار شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی بر سرمایه‌گذاری کشاورزی، مویده اهمیت حذف سیاست سرکوب قیمت‌های سرمزرعه و ضرورت افزایش قیمت‌های دریافتی توسط تولیدکنندگان به منظور افزایش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری توسط بخش خصوصی در کشاورزی ایران است. تردیدی وجود ندارد که حمایت قیمتی از اقشار مختلف مصرف‌کننده با تحمیل هزینه یا کاهش حاشیه‌ی سود کشاورزان، سیاست مردودی است که کارایی خود را از دست داده است و عمدتاً به افزایش رابطه‌ی مبادله به زیان بخش کشاورزی منجر شده است. حمایت قیمتی از دهک‌های پایین مصرف‌کننده‌ی محصولات کشاورزی، مستلزم اتخاذ و اجرای سیاست‌های خاصی نظیر پرداخت یارانه‌ی نقدی متناسب با شرایط تورمی در جامعه خواهد بود.

عدم دسترسی به آمار رسمی سرمایه‌گذاری کشاورزی به تفکیک دولتی و غیر دولتی و همچنین سرمایه‌گذاری خارجی در بخش کشاورزی ایران، باعث شد که در مطالعه‌ی حاضر امکان بررسی آثار تورم بر سرمایه‌گذاری دولتی، خصوصی و خارجی در بخش کشاورزی فراهم نشود. این موضوع مهم در صورت انتشار و یا دسترسی به آمارهای تفکیکی سرمایه‌گذاری کشاورزی می‌تواند در مطالعات آتی، محقق شود.

1. Baboly & Lashkarizadeh (2017)

2. Baniasadi & Mohseni (2017)

3. Rezazadeh et al. (2017)

۶- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

آثار مخرب تورم بالا بر رشد اقتصادی بخش‌های مولد (کشاورزی و صنایع و معادن)، چگونگی مواجهه اقتصاد ایران با این پدیده‌ی مخرب را ضروری ساخته است. تجارب نظام جمهوری اسلامی ایران در اجرای شش برنامه‌ی توسعه، نشان داده است که نه تنها رشد اقتصادی هدف برنامه‌ها در سطوح کلان و بخشی، محقق نشده‌اند، بلکه موفقیت لازمی در کاهش و تثبیت نرخ تورم نیز حاصل نشده است. با وجود این که در برنامه‌های توسعه، هدف‌گذاری نرخ تورم (به عنوان مثال: ۸/۸ درصد در برنامه‌ی ششم توسعه) همانند نرخ رشد اقتصادی در اولویت سیاست‌گذاری کشور بوده است، لیکن توفیق خاصی به صورت تثبیت نرخ پایین تورم به دست نیامده است. با توجه به اثر هدف‌گذاری تورم بر کاهش سطح تورم، تثبیت نرخ تورم و رشد تولید (یداله زاده طبری و برداران شرکاء^۱، ۱۳۹۰: ۲۴۳)، تعیین نرخ رشد مشخص هدف برای تورم مصرف‌کننده در برنامه‌ی هفتم توسعه و پیگیری تحقق آن می‌تواند به تحقق رشد اقتصادی هدف ۸ درصد کلان اقتصاد به صورت عام و توسعه‌ی سرمایه‌گذاری و رشد ارزش افزوده‌ی پایدار کشاورزی ایران به صورت خاص کمک نماید.

هر گونه تغییری در نرخ تورم، به مفهوم شکل‌گیری نوعی نابسامانی در اقتصاد بوده و افزایش آن، باعث انحراف در تخصیص منابع مالی و پولی از سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مولد کالا (کشاورزی و صنایع و معادن) به سمت فعالیت‌های غیر مولد سوداگرانه (نظیر داد و ستد طلا و سکه، ارز، مسکن و خودرو) خواهد شد. با توجه به متوسط نرخ رشد سرمایه‌گذاری کشاورزی در بستر تورم سالیان گذشته، عدم توسعه‌ی سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در شرایط تورمی بالا در آینده، پدیده‌ی قابل‌انتظاری خواهد بود.

نامتقارن بودن اثر نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی کشور، موضوع مهمی است که در سیاست‌های توسعه‌ی سرمایه‌گذاری در این بخش باید مورد توجه قرار گیرد. اثرگذاری مثبت و معنی‌دار شاخص قیمت تولیدکننده‌ی کشاورزی بر سرمایه‌گذاری کشاورزی ایران نیز، حاکی از اهمیت توجه هدفمند سیاست‌گذاران به قیمت‌های دریافتی سر مزرعه توسط کشاورزان است.

با توجه به نتایج به دست آمده و به منظور افزایش سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی ایران، موارد ذیل پیشنهاد می‌شود:

- عدم سرکوب قیمت محصولات کشاورزی و افزایش قیمت دریافت شده توسط کشاورزان همزمان با اتخاذ سیاست مناسب حمایت از مصرف‌کنندگان آسیب‌پذیر محصولات کشاورزی.
- برنامه‌ریزی برای تحقق رشد اقتصادی بالا و پایدار بخش کشاورزی با استفاده از سیاست‌های حمایتی هدفمند به‌ویژه در مواجهه با تضعیف منابع پایه و تغییرات اقلیمی (افزایش دما، خشکسالی و ...).
- برنامه‌ریزی برای ارتقای بهره‌وری سرمایه‌ی کشاورزی از طریق ترکیب کمی و کیفی مناسب سرمایه، نیروی کار و فناوری در واحدهای کشاورزی.
- تثبیت نرخ ارز از طریق رفع موانع فراوری درآمدهای ارزی و مدیریت هدفمند بازار ارز.
- کاهش نرخ بهره‌ی تسهیلات پرداختی به بخش کشاورزی.
- برنامه‌ریزی برای کاهش سطح عمومی قیمت‌های مصرف‌کننده و نوسانات آن از طریق مدیریت آثار تحریم‌های اقتصادی (تورم انتظاری، تورم وارداتی، کاهش ارزش پول ملی و ...) و کنترل کانون‌های داخلی خلق تورم (ناشی از فشار تقاضا، فشار هزینه و ...).
- با توجه به اهمیت بررسی جداگانه‌ی اثرگذاری تورم تولید و مصرف بر سرمایه‌گذاری به تفکیک برای سیاست‌گذاری، پیشنهاد می‌شود که پژوهشگران علاقه‌مند به مبحث سرمایه‌گذاری کشاورزی، به بررسی چگونگی اثرگذاری این دو متغیر بر سرمایه‌گذاری کشاورزی به تفکیک خصوصی و دولتی و همچنین به تفکیک ماشین‌آلات و ساختمان بپردازند. بررسی چگونگی اثرگذاری نرخ بهره‌ی تسهیلات پرداختی سیستم بانکی بر سرمایه‌گذاری کشاورزی توسط بخش خصوصی، می‌تواند موضوع دیگری برای مطالعه‌ی جدید باشد.

تقدیر و تشکر

این مقاله در راستای پروژه‌ی مطالعاتی «برآورد سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای دستیابی به

رشد اقتصادی هدف کشاورزی در افق سال ۱۴۰۴ در موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه‌ی روستایی انجام شده است.

References

- Abolhasani Hestiani, A., Lmimoghaddam, M., Mansouri, N., & Amini Milani, M. (2022). Investigating the Impact of Economic Sanctions on Inflation in Iran (Fuzzy Approach). *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, **10**(38), 187-235. (In Persian)
DOI: [10.52547/qjefp.10.38.187](https://doi.org/10.52547/qjefp.10.38.187)
- Alam, I., & Quazy, R. (2003). Determinants of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics*, **17**(1), 85-103. DOI: [10.1080/713673164](https://doi.org/10.1080/713673164).
- Alomran, R., Nasraleh, F., & Alomran, S. A. (2010). Effect of Economic Stability on Demand For Money In Iran (1973-2008). *Applied Economics*, **1**(3), 71-98. (In Persian)
- Andalib, M., & Sadeghi Shahdani, M. (2020). Dentification and Ranking of Investment Economic Barriers in Agricultural Basic Comodities Production. *Journal of Agricultural Economics Research*, **11**(4 (44)), 219-246. (In Persian)
DOR: [20.1001.1.20086407.1398.11.44.10.1](https://doi.org/20.1001.1.20086407.1398.11.44.10.1)
- Ansari, Y., & Hosseini Yekani, A. (2014). Prioritize of Effective Financial Factors in Development on Agricultural Investments in Kohgiluyeh and BoyerAhmad Province Using Analytical Hierarchy Process. *Agricultural Economics*, **8**(2), 157-173. (In Persian)
- Arman, S. A., & Mirabizadeh, M. (2012). Analyzing the Asymmetric Effects of Inflation on Real Investment in Iran. *Journal of Economic Modeling Research (JEMR)*, **3**(8), 141-158. (In Persian)
DOR: [20.1001.1.22286454.1391.2.8.2.1](https://doi.org/20.1001.1.22286454.1391.2.8.2.1)
- Aye, G. C., & Odhiambo, N.M. (2021). Threshold Effect of Inflation on Agricultural Growth: Evidence from Developing Countries. *Advances in Decision Sciences*, **25**(2), 1-22.
- Baboly, E., & Lashkarizadeh, M. (2017). Effect of Different Levels of Inflation Uncertainty on Private Investment in Agriculture Sector of Iran. *Agricultural Economics and Development*, **25**(1), 95-117. (In Persian) DOI: [10.30490/AEAD.2017.59067](https://doi.org/10.30490/AEAD.2017.59067)
- Baghestany, A. (2020). Modelling the Effect of Exchange Rate Shocks on Investment in Agriculture Sector (Application of NARDL Method). *Journal of Agricultural Economics and Development*, **34**(2), 113-125. (In Persian)
- Balounejad Nouri, R., & Rafat Milani, M. (2023). New Evidence of the Relationship between Money Growth, Inflation and Economic Growth in Iran. *The Journal*

- of *Economic Policy*, **15**(29), 202-240. (In Persian) DOI: 10.22034/epj.2023.19997.2428
- Baniasadi, M., & Mohseni, R. (2017). Impact of Inflation Uncertainty on Agricultural Investment in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*, **9**(34), 37-56. (In Persian)
- DOR: [20.1001.1.20086407.1396.9.34.2.9](https://doi.org/10.1001.1.20086407.1396.9.34.2.9)
- Brigantino, M. (2022). *Inflation Impact on Agriculture: What Are the Effects?* Accessable at: <https://sanbenitorealty.com/inflation-impact-on-agriculture>
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2023a). *Annual National Accounts*. Accessable at: <https://www.cbi.ir/simplelist/2054.aspx>. (In Persian)
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2023b). *Economic Trends*. Accessable at: <https://www.cbi.ir/category/EconomicTrends-en.aspx>. (In Persian)
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2023c). *CPI and Inflation*. Accessable at: <https://www.cbi.ir/Inflation/Inflation-en.aspx>. (In Persian)
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2023d). *Economic Time Series Database*. Accessable at: <https://www.cbi.ir/page/8020.aspx>. (In Persian)
- Dahmardeh, N., & Esna Ashari, H. (2015). The Role of Financial Development on Investment in Agricultural Sector of Iran. *Agricultural Economics and Development*, **23**(3), 189-211. (In Persian)
- DOI: [10.30490/AEAD.2015.59008](https://doi.org/10.30490/AEAD.2015.59008).
- FAO. (2024). *Foreign Direct Investment (FDI)*. Accessable at: <https://www.fao.org/faostat/en/#data/FDI>.
- Faraji Tabrizi, A., Hojabre Kiani, K., Memarnejad, A., & Ghaffari, F. (2022). Investigation Asymmetric Effects of Exchange Rate on Iran's Gross Domestic Product - Nonlinear ARDL Approach. *Economic Growth and Development Research*, **12**(48), 67-82. (In Persian)
- DOI: 10.30473/egdr.2021.61025.6320.
- Gaskari, R., Ghanbari, H. A., & Eghbali, A.R. (2007). Instability in Macroeconomic and Private Sector Investment in Iran. *Journal of Economic Research*, **6**(23), 113-132. (In Persian)
- Gholami, A., & Komijani, A. (2010). The Relationship between Inflation, Inflation Uncertainty, Investment Growth and Economic Growth in Iran. *Applied Economics*, **1**(3), 1-25. (In Persian)
- Granger, C., & Yoon, G. (2002). *Hidden Cointegration*. University of California, San Diego, Department of Economics, Discussion Paper 2002-02. Accessable at: <https://escholarship.org/uc/item/9qn5f61j>.
- Hadian, E., & Vaham, R. (2010). Core Inflation and its Effect on the Private Investment in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, **7**(4), 55-79. (In Persian) DOI: [10.22055/jqe.2010.10636](https://doi.org/10.22055/jqe.2010.10636)
- Hejaber Kiani, C., & Alizadeh Janavislou, M. R. (2000). Investigation of Factors Affecting Private Sector Investment In Iran's Agriculture Using the Non-Linear Least Squares Method. *Agricultural Economics and Development*, **8**(29): 45-73. (In Persian)
- Hosseini, S. M., Dourandish, A., Ghorbani, M., & Daneshvar Kakhki, M. (2017). Agricultural Insurance and Intensification Investment: Case Study of Khorasan

- Razavi Province. *Journal of Agricultural Science and Technology (JAST)*, **19**(1), 1-10.
- DOR: [20.1001.1.16807073.2017.19.1.18.3](https://doi.org/10.1001.1.16807073.2017.19.1.18.3)
- Houshmand, M., Daneshnia, M., Abdollahi, Z., & Eskandari Pur, Z. (2014). Factors Affecting Private Investment In The Agricultural Sector of Iran. *Applied Economics Studies in Iran (AESI)*, **3**(11), 239-255. (In Persian) DOR: [20.1001.1.23222530.1393.3.11.10.6](https://doi.org/10.1001.1.23222530.1393.3.11.10.6)
- Ismailzadeh Maghari, A. (2009). The Survey on Inflation Effectiveness From Total Investment in Iran's Economy. *Economic Research Review*, **9**(2(33)), 97-123. (In Persian)
- Kamasa, K., Kpodo, E. E., Bonuedi, I., & Forson. P. (2022). Does Inflation Uncertainty Hurt Domestic Investment? Empirical Evidence from Ghana. *Cogent Economics & Finance*, **10**(1), 1-17.
- DOI: 10.1080/23322039.2022.2115673
- Khalidi, K. (2014). *General Agricultural Economics*. First Edition, Kermanshah, Islamic Azad University Publications, Kermanshah Branch. (In Persian)
- Khan, M., & Senhadji, A. (2000). *Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth*. IMF Working Paper WP/00/110, Accessable at: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2000/wp00110.pdf>.
- Khodadad Kashi, F. (2012). *Macroeconomics 1*. 9th edition, Tehran, Payam Noor University Press. (In Persian)
- Jafari Fesharaki, N., Memaranjad, A., Hejabar Kiani, C., & Hosseini, S. Sh. (2019). The Effect of Inflation and Improving the Business Environment on Foreign Investment in Selected Countries and Iran. *Applied Economics*, **10**(34-35), 47-60. (In Persian)
- Jalaei, A., Shafei, S., & Javadinia, M. (2014). Investigating the Effects of Financial Repression on Private Investment in Agriculture Sector. *International Journal of Agricultural Management and Development (IJAMAD)*, **4**(3), 237-246. (In Persian)
- DOI: 10.22004/ag.econ.246102
- Kazemi, A., Abuzari, A., & Tahmasabi, Q. (2012). Investigating the Dimensions of Private Investment in the Rural Agriculture Sector. *National Rural Development Conference*, Gilan. (In Persian)
- Komijani, A., & Mojab, R. (2011). The Links between Inflation Uncertainty and Investment in Iran. *Journal of Economic Research*, **11**(2), 13-30. (In Persian)
- Kwanmuang, K. (2014). Factors Influencing Farm Investment Planning: A Case Study in Nakhon Si Thammarat Province, Thailand. *Journal of Developments in Sustainable Agriculture*, **9**(1), 51-55.
- DOI: [10.11178/jdsa.9.51](https://doi.org/10.11178/jdsa.9.51)
- Madanian, S. (2017). Investigating the Fisher Effect Using the Kalman Filter Despite Structural Failure. *Applied Economics*, **7**(21), 75-85. (In Persian)
- Mahmoud Gordi, R., Zamani, O., Mortazavi, S. A., & Nader, H. (2012). Impacts of Real Exchange Rate and Its Uncertainty on Private Investment in Agricultural Sector. *Journal of Agricultural Economics Research*, **3**(4), 131-149. (In Persian)

- DOR: [20.1001.1.20086407.1390.3.12.7.8](https://doi.org/10.1001.1.20086407.1390.3.12.7.8)
- Mangali, H., & Golestani, S. (2016). The Effects of Oil Price Volatility on Private Investment in Agriculture Sector. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 46(4), 687-696. (In Persian) DOI: [10.22059/IJAEDR.2016.58024](https://doi.org/10.22059/IJAEDR.2016.58024)
- Masoudi, N. (2016). The Impact of Inflation on Private Investment in the Agricultural Sector in Iran. *International Journal of Resistive Economics*, 4(3), 16-27. (In Persian)
- Mekonen, E. K. (2020). Agriculture Sector Growth and Inflation in Ethiopia: Evidence from Autoregressive Distributed Lag Model. *Open Journal of Business and Management*, 8(6), 2355-2370. DOI: [10.4236/ojbm.2020.86145](https://doi.org/10.4236/ojbm.2020.86145).
- Mirramzani, F., & Azar Said, A. (2022). Investigating the Asymmetric Effects of the Inflation Rate on the Flow of Foreign Direct Investment in Terms of the Investment Freedom Index. *The Second International Conference of Management Laboratory and Innovative Approaches in Management and Economy*, Tehran. (In Persian)
- Mohammadi, A., Karami, H., Karimi Goghari, H., Karami, Sh., & Shah Ali, A. (2018). Investigation the Effects of Level of Access to Financial Resources on Investment Growth in the Agricultural Processing Industries. *Journal of Agricultural Economics Research*, 10(137), 111-132. (In Persian)
- DOR: [20.1001.1.20086407.1397.10.37.6.6](https://doi.org/20.1001.1.20086407.1397.10.37.6.6)
- Momeni, S. M., & Noferesti, M. (2021). Economic Uncertainty and Its Impact on Private Sector Investment and Consumption Costs in Iran's Economy. *Journal of Monetary & Banking Research*, 14(50), 719-745. (In Persian) DOR: [20.1001.1.26453355.1400.14.50.6.6](https://doi.org/20.1001.1.26453355.1400.14.50.6.6)
- Nabieyan, S., & Sheykhpour, M. (2017). Study of Monetary Shocks on Investment in Agricultural Sub-Sectors of Iran. *Agricultural Economics and Development*, 24(4), 185-198. (In Persian)
- DOI: [10.30490/AEAD.2017.59058](https://doi.org/10.30490/AEAD.2017.59058)
- Nabieyan, S., Esfandiari, S., & Sepahvand, E. (2017). The Impact of Macro Economy Coefficients on Q-Tobin (Investment incentives) in Iran's Agriculture Section. *Journal of Agricultural Economics Research*, 9(35), 17-32. (In Persian)
- DOR: [20.1001.1.20086407.1396.9.35.2.1](https://doi.org/20.1001.1.20086407.1396.9.35.2.1)
- Noroozi, H., Hosseini, S., & Ansari, V. (2020). The Effect of Government Support Policies on Investment in the Agricultural Sector of Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*, 12(45), 45-68. (In Persian)
- Pajooyan, J., & Khosravi, T. (2012). The Effect of Inflation on Private Investment. *Journal of Investment Knowledge*, 1(4), 1-17. (In Persian)
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Rabiei, H., & Takrosta, M. (1400). Examining the Economic Sanction Effects of the U.S.A on the Rural Areas Economy of Iran. *Quarterly Journal of Space*

- Economics and Rural Development*, **10**(37), 199-214. (In Persian) DOR: [20.1001.1.23222131.1400.10.37.10.2](https://doi.org/10.1001.1.23222131.1400.10.37.10.2)
- Rahmani, T. (2015). *Macroeconomics* (Vol. 2), 14th edition, Tehran, Baradaran Publishing House. (In Persian)
- Rezazadeh, A., Khodaverdizadeh, S., & Mirzaee, S. (2017). The Relationship between Inflation Uncertainty and Inflation, Economic Growth and Investment in Selected Countries of the OIC: GMM and PMG Approaches. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, **5**(19), 100-120. (In Persian)
- Rozbahan, M. (2013). *Basics of Economics*. fifth edition, Tehran, Univesity Publishing Center. (In Persian)
- Rozeei, Z., Akhondzadeh, T., & Sameei, G. (2014). The Study of the Effective Factors on Investment in Private Sector in Iran (with Emphasis on Uncertainty). *International Journal of Industrial Mathematics*, **6**(3), 255-264.
- Sadat Akhavi, S. M., & Hosseini, S.Sh. (2017). Evaluating the Impact of Economic Sanctions on the Inflation of Iran's Economy. *Applied Economics*, **7**(21), 33-50. (In Persian)
- Sadeghi, A., & Tayebi, S.K. (2018). Effects of International Sanctions and other Determinants on Iran's Inflation Rate (1981-2014). *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, **23**(74), 33-57. (In Persian) DOI: [10.22054/ijer.2018.8825](https://doi.org/10.22054/ijer.2018.8825)
- Safarzadeh, Gh., & Khodavaishi, H. (2020). Asymmetric Effect of Inflation on Attracting Foreign Direct Investment in Iran. *Economics Research*, **54**(4), 917-945. (In Persian) DOI: [10.22059/JTE.2019.74172](https://doi.org/10.22059/JTE.2019.74172)
- Saini, R., & Kumar, Raj. (2020). Determining the Factors Affecting Investment in Punjab Agriculture. *Journal Economic Affairs*, **65**(4), 511-520. DOI: 10.46852/0424-2513.4.2020.6
- Salmanpour, A., Mousavi, S., & Shokouhifard, S. (2018). Investigating the Impact of Macroeconomic Instability on Private Investment in Iran. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, **6**(22), 81-100. (In Persian)
- Sameti, M., & Faramarzpour Darzeyni, B. (2004). The Constrains of Private Investment In Agricultural Sector of Iran. *Agricultural Economics and Development*, **12**(45), 91-112. (In Persian)
- Seyfipour, R., & Bazadar Ardebili, P. (2022). Investigation of Freezing in the Transportation Sector in Uncertain Conditions of Production. *Transportation Research Journal*, **19**(4), 117-130. (In Persian) DOI: [10.22034/TRI.2022.330569.3021](https://doi.org/10.22034/TRI.2022.330569.3021)
- Sarabadani, Gh. R. (2006). Inflation, Factors, and Solutions to Deal with it in Iran. *Islamic Economy*, **6**(21): 103-128. (In Persian)
- Shakeri, A., & Mousavi, M. (2008). Some Approaches to Encourage Investment in Iran's Agricultural Sector. *Agricultural Economics (Economics and Agriculture Journal)*, **2**(3), 1-26. (In Persian)

- Shakeri, A., & Mousavi, M. H. (2004). Effective Factors on the Public and Private Agricultural Investment. *Agricultural Economics and Development*, **11**(3-4 (43-44)), 89-116. (In Persian)
- Sheikhpour, M., & Nabieian, S. (2018). Study of Monetary Shocks on Investment in Agricultural Sector of Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*, **10**(4 (40)), 125-144. (In Persian)
- DOR: [20.1001.1.20086407.1397.10.40.7.3](https://doi.org/10.1001.1.20086407.1397.10.40.7.3)
- Shilpa, M. & Bhullar, P. S. (2022). Investigating the Factors Affecting Investment Intention of Rural Agrarian Investors – Evidence from India. *Journal of Positive School Psychology*, **6**(4), 2917-2933.
- Shin, Y., Byungchul, Y., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). *Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework*. In: Sickles, R., Horrace, W. (eds) *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer, New York, NY.
- Shokri, E., Shahnooshi, N., Mohammadzadeh, R., & Azarinfar, Y. (2009). Study of Factors Affecting Investment in Iranian Agricultural Sector. *Journal of Agricultural Economics Research*, **1**(2), 107-121. (In Persian) DOR: [20.1001.1.20086407.1388.1.2.7.4](https://doi.org/10.1001.1.20086407.1388.1.2.7.4)
- Soliman, A. M., Lau, Ch. K., Cai, Y., Sarker, P. K., & Dastgir, Sh. (2023). Asymmetric Effects of Energy Inflation, Agri-inflation and CPI on Agricultural Output: Evidence from NARDL and SVAR Models for the UK. *Energy Economics*, **126**(c), October, 106920, DOI: [10.1016/j.eneco.2023.106920](https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106920)
- Soltani, G. R. (2004). Determination of Rate of Return on Investment in the Agricultural Sector. *Agricultural Economics and Development*, **12**(45), 19-40. (In Persian)
- Statistical Center of Iran. (2014). *Definitions and Standard Concepts (for Use in Statistical Plans and Reports) - Third Edition*. Accessible at: www.amar.org.ir. (In Persian)
- Statistical Centre of Iran (2023). *National System of Statistical Definitions and Concepts*. Accessible at: <https://statdef.sci.org.ir>. (In Persian)
- Tho, N. G., & Vien, L. V. (2022). Evaluating the Factors Affecting Foreign Direct Investment Attraction in Agriculture in Vietnam. *Journal of Positive School Psychology*, **6**(11), 2461-2487. DOI: [10.5296/ber.v13i4.21521](https://doi.org/10.5296/ber.v13i4.21521)
- Turkmani, J. (2008). Effects of Financial Policies on Added Value, Export and Investment in the Agricultural Sector of Iran. *Regional Conference of Agriculture as the Axis of Growth and Development*, Islamic Azad University, Marvdasht Branch. (In Persian)
- Yadollezadeh Tabari, N. A., & Baradaran Shoraka, H. R. (2011). The Effect of Inflation Targeting on Macroeconomic Performance: Inflation and Production Growth. *Journal of Economic Research*, **46**(95), 243-272. (In Persian)
- DOR: [20.1001.1.00398969.1390.46.2.10.0](https://doi.org/10.1001.1.00398969.1390.46.2.10.0)
- Yavarifar, A., Emami, K., & Mohammadi, T. (2024). The Effects of the Economic Policy Uncertainty Shock on Iran's Economy with the DSGE Approach. *The*



Journal of Economic Policy, **15**(30), 38-66. (In Persian)
10.22034/epj.2023.20166.2440.

DOI:



Analyzing the impact of monetary policies on inflation in Iran's economy using the Bayesian TVC-VAR approach

Vahid Omid^{*1}, Zahra Shoushtarizadeh²

Received: 04-07-2024

Accepted: 17-01-2025

Extended Abstract

Purpose: Inflation has been a persistent and critical challenge in Iran's economy, necessitating a comprehensive understanding of its drivers and mechanisms for effective policy formulation. This study focuses on the interconnected roles of the key monetary policy tools, including liquidity, exchange rates, interest rates and base money, in inflation dynamics. Drawing upon the global perspective of inflation control, which includes exchange rate targeting, monetary aggregates and inflation targeting, the research adapts these insights to Iran's unique economic context.

Using a Bayesian TVC-VAR model, the study captures the structural shifts and the evolving relationships among the corresponding variables from May 2014 to August 2024. The model's strength lies in addressing the complex and interdependent nature of Iran's macroeconomic variables, where changes in one variable can significantly impact others.

The research highlights two pivotal periods: May 2018, marked by the U.S. withdrawal from the JCPOA, and August 2020, shaped by intensified sanctions and the COVID-19 pandemic. These periods underscore the importance of adaptive and coordinated monetary and exchange rate policies. The findings provide policymakers with workable insights to mitigate inflationary pressures and foster economic stability in an unpredictable environment.

Methodology: This study employs the Bayesian TVC-VAR model, which builds on the traditional VAR framework by incorporating time-varying coefficients, enabling it to capture the evolving nature of economic relationships. The model uses monthly data spanning May 2014 to August 2024, sourced from the Central Bank of Iran. The key variables include the following:

1. Corresponding Author. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Qom, Qom, Iran. Email: v.omidi@qom.ac.ir

2. Undergraduate Student, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Qom, Qom, Iran. Email: z.shoushtarizadeh@gmail.com



- Inflation (CPI): A proxy for the general price level in the economy
- Liquidity: Representing the total money supply, influenced by the base money multiplier effect
- Base Money: High-powered money, including currency in circulation and bank reserves
- Exchange Rate: The value of the Iranian Rial against foreign currencies
- Interest Rate: Represented by the interbank rate, a proxy for general borrowing costs

The data were log-transformed and seasonally adjusted to ensure consistency. Unit root tests confirmed stationarity for all the variables except the interest rate, which required adjustments for structural breaks. To identify structural shocks, Cholesky decomposition was done, with the variables ordered as base money, exchange rate, liquidity, interest rate, and inflation. This hierarchy reflects the foundational role of base money in driving monetary aggregates and the lagged responses of inflation.

The study focuses on two critical periods as follows:

- I. **May 2018:** The U.S. withdrawal from the JCPOA, which triggered significant economic and political uncertainty, leading to heightened exchange rate volatility and inflationary pressures
- II. **August 2020:** A period of compounded economic crises due to the COVID-19 pandemic and intensified sanctions, which further disrupted economic stability

Findings and discussion: The analysis reveals significant insights into the relationships between inflation and the key monetary policy variables, which are as follows:

1. **Liquidity and Inflation:**
 - ✓ Shocks to liquidity had a moderate and short-lived impact on inflation. Following an increase in liquidity, inflation rose moderately, peaking after a few periods before stabilizing.
 - ✓ The influence of liquidity was less pronounced than that of base money or exchange rate shocks, suggesting that the impact of liquidity on inflation is mediated through other variables.
2. **Exchange Rate and Inflation:**
 - ✓ Exchange rate shocks exhibited the most immediate and significant impact on inflation. Depreciation of the Rial directly increased import prices, leading to a sharp and immediate rise in inflation.
 - ✓ The magnitude of the impact was particularly pronounced in August 2020 due to combined economic crises. Inflation surged following an exchange rate shock and stabilized after approximately five periods.

3. Interest Rate and Inflation:

- ✓ Interest rate shocks negatively affected inflation, demonstrating their effectiveness as a tool for controlling price levels. An increase in the interbank interest rate reduced inflation by curbing borrowing and aggregate demand.
- ✓ The effects of interest rate shocks were temporary, lasting for about 10 periods in May 2018 and 5 periods in August 2020 before inflation returned to its baseline.

4. Base Money and Inflation:

- ✓ Shocks to base money had a pronounced and prolonged impact on inflation. Increases in base money, often used to finance government deficits, led to rapid inflationary pressures that persisted longer than those caused by liquidity shocks.
- ✓ The findings emphasize the critical role of base money as a driver of inflation, both directly and through its effects on liquidity and aggregate demand.
- ✓ Comparing the two critical periods, the study found consistent qualitative responses across the variables but differing magnitudes. The responses were more intense in August 2020, reflecting the heightened economic instability due to the combined effects of the COVID-19 pandemic and the external sanctions. The exchange rate shocks consistently had the most substantial impact on inflation, highlighting the critical importance of exchange rate stability in managing price levels.

Conclusions and Policy Implications: This study underscores the significant role of monetary policy tools in shaping inflation dynamics in Iran. The Bayesian TVC-VAR model provided a nuanced understanding of the evolving relationships between inflation, exchange rates, interest rates, liquidity, and base money, offering valuable insights for policymakers:

- Exchange rate shocks have significant effects on inflation, making effective exchange rate management a policy priority. Implementing mechanisms to mitigate sharp currency fluctuations can play a crucial role in stabilizing prices and preventing sudden inflationary surges. This effort requires precise coordination between monetary and exchange rate policies.
- Given the positive impact of the interbank interest rate on controlling inflation, policymakers are advised to use this tool strategically while considering market conditions. Smart use of interest rates can help curb inflation by managing liquidity and channeling financial resources into productive economic sectors.
- The findings indicate that base money and liquidity shocks have substantial effects on inflation. Therefore, policymakers must closely monitor the growth of these two variables and prevent their excessive expansion. This requires



Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 17, No. 34, Autumn and Winter 2025, P: 156-194

مجله فصلنامه‌ای پژوهش‌های اقتصادی

implementing appropriate monetary policies and enhancing financial transparency to strengthen public trust and optimize policy effectiveness.

The rapid response of the variables to exchange rate shocks underscores the need for policymakers to establish mechanisms and structures to quickly identify these shocks and adopt effective, timely responses. Building such frameworks, especially during crises, can prevent severe economic fluctuations and minimize their negative impacts.

Keywords: Inflation, Exchange Rate, Liquidity, Base Money, Bayesian TVC-VAR.

JEL Classification: E40, E52, C32, F31.

تحلیل اثر ابزارهای سیاست پولی بر تورم در اقتصاد ایران: رویکرد Bayesian TVC-VAR

وحید امیدی^۱، زهرا شوشتری زاده^۲

پذیرش: ۱۴۰۳-۱۰-۲۸

دریافت: ۱۴۰۳-۰۵-۱۳

چکیده

در دهه‌های اخیر، تورم دورقمی به یکی از چالش‌های اساسی اقتصاد ایران تبدیل شده که مقابله با آن نیازمند درک عمیق‌تری از پویایی‌های متغیرهای اثرگذار بر این پدیده است. در این پژوهش با استفاده از مدل Bayesian TVP-VAR در دوره زمانی اردیبهشت ۱۳۹۳ تا مرداد ۱۴۰۳، به تحلیل اثرگذاری تورم، نرخ ارز، نرخ بهره، پایه پولی و نقدینگی در اقتصاد ایران پرداخته شده است. در این راستا، واکنش هر متغیر به شوک‌های ناشی از سایر متغیرها در دو مقطع زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹، که به ترتیب تحت تاثیر شوک‌های ارزی حاصل از خروج آمریکا از برجام و شوک‌های ناشی از بحران کرونا و تشدید تحریم‌ها بوده‌اند، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که واکنش تورم، نرخ ارز، نقدینگی و نرخ بهره بین‌بانکی به شوک‌های پایه پولی، نقدینگی، نرخ ارز و نرخ بهره بین‌بانکی در هر دو مقطع زمانی از الگوهای مشابهی پیروی می‌کنند، اما شدت این واکنش‌ها متفاوت است. برای نمونه، واکنش تورم به شوک‌های ارزی شدیدتر از سایر شوک‌ها بوده و واکنش نرخ بهره بین‌بانکی نیز به شوک‌های نقدینگی و پایه پولی متفاوت است. یافته‌ها حاکی از آن است که شوک‌های ارزی نیازمند پاسخ سریع و قاطع سیاست‌گذاران به منظور جلوگیری از نوسانات اقتصادی شدید است.

واژگان کلیدی: تورم، نرخ ارز، نقدینگی، پایه پولی، Bayesian TVC-VAR.

طبقه‌بندی JEL: E40، E52، C32، F31

۱. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. v.omidi@qom.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران.

z.shoushtarizadeh@gmail.com

۱- مقدمه

تداوم چندین دهه‌ای تورم در اقتصاد ایران، شناخت پیچیدگی‌های آن را ضروری ساخته است. به نظر میشکین (۱۹۹۹)، تجربه جهانی در کنترل تورم متمرکز بر چهار رژیم سیاست پولی است که عبارت‌اند از هدف‌گذاری نرخ ارز، هدف‌گذاری کل‌های پولی، هدف‌گذاری تورم (تغییر نرخ بهره) و سیاست پولی با لنگر ضمنی^۱. از این‌رو، مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر کنترل تورم عبارت‌اند از نقدینگی، پایه پولی، نرخ ارز و نرخ بهره (میشکین^۲، ۲۰۱۱، میشکین، ۱۹۹۹، تیلور^۳، ۱۹۹۹). نکته‌ای که باید به آن توجه داشت این است که این متغیرها در یک شبکه پیچیده به هم مرتبط هستند، به‌طوری که تغییر در هر یک می‌تواند سایر متغیرها را تحت تأثیر قرار دهد. این ارتباط متقابل باعث می‌شود پیش‌بینی تغییرات در این سیستم دشوارتر شود.

مسئله مهم دیگر آن است که آیا رژیم‌های سیاست پولی متداول در اقتصاد ایران قابل کاربرد هستند؟ برای مثال بنابر اگر تسون و وودفورد^۴ (۲۰۰۳) در اکتبر ۱۹۹۵ نرخ نقدی یک‌شبه^۵ در ژاپن، (معادل نرخ وجوه فدرال در آمریکا)، ۵۰ واحد زیر صفر قرار داشت. با توجه به رکود در اقتصاد این کشور محرک پولی امری ضروری بود. با این حال از یک طرف به جهت منفی بودن نرخ بهره امکان کاهش بیشتر نرخ بهره، که راهکار معمول در کشورهای توسعه‌یافته است، وجود نداشت. از طرف دیگر، به جهت آنکه پایه پولی تقریباً دو برابر GDP حقیقی این کشور بود افزایش آن نیز نمی‌توانست راهکار مناسبی برای تحریک اقتصاد محسوب شود. این مثال برای اقتصاد ایران دارای این نتیجه است که به جهت شرایط خاص حاکم بر اقتصاد کشور این امکان وجود دارد که ابزارهای کنترل تورم کارایی خود را ازدست‌داده باشند. در این صورت به کارگیری آن‌ها نمی‌تواند در کنترل تورم تأثیرگذار باشد. از این‌رو بررسی امکان اثرگذاری آن‌ها بر تورم امری ضروری است.

یکی از مهم‌ترین چالش‌ها در تحلیل‌های اقتصادی و سیاست‌گذاری‌های پولی، درک و پیش‌بینی آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر یکدیگر است. مدل‌های سری زمانی، به‌ویژه مدل‌های

۱. لنگر ضمنی (Implicit Anchor) در سیاست پولی به وضعیتی اشاره دارد که بانک مرکزی یا نهاد تصمیم‌گیرنده سیاست پولی، به صورت غیررسمی و غیرشفاف از یک متغیر اقتصادی (مانند نرخ ارز، نرخ بهره، یا نرخ تورم) به عنوان نقطه مرجع برای هدایت انتظارات استفاده می‌کند، اما آن را به صورت رسمی به عنوان هدف اعلام نمی‌کند.

2. Mishkin, F. S. (1999, 2011)

3. Taylor, J. B. (1999)

4. Eggertsson, G., & Woodford, M. (2003)

5. Overnight Cash Rate

VAR به دلیل توانایی در تحلیل دینامیک‌های پیچیده اقتصادی روش مناسبی برای تحلیل روابط پیچیده بین متغیرهای اقتصادی هستند. با این حال، محدودیت عمده مدل‌های VAR سنتی این است که فرض می‌کنند پارامترهای مدل در طول زمان ثابت هستند. در شرایط اقتصادی متغیر و پویا، این فرض واقعیت‌های اقتصادی را به درستی منعکس نمی‌کند. برای غلبه بر این محدودیت، مدل‌های پیشرفته‌تری نظیر مدل^۱ TVC-VAR توسعه یافته‌اند (پریمیچری^۲، ۲۰۰۵). در این مدل‌ها تغییرات زمانی در پارامترها در تحلیل‌های اقتصادی مدنظر قرار گرفته و تصویر دقیق‌تری از دینامیک‌های اقتصادی ارائه می‌شود.

در این مطالعه، از مدل Bayesian TVC-VAR برای بررسی آثار متقابل تورم، نرخ ارز، پایه پولی، نرخ بهره بین‌بانکی و نقدینگی استفاده شده است. دوره زمانی این پژوهش داده‌های ماهانه از اردیبهشت ۱۳۹۳ تا مرداد ۱۴۰۳ است که از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است^۳. با توجه به نوسان زیاد در متغیرهایی نظیر نرخ ارز و نقدینگی و اهمیت تحلیل واکنش‌های آنی و تجمعی به شوک‌های مختلف، استفاده از این مدل می‌تواند به درک بهتر و دقیق‌تری از تغییرات و روندهای اقتصادی منجر شود.

ادامه بخش‌بندی مقاله به این صورت است که در بخش دوم مبانی نظری پژوهش ارائه شده است. در بخش سوم مطالعات تجربی داخلی و خارجی مورد بررسی قرار گرفته است. بخش چهارم به تشریح روش انجام پژوهش اختصاص یافته و بخش پنجم نتایج حاصل از برآورد مدل مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در بخش ششم نیز جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

رابطه بین نقدینگی و پول پایه تحت تأثیر سیاست‌های پولی و رفتار بازارهای مالی قرار دارد. پایه پولی از طریق ضریب فزاینده بر نقدینگی اثر می‌گذارد. به این معنی که تغییرات در پایه پولی می‌تواند به تغییرات گسترده‌تری در کل حجم پول منجر شود. همچنین، نوسان نقدینگی بر توانایی

۱. مدل‌های TVC-VAR یا TVP-VAR که بر متغیر بودن ضرایب یا پارامترها در طول زمان تأکید دارند.

۲. Primiceri, G. E. (2005)

۳. لازم به ذکر است، نرخ بهره بین بانکی پیش از اردیبهشت ۱۳۹۳ در دسترس نیست. آخرین مشاهده این پژوهش نیز مربوط به مرداد ۱۴۰۳ است.

بانک‌ها برای استفاده از پول پایه در ایجاد اعتبار اثر گذاشته و به این ترتیب بر عرضه پول در اقتصاد تأثیر می‌گذارد.

به طور مشخص پایه پولی که به عنوان پول پر قدرت نیز شناخته می‌شود، شامل اسکناس و مسکوک در گردش و ذخایر قانونی و اضافی بانک‌ها نزد بانک مرکزی می‌شود. پایه پولی از طریق اثر ضریب فزاینده بر نقدینگی اثر می‌گذارد. هنگامی که بانک مرکزی پایه پولی را افزایش می‌دهد با توجه به رابطه $M = mB$ نقدینگی افزایش می‌یابد. در این رابطه M نشان‌دهنده نقدینگی، B پایه پولی و m ضریب فزاینده است (دوان وان^۱، ۲۰۲۰، بلانچارد و جانسون^۲، ۲۰۱۳، وودفورد^۳، ۲۰۰۳).
با این حال، در ایران با اجرای سیاست‌های کنترل مقداری در راستای مدیریت نقدینگی و تورم^۴، این رابطه خطی و ساده ممکن است تغییر کند. به عنوان مثال، با وجود افزایش پایه پولی، نقدینگی ممکن است به دلیل سیاست‌های محدودکننده، روند کاهشی داشته باشد. این وضعیت، پویایی جدیدی را بین نقدینگی و پایه پولی ایجاد کرده که فراتر از رابطه ضریب فزاینده است و به ساختار پیچیده‌تری نیاز دارد. در نتیجه، تحلیل این رابطه در طول زمان و در شرایط مختلف اقتصادی می‌تواند بینش بهتری از آثار متقابل این دو متغیر کلان اقتصادی ارائه دهد.

از سوی دیگر، ارتباط مستقیم بین پایه پولی و نقدینگی بر تورم و سطح عمومی قیمت‌ها تأثیرگذار است. در صورتی که نقدینگی افزایش یابد و هم‌زمان ظرفیت تولیدی اقتصاد محدود باشد، رشد تقاضا منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. در این حالت، سیاست‌های پولی انبساطی و تزریق پایه پولی به اقتصاد از سوی بانک مرکزی می‌تواند اثرات تورمی قوی‌تری به دنبال داشته باشد. این امر به این دلیل است که عرضه کالاها و خدمات متناسب با رشد تقاضا افزایش نیافته است.

با این حال، بانک مرکزی می‌تواند با استفاده از سیاست‌های کنترل مقداری، رشد نقدینگی و در نتیجه تورم را محدود کند. به این ترتیب، حتی با وجود افزایش پایه پولی، با استفاده از سیاست‌های کنترل مقداری می‌توان مانع از رشد شدید نقدینگی و اثرات تورمی آن شد. به عبارت دیگر، با استفاده از سیاست‌های کنترل مقداری می‌توان با قطع ارتباط مستقیم بین پایه پولی و نقدینگی، اثرات آن بر

1. Doan Van, D. (2020)

2. Blanchard, O., & Johnson, D. R. (2013)

3 Woodford, M. (2003)

تورم را کاهش داد.

بنابراین، اثر پایه پولی بر تورم و سطح عمومی قیمت‌ها، نه تنها به میزان ضریب فزاینده و حجم پایه پولی بستگی دارد، بلکه به سیاست‌های پولی و تنظیمات بانکی وابسته است که نحوه اثرگذاری این رابطه را در طول زمان تعیین می‌کند.

نکته دیگر آنکه مسئولین بانک‌های مرکزی در کشورهای توسعه‌یافته از نرخ بهره به‌عنوان ابزاری برای کنترل نقدینگی و تورم استفاده می‌کنند. با افزایش پایه پولی معمولاً نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد، زیرا نقدینگی بیشتری در سیستم بانکی در دسترس قرار می‌گیرد. بانک‌های مرکزی از این مکانیسم برای تحریک فعالیت‌های اقتصادی استفاده می‌کنند (برنانکه و بلیندر^۱، ۱۹۹۲، اسونسون^۲، ۱۹۹۷). نرخ بهره بالاتر با کاهش استقراض و مخارج باعث کاهش تورم می‌شود. برعکس، نرخ بهره پایین‌تر می‌تواند وام‌گیری را تحریک کند، هزینه‌ها را افزایش دهد و به‌طور بالقوه منجر به تورم بالاتر شود (تیلور^۳، ۱۹۹۳).

بنابراین، با افزایش نرخ بهره، هزینه وام‌گیری برای بانک‌ها و افراد افزایش و تمایل به وام‌گیری و ایجاد اعتبار کاهش می‌یابد. این امر از حجم نقدینگی در اقتصاد می‌کاهد و می‌تواند تورم را مهار کند. به عبارت دیگر، نرخ بهره به‌نوعی می‌تواند ضریب فزاینده (m) را نیز تحت تأثیر قرار دهد، زیرا با کاهش تقاضا برای وام و کاهش ایجاد اعتبار، حجم پول در گردش کمتر می‌شود. این ارتباط زمانی پیچیده‌تر می‌شود که سیاست کنترل مقداری نیز اعمال شود. در چنین شرایطی، حتی اگر بانک مرکزی پایه پولی را افزایش دهد، اعمال سیاست‌های محدودکننده، مانع از افزایش نقدینگی شده و نرخ بهره را به‌طور غیرمستقیم تحت فشار قرار می‌دهد. برای مثال، با اعمال این سیاست‌ها، بانک‌ها به‌راحتی قادر به استفاده از پایه پولی جدید و ایجاد نقدینگی جدید نیستند. درنتیجه، حتی با تزریق پایه پولی، نرخ بهره بالا باقی می‌ماند و نقدینگی به شکل کنترل‌شده‌ای به اقتصاد وارد می‌شود.

نرخ بهره، پایه پولی، نقدینگی، و تورم، متغیرهای مهمی هستند که به‌طور پیچیده‌ای بر نرخ ارز اثر می‌گذارند. افزایش پایه پولی، با توجه به ضریب فزاینده پول، معمولاً موجب افزایش نقدینگی

1 Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992)

2 Svensson, L. E. O. (1997)

3 Taylor, J. B. (1993)

می‌شود و در صورت عدم هماهنگی با ظرفیت تولیدی اقتصاد، فشارهای تورمی را افزایش می‌دهد. طبق قانون گرشام، هنگامی که مردم با دو نوع پول با کیفیت‌های مختلف مواجه می‌شوند تمایل خواهند داشت تا پول با کیفیت پایین را خرج کرده و پول با کیفیت بالا را ذخیره کنند. به اعتقاد استورزنجر^۱ (۱۹۹۴)، به‌ویژه در شرایطی که رابطه $V'(m)m = 0$ برقرار باشد مسیر ابر تورم هموار خواهد بود. در این معادله m حجم پول و $V'(m)$ مطلوبیت نهایی پول است. به عبارت دیگر، اگر حجم پول در اقتصاد به گونه‌ای افزایش یابد که مطلوبیت نهایی آن به صفر میل کند، تمایل به نگهداری ارز خارجی به شدت افزایش خواهد یافت. در این وضعیت تورم داخلی، با کاهش قدرت خرید پول ملی، تمایل به خرید ارز خارجی را افزایش داده و باعث افزایش نرخ ارز می‌شود. میشکین^۲ (۲۰۱۶) نشان می‌دهد که افزایش نقدینگی، به شرط ثبات تقاضای پول، نرخ ارز خارجی را بالا می‌برد. باین حال، واکنش نرخ ارز به شوک‌های پولی می‌تواند غیرخطی باشد و بسته به انتظارات بازار، محیط اقتصادی و شرایط سیاست‌گذاری متغیر باشد.

بانک‌های مرکزی می‌توانند با افزایش نرخ بهره این فشارهای تورمی را کاهش دهند، چرا که افزایش نرخ بهره از استقراض و ایجاد اعتبار کاسته و از حجم نقدینگی در اقتصاد می‌کاهد، که در نتیجه فشار کمتری بر نرخ ارز وارد می‌شود. به علاوه، بانک مرکزی می‌تواند با استفاده از سیاست‌های کنترل مقداری، حتی با افزایش پایه پولی مانع از رشد نقدینگی و اثرات تورمی آن شود، و بدین ترتیب با کاهش تقاضا برای ارز، نرخ ارز تثبیت می‌شود. با این حال، در مورد بازار ارز ایران باید به این نکته توجه داشت که ارز خارجی به دلیل تداوم افزایش تورم و کاهش ارزش پول ملی، ماهیت دارایی پیدا کرده است. بخشی از تقاضا در این بازار از سمت سرمایه‌گذاری و حفظ ارزش دارایی‌ها ایجاد می‌شود. از سوی دیگر، این شرایط موجب شده است انگیزه سفته‌بازی در این بازار نیز افزایش یابد. در نتیجه هر تغییری در میزان حجم نقدینگی در بازار پول ایران می‌تواند اثرات مستقیمی بر نرخ ارز داشته باشد.

افزایش نرخ ارز با افزایش هزینه کالاهای وارداتی، تورم را تشدید می‌کند. اثرات تورم از ناحیه واردات، بسته به نوع کالا (واسطه‌ای، سرمایه‌ای یا مصرفی) و میزان وابستگی اقتصاد به واردات،

1. Sturzenegger, F. A. (1994)

2. Mishkin, F. S. (2016)

متفاوت است (اوبسفیلد و روگوف^۱، ۱۹۹۵). با توجه به وابستگی فرآیند تولید در اقتصاد ایران به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، افزایش نرخ ارز باعث تشدید تورم در ایران می‌شود. با توجه به آنچه بیان شد استفاده از یک مدل با ضرایب ثابت نمی‌تواند به شکل مناسب این پویایی‌ها را توضیح دهد. در شرایطی که روابط اقتصادی تحت تأثیر شوک‌ها، تغییرات سیاستی و عوامل پویا متفاوت است، استفاده از مدل‌های پارامتر متغیر به درک دقیق‌تری از این روابط کمک می‌کند. این مدل‌ها تحلیل جامع‌تری از ارتباط بین نقدینگی، پایه پولی، نرخ بهره، نرخ ارز و تورم در طول زمان ارائه می‌دهند.

۳- مطالعات تجربی

در ادامه به بررسی برخی از پژوهش‌های داخلی و خارجی صورت گرفته در این حوزه پرداخته می‌شود.

۳-۱ مطالعات داخلی

امیدی و همکاران^۲ (۱۴۰۳) اثر پایه پولی و اجزای آن بر تورم در ایران را از فروردین ۱۳۸۳ تا بهمن ۱۴۰۱ با استفاده از رویکرد اتصال فرکانس پارامتر متغیر در زمان (Frequency TVP-VAR) مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هرچند در کوتاه‌مدت، تورم بر پایه پولی اثرگذار بوده، که این امر شاهی بر درون‌زایی پول است، اما در میان‌مدت و بلندمدت پایه پولی بر تورم مؤثر بوده است.

زمانزاده^۳ (۱۴۰۳) عبور نرخ ارز در بازه اسفند ۱۳۷۰ تا شهریور ۱۴۰۲ در ایران را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که درجه عبور نرخ ارز به سطح عمومی قیمت‌ها برای نرخ‌های ترجیحی مبادله و نیما در بلندمدت (شش سال) به ترتیب برابر ۹/۸ و ۴/۸ درصد است و در صورت تثبیت نرخ‌های ترجیحی، درجه عبور نرخ ارز از ۴۶/۲ درصد به ۳۰/۶ درصد کاهش می‌یابد. در نتیجه کنترل نرخ ارز عامل مهمی در کنترل تورم محسوب می‌شود.

زمانزاده^۴ (۱۴۰۲) به بررسی اثر تغییر نرخ سود سیاستی بر متغیرهای کلان، در قالب یک

1 Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995)

2 Omid et al. (2024)

3 Zamanzadeh (2024)

4 Zamanzadeh (2023)

مدل تصحیح خطای برداری برای اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۷۰ پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که افزایش نرخ سود سیاستی اثرات قوی ضد تورمی دارد؛ به نحوی که افزایش ۱ درصدی در نرخ سود سیاستی موجب کاهش تدریجی و دائمی نرخ تورم می‌شود. بنابراین ابزار نرخ سود سیاستی در اقتصاد ایران به‌رغم نقصان کانال‌های اثرگذاری، دارای کارایی جهت اجرای سیاست پولی در چارچوب هدف‌گذاری تورمی است.

رودری و همکاران^۱ (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی نحوه انتقال و همچنین سرریز تلاطم با توجه به دوره زمانی بروز تلاطمات میان نقدینگی، نرخ ارز و تورم در دوره زمانی ۱۴۰۱:۰۷-۱۳۶۱:۰۱ با تواتر ماهانه با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان-مقیاس پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که عمده ارتباط میان تلاطم متغیرهای مورد بررسی به‌صورت بلندمدت بوده و نرخ ارز عامل مسلط در توضیح تلاطم است. در کوتاه‌مدت نقدینگی انتقال‌دهنده خالص تلاطم به تورم و نرخ ارز بوده اما در میان‌مدت و بلندمدت، نرخ ارز انتقال‌دهنده خالص تلاطم و تورم و نقدینگی دریافت‌کننده خالص تلاطم ارز هستند. همچنین اثرگذاری نرخ ارز در بلندمدت قوی‌تر است. یعنی چنانچه تلاطم ارز کنترل نشود، می‌تواند با انتقال تلاطم به نقدینگی، زمینه تلاطم تورم را نیز سبب شود.

شقایق‌شهری^۲ (۱۴۰۲) به فرا تحلیل پژوهش‌ها در زمینه تورم پرداخته است. در این راستا، متغیرهای توضیحی رشد نقدینگی، کسری بودجه (درصدی از تولید ناخالص داخلی)، نرخ ارز و انتظارات تورمی انتخاب و با تلفیق رابطه بین تورم با متغیرهای توضیحی، اندازه اثر محاسبه شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد همه متغیرهای مورد بررسی اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارند و ضریب تأثیر آن‌ها بر تورم به ترتیب برای نقدینگی ۰/۸۰۵ درصد، کسری بودجه ۳/۳۴۴ درصد، نرخ ارز ۵/۳۶ درصد و انتظارات تورمی ۰/۵۸۵ درصد بوده است.

مرسلی‌ارزنق و همکاران^۳ (۱۴۰۲) به بررسی رابطه بین اجزای پایه پولی و تولید و تورم در اقتصاد ایران، در دوره‌های زمانی ۱۳۶۸-۱۴۰۱ و با استفاده از مدل خود همبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداخته‌اند. با توجه به نتایج به‌دست آمده، تأثیر متغیر بدهی بانک‌های تجاری به بانک

1 Rudari et al. (2023)

2 Shaghghi Shahri (2024)

3 Morsali Arzanagh et al. (2024)

مرکزی بر تولید و تورم به ترتیب برابر با ۰/۳۳ و ۰/۶۲ و تاثیر خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی بر تولید و تورم به ترتیب ۰/۴۲ و ۰/۵۷ بوده است.

التجائی^۱ (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای بر پایه روش MS-VAR و طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۷، مدلی برای بررسی رابطه علی غیرخطی میان نرخ بهره و تورم ارائه داده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که رابطه میان نرخ‌های بهره و تورم در دوره یادشده در قالب دو رژیم دسته‌بندی می‌شود. در رژیم صفر که هر دو متغیر در سطوح بالا و پرنوسان هستند، علیت دوطرفه میان آن‌ها وجود دارد که تأییدکننده اثر فیشری است. در رژیم یک که هر دو متغیر در سطوح نسبتاً پایین با نوسان اندک قرار دارند، علیت یک‌طرفه مثبت از نرخ بهره به تورم وجود داشته است.

اصغری‌پور و همکاران^۲ (۱۴۰۲) با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی (۱۴۰۰-۱۳۷۰) و با بهره‌گیری از روش پارامتر متغیر زمانی خود همبسته برداری (TVP-VAR) به بررسی نقش نرخ ارز در اثرگذاری پول بر تورم و رشد تولید ناخالص داخلی پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر آن است که هرچقدر واریانس رشد نرخ ارز کمتر باشد، سیاست پولی نقش موثقتری در مهار تورم دارد. از سوی دیگر، اگر میانگین رشد نرخ ارز نزدیک به رشد پایه پولی باشد، سیاست پولی موجب رشد تولید می‌شود. همچنین، اگر نرخ ارز رشد بیشتری نسبت به پایه پولی داشته باشد، تورم افزایش یافته و رشد تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد.

طاهری‌بازخانه^۳ (۱۴۰۲) با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به دوره زمانی ۱۴۰۱:۰۲ - ۱۳۶۹:۰۲ و ابزار همدوسی چندگانه، همدوسی جزئی، اختلاف‌فاز جزئی و بهره‌موجک جزئی به تحلیل اثرگذاری نقدینگی و نرخ ارز بر تورم پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که رشد نرخ ارز اثرگذاری باثباتی بر تورم دارد. رابطه میان رشد نقدینگی و تورم از نظر جریان، جهت و شدت علیت ناپایدار است. به‌طوری‌که رشد نقدینگی در سال‌های میانی دهه‌های ۱۳۷۰، ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ از تورم پیروی کرده است.

شاکری و باقرپوراسکویی^۴ (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد تبدیل موجک پیوسته، پویایی‌های رابطه علی میان تورم و نقدینگی و رابطه میان تورم و نرخ ارز را با استفاده از داده‌های

1 Eltejaei (2024)

2 Asgharpour et al. (2024)

3 Taheri Bazkhaneh (2023)

4 Shakeri & Bagherpour Oskouie (2023)

ماهانه طی سال‌های ۱۳۹۹:۱۲-۱۳۶۱:۱ در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده‌اند. طبق نتایج پژوهش: ۱- نقدینگی در بلندمدت بر نرخ تورم تأثیرگذار نیست و علیت معکوس (علیت از سمت تورم به نقدینگی) وجود دارد و این نتیجه مؤید تأیید درون‌زایی نقدینگی در بلندمدت در اقتصاد ایران است. ۲- تکانه‌های رشد نرخ ارز (طرف عرضه اقتصاد) بر تورم مؤثر است؛ به گونه‌ای که نرخ ارز در هر دو فرانکس کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر معنی‌داری بر تورم داشته است.

متقی و همکاران^۱ (۱۴۰۱) در پژوهشی به تحلیل نظریه فیشر در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از روش VAR و VECM در دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۹، نوع، نحوه و میزان اثرگذاری نرخ بهره بر شاخص تورم را در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از پژوهش، نظریه فیشر در اقتصاد ایران را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، تأیید می‌کند و نشان می‌دهد بین متغیر نرخ بهره و شاخص تورم در اقتصاد ایران، ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

تحصیلی^۲ (۱۴۰۱) در پژوهشی، با به‌کارگیری الگوی خود رگرسیون برداری آستانه‌ای، عبور نرخ ارز در ایران را طی سال‌های ۱۳۶۹:۱-۱۳۹۷:۴ به صورت غیرخطی مورد بررسی قرار داده است. یافته‌ها بیانگر آن است که اثرگذاری نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها به سطح تورم (محیط تورمی و آستانه آن) وابسته است؛ به طوری که اگر تورم فصلی بیشتر از ۵/۴۸ درصد باشد، شوک ارزی اثر کمتری بر تورم دارد. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که به دلیل نبود سیاست هدف‌گذاری تورم در اقتصاد ایران، اثرگذاری شوک نرخ ارز بر تورم در مقادیر کمتر از ۵/۴۸ درصد، کمتر است.

محمد اسماعیل و همکاران^۳ (۱۴۰۱) به بررسی اثر شوک نرخ ارز در کنار برخی متغیرهای توضیحی بر تورم در ۴۷ کشور در حال توسعه، با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری پانل (Panel-SVAR) و خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان (Panel-TVPVAR) برای سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ پرداخته‌اند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز، یکی از عوامل اثرگذار بر تورم در کشورهای مورد مطالعه بوده است. به طوری که شوک‌های مثبت نرخ ارز

1 Motaghi et al. (2023)

2 Tahsili (2022)

3 Mohammad Esmail et al. (2023)

تأثیر منفی و شوک‌های منفی نرخ ارز تأثیر مثبت بر تورم داشته است. همچنین، افزایش تولید و درجه باز بودن اقتصاد باعث کاهش تورم و افزایش اندازه دولت و عرضه پول باعث افزایش تورم در کشورهای منتخب در حال توسعه شده است.

فرخی‌بالاجاده و همکاران^۱ (۱۴۰۰) در پژوهش خود با به کارگیری دو روش موجک گسسته و پیوسته و با استفاده از داده‌های فصلی (۱۳۶۱-۱۳۹۷)، به بررسی همبستگی و هم‌دوسی بین متغیرهای حجم پول (پایه پولی و نقدینگی) با تورم در افق‌های زمانی متفاوت پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در تحلیل موجک گسسته، میزان همبستگی بین متغیرها در افق‌های زمانی مختلف متفاوت است، ولی در بلندمدت همبستگی موجکی بین نقدینگی و تورم و همبستگی موجکی بین پایه پولی و تورم مثبت و معنی‌دار است. در تحلیل موجک پیوسته نیز، تغییرات نقدینگی در هیچ‌یک از افق‌های زمانی در نظر گرفته شده نتیجه ملموسی بر تورم ندارد. اما متغیر پایه پولی در بلندمدت رابطه مستقیم، قوی و هم‌فاز با تورم دارد.

اباذری‌عسکری و همکاران^۲ (۱۴۰۰) در پژوهشی با استفاده از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۲ و با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) به بررسی اثر رشد حجم نقدینگی بر تورم، از دو کانال پایه پولی و ضریب فزاینده پولی، پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که متغیر پایه پولی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر متغیر تورم داشته و ضریب فزاینده پولی نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر متغیر تورم داشته است.

۳-۲ مطالعات خارجی

گبنگا و دنیل^۳ (۲۰۲۴) به تبیین رابطه بین عرضه پول و نرخ تورم در اقتصاد نیجریه پرداخته‌اند. در این مطالعه از داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۲۲ و الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که عرضه پول گسترده (M2) و نرخ ارز رابطه منفی باهم دارند، هرچند اثر نرخ ارز بر نرخ تورم نیجریه ضعیف است. از طرف دیگر، نرخ بهره تأثیر مثبت بر نرخ تورم در نیجریه دارد.

1 Farrokhi Balajade et al. (2022)

2 Abazari Askari et al. (2022)

3. Gbenga, O., & Daniel, J. (2024)

استیلیانو و همکاران^۱ (۲۰۲۴) با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۸۱ و با به کارگیری روش ARDL به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین عرضه پول و تورم در پاکستان پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان‌دهنده هم‌انباشتگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت بین تورم، عرضه پول، بیکاری و نرخ بهره است. نتایج نشان می‌دهد که بیکاری با تورم رابطه منفی و عرضه پول و نرخ بهره با تورم رابطه مثبتی دارند.

فوکاچی و همکاران^۲ (۲۰۲۴) با استفاده از روش SVAR و داده‌های پنل شامل کشورهای استرالیا، چین، هند، ژاپن، بریتانیا و ایالات متحده و همچنین منطقه یورو، طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۱۹۹۲ به بررسی نظریه مقداری پول پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رشد پول در کل نمونه، اثر سرریز قاطعی بر تورم ندارد و تغییرات در عرضه پول لزوماً محرک اصلی تورم نیست.

برگر و همکاران^۳ (۲۰۲۳) با استفاده از الگوی VAR بیزین، رابطه دوگانه میان رشد پول و تورم را در منطقه یورو و ایالات متحده، بررسی کرده‌اند. نتایج بیانگر آن است که این رابطه در طول زمان در هر دو منطقه از نظر آماری ناپایدار است. تأثیر رشد پول بر تورم پس از دهه ۱۹۸۰ به‌طور قابل توجهی ضعیف و سپس بعد از سال ۲۰۲۰ تقویت شده است. بر اساس شواهد، این تغییرات زمانی، با سطح تورم بلندمدت مرتبط است. هرچه میانگین تورم در دوره‌های طولانی بالاتر باشد، حداکثر تأثیر رشد نقدینگی بر تورم نیز بیشتر می‌شود. از سوی دیگر، بر اساس شواهد حاصل شده، تغییرات زمانی با سرعت تغییرات قیمت نیز مرتبط است، زیرا اثر رشد پول بر تورم، با افزایش تورم افزایش می‌یابد.

آکچا^۴ (۲۰۲۳) به بررسی اعتبار اثر نئو-فیشر در ترکیه پرداخته و آثار نرخ ارز، تورم، صادرات و واردات را در چارچوب سیاست‌های اعمال‌شده نرخ بهره، مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. بازه زمانی این مطالعه عبارت است از ۲۰۲۱:۰۹-۲۰۰۳:۰۱ و از روش ARDL بهره‌گرفته شده است. یافته‌های پژوهش حاکی از وجود هم‌انباشتگی بلندمدت و کوتاه‌مدت بین صادرات، واردات، نرخ ارز، نرخ بهره و تورم است. تأثیر نرخ ارز بر صادرات و واردات در هر دو دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت مشاهده شده است. تورم در هر دو دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت تحت تأثیر هم‌زمان نرخ

1. Stylianou et al. (2024)

2. Focacci et al. (2024)

3. Berger et al. (2023)

4. Akça, T. (2023)

ارز و نرخ بهره است، اما تأثیر نرخ ارز بر تورم بیشتر از نرخ بهره است.

والوگو و همکاران^۱ (۲۰۲۳) با استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۲ و با به کارگیری روش خود رگرسیون آستانه‌ای (TAR) اثر آستانه‌ای انتقال نرخ ارز (ERPT) بر تورم کشور غنا و همچنین ارتباط آستانه نرخ ارز در قاعده تیلور را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که کاهش ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز) فراتر از آستانه ماهانه ۰/۷ درصد، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر افزایش نرخ تورم دارد. نتایج مدل قاعده سیاست پولی نیز نشان داده است که صرف‌نظر از سطح آستانه ۰/۵۱ درصد، نرخ ارز تأثیر مثبت و زیادی بر نرخ بهره دارد. بنابراین، مدیریت دقیق نرخ ارز در چارچوب سیاست‌های پولی می‌تواند از کاهش ارزش پول ملی فراتر از سطح بهینه ۰/۷ درصد جلوگیری کرده و در نتیجه مانع از تأثیر منفی آن بر افزایش تورم شود. این یافته‌ها نشان می‌دهد که بانک مرکزی باید حتی در سطوح کمتر از آستانه تعیین شده نیز به تغییرات نرخ ارز توجه کند تا از پیامدهای نامطلوب آن بر تورم و سیاست پولی جلوگیری شود.

چیتچی و کایا^۲ (۲۰۲۳) با استفاده از داده‌های پنلی از ۱۴۹ کشور در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۷، تأثیر نا اطمینانی نرخ ارز بر تورم را بررسی کردند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که نا اطمینانی نرخ ارز اثر مثبت بر تورم دارد. همچنین تأثیر نا اطمینانی نرخ ارز بر تورم غیرخطی است. با افزایش ناپایداری نرخ ارز، اندازه اثر آن بر تورم کاهش می‌یابد.

شروفا و شتورو^۳ (۲۰۲۳) به بررسی رابطه غیرخطی نامتقارن پویا بین نرخ ارز و تورم در تونس طی دوره ۲۰۱۸:۰۴-۲۰۰۷:۰۱ و با استفاده از الگوی MTNARDL پرداخته‌اند. برای بررسی علیت نامتقارن بین نوسانات نرخ ارز و تغییرات تورم نیز، از آزمون علیت گرنجر در کوانتایل‌های مختلف استفاده شده است. یافته‌های تجربی حاکی از اثر نامتقارن نرخ ارز بر تورم در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. یعنی میزان تاثیر نوسانات نرخ ارز بر تورم بستگی به شدت نوسانات نرخ ارز، دارد. علاوه بر این، تحلیل علیت کوانتایلی، شواهدی از علیت یک‌جهت از تغییرات تورم بر نوسانات نرخ ارز در کوانتایل‌های مختلف و همچنین اثر بازخورد در کوانتایل‌های بالا را تأیید می‌کند.

آیتیچ و ساراج^۴ (۲۰۲۲) در پژوهشی با استفاده از مدل TVP-VAR، به بررسی ارتباط بین

1. Valogo et al. (2023)

2. Çitçi & Kaya (2023)

3. Chroufa & Chtourou (2023)

4. Aytaç & Saraç (2022)

شاخص عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی، نرخ بهره و تورم در کشورهای در حال توسعه توسعه آمریکای لاتین شامل کلمبیا، شیلی، مکزیک و برزیل در بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۲۰ پرداخته‌اند. نتایج می‌دهد که در کوتاه‌مدت، رابطه‌ای مثبت بین تورم، نرخ بهره و شاخص عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی در کشورهای کلمبیا، شیلی و برزیل وجود دارد.

آلوز و فررا^۱ (۲۰۲۳) به بررسی ارتباط نرخ ارز و تورم در برزیل، با استفاده از روش تبدیل موجک پیوسته پرداخته‌اند. نتایج نشانگر آن است که رابطه بین تورم و نرخ ارز در کوتاه‌مدت و میان‌مدت ضعیف اما رابطه بین تورم و نرخ ارز در بلندمدت قوی است.

تورسوی و ماری^۲ (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین عرضه پول و تورم در ترکیه، طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۷ و با استفاده از تحلیل موجک پرداخته‌اند. نتایج مطالعه، نظریه مقداری پول مدرن را ارتباط بین تورم و عرضه پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت، و همچنین نظریه مقداری پول کلاسیک را در مورد ارتباط بین عرضه پول و تورم در بلندمدت، تأیید می‌کند. اختلاف‌فاز موجک نیز، وجود یک رابطه دوسویه بین عرضه پول و تورم را تأیید می‌کند.

فلدکیرچر و توندل^۳ (۲۰۲۰) به بررسی ارتباط بین تورم و سیاست نرخ بهره بانک مرکزی در کشورهای با لنگر هدف گذاری تورم پرداخته‌اند. در این مطالعه که شامل کشورهای توسعه‌یافته و بازارهای نوظهور، طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۵ است، از الگوی خود رگرسیون برداری بیزین استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که سیاست پولی یک عامل مؤثر بر تورم، به‌ویژه در بلندمدت است. حتی در برخی از بازارهای نوظهور، سیاست پولی به‌عنوان مهم‌ترین عامل محرک تورم شناخته شده است. این یافته‌ها بر نقش سیاست‌های پولی در مدیریت تورم تأکید دارد.

کپورال و گیل‌الانا^۴ (۲۰۱۹) در پژوهشی با برآورد مدل‌های انتگرال‌گیری جزء به جزء^۵ و همبستگی برای نرخ‌های بهره اسمی و تورم مورد انتظار در کشورهای گروه هفت، فرضیه فیشر در مورد تعیین نرخ‌های حقیقی بهره را مورد بازبینی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از وجود یک رابطه مثبت بین نرخ‌های بهره اسمی و تورم است؛ با این حال، شواهدی دال بر تعدیل کامل نرخ‌های بهره اسمی

1. Alves & Ferreira (2023)

2. Tursoy & Mar'i (2020)

3. Feldkircher, M., & Tondl, G. (2020)

4. Caporale, G. M., & Gil-Alana, L. (2019)

5 Fractional Integration

نسبت به تورم، که لازمه فرضیه فیشر است، وجود ندارد.

همانطور که مشاهده می‌شود مطالعات انجام شده عمدتاً به بررسی تاثیر یک یا دو متغیر پولی بر تورم پرداخته‌اند، اما اثرگذاری لنگرهای اسمی^۱ بر یکدیگر در آنها مورد توجه نبوده است. بنابراین، با توجه به اینکه بررسی ارتباط پویای ابزارهای کنترل تورم در اقتصاد ایران ضروری است، در این پژوهش به این شکاف مطالعاتی پرداخته شده است. از سوی دیگر، استفاده از مدل Bayesian TVC-VAR درک مناسبی از شیوه اثرگذاری الف) متغیرهای موردبررسی بر تورم و ب) اثرگذاری متغیرهای مدل بر یکدیگر ارائه می‌دهد.

۴- روش انجام پژوهش

معمولاً توجه این فرض VAR که پارامترهای مدل در طول زمان ثابت هستند دشوار است. در این صورت استفاده از مدل TVC-VAR می‌تواند پاسخی به این مسئله باشد. این مدل توسط پرمیچری^۲ (۲۰۰۵) برای بررسی پویایی‌های سری‌های زمانی اقتصادی و مالی ارائه شده است. مدل TVC-VAR شامل دو معادله است: معادله مشاهده^۳ و معادله فرآیند^۴. معادله مشاهده یک معادله VAR با ضرایب دوره-مشخص^۵ است. به عبارت دیگر، این معادله ارتباط بین مقدار حال سری زمانی و گذشته آن را با استفاده از ضرایب متغیر در زمان توضیح می‌دهد. معادله فرآیند، تعیین‌کننده قانون حرکت برای ضرایب است. این معادله تکامل ضرایب متغیر در زمان را در طول زمان توصیف می‌کند. بنابراین می‌توان چنین بیان کرد که معادله مشاهده ارتباطات پویا بین متغیرها را ثبت می‌کند و معادله فرآیند سیر تکاملی ضرایب در طول زمان را توصیف می‌کند (ایویوز^۶، ۲۰۲۴).

برای نشان دادن معادله مشاهده معادله زیر به عنوان VAR استاندارد در نظر گرفته می‌شود:

۱ لنگرهای اسمی تورم ابزارها یا اهدافی هستند که سیاست‌گذاران اقتصادی از آنها برای کنترل و هدایت انتظارات تورمی و مدیریت تورم در یک اقتصاد استفاده می‌کنند. این لنگرها نوعی تعهد یا محدودیت در سیاست‌های پولی یا مالی ایجاد می‌کنند تا سطح کلی قیمت‌ها در بازه مشخصی تثبیت شود و از نوسانات شدید جلوگیری شود. انواع رایج لنگرهای اسمی عبارتند از هدف گذاری نرخ ارز، هدف گذاری تورمی و هدف گذاری پولی.

2. Primiceri, G. E. (2005)

3. Observation Equation

4. Process Equation

5. Period-Specific Coefficients

6 Eviews (2024)

$$y_t = x_t' B + e_t \quad (۱)$$

به طوری که y_t بردار $(N \times 1)$ ، x_t برداری از وقفه y_t و متغیرهای برون‌زا، B ماتریس ضرایب و e_t جزء اخلاص و IID است. در مدل TVC-VAR ضرایب ماتریس B ثابت نیست. پس معادله ۱ به رابطه (۲) تغییر می‌کند:

$$y_t = x_t' B_t + e_t \quad (۲)$$

هرچند وابسته کردن ضرایب به زمان مشکل اول، یعنی متغیر در زمان بودن، را حل می‌کند، اما مشکل جدیدی را اضافه می‌کند. در این صورت معادله مشاهده شده منجر به بروز پارامترسازی بیش‌ازحد^۱ در هراندازه‌ای از نمونه می‌شود. زیرا مدل تعداد زیادی پارامتر را معرفی می‌کند که باید برآورد شود. به‌طور خاص، هر ضریب در مدل VAR مجاز به تغییر در هر دوره زمانی است که منجر به تعداد بالقوه بسیار زیادی از پارامترها در مقایسه با داده موجود می‌شود. برای مدیریت این پدیده، قانون حرکت ضرایب تعیین می‌شود. معمولاً این قانون حرکت به‌صورت فرآیند گام تصادفی مدل‌سازی می‌شود:

$$B_t = B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

به طوری‌که $u_t \sim N(0, Q)$.

بر طبق این معادله، ضرایب به‌جای پرش نامنظم در طول زمان به‌طور هموار^۲ تکامل می‌یابد^۳. به عبارت دیگر، این معادله مکانیسمی را معرفی می‌کند که در آن پارامترهای مدل به‌طور تدریجی تغییر می‌کند. به گونه‌ای که هدف تکامل آرام و مداوم ضرایب به‌جای تغییرات ناگهانی در طول دوره‌های زمانی است. این فرمول‌بندی کمک می‌کند تغییرات تدریجی و ملایم در پارامترها شبیه‌سازی شود، به گونه‌ای که از نوسانات ناگهانی جلوگیری شده و برآورد پارامترها پایدار باقی بماند. سیستم‌های اقتصادی به‌جای تغییرات ناگهانی، معمولاً به‌صورت تدریجی و مداوم تکامل می‌یابند. با حصول اطمینان از تغییر تدریجی ضرایب، مدل بهتر می‌تواند این روندهای بلندمدت در داده‌ها را ثبت کند. همچنین، اگر ضرایب ناگهانی تغییر کند مدل ممکن است به اختلال^۴ در داده‌ها بیش‌ازحد حساس شود و در نتیجه مدل بیش‌ازحد برازش شود. تکامل هموار با تمرکز بر تغییرات

1. Over-Parameterization

2. Smoothly

3. This Equation Ensures That the Coefficients Evolve Smoothly Over Time Instead of Jumping Irregularly.

4. Noise

تدریجی به جای واکنش به نوسانات کوتاه‌مدت، به جلوگیری از این امر کمک می‌کند.

در این صورت می‌توان معادله ۴ برای مدل VAR را چنین در نظر گرفت:

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + u_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (۴)$$

در این معادله $y_t = [y_{1,t}, \dots, y_{n,t}]'$ بردار جملات ثابت، c_t ضرایب متغیر در زمان برای

هر متغیر و ماتریس واریانس-کوواریانس $\Omega_t = [\sigma_{ij,t}]_{n \times n}$ از اجزای اخلاص که بیانگر شوک ساختاری با میانگین صفر است.

اگر دو سمت معادله ۴ به صورت برداری نوشته شود:

$$y_t = X_t b_t + u_t \quad (۵)$$

به طوریکه $X_t = I_t \otimes x_t'$ و $b_t = \text{vec}(B_t)$ و فرض می‌شود که u_t از فرآیند گاوسی

پیروی می‌کند: $u_t \sim N(0, \Omega_t)$ و Ω_t ماتریس واریانس-کوواریانس متغیر در زمان است که به صورت معادله ۶ تعریف می‌شود (کانوز و کالکاو، ۲۰۲۴):

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t' \quad (۶)$$

در این معادله A_t عبارت است از:

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \dots & \alpha_{nn-1,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (۷)$$

و Σ_t عبارت است از:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix} \quad (۸)$$

هرچند معادله فرآیند به منظور مقابله با مشکل پارامتر سازی بیش از حد می‌تواند مفید باشد،

اما ممکن است این مشکل را به طور کامل برطرف نکند. درواقع، پارامتر سازی بیش از حد اغلب حتی

برای VAR استاندارد نیز وجود دارد. یک راه حل می‌تواند «سوق دادن»^۳ مدل به یک نسخه ساده‌تر

۱. در این عبارت vec بیانگر Vector یا بردار است.

2. Canöz, İ., & Kalkavan, H. (2024)

3. Shrink

باشد. مفهوم «سوق دادن» اهمیت مدل‌سازی بیزی را برجسته می‌کند.

مدل Bayesian TVC-VAR ترکیب مدل TVC-VAR و پارامتر پیشینی^۱ است. در مدل‌های بیزی، پارامتر پیشین بر اساس اطلاعات موجود درباره موضوع مورد مطالعه، پیش از مشاهده داده‌ها تعیین می‌شود. برای ساده‌سازی مدل به یک نسخه ساده‌تر، پارامتر پیشین در مرکز مدل ساده‌تر قرار می‌گیرد. فرآیند ساده‌سازی در چارچوب بیزی شامل سوق دادن برآورد پارامترها به سمت مقادیر مشخص است. این کار با متمرکز کردن پارامتر پیشین حول مدل ساده‌تر و سپس کاهش واریانس پارامتر پیشین (Tightening) انجام می‌شود. به عنوان مثال، اگر پارامتر پیشین به صفر محدود شود، مدل TVC-VAR به مدل VAR استاندارد تقلیل می‌یابد.

پارامترهای پیشین حول بردار ضرایب اولیه (b_0) و ماتریس کوواریانس Ω و Q تعیین می‌شوند:

$$\pi(b_0, \Omega, Q) = \pi(b_0)\pi(\Omega)\pi(Q) \quad (9)$$

که در این معادله $b_0 \sim N(\underline{b_0}, \underline{B_0})$ ، $Q \sim IW(\underline{Q}, \underline{q})$ و $\Omega \sim IW(\underline{\Omega}, \underline{\omega})$ ؛ در نتیجه می‌توان مدل برآوردی را به صورت معادله ۱۰ نوشت:

$$y_t = c_t + B_t X_t + u_t \quad (10)$$

به طوری که $X_t = (CPI_{t-1}, BAS_{t-1}, EXC_{t-1}, LIQ_{t-1}, INT_{t-1})'$ ، c_t بردار عرض از مبدا و u_t بردار جزء اخلاص است.

۵- تحلیل نتایج

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل داده‌های ماهانه از اردیبهشت ۱۳۹۳ تا مرداد ۱۴۰۳ است. آمار مورد نیاز از نما گره‌های اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده و همه متغیرها فصلی زدایی و به صورت لگاریتمی هستند. همچنین، با توجه به اینکه نرخ بهره در ایران به صورت دستوری توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود از نرخ بهره بین بانکی به عنوان پراکسی استفاده شده است. نکته دیگر

1 Prior Parameter

۲. برای مطالعه بیشتر ر.ک. پریمیچری (۲۰۰۵).

اینکه شروع بازه زمانی مطالعه از آغاز انتشار نرخ بهره بین‌بانکی در بانک مرکزی و انتهای دوره آخرین آمار در دسترس بوده است.

در جدول ۱ آمار توصیفی متغیرهای موردبررسی ارائه شده است. با توجه به جدول مشخص می‌شود که میانگین سطح عمومی قیمت‌ها برابر ۷۹/۲۷ و میانه آن ۴۹/۵۰ است. بیشینه این شاخص به ۲۵۹/۵۰ و کمینه آن به ۲۲/۴۸ می‌رسد. انحراف معیار ۶۶/۷۴ نشان‌دهنده نوسانات قابل توجه در این شاخص است. آماره جاک-برا و سطح احتمال مرتبط با آن نیز نشان‌دهنده عدم توزیع نرمال در داده‌های CPI است. میانگین نرخ ارز برابر با ۱۸۶۰۰۰۰۰۰ ریال و میانه آن به ۱۲۸۰۰۰۰۰۰ ریال است. اندازه انحراف معیار نشان‌دهنده پراکندگی قابل توجه نرخ ارز در دوره بررسی است.

جدول ۱: آمار توصیفی

نقدینگی (میلیارد ریال)	نرخ بهره بین‌بانکی	پایه پولی (میلیارد ریال)	نرخ ارز (ریال)	cpi	میانگین
۲۹۹۲۰۷۶۰	۲۱/۰۵	۴۰۶۷۰۰۳	۱۸۶۰۰۰۰۰	۷۹/۲۷	میانگین
۱۹۷۹۹۱۰۰	۲۰/۰۱	۲۷۵۱۱۰۰	۱۲۸۰۰۰۰۰	۴۹/۵۰	میانه
۸۷۹۷۸۹۰۰	۲۸/۸۰	۱۱۸۳۵۰۰۰	۶۳۸۰۰۰۰۰	۲۵۹/۵۰	بیشینه
۶۴۰۷۶۵/۶	۹/۷۲	۱۰۸۱۹۴۶	۳۰۹۹۱	۲۲/۴۸	کمینه
۲۳۳۲۳۰۲۱	۳/۴۱	۳۰۵۱۷۴۹	۱۸۱۰۰۰۰۰	۶۶/۷۴	انحراف معیار
۰/۹۴	۰/۲۴	۱/۰۵	۰/۹۶۱	۱/۲۲	چولگی
۲/۶۲	۳/۷۷	۲/۸۷	۲/۷۷	۳/۲۸	کشیدگی
۱۹/۱۷	۴/۳۶	۲۳/۳۳	۱۹/۵۱	۳۱/۸۵	Jarque-Bera
۰/۰۰۰	۰/۱۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	Probability
۱۲۵	۱۲۵	۱۲۵	۱۲۵	۱۲۵	تعداد مشاهدات

منبع: یافته‌های پژوهش

سطح احتمال آماره جاک-برا نیز نشان‌دهنده عدم توزیع نرمال است. انحراف معیار پایه پولی برابر ۳۰۵۱۷۴۹ نیز بیانگر پراکندگی زیاد این شاخص است. سطح احتمال آماره جاک-برا نیز حاکی از عدم توزیع نرمال داده‌های پایه پولی است. بیشینه نرخ بهره بین‌بانکی به ۲۸/۸۰ و کمینه آن به ۹/۷۲ می‌رسد. انحراف معیار این شاخص نیز برابر با ۳/۴۱ بوده که نشان از پراکندگی کمتر نسبت به سایر شاخص‌ها دارد. سطح احتمال آماره جاک-برا برای این شاخص برابر ۰/۱۱ است که نشان‌دهنده توزیع تقریباً نرمال این متغیر است. همچنین، بیشینه نقدینگی به ۸۷۹۷۸۹۰۰ و کمینه آن به ۶۴۰۷۶۵۶ می‌رسد. انحراف معیار حاکی از پراکندگی بالای این شاخص است. سطح احتمال

آماره جارک-بر نشان‌دهنده عدم نرمال بودن توزیع داده‌ها است.

نکته مهمی که باید به آن توجه داشت آن است که در برآورد مدل، غیر از نرخ بهره بین‌بانکی، از همه متغیرها نرخ رشد گرفته شده است. از سوی دیگر، نتایج آزمون دیکی-فولر بیانگر آن است که غیر از نرخ بهره بین‌بانکی، بقیه متغیرها در سطح مانا هستند. با این حال متغیر نرخ بهره بین‌بانکی نیز با لحاظ شکست ساختاری در سطح مانا می‌شود. بنابراین، در برآورد مدل همه متغیرها در سطح وارد شده‌اند.

همچنین، با توجه به نتایج ارائه شده در پیوست ۱، در برآورد معادلات از شش وقفه استفاده شده است. از سوی دیگر، در پیوست ۲ عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در اجزاء اخلاص قابل مشاهده است. ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای مشخصه AR در پیوست ۳ نیز بیانگر مانایی فرآیند VAR است. در ادامه به تحلیل نتایج پرداخته شده است:

در تجزیه چولسکی، ترتیب قرارگیری متغیرها نقش بسیار مهمی در شناسایی تکانه‌های ساختاری دارد. دلیل این اهمیت به ماهیت روش تجزیه چولسکی باز می‌گردد که بر اساس محدودیت‌های شناسایی صفر بالای ماتریس واریانس-کوواریانس خطا عمل می‌کند. این ترتیب مشخص می‌کند که کدام متغیرها می‌توانند بلافاصله به شوک‌های سایر متغیرها پاسخ دهند و کدام یک این پاسخ را با تأخیر ارائه می‌دهند. از این رو، در این مطالعه برای شناسایی تکانه‌های ساختاری، ترتیب متغیرها به شکل زیر تنظیم شده است: پایه پولی، نرخ ارز، نقدینگی، نرخ بهره، و تورم.

پایه پولی به عنوان اولین متغیر در این ترتیب قرار گرفته است، زیرا در اقتصاد ایران به عنوان ابزار اصلی سیاست پولی عمل می‌کند و نقش مهمی در تأمین مالی و سیاست‌های اقتصادی ایفا می‌کند. افزایش پایه پولی در ایران اغلب برای تأمین کسری بودجه دولت استفاده شده و به سرعت بر متغیرهای دیگر تأثیر می‌گذارد.

نرخ ارز در جایگاه دوم قرار داده شده است. نرخ ارز در اقتصاد ایران تحت تأثیر پایه پولی و شوک‌های سیاستی بانک مرکزی است و به تغییرات پایه پولی واکنش سریع نشان می‌دهد. به دلیل نقش مهم نرخ ارز در تعیین قیمت کالاهای وارداتی و در نتیجه سطح عمومی قیمت‌ها، قرار گرفتن آن در این جایگاه منطقی است و به شناسایی شوک‌های ناشی از تغییرات ارزی کمک می‌کند.

نقدینگی به عنوان متغیر سوم قرار گرفته است، زیرا تغییرات نقدینگی به طور مستقیم از طریق

ضریب فزاینده پایه پولی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. پایه پولی، به عنوان منبع اصلی نقدینگی، ابتدا تغییر می‌کند و سپس این تغییرات از طریق سیستم بانکی و ضریب فزاینده به نقدینگی منتقل می‌شود. علاوه بر این، نقدینگی به طور غیرمستقیم از نرخ ارز نیز تأثیر می‌پذیرد، زیرا افزایش نرخ ارز می‌تواند هزینه‌های تولید را افزایش داده و از طریق افزایش تقاضای وام، رشد نقدینگی را تحریک کند. بنابراین، قرار گرفتن نقدینگی در این جایگاه، بازتاب‌دهنده نقش آن به عنوان متغیری است که از پایه پولی تأثیر می‌گیرد و بر متغیرهای بعدی، مانند نرخ بهره، اثرگذار است.

نرخ بهره به عنوان متغیر چهارم قرار داده شده است. با توجه به اینکه نرخ بهره در ایران عمدتاً توسط بانک مرکزی به صورت دستوری تعیین می‌شود و در واکنش به شرایط نقدینگی و سیاست‌های کنترل تورم تغییر می‌کند، این روند می‌تواند به شناسایی اثرات سیاست‌های نقدینگی و ارزی بر نرخ بهره کمک کند. در نتیجه، تحلیل دقیق این روابط به فهم بهتر سیاست‌های پولی و تأثیرات آن بر اقتصاد منجر می‌شود.

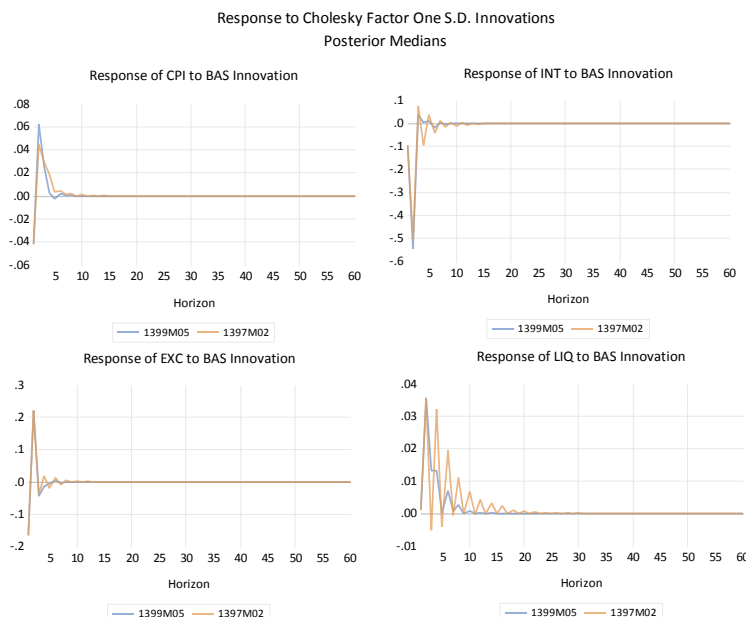
تورم به عنوان متغیر نهایی در این ترتیب قرار گرفته است، چراکه واکنش آن به سایر متغیرها به طور معمول با تأخیر همراه است. این چپش امکان بررسی دقیق‌تر اثرات شوک‌های پولی و ارزی بر سطح قیمت‌ها را فراهم می‌آورد، چراکه نرخ ارز، نقدینگی و نرخ بهره همگی به شکل غیرمستقیم و با تأخیر بر تورم تأثیر می‌گذارند.

در نمودارهای ۱ تا ۱۰ واکنش آنی متغیرها به شوک‌های وارده از سایر متغیرها، در دو مقطع اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹ بررسی شده است. اردیبهشت ۱۳۹۷ نقطه عطف مهمی در تاریخ ژئوپلیتیکی و اقتصادی ایران محسوب می‌شود، زیرا ایالات متحده به طور رسمی از برنامه جامع اقدام مشترک (برجام) خارج شد و تحریم‌های اقتصادی شدیدی را مجدداً بر ایران تحمیل کرد. این خروج، به دلیل کاهش احتمالی صادرات نفت و محدودیت‌های بین‌المللی مالی، بلافاصله فشار زیادی بر ارزش ریال وارد کرد و باعث کاهش شدید آن شد.

در مرداد ۱۳۹۹ دوره‌ای بود که ایران با شوک ارزی جدیدی مواجه شد. این شوک نتیجه ترکیبی از همه‌گیری کووید-۱۹، تحریم‌ها و کاهش درآمدهای نفتی بود. در میانه سال ۱۳۹۹ ریال ایران یکی از شدیدترین افت‌های ارزش خود را تجربه کرد، که ناشی از فشارهای اقتصادی داخلی و موانع خارجی در تجارت و جریان‌های مالی بود.

مقایسه دو شوک در دو مقطع زمانی متفاوت این امکان را پدید می‌آورد که از سویی بتوان

روند پاسخ‌ها را با یکدیگر مقایسه کرد و از سوی دیگر، تقارن اندازه واکنش‌ها در دو شوک ارزی قابل مقایسه خواهد بود.



نمودار ۱: واکنش آنی به شوک پایه پولی در دو مقطع زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۱، واکنش آنی متغیرهای مختلف به شوک پایه پولی در دو مقطع زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹ ارائه شده است. این مقاطع به دلیل تحولات کلان اقتصادی و سیاسی برای اقتصاد ایران اهمیت دارند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، واکنش متغیرها در هر دو دوره به‌طور کلی مشابه است، اگرچه تفاوت‌هایی در سرعت و شدت واکنش‌ها دیده می‌شود.

تورم بلافاصله پس از اعمال شوک پایه پولی در هر دو مقطع زمانی افزایش یافته و به نقطه اوج خود در دوره اول می‌رسد. این افزایش به تدریج کاهش یافته و پس از حدود ۵ دوره به سطح اولیه باز می‌گردد. این الگو نشان‌دهنده اثرگذاری کوتاه‌مدت شوک پایه پولی بر تورم است، که با نظریه‌های اقتصادی و نتایج مطالعات قبلی همچون اصغرپور و همکاران^۱ (۱۴۰۲) و مرسلی‌ارزنتی و

همکاران^۱ (۱۴۰۲) همخوانی دارد. در هر دو دوره، بازگشت قیمت‌ها به سطح اولیه نشان‌دهنده ثبات نسبی سیستم در واکنش به شوک‌های پولی است.

شوک پایه پولی در هر دو مقطع باعث افزایش نرخ ارز شد، که می‌تواند ناشی از کاهش ارزش پول ملی در واکنش به افزایش حجم پول باشد. این اثر در دوره اول به اوج خود می‌رسد و سپس روند کاهش به خود می‌گیرد. این واکنش بیانگر آن است که پایه پولی با اثرگذاری بر انتظارات و کاهش قدرت خرید داخلی، موجب تضعیف ریال در برابر ارزهای خارجی می‌شود.

واکنش نرخ بهره بین‌بانکی در هر دو مقطع زمانی به صورت منفی و تقریباً فوری است و در دوره اول به پایین‌ترین سطح خود می‌رسد. این کاهش اولیه می‌تواند به دلیل افزایش عرضه پول و کاهش نسبی هزینه تأمین مالی باشد. باین حال، این اثر پس از گذشت حدود ۸ دوره از بین رفته و نرخ بهره به سطح اولیه خود باز می‌گردد. این الگو می‌تواند نشان‌دهنده بازگشت تدریجی تقاضای نقدینگی به سطوح عادی و کنترل نرخ بهره در بلندمدت باشد.

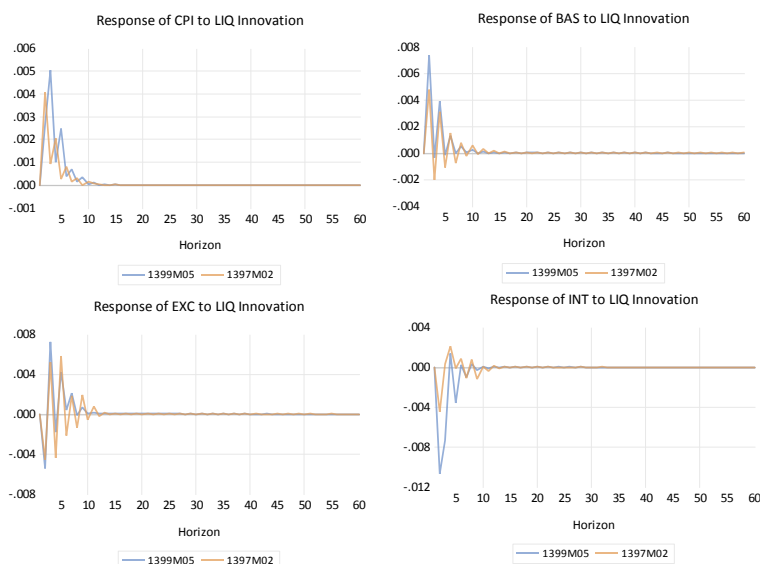
نقدینگی نیز به طور مشابه با سایر متغیرها، پس از شوک پایه پولی افزایش می‌یابد. این واکنش سریع و چشمگیر است، اما پس از چند دوره، به تدریج به سطح اولیه خود باز می‌گردد. این روند نشان می‌دهد که شوک‌های پایه پولی به سرعت نقدینگی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، اما این اثر پایدار نیست و پس از مدتی از شدت آن کاسته می‌شود.

نمودار ۲ واکنش آنی متغیرهای اقتصادی به شوک نقدینگی را در دو مقطع زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹ نمایش می‌دهد. همان‌طور که از نمودارها برمی‌آید، واکنش متغیرها در هر دو دوره به‌طور کلی مشابه بوده و نشان‌دهنده الگوهای پایدار اثر شوک‌های نقدینگی بر اقتصاد ایران است.

در هر دو مقطع، تورم پس از یک دوره واکنش مثبتی به شوک نقدینگی نشان داده و پس از حدود ۱۰ دوره به سطح اولیه خود بازگشته است. این یافته‌ها حاکی از آن است که اثر نقدینگی بر قیمت‌ها کوتاه‌مدت و گذرا است و به مرور کاهش می‌یابد. در مقایسه با نمودار ۱، می‌توان مشاهده کرد که تأثیر پایه پولی بر تورم نسبت به نقدینگی بیشتر بوده است؛ به عبارتی، شوک‌های پایه پولی اثری قوی‌تر و ماندگارتر بر قیمت‌ها دارند. این نتیجه با نتایج پژوهش‌های انجام‌شده توسط

شقایق شهری^۱ (۱۴۰۲)، علی‌زاده کلاگر و همکاران^۲ (۱۴۰۲) و زنگنه و همکاران^۳ (۱۳۹۹) همخوانی دارد و همگی بر تأثیر قوی تر پایه پولی بر تورم تأکید کرده‌اند. همچنین، پژوهش‌های طاهری بازخانه (۱۴۰۲) و فرخی‌بالاجاده و همکاران (۱۴۰۰) نیز بر ناپایداری و کوتاه‌مدت بودن اثر نقدینگی بر تورم تأکید دارند. در مقابل، برخی مطالعات نظیر شاکری و باقرپوراسکویی (۱۴۰۲) و فوکاچی و همکاران (۲۰۲۴) اثر مستقیم نقدینگی بر تورم را مورد تردید قرار داده‌اند و بیان کرده‌اند که نقدینگی به تنهایی نمی‌تواند به افزایش پایدار قیمت‌ها منجر شود.

Response to Cholesky Factor One S.D. Innovations
Posterior Medians



نمودار ۲: واکنش آنی به شوک نقدینگی در دو مقطع زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹

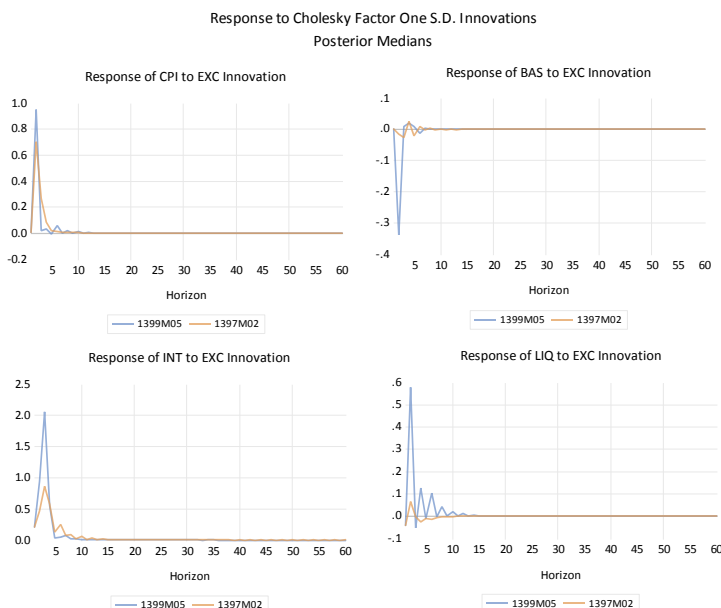
منبع: یافته‌های پژوهش

واکنش نرخ بهره بین‌بانکی به شوک نقدینگی در مرداد ۱۳۹۹ نسبت به اردیبهشت ۱۳۹۷ شدیدتر بوده است، که احتمالاً ناشی از کاهش درآمدهای ارزی و محدودیت‌های ارزی شدیدتر در این دوره بوده است. این تغییرات نشان‌دهنده حساسیت بیشتر بازار به شوک‌های ارزی و نقدینگی در شرایط بحرانی تر اقتصادی است.

1 Shaghghi Shahri

2 Alizadeh Kolagar (2024)

3 Zanganeh et al. (2020)



نمودار ۳: واکنش آنی به شوک نرخ ارز در دو مقطع زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

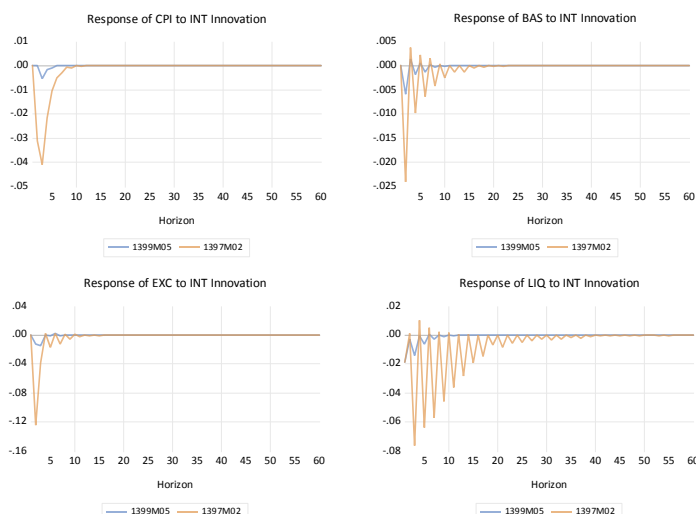
در نمودار ۳ واکنش آنی متغیرها به شوک ارزی ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک‌های ارزی در هر دو مقطع زمانی واکنش مشابهی دارد. به‌طوری‌که در دوره اول با یک افزایش آنی مواجه شده و پس از حدود پنج دوره به سطح صفر باز می‌گردد. این واکنش نشان‌دهنده حساسیت بالای تورم به شوک‌های ارزی در مقایسه با سایر شوک‌ها نظیر شوک پایه پولی و نقدینگی است. این یافته نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز در سال‌های اخیر تأثیر آنی و قابل توجه‌تری بر نرخ تورم نسبت به سایر متغیرهای پولی داشته است. این نتیجه با مطالعات پیشین، مانند شقاقی شهری (۱۴۰۲)، اصغری‌پور و همکاران (۱۴۰۲)، طاهری‌بازخانه (۱۴۰۲)، شاکری و باقرپوراسکویی (۱۴۰۲) و والوگو و همکاران (۲۰۲۳) همخوانی دارد، که نشان داده‌اند شوک‌های ارزی اثرات سریع‌تر و مستقیم‌تری بر تورم نسبت به شوک‌های پولی دارند.

نرخ بهره بین‌بانکی در دو مقطع زمانی واکنش متفاوتی به شوک ارزی نشان داده است. در مرداد ۱۳۹۹، واکنش نرخ بهره بین‌بانکی به شوک ارزی شدیدتر از اردیبهشت ۱۳۹۷ بوده است. به نظر می‌رسد کاهش درآمدهای ارزی ناشی از محدودیت‌های تحریم‌ها در مرداد ۱۳۹۹ منجر به

کاهش ذخایر ارزی و تشدید فشارهای مالی بر بانک مرکزی شده است. این وضعیت در نتیجه واکنش تندتری در نرخ بهره بین‌بانکی نسبت به خروج آمریکا از برجام در سال ۱۳۹۷ شده است. این یافته حاکی از آن است که شدت بحران ارزی نقش تعیین‌کننده‌ای در واکنش سیاست‌های پولی بانک مرکزی دارد. در شرایط کاهش درآمدهای ارزی، بانک مرکزی ناچار به افزایش نرخ بهره می‌شود تا نقدینگی را کنترل کرده و ثبات مالی را حفظ کند.

تحلیل واکنش پایه پولی و نقدینگی به شوک ارزی در این دو مقطع زمانی نشان می‌دهد که واکنش این متغیرها در برابر شوک ارزی متفاوت است. پایه پولی در هر دو دوره به صورت منفی به شوک ارزی واکنش نشان داده و این واکنش در بحران‌های شدیدتر بزرگ‌تر بوده است. این پدیده می‌تواند ناشی از کاهش ذخایر ارزی بانک مرکزی باشد که مستقیماً پایه پولی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر، نقدینگی به صورت مثبت به شوک ارزی پاسخ داده و واکنش آن در بحران ارزی مرداد ۱۳۹۹ شدیدتر بوده است. این واکنش مثبت می‌تواند به دلیل افزایش تقاضا برای وام‌های بانکی از سوی بنگاه‌های اقتصادی باشد که به دلیل کمبود سرمایه در گردش، تقاضای خود را افزایش داده‌اند. در پاسخ به این تقاضا و برای کاهش فشارهای ناشی از شوک ارزی، بانک مرکزی با اتخاذ سیاست‌های پولی انبساطی و افزایش اعتبارات بانکی، واکنش نشان داده است.

Response to Cholesky Factor One S.D. Innovations
Posterior Medians



نمودار ۴: واکنش آنی به شوک نرخ بهره در دو مقطع زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۴ واکنش آنی به شوک نرخ بهره بین‌بانکی ترسیم شده است. شوک مثبت به نرخ بهره بین‌بانکی، منجر به کاهش اولیه در تورم شده است. این واکنش منفی تا حدود ۵ دوره برای شوک ۱۳۹۹ و ۱۰ دوره برای شوک ۱۳۹۷ ادامه داشته و سپس به سطح ثابتی نزدیک به صفر میل کرده است. این یافته نشان می‌دهد که سیاست افزایش نرخ بهره می‌تواند به کاهش موقتی تورم کمک کند، که با نظریه‌های اقتصادی تطابق دارد. به‌ویژه، این نتیجه با مطالعات تجربی در اقتصادهای توسعه‌یافته همخوانی دارد که نشان می‌دهد افزایش نرخ بهره می‌تواند از طریق کاهش تقاضای کلی، تورم را مهار کند. این الگو با تجربه کشورهای دیگری مانند آمریکا و انگلستان در دوران پساکرونا، که سیاست افزایش نرخ بهره برای کنترل تورم اعمال شد، شباهت دارد. همچنین، نتیجه این مطالعه همسو با زمان‌زاده (۱۴۰۲) است. با این حال مطالعات التجائی (۱۴۰۲) و متقی و همکاران (۱۴۰۱) بر اثر مثبت نرخ بهره بر تورم در ایران تأکید داشته‌اند.

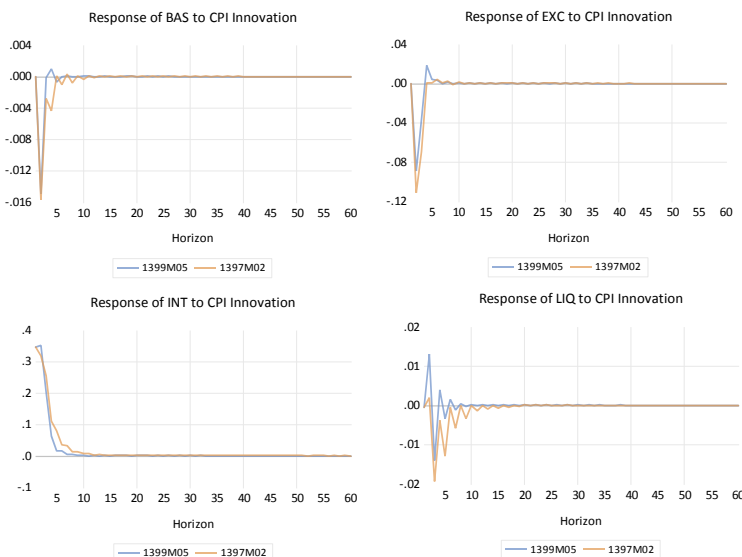
از سوی دیگر، مشاهده می‌شود که شوک نرخ بهره بین‌بانکی باعث کاهش پایه پولی شده است. این کاهش در ابتدا شدید بوده و به تدریج به صفر میل کرده است. این نتیجه نشان می‌دهد که بانک مرکزی در پاسخ به افزایش نرخ بهره، سیاست‌های سخت‌گیرانه‌تری را در خصوص تزریق پایه پولی به کار گرفته است. درواقع، افزایش نرخ بهره هزینه منابع مالی را برای بانک‌ها افزایش داده و بنابراین، انگیزه بانک‌ها برای استفاده از پایه پولی کاهش یافته است.

همچنین مشاهده می‌شود که پاسخ نقدینگی به شوک نرخ بهره منفی بوده و این اثر به‌مرور زمان کاهش یافته و به سطح صفر نزدیک شده است. افزایش نرخ بهره بین‌بانکی، هزینه تأمین منابع مالی برای بانک‌ها را افزایش داده که در نتیجه، اعطای وام و اعتبار از سوی بانک‌ها کاهش یافته و به کاهش نقدینگی در سطح کلان انجامیده است. این نتیجه نشان می‌دهد که شوک نرخ بهره می‌تواند به‌طور مؤثری رشد نقدینگی را کنترل کند و از فشار تورمی بکاهد. این اثر در مرداد ۱۳۹۹ به دلیل شرایط خاص اقتصادی و محدودیت‌های ارزی، با شدت کمتری نسبت به اردیبهشت ۱۳۹۷ مشاهده می‌شود که نشان می‌دهد بانک مرکزی در شرایط بحران ارزی، تمایل بیشتری به اتخاذ سیاست‌های تسهیلی (افزایش پایه پولی یا نقدینگی) دارد.

شوک نرخ بهره بین‌بانکی موجب واکنش منفی اولیه نرخ ارز شده است، به‌طوری‌که در هر دو دوره این کاهش پس از حدود ۵ دوره به صفر نزدیک می‌شود. این واکنش نشان می‌دهد که با

افزایش نرخ بهره، تمایل به نگهداری ریال افزایش یافته و تقاضا برای ارز کاهش می‌یابد، که در نتیجه، به کاهش نرخ ارز (تقویت ارزش ریال) منجر می‌شود.

Response to Cholesky Factor One S.D. Innovations
Posterior Medians



نمودار ۵: واکنش آنی به شوک تورم در دو مقطع زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۵ واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک‌های قیمتی در دو مقطع زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹ ارائه شده است. مشاهده می‌شود که شوک تورم منجر به کاهش سریع پایه پولی در هر دو مقطع زمانی شده است. این واکنش منفی قوی و آنی نشان می‌دهد که بانک مرکزی با کاهش پایه پولی در تلاش است تا از اثرات تورمی بکاهد. سیاست‌های پولی انقباضی از طریق کاهش پایه پولی می‌تواند به تعدیل نقدینگی و کنترل تورم کمک کند. این یافته با نظریه‌های اقتصادی سازگار است که بیان می‌کنند کنترل رشد پایه پولی می‌تواند یکی از ابزارهای اصلی مقابله با تورم باشد.

همچنین، مشاهده می‌شود که نرخ ارز بلافاصله به شوک تورمی واکنش منفی نشان داده و با سرعت زیادی به کمینه خود رسیده است. پس از آن، واکنش نرخ ارز به تدریج کاهش یافته و در حدود ۵ دوره به صفر میل می‌کند. این واکنش منفی بیانگر آن است که بانک مرکزی برای کنترل تورم تلاش می‌کند نرخ ارز را سرکوب کند. این رفتار می‌تواند ناشی از سیاست‌های مداخله در بازار

ارز باشد که هدف آن جلوگیری از افزایش شدید قیمت ارز و کاهش قدرت خرید داخلی است. سرکوب نرخ ارز به عنوان یک ابزار کنترلی تورم در بسیاری از اقتصادهای در حال توسعه استفاده می‌شود. به عنوان مثال، کشورهای ترکیه و آرژانتین نیز در مواجهه با شوک‌های تورمی، با کنترل نرخ ارز سعی در کاهش فشارهای تورمی داشته‌اند.

از سوی دیگر، مشاهده می‌شود که شوک تورم منجر به افزایش نرخ بهره بین بانکی در هر دو مقطع زمانی شده است. این افزایش نرخ بهره بین بانکی می‌تواند نشان‌دهنده افزایش تقاضای اعتبار توسط بنگاه‌های اقتصادی باشد که برای تأمین هزینه‌های فزاینده ناشی از تورم به تسهیلات مالی بیشتری نیاز دارند. از طرف دیگر، افزایش نرخ بهره بین بانکی می‌تواند به دلیل تلاش بانک مرکزی برای کاهش تقاضای اعتباری و مهار تورم باشد.

این یافته با ادبیات موجود همخوانی دارد که بیان می‌کند در دوره‌های تورمی، بانک‌های مرکزی اغلب نرخ بهره را افزایش می‌دهند تا از افزایش بیش از حد نقدینگی جلوگیری کنند. این سیاست در کشورهای توسعه یافته به عنوان قاعده تیلور شناخته می‌شود، که بر اساس آن افزایش تورم به افزایش نرخ بهره منجر می‌شود. این نتیجه نشان‌دهنده اهمیت نرخ بهره در کنترل تورم در اقتصاد ایران است.

واکنش نقدینگی به شوک تورم در هر دو مقطع کاهشی بوده است. این کاهش نشان‌دهنده آن است که بانک مرکزی برای مهار تورم از طریق کنترل نقدینگی وارد عمل شده و سعی دارد تا با کاهش میزان نقدینگی موجود در اقتصاد، اثرات تورمی را کاهش دهد. کنترل نقدینگی به عنوان یک ابزار کلیدی در سیاست‌های پولی برای کنترل تورم شناخته می‌شود. کاهش نقدینگی از طریق محدود کردن عرضه پول و تسهیلات مالی، یکی از راه‌های مهار تورم در شرایطی است که تقاضای کل بیش از حد افزایش یافته باشد. در سال‌های اخیر سیاست کنترل مقداری بانک مرکزی برای محدود کردن سمت راست ترازنامه بانک‌ها در این راستا اجرا شده است.

۶- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

تورم پایدار و کنترل نشده در دهه‌های اخیر به یکی از چالش‌های عمده اقتصاد ایران تبدیل شده است. در این میان، شناسایی روابط پویا میان تورم و متغیرهای کلان اقتصادی نقش کلیدی در طراحی سیاست‌های بهینه برای ثبات اقتصادی دارد. نتایج این مطالعه با تمرکز بر واکنش متغیرهای

پولی و ارزی در دو مقطع زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ و مرداد ۱۳۹۹، چارچوبی برای درک بهتر رفتار این متغیرها در مواجهه با شوک‌های اقتصادی ارائه می‌دهد. این یافته‌ها می‌توانند در جهت‌گیری سیاست‌های اقتصادی کشور، به‌ویژه در شرایطی که اقتصاد با نوسانات ارزی و رشد نقدینگی مواجه است، راهگشا باشد.

همانطور که مشاهده شد واکنش تورم و سایر متغیرهای کلان اقتصادی به شوک‌ها در دو مقطع زمانی تقریباً مشابه بوده، اما شدت و دامنه این واکنش‌ها تفاوت معنی‌داری داشته است. این تفاوت به‌ویژه در واکنش به شوک‌های نقدینگی و پایه پولی برجسته است و نشان می‌دهد که فشارهای اقتصادی و شرایط خاص هر دوره تأثیر بسزایی در رفتار متغیرها دارد. به‌طور خاص، در مقطع مرداد ۱۳۹۹ شدت واکنش‌ها به دلیل شرایط اقتصادی متلاطم‌تر، بیشتر از مقطع اردیبهشت ۱۳۹۷ بوده است. به‌طور مشخص شوک‌های ارزی نسبت به سایر متغیرها اثرات بیشتری بر تورم داشته است. این یافته‌ها اهمیت مدیریت نرخ ارز در کنترل سطح نقدینگی را برجسته می‌سازد و نشان می‌دهد که بدون یک رویکرد مناسب در کنترل نوسانات ارزی، سیاست‌های پولی به‌تنهایی توانایی مهار تورم را نخواهد داشت. این نتیجه تأییدکننده نیاز به هماهنگی سیاست‌های پولی و ارزی برای کاهش اثرات تورمی شوک‌های ارزی است.

از سوی دیگر، افزایش نرخ بهره بین‌بانکی به‌عنوان ابزاری مؤثر در کاهش تورم عمل کرده است. این افزایش نرخ بهره توانسته است از طریق مهار نقدینگی و کاهش تقاضای وام‌دهی، به کاهش فشارهای تورمی کمک کند. تجربه ایران نشان می‌دهد که باوجود تفاوت‌های ساختاری، سیاست‌های مبتنی بر نرخ بهره می‌تواند به کاهش نقدینگی و در نتیجه، مهار تورم کمک کند، به شرط آنکه این ابزار با توجه به شرایط بازار و در راستای دیگر سیاست‌ها به کار گرفته شود. با توجه به نتایج به‌دست آمده از مطالعه حاضر:

- شوک‌های ارزی آثار قابل توجهی بر تورم دارند و از این رو، مدیریت مؤثر نرخ ارز باید در اولویت سیاست‌گذاری‌ها قرار گیرد. استفاده از سازوکارهایی که نوسانات شدید ارزی را کاهش دهد، می‌تواند نقش مهمی در تثبیت قیمت‌ها ایفا و از افزایش ناگهانی تورم جلوگیری نماید. این اقدام نیازمند هماهنگی دقیق بین سیاست‌های ارزی و پولی است.
- با توجه به اثرگذاری مثبت نرخ بهره بین‌بانکی بر کنترل تورم، توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران از این ابزار به‌صورت هدفمند و با لحاظ شرایط بازار استفاده کنند. استفاده

هوشمندانه از نرخ بهره می‌تواند با کنترل نقدینگی و هدایت منابع مالی به بخش‌های مولد اقتصادی به کاهش تورم کمک کند.

- یافته‌ها نشان می‌دهد که شوک‌های پایه پولی و نقدینگی آثار معنی‌داری بر تورم دارد. به همین دلیل، سیاست‌گذاران باید نظارت دقیقی بر رشد این دو متغیر داشته باشند و از رشد بی‌رویه آن‌ها جلوگیری کنند. این امر نیازمند پیاده‌سازی سیاست‌های پولی مناسب و افزایش شفافیت اطلاعات مالی است تا اعتماد عمومی تقویت و اثر سیاست‌ها بهینه شود. سرعت واکنش متغیرها به شوک‌های ارزی نشان می‌دهد که سیاست‌گذاران باید برای شناسایی سریع این شوک‌ها و اتخاذ واکنش‌های مؤثر و به‌موقع، ساختارها و سازوکارهایی را ایجاد کنند. ایجاد چنین ساختارهایی، به‌ویژه در شرایط بحران، می‌تواند از نوسانات اقتصادی شدید جلوگیری کرده و آثار منفی آن‌ها را به حداقل برساند.

References

- Abazari Askari, A., Horry, H. R., & Shakibai, A. (2022). Determining the Desired Level of Monetary Base and the Money Multiplier and the Impact of each on Inflation. *Journal of Financial Economics*, 15(56), 149-170. (In Persian) [10.30495/fed.2021.687873](https://doi.org/10.30495/fed.2021.687873)
- Akça, T. (2023). Assessment of Exchange Rate, Interest and Inflation Spiral Based on Neo-Fisher Approach: The Case of Turkey. *Izmir Journal of Economics*, 38(3), 587-607. <https://doi.org/10.24988/ije.1060011>
- Alizadeh Kolagar, S. G., Esnaashari Amiri, A., Pourghorban, M. R., & Ehsanfar, M. H. (2024). The Effect of Liquidity Volume on Inflation in Iran with Time varying Parameter Model Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 20(4), 87-110. (In Persian) <https://doi.org/10.22055/qje.2021.35882.2297>
- Alves, W. L., & Ferreira, R. T. (2023). Phillips curve and the exchange rate pass-through: a time-frequency approach. *Empirical Economics*, 64(5), 2165-2181. <https://doi.org/10.1007/s00181-022-02317-2>
- Asgharpour, H., Hatamerad, S., Nobahar, E., Adrangi, B., & Heydari, M. (2024). The role of Exchange Rate in the Effect of Money on Economic Growth and Inflation: TVP-VAR Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 31(108), 165-200. (In Persian) [10.61186/qjerp.31.108.165](https://doi.org/10.61186/qjerp.31.108.165)
- Aytaç, D., & Saraç, T. B. (2022). Economic Policy Uncertainty, Interest Rates and Inflation: Evidence from Selected Latin American Emerging Markets. *JOEEP: Journal of Emerging Economies and Policy*, 7(2), 578-590.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, 82(4), 901-921.

- Berger, H., Karlsson, S., & Österholm, P. (2023). A note of caution on the relation between money growth and inflation. *Scottish Journal of Political Economy*, 70(5), 479-496.
- Blanchard, O., & Johnson, D. R. (2013). *Macroeconomics* (6th ed.). Pearson Education.
- Canöz, İ., & Kalkavan, H. (2024). Forecasting the dynamics of the Istanbul real estate market with the Bayesian time-varying VAR model regarding housing affordability. *Habitat International*, 148, 103055. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2024.103055>
- Caporale, G. M., & Gil-Alana, L. (2019). Testing the Fisher hypothesis in the G-7 countries using I (d) techniques. *International Economics*, 159, 140-150. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2019.07.002>
- Chroufa, M. A., & Chtourou, N. (2023). Asymmetric relationship between exchange rate and inflation in Tunisia: fresh evidence from multiple-threshold NARDL model and Granger quantile causality. *SN Business & Economics*, 3(7), 1-21. <https://doi.org/10.1007/s43546-023-00499-0>
- Çitçi, S. H., & Kaya, H. (2023). Exchange rate uncertainty and the connectedness of inflation. *Borsa Istanbul Review*, 23(3), 723-735. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2023.01.009>
- Doan Van, D. (2020). Money supply and inflation impact on economic growth. *Journal of Financial Economic Policy*, 12(1), 121-136. <https://doi.org/10.1108/JFEP-10-2018-0152>
- Eltejaei, E. (2024). Interest Rate Estimation and Its Relationship with Inflation in Iran: Futures Market Data And MS-VAR Approach. *Journal of New Economy and Commerce*, 18(4), 1-31. (In Persian) [10.30465/jnet.2024.47444.2097](https://doi.org/10.30465/jnet.2024.47444.2097)
- Eggertsson, G., & Woodford, M. (2003). The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 34(1), 139-235.
- EViews. (2024). *EViews 14 user's guide II*. Retrieved from <https://www.eviews.com>
- Farrokhi Balajade, H., Khochiani, R., & Asayesh, H. (2022). Explaining the comovement of monetary base, liquidity and inflation in the Iranian economy, by comparing the performance of discrete and continuous wavelet analysis. *Journal of Economic Studies and Policies*, 8(2), 273-294. (In Persian) <https://doi.org/10.22096/esp.2022.136317.1412>
- Feldkircher, M., & Tondl, G. (2020). Global factors driving inflation and monetary policy: A global VAR assessment. *International Advances in Economic Research*, 26(3), 225-247. <https://doi.org/10.1007/s11294-020-09792-2>
- Focacci, A., Focacci, A., & Faenza, A. (2024). The lens of the quantity theory of money to disentangle the perceived relationship between money growth and inflation: a PSVAR approach. *Eurasian Economic Review*, 14, 571-595. <https://doi.org/10.1007/s40822-024-00269-9>
- Gbenga, O., & Daniel, J. (2024). Impact of Money Supply on Inflation Rate in Nigeria. *International Journal of Business Diplomacy and Econom*, 3(1): 204-215.

- Mishkin, F. S. (2016). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets* (11th ed.). Pearson Education.
- Mishkin, F. S. (2011). Monetary policy strategy: lessons from the crisis (No. w16755). *National Bureau of Economic Research*.
<http://www.nber.org/papers/w16755>
- Mishkin, F. S. (1999). International experiences with different monetary policy regimes). Any views expressed in this paper are those of the author only and not those of Columbia University or the National Bureau of Economic Research. *Journal of monetary economics*, 43(3), 579-605.
[https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(99\)00006-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(99)00006-9)
- Mohammad Esmaeil, M., Maaboudi, R., & Khorsand, M. (2023). Factors affecting the inflation rate in selected developing countries with the TVP-VAR approach. *Journal of Computational Economics*, 1(4), 99-128. (In Persian)
- Morsali Arzanagh, Z., Gudarzi Farahani, Y., & Mehrara, M. (2024). The Relationship between Monetary Base Components and Real and Nominal Sectors in Iran's Economy. *Macroeconomics Research Letter*, 18(40), 129-152. (In Persian) [10.22080/iejm.2024.26632.2035](https://doi.org/10.22080/iejm.2024.26632.2035)
- Motaghi, S., Talei, S., & Gholami, R. (2023). Fisher's theory analysis in Iranian economy (application of VAR and VECM model). *Monetary And Financial Economics*, 29(24), 292-326. (In Persian)
<https://doi.org/10.22067/mfe.2023.74290.1151>
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). The Mirage of Fixed Exchange Rates. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 73-96.
- Omidi, V., Jamshidi, A., & Nemati, M. (2024). Examining the Mutual Impact of Monetary Base Components, the Monetary Base, and Inflation in Iran: New Insights from the Frequency TVP-VAR Approach. *Journal of Economic Research and Policies*, 32(110), 228-256. (In Persian) [10.61186/qjerp.32.110.228](https://doi.org/10.61186/qjerp.32.110.228)
- Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821-852.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00353.x>
- Rudari, S., Arabi, S. H., & Rahimi Kahkashi, S. (2023). Volatility Spillover among Exchange Rate, Inflation and Liquidity in Iran's Economy: A TVP-VAR-BK Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 28(97), 152-190. (In Persian) <https://doi.org/10.22054/ijer.2024.74542.1200>
- Shaghagh Shahri, V. (2024). Meta-Analysis of Inflation Studies in Iran's Economy. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 11(44), 117-150. (In Persian) [10.61186/qjefp.11.44.117](https://doi.org/10.61186/qjefp.11.44.117)
- Shakeri, A., & Bagherpour Oskouie, E. (2023). Nature of the Inflation in Iranian Economy: Wavelet Coherence Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 28(94), 47-79. (In Persian)
<https://doi.org/10.22054/ijer.2022.63350.1036>
- Sturzenegger, F. A. (1994). Hyperinflation with currency substitution: Introducing an indexed currency. *Journal of Money, Credit and Banking*, 26(3), 377-395.
<https://doi.org/10.2307/2078008>

- Stylianou, T., Nasir, R., & Waqas, M. (2024). The relationship between money supply and inflation in Pakistan. *Plos one*, 19(3), e0301257. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0301257>
- Svensson, L. E. O. (1997). Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets. *European Economic Review*, 41(6), 1111-1146. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(96\)00055-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(96)00055-4)
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)
- Taylor, J. B. (1999). A Historical Analysis of Monetary Policy Rules. In Taylor, J. B (Eds.), *Monetary Policy Rules* (pp. 319-348). A National Bureau of Economic Research.
- Taheri Bazkhaneh, S. (2023). Analyzing the effect of liquidity and exchange rate on inflation in the time-frequency domain. *Journal of Economic Policy*, 15(29), 111-148. (In Persian) [10.22034/epj.2023.19642.2399](https://doi.org/10.22034/epj.2023.19642.2399)
- Tahsili, H. (2022). The Impact of Exchange Rate Shock on Inflation in Iran's Economy: Application of the Threshold Vector Autoregression Model. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(91), 257-285. (In Persian) <https://doi.org/10.22054/ijer.2022.56063.912>
- Tursoy, T., & Mar'i, M. (2020). Lead-lag and relationship between money growth and inflation in Turkey: New evidence from a wavelet analysis. *Theoretical and Practical Research in Economic Fields*, 11(1), 47-57.
- Valogo, M. K., Duodu, E., Yusif, H., & Baidoo, S. T. (2023). Effect of exchange rate on inflation in the inflation targeting framework: Is the threshold level relevant?. *Research in Globalization*, 6(2023), 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.resglo.2023.100119>
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy* (1st ed.). Princeton University Press.
- Zamanzadeh H. (2024). Estimation of Exchange rate pass-through in Iran's multiple exchange rate system. *Journal of Economic Research and Policies*, 32 (110), 160-194. (In Persian) [10.61186/qjerp.32.110.160](https://doi.org/10.61186/qjerp.32.110.160)
- Zamanzadeh, H. (2024). Evaluating the Effectiveness of the Policy Interest Rate in Implementing the Inflation Targeting Framework in Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, 31(108), 251-279. (In Persian) [10.61186/qjerp.31.108.251](https://doi.org/10.61186/qjerp.31.108.251)
- Zanganeh, I., Akbari Moghaddam, B., & Mirzapour Babajan, A. (2020). The Impact of Financial Development on Monetary Policy Effectiveness Considering the Trade Balance: A Kalman Filter Model Approach. *Journal of Financial Economics*, 14(51), 195-220. (In Persian) [20.1001.1.25383833.1399.14.51.8.6](https://doi.org/10.1001.1.25383833.1399.14.51.8.6).

جدول ۱- پیوست: معیار انتخاب وقفه

Lag	AIC	SC	HQ
۰	۱۰/۵۲	۱۰/۶۳	۱۰/۵۶
۱	۹/۶۵	۱۰/۳۷	۹/۹۴
۵	۹/۲۵	۱۲/۳۵	۱۰/۵۱
۶	۳/۷۴	۷/۴۴ ^o	۵/۲۴ ^o

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- پیوست: آزمون نرمال بودن، خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس

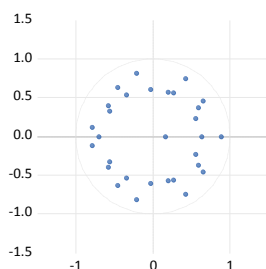
VAR Residual Serial Correlation LM Tests						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
۱	۳۴/۹۸۲	۲۵	۰/۱۹۹	۱/۴۷	(۲۵, ۲۸۷/۵)	۰/۲۲۴
۲	۲۲/۵۸۹	۲۵	۰/۳۰۷	۱/۰۱	(۲۵, ۲۸۷/۵)	۰/۳۷۴
۳	۱۸/۷۴۳	۲۵	۰/۴۲۵	۰/۹۳۸	(۲۵, ۲۸۷/۵)	۰/۴۳۲
۴	۱۴/۲۶۱	۲۵	۰/۷۰۸	۰/۶۸۷	(۲۵, ۲۸۷/۵)	۰/۷۰۰
۵	۱۱/۵۱۸	۲۵	۰/۸۲۸	۰/۵۷۵	(۲۵, ۲۸۷/۵)	۰/۷۵۵
۶	۱۳/۴۵۲	۲۵	۰/۶۸۷	۰/۶۴۳	(۲۵, ۲۸۷/۵)	۰/۷۳۲
۷	۹/۸۱۱	۲۵	۰/۹۵۶	۰/۴۹۷	(۲۵, ۲۸۷/۵)	۰/۸۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش

VAR Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
۹۲۷/۷۰	۹۰۰	۰/۲۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



نمودار ۱- پیوست: آزمون ریشه‌های معکوس چند جمله‌ای مشخصه AR

منبع: یافته‌های پژوهش

Economic complexity, liquidity, and inflation

Hoda Zobeiri^{*1}, Ebadallah Aghaei Anarmarzi²

Received: 24-04-2024

Accepted: 07-03-2025

Extended Abstract

Purpose: Complexity and inflation are among the variables that consistently attract the attention of many policymakers and economists such that they are among the critical and effective issues in strategic and macroeconomic policies that can influence other economic variables. With a brief overview of the studies conducted on the economic complexity index, one can find that, despite the numerous studies in this field, the role of economic complexity in explaining the differences between developing and developed countries and its impact on the inflationary effect of liquidity, which is a key aim of macroeconomic policies, are somehow neglected. Considering the significance of economic complexity and its potential influence on the inflation rate, the purpose of this study is to investigate the role of economic complexity and its impact on inflationary effect of liquidity in 77 developing and developed countries. In order to answer why the complexity of economies can reduce the intensity of inflationary effect of liquidity growth, the research model has been analyzed for 47 developing economies and 30 developed economies.

Methodology: The research model to investigate the interactive effect of economic complexity and liquidity on inflation is derived from the model proposed by Al Marhubi (2021), in which the logarithm of inflation is the dependent variable and a function of the annual change in the consumer price index. The research model is logarithmic. Liquidity is calculated as the difference between the logarithm of the liquidity volume and the logarithm of the GDP (at constant 2015 prices). The World Bank database was used to extract the data for these variables. The logarithm variable of economic complexity measures the knowledge production capabilities of the economy and quantifies its capacity to generate complex goods. The Atlas of Economic Complexity is the source of the information contained in this index. In order to investigate the impact of economic complexity on how liquidity affects inflation, the research model incorporates the interactive variable of the logarithm of economic complexity and liquidity. Thus, it is expected that the interaction coefficient in the model will be negative. This implies that the intensity of the inflationary effect of liquidity will diminish as economic complexity increases. Additional control

1. Corresponding author. Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. Email: h.zobeiri@umz.ac.ir.

2 MA in Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. Email:



variables, including the logarithm of per capita production (at constant 2015 prices) and the degree of the openness of the economy (sum of exports and imports divided by GDP as a percentage), were downloaded from the World Bank website. Also, the logarithm of the legal index of the central bank independence, which is referred to as the developed CBIE, is on a scale of 0 to 1, with 0 representing the lowest level of independence and 1 representing the highest level of independence. The data for this index was obtained from the Quality of Government (QoG) Institute in the Political Science Department of the University of Gothenburg. The average of five indices of electoral democracy, liberal democracy, participatory democracy, consultative democracy, and egalitarian democracy is used to calculate the logarithm of democracy. This index ranges from 0 (limited democracy) to 1 (high democracy). The data for this index were collected from V-DEM. The research period spanned from 1995 to 2021. The generalized method of moments (GMM) model was employed to conduct the research.

Findings and Discussion: Based on the coefficients estimated through the GMM method, a rise in economic complexity decreases the impact of liquidity on inflation. The coefficients of developing and developed countries are statistically significant and justifiable, and they are consistent with the research hypothesis. The coefficient of the interactive variable was -0.03 in developing countries and -0.05 in developed countries. As predicted by the research hypothesis, economic complexity has a much more reducing impact on inflationary effect of liquidity in developed countries than in developing countries. In economies with a complex economic structure, liquidity growth is restricted, resulting in low and limited inflation. However, the ratio of liquidity to GDP is significantly higher than in economies with a low level of economic complexity. The Sargan test was implemented to verify the coefficients of the model. As indicated by this test, the null hypothesis was rejected, and the estimated model proved to have the required validity. The significance of the total regression was also demonstrated by the Wald test result. In the initial instance, the null hypothesis was rejected by the Arellano-Bond test results. Therefore, the estimated coefficients were found valid.

Conclusions and Policy Implications: The purpose of this research was to examine the role of economic complexity in the relationship between liquidity and inflation. The research hypothesis was verified using the data from 77 countries from 1995 to 2021 and the GMM model. Also, the research hypothesis was evaluated for 47 developing countries and 30 developed countries. The research findings indicated that the impact of liquidity on inflation is diminished when the economic complexity index is enhanced. In other words, when an economy has a high degree of complexity, the increase in liquidity leads to lower inflation compared to an economy that has a lower degree of complexity. The coefficient of the interactive variable was found to be -0.03 in developing countries and -0.05 in developed countries. As expected, based on the research hypothesis, in developed countries, economic complexity has a much more reducing effect on the inflationary role of liquidity than in developing countries. Among the other research findings, one may refer to the negative impacts of the

variables of per capita production, the degree of openness of the economy, the impact of the central bank independence and democracy on inflation, as well as the positive impact of liquidity on inflation in all research models. This study assists policymakers in comprehending the consequences of policies that are designed to enhance the country's production capabilities and technical knowledge with respect to inflation, which is the primary objective of macroeconomic policies. Additionally, countries should specialize and diversify their export structures. The negative effect of economic complexity on the inflationary effect of liquidity is in favor of development strategies that seek to diversify the export portfolio rather than specializing exports. This is because export diversification is a basic component of economic complexity.

Keywords: Economic Complexity, Inflation, Price Level, Liquidity, Generalized Method of Moments (GMM).

JEL Classification: E50, O10, E31, O40.

پیچیدگی اقتصادی، نقدینگی و تورم

هدی زبیری^{۱*}، عبادالله آقایی انارمرزی^۲

دریافت: ۱۴۰۳-۰۲-۰۵

پذیرش: ۱۴۰۳-۱۲-۱۸

چکیده

پیچیدگی اقتصادی به عنوان یکی از شاخص‌های جامع پیشرفت اقتصادی کشورها بر این اصل تاکید دارد که اقتصاد، به عنوان یک سیستم پویا و پیچیده تاثیر بسزایی بر رفتار کل سیستم از جمله تورم، رکود و نوسانات بازار دارد. هدف از این پژوهش بررسی درجه پیچیدگی اقتصادی در رابطه با نقدینگی و تورم میان ۷۷ کشور در حال توسعه و توسعه یافته طی بازه زمانی ۱۹۹۵ الی ۲۰۲۱ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته است. به عبارت دیگر، پرسش این پژوهش این است که آیا پیچیده تر شدن اقتصادها از شدت تورم‌زایی رشد نقدینگی می‌کاهد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد با افزایش پیچیدگی اقتصادی، از میزان تاثیر نقدینگی بر افزایش تورم کاسته می‌شود. اندازه ضریب تعاملی در کشورهای توسعه یافته از اندازه این ضریب در کشورهای در حال توسعه بیشتر است که نشان می‌دهد در کشورهای توسعه یافته پیچیدگی اقتصادی اثر کاهنده تری در تورم‌زایی نقدینگی نسبت به کشورهای در حال توسعه دارد. همچنین، متغیرهای تولید سرانه، درجه باز بودن اقتصاد، استقلال بانک مرکزی و دموکراسی تأثیر منفی بر تورم دارند.

واژگان کلیدی: پیچیدگی اقتصادی، تورم، سطح قیمت‌ها، نقدینگی، گشتاورهای تعمیم یافته.

طبقه‌بندی JEL: E50, O10, E31, O40

۱. نویسنده مسئول. دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

h.zobeiri@umz.ac.ir

۲. کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. e.aghaei05@umail.umz.ac.ir

۱- مقدمه

تورم از جمله متغیرهای اقتصادی است که هزینه‌های زیادی را بر جامعه تحمیل و از مسائل مهم برای سیاست‌گذاران است. بنابراین درک علل تورم و کنترل آن از برنامه‌های اصلی دولت‌ها و موضوع پژوهش حجم وسیعی از ادبیات در اقتصاد کلان است (مالمندیر و ناگل^۱، ۲۰۱۶). اگر چه کشورهای زیادی با مشکل تورم مواجه هستند، لیکن ساختار اقتصادی متفاوت کشورهای بالاخص کشورهای در حال توسعه، باعث می‌شود آثار مخرب آن در این کشورها بیشتر بوده و موجب بروز بی‌ثباتی اقتصادی و سیاسی بیشتری شود (آل مرحوبی^۲، ۲۰۲۱). مطالعه تجربی پیچیدگی اقتصادی در سال‌های اخیر با ظهور داده‌ها و روش‌های جدید این ایده را مطرح کرده است که پیچیدگی اقتصادی از جمله متغیرهایی است که می‌تواند بر تورم تاثیر داشته باشد.

پیچیدگی اقتصادی مجموعه‌ای از قابلیت‌های تولید، دانش نهفته و عامل اصلی رشد و نتایج بهتر توسعه در ساختار اقتصادی کشورها است. هیدالگو و هاسمن، شاخص پیچیدگی اقتصادی را معرفی کردند که به عنوان یکی از شاخص‌های جامع پیشرفت اقتصادی کشورها بر اساس دانش، مهارت، تنوع محصول و فراگیر بودن آن مطرح است (هیدالگو و هاسمن^۳، ۲۰۰۹).

تولید کالاهای پیچیده به‌عنوان یکی از عوامل موثر بر توسعه اقتصادی و افزایش سهم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی مطرح است. پیچیدگی اقتصادی با افزایش ارزش کالاهای صادراتی و کاهش وابستگی به محصول اولیه بر رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت دارد (بارو و گوردون^۴، ۱۹۸۳). تولید کالاهای پیچیده و با فناوری بالا، موجب افزایش سهم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی از طریق بهبود صادرات و درآمدهای ارزی، افزایش اشتغال، افزایش ارزش افزوده و افزایش توان رقابتی صنایع مختلف در بازارهای جهانی می‌شود. به عبارت دیگر نیاز به سرمایه و نقدینگی در تولید چنین کالاهایی، به دلیل پیچیدگی و فناوری بالا بیشتر است که موجب افزایش سهم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی خواهد شود (آنتونی‌تی و فرانکو^۵، ۲۰۲۱). علاوه بر این، تولید

1. Malmendier & Nagel (2016)
2. Al Marhubi (2021)
3. Hidalgo & Hausmann (2009)
4. Barro & Gordon (1983)
5. Antonietti & Franco (2021)

محصولات پیچیده، مستلزم ارتقاء فرآیندهای تولید از طریق نوآوری و به‌کارگیری فرآیندهای نوین است. این امر به نوبه خود، موجب افزایش بهره‌وری و کاهش هزینه‌های تولید در بلندمدت می‌شود و در نهایت، به کاهش قیمت کالاهای واسطه‌ای منجر می‌شود. بنابراین قیمت کالاهای نهایی به دلیل کاهش قیمت کالاهای واسطه‌ای کاهش می‌یابد. مبادله و خرید و فروش کالاهای فراوان واسطه‌ای برای تولید یک محصول پیچیده مستلزم وجود نقدینگی بیشتر برای پوشش این معاملات است. بنابراین، با افزایش تولید کالاهای واسطه‌ای، نیازمندی به نقدینگی بیشتر است و این نیاز به خودی خود باعث افزایش درآمد و سهم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی می‌شود (شاکری^۱، ۱۳۹۶). از طرف دیگر، نقدینگی و تورم دو متغیر مرتبط در اقتصاد یک کشور هستند. سطح بالای نقدینگی اگر با رشد مناسب در تولید کالا و خدمات جبران نشود، منجر به تورم می‌شود. در کشورهایی با درجه بالای پیچیدگی اقتصادی با وجود این که سطح نقدینگی بالاست اما رشد آن محدود است و به علت رشد کم نقدینگی، تورم هم پایین و محدود است. بنابراین، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی بزرگتر از یک و در نتیجه تورم کمتر است (روگف^۲، ۲۰۰۳). اما در کشورهای با پیچیدگی اقتصادی کمتر با وجود نسبت کمتر از یک نقدینگی به تولید ناخالص داخلی تورم بیشتر است. زیرا در این اقتصادها کالاهای با فناوری بالا از سهم ناچیزی در تولید برخوردار هستند و فرآیند تولید کالا مستلزم معاملات زیاد روی کالاهای واسطه‌ای نیست، بنابراین افزایش نقدینگی با رشد مناسب در تولید کالاها و خدمات همراه نبوده و به تورم منجر می‌شود. (شاکری، ۱۳۹۶).

با مروری اجمالی در پژوهش‌های صورت گرفته بر روی شاخص پیچیدگی اقتصادی می‌توان دریافت اگرچه در زمینه پیچیدگی اقتصادی مطالعات زیادی انجام گرفته است، اما، به نقش پیچیدگی اقتصادی در توضیح تفاوت‌های کشورهای درحال توسعه و کشورهای توسعه‌یافته و اثرگذاری آن بر تورم‌زایی نقدینگی، که یکی از اهداف کلیدی سیاست‌های اقتصاد کلان است، کمتر پرداخته شده است. نکته قابل توجه دیگر این است که علی‌رغم تعریف مشخصی از تورم، دیدگاه واحدی در مورد علل تورم وجود ندارد. برخی اقتصاددانان رشد بیش از حد موجودی پول، گروهی دیگر مازاد تقاضا در بازار کالا، برخی دیگر فشار هزینه و افزایش قیمت نهاده‌های تولید و

1. Shakeri (2017)

2. Rogoff (2003)

گروهی تنگنایهای بخش‌های اقتصادی و تجارت خارجی را عامل تورم می‌دانند. بر این اساس، این پژوهش به دنبال بررسی این فرضیه است که در اقتصادهایی با پیچیدگی اقتصادی پایین‌تر، افزایش نقدینگی اثر تورمی بیشتری نسبت به اقتصادهایی با پیچیدگی اقتصادی بالاتر دارد. برای بررسی این فرضیه از اطلاعات ۷۷ کشور در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۵ الی ۲۰۲۱ استفاده می‌شود. در الگوی پژوهش حاضر به تفکیک کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه‌یافته نقش پیچیدگی اقتصادی در تورم‌زایی نقدینگی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در پژوهش حاضر اثر شاخص تعاملی پیچیدگی اقتصادی و نقدینگی بر تورم به تفکیک کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

این پژوهش مشتمل بر پنج بخش است. پس از بیان مقدمه، در بخش دوم ادبیات موضوع مطرح می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم برآورد الگو و تفسیر نتایج پژوهش و در نهایت در بخش پنجم جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- ادبیات پژوهش

پیچیدگی اقتصادی ساختار تولیدی یک کشور را با استفاده از مفاهیم تنوع و فراگیری محصولات اندازه‌گیری می‌کند به این معنی که تنوع به تعداد محصولاتی که یک کشور صادر می‌کند و فراگیری به تعداد کشورهای صادرکننده همان محصول اشاره دارد. بر اساس این تعریف، اقتصادهای پیچیده‌آنهايي هستند که تنوع بیشتر و همچنین فراگیری کمتری دارند. هر چه تولید یک محصول به قابلیت‌های بیشتری نیاز داشته باشد، پیچیده‌تر می‌شود^۱ (هیدالگو و هاسمن، ۲۰۰۹).

۲-۱- پیچیدگی و تورم

این فرضیه که پیچیدگی اقتصادی اثر علیّ بر تورم دارد، مبتنی بر دو بینش در هم تنیده از دو موضوع مختلف اقتصاد کلان است. اول، ادبیات مربوط به عوامل تعیین‌کننده نوسانات اقتصاد کلان، پیچیدگی اقتصادی را با شوک‌های پایین‌تر اقتصاد کلان پیوند می‌دهد (کورن و تنریو^۲، ۲۰۱۳؛

۱. برای آشنایی با جزییات مرتبط با محاسبه و ساخت شاخص پیچیدگی اقتصادی به پژوهش‌های هاسمن و هیدالگو (۲۰۰۹) و در مطالعات داخلی به الهی و همکاران، ۱۳۹۷؛ شاه‌آبادی و ارغند، ۱۳۹۷ مراجعه شود.

2. Koren & Tenreiro (2013)

ماگیونی و همکاران^۱، ۲۰۱۶). دوم، ادبیات مرتبط با ناهماهنگی زمانی سیاست‌گذاری کلان اقتصادی شوک‌های پایین‌تر اقتصاد کلان را با تورم کمتر مرتبط می‌کند (لی و ژانگ^۲، ۲۰۲۲).

کشورهایی با ساختارهای تولید و صادرات متنوع‌تر و در بیان کلی با پیچیدگی اقتصادی بیشتر، شوک‌های کل کوچک‌تری را تجربه می‌کنند. پیچیدگی اقتصادی، شوک‌های اقتصاد کلان را از چندین کانال تحت تأثیر قرار می‌دهد. در حله اول، بخش‌های پیچیده‌تر که از نظر فناوری و استفاده از نهاده‌ها در تولید، متنوع هستند، نوسانات تولیدی کمتری را تجربه می‌کنند. زیرا، پیچیدگی اقتصادی تأثیر شوک‌های ورودی را کاهش و نوسان تولید را کم می‌کند (کریشنا و لوچنکو^۳، ۲۰۱۳). دوم، تنوع بخشیدن به ساختار صادرات یک کشور کانال دیگری را فراهم می‌کند که از طریق آن پیچیدگی اقتصادی بر نوسانات اقتصاد کلان تأثیر می‌گذارد. از همین روی تنوع صادرات جزء اساسی پیچیدگی اقتصادی است که بر نوسانات تولید کل تأثیر منفی (پاپاجورگیو و اسپاتافورا^۴، ۲۰۱۲) و نقش تثبیت‌کننده‌ای بر نوسانات رشد دارد (حداد و همکاران^۵، ۲۰۱۳). سوم، یکی دیگر از ابعاد اساسی پیچیدگی اقتصادی، ظرفیت‌های فناورانه و نوآوری است که با بی‌ثباتی اقتصاد کلان و تورم پایین مرتبط است. اگر یک اقتصاد بتواند کالاهای کمیاب و پیچیده‌ای را تولید کند که همه جا در دسترس نیست، این نشان‌دهنده وجود یک ساختار تولیدی توسعه‌یافته است. کالاهایی که همه جا در دسترس نیستند دارای تکنولوژی و فناوری بالایی هستند. صادرات محصولات با تکنولوژی بالا از مزیت‌های رقابتی برای کشورها است. به کارگیری فناوری‌های پیشرفته و نوآوری در فرآیندهای تولید که از الزامات ساخت کالاهای پیچیده به شمار می‌رود، موجب افزایش بهره‌وری و درآمد و در نتیجه کاهش تورم می‌شود (روگف، ۲۰۰۳؛ فراز و همکاران^۶، ۲۰۱۸).

آخرین کانالی که پیچیدگی اقتصادی را به نوسانات پایین اقتصاد کلان مرتبط می‌کند، بر

-
1. Maggioni et al. (2016)
 2. Lee & Zhang (2022)
 ۳. Krishna & Levchenko (2013)
 ۴. Papageorgiou & Spatafora (2012)
 ۵. Haddad et al. (2013)
 ۶. Ferraz et al. (2018)

نقش نهادهای فراگیر متمرکز است. در ارتباط بین کیفیت نهادی و پیچیدگی مشخص شده است که سیستم‌های با مالکیت معنوی قوی‌تر موجب افزایش پیچیدگی اقتصادی می‌شوند (هارتمن^۱، ۲۰۱۴). نهادهای فراگیر با کاهش محدودیت‌های سیاسی، حاکمیت قانون و تصمیم‌گیری‌های خودسرانه بی‌ثباتی اقتصاد کلان را کاهش می‌دهند (انگرم و سوکولوف^۲، ۱۹۹۴). افزایش حجم نقدینگی در اقتصادهایی که فعالیت‌های بخش نامولد و رفتارهای سوداگرانه در آن‌ها کمتر است، به سرمایه‌گذاری و تولید بیشتر می‌انجامد. چنانچه نقدینگی به سمت تولید کالاهای فناورانه هدایت شود، افزایش تورم نداریم. در یک اقتصاد با نهادهای ناکارآ، افزایش حجم نقدینگی منجر به رشد فعالیت‌های سفته‌بازی و سوداگرانه در اقتصاد و خروج سرمایه‌های مولد به بازارهای غیرمولد می‌شود که اقتصاد را از تولیدات پیچیده باز نگه داشته و به تورم دامن می‌زند (آدریان و شین^۳، ۲۰۱۰).

رشته دوم ادبیات، مدل‌های ناسازگاری زمانی تورم تحت سیاست‌های پولی است که شوک‌های پایین اقتصاد کلان ناشی از پیچیدگی اقتصادی را به تورم پایین مرتبط می‌کند. یک پیش‌بینی رایج از این مدل‌ها حاکی از آن است که سیاست‌گذاری پولی اختیاری، دارای یک سوگیری تورمی است که باعث می‌شود تورم به طور غیربهبه‌ای بالا باشد (رومر^۴، ۱۹۹۳). میزان سوگیری تورمی به عوامل متعددی همچون، شدت شوک‌هایی که شکاف میان سطح تولید طبیعی و سطح بهینه اجتماعی را افزایش می‌دهند، ویژگی‌های ساختاری اقتصاد که بر رابطه مبادله‌ای بین تولید و تورم اثر می‌گذارند و همچنین هزینه‌های نسبی تخصیص‌یافته به نوسانات تولید در مقابل تورم بستگی دارد (چاو و شن^۵، ۲۰۰۴). بنابراین پیوند میان این دو جریان ناهمگون پژوهش‌ها، به‌طور ضمنی نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی با کاهش آسیب‌پذیری کشورها در برابر شوک‌های خاص داخلی و خارجی، تأثیر منفی بر تورم دارد.

۲-۲- پیچیدگی و نقدینگی

نقدینگی از جمله متغیرهای اقتصاد کلان است که در تأمین مالی و نوسانات آن نقش اساسی

۱. Hartmann (2014)

۲. Engerman & Sokolof (1994)

۳. Adrian & Shin (2010)

۴. Romer (1993)

۵. Chow & Shen (2004)

دارد. زمانی که اقتصاد بالاتر از تولید بالقوه خود باشد، تقاضا از عرضه پیشی می‌گیرد و منجر به فشارهای تورمی می‌شود. افزایش عرضه پول بدون افزایش متناظر در تولید منجر به نقدینگی مازاد و افزایش قیمت می‌شود. برای ثبات قیمت‌ها و ثبات اقتصاد باید از بی‌ثبات شدن نقدینگی اجتناب کرد، زیرا براساس نظریه مقداری پول، اگر رشد نقدینگی از رشد تولید بیشتر باشد، تورم و رشد قیمت‌ها را داریم (اورفیندز و سولو^۱، ۱۹۹۰).

براساس نظریه مقداری پول، حجم نقدینگی و تورم با یکدیگر رابطه مستقیم دارند. بنابراین افزایش سهم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی که ناشی از تولید کالاهای پیچیده است، نسبت به کانال‌های دیگر که حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی را بیشتر می‌کند، تورم کمتری ایجاد می‌کند (بارو و گوردون، ۱۹۸۳). چرا که با تولید کالاهای پیچیده و با فناوری بالا، قیمت کالاهای واسطه‌ای کاهش می‌یابد. زیرا تولید کالاهای پیچیده نیازمند بهبود در فرآیندهای تولیدی با استفاده از نوآوری و فناوری‌های پیشرفته است که منجر به افزایش بهره‌وری و کاهش هزینه‌های تولید در بلندمدت می‌شود و قیمت کالاهای واسطه‌ای کاهش می‌یابد. با توجه به این که کالاهای واسطه‌ای نقش مهمی در تولید کالاهای نهایی دارند، کاهش قیمت آن‌ها طبق نظریه فشار-هزینه می‌تواند باعث کاهش قیمت کالاهای نهایی و کاهش تورم شود (باتن^۲، ۱۹۸۱). با توجه به مطالب فوق، در تولید کالاهای پیچیده به دلیل پیچیدگی و برخورداری از دانش و فناوری بالا، به سرمایه و نقدینگی بیشتری نیازمند است که موجب افزایش سهم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی می‌شود، اما در عین حال تورم کم‌تری ایجاد می‌کند. بنابراین افزایش سهم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی که ناشی از تولید کالاهای پیچیده است، نسبت به کانال‌های دیگر که حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی را بیشتر می‌کند، تورم کم‌تری ایجاد می‌کند (آل مرحوبی، ۲۰۲۱).

۲-۳- نقدینگی و تورم

مکاتب مختلف اقتصاد سعی در تبیین نقش پول در اقتصاد و تأثیر آن بر تورم دارد. براساس رویکرد کلاسیک سنتی (پول‌گرایان سنتی)، تورم یک پدیده پولی است. یعنی افزایش و رشد مداوم

۱. Orphanides & Solow (1990)

۲. Batten (1981)

پول موجب تورم می‌شود. فیشر^۱ و فریدمن^۲ مشهورترین اقتصاددانان مکتب کلاسیک سنتی هستند و قویاً از نظریه کمیت پول به عنوان مثال خوبی برای تعیین سطح قیمت حمایت می‌کنند. در نظریه جدید پول‌گرایی کلاسیک، تورم بر دو پایه استوار است. اول اینکه تورم یک پدیده پولی است و دوم اینکه انتظارات فعالان اقتصادی به صورت منطقی شکل می‌گیرد. پول‌گرایان سنتی به رهبری فریدمن، پایه اول را می‌پذیرند و پایه دوم را نادیده می‌گیرند. فریدمن^۳ (۱۹۵۶) عامل اصلی بروز تورم در بلندمدت را رشد نقدینگی می‌داند. طبق مکتب پولی، در بلندمدت تورم معلول عدم موازنه بین نرخ رشد نقدینگی و رشد تولید حقیقی است. بنابراین، نرخ تورم از تفاضل نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد تولید حقیقی محاسبه می‌شود (اورفیندز و سولو، ۱۹۹۰).

نرخ تورم به‌طور مثبت تحت تأثیر نقدینگی بالا قرار دارد. با این حال، ورود نقدینگی بیش از حد به اقتصاد بدون رشد اقتصادی مناسب می‌تواند منجر به تورم بیش از حد شود (میشکین^۴، ۲۰۰۷). کمیت نقدینگی در اقتصاد و نسبت بهینه نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به ساختار اقتصاد، پیچیدگی‌های فناوریانه کالاها و خدمات و تعداد مراحل ساخت آن‌ها بستگی دارد (الوی و همکاران^۵، ۲۰۱۹). هر میزان درجه پیچیدگی اقتصادها افزایش یابد و فناوری تولید ارتقاء یابد، فرآیند ایجاد ارزش افزوده طولانی‌تر و نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی بیشتر می‌شود تا نیاز معاملاتی متعدد روی کالاهای واسطه‌ای را پوشش دهد. در اقتصادهای با پیچیدگی بیشتر رشد نقدینگی محدود و نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی بسیار بیشتر از اقتصادهایی است که پیچیدگی اقتصادی در آن‌ها پایین است، چون مراحل ساخت و تولید زیادی برای تولید کالاهایی با تکنولوژی و فناوری بالا لازم است، مبادله و خرید و فروش مستلزم وجود نقدینگی بیشتر برای پوشش این معاملات روی کالاهای واسطه‌ای است که با تورم پایین همراه است (ادمانز و همکاران^۶، ۲۰۱۳). برای تولید یک واحد محصول نهایی با تکنولوژی بالا به حجم بالایی از نقدینگی نیاز است و نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی بزرگ‌تر از یک و تورم هم بسیار پایین است. اما در

۱. Fisher

۲. Friedman

۳. Friedman (1956)

۴. Mishkin (2007)

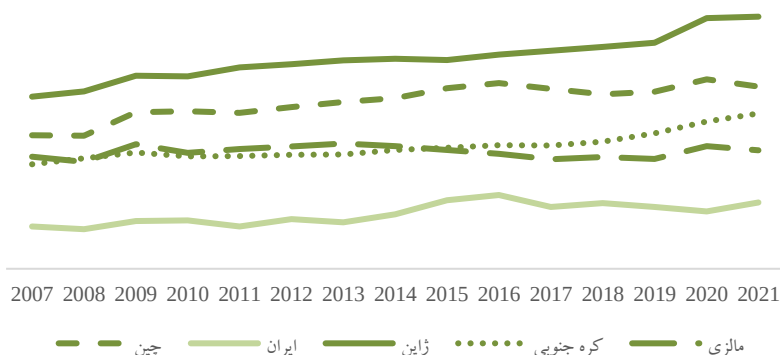
۵. Lv et al. (2019)

۶. Edmans et al. (2013)

کشورهایی با ساختار اقتصادی کمتر پیچیده، با وجود اینکه نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی کمتر از یک است، رکود و تورم بالا است. این به این دلیل است که ملاک اصلی برای انتشار پول، تولید است. تا زمانی که انتشار پول به سمت تولید جهت‌دهی شود انتشار بیش از حد پول نداریم (تانگ و همکاران^۱، ۲۰۰۸). براساس دلالت نظریه مقداری پول، اگر رشد نقدینگی از رشد تولید بیشتر باشد، این به تورم و رشد قیمت‌ها می‌انجامد. بنابراین وقتی تولید مبنای اصلی اقتصاد است و محصولات با تکنولوژی بالا در اقتصاد از سهم بالایی برخوردار هستند، انتشار نقدینگی به تورم منجر نمی‌شود (فلیس^۲، ۱۹۷۳).

در مورد کمیت نقدینگی چه در اقتصادهای با کالاهای با فناوری بالا و چه اقتصادهای با کالاهای خام و ارزش افزوده پایین برای ثبات قیمت‌ها و کاهش تورم، نرخ رشد نقدینگی باید پایین باشد. بنابراین قاعده مبنایی رابطه مقداری پول در همه کشورها صادق است. آنچه که در مورد روند نقدینگی در اقتصادهای با پیچیدگی اقتصادی کمتر می‌توان گفت این است که با وجود رشد بسیار محدود تکنولوژی و کالاهای با فناوری بالا، رشد نقدینگی بسیار زیاد و مستمر بوده است (شاکری، ۱۳۹۶).

در اقتصادهای پیچیده، رشد نقدینگی محدود و نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی بسیار بیشتر از اقتصادهایی است که پیچیدگی اقتصادی در آن‌ها پایین است (شکل ۱، ۲ و ۳).

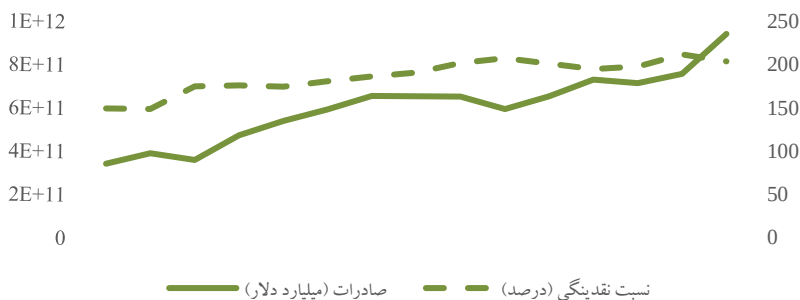


۱. Tang et al. (2008)

۲. Phelps (1973)

شکل ۱. نسبت نقدینگی به GDP (سرعت گردش پول)

منبع: بانک جهانی، ۲۰۲۳



شکل ۲. همبستگی بین کالاهای با تکنولوژی بالا و نسبت نقدینگی به GDP (۲۰۰۷-۲۰۲۱، چین)

منبع: بانک جهانی، ۲۰۲۳



شکل ۳. روند صادرات کالاهای با فناوری بالا به کل صادرات کالا و رشد گردش پول (۲۰۰۷-۲۰۲۱، چین)

منبع: بانک جهانی، ۲۰۲۳

همان‌طور که از نمودارهای فوق ملاحظه می‌شود، هرچقدر صادرات کالاهای با فناوری بالا افزایش یابد یعنی هرچه فناوری تولید ارتقا و فرآیند ایجاد ارزش افزوده بیشتر و طولانی‌تر می‌شود، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی هم بیشتر می‌شود تا نیاز معاملاتی معاملات متعدد روی کالاهای واسطه‌ای را پوشش دهد.

بعد از اینکه شاخص پیچیدگی اقتصادی توسط هاسمن و هیدالگو محاسبه شد مطالعه و پژوهش بر اثر این شاخص بر روی عوامل مختلف مانند نابرابری درآمد (ژو و همکاران^۱، ۲۰۲۰)، توسعه انسانی (لاپاتیناها^۲، ۲۰۱۶)، نوسانات تولید (برایتباخ و همکاران^۳، ۲۰۲۲)، بهره‌وری (باسیل و سیسرون^۴، ۲۰۲۲) و جمعیت (بهار و همکاران^۵، ۲۰۲۲) گسترش یافت.

در پژوهش‌های داخلی به بررسی اثر پیچیدگی اقتصادی بر متغیرهای مختلف مانند نابرابری درآمدی (عزیزی و دارایی^۶، ۱۴۰۱)، تورم (شاه آبادی و همکاران^۷، ۱۴۰۱)، سلامت (دهمرد قلعہ نو و دلگرم^۸، ۱۴۰۱)، بهره‌وری (شاه آبادی و همکاران^۹، ۱۳۹۹) و انتشار گازهای گلخانه‌ای (خاکی و همکاران^{۱۰}، ۱۴۰۰) پرداخته شده است. و عواملی مانند جهانی شدن (عظیمی و عظیمی^{۱۱}، ۱۴۰۱)، دانش (سمندرعلی اشتهااردی و همکاران^{۱۲}، ۱۳۹۹)، جامعه و فرهنگ (موتمنی و زبیری^{۱۳}، ۱۴۰۱) و سرمایه انسانی (زبیری و موتمنی^{۱۴}، ۱۳۹۹) پرداخته شده که بر پیچیدگی اقتصادی تاثیر می‌گذارند. در جدول ۱ با مروری کوتاه بر مطالعات تجربی خارجی و داخلی صورت گرفته، به تعدادی از پژوهش‌های نزدیک به موضوع پژوهش اشاره شده است. همانطور که مرور پژوهش‌های تجربی خارجی و داخلی نشان می‌دهد مطالعات در زمینه پیچیدگی اقتصادی در مراحل ابتدایی پژوهش قرار دارند. در پژوهش حاضر اثر شاخص تعاملی پیچیدگی اقتصادی و نقدینگی بر تورم به تفکیک کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته مورد مطالعه قرار گرفته است.

1. Zhu et al. (2020)
۲. Lapatinas (2016)
۳. Breitenbach et al. (2022)
۴. Basile & Cicerone (2022)
۵. Bahar et al. (2022)
۶. Azizi & Daraei (2022)
۷. Shahabadi et al. (2022)
۸. Dahmardeh Ghale No & Delgarm (2022)
۹. Shahabadi et al. (2020)
۱۰. Khaki et al. (2021)
۱۱. Azimi & Azimi (2022)
۱۲. Samandar Ali Eshtehardi (2020)
۱۳. Motameni & Zobeiri (2022)
۱۴. Zobeiri, H., & Motameni (2020)

جدول ۱. مروری کوتاه بر مطالعات تجربی

نویسندگان	دوره زمانی و کشور	روش پژوهش	یافته‌ها
کرشنا و لوچنکو (۲۰۱۳)	۱۹۷۰-۱۹۹۷، ۴۶۰ بخش تولید ایالات متحده آمریکا	داده‌های تابلویی	رابطه منفی قوی بین پیچیدگی و نوسانات اقتصادی وجود دارد.
چاوز و همکاران ^۱ (۲۰۱۷)	۱۹۹۸-۲۰۱۳ ایالت‌های مکزیک	داده‌های تابلویی	پیچیدگی یک عامل تعیین‌کننده در نرخ رشد مشاهده شده در مناطق مختلف است.
مقدسی ^۲ (۲۰۱۸)	۲۰۰۲-۲۰۱۵، کشورهای حوزه‌ی خلیج فارس	داده‌های تابلویی	پیچیدگی اقتصادی و تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌داری معنیدار بر نرخ تورم دارد.
الوی و همکاران (۲۰۱۹)	۱۹۹۹-۲۰۱۶، ایالات متحده آمریکا	خودرگرسیون با وقفه توزیعی	فناوری و جهانی شدن به خوبی پویایی تورم پایین در ایالات متحده را توضیح می‌دهد.
خان و همکاران ^۳ (۲۰۲۰)	۲۰۱۹-۱۹۹۶، چین	خودرگرسیون با وقفه توزیعی	بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و پیچیدگی اقتصادی رابطه دو طرفه وجود دارد.
گونری و یالتا ^۴ (۲۰۲۱)	۱۹۸۱-۲۰۱۵، ۶۱ کشور در حال توسعه	داده‌های تابلویی	رابطه منفی بین پیچیدگی اقتصادی و نوسانات تولید تایید می‌شود.
آل مرحوبی (۲۰۲۱)	۲۰۱۴-۱۹۷۰، ۹۴ کشور	گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی	پیچیدگی اقتصادی بر تورم تأثیر منفی دارد.
گرچی زاده و شریفی رنانی ^۵ (۱۳۹۳)	۱۳۹۰-۱۳۵۷، ایران	خودرگرسیون با وقفه توزیعی	بین محورهای مختلف اقتصاد دانش بنیان و تورم رابطه بلند مدت برقرار بوده و تمام محورهای اقتصاد دانش بنیان به جزء شاخص آموزش تأثیر منفی و معنی‌دار معنیدار بر تورم دارد.
موتمنی و زبیری (۱۳۹۹)	سری زمانی (۱۳۹۶-۱۳۵۰)، ایران	تصحیح خطای برداری و خودرگرسیون با وقفه توزیعی	نرخ ثبت نام ابتدایی و سهم مخارج تحقیق و توسعه همبستگی معنی‌دار معنیدار با شاخص پیچیدگی اقتصادی ندارد. مخارج دولت در آموزش عالی همبستگی معنی‌دار با شاخص پیچیدگی دارد معنیدار و علت به سمت شاخص پیچیدگی اقتصادی است و رابطه هم‌انباشتگی بین این دو متغیر تایید شد.
رحیمی و همکاران ^۶ (۱۴۰۰)	۲۰۰۸-۲۰۱۷ ۱۳ کشور منتخب MENAT	گشتاورهای تعمیم‌یافته	شاخص پیچیدگی اقتصادی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد.
شاه آبادی و همکاران (۱۴۰۱)	۱۹۹۵-۲۰۱۸، ۳۰ کشور اسلامی	گشتاورهای تعمیم‌یافته	پیچیدگی اقتصادی اثر منفی بر تورم دارد.

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. Chávez et al. (2017)
۲. Moghadasi (2018)
۳. Khan et al. (2020)
۴. Güneri & Yalta (2021)
۵. Gorjizadeh & Sharifi Renani (2014)
۶. Rahimi et al. (2021)

۳- روش‌شناسی پژوهش

برای بررسی اثر تعاملی پیچیدگی اقتصادی و نقدینگی بر تورم، الگوی زیر با استناد به مطالعه (آل مرحوبی، ۲۰۲۱) تصریح شده است:

$$LNINF_{it} = \theta LNINF_{it-1} + \beta_1 M_{2it} + \beta_2 LNECI_{it} + \beta_3 (M_{it} * LNECI_{it}) + \beta_4 LNPER_{it} + \beta_5 TR_{it} + \beta_6 LNCBI_{it} + \beta_7 LNDEMO_{it} + U_{it} \quad (1)$$

در رابطه (۱):

$LNINF_{it}$ معرف لگاریتم شاخص قیمت (تغییر سالانه در شاخص قیمت مصرف‌کننده) متغیر وابسته پژوهش است. اطلاعات این شاخص از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی^۱ استخراج شده است. گش و فیلیپس^۲ (۱۹۹۸) بیان می‌کنند مدل‌های لگاریتمی برای تورم برازش بهتری ارائه می‌دهند و عدم تقارن را محدود می‌کنند. بنابراین در مدل از لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شد.

M_{2it} معرف مازاد نقدینگی است (در این مقاله منظور از مازاد نقدینگی که از تفاوت لگاریتم حجم نقدینگی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت ۲۰۱۵) حاصل شده است و به عنوان متغیر M_{2it} در مدل استفاده شده است). با فرض ثبات سرعت گردش پول، افزایش عرضه پول بدون افزایش متناظر در تولید منجر به نقدینگی مازاد و افزایش قیمت می‌شود (اورفیدز و سولو، ۱۹۹۰). بر همین اساس، در مدل از تفاوت لگاریتم حجم نقدینگی با تولید ناخالص داخلی استفاده و از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی دانلود شده است.

ECI_{it} لگاریتم پیچیدگی اقتصادی است. اطلاعات این شاخص از اطلس پیچیدگی اقتصادی^۳ استخراج شده است. در این پژوهش براساس مطالعات آنتونیتی و فرانکو (۲۰۲۱) برای لگاریتم گرفتن از شاخص پیچیدگی اقتصادی ابتدا این شاخص را بین عدد ۰ و ۱ نرمال کرده و سپس از آن لگاریتم گرفته می‌شود.

$(M_{it} * LNECI_{it})$ متغیر تعاملی لگاریتم پیچیدگی اقتصادی و نقدینگی برای بررسی تاثیر

۱. <https://databank.worldbank.org/>

۲. Ghosh & Phillips (1998)

۳. <https://atlas.cid.harvard.edu/rankings>

پیچیدگی اقتصادی بر شدت اثرگذاری نقدینگی بر تورم است. بدین ترتیب انتظار می‌رود علامت ضریب تعاملی در مدل منفی باشد. به این معنی که افزایش پیچیدگی اقتصادی منجر به کاهش شدت تورم‌زایی نقدینگی می‌شود.

$LNPER_{it}$ لگاریتم تولید سرانه (به قیمت ثابت ۲۰۱۵) است به عنوان معیار کلی توسعه در نظر گرفته شده و شامل متغیرهای مختلفی است که بر تورم اثر می‌گذارند. اطلاعات این شاخص از بانک جهانی دانلود شده است.

TR_{it} درجه باز بودن اقتصاد (مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی بر حسب درصد) است. انتظار بر این است که در اقتصادهای باز شدت تورم کمتر باشد (رومر، ۱۹۹۳).

$LNCBI_{it}$ لگاریتم شاخص استقلال بانک مرکزی است (این شاخص پویا که CBIE توسعه یافته نامیده می‌شود و اطلاعاتی را در مورد ۴۲ معیار طراحی نهادی بانک مرکزی در شش بعد "رئیس کل و هیئت مدیره بانک مرکزی"، "سیاست‌های پولی و حل تعارض"، "اهداف"، "محدودیت در اعطای وام به دولت"، "استقلال مالی" و "گزارش و افشای اطلاعات" ارائه می‌دهد و از دو معیار رایج استقلال سیاسی GMT و استقلال اقتصادی CWN استفاده می‌کند. این شاخص در مقیاس بین ۰ تا ۱ قرار دارد و از ۰ پایین‌ترین سطح استقلال تا ۱ بالاترین سطح استقلال متغیر است). اطلاعات این شاخص از موسسه کیفیت دولتی (QOG) در بخش علوم سیاسی دانشگاه گوتنبرگ استخراج شده است.^۱

$LNDEMO_{it}$ لگاریتم دموکراسی است (از میانگین پنج شاخص دموکراسی انتخاباتی، دموکراسی لیبرال، دموکراسی مشارکتی، دموکراسی مشورتی و دموکراسی مساوات‌طلبانه محاسبه شده است. این شاخص بین ۰ دموکراسی ضعیف و ۱ دموکراسی بالا متغیر است). اطلاعات این شاخص از V-DEM^۲ گردآوری شده است.

U_{it} نیز جز اخلال مدل است. در پژوهش از داده‌های ۷۷ کشور (۴۷ کشور در حال توسعه^۳

1. <https://datafinder.qog.gu.se/dataset/cbie>

2. <https://www.v-dem.net/data/the-v-dem-dataset/>

۳. ارمنستان، آذربایجان، بورکینافاسو، بنگلادش، بولیوی، برزیل، چین، ساحل عاج، کامرون، کنگو، کلمبیا، جمهوری دومینیکن، الجزایر، اکوادور، مصر، گواتمالا، هندوراس، اندونزی، هندوستان، ایران، جامائیکا، اردن، کنیا، قرقیزستان، کامبوج، کویت، سریلانکا، مراکش، مکزیک، مالی، مغولستان، نیکاراگوئه، پاکستان، پرو، فیلیپین، پاراگوئه، سنگال

و ۳۰ کشور توسعه یافته^{۱)} که دارای اطلاعات منسجم و کامل بودند، و حداکثر داده‌های قابل دسترس بود، استفاده شده است. در جدول ۲، ۳ و ۴ آمار توصیفی متغیرهای مدل قابل مشاهده است. همانطور که مشاهده می‌شود اختلاف قابل ملاحظه‌ای در شاخص‌های مرکزی و پراکندگی برای متغیرهای مدل وجود دارد.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای مدل (کل کشورها)

متغیرها	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
تورم	۶/۹۴	۳/۹۲	۴۱۱/۷۵	-۸/۵۲	۱۵/۰۶
نقدینگی	۲/۴۴	۲/۲۲	۱۰/۳۸	-۲۲/۵۴	۲/۷۹
پیچیدگی اقتصادی	۰/۰۷	-۰/۱۰	۲/۶۳	-۲/۲۷	۰/۹۱
متغیر تعاملی (پیچیدگی اقتصادی * نقدینگی)	-۰/۴۴	-۰/۱۶	۳۴/۳۶	-۱۰/۷۹	۳/۳۷
تولید سرانه	۱۱۴۰۳/۳۶	۴۱۸۳/۲۵	۸۸۵۲۰/۳۲	۳۵۵/۹۸	۱۷۲۳۷/۷۹
درجه باز بودن اقتصاد	۷۷/۳۸	۶۸/۵۱	۴۳۷/۳۲	۱۵/۶۳	۴۶/۰۷
استقلال بانک مرکزی	۰/۵۹	۰/۶۱	۰/۸۹	۰/۱۴	۰/۱۷
دموکراسی	۰/۴۴	۰/۴۰	۰/۸۶	۰/۰۶	۰/۲۲

منبع: یافته‌های پژوهش

* متغیرهای تورم، نقدینگی، متغیر تعاملی (پیچیدگی اقتصادی * نقدینگی)، درجه باز بودن اقتصاد به درصد هستند. تولید سرانه به میلیون دلار است. پیچیدگی اقتصادی در بازه‌ی بین ۳- و ۳+ قرار دارد. استقلال بانک مرکزی و دموکراسی در بازه‌ی بین ۰ و ۱ قرار دارد.

جدول ۳. آمار توصیفی متغیرهای مدل (کشورهای در حال توسعه)

متغیرها	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
تورم	۷/۱۰	۴/۶۸	۴۱۱/۷۵	-۸/۵۲	۱۴/۷۱
نقدینگی	۲/۳۲	۲/۱۳	۱۰/۳۲	-۲۲/۵۴	۲/۹۰
پیچیدگی اقتصادی	-۰/۳۹	-۰/۵۰	۱/۲۵	-۲/۲۷	۰/۶۱
متغیر تعاملی (پیچیدگی اقتصادی * نقدینگی)	-۱/۲۸	-۰/۸۱	۲۹/۱۱	-۱۶/۰۳	۲/۷۹
تولید سرانه	۳۵۹۹/۵۸	۲۴۲۵/۶۳	۴۱۱۶۰/۹۹	۳۵۵/۹۸	۴۷۹۵/۲۰
درجه باز بودن اقتصاد	۷۶/۰۸	۶۷/۹۷	۴۰۱/۵۲	۱۵/۶۳	۴۲/۳۰
استقلال بانک مرکزی	۰/۵۸	۰/۶۰	۰/۸۹	۰/۱۴	۰/۱۷
دموکراسی	۰/۴۴	۰/۴۰	۰/۸۳	۰/۰۷	۰/۲۰

منبع: یافته‌های پژوهش

السالوادور، توگو، تایلند، تونس، تانزانیا، اوگاندا، اوکراین، ویتنام، آفریقای جنوبی، زامبیا.
۱. آلبانی، استرالیا، بلغارستان، بلاروس، سوئیس، شیلی، کاستاریکا، چک، دانمارک، انگلستان، گرجستان، کرواسی، مجارستان، ژاپن، قزاقستان، کره جنوبی، مولداوی، مقدونیه، موریس، مالزی، نروژ، نیوزلند، لهستان، رومانی، سنگاپور، سوئد، ایتالیا، اروگوئه، ایالات متحده.

جدول ۴. آمار توصیفی متغیرهای مدل (کشورهای توسعه یافته)

متغیرها	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
تورم	۶/۶۹	۲/۷۵	۱۷۶/۱۵	-۱/۵۴	۱۵/۶۱
نقدینگی	۲/۶۵	۲/۳۱	۱۰/۳۸	-۳/۳۲	۲/۵۸
پیچیدگی اقتصادی	۰/۸۰	۰/۷۷	۲/۶۳	-۰/۶۸	۰/۸۱
متغیر تعاملی (پیچیدگی اقتصادی * نقدینگی)	۲/۰۳	۰/۶۳	۲۰/۱۰	-۷/۷۲	۳/۶۴
تولید سرانه	۲۳۶۲۹/۲۷	۱۲۰۶۴/۸۶	۸۸۵۲۰/۳۲	۱۰۳۳/۰۰	۲۱۹۵۴/۸۲
درجه باز بودن اقتصاد	۷۹/۴۲	۶۸/۸۷	۴۳۷/۳۲	۱۸/۱۲	۵۱/۳۹
استقلال بانک مرکزی	۰/۶۰	۰/۶۲	۰/۸۸	۰/۱۴	۰/۱۷
دموکراسی	۰/۴۴	۰/۴۰	۰/۸۶	۰/۰۶	۰/۲۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۴- برآورد الگو و تفسیر نتایج

پیش از برآورد الگو لازم است به بررسی پایایی متغیرهای پژوهش پرداخته شود. در این راستا از آزمون‌های ریشه واحد فیلیپس پرون^۱ و دیکی فولر تعمیم یافته فیشر^۲ استفاده شده است. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها در جداول ۳ و ۴ برای تمامی کشورها و کشورهای درحال توسعه نشان می‌دهد به غیر از متغیر تولید سرانه که با یک بار تفاضل گیری پایا می‌شود، سایر متغیرهای مدل همگی پایا هستند. همچنین در جدول ۵ که نتایج آزمون ریشه واحد در کشورهای توسعه یافته منعکس شده است، متغیرهای پیچیدگی اقتصادی و تولید سرانه $I(1)$ ، و سایر متغیرها مدل همگی $I(0)$ هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها (کل کشورها)

نتیجه	فیلیپس پرون		دیکی فولر تعمیم یافته فیشر	
	آماره در سطح	آماره در تفاضل	آماره در سطح	آماره در تفاضل
تورم	۹۵۳/۹۵		۶۱۴/۴۵	
	(۰/۰۰)		(۰/۰۰)	
نقدینگی	۳۳۰/۹۶		۱۸۵/۶۶	
	(۰/۰۰)		(۰/۰۰)	
پیچیدگی اقتصادی	۲۷۰/۶۵		۱۷۷/۱۰	
	(۰/۰۰)		(۰/۰۰)	

1. Phillips-Prron

2. ADF - Fisher Chi-square

نتیجه	دیکي فولر تعمیم یافته فیشر		فیلیپس پرون		متغیر
	آماره در تفاضل مرتبه اول	آماره در سطح	آماره در تفاضل مرتبه اول	آماره در سطح	
I(0)		۱۹۴/۷۴ (۰/۰۱)		۲۶۲/۸۴ (۰/۰۰)	متغیر تعاملی (پیچیدگی اقتصادی*نقدینگی)
I(1)	۴۶۹/۰۲ (۰/۰۰)	۶۷/۹۵ (۱/۰۰)	۹۸۹/۶۶ (۰/۰۰)	۹۹/۱۵ (۰/۹۹)	تولید سرانه
I(0)		۱۸۴/۱۳ (۰/۰۴)		۱۸۶/۴۵ (۰/۰۲)	درجه باز بودن اقتصاد
I(0)		۲۴۹/۶۸ (۰/۰۰)		۲۹۳/۵۷ (۰/۰۰)	استقلال بانک مرکزی
I(0)		۱۵۳/۷۳ (۰/۰۰)		۱۷۸/۱۳ (۰/۰۰)	دموکراسی

منبع: یافته‌های پژوهش
* اعداد داخل پرانتز سطح احتمال هستند.

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها (کشورهای در حال توسعه)

نتیجه	دیکي فولر تعمیم یافته فیشر		فیلیپس پرون		متغیر
	آماره در تفاضل مرتبه اول	آماره در سطح	آماره در تفاضل مرتبه اول	آماره در سطح	
I(0)		۴۱۰/۰۱ (۰/۰۰)		۶۱۰/۰۴ (۰/۰۰)	تورم
I(0)		۴۴۰/۹۸ (۰/۰۰)		۷۷۶/۹۶ (۰/۰۰)	نقدینگی
I(0)		۱۲۵/۱۲ (۰/۰۱)		۱۹۸/۰۱ (۰/۰۰)	پیچیدگی اقتصادی
I(0)		۳۸۱/۰۳ (۰/۰۰)		۶۸۷/۸۱ (۰/۰۰)	متغیر تعاملی (پیچیدگی اقتصادی*نقدینگی)
I(1)	۲۳۷/۲۲ (۰/۰۰)	۳۸/۷۸ (۱/۰۰)	۵۴۴/۶۳ (۰/۰۰)	۳۷/۶۹ (۱/۰۰)	تولید سرانه
I(0)		۴۵۹/۱۳ (۰/۰۰)		۸۰۶/۶۳ (۰/۰۰)	درجه باز بودن اقتصاد
I(0)		۴۳۱/۹۰ (۰/۰۰)		۷۵۶/۸۷ (۰/۰۰)	استقلال بانک مرکزی
I(0)		۴۴۰/۴۹ (۰/۰۰)		۷۶۵/۴۹ (۰/۰۰)	دموکراسی

منبع: یافته‌های پژوهش

* اعداد داخل پرانتز سطح احتمال هستند.

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها (کشورهای توسعه یافته)

نتیجه	دیکر فولر تعمیم یافته فیشر		فیلیپس پرون		متغیر
	آماره در تفاضل مرتبه اول	آماره در سطح	آماره در تفاضل مرتبه اول	آماره در سطح	
I(0)		۲۰۴/۴۴ (۰/۰۰)		۳۴۳/۹۱ (۰/۰۰)	تورم
I(0)		۲۹۴/۰۴ (۰/۰۰)		۵۴۹/۸۵ (۰/۰۰)	نقدینگی
I(1)	۳۱۴/۹۵ (۰/۰۰)	۵۱/۹۸ (۰/۷۵)	۷۱۲/۰۳ (۰/۰۰)	۷۲/۶۴ (۰/۱۲)	پیچیدگی اقتصادی
I(0)		۲۳۲/۶۳ (۰/۰۰)		۴۱۸/۱۱ (۰/۰۰)	متغیر تعاملی (پیچیدگی اقتصادی * نقدینگی)
I(1)	۲۳۱/۸۰ (۰/۰۰)	۲۹/۱۷ (۰/۹۹)	۴۴۵/۳۰ (۰/۰۰)	۶۱/۴۶ (۰/۴۲)	تولید سرانه
I(0)		۲۶۹/۵۱ (۰/۰۰)		۵۳۶/۵۵ (۰/۰۲)	درجه باز بودن اقتصاد
I(0)		۲۷۵/۰۰ (۰/۰۰)		۵۰۷/۳۰ (۰/۰۰)	استقلال بانک مرکزی
I(0)		۲۵۸/۷۰ (۰/۰۰)		۵۴۶/۷۰ (۰/۰۰)	دموکراسی

منبع: یافته‌های پژوهش

* اعداد داخل پرانتز سطح احتمال هستند.

براساس نتایج جداول ۳، ۴ و ۵ برخی از متغیرهای مدل در سطح ناپایا هستند، بنابراین برای اجتناب از رگرسیون کاذب، آزمون هم‌انباشتگی کائو بین متغیرهای مدل انجام می‌گیرد. در جدول ۶ نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو ارائه شده است، براساس نتایج میان متغیرهای مدل هم‌انباشتگی و رابطه‌ی تعادلی بلندمدت وجود دارد.

جدول ۶. نتایج آزمون هم‌انباشتگی و آزمون F میان متغیرها

آزمون‌های مدل	کل کشورها	کشورهای در حال توسعه	کشورهای توسعه یافته
آزمون کائو (براساس انگل-گرنجر)	-۵۶/۲۳ (۰/۰۰)	-۱۳/۱۱ (۰/۰۰)	-۶/۴۵ (۰/۰۰)
آزمون F-لیمر	۶/۴۱ (۰/۰۰)	۴/۴۹ (۰/۰۰)	۱۱/۶۸ (۰/۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

* اعداد داخل پرانتز سطح احتمال هستند.

برای انتخاب بین روش داده‌های تلفیقی و داده‌های پانل پیش از برآورد مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته از آزمون F-لیمر استفاده می‌شود. نتایج ارائه شده در جدول ۶ نشان‌دهنده تأیید روش داده‌های تابلویی در تمامی الگوهای پژوهش است.

در این پژوهش، برای ارزیابی نقش پیچیدگی اقتصادی در شدت اثرگذاری نقدینگی بر تورم از مدل گشتاور تعمیم یافته (GMM)^۱ استفاده شده است. نتایج برآورد الگوی پژوهش با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته در جدول ۷ ارائه شده است. همانگونه که با توجه به جدول ۷ مشخص است، ضرائب برآوردی مطابق با فرضیه پژوهش بوده و به لحاظ آماری از اعتبار کافی برخوردار است.

در الگوی کل کشورها وقفه اول لگاریتم تورم، اثر مثبت و معنیداری بر تورم در دوره جاری دارد. یعنی یک درصد افزایش در تورم انتظاری، منجر به ۰/۳۹ درصد افزایش در تورم دوره جاری می‌شود. رشد نقدینگی دارای ضریب ۰/۱۱ است، به این معنی که یک درصد افزایش در رشد نقدینگی منجر به ۰/۱۱ درصد افزایش در تورم می‌شود. براساس مبانی نظری رابطه‌ی بین رشد حجم نقدینگی و رشد قیمت‌ها براساس نظریه مقداری پول تأیید می‌شود، بنابراین عرضه پول بر تورم اثر مثبت دارد.

ضریب لگاریتم پیچیدگی اقتصادی برای الگوی اول ۵/۸۷- برآورد شده است که به این معنی است که با افزایش پیچیدگی اقتصادی، تورم کاهش می‌یابد. یافته‌های این مطالعه با یافته‌های مطالعه شاه‌آبادی و همکاران (۱۴۰۱) و مطالعه آل مرحوبی (۲۰۲۱) هماهنگ است. از جمله مهم‌ترین مؤلفه برای دستیابی به ثبات اقتصاد و کنترل تورم، توجه ویژه به تولید محصولات مبتنی بر دانش است که نتیجه علم و فناوری و برآمده از مسیر علمی شکل گرفته در کشورهای مختلف است. برای تحقق این هدف لازم است تغییرات ساختاری در تکنولوژی و فرآیندهای تولید از فناوری‌های پایین به فناوری‌های پیشرفته و پیچیده اعمال شود. کشورها با حرکت به سمت تولید کالاهای پیچیده و فناورانه که به سادگی در دسترس نیستند و با کاهش وابستگی به صادرات مواد اولیه، نه تنها قادر خواهند بود مزیت‌های رقابتی در صادرات محصولات با تکنولوژی بالا را کسب کنند بلکه مانع از نوسانات قیمتی می‌شوند که بر تورم اثر سوء دارد. براساس یافته‌های پژوهش تولید کالاهایی با دانش

و فناوری بالا، با ایجاد پویایی بازار داخلی منجر به افزایش ظرفیت‌های تولید و در نتیجه کاهش تورم می‌شود.

متغیر تعاملی (لگاریتم پیچیدگی اقتصادی * رشد نقدینگی) دارای ضریب $-0/01$ است. بنابراین، فرضیه پژوهش یعنی "پیچیدگی اقتصادی اثر کاهنده در تورم‌زایی نقدینگی دارد" مورد تایید قرار می‌گیرد. تولید کالاهای پیچیده باعث افزایش سهم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی می‌شود، اما در عین حال تورم کم‌تری ایجاد می‌کند.

ضرائب متغیر تعاملی (لگاریتم پیچیدگی اقتصادی * رشد نقدینگی) برای کشورهای درحال توسعه و کشورهای توسعه‌یافته مطابق با فرضیه پژوهش است. ضریب متغیر تعاملی در کشورهای درحال توسعه $-0/03$ و در کشورهای توسعه‌یافته $-0/05$ برآورد شده و همان‌طور که انتظار می‌رفت، در کشورهای توسعه‌یافته پیچیدگی اقتصادی اثر بسیار کاهنده‌تری در تورم‌زایی نقدینگی نسبت به کشورهای درحال توسعه دارد. براساس ادبیات نظری سطح نقدینگی در اقتصاد و نسبت بهینه نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به ساختار اقتصادها و پیچیدگی محصولات وابسته است. در کشورهایی با ساختار اقتصادی پیچیده، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی بسیار بیشتر از اقتصادهایی است که پیچیدگی اقتصادی در آنها پایین است. اما رشد نقدینگی در اقتصادهای پیچیده، محدود و تورم آنها هم پایین است. ملاک اصلی برای انتشار پول، تولید است. تا زمانی که انتشار پول به سمت تولید جهت‌دهی شود انتشار بیش از حد پول نداریم. پس وقتی تولید مبنای اصلی اقتصاد است و محصولات با تکنولوژی بالا در اقتصاد از سهم بالایی برخوردار هستند، انتشار نقدینگی به تورم منجر نمی‌شود. براساس دلالت نظریه مقداری پول، اگر رشد نقدینگی از رشد تولید بیشتر باشد، این به تورم و رشد قیمت‌ها می‌انجامد.

در الگوی اول لگاریتم تولید سرانه دارای ضریب $-12/16$ است. زمانی که تولید سرانه بالا باشد اثرات تورمی رشد عرضه پول کمتر است. درجه باز بودن اقتصاد دارای ضریب $-2/29$ است. به این معنی که باز بودن تجاری منجر به کاهش تورم می‌شود. باز بودن تجاری در صورت افزایش بهره‌وری در تولید و بهبود تخصیص منابع، نرخ تورم را کاهش می‌دهد. لگاریتم استقلال بانک مرکزی دارای ضریب $-0/59$ است. به این معنی که یک درصد افزایش در استقلال بانک مرکزی منجر به $0/59$ درصد کاهش در تورم می‌شود. استقلال بانک مرکزی با دور کردن عرضه پول از

انگیزه‌های سیاسی دولت و سایر عوامل اقتصادی موجب ثبات عرضه پول، تثبیت قیمت‌ها و کاهش تورم می‌شود. لگاریتم دموکراسی دارای ضریب $-0/32$ است. یعنی یک درصد افزایش در دموکراسی منجر به $0/32$ درصد کاهش در تورم می‌شود. انگیزه برای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در جوامعی که سطح دموکراسی در آن بالا است بیشتر است و این امر منجر به کاهش تقاضا برای مصرف و در نتیجه کاهش سطح قیمت‌ها و تورم می‌شود.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

متغیرهای توضیحی	کل کشورها	کشورهای در حال توسعه	کشورهای توسعه‌یافته
لگاریتم تورم با یک وقفه	$0/39$ ($0/00$)	$0/32$ ($0/00$)	$0/48$ ($0/00$)
نقدینگی	$0/11$ ($0/00$)	$0/04$ ($0/03$)	$0/15$ ($0/00$)
لگاریتم پیچیدگی اقتصادی	$-5/87$ ($0/00$)	$-4/33$ ($0/00$)	$-9/54$ ($0/00$)
متغیر تعاملی (لگاریتم پیچیدگی اقتصادی * نقدینگی)	$-0/01$ ($0/01$)	$-0/03$ ($0/05$)	$-0/05$ ($0/01$)
لگاریتم تولید سرانه	$-12/16$ ($0/00$)	$-3/83$ ($0/00$)	$-14/18$ ($0/00$)
درجه باز بودن اقتصاد	$-2/29$ ($0/00$)	$-1/57$ ($0/00$)	$-2/66$ ($0/00$)
لگاریتم استقلال بانک مرکزی	$-0/59$ ($0/00$)	$-0/57$ ($0/08$)	$-0/61$ ($0/02$)
لگاریتم دموکراسی	$-0/32$ ($0/00$)	$-0/11$ ($0/01$)	$-0/65$ ($0/00$)
آزمون سارگان	$1/00$	$1/00$	$1/00$
آزمون والد	$0/00$	$0/00$	$0/00$
آزمون آرنلیناند (۱)	$0/00$	$0/00$	$0/05$

منبع: یافته‌های پژوهش

* اعداد داخل پرانتز سطح احتمال هستند.

در شرایطی که مردم به دنبال پس‌انداز و سرمایه‌گذاری هستند، تمایل آنان برای مصرف به‌طور موقت کاهش می‌یابد و می‌تواند تقاضای کل را در اقتصاد کاهش دهد. کاهش تقاضا به کاهش فشار بر قیمت‌ها منجر می‌شود. در نتیجه، تورم می‌تواند کاهش یابد زیرا براساس قانون تقاضا، بین تقاضا و قیمت معمولاً یک رابطه عکس وجود دارد. تورم می‌تواند کاهش یابد به‌طور موقت

کاهش می‌یابد و می‌تواند تقاضای کل را دین تقاضا و قیمت معمولاً یک رابطه عکس وجود دارد. نتایج مطالعه فنیرا (۲۰۱۴) با این یافته هماهنگ است. براساس جدول ۷ نتایج آزمون آرلانو باند نشان‌دهنده رد فرضیه صفر در مرتبه اول است. یعنی جملات اخلاص، دارای خودهمبستگی سریالی از مرتبه اول هستند. براساس آزمون سارگان مدل برآوردی از اعتبار لازم برخوردار بوده و نتیجه آزمون والد هم نشان‌دهنده معنی‌داری کل رگرسیون است.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش بررسی این پرسش بود که آیا افزایش درجه پیچیدگی اقتصادی، نقش تعدیل‌کننده در تورم‌زایی رشد نقدینگی دارد. برای بررسی فرضیه پژوهش از اطلاعات ۷۷ کشور در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۱ و از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شد. همچنین برای ۴۷ کشور در حال توسعه و ۳۰ کشور توسعه‌یافته فرضیه پژوهش مورد آزمون قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان داد بهبود شاخص پیچیدگی اقتصادی، اثر نقدینگی بر تورم را کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر، هنگامی که اقتصادی از درجه پیچیدگی بالایی برخوردار است افزایش نقدینگی به تورم کم‌تری در مقایسه با اقتصادی که از درجه پیچیدگی پایین‌تری برخوردار است، منجر می‌شود. ضریب متغیر تعاملی در کشورهای در حال توسعه -0.03 و در کشورهای توسعه‌یافته -0.05 برآورد شده و همان‌طور که براساس فرضیه پژوهش انتظار می‌رفت، در کشورهای توسعه‌یافته پیچیدگی اقتصادی اثر بسیار کاهنده‌تری در تورم‌زایی نقدینگی نسبت به کشورهای در حال توسعه دارد. از دیگر یافته‌های پژوهش تأثیر مثبت نقدینگی بر تورم در تمامی الگوهای پژوهش است. به نحوی که اندازه آن در کشورهای در حال توسعه 0.04 و در کشورهای توسعه‌یافته 0.15 برآورد شده است که مطابق با نظریه مقداری پول است که عرضه پول بر تورم اثر مثبت دارد. تأثیر پیچیدگی اقتصادی در کشورهای در حال توسعه $-4/33$ و در کشورهای توسعه‌یافته $-9/54$ برآورد شده است و به این معنی که افزایش پیچیدگی اقتصادی توانسته است تورم را کاهش دهد و میزان تأثیر آن با توجه به نتایج به دست آمده، در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر است. شاه‌آبادی و همکاران (۱۴۰۱) و آل مرحوبی (۲۰۲۱)

در مطالعات خود به این نتیجه دست یافتند. از دیگر یافته‌های پژوهش می‌توان به تأثیر منفی پیچیدگی اقتصادی، تولید سرانه، درجه باز بودن اقتصاد، استقلال بانک مرکزی و دموکراسی بر تورم اشاره نمود که اندازه ضرایب این متغیرها در کشورهای توسعه یافته از اندازه این ضریب برای کشورهای در حال توسعه بیشتر است. بنابراین نقش تعیین کننده پیچیدگی اقتصادی در شدت تورم‌زایی نقدینگی در مسیر کنترل تورم و آثار آن از اهمیت به سزایی برخوردار است. به نحوی که چه در اقتصادهایی با کالاهای پیچیده و دارای فناوری بالا و چه در اقتصادهای با کالاهای خام و ارزش افزوده پایین، برای تثبیت قیمت‌ها و کاهش تورم نرخ رشد نقدینگی باید پایین باشد یعنی رابطه مقداری پول چه در کشورهای در حال توسعه و چه توسعه یافته صادق است. با توجه به اهمیت این مهم گسترش کالاهایی با فناوری بالا و ایجاد بسترهای مناسب برای تأمین مالی مؤسسات در فرآیند تحقیق و توسعه که به تولید کالاهای متنوع و کمتر فراگیر منتهی شود، همچنین جذب فناوری و سرمایه گذاری مستقیم خارجی در جهت ارتقاء محصولات پیچیده و افزایش تولید ناخالص داخلی پیشنهاد می‌شود. اثر منفی پیچیدگی اقتصادی بر تورم‌زایی نقدینگی به نفع استراتژی‌های توسعه کشورهایی است که به جای تخصصی سازی صادرات، به سمت تنوع بخشیدن به سبد صادراتی هستند، زیرا تنوع صادرات یکی از عناصر اصلی پیچیدگی اقتصادی را تشکیل می‌دهد.

References

- Adrian, T., & Shin, H. S. (2010). Liquidity and leverage. *Journal of Financial Intermediation*, 19(3): 418-437. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2008.12.002>
- Azizi, Z., & Daraei, F. (2022). The effect of economic complexity and institutional quality on income inequality in developing countries. *Iranian Economic Development Analyses*, 8(2): 153-172. (In Persian). <https://doi.org/10.22051/ieda.2023.39654.1318>
- Azimi, N., & Azimi, D. A. (2022). Investigating the effect of globalization on the economic complexity of countries. *Regional Planning*, 12(45): 19-32. (In Persian). doi: 10.30495/jzpm.2022.4248
- Al Marhubi, F. (2021). Economic complexity and inflation: An empirical analysis. *Atlantic Economic Journal*, 49(3): 259-271. <https://doi.org/10.1007/s11293-021-09727-0>
- Antonietti, R., & Franco, C. (2021). From FDI to Economic Complexity: A Panel Granger Causality Analysis. *Structural Change and Economic Dynamics*, 56: 225-239. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2020.11.001>

- Bahar, D., Rapoport, H., & Turati, R. (2022). Birthplace diversity and economic complexity: Cross-country evidence. *Research policy*, **51**(8): 103991. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2020.103991>
- Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983). A positive theory of monetary policy in a natural rate model. *Journal of political economy*, **91**(4): 589-610. <https://doi.org/10.1086/261167>
- Basile, R., & Cicerone, G. (2022). Economic complexity and productivity polarization: Evidence from Italian provinces. *German Economic Review*, **23**(4): 567-594. <https://doi.org/10.1515/ger-2021-0070>
- Batten, D. S. (1981). Inflation: The cost-push myth. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, **63**(6): 20-26.
- Breitenbach, M. C., Chisadza, C., & Clance, M. (2022). The economic complexity index (ECI) and output volatility: High vs. low income countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, **31**(4): 566-580. <https://doi.org/10.1080/09638199.2021.1995467>
- Chávez, J. C., Mosqueda, M. T., & Gómez-Zaldívar, M. (2017). Economic complexity and regional growth performance: Evidence from the Mexican economy. *Review of Regional Studies*, **47**(2): 201-219. <http://dx.doi.org/10.52324/001c.8023>
- Chow, G. C., & Shen, Y. (2004). *Money, Price Level and Output in the Chinese Macro Economy*. Center for Economic Policy Studies, Princeton University.
- Dahmardeh Ghale No, N., & Delgarm, A. (2022). The effect of economic complexity index on the health outcomes in Iran and selected developing countries. *Sjsph*, **20**(3): 261-278. (In Persian).
- Edmans, A., Fang, V. W., & Zur, E. (2013). The effect of liquidity on governance. *The Review of Financial Studies*, **26**(6): 1443-1482. <https://doi.org/10.1093/rfs/hht012>
- Elahi, N., Heydari, H., Kiaalhosseini, S. Z., & Abolhasani Chimeh, M. A. (2018). The effect of trade openness and government size on macroeconomic volatility in Iran: A stochastic volatility model (SVM) approach. *Journal of Econometric Modelling*, **3**(3), 11-37. (In Persian).
- Engerman, S. L., & Sokoloff, K. L. (1994). *Factor Endowments: Institutions, and Differential Paths of Growth Among New World Economies*. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.1515/9781503622500-013>
- Fenira, M. (2014). Democracy: a determinant factor in reducing inflation. *International Journal of Economics and Financial Issues*, **4**(2), 363-375.
- Ferraz, D., Morales, H. F., Campoli, J. S., Oliveira, F. C. R. D., & Rebelatto, D. A. D. N. (2018). Economic complexity and human development: DEA performance measurement in Asia and Latin America. *Gestão & Produção*, **25**(4), 839-853. <https://doi.org/10.1590/0104-530X3925-18>
- Friedman, M. (1956). The quantity theory of money: A restatement. *Studies in The Quantity Theory of Money*, **5**: 3-31.

- Ghosh, M. A. R., & Phillips, M. S. (1998). *Inflation, Disinflation, and Growth*. International Monetary Fund.
- Gorjizadeh, A., & Sharifi Renani, H. (2014). The role of knowledge-based economy in controlling inflation. *Economic Modeling*, **26**(8): 107-125. (In Persian).
- Güneri, B., & Yalta, A. Y. (2021). Does economic complexity reduce output volatility in developing countries?. *Bulletin of Economic Research*, **73**(3), 411-431. <https://doi.org/10.1111/boer.12257>
- Haddad, M., Lim, J. J., Pancaro, C., & Saborowski, C. (2013). Trade openness reduces growth volatility when countries are well diversified. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'économique*, **46**(2): 765-790. <https://doi.org/10.1111/caje.12031>
- Hartmann, D. (2014). *Economic complexity and human development: How economic diversification and social networks affect human agency and welfare*. Taylor & Francis. <https://doi.org/10.4324/9780203722084>
- Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of The National Academy of Sciences*, **106**(26): 10570-10575. <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>
- Khan, H., Khan, U., & Khan, M. A. (2020). Causal nexus between economic complexity and FDI: Empirical evidence from time series analysis. *The Chinese Economy*, **53**(5): 374-394. <https://doi.org/10.1080/10971475.2020.1730554>
- Khaki, N., khorsandi, M., Mohammadi, T., Faridzad, A., & Azizi, Z. (2021). The impact of economic complexity index on greenhouse gas emissions in selected oil exporting countries: A panel Gentle Transmission Regression (PSTR) Model Approach. *Iranian Energy Economics*, **10**(39), 99-125. (In Persian). doi: 10.22054/jiee.2022.67727.1911
- Koren, M., & Tenreyro, S. (2013). Technological diversification. *American Economic Review*, **103**(1): 378-414. <https://doi.org/10.1257/aer.103.1.378>
- Krishna, P., & Levchenko, A. A. (2013). Comparative advantage, complexity, and volatility. *Journal of Economic Behavior & Organization*, **94**: 314-329. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2012.11.004>
- Lapatinas, A. (2016). Economic complexity and human development: A note. *Economics Bulletin*, **36**(3): 1441-1452.
- Lee, D., & Zhang, H. (2022). Export diversification in low-income countries and small states: Do country size and income level matter?. *Structural Change and Economic Dynamics*, **60**, 250-265. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2021.11.017>
- Lv, L., Liu, Z., & Xu, Y. (2019). Technological Progress, globalization and low-inflation: Evidence from the United States. *PLoS One*, **14**(4): 0215366. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0215366>
- Malmendier, U., & Nagel, S. (2016). Learning from inflation experiences. *The Quarterly Journal of Economics*, **131**(1): 53-87. <https://doi.org/10.1093/qje/qjv037>

- Maggioni, D., Turco, A. L., & Gallegati, M. (2016). Does product complexity matter for firms' output volatility?. *Journal of Development Economics*, 121, 94-109. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2016.03.006>
- Mishkin, F. S. (2007). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Pearson Education.
- Moghadas, L. S. (2018). The study of economic complexity and GDP effect on inflation rate and income inequality in Persian Gulf States 2002-2015. *Mapta Journal of Mechanical and Industrial Engineering (MJMIE)*, 2(3): 31-39. <http://dx.doi.org/10.33544/mjmie.v2i3.83>
- Motameni, M., & Zobeiri, H. (2022). Nexus between social technology and economic complexity :A PVAR Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(91): 223-255. (In Persian). <https://doi.org/10.22054/ijer.2022.61995.1010>
- Orphanides, A., & Solow, R. M. (1990). *Money, Inflation and Growth*. Handbook of Monetary Economics, 1: 223-261. [https://doi.org/10.1016/S1573-4498\(05\)80009-8](https://doi.org/10.1016/S1573-4498(05)80009-8)
- Papageorgiou, M. C., & Spatafora, M. N. (2012). *Economic Diversification in LICs: Stylized Facts and Macroeconomic Implications*. International Monetary Fund.
- Phelps, E. S. (1973). Inflation in the theory of public finance. *The Swedish Journal of Economics*, 67-82. <https://doi.org/10.2307/3439275>
- Rahimi, F., Sayeh Miri, A., Qasemian, N., & Shayan, A. (2021). The effect of the economic complexity index on the economic growth of MENAT countries (2008-2017). *Applied Economics*, 11(36): 1-15. (In Persian). <https://doi.org/10.30495/jae.2021.18181>
- Rogoff, K. (2003). Globalization and global disinflation. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 88(4): 45-80.
- Romer, D. (1993). Openness and inflation: Theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(4): 869-903. <https://doi.org/10.2307/2118453>
- Shahabadi, A. , Karami, B., & Arghand, H. (2022). The impact of economic complexity on inflation in the selected countries of Organization of Islamic Cooperation. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(2), 67-91. (In Persian). doi: 10.22055/jqe.2021.32056.2197
- Shahabadi, A. , Chayani, T., & Sadeghi Motamedd., Z. (2020). The effect of the economic complexity index on total factor productivity in the selected producing science countries. *Journal of Economics and Modelling*, 11(1), 181-205. (In Persian). doi: 10.29252/jem.2020.100523
- Shahabadi, A., & Arghand, H. (2018). The effects of economic complexity on social welfare in selected developing countries. *Iranian Journal of Trade Studies*, 23(89), 89-122. (In Persian).
- Samandar Ali Eshtehardi, M., Azimi, N. A., & Shahmoradi, B. (2020). The causal relationship between knowledge-based economy components and economic complexity. *Iranian Journal of Economic Research*, 25(82): 217-242. (In Persian). <https://doi.org/10.22054/ijer.2020.11915>

- Shakeri, A. (2017). *Introduction to the Iranian Economy*. Rafe Publications. (In Persian).
- Tang, S. H. K., Groenewold, N., & Leung, C. K. Y. (2008). The link between institutions, technical change and macroeconomic volatility. *Journal of Macroeconomics*, **30**(4): 1520-1549.
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2008.02.002>
- Zhu, S., Yu, C., & He, C. (2020). Export Structures, Income Inequality and Urban-Rural Divide in China. *Applied Geography*, **115**: 102150.
<https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2020.102150>
- Zobeiri, H., & Motameni, M. (2020). Human capital and economic complexity in Iran. *QJER*, **20**(3): 145-166. (In Persian).
<http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1399.20.3.3.8>.



Enacting laws and regulations in the Iranian banking system with a focus on the role of the parliament and legislators: A game theory approach

Hossein Seilsepoor^{*1}, Mohammad Javad Mohagahnia², Shima Ahmadi³

Received: 18-04-2024

Accepted: 09-04-2025

Extended Abstract

Purpose: The main objective of this article is to thoroughly examine the role of the parliament and legislators in the regulation of banking practices and its impact on financial stability and trust in the financial system. The study specifically focuses on the significance of regulatory responses to new challenges in financial technologies, such as digital currencies, and their effects on traditional financial systems. Utilizing the game theory, the current research analyzes the structure of the interactions among key players such as the government, parliament, banks, and customers. It demonstrates how differences in preferences and resources can lead to various equilibrium scenarios in regulatory settings. The study emphasizes that the formulation of laws and regulations should aim to foster stability, promote innovation, and ensure economic and social sustainability, with the parliament and legislators playing a crucial role in guiding this process. By examining historical experiences and international comparisons, this research proposes strategies to address the misalignments and power differentials among stakeholders to achieve more desirable equilibriums.

Methodology: This study employs a graph model within the framework of the game theory to analyze the balance of interests among the stakeholders in the regulatory settings of the banking sector in Iran. This method, developed by Feng et al. (2005) and Wong et al. (2018), serves to examine conflicts in arenas with multiple actors and diverse options. The modeling in the graph model includes defining possible moves and hypothetical conflict scenarios following the identification of stakeholders and their demands. This process, employing techniques such as weighting options and

¹. Corresponding Author. Ph.D. Student, Financial and Banking Department, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: h_seilsepoor@atu.ac.ir

². Assistant Professor, Financial and Banking Department, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: mohagheghnia@atu.ac.ir

³. Faculty of Economic and Social Science, Alzahra University, Tehran, Iran. Email: sh.ahmadi@alzahra.ac.ir



prioritizing, contributes to the evaluation system. The GMCR+ software is used to model and analyze conflicts, providing the capability for more precise analysis and examination of equilibrium states (Feng et al., 2003). This approach not only focuses on strategic analysis but also offers deeper insights and practical solutions to improve the current conditions and achieve balance in the banking network. The research data are collected through interviews, and the analyses are based on the principle of theoretical saturation.

Findings and Discussion: This study employs the game theory and graph modeling to analyze the equilibrium of the stakeholder interests in the regulatory framework of banking in Iran. By identifying five key players and ten possible options for these actors, the study presents a comprehensive analysis of the potential conflicts and equilibria within this sector. The modeling in the graph model includes defining possible moves and hypothetical conflict scenarios, which were identified through semi-structured interviews with the stakeholders.

The application of the game theory allows for a more detailed observation and analysis of equilibrium states and strategic decision-making by the actors. The analysis reveals that some options are simultaneously incompatible and cannot coexist in a common state. These conflicts assist in eliminating impossible states from the game space, resulting in the identification of possible and stable equilibrium states.

Using the GMCR+ software for modeling and conflict analysis, the study indicates that Equilibrium 9 is the most stable state among the possible scenarios. In this state, legislators and regulatory bodies focus on drafting preventive laws, banks actively comply with regulations, and customers carefully select financial services. This state represents a strong equilibrium in the game, where there are fewer changes made by the actors to improve the situation.

Reverse game analysis suggests that changes in the preferences and strategies of the actors may facilitate reaching more optimal equilibrium states. This analysis enables policymakers to design more effective policies to manage stakeholders in the banking sector by better understanding the dynamics and interactions among the actors.

The findings of this research can help policymakers and market regulators gain a better understanding of the dynamics present in banking regulation and move towards more stable and desirable equilibria using optimal strategies. The research also demonstrates that collaboration and interaction among various actors can lead to the creation of new and more beneficial equilibria in the banking system, which serves as a key strategy for addressing future challenges in this sector.

Conclusions and Policy Implications: The current research focuses on the strategic equilibria of actors within the regulatory framework of banking, emphasizing that various stakeholders such as legislators, regulatory bodies, banks, financial institutions, customers, borrowers, investors, and international organizations each pursue unique strategies that lead to diverse equilibria within the banking system. Analyses indicate that these strategies play a significant role in achieving new and stable equilibria. The study reveals that Equilibrium 9 is a point where actors maintain their strategies without the inclination to change. This state is considered a stable and

pivotal condition in banking strategies, representing stability and attractiveness and providing various options for the actors involved.

Reverse game analysis also suggests that the current equilibrium state may not be the most desirable for policymakers and the society, highlighting the need for a change in the role of legislators and regulatory bodies to recognize emerging technologies. This research emphasizes that regulatory policies in banking should be flexible and dynamic enough to adapt to continual environmental changes and supports the ongoing stability and growth in the banking sector.

Keywords: Banking regulation, Game theory, Graph model, Stakeholder interaction.

JEL Classification: G21,G28,G01,C7.

تنظیم قوانین و مقررات در نظام بانکی ایران با تأکید بر نقش مجلس و قانون‌گذاران: رویکرد نظریه بازی‌ها

حسین سیل‌سپور^{۱*}، محمدجواد محقق‌نیا^۲، شیما احمدی^۳

دریافت: ۱۴۰۳-۰۱-۲۹

پذیرش: ۱۴۰۴-۰۱-۲۰

چکیده

یکی از چالش‌های اساسی نظام بانکی ایران، تنظیم قوانین و مقررات است که نقش کلیدی در بحران‌های مالی و بانکی دارد. بدون توجه به بازیگران حوزه مقررات بانکی، نمی‌توان به اهداف مطلوب دست یافت. در این پژوهش، با استفاده از روش تحلیل محتوا و مصاحبه با خبرگان، خواسته‌ها و اقدامات مورد نیاز شناسایی شده‌اند. از طریق رویکرد نظریه بازی‌ها و مدل گراف، وضعیت تعادل بین بازیگران کلیدی مانند قانون‌گذاران، بانک مرکزی، بانک‌ها، مشتریان، سرمایه‌گذاران و سازمان‌های بین‌المللی بررسی شده است. وضعیت تعادل بین بازیگران از طریق مصاحبه‌ها و تعیین ترجیحات آن‌ها در خصوص وضعیت‌های بازی مشخص شده و با تحلیل مسیر تکاملی، حرکات بازیگران از وضع موجود به وضعیت تعادل تعیین شده است. نتایج این پژوهش نشان داد که وضعیت تعادل فعلی مطلوب جامعه و سیاست‌گذاران نیست و برای رسیدن به تعادل مطلوب، نیاز به تغییر ترجیحات بازیگران وجود دارد. از طریق تحلیل بازی معکوس، مشخص شد که قانون‌گذاران و بانک مرکزی باید با تنظیم قوانین و مقررات نوآورانه که فضای نوآوری را به رسمیت می‌شناسند، به وضعیت مطلوب برای اقتصاد کشور دست یابند. این پژوهش به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا درک بهتری از پویایی‌ها و تعاملات بین بازیگران داشته باشند و سیاست‌های مؤثرتری طراحی کنند.

واژگان کلیدی: تنظیم مقررات بانکی، نظریه بازی‌ها، مدل گراف، تعامل بین ذی‌نفعان.

طبقه‌بندی JEL: G21, G28, G01, C7

۱. نویسنده مسئول. گروه مالی بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران ایران.

h_seilsepour@atu.ac.ir

۲. گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران ایران mohagheghnia@atu.ac.ir

sh.ahmadi@alzahra.ac.ir

۳. گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران

۱- مقدمه

بانک‌ها نقش اساسی در انتقال منابع مالی به بخش‌های مختلف اقتصادی ایفا می‌کنند و این نقش به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه که بخش بانکی به‌عنوان کانالی حیاتی بین بخش‌های پولی و واقعی اقتصاد عمل می‌کند، بسیار برجسته است (خادمی و همکاران^۱، ۱۳۹۹). نقص در ساختار این بخش می‌تواند به اختلالات اقتصادی منجر شود که این اهمیت را دوچندان می‌کند (قاسمی و همکاران^۲، ۱۳۹۰). با توجه به چالش‌های تنظیم مقررات بانکی در ایران و تأثیر آن بر ثبات سیستم مالی، نقش قانون‌گذاران در توسعه اقتصادی و پایداری اجتماعی بیش از پیش اهمیت پیدا کرده است. مقررات شامل الزامات سرمایه‌ای، مدیریت ریسک و استانداردهای حسابداری است که به حفظ سلامت مالی کمک می‌کند و به سیستم بانکی امکان می‌دهد به شکل مؤثرتری عمل کرده و به رشد اقتصادی کشور یاری رساند.

تجربیات تاریخی نشان داده است که عدم نظارت کافی می‌تواند به بحران‌های مالی منجر شود؛ بنابراین، تنظیم مقررات بانکی اقدامی پیشگیرانه برای حفاظت از سپرده‌گذاران و حفظ ثبات سیستم مالی محسوب می‌شود. در این زمینه، نقش قانون‌گذاران در تدوین مقرراتی که هم نوآوری را تشویق کنند و هم ریسک‌ها را مدیریت نمایند، حیاتی است. این مقررات باید رقابت سالم بین بانک‌ها را ترویج داده و دسترسی به خدمات مالی با کیفیت و مقرون به صرفه را تضمین کنند. با توجه به جهانی‌شدن و پیشرفت‌های فناوری، مجلس و قانون‌گذاران باید به چالش‌های ناشی از نوآوری‌های مالی، مانند ارزهای دیجیتال، پاسخ دهند؛ زیرا این نوآوری‌ها علاوه بر تغییر سیستم مالی، ریسک‌های جدیدی نیز ایجاد می‌کنند که نیاز به مدیریت دقیق دارند؛ بنابراین، همکاری بین‌المللی برای تطبیق مقررات در سطح جهانی و اطمینان از اجرای مؤثر آن‌ها ضروری است.

تنظیم مقررات بانکی به عنوان ابزاری کلیدی برای حفظ ثبات مالی و حمایت از مصرف‌کنندگان شناخته می‌شود. نظریات اقتصادی، به‌ویژه مطالعه برجسته دایموند و دیبویگ^۳ (۱۹۸۳)، نقش اساسی بانک‌ها در تسهیل نقدینگی و اثرات عدم وجود بیمه سپرده‌ها یا نظارت تنظیمی

1. Khademi et al. (2021)

2. Ghasemi et al. (2012)

3. Diamond & Dybvig (1983)

بر ثبات مالی را برجسته کرده‌اند. کمیته بال، از طریق چارچوب‌های بازل، بر اهمیت ذخایر سرمایه‌ای کافی برای مقابله با زیان‌های احتمالی و کاهش ریسک ورشکستگی تأکید دارد.

تاریخچه تنظیم مقررات بانکی نشان‌دهنده نوسانات بین دوره‌های آزادسازی و کنترل‌های سخت‌گیرانه است که بیشتر به‌عنوان واکنش‌هایی به بحران‌های مالی ظاهر شده‌اند. از تصویب قانون گلس - استیگال^۱ در دوران رکود بزرگ تا لغو آن توسط قانون گرم - لیچ - بلایلی^۲ در سال ۱۹۹۹ که به بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ منجر شد، تحولات تنظیم مقرراتی به چالش‌های زمانی خود پاسخ داده‌اند. تحلیل و ارزیابی قواعد سیاست پولی و مالی از مهم‌ترین نیازهای سیاست‌گذاری در طراحی سیاست‌های اقتصادی متناسب با شرایط زمان است (حیاتی و همکاران^۳، ۱۳۹۸).

در سال‌های اخیر، توجه به تنظیم مقررات بانکی به ویژه پس از بحران مالی جهانی افزایش یافته است. این موضوع در بسیاری از کشورها به مسئله‌ای مهم تبدیل شده و تأثیرات منفی بر متغیرهای کلان اقتصادی داشته است (احمدیان^۴، ۱۳۹۴). نیلی و همکاران^۵ (۱۳۹۴) و گرجی و میرتربی^۶ (۱۳۹۶) ساختار مقررات بانکی ایران را با استانداردهای بین‌المللی مقایسه کرده‌اند و بر اصلاحات سیاستی و کنترل دقیق‌تر تورم تأکید دارند. بنایی اسکویی و میرزائی^۷ (۱۳۹۹) بر قانونی‌بودن مصوبات شورای پول و اعتبار تأکید کرده‌اند. ابراهیمی و همکاران^۸ (۱۴۰۱) و روغنی و صادقی^۹ (۱۴۰۱) تأثیر تنظیم‌گری بانکی بر ثبات مالی را بررسی کرده‌اند، در حالی که دانش آرا و همکاران (۱۴۰۰) به ضرورت مقررات خاص برای ادغام بانک‌ها پرداخته‌اند. لولین و کانگدون^{۱۰} (۲۰۲۳) و جونگ و همکاران^{۱۱} (۲۰۲۳) به پیامدهای بحران‌های بانکی و لزوم بازنگری در نظام‌های

1. Glass-Steagall Act
2. Gramm-Leach-Bliley Act
3. Hayati et al. (2019)
4. Ahmadian (2016)
5. Nili et al. (2015)
6. Gorji & Mirtorabi (2017)
7. Banaei Oskoueie & Mirzaei (2020)
8. Ebrahimi et al. (2022)
9. Roghani & Sadeghi (2023)
10. Llewellyn & Congdon (2023)
11. Jung et al. (2023)

تنظیمی اشاره دارند. همچنین، یانگ و همکاران^۱ (۲۰۲۳) و آنانی و اووسو^۲ (۲۰۲۳) بر نقش نظارت نهادی و سرمایه تنظیمی در تاب‌آوری بانک‌ها تأکید کرده‌اند. نایاک^۳ (۲۰۲۱) و تامائه و اودهامبو^۴ (۲۰۲۱) نیز به تأثیر قوانین بانکداری بر عملکرد مالی بانک‌ها و اعطای وام پرداخته‌اند. مانیش و اوریلی^۵ (۲۰۲۱) نیز به اهمیت تنظیم مقررات در جلوگیری از افزایش نابرابری‌ها اشاره کرده‌اند. این مطالعات نشان می‌دهند که بازنگری دائمی در سیاست‌های تنظیمی برای حفظ ثبات و کارایی سیستم بانکی ضروری است.

با توجه به پیچیدگی موضوع، پرسش این است که آیا می‌توان بدون توجه به خواسته‌ها و قدرت‌های هر یک از گروه‌های درگیر، وضعیت آینده تنظیم مقررات بانکی را بررسی کرد؟ نظریه بازی‌ها که بر تعاملات میان بازیگران و کنش‌های متقابل آن‌ها تمرکز دارد (سامسورا و همکاران،^۶ ۲۰۱۰)، می‌تواند روشی مفید برای تحلیل این وضعیت باشد. برخلاف نظریه تصمیم‌گیری که بر رفتار یک بازیگر تمرکز دارد، نظریه بازی‌ها به بررسی تصمیمات در محیط‌های تعاملی و پویا می‌پردازد. در نظام بانکی، تصمیمات بازیگران مختلف مانند دولت، مجلس، مدیران بانکی و سپرده‌گذاران، واکنش‌های زنجیره‌ای ایجاد می‌کند. این تعاملات متقابل که به صورت یک بازی پیچیده شکل می‌گیرند، تصمیم‌گیری‌ها را تحت تأثیر پیش‌بینی واکنش‌های متقابل قرار می‌دهند (عبدلی^۷، ۱۳۸۶). در این پژوهش، ابتدا با بهره‌گیری از روش‌های تحلیل محتوا و مصاحبه با خبرگان، بازیگران کلیدی در تنظیم قوانین و مقررات بانکی شناسایی و تحلیل می‌شوند. سپس، وضعیت‌های تعادلی میان این بازیگران و امکان رسیدن به آن‌ها از طریق تحلیل حرکت‌های یک‌جانبه و مسیرهای تکاملی، به تفصیل بررسی می‌شود. در بخش بعدی، با استفاده از تحلیل رفتارهای ائتلافی، روابط و هم‌پیمانی‌های ممکن بین بازیگران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در پایان، از طریق رویکرد بازی

1. Yang et al. (2023)
2. Anani & Owusu (2023)
3. Nayak (2011)
4. Thamae & Odhiambo (2021)
5. Manish & O'Reilly (2021)
6. Samsura et al. (2010)
7. Abdoli (2007)

معکوس، مسیرهای دستیابی به وضعیت مطلوب شناسایی و سیاست‌گذاری‌های لازم جهت بهبود و تقویت آن وضعیت مطلوب ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

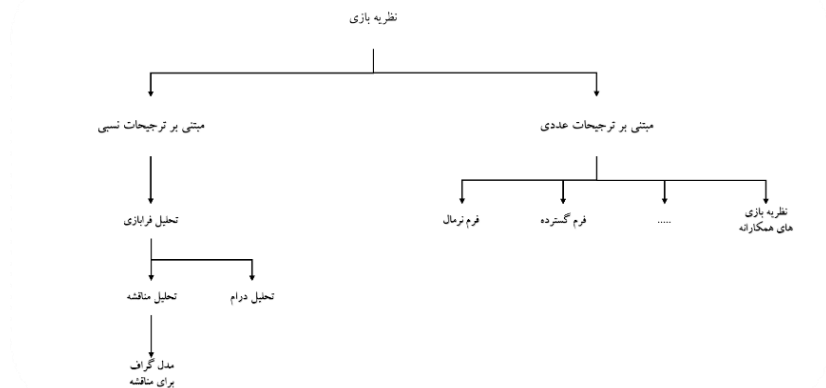
۲-۱- نظریه ذی‌نفعان

نظریه ذی‌نفعان در دهه ۱۹۷۰ شکل گرفت و در دهه ۱۹۸۰ توسط فریدمن به استراتژی‌های شرکت‌ها وارد شد. این نظریه که ریشه در جامعه‌شناسی، اقتصاد، سیاست و اخلاق دارد، بر اهمیت توجه شرکت‌ها به منافع و نیازهای ذی‌نفعان تأکید می‌کند (میناردس و همکاران^۱، ۲۰۱۱: ۱۲۲۷). مفهوم ذی‌نفع اولین بار توسط مؤسسه پژوهشی استنفورد معرفی شد (فریدمن و مایلز^۲، ۲۰۰۶: ۵۰) و سپس وارد ادبیات برنامه‌ریزی استراتژیک شد (فریمن^۳، ۱۹۸۴). فریمن ذی‌نفعان را گروه‌هایی تعریف کرد که بقا و موفقیت شرکت‌ها به آن‌ها وابسته است. دیگر تعاریف از ذی‌نفعان شامل نظریه‌های گری و همکاران^۴ (۱۹۹۶)، کارول^۵ (۱۹۹۶: ۲۴)، کلارسون^۶ (۱۹۹۵)، میشل و همکاران^۷ (۱۹۹۷) و برایسون و همکاران^۸ (۲۰۰۴) می‌شود که ذی‌نفعان را افرادی می‌دانند که می‌توانند بر سازمان تأثیر بگذارند یا از آن تأثیر پذیرند. کمیته بال ذی‌نفعان بانکی را شامل کارمندان، مشتریان، تأمین‌کنندگان مالی و جامعه می‌داند. در بانکداری اسلامی، عدالت اسلامی همه ذی‌نفعان را به بازیگران فعال تبدیل می‌کند (انصاری و همکاران^۹، ۱۳۹۶؛ محقق‌نیا و همکاران^{۱۰}، ۱۴۰۲).

1. Mainardes et al. (2011)
2. Friedman & Miles (2006)
3. Freeman (1984)
4. Gray et al. (1996)
5. Carroll (1996)
6. Clarkson (1995)
7. Mitchell et al. (1997)
8. Bryson et al. (2004)
9. Ansari et al. (2017)
10. Mohagheghnia et al. (2023)

۲-۲- نظریه بازی‌ها

نظریه بازی‌ها ابتدا توسط جیمز والدگراو^۱ معرفی شد و سپس توسط جان فون نیومان^۲ در زمینه ریاضیات توسعه یافت. این نظریه به عنوان یک چارچوب تصمیم‌گیری چندجانبه با ترجیحات و اولویت‌های متضاد بازیگران شناخته می‌شود (عبدلی^۳، ۱۳۸۶؛ سامسورا و همکاران، ۲۰۱۰). برخلاف نظریه‌های سنتی تصمیم‌گیری که بیشتر بر تصمیمات یک‌جانبه تمرکز دارند، نظریه بازی‌ها بر تعامل و کنش‌های متقابل بازیگران تمرکز می‌کند و به بررسی تضادها و همکاری‌ها می‌پردازد. برای درک چالش‌های نظام بانکی به عنوان یک بازی، تمایز بین تصمیم‌گیری ساده و بازی اهمیت دارد. در نظام بانکی، تصمیمات بازیگران مختلفی مانند دولت، مجلس و مدیران بانک منجر به واکنش‌های زنجیره‌ای سایر ذی‌نفعان می‌شود. نظریه بازی‌ها برای بررسی تصمیم‌گیری افراد و تعامل آن‌ها با دیگران استفاده می‌شود و با بهره‌گیری از ریاضیات، رفتارها در موقعیت‌های استراتژیک و تضاد منافع را مدل‌سازی می‌کند (عبدلی، ۱۳۸۶). برای حل مناقشات، مطابق شکل (۱) مدل‌های مختلفی همچون فرم نرمال، استراتژیک، گزینه‌ای و مدل گراف مورد استفاده قرار می‌گیرند.



شکل ۱: الگوها و مدل‌های مبتنی بر نظریه بازی‌ها

منبع: عبدلی، ۱۳۸۶

1. James Waldegrave
2. Von Neumann
3. Abdoli (2007)

۲-۳- پیشنهاد تحقیق

پژوهش‌های متعددی به بررسی ابعاد مختلف تنظیم مقررات بانکی پرداخته‌اند و نشان داده‌اند که این موضوع نقش مهمی در بهبود عملکرد نظام بانکی دارد. نیلی و همکاران (۱۳۹۴) با تحلیل بخشنامه‌های بانک مرکزی ایران و مقایسه آن‌ها با استانداردهای کمیته بال، به نواقص موجود در نظام مقررات‌گذاری بانکی ایران پی برده‌اند. این پژوهش بیان می‌کند که بسیاری از بخشنامه‌ها، به‌ویژه در حوزه سیستم‌های پرداخت، فاقد الگوی نظارتی مناسب و مطابق با اصول بین‌المللی هستند و بر اهمیت تقویت اصول نظارتی با تمرکز بر مدیریت ریسک، نظارت مستمر، حسابداری و افشای اطلاعات تأکید دارد.

گرجی و میرترابی (۱۳۹۶) جنبه‌های مختلف مقررات‌گذاری بانکی در ایران را بررسی کرده و بر نیاز به بازنگری در رویکردهای موجود تأکید کرده‌اند. آن‌ها به نقش انسجام و هماهنگی در استانداردها و چارچوب‌های مقرراتی پرداخته و لزوم طراحی اصولی را مطرح کرده‌اند که به افزایش کارایی، شفافیت و ثبات مالی منجر شود. همچنین، بر نقش استقلال بانک مرکزی در حفظ ثبات اقتصادی و کنترل تورم با تأکید بر شفافیت و پاسخگویی برای جلب اعتماد عمومی تأکید کرده‌اند. ابراهیمی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی نقش تنظیم‌گری نظام حقوقی بانکی ایران در حمایت از حقوق شهروندی پرداخته‌اند. آن‌ها تأکید دارند که تنظیم‌گری باید به گسترش حقوق اقتصادی شهروندان و عدالت اجتماعی کمک کند و نقش بانک مرکزی را در این زمینه برجسته کرده‌اند. این مطالعه نشان می‌دهد که تنظیم‌گری مؤثر باید از حقوق فردی در برابر ریسک‌های اقتصادی محافظت کرده و ثبات اقتصادی را تضمین کند.

دانش آرا و همکاران (۱۴۰۰) ضرورت وضع نظام حقوقی مختص ادغام بانک‌ها در ایران را بررسی کرده و پیشنهاد کرده‌اند که قوانین رقابتی خاصی برای ادغام بانک‌ها به‌منظور کمک به ثبات مالی تدوین شود. آن‌ها بیان می‌کنند که ادغام بانکی نیازمند مقررات ویژه‌ای است و فقدان مقررات دقیق برای شرایط و آثار ادغام در ایران به چشم می‌خورد.

لولین و کانگدون (۲۰۲۳) به بررسی پیامدهای بحران‌های بانکی بر قوانین تنظیمی پرداخته‌اند و بر اهمیت تحلیل هزینه - فایده قوانین تأکید کرده‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که برای جلوگیری از بروز بحران‌های بانکی، لازم است قوانین دقیق و متناسب با شرایط هر کشور اعمال شود. جونگ و

همکاران (۲۰۲۳) تغییرات در چارچوب بال سه پس از بحران مالی ۲۰۰۸ را تحلیل کرده‌اند. آن‌ها تأکید دارند که اصلاحات انجام‌شده در چارچوب بال دو بیشتر به اصلاحات سطحی محدود شده و تحول عمیقی در نظام بانکداری جهانی ایجاد نکرده است. این تحلیل بر لزوم بازنگری در رویکردهای اصلاحی برای تأمین ثبات بیشتر در سیستم مالی جهانی تأکید دارد.

نایاک (۲۰۲۱) اهمیت قوانین بانکداری در عملکرد بانک‌ها را بررسی کرده و نشان داده است که قوانین مرتبط با فعالیت‌ها و نظارت تأثیر مثبتی بر عملکرد مالی بانک‌ها دارند. با این حال، سخت‌گیری در الزامات سرمایه و نظارت خارجی می‌تواند تأثیر منفی داشته باشد. این پژوهش بر اهمیت توسعه قوانین نظارتی بانکی جهانی یکسان تأکید دارد.

تامائه و اوده‌یامبو (۲۰۲۱) تأثیر نامتقارن تنظیم مقررات بانکی بر اعطای وام را بررسی کرده‌اند و نشان داده‌اند که اثرات این مقررات بستگی به تعادل میان هزینه‌ها و منافع دارد و شواهد تجربی مختلف نتایج متفاوتی از تأثیر منفی تا مثبت یا ناچیز ارائه داده‌اند. باغستانی میبیدی و همکاران^۱ (۱۳۹۴) به اهمیت دخالت دولت در نظارت و مقررات‌گذاری بازارهای مالی پرداخته‌اند. این مطالعه نشان داده است که دخالت دولت برای افزایش کارایی بازارها ضروری است، اما باید با دقت و هدفمند صورت گیرد تا از شکست‌های دولتی جلوگیری شود.

حیدری و رجبی^۲ (۱۳۹۵) با استفاده از روش داده‌بنیاد و مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته، به تدوین الگوی حکمرانی نظارتی در شبکه بانکی ایران پرداخته‌اند. این مطالعه اجزای کلیدی در تنظیم‌گری نظارت بانکی را شناسایی کرده و بر اهمیت بازنگری و تنقیح قوانین، طراحی سیاست‌های مالی یکپارچه و تقویت فرهنگ نظارتی تأکید می‌کند.

مانیش و اوریلی (۲۰۲۱) تأثیر تنظیم مقررات بانکداری و مالی بر توزیع درآمد را بررسی کرده و بیان کرده‌اند که نظارت بانکی می‌تواند به توزیع عادلانه‌تر درآمد کمک کند. این پژوهش نتیجه‌گیری می‌کند که نظارت دقیق بر فرایندهای تنظیمی برای جلوگیری از افزایش نابرابری‌ها ضروری است. این پژوهش‌ها با بهره‌گیری از نظریه بازی‌ها، به بررسی پیچیدگی‌ها و پویایی‌های تعاملی میان بانک مرکزی، قانون‌گذاران، بانک‌ها، مشتریان و نهادهای بین‌المللی پرداخته‌اند و با

1. Baghestani Meybodi et al. (2015)

2. Heidari & Rajabi (2016)

مدل‌سازی این تعاملات، راهکارهایی برای بهبود سیاست‌های تنظیمی ارائه داده‌اند. این رویکرد به درک عمیق‌تر از تأثیرات متقابل و نقش هر یک از ذی‌نفعان در تنظیم مقررات بانکی کمک می‌کند و می‌تواند به توسعه دانش و بهبود عملکرد نظام بانکی منجر شود.

۳- روش‌شناسی تحقیق

مسئله تعادل منافع ذی‌نفعان در تنظیم قوانین و مقررات بانکی در ایران که یک موضوع پیچیده و چند بعدی است، با استفاده از روش ساخت‌دهی به مسئله و ارائه راهکارهای حل توضیح داده می‌شود (روزنهد و مینجرز^۱، ۱۹۸۹: ۳۰). مدل گراف در نظریه بازی‌ها به‌عنوان یک روش کاربردی برای تحلیل تعارض‌ها در زمینه‌هایی با بازیگران متعدد و گزینه‌های مختلف، مانند نظام بانکی، استفاده می‌شود (ونگ و همکاران^۲، ۲۰۱۸؛ کیلگور و هایپل^۳، ۲۰۱۰). این مدل به‌ویژه زمانی که ترجیحات ذی‌نفعان قابل کمی‌سازی نیستند، مفید است و به تحلیل تعاملات و برهم‌کنش‌های استراتژیک بین تصمیم‌گیرندگان می‌پردازد (ونگ و همکاران^۴، ۲۰۰۳: ۶۰). در مدل گراف، مدل‌سازی شامل تعریف حرکت‌های ممکن و وضعیت‌های متصور مناقشه پس از شناسایی ذی‌نفعان و خواسته‌های آن‌ها است. سپس از طریق روش‌هایی مانند وزن‌دهی به گزینه‌ها و اولویت‌بندی، این وضعیت‌ها ارزیابی می‌شوند. این رویکرد به ارائه راهکارهایی برای بهبود وضعیت موجود و دستیابی به تعادل در نظام بانکی کمک می‌کند.

1. Rosenhead & Mingers (1989)

2. Wang et al. (2018)

3. Kilgour & Hipel (2010)

4. Fang et al. (2003)



شکل ۲: فرآیند مدل سازی و تحلیل در مدل های گراف

منبع: فنگ و همکاران، ۱۹۹۳

در این پژوهش، از مدل گراف در نظریه بازی ها مطابق شکل ۲ برای تحلیل تعادل منافع ذی نفعان در تنظیم قوانین و مقررات بانکی ایران استفاده شده است که موضوعی چندبعدی و پیچیده است. این مدل به ویژه در شرایطی که ترجیحات ذی نفعان قابل کمی سازی نیستند، مؤثر است (کیلگور و هایپل، ۲۰۱۰: ۲۱۳؛ فنگ و همکاران، ۲۰۰۳: ۶۰). در این رویکرد، مدل سازی شامل تعریف حرکت های ممکن و وضعیت های احتمالی مناقشه پس از شناسایی ذی نفعان و خواسته های آنها است. سپس این وضعیت ها از طریق روش هایی مانند وزن دهی به گزینه ها و اولویت بندی ارزیابی می شوند.

مرحله دوم تحلیل شامل بررسی وضعیت های تعادلی و تحلیل نتایج است که نشان دهنده محتمل ترین نتایج مناقشه هستند (فنگ و همکاران، ۲۰۰۳). این رویکرد به بررسی احتمال تحقق تعادل های به دست آمده و دستیابی به اهداف مطلوب می پردازد. برای مدل سازی و تحلیل مناقشات از نرم افزار GMCR+ استفاده شده است. این پژوهش دیدگاه های عمیق تر و راهکارهای عملی برای بهبود شرایط موجود و دستیابی به تعادل در شبکه بانکی ارائه می دهد. در ادامه، وضعیت نمونه آماری مورد تحلیل قرار گرفته است. حجم نمونه در این پژوهش کیفی بر اساس اصل اشباع نظری تعیین شده است که به نقطه ای اشاره دارد که در آن داده های جدید دیگر به افزایش یا تعمیق بیشتر

دسته‌بندی‌ها کمکی نمی‌کند. پژوهش در این نقطه متوقف نمی‌شود، بلکه تحلیل به سمت دسته‌بندی‌های دیگری می‌رود تا آن‌ها نیز به اشباع کامل برسند (گلیرز و اشتراوس^۱، ۱۹۸۶: ۳۰). در این پژوهش از ابزار مصاحبه نیمه‌ساختاریافته استفاده شده است.

جدول ۱: نمونه مصاحبه‌شوندگان

جنسیت	فراوانی	درصد فراوانی
مرد	۲۳	۷۲
زن	۹	۲۸
مجموع	۳۲	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق بررسی ویژگی‌های جمعیت‌شناختی که در جدول (۱ و ۲) نشان داده شده است، ۷۲ درصد پاسخ‌دهندگان مرد و ۵۰ درصد سابقه کاری ۱۰ تا ۱۵ سال و ۲۶/۲۵ درصد مدرک کارشناسی ارشد دارند.

جدول ۲: میزان سابقه کار نمونه آماری

سابقه کار	فراوانی	درصد فراوانی
کمتر از ۵ سال	۴	۱۲
۵ تا ۱۰ سال	۶	۱۹
۱۰ تا ۱۵ سال	۱۶	۵۰
بیشتر از ۱۵ سال	۶	۱۹
مجموع	۳۲	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳) شامل ۳۲ بازیگر در حوزه تنظیم قوانین بانکی است که توزیع آن‌ها بر اساس مدرک تحصیلی (کارشناسی، کارشناسی ارشد، دکتری) و نقش‌های مختلف مانند قانون‌گذاران، بانک‌ها، مشتریان، سرمایه‌گذاران، سازمان‌های بین‌المللی و اساتید دانشگاه بررسی شده است. این تنوع به تحلیل دقیق‌تر مقررات بانکی کمک می‌کند.

جدول ۳: تفکیک بر اساس نوع بازیگر و مدرک تحصیلی

مجموع	قانون‌گذاران و بانک مرکزی	بانک‌ها و مؤسسات مالی	مشتریان و وام‌گیرندگان	سرمایه‌گذاران و بازارهای مالی	سازمان‌های بین‌المللی و نهادهای چندجانبه	اساتید دانشگاه	مدرک تحصیلی
۱۰	۳	۳	۲	۱	۱	۰	کارشناسی
۱۰	۳	۳	۳	۲	۱	۰	کارشناسی ارشد
۱۲	۲	۲	۱	۲	۱	۲	دکتری
۳۲	۸	۸	۶	۵	۳	۲	مجموع

منبع: یافته‌های پژوهش

۴- یافته‌های تحقیق

مناقشه پیرامون تنظیم مقررات بانکی به بررسی روش‌های مدیریت بازیگران در فرآیند تدوین قوانین و مقررات بانکی می‌پردازد که نظام بانکی با آن مواجه است. در این بخش، از روش تحلیل محتوا و مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته استفاده شده است تا بازیگران مختلف در این حوزه شناسایی شوند. سپس، گزینه‌های مختلفی که هر یک از این بازیگران می‌توانند انتخاب کنند، از طریق مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته شناسایی شده‌اند. در این پژوهش، ۵ بازیگر و ده گزینه پیش روی آن‌ها مطابق جدول (۴) شناسایی شده است.

جدول ۴: بازیگران، گزینه‌ها

بازیگران	گزینه‌ها
قانون‌گذاران و بانک مرکزی	تدوین قوانین پیشگیرانه ترویج فضای نوآوری مالی
بانک‌ها و مؤسسات مالی	انطباق فعال با مقررات لایبی برای تسهیل مقررات
مشتریان و وام‌گیرندگان	گزینه‌های دقیق خدمات مالی فعالیت حقوق مصرف‌کننده
سرمایه‌گذاران و بازارهای مالی	سرمایه‌گذاری مبتنی بر تحلیل مقررات تنوع‌بخشی استراتژیک
سازمان‌های بین‌المللی و نهادهای چندجانبه	ترویج استانداردهای جهانی حمایت از اصلاحات ساختاری

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۱- وضعیت‌های شدنی

در تحلیل تعارض‌ها با استفاده از نظریه بازی‌ها، همه وضعیت‌های ممکن در واقعیت عملی نیستند و محدودیت‌هایی وجود دارد که تعداد وضعیت‌های بازی را کاهش می‌دهد (فنگ و همکاران، ۲۰۰۳). برای حذف وضعیت‌های غیر ممکن، چهار روش وجود دارد: (۱) گزینه‌های دوتایی ناسازگار که نمی‌توانند همزمان رخ دهند؛ (۲) الزام به انتخاب حداقل یک گزینه توسط هر بازیکن؛ (۳) وابستگی متقابل گزینه‌ها که وضعیت‌هایی را که این وابستگی در آن‌ها رعایت نشده، حذف می‌کند؛ (۴) الزامات صریح که نیازمند ترکیب‌های منطقی خاصی هستند. با اعمال این محدودیت‌ها، ترکیب‌های غیر ممکن حذف شده و وضعیت‌های شدنی بازی مشخص می‌شوند.

جدول ۵: گزینه‌های ناسازگار

گزینه‌ها	وضعیت ناسازگاری
۱ و ۲	تدوین قوانین پیشگیرانه با ترویج فضای نوآوری مالی در تضاد است، زیرا قوانین سخت‌گیرانه می‌تواند نوآوری را محدود کند.
۱ و ۴	تدوین قوانین پیشگیرانه با لابی برای تسهیل مقررات در تضاد است، زیرا تسهیل مقررات به کاهش سطح نظارت منجر شده است.
۳ و ۲	انطباق فعال با مقررات با ترویج فضای نوآوری مالی در تضاد است، زیرا انطباق زیاد با مقررات منابع لازم برای نوآوری را محدود می‌کند.
۳ و ۴	انطباق فعال با مقررات با لابی برای تسهیل مقررات در تضاد است، چرا که بانک‌ها نمی‌توانند هم‌زمان به شدت برای تسهیل و هم برای انطباق با مقررات فعالیت کنند.
۴ و ۶	گزینش دقیق خدمات مالی با فعالیت حقوق مصرف‌کننده در تضاد است، زیرا مصرف‌کنندگانی که بیش از حد حساس هستند از مزایای برخی خدمات مالی نوآورانه محروم می‌شوند.
۴ و ۹	گزینش دقیق خدمات مالی با ترویج استانداردهای جهانی در تضاد است، چرا که استانداردهای جهانی ممکن است به تنوع کمتری از خدمات مالی بین‌المللی منجر شود.
۴ و ۵	گزینش دقیق نیاز به بررسی عمیق و دقت بالایی در انتخاب خدمات دارد، در حالی که لابی برای تسهیل مقررات به معنای کاهش سخت‌گیری‌ها و استانداردها است که دقت کمتری را به همراه داشته باشد.
۴ و ۷	تحلیل مقررات برای سرمایه‌گذاری می‌تواند نشان‌دهنده نیاز به پایداری به قوانین موجود باشد، در حالی که لابی برای تسهیل می‌تواند به معنای تلاش برای تغییر یا کاهش همین مقررات باشد.
۴ و ۸	تنوع‌بخشی به معنای گسترش به بازارهای با مقررات سخت‌گیرانه‌تر باشد، در حالی که لابی برای تسهیل مقررات نشان‌دهنده تلاش برای کاهش این مقررات است.
۴ و ۲	نوآوری نیازمند قوانین جدید و محکم‌تر است که حمایت از ایده‌های نو ضمانت شود که با تسهیل قوانین فعلی در تضاد است.
۶ و ۵	گزینش دقیق خدمات مالی نیازمند بازاری شفاف است، در حالی که فعالیت‌های حقوق مصرف‌کننده می‌تواند به قوانین سخت‌گیرانه منجر شوند که این انتخاب را محدود کنند.
۷ و ۸	تحلیل مقررات به سرمایه‌گذاری‌های متمرکز بر بازارهای کم تنظیم منجر شود، در حالی که تنوع‌بخشی استراتژیک به دنبال پخش کردن ریسک‌ها در سرمایه‌گذاری‌های متنوع‌تر است.

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۵)، گزینه‌های ناسازگار فهرست شده‌اند و از بین ده گزینه، گزینه‌های ناسازگار و دلایل ناسازگاری آن‌ها بررسی شده‌اند. در نتیجه، ۱۲ حالت ترکیبی از وضعیت‌های ممکن حذف شده‌اند. در ابتدا با ۱۰۲۴ حالت روبه‌رو بوده است که پس از حذف این ترکیب‌های نشدنی، ۱۲ حالت باقی می‌ماند.

۴-۲- تعیین وضعیت‌های تعادل و تحلیل نتایج

در نظریه بازی‌ها، تعادل وضعیت‌ها بر اساس استراتژی‌ها و تصمیمات بازیکنان اهمیت دارد. تعادل زمانی به دست می‌آید که بازیکنان تمایلی به تغییر وضعیت خود نداشته باشند (فنگ و همکاران، ۲۰۰۳). مفاهیم مختلفی مانند تعادل نش و پایداری ماورا عقلانیت عمومی برای تحلیل پایداری وضعیت‌ها به کار می‌روند. این مفاهیم با در نظر گرفتن آینده‌نگری، آگاهی از ترجیحات دیگران و میزان ریسک‌پذیری بازیکنان، به شبیه‌سازی تصمیم‌گیری‌ها و رفتارهای مختلف در مناقشات کمک کرده و به تعادل‌های واقع‌گرایانه‌تری منجر می‌شوند (فنگ و همکاران، ۲۰۰۳). در جدول (۶)، وضعیت این تعادل‌ها و استراتژی‌ها مورد بررسی قرار گرفته است؛ بنابراین، در هر حالت تعادل، با مفروضات خاص خود، انگیزه تغییر بین بازیگران بررسی می‌شود.

جدول ۶: تشریح و مقایسه ویژگی‌های تعادل

تعادل	ریسک‌پذیری	آگاهی از ترجیحات	عقب‌نشینی راهبردی	آینده‌نگری	توضیحات
نش ^۱	در نظر نمی‌گیرد	فقط خودش	هرگز	کم	در تعادل نش، هر بازیکن فقط به تصمیمات خود توجه می‌کند و به اقدامات و تصمیمات دیگران توجهی ندارد. پیش‌بینی آینده و ریسک‌پذیری نقش چندانی ندارند و بازیکنان فقط به دنبال بهترین پاسخ برای خودشان هستند.
فراعقلانیت عمومی ^۲	ریسک‌گریز	فقط خودش	توسط سایر بازیکنان	متوسط	در این تعادل، بازیکنان تا حدی به آینده فکر می‌کنند و واکنش‌های سایر بازیکنان را در نظر می‌گیرند. اما بیشتر به تصمیمات خودشان تمرکز دارند و تمایل دارند از ریسک اجتناب کنند.
فراعقلانیت متقارن ^۳	ریسک‌گریز	فقط خودش	توسط سایر بازیکنان	متوسط	شبیه به فراعقلانیت عمومی است، با این تفاوت که همه بازیکنان به طور متقارن عمل می‌کنند، یعنی به یک اندازه به آینده فکر و از ریسک اجتناب می‌کنند.

1. NASH
2. GMR
3. SMR

توضیحات	آینده‌نگری	عقب‌نشینی راهبردی	آگاهی از ترجیحات	ریسک‌پذیری	تعادل
در این تعادل، بازیکنان به آینده توجه دارند و تصمیماتشان را به‌صورت مداوم و پیوسته با توجه به واکنش‌های دیگران تنظیم می‌کنند. این نوع تعادل واقع‌بینانه است و بازیکنان از تصمیمات سایرین آگاهند و به آن‌ها واکنش نشان می‌دهند.	متوسط	هرگز	همه	واقع‌بینانه	پایداری متوالی ^۱
در این تعادل، بازیکنان بسته به شرایط و نیازها به آینده فکر می‌کنند و به‌صورت راهبردی عمل می‌کنند. آن‌ها از تصمیمات دیگران آگاهند و تمایل دارند ریسک بپذیرند. این نوع تعادل انعطاف‌پذیر است و بسته به شرایط می‌تواند تغییر کند.	متغیر	راهبردی	همه	ریسک‌پذیر	پایداری محدود شده ^۲
در پایداری دوراندیش، بازیکنان به‌شدت به آینده فکر می‌کنند و تصمیماتشان را به‌صورت راهبردی و با توجه به واکنش‌های دیگران تنظیم می‌کنند. این نوع تعادل نشان‌دهنده سطح بالای پیش‌بینی و برنامه‌ریزی است و بازیکنان تمایل دارند ریسک بپذیرند تا به نتایج بهتری برسند.	بالا	راهبردی	همه	ریسک‌پذیر	پایداری دوراندیش ^۳

منبع: فنگ و همکاران، ۲۰۰۳

در این تحلیل، پنج بازیگر اصلی در حوزه تنظیم قوانین و مقررات بانکی حضور دارند که هر یک استراتژی‌های متفاوتی را دنبال می‌کنند. تعادل‌های استراتژیک بین این بازیگران با استفاده از معیارهایی مانند تعادل نش و دیگر معیارهای تصمیم‌گیری ارزیابی شده‌اند. نتایج به دست آمده از نرم‌افزار GMCR+ مطابق جدول (۷) نشان می‌دهد که در وضعیت تعادلی شماره ۹، استراتژی‌های اتخاذشده توسط بازیگران به ثبات در تصمیم‌گیری‌های مربوط به نظام مالی و بانکی منجر شده است. وضعیت ۹ با داشتن تعادل‌های نش، فراعقلانیت عمومی، تعادل متوالی، هم‌زمان و فراعقلانیت متقارن، نشان‌دهنده پایداری و مطلوبیت بالاست. این تعادل‌ها بیانگر این هستند که بازیکنان با توجه به تصمیمات خود و واکنش‌های دیگران به بهترین نتایج ممکن دست می‌یابند. در مقابل، وضعیت‌های ۱۰، ۱۱، و ۱۲ تنها شامل تعادل‌های فراعقلانیت عمومی و متقارن هستند که با وجود

1. SEQ
2. LM
3. FS

تبادل، مطلوبیت کمتری نسبت به وضعیت ۹ دارند؛ بنابراین، تمرکز بر وضعیت ۹ به عنوان استراتژی بهینه برای بازیکنان توصیه می‌شود.

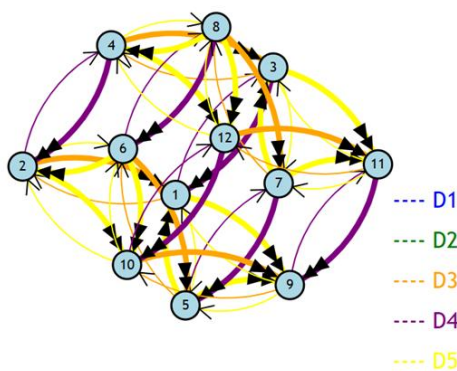
جدول ۲: تحلیل وضعیت‌های تبادل

	Ordered Decimal	Filter	1 341	2 357	3 405	4 421	5 597	6 613	7 661	8 677	9 853	10 869	11 917	12 933
1 - D1	1	-	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
	2	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
2 - D2	3	-	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
	4	-	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N	N
3 - D3	5	-	Y	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y	N
	6	-	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y
4 - D4	7	-	Y	Y	N	N	Y	Y	N	N	Y	Y	N	N
	8	-	N	N	Y	Y	N	N	Y	Y	N	N	Y	Y
5 - D5	9	-	Y	Y	Y	Y	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y
	10	-	N	N	N	N	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Payoff For: D1	-	-	7	8	4	6	3	5	1	2	11	12	9	10
Payoff For: D2	-	-	6	5	10	8	9	7	12	11	2	1	4	3
Payoff For: D3	-	-	4	3	2	1	8	7	6	5	12	11	10	9
Payoff For: D4	-	-	10	4	9	3	8	2	7	1	12	6	11	5
Payoff For: D5	-	-	8	7	4	3	6	5	2	1	12	11	10	9
Nash	-	-									Y			
GMR	-	-									Y	Y	Y	Y
SEQ	-	-									Y			
SIM	-	-									Y			
SEQ & SIM	-	-									Y			
SMR	-	-									Y	Y	Y	Y

منبع: یافته‌های پژوهش

در وضعیت تعادلی ۹، قانون‌گذاران و بانک مرکزی بر اهمیت قوانین پیشگیرانه تأکید می‌کنند، بانک‌ها تلاش می‌کنند تا برای بقا و انطباق با این قوانین و مقررات عمل کنند. مشتریان با دقت بیشتری خدمات مالی را انتخاب می‌کنند، اگرچه حقوق مصرف‌کننده به طور کامل مؤثر نیست. سرمایه‌گذاران نیز با تحلیل مقررات به سرمایه‌گذاری اقدام می‌کنند و سازمان‌های بین‌المللی بر ترویج استانداردهای جهانی و حمایت از اصلاحات ساختاری تمرکز دارند.

این تعادل‌های استراتژیک نقش مهمی در تدوین سیاست‌های مالی دارند و به درک بهتر از دینامیک‌های نظام بانکی کمک می‌کنند. تحلیل نشان می‌دهد که چگونه تعارض‌ها و همکاری‌ها میان ذی‌نفعان مختلف می‌تواند به ثبات و کارایی بیشتر در نظام بانکی منجر شود. تمرکز بر وضعیت ۹ به‌عنوان استراتژی بهینه می‌تواند تعادل و عملکرد کل سیستم بانکی را بهبود بخشد. این تحلیل به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا سیاست‌های مؤثرتری برای مدیریت ذی‌نفعان در تنظیم مقررات بانکی طراحی کنند.



شکل ۳: تحلیل حرکت‌های یک‌جانبه بازیگران

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۴- تحلیل حرکت‌های یک‌جانبه بازیگران

در این تحلیل نظریه بازی‌ها، پنج بازیگر اصلی در حوزه تنظیم قوانین بانکی، استراتژی‌های متنوعی را دنبال می‌کنند. تعادل‌های استراتژیک، مانند تعادل نش، نشان‌دهنده پاسخ‌های این بازیگران به چالش‌ها هستند. در مدل گراف، وضعیت‌های تعادلی که رویکردهای مختلف بازیگران به چالش‌های مقرراتی و بازاری را منعکس می‌کنند، شناسایی شده‌اند. این وضعیت‌ها نقاط کلیدی در تصمیم‌گیری‌های استراتژیک هستند که بازیگران در آن‌ها به یک تعادل پایدار دست یافته‌اند.

تحلیل حرکت‌های یک‌جانبه بازیگران در شکل (۳) نشان می‌دهد کدام بازیگران می‌توانند بدون واکنش سایرین، نتیجه بازی را تغییر دهند. نمودارها در این تحلیل‌ها مشخص می‌کنند که در وضعیت ۹ هیچ بهبود یک‌جانبه‌ای به سایر وضعیت‌ها وجود ندارد، به همین دلیل این وضعیت به‌عنوان

یک تعادل قوی مطرح است. در وضعیت‌های ۱۰، ۱۱ و ۱۲، با وجود امکان حرکت یک‌جانبه، به دلیل واکنش‌های احتمالی سایر بازیگران و عدم بهبود نهایی، تعادل حفظ می‌شود. این وضعیت‌ها نشان می‌دهند که بازیکنان ترجیح می‌دهند در وضعیت فعلی باقی بمانند تا از واکنش‌های نامطلوب جلوگیری کنند و وضعیت خود را بدتر نکنند؛ بنابراین، وضعیت ۹ به‌عنوان بهترین استراتژی برای حفظ تعادل و جلوگیری از نوسانات نامطلوب در نظر گرفته می‌شود.

۴-۴- تحلیل وضعیت موجود^۱

در این تحلیل نظریه بازی‌ها، ارزیابی وضعیت موجود و بررسی امکان دستیابی به تعادل‌ها در عمل در جدول (۸) مورد توجه قرار گرفته است. تمرکز بر نحوه تعامل میان بازیگران کلیدی همچون قانون‌گذاران، بانک مرکزی، بانک‌ها و مؤسسات مالی، مشتریان و دیگران است. هدف اصلی شناسایی مسیرهای تکاملی به سمت تعادل‌های جدید است. تحلیل مسیرهای تکاملی و استراتژی‌های بازی تکاملی نشان می‌دهد که چگونه بازیگران اصلی به وضعیت‌های تعادلی مختلف دست پیدا می‌کنند. این رویکرد به درک بهتر از پویایی‌ها و تعاملات میان بازیگران کمک کرده و نشان می‌دهد که چگونه تعاملات و تصمیمات آن‌ها منجر به دستیابی به تعادل‌های پایدار در نظام بانکی می‌شود. در جدول ۸، مسیر تکاملی بازیگران کلیدی در تنظیم قوانین بانکی با استفاده از مدل گراف تحلیل استراتژیک در نظریه بازی‌ها بررسی شده است. این مسیر از وضعیت موجود (حالت ۴) آغاز می‌شود و با عبور از مراحل میانجی (حالت‌های ۳ و ۱)، نهایتاً به وضعیت تعادلی ۹ منتهی می‌شود. در وضعیت موجود، نظام بانکی با چالش‌های متعددی مواجه است و نهادهای نظارتی، بانک‌ها، مشتریان، سرمایه‌گذاران و سازمان‌های بین‌المللی نقش فعالی دارند. در مرحله میانجی اول (حالت ۳)، نهادهای نظارتی و قانون‌گذاران شروع به تدوین قوانین پیشگیرانه برای افزایش شفافیت و کاهش ریسک‌های مالی می‌کنند. در مرحله میانجی دوم (حالت ۱)، بانک‌ها با انطباق فعال با مقررات جدید، سازگاری و بقای خود را تضمین می‌کنند.

در وضعیت تعادلی ۹، نهادهای نظارتی با تدوین قوانین پیشگیرانه، ثبات مالی را تضمین کرده‌اند؛ بانک‌ها به‌طور موفقیت‌آمیز با مقررات جدید سازگار شده‌اند؛ مشتریان با دقت بیشتری

خدمات مالی را انتخاب می‌کنند؛ سرمایه‌گذاران با تحلیل دقیق مقررات و تنوع‌بخشی، ریسک‌ها را مدیریت می‌کنند؛ و سازمان‌های بین‌المللی از ترویج استانداردهای جهانی به حمایت از اصلاحات ساختاری حرکت کرده‌اند. این مسیر تکاملی نشان‌دهنده فرایندی تدریجی و هماهنگ است که بازیگران از وضعیت فعلی به‌سوی تعادلی پایدار و مطلوب حرکت می‌کنند. این تحلیل به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا درک بهتری از نحوه همکاری و هماهنگی برای هدایت نظام بانکی به‌سوی پایداری بیشتر کسب کنند.

جدول ۸: تحلیل مسیر تکاملی

بازیگران	گزینه‌ها	موجود (۴)	میانجی (۳)	میانجی (۱)	تعادلی (۹)
قانون‌گذاران و بانک مرکزی	تدوین قوانین پیشگیرانه	Y	Y	Y	Y
	ترویج فضای نوآوری مالی	N	N	N	N
بانک‌ها و مؤسسات مالی	انطباق فعال با مقررات	Y	Y	Y	Y
	لایه برای تسهیل مقررات	N	N	N	N
مشتریان و وام‌گیرندگان	گزینش دقیق خدمات مالی	N	Y	Y	Y
	فعالیت حقوق مصرف‌کننده	Y	N	N	N
سرمایه‌گذاران و بازارهای مالی	سرمایه‌گذاری مبتنی بر تحلیل مقررات	N	N	Y	Y
	تنوع‌بخشی استراتژیک	Y	Y	N	N
سازمان‌های بین‌المللی و نهادهای چندجانبه	ترویج استانداردهای جهانی	Y	Y	Y	Y
	حمایت از اصلاحات ساختاری	N	Y	N	Y

منبع: یافته‌های پژوهش

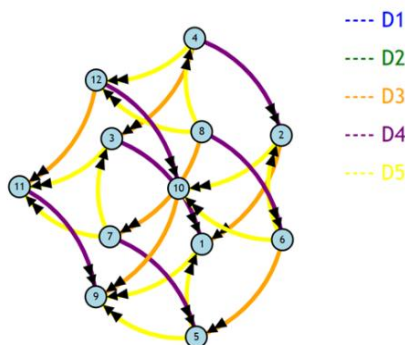
۴-۵- تحلیل ائتلافی^۱

سؤال اصلی این است که آیا تشکیل ائتلاف بین بازیگران مختلف می‌تواند به تعادلی جدید و مفیدتر منجر شود (کیلگور و هایل، ۲۰۱۰). تحلیل‌های ائتلافی مطابق شکل (۴) بررسی می‌کنند که آیا همکاری میان بازیگران می‌تواند وضعیتی بهتر از تعادل موجود در وضعیت ۹ ایجاد کند. در وضعیت ۸، ائتلاف بین قانون‌گذاران، بانک‌ها و مشتریان می‌تواند منافع مشترکی فراهم کند. قانون‌گذاران و بانک مرکزی با تدوین قوانین پیشگیرانه، محیطی امن ایجاد می‌کنند؛ بانک‌ها با انطباق با مقررات، اعتماد عمومی را جلب می‌کنند؛ و مشتریان با بهبود حقوق مصرف‌کننده از

خدمات بهتری بهره‌مند می‌شوند. این ائتلاف منجر به پایداری وضعیت ۸ می‌شود، زیرا هیچ‌یک از اعضا تمایلی به ترک ائتلاف ندارند، چون همکاری به منافع بیشتری نسبت به فعالیت‌های فردی منجر می‌شود.

در وضعیت ۱۲، ائتلاف بین قانون‌گذاران و سرمایه‌گذاران نیز بهبود وضعیت هر دو گروه را فراهم می‌کند. قانون‌گذاران با ترویج نوآوری مالی، محیطی مناسب برای رشد فناوری‌ها ایجاد می‌کنند؛ سرمایه‌گذاران با تنوع‌بخشی استراتژیک، ریسک‌ها را کاهش و بازدهی را افزایش می‌دهند. این همکاری منجر به پایداری وضعیت ۱۲ می‌شود، زیرا اعضا به دلیل منافع بیشتر در ائتلاف باقی می‌مانند.

این تحلیل نشان می‌دهد که تشکیل ائتلاف‌های مؤثر می‌تواند وضعیت بازیکنان را بهبود بخشد. وضعیت‌های ۸ و ۱۲ به عنوان نقاط کلیدی برای ائتلاف‌ها شناسایی شده‌اند. ائتلاف‌های مؤثر، با تمرکز بر منافع مشترک، می‌توانند به نتایج تعادل برای همه اعضا منجر شوند و وضعیت کلی را بهبود بخشند.



شکل ۴: تحلیل ائتلافی بازیگران

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۶ تحلیل بازی معکوس^۱

در بازی‌ها، گاهی تعادل‌های حاصل با اهداف بلندمدت جامعه همخوانی ندارند. برای رسیدن

1. Inverse GMCR

به تعادلی مطلوب، ممکن است نیاز به تغییر قوانین، نقش‌ها و ترجیحات بازیگران باشد. این فرایند به‌عنوان بازی معکوس یا طراحی مکانیزم شناخته می‌شود (کینسارا و همکاران^۱، ۲۰۱۵). این روش به تحلیلگران امکان می‌دهد راهکارهایی برای حل منازعات و هدایت ترجیحات بازیکنان به سمت اهداف جامعه پیشنهاد دهند.

جدول ۹: تحلیل بازی معکوس

وضعیت مطلوب	گزینه‌ها	بازیگران
N	تدوین قوانین پیشگیرانه	قانون‌گذاران و بانک مرکزی
Y	ترویج فضای نوآوری مالی	
Y	انطباق فعال با مقررات	بانک‌ها و مؤسسات مالی
N	لابی برای تسهیل مقررات	
Y	گزینش دقیق خدمات مالی	مشتریان و وام‌گیرندگان
Y	فعالیت حقوق مصرف‌کننده	
Y	سرمایه‌گذاری مبتنی بر تحلیل مقررات	سرمایه‌گذاران و بازارهای مالی
Y	تنوع‌بخشی استراتژیک	
Y	ترویج استانداردهای جهانی	سازمان‌های بین‌المللی و نهادهای چندجانبه
Y	حمایت از اصلاحات ساختاری	

منبع: یافته‌های پژوهش

مطالعه نشان می‌دهد که وضعیت تعادلی ۹ محتمل‌ترین نتیجه بازی است، اما با اهداف مطلوب جامعه فاصله دارد. برای دستیابی به وضعیت مطلوب، بازیگران باید رفتارها و ترجیحات خود را تغییر دهند که این نیازمند مداخله سیاست‌گذاران و توسعه سیاست‌های جدید است. دستیابی به هدف مطلوب از طریق همکاری و تنظیم مجدد ترجیحات توسط سیاست‌گذاران و بازیگران اصلی امکان‌پذیر است. در شرایط عادی، بازیگران به وضعیت ۹ می‌رسند، اما برای تحقق اهداف جامعه، مداخله سیاست‌گذاران ضروری است.

مطابق جدول (۹) این تحلیل نشان می‌دهد که بدون مداخله، بازیگران ممکن است به تعادلی

1. Kinsara et al. (2015)

دست یابند که با اهداف جامعه همخوانی ندارد؛ بنابراین، سیاست‌گذاران باید فعالانه وارد عمل شوند و با تدوین سیاست‌های جدید و تنظیم قوانین، بازیگران را به سمت تعادل مطلوب هدایت کنند. همکاری و تغییر ترجیحات بازیگران به همراه مداخله سیاست‌گذاران، کلید دستیابی به اهداف بلندمدت جامعه است.

۵- نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر بر تعادل‌های استراتژیک بازیگران در تنظیم قوانین و مقررات بانکی تمرکز دارد. تحلیل‌ها نشان می‌دهند که هر یک از بازیگران، از جمله قانون‌گذاران و بانک مرکزی، بانک‌ها و مؤسسات مالی، مشتریان و وام‌گیرندگان، سرمایه‌گذاران و بازارهای مالی، و سازمان‌های بین‌المللی و نهادهای چندجانبه، استراتژی‌های متفاوتی را دنبال می‌کنند که منجر به تعادل‌های مختلفی در نظام بانکی می‌شود. این پژوهش به بررسی تنوع استراتژی‌ها و تعادل‌های استراتژیک در فرایند تکاملی تنظیم قوانین و مقررات بانکی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که یک مسیر تکاملی اصلی شناسایی شده که در آن، هر یک از بازیگران به دنبال تحقق اهداف خود هستند. این تحلیل به بررسی تغییرات و تعاملات در بازی تنظیم مقررات بانکی می‌پردازد تا به تعادل‌های جدید و پایدار دست یابد. در این راستا، نقش‌های مختلف بازیگران مورد بررسی قرار گرفته است.

بر اساس تحلیل‌های انجام شده، مشخص است که راهکارهای متعددی برای مدیریت تنظیم مقررات بانکی پیشنهاد شده‌اند، اما همه این رویکردها به یک اندازه کارآ و پایدار نیستند. وضعیت ۹ به‌عنوان یک تعادل قوی شناخته می‌شود، زیرا هیچ بهبود یک‌جانبه‌ای به سایر وضعیت‌ها امکان‌پذیر نیست. در این حالت، هیچ بازیکنی نمی‌تواند با تغییر رفتار خود وضعیت بهتری ایجاد کند که نشان‌دهنده پایداری و تعادل بالای این وضعیت در بازی است. در این وضعیت، قانون‌گذاران و بانک مرکزی بر قوانین پیشگیرانه تأکید می‌کنند و فناوری‌ها و ابزارهای نوینی مانند شبکه‌های ابری، نئوبانک‌ها و رمزارزها را به رسمیت نمی‌شناسند. بانک‌ها قوانین و مقررات را رعایت می‌کنند و مشتریان با دقت خدمات مالی را انتخاب می‌کنند، در حالی که فعالیت‌های مربوط به حقوق مصرف‌کننده محدود است. سرمایه‌گذاران و بازارهای مالی بر اساس تحلیل مقررات سرمایه‌گذاری می‌کنند؛ اما به تنوع‌بخشی به منظور کاهش ریسک توجهی ندارند. سازمان‌های بین‌المللی نیز بر

حمایت از اصلاحات ساختاری و ترویج استانداردهای بین‌المللی تأکید دارند. ائتلاف‌های مؤثر بین قانون‌گذاران، بانک‌ها، و مشتریان می‌توانند بهبود وضعیت بازیکنان را تسهیل کنند. وضعیت‌های ۱۰، ۱۱ و ۱۲ به‌عنوان تعادل‌های فراعقلانیت عمومی و فراعقلانیت متقارن شناخته می‌شوند، زیرا در این وضعیت‌ها بازیکنان با وجود امکان حرکت یک‌جانبه، ترجیح می‌دهند در وضعیت فعلی باقی بمانند. این ترجیح ناشی از واکنش‌های نامطلوب احتمالی سایر بازیکنان است که ممکن است در نهایت به بدتر شدن وضعیت آن‌ها منجر شود. این تعادل‌ها نشان‌دهنده پایداری و عدم تمایل به تغییر وضعیت به دلیل ریسک‌های مرتبط با آن است. به‌ویژه در وضعیت‌های ۸ و ۱۲، همکاری بین این گروه‌ها باعث ایجاد محیطی پایدار و امن می‌شود. قانون‌گذاران با تدوین قوانین پیشگیرانه و ترویج نوآوری مالی، بانک‌ها با انطباق فعال با مقررات و جلب اعتماد عمومی، و مشتریان با بهره‌مندی از خدمات بهبود یافته، از این ائتلاف‌ها نفع می‌برند. این تحلیل نشان می‌دهد که ائتلاف‌های استراتژیک بر مبنای منافع مشترک و همکاری، می‌توانند پایداری و نتایج مثبتی برای همه اعضا فراهم کنند و استراتژی‌های بهینه را برای دستیابی به اهداف فراهم آورند. بر اساس تحلیل بازی معکوس، مشخص شده است که وضعیت تعادلی فعلی با اهداف جامعه و سیاست‌گذاران هماهنگ نیست. قانون‌گذاران و بانک مرکزی باید نقش خود را تغییر دهند تا قوانین و مقررات مربوط به فناوری‌های نوظهور و ابزارهای نوین را به رسمیت بشناسند.

این پژوهش با استفاده از روش تحلیل محتوا و مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته انجام شده، اما با محدودیت‌هایی مواجه است. نخست، نمونه‌گیری از بازیگران محدود بوده و ممکن است نظرات تمامی ذی‌نفعان را به‌صورت کامل منعکس نکند. دوم، تحلیل تعارض‌ها و تعیین وضعیت‌های تعادلی بر اساس نظریه بازی‌ها به تمامی پیچیدگی‌های تصمیم‌گیری واقعی نمی‌پردازد. همچنین، محیط‌های متغیر و پیش‌بینی‌ناپذیر اقتصادی و سیاسی می‌تواند بر نتایج پژوهش تأثیر بگذارد و تعمیم‌پذیری یافته‌ها را کاهش دهد. در نهایت، انتخاب گزینه‌های سازگار و تعیین تعادل‌ها ممکن است به دلیل استفاده از مدل‌های نظری، تمامی جنبه‌های واقعی را پوشش ندهد.

برای بهبود تنظیم مقررات بانکی، سیاست‌گذاران باید رویکردی جامع و تعاملی اتخاذ کنند. برای مدیریت تعادل بین تدوین قوانین پیشگیرانه و ترویج نوآوری مالی، ضروری است که

سیاست‌گذاران محیطی فراهم کنند که از یک سو ریسک‌های سیستماتیک را کاهش دهد و از سوی دیگر، مانع نوآوری و رشد فناوری‌های مالی نباشد. بانک‌ها و مؤسسات مالی باید به صورت فعال با مقررات انطباق یابند و همزمان با نهادهای نظارتی در تعامل باشند تا تغییرات لازم را به موقع اجرا کنند. حمایت از حقوق مصرف‌کنندگان و تشویق به انتخاب دقیق خدمات مالی نیز باید در اولویت قرار گیرد. این امر می‌تواند با آموزش و افزایش آگاهی عمومی، ایجاد شفافیت در ارائه خدمات مالی و تضمین حفاظت از حقوق مصرف‌کنندگان محقق شود. سرمایه‌گذاران باید با تحلیل دقیق مقررات و تنوع‌بخشی استراتژیک، ریسک‌های مرتبط با سرمایه‌گذاری‌های خود را بهینه مدیریت کنند و در عین حال به پایداری سیستم مالی کمک کنند. در نهایت، سازمان‌های بین‌المللی و نهادهای چندجانبه باید با ترویج استانداردهای جهانی و حمایت از اصلاحات ساختاری، به ایجاد هم‌سویی و پایداری در نظام مالی بین‌المللی کمک کنند. این اقدامات می‌تواند از طریق هماهنگی بین‌المللی و همکاری‌های چندجانبه تحقق یابد و در نهایت به تقویت ثبات و اعتماد در بازارهای مالی منجر شود.

References

- Abdoli, G., (2007). *Game Theory and Its Applications (Static and Dynamic Games with Complete Information)*. Tehran: Tehran University Jihad Academic Publications. (In Persian).
- Ahmadian, A., (2016). Modeling A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for The Iranian Bank Withdrawal. *Journal of Economic Policy*, 7(14), 77-103. (In Persian).
- Anani, M. and Owusu, F., (2023). Regulatory Capital and Bank Risk-Resilience Amid The Covid-19 Pandemic: How Are the Basel Reforms Faring? *Finance Research Letters*, 52, p.103591. DOI: 10.1016/j.frl.2022.103591.
- Ansari, M.A., Falahati, A. and Delangizan, S., (2017). Modelling and Strategic Analysis of Pension Crisis in Iran: A Game Theory Approach. *Journal of Improvement Management*, 11(35), 61-92. (In Persian).
- Baghestani Meybodi, M., Miri, A. and Samadi Boroujeni, R. (2015). The Necessity of Government Intervention in Regulation and Supervision of Financial Markets. *Economic Journal*, 15(7), 43-58. (In Persian).

- Banaei Oskooei, M. and Mirzaei, V., (2020). Legal Position and Scope of The Decisions of The Council of Money and Credit. *Journal of Public Law Research*, **21**(66), 141-180. (In Persian). DOI: 10.22054/qjpl.2019.42486.2151.
- Basel Committee on Banking Supervision, (2010). Basel III: A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems.
- Bryson, J.M., (2004). What to Do When Stakeholders Matter: Stakeholder Identification and Analysis Techniques. *Public Management Review*, **6**(1), 21-53. DOI: 10.1080/14719030410001675722.
- Carroll, A.B., (1996). *Business and Society: Ethics and Stakeholder Management*. 3rd ed. Cincinnati: Southwestern.
- Clarkson, M.B.E., (1995). A Stakeholder Framework for Analyzing and Evaluating Corporate Social Performance. *Academy of Management Review*, **1**(20), 92-117. DOI: 10.5465/amr.1995.9503271994.
- Daneshara, E., Isaei Tafreshi, M. and Shahbazinia, M., (2021). The Necessity of Formulating A Special Legal System for Bank Mergers in Iranian Law with Reference to The US Legal System. *Comparative Law Researches*, **25**(1), 57-86. (In Persian). DOI: 20.1001.1.22516751.1400.25.1.1.6.
- Diamond, D.W. and Dybvig, P.H., (1983). Bank Runs, Deposit Insurance, And Liquidity. *Journal of Political Economy*, **91**(3), 401-419. DOI: 10.1016/j.econlet.2013.09.023.
- Ebrahimi, S.F., Hoseini Sadrabadi, I. and Barzegar, A., (2022). The Regulatory Role of Iran's Legal-Banking System in Securing Citizenship Rights. *Iranian Journal of Political Sociology*, **5**(4), 1521-1535. (In Persian). DOI: 10.0510/PSI.2022.276023.1591.
- Fang, L., Hipel, K.W., Kilgour, D.M. and Peng, X., (2003). A Decision Support System for Interactive Decision Making-Part II: Analysis and Output Interpretation. *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics, Part C: Applications and Reviews*, **33**(1), 56-66. DOI: 10.1109/TSMCC.2003.809361.
- Freeman, R.E., 1984. *Strategic Management: A Stakeholder Approach*. Massachusetts: Pitman Publishing Inc.
- Friedman, A. and Miles, S., (2006). *Stakeholder: Theory and Practice*. Oxford: Oxford University Press. DOI: 10.1093/oso/9780199269860.001.0001.
- Ghasemi, A., Parvin, S. and Abdolshah, F., (2012). The Impact of Macroeconomic and Institutional Variables on The Banking Industry Structure. *Journal of Economic Policy*, **3**(6), 87. (In Persian).
- Glass-Steagall Act, 1933.
- Gorji, A.A. and Mirtorabi, H.S., (2017). Explaining The Principles of Banking Regulation in The Perspective of The Legal System of Iran. *Journal of Legal Research*, **16**(32), 7-36. (In Persian). DOI: 58286.
- Gramm-Leach-Bliley Act, 1999.
- Gray, R., Owen, D. and Adams, C., (1996). *Accounting and Accountability: Change and Challenges in Corporate Social and Environmental Reporting*. London: Prentice Hall. DOI: 10.12691/jbms-2-2-2.

- Heidari, F. and Rajabi, Z., (2016). A New Paradigmatic Model for Efficient and Effective Regulatory Governance in The Iranian Banking Network. *Journal of Studies in Banking Management and Islamic Banking*, **2**(3), 63-93. (In Persian).
- Jung, J., (2023). The Auxiliary Paradigm Change and Club-Based Governance Model in Global Banking Regulation. *International Journal*. DOI: 10.00207020231175682.
- Khademi, S.R., Felihi, N., Dalman Pour, M. and Naghilou, A., (2021). Investigating The Effects of Specific Banking and Macroeconomic Variables on Bank Profitability (Comparison Of Neoclassical And Post-Keynesian Schools). *Financial Economics Journal*, **14**(53), 213-252. (In Persian). DOI: 20.1001.1.25383833.1399.14.53.10.2.
- Kilgour, D.M. and Hipel, K.W., (2010). *Conflict Analysis Methods: The Graph Model for Conflict Resolution*. In: D.M. Kilgour and C. Eden, eds. Handbook of Group Decision and Negotiation. Dordrecht: Springer, 203-222. DOI: 10.1007/978-90-481-9097-3_13.
- Kinsara, R.A., Kilgour, D.M. and Hipel, K.W., (2015). Inverse Approach to The Graph Model for Conflict Resolution. *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics: Systems*, **45**(5), pp.734-742. DOI: 10.1109/TSMC.2014.2376473.
- Llewellyn, D.T. and Congdon, T., (2023). Bank Regulation: Has The Regulation Pendulum Swung Too Far? *Journal of Banking Regulation*, **24**(2), 171-183. DOI: 10.1057/s41261-022-00191-7.
- Mainardes, E., Alves, H. and Raposo, M., (2011). Stakeholder Theory: Issues to Resolve. *Management Decision*, **49**(2), 226-252. DOI: 10.108/00251741111109133.
- Manish, G.P. and O'Reilly, C., (2019). Banking Regulation, Regulatory Capture and Inequality. *Public Choice*, **180**(1-2), 145-164. DOI: 10.1007/s11127-018-0501-0.
- Mitchell, R.K., Agle, B.R. and Wood, D.J., (1997). Toward A Theory of Stakeholder Identification and Salience: Defining The Principle of Who And What Really Counts. *Academy of Management Review*, **22**(4), 853-886. DOI: 10.5465/AMR.1997.9711022105.
- Mohagheghnia, M.J., Seilsepoor, H. and Ahmadi, S., (2023). Designing a Justice Index in Islamic Banking with Content Analysis Approach and Fuzzy Decision-Making Method. *Islamic Financial Research*, **12**(2), pp.266-306. (In Persian). DOI: 10.0497/IFR.2023.243933.1805.
- Nayak, R., (2021). Banking Regulations: Do They Matter for Performance? *Journal of Banking Regulation*, **22**(4), 261-274. DOI: 10.1057/s41261-021-00145-5.
- Nili, F., Khoshnoud, Z. and Shahcheragh, M., (2015). Evaluating The Banking Business with An Emphasis on The Legal and Regulatory Environment. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, **3**(10), 33-66. (In Persian).
- Roghani, R. and Sadeghi, S.K., (2023). A Study of Anti-Money Laundering Regulations and Banking Sector Stability in Bank Melli Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, **9**(4), 249-276. (In Persian). DOI: 10.2034/ecoj.2023.52425.3081.

- Rosenhead, J. and Mingers, J., (1989). *Soft Modeling in Management*. (A. Azar and A. Anvari, Trans.). Tehran: Negah Danesh Publications. (In Persian).
- Samsura, D.A.A., Van Der Krabben, E. and Van Deemen, A.M.A., (2010). A Game Theory Approach to The Analysis of Land and Property Development Processes. *Land Use Policy*, 27(2), 564-578. DOI: 10.1016/j.landusepol.2009.07.012.
- Thamae, R.I. and Odhiambo, N.M., (2021). The Impact of Bank Regulation on Bank Lending: A Review of International Literature. *Journal of Banking Regulation*, 23, 405-418. DOI: 10.1057/s41261-021-00179-9.
- Wang, J., Hipel, K.W., Fang, L. and Dang, Y., (2018). Matrix Representations of The Inverse Problem in The Graph Model for Conflict Resolution. *Operational Research*, 269(4), 1-12. DOI: 10.1016/j.ejor.2018.03.007.
- Yang, Z., Cao, X., Lin, W. and Liu, J., (2023). The Gatekeeping Role of Regulators and Intermediaries: Evidence from Regulatory Reforms in China's IPO Market. *Economic Modelling*, 120, 106177. DOI: 10.1016/j.econmod.2022.106177.
- Yousef Hayati, K., Sohaili, A. and Erfani, A., (2019). The Role of Inflation Dynamics in Monetary Policy of Iran: A DSGE Model. *Financial Economics Journal*, 13(49), 213-236. (In Persian). DOI: 10.2103/jdc.2019.11986.1046.



Investigating the dynamicity in the relationship between selected cryptocurrencies and the Iranian stock market: A time-varying Copula approach

Majid Monfared¹, Ali Cheomi², Seyed Mohammad Javad Razmi³

Received: 04-08-2024

Accepted: 16-04-2025

Extended Abstract

Purpose: The parallel expansion of the global cryptocurrency market and the Tehran Stock Exchange (TSE) presents critical considerations for Iranian investors and policymakers. With an estimated 12 million Iranians participating in the cryptocurrency market by 2023, it is crucial to understand the interplay between this globally-traded decentralized asset class and the traditional Iranian equity market. The present research addresses two key concerns including a) the potential impact of decentralized digital assets, operating outside the direct oversight of the central bank, on the efficacy of domestic monetary policies as investment flows shift, and b) the need for clear insights for investors and portfolio managers regarding the role of cryptocurrencies in diversification, risk management, and potential hedging strategies within portfolios dominated by Iranian assets. Therefore, the main objective of this study is to empirically investigate the dynamic dependence structure between the returns of Bitcoin (BTC), Ethereum (ETH), Litecoin (LTC), Dogecoin (DOGE), and Cardano (ADA), as five major cryptocurrencies, and the overall Iranian stock market performance, represented by the TSE All-Share Index. We aim to characterize the nature, strength, and evolution of this relationship over a period from January 2018 to December 2023, a timeframe marked by significant volatility and growth in both markets. Utilizing advanced econometric models capable of capturing complex, non-linear, and time-varying dependencies, particularly in the tails of return distributions, the study seeks to provide robust evidence on the potential benefits or risks of integrating cryptocurrencies into Iranian investment portfolios. This offers insights

1. Ph.D. candidate in Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: majid.monfared@gmail.com

2. Corresponding Author. Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: a.cheshomi@um.ac.ir

3. Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad. Email: mjrazmi@um.ac.ir

for financial regulation and policymaking concerning digital asset integration.

Methodology: To capture the potentially complex and evolving dependency between cryptocurrency and Iranian stock market returns, this research employs a sophisticated two-stage econometric approach centered on time-varying copulas. This framework is advantageous as it allows for separate modeling of marginal return distributions and their joint dependence structure, while it avoids restrictive assumptions like multivariate normality and accommodates the stylized facts of financial data.

In the first stage, we model the marginal distributions of the weekly returns for the TSE Index and each of the five selected cryptocurrencies. Recognizing characteristics like volatility clustering, leverage effects, and potential long memory, we utilize the Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA) - Fractionally Integrated Asymmetric Power Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (FIAPARCH) model. The ARFIMA component addresses long-range dependency in the conditional mean, while the FIAPARCH component models conditional variance, capturing long memory in volatility and asymmetric responses to shocks. Preliminary diagnostic tests confirmed the non-normality, conditional heteroskedasticity, and potential long memory in the return series, justifying the ARFIMA-FIAPARCH choice. In the second stage, the standardized residuals obtained from the ARFIMA-FIAPARCH models are used to model the dependence structure via a time-varying t-student's copula. The t-student's copula is selected for its ability to capture tail dependency, a crucial feature often missed by simpler correlation measures. Critically, we adopt the dynamic conditional copula framework (Patton, 2006), allowing the copula's dependence parameter and degrees of freedom to evolve over time. The data consist of 205 weekly observations from January 2018 to December 2023 for the TSE share index and the five cryptocurrencies, converted to logarithmic returns.

Findings and Discussion: An empirical analysis yielded significant insights. First, the ARFIMA-FIAPARCH modeling confirmed the presence of stylized facts in both the TSE and cryptocurrency returns, including evidence of long memory and asymmetric volatility clustering (leverage effects). This validated the chosen marginal modeling approach.

Second, the core finding from the time-varying Student's t-copula analysis is that the dynamic dependence between the Iranian stock market (TSE) returns and the returns of the selected major cryptocurrencies was generally weak throughout the 2018-2023 sample period. The dependence parameter (ρ_t) did exhibit statistically significant time variation, confirming that the relationship is not static; however, the overall level of correlation remained low across all the five TSE-cryptocurrency pairs studied.

The dynamic correlation plots revealed fluctuations, with temporary increases in dependency often observed during the periods of heightened global market uncertainty or specific economic events. This indicates some sensitivity to common external shocks. However, even during these episodes, the peak correlation levels rarely exceeded thresholds typically considered low-to-moderate for financial assets, particularly when compared to the correlations often seen between traditional asset classes within more integrated markets. The estimated degrees of freedom

parameter of the t-copula also suggested the existence of statistically significant tail dependence, implying a slightly elevated probability of joint extreme movements compared to what a normal distribution assumption would suggest. However, this effect of the tail dependence appears secondary to the dominant characteristic of the overall weak dependence in the central part of the distribution.

Interpreting these findings through the lens of the Modern Portfolio Theory (MPT), the persistent weak dependence structure has important implications for Iranian investors. The low correlation strongly suggests that these major cryptocurrencies offer substantial diversification benefits when added to portfolios heavily weighted towards Iranian equities. Because cryptocurrency returns largely move independently of the TSE, their inclusion can potentially reduce the overall portfolio risk (volatility) for a given level of expected return, or enhance the portfolio's risk-adjusted performance profile. This is particularly relevant given the relative isolation of the Iranian market and its distinct drivers compared to global cryptocurrency markets. The results position these cryptocurrencies more as diversifiers rather than consistent hedges or safe havens against TSE downturns. This is because the weak correlation, while generally low, is not consistently negative and can fluctuate.

Conclusions and Policy Implications: This study concludes that, from January 2018 to December 2023, the relationship between the Iranian stock market and the key cryptocurrencies was characterized by a weak, though dynamic and time-varying, dependence structure. Limited evidence was found for strong, systematic co-movement, suggesting minimal direct transmission of return dynamics between these markets under typical conditions.

The primary practical implication for Iranian investors and portfolio managers is the significant potential of portfolio diversification through these cryptocurrencies. The demonstrated low correlation with the domestic stock market makes them valuable tools for risk management and potentially enhances risk-adjusted returns within the specific context of the Iranian financial landscape.

From a policy standpoint, these findings suggest a need for a nuanced approach by Iranian regulatory authorities. A combination of a large existing domestic user base, the empirical evidence of diversification benefits, and the relative weakness of the dependence linkage implies that developing a clear and enabling regulatory framework for cryptocurrency investment could be more beneficial than prohibitive measures. Such a framework could provide Iranian investors with regulated access to potentially valuable diversification tools. It can channel investment interest productively while allowing participation in a global asset class. This approach must inherently address the associated risks (volatility, investor protection, illicit finance) through robust oversight, licensing, and clear operational guidelines. Furthermore, as noted in the original paper, exploring regulated channels for cryptocurrency use in international transactions might offer avenues to mitigate the impacts of economic sanctions. Creating a structured environment appears preferable to leaving this significant market segment unregulated. Future research could expand upon this issue by including a wider range of digital assets, examining specific event impacts,



Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 17, No. 34, Autumn and Winter 2025, P: 255-288

Quarterly Journal of Economic Research

exploring volatility spillovers, and comparing cryptocurrencies with other relevant Iranian assets like gold or foreign exchange.

Keywords: Stok Market, Cryptocurrencies, Time-Varying Copula, Portfolio, Arfima-Fiaparch Model.

JEL Classification: G11, G15, F37, G12, C58, O16.

بررسی پویایی رابطه بین بازده رمزارزهای منتخب و بازار سهام ایران در چارچوب رویکرد کاپولای متغیر طی زمان

مجید منفرد^۱، دکتر علی چشمی^{۲*}، دکتر سید محمدجواد رزمی^۳

دریافت: ۱۳-۰۵-۱۴۰۳

پذیرش: ۲۷-۰۱-۱۴۰۴

چکیده

با توجه به توسعه بازار سهام ایران و بازار جهانی رمزارزها از یک طرف و با نظر به تعداد ایرانیان فعال در این بازارها، بررسی رابطه توسعه این دو بازار، از دو جنبه حائز اهمیت است. نخست آنکه به واسطه فعالیت رمزارزها خارج از نظارت بانک‌های مرکزی، با گسترش فعالیت سرمایه‌گذاران در بازار رمزارزهای غیرمتمرکز، پیامدهای یک سیاست پولی متمرکز از سوی بانک مرکزی نامشخص است. دوم اینکه برای سرمایه‌گذاران و مدیران سبد دارایی، پیامدهای این نوع جدید از دارایی‌ها، از نظر امنیت سرمایه، پوشش ریسک و تنوع‌بخشی سبد دارایی، اهمیت دارد؛ پس در این مطالعه بررسی روابط پویای رمزارزهای منتخب و بازار سهام ایران، در چارچوب رویکرد کاپولای متغیر طی زمان از ابتدای سال ۲۰۱۸ تا انتهای سال ۲۰۲۳ طی ۲۰۵ هفته متوالی بررسی شده که نتایج نشان‌دهنده وابستگی بین بازار سهام ایران و رمزارزها ضعیف و حساس به شوک‌ها و رویدادهای خارجی است. با استناد به نظریه پورتفوی مدرن و ضعف رابطه این دو بازار، رمزارزها می‌توانند نقش اساسی در کمک به سرمایه‌گذاران برای مدیریت ریسک و سود سبد دارایی از طریق افزودن یک رمزارز به مجموعه دارایی‌ها داشته باشند و از این طریق تقاضای ارز غیر کاغذی را در اقتصاد کشور بالا ببرند.

واژگان کلیدی: بازار سهام، رمزارزها، کاپولای متغیر طی زمان، سبد دارایی، الگوی Arfima-Fiaparch.

طبقه‌بندی JEL: G15, F37, G12, C58, O16

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. majid.monfared@gmail.com

۲. نویسنده مسئول و استادیار اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. a.cheshomi@um.ac.ir

۳. استاد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. mjrazmi@um.ac.ir

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر بازار سهام ایران، به‌عنوان بخش مالی اقتصاد که در آن وجوه نقد، اعتبارات و سرمایه از سمت پس‌انداز کنندگان و صاحبان پول و سرمایه به سمت تقاضا کنندگان (که بنگاه‌های اقتصادی فعال در بازار بورس هستند) در جریان است، مورد توجه فعالان اقتصادی و به تبعیت از آن سیاست‌گذاران قرار گرفته است. این بازار که ظرفیت ویژه‌ای در تأمین مالی بخش تولید و در نتیجه رشد اقتصادی دارد، در بازه سال‌های ۲۰۱۷ تا ۲۰۲۱ رشد قابل توجهی را در ایران تجربه کرده است. به‌نحوی که در ابتدای سال ۲۰۱۷ (دی‌ماه ۱۳۹۵) شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران معادل ۷۸،۸۹۶ واحد بوده است درحالی که در اواسط سال ۲۰۲۱ میلادی (مردادماه ۱۳۹۹) این شاخص به عدد ۲،۰۱۳،۰۳۵ واحد رسیده است و البته بعد از نوساناتی طی سال ۱۴۰۲ عدد ۲،۵۱۴،۰۰۰ واحد را نیز تجربه کرده است که رشدی معادل ۱۶۰۰ درصدی تا سال ۲۰۲۱ و رشد بیش از ۳۰۰۰ درصدی را تا بالاترین سقف تجربه شده خود نشان می‌دهد.

عوامل مختلفی در قالب ریسک‌های سیستماتیک و غیر سیستماتیک بر رفتار فعالان بازار، قیمت و در نتیجه بازدهی دارایی‌های موجود در بازار، اثرگذار هستند و سیاست‌گذاران نیز که توسعه بازار سهام و بالطبع تسهیل رشد اقتصادی و تأمین مالی بنگاه‌های بزرگ را دنبال می‌کنند، باید نسبت به شناخت و کنترل این عوامل در راستای اهداف تعیین شده، اقدام نمایند. همچنین در تحلیل رفتار سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سهام در ایران، باید به نقش سایر دارایی‌ها به‌خصوص دارایی‌های مالی جایگزین سهام، توجه ویژه کرد.

یکی از دارایی‌هایی که طی سال‌های اخیر مورد توجه فعالان اقتصادی ایران و البته جهان بوده است، رمزارزها است. به‌نحوی که براساس گزارش تریپل-آ^۱ که مرجع ارائه خدمات درگاه پرداخت رمزارز در سطح دنیا است و زیر نظر بانک مرکزی سنگاپور فعالیت می‌کند، ۱۲ میلیون نفر از جمعیت ایران مالک انواع رمزارز هستند و در این بازار فعالیت می‌کنند (تریپل-آ، ۲۰۲۳). همچنین براساس گزارش سالانه صرافی نوبیتکس که یکی از سه صرافی بزرگ رمزارز در ایران است، در سال ۲۰۲۲ بیش از ۴/۳ میلیون نفر از ایرانیان به‌عنوان کاربر و مشتری این صرافی نسبت به

خرید و مبادله انواع رمزارزها اقدام کرده‌اند (نوبیتکس^۱، ۱۴۰۱: ۳۰).

در سطح جهانی نیز بر اساس داده‌های پایگاه اینترنتی کوین مارکت کپ^۲ در ابتدای سال ۲۰۱۷ به‌طور رسمی مجموعاً ۶۳۶ رمزارز مختلف و با ارزش بازار ۱۷/۹ میلیارد دلار ثبت شده و در این بازار قابل معامله بوده است. حال آنکه در پایان سال ۲۰۲۱ تعداد رمزارزهای قابل مبادله در بازار، به بیش از ۱۶،۳۰۰ مورد و با ارزش بازار ۲،۹۰۰ میلیارد دلار رسیده است که رشد بیش از ۲،۴۶۰ درصدی در تعداد و رشد بیش از ۱۶،۰۰۰ درصدی در ارزش بازار را نشان می‌دهد. همچنین این بازار در ادامه روند نوسانی خود در حال حاضر با بیش از ۲/۴ میلیون رمزارز قابل مبادله، ارزشی معادل ۲،۴۰۰ میلیارد دلار دارد.

بر این اساس و با وجود توسعه چشمگیر بازار رمزارزها در دنیا، درک و تفکیک ویژگی‌های اقتصادی و مالی رمزارزها، مکان دقیق رمزارزها در طبقات دارایی و رابطه آن با سایر طبقات دارایی، یک موضوع چالش برانگیز و مهم برای محققان، سرمایه‌گذاران، مدیران سبد دارایی و قانون‌گذاران است و پژوهش‌ها متعددی از جمله خلفاوی و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، مو و همکاران^۴ (۲۰۲۲)، زنگ و همکاران^۵ (۲۰۲۰)، جی و همکاران^۶ (۲۰۱۸)، کورکا^۷ (۲۰۱۹)، کوربت و همکاران^۸ (۲۰۱۸) به تشریح ابعاد رمزارزها به‌عنوان دارایی مالی و ارتباط و اثرگذاری آن‌ها بر دیگر دارایی‌ها و بازارهای مالی نظیر بازار سهام، طلا، نفت، بورس و... پرداخته‌اند. این پژوهش‌ها نشان می‌دهند رمزارزها به‌عنوان یک گروه خاص از دارایی‌ها، این ظرفیت را دارند که در سبد دارایی سرمایه‌گذاران، جایگزین برخی دارایی‌های دیگر شوند. در نتیجه بازدهی و نوسانات بازار رمزارزها می‌تواند در تشکیل سبد دارایی سرمایه‌گذاران، اثرگذار باشد و از این طریق به سایر دارایی‌ها منتقل شود. با توجه به توضیحات فوق، مسئله محوری در این پژوهش، بررسی پویایی روابط بین بازار

1. Nobitex (1401)

2. <https://coinmarketcap.com/>

3. Khalfaoui et al. (2023)

4. Mo et al. (2022)

5. Zeng et al. (2020)

6. Ji et al. (2018)

7. Kurka (2019)

8. Corbet et al. (2018)

رمزارزها و بازار سهام ایران، جهت شناسایی و تبیین ساختار ارتباط بین بازده این دارایی‌ها با هدف روشن کردن فرصت‌های متنوع‌سازی سبد دارایی سرمایه‌گذاران است. در این پژوهش از رویکرد کاپولای تی استیودنت متغیر طی زمان^۱ استفاده شده است. متغیرهای مدنظر در تحلیل پویایی رابطه این دو بازار، شاخص هفتگی ارزش بازار پنج رمزارز منتخب و محبوب در نتایج جستجوی منطقه جغرافیایی ایران^۲ و شاخص کل بورس سهام ایران در بازه‌های هفتگی در ایران است. در این راستا پس از ارائه مبانی نظری و پیشینه، پیش‌آزمون‌های لازم جهت بررسی نرمالیتی و پایایی داده‌ها و ناهمسان‌واریانس شرطی خودرگرسیون در داده‌ها بررسی و پس از بررسی وجود حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی به کار گرفته شده، توابع کاپولای متغیر طی زمان برآورد و تحلیل شده است.

۲- ادبیات موضوع

در ادامه معرفی مختصری از رمزارزها، نظریه پوتفوی مدرن و کانال‌های تأثیر رمزارزها بر بازارهای پولی و مالی ارائه شده است.

۲-۱- رمزارز

ناکاموتو^۳ (۲۰۰۸) با معرفی بیت‌کوین و فناوری بلاک‌چین، تحولی بنیادین در حوزه مالی ایجاد کرد. این نوآوری با انتقال اعتماد از نهادهای مرکزی به یک شبکه‌ی توزیع‌شده، مفهوم پول و تراکنش‌ها را متحول ساخت. نتایج پژوهش‌های متعدد نشان می‌دهد که بیت‌کوین پتانسیل زیادی برای تغییر در سیستم‌های مالی سنتی، کاهش هزینه‌های تراکنش و افزایش دسترسی به خدمات مالی را دارد (بوهم و همکاران^۴، ۲۰۱۵: ۲۱۹). از سوی دیگر توسعه بازار رمزارزها در سال‌های بعد منجر به ایجاد طیف گسترده‌ای از رمزارزها با قابلیت‌ها و کاربردهای مختلف شد و از جمله مهم‌ترین

1. Time-Varying Student-t Copula

۲. برای انتخاب پنج رمزارز مورد مطالعه از ابزار گوگل ترندز <https://trends.google.com> استفاده شده است تا محبوب‌ترین رمزارزها برای ایرانیان، مبتنی بر نتایج جستجوی آنها در سایت گوگل شناسایی شود. همچنین بنا بر گزارش سال ۲۰۲۲ نوبیتکس این پنج رمزارز بیشترین سهم را در سبد دارایی کاربران ایرانی داشته است.

3. Nakamoto (2008)

4. Böhme et al. (2015)

کاربردهای رمزارزها می‌توان به استفاده و مبادله آن‌ها به عنوان یک دارایی مالی اشاره کرد. در مارس ۲۰۱۴ سرویس درآمد داخلی^۱ آمریکا اعلام کرد کلیه رمزارزها از جمله بیت کوین، شامل مالیات بر دارایی می‌شود و ارزش به حساب نمی‌آید و سود یا زیان ناشی از نگهداری رمزارزها، به عنوان سود و زیان سرمایه تلقی خواهد شد (برنتسن و اسچار^۲، ۲۰۱۸: ۹).

۲-۲- نظریه پرتفوی مدرن

نظریه پرتفوی مدرن^۳، که نتیجه پژوهش‌های هنری مارکوویتز^۴ (۱۹۵۲) و ویلیام شارب^۵ (۱۹۶۳) است، سنگ بنای بسیاری از استراتژی‌های مدرن مدیریت سبد دارایی شناخته می‌شود. این نظریه بر پایه این اصل استوار است که سرمایه‌گذاران به دنبال بیشینه کردن بازده برای یک سطح ریسک مشخص هستند. بنابراین سرمایه‌گذاران با کمک نظریه پرتفوی مدرن می‌توانند با ترکیب دارایی‌های مختلف، سبدي تشکیل دهند که کمترین ریسک را برای یک سطح بازده معین داشته باشد.

مفهوم کلیدی در این نظریه، متنوع‌سازی است. بدین معنی که سرمایه‌گذاران باید دارایی‌های خود را در طیف وسیعی از گروه‌های دارایی مانند سهام، اوراق قرضه، املاک و کالاها توزیع کنند. با این کار، ریسک غیر سیستماتیک یا ریسک خاص هر دارایی کاهش می‌یابد. ریسک غیر سیستماتیک به ریسکی گفته می‌شود که ناشی از عوامل خاص هر دارایی است و با متنوع‌سازی قابل کاهش است. در مقابل، ریسک سیستماتیک یا ریسک بازار، ریسکی است که ناشی از نوسانات کلی بازار است و با متنوع‌سازی قابل کاهش نیست (صباحی و همکاران^۶، ۱۳۹۹: ۲۵۷).

۲-۳- کانال‌های تأثیر رمزارزها بر بازارهای پولی و مالی

تعامل بین رمزارزها و دارایی‌های متعارف یکی از حوزه‌های کلیدی و جذاب روبه‌رشد در

1. Internal Revenue Service

2. Berentsen and Schär (2018)

3. Modern Portfolio Theory

4. Harry Markowitz (1952)

5. William Forsyth Sharpe (1963)

6. Sabahi et al. (1399)

پژوهش‌های مالی است. در این زمینه برخی پژوهش‌های تجربی نظیر شهزاد و همکاران^۱ (۲۰۱۹)؛ فنگ و همکاران^۲ (۲۰۱۸)؛ کلاین و همکاران^۳ (۲۰۱۸) وابستگی بین دارایی‌های مالی سنتی و رمزارزها را با تمرکز بر امنیت دارایی و پوشش ریسک رمزارزها بررسی کرده‌اند، برخی پژوهش‌های دیگر نیز به بررسی کانال‌های تأثیر رمزارزها بر بازارهای پولی و مالی از طریق کانال‌های مختلف همچون نرخ ارز، تورم، بازارهای مالی رقیب و سایر عوامل اقتصادی پرداخته‌اند.

باچ‌هولز و همکاران^۴ (۲۰۱۸) نشان داده‌اند نوسان شدید قیمت رمزارزها می‌تواند به نوسان در بازار ارز منجر شود، زیرا زمانی که تقاضا برای رمزارز افزایش می‌یابد، ممکن است سرمایه‌گذاران برای خرید رمزارز، ارزهای فیات^۵ خود را بفروشند که این امر می‌تواند به افزایش تقاضا برای رمزارز و کاهش ارزش ارز فیات منجر شود.

بوری و همکاران^۶ (۲۰۱۷) نیز در پژوهش خود به این نتیجه رسیده‌اند که در دوره‌های تورم بالا، سرمایه‌گذاران ممکن است برای حفظ ارزش دارایی‌های خود به سمت رمزارزها به عنوان یک دارایی امن‌تر گرایش پیدا کنند. این امر می‌تواند به افزایش تقاضا برای رمزارزها و در نتیجه افزایش قیمت آن‌ها منجر شود. همچنین نوسان شدید قیمت رمزارزها می‌تواند بر انتظارات تورمی تأثیر گذاشته و به نوبه خود بر سیاست‌های پولی بانک‌های مرکزی تأثیر بگذارد.

۳- پیشینه پژوهش

شرف‌الدین و همکاران^۷ (۲۰۱۹) با استفاده از رویکردهای مختلف کاپولا^۸ و مدل‌های همبستگی شرطی دو متغیره، ویژگی‌های مالی دارایی‌های رمزارز جدید را مقایسه کرده و رابطه پویای آن‌ها با اوراق بهادار مالی و کالاهای عمده را بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند رمزارزها به تدریج

1. Shahzad et al. (2019)

2. Feng et al. (2018)

3. Klein et al. (2018)

4. Buchholz et al. (2018)

۵. **ارزهای فیات:** پول‌های رایجی که پشتوانه فیزیکی مانند طلا ندارند و ارزش آن‌ها به اعتبار دولت صادرکننده وابسته است، مانند دلار و یورو.

6. Bouri et al. (2017)

7. Charfeddine et al. (2019)

به‌عنوان طبقه جدیدی از دارایی‌ها با ویژگی‌های منحصر به فرد مطرح شده‌اند. مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد همبستگی متقابل رمزارزها با دارایی‌های معمولی با گذشت زمان تغییر کرده اما وجود دارد.

گیل-آلانا و همکاران^۱ (۲۰۲۰) ویژگی‌های تصادفی شش رمزارز عمده و پیوندهای دوجانبه آن‌ها با شش شاخص بازار سهام را با استفاده از تکنیک‌های ادغام کسری^۲ بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند رمزارزها از دارایی‌های اصلی مالی و اقتصادی جدا هستند و در سبد دارایی سرمایه‌گذاران، به‌عنوان گزینه‌ای برای متنوع‌سازی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

جیانگ و همکاران^۳ (۲۰۲۱) نیز با استفاده از رویکرد هم‌سنجی کوانتایل^۴ و مجموعه داده‌های روزانه از چندین رمزارز و شاخص‌های سهام، روابط بین بازار رمزارزها و بورس سهام را در دوره‌هایی که هر دو بازار به‌طور هم‌زمان دچار رکود شده‌اند، به‌ویژه در دوران همه‌گیری بیماری کرونا، بررسی کرده و نشان می‌دهند که وابستگی این دو بازار در بسیاری از موارد زیاد، اما به‌ندرت منفی است که نشان می‌دهد رمزارزها نمی‌توانند پناهگاهی ایمن در برابر بازارهای سهام باشند. همچنین آن‌ها در این مطالعه نشان می‌دهند متنوع‌سازی رمزارزها، اثرات مثبتی برای شاخص‌های سهام در بازارهای جهانی، توسعه یافته، نوظهور و ایالات متحده دارد.

در برخی دیگر از پژوهش‌ها مانند دایبرگ^۵ (۲۰۱۶)، کوربت و همکاران^۶ (۲۰۱۸)، قوسمی و همکاران^۷ (۲۰۱۸) و کجتازی و مورو^۸ (۲۰۱۸)، بائور و همکاران^۹ (۲۰۱۸)، فنگ و همکاران^۹ (۲۰۱۹) نشان داده شد که رمزارزها با بازار سهام برای جذب سرمایه رقابت می‌کنند. زمانی که سرمایه‌گذاران مبلغ زیادی از سرمایه خود را به رمزارزها اختصاص می‌دهند، ممکن است سرمایه‌گذاری در بازار سهام کاهش یابد. پس بین بازار رمزارزها و بازار سهام همبستگی وجود دارد.

1. Gil-Alana et al. (2020)

2 Fractional Cointegration

3 Jiang et al. (2021)

4 Quantile Coherency Approach

5. Dyhrber. (2016)

6. Guesmi et al. (2018)

7. Kajtazi & Moro. (2018)

8. Baur et al. (2018)

9. Fang et al. (2018)

به این معنی که تغییرات در یک بازار می‌تواند بر بازار دیگر نیز تأثیر بگذارد. البته حجم بازار رمزارزها، پذیرش نهادی در کشور، و ثبات مقرراتی جزو عواملی است می‌تواند بر شدت این اثرگذاری مؤثر باشد.

کریمی و همکاران^۱ (۱۴۰۲) با استفاده از اطلاعات آماری شاخص بازارهای رمزارز و داده‌های شاخص‌های بازارهای سهام نزدیک، نیویورک، تورنتو، لندن، فرانکفورت، مادرید، شانگهای، هنگ‌کنگ، توکیو، و بمبئی برای دوره زمانی جولای ۲۰۱۲ تا جولای ۲۰۲۲ مدلی پویا برای تبیین چگونگی انتقال ریسک سیستمی رمزارزها، در بازارهای جهان ارائه داده‌اند. این پژوهش با استفاده از روش خودهمبسته واریانس ناهمسان شرطی چند متغیره^۲، اثرات سرریز ریسک سیستمی مربوط به رمز ارز بر روی بازارهای مالی، را برآورد کرده و نتیجه گرفته‌اند اثرات سرریز بین بازارهای مالی وجود داشته است و افزایش در ریسک سیستمی در هر یک از بازارهای مالی، منجر به افزایش در ریسک سیستمی در سایر بازارهای مالی می‌شود.

خاتمی و همکاران^۳ (۱۴۰۲) در پژوهشی با عنوان «بررسی تأثیر رمز ارزها بر بازار بورس اوراق بهادار با استفاده از روش فراتحلیل» تأثیر سیستماتیک رمزارزها بر بازار بورس اوراق بهادار را بررسی کرده‌اند، آن‌ها پژوهش‌های انجام شده از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ را مورد بحث و بررسی قرار داده و نتیجه گرفته‌اند که اندازه اثر کشف شده برای اکثر پژوهش‌ها معنی‌دار است و بنابراین رمز ارزها بر بازار بورس اوراق بهادار تأثیر دارند.

جواهری و همکاران^۴ (۱۴۰۳) نیز به بررسی رفتار تعاملی و اثر سرریزی بین بازارهای سه‌گانه ارز، بورس اوراق بهادار و رمزارز بیت‌کوین مبتنی بر تجزیه واریانس مرتبط با یک مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان پرداخته‌اند و با استفاده از داده‌های روزانه بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ نتیجه گرفته‌اند بازار ارز و بیت‌کوین دارای سرریزی خالص مثبت و بازار

1. Karimi et al. (1402)

2. Multivariate GARCH

3. Khatami et al. (1402)

4. Javaheri et al. (1403)

بورس دارای سرریزی خالص منفی است؛ همچنین بررسی پیوستگی کل، بین سه بازار نشان داده است ارتباط این سه بازار دارای نوسان بوده است.

محسنی نیا و همکاران^۱ (۱۴۰۲) وابستگی ساختاری بین بازارهای رمزارز و بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از رویکرد ترکیبی تجزیه مود متغیر^۲ و کاپولا^۳ بررسی کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های روزانه طی دوره ۸ آگوست ۲۰۱۵ تا ۲۱ فوریه ۲۰۲۳ رابطه رمز ارز بیت کوین و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را با توابع کاپولای ارشمیدوسی و کلاتون مورد مطالعه قرار دادند و نتیجه گرفتند هیچ‌گونه وابستگی ساختاری چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت بین متغیرها وجود ندارد و نقش رمزارزها به‌عنوان گزینه متنوع‌سازی سبد دارایی برای سرمایه‌گذاران مهم است.

در این پژوهش، با استفاده از یک مدل کاپولای تی-استیودنت متغیر طی زمان، وابستگی بین سری زمانی بازدهی دارایی‌های مختلف مدل‌سازی شده است. مهم‌ترین تفاوت این پژوهش با پژوهش‌های قبلی در این است که شاخص کل بورس سهام ایران و ۵ رمز ارزی که بیشترین محبوبیت را در منطقه جغرافیایی ایران داشته است در مدل لحاظ شده‌است، همچنین بازه هفتگی برای دوره مورد بررسی، عدم همزمانی فعالیت بازار رمزارزها و بورس ایران را پوشش خواهد داد که این موضوع در سایر پژوهش‌ها لحاظ نشده‌است. همچنین استفاده از مدل کاپولای تی-استیودنت متغیر طی زمان تفاوت مهم دیگری است که با توجه به نتایج پایایی و نرمالیتی توزیع داده‌ها، لحاظ شده و در پژوهش‌های دیگری که از رویکرد کاپولا استفاده کرده‌اند به‌جز شرف‌الدین و همکاران (۲۰۱۹) لحاظ نشده‌است.

۴- مدل‌سازی

در ادامه نحوه مدل‌سازی در پژوهش تشریح شده است.

۴-۱- مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای

یک گام مهم در رویکرد متغیر طی زمان کاپولا، مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای هر سری

1. Mohseninia et al. (1402)

2 Hybrid Variational Mode Decomposition.

3. VMD- Copula

بازدهی، قبل از برآورد کاپولا است. پس در این مطالعه، با استفاده از مدل $ARFIMA(p, dm, q)$ و $FIAPARCH(k, dv, l)$ توزیع حاشیه‌ای سری بازده‌ها، مدل خواهد شد. مدل فوق در برگیرنده تعداد زیادی از ویژگی‌های استاندارد شده است که شامل خوشه‌بندی نوسانات، عدم تقارن تلاطم‌ها و رفتارهای حافظه بلندمدت می‌شود. ضمن این که، در پژوهش‌های متعدد، برتری این گروه از مدل‌ها در مدل‌سازی سری بازده دارایی‌های مالی نشان داده شده است. برای مثال پژوهش‌های فیتی و چائواچی^۱ (۲۰۱۸)، شرف‌الدین (۲۰۱۶)، بنلقا^۲ (۲۰۱۶).

اوایل دهه ۱۹۸۰ گرنجر و جویکس^۳ رویکردی جایگزین را برای مدل‌سازی حافظه بلندمدت ابداع شده توسط هاست^۴ (۱۹۵۱) با استفاده از مدل خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته جزئی (ARFIMA) ارائه دادند. این مدل که در موقعیت میانی بین مدل ARMA و ARIMA قرار می‌گیرد، بین دو فرایند حافظه بلندمدت و حافظه کوتاه‌مدت در سری زمانی مالی، تمایز قائل می‌شود، پس مزیت ممتازی را نسبت به تجزیه و تحلیل کلاسیک که گرایش بسیار زیادی به پذیرش فرض صفر حافظه بلندمدت با وجود فرایند حافظه کوتاه‌مدت دارد، را ایجاد می‌کند.

تسه^۵ (۱۹۹۸) نیز به منظور اجازه دادن به حافظه طولانی و عدم تقارن در نوسانات، مدل‌های خودهمبسته‌ی واریانس شرطی نامتقارن با توان کسری و انتگرال‌گیری^۶، را پیشنهاد کرد که در واقع نوعی از مدل‌های GARCH محسوب می‌شود و کارکردهای متنوعی از جمله خوشه‌بندی نوسانات، عدم تقارن تلاطم‌ها و شناسایی رفتارهای حافظه بلندمدت را دارد.

۴-۱-۱- مدل $ARFIMA(p, dm, q)$

فرایند $ARFIMA(p, dm, q)$ برای مدل‌سازی معادله سری بازده استفاده می‌شود. مزیت استفاده از این مدل، توانایی آن در گزارش وابستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مشاهدات است که

1. Fiti & Chaouachi (2018)

2. Benlagha (2016)

3. Granger & Joyeux (1980)

4. Hardest (1951)

5. Tese (1998)

6. Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH

وابستگی بلندمدت توسط dm (پارامتر کسری^۱ حافظه طولانی) و وابستگی کوتاه‌مدت توسط اجزای خودهمبستگی $AR(p)$ تعیین می‌شود. در اینجا p (طول وقفه بهینه مقادیر)، از مؤلفه خودهمبستگی $AR(p)$ و q ، مؤلفه بخش میانگین متحرک $MA(q)$ با استفاده از معیار AIC تعیین می‌شود. همچنین مدل عمومی $ARFIMA(p, dm, q)$ به شکل رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$\Phi(L)(1-L)^{dm}(r_t - \mu) = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن L وقفه بهینه و پارامترهای برآورد عبارت‌اند از:

$$\Phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i \quad \phi_i \text{ for } i=1, \dots, p \quad (2)$$

$$\Theta(L) = 1 + \sum_{j=1}^q \theta_j L^j \quad \theta_j \text{ for } j=1, \dots, q \quad (3)$$

همچنین $d_m = d_{ARFIMA}$ پارامتر حافظه بلندمدت در رابطه اصلی است.

۴-۱-۲- معادله واریانس: مدل FIAPARCH(k, dv, l)

برای محاسبه وابستگی بلندمدت مدل و عدم تقارن در سری نوسانات (اجزا اخلاص)، از مدل $FIAPARCH(k, dv, l)$ که توسط تسه (۱۹۹۸) توسعه یافته است استفاده می‌شود. رابطه اصلی را می‌توان به شرح روابط ۴ و ۵ بیان کرد:

$$\varepsilon_t = h_t \vartheta_t \quad (4)$$

$$h_t^\delta = \omega[1 - \beta(L)^{-1}] + \{1 - [1 - \beta(L)^{-1}] \phi(L)(L-1)^d\}(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta \quad (5)$$

که جزء اخلاص از توزیع گوسی^۲ یا آماره تی-استیودنت^۳ تبعیت می‌کند و τ درجه آزادی h_t و واریانس شرطی وابسته به زمان، را نشان می‌دهد.

در مدل $FIAPARCH$ ، نوسانات دارای وابستگی بلندمدت هستند اگر پارامتر d بین صفر تا یک متغیر باشد. δ سنج قدرت در ساختار نوسانات است که مقادیر مثبت را می‌گیرد و γ پارامتر عدم تقارن است. عبارت $(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta$ تأثیر اهرم را منعکس می‌کند.

1 Fractional

2. Gaussian

3. T-Student

۴-۲- کاپولای متغیر طی زمان

در سبد دارایی که از دو دارایی (یکی رمزارز و دیگری دارایی متعارف) تشکیل شده است، میزان وابستگی میان آن‌ها تعیین‌کننده استحکام رابطه بین این دو دارایی است. اگر کل توزیع مشترک بازده‌ها مشخص باشد، می‌توان تمامی وابستگی‌های مرتبط را در نظر گرفت و در نتیجه، امکان شناسایی فرصت‌های متنوع‌سازی را بررسی کرد. البته ممکن است یک رابطه پارامتری مشخص و منحصر به فردی برای توصیف ارتباط بین تمامی متغیرها وجود نداشته باشد.

علاوه بر این در صورت استفاده از روش پارامتریک برای برآورد استحکام رابطه دارایی‌ها، برآورد انجام شده می‌تواند منجر به تعیین نادرست اجزا اخلال شود (دولت و همکاران^۱، ۲۰۱۱: ۴۰۸). برای غلبه بر این مسائل، توابع کاپولا که ابتدا توسط اسکالر^۲ (۱۹۵۹) معرفی و به‌طور گسترده در امور مالی و اقتصاد استفاده شد، معیارهای انعطاف‌پذیرتری از ساختار وابستگی بین بازده دارایی ارائه می‌کند که به روشن کردن فرصت‌های متنوع‌سازی کمک می‌کند.

وابستگی بین دارایی‌های مالی در طول زمان ثابت نیست. پاتون^۳ (۲۰۰۶) و لانگین و سولنیک^۴ (۲۰۰۱) نشان داده‌اند که وابستگی و حرکت در بازده سهام در طول زمان به دلیل تلاطم‌های اقتصادی و مالی شدید، مقررات مالی، دستورالعمل‌های دولت، بی‌ثباتی مالی و بحران‌ها تغییر می‌کند. از این رو، سطح وابستگی معمولاً قبل، در حین، و بعد از این اتفاقات تغییر می‌کند (آدامز و همکاران^۵، ۲۰۱۷: ۱۶).

به‌عنوان مثال، یک همبستگی قوی قبل از یک بحران مالی یا آشفتگی اقتصادی می‌تواند تبدیل به ناهمبستگی زیاد در طول بحران شود. برای پاسخ به وجود احتمالی این رفتار، پاتون (۲۰۰۶) یک رویکرد روش شناختی جدید را پیشنهاد کرد که قضیه اسکالر^۶ را گسترش داده و عملکرد کاپولای شرطی را برای مدل‌سازی وابستگی شرطی متغیر طی زمان، معرفی می‌کند.

در نظر بگیریم که $r_{d,t}$ و $r_{c,t}$ به ترتیب بازده رمزارز و بازده دارایی مالی (سهام) را در زمان

1. Chollete et al. (2011)

2. Sklar, (1959)

3. Patton, (2006)

4. Longin & Solnik, (2001)

5. Adams et al. (2017)

6. Sklar's Theorem

t نشان دهند. در این صورت تابع توزیع تجمعی شرطی^۱ مربوط به آن‌ها عبارت است از:

$$u_{d,t} = G_{d,t}(r_{d,t} | \Psi_{t-1}) \quad (6)$$

$$u_{c,t} = G_{c,t}(r_{c,t} | \Psi_{t-1}) \quad (7)$$

که Ψ_{t-1} اطلاعات گذشته را منعکس می‌کند. به‌طور رسمی، تابع کاپولای شرطی $C_t(u_{d,t}, u_{c,t} | \Psi_{t-1})$ را می‌توان با استفاده از دو تابع توزیع تجمعی متغیر طی زمان نوشت. توابع توزیع تجمعی شرطی دوتایی^۲ متغیرهای تصادفی $r_{d,t}$ و $r_{c,t}$ به‌عنوان گسترش قضیه اسکالر، می‌تواند به شرح رابطه ۸ باشد:

$$F(r_{d,t}, r_{c,t} | \Psi_{t-1}) = C(r_{d,t}, r_{c,t}) \quad (8)$$

بر این اساس استحکام اتصال شرطی^۳ می‌تواند به‌شکل رابطه ۹ نوشته شود:

$$f(r_{d,t}, r_{c,t} | \Psi_{t-1}) = \frac{\partial F(r_{d,t}, r_{c,t} | \Psi_{t-1})}{\partial r_{d,t} \cdot \partial r_{c,t}} \quad (9)$$

$$= C_t(r_{d,t}, r_{c,t} | \Psi_{t-1}) \times g_{d,t}(r_{d,t} | \Psi_{t-1}) \times g_{c,t}(r_{c,t} | \Psi_{t-1})$$

که $\partial^2 C_t(u_t, v_t | \Psi_{t-1}) / \partial u_t \partial v_t$ تابع استحکام شرطی دوتایی^۴ است و $g_i(\cdot)$ تابع استحکام^۵ مربوط به $Gi(\cdot)$ است.

تابع درست‌نمایی^۶ مربوط به رابطه (۹) را می‌توان به‌شکل رابطه (۹) نوشت:

$$L_{d,c}(\Theta) = L_d(\Theta_d) + L_c(\Theta_c) + L_{cop}(\Theta_{cop}) \quad (10)$$

که Θ_d و Θ_c به‌ترتیب بردارهای پارامتر توزیع‌های حاشیه‌ای بازده دارایی رمزارز و مالی هستند، و Θ_{cop} بردار پارامترها در تابع کاپولا است.

بر اساس پاتون (۲۰۰۶)، پویایی وابستگی متغیر طی زمان، بین بازده دارایی رمزارز و بازده دارایی مالی (سهام) در کاپولای گوسی شرطی و تی استودنت به‌شکل رابطه ۱۱ مشخص می‌شود:

$$\rho_t = \tilde{\lambda}(\psi_0 + \psi_1 \rho_{t-1} + \psi_2 \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q \Phi^{-1}(u_{t-j}) \Phi^{-1}(v_{t-j})) \quad (11)$$

که $\tilde{\lambda} = (1 - e - x)(1 - e - x) - 1$ نشان دهنده تغییرات لگاریتمی^۷ است

1. Marginal Conditional Cumulative
2. Bivariate Conditional Cumulative
3. Conditional Joint Density
4. Conditional Copula Density Function
5. Density Function
6. Likelihood Function
7. Logistic Transformation

هدف از استفاده از تغییرات لگاریتمی اطمینان یافتن از این مسئله است که مقادیر pt در بازه $(1, 1)$ تشکیل شده باشد. بر اساس این معادله، پارامتر وابستگی کاپولا از یک فرایند نوع ARMA $(1, q)$ پیروی می‌کند که در آن ψ ، ثابت است، و $\psi_{1, \rho_{t-1}}$ وابسته به مدل خود همبسته است که اثر پایداری را نمایان می‌سازد و آخرین جزء نشان‌دهنده تغییرپذیری وابستگی است که، توسط آخرین جزء مشاهدات q توصیف شده. همان تصریح با جایگزینی $(\phi^{-1}(0))$ توسط $(T_v^{-1}(0))$ برای کاپولای تی‌استیودنت استفاده می‌شود.

۴-۳- معرفی متغیرهای پژوهش

در این پژوهش، داده‌های موجود در جامعه آماری، بر اساس بازه زمانی تقسیم‌بندی شده و اطلاعات مورد نیاز برای بازه‌های هفتگی ابتدای سال ۲۰۱۸ تا پایان سال ۲۰۲۳ و طی ۲۰۵ هفته متوالی جمع‌آوری شده است. گردآوری داده‌های مورد استفاده در این پژوهش با استفاده از پایگاه داده سایت سازمان بورس و اوراق بهادار ایران و همچنین پایگاه داده کوین مارکت کپ که مرجع جهانی ثبت اطلاعات بازار رمزارزها است، برای رمزارزهای بیت‌کوین، اتریوم، لایت‌کوین، دوج‌کوین و کاردانو انجام شده است.

بازده هر دارایی، در این مطالعه مطابق با مطالعه (شرف‌الدین و همکاران، ۲۰۱۹)، با معادله (۱۲) محاسبه می‌شود:

$$r_{it} = 100 * \log \left(\frac{p_{it}}{p_{i,t-1}} \right) \quad (12)$$

۱. ضمناً $r_{i,t}^2$ مطابق مطالعه (شرف‌الدین و همکاران، ۲۰۱۹) به عنوان پراکسی نوسانات دارایی در دوره t - $P_{i,t}$: شاخص قیمت دارایی در دوره t ، $P_{i,t-1}$: شاخص قیمت دارایی در دوره $t-1$ گرفته شده است. در ادامه، متغیرها و نماد به کار گرفته شده و تعریف آن‌ها در جدول (۱) ارائه می‌شود.

جدول ۱: معرفی متغیرها

متغیر	تعریف
r	بازده دارایی بازار سهام ایران محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)
rb	بازده دارایی رمزارز بیت‌کوین (bitcoin) محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)
rc	بازده دارایی رمزارز کاردانو (cardano) محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)
rd	بازده دارایی رمزارز دوج‌کوین (dogecoin) محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)
re	بازده دارایی رمزارز اتریوم (ethereum) محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)
rl	بازده دارایی رمزارز لایت‌کوین (litecoin) محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

بعد از معرفی متغیرها، ۵ پانل به شرح جدول (۲) معرفی می‌شود.

جدول ۲: معرفی پانل‌ها (جفت‌دارایی‌ها)

شماره	نام پانل	اعضا
۱	پانل A	بازار سهام و رمزارز بیت‌کوین
۲	پانل B	بازار سهام و رمزارز کاردانو
۳	پانل C	بازار سهام و رمزارز دوج‌کوین
۴	پانل D	بازار سهام و رمزارز اتریوم
۵	پانل E	بازار سهام و رمزارز لایت‌کوین

منبع: یافته‌های پژوهش

بعد از معرفی پانل‌ها، خصوصیات آماری متغیرها در جدول (۳) شرح داده می‌شود.

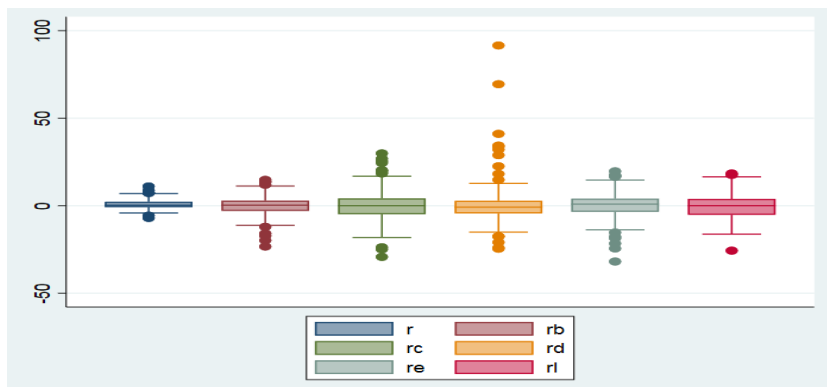
جدول ۳: خصوصیات آماری متغیرها

متغیرها	میان	میانگین	انحراف استاندارد	مینیم	ماکسیم	تعداد مشاهدات
r	۰/۲۷۶	۰/۶۶۸	۲/۴۸۰	-۷/۰۱۷	۱۱/۰۲۰	۲۰۵
rb	۰/۲۸۷	۰/۲۲۳	۵/۶۰۴	-۲۳/۳۴۶	۱۴/۷۷۷	۲۰۵
rc	۰/۰۲۱	-۰/۶۱	۸/۵۵۹	-۲۹/۲۵۹	۲۹/۸۸۹	۲۰۵
rd	-۰/۸۱۷	۰/۳۲۱	۱۱/۷۶۸	-۲۴/۶۰۱	۹۱/۵۱۸	۲۰۵
re	۰/۹۰۸	۰/۱۷۰	۷/۰۹۴	-۳۱/۸۹۵	۱۹/۶۵۵	۲۰۵
rl	۰/۰۳۲	-۲۴۰/۷۹۴۲	۷/۰۰۹	-۲۵/۶۷۲	۱۸/۴۰۸	۲۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش

توجه به جدول (۳) مشخص می‌شود که متغیر بازده بازار سهام ایران ۰/۶۶۸ و میانگین بازده

دارایی رمزارز بیت کوین ۰/۲۲۳ و میانگین بازده دارایی رمزارز اتریوم ۰/۱۷۰ است. در ادامه، نمودار باکس-پلات متغیرها در نمودار (۱) ارائه می‌شود.



نمودار ۱: باکس-پلات برای بازده دارایی‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتایج

۵-۱- پیش‌آزمون‌ها

از آنجایی که برای اعتماد به نتایج باید، ابتدا برخی پیش‌آزمون‌های مناسب هر مدل بررسی شود. در این مطالعه، ابتدا نرمال بودن متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور آزمون‌های شاپیرو و فرانس به کار رفته‌است. نتایج آزمون‌های مذکور در جدول (۴) گزارش شده‌است.

جدول ۴: نتایج آزمون نرمالیتی

آزمون شاپیرو-فرانس		آزمون شاپیرو-ویلک		متغیرها
Statistic		Statistic		
۰/۰۰۰	۰/۹۶۰	۰/۰۰۰	۰/۹۶۴	r
۰/۰۰۰	۰/۹۵۶	۰/۰۰۰	۰/۹۵۹	rb
۰/۰۰۰	۰/۹۵۸	۰/۰۰۰	۰/۹۶۱	rc
۰/۰۰۰	۰/۶۸۲	۰/۰۰۰	۰/۶۹۳	rd
۰/۰۰۰	۰/۹۵۶	۰/۰۰۰	۰/۹۶۰	re
۰/۰۰۱	۰/۹۹۰	۰/۰۰۰	۰/۹۸۸	rl

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که همه متغیرها دارای توزیع غیر نرمال هستند. در گام بعدی،

پایایی متغیرها بررسی می‌شود. برای این منظور از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس-پرون استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۵) ارائه شده‌است.

جدول ۵: نتایج آزمون پایایی دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون

متغیرها	آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته		آزمون فیلیپس-پرون	
	آماره	ارزش احتمال	آماره	ارزش احتمال
r	-۱۱/۴۷۱	۰/۰۰۰	-۱۱/۶۸۹	۰/۰۰۰
rb	-۱۴/۶۵۳	۰/۰۰۰	-۱۴/۶۷۰	۰/۰۰۰
rc	-۱۲/۷۹۹	۰/۰۰۰	-۱۲/۸۳۵	۰/۰۰۰
rd	-۱۵/۴۸۱	۰/۰۰۰	-۱۵/۴۲۳	۰/۰۰۰
re	-۱۴/۲۰۰	۰/۰۰۰	-۱۴/۲۰۰	۰/۰۰۰
rl	-۱۴/۶۲۱	۰/۰۰۰	-۱۴/۶۱۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد همه متغیرها پایا هستند. در ادامه، وجود اثر ARCH یا ناهمسان واریانس شرطی خودرگرسیون با استفاده از آزمون LM ARCH که دارای توزیع F است، بررسی می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون، نبود اثرات ARCH است.

جدول ۶: آزمون اثر ARCH

نام پانل	آزمون	آماره	احتمال
یک (a)	آزمون LM ARCH برای وقفه ۲	۱۱/۳۳۳	۰/۰۰۳
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۵	۱۸/۱۶۵	۰/۰۰۲
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۱۰	۲۸/۱۰۸	۰/۰۰۱
دو (b)	آزمون LM ARCH برای وقفه ۲	۱۰/۸۰۶	۰/۰۰۴
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۵	۱۷/۲۰۰	۰/۰۰۴
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۱۰	۲۴/۷۹۱	۰/۰۰۵
سه (c)	آزمون LM ARCH برای وقفه ۲	۱۳/۲۴۷	۰/۰۰۱
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۵	۲۴/۶۸۳	۰/۰۰۰
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۱۰	۳۳/۵۰۸	۰/۰۰۰
چهار (d)	آزمون LM ARCH برای وقفه ۲	۱۱/۰۶۴	۰/۰۰۴
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۵	۱۸/۴۳۲	۰/۰۰۲
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۱۰	۲۷/۴۸۲	۰/۰۰۲

نام پانل	آزمون	آماره	احتمال
پنج (e)	آزمون LM ARCH برای وقفه ۲	۱۲/۳۴۴	۰/۰۰۲
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۵	۲۰/۵۶۵	۰/۰۰۱
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۱۰	۲۹/۸۶۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون اثر آرچ در جدول (۶)، نشان می‌دهد، فرضیه صفر (نبود اثرات ARCH) در هر پنج پانل رد می‌شود؛ بنابراین امکان استفاده از مدل‌های ARCH وجود دارد. در گام بعدی، آزمون‌های حافظه بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. به‌طور کلی مهم‌ترین بخش به‌کارگیری یک مدل مبتنی بر حافظه بلندمدت، برآورد پارامتر حافظه بلندمدت (d) و در نتیجه حصول اطمینان از برخورداری سری مورد بررسی از این ویژگی است. در این مطالعه آزمون‌های GPH و MODLPR برای بررسی وجود حافظه بلندمدت استفاده شده‌است. نتایج بررسی این آزمون‌ها در جدول (۷) ارائه شده‌است.

جدول ۷: نتایج آزمون‌های حافظه بلندمدت

متغیر	آزمون	پارامتر d	آماره t	ارزش احتمال
r	GPH	۱/۳۷۵	-۴/۵۸۹	۰/۰۰۰
	MODLPR	۱/۳۷۵	-۴/۵۸۹	۰/۰۰۰
rb	GPH	۱/۷۱۶	۲/۵۶۷	۰/۰۱۰
	MODLPR	۱/۶۹۷	-۲/۴۱۵	۰/۰۱۶
rc	GPH	۱/۱۰۷	-۴/۵۸۲	۰/۰۰۰
	MODLPR	۱/۰۱۵	-۴/۵۷۹	۰/۰۰۰
rd	GPH	۲/۰۹۶	-۳/۷۲۱	۰/۰۰۰
	MODLPR	۲/۰۴۱	-۳/۷۲۰	۰/۰۰۰
re	GPH	۱/۵۳۰	-۳/۵۹۸	۰/۰۰۰
	MODLPR	۱/۵۹۵	-۳/۶۰۶	۰/۰۰۰
rl	GPH	۱/۹۶۹	-۴/۷۴۲	۰/۰۰۲
	MODLPR	۱/۵۲۴	-۳/۷۷۷	۰/۰۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که پارامتر d برای همه متغیرها مقدار غیر صفر دارد. به‌عبارت دیگر، همه متغیرها دارای حافظه بلندمدت هستند. به‌علاوه، نتایج بیانگر این است که

رمزارزها دارای مؤلفه حافظه بلندمدت بیشتری هستند. شرف‌الدین و همکاران (۲۰۱۹) نیز نتیجه گرفتند که دارایی‌های رمزارز پارامترهای حافظه بلندمدت بیشتری نسبت به سایر دارایی‌های مالی متعارف دارند. تأیید وجود ویژگی حافظه بلندمدت، امکان به کارگیری رویکردها با حافظه بلندمدت را می‌دهد.

۵-۲- نتایج توزیع حاشیه‌ای

گام متداول برای هر دو رویکرد کاپولای استاتیک و کاپولای متغیر زمانی، مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای هر سری بازگشتی قبل از برآورد کاپولاست. در واقع، ساختار وابستگی بین دو سری بازده، در صورتی که توزیع‌های حاشیه‌ای آن‌ها به خوبی مشخص شده باشند، به درستی ثبت می‌شود. یک شرط مهم هنگام مدل‌سازی توزیع تک‌متغیره، ضرورت به دست آوردن باقیمانده‌های توزیع شده مستقل و یکسان است که برای برآورد مدل کاپولا مورد نیاز است (گرگوار و همکاران^۱، ۲۰۰۸: ۵۷). در این مطالعه، مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای سری بازده در نظر گرفته شده با استفاده از مدل‌های ARFIMA-FIAPARCH انجام شده است که تعداد زیادی مشخصات (شامل خوشه‌بندی نوسانات، عدم تقارن شوک‌ها و رفتارهای حافظه طولانی) را در خود جای داده است (فتیتی و چائواچی، ۲۰۱۸: ۶۹۳).

نتایج حاصل از برآورد مدل‌های ARFIMA-FIAPARCH برای سری بازده دارایی‌های مورد مطالعه در جدول (۸) گزارش شده است. نتایج جدول (۸) نتایج برآورد پارامتر مدل ARFIMA-FIAPARCH را برای هر شش بازده دارایی‌ها (شامل بازده سهام، بازده بیت کوین، بازده کاردانو، بازده دوج کوین، بازده اتریوم و بازده لایت کوین) ارائه می‌دهد. پارامتر وابستگی طولانی مدل $ARFIMA(dm)$ برای بیت کوین و اتریوم، منفی است که نشان‌دهنده ضد ماندگاری^۲ است. این نشان می‌دهد که بازده سیاهه‌های مربوط به هر دو بیت کوین و اتریوم دارای ارزش متوسط است. با این حال برای سایر دارایی‌ها dm از نظر آماری برای همه مدل‌ها ناچیز بود.

1. Grgoire et al. (2008)

2. Antipersistence

جدول ۸: نتایج برآورد پارامتر ARFIMA-FIAPARCH برای بازده دارایی‌های مختلف

rl	re	rd	rc	r	پارامترها
Statistic (p-value)	Statistic (p-value)	Statistic (p-value)	Statistic (p-value)	Statistic (p-value)	
-	۰/۰۲۷ (۰/۰۱۲)	-	۰/۰۲۹ (۰/۰۰۵)	-	Cst (V)
-	-۰/۰۴۸ (۰/۰۲۵)	-	-۰/۰۳۸ (۰/۰۲۵)	-	d-ARFIMA (dm)
-	۰/۰۷۶ (۰/۰۰۳)	-۰/۰۱۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۱ (۰/۰۶۰)	-	AR(1)
-	-	-	-	-	MA(1)
-	-	-	-	-	Cst (V)
۰/۵۷۵ (۰/۰۰۰)	۰/۳۹۷ (۰/۰۰۰)	۰/۴۳۳ (۰/۰۰۰)	۰/۳۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۴۶۰ (۰/۰۰۰)	d-FIGARCH (dv)
۰/۲۳۳	۰/۲۹۰ (۰/۰۰۱)	۰/۴۲۴ (۰/۰۰۰)	۰/۲۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۳۰۴ (۰/۰۰۹)	ARCH(α_1)
۰/۷۴۵ (۰/۰۰۰)	۰/۵۶۱ (۰/۰۰۰)	۰/۷۴۶ (۰/۰۰۰)	۰/۵۳۹ (۰/۰۰۰)	۰/۶۴۶ (۰/۰۰۰)	GARCH(β_1)
-۰/۰۸ (۰/۰۲۱)	-۰/۰۱۲ (۰/۰۱۵)	-۰/۰۲۱۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۷۴ (۰/۰۳۰)	APARCH(γ_1)
۲/۰۶۶ (۰/۰۰۰)	۲/۰۸۷ (۰/۰۰۰)	۲/۰۶۱ (۰/۰۰۰)	۲/۰۷۷ (۰/۰۰۰)	۲/۱۴۳ (۰/۰۰۰)	APARCH (δ)

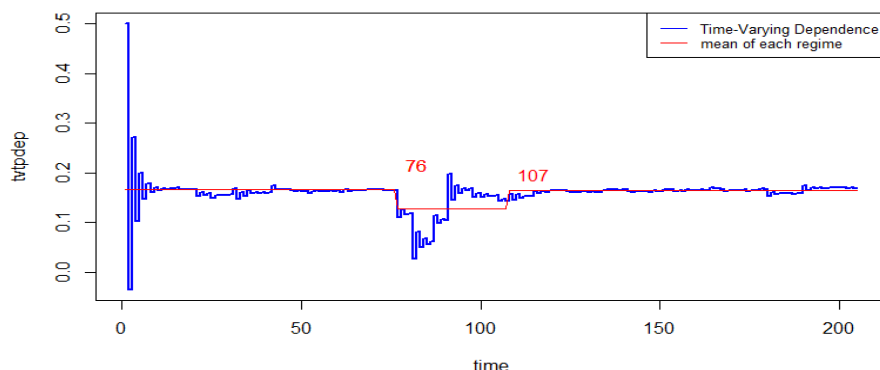
منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۵- نتایج برآورد کاپولای متغیر طی زمان

توابع کاپولا که به‌طور گسترده در امور مالی و اقتصاد استفاده شده‌است، معیارهای انعطاف‌پذیرتری از ساختار وابستگی بین بازده دارایی ارائه می‌کند و ممکن است به روشن کردن فرصت‌های متنوع‌سازی کمک کند. در واقع، وابستگی بین دارایی‌های مالی در طول زمان ثابت نمی‌ماند و پژوهش‌های متعدد ماهیت متغیر زمان حرکت و وابستگی دارایی‌های مالی را نشان دادند (شهرزاد و همکاران، ۲۰۱۹؛ شرف‌الدین و همکاران، ۲۰۱۹). استنباط رایج این پژوهش‌ها این است که وابستگی و حرکت در بازده سهام در طول زمان به‌دلیل شوک‌های اقتصادی و مالی بالا، مقررات

مالی، اعلامیه‌های دولت، بی‌ثباتی مالی و بحرآن‌ها تغییر می‌کند. از این رو، سطح وابستگی معمولاً قبل، در حین، و بعد از اخبار بد یا خوب تغییر می‌کند (آدامز و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۵). از این رو، در این مطالعه برای بررسی پویایی وابستگی هر جفت دارایی (رمزارز و بازار سهام) از مدل‌سازی کاپولای تی-استیودنت متغیر طی زمان استفاده شده است.

لازم به ذکر است قبل از انتخاب و تنظیم پارامترهای مدل کاپولا، لازم است که داده‌ها از نظر توزیع و پایایی بررسی شوند که بر اساس نتایج ارائه شده در بخش پیش‌آزمون‌های این پژوهش، نرمال نبودن توزیع داده‌ها ایجاب می‌کند از توزیع تی-استیودنت^۱، توزیع گوسی عمومی یا توزیع‌های دم سنگین استفاده شود، همچنین پایایی سری‌های زمانی و وجود اثر ARCH و همچنین نتایج مدل‌سازی ARFIMA-FIAPARCH نشان‌می‌دهد باید از مدل‌های کاپولای دینامیکی استفاده کرد و از آنجایی که توابع کاپولای تی-استیودنت، نسبت به کاپولای گاوسی، انعطاف‌پذیری بیشتری در مدل‌سازی وابستگی‌های غیرخطی دو متغیر با دم‌های سنگین را دارد، در این پژوهش از مدل‌سازی کاپولای تی-استیودنت متغیر طی زمان استفاده شده است.

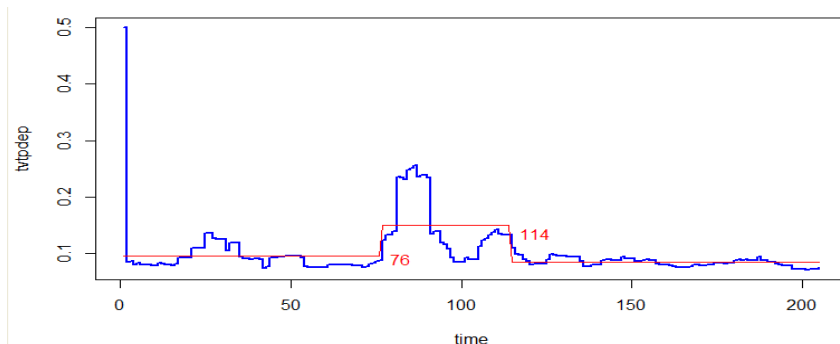


نمودار ۲ پارامتر وابستگی متغیر طی زمان کاپولای Student-t برای جفت دارایی سهام و بیت کوین

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۲) همبستگی پویای بین بازار سهام ایران و رمزارز بیت کوین (پانل a) را نشان می‌دهد. از آنجایی که r بازده بازار سهام و rb بازده بیت کوین است، نمودار (۲) نشان‌می‌دهد که همبستگی قابل توجهی بین این جفت دارایی وجود ندارد. مشاهده می‌شود که پارامتر مقادیر مثبت ولی متناوب

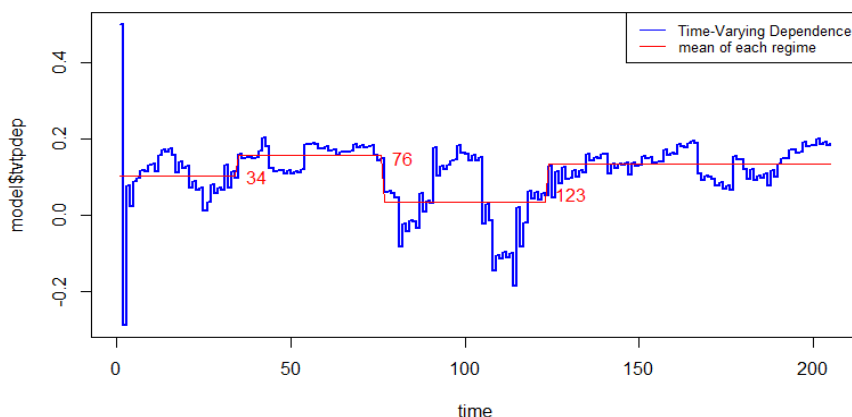
دارد. با این حال، هنگام بررسی رفتار روابط، مشاهده می‌شود که وابستگی متوسط بین بازار سهام و بیت‌کوین مثبت با میانگین ۰/۱۵ است.



نمودار ۳ پارامتر وابستگی متغیر طی زمان کاپولای Student-t برای جفت دارایی سهام و کاردانو

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۳) همبستگی پویای بین بازار سهام ایران و رمزارز کاردانو (پانل b) را نشان می‌دهد. از آنجایی که r بازده بازار سهام و rc بازده رمزارز کاردانو است، نمودار نمودار (۳) نشان می‌دهد که همبستگی ضعیفی بین این جفت دارایی وجود داشته است. مشاهده می‌شود که پارامتر وابستگی مقادیر مثبت با میانگین ۰/۱ و متناوب دارد.

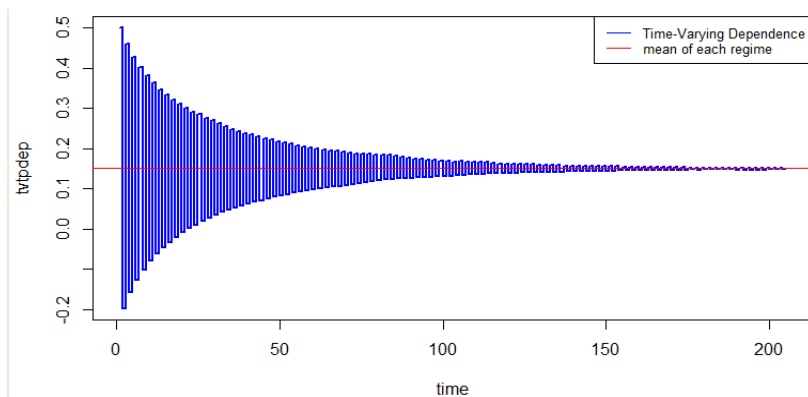


نمودار ۴ پارامتر وابستگی متغیر طی زمان کاپولای Student-t برای جفت دارایی سهام و دوج کوین

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۴) همبستگی پویای بین بازار سهام ایران و رمزارز دوج‌کوین (پانل c) را

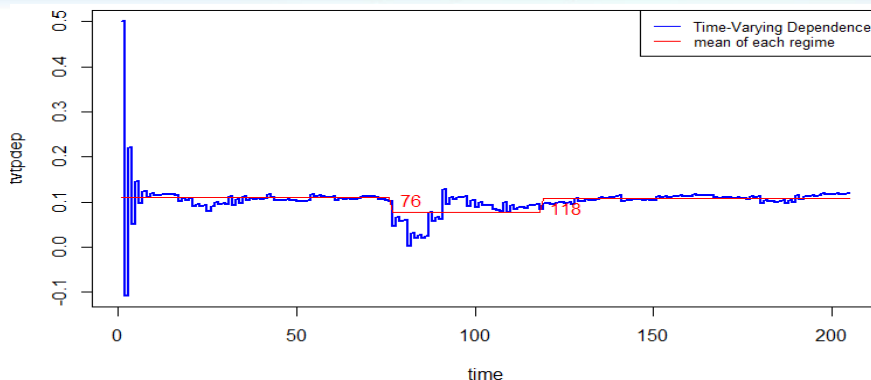
نشان می‌دهد. در نمودار نمودار (۴)، r بازده بازار سهام و rc بازده دوج کوین است و مشاهده می‌شود که پارامتر وابستگی به شدت فرار است و بین مقادیر مثبت و منفی متناوب است. با این حال، هنگام بررسی رفتار روابط، مشاهده می‌شود که وابستگی متوسط بین بازار سهام و رمزارز دوج کوین میانگین $0/1$ و صفر برای کل دوره است. در ادامه، نمودار (۵) نتایج کاپولای متغیر طی زمان پانل چهار را نشان می‌دهد.



نمودار ۵ پارامتر وابستگی متغیر طی زمان کاپولای Student-t برای جفت دارایی سهام و اتریوم

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۵) همبستگی پویای بین بازار سهام ایران و رمزارز اتریوم (پانل d) را نشان می‌دهد. از آنجایی که r بازده بازار سهام و re بازده اتریوم است، مشاهده می‌شود که پارامتر وابستگی در اوایل دوره پژوهش به شدت فرار است و بین مقادیر مثبت و منفی متناوب است. با این حال، هنگام بررسی رفتار روابط، مشاهده می‌شود که وابستگی متوسط بین بازار سهام و رمزارز اتریوم میانگین $0/15$ برای کل دوره است. در ادامه، نمودار (۶) نتایج کاپولای متغیر طی زمان پانل پنج را نشان می‌دهد. نمودار (۶) همبستگی پویای بین بازار سهام ایران و رمزارز لایت کوین (پانل e) را نشان می‌دهد. از آنجایی که r بازده بازار سهام و rl بازده لایت کوین است، نمودار بالا بیانگر این است که همبستگی ضعیفی در اوایل دوره مالی بین این جفت دارایی وجود داشته است.



نمودار ۶ پارامتر وابستگی متغیر طی زمان کاپولای Student-t برای جفت دارایی سهام و لایت کوین

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- بحث و نتیجه‌گیری

امروزه، با وجود توسعه چشمگیر بازار رمزارزها، درک و تفکیک ویژگی‌های اقتصادی و مالی رمزارز، مکان دقیق رمزارزها در طبقات دارایی و رابطه آن با سایر طبقات دارایی، موضوعی چالش‌برانگیز و مهم برای محققان، سرمایه‌گذاران، مدیران سبد دارایی و قانون‌گذاران است. در تحلیل پویایی روابط بازارهای مالی، مسئله‌ای که وجود دارد گستره جهانی بازار رمزارزها است که می‌تواند ارزیابی سرریزهای بازارهای داخلی به این بازار را با مشکل مواجه کند. برای توجه به این مسئله، نیاز است همبستگی متغیر طی زمان بازار سهام با رمزارزهای محبوب هر کشور مورد بررسی قرار بگیرد. از منظری دیگر بررسی رابطه توسعه بازار رمزارزها و سایر بازارهای مالی داخل کشور، می‌تواند از دو جنبه دارای اهمیت باشد. نخست آنکه دولت‌ها به‌عنوان متولی ثبات و رشد متوازن اقتصادی، به‌واسطه فعالیت رمزارزها خارج از نظارت بانک‌های مرکزی و نهادهای نظارتی حاکمیتی، نگران تأثیر رمزارزها بر ثبات کلی سیستم پولی و مالی هستند، زیرا در اقتصادی که رمزارزهای غیرمتمرکز گسترش یافته‌اند، نقش یک سیاست پولی متمرکز نامشخص است. دوم اینکه برای سرمایه‌گذاران و مدیران سبد دارایی، مزایای مالی که این نوع جدید از دارایی‌ها می‌تواند از نظر امنیت سرمایه، پوشش ریسک و تنوع‌بخشی سبد دارایی ارائه دهد، اهمیت دارد و بررسی روابط پویای بازار رمزارزها و سهام، به‌عنوان دو بازار مالی رقیب یا موازی یا مکمل می‌تواند در تعیین استراتژی‌های معاملاتی و تنوع‌بخشی سبد دارایی اثرگذار باشد.

۶-۱- نوآوری پژوهش

با توجه به روش این پژوهش، مهم‌ترین نوآوری آن به لحاظ روش‌شناسی، تمرکز بر کاپولای تی استیودنت متغیر طی زمان است که با توجه به ویژگی داده‌های جمع‌آوری شده توضیح دهنده‌گی بهتری نسبت به سایر مدل‌های کاپولا و همچنین روش‌های بررسی وابستگی بازارهای مالی دارد. همچنین وارد کردن چهار رمنارز به تحلیل نوآوری دیگری است که می‌تواند تصویر بهتری از رفتار سرمایه‌گذاران در اختصاص بخشی از سبد دارایی خود به رمنارزهای مختلف ارائه دهد که پیش از این در مقالات و پژوهش‌های داخلی انجام نشده است. استفاده از مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای متغیرها با استفاده از الگوی ARFIMA-FIAPARCH سومین نوآوری است که در این پژوهش صورت گرفته است و پیش از این در پژوهش‌ها داخلی در حوزه رمنارزها از آن استفاده نشده است.

۶-۲- همبستگی متغیر طی زمان دارایی‌های مالی

در سبدهی که توسط دو دارایی (یکی دارایی رمنارز و دیگری دارایی متعارف یا بازار سهام) تشکیل شده است، شناسایی ساختار وابستگی بین رمنارز و دارایی مالی متعارف، و همچنین تکامل آن در طول زمان، به‌ویژه در دوره‌های بی‌ثباتی مالی و آشفتگی اقتصادی، در چشم‌انداز اقتصادی و مالی یک جزء کلیدی برای درک نقش رمنارزها است (کوربت و همکاران، ۲۰۱۸).

نتایج کاپولای متغیر طی زمان نشان داد که همبستگی پویایی بین بازار سهام ایران و رمنارز بیت‌کوین وجود دارد اما زیاد نیست و میانگین وابستگی بین بازار سهام و بیت‌کوین مثبت و حدود ۰/۱۵ است. همچنین نتایج حاصله نشان‌دهنده همبستگی ضعیف بین جفت دارایی‌های کاردانو، دوج‌کوین، اتریوم، لایت‌کوین و بازار سهام است.

به‌طور کلی، نتایج فوق نشان‌می‌دهد وابستگی بین دارایی‌های رمنارز و بازار سهام ایران بسیار ضعیف و حساس به شوک‌ها و رویدادهای خارجی است اما وجود دارد که این نتیجه همسو با کریمی و همکاران (۱۴۰۲)، خاتمی و همکاران (۱۴۰۲) و جواهری و همکاران (۱۴۰۳) اما متفاوت از نتیجه‌گیری محسنی‌نیا و همکاران (۱۴۰۲) است. همچنین با توجه به ضعف رابطه رمنارزها با دارایی سهام، به نظر می‌رسد رمنارزها نقش مهمی در کمک به سرمایه‌گذاران برای مدیریت ریسک و سود سبد دارایی از طریق افزودن یک رمنارز به مجموعه دارایی‌های سهام، دارند که این نتیجه

نیز در پژوهش‌ها شرف‌الدین و همکاران (۲۰۱۹)، گیل-آلانا و همکاران (۲۰۲۰) تأیید می‌شود. همچنین تغییر ساختار وابستگی توابع کاپولای جفت دارایی‌ها مطابق با پژوهش پاتون (۲۰۰۶) نشان‌می‌دهد وابستگی و حرکت در بازده دارایی‌های مالی در طول زمان به دلیل تلاطم‌های اقتصادی و مالی تغییر می‌کند.

۶-۳- پیامدهای پژوهش برای سرمایه‌گذاران

سرمایه‌گذاران می‌توانند با کمک اطلاعات حاصل از این پژوهش و به‌کارگیری مدل کاپولای متغیر طی زمان برای بهبود تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری خود استفاده کنند. برخی از کاربردهای این مدل عبارتند از:

- مدیریت ریسک: با شناسایی دوره‌هایی که وابستگی بین دارایی‌ها افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران می‌توانند اقدامات لازم برای کاهش ریسک پرتفوی خود را انجام دهند. برای مثال، می‌توانند تنوع پرتفوی را افزایش داده یا از ابزارهای مشتقه برای پوشش ریسک استفاده کنند.
- تخصیص دارایی: با در نظر گرفتن تغییرات وابستگی در طول زمان، سرمایه‌گذاران می‌توانند نسبت به تخصیص بهینه دارایی‌ها در پرتفوی خود اقدام کنند. در دوره‌هایی که وابستگی بین دارایی‌ها کم است، می‌توانند وزن بیشتری به دارایی‌های پرریسک‌تر اختصاص دهند و در دوره‌هایی که وابستگی زیاد است، وزن بیشتری به دارایی‌های کم‌ریسک‌تر اختصاص دهند.
- انتخاب دارایی: با استفاده از مدل کاپولا می‌توان دارایی‌هایی را شناسایی کرد که در دوره‌های مختلف بیشترین همبستگی یا کمترین همبستگی را با سایر دارایی‌ها دارند. این اطلاعات به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا دارایی‌هایی را انتخاب کنند که با سایر دارایی‌های پرتفوی آن‌ها همبستگی کمتری داشته باشند و در نتیجه ریسک کلی پرتفوی کاهش یابد.
- تعیین زمان ورود و خروج از بازار: با شناسایی تغییر رژیم‌ها و تغییرات در ضریب وابستگی، سرمایه‌گذاران می‌توانند زمان مناسب برای ورود و خروج از بازار را تعیین کنند.

۶-۴- پیامدهای سیاستی

این مطالعه پیشنهادات سیاستی برای سیاست‌گذاری و مقامات پولی و پیشنهادات پژوهش‌های برای محققان آتی را به شرح ذیل ارائه می‌دهد:

با توجه به همبستگی ضعیف میان بازار سهام ایران و رمزارزها و نیز رکود طولانی مدت بازار سهام ایران از سال ۱۳۹۹، که همراه با عدم ارتباط مستقیم این بازار با نظام مالی جهانی بوده است، پیشنهاد می‌شود مقامات و سیاست‌گذاران زیرساخت‌های لازم جهت تسهیل قوانین و مقررات مرتبط با سرمایه‌گذاری در رمزارزها را فراهم کنند. ایجاد چنین بستری می‌تواند به سرمایه‌گذاران ایرانی امکان مدیریت بهتر ریسک سبد دارایی از طریق تنوع‌بخشی و استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری در رمزارزها را فراهم کند.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد با توجه عدم ارتباط مستقیم بازار سهام ایران با بازارهای مالی جهانی و عدم انتقال مستقیم نوسانات به بازار داخلی، توسعه زیر ساخت‌های فعالیت در بازار رمزارزها ضمن ایجاد بستری برای جذب بخشی از منافع فعالیت در بازارهای مالی جهانی به اقتصاد کشور، با توجه به سایر ویژگی‌های رمزارزها امکان مدیریت تحریم‌های پولی و بانکی را نیز فراهم می‌آورد.

محققان آینده می‌توانند بر سایر ویژگی‌های رمزارزها از جمله انتشار اولیه رمزارز، سرمایه‌گذاری در رمزارزهای NFT، قراردادهای هوشمند و همچنین سرریز نوسانات بازدهی رمزارزها در بازار داخلی و همچنین ارتباط آن با سایر طبقات دارایی مالی از جمله نفت، طلا و ارز تمرکز و پژوهش نمایند.

References

- Adams, Z., Füssa, R., & Glück, T (2017). Are Correlations Constant? Empirical and Theoretical Results on Popular Correlation Models in Finance. *Journal of Banking & Finance*, **84**, 9-24.
- Baur, D., Hong, K., & Lee, A (2018). Bitcoin: Medium of Exchange or Speculative Assets?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, **54**, 177-189.
- Benlagha, L. C. N. (2016). A Time-varying Copula Approach for Modelling. *economics*, **31**(4), 569-575.
- Berentsen, A., & Schär, F (2018). A Short Introduction to the World of Cryptocurrencies. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, **1**, 1-16.
- Böhme, R., Christin, N., Edelman, B., & Moore, T (2015). Bitcoin: Economics, Technology, and Governance. *Journal of economic Perspectives*, **29**(2), 213-238.
- Bouri, E. H (2017a). On The Hedge and Safe Haven Properties of Bitcoin: Is it Really More Than a Diversifier?. *Finance Research Letters*, **20**, 192-198.

- Buchholz, N., Pierdzioch, C., & Weller, B (2018). Cryptocurrencies: A New Asset Class?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, **55**, 125-149.
- Charfeddine, L., 2016. Breaks or Long-range Dependence in The Energy Futures Volatility: Out-of-Sample Forecasting and VAR Analysis. *Economic Modelling*, **53**, 354-374,
- Charfeddine, L., & Maouchi, Y. (2019). Are shocks on the returns and volatility of cryptocurrencies really persistent?. *Finance Research Letters*, **28**, 423-430.
- Chollete, L., Pena, V., & Lu, C. C (2011). International Diversification: A Copula Approach. *Journal of Banking & Finance*, **35**(2), 403-417.
- Corbet, S., Meegan, A., Larkin, C., Lucey, B., & Yarovaya, L (2018) Exploring the Dynamic Relationships Between Cryptocurrencies and Other Financial Assets. *Economics Letters*, **165**, 28-34.
- Dyhrberg, A. H. (2016). Hedging capabilities of bitcoin. Is it the virtual gold?. *Finance Research Letters*, **16**, 139-144.
- Fang, L., Bouri, E., Gupta, R., & Roubaud, D (2019). Does Global Economic Uncertainty Matter for The Volatility and Hedging Effectiveness of Bitcoin?. *International Review of Financial Analysis*, **61**, 29-36.
- Feng, W., Wang, Y., & Zhang, Z (2018). Can Cryptocurrencies Be a Safe Haven: A Tail Risk Perspective Analysis. *Applied Economics*, **50**(44), 4745-4762.
- Ftiti, Z., Chaouachi, S (2018). What Can We Learn About the Real Exchange Rate Behavior in the Case of a Peripheral Country?. *Journal of Quantitative Economics*, **16**, 681-707
- Gil-Alana, L. A., Abakah, E. J. A., & Rojo, M. F. R (2020). Cryptocurrencies and Stock Market Indices. Are They Related?. *Research in International Business and Finance*, **51**, 101063.
- Granger, C. W., & Joyeux, R. (1980). An introduction to long-memory time series models and fractional differencing. *Journal of time series analysis*, **1**(1), 15-29.
- Grégoire, Y., & Fisher, R. J. (2008). Customer betrayal and retaliation: when your best customers become your worst enemies. *Journal of the Academy of Marketing science*, **36**, 247-261.
- Guesmi, K. S (2019). Portfolio Diversification With Virtual Currency: Evidence From Bitcoin. *International Review of Financial Analysis*, **63**, 431-437.
- Hurst, H. E. (1951). Long-term storage capacity of reservoirs. *Transactions of the American society of civil engineers*, **116**(1), 770-799.
- Javaheri, A., Shabani, M., & Ghaemi Asl, A (2024). Investigating Excess Returns in Three Markets of Currency, Cryptocurrency, and Tehran Stock Exchange Using The Time-Varying Parameter Vector Autoregression (TVP-VAR) Model. *Strategic Budget and Finance Research*, **5**(1), 31-56 (In Persian).
- Ji, Q., Bouri, E., Gupta, R., & Roubaud, D (2018). Network Causality Structures Among Bitcoin and Other Financial Assets: A Directed Acyclic Graph Approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **70**, 203-213.

- Ji, Q., Bourid, E., Roubaude, D., & Kristoufek, L (2019). Information Interdependence Among Energy, Cryptocurrency and Major Commodity Markets. *Energy Economics*, **81**, 1042-1055.
- Jiang, Y., Lie, J., Wang, J., & Mu, J (2021). Revisiting the Roles of Cryptocurrencies in Stock Markets: A Quantile Coherency Perspective. *Economic Modelling*, **95**, 21-34.
- Kajtazi, A., & Moro, A. (2019). The role of bitcoin in well diversified portfolios: A comparative global study. *International Review of Financial Analysis*, **61**, 143-157.
- Karimi, R., Falahshams, M., Shahverdiani, S., & Zomorodian, G (2023). Designing and Explaining the Dynamic Model of Comprehensive Risk Transfer of Cryptocurrency in The Financial Markets of The World. *Computational economics*, **2**(3), 83-103. (In Persian)
- Khalfaoui, R. Hammoudeh, S. M.Z. Rehman (2023), Spillovers and Connectedness Among BRICS Stock Markets, Cryptocurrencies, and Uncertainty: Evidence From The Quantile Vector Autoregression Network. *Emerging Markets Review*, **54**, 101002.
- Khatami, S. K., Khodaii Vala Zagerd, M., & Abdollahi Kaviani, S. M (2023). The Impact of Cryptocurrencies on The Stock Market: A Meta-Analysis. *Financial Economics*, **17**(63), 375-390 (In Persian)
- Klein, T., Pham Thu, H., & Walther, T (2018). Bitcoin is Not The New Gold—A Comparison of Volatility, Correlation, and Portfolio Performance. *International Review of Financial Analysis*, **59**, 105-116.
- Kurka, J (2019). Do Cryptocurrencies and Traditional Asset Classes Influence Each. *Finance Research Letters*, **31**, 38-46.
- Longin, F., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *The journal of finance*, **56**(2), 649-676.
- Markowitz, H. (1952). Modern portfolio theory. *Journal of Finance*, **7**(11), 77-91.
- Mo, B., Meng, J., & Zheng, L (2022). Time and Frequency Dynamics of Connectedness Between Cryptocurrencies and Commodity Markets. *Resources Policy*, **77**, 102731.
- Mohseninia, R., Rezazadeh, A., Mohammadzadeh, Y., Jahangiri, S., & Shahab (2024). Dependence Structure Between Cryptocurrency and Tehran Stock Exchange Market: New Evidence From VMD-Based Copula Tests. *Quarterly Journal of Economic Research*, **24**(2), 321-352 (In Persian)
- Nakamoto, S., & Bitcoin, A (2008). A Peer-to-Peer Electronic Cash System. *Bitcoin*.—URL: <https://bitcoin.org/bitcoin.pdf>, **4**(2), 15.
- Nobitex (2022). *Annual Report of Nobitex Cryptocurrency Exchange*. Tehran: Nobitex Cryptocurrency Exchange (In Persian)
- Patton, A. J. (2006). Modelling asymmetric exchange rate dependence. *International economic review*, **47**(2), 527-556.
- Sabahi, S. M (2020). Mixed-Asset Portfolio Optimization. *Monetary & Financial Economics*, **27**(19), 249-278 (In Persian).

- Shahzad, S. J. H., Bouri, E., Roubaud, D., Kristoufek, L., & Lucey, B (2019). Is Bitcoin a Better Safe-haven Investment Than Gold and Commodities?. *International Review of Financial Analysis*, **63**, 322-330.
- Sklar, M. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. In *Annales de l'ISUP* (Vol. 8, No. 3, pp. 229-231).
- Tese, Y. K. (1998). The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate. *Journal of Applied Econometrics*, *13*(1), 49-55.
- Triple-A (2023). Cryptocurrency Ownership Data. Retrieved from Triple-A: <https://triple-a.io/crypto-ownership-data/>
- William F. Sharpe, (1963) A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science* 9(2):277-293.
- Zeng, T., Yang, M., & Shen, Y (2020). Fancy Bitcoin and Conventional Financial Assets: Measuring Market Integration Based on Connectedness Networks. *Economic Modelling*, **90**, 209-220.

The spirit of capitalism in Iran: Institutional congruity approach to function of money in the Schumpeterian growth framework based on the general equilibrium model

Alireza Raanaei¹, Seyyed Aqil Hoseiny^{*2}

Received: 26-09-2024

Accepted: 03-05-2025

Extended Abstract

Purpose: This study investigates the impacts of a) spirit of capitalism, first introduced by Max Weber to refer to the preference for wealth accumulation for its own sake, and b) the monetary contracts for production, modeled as a 'cash-in-advance constraint' as two crucial institutional forces. This is done within a monetary-based Schumpeterian growth framework, applied to the Iranian economy through a dynamic general equilibrium approach. The findings indicate that the cash-in-advance constraint significantly increases economic growth sensitivity to interest rates and amplifies the effects of contractionary monetary policies. Although the spirit of capitalism incentivizes saving and investment, under a strict cash-in-advance constraint, a shift towards wealth accumulation over consumption can hinder growth.

Methodology: This study utilizes a money-oriented Schumpeterian growth model to theoretically and empirically analyze the influence of the spirit of capitalism on Iran's economic growth. The model was first theoretically developed and then calibrated for the Iranian economy. In this model, households are represented by a lifetime utility function that includes a direct preference for wealth (the spirit of capitalism). The spirit of capitalism is introduced as a parameter that affects household consumption and saving decisions, influencing labor allocation, research and development (R&D), and long-term growth. The model also considers the cash-in-advance constraint on consumption and investment, meaning that liquidity is required before transactions and investments take place. The research data were drawn from the Iranian economy, and parameters such as real interest rates, inflation, and economic growth were calibrated using credible domestic sources for further analysis within the model.

Findings and Discussion: The results suggest that, as a cultural institution, the spirit

1. PhD. Student, Shiraz University, Shiraz, Iran. Email: a.raanaei@gmail.com

2. Corresponding Author. Assistant Professor of Economics, Yasouj University,, Yasouj , Iran. Email: aqil.hoseiny@yu.ac.ir.



of capitalism has become an impediment to growth in Iran, given its misalignment with economic-legal structures like the cash-in-advance requirement. This finding corroborates the results of the study by Raanai et al. (2024) on "institutional congruity" and highlights the necessity of institutional congruity for sustainable economic growth. In contexts where institutional congruity is lacking, as with the spirit of capitalism and cash-in-advance, the potential for growth driven by the spirit of capitalism is stymied, resulting in adverse economic outcomes.

The study emphasizes the importance of institutional congruity between the spirit of capitalism and the cash-in-advance constraint. The institutional congruity between these factors in Iran has led to reduced growth rather than the anticipated economic benefits highlighted in the Schumpeterian and Weberian theories about the institutional role of capital. Accordingly, the Iranian institutional framework requires reforms to enable the mutual reinforcement of these institutions and facilitate sustainable growth instead of producing contradictory effects. The study on the spirit of capitalism and the institutional role of money demonstrates that money is not super-neutral, as institutional factors like the spirit of capitalism and cash-in-advance significantly influence economic dynamics beyond mere monetary policy effects.

Conclusions and Policy Implications: The study suggests that, to maximize welfare in Iran, the optimal nominal interest rate should be zero or negative. This result aligns with Friedman's rule advocating nominal zero interest rates. It identifies a point where the cost of holding cash balances is minimized and, thus, social welfare is maximized. In contrast to studies which support positive optimal nominal rates, this result provides theoretical backing for negative interest rates. Friedman's rule, once as a theory before the 2008 global financial crisis, has since become an accepted economic standard, with short-term nominal interest rates remaining near zero across developed economies such as the US, the Eurozone, the UK, and Japan. So, the recent experience of low interest and inflation rates indicates the viability of the Friedman rule. Similarly, a zero nominal interest rate policy maximizes economic growth, underscoring the long-term implications of recent low-rate policies.

Despite Iran's higher spirit of capitalism than that in the United States, it has not contributed to economic growth; instead, it has prevented potential growth realization. Given the spirit of capitalism, why does Iran keep facing economic hardship? The power of the capitalist spirit alone does not determine an economy's final state; institutional structure and alignment play integral roles in shaping an economy's overall performance too. To leverage the potential of the spirit of capitalism and the cash-in-advance constraint, an institutional congruity framework is crucial.

a. Capitalist spirit and its potential

Policymakers should acknowledge the role of the capitalist spirit in shaping economic behaviors and outcomes. Promoting entrepreneurial culture and values can foster growth, particularly in sectors where the capitalist spirit plays a central role. Since money is not neutral within this framework, policymakers should adopt a nuanced approach to interest rate adjustments. Considering the interactions of those adjustments with the capitalist spirit and cash-in-advance constraint, policymakers

should also design effective monetary policies. Long-term welfare maximization may be achieved through an optimal interest rate near zero.

b. Limiting the cash-in-advance constraint

Given the empirical findings that a high cash-in-advance constraint reverses the capitalist spirit's benefits, legal and institutional frameworks should be developed to prevent excessive access to financial resources before production. Excessive pre-production liquidity does not contribute to economic growth.

c. Monetary policy

The results indicate that, in an economy with a high cash-in-advance constraint and a strong capitalist spirit, contractionary policies can reduce growth. Therefore, policymakers should avoid excessively tight policies if the cash-in-advance requirement is high. Reducing the cash-in-advance constraint could mitigate the adverse effects of high interest rates on growth. Additionally, since the capitalist spirit can reduce consumption and economic growth, policies such as wealth taxes and support for investment in productive sectors can shift incentives towards consumption and production, balancing wealth accumulation with economic growth.

d. Institutional congruity

Appropriate institutional congruity can coordinate the roles of the capitalist spirit and cash-in-advance constraint in improving growth. Structural reforms and supportive policies that increase credit access help to reduce financial risks, and promoted innovation and entrepreneurship could create an effective institutional congruity, thus enhancing economic performance.

Keywords: Economic Growth, Monetary Policy, Spirit of Capitalism, Institutional Congruity, Friedman's Rule, Money as Institution.

JEL Classification: O42, E52, I3.

روح سرمایه‌داری در ایران:

رویکرد تناسب نهادی به کارکرد نهاد پول در چارچوب رشد شومپیتری مبتنی بر الگوی تعادل عمومی پویا

علیرضا رعنائی^۱، سید عقیل حسینی^{۲*}

دریافت: ۱۴۰۳-۰۷-۰۵

پذیرش: ۱۴۰۴-۰۲-۱۴

چکیده

مقاله حاضر با استفاده از رویکرد تعادل عمومی پویا، نقش روح سرمایه‌داری به مثابه یک نهاد فرهنگی و پول به مثابه یک نهاد اقتصادی-حقوقی را بر جهت‌گیری اثرات تغییر نرخ بهره بر رشد اقتصادی، در چارچوب مدل رشد شومپیتری پول‌بنیان، تحلیل نظری و کمی می‌کند. رویکرد مبنایی این مقاله، «تناسب نهادی» است که حاکی از نقش تعیین‌کننده تناسب میان نهادهای اقتصادی و اجتماعی و حقوقی (و نه کیفیت نهادهای منفرد) بر رشد اقتصادی است. نتایج نشان می‌دهد که علی‌رغم قوی‌تر بودن روح سرمایه‌داری در ایران نسبت به کشورهای پیشرفته، این عامل به کاهش رشد منجر شده است. این تضاد در اثرگذاری را می‌توان به فقدان تناسب نهادی نسبت داد. برخلاف تأکید وبر بر ضرورت روح سرمایه‌داری و تأکید شومپیتر بر تأمین مالی بنگاه‌ها پیش از تولید، این دو نهاد در ایران به علت فقدان تناسب نهادی، موجب کاهش رشد شده‌اند. همچنین نتایج نشان می‌دهد روح سرمایه‌داری با افزایش تمایل به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در بخش‌های غیرمصرفی، در شرایط قید شدید تقدم نقدینگی می‌تواند منجر به تضعیف رشد اقتصادی شود. در دوره مورد بررسی در ایران، کاهش نرخ بهره اسمی به صفر می‌توانسته به حداکثرسازی رفاه منجر شود، که مؤیدی تجربی برای قاعده فریدمن و رابطه معکوس نرخ بهره و رفاه در ایران است.

واژگان کلیدی: روح سرمایه‌داری، تناسب نهادی، رشد اقتصادی، سیاست پولی، قاعده فریدمن، پول به مثابه نهاد.

طبقه‌بندی JEL: O42, E52, I3

^۱ دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

^۲ نویسنده مسئول. استادیار اقتصاد دانشکده علوم انسانی، دانشگاه یاسوج، یاسوج، ایران

a.raanaei@gmail.com

aqil.hoseiny@yu.ac.ir

۱- مقدمه

مسئله رشد یکی از مهم‌ترین موضوعات اقتصاد کلان است که حول آن نظریات مختلفی شکل گرفته است. ادبیات رایج اقتصاد کلان با تکیه بر این نظریات متنوع سعی کرده‌اند تا علل بنیادین و سطحی رشد را تبیین سازند. مسئله رشد چنان بنیادین است که رابرت لوکاس^۱ (۱۹۸۸) معتقد است وقتی به چرایی تفاوت رشد بین کشورها فکر کنیم، دیگر نمی‌توان به مسئله دیگری در اقتصاد پرداخت. هارود-دومار^۲، سولو^۳، رومر^۴ و شومپتر^۵ از جمله اندیشمندان جریان‌ساز در زمینه نظریه‌پردازی رشد بوده‌اند. با این حال، توجه پژوهش‌ها به این اندیشمندان اثرگذار، به هیچ‌وجه یکسان نبوده است. از همه مهم‌تر، شومپتر از سوی جریان متعارف نئوکلاسیکی علم اقتصاد مورد توجه زیادی قرار نگرفته است، و حتی اگر در حوزه‌های خاصی از قبیل نظریه نوآوری و تخریب خلاق و رشد به وی توجه فراوانی شده، این توجه گزینشی بوده و به صورت نظام‌مند و در نسبت با کلیت تفکر وی نبوده است. جوزف شومپتر از آن دست اقتصاددانان دارای منظومه فکری است که در حوزه‌های مختلفی از جمله: اقتصاد سیاسی (۲۰۱۳ الف، ۱۹۷۸، ۱۹۷۲)، رشد و توسعه (۲۰۲۱)، نوآوری و کارآفرینی (۲۰۱۱)، بانکداری و اقتصاد پولی (۱۹۹۱، ۲۰۱۶، ۱۹۵۰)، بی‌ثباتی و چرخه‌های تجاری (۱۹۲۸، ۱۹۳۹)، روش‌شناسی و اقتصاد اجتماعی (۲۰۰۶، ۲۰۱۷، ۲۰۱۳ ب) به تبع و پژوهش پرداخته است. نوآوری و تخریب خلاق اصطلاحات رایج برگرفته از اندیشه شومپتر هستند که در ادبیات پژوهش کاربرد زیادی یافته است. عجم‌اوغلو^۶ (۲۰۰۸) در کتاب مقدمه‌ای بر رشد اقتصادی مدرن یک فصل معجزا را به نظریات رشد نئوشومپتری اختصاص داده است، تا بدین صورت بر اهمیت مدل‌های شومپتری در ادبیات اقتصاد رشد تأکید کرده باشد. با این حال، تلاش

1. Robert Lucas (1988)

2. Harrod-Domar

3. Solow

4. Romer

5. Schumpeter

6. Acemoglu

اصلی در احیای نظریه رشد شومپتری را فیلیپ آقیون^۱ انجام داده است. کار اثرگذار وی (۱۹۹۲) در بحث اهمیت تخریب خلاق در رشد اقتصادی و بعدها کتاب اقتصاد رشد (۲۰۰۸) (هر دو اثر با همکاری هوویت^۲) نظریه رشد شومپتری را به یک چارچوب کلیدی برای فهم رشد اقتصادی بلندمدت تبدیل کرد. آقیون در واقع با تکیه بر مفهوم تخریب خلاق شومپتر تلاش می‌کند تا نشان دهد که نوآوری در سرمایه‌گذاری کارآفرینانه نقشی کلیدی در رشد اقتصادی بلندمدت دارد. علاوه بر نوآوری، نقش پول در تولید (به عنوان نهادی که عوامل تولید را در کنار هم گرد می‌آورد) و ضرورت قید تقدم نقدینگی^۳ جهت تأمین مالی فعالیت کارآفرینی یکی دیگر از دستاوردهای شومپتر است که کمتر به آن توجه شده است. درواقع در کنار اهمیت نوآوری به مثابه موتور محرکه رشد اقتصادی، نحوه تأمین مالی کارآفرینان نیز اهمیت به‌سزایی دارد. شومپتر از این طریق نقش پول و نرخ بهره را در نظریه رشد اقتصادی مورد تحلیل قرار داده است.

علاوه بر نکات گفته‌شده فوق، موضوعی که به تازگی در ادبیات تحقیق مورد توجه قرار گرفته است نقش تمایلات و نگرش‌های کنش‌گران بر متغیرهای اقتصادی است. وبر^۴، زومبارت^۵، زیمل^۶، کینز^۷، شومپتر، و مینسکی^۸ از جمله متفکرانی هستند که به خصوصیات رفتاری و روانی کنش‌گران در تحلیل اقتصادی توجه داشته‌اند. صورت‌بندی این تمایلات و نگرش‌ها هم مبتنی بر مبانی نظری و هم در قالب مطالعات تجربی جوامع خاص انجام شده است. «اقتصاد رفتاری» یکی از حوزه‌هایی است که با هدف پرداختن به این موضوع اساسی اخیراً به شدت مورد توجه قرار گرفته است.

-
1. Philippe Aghion
 2. Howitt
 3. Cash-in-advance
 4. Weber
 5. Sombart
 6. Simmel
 7. Keynes
 8. Minsky

شومپتر (۱۹۳۴) با رد تصور قدیمی از انسان پیشامدرن و با تکیه بر روان‌شناسی کارآفرینان، تبیین جدیدی از رفتار کنش‌گران به دست می‌دهد. کارآفرین قویاً از طریق «رویا و اراده برای تأسیس یک سلطنت خصوصی و معمولاً -و البته نه لزوماً- یک سلسله و دودمان» ترغیب می‌شود. کارآفرین اراده‌ای برای تسخیر، انگیزه‌ای برای نبرد و اثبات برتری خود بر دیگران دارد. انگیزه وی برای دستیابی به موفقیت نه به جهت ثمرات موفقیت از قبیل پول، بلکه به خاطر نفس خود موفقیت است. برای کارآفرین ملاحظات مالی یک امر ثانویه محسوب می‌شود. این خصوصیت کارآفرین، مشخصه‌ی اصلی «روح سرمایه‌داری»^۱ ای است که وبر (۲۰۱۳) از آن یاد می‌کند. کارآفرین‌ای که هدفش «انباشت ثروت به خاطر ثروت» است نه به خاطر نتایج و پیامدهای آن. به تعبیر وبر چنین انسانی که کسب ثروت را هدف غایی خویش قرار داده است، رابطه طبیعی که باید ثروت در اختیار ارضای نیازهای مادی انسان باشد را معکوس ساخته و در عوض این خود انسان است که تحت سلطه میل به انباشت ثروت قرار می‌گیرد. وبر (۲۰۱۳: ۵۳) تأکید می‌کند که هرچند شاید عجیب به نظر برسد اما نکته فوق، اصل هدایت‌گر و راهبر قطعی نظام سرمایه‌داری است.

هرچند توجه به روح سرمایه‌داری (و به طور کلی نقش باورها و مذهب در اقتصاد) در آثار اقتصاددانانی نظیر بارو (۲۰۰۴، ۲۰۰۶، ۲۰۱۹) نیز وجود دارد، اما در خود تبیین رشد شومپتری کمتر به آن توجه شده است. ادبیات تحقیق علاوه بر آنکه نسبت به اهمیت روح سرمایه‌داری به مثابه نهاد فرهنگی در رشد بلندمدت بی‌توجه بوده است، به کارکرد نهادی پول (به مثابه یک نهاد حقوقی و اقتصادی) نیز کمتر التفات داشته است. توجه به تناسب بین این دو نهاد می‌تواند در درک بهتر رشد اقتصادی بسیار راهگشا باشد. چو و کوتزی^۱ (۲۰۱۴) سعی کرده‌اند پول را وارد مدل شومپتری کنند، در همین زمینه آن‌ها نشان دادند که افزایش نرخ بهره اسمی منجر به کاهش تحقیق و توسعه و نهایتاً افول رشد اقتصادی می‌شود. استدلال ایشان این است که نرخ بهره بالاتر، هزینه قرض گرفتن سرمایه‌گذاری کارآفرین - که مقید به قید تقدم نقدینگی است - را افزایش می‌دهد. با این حال، در نظر گرفتن روح سرمایه‌داری یک کانال جدید دیگری برای اثرگذاری سیاست پولی بر

1. Chu & Cozzi (2014)

سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، تخصیص نیروی کار، و تصمیمات مصرف-اوقات فراغت معرفی می‌کند.

پژوهش حاضر بر آن است تا با تکیه بر مطالعات آقون (۱۹۹۲، ۲۰۰۸)، چو و کوتزی (۲۰۱۴)، هی و همکاران^۱ (۲۰۲۳)، و رعنائی و همکاران^۲ (۱۴۰۳) و با استفاده از رویکرد تناسب نهادی، روح سرمایه‌داری (که بازتاب روان‌شناسی کارآفرینان است) و کارکرد نهادی پول (در قالب قید تقدم نقدینگی) را به یک مدل رشد شومپیتری مبتنی بر پول اضافه کرده و نتایج آن را برای اقتصاد ایران تحلیل نماید. برخلاف بسیاری از مطالعات در این زمینه که صرفاً بر جنبه کیفی و نظری تمرکز داشته‌اند، پژوهش حاضر تجزیه و تحلیل کمی را بر اساس یک مدل کالیبره‌شده برای ایران انجام می‌دهد. برخلاف اکثر مطالعات متعارف، پژوهش حاضر نشان می‌دهد که پول می‌تواند در بلندمدت اثرگذار باشد و بدین صورت استدلال سیدراسکی^۳ (۱۹۶۷) و لوکاس (۱۹۷۲) در مورد خنثی بودن پول در بلندمدت به چالش کشیده می‌شود. همچنین اثبات می‌شود که رابطه بین نرخ تورم (یا نرخ بهره اسمی) و رشد اقتصادی به قدرت روح سرمایه‌داری بستگی دارد.

بنابراین با توجه به اینکه اکثر مطالعات به نقش روح سرمایه‌داری و کارکرد نهادی پول در مدل‌های رشد شومپیتری توجه نداشته و مطالعات در زمینه رشد شومپیتری در ایران بسیار محدود بوده است، پژوهش حاضر سعی خواهد داشت با استفاده از رویکرد تناسب نهادی و ترکیب نظریه رشد شومپیتری با تأکید بر نقش پول به مثابه نهاد، روان‌شناسی کارآفرینان و روح سرمایه‌داری، و مدل‌سازی کمی برای اقتصاد ایران در چارچوب تعادل عمومی پویا، این خلأ را پر کند.

ساختار مقاله بدین شرح است: در قسمت دوم به مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. قسمت سوم به مدل پژوهش اختصاص دارد. در این قسمت، معادلات مربوط به بخش خانوار، مقام پولی، تولیدکنندگان، فرایند نوآوری و شرط تسویه بازار ارائه می‌شود. در قسمت چهارم علاوه بر ارائه توضیحاتی در مورد نحوه کالیبراسیون متغیرها، نتایج الگو در ۵ بخش تحلیل می‌شود:

1. He et al. (2023)
2. Raanaei et al. (2024)
3. Sidrauski (1967)

اثر نرخ بهره بر رشد بلندمدت، اثر نرخ بهره بر تخصیص نیروی کار، آثار رفاهی روح سرمایه‌داری، اثر کلی رشد ناشی از روح سرمایه‌داری، ارتباط عرضه پول و نرخ بهره اسمی. در نهایت در قسمت پنجم نتیجه‌گیری، دلالت‌های سیاستی و پژوهش‌های آتی ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

ابتدا مروری بر پیشینه پژوهش در بین مطالعات خارجی و سپس داخلی انجام می‌شود.

۲-۱- پیشینه پژوهش

هنرکسون و همکاران^۱ (۲۰۲۴) با بررسی بیش از ۷۰۰ مقاله از سال ۱۹۹۰ تاکنون، نشان داده‌اند که اکثر پژوهش‌ها در رشد شومپیتری، نتایج نوآوری را به صورت قطعی در نظر گرفته و نقش کارآفرینان و مهارت‌ها و انگیزه‌های آنان را نادیده گرفته‌اند. بوفینگر و همکاران^۲ (۲۰۲۴) معتقدند که مطالعات تجربی در چارچوب مدل رشد شومپیتری نشان می‌دهد که متغیرهای اعتباری پویا نسبت به متغیرهای ایستا، ارتباط بین سیستم مالی و رشد اقتصادی را بهتر توصیف می‌کنند. همچنین پس‌انداز پیش‌شرط اعتبار نبوده و بین اعتبار و رشد اقتصادی یک ارتباط دو سویه وجود دارد. چویک^۳ (۲۰۲۴) با مطالعه ۱۹۸ کشور در طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۲ نشان می‌دهد که فناوری مالی بر رشد اقتصادی بسته به نوع ابزار، اثرگذار است.

هی و وانگ^۴ (۲۰۲۴) نشان داده‌اند که در یک مدل رشد شومپیتری با سرمایه انسانی و ساختار بازار درونی، هرچند افزایش نرخ بهره تأثیر فوری بر رشد ندارد، اما در بلندمدت منجر به کاهش رشد اقتصادی و رفاه می‌شود. استوجانویک^۵ (۲۰۲۴) نشان داده است که اثرگذاری یارانه تحقیق و توسعه بر رشد در مدل شومپیتری به بهره‌وری نسبی بخش‌ها بستگی دارد. سونگ و یانگ^۶ (۲۰۲۴)

1. Henrekson et al. (2024)

2. Bofinger et al. (2024)

3. Cevik (2024)

4. He & Wang (2024)

5. Stojanovikj (2024)

6. Song & Yang (2024)

نشان داده‌اند زمانی که قید تقدم نقدینگی فقط بر تحقیق و توسعه اعمال می‌شود، تورم بالاتر - ناشی از یک سیاست پولی انبساطی - می‌تواند اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد که به تعامل بین اثرات تورمی بر نوآوری و انباشت سرمایه انسانی بستگی دارد. مطالعه ژو و همکاران^۱ (۲۰۲۳) با به کارگیری یک مدل رشد درون‌زای شومپتری در چارچوب الگوی توسعه سبز، نشان می‌دهد که نوآوری سبز منجر به اثرات فرهنگی اقتصادی و زیست‌محیطی در نظام اقتصادی شده و از این طریق رشد اقتصادی و حفاظت از محیط زیست را به طور قابل توجهی افزایش می‌دهد.

دینوپولوس و همکاران^۲ (۲۰۲۳) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای شومپتری نشان می‌دهند که سیاست‌های صنعتی یک بده‌بستان بین ایجاد شغل و رشد اقتصادی ایجاد می‌کند: رشد سریع‌تر با مشاغل کمتر یا رشد کندتر با مشاغل بیشتر. هوآنگ و همکاران^۳ (۲۰۲۳) با بررسی یک اقتصاد شومپتری با قید تقدم نقدینگی در سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه نشان می‌دهند که نرخ بهره اسمی (در قالب سیاست‌های پولی) می‌تواند رابطه‌ای معکوس U شکل با رشد اقتصادی داشته باشد که به دلیل تأثیر آن بر تخصیص نیروی کار بین تولید و تحقیق و توسعه است.

مطالعات داخلی چندانی در مورد رشد شومپتری وجود ندارد. دلالی و همکاران^۴ (۱۳۹۵) با کمک یک الگوی رشد درون‌زای شومپتری، اهمیت اختراع و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه را نشان داده‌اند. نتایج آنان نشان می‌دهد که رشد بهینه با نرخ بازدهی بخش تحقیق و توسعه، ضریب کیفیت تولید، مقیاس اقتصاد و دوره برنامه‌ریزی رابطه مثبت و با نرخ رجحان زمانی رابطه منفی دارد. جانی^۵ (۱۳۹۸) با استفاده از داده‌های پانل پویا و رویکرد نیکل تأثیر اندازه رقابت و شکاف تکنولوژی را بر نرخ رشد بهره‌وری تخمین زده است. وی نشان داده است که در صنایع با شکاف تکنولوژی پایین، افزایش واردات، تحت تأثیر اثر رهایی از رقابت موجب رشد بهره‌وری می‌شود اما در صنایع با شکاف تکنولوژی بالا، تحت تأثیر اثر شومپتری به کاهش بهره‌وری منجر می‌شود.

1. Zhou et al. (2023)

2. Dinopoulos et al. (2023)

3. Huang et al. (2023)

4. Dallali et al. (2016)

5. Jani (2019)

محمدزاده و همکاران^۱ (۱۳۹۹) با استفاده از روش GLS نشان داده‌اند که کارآفرینی و نوآوری اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد، به گونه‌ای که یک درصد افزایش نرخ کارآفرینی و نوآوری به ترتیب منجر به ۰/۱۳ و ۰/۰۴ درصد افزایش در نرخ رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه می‌شود. در ادامه، تلاش می‌شود مبانی نظری پژوهش با تکیه بر ایده سرمایه‌داری و پول به مثابه نهاد تبیین شود.

۲-۲- مبانی نظری

به لحاظ مفهومی ایده روح سرمایه‌داری (انباشت ثروت به خاطر خود ثروت) مشابه ایده‌ای است که ثروت را یک شأن برای افراد می‌داند، بدین ترتیب افراد از انباشت ثروت به دنبال کسب جایگاه و پرستیژ اجتماعی و قدرت در جامعه هستند (فرانک^۲، ۱۹۸۵؛ کول و همکاران^۳، ۱۹۹۲؛ بکشی و چن^۴، ۱۹۹۶). تلاش وبر در تشریح این مفهوم در کتاب «روح سرمایه‌داری و اخلاق پروتستانی» مطالعات بسیار زیادی را در این حوزه در پی داشت. زو^۵ (۱۹۹۴ و ۱۹۹۵) نخستین کسی بود که مفهوم روح سرمایه‌داری را در قالب «رجحان مستقیم برای ثروت» وارد ادبیات تحقیق اقتصاد متعارف کرد. متعاقباً فرانکیس^۶ (۲۰۰۹) با وارد ساختن روح سرمایه‌داری (رجحان مستقیم برای ثروت) در تابع مطلوبیت، مکانیسمی را فراهم ساخت که خانوارهای پردرآمد به انباشت دارایی‌های خود کماکان ادامه دهند و این انباشت حدّ و مرزی نداشته باشد.

در کنار ایده روح سرمایه‌داری وبری و روان‌شناسی خاص کارآفرینی نزد شومپتر که هر دو دلالت بر رجحان مستقیم برای انباشت ثروت دارند، متفکران دیگری نیز با ایده‌های مشابه، وجود انگیزه برای انباشت ثروت را تقویت کرده‌اند. زومبارت (۱۹۶۷) علاوه بر آن که در تمایز با وبر به

1. Mohammadzadeh et al. (2020)

2. Frank (1985)

3. Cole et al. (1992)

4. Bakshi & Chen (1996)

5. Zou (1994, 1995)

6. Francis (2009)

جای مسیحیت بر آیین یهودیت در شکل‌گیری سرمایه‌داری تأکید داشت، روح سرمایه‌داری را بازتعریف کرده و آن را به لحاظ مفهومی بسط داد. وی این مفهوم را به دو بخش تقسیم نمود: عشق به پول (انباشت به خاطر انباشت) و روح به‌دست آوردن (یا روح کارآفرینی). زیمل (۱۹۹۰) مطالعه قابل توجهی را در مورد فلسفه پول انجام داد. وی نشان داد که پول در سرمایه‌داری مدرن چگونه از ابزار به هدف تبدیل شده است. مطلوبیت پول برای فرد ثروتمند صرفاً ناشی از قدرت خرید پول نیست. ثروت یک منزلت اجتماعی در پی دارد. تمایل به انباشت پول به یک ارزش روان‌شناختی مطلق تبدیل شده است؛ ارزشی که چون هدفی غایی، بر آگاهی ما حکم می‌راند.

هرچند کینز (۲۰۱۶؛ ۲۰۱۸؛ ۱۴۲-۱۴۱) تنها سه بار در کتاب نظریه عمومی از «روح حیوانی»^۱ نام برده است، اما این اصطلاح مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است و تا به امروز محل بحث بوده است. فرانکوئیس و لوید-الیس^۲ (۲۰۰۳) نشان داده‌اند که نیرو محرکه تخریب خلاق و نوآوری فرآیند شومپیتری رشد همان روح حیوانی است که کینز مطرح کرده است. کوپل^۳ (۱۹۹۱) معتقد است که کینز به هنگام بحث از قیمت‌گذاری دارایی، برای تبیین کنش انسان‌ها از اصطلاح «روح حیوانی» استفاده می‌کند. کینز استدلال می‌کند زمانی که افراد نتوانند محاسبه عقلایی از ارزش‌های انتظاری ارائه دهند، روح حیوانی نیرو محرکه کنش می‌شود. به عبارت دیگر زمانی که شرایط برای کنش عقلایی وجود ندارد، افراد توسط روح حیوانی هدایت می‌شوند. هوویت و مک‌افی^۴ (۱۹۹۲) روح حیوانی را به مثابه عامل ایجاد نوسان در تعادل لحاظ کرده‌اند.

اقتصاد رفتاری جدید از اصطلاح «روح حیوانی» برای تبیین طیفی از رفتارها که خارج از دستگاه عقلایی است استفاده می‌کند. کینز توضیح داده است که با توجه به عدم قطعیت بنیادین، عقلانیت به تنهایی برای توجیه کنش انسانی کافی نیست. روح حیوانی به مثابه یک میل روانی می‌تواند تصمیماتی که در عدم قطعیت و نااطمینانی اتخاذ می‌شود را توضیح دهد. بنابراین از منظر

1. Animal Spirit

2. Francois & Lloyd-Ellis (2003)

3. Koppl (1991)

4. Howitt & McAfee (1992)

کینز، روح حیوانی نه عقلایی است و نه غیرعقلایی. به همین دلیل است که داو و داو^۱ (۲۰۱۱) استدلال می‌کنند استفاده اقتصاد رفتاری از روح حیوانی متفاوت از مفهوم مد نظر کینز است.

هرچند که می‌توان رجحان مستقیم برای انباشت ثروت را فرضی خلاف آنچه در مدل‌های متعارف اقتصادی گفته می‌شود در نظر گرفت اما الزاماً این رجحان مستقیم یا روح سرمایه‌داری را نمی‌توان به معنای آن روح حیوانی که خلاف کنش عقلانی است در نظر گرفت. البته قضاوت در این مورد را می‌توان به تحلیل نتایج روح سرمایه‌داری موکول کرد. اگر این روح در چارچوب نهادی مطلوبی عمل نکند و منجر به آثار سوء و منفی شود آن‌گاه چه بسا می‌توان روح سرمایه‌داری را تجلی همان روح حیوانی دانست.

چنان‌که گفته شد مدل رشد شومپتری در کارهای آقیون نمود یافته است. آقیون (۲۰۱۵) معتقد است که نظریات متعارف رشد به نقش رقابت و ساختار، پویایی‌های بنگاه و ارتباط رشد با توسعه توجه نمی‌کنند. هیچ یک از نظریات رشد، دشواری‌های پیش‌روی بنگاه برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری را تحلیل نمی‌کنند. هیچ کدام از آن‌ها به نقش بانک‌ها و سایر واسطه‌گران مالی که علت چنین دشواری‌هایی هستند اشاره‌ای نمی‌کنند (آقیون و هویت، ۲۰۰۸). نوآوری موتور اصلی رشد برای کشورهایی است که از قبل، سرانه تولید ناخالص داخلی بالایی دارند. برای رشد اقتصادی سریع‌تر، فقط توجه به سرمایه‌گذاری بیشتر در تحقیق و توسعه کفایت نمی‌کند، بلکه سیاست‌های اقتصادی مکملی برای رشد مبتنی بر نوآوری نیاز است، از جمله این سیاست‌های مکمل می‌توان به رقابت، آموزش، کارایی بازار، نیروی کار، توسعه مالی، و سیاست‌های اقتصادی کلان مناسب در چرخه‌های تجاری اشاره کرد (آقیون، ۲۰۰۶). آقیون (۲۰۲۱) همچنین معتقد است که سرمایه خطرپذیر برای تأمین مالی بنگاه‌های جدید که به دنبال نوآوری‌های مخرب هستند ضروری است، بودجه‌های دولتی و دانشگاهی در این زمینه محدود هستند. در عوض دولت‌ها می‌توانند با ایجاد انگیزه‌های مالیاتی بنگاه‌های نوآور را تشویق کنند.

علاقه‌مندی به انباشت ثروت، تداعی گر نظریه پولی تولید کینز و مارکس نیز است. کینز و

1. Dow & Dow (2011)

مارکس تأکید داشتند که پول انگیزه اصلی تولید سرمایه‌داری است و اساساً تولید با پول آغاز می‌شود. این شیوهی تولید با رابطه $m-c-m$ نشان داده می‌شود. این رابطه حاکی از آن است که فرایند تولید با پول آغاز شده و به پول ختم می‌شود، زیرا هدف انباشت ثروت و پول است (کمبل^۱، ۱۹۹۷؛ دیلارد^۲، ۱۹۸۰).

علی‌رغم ادبیات گسترده‌ای که در مورد نظریه نوآوری و کارآفرینی شومپیتر وجود دارد، نوشته‌های اندکی به دیدگاه‌های پولی وی اختصاص دارد (فستر و ناسیکا^۳، ۲۰۰۹؛ پندر و رش^۴، ۲۰۲۱). اغلب نوشته‌ها بیشتر به مسائل مالی - نظیر نقش کلیدی اعتبار و بانکداری در تأمین مالی نوآوری - تمرکز داشته‌اند، و نظریه پولی وی، که از اهمیت بسیاری برخوردار است، کمتر مورد توجه قرار گرفته است. شومپیتر با هدف فراتر رفتن از دعوای متالیست‌ها (پول کالایی) و چارتالیست‌ها (پول دولتی) این فرض مبنایی را مطرح کرد که «پول یک نهاد است» که هم واحد محاسبه است و هم فرایند تسویه بدهی‌ها. شومپیتر با چنین طرحی به دنبال ارائه نظریه اعتباری پول بود.

بوفینگر و همکاران^۵ (۲۰۲۳) نشان داده‌اند که تمایز شومپیتر بین تحلیل واقعی و تحلیل پولی می‌تواند به ارتقای درک نظریه اقتصاد کلان کمک کند. این بینش در شناسایی علل وقوع بحران مالی می‌تواند بسیار مفید باشد. هی^۶ (۲۰۱۸) در یک مدل قید تقدم نقدینگی نشان داده است که افزایش نرخ بهره اسمی باعث کاهش سرمایه انسانی و در نتیجه کاهش رشد و رفاه بلندمدت می‌شود. این اثرات بر رشد و رفاه، بستگی به قدرت اثرگذاری قید تقدم نقدینگی بر سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی دارد. میشل و ویگنیولی^۷ (۲۰۰۵) نشان داده‌اند که با وجود قید تقدم نقدینگی و خلق پول

-
1. Campbell (1997)
 2. Dillard (1980)
 3. Festré & Nasica (2009)
 4. Peneder & Resch (2021)
 5. Bofinger et al. (2023)
 6. He (2018)
 7. Michel & Wigniolle (2005)

می‌توان حباب‌های مالی را از بین برد. دی گراووه^۱ (۲۰۱۱) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی بویای تصادفی نشان داده است که روح حیوانی چگونه می‌تواند اثرات سیاست‌های پولی و هدف‌گذاری سخت‌گیرانه تورم را تغییر دهد.

پول به مثابه یک نهاد، نقش مهمی در حل مشکلات هماهنگی و همکاری در اقتصاد ایفا می‌کند. این نهاد، دسترسی به نقدینگی و خلق اعتبار جهت تحقق تولید و توزیع کالاها و خدمات را فراهم می‌آورد. به عبارت دیگر، پول یک راه‌حل نهادی است که مشکلاتی نظیر تأمین مالی بنگاه‌ها و استمرار تولید را برطرف می‌سازد. بدون این نهاد، حل این مسائل، دشوار یا غیر ممکن می‌نمود (گوآلا^۲، ۲۰۲۰). نظام پول و اعتبار به مثابه یک نهاد اقتصادی و حقوقی، مشکل هماهنگی و همکاری را حل می‌کند. قید تقدم نقدینگی، یکی از الزامات نهادی است که به معنای دسترسی به پول پیش از تولید است. این قید تضمین می‌کند که بنگاه‌ها منابع مالی لازم برای شروع تولید در اختیار داشته باشند. دو شیوه اصلی برای تأمین نقدینگی وجود دارد:

۱. پول نقد یا دارایی‌ها که پیش از تولید توسط بنگاه‌ها نگهداری می‌شود.
 ۲. نظام اعتباری محض که به بنگاه‌ها اجازه می‌دهد منابع مالی مورد نیاز خود را از طریق خلق اعتبار بانکی و اعطای تسهیلات اعتباری به بنگاه‌ها تأمین سازند.
- در مقاله حاضر به دلیل اجتناب از پیچیدگی بیش از حد مدل، حالت نخست در نظر گرفته شده است.

دیلارد (۱۹۸۷) استدلال می‌کند که پول در نظام سرمایه‌داری یک نهاد است زیرا به عنوان یک شکل خاص از مالکیت خصوصی، نقش ضروری در تعیین سطح تولید و اشتغال دارد. پول به عنوان سرمایه برای تولید «ضروری»^۳ است و بنگاه‌ها نیاز دارند قبل از آغاز تولید به این سرمایه دسترسی داشته باشند. در نتیجه پول به مثابه یک نهاد، رفتار و انگیزه‌های بنگاه را در راستای «انباشت

1. De Grauwe (2011)

2. Guala (2020)

3. Essntial

سرمایه و کنز پول^۱ جهت می‌دهد (وبلن^۱، ۲۰۰۳). این خاصیت کارکرد نهادی پول است که می‌تواند به خوبی روح سرمایه‌داری را توجیه کند. به عبارت دیگر، روح سرمایه‌داری از آن روی امکان تحقق دارد که پول نه تنها به‌عنوان واسطه مبادله عمل می‌کند، بلکه خود دارای نقش نهادی است. این کارکرد نهادی امکان دستیابی به سایر اشکال سرمایه و ثروت را فراهم می‌کند. با در نظر گرفتن این کارکرد نهادی است که بنگاه‌ها در تصمیمات تولیدی و سرمایه‌گذاری به آن تکیه می‌کنند.

دیسان^۲ (۲۰۱۵) پول را به‌عنوان یک نهاد حقوقی توصیف می‌کند که با استفاده از تعهدات قانونی ارزش پیدا می‌کند و از طریق مفاهیمی مانند اعتبار، بدهی، قرارداد و مالکیت در چارچوب نهادی ارائه می‌شود. از این رو قید تقدم نقدینگی نه تنها به نهاد اقتصادی، بلکه به حمایت حقوقی و قانونی نیز نیازمند است تا بتواند از طریق قراردادها و حقوق مالکیت، الزام‌آور و مؤثر باشد.

بگز^۳ (۲۰۱۶) نیز با اشاره به نقش دولت در تعیین و کنترل ابزار پولی، بیان می‌کند که با وجود این قدرت، ارزش پول به شرایط بازار و تعاملات اجتماعی وابسته است. این موضوع توجیه‌گر قید تقدم نقدینگی است، زیرا دسترسی به نقدینگی پیش از تولید نیازمند ضمانت‌های نقدی است که توسط قوانین و ساختارهای حقوقی پشتیبانی می‌شود.

دکوچ^۴ (۲۰۱۳) نیز استدلال می‌کند که پول یک نهاد ضروری برای اقتصاد است، زیرا تضمین می‌کند که بنگاه‌ها پیش از تولید به نقدینگی دسترسی داشته باشند. پول به‌عنوان یک مکانیزم دولتی برای بسیج منابع عمل می‌کند. به عبارتی، دولت با انتشار پول، پیش‌نیاز مالی لازم برای تولید و تخصیص منابع را فراهم می‌سازد (فاینینگ^۵، ۲۰۲۰).

به‌طور خلاصه، پول مخلوق قانون است (ناپ^۶، ۱۹۲۴). نظریه نهادی پول معتقد است که کارکرد پول منوط به یک چارچوب حقوقی جامعه است. پول یک اعتبار قابل انتقال در یک

1. Veblen (2003)

2. Desan (2015)

3. Beggs (2016)

4. Dequech (2013)

5. Feining (2020)

6. Knapp (1924)

چارچوب نهادی کلی است (مان و پروکتر^۱، ۲۰۲۲: ۵۷). پول بدون وجود قواعد نهادی و تعامل با آن‌ها نمی‌تواند نقش خود را ایفاء کند. دسترسی به نقدینگی و اعتبار، پیش‌شرطی برای تولید و گردش سرمایه است (آلاری و همکاران^۲، ۲۰۲۰).

در نتیجه روح سرمایه‌داری به مثابه یک نهاد فرهنگی، ضرورت دسترسی به پول پیش از تولید در قالب قید تقدم نقدینگی به مثابه نهاد اقتصادی-حقوقی دو عامل اثرگذار در مدل‌های رشد بلندمدت شومپیتری خواهند بود. اثرگذاری این دو نهاد اولاً به تعامل با یکدیگر و ثانیاً به ارتباط با ساختار نهادی باز می‌گردد. چنان‌که رعنائی و همکاران (۱۴۰۳) نشان داده‌اند، تناسب نهادی - و نه کیفیت نهادهای منفرد- است که کارکرد نهایی نظام اقتصادی را تعیین می‌کند.

۳- مدل

مطابق با نکاتی که گفته شد روح سرمایه‌داری را می‌توان به عنوان لذت بردن از انباشت ثروت فارغ از تأثیر آن بر هموارسازی مصرف در نظر گرفت، بدین ترتیب روح سرمایه‌داری می‌تواند تحت عنوان «رجحان مستقیم برای ثروت» وارد مدل رشد شومپیتری مبتنی بر پول شود. در اینجا از مدل پایه‌ی هی و همکاران (۲۰۲۳) استفاده کرده و با ترکیب تحلیل آقیون و همکاران (۲۰۱۳) و چو و کوتزی (۲۰۱۴) مدل برای اقتصاد ایران بسط داده شده است. تقاضای پول از طریق قید تقدم نقدینگی (CIA) بر مصرف و تحقیق و توسعه (R&D) در نظر گرفته می‌شود.

۳-۱- خانوارها

فرض شود که یک واحد زنجیره‌ای از خانوارهای مشابه در اقتصاد وجود دارد. اندازه جمعیت هر خانوار در مقدار L ثابت است. هر خانوار دارای تابع مطلوبیت طول عمر به صورت معادله (۱) است:

1. Mann & Proctor (2022)

2. Alary et al. (2020)

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \left[\ln(c_t) + \theta \ln(a_t) - \eta \frac{l_t^{\frac{1+\frac{1}{\sigma}}}{1+\frac{1}{\sigma}}}}{1+\frac{1}{\sigma}} \right] dt \quad (۱)$$

که در آن c_t مصرف سرانه کالاهای نهایی در زمان t است، a_t ثروت سرانه، l_t عرضه نیروی کار سرانه در زمان t ، و ρ نرخ رجحان زمانی است. به علاوه به پیروی از آقین و همکاران (۲۰۱۳) از η برای نشان دادن عدم مطلوبیت^۱ کار و σ برای کشش نیروی کار فریش^۲ استفاده می‌شود. هر چه مقدار η بیشتر باشد، به این معناست که کشش گر رجحان قوی‌تری برای فراغت دارد، در حالی که هر چه σ بیشتر باشد به این معناست که کشش نیروی کار بالاتر است یا افراد نسبت به تغییرات دستمزد حساس‌تر و واکنش‌پذیرترند.

$\theta \geq 0$ نشان‌دهنده رجحان ثروت یا قدرت روح سرمایه‌داری است. هر چه θ بیشتر باشد اشاره به رجحان قوی‌تری برای ثروت یا روح سرمایه‌داری قوی‌تر دارد. در چارچوب کشش گر-نماینده، معرفی روح سرمایه‌داری در بخش خانوار می‌تواند به مثابه یک شیوه عمومی برای مدل کردن «روانشناسی کارآفرینان» به جهت توصیف کارآفرینی شومپتری به کار رود. هر خانوار مطلوبیت طول عمر خود را طبق معادله (۲) حداکثر می‌سازد:

$$\dot{e}_t + \dot{m}_t = r_t e_t + w_t l_t - c_t - \pi_t m_t + i_t b_t + \tau_t \quad (۲)$$

که در آن e_t ارزش واقعی دارایی‌ها، r_t و w_t نرخ‌های بهره واقعی و دستمزد هستند، m_t مانده پولی واقعی، π_t هزینه نگهداری پول یا نرخ تورم، b_t مقدار استقراض کارآفرین برای تأمین مالی دستمزد کارگران تحقیق و توسعه که بهره پرداختی $i_t b_t$ به آن تعلق می‌گیرد. به پیروی از ادبیات متعارف^۳ فرض می‌شود خانوار یک درآمد انتقالی از حق‌الضرب τ_t دریافت می‌کند.

با توجه به قید بودجه ثروت را می‌توان به صورت جمع ارزش واقعی سهام و مانده واقعی پول تعریف کرد: $a_t \equiv e_t + m_t$. قید تقدم نقدینگی عبارت است از: $c_t + b_t \leq m_t$. با استفاده از تابع همیلتونی، شرط مرتبه اول برای مصرف به صورت معادله (۳) به دست می‌آید:

1. Disutility

2. Frisch

۳. بنگرید به سیدراسکی (۱۹۶۷)، هوآنگ و همکاران (۲۰۲۱)، چو و همکاران (۲۰۱۷)، باچاریا و همکاران (۲۰۰۹).

$$\frac{1}{c_t} = \mu_t(1 + i_t) \quad (۳)$$

که در آن μ_t متغیر هم‌حالت برای معادله ۲ است. معادله (۴) شرط بهینه برای عرضه نیروی کار را نشان می‌دهد:

$$\eta l_t^{1/\sigma} = w_t \mu_t \quad (۴)$$

ترکیب معادله‌های ۳ و ۴ شرط بهینه عرضه کار را به صورت معادله (۵) به دست می‌دهد:

$$l_t = \left(\frac{w_t}{\eta c_t(1+i_t)} \right)^\sigma \quad (۵)$$

که نشان می‌دهد نرخ بهره اسمی بالاتر یا تمایل قوی‌تر برای فراغت، عرضه نیروی کار را کاهش می‌دهد.

معادله اوایلر برای دارایی‌های واقعی (e_t) به صورت معادله (۶) است:

$$-\frac{\dot{\mu}_t}{\mu_t} = r_t - \rho + \frac{\theta}{\mu_t a_t} \quad (۶)$$

ترکیب معادله‌های ۳ و ۶ معادله اوایلر برای مصرف را به صورت (۷) به دست می‌دهد:

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = r_t - \rho + \theta(1 + i_t) \frac{c_t}{a_t} \quad (۷)$$

اگر $\theta = 0$ باشد یعنی روح سرمایه‌داری وجود ندارد که در واقع بیانگر آن است که نرخ بهره واقعی بالاتر منجر به پس‌انداز بیشتر و مصرف کمتر می‌شود (یعنی باعث مطلوبیت نهایی بالاتر مصرف می‌شود)، در مقابل وقتی که نرخ رجحان زمانی (ρ) بالاتر، مصرف بیشتر را تشویق می‌کند (یعنی مطلوبیت نهایی مصرف کاهش می‌یابد). وقتی که $\theta > 0$ رجحان انباشت ثروت از طریق جمله سوم در سمت راست معادله ۷ باعث کاهش مصرف می‌شود. به طور کلی این معادله نشان می‌دهد که وقتی روح سرمایه‌داری بر افراد حاکم است، انتخاب‌های مصرف-پس‌انداز نه تنها به بازدهی واقعی ثروت ($r_t - \rho$)، بلکه همچنین به نرخ نهایی جانشینی بین ثروت و مصرف بستگی دارد. به عبارت دیگر افراد کمتر جلو-نگر هستند و نرخ بهره آتی اثر کمتری بر مصرف امروز خواهد گذاشت، و این چیزی است که در مدل‌های استاندارد نشان داده نمی‌شود.

۳-۲- مقام پولی

در کشورهایی مثل ایران نمی‌توان قاعده پولی تیلور را به کار گرفت. در عوض قاعده پولی بر اساس رشد حجم پول است (توکلیان^۱، ۱۳۹۱؛ بیات و بهرامی^۲، ۱۳۹۶؛ عرفانی و همکاران^۳، ۱۳۹۷؛ خورسندی و همکاران^۴، ۱۳۹۱). حجم پول اسمی در آغاز دوره t با M_t نشان داده می‌شود. فرض بر این است که مقام پولی، نرخ بهره اسمی i_t را از طریق کنترل نرخ رشد حجم پول $\frac{\dot{M}_t}{M_t}$ کنترل کرده و درآمد حق‌الضرب را به خانوار بازمی‌گرداند. درآمد حق‌الضرب سرانه برابر است با $\tau_t = \frac{\dot{M}_t}{P_t L}$ مانده پولی واقعی عبارت است از $m_t = \frac{M_t}{P_t L}$ ، در جایی که P_t سطح قیمت کالاهای نهایی و نرخ تورم $\pi_t = \frac{\dot{P}_t}{P_t}$ است. بنابراین:

$$\tau_t = \left(\frac{\dot{m}_t}{m_t} + \pi_t \right) m_t = \dot{m}_t + \pi_t m_t \quad \text{و} \quad \frac{\dot{m}_t}{m_t} = \frac{\dot{M}_t}{M_t} - \pi_t \quad (۸)$$

$$\frac{\dot{M}}{M_t} = i_t - \rho + \theta(1 + i_t) \frac{c_t}{a_t}$$

روح سرمایه‌داری که در معادله (۸) وجود دارد، روابط بین نرخ بهره اسمی i_t و نرخ رشد عرضه پول $\dot{M}_t/M_t$ را اندکی پیچیده‌تر می‌سازد. با اصلاح نسبت مصرف به ثروت $\frac{c_t}{a_t}$ با وجود روح سرمایه‌داری، بهتر می‌توان این واقعیت را که نرخ‌های بهره اسمی بالاتر منجر به رشد عرضه پول بالاتری می‌شود را درک می‌کرد. اما با این حال نسبت مصرف به ثروت همچنین تابعی از نرخ بهره اسمی است.

لازم به ذکر است که الگوی طراحی شده در پژوهش حاضر بر رشد بلندمدت - و نه پیرامون مطالعه شوک‌های برونزا در بین چرخه‌های تجاری و سیاست‌های تثبیتی/ضدچرخه‌ای دولت - تمرکز دارد. در الگوی پژوهش حاضر نرخ بهره اسمی توسط دولت^۵ کنترل می‌شود. پژوهش حاضر

1. Tavakolian (2012)

2. Bayat & Bahrami (2017)

3. Erfani et al. (2018)

4. Khorsandi et al. (2012)

۵. در پژوهش حاضر، هدف اصلی تحلیل اثرات سیاست پولی بر رشد و رفاه اقتصادی در چارچوب یک مدل شومپتری مبتنی بر رشد درونزا و «روح سرمایه‌داری» است. برای حفظ تمرکز مدل بر پویایی‌های سیاست پولی و تأثیر آن بر

در پی آن است تا نحوه اثرگذاری نرخ بهره بر رشد بلندمدت و رفاه اقتصاد ایران را بررسی کند. به علاوه، تفاوتی ایجاد نمی‌کند که تورم یا نرخ بهره اسمی (یا نرخ رشد پول اسمی) به عنوان ابزار سیاستی در مدل انتخاب شود. اما برای سادگی و حل ساده‌تر، در پژوهش حاضر نرخ بهره اسمی انتخاب شده است.

۳-۳- تولیدکنندگان

در این بخش از مدل چو و کوتزی (۲۰۱۴) که مدل شومپتری آقیون و هویت (۱۹۹۲) را بازنویسی کرده‌اند پیروی شده و اثر مقیاس از تحلیل خارج شده است. نخست بخش کالاهای نهایی رقابتی وجود دارد که از تابع تولید که به صورت معادله (۹) نمایش داده شده، پیروی می‌کند:

$$y_t = \exp \left(\int_0^1 \ln x_t(\epsilon) d\epsilon \right) \quad (9)$$

که $x_t(\epsilon)$ در آن اشاره به کالاهای واسطه‌ای متمایز دارد $\epsilon \in [0, 1]$. رقابت به این معناست که بنگاه‌ها برای هر کالای واسطه‌ای ϵ ، گیرنده قیمت^۱ $(p_t(\epsilon))$ هستند. حداکثرسازی سود بنگاه‌ها منجر به تابع تقاضایی برای $x_t(\epsilon)$ به صورت معادله (۱۰) می‌شود:

$$x_t(\epsilon) = \frac{y_t}{p_t(\epsilon)} \quad (10)$$

دوم، بخش کالاهای واسطه‌ای انحصاری، با صنایع کارخانه‌ای که کالاهای واسطه‌ای متمایز تولید می‌کنند. هر صنعت یک کالای متمایز برای بخش کالاهای نهایی تولید می‌کند. در هر صنعت

تخصیص منابع و انگیزه‌های کارآفرینانه، نقش دولت به تنظیم نرخ بهره اسمی محدود شده است. این انتخاب اجازه می‌دهد که از پیچیدگی‌های اضافی ناشی از سیاست‌های مالی صرف نظر کرده و تحلیل بر کانال‌های مرتبط با سیاست پولی متمرکز شود. این رویکرد، همان‌طور که در ادبیات مدل‌های رشد درون‌زا مشاهده می‌شود (به‌ویژه در کارهای سیدراسکی، ۱۹۶۷؛ استوکمن، ۱۹۸۱؛ چو و کوتزی، ۲۰۱۴؛ مارکوئیس و رفت، ۱۹۹۴)، رویکردی متداول برای بررسی نقش پول و سیاست پولی بر رشد اقتصادی است. مدل‌های مذکور، که تمرکز اصلی‌شان بر اثرات پولی و پویایی‌های بخش خصوصی است، معمولاً بدون در نظر گرفتن مخارج مستقیم دولت و سیاست‌های مالی به نتیجه‌گیری‌های معنی‌دار دست می‌یابند.

1 . Price taker

انحصاری مربوط به کالای ϵ ، بنگاه رهبر با بالاترین سطح بهره‌وری مسلط می‌شود و یک کالای واسطه‌ای ϵ تولید می‌کند که تنها عامل تولیدش نیروی کاری است که مقدار آن بر اساس معادله ۱۱ به دست می‌آید:

$$x_t(\epsilon) = \gamma^{N_t(\epsilon)} L_{x,t}(\epsilon) \quad (11)$$

در جایی که $L_{x,t}(\epsilon)$ تابع تولید صنعت ϵ است، $\gamma > 1$ اندازه مرحله نوآوری است، و $N_t(\epsilon)$ تعداد نوآوری‌هایی است که در صنعت ϵ در زمان t رخ داده است.

هزینه نهایی تولید برای رهبر در صنعت ϵ برابر است با $mc_t(\epsilon) = \frac{w_t}{\gamma^{N_t(\epsilon)}}$ به این معناست که هر نوآوری عمودی به کارگر اجازه تولید یک واحد از کالای واسطه‌ای را با صرف وقت کمتر می‌دهد. وقتی که نوآوری بعدی فراسید، مالک آن یک هزینه نهایی کمتر دارد: $\frac{mc_t(\epsilon)}{\gamma}$. رقابت قیمتی برتراند منجر به قیمت حداکثرکننده سود $p_t(\epsilon)$ برابر با هزینه نهایی نوآوری قبلی $w_t/\gamma^{N_t(\epsilon)-1}$ می‌شود که در آن مارک آپ γ بر هزینه نهایی وجود دارد. بنابراین، درآمد نیروی کار از بخش تولید از طریق معادله (۱۲) به دست می‌آید:

$$w_t L_{x,t}(\epsilon) = \left(\frac{1}{\gamma}\right) p_t(\epsilon) x_t(\epsilon) = \left(\frac{1}{\gamma}\right) y_t \quad (12)$$

و سود انحصاری هر بنگاه رهبر به صورت معادله (۱۳) خواهد بود:

$$\Pi_t(\epsilon) = \left(1 - \frac{1}{\gamma}\right) p_t(\epsilon) x_t(\epsilon) = \left(\frac{\gamma-1}{\gamma}\right) y_t \quad (13)$$

۳-۴- فرایند نوآوری

درون هر صنعت ϵ ، یک زنجیره واحد از بنگاه‌های تحقیق و توسعه وجود دارد $j \in [0,1]$ که نوآوری‌ها را برای به دست آوردن سود انحصاری مثبت در رابطه ۱۳ به کار می‌گیرند. ارزش هر نوآوری (یعنی ارزش بنگاه انحصاری در صنعت ϵ) با $v_t(\epsilon)$ نشان داده می‌شود. در یک تعادل متقارن رابطه $v_t(\epsilon) = v_t$ برقرار است. ورود به تحقیق و توسعه هزینه‌ای ندارد که این امر دلالت بر تحرک رایگان نیروی کار است، درواقع می‌توان گفت هزینه نوآوری برابر با نرخ دستمزد قبلی است.

قید تقدم نقدینگی بر تحقیق و توسعه وجود دارد، بدین شکل که فرض می‌شود کارآفرینان برای تأمین مالی کسری از دستمزد کارگران تحقیق و توسعه $\beta \in [0,1]$ پول نقد قرض می‌گیرند. بنابراین هزینه کل تحقیق و توسعه برای بنگاه z به صورت معادله (۱۴) بیان می‌شود:

$$(1 - \beta)w_t L_{r,t}(j) + \beta(1 + i_t)w_t L_{r,t}(j) = (1 + \beta i_t)w_t L_{r,t}(j) \quad (14)$$

همچنین شرط سود انتظاری صفر بنگاه تحقیق و توسعه z در صنعت از طریق معادله (۱۵) به دست می‌آید:

$$\lambda_t(j)v_t = (1 + \beta i_t)w_t L_{r,t}(j) \quad (15)$$

در جایی که $L_{r,t}(j)$ میزان نیروی کار استخدام‌شده توسط بنگاه تحقیق و توسعه z است، و $\lambda_t(j)$ نرخ نوآوری در سطح بنگاه در واحد زمان است: $\lambda_t(j) = \varphi(\frac{L_{r,t}(j)}{L})$ در جایی که φ نرخ ثابتی است که بهره‌وری نیروی کار تحقیق و توسعه را در هدایت فعالیت‌های نوآورانه اندازه می‌گیرد. توجه داشته باشید که $\lambda_t(j)$ با کل جمعیت L مقیاس‌بندی می‌شود که اثرات مقیاس را حذف می‌کند تا مدل متغیر مقیاس-ثابت را به عنوان سهم نیروی کار به جای کل جمعیت برای رشد ارائه دهد. نرخ ظهور نوآوری کل را می‌توان به صورت معادله (۱۶) نوشت:

$$\lambda_t = \int_0^1 \lambda_t(j) dj = \frac{\varphi}{L} L_{r,t} = \varphi l_{r,t} \quad (16)$$

در جایی که $l_{r,t}$ سهم نیروی کار به کار گرفته‌شده در بخش تحقیق و توسعه است. به صورت مشابه سهم نیروی کار در تولید برابر است با $\frac{L_{x,t}}{L}$. شرط عدم وجود آربیتراژ برای v_t به صورت معادله (۱۷) نوشته می‌شود:

$$v_t = \frac{\Pi_t + v_t - \lambda_t v_t}{r_t} \quad (17)$$

به این معنا که ارزش یک نوآوری برابر است با ارزش تنزیل‌شده مجموع سود جریان نوآوری (Π_t) و عایدی سرمایه بالقوه (v_t) کمتر از ضرر سرمایه انتظاری $(\lambda_t v_t)$ (نرخ ظهور نوآوری بعدی است). به نحو دیگری نیز می‌توان معادله (۱۷) را بیان کرد: هزینه فرصت $r_t v_t$ نگهداری یک نوآوری برابر است با مجموعه سود جاری نوآوری (Π_t) و عایدی سرمایه بالقوه (v_t) کمتر از ضرر سرمایه انتظاری $(\lambda_t v_t)$. در هر دو توضیح، کاهش در r_t ارزش نوآوری را افزایش می‌دهد.

۳-۵- شرط تسویه بازار نیروی کار و بازار کالاهای نهایی

نیروی کار هم در تولید کالاهای واسطه‌ای و هم فعالیت‌های تحقیق و توسعه به کار گرفته می‌شود. شرط تسویه بازار کار به صورت معادله (۱۸) بیان می‌شود:

$$L_{x,t} + L_{r,t} = l_t L \quad (18)$$

در جایی که $L_{r,t}$ و $L_{x,t}$ اشتغال کل در تولید و تحقیق و توسعه است.

برای استخراج شرط تسویه بازار کالاهای نهایی، ابتدا رابطه $\tau_t = (\dot{m}_t + \pi_t m_t)$ را باید به معادله (۲) مرتبط ساخت که قید منابع اقتصاد را نتیجه می‌دهد: $\dot{e}_t = r_t e_t + w_t l_t - c_t + i_t b_t$. سپس با استفاده از $v_t = e_t L$ و $l_t = l_{x,t} + l_{r,t}$ می‌توان قید منابع را بدین شکل بازنویسی کرد: $\frac{\dot{v}_t}{L} = \frac{r_t v_t}{L} + w_t (l_{x,t} + l_{r,t}) - c_t + i_t b_t$. از آن‌جا که مقدار پول نقد قرض گرفته شده توسط کارآفرین رابطه $b_t L = \beta w_t L_{r,t}$ را برآورده می‌سازد، معادله $\frac{\dot{v}_t}{L} = \frac{r_t v_t}{L} + w_t l_{x,t} + (1 + \beta i) w_t l_{r,t} - c_t$ حاصل می‌شود. در نهایت با استفاده از معادله ۱۲ برای جایگزینی $w_t l_{x,t}$ و جایگزینی ۱۳، ۱۴ و ۱۶ در معادله قبلی به جای $(1 + \beta i) w_t l_{r,t}$ معادله (۱۹) به دست می‌آید:

$$\frac{\dot{v}_t}{L} = \frac{r_t v_t}{L} + \frac{y_t}{\gamma L} + \frac{(1 - \frac{1}{\gamma}) y_t + \dot{v}_t - r_t v_t}{L} - c_t \quad (19)$$

معادله (۱۹) دلالت می‌کند که شرط تسویه بازار کالاهای نهایی برابر است با $c_t = \frac{y_t}{L}$.

با مرتبط ساختن معادله ۱۱ و ۹، معادله (۲۰) به دست می‌آید:

$$y_t = \exp \left(\int_0^1 N_t(\epsilon) d\epsilon \ln \gamma \right) L_x = \exp \left(\int_0^t \lambda_v dv \ln \gamma \right) L_x \equiv Z_t L_x \quad (20)$$

در جایی که قانون اعداد بزرگ به کار گرفته شده است و $Z_t \equiv \exp \left(\int_0^t \lambda_v dv \ln \gamma \right)$ سطح تکنولوژی کل است. بنابراین نرخ رشد Z_t از طریق معادله (۲۱) به دست می‌آید:

$$g_Z = \lambda_t \ln \gamma = \phi l_{r,t} \ln \gamma \quad (21)$$

تعریف تعادل عمومی در مدل به شرح ذیل است:

تحت یک نرخ بهره i_t و شرط اولیه z_0 ، یک تعادل پویا برای مدل با مسیر زمانی قیمت‌های $\{p_t(\epsilon), r_t, w_t, i_t, \pi_t, v_t\}$ و تخصیص $\{c_t, e_t, m_t, y_t, x_t(\epsilon), l_{x,t}(j)\}$ وجود دارد به گونه‌ای که:

توجه به قیمت‌های داده‌شده، خانوار مطلوبیت را، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی رقابتی سود را، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای انحصاری سود را (با انتخاب $(\{L_{x,t}(\epsilon), p_t(\epsilon)\})$ ، و بنگاه‌های تحقیق و توسعه سود انتظاری را (با انتخاب $(\{L_{r,t}(j)\})$ حداکثر می‌سازند؛ تمام بازارها (کار و کالاهای نهایی) تسویه می‌شوند، قید تقدم نقدینگی برقرار است، و حجم نقدینگی استقراض شده توسط کارآفرین رابطه $b_t L = \beta w_t L_{r,t}$ را برآورده می‌سازد؛ ارزش بنگاه‌های انحصاری به دارایی‌های خانوار می‌افزاید یعنی $v_t = e_t L$.

تابع رفاه نیز به صورت معادله (۲۲) تعریف می‌شود^۱:

$$U = \frac{1}{\rho} \left[\ln(l_{x,0}) + \theta \ln\left(\frac{1}{\phi} + \gamma l_{x,0}\right) + \frac{(1+\theta)g}{\rho} - \eta \frac{l_0^{1+\frac{1}{\sigma}}}{1+\frac{1}{\sigma}} - \theta \ln \gamma \right] \quad (22)$$

در جایی که $l_0 = l_{x,0} + l_{r,0}$ و $g = \phi l_{r,0} \ln \gamma$. معادله بالا نشان می‌دهد که رفاه به رشد، نیروی کار در تولید و عرضه کار بستگی دارد. اثر نرخ بهره بالاتر بر رفاه را می‌توان به دو قسمت تقسیم کرد:

$$\frac{\partial U(\theta)}{\partial i} = \frac{1}{\rho} \left[\left(\frac{1}{l_{x,0}} + \frac{\phi \gamma \theta}{1 + \phi \gamma l_{x,0}} \right) \frac{\partial l_{x,0}}{\partial i} + \frac{(1+\theta)g}{\rho} \frac{\partial g}{\partial i} - \eta l_0^{\frac{1}{\sigma}} \frac{\partial l_0}{\partial i} \right] \quad (23)$$

دو جمله اول معادله بالا را ضرر رفاهی نهایی (MWL) می‌نامند که ناشی از نرخ بهره اسمی بالاتر است که جمله اول اثر منفی بر مصرف و ثروت، و جمله دوم اثر منفی بر رشد است. جمله سوم عایدی رفاهی نهایی (MWG) است که از نرخ بهره اسمی بالاتر نشأت می‌گیرد و به دلیل افزایش فراغت یا عرضه نیروی کار کمتر است. وقتی روح سرمایه‌داری افزایش می‌یابد، بلافاصله قدر مطلق MWL افزایش می‌یابد (یعنی منفی‌تر می‌شود) در حالی که MWG تغییر نمی‌کند. برای آن که این دو برابر باشند، نرخ بهره اسمی باید کاهش یابد که باعث می‌شود مقدار قدر مطلق MWL کاهش و MWG افزایش یابد. بنابراین نرخ بهره اسمی بهینه تابع نزولی از روح سرمایه‌داری است.

۱. نحوه استخراج آن نزد نویسنده موجود است (با استفاده از شروط تسویه و نسبت مصرف-ثروت در رابطه (۲۱))

۴- کالیبراسیون و تحلیل نتایج

پارامترها به دو شیوه کالیبره شده‌اند. نخست مقادیر برخی پارامترها مستقیماً از داده‌ها و ادبیات تحقیق به دست آمده است. این پارامترها عبارتند از: کشش نیروی کار، نرخ رجحان زمانی و قید تقدم نقدینگی.

جدول ۱: کالیبراسیون پارامترها با استفاده از داده‌ها و ادبیات تحقیق

منبع	مقدار	پارامتر	
طائی ^۱ (۱۳۸۵)	۰/۴۶	σ	کشش نیروی کار
اسلاملوئیان و استاذزاد ^۲ (۱۳۹۳)	۰/۰۲۳۸	ρ	نرخ رجحان زمانی
مبیتی بر سناریو	-	β	قید تقدم نقدینگی

منبع: یافته‌های پژوهش

در مرحله دوم، پارامترهایی که اختصاص یک مقدار مشخص به آن‌ها دشوار است به صورت مشترک کالیبره^۳ شده است، به گونه‌ای که با چند گشتاور کلیدی مطابقت داشته باشند. این پارامترها عبارتند از درجه روح سرمایه‌داری، میل به فراغت، و دو پارامتر مربوط به نوآوری. این پارامترها به چهار گشتاور به صورت مشترک کالیبره شده است: رشد اقتصادی بلندمدت، نسبت مصرف به ثروت، نرخ بهره واقعی و عرضه نیروی کار $l = \frac{1}{3}$ (یعنی ۸ ساعت از ۲۴ ساعت).

زمانی که نتوان پارامترها را به راحتی مقداردهی کرد، روش کالیبره مشترک یا همزمان^۴، و کالیبره مطابق با گشتاورها^۵، شیوه‌ای بسیار راه‌گشاست. مطالعات مختلفی از این شیوه برای مقداردهی استفاده کرده‌اند (گویلامه و شوتنس^۶، ۲۰۱۳؛ یوآن و همکاران^۷، ۲۰۱۷؛ وو و همکاران^۸، ۲۰۲۳؛

1. Taie (2006)
2. Eslamloueyan & Ostadzad (2014)
3. Joint-Calibration
4. Simultaneous
5. Moment Matching
6. Guillaume & Schoutens (2013)
7. Yuan et al. (2017)
8. Wu et al. (2023)

مارتینولی و همکاران^۱، ۲۰۲۲). منظور از کالیبراسیون مشترک این است که پارامترها بر اساس مقایسه مدل با داده‌های واقعی، مقداردهی می‌شوند. در این روش، معمولاً چندین گشتاور کلیدی (مانند نرخ رشد، نرخ بهره واقعی و نسبت مصرف به ثروت) به طور هم‌زمان به عنوان معیارهای هدف استفاده می‌شوند تا پارامترها به گونه‌ای تنظیم شوند که مدل بتواند به خوبی داده‌های واقعی را بازتولید کند. بدیهی است از آن‌جا که مقادیر پارامترها بدین شیوه مقداردهی شده‌اند، در صورت نزدیک بودن مقادیر گشتاورهای تجربی با داده‌های شبیه‌سازی شده، الگو قابل اتکا خواهد بود. جدول (۲) مقادیر مقداردهی شده مربوطه و مقایسه گشتاورها را نشان می‌دهد.

جدول ۲: پارامترها و گشتاورها در کالیبراسیون مشترک

داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های تجربی	گشتاورها	برآورد الگو	پارامتر	
۰/۰۴۰۴	۰/۰۴	رشد اقتصادی بلندمدت ^۲	۰/۳۴۷۲	θ	روح سرمایه‌داری
۰/۳۷۴۳	۰/۳۳	عرضه کار کل	۲۵	η	میل به فراغت
-۰/۰۱۰۹	-۰/۰۱۰۹	نرخ بهره واقعی ^۳	۶/۷۰۹۴	φ	اندازه نوآوری
۰/۶۹۲۴	۰/۶۹۲۴	نسبت مصرف به ثروت ^۴	۱/۱۰۰۲	γ	نوآوری (بهره‌وری نیروی کار)

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین که از جدول پیداست، الگوی فعلی به خوبی با داده‌های ایران سازگار بوده و می‌تواند واقعیت‌های اقتصادی را بازنمایی سازد. از آن‌جایی که از نتایج الگوی حاضر ارزیابی پویایی‌های اثر

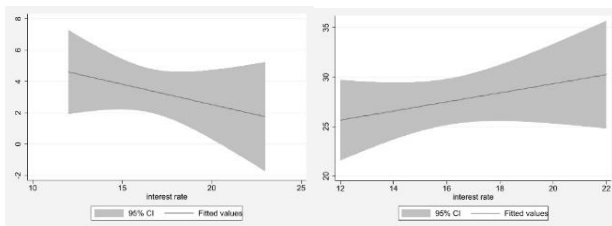
1. Martinoli et al. (2022)

۲. میانگین رشد ایران بر اساس داده‌های بانک جهانی از سال ۱۹۶۰-۲۰۲۲.

۳. بر اساس تورم منهای نرخ بهره اسمی به دست آمده است. میانگین تورم (۱۶/۵۳) از میانگین نرخ بهره اسمی (۱۵/۴۴) کم شده است (سال‌های ۱۹۶۰-۲۰۲۲).

۴. این نسبت با این فرمول حساب شده است: $\frac{c}{(e+m)} = \frac{c}{\left(\frac{y}{(e+c)}\right)}$ به قسمی که $m=c$ لحاظ شده است. $\frac{c}{y}$ بر اساس نسبت مصرف به تولید ناخالص داخلی ایران و $\frac{e}{y}$ بر اساس ارزش بازاری به تولید ناخالص داخلی حساب شده است. ارزش بازاری و میانگین مصرف به تولید ناخالص داخلی در ایران بر اساس داده‌های بانک جهانی از سال ۱۹۶۰-۲۰۲۲.

نرخ بهره اسمی بر رشد اقتصادی بلندمدت و رشد حجم پول اسمی است، مناسب است که همبستگی میان این متغیرها بر اساس شواهد تجربی اقتصاد ایران بررسی شود.



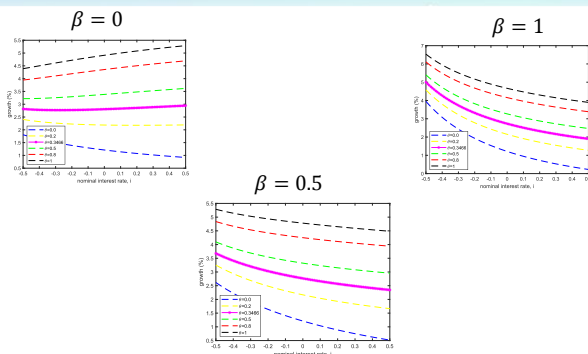
نمودار ۱: همبستگی بین نرخ بهره اسمی با رشد حجم پول اسمی (سمت راست) و رشد اقتصادی (سمت چپ)

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۱) نشان می‌دهد که همبستگی بین نرخ بهره اسمی با رشد اقتصادی منفی و با رشد حجم پول مثبت است. این مشاهده تجربی می‌تواند در ارزیابی نتایج برآمده از الگو مفید باشد. البته باید توجه داشت که این نمودار به‌خودی‌خود قابلیت استناد ندارد و صرفاً برای توصیف داده‌ها در اینجا گزارش شده است. نتیجه‌گیری اصلی پژوهش حاضر را باید بر اساس خروجی‌های الگو استخراج کرد.

۴-۱- اثر نرخ بهره بر رشد بلندمدت

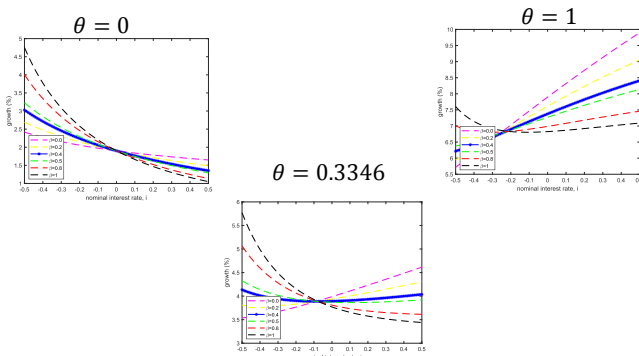
در این قسمت اثر نرخ بهره بر رشد بلندمدت بررسی می‌شود. نمودار (۲) نشان می‌دهد که در حالت فقدان قید تقدم نقدینگی ($\beta = 0$)، اثر تغییرات نرخ بهره بر رشد اقتصادی نسبتاً ملایم است. هرچه روح سرمایه‌داری قوی‌تر باشد، اثر افزایش نرخ بهره بر رشد اقتصادی، از منفی به مثبت تغییر می‌کند. در حالت $\beta = 0.5$ شدت اثرگذاری نرخ بهره بر رشد اقتصادی بیشتر می‌شود. افزایش قید تقدم نقدینگی باعث شده است که از تأثیر روح سرمایه‌داری بر رابطه نرخ بهره و رشد اقتصادی کاسته شود. در حالت $\beta = 1$ که نشان‌دهنده تقدم نقدینگی به صورت کامل است، افزایش نرخ بهره تأثیر منفی قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارد.



نمودار ۲: اثر نرخ بهره بر رشد بلندمدت با درجه‌های متفاوت روح سرمایه‌داری با فرض مقادیر ثابت تقدم نقدینگی

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نمودار (۲) نشان می‌دهد که افزایش قید تقدم نقدینگی، حساسیت رشد اقتصادی نسبت به نرخ بهره اسمی را افزایش می‌دهد. به بیان دیگر، وقتی قید تقدم نقدینگی محدودکننده‌تر است، نرخ بهره اسمی تأثیر منفی بیشتری بر رشد اقتصادی می‌گذارد. قید تقدم نقدینگی، باعث کمرنگ شدن تأثیر روح سرمایه‌داری بر رابطه نرخ بهره و رشد اقتصادی نیز می‌شود، تا آنجا که باعث خنثی شدن تأثیر روح سرمایه‌داری در مثبت ساختن افزایش نرخ بهره بر رشد اقتصادی می‌شود. این نتایج می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که در اقتصادی که هم قید تقدم نقدینگی شدید و هم روح سرمایه‌داری قوی است، سیاست‌های پولی انقباضی (افزایش نرخ بهره) تأثیر منفی شدیدی بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

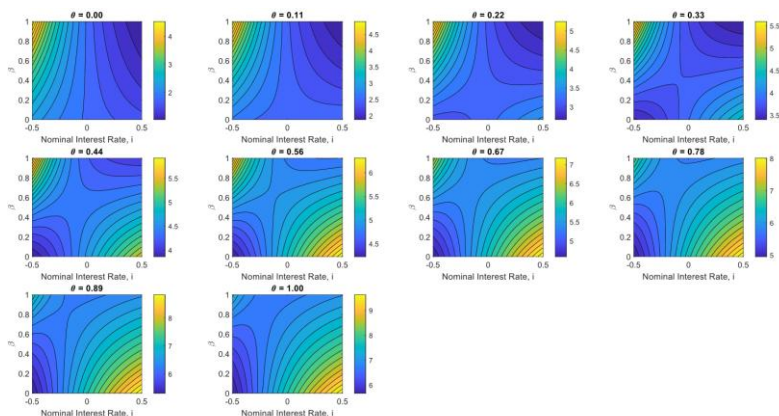


نمودار ۳: اثر نرخ بهره بر رشد بلندمدت با درجه‌های متفاوت قید تقدم نقدینگی با فرض مقادیر ثابت روح سرمایه‌داری

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۳) برخلاف نمودار (۲)، روح سرمایه‌داری را ثابت، و قید تقدم نقدینگی را متغیر در نظر گرفته شده است. در حالتی که روح سرمایه‌داری وجود نداشته باشد ($\theta = 0$)، افزایش نرخ بهره باعث کاهش رشد اقتصادی شده است. افزایش قید تقدم نقدینگی موجب شدت این اثرگذاری می‌شود. در حالت روح سرمایه‌داری کالیبره‌شده متناسب با اقتصاد ایران ($\theta = 0.3346$) در صورت فقدان قید تقدم نقدینگی، افزایش نرخ بهره باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود، اما همزمان با افزایش قید تقدم نقدینگی، از میزان اثرگذاری روح سرمایه‌داری کاسته شده، و افزایش نرخ بهره باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. و در نهایت در حالت روح سرمایه‌داری کامل، در تمام مقادیر قید تقدم نقدینگی، افزایش نرخ بهره باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. از نمودار (۳) نیز مشخص می‌شود که روح سرمایه‌داری و قید تقدم نقدینگی بر رابطه نرخ بهره و رشد اقتصادی اثرگذار هستند. برای تجزیه و تحلیل روابط چندجانبه میان نرخ بهره اسمی، روح سرمایه‌داری، و قید تقدم نقدینگی و تأثیر آن‌ها بر رشد اقتصادی، در نمودار (۴) از نمودارهای کانطور^۱ استفاده شده است. این نمودار این امکان را فراهم می‌آورد که الگوهای رفتاری پیچیده و تغییرات حساسیت رشد نسبت به

نرخ بهره در شرایط مختلف روح سرمایه‌داری و قید تقدم نقدینگی را بتوان مشاهده کرد. علاوه بر این، نمودارهای کانتور نقاطی را مشخص می‌سازد که در آن‌ها رشد اقتصادی به حداکثر یا حداقل می‌رسد و از این رو می‌توان توصیه‌های سیاستی دقیق‌تری ارائه کرد.



نمودار ۴: نواحی حساسیت رشد اقتصادی نسبت به نرخ بهره اسمی در سطوح مختلف روح سرمایه‌داری و تقدم نقدینگی

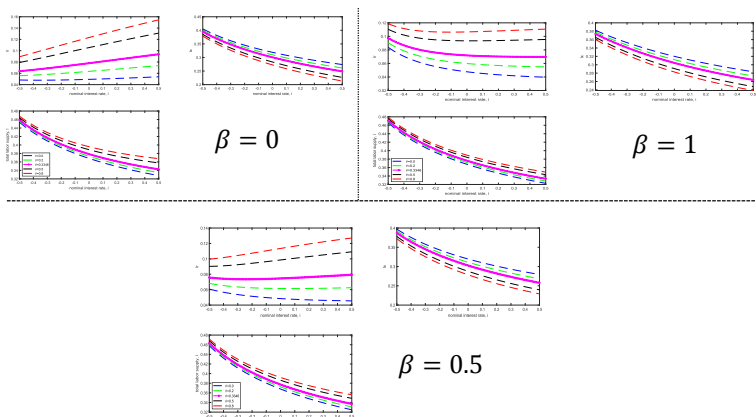
منبع: یافته‌های پژوهش

مهم‌ترین نکته‌ای که از نمودار (۴) بدست می‌آید این است که افزایش روح سرمایه‌داری تنها زمانی منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود که قید تقدم نقدینگی بسیار پایین یا حتی صفر باشد. در بادی امر این یافته در تضاد با ایده شومپتر قرار دارد. زیرا وی معتقد بود که روح سرمایه‌داری کارآفرینان با افزایش قید تقدم نقدینگی می‌تواند باعث رشد اقتصادی شود. اما این تضاد و ناهمگونی میان این دو مقوله در اقتصاد ایران حاکی از یک تضاد ساختاری است.

نتیجه کلی مبنی بر اثر منفی افزایش نرخ بهره بر رشد اقتصادی موافق با پژوهش‌های غفاری و همکاران^۱ (۱۳۹۳)، نقدی و افتخاری^۲ (۱۳۹۸)، کميجانی و مشهدی‌احمد^۳ (۱۳۹۱)، کفایی و خیراندیش^۴ (۱۳۸۹) است.

۴-۲- اثر نرخ بهره بر تخصیص نیروی کار

در این بخش به بررسی اثرات نرخ بهره بر تخصیص نیروی کار پرداخته می‌شود. نمودار (۵) نشان می‌دهد که در وضعیت $\beta = 0$ باعث افزایش نرخ بهره، باعث افزایش عرضه نیروی کار در بخش تحقیق و توسعه و کاهش عرضه نیروی کار در بخش تولید می‌شود. البته اثر کلی نرخ بهره بر عرضه نیروی کار منفی است. در این حالت، هرچه روح سرمایه‌داری قوی‌تر باشد، افزایش نرخ بهره باعث عرضه بیشتر نیروی کار در بخش تحقیق و توسعه می‌شود.



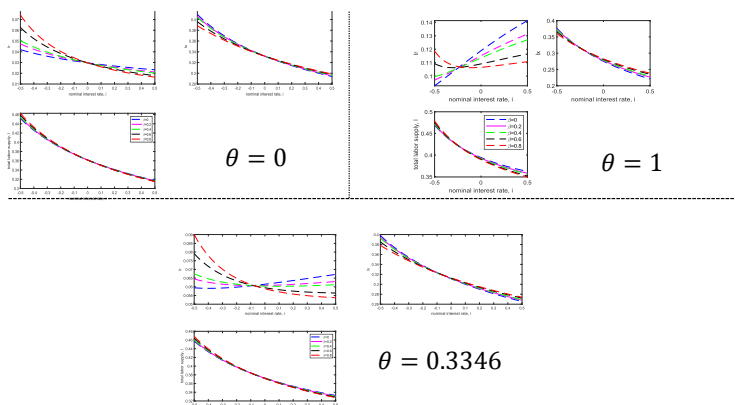
نمودار ۵: اثر نرخ بهره بر تخصیص نیروی کار در درجات متفاوت روح سرمایه‌داری با مقادیر ثابت تقدم نقدینگی

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Ghaffari et al. (2013)
2. Naghdi & Eftikhari (2019)
3. Komijani & Mashhadi Ahmad (2012)
4. Kafayi & Kheirandish (2010)

در وضعیت $\beta = 0.5$ ، مشخص است که اثر مثبت افزایش نرخ بهره بر عرضه نیروی کار کاسته شده است. به عبارت دیگر در این وضعیت روح سرمایه‌داری همچنان باعث افزایش سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه می‌شود اما این اثرگذاری به دلیل افزایش تقدم نقدینگی نسبت به حالت قبلی، محدودتر شده است. در نهایت در حالت تقدم نقدینگی کامل، افزایش نرخ بهره باعث کاهش عرضه نیروی کار در بخش تحقیق و توسعه می‌شود.

به طور خلاصه نمودار ۵ نشان می‌دهد که اثر روح سرمایه‌داری و نرخ بهره بر تخصیص نیروی کار در بخش تولید و تحقیق و توسعه به شدت تحت تأثیر قید تقدم نقدینگی است.



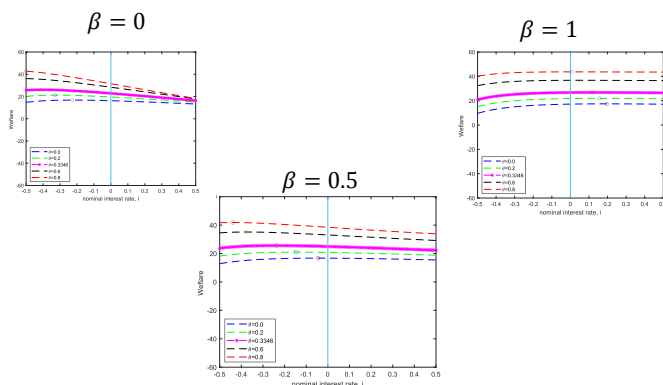
نمودار ۶: اثر نرخ بهره بر تخصیص نیروی کار در درجات متفاوت تقدم نقدینگی با مقادیر ثابت روح سرمایه‌داری

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۶) جایگاه متغیر و ثابت روح سرمایه‌داری و تقدم نقدینگی را نسبت به نمودار (۵) جابجا کرده است. این نمودار نیز همان نتیجه نمودار (۵) را نشان می‌دهد. روح سرمایه‌داری در شرایطی که تقدم نقدینگی پایین باشد، می‌تواند باعث اثرگذاری مثبت نرخ بهره بر تخصیص نیروی کار در بخش تحقیق و توسعه شود.

۴-۳- آثار رفاهی روح سرمایه‌داری

نمودار (۷) نشان می‌دهد که روح سرمایه‌داری پیامدهای مهمی برای سیاست پولی بهینه دارد. این نمودار نشان می‌دهد که با افزایش روح سرمایه‌داری نرخ بهره اسمی بهینه (که با دایره بر روی هر خط مشخص است) به سمت چپ تغییر می‌کند. نکته قابل توجه این است که با افزایش تقدم نقدینگی، مقدار بهینه نرخ بهره نیز افزایش می‌یابد. علاوه بر این همان‌طور که خط عمود بر نرخ بهره صفر نشان می‌دهد، در تمام حالات روح سرمایه‌داری، نرخ بهره مثبت از میزان رفاه می‌کاهد. توجه به این نکته ضروری است که نرخ بهره بهینه که رفاه را به حداکثر می‌رساند الزاماً با نرخ بهره‌ای که رشد بلندمدت را به حداکثر می‌رساند یکی نیست. این یافته مورد تأیید الگوهای رشد شومپتری است. با رجوع به معادله رفاه (۱۹ و ۲۰) این واقعیت اثبات می‌شود. رفاه به رشد بلندمدت، سطح اولیه مصرف، ثروت و عرضه نیروی کار بستگی دارد. زمانی که افزایش نرخ بهره اسمی موجب افزایش رشد شود، نیروی کار در بخش تحقیق و توسعه افزایش می‌یابد اما تولید بخش کارخانه‌ای را کاهش می‌دهد که منجر به کاهش مصرف اولیه می‌شود. بنابراین این که آیا بهره اسمی بالاتر که باعث افزایش رشد شده است، رفاه را نیز افزایش می‌دهد یا خیر مبهم است. از سوی دیگر، افزایش نرخ بهره اسمی، ممکن است عرضه کل نیروی کار را کاهش و اوقات فراغت را افزایش دهد که باعث بهبود رفاه می‌شود. بنابراین اثر کلی نرخ بهره اسمی بر رفاه و رشد یکسان نیست. این یافته به توضیح این نکته کمک می‌کند که چرا تحت یک روح سرمایه‌داری قوی‌تر، نرخ‌های بهره اسمی بالاتر باعث رشد می‌شود در حالی که نرخ بهره اسمی بهینه نیز کاهش می‌یابد. این یافته موافق تحقیق محمودی‌نیا و مزنگی^۱ (۱۴۰۰) است که نشان داده‌اند نرخ بهره منفی در ایران می‌تواند رفاه را بهبود بخشد و همچنین در بلندمدت تورم را در مسیر نزولی قرار دهد.



نمودار ۷: آثار رفاهی درجات مختلف روح سرمایه‌داری در مقادیر ثابت تقدم نقدینگی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۴- اثر کلی رشد ناشی از روح سرمایه‌داری

نشان داده شد که روح سرمایه‌داری قوی‌تر می‌تواند به رشد بلندمدت بالاتر ختم شود. با مدل کالیبره شده می‌توان سهم روح سرمایه‌داری در رشد بلندمدت ایران را حساب نمود. جدول ۳ نرخ رشد و سایر متغیرهای کلیدی را در مدل پژوهش حاضر و مدل که روح سرمایه‌داری را لحاظ نکرده باشد نشان می‌دهد.

جدول ۳: اثرات روح سرمایه‌داری بر رشد و تخصیص نیروی کار

کل عرضه نیروی کار	نیروی کار در بخش تولید کارخانه‌ای	نیروی کار در بخش تحقیق و توسعه	رشد بلندمدت	
۰/۳۷۴۳	۰/۳۱۱۲	۰/۰۶۳۱	۰/۰۴	اقتصاد ایران (کالیبره شده در مقاله حاضر)
۰/۳۳۲۸۹	۰/۲۶۳۳۹	۰/۰۶۹۵	۰/۰۴۴۵	اقتصاد ایران (بدون روح سرمایه‌داری)
-۱۰/۹۲۶۷	-۱۵/۲۰۰۵	۱۰/۱۵	۰/۴۵۰۶	تغییرات

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که جدول ۳ نشان می‌دهد، در صورت عدم وجود روح سرمایه‌داری نرخ رشد بلندمدت از ۴ درصد به ۴/۴۵ درصد افزایش می‌یابد. در واقع حضور روح سرمایه‌داری باعث شده

است که حدود ۱۰/۱۱ درصد از رشد اقتصادی بالقوه در ایران کاهش یابد. به عبارت دیگر اگر روح سرمایه‌داری وجود نداشت، ۰/۴۵ درصد (حدود نیم درصد در سال) به متوسط رشد بلندمدت در پنجاه سال اخیر در ایران افزوده می‌شد. این یافته نشان می‌دهد که روح سرمایه‌داری به خودی خود، نمی‌تواند به رشد اقتصادی منجر شود. هرچند این مقدار در ایران (۰/۳۳۴۶) از مقدار روح سرمایه‌داری در ایالات متحده (۰/۰۹) بیشتر است اما این روح در اقتصاد ایران در راستای رشد اقتصادی به کار نرفته است، و در نتیجه در ایالات متحده با مقدار روح سرمایه‌داری کمتر نسبت به ایران حدود یک سوم از رشد اقتصادی را توضیح می‌دهد.

با این حال اگر روح سرمایه‌داری باعث کاهش رشد بلندمدت در ایران شده است، چطور در نمودارهای ۲ تا ۷ نشان داده شد که روح سرمایه‌داری می‌تواند حساسیت رشد نسبت به نرخ بهره را افزایش دهد؟

حضور روح سرمایه‌داری می‌تواند نظام اقتصادی را نسبت به تغییرات نرخ بهره واکنش‌پذیرتر کند، که این اثر به ویژه از طریق کانال پس‌انداز و تخصیص نیروی کار به بخش تحقیق و توسعه خود را نشان می‌دهد. روح سرمایه‌داری باعث می‌شود که افراد تمایل بیشتری به انباشت ثروت داشته باشند، و در نتیجه با افزایش نرخ بهره، ممکن است پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بخش تحقیق و توسعه تحریک شود. این موضوع می‌تواند به افزایش رشد اقتصادی کمک کند.

در عین حال، روح سرمایه‌داری می‌تواند باعث شود که اقتصاد به جای مصرف و سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی، تمرکز بیشتری بر انباشت ثروت شخصی و پس‌اندازهای احتیاطی داشته باشد. این روند ممکن است به کاهش مصرف و کاهش تقاضای کل منجر شود، و بنابراین رشد اقتصادی خالص را کاهش دهد. به همین دلیل در جدول ۳ نشان داده شد که نرخ رشد اقتصادی در ایران بدون روح سرمایه‌داری حتی زیاده‌تر هم می‌شد.

بنابراین باید دقت داشت که دو یافته فوق، متناقض نیستند، بلکه نشان‌دهنده تأثیرات متفاوت روح سرمایه‌داری در شرایط مختلف هستند. روح سرمایه‌داری می‌تواند باعث شود که اقتصاد نسبت

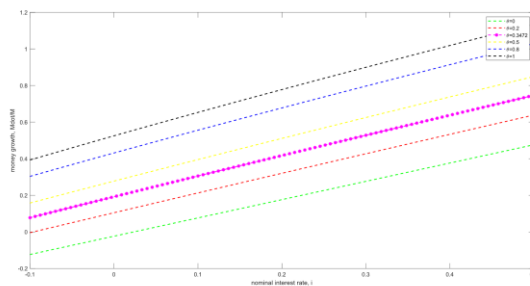
به نرخ بهره واکنش شدیدتری نشان دهد، اما در عین حال ممکن است به دلیل کاهش مصرف و انباشت ثروت، رشد بلندمدت را کاهش دهد.

۴-۵- عرضه پول و نرخ بهره اسمی

تحت مقادیر کالیبره شده، یک افزایش در عرضه پول منجر به افزایش در نرخ بهره اسمی می‌شود. معادله (۸) نشان داد:

$$\frac{\dot{M}}{M_t} = i_t - \rho + \theta(1 + i_t) \frac{c_t}{a_t} \quad (8)$$

وجود روح سرمایه‌داری تحلیل ارتباط نرخ رشد عرضه پول و نرخ بهره را پیچیده‌تر می‌کند. با این حال نمودار ۸ نشان می‌دهد که ارتباط مثبت این دو در مقادیر پارامترهای کالیبره شده و مقادیر متفاوت β (قید تقدم نقدینگی) حفظ شده است. این یافته موافق با پژوهش حسین‌زاده (۱۳۹۴) است که نرخ بهره اثر مثبت بر حجم پول دارد.



نمودار ۸: ارتباط بین عرضه پول و نرخ بهره اسمی

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر بالاتر روح سرمایه‌داری باعث افزایش نرخ رشد نقدینگی می‌شود. این یافته نشان می‌دهد که روح سرمایه‌داری قوی‌تر تمایل به انباشت و نگهداری پول را افزایش می‌دهد که این امر باعث رشد بالاتر نقدینگی می‌شود. نمودار ۸ به طور کلی نشان می‌دهد که روح سرمایه‌داری قوی‌تر باعث می‌شود که حساسیت رشد نقدینگی به نرخ بهره بیشتر شود و در نتیجه رشد نقدینگی در نرخ‌های بهره بالا به شدت افزایش یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که وجود روح سرمایه‌داری باعث

می‌شود سیاست‌های پولی انقباضی (افزایش نرخ بهره) منجر به رشد قابل توجهی در نقدینگی شود که ممکن است به دلیل افزایش انگیزه در نگهداری پول به عنوان ثروت باشد.

۵- نتیجه‌گیری، دلالت‌های سیاستی و رهنمودهایی برای پژوهش‌های آتی

پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد تعادل عمومی پویا، به بررسی تأثیر دو نهاد کلیدی «روح سرمایه‌داری» و «ضرورت قراردادهای پولی برای تولید (در قالب قید «تقدم نقدینگی»)» در چارچوب مدل رشد شومپیتری پول‌بنیان پرداخته و نتایج آن را برای اقتصاد ایران تحلیل کرده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که قید تقدم نقدینگی، به‌عنوان یک الزام نهادی، حساسیت رشد اقتصادی را به نرخ بهره افزایش داده و به این ترتیب، اثرات سیاست‌های پولی انقباضی را تشدید می‌کند. در همین راستا، هرچند روح سرمایه‌داری انگیزه‌هایی برای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کند، اما در شرایط قید تقدم نقدینگی بالا، تمرکز بر انباشت ثروت به جای مصرف می‌تواند به کاهش رشد اقتصادی منجر شود.

این نتایج حاکی از آن هستند که روح سرمایه‌داری به عنوان یک نهاد فرهنگی، به دلیل عدم تناسب با نهادها و روابط حقوقی-اقتصادی مانند الزام به تقدم نقدینگی، به جای تقویت رشد اقتصادی در ایران، به مانعی برای آن تبدیل شده است. این یافته با نتایج رعنائی و همکاران (۱۴۰۳) در خصوص «عدم تناسب نهادی» همخوانی دارد و تأکید می‌کند که تناسب بین نهادهای فرهنگی و حقوقی-اقتصادی برای دستیابی به رشد اقتصادی پایدار ضروری است. بنابراین هرچند روح سرمایه‌داری در شرایطی می‌تواند محرک رشد باشد، در فقدان تناسب نهادی، اثرات آن برعکس شده و موجب کاهش رشد می‌شود.

یافته‌های این پژوهش همچنین نشان می‌دهد که قید تقدم نقدینگی و روح سرمایه‌داری هر دو به‌عنوان نهادهای اساسی، بر واکنش اقتصاد ایران نسبت به سیاست‌های پولی و تخصیص منابع تأثیرگذار هستند. در شرایطی که قید تقدم نقدینگی بالا و روح سرمایه‌داری قوی است، افزایش نرخ بهره تأثیر منفی شدیدی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. از سوی دیگر، روح سرمایه‌داری می‌تواند با تحریک پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در بخش تحقیق و توسعه، حساسیت اقتصاد نسبت به نرخ بهره

را افزایش دهد، هرچند این امر در نهایت ممکن است به دلیل کاهش مصرف و تمرکز بر انباشت ثروت، رشد اقتصادی خالص را کاهش دهد.

این یافته‌ها بر اهمیت تعامل و تناسب نهادی بین روح سرمایه‌داری و تقدم نقدینگی تأکید دارند. عدم تناسب نهادی میان این دو نهاد در اقتصاد ایران باعث شده است که برخلاف پیش‌بینی‌های تئوریک دیدگاه شومپیتر مبنی بر کارکرد نهادی پول و رویکرد وبر مبنی بر اثر روح سرمایه‌داری بر رشد اقتصادی، این دو نهاد در ایران نه تنها به رشد کمک نکرده، بلکه موجب کاهش آن نیز شده‌اند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که ساختار نهادی ایران نیازمند اصلاحات به گونه‌ای است که این نهادها بتوانند در راستای تقویت یکدیگر عمل کرده و به جای اثرات متناقض، منجر به رشد پایدار شوند. در نظر داشتن روح سرمایه‌داری و کارکرد نهادی پول در پژوهش حاضر نشان داد که پول ابرخشی نیست. این عدم ابرخشی به دلیل آن است که عوامل نهادی مانند روح سرمایه‌داری و تقدم نقدینگی به طور قابل توجهی بر پویایی اقتصادی فراتر از قلمرو سیاست پولی اثر می‌گذارند.

یافته‌های پژوهش همچنین نشان می‌دهد که برای به حداکثر رساندن رفاه در ایران، نرخ بهره اسمی بهینه باید صفر یا منفی باشد. این یافته با قاعده فریدمن مبنی بر بهینه بودن نرخ بهره صفر نیز مطابقت دارد و نقطه‌ای را نشان می‌دهد که هزینه نگهداری مانده پولی به حداقل خود رسیده و رفاه اجتماعی حداکثر می‌شود. این یافته در تضاد با یافته چو و کوتزی (۲۰۱۴) است که نشان دادند نرخ بهره اسمی بهینه مثبت است. همچنین این یافته یک حمایت نظری برای نرخ‌های بهره منفی است. قاعده فریدمن تا قبل از بحران مالی جهانی ۲۰۰۸ صرفاً یک امکان نظری بود، اما از آن زمان تاکنون تقریباً یک امکان عادی جدید محسوب می‌شود. نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت در عمده کشورهای توسعه‌یافته، شامل آمریکا، منطقه اروپا، بریتانیا و ژاپن پیوسته در نزدیک صفر بوده است. کوکران^۱ (۲۰۱۸) استدلال می‌کند که تجربه اخیر نرخ بهره و نرخ تورم پایین نشان می‌دهد که می‌توان با قاعده فریدمن زندگی کرده و از مقدار بهینه پول فریدمن لذت برد. هوانگ و همکاران (۲۰۲۳) نیز نشان

1. Cochrane (2018)

می‌دهند که یک سیاست نرخ بهره اسمی صفر، رشد اقتصادی را حداکثر می‌سازد. این یافته‌ها دلالت‌های قوی برای درک اثرات بلندمدت سیاست نرخ بهره پایین در سال‌های اخیر دارد. همچنین این یافته تأییدکننده نتایج تحقیق محمودی‌نیا و مزنگی (۱۴۰۰) مبنی بر بهینه بودن نرخ بهره اسمی منفی برای اقتصاد ایران است.

علی‌رغم بالا بودن روح سرمایه‌داری در ایران در مقایسه با ایالات متحده، اما روح سرمایه‌داری نتوانسته به رشد اقتصادی کمک کند بلکه مانع از تحقق رشد بالقوه نیز شده است. با وجود روح سرمایه‌داری در ایران، چرا وضعیت اقتصادی ایران نابه‌سامان است؟ قدرت روح سرمایه‌داری در یک جامعه، در مورد وضعیت نهایی اقتصاد یک کشور چیزی نمی‌گوید. هرچند یک روح سرمایه‌داری قوی می‌تواند بر رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی اثر مثبت بگذارد اما ساختار و تناسب نهادی نیز دخیل هستند که عملکرد کلی نظام اقتصادی یک کشور را می‌سازند. ساختار نهادی یا تناسب نهادی برای بهره‌مندی بهینه از پتانسیل روح سرمایه‌داری و تقدم نقدینگی ضروری به نظر می‌رسد.

در نهایت دلالت‌های سیاستی پژوهش حاضر را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

۱. توجه به روح سرمایه‌داری و بهره‌برداری از ظرفیت‌های آن

سیاست‌گذاران باید به اهمیت روح سرمایه‌داری در شکل‌دهی رفتارها و نتایج اقتصادی توجه ویژه‌ای داشته باشند. ترویج فرهنگ و ارزش‌های کارآفرینی می‌تواند به تقویت رشد اقتصادی منجر شود، به‌ویژه در بخش‌هایی که روح سرمایه‌داری نقش محوری دارد. با توجه به اینکه پول در این چارچوب خنثی نیست، سیاست‌گذاران باید رویکردی متفاوت نسبت به تعدیل نرخ بهره، با توجه به تعامل آن با روح سرمایه‌داری و قید تقدم نقدینگی، اتخاذ کنند. این دیدگاه می‌تواند به تنظیم سیاست‌های پولی مؤثرتری بینجامد. یافته‌ها نشان می‌دهد که در بلندمدت، یک نرخ بهره بهینه نزدیک به صفر می‌تواند به حداکثرسازی رفاه اجتماعی کمک کند.

برای بهره‌گیری از پتانسیل روح سرمایه‌داری، سیاست‌های تشویقی نظیر معافیت‌های مالیاتی و تسهیل دسترسی به سرمایه‌گذاری‌های خطرپذیر در بخش تحقیق و توسعه، می‌تواند

سرمایه‌گذاری‌ها را به سمت فعالیت‌های نوآورانه و مولد سوق دهد. چنین سیاست‌هایی می‌توانند کارآفرینان را تشویق کنند تا در مسیر نوآوری و تولید ارزش افزوده حرکت کنند. افزون بر این، آموزش‌های ترویجی و فرهنگی که اهمیت سرمایه‌گذاری در تولید و نوآوری را در مقابل انباشت ثروت شخصی تقویت کند، می‌تواند به اصلاح و تقویت روح سرمایه‌داری در اقتصاد کمک کند. این تغییر نگرش، از یک سو از تمرکز انحصاری بر انباشت ثروت کاسته و از سوی دیگر، رشد و نوآوری را از نظر اقتصادی و اجتماعی تشویق می‌کند.

۲. افزایش محدودیت در تقدم نقدینگی

با توجه به اینکه نتایج تجربی نشان می‌دهد که تقدم نقدینگی بالا باعث معکوس‌سازی روح سرمایه‌داری می‌شود، لازم است که بسترهای قانونی و نهادی مناسب به کار گرفته شود تا مانع از دسترسی بیش از حد بنگاه‌ها به منابع مالی و نقدینگی پیش از تولید شود. زیرا این بهره‌مندی از منابع مالی در راستای رشد اقتصادی به کار گرفته نمی‌شود.

۳. سیاست‌های پولی

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در اقتصادی با سطح بالای قید تقدم نقدینگی و روح سرمایه‌داری قوی، سیاست‌های پولی انقباضی (افزایش نرخ بهره) می‌تواند به کاهش رشد اقتصادی منجر شود. بنابراین، سیاست‌گذاران باید هنگام اعمال سیاست‌های انقباضی، به سطح قید تقدم نقدینگی توجه داشته باشند و در صورت بالا بودن آن، از اعمال شدید سیاست‌های انقباضی خودداری کنند.

کاهش قید تقدم نقدینگی، می‌تواند از اثرات منفی نرخ بهره بالا بر رشد اقتصادی بکاهد. همچنین، از آنجا که روح سرمایه‌داری می‌تواند به کاهش مصرف و رشد اقتصادی منجر شود، سیاست‌هایی نظیر مالیات بر ثروت و حمایت از سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی، انگیزه‌ها را به سمت مصرف و تولید هدایت می‌کنند. این سیاست‌ها می‌توانند تعادلی بین انباشت ثروت و رشد اقتصادی برقرار کرده و از تمرکز انحصاری بر انباشت ثروت جلوگیری نمایند. با توجه به پیامدهای منفی سیاست‌های انقباضی در شرایط تقدم نقدینگی بالا، اجتناب از این سیاست‌ها برای اقتصاد

ایران، به‌ویژه در زمینه اثرات نامطلوب بر تولید و توسعه فناوری، اهمیت مضاعفی دارد.

۴. تناسب نهادی

نتایج نشان می‌دهد که تناسب نهادی مناسب می‌تواند نقش روح سرمایه‌داری و قید تقدم نقدینگی را در راستای بهبود رشد اقتصادی هماهنگ کند. از این رو، اصلاحات ساختاری و سیاست‌های حمایتی که به افزایش دسترسی به اعتبارات، کاهش ریسک‌های مالی، و حمایت از نوآوری و کارآفرینی منجر شود، می‌توانند تناسب نهادی مؤثری ایجاد کند و به بهبود عملکرد اقتصادی منجر شود.

این پژوهش دریچه‌ای را به سمت تحلیل اثرات تناسب نهادی در اقتصاد ایران باز کرده است. در پژوهش‌های آینده، می‌توان به تحلیل جزئی‌تر نقش سایر نهادها نظیر نظام‌های حقوقی و فرهنگ عمومی در تعامل با روح سرمایه‌داری و قید تقدم نقدینگی پرداخت و به بررسی تجربی این تعاملات در کشورهای مختلف، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه، پرداخت تا دیدگاه‌های بهتری در خصوص تناسب نهادی به‌دست آید. همچنین می‌توان، تناسب نهادی را به صورت یک پارامتر یا سیستمی از معادلات وارد بخش مدل‌سازی کرد.

References

- Acemoglu, D. (2008). *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton University Press.
- Aghion, P. (2006). *A Primer on Innovation and Growth*. Bruegel.
- Aghion, P., & Howitt, P. W. (2008). *The Economics of Growth*. MIT Press.
- Aghion, P., Akcigit, U., & Fernández-Villaverde, J. (2013). Optimal Capital Versus Labor Taxation with Innovation-Led Growth (No. w19086). *National Bureau of Economic Research*.
- Aghion, P., Akcigit, U., & Howitt, P. (2015). The Schumpeterian Growth Paradigm. *Economics*, 7(1), 557–575.
- Aghion, P., Antonin, C., & Bunel, S. (2021). *The Power of Creative Destruction*. Harvard University Press.
- Aghion, P., & Howitt, P. (1992). A Model of Growth through Creative Destruction. *Econometrica*, 60(2), 323–351.
- Aghion, P., & Howitt, P. W. (2008). *The Economics of Growth*. MIT Press.
- Alary, P., Blanc, J., Desmedt, L., & Théret, B. (Eds.). (2020). *Institutionalist Theories of Money: An Anthology of the French School*. Springer Nature.

- Bakshi, G. S., & Chen, Z. (1996). The Spirit of Capitalism and Stock-Market Prices. *The American Economic Review*, **86**(1), 133–157.
- Barro, R. J. (2004). Spirit of Capitalism: Religion and Economic Development. *Harvard International Review*, **25**(4), 64–68.
- Barro, R. J., & McCleary, R. (2019). *The Wealth of Religions: The Political Economy of Believing and Belonging*. Princeton University Press.
- Bayat, N., & Bahrami, J. (2017). Evaluation of Taylor Monetary Rules and Money Growth Rate for Iran's Economy within the Framework of a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Business Research Quarterly (Pajouheshname-Ye-Bazargani)*, **21**(83), 67–102. (In Persian)
- Beggs, M. (2017). The State as a Creature of Money. *New Political Economy*, **22**(5), 463–477.
- Bhattacharya, J., Haslag, J., & Martin, A. (2009). Optimal Monetary Policy and Economic Growth. *European Economic Review*, **53**(2), 210–221.
- Bofinger, P., Geißendörfer, L., Haas, T., & Mayer, F. (2023). Schumpeter's Insights for Monetary Macroeconomics and the Theory of Financial Crises. *Industrial and Corporate Change*, **32**(2), 573–603.
- Bofinger, P., Geißendörfer, L., Haas, T., & Mayer, F. (2024). The Finance and Growth Nexus Revisited: A Truly Schumpeterian Perspective. *Cambridge Journal of Economics*, **48**(4), 617–659. <https://doi.org/10.1093/cje/beae014>.
- Campbell, M. (1997). Marx and Keynes on Money. *International Journal of Political Economy*, **27**(3), 65–91.
- Cevik, S. (2024). Is Schumpeter Right? Fintech and Economic Growth. *Economics of Innovation and New Technology*, **1**–12. <https://doi.org/10.1080/10438599.2024.2413478>.
- Chiapello, E., & Boltanski, L. (2018). *The New Spirit of Capitalism*. Verso Books.
- Chu, A. C., & Cozzi, G. (2014). R&D and Economic Growth in a Cash-in-Advance Economy. *International Economic Review*, **55**(2), 507–524.
- Chu, A. C., Cozzi, G., Furukawa, Y., & Liao, C. H. (2017). Inflation and Economic Growth in a Schumpeterian Model with Endogenous Entry of Heterogeneous Firms. *European Economic Review*, **98**, 392–409.
- Cochrane, J. H. (2018). Michelson-Morley, Fisher, and Occam: The Radical Implications of Stable Quiet Inflation at the Zero Bound. *NBER Macroeconomics Annual*, **32**(1), 113–226.
- Cole, H. L., Mailath, G. J., & Postlewaite, A. (1992). Social Norms, Savings Behavior, and Growth. *Journal of Political Economy*, **100**(6), 1092–1125.
- Dallali, R., Akbari, N., Izadkhasti, H., & Bolaghi, Y. (2016). The Effect of Qualitative Progress in Production on Iran's Economic Growth in an Endogenous Growth Model with Emphasis on Innovation in Production Processes. *Economics and Modeling Journal (Eghtesad va Olgosazi)*, **7**(27), 1–24. (In Persian)

- De Grauwe, P. (2011). Animal Spirits and Monetary Policy. *Economic Theory*, **47**, 423–457.
- Dequech, D. (2013). Is Money a Convention and/or a Creature of the State? The Convention of Acceptability, the State, Contracts, and Taxes. *Journal of Post Keynesian Economics*, **36**(2), 251–274.
- Desan, C. A. (2015). Money as a Legal Institution. In D. Fox & W. Ernst (Eds.), *Money in the Western Legal Tradition* (pp. 13–34). Oxford University Press.
- Dillard, D. (1980). A Monetary Theory of Production: Keynes and the Institutionalists. *Journal of Economic Issues*, **14**(2), 255–273.
- Dillard, D. (1987). Money as an Institution of Capitalism. *Journal of Economic Issues*, **21**(4), 1623–1647.
- Dinopoulos, E., Grieben, W. H., & Şener, F. (2023). A Policy Conundrum: Schumpeterian Growth or Job Creation? *Economic Modelling*, **126**, 106378.
- Dow, A., & Dow, S. C. (2011). Animal Spirits Revisited. *Capitalism and Society*, **6**(2).
- Erfani, A., Tavakolian, H., & Taleb Bidokhti, A. (2018). Assessing the Stabilization Performance of a Combined Monetary and Macroprudential Policy in the Iranian Economy. *Iranian Economic Research Journal (Roshd va Tose'e Paydar)*, **18**(4), 133–160. (In Persian)
- Eslamloueyan, K., & Ostadzad, A. H. (2014). Estimating the Time Preference Rate in Iran Using a Recursive Algorithm. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi)*, **49**(2), 267–294. (In Persian)
- Feinig, J. (2020). Toward a Moral Economy of Money? Money as a Creature of Democracy. *Journal of Cultural Economy*, **13**(5), 531–547.
- Festré, A., & Nasica, E. (2009). Schumpeter on Money, Banking and Finance: An Institutional Perspective. *The European Journal of the History of Economic Thought*, **16**(2), 325–356.
- Francis, J. L. (2009). Wealth and the Capitalist Spirit. *Journal of Macroeconomics*, **31**(3), 394–408.
- Francois, P., & Lloyd-Ellis, H. (2003). Animal Spirits through Creative Destruction. *American Economic Review*, **93**(3), 530–550.
- Frank, R. H. (1985). *Choosing the Right Pond: Human Behavior and the Quest for Status*. Oxford University Press.
- Ghaffari, H., Saadat Mehr, M., Ranjbar Fallah, M. R., & Souri, A. (2013). The Impact of Increasing Interest Rates on Iran's Economic Growth within a New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Quantitative Economics Journal*, **10**(1), 1–31. <https://doi.org/10.22055/jqe.2013.12295> (In Persian).
- Guala, F. (2020). Money as an Institution and Money as an Object. *Journal of Social Ontology*, **6**(2), 265–279. <https://doi.org/10.1515/jso-2020-0028>.

- Guillaume, F., & Schoutens, W. (2013). A Moment Matching Market Implied Calibration. *Quantitative Finance*, 13(9), 1359–1373. <https://doi.org/10.1080/14697688.2013.794950>.
- He, Q. (2018). Inflation and Innovation with a Cash-in-Advance Constraint on Human Capital Accumulation. *Economics Letters*, 171, 14–18.
- He, Q., & Wang, X. (2024). Endogenous Human Capital and Market Structure in a Monetary Schumpeterian Model. *Economic Modelling*, 141, 106889. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2024.106889>.
- He, Q., Luo, Y., Nie, J., & Zou, H. F. (2023). Money, Growth, and Welfare in a Schumpeterian Model with the Spirit of Capitalism. *Review of Economic Dynamics*, 47, 346–372.
- Henrekson, M., Johansson, D., & Karlsson, J. (2024). To Be or Not to Be: The Entrepreneur in Neo-Schumpeterian Growth Theory. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 48(1), 104–140. <https://doi.org/10.1177/10422587221141679>.
- Hoseinzadeh, H. (2015). Evaluating the Impact of Macroeconomic Variables on Money Supply in Iran. *Economic Journal (Doomahnameh-e Barrasi-ye Masail va Siyasathaye Eghtesadi)*, 15(11–12), 27–48. (In Persian)
- Howitt, P., & McAfee, R. P. (1992). Animal Spirits. *The American Economic Review*, 82(3), 493–507.
- Huang, C. Y., Wu, Y., Yang, Y., & Zheng, Z. (2023). Monetary Policy in a Schumpeterian Growth Model with Vertical R&D Sectors. *Journal of Money, Credit and Banking*, 55(6), 1569–1607.
- Jani, S. (2019). Analysis of Productivity Growth in Iranian Manufacturing Industries with Emphasis on Schumpeterian Effects and Competition Relief. *Journal of Economic Research in Industrial Economics (Pazhuhesh-haye-Eghtesad-e-Sanati)*, 3(7), 25–36. (In Persian)
- Kafayi, M. A., & Kheirandish, E. (2010). Examining the Effect of Changing Bank Deposit Rates on Macroeconomic Variables Using System Dynamics. *Economics and Modeling Journal (Eghtesad va Olgosazi)*, 1(4), 23–52. (In Persian)
- Khorsandi, M., Eslamlooyan, K., & Zolnoor, S. H. (2012). An Optimal Monetary Policy Rule under Inflation Persistence: The Case of Iran. *Iranian Economic Review*, 17(51), 43–70. (In Persian)
- Knapp, G. F. (1924). *State Theory of Money*. Macmillan & Company Limited.
- Knudsen, T., Becker, M., & Swedberg, R. (Eds.). (2011). *The Entrepreneur: Classic Texts by Joseph A. Schumpeter*. Stanford University Press.
- Komijani, A., & Mashhadi Ahmad, F. (2012). Monetary Policies and Their Impact on Economic Growth with Emphasis on Bank Interest Rates in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi)*, 47(4), 179–200. <https://doi.org/10.22059/jte.2013.30199> (In Persian)

- Koppl, R. (1991). Retrospectives: Animal Spirits. *Journal of Economic Perspectives*, 5(3), 203–210.
- Lucas, R. E., Jr. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42.
- Lucas, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4, 103–124.
- Mahmoudinia, D., & Mazangi, H. (2021). An Analysis of Negative Interest Rate Policy and Its Effects on Monetary Policy Efficiency within a Money-in-the-Utility-Function Framework. *Economic Modeling Research Journal*, 12(46), 137–182. (In Persian)
- Mann, F. A., & Proctor, Ch. (2022). *The Legal Aspect of Money*. Oxford University Press.
- Marquis, M. H., & Reffett, K. L. (1994). New Technology Spillovers into the Payment System. *The Economic Journal*, 104(426), 1123–1138.
- Martinoli, M., Moneta, A., & Pallante, G. (2022). Calibration and Validation of Macroeconomic Simulation Models: A General Protocol by Causal Search (No. 2022/33). *LEM Working Paper Series*.
- McCleary, R. M., & Barro, R. J. (2006). Religion and Economy. *Journal of Economic Perspectives*, 20(2), 49–72.
- Michel, P., & Wigniolle, B. (2005). Cash-in-Advance Constraints, Bubbles, and Monetary Policy. *Macroeconomic Dynamics*, 9(1), 28–56.
- Mohammadzadeh, P., Khan Goldehzadeh, S., & Kamangar, Sh. (2020). The Impact of Innovation and Entrepreneurship on Economic Growth: A Cross-Country Study. *Iranian Economic Research Journal*, 25(82), 121–148. (In Persian)
- Naghdi, Y., & Eftikhari, B. (2019). Determining the Optimal Interest Rate and Its Effects on Iran's Economy (Application of Optimal Control Models). *Economic Modeling Journal*, 45(13), 73–92. (In Persian)
- Peneder, M., & Resch, A. (2021). *Schumpeter's Venture Money*. Oxford University Press.
- Raanaei, A., Shahnazi, R., & Hoseiny, S. A. (2024). Institutional Congruity and Political Economy Equilibrium of Contemporary Iran: A Game Theory Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(98), 162–197. <https://doi.org/10.22054/ijer.2024.77423.1251> (In Persian).
- Schumpeter, J. (1928). The Instability of Capitalism. *The Economic Journal*, 38(151), 361–386.
- Schumpeter, J. (2013b). *Economic Doctrine and Method* (Vol. 4). Routledge.
- Schumpeter, J. A. (1939). *Business Cycles: A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of the Capitalist Process*. McGraw-Hill.
- Schumpeter, J. A. (1950). *Treatise on Money*. Oxford University Press.
- Schumpeter, J. A. (1972). *Imperialism and Social Classes: Two Essays*. Ludwig von Mises Institute.

- Schumpeter, J. A. (1991). Money and Currency. *Social Research*, **58**(3), 499–543.
- Schumpeter, J. A. (2006). *History of Economic Analysis*. Routledge.
- Schumpeter, J. A. (2013a). *Capitalism, Socialism and Democracy*. Routledge.
- Schumpeter, J. A. (2016). Bank Credit and the Creation of Deposits. *Accounting, Economics and Law: A Convivium*, **6**(2), 151–159.
- Schumpeter, J. A. (2017). *The Nature and Essence of Economic Theory*. Routledge.
- Schumpeter, J. A., & Lekachman, R. L. (1978). *Can Capitalism Survive?* Harper & Row.
- Schumpeter, J. A., & Swedberg, R. (2021). *The Theory of Economic Development*. Routledge.
- Sidrauski, M. (1967). Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. *The American Economic Review*, **57**(2), 534–544.
- Simmel, G., Frisby, D., Bottomore, T., & Lemert, C. (2011). *The Philosophy of Money*. Routledge.
- Soddy, F. (2014). *The Role of Money: What It Should Be, Contrasted with What It Has become*. Routledge.
- Sombart, W., Siegelman, P., & Dittmar, W. R. (1967). *Luxury and Capitalism*. University of Michigan.
- Song, W., & Yang, Y. (2024). Monetary Policy in a Schumpeterian Economy with Endogenous Fertility and Human Capital Accumulation. *Journal of Macroeconomics*, **80**, 103601.
- Stockman, A. C. (1981). Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy. *Journal of Monetary Economics*, **8**(3), 387–393.
- Stojanovikj, M. (2024). R&D and Education Subsidies in a Monetary Schumpeterian Growth Model. SSRN. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4800919>.
- Taie, H. (2006). Labor Supply Function: An Analysis Based on Microdata. *Iranian Economic Research Journal*, **8**(29), 93–112. (In Persian)
- Tavakolian, H. (2012). Analyzing the New Keynesian Phillips Curve Using a Dynamic General Equilibrium Model for Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi)*, **47**(3), 1–22. <https://doi.org/10.22059/jte.2012.29251> (In Persian)
- Veblen, T. (2003). *The Theory of Business Enterprise*. New English Library.
- Weber, M., & Kalberg, S. (2013). *The Protestant Ethic and the Spirit of Capitalism*. Routledge.
- Wu, L., Zang, X., Ding, G., Wang, C., Zhang, X., Liu, Y., & Zhao, J. (2023). Joint Calibration Method for Robot Measurement Systems. *Sensors (Basel)*, **23**(17), 7447.
- Yuan, J., Nian, V., Su, B., & Meng, Q. (2017). A Simultaneous Calibration and Parameter Ranking Method for Building Energy Models. *Applied Energy*, **206**, 657–666. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2017.08.220>.

- Zhou, Y., Tian, L., & Yang, X. (2023). Schumpeterian Endogenous Growth Model under Green Innovation and Its Enculturation Effect. *Energy Economics*, 127, 107109.
- Zou, H. F. (1995). The Spirit of Capitalism, Savings, Asset Prices and Growth. *World Bank*, unpublished manuscript.

Evaluating the efficiency of the refining industry with integrated data

Seyyed Abdollah Razavi¹

Received: 07-07-2024

Accepted: 22-05-2025

Extended Abstract

Purpose: The efficiency and performance of the refining industry has always been an important issue in the economic literature. The purpose of this research is to investigate the efficiency of Iran's refineries using a random frontier production function from consolidated data.

Methodology: Linear programming is a mathematical programming method that is benchmarked in order to compare and evaluate the efficiency of the minimum number of identical decision-making units with different amounts of used inputs and produced outputs. Cover analysis models can be based on two separate approaches including a) reducing the amount of inputs without reducing the amount of outputs (input-oriented approach), and b) increasing the amount of outputs without increasing the amount of inputs (output-oriented approach) (Farsijani et al., 2010).

The parametric production boundary using the production function as cross-sectional data can be considered as follows:

$$Y_i = f(x_i, \beta) \cdot TE_i$$

where the number of production enterprises in an economic sector (y) is the production of each enterprise, x is a vector of N raw materials (inputs) of production, and f(0) is the production boundary, which depends on the inputs and vector of technical parameters. It indicates the technical efficiency of the manufacturer based on the product, which is defined as the ratio of the realized production to the maximum possible production:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(x_i, \beta)}$$

The above equation can be summarized as follows:

$$J_i = f(x_i, \beta) e \times P(-u_i) \quad u_i \geq 0$$

where the technical inefficiency shows how much production deviates from the efficient frontier. Being a positive value guarantees that it is consistent with the second equation above. The boundary of the specific production function is as follows:

1. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Energy Economics and Management, Tehran Petroleum Faculty, Petroleum University of Technology, Tehran, Iran. Email: srazavi@put.ac.ir

$$\lim y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_{ni} - u_i$$

When the parameters of the production structure are determined, it is possible to estimate the vector of coefficients and use the ideal planning and econometric methods.

Findings and Discussion: In the radial Anderson-Peterson model, in order to rank efficient and inefficient refinery units among the studied refineries, the average scores based on the super-efficiency model were from 1.9 to 1.18. The results show that Isfahan and Shiraz refineries have the highest scores, but Tabriz and Tehran refineries have the lowest super efficiency scores. An important reason for this ranking is the optimization of speeding methods and the fruition of refining projects, including improvement of the quality of oil products.

In general, the five-year average of the total productivity changes in the studied refineries has a significant difference. The refineries ranked first to ninth in terms of total efficiency are Shiraz Refinery (97.6) as the highest, Isfahan Refinery (95.6), Tabriz Refinery (93.6), Abadan Refinery (91.8), Shazand Arak Refinery (90.6), Lavan Refinery (89), Bandar Abbas Refinery (88.8), Tehran Refinery (81.6), and Kermanshah Refinery (71.2) as the lowest.

The inefficiency of the refining industry was calculated by the stochastic frontier production function, and the values of 3.7% (assuming constant inefficiency over time) to 4.4% (assuming variable inefficiency over time) were obtained. Therefore, the efficiency values of the refining industry are 96.3 and 95.6. The difference between the values estimated by the two models is due to different assumptions about random effects. Also, the results indicate that the cross-sectional effects are zero, suggesting that the efficiency ratings of the refining companies are equal at a certain point in time, and that these companies have a level of inefficiency. Changes in inefficiency over time can be caused by factors beyond control of companies, such as exogenous economic shocks, laws and regulations, and the economic business environment. The change in the amount of investment in other economic sectors, growth of product demand, and, as a result, the increase in market volume cause changes in inefficiency over time. The noteworthy point is that, according to the results, efficiency is somehow increasing in Iran's refining industry. In microeconomics, it is argued that, if the sum of the elasticities of production factors in the production function is equal to 1, it returns to a constant scale, but, if it is less or more than 1, it is decreases or increases, respectively. In a situation where the efficiency of scale increases, the total cost of production increases at a decreasing rate, and the average cost of production decreases. Production does not take place in the economic zone, and firms are not profit maximizers. Also, the increasing efficiency shows that the producers of petroleum products in Iran have not reached the minimum scale of production efficiency.

The comparison of the two mentioned methods shows that, in the DEA data coverage analysis method, the estimated total productivity of the refining industry fluctuates from 0.71 to 0.95. The numerical average of the total productivity of the studied industry is 0.90, which almost seems to be more realistic. The estimation of the

production efficiency frontier with the frontier production function technique shows that the total productivity value is high and is from 96.3 to 95.6%. This is related to the level of technology, and the state of Iran's refinery industries (management, manpower and the other factors affecting efficiency) does not fit.

Conclusions and Policy Implications: The obtained results show that Iran's economic sanctions, especially the oil and gas sector, can be a factor reducing the efficiency of refineries. The expansion of this sector and the technological dependence on modern refinery technologies has caused the efficiency of refineries to gradually decrease.

It is suggested to improve the productivity of the refineries or review the handovers. Also, the National Oil Products Refining and Distribution Company affiliated to the Oil ministry should assume the legal role of regulation in product development and improvement projects to increase productivity. In addition to the productivity of the refining industry, due to large discounts in the price of the input feed, refineries have not improved their productivity, nor have they made any effort to enhance the level of technology. Also, the waste of resources is considerable. In this regard, it is suggested to improve the pricing of feeds in refineries in order to increase the overall productivity of the Ministry of Petroleum.

Keywords: Super efficiency, refining industry, random frontier production function, productivity, fixed and random effects model.

JEL Classification: D20 D24, C60.

بررسی و مقایسه بهره‌وری کل صنعت پالایشی از رویکردهای داده‌های تلفیقی و تحلیل پوششی داده‌ها

سید عبدالله رضوی^۱

دریافت: ۱۷-۰۴-۱۴۰۳

پذیرش: ۰۲-۰۳-۱۴۰۴

چکیده

مزیت کشور در برخورداری از منابع سرشار نفت و گاز و همچنین وابستگی اقتصادی به درآمدهای نفتی و ارتباط پسین و پیشین با صنایع متعدد دیگر، آن را به عامل محرکه‌ای برای بخش‌های مختلف اقتصادی تبدیل کرده است. از طرفی، صنعت پالایشی نقش قابل توجهی در تأمین نیازهای انرژی بخش‌های مختلف اقتصاد داشته، بنابراین افزایش بهره‌وری این صنعت می‌تواند منجر به افزایش تولیدات صنعتی و تأثیر مثبت بر رشد اقتصاد شود. از این‌رو، ارزیابی عملکرد صنعت پالایشی حائز اهمیت است. در این راستا در پژوهش حاضر ارزیابی صنعت پالایشی، با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها و همچنین یک تابع تولید مرزی تصادفی از داده‌های تلفیقی انجام می‌شود. هدف از پژوهش حاضر بررسی بهره‌وری پالایشگاه‌های کشور با استفاده از مقایسه دو روش مذکور است. پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های پالایشگاه‌ها در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۳۹۷ با روش تحلیلی توصیفی با برنامه‌ریزی ریاضی و اقتصادسنجی تکنیک داده‌های تلفیقی انجام شده است. در برآورد بهره‌وری کل با تکنیک تابع تولید مرزی، مقدار کارایی برآورد شده، بین ۹۶/۳ و ۹۵/۶ درصد است، درحالی‌که در روش تحلیل پوششی داده‌ها شاخص بهره‌وری کل بین ۰/۷۱ تا ۰/۹۵ در نوسان است. درنهایت، در بین پالایشگاه‌های مورد مطالعه متوسط امتیازها بر اساس مدل ابر کارایی بین ۱/۹ و ۱/۱۸ قرار دارد.

واژگان کلیدی: ابر کارایی، صنعت پالایشی، تابع تولید مرزی تصادفی، بهره‌وری، مدل اثرات ثابت و تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: C60, D24, D20

۱. نویسنده مسئول. دانشیار گروه اقتصاد و مدیریت انرژی، دانشکده نفت تهران، دانشگاه صنعت نفت، تهران، ایران

srazavi@put.ac.ir

۱- مقدمه

در محیط رقابتی امروز جهان که بنگاه‌ها برای ماندن در گردونه رقابت نیاز به توانمندی‌ها و تلاش زیاد دارند، توجه به بهره‌وری به مفهوم حداکثر سازی خروجی با استفاده از مقدار معین نهاده، یکی از ضرورت‌های توسعه اقتصادی است. بهره‌وری، یکی از مفاهیم مهم در اقتصاد به شمار می‌آید که چگونگی استفاده از عوامل تولید در فرآیند تولید محصول را نشان می‌دهد.

ارتقای بهره‌وری به عنوان یکی از منابع مهم تأمین رشد اقتصادی کشورها و افزایش رقابت‌پذیری بنگاه از اهمیت زیادی برخوردار است. به گونه‌ای که کشورهای پیشرفته و در حال توسعه موفق، بخش مهمی از رشد اقتصادی خود را از این طریق به دست آورده‌اند. افزایش تولید از دو طریق، افزایش در عوامل تولید و استفاده بهتر از آن‌ها با اتخاذ مدیریت مناسب بر منابع و به کارگیری روش‌های جدید در ترکیب آن‌ها قابل حصول است. بهره‌وری، معیاری است که به کمک آن می‌توان به طور مستمر شرایط موجود را بهبود بخشید. «چنری»، اقتصاددان سرشناس، در پژوهشی نشان داده است که سهم رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، از سال ۱۹۳۰ تا ۱۹۸۰ (میلادی)، به ترتیب ۳۱٪ و ۳۹٪ بوده است (نصر اصفهانی^۱، ۱۳۸۹: ۹۰). قدم ابتدایی در چرخه‌ی بهبود بهره‌وری، اندازه‌گیری است. اندازه‌گیری بهره‌وری به عنوان یک سیستم بستر ساز، شرایطی را فراهم می‌آورد تا تصمیم گیران دریابند در چه وضعیتی قرار دارند و برای بهبود شرایط فعلی برنامه‌ریزی کنند.

در ایران به لحاظ دارا بودن میدان‌های سرشار نفتی و گازی، بخش عظیمی از انرژی توسط نفت و گاز تأمین می‌شود. بخش زیادی از نفت خام تولیدی به صورت خام و بدون هیچ گونه فرآوری صادر می‌شود؛ متوسط تولید نفت خام ایران در سال ۲۰۲۳ میلادی، ۳/۶ میلیون بشکه در روز بوده است که از این میزان، ۱/۵ میلیون بشکه در روز سهم صادرات نفت خام بوده و باقیمانده آن یعنی ۲/۱ میلیون بشکه در روز نیز خوراک پالایشگاه‌های کشور بوده است (اداره اطلاعات انرژی

1. Chenry, 1980

2. Nasr Isfahani (2011)

آمریکا^۱، ۲۰۲۴: ۱۴). از آنجا که ظرفیت پالایش کشور در زمینه تولید بنزین کمتر از مصرف آن بوده است، حدود ۴ میلیارد دلار، واردات بنزین در کشور داشته‌ایم (آرگوس^۲، ۲۰۲۴: ۱۲). در این میان در صورت افزایش بهره‌وری پالایشگاه‌های کشور می‌توان تولید بنزین را افزایش داد. درحالی‌که با انجام عملیات پالایش و جداسازی بر روی نفت خام، ارزش افزوده فرآورده‌های حاصل از آن افزایش می‌یابد. از آنجایی که از یک طرف چشم‌انداز رشد اقتصادی به رقابت‌پذیری صنایع بستگی دارد و از طرف دیگر یکی از متداول‌ترین شاخص‌هایی که از طریق آن می‌توان به قدرت یک فعالیت صنعتی برای دستیابی به مزیت نسبی در بین صنایع مختلف پی برد، بهره‌وری و ارتقای آن است، موضوع بهره‌وری پالایشگاه‌ها به عنوان رکن اصلی تبدیل و فرآوری ماده خام نفت نقشی حیاتی در اقتصاد کشور و تولید ناخالص ملی دارد (رضوی^۳، ۱۴۰۱: ۱۰۰). بخش نفت، از بعد ملی و از جهات مختلف اقتصادی، سیاسی، فرهنگی و اجتماعی از اهمیت قابل توجهی برخوردار است و از دیدگاه اقتصاد ملی نفت نقش اصلی را در تولید ناخالص داخلی، تجارت خارجی، تشکیل سرمایه ملی، اشتغال، بودجه و حتی گسترش زمینه صادرات دارد، از سوی دیگر ایران دارای صنایع پالایشگاهی فراوانی است که هرروزه بر تعداد آن‌ها افزوده شده و نفت خام را به عنوان خوراک اصلی مورد استفاده قرار می‌دهند. توسعه پیوسته و سریع این صنعت می‌تواند به افزایش ارزش افزوده و کاهش بهای تمام‌شده تولیدات بسیاری از صنایع دیگر کمک کند. از سوی دیگر فرآورده‌ها و مشتقات نفتی در بسیاری از صنایع استفاده می‌شود، به همین دلیل اهمیت بسیار زیادی در تولید ملی دارد.

صنعت پالایشگاهی به عنوان یکی از بخش‌های اصلی صنعت نفت، از صنایع مادر کشور و یکی از گزینه‌های مهم صادرات است که در شکوفایی اقتصادی کشور، توسعه، بومی کردن فناوری و گسترش صنایع جانبی اعم از صنایع پایین‌دستی و... نقش اساسی دارند. این صنعت می‌تواند عامل محرکه‌ای برای بخش‌های مختلف اقتصادی باشد. زیرا این صنعت، ارتباط پسین و پیشین با صنایع

1. Energy Information Administration (EIA) (2024)

2. Argus (2024)

3. Razavi (2022)

متعدد دیگر دارد. به لحاظ جایگاه این صنعت در اقتصاد کشور، افزایش بهره‌وری این صنعت می‌تواند منجر به افزایش تولیدات صنعتی و رشد اقتصادی شود (نادعلی^۱ و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۵۰). همان‌طور که اشاره شد اندازه‌گیری بهره‌وری برای هر بنگاه از این جهت ضروری است که با اندازه‌گیری بهره‌وری می‌توان به نقاط قوت و ضعف یک بنگاه پی برد و در مرحله بعد اقدامات مؤثر در جهت بهبود بهره‌وری صورت داد. در این راستا هدف پژوهش حاضر بررسی بهره‌وری پالایشگاه‌ها با استفاده از یک تابع تولید مرزی تصادفی و داده‌های تلفیقی و همچنین تحلیل پوششی داده‌ها است.

ساختار مقاله به این شکل تنظیم شده که ابتدا مفاهیم ابر کارایی و روش‌های سنجش و ارزیابی بهره‌وری کل تشریح می‌شود. در ادامه با استفاده از داده‌های موجود و با روش تحلیل پوششی داده‌ها و همچنین داده‌های تلفیقی و روش‌های اقتصادسنجی تابع تولید مرزی تصادفی صنعت پالایشی برآورد می‌شود. در برآورد مدل از داده‌های ۹ شرکت پالایشگاهی یعنی پالایشگاه‌های آبادان، تهران، اصفهان، تبریز، شیراز، کرمانشاه، لاوان، شازند اراک و بندرعباس استفاده شده است. بر این اساس فرم خطی لگاریتمی تابع تولید کاب-داگلاس برای صنعت پالایشی برآورد شده است.

۲- ادبیات موضوع

در این بخش مفاهیم بهره‌وری، ابر کارایی و روش‌های سنجش و ارزیابی بهره‌وری کل تشریح شده است.

۲-۱- بهره‌وری و ابر کارایی

بهره‌وری: از سوی سازمان‌های بین‌المللی برای بهره‌وری تعاریف مختلفی مطرح شده است، به‌عنوان مثال سازمان بین‌المللی کار^۲، بهره‌وری را این گونه تعریف می‌کند: محصولات مختلف با ادغام چهار عامل اصلی تولید می‌شود، این چهار عامل عبارت‌اند از: زمین، سرمایه، کار و

1. Nadali et al. (2012)

2. International Labor Organization (ILO)

سازمان‌دهی. رابطه بازدهی تولید با یکی از این عوامل مشخص‌کننده، میزان بهره‌وری است. آژانس بهره‌وری اروپا^۱ بهره‌وری را درجه استفاده مؤثر از هر یک از عوامل تولید تعریف می‌کند. سازمان همکاری اقتصادی و توسعه^۲ بهره‌وری را نسبت ستانده به یکی از عوامل تولید یعنی سرمایه، کار، مواد خام، انرژی و مواد دیگر تعریف می‌کند (ولی زاده زنوز^۳، ۱۳۸۴: ۸).

برای درک بهتر مفهوم بهره‌وری بهتر است این مفهوم در مقایسه با مفاهیم کارایی و اثربخشی تعریف شود. کارایی نشان‌دهنده میزان بهره‌برداری یک سازمان از منابع خود در عرصه تولید، نسبت به بهترین عملکرد در مقطعی از زمان است. کارایی صرفاً مقایسه بین میزان مورد انتظار مصرف از منابع موجود جهت رسیدن به اهداف و میزان منابع مصرف‌شده در عمل است. بنابراین طبق این تعریف، کارایی، معیار عملکرد سازمان بر مبنای میزان مصرف منابع (ورودی‌ها) است. به عبارت دیگر کارایی میزان مصرف منابع برای تولید مقدار معینی محصول است. مفهوم کارایی معمولاً با دو واژه بهره‌وری و اثربخشی اشتباه گرفته می‌شود. اثربخشی میزان هم‌جهت بودن فعالیت‌های یک سازمان با اهداف تعیین‌شده برای آن و به عبارت دیگر درجه دستیابی به هدف را بیان می‌کند اما بهره‌وری ترکیبی از اثربخشی و کارایی است، زیرا اثربخشی با عملکرد و کارایی منابع در ارتباط است (مهرگان^۴ و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۶). به‌طور کلی، کارایی مرتبط با مصرف بهینه منابع است، اثربخشی با دستیابی به اهداف مشخص و بهره‌وری با تولید حداکثر خروجی با استفاده از منابع محدود اندازه‌گیری می‌شود. به عبارت دیگر کارایی به بهینه‌سازی استفاده از منابع می‌پردازد، اثربخشی اطمینان می‌دهد که این منابع به اهداف صحیح هدایت می‌شوند. با تعادل بین کارایی و اثربخشی، افراد و سازمان‌ها می‌توانند بهره‌وری بالایی را تجربه کنند و در جهان پویای امروزی به موفقیت پایدار برسند.

-
1. European Productivity Agency (EPA)
 2. Economic Co-Operation and Development
 3. Valizadeh Zannoz (2006)
 4. Mehregan et al. (2012)

با پایان جنگ جهانی دوم، توجه محققان به مطالعه و بحث در خصوص رشد اقتصادی و بهره‌وری، معطوف و در سال ۱۹۵۷ میلادی مقاله معروف سولو^۱ در خصوص بهره‌وری منتشر شد. به‌طور کلی می‌توان گفت سال ۱۹۵۷ نقطه عطفی در بخش موضوعات کارایی و بهره‌وری به حساب می‌آید و عملاً اساس روش‌های نوینی برای مطالعه بهره‌وری و کارایی در سطح خرد، پایه‌ریزی شد (حکیمی‌پور^۲، ۱۳۹۶: ۱۹۳).

در این میان، بررسی روند تغییر بهره‌وری با بستر روش‌های پارامتریک، اولین بار در سال ۱۹۵۷ توسط رابرت سولو مطرح شد. وی در پژوهشات خود رشد بهره‌وری را به پیشرفت در فناوری و دانش فنی نسبت داد. پژوهش‌های سولو تنها قادر به پاسخگویی و توجیه برخی اتفاقات اقتصادی بود. اما یکی از اشکالات در این روش آن است که چون تابع تولید بیانگر بیشترین خروجی ممکن به‌دست‌آمده از ترکیب عوامل ورودی است، تنها مقایسه برای واحدهایی انجام می‌گیرد که در هر دو دوره کارا هستند. پس این روش برای محاسبه میزان رشد واحدهای ناکارا مناسب نیست. پس از سولو، استفاده از بستر پارامتریک و تابع تولید با مشکلات محاسباتی و کاربردی مواجه شد؛ به‌طور مثال در این روش‌ها نیاز به دانستن فناوری پایه، تحلیل‌گر را مجبور به انتخاب یک نوع تابع (مثلاً کاب داگلاس و ...) برای تابع تولید می‌کند. همچنین در این حالت فرض می‌شود که نوع تابع تولید از یک دوره به دوره دیگر تغییر نمی‌کند. حال آنکه در واقعیت شاید به این گونه نباشد (علیرضایی^۳ و همکاران، ۱۳۸۶: ۱۸۵). یکی دیگر از مشکلات محاسباتی، مربوط به ماهیت گسسته داده‌هاست. زیرا در روش‌های پارامتریک همواره یک تابع تولید پیوسته برای داده‌های گسسته موجود، برآورد می‌شود و این موضوع باعث خطا در محاسبات می‌شود. مشکلاتی که در به‌کارگیری روش‌های پارامتریک علی‌رغم قوت تئوری آن‌ها وجود داشت، محققانی نظیر کیوس و همکاران^۴ (۱۹۸۲) را بر آن داشت تا از روش‌های ناپارامتریک برای پوشش

-
1. Solow (1957)
 2. Hakimipoor (2017)
 3. Alirezaei et al. (2007)
 4. Caves et al. (1982)

مشکلات مذکور استفاده نمایند. آن‌ها شاخص بهره‌وری مالم کوئیست^۱ را به عنوان یک شاخص رشد، اولین بار در سال ۱۹۸۲ در تئوری تولید به کاربردند اما با معرفی تحلیل پوششی داده‌ها در سال ۱۹۷۸ به عنوان تعمیمی از روش نا پارامتریک فارل^۲، توسط چارنز و همکاران^۳ (۱۹۸۱) روش‌های محاسبه رشد بهره‌وری به‌سوی بهره‌گیری از این تکنیک برنامه‌ریزی ریاضی سوق پیدا نمود. از این‌رو در سال ۱۹۹۴، فار و همکاران^۴ برای محاسبه شاخص مالم کوئیست تکنیک‌های تحلیل پوششی داده‌ها را ارائه کردند (کایدپور^۵، ۱۳۹۹: ۳۶۵).

برای محاسبه شاخص بهره‌وری مالم کوئیست با استفاده از مدل‌های تحلیل پوششی داده‌ها نیاز به داده‌های ورودی و خروجی بوده به‌طوری‌که در این روش مرز تکنولوژیکی (مرز کارا) مبنای محاسبه شاخص‌های رشد بهره‌وری کل از طریق برنامه‌ریزی ریاضی و مقایسه واحدهای تولیدی است (علیرضایی و همکاران، ۱۳۸۶: ۸۰).

تفاوت کارایی و ابر کارایی: در مقایسه کارایی یک واحد صنعتی با سایر واحدهای صنعتی مشابه، واحدی کارا است که هزینه کمتری (ورودی کمتر) نسبت به درآمد ثابت (خروجی ثابت) و مشابه دارد و یا با هزینه‌های یکسان (ورودی مساوی)، درآمد بیشتری (خروجی بیشتری) ارائه کند (مهرگان، ۱۳۹۱: ۸۹). مدل‌های ارزیابی کارایی در تحلیل پوششی داده قادر به متمایز کردن واحدهای تصمیم‌گیری کارا نیستند. این مدل‌ها فقط واحدها را در دو گروه کارا و ناکارا تقسیم‌بندی می‌کنند و تنها رتبه واحدهای ناکارا نسبت به واحدهای کارا را مشخص می‌کنند. این در حالی است که در روش ابر کارایی علاوه بر ایجاد تمایز بین واحدهای کارا و ناکارا امکان مقایسه آن‌ها با یکدیگر و رتبه‌بندی نیز فراهم می‌شود. به‌طور کلی در روش‌های ابر کارایی از طریق حذف

1. Malmquist

2. Farrell (1957)

3. Charnes et al. (1981)

4. Färe et al. (1994)

5. Kayedpour et al. (2020)

واحد تصمیم گیرنده از مجموعه امکان تولید و بررسی تغییرات در مرز کارایی آن را رتبه بندی می‌کنند (رضایی پارسا^۱، ۱۳۹۳: ۶).

۲-۲- تحلیل پوششی داده‌ها

برنامه‌ریزی خطی یک روش برنامه‌ریزی ریاضی است که برای مقایسه و ارزیابی کارایی تعداد واحدهای تصمیم گیرنده همسان که مقدار دروندادهای بکار گرفته شده و بروندادهای فرآورده شده گوناگونی دارند، به کار می‌رود. مدل‌های واکاوی پوششی داده‌ها به کار گرفته در ارزیابی کارایی واحد مورد بررسی می‌توانند از دو رویکرد جداگانه بهره بگیرند: ۱- کاهش میزان دروندادهای بی‌آنکه در میزان بروندادها کاهش داده شود (رویکرد درونداد گرا) ۲. افزایش میزان بروندادها بی‌آنکه میزان دروندادها افزایشی داده شود (رویکرد برونداد گرا) (فارسیجانی^۲ و همکاران، ۱۳۹۰: ۴۷). در این میان، کارایی مفهومی است که هزینه منابع صرف شده در فرایند کسب هدف را ارزیابی می‌کند. بدین صورت که مقایسه خروجی‌های به دست آمده با ورودی‌های مصرف شده میزان کارایی را مشخص می‌کند. برای سنجش کارایی، هزینه تأمین منابع انسانی، هزینه استفاده از تجهیزات، نگهداری تسهیلات و نرخ بازگشت سرمایه و نظایر آن مورد ملاحظه قرار می‌گیرد (رضائیان^۳، ۱۳۹۶: ۵۴). محاسبه میزان کارایی یک واحد پالایشگاهی، در قیاس با مجموعه‌های مشابه با آن و تحلیل تصمیم‌هایی که برای اداره واحدهای در حال بررسی گرفته شده، در حوزه‌های مختلف مدیریتی و مهندسی، مورد نیاز است. در این پژوهش با استفاده از رابطه (۱) کارایی واحدهای پالایشگاهی از تقسیم ستانده‌ها بر داده‌ها به دست می‌آید. به عبارت دیگر شاخص بهره‌وری کل عبارت است از:

$$TFP = \frac{\alpha_1 y_1 + \alpha_2 y_2 + \dots}{\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots} \quad (1)$$

در مرحله بعد با توجه به اینکه خوراک پالایشگاه‌ها (نفت خام) ثابت است، اثر تغییرات منابع انسانی از نظر ساعات آموزش و رشته تحصیلی و تعداد کارکنان در فرآورده‌های نفتی فرعی مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین آثار تغییراتی که در برخی از پالایشگاه‌ها از نظر تغییر ورودی

1. Rezaei Parsa et al. (2014)

2. Farsijani et al. (2011)

3. Rezaian (2017)

نظیر تغییر فناوری و تجهیزات و... به وجود آمده نیز در میزان تولید فرآورده‌های اصلی موردبررسی قرار می‌گیرد.

۲-۳- چارچوب داده‌های مقطعی^۱

مرز تولید پارامتری با استفاده از تابع تولید و داده‌های مقطعی، را می‌توان به صورت معادله شماره (۲) در نظر گرفت:

$$Y_i = f(x_i, \beta) \cdot TE_i \quad (2)$$

که در آن $i = 1, \dots, I$ تعداد بنگاه‌های تولیدی در یک بخش اقتصادی، Y تولید هر بنگاه، X برداری از N مواد اولیه (نهاده) تولید و f (مرز تولید است که به نهادها و بردار پارامترهای فنی یعنی β بستگی دارد. TE_i نشان‌دهنده کارایی فنی تولیدکننده i مبتنی بر محصول است که به صورت نسبت تولید تحقق‌یافته به حداکثر تولید ممکن تعریف می‌شود:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(x_i, \beta)} \quad (3)$$

معادله (۳) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:^۲

$$Y_i = f(x_i, \beta) \times P(-u_i)U \quad i \geq 0 \quad (4)$$

که در آن Y تولید هر بنگاه اقتصادی، $P(-u_i)U$ نشان‌دهنده تابع ناکارایی در صنعت که u_i در آن جز اخلاص هر بنگاه و نشان‌دهنده میزان انحراف تولید از مرز کارا است. مثبت بودن u_i تضمین می‌کند $TE_i \leq 1$ باشد که با معادله (۳) سازگار است به عبارت دیگر با کسر آن از یک می‌توان بهره‌وری کل صنعت را به دست آورد. فرم خطی لگاریتمی تابع تولید و مرز تابع تولید معین^۳ به شکل رابطه (۵) خواهد بود (رضوی و همکاران، ۱۳۹۲):

1. Cross-sectional Frame Work

2. اثبات رابطه در کتاب "سنجش بهره‌وری در صنعت نفت" انتشارات مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی نوشته کریم بیات و همکاران موجود است.

3. Deterministic Frontier Production Function

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_i - u_i \quad (5)$$

زمانی که پارامترهای ساختار تولید تعیین شود، می‌توان با استفاده از روش‌های برنامه‌ریزی آرمانی^۱ و اقتصادسنجی، بردار ضرایب و همچنین u_i و TE_i را برآورد کرد. در روش‌های برنامه‌ریزی آرمانی پارامترهای تابع تولید از حل مسئله بهینه‌سازی معین^۲ به دست می‌آید. آینر و چو^۳ (۱۹۶۸)، فورساند و جالمارسون^۴ (۱۹۹۰) نیشیمیزو و پیچ^۵ (۱۹۸۲) با استفاده از این روش پارامترهای تابع تولید را برآورد کرده‌اند. مهم‌ترین ایراد روش برنامه‌ریزی آرمانی این است که پارامترهای تابع تولید بر اساس تکنیک‌های برنامه‌ریزی ریاضی برآورد می‌شوند و جنبه‌های آماری نادیده گرفته می‌شود (یعنی تأثیر عوامل خارج از کنترل بنگاه‌ها در نظر گرفته نمی‌شود). این امر باعث پیچیده‌تر شدن استنباط آماری می‌شود و آزمون فرض امکان‌پذیر نیست. برای حل این مشکلات می‌توان از روش‌های اقتصادسنجی استفاده نمود. بر اساس نحوه تصریح جزء خطای مدل، رویکردهای اقتصادسنجی به دو گروه رویکرد معین^۶ و تصادفی^۷ تقسیم می‌شوند. در رویکرد معین، ساختار تولید مشابه رویکرد برنامه‌ریزی ریاضی در نظر گرفته می‌شود اما پارامترها به جای محاسبه، برآورد می‌شود. در این شرایط استنباط آماری امکان‌پذیر است. روش‌های مختلفی چون روش حداقل مربعات معمولی تعدیل شده^۸، حداقل مربعات معمولی تصحیح شده^۹ و حداکثر درست‌نمایی^{۱۰} (گرین^{۱۱}، ۲۰۱۲: ۷۰) برای برآورد پارامترهای مدل مرز تولید مورد استفاده قرار گرفته است.

در مدل‌های معین اقتصادسنجی برخلاف رویکرد برنامه‌ریزی ریاضی، کارایی اقتصادی به عنوان یک عامل توضیح‌دهنده تغییرات تولید در نظر گرفته می‌شود اما این مدل‌ها با یک مشکل

-
1. Good Programming
 2. Deterministic Optimization Problem
 3. Aigner & Chu (1968)
 4. Forsund & Jalmarsson (1990)
 5. Nishimizu & Page (1982)
 6. Deterministic Approach
 7. Stochastic Approach
 8. Modified Ordinary Least Squares
 9. Corrected Ordinary least squares
 10. Maximum Likelihood Estimation
 11. Greene (2012)

جدی یعنی در نظر نگرفتن شوک‌های تصادفی مواجهه‌اند. بنابراین معیار دقیقی از ساختار تولید در مدل‌های برنامه‌ریزی ریاضی و مدل‌های معین اقتصادسنجی وجود ندارد. برای حل این مشکل از مدل‌های تصادفی اقتصادی استفاده می‌شود. به‌علاوه، با وارد کردن شوک‌های برون‌زای تصادفی خارج از کنترل بنگاه، مدل‌های تصادفی مرز تولید^۱ (SFM) آینر و همکاران^۲ (۱۹۷۷)، راه‌حل جدیدی را ارائه دادند. همچنین این مدل‌ها خطای اندازه‌گیری تولید بنگاه‌ها را نیز در برمی‌گیرند، تابع تولید را از نوع کاب داگلاس در نظر می‌گیریم. فرم خطی لگاریتمی مرز تولید به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_i + v_i - u_i \quad (5)$$

جزء $v_i - u_i$ جز خطای ترکیبی است که در آن v_i نشان‌دهنده شوک‌های تصادفی و u_i نشان‌دهنده ناکارایی است. فرض می‌شود که v_i دارای توزیع یکسان و مستقل باشد. پس در مجموع آنچه در این بخش بیان شد، ابتدا با استفاده از مدل ابر کارایی رتبه پالایشگاه‌ها مورد بررسی قرار گرفته و سپس شاخص بهره‌وری کل پالایشگاه‌ها با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها برآورد شده است. درنهایت با استفاده از روش برآورد تابع تولید مرزی بهره‌وری کل پالایشی مورد ارزیابی قرار گرفت.

۳- پیشنهاد پژوهش

استاتیته و همکاران^۳ (۲۰۲۴) به بررسی عوامل تعیین‌کننده کارایی عملیاتی بانک‌های اردن پرداخته‌اند. این مقاله تجزیه و تحلیل جامعی از شاخص‌های مالی کلیدی مؤثر بر کارایی عملیاتی بانک‌ها در اردن طی دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۱ ارائه می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معنی‌داری میان نسبت کارایی عملیاتی و بازده دارایی‌ها، اندازه بانک و نسبت ذخایر زیان وام به سود خالص وجود دارد. در مقابل، یک رابطه منفی معنی‌دار بین نسبت کارایی عملیاتی و نسبت هزینه

1. Stochastic Frontier Models

2. Aigner et al. (1977)

3. Istaitieh et al. (2024)

کل مشاهده شده که بر اهمیت حیاتی مدیریت دقیق هزینه تأکید می‌کند. همچنین، هیچ ارتباط معنی - داری بین نسبت کارایی عملیاتی و ریسک اعتباری، نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی، نسبت سپرده به بدهی و نسبت حقوق صاحبان سهام به بدهی یافت نشده است.

سیف‌الله و همکاران^۱ (۲۰۲۳) به بررسی عوامل تعیین‌کننده کارایی بانک در یک اقتصاد نوظهور می‌پردازد. این مطالعه از داده‌های هفده بانک تجاری در بازه زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ استفاده کرده است. نتایج مدل لاجیت نشان می‌دهد که حاکمیت شرکتی، مالکیت جهانی و بازده حقوق صاحبان سهام از نظر آماری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر کارایی بانک دارد. مدیریت ریسک شرکت و اهرم مالی بر کارایی بانک تأثیر منفی می‌گذارد. حاکمیت شرکتی بهتر می‌تواند به بانک‌ها در کنترل ریسک و هزینه سرمایه و افزایش اثربخشی سرمایه کمک کند. به‌طور مشابه، مدیریت ریسک بهتر بانک‌ها می‌تواند منجر به تصمیم‌گیری‌های عملیاتی و استراتژیک بهتر در محیط رقابتی بانکی شود.

نیکبخت و همکاران^۲ (۲۰۲۳) ارزیابی کارایی انرژی با تمام عوامل و عملکرد محیط‌زیستی کشورهای خلیج فارس بررسی کردند. این مطالعه با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها و رگرسیون توییت، تحلیلی دومرحله‌ای از کارایی انرژی و عملکرد محیط‌زیستی کشورهای خلیج فارس در سال‌های ۲۰۱۴ - ۲۰۲۰ ارائه می‌کند. نتایج رگرسیون توییت نشان داد که تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت نفت، درجه صنعتی شدن و اندازه جمعیت با بهره‌وری انرژی رابطه مستقیم دارد، درحالی‌که رشد شاخص تکنولوژی و فناوری با بهره‌وری انرژی رابطه معکوس نشان می‌دهد. در این راستا، نتایج نشان می‌دهد، کشورهای حوزه خلیج فارس به‌طور بالقوه می‌توانند مصرف انرژی خود را تا ۱۸ درصد کاهش دهند.

جیانگ و همکاران^۳ (۲۰۲۲) در مطالعه خود به محاسبه و تحلیل بهره‌وری کل عوامل تولید در شرکت‌های نظامی چینی پرداخته‌اند. در این مطالعه برای محاسبه بهره‌وری از مدل CCR مربوط

1. Saif Ullah et al. (2023)

2. Nikbakht et al. (2023)

3. Jiang et al. (2022)

به روش تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص مالم-کوئست در طی دوره ۲۰۱۵-۲۰۲۰ استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سطح کارایی تولید صنایع نظامی شرکت‌ها در سال‌های اخیر پیشرفت قابل توجهی داشته است.

همچنین شی و همکاران^۱ (۲۰۲۲) در مقاله‌ای به بررسی کارایی و بهره‌وری پالایشگاه‌ها با لحاظ مسائل محیط‌زیستی و برآورد منحنی کوزنتس پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که میانگین بازده رشد سبز شهرهای اصلی دارای منابع نفت و گاز در چین به یک نمی‌رسد به طوری که راندمان به حد مطلوب پارتو نمی‌رسد. این در صورتی است که راندمان رشد سبز شهرهای شرقی مبتنی بر منابع نفت و گاز بیشتر از سایر مناطق است که حکایت از بهبود شاخص محیط‌زیست است.

موسوی‌نژاد نایینی و همکاران^۲ (۱۴۰۰)، در مقاله خود با استفاده از تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص مالم-کوئست به بررسی بهره‌وری مالی در بیمارستان‌ها پرداخته‌اند. برآورد و محاسبه بهره‌وری مالی بیمارستان‌ها با استفاده از روش مذکور و با لحاظ ۱۰ معیار اصلی در این پژوهش نتایج پژوهش‌های پیشین را تأیید کرد.

دباغ و همکاران^۳ (۱۳۹۴) در مقاله خود با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، میزان کارایی واحدهای صنعتی را محاسبه کرده‌اند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل‌ها نشانگر آن است که علاوه بر پایین بودن میزان کارایی در اکثر زیر بخش‌های صنعتی، رشد کارایی در آن‌ها نیز بسیار کم بوده و بیشتر صنایع نیز دارای بازده به مقیاس کاهشی هستند و به عبارت دیگر باید در شرایط موجود حجم و دامنه فعالیت فعلی خود را برای کارا شدن کاهش دهند. همچنین میانگین کارایی فنی، برای صنایع ایران برابر با ۶۴/۹ درصد است.

1. Shi et al. (2022)

2. Mousavinezhad-Naini et al. (2021)

3. Dabbagh et al. (2015)

امامی میبدی و همکاران^۱ (۱۳۹۰)، در پژوهشی به اندازه‌گیری کارایی فنی و بهره‌وری مجتمع‌های پتروشیمی در ایران با استفاده از روش تحلیل فراگیر داده‌ها و شاخص مالم-کوئست پرداختند. نتایج نشان داده است که متوسط کارایی فنی مجتمع‌های پتروشیمی تحت فرض بازده ثابت و متغیر نسبت به مقیاس در خلال سال‌های ۸۶-۱۳۸۰ به ترتیب برابر ۵۵/۷ و ۶۴/۴ درصد است. مجتمع‌های پتروشیمی برزویه و خوزستان به ترتیب با ۱۰۰ و ۴/۴ درصد بالاترین و پایین‌ترین کارایی فنی در بین مجتمع‌های پتروشیمی را دارا هستند. رشد بهره‌وری همه مجتمع‌های موردنظر در خلال سال‌های ۸۶-۱۳۸۰ به‌طور متوسط ۳۴/۷ درصد است، که دلیل آن رشد ۱۸/۳ درصدی در تکنولوژی و رشد ۱۳/۹ درصدی در کارایی فنی است، بنابراین تغییرات فن‌آورانه، تأثیرگذارترین عامل در تغییرات بهره‌وری است.

امامی میبدی و همکار (۱۳۸۷)، در پژوهشی، با استفاده از روش تحلیل پوششی (فراگیر) داده‌ها (DEA)، به محاسبه کارایی فنی و بهره‌وری پالایشگاه‌های نفت کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۶، پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان داد متوسط کارایی فنی پالایشگاه‌های کشور طی سال‌های مذکور، حداکثر ۸۸ درصد در سال ۱۳۸۰ و حداقل ۸۱ درصد در سال ۱۳۸۲ بوده است. پالایشگاه لاوان در تمام سال‌ها به‌صورت کارا و پالایشگاه اصفهان نیز در بیش‌تر سال‌ها کارایی واحد داشته است. پالایشگاه تهران در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ و پالایشگاه بندرعباس در بیش‌تر سال‌ها کم‌ترین میزان کارایی را داشته‌اند. هم‌چنین کارایی فنی پالایشگاه بندرعباس دارای روند کاهشی بوده است، به‌طوری‌که از میزان ۷۲ درصد در سال ۱۳۸۰، به ۵۶ درصد در سال ۱۳۸۶ رسیده است. نتایج حاصل از اندازه‌گیری بهره‌وری حاکی از آن است که تغییرات بهره‌وری کل از سال ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۶ روند ملایم افزایشی داشته است. هم‌چنین در سال ۱۳۸۶، میزان افزایش بهره‌وری کل به‌طور قابل‌توجهی افزایش داشته، که ناشی از تغییرات تکنولوژیکی بوده و بنابراین عامل اصلی بهبود بهره‌وری پیشرفت تکنولوژیکی قلمداد شده است.

ابریشمی و همکاران^۱ (۱۳۸۴)، با استفاده از روش تحلیل پوششی داده، میزان کارایی و بهره‌وری ۷ پالایشگاه کشور را در دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۶ محاسبه کردند. در این پژوهش ستانده‌ها، نسبت مجموع فرآورده‌های سبک به کل فرآورده‌ها و ضایعات و نهاده‌ها شامل تعداد کارکنان، برق مصرفی، سوخت مصرفی، و ظرفیت پالایشگاه در نظر گرفته شد. نتایج این پژوهش نشان داد که میزان کارایی پالایشگاه‌ها در سال ۱۳۷۷ حداکثر برابر ۷۱ درصد بوده است. پالایشگاه آبادان پایین‌ترین کارایی را داشته است.

در پژوهش‌های مورد بررسی، کارایی و بهره‌وری پالایشگاه‌ها صرفاً بر اساس متغیرهای ترازنامه‌ای محاسبه شده است. (نیروی انسانی، موجودی سرمایه، انرژی مصرفی و خوراک پالایشگاه لحاظ گردیده است). مشکل رویکردهای استفاده شده این است که نقش متغیرهای عملیاتی و فنی در محاسبه کارایی در نظر گرفته نشده است؛ درحالی‌که با توجه به ماهیت این صنعت، متغیرهای عملیاتی نقش بسزایی را در آن ایفا می‌نمایند. بنابراین، در پژوهش حاضر علاوه بر متغیرهای یادشده (ترازنامه‌ای) ضریب پیچیدگی (شاخص فنی طراحی پالایشگاه)، شاخص خودکفایی و شاخص آلایندگی نیز لحاظ شده است. علاوه بر این مطالعات انجام شده در خصوص بهره‌وری پالایشگاه‌ها بسیار قدیمی بوده، تحولات و ظرفیت‌های جدید در آن دیده نشده است. در مقاله امامی مبینی (۱۳۸۷) تمرکز روی کارهای فنی بوده و تغییرات بهره‌وری کل صنعت بدون تفکیک پالایشگاهی در نظر گرفته شده است و تنها از روش تحلیل پوششی داده‌ها استفاده شده است. درحالی‌که در پژوهش حاضر علاوه بر رتبه‌بندی از طریق ابر کارایی از روش تحلیل پوششی داده‌ها به تفکیک شرکت و مرز کارای تولید مورد ارزیابی قرار گرفته است.

۴- روش پژوهش

به‌منظور بررسی ابر کارایی^۲ و شاخص بهره‌وری کل صنعت پالایشی و مقایسه آن با بهره‌وری کل این صنعت با استفاده از مرز کارا با داده‌های تلفیقی، ابتدا با روش مدل شعاعی ابر

1. Abrishami et al. (2005)

2. Super Efficiency

کارایی اندرسون- پیترسون (تحلیل پوششی داده‌ها) به رتبه‌بندی پالایشگاه‌های مورد مطالعه پرداخته و در گام دوم در این بخش روند تغییرات بهره‌وری کل بر مبنای شاخص مالم کوئیست با استفاده از داده‌های نه پالایشگاه (آبادان، تهران، اصفهان، تبریز، شیراز، کرمانشاه، لاوان، شازند اراک و بندرعباس) از تاریخ ۱۳۹۷ الی ۱۴۰۱ با روش‌های مدل شعاعی ابر کارایی و تحلیلی پوششی داده‌ها شاخص مالم کوئیست مورد بررسی قرار خواهد گرفت. متغیرهای ورودی و خروجی مورد استفاده در این پژوهش در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱): متوسط آماره‌های ورودی‌ها و خروجی‌های پالایشگاه‌های مورد مطالعه (۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱)

متغیرهای خروجی				متغیرهای ورودی				
متغیر پالایشگاه	نفت خام بشکه در روز	سرمایه (میلیارد ریال)	شاخص ضریب پیچیدگی نلسون	منابع انسانی / نفر	پنج فرآورده اصلی (بشکه در روز)	فرآورده‌های فرعی (بشکه در روز)	شاخص آلاینده‌های پالایشگاه	درجه خودکفایی
آبادان	۳۶۵۸۸۸	۱۶۶۳۸۳۹۳	۳/۸۱	۲۷۵۴	۳۱۷۰۱۸	۴۸۸۷۰	۰/۱۱	۱۲/۹۲
تهران	۲۳۹۹۷۹	۹۲۸۵۶۷۷	۵/۹۸	۷۹۰	۱۸۸۸۷۱	۵۱۱۰۷	۰/۱۶	۸/۴۰
اصفهان	۳۴۱۸۱۴	۶۱۵۸۸۶۶	۵/۰۴	۷۶۸	۲۷۶۵۳۰	۶۵۲۸۵	۰/۱۷	۱۴/۳۱
تبریز	۱۰۶۵۵۸	۵۲۴۰۱۱۴	۶/۰۱	۵۰۳	۹۱۸۱۸	۱۴۷۴۰	۰/۲۱	۴/۵۳
شیراز	۵۴۰۶۶	۴۴۰۸۷۵	۴/۹۰	۴۳۸	۴۲۵۹۴	۱۱۴۷۲	۰/۳۰	۱/۸۵
کرمانشاه	۲۰۷۹۱	۳۴۲۸۳۸	۳/۲۸	۴۰۶	۱۷۵۵۳	۳۲۳۷	۱/۴۵	۰/۸۰
لاوان	۵۰۵۳۱	۴۰۴۳۸۳۸	۵/۳۱	۸۸۴	۳۸۵۱۱	۱۲۰۲۰	۰/۰۴	۲/۶۲
شازند اراک	۲۴۵۴۱۱	۴۵۸۳۸۵۵۶	۸/۶۷	۸۷۸	۲۱۸۶۱۷	۲۶۷۹۴	۰/۱۶	۱۹/۲۳
بندرعباس	۳۰۴۷۸۵	۷۵۳۶۱۷۶	۵/۴۱	۱۰۵۰	۲۵۷۹۷۳	۴۶۸۱۱	۰/۱۶	۱۱/۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در این پژوهش، کل پالایشگاه‌های کشور با خوراک نفتی مورد مطالعه قرار گرفته است که تعداد آن‌ها نه پالایشگاه نفتی است و در جدول (۲) نام پالایشگاه‌ها و ظرفیت خوراک پالایشگاه‌ها و آغاز بهره‌برداری از آن‌ها آمده است. از آنجا که برخی از پالایشگاه‌ها از خوراک گاز و میعانات گازی استفاده می‌کنند، پس در این پژوهش تنها پالایشگاه‌هایی که بر اساس خوراک نفت خام طراحی شده‌اند مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته‌اند.

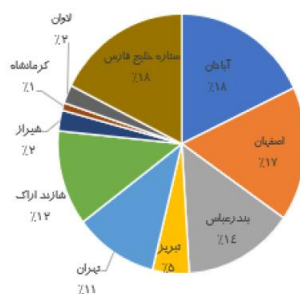
بررسی و مقایسه بهره‌وری کل صنعت پالایشی از رویکردهای داده‌های تلفیقی و تحلیل پوششی داده‌ها... ۳۵۶

جدول شماره (۲): ظرفیت پالایشگاه‌های کشور (برحسب هزار بشکه در روز)

ردیف	پالایشگاه	ظرفیت بالفعل (هزار بشکه در روز)	سال بهره‌برداری
۱	آبادان	۲۸۲	۱۲۹۱
۲	اصفهان	۳۵۷	۱۳۵۸
۳	بندرعباس	۳۰۶	۱۳۷۶
۴	تبریز	۱۰۲	۱۳۵۶
۵	تهران	۲۳۲	۱۳۴۷
۶	شازند اراک	۲۵۳	۱۳۷۲
۷	شیراز	۵۵	۱۳۵۲
۸	کرمانشاه	۲۰	۱۳۰۱
۹	لاوان	۴۹	۱۳۵۵
۱۰	ستاره خلیج فارس	۳۷۵	۱۳۹۶
۱۱	جمع	۲۱۳۱	

منبع: وبگاه آمار و اطلاعات وزارت نفت^۱

در این میان سهم پالایشگاه‌ها از لحاظ ظرفیت تولید محصولات نفتی که می‌توان آن را مرتبط با خوراک و نوع طراحی پالایشگاه دانست، در نمودار (۱) آمده است.



نمودار (۱): سهم پالایشگاه‌ها در صنعت پالایش کشور

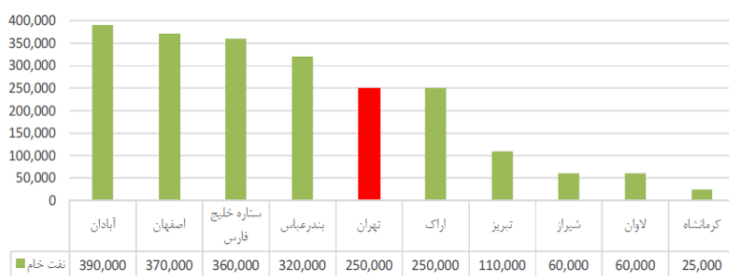
منبع: کلیات پالایشگاه‌های نفت خام ایران^۲

الف - متغیرهای ورودی: نفت خام، میزان نفتی است که برحسب هزار بشکه در روز به خوراک پالایشگاه‌ها تخصیص داده می‌شود (رضوی، ۱۴۰۱). به منظور رتبه‌بندی پالایشگاه‌ها و محاسبه

1. <https://www.mop.ir/>

2. <https://www.vcmstudy.ir/group>

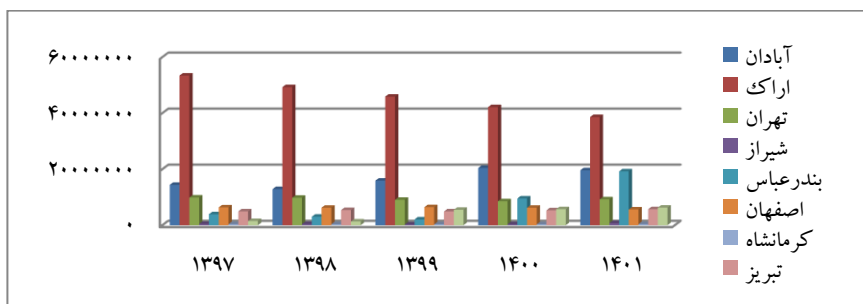
بهره‌وری کل آن‌ها، نیازمند شناسایی متغیرهای ورودی و خروجی بوده که این امر از طریق شناسایی فرایند تولید فرآورده‌های نفتی در پالایشگاه‌ها میسر است.



نمودار (۲): مقایسه ظرفیت پالایش نفت خام شرکت‌های پالایش نفت (بشکه در روز)

منبع: سازمان بورس، ۱۴۰۲

موجودی سرمایه (k): موجودی سرمایه هر واحد پالایشی؛ ارزش دفتری هر سهم عبارت از حاصل تقسیم ارزش ویژه (مجموع حقوق صاحبان سهام) یک شرکت به تعداد سهام آن که نشان‌دهنده ارزش ریالی (ترازنامه‌ای) شرکت است. (برانسون^۲، ۱۳۸۴: ۳۶۳).



نمودار (۳): موجودی سرمایه شرکت‌های پالایشی برحسب ریال

منبع: سازمان بورس، ۱۴۰۲

1. <https://www.seo.ir/>

2. Branson, 2005

نیروی انسانی (۱): تعداد نیروی انسانی، متشکل از کارمندان، متخصصان و کارگرانی است که در هر پالایشگاه مشغول به کار هستند و مجموع نفرات این نیروی انسانی به عنوان متغیر در پژوهش حاضر مورد استفاده قرار گرفته است.

شاخص ضریب پیچیدگی نلسون: ضریب پیچیدگی، پالایشگاه‌ها متناسب با میزان پیچیدگی فناوری‌های به کاررفته در واحدهای فرآیندی، فرآورده‌های متفاوتی را تولید می‌کنند که خود تعیین‌کننده سبد فرآورده‌های پالایشگاهی است. هرچه قدر شاخص ضریب پیچیدگی یک پالایشگاه بیشتر باشد، فرآورده‌های ارزشمند (نفتا، بنزین و گاز مایع) را به میزان بیشتری خواهد داشت و برعکس. به عبارت دیگر ضریب پیچیدگی، میزان فراورش (شکست مولکولی) نفت خام سنگین و تبدیل آن به فرآورده‌ها را نشان می‌دهد (خسروی، ۱۳۹۰: ۱۲۰).



نمودار (۴): مقایسه ضریب پیچیدگی پالایشگاه‌ها

منبع: گزارش عملکرد برنامه‌ریزی تلفیقی شرکت ملی پالایش و پخش^۱

درجه پیچیدگی یک پالایشگاه به توانایی تولید محصولات باارزش در یک پالایشگاه اطلاق می‌شود. این شاخص در پالایشگاه یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر وضعیت سوددهی این صنعت است. نوع فرایندهای مورد استفاده در پالایشگاه، تعیین‌کننده پیچیدگی آنها است و هراندازه واحدهای تبدیل ثانویه یک پالایشگاه، بیشتر باشند درجه پیچیدگی آن نیز بیشتر است. در حقیقت ضریب پیچیدگی پالایشگاه، اطلاعاتی راجع به پیچیدگی پالایشگاه، هزینه‌های جایگزینی

و توانایی ارزش افزوده یک پالایشگاه در اختیار قرار می‌دهد. در نمودار (۳) ضریب پیچیدگی پالایشگاه‌ها مقایسه شده است.

کیفی‌سازی پالایشگاه‌ها عبارت است از فرایندی که طی آن کیفیت فرآورده‌های یک پالایشگاه از طریق کاهش حجم فرآورده‌های کم‌ارزش (نفت کوره) به فرآورده‌های باارزش (بالای برج تقطیر نظیر بنزین) ارتقا یافته، به علاوه این فرایند کاهش میزان گوگرد فرآورده‌ها را نیز به همراه دارد (لازم به ذکر است که گوگرد محدودیت محیط‌زیستی نیز دارد) (خسروی، ۱۳۹۰: ۱۵۲).

ب- متغیرهای خروجی: فرآورده‌های اصلی نفتی، درحالی‌که مصرف‌کننده عادی تصور می‌کند که شمار فراورده‌های نفتی نظیر نفتا، بنزین، سوخت جت، نفت سفید محدود است، فرآورده‌های فرعی (نظیر وکیوم باتم^۱ (قیر)، لوبکات (ماده اولیه برای تولید روغن موتور)، نفتا و ...)، در پالایشگاه‌های نفت علاوه بر تولید محصولات باارزش و استراتژیک که به عنوان محصولات اصلی شناخته می‌شوند، تولید می‌گردند. البته هدف از ساخت پالایشگاه‌ها تولید محصولات اصلی است، اما ناگزیر محصولاتی دیگر به همراه محصولات اصلی تحت عنوان فرآورده‌های فرعی نیز تولید می‌شوند (وبگاه پالایشگاه نفت اصفهان).

درجه خودکفایی، با توجه به سطح بالای نیاز انرژی در زمینه حمل و نقل و نقش ویژه بنزین و نفت گاز به عنوان مهم‌ترین محصول و کمبود بنزین در کشور، بخشی از بنزین مورد نیاز کشور از طریق واردات تأمین می‌شود و میزان تولید بنزین هر پالایشگاه نسبت به نیاز کشور به عنوان شاخص خودکفایی در نظر گرفته شد (زاهدی‌موحد^۲، ۱۳۹۷: ۸۴).

شاخص آلایندگی پالایشگاه‌ها؛ هر پالایشگاه به منظور پالایش نفت خام و تولید محصولات نفتی ناگزیر به ایجاد آلایندگی است و پالایش بدون آلایندگی ممکن نیست. اداره حفاظت محیط‌زیست، عملکرد محیط‌زیستی در سه بخش آب، خاک و هوا شرکت‌های تابعه شامل شرکت‌های پالایش نفت را به صورت منظم پایش و رصد نموده و شاخص آلایندگی را اعلام

1. Vacuum Batuum(VB)

2. Zahedi Movahed (2018)

می‌نماید (فرآیند سبز- ۱۳۹۵). همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، آلاینده‌گی و اثر آن باید به‌عنوان شاخص نامطلوب در نظر گرفته شود، یعنی هر چه شاخص مربوط به آلاینده‌گی بیشتر باشد در بهره‌وری اثر معکوس دارد. لازم به ذکر است که برای اندازه‌گیری آلاینده‌های غیر از ذرات معلق معمولاً از واحد PPM استفاده می‌شود^۱ (حیدرپور چنار^۲ و همکار، ۱۳۹۲: ۲۳).

در بخش دوم با استفاده از مرز کارایی تولید، بهره‌وری کل صنعت پالایشی در قالب مدل رگرسیونی پانل دیتا (داده‌های تلفیقی) محاسبه و با نتایج شاخص بهره‌وری کل پالایشگاه‌ها مقایسه می‌شود. در مدل پانل دیتا از روش اقتصادسنجی و داده‌های سالانه پالایشگاه‌ها طی سال ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱ استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده در تابع تولید عبارت‌اند از: ارزش فراورده‌های نفتی برحسب میلیارد ریال (متغیر وابسته) (y)، موجودی سرمایه برحسب میلیارد ریال (k) و هزینه منابع انسانی برحسب میلیارد ریال (l) و از طریق جزء اخلاط هم مطابق مبانی نظری، بهره‌وری کل در صنعت پالایش به‌دست آمده است. از آنجاکه در الگوی برآورد شده تمام متغیرها در مدل برحسب برحسب ریال بوده و ارزش متغیرها لحاظ شده است، برای نیروی انسانی نیز از ارزش نیروی انسانی به‌عنوان متغیر در تابع تولید استفاده شده است.

۵- یافته‌های پژوهش

در ادامه به تشریح یافته‌های پژوهش پرداخته شده است.

۵-۱ - رتبه‌بندی پالایشگاه‌ها با رویکرد ابر کارایی مدل اندرسون- پیترسون شعاعی

در الگوی مدل اندرسون- پیترسون شعاعی، برای رتبه‌بندی واحدهای کارا و ناکارای واحدهای پالایشگاهی بر اساس ورودی‌ها و خروجی‌های طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۴۰۱ امتیازات ابر کارایی پالایشگاه‌ها استخراج می‌شود که از این طریق تعیین کاراترین واحد و رتبه‌بندی آن‌ها امکان‌پذیر می‌شود. در این روش امتیاز واحدهای کارا می‌تواند بیشتر از ۱ باشد و به این ترتیب

۱. این واحد نشان‌دهنده نسبت مولی یا جرمی در محلول است و معمولاً برای بررسی غلظت‌های بسیار کم از آن استفاده می‌شود.

واحدهای کارا نیز مانند واحدهای ناکارا قابل رتبه‌بندی خواهند بود. روش کار به این صورت است که واحد تصمیم‌گیرنده را از مجموعه امکان تولید حذف و مدل را برای سایر واحدها اجرا می‌کنند. هرچه ضریب واحدی بزرگ‌تر باشد، آن واحد کارا تر است. اگر مدل ورودی محور باشد هدف رسانیدن یک واحد ناکارا به مرز کارایی از طریق ثابت نگه‌داشتن ورودی و افزایش خروجی است. اگر مدل خروجی محور باشد، در این روش هدف رسانیدن یک واحد ناکارا به مرز کارایی از طریق ثابت نگه‌داشتن خروجی و کاهش ورودی است. بر این اساس برآورد امتیازات انجام شد که نتایج آن در جدول (۳) نشان داده شده است. در این پژوهش با استفاده از مدل ابر کارایی ورودی محور و بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده، متغیر امتیازات واحدهای پالایشی محاسبه شده است.

جدول (۳): رتبه‌بندی واحدهای پالایشگاهی با رویکرد ابر کارایی شعاعی (مدل اندرسون- پیترسون)

واحدهای پالایشی	بندرعباس	آبادان	تهران	کرمانشاه	شیراز	اصفهان	تبریز	لاوان	اراک
۱۳۹۷	۱/۴۳	۱/۷۱	۱	۱/۳	۳/۰۸	۱/۸۵	۱/۰۴	۱/۱۴	۱/۸۲
۱۳۹۸	۱/۵۹	۱/۵۳	۱/۰۹	۱/۲۵	۲/۹	۲/۰۳	۱/۰۵	۱/۲۹	۱/۶۵
۱۳۹۹	۲/۴	۱/۴۸	۱/۳۳	۱/۴۶	۲/۸۱	۱/۷۸	۱/۰۶	۱/۲۶	۱/۸۱
۱۴۰۰	۱/۰۱	۱/۴۹	۱/۱۷	۱/۳۴	۳/۳۶	۱/۷۸	۱/۰۷	۱/۴۹	۱/۸۸
۱۴۰۱	۱/۰۹	۱/۴۹	۱	۱/۱۱	۱/۹۲	۲/۴۷	۱/۲۶	۱/۲۲	۱/۷۶
متوسط ابر کارایی	۱/۵۰۴	۱/۵۴	۱/۱۱۸	۱/۲۷۲	۲/۸۱۴	۱/۹۸۲	۱/۰۹۶	۱/۲۸۰	۱/۷۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، در بین پالایشگاه‌های مورد مطالعه متوسط امتیازات بر اساس مدل ابر کارایی بین ۲/۸ و ۱/۰۹ قرار داشته است. نتایج نشان می‌دهد، پالایشگاه‌های اصفهان و شیراز بالاترین امتیاز ابر کارایی را دارا بوده و پایین‌ترین آن مربوط به پالایشگاه‌های تبریز و تهران است. از مهم‌ترین دلایل این رتبه‌بندی پیشرفت و به ثمر رسیدن

پروژه‌های پالایشی از جمله پروژه‌های ارتقا و کیفی سازی است. چراکه با همان میزان خوراک قبلی نفت خام موجب افزایش تولید فرآورده‌های نفتی شده در نتیجه امتیاز ابر کارایی را افزایش می‌دهد. از آنجا که پالایشگاه شیراز در مقیاس کوچک‌تری نسبت به سایر پالایشگاه‌ها بوده، دارای هزینه کم‌تری جهت ارتقاء فرآورده‌های نفتی نسبت به سایر پالایشگاه‌ها است. پالایشگاه اصفهان نیز با توجه به انجام پروژه‌های مربوط به تکمیل زنجیره‌ی ارزش و تولید فرآورده‌های نفتی دارای کیفیت بالا، نسبت به سایر پالایشگاه‌ها در وضعیت مناسب‌تری قرار دارد. از طرف دیگر، پالایشگاه‌های تهران و تبریز، با توجه به تأخیرهای متعدد در انجام پروژه‌های مربوط به ارتقاء فرآورده‌های آن و فرسودگی زیرساخت‌ها نسبت به سایر پالایشگاه‌ها در سطح پایین‌تری قرار دارند.

۵-۲- شاخص بهره‌وری کل پالایشگاه‌ها و صنعت پالایشی

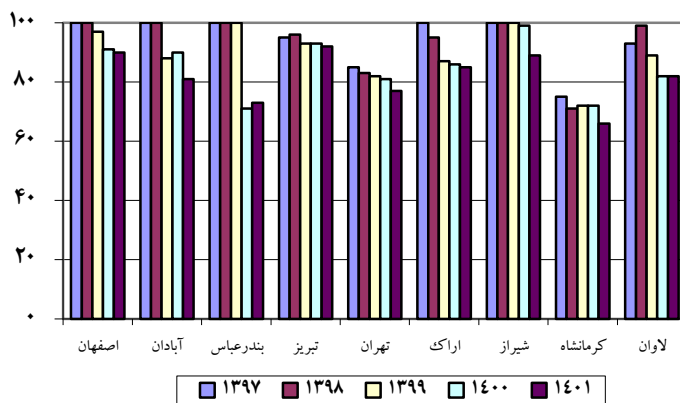
در جدول (۴) تغییرات بهره‌وری کل پالایشگاه‌ها در سال‌های مورد مطالعه نشان داده شده است. نتایج محاسبه تغییر بهره‌وری کل نشان می‌دهد که در سال ۱۴۰۱-۱۳۹۷ در اکثر پالایشگاه‌ها شاخص بهره‌وری کل افت کرده است که از دلایل اصلی آن فرسودگی تجهیزات، عدم سرمایه‌گذاری و ... تحریم‌های صنعت نفت است. در جدول (۲) تغییر بهره‌وری کل پالایشگاه‌ها به‌طور سالانه و متوسط پنج‌ساله نشان داده شده است.

در جدول (۴)، تغییر بهره‌وری کل هر پالایشگاه به تفکیک سال مشخص شده است. به‌طور کلی متوسط پنج‌ساله تغییرات بهره‌وری کل پالایشگاه‌های مورد مطالعه تفاوت زیادی دارد به‌طوری‌که پالایشگاه شیراز با متوسط شاخص تغییر بهره‌وری کل معادل ۹۷/۶ بالاترین و پس از آن پالایشگاه اصفهان با ۹۵/۶ در رتبه دوم و پالایشگاه تبریز با ۹۳/۸ در رتبه سوم و پالایشگاه آبادان با میانگین ۹۱/۸ در رتبه چهارم و پالایشگاه شازند اراک با میانگین ۹۰/۶ در رتبه پنجم و پالایشگاه لاوان با ۸۹ در رتبه ششم و پالایشگاه بندرعباس با ۸۸/۸ در رتبه هفتم و پالایشگاه تهران با ۸۱/۶ در رتبه هشتم و نهایتاً پالایشگاه کرمانشاه با میانگین ۷۱/۲ در رتبه نهم قرار دارد. در این ارتباط، در شکل (۵) روند تغییرات بهره‌وری کل پالایشگاه‌ها نشان داده شده است.

جدول (۴): تغییرات بهره‌وری کل واحدهای پالایشی

واحدهای پالایشگاهی	اراک	لاوان	تبریز	اصفهان	شیراز	کرمانشاه	تهران	آبادان	بندرعباس
۱۳۹۷	۱	۰/۹۳	۰/۹۵	۱	۱	۰/۷۵	۰/۸۵	۱	۱
۱۳۹۸	۰/۹۵	۰/۹۹	۰/۹۶	۱	۱	۰/۷۱	۰/۸۳	۱	۱
۱۳۹۹	۰/۸۷	۰/۸۹	۰/۹۳	۰/۹۷	۱	۰/۷۲	۰/۸۲	۰/۸۸	۱
۱۴۰۰	۰/۸۶	۰/۸۲	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۹۹	۰/۷۲	۰/۸۱	۰/۹	۰/۷۱
۱۴۰۱	۰/۸۵	۰/۸۲	۰/۹۲	۰/۹	۰/۸۹	۰/۶۶	۰/۷۷	۰/۸۱	۰/۷۳
متوسط تغییرات بهره‌وری	۰/۹۰۶	۰/۸۹	۰/۹۴	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۷۱۲	۰/۸۲	۰/۹۲	۰/۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار (۵) نمودار روند تغییرات بهره‌وری کل پالایشگاه‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۵- برآورد تابع تولید مرزی تصادفی صنعت پالایش

تابع تولید مرزی تصادفی صنعت پالایشی با استفاده از داده‌های نه شرکت پالایشی کشور (آبادان، تهران، اصفهان، تبریز، شیراز، کرمانشاه، لاوان، شازند اراک و بندرعباس) برای دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۴۰۰ برآورد شده است. ارزش تولید (y) تابعی از موجودی سرمایه (k) و نیروی انسانی (l) در نظر گرفته شده است. مطابق آنچه در مبانی نظری بیان شد، واریانس جز اخلاص میزان ناکارایی صنعت را نشان می‌دهد. شکل خطی لگاریتمی از تابع تولید از نوع کاب-داگلاس با دو نهاده سرمایه و نیروی کار در نظر گرفته شده است.

به‌منظور تفکیک اثرات شوک‌ها و عوامل برون‌زا بر ناکارایی شرکت‌های پالایشی، مرز کارای تولید صنعت پالایشی برآورد شد. سپس بهره‌وری کل صنعت پالایشی از طریق انحراف تولید صنعت پالایشی از مرز تولید کارا به‌دست آمده است. نتایج برآورد مدل در جدول (۵) گزارش و مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد که برآوردهای هر دو مدل اختلاف معنی‌داری ندارند. پارامترهای مدل از لحاظ آماری معنی‌دار هستند.

جدول (۶): برآورد تابع تولید مرزی صنعت پالایشی: مدل اثرات تصادفی

		$const.$	$\log(k)$	$\log(l)$	R^2	$D.W$	σ_{ui}^2
ناکارایی ثابت در طول زمان	$\log(y)$	-۴/۱ (-۷/۳)	۰/۸۱ (۱۹/۴)	۰/۹۱ (۱۸/۲)	۰/۹۹	۲/۳	۰/۰۳۷
ناکارایی متغیر در طول زمان	$\log(y)$	-۴ (-۷/۳)	۰/۸۰ (۱۸/۲)	۰/۹۱ (۳۰/۲)	۰/۹۸	۲/۱۲	۰/۰۴۴

* ارقام داخل پرانتز آماره t است.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که ناکارایی صنعت پالایشی بین ۳/۷ (با فرض ثابت بودن ناکارایی در طول زمان) تا ۴/۴ درصد (با فرض متغیر بودن ناکارایی در طول زمان) و بر این اساس کارایی صنعت پالایش به ترتیب ۹۶/۳ و ۹۵/۶ است. اختلاف در برآورد دو مدل ناشی از فروض متفاوت درباره

اثرات تصادفی است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اثرات متقاطع مقطعی صفر است که نشان‌دهنده این است که کارایی شرکت‌های پالایشی در هر مقطع زمانی برابر است با کسر یک از ناکارایی (جز اختلال) که به طور عمده ناشی از شوک برون‌زای اقتصادی، قوانین و مقررات و فضای کسب‌وکار اقتصادی است. تغییر در حجم سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌های اقتصادی و رشد تقاضای محصول و در نتیجه افزایش حجم بازار باعث تغییر در ناکارایی در طول زمان می‌شود. نکته قابل توجه این است که نتایج نشان می‌دهد که بازدهی به مقیاس در صنعت پالایش ایران فزاینده است. در ادبیات اقتصاد خرد استدلال می‌شود که اگر مجموع کشش‌های عوامل تولید در تابع تولید برابر یک باشد بازدهی به مقیاس ثابت^۱ و اگر کمتر یا بزرگ‌تر از یک باشد به ترتیب کاهنده^۲ یا فزاینده^۳ است. در شرایطی که بازدهی به مقیاس فزاینده است هزینه کل تولید با نرخ کاهنده افزایش می‌یابد و هزینه متوسط تولید نزولی است و تولید در ناحیه اقتصادی صورت نمی‌گیرد و بنگاه‌ها حداکثر کننده سود نیستند. همچنین فزاینده بودن بازدهی به مقیاس نشان می‌دهد که تولیدکنندگان فراورده‌های نفتی در ایران به حداقل مقیاس کارای تولید^۴ نرسیده‌اند.

مقایسه دو روش برآورد کارایی صنایع پالایشی نشان می‌دهد که در روش تحلیل پوششی داده‌ها، بهره‌وری کل برآورد شده صنعت پالایشی بین ۰/۷۱ تا ۰/۹۵ در نوسان بوده و میانگین عددی بهره‌وری کل صنعت مورد مطالعه برابر با ۰/۹۰ است. با توجه به تحریم‌های نفتی اعمالی از سوی کشورهای غربی، فرسودگی تأسیسات و تجهیزات پالایشی کشور و فقدان سرمایه‌گذاری لازم برای به‌روزرسانی پالایشگاه‌ها، این نتیجه واقع‌بینانه به نظر می‌رسد. در حالی که برآورد مرز کارای تولید با تکنیک تابع تولید مرزی نشان می‌دهد که مقدار بهره‌وری کل برآورد شده بالا بوده و بین ۹۶/۳ و ۹۵/۶ درصد است، این درجه از کارایی برآورد شده با سطح تکنولوژی و وضعیت صنایع پالایشگاهی ایران از نظر مدیریت و نیروی انسانی و بقیه عوامل مؤثر در کارایی تناسب ندارد و به

1. Constant Return to Scale

2. Decreasing Return to Scale

3. Increasing Return to Scale

4. Minimum Efficient Scale

نظر می‌رسد یک نوع بیش برآوردی در درجه کارایی صنعت پالایشگاهی وجود دارد. بنابراین با مقایسه دو تکنیک یادشده و نتایج به دست که آمده که در جدول ۴ نشان داده شده است، می‌توان گفت که تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها شاخص مالم کوئیست در برآورد میزان بهره‌وری کل با توجه به ورودی‌ها و خروجی‌های مدل نتایج بهتری را ارائه می‌دهد و از سویی چون برای هر یک از پالایشگاه‌ها میزان کارایی محاسبه می‌شود، بنابراین نسبت به روش تابع تولید مرزی، دقیق‌تر و بهتر عمل می‌کند. همچنین واگذاری پالایشگاه‌ها به بخش خصوصی درازای رد دیون در سال‌های اخیر موجب شده است که رویکرد سهامداران در کوتاه‌مدت به کسب سود بیشتر معطوف شود تا از این طریق دیون دولت تأدیه و در مقابل حجم کمی از سود پالایشگاه‌ها به تکمیل پروژه‌ها اختصاص یافته است. در نتیجه با توجه به تکمیل نشدن به موقع پروژه‌ها، تولید متأثر شده و به تبع آن بهره‌وری کل این صنعت نیز کاهش یافته است (امیر رحیمی^۱ و همکاران، ۱۴۰۰: ۲۰).

جدول (۷): مقایسه بهره‌وری کل صنعت پالایشی با تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها و مرز تولید تصادفی مرزی

ردیف	روش تحلیل	حداقل بهره‌وری کل	حداکثر بهره‌وری کل	بهره‌وری کل
۱	تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)	۷۱	۹۵	۹۰ درصد
۲	تابع تولید مرزی تصادفی	۹۵٫۶	۹۶٫۳	۹۵٫۹۵ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به بررسی بهره‌وری کل پالایشگاه‌های نفت کشور با دو روش تحلیل پوششی داده‌ها و مدل برآورد مرز تولید کارا پرداخته است. همچنین رتبه‌بندی این پالایشگاه‌ها با استفاده از مدل ابر کارایی اندرسون-پیترسون انجام شده است. نتایج به دست آمده از تحلیل داده‌ها طی ۵ سال و با روش مدل ابر کارایی نشان می‌دهد که پالایشگاه شیراز از لحاظ کارایی بالاترین و پالایشگاه کرمانشاه پایین‌ترین رتبه را داشته است. این در حالی که است که بیشتر این پالایشگاه‌ها به جز پالایشگاه اراک، قدیمی بوده، تجهیزات و تأسیسات آن‌ها فرسوده و سطح تکنولوژیکی آن‌ها نیز ارتقا نیافته است. بعلاوه علی‌رغم سطح پایین فناوری در این صنعت، با توجه به اهمیت و وزن

زیاد خوراک نفت خام در پالایشگاه‌ها، مزیت کشور در تولید نفت و تخفیف قیمتی فراوان، موجب شده است بهره‌وری کل این صنعت بیش از میزان واقعی آن نشان داده شود.

در خصوص شاخص بهره‌وری کل در دوره مورد مطالعه، با لحاظ نیروی انسانی، سرمایه و پیچیدگی و همچنین خروجی‌های مورد نظر، پالایشگاه شیراز بیشترین بهره‌وری کل و پالایشگاه کرمانشاه کمترین بهره‌وری کل پالایشگاه‌های کشور را طی این مدت نشان داده‌اند.

بر اساس نتایج به دست آمده از تحلیل‌ها روند تغییرات در بازه زمانی ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱ با لحاظ نفت خام در ورودی محاسبات تقریباً ثابت و ۱۰۰ درصدی بوده است و با حذف نفت خام از تحلیل، میزان کارایی همه پالایشگاه‌ها بدون استثنا در بازه زمانی ۱۳۹۷ الی ۱۴۰۱ نه تنها افزایشی نبوده بلکه کاهش هم بوده است. به نظر می‌رسد تحریم‌های اقتصادی کشور و به خصوص بخش و نفت و گاز می‌تواند عاملی در جهت کاهش کارایی پالایشگاه‌ها باشد. گستردگی بخش نفت و گاز ایران، وابستگی تکنولوژیکی به فناوری‌های نوین پالایشگاهی موجب شده است تا رفته رفته میزان کارایی پالایشگاه‌های کشور کم شود. در ادامه این پژوهش، مدل تابع تولید مرزی تصادفی با استفاده از داده‌های تلفیقی برآورد شد. به منظور تفکیک آثار شوک‌های برونزا و عوامل غیر سیستماتیک بر ناکارایی تولیدکنندگان پالایشی مدل اثرات تصادفی با دو فرض ثابت بودن و متغیر بودن ناکارایی در طول زمان برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد که سطح ناکارایی صنعت پالایشی کشور بین ۲/۹ تا ۲/۱ درصد است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که مجموع کشش‌های تولید نسبت به عوامل تولید بزرگ‌تر از یک است و فرض ثابت بودن بازدهی به مقیاس رد می‌شود. بر این اساس بازدهی به مقیاس در صنعت پالایشی فزاینده و تولید پالایشی غیراقتصادی ارزیابی می‌شود.

پیشنهاد می‌شود در راستای ارتقاء بهره‌وری پالایشگاه‌ها یا در واگذاری‌ها بازنگری شود. همچنین، شرکت ملی پالایش و پخش به نمایندگی وزارت نفت در پروژه‌های توسعه و ارتقا محصولات جهت افزایش بهره‌وری نقش قانونی تنظیم‌گری را عهده‌دار شود. به علاوه بهره‌وری صنعت پالایشی با توجه به تخفیف زیاد در قیمت خوراک ورودی پالایشگاه‌ها در جهت ارتقا بهره‌وری اقدام ننموده و تلاشی برای رشد سطح فناوری نداشته‌اند. اتلاف منابع فراوان است. در این راستا پیشنهاد می‌شود در جهت افزایش بهره‌وری کل معاونت برنامه‌ریزی وزارت نفت

قیمت‌گذاری خوراک پالایشگاه‌ها را اصلاح کند. به‌عنوان پیشنهاد پژوهش‌های آتی با توجه به واگذاری پالایشگاه‌ها به بخش‌های غیر مرتبط با صنعت نفت، تاثیرگذاری مستقیم آن بر روی پروژه‌ها، تولید و همچنین کارایی و بهره‌وری پالایشگاه‌ها و به‌صورت کلی تأثیرات خصوصی‌سازی بر کارایی و بهره‌وری آن‌ها موردبررسی قرار گیرد.

References

- Abrishami, H., Ghanimi fard, H., & Gheibi, A. (2005). Evaluating Efficiency and Productivity Iranian Oil Refineries Using Comprehensive Data Analysis (DEA) Method. *Energy Economics Studies*, 5, 25-54. (In Persian)
- Aigner, D.J., Lovell, C.A.K., & Schmidt, P.J. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.
- Alirezaei, M. R., Afsharian, M., & Analooei, B. (2007). Calculating the Productivity Growth of Total Factors with the Help of non-Parametric Models of Data Envelopment Analysis; With a case Study in the Electrical Industry, *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 42(1), 177-206. (In Persian)
- Alirezaei, M. R., Afsharian, M., & Khalili, M. (2007). Realizing the Growth Productivity of Factors with the Help of Generalized Data Envelopment analysis models, case Study: National Iranian Oil Company, *Economic Research Quarterly*, 6(3), 75-99. (In Persian)
- Amirrahimi, H., Hosseini, S. S., Seyyed Noorani, S. M. R., Mohammadi, T., & Safarzadeh, E. (2020). Investigating the Privatization of Iran's Oil Refinery Industries with DID (Fuzzy) Approach. *Iranian Energy Economics*, 10(37), 12-35 -. doi: 10.22054/jiee.2021.61333.1846
- Argus Media Group, (2024). *Iran's Gasoline demand outpaces production*, p. 73. [Iran's gasoline demand outpaces production | Latest Market News](#)
- Branson, W. H. (2005). *Macroeconomic Theory and Policy*, (Translated: Shakeri, A.), Tehran: Nashre Ney (In Persian)
- Caves, D. W., Christensen, L. R., and Dievert, W. E. (1982) The Economic Theory of Index Number and the Measurment of Input, Output, and Productivity *Econometrica*, *The Econometric Society*, 50, pp. 1393-1414.
- Charnes, A., Cooper, W. W., & Rhodes, E. (1981). Evaluating Program and Managerial Efficiency: an Application of Data Envelopment Analysis to program follow through. *Management science*, 27(6), 668-697.
- Chenery, H. B. (1980). Patterns of Industrial Growth. *The American Economic Review* 50 (4): 624-54. <https://doi.org/10.1257/jep.6.3.79>.

- Dabbagh, R., kouhileilan, B., Javaherian, L., & Latifi, M. (2015). Examining Technical Efficiency and Productivity of Industries in Western Azerbaijan Using the Parametric and Nonparametric Methods. *Majlis and Rahbord*, 22(83), 305-333. (In Persian)
- Emami meybodi, A., Karimian, Z., & Rahmani Sefati, M. H. (2011). Measuring Technical Efficiency and Productivity of Iranian Petrochemical Plants over the period 2002 to 2008. *Energy Economics Review*, 8(29), 61-81. (In Persian)
- Emami meybodi, A. & Izadi, Z. (2008). An assessment of Technical Efficiency and Productivity of Iranian Petroleum Refineries: a dea Approach. *Energy economics review*, 5(17), 31-56. (In Persian)
- Exchange information database. (2010), Capital changes, Stock Exchange Information, Tehran. (In Persian)
- <http://old.tsetmc.com/Loader.aspx?ParTree=15131F>
- Fare, R., Grosskopf, S. & Lovell, C.A.K. (1994), *Production Frontiers*. Cambridge: Cambridge University Press.
- <https://doi.org/10.1080/0003684042000218525>
- Farrell, M.J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society (A, general)*, 120, 253-281.
- Farsijani, H., Arman, M.H, Hossein Beigi, A. & Jalili, A. (2011). Presentation of Data Envelopment Analysis Model with Input-Output Approach, *Industrial Management Perspective*, 1(1), 39-56. (In Persian)
- Forsund, F. R. & Hjalmarsen, L. (1990). Generalized Farrell Measures of Efficiency: an Application to Milk Processing in Swedish Dairy Plants. *The Economic Journal*, 89, 294-315.
- <https://doi.org/10.1007/BF00158774>
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*, seventh edition, New York: New York University
- Hakimipoor, N. (2017). A Comparative Analysis of Efficiency in Iran's Provincial Manufacturing Sector during the Development Plans after the Revolution. *The Journal of Economic Policy*, 10(20), 191-213.
- doi: 10.29252/epj.2018.1262 (In Persian)
- Heydarpour Chenar, K., Nasrabadi, T., Heydaranjad, N. & Hoveidi, H. (2013). Investigating the emission of indicator pollutants from oil refinery chimneys and assessing the health risk of personnel in the face of it. A case study of Shahid Tandgoyan Oil Refinery in Tehran, *The third national conference on health, environment and sustainable developme1nt*, (In Persian)
- <https://civilica.com/doc/250985/>
- Istaiteyeh, R., Milhem, M. M., Najem, F., & Elsayed, A. (2024). Determinants of Operating Efficiency for the Jordanian Banks: A Panel Data Econometric Approach. *International Journal of Financial Studies*, 12(1), 12-29.
- <https://doi.org/10.3390/ijfs12010012>

- Jiang, N., Pu, X. & Guo, Q. (2022), Calculation and Analysis of Total Factor Productivity of Chinese Military Enterprises. *Information Systems and Economics*, 3(2), 52-57. (In Persian)
- Kayedpour, F., Sayadmanesh, S., Salmani, Y. & Sadeghi, Z. (2020). Measuring the Efficiency and Productivity of Cement Companies in the Tehran Stock Exchange Using Data Envelopment Analysis and Malmquist Productivity Index in Gray Environment. *Innovation Management and Operational Strategies*, 1(4), 363-382 (In Persian)
- <https://doi.org/10.22105/imos.2021.276467.1038>
- Mehregan, N., Haqani, M., & Keramatfar M. (2012). Is Energy Price Increase a Serious Threat to Manufactured Exports of Iran?. *Journal of economic research and policies*. 20 (62) :79-94
URL: <http://qjerp.ir/article-1-389-fa.html> (In Persian)
- Mousavinezhad-Naini, S. A., Tamimi, M., & Salehi, A. (2021). Exploring the Financial Productivity of Hospitals with Malmquist Index and Data Envelopment Analysis. *Health Information Management*, 18(6), 258-264. doi: 10.22122/him.v18i1.4432 (In Persian)
- Nadali, M., & Rezaei, J. (2012). Investigating the Relationship Between Productivity and the Growth of the Industrial Sector in Iran's Economy, *Macroeconomic research paper*, 8(15), 134-156. (In Persian)
- Nasr Isfahani, M., & Razavi, S. A. (۲۰۱۱). Investigating and Comparing the Efficiency and Productivity of Automotive Companies Using the Data Envelopment Analysis (DEA) method. *Scientific Research Journal of Tomorrow's Management*, 9(25), 84-108. (In Persian)
- [Nikbakht](#), M., [Hajiani](#), P., & Ghorbanpur, A. (2023). Assessment of the Total-Factor Energy Efficiency and Environmental Performance of Persian Gulf countries: a Two-Stage Analytical Approach. *Environ Sci Pollut Res Int* 30(4), 10560-10598.
- Nishimizu, M. and Page, J.M. (1982). Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1967–1978. *The Economic Journal*, 92, 920–936.
- Overview of Iranian crude oil refineries, (2017),
<https://www.vcmstudy.ir/group>
- Performance Report of the Integrated Planning of the National Petroleum Refining and Distribution Company, (2015). Tehran, Iran.
<https://www.niordc.ir/fa-IR/Portal/4931/>
- Razavi, S. A. (2022). *Energy Diplomacy (Unilateral International Sanction to Multilateral Diplomacy)*, Tehran: Tehran International Studies & Research Institute. (In Persian)

- Razavi, S. A. (2022). Investigating the Effect of Quality Value Index and Market Time Structure on the Price Formula of Iranian Crude Oil in the Asian Market. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 11(41), 263-287. doi:10.22084/aes.2021.24612.3318 (In Persian)
- Razavi, S. A., Razmi, M. J., Naji, A. A., & Salimi far, M. (2014). Economic Efficiency of Iran' Automobile Industry a Panel Data Approach. *Journal of Industrial Management Studies*, 11(28), 99-118.
- Rezaei Parsa, Z., & Hosseinzadeh Salgooghi, F. (2014). Comparison of Super-Efficiency Models in DEA, DEA. *Sixth International Conference*, <https://civilica.com/doc/351711/> (In Persian)
- Rezaian, A. (2017). *Principles of Organization and Management*. Tehran: Samt. (In Persian)
- Richmond, J. (1974). Estimating the Efficiency of Production. *International Economic Review*, 15, 515-521.
- Saif Ullah, A. M., & Popp, J. (2023). Determinants of Bank's Efficiency in an Emerging Economy: A Data Envelopment Analysis Approach. *Plos One*. 18(3). doi: [10.1371/journal.pone.0281663](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0281663)
- Shi, H., Li, P., Wei, J., & Shi, S. (2022). Green Growth Efficiency Evaluation of Major Domestic Oil-Gas Resource-Based Cities—Based on Panel Data of SBM Model and Malmquist-Luenberger Index. *Frontiers in Earth Science*, 10, 911646. <https://doi.org/10.3389/feart.2022.911646>
- Solow, R. (1957) Technical Change and The Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.
- Statistics and information of the Iranian Ministry of Oil, (2020), <https://www.mop.ir/>
- U.S. Department of Energy Washington. (2024). *Short-Term Energy Outlook and International Energy Statistics*. U.S. Energy Information Administration (EIA). [Country Analysis Brief: Iran](https://www.eia.gov/country/brief/iran)
- Valizadeh Zonuz, P. (2006). A Study of Productivity in Iran's Economy. *Economic Research Collection, Central Bank of the Islamic Republic of Iran*, 24, 3-35. (In Persian)
- Zahedi Movahed, M. (2018). *Development of Internal Manufacturing in the Oil Industry*. Tehran: Third Millennium of Andisheh Publications. (In Persian).



Estimating the health time preference rate and analyzing its trend in certain countries: A case study of countries with higher than average income

Razieh Mohammadi Saber*¹, Abbas Asari Arani², Amir Hossein Mozayani³, Lotfali Agheli⁴

Received: 21-01-2024

Accepted: 22-05-2025

Extended Abstract

Purpose: Individual attitudes towards risk shape a broad set of decisions related to important outcomes such as savings and investments, occupational choice and labor supply, retirement decisions, insurance and health services purchase, health behaviors and lifestyles (Banks et al., 2019). Despite the limited resources available and with the aim of obtaining the maximum benefit, these decisions sometimes have only short-term effects and, in some cases, their effects are shifted to the future. The question of whether a person's choice is to achieve more benefit in the present or in the future relates to the concept of time preference. Knowledge of the time preference rate of individuals in the field of health is a key variable affecting intertemporal utility and is considered as one of the fundamental concerns in health economics macro policies.

Methodology: This study employs the MIMIC model to evaluate the shifts in the health-related time preference rate in several countries with upper middle incomes during a 20-year period from 2000 to 2019. The MIMIC model explains the relationship between observable variables and an unobservable one by minimizing the distance between the sample covariance matrix and the covariance matrix predicted by the model. In the research model, the hidden variable is the health time preference rate (HTP). The variables used in our study are divided into two major categories including indicator variables and causal variables. The causal variables are LLE (the logarithm of life expectancy), LGDP (logarithm of per capita income), UNILO

1 . Corresponding Author. Ph.D. student, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: raziye_saber@yahoo.com

2 . Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: assari_a@modares.ac.ir

3. Associate Professor of Economics, Institute of Economic Research, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: mozayani@modares.ac.ir

4. Associate Professor of Agricultural Economics, Institute of Economic Research, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: aghelik@modares.ac.ir

(unemployment rate), PR (political risk rating), SE (enrollment, tertiary-% gross), and INFG (inflation, GDP deflator). The indicator variables are OOP (out-of-pocket expenditure-% of current health expenditure), SUI (suicide mortality rate-per 100.000 population), LEGA (prosperity index), MIG (migration rate), and LINSU (life insurance premium rate). The studied countries are a number of upper-middle income countries according to the World Bank classification, namely Brazil, Iran, Malaysia, Mexico, Russia, Jordan, Azerbaijan, Argentina, Kazakhstan, and South Africa. After modeling, first the stationarity and autocorrelation tests were performed to ensure the existence of a long-term relationship between the variables. Before estimating the model, the appropriate variable was selected to normalize the model. In the following, the hidden variable (i.e. the health time preference rate) and its trend were predicted. It should be noted that all the steps were taken in the STATA software.

Findings and Discussion: In order to investigate the stationarity of the variables, different tests were performed. According to the results, all the variables are stationary, i.e. $I(0)$ or $I(1)$. Also, a co-integration test was performed to ensure a long-term relationship between the variables. To determine the best conditions, the model was first normalized for all the causal variables. According to the results, the best model is the normalization based on the LEGA variable. Also, the GOF test was used to confirm the fit of the model. Based on the results of the MIMIC model predicting the hidden variable, the trend of health time preference rate for all the studied countries is presented in separate graphs. During the period under study, the trend of the time preference rate for health in Brazil, Iran, Malaysia, Mexico, and Russia was downward with a steep slope, indicating an improvement in people's attitudes toward health in these countries and a reduction in risky behaviors in order to achieve greater future benefits. This trend was also downward in Jordan and Azerbaijan, albeit with a very low slope. In Argentina, Kazakhstan, and South Africa, the trend of the time preference rate for health was rising, with Argentina's trend being steeper than that of the other two countries. This indicates a decline in people's attention to the health in the present and, consequently, a decline in their desire to invest in it for the future.

Conclusions and Policy Implications: People's behavior is clearly related to their time horizon. As people's time preference rate increases, planning becomes increasingly myopic. This study employs the MIMIC model to evaluate the shifts in the health-related time preference rate in several upper-middle-income countries. The obtained trends for the health time preference rate show the impacts of the policies adopted in the field of health on people's attitudes towards a healthier life in the future. Prohibition of smoking in public places, restricting laws or controls on the consumption of alcohol and drugs, policies to promote professional and public sports, healthy diet recommendations, expansion of health education and similar cases are among these policies. Since policy makers try to achieve the goals of promoting the health status of citizen, it seems warning, and awareness programs such as health education and counseling programs can be effective in this regard.



Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 17, No. 34, Autumn and Winter 2025 , P: 372-408

Biquarterly Journal of Economic Research

Keywords: Time preference, Health, Countries with higher than average income, MIMIC model.

JEL Classification: DO3, I10, O50, C51.

برآورد نرخ ترجیح زمانی سلامت و تحلیل روند آن در کشورهای منتخب (مطالعه موردی کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط)

راضیه محمدی صابر^۱، عباس عساری آرانی^{۲*}، امیرحسین مزینی^۳، لطفعلی عاقلی^۴

دریافت: ۱۴۰۳-۱۱-۰۱

پذیرش: ۱۴۰۴-۰۳-۰۲

چکیده

آگاهی از نرخ ترجیح زمانی افراد در حوزه سلامت به عنوان متغیر کلیدی تاثیرگذار بر مطلوبیت بین‌دوره‌ای، یکی از موضوعات اساسی در سیاست‌گذاری‌های کلان حوزه اقتصاد سلامت است. این مطالعه با استفاده از مدل MIMIC به استخراج روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در تعدادی از کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در اردن نزولی با شیب بسیار کم و در برزیل، ایران، مالزی، مکزیک، روسیه و آذربایجان نزولی با شیب زیاد است. شیب نزولی بدست آمده نشان‌دهنده بهبود قابل توجه نگرش افراد به موضوع سلامت و بالتبع پرهیز از رفتارهای پرخطر در زمان حال به منظور کسب منافع بیشتر در آینده در کشورهای مذکور است که البته این موضوع در اردن کمتر محسوس بوده است. روند بدست آمده برای نرخ ترجیح زمانی سلامت در قزاقستان صعودی با شیب بسیار کم و در آرژانتین و آفریقای جنوبی صعودی با شیب زیاد است که بیانگر کاهش توجه افراد به موضوع سلامت در بازه مورد بررسی و کاهش تمایل به سرمایه‌گذاری در آن برای آینده است. تفاوت در این روندها گویای تفاوت در تغییرات صورت گرفته در نگرش افراد نسبت به وضعیت سلامتی‌شان طی زمان و نیز اثرگذاری متفاوت سیاست‌های دولتی در حوزه سلامت است.

واژگان کلیدی: ترجیح زمانی، سلامت، کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط، مدل میمیک.

طبقه‌بندی JEL: DO3, I10, O50, C51

۱. دکتری اقتصاد سلامت، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران raziye_saber@yahoo.com
۲. نویسنده مسئول. دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران assari_a@modares.ac.ir
۳. دانشیار پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران mozayani@modares.ac.ir
۴. دانشیار پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران aghelik@modares.ac.ir

۱- مقدمه

انتخاب میان مصرف در زمان حال یا انتظار برای مصرف در آینده، عمدتاً با هدف دستیابی به منافع بیشتر و به تعویق انداختن هزینه‌ها صورت می‌گیرد. عموماً مردم ترجیح می‌دهند به سرعت منافع را دریافت کنند و هزینه را به تعویق بیندازند که این امر نشان دهنده بی‌صبری جامعه در مورد مصرف و با ارزش بودن مصرف زمان حال نسبت به مصرف آتی است (نورگرن^۱، ۲۰۲۱: ۲). با تعمیم این دیدگاه به حوزه سلامت می‌توان اذعان داشت یک روز با سلامت کامل در زمان حال با اهمیت‌تر از مدت زمان بیشتر در آینده است. در اقتصاد رفتاری این موضوع را ترجیح زمانی می‌نامند. در یک تعریف استاندارد، ترجیح زمانی عبارت است از مقداری از مطلوبیت آینده که معادل با سطح پایین‌تری از مطلوبیت جاری ناشی از مصرف کالا یا خدمت است (لاولس و همکاران^۲، ۲۰۱۳: ۴). ترجیحات زمانی طیف وسیعی از تصمیمات فردی مانند پس‌انداز و سرمایه‌گذاری (برادفورد و همکاران^۳، ۲۰۱۷)، انتخاب شغل و عرضه نیروی کار (بارتچاک و همکاران^۴، ۲۰۱۳)، تصمیم برای بازنشستگی (بنکس و همکاران^۵، ۲۰۱۹)، سرمایه‌گذاری در صندوق‌های بازنشستگی (گودا و همکاران^۶، ۲۰۱۹)، انتخاب سبک زندگی و سرمایه‌گذاری در سلامت (گالیزی و همکاران^۷، ۲۰۱۸) را در بر می‌گیرد. این تصمیمات با وجود محدود بودن منابع در دسترس و با هدف کسب حداکثر منفعت، گاه اثرات کوتاه‌مدت داشته و در برخی موارد آثار آن‌ها به آینده منتقل می‌شود. مطالعه ترجیحات زمانی با هدف بررسی نگرش افراد در خصوص وضعیت سلامتی‌شان در حال، گذشته و آینده و پاسخ به این سوال که افراد در مواجهه با انتخاب‌های مرتبط با سلامت بین کسب منفعت بیشتر در زمان حال یا آینده کدامیک را انتخاب می‌کنند، نه تنها تمایز در رفتارهای مرتبط با سلامت را در یک کشور با سایر کشورها نشان می‌دهد، بلکه گام مهمی در جهت طراحی سیاست‌های بهداشتی متناسب با گروه‌های هدف در جامعه نیز خواهد بود.

1. Norrgren (2021)
2. Lawless et al. (2013)
3. Bradford et al. (2017)
4. Bartczak et al. (2013)
5. Banks et al. (2019)
6. Goda et al. (2019)
7. Galizzi et al. (2018)

مطابق با آمارهای منتشر شده از سوی سازمان جهانی بهداشت، عمده‌ترین عامل مرگ و میر در جهان بیماری‌های قلبی عروقی و از جمله بیماری ایسکمیک قلبی و سکته مغزی است که با سبک زندگی افراد همچون کم تحرکی، رژیم غذایی، سیگار کشیدن و مصرف الکل ارتباط مستقیم دارد (کیم^۱، ۲۰۲۱: ۹). در این رابطه اینکه افراد از آسیب‌های جسمی یک سبک زندگی ناسالم آگاهی داشته اما با وجود این آن را انتخاب می‌کنند موضوعی است که در حیطه ترجیحات زمانی افراد قابل بحث و بررسی است. در خصوص ارتباط بین ترجیحات زمانی و پیامدهای سلامت در بلندمدت داده‌های زیادی در دسترس نیست (نورگرن، ۲۰۲۱: ۵) اما مطالعات نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت ترجیحات زمانی با ورزش (لئونارد و شیوال^۲، ۲۰۱۷)، سیگار کشیدن (هاریسون و همکاران^۳، ۲۰۱۸)، رژیم غذایی (کورتمانچ و همکاران^۴، ۲۰۱۵) و مصرف الکل (بنکس و همکاران، ۲۰۱۹) مرتبط بوده و افرادی که دارای نرخ ترجیح زمانی بالاتری هستند با احتمال کمتری از رفتارهای پرخطر در زمان حال به منظور دستیابی به منافع بیشتر در آینده چشم‌پوشی خواهند کرد.

لازم بذکر است از میان عوامل اثرگذار بر سلامت، بخشی از آن‌ها از کنترل مستقیم افراد خارج است اما بخشی دیگر مستقیماً با عملکرد افراد مرتبط بوده و از این رو تحت کنترل است^۵. یک رویکرد مهم جهت شناسایی عوامل قابل کنترل و تاثیرگذار بر رفتارهای مرتبط با سلامت، بررسی الگوهای ذهنی افراد است که نشان دهنده طرز تلقی آن‌ها نسبت به وضعیت سلامتی‌شان در حال و آینده و نیز توجه یا عدم توجه به آن است. بررسی این الگوی ذهنی در ادبیات اقتصادی از طریق نرخ ترجیح زمانی سلامت قابل انجام است که موضوع اصلی پژوهش حاضر نیز است. از این رو مطالعه حاضر با بکارگیری مدل میمیک، به تجزیه و تحلیل نرخ ترجیح زمانی سلامت بعنوان یک متغیر پنهان می‌پردازد. توجه به سلامت به عنوان یک متغیر پنهان و بررسی ترجیحات زمانی مرتبط با آن موضوعی است که در مطالعات داخلی و خارجی موجود کمتر مورد توجه واقع شده است، در

1. Kim (2021)

2. Leonard and Shuval (2017)

3. Harrison et al. (2018)

4. Courtemanche et al. (2015)

۵. از جمله این عوامل می‌توان به سبک زندگی افراد شامل ورزش کردن، عادات غذایی مناسب، ترک سیگار و عدم مصرف مشروبات الکلی اشاره کرد.

حالی که تجزیه و تحلیل ترجیحات زمانی در حوزه سلامت طی زمان می‌تواند ابعاد جدیدی از میزان توجه و ماهیت نگرش جمعی به موضوع سلامت را در کشورهای مورد مطالعه آشکار سازد.

۲- مبانی نظری

توجه اقتصاددانان به موضوع انتخاب بین دوره‌ای از زمان آدام اسمیت آغاز شد. اندکی پس از آن که آدام اسمیت توجه اقتصاددانان را به اهمیت انتخاب بین زمانی برای ثروت ملت‌ها جلب کرد، رای^۱ (۱۸۳۴) اقتصاددان اسکاتلندی به بررسی عوامل اجتماعی و روانشناختی تعیین‌کننده این انتخاب‌ها پرداخت (فردریک و همکاران^۲، ۲۰۰۲: ۳۵۱) این ایده که ارزش یک کالا به زمان مصرف آن بستگی دارد، قبل‌تر نیز در اندیشه اقتصاددانان قرن هجدهم وجود داشت، اما مطالعه عمیق در مورد انگیزه‌های اقتصادی و روان‌شناختی که زیربنای ترجیح زمانی است را باید نخستین بار در نظریه جامعه‌شناختی سرمایه^۳ جان رای (۱۸۳۴) جستجو کرد. رای ترجیحات زمانی افراد را با میل مؤثر به انباشت^۴ ارتباط داده و چهار عامل انگیزه ارث گذاشتن^۵، خویش‌داری^۶، نااطمینانی^۷ و هیجان مصرف فوری^۸ را بر آن مؤثر می‌داند (رای، ۱۹۰۵: ۱۲۰).

بعد از رای، جیونز^۹ (۱۸۸۸) با طرح این دیدگاه که هر فرد باید مصرف یک کالا را طی یک دوره زمانی به گونه‌ای توزیع کند که مطلوبیت کلی وی را حداکثر سازد، موضوع ترجیح زمانی را ادامه داد (لازم به ذکر است دیدگاه جیونز بر مبنای مطلوبیت نهایی کاهنده است به گونه‌ای که مصرف بیشتر موجب کاهش مطلوبیت نهایی خواهد شد). جیونز با در نظر گرفتن این واقعیت که یک عدم قطعیت ذاتی در مورد مصرف آینده وجود دارد، ترجیح منطقی برای مصرف فعلی

1. Rae (1834)

2. Frederick et al. (2002)

3. The Sociological Theory of Capital

4. Effective Desire of Accumulation

5. The Bequest Motive

6. Self-restrain

7. Uncertainty

8. Excitement of Immediate Consumption

9. Jevons (1888)

نسبت به مصرف آینده را مطرح ساخته و بیان می‌کند افراد ترجیح می‌دهند به جای به تعویق انداختن مصرف به آینده، با مصرف در زمان حال مطلوبیت‌شان را حداکثر نمایند (تروستل^۱، ۲۰۰۱: ۳۸۰).

باورک^۲ (۱۸۹۰) ادعا نمود دیدگاه جیوونز مبنی بر دست کم گرفتن لذت‌های آینده ممکن است به دلیل عدم توانایی انسان برای ایجاد تصویری کامل از خواسته‌های آینده خود باشد. وی معتقد است انسان‌ها در انتخاب بین کالاهای حال و آینده، کالاهای آینده را کمی یا حتی مقدار زیادی، کمتر از ارزش نهایی‌شان در آینده ارزش‌گذاری می‌کنند (باورک، ۱۸۹۰: ۲). باورک برای اثبات این موضوع از سه دلیل "اقتصادی، روان‌شناختی و فنی" استفاده کرده است. در عامل اقتصادی تفاوت در مقتضیات عرضه و تقاضا ارزش کالاها را تعیین می‌کند، کالاهای آینده نیز ارزش خود را از تفاوت همان مقتضیات اما در حال و آینده کسب می‌کنند. عامل روان‌شناختی این گونه بیان می‌کند که انسان از لحاظ روانی برای لذت‌ها و رنج‌های آینده نسبت به لذت‌ها و رنج‌های زمان حال اهمیت کمتری قائل است. بنابراین به لحاظ روانی، کالاهایی که برای تامین نیازهای آینده تدارک دیده می‌شوند در نزد مردم ارزشی پایین‌تر از شدت مطلوبیت نهایی آتی خود دارند. عامل سوم عامل فنی است که از دید باورک مهم‌ترین عامل برتری فنی کالاهای حاضر بر کالاهای آینده از حیث مفهوم سرمایه است. با توجه به این عامل، عوامل تولید حاضر بر عوامل تولید آتی از لحاظ فنی برتری دارند زیرا آن‌ها را می‌توان در فرایند تولید طولانی مدت بکار گرفت (باورک، ۱۸۹۰: ۸).

مطالعه ترجیح زمانی در ادامه با دیدگاه فیشر^۳ (۱۹۳۰) تکامل یافت. فیشر برای بیان مفهوم ترجیح زمانی بیشتر از مفهوم بی‌صبری^۴ استفاده کرده است. اینکه افراد تمایل دارند امکانات آینده‌شان را از طریق تقاضای وام به امروز انتقال دهند بخاطر بی‌صبر بودن افراد است. درجات بی‌صبری برای افراد مختلف متفاوت است که به چهار خصوصیت از درآمد آن‌ها وابسته است: اندازه درآمد مورد انتظار، توزیع درآمد مورد انتظار، ترکیب مصرفی درآمد، احتمال یا درجه ریسک تحقق درآمد. به طور کلی با ثبات سایر شرایط افرادی که در طبقه درآمدی پایین‌تری قرار دارند، دارای بی‌صبری بالاتری هستند. لازم به ذکر است بی‌صبری برای افراد مختلف در یک سطح

1. Trostel (2001)

2. Bawerk (1890)

3. Fisher (1930)

4. Impatience

درآمدی و برای یک فرد خاص در سطوح مختلف درآمدی متفاوت خواهد بود. این تفاوت بدلیل اختلاف در حداقل شش ویژگی شخصی است که عبارتند از: پیش‌بینی، خودکنترلی، عادت، امید به زندگی، نگرانی برای زندگی دیگران (فرزندان و بازماندگان)، مدا یا دنباله‌روی از دیگران (فیشر، ۱۹۳۰: ۱۵).

با وجود ارائه دیدگاه‌های ارزشمند از جانب جیونز، باورک و فیشر، اولین بار ساموئلسون^۱ (۱۹۷۳) در مقاله‌ای تحت عنوان "یادداشتی در باب اندازه‌گیری مطلوبیت" موفق به ارائه یک تابع ریاضی برای توصیف ترجیحات زمانی شد. این تابع بر این فرض اساسی استوار است که افراد در انتخاب‌هایشان به گونه‌ای رفتار می‌کنند که تابع مطلوبیت فعلی خود را که میانگین وزنی مطلوبیت زمان صفر و همه جریان‌ات مطلوبیت آینده است، به حداکثر رسانند. در مدل ساموئلسون رفتار حداکثرسازی افراد می‌بایست از طریق رفتارهای مشاهده شده آن‌ها در طول زمان استخراج شود. فرض کلیدی این مدل مانایی است که بیان می‌کند مبادله بین دو دوره‌ی t و s تنها به فاصله زمانی مطلق ($s-t$) وابسته است. تابع مطلوبیت بین دوره‌ای که رضایت یا مطلوبیت را به‌عنوان تابعی از پرونده‌ها در نقاط مختلف زمان بیان می‌کند به صورت زیر است:

$$D(\delta, t) = \frac{1}{(1+\delta)^t} \quad (1)$$

که در آن δ نرخ ترجیح زمانی و D عامل تنزیل است. مدل مطلوبیت تنزیل شده ساموئلسون بر مفروضاتی از جمله؛ مانایی، یکپارچه‌سازی^۲، اثر مقدار^۳ و عدم تغییر در برابر اثرات توصیف و چارچوب استوار است. فرض مانایی در مدل ساموئلسون که دلالت بر عدم تغییر ترجیحات افراد طی زمان دارد بعدها مورد انتقاد اقتصاددانان قرار گرفت و تعداد زیادی از مطالعات تجربی نشان دادند فرض مانایی در مدل مطلوبیت تنزیل شده فرض مناسبی نیست (کرنز و ون در پل^۴، ۱۹۹۷: ۱۶۵۷؛

1. Samuelson (1973)
2. Integration
3. Magnitude Effect
4. Cairns & Van Der Pol (1997)

فردریک و همکاران^۱، ۲۰۰۲: ۳۶۱). این پدیده که ناسازگاری زمانی کاهشی نام دارد^۲ موجب توسعه مدل‌های شبه‌هایپربولیکی شد که تورش حال را نیز به حساب آورده‌اند (لیسون^۳، ۱۹۹۷: ۴۴۷):

$$D(\beta, \delta, t) = 1 \quad \text{if } t=0 \quad (2)$$

$$\beta \frac{1}{(1+\delta)^t} \quad \text{if } t>0 \quad (3)$$

که در آن β اندازه تورش حال است. لازم به ذکر است در مدل شبه‌هذلولی تأخیرهای آینده با نرخ ثابتی تنزیل می‌شوند و تأخیرهای آتی ممکن است با نرخ کاهشی تنزیل شوند، درحالی‌که مدل‌های هذلولی دلالت بر نرخ کاهشی یکنواختی از تنزیل دارند.

شروع مطالعات مرتبط با نرخ ترجیح زمانی سلامت به‌طور جدی از اوایل دهه ۱۹۹۰ آغاز شد. البته پیش‌تر نیز تئوری بسط‌یافته سرمایه انسانی بکر^۴ (۱۹۶۴) و به‌کارگیری این تئوری از جانب گروسمن^۵ (۱۹۷۲) برای سلامتی، چارچوب مناسبی برای تفکر درباره رفتارهای سلامتی را به وجود آورده بود (فوکس^۶، ۱۹۸۶: ۹۵). ایده پیش‌بینی رفتارهای مرتبط با سلامت بر اساس مطلوبیت مورد انتظار اولین بار توسط گروسمن ارائه شد. فرض اساسی مدل گروسمن این است که افراد با هدف به حداکثر رساندن مطلوبیت خود، اقدام به مصرف و سرمایه‌گذاری در سلامت می‌کنند. بنابراین مطلوبیت مورد انتظار سرمایه‌گذاری در سلامت، تقاضا برای سلامت را تعیین می‌کند (گروسمن، ۱۹۷۲: ۲۲۴). عمدتاً مطلوبیت مورد انتظار از یک سرمایه‌گذاری به صورت رابطه (۴) تشریح می‌شود:

$$V(A) = P * U(A) \quad (4)$$

که در آن $U(A)$ مطلوبیت ناشی از یک رفتار و P احتمال تحقق آن است. بعد از ارائه مدل گروسمن، اقتصاددانان و روانشناسان در اوایل دهه ۱۹۸۰ شروع به استخراج ترجیحات زمانی به‌صورت تجربی کردند.

در یک نگاه کلی مبانی نظری مطالعات انجام شده در حوزه ترجیحات زمانی و سلامت را می‌توان در دو گروه طبقه‌بندی کرد: گروه اول مطالعاتی که بر پایه دیدگاه سنتی در خصوص

-
1. Fredrick et al. (2002)
 2. Decreasing Timing Aversion
 3. Laibson (1997)
 4. Becker (1964)
 5. Grossman (1972)
 6. Fuchs (1986)

ترجیحات زمانی هستند؛ دیدگاهی که فرض می‌کند ترجیحات زمانی افراد در طول زمان ثابت بوده و تغییر نمی‌کند. این دیدگاه اولین بار توسط رمزی^۱ (۱۹۲۸) در مقاله‌ای تحت عنوان نظریه ریاضی پس‌انداز به صورت یک مدل ریاضی ارائه شد و بعدها توسط فیشر (۱۹۳۰)، ساموئلسون^۲ (۱۹۷۳)، اینسلی^۳ (۱۹۷۵) و هرستین^۴ (۱۹۸۱) توسعه یافت.

گروه دوم مطالعاتی که مبتنی بر اصل به حداکثر رساندن مطلوبیت در طول چرخه زندگی با لحاظ برخی محدودیت‌ها هستند و از این‌رو ترجیحات زمانی را در طول زندگی ثابت در نظر نمی‌گیرند. طبق این دیدگاه، به حداکثر رساندن تابع مطلوبیت مورد انتظار باعث می‌شود که افراد به‌طور منطقی مصرف را در دوره‌هایی که انتظار دارند لذت کمتری از آن ببرند، کاهش دهند (تروستل و تیلور^۵، ۲۰۰۱: ۳۸۴). به بیان دقیق‌تر، افراد در دوره کودکی و پیری به دلیل نداشتن دورنمایی از کسب منفعت بیشتر در آینده، ترجیح می‌دهند مصرف را به زمان حال انتقال داده و از این‌رو برای مطلوبیت ناشی از مصرف در زمان حال ارزش بیشتری قائل هستند، در حالی که افراد در دوره جوانی از بازدهی و کارایی بالاتری برخوردار بوده (اقدم و میلایلمی^۶، ۱۳۹۷: ۴۶) و تمایل بیشتری به تعویق انداختن مصرف در زمان حال با هدف کسب منفعت بیشتر در آینده دارند.

مطالعه حاضر با تأکید بر اهمیت روش‌های مناسب برای به حساب آوردن بحث زمان در ارزیابی‌های اقتصادی و تمایل به درک بهتر رفتارهای مربوط به مراقبت‌های درمانی و سلامت فردی و نیز با تکیه بر دیدگاه تروستل و تیلور (۲۰۰۱)، طرز تلقی افراد نسبت به موضوع سلامت را در طی زمان دستخوش تغییر دانسته و از این منظر به بررسی روند تغییرات نرخ ترجیح زمانی سلامت در کشورهای منتخب پرداخته است.

1. Ramsey (1928)
2. Samuelson (1973)
3. Ainslie (1975)
4. Herrnstein (1981)
5. Trostel & Taylor (2001)
6. Aghdam & Milaelmi (2018)

۳- مروری بر مطالعات پیشین

۳-۱- مطالعات خارجی

فوکس^۱ (۱۹۸۰) در مطالعه‌ای تحت عنوان "ترجیحات زمانی و سلامت: مطالعه اکتشافی" به اندازه‌گیری تفاوت در ترجیحات زمانی افراد و نیز بررسی رابطه‌ی میان ترجیحات زمانی و تحصیلات، رفتارهای سلامت و موقعیت‌های سلامت پرداخته است. این مطالعه با مشارکت ۵۰۰ نفر با محدوده سنی ۲۵-۶۴ سال و به صورت تلفنی انجام شده و نتایج نشان داده است نرخ بهره‌ی ضمنی به دست آمده از این پاسخ‌ها ارتباط ضعیف و منفی با سال‌های تحصیل، ارتباط مثبت با سیگار کشیدن و ارتباط منفی با وضعیت‌های سلامت داشته است. نتایج این مطالعه همچنین نشان داده است زمینه‌ی خانوادگی به خصوص مذهب یکی از تعیین‌کننده‌های مهم ترجیحات زمانی است.

کروپر و همکاران^۲ (۱۹۹۲) در مطالعه‌ای که به صورت سه پیمایش جداگانه با هدف برآورد نرخ ترجیحات زمانی برای سناریوهای پیشگیری از مرگ در ایالات متحده‌ی آمریکا انجام شده است به جمع‌آوری داده‌های مربوط به ترجیحات زمانی ۳۰۰۰ نفر به صورت تلفنی پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که برای تمامی وقفه‌های زمانی نرخ تنزیل بزرگ‌تر از صفر بوده است. همچنین تابع ترجیحات نمایی افراد نرخ ثابت نداشته و از یک نرخ کاهشی در طول زمان برخوردار بوده است.

کرنز و ون در پل^۳ (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای ترجیح زمانی افراد برای پیامدهای سلامت را بر روی نمونه ملی به دست آمده از جمعیت بریتانیا انجام داده‌اند. این مطالعه که توسط برنامه تحقیق و توسعه سیستم ملی سلامت انگلیس تأمین مالی شده ترجیح زمانی انفرادی و اجتماعی افراد را به دو روش انتخاب باز و بسته مورد ارزیابی قرار داده است. در این مطالعه علاوه بر برآورد نرخ تنزیل برای نمونه ملی، عوامل مؤثر بر ترجیحات مثبت و منفی و صفر با مدل‌های اقتصادسنجی مورد آزمون قرار گرفته و برای تحلیل عوامل مؤثر بر ترجیحات افراد نیز از مدل رگرسیون چند سطحی استفاده شده است.

وست^۴ (۲۰۰۴) مطالعه‌ای بر روی ۳۵۰ نفر از خانوارها در ایالت گلارمگان انگلستان با تأمین مالی سیستم ملی سلامت انجام داده است که در آن علاوه بر حیطه‌های سلامت فردی و اجتماعی،

1. Fuchs (1980)

2. Cropper et al. (1992)

3. Cairns & Van Der Pol (2000)

4. West (2004)

هزینه‌های انفرادی و اجتماعی نیز مورد توجه قرار گرفته است. در این مطالعه عوامل مؤثر بر نرخ تنزیل به دو صورت مفروضات موجود در مطلوبیت تنزیل شده و عوامل جمعیتی مؤثر بر ترجیحات از طریق رگرسیون چند متغیره ارزیابی شده‌اند.

روبراستاد^۱ (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای بر روی ۴۵۰ نفر از خانوارهای شهری و روستایی کشور تانزانیا و با به کارگیری مدل مطلوبیت تنزیل شده به عنوان مدل پایه و نیز با استفاده از شیوه مصاحبه رو در رو به جمع‌آوری اطلاعات مربوط به ترجیحات افراد پرداخته است. در مطالعه فوق به منظور بررسی عوامل مؤثر بر ترجیحات مثبت، علی‌رغم اظهار ماهیت چند سطحی مشاهدات، از رگرسیون خطی معمولی با استفاده از لگاریتم متغیرها نیز استفاده شده است. در نهایت تفاوت معنی‌داری بین ترجیحات زمانی افراد برای سلامت خود و دیگران مشاهده نشده است.

چاو و همکاران^۲ (۲۰۱۰) به بررسی رابطه ترجیحات زمانی با سن، سلامتی و احتمال بقا در جنوب آفریقا پرداخته و نشان داده‌اند برخلاف مطالعات قبلی، سن در این مطالعه ارتباط معنی‌داری با نرخ تنزیل ذهنی ندارد اما سلامت جسمانی و احتمال بقا، رابطه‌ای II شکل با نرخ تنزیل ذهنی افراد دارند. در این مطالعه افرادی که از سلامت کمی برخوردارند و نیز افرادی که از سلامتی بالایی برخوردارند نرخ‌های تنزیل بالایی دارند. به‌طور مشابه افرادی که دارای احتمال بقای بالایی هستند نیز نرخ تنزیل بالایی داشته‌اند.

لاولس و همکاران^۳ (۲۰۱۳) در یک مطالعه مروری به بررسی ارتباط ترجیحات زمانی و رفتارهای سلامت پرداخته و نتیجه گرفته‌اند نرخ‌های تنزیل خصوصی و عمومی برای سلامت بزرگ‌تر از نرخ‌های تنزیل مذکور برای پول است. این مطالعه همچنین بیان می‌کند اهمیت نرخ‌های تنزیل در حوزه سیاست‌گذاری عمومی زمانی برجسته می‌شود که با وجود نرخ‌های تنزیل بالا دولت بایستی به جای تمرکز بر مراقب‌های درمانی پیشگیرانه بر مراقب‌های درمانی حاد تأکید کند. این مطالعه به خوبی ارتباط ترجیحات زمانی و رفتارهای پرخطر مانند سیگار کشیدن و اضافه‌وزن را بررسی کرده است.

1. Robberstad (2005)

2. Chao et al. (2010)

3. Lawless et al. (2013)

کارل و همکاران^۱ (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان "ترجیح زمانی، امید به نتیجه و خودمراقبتی در بیماران مبتلا به دیابت نوع دو" ۶۶۵ بیمار مبتلا به دیابت نوع دو را به‌عنوان نمونه مورد بررسی انتخاب کرده و نشان داده‌اند افرادی که دارای نرخ ترجیح زمانی بالاتری هستند رفتارهای خودمراقبتی کمتری دارند. همچنین افرادی که امید به نتیجه بالاتری دارند، خودمراقبتی بیشتر و ترجیح زمانی کمتری را ثبت کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان داده است ترجیح زمانی و انتظار از نتیجه نشان‌دهنده تمایل افراد به انجام رفتارهای خودمراقبتی و خودمدیریتی است.

نورگرن^۲ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان "ترجیحات زمانی، بیماری و مرگ" به بررسی تغییرات ترجیحات زمانی افراد طی زمان پرداخته است. نمونه این مطالعه یک گروه ۱۲۹۵۶ نفری از شهروندان سوئیسی را تشکیل می‌دهد که همگی در سال ۱۹۵۳ متولد شده‌اند و اطلاعات مربوط به وضعیت بیماری آن‌ها تا سال ۲۰۱۸ ثبت شده است. نتایج نشان داده است افرادی که در دوره جوانی صبورتر بوده و دارای نرخ ترجیح زمانی کمتر بوده‌اند، در بزرگسالی حدود ۱۷ الی ۲۱ درصد کمتر، قبل از ۶۵ سالگی فوت کرده‌اند. این افراد در بزرگسالی نیز تعداد دفعات بستری کمتری در بیمارستان داشته‌اند. نتایج ثبت‌شده از وضعیت این نمونه در نوجوانی نشان داده است افرادی که فعالیت‌های ورزشی بیشتری در نوجوانی داشته و سیگار مصرف نکرده‌اند نرخ ترجیح زمانی کمتری دارند. همچنین افرادی که دارای تحصیلات بیشتر و درآمد بالاتر بوده‌اند سن مرگ‌ومیر زودتر را تا یک‌چهارم کاهش داده‌اند.

توری و همکاران^۳ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای تحت عنوان "اضافه‌وزن و ترجیحات زمانی" که برای نمونه‌ای شامل ۵۶۱ نفر از افراد بالای ۱۶ سال در انگلستان (انگلیس، ایرلند شمالی، اسکاتلند و ولز) انجام شده است، از طریق توزیع پرسشنامه اینترنتی از پاسخ‌دهندگان خواستند که اطلاعات اجتماعی - اقتصادی و فردی مرتبط با خود را تکمیل کرده و به سؤالاتی در خصوص ترجیح زمانی نیز پاسخ دهند. نتایج مطالعه نشان داده است که ترجیح زمانی افراد با شاخص BMI (که حاصل تقسیم قد بر وزن افراد بوده و نشان‌دهنده کاهش وزن، وزن متعادل یا اضافه‌وزن افراد است) به‌طور

1. Karl et al. (2018)

2. Norrgern (2021)

3. Touray et al. (2022)

قابل توجهی مرتبط است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد افرادی که دارای ترجیح زمانی کمتری هستند، وقت و منابع بیشتری را در فعالیت‌های بدنی و شیوه‌های زندگی سالم سرمایه‌گذاری می‌کنند تا از مزایای سلامتی آینده بهره‌مند شوند.

۳-۲- مطالعات داخلی

اهری و همکاران^۱ (۱۳۹۳) در پژوهشی با هدف بررسی عوامل مؤثر بر ترجیح زمانی و نرخ تنزیل هزینه‌ها و بروندهای سلامت، با طراحی یک پرسشنامه بر اساس دو نمونه تصادفی مستقل از خانوارها و متخصصین ایرانی، نرخ تنزیل را با استفاده از رویکرد ترجیحات ابرازشده به دست آورده‌اند. از ۶۰۶ پرسشنامه جمع‌آوری شده، ۲۲۸ پرسشنامه به‌صورت مصاحبه رو در رو با متخصصان و یا افراد دیگر تکمیل شده است. به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر ترجیحات زمانی افراد برای سلامت، از یک مدل اقتصادسنجی ساختاری چندگانه استفاده شده و تحلیل‌ها نیز از طریق نرم‌افزارهای استاتا ۱۱ و آر انجام شده است. نرخ ترجیح زمانی خصوصی و اجتماعی سلامت برای خانوارها ۵/۸۱ و ۲۵/۴ درصد و برای هزینه‌ها ۵۶/۲ و ۲۶/۷ به‌دست آمده است. همچنین نرخ تنزیل اجتماعی افراد متخصص برای سلامت ۵/۷۶ و ۲۶/۷ و برای هزینه‌ها ۵۵/۳ و ۲۸/۶ درصد گزارش شده است.

شیردل و همکاران^۲ (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به برآورد نرخ تنزیل اجتماعی برای سلامت با دو رویکرد رگرسیونی و فازی پرداخته و نشان داده‌اند بر اساس میانگین دو رویکرد ذکرشده، نرخ تنزیل اجتماعی عمومی ۵/۱۷ درصد هست؛ یعنی اگر پروژه‌های بخش عمومی (غیر از سلامت) دارای نرخ بازدهی داخلی بالای ۵/۱۷ درصد باشند از دید جامعه اقتصادی هستند و برعکس. در این مطالعه نرخ رشد ارزش مصرفی سلامت برای دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۲ برابر ۳/۵۹ درصد به‌دست آمده است که نشان از میزان رشد سالانه ارزش سلامت در مقایسه با مصرف، از دید جامعه دارد. مثبت بودن نرخ مذکور باعث کاهش نرخ تنزیل اجتماعی بخش سلامت نسبت به نرخ تنزیل اجتماعی عمومی می‌شود به‌طوری‌که منافع سلامت آینده باید با نرخ ۱/۲۲ درصد تنزیل شود.

1. Ahari et al. (2014)

2. Shirdel et al. (2015)

محمدی صابر و همکاران^۱ (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای به برآورد روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در "ایران و کشورهای منتخب" پرداخته و نشان داده‌اند روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در کشورهای با درآمد پایین تر از متوسط^۲ عمدتاً نزولی (به جز دو کشور هند و پاکستان) و در کشورهای با درآمد بالا^۳ ترکیبی از روندهای صعودی، نزولی و ثابت را دارا بوده است. نتایج نشان داده است طی بازه مورد بررسی (۲۰۱۹-۲۰۰۰) در کشورهای با درآمد پایین تر از متوسط نگرش افراد به موضوع سلامت عمدتاً در جهت سرمایه‌گذاری در سلامت و چشم‌پوشی از مصرف در زمان حال به منظور کسب منافع بیشتر در آینده شکل گرفته (که نمود این نتایج را در گزارش‌های منتشر شده از سوی سازمان جهانی بهداشت نیز می‌توان دید) درحالی‌که در کشورهای با درآمد بالا از جمله استرالیا، کانادا، آلمان کاهش توجه به موضوع سلامت طی زمان و در نروژ و انگلستان عدم تغییر در نگرش افراد به موضوع سلامت و سرمایه‌گذاری در آن برای آینده محسوس بوده است. در سایر کشورهای مورد بررسی در گروه با درآمد بالا تمایل به سرمایه‌گذاری در سلامت جهت کسب منافع بیشتر در آینده مشاهده شده است.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان گفت؛ مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در حوزه ترجیح زمانی سلامت عمدتاً از دو منظر "روش برآورد" و "نوع ترجیحات مورد بررسی" با یکدیگر متفاوت هستند. از این رو مطالعات انجام شده را می‌توان در دو گروه کلی طبقه‌بندی کرد: گروه اول مطالعاتی که نرخ تنزیل اجتماعی یا انفرادی سلامت را در یک سال خاص برآورد کرده‌اند و گروه دوم مطالعاتی که به بررسی نوع ارتباط (معناداری و مثبت یا منفی بودن) بین نرخ ترجیح زمانی و متغیرهای مورد مطالعه که شامل متغیرهای حوزه سلامت نیز است، پرداخته‌اند. مطالعه حاضر در ادامه پژوهش‌های انجام شده، با در نظر گرفتن متغیر نرخ ترجیح زمانی سلامت به عنوان یک متغیر پنهان، مدلی را بر اساس مبانی نظری موجود طراحی کرده که شامل متغیرهای اثرگذار و اثرپذیر از نرخ ترجیح زمانی سلامت است. خروجی این مدل برآورد نرخ ترجیح زمانی سلامت طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ است که تجزیه و تحلیل روند تغییرات آن نشان‌دهنده تأثیر سیاست‌های اجرا شده در حوزه

1. Mohammadisaber et al. (2023)

۲. کشورهای مورد بررسی: بنگلادش، مصر، السالوادور، هند، کنیا، مراکش، پاکستان، الجزایر، تانزانیا، اوکراین

۳. کشورهای مورد بررسی: استرالیا، کانادا، فرانسه، آلمان، هلند، نروژ، سوئد، سوئیس، انگلستان، آمریکا

سلامت بر نگرش افراد نسبت به وضعیت سلامتی‌شان در آینده است. لازم به ذکر است نوع نگاه به ترجیح زمانی سلامت به عنوان یک متغیر پنهان در مطالعه حاضر، روش برآورد آن و تجزیه و تحلیل روند به دست آمده برای نرخ ترجیح زمانی سلامت وجه تمایز اصلی مطالعه حاضر با سایر مطالعات خارجی و داخلی انجام شده است.

۴- روش تحقیق

۴-۱- معرفی مدل

مدل MIMIC^۱ که به مدل‌های ساختاری با نماگرهای چندگانه و علل چندگانه معروف است، مدل‌های خاصی هستند که مطابق با نظر هنسلر^۲ (۲۰۰۹) بایستی ادبیات نظری قوی استفاده از آن‌ها را حمایت نماید. مدل میمیک رابطه بین متغیرهای قابل مشاهده و متغیر غیر قابل مشاهده را با حداقل سازی فاصله بین ماتریس کوواریانس نمونه و ماتریس پیش‌بینی شده توسط مدل، توضیح می‌دهد و در حال حاضر رایج‌ترین روش برای اندازه‌گیری متغیر پنهان است. با توجه به اینکه پژوهش حاضر به دنبال برآورد روند نرخ ترجیح زمانی سلامت است که یک متغیر ذهنی بوده و به صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری نیست، استفاده از مدل میمیک می‌تواند به خوبی هدف مذکور را محقق سازد.

۴-۲- بیان ریاضی مدل MIMIC

ساختار فرمولی مدل MIMIC از دو بخش تشکیل شده است: ۱- معادله ساختاری، ۲- معادله اندازه‌گیری.

معادله ساختاری به صورت رابطه (۵) تصریح می‌شود:

$$\eta_t = \delta'x_t + u_t \quad (5)$$

که در آن $X'_t = (X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}, \dots, X_{qt})$ بردار (۱.ق) از سری‌های زمانی است که با اندیس

t مشخص شده است. هر سری زمانی $i=1, \dots, q$ علت بالقوه متغیر پنهان η_t است. $\delta' = \delta_1 + \delta_2 +$

δ_q . بردار (۱.ق) از ضرایبی است که در معادله ساختاری رابطه علی بین متغیر پنهان و علل آن را

1. Multiple Indicators and Multiple Indicators Cause

2. Henseler (2009)

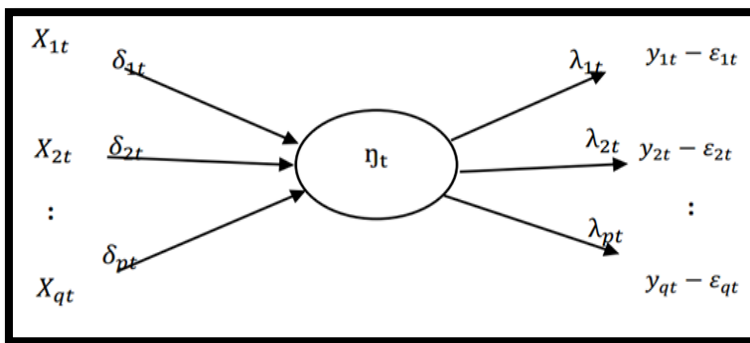
نشان می‌دهد. از آنجایی که معادله ساختاری تنها بخشی از متغیر پنهان η_t را نشان می‌دهد، جمله خطای v_t نشان‌دهنده جزء توضیح داده نشده است. مدل میمیک متغیرها را به صورت انحراف از میانگین اندازه‌گیری کرده و فرض می‌کند که جملات خطا با علل همبستگی ندارند یعنی $E(v_t) = 0$ و $(x_t) = (v_t) = 0$.

معادله اندازه‌گیری ارتباط بین متغیر پنهان و شاخص‌های آن را نشان می‌دهد که تصریح آن به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$y_t = \lambda \eta_t + e_t \quad (۶)$$

که در آن، $y' = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{pt})$ بردار $(1, q)$ از سری‌های زمانی و $e_t = (e_{1t}, e_{2t}, e_{3t}, \dots, e_{pt})$ بردار $(1, q)$ از اجزاء اخلال است.

ساختار عمومی مدل میمیک که نوع خاصی از مدل‌های ساختاری را ارائه می‌کند و شامل کاربرد متغیرهای پنهانی است که به وسیله متغیرهای مشاهده شده پیش‌بینی می‌شوند به صورت شکل ۱ است:



شکل ۱: ساختار عمومی مدل میمیک

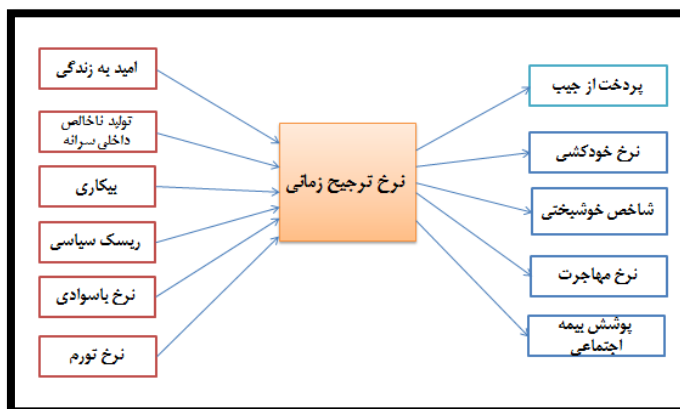
منبع: هنسلر (۲۰۰۹)

۴-۳- طراحی مدل

در پژوهش حاضر مدل میمیک برای تعدادی از کشورهای منتخب که بر اساس دسته‌بندی بانک جهانی در گروه کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط^۱ قرار می‌گیرند، طراحی و برآورد شده

۱. کشورهای مورد مطالعه بر اساس دسته‌بندی بانک جهانی در گروه کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط عبارت‌اند

است. بازه زمانی مورد بررسی پژوهش سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ بوده و داده‌های مورد استفاده نیز از بانک جهانی، موسسه جهانی PRS^۱ و نیز شاخص کامیابی لگاتوم^۲ گردآوری شده‌اند. نرم‌افزار مورد استفاده در این پژوهش، نرم‌افزار استاتا بوده و از نرم‌افزار اکسل نیز برای تحلیل نتایج استفاده شده است. در ادامه به تشریح مدل مورد بررسی برای نرخ ترجیح زمانی سلامت پرداخته می‌شود.



شکل ۲: ساختار مدل میمیک پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس مبانی نظری

در چارچوب الگوی پیشنهادی، متغیر پنهان مدل، نرخ ترجیح زمانی سلامت است. متغیرهای امید به زندگی (LE)، تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP)، بیکاری (UNILO)، نرخ تورم (INFG)، ریسک سیاسی (PR)، و نرخ باسوادی (SE) به عنوان عوامل تأثیرگذار بر نرخ ترجیح زمانی در نظر گرفته شده است. همچنین متغیرهای اثرپذیر از نرخ ترجیح زمانی عبارت‌اند از: پرداخت از جیب (OOP)، نرخ خودکشی (SUI)، شاخص خوشبختی (LEGA)، نرخ مهاجرت (MIG)، و سرانه خرید بیمه عمر (LINSU).

ارتباط تنوریک متغیرهای اثرگذار بر نرخ ترجیح زمانی به شرح زیر است:

از: آرژانتین، آذربایجان، برزیل، ایران، اردن، قزاقستان، مالزی، مکزیک، روسیه، آفریقای جنوبی

1. Political Risk Services International Country Risk Guide

2. Legatum Prosperity Index

- هر چه درآمد سرانه در یک جامعه بالاتر باشد، نرخ ترجیح زمانی سلامت پائین‌تر خواهد بود، زیرا آینده برای افراد اهمیت بیشتری پیدا خواهد کرد (در این حالت افراد صرفاً دغدغه‌ی رفع نیازهایشان در زمان حال را نخواهند داشت و با حساسیت بیشتری به آینده فکر می‌کنند) و از این رو تمایل به سرمایه‌گذاری در سلامت افزایش خواهد یافت. بنابراین درآمد سرانه بالاتر منجر به برآورد صحیح آینده و انجام تصمیمات معقولانه‌تر مرتبط با سلامتی افراد خواهد شد (هودن و همکاران^۱، ۲۰۱۶: ۵۰۸).
- بالا بودن تورم در جامعه بی‌صبری افراد برای تبدیل درآمدهای آینده‌شان به مصرف را بالا خواهد برد. از این رو ممکن است تورم موجب کاهش توجه افراد به مقوله سلامتی و سرمایه‌گذاری در جهت بهبود آن شود و افراد در ارزش‌گذاری ذهنی‌شان حال را بر آینده ترجیح خواهند داد (هودن و همکاران، ۲۰۱۶: ۵۱۰).
- مطالعات تجربی موجود در زمینه ارتباط میان بیکاری و رفتارهای مرتبط با سلامت نتایج مختلفی را نشان می‌دهند. به عنوان مثال مطالعه‌ای که دفتر ملی تحقیقات سلامت در آمریکا در سال ۲۰۱۴ انجام داده است، نشان داده بیکاری منجر به افزایش ناچیزی در ورزش کردن، کاهش متوسطی در میزان سیگار کشیدن و کاهش اساسی در فعالیت‌های جسمی افراد شده است. مطالعه دیگری که در دانشگاه هیوگو ژاپن بر روی مردان ۲۰ تا ۴۰ سال انجام شده نشان داده است بیکاری تأثیری بر سیگار کشیدن و رژیم غذایی افراد نداشته در حالی که اثر مثبتی بر ورزش کردن و افزایش زمان استراحت آن‌ها دارد. بنابراین نمی‌توان ارتباط مشخصی میان بیکاری و رفتارهای مرتبط با سلامت و بالطبع نرخ ترجیح زمانی سلامت بیان کرد و به نظر می‌رسد در کشورهای مورد مطالعه نتایج متفاوتی به دست خواهد آمد.
- ارتباط میان سطح تحصیلات افراد با میزان توجه آن‌ها به وضعیت سلامتی‌شان نشان می‌دهد هر چه افراد یک جامعه فرهیخته‌تر باشند شناخت دقیق‌تری از آینده شکل خواهد گرفت و بنابراین، در ارزیابی بین حال و آینده منطقی‌تر عمل خواهند کرد. از این رو هر

چه نسبت فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در جامعه افزایش باید ترجیح زمانی کاهش خواهد یافت (کمپتنر و همکاران^۱، ۲۰۱۱: ۳۵۲).

- هرچقدر افراد به زندگی آینده امیدوارتر باشند در ارزیابی بین حال و آینده دارای ترجیح زمانی پائین‌تری خواهند بود. امید به زندگی بالاتر با وسعت بخشیدن به دورنمای زندگی، توجه افراد به مقوله سلامتی را بیشتر کرده و منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در سلامت خواهد شد (میشل و همکاران^۲، ۱۹۷۲: ۲۱۶؛ شدا و همکاران^۳، ۱۹۹۰: ۹۸۴).

- انتظار می‌رود افزایش رفاه در جامعه، وجود ثبات سیاسی و اقتصادی و نیز پایین بودن سطح ریسک منجر به توجه بیشتر افراد به وضعیت سلامتی‌شان شود. بنابراین در جامعه‌ای که رفاه بالاتر، ریسک کمتر و ثبات سیاسی و اقتصادی بیشتری حاکم است نرخ ترجیح زمانی سلامت پایین‌تر خواهد بود (هودن و همکاران، ۲۰۱۶: ۵۱۱).

۵- نتایج برآورد مدل

۵-۱- آزمون مانایی

در گام اول جهت اطمینان و قابل اتکا بودن نتایج مدل، لازم است مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. در جدول (۱) نتایج حاصل از آزمون‌های مانایی گزارش شده است. نتایج نشان داده است همه متغیرها در سطح و یا با یک تفاضل مانا هستند.

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی متغیرهای مدل

آزمون ریشه واحد			
متغیرها	نوع آزمون		p-value
LLE	Breitung	I(1)	۰
	ADF	I(0)	۰
	Perron	I(1)	۰
LGDP	Breitung	I(1)	۰

1. Kempfner et al. (2011)

2. Mischel et al. (1972)

3. Shoda et al. (1990)

آزمون ریشه واحد

متغیرها	نوع آزمون		p-value
	ADF	I(0)	۰
	Perron	I(0)	۰
UNILO	Breitung	I(1)	۰
	ADF	I(0)	۰
	Perron	I(0)	۰/۰۳
PR	Breitung	I(1)	۰
	ADF	I(0)	۰
	Perron	I(0)	۰
SE	Breitung	I(1)	۰
	ADF	I(0)	۰
	Perron	I(0)	۰
INFG	Breitung	I(0)	۰
	ADF	I(0)	۰
	Perron	I(0)	۰
OOP	Breitung	I(1)	۰
	ADF	I(0)	۰
	Perron	I(1)	۰
SUI	ADF	I(0)	۰
LEGA	Breitung	I(1)	۰
	ADF	I(0)	۰
	Perron	I(1)	۰
MIG	ADF	I(0)	۰
	Perron	I(0)	۰
LINSU	Breitung	I(1)	۰/۰۳
	ADF	I(0)	۰
	Perron	I(0)	۰

منبع: یافته‌های تحقیق

اگرچه همه متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، اما جهت اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها آزمون هم انباشتگی نیز انجام شد که نتیجه آن در جدول (۲) آمده است. با توجه به نتیجه به دست آمده، متغیرها هم انباشته بوده و بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تایید می‌شود.

جدول ۲: نتایج آزمون هم انباشتگی

آزمون هم انباشتگی		
نوع آزمون	prob	نتیجه آزمون
kao	۰	cointegrated

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۲- برآورد مدل MIMIC

در این مرحله لازم است ابتدا متغیری که مدل بر اساس آن نرمالایز می‌شود را مشخص کرد. از این رو مدل بر اساس تمامی متغیرهای اثرپذیر^۱ از ترجیح زمانی نرمالایز شده و نتایج نشان داده است مدل مناسب در این پژوهش مدلی است که بر اساس متغیر LEGA (شاخص خوشبختی) نرمالایز شود که در آن تمامی متغیرهای مدل در سطح ۵ درصد اعتبار آماری دارند. در ادامه نتایج حاصل از برآورد مدل مناسب ارائه شده است.

جدول ۳: نتیجه برآورد مدل میمیک

مدل	متغیرها	ضرایب	p-value
بهترین مدل: نرمالایز کردن بر اساس شاخص خوشبختی	Lle	۱۲/۴۵	۰
	Lgdp	-۲/۴۲	۰
	Unilo	-۰/۹۳	۰
	Pr	۰/۰۰۰۷	۰/۰۲۹
	Se	-۰/۸۹	۰/۰۰۴
	Infg	۰/۶۵	۰
	Oop	-۰/۹۳	۰/۰۰۳
	Sui	-۰/۴۵	۰/۰۳
	Lega	۱	۰

۱. شامل: پرداخت از جیب (OOP)، نرخ خودکشی (SUI)، شاخص خوشبختی (LEGA)، نرخ مهاجرت (MIG)، سرانه خرید بیمه عمر (LINSU).

	Mig	۰/۱۳	۰/۰۰۶
	Linsu	۰/۰۸	۰/۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

در مرحله بعد، از آزمون GOF^1 جهت تایید برازش مدل استفاده شده است. از آنجایی که حجم نمونه مدل کوچک است، از معیار CFI برای بررسی مناسب بودن مدل استفاده شده است. با توجه به کمیت به دست آمده برای این معیار، مناسب بودن مدل تایید می‌شود.

جدول ۴: نتیجه آزمون برازش مدل

آماره GOF	Value	نتیجه آزمون
CFI	۱	comparative fit index

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۵- پیش‌بینی روند نرخ ترجیح زمانی سلامت

در این مرحله بعد از برآورد مدل در نرم‌افزار، متغیر نرخ ترجیح زمانی سلامت در بازه زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ برای کشورهای مورد مطالعه به دست آمده و در ادامه روند آن جهت تجزیه و تحلیل نتایج استخراج شده است.

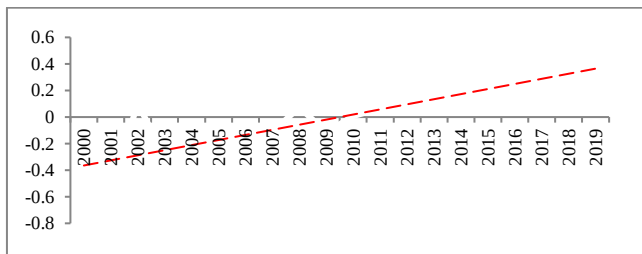
۱. آرژانتین

روند نرخ ترجیح زمانی سلامت به دست آمده برای آرژانتین صعودی و پرشیب است که نشان می‌دهد در طول بازه مورد بررسی نگرش جمعی به موضوع سلامت در آرژانتین بیشتر در جهت توجه به زمان به حال و عدم چشم‌پوشی از رفتارهای پرخطر در زمان حال به منظور کسب منافع بیشتر در آینده بوده است. مطابق آمارهای موسسه سنجش و ارزیابی سلامت^۲ نیز طی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۹ بیشترین علل مرگ و میر در آرژانتین ناشی از بیماری‌های غیر واگیردار بوده به گونه‌ای که بیماری‌های قلبی، عروق مغزی، سرطان سینه و سرطان ریه بیشترین آمار نرخ و مرگ و میر را ثبت کرده‌اند. در مطالعه‌ی جهانی در خصوص بار بیماری‌ها که در سال ۲۰۱۹ صورت گرفته، از بین

1. Goodness-of-Fit

2. IHME

ریسک‌های مختلفی که علت مرگ‌ومیر گزارش شده است، ریسک‌های رفتاری رتبه اول را به خود اختصاص داده‌اند که از آن‌ها می‌توان به مصرف بالای سیگار، چاقی و مصرف الکل اشاره کرد.

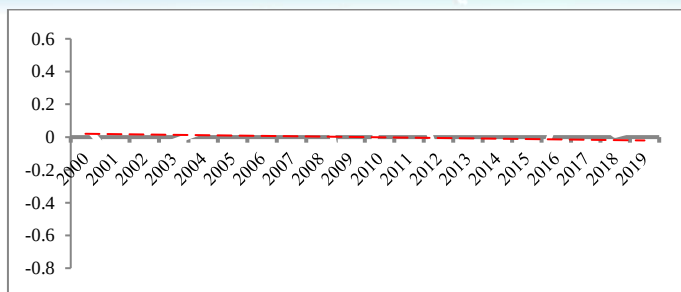


نمودار ۱: روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در آرژانتین

منبع: یافته‌های تحقیق

۲. آذربایجان

روند نرخ ترجیح زمانی سلامت به‌دست آمده برای آذربایجان نزولی اما با شیب بسیار کم است که نشان می‌دهد در طول بازه مورد بررسی با وجود تغییرات بسیار کم در نگرش افراد به موضوع سلامت و سرمایه‌گذاری در آن، تمایل به چشم‌پوشی از منافع حال جهت دسترسی به منافع آینده مشهود است. مطابق گزارش موسسه سنجش و ارزیابی سلامت نیز شاخص دسترسی و کیفیت مراقبت‌های بهداشتی در آذربایجان در بازه مورد بررسی روند صعودی ملایمی داشته است. سهم هزینه‌های بهداشتی در تولید ناخالص داخلی از ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ نزولی اما از ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹ روند صعودی داشته است. بر اساس گزارش استراتژی ملی آذربایجان در مورد پیشگیری و کنترل بیماری‌های غیرواگیردار، با وجود اینکه بیماری‌های قلبی و عروقی عامل اصلی مرگ‌ومیر در آذربایجان بوده اما از سال ۱۹۹۵ روندی کاهشی به خود گرفته است. در رتبه‌بندی ریسک‌های رفتاری منجر به مرگ‌ومیر نیز، عامل سوء تغذیه طی بازه مورد بررسی از رتبه دوم به هفتم تنزل یافته اما همچنان ریسک‌های مربوط به خطرات غذایی و مصرف دخانیات در رتبه‌های سوم و چهارم باقی مانده‌اند.



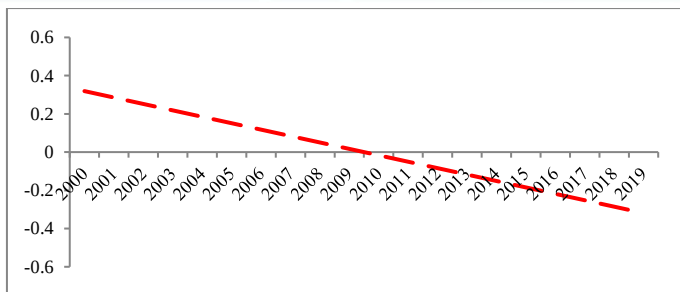
نمودار ۲: روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در آذربایجان

منبع: یافته‌های تحقیق

۳. برزیل

روند نرخ ترجیح زمانی سلامت به دست آمده در برزیل نزولی و پرشیب هست که نشان‌دهنده بهبود قابل توجه نگرش جمعی در این کشور نسبت به سرمایه‌گذاری در حوزه سلامت است. از سال ۱۹۹۰ در برزیل تلاش‌هایی در راستای دسترسی به یک پوشش همگانی سلامت صورت گرفته است که از این میان می‌توان به برنامه سیستم سلامت منحصر بفرد^۱ اشاره کرد. پژوهشی در برزیل برای مقایسه وضعیت شاخص‌های سلامت طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵ با تأکید بر نقش SUS انجام شده که نشان‌دهنده افزایش امید به زندگی، کاهش مرگ‌ومیرهای ناشی از بیماری‌های قابل انتقال، کاهش مصرف دخانیات، افزایش میزان فعالیت‌های بدنی و مدیریت بهتر بیماری‌های قلبی عروقی است. لازم به ذکر است بر اساس گزارش موسسه سنجش و ارزیابی سلامت، طی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۹ ریسک‌های رفتاری منجر به مرگ میر از جمله عادات غذایی و مصرف دخانیات از رتبه‌های اول و دوم به ترتیب به رتبه‌های هفتم و چهارم تنزل یافته‌اند که این خود نشان‌دهنده افزایش میزان توجه افراد در این کشور به موضوع سلامت است.

1. SUS (Sistema Único da Saúde)



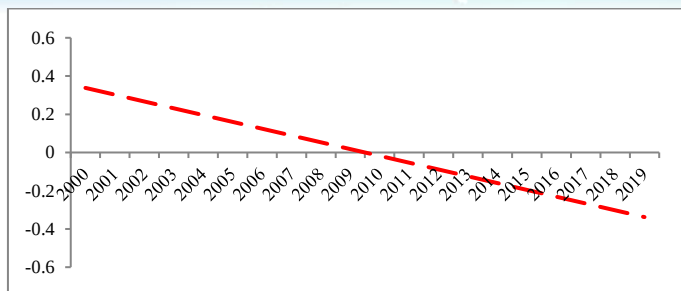
نمودار ۳: روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در برزیل

منبع: یافته‌های تحقیق

۴. ایران

نتایج حاصل از روند تغییرات نرخ ترجیح زمانی سلامت در ایران نشان‌دهنده تمایل افراد به پرهیز از رفتارهای پرخطر در زمان حال و افزایش تمایل به سرمایه‌گذاری در سلامت برای کسب منافع بیشتر در آینده است. طی سال‌های مورد بررسی با تغییرات ایجاد شده در نظام سلامت، بهبود نگرش جمعی موجب پرهیز بیشتر از رفتارهای پرخطر جهت داشتن یک زندگی سالم‌تر در آینده شده است. مطابق با گزارش سازمان جهانی بهداشت، جمهوری اسلامی ایران در بیست سال گذشته پیشرفت‌های چشمگیری در بخش بهداشت و درمان داشته و در بسیاری از شاخص‌های سلامت بهبود قابل توجهی داشته است. افزایش امید به زندگی و بهبود شاخص‌های توسعه انسانی از جمله دستاوردهای اخیر برنامه اصلاح نظام سلامت در ایران بوده است. سهم هزینه‌های بهداشتی از تولید ناخالص داخلی که در سال ۲۰۱۴، ۶/۷۶ درصد بوده در سال ۲۰۱۷ به ۸/۷ درصد رسیده است که این خود به‌نوعی نشان‌دهنده افزایش توجه به حوزه سلامت در ایران است.

طبق گزارش موسسه سنجش و ارزیابی سلامت، طی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۹ عمده‌ترین عامل مرگ‌ومیر در ایران بیماری‌های قلبی عروقی بوده که در دسته‌بندی بیماری‌های غیر واگیردار قرار دارد. دومین عامل مرگ‌ومیر نیز متعلق به تصادفات جاده‌ای است. همچنین طی سال‌های مورد بررسی ریسک‌های رفتاری منجر به مرگ‌ومیر از جمله مصرف سیگار و چاقی به رتبه‌های پایین‌تری نسبت به ریسک‌های متابولیک و ریسک‌های محیطی انتقال یافته است.

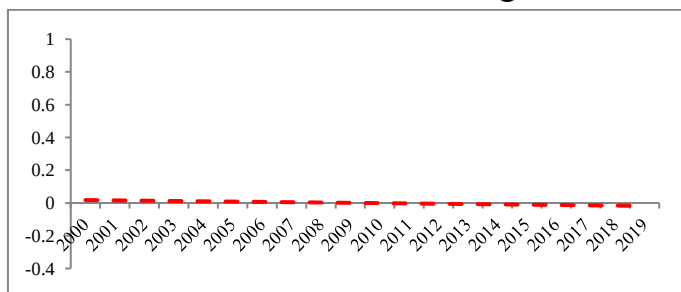


نمودار ۴: روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در ایران

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. اردن

نتایج حاصل از روند تغییرات نرخ ترجیح زمانی سلامت نشان‌دهنده تغییرات بسیار کم نگرش نسبت به اهمیت سلامتی است. با وجود تغییرات کم در روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در اردن، نزولی بودن این متغیر و تمایل به کاهش آن مشهود است. طبق گزارش موسسه سنجش و ارزیابی سلامت، عمده‌ترین عامل مرگ‌ومیر در اردن بیماری‌های قلبی است که طی ۲۰۰۹-۲۰۱۹ همچنان در صدر بیشترین علل مرگ‌ومیر قرار داشته و تغییری نکرده است. همچنین حدود یک‌سوم از جمعیت بالای ۲۵ سال در اردن حداقل یکی از بیماری‌های فشارخون بالا، دیابت و بیماری‌های تنفسی را تجربه کرده‌اند. مصرف سیگار در اردن بالاترین میزان شیوع را نسبت به کشورهای منطقه مدیترانه شرقی دارد به گونه‌ای که در سال ۲۰۱۷ حدود ۳۸ درصد از مردم این کشور مصرف‌کننده دخانیات بوده‌اند. مصرف سیگار در اردن جزء ریسک‌های رفتاری بدون تغییر طی سال‌های مورد بررسی بوده است که این موضوع در تمایلات رفتاری افراد مشهود است.

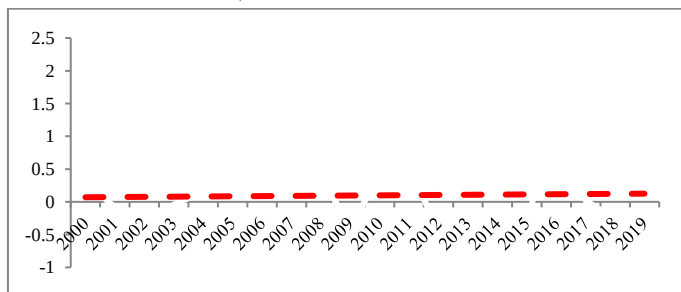


نمودار ۵: روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در اردن

منبع: یافته‌های تحقیق

۶. قزاقستان

نتایج حاصل از روند تغییرات نرخ ترجیح زمانی سلامت در قزاقستان نشان‌دهنده شیب صعودی اما بسیار ملایم این متغیر طی بازه مورد بررسی است که نشان می‌دهد تمایل افراد به سرمایه‌گذاری در حوزه سلامت و چشم‌پوشی از رفتارهای پرخطر در زمان حال اندکی کاهش یافته است. از سال ۲۰۰۵ تاکنون دولت قزاقستان چندین برنامه جهت اصلاح مراقبت‌های بهداشتی اجرا کرده و موفقیت‌هایی نیز از این برنامه‌ها حاصل شده است. طبق گزارش موسسه سنجش و ارزیابی سلامت، طی سال‌های مورد بررسی عمده‌ترین عامل مرگ‌ومیر در قزاقستان بیماری‌های قلبی عروقی و سرطان گزارش شده است. نکته حائز اهمیت اینکه دیابت به‌عنوان یکی از ریسک‌های رفتاری اکنون به یکی از ده عامل مهم مرگ‌ومیر در این کشور تبدیل شده درحالی‌که قبل‌تر دیابت از عوامل اصلی مرگ‌ومیر نبوده است. در میان عوامل اصلی مرگ‌ومیر در قزاقستان مصرف سیگار به‌عنوان یکی از ریسک‌های رفتاری، همچنان از سال ۲۰۰۹ به بعد جایگاه سوم را حفظ کرده است.



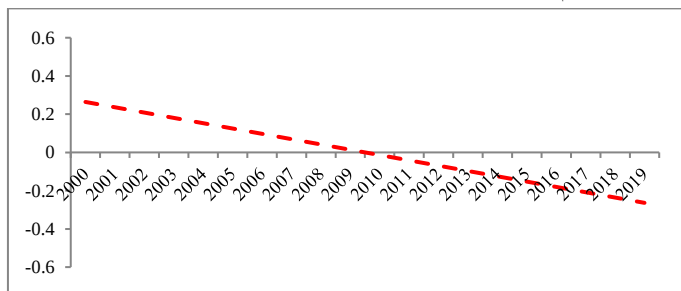
نمودار ۶: روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در قزاقستان

منبع: یافته‌های تحقیق

۷. مالزی

روند تغییرات نرخ ترجیح زمانی سلامت در مالزی نزولی و با شیب زیاد هست که بیانگر تغییرات قابل توجه در نگرش افراد به حوزه سلامت و پرهیز از ریسک‌های رفتاری جهت داشتن یک زندگی سالم‌تر در آینده است. طبق گزارش موسسه سنجش و ارزیابی سلامت، میانگین امید به زندگی جمعیت در سال ۲۰۲۰ در مالزی ۷۶/۳ سال بوده است که میزان افزایش امید به زندگی جمعیت طی سال‌های اخیر به پیشرفت سیستم بهداشت و درمان کشور نسبت داده شده است. عمده‌ترین عوامل مرگ‌ومیر در مالزی به بیماری‌های سیستم گردش خون و سیستم تنفسی ارتباط

داشته و ریسک‌های رفتاری مرتبط با مرگ‌ومیر در رتبه‌های پایینی قرار دارد. لازم به ذکر است طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۹ سهم مخارج سلامت از تولید ناخالص داخلی دارای روندی صعودی بوده است به گونه‌ای که این رقم از ۲/۷۹ درصد در سال ۲۰۰۵ به ۳/۸۳ درصد در سال ۲۰۱۹ رسیده است.

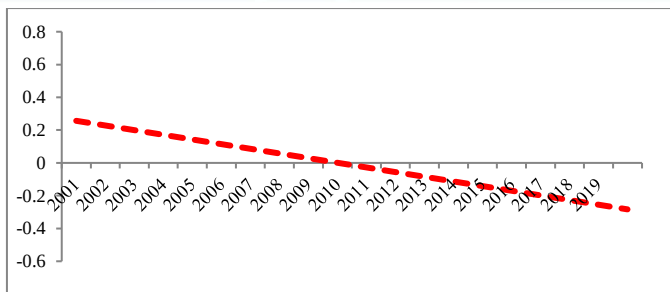


نمودار ۷: روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در مالزی

منبع: یافته‌های تحقیق

۸. مکزیک

روند تغییرات نرخ ترجیح زمانی سلامت در مکزیک نزولی و با شیب نسبتاً زیاد است که بیانگر تغییرات قابل توجه در نگرش افراد به حوزه سلامت طی بازه مورد بررسی و پرهیز از ریسک‌های رفتاری جهت داشتن یک زندگی سالم در آینده است. مکزیک به‌عنوان دومین کشور پرجمعیت در آمریکای لاتین و کارائیب، یکی از بزرگ‌ترین بازارهای مراقبت‌های بهداشتی در قاره آمریکا را دارد. طبق گزارش موسسه سنجش و ارزیابی سلامت در میان ریسک برگ خریدهایی که در این کشور عامل مرگ‌ومیر هستند، ریسک‌های رفتاری طی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۹ به رتبه‌های پایین‌تری انتقال یافته (به‌عنوان مثال سوء تغذیه از رتبه اول به رتبه هفتم و مصرف سیگار از رتبه هفتم به رتبه هشتم تنزل یافته‌اند) و ریسک‌های متابولیک علل اصلی مرگ‌ومیر شناخته شده‌اند به گونه‌ای که در سال ۲۰۱۹ بیماری‌های قلبی عروقی عمده‌ترین عامل مرگ‌ومیر در این کشور بوده است. سهم هزینه‌های بهداشت و درمان از تولید ناخالص داخلی از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹ تغییرات چندانی در مکزیک نداشته و در محدوده ۵/۴ درصد بوده است.

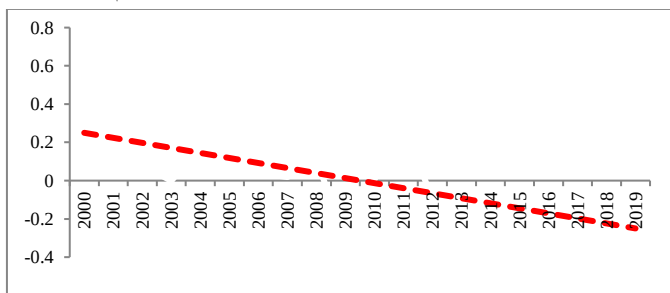


نمودار ۸: روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در مکزیک

منبع: یافته‌های تحقیق

۹. روسیه

روند تغییرات نرخ ترجیح زمانی سلامت در روسیه نزولی و با شیب قابل توجه بوده که نشان‌دهنده افزایش توجه افراد به بهبود وضعیت سلامتشان در آینده است. طی سال‌های مورد بررسی علی‌رغم پیشرفت قابل توجه در دستاوردهای پزشکی در روسیه و البته با وجود سهم کم و بدون رشد هزینه‌های بهداشتی درمانی از تولید ناخالص داخلی^۱، علل اصلی مرگ‌ومیر به ترتیب شامل بیماری ایسکمیک قلب، سکته مغزی، بیماری آلزایمر، کاردیومیوپاتی، سیروز و سرطان ریه بوده که البته روند کاهشی داشته است. طبق گزارش موسسه سنجش و ارزیابی سلامت، طی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۹ از میان ریسک‌های رفتاری منجر به مرگ‌ومیر، مصرف الکل سهم کاهشی داشته است.



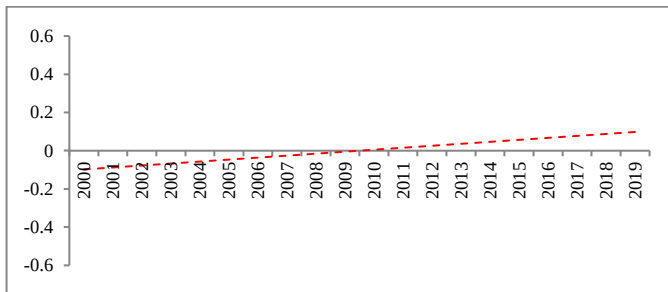
نمودار ۹: روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در روسیه

منبع: یافته‌های تحقیق

۱. سهم هزینه‌های بهداشت و درمان از تولید ناخالص داخلی در روسیه در سال ۲۰۰۲، ۵/۰۲ درصد بوده است که این رقم در سال ۲۰۱۹ به ۵/۶۵ درصد رسیده است (متوسط هزینه‌های بهداشتی جهانی در حال حاضر ۱۰ درصد است).

۱۰. آفریقای جنوبی

روند تغییرات نرخ ترجیح زمانی سلامت در آفریقای جنوبی طی سال‌های مورد بررسی صعودی بوده که نشان‌دهنده کاهش میزان توجه افراد به وضعیت سلامتی در آینده و تمایل به عدم چشم‌پوشی از رفتارهای پرخطر در زمان حال به نفع آینده است. طبق گزارش موسسه سنجش و ارزیابی سلامت، طی سال‌های مورد بررسی عمده‌ترین عامل مرگ‌ومیر در آفریقای جنوبی مربوط به بیماری‌های واگیردار از جمله ایدز است که همچنان در صدر عمده‌ترین علت مرگ‌ومیر در این کشور بوده است. با وجود استمرار ریسک‌های رفتاری و سهم بسزای آن‌ها در مرگ‌ومیر در آفریقای جنوبی در سال‌های اخیر، در سال ۲۰۱۹ ریسک مرگ‌ومیر ناشی از مصرف سیگار کاهش داشته اما ریسک مربوط به اضافه وزن روندی افزایشی داشته است. همچنین سهم مصرف الکل در مرگ‌ومیر نیز طی سال‌های مورد بررسی روندی افزایشی داشته است که این موارد می‌تواند تأییدی بر کاهش میزان توجه افراد به وضعیت سلامتشان در سال‌های اخیر باشد. لازم به ذکر است سهم هزینه‌های بهداشت و درمان از تولید ناخالص داخلی در آفریقای جنوبی در سال ۲۰۲۰، ۸/۱۶ درصد گزارش شده که این رقم در سال ۲۰۱۹ به ۹/۱۱ درصد رسیده است.



نمودار ۱۰: روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در آفریقای جنوبی

منبع: یافته‌های تحقیق

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

ترجیح زمانی به عنوان یک پارامتر کلیدی در مدل‌های اقتصادی بین دوره‌ای، رفتارهای تأثیرگذار بر سلامت مانند استعمال دخانیات، ورزش کردن، استعمال مشروبات الکلی و اتخاذ رژیم‌های غذایی متعادل و ... را تحت تأثیر قرار داده و از این رو با مقایسه ارزش برون دادهای سلامت، تعیین‌کننده میزان توجه و سرمایه‌گذاری افراد در سلامتشان است. مطالعه ترجیحات زمانی

سلامت با هدف بررسی رفتار افراد در حوزه سلامت از جمله موضوعات اصلی پژوهش‌های اقتصاد سلامت در جهان بوده که می‌تواند اطلاعات مناسبی در اختیار سیاست‌گذاران قرار دهد و از این رو موجب اتخاذ سیاست‌های دقیق‌تر از جانب دولت در راستای حفظ و ارتقاء سلامت جامعه شود.

این پژوهش با استفاده از مدل میمیک به تجزیه و تحلیل روند نرخ ترجیح زمانی سلامت برای تعدادی از کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ پرداخته است. نتایج نشان داده است روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در کشورهای مورد بررسی به لحاظ عرض از مبدأ و شیب با یکدیگر متفاوت بوده که این موضوع نشان‌دهنده تأثیر متفاوت سیاست‌های اتخاذ شده در حوزه سلامت بر نگرش افراد نسبت به زندگی سالم‌تر در آینده است. تصویب قوانین منع استعمال دخانیات در اماکن عمومی، قوانین محدودکننده یا کنترل‌کننده مصرف مشروبات الکلی و مواد مخدر، سیاست‌های ترویج ورزش‌های حرفه‌ای و همگانی، توصیه‌های تغذیه سالم، گسترش آموزش‌های عمومی بهداشتی و موارد مشابه از جمله این سیاست‌ها به شمار می‌روند. ضروری است سیاست‌گذار جهت دستیابی به اهداف سیاستی خود که شامل ارتقا و بهبود وضعیت سلامت افراد جامعه است، علاوه بر اعمال قوانین کنترل‌کننده که افراد را ملزم به اجتناب از رفتارهای پرخطر می‌کند، اقدام به فراهم‌سازی بسترهای مناسب جهت آموزش و آگاهی‌رسانی به افراد جامعه نسبت به تبعات برخی از رفتارهای پرخطر و هزینه‌های منتج از آن در آینده نموده تا با هم‌افزایی هر دو نوع این اقدامات، اثرگذاری سیاست‌های بهداشتی در آینده مشهودتر شود.

طی بازه مورد بررسی نرخ ترجیح زمانی سلامت در ایران، برزیل، مالزی، مکزیک، روسیه و آذربایجان نزولی و پرشیب بوده است که این شیب در برزیل و ایران تندتر از سایر کشورها است. این روند نزولی نشان می‌دهد طی سال‌های مورد بررسی نگرش افراد به موضوع سلامت به سمت داشتن یک زندگی سالم‌تر در آینده سوق پیدا کرده است، از این رو افراد تمایل بیشتری به پرهیز از رفتارهای پرخطر در زمان حال از خود نشان داده‌اند. روند به‌دست آمده نیز با تغییرات رخ داده در حوزه سلامت در کشورهای مذکور همسو بوده و تأییدکننده بهبود نگرش افراد در حوزه سلامت است. شیب روند نرخ ترجیح زمانی به‌دست آمده برای سلامت در قزاقستان و اردن بسیار کم است که این موضوع نشان می‌دهد با وجود تمایل افراد به داشتن یک زندگی سالم‌تر در آینده در این کشورها، هنوز اقدام جدی جهت کاهش ریسک‌های رفتاری مشهود نیست و همچنان

منافع حال بر آینده ترجیح داده می‌شود. روند نرخ ترجیح زمانی سلامت در آرژانتین، قزاقستان و آفریقای جنوبی صعودی اما دارای شیب‌های متفاوتی است به گونه‌ای که شیب این روند صعودی در آرژانتین زیاد، در آفریقای جنوبی ملایم و در قزاقستان بسیار کم است. بنابراین می‌توان گفت طی سال‌های مورد بررسی در آرژانتین تمایل افراد به پرهیز از رفتارهای پرخطر نه تنها کاهش نیافته بلکه افراد منافع زمان حال را به داشتن یک زندگی سالم‌تر در آینده ترجیح داده‌اند. این موضوع در آفریقای جنوبی و قزاقستان نیز با شدتی کمتر از آرژانتین مشهود است.

با توجه به روندهای متفاوت به‌دست آمده برای نرخ ترجیح زمانی سلامت، پیشنهاد سیاستی یکسانی برای کشورهای مورد بررسی نمی‌توان ارائه نمود. در کشورهایی که نرخ ترجیح زمانی سلامت دارای روند کاهنده است، می‌توان سیاست‌ها و اقدامات مؤثر بر تشویق رفتارهای فردی و اجتماعی سلامت‌افزا از جمله توسعه ورزش، بهبود تغذیه و واکسیناسیون را توصیه کرد و در کشورهایی که روند مذکور دارای نرخ فزاینده است، سیاست‌های تحدیدکننده رفتارهای پرخطر از جمله عدم استعمال دخانیات و الکل و آموزش عمومی بهداشت توصیه می‌شود.

References

- Aghdam, K., & Milaelmi, Z. (2019). Analysis of the Factors that Create Poverty in Iran through the Pseudo-Panel Data Approach. *The Journal of Economic Policy*, **11**(21), 25-53. (In persian)
- Ahari, A., Pourreza, A., Sari, A., Sheldon, T. A., & Moeni, M. (2019). Private and social time preference for health outcomes: A general population survey in Iran. *PLOS ONE*, **14**(2), e0211545. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0211545>.
- Attema, A. E., & Brouwer, W. (2012). In Search of a Preferred Preference Elicitation Method: A Test of the Internal Consistency of Choice and Matching Tasks. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1988984>.
- Attema, A. E., & Versteegh, M. M. (2012). Would You Rather Be Ill Now, Or Later?. *Health Economics*, **22**(12), 1496-1506. <https://doi.org/10.1002/hec.2894>.
- Attema, A. E., Bleichrodt, H., Gao, Y., Huang, Z., & Wakker, P. P. (2016). Measuring Discounting without Measuring Utility. *American Economic Review*, **106**(6), 1476-94. <https://doi.org/10.1257/aer.20150208>.
- Bartczak, A., Chilton, S., & Meyerhoff, J. (2015). Wildfires in Poland: The Impact of Risk Preferences and Loss Aversion on Environmental Choices. *Ecological Economics*, **116**, 300-09. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2015.05.006>.
- Bleichrodt, H., Gao, Y., & Rohde, K. I. M. (2016). A Measurement of Decreasing Impatience for Health and Money. *Journal of Risk and Uncertainty*, **52**(3), 213-31.

<https://doi.org/10.1007/s11166-016-9240-0>.

- Böhm-Bawerk, E. v. (1890). *The Positive Theory of Capital*. United Kingdom: Macmillan.
- Brody, A., & Von Mises, L. (1951). Human Action: A Treatise on Economics. *Political Science Quarterly*, **66**(4), 606. <https://doi.org/10.2307/2145453>.
- Cairns, J. A., & Van Der Pol, M. M. (1997). Saving Future Lives. A Comparison of Three Discounting Models. *Health Economics*, **6**(4), 341–50. [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1099-1050\(199707\)6:4<341::aid-hec277>3.0.co;2-y](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-1050(199707)6:4<341::aid-hec277>3.0.co;2-y).
- Cairns, J., & Van Der Pol, M. (1999). Do People Value Their Own Future Health Differently from Others' Future Health?. *Medical Decision Making*, **19**(4), 466–72. <https://doi.org/10.1177/0272989x9901900414>.
- Cen, X., Johnston, D. W., Kung, C. S. J., Shields, M. A., & Sun, E. C. (2021). The Link between Health and Economic Preferences: Evidence from 22 OECD Countries. *Health Economics*, **30**(4), 915–20. <https://doi.org/10.1002/hec.4225>.
- Chao, L. W., Szrek, H., Sousa Pereira, N., & Pauly, M. V. (2009). Time Preference and Its Relationship with Age, Health, and Survival Probability. *Judgment and Decision Making*, **4**(1), 1–19. <https://doi.org/10.1017/s1930297500000668>.
- Cropper, M. L., Aydede, S. K., & Portney, P. R. (1991). Discounting Human Lives. *American Journal of Agricultural Economics*, **73**(5), 1410–1415. Portico. <https://doi.org/10.2307/1242393>.
- Dallali, R., & Barzani, M. (2016). Impact of Time Preference on Economic Growth. *The Economic Research*, **16**(3), 155–179. (In Persian)
- Dastjerdi, R., & Dallali, R. (2004). An Introduction to Subjective Origins of Interest from Bohm-Bawerk's Viewpoint (Acritical Study). *The Quarterly Journal of the Economic Research*, **13**(24), 69–89. (In Persian)
- Eslamloueyan, K., & Ostadzad, A. H. (2014). Estimating the Rate of Time Preference for Iran: A Recursive Algorithm. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, **49**(2), 267–294. (In Persian)
- Frederick, S., Loewenstein, G., & O'donoghue, T. (2002). Time Discounting and Time Preference: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, **40**(2): 340–51. <https://doi.org/10.2307/j.ctvc4j8j.11>.
- Galizzi, M. M., Harrison, G. W., & Miraldo, M. (2018). Experimental Methods and Behavioral Insights in Health Economics: Estimating Risk and Time Preferences in Health. *Contributions to Economic Analysis*, (Vol.4). 1–21. <https://doi.org/10.1108/s0573-855520180000294001>.
- Goda, G. S., Levy, M., Manchester, C. F., Sojourner, A. J., & Tasoff, J. (2018). Predicting Retirement Savings Using Survey Measures of Exponential-Growth Bias and Present Bias. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3249876>.
- Goda, G., Levy, M., Manchester, C., Sojourner, A. J., & Tasoff, J. (2018). Predicting Retirement Savings Using Survey Measures of Exponential-Growth Bias and Present Bias. *IZA Discussion Papers*, 1–63. <https://www.econstor.eu/handle/10419/185222>.

- Hardisty, D. J., & Weber, E. U. (2009). Discounting Future Green: Money versus the Environment. *Journal of Experimental Psychology: General*, **138**(3), 329–40. <https://doi.org/10.1037/a0016433>.
- Harrison, G. W., Hofmeyr, A., Ross, D., & Swarthout, J. T. (2018). Risk Preferences, Time Preferences, and Smoking Behavior. *Southern Economic Journal*, **85**(2), 313–48. Portico. <https://doi.org/10.1002/soej.12275>.
- Howden, S.E., McColl, B., Glaser, A., Vadolas, J., Petrou, S., Little, M.H., Elefanty, A.G., & Stanley, E.G. (2016). A Cas9 Variant for Efficient Generation of Indel-Free Knockin or Gene-Corrected Human Pluripotent Stem Cells. *Stem Cell Reports*, **7**(3), 508–517.
- Hu, Y. et al. (2021). Review for “Global Burden and Attributable Risk Factors of Acute Lymphoblastic Leukemia in 204 Countries and Territories in 1990–2019: Estimation based on Global Burden of Disease Study 2019.”. <https://doi.org/10.1002/hon.2936/v2/review1>.
- Johnson, A. S., Rae, J., & Mixter, C. W. (1907). The Sociological Theory of Capital. *Political Science Quarterly*, **22**(1), 162. <https://doi.org/10.2307/2140931>.
- Karl, F. M., Holle, R., Schwettmann, L., Peters, A., & Laxy, M. (2018). Time Preference, Outcome Expectancy, and Self-Management in Patients with Type 2 Diabetes. *Patient Preference and Adherence*, **26**(12), 1937–45. <https://doi.org/10.2147/ppa.s175045>.
- Kempton, D., Jürges, H., & Reinhold, S. (2011). Changes in Compulsory Schooling and the Causal Effect of Education on Health: Evidence from Germany. *Journal of Health Economics*, **30**(2), 340–540. doi: 10.1016/j.jhealeco.2011.01.004.
- Lawless, L., Drichoutis, A. C., & Nayga, R. M. (2013). Time Preferences and Health Behaviour: A Review. *Agricultural and Food Economics*, **1**(1), 1–19. <https://doi.org/10.1186/2193-7532-1-17>.
- Leonard, T., & Shuval, K. (2017). Behavioral Economics: Tools for Promotion of Physical Activity. *Behavioral Economics and Healthy Behaviors*, 70–89. <https://doi.org/10.4324/9781315637938-5>.
- Mischel, W., Ebbesen, E.B., & Zeiss, A.R. (1972). Cognitive and Attentional Mechanisms in Delay of Gratification. *J Pers Soc Psychol*, **21**(2), 204–18. doi: 10.1037/h0032198.
- Mohammadisaber, R., Assari, A., Mozayani, A., & Agheli, L. (2022). Estimation of the Health Time Preference Rate in Iran and Its Trend in Selected Countries. Ph.D. Thesis in Health Economics. Tarbiat Modares University. (In persian)
- Norrgrén, L. (2021). [Time Preferences, Illness, and Death](#). [Working Papers in Economics](#), 812, University of Gothenburg, Department of Economics.
- Robberstad, B. (2005). Estimation of Private and Social Time Preferences for Health in Northern Tanzania. *Social Science & Medicine*, **61**(7), 1597–1607. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2005.03.013>.
- Shirdel, R., Sadeghi, H., Assari, A., & Abdoli, G.H. (2017). Estimation of Social Discount Rate in Iran with using Social Time Preference Approach. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, **5**(18), 7–24. (In persian)

- Shoda, Y., Mischel, W., Peake, P. K. (1990). Predicting Adolescent Cognitive and Self-regulatory Competencies from Preschool Delay of Gratification: Identifying Diagnostic Conditions. *Developmental Psychology*, **26**(6), 978–986. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.26.6.978>.
- Soofi, M., Sari, A. A., & Najafi, F. (2020). The Effect of Individual Time Preferences on Smoking Behavior: Insights from Behavioral Economics. *Iranian Journal of Public Health*, **49**(9), 1787-1795. <https://doi.org/10.18502/ijph.v49i9.4100>.
- Touray, M. M. L., Cohen, D. R., Williams, S. R. P., Alam, M. F., Groves, S., Longo, M., & Gage, H. (2022). Overweight/Obesity and Time Preference: Evidence from a Survey among Adults in the UK. *Obesity Facts*, **15**(3), 428–41. Portico. <https://doi.org/10.1159/000522651>.
- Van der Pol, M., Walsh, D., & McCartney, G. (2015). Comparing Time and Risk Preferences across Three Post-Industrial UK Cities. *Social Science & Medicine*, **140**, 54–61. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.07.010>.
- West, R., McNabb, R., Thompson, A., Sheldon, T., & Grimley Evans, J. (2003). Estimating Implied Rates of Discount in Healthcare Decision-Making. *Health Technology Assessment*, **7**(38), 1-60. <https://doi.org/10.3310/hta7380>.
- WHO World Health Assembly Adopts Global Strategy on Diet, Physical Activity and Health (2004). *Nutrition & Food Science*, **34**(5). <https://doi.org/10.1108/nfs.2004.01734eab.024>.
- WHO. Global Strategy on Diet, Physical Activity and Health. http://www.who.int/dietphysicalactivity/factsheet_inactivity/en/.

Connected lending in Iran: A case study of the companies registered in the stock market

Sepideh Hosseini¹, Amineh Mahmoudzadeh^{*2}, Seyed Ali Madanizadeh³

Received: 18-02-2024

Accepted: 16-05-2024

Extended Abstract

Purpose: Connected lending, defined as the provision of loans by banks to their related parties, represents a critical phenomenon in financial systems worldwide with implications for resource allocation efficiency, financial stability, and governance. This practice can stem from either of two primary mechanisms including a) an informational advantage, where ownership ties reduce information asymmetry and enhance lending efficiency or b) a looting perspective, where banks channel funds to their related entities to the detriment of depositors and minor shareholders. In the context of Iran, where bank-firm ownership relationships are pervasive and the banking sector plays a dominant role in corporate financing, the prevalence and nature of connected lending remain underexplored. Despite the strong interconnectedness between banks and firms, coupled with a regulatory framework that defines the related parties, empirical evidence on how ownership ties influence loan supply decisions is scarce.

This study seeks to address this gap by examining the existence and magnitude of the mechanisms underlying the connected lendings in Iran's banking system, focusing on the non-financial firms registered over the period from 2007 to 2018. The research aims to quantify the causal impact of bank-firm ownership connections on loan allocation and to discern whether such lending aligns with an informational or looting framework. Thus, it contributes to the literature on financial intermediation and offers insights into the governance challenges facing emerging economies with concentrated ownership structures.

The significance of this investigation lies in its potential to illuminate the allocation of banking resources in Iran, a market characterized by severe financial constraints

1. Graduated from the Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. Email: hosseinisepideh@gmail.com

2. Corresponding Author. Assistant Professor of Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. Email: mahmoodzadeh@sharif.edu.

3. Associate Professor of Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. Email: madanizadeh@sharif.edu

and a heavy reliance on bank credits due to an underdeveloped corporate bond market. Moreover, the widespread ownership ties between banks and firms (47% of the firms observed in this study) raise concerns about the impartiality of credit allocation.

This study posits two central hypotheses. First, the ownership ties between banks and firms increase the likelihood and amount of loan provision. Second, the connected lending in Iran predominantly reflects a looting mechanism, where riskier related firms disproportionately benefit from credit access.

These hypotheses are tested using a unique hand-collected dataset that integrates bank and firm-level data, providing a granular view of the lending dynamics in an understudied economic context.

Methodology: To investigate connected lending in Iran, this study constructs a novel dataset by merging four distinct sources including a) financial statements of the non-financial firms in the stock market, b) stock portfolios of firms, c) stock portfolios of banks, and d) loan portfolios of banks. This dataset encompasses 260 registered manufacturing firms and 31 banks over the period from 2007 to 2018, yielding 54549 bank-firm-year observations after data cleaning. The ownership relationships are meticulously hand-collected and categorized into five levels of complexity, ranging from direct bank ownership in a firm to indirect ties through multiple intermediaries. Also, cash flow rights and voting rights serve as two measures of ownership. The empirical strategy leverages a regression framework to estimate the causal effect of ownership ties on loan supply, controlling for the confounding factors. A key innovation is the use of firm-specific credit demand shocks, constructed following Amiti and Weinstein (2018), to disentangle supply-side effects from demand-side influences. This approach isolates the impact of ownership connections on the lending decisions of banks by accounting for the borrowing needs of firms. Additionally, prior bank-firm lending relationships are controlled to distinguish the effect of ownership from relational lending dynamics.

The dependent variables include a) a dummy for loan receipt, b) a dummy for a bank entering the loan portfolio of a firm, c) the share of the bank in the loan portfolio of the firm, and d) the loan-to-sales ratio. These variables capture different dimensions of lending behavior, from probability to volume. Robustness is assessed by varying the ownership definitions and thresholds.

Findings and Discussion: The results provide robust evidence for connected lending in Iran's banking system. Ownership ties significantly increase both the likelihood and magnitude of loan provision. Specifically, establishing a bank-firm ownership relationship raises the probability of loan reception by 2.11 percentage points and the likelihood of a bank entering the loan portfolio of a firm by 2.06 ppts. Furthermore, such connections elevate the share of the bank in the loan portfolio of the firm by 0.9 ppts and the loan-to-sales ratio by 33%, compared to the sample mean. These effects are economically substantial, given the baseline probabilities and loan volumes in the data.

The relationship between ownership stakes and lending is non-linear, with a diminishing marginal effect as ownership increases. This suggests a trade-off between

the benefits granted to the related firms and the costs incurred by the bank stakeholders. A critical finding is that riskier connected firms, i.e., those with higher leverage, greater financial debt, or lower cash reserves, receive disproportionately more loans. This pattern aligns with the looting hypothesis, where banks prioritize related parties regardless of creditworthiness, potentially at the expense of depositors and minor shareholders.

The results are robust to alternative ownership measures (voting rights) and varying thresholds, including those below the 10% related-party definition of the Central Bank of Iran's. This indicates that connected lending occurs even at low ownership levels.

Conclusions and Policy Implications: This study confirms the pervasive existence of connected lending in Iran, highlighting its significant role in credit allocation. The findings underscore a looting-driven mechanism. The non-linear effect of ownership suggests a strategic calculus by bank insiders, balancing gains in related firms against losses in the bank value. The persistence of connected lending below regulatory thresholds points to deficient oversight, as firms exploit complex ownership structures to circumvent Central Bank rules.

These insights carry important policy implications. First, the Central Bank should enhance transparency in related-party transactions, as lowering ownership thresholds alone may be insufficient given the intricate networks involved. Second, the preferential treatment of riskier firms signals a need for stricter governance and risk management protocols to safeguard the banking system's stability.

While this study focuses on the firms registered in the stock market, extending the analysis to non-listed entities, potentially less transparent, could reveal even greater distortions. Similarly, exploring how ownership network structures influence lending patterns offers a promising avenue for future research. In conclusion, this research not only advances our understanding of connected lending in Iran but also underscores the broader challenges of governance and financial intermediation in economies with concentrated ownership and limited market discipline.

Keywords: Connected Lending, Credit Supply, Ownership Structure, Tunneling, Iranian Banking Sector.

JEL Classification: E44, G21, G32.

وام‌دهی ارتباطی در ایران: مطالعه موردی شرکت‌های فهرست‌شده

سپیده حسینی^۱، امینه محمودزاده^{۲*}، سید علی مدنی‌زاده^۳

دریافت: ۱۴۰۲-۱۱-۲۹

پذیرش: ۱۴۰۳-۰۲-۱۷

چکیده

در این مطالعه میزان شیوع و سازوکار وام‌دهی ارتباطی در شبکه بانکی ایران بررسی می‌شود. در این راستا، از پایگاه داده منحصربه‌فرد و دستی‌سازی‌شده‌ای استفاده شده که اطلاعات تطبیقی بانک و بنگاه‌های تولیدی فهرست‌شده در بورس را دربرمی‌گیرد. اثر علی‌پیوندهای مالکیتی میان بانک و بنگاه بر تخصیص اعتبارات بانکی طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ شناسایی و از تکانه تقاضای اعتبار بنگاه برای تفکیک اثر عرضه و تقاضای وام بهره گرفته شده است. همچنین، روابط پیشین بانک-بنگاه نیز کنترل شده تا اثر خالص مالکیت بر عرضه وام سنجیده شود. یافته‌ها نشان می‌دهد مالکیت بانک در یک بنگاه به‌طور معنی‌داری احتمال دریافت وام، حجم وام دریافتی و سهم بانک مرتبط در سبد وام بنگاه را افزایش می‌دهد. به‌ویژه، بنگاه‌های مرتبطی که ریسک بالاتری دارند، به میزان بیشتری از تسهیلات بانکی بهره‌مند شده‌اند؛ این امر، شواهد تجربی در تأیید فرضیه چپاول‌گرایانه در وام‌دهی ارتباطی فراهم می‌کند. نتایج پژوهش نسبت به شاخص‌های مختلف تعریف رابطه مالکیتی (شامل حق جریان نقدی و حق رأی) و تغییر آستانه‌های مالکیت، پایدارند. یافته‌ها حاکی از آن است که وام‌دهی ارتباطی حتی در سطوحی پایین‌تر از حدود تعریف‌شده توسط بانک مرکزی نیز رواج دارد و بر ضرورت تقویت شفافیت اطلاعاتی و سازوکارهای حاکمیت شرکتی در نظام بانکی کشور تأکید دارد.

واژگان کلیدی: وام‌دهی ارتباطی، عرضه اعتبار، ساختار مالکیت، چپاول، نظام بانکی ایران.

طبقه‌بندی JEL: G۳۲, G۲۱, E۴۴

۱. فارغ‌التحصیل دوره کارشناسی ارشد دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

hosseiniisepideh@gmail.com

۲. نویسنده مسئول. استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران mahmoodzadeh@sharif.edu

madanizadeh@sharif.edu

۳. دانشیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

۱- مقدمه

در دنیای مودیلیانی و میلر^۱ (۱۹۵۸) که بازارها کاملند، ساختار و شاخص‌های مالی اثری بر عملکرد بنگاه ندارد. با این حال، پژوهش‌های تجربی اثرپذیری عملکرد بنگاه از وضعیت تامین مالی را نشان داده‌اند. تخصیص کارای منابع مالی می‌تواند به بهبود عملکرد بنگاه‌ها و در نتیجه اقتصاد بینجامد. وام‌دهی ارتباطی^۲ در شرایطی اتفاق می‌افتد که بانک به اشخاص مرتبط با خود با شرایط بهتر تسهیلات می‌دهد (لاپورتا و همکاران^۴، ۲۰۰۳؛ مائورر و هابر^۵، ۲۰۰۷؛ کال و همکاران^۶، ۲۰۱۱). ارتباط بانک و بنگاه می‌تواند سبب افزایش دسترسی بنگاه به وام (فنگ و همکاران^۷، ۲۰۲۱؛ چارومیلیند و همکاران^۸، ۲۰۰۶)، افزایش احتمال دریافت تسهیلات (بهر^۹ و همکاران، ۲۰۱۱)، کاهش نرخ تسهیلات در یافتی (لاپورتا و همکاران، ۲۰۰۳) و کاهش وثیقه تسهیلات شود (کیان و همکاران^{۱۰}، ۲۰۲۰). بر این اساس، شناخت وام‌دهی ارتباطی از آن جهت اهمیت دارد که سازوکار تخصیص منابع بانکی را آشکار می‌کند و از نظر کیفی و کمی بررسی می‌کند که تا چه میزان تسهیلات به شایسته‌ترین متقاضیان تخصیص یافته است.

از انواع پیوندهایی^{۱۱} که می‌تواند بانک و بنگاه را به هم متصل کند، رابطه مالکیتی میان آن دو است. انگیزه‌های وام‌دهی ارتباطی می‌تواند از دو سازوکار اطلاعات^{۱۲} یا چپاول‌گرایی^{۱۳} نشأت گرفته باشد. در سازوکار مبتنی بر اطلاعات، ارتباط بانک و بنگاه سبب کاهش عدم تقارن میان آن

1. Modigliani and Miller

2. Connected Lending

۳. اشخاص مرتبط با بانک عمدتاً عبارتند از: مدیران ارشد بانک و خانواده وی، سهامداران حقیقی بانک و خانواده وی، سهامداران حقوقی بانک و شرکت‌هایی که بانک در آن‌ها سهم دارد. میزان حد آستانه سهام‌داری برای تعیین اشخاص مرتبط در کشورهای مختلف متفاوت است. همچنین بسته به قوانین بانک مرکزی هر کشور، ممکن است افراد دیگری نیز به این فهرست اضافه شوند.

4. La Porta et al.

5. Maurer and Haber

6. Cull et al.

7. Feng et al.

8. Charumilind et al.

9. Behr et al.

10. Qian et al.

11. Ties

12. Information view

13. Looting view

دو می‌شود و از این طریق شرایط اعطای تسهیلات بانک به بنگاه را بهبود می‌دهد (فنگ و همکاران^۱، ۲۰۲۱)، در نتیجه در این حالت وام‌دهی ارتباطی به کاهش کارایی یا افزایش ریسک نکول نمی‌انجامد. از سوی دیگر، در سازوکار مبتنی بر چپاول، انتخاب اشخاص مرتبط با بانک برای وام‌دهی بر اثر کاهش عدم تقارن اطلاعات نیست، بلکه بانک تسهیلات را به اشخاص و بنگاه‌های مرتبط با خود منتقل می‌کند، تا از این طریق منفعتی به بنگاه مرتبط برساند (لاپورتا و همکاران، ۲۰۰۳). در نتیجه، در این سازوکار، منافع بنگاه مرتبط، به هزینه سپرده‌گذاران و سهام‌داران خرد تامین می‌شود.

در مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های سطح خرد بانک و بنگاه در ایران، وجود و نحوه بروز وام‌دهی ارتباطی بررسی شده است. در این مطالعه، از پایگاه داده بانک‌ها و بنگاه‌های تولیدی ایرانی فهرست‌شده در بورس و فرابورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷^۲ استفاده شده است. بیشتر پژوهش‌های انجام‌شده در زمینه وام‌دهی ارتباطی، حول نشان دادن همبستگی میان ارتباط بانک و بنگاه و دسترسی به وام است (فنگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ چارومیلیند و همکاران، ۲۰۰۶؛ لاپورتا و همکاران، ۲۰۰۳). این پژوهش نسبت به سایر پژوهش‌های این حوزه، دو تفاوت دارد: شناخت اثر علی رابطه مالکیتی بر عرضه وام توسط بانک و استفاده از داده‌های اقتصاد ایران.

تمایز اول، سنجش تاثیر علی ارتباط بانک و بنگاه بر عرضه تسهیلات بانکی است. در این پژوهش به پیروی از محمودزاده و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، از تکانه تقاضای وام توسط بنگاه که با استفاده از روش آمیتی و واینستین^۴ (۲۰۱۸) ساخته شده به عنوان منبع شناسایی استفاده شده است. لحاظ کردن تکانه تقاضای اعتبار بنگاه در معادله رگرسیونی این امکان را به نویسندگان می‌دهد که بتوانند تاثیر ارتباط مالکیتی، بر تقاضای وام را کنترل کنند و بر رابطه علی ارتباط مالکیتی بر عرضه

1. Feng et al.

۲. به علت تغییر قوانین مرتبط با گزارش‌دهی شرکت‌های فهرست‌شده، تعداد بنگاه‌هایی که تفکیک بانک‌هایی که از آن‌ها وام گرفته را اعلام کرده‌اند، پس از سال ۹۷ به شدت کاهش یافته است، در نتیجه سال ۹۷ به عنوان سال انتهایی بررسی انتخاب شده است. به نظر می‌رسد، تعامل بانک و بنگاه پس از آن تغییر قابل ملاحظه نکرده باشد، به دلیل تحت تاثیر قرارنگرفتن نتایج، یافته‌ها همچنان برای اقتصاد ایران ارزشمند است.

3. Mahmoudzadeh et al.

4. Amity and Weinstein

وام متمرکز شوند.

تمایز دوم، ساخت بانک داده غنی از بنگاه‌های فهرست‌شده ایران است. بنا بر اطلاع نویسندگان، تاثیر ارتباط مالکیتی بر وام‌دهی ارتباطی تاکنون به صورت تجربی در ایران بررسی نشده است. برای انجام این مطالعه، برای اولین بار و به صورت دستی، بانک داده‌ای تشکیل شد که اطلاعات مرتبط با صورت‌های مالی، تسهیلات بانکی به تفکیک بانک و ساختار مالکیتی بانک‌ها و بنگاه‌های فهرست‌شده را به هم متصل کرده است.

به دو دلیل اقتصاد ایران به عنوان بستر این مطالعه انتخاب شده است. دلیل اول اهمیت دسترسی به تسهیلات برای بنگاه‌های ایرانی به دلیل محدودیت مالی^۱ شدید در تأمین مالی آن‌ها است. بازار اعتبار در دوره‌های طولانی با مازاد تقاضا مواجه بوده؛ عدم تعادلی که در مواجهه با شرایط اقتصادی و سیاسی ابتدای دهه ۹۰ (رکود تورمی و تحریم) تشدید شده و محدودیت اعتباری را به یکی از مهم‌ترین موانع افزایش تولید بنگاه‌ها تبدیل کرده است (محمودزاده و همکاران^۲، ۲۰۱۶). از سوی دیگر توسعه کم بازار اوراق شرکتی و اتکای بنگاه‌ها به شبکه بانکی برای تأمین مالی پروژه‌ها، تاثیر شبکه بانکی بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را دو چندان کرده است.

دلیل دیگر، وجود روابط مالکیتی گسترده میان بانک‌ها و بنگاه‌ها در ایران است (فرچ‌پور و همکاران^۳، ۲۰۱۹). در ایران رابطه مالکیتی بانک و بنگاه به صورت گسترده وجود دارد، به طوری که ۴۷ درصد بنگاه-سال‌های مطالعه شده در این پژوهش حداقل با یک بانک رابطه مالکیتی داشته‌اند. استمرار سرکوب مالی^۴، وام را به یک ابزار تأمین مالی جذاب در ایران تبدیل کرده و به

1. Financial constraint

2 Mahmoudzadeh et al.

3 Farajpour et al.

۴. یکی از حالت‌های بروز سرکوب مالی (Financial Repression)، شرایطی است که در آن نرخ خدمات بانکی از نرخ بازار پایین‌تر باشد. به صورت خاص، پایین‌تر بودن نرخ تسهیلات و سپرده از نرخ تورم که در بیشتر سال‌های مورد بررسی دیده می‌شود مصداق سرکوب مالی است. در نتیجه چنین شرایطی، تقاضا برای وام افزایش و عرضه بلندمدت و جوه کاهش می‌یابد. در نتیجه، بازار بانکی با مازاد تقاضا مواجه می‌شود. در این حالت، معمولاً بنگاه‌ها با محدودیت مالی مواجه می‌شوند و منفعت ناشی از دسترسی به وام زیاد می‌شود. رانت ناشی از دسترسی به وام، انگیزه برای فعال شدن سازوکارهای غیربازاری تسهیلات‌دهی را زیاد می‌کند. در نتیجه، تسهیلات لزوماً به شایسته‌ترین متقاضیان تخصیص نمی‌یابد و احتمال نکول نیز افزایش می‌یابد. در نتیجه منابع در اختیار بانک‌ها کمتر و پریسک‌تر می‌شود. با این توضیحات، سرکوب مالی، خود از منسبای اعطای وام ارتباطی است.

همین دلیل می‌توان این فرضیه را مطرح کرد که بانک، اشخاص مرتبط با خود را در اولویت تسهیلات‌دهی قرار می‌دهد. شناخت ابعاد کمی و چارچوب انگیزشی حاکم بر وام‌دهی ارتباطی می‌تواند برای تدقیق تنظیم‌گری بانک مرکزی و همچنین اعمال اصول حاکمیت شرکتی توسط سهام‌داران خرد بانک اهمیتی بسزا داشته باشد. به‌رغم اهمیت موضوع، تاکنون مطالعه کمی برای سنجش شدت و نحوه بروز وام‌دهی ارتباطی در ایران صورت‌نگرفته است.

فرضیه اول این مطالعه آن است که رابطه مالکیتی میان بانک و بنگاه احتمال و مقدار دریافت وام را افزایش می‌دهد. سنجش این فرضیه به‌شناسایی نحوه بروز وام‌دهی ارتباطی در ایران، درک بهتر نسبت به ماهیت محدودیت مالی در ایران و همچنین شناسایی قواعد تنظیم‌گری بانکی، متناسب با یافته‌های کمی کمک می‌کند. فرضیه دوم آن است که سازوکار اعطای وام‌های ارتباطی، چپاول‌گرایانه است. منشا این رفتار می‌تواند سرکوب مالی و رانت موجود در وام‌بانکی باشد.

یافته‌های این پژوهش حاکی از وجود وام‌دهی ارتباطی در شبکه بانکی ایران است: رابطه مالکیتی بانک و بنگاه، احتمال عرضه وام توسط بانک و احتمال ورود بانک به سبد وام بنگاه را افزایش می‌دهد. همچنین، ارتباط بانک و بنگاه به‌طور میانگین میزان نسبت وام به فروش بنگاه را زیاد می‌کند. درنهایت، ارتباط مالکیتی بانک و بنگاه سبب شده تا سهم بانک در سبد وام بنگاه افزایش یابد. همچنین، نتایج حاکی از کاهنده بودن اثر حاشیه‌ای ارتباط بانک و بنگاه بر عرضه وام است. آزمون‌های پایداری نشان می‌دهد، نتایج به‌دست آمده در این پژوهش نسبت به تغییر تعریف رابطه مالکیتی بانک و بنگاه از حق جریان نقدی^۱ به حق رأی^۲ برای سنجش ارتباط بانک و بنگاه

۱. حق جریان نقدی (Cashflow right) به میزان سهم یک سهامدار از سودها و جریان‌های نقدی تولیدشده توسط شرکت اشاره دارد. این حق معمولاً متناسب با مالکیت سهام یک فرد در شرکت است.

۲. حق رأی (Voting right) به اختیار سهامداران برای مشارکت در تصمیم‌گیری‌های شرکتی از طریق رأی‌دادن در مجامع عمومی اشاره دارد. این حق به سهامداران اجازه می‌دهد در موضوعاتی مانند انتخاب هیئت‌مدیره، تصویب تغییرات اساسنامه، ادغام یا تملک شرکت و سایر تصمیمات کلیدی سازمانی نقش داشته باشند. معمولاً سهام عادی یک حق رأی به ازای هر سهم دارند.

۳. اندازه حق جریان نقدی و حق رأی ممکن است در برخی شرکت‌ها متفاوت باشد، زیرا مالکیت اقتصادی و کنترل شرکتی الزاماً همسو نیستند. مثلاً یک سهامدار با ۱۵ درصد حق جریان نقدی می‌تواند یک نفر از ۵ نفر عضو هیات

پایدار است. از سوی دیگر، مشاهده می‌شود تغییر در حد آستانه تعریف رابطه مالکیتی تاثیری در نتایج این پژوهش ندارد. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد وام‌دهی ارتباطی در حدود آستانه پایین‌تری از آنچه بانک مرکزی برای تعیین اشخاص مرتبط تعریف کرده در سیستم بانکی وجود دارد. این موضوع نشانگر آن است که بانک مرکزی برای کنترل وام‌دهی ارتباطی و ریسک‌های ناشی از آن باید سازوکارهای شفافیت و انتشار معاملات با اشخاص مرتبط را بیش از پیش فعال سازد.

در بررسی انگیزه‌های وام‌دهی ارتباطی مشاهده شد که عرضه وام به بنگاه‌های مرتبط با شاخص‌های ریسک بالاتر (نسبت اهرمی، نسبت بدهی مالی و نسبت نقد) بیشتر است. این امر می‌تواند شواهدی از وجود دیدگاه چپاول‌گرانه در وام‌دهی ارتباطی در شبکه بانکی ایران باشد. ادامه مقاله به شرح زیر است، در بخش ۲ فرضیه‌های اصلی و روش‌شناسی پژوهش مطرح می‌شود، در بخش ۳ به معرفی داده‌ها و خلاصه آماری پرداخته، در بخش ۴ نتایج تجربی گزارش شده و در بخش ۵ نتایج آزمون‌های پایداری ارائه شده و در بخش ۶ خلاصه یافته‌ها و نتیجه‌گیری مقاله ارائه می‌شود.

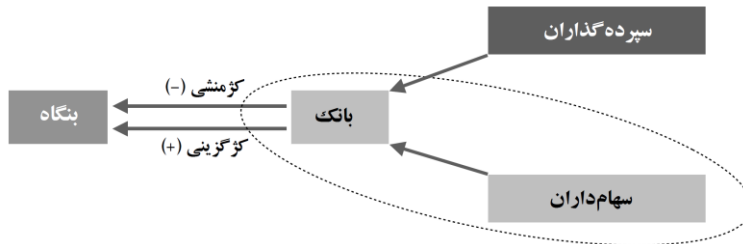
۲- مبانی نظری و پیشینه

در روابط بین بانک و بنگاه و بانک با سپرده‌گذاران انواع مختلفی از عدم تقارن اطلاعات (شکل ۲) وجود دارد (دایموند^۱، ۱۹۸۴؛ بهاتاچاریا و تاکور^۲، ۱۹۹۳). از یک سو، عدم تقارن اطلاعات میان بانک و بنگاه وام‌گیرنده می‌تواند منجر به کژگزینی بانک شود (دلاریچیا و همکاران^۳، ۱۹۹۹، مارکز^۴، ۲۰۰۲)، به این معنی که بانک، بنگاه‌های ضعیف‌تر را برای وام‌دهی برگزیند. از سوی دیگر، عدم تقارن اطلاعات میان بانک با سپرده‌گذاران و سهامداران خرد منجر به کژمنشی در رفتار بانک می‌شود (هلمن و همکاران^۵، ۲۰۰۰، بوت

مدیره را تعیین کند و حق رای معادل ۲۰ درصد داشته باشد.

1. Diamond
2. Bhattacharya and Thakor
3. Dell'Ariccia et.al.
4. Marquez
5. Hellmann et.al.

و تاکور^۱، ۱۹۹۴) به صورتی که بانک در تصمیماتش لزوماً سود این افراد را مدنظر قرار نمی‌دهد. پدیده وام‌دهی ارتباطی می‌تواند هر دو این رفتارها را تحت تاثیر قرار دهد.



شکل ۲: روابط میان بانک، بنگاه، سپرده‌گذاران و سهام‌داران

منبع: یافته‌های پژوهش

در مقایسه با بخش گسترده‌ای از ادبیات که بر مبادلات ارتباطی در بازار سهام تاکید کرده، وضعیت حاکمیت شرکتی و ارتباط مالکیتی نهادهای مالی و غیرمالی و تاثیر آن بر وام‌دهی ارتباطی کمتر مورد توجه قرار گرفته است. البته این به معنی شایع نبودن وام‌دهی ارتباطی در حوزه ارتباط بانک و بنگاه نیست بلکه نشان می‌دهد موضوع مذکور شفافیت کمتری در این حوزه دارد (خواجا و میان^۲، ۲۰۱۱).

در ادبیات موضوع، تعدادی از مقاله‌ها به جنبه‌های مثبت وام‌دهی ارتباطی و روش‌هایی که این امر می‌تواند باعث افزایش کارایی در وام‌دهی شود، اختصاص دارد (ساراگیه^۳، ۲۰۲۱). اطلاعات بانک‌ها درباره وام‌گیرندگانی که به صورت مستقیم در هیئت مدیره آن‌ها حضور دارند و در جریان تمام وقایع آن شرکت قرار دارند، بیشتر است و می‌توانند از این اطلاعات برای بررسی ریسک پروژه سرمایه‌گذاری که شرکت برای آن درخواست وام کرده، استفاده کنند. علاوه بر آن ممکن است بانک‌ها بتوانند این شرکت‌ها را وادار کنند که از پروژه‌های سرمایه‌گذاری به خارج شوند (راجان^۴، ۱۹۹۲). ستیانو و موناوارو^۵ (۲۰۲۴) نشان داده‌اند اعطای وام به اشخاص وابسته می‌تواند مساله اطلاعات نامتقارن را تخفیف دهد

1. Boot and Thakor
2. Khwaja and Mian
3. Saragih
4. Rajan
5. Setiyono and Munawaroh

و ریسک اعتباری و احتمال نکول را کم کند. کووید-۱۹ تأثیر وام‌دهی ارتباطی بر ریسک بانک را تضعیف کرده است. به این ترتیب وام‌دهی ارتباطی می‌تواند با بالا بردن انگیزه‌های همکاری مثبت و ردوبدل شدن اطلاعات بیشتر به نفع وام‌دهنده و وام‌گیرنده باشد. از این دیدگاه در ادبیات با عنوان دیدگاه اطلاعاتی یاد می‌شود.

بر اساس دیدگاه دوم، ارتباط نزدیک میان وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان موجب می‌شود با اختصاص وام به این افراد، منابع از سپرده‌گذاران و سهامداران خرد به شرکت‌ها و افراد مرتبط منتقل شود. این دیدگاه در ادبیات دیدگاه چپاول‌گرایانه نامیده می‌شود. در این نوع از وام‌دهی ارتباطی، ارائه بیمه سپرده از جانب دولت منجر به ریسک‌پذیری هرچه بیشتر بانک‌ها و وام‌دهی به افراد و شرکت‌های پرریسک می‌شود. حتی در نبود این بیمه‌ها نیز تصمیم‌گیرندگان اصلی بانک در صورتی که سودشان در شرکت‌های وابسته، از سودشان در بانک بیشتر باشد، این انگیزه را دارند که منابع را به سمت شرکت‌های مورد کنترل خود هدایت کنند (لاپورتا و همکاران، ۲۰۰۳). علاوه بر این، به دلیل نقش بنگاه در هیئت مدیره بانک ممکن است انگیزه بانک برای اعمال شروط قرارداد تسهیلات تضعیف شود.^۱ فن و همکاران^۲ (۲۰۲۲) نشان می‌دهند سرمایه‌گذاری بنگاه در بانک نیز می‌تواند از طریق کاهش هزینه‌های تحقیق و توسعه و استخدام نیروی انسانی تحصیل کرده منجر به افت عملکرد بنگاه شود. ویشنسکی و سون^۳ (۲۰۲۳) نشان داده‌اند وام‌دهی ارتباطی در اوکراین منجر به افزایش مطالبات غیرجاری شده است.

هر دو اثر اطلاعاتی و چپاول‌گرایانه ممکن است در عمل اتفاق بیفتد اما در نهایت می‌توان با بررسی تجربی داده‌ها اثر غالب را برای نمونه مورد بررسی شناسایی کرد. برای مثال لاپورتا و همکاران (۲۰۰۳) نشان داده‌اند که چپاول پدیده غالب در مکزیک است؛ اشخاص مرتبط

۱. وقتی وام‌گیرنده‌ای در آستانه نکول وام است، از بانک درخواست وام جدیدی می‌کند تا بتواند وام قبلی را برگرداند و بانک هم با توجه به این که احتمال می‌دهد این امر ممکن است به تسویه وام قبلی کمک کند، وام جدید را به بنگاه اختصاص می‌دهد. بنگاه ممکن است با علم به این موضوع از همان ابتدا تصمیم به نکول وام بگیرد (بولتون و شارفستاین، ۱۹۹۶).

2. Fan et al.

3. Vyshnevskiy and Sohn

در مکزیک وام با نرخ پایین‌تر، وثیقه کمتر و طول مدت بیشتری نسبت به افراد مشابه غیرمرتبط دریافت کرده و همچنین نرخ نکول در میان آنها بیشتر است. همچنین میس و میلر^۱ (۱۹۹۷) نشان داده‌اند در ژاپن بانک‌ها هنگام تسهیلات‌دهی به شرکت‌های غیرمرتبط شرایط سخت‌گیرانه‌تری اعمال کرده و منافع سپرده‌گذاران را دنبال می‌کنند اما در هنگام تسهیلات‌دهی به شرکت‌های مرتبط به منافع سهام‌داران مشترک توجه می‌کنند. به عبارت دیگر چپاول، سازوکار غالب وام‌دهی ارتباطی در ژاپن است.

فنگ و همکاران (۲۰۲۲) نشان داده‌اند ارتباط متقابل میان بانک و بنگاه باعث کاهش عدم تقارن اطلاعات شده و توانایی تامین اعتبار برای بنگاه را به طور چشم‌گیری افزایش می‌دهد. از سوی دیگر پژوهش‌هایی وجود دارد که غلبه سازوکار اطلاعات را تایید می‌کند لیون^۲ (۲۰۰۱) نشان داد که در روسیه بنگاه‌های مرتبط شانس بیشتری نسبت به بنگاه‌های غیرمرتبط برای دریافت تسهیلات ندارند.

با توجه به مباحث فوق می‌توان متوجه شد که وام‌دهی ارتباطی همچنان موضوعی باز در ادبیات بوده و نشان دادن آثار و تبعات آن نیازمند پژوهش‌های بیشتر است. بسته به اینکه آثار منفی یا مثبت وام‌دهی ارتباطی غالب شود، ممکن است نتایج مختلفی در اقتصاد بروز کند. در اغلب کشورها برای مقابله با آثار منفی حاصل از وام‌دهی ارتباطی سقف‌هایی برای درصد مالکیت بانک توسط موسسات و بنگاه‌های دیگر و نیز مالکیت بنگاه‌ها توسط بانک‌ها قرار داده شده است. برای مثال در آمریکا بانک‌ها از سهامداری در شرکت‌های مشتریان خود منع می‌شوند. در ژاپن بانک‌ها نمی‌توانند بیش از ۵ درصد از سهام شرکت‌های دیگر را داشته باشند (مورک و همکاران^۳، ۲۰۰۰). در مکزیک هم شرکت‌ها و گروه‌ها می‌توانند تا ۱۰ درصد از سهام بانک را داشته باشند. در ایران طبق قانون، سقف مالکیت بانک توسط اشخاص حقیقی و حقوقی ۱۰ درصد است^۴.

1. Macey and Miller

2. Laeven

3. Morck et.al.

۴. مسئله مهم در این خصوص اجرای قوانین است که به نظر می‌رسد قدرت اعمال این قوانین در کشور به اندازه کافی قوی نیست.

در ادبیات این حوزه علاوه بر بررسی‌های تجربی، بررسی‌های نظری هم به چشم می‌خورد. لیون (۲۰۰۱) پیش از بررسی‌های تجربی، نوع خاصی از وام‌دهی ارتباطی را مدل کرده که در آن رئیس بانک وام را برای یک قرض گیرنده با نرخ سود کمتر تمديد می‌کند با این شرط که قرض گیرنده بخشی از این کاهش نرخ سود را به صورت رشوه به رئیس بانک برگرداند. در این مدل همه وام گیرندگان می‌توانند رشوه دهند اما تنها سهام‌داران بانک هستند که قدرت اخراج رئیس بانک را دارند. به این ترتیب رئیس بانک هم می‌داند اگر به جای سهام‌داران بانک، وام دیگران را تمديد کند امکان اخراجش وجود دارد، در نتیجه، ترجیح او تمديد وام سهام‌داران بانک است. علاوه بر این قدرت سهام‌دار بانک با افزایش سهامش در بانک افزایش می‌یابد که منجر به افزایش امکان دریافت وام ارتباطی می‌شود. در این مدل نشان داده می‌شود رشوه دادن به بانک از جانب سهام‌دار امری قطعی نیست. اگر سودی که برای سهام‌دار از سرمایه‌گذاری در پروژه جدید با استفاده از وام بانک حاصل می‌شود بیش از کاهش ارزش سهام او در بانک باشد، تصمیم سهام‌دار بانک، رشوه دادن خواهد بود. تمرکز اصلی این مقاله، تبیین این بده‌بستان است. به علاوه، آستانه‌ای از سهام‌داری بانک محاسبه می‌شود که اگر سهام شخص در بانک بیش از آن باشد، ترجیح می‌دهد برای دریافت وام ارزان قیمت، به بانک رشوه ندهد.

در مقاله لاپورتا و همکاران (۲۰۰۳) نیز مدلی مشابه مدل مذکور ارائه شده است. با این تفاوت که نویسندگان مدلی دو دوره‌ای ارائه می‌دهند که وضعیت اقتصاد در دوره دوم می‌تواند خوب یا بد باشد. در این دوره بانک تصمیم می‌گیرد بخشی از منابع خود را به شرکت‌های مرتبط و بقیه را به شرکت‌های غیرمرتبط وام دهد. در دوره اول منابع بانک از طریق سپرده‌ها و سرمایه سهام‌داران تامین می‌شود. شرکت‌های مرتبط هم در بانک و هم در یک موسسه غیرمالی سهم دارند و قدرت وادار کردن بانک به وام‌دهی به شرکت‌های زیرمجموعه خود را دارند. اگر دوره دوم، دوره خوب اقتصاد باشد، همه مشتریان وام‌های خود را همراه با سودش پرداخت می‌کنند؛ ولی اگر دوره بد اقتصاد رخ دهد شرکت‌های غیرمرتبط بخشی از وام خود را بازپرداخت می‌کنند و سایر شرکت‌ها به طور کلی وام دریافتی خود را پس نمی‌دهند. به این ترتیب شرکت‌های مرتبط برای

بانک‌ها به طور متوسط ضررده هستند. در این چارچوب تصمیم‌گیرنده اصلی، هلدینگ است که باید میزان وام را تعیین کند. نتیجه‌ای که از این مدل حاصل می‌شود آن است که در صورت بالاتر بودن ارزش سهام سهامدار بانک در شرکت متبوع نسبت به بانک، احتمال دریافت وام ارتباطی بالا می‌رود. احتمال این موضوع در شرایط بد اقتصاد بیشتر می‌شود.

موضوع نظری دیگری که می‌تواند تاحدودی به این حوزه مرتبط باشد، مسئله کارگر و کارفرما است. نمونه‌ای از مسئله کارگر و کارفرما در بانک، مساله وام‌دهی ارتباطی است. در وام‌دهی ارتباطی مدیران بانک‌ها به قیمت از دست رفتن ارزش سهام سهامداران اقدام به وام‌دهی می‌نمایند. خواجه و میان (۲۰۱۱) اثر تغییر پایش متصدیان وام‌دهی بانک بر رفتار کژمنشانه توسط آن‌ها را در آرزانتین بررسی کرده و نشان داده‌اند در شرایطی که متصدیان نگران پایش شدن نباشند، دقت گزارشی که درباره اعتبار مالی وام‌گیرنده تهیه می‌کنند کاهش می‌یابد. با وجودی که این مقاله از منظر کژمنشی به موضوع پرداخته، این مشاهده را می‌توان به عنوان نشانه‌ای از وام‌دهی ارتباطی نیز در نظر گرفت؛ به این معنی که فرد وقتی می‌داند هزینه ناشی از وام بد متوجه او نخواهد شد این وام را به وام‌گیرنده‌ای که با وی ارتباط نزدیک‌تری دارد اختصاص می‌دهد (خواجه و میان، ۲۰۱۱).

مطالعه حاضر به مقاله لاپورتا و همکاران (۲۰۰۳) که مطالعه‌ای تجربی درباره رابطه بین بانک و بنگاه در مکزیک است، نزدیک‌تر است.

۳- معرفی داده

پایگاه داده مورد استفاده در این پژوهش تجميع شده ۴ داده مجزا شامل ۱) صورت‌های مالی بنگاه‌های تولیدی فهرست‌شده^۱، ۲) سبد دارایی بنگاه‌های تولیدی فهرست‌شده^۲، ۳) سبد

۱. داده صورت‌های مالی بنگاه‌ها از نرم‌افزار رهاورد نوین استخراج شده است.

۲. سبد دارایی بنگاه، مجموعه‌ای از سهام شرکت‌های مختلف است که توسط آن بنگاه خریداری شده و نشان‌دهنده ترکیب سرمایه‌گذاری مالکیتی آن بنگاه در سایر شرکت‌هاست.

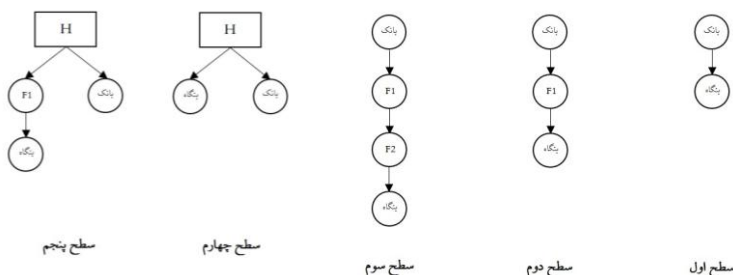
دارایی بانک‌ها از شرکت‌های بورسی^۱، ۴) پرتفوی وام‌بنگاه‌های تولیدی فهرست‌شده^۲ است.

۳-۱- معرفی متغیرها

در ادامه متغیرهایی که برای کمی کردن روابط مالکیتی و تکانه تقاضای اعتبار بنگاه به صورت مشروح و سایر متغیرها به صورت خلاصه توضیح داده شده‌اند.

۳-۱-۱- روابط مالکیتی

داده روابط مالکیتی به صورت دستی جمع‌آوری شده است. نکته قابل تامل آن است که روابط مالکیتی در بنگاه‌های ایرانی بسیار پیچیده و در لایه‌های متعددی محقق می‌شود. در این پژوهش روابط مالکیتی در ۵ سطح تقسیم‌بندی و ردیابی شده است.



شکل ۳: لایه‌های مختلف رابطه مالکیتی

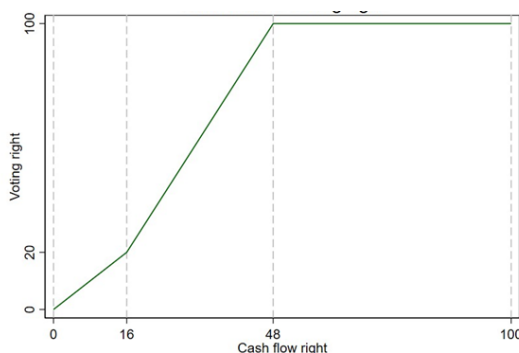
منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در شکل ۳ نشان داده شده، در سطح ۱ بانک می‌تواند به صورت مستقیم با بنگاه رابطه مالکیتی داشته باشد، در سطح ۲ بانک به واسطه یک شرکت میانی با بنگاه رابطه مالکیتی دارد، در سطح ۳ بانک با دو واسطه میانی با بنگاه رابطه مالکیتی دارد، در سطح ۴ رابطه بانک و بنگاه از طریق یک مادر تخصصی است، به عبارت دیگر، شرکت مادر تخصصی هم با

۱. سبد دارایی بانک از شرکت بورسی، مجموعه‌ای از سهام شرکت‌های فهرست‌شده است که توسط آن بانک خریداری شده و نشان‌دهنده ترکیب سرمایه‌گذاری مالکیتی آن بانک در شرکت‌های بورسی است. اطلاعات مالکان با مالکیت بیش از ۱ درصد در سایت tsetmc.ir قابل دست‌یابی است.

۲. وام‌های دریافتی شرکت‌ها از یادداشت‌های توضیحی صورت‌های مالی به صورت دستی استخراج شده است. برای این کار، با رجوع به سامانه کدال، صورت‌های مالی بنگاه استخراج شد، در بخش مربوط به ترازنامه، به یادداشت توضیحی تسهیلات دریافتی کوتاه‌مدت رجوع شد. در این بخش، مانده بدهی بنگاه به تفکیک بانک گزارش شده است.

بانک و هم با بنگاه رابطه مالکیتی دارد. در سطح ۵، شرکت مادر تخصصی با بانک رابطه مالکیتی داشته و رابطه مالکیتی مادر تخصصی و بنگاه از طریق یک شرکت واسطه‌ای شکل گرفته است. علاوه بر حق جریان نقدی، معیار دیگری نیز به عنوان حق رای ساخته شده است. حق رای بر مبنای حق جریان نقد ساخته شده و از اعمال تابع شبه خطی گزارش شده در شکل ۴ بر جریان نقدی به دست می‌آید. محمودزاده و همکاران (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که در شرکت‌های فهرست شده ایران می‌توان با در اختیار گرفتن به صورت متوسط ۱۶ درصد از حق جریان نقدی یک عضو از ۵ عضو هیات مدیره را تعیین نمود. به این ترتیب، داشتن ۱۶ درصد از حق جریان نقدی به ۲۰ درصد حق رای منجر می‌شود. در نتیجه، ۴۸ درصد حق جریان نقدی به در اختیار گرفتن ۱۰۰ درصد حق رای می‌انجامد.



شکل ۴: تبدیل حق جریان نقدی به حق رای

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۱-۲- تکانه تقاضای اعتبار بنگاه

در این پژوهش از روش آمیتی و واینستین (۲۰۱۸) برای ساخت تکانه عرضه وام بانک و تقاضای وام بنگاه استفاده شده است. بر اساس یافته‌های این مقاله، تکانه‌های وارد بر وام‌های تخصیص داده شده در اقتصاد را می‌توان به تکانه عرضه بانک-سال و تکانه تقاضای بنگاه-سال افزاز کرد، روش مورد استفاده در مقاله فوق در ادامه تشریح شده است. در گام نخست، آمیتی و واینستین (۲۰۱۸) برای ساخت تکانه وام معادله زیر را برآورد کرده‌اند.

$$D\left(\frac{L_{fbt}}{L_{fbt-1}}\right) = \alpha_{ft} + \beta_{bt} + \epsilon_{fbt} \quad (1)$$

که در معادله شماره (۱)، $D(\cdot)$ عبارت است از تابعی که رشد وام‌دهی بانک‌ها را محاسبه می‌کند که این رشد می‌تواند به صورت درصدی و یا لگاریتمی باشد. L_{fbt} برابر است با وام دریافتی بنگاه f از بانک b در سال t . همچنین، α_{ft} و β_{bt} که برآورد می‌شوند به ترتیب عبارتند از تکانه تقاضای وام بنگاه و تکانه عرضه وام بانک. شهود معادله فوق ساده است. با استفاده از معادله (۱) تلاش می‌شود تا تاثیر تکانه تقاضای بنگاه که می‌تواند ناشی از افزایش تقاضای بنگاه برای سرمایه‌گذاری یا درخواست وام به دلیل محدودیت مالی باشد از تکانه عرضه وام بانک که می‌تواند ناشی از قبض با بسط اعتباری به دلایلی همچون محدودیت‌های عرضه بانک ناشی از قوانین محدودکننده بانک مرکزی و یا تغییر ساختار شبکه بانکی باشد، تفکیک شود.

آمیتی و واینستین، β_{bt} را از طریق تفاوت در نرخ رشد وام‌های بانکی که در اختیار یک بنگاه قرار گرفته است شناسایی می‌کنند. از آنجا که عوامل موثر بر تقاضا، با اضافه کردن اثرات ثابت بنگاه-سال کنترل شده‌اند، β_{bt} را می‌توان به عنوان یک تکانه مشتق از عرضه^۱ شناسایی کرد. به صورت مشابه، α_{ft} از تفاوت میان نرخ رشد وام‌های بنگاه‌هایی که از یک بانک وام می‌گیرند شناسایی می‌شود. از آنجا که عوامل موثر بر عرضه، با اضافه کردن اثرات ثابت بانک-سال کنترل شده‌اند، α_{ft} را می‌توان به عنوان یک تکانه مشتق از تقاضا^۲ شناسایی کرد.

یکی از اشکالاتی که به روش شناسایی معادله ۱ قابل انتساب است، نادیده گرفتن اثرات متقابل^۳ بانک و بنگاه در این معادله است. برای رفع این ایراد اثرات متقابل بانک و بنگاه به معادله ۱ اضافه می‌شود:

$$D\left(\frac{L_{fbt}}{L_{fbt-1}}\right) = \alpha_{ft}^I + \beta_{bt}^I + \gamma_t Z_{fbt} + \epsilon_{fbt}^I \quad (2)$$

که در آن α_{ft}^I ، β_{bt}^I و Z_{fbt} به ترتیب برابر با اثرات ثابت بنگاه-سال، بانک-سال و اثرات متقابل بانک و بنگاه است. در ادامه، می‌توان اثر متقابل بانک بنگاه را به صورت رابطه (۳) نوشت:

$$Z_{fbt} = \delta_{ft}^F + \delta_{bt}^F + \zeta_{fbt} \quad (3)$$

1. Supply Driven
2. Demand Driven
3. Interaction

با برآورد معادله ۳ به روش OLS می‌توان باقی مانده یا همان $\hat{\epsilon}_{fbt}$ را محاسبه نمود. بنابر تعریف $\hat{\epsilon}_{fbt}$ بر $\delta_{f,t}^F$ و δ_{bt}^F عمود است. حال، به جای معادله (۲) می‌توان معادله (۴) را نوشت:

$$D\left(\frac{L_{fbt}}{L_{fbt-1}}\right) = \alpha_{ft}^* + \beta_{bt}^* + \gamma_t^* \hat{\epsilon}_{fbt} + \epsilon_{fbt}^I \quad (4)$$

که در آن $\alpha_{ft}^* = \hat{\alpha}_{ft}^I + \hat{\gamma}_t^* \delta_{ft}^F$ ، $\beta_{bt}^* = \hat{\beta}_{bt}^I + \hat{\gamma}_t^* \delta_{bt}^F$ و $\hat{\epsilon}_{ft}^* = \hat{\epsilon}_{ft}^I$

از آنجا که هردو متغیر $\hat{\epsilon}_{fbt}$ و ϵ_{fbt}^I بر اثرات ثابت بانک و بنگاه عمود هستند پس ترکیب خطی آن‌ها نیز عمود است. بنابراین می‌توان نوشت $\epsilon_{fbt} = \gamma_t^* \hat{\epsilon}_{fbt} + \epsilon_{fbt}^I$ و با جایگذاری آن در معادله ۴ به معادله‌ای شبیه به معادله ۱ رسید.

به عبارت دیگر، می‌توان مشاهده کرد که در نظر گرفتن و یا نگرفتن اثرات متقابل بانک و بنگاه تنها سطح تکانه محاسبه شده را تغییر داده و تاثیری در روش برآورد آن ندارد. در نتیجه، معادله (۲) یک روش شناسایی برای به دست آوردن تکانه عرضه و تقاضای وام است.

نویسندگان نشان می‌دهند با برآورد پارامترهای معادله فوق به روش حداقل مربعات موزون با استفاده از وزن وام‌های دوره قبل یک مجموعه یکتا از تکانه عرضه اعتبار بانک و تقاضای اعتبار بنگاه حاصل می‌شود که در سطح کلان (تجمیع شده) با رشد تسهیلات منطبق است و در سطح هر بانک با رشد وام‌ها سازگار است.

۳-۱-۳- سایر متغیرها

در ادامه، تعریف سایر متغیرهای مورد استفاده در جدول ۳ گزارش می‌شود.

جدول ۳: تعریف متغیرها

نام متغیر	تعریف
نسبت سود	سود عملیاتی بنگاه در هر سال تقسیم بر فروش بنگاه
نسبت بدهی	بدهی بنگاه در هر سال تقسیم بر فروش بنگاه
موجودی نقد	موجودی نقد و سپرده نزد بانک بنگاه تقسیم بر فروش بنگاه
هزینه مالی	هزینه مالی تقسیم بر فروش بنگاه
فروش	مجموع درآمدهای عملیاتی هر سال تقسیم بر فروش بنگاه
وام دریافتی	مجموع وام ارزی و ریالی دریافتی بنگاه از یک بانک در یک سال
تکانه تقاضای وام	تکانه تقاضای وام بنگاه در هر سال محاسبه شده با روش آمیتی و واینستین (۲۰۱۸)
درصد مالکیت جریان نقد بنگاه	مجموع حق جریان نقدی بانک در بنگاه در سطوح ۱ تا ۵

نام متغیر	تعریف
درصد مالکیت حق رای بنگاه	بیشینه حق رای بانک در بنگاه در سطوح ۱ تا ۵
متغیر مجازی اِرتِ باط با تک و بنگاه سطح آستانه صفر	۱ در صورتی که درصد مالکیت جریان نقد از صفر بزرگتر باشد
متغیر مجازی اِرتِ باط با تک و بنگاه سطح آستانه میانه	۱ در صورتی که میزان حق جریان نقدی بانک در بنگاه از میانه بزرگتر باشد
متغیر مجازی دریافت وام	۱ در صورتی که بنگاه i از بانک j در دوره t وام گرفته باشد
متغیر مجازی ورود به سبد وام	۱ در صورتی که بنگاه i از بانک j در دوره $t-1$ وام نگرفته باشد و دوره t وام بگیرد
سهم وام (%) (از کل وام‌های بنگاه)	سهم وام بنگاه i از بانک j از کل وام‌های بنگاه i در دوره t
نسبت وام به فروش	نسبت وام بنگاه i از بانک j به فروش

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۲- خلاصه آماری و آزمون‌های تک‌متغیره

داده خام شامل ۲۶۰ بنگاه تولیدی^۱ فهرست‌شده در بورس و فرابورس تهران و ۳۱ بانک^۲ طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ است.

فرایند پالایش داده در چند مرحله صورت گرفته است. در مرحله نخست شرکت‌هایی که هیچ داده وامی در صورت‌های مالی خود طی سال‌های ۸۶ تا ۹۷ گزارش نکرده بودند کنار گذاشته‌اند. همچنین شرکت‌های مادر تخصصی نیز با توجه به ساختار مالی متفاوت از بانک داده حذف شده‌اند. شرکت‌های غیرمالی که میانگین میزان فروش به هزینه آن از ۲۰۵ بیشتر بوده نیز با توجه به آن که ماهیت غیرتولیدی دارند از بانک داده کنار گذاشته شده‌اند. همچنین مشاهداتی که در آن سال‌ها حقوق صاحبان سهام شرکت منفی بوده نیز حذف شده‌اند. در این فرآیند، در مجموع ۲۶ شرکت از مجموعه داده حذف شده است. در گام بعدی، برای حذف کردن داده‌های پرت

۱. بنگاه‌های تولیدی بر اساس حیطه فعالیتی که به بورس اعلام می‌کنند، شناسایی شده‌اند. بخش‌هایی که این بنگاه‌ها زیرمجموعه آن‌ها می‌شوند عبارت‌اند از زراعت، حمل‌ونقل و ارتباطات، ساختمان، معادن، صنایع شیمیایی، فلزات اساسی، صنایع کاغذ، ماشین‌آلات و تجهیزات صنعتی، محصولات کانی غیرفلزی، صنایع غذایی، صنایع نساجی و صنایع چوب.

۲. تمامی بانک‌های شبکه بانکی

تمامی متغیرها در سطح ۱ درصد وینزورایز^۱ شده است. در انتها داده تجمیع شده در سطح بانک-بنگاه-سال شامل ۵۴۵۴۹ مشاهده است. در جدول ۴ خلاصه آماری متغیرها و همچنین نتایج آزمون برابری میانگین گزارش شده است. حدود ۱۶,۶ درصد بانک-بنگاه-سال با در نظر گرفتن آستانه صفر درصد با بانک‌ها مرتبط هستند.

جدول ۴: خلاصه آماری و آزمون‌های تک متغیره

متغیر	تعداد مشاهده	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
ساختار مالکیت					
حق جریان نقدی	۵۴۵۴۹	۰,۴۲۰	۳,۱۵۰	۰	۹۳,۴۴
مجازی حق جریان نقدی صفر درصد	۵۴۵۴۹	۰,۱۶۶	۰,۳۷۲	۰	۱
مجازی حق جریان نقدی میانه	۵۴۵۴۹	۰,۰۸۳	۰,۲۷۷	۰	۱
حق رای	۵۴۵۴۹	۰,۸۶۴	۶,۹۰۳	۰	۱۰۰
مجازی حق رای صفر درصد	۵۴۵۴۹	۰,۱۶۶	۰,۳۷۲	۰	۱
مجازی حق رای میانه	۵۴۵۴۹	۰,۸۳۰	۰,۲۷۶	۰	۱
نسبت‌های حسابداری					
نسبت سود	۲۰۵۲	۰,۱۷۲	۰,۱۹۳	-۰,۵۰۹	۰,۷۸۷
نسبت بدهی	۲۰۵۲	۱,۰۴۵	۱,۰۲۲۵	۰,۱۱۰	۹,۰۵۴
موجودی نقد	۲۰۵۲	۰,۰۵۶	۰,۰۷۳	۰,۰۰۱	۰,۴۸۸
هزینه مالی	۱۹۸۳	۰,۰۵۳	۰,۰۷۸	۰	۰,۵۵۱
نسبت دارایی ثابت	۲۰۵۲	۰,۴۸۱	۰,۶۴۲	۰,۰۳۲	۴,۱۵۹
وام و تکانه تقاضای وام					
مجازی دریافت وام	۵۴۵۴۹	۰,۱۲۰	۰,۳۲۵	۰	۱
مجازی ورود به سبد وام	۵۴۵۴۹	۰,۰۱۵	۰,۱۲۳	۰	۱
سهم وام (% از کل وام‌های بنگاه)	۵۴۵۴۹	۰,۰۳۴	۰,۱۳۵	۰	۰,۹۹۹
نسبت وام به فروش	۵۴۵۴۹	۰,۰۱۲	۰,۰۴۸	۰	۰,۳۵۰
تکانه تقاضای وام	۱۹۴۵	۳,۰۷۸	۳,۰۲۴	۱۳,۳۰۰	۲۸۷,۶۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۵، نتایج آزمون برابری میانگین برای دو متغیر میزان وام دریافتی بنگاه و

۱. Wnsorize روشی در آمار است که برای کاهش تأثیر داده‌های پرت در یک مجموعه داده استفاده می‌شود. در این روش، مقادیر بسیار بزرگ یا بسیار کوچک با یک مقدار مشخص جایگزین می‌شوند تا اثر آنها بر تحلیل‌های آماری کاهش یابد.

متغیر مجازی دریافت وام نمایش داده شده است. میانگین این متغیرها در دو گروه اختلاف معنی‌داری دارد. بالاتر بودن میانگین متغیر مجازی دریافت وام برای بنگاه‌های مرتبط نشان می‌دهد این دسته تعداد وام بیشتری دریافت کرده‌اند. همچنین بالاتر بودن میانگین مقدار وام نیز حاکی از آن است که بنگاه‌های مرتبط مبلغ وام بیشتری نیز دریافت کرده‌اند.

جدول ۵: آزمون‌های تک‌متغیره

متغیر مجازی دریافت وام	میزان وام دریافتی
بنگاه‌های مرتبط	۰,۰۲۷۰
بنگاه‌های غیر مرتبط	۰,۰۱۰۶
تفاضل	۰,۰۱۶۴***
t value	۲۵,۰۴۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: تعریف تمامی متغیرها در جدول ۱ گزارش شده است. *، ** و *** بیانگر معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

۴- فرضیه‌ها و روش‌شناسی پژوهش

نتایج پژوهش‌های گذشته نشان می‌دهد ارتباط بانک و بنگاه بر تسهیلات اعطایی به بنگاه اثر داشته و بنگاه‌های مرتبط تسهیلات با شرایط بهتر همانند نرخ و وثیقه کمتر و مقدار وام بیشتر دریافت می‌کنند (لاپورتا و همکاران، ۲۰۰۳؛ مائورر و هابر، ۲۰۰۷؛ کال و همکاران، ۲۰۱۱؛ فنگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ چارومیلیند و همکاران، ۲۰۰۶؛ بهر و همکاران، ۲۰۱۱). بنابراین انتظار می‌رود ارتباط مالکیتی میان بانک و بنگاه بر وام‌دهی ارتباطی تأثیر داشته و متغیرهایی همانند احتمال دریافت وام و میزان وام دریافتی را تحت تأثیر قرار دهد، به گونه‌ای که ارتباط بانک و بنگاه شرایط دسترسی بنگاه به وام را تسهیل نماید.

طبق فرضیه نخست این پژوهش، وجود پیوندهای مالکیتی میان بانک و بنگاه، احتمال دریافت تسهیلات و همچنین حجم وام دریافتی را افزایش می‌دهد. بر اساس فرضیه دوم، این مطالعه، فرآیند تخصیص وام‌های ارتباطی، عمدتاً متأثر از سازوکارهای چپاول‌گرانه است.

برای بررسی دقیق این فرضیه‌ها و شناخت وام‌دهی ارتباطی بانک‌ها لازم است اثر دو پدیده کنترل شود: (۱) اثر رابطه مالکیتی بر تقاضای اعتبار بنگاه و (۲) اثر استمرار مراودات بانک و بنگاه بر

وام.

۱) از آنجا که روابط میان بنگاه و بانک می‌تواند به‌طور هم‌زمان بر عرضه و تقاضای تسهیلات اثر بگذارد، تفکیک اثرات از جانب عرضه ضروری است. برای دستیابی به این هدف، تکانه تقاضای اعتباری بنگاه کنترل می‌شود؛ این تکانه بر اساس روش‌شناسی ارائه‌شده در مطالعه‌ی آمیتی و واینستین (۲۰۱۸) محاسبه شده است. با استفاده از داده‌های تطبیق‌یافته‌ی بنگاه-بانک-سال، رشد تسهیلات به دو مؤلفه‌ی ناشی از عرضه بانک و تقاضای بنگاه تفکیک شده و از این طریق تکانه تقاضای اعتباری بنگاه استخراج می‌شود. وارد کردن این تکانه‌ها در تحلیل‌های رگرسیون رویه‌ای رایج در پژوهش‌های مرتبط است.^۱ با این حال، بنا بر اطلاع نویسندگان، ادبیات تجربی در حوزه وام‌دهی ارتباطی عموماً تمایزی میان اثرات پیوندهای مالکیتی بر عرضه و تقاضای اعتبار قائل نمی‌شود.

۲) ارتباط بلندمدت و تکرارشونده میان وام‌دهنده و وام‌گیرنده این امکان را برای بانک فراهم می‌کند تا اطلاعات بیشتری از بنگاه به‌دست آورد و مشکل عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش دهد (الیاسیانی و گلدبرگ^۲، ۲۰۰۴). این نوع ارتباط که در طول زمان شکل می‌گیرد، «وام‌دهی مراداتی»^۳ نام دارد و دسترسی بنگاه به منابع مالی را تسهیل می‌کند. آثار مثبت روابط پیشین میان بانک و بنگاه بر بهبود شرایط دریافت تسهیلات، در پژوهش‌های متعدد مستند شده است؛ برای نمونه، پترسن و راجان^۴ (۱۹۹۴)، برگر و اودل^۵ (۱۹۹۵) و کول^۶ (۱۹۹۸) نشان داده‌اند رابطه‌ی قبلی با یک وام‌دهنده‌ی نهادی، به‌ویژه برای بنگاه‌های کوچک، احتمال دریافت منابع مالی را افزایش

۱. برای نمونه، آمیتی و واینستین (۲۰۱۸) با وارد کردن تکانه‌های تقاضای اعتباری بنگاه و عرضه اعتباری بانک در معادله‌های سرمایه‌گذاری، نشان می‌دهند که این تکانه‌ها چگونه بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها تأثیر می‌گذارند. به‌طور مشابه، مانارزی و پیری (۲۰۱۹) اثر تکانه‌های عرضه اعتباری را بر بهره‌وری بنگاه‌ها در ایتالیا بررسی می‌کنند. افزون بر این، مطالعاتی از جمله آلفارو و همکاران (۲۰۲۱) و دگریسه و همکاران (۲۰۱۹)، با ساخت متغیرهای تکانه اعتباری بانکی، آثار این تکانه‌ها را بر اقتصاد واقعی به‌ترتیب در کشورهای اسپانیا و بلژیک مورد ارزیابی قرار داده‌اند.

2 Elyasiani & Goldberg

3 Relationship Lending

4 Petersen & Rajan

5 Berger & Udell

6 Cole

می‌دهد.

با استفاده از داده‌های وام بانک-بنگاه این مطالعه که با داده‌های رابطه مالکیت بانک-بنگاه تکمیل شده، امکان آزمون فرضیه‌های پژوهش حاضر را فراهم می‌کند. تصریح پایه در این پژوهش به صورت رابطه (۵) است:

$$y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{relation}_{ijt-1} + \alpha_2 \text{Past loan}_{ijt} + \alpha_3 \text{firm shock}_{it} + \alpha_4 X_{it-1} + \lambda_t + \delta_{jt} + \gamma_i + \epsilon_{ijt} \quad (5)$$

در رابطه (۵)، مشخصه‌های i, j, t به ترتیب مربوط به زمان، بانک و بنگاه هستند. متغیر سمت چپ یکی از مجموعه متغیرهای پیش‌رو است، که هر کدام بعد متفاوتی از وام‌دهی ارتباطی را نمایش می‌دهد: متغیر مجازی اخذ وام، متغیر مجازی نشان‌دهنده ورود بانک به سبد وام‌دهندگان به بنگاه، سهم بانک در سبد وام بنگاه و نسبت وام به فروش بنگاه. این متغیرها به ترتیب تاثیر ارتباط بانک و بنگاه بر احتمال عرضه وام، احتمال ورود بنگاه به سبد وام بانک^۱، سهم بانک در سبد وام بنگاه و میزان عرضه وام را نمایش می‌دهند.

- relation_{ijt-1} مشخص‌کننده رابطه مالکیتی میان بانک و بنگاه است که یک بار به صورت متغیر مجازی و بار دیگر به صورت درصد رابطه مالکیتی وارد شده است. مقدار مثبت و معنی‌دار ضریب α_1 دلالت بر آن دارد که پیوند میان بانک و بنگاه بر عرضه تسهیلات تأثیرگذار است.

- past loan یک متغیر مجازی است که در صورت اخذ وام توسط بنگاه از بانک در دوره قبل مقدار یک می‌گیرد و اثر وام‌دهی مراوداتی را کنترل می‌کند. به این معنی که وجود رابطه مالی پیشین میان بانک و بنگاه کنترل می‌شود.

- firm shock_{it} نشان‌دهنده تکانه تقاضای اعتباری بنگاه است، که به پیروی از محمودزاده و همکاران، (۲۰۲۳) در تصریح وارد شده است. منظور کردن تکانه تقاضای وام در تصریح فوق این امکان را داده تا تاثیر ارتباط بانک و بنگاه بر میزان عرضه وام برآورد شود.

- X_{it-1} بردار ویژگی‌های بنگاه شامل نسبت‌های سود، بدهی، موجودی نقد و هزینه مالی

۱. این متغیر وقتی مقدار یک می‌گیرد که بنگاه از بانکی که سال قبل از آن وام نگرفته، وام بگیرد.

است که همگی به فروش بنگاه تقسیم شده‌اند. میزان وام دریافتی بنگاه نیز با فروش بنگاه تعدیل شده است. به دلیل شرایط تورمی در ایران، در این پژوهش تمامی متغیرها با فروش تعدیل شده‌اند. زیرا فروش در مقایسه با سایر اقلام صورت‌های مالی همانند دارایی و دارایی ثابت، به‌طور مناسب‌تری با تورم به‌هنگام می‌شود.

به دلیل جلوگیری از رخداد همزمانی در تصریح، از متغیرهای بنگاه در دوره قبل استفاده شده است. نسبت سود، بدهی و هزینه مالی شاخصی از توانایی بنگاه در بازپس دادن تسهیلات است که بر تصمیم بانک برای اعطای تسهیلات اثر دارد. موجودی نقدی نیز شاخصی از میزان منابع در دسترس بنگاه است. در انتها، لحاظ کردن اثر ثابت سال و بنگاه در متغیرهای توضیحی رگرسیون رابطه ۵ به مهار شاخصه‌های غیرقابل مشاهده زمان و بنگاه کمک می‌کند. علت دیگر استفاده از اثر ثابت بانک-سال، تغییر رفتار وام‌دهی بانک‌ها طی زمان و خصوصی‌سازی برخی از بانک‌ها در بازه زمانی مورد مطالعه بوده است. این امر تا اندازه‌ای اثر تغییر رفتار وام‌دهی و خصوصی‌سازی در سطح بانک^۱ را کنترل می‌کند.

ضریب مورد نظر در این تصریح ضریب متغیر $relation_{ijt-1}$ است. در تصریح فوق به دلیل حضور متغیر توضیحی $Past\ loan_{ijt}$ در رگرسیون رابطه ۵، اثر اطلاعات به اشتراک گذاشته شده میان بانک و بنگاه ناشی از اخذ وام در دوره‌های قبلی کنترل شده است. معنی‌دار بودن ضریب متغیر $relation_{ijt-1}$ به‌رغم کنترل روی متغیر $Past\ loan_{ijt}$ نشان می‌دهد ارتباط بانک و بنگاه فارغ از کاهش عدم تقارن اطلاعات میان آن دو به دلیل وجود سابقه اعطای تسهیلات، روی عرضه وام بانک موثر است.

بر طبق دومین فرضیه، فرآیند تخصیص وام‌های ناشی از ارتباط مالکیتی، ماهیتی چپاول‌گرایانه دارد؛ منشأ چنین رفتاری را می‌توان در شرایط سرکوب مالی و رانت‌های نهفته در

۱. در سال‌های ابتدایی مشاهدات این مطالعه، خصوصی‌سازی بانک‌های دولتی رخ داد که این موضوع می‌تواند رفتار وام‌دهی بنگاه را تغییر دهد. زیرا این امکان وجود داشته تا پس از خصوصی‌سازی، راهبرد وام‌دهی بانک به بنگاه‌های وابسته به دولت، تسهیلات‌دهی تکلیفی و ... تغییر کرده باشد و این موضوع رفتار کلی بانک در وام‌دهی را نیز تغییر دهد. در اینجا برای کنترل تغییرات رفتاری بانک در اعطای تسهیلات در زمان، متغیر اثر ثابت بانک-سال به تصریح فوق اضافه شده است.

بازار تسهیلات بانکی جست‌وجو کرد.

وام‌دهی ارتباطی ممکن است از دو سازوکار متفاوت ناشی شود: سازوکار اطلاعاتی یا سازوکار چپاول‌گرایانه. در این بخش، تمرکز پژوهش بر شناسایی شواهدی تجربی از سازوکار غالب وام‌دهی ارتباطی در نظام بانکی ایران است. برای دستیابی به این هدف، متغیرهای تعاملی حاصل ضرب شاخص‌های ریسک‌بنگاه (شامل نسبت اهرمی، نسبت بدهی مالی و نسبت نقد) و شاخص رابطه مالکیتی بانک-بنگاه به معادله اصلی پژوهش افزوده شده‌اند.

مطابق با یافته‌های کانکارت و همکاران^۱ (۲۰۲۰) و مولینا^۲ (۲۰۰۵)، نسبت اهرمی بالاتر با افزایش احتمال نکول بنگاه همراه است. همچنین، آچاریا و همکاران^۳ (۲۰۱۲) نشان داده‌اند که ذخایر نقدی بیشتر، احتمال نکول بنگاه را کاهش می‌دهد. بر این اساس، برای سنجش ریسک نکول، از سه شاخص مالی شامل نسبت کل بدهی، نسبت بدهی مالی، و نسبت نقد استفاده شده است.

برای تعریف عملیاتی این شاخص‌ها، برای هر یک از آن‌ها متغیرهای مجازی نشان‌دهنده پریسک بودن تعریف شد. در مورد نسبت بدهی (مالی)، این متغیر مجازی زمان مقدار یک می‌گیرد که بنگاه جز ۳۰ درصد با نسبت بدهی (مالی) بالاتر باشد. در مورد نسبت نقدینگی، این متغیر مجازی زمان مقدار یک می‌گیرد که بنگاه جز ۳۰ درصد با نسبت نقدینگی کمتر باشد.

$$y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{relation}_{ijt-1} + \alpha_2 \text{relation}_{ijt-1} \times \text{risk factor}_{it-1} + \alpha_4 \text{Past loan}_{ijt} \\ + \alpha_5 \text{firm shock}_{it} + \alpha_6 X_{it-1} + \lambda_t + \delta_{it} + \gamma_i \\ + \epsilon_{ijt} \quad (6)$$

برآورد تصریح‌های ۵ و ۶ هنگامی که متغیر وابسته متغیر مجازی اعطای تسهیلات و یا ورود بانک به سبد وام بنگاه بوده به روش پرایت^۴ انجام شده، زیرا هدف مطالعه در این دو حالت برآورد اثر ارتباط بانک و بنگاه بر احتمال اعطای تسهیلات و یا ورود بانک به سبد بنگاه است. در سایر حالات، برآورد به روش پنل اثرات ثابت^۵ صورت گرفته و خطاهای استاندارد در سطح بنگاه

1. Cathcart et al.

2. Molina

3. Acharya et al

4. Probit

۵. نتیجه آزمون هاسمن نشان می‌دهد فرض مربوط به پنل با اثرات تصادفی رد می‌شود. به علاوه، با توجه به آن که ممکن است بنگاه‌ها ویژگی‌های غیرقابل مشاهده‌ای داشته باشند که طی زمان ثابت باشد، اگر اثرات ثابت کنترل نشود،

خوشه‌بندی شده‌اند. در قسمت بعد نتایج برآورد این مدل به تفصیل شرح داده خواهد شد.

۵- نتایج تجربی

در جدول ۶ ابعاد مختلف بروز وام‌دهی ارتباطی با استفاده از شاخص رابطه مالکیتی بررسی شده است. نتایج گزارش شده در ستون ۱ تا ۶ مربوط به تعریف رابطه مالکیتی با حد آستانه میانه است، به این معنی که حد آستانه تعریف یک بنگاه به عنوان بنگاه مرتبط با بانک آن است که میزان حق جریان نقدی بانک در بنگاه از صدک ۵۰ بیشتر باشد. در ستون‌های ۱ و ۳ ضرایب و ستون‌های ۲ و ۴ اثرات حاشیه‌ای متغیرها در رگرسیون پراپیت، گزارش شده است.

نتایج ستون ۱ نشان می‌دهد ارتباط مالکیتی میان بانک و بنگاه روی احتمال دریافت وام توسط بنگاه تاثیر مثبت و معنی‌دار دارد. محاسبه اثر حاشیه‌ای متغیر ارتباط بانک و بنگاه در ستون ۲ نشان می‌دهد با فرض ثابت بودن سایر شرایط، برقراری ارتباط میان بانک و بنگاه، احتمال اخذ وام را به میزان ۲,۱۱ واحد درصد افزایش می‌دهد. در حالت عادی، احتمال دریافت وام توسط بنگاه از یک بانک خاص ۱۲ درصد است.

از طرف دیگر، اهمیت این یافته آن است که مثبت و معنی‌دار بودن اثر ارتباط بانک و بنگاه بر احتمال عرضه وام با کنترل کردن روی متغیر مجازی اخذ وام در دوره قبل به دست آمده است. این مشاهده نشان می‌دهد به رغم کنترل روی اطلاعات به اشتراک گذاشته میان بانک و بنگاه به دلیل اخذ وام در دوره‌های قبلی، رابطه مالکیتی روی احتمال عرضه تسهیلات توسط بانک موثر است. بدون کنترل متغیر مجازی اخذ وام در دوره قبل، اثر ارتباط مالکیتی بانک و بنگاه بر احتمال عرضه تسهیلات توسط بانک ۱۷,۰۸ واحد درصد شده که نسبت به حالتی که کنترل روی این متغیر کنترل صورت نگرفته، ۱۴,۹۷ واحد درصد بیشتر است.

همچنین نتایج منعکس شده در ستون ۳ نشان می‌دهد ارتباط مالکیتی میان بانک و بنگاه، بر احتمال وارد شدن بانک به سبد وام‌دهندگان به بنگاه اثر مثبت و معنی‌دار داشته و ستون ۴ نیز نشان‌دهنده که این احتمال به میزان ۲,۰۶ واحد درصد افزایش می‌یابد. متوسط احتمال ورود بانک به سبد وام بنگاه در مشاهدات این پژوهش برابر با ۱,۰۵ درصد است. بنابراین، مشاهده می‌شود برقراری

ارتباط میان بانک و بنگاه، تاثیر قابل توجهی بر احتمال ورود بانک به سبد وام بنگاه دارد.

جدول ۶: تاثیر رابطه مالکیتی بانک و بنگاه بر بروز وام‌دهی ارتباطی (رابطه ۵)

(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
میزان وام	سهم وام	مجازی ورود به سبد وام	مجازی ورود به سبد وام	مجازی اخذ وام	مجازی اخذ وام	متغیرهای مستقل
۰،۰۰۴۰۷**	۰،۰۰۹۳۰*	۰،۰۲۱***	۰،۰۲۸۸***	۰،۰۲۲***	۰،۰۲۴۷***	مجازی حق جریان نقد میانه
(۰،۰۰۰۲۰۱)	(۰،۰۰۰۵۱۱)	(۰،۰۰۰۶)	(۰،۰۰۰۵۶۱)	(۰،۰۰۰۵۵)	(۰،۰۰۰۵۴)	
۰،۰۰۲۲۱***	۰،۰۱۲***	۰،۰۱۴۶***	۰،۰۱۲۰***	۰،۰۲۳۱***	۰،۰۲۳۹***	تکانه تقاضای وام
(۰،۰۰۰۴۲۴)	(۰،۰۰۱۰۷)	(۰،۰۰۲۵۳)	(۰،۰۰۵۴۵)	(۰،۰۰۳۷۱)	(۰،۰۰۵۲۲)	
۰،۰۰۸۵۰***	۰،۰۲۵۴***			۰،۰۲۱۲***	۰،۰۲۹۴***	مجازی اخذ وام در دوره قبل
(۰،۰۰۰۳۷۹)	(۰،۰۰۰۹۵۶)			(۰،۰۰۰۲۵۷)	(۰،۰۰۴۴۲)	
۰،۰۰۴۹۲**	۰،۰۰۰۵۹۹	۰،۰۰۰۷۴۷	۰،۰۱۶۰	۰،۰۰۰۲۰۱	۰،۰۰۲۸۲	نسبت سود
(۰،۰۰۰۲۰۴)	(۰،۰۰۰۵۱۷)	(۰،۰۰۰۷۵۰)	(۰،۰۱۶۰)	(۰،۰۰۰۹۱۵)	(۰،۰۱۲۸)	
۰،۰۰۰۰۵۶۸	۰،۰۰۰۰۱۵۴	۰،۰۰۰۲۱۷**	۰،۰۰۴۶۴**	۰،۰۰۰۳۴۷**	۰،۰۰۴۸۶**	نسبت بدهی
(۰،۰۰۰۰۷۰۳)	(۰،۰۰۰۰۵۷۹)	(۰،۰۰۰۰۹۵۴)	(۰،۰۰۲۰۴)	(۰،۰۰۰۱۵۲)	(۰،۰۰۲۱۳)	
-۰،۰۰۰۱۴۹	۰،۰۰۰۵۷۸	۰،۰۰۰۴۴۹	۰،۰۰۹۵۹	-۰،۰۰۰۹۷۶	-۰،۰۱۳۷	نسبت نقد
(۰،۰۰۰۳۱۶)	(۰،۰۰۰۷۸۵)	(۰،۰۰۱۱۰)	(۰،۰۲۳۶)	(۰،۰۱۴۳)	(۰،۰۲۰۰)	
۰،۰۰۰۹۷۷	-۰،۰۰۱۷۳	-۰،۰۰۴۸۹**	-۰،۰۰۴۴**	-۰،۰۰۵۸۵***	-۰،۰۰۸۲۱***	نسبت بدهی مالی
(۰،۰۰۰۵۹۷)	(۰،۰۰۱۱۹)	(۰،۰۰۲۰۹)	(۰،۰۴۴۶)	(۰،۰۰۱۹۴)	(۰،۰۲۷۱)	
۰،۰۰۰۰۸۶۶	-۰،۰۰۰۰۵۶۱	-۰،۰۰۰۰۵۳۴**	-۰،۰۱۱۴**	-۰،۰۰۰۰۳۶۹	-۰،۰۰۰۵۱۷	نسبت دارایی ثابت
(۰،۰۰۰۰۸۰۱)	(۰،۰۰۰۱۳۲)	(۰،۰۰۰۲۲۴)	(۰،۰۰۴۷۹)	(۰،۰۰۰۲۳۹)	(۰،۰۰۳۳۶)	
۰،۰۰۰۶۹۶***	۰،۰۰۱۶۱***		-۰،۰۰۴۴۶***		-۰،۰۰۵۹۲***	عدد ثابت
(۰،۰۰۰۱۶۳)	(۰،۰۰۰۳۳۰)		(۰،۰۰۷۴۳)		(۰،۰۰۶۶۵)	
۴۳،۶۹۰	۴۳،۶۹۰	۳۹،۲۷۷	۳۹،۲۷۷	۴۳،۳۰۲	۴۳،۳۰۲	تعداد مشاهدات
			۰،۰۰۸۵۱		۰،۰۰۶۳۷	Pseudo R ^۲
۰،۰۳۷۲	۰،۰۳۶۵					R ^۲
□	□	□	□	□	□	اثر ثابت بنگاه
□	□	□	□	□	□	اثر ثابت زمان
□	□	□	□	□	□	اثر ثابت بانک- زمان
سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه	خوشه بندی

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: خطاهای استاندارد پایدار در سطح بنگاه خوشه‌بندی و در پرنتر گزارش شده است. *، ** و *** بیانگر معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. اثر ثابت سال، بنگاه و بنگاه-سال در رگرسیون‌ها کنترل شده است. داده‌های پرت در سطح ۱ و ۹۹ درصد جایگزین شده‌اند. در

ستون‌های ۱ و ۳ ضرایب و در ستون‌های ۲ و ۴ اثرات حاشیه‌ای رگرسیون پراپیت گزارش شده است. در ستون‌های ۵ و ۶ نیز ضرایب رگرسیون اثر ثابت گزارش شده است.

جدول ۷: تاثیر میزان حق جریان نقدی بانک در بنگاه بر بروز وام‌دهی ارتباطی (رابطه ۵)

(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
میزان وام	سهم وام	مجازی ورود به سبد وام	مجازی اخذ وام	متغیرهای مستقل
۰۰۰۹۸۲*	۰۰۳۸۵***	۴۰۸۷۳***	۳۰۰۹۱***	حق جریان نقدی
(۰۰۰۵۲۹)	(۰۰۱۳۶)	(۰۰۹۸۶)	(۰۰۸۳۳)	
-۰۰۱۳۷**	-۰۰۳۸۲**	-۸۰۴۷۶***	-۴۰۳۵۰***	توان دو حق جریان نقدی
(۰۰۰۶۰۲)	(۰۰۱۵۳)	(۳۰۲۴۳)	(۱۰۳۳۲)	
۰۰۰۲۲۱***	۰۰۱۲۰***	۳۰۱۲۰***	۳۰۲۲۵***	تکانه تقاضای وام
(۰۰۰۰۴۲۱)	(۰۰۰۱۰۵)	(۰۰۵۳۲)	(۰۰۵۱۳)	
۰۰۰۸۴۹***	۰۰۲۵۲***		۲۰۹۸۰***	مجازی اخذ وام دوره قبل
(۰۰۰۰۳۷۸)	(۰۰۰۰۹۵۷)		(۰۰۰۴۳۶)	
۰۰۰۰۷۰۶***	۰۰۱۵۲***	-۱۰۴۵۳***	-۲۰۶۲۳***	عدد ثابت
(۰۰۰۰۱۶۲)	(۰۰۰۰۳۳۱)	(۰۰۰۷۴۰)	(۰۰۰۷۰۰)	
۴۳,۶۹۰	۴۳,۶۹۰	۳۹,۲۷۷	۴۳,۳۰۲	تعداد مشاهدات
۰۰۳۷۲	۰۰۳۶۷			R^2
		۰۰۰۸۵۳	۰۰۶۳۶	Pseudo R^2
□	□	□	□	متغیرهای کنترلی بنگاه
□	□	□	□	اثر ثابت زمان
□	□	□	□	اثر ثابت بنگاه
□	□	□	□	اثر ثابت بانک-زمان
سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه	خوشه بندی

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: خطاهای استاندارد پایدار در سطح بنگاه خوشه‌بندی شده و درپراپیت گزارش شده است. *، ** و *** بیانگر معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. اثر ثابت سال، بنگاه و بنگاه-سال در تمامی رگرسیون‌ها کنترل شده است. داده‌های پرت در سطح ۱ و ۹۹ درصد جایگزین شده‌اند در تمامی ستون‌ها، ضرایب رگرسیون گزارش شده‌اند.

علاوه بر افزایش احتمال ورود بانک به سبد بنگاه، با توجه به ستون ۵ مشخص است ارتباط مالکیتی سبب افزایش سهم بانک در سبد وام بنگاه می‌شود. مشاهده می‌شود ارتباط مالکیتی بانک و بنگاه که در دوره قبل برقرار شده، سهم بانک در سبد وام بنگاه را به میزان ۰۰۹ واحد درصد افزایش می‌دهد. علاوه بر افزایش احتمال عرضه وام، ارتباط بانک و بنگاه مقدار وام را نیز متاثر می‌کند. نتایج ستون ۶ نیز نشان می‌دهد ارتباط بانک و بنگاه سبب افزایش نسبت وام به فروش بنگاه به میزان ۰۰۰۰۴ می‌شود. این میزان تقریباً ۳۳ درصد میانگین وام به فروش بنگاه‌ها در مشاهدات این

پژوهش (۰،۰۱۲) است.

جدول ۸: بررسی میزان تاثیر ارتباط بانک و بنگاه و شاخص‌های ریسک بنگاه بر عرضه وام (رابطه ۶)

(۳)	(۲)	(۱)	متغیرها
۰،۰۲۱۸***	۰،۰۲۲۱***	۰،۰۲۲۰***	تکانه تقاضای وام
(۰،۰۰۳۲۳)	(۰،۰۰۴۱۱)	(۰،۰۰۴۰۸)	
۰،۰۰۸۴۴***	۰،۰۰۸۳۲***	۰،۰۰۸۳۲***	مجازی اخذ وام دوره قبل
(۰،۰۰۰۳۷۴)	(۰،۰۰۰۳۶۴)	(۰،۰۰۰۳۶۳)	
۰،۰۰۴۸۸	۰،۰۰۰۳۱۳	-۰،۰۰۰۵۳۶	حق جریان نقدی
(۰،۰۰۳۵۴)	(۰،۰۰۱۸۷)	(۰،۰۰۱۵۰)	
		۰،۰۰۰۴۴۶	بدهی بالا
		(۰،۰۰۰۷۰۹)	
		۰،۰۲۰۰***	حق جریان نقدی * بدهی بالا
		(۰،۰۰۷۱۷)	
	۸،۹۴۵-۰۵		بدهی مالی بالا
	(۰،۰۰۰۸۰۲)		
	۰،۰۱۷۱**		حق جریان نقدی * بدهی مالی بالا
	(۰،۰۰۷۹۸)		
-۰،۰۰۰۰۱۲۵			موجودی نقد بالا
(۰،۰۰۰۰۴۱۳)			
-۰،۰۰۵۱۷*			حق جریان نقدی * موجودی نقد بالا
(۰،۰۰۲۹۷)			
۰،۰۰۰۸۴۳***	۰،۰۰۰۵۶۹***	۰،۰۰۰۵۳۰***	عدد ثابت
(۰،۰۰۰۱۳۰)	(۰،۰۰۰۱۴۷)	(۰،۰۰۰۱۵۲)	
۴۵،۳۶۷	۴۳،۵۵۵	۴۳،۵۵۵	تعداد مشاهدات
۰،۰۳۷۷	۰،۰۳۷۸	۰،۰۳۷۹	R^2
□	□	□	متغیرهای کنترلی بنگاه
□	□	□	اثر ثابت زمان
□	□	□	اثر ثابت بنگاه
□	□	□	اثر ثابت بانک-زمان
سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه	خوشه بندی

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت. خطاهای استاندارد پایدار در سطح بنگاه خوشه‌بندی شده و در پرانتز گزارش شده است. *، ** و *** بیانگر معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. اثر ثابت سال، بنگاه و بنگاه-سال در تمامی رگرسیون‌ها کنترل شده است. داده‌های پرت در سطح ۱ و ۹۹ درصد جایگزین شده‌اند. در تمامی ستون‌ها، ضرایب رگرسیون گزارش شده‌اند.

همچنین، مشاهده می‌شود ضریب متغیر تکانه تقاضای تسهیلات بنگاه در تمامی رگرسیون‌ها از نظر آماری معنی‌دار و علامت آن نیز مطابق با انتظار، مثبت است. به تعبیر دیگر بزرگ‌تر بودن تکانه تقاضای وام به معنی تقاضای بیشتر بنگاه برای تسهیلات بوده و ضریب مثبت این متغیر بیانگر هم‌راستایی تکانه مثبت تقاضای وام و افزایش احتمال و میزان وام دریافتی است.

در جدول ۷ به جای متغیر مجازی، از جریان نقدی بانک در بنگاه به عنوان شاخصی از رابطه مالکیت بانک و بنگاه استفاده شده است. همانند انتظار، ضریب حق جریان نقدی در تمامی رگرسیون‌ها مثبت است. نتایج این جدول حاکی از آن است که هر یک واحد در صد افزایش در حق جریان نقدی بانک و بنگاه، باعث افزایش احتمال عرضه وام به میزان ۰۰۲۱ واحد درصد می‌شود. همچنین افزایش یک درصدی حق جریان نقدی بانک در بنگاه باعث افزایش نسبت وام به فروش بنگاه به مقدار ۰۰۰۰۱ می‌شود (که برابر ۹ درصد میانگین این متغیر است).

نکته قابل توجه در جدول (۵) آن است که توان دوی حق جریان نقدی در تمامی ستون‌های جدول ۳ منفی است. این بدان معنی است که تاثیر رابطه مالکیتی بانک و بنگاه بر عرضه وام خطی نبوده و اثر نهایی آن کاهش است. به عبارت دیگر، افزایش حق جریان نقدی بانک در بنگاه هرچند سبب افزایش احتمال عرضه وام، ورود بانک به سبد وام بنگاه، سهم بانک از وام بنگاه و میزان وام بنگاه شده اما میزان این افزایش با بیشتر شدن حق جریان نقدی کاهش می‌یابد.

این امر می‌تواند تاییدی بر ادعای لاپورتا و همکاران (۲۰۰۳) باشد که وام‌دهی ارتباطی را یک مصالحه بین سود سهام‌دار در بانک و بنگاه معرفی کرده‌اند. به تعبیر دیگر، سهام‌دار در بانک و بنگاه سهام داشته و وام‌دهی ارتباطی سبب افزایش ثروت او در بنگاه و کاهش ثروت او در بانک می‌شود. این موضوع به خوبی نشان می‌دهد وام‌دهی ارتباطی مصالحه‌ای میان ثروت سهام‌دار در بانک و بنگاه است.

۵-۱- سازوکار چپاول یا کاهش عدم تقارن اطلاعات؟

وام‌دهی ارتباطی می‌تواند از دو مسیر چپاول یا اطلاعات رخ دهد. در این قسمت تلاش شده که شواهدی از سازوکار غالب وام‌دهی ارتباطی در ایران ارائه شود. در این راستا، حاصل ضرب شاخص‌هایی از ریسک بنگاه (نسبت اهرمی، نسبت بدهی مالی و نسبت نقد) و رابطه مالکیتی بانک بنگاه به معادله یک اضافه شده است.

علاوه بر افزایش احتمال ورود بانک به سبد بنگاه، با توجه به ستون ۵ مشخص است ارتباط مالکیتی سبب افزایش سهم بانک در سبد وام بنگاه می‌شود. مشاهده می‌شود ارتباط مالکیتی بانک و بنگاه که در دوره قبل برقرار شده، سهم بانک در سبد وام بنگاه را به میزان ۰٫۹ واحد درصد افزایش می‌دهد. علاوه بر افزایش احتمال عرضه وام، ارتباط بانک و بنگاه مقدار وام را نیز متأثر می‌کند. نتایج ستون ۶ نیز نشان می‌دهد ارتباط بانک و بنگاه سبب افزایش نسبت وام به فروش بنگاه به میزان ۰٫۰۰۴ می‌شود. این میزان تقریباً ۳۳ درصد میانگین وام به فروش بنگاه‌ها در مشاهدات این پژوهش (۰٫۰۱۲) است.

جدول ۸ نتایج رگرسیون فوق را نمایش می‌دهد. در ستون ۱ و ۲ حاصل ضرب میزان حق جریان نقدی با متغیر مجازی بدهی بالا و بدهی مالی بالا مثبت و منفی است. این امر بدین معنی است که عرضه وام برای بنگاه‌های مرتبطی که نسبت اهرمی یا بدهی مالی بیشتری داشته و احتمالاً بنگاه‌های پرریسک‌تری هستند بیشتر است. همچنین، ضریب حاصل ضرب نسبت نقد با حق جریان نقدی نیز منفی و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده است. به تعبیر دیگر، عرضه وام برای بنگاه‌های مرتبط با نسبت نقد پایین (ریسک بالاتر) بیشتر است. در نتیجه، به نظر می‌رسد در داده مورد بررسی این مطالعه، وام‌دهی ارتباطی برای بنگاه‌های با ریسک بالاتر شدیدتر بوده است. بر این اساس، شواهد ما با فرضیه غلبه رفتار چپاول گرانه بر رفتار مبتنی بر اطلاعات هماهنگ است.

۶- آزمون‌های پایداری

در این قسمت آزمون‌های پایداری را برای بررسی میزان حساسیت نتایج به نحوه تعریف متغیرهای رابطه مالکیتی بانک و بنگاه معرفی شده‌اند. همچنین، اثر تغییر حد آستانه مشخص شده برای تعریف رابطه مالکیتی بر نتایج بررسی می‌شود.

۶-۱- شاخص حق رای

در جدول (۷) نتایج برآورد معادله ۱ با استفاده از حق رای به عنوان شاخص رابطه بانک و بنگاه نمایش داده شده است. شاخص حق رای، برآوردی از میزان حق رای بانک در بنگاه است. نتایج به دست آمده با استفاده از حق رای مشابه نتایج پیشین است. ستون ۱ جدول ۹ نشان می‌دهد ارتباط بانک و بنگاه با شاخص حق رای سبب افزایش احتمال عرضه وام به میزان ۱٫۹ واحد درصد

و افزایش احتمال ورود بانک به سبد وام بنگاه به میزان ۱,۲ واحد درصد می‌شود. همچنین، این ارتباط، سهم بانک در سبد وامی بنگاه را به میزان ۱,۱ درصد و نسبت وام به فروش بنگاه را به مقدار ۰,۰۰۴ (۳۶) درصد میانگین این متغیر) افزایش می‌دهد. مقایسه نتایج به دست آمده در این قسمت با نتایج قسمت قبل حاکی از آن است که نتایج از نظر کیفیت و کمیت نزدیک به هم بوده و تغییر شاخص ارتباط بانک و بنگاه تاثیر قابل ملاحظه‌ای در نتایج ندارد.

جدول ۹: تاثیر ارتباط بانک و بنگاه (کمی شده با شاخص حق رای) بر بروز وام‌دهی ارتباطی (رابطه ۵)

(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	متغیر
میزان وام	سهم وام	مجازی ورود به سبد وام	مجازی اخذ وام	مجازی حق رای میانه
۰,۰۰۴۴۱**	۰,۰۰۱۱۳**	۰,۰۲۷۰***	۰,۰۲۳۳***	
(۰,۰۰۰۱۹۳)	(۰,۰۰۰۴۹۱)	(۰,۰۰۵۵۸)	(۰,۰۰۵۰۲)	
۰,۰۰۲۲۱***	۰,۰۱۲۰***	۳,۰۱۳۲***	۳,۰۲۴۶***	تکانه تقاضای وام
(۰,۰۰۰۴۲۴)	(۰,۰۰۱۰۸)	(۰,۰۵۴۳)	(۰,۰۵۲۱)	
۰,۰۰۸۵۰***	۰,۰۲۵۴***		۲,۰۹۷۴***	مجازی اخذ وام دوره قبل
(۰,۰۰۰۳۷۹)	(۰,۰۰۰۹۵۵)		(۰,۰۰۴۴۱)	
۰,۰۰۰۶۹۰***	۰,۰۰۱۵۷***	-۱,۰۴۴۷***	-۲,۰۵۹۰***	عدد ثابت
(۰,۰۰۰۱۶۳)	(۰,۰۰۰۳۲۹)	(۰,۰۰۷۴۲)	(۰,۰۰۶۶۹)	
۴۳,۶۹۰	۴۳,۶۹۰	۳۹,۲۷۷	۴۳,۳۰۲	مشاهدات
		۰,۰۰۸۴۶	۰,۰۶۳۶	Pseudo R ^۲
۰,۰۳۷۲	۰,۰۳۶۵			R ^۲
□	□	□	□	ویژگی‌های بنگاه
□	□	□	□	اثر ثابت سال
□	□	□	□	اثر ثابت بنگاه
□	□	□	□	اثر ثابت بانک-سال
خوشه بندی	سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه	خوشه بندی

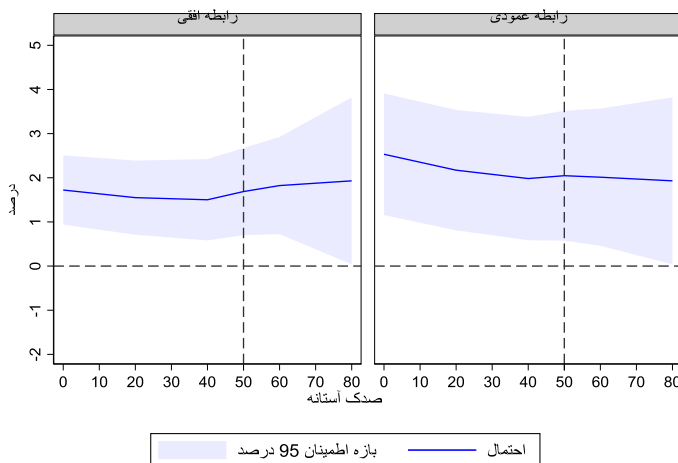
منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت. خطاهای استاندارد پایدار در سطح بنگاه خوشه‌بندی و در پرناتر گزارش شده است. *، ** و *** بیانگر معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. اثر ثابت سال، بنگاه و بنگاه-سال در تمامی رگرسیون‌ها کنترل شده است. داده‌های پرت در سطح ۱ و ۹۹ درصد جایگزین شده‌اند در تمامی ستون‌ها، ضرایب رگرسیون گزارش شده‌اند.

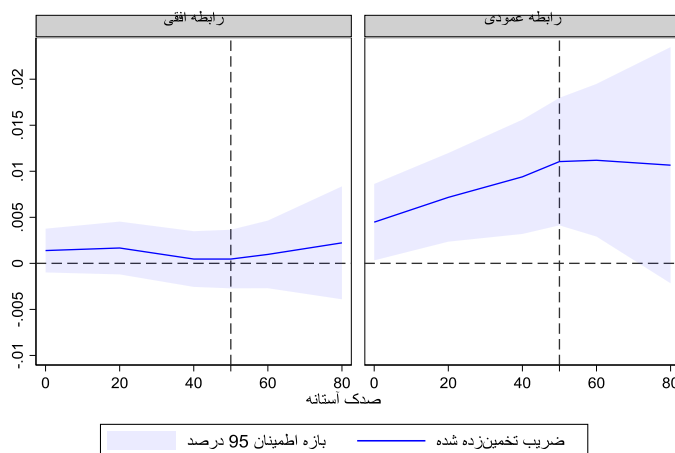
۶-۲- حد آستانه

حد آستانه تعریف رابطه مالکیتی بانک و بنگاه یکی از مواردی است که می‌تواند در یافته‌ها تاثیرگذار باشد. نتایج قسمت قبل با در نظر گرفتن میانه (صدک پنجاهم) حق جریان نقدی به عنوان حد آستانه تعریف رابطه مالکیتی بانک و بنگاه گزارش شده است. در این قسمت نشان داده می‌شود

تغییر حد آستانه برای تعریف رابطه مالکیتی نتایج این مطالعه را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد.



شکل ۵: تاثیر رابطه مالکیتی بانک و بنگاه بر احتمال عرضه وام با آستانه‌های مختلف برای تعریف رابطه مالکیتی
منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۶: تاثیر رابطه مالکیتی بانک و بنگاه بر ضریب عرضه وام با آستانه‌های مختلف برای تعریف رابطه مالکیتی
منبع: یافته‌های پژوهش

میزان تاثیر رابطه مالکیتی بانک و بنگاه بر احتمال و میزان عرضه وام به ازای حد آستانه‌های مختلف برای تعریف رابطه بانک و بنگاه را نمایش می‌دهد. در شکل ۵ میزان احتمال عرضه وام به

ازای صدک‌های مختلف برای تعریف رابطه مالکیتی نمایش داده شده که این مقدار از برآورد اثر حاشیه‌ای ضریب رابطه مالکیتی در معادله ۱ هنگامی که متغیر وابسته، متغیر مجازی وام بوده محاسبه شده است. محور عمودی تاثیر ارتباط بانک و بنگاه در افزایش احتمال عرضه وام بوده و محور افقی نیز صدک‌های مختلفی که به عنوان حد آستانه برای تعریف رابطه بانک و بنگاه استفاده شده است را نمایش می‌دهد. نتایج حاصل در قسمت قبل در ارتباط با تاثیر رابط مالکیتی بر افزایش احتمال عرضه وام به ازای حد آستانه‌های مختلف برقرار بوده و تغییر در حد آستانه تعریف رابطه مالکیتی نتایج مطالعه در این قسمت را متاثر نمی‌کند.

به طور متناظر، تاثیر رابطه مالکیتی بر مقدار افزایش عرضه وام در اثر ارتباط بانک و بنگاه را نمایش می‌دهد. در این نمودار، ضریب متغیر رابطه مالکیتی بانک و بنگاه در معادله ۱ هنگامی که متغیر وابسته میزان وام بوده نمایش داده شده است. همانند شکل ۵، مشاهده می‌شود تغییر حد آستانه برای تعریف رابطه مالکیتی، نتایج مطالعه در مورد تاثیر مثبت رابطه مالکیتی بانک و بنگاه بر میزان عرضه وام را متاثر نمی‌سازد.

در بسیاری از کشورها، مقرراتی برای محدود سازی وام‌دهی ارتباطی وضع شده است. به تعبیر دیگر، بانک‌های مرکزی در دنیا، حداکثر میزان وامی که بانک‌ها به صورت ارتباطی می‌توانند پرداخت کنند را تعیین می‌نمایند. مقررات بانک مرکزی در ایران حد آستانه تعریف اشخاص مرتبط را ۱۰ درصد حق جریان نقدی تعیین کرده و حداکثر میزان وامی که بانک به شخص مرتبط خود می‌تواند بدهد را ۳ درصد سرمایه پایه آن اعلام کرده است.^۱

در

جدول ۱۰ نتایج برآورد معادله ۱ با سه حد آستانه مختلف ۰، ۱ و ۱۰ درصد منعکس شده است. حد آستانه صفر تمامی بنگاه‌هایی که با بانک رابطه مالکیتی دارند را در بر می‌گیرد. همچنین، حد آستانه ۱ در صد میزانی که است بانک به عنوان سهام‌دار بنگاه در سایت بورس اوراق بهادار تهران نمایش داده می‌شود، بنابراین رابطه بانک و بنگاه مشاهده‌پذیر می‌شود. حد آستانه ۱۰ درصد

۱. آیین نامه تسهیلات و تعهدات اشخاص مرتبط به شماره ۹۴/۲۴۱۷۴۲ مورخ ۲۵ آبان ۱۳۹۴

نیز میزانی است که بانک مرکزی برای تعیین شخص مرتبط تعیین کرده است.

جدول ۱۰: تاثیر حد آستانه تعریف رابطه مالکیتی بر عرضه وام توسط بانک (رابطه ۵)

(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)
متغیر	مجازی اخذ وام	مجازی اخذ وام	مجازی اخذ وام	میزان وام	میزان وام
تکانه تقاضای وام	۳,۲۵۱***	۳,۲۲۷***	۳,۲۳۴***	۰,۰۲۱۹***	۰,۰۲۲۱***
	(۰,۰۵۲۳)	(۰,۰۵۱۵)	(۰,۰۵۱۴)	(۰,۰۰۰۴۱۴)	(۰,۰۰۰۴۱۴)
مجازی اخذ وام در دوره قبل	۲,۹۶۵***	۲,۹۸۰***	۲,۹۸۱***	۰,۰۸۳۳***	۰,۰۸۳۴***
	(۰,۰۰۴۴۳)	(۰,۰۰۴۳۸)	(۰,۰۰۴۳۵)	(۰,۰۰۰۳۶۵)	(۰,۰۰۰۳۶۵)
مجازی حق جریان نقدی صفر درصد	۰,۲۳۴***			۰,۰۰۲۹۹***	
	(۰,۰۰۳۷۶)			(۰,۰۰۰۱۰۶)	
مجازی حق جریان نقدی یک درصد		۰,۰۲۴۷***		۰,۰۰۰۷۰۰**	
		(۰,۰۰۵۹۵)		(۰,۰۰۰۳۰۳)	
مجازی حق جریان نقدی آستانه بانک مرکزی			۰,۰۳۶۷***		۰,۰۰۰۸۱۷
			(۰,۰۱۱۲)		(۰,۰۰۰۷۳۳)
عدد ثابت	-۲,۰۵۷۸***	-۲,۰۵۹۱***	-۲,۰۶۱۱***	۰,۰۰۰۶۶***	۰,۰۰۰۶۸۱***
	(۰,۰۰۶۵۳)	(۰,۰۰۶۶۲)	(۰,۰۰۷۱۰)	(۰,۰۰۰۱۴۹)	(۰,۰۰۰۱۵۶)
تعداد مشاهدات	۴۳,۱۶۷	۴۳,۱۶۷	۴۳,۱۶۷	۴۳,۵۵۵	۴۳,۵۵۵
R^2				۰,۰۳۷۶	۰,۰۳۷۶
Pseudo R^2	۰,۰۶۳۷	۰,۰۶۳۶	۰,۰۶۳۶		
اثر ثابت سال	□	□	□	□	□
اثر ثابت بنگاه	□	□	□	□	□
اثر ثابت بانک-سال	□	□	□	□	□
خوشه بندی	سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه	سطح بنگاه

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت. خطاهای استاندارد پایدار در سطح بنگاه خوشه‌بندی و در پراختز گزارش شده است. *، ** و *** بیانگر معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. اثر ثابت سال، بنگاه و بنگاه-سال در تمامی رگرسیون‌ها کنترل شده است. داده‌های پرت در سطح ۱ و ۹۹ درصد جایگزین شده‌اند در تمامی ستون‌ها، ضرایب رگرسیون گزارش شده‌اند.

ستون ۱ تا ۳ این جدول نشان می‌دهد ارتباط بانک و بنگاه در هر سه حد آستانه باعث افزایش احتمال عرضه وام خواهد شد. همچنین ستون ۴ و ۵ نیز نشان می‌دهد ارتباط بانک و بنگاه در سطح آستانه صفر و یک درصد سبب افزایش میزان عرضه وام نیز خواهد شد. نتایج ستون ۶

حاکی از یک یافته جالب است. ضریب متغیر مجازی حق جریان نقدی آستانه بانک مرکزی معنی‌دار نشده است. این امر حاکی از آن است که رخدادهای وام‌دهی ارتباطی بیشتر ناشی از نحوه ارتباط بانک و بنگاه بوده و در حدود آستانه پایین‌تر از آن چیزی که بانک مرکزی تعیین کرده رخ می‌دهد.

۷- جمع‌بندی و دلالت‌های سیاستی

موضوع این پژوهش، بررسی میزان شیوع و سازوکار وام‌دهی ارتباطی در نظام بانکی ایران است. در این راستا، پایگاه داده منحصربه‌فرد و دستی‌سازی شده طراحی شد که حاوی اطلاعات تطبیقی بانک‌ها و بنگاه‌های تولیدی فهرست‌شده در بورس تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ است. اثر علی‌پیوندهای مالکیتی میان بانک و بنگاه بر تخصیص اعتبارات بانکی شناسایی شده و از تکران تقاضای اعتبار بنگاه، ساخته‌شده بر اساس روش آمیتی و واینستین (۲۰۱۸)، برای تفکیک اثرات عرضه و تقاضای وام بهره‌گرفته شده است. همچنین، روابط اعتباری پیشین میان بانک و بنگاه کنترل شده تا اثر خالص مالکیت بر عرضه وام سنجیده شود.

بر اساس یافته‌های این پژوهش، مالکیت بانک در یک بنگاه به‌طور معنی‌داری احتمال دریافت وام، حجم وام دریافتی و سهم بانک در سبد وام بنگاه را افزایش می‌دهد. به‌ویژه، بنگاه‌های مرتبطی که ریسک بالاتری دارند، به میزان بیشتری از تسهیلات بانکی بهره‌مند شده‌اند که این امر شواهدی تجربی در تأیید فرضیه چپاول‌گرایانه در وام‌دهی ارتباطی ارائه می‌کند. نتایج پژوهش نسبت به شاخص‌های مختلف تعریف رابطه مالکیتی، شامل حق جریان نقدی و حق رأی، و تغییر آستانه‌های مالکیت پایدار باقی مانده‌اند. یافته‌ها حاکی از آن است که وام‌دهی ارتباطی حتی در سطوحی پایین‌تر از حدود تعریف شده توسط بانک مرکزی نیز رواج دارد که بر ضرورت تقویت شفافیت اطلاعاتی و سازوکارهای حاکمیت شرکتی در نظام بانکی کشور تأکید می‌کند.

اهمیت مطالعه وام‌دهی ارتباطی در آن است که نحوه تخصیص منابع بانکی را روشن می‌سازد و بررسی می‌کند که تا چه میزان تسهیلات به شایسته‌ترین متقاضیان تخصیص یافته است. یکی از مهم‌ترین پیوندهایی که بانک و بنگاه را به هم متصل می‌کند، رابطه مالکیتی میان آن دو است. انگیزه‌های وام‌دهی ارتباطی می‌تواند از دو سازوکار اطلاعاتی و چپاول‌گرایانه ناشی شود. در سازوکار اطلاعاتی، رابطه بانک و بنگاه باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی شده و شرایط اعطای

وام را بهبود می‌بخشد (فنگ و همکاران، ۲۰۲۱)؛ در این حالت، وام‌دهی ارتباطی به کاهش کارایی یا افزایش ریسک نکول منجر نمی‌شود. در مقابل، در سازوکار چپاول‌گرایانه، بانک وام را به اشخاص مرتبط خود ارائه می‌کند، نه به دلیل کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، بلکه برای انتقال منافع به این بنگاه‌ها که می‌تواند به زیان سپرده‌گذاران و سهام‌داران خرد تمام شود (لاپورتا و همکاران، ۲۰۰۳).

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه مالکیتی بانک و بنگاه احتمال دریافت وام را به میزان ۲٫۱۱ واحد درصد و احتمال ورود بانک به سبد وام بنگاه را به مقدار ۲٫۰۶ واحد درصد افزایش می‌دهد. علاوه بر این، ارتباط بانک و بنگاه به‌طور میانگین نسبت وام به فروش بنگاه را ۳۳ درصد افزایش داده و سهم بانک در سبد وام بنگاه را ۰٫۰۹ واحد درصد افزایش می‌دهد. از دیگر یافته‌های قابل توجه این پژوهش، تأثیر غیرخطی حق جریان نقدی بانک در بنگاه بر عرضه وام است. اثر حاشیه‌ای متغیر رابطه مالکیتی کاهنده بوده و نشان می‌دهد که افزایش حق جریان نقدی بانک در بنگاه تا یک آستانه مشخص، سبب افزایش عرضه وام می‌شود.

علاوه بر این، نتایج پژوهش نسبت به تغییر تعریف رابطه مالکیتی بانک و بنگاه از حق جریان نقدی به حق رأی نیز پایدار است. همچنین، تغییر در حد آستانه تعریف رابطه مالکیتی تأثیری در نتایج این پژوهش ندارد. درنهایت، دو نکته شایان ذکر است: نخست، عرضه وام به بنگاه‌های مرتبط با شاخص‌های ریسک بالاتر (نسبت اهرمی، نسبت بدهی مالی و نسبت نقد) بیشتر است که این امر می‌تواند شواهدی از وجود دیدگاه چپاول‌گرایانه در وام‌دهی ارتباطی در شبکه بانکی ایران باشد. دوم، وام‌دهی ارتباطی در سطوح پایین‌تری از حدود تعریف‌شده توسط بانک مرکزی نیز در سیستم بانکی مشاهده می‌شود. این موضوع نشان می‌دهد که بانک مرکزی برای کنترل وام‌دهی ارتباطی و ریسک‌های ناشی از آن باید سازوکارهای شفافیت و انتشار معاملات با اشخاص مرتبط را بیش از پیش تقویت کند.

این یافته‌ها با استفاده از داده‌های شرکت‌های غیرمالی فهرست‌شده در بورس تهران به‌دست آمده است. از آنجاکه بانک‌ها علاوه بر شرکت‌های بورسی، در شرکت‌های غیربورسی نیز سهام‌دار هستند، ممکن است رفتار بانک‌ها در اعطای وام ارتباطی به شرکت‌های شفاف و فهرست‌شده با شرکت‌های غیرشفاف متفاوت باشد. همچنین، محدود بودن نمونه به بنگاه‌های

تولیدی باعث شده تا تنها بخشی از ابعاد و پیامدهای وام‌دهی ارتباطی در ایران بررسی شود. بنابراین، پژوهش‌های آتی برای شناسایی سایر جنبه‌های وام‌دهی ارتباطی در بنگاه‌های غیربورسی و غیرتولیدی ضروری است.

References

- Acharya, V., Davydenko, S. A., & Strebulaev, I. A. (2012). Cash holdings and credit risk. *The Review of Financial Studies*, **25**(12), 3572-3609.
- Alfaro, L., García-Santana, M., & Moral-Benito, E. (2021). On the direct and indirect real effects of credit supply shocks. *Journal of Financial Economics*, **139**(3), 895-921.
- Amiti, M., & Weinstein, D. E. (2018). How much do idiosyncratic bank shocks affect investment? Evidence from matched bank-firm loan data. *Journal of Political Economy*, **126**(2), 525-587.
- Behr, P., Norden, L., & Noth, F. (2013). Financial constraints of private firms and bank lending behavior. *Journal of banking and finance*, **37**(9), 3472-3485.
- Berger, A. N., & Udell, G. F. (1995). Relationship lending and lines of credit in small firm finance. *Journal of Business*, 351-381.
- Bhattacharya, S., & Thakor, A. V. (1993). Contemporary banking theory. *Journal of Financial Intermediation*, **3**(1), 2-50.
- Bolton, P., & Scharfstein, D. S. (1996). Optimal debt structure and the number of creditors. *Journal of political economy*, **104**(1), 1-25.
- Boot, A. W., & Thakor, A. V. (1994). Moral hazard and secured lending in an infinitely repeated credit market game. *International Economic Review*, 899-920.
- Cathcart, L., Dufour, A., Rossi, L., & Varotto, S. (2020). The differential impact of leverage on the default risk of small and large firms. *Journal of Corporate Finance*, **60**, 101541.
- Charumilind, C., Kali, R., & Wiwattanakantang, Y. (2006). Connected lending: Thailand before the financial crisis. *The Journal of Business*, **79**(1), 181-218.
- Cole, R. A. (1998). The importance of relationships to the availability of credit. *Journal of Banking and Finance*, **22**(6-8), 959-977.
- Cull, R., Haber, S., & Imai, M. (2011). Related lending and banking development. *Journal of International Business Studies*, **42**, 406-426.
- Degryse, H., De Jonghe, O., Jakovljević, S., Mulier, K., & Schepens, G. (2019). Identifying credit supply shocks with bank-firm data: Methods and applications. *Journal of Financial Intermediation*, **40**, 100813.
- Dell'Ariccia, G., Friedman, E., & Marquez, R. (1999). Adverse selection as a barrier to entry in the banking industry. *The RAND Journal of Economics*, 515-534.
- Diamond, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. *The Review of Economic Studies*, **51**(3), 393-414.

- Elyasiani, E., & Goldberg, L. G. (2004). Relationship lending: a survey of the literature. *Journal of Economics and Business*, **56**(4), 315-330.
- Fan, R., Ma, L., Pan, J., Yin, S., & Gao, H. (2022). Financial institution shareholding and corporate innovation: Evidence from China. *International Review of Economics and Finance*, **80**, 835-856.
- Farajpour, M., Fatemi, S. F., & Ebrahimnejad, A. (2019). Firm interlock and stock price synchronicity: evidence from the Tehran stock exchange. *Financial Research Journal*, **21**(1), 35-58.
- Feng, S., Liu, C., & Pu, X. (2022). Connected Lending in Bank Lines of Credit. *Journal of Financial Services Research*, **61**(2), 187-216.
- Hellmann, T. F., Murdock, K. C., & Stiglitz, J. E. (2000). Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough?. *American Economic Review*, **91**(1), 147-165.
- Khawaja, A. I., & Mian, A. (2011). Rent seeking and corruption in financial markets. *Annual Review Economics*, **3**(1), 579-600.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Zamarripa, G. (2003). Related lending. *The Quarterly Journal of Economics*, **118**(1), 231-268.
- Laeven, L. (2001). Insider lending and bank ownership: The case of Russia. *Journal of Comparative Economics*, **29**(2), 207-229.
- Macey, J. R., & Miller, G. P. (1997). Universal banks are not the answer to America's corporate governance "problem": A look at Germany, Japan, and the US. *Journal of Applied Corporate Finance*, **9**(4), 57-73.
- Mahmoudzadeh, A., Ghasemipour, R., & Madanizadeh, S. A. (2023). Latent Related Parties in Groups and Connected Lending: Evidence from Listed Companies in Iran. Available at SSRN 4589320.
- Mahmoudzadeh, A., Madanizadeh, S. A., & Nateghi, M. (2021). Estimating loan rate: A case study of Iranian listed companies. *Journal of Monetary and Banking Research*, **14**(47), 155-186.
- Mahmoudzadeh, A., Nili, F., & Nili, M. (2016). Cash conversion cycle and credit constraint: A theoretical/empirical synthesis. *The Journal of Economic Studies and Policies*, **3**(1), 75-100.
- Manaresi, F., & Pierri, M. N. (2019). Credit supply and productivity growth. *International Monetary Fund*.
- Marquez, R. (2002). Competition, adverse selection, and information dispersion in the banking industry. *The Review of Financial Studies*, **15**(3), 901-926.
- Maurer, N., & Haber, S. (2007). Related lending and economic performance: Evidence from Mexico. *The Journal of Economic History*, **67**(3), 551-581.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, **48**(3), 261-297.
- Molina, C. A. (2005). Are firms underleveraged? An examination of the effect of leverage on default probabilities. *The Journal of Finance*, **60**(3), 1427-1459.
- Morck, R., & Nakamura, M. (1999). Banks and corporate control in Japan. *The Journal of Finance*, **54**(1), 319-339.

- Petersen, M. A., & Rajan, R. G. (1994). The benefits of lending relationships: Evidence from small business data. *The Journal of Finance*, 49(1), 3-37.
- Qian, X., Ding, Z., Cao, X., & Qi, S. (2020). Cross-ownership and collateral in lending. *International Review of Financial Analysis*, 72, 101572.
- Rajan, R. G. (1992). Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's-length debt. *The Journal of Finance*, 47(4), 1367-1400.
- Saragih, J. R. (2021). Related party transactions: *Review of the Literature. Sebelas Maret Business Review*, 6(2), 68-78.
- Setiyono, B., & Munawaroh, U. U. (2024). Related party lending and rural bank risk: Evidence during the COVID-19 period. *Research in International Business and Finance*, 67, 102079.
- Vyshnevskiy, I., & Sohn, W. (2023). Nonperforming loans and related lending: Evidence from Ukraine. *Emerging Markets Review*, 57, 101069.

The Journal of **Economic Policy**



Yazd University

Vol. 17 No. 34 Autumn and Winter 2025

ISSN: 2645-3967

Investigating Domestic Value Added and Imported Value Added in Gross Export of Iran...	1
Minoo Khanzadeh, Fazel Moridi Farimani, Hossein Samsami	
Investigating the Effect of Tax on Money on the Macroeconomic Variables in a Closed...	45
Mahdi Mazhar Gharamaleki, Naser Elahi	
Designing a Stock Valuation Model Based on Capital Market Indicators using Data...	86
Hossein Ashrafi Sultan Ahmadi, Saeed Jabarzadeh, Jamal Bahri Sales, Ali Ashtab	
Investigating the Effects of Production and Consumption Inflation on Investment in ...	117
Koohsar Khaledi, Seyed Mohammad Fahimifard	
Analyzing the Impact of Monetary Policy Tools on Inflation in Iran's Economy: A...	156
Vahid Omid, Zahra Shoushtarizadeh	
Economic Complexity, Liquidity, and Inflation	195
Hoda Zobeiri, Ebadallah Aghaei Anarmarzi	
Regulating Laws and Regulations in the Iranian Banking System with a Focus on the...	225
Hossein Seilsepoor, Mohammad Javad Mohagahnia, Shima Ahmadi	
Investigating Dynamic Relationship Between Selected Cryptocurrencies and the...	255
Majid Monfared, Ali Cheomi, Seyed Mohammad Javad Razmi	
The Spirit of Capitalism in Iran: Institutional Congruity Approach to Function of...	289
Alireza Raanaei, Seyyed Aqil Hoseiny	
Investigating and Comparing the Productivity of the Entire Refining Industry from the...	337
Seyyed Abdollah Razavi	
Estimating the Health Time Preference Rate and Analyzing its Trend in Certain ...	372
Razieh Mohammadi Saber, Abbas Asari Arani, Amir Hossein Mazini, Lotfali Aqeli	
Connected Lending in Iran: Evidence from Listed Companies	409
Sepideh Hosseini, Amineh Mahmoudzadeh, Seyed Ali Madanizadeh	