مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۴۵

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

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۲ || شمارهٔ ۴۵ || بهار ۱۴۰۲ ||

◀ ارزیابی آثار کلان اقتصادی تأمین مخارج دولت در چارچوب بانک‌داری ذخیرهٔ کامل: رهیافت DSGE ۹-۴۵
فریده خدادادی، حسین صمصامی، حسین توکلیان

◀ تأثیر مالی‌سازی بر سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌های غیرمالی طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۸ با استفاده از روش داده‌های تابلویی چندسطحی ۴۷-۷۸
مجید حاجی، علی نصیری‌اقدم، تیمور محمدی، عباس شاکری

◀ برآورد تبعات اقتصادی توقف فعالیت یک بندر بر ستاندهٔ ملی؛ مطالعهٔ موردی بندر شهید رجایی ۷۹-۱۰۵
پریسا مهاجری، علی‌اصغر بانوئی، سمیه رحمانپور

◀ برآورد مؤلفه‌های اثرگذار بر ترجیحات شهروندان تهران در انتخاب «مرکز شهر بدون خودرو» با استفاده از مدل لاجیت تصادفی ۱۰۷-۱۴۰
علی اژدری، علی طیب‌نیا، محسن مهرآرا

◀ بررسی واکنش ارزش شرکت در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران به تکانهٔ نرخ بهره با رهیافت TVP_FAVAR ۱۴۱-۱۷۵
سجاد برخورداری، قهرمان عبدلی، رضا امیری

◀ اثر سیاست‌های اعتباری بر نابرابری درآمد در ایران: رهیافت رگرسیون پانل کوانتایل تعمیم‌یافته ۱۷۷-۲۰۲
روزبه بالونژادنوری، امیرعلی فرهنگ

◀ برآورد میزان پرداخت جبرانی در نتیجهٔ تغییر قیمت انرژی در حوزهٔ مصرف‌کنندگان آب شرب شهری ۲۰۳-۲۲۱
سیده سمانه عباس‌میری، سید ابوالقاسم مرتضوی، محمدحسن وکیل‌پور، حامد نجفی‌علمدارلو

◀ بررسی تأثیر ابعاد توسعهٔ مالی بر توزیع درآمد با تأکید بر داده‌های بورس اوراق بهادار تهران ۲۲۳-۲۵۸
سید امین منصوری، سید مرتضی افقه، معصومه باوی

◀ کاربرد مدل ملتز در بررسی نقش بهره‌وری بنگاه‌های تولیدکنندهٔ سیمان در صادرات سیمان ۲۵۹-۲۹۳
عاطفه احمدی، احمد صلاح‌منش، حسن فرازمند، ابراهیم انواری

راهنمای نگارش و ارسال مقاله

۱- محتوای شکلی مقاله

– مقاله‌های ارسالی نباید بیش از ۲۰ صفحهٔ A۴ باشد.

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

۲- ساختار علمی مقاله

ساختار مقاله به‌صورت زیر تنظیم شود:

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

۲- شیوهٔ ارجاع و استناد

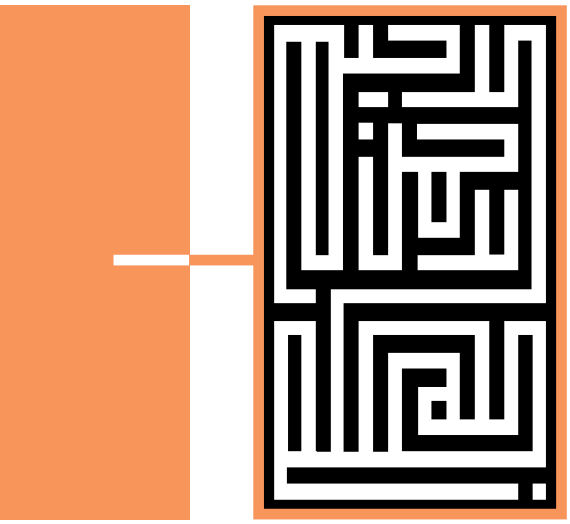
– ارجاع در متن مقاله

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

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

– ارجاع در پایان مقاله (کتابنامه)

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



بسمه تعالی

گواهی رتبه علمی

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

نشریه

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

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

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

رتبه علمی

الف

بررسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR

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

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

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

دانشگاه بوعلی سینا

فصلنامهٔ علمی

مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران

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

با همکاری انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای

آغاز انتشار: آذرماه ۱۳۹۶

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

شمارهٔ مجوز ارشاد: ۲۲۷۸۷

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

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

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

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۲، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲
رتبه نشریه در وزارت علوم (سال ۱۳۹۹): **الف**
ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۳۹۷): **Q1**

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

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

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

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

فهرست مقالات

ارزیابی آثار کلان اقتصادی تأمین مخارج دولت در چارچوب بانک‌داری ذخیرهٔ کامل: رهیافت DSGE
فریده خدادادی، حسین صمصامی، حسین توکلیان
۹-۴۵

تأثیر مالی‌سازی بر سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌های غیرمالی طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۸ با استفاده از روش داده‌های تابلویی چندسطحی
مجید حاجی، علی نصیری‌اقدم، تیمور محمدی، عباس شاکری
۴۷-۷۷

برآورد تبعات اقتصادی توقف فعالیت یک بندر بر ستاندهٔ ملی؛ مطالعهٔ موردی بندر شهید رجایی
پریسا مهاجری، علی‌اصغر بانوئی، سمیه رحمانپور
۷۹-۱۰۵

برآورد مؤلفه‌های اثرگذار بر ترجیحات شهروندان تهران در انتخاب «مرکز شهر بدون خودرو» با استفاده از مدل لاجیت تصادفی
علی اژدری، علی طیب‌نیا، محسن مهرآرا
۱۰۷-۱۴۰

بررسی واکنش ارزش شرکت در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران به تکانهٔ نرخ بهره با رهیافت TVP_FAVAR
سجاد برخورداری، قهرمان عبدلی، رضا امیری
۱۴۱-۱۷۵

اثر سیاست‌های اعتباری بر نابرابری درآمد در ایران: رهیافت رگرسیون پانل کوانتایل تعمیم یافته
روزبه بالونژادنوری، امیرعلی فرهنگ
۱۷۷-۲۰۲

برآورد میزان پرداخت جبرانی در نتیجهٔ تغییر قیمت انرژی در حوزهٔ مصرف‌کنندگان آب شرب شهری
سیده سمانه عباس‌میری، سیدابوالقاسم مرتضوی، محمدحسن وکیل‌پور، حامد نجفی‌علمدارلو
۲۰۳-۲۲۱

بررسی تأثیر ابعاد توسعهٔ مالی بر توزیع درآمد با تأکید بر داده‌های بورس اوراق بهادار تهران
سید امین منصوری، سید مرتضی افقه، معصومه باوی
۲۲۳-۲۵۸

کاربرد مدل ملتز در بررسی نقش بهره‌وری بنگاه‌های تولیدکنندهٔ سیمان در صادرات سیمان
عاطفه احمدی، احمد صلاح‌منش، حسن فرازمند، ابراهیم انواری
۲۵۹-۲۹۳

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

داوران ایـــن شـــماره

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

Vol. 12, No. 45, Spring (2023)

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

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

Bu-Ali Sin University

Assessing the Macroeconomic Impact of Government Expenditure in the Full-Reserve Banking: DSGE Approach

Khodadadi, F.[1], Samsami, H.[2], Tavakolian, H.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25696.3400
Received: 2022.01.29; Accepted: 2022.08.30
Pp: 9-45

Abstract

The purpose of this study is the investigating of the government spending effects on the important macroeconomic variables in the Iranian economy in terms of full reserve banking. To achieve this goal, a stochastic dynamic general equilibrium model of the new Keynesians is designed by considering the full reserve banking system (FRB) and in view of the Iranian economy realities and then examines the effects of the impulse under two financing scenarios -with and without money creation. After the determining of the model input values and estimating the parameters by using quarterly data of Iran's economy during the period of 1991-2020 by the Bayesian estimation method, the results of the model variables simulation indicate the validation of the model in describing the fluctuations of the Iran's economy. Examining the dynamics of the model shows that the response of the important macroeconomic variables such as production, inflation, consumption and money supply to the impulse of government spending are very similar under the two scenarios. in general, money creation under full reserve banking system causes the reducing of the government debt. The effectivity of the monetary policy increases because by increasing of the deposits, the reserves of the central bank increase by the same amount, or in other words, one hundred present reserves for deposits occurs, which in turn leads to a decrease in money without support or Money supply. Theoretical and empirical results also confirm that under one hundred present reserves banking, monetization of the government budget deficit, in addition to a significant reduction in the government debt, leads to a further reduction in the inflation, increasing of the consumption and the boom in the production. In other words, the FRB generate more capacity for fiscal policy.

Keywords: Full Reserve Banking, Fractional Reserve Banking, Money Creation, Budget Deficit, Stochastic Dynamic General Equilibrium Model.
JEL Classification: E27, E51, G21.

1. PhD student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: H-Samsami@sbu.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran.

Citations: Khodadadi, F.; Samsami, H. & Tavakolian, H., (2023). "Assessing the Macroeconomic Impact of Government Expenditure in the Full-Reserve Banking: DSGE Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(45): 9-45. (doi: 10.22084/aes.2022.25696.3400).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4738.html?lang=en

1. Introduction

A coherent relation between the real sector and the monetary sector is the primary condition for efficient performance in any economic system. A stable and durable equilibrium in economics is obtained when the two sectors, with their interconnected relations, make conditions ready for achieving equilibrium.

Evidence specifies that the function of fractional reserve banking, even after the financial crisis of 1930, worsened financial instability in the economic system. Such a disorder is widely attributed to a lack of attention to the dual roles of banks, both as a payment system and a financial intermediary system, that guide savings to investment (Dimand, 1993). During the 1980s, bank failures became a common phenomenon before economic crises, in a manner that bank loans went through a cycle that ultimately led to bank failures and loss of big loans (Al-Jarhi, 2004). There are signs that fractional reserve banking may limit the central bank's ability to supply money, while at the same time it provides banks with too much power and incentive to create money. Thus, to make reforms in the fractional reserve banking system, the full reserve banking (FRB) system was suggested by economists.

Under FRB, it is not allowed to create private money. Nowadays, this is actually means that bank cannot create money for long time due to bank deposits and its lending procedure. This is synonymous with the condition that either a commodity (e. g. gold) or governmental money (i. e. government securities, cash and central bank reserves) would have to back each deposit. FRB is tasked with the aim to separate the financing system from the payments system, while also aiming to sever the relation between credit policy and monetary policy.

According to the statistical reports of the Central Bank, in the period from 2010 to 2019, the investigation of the growth of payment facilities (26%), liquidity growth (26.5%) and economic growth (0.5%) indicates that, in the Iranian economy in recent years, despite the growth of variables such as money supply and liquidity, the real part of Iran's economy has not benefited much from this growth.

2. Methods

This study will employ several techniques for gathering data, including a library type, a documentary branch, and the use of databases, such as those of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and the World Bank (WDI). Based on the characteristics of the Iranian economy under full reserve banking, a random dynamic general equilibrium model was developed for the period 1991-2020. We will also use typical econometric methods to evaluate the study hypotheses. This enables us to assess the effects of the impulse under two financing scenarios -with and without money creation. It should be noted that the models were estimated in the Dynare program space under MATLAB software.

3. Discussion

Impulse Response to Government Consumption Expenditure show that, with the increase in the government's current expenditures, the government's budget has faced an imbalance, and it will be necessary to cover this deficit from various sources, such as borrowing from

the central bank and issuing bonds. In both cases, current government spending increases for a period and returns to its stable state in the long term. under FRB With the creation of money, when the current expenditure of the government increases Therefore, the central bank provides these expenses for a short period of time by issuing reserve This work at the beginning of the matter leads to Credit crunch Bank. But the only way to ensure That FRB will not cause credit crunch, it is to allow the banks to borrow from the central bank to provide investment facilities. As a result of this decision, increased production financing, increased Investment and production. An increase in production requires more labor, so the level of employment as well Increases in line with production. Inflation temporarily increases for several periods and then decreases. The results of the development of production, employment and inflation under FRB - with or without money creation - very similar.

In case of government spending impulse, for a short period of time, the government experiences a large budget deficit the government's gross debt will increase first and then it slowly reaches a steady state. under FRB without creating money, increasing debt of the government is due to the increase of 3 periods in the bonds held by the private sector. so, give the public sector increases the wealth of the private sector for example, the net wealth of the entire private sector is exactly equal to the gross debt of the government, but initially, due to the substitution of government expenditures instead of private expenditures, its effect on the increase in household consumption expenditures is not very high. Over time with debt reduction government and the reduction in bonds held by the private sector, household consumption will peak with a large increase and after that, after 28 cycles, it returns to its constant level. be made in general, it can be said that although the amount of government debt at first increases but by creating more money in the long run and due to the downward trend of bond interest rates, debt and the government budget deficit also the process of reduction goes through. In other words, the government no longer has to issue bonds with the same interest rate as before. For this reason, the interest rate of the bonds, which was increased for 2 periods at the beginning, is being reduced slow.

4. Conclusion

After determining the input values of the model and estimating the parameters by using quarterly data of Iran's economy during the period of 1991-2020 by the Bayesian estimation method, the results of model variables simulation indicate the validity of the model in describing the fluctuations of the Iran's economy. Examining the dynamics of the model shows that impulse Response to increase the Government Consumption Expenditure for several periods will cause a budget deficit and an increase in bond rates (if bonds are issued), but the result of bond rates in the case of money creation will be the opposite of the previous situation. Borrowing from the central bank increases the monetary base in the first stage. But from the other channel, which is the debt of the government to the central bank, over time, it becomes a debt-free government, and in this way, the monetary base decreases and, accordingly, the liquidity decreases. In the second stage, with the change in the ratio of legal reserves, the increasing coefficient of money decreases and as a result, liquidity decreases again.

Now, under one scenario, the government provides part of its budget deficit from reserves. Due to the reduction of banks' liquidity and to lone investment facilities, the central bank makes available money to commercial banks on a daily basis or between rounds. Banks lend this loan to businesses, which use this money to buy consumer inputs and invest them in short-term and long-term assets. As a result of this, production and consequently employment increases, and inflation, which initially increased temporarily due to the increase in demand caused by government spending, gradually decreases with the increase in production and decrease in marginal cost. The movement process of these variables is similar under two scenarios. Overall, the results confirm that FRB can create more capacity for financial policies.

Acknowledgements

The authors would like to thank the anonymous reviewer for his/her useful comments and suggestions.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲

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

ارزیابی آثار کلان اقتصادی تأمین مخارج دولت در چارچوب بانک‌داری ذخیرهٔ کامل: رهیافت DSGE

فریده خدادادی[۱]، حسین صمصامی[۲]، حسین توکلیان[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25696.3400
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۰۸
صص: ۴۵-۹

چکیده

هدف این پژوهش بررسی آثار مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران در شرایط بانک‌داری ذخیرهٔ کامل است. برای دستیابی به این هدف، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید با درنظر گرفتن سیستم بانک‌داری ذخیرهٔ کامل (FRB) و با لحاظ واقعیت‌های اقتصاد ایران طراحی و سپس به بررسی آثار تکانه تحت دو سناریو تأمین مالی -با و بدون ایجاد پول- پرداخته شده است. پس از تعیین مقادیر ورودی الگو و برآورد پارامترها با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۹۹-۱۳۷۰ به روش تخمین بیزین نتایج حاصل از شبیه‌سازی متغیرهای مدل، بیانگر اعتبار مدل در توصیف نوسانات اقتصاد ایران است. بررسی پویایی‌های الگو بیانگر آن است که واکنش متغیرهای مهم اقتصاد کلان مانند: تولید، تورم، مصرف و حجم‌پول به تکانهٔ مخارج دولت تحت دو سناریو بسیار مشابه هستند؛ به‌طورکلی، خلق پول در سیستم بانکی با ذخایر کامل منجر به کاهش بدهی دولت می‌شود. اثربخشی سیاست پولی افزایش می‌یابد، زیرا با افزایش سپرده‌ها، ذخایر بانک مرکزی به همان میزان افزایش می‌یابد یا به‌عبارت دیگر پشتوانهٔ صددرصد سپرده‌ها اتفاق می‌افتد که این خود منجر به کاهش عرضهٔ پول بدون پشتوانه می‌شود. همچنین نتایج نظری و تجربی مؤید آن است که تحت بانک‌داری ذخیرهٔ صددرصدی پولی‌سازی کسری بودجهٔ دولت، علاوه‌بر کاهش چشمگیر بدهی‌های دولت منجر به کاهش بیشتر تورم، افزایش مصرف و رونق تولید می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، FRB ظرفیت بیشتری برای سیاست مالی ایجاد می‌کند.

کلیدواژگان: بانک‌داری ذخیرهٔ کامل، بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی، خلق پول، کسری بودجه، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.
طبقه‌بندی JEL: E27, E51, G21.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
Email: fr.khodadadi@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: H-Samsami@sbu.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
Email: tavakolianh@gmail.com

ارجاع به مقاله: خدادادی، فریده؛ صمصامی، حسین؛ و توکلیان، حسین، (۱۴۰۲). «ارزیابی آثار کلان اقتصادی تأمین مخارج دولت در چارچوب بانک‌داری ذخیرهٔ کامل: رهیافت DSGE». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۵): ۹-۴۵. (doi: 10.22084/aes.2022.25696.3400).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4738.html

۱. مقدمه

ارتباط منسجم دو بخش حقیقی و پولی شرط اولیهٔ عملکرد کارا در هر نظام اقتصادی است. دو بخش مذکور اگر شرایط رسیدن به تعادل را فراهم کنند در این صورت تعادل باثبات و بلندمدت در اقتصاد حاصل می‌شود. بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی[1] برمبنای تفاوت در سررسید میان سپرده‌پذیری و وام‌دهی، خلق پول اعتباری از هیچ می‌کنند (فیلیپس[2]، ۱۹۹۲). ایجاد پول تحت شرایط بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی منجر به ایجاد بی‌ثباتی در رسیدن به تعادل و بروز بحران‌های مالی و اقتصادی شده است.

شواهد نشان می‌دهد که پس از بحران مالی ۱۹۳۰م. عملکرد بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی باعث تشدید بی‌ثباتی مالی در نظام اقتصادی شده است که این اختلال‌ها عمدتاً به‌دلیل عدم توجه به نقش سیستم پرداخت و واسطهٔ مالی بانک‌ها که پس‌اندازها را به‌سمت سرمایه‌گذاری هدایت می‌کند، می‌باشد (دیاماند[3]، ۱۹۹۳). در طول دههٔ ۱۹۸۰م.، شکست بانک‌ها به یک پدیدهٔ شایع پیش از بحران‌های اقتصادی تبدیل شد؛ به‌طوری‌که وام‌های بانکی یک چرخه‌ای را می‌پیمودند که درنهایت منجر به شکست بانک‌ها و زیان وام‌های بزرگ می‌شد (الجراحی[4]، ۲۰۰۴). نشانه‌هایی وجود دارد که سیستم ذخیرهٔ جزئی، ممکن است توانایی بانک مرکزی را در عرضهٔ پول محدود کند و این درحالی است که قدرت و انگیزه بانک‌ها را برای خلق پول بیش از حد فراهم می‌کند (برهانی، ۱۳۹۷)؛ از این‌رو، برای اصلاح نظام بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی، سیستم بانک‌داری ذخیرهٔ کامل[5] (FRB) توسط اقتصاددانان پیشنهاد شد. تحت FRB، ایجاد پول خصوصی، به‌دلیل تشدید بی‌ثباتی‌های مالی، ممنوع است. امروزه این بدان‌معناست که بانک‌ها دیگر نمی‌توانند در فرآیند اعطای وام بانکی، پول جدید در قالب سپرده‌های بانکی ایجاد کنند؛ به‌عبارت دیگر، پشتوانهٔ هر سپرده یا پول دولتی (یعنی پول نقد، ذخایر بانک مرکزی و اوراق بهادار دولتی) یا یک کالا (مثلاً طلا) خواهد بود. هدف FRB جداسازی سیستم پرداخت از سیستم تأمین مالی و همچنین جداسازی سیاست پولی از سیاست اعتباری است (لاینا[6]، ۲۰۱۸).

شایان ذکر است که، براساس گزارش‌های آماری بانک مرکزی، در بازهٔ زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ بررسی روند رشد تسهیلات پرداختی (۲۶٪)، رشد نقدینگی (۲۶/۵٪) و رشد اقتصادی (۰.۵٪) حاکی از آن است که، در اقتصاد ایران طی سال‌های اخیر باوجود رشد متغیرهایی مانند حجم‌پول و نقدینگی، بخش واقعی اقتصاد ایران نفع چندانی از این رشد نبرده است؛ چرا که با توجه به ماهیت خلق پول نظام بانکی ارتباط بخش پولی و حقیقی بسیار ضعیف شده است. درواقع یکی از ارکان مهم نظام مالی، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه، سیستم بانکی است. براساس آمار و اطلاعات منتشر شده توسط بانک مرکزی، سهم سیستم بانکی از تأمین مالی اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹ به‌ترتیب ۹۰، ۸۹ و ۸۸ درصد بوده است که مؤید تسلط سیستم بانکی در نظام مالی اقتصاد ایران می‌باشد. در این‌شرایط، تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه‌های دولتی و خصوصی و تصمیمات مصرفی خانوارها به‌دلیل

1. Fractional Reserve
2. Phillips
3. Dimand
4. Al-Jarhi
5. Full Reserve
6. Laina

بانک‌محور بودن نظام مالی، به‌شدت تحت تأثیر شرایط سیستم بانکی کشور خواهد بود (گزارش بانک مرکزی ج.ا.ا، آذر ۱۴۰۰).

بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی با ماهیت خود در نحوهٔ خلق و توزیع پول، باعث بروز چالش‌هایی در نظام مالی بوده است. مدیریت خلق پول به‌نحوی بوده است که اقتصاد ایران طی دهه‌های گذشته همواره با رشدهای بالا و مستمر نقدینگی مواجه بوده است. عامل اصلی رشد نقدینگی عمدتاً تسهیلات‌دهی بانکی است که براساس آمارهای بانک مرکزی در مورد منابع نقدینگی، بیش از ۶۰٪ نقدینگی مانده تسهیلات است که بانک مرکزی به بخش غیر دولتی داده است و یکی دیگر از مسائل اصلی این است که، این تسهیلات دهی در خدمت تولید نیست یعنی به بخش واقعی اقتصاد هدایت نمی‌شود؛ به‌عبارت دیگر، انحراف تسهیلات از بخش واقعی زیاد است و این باعث عدم تناسب رشد نقدینگی با رشد تولید می‌شود. در این تحلیل‌ها با پیش‌فرض گرفتن برونزایی پول و بدون توجه به نقش بانک‌ها، رفتار مالی دولت (به‌واسطهٔ ناترازی‌های بودجه‌ای و سلطهٔ مالی) به‌عنوان عامل اصلی رشد پایهٔ پولی و به‌تبع آن نقدینگی معرفی شده است؛ هرچند تحلیل فوق می‌تواند رشد نقدینگی در مقاطعی از تاریخ اقتصاد ایران را توضیح دهد، اما نکته‌ای که همواره در تحلیل و بررسی علل رشد نقدینگی در اقتصاد ایران مغفول مانده است، بحث درونزایی پول و خلق پول بانک‌ها و نقش غیرقابل انکار آن‌ها در افزایش حجم نقدینگی در سال‌های اخیر بوده است؛ از این‌رو، این تصور که بانک مرکزی کنترل کامل بر عرضهٔ پول دارد دور از واقعیت است (گزارش بانک مرکزی ج.ا.ا، ۱۴۰۰).

با توجه به مباحث فوق، هدف اصلی این پژوهش آن است که ابتدا الگوی بانک‌داری ذخیرهٔ کامل با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران طراحی شود؛ سپس آثار شقوق تأمین مالی دولت بر متغیرهای مهم کلان اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. مطالعهٔ حاضر در شش بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم و سوم به بررسی مبانی و پیشینهٔ پژوهش پرداخته شده است. در بخش چهارم به معرفی و تصریح مدل پرداخته شده است. در بخش پنجم بُعد ارزیابی اعتبار مدل، آثار تکانه بررسی شده است؛ درنهایت نتایج در بخش ششم ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

شواهد درخصوص تأمین مالی دولت در چارچوب بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی نشان می‌دهد که، این نحوهٔ تأمین مالی منجر به تورم و بی‌ثباتی اقتصادی می‌شود. به‌خصوص این‌که شواهد حکایت از آن دارد که خصوصی‌سازی پول در جامعه خود منجر به بی‌ثباتی می‌شود؛ اما درمورد بانک‌داری ذخیرهٔ کامل بحث‌هایی که مطرح می‌شود این است که، با توجه به ماهیت عملکرد نظام بانکی و نظارت بانک مرکزی این اشکالات برطرف می‌شود. با توجه به ارتباط ضعیف بخش اسمی و واقعی در بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی، پول خلق شده به بخش واقعی اقتصاد هدایت نمی‌شود که در بانک‌داری ذخیرهٔ کامل نظارت بانک مرکزی منجر به ایجاد این ارتباط می‌شود.

با نظارت بانک مرکزی تحت FRB، افزایش مخارج دولت، که با خلق پول تأمین می‌شود، منجر به افزایش

تولید، اشتغال و کاهش تورم می‌شود. روند حرکتی متغیرهای مذکور همچنین زمانی که مخارج دولت تحت FRB بدون ایجاد پول افزایش یابد نیز یکسان است. با این‌حال، ایجاد پول در سیستم FRB منجر به کاهش دائمی بدهی دولت تلفیقی می‌شود. افزایش ذخایر بانک مرکزی به افزایش تقریباً برابر در سپرده‌ها تبدیل می‌شود. علاوه‌بر این، یک تغییر غیرمعمول بزرگ در عرضهٔ پول تنها منجر به تغییرات ملایم و نسبتاً کوچک در نرخ‌های بهره می‌شود. این مکانیزم حاصل بانک‌داری ذخیرهٔ کامل است (لاینا، ۲۰۱۸).

اخیراً، بحران مالی جهانی (GFC)[1] بی‌ثباتی اساسی در ایجاد پول خصوصی را نشان داده است. بانک‌های خصوصی با انتشار سپرده‌های جدید توانستند حباب اعتباری ایجاد کنند که به قیمت دارایی‌ها –به‌ویژه قیمت مسکن– دامن‌زد. درنهایت، با ترکیدن حباب، کل سیستم مالی تقریباً سقوط کرد. نجات سیستم مالی مستلزم کمک‌های مالی عظیم با وجوه مالیات دهندگان بود. تا حد زیادی به رسمیت شناخته شده است که توانایی بانک‌ها برای خلق پول از هیچ، حداقل تا حدی مسئول بحران بوده است (تیلور و اسچلاریک[2]، ۲۰۱۲؛ جوردا و همکاران[3]، ۲۰۱۵). با توجه به بحران‌های مذکور، «فریدمن»[4] پیشنهاد خود برای طرح شیکاگو را به این‌صورت بیان کرد که هدف‌گذاری خلق پول باید برای رفع کسری بودجهٔ دولت یا از بین بردن پول در زمانی‌که دولت مازاد بودجه دارد، باشد.

البته اولین پیشنهاد برای بانک‌داری ذخیرهٔ کامل توسط «دیوید ریکاردو» ارائه شد. در سال ۱۸۲۳م. ریکاردو طرحی را برای تأسیس بانک ملی ارائه داد و بیان کرد که خلق پول، به‌وسیلهٔ نگه‌داری صددرصدی ذخایر طلا، باید از وام‌دهی جدا شود. طرح ریکاردو (۱۸۲۴) پیشنهاد استاندارد کالای خالص بود. در استاندارد کالای خالص، تمام پول، ازجمله سپرده‌های بانکی، توسط کالا پشتیبانی می‌شود. هدف ریکاردو (۱۸۲۴) تضمین استقلال بانک مرکزی از قدرت سیاسی با معرفی یک سیستم استاندارد کالای خالص بود. قانون پول ملی در سال ۱۸۶۳م. و قانون بانک‌داری ملی در سال ۱۸۶۴م. الزام FRB را برای همهٔ بانک‌های ملی در ایالات متحده اجرا کردند. طبق گفتهٔ «مک کالوم»[5] (۱۹۸۹)، این قوانین ملزم به حمایت ۱۱۱.۱۱٪ اسکناس‌های بانک ملی توسط اوراق قرضهٔ دولتی بودند (بنابراین، حتی بیشتر از بانک‌داری با ذخیرهٔ کامل بود؛ زیرا ۱۱۱.۱۱٪ ذخایر قانونی را تحمیل می‌کرد). بعدها، به گفتهٔ «وایت»[6] (۱۹۸۳)، مجلس یک مالیات ۱۰٪ را بر هر گونه انتشار جدید اسکناس توسط بانک‌های رسمی دولتی وضع کرد. این امر باعث شد که بانک‌ها انتشار اسکناس را کاهش دهند (لاینا، ۲۰۱۵). «میزس»[7] (۱۹۱۲) اعتقاد داشت برای حذف پول اعتباری باید به سمت بانک‌داری ذخیرهٔ کامل حرکت کرد. از آنجایی که اسکناس و ذخایر به عنوان پول اعتباری محسوب می‌شود؛ میزس مانند ریکاردو، استاندارد طلا را به‌عنوان ذخایر کامل درنظر گرفت. منشأ پیشنهادهای بعدی پول مستقل را «فردریک سودی»[8] ارائه کرد.

1. Global Financial Crisis
2. Schularick & Taylot
3. Jorda et al.
4. Friedman
5. McCallum
6. White
7. Mises
8. Fredrick soddy

سودی (۱۹۲۶) به تفاوت بین ثروت واقعی و مجازی اشاره کرد. ثروت واقعی در معرض استهلاک است و با مصرف در طول زمان از بین می‌رود. درحالی‌که پول و بدهی تنها تابعی از نرخ بهره هست و راه‌حل این عدم تعادل را بانک‌داری ذخیرهٔ کامل بیان کرد. در طی اصلاحات بانکی «نیو دیل روزولت»[۱]، FRB دوباره در قالب طرح شیکاگو ظهور کرد. طرح شیکاگو به‌عنوان راهی برای خروج از رکود بزرگ و همچنین ارائه یک اصلاح بلندمدت در سیستم مالی ارائه شد (آلن[۲]، ۲۰۱۴).

پس از رکود بزرگ ۱۹۳۰م. طرحی در قالب «طرح شیکاگو» در مارس ۱۹۳۳م.، توسط هشت اقتصادان برجسته، ازجمله: «کاکس»[۳]، «نایت»[۴]، «داگلاس»[۵]، «هارت»[۶]، «دایرکتور»[۷]، «مینتز»[۸]، «شولتز»[۹] و «سیمونز»[۱۰] از دانشگاه شیکاگو ارائه شد. اولین نسخه از طرح شیکاگو توسط نایت و همکاران (۱۹۳۳) ارائه شد. نسخهٔ دوم طرح شیکاگو توسط سیمونز و همکاران در نوامبر ۱۹۳۳م. ارائه شد. طرح اصلاح شدهٔ شیکاگو شامل موارد مشابه نسخهٔ مارس ۱۹۳۳م. بود، اما یک قانون ساده‌ای برای سیاست پولی و تعیین یک هدف برای سطح قیمت‌ها توسط مجلس را به این طرح اضافه کرد. این بحث مطرح شد که سیاست پولی به‌جای اختیاری بودن باید تابع قاعده باشد. طرح اصلاح شدهٔ شیکاگو به اندازهٔ نسخهٔ اول محدود کننده نبود. هدف می‌تواند به‌عنوان مثال ثبات سطح قیمت‌ها، رشد پایدار عرضهٔ پول یا سایر اهداف تعیین شده به‌وسیلهٔ مجلس باشد. این پیشنهاد شامل بیمهٔ سپرده‌ها نبود؛ زیرا سپرده‌ها از قبل به‌طور کامل توسط ذخایر پشتیبانی می‌شوند. علاوه‌بر آن، سیمونز پیشنهاد استاندارد طلا را رد کرد (بنگن[۱۱]، ۲۰۱۹).

دقیق‌ترین پیشنهاد بانک‌داری ذخیرهٔ کامل توسط «ایروینگ فیشر» ارائه شد. در سال ۱۹۳۵م. فیشر نسخهٔ خود را از FRB منتشر کرد. کتاب ۱۰۰٪ پول فیشر تا حد زیادی مطابق با طرح شیکاگو بود، اما تا حدودی در هدف سیاستی خود متفاوت بود. فیشر یک قانون تثبیت سطح قیمت را به‌جای تثبیت کل‌های پولی پیشنهاد کرد.

«گراهام»[۱۲] در سال (۱۹۳۶) حق خلق پول را وظیفه دولت می‌داند و بیان می‌کند، سیستم ذخیرهٔ کامل به‌عنوان یک راه‌حل برای اجتماعی شدن سیستم بانکی است. «واتکینز»[۱۳] در سال (۱۹۳۸) بیان می‌کند که سیستم بانک‌داری ذخیرهٔ کامل ما بین سیستم بانک‌داری ملی و سیستم خود تنظیمی کامل قرار دارد که هر دوی این سیستم‌ها افراطی هستند و ممکن است عواقب ناخواسته‌ای داشته باشند. «هیکینز»[۱۴] (۱۹۴۱) اعتقاد داشت، FRB تمایل به هدایت پس‌اندازها به سمت سرمایه‌گذاری‌های مؤثر دارد که این کار تورم‌های افراطی را کاهش می‌دهد.

---

1. Roosevelt's New Deal
2. Alen
3. Cox
4. Knight
5. Douglas
6. Hurt
7. Director
8. Mints
9. Schultz
10. Simons
11. Benigno
12. Graham
13. Watkins
14. Higgins

بعد از جنگ جهانی دوم، بانک‌داری ذخیرهٔ کامل بار دیگر زنده شد. پس از مرگ ایروینگ فیشر در سال ۱۹۴۷م.، «هنری سیمونز» (۱۹۴۸) به بحث درمورد طرح شیکاگو ادامه داد و «لوید مینتس»[1] (۱۹۵۰) پیشنهاد خود را ارائه کرد. «موریس آلیس» نسخهٔ خود از FRB را در سال ۱۹۴۸م. به زبان فرانسوی ارائه کرد. پیشنهاد آلیس شبیه نسخه‌های قبلی طرح ذخیرهٔ کامل بود، اما از برخی جنبه‌های مهم متفاوت بود. او یک اصل اساسی دیگر به نسخه‌های قبلی اضافه کرد و آن، این بود که بانک‌ها باید سررسید مربوط به سپرده‌های پس‌انداز را طولانی‌تر از سپرده‌های مدت‌دار درنظر بگیرند.

فریدمن (۱۹۴۸) پیشنهاد خود برای طرح شیکاگو را به این‌صورت بیان کرد که هدف‌گذاری خلق پول باید برای رفع کسری بودجهٔ دولت یا از بین بردن پول در زمانی‌که دولت مازاد بودجه دارد، باشد. با این‌حال، در پیشنهاد بعدی، فریدمن موضع خود را تغییر داد. او با پیشنهاد خود دربارهٔ تعلق بهره بر ذخایر بانک مرکزی از طرح شیکاگو خارج شد (لاینا، ۲۰۱۸).

«موری روتبارد»[2] (۱۹۶۲) استدلال کرد که بانک مرکزی باید ملغی شود و یک سیستم «بانک‌داری آزاد» باید اتخاذ شود. با این‌حال، روتبارد طلا را به‌عنوان تنها دارایی واجد شرایط برای پشتوانهٔ سپرده‌ها پیشنهاد کرد؛ به‌عبارت دیگر، او استاندارد کالای خالص را پیشنهاد کرد. پیشنهاد «توبین»[3] (۱۹۸۵؛ ۱۹۸۷) برای کاهش بیمهٔ سپرده‌ها بود که: ۱- تعیین نوع سپرده‌هایی که نیازی به بیمه نداشته باشند. ۲- تمایز قائل شدن بین بدهی‌های بیمه شده و بیمه نشده بود. «هاتسون»[4] (۱۹۸۵) و «شمن»[5] (۱۹۹۱) می‌خواستند طرح شیکاگو را در زمینهٔ مدرن‌تری اجرا کنند، بانک‌داری اسلامی نیز به‌عنوان روشی جایگزین برای سازماندهی سیستم پولی مورد بحث قرار گرفت. به گفتهٔ «فیلیپس» (۱۹۹۴a)، بانک‌داری اسلامی، که اخذ بهره را ممنوع می‌کند، نیز یکی از انواع FRB است. «خان» و «میراخور»[6] (۱۹۸۵)، خان (۱۹۸۶؛ ۱۹۸۸) و «دوک»[7] (۱۹۸۸) بحث مفصلی درمورد رابطهٔ بین بانک‌داری ذخیرهٔ کامل و بانک‌داری اسلامی ارائه کردند.

در سال ۱۹۹۸م. «هورتا دی سوتو» استاندارد کالای خالص را پیشنهاد کرد. او یک سیستم FRB را پیشنهاد کرد که آزادی کامل در انتخاب بیمهٔ سپرده، اجرای بانک‌داری آزاد و لغو بانک‌داری مرکزی را ارائه می‌دهد. «هوبر» و «رابرتسون»[8] (۲۰۰۰) اولین پیشنهاد تفصیلی را برای پول دولتی ارائه کردند. بحث اصلی آن‌ها این بود که پول عمومی باید به‌عنوان هزینه‌های عمومی به گردش درآید و از گردش پول ازطریق وام‌ها که سودآوری آن برای بانک‌های تجاری زیاد است، جلوگیری شود (برهانی، ۱۳۹۷).

پول مثبت «جکسون» و «دایسون»[9] (۲۰۱۲) احتمالاً دقیق‌ترین نسخهٔ FRB را تاکنون ارائه می‌دهد. با ارائه

1. Lloyd Mints
2. Mury & Rothbard
3. Tobin
4. Hotson
5. Schemmann
6. Khan & Mirakhor
7. Doak
8. Huber & Robertson
9. Jackson & Dyson

پیشنهاد پول مثبت، استدلال کردند که پول باید به‌عنوان دارایی و نه به‌عنوان بدهی نگه‌داری شود؛ بنابراین، یک سازمان مستقل باید تصمیم بگیرد که چه میزان پول خلق شود؛ همچنین تمام سپرده‌ها باید نزد بانک مرکزی باشند. «استیگلیتز»[1] (۲۰۱۶) برندهٔ جایزه نوبل، اصلاحات بانکی محدود و ابتکاری را پیشنهاد کرد. در طرح استیگلیتز، بانک‌ها موظف به نگه‌داری ۱۰۰٪ ذخایر در مقابل سپرده‌ها خواهند بود (اگرچه استیگلیتز به صراحت به این موضوع اشاره نمی‌کند). با این‌حال، این طرح با پول دولتی و طرح شیکاگو متفاوت است؛ زیرا تمام پول‌های جدید از طریق بانک‌ها به شکل وام صادر می‌شود. «فراتیانی» و «ساوونا»[2] (۲۰۱۷) پیشنهاد خود را با این استدلال توجیه می‌کنند که اگر تمام سپرده‌ها به یک «بانک» منتقل شوند، بدهی دولت، به‌عنوان مثال، در ایتالیا را تا حد زیادی از ۱۳۲٪ به ۸۵٪ تولید ناخالص داخلی کاهش می‌دهد.

با توجه به مباحث فوق مشاهده شد که در زمینهٔ طرح شیکاگو پیشنهادهای مختلفی توسط اقتصاددانانی مانند: فیشر، فریدمن، آنجل، موریس آله و غیره ارائه شد، اما وجه اشتراک همهٔ این‌ها درمورد پول بود که موافق حذف خلق پول توسط سیستم بانکی، جدایی پول از اعتبار و ضمانت سپرده‌های جاری با پول دولت بودند. اما پیشنهاد آن‌ها درمورد سیستم اعتباری با هم متفاوت بود (کرینر[3]، ۲۰۱۷).

بعد از فریدمن، بانک‌داری ذخیرهٔ کامل علاقهٔ خود را درمیان اقتصادانان از دست داد، اما در سال‌های اخیر بانک‌داری ذخیرهٔ کامل در طرح‌های مختلفی ازجمله صندوق بین‌المللی پول (IMF) توسط بنز و کامهوف، پول مثبت توسط جکسون و دیسون (۲۰۱۲)، بانک‌داری محدود توسط «کی»[4] (۲۰۰۶) و بانک‌داری با هدف محدود توسط «کوتلیکوف»[5] (۲۰۱۰) ارائه شد.

۳. پیشینهٔ پژوهش

مطالعاتی که به بررسی بانک‌داری ذخیرهٔ صددرصدی پرداخته باشند، اندک هستند. در زیر مطالعات انجام شده به دو دستهٔ داخلی و خارجی تقسیم شده‌اند.

۳-۱. مطالعات داخلی

«برهانی» و همکاران (۱۳۹۷)، به ارزیابی پایایی اقتصاد ایران تحت بانک‌داری ذخیرهٔ کامل پرداخته‌اند. با استفاده از مدل سهام-جریان پایدار (SFC) نتایج به‌دست آمده از مدل حاکی از آن است که، در مواقع کسری بودجهٔ دولت خلق پول به‌خاطر مخارج دولت منجر به تورم نزدیک صفر می‌شود و اشتغال به سمت اشتغال کامل همگرا می‌شود.

«سبحانی» و «دورودیان» (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای با عنوان: «ارزیابی توجیه‌پذیری ایجاد پول به‌وسیلهٔ سیستم بانکی در نظام اسلامی» به ارزیابی موجه بودن خلق پول با استفاده از دو معیار عدالت اجتماعی و گسترش تولید می‌پردازند. با استفاده از روش تحلیلی بیان می‌کنند که خلق انعطاف‌پذیر پول منجر به ایجاد ارزش اقتصادی

1. Stiglitz
2. Fratianni & Savona
3. Krainer
4. Kay
5. Kotlikoff

می‌شود، اما این خود متأثر از شیوهٔ تخصیص اعتبارات بانکی است؛ از این‌رو، خلق پول باید براساس قاعده و قانون باشد و با هدف‌گذاری دولت در جهت منافع اجتماعی که شرط موجه بودن پول است، همسو گردد.

«صمصامی» و همکاران (۱۳۹۳)، به بررسی هزینه‌های ایجاد پول تحت بانک‌داری متعارف و ارائه راه‌کارهای تأمین مالی اسلامی پرداخته‌اند. برای این‌کار تحت دو سناریو بانک‌داری ذخیرهٔ کامل و جزئی به بررسی هزینه‌های خلق پول پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که، افزایش ذخیرهٔ قانونی منجر به کاهش بی‌ثباتی و کاهش زیان اجتماعی می‌شود.

۲-۳. مطالعات خارجی

«لاینا» (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای تحت عنوان: «خلق پول تحت بانک‌داری ذخیرهٔ کامل: مدل سهام–جریان پایدار» به مدل‌سازی بانک‌داری ذخیرهٔ کامل پرداخته است. نتایج حاصل از مدل نشان داده که در حالت پایدار بانک‌داری ذخیرهٔ کامل، شرایط اشتغال کامل و تورم صفر فراهم می‌شود. در این سیستم ایجاد پول منجر به کاهش مداوم بدهی دولت می‌شود. همچنین در این مقاله ثابت شده است که بانک‌داری ذخیرهٔ کامل راه‌حلی برای خروج از بحران‌های اعتباری است.

«کرینر» (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با عنوان: «ثبات اقتصادی در سیستم جایگزین: نظریه و سیاست» با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به بررسی بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی و تأمین نقدینگی، مقایسهٔ بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی با بانک‌داری ذخیرهٔ کامل، نحوهٔ توزیع پست‌های بانکی در بانک‌داری ذخیرهٔ کامل پرداخته است. نتایج نشان‌داده که بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی باعث تقویت سیکل‌های تجاری می‌شود.

«پرسکات» و «وسل» (۲۰۱۶)، در مقاله‌ای با عنوان: «سیاست پولی با صددرصد ذخیرهٔ بانکی» سیاست پولی را در جهانی بدون بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی بررسی می‌کنند و معتقدند که در دنیای ما، بانک‌ها کاملاً مؤسسات معاملاتی هستند. پول نوعی بدهی دولت است که می‌تواند بهرهٔ مثبت و یا منفی داشته باشد. خدمات پول عامل تولید است. معتقدند که حساب‌های ملی باید در این جهان تجدیدنظر شود. آن‌ها یک مسیر رشد متعادل برای مجموعه‌ای از رژیم‌های سیاست نرخ بهرهٔ پول تعیین می‌کنند تحت شرایطی که در آن علاوه‌بر نرخ بهره، تنها متغیر سیاستی که در رژیم‌های مختلف متفاوت است، نرخ مالیات بر درآمد نیروی‌کار است. در این مجموعه از رژیم‌های سیاستی، یک رژیم حداکثرکنندهٔ رفاه برای رشد متعادل وجود دارد. همچنین نشان می‌دهند که اجرای پول فریدمن بدون ایجاد تورم در جهان امکان‌پذیر است.

«چری» و «فلامن»[1] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای تحت عنوان: «بررسی سودمندی اجتماعی در بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی» با استفاده از روش معوقات پرداخت در مدل پیش‌پرداخت به بررسی منافع و هزینه‌های اجتماعی در بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی پرداختند. نتایج به‌دست آمده نشان‌داده که هرچه ذخایر کمتر باشد، پول خصوصی بیشتر به‌عنوان وسیلهٔ مبادله قرار می‌گیرد. در نتیجه، هزینهٔ اجتماعی افزایش می‌یابد؛ از این‌رو، در این مدل ثابت شده است که تعادل در بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی ناکارآمد است و در چنین شرایطی الزامات ۱۰۰ ٪ بهینه و مطلوب است.

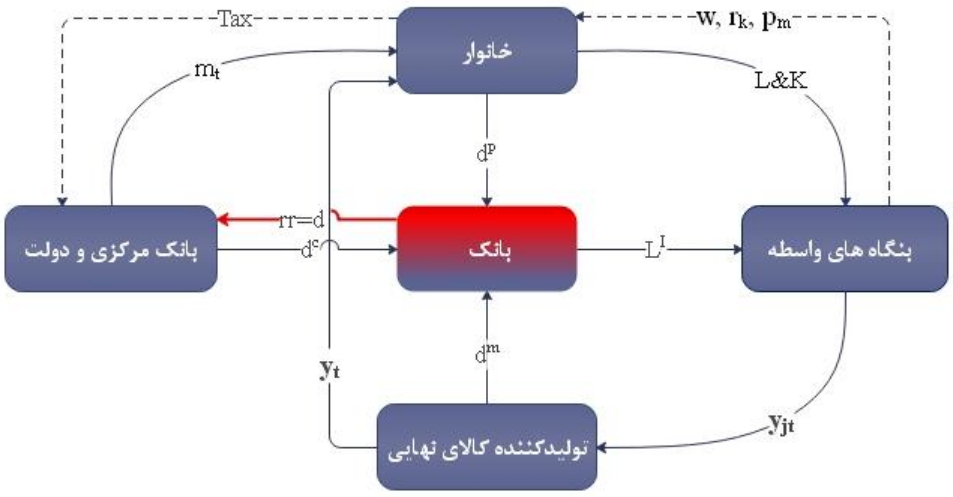
1. Chari & Phelan

«بنز» و «کاموف» (۲۰۱۲)، در مطالعهٔ خود تحت عنوان: «بازبینی طرح شیکاگو» (ارائه شده توسط فیشر در سال ۱۹۳۶) به ارزیابی طرح مذکور در اقتصاد آمریکا با استفاده از شبیه‌سازی و مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها دلالت‌بر تأیید مزایای مطرح شده توسط فیشر برای طرح شیکاگو دارد؛ نظیر کنترل بر اعتبارات بانکی و به‌تبع آن، عرضهٔ پولی که توسط بانک‌ها خلق شده، حذف خطر بحران بانکی و افزایش ثبات مالی، کاهش قابل‌توجه خالص بدهی‌های عمومی و خصوصی، چراکه به‌دلیل ایجاد پول توسط بانک مرکزی دیگر نیازی به ایجاد بدهی‌های هم‌زمان در ترازنامهٔ بانک‌ها نیست.

مرور مطالعات تجربی داخلی و خارجی نشان می‌دهد، مطالعاتی که به طراحی و تحلیل تجربی بانک‌داری ذخیرهٔ صددرصدی با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته باشند، اندک هستند. از آنجاکه در مطالعات داخلی تاکنون آثار شقوق تأمین مالی دولت تحت سیستم بانک‌داری ذخیرهٔ صددرصدی بررسی نشده است، پژوهش پیش‌رو، نخستین مطالعه در اقتصاد ایران است که به بررسی آثار این تکانهٔ تحت پول برون‌زا و با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی می‌پردازد. با این ملاحظات، در مطالعهٔ پیش‌رو این موضوع بررسی می‌شود.

٤. تصریح مدل

الگوی این مطالعه با الهام از مطالعات بنز و کامهوف (۲۰۱۲)، پرسکات و وسل (۲۰۱۶) و لاینا (۲۰۱۸) در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، با درنظر گرفتن اقتصادی متشکل از خانوارها، تولیدکنندهٔ کالاهای واسطه و نهایی، بخش بانک، دولت و بانک مرکزی و نفت با توجه به‌شرایط اقتصاد ایران طراحی شده است؛ همان‌طورکه در نمودار (۱) نشان‌داده شده است؛ در ادامه، هر بخش با جزئیات آورده شده است.



نمودار ۱. ساختار مدل بانک‌داری ذخیرهٔ کامل

Diagram 1. The structure of the complete reserve banking model

۱-٤. خانوارها

فرض می‌شود اقتصاد از خانوار زیادی تشکیل شده است. خانوار نماینده از مصرف کالاها (c_t) و نگه‌داری دارایی‌های پولی واقعی (x_t) مطلوبیت کسب می‌کند، درحالی‌که با عرضهٔ کار (h_t) مطلوبیتش کاهش می‌یابد؛ بنابراین ارزش فعلی مطلوبیت به‌دست آمده توسط خانوار نماینده به‌شکل رابطهٔ (۱) است.

$$U_{\cdot}^{i} = E_{\cdot} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{t} \left\{ \frac{(c_t^i)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \psi_x \log\left(\frac{x_t^i}{p_t}\right) - \frac{(h_t^i)^{1-\sigma_h}}{1-\sigma_h} \right\} \quad i = P \tag{۱}$$

در رابطهٔ ۱، β عامل تنزیل ذهنی، σ_c عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، σ_h عکس کشش عرضهٔ نیروی کار نسبت به دستمزد حقیقی، p_t سطح عمومی قیمت‌ها براساس شاخص بهای مصرف‌کننده ψ_x کشش بهره‌ای تقاضای دارایی‌های پولی است. x_t شاخص ترکیبی دارایی‌های پولی، میانگین هندسی نگه‌داری اسکناس و مسکوک ($M_t^{c.u}$) و انواع سپرده‌ها در سیستم بانکی (D_t)، است که به‌صورت واقعی به‌شکل رابطهٔ (۲) بیان می‌شود (اگنور و همکاران[1]، ۲۰۱۴).

$$x_t = (m_t^c)^{\mu} (d_t)^{1-\mu}, \ \mu \in (0,1) \tag{۲}$$

مسأله پیش‌روی خانوارها حداکثر کردن ارزش فعلی مطلوبیت موردانتظار نسبت به قید بودجهٔ بین زمانی است. خانوار در هر دوره علاوه‌بر مصارف خصوصی (c_t^P) و نگه‌داری اسکناس و مسکوک($m_t^{c.P}$)، مازاد درآمد حاصل از عرضهٔ نیروی‌کار ($w_t h_t^p$) را صرف سرمایه‌گذاری (i_t)، سپرده‌گذاری (d_t^P) و خرید اوراق قرضه (b_t^h) می‌کند و از بازدهی آن‌ها منتفع می‌شود. به این‌ترتیب بالحاظ مالیات پرداختی حقیقی($\widetilde{\mathcal{T}_t^P}$)، عایدی ناشی از اجارهٔ موجودی سرمایه ($r_{k,t} k_{t-1}$) و سودهای حقیقی تقسیم‌شدهٔ بنگاه‌ها (π_t^m)، قید بودجهٔ حقیقی خانوار و فرآیند انباشت سرمایه به‌صورت روابط (۳) و (۵) است.

$$c_t^p + \mathcal{P}_{it} i_t + m_t^{c.p} + d_t^p + b_t^h = w_t h_t^p + r_{k,t} k_{t-1} + \left(1 + r_{d,t-1}\right) \frac{d_{t-1}^p}{\pi_t} + \left(1 + r_{b,t-1}\right) \frac{b_{t-1}^h}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}^{c.p}}{\pi_t} + \pi_t^m - \breve{\mathcal{T}}_t^P \tag{۳}$$

که در آن، $\mathcal{P}_{It} = \frac{P_{It}}{P_t}$ نسبت شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری به شاخص قیمت کالاهای مصرفی است که می‌توان آن را به‌صورت رابطهٔ (۴) بیان کرد.

$$\frac{\mathcal{P}_{It}}{\mathcal{P}_{It-1}} = \frac{\pi_{It}}{\pi_t} \tag{۴}$$

$\pi_{It} = \frac{P_{It}}{P_{I,t-1}}$ نوخ تورم کالاهای سرمایه‌گذاری و $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ نرخ تورم کالاهای مصرفی داخلی است. فرآیند انباشت سرمایه (k_t) به‌صورت رابطهٔ (۵) است که در آن k_{t-1} موجودی سرمایهٔ ابتدای دوره، i_t سرمایه‌گذاری

1. Agenor et al.

طی دوره است که به موجودی سرمایهٔ ابتدای دوره اضافه می‌شود و $S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)$ هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری است (بوریل و همکاران[1]، ۲۰۱۰).

$$k_t = (1-\delta_k)k_{t-1} + \left(1 - S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right)\right) i_t \qquad (۵)$$

مصرف‌کنندهٔ تابع هدف (۱) را نسبت به قیود (۳) و (۵) حداکثر می‌کند و روابط اقتصادی را برای تقاضای پول، سپرده‌گذاری، مصرف و عرضهٔ کار به‌دست می‌آورد.

۴-۲. تولیدکنندهٔ کالای نهایی

فرض می‌شود بنگاهی وجود دارد که زنجیره‌ای از کالاهای متمایز که توسط بنگاه‌های واسطهٔ عرضه می‌شود را خریداری می‌کند و این کالاها را براساس یک جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز[2] به شکل رابطهٔ (۶) ترکیب می‌کند و کالای نهایی y_t را عرضه می‌کند که در این رابطه θ کشش جانشینی ثابت کالاهای واسطه‌ای است.

$$y_t = \left(\int_0^1 y_{jt}^{\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)} d_j\right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \qquad \theta > 1 \qquad (۶)$$

مسأله بهینه‌یابی بنگاه تولیدکنندهٔ نهایی به‌صورت رابطهٔ (۷) است:

$$\mathrm{Max}_{y_{jt}}: \quad p_t y_t - \int_0^1 P_{jt}\, y_{jt} d_j \qquad (۷)$$

براساس شرط سود صفر، تابع تقاضا برای محصول تولید شدهٔ هر یک از بنگاه‌های واسطه و شاخص قیمت کالای نهایی به‌صورت روابط (۸) و (۹) است.

$$y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t^d}\right)^{-\theta} y_t \qquad (۸)$$

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} d_j\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \qquad (۹)$$

۴-۳. تولیدکنندهٔ کالای واسطه

در این بخش زنجیره‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری وجود دارند که در دامنهٔ [۰ و ۱] شاخص‌بندی می‌شوند که $j \in [0,1]$، هرکدام از این بنگاه‌ها با استفاده از نهادهٔ نیروی کار و سرمایه به تولید کالاهای واسطه‌ای متمایز j می‌پردازند.

$$y_{jt} = a_t\, h_{jt}^{1-\alpha} k_{jt}^{\alpha} \qquad (۱۰)$$

1. Burriel et al.
2. Dixit - Stiglitz

که h_{jt} بیانگر تعداد ساعات کار، و a_t بیانگر تکنولوژی است که از فرآیند زیر پیروی می‌کند:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + (1-\rho_a)\bar{a} + \varepsilon_{a,t} \ , \ \ \varepsilon_{a,t} \approx N\left(0, \sigma_{\varepsilon_{t,a}}\right), \rho_a \in (0,1), \alpha \in (0,1) \qquad (۱۱)$$

در این حالت دارایی اصلی تولیدکنندگان موجودی (n_t) و سپرده‌های بانکی (d_t^m) است که اکنون به‌طور کامل توسط ذخایر پشتیبانی می‌شود. ترازنامهٔ آن‌ها تحت سیستم FRB توسط رابطهٔ زیر نشان داده می‌شود که l_t^l میزان تقاضای بنگاه‌ها برای وام سرمایه‌گذاری که براساس موجودی سرمایهٔ آن‌ها انجام می‌گیرد.

$$l_t^l = d_t^m + n_t \qquad (۱۲)$$

$$l_t^l \leq p_{jt} r_t^k k_{jt} \qquad (۱۳)$$

بهینه‌یابی بنگاه‌ها به‌صورت دو مرحله است؛ در مرحلهٔ نخست، بنگاه تولیدکنندهٔ واسطه‌ای j با مقدار معین تولید به‌دنبال حداقل کردن هزینهٔ کل خود است. که در این فرآیند با حداقل‌سازی هزینهٔ کل خود میزان تقاضا برای هریک از نهاده‌های تولید، وام و هزینهٔ نهایی تعیین می‌شود.

در مرحلهٔ دوم، مسأله بنگاه تولیدکننده این‌که تعدیل قیمت انجام دهد. در اینجا از «روش کالو»[1] (۱۹۸۳)، برای تعدیل قیمت استفاده شده است. این روش بدین‌صورت است که در هر دورهٔ زمانی γ درصد از تولیدکننده‌ها قادر به تغییر قیمت نیستند؛ یعنی قیمت آن‌ها در این دوره تغییر نمی‌کند. اما ازسوی دیگر، $\gamma-1$ درصد باقی‌ماندهٔ قیمت بهینهٔ خود را با توجه به تقاضا برای کالای خود تعیین می‌کنند؛ بنابراین، بنگاهی که فرصت تعدیل قیمت برایش پیش می‌آید با مسأله زیر مواجه است.

$$\underset{p_t^{\mathrm{d}}(i)}{Max} \ E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta_p \gamma)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[\frac{p_t^{\mathrm{d}}(i)}{p_{t+k}^{\mathrm{d}}} - mc_{t+k} \right] y_{t+k}(i) \qquad (۱۴)$$

$$S.T. \quad y_t(i) = \left(\frac{P_t^{\mathrm{d}}(i)}{P_t^{\mathrm{d}}} \right)^{-\theta} y_t \qquad (۱۵)$$

اگر $P_t^{*,d}$ قیمت بهینهٔ انتخاب شده توسط بنگاه‌هایی باشد که برای آن‌ها فرصت تعدیل وجود دارد، در این‌صورت از حل مسأله فوق رابطهٔ (۱۶) به‌وجود می‌آید:

$$\frac{P_t^{*,\mathrm{d}}}{P_t^d} = \left(\frac{\theta}{\theta-1} \right) \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta_p \gamma)^k \lambda_{p,t+k} \, y_{t+k} \, mc_{t+k} \left(\frac{p_{t+k}^{\mathrm{d}}(i)}{p_t^d} \right)^{\theta}}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta_p \gamma)^k \lambda_{p,t+k} \, y_{t+k} \left(\frac{p_{t+k}^{\mathrm{d}}}{p_t^d} \right)^{\theta-1}} \qquad (۱۶)$$

p_t^d درواقع، متوسط وزنی قیمت‌های تنظیم شده با نسبت (γ) از بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان قبل‌تر تنظیم کرده‌اند و نسبت ($\gamma-1$) از بنگاه‌هایی که قیمت خود را در زمان t تنظیم می‌کنند، است؛ بنابراین، شاخص قیمت تولیدکنندگان داخلی (p_t^d) را می‌توان به‌صورت رابطهٔ (۱۷) نوشت:

1. Calvo

$$P_t^{\mathrm{d}} = \left[(1-\gamma)\left(P_t^{*,\mathrm{d}}\right)^{1-\theta} + \gamma\left(P_{t-1}^{\mathrm{d}}\right)^{1-\theta}\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۱۷)$$

٤-٤. صادرات نفتی

جریان تولید نفت بیشتر به ذخایر نفتی یک کشور وابسته است. ارزش‌افزودهٔ حاصل از این بخش برون‌زا است و ارتباطی به عوامل تولید ندارد. با توجه به این‌که سهم صادرات نفت ایران توسط اوپک و قیمت نفت هم به‌صورت برون‌زا در بازارهای جهانی تعیین می‌شود؛ لذا درآمد ریالی حاصل از صادرات نفت خام (or_t) از یک فرآیند خود رگرسیون مرتبهٔ اول پیروی می‌کند.

$$\log or_t = (1-\rho_{or})\log\overline{or} + \rho_{or}\log or_{t-1} + \varepsilon_t^{or}, \quad \varepsilon_t^{or} \sim N(0, \sigma_{OR}^2) \quad (۱۸)$$

٥-٤. بانک

بانک‌ها در این مدل، نقش واسطه‌گر وجوه مالی را بر عهده دارند، اما برخلاف بانک‌داری ذخیرهٔ جزئی در این مدل به‌دنبال حداکثر کردن سود خود ازطریق خلق اعتبار نیستند. آن‌ها منابع سپرده‌ای خانوارها (d_t) را جذب می‌کنند و صددرصد آن‌ها را نزد بانک مرکزی ذخیره‌گیری می‌کنند. چون ویژگی اصلی سیستم FRB این‌که بانک‌ها باید ذخیرهٔ ۱۰۰٪ از سپرده‌ها را نزد بانک مرکزی نگه‌داری نمایند و به‌عبارت دیگر، پشتوانهٔ هر سپرده، ذخایر بانک مرکزی (rr_t) است.

$$d_t = rr_t \quad (۱۹)$$

این بدان‌معناست که بانک‌ها با ایجاد سپرده‌های جدید نمی‌توانند وام دهند. در عوض، تأمین وام آن‌ها باید ازطریق حقوق صاحبان سهام و اعتبار بانک مرکزی (d_t^c) صورت بگیرد. با توجه به این‌که هدف FRB جداسازی سیستم پرداخت از سیستم تأمین مالی است؛ بنابراین در این رویکرد در عمل اعتباردهی بانک‌ها به خانوارها حذف می‌شود و تنها اعتباری که بانک‌ها می‌دهند، سرمایه‌گذاری و مشارکت در اهداف تولیدی است؛ به‌عبارت دیگر، خانوارها پول خصوصی مبتنی‌بر بدهی را با پول عاری از بدهی دولت جایگزین می‌کنند. تنها اعتبار باقی‌ماندهٔ وام‌دهی برای اهداف سرمایه‌گذاری مولد است. در کل، این فرآیند اعتباردهی بانک‌ها منجر به خلق پول نمی‌شود؛ چراکه بانک‌ها تنها می‌توانند پول موجود (پول بانک مرکزی) را وام دهند و فاقد قدرت خلق پول می‌باشند و نشر پول تنها توسط بانک مرکزی صورت می‌گیرد و با این‌کار نهاد بانک به جایگاه واقعی واسطه‌گری مالی بازمی‌گردد.

ازمنظر ترازنامه‌ای هم انتقال به ترازنامهٔ سیستم جدید بانکی ازنظر مفهومی به این‌صورت است که بانک‌ها بلافاصله با سپرده‌گذاری افراد، با فرض این‌که نرخ ذخایر اولیه صفر است، ذخایر سپرده‌ها را از ۰٪ به ۱۰۰٪ افزایش می‌دهند. به‌طوری‌که $d_t = rr_t$ است. با این‌کار بانک مرکزی می‌تواند به‌طور مستقل پول (پول برون‌زا) و اعتبار

(پول درون‌زا) را کنترل کند. با این تغییرات، ترازنامهٔ کلی بانک (قبل از تفکیک وظایف پولی و اعتباری) تحت FRB به رابطهٔ زیر تبدیل می‌شود (بنز و کامهوف، ۲۰۱۲).

$$l^I{}_t + rr_t = d_t^c + d_t + K^B{}_t \qquad (۲۰)$$

در این رابطه $l^I{}_t$، وام سرمایه‌گذاری، rr_t، ذخایر سپرده، d_t^c، اعتبار بانک مرکزی، d_t، سپرده و $K^B{}_t$ سرمایهٔ بانک است. حال با تفکیک ترازنامهٔ بانک به دو بخش پول و اعتبار، با توجه به برابری $d_t = rr_t$ و حذف این دو متغیر ازطرفین رابطه (۲۰) که به معنی تفکیک وظایف پولی و اعتباری سیستم بانکی است، عملکرد اعتبار سیستم بانکی توسط رابطه (۲۱) ارائه می‌شود. نحوهٔ تغییر ترازنامهٔ بانک به‌صورت نموداری در پیوست ارائه شده است.

$$l^I{}_t = d_t^c + K^B{}_t \qquad (۲۱)$$

ترازنامه فوق نشان‌دهندهٔ این است که اکنون تفکیک بین عملکردهای پولی و اعتباری سیستم بانکی رخداده است. پول تقریباً بدون تغییر باقی‌مانده، چون به‌طور کامل توسط ذخایر پشتیبانی شده است و اعتبار که فقط شامل وام‌های سرمایه‌گذاری است، با سهام و اعتبار بانک مرکزی (قرض از بانک مرکزی و مؤسسات اعتباری) تأمین می‌شود.

بانک مرکزی ازطریق کنترل نرخ بهره اعتبار (نرخ تنزیل) $r_{c,t}$، بر نرخ بهرهٔ وام تأثیر می‌گذارد. همچنین می‌تواند ازطریق مقررات کفایت سرمایه بر میزان وام سرمایه‌گذاری $(l^I{}_t)$ تأثیر بگذارد. اما تا زمانی‌که این مقررات سخت‌گیرانه نباشد، بانک‌ها قدرت قابل‌توجهی در تعیین مقدار کل اعتبار دارند و البته آن‌ها کاملاً مسئول تخصیص آن اعتبار هستند و هیچ‌چیز با توانایی بخش مالی خصوصی در تسهیل تخصیص سرمایه به مولدترین مصارف آن تداخل ندارد. همچنین بانک‌ها باید حداقل نسبت کفایت سرمایه (γ) که توسط بانک مرکزی اعلام می‌شود را رعایت کنند، در غیر این‌صورت، متحمل هزینهٔ تعدیل (k_{kB}) می‌شوند؛ لذا سرمایهٔ بانک مشمول مقرراتی است که ویژگی‌های چارچوب مقررات بازل ازجمله هزینه‌های نقص حداقل کفایت سرمایه را رعایت می‌کند (گرتلر و کارادی[1]، ۲۰۱۰).

با استفاده از مطالعهٔ «گرالی» و همکاران[2] (۲۰۱۰) فرض می‌شود که معادلهٔ تشکیل سرمایهٔ بخش بانکی در انتهای دورهٔ جاری $(K_t{}^B)$ به‌صورت رابطهٔ (۲۱) است، که در آن δ_{KB} استهلاک سرمایه، K_{t-1}^B سرمایهٔ بخش بانک در ابتدای دوره و π_t^B مجموع سود واقعی ایجاد شده توسط سیستم بانکی است.

$$K_t{}^B = (1 - \delta_{KB})K_{t-1}^B + \pi_t^B \qquad (۲۲)$$

با توجه به این مفروضات، سود بانک‌ها مطابق مطالعهٔ بنز و کامهوف (۲۰۱۲)، به‌شکل روابط زیر است.

1. Gertler and Karadi
2. Geraly et al.

$$\pi_{B.t} = R_t^l l_t^l - R_t^d d_t - \mathrm{R_{c,t}d^c_t} - \frac{k_{kB}}{2}\left(\frac{{k_t}^B}{l_t} - \gamma\right)^2 {K_t}^B \quad (۲۳)$$

$$l_t = l_t^l \quad (۲۴)$$

مورد اول و دوم به‌ترتیب درآمد بهره‌ای وام سرمایه‌گذاری و مشارکت در اهداف تولیدی و هزینهٔ بهره‌ای سپرده‌های بانکی و مورد سوم هزینهٔ بهره‌ای اعتبار بانک مرکزی است که توسط بانک‌ها به بانک مرکزی پرداخت می‌شود. با حداکثرسازی سود بانک (۲۳) با توجه به قید ترازنامهٔ (۲۱)، رفتار نرخ‌های سود و وام مشخص می‌شود.

٤-٦. دولت و بانک مرکزی

٤-٦-١. بانک‌مرکزی

ترازنامهٔ بانک مرکزی ازطریق رابطهٔ زیر مشخص می‌شود،که d_t^g ارزش واقعی بدهی دولت، ${d^c}_t$ بدهی بانک‌ها و fr_t خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (بر حسب پول ملی) است.

$$m_t = fr_t + d_t^g + {d^c}_t \quad (۲۵)$$

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + \omega_{\mathrm{g}}^{\mathrm{or}}\, or \quad (۲۶)$$

مقدار پول موردنیاز اقتصاد به‌وسیلهٔ قانون رشد پولی تعیین می‌شود. در این مدل خلق پول در زمان کسری بودجه صورت می‌گیرد که در این‌صورت طبق معادلهٔ (۲۷) بانک مرکزی با تأمین مخارج دولت تأثیر زیادی بر عرضهٔ پول دارد و از این‌طریق می‌تواند ذخایر را صادر کند. در این معادله rr_t میزان ذخایر بانک‌مرکزی و d_t^g بدهی دولت است.

$$rr_t = d_t^g \quad (۲۷)$$

همچنین تحت سناریو دوم فرض شده که این کسری از محل انتشار اوراق تأمین می‌شود که کاهش استقراض از بانک‌مرکزی به‌معنی افزایش انتشار اوراق (استقراض از مردم) است.

٤-٦-١-١. پول

با توجه به تفکیک وظایف پولی از اعتباری سیستم بانکی، می‌توان با استفاده از ابزارهای سیاستی مختلف نظیر قاعدهٔ رشد اسمی پول، عرضهٔ پول را کنترل کرد. پس برای پول، دولت از قاعدهٔ رشد پول فریدمن (رابطهٔ ۲۸) پیروی می‌کند که مقدار اسمی پول با نرخ ثابت (ناخالص) γ_t^m رشد می‌کند و نرخ رشد پول یک فرآیند خود رگرسیونی مرتبهٔ اول درنظر گرفته شده است.

$$m_t = \gamma_t^m \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \quad (۲۸)$$

$$\gamma_t^m = (\gamma_{t-1}^m)^{\alpha_\gamma} e^{u_t^{\gamma_m}} \quad (۲۹)$$

در این سیستم دولت فقط می‌تواند از قانونی مانند (۲۸) برای تنظیم کل پول محدود، که تحت کنترل مستقیم خود است، پیروی کند. این تنها درصورتی مؤثر است که ضریب فزآینده سپردهٔ ثابتی وجود داشته باشد که کل پول گسترده را به محدود مربوط کند.

۲-٦-٤. قید بودجهٔ دولت

سیاست مالی از یک قاعدهٔ کسری ساختاری پیروی می‌کند. در این مدل دولت تلاش می‌کند تا مخارج خود (g_t) را از محل دریافت مالیات‌ها (T_t)، فروش اوراق قرضه (b_t) که تحت سیستم FRB بیشتر هزینه‌های دولت از این محل تأمین می‌شود، درآمد ریالی حاصل از فروش نفت ($\omega_{\mathrm{g}}^{\mathrm{or}}\ or_t$)، که $\omega_{\mathrm{g}}^{\mathrm{or}}$ درصد آن به دولت و مابقی آن به صندوق توسعهٔ ملی اختصاص یافته است. بازدهی مخارج سرمایه‌ای (R_t)، که به‌عنوان منبعی دیگر برای درآمدهای دولت درنظر گرفته می‌شود، و حق ضرب خالص از محل تأمین پول دولت، $m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t}$، متوازن نگه‌دارد. در این‌شرایط قید بودجهٔ دولت برحسب ارزش‌های حقیقی به‌صورت معادلهٔ زیر بیان می‌شود.

$$g_t = b_t - \frac{1+r_{t-1}^b}{\pi_t} b_{t-1} + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + \omega_{\mathrm{g}}^{\mathrm{or}}\ or_t + T_t + R_t \quad (۳۰)$$

مخارج دولت از دو جزء مخارج جاری و سرمایه‌ای تشکیل می‌شود، که فرض می‌شود هر دو تحت‌تأثیر شرایط گذشته و تحولات درآمدهای (ریالی) نفت همانند روابط (۳۲) و (۳۳) هستند (توکلیان و غیایی، ۲۰۱۹).

$$g_t = g_t^c + g_t^k \quad (۳۱)$$

$$g_t^c = (1-\rho_{gc})\bar{g}^c + \rho_{gc}\, g_{t-1}^c + \rho_{ogc} or_t + u_t^{gc} \quad ,u_t^{gc} \sim N(0, \sigma_{gc}^2) \quad (۳۲)$$

$$g_t^k = (1-\rho_{gk})\bar{g}^k + \rho_{gk}\, g_{t-1}^k + \rho_{ogk} or_t + u_t^{gk} \quad , u_t^{gk} \sim N(0, \sigma_{gk}^2) \quad (۳۳)$$

مالیات تابعی از درآمد نیروی کار و به‌صورت معادلهٔ زیر است که در آن y_t درآمد ناشی از عرضهٔ نیروی کار و τ کشش درآمدی مالیات است.

$$T_t = y_t^\tau \quad (۳۴)$$

در صورت بروز شوک مثبت مخارج، کسری بودجه (bd_t) روی می‌دهد. در این‌شرایط، دولت کسری بودجه را ازطریق استقراض از مردم یا بانک‌مرکزی تأمین می‌کند که ϑ^p سهم استقراض از مردم می‌باشد.

$$d_t^g = (1-\vartheta^p) bd_t + \frac{d_{t-1}^g}{\pi_t} \quad (۳۵)$$

۴-۷. شرط تسویهٔ بازار

شرایط تسویهٔ بازار کالا و اوراق قرضه در معادلات زیر نشان داده شده است. شرط تسویهٔ بازار کالا دلالت بر این دارد که حاصل تولید غیرنفتی و ارزش افزودهٔ حاصل از فروش نفت، معادل مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت، خالص صادرات و کلیهٔ هزینه‌های تعدیل (AC_t) باشد.

$$y_t + or = c_t + IT_t + +g_t + AC \quad (۳۶)$$

$$b_t = b_t^h + b_t^{cb} \quad (۳۷)$$

$$IT_t = I_t + g_t^k \quad (۳۸)$$

۵. حل و تقریب مدل

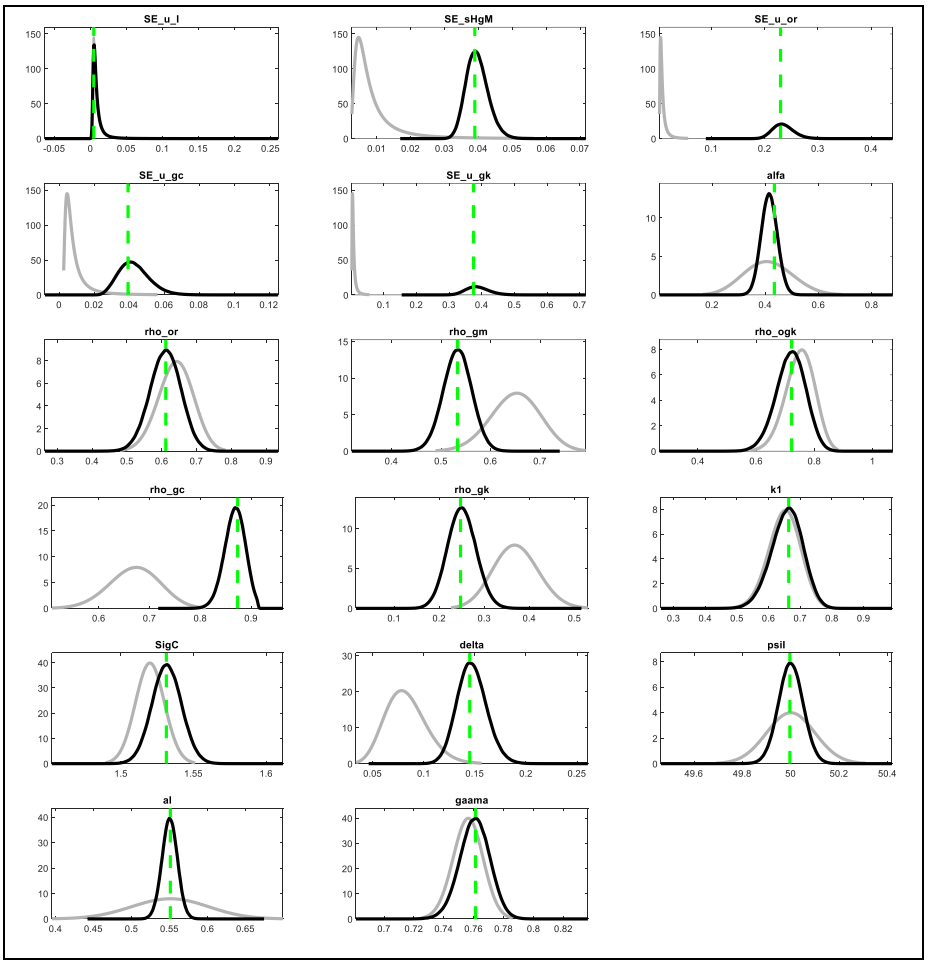
۵-۱. تعیین مقادیر ورودی و ارزیابی اعتبار مدل

با بهینه‌سازی توابع هدف هر یک از کارگزاران، مجموعه‌ای از روابط اقتصادی به‌دست آمده، که برای خطی‌سازی معادلات از روش «اوهلینگ»[1] (۱۹۹۹) و تیلور استفاده شده است. در مرحلهٔ بعد تعدادی از پارامترها با استفاده از داده‌های تعدیل فصلی شدهٔ اقتصاد ایران طی بازهٔ زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰ کالیبره شده‌اند که مقادیر به‌دست آمده در پیوست ارائه شده است.

۵-۲. آزمون اعتبارسنجی مدل

برای اعتبارسنجی مدل، پارامترهای منتخب الگو با استفاده از روش بیزین تخمین زده شده که نتایج تخمین در پیوست ارائه شده است. نمودارهای مربوط به توزیع پیشین و پسین در نمودار (۲) نشان داده شده است. همان‌گونه که در نمودار مشاهده می‌شود، نتایج خروجی منحنی‌های دو توزیع پسین و پیشین از یک‌دیگر جدا هستند که بیانگر آن است که این پارامترها قابل شناسایی هستند. منحنی‌های به رنگ خاکستری توزیع پیشین و منحنی‌های به رنگ مشکی توزیع پسین پارامترها را نشان می‌دهند. عدم انطباق دو توزیع درمورد اکثر پارامترها بیانگر صحت برآوردها است.

1. Uhlig

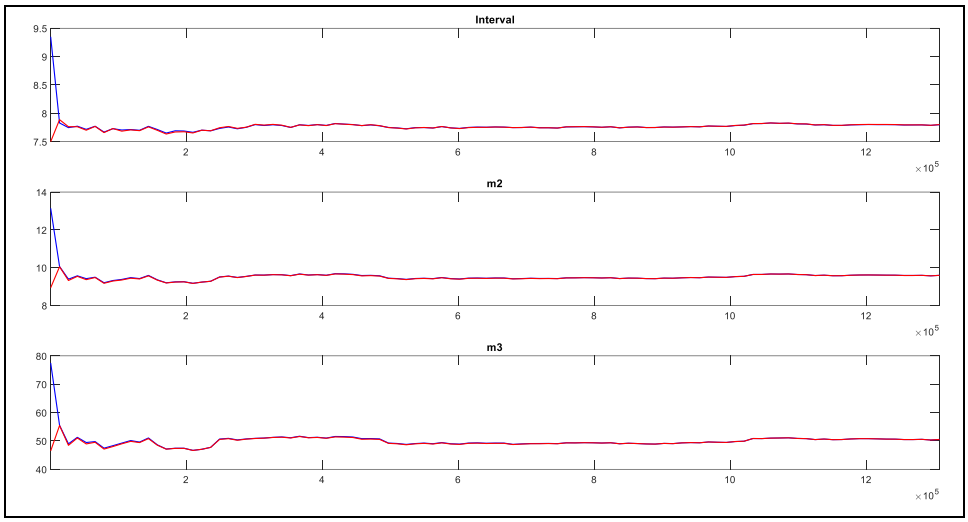


نمودار ۲. توزیع پیشین و پسین پارامترهای برآورد شده (نگارندگان، ۱۴۰۰).

Diagram 2. Prior and posterior distribution of the estimated parameters (Authors, 2021).

به‌منظور بررسی هم‌گرایی پارامترها به‌صورت یک و چندمتغیره از آزمون تشخیصی MCMC «بروکز» و «گلمن»[1] (زنجیرهٔ مارکوف مونت کارلو) استفاده شده که نتایج در نمودار (۳) و در پیوست قابل مشاهده است. این آماره بیانگر این است که، پارامترهای برآورد شده الگو از استحکام کافی برخوردار است و این تخمین‌ها قابل‌اتکا هستند.

1. Brroks & Gelman



نمودار ۳. آزمون تشخیصی چندمتغیرهٔ بروکز و گلمن (نگارندگان، ۱۴۰۰).

Diagram 3. Brooks and Gelman multivariate diagnostic test (Authors, 2021).

۳-۵. توابع عکس‌العمل آنی[1]

یکی دیگر از ابزارهای بررسی خوبی برازش مدل، بررسی رفتار این توابع در واکنش به تکانه‌ها است. در این تحقیق برای بررسی این موضوع تکانهٔ مخارج دولت موردمطالعه قرار گرفته است.

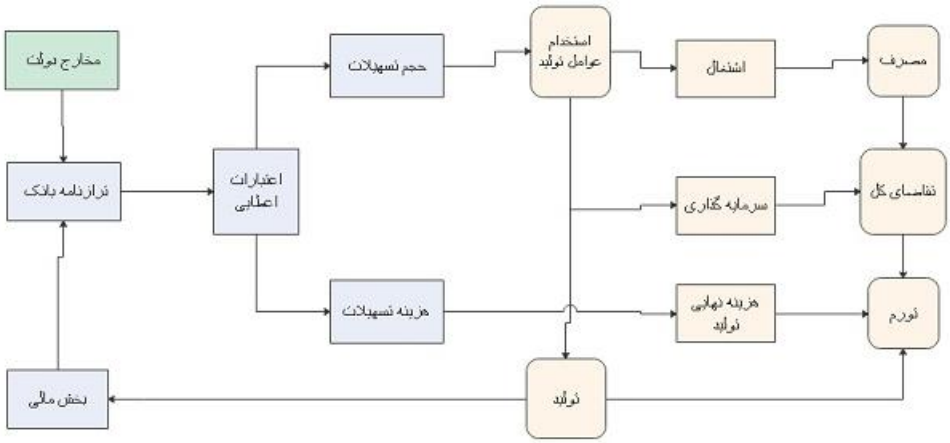
۱-۳-۵. توابع عکس‌العمل آنی مخارج دولت

طبق FRB پول می‌تواند ازطریق مخارج دولت ایجاد شود. همان‌طورکه توسط «جکسون» و «دیسون» (۲۰۱۲) و «سیگور جونسون» (۲۰۱۵) پیشنهاد شده است. در این بخش تأمین مخارج دولت با و بدون ایجاد پول تحت FRB را با هم مقایسه می‌کنیم. FRB با ایجاد پول به تأمین مخارج دولت از طریق بانک‌مرکزی و در مقابل FRB بدون ایجاد پول به تأمین مخارج دولت از طریق انتشار اوراق اتلاق می‌شود.

در نمودار (۴) مکانسیم انتقال تکانهٔ مخارج دولت به‌صورت شماتیک و در نمودار (۵) آثار تکانه بر متغیرهای اقتصادی تحت توابع تکانه–عکس‌العمل ارائه شده است. با توجه به سهم قابل‌ملاحظهٔ بانک‌ها در بازارهای مالی و اقتصادی کشور، ارزیابی اثرات سیاست پولی بر عملیات ترازنامه‌ای و سود و زیان بانک‌ها اهمیت ویژه‌ای دارد. مکانیزم اثرگذاری از کانال اعتباری (ترازنامه، وام‌دهی بانکی و جریان نقد) بدین‌صورت است که در وهلهٔ اول ذخایر آزاد بانک‌ها کاهش‌یافته و با مسدودی وجوه قابل وام‌دهی باعث انقباض ترازنامهٔ بانک‌ها می‌شود. درواقع، سیاست‌گذار پولی کشور با اتخاذ این سیاست و محدود نمودن حجم ترازنامهٔ بانک‌ها در سمت منابع و مصارف، به‌ویژه در اقلام تسهیلاتی، وضعیت سودآوری بانک‌ها را بهبود بخشیده است. در چنین شرایطی سمت چپ ترازنامهٔ بانک‌ها در نتیجهٔ اجرای این سیاست پولی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد و میزان تغییر

1. Impulse Response Function

در بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی یا بدهی به مؤسسات اعتباری به چگونگی تأمین کسری موردنیاز بستگی دارد که در صورت تأمین منابع، هزینهٔ تأمین بر حسب میزان و نرخ‌های سود و نرخ اعتبار بانک‌مرکزی، حساب سود و زیان متأثر می‌شود. با توجه به این‌که بانک مرکزی برای اعطای تسهیلات سرمایه‌گذاری پولی را در دسترس بانک‌های تجاری به‌صورت روزانه یا میان‌دوره‌ای قرار می‌دهد. بانک‌ها این وام را به‌منظور سرمایه‌گذاری به بنگاه‌های تولیدی می‌دهند (وام‌های بانکی به‌سمت بنگاه‌های قابل‌اعتماد حرکت می‌کنند) نتیجهٔ این تصمیم، افزایش تأمین مالی تولید، افزایش سرمایه‌گذاری، افزایش تولید و کاهش تورم است.



نمودار ٤. مکانیسم‌های انتقال تکانهٔ مخارج دولت (نگارندگان، ١٤٠٠).

Diagram 4. Mechanisms for transferring the momentum of government spending (Authors, 2021).

توابع واکنش آنی نسبت به تکانه‌ی مخارج جاری دولتی به اندازهٔ یک انحراف معیار در نمودار (۵) گزارش شده است. با افزایش مخارج جاری دولت، بودجهٔ دولت با عدم توازن مواجه شده که نیاز خواهد بود این کسری از منابع مختلف مانند استقراض از بانک مرکزی و انتشار اوراق مشارکت تأمین شود. در هر دو حالت مخارج جاری دولت برای یک دوره افزایش می‌یابد و در بلندمدت به حالت پایدار خود برمی‌گردد. تحت FRB با ایجاد پول، زمانی‌که مخارج جاری دولت افزایش می‌یابد، بانک مرکزی برای یک دورهٔ زمانی کوتاه با صدور ذخایر، این مخارج را تأمین می‌کند. این‌کار در ابتدای امر منجر به تنگنای اعتباری بانک‌ها می‌شود، اما تنها راهی که می‌توان اطمینان حاصل کرد که FRB باعث تنگنای اعتباری نمی‌شود این است که به بانک‌ها اجازه بدهیم برای اعطای تسهیلات سرمایه‌گذاری از بانک مرکزی وام بگیرند؛ هرچند این امر توانایی کنترل عرضهٔ پول را کاهش می‌دهد که جهت جلوگیری از این‌کار میزان استقراض باید منوط به سرمایهٔ آن‌ها باشد. همچنین، سقف مجموع وام‌های اعطایی به مشتریان باید مساوی سرمایه‌ی نقدی آن‌ها باشد. بانک‌ها این وام را به‌منظور سرمایه‌گذاری به بنگاه‌های تولیدی می‌دهند (وام‌های بانکی به‌سمت بنگاه‌های قابل‌اعتماد حرکت می‌کنند) نتیجهٔ این تصمیم، افزایش تأمین مالی تولید، افزایش سرمایه‌گذاری و تولید است. افزایش در تولید نیروی‌کار بیشتری را می‌طلبد، پس سطح اشتغال هم‌راستا با تولید افزایش می‌یابد. تورم که در ابتدا به‌دلیل افزایش تقاضای ناشی از افزایش مخارج دولت به‌صورت موقت افزایش یافته بود، در میان‌مدت با افزایش تولید و کاهش هزینهٔ نهایی حتی برای چند دوره منفی می‌شود و

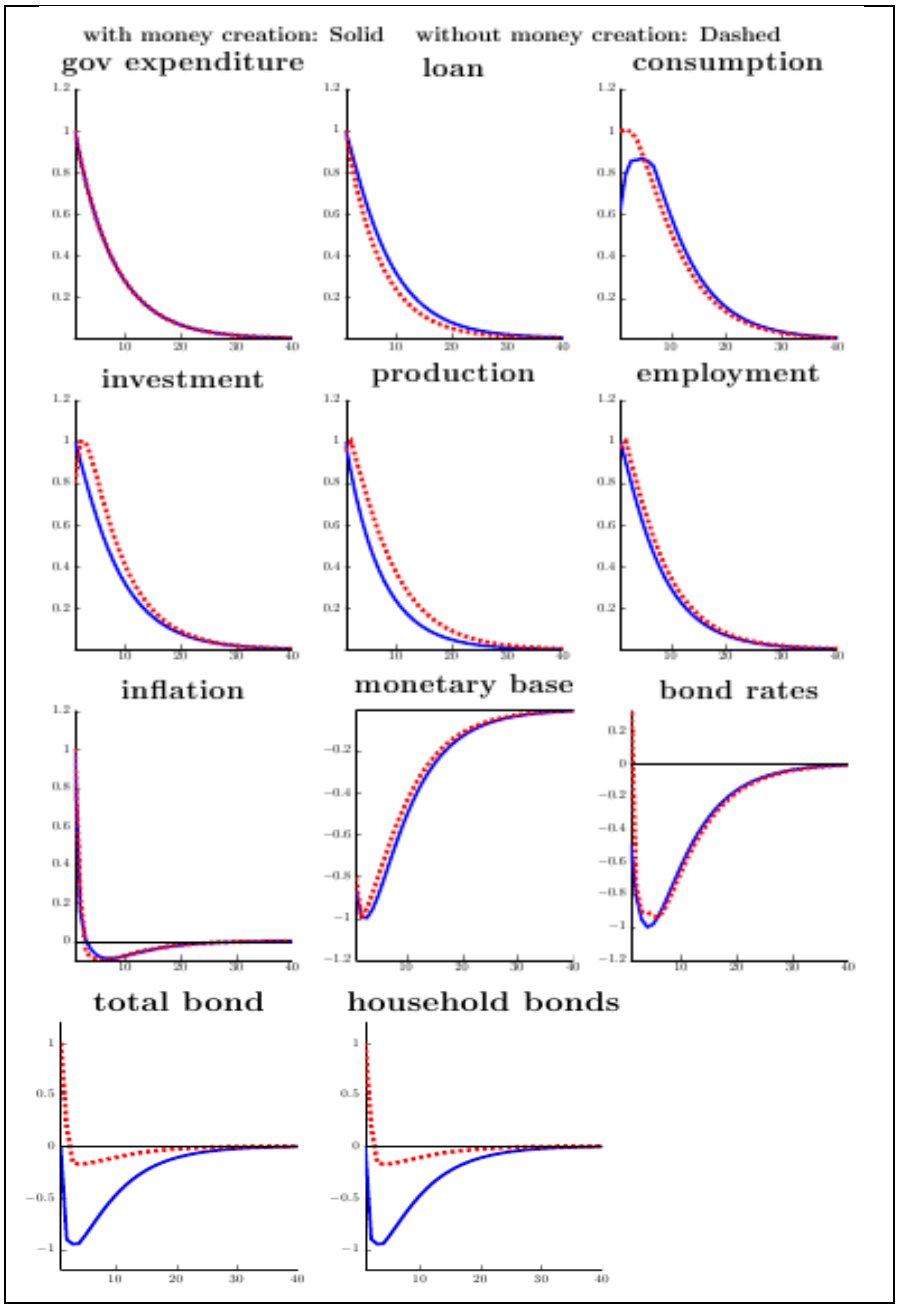
در بلندمدت اثر آن از بین رفته و بعد ۲۰ دوره به تعادل برگشته است. نتایج توسعه تولید، اشتغال و تورم تحت FRB –چه با یا بدون ایجاد پول– بسیار مشابه است.

درمورد نقدینگی می‌توان گفت که، استقراض از بانک مرکزی منجر به افزایش حجم‌پول و نقدینگی می‌شود. اما این امر منجر به افزایش نقدینگی از محل شبیه پول نمی‌شود؛ زیراکه در صورت ورود این منابع به سیستم بانکی به‌دلیل ذخیرهٔ صددرصدی منجر به اعتباردهی بانک‌ها و به‌تبع این افزایش بدهی مردم، تورم، هزینهٔ نهای و کاهش تولید نمی‌شود. از طرف دیگر، تحت این سیستم به‌دلیل ذخیره‌گیری کامل، ضریب فزآیندهٔ پولی برابر یک و عرضهٔ پول برابر پایهٔ پولی می‌شود که این خود به‌معنی کاهش عرضهٔ پول و نقدینگی است. نتیجهٔ نهایی این دو کاهش حجم‌پول خواهد بود.

در صورت تکانهٔ مخارج دولت، برای یک دورهٔ کوتاه دولت کسری بودجهٔ بزرگ را تجربه می‌کند که بدهی ناخالص دولت ابتدا افزایش می‌یابد و سپس به آرامی به حالت پایدار برمی‌گردد. تحت FRB بدون ایجاد پول، افزایش بدهی‌های دولت به‌دلیل افزایش یه دوره در اوراق قرضه نگه‌داری شده توسط بخش خصوصی است. پس بدهی‌های بخش دولتی ثروت بخش خصوصی را افزایش می‌دهد، ثروت خالص کل بخش خصوصی –متشکل از خانوارها، بنگاه‌ها و بانک‌ها– دقیقاً برابر با بدهی ناخالص دولت است، اما در ابتدا به‌دلیل جانشینی مخارج دولتی به‌جای مخارج خصوصی اثر آن بر افزایش مخارج مصرفی خانوار خیلی زیاد نیست. به مرور زمان با کاهش بدهی‌های دولت وکاهش در اوراق قرضه نگه‌داری شده توسط بخش خصوصی، مصرف خانوار با افزایش زیادی به اوج خود می‌رسد و بعد از آن با گذشت ۲۸ دوره به سطح ثابت خود بازمی‌گردد. درمجموع می‌توان گفت که اگرچه میزان بدهی‌های دولت در ابتدا افزایش می‌یابد، اما با خلق پول بیشتر در بلندمدت و به‌دلیل سیر نزولی نرخ بهرهٔ اوراق، بدهی و کسری بودجهٔ دولت نیز روند کاهش را طی می‌کند؛ به‌عبارت دیگر، دولت دیگر مجبور به صدور اوراق قرضه با همان نرخ بهره قبلی نیست. به‌خاطر همین نرخ بهرهٔ اوراق قرضه را که در ابتدا برای دو دوره افزایش داده بود را اقدام به کاهش دادن می‌کند. کاهش نرخ بهره می‌تواند سه پیامد داشته باشد؛ ۱– پرداخت سود به بدهی‌های دولت را کاهش می‌دهد که در غیر این‌صورت می‌تواند برای تأمین منافع عمومی استفاده شود. ۲– خلق پول ازطریق هزینه‌های دولت تحت FRB منجر به کاهش هموار و دائمی بدهی دولت می‌شود که این به‌معنی عدم بدهی به بخش خصوصی نیست. ۳– کاهش در بدهی‌های بخش خصوصی یک راه‌حل برای خروج از بحران مالی جهانی است (لاینا، ۲۰۱۸). چون دلیل اصلی بحران مالی جهانی را می‌توان خلق پول توسط بانک‌ها دانست. در سیستم FRB، بانک‌ها قابلیت خلق پول ندارند و تنها پول بانک مرکزی در جریان است. خلق پول توسط دولت مانع از خلق پول از هیچ می‌شود؛ بنابراین عموم مردم دیگر مجبور به پرداخت بهرهٔ پولی که از هیچ خلق می‌شود نیستند در نتیجه این امر رفته‌رفته بدهی بخش خصوصی کاهش می‌یابد.

لذا تحت FRB بدون ایجاد پول، نرخ اوراق هم‌زمان با میزان اوراق نگه‌داری شده توسط بخش خصوصی حرکت می‌کند. دولت در ابتدا جهت تأمین کسری نرخ اوراق را افزایش می‌دهد تا بتواند افزایش مخارج را تأمین کند؛ بنابراین تحت این سناریو نرخ اوراق به‌صورت موقت افزایش می‌یابد. با این‌حال تحت FRB با ایجاد پول، نرخ اوراق با افزایش هزینه‌های دولت کاهش می‌یابد، زیرا دولت برای تأمین کسری خود دیگر مجبور به افزایش

این نرخ جهت فروش اوراق نیست. این تنها تفاوت بارز این دو سناریو است، اما درمورد سایر متغیرها نتیجهٔ روند حرکتی متغیرها بسیار مشابه است.



نمودار ۵. عکس‌العمل متغیرها نسبت به تکانه مخارج دولت تحت FRB با و بدون ایجاد پول (نگارندگان، ۱۴۰۰).

Diagram. 5. Response of variables to government spending impulse under FRB with and without money creation (Authors, 2021).

٦. نتیجه‌گیری

در اقتصاد ایران در سال‌های مختلف رشد نقدینگی، که از کانال‌های مختلف اتفاق‌افتاده، بیش از رشد تولید ناخالص داخلی بوده است. این بیانگر عدم هماهنگی بخش پولی و حقیقی اقتصاد ایران به‌دلیل علمکرد بانک‌ها است. برای رفع این مشکل در این پژوهش بانک‌داری ذخیرهٔ کامل مطرح شد؛ چراکه خلق پول از این‌طریق کل سیستم را تثبیت و پیوند بسیار قوی بین پول و اقتصاد واقعی ایجاد می‌کند (فیشر، ۱۳۹۵). در این پژوهش ابتدا بانک‌داری ذخیرهٔ کامل متناسب با واقعیت‌های اقتصاد ایران طراحی و بعد از آن به ارزیابی اثرات تکانهٔ مخارج جاری دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی تحت سیستم FRB -با و بدون ایجاد پول- با رویکرد DSGE پرداخته شد. برآورد پارامترهای مدل با استفاده از روش کالیبراسیون و تخمین بیزین، براساس داده‌های سری زمانی فصلی شده برای دورهٔ ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ صورت گرفته است. در مرحلهٔ بعد با تعیین مقادیر ورودی الگو با استفاده از روش کالیبراسیون، نتایج حاصل از تخمین مدل، مثل توزیع پیشین و پسین پارامترهای برآورد شده، آزمون تشخیصی تک‌متغیره و چندمتغیرهٔ بروکز و گلمن بررسی شدند که نشان‌دهندهٔ اعتبار الگوی مورداستفاده در تخمین بیزی است. در ادامهٔ پویایی‌های الگو تحت‌تأثیر تکانهٔ مخارج جاری دولت بررسی شد. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی الگو حاکی از آن است که تکانهٔ افزایش مخارج جاری دولت برای چنددوره، باعث بروز کسری بودجه و افزایش نرخ اوراق (در صورت انتشار اوراق) می‌شود، اما نتیجهٔ نرخ اوراق در صورت خلق پول عکس حالت قبل می‌شود. استقراض از بانک‌مرکزی در مرحلهٔ اول باعث افزایش پایهٔ پولی می‌شود. اما از کانال دیگر که بدهی دولت به بانک مرکزی است، به مرور زمان به دولت بدون بدهی تبدیل می‌شود و از این‌طریق پایهٔ پولی کاهش می‌یابد و به‌تبع این نقدینگی کاهش می‌یابد. در مرحلهٔ دوم با تغییر در نسبت ذخیرهٔ قانونی ضریب فزآینده پولی کاهش می‌یابد (برابر یک می‌شود) و به‌تبع این مجدداً نقدینگی کاهش پیدا می‌کند.

حال که تحت یک سناریو دولت بخشی از کسری بودجه خود را از محل ذخایر تأمین می‌کند. بانک مرکزی به‌دلیل کاهش نقدینگی بانک‌ها و برای اعطای تسهیلات سرمایه‌گذاری پولی را به‌صورت محدود در دسترس بانک‌های تجاری به‌صورت روزانه یا میان‌دوره‌ای قرار می‌دهد. بانک‌ها این وام را به بنگاه‌ها وام می‌دهند که آن‌ها از این پول برای خرید نهاده‌های مصرف‌کنندهٔ استفاده می‌کنند و آن‌ها را در دارایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت سرمایه‌گذاری می‌کنند. در نتیجهٔ این امر، تولید و به‌تبع آن اشتغال افزایش می‌یابد و تورم که در ابتدا به‌دلیل افزایش تقاضای ناشی از مخارج دولت به‌صورت موقت افزایش یافته بود، به تدریج با افزایش تولید و کاهش هزینهٔ نهایی، کاهش می‌یابد. روند حرکت این متغیرها تحت دو سناریو مشابه است.

درمجموع نتایج مؤید آن است که FRB می‌تواند ظرفیت بیشتری برای سیاست‌های مالی ایجاد کند. همان‌طورکه نمودار (۵) نشان می‌دهد، بدهی دولت تحت FRB با ایجاد پول کاهش می‌یابد؛ به‌عبارت دیگر، FRB فضای مالی دولت‌ها را افزایش می‌دهد و باعث مؤثرتر شدن سیاست مالی می‌شود. این نتایج با مطالعات خارجی (بنز و کامهوف، ۲۰۱۴؛ لاینا، ۲۰۱۸؛ برهانی و همکاران، ۱۳۹۷) سازگار است.

پیوست

الف: توضیحات تغییر ترازنامهٔ بانک‌های تجاری در دورهٔ گذار به سیستم FRB

به پیروی از مطالعهٔ بنز و کامهوف، جهت سهولت در فهم تغییر ترازنامهٔ بانک‌های تجاری، اقلام به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی نشان داده شده است؛ همان‌طورکه در شکل (۱) نشان داده شده، ترازنامهٔ بانک‌ها قبل از اجرای سیستم FRB برابر با ۲۰۰٪ تولید ناخالص داخلی، سهام و سپرده‌ها که به‌ترتیب برابر ۱۶٪ و ۱۸۴٪ تولید ناخالص داخلی است، درنظر گرفته شده است. دارایی‌های بانک شامل بدهی‌های دولت که ۲۰٪ تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری برابر با ۸۰٪ تولید ناخالص داخلی و وام‌ها (وام‌های تولیدی و وام‌های مصرف) برابر با ۱۰۰٪ تولید ناخالص داخلی است.

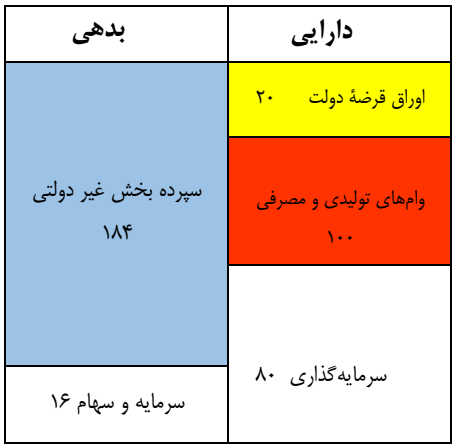
فرض‌بر این است که اجرای این طرح در یک دورهٔ گذار انجام می‌شود، که می‌تواند به دو مرحلهٔ جداگانه تقسیم شود. ابتدا، همان‌طورکه در شکل (۲) نشان داده شده است، بانک‌ها قبل ذخیره‌گیری جهت پشتوانهٔ کامل سپرده‌ها از بانک مرکزی وام می‌گیرند. در نتیجهٔ بدهی به بانک مرکزی و ذخایر ۱۸۴٪ از تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. بُعد معادل کل سپرده‌ها ذخیره‌گیری می‌کنند که در شکل (۳) نشان داده شده است. دوم، همان‌طورکه در شکل‌های (۴) تا (۷) نشان داده شده است، همهٔ وام‌های بانکی به دولت (۲۰٪ تولید ناخالص داخلی)، و همهٔ وام‌های بانکی به بخش خصوصی به‌جز سرمایه‌گذاری (۱۰۰٪ تولید ناخالص داخلی) در برابر اعتبار بانک مرکزی (بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی) حذف می‌شوند.

ترازنامهٔ شکل‌های (۸) و (۹) نشان‌دهندهٔ این است که اکنون تفکیک بین عملکردهای پولی و اعتباری سیستم بانکی رخ داده است. پول تقریباً بدون تغییر باقی‌مانده است، اما اکنون به‌طور کامل توسط ذخایر پشتیبانی می‌شود، اعتبار فقط شامل وام‌های سرمایه‌گذاری است، که با کاهش ارزش سهام به ۹٪ از تولید ناخالص داخلی و با توجه به آن‌چه از اعتبار بانک مرکزی باقی‌مانده، ۷۱٪ از تولید ناخالص داخلی پس از بازگرداندن بدهی‌های بخش خصوصی و دولت و تزریق اعتبار اضافی پس از پرداخت حقوق صاحبان سهام، تأمین می‌شود.

نحوهٔ تغییر نموداری ترازنامهٔ بانک در دورهٔ گذار به سیستم FRB

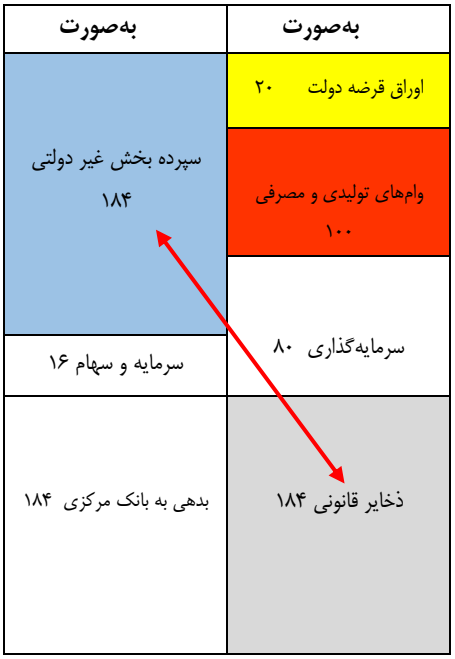
شکل ۱. ترازنامهٔ بانک‌های تجاری قبل ذخیره‌گیری کامل

Fig. 1. Balance sheet of commercial banks before full storage



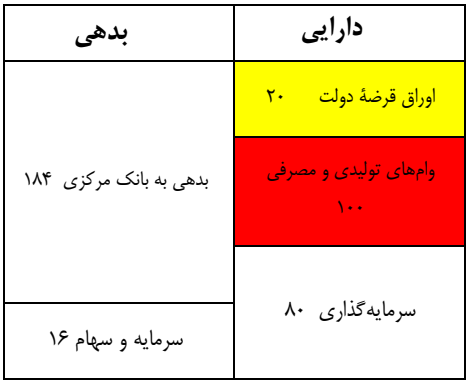
شکل (۲). ذخیره‌گیری ۱۰۰٪ سپرده‌ها

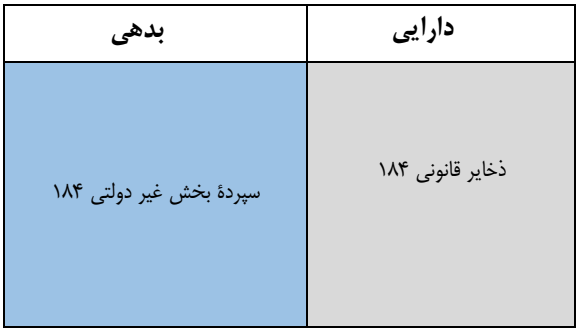
Fig. 2. Reserve 100% of deposits



شکل ۳. تفکیک وظایف پولی و اعتباری سیستم بانک

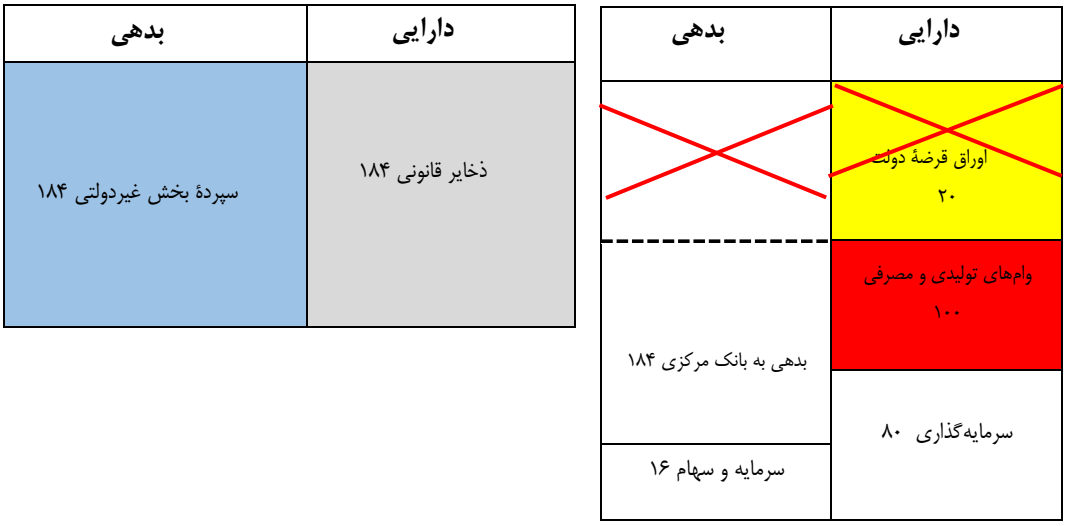
Fig. 3. Separation of monetary and credit functions of the bank system





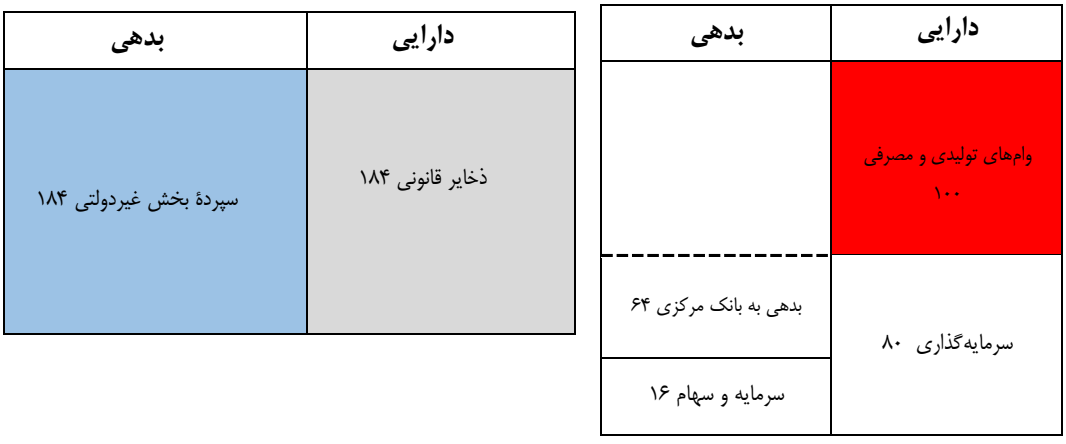
شکل ٤. پایاپای شدن بخشی از بدهی بانک‌ها به بانک‌مرکزی با خرید اوراق قرضهٔ دولتی

Fig. 4. Settlement of part of the banks' debt to the central bank by buying government bonds



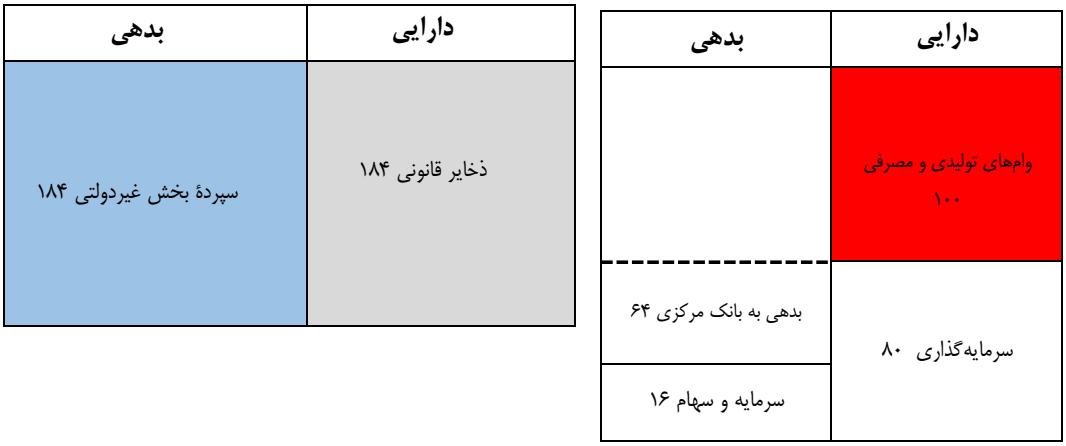
شکل ٥

Fig. 5



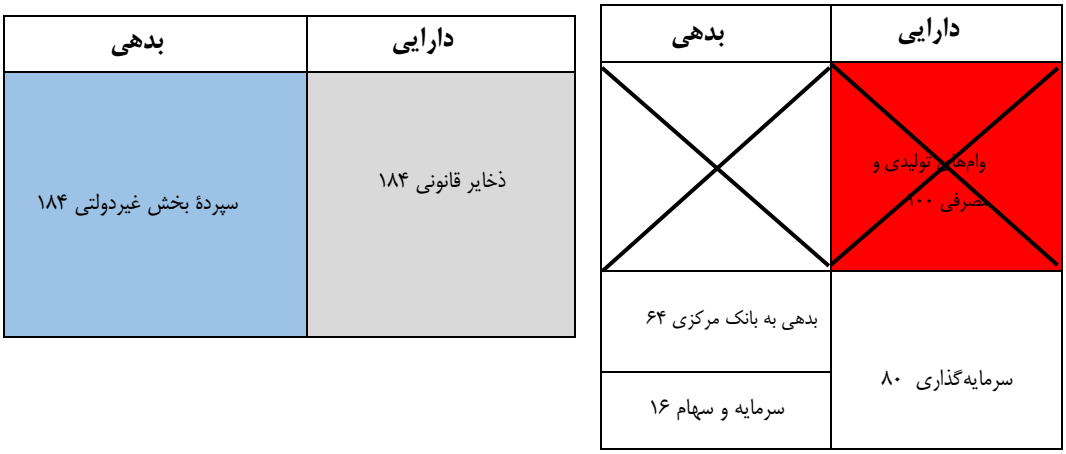
شکل ٦. حذف وام‌دهی توسط بانک‌ها و حذف تأمین امنیت سپرده‌ها و حمایت از بانک‌ها به‌وسیلهٔ بانک مرکزی در موارد ورشکستگی و...

Fig. 6. Elimination of lending by banks and elimination of deposit security and protection of banks by the central bank in cases of bankruptcy and...



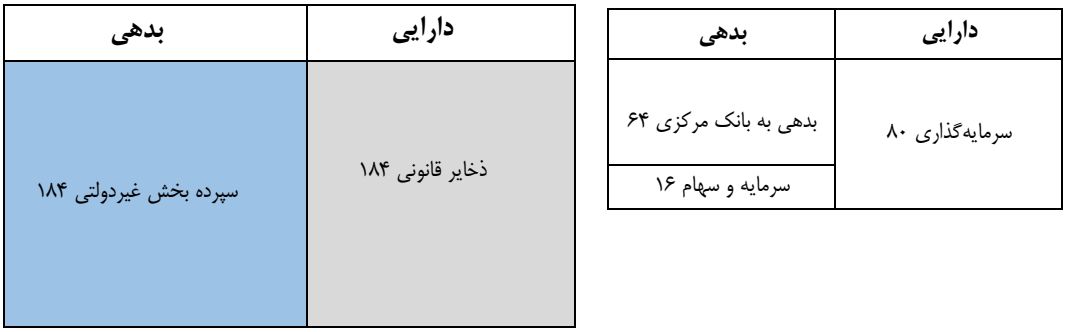
شکل ۷

Fig. 7



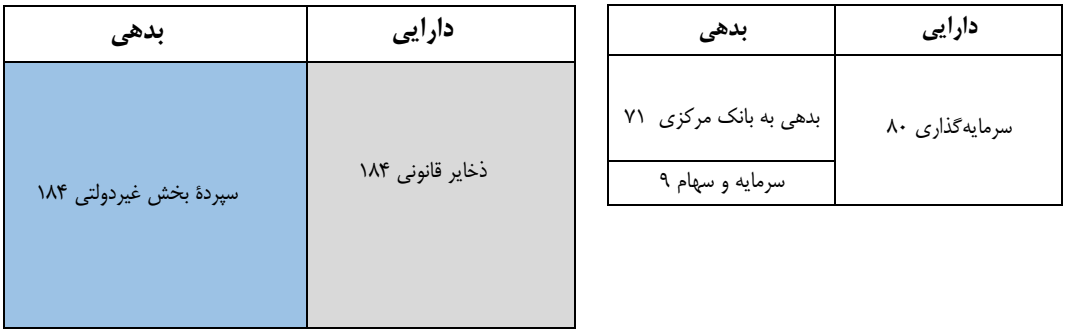
شکل ۸

Fig. 8



شکل ۹. پرداخت حقوق صاحبان سهام جهت کاهش اندازهٔ ترازنامه

Fig. 9. Payment of shareholders' equity to reduce the size of the balance sheet



جدول ۱. اطلاعات پارامترهای ساختاری و کالیبره شدهٔ مدل

Tab. 1. Information on structural and calibrated parameters of the model

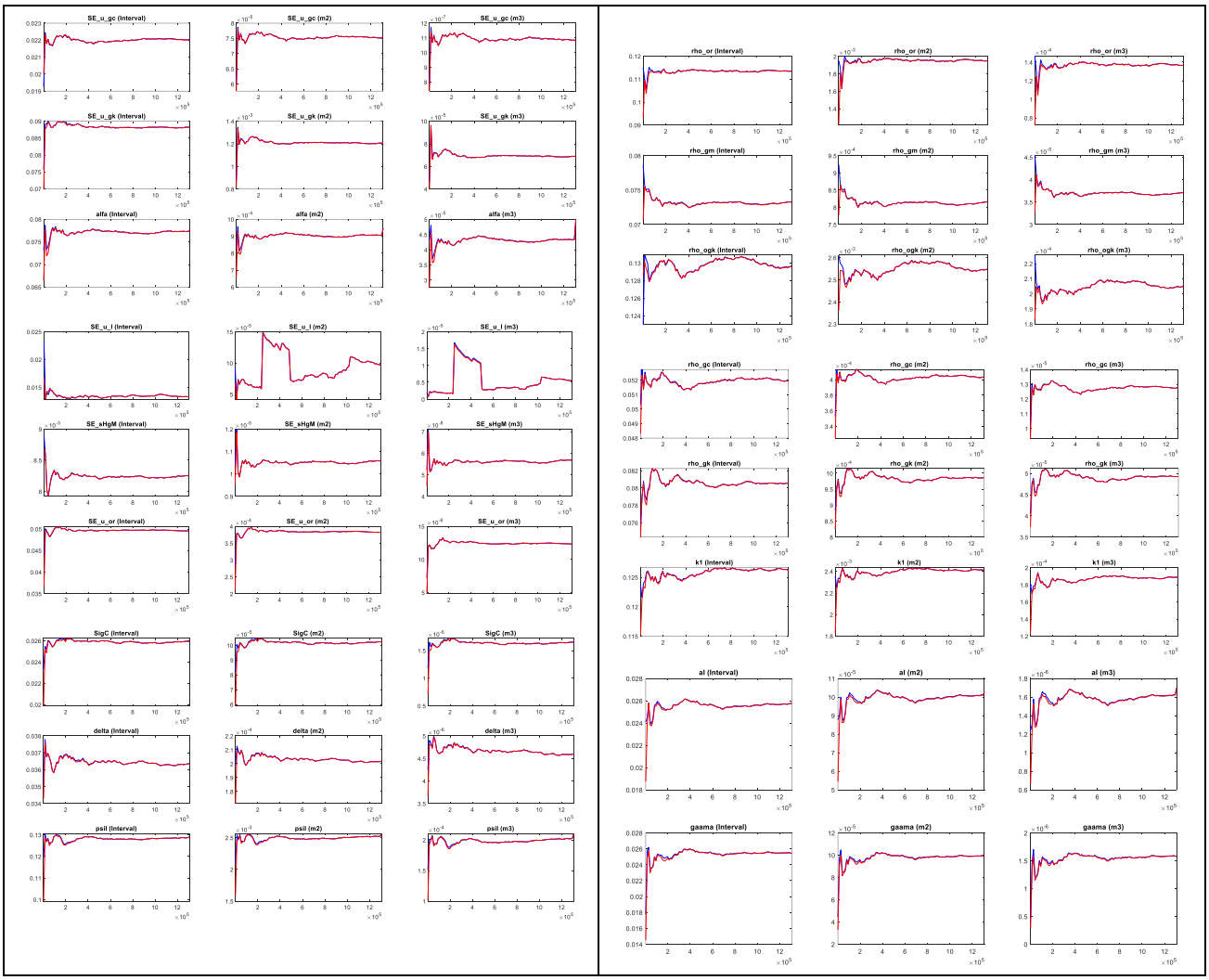
پارامترهای ساختاری	پارامتر	مقدار پارامتر	منبع
عامل تنزیل	β	۰/۹۸	ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۸)
عکس کشش عرضهٔ نیروی‌کار	σ_h	۲/۱۷	توکلیان و قیائی (۲۰۱۹)
سهم سرمایه در تولید	α	۰/۴۱۲	شاهمرادی (۱۳۸۷)

جدول ۲. برآورد پارامترهای مدل براساس روش بیزین با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۹-۱۳۷۰

Tab. 2. Estimation of model parameters based on Bayesian method using seasonal data of 1370-1399

پارامتر	توزیع پیشین			توزیع پسین			منبع
	نوع	میانگین	انحراف معیار	میانگین	فاصله اطمینان ۹۰٪		
alfa	بتا	۰/۴۱۲	۰/۰۳	۰/۴۱۴	۰/۳۶۴۸	۰/۴۶۳۸	شاهمرادی (۱۳۸۷)
rho_or	بتا	۰/۶۴۰	۰/۰۵	۰/۶۰۹	۰/۵۳۸۲	۰/۶۸۳۳	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
rho_gm	بتا	۰/۶۵۰	۰/۰۵	۰/۵۳۲	۰/۴۸۵۸	۰/۵۷۹۶	محاسبات محقق
rho_ogk	بتا	۰/۷۵۰	۰/۰۵	۰/۷۱۷	۰/۶۳۶۲	۰/۸۰۱۹	محاسبات محقق
rho_gk	بتا	۰/۳۷۰	۰/۰۵	۰/۲۴۹	۰/۱۹۷۸	۰/۳۰۱۰	محاسبات محقق
rho_gc	بتا	۰/۶۷۰	۰/۰۵	۰/۸۶۷	۰/۸۳۵۰	۰/۹۰۰۸	محاسبات محقق
SigC	گاما	۱/۵۲۰	۰/۰۱	۱/۵۳۲	۱/۵۱۴۷	۱/۵۴۸۰	تقی‌پور و منظور (۱۳۹۳)
K1	بتا	۰/۶۵۰	۰/۰۵	۰/۶۵۶	۰/۵۷۶۸	۰/۷۳۷۹	محاسبات محقق
delta	بتا	۰/۰۸۳	۰/۰۲	۰/۱۴۶	۰/۱۲۳۳	۰/۱۶۹۸	محاسبات محقق
gaama	بتا	۰/۷۵۶	۰/۰۱	۰/۷۶۰	۰/۷۴۴	۰/۷۷۶	محاسبات محقق
PsiI	گاما	۵۰	۰/۰۵	۴۹	۴۹/۹۱۷	۵۰/۰۸۲	داودی و همکاران (۱۳۹۷)
aI	بتا	۰/۵۵۰	۰/۰۱	۰/۵۵۰	۰/۵۵۳۳	۰/۵۶۶۴	محاسبات محقق
توزیع انحراف معیار تکانه‌ها							
u_I	گاما معکوس	۰/۰۱	∞	۰/۰۰۹	/۰۰۲	۰/۰۱۷	–
u_gc	گاما معکوس	۰/۰۲	∞	۰/۰۴۲	۰/۰۲۸	۰/۰۵۶	–
u_or	گاما معکوس	۰/۰۱	∞	۰/۲۳۴۸	۰/۲۰۲۵	۰/۲۶۵۹	–
u_gM	گاما معکوس	۰/۰۲	∞	۰/۰۳۹۶	۰/۰۳۴۳	۰/۰۴۴۸	–
u_gk	گاما معکوس	۰/۳۰۰	∞	۰/۳۸۷	۰/۳۲۹۸	۰/۴۴۲۵	–

منبع: یافته‌های تحقیق.



نمودار ۱. آزمون تشخیصی تک‌متغیرهٔ بروکز و گلمن (نگارندگان، ۱۴۰۰).

Diagram 1. Brooks and Gelman's univariate diagnostic test (Authors, 2021).

کتابنامه

– افشون، حبیب‌اله؛ هادیان، ابراهیم؛ صمدی، علی‌حسین؛ و صدرایی، احمد، (۱۳۹۸). «بررسی اثر مخارج عمومی بر متغیرهای کلان اقتصادی تحت قاعده بودجه متوازن: رهیافت DSGE». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۹۲: ۱۳۲–۸۹.

– صمصامی، حسین؛ داودی، پرویز؛ و جهانی‌گوران، جلال، (۱۳۹۳). «هزینه‌های خلق پول در نظام بانک‌داری متعارف و راه‌کارهای تأمین مالی اسلامی». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۴ (۵۵): ۱۰۳–۷۱.

– هادیان، مهدی؛ و درگاهی، حسن، (۱۳۹۹). «ارزیابی آثار کلان اقتصادی مخارج جاری و عمرانی دولت و شیوه تأمین مالی آن در ایران: رهیافت DSGE». *نظریه‌های کاربردی*، ۱: ۲۷۲–۲۴۱.

– خلاصه تحولات اقتصادی کشور، سال‌های مختلف، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

– عادلی، محمدحسین؛ سلیمی‌فر، مصطفی؛ توکلیان، حسین؛ و اشرفی، یکتا، (۱۳۹۷). «بررسی اثر مخارج دولت بر رفاه در ایران: کاربرد DSGE». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۸۵: ۵۵–۷.

– سبحانی، حسن؛ و درودیان، حسین، (۱۳۹۵). «ارزیابی توجیه‌پذیری خلق پول به وسیله سیستم بانکی در نظام بانک‌داری اسلامی». *اقتصاد اسلامی*، ۱۶(۶۴): ۳۱-۵۴.

– محمودی‌نیا، داود؛ برهانی، لیلا؛ و ستاری؛ امید، (۱۳۹۸). «بررسی وضعیت پایای اقتصاد ایران در شرایط بانک‌داری ذخیرهٔ کامل». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۱(۲۲).

- Al-Jarhi, M., (2004). *Remedy for banking crises:* What Chicago and Islam have in common: A comment.

- Adeli, M. H.; Salimifar, M.; Tavaklian, H. & Ashrafi, Y., (2019). "A Study of the Effect of Government Expenditures on Welfare in Iran: Application of DSGE". *Journal of Economic Research and Policy,* 85: 55-7. (In Persian).

- Afshon, H.; Hadian, E.; Samadi, A. & Sadraei, A., (2020). "Investigating the effect of public spending on macroeconomic variables under the balanced budget rule: DSGE approach". *Scientific Journal of Economic Research and Policy*, 92: 132-89. (In Persian).

- Allen, F.; Carletti, E. & Gale, D., (2014). "Money, financial stability and efficiency". *Journal of Economic Theory,* 149: 100-127.

- Andersen, S. A., (2016). *The Origins and Nature of Scandinavian Central Banking*. Palgrave Macmillan.

- Agénor, P. R.; Alper, K. & Da Silva, L. A. P., (2014). "Sudden floods, macroprudential regulation and stability in an open economy". *Journal of International Money and Finance*, 48: 68-100.

- Benigno, P., (2019). *Private money creation, liquidity crises, and government interventions*. *Journal of Monetary Economics,* 106: 42–58.

- Benes, J. & Kumhof, M., (2012). *The Chicago Plan Revisited*. IMF Working Paper, WP/12/202.

- Borhani, L.; Mahmoudinia, D. & Sattari, O., (2019). "Study of the stable situation of Iran's economy in terms of full reserve banking". *Scientific Journal of Economic Policy,* 12 (22) (In Persian).

- Burriel, P.; Fernández-Villaverde, J. & Rubio-Ramírez, J. F., (2010). "MEDEA: A DSGE Model for the Spanish Economy". *SERIEs*, 1(1-2): 175-243.

- Blinder, A. S., (2004). *The Quiet Revolution Central Banking Goes Modern*. Yale University Press.

- Bordo, M. D., (2007). *A Brief History of Central Banks.* Federal Reserve Bank of Cleveland.

- Calvo, G. A., (1983), "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework". *Journal of monetary Economics,* 12(3): 383-398.

- Cecchetti, S. G. & Schoenholtz, K. L., (2015). *Money, Banking, and Financial Markets*. Fourth Edition, McGraw-Hill Education.

- *Central Bank of the Islamic Republic of Iran* (2021). (In Persian).

- Ciocca, P., (2015). *Stabilising Capitalism*. A Greater Role for Central Banks, Palgrave Macmillan.

- Chari, V. V. & Phelan, C., (2014). "On the social usefulness of fractional reserve banking". *Journal of Monetary Economics*, 65: 1-13

- Chiarella, C.; Flaschel, P.; Hartmann, F. & Proaño, C. R., (2012). "Stock market booms, endogenous credit creation and the implications of broad and narrow banking for macroeconomic stability". *Journal of Economic Behavior & Organization,* 83(3): 410-423.

- Di Muzio, T. & Robbins, R. H., (2017). *An Anthropology of Money; A Critical Introduction.* Routledge.

- Dixhoorn, C. V., (2013). *Full Reserve Banking: An analysis of four monetary reform plans*. working paper, The sustainable finance lab, Utrecht, Netherlands.

- Dimand, R. W., (1993). "100 Percent Money: Irving Fisher and Banking Reform in the 1930s". *History of Economic Ideas:* 59-76.

- Fisher, I., (1934c). *The 100% System and Bank Credit*. *American Banker*: 29-30.

- Fisher, I., (1935). "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions". *Economietrica*: 337-357.

- Fisher, I., (1936). "100% Money and Public Debt". *Economic Forum*: 406-420.

- Friedman. M., (1969). *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, Chicago, Aldine: 81-93.

- Gerali, A.; Neri, S.; Sessa, L. & Signoretti, F. M., (2010). "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area". *Journal of Money, Credit and Banking,* 42(s1): 107-141.

- Gertler, M. & Karadi, P., (2010). *A Model of Unconventional Monetary Policy*. Working Paper, New York University.

- Gedeon, S. J., (1985). "The Post Keynesian Theory of Money: A Summary and an Eastern European Example". *Journal of Post Keynesian Economics,* 8: 208-221.

- Godley, W. & Lavoie, M., (2012). *Monetary Economics: An Integrated Approach to Credit, Money, Income, Production and Wealth*. Second Edition [First Edition published in 2006]. Basingstoke: Palgrave Macmillan.

- Hayek, F., (1935). "Collectiv economic plan". *Economietrica*: 102-228.

- Hadian, M. & Dargahi, H., (2020). "Evaluation of the macroeconomic effects of current and construction expenditures of the government and its financing method in Iran: DSGE approach". *Applied Theory Quarterly,* 1: 272-241. (In Persian).

- Jordà, Ò.; Schularick, M. & Taylor, A., (2015). "Betting the house". *Journal of International Economics*, 96 (Supplement 1): S2–S18.

- Jordà, Ò.; Schularick, M. & Taylor, A., (2014). "The Great Mortgaging: Housing Finance, Crises, and Business Cycles". *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper*: 2014-23.

- Jordà, Ò.; Schularick, M. & Taylor, A., (2011). "Financial Crises, Credit Booms and External Imbalances: 140 Years of Lessons". *IMF Economic Review*, 59 (2): 340–378.

- Jackson, A. & Dyson, B., (2012). *Modernizing Money: Why our Monetary System is Broken and How it can be Fixed*. London: Positive Money.

- Krainer, R. E., (2017). "Economic Stability under Alternative Banking Systems: Theory and Policy". *Journal of Financial Stability*.

- Khatat, M. El-H., (2016). *Monetary Policy in the Presence of Islamic Banking.* International Monetary Fund (IMF), Working Paper.

- Kotlikoff, L. J., (2010). *Jimmy Stewart is Dead: Ending the World's Ongoing Financial Plague with Limited Purpose Banking*. Hoboken, N. J.: Wiley.

- Lainà, P., (2015). "Proposals for full-reserve banking: a historical survey from David Ricardo to Martin Wolf". *Economic Thought,* 4(2): 1-19.

- Lainà, P., (2017). *Seignorage from Full-Reserve Banking*.

- Laina, P., (2018). "Money creation under full-reserve banking: a stock–flow consistent model". *Cambridge Journal of Economics*, 1 of 31.

- Mahmoudinia, D.; Borhani, L. & Sattari, O., (2020). "A survey of the steadiness of Iran's economy under full-reserve banking". *Journal of Economic Policy*, 11(22): 191-225. (In Persian).

- Moenjak, T., (2014). *Central Banking Theory and Practice in Sustaining Monetary and Financial Stability*. John Wiley & Sons Singapore Pte. Ltd.

- Mcleay, M. et al., (2014). "Money creation in the modern economy". *Quarterly Bulletin 2014 Q1,* Bank of England.

- Prescott, E. C. &Wessel, R., (2016). *Monetary Policy With 100 Percent Reserve Banking: An Exploration.* Cambridge, Ma 02138 July 2016.

- Phillips, R. J., (1992). *Credit markets and narrow banking*.

- Riccardo, B., (1994). "Between Wicksell and Hayek Mises Theory of Money and Credit Revisited". *American Journal of Economics and Sociology*, 532-573.

- Ronnie, J. Ph., (1994). *The Chicago Plan and New Deal Banking Reform.* New York, M.E. Sharping.

- Tavakolian, H. & Ghiaie, H., (2019). *Optimal Inflation Targeting in a Dual-Exchange Rate Oil Economy, TH´eorie Economique, Mod´elisation et Applications.* Universit´e de Cergy-Pontoise.

- Samsami, H.; Davoudi, P. & Jahani Goran, J., (2014). "Costs of money creation in conventional banking system and Islamic financing solutions". *Economic Research Quarterly*, 14 (55): 71-103. (In Persian).

- Sobhani, H. & Drodian, H., (2016). "Evaluation of the justification of money creation by the banking system in the Islamic banking system". *Islamic economy*, 16(64): 31-54. (In Persian).

- Simons, H., (1948). "Review: Lauchlin Currie, The Supply and Control of Money in The United States". *Journal of Political Economiy*, 63: 555-558.

- Sigurjonsson, F., (2015). *Monetary Reform: A better Monetary System for Iceland.* Iceland: Report Commissioned by the Prime Minister of Iceland.

- Schularick, M. & Taylor, A., (2012). "Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870–2008". *American Economic Review,* 102 (2): 1029–1061.

- Ugolini, S., (2017). *The Evolution of Central Banking: Theory and History*. Palgrave Macmillan.

- Uhlig, H., (1999). "A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Rational Expectations Models Easily". *Computational Methods for the Study of Dynamic Economics:* 150-200.

- Von Mises, L., (1949). *Human Action: A Treatise on Economics*. New Haven, CT: Yale University Press.

- Werner, R., (2016). "A lost century in economics: Three theories of banking and the conclusive evidence". *International Review of Financial Analysis,* 46: 361-379.

- Wicksell, K., (1907). "The Influence of The Rate of Interest on Price". *The Economic Journal*: 213-220.

Vol. 12, No. 45, Spring (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

The Effects of Financialization on the Physical Investment of Non-Financial Companies Listed in Tehran Stock Exchange Over 1388-1398 Used Multilevel Panel Data

Haji, M.[1], Nasiriaghdam, A.[2], Mohammadi, T.[3], Shakeri, A.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25279.3381
Received: 2021.12.19; Accepted: 2022.04.24
Pp: 47-78

Abstract

One of the dangers of the growth of markets, institutions and financial instruments is their lack of support for investment in the real sector, which is referred to as the phenomenon of financialization, and since the early 1980s, there is growing evidence of its prevalence. The phenomenon has been reported in different countries. The purpose of this study is to evaluate the effect of financial financing on the real investment of non-financial corporations. Given the growth of financial markets in recent years on the one hand, and the significant difference in returns in this market compared to other markets on the other hand, the study of financial development in the Iranian economy and its impact on capital formation is very important. To assess this issue, the changes in real investment of non-financial companies listed on the Tehran Stock Exchange in the period 2009-2019 have been studied and its impact on financing indicators are estimated including cash dividends paid and non-operating income of the company. The strategy of this study in estimating the model is to use a multi-level panel data model and companies are divided into 4 levels and groups. One of the innovations of this study, in addition to the novelty of the subject, is the use of models based on multilevel panel data. In addition, by using the multi-level panel data model and dividing companies into 4 levels and groups, the effect of independent variables on the dependent variable of the model, means the real investment of non-financial companies is confirmed in each economic sectors and its subgroups as well as the type of ownership of listed companies.

Keywords: Financialization, Physical Investment, Stock Exchange, Multilevel Panel Data.
JEL Classification: C4, F65, G23, G01.

1. Ph.D. student, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. (Corresponding Author).
Email: alin110@yahoo.com
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.
4. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.

Citations: Haji, M.; Nasiri Aghdam, A.; Mohammadi, T. & Shakeri, A., (2023). "The Effects of Financialization on the Physical Investment of Non-Financial Companies Listed in Tehran Stock Exchange Over 1388-1398 Used Multilevel Panel Data". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(45): 47-78. (doi: 10.22084/aes.2022.25279.3381).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4595.html?lang=en

1. Introduction

According to macroeconomic theories, the accumulation of physical capital is one of the necessary conditions for the growth of the national economy. (Roemer 1986, Lucas 1988 and Ribello 1991) In other words, the optimal use of labor in the production process depends to a large extent on the amount of available capital and capital accumulation plays a key role in determining the rate of increase in total output and per capita output of labor.

The question is, what is the reason for the mismatch between the growth of the capital market and the growth of the real sector of the economy? And why have capital markets and other financial markets grown so much when the real sector of the economy has been volatile and declining? In other words, why is there no necessary correlation between the growth of the financial sector and the growth of the real sector of the economy? Specifically, if we consider the main task of the capital market to be the financing of economic activities and the duty of the money market to be the short-term financing of companies and productive enterprises, why in the periods when these financial markets are in the economy? Iran has grown rapidly, the growth of the real sector of the economy has been slow and has been negative in some years?

The term "financializtion" is used in the economic literature to describe such disproportion; financialization means the desire of economic actors to invest in financial markets instead of investing in the real sector of the economy. Taxation can be examined in the micro and macro dimensions of the economy. In this study, the occurrence of the phenomenon of "financializtion" and "lack of relationship between the financial and real sectors of the economy" is evaluated based on evidence at the level of enterprises (companies listed on the Tehran Stock Exchange).

This study evaluates the growing gap between the financial sector and the real sector of the economy, influenced by the theoretical literature of "financializtion", to assess the extent to which strengthening incentives, institutions and financial markets increases / decreases capital. The placement of enterprises in physical assets has become. The approach that the present study has taken to deal with this issue is a micro-level approach, and for this purpose, it uses the data of non-financial companies listed on the Tehran Stock Exchange.

The rest of the article is organized as follows: first, the theoretical literature and empirical background of the subject are reviewed, then, the model, data and model estimation method are described, and in the fourth part, the findings of the article are reported. Finally, the contents of the article are summarized and concluded.

2. Model (Specify the template)

In post-Keynesian theory, capital accumulation is an inherently dynamic process (Kalsky 1954; Lopez and Matt 1998). Physical investment is an irreversible phenomenon. Different financing processes in investment programs overlap at different time intervals and link past and future capital accumulation to evidence from previous empirical research (Ford & Port 1991; Kopek & Brauman 2001; Orhangazi 2008; Aristis et al. 2012). Therefore, in all evaluated models, the effect of independent and control variables on real investment is not immediate and occurs over time. Because there is a time lag between the investment decision and the investment costs and their role in shaping expectations. To analyze the potential effects of taxation in the Iranian capital market, the model of this research is based on the investment model of Tori Daniel and Onaran (2018) and instead of inter-country data, the data of companies operating in the non-financial sector of Tehran Stock Exchange are used. And the impact of financial activities on the investment of these companies has

been micro-assessed. In addition, other interdepartmental and macro-level variables that affect actual investment have been added to the model in the form of a multi-level panel data model. (Described model refer to Persian paper)

3. Model estimation results

In this section, we will first deal with the results of random effects of different levels and interpret its results, and then we will interpret the results of estimating the main model and the effect of independent model variables on the dependent variable.

In the table above, for each of the sentences id1, id2, id3, id4, which represent 4 different levels in the model, we considered a sentence with random effects, which according to the significance of each of the 4 sentences at a significance level of 95%, Indicates the necessity of leveling the model, otherwise variables with positive or negative effects can be incorrectly identified in the model and vice versa. Therefore, it can be concluded that the multi-level panel data model has been selected correctly and, in this model, the effect of independent model variables at different levels, including economic sectors and subsectors and the type of corporate ownership, will have different effects on the real investment of non-financial listed companies. Had. In other words, the effects of taxation on mining companies are different from this effect on service or agricultural companies.

In the coefficients of id in the above table, the coefficient of id is estimated to be 0.019, the non-zero of which indicates the existence of a random effect related to id or the desired level. As a result, the leveling of the model dependent variable or the actual investment will be different according to the id estimation of its path, and the leveling is effective on the model dependent variable. In this regard, as described below, the random effect of all 4 levels on the dependent variable is confirmed. Also, id4, which represents the level of ownership of the company of private, public and public non-governmental type, its coefficient is 0.018 and non-zero, thus indicating the random effect of this group on physical investment.

As can be seen from the results of the table above, the research hypothesis that the negative impact of financial expenses and financial income as variables of financing representative in non-financial companies of the stock exchange on investment was confirmed. To justify the negative impact of the above coefficients on real investment, in terms of financial income; Increasing the share of financial income strengthens the motivation of owners and managers of the company to reduce real investment and gradually shifts them from high-risk and uncertain investment to safe or low-risk investment. Especially when the profit opportunities in the financial markets are better than the production-oriented markets, this creates more incentive to invest in financial assets and less incentive to invest in real assets. Due to the boom period of the market in the period under review, this incentive has increased by companies.

4. Conclusion

Studies emphasize the role of physical capital accumulation in the economic growth of countries as well as the impact of financial markets on the creation and development of physical capital in some countries. Unprecedented growth in financial markets and negative GDP growth in some of the years under review indicate growth independent of the real sector of financial markets. The impact of financing is directly on indicators of the economy such as equitable distribution of resources and wealth, labor wages and real investment of companies and ... In this study, we seek to answer the question of what effect taxation has on the real investment of enterprises. In this regard, our sample is for researching stock

exchange companies, and because stock exchange companies operating in the financial field, the study of financing in those companies due to their inherent activity, we make an error in analysis. The sample studied is only active companies. In the non-financial field, so sampling is a systematic removal method. To estimate the model, we used the multi-level panel data method because the surveyed companies were hierarchically active in different sectors of the economy and each was in different categories and groupings, and since the effects of independent variables on the dependent variable in each group and the level should be considered separately. The multi-level panel data model was used, and according to the results, the leveling was selected correctly, otherwise the coefficients and confidence intervals of the variables were incorrectly estimated and detected. As a result, the effects of independent variables on real investment have been different in different groups, and with this model, in addition to the effects at the same level, inter-level effects have also been considered.

Based on the results obtained in this study, the answer to the main research question is positive, ie taxation has had a negative effect on the real investment of non-financial companies of the stock exchange. As a result, the variables of tax representative (income and cost of financialization) along with real interest rate by sectors, net capital stock by sectors, corporate tax ratio to total income and international economic sanctions have a negative effect on physical investment of non-financial companies. They had securities, and accumulated profits, sales, GDP growth by segments, exchange rates, and loan balances were positively correlated with actual investment.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲

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

تأثیر مالی‌سازی بر سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌های غیرمالی طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۸ با استفاده از روش داده‌های تابلویی چندسطحی*

مجید حاجی[۱]، علی نصیری‌اقدم[۲]، تیمور محمدی[۳]، عباس شاکری[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/ 10.22084/AES.2022.25279.3381
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۰۴
صص: ۷۸-۴۷

چکیده

یکی از مخاطره‌های رشد بازارها، نهادها و ابزارهای مالی، عدم پشتیبانی آن‌ها از سرمایه‌گذاری در بخش واقعی است که به این پدیده، مالی‌شدن یا مالی‌سازی اقتصاد اطلاق می‌شود و از اوایل دههٔ ۱۹۸۰م. شواهد فزاینده‌ای درخصوص رواج این پدیده در کشورهای مختلف گزارش شده است. هدف از این مطالعه ارزیابی اثر مالی‌شدن اقتصاد بر سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌های غیرمالی است. با توجه به رشد بازارهای مالی در سال‌های اخیر از یک‌طرف، و تفاوت معنادار بازدهی در این بازار در مقایسه با سایر بازارها از طرف دیگر، مطالعهٔ توسعهٔ مالی‌شدن در اقتصاد ایران و ارزیابی اثر آن بر تشکیل سرمایه از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. برای ارزیابی این موضوع تغییرات سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌های غیرمالی فهرست شده در بورس اوراق بهادار تهران، در بازهٔ ۱۳۹۸-۱۳۸۸ مورد مطالعه قرار گرفته و تأثیرپذیری آن از شاخص‌های مالی‌شدن شامل سودهای نقدی پرداخت شده و درآمدهای غیرعملیاتی شرکت‌ها برآورد شده است. استراتژی این مطالعه در تخمین مدل استفاده از مدل داده‌های تابلویی چندسطحی بوده و شرکت‌ها در چهار سطح و گروه تفکیک شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل، مطابق انتظار بوده، نشان می‌دهد که پس از کنترل اثر سایر عوامل، مالی‌شدن اثر منفی و معناداری بر سرمایه‌گذاری دارد.

کلیدواژگان: مالی‌سازی، سرمایه‌گذاری واقعی، بورس اوراق بهادار، مدل داده‌های تابلویی چندسطحی.
طبقه‌بندی JEL: C4, F65, G23, G01.

*. این مقاله برگرفته از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اول است.

۱. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
Email: haji.majid@gmail.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: alin110@yahoo.com
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
Email: atmahmadi@gmail.com
۴. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
Email: shakeri.abbas@gmail.com

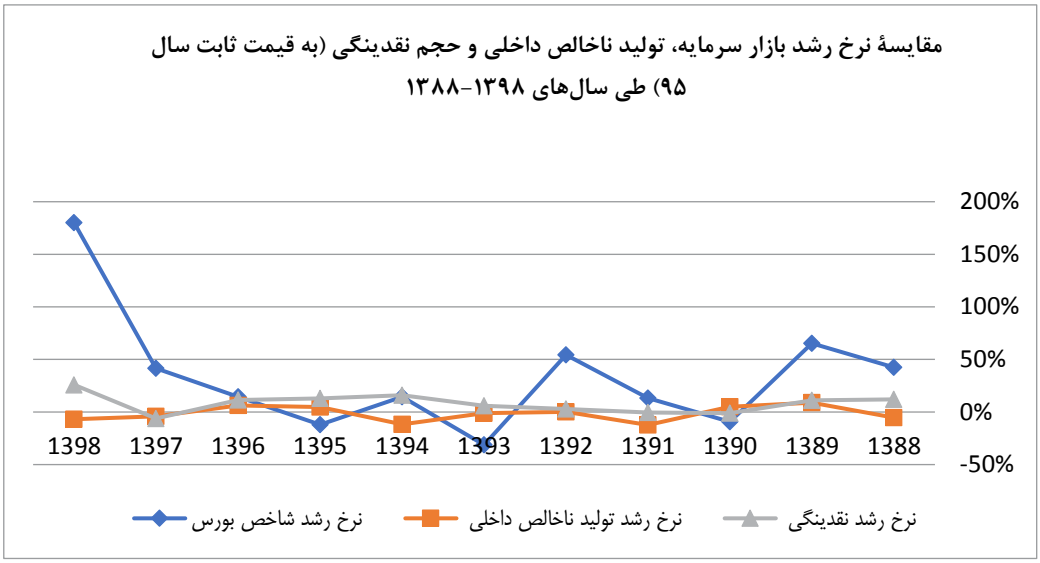
ارجاع به مقاله: حاجی، مجید؛ نصیری‌اقدم، علی؛ محمدی، تیمور؛ و شاکری، عباس، (۱۴۰۲). «تأثیر مالی‌سازی بر سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌های غیرمالی طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۸ با استفاده از روش داده‌های تابلویی چندسطحی». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۵): ۴۷-۷۸. (doi: 10.22084/aes.2022.25279.3381).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4595.html?lang=fa

۱. مقدمه

طبق نظریه‌های اقتصاد کلان، انباشت سرمایهٔ فیزیکی یکی از شروط لازم برای رشد اقتصاد ملی به حساب می‌آید. (رومر[1]، ۱۹۸۶؛ لوکاس[2]، ۱۹۸۸؛ ریبلو[3]، ۱۹۹۱)؛ به‌عبارتی، به‌کارگیری مطلوب نیروی کار در فرآیند تولید تا حد زیادی به میزان سرمایه موجود بستگی دارد و انباشت سرمایه، در تعیین میزان افزایش ستاندهٔ کل و ستاندهٔ سرانهٔ نیروی کار نقش اساسی ایفا می‌نماید. به طریق اولی، همراه با گسترش زمینه‌های افزایش تولید و بهره‌وری در اقتصاد ملی، میزان پیشرفت جامعه با میزان سرمایه‌گذاری انجام شده در آن، رابطهٔ همسو و متناسب دارد. بسیاری از مطالعات اقتصادی تأکید می‌کنند که در صورت فقدان سرمایه کافی، رشد اقتصادی با مشکل مواجه می‌شود (عبده‌تبریزی، ۱۳۸۳).

در ایران اقدامات مهمی برای توسعهٔ بازارهای مالی و تسهیل دسترسی به سرمایه انجام شده است (نظیر ایجاد بازار فرابورس، بورس کالا و...) و به‌طور مشخص بازار سرمایه در دهه‌های اخیر توسعهٔ معناداری را تجربه کرده است. شاخص بورس اوراق بهادار به قیمت ثابت ۱۳۹۵ از ۴۲۴۸۴ در سال ۱۳۸۸ به ۳۴۱۹۳۳ در سال ۱۳۹۸ رسید که به‌طور متوسط سالانه ۳۴٪ رشد داشته است (مأخذ: داده‌های بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، بورس، شاخص قیمت، محاسبات تحقیق). انتظار نظری از تلاش برای چنین توسعه‌ای افزایش تشکیل سرمایه و از این مسیر افزایش رشد اقتصادی است. با این‌حال، متوسط رشد اقتصادی کشورمان به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ در این بازهٔ زمانی ۱-٪ است (نمودار ۱)؛ چراکه تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۹۵ در سال ۱۳۸۸ مبلغ ۱۳۸۰۷۳۸ میلیارد تومان بوده است و این مبلغ در سال ۱۳۹۸ به‌میزان ۱۵۹۰۲۱۹ میلیارد تومان رسیده است؛ یعنی، میانگین رشد در بازار سرمایه به‌هیچ عنوان قابل‌قیاس با میانگین رشد اقتصادی در کشور نیست. این درحالی است که اقتصاد ایران در چند سال اخیر یکی از بدترین دوران خود را گذرانده، به‌طوری‌که رشد اقتصادی در ۲ سال آخر مورد بررسی منفی (۴- و ۷-٪) بوده است. ازطرفی رشد نقدینگی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ در سال ۱۳۸۸ مبلغ ۷۹۸۶۰۶میلیارد تومان بوده که در سال ۱۳۹۸ این عدد به ۱۶۴۸۱۰۰ رسیده است و در این بازهٔ زمانی به‌طور متوسط ۸٪ رشد داشته است و نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت از ۵۸٪ در سال ۱۳۸۸ به ۱۰۴٪ در سال ۱۳۹۸ رسیده است (مأخذ: داده‌های بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، متغیرهای پولی و اعتباری، نقدینگی بر حسب اجزای تشکیل‌دهندهٔ آن، محاسبات تحقیق).

---
[1]. Romer
[2]. Lucas
[3]. Rebelo



نمودار ۱. مقایسه رشد بازار بورس و تولید ناخالص داخلی (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۵ (درصد))، (منبع: سایت بانک مرکزی، بانک اطلاعات سری زمانی سری زمانی و محاسبات تحقیق).

Chart 1. Comparison of stock market growth and gross domestic product (at constant prices of 2015 (percent)), (source: Central Bank website, time series data bank and research calculations).

حال پرسش این است که، دلیل عدم تناسب میان رشد بازار سرمایه و رشد بخش واقعی اقتصاد چیست؟ و این‌که چرا بازار سرمایه و دیگر بازارهای مالی دچار چنین رشدی شده‌اند، درحالی‌که وضعیت بخش واقعی اقتصاد پرنوسان و رو به نزول بوده است؟ به‌عبارت دیگر، چرا بین رشد بخش مالی و رشد بخش واقعی اقتصاد تناسب لازم وجود ندارد؟ به‌طور مشخص، اگر وظیفهٔ اصلی بازار سرمایه را تأمین مالی فعالیت‌های اقتصادی بدانیم و وظیفهٔ بازار پول را تأمین مالی کوتاه‌مدت شرکت‌ها و بنگاه‌های مولد اقتصادی تلقی کنیم، چرا در بازه‌های زمانی که این بازارهای مالی در اقتصاد ایران به‌شدت رشد داشته‌اند، رشد بخش واقعی اقتصاد روندی بطئی داشته و در سال‌هایی منفی بوده است؟

در ادبیات اقتصادی برای توصیف چنین عدم تناسبی، از اصطلاح «مالی‌سازی»[1] استفاده می‌شود؛ مالی‌سازی، یعنی تمایل فعالان اقتصادی به سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی به‌جای سرمایه‌گذاری در بخش واقعی اقتصاد. مالی‌سازی را می‌توان در ابعاد خُرد و کلان اقتصاد مورد بررسی قرار داد. در این تحقیق، وقوع پدیدهٔ «مالی‌سازی» و «عدم ارتباط بخش‌های مالی و واقعی اقتصاد» براساس شواهدی در سطح بنگاه‌های اقتصادی (شرکت‌های فهرست شده در بورس اوراق بهادار تهران) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

[1]. Financialization

این پژوهش برای تبیین شکاف رو به افزایش میان بخش مالی و بخش واقعی اقتصاد، تحت‌تأثیر ادبیات نظری «مالی‌سازی»، به ارزیابی این مسأله می‌پردازد که تقویت انگیزه‌ها، نهادها و بازارهای مالی تا چه اندازه باعث افزایش / کاهش سرمایه‌گذاری بنگاه‌های اقتصادی در دارایی‌های فیزیکی شده است. رویکردی که پژوهش حاضر برای مواجهه با این مسأله اتخاذ کرده، رویکرد خُرد و در سطح بنگاه است، و برای این‌منظور از داده‌های شرکت‌های غیرمالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌کند.

مطالعات اندکی در این رابطه در خارج و داخل کشور صورت پذیرفته است که در بخش پیشینهٔ تحقیق به آن پرداخته شده است. منتهی در آن مطالعات تأثیر متغیرهای کلان و بین بخشی در اقتصاد را بر سرمایه‌گذاری بنگاه درنظر نگرفته‌اند. ازطرفی چون متغیرهای درون بنگاهی نظیر ورودی و خروجی مالی‌سازی، فروش و درآمد عملیاتی خالص نمی‌توانند به تنهایی توضیح کاملی از کاهش و یا افزایش سرمایه‌گذاری واقعی بنگاه‌ها ارائه دهند؛ لذا متغیرهای کلان اقتصادی نظیر: نرخ ارز، رشد تولید ناخالص داخلی به تفکیک بخش‌های اقتصادی، موجودی سرمایهٔ خالص به تفکیک بخش‌های اقتصادی، ماندهٔ تسهیلات اعطایی به تفکیک بخش‌های اقتصادی، نرخ بهرهٔ حقیقی به تفکیک بخش‌های اقتصادی، نسبت مالیات بر شرکت‌ها و تحریم اقتصادی که به تنهایی در دههٔ اخیر بر اقتصاد کلان و خُرد کشورمان بسیار تأثیر داشته است، درنظر گرفته شد. همچنین، با توجه به اثرپذیری تصمیم فعالان اقتصادی به سرمایه‌گذاری در بخش واقعی اقتصاد از عوامل کلان اقتصادی و همچنین تحولات بخش‌های اقتصادی، در این پژوهش برای کنترل آثار مذکور از روش داده‌های تلفیقی چندسطحی استفاده شده است؛ لذا نوآوری تحقیق علاوه‌بر بسط مدل و وارد کردن متغیرهای مؤثر بر سرمایه‌گذاری واقعی (فوق‌الذکر) در مدل، استفاده از روش جدیدی برای تخمین اطلاعات است تا تأثیر هر یک از متغیرهای توضیحی مدل را بر بنگاه‌های مورد بررسی در بخش‌های مختلف اقتصادی (کشاورزی، صنعت، خدمات، معدن) به‌طور مجزا مورد سنجش قرار دهد.

ادامهٔ پژوهش به این‌ترتیب سازماندهی شده است: ابتدا ادبیات نظری و پیشینهٔ تجربی موضوع بررسی می‌شود و سپس، مدل، داده‌ها و روش برآورد مدل تشریح شده، و در قسمت چهارم یافته‌های پژوهش گزارش می‌شود؛ درنهایت، مطالب پژوهش جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌شود.

۲. ادبیات موضوع و پیشینهٔ پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

در بخش مبانی نظری ابتدا مالی‌سازی تعریف، و آثار آن در اقتصاد تشریح می‌شود. سپس، نحوهٔ اثرگذاری آن در اقتصاد و اثر آن بر سرمایه‌گذاری واقعی و رشد اقتصادی تبیین می‌شود. در پایان نیز سایر عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۱-۱. تعریف مالی‌سازی

در ابتدایی‌ترین سطح، اصطلاح مالی‌سازی اشاره به افزایش نقش انگیزه‌های مالی، بازارهای مالی، بازیگران مالی و نهادهای مالی در یک اقتصاد دارد (اپشتین، ۲۰۰۵). به‌طور خاص، مالی‌شدن مستلزم تجمع سود افزایش‌یافته ازطریق ابزارهای مالی مانند: بهره، سود سهام تقسیم شده و سود سرمایه در مقابل تجارت و تولید کالاها و یا خدمات غیرمالی است (کریپنر[1]، ۲۰۰۵). مالی‌سازی اغلب در افزایش سهم بخش مالی در تولید ناخالص داخلی منعکس می‌شود. این اصطلاح همچنین شامل، اتکای بیشتر شرکت‌های غیرمالی به بخش مالی، هم از نظر دسترسی به سرمایه و هم سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی توسط شرکت یا شرکت‌های تابعه است (وان آرنوم و ناپلس[2]، ۲۰۱۳).

۲-۱-۲. آثار مالی‌سازی در اقتصاد

مالی‌سازی، سیستم اقتصادی را هم در سطح خُرد و هم در سطح کلان تغییر می‌دهد. اثرهای اصلی آن بدین‌شرح است: ۱) اهمیت بخش مالی را نسبت به بخش واقعی بالا می‌برد، ۲) انتقال درآمد از بخش واقعی به بخش مالی افزایش می‌یابد و ۳) نابرابری درآمدی افزایش پیدا می‌کند. علاوه‌بر این، مالی‌شدن ممکن است اقتصاد را در معرض ریسک، تورم، بدهی و رکود اقتصادی طولانی‌مدت قرار دهد. مالی‌سازی ازطریق سه مجرای متفاوت عمل می‌کند؛ از طریق ایجاد تغییرات در ساختار و عملکرد بازارهای مالی، تغییر در رفتار شرکت‌های غیرمالی و تغییر در سیاست‌های اقتصادی (پالی[3]، ۲۰۱۳).

در ادبیات حکمرانی شرکتی به شیوهٔ مدیریت رابطهٔ میان مدیران شرکت و سهامداران آن توجه می‌شود و راهکارهایی مورد بررسی قرار می‌گیرد تا مدیران شرکت حداکثر بازدهی را برای سهامداران خود به ارمغان بیاورند. این ایده، به‌همراه این باور که توسعهٔ بازارهای مالی فی‌نفسه کارایی اقتصاد در تخصیص منابع را بهبود می‌بخشد، نقش به‌سزایی در رواج پدیدهٔ مالی‌سازی داشته است (پالی، ۲۰۱۳).

دوران مالی‌سازی با افزایش زیاد در اندازهٔ بخش مالی مشخص شده است. گسترش بخش مالی با تغییرات قابل‌توجه توزیع درآمد همراه بوده است، و شکل ۱ الگوی این تغییرات را نشان می‌دهد. تولید ناخالص داخلی (GDP) می‌تواند به سهم نیروی کار و سرمایه تجزیه شود. مالی‌سازی سهم سرمایه را افزایش و سهم نیروی کار را از عواید کشور کاهش می‌دهد. سهم نیروی کار نیز به نوبهٔ خود به سهم مدیران (حقوق و سایر مزایا و پاداش‌ها) و سهم غیرمدیران تفکیک می‌شود، و مالی‌سازی سهم مدیران را افزایش و سهم غیر مدیران را کاهش می‌دهد. سهم سرمایه را می‌توان به سود و درآمد بهره تقسیم کرد، و سود می تواند به سود بخش مالی و سود بخش غیرمالی تجزیه شود. علاوه‌بر این‌که شاهد افزایش سهم سرمایه و کاهش سهم نیروی کار از تولید ناخالص داخلی هستیم، در دورهٔ مالی‌سازی تغییر قابل‌توجهی در ترکیب سهم سرمایه، با کاهش سهم سود و افزایش سهم درآمد بهره،

---

[1]. Krippner
[2]. Van Arnum & Naples
[3]. Palley

رخ‌می‌دهد. علاوه‌بر این، افزایش سهم بخش مالی و کاهش سهم بخش غیرمالی از کل سود وجود دارد (پالی، ۲۰۱۳).

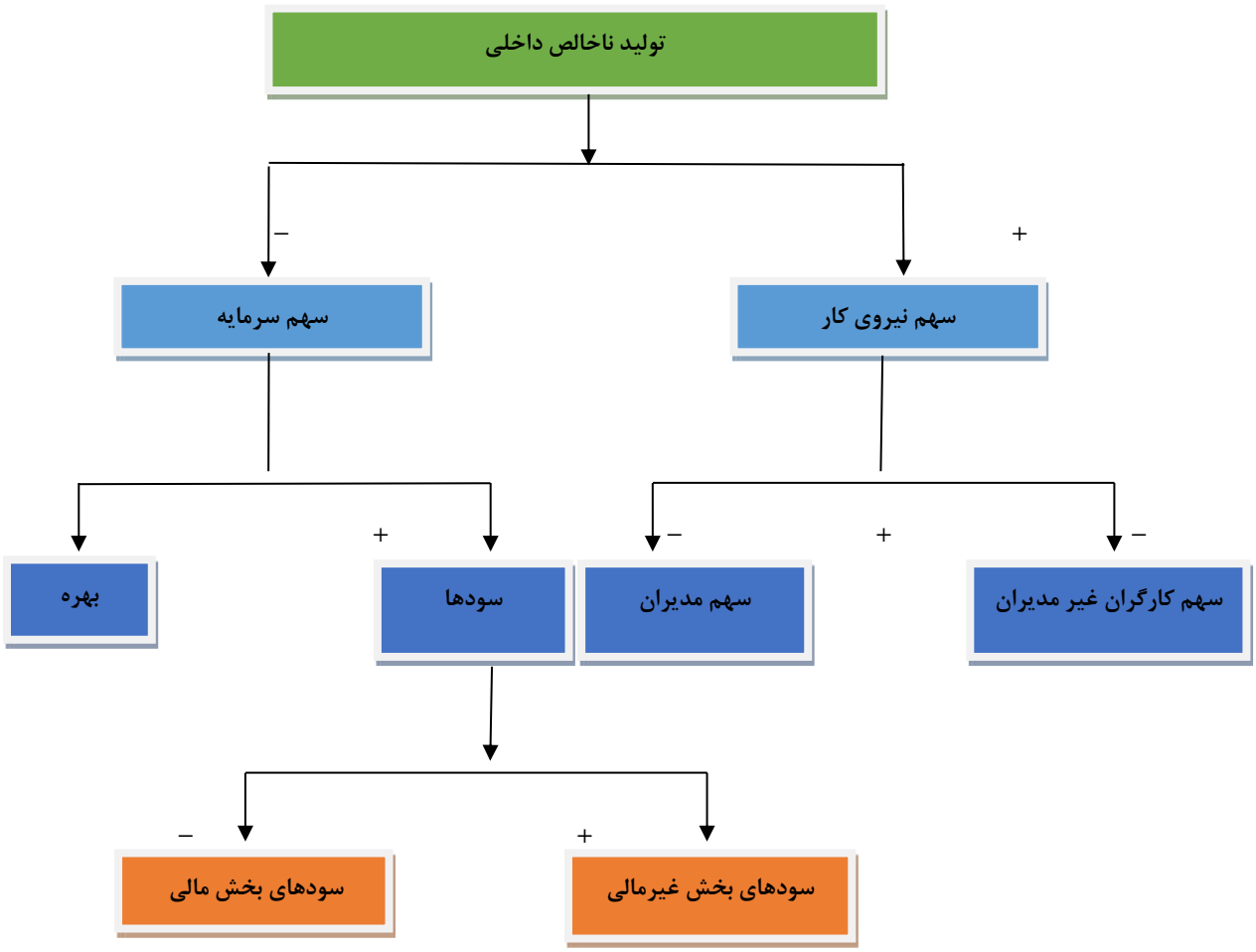
۲-۱-۳. مالی‌سازی و عوامل تولید در بنگاه‌ها

تا دهۀ ۱۹۹۰م.، این استدلال که وقتی شرکت‌ها سودشان را بیشینه سازند اقتصاد برای همه بهتر کار می‌کند، دیگر بحث برانگیز نبود. این استدلال‌ها در مخافلت با عقلانیت پذیرفته شدۀ نظریۀ مدیریت بود که طبق آن کسب و کارها در قبال طیف گسترده‌ای از ذی‌نفعان (مثلاً کارگران، مشتریان و دولت) پاسخ‌گو هستند. اما با ظهور نئولیبرالیسم، این استدلال که (به بیان میلتون فریدمن) «مسئولیت اجتماعی هر شرکت افزایش سود است» با استقبال گسترده‌ای مواجه شد. پیش‌فرض این نگرش آن است که منابع کمیاب‌اند؛ از این‌رو، وقتی شرکت‌ها از منابع خود به شیوه‌های غیرمولد استفاده می‌کنند، همگان منافع کمتری خواهند برد. در این عرصه، انجام هر کاری جز بیشینه‌سازی سودها بی‌فایده و ناکارآمد است.

«ویلیام لازونیک» استدلال می‌کند که ظهور ایدئولوژی ارزش سهامدار باعث شد فلسفۀ مدیریت شرکت (شیوه‌ای که شرکت‌ها اداره می‌شوند) از «حفظ و سرمایه‌گذاری» به «کوچک‌سازی و توزیع» تغییر کند. به‌عبارت دیگر، ظهور ارزش سهامدار به سازوکاری تبدیل شد که کارگران را از بازتوزیع سودهای شرکت ها محروم سازد و کل سود را به سود مدیران اجرایی شرکت و سهامداران کنونی بریزد. این‌امر به‌قول یک تحلیل‌گر به «تمرکز گسترده بر کوتاه‌مدت، به زیان سرمایه‌گذاری، بازخرید بیش از حد سهام، افزایش چشم‌گیر حقوق و درآمد هیأت‌مدیره و تخصیص ناکارآمد منابع در اقتصاد» منجر شده است. ارزش سهامدار به مجوزی برای مدیریت نادرست، از مله خست در سرمایه‌گذاری، پاداش گزاف، وام‌ستانی زیاد، ادغام‌های احمقانه، حسابداری فریب‌آمیز و تمایل جنون‌آمیز به بازخرید سهام» تبدیل شده است.

ازطرفی هزینه‌های نیروی کار رابطۀ مثبتی با مالی‌سازی شرکت‌های بخش واقعی اقتصاد دارد. کشور چین پس از تصویب قانون قراردادهای نیروی کار که در سال ۲۰۰۸م. مصوب شد به این نتیجه رسید که شرکت‌هایی که نیروی کار بیشتری را جذب کردند پس از اجرای قانون، بیشتر درگیر مالی‌سازی شدند. ازطرفی شرکت‌هایی در مناطقی با اجرای قانون مؤثرتر، دقیق‌تر و یا حداقل دستمزد بالاتر پس از اجرای قانون بیشتر درگیر مالی‌ساز شدند. یافته‌های تحقیق نشان از اثر بیشتر افزایش هزینه‌های نیروی‌کار بر مالی‌شدن دارند؛ لذا شرکت‌های خصوصی بیشتر از دولتی، شرکت‌های کوچک بیشتر از شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های در صنایع بیشتر رقابتی نسبت به صنایع کمتر رقابتی، مالی‌سازی را بیشتر تجربه کرده‌اند. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد افزایش هزینه‌های نیروی کار ناشی از راه‌اندازی قوانین کار ممکن است انتخاب تولید شرکت‌های بخش‌های واقعی اقتصاد را دچار اخلال کرده و آن‌ها را از اهداف موردنظر خود منحرف سازد، که می‌تواند به فرآیند صنعتی شدن و رشد پایدار در اقتصادهای درحال گذار آسیب برساند؛ لذا مالی‌سازی در حوزۀ تولید بنا به نهادهای هر کشور آثار و نتایج خاص خود را بر نیروی کار و سرمایۀ بنگاه‌های اقتصادی آن کشور خواهد گذاشت (هو[1]، ۲۰۲۱).

[1]. Hou



شکل ۱. مالی‌سازی و توزیع درآمد (پالی، ۲۰۱۳).

Fig. 1. Financialization and income distribution (Pali, 2013).

۲-۱-۳. مالی‌سازی و نحوه اثرگذاری آن بر سرمایه‌گذاری بنگاه

رشد اقتصادی موضوعی است که به انباشت سرمایهٔ فیزیکی در یک کشور بستگی دارد. دو کانال اصلی وجود دارد که ازطریق آن مالی‌سازی می‌تواند مانع از ایجاد سرمایه‌گذاری واقعی شود؛ اول، سرمایه‌گذاری افزایش‌یافته در دارایی‌های مالی می‌تواند برروی سرمایه‌گذاری واقعی یک اثر «جبرانی»[1] داشته باشد. به این‌معنا که کل سرمایه‌های موجود یک شرکت را می‌توان در دارایی‌های واقعی سرمایه‌گذاری کرد یا برای به‌دست آوردن دارایی‌های مالی مورداستفاده قرار داد. زمانی‌که فرصت‌های کسب سود در بازارهای مالی بهتر از بازارهای تولید محور باشد، این امر باعث ایجاد انگیزه بیشتر برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی و انگیزهٔ کمتر برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی می‌شود؛ در این‌راستا، دو مورد را می‌توان درنظر گرفت (اورهانگازی، ۲۰۰۸):

[1]. “Crowding out”

اول این‌که، در صورت محدود بودن منابع مالی خارجی که می‌تواند به‌دلیل بالا رفتن هزینهٔ استقراض از خارج یا به‌دلیل امنیت بالاتر منابع مالی داخلی در مقایسه با منابع مالی خارجی برای شرکت باشد، سرمایه‌گذاری بیشتر در دارایی‌های مالی باعث کاهش سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ واقعی خواهد شد. دوم این‌که، فشار بر مدیریت شرکت برای افزایش بازده در کوتاه‌مدت می‌تواند آن را مجبور به انتخاب سرمایه‌گذاری‌های مالی کند که بازده سریع‌تری را فراهم می‌کند؛ برخلاف سرمایه‌گذاری واقعی که بازدهی آن در میان‌مدت و بلندمدت است. یک دلیل مخالفت با استدلال فوق ممکن است این باشد که اگر تغییر در هزینه‌های سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی در مقایسه با هزینه‌های سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی فقط در کوتاه‌مدت موضوعیت داشته باشد، این می‌تواند در بلندمدت به سرمایهٔ شرکت اضافه کند و از این‌رو، می‌تواند یک اثر مثبت بلندمدت بر سرمایه‌گذاری داشته باشد. بنگاه‌ها می‌توانند زمانی که سوددهی دارایی‌های واقعی کمتر است در دارایی‌های مالی سرمایه‌گذاری کنند و از سود به‌دست آمده در آن، برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی در بلندمدت استفاده کنند.

کانال دوم که ازطریق آن مالی‌سازی می‌تواند سرمایه‌گذاری واقعی را تضعیف کند، فشار آوردن بر شرکت‌های غیرمالی برای افزایش پرداخت‌های مالی شرکت به بازارهای مالی به‌صورت‌های مختلف، ازجمله «سود سهام پرداخت شده» و «بازخرید سهام به‌وسیلهٔ شرکت» است. البته، اگر تحول در بازارهای مالی و اقدامات در عصر مالی‌شدن منجر به بدهی بیشتر شرکت‌های غیرمالی شود، پرداخت بهره نیز افزایش می‌یابد. افزایش درصدی از پاداش مدیران براساس انواع سهام باعث افزایش انگیزهٔ مدیران برای بالا نگه‌داشتن قیمت سهام در کوتاه‌مدت با پرداخت سود تقسیم شده بالا و تعهد دادن به بازخرید سهام بزرگ در شرکت‌های غیرمالی می‌شود. همزمان، افزایش سهامداران که دائماً به‌دنبال افزایش قیمت سهام هستند، و همچنین وجود رقبا که به‌طور غیرمستقیم به مدیران شرکت‌های غیرمالی فشار می‌آورند تا نسبت پرداخت‌ها را افزایش دهند؛ بنابراین، مدیران شرکت‌های غیرمالی از هر دو طرف (یعنی، منافع شخصی و فشار بازار مالی برای برآورده کردن انتظارات سهامداران)، تحریک می‌شوند که در کوتاه‌مدت سود سهام بالاتر و بازخرید سهام بیشتر انجام بدهند؛ لذا هم تابع هدف و هم محدودیت‌های اعمال شده بر شرکت‌های غیرمالی تغییر کرده است. در نتیجه هر ساله درصد وجوه داخلی پرداخت شده به بازارهای مالی افزایش چشمگیری داشته است. این یک محدودیت مشخص را در سرمایه‌گذاری واقعی ایجاد می‌کند. اگر سرمایه‌های داخلی شرکت از تأمین مالی خارجی ارزان‌تر و مطمئن‌تر باشد، افزایش پرداخت‌های مالی موجب کاهش سرمایه‌های در دسترس برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری واقعی خواهند شد.

شکل ۲. مدل مفهومی نقش بازارها و ابزارهای مالی در کاهش انگیزه و امکان سرمایه‌گذاری در بخش واقعی.

Fig. 2. Conceptual model of the role of markets and financial instruments in reducing the motivation and possibility of investing in the real sector.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

بحران مالی ۲۰۰۸م. که از ایالات متحدهٔ آمریکا شروع شد و در سطح جهانی گسترش یافت، سیستم‌های مالی اقتصادهای پیشرفته که در خط مقدم آگاهی عمومی قرار گرفتند را بیشتر نمایان کرد و منجر به افزایش تحقیقات درمورد اندازه و نقش بخش‌های مالی در اقتصادهای پیشرفته شد. با این‌حال و از همه مهم‌تر، این افزایش سرآغاز گسترش بی‌رویه و سکولار در امور مالی، در سراسر کشورها و با طیف وسیعی از اقدامات از دههٔ ۱۹۷۰م. شد. در آمریکا، جزئی‌ترین داده‌ها درخصوص رشد بخش مالی به‌صورت سهمی از تولید ناخالص داخلی، اشتغال و کل سود شرکت‌های در دسترس است (کریپنر[1]، ۲۰۰۵؛ گرین وود[2] و اسکارفستین[3]، ۲۰۱۳؛ مونتسینو[4] و همکاران، ۲۰۱۶). روندهای مشابه در خارج از آمریکا نیز رخداد؛ «فیلیپون»[5] و «رشف»[6] (۲۰۱۳) رشد سهم درآمد مالی را در مجموعه‌ای از اقتصادهای توسعه‌یافته نظیر: بریتانیا، هلند، ایالات متحده آمریکا، ژاپن و کانادا ثبت کردند. در ادامه به مهم ترین مطالعاتی که در زمینهٔ تأثیر مالی‌سازی بر سرمایه‌گذاری صورت گرفته است، می‌پردازیم.

«اورهانگازی»[7] (۲۰۰۸) رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌های غیرمالی در ایالات متحده را صراحتاً جنبهٔ دوگانهٔ مالی‌سازی می‌داند و به تجزیه و تحلیل آن می‌پردازد. نویسنده علاوه‌بر عوامل تعیین‌کنندهٔ سنتی سرمایه‌گذاری، از درآمدها و پرداخت‌های مالی و نیز میزان بدهی به‌عنوان متغیرهای توضیحی استفاده می‌کند. او متوجه می‌شود که پرداخت‌های مالی و بدهی‌های بلندمدت را روی انباشت سرمایه تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. نویسنده با توجه به پرداخت‌های مالی، تأثیر «اثر جبرانی» را این‌گونه نظریه‌پردازی می‌کند؛ سود بیشترحاصل از فعالیت‌های مالی باعث تغییر اولویت‌های مدیریتی شود. اگرچه تأثیرات درآمدهای مالی بر سرمایه‌گذاری به اندازهٔ شرکت و بخش بستگی دارد، اما همین تأثیرات با اثر جبرانی منفی در شرکت‌های بزرگ‌تر و نیز اثر مثبت در شرکت‌های کوچک‌تر در بخش غیرماندگار، نقش دوگانه‌اش را به‌عنوان منبع مالی داخلی نشان می‌دهد. درمجموع وی نتیجه می‌گیرد که سرمایه‌گذاری تولیدی از رابطهٔ بین شرکت‌های غیرمالی و بازارهای مالی سود نمی‌برد.

«دمیر»[8] (۲۰۰۹a) در مقاله ای به بررسی آثار جریان وجوه نقد حاصل از سرمایه‌گذاری‌های متعدد در بخش‌های واقعی و مالی برروی مخارج سرمایه‌گذاری ثابت جدید بنگاه‌های بخش واقعی براساس روش معادلهٔ اویلر و داده‌های شش‌ماههٔ بنگاه‌ها از دو بازار مهم درحال ظهور مکزیک و ترکیه پرداخته، و به این نتیجه می‌رسد که سود و نرخ بازده دارایی‌های ثابت و مالی اثرات متفاوتی بر مخارج سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی می‌تواند به ابزاری در هدایت پس‌اندازهای بخش واقعی به سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت به‌جای تشکیل سرمایهٔ ثابت در بلندمدت و در نتیجه منجر به ضد صنعتی‌شدن تبدیل شود.

---

1. Krippner
2. Greenwood
3. Scharfstein
4. Montecino
5. Philippon
6. Reshef
7. Orhangazi
8. Demir

دمیر (۲۰۰۹b) در مقاله‌ای با عنوان: «آزادسازی مالی، سرمایه‌گذاری خصوصی و انتخاب پرتفوی: مالی‌شدن بخش واقعی در بازار نوظهور» به بررسی تأثیر اختلاف نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری‌های واقعی و مالی در شرایط عدم اطمینان برروی عملکرد سرمایه‌گذاری‌های واقعی در سه بازار نوظهور آرژانتین، مکزیک و ترکیه می‌پردازد. او نتیجه می‌گیرد که، افزایش اختلاف در نرخ بازدهی و عدم اطمینان باعث کاهش سرمایه‌گذاری واقعی و افزایش سرمایه‌گذاری مالی می شود.

«دویر»[1] و همکاران (۲۰۱۲) در مقاله‌ای به بررسی مالی‌سازی در بازار کالاها و ارتباط بین بازارهای آتی کالاها و بازار نقدی پرداختند. آن‌ها این‌طور نتیجه می‌گیرند که سرمایه‌گذاران مالی با فعالیت خود باعث می‌شوند تا قیمت کالاها با افزایش قابل‌ملاحظه‌ای همراه باشد. چنین سرمایه‌گذارانی در مقایسه با مشارکت‌کنندگان در بازارهای سنتی، نگرانی کمتری درمورد اصول بنیادی بازار دارند؛ بنابراین مانع از فرآیند آشکارسازی قیمت می‌شوند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که مالی‌سازی، محرک اصلی برای افزایش قیمت کالاها در دهۀ ۲۰۰۰م. محسوب نمی‌شود؛ به‌عبارت دیگر، ارتباط بین قیمت‌های آتی و نقدی برای کالاها تأیید نمی‌شود و تغییر در قیمت‌های آتی، ضرورتاً منجر به تغییر در قیمت‌های نقدی برای کالاهای موردنظر نمی‌شود.

«داویس» (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان: «مالی‌سازی و شرکت‌های غیرمالی: بررسی رفتار سرمایه‌گذاری در سطح شرکت در ایالات متحده در بازۀ زمانی ۱۹۷۱–۲۰۱۱» تغییرات در پرتفو و رفتار تأمین مالی شرکت‌های غیرمالی در دورۀ پس از ۱۹۷۰م. و مالی‌سازی به‌همراه تغییر در سرمایه‌گذاری ثابت شرکت‌ها را موردبررسی قرار می‌دهند. این مقاله با استفاده از مدل داده‌های تابلویی در سطح شرکت، به بررسی رابطۀ مالی‌سازی و سرمایه‌گذاری می‌پردازد. ایدئولوژی جدید ارزش سهامداران و نوسانات در سطح شرکت، به‌طور خاص، به‌عنوان ویژگی‌های اقتصاد ایالات متحدۀ آمریکا پس از سال ۱۹۷۰م. شناسایی می‌شوند که با کاهش قابل‌توجه نرخ سرمایه‌گذاری شرکت‌های غیرمالی ارتباط دارد. همچنین تجزیه و تحلیل تفاوت‌های کلیدی را براساس اندازۀ شرکت برجسته می‌کند. به‌طوری‌که، ایدئولوژی جدید ارزش سهامداران در درجۀ اول بر شرکت‌های غیرمالی بزرگ تأثیر می‌گذارد، درحالی که نوسانات فزاینده بر شرکت‌های کوچک تأثیر بیشتری دارد.

«توری دنیل» و «اوناران»[2] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای به بررسی اثرات مالی‌سازی بر سرمایه‌گذاری کشورهای بریتانیا (UK[3]) در دورۀ ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۳م. پرداختند. آن‌ها به شواهد محکمی مبنی‌بر تأثیر سوءپرداخت‌های مالی و همچنین درآمدهای مالی بر میزان انباشت سرمایه دست‌یافتند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که جهت‌گیری روزافزون بخش غیرمالی به‌سمت فعالیت‌های مالی درنهایت منجر به کاهش سرمایه‌گذاری واقعی[4] و متعاقباً کاهش رشد اقتصادی و همچنین نگرانی‌های طولانی‌مدت برای بهره‌وری اقتصادی می‌شود.

---

1. Dawyer
2. Tori Daniel & onaran
3. United Kingdom
4. Physical investment

«ژانگ»[1] (۲۰۲۰) این مقاله یک مدل پرتفوی برای تجزیه و تحلیل عوامل تعیین‌کننده در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری مالی در شرکت‌های غیرمالی چین را بررسی می‌کند. در این مطالعه برخلاف ادبیاتی که فرض می‌کند سرمایه‌گذاری مالی بدون ریسک می‌باشد، این مدل ریسک را در سرمایه‌گذاری‌های ثابت و مالی مجاز می‌داند. در این مدل با استفاده از داده‌های ترکیبی شرکت‌های فهرست شده در بازار سهام چین طی دورهٔ ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۶م. با فراوانی شش‌ماهه، به این نتیجه می‌رسد که در تصمیمات سرمایه‌گذاری مالی شرکت‌های غیرمالی، ریسک سرمایه‌گذاری ثابت وزن و اهمیت بیشتری نسبت به ریسک کل دارد. با این‌حال، نرخ شکاف بازده ریسک تعدیل‌شده مابین سرمایه‌گذاری مالی و ثابت هیچ نقشی در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری مالی شرکت‌های چینی ندارند، که این نتیجه در تضاد کامل با نتایج استفاده از مدلی است که سرمایه‌گذاری‌های مالی را بدون ریسک فرض می‌کند. یافته‌های تحقیق با معیارهای جایگزین از قبیل: مالی‌سازی، ریسک سرمایه‌گذاری، و اندازهٔ متفاوت بنگاه‌ها، ساختار مالکیت و دوره‌های زمانی متفاوت تأیید می‌شوند.

«فنگ»[2] و همکاران (۲۰۲۱) در مقاله‌ای بررسی می‌کنند که آیا و چه‌طور تنوع کسب و کار بر مالی‌سازی شرکت‌های غیرمالی تأثیر می‌گذارد؟ با استفاده از داده‌های بازار چین، متوجه شدند که استراتژی تنوع کسب و کار به‌طرز قابل‌توجهی سرمایه‌گذاری شرکت‌های غیرمالی در دارایی‌های مالی را افزایش می‌دهد. به‌علاوه، تشدید مشکلات نمایندگی، افزایش ناکارآمدی سرمایه‌گذاری و ریسک عملیاتی زیاد از پیامدهای تنوع کسب و کار است که شرکت‌ها را وادار به نگه‌داری دارایی‌های مالی با ریسک زیاد می‌کند. ازطرفی تنوع کسب و کار بر سرمایه‌گذاری مالی در شرکت‌های با سرمایهٔ کوچک، شرکت‌های دولتی و شرکت‌هایی با مکانیسم نظارت ضعیف، قوی‌تر است. درنهایت، اثر تنوع بر مالی‌سازی شرکت‌ها در جایی‌که توسعهٔ اقتصاد منطقه‌ای و قوانین و مقررات محیطی ضعیف باشد، بیشتر است.

«گنگولی»[3] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای برای اولین‌بار به مطالعه در ادبیات مالی‌سازی برای درک تأثیر مالی‌سازی درمورد شرکت‌های غیرمالی در هند پرداخت. در این مطالعه مشخص شد که در مرحلهٔ توسعه سریع بازار سرمایه در هند، گرایش روبه رشدی در بنگاه‌های غیرمالی به‌وجود آمد که بنگاه‌ها به‌جای آن‌که منابع خود را در دارایی‌های فیزیکی سرمایه‌گذاری کنند ابزارهای مالی را توسعه دادند. ازطرفی برخلاف نظریات موجود، شواهد تجربی کافی در راستای تأیید این فرضیه که سهامداران نهادی در کوتاه‌مدت تولید را در بخش غیرمالی کشور هند افزایش می‌دهند، وجود ندارد. این نتیجهٔ مهم به ادبیات رو به رشد مالی‌سازی کمک می‌کند که نشان‌دهد برخلاف اقتصادهای توسعه‌یافته، مجرای مالی‌سازی اقتصاد واقعی در کشورهای درحال توسعه کاهش عملکرد بخش صنعتی آن کشورها می‌باشد.

---

1. Zhang
2. Feng
3. Ganguly

«داویس»[1] و «مک کورمک»[2] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای به تحلیل رابطهٔ بین رکود صنعتی در اقتصاد آمریکا و مالی‌سازی در شرکت‌های غیرمالی پرداختند، با این پرسش که آیا شرکت‌ها در صنایعی که پس از ۱۹۷۰م. رکود شدید را تجربه کردند وجوه بیشتری برای پرداخت سود سهامداران و به‌خصوص خرید مجدد سهام تخصیص‌دادند؟ رکود با استفاده از نسبت باران[3] اندازه‌گیری شده است که میانگین سهم مازاد تخصیص‌یافته به سرمایه‌گذاری در یک صنعت را توصیف می‌کند. در این مطالعه به این نتیجه رسیدند شرکت‌هایی در صنایعی با رکود شدیدتر (نسبت باران پایین‌تر) احتمال بیشتری برای بازخرید سهام را دارند و در بین این شرکت‌ها، میزان پرداختی بیشتری به سهامداران را پیش‌بینی می‌کنند. این نتایج حاکی از آن است که یکی از عوامل اساسی رفتار بنگاه مالی‌شده در سال‌های پس از ۱۹۸۰م. در آمریکا کاهش رشد در بخش غیرمالی اقتصاد می‌باشد.

درمورد ارتباط بین رشد اقتصادی و توسعهٔ مالی همواره شناخت جهت علّیت میان توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی به علت تأثیر آن در اتخاذ سیاست‌های متفاوت توسعه اقتصادی نه‌تنها برای اقتصاددانان و پژوهشگران؛ بلکه برای سیاست‌گذاران نیز از اهمیت فراوان برخوردار بوده است (راستی، ۱۳۸۸). اغلب تحلیل‌گران همچون: «مک کینون» (۱۹۷۳)، «شاو» (۱۹۷۳)، «کینگ» و «لوین»[4] (۱۹۹۳) و «لوین» و «زروس»[5] (۱۹۹۶) معتقدند تعمیق مالی[6] می‌تواند سرعت رشد اقتصادی را افزایش دهد؛ در نتیجه سیاست‌گذاران باید توجهشان به ایجاد و ارتقاء مؤسسه‌های مالی معطوف باشد. برخی دیگر مانند: «پاتریک»[7] (۱۹۹۶)، «لوکاس» (۱۹۸۸)، «جانگ»[8] (۱۹۸۶)، «فریدمن» و «شوارتز»[9] (۱۹۶۳)، «استرن»[10] (۱۹۸۹) و «آیرلند»[11] (۱۹۹۴) با این دیدگاه مخالفت کرده‌اند. آن‌ها معتقدند در صورت عدم وجود رابطهٔ علّی از توسعهٔ مالی به رشد اقتصادی، سیاست‌هایی که با هدف توسعه و ارتقای واسطه‌های مالی صورت می‌گیرد، نمی‌تواند در فرآیند رشد مؤثر باشد (کمیجانی و نادعلی، ۱۳۸۶).

دربارهٔ ارتباط میان توسعهٔ مالی و رشد، اقتصاددانان نظریه‌های مختلفی ارائه کرده‌اند. مطالعه‌های انجام‌شده درخصوص اثرگذاری توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی به چهار دسته تقسیم می‌شوند؛ در ایران نیز تحقیقات ارزشمندی صورت گرفته که به برخی از آن‌ها در جدول ۱، اشاره شده است.

---

1. Davis
2. McCormack
3. Baran Ratio
4. King & Levin
5. Levine & Zervos
6. Financial Deepening

در *فرهنگ‌نامه مفاهیم پولی و بانکی* (خلعتبری، ۱۳۷۷)، تعمیق مالی مترادف با تعمیق دارایی‌های مالی دانسته شده و این‌گونه تعریف شده است: «به حالتی گفته می‌شود که سرعت افزایش دارایی‌های مالی بیش از سرعت افزایش دارایی‌های غیرمالی باشد. در این حالت نسبت دارایی‌های مالی به دارایی‌های غیرمالی رو به افزایش می‌گذارد».

7. Patrich
8. Jung
9. Friedman & Schwartz
10. Stern
11. Irland

جدول ۱. دیدگاه‌های مرتبط با رابطهٔ علّیت توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی.

Tab. 1. Perspectives related to the causal relationship between financial development and economic growth

ردیف	عنوان دیدگاه	شرح دیدگاه	مطالعات مرتبط خارجی	مطالعات مرتبط داخلی
گروه اول	دیدگاه رهبری عرضه	به این‌معنا که سیاست‌گذاران با توسعهٔ بخش مالی (ازطریق افزایش سطح پس‌انداز، حجم سرمایه‌گذاری و بالا بردن کارایی سرمایه‌گذاری) می توانند به رشد دست‌یابند	مک کینون (۱۹۷۳)، شاو (۱۹۷۳)، کینگ و لوین (۱۹۹۳)، لوین و زروس (۱۹۹۶)، تاون سند[1] (۱۹۷۹)، دیاموند[2] (۱۹۸۴)، بوید و پرسکات[3] (۱۹۶۸)	راسخی و رنجبر (۱۳۸۹)
گروه دوم	دیدگاه رهبری تقاضا	رشد اقتصادی منجر به توسعهٔ مالی می‌شود و جهت علّیت از رشد اقتصادی به توسعهٔ مالی است.	رابینسون (۱۹۵۲) و جانگ (۱۹۸۶) فریدمن و شوارتز (۱۹۶۳) و ایرلند (۱۹۹۴)	آرمن و همکاران (۱۳۸۷)، راستی (۱۳۸۹)، فطرس و همکاران (۱۳۸۹)
گروه سوم	علّیت دوطرفه	به رابطهٔ دوسویه رشد اقتصادی و توسعهٔ مالی اعتقاد دارند.	گرینوودو اسمیت[4] (۱۹۹۷)، لوینتل و خان[5] (۱۹۹۹)، دمتریادیس و حسین[6] (۱۹۹۶)	محمدی و همکاران (۱۳۹۳) فتحی و همکاران (۱۳۸۹) سخایی (۱۳۸۶)
گروه چهارم	بدون ارتباط	هیچ رابطه‌ای میان توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی وجود ندارد.	رم[7] (۱۹۹۹)، داوسون[8] (۲۰۰۳)، می‌یر و سیرز[9] (۱۹۸۴)، استرن (۱۹۸۹) و لوکاس (۱۹۸۸)	دژپسند و بخارایی (۱۳۹۵)، تقوی و همکاران (۱۳۹۰)، حسینی و همکاران (۱۳۹۰)، عصاری و همکاران (۱۳۸۶)، نظیفی (۱۳۸۳)، سیفی‌پور (۱۳۸۹)

در مطالعات داخلی فوق‌الذکر نمایندهٔ توسعهٔ مالی بیشتر نظام بانکی بوده است و کمتر به تأثیر بازار بورس بر رشد اقتصادی یا بالعکس پرداخته شده است و یکی از مطالعات در این ارتباط، «خادم‌علیزاده» (۱۳۹۲)، در مقاله‌ای با عنوان تأثیر بازار سرمایه بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۰م. به این نتیجه رسید که در سطح کلان، رابطهٔ مثبت و معناداری بین شاخص‌های بازار سرمایه و رشد اقتصادی در ایران مشاهده نمی‌شود. «حسن‌زاده» و «احمدیان» (۱۳۸۹) در مقاله‌ای به بررسی اثر توسعهٔ بازار بورس بر رشد اقتصادی با استفاده از

1. Town Sand
2. Diamond
3. Boyd & Prescott
4. Green wood & Smith
5. Luintel & khan
6. Demetriades & hussein
7. Ram
8. Dawson
9. Meir & Seers

روش داده‌های تابلویی برای کشورهای آلمان، انگلستان، آمریکا، کره جنوبی، مالزی، آرژانتین و ایران پرداختند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که با توجه به عدم توسعه‌یافتگی بورس تهران، اثر شاخص‌های توسعهٔ بورس بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی بسیار ناچیز است.

«فتحی» و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله‌ای به تحلیل تأثیر مالی‌شدن بر سرمایه‌گذاری واقعی در شرکت‌های غیرمالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. بدین‌منظور، درآمد و هزینه‌های مالی به‌عنوان ابعاد مالی‌شدن و متغیرهای مستقل درنظر گرفته شدند و خالص سرمایه‌گذاری ثابت مشهود شرکت‌های غیرمالی به‌عنوان متغیر وابسته درنظر گرفته شدند. داده‌های موردنیاز به‌صورت سالانهٔ طی دورهٔ زمانی ۸۷-۱۳۸۱ گردآوری شده و با استفاده از روش رگرسیون مبتنی‌بر داده‌های ترکیبی تجزیه و تحلیل هر یک از فرضیه‌ها انجام پذیرفت. براساس نتایج پژوهش، فرضیهٔ اول مبنی‌بر ارتباط هزینه‌های مالی بر سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌ها پذیرفته شد. اما فرضیهٔ دوم مبنی‌بر ارتباط درآمدهای مالی بر سرمایه‌گذاری واقعی رد شد.

«ابوذری» و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان: «بررسی پدیدهٔ مالی‌شدن در اقتصاد ایران» به بررسی پدیدهٔ مالی‌شدن در ایران و اثرش بر رشد اقتصادی می‌پردازد. این مطالعه با استفاده از آزمون علّیت تودا و یاماماتو و ضرایب همبستگی به بررسی وقوع پدیدهٔ مالی‌شدن در ایران طی سال‌های ۱۳۸۰تا ۱۳۹۳ می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد رشد بازار سرمایهٔ اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشور دارد، در بلندمدت رشد بازار سرمایهٔ اثر مستقیمی بر رشد اقتصادی داشته، اما از سه ماههٔ دوم سال ۱۳۹۲ تا سه ماههٔ سوم سال ۱۳۹۳ رشد بازار سرمایهٔ اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد که نشان‌دهندهٔ وقوع پدیدهٔ «مالی‌شدن» در اقتصاد ایران است؛ به‌عبارت دیگر، به علت فضای کسب و کار نامساعد، تورم‌های دو رقمی و مزمن، ریسک‌های سیستماتیک بالا، شوک‌های ارزی، تحریم‌های اقتصادی و... عاملین اقتصادی تمایلی به سرمایه‌گذاری واقعی (در بخش تولید) نداشته و سود یا اصل دارایی خود را از بخش واقعی به بخش مالی انتقال می‌دهند.

با توجه به مطالعات قبلی، در کشور ایران بیشتر به بررسی رابطهٔ میان توسعهٔ مالی و رشد اقتصادی یا رشد بازار سرمایه و رشد اقتصادی پرداخته شده است که نتایج متفاوتی نیز داشته، و همچنین در دو مطالعهٔ صورت گرفته درخصوص مالی‌سازی در یک مطالعه به بُعد کلان مالی‌سازی پرداخته شده است و رشد بازار سرمایه به‌طورکلی نمایندهٔ مالی‌سازی در اقتصاد درنظر گرفته شده است و در مطالعهٔ دیگر به بُعد خُرد مالی‌سازی پرداخته شده است؛ یعنی مالی‌سازی را در سطح بنگاه‌های غیرمالی مورد بررسی قرارداده‌اند، و به‌لحاظ موضوعی به این مطالعه نزدیکی بیشتری دارد، متغیرهای مستقل صرفاً درآمد و هزینهٔ مالی‌سازی و سایر متغیرهای درون بنگاهی نظیر فروش و سود را در مدل لحاظ کرده‌اند. در این مطالعه علاوه‌بر بسط مدل درون بنگاهی و اضافه کردن متغیر سود انباشته به مدل، سایر متغیرهای کلان و بین بخشی مؤثر بر سرمایه‌گذاری واقعی بنگاه‌ها به‌عنوان متغیرهای مستقل مدل درنظر گرفته شده است. در این‌راستا و برای تخمین مدل برای آن‌که تأثیر مالی‌سازی را بر شرکت‌های غیرمالی فعال در بخش‌های مختلف اقتصادی و با مالکیت‌های مختلف سنجیده شود از روش داده‌های تابلویی چندسطحی استفاده شده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. تصریح الگو و معرفی داده‌ها

در نظریهٔ پساکینزی انباشت سرمایه یک روند ذاتی دینامیک است (کالسکی، ۱۹۵۴؛ لوپز و مَت، ۱۹۹۸). سرمایه‌گذاری فیزیکی یک پدیدهٔ برگشت‌ناپذیر است. فرآیندهای مختلف تأمین مالی در برنامه‌های سرمایه‌گذاری در بازه‌های زمانی مختلف همپوشانی دارند و میزان انباشت سرمایه در گذشته و آینده را به گواه تأیید تحقیقات تجربی قبلی، پیوند می‌دهد (فورد و پورت، ۱۹۹۱؛ کوپک و براومن، ۲۰۰۱؛ اورهانگازی، ۲۰۰۸؛ آریستیس و همکاران، ۲۰۱۲)؛ از این‌رو، در همهٔ الگوهای ارزیابی شده، تأثیر متغیرهای مستقل و کنترلی برروی سرمایه‌گذاری واقعی به‌صورت آنی نبوده و با گذشت زمان صورت می‌گیرد؛ زیرا بین تصمیم سرمایه‌گذاری و هزینه‌های سرمایه‌گذاری و نقش آن‌ها در شکل‌گیری انتظارات، تأخیر زمانی وجود دارد.

برای تجزیه و تحلیل آثار بالقوهٔ مالی‌سازی در بازار سرمایهٔ ایران، مدل این تحقیق براساس مدل سرمایه‌گذاری «توری دنیل» و «اوناران» (۲۰۱۸) توسعه یافته است و به‌جای داده‌های بین کشوری از داده‌های شرکت‌های فعال در بخش غیرمالی بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده و تأثیر فعالیت‌های مالی بر سرمایه‌گذاری این شرکت‌ها به‌صورت خُرد ارزیابی شده است. علاوه‌بر آن سایر متغیرهای بین بخشی و سطح کلان که بر سرمایه‌گذاری واقعی تأثیر دارند در قالب یک مدل داده‌های تابلویی چندسطحی به مدل اضافه شده است.

در این‌راستا معادلهٔ (۱) الگوی اساسی را ارائه می‌دهد و در آن میزان انباشت I / K برابر است با:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{I}{K}\right)_{it-j} + \beta_2 \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{Pr}{K}\right)_{it-j} + \beta_3 \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{S}{K}\right)_{it-j} + \beta_4 \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{\pi_F}{K}\right)_{it-j} + \beta_5 \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{F}{K}\right)_{it-j} + \beta_6 \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{Ri}{K}\right)_{it-j} + \beta_7 \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{AS}{K}\right)_{it-j} + \beta_8 \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{Gr}{K}\right)_{it-j} + \beta_9 \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{Tx}{K}\right)_{it-j} + \beta_{10} \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{Cr}{K}\right)_{it-j} + \beta_{11} \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{Lo}{K}\right)_{it-j} + \beta_{12} \sum_{j=1}^{2} \left(\frac{Sn}{K}\right)_{it-j} + \beta_{13}\beta_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

در این معادله، I یا سرمایه‌گذاری مقدار اضافه شده به دارایی‌های ثابت که نمایانگر سرمایه‌گذاری واقعی است؛ K موجودی سرمایهٔ خالص است؛ Π درآمد عملیاتی خالص است؛ CD سودهای نقد پرداخت شده است؛ $(\pi - CD = Pr)$ سودهای انباشته را تعریف می‌کند؛ S فروش خالص است؛ F مجموع سودهای نقدی پرداخت شده و بهرهٔ پرداختی به بدهی، π_F کل درآمدهای غیرعملیاتی (مالی) به‌عنوان بهره و مجموع سودهای دریافتی به‌وسیلهٔ شرکت، i نیز شاخص بنگاه می‌باشد.

سپس تعدادی متغیر کنترلی که در بخش کلان اقتصادی برروی سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها مؤثر هستند به مدل اولیهٔ مطالعهٔ اوناران اضافه شد که دلایل ورود متغیرها به مدل اختصاراً بدین‌شرح است: Gr رشد تولید ناخالص غیرنفتی است مطابق مطالعهٔ «کلارک»[1] (۱۹۱۷) تغییر در تولید، مخارج سرمایه‌گذاری را متأثر می‌سازد. این عامل به «اثر شتاب» معروف است. تولید همچنین نقشی مهم در سرمایه‌گذاری از دیدگاه نئوکلاسیک ایفا می‌کند که به‌وسیلهٔ «جورگنسون» تبیین گردید. As موجودی سرمایهٔ خالص است و Ri نرخ بهرهٔ حقیقی بخش‌های مختلف می‌باشد. تأثیر نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری خصوصی اولین‌بار توسط جورگنسون (۱۹۶۳) مدل‌سازی شد. در این رویکرد که به‌عنوان «رویکرد نئوکلاسیک» معروف است، موجودی سرمایهٔ مطلوب به‌عنوان تابعی از تولید واقعی و هزینهٔ فرصت سرمایه درنظر گرفته شده که در آن موجودی سرمایهٔ مطلوب به‌طور مستقیم با تولید و به‌طور معکوس با هزینهٔ فرصت سرمایه در ارتباط است. Cr تأثیر نرخ ارز را نشان می‌دهد، با افزایش نرخ ارز و کاهش قدرت خرید پول، درواقع هزینهٔ سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد و همچنین ممکن است ملاک‌های ارزش فعلی و نرخ بازدهی طرح سرمایه‌گذاری کاهش یافته و افراد را از سرمایه‌گذاری منصرف نماید (خراج، ۱۳۸۲). «رفای» (۱۹۹۵)، «سرون» و «سلیمان» (۱۹۹۲) استدلال نمودند که افزایش در نرخ ارز حقیقی می‌تواند منجر به افزایش قیمت کالاهای واسطه و سرمایه‌ای وارداتی گردیده و سرمایه‌گذاری را در این دو گروه کشورها تنزل دهد. و Tx نسبت مالیات بر شرکت‌ها و مؤسسات به کل درآمدهای دولت می‌باشد، در برخی مطالعات نظری و تجربی تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر سرمایه‌گذاری موردتأکید قرار گرفته است. مالیات بر شرکت‌ها به‌عنوان مالیات بر درآمد سرمایه، ارتباط بیشتری با سرمایه‌گذاری دارد. مطالعات «سامر» (۱۹۹۸)، «والدی» و «مدینا» (۱۹۹۸) و «ورداوا» (۲۰۰۴) نشان‌داد که مالیات‌ها از کانال سرمایه، سرمایه‌گذاری را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند، و کاهش مالیات بر درآمد شرکت‌ها، یکی از عوامل رشد ناگهانی سرمایه‌گذاری خواهد بود. Lo ماندهٔ تسهیلات اعطایی بخش‌های مختلف اقتصادی است، زمانی‌که به مطالعهٔ اقتصادهای درحال توسعه پرداخته می‌شود، اعتبارات اختصاص‌یافتهٔ بانکی به بخش خصوصی عامل مهمی در سرمایه‌گذاری خصوصی محسوب می‌شود. «مک کینون» و «شاو» (۱۹۷۳)، «فرای» (۱۹۸۸) و «گرین» و «ویلانو» (۱۹۹۱) سرمایه‌گذاری خصوصی را تابع مثبتی از موجودی واقعی پول دانسته‌اند؛ یعنی این‌که سرمایه‌گذاران در این کشورها به‌دلیل محدودیت دستیابی به منابع مالی ازطریق بازار پول یا سرمایه، وضعیت خود را نسبت به موجودی نقدی انباشت‌شده مورد ارزیابی قرار می‌دهند. همچنین Sa شاخصی برای تحریم می‌باشد؛ طبق نگرش نئوکلاسیک، تحریم‌ها می‌توانند کاهش تجارت بین‌المللی، کاهش سرمایه‌گذاری در کشور تحریم شده، عدم انعطاف‌پذیری در ساختار و ترجیحات مصرف و تولید و در نتیجه کاهش انعطاف‌پذیری بازار کار را به‌همراه داشته باشد. مهم‌ترین این مجراها همان تغییرات در تجارت و تولید و سایر متغیرهای وابسته به این بخش‌ها مانند سرمایه‌گذاری و اشتغال است (گرشاسبی، ۱۳۹۰).

F و π_F نشان‌دهنده تأثیر احتمالی مالی‌سازی برروی سرمایه‌گذاری هستند، با توجه به فرضیه‌های تحقیق انتظار ما بر این‌است که هرچه مقدار متغیرهای مالی‌سازی افزایش‌یابد سرمایه‌گذاری واقعی شرکت کاهش‌یابد. ازطرفی در مدل مورداستفاده تمایز واضح بین فعالیت‌های عملیاتی و غیرعملیاتی در بنگاه‌ها قائل می‌شویم و در

[1]. Clark (1917)

مدل سرمایه‌گذاری به‌عنوان عوامل تعیین‌کنندهٔ مالی‌سازی، جریان‌های ورودی و خروجی مالی، یعنی مجموع سودهای نقدی پرداخت شده و بهرهٔ پرداختی به بدهی را به‌عنوان جریان‌های خروجی شرکت‌های غیرمالی و کل درآمدهای غیرعملیاتی را (نظیر درآمد بهره و مجموع سودهای دریافتی) به‌عنوان جریان‌های ورودی شرکت‌های غیرمالی لحاظ می‌کنیم. اما باید توجه داشت که در آزمون تجربی مدل پژوهش، مقادیر متغیرهای مستقل و کنترلی با تأخیر زمانی یک ساله استفاده می‌شود؛ زیرا تأثیرگذاری این متغیرها بر سرمایه‌گذاری واقعی به‌صورت آنی نبوده، با گذشت زمان صورت خواهد گرفت؛ لذا همان‌طورکه در معادلهٔ (۱) ملاحظه می‌شود متغیرها با تأخیر وارد مدل شده است.

۲-۳. معرفی الگوی پانل دیتای چندسطحی

مدل‌سازی چندسطحی[1] به بیش از نیم‌قرن برمی‌گردد؛ زمانی‌که دانشمندان علوم اجتماعی با این واقعیت هماهنگ شده‌اند که آن‌چه در سطح گروه واقعیت دارد لزوماً در سطح فردی صادق نیست. مثال سنتی آن درصد سواد و درصد آمریکایی‌های آفریقایی تبار بود. با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده در سطح ایالت ۵۰ ایالت آمریکا در دههٔ ۱۹۳۰م. به‌عنوان داده‌های نمونه، «رابینسون» (۱۹۵۰) دریافت که همبستگی زیادی مابین نژاد و بی‌سوادی وجود دارد. با این‌حال، هنگام استفاده از داده‌های سطح فردی، همبستگی بسیار پایین‌تر مشاهده شد. این تفاوت از این واقعیت ناشی می‌شود که ایالت‌های جنوبی، که آمریکایی‌های آفریقایی‌تبار زیادی را شامل می‌شدند، بی‌سوادان زیادی از همهٔ نژادها داشتند. رابینسون سوءتفسیرهای احتمالی مبتنی‌بر داده‌های جمع‌آوری شده، مانند داده‌های سطح دولتی، را نوعی «مغالطه اکولوژیکی»[2] توصیف کرد (هم‌چنین ر. ک. به: کلنسی و همکاران، ۲۰۰۳). در مقالهٔ کلاسیک دیویس و همکاران (۱۹۶۱)، همین مشکل از نظر آثار درون‌گروهی در مقابل بین گروهی، مربوط به آثار سطح فردی و سطح گروهی بود. عملکرد اصلی مدل‌سازی چندسطحی این است که آثار فردی درون‌گروهی را از آثار کلی بین گروهی جدا می‌کند.

مانند سایر تکنیک‌های کمی، محقق نباید براساس داده‌ها به نتایج مطالعه برسد؛ بلکه درمورد مشکلات چندسطحی، محقق باید نظریه‌ای چندسطحی درمورد روابط بین متغیرهای موردمطالعه داشته باشد. باید به‌وسیلهٔ ادبیات تجربی، قیاس مثال‌های مختلف یا استنباط از مبانی نظری استدلال منطقی وجود داشته باشد، که سطح بالا را در یک مدل چندسطحی به سطح پایین پیوند می‌دهد؛ برای مثال، نشان‌دادن تأثیر قابل‌توجه مدرسه بر نمرات ریاضی دانش‌آموزان کافی نیست. همچنین باید درمورد چگونگی به‌وجود آمدن این اثر بحثی شکل بگیرد؛ به‌عنوان مثال، ممکن است این‌طور استدلال شود که مدارس با بودجهٔ بیشتر به معلمان حقوق بیشتری می‌دهند و آن‌ها را ترغیب می‌کند تا عملکرد دانش‌آموز بهتری داشته باشند، یا ممکن است استدلال شود که مدارسی که در آن‌ها

---

[1]. Multilevel Modeling
[2]. Ecological Fallacy

میانگین وضعیت اجتماعی–اقتصادی (SES[1]) دانش‌آموزان بالاتر است، نتایج آزمون بهتری دریافت می‌کنند؛ زیرا هم‌کلاسی‌های دانش‌آموزان دارای SES بالاتری هستند. ممکن است نظریه‌های چندسطحی وجود داشته باشد که هریک متغیرهای دیگری را که نیاز است در مدل گنجانده شوند، پیشنهاد می‌کند؛ به‌طور کلی، مدل‌های چندسطحی به نظریه‌هایی درمورد واسطه‌گری بین سطوح نیاز دارند.

- نحوهٔ عملکرد مدل‌های چندسطحی

یک مطالعهٔ آموزشی با داده‌هایی از دانش‌آموزان در تعداد زیادی مدرسه را جهت پیش‌بینی سطح دانش‌آموزان هر مدرسه y در یک آزمون استاندارد و نمراتشان در یک پیش‌آزمون x و دیگر اطلاعات درنظر بگیریم. برای هر مدرسه بنا بر پارامترها و ویژگی‌های خاص آن مدرسه (مانند: وضعیت اقتصادی و اجتماعی آن، محله یا موقعیت مکانی مدرسه، دولتی یا خصوصی بودن آن، و غیره) می‌توان یک مدل رگرسیونی مجزا تخمین‌زد. رگرسیون سطح دانش‌آموزان و سطح مدرسه در اینجا دو سطح از مدل چندسطحی هستند (گلمن، ۲۰۰۷).

به‌طورکلی، یک مدل چندسطحی، رگرسیون (یک مدل خطی یا کلی) می‌باشد که در آن پارامترها –ضرایب رگرسیون– با ارائه یک مدل احتمالی برآورد می‌شوند. این مدل دوسطحی دارای پارامترهای خاص خودش است – پارامترهای خارج از مدل[2]– نیز از داده‌ها تخمین زده می‌شود. دو بخش کلیدی یک مدل چندسطحی ضرایب متغیر و یک مدل برای ضرایب مختلف می‌باشد (که خود می‌تواند شامل برآوردکننده‌های سطح گروه باشد). رگرسیون کلاسیک گاهی اوقات می‌تواند ضرایب متفاوتی را با استفاده از متغیرهای شاخص تطبیق دهد. ویژگی که مدل‌های چندسطحی را از رگرسیون کلاسیک متمایز می‌کند، در مدل‌سازی تغییرات بین گروه‌ها است (گلمن، ۲۰۰۷).

- مدل‌های ضرایب رگرسیون

در مدل این تحقیق برای آن‌که اثرات سطوح مختلف از یک‌دیگر تفکیک شود چهار سطح درنظر گرفته شده است و دلیل اصلی آن گستردگی نوع فعالیت‌های غیرمالی شرکت‌های بورس اوراق بهادار می‌باشد؛ به‌طوری‌که دامنهٔ فعالیت شرکت‌ها به‌طور کامل هر چهار بخش اصلی اقتصاد را دربر می‌گیرند، و هر بخش زیربخش‌های مختلف داشته و هر زیربخش از گروه‌های مختلف فعالیت تشکیل شده‌اند (در پیوست نمایان است). ازطرفی تأثیر هر یک از متغیرهای مستقل نظیر نرخ ارز یا تحریم بر گروه‌های فعالیتی زیربخش‌ها متفاوت بوده پس می‌بایست با تفکیک گروه‌ها و سطح‌بندی بیشتر، تأثیر متغیرهای مستقل را به‌صورت مجزا بر هر سطح سنجید و درنتیجه تخمین برآوردهای مدل از اعتبار بیشتری برخوردار خواهد بود. جهت تأثیر نوع مالکیت بر حاکمیت شرکتی نیز نیاز به تفکیک شرکت‌ها به سه دستهٔ اصلی دولتی، خصوصی و عمومی غیردولتی شد؛ درنهایت چهار سطح موردنظر برای تخمین مدل داده‌های تابلویی چندسطحی به‌صورت ذیل طبقه‌بندی شد.

---

[1]. Socioeconomic status
[2]. Hyperparameter

سطح اول (id1): سطح بخش‌های اصلی اقتصاد که شرکت‌ها در چهار بخش اصلی (کشاورزی، صنعت، خدمات و معدن) قرار می‌گیرند.

سطح دوم (id2): سطح دوم زیربخش‌های سطح بخش‌های اصلی اقتصاد می‌باشد، به‌عنوان نمونه در بخش معدن، زیربخش‌های آن نظیر: استخراج کانه‌های فلزی، استخراج ذغال‌سنگ، استخراج نفت‌گاز و خدمات جنبی جز اکتشاف و فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای از یک‌دیگر تفکیک شده‌اند.

سطح سوم (id3): زیربخش‌های سطح دوم می‌باشد که به‌عنوان نمونه در بخش اصلی معدن و زیربخش استخراج کانه‌های فلزی خود به سه گروه استخراج آهن، استخراج کانه‌های فلزی غیرآهن و استخراج سایر کانه‌های فلزی دسته‌بندی می‌شود و به‌همین صورت سایر زیربخش‌ها به گروه‌های مختلف دسته‌بندی می‌شوند.

سطح چهارم (id4): کل این بنگاه‌های مورد بررسی در زمینهٔ مالکیت به سه دستهٔ اصلی خصوصی، دولتی و عمومی غیردولتی تقسیم‌بندی می‌شوند.

۳-۳. جامعه و نمونهٔ آماری

داده‌ها و اطلاعات موردنیاز برای انجام پژوهش به روش کتابخانه‌ای و عمدتاً از صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه شرکت‌های نمونه، گزارش‌های هفتگی، ماهانه، سالنامه‌ها و آمار بورس اوراق بهادار تهران، بانک‌های اطلاعاتی موجود در کتابخانهٔ سازمان بورس اوراق بهادار احصا می‌گردد. نمونه‌گیری صورت‌گرفته به‌صورت روش حذف سیستماتیک خواهد بود. ابتدا تعداد کل شرکت‌های واقع‌در تالار اصلی بورس (بدون شرکت‌هایی که در فرابورس هستند) را درنظر می‌گیریم و سپس شرکت‌هایی که در زمینهٔ حوزهٔ مالی و بیمه (خدمات واسطه‌گری مالی، بانکی و بیمه) فعالیت انجام می‌دهند، ازجمله: بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌های مالی، کارگزاری‌ها و شرکت‌های بیمه و... از این فهرست حذف می‌گردد؛ سپس با مراجعه به صورت‌های مالی شرکت‌ها، آن‌هایی که داده‌هایشان از سال ۱۳۸۸ موجود و پایان سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند می‌باشد، انتخاب می‌گردند.

آمار و داده‌ها شامل ویژگی‌های ذیل خواهد بود:

- به‌منظور قابل‌قیاس بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند می‌باشد.
- معاملات سهام آن‌ها طبق دورهٔ پژوهش بیش از ۳ ماه در بورس اوراق بهادار متوقف نشده باشد.
- به‌منظور همگن بودن اطلاعات، فعالیت آن‌ها تولیدی باشد.
- اطلاعات مربوط به متغیرهای انتخاب‌شده در این پژوهش در دسترس باشد.
- داده‌های مربوط به درآمدها و هزینه‌های مالی را ارائه کرده باشند.

با توجه به‌شرایط و محدودیت‌های موردنظر، از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار شرکت‌های منتخب فعال در حوزه‌های غیرمالی خواهند بود.

همچنین سایر داده‌های موردنیاز پژوهش از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی و در بازهٔ زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۸ گردآوری شده است. در پژوهش حاضر برای تحلیل مدل از مجموعهٔ داده‌های ترکیبی استفاده شده است؛ بدین‌ترتیب که ۷۹ شرکت در طول زمان مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار داده می‌شوند.

٤. نتایج برآورد مدل

در این بخش ابتدا به نتایج اثرات تصادفی سطوح مختلف پرداخته و نتایج آن را تفسیر می‌کنیم و سپس به تفسیر نتایج تخمین مدل اصلی و تأثیر متغیرهای مستقل مدل بر متغیر وابسته خواهیم پرداخت.

جدول ۲. نتایج اثر تصادفی تخمین مدل چندسطحی

Tab. 2. Random effect results of multilevel model estimation

Random-effects Parameters	Estimate	Std.Error	P.Value
Id	۰.۰۱۹۶۲۶۳	۰.۰۰۱۵۰۵۴	۰.۰۲۲۸۱۰۲
Id1	۰.۰۱۸۲۶۷۱	۰.۰۰۱۲۰۹۱	۰.۰۲۰۷۹۷۵
Id2	۰.۰۱۹۰۶۵۲	۰.۰۰۱۴۳۴۸	۰.۰۲۲۰۹۵۵
Id3	۰.۰۱۸۴۲۲۶	۰.۰۰۱۲۴	۰.۰۲۱۰۲۰۵
Id4	۰.۰۱۸۳۷۵	۰.۰۰۱۲۳۰۷	۰.۰۲۰۹۵۲۶
Residual: AR (3)			
Phi1	۰.۴۳۴۰۲۰۷	۰.۰۱۶۳۸۸۱	۰.۴۶۶۱۴۰۷
Phi2	۰.۱۳۶۱۹۲۹	۰.۰۱۷۲۴۱۲	۰.۱۶۹۹۸۵
Phi3	-۰.۱۲۹۶۰۶۲	۰.۰۱۸۱۴۸۷	-۰.۰۹۴۰۳۵۵
Sd(e)	۰.۰۸۸۱۰۳۸	۰.۰۰۱۴۶۶۶	۰.۰۹۱۰۲۵۶

منبع: محاسبات تحقیق.

در جدول فوق برای هر یک از جملات id1, id2, id3, id4 که نشان‌دهندهٔ چهار سطح متفاوت در مدل می‌باشند یک جمله با اثرات تصادفی درنظر گرفتیم که با توجه به معنی‌داری هر چهار جمله در سطح معنی‌داری ۹۵٪، نشان از ضرورت سطح‌بندی مدل را می‌دهد و در غیر این‌صورت می‌توانند متغیرهای دارای اثرات مثبت یا منفی در مدل به غلط دارای اثر شناسایی می‌شوند و بالعکس. پس می‌توان نتیجه گرفت که به‌درستی مدل داده‌های تابلویی چندسطحی انتخاب شده است و در این مدل اثر متغیرهای مستقل مدل در سطوح مختلف اعماز بخش‌ها و زیربخش‌های اقتصادی و نوع مالکیت شرکت‌ها اثرات متفاوتی بر سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌های غیرمالی

بورسی خواهند داشت؛ یعنی به‌عبارتی اثرات مالی‌سازی بر شرکت‌های معدنی متفاوت از این اثر بر شرکت‌های حوزهٔ خدمات یا کشاورزی می‌باشد.

در ضرایب idها در جدول فوق، ضریب id معادل 0.019 برآورد شده است که عدم صفر بودن آن نشان‌دهندهٔ وجود اثر تصادفی مربوط به id یا همان سطح موردنظر است. در نتیجه با سطح‌بندی صورت گرفته متغیر وابسته مدل یا همان سرمایه‌گذاری واقعی با توجه به برآورد id مسیر آن متفاوت خواهد بود و سطح‌بندی صورت گرفته بر متغیر وابسته مدل مؤثر می‌باشد. در این‌راستا همان‌طورکه در ادامه توضیح داده شده اثر تصادفی هر چهار سطح بر متغیر وابسته تأیید شده است. همچنین id4 که معرف سطح نوع مالکیت شرکت از نوع خصوصی، دولتی و عمومی غیر دولتی می‌باشد ضریب آن ۰.۰۱۸و غیر صفر می‌باشد، در نتیجه نشان‌دهندهٔ اثر تصادفی این گروه بر سرمایه‌گذاری فیزیکی می‌باشد.

ضریب id3 معادل ۰.۰۱۸۴ می‌باشد و معرف گروهی از شرکت‌هاست که در سطح سوم دسته‌بندی یک بخش قرار می‌گیرند به‌عنوان نمونه شرکت‌های فرآورده‌های نفتی اگر در ساخت فرآورده‌های نفتی تصفیه شده باشند تا تولید محصولات پالایش پتروشیمی اثرات تصادفی متغیر مستقل بر سرمایه‌گذاری واقعی متفاوت خواهد بود. به‌همین صورت ضریب id2 معادل ۰.۰۱۹۰ می‌باشد و معرف گروهی از شرکت‌هاست که بعد از بخش‌های اصلی اقتصاد در سطح دوم قرار می‌گیرند و به‌عنوان نمونه اثرات شرکت‌ها در محصولات شیمیایی، کاشی و سرامیک و سیمان، آهک و گچ در بخش صنعت اثر تصادفی بر متغیر مستقل را به‌صورت مجزا لحاظ می‌کند. ضریب id1 معادل ۰.۱۸۲ می‌باشد و ضریب گروه‌بندی شرکت‌ها در چهار بخش اصلی اقتصاد، یعنی کشاورزی، صنعت، معدن و خدمات می‌باشد و نشان‌دهندهٔ اثر متفاوت متغیرهای مستقل در این گروه بر متغیر وابسته می‌باشند.

جدول ۳. نتایج مربوط به معنی داری متغیرهای مدل تحقیق

Tab. 3. The results related to the significance of the variables of the research model

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره z	P.Value
عرض از مبدأ	C	۰.۰۶۳۲۰۲۳	۷.۷۷	۰.۰۷۹۱۴۶۳
فروش	S	۰.۰۰۳۲۵۵۸	۱۰.۸۴	۰.۰۰۳۸۴۴۵
سود انباشته	Pr	۰.۰۰۳۴۲۴۱	۱.۵۹	۰.۰۰۴۰۵۸۱
مخارج مالی	F	−۰.۰۰۶۴۸۵	−۶.۶۱	−۰.۰۰۴۵۶۰۸
درآمدهای مالی	π_F	−۰.۰۴۶۹۲۸	−۹.۸۳	−۰.۰۳۷۵۷۴۶
به تفکیک بخش‌ها GDPرشد	Gr	۰.۰۰۰۲۴۵۷	۳.۷۹	۰.۰۰۰۳۷۲۷
نرخ بهره حقیقی به تفکیک بخش‌ها	Ri	−۰.۰۰۰۶۱۷۳	−۵.۳۶	−۰.۰۰۰۳۹۱۵
موجودی سرمایه خالص به تفکیک بخش‌ها	As	−۱.۸۷e-۰۸	−۵.۵۹	−۰.۰۰۰۰۰۱۲۲
ماندهٔ تسهیلات اعطایی به تفکیک بخش‌ها	Lo	۴.۴۳e-۰۸	۱۵.۲۴	۰.۰۰۰۰۰۰۵
نرخ ارز	Cr	۲.۰۱e-۰۶	۱۷.۵۵	۰.۰۰۰۰۲۲۴
نسبت مالیات بر شرکت‌ها به کل درآمد	Tx	−۰.۱۶۷۲۱۹۵	−۳.۳۵	−۰.۰۷۰۲۲۰۶
تحریم اقتصادی بین‌المللی	Sa	−۰.۰۲۸۱۰۸۳	−۸.۸۳	−۰.۰۲۱۸۶۹۹

منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به تخمین نتایج زیر حاصل شده است:

همان‌طورکه از نتایج جدول فوق برمی‌آید فرضیهٔ تحقیق مبنی‌بر اثرگذاری منفی مخارج مالی و درآمدهای مالی به‌عنوان متغیرهای نمایندهٔ مالی‌سازی در شرکت‌های غیرمالی بورس اوراق بهادار بر سرمایه‌گذاری مورد تأیید قرار گرفت. در توجیه تأثیر منفی ضرایب فوق بر سرمایه‌گذاری واقعی، درمورد درآمدهای مالی؛ افزایش سهم درآمدهای مالی انگیزهٔ مالکان و مدیران شرکت را برای کاهش سرمایه‌گذاری واقعی تقویت می‌کند و به‌تدریج آن‌ها را از سرمایه‌گذاری پر خطر و نامطمئن به‌سمت سرمایه‌گذاری مطمئن یا کم‌ریسک سوق می‌دهد. به‌خصوص زمانی‌که فرصت‌های کسب سود در بازارهای مالی بهتر از بازارهای تولید محور باشد، این امر باعث ایجاد انگیزهٔ بیشتر برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی و انگیزهٔ کمتر برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی می‌شود. که با توجه به دوران رونق بازار در دورهٔ موردبررسی این انگیزه توسط شرکت‌ها افزایش‌یافته است.

درمورد مخارج مالی شرکت نیز افزایش مخارج مالی یا به‌دلیل افزایش سود تقسیمی است که افزایش سود پرداختی به صاحبان سهام موجب کاهش سرمایه‌گذاری واقعی می‌شود؛ چراکه در اینجا نیز اصلی‌ترین مسأله مورد بحث حاکمیت شرکتی، یعنی تعارض منافع مالکیت و مدیریت درمیان است و از این‌رو همواره خاستگاه مالکین شرکت‌ها این است که با افزایش جریان نقدی به‌جای سرمایه‌گذاری در اهداف بلندمدت شرکت، سود میان سهامداران توزیع شود. دلیل دوم رشد مخارج مالی شرکت افزایش پرداخت‌های بهره‌ای است که نشان از افزایش نسبت اهرمی شرکت و روی‌آوردن شرکت به استقراض به‌جای انتشار سهام (افزایش سرمایه) دارد که این موضوع ریسک شرکت و آسیب‌پذیری شرکت را افزایش می‌دهد و بازدهی احتمالی پروژه‌ها را کاهش می‌دهد. در ادبیات نظری هم نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام یا نسبت بدهی به سرمایه در مدل‌های سرمایه‌گذاری با این ایده استفاده شده است که سطوح بالای بدهی نشان‌دهندهٔ شکنندگی مالی در شرکت‌هاست که اثرات منفی بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد. «اورهانگازی» (۲۰۰۸) نیز بر این موضوع تأکید دارد که با افزایش نسبت بدهی، مدیران و سهامداران در معرض خطر فزاینده‌ای از دست دادن کنترل شرکت خود هستند. رابطهٔ بین سرمایه‌گذاری و بدهی باید به سطح بدهی که توسط مدیریت شرکت و بازارهای مالی ایمن تلقی می‌شود، بستگی داشته باشد. اگر سطح بدهی بالاتر از سطح امن تصور شود، افزایش در کل بدهی تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری خواهد داشت.

با توجه به نتایج سطح‌بندی‌ها در جدول فوق براساس نتایج تخمین از روش داده‌های تابلویی چندسطحی حالت اثرات متغیر، متغیرهای فروش (در سال)، سود انباشته (درآمدهای عملیاتی خالص – سودهای نقدی پرداخت شده)، رشد تولید ناخالص داخلی، ماندهٔ تسهیلات اعطایی به تفکیک بخش ها و نرخ ارز تأثیر معنی‌دار (در سطح معنی‌داری ۹۹٪) و مثبتی بر سرمایه‌گذاری واقعی بنگاه‌های موردبررسی داشته‌اند. نتایج به‌دست آمده با مطالعات ذکر شده در تبیین مدل به‌جز در متغیر نرخ ارز هم‌راستا می‌باشد. درمورد نرخ ارز، انتظار بر این است که با افزایش نرخ ارز درواقع منجر به افزایش قیمت کالاهای واسطه و سرمایه‌ای وارداتی گردیده، هزینهٔ سرمایه‌گذاری افزایش‌یافته و شرکت‌ها را از سرمایه‌گذاری منصرف نماید؛ اما به‌نظر می‌رسد این‌گونه نبوده است؛ البته در مطالعات داخلی در این مورد برخورداری دورباش (۱۴۰۰) در مطالعهٔ اثرات شوک نرخ ارز بر ارزش صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران

نحوهٔ اثرپذیری ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختلف متناسب با نوع تولید و ارائه خدمات در هر یک از شرکت‌ها متفاوت ارزیابی کردند. در بین صنایع منتخب، ارزش شرکت‌های فعال در صنایع محصولات غذایی و آشامیدنی نسبت به شوک ارزی در کل دورهٔ مورد بررسی واکنش مثبت و در صنعت خودرو و ساخت قطعات واکنش منفی نشان داده است. ازطرفی نرخ بهرهٔ حقیقی به تفکیک بخش‌ها و نسبت مالیات بر شرکت‌ها به کل درآمد و تحریم‌های بین‌المللی اثر معنی‌دار (در سطح معنی‌داری ۹۹٪) و منفی بر سرمایه‌گذاری واقعی بنگاه‌های مورد بررسی داشته است.

۵. نتیجه‌گیری

مطالعات بر نقش انباشت سرمایهٔ فیزیکی در رشد اقتصادی کشورها و همچنین تأثیر بازارهای مالی در ایجاد و توسعهٔ سرمایه فیزیکی در برخی کشورها تأکید دارند. حال اگر رشد بازارهای مالی بسیار بیشتر از بخش واقعی اقتصاد باشد و عدم تناسب مابین دو حوزهٔ واقعی و مالی اقتصاد مشاهده گردد به اصطلاح «مالی‌سازی» در اقتصاد رخ می‌دهد. رشد بی‌سابقه در بازارهای مالی و رشد منفی تولید ناخالص داخلی در برخی سال‌های مورد بررسی نشان از رشد مستقل از بخش واقعی بازارهای مالی دارد. تأثیر مالی‌سازی به‌طور مستقیم بر شاخص‌هایی از اقتصاد نظیر توزیع عادلانهٔ منابع و ثروت، حقوق و دستمزد نیروی کار و سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌ها و... می‌باشد. در این مطالعه به‌دنبال پاسخ به این پرسش هستیم که مالی‌سازی چه تأثیری بر سرمایه‌گذاری واقعی بنگاه‌های اقتصادی دارد. در این‌راستا نمونهٔ ما برای تحقیق شرکت‌های بورس اوراق بهادار بوده و به‌دلیل آن‌که شرکت‌های بورسی که در حوزهٔ مالی فعالیت دارند بررسی مالی‌سازی در آن شرکت‌ها به‌واسطهٔ فعالیت ذاتی‌شان، ما را دچار خطای در تحلیل می‌کند؛ نمونهٔ موردمطالعه فقط شرکت‌های فعال در حوزهٔ غیرمالی، می‌باشد، لذا نمونه‌گیری صورت گرفته به‌صورت روش حذف سیستماتیک می‌باشد. جهت تخمین مدل از روش داده‌های تابلویی چندسطحی استفاده کردیم؛ چراکه شرکت‌های موردبررسی به‌طور سلسله‌مراتبی در بخش‌های مختلف اقتصادی فعالیت داشتند و هرکدام در دسته‌بندی و گروه‌بندی‌های متفاوتی قرار می‌گرفتند و از آنجایی‌که اثرات متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در هر گروه و سطح می‌بایست به‌طور مجزا لحاظ شود از مدل داده‌های تابلویی چندسطحی استفاده شد، و با توجه به نتایج به‌دست آمده، سطح‌بندی به‌درستی انتخاب شده است و در غیراین‌صورت ضرایب و فواصل اطمینان متغیرها به غلط برآورد و تشخیص داده می‌شدند. در نتیجه اثرات متغیرهای مستقل بر سرمایه‌گذاری واقعی در گروه‌های مختلف متفاوت بوده است و با این مدل علاوه‌بر اثرات در همان سطح اثرات بین سطحی نیز لحاظ شده است.

براساس نتایج به‌دست آمده در این مطالعه پاسخ پرسش اصلی پژوهش مثبت می‌باشد، یعنی مالی‌سازی اثر منفی بر سرمایه‌گذاری واقعی شرکت‌های غیرمالی بورس اوراق بهادار داشته است. در نتیجه متغیرهای نمایندهٔ مالی‌سازی (درآمد و هزینهٔ مالی‌سازی) در کنار نرخ بهرهٔ حقیقی به تفکیک بخش‌ها، موجودی سرمایهٔ خالص به تفکیک بخش‌ها، نسبت مالیات بر شرکت‌ها به کل درآمد و تحریم‌های اقتصادی بین‌المللی اثر منفی بر

سرمایه‌گذاری فیزیکی شرکت‌های غیرمالی بورس اوراق بهادار داشته‌اند و سود انباشته، فروش، رشد تولید ناخالص داخلی به تفکیک بخش‌ها، نرخ ارز و ماندهٔ تسهیلات اعطایی با سرمایه‌گذاری واقعی رابطه‌ای مثبت داشته است.

بنابراین پیشنهاد سیاستی در این پژوهش، این است که با توجه به رشد نامتناسب حوزهٔ مالی با بخش واقعی اقتصاد ایران، از خلق پول و ایجاد نقدینگی بی‌اثر در بازارهای پول و نشت آن در سایر بازارهای مالی نظیر سرمایه و بیمه جلوگیری گردد و هرگونه ایجاد نقدینگی با نظارت بانک مرکزی و هدفمندی آن در راستای ایجاد تولید در کشور صورت پذیرد و همچنین ایجاد ابزارها و نهادهای نوین مالی نیز متناسب با کارکرد و خروجی آن در تولید ناخالص داخلی در بخش‌های اصلی اقتصاد انجام گیرد و بازخورد آن در بخش واقعی اقتصاد طی گزارش‌های دوره‌ای توسط مبادی ذی‌ربط رصد گردد.

کتابنامه

– ابوذری، ایوب؛ شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ و کرانی، عبدالرضا، (۱۳۹۷). «بررسی پدیده مالی‌شدن در اقتصاد ایران». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۶ (۲۲): ۶۷-۸۴

– اعلایی، محمدمهدی؛ محمدی، حسین؛ و اصغرنژاد، الهام، (۱۳۹۳). «بررسی عوامل مؤثر بر توسعه مالی در کشورهای عضو کنفرانس اسلامی». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۲: ۳۷-۲۵.

– بازرگان، عباس؛ سرمد، زهره؛ و حجازی، الهه، (۱۳۷۹). *روش‌های تحقیق در علوم رفتاری*. تهران: نشر آگه.

– تقوی، مهدی؛ امیری، حسین؛ و محمدیان، عادل، (۱۳۹۰). «توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای منا با استفاده از روش پانل دیتای GMM». *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۴ (۲): ۸۲-۶۳

– حافظنیا، محمدرضا، (۱۳۸۲). *مقدمه‌ای بر روش تحقیق در علوم انسانی*. چاپ هشتم، تهران: انتشارات سمت.

فتحی، سعید؛ آذربایجانی، کریم؛ تقوی زاده یزدی، ایمان و عسگرنژاد نوری، باقر، (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر مالی‌شدن بر سرمایه گذاری واقعی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش های حسابداری مالی، ۵(۱)، ۶۶-۵۱.

– دسینه، مهدی؛ احدی سرکنی، سید یوسف؛ و نوری‌فر، یداله، (۱۳۸۸). «ارزیابی ارتباط بین ساختار تأمین مالی و تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری منابع در دارایی‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». *مدیریت*، ۶، ۱۶: ۱۸-۲۹.

– مرادی، جواد؛ و احمدی، غلامرضا، (۱۳۸۹). «تعیین عوامل مؤثر بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در عرصه بازارهای ناقص». *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳ (۲: ۸): ۱۳۶-۱۲۵

– محمدی، تیمور؛ ناظمان، حمید؛ خداپرست پیرسرایی، یونس، (۱۳۹۳). «بررسی رابطه علیت پویای بین توسعه مالی، باز بودن تجاری و رشد اقتصادی». *اقتصاد انرژی ایران*، ۳: ۱۷۸-۱۵۱

– گرشاسبی، علیرضا؛ و یوسفی‌دیندارلو، مجتبی، (۱۳۹۵). «بررسی اثرات تحریم بین المللی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران». *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۲۵: ۱۲۹–۱۷۵.

– مهرآرا، محسن؛ السادات مجدزاده، مطهره؛ غضنفری، آرزو، (۱۳۹۴). «بررسی عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران مبتنی بر روکرد میانگین گیری بیزینی (BMA)». *سیاست گذاری اقتصادی*، ۷ (۱۴): ۱–۲۹.

–Abuzari, A.; Shahikitash, M. N. & Karani, A. R., (2017). "Investigating the phenomenon of financialization in Iran's economy". *Strategic and macro policies*, 6 (22): 67-84

- Aglietta, M. & Breton, R., (2001). "Financial systems, corporate control and capital accumulation". *Economy and Society*, 30(4): 433–466.

- Alaei, M. M.; Mohammadi, H. & Asgharanjad, E., (2014). "Investigation of factors affecting financial development in member countries of the Islamic Conference". *Strategic and macro policies,* 2: 25-37.

- Bazargan, A.; Sarmad, Z. & Hijazi, E., (1379). *Research methods in behavioral sciences.* Tehran: Agha Publishing.

- Crotty, J. & Goldstein, J. P., (1992). "A Marxian-Keynesian theory of investment demand: Empirical evidence". In: Moseley, F. and E. Wolff (eds.), *International Perspectives on Profitability and Accumulation*, Edward Elgar.

- Crotty, J., (1990). "Owner-manager conflict and financial theory of investment stability: A critical assessment of keynes, tobin, and minsky". *Journal of Post Keynesian Economics,* 12 (4): 519-542

- Crotty, J., (1993). "Rethinking marxian investment theory: Keynes-minsky instability, competitive regime shifts and coerced investment". *Review of Radical Political Economics,* 25(1): 1-26.

- Crotty, J., (2000). "Structural contradictions of the global neoliberal regime". *Review of Radical Political Economics,* 32 (3): 361-368.

- Crotty, J., (2005). "The Neoliberal Paradox: The Impact of Destructive Product Market Competition and 'Modern' Financial Markets on Nonfinancial Corporation Performance in the Neoliberal Era". In: Epstein, G. (ed) *Financialization and the World Economy*, Northampton, MA: EdwardElgar.

- Crotty, J., (2005). "The Neoliberal Paradox: The Impact of Destructive Product Market Competition and 'Modern' Financial Markets on Nonfinancial Corporation Performance in the Neoliberal Era". In: Epstein, G. (ed) *Financialization and the World Economy,* Northampton, MA: EdwardElgar.

- Crotty, J., (2002). "The effects of increased product market competition and changes in financial markets on the performance of non-financial corporations in the neoliberal era". *Political Economy Research Institute Working Paper*, No. 44.

- Davis, L., (2016). "Identifying the 'financialization' of the nonfinancial corporation in the US economy: a decomposition of firm-level balance sheets". *Journal of Post Keynesian Economics,* 39(1): 115–141.

- Demir, F., (2007). "Private Investment, Portfolio Choice and Finacialization of Real Sectors in Emerging Markets". *Munich Personal Re Pec Archive (MPRA)* No. 3835, University of Oklahoma.

- Duménil, G. & Lévy, D., (2004a). "Capital Resurgent". Cambridge, MA: Harvard University Press.

- Duménil, G. & Lévy, D., (2004b). "The real and financial components of profitability (USA 1952-2000)". *Review of Radical Political Economics,* 36 (1): 82-110.

- Dwyer, A.; Holloway, J. & Wright, M., (2012). "Commodity Market Financialization: A Closer Look at the Evidence". *Bulletin,* March Quarter, Reserve Bank of Australia.

- Eichner, A., (1976). *Megacorp and Oligopoly: Micro Foundations of Macro Dynamics*". Cambridge: Cambridge University Press.

- Eisner, R., (1974). "Econometric studies of investment behavior: A comment". *Economic Inquiry*, 12(1): 91-104.

- Epstein, G., (2005). "Introduction: Financialization and the World Economy". In: Epstein, Gerald (ed.), *Financialization and the World Economy*, Cheltenham and Northampton: Edward Elgar.

- Fathi, S.; Azarbaijani, K.; Taghavizadeh Yazdi, I. & Asgranjad Nouri, B., (2012). "Analysis of the impact of financialization on real investment in companies listed on the Tehran Stock Exchange". *Financial Accounting Research,* 5(1): 51-66.

- Galbraith, J., (1967). *The New Industrial Tate*. New York, New American Library.

- Garshasbi, A. & Yousefi Dindarlou, M., (2015). "Investigating the effects of international sanctions on Iran's macroeconomic variables". *Economic Modeling Research,* 25: 129-175.

- Gelbard, Enrique, A. & Sergio Pereira, L., (1999). "Measuring financial development in Sub-Saharan Africa". *IMF Working Paper* 99/105 (Washington: International Monetary Fund).

- Gelman, A. & Hill, J., (2007). "Data analysis and Multilevel / Hiearchial Models". Cambridge: Cambridge University Press.

- Greenwood, R. & Scharfstein, D., (2013). "The growth of finance". *The Journal of Economic Perspectives* 27(2).

- Guti´errez, G. & Philippon, T., (2016). *Investment-less growth: an empirical investigation.* NBER Working Paper 22897.

- Hafzania, M., (2012). *Introduction to the research method in humanities*. 8th edition, Tehran: Samt Publications.

- Hein, E. & Van Treeck, T., (2010). "Financialization and rising shareholder power in Kaleckian/Post-Kaleckian models of distribution and growth". *Review of Political Economy*, 22(2): 205–233.

- Jbili, A.; Vicente, G. & Amer, B., (1997). "Financial systems and reform in the gulf cooperation council countries". (Unpublished; Washington: International Monetary Fund).

- Khan, M. S. & Abdelhak S. S., (2000). "Financial development and economic growth: an overview". IMF Working Paper 00/209 (Washington: International MonetaryFund).

- Kopcke, R. & Brauman, R., (2001). "The performance of traditional macroeconomic models of businesses' investment spending". *New England Economic Review,* 2: 3-39.

- Krippner, G., (2005). "The financialization of the American economy". *Socio-Economic Review,* 3(2): 173-208.

- Mehrara, M.; Elsadat Majdzadeh, M. & Ghazanfari, A., (2014). "Investigating the determinants of private investment in Iran based on the Bayesian Averaging (BMA) approach". *Economic Policy,* 7(14): 1-29.

- Mohammadi, T.; Nazman, H. & Khodaparast Pirsarai, Y., (2013). "Investigating the dynamic causal relationship between financial development, trade openness and economic growth". *Iran Energy Economy*, 3: 178-151

- Moradi, J. & Ahmadi, Gh., (1389). "Determining the influencing factors on the investment behavior of companies in the field of imperfect markets. *Financial Accounting Research,* 3 (2: 8): 136-125

- Orhangazi, Ö., (2008). "Financialization and Capital Accumulation in the Non-Financial Corporate Sector". *Cambridge Journal of Economics*, 32 (6): 863–886.

- Taqvi, M.; Amiri, H. & Mohammadian, A., (2010). "Financial development and economic growth in MENA countries using GMM panel data method". *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 4(2): 63-82

- Tori, D. & Onaran, O., (2018), "The effects of financialization on investment: evidence from firm-level data for the UK". *Cambridge Journal of Economics,* 42 (5): 1393–1416.

Vol. 12, No. 45, Spring (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Estimation of the Economic Consequences of a Port Shutdown on National Output; The Case Study of Shahid Rajaee Port

Mohajeri, P.[1], Banouei, A. A.[2], Rahmanpoor, S.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.23399.3234
Received: 2021.01.03; Accepted: 2021.10.17
Pp: 79-105

Abstract

According to the Islamic Republic of Iran Customs Administration (IRICA), about 70 percent of imports and 30 percent of the country's exports of goods (excluding crude oil and petroleum products) come from ports. Obviously, any disruption to the activities in main ports (due to strikes, natural disasters, technical incidents, and terrorist operations) overwhelms the national economies and can have implications for the production of economic sectors. In spite of the importance of this issue, it has been neglected by the Iranian analysts. Shahid Rajaee port has a share of 60 percent of all commercial maritime business in Iran and its shutdown may have unexpected consequences on the national economies. The main aim of this paper is to measure the economic consequences of 90-day disruption of the activities of this port on reduction of the national output. We have used exports and imports data of Shahid Rajaee port published by IRICA and the national input-output table for 1390. The findings indicate that the total output reduction resulting from the 90-day shutdown of Shahid Rajaee port on the national economy is 133 thousand billion Rials which accounts for 1.31 percent of national output. Reducing import dependency and improving the economic resilience can lead to reducing undesired economic consequences of a port shutdown.

Keywords: Input-Output Table, Port Disruptions, Demand Driven Model, Supply Driven Model.

JEL Classification: C67, R11, R15.

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: parisa_m2369@yahoo.com
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.
3. M. A. in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Citations: Mohajeri, P.; Banouei, A. A. & Rahmanpoor, S., (2023). "Estimation of the Economic Consequences of a Port Shutdown on National Output; The Case Study of Shahid Rajaee Port". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(45): 79-105. (doi: 10.22084/aes.2021.23399.3234).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4154.html?lang=en

1. Introduction

Structural changes in international trade and evolutions in maritime transport have had an important impact on the growth and development of ports. According to the report of the International Maritime Organization (IMO), more than 90% of world trade is carried out through maritime transport. Therefore, ports play an important role in the proper functioning of the economy and their importance is increasing. It is obvious that any disruption or shutdown in the activity of the main ports affects the performance of the entire economy. Because on the one hand, during the shutdown, intermediate and final imports (both consumption and capital) will face challenges, and this in turn will affect the supply chain, and on the other hand, it will disrupt the export of goods. In spite of the hudge studies that have been done with emphasis on this issue, especially in the 21st Century, the issue of the consequences of disruption of a port activity for a period of period of several months on the national economy has grossly remained neglected. Therefore, the basic question that we seek to answer in this article is the economic consequences of the three-month shutdown of Shahid Rajaei port on the output of various sectors of the national economy.

Among the various ports that are operating in different provinces of Iran, Shahid Rajaei port plays a very important role in Iran's foreign trade, with a share of more than 60% of total maritime trade, so any disturbance in its activities can negatively affects economic sectors at the national level. Since the input-output models are able to explain the interactions between economic sectors at the national level, by using the conventional national input-output table for 2013 and applying a combined method (demand-oriented and supply-oriented), the economic consequences of the disruption 90 days in the activities of Shahid Rajaei port on the national economy are assessed. The results of this article can highlight the importance of Shahid Rajaei port in national production and provide a suitable picture of the need to adopt preventive strategies to reduce the consequences of a port shutdown.

2. Materials and Methods

The shutdown of port activities leads to disruption in imports (including intermediate goods, consumption and capital goods), disruption in exports and disruption in port activities and operations. Each of which affects the national output in different way. For instance, disruption of imports leads to a decrease in output in two ways. First, from the perspective of the buyer (or the column interpretation of the intermediate demand matrix), when a shortage of imported intermediate inputs occurs due to a port shutdown, the firm (in the absence of resilience) is forced to reduce production. So as a result, it also reduces other intermediate inputs that it purchased from domestic companies. Quantifying the consequences of this event is done through Leontief's demand-driven model, which focuses on "backward linkages". Second, from the point of view of the supplier or seller (that is, the row interpretation of the intermediate demand matrix), the decrease in the supply of products (which is rooted in the disruption of the import of intermediate goods and consequently the production of products by domestic enterprises) causes a decrease in the added value and output of other enterprises that these products are used in their production process. Measuring the quantitative effects of this event is also done using Gash's supply-oriented model, which focuses on "forward linkages". Disruption in exports also affects output through the reduction of final demand. Therefore, the shock

comes from the demand side and the loss caused by it is calculated by the Leontief's demand-oriented model. The daily operation of the port also requires inputs such as electricity and other fuels, technical services, food services, etc., and the disruption of port activities will reduce the demand for goods and services from these sectors. However, due to the lack of official statistics about the value of Shahid Rajaei Port's demand from economic sectors, this issue has not been considered.

3. Data

In this article, two statistical bases are used: First, the activity-by-activity symmetric input-output table of Iran's economic in 2013, which was updated by the Parliament Research Center. Second, the export and import statistics of Shahid Rajaei port in 2013, published by the customs of the Islamic Republic of Iran, which are based on HS codes that should be converted to ISIC codes.

4. Discussion

The total effects of the 90-day shutdown of Shahid Rajaei port activities due to export and import disruption (both intermediate and final) in the Table 1 indicate that: First, the total loss of output caused by the 90-day shutdown of Shahid Rajaei port in 2013 on the national economy is about 133 thousand billion Rials, which is equivalent to 1.31% of the national gross output. Two, the total loss of the gross national income due to the decrease in exports is equal to 22 thousand billion Rials, which represents a decrease of 0.2 percent of the gross national income, and the total loss of the gross national income due to the disruption of intermediate and final imports is equal to 76 and 34 thousand billion Rials, respectively, which indicates a decrease of 0.7 and 0.3 percent of the gross national income. Three, of the total reduction of output at the national level, 11% are related to service sectors, 5% are related to agricultural sectors and 73% are related to industry sectors.

Table 1. The total effects of the 90-days shutdown of Shahid Rajaei port activities on national output.

	Method	**The amount of reduction in the national output (thousand billion Rials)**
Disruption in intermediate imports	Total effects of supply-side	-44
	Total effects of demand-side	-59
	Total effects without overlap	-76
Disruption in final imports	Direct total effects	-34
Disruption in exports	Total effects of demand-side	-22
Total		-132

5. Conclusion

Occurrence of incidents such as labor strikes, environmental shocks, and terrorist incidents in the port can cause significant economic losses through disrupting the operation of the port. Developing and using a method to estimate the economic consequences of the disruption of a port at the national level can highlight the importance of ports in national production and provide a suitable picture of the need to adopt preventive strategies to reduce the consequences of port shutdown. In this article, the results of measuring the effects and consequences of the 90-day shutdown of Shahid Rajaei port on the national economy were presented, and its effects on the output of different economic sectors was estimated. The results indicate that: First, the economic sectors that have been associated with the largest relative decrease in production have been different from the economic sectors that have experienced the largest absolute decrease in production; although they are same in some production sectors, but their ranks are different. Two, the total loss of the gross national output is 133 thousand billion Rials, which is 1.31% of the gross national output. Considering that the calculations made in this research indicate that following the cessation of activities of Shahid Rajaei port, various economic sectors will suffer high damage, so it is necessary to reduce the dependence of various economic sectors on imports and increase the resilience of the country. Also, choosing an alternative port to carry out import and export, conservation of inputs and changing the work schedule of the port, etc. are among the measures that can increase the resilience of the economy against the shock that occurred and lead to the reduction of losses in various economic sectors.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲

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

برآورد تبعات اقتصادی توقف فعالیت یک بندر بر ستاندهٔ ملی؛ مطالعهٔ موردی بندر شهید رجایی

پریسا مهاجری[۱]، علی‌اصغر بانوئی[۲]، سمیه رحمانپور[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2021.23399.3234
تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۲۵
صص: ۱۰۵-۷۹

چکیده

براساس آمارهای گمرک جمهوری اسلامی ایران، حدود ۷۰٪ واردات و ۳۰٪ صادرات کالاهای کشور (به استثنای نفت‌خام و فرآورده‌های نفتی) از طریق بنادر صورت می‌گیرد. بدیهی است که هر اختلالی در فعالیت بنادر اصلی (به‌دلیل اعتصابات کارگری، بلایای طبیعی، حوادث فنی، و عملیات تروریستی)، عملکرد کل اقتصاد ملی را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد و می‌تواند آثار و تبعاتی بر تولید بخش‌های اقتصادی داشته باشد. به‌رغم اهمیت این موضوع، بررسی این مسأله توسط تحلیل‌گران ایرانی مغفول باقی‌مانده است. بندر شهیدرجایی، سهمی بالغ‌بر ۶۰٪ از کل مراودات تجاری دریایی ایران دارد و توقف فعالیت این بندر ممکن است پیامدهای ناخواسته‌ای بر اقتصاد ملی داشته باشد؛ لذا هدف اصلی این پژوهش، سنجش تبعات اقتصادی توقف ۹۰ روزهٔ فعالیت‌های بندر مذکور بر کاهش تولید اقتصاد کشور است. آمارهای صادرات و واردات بندر شهیدرجایی منتشر شده توسط گمرک جمهوری اسلامی ایران و جدول داده-ستاندهٔ ملی برای سال ۱۳۹۰ مبنای محاسبات قرار گرفته‌اند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که کل کاهش ستاندهٔ ناشی از توقف ۹۰ روزهٔ بندر شهیدرجایی بر اقتصاد ملی ۱۳۲٫۸۹۰٫۳۰۳ میلیون ریال است که معادل با ۱/۳۱٪ ستاندهٔ ملی خواهد بود. کاهش وابستگی بخش‌های مختلف اقتصادی به واردات و ارتقای تاب‌آوری کشور، ازجمله اقداماتی است که می‌تواند نقش مهمی در کاهش پیامدهای اقتصادی نامطلوب توقف فعالیت بنادر ایفا کند.

کلیدواژگان: جدول داده-ستانده، اختلالات بندری، الگوی تقاضامحور، الگوی عرضه‌محور.
طبقه‌بندی JEL: C67, R11, R15.

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: parisa_m2369@yahoo.com
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
Email: banouei7@yahoo.com
۳. دانش‌آموختهٔ کارشناسی‌ارشد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
Email: rahmanpoorsomayeh@gmail.com

ارجاع به مقاله: مهاجری، پریسا؛ بانوئی، علی اصغر؛ و رحمان‌پور، سمیه، (۱۴۰۲). «برآورد تبعات اقتصادی توقف فعالیت یک بندر بر ستاندهٔ ملی؛ مطالعهٔ موردی بندر شهید رجایی». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۵): ۷۹-۱۰۵. (doi: 10.22084/aes.2021.23399.3234).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4154.html

۱. مقدمه

تغییرات ساختاری در تجارت بین‌المللی و تحولات در حمل‌ونقل دریایی تأثیر مهمی بر رشد و توسعهٔ بنادر داشته است. براساس گزارش سازمان بین المللی دریایی (IMO)[1] بیش از ۹۰٪ تجارت جهانی ازطریق حمل‌ونقل دریایی صورت می‌گیرد؛ از این‌رو، بنادر نقش مهمی در عملکرد مناسب اقتصاد ایفا می‌کنند و اهمیت آن‌ها رو به افزایش است. بدیهی است که هر اختلال و یا توقفی در فعالیت بنادر اصلی عملکرد کل اقتصاد را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد؛ چراکه از یک‌سو در طول زمان توقف، انجام واردات واسطه‌ای و نهایی (اعم‌از مصرفی و سرمایه‌ای) با چالش مواجه می‌شود و این امر به نوبهٔ خود زنجیرهٔ عرضه را متأثر می‌سازد و ازسوی دیگر موجب اختلال در صادرات کالاها می‌شود. به‌رغم مطالعات خارجی رو به رشدی که خصوصاً در قرن بیست‌ویکم با تأکید بر این موضوع انجام شده، این موضوع در ایران مغفول باقی‌مانده است که توقف فعالیت یک بندر برای یک دورهٔ چندماهه چه تبعاتی بر اقتصاد ملی خواهد داشت؛ بنابراین پرسش اساسی که در این پژوهش به‌دنبال پاسخ‌گویی به آن هستیم، این است که تبعات اقتصادی ناشی از توقف سه ماههٔ بندر شهیدرجایی بر ستاندهٔ بخش‌های مختلف اقتصاد ملی چه‌قدر است.

ازمیان بنادر مختلفی که در استان‌های مختلف ایران درحال فعالیت هستند، بندر شهیدرجایی با سهم بیش از ۶۰٪ از کل مراوادات تجاری دریایی ایران با سایر کشورها، نقش بسیار مهمی در تجارت خارجی ایران ایفا می‌کند و هر اخلالی در فعالیت‌های بندر مذکور می‌تواند تولید بخش‌های اقتصادی را در سطح ملی تحت‌تأثیر قرار دهد. با عنایت به این‌که الگوهای داده–ستانده قادر هستند تعاملات میان بخش‌های اقتصادی را در سطح ملی به خوبی تبیین نمایند؛ لذا با استفاده از جدول داده–ستاندهٔ ملی متعارف برای سال ۱۳۹۰ و با به‌کارگیری یک روش ترکیبی (تقاضامحور و عرضه‌محور)، تبعات اقتصادی اختلال ۹۰ روزه[2] در فعالیت‌های بندر شهیدرجایی روی اقتصاد ملی برآورد می‌شود. نتایج این پژوهش می‌تواند ضمن برجسته کردن اهمیت بندر شهیدرجایی در تولید ملی، تصویر مناسبی از ضرورت اتخاذ راهبردهای پیشگیرانه برای کاهش تبعات ناشی از توقف یک بندر ارائه نماید.

---

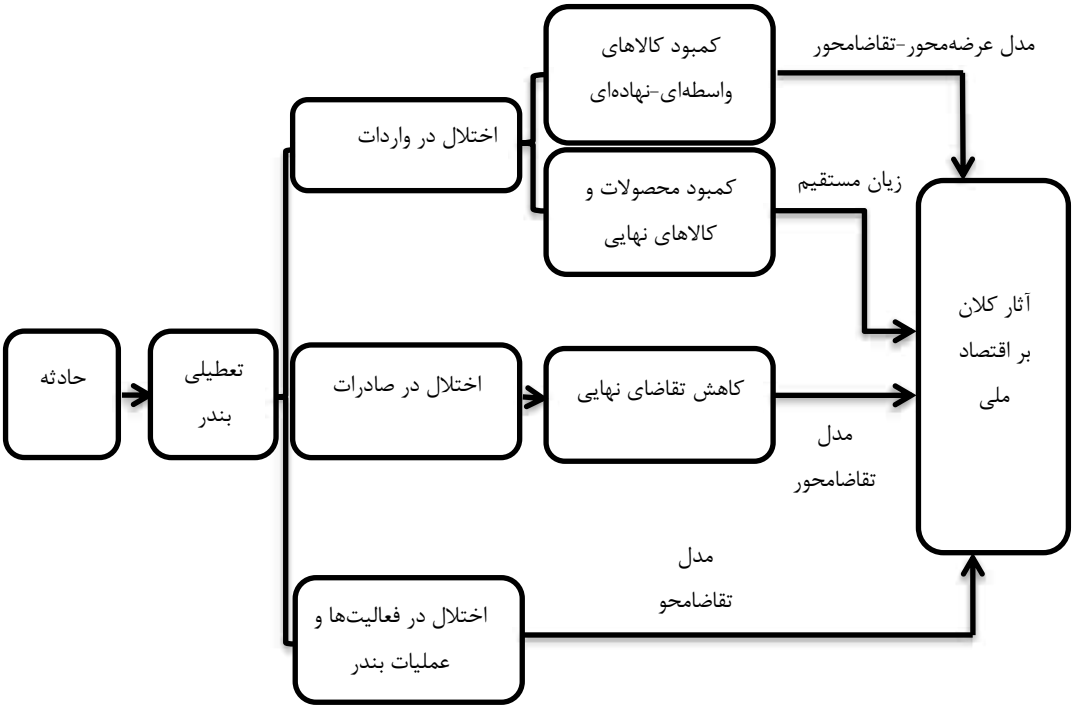
1. International Maritime Organization

۲. منشأ بروز اختلال یا شوک ۹۰ روزه می‌تواند به دلیل بروز سوانح اعم از بلایای طبیعی (نظیر بروز طوفان، سیل، زلزله و امثالهم) رخ دهد یا تحت تأثیر عوامل انسانی (نظیر عملیات تروریستی، اعتصابات کارگری، خطاهای فنی و ...) باشد. به دو دلیل در این مقاله روی اختلال ۹۰ روزه تمرکز شده است. اولاً روش‌شناسی مقاله حاضر اقتباس شده از مقاله رز و وی (۲۰۱۳) است که در آن مقاله، اختلال ۹۰ روزه مبنای محاسبات قرار گرفته است، لذا نتایج به دست آمده در این مقاله، قابل مقایسه با نتایج مقاله رز و وی خواهد بود. ثانیاً ۹۰ روز به اندازه کافی طولانی است که امکان غلبه اولیه بر پیامدهای آن سوانح وجود داشته باشد.

در راستای تبیین موضوعات فوق‌الذکر پژوهش حاضر در پنج بخش مشخص سازماندهی شده است؛ بخش اول به مرور اجمالی بر پیشینهٔ نظری و تجربی اختصاص یافته است. در بخش دوم مقاله، روش‌شناسی پژوهش تبیین شده است. پایه‌های آماری، بخش سوم مقالهٔ حاضر را تشکیل می‌دهد. در بخش چهارم نتایج حاصله و تحلیل‌های مرتبط با اثرات اختلال ۹۰ روزه در فعالیت‌های بندر شهید رجایی بر تولید بخش‌های اقتصادی در سطح ملی ارائه شده و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی برای مطالعات آتی مطرح شده است.

۲. پیشینهٔ نظری و تجربی پژوهش

همان‌طورکه پیش‌تر بیان شد وقوع حوادثی مانند: اعتصابات کارگری، شوک‌های زیست‌محیطی، عملیات تروریستی در بندر ممکن است منجر به توقف فعالیت‌های بندر شود. بدیهی است توقف فعالیت‌های بندر می‌تواند اقتصاد ملی را تحت‌تأثیر قرار دهد که در نمودار (۱) و به تبعیت از مقالهٔ «رز» و «وی» (۲۰۱۳)[1]، کانال‌های اثرگذاری توقف فعالیت‌های یک بندر روی اقتصاد ملی نشان داده شده است.



نمودار ۱: نمای کلی از آثار و تبعات اقتصادی توقف بندر روی اقتصاد ملی (رز و وی، ۲۰۱۳: ۲۱۶).

Chart 1: An overview of the effects and economic consequences of port shutdown on the national economy (Rose & Wei, 2013: 216).

1. Roze & Wei (2013).

توقف فعالیت‌های بندر منجر به اختلال در واردات (اعماز: کالاهای واسطه‌ای، مصرفی و سرمایه‌ای)، اختلال در صادرات و اختلال در فعالیت‌ها و عملیات بندر می‌شود که هریک از این اختلالات به طریقی ستاندهٔ ملی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. اختلال در واردات از دو طریق منجر به کاهش در ستانده می‌شود؛ ۱) ازمنظر خریدار (یا تفسیر ستونی ماتریس مبادلات واسطه‌ای)، هنگامی‌که یک کمبود در نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی به دلیل توقف بندر رخ می‌دهد، بنگاه (در غیاب تاب‌آوری) مجبور به کاهش تولید شده و به‌تبع آن، سایر نهاده‌های واسطه‌ای که از بنگاه‌های داخلی خریداری می‌کرد را نیز کاهش می‌دهد کمّی‌سازی تبعات این رخداد ازطریق الگوی تقاضامحور لئونتیف صورت می‌گیرد که تمرکز این الگو روی «پیوندهای پسین»[۱] می‌باشد. ۲) ازمنظر عرضه‌کننده یا فروشنده (یعنی تفسیر سطری ماتریس مبادلات واسطه‌ای)، کاهش در عرضهٔ محصولات (که ریشه در اختلال واردات کالاهای واسطه‌ای و به‌تبع آن تولید محصول توسط بنگاه‌های داخلی دارد)، موجب کاهش ارزش‌افزوده و ستاندهٔ سایر بنگاه‌هایی می‌شود که از این محصولات در فرآیند تولید خود استفاده می‌کنند. سنجش اثرات کمّی این رخداد نیز با استفاده از الگوی عرضه‌محور گش صورت می‌گیرد که روی «پیوندهای پیشین»[۲] تمرکز دارد.

اختلال در صادرات نیز ازطریق کاهش تقاضای نهایی، ستانده را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؛ لذا شوک از طرف تقاضا وارد می‌شود و زیان ناشی از آن توسط مدل تقاضامحور محاسبه می‌شود. عملیات روزانهٔ بندر نیز نیاز به داده‌هایی مانند: برق و سوخت‌های دیگر، خدمات فنی، خدمات مواد غذایی و... دارد و اختلال فعالیت‌های بندر، تقاضای کالاها و خدمات از این بخش‌ها را کاهش خواهد داد. اما به‌دلیل فقدان انتشار آمار و اطلاعات رسمی دقیق و جزئی از ارزش ریالی میزان تقاضای بندر شهیدرجایی از بخش‌های اقتصادی، در این پژوهش از محاسبهٔ میزان اختلال ایجاد شده ازطریق این کانال، چشم‌پوشی شده است.

بنابراین با توجه به توضیحات فوق، سنجش تبعات اقتصادی توقف بندر بدون بررسی جنبه‌های مختلف مبانی نظری الگوهای داده–ستاندهٔ تقاضامحور لئونتیف و عرضه‌محور گش از یک‌سو، و اقتصاد سوانح ازسوی دیگر امکان‌پذیر نیست؛ لذا در این بخش از پژوهش حاضر، مبانی نظری و تجربی الگوهای داده–ستاندهٔ تقاضامحور لئونتیف، عرضه‌محور گش و اقتصاد سوانح به‌طور مختصر مورد بررسی قرار می‌گیرد.

---

۱. «پیوند پسین» ازمنظر تقاضاکننده مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ یعنی آن‌که یک بخش در فرآیند تولید خود چه مقدار کالا و خدمات از خود و سایر بخش‌ها به‌طور مستقیم تقاضا می‌کند (بانوئی و همکاران، ۱۳۸۶).

۲. «پیوند پیشین» یعنی هر بخش چه میزان از تولید خود را به‌عنوان واسطه به خود و سایر بخش‌های اقتصادی عرضه می‌کند (بانوئی و همکاران، ۱۳۸۶).

۱-۱. مروری بر مبانی نظری

۱-۱-۱. الگوی تقاضامحور لئونتیف

در ادبیات داده–ستانده، دو رویکرد استاندارد از زمان ارائه نخستین بحث‌های داده–ستانده وجود داشته است. الگوی عرضه‌محور گش و الگوی تقاضامحور که توسط «لئونتیف» (۱۹۳۶)[1] معرفی شد. در الگوی تقاضامحور روابط بین بخش‌ها به‌وسیلهٔ ضرایب فنی بیان می‌شوند که نشان‌دهندهٔ توابع تولید با ضرایب نهادهٔ ثابت می‌باشند. دو فرض اساسی در الگوی لئونتیف مطرح می‌شود؛ نخست آن‌که، منابع نامحدود و غیرکمیاب هستند. لئونتیف شرایطی را درنظر می‌گیرد که اقتصاد با هیچ‌گونه کمبود منابع مواجه نیست و در کوتاه‌مدت در اغلب بخش‌ها ظرفیت استفاده نشده و بیکار وجود دارد. دوم آن‌که، ضرایب فنی (ضرایب نهاده) در این الگو ثابت فرض می‌شوند. الگوی لئونتیف به‌نام الگوی تقاضامحور شناخته می‌شود؛ زیرا تقاضای نهایی مقادیر تولید را تعیین می‌کند. لازمهٔ تعیین میزان تولید توسط تقاضای نهایی این است که منابع کمیاب نباشند و عرضه‌کنندگان بتوانند در قیمت جاری به هر میزان که تقاضا در بازار وجود دارد، پاسخ دهند.

الگوی لئونتیف یک مدل مقداری است. رویکرد الگوی تقاضامحور لئونتیف مبتنی‌بر تراز تولیدی بوده و محاسبات به‌صورت سطری صورت می‌گیرد. در این الگو شوک ازطرف تقاضا وارد می‌شود؛ به‌نحوی‌که تغییر تقاضای نهایی موجب تغییر مقادیر تولید می‌شود؛ لذا مشکل اساسی و محوری اقتصاد کمبود تقاضا است به‌نحوی‌که قسمتی از ظرفیت تولید مازاد و بیکار است. به‌لحاظ روش‌شناسی الگوی لئونتیف ریشه در رویکرد کلان کینز دارد.

همان‌طورکه قبلاً تشریح گردید، توقف فعالیت‌های بندر شهیدرجایی سبب خواهد شد تا انجام صادرات کالاها ازطریق این بندر با اخلال مواجه شود. از آنجایی‌که صادرات به‌صورت یک بردار ستونی در ناحیهٔ دوم جدول داده–ستاندهٔ ملی قرار دارد؛ لذا هر اخلالی در صادرات کالاها به مثابه یک شوک منفی از سمت تقاضا تلقی خواهد شد و کمّی‌سازی آثار این شوک منفی، به‌لحاظ روش‌شناسی صرفاً با استفاده از مدل تقاضامحور لئونتیف امکان‌پذیر خواهد بود. همچنین اختلال در واردات نهاده‌های واسطه‌ای در کوتاه‌مدت سبب خواهد شد تا تولید در بخش‌های اقتصادی کاهش‌یابد و به‌تبع آن، تقاضای بخش‌های اقتصادی برای کالاها و خدمات

1. Leontief (1936)

واسطه‌ای تولید شده توسط سایر بخش‌های اقتصادی نیز تحت‌تأثیر قرار گیرد. بدیهی است که کمّی‌سازی این تبعات نیز ازمنظر پیوندهای پسین، با استفاده از مدل تقاضامحور لئونتیف میسّر خواهد بود.

۲-۱-۱. مبانی نظری الگوی عرضه‌محور گش

دو دهه بعد از معرفی الگوی تقاضامحور توسط لئونتیف، «گش» در سال ۱۹۵۸م.، الگوی دیگری برای مشخص کردن روابط بین بخش‌ها معرفی نمود که به «الگوی عرضه‌محور گش» معروف شد. الگوی گش نیز دارای دو فرض اساسی است؛ نخست آن‌که، ضرایب توزیع و یا تخصیص (ضرایب ستانده) در این الگو ثابت فرض می‌شوند. دوم آن‌که، منابع محدود و کمیاب هستند و این‌که ظرفیت محدود برای بخش‌های اقتصادی وجود دارد، به‌نحوی‌که اغلب بخش‌ها با استفاده از ظرفیت کامل تولید می‌کنند.

الگوی گش به‌عنوان الگوی عرضه‌محور شناخته می‌شود؛ زیرا هزینه‌های اولیه که در طرف عرضهٔ اقتصاد قرار دارند و به‌صورت برون‌زا مشخص می‌شوند، مقادیر تولید را تعیین می‌کنند. الگوی عرضه‌محور گش یک مدل قیمتی است. رویکرد این الگو بر پایهٔ تراز هزینه‌ای است و محاسبات به‌صورت ستونی انجام می‌گیرد. در این الگو شوک ازطرف عرضه وارد می‌شود، به‌نحوی‌که تغییر هزینه‌ها موجب تغییر مقدار تولید می‌شود؛ بنابراین، موضوع الگوی گش فشار هزینه است. در این الگو فرض می‌شود طرف تقاضا هیچ مشکلی ندارد و در این الگو با تغییرات برون‌زای عرضه مواجه هستیم و عرضه کم‌کشش است (دیازنباخر، ۲۰۰۶).

در زمینهٔ قابل‌قبول و عملی بودن الگوی عرضه‌محور بحث‌ها و انتقادات فراوانی وجود دارد که ازجمله مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به پژوهش‌های «اوسترهاون» (۱۹۸۱، ۱۹۸۸)[1] اشاره نمود. براساس عقیده وی، افزایش ارزش‌افزودهٔ بخش مورد بررسی در رویکرد عرضه‌محور نهایتاً منجر به انتقال افزایش نهاده‌های اولیه به سایر بخش‌ها می‌شود، ضمناً وی فرض ثابت بودن ضرایب تخصیص منابع با استفاده از نسبت‌هایی که در گذشته مورد استفاده قرار گرفته‌اند را غیرواقعی می‌داند؛ البته «دیازنباخر» (۱۹۹۷) با اثبات برابر بودن نتایج رویکرد عرضه‌محور گش با رویکرد قیمتی لئونتیف به بسیاری از انتقادات دربارهٔ قابل‌قبول نبودن این رویکرد پاسخ داده است.

بنابراین در شرایط غیرمتعارف، الگوی تقاضامحور لئونتیف فقط قابلیت بررسی بخشی از تغییرات را دارد؛ به‌عنوان نمونه با توجه به فروض حاکم‌بر این الگو، ازجمله فرض نامحدود بودن عرضه، این الگو نمی‌تواند

1. Oosterhaven, 1981; 1988

محدودیت طرف عرضه را موردتوجه قرار دهد؛ از این‌رو، در این پژوهش هر دو الگوی تقاضامحور لئونتیف و عرضه‌محور گش، مبنای سنجش اثرات اقتصادی تعطیلی ۹۰ روزهٔ بندر شهیدرجایی بر کاهش تولید بخش‌های اقتصادی در سطح ملی قرار می‌گیرند.

۳-۱-۱. مبانی نظری اقتصاد سوانح

آثار اقتصادی وقوع حوادثی نظیر فجایع طبیعی (از قبیل: زلزله، سیل، سونامی، طوفان و...) و دیگر رخدادهایی مانند: عملیات تروریستی، اعتصابات کارگری، خطاهای فنی می‌تواند از خسارات اقتصادی اولیه فراتر رود و از کانال زنجیرهٔ مبادلات واسطه‌ای بین منطقه‌ای، فعالیت‌های اقتصادی سایر مناطق را نیز متأثر سازد. برمبنای مطالعهٔ رز (۲۰۰۴)[1]، تخریب فیزیکی ساختارها، شبکه‌های مواصلاتی، شبکهٔ انتقال و توزیع برق، آب و گازطبیعی در پی بروز سوانح، خسارت‌های مستقیمی را به اقتصاد وارد می‌کند که در ادامه به اختلال در فعالیت‌های اقتصادی، تولید و مصرف منجر می‌شود که از این خسارت‌های غیرمستقیم به «آثار مرتبهٔ بالاتر»[2] یاد می‌شود.

روش‌های مختلفی برای کمّی‌سازی آثار اقتصادی وقوع سوانح توسط محققان پیشنهاد شده است که به دو طیف روش‌های اقتصادسنجی و روش‌های تعادل عمومی قابل دسته‌بندی است. مدل‌های اقتصادسنجی که با استفاده از داده‌های سری زمانی یا مقطعی به پیش‌بینی آثار اقتصادی سوانح می‌پردازند قادر به تفکیک اثرات مستقیم و غیرمستقیم (یا مرتبهٔ بالاتر) نیستند؛ درحالی‌که در مدل‌های تعادل عمومی (نظیر داده–ستانده یا ماتریس حسابداری اجتماعی) می‌توان آثار کوتاه‌مدت را به‌طور ایستا برآورد کرد. محبوبیت مدل داده–ستانده برای بررسی آثار سوانح ریشه در این موضوع دارد که الگوی مذکور قادر است وابستگی متقابل فعالیت‌های اقتصادی را با جزئیات دقیقی برای تعیین آثار مراتب بالاتر با بیان ریاضی ساده‌ای نشان دهد و خسارت وارد شده بر هر یک از بخش‌های اقتصادی را روی مابقی فعالیت‌ها تعقیب نماید (رز، ۲۰۰۴).

به‌کارگیری مدل‌های داده–ستانده به‌منظور تجزیه و تحلیل آثار اقتصادی وقوع مخاطرات طبیعی و انسانی با مطالعهٔ «کوکران»[3] (۱۹۷۴) آغاز شد و پس از آن، اصلاحات قابل‌ملاحظه‌ای به‌منظور بهبود دقت و اعتبار آن‌ها در برآورد آثار سوانح صورت گرفته است. علاوه‌بر این، بر پایهٔ مدل داده–ستانده، مدل‌های جامع‌تری توسط آژانس مدیریت شرایط اضطراری ایالات متحده در سال ۲۰۰۴ تدوین شد که به مدل «خسارت غیرمستقیم

1. Rose
2. Higher Rank Effects
3. Cochrane

هاوزس» معروف است که آثار هر دو شوک، عرضه و تقاضا را برآورد می‌کند. این مدل، ارتباط پیچیده‌ای بین انواع مختلف خسارت، نحوهٔ توزیع آسیب و اهمیت نسبی آن در اقتصاد و... را برقرار می‌کند (بزازان و محمدی، ۱۳۹۵).

۲-۱. مروری بر پیشینهٔ تجربی موضوع

مقالات خارجی متعددی روی کمّی‌سازی پیامدهای اقتصادی انواع سوانح متمرکز شده‌اند که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به: «رز» (۱۹۸۱)، «رز» و همکاران (۱۹۹۷)، «کوکران» (۱۹۹۷)، «کول»[1] (۱۹۹۸)، «گوردن» و همکاران[2] (۱۹۹۸)، «اوکویاما» و همکاران[3] (۱۹۹۹)، «چو» و همکاران[4] (۲۰۰۱)،«یامانو» و همکاران[5] (۲۰۰۴)، «اوکایاما» و «چانگ» (۲۰۰۴)، «هالیگیت»[6] (۲۰۱۵) و «گالبوسرا» و «گیناپائولوس»[7] (۲۰۱۸) اشاره کرد. اما با عنایت به موضوع اصلی پژوهش حاضر، در ادامه صرفاً روی پژوهش‌هایی تمرکز شده است که در آن‌ها آثار اقتصادی توقف عملیات بنادر درپی وقوع یک حادثه مورد سنجش قرار گرفته‌اند.

«پارک» و همکاران[8] (۲۰۰۷) با استفاده از مدل اقتصادی بین بخشی ملی بین منطقه‌ای (NIEMO[9]) آثار حملهٔ تروریستی به سه بندر مهم ایالات متحده آمریکا را مورد بررسی قرار داده‌اند. این مدل تمام ۵۰ ایالت آمریکا را شامل می‌شود. با این‌حال، در این مطالعه تنها اثرات غیرمستقیم ناشی از کاهش صادرات و اثرات مستقیم ناشی از کاهش واردات بر کاهش فعالیت‌های اقتصادی مورد سنجش قرار گرفته است. به‌طورکلی، پارک و همکاران کاهش یک ماههٔ توقف در خدمات بنادر لس‌آنجلس/لانگ‌بیچ به اقتصاد ایالات متحده را ۲۲/۸ میلیارد دلار و بنادر نیویورک/نیوجرسی و هوستون به‌ترتیب ۱۶/۲ میلیارد دلار و ۹/۷ میلیارد دلار تخمین زده‌اند.

پارک و همکاران (۲۰۰۸) هم‌چنین آثار اقتصادی تعطیلی بنادر لس‌آنجلس/لانگ‌بیچ را در سال ۲۰۰۲م. مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه، رویکرد شامل دو روش مدل خطی چندسطحی و NIEMO عرضه‌محور

1. Cole
2. Gordon et al.
3. OKuyama et al.
4. Cho et al.
5. Yamano et al.
6. Hallegatte
7. Galbusera, L. & Giannopoulos
8. Park et al.
9. National Interstate Economic Model

و تقاضامحور است. آن‌ها مجموع خسارات ناشی از صادرات را ۳ میلیارد دلار و واردات را ۰/۶ میلیارد دلار برآورد کرده‌اند.

«جانگ» و همکاران[1] (۲۰۰۹) نیز مدل اولیهٔ داده–ستانده غیرعملیاتی (IIM)[2] را با معرفی مفهوم اقتصاد تجارت ناخالص (GTE)[3] که براساس مجموع GDP و واردات تعریف می‌شود، بسط داده‌اند. این مدل قابلیت آزمون آثار اقتصادی غیر عملیاتی شدن تجارت بین‌المللی را دارد و ازطریق غیر عملیاتی شدن تولید داخلی، این مدل می‌تواند برای تحلیل اثر اشتغال در اثر تعطیلی بندر به‌کار گرفته شود. آنان برای ۱۰ روز تعطیلی بندر لس‌آنجلس، تلفات کل ستاندهٔ ناخالص GTE را ۷/۷ میلیارد دلار تا ۱۳ میلیارد دلار تخمین‌زدند.

«رز» و «وی»[4] (۲۰۱۳) با استفاده از روش ترکیبی داده–ستاندهٔ عرضه‌محور و تقاضامحور به ارزیابی پیامدهای اقتصادی تعطیلی بندر پرداخته و نشان‌داده‌اند که در اثر یک اختلال ۹۰ روزه در بنادر بیمونت و پورت آرتور[5] تگزاس تولید ناخالص منطقه به اندازهٔ ۱۳ میلیارد دلار در سطح بندر منطقه کاهش می‌یابد.

علاوه‌بر مطالعات فوق، چندین روش دیگر برای تعطیلی ناگهانی بندر مورداستفاده قرار گرفته است. «چانگ»[6] (۲۰۰۰) با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فرم تحویلی، زیان ناشی از تعطیلی بندر کوبهٔ ژاپن را (که در اثر زلزلهٔ بزرگ سال ۱۹۹۵م. اتفاق افتاد) مورد بررسی قرار داده است. نتایج مقالهٔ مذکور حاکی از آن بود که فعالیت بندر کوبه حتی پس از دو سال به سطح قبل از زلزله بازنمی‌گردد و حدود ۲۵٪ کاهش در فعالیت‌هایش رخ می‌دهد.

«ژانگ» و همکاران[7] (۲۰۱۵) با استفاده از روش اقتصادسنجی به برآورد خسارات اقتصادی اختلال بندر در اثر وقوع طوفان می‌پردازند. خسارات اقتصادی اختلال بندر شامل: زیان به اعتبار بندر، زیان محموله کشتی، زیان شرکت حمل‌ونقل و زیان بنادر است که زیان به بنادر بخش عمده‌ای از کل هزینه را دربر می‌گیرد. همچنین «پنت» و همکاران[8] (۲۰۱۵) با استفاده از مدل چندمنطقه‌ای–چندبخشی، اثرات پویای اختلالات جریان کالا در شبکه‌های آبراه داخلی را بررسی می‌کنند. یک اختلال دو هفته‌ای بندر داخلی کاتوسا در اوکلاهوما نشان می‌دهد که ۴۵ میلیون دلار زیان‌های صادرات–واردات در صنایع بندر منجر به ۱۱۱/۸ دلار زیان مستقیم ۷۲/۹ دلار زیان غیرمستقیم برای بخش صنعت در سراسر ۱۰ ایالت می‌شود.

---

1. Jung et al.
2. Inoperability Input- Output Model
3. Gross Trade Economy
4. Rose & Wei
5. Beaumont & Port Arthur
6. Chang
7. Zhang et al.
8. Pant et al.

بررسی فضای پژوهشی ایران نیز حاکی از آن است که مطالعهٔ مجزایی درخصوص آثار و تبعات توقف کوتاه‌مدت در فعالیت‌های بنادر اصلی کشور انجام نشده است و در این‌زمینه، شکاف پژوهشی وجود دارد. اما در زمینهٔ اقتصاد سوانح و بروز شوک‌های مختلف اقتصادی و زیست‌محیطی مطالعاتی نظیر سنجش آثار و تبعات کاهش تولید بخش کشاورزی بر اقتصاد در چارچوب الگوی اصلاح‌شدهٔ ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) عرضه‌محور (بانوئی و همکاران، ۱۳۹۱)، بررسی آسیب‌پذیری بخش‌های اقتصادی ناشی از محدودیت عرضهٔ واردات واسطه: رویکرد مدل متغیر مختلط داده–ستانده (فریدزاد و مروت ۱۳۹۴)، سنجش آسیب‌پذیری بخش‌های اقتصادی از محدودیت واردات؛ کاربردی از ماتریس حسابداری اجتماعی در شرایط متعارف و ویژهٔ اقتصادی (مهاجری و فریدزاد، ۱۳۹۳)، بررسی آثار اقتصادی و اجتماعی محدودیت عرضهٔ فرآورده‌های نفتی با استفاده از الگوی مختلط ماتریس حسابداری اجتماعی (فریدزاد و همکاران، ۱۳۹۱)، بررسی آثار و تبعات اقتصادی و اجتماعی ناشی از محدودیت عرضه در زیربخش‌های صنعت بر سایر بخش‌های اقتصادی با استفاده از الگوی اصلاح‌شدهٔ ماتریس حسابداری اجتماعی عرضه‌محور (فریدزاد و مهاجری، ۱۳۹۵)، ارزیابی آسیب‌پذیری بخش‌های کلیدی اقتصاد در شرایط ریسک غیرعملیاتی: مطالعهٔ موردی استان تهران (قاسمی و همکاران، ۱۳۹۵)، مدل‌سازی خسارت اقتصادی منطقه‌ای ناشی از فجایع طبیعی: مطالعهٔ موردی زلزلهٔ تهران (بزازان و محمدی، ۱۳۹۵) و تدوین روش برآورد خسارت کلان اقتصادی ناشی از زلزله در یک منطقه، مطالعات موردی تهران (رحیمی، ۱۳۹۲) انجام گرفته است.

با عنایت به توضیحات فوق، نکتهٔ کلیدی از مطالعات فوق قابل استنباط است؛ نخست آن‌که، در مطالعات داخلی و خارجی که روی شرایط غیرمتعارف اقتصادی تمرکز داشته‌اند، عمدتاً از الگوهای تعادل عمومی استفاده شده است. دوم آن‌که، برخلاف چند مطالعهٔ خارجی که روی توقف فعالیت‌های یکی از زیرساخت‌های مهم اقتصادی یعنی بنادر تأکید نموده‌اند، براساس بررسی‌های انجام شده، مطالعهٔ مستقلی در ایران در این حوزه صورت نگرفته است. سوم آن‌که، به استثنای مقالهٔ رز و وی (۲۰۱۳)، کمّی‌سازی آثار و تبعات یک اختلال در سایر مطالعات صرفاً ازطریق الگوی عرضه‌محور گش یا الگوی تقاضامحور لئونیتف بررسی شده است.

این مطالعه در تلاش است تا آثار و تبعات اقتصادی توقف ۹۰ روزه در فعالیت‌های بندر شهید رجایی (که بیش از ۶۰٪ مراودات تجاری دریایی کشور ازطریق این بندر صورت می‌گیرد) را با استفاده از الگوی ترکیبی عرضه‌محور و تقاضامحور را کمّی نماید؛ لذا هم ازمنظر موضوعی و هم ازمنظر روش کمّی‌سازی نسبت به سایر مطالعات صورت گرفته در داخل کشور تمایز دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

براساس مدل عرضه‌محور، ضرایب تخصیص[1] را می‌توان استخراج کرد که این ضرایب منعکس‌کنندهٔ الگوی ثابت و یکنواخت عرضهٔ هر یک از کالاها است. هر یک از ستون‌های جدول داده–ستانده را بر حسب رابطهٔ زیر می‌توان نوشت:

$$x_j = Z_{1j} + Z_{2j} + \cdots + Z_{nj} + v_j \qquad (۱)$$

که x_j داده بخش j، Z_{ij} نهاده‌های واسطه‌ای بخش i که توسط بخش j ام استفاده می‌شود و v_j مجموع تمامی عناصر پرداخت به عوامل تولید در ستون j را منعکس می‌سازد. اگر ماتریس ضرایب تخصیص عرضه‌محور را با استفاده از تقسیم هر یک از عناصر در سطر به جمع سطری (یعنی $a_{ij}^s = Z_{ij}/x_i$) به‌دست آوریم، رابطهٔ (۱) را به‌صورت زیر می‌توان بازنویسی کرد:

$$x_j = \sum_i a_{ij}^s x_i + v_j \qquad (۲)$$

که به‌شکل ماتریسی به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\mathrm{X} = \mathrm{X}A^s + V \qquad (۳)$$

$$X = V(I - A^s)^{-1} \qquad (۴)$$

به هنگام تغییر در V، ΔX را می‌توان با استفاده از رابطهٔ (۵) محاسبه کرد.

$$\Delta X = \Delta V(I - A^s)^{-1} \qquad (۵)$$

گام‌های موردنیاز برای محاسبهٔ تغییرات بردار ارزش‌افزودهٔ بخش‌های اصلی متکی به واردات برای تحلیل اثر اختلال در واردات به‌صورت زیر است.

۱) توقف فعالیت بندر موجب کاهش واردات برخی گروه‌های کالایی خواهد شد. از آنجایی که طبقه‌بندی کالاها براساس کدهای HS است باید در ابتدا، این کدها را بر حسب آیسیک که با الگوی داده–ستانده سازگاری دارد، تبدیل کرد. درصد اختلال در هر یک از اقلام وارداتی ازطریق تقسیم میزان واردات بندر شهید رجایی به کل واردات کشور به‌دست خواهد آمد که برای هر یک از بخش‌ها به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\text{درصد اختلال واردات} = \frac{\text{واردات از طریق بندر شهید رجایی}}{\text{کل واردات}} \qquad (۶)$$

1. Allocation Coefficients

۲) با فرض آن‌که واردات از نوع رقابتی است و هیچ تفاوتی بین نهادهٔ مورداستفاده توسط بخش‌های اقتصادی وجود ندارد و تفاوت‌ها صرفاً در این موضوع نهفته است که محصول مورداستفاده، وارداتی است یا تولید داخلی، می‌توان درصد اختلال در نهاده‌های تولیدی را ازطریق حاصلضرب «درصد اختلال واردات آن نهاده» که در مرحلهٔ قبلی محاسبه شد و درصد وارداتی بودن نهادهٔ مورداستفاده (یعنی این‌که چند درصد نهادهٔ مورداستفاده توسط هر بخش اقتصادی، از واردات تأمین شده است) به‌دست آورد.

(۷) درصد وارداتی بودن نهاده × درصد اختلال واردات = اختلال نهاده

۳) براساس تابع تولید لئونتیف، x درصد کاهش در هر یک از نهادهای هر بخش موجب x درصد کاهش در ستانده همان بخش می‌شود. با فرض آن‌که b_{jj}^{s} عناصر قطری بخش j در ماتریس معکوس گش مبتنی‌بر ماتریس ضرایب تخصیص (A^{s}) باشند، معادلهٔ (۵) دلالت‌بر آن دارد که:

$$\Delta v_j = \frac{\Delta x_j}{b_{jj}^{s}} \qquad (۸)$$

به بیان دیگر، بعد از محاسبهٔ کاهش ستانده بخش j (Δx_j)، Δv_j ازطریق رابطهٔ (۸) قابل محاسبه خواهد بود. پس از آن‌که ازطریق رابطهٔ (۸)، میزان کاهش ارزش‌افزوده به‌دست آمد می‌توان ازطریق رابطهٔ (۵)، زیان ستانده مستقیم و غیرمستقیم ناشی از توقف واردات واسطه‌ای را به‌دست آورد.

۴) به تبعیت از مقالهٔ رز و وی (۲۰۱۳) برای محاسبهٔ آثار مستقیم بر ستانده بخش استفاده کننده از واردات نیز از رابطهٔ (۹) استفاده می‌شود:

$$\Delta x_j = \Delta m_i a_{ij}^{s,m} (1/a_{ij}^{d,m}) \qquad (۹)$$

که در آن Δm_i، اختلال در واردات کالای i؛ $a_{ij}^{s,m}$ ضرایب تخصیص کالای وارداتی i به بخش j و $a_{ij}^{d,m}$ ضرایب فنی کالای وارداتی i به بخش j است.[۱]

توقف بندر همچنین موجب کاهش صادرات می‌شود. داده‌های صادرات نیز بر حسب کدهای HS هستند و درخصوص تحلیل آثار اختلال در صادرات، در گام نخست می‌بایستی داده‌های اختلال صادرات کالاها[۲] را به‌صورت بردار کاهش تقاضای نهایی (Δy) برحسب کدهای آیسیک تبدیل نمود. کاهش تقاضای نهایی هر

---

۱. برای محاسبهٔ ضرایب تخصیص و ضرایب فنی کالای وارداتی، لازم است که ماتریس واردات واسطه‌ای ملی با استفاده از روش سوم تفکیک واردات (یعنی تفکیک واردات به سه گروه واردات واسطه‌ای، مصرفی و سرمایه‌ای) در ابتدا محاسبه شود. برای اطلاع از نحوهٔ تفکیک واردات به مقالهٔ بانوئی (۱۳۹۱) مراجعه نمایید.

۲. با فرض این‌که صادرات به خارج از کشور ازطریق بندر شهید رجایی به‌صورت یکنواخت طی فصول مختلف سال انجام می‌شود؛ لذا میزان اختلال در صادرات کالاها برای یک فصل، معادل یک–چهارم کل صادرات از طریق بندر شهید رجایی خواهد بود.

بخش، تقاضای نهاده‌های واسطه‌ای از عرضه‌کنندگان بالادستی را کاهش خواهد داد و ازطریق زنجیرهٔ عرضه، فعالیت‌های اقتصادی دیگر را متأثر خواهد ساخت. بدین‌منظور از الگوی تقاضامحور داده–ستانده برای محاسبهٔ آثار اختلال صادرات استفاده خواهد شد. در این‌راستا، کافی است تراز مقداری لئونتیف را برای هر یک از بخش‌های اقتصادی (به‌صورت سطری) نوشت:

$$x_i = Z_{i1} + Z_{i2} + \cdots + Z_{in} + y_i \quad (۱۰)$$

که x_i ستاندهٔ بخش i، Z_{ij} تقاضای واسطه‌ای بخش j که توسط بخش i ام عرضه می‌شود و y_i مجموع تقاضای نهایی از بخش i را منعکس می‌سازد. اگر ماتریس ضرایب فنی لئونتیف با استفاده از تقسیم هر یک از عناصر در ستون به جمع ستونی (یعنی $a_{ij}^d = Z_{ij}/x_j$) محاسبه شود، رابطهٔ (۱۰) را به‌صورت زیر می‌توان بازنویسی کرد:

$$x_i = \sum_i a_{ij}^d x_j + y_i \quad (۱۱)$$

که به شکل ماتریسی به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\mathrm{X} = A^d \mathrm{X} + y \quad (۱۲)$$

$$X = (I - A^d)^{-1} y \quad (۱۳)$$

به‌هنگام تغییر در y (به دلیل کاهش صادرات)، ΔX را می‌توان با استفاده از رابطهٔ (۱۴) محاسبه کرد.

$$\Delta X = (I - A^d)^{-1} \Delta y \quad (۱۴)$$

۴. پایه‌های آماری

در این پژوهش از دو پایهٔ آماری استفاده می‌شود؛ نخست، جدول داده–ستاندهٔ متقارن فعالیت در فعالیت اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۰ که توسط مرکز پژوهش‌های مجلس به‌هنگام شده است. دوم، آمارهای صادرات و واردات بندر شهیدرجایی در سال ۱۳۹۰، منتشر شده توسط گمرک جمهوری اسلامی ایران، که این آمارها براساس کدهای HS بوده و باید به کدهای ISIC تبدیل شوند.

۵. نتایج حاصله و تحلیل آن‌ها

در این مطالعه، تبعات اقتصادی توقف ۹۰ روزهٔ فعالیت‌های بندر شهیدرجایی، ازمنظر اختلال صادرات و واردات (اعم‌از: واردات واسطه‌ای و نهایی) روی کل اقتصاد ملی مورد سنجش قرار گرفته است.

نتایج این مطالعه در جداول ۲ و ۳ سازماندهی شده‌اند. جدول ۲ آثار و تبعات اقتصادی ناشی از توقف فعالیت‌های بندر شهیدرجایی در سطح ملی را منعکس می‌کنند. در جدول ۳ نیز کل زیان ستاندهٔ ناخالص ناشی از کاهش صادرات و واردات نشان داده شده است.

۱-۴. آثار و تبعات اقتصادی ناشی از توقف فعالیت‌های بندر شهیدرجایی در سطح ملی

براساس نتایج حاصل از توقف فعالیت‌های بندر شهیدرجایی، میزان کاهش تولید بخش‌های اقتصادی در سطح ملی در قالب آثار کاهش واردات واسطه‌ای، آثار کاهش واردات نهایی، آثار کاهش صادرات و آثار کل (به تفکیک آثار مطلق و نسبی) در جدول ۲ ارائه شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که:

۱) ۱۰بخش ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی، ساخت فلزات اساسی، ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، ساخت وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم‌تریلر، ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها، ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیهٔ نفت و سوخت‌های هسته‌ای، عمده‌فروشی، خرده‌فروشی، تعمیر وسایل نقلیه و کالاها، زراعت و باغداری، سایر معادن و ساخت ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر با بیشترین اثرپذیری به‌طور مطلق همراه بوده‌اند.

۲) ۱۰بخش ساخت کاغذ و محصولات کاغذی، ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، ساخت سایر تجهیزات حمل‌ونقل، ساخت ماشین‌آلات دفتری، حسابداری و محاسباتی، سایر معادن، ساخت ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، ساخت چوب و محصولات چوبی، ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی، ساخت فلزات اساسی و ساخت ابزار پزشکی، ابزار اپتیکی، ابزار دقیق و انواع ساعت با بیشترین اثرپذیری به‌صورت نسبی همراه بوده‌اند.

۳) بخش‌های اقتصادی که با بیشترین کاهش نسبی تولید روبه‌رو بوده‌اند، متفاوت از بخش‌های اقتصادی هستند که بیشترین کاهش مطلق تولید را تجربه کرده‌اند؛ هرچند که تشابهاتی در بعضی بخش‌های تولیدی نیز مشاهده می‌شود، اما جایگاه و رتبهٔ آن‌ها متفاوت است.

جدول ۲. آثار و تبعات مستقیم و غیرمستقیم کاهش صادرات و واردات (اعم‌از: واسطه‌ای و نهایی) از طریق بندر شهید رجایی بر ستاندهٔ بخش‌های مختلف اقتصادی در سطح ملی (سال ۱۳۹۰)

Table 2. Direct and indirect effects and consequences of reducing exports and imports (both intermediate and final) through Shahid Rajaei port on the output of various economic sectors at the national level (2013)

واحد: میلیون ریال

بخش‌های اقتصادی	آثار مستقیم و غیرمستقیم کاهش واردات واسطه‌ای ازطریق بندر شهیدرجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	آثار مستقیم و غیرمستقیم کاهش واردات نهایی ازطریق بندر شهید رجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	آثار مستقیم و غیرمستقیم کاهش صادرات ازطریق بندر شهید رجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	آثار کل مستقیم و غیرمستقیم کاهش صادرات و واردات (واسطه‌ای و نهایی) ازطریق بندر شهید رجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	
	زیان کل (عرضه‌محور و تقاضامحور)	زیان مستقیم	زیان تقاضامحور	مقدار	نسبت
زراعت و باغداری	۲۲۰۴۳۳۴	۹۷۸۹۰۸	۱۲۸۸۴۵۹	۴۴۷۱۷۰۲	۰/۰۰۹۳
دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار	۱۶۷۳۴۵۳	۲۸۳	۲۷۶۷۷۰	۱۹۵۰۵۰۷	۰/۰۰۵۶
جنگل‌داری	۲۰۶۸۴۹	۸۸۶۴	۴۰۴۳۰	۲۵۶۱۴۴	۰/۰۳۳۱
ماهیگیری	۹۳۶۷۲	۱۹۷	۱۰۹۷۱	۱۰۴۸۴۰	۰/۰۰۳۷
نفت‌خام و گاز طبیعی	۴۶۸۵۹	۰	۵۲۰۲۷۹	۹۸۸۶۳۸	۰/۰۰۱۰
سایر معادن	۱۲۱۷۶۸۶	۸۶۰۳۶	۳۱۲۷۳۹۵	۴۴۳۱۱۱۷	۰/۰۶۶۱
ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها	۳۴۹۹۶۱۳	۵۲۴۲۲۰۹	۵۵۴۴۶۱	۹۲۹۶۲۸۳	۰/۰۱۹۶
ساخت محصولات از توتون و تنباکو	۵۲۶۹	۹۶۶۴۷	۸۸۰۹	۱۱۰۷۲۶	۰/۰۲۵۱
ساخت منسوجات	۷۲۲۸۷۲	۴۴۲۸۶۶	۵۶۱۱۵	۱۲۲۱۸۵۳	۰/۰۱۹۳
ساخت پوشاک، عمل‌آوری و رنگ‌کردن خز	۴۸۱۴۲	۴۰۷۵	۱۰۰۴۵	۶۲۲۶۲	۰/۰۰۷۹
دباغی و پرداخت چرم و سایر محصولات چرمی	۵۷۲۲۹	۱۱۸۲۱	۸۷۷۸	۷۷۸۲۹	۰/۰۰۹۰
ساخت چوب و محصولات چوبی	۵۴۰۵۱۵	۴۱۲۱۱۴	۲۴۴۳۷	۹۷۷۰۶۷	۰/۰۵۷۸
ساخت کاغذ و محصولات کاغذی	۱۴۰۳۹۴۲	۱۷۱۴۶۵۴	۴۴۹۹۴	۳۱۶۳۵۹۰	۰/۱۹۹۷
انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط‌شده	۲۳۴۵۹۷	۶۰۶	۲۵۶۳۷	۲۶۰۸۴۱	۰/۰۲۹۲
ساخت کک، فراورده‌های حاصل از تصفیهٔ نفت و سوخت‌های هسته‌ای	۳۶۱۰۶۷۶	۵۷۳۰	۳۵۷۴۵۹۹	۷۱۹۱۰۰۶	۰/۰۱۲۲۹
ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی	۱۶۵۳۲۷۷۶	۱۲۶۳۹۴۱	۲۷۳۵۵۴۷	۲۰۵۳۲۲۶۴	۰/۰۵۱۷
ساخت محصولات از لاستیک و پلاستیک	۱۸۹۸۵۳۴	۲۷۳۶۸۹	۲۰۱۰۵۹	۲۳۷۳۲۸۳	۰/۰۳۶۲
ساخت سایر محصولات کانی غیرفلزی	۱۴۲۹۰۹۹	۱۱۵۵۲۹	۱۹۸۵۳۳	۱۷۴۳۱۶۲	۰/۰۱۱۴
ساخت فلزات اساسی	۹۴۷۳۹۰۱	۱۵۴۹۲۲۳	۴۵۴۴۷۴۸	۱۵۵۶۷۸۷۲	۰/۰۴۷۱
ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین‌آلات و	۱۴۱۰۷۴۱	۴۷۴۹۵۰	۲۱۷۷۱۴	۲۱۰۳۴۰۶	۰/۰۲۰۴

بخش‌های اقتصادی	آثار مستقیم و غیرمستقیم کاهش واردات واسطه‌ای ازطریق بندر شهیدرجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	آثار مستقیم و غیرمستقیم کاهش واردات نهایی ازطریق بندر شهید رجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	آثار مستقیم و غیرمستقیم کاهش صادرات ازطریق بندر شهید رجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	آثار کل مستقیم و غیرمستقیم کاهش صادرات و واردات (واسطه‌ای و نهایی) ازطریق بندر شهید رجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	
	زیان کل (عرضه‌محور و تقاضامحور)	زیان مستقیم	زیان تقاضامحور	مقدار	نسبت
تجهیزات					
ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۳۱۵۱۲۶۸	۹۴۸۴۸۴۳	۱۱۳۷۴۲	۱۲۷۴۹۸۵۳	۰/۱۳۱۳
ساخت ماشین‌آلات دفتری، حسابداری و محاسباتی	۴۴۱۸۹	۶۱۱۲۲۹	۱۲۷۸	۶۵۶۶۹۶	۰/۱۰۲۸
ساخت ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۱۲۹۷۵۳۶	۲۸۳۵۶۳۱	۹۶۱۶۵	۴۲۲۹۳۳۲	۰/۰۶۱۱
ساخت ابزار پزشکی، ابزار اپتیکی، ابزار دقیق و انواع ساعت	۱۴۲۶۹۶	۴۰۹۳۳۸	۶۸۳۷	۵۵۸۸۷۱	۰/۰۴۴۰
ساخت وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم‌تریلر	۴۵۸۸۲۷۱	۶۶۸۲۶۴۴	۹۸۳۹۵	۱۱۳۶۹۳۱۱	۰/۰۳۱۶
ساخت سایر تجهیزات حمل و نقل	۵۲۵۸۲	۱۳۴۰۷۶۰	۹۴۰۱	۱۸۷۸۷۴۴	۰/۱۰۲۹
ساخت مبلمان، مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر و بازیافت	۵۶۰۶۰۰	۲۲۶۰۱۳	۱۱۱۵۶۴	۸۹۸۱۷۷	۰/۰۱۲۱
برق	۷۹۱۴۹۰	–	۳۲۳۷۰۰	۱۱۱۵۱۹۰	۰/۰۰۹۱
توزیع گاز طبیعی	۳۱۴۱۶۲۹	–	۶۴۹۲۷۴	۳۷۹۰۹۰۴	۰/۰۱۰۹
آب	۱۸۴۸۷۳	–	۶۵۱۴۵	۲۵۰۰۱۸	۰/۰۰۸۹
ساختمان‌های مسکونی	۹۹۳۷۰۳	–	۶۱۰۷	۹۹۹۸۱۰	۰/۰۰۳۰
سایر ساختمان‌ها	۱۷۶۸۹۸۲	–	۱۰۵۴۸۰	۱۸۷۴۴۶۳	۰/۰۰۳۸
عمده‌فروشی، خرده‌فروشی، تعمیر وسایل نقلیه و کالاها	۵۲۴۲۴۴۸	–	۱۲۵۳۱۹۲	۶۴۹۵۶۴۰	۰/۰۰۵۹
هتل و خوابگاه	۴۹۰۷۳	–	۱۸۱۶۲	۶۷۲۳۵	۰/۰۰۴۱
رستوران	۲۱۲۰۲۳	–	۴۲۱۲۲	۲۵۴۱۴۵	۰/۰۰۳۲
راه‌آهن	۲۳۹۶۷۳	–	۹۶۵۴۲	۳۳۶۲۱۶	۰/۰۱۹۳
حمل و نقل جاده‌ای	۲۳۷۳۱۴۷	–	۵۶۱۸۱۸	۲۹۳۴۹۶۵	۰/۰۰۷۱
حمل و نقل لوله‌ای	۱۱۷۰۷	–	۷۸۰۹	۱۹۵۱۶	۰/۰۰۳۶
حمل و نقل آبی	۲۵۳۷۶۷	–	۷۱۴۳۶	۳۲۵۲۰۳	۰/۰۱۳۸
حمل و نقل هوایی	۱۲۱۱۴۴	–	۱۰۸۸۴	۱۳۲۰۲۹	۰/۰۰۵۸
خدمات پشتیبانی و انبارداری	۲۱۶۶۳۷	–	۱۰۶۷۵۲	۳۲۳۳۸۹	۰/۰۰۷۴
پست و مخابرات	۲۴۸۱۸۹	–	۵۰۱۱۴	۲۹۸۳۰۴	۰/۰۰۲۰
بانک	۷۷۹۲۰۳	–	۳۳۹۸۷۳	۱۱۱۹۰۷۶	۰/۰۰۶۹
سایر واسطه‌گری‌های مالی و فعالیت‌های جنبی آن‌ها	۹۸۶۹۴	–	۵۲۵۲۱	۱۵۱۲۱۵	۰/۰۰۴۹
بیمه	۲۲۳۶۵۹	–	۶۰۶۵۶	۲۸۴۳۱۵	۰/۰۰۷۱
خدمات واحدهای مسکونی	۳۲۶۴۹۰	–	۰	۳۲۶۴۹۰	۰/۰۰۰۷

بخش‌های اقتصادی	آثار مستقیم و غیرمستقیم کاهش واردات واسطه‌ای ازطریق بندر شهیدرجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	آثار مستقیم و غیرمستقیم کاهش واردات نهایی ازطریق بندر شهید رجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	آثار مستقیم و غیرمستقیم کاهش صادرات ازطریق بندر شهید رجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	آثار کل مستقیم و غیرمستقیم کاهش صادرات و واردات (واسطه‌ای و نهایی) ازطریق بندر شهید رجایی بر ستاندهٔ بخش‌های اقتصادی	
	زیان کل (عرضه‌محور و تقاضامحور)	زیان مستقیم	زیان تقاضامحور	مقدار	نسبت
شخصی					
خدمات واحدهای مسکونی اجاری	۹۷۴۷۳	–	۲۱۵۲	۹۹۶۲۵	۰/۰۰۰۷
خدمات واحدهای غیرمسکونی	۲۱۰۴۳۱	–	۵۳۲۸۴	۲۶۳۷۱۵	۰/۰۰۶۷
خدمات دلالان مستغلات	۸۱۲۴	–	۱۱۳۹	۹۲۶۴	۰/۰۰۰۶
کرایه و خدمات کسب و کار	۶۲۵۷۴۸	–	۱۷۳۴۹۶	۷۹۹۲۶۲	۰/۰۰۶۰
امور عمومی	۱۰۷۴۷۴	–	۲۳۹۴	۱۰۹۸۶۸	۰/۰۰۱۲
خدمات شهری	۶۷۱۰۲	–	۹۹۴۶	۷۷۰۴۸	۰/۰۰۱۰
امور دفاعی	۳۵۷۰۷۳	–	۵۰۷۵	۳۶۲۱۴۸	۰/۰۰۲۱
امور انتظامی	۴۶۱۸۰	–	۱۷۳۴	۴۷۹۱۴	۰/۰۰۰۹
تأمین اجتماعی اجباری	۱۲۶۶۴	–	۰	۱۲۶۶۴	۰/۰۰۱۰
آموزش ابتدائی دولتی	۱۳۸۰۵	–	۱۰۷	۱۳۹۱۲	۰/۰۰۰۲
آموزش ابتدائی خصوصی	۱۱۸۴	–	۱۱۹	۱۳۰۴	۰/۰۰۰۵
آموزش متوسطه عمومی و متوسطه فنی و حرفه‌ای دولتی	۲۲۴۲۵	–	۴۵۶	۲۲۸۸۲	۰/۰۰۰۳
آموزش متوسطه عمومی و متوسطه فنی و حرفه‌ای خصوصی	۴۳۰۹	–	۲۵۳	۴۵۵۶	۰/۰۰۰۶
آموزش عالی دولتی	۶۸۵۸۱	–	۲۳۲۹	۷۰۹۱۰	۰/۰۰۱۴
آموزش عالی خصوصی	۴۶۴۸۱	–	۵۹۵۸	۵۲۴۳۹	۰/۰۰۱۴
آموزش بزرگسالان دولتی	۱۲۴۹۱	–	۲۲۳۰	۱۴۷۲۲	۰/۰۰۲۵
آموزش بزرگسالان خصوصی	۱۹۰۸۸	–	۳۴۰۶	۲۲۴۹۵	۰/۰۰۳۱
بهداشت و درمان دولتی	۹۹۸۵۴	–	۱۹۲۹	۱۰۱۷۸۳	۰/۰۰۰۹
بهداشت و درمان خصوصی	۱۲۸۵۳۱	–	۲۳۱۷۹	۱۵۱۷۱۱	۰/۰۰۱۳
دامپزشکی	۱۲۰۸	–	۸۴۵	۲۰۵۴	۰/۰۰۰۷
مددکاری اجتماعی	۲۰۵۳۷	–	۱۱۹۷	۲۱۷۳۵	۰/۰۰۱۱
تفریحی، فرهنگی و ورزشی	۱۴۶۱۲۹	–	۳۲۴۴۵	۱۷۸۵۷۵	۰/۰۰۲۰
مذهبی و سیاسی	۴۴۵۷۲	–	۱۱۴۱۱	۵۵۹۸۳	۰/۰۰۳۸
سایر خدمات	۶۰۰۷۴	–	۱۰۱۶۱	۷۰۲۳۶	۰/۰۰۱۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

۲-۴. آثار و تبعات کل

بخش دوم نتایج که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، کل اثرات توقف ۹۰ روزهٔ فعالیت‌های بندر شهیدرجایی ناشی از اختلال صادرات و واردات (اعم‌از واسطه‌ای و نهایی) را نشان می‌دهد؛ براساس این نتایج:

۱) کل زیان ستاندهٔ ناخالص ناشی از توقف ۹۰ روزهٔ بندر شهیدرجایی در سال ۱۳۹۰ روی اقتصاد ملی ۱۳۲.۸۹۰.۳۰۳ میلیون ریال است که معادل با ۱/۳۱٪ ستاندهٔ ناخالص ملی خواهد بود.

۲) کل زیان ستانده ناخالص ملی ناشی از کاهش صادرات برابر با ۲۲۰۷۴۰۰۴ میلیون ریال است، که نشان‌دهندهٔ کاهش ۰/۲ درصدی ستانده ناخالص ملی است و کل زیان ستاندهٔ ناخالص ملی ناشی از اختلال واردات واسطه‌ای و نهایی نیز به‌ترتیب برابر با ۷۶۵۴۳۴۷۶ میلیون ریال و۳۴۲۷۲۸۲۱ میلیون ریال است، که نشان‌دهندهٔ کاهش ۰/۷٪ و ۰/۳٪ ستاندهٔ ناخالص ملی است.

۳) کل زیان ستانده در سطح ملی ۱۳۲.۸۹۰.۳۰۳ میلیون ریال است که ۱۱٪ آن مربوط به زیربخش‌های خدمات، ۵٪ مربوط به زیربخش‌های کشاورزی و ۷۳٪ مربوط به زیربخش‌های صنعت است.

جدول ۳. کل اثرات توقف ۹۰ روزهٔ فعالیت‌های بندر شهید رجایی ناشی از اختلال صادرات و واردات (اعم‌از: واسطه‌ای و نهایی).

Tab. 3. The total effects of the 90-day suspension of Shahid Rajaei port activities due to export and import disruption (both intermediate and final).

واحد: میلیون ریال

	روش به‌کار رفته	زیان ستاندهٔ ناخالص کشور
اختلال واردات واسطه‌ای	اثرات کل عرضه‌محور	-۴۴.۱۷۰.۷۰۸
	اثرات کل تقاضامحور	-۵۹.۶۳۲.۰۲۸
	اثرات کل بدون هم‌پوشانی	-۷۶۵.۴۳.۴۷۶
اختلال واردات نهایی	اثرات کل به صورت مستقیم	-۳۴.۲۷۲.۸۲۱
اختلال صادرات	اثرات کل تقاضامحور	-۲۲.۰۷۴.۰۰۴
جمع		-۱۳۲.۸۹۰.۳۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

۵. نتیجه‌گیری

وقوع حوادثی مانند اعتصابات کارگری، شوک‌های زیست‌محیطی، حوادث تروریستی در بندر می‌توانند با اختلال در عملکرد بندر زیان‌های اقتصادی قابل‌توجهی به‌بار آورند. توسعه و به‌کار بردن یک روش برای برآورد تبعات اقتصادی اختلال یک بندر در سطح ملی می‌تواند اهمیت بنادر را در تولید ملی برجسته نموده و تصویر مناسبی از ضرورت اتخاذ راهبردهای پیشگیرانه برای کاهش تبعات ناشی از توقف بندر ارائه نماید. در پژوهش حاضر، نتایج حاصل از سنجش آثار و تبعات توقف ۹۰ روزهٔ بندر شهیدرجایی برروی اقتصاد ملی ارائه شد و اثرپذیری آن به ستاندهٔ بخش‌های مختلف اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت؛ نتایج حاکی از آن است که:

۱) بخش‌های اقتصادی که با بیشترین کاهش نسبی تولید همراه بوده‌اند، متفاوت از بخش‌های اقتصادی بوده‌اند که بیشترین کاهش مطلق تولید را تجربه کرده‌اند؛ هرچند که در برخی بخش‌های تولیدی مشترک هستند اما جایگاه و رتبهٔ آن‌ها متفاوت است.

۲) کل زیان ستانده ناخالص ملی ۱۳۲.۸۹۰.۳۰۳ میلیون ریال است که معادل با ۱/۳۱ درصد ستاندهٔ ناخالص ملی خواهد بود.

نظر به این‌که محاسبات صورت‌گرفته در این پژوهش حکایت از آن دارد که درپی توقف فعالیت‌های بندر شهید رجایی، بخش‌های مختلف اقتصادی آسیب بالایی را متحمل می‌شوند؛ لذا کاهش وابستگی بخش‌های مختلف اقتصادی به واردات و ارتقای تاب‌آوری کشور ضرورت می‌یابد. همچنین انتخاب بندر جایگزین برای انجام واردات و صادرات، صرفه‌جویی در نهاده‌ها و تغییر برنامهٔ کاری بندر و... ازجمله اقداماتی است که می‌تواند تاب‌آوری اقتصاد را در برابر شوک ایجاد شده افزایش دهد و منجر به کاهش زیان بخش‌های مختلف اقتصادی شود.

کتابنامه

- اقتصادی، زیبا، (۱۳۹۵). «بررسی قابلیت پیش بینی تولید کل و بخشی در الگوهای داده–ستانده؛ با تأکید بر بخش‌های بلوغ یافته». پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی.

- بانوئی، علی‌اصغر، جلوداری‌ممقانی، محمد؛ و محققی، مجتبی، (۱۳۸۶)، «شناسایی بخش‌های کلیدی برمبنای رویکردهای سنتی و نوین طرف‌های تقاضا و عرضه اقتصاد». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۷ (۱): ۲۶–۱.

- بانوئی، علی‌اصغر، (۱۳۹۱). «ارزیابی شقوق مختلف نحوه منظور کردن واردات و روش‌های تفکیک آن با تأکید بر جدول متقارن سال ۱۳۸۰». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۴ (۸): ۷۴–۳۱.

- بانوئی، علی‌اصغر؛ مومنی، فرشاد؛ آماده، حمید؛ ذاکری، زهرا؛ و کرمی، مهدی، (۱۳۹۱). «سنجش آثار و تبعات کاهش تولید بخش کشاورزی بر اقتصاد در چارچوب الگوی اصلاح شده ماتریس حسابداری اجتماعی(SAM) عرضه‌محور». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۴ (۷): ۳۰–۱.

- بزازان، فاطمه؛ و محمدی، پریسا، (۱۳۹۵). «مدل‌سازی خسارات اقتصادی منطقه‌ای ناشی از فجایع طبیعی: مطالعه موردی زلزله تهران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱ (۶۸): ۱۲۷–۹۹.

– رحیمی، ایمان، (۱۳۹۲). «تدوین روش برآورد خسارات کلان اقتصادی ناشی از زلزله در یک منطقه– مطالعه موردی تهران». رساله دکتری مهندسی عمران، دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات.

– فریدزاد، علی؛ بانوئی، علی‌اصغر؛ مومنی، فرشاد و آماده، حمید؛ (۱۳۹۱). «بررسی اثار اقتصادی واجتماعی محدودیت عرضه فراورده‌های نفتی با استفاده از الگوی مختلط ماتریس حسابداری اجتماعی». *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۳ (۱۰): ۹۹–۱۲۳.

– فریدزاد، علی؛ و مروت، حبیب، (۱۳۹۴). «بررسی آسیب‌پذیری بخش‌های اقتصادی ناشی از محدودیت عرضه واردات واسطه: رویکرد مدل متغیر مختلط داده–ستانده». *پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۵ (۵۸): ۳۶–۱.

– فریدزاد، علی، و مهاجری، پریسا، (۱۳۹۵). «بررسی آثار و تبعات اقتصادی و اجتماعی ناشی از محدودیت عرضه در زیر بخش‌های صنعت بر سایر بخش‌های اقتصادی با استفاده از الگوی اصلاح شده ماتریس حسابداری اجتماعی عرضه‌محور». *مطالعات اقتصادی کاربران ایران*، ۵ (۱۹): ۱۸۵–۱۵۵.

– مهاجری، پریسا؛ و فریدزاد، علی، (۱۳۹۳). «سنجش آسیب‌پذیری بخش‌های اقتصادی از محدودیت واردات؛ کاربردی از ماتریس حسابداری اجتماعی در شرایط متعارف و ویژه اقتصادی». *سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، ۲ (۴): ۱۸۱–۲۱۲.

– قاسمی، عبدالرسول؛ بانوئی، علی‌اصغر؛ و روزبهانی، نیره، (۱۳۹۵). «ارزیابی آسیب‌پذیری بخش‌های کلیدی اقتصاد در شرایط ریسک غیرعملیاتی: مطالعه موردی استان تهران». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۱ (۳): ۷۰۷–۶۸۳.

- Banouei, A. A., (2012). “Evaluation of the Different Treatments and Methods of Separating Imports with Emphasis on 1381 IOT of Iran”. *Biquarterly Journal of Economic Research,* 4 (8): 31-74 (in Persian).

- Banouei, A. A.; Jelodari Mamaghani, M. & Mohagheghi, M., (2006). “Identifying Key Sectors based on Demand and Supply Approaches”. *The Economic Research,* 7 (1): 1-26 (in Persian).

- Banouei, A. A.; Momeni, F.; Amadeh, H.; Zakeri, Z. & Karami, M., (2012). “Measurement of Decrease of Agricultural Output to the Total Output in the Framework of Supply-Driven SAM”. *Biquarterly Journal of Economic Research,* 4 (7): 1-30 (in Persian).

- Bazazan, F. & Mohammadi, P., (2016). “Modeling the Regional Economic Loss of Natural Disasters: The Case of Tehran’s Earthquake”. *Iranian Journal of Economic Research,* 21 (68): 99-127 (in Persian).

- Chang, S. E., (2000). "Disasters and Transport Systems: Loss, Recovery and Competition at the Port of Kobe after the 1995 Earthquake". *Journal of Transport Geography,* 8 (1): 53–65.

- Cochrane, H. C., (1997). "Forcasting the Economic Impacts of a Midwest Earthquake". In: B. G. Jones (Ed.), *Economic Consequence of Earthquakes: Prepering for Unexpected*: 223-247 (Buffalo, N. Y: National Centre for Earthquake Engeneering Research).

- Cole, S., (1998). "Decision Support for Calamity Preparedness: Socioeconomics and Interregional Impacts". In: M. Shinozuka, A. Rose and R. T. Equchi (Eds.), *Engineering and Socioeconomics Impacts of Earthquakes*: 125-153 (Buffalo, N. Y: National Centre for Earthquake Engeneering Research).

- Eghtesadi, Z., (2015). "Examination of Predictability of Total and Partial Production in Input-Output Patterns; with an Emphasis on the Mature Sectors". Master's Thesis. Allameh Tabataba'i University (in Persian).

- Faridzad, A. & Mohajeri, P. (2015). "Quantitative Analysis of the Economic and Social Impacts of Sub-Sectors Supply Constraint Using the Supply-Driven Social Accounting Matrix Mixed Approach". *Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran,* 5 (19): 155-185 (in Persian).

- Faridzad, A. & Morovat, H., (2014). "Evaluation of the Vulnerability of Iranian Economic Sectors due to International Sanctions: Mixed Variable Input-Output Approach". *Economic Research,* 15 (3): 1-36 (in Persian).

- Faridzad, A.; Banoui, A. A.; Momeni, F. & Amadeh, H., (2013). "Investigating the Economic and Social Impacts of Petroleum Products Supply Constraints using the Mixed Social Accounting Matrix". *Journal of Financial Modeling,* 3 (10): 99-123 (in Persian).

- Galbusera, L. & Giannopoulos, G., (2018). "On Input-Output Economic Models in Disaster Impact Assessment". *International Journal of Disaster Risk Reduction,* 30 (2): 186-198.

- Ghasemi, A.; Banoui, A. A. & Rozbahani, N., (2015). "Vulnerability Assessment of Key Economic Sectors in Non-operational Risk Conditions, Case Study: Tehran". *Economic Research,* 51 (3): 683-707 (in Persian).

- Ghordon, P.; Richardson, H. W. & Davis, B., (1998). "Transport-Related Impacts of the Northridge Earthquake". *Journal of Transportation and Statistics*, 1 (1): 22-36.

- Hallegatte, S., (2015). "The Indirect Cost of Natural Disasters and Economic Definition of Macroeconomic Resilience". *World Bank Group, Finance and Market Global Practice Group and Global Facility for Disaster Reduction and Recovery, Policy Research Working Paper,* No. 7357

- Jung, J.; Santos, J. R. & Haimes, Y. Y., (2009). "International Trade Inoperability Input-Output Model (IT-IIM): Theory and Application". *Risk Analysis,* 29 (1): 137–154.

- Mohajeri, P. & Faridzad, A., (2014). "Evaluation of Iranian Economic Sectors Vulnerability due to Import Constraint: Application of Social Accounting Matrix". *Journal of Iranian Economic Development Analysis,* 2 (4): 181-212 (in Persian).

- Okuyama, Y. & Chang, S. E., (2004). *Modeling Spatial and Economic Impacts of Disasters*. Introduction: Chapter 1, Berlin, Germany, Springer.

- Okuyama, Y.; Hewings, G. & Sonis, M., (1999). *Economic Impacts of an Unscheduled, Disruptive Event: A Miyazawa Multiplier Analysis*. Berlin, Germany, Springer.

- Pant, R.; Barker, K. & Landers, T. L., (2015). "Dynamic Impacts of Commodity Flow Disruptions in Inland Waterway Networks". *Computers & Industrial Engineering,* 89 (C): 137–149.

- Park, J.; Gordon, P.; Moore J. & Richardson, H., (2008). "The State-by-State Economic Impacts of the 2002 Shutdown of the Los Angeles-Long Beach Ports". *Growth and Change,* 39 (4): 548–572.

- Park, J. Y.; Gordon, P.; Moore J. E. & Richardson, H. W. & Wang, L., (2007). "Simulating the State-by-State Effects of Terrorist Attacks on Three Major U.S. Ports: Applying NIEMO (National Interstate Economic Model)". In: H. W. Richardson, P. Gordon and J. E. Moore II (eds.) *The Economic Costs and Consequences of Terrorism.* Cheltenham, UK, Edward Elgar: 208–234.

- Rahimi, I., (2012). "Development of the Method of Estimating Macro-Economic Losses Caused by Earthquakes in a Region - a Case Study of Tehran". Civil Engineering Ph.D. Thesis, Azad University.

- Rose, A., (1981). "Utility Lifelines and Economic Activity in the Context of Earthquakes". In: J. Isenbeg (ed.), *Social and Economic Impacts of Disasters*, Berlin: Germany, Springer.

- Rose, A., (2004). *Economic Principles, and Research Prioeities in Hazard Loss Estimation*. Chapter 2, Modeling Spatial and Economic Impacts of Disasters, Berlin: Germany, Springer.

- Rose, A. & Wei, D., (2013). "Estimating the Economic Consequences of a Port Shutdown: The Special Role of Resilience". *Economic Systems Research* U.S. Coast Guard, 25 (2): 212-232.

- Rose, A.; Benavides, S.; Chang, E.; Szczesniak, P. & Lim, D., (1997). "The Regional Economic Impact of an Earthquake: Direct and Indirect Effects of Electricity Lifetime Distruption". *Journal of Regional Science,* 37 (3): 437-458.

- Yamano, N.; Kajitani, Y. & Shumuta, Y., (2004). "Modeling the Regional Economic Loss of Natural Disasters: Indirect Loss Diffusion due to the Electricity Disruptions and Inter-Industry Economic Activities". Available in https://www.iioa.org/conferences/intermediate-2004/pdf/423.pdf

- Zhang, Y. & Lam, S. L., (2015). "Estimating the Economic Losses of Port Disruption due to Extreme Wind Events". *Ocean & Coastal Management,* 116: 300-310.

Vol. 12, No. 45, Spring (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Estimation of Effective Components on the Preferences of Tehran Citizens to Choose "Car-Free City Center" Using a Random-Parameter Logit Model

Ajdari, A.[1], Taiebnia, A.[2], Mehrara, M.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26397.3469
Received: 2022.06.07; Accepted: 2022.09.21
Pp: 107-140

Abstract

Tehran, with an area of about 780 square Kilometres, is the largest city in Iran with a population of about 8 million people, where more than 15 million vehicular trips are made. The share of traffic in the consequences of air pollution in Tehran is estimated to be more than 55%, and traffic is the main cause of air pollution. One of the possible solutions for the problems caused by the use of private cars, especially the traffic and air pollution of Tehran in the central part of the city, is the policy of creating a "car-free city center". For this reason, this study has been conducted with the aim of identifying and evaluating the factors affecting the preferences of Tehran citizens for the " car-free city Center" using Random Parameter Logit Model. The findings of this study indicate that the component "Recrehigher" and the components "Dist9min" and "Dist3min" in the central part of the city, are relatively more important compared to the rest of the attributes affecting the preferences of the people of Tehran in choosing a "car-free city center". The highest amount of "willingness to pay" of Tehran citizens are for the component of "Recrehigher" in the central part of the city, in the amount of 160,000 Rials and the components of "Dist9min" and "Dist3min" is about 120,000 Rials to 150,000 Rials per transfer in the city center areas, respectively.

Keywords: Preferences, Tehran, City Center, Car, Random Parameter Logit Model.
JEL Classification: C52, C91, L91, L97.

1. Ph.D. in Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: mmehrara@ut.ac.ir

Citations: Ajdari, A.; Taiebnia, A. & Mehrara, M., (2023). "Estimation of Effective Components on the Preferences of Tehran Citizens to Choose "Car-Free City Center" Using a Random-Parameter Logit Model". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(45): 107-140. (doi: 10.22084/aes.2022.26397.3469).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4766.html?lang=en

1. Introduction

One of the attractive solutions is "car-free city centers", defined areas in the center of cities where the use of private cars is prohibited or severely restricted. Following the growth of urbanization in Iran in the past few decades, cities faced many problems, including congestion and pollution, especially in the central part of the cities. The study of the World Bank shows that the amount of avoided economic costs related to air pollution in Tehran is estimated at 1.6 billion dollars per year (Heger & Sarraf, 2018). In recent decades, various traffic policies have been implemented in Tehran. From July 2018, the "even and odd" plan was removed from Tehran's traffic policy after 14 years, and the "reduction of air pollution" plan replaced it, the most important reason for which was the ineffectiveness of the even and odd plan. One of the possible and sustainable solutions for the problems caused by the use of personal cars, especially the traffic in Tehran and the congestion in the central part of the city, is to create a "car-free city center", which requires policies. In order to make policies in the field of transportation and urban traffic, the challenges should be examined at the micro level by measuring the preferences of the residents of different areas of Tehran. The purpose of this research is to identify and evaluate the factors influencing the preferences of Tehrani citizens to choose "car-free city center" using a Random-Parameter Logit Model under the discrete choice experiment approach.

2. Materials and Methods

In the first stage of the Experimental Design, the attributes of the "car-free city center" were calculated using a documentary methodology and an expert meeting, and based on this, six attribute affecting the preferences of the citizens of Tehran were selected[1]. In the second step, the levels of these features were determined (Table 1).

Where (Bikelane, Bikesep, …, Recrehighest) are the levels of the attributes of the scenario and (gender, age, education, region, income and car) the values of socio-demographic variables. CF is a dummy variable indicating whether the city is car-free (CF = 1) or not.

Data Collection and Sample: The statistical population includes the citizens of Tehran living in 22 districts who are affected by the "car-free city center" policy for various reasons such as work, education, recreation, shopping, administrative affairs, etc. 880 questionnaires were sent by random sampling method and using mixed survey, and finally about 420 completed questionnaires were received.

Design Choice Sets and Questionnaire: The next design step is to determine the choice sets and its alternatives. Depending on the number of attributes and their levels, there will be 972 possible combinations to choose from (3×3×3×3×3×4). This type of design is the most complete type of experimental design, which is called full factorial design. the design size must be reduced, which is done using fractional factorial design (Louviere, 2000). The D-optimal method makes it possible to select the optimal combinations of questions that provide the most statistical information about individuals' preferences. Questionnaire questions were designed and selected in an orthogonal design with 20 choice sets using D-optimal criterion using Minitab16 and Design-Expert12 software. Table 2 shows an example of a choice set.

3. Discussion

The Random-Parameter Logit Model (RPL) is a generalized form of the Multinomial/conditional logit model, but it is not bound by the Independence of Irrelevant

1. In similar foreign studies, mainly these six obtained variables are the basis of analysis, but the levels of these variables were redefined according to the economic and social conditions of Tehran city so that the determined levels are significance for the respondents.

Alternative (IIA) assumption. This feature of the logit model with random parameters makes it possible for the parameters of the observed variables (x_i) to change randomly among the respondents instead of being fixed (Trian, 2009).

In order to explain the RPL model, the utility function can be divided into two observable and unobservable parts as the following equation.

$$U_{ni} = v_{ni} + \varepsilon_{ni} = \beta x_{ni} + \varepsilon_{ni}$$

In this case, Contrary to the assumption of constant β parameter in multinomial/conditional logit models, in the RPL model it is assumed that it changes among the respondents. Therefore, it can be written $\beta_n = \beta + \theta_n$ where β is the average of this parameter and constant and θ_n is a random term that includes unobservable individual effects such as tastes. Therefore, the utility function can be written as the following equation:

$$U_{ni} = v_{ni} + \varepsilon_{ni} = \beta_n x_{ni} + \varepsilon_{ni} = (\beta + \theta_n) x_{ni} + \varepsilon_{ni}$$

Assuming that the disturbance term ε_{ni} has an independent and identically distributed (iid)[2] with the Extreme - value, the probability of choosing the alternative i will be the following equation:

$$L_{ni} = \frac{e^{v_{ni}(\beta)}}{\sum_j e^{v_{nj}(\beta)}} = \frac{e^{\beta_n x_{ni}}}{\sum_j e^{\beta_n x_{nj}}}$$

If the researcher does not know the individual preferences of the respondents, then the β parameter changes among people with the density $f(\beta_n | \beta, \theta)$ where β represents the mean and θ are the parameters of this distribution. Since the researcher cannot observe the real tastes of people, the probability will be the integral expression of L_{ni} over all the possible values of β that are weighted by the density of β. Therefore, the probability of unconditional selection is the integral of the logit specification over all possible values of β, which will be in the form of the following equation:

$$P_{ni} = \int L_{ni} f(\beta) d\beta = \int [\frac{e^{\beta_n x_{ni}}}{\sum_j e^{\beta_n x_{nj}}}] f(\beta) d\beta$$

This probability is approximated through simulation based on the values given to θ, and for each value given to θ, a value for β is extracted, and this repetition is done until the value of the simulated likelihood integral reaches a convergence (Revelt & Trian, 1997).

In this research, the results of conditional logit (CL) and Random Parameters Logit (RPL) were estimated using STATA 17 software. Initial estimates were made using CL model with the aim of estimating the main effects, and compared to similar foreign studies, the statistical and economic results obtained show the appropriate specification of the model and the significance of the coefficients of the influencing components. In this research, the Hausman test was used to test the assumption of Independence of Irrelevant Alternative (IIA), and the results of Hausman test indicate that the hypothesis H_0 based on the IIA assumption was rejected for all three alternatives. Therefore, in this research, random parameters logit estimator was used to solve the bias of not satisfying this assumption. Based on the results obtained in the RPL model, respectively, the components of "Recrehigher" with a coefficient of 5.43, "Dist9min" with a coefficient of -5.25 And "Dist3min" with a coefficient of -4.32 is the most important concern of Tehran citizens in choosing the car free city center, which have the greatest effect on the desirability of Tehran

2. Based on the iid assumption, the unobservable factors (ε_i) among the alternatives are uncorrelated and all the alternatives have the equal variance.

citizens with their relative importance compared to other components. The negative sign of the coefficients of the dist3min, dist9min and price components indicates that the increase of these components will reduce people's utility, which is completely consistent with the theoretical foundations of the utility function. It is an important point that the coefficients of the components Parkunguard and Parkguard are almost the equal, and this indicates the indifference of the citizens of Tehran to the type of parking facilities. In other words, the main concern of Tehran citizens is only the presence of parking on the border of the defined prohibited area.

$$u_{jn} = 10.96\ \text{cf} + 1.11\ bikelane_{jn} + 1.25\ bikesep_{jn} - 4.32\ dist3min_{jn} - 5.25\ dist9min_{jn} + 2.17\ freqhigher_{jn} + 1.73\ freqhighest_{jn} + 2.49\ parkunguard_{jn} + 2.48\ parkguard_{jn} + 5.43\ recrehigher_{jn} + 2.33\ recrehighest_{jn} - 0.34\ price_{jn}$$

Observation= 8397

Log simulated-likelihood = -1197.92

LR chi2 (10) = 55.49

prob>chi2 = 0.000

Examining the interaction effects by multiplying the demographic variables with the binary variable CF (for example age × CF) shows that only the "income variable" is significant at the 5% level and its coefficient has a positive sign. That is, with the increase in the income level of the respondents or citizens of Tehran, the probability of choosing “the car free city center” increases. The main advantage of the DCE is their compatibility with the consumer theory, which enables the estimation of "willingness to pay" for each component or attribute (Alpizar et al., 2001).

4. Conclusion

The findings of this study show that all the investigated components were statistically significant at the 1% level and have the expected sign. The components of “Recrehigher”, “Dist9min” and “Dist3min” and in other words the attributes of green space and recreational areas and the level of access to public transportation stations In the central part of the city, they are relatively more important compared to other factors affecting the preferences of the people of Tehran. The negative sign of the average coefficients of walking to access public transport stations shows that a “Dist9min” compared to the current situation (6 minutes) is perceived as a worsening of people's situation, and a “Dist3min” increases clearly the probability of choosing of the car-free city center. This issue is precisely observed in the study of Gundlach et al. for the city of Berlin. The coefficient of the Separate Road network for cyclist’s component is slightly larger compared to the Bikeways next to every road component on the side of the street. The interpretation is that a Separate Road network for cyclists is slightly preferable to Bikeways next to every road. In the study of Gundlach et al., there is also the same type of behaviour and preference for the cycling route. Based on the results of the estimation of the willingness to pay in this study, the highest amount of willingness to pay by the citizens of Tehran for the component “Recrehigher” in the amount of 160,000 Rials and the components “Dist9min” and “Dist3min” is about 120,000 Rials to 150,000 Rials per transfer in the central part of Tehran. It is very important to know this type of behaviour and people's preference in policy making.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲

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

برآورد مؤلفه‌های اثرگذار بر ترجیحات شهروندان تهران در انتخاب «مرکز شهر بدون خودرو» با استفاده از مدل لاجیت تصادفی*

علی اژدری[۱]، علی طیب‌نیا[۲]، محسن مهرآرا[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26397.3469
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۱۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۳۰
صص: ۱۴۰-۱۰۷

چکیده

تهران با مساحتی حدود ۷۸۰ کیلومتر مربع، بزرگ‌ترین شهر ایران با جمعیت حدود ۸ میلیون نفر است که بالغ‌بر ۱۵ میلیون سفر سواره در آن انجام می‌شود. سهم ترافیک در بروز پیامدهای آلودگی هوای شهر تهران بیش از ۵۵٪ برآورد می‌شود و ترافیک عامل اصلی آلودگی هوا است. یکی از راه‌حل‌های ممکن برای مشکلات ناشی از استفادهٔ خودروی سواری شخصی به‌خصوص ترافیک و آلودگی هوای تهران در بخش مرکزی شهر و اجتناب از هزینهٔ اقتصادی سنگین و کاهش میزان مرگ و میر سالانه، سیاست ایجاد «مرکز شهر بدون خودرو» است. به‌همین دلیل این مطالعه با هدف شناسایی و ارزش‌گذاری مؤلفه‌های اثرگذار بر ترجیحات شهروندان تهران درخصوص مرکز شهر بدون خودروی سواری شخصی با روش مدل لاجیت با پارامتر تصادفی انجام شده است. یافته‌های این مطالعه حاکی از این است که مؤلفهٔ «ایجاد فضای سبز و تفریحی اضافی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» و مؤلفه‌های «متوسط مسافت پیاده‌روی ۳ و ۹ دقیقه‌ای تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل و نقل عمومی» (به‌عبارتی کاهش متوسط مسافت پیاده‌روی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل و نقل عمومی از ۶ دقیقهٔ فعلی به ۳ دقیقه) در بخش مرکزی شهر، مهم‌ترین دغدغهٔ شهروندان تهران در انتخاب مرکز شهر بدون خودرو است و مؤلفه‌های این دو ویژگی از اهمیت نسبی بیشتری در مقایسه با بقیهٔ ویژگی‌های اثرگذار بر ترجیحات مردم تهران برخوردارند. در این مطالعه، بیشترین میزان «تمایل به پرداخت» شهروندان تهران برای مؤلفهٔ «ایجاد فضای سبز و تفریحی اضافی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» به مبلغ ۱۶۰،۰۰۰ ریال و مؤلفه‌های «متوسط مسافت پیاده‌روی ۳ و ۹ دقیقه تا تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل و نقل عمومی» به‌ترتیب به مبلغ حدود ۱۲۰،۰۰۰ ریال تا ۱۵۰،۰۰۰ ریال به ازای هر جابه‌جایی در بخش مرکز شهر است. مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی این مطالعه، آن است که تقویت و توسعهٔ زیرساخت‌های فضای سبز و مناطق تفریحی اضافی و کاهش متوسط مسافت پیاده‌روی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل و نقل عمومی از ۶ دقیقهٔ فعلی به ۳ دقیقه در بخش مرکزی شهر، علاوه‌بر افزایش احتمال انتخاب مرکز شهر بدون خودرو و همراهی با این سیاست، بهترین راهکار تأمین مالی از طریق افزایش کرایهٔ خدمات حمل و نقل عمومی در سطح شهر تهران است؛ همچنین آگاهی سیاست‌گذار حوزهٔ ترافیک شهر تهران به بی‌تفاوتی شهروندان تهران نسبت به پارکینگ رایگان و بدون محافظ و پارکینگ دارای هزینه و با محافظ و رجحان اندک یک شبکهٔ اختصاصی و جداگانه برای دوچرخه‌سواری نسبت به مسیرهای دوچرخه‌سواری در کنار هر خیابان، از ابعاد تخصیص بهینهٔ منابع اقتصادی بسیار حائز اهمیت است.

کلیدواژگان: ترجیحات، تهران، مرکز شهر، خودرو، مدل لاجیت با پارامتر تصادفی.
طبقه‌بندی JEL: C52, C91, L91, L97.

*. این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اول است.

۱. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
Email: aajdari@ut.ac.ir
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
Email: taiebnia@ut.ac.ir
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: mmehrara@ut.ac.ir

ارجاع به مقاله: اژدری، علی؛ طیب‌نیا، علی؛ و مهرآرا، محسن، (۱۴۰۲). «برآورد مؤلفه‌های اثرگذار بر ترجیحات شهروندان تهران در انتخاب «مرکز شهر بدون خودرو» با استفاده از مدل لاجیت تصادفی». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۵): ۱۰۷-۱۴۰. (doi: 10.22084/aes.2022.26397.3469).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4766.html

۱. مقدمه

رشد سریع مالکیت خودرو در اواسط قرن بیستم میلادی باعث ایجاد چالش‌های زیست‌محیطی، اقتصادی و اجتماعی برای شهرها، ازجمله: انتشار کربن، آلودگی هوا، ازدحام[۱] و شلوغی و کم‌تحرکی[۲] شده‌اند. در نتیجهٔ این عوامل، بسیاری خواهان بحث در مورد سازگاری خودروها با محیط‌های شهری پایدار هستند (آگاتا، ۲۰۱۸)[۳]. شهرها و جوامع به‌طور فزاینده‌ای نگران مسائل زیست‌محیطی و پایداری هستند. «آلودگی هوا» به یک مسأله مهم برای بسیاری از مناطق شهری تبدیل شده است (زاویتساس، ۲۰۱۰)[۴]. درحال حاضر بسیاری از شهرداری‌ها، اولویت بالایی را به «راه‌حل‌های تحرک شهری پایدار»[۵]، پیاده‌روی، دوچرخه‌سواری و حمل‌ونقل عمومی نسبت به استفاده از خودروهای شخصی اختصاص می‌دهند. یکی از راه‌حل‌های جذاب، «مراکز شهر بدون خودرو»[۶] مناطق تعریف شده در مرکز شهرهایی که در آن استفاده از خودروی شخصی ممنوع یا به‌شدت محدود شده است (وایلی، ۲۰۱۹)[۷]. «محله‌های فاقد خودرو» در یک مفهوم نسبتاً جدیدی قرار دارند که به‌عنوان «بدون خودرو»[۸] تعریف شده است. «کرافورد» ازجمله اولین کسانی بود که ازلحاظ نظری به مبحث شهرهای بدون خودرو پرداخت. وی بدون چشم‌پوشی از مشکلات بهداشتی و زیست‌محیطی، پیشنهاد می‌کند که قانع‌کننده‌ترین دلایل ایجاد شهرهای بدون خودرو، درواقع ماهیت اجتماعی و زیبا شناختی است (بورخس و گلدنر، ۲۰۱۵)[۹].

به‌دنبال رشد شهرنشینی در ایران در چند دههٔ گذشته، شهرها با معضلات زیادی ازجمله شلوغی، آلودگی و ازدحام به‌خصوص در نواحی مرکزی مواجه شدند. ترافیک[۱۰] و ازدحام[۱۱] وسایل‌نقلیه موتوری در شهرها، به‌خصوص بخش مرکزی شهرها عوارض متعددی را به‌دنبال دارد. آلودگی هوا و هزینه‌های اقتصادی درمان و سلامت ناشی از آن، مهم‌ترین عارضه‌های ترافیک و ازدحام در مناطق شهری محسوب می‌شود. تحقیقات نشان می‌دهد که سالانه کمی بیش از ۴۰۰۰ نفر در اثر آلودگی هوا ناشی از ذرات معلق ۲/۵ میکرون محیط در تهران دچار مرگ زودرس می‌شوند. بیشترین منبع ذرات معلق ۲/۵ میکرون از منابع متحرک (به‌عنوان مثال: حمل‌ونقل) نشأت می‌گیرد. میزان اجتناب از هزینه‌های اقتصادی مرتبط با آلودگی هوا در تهران ۱/۶ میلیارد دلار در سال برآورد می‌شود. این برآورد فقط اثرات سلامتی انسان‌ها را درنظر می‌گیرد؛ بنابراین، هزینهٔ اقتصادی کل در اثر آلودگی هوا بسیار بیشتر خواهد بود (هگر و صراف، ۲۰۱۸)[۱۲]. در چند دههٔ اخیر سیاست‌های ترافیکی مختلفی در سطح شهر تهران پیاده شد؛ مرحلهٔ اول طرح ترافیک تهران، ابتدای شهریور ۱۳۵۸ شکل‌گرفت. طرح زوج و فرد یا حلقهٔ دوم

1. Congestion
2. Physical inactivity
3. Agatha, 2018
4. Zavitsas et al., 2010
5. Sustainable urban mobility solutions
6. Car-Free City Centers
7. Wylie, 2019
8. Car-free
9. Borges & Goldner, 2015
10. Traffic
11. Congestion
12. Heger & Sarraf, 2018

طرح ترافیک، از آذرماه ۱۳۸۴ به‌دلیل آلودگی غیرمنتظرهٔ هوای تهران در پاییز آن سال به اجراء درآمد. از تیرماه ۱۳۹۸ طرح «زوج و فرد» بعد از ۱۴ سال از سیاست ترافیکی تهران حذف شد و طرح «کاهش آلودگی هوا» جایگزین آن شد که مهم‌ترین دلیل آن، ناکارمدی طرح زوج و فرد بود. یکی از راه‌حل‌های ممکن برای مشکلات ناشی از استفاده از خودروی سواری شخصی، به‌خصوص ترافیک (عبور و مرور) و آلودگی هوای تهران و اجتناب از هزینهٔ اقتصادی سنگین و کاهش میزان مرگ‌ومیر سالانه، ایجاد «مراکز شهر بدون خودرو»[1] است که نیازمند سیاست‌گذاری و اجرای هدفمند آن مطابق با خواسته‌های جامعهٔ هدف است. به‌منظور سیاست‌گذاری در حوزهٔ حمل‌ونقل و ترافیک شهری، ضروری است؛ چالش‌های موجود در سطح خُرد ازطریق سنجش ترجیحات ساکنان مناطق مختلف تهران مورد بررسی قرار گیرد. بدیهی است که هرچه انطباق این سیاست‌ها و اقدامات تسهیل‌گرایانه با ترجیحات و سلایق جامعهٔ هدف بیشتر باشد، اثربخشی[2] سیاست نیز بیشتر خواهد بود؛ لذا در این مطالعه تلاش بر این است، ترجیحات اظهارشده[3] و ویژگی‌محور[4] در حوزهٔ ترافیک شهری تهران، به‌طور مشخص محدودهٔ فرضی حلقهٔ اول طرح ترافیک به‌وسعت ۳۲ کیلومتر مربع و ارزش اقتصادی مجموعه‌ای از ویژگی‌های قابل تقسیم «مرکز شهر بدون خودرو» بررسی و تحلیل شود. هدف این مطالعه، شناسایی سطوح اثرگذار بر ترجیحات شهروندان تهران درخصوص «مرکز شهر بدون خودروی سواری شخصی» با استفاده از مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی تحت رویکرد آزمایش انتخاب گسسته است. نتایج این مطالعه می‌تواند به‌طور مستقیم توسط سیاست‌گذاران محلی و برنامه‌ریزان ترافیک شهری و زیست‌محیطی مورداستفاده قرار گیرد.

رویکردهای مطالعات داخلی در حوزهٔ حمل‌ونقل و ترافیک شهری، عمدتاً بر مدل‌سازی تقاضای سفر و مؤلفه‌های اثرگذار در استفاده از خودروهای سواری شخصی در ورود به محدودهٔ مرکزی شهرها تأکید دارند و در هیچ‌یک از مطالعات داخلی به موضوع «مرکز شهر بدون خودرو» و مؤلفه‌های اثرگذار بر آن پرداخته نشد؛ بنابراین، مطالعهٔ حاضر با روش‌شناسی «آزمون انتخاب گسسته» و به‌کارگیری مدل‌های لاجیت برای شناسایی و ارزش‌گذاری مؤلفه‌های اثرگذار بر سیاست فرضی «مرکز شهر بدون خودروی سواری شخصی» اولین‌بار در کشور انجام شد و بدیلی برای آن وجود ندارد. رویکردی نوین در باب سیاست‌های آرام‌سازی ترافیک محسوب می‌شود. حتی در مطالعات خارجی هم به‌رغم تأکید مطالعات مختلف بر تحلیل تقاضای سفر و مؤلفه‌های اثرگذار در استفاده از خودروهای شخصی، این نوع تحقیق جدید و کم‌سابقه است که در چندسال اخیر بیشتر در کلانشهرهای آلمان و دیگر کشورهای اروپایی موردتوجه قرار گرفته است.

1. Car-free City Centers
2. Effectiveness
3. Stated preferences
4. Attribute based

۲. مروری بر ادبیات موضوع

در ادبیات اقتصادی، ارزش اقتصادی کل را مشتمل‌بر سه‌جزء کلی درنظر می‌گیرند؛ «ارزش استفاده‌ای»[1]، «ارزش غیراستفاده‌ای»[2] و «ارزش انتخاب»[3]. «فریمن»[4] (۱۹۹۹)، بر آن بود که بایستی بین آن‌هایی‌که از خدمات منابع طبیعی استفاده می‌کنند و آن‌هایی‌که از این خدمات استفاده نمی‌کنند، تمایز قائل شد؛ لذا او ارزش‌های موردنظر گروه اول را ارزش استفاده‌ای و ارزش‌های موردنظر گروه دوم را ارزش‌های غیراستفاده‌ای نامید. منظور از ارزشهای غیراستفاده‌ای، ارزش‌هایی هستند که هیچ‌گونه رفتار قابل‌مشاهده‌ای را دربر نمی‌گیرند و تنها نتیجه یک تجربه ذهنی هستند؛ لذا ارزش‌های غیراستفاده‌ای نمی‌توانند در خریدهای بازار مشاهده شوند و یا براساس کارکردها، ارزش‌گذاری شوند. ارزش انتخاب، ارزشی است که مردم برای داشتن فرصت مصرف کالا در آینده درنظر می‌گیرند. به‌بیان دیگر، ارزش انتخاب عبارت است از منافع حاصل از حفظ گزینه‌ها برای استفاده از یک منبع خاص، زمانی‌که افراد دربارهٔ استفاده آینده از آن منبع عدم حتمیت دارند و یا با عدم حتمیت دربارهٔ وجود آن منبع در آینده مواجه هستند (عبادی و همکاران، ۱۳۹۳).

به‌طورکلی ارزش‌گذاری پیامدهای هر سیاست یا برنامه براساس ترجیحات را می‌توان با دو رویکرد کلی انجام داد؛ «روش ترجیحات آشکار شده»[5] و «روش ترجیحات اظهار شده»[6]. هرکدام از این رویکردها روش‌های مختلفی دارند که در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. روش‌های عمدهٔ ارزش‌گذاری کالاهای غیربازاری

Table 1. Major methods of valuing non-market goods

ترجیحات آشکار شده (رفتار مشاهده شده)	ترجیحات اظهار شده (رفتار فرضی)
هزینهٔ سفر[7]	ارزش‌گذاری مشروط[8]
قیمت‌گذاری هدانیک[9]	روش ویژگی محور[10] یا آزمایش انتخاب گسسته[11]
رفتار دفاعی[12]	
روش‌های جانشینی[13]	

ماخذ: سگرسون، ۲۰۱۷.

1. Use value
2. None-use value
3. Option value
4. Freeman
5. Revealed Preference
6. Stated Preference
7. Travel cost
8. Contingent valuation
9. Hedonics pricing
10. Attributed-based methods
11. Discrete choice experiment
12. Defensive behavior
13. Substitution methods

روش ترجیحات آشکار شده به داده‌های مشاهده شده متکی هستند که ممکن است شامل داده‌های جمع‌آوری شده ازطریق نظرسنجی‌های مربوط به رفتار یا نتایج بازار باشد (سگرسون، ۲۰۱۷)[1]؛ به‌عبارت دیگر، پیش‌نیاز رویکرد ترجیحات آشکار شده، وجود منحنی تقاضای بازار برای کالای موردنظر است، اما در بسیاری از موارد یا بازار برای کالا وجود ندارد یا بازار ناقص است؛ لذا در این موارد ترجیحات آشکار شده به تحلیل ساختار ترجیحات افراد برای یک کالای مشخص مبتنی‌بر ترجیحات افراد نسبت به کالای بسیار نزدیک (مکمل) موجود در بازار می‌پردازد. از این‌روست که به این روش «ارزیابی غیرمستقیم ترجیحات آشکار شده» گفته می شود (عبادی و همکاران، ۱۳۹۳).

«آزمایش انتخاب گسسته» براساس مدل لنکستر انجام می‌شود و اکنون معمولاً در تحقیقات حمل‌ونقل مورداستفاده قرار می‌گیرد (به‌عنوان مثال: بورخس و همکاران[2]، ۲۰۰۸؛ هنشر[3]، ۲۰۰۱)، اقتصاد سلامت (به‌عنوان مثال: رایان و جرارد[4]، ۲۰۰۳؛ اسکات[5]، ۲۰۰۲)، اقتصاد زیست‌محیطی (به‌عنوان مثال: بایرول و همکاران[6]، ۲۰۰۷؛ کارلسون و مارتینسون[7]، ۲۰۰۱؛ هانلی و رابرتز[8]، ۲۰۰۲) و تحقیقات انرژی (به‌عنوان مثال: گوت و همکاران[9]، ۲۰۰۰؛ ساژبیل و همکاران[10]، ۲۰۱۴) (گوندلاچ و همکاران، ۲۰۱۸)[11]. آزمایش انتخاب گسسته، سازگار با تئوری اقتصادی ارزش لانکستر[12]و بر پایهٔ تئوری مطلوبیت تصادفی[13] بنا شده است. کارکرد تئوری مطلوبیت تصادفی آن است که امکان استخراج ترجیحات برای کالاهای چند بُعدی و پیچیده[14] را برای محقق فراهم می‌سازد. مطالعات گوناگون در مدل‌سازی انتخاب گسسته، قدرت و دقت پیش‌بینی مدل‌های انتخاب گسسته را مورد تأیید قرار داده است. مدل‌سازی انتخاب گسسته با بررسی انتخاب‌ها، به محقق اجازه می‌دهد مطلوبیت یک کالا یا خدمت را مدل‌سازی و اندازه‌گیری کند. مدل‌سازی ترجیحات مبتنی‌بر ترجیحات آشکار شده براساس مشاهده انتخاب‌های صورت گرفته به‌وسیلهٔ مصرف‌کننده در بازار واقعی انجام می‌گیرد، اما در مدل‌سازی انتخاب گسسته، فرض می‌شود انتخاب‌های اظهار شده، ترجیحات (مطلوبیت‌های) افراد را آشکار می‌سازد (سبحانیان و همکاران، ۱۳۹۵). «دیشازو» و «فرمو»[15] (۲۰۰۲) بیان می‌کنند که اقتصاددانان قادر به اندازه‌گیری تفاوت‌ها در ساختار انتخاب نیستند، خوشبختانه روش‌های ترجیحات اظهار شده به صراحت مجموعه انتخاب داده شده را برای مصرف‌کنندگان می‌سازند که این امر به اقتصاددانان اجازه می‌دهد تا فرضیات دربارهٔ رابطهٔ علّی بین طراحی مجموعهٔ انتخاب و سازگاری انتخاب را آزمون کنند.

---

1. Segerson, 2017
2. Borges et al.
3. Hensher
4. Ryan & Gerard
5. Scott
6. Birol et al.
7. Carlsson & Martinsson
8. Hanley & Roberts
9. Goett et al.
10. Sagebiel et al.
11. Gundlach et al., 2018
12. Lancaster’s Economic Theory of Value
13. Random Utility Theory
14. Complex Multidimensional Goods
15. Deshazo & Fermo

بنابراین آزمایش‌های گسسته، به‌ویژه برای ارزش گذاری کالاهای پیچیدهٔ غیربازاری و طراحی سیاست‌هایی با هدف تهیهٔ چنین کالاهایی بسیار مفید است. در این مطالعه ما فرض می‌کنیم که معرفی یک کالایی به‌عنوان «مرکز شهر بدون خودرو» بر میزان مطلوبیت (u) مردم تأثیر دارد. علاوه‌بر این، ویژگی‌های مربوط به تحرک‌پذیری یا جابه‌جایی در مرکز شهر، بر u تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین مطلوبیت یک تابعی از این است که آیا مرکز شهر فاقد خودرو است و سطح ویژگی‌های مربوط به تحرک‌پذیری[1] است. از آنجا که ترجیحات بین افراد مختلف متفاوت است، متغیرهای اجتماعی–جمعیتی[2] را می‌توان در تابع مطلوبیت به‌عنوان مقادیر اثرات متقابل[3] گنجاند تا تفاوت در ترجیحات (ناهمسانی ترجیحات مشاهده شده[4]) را توضیح دهد (همان). در تحقیقات بازاریابی و حمل‌ونقل، مدل‌سازی به‌روش رایج برای اندازه‌گیری ترجیحات افراد تبدیل شده است. براساس رویکرد انتخاب اظهارشده، گزینه‌های فرضی ایجاد می‌شوند. گزینه‌ها یا آلترناتیوها[5] به‌وسیلهٔ متغیرها یا ویژگی‌ها تعریف می‌شوند. هر متغیر یا ویژگی[6] می‌تواند مقادیر یا سطوح[7]مختلفی داشته باشد. با تغییر سیستماتیک سطوح ویژگی‌ها، گزینه‌های مختلف تولید خواهند شد. از پاسخ‌دهندگان درخواست می‌شود که یک گزینه از مجموعهٔ انتخاب[8] را انتخاب کند. براساس انتخاب پاسخ‌دهندگان، ارزش‌گذاری برای سطوح ویژگی‌ها، می‌تواند به‌لحاظ آماری به‌دست آید. مطلوبیت کل یک آلترناتیو برابر با مجموع مطلوبیت یا ارزش‌گذاری از سطوح ویژگی‌ها است. با توجه به مطلوبیت کل هر گزینه یا آلترناتیو، احتمال انتخاب یک گزینه از مجموعه‌ای از آلترناتیوها می‌تواند محاسبه شود (بورخس و همکاران، ۲۰۰۸)[9].

۳. چارچوب مفهومی آزمایش انتخاب گسسته

در چارچوب مطلوبیت تصادفی استاندارد، تابع مطلوبیت فرد nام از گزینه یا آلترناتیو iام در معادلهٔ (۱) ارائه شد. U_{in} از یک بخش مشاهده شده معین[10] (V_{in})و یک بخش غیر قابل مشاهده[11] (ε_{in})تشکیل شده است:

$$U_{in}=V_{in}+\varepsilon_{in} \qquad (۱)$$

با تعریف ویژگی‌ها در مؤلفه مشاهده شده، معادلهٔ بالا را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$V_{in}=\beta'.x_{in} \qquad (۲)$$

$$U_{in}=\beta'.x_{in}+\varepsilon_{in} \qquad (۳)$$

β بردار پارامترها و x_{in} بردار ویژگی‌ها برای آلترناتیو i است.

1. Mobility
2. Socio-demographic variables
3. Interaction terms
4. Observed preference heterogeneity
5. Alternatives
6. Attribute
7. Levels
8. Choice set
9. Borges et al., 2008
10. Deterministic part
11. Unobservable part

در مدل‌های لاجیت، پارامتر تصادفی ε_i یا جملات اخلال به‌صورت لجستیکی توزیع شده است و براساس فرض لجستیک بودن توزیع جملات اخلال، مدل لاجیت شرطی یا چندجمله‌ای به‌دست می‌آید. این مدل‌ها براساس این فرضیات به‌دست می‌آیند که عبارت‌های خطا، مستقل و به‌صورت یکسان (iid)[1] و با ارزش فرین (مدل گامبل یا لجستیک) توزیع شده‌اند (کایر، ۲۰۰۵)[2].

احتمال این‌که فرد nام آلترناتیو یا گزینهٔ i را ازمیان j آلترناتیو انتخاب کند به‌صورت معادلهٔ (۴) خواهد بود.

$$P_{in} = prob(U_{in} > U_{jn}\ \forall j \neq i) \qquad (۴)$$

$$= prob(V_{in} + \varepsilon_{in} > V_{jn} + \varepsilon_{jn}) = prob(V_{in} - V_{jn} > \varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in}\ \ \forall j \neq i)$$

۴. تبیین مدل لاجیت با پارامتر تصادفی[3]

مدل لاجیت چندجمله‌ای/ شرطی که توسط «مک فادن» (۱۹۷۴) ارائه شد، پرکاربردترین مدل چندجمله‌ای است. درجهٔ پیچیدگی برآورد وقتی از این مدل به‌سمت سایر مدل‌ها حرکت می‌کنیم به سرعت افزایش می‌یابد. مدل لاجیت چندجمله‌ای/ شرطی یک ویژگی خاص دارد و آن فرض استقلال آلترناتیو های نامرتبط[4] (IIA) است. این فرض بدین‌معناست که نسبت احتمالات انتخاب یک آلترناتیو به آلترناتیو دیگر با حضور یا عدم حضور هر آلترناتیو دیگر در مجموعه انتخاب تحت‌تأثیر قرار نمی‌گیرد (لوویر و همکاران، ۲۰۰۰)[5]. مدل لاجیت با پارامتر تصادفی (RPL) شکل تعمیم‌یافتهٔ مدل لاجیت چندجمله‌ای/ شرطی است، اما مقید به فرض IIA نیست. این خصوصیت مدل لاجیت با پارامتر تصادفی این امکان را فراهم می‌سازد تا پارامتر متغیرهای مشاهده شده (x_i) به‌جای این‌که ثابت باشند درمیان افراد پاسخ‌دهنده به‌صورت تصادفی تغییر پیدا کنند (ترین، ۲۰۰۹)[6]. مدل لاجیت با پارامتر تصادفی نسبت به سایر مدل‌های انتخاب گسسته برتری دارد و برای محقق اطلاعات ارزشمندی در رابطه با تفسیر بخش غیرقابل مشاهده (ε_i) مطلوبیت ارائه می‌کند و برآوردهای بدون تورشی از پارامترها به‌دست می‌دهد.

به‌منظور تبیین مدل لاجیت با پارامتر تصادفی (RPL)، مطلوبیت را می‌توان به دو بخش قابل‌مشاهده و بخش غیرقابل مشاهده به‌صورت معادلهٔ (۵) تقسیم کرد.

$$U_{ni} = v_{ni} + \varepsilon_{ni} = \beta x_{ni} + \varepsilon_{ni} \qquad (۵)$$

در این بجای فرض ثابت بودن پارامتر β در مدل‌های لاجیت چندجمله‌ای/شرطی فرض می‌شود درمیان افراد پاسخ‌دهنده تغییر پیدا می‌کند؛ لذا می‌توان نوشت $\beta_n = \beta + \theta_n$ که در آن β متوسط این پارامتر و ثابت است و θ_n

1. Independent and identically distributed
2. Kjaer, 2005
3. Random Parameter Logit Model
4. Independence of Irrelevent Alternatives
5. Louviere et al., 2000
6. Trian, 2009

یک جملهٔ تصادفی است که اثرات فردی غیرقابل مشاهده نظیر سلایق را شامل می‌شود؛ لذا می‌توان تابع مطلوبیت را به‌صورت معادلهٔ زیر نوشت:

$$U_{ni} = v_{ni} + \varepsilon_{ni} = \beta_n x_{ni} + \varepsilon_{ni} = (\beta + \theta_n)x_{ni} + \varepsilon_{ni} \qquad (۶)$$

با فرض این‌که ε_{ni} جملهٔ اخلال دارای توزیع مستقل و یکسان (iid) با ارزش فرین است[۱]، احتمال انتخاب آلترناتیو i به صورت معادلهٔ (۷) خواهد بود:

$$L_{ni} = \frac{e^{v_{ni}(\beta)}}{\sum_j e^{v_{nj}(\beta)}} = \frac{e^{\beta n x_{ni}}}{\sum_j e^{\beta n x_{nj}}} \qquad (۷)$$

اگر محقق سلایق فردی پاسخ‌دهندگان را نداند آنگاه پارامتر β درمیان افراد با چگالی $f(\beta_n|\beta,\theta)$ تغییر می‌کند که در آن β بیانگر میانگین و θ پارامترهای این توزیع هستند. از آنجا که محقق سلایق حقیقی افراد را نمی‌تواند مشاهده کند، احتمال به‌صورت عبارت انتگرال L_{ni} برروی تمام مقادیر ممکن β که با چگالی β وزن‌دهی شده‌اند، خواهد بود؛ بنابراین احتمال انتخاب غیرشرطی عبارت است از انتگرال تصریح لاجیت برروی تمام مقادیر ممکن β که به‌صورت معادلهٔ (۸) خواهد بود:

$$P_{ni} = \int L_{ni} f(\beta) d\beta = \int [\frac{e^{\beta n x_{ni}}}{\sum_j e^{\beta n x_{nj}}}] f(\beta) d\beta \qquad (۸)$$

این احتمال ازطریق شبیه‌سازی براساس مقادیر داده شده به θ تقریب زده می‌شود و به ازای هر مقدار داده شده به θ یک مقداری برای β استخراج می‌شود و این تکرار آن‌قدر انجام می‌شود تا مقدار انتگرال راستنمایی شبیه‌سازی شده به یک همگرایی برسد (ریولت و ترین، ۱۹۹۷)[۲].

۵. پیشینهٔ پژوهش

اصولاً مطالعات انجام‌شده در حوزهٔ صنعت حمل‌ونقل و ترافیک شهری چه در داخل و چه در خارج از کشور روی عوامل مؤثر بر تقاضای سفر تأکید دارند و بیشتر این مطالعات انجام‌شده تحت رویکرد ترجیحات آشکار شده و ترجیحات اظهار شده، از مدل‌های لاجیت چندجمله‌ای/ شرطی و در برخی موارد از مدل‌های لاجیت با پارامتر تصادفی و لاجیت آشیانه‌ای استفاده کردند. مدل‌سازی سیاست فرضی «مرکز شهر بدون خودرو» در مطالعات داخلی تاکنون سابقه‌ای ندارد و برای اولین‌بار این نحوهٔ مدل‌سازی در راستای سیاست آرام‌سازی ترافیک برای کلانشهر تهران در این پژوهش انجام‌شد و در مطالعات خارجی به‌جز مطالعهٔ «گوندلاچ» و همکاران[۳] که برای شهر برلین آلمان در سال ۲۰۱۸م. انجام شد، مطالعهٔ دیگری به‌چشم نمی‌خورد.

---

۳. براساس فرض iid عوامل غیرقابل مشاهده (ε_i) درمیان آلترناتیوها غیرهمبسته‌اند و تمام آلترناتیوها واریانس یکسان دارند (Train, 2009). مدل‌های لاجیت چندجمله‌ای/شرطی تحت این فرض استخراج می‌شوند که جملات خطا مستقل و به‌صورت یکسان و با ارزش حدی (Extreme value -) یا ارزش فرین (یعنی تابع چگالی تجمعی به‌صورت گامبل/ لاجستیک) توزیع شده‌اند.

2. Revelt & Trian, 1997

3. Gundlach et al.

۱-۵. مطالعات داخلی

- «توکلی» و «حق‌شناس» (۱۴۰۱) با هدف بررسی متغیرهای مختلف قابلیت اطمینان مؤثر در انتخاب طریقهٔ حمل بار بین ریل و جاده برای ۱۰ گروه کالایی با استفاده از مدل‌های لوجیت تحت رویکرد ترجیحات آشکار شده، نشان‌دادند که در اکثر گروه‌های کالا، متغیر نسبت محموله‌های به مقصد رسیده در بازهٔ ۱۰٪ کمتر و بیشتر از میانگین زمان سفر معناداری بیشتری داشته است. گروه کالاهای کانتینری و مواد غذایی به‌ترتیب بیشترین حساسیت را نسبت به قابلیت اطمینان داشته و ارسال به موقع مرسولات می‌تواند نقش مؤثری در جذب این بارها از جاده داشته باشد. گروه کالای معدنی، حساسیت کمتری نسبت به قابلیت اطمینان زمان سفر دارد و در این گروه، متغیرهایی مانند هزینهٔ نقش مهم‌تری در انتخاب وسیله دارد.
- «فلاح‌تفتی» و همکاران (۱۳۹۷) با هدف ارزیابی سیاست‌های مدیریت تقاضا و سیاست‌های تشویقی با استفاده از مدل‌های لوجیت چندگانه و آشیانه‌ای تحت رویکرد ترجیحات اضهار شده، به این نتیجه رسیدند که ازمیان سیاست‌های مورد بررسی، بالاترین تأثیر در کاهش سهم استفاده از خودروی شخصی و افزایش سهم اتوبوس تندرو مربوط به سیاست اخذ عوارض عبور و پس از آن سیاست قیمت‌گذاری پارکینگ بوده است. نتایج حاصل از این مدل‌ها همچنین نشان‌داد، اعمال سیاست‌های مدیریت تقاضا به‌صورت ترکیبی می‌تواند تأثیر به‌سزایی در کاهش سهم وسایل نقلیهٔ شخصی و افزایش سهم اتوبوس تندرو داشته باشد.
- «ماشین‌چی‌عباسی» و «عربی» (۱۳۹۷) با مدل‌سازی انتخاب وسیلهٔ سفر با مدل لاجیت چندگانه، وابستگی کاری به اتومبیل، تعداد سرنشین، داشتن مجوز ورود به طرح و میزان تردد به محدودهٔ طرح با استفاده از خودروی شخصی در ورود به محدودهٔ طرح ترافیک را شناسایی کردند.
- «ممدوحی» و «میرمحمدی» (۱۳۹۶) با استفاده از مدل لوجیت ترکیبی یا لوجیت با پارامترهای تصادفی و مدل‌سازی انتخاب وسیله‌نقلیه در شهر مشهد با هدف بررسی اختلاف سلیقه درمیان افراد، نتیجه گرفتند در بین مسافران در ارتباط با سرانهٔ مالکیت خودروی شخصی و موتورسیکلت به‌ترتیب در انتخاب خودروی شخصی و موتورسیکلت اختلاف سلیقه‌ای وجود دارد که به‌وسیلهٔ تجزیه ضرایب تصادفی بخشی از منبع این اختلاف سلیقه‌ها ارائه شد. همچنین در پژوهش نشان داده شد که مدل‌های لوجیت با پارامترهای تصادفی به‌صورت معناداری در سطح اطمینان ۹۹٪ نسبت به مدل لوجیت چندگانه برتری دارد.
- «گوگردچیان» و همکاران (۱۳۹۵) با استفاده از مدل‌های انتخاب گسسته و مدل‌سازی تقاضای سفر در شهر اصفهان، نشان‌دادند تقاضا برای خودروهای شخصی فقط به آسایش و راحتی خودروی شخصی و تقاضا برای تاکسی به زمان، هزینه، درآمد و آسایش و تقاضا برای اتوبوس به زمان و هزینه وابسته است.
- «حبیبیان» (۱۳۹۱) با مدل‌سازی دلایل استفاده از سواری شخصی توسط شهروندان در سفرهای کاری به محدودهٔ مرکزی کلانشهر تهران، نشان‌داد عامل راحتی در استفاده از خودروی سواری شخصی، منطقهٔ محل سکونت، سن افراد و میزان فاصلهٔ ایستگاه‌های حمل‌ونقل عمومی تا محل اقامت (فراوانی ایستگاه‌ها) با تمایل استفاده از حمل‌ونقل عمومی ارتباط دارد.

۲-۵. مطالعات خارجی

- «ماسیوشک» و «کورک»[1] (۲۰۲۱) با هدف شناسایی و تعیین مقادیر عوامل اثرگذار بر انتخاب امکانات پارک و سوار با استفاده از مدل لاجیت چندجمله‌ای، نتیجه گرفتند که تصمیم برای انتخاب یک سناریوی فرضی به عوامل زیادی بستگی دارد اما در درجهٔ اول به سطح تحصیلات، تعداد سال‌های داشتن گواهینامهٔ رانندگی، سن، تعداد کیلومتر طی‌شده در طول سال وابسته است. امکانات پارک و سوار به کاربران اجازه می‌دهد وسیله‌نقلیه شخصی را در حومهٔ شهر پارک کنند و با استفاده از وسایل حمل‌ونقل عمومی به مرکز شهر سفر کنند.
- «روث اف هانتر» و همکاران[2] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با هدف طراحی مشترک رویکردهای مداخلهٔ مبتنی‌بر سیستم های پایدار برای کاهش وابستگی خودرو[3] در شهر بلفاست[4] پایتخت ایرلند شمالی با استفاده از آزمایش انتخاب گسسته (مدل‌های لاجیت چندجمله‌ای و مختلط) و نظرسنجی با پرسشنامه از ۵۰۰ نفر کاربر خودروی سواری، به بررسی ناهمگونی ترجیحات و تخمین پیش‌بینی سناریوهای ترجیحی افراد برای محیط حمل‌ونقل و برآورد تمایل به پرداخت یا پذیرش تغییرات پرداختند و درنهایت نتیجه گرفتند؛ به یک دیدگاه سیستمی از موضوع وابستگی خودرو در شهر بلفاست، دیدگاهی مشتمل‌بر سیاست‌ها و رویکردهای مداخله‌ای بالقوه و چارچوبی برای ادغام آن‌ها و برای هماهنگی ذینفعان لازم است.
- «عرفان احمد ممون» و همکاران[5] (۲۰۲۱) با مدل‌سازی انتخاب مد[6] یا حالت برای شیفت کاربران خودروهای سواری شخصی (تک‌سرنشین) به خدمات حمل‌ونقل عمومی در مرکز شهر کراچی با رگرسیون لجستیک، نشان‌دادند که چگونه عوامل اجتماعی، جمعیتی، محیطی، حمل‌ونقل، سفر، کیفیت، نگرش و بی‌اطمینانی بر کاربران خودروهای سواری تک‌سرنشین تأثیر می‌گذارد. متغیر نگرش ازطریق سه عامل حریم خصوصی، وضعیت شخصی و خودرو اندازه‌گیری شد و این سه عامل معنادار شدند.
- «گوندلاچ» و همکاران[7] (۲۰۱۸) با مدل‌سازی ترجیحات مردم شهر برلین آلمان برای مرکز شهر بدون خودرو با مدل‌های لاجیت شرطی و لاجیت با پارامترهای تصادفی، نشان‌دادند بهبود زیرساخت‌های دوچرخه سواری، بهبود شبکه‌های حمل‌ونقل عمومی (اتوبوس و مترو) و اختصاص خیابان‌های آزاد شده به استفاده‌های تفریحی، به استقبال بالاتر مرکز شهر بدون خودرو کمک می‌کند.
- «بورخس» و «گلدنر»[8] (۲۰۱۵)، بررسی کردند که کدام متغیرهای اقتصادی اجتماعی بر تمایل افراد برای اقامت در یک محله بدون خودرو تأثیر می‌گذارد. آن‌ها با استفاده از یک پرسشنامه استاندارد دریافتند که سن، کودکان و نحوهٔ حمل‌ونقل[9] بر تمایل به اقامت در یک منطقهٔ بدون خودرو تأثیر می‌گذارد. افراد

1. Macioszek & Kurek
2. Ruth F. Hunter et al
3. Car dependency
4. Belfast
5. Irfan Ahmed Memon et al.
6. Mode
7. Gundlach et al.
8. Borges & Goldner
9. mode of transport

جوان و والدین بیشتر از افراد مسن و افراد بدون، فرزند مناطق بدون ماشین را می‌پذیرند. پاسخ‌دهندگانی که عمدتاً با دوچرخه یا پیاده‌روی مسافرت می‌کنند بیشتر از افرادی که از وسایل حمل‌ونقل عمومی یا اتومبیل و موتور سیکلت استفاده می‌کنند در مناطق بدون خودرو زندگی می‌کنند.

- «کین» و همکاران[1] (۲۰۱۳) با استفاده از مدل‌های لاجیت چندگانه برای تحلیل رفتار انتخاب اتوبوس توسط مالکان خودرو در شهرهای متوسط چین، چهار پارامتر زمان سفر، راحتی اتوبوس، هزینهٔ پارکینگ و هزینهٔ سوخت را به‌عنوان عوامل مهم جهت تحلیل تقاضای سفر با وسایل حمل‌ونقل عمومی شناسایی کردند.
- «بورخس» و همکاران[2] (۲۰۰۸) یک آزمایش انتخاب گسسته را در چهار شهر هلند برای بررسی چگونگی جبران خسارت ساکنان در فاصلهٔ پارکینگ از خانه‌هایشان را انجام‌دادند و دریافتند که حتی اگر ساکنان ترجیح‌دهند که اتومبیل خود را در مجاورت خانه خود پارک کنند، اما امکانات پارک ایمن[3] و امکانات حمل‌ونقل عمومی[4] به‌طور قابل‌توجهی بر درک آن‌ها از پارکینگ متمرکز تأثیر می‌گذارد.

۶. روش بررسی و برآورد الگو

۶-۱. روش پژوهش

۶-۱-۱. جامعه و نمونهٔ آماری

جامعهٔ آماری، شامل شهروندان تهران ساکن در مناطق ۲۲ گانه که به‌دلایل مختلف ازقبیل: کار، تحصیل، تفریح، خرید، انجام امور اداری و غیره تحت‌تأثیر سیاست «مرکز شهر بدون خودروی شخصی» قرار می‌گیرند. براساس محل سکونت یا محل کار از هر منطقه ۴ نفر شناسایی شدند، هر یک از این افراد با معرفی ۱۰ نفر امکان تعیین نمونهٔ ۴۰تایی از هر منطقه را فراهم کردند. تعداد ۸۸۰ پرسشنامه با روش نمونه‌گیری تصادفی و با استفاده از نظرسنجی مختلط و ترکیبی[5] به‌صورت حضوری و ارائه پرسشنامهٔ کاغذی، واتساپی، ایمیل و پلتفرم‌های داخلی «بله» ارسال شد که درنهایت حدود ۴۲۰ پرسشنامه تکمیل شده دریافت شد؛ بنابراین با توجه به تعداد پرسشنامه‌های تکمیل شده و هر پرسشنامه شامل: ۲۰سوال، تعداد کل مشاهدات در این مطالعه، ۸۴۰۰ مشاهده است. همچنین پایهٔ آماری این مطالعهٔ سال ۱۴۰۰هش. است. در این مطالعه با توجه به پراکندگی جمعیت شهر تهران در سطح مناطق مختلف، از نوع نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای در این مطالعه استفاده می‌شود. درحال حاضر، پیمایش برای ارزش‌گذاری غیربازاری با توجه به تغییرات سریع فناوری ارتباطات، داده‌های نظرسنجی با استفاده از چندین روش

1. Qin et al.
2. Borges et al.
3. Safe parking
4. Public transport facilities
5. Mixed-mode surveys

جمع‌آوری می‌شوند (چامپ، ۲۰۱۷)[1]. روش نظرسنجی در این مطالعه، استفاده از نظرسنجی مختلط و ترکیبی از مصاحبهٔ حضوری، ارسال پستی، ایمیل، واتساپ، تلگرام و دیگر فضای مجازی است.

برای تعیین اندازهٔ نمونه، قاعدهٔ کلی پیشنهادی «پیرمین» و همکاران[2] (۱۹۹۱) نشان می‌دهد برای طراحی آزمایش انتخاب گسسته، نمونه با اندازهٔ بیش از ۱۰۰ می‌تواند امکان مدل‌سازی داده‌های ترجیحات را فراهم نمایند. درحالی‌که «لنسار» و «لوویر»[3] (۲۰۰۸) بیان می‌کنند، آزمون تجربی ما نشان می‌دهد برای تخمین مدل‌های قابل‌اعتماد، باید هر پرسشنامه حداقل به ۲۰ نفر ارائه شود و برای شناسایی و برآورد اثرات متقابل به نمونه‌های بزرگ‌تر نیاز است (دی‌بکر گراب و همکاران، ۲۰۱۵)[4]. «مک فادن»[5] (۱۹۸۴) پیشنهاد می‌کند: « به‌عنوان یک قاعدهٔ کلی، اندازهٔ نمونه‌هایی که کمتر از ۳۰ پاسخ در هر آلترناتیو را شامل شود، برآوردهای انجام شده با روش مجانبی قابل اعتماد نیست». در این مطالعه با هدف رعایت شرایط حداکثری و بیشتر مورد توافق در تعیین اندازهٔ نمونه، قاعدهٔ کلی پیشنهادی پیرمین و همکاران مبنای عمل قرار گرفت که بیان می‌کند نمونه با اندازهٔ بیش از ۱۰۰ می‌تواند امکان مدل‌سازی داده‌های ترجیحات را فراهم نمایند.

۶-۱-۲. شناسایی مؤلفه‌ها و سطوح آن‌ها

اولین مرحلهٔ طراحی آزمون، شامل تعریف ویژگی‌های موردنظر است. هیچ اجماعی درمورد چگونگی تعریف ویژگی‌ها وجود ندارد، اما در یک مطالعه دو مسأله خاص باید لحاظ شود؛ اول، ویژگی‌ها باید متناسب با الزامات سیاست‌گذاران باشد. دوم این‌که، ویژگی‌ها برای پاسخ‌دهندگان مهم و معنادار باشند. «بنت» و «بلامی» (۲۰۰۱)[6]، بیان می‌کنند که هیچ قاعدهٔ کلی برای تعداد ویژگی‌هایی که باید انتخاب شوند، وجود ندارد؛ گرچه به‌نظر می‌رسد که یک توافق با حداکثر ۸ ویژگی وجود دارد (کایر، ۲۰۰۵)[7]. در مرحلهٔ اول، مؤلفه‌ها یا ویژگی‌های «مرکز شهر بدون خودرو» با روش‌شناسی اسنادی و نشست خبرگانی احصاء شدند و بر این‌اساس شش مؤلفهٔ اثرگذار بر ترجیحات شهروندان تهران انتخاب شدند. در مطالعات خارجی مشابه[8] عمدتاً همین شش متغیر به‌دست آمده مبنای تحلیل قرار گرفته است، اما سطوح این متغیرها با توجه به‌شرایط اقتصادی و اجتماعی شهر تهران براساس نظرات خبرگان بازتعریف شدند تا سطوح تعیین‌شده از معناداری لازم برای پاسخ‌دهندگان برخوردار باشند. در مرحلهٔ دوم طراحی آزمون، سطوح این ویژگی‌ها تعیین شدند که در جدول (۲) ارائه شده است.

1. Champ, 2017
2. Pearmain et al.
3. Lancsar & Louviere
4. De Bekker-Grob et al., 2015
5. Mc Fadden
6. Banet & Blame, 2001
7. Kjaer, 2005
8. Gundlach et al., 2018

جدول ۲. ویژگی‌ها، سطوح و اثرات مورد انتظار آن‌ها

Table 2. Characteristics, levels and their expected effects

ویژگی‌ها	سطوح	اثرات مورد انتظار[1]
مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی (ROAD)	۱- وضعیت فعلی ۲- مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی در کنار هر خیابان (BIKELANE) ۳- مسیر اختصاصی برای دوچرخه یا موتورسیکلت برقی (BIKESEP)	$\beta > 0$
متوسط مسافت پیاده‌روی تا نزدیکترین ایستگاه حمل‌ونقل (DIST)	۱- ۳ دقیقه (DIST3MIN) ۲- ۶ دقیقه - وضعیت فعلی- (DIST6MIN) ۳- ۹ دقیقه (DIST9MIN)	$\beta < 0$
فراوانی حمل‌ونقل عمومی (FREQ)	۱- وضعیت فعلی ۲- ۳۰ ٪ بیشتر از وضعیت فعلی (FREQ HIGHER) ۳- ۶۰ ٪ بیشتر از وضعیت فعلی (FREQ HIGHEST)	$\beta > 0$
امکانات پارکینگ در مرز محدوده (PARKING)	۱- وضعیت فعلی ۲- پارکینگ بدون نگهبان و رایگان (UNGUARDED) ۳- پارکینگ با نگهبان و هزینه (GUARDED)	$\beta > 0$
فضای سبز و تفریحی اضافی (RECRE)	۱- وضعیت فعلی ۲- ۳۰ ٪ بیشتر از وضعیت فعلی (RECRE HIGHER) ۳- ۶۰ ٪ بیشتر از وضعیت فعلی (RECRE HIGHEST)	$\beta > 0$
کرایهٔ حمل‌ونقل عمومی (PRICE)	۱- رایگان ۲- ۵۰ ٪ کمتر از کرایهٔ فعلی ۳- کرایهٔ فعلی ۴- ۵۰ ٪ بیشتر از کرایهٔ فعلی	$\beta < 0$
متغیر باینری cf × سن		$\beta \neq 0$
متغیر باینری cf × جنسیت		$\beta \neq 0$
متغیر باینری cf × سطح تحصیلات		$\beta < 0$
متغیر باینری cf × منطقه محل سکونت		$\beta < 0$
متغیر باینری cf × درآمد		$\beta < 0$
متغیر باینری cf × میزان استفاده از حمل‌ونقل عمومی		$\beta > 0$

مأخذ: نتایج پژوهش.

ROAD: به مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی همگانی اشاره دارد و انتظار ما این است ایجاد امکانات بهتر برای دوچرخه و موتور سواران، بر ترجیحات افراد در انتخاب یک مرکز شهر بدون خودرو تأثیر مثبت بگذارد.

1. Gundlach et al., 2018; Borges & Goldner, …

DIST: متوسط پیاده‌روی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی است و به‌صورت دقیقه اندازه‌گیری می‌شود.[۱] انتظار بر این است که افزایش متوسط پیاده‌روی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی، بر ترجیحات افراد اثر منفی داشته باشد.

FREQ: بیانگر میزان فراوانی حمل‌ونقل عمومی است و اندازهٔ این ویژگی به درک افراد و میزان دسترسی به خدمات حمل‌ونقل عمومی بستگی دارد. انتظار بر این است که افزایش فراوانی حمل‌ونقل عمومی و امکان دسترسی بیشتر به این خدمات بر ترجیحات افراد اثر مثبت دارد.

PARKING: به امکانات پارک در مرز محدودهٔ ممنوعه اشاره دارد و فرض‌بر این است که مردم نگران خودروهای پارک شده‌شان هستند و ایجاد امکانات پارکینگ با نگهبان و دوربین حتی با پرداخت هزینه می‌تواند باعث آسایش خاطر و افزایش مطلوبیت شود.

RECRE: به فضای سبز و مناطق تفریحی اضافی اشاره دارد. فرض می‌شود که با آزادسازی خیابان‌ها به‌دلیل ممنوعیت تردد خودروهای سواری شخصی، امکان افزایش فضای سبز و مناطق تفریحی در داخل محدوده وجود دارد و انتظار بر این است افزایش این ویژگی بر مطلوبیت افراد اثر مثبت داشته باشد.

PRICE: بیانگر قیمت یا کرایهٔ خدمات حمل‌ونقل عمومی است. با توجه به مبانی تِئوریک رفتار مصرف‌کننده، انتظار این است افزایش کرایه‌ها برای مصرف‌کننده مطلوبیت منفی دارد و اثر آن بر ترجیحات افراد در انتخاب یک مرکز شهر بدون خودرو منفی است.

ردیف آخر جدول (۱)، شامل اثرات متقابل بین متغیر باینری یا دودویی cf و متغیرهای دموگرافیک برای جذب ناهمسانی مشاهده شده است. متغیر باینری cf مقادیر صفر و یک می‌گیرد. Cf=0 اگر مرکز شهر بدون خودرو نیست و cf=1 اگر مرکز شهر بدون خودرو است. براساس نتایج مطالعات مشابه داخلی خارجی تبیین‌شده در بخش پیشینهٔ تحقیق، علامت مورد انتظار متغیرهای دموگرافیک ارائه شده است. برای متغیرهای سن و جنسیت علامت خاصی را نمی‌توان انتظار داشت و به رفتار و سلایق افراد بستگی دارد، اما احتمال مخالفت مردان و افراد مسن‌تر با مرکز شهر بدون خودرو بیشتر است. انتظار بر این است، افراد با تحصیلات بالاتر به‌دلیل کاهش مطلوبیت شخصی، با مرکز شهر بدون خودرو مخالفت کنند و دارای اثر منفی باشد. افزایش متغیر منطقهٔ محل سکونت (یعنی حرکت به‌سمت مناطق خارج طرح براساس کدگذاری‌های انجام‌شده) می‌تواند دارای اثر منفی باشد. فرض می‌شود افراد با درآمد بیشتر تمایل کمتری به پذیرش محدودیت‌ها دارند و به‌دلیل کاهش مطلوبیت شخصی با مرکز شهر بدون خودرو مخالفت خواهند کرد؛ بنابراین انتظار می‌رود اثر متغیر درآمد بر ترجیحات افراد، منفی باشد. همچنین فرض می‌شود هرچه میزان استفادهٔ افراد از حمل‌ونقل عمومی بیشتر باشد، تمایل کمتری به استفاده از خودروهای سواری شخصی دارند و این امر احتمال پذیرش مرکز شهر بدون خودرو را افزایش می‌دهد؛ بنابراین انتظار می‌رود اثر متغیر میزان استفاده افراد از حمل‌ونقل عمومی، دارای اثر مثبت باشد.

---

۱. براساس اطلاعات موجود در معاونت ترافیک شهرداری تهران، درحال حاضر میانگین فاصلهٔ بین ایستگاه‌ها حدود ۵۰۰ متر، معادل ۶ دقیقه پیاده‌روی است و به‌عنوان وضع موجود تعیین شد.

۶-۱-۳. طراحی مجموعه‌های انتخاب

گام بعدی طراحی، تعیین مجموعه‌های انتخاب و گزینه‌های آن است. با توجه به تعداد مؤلفه‌ها و سطوح آن‌ها، ۹۷۲ ترکیب ممکن (۳×۳×۳×۳×۳×۳×۴) برای انتخاب وجود خواهد داشت؛ این نوع طرح، کامل‌ترین نوع طرح آزمون می‌باشد که به آن «طراحی فاکتوریل کامل»[۱] گفته می‌شود و در آن اثرات تک‌تک ویژگی‌ها و نیز اثرات متقابل دو جانبه یا چندجانبه ویژگی‌های مختلف مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد. در طراحی فاکتوریل کامل، تمام آلترناتیوهای ممکن ارائه می‌شوند و با توجه به این‌که امکان گنجاندن تمام این آلترناتیوها در مجموعه‌های انتخاب امکان‌پذیر نیست؛ لذا اندازهٔ طراحی باید کاهش‌یابد، که این‌کار با استفاده از «فاکتوریل کسری»[۲] انجام می‌شود (لوویر، ۲۰۰۰)[۳]. برای انتخاب سؤالات بهینه، روشی که عمدتاً مورداستفاده قرار گرفته و در سال‌های اخیر توسعه داده شد، روش D-optimal است. این روش، این امکان را فراهم می‌نماید که ترکیب‌های بهینه‌ای از سؤالات انتخاب شوند که بیشترین اطلاعات آماری را درخصوص ترجیحات افراد در اختیار قرار می‌دهد. در ابتدای پیدایش روش آزمایش انتخاب گسسته، طراحی تجربی با انتخاب و جفت کردن گزینه‌ها یا آلترناتیوها به‌صورت قرعه‌کشی انجام می‌شد و این روش، کارایی آماری را کاهش می‌داد؛ لذا به‌منظور حصول حداکثر کارایی آماری در طراحی انتخاب یا استخراج حداکثر اطلاعات از عمل انتخاب، در این پژوهش از روش D-optimal تحت نرم‌افزار Minitab16 و Design-Expert12 استفاده شد و تعداد سؤالات نهایی پرسشنامه در قالب ۲۰ مجموعه انتخاب دو گزینه‌ای به‌صورت استاندارد استخراج شدند و به‌همین دلیل نیازی به آزمون روایی پرسشنامه نیست. گزینهٔ سوم با عنوان «وضعیت فعلی» برای انتخاب پاسخ‌دهنده‌ای که با مرکز شهر بدون خودرو سواری شخصی مخالف است، در تمامی سؤالات به‌طور ثابت لحاظ شده است. یک نمونه از مجموعه انتخاب که به‌عنوان سؤال در پرسشنامه گنجانده می‌شود، در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. یک نمونه مجموعه انتخاب در پرسشنامهٔ مرکز شهر بدون خودروی سواری شخصی

Table 3. An example of the selection set in the city center questionnaire without private passenger cars

	مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی	متوسط مسافت پیاده‌روی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل و نقل عمومی	فراوانی حمل و نقل عمومی	امکانات پارکینگ در مرز محدوده	فضای سبز و تفریحی اضافی	کرایهٔ حمل و نقل عمومی	انتخاب
آلترناتیو ۱ (موافق مرکز شهر بدون خودرو)	وضعیت فعلی	۳ دقیقه	۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	پارکینگ بدون نگهبان و رایگان	۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	رایگان	☐
آلترناتیو ۲ (موافق مرکز شهر بدون خودرو)	ایجاد مسیر اختصاصی دوچرخه و موتور	۹ دقیقه	۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	پارکینگ با نگهبان و هزینه	۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۵۰٪ بیشتر از کرایهٔ فعلی	☐
آلترناتیو ۳ (مخالف مرکز شهر بدون خودرو)	وضعیت فعلی	وضعیت فعلی	وضعیت فعلی	وضعیت فعلی	وضعیت فعلی	وضعیت فعلی	☐

۴-۲. تخمین مدل و تحلیل یافته‌ها

نتایج برآورد مدل لاجیت شرطی اولیه با اثرات اصلی[1] با استفاده از نرم‌افزار STATA 17 در جدول (۴) ارائه شد. تمامی ضرایب در سطح یک درصد کاملاً معنی‌دار بوده و دارای علائم انتظاری هستند. مقدار آمارهٔ LR chi 2 (12) بیانگر معنی‌داری کل رگرسیون و تأیید آن است و فرضیهٔ H_0 مبنی‌بر بی‌معنی بودن تمامی ضرایب قویاً رد می‌شود. همچنین قدرت توضیح‌دهندگی مدل با آمارهٔ Pseudo R2 نشان داده می‌شود که میزان ۰/۶۰۱۴ به‌دست آمده برای رگرسیون برآورد شده بیانگر قدرت توضیح‌دهندگی بسیار خوب مدل است. لازم به ذکر است که در مدل‌های لاجیت شرطی چنان‌چه آمارهٔ مذکور بین ۰/۲ تا ۰/۳ باشد، مدل با قدرت توضیح‌دهندگی خوب تلقی می‌شود.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل لاجیت شرطی
Table 4. Estimation results of the conditional logit model

میانگین (Mean):	ضرایب	خطای معیار	آماره Z	احتمال (P>|Z|)
متغیر باینری cf	۶/۸۲	۰/۰۵۸۱	۱۱/۷۴	۰/۰۰۰
مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی در کنار خیابان	۰/۴۸۲	۰/۱۱۰	۴/۳۶	۰/۰۰۰
مسیر اختصاصی دوچرخه و موتورسیکلت برقی	۰/۵۵۷	۰/۱۰۲	۵/۴۲	۰/۰۰۰
مسافت پیاده‌روی ۳ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	-۱/۹۹	۰/۲۸۰	-۷/۱۲	۰/۰۰۰
مسافت پیاده‌روی ۹ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	-۲/۴۶۳	۰/۲۸۲	-۸/۷۲	۰/۰۰۰
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۰/۹۰۴	۰/۲۰۱	۴/۵۰	۰/۰۰۰
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۰/۷۵۶	۰/۱۱۲	۶/۷۲	۰/۰۰۰
پارکینگ رایگان و بدون محافظ در مرز محدوده	۱/۰۸۹	۰/۱۰۹	۹/۹۹	۰/۰۰۰
پارکینگ دارای هزینه و محافظ در مرز محدوده	۱/۱۸۷	۰/۱۴۰	۸/۴۷	۰/۰۰۰
فضای سبز و تفریحی اضافی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۲/۵۴۸	۰/۲۵۷	۹/۸۸	۰/۰۰۰
فضای سبز و تفریحی اضافی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۱/۱۷۴	۰/۱۰۶	۱۱/۰۸	۰/۰۰۰
کرایهٔ حمل‌ونقل عمومی	-۰/۱۸	۰/۰۳۷	-۴/۸۲	۰/۰۰۰
Observation= 8397 Log likelihood = -1225.66 LR chi2 (12) = 3698.70 prob>chi2 = 0.000 Pseudo R2= 0.6014				

مأخذ: نتایج پژوهش.

براساس نتایج به‌دست آمده در جدول بالا، مؤلفه‌های «فضای سبز و تفریحی اضافی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» و «مسافت پیاده‌روی ۹ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی» با داشتن ضرایب بزرگ‌تر بیانگر اهمیت نسبی بیشتر آن‌ها در تابع مطلوبیت کل افراد پاسخ‌دهنده است. ضرایب منفی مؤلفه‌های کرایه و

1. Main effects

متوسط مسافت پیاده‌روی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی کاملاً با نظریهٔ استاندارد مصرف‌کننده سازگار است و تفسیر آن، این است که این مؤلفه‌های دارای مطلوبیت منفی هستند و با اثرات منفی بر ترجیحات شهروندان تهران احتمال انتخاب مرکز شهر بدون خودروی سواری شخصی و یا همراهی مردم با اجرای این سیاست در بخش مرکزی شهر تهران را کاهش می‌دهد. تفسیر بزرگ‌تر بودن ضریب مؤلفه مسافت پیاده‌روی ۹ دقیقه‌ایی نسبت به مؤلفهٔ مسافت پیاده‌روی ۳دقیقه‌ایی این است که اثرات منفی افزایش در مسافت پیاده‌روی جهت دسترسی به ایستگاه‌های حمل‌ونقل عمومی بر مطلوبیت مردم تهران به‌مراتب بیشتر خواهد بود و رعایت این نکته در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی حوزهٔ ترافیک شهر تهران با هدف افزایش رضایت‌مندی مردم بسیار اهمیت دارد.

۶-۲-۱. نتایج آزمون هاسمن

اصولاً مهم‌ترین دلالت آزمون هاسمن، مشخص کردن استقلال آلترناتیوهای نامرتبط[1] یا فرض IIA است که در صورت معنی‌داری آزمون هاسمن، این فرض کلیدی رد می‌شود. نتایج آزمون هاسمن برای آلترناتیوهای سه‌گانه در این مطالعه در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول۵. نتایج آزمون هاسمن برای بررسی فرض IIA
Table 5. The results of the Hausman test to check hypothesis IIA

آلترناتیو	آماده Chi2 (11)	احتمال (prob>chi2)
آلترناتیو ۱	۲۸/۷۶	۰/۰۰۰
آلترناتیو ۲	۷۰/۲۰	۰/۰۰۰
آلترناتیو ۳	۷۲/۵۳	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج پژوهش.

نتایج آزمون هاسمن در جدول بالا حاکی از آن است که فرضیهٔ H_0 آزمون هاسمن مبنی‌بر فرض IIA برای هر سه آلترناتیو ردّ شد؛ بنابراین برای رهایی از تورش عدم برقراری این فرض، در این پژوهش از تخمین زنندهٔ لاجیت با پارامترهای تصادفی استفاده می‌شود.

۶-۲-۲. تخمین مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی

مدل مطلوبیت تصادفی فرد n ام برای انتخاب آلترناتیو jام به‌صورت معادلهٔ (۹) است. در معادلهٔ زیر، بخش اول دربرگیرندهٔ متغیرهای دموگرافیک یا متغیرهای فردمحور[2] با ضرایب α است که تنها متکی به خصوصیات فرد

1. Independence of Irrelevant Alternative (IIA)
2. Individual – Specific

پرسش‌شونده بوده و در بین آلترناتیوها تغییر نمی‌کند. بخش دوم معادله، دربرگیرندهٔ متغیرهای آلترناتیو محور[1] (مبتنی‌بر ویژگی‌ها) با ضرایب β است، متغیرهایی که از یک آلترناتیو به آلترناتیو دیگر تغییر می‌کنند.

(۹)

$$u_{jn} = \beta_0 cf + \alpha_1\, sex + \alpha_2\, age + \alpha_3 educ + \alpha_4\, region + \alpha_5 income + \alpha_6 publicuse + \beta_1 bikelane_{jn} + \beta_2 bikesep_{jn} + \beta_3 dist3min_{jn} + \beta_4 dist9min_{jn} + \beta_5 freqhigher_{jn} + \beta_6 freqhighest_{jn} + \beta_7 parkunguard_{jn} + \beta_8 parkguard_{jn} + \beta_9 recrehigher_{jn} + \beta_{10} recrehighest_{jn} + \beta_{11} price_{jn}$$

در معادلهٔ بالا، β_0 ضریب متغیر باینری یا دودویی cf است. α_1 تا α_6 به‌ترتیب ضرایب متغیرهای دموگرافیک جنسیت، سن، سطح تحصیلات، منطقه سکونت، سطح درآمد و میزان استفاده از حمل‌ونقل عمومی است. β_1 تا β_{11} ضرایب سطوح یا متغیرهای توضیحی یا همان سطوح آلترناتیو زام هستند که قبلاً در جدول (۲) تبیین شده‌اند. در جدول (۶) نتایج تخمین مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی با استفاده از نرم‌افزار STATA 17 ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج تخمین مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی

Table 6. Logit model estimation results with random parameters

میانگین(Mean):	ضرایب	خطای معیار	آماره Z	احتمال (P>|Z|)
متغیر باینری cf	۱۰/۹	۲/۰۴۵	۵/۳۶	۰/۰۰۰
مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی در کنار خیابان	۱/۱۱	۰/۲۸۶	۳/۸۹	۰/۰۰۰
مسیر اختصاصی دوچرخه و موتورسیکلت برقی	۱/۲۵	۰/۱۰۴	۳/۹۲	۰/۰۰۰
مسافت پیاده‌روی ۳ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	-۴/۳۲	۰/۹۷۶	-۴/۴۳	۰/۰۰۰
مسافت پیاده‌روی ۹ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	-۵/۲۵	۱/۱۱۹	-۴/۷۰	۰/۰۰۰
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۲/۱۷	۰/۵۵۲	۳/۹۳	۰/۰۰۰
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۱/۷۳	۰/۳۷۸	۴/۵۹	۰/۰۰۰
پارکینگ رایگان و بدون محافظ در مرز محدوده	۲/۴۹	۰/۴۹۶	۵/۰۲	۰/۰۰۰
پارکینگ دارای هزینه و محافظ در مرز محدوده	۲/۴۸	۰/۵۰۷	۴/۸۹	۰/۰۰۰
فضای سبز و تفریحی اضافی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۵/۴۳	۱/۲۱۳	۴/۴۸	۰/۰۰۰
فضای سبز و تفریحی اضافی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۲/۳۳	۰/۵۳۷	۴/۳۵	۰/۰۰۰
کرایه حمل‌ونقل عمومی	-۰/۳۴	۰/۱۰۶	-۳/۲۳	۰/۰۰۱
انحراف معیار (sd):				
مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی در کنار خیابان	۰/۰۲۳	۰/۴۸۴	۰/۰۵	۰/۹۶۰
مسیر اختصاصی دوچرخه و موتورسیکلت برقی	۰/۶۴۶	۰/۹۱۰	۰/۷۱	۰/۴۷۸

1. Alternative – Specific

متوسط مسافت پیاده‌روی ۳ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	-۰/۲۱۴	۰/۵۱۹	-۰/۴۱	۰/۶۸۰
متوسط مسافت پیاده‌روی ۹ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	۰/۸۶۷	۰/۵۰۴	۱/۷۲	۰/۰۸۶
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	-۰/۱۵۲	۰/۵۴۱	-۰/۲۸	۰/۷۷۸
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	-۳/۴۶۲	۰/۷۲۲	-۴/۷۹	۰/۰۰۰
پارکینگ رایگان و بدون محافظ در مرز محدوده	-۰/۹۸۷	۰/۷۳۷	-۱/۳۴	۰/۱۸۱
پارکینگ دارای هزینه و محافظ در مرز محدوده	-۰/۳۲۷	۰/۵۲۵	-۰/۶۲	۰/۵۳۲
فضای سبز و تفریحی اضافی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۰/۸۴۱	۱/۱۴۷	۰/۷۳	۰/۴۶۳
فضای سبز و تفریحی اضافی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	-۱/۰۰۳	۰/۷۴۵	-۱/۳۵	۰/۱۷۹
Observation= 8397 Log simulated-likelihood = -1197.92 LR chi2 (10) = 55.49 prob>chi2 = 0.000				

مأخذ: نتایج پژوهش.

همان‌گونه که در جدول بالا نشان داده شد، تمامی سطوح اثرگذار به‌جزء «کرایهٔ حمل‌ونقل عمومی» و «متغیر باینری cf» به‌صورت تصادفی تصریح شده‌اند. براساس نتایج به‌دست آمده، میانگین‌های برآورد شده، تمام سطوح یا مؤلفه‌ها از نظر آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار شدند و دارای علائم موردانتظار هستند. آماره نسبت راستنمایی (LR chi2 (10)) بیانگر معنی‌داری کل رگرسیون و ردّ فرضیهٔ H_0 مبنی‌بر بی‌معنی بودن تمام ضرایب است. این امر حاکی از معناداری برازش مدل و اثرات این سطوح تعریف شده در انتخاب شهروندان تهران در مواجهه با سیاست پیشنهادی «مرکز شهر بدون خودروی سواری شخصی» است.

(۱۰)

$$u_{jn} = 10.96\,\mathrm{cf} + 1.11\,bikelane_{jn} + 1.25\,bikesep_{jn} - 4.32\,dist3min_{jn} - 5.25\,dist9min_{jn} + 2.17\,freqhigher_{jn} + 1.73\,freqhighest_{jn} + 2.49\,parkunguard_{jn} + 2.48\,parkguard_{jn} + 5.43\,recrehigher_{jn} + 2.33\,recrehighest_{jn} - 0.34\,price_{jn}$$

همان‌گونه که در معادلهٔ بالا نشان داده شد، به‌ترتیب مؤلفه‌های «فضای سبز و تفریحی به‌میزان ۳۰ ٪ بیشتر از وضعیت فعلی» با ضریب ۵/۴۳، «مسافت پیاده‌روی ۹ دقیقه‌ایی» با ضریب ۵/۲۵- و «مسافت پیاده‌روی ۳دقیقه‌ایی» با ضریب ۴/۳۲- مهم‌ترین دغدغهٔ اصلی شهروندان تهران در انتخاب مرکز شهر بدون خودروی سواری شخصی است که با اهمیت نسبی بیشتر در مقایسه با سایر مؤلفه‌ها، بیشترین اثرگذاری را بر مطلوبیت شهروندان تهران دارند. همچنین مؤلفه‌های ایجاد امکانات پارکینگ در مرز محدودهٔ ممنوعه و فراوانی حمل‌ونقل عمومی در

داخل محدودهٔ ممنوعهٔ مرکز شهر بدون خودرو به‌لحاظ اهمیت نسبی در اولویت‌های بعدی قرار دارند. در مطالعهٔ مشابه که توسط گوندلاچ و همکاران (۲۰۱۸) برای شهر برلین آلمان انجام شد، هر دو سطح ویژگی پارکینگ در هیچ سطحی معنادار نشدند و به‌عبارت دیگر پارامترهای این دو متغیر اختلاف معنی‌داری با صفر نداشتند؛ این درحالی است که موضوع پارکینگ و امکانات پارک و سوار در انتخاب مرکز شهر بدون خودرو از اهمیت بالایی برای شهروندان برخوردار است. علامت منفی ضرایب مؤلفه‌های $dist3min$ ، $dist9min$ و $price$ حکایت از آن دارد که افزایش این مؤلفه‌ها مطلوبیت مردم را کاهش می‌دهند که کاملاً با مبانی تئوریک تابع مطلوبیت[1] سازگار است. این نکته قابل‌تأمل است که ضرایب مؤلفه‌های «ایجاد امکانات پارکینگ رایگان و بدون محافظ و پارکینگ با هزینه و دارای محافظ در مرز محدودهٔ ممنوعه» تقریباً یکسان است و این امر بیانگر بی‌تفاوت بودن شهروندان تهران به نوع امکانات پارکینگ است؛ به‌عبارت دیگر، دغدغهٔ اصلی شهروندان تهران فقط وجود پارکینگ در مرز محدودهٔ ممنوعه تعریف شده است. همچنین کمی بزرگ‌تر بودن ضریب مؤلفه مسیر اختصاصی دوچرخه‌سواری در مقایسه با مؤلفهٔ مسیر دوچرخه‌سواری در کنار خیابان» به این‌معنی است که یک شبکهٔ اختصاصی و جداگانه برای دوچرخه‌سواری اندکی نسبت به مسیرهای دوچرخه‌سواری در کنار هر خیابان ترجیح داده می‌شود و آگاهی سیاست‌گذار حوزهٔ ترافیک شهری به این نوع رجحان مردم از ابعاد تخصیص بهینهٔ منابع اقتصادی بسیار حائز اهمیت است.

براساس نتایج جدول (۴)، انحراف معیار برآورد شده برای هر یک از مؤلفه‌ها که به‌صورت تصادفی تصریح شده‌اند، حاکی از این است که فقط مؤلفهٔ «فراوانی حمل‌ونقل عمومی به‌میزان ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» در سطح ۱٪ معنی‌دار شد. این بدان‌معنی است که شهروندان تهران درخصوص این مؤلفه یا سطح اثرگذار در انتخاب مرکز شهر بدون خودروی سواری شخصی، ترجیحات یکسانی ندارند و ناهمسانی ترجیحات وجود دارد؛ بنابراین لازم است با بررسی اثرات متقابل این مؤلفه با متغیرهای دموگرافیک مانند: سن، جنسیت، درآمد و ...، منبع این ناهمسانی مشخص گردد که در بخش‌های بعدی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۶-۲-۳. تخمین مدل‌های لاجیت با پارامتر تصادفی با لحاظ اثرات متقابل[2] متغیرهای دموگرافیک و متغیر cf

همان‌گونه که در جدول (۱) پیوست نشان داده شد، همهٔ سطوح یا مؤلفه‌های اصلی در سطح ۱٪ معنی‌دار شدند و دارای علائم موردانتظار هستند. بررسی اثرات متقابل با استفاده از متغیرهای ضربی متغیرهای دموگرافیک و متغیر باینری یا دودویی cf نشان می‌دهد فقط «متغیر درآمد» تقریبا در سطح ۵٪ معنی‌دار شد و ضریب آن دارای علامت مثبت شد. این بدان‌معنی است که هرچه سطح درآمد پاسخ‌دهندگان یا شهروندان تهران افزایش می‌یابد احتمال انتخاب مرکز شهر بدون خودرو افزایش می‌یابد این درحالی است که فرض‌شده بود با افزایش درآمد و احتمال مالکیت خودروی سواری شخصی، تمایل به انتخاب مرکز شهر بدون خودرو کاهش‌یابد و دارای اثر منفی باشد.

1. Lancaster, 1966
2. Interaction effects

(۱۱)

$$u_{jn} = 3.7\,cf - 7.62\,sex + 0.08\,age - 0.93\,educ + 0.44\,region + 1.62\,income - 0.21 publicuse + 0.97\,bikelane_{jn} + 1.01\,bikesep_{jn} - 3.57\,dist3min_{jn} - 4.30\,dist9min_{jn} + 1.93\,freqhigher_{jn} + 1.50\,freqhighest_{jn} + 2.09\,parkunguard_{jn} + 2.07\,parkguard_{jn} + 4.32\,recrehigher_{jn} + 1.84\,recrehighest_{jn} - 0.26\,price_{jn}$$

براساس نتایج انحراف معیار به‌دست آمده در بخش انتهایی جدول (۶) فقط مؤلفه «فراوانی حمل‌ونقل عمومی به‌میزان ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» دارای ناهمسانی ترجیحات بود و به‌همین دلیل برای شناسایی منبع این ناهمسانی از متغیرهای ضربی این مؤلفه با متغیرهای دموگرافیک استفاده شد که نتایج آن در جدول (۲) پیوست ارائه شد.

همان‌گونه که نتایج جدول (۲) پیوست نشان می‌دهد، همهٔ سطوح یا مؤلفه‌های اصلی در سطح ۱٪ معنی‌دار شدند (به‌جز مؤلفه «فراوانی حمل‌ونقل عمومی به‌میزان ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» که در سطح ۵٪ معنی‌دار شد) و دارای علائم موردانتظار هستند. از بین متغیرهای ضربی فقط دو متغیر «فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی × سن» و « فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی × درآمد» در سطح ۱۰٪ معنی‌دار شدند؛ به‌عبارت دیگر، منبع ناهمسانی ترجیحات در مؤلفه « فراوانی حمل‌ونقل عمومی به‌میزان ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی»، دو عامل سن و سطح درآمد افراد هستند که به‌ترتیب دارای علائم منفی و مثبت می‌باشند؛ بنابراین هرچه سن افراد افزایش می‌یابد، احتمال انتخاب مؤلفهٔ «فراوانی حمل‌ونقل عمومی به‌میزان ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» کاهش می‌یابد؛ به‌عبارت دیگر، افراد جوان‌تر موافق و افراد مسن‌تر مخالف با این مؤلفه مخالف هستند که با انتظارات ما سازگار است. همچنین با توجه به مثبت بودن علامت ضریب متغیر ضربی درآمد می‌توان نتیجه گرفت، هرچه سطح درآمد افراد افزایش می‌یابد یا افراد ثروتمندتر احتمال بیشتری دارد تا این مؤلفه انتخاب شود که این امر با انتظارات ناسازگار است.

۶-۲-۴. تخمین تمایل به پرداخت (WTP) نسبت به هر یک از مؤلفه‌های اثرگذار در انتخاب مرکز شهر بدون خودرو

مزیت اصلی آزمایش انتخاب گسستهٔ سازگاری آن‌ها با نظریهٔ مصرف‌کننده است که میزان «تمایل به پرداخت» برای هر مؤلفه یا ویژگی را امکان‌پذیر می‌سازد (آلپیزار و همکاران، ۲۰۰۱)[1]. با استفاده از نتایج تخمین مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی، تمایل به پرداخت (WTP) مطابق معادلهٔ (۱۲) برای تمام ویژگی‌های مجموعه انتخاب

1. Alpizar et al., 2001

به‌دست می‌آید. در این رابطه، b_y ضریب ویژگی قیمت یا مطلوبیت نهایی درآمد و b_c ضریب دیگر ویژگی‌ها در داخل مجموعه‌های انتخاب است (هانلی و همکاران، ۲۰۰۱)[1].

$$wtp = -\frac{b_c}{b_y} \qquad (۱۲)$$

جدول ۷. نتایج تخمین تمایل به پرداخت شهروندان تهران[2] (ارقام به ریال)

Table 7. results of estimation of willingness to pay of Tehran citizens (figures in Rials)

سطوح یا مؤلفه‌های اثرگذار	تمایل به پرداخت(WTP)
مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی در کنار خیابان	۳۲،۶۴۷
مسیر اختصاصی دوچرخه و موتورسیکلت برقی	۳۶،۷۶۴
متوسط مسافت پیاده‌روی ۳ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	۱۲۷،۰۵۸
متوسط مسافت پیاده‌روی ۹ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	۱۵۴،۴۱۱
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۶۳،۸۲۳
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۵۰،۸۸۲
پارکینگ رایگان و بدون محافظ در مرز محدوده	۷۳،۲۳۵
پارکینگ دارای هزینه و محافظ در مرز محدوده	۷۲،۹۴۱
فضای سبز و تفریحی اضافی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۱۵۹،۷۰۵
فضای سبز و تفریحی اضافی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۶۸،۵۲۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

براساس مقادیر برآورده شده در جدول بالا، شهروندان تهران نسبت به اکثر مؤلفه‌ها تمایل دارند بیش از قیمت فعلی کرایه‌های حمل‌ونقل عمومی پرداخت کنند. همچنین شهروندان تهران برای مؤلفهٔ «ایجاد فضای سبز و تفریحی اضافی۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» حاضرند کرایهٔ بیشتری در مقایسه با مؤلفه‌های دیگر به ازای هر جابه‌جایی در بخش مرکزی شهر پرداخت کنند؛ به‌عبارتی میزان تمایل به پرداخت آن‌ها حدود ۱۶۰،۰۰۰ ریال است و این اهمیت فضای سبز و تفریحی در بخش مرکزی شهر را نشان می‌دهد[3]. بعد از این مؤلفه، بیشترین میزان

1. Hanley et al., 2001

۲. براساس گزارش شهرداری تهران درخصوص تعیین نرخ کرایهٔ وسایل حمل‌ونقل عمومی شهر تهران، قیمت تمام شده یک جابه‌جایی در شهر تهران در سال ۱۴۰۰ براساس خالص هزینه‌های جاری با احتساب استهلاک معادل ۱۵۰،۴۵۳ ریال برآورد شد. با توجه به یارانه‌های پرداخت شده از محل کمک‌های دولت و شهرداری تهران و فقط با پرداخت یک–سوم آن توسط مسافران، سهم هر شهروند تهران از کل هزینهٔ هر جابه‌جایی تقریباً ۵۰،۰۰۰ ریال قابل برآورد است. در این پژوهش، میانگین کرایه‌های فعلی انواع وسایل حمل‌ونقل عمومی در سطح شهر تهران براساس لایحهٔ سال ۱۴۰۰ شهرداری تهران به ازای هر جابه‌جایی در بخش مرکزی شهر حدود ۲۰،۰۰۰ ریال است که مبنای کرایهٔ فعلی و محاسبات قرار می‌گیرد.

۳. شاید انتظار بر این بود که مؤلفهٔ فضای سبز و مناطق تفریحی به‌میزان ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی توسط پاسخ‌دهندگان انتخاب می‌شد، اما صرف‌نظر از ترجیحات افراد بیشتر به‌دلیل برداری بودن آلترناتیو و وجود مجموعه‌ای از مؤلفه‌های ویژگی محور، این مؤلفه رجحان بیشتری پیدا کرد. اصولاً در مرحلهٔ انتخاب پاسخ‌دهندگان، مجموعه‌های انتخاب مؤلفه‌ها یا سطوح مربوط به یک ویژگی مثل فضای سبز و مناطق تفریحی در کنار هم

تمایل به پرداخت شهروندان تهران برای مؤلفه‌های «متوسط مسافت پیاده‌روی ۳ و ۹ دقیقه تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی» به مبلغ حدود ۱۲۰،۰۰۰ ریال تا ۱۵۰،۰۰۰ ریال به ازای هر جابه‌جایی در بخش مرکزی شهر است؛ به‌عبارت دیگر، می‌توان این‌گونه تفسیر کرد که شهروندان تهران برای این‌که متوسط پیاده‌روی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی از ۹ دقیقه به ۶ دقیقهٔ فعلی کاهش‌یابد، تمایل دارند حدود ۱۵۰،۰۰۰ریال به ازای هر جابه‌جایی در بخش مرکزی شهر پرداخت کنند و این‌که همین ۶ دقیقهٔ فعلی به ۳ دقیقه کاهش یابد تمایل دارند ۱۲۰،۰۰۰ ریال به ازای هر جابه‌جایی در بخش مرکزی شهر پرداخت کنند. تفسیر این اختلاف این است که هرچه متوسط مسافت پیاده‌روی از وضعیت فعلی بیشتر شود نارضایتی و مطلوبیت منفی بیشتری را به‌همراه دارد؛ لذا مردم تمایل دارند مبلغ بیشتری پرداخت کنند تا همین وضع فعلی حفظ و یا کاهش‌یابد. همچنین این نکتهٔ مهم است که شهروندان تهران نسبت به مؤلفه‌های پارکینگ رایگان و بدون محافظ و پارکینگ با هزینه و دارای محافظ بی‌تفاوت هستند و میزان تمایل به پرداخت‌شان تقریباً مبلغ ۷۰،۰۰۰ ریال است. به‌عبارتی دغدغهٔ اصلی مردم تهران در موافقت با سیاست فرضی پیشنهادی مرکز شهر بدون خودرو، فقط وجود پارکینگ صرف‌نظر از نوع امکانات آن در مرز محدودهٔ ممنوعه است.

۷. نتیجه‌گیری

یکی از راه‌حل‌های ممکن برای مشکلات ناشی از استفادهٔ خودروی سواری شخصی به‌خصوص ترافیک و آلودگی هوای تهران و اجتناب از هزینهٔ اقتصادی سنگین و کاهش میزان مرگ و میر سالانه، ایجاد «مرکز شهر بدون خودرو»[1] است که نیازمند سیاست‌گذاری و اجرای هدفمند آن مطابق با خواسته‌های جامعهٔ هدف است. مزیت اصلی آزمایش انتخاب گسسته، سازگاری آن با نظریهٔ رفتار مصرف‌کننده است و تعیین مقادیر «تمایل به پرداخت» برای هر ویژگی را امکان‌پذیر می‌کند؛ بنابراین آزمایش‌های گسسته به‌ویژه برای ارزش‌گذاری کالاهای پیچیدهٔ غیربازاری و طراحی سیاست‌هایی منطبق با ترجیحات مردم بسیار مفید است. تحقیق حاضر با موضوع مرکز شهر بدون خودروی سواری شخصی و با استفاده از مدل لاجیت شرطی و مدل لاجیت با پارامتر تصادفی تحت رویکرد آزمایش انتخاب گسسته انجام شد. هدف این تحقیق، شناسایی سطوح یا مؤلفه‌های اثرگذار بر مطلوبیت شهروندان تهران و ارزش‌گذاری اقتصادی این عوامل اثرگذار است.

یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد تمام سطوح یا مؤلفه‌های مورد بررسی، ازنظر آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار شدند و دارای علائم موردانتظار هستند. مؤلفه‌های «فضای سبز و مناطق تفریحی به‌میزان ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» و «مسافت پیاده‌روی ۳ و ۹ دقیقه‌ای تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی» و به‌عبارتی ویژگی‌های فضای سبز و مناطق تفریحی و میزان دسترسی به ایستگاه‌های حمل‌ونقل عمومی در بخش مرکزی شهر مهم‌ترین

مورد مقایسه و انتخاب قرار نمی‌گیرند تا آن سطحی که ارزش بیشتری را نشان می‌دهد ترجیح بیشتری پیدا کند؛ بلکه مبنای انتخاب، یک برداری از سطوح یا مؤلفه در قالب یک آلترناتیو است؛ بنابراین، رفتار پاسخ‌دهندگان و نوع رجحان‌شان بین سطوح هر ویژگی در ادبیات آزمایش انتخاب گسسته که مقادیر تمایل به پرداخت به‌صورت غیرمستقیم برآورد می‌شود، منطقی است. ذکر این نکته لازم است که در روش ارزش‌گذاری مشروط (CVM) که میزان تمایل به پرداخت به‌طور مستقیم از افراد پاسخ‌دهنده سؤال می‌شود، این نوع رفتار و رجحان مردم می‌تواند غیرمنطقی تلقی شود.

1. Car-Free City Center.

دغدغهٔ شهروندان تهران در انتخاب مرکز شهر بدون خودرو است. سطوح این دو ویژگی به‌لحاظ نسبی از اهمیت بیشتری در مقایسه با بقیهٔ عوامل اثرگذار بر ترجیحات مردم تهران برخوردارند. علامت منفی ضرایب متوسط پیاده‌روی جهت دسترسی به ایستگاه‌های حمل‌ونقل عمومی نشان می‌دهد یک فاصلهٔ ۹دقیقه‌ای در مقایسه با وضعیت فعلی (۶دقیقه) به‌عنوان بدتر شدن وضعیت افراد درک می‌شود و مسافت ۳دقیقه‌ای به‌وضوح احتمال انتخاب مرکز شهر بدون خودرو را افزایش می‌دهد. این موضوع در مطالعهٔ گوندلاچ و همکاران برای شهر برلین نیز دقیقاً مشاهده می‌شود. ضرایب مؤلفه‌های ایجاد امکانات پارکینگ رایگان و بدون محافظ و پارکینگ با هزینه و دارای محافظ در مرز محدودهٔ ممنوعه تقریباً یکسان است و این امر بیانگر بی‌تفاوت بودن شهروندان تهران به نوع امکانات پارکینگ است؛ به‌عبارت دیگر، دغدغهٔ اصلی شهروندان تهران در زمینهٔ پارکینگ، فقط وجود پارکینگ در مرز محدودهٔ ممنوعه تعریف شده است. همچنین کمی بزرگ‌تر بودن ضریب مؤلفه مسیر اختصاصی دوچرخه و موتورسیکلت برقی در مقایسه با مؤلفه مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی در کنار خیابان به این‌معنی است که یک شبکهٔ اختصاصی و جداگانه برای دوچرخه‌سواری اندکی نسبت به مسیرهای دوچرخه‌سواری در کنار هر خیابان ترجیح داده می‌شود. در مطالعهٔ گوندلاچ و همکاران نیز همین نوع رفتار و رجحان مسیر اختصاصی دوچرخه نسبت به مسیر دوچرخه در کنار خیابان قابل مشاهده است؛ بنابراین آگاهی سیاست‌گذار حوزهٔ ترافیک به نوع رجحان مردم درخصوص دو موضوع پارکینگ و مسیرهای دوچرخه‌سواری در بخش مرکزی شهر از ابعاد تخصیص بهینهٔ منابع اقتصادی می‌تواند بسیار اهمیت داشته باشد.

برآورد مقادیر انحراف معیار سطوح یا مؤلفه‌ها حاکی از آن است که شهروندان تهران درخصوص همهٔ مؤلفه‌های مورد بررسی به‌جز مؤلفه «فراوانی حمل‌ونقل عمومی به‌میزان ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» ترجیحات یکسانی دارند. برای شناسایی منبع این ناهمسانی از متغیرهای ضربی این مؤلفه با متغیرهای دموگرافیک استفاده شد که نتایج برآورد اثرات متقابل نشان‌داد، دو متغیر «سن» و «سطح درآمد» افراد در سطح معنی‌داری حدود ۵٪، مهم‌ترین عامل ناهمسانی ترجیحات افراد درخصوص این مؤلفه محسوب می‌شوند. براساس همین نتایج، افراد جوان‌تر نسبت به افراد مسن‌تر و افراد پردرآمد نسبت به افراد کم‌درآمدتر در شهر تهران با احتمال بیشتری با مؤلفهٔ «فراوانی حمل‌ونقل عمومی به‌میزان ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» موافق هستند و با این سیاست بیشتر همراهی خواهند کرد. موضوع اثر مثبت سطح درآمد بر احتمال انتخاب مرکز شهر بدون خودرو با لحاظ اثرات متقابل متغیرهای ضربی (متغیر باینری cf × متغیرهای دموگرافیک) نیز تأیید شد و این بدان‌معنی است که هرچه سطح درآمد شهروندان تهران افزایش می‌یابد، احتمال انتخاب مرکز شهر بدون خودرو افزایش می‌یابد؛ به‌عبارت دیگر، احتمال موافقت با اجرای سیاست فرضی پیشنهادی در بخش مرکزی شهر افزایش خواهد یافت. براساس نتایج برآورد تمایل به پرداخت در این مطالعه، بیشترین میزان تمایل به پرداخت شهروندان تهران برای مؤلفهٔ «ایجاد فضای سبز و تفریحی اضافی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی» به مبلغ ۱۶۰،۰۰۰ ریال و مؤلفه‌های «متوسط مسافت پیاده‌روی ۳ و ۹ دقیقه تا تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی» به‌ترتیب به مبلغ حدود ۱۲۰،۰۰۰ ریال تا ۱۵۰،۰۰۰ ریال به ازای هر جابه‌جایی در بخش مرکزی شهر تهران است.

۸. توصیه‌های سیاستی

با توجه نتایج نظرسنجی و ارزش‌گذاری اقتصادی مؤلفه‌های اثرگذار بر ترجیحات شهروندان تهران، به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران ترافیک شهری توصیه می‌شود، ایجاد فضای سبز و تفریحی اضافی و متوسط مسافت پیاده‌روی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی (کاهش از ۶دقیقهٔ فعلی به ۳دقیقه) در بخش مرکزی، شهر را به‌عنوان مؤلفه‌های کلیدی در انتخاب سیاست مرکز شهر بدون خودرو موردتوجه قرار دهند. این نکته برای توصیهٔ سیاستی مهم است که شهروندان تهران نسبت به مؤلفه‌های پارکینگ رایگان و بدون محافظ و پارکینگ دارای هزینه و با محافظ بی‌تفاوت هستند؛ به‌عبارتی، دغدغهٔ اصلی مردم تهران در موافقت با سیاست فرضی پیشنهادی مرکز شهر بدون خودرو، وجود پارکینگ صرف‌نظر از نوع امکانات آن در مرز محدودهٔ ممنوعه است. همچنین یک شبکهٔ اختصاصی و جداگانه برای دوچرخه‌سواری اندکی نسبت به مسیرهای دوچرخه‌سواری در کنار هر خیابان ترجیح داده می‌شود و دانستن این نوع رفتار و رجحان مردم در امر سیاست‌گذاری بسیار اهمیت دارد.

پیوست ها

جدول ۱. نتایج تخمین مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی با لحاظ اثرات متقابل متغیرهای دموگرافیک و متغیر باینری cf

Table 1. Logit model estimation results with random parameters considering the mutual effects of demographic variables and binary variable cf

میانگین(Mean):	ضرایب	خطای معیار	آماره Z	احتمال (P>|Z|)
متغیر باینری cf	۳/۷	۲/۹	۱/۲۷	۰/۲۰۵
مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی در کنار خیابان	۰/۹۷	۰/۲۰۶	۴/۷۲	۰/۰۰۰
مسیر اختصاصی دوچرخه و موتورسیکلت برقی	۱/۰۱	۰/۲۳۸	۴/۲۵	۰/۰۰۰
مسافت پیاده‌روی ۳ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	−۳/۵۷	۰/۷۳۲	−۴/۸۸	۰/۰۰۰
مسافت پیاده‌روی ۹ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	−۴/۳۰	۰/۸۳۲	−۵/۱۷	۰/۰۰۰
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۱/۹۳	۰/۴۱۶	۴/۶۴	۰/۰۰۰
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۱/۵۰	۰/۲۸۳	۵/۳۱	۰/۰۰۰
پارکینگ رایگان و بدون محافظ در مرز محدوده	۲/۰۹	۰/۳۵۳	۵/۹۴	۰/۰۰۰
پارکینگ دارای هزینه و محافظ در مرز محدوده	۲/۰۷	۰/۳۷۸	۵/۴۹	۰/۰۰۰
فضای سبز و تفریحی اضافی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۴/۳۲	۰/۷۹۵	۵/۴۳	۰/۰۰۰
فضای سبز و تفریحی اضافی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۱/۸۴	۰/۳۱۲	۵/۹۰	۰/۰۰۰
کرایه حمل‌ونقل عمومی	−۰/۲۶	۰/۰۷۹	−۳/۳۲	۰/۰۰۱
cf × جنسیت	−۷/۶۲	۱۰/۷۴۱	−۰/۷۱	۰/۴۷۸
Cf × سن	۰/۰۸۵	۰/۷۴۲	۰/۱۲	۰/۹۰۸
Cf × سطح تحصیلات	−۳/۹۳	۳/۴۳۶	−۱/۱۴	۰/۲۵۳
Cf × منطقهٔ محل سکونت	۰/۴۴	۰/۴۷۱	۰/۹۴	۰/۳۴۶
Cf × درآمد	۱/۶۲	۰/۸۵۶	۱/۹۰	۰/۰۵۸
Cf × میزان استفاده از حمل‌ونقل عمومی	−۰/۲۱	۰/۹۰۰	−۰/۲۴	۰/۸۱۴

Observation= 8397
Log simulated-likelihood = -1195.93
Wald chi2 (18) = 61.73
prob>chi2 = 0.000

مأخذ: نتایج پژوهش.

جدول ۲. نتایج تخمین مدل لاجیت با پارامترهای تصادفی با لحاظ اثرات متقابل جهت شناسایی ناهمسانی ترجیحات

Table 2. Estimation results of logit model with random parameters with consideration of mutual effects to identify heterogeneity of preferences

میانگین(Mean):	ضرایب	خطای معیار	آماره Z	احتمال (P>|Z|)
مسیر دوچرخه و موتورسیکلت برقی در کنار خیابان	۱/۲۰	۰/۳۳۱	۳/۶۳	۰/۰۰۰
مسیر اختصاصی دوچرخه و موتورسیکلت برقی	۱/۳۶	۰/۳۳۸	۳/۵۲	۰/۰۰۰
مسافت پیاده‌روی ۳ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	-۴/۶۶	۱/۱۷۲	-۳/۹۸	۰/۰۰۰
مسافت پیاده‌روی ۹ دقیقه‌ایی تا نزدیک‌ترین ایستگاه حمل‌ونقل عمومی	-۵/۶۹	۱/۳۷۸	-۴/۱۳	۰/۰۰۰
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۲/۳۲	۰/۶۳۰	۳/۷۰	۰/۰۰۰
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۲/۵۲	۱/۲۲۳	۲/۰۶	۰/۰۳۹
پارکینگ رایگان و بدون محافظ در مرز محدوده	۲/۷۰	۰/۶۲۲	۴/۳۴	۰/۰۰۰
پارکینگ دارای هزینه و محافظ در مرز محدوده	۲/۶۷	۰/۶۱۹	۴/۳۲	۰/۰۰۰
فضای سبز و تفریحی اضافی ۳۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۵/۹۲	۱/۵۴۰	۳/۸۵	۰/۰۰۰
فضای سبز و تفریحی اضافی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی	۲/۵۷	۰/۶۸۷	۳/۷۴	۰/۰۰۰
کرایهٔ حمل‌ونقل عمومی	-۰/۳۷	۰/۱۳۰	-۲/۹۱	۰/۰۰۴
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی × جنسیت	-۰/۱۰	۰/۳۳۰	-۰/۳۱	۰/۷۵۶
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی × سن	-۰/۴۱	۰/۲۱۹	-۱/۹۲	۰/۰۵۵
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی × سطح تحصیلات	-۰/۰۰۶	۰/۱۷۵	-۰/۰۴	۰/۹۷۲
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی × منطقهٔ محل سکونت	-۰/۰۴	۰/۰۳۱	-۱/۳۰	۰/۱۹۳
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی × درآمد	۰/۲۶	۰/۱۴۳	۱/۸۱	۰/۰۷۰
فراوانی حمل‌ونقل عمومی ۶۰٪ بیشتر از وضعیت فعلی × میزان استفاده از حمل‌ونقل عمومی	-۰/۱۵	۰/۱۲۹	-۱/۱۹	۰/۲۳۳

Observation= 8397
Log simulated-likelihood = -1193.74
LR chi2 (18) = 55.34
prob>chi2 = 0.000

مأخذ: نتایج پژوهش.

کتابنامه

- توکلی، علی؛ و حق‌شناس، حسین، (۱۴۰۱). «بررسی تأثیر قابلیت اطمینان زمان سفر در مدل انتخاب گونه حمل‌ونقل بار ریلی و جاده‌ای». *مهندسی حمل‌ونقل*، ۱۳ (۳): ۱۶۵۵- ۱۶۸۱.

- جلیلی، کامجو؛ و همکاران، (۱۳۹۳). «کاربرد الگوی لاجیت آشیانه ای در ارزش‌گذاری خدمات گردشگری: سایت گردشگری-تفریحی گنج‌نامه همدان». *محیط زیست طبیعی، منابع طبیعی ایران*، ۶۷ (۳): ۲۶۵-۲۵۳.

- سبحانیان، سیدمحمدهادی؛ و همکاران، (۱۳۹۵). «بررسی مؤلفه‌های اثرگذار بر تصمیم پزشکان عمومی جهت ورود به طرح پزشک خانواده؛ مطالعه موردی: شهر تهران». *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۲۶: ۴۰-۷.

- عبادی، جعفر؛ و همکاران، (۱۳۹۳). «بررسی ترجیحات و مؤلفه‌های اثرگذار بر تصمیم پزشکان عمومی شاغل در مراکز دولتی دانشگاه علوم پزشکی تهران، جهت ورود به طرح پزشک خانواده». *مدیریت سلامت*، ۵۶ (۱۷): ۱۰۷-۹۵.

- فلاح‌تفتی، مهدی؛ شهابی، سلمان؛ و تقی‌زاده، یاسر، (۱۳۹۷). «مدل‌سازی رفتار انتخاب وسیله کاربران وسایل نقلیه شخصی در قبال اعمال سیاست‌های مدیریت تقاضای سفر (مطالعه موردی: شهر یزد)». *مهندسی حمل‌ونقل*، ۹ (۴): ۵۷۱.

- گوگردچیان، مرضیه؛ و همکاران، (۱۳۹۵). «مدل‌های انتخاب گسسته: کاربردی از انتخاب وسیله نقلیه در شهر اصفهان». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۸ (۱۵): ۲۳-۱.

- ممدوحی، امیررضا؛ میرمحمدی، سید اصغر، (۱۳۹۶). «کاربرد مدل لوجیت ترکیبی در انتخاب وسیله: مطالعه موردی سفرهای شغلی شهر مشهد». *مهندسی عمران امیرکبیر*، ۴۹ (۳): ۵۸۱- ۵۹۲.

- Adamowicz, W.; Louviere, J. & Williams, M., (1994). "Combining Revealed and Stated Preference Methods for Valuing Environmental Amenities". *Journal of Environmental Economics and Management*, 26 (3): 271-292.

- Alpizar, F.; Carlsson, F. & Martinsson, P., (2001). *Using Choice Experiments for Non-Market Valuation.* Working Papers in Economics no. 52.

- Brownstone, D.; Bunch, D. & Train, K., (2000). "Joint mixed logit models of stated and revealed preferences for alternative-fuel vehicles". *Transportation research part B34*: 315-338.

- Borges, D. S. B. F. & Goldner, L. G., (2015). "Implementation of car-free neigbourhoods in medium-sized cities in Brazil, a case study in Florianopolis, santa Catarina". *International journal of urban sustainable development*.

- Borgers, A., et al., (2008). "Preferences for car-restrianed residential areas". *Journal of urban design*, 13 (2): 257-267.

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

- Campbell, D.; Hutchinson, W. G. & Scarpa, R., (2008). "Incorporating Discontinuous Preferences into the Analysis of Discrete Choice Experiments". *Environ Resource Econ*, 41: 401–417.

- Carlson, F. & Martinsson, P., (2003). *Design techniques for stated preference methods in health economics.* Health economics.

- Champ, P. A., (2017). Chapter 3: *Collecting Nonmarket Valuation Data.* A primer on Nonmarket Valuation, Second Edition.

- De Bekker-Grob, et al., (2015). "Sample size requirements for discrete-choice experiments in health care: a practical guide". *Patient,* 8: 373-384.

- Ebadi, J. et al., (2014). "Study of preferences and components affecting the decision of general practitioners working in government centers of Tehran University of Medical Sciences, to enter the family physician plan". *Health Management,* 56 (17): 95-107. (In persian)

- Falah Tafti, M. et al., (2017)." Modeling the vehicle choice behavior of private vehicle users in relation to actions travel demand management policies (case study: Yazd city)". *Transportation Engineering Quarterly,* 9 (4: 37): 571. (In Persian)

- Ericsson, L.; Friman, M. & Garling, T., (2008). "Stated reasons for reducing work-commute by car". *Transportation research part*, 11: 427-433.

- Greene, W. H., (2018). *Econometric Analysis.* 8th ed. New York: Pearson

- Gundlach, A. et al., (2018). "Investigating people's preferences for car-free city centers: A discrete choice experiment". *Transportation research part* D63: 667-688.

- Gogerdchian, M. et al., (2016). "Discrete choice Models: An Application of Vehicle choice in Isfahan". *Scientific-Research Journal of Economic Policy,* 15: 1- 23. (In Persian)

- Hanley, N.; Mourato, S. & Wright, R., (2001). "Choice modelling approaches: a superior alternative for environmental valuation?". *Journal of economic surveys*.

- Heger. M. & Sarraf, M., (2018). *Air pollution in Tehran: Health costs, sources and policies*. The world bank, Environment and natural resources global practice discussion paper 06.

- Hausman, J. A. & Mc Fadden, D., (1984). "Specification tests for the multinomial logit model". *Econometrica,* 52 (5): 1219-1240.

- Jalili Kamjoo, et al., (2014). "Application of the nest logit model in the evaluation of tourism services: Ganjnameh Hamedan tourism-recreation site". *Natural Environment, Natural Resources of Iran,* 67 (3): 253- 265. (In Persian)

- Kjaer, T., (2005). "A review of the discrete choice experiment". *Health Economics Papers,* 1-143.

- Lancaster, K. J., (1996). "A new approach to consumer theory". *Journal of political economy,* 74(2): 132-157.

- Louviere, J. J.; Hensher, D. A. & Swait, J. D., (2000). "Stated choice methods, analysis and applications". *Business & Economics,* Cambride university press: 1-402.

- Macioszek, E. & Agatha, K., (2021). "The analysis of the factors determining the choice of Park and Ride facility using a Multinomial Logit Model". *Energies*, 14: 203.

- Mamdoohi, A. R. & Mirmohammadi, S. A., (2017). "Mixed logit model application in mode choice: case of Mashhad worktrips". *Amirkabir J. Civil Eng*., 49(3): 581-592. (In persian)

- Manski, C. F., (1977). "The structure of random utility models". *Theory and decision*, 8 (3): 229-254.

- Melia, S., (2014). "Carfree and Low-Car Development". In: *Parking Issues and Policies. Transport and Sustainability,* 5: 11-32.

- Mogas, J.; Riera, P. & Bennett, J., (2006). "A comparison of contingent valuation and choice modelling with second-order interactions". *Journal of Forest Economics*12(1: 14): 5-30.

- Paulley, N., et al., (2005). "The demand for public transport: the effects of fares, quality of service, income and car ownership". *Transport policy*, 13: 295-306.

- Qin, H. et al., (2013). "Analysis on bus choice behavior of car owners based on intent-ji'nan as an example". *Behavioral sciences*, 96: 2373-2382.

- Revelt, D. & Train, K., (1997). "Mixed logit with repeated choice: household's choice of appliance efficiency level". *The Review of economics and statistics,* 80 (4): 647-657.

- Rose, J. M. & Bliemer, C. J., (2013). "Sample size requirements for stated choice experiments". *Transportation,* 40 (5): 1-1041.

- Ruiz, T. & Bernabe, J. C., (2014). "Measuring factors influencing valuation of nonmotorized improvement measures". *Transportation research part A67*: 195-211.

- Ryan, M. & Hughes, J., (1997). "Using conjoint analysis to assess women's preferences for miscarriage management". *Health Econ,* 6: 261–273.

- Segerson, K., (2017). *Chapter 1: Valuing Environmental Goods and Services: An Economic Perspective, A primer on Nonmarket Valuation*. Second Edition.

- Small, K. & Hsiao, C., (1985). *Multinomial Logit Specification Tests.* International Economic Review.

- Soekhai, V. & De Bekker-Grob, E. W., (2018). "Discrete choice experiments in health economics: past, present and future". *Pharmaco Economics,* 37 (2).

- Sobhanian, S. M. H.; Mehrara, M. & Ebadi, J., (2016). "Investigating the components affecting the decision of general practitioners to enter the family physician plan; Case study: Tehran". *Economic Modeling Research,* 26: 7- 40. (in: Persian)

- Tavakoli, A. & Hoghsonesh, H., (2022). "Investigating the effect of travel time reliability in the model of choice the mode of transportation by rail and road". *Transportation Engineering Quarterly,* 13 (3): 1655-1681.

- Train, K., (2009). *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge: Cambridge University Press. 41.

- Wylie, J. A., (2019). *Reducing business opposition to car-free city centers: the case of Oslo.* The international institute for industrial environmental economics.

Vol. 12, No. 45, Spring (2023)

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

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

Bu-Ali Sin University

Investigating the Response of Firm's Value to Interest Rate Shock in Selected Industries of Tehran Stock Market: TVP-FAVAR Approach

Barkhordari, S.[1], Abdoli, Gh.[2], Amiri, R.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26316.3455
Received: 2022.05.27; Accepted: 2022.11.05
Pp: 141-175

Abstract

The stock market and interest rate are the main factors to access economic growth in any country. The effects of interest rate on stock market provide feedback for economic policy makers in monitoring policies, risk management methods, valuation of securities, and state policies in financial markets. According to importance of this subject, in this research, we studied the response of active firms' value in different industries of Tehran Stock Market to interest rate shocks using time varying parameter method with augmented vector autoregressive factors (TVP-FAVAR) and seasonal data during 2011-2018. The results show the dynamic effects of interest rate on firms' value in selected industries and different mechanism of interest rate effects due to institutional factors of active firms in any industry. This result indicates the importance applying the possibility of changes in parameters of model. Base on the results obtained, the effects of changes in interest rate over time is different and it is not possible to declare absolutely on positive or negative effect of interest rate on firms' value, because of interest rate is a variable that has close relationship with macro variables, which causes by influencing other macro variables, it's effects on stock market and specially on performance of active firms in this market has been fluctuated and be accompanied by different responses over time.

Keywords: Interest Rate Shock, Stock Market, Firm's Value, TVP-FAVAR.
JEL Classification: G17, L25, C13.

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: barkhordari@ut.ac.ir
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
3. Economic Deputy of the Ministry of Economy, Tehran, Iran.

Citations: Barkhordari, S.; Abdoli, G. & Amiri, R., (2023). "Investigating the Response of Firm's Value to Interest Rate Shock in Selected Industries of Tehran Stock Market: TVP-FAVAR Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(45): 141-175. (doi: 10.22084/aes.2022.26316.3455).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4839.html?lang=en

1. Introduction

The interest rate as a strong control instrument acts in management and administration of market, which is determined by interaction of demand and supply of money in developed countries, while due to lack of efficient structures such as developed financial markets, determined by order and taking into account inflation and supporting certain economic sectors in developing countries such as Iran. For example, the Iranian financial system has been faced with many restrictions such as ordering interest rate during last decades.

In Iranian economy, increasing in dependence of economic system to money and banking system induces the strong effect of interest rate on investment and consequently on other macroeconomic variables. In this regard, the stock market is one of the markets that has faster reaction to changes in interest rate. This evidence shows the importance of study about the effect of changes in interest rate on firms' value in stock market.

Generally, the answer to this question that why is the response of capital market and, especially stock market and institutional variables in this market to changes in interest rate, is one the subjects that can provide useful knowledge about policy making in investment and financial markets for policy makers. In this paper, we investigate the response of active firms' value in Tehran Stock Market to changes in interest rate.

2. Materials and Methods

The firm value shows the ability of management team in asset managing. The main purpose of stock company is increasing in firm value, due to firm value is considered as the main factor for shareholders welfare and owners, and increasing in firm value add to shareholders welfare and owners (Handayani et al., 2022).

Identifying and analyzing the effective factors on firm value, enables company mangers to understand and recognize the effective factors on company performance. Identifying the main factors is a creative process based on trial and error, due to the effective factors on firm value be possible different according to strategy and structure of a company, and environment in which company operates (Copeland et.al. 1994).

Changes in interest rate can influence the firm value in different ways. In this paper, we used discounted cash flow model and Tobin's Q as a measure of firms' value. We used TVP-FAVAR model and growth of firm value (RQ), growth of domestic variables of industry (RIVI), growth of liquidity (RM), real interest rate (R), growth of government

spending (RG), growth of real exchange rate (REX), growth of GDP (RGDP), and inflation rate (INF) as macro variables in the empirical model. The general form of model is as follows:

$$x_{i,t} = \lambda^{f}{}_{i,t} f_{i,t} + \lambda^{y}{}_{i,t} y_t + \mu_{i,t}$$

$$\mu_{i,t} \sim \mathcal{N}(O, v_{i,t})$$

By adding *i* state relation, the complete space-state model is as follows:

$$\begin{pmatrix} f_{i,t} \\ y_t \end{pmatrix} = B_{i,t,1} \begin{pmatrix} f_{i,t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \cdots + B_{i,t,p} \begin{pmatrix} f_{i,t-P} \\ y_{t-P} \end{pmatrix} + \mathcal{E}_{i,t}$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim \mathcal{N}(O, Q_{i,t})$$

In this equation, the model coefficients and loading factors follow a random walk process as follows:

$$\lambda_{i,t} = \lambda_{i,t-1} + v_{i,t}$$

$$B_{i,t} = B_{i,t-1} + \eta_{i,t}$$

In this paper, the results of response analysis are presented using two lags in variables. Also, we describe the effects of changes in interest rate on firm value in selected industries using one standard deviation in interest rate shock. In addition, the three dimensions of graphs are used for presenting the results in different time.

In this paper, we used the six industries including materials and drug products, cement, lime and plaster, automobile and parts manufacturing, basic metals, chemical products, and food and beverage products with 96 active companies in mentioned industries. In addition, we used seasonal data for the period of 2010-2018 and variables including growth of firm value (RQ), growth of domestic variables of industry (RIVI), growth of liquidity (RM), real interest rate (R), growth of government spending (RG), growth of real exchange rate (REX), growth of GDP (RGDP), and inflation rate (INF).

3. Discussion

In this paper, we studied the response of firm value to interest rate shocks. The results indicate that response of firm value in stock market to interest rate shocks are dependent to economic conditions and implemented monetary and fiscal policies in different years. In

addition, the structure of active companies in any industry is determinant factor in response of firm value to changes in interest rate over time.

As literature showed that performance variables in capital market is sensitive to changes in interest rate and the response of these variables is different in time, the results of this paper coincide the literature.

On the based obtained results, interest rate is determinant factor in stock market. This result indicate that monetary authorities can influence the stock market variables by using monetary policies. Monetary policies affect interest rate and changes in interest rate cause the investment cost of active companies in stock market and generate the investors' expectations towards to the profitability of companies, consequently changes in price and firm value in any industry. However, central banks deny the intention to influence the stock market, but monetary policies are applied by central banks affect interest rate that has considerable effects on stock market and firm value.

4. Conclusion

The results of this paper indicate the changes in interest rate have different effects on firm value in selected industries over time. The internal and external factors that affected firm activity influence the effects on interest rate on firm value. Therefore, we conclude that changes in interest rate are determinant factor on performance variables in different industries of stock market. In the current condition, due to status of monetary variables in country, especially inflation, there are serious debates in control of inflation using increase in interest rate. But, an increase in interest rate in current condition of the country generate the destructive effects on performance variables of active companies in stock market and intensifies the recession status in economy. So, in current condition that companies are faced with high cost of product and decreasing profit, the optimal economic policy is avoiding more fluctuations in interest rate, especially nominal interest rate.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲

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

بررسی واکنش ارزش شرکت در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران به تکانهٔ نرخ بهره با رهیافت TVP_FAVAR

سجاد برخورداری[۱]، قهرمان عبدلی[۲]، رضا امیری[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26316.3455
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۳/۰۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۸/۱۴
صص: ۱۷۵-۱۴۱

چکیده

بازار سهام و نرخ بهره، دو عامل اساسی در راستای دستیابی به رشد اقتصادی در هر کشوری به‌شمار می‌روند؛ تأثیرات نرخ بهره بر بازار سهام در زمینهٔ سیاست‌های نظارتی، شیوه‌های مدیریت ریسک، ارزش‌گذاری اوراق مالی و درعین‌حال سیاست‌های دولت در قبال بازارهای مالی بازخوردی را برای سیاست‌گذاران اقتصادی فراهم می‌نماید؛ حال با توجه به اهمیت موضوع، در این پژوهش واکنش ارزش شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بازار بورس اوراق بهادار تهران نسبت به تکانه‌های نرخ بهره با به‌کارگیری الگوی پارامتر قابل‌تغییر طی زمان با عوامل تعدیل‌شدهٔ خود بازگشت برداری و با استفاده از داده‌های فصلی طی دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به‌دست آمده بیانگر اثرات پویای تکانهٔ نرخ بهره بر ارزش صنایع منتخب بورس اوراق بهادار هست و با توجه به عوامل نهادی شرکت‌های فعال در هر یک از این صنایع، سازوکار اثرگذاری تکانهٔ نرخ بهرهٔ متفاوت بوده و درعین‌حال تغییرات شرایط اقتصاد کلان نیز عامل مهمی در نحوهٔ واکنش ارزش صنایع به تکانهٔ فوق می‌باشد؛ این امر بیانگر اهمیت استفاده از روش‌هایی است که در آن‌ها امکان تغییر ضرایب پارامترهای مدل فراهم است. براساس نتایج به‌دست آمده، اثرات تغییرات در نرخ بهره در گذر زمان بسیار متفاوت بوده و نمی‌توان قاطعانه درخصوص اثرات مثبت یا منفی این متغیر بر ارزش شرکت‌ها نتیجه‌گیری نمود؛ زیرا متغیر نرخ بهره یکی از متغیرهایی است که ارتباط تنگاتنگی با سایر متغیرهای کلان داشته و همین‌امر باعث می‌شود تا با اثرگذاری بر دیگر متغیرهای کلان اقتصادی، اثرات این متغیر بر بازار سرمایه و به‌طور خاص مؤلفه‌های عملکردی شرکت‌های فعال در این بازار بسیار نوسانی بوده و درگذر زمان با واکنش‌های متفاوتی همراه باشد.

کلیدواژگان: تکانهٔ نرخ بهره، بازار سهام، ارزش شرکت، الگوی پارامتر قابل‌تغییر طی زمان با عوامل تعدیل‌شدهٔ خود بازگشت برداری.

طبقه‌بندی JEL: G17, L25, C13.

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول)
Email: barkhordari@ut.ac.ir
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
Email: abdoli@ut.ac.ir
۳. معاونت اقتصادی وزارت اقتصاد، تهران، ایران.
Email: amiri@ut.ac.ir

ارجاع به مقاله: برخورداری، سجاد؛ عبدلی، قهرمان؛ و امیری، رضا، (۱۴۰۲). «بررسی واکنش ارزش شرکت در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران به تکانهٔ نرخ بهره با رهیافت TVP_FAVAR». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۵): ۱۴۱-۱۷۵. (doi: 10.22084/aes.2022.26316.3455).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4839.html

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی در حوزهٔ سیاست‌گذاری، متغیر نرخ بهره است که نقش مهمی در تخصیص بهینهٔ منابع، تجهیز و هدایت منابع مالی و درعین‌حال تعیین هزینهٔ تأمین مالی فعالیت‌های اقتصادی ایفا می‌کند؛ درواقع، تغییرات رفتاری متغیر نرخ بهره با تغییراتی که در روند حرکتی نقدینگی در بخش‌های مختلف اقتصادی ایجاد می‌کند؛ تأثیر گسترده‌ای بر اقتصاد برجای خواهد گذاشت؛ به‌طوری‌که با کم و زیاد شدن آن، تصمیم‌های اقتصادی آحاد جامعه تغییر می‌کند. می‌توان گفت یکی از اصلی‌ترین دلایل بی‌ثباتی‌های مالی در اقتصاد، نوسانات شدید متغیرهای قیمتی و پولی در حوزهٔ اقتصاد کلان است؛ از متغیرهای مهم و اثرگذار در مجموعه متغیرهای اقتصادی، نرخ بهره است و بسیاری از نظریه‌پردازان اقتصادی معتقدند نظام بهره، منبع و عامل اساسی بی‌ثباتی مالی در یک اقتصاد محسوب می‌شود؛ به‌طوری‌که در اقتصاد مبتنی‌بر سازوکار بازار، نرخ بهره متغیر اصلی ایجادکنندهٔ تعادل میان عرضهٔ منابع مالی (وجوه قابل استقراض) و تقاضا برای آن منابع است (خانی و میرعسکری، ۱۳۹۶).

متغیر نرخ بهره به‌عنوان یک ابزار کنترلی قدرتمند در اداره و هدایت بازار عمل می‌کند که در اقتصادهای پیشرفته، با توجه به وضعیت بازار و از تقابل عرضه و تقاضای پول تعیین می‌شود؛ اما در بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه نظیر کشور ایران به‌دلیل فقدان ساختارهای کارآمدی همچون: بازارهای مالی پیشرفته، نرخ‌های بهره، معمولاً بدون توجه به وضعیت بازار، به‌صورت دستوری و با درنظر گرفتن شاخص‌های کلی اقتصادی ازجمله نرخ تورم و با دیدگاه حمایتی نسبت به بعضی از بخش‌های اقتصادی، تعیین می‌شود؛ به‌عنوان مثال، در اقتصاد ایران در طول چند دههٔ گذشته نظام مالی با محدودیت‌های زیادی ازجمله اقدامات دستوری در تعیین نرخ سود بانکی مواجه بوده است. مطالعهٔ تاریخ بانک‌داری ایران نشان می‌دهد که نرخ‌های سود بانکی چه پیش از انقلاب و چه پس از آن، توسط بانک مرکزی و به‌صورت دستوری تعیین شده و این وضعیت باعث شده است که در هیچ زمانی نرخ‌های سود بانکی در کشور، نرخ‌های تعادلی بازار نباشند و همیشه براساس مصالح مقطعی تعیین شوند (حیدری و همکاران، ۱۳۹۹). همچنین، در طی سالیان اخیر که فشار اقتصادی تحریم‌ها اثرات خود را بر بخش‌های مختلف اقتصاد کشور نمایان ساخته است، اجرای سیاست‌هایی نظیر کنترل قیمت‌ها و به‌بیان دیگر قیمت‌گذاری دستوری در بازار، هزینه‌های سنگینی را به شرکت‌های فعال در صنایع مختلف بورسی نظیر صنایع خودروسازی، داروسازی، عرضهٔ برق و... وارد آورده و باعث کاهش حاشیهٔ سود شرکت‌های فعال در این صنایع و یا حتی زیان‌ده شدن آن‌ها شده است.

در شرایط سرکوب مالی، بانک مرکزی به تعیین نرخ بهره (سود) و حجم اعتبارات بخش‌های مختلف اقتصادی می‌پردازد؛ نرخ‌های بهره در یک سیستم سرکوب مالی کمتر از نرخ بهره تعادلی و حتی در بعضی از شرایط به‌طور حقیقی منفی تعیین می‌شوند تا اعتبارات ارزان، سرمایه‌گذاری‌ها را در جامعه تقویت کند؛ این موضوع تقریباً در سه دههٔ گذشته توسط بانک مرکزی ایران به اجرا گذارده شده است؛ این درحالی است که در شرایط آزادسازی مالی، نرخ بهره توسط بازار تعیین‌شده و این نرخ معرف تعادل عرضه و تقاضای اعتبارات در بازار و هزینهٔ فرصت پول می‌باشد؛ تعیین نرخ بهره توسط بانک مرکزی به‌صورت صلاح‌دیدی، نرخ بهره بازار را در معرض شوک‌های مختلفی قرار می‌دهد؛ در این‌راستا مقام پولی می‌باید از دامنه و تأثیرگذاری نوسانات نرخ بهره صلاح‌دیدی بر متغیرهای کلان اقتصادی آگاه باشد تا متناسب با آن سیاست‌های تدافعی یا حمایت‌کننده خود را به اجرا گذارد (فراهانی و همکاران، ۱۳۹۷).

در کشورهای درحال‌توسعه نظیر ایران، با توجه به نقایص و کمبودهای بازار سرمایه، گسترش نیافتن بازار سهام برای شرکت‌ها و مؤسسات اقتصادی، امکان تأمین منابع سرمایه‌گذاری برای مؤسسات اقتصادی از بازار سرمایه و نیز انتشار سهام و اوراق مشارکت به‌اندازهٔ کافی وجود نداشته و تأمین این منابع ازطریق بازارهای غیررسمی سرمایه نیز به‌دلیل وجود نرخ‌های بهرهٔ بالا امکان‌پذیر نیست؛ لذا نه‌تنها مؤسسات بزرگ‌تر، بلکه مؤسسات کوچک‌تر اقتصادی نیز سهم بالایی از منابع لازم برای سرمایه‌گذاری را ازطریق بازار پول و اعتبارت بانکی به‌دست می‌آورند (کرامتی و همکاران، ۱۳۹۴)؛ حال در کشوری نظیر ایران به‌دلیل مشکلات ساختاری نظام بانکی و تحریم‌های اقتصادی که موجب ناتوانی در تأمین منابع مالی شده است؛ اتکای نظام اقتصادی به نظام پولی و بانکی شدیداً افزایش پیدا کرده و سبب تأثیرگذاری بالای نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری و به‌تبع آن بر متغیرهای کلان اقتصادی شده است؛ این ویژگی‌ها اهمیت بررسی اثرات متغیر نرخ بهره در بازارهای مختلف را دوچندان کرده است؛ در این‌راستا، یکی از بازارهایی که واکنش سریع‌تری نسبت به تغییرات نرخ بهره نشان داده و انتقال اثرات نرخ بهره در آن بیشتر از سایر بازارها است، بازار سرمایه و به‌طور خاص بازار سهام است.

به‌طورکلی، پاسخ به این مسأله که واکنش بازار سرمایه و به‌طور خاص بازار سهام و متغیرهای نهادی در این بازار نسبت به تغییرات رفتاری متغیر نرخ بهره چگونه است؛ یکی از موضوعاتی است که می‌تولند در امر سیاست‌گذاری، به‌ویژه در حوزهٔ سرمایه‌گذاری و بازارهای مالی نقشهٔ راهی را در اختیار سیاست‌گذاران مربوطه قرار دهد؛ به‌همین‌منظور در این پژوهش واکنش متغیر ارزش شرکت‌های فعال در صنایع منتخب بازار سهام در ایران به تغییرات نرخ بهره مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است. در ادامه، این مقاله به‌شرح زیر سازمان‌دهی شده است؛ ابتدا در بخش دوم مقاله به مروری بر ادبیات نظری و تجربی موضوع پژوهش حاضر پرداخته می‌شود. بخش سوم به روش تحقیق و تصریح مدل اختصاص دارد. نتایج تجربی و بحث و نتیجه‌گیری نیز به‌ترتیب در بخش چهارم و پنجم مقاله ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری و تجربی موضوع

در این بخش به مبانی نظری و تجربی مرتبط با موضوع این پژوهش پرداخته می‌شود.

۲-۱. مفهوم ارزش شرکت

ارزش شرکت منعکس‌کنندهٔ توانایی تیم مدیریتی آن شرکت در مدیریت دارایی‌های آن می‌باشد. هدف اصلی یک شرکت سهامی عام افزایش ارزش آن شرکت است؛ زیرا ارزش شرکت به‌عنوان عنصر اصلی رفاه سهامداران و مالکان شرکت محسوب می‌شود و با افزایش ارزش شرکت، رفاه سهامداران و مالکین آن شرکت افزایش می‌یابد؛ به‌طورکلی قیمت سهام شرکت‌ها بازتابی از تصمیمات مدیریت دارایی، تأمین مالی و سرمایه‌گذاری آن است (هندیانی و همکاران[1]، ۲۰۲۲). ارزش شرکت نشان‌دهندهٔ مجموع ثروت سهامداران و سرمایه‌گذاران در آن شرکت است که با ارزش دارایی‌های آن شرکت نشان داده می‌شود و هدف شرکت به حداکثر رساندن رفاه سهامداران و سرمایه‌گذاران در آن شرکت ازطریق افزایش میزان سودآوری و ارزش سهام شرکت می‌باشد (نورحیاتی و همکاران[2]، ۲۰۲۱). براساس نظریهٔ علامت‌دهی[3] ارزش شرکت ازطریق علامت‌هایی که در اختیار سرمایه‌گذاران

[1]. Handayani et al.
[2]. Nurhayati et al.
[3]. Signal Theory

قرار می‌گیرد؛ نشان داده می‌شود؛ این اطلاعات را می‌توان ازطریق قیمت سهام شرکت، تصمیمات تأمین مالی و فعالیت‌های سرمایه‌گذاری شرکت بهدست آورد (سامپورنا و روماوتی[1]، ۲۰۲۰).

در بسیاری از مطالعات تجربی از نسبت Q توبین برای سنجش ارزش شرکت استفاده شده است؛ نسبت Q توبین برابر است با نسبت ارزش بازار دارایی‌های شرکت و ارزش جایگزینی دارایی‌ها آن. براساس نظریهٔ Q توبین اگر ارزش Q توبین افزایش یابد به‌معنای افزایش ارزش شرکت بوده و این افزایش ارزش Q توبین علامتی برای سرمایه‌گذاران بوده و باعث افزایش ارزش شرکت می‌گردد. حال در این پژوهش نیز برای سنجش ارزش شرکت از Q توبین استفاده شده است.

۲-۲. شناسایی عوامل اثرگذار بر ارزش شرکت

ماهیت پیچیدهٔ محیط و ساختار صنعت نمی‌تواند به‌طور مستقیم توضیح‌دهندهٔ ارزش استراتژی یا عملکرد شرکت باشد؛ از این‌رو، نیاز به شناسایی عوامل اثرگذار در ارتباط با استراتژی‌های شرکت ضرورت می‌یابد. این عوامل می‌باید به‌طور دقیق شناسایی شده و براساس روابط علت و معلولی که ممکن است با جریانات نقدی ارزش‌افزودهٔ کالاها و خدمات شرکت داشته باشند، مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرند؛ به‌عبارت دیگر، عوامل اثرگذار بر ارزش شرکت، توضیح‌دهندهٔ اثرات علّی نیروهایی هستند که باعث تغییر در استراتژی‌ها، ساختار و عملکرد شرکت شده و یک شرکت برای دستیابی به مزایای رقابتی، گزینه‌ای جز شناخت و تجزیه‌وتحلیل اثرات این عوامل نخواهد داشت (چونگ[2]، ۲۰۰۵).

شناسایی و تجزیه‌وتحلیل اثرات عوامل اثرگذار بر ارزش شرکت، مدیران شرکت را قادر می‌سازد تا به یک درک و شناخت درست از کل شرکت رسیده و انتظارات خود در رابطه با عملکرد شرکت را ارائه نمایند؛ به‌عبارت دیگر، شناسایی عوامل کلیدی ارزش، یک فرآیند خلاقانه است که بر آزمایش و خطا متکی می‌باشد؛ زیرا عوامل ایجادکنندهٔ ارزش با توجه به استراتژی و ساختار یک شرکت و محیطی که آن شرکت در آن فعالیت می‌کند، ممکن است متفاوت باشند (کاپلند و همکاران[3]، ۱۹۹۴).

«رول» و «کوون»[4] (۱۹۹۰)، در مطالعه‌ای بر روش‌های ایجاد ارزش برای سهامداران با استفاده از روش‌های برنامه‌ریزی مالی و کنترل سیستم داخلی متمرکز شدند و بیان داشتند با توجه به این‌که امکان دستکاری بازدهی سرمایه‌گذاری، بازدهی سهام و سود هر سهم توسط مدیریت شرکت وجود دارد، لذا چنین متغیرهایی نمی‌توانند ارزیابی دقیقی از عملکرد شرکت را ارائه دهند. آن‌ها پنج عامل را که ممکن است بر جریانات نقدی شرکت اثرگذار باشند معرفی نمودند که عبارتنداز: حاشیهٔ سود عملیاتی، سرمایه در گردش خالص، نرخ رشد فروش، سرمایه‌گذاری ثابت خالص و هزینهٔ سرمایه. در همین‌راستا، «مایلز» و «پرینت»[5] (۱۹۹۵)، «اسکارلت»[6] (۱۹۹۷)، «راپاپورت»[7] (۱۹۹۸) و «بلک» و «رایت»[8] (۲۰۰۱)، در کتاب خود هفت عامل ایجادکنندهٔ ارزش برای شرکت را ذکر نمودند

---

1. Sampurna & Romawati
2. Chung
3. Copeland
4. Ruhl & Cowen
5. Mills & Print
6. Scarlet
7. Rappaport
8. Black & Wright

که عبارتنداز: تغییر در فروش، حاشیهٔ سود عملیاتی، نرخ مالیات، سرمایه در گردش، مخارج سرمایه، هزینه‌های سرمایه و دورهٔ مزیت رقابتی.

علاوه‌بر عواملی که در بالا ذکر شد، «ترنر»[1] (۱۹۹۸) یک عامل دیگر ایجادکنندهٔ ارزش را بازدهی سرمایه معرفی نمود. «کاپلان» و «نورتون»[2] (۱۹۹۶)، عوامل ایجادکنندهٔ ارزش را به چهار دسته تقسیم‌بندی کردند؛ مالی، خریداران، فرآیند کسب‌وکار داخلی و نوآوری‌هایی که منجر به تعیین هفت عامل ایجادکنندهٔ ارزش، یعنی: بازدهی سرمایه، حساب‌های دریافتنی، هزینه‌های عملیاتی، رضایت مشتری، بازنگری کمتر، روحیهٔ کارکنان و نظام پیشنهادها می‌گردد. «شرکت مشاورهٔ ال.ای.ک»[3] (۱۹۹۸)، عوامل ایجادکنندهٔ ارزش را در قالب سه گروه عوامل رشد، عوامل بهره‌وری و عوامل مالی تقسیم‌بندی کرده و این پیشنهاد را ارائه نمود که مدیران شرکت با تمرکز بر این سه دستهٔ عوامل ایجادکنندهٔ ارزش، قادر خواهند بود تا فعالیت‌های خاصی را که باعث اثرگذاری بر روی عملکرد شرکت در هر منطقه می‌شوند را اولویت‌بندی نمایند. «چرمنیخ»[4] (۲۰۰۰) در مطالعهٔ خود درمورد بهبود ارزش شرکت به‌منظور مدیریت کسب‌وکار، عوامل ایجادکنندهٔ ارزش شرکت را به سه گروه عوامل داخلی و خارجی، عوامل کمّی و کیفی و عوامل مالی و غیرمالی تقسیم‌بندی نمود.

«ایتنر» و «لارسکر»[5] (۲۰۰۱) با استفاده از چشم‌انداز مبتنی‌بر ارزش، سعی کردند عوامل مؤثر بر عملکرد شرکت‌ها را شناسایی کنند. آن‌ها با توجه به درجهٔ اهمیت، دسته‌بندی زیر را درمورد عوامل مؤثر بر ارزش ارائه دادند: مالی، خریداران، کارکنان، عملیاتی، کیفیت، عرضه، محیط، نوآوری و جامعه. آن‌ها همچنین اهمیت نسبی این عوامل را در چهار بُعد مختلف استراتژیک شرکت شامل: ابعاد انعطاف‌پذیری، نوآوری، ثبات بازار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بررسی نمودند و به این نتیجه رسیدند که استراتژی‌های مختلف باعث تفاوت در اهمیت نسبی عوامل مختلف مؤثر در ارزش شرکت می‌شوند.

«مورین» و «جرل»[6] (۲۰۰۱) یک چارچوب مدیریت مبتنی‌بر ارزش را طراحی کردند که تمام موضوعات استراتژیک، مالی و حاکمیت شرکتی را برای شناسایی عوامل مؤثر بر ارزش شرکت، در کنار هم قرار می‌داد. درنهایت، چارچوب مذکور با ادغام و یکی کردن موضوعات یادشده، عوامل مؤثر بر ارزش شرکت را در دو سطح طبقه‌بندی می‌نمود؛ سطح یک، شامل جریانات نقدی و هزینه سرمایه است و سطح دو، شامل بازده، نرخ رشد، سرمایه(که تعیین‌کنندهٔ جریان نقد است) و ریسک (که تعیین‌کنندهٔ هزینهٔ سرمایه است) می‌باشد.

به عقیدهٔ «آکالو»[7] (۲۰۰۲)، مسأله اساسی در شناسایی عوامل مؤثر بر ارزش شرکت، شناخت میزان تأثیرگذاری این عوامل در فرآیند خلق جریانات نقد آزاد می‌باشد. او در مطالعهٔ خود متغیرهای فروش، هزینهٔ عملیاتی، هزینه‌های بهره، مالیات بر درآمد، هزینه‌های ثابت سرمایه‌گذاری، هزینه‌های سرمایه‌گذاری جایگزین و سرمایهٔ در گردش خالص را به‌عنوان عوامل اولیهٔ مؤثر در ارزش شرکت وارد مدل کرد و به این نتیجه رسید که سه عامل هزینهٔ سرمایه‌گذاری، مالیات بر درآمد و سرمایهٔ در گردش مهم‌ترین عوامل مؤثر در ارزش شرکت می‌باشند.

---

1. Turner
2. Kaplan and Norton
3. L.E.K Consulting
4. Cheremnikh
5. Ittner & Larcker
6. Morin & Jarrell
7. Akalu

«خاویر» و «وینولس»[1] (۲۰۰۳) رویکرد جدیدی برای ارزش‌گذاری شرکت‌ها با عنوان: «رویکرد ارزش‌افزودهٔ مالی و اقتصادی»[2] معرفی نمودند که از ادغام روش‌های ارزش‌گذاری تنزیل جریانات نقدی، ارزش‌افزودهٔ اقتصادی و ارزش فعلی تعدیل‌شده به‌دست می‌آید. رویکرد ارزش‌افزودهٔ مالی و اقتصادی، عوامل مؤثر بر ارزش شرکت را در قالب عوامل هشت‌گانه (کل سرمایه‌گذاری انجام شده در شرکت، ارزش‌افزودهٔ عملیات جاری شرکت، عامل حق امتیاز[3] از سرمایه‌گذاری‌های جدید، مزایای مالیاتی بدهی موجود، مزایای مالیاتی فرصت‌های رشد، هزینهٔ ورشکستگی بدهی فعلی، هزینهٔ ورشکستگی بدهی جدید، میزان بدهی جاری) تقسیم‌بندی کرده و میزان اثرگذاری هر یک از عوامل را در تعیین ارزش شرکت به‌طور دقیق مشخص می‌نماید.

«کیم»[4] (۲۰۰۴) یک مدل تجربی را برای شناسایی عوامل استراتژیک و با اهمیت «مدیریت مبتنی‌بر ارزش»[5] پیشنهاد نمود. با توجه به این‌که «ارزش» یک ماهیت کاملاً انتزاعی دارد، مدیران شرکت نیازمند شناخت معیارهای دقیقی جهت تعیین عوامل اثرگذار بر ارزش شرکت می‌باشند. مدل پیشنهاد شده توسط کیم از متغیرهای مالی رایج و تغییرات آن‌ها به‌عنوان داده‌های ورودی به‌منظور تولید ارزش‌افزودهٔ اقتصادی استفاده می‌نماید. علاوه‌بر این، مدل پیشنهادی از تکنیک هوش مصنوعی که یک ماهیت غیر پارامتریک دارد، برای دستیابی به یک ارتباط پویا بین متغیرهای ورودی و خروجی مدل استفاده می‌کند. مشاهدات پژوهش مذکور نشان‌داد که این مدل قادر به شناسایی مجموعه‌ای از عوامل استراتژیک مؤثر بر ارزش شرکت‌ها است که به‌طور مستقیم با ارزش‌افزودهٔ اقتصادی شرکت‌ها در ارتباط است. به‌طور خاص، دو عامل هزینهٔ سرمایه و اندازهٔ آن مهم‌ترین عوامل ایجادکنندهٔ ارزش برای شرکت هستند.

«کاکاتی»[6] (۲۰۰۵) تلاش نمود عواملی را که بر روند ارزش‌گذاری سهام اثرگذار هستند، شناسایی نماید. او دریافت که اگرچه ارزش سهام به برخی از عوامل رایج واکنش نشان می‌دهد، اما به‌نظر می‌رسد که این واکنش بیشتر در ارتباط با عوامل خاصی نظیر: نسبت قیمت به درآمد، بازده دارایی‌های خالص، درآمد هر سهم، رشد فروش، سود تقسیم‌شده هر سهم و پیش‌بینی تحلیل‌گران مالی می‌باشد؛ به‌عبارت دیگر، بیشترین تأثیر را در فرآیند ارزش‌گذاری سهام عوامل مالی دارند و سایر عوامل غیرمالی، صنعتی و اقتصادی، دارای اثرات کمتری در فرآیند ارزش‌گذاری سهام می‌باشند؛ با این‌حال، کاکاتی بیان نمود که استفاده از تعداد زیادی از عوامل در مدل، باعث عملکرد بهتر سهام نمی‌شود.

«گروس»[7] (۲۰۰۶) در مطالعهٔ خود، اثرات متغیرهای ترکیب کسب‌وکار، ساختار شعبه، بهره‌وری هزینه و قابلیت‌های ریسک را به‌عنوان عوامل بالقوهٔ مؤثر در ایجاد ارزش شرکت مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که دو عامل بهره‌وری هزینه و قابلیت‌های ریسک دو عامل ضروری در ایجاد ارزش هستند، درحالی‌که نتایج این پژوهش درمورد ترکیب تجارت و ساختار شعبه مبهم می‌باشد.

به عقیدهٔ «کرای»[8] (۲۰۰۶) درحال حاضر محیط کسب و کار صرفاً درمورد بقاء نیست، بلکه در مورد تمرکز بر ارزش و ایجاد آن می‌باشد. کرای در مطالعات خود ۲۶عامل مؤثر در ایجاد ارزش را شناسایی نمود، اما معمولاً

---

1. Xavier & Vinolas
2. Financial and Economic value added
3. Franchise factor
4. Kim
5. Value-based management
6. Kakati
7. Gross
8. Kraai

کمتر از ۱۰مورد در هر کسب و کار ضروری هستند. ۱۰مورد از رایج‌ترین عوامل مؤثر در ایجاد ارزش عبارتنداز: عمق مدیریت[1]، تنوع مشتری، فعالیت و درگیر بودن مالک شرکت در فرآیند مدیریت شرکت، رقابت، رضایت مشتری، سرمایهٔ انسانی، تاریخ مالی، کارآیی عملیاتی، ثبات درآمد و رعایت اخلاق حرفه‌ای در سازمان.

«دامودارن»[2] (۲۰۰۶) در مطالعهٔ خود بیشتر برروی ویژگی‌های فردی شرکت مانند جریانات نقدی، نرخ رشد انتظاری و نرخ تنزیل به‌عنوان با اهمیت‌ترین عوامل مؤثر بر ارزش هر شرکت تأکید دارد. به عقیدهٔ او، از آنجا که ارزش‌گذاری سهام ازطریق رویکرد ارزش‌گذاری ضرایب[3]، رایج‌ترین رویکرد در بین تحلیل‌گران است، بنابراین عوامل بنیادی رویکرد ارزش‌گذاری ضرایب به‌صورت گسترده در ایجاد و یا مدیریت ارزش شرکت‌ها مورداستفاده قرار خواهد گرفت. عوامل بنیادی رویکرد ارزش‌گذاری ضرایب که به‌صورت گسترده توسط تحلیل‌گران مورداستفاده قرار گرفته است، عبارتنداز: نرخ رشد انتظاری، نسبت پرداخت سود، ریسک، بازده سهام و حاشیهٔ سود خالص.

به عقیدهٔ «کازلونسکین» و «کریستوسکس»[4] (۲۰۰۸) طبقه‌بندی عوامل مؤثر بر ارزش شرکت باعث تجزیهٔ ارزش شرکت برآورد شده ازطریق رویکرد تنزیل جریانات نقدی آتی می‌شود؛ زیرا تمام عوامل مؤثر بر ارزش شرکت در نرخ‌های جریانات نقدی آتی و نرخ تنزیل منعکس شده است. آن‌ها عوامل مؤثر بر ارزش شرکت را در پنج سطح طبقه‌بندی نمودند و پیشنهاد کردند که اثرات عوامل مؤثر بر ارزش شرکت را ازطریق یک رویکرد یکپارچه تجزیه‌وتحلیل عامل اقتصادی تعیین نمایند. «بوید»[5] (۲۰۱۰) براساس تجارب گذشتهٔ خود در زمینهٔ ارائه مشاوره به متخصصین حوزهٔ ارزش‌گذاری، شش عامل کلیدی مؤثر بر ارزش را که در اکثر شرکت‌های تجاری رایج است شناسایی کرده است؛ این عوامل عبارتنداز: تیم مدیریتی، سیستم عملیاتی، مشتری مداری، امکانات و تجهیزات، استراتژی رشد و کنترل‌های مالی. به عقیدهٔ بوید، تمرکز کردن برروی توسعه و ارتقای هر یک از این عوامل به ایجاد ارزش برای شرکت خواهد انجامید. «چاندرا»[6] (۲۰۱۱) اهرم‌های مالی مهمی را که برای یک شرکت جهت مدیریت و خلق ارزش در دسترس است را در قالب مفهوم هشت‌ضلعی ارزش[7] ارائه نموده است؛ این عوامل عبارتنداز: استراتژی و مدل کسب‌وکار، تخصیص سرمایه، تصمیمات استراتژیک مالی، تشکیلات سازمانی، مدیریت هزینه، مدیریت ریسک شرکتی، ادغام/ خرید/ بازسازی و حاکمیت شرکتی.

«چانگ» و «هیوز»[8] (۲۰۱۲) با تمرکز بر روی مهارت‌های نوآورانه شرکت‌های کوچک و متوسط به‌عنوان عاملی که تأثیر مثبت برروی عملکرد شرکت خواهد داشت، بیان نمودند که عملکرد شرکت با نوآوری مرتبط است که خود این عامل نیز به‌نحوی با سایر عوامل مؤثر بر ارزش مانند ساختار سازمانی و سبک رهبری در ارتباط می‌باشد. «الحارس» و همکاران[9] (۲۰۱۲) به‌صورت تجربی به بررسی ارزش مرتبط با درآمدها، ارزش دفتری و سودهای تقسیمی در یک بازار سرمایهٔ نوظهور پرداختند و گزارش دادند که ارزش دفتری و درآمدها دو مؤلفهٔ

---

1. Management depth
2. Damodaran
3. Multiples approach
4. Kazlauskiene & Christauskas
5. Boyd
6. Chandra
7. Value octagon
8. Chang & Hughes
9. Al-Hares et al.

مهمی هستند که نقش با اهمیتی را در بهبود و ارتقای ارزش شرکت ایفا می‌کنند. در جدول ۱ خلاصهٔ نظریات محققان مختلف درخصوص عوامل مؤثر بر ارزش شرکت آورده شده است.

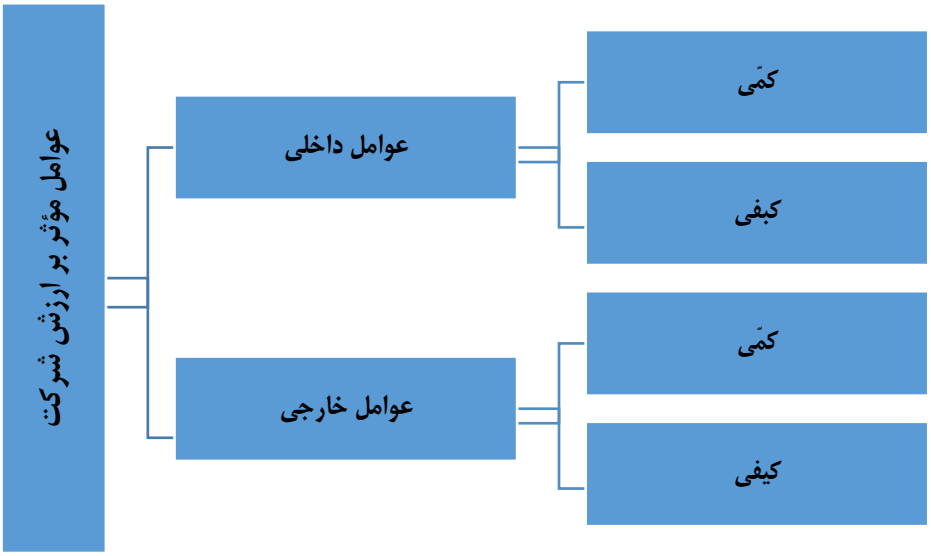
جدول ۱. خلاصهٔ نظریات محققان در خصوص عوامل مؤثر بر ارزش شرکت

Table 1. Summary of researchers' opinions about factors affecting company value

پژوهشگران	مهم‌ترین عوامل مؤثر بر ارزش شرکت
رول و کوون (۱۹۹۰)	حاشیه سود عملیاتی، سرمایه در گردش خالص، نرخ رشد فروش، سرمایه‌گذاری ثابت خالص و هزینهٔ سرمایه
مایلز و پرینت (۱۹۹۵)، اسکارلت (۱۹۹۷)، راپاپورت (۱۹۹۸) و بلک و رایت (۲۰۰۱)	تغییر در فروش، حاشیهٔ سود عملیاتی، نرخ مالیات، سرمایهٔ در گردش، مخارج سرمایه، هزینه‌های سرمایه و دورهٔ مزیت رقابتی
ترنر (۱۹۹۸)	تغییر در فروش، حاشیهٔ سود عملیاتی، نرخ مالیات، سرمایهٔ در گردش، مخارج سرمایه، هزینه‌های سرمایه، دورهٔ مزیت رقابتی، بازدهی سرمایه
شرکت مشاوره ال.ای.ک (۱۹۹۸)	عوامل رشد، عوامل بهره‌وری و عوامل مالی
چرمنیخ (۲۰۰۰)	عوامل داخلی و خارجی، عوامل کمّی و کیفی و عوامل مالی و غیرمالی
ایتنر و لارسکر (۲۰۰۱)	عوامل مالی، خریداران، کارکنان، عملیاتی، کیفیت، عرضه، محیط، نوآوری و جامعه.
مورین و جرل (۲۰۰۱)	– سطح یک شامل جریانات نقدی و هزینهٔ سرمایه – سطح دو شامل بازده، نرخ رشد، سرمایه (که تعیین‌کنندهٔ جریان نقد است) و ریسک (که تعیین‌کنندهٔ هزینهٔ سرمایه است).
آکالو (۲۰۰۲)	سه عامل هزینهٔ سرمایه‌گذاری، مالیات بر درآمد و سرمایهٔ در گردش مهم‌ترین عوامل مؤثر در ارزش شرکت می‌باشند.
خاویر و وینولس (۲۰۰۳)	کل سرمایه‌گذاری انجام شده در شرکت، ارزش‌افزودهٔ عملیات جاری شرکت، عامل حق امتیاز از سرمایه‌گذاری‌های جدید، مزایای مالیاتی بدهی موجود، مزایای مالیاتی فرصت‌های رشد، هزینهٔ ورشکستگی بدهی فعلی، هزینهٔ ورشکستگی بدهی جدید، میزان بدهی جاری.
کیم (۲۰۰۴)	هزینهٔ سرمایه و لندازهٔ آن مهم‌ترین عوامل ایجادکنندهٔ ارزش برای شرکت هستند.
کاکاتی (۲۰۰۵)	نسبت قیمت به درآمد، بازده دارایی‌های خالص، درآمد هر سهم، رشد فروش، سود تقسیم‌شدهٔ هر سهم و پیش‌بینی تحلیل‌گران مالی.
گروس (۲۰۰۶)	دو عامل بهره‌وری هزینه و قابلیت‌های ریسک، دو عامل ضروری در ایجاد ارزش هستند.
کرای (۲۰۰۶)	عمق مدیریت، تنوع مشتری، فعالیت و درگیر بودن مالک شرکت در فرآیند مدیریت شرکت، رقابت، رضایت مشتری، سرمایهٔ انسانی، تاریخ مالی، کارآیی عملیاتی، ثبات درآمد و رعایت اخلاق حرفه‌ای در سازمان.
داموداران (۲۰۰۶)	نرخ رشد انتظاری، نسبت پرداخت سود، ریسک، بازده سهام و حاشیهٔ سود خالص.
کازلونسکین و کریستوسکس (۲۰۰۸)	نرخ جریانات نقدی آتی و نرخ تنزیل
بوید (۲۰۱۰)	تیم مدیریتی، سیستم عملیاتی، مشتری مداری، امکانات و تجهیزات، استراتژی رشد و کنترل‌های مالی.
چاندرا (۲۰۱۱)	استراتژی و مدل کسب‌وکار، تخصیص سرمایه، تصمیمات استراتژیک مالی، تشکیلات سازمانی، مدیریت هزینه، مدیریت ریسک شرکتی، ادغام/ خرید/ بازسازی و حاکمیت شرکتی.
چانگ و هیوز (۲۰۱۲)	مهارت‌های نوآورانه، ساختار سازمانی و سبک رهبری
الحارس و همکاران (۲۰۱۲)	ارزش دفتری و درآمدها

مأخذ: گردآوری محققان.

با توجه به مطالب یاد شـــده در بالا، می‌توان گفت بســـیاری از محققان تلاش نموده‌اند تا عوامل ایجادکنندهٔ ارزش را شـناسـایی کنند؛ با این‌وجود، هیچ رویکرد واحدی در رابطه با این عوامل و طبقه‌بندی آن وجود ندارد. در این پژوهش عوامل مؤثر بر ارزش به‌شرح زیر طبقه‌بندی شده است:



شکل ۱. تقسیم‌بندی عوامل مؤثر بر ارزش شرکت
Fig. 1. Classification of factors affecting company value

یکی از عوامل خارجی که می‌تواند بر ارزش شـرکت‌های فعال در صـنایع مختلف بورسـی اثرگذار باشـد، تکانهٔ نرخ بهره است؛ به‌همین‌منظور، در این پژوهش سعی‌شده است تا اثرات تکانهٔ نرخ بهره به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل خارجی اثرگذار بر ارزش شـرکت‌های فعال در صـنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران موردبررسـی قرار گیرد.

۳-۲. سازوکار اثرگذاری نرخ بهره بر ارزش شرکت

تغییرات در نرخ بهره معمولاً از راه‌های مختلف باعث اثرگذاری بر ارزش شـــرکت‌های فعال در بازار ســـرمایه می‌شـــود؛ بااین‌حال، در این بخش از پژوهش ســـازوکار اثرگذاری نرخ بهره بر ارزش شـــرکت‌های فعال در بازار ســـرمایه ازطریق الگوی جریانات نقدی تنزیل‌شـــده[1] و همچنین Q توبین به‌عنوان معیاری جهت ارزش‌گذاری شرکت‌ها، تشریح می‌شود.

براسـاس مدل جریانات نقدی تنزیل‌شـده، قیمت سـهام یک شـرکت برابر اسـت با ارزش حال خالص جریانات نقدی انتظاری در آینده. در این‌راستا، تغییرات رفتاری متغیر نرخ بهره با اثرگذاری بر نرخ تنزیل فعالان اقتصادی و همچنین انتظارات فعالان اقتصـادی در رابطه با فعالیت‌های اقتصـادی در آینده، نقش مهمی را در تعیین سـطح قیمت‌های ســـهام شـــرکت‌ها ایفا می‌کند. افزایش نرخ بهره منجر به افزایش نرخ تنزیل جریانات نقدی انتظاری

[1]. Discounted cash flow model

شرکت شده و هم‌چنین با شکل‌گیری انتظارات کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی در آینده، باعث کاهش سطح قیمت سهام شرکت‌ها خواهد شد. بالعکس، کاهش سطوح نرخ بهره می‌تواند به‌عنوان سیگنالی برای بهبود وضعیت اقتصادی در آینده و افزایش سطح درآمدهای آتی شرکت تلقی شود و از این‌طریق باعث افزایش قیمت سهام شرکت گردد. مدل ارزش‌گذاری تنزیل جریانات نقدی، بینش مفیدی را در رابطه با سازوکار اثرگذاری متغیر نرخ بهره برروی بازده سهام شرکت‌ها ارائه می‌نماید.

در رابطهٔ (۱) قیمت سهام شرکت و یا به‌عبارت‌دیگر ارزش سهام شرکت (V_t) برابر با ارزش حال انتظاری سودهای تقسیمی مورد انتظار در آینده $E_t\left[\sum_{j=1}^{s}\left(\frac{1}{1+R}\right)^j D_{t+j}\right]$ به‌علاوه ارزش حال انتظاری ارزش شرکت در آینده $E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^s V_{t+s}\right]$ است. با فرض ثابت بودن نرخ تنزیل (R) می‌توان نوشت:

رابطهٔ (۱)

$$V_t=E_t\left[\sum_{j=1}^{s}\left(\frac{1}{1+R}\right)^j D_{t+j}\right]+E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^s V_{t+s}\right]$$

در این رابطه E_t بیانگر عملگر انتظارات شرطی براساس اطلاعات در دسترس فعالان بازار در زمان t، R، حداقل نرخ بازده موردانتظار فعالان بازار و S، افق زمانی سرمایه‌گذار (مدت‌زمان نگه‌داری سهام شرکت) می‌باشد.

با فرض عدم وجود حباب‌های غیرمنطقی در قیمت سهام، می‌توان مشاهده کرد که با افزایش افق زمانی سرمایه‌گذار (S)، سمت راست رابطهٔ (۱) به‌سمت صفر میل می‌نماید.

رابطهٔ (۲)

$$\lim_{s\to\infty} E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^s V_{t+s}\right]=0$$

درنهایت رابطهٔ (۱) را می‌توان به‌شکل زیر نوشت:

رابطهٔ (۳)

$$V_t=E_t\left[\sum_{j=1}^{s}\left(\frac{1}{1+R}\right)^j D_{t+j}\right]$$

رابطهٔ (۳) نشان می‌دهد که تغییر نرخ بازده موردانتظار فعالان بازار سرمایه که معلول تغییرات رفتاری متغیر نرخ بهره است، به‌طور مستقیم بر بازده سهام شرکت اثر می‌گذارد. افزایش سطوح نرخ بهره و به‌بیان‌دیگر افزایش نرخ بازده موردانتظار فعالان بازار، باعث کاهش جریانات نقدی آتی شرکت شده و درنتیجه قیمت سهام شرکت را کاهش خواهد داد؛ این موضوع برمبنای دو فرض اساسی استوار می‌باشد؛ اولاً عامل تنزیل مورداستفادهٔ فعالان بازار، به‌طورکلی با نرخ‌های بهره بازار مرتبط است، و ثانیاً، بانک مرکزی قادر به اثرگذاری بر نرخ بهره می‌باشد؛ همچنین، کاهش سطوح نرخ بهره ازطریق اثرگذاری برروی جریانات نقدی آتی موردانتظار، به‌طور غیرمستقیم برروی ارزش سهام شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد؛ به‌گونه‌ای که کاهش سطوح نرخ بهره می‌تواند باعث شکل‌گیری انتظارات مثبت فعالان اقتصادی درمورد افزایش سطح کلی فعالیت‌های اقتصادی شده و در نتیجه منجر به افزایش قیمت سهام شرکت‌ها ازطریق افزایش در جریانات نقدی موردانتظار در آینده خواهد شد.

همچنین، جهت توضیح سازوکار اثرگذاری نرخ بهره بر ارزش شرکت‌های فعال در بازار سرمایه می‌توان از نسبت Q توبین استفاده نمود که در بسیاری از مطالعات تجربی به‌عنوان معیاری جهت ارزش‌گذاری شرکت‌ها

مورداستفاده قرار گرفته است؛ اگر Q توبین را به عنوان معیاری از ارزش شرکت، نسبت بین ارزش بازار دارایی‌های شـــرکت و ارزش جایگزینی دارایی‌های[1] آن تعریف نماییم، آن‌گاه مطابق با این تعریف، ارزش بازار دارایی‌های شـــرکت ازطریق جمع جبری ارزش بازار ســـهام شـــرکت[2] (MVS) و ارزش بازار بدهی‌های شـــرکت[3] (MVD) محاسـبه می‌گردد؛ به‌عبارت‌دیگر، ارزش بازار دارایی‌های شـرکت برابر اسـت با سـرمایهٔ متعلق به خود شـرکت به اضـافهٔ سـرمایهٔ سـرمایه‌گذاران بیرونی. ارزش جایگزینی دارایی‌های شـرکت[4] (RVA) نیز برابر اسـت با هزینه‌های مالی موردنیاز جهت راه‌اندازی ظرفیت تولید کنونی شرکت با تکنولوژی موجود (لیندنبرگ و رز[5]، ۱۹۸۱).

بنابراین، Q توبین را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

رابطهٔ (۴)

$$Q = \frac{MVS + MVD}{RVA}$$

حال، تغییرات رفتاری نرخ بهره از یکسو باعث تغییر در قیمت سهام شرکت‌ها خواهد شد که این خود می‌تواند باعث تغییر ارزش بازار سـهام شـرکت‌ها (MVS) شـده و لذا Q توبین را دسـتخوش تغییر نماید؛ ازسـوی دیگر، با تغییر نرخ بهره، ارزش بازار بدهی‌های شـرکت (MVD) و همچنین ارزش جایگزینی دارایی‌های شـرکت (RVA) نیز تغییر خواهد کرد که این موضـوع نیز می‌تواند Q توبین که معیاری برای ارزش شـرکت می‌باشـد را تغییر دهد. تغییرات نرخ بهره، همچنین ازطریق تغییراتی که در ظرفیت عایدات بنگاه ایجاد می‌کند قادر به تغییر هر یک از اجزای Q توبین بوده و این امر می‌تواند تغییرات اساسی در ارزش شرکت‌های فعال در بازار سرمایه ایجاد نماید.

٤-۲. پیشینهٔ پژوهش

بررسی مطالعات داخلی و همچنین مطالعات خارجی مرتبط با موضوع پژوهش پیش‌رو بیانگر آن است که در زمینهٔ بررسی اثرات نرخ بهره در بازار سرمایه و به‌طور خاص بازار سهام مطالعات متعددی انجام شده است که هر یک از مطالعات ســازوکار اثرگذاری نرخ بهره بر متغیرهایی نظیر قیمت و بازده ســهام شــرکت‌ها، تصــمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، شاخص سهام و سایر متغیرهای مرتبط با این بازار را مورد بررسی و تجزیه‌وتحلیل قرار داده‌اند؛ اما مطالعه‌ای که آثار تکانه‌های نرخ بهره را بر ارزش صنایع فعال در این بازار مورد بررسی قرار داده باشد؛ انجام نشده و از این‌لحاظ موضوع پژوهش حاضر موضوع جدیدی به‌شمار می‌آید؛ درعین‌حال، یکی از تفاوت‌های پژوهش حاضـر در مقایسـه با سـایر مطالعات انجام‌شـده در این‌زمینه، در نوع روش به‌کاررفته در آن اسـت؛ تاکنون مطالعه‌ای با به‌کارگیری الگوی پارامتر قابل‌تغییر طی زمان با عوامل تعدیل‌شـده خود بازگشـت برداری به بررسـی اثرات نرخ بهره در بازار سرمایه نپرداخته است و قریب به‌اتفاق مطالعات انجام‌شده جهت بررسی اثرات متغیرهای اقتصادی در بازار سرمایه از الگوهایی استفاده کرده‌اند که در آن ضرایب پارامترهای مدل در گذر زمان ثابت فرض شــده که این موضــوع یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های متغیرهای اقتصــادی در ایران که همانا دارا بودن تغییرات

---

1. Replacement value of the assets
2. Market value of the shares
3. Market value of the debts
4. Replacement value of the assets
5. Lindenberg & Ross

سیکلی و شکست‌های ساختاری است را درنظر نگرفته است؛ عدم توجه به این مسأله می‌تواند اعتبار یافته‌های مطالعات انجام‌شده در این‌زمینه را خدشه‌دار نماید.

حال با توجه به موارد یاد شده، در این بخش برخی از مطالعاتی که در زمینهٔ اثرات نرخ بهره در بازار سرمایه صورت گرفته و ارتباط نزدیک‌تری با موضوع این پژوهش دارد، مورد اشاره قرار می‌گیرد.

«گو» و همکاران[1] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای پس از کنترل عوامل مختلف اقتصاد کلان، تأثیر تغییرات نرخ بهره بر بازده سهام در طول زمان در کشور چین را مورد بررسی قرار دادند؛ براساس نتایج حاصل از این پژوهش، واکنش بازده سهام به شوک‌های نرخ بهره در گذر زمان متفاوت است؛ اگرچه به‌طور متوسط شوک‌های نرخ بهره بر بازده قیمت سهام تأثیر منفی می‌گذارد، اما به‌دنبال یک الگوی پویا متغیر طی زمان، در نقاط اوج بازار، شوک‌های نرخ بهره اثرات مثبت غیرعادی بر بازده سهام دارند؛ همچنین، در طول دوره‌های توسعهٔ اقتصادی، افزایش نرخ بهره نمی‌تواند رشد قیمت سهام را مهار کند.

«موسی» و «دلهومی»[2] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی واکنش بازده شاخص قیمت سهام در بازارهای سهام ۵ کشور منطقهٔ خاورمیانه و شمال آفریقا نسبت به تغییرات نرخ بهره پرداختند؛ نتایج پژوهش آن‌ها نشان‌داد که بازده شاخص قیمت سهام نسبت به تغییرات عوامل بنیادین در اقتصاد نظیر نرخ بهره حساسیت بالایی دارد و واکنش برخی از شاخص‌های سهام نسبت به شوک‌های منفی و مثبت نرخ‌های بهره بیشتر از سایر شاخص‌های سهام بوده است؛ همچنین بررسی اثرات نامتقارن نرخ‌های بهره در بازار سهام بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت نوعی عدم تقارن در اثرگذاری نرخ بهره بر شاخص قیمت سهام وجود دارد؛ اما این عدم تقارن در بلندمدت برقرار نیست.

«آسیدو» و همکاران[3] (۲۰۲۰) در مطالعهٔ خود به بررسی پویایی‌های عملکرد بازار سهام نسبت به کل‌های پولی[4] در ۱۰کشور آفریقایی پرداختند؛ براساس نتایج این پژوهش، عملکرد بازار سهام نسبت به تغییرات نرخ‌های بهره، واکنش منفی نشان می‌دهد و هرچه سطح باز بودن مالی کشورها بیشتر باشد، اثرگذاری نرخ‌های بهره بر عملکرد بازار سهام بیشتر خواهد بود.

«پالازو» و «یامارتی»[5] (۲۰۲۰) به بررسی ارتباط بین شوک‌های غیرمنتظرهٔ نرخ بهره و میزان ریسک اعتباری شرکت‌ها در بازار سرمایه پرداختند؛ نتایج حاصل از پژوهش فوق بیانگر یک رابطهٔ مثبت و معنادار بین شوک‌های نرخ بهره و میزان ریسک اعتباری شرکت‌ها در بازار سرمایه است و با افزایش نرخ بهره مؤلفه‌های زیان مورد انتظار و همچنین حق بیمهٔ ریسک افزایش‌یافته و این موضوع عامل مهمی در میزان واکنش شرکت‌ها به شوک‌های نرخ بهره می‌باشد؛ همچنین مطابق با نتایج این پژوهش، واکنش شرکت به شوک‌های نرخ بهره به یک شکل نبوده و متناسب با ریسک اعتباری شرکت‌ها، واکنش آن‌ها نسبت به شوک‌های نرخ بهره متفاوت خواهد بود.

---

1. Gu et al.
2. Moussa & Delhoumi
3. Asiedu
4. Monetary aggregates
5. Palazzo & Yamarthy

«آصفا» و همکاران[1] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی واکنش بازده سهام نسبت به شوک‌های نرخ بهره پرداختند؛ نتایج پژوهش آن‌ها بیانگر آن است که مطابق با فرضیهٔ جریان نقدی موردانتظار[2] در اقتصادهای توسعه‌یافته برخلاف اقتصادهای درحال‌توسعه، واکنش بازده سهام نسبت به تکانه‌های نرخ بهره به‌طور معناداری بیشتر بوده است؛ این تفاوت در میزان اثرپذیری را می‌توان تا حدودی به سیاست‌های پولی متفاوت و درعین‌حال بازارهای سرمایهٔ توسعه‌یافته‌تر و بالغ‌تر در اقتصادهای توسعه‌یافته نسبت داد.

«زین‌الدینی» و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعهٔ خود به این نتیجه دست‌یافتند که در دهک‌های درآمدی اول، دوم و سوم رابطهٔ منفی و معنی‌داری بین تکانهٔ نرخ بهره و شاخص کل قیمت سهام وجود دارد و در صورت افزایش نرخ بهرهٔ هزینه فرصت نگه‌داری پول افزایش یافته و درنتیجه منجر به سقوط قیمت سهام می‌گردد؛ لذا تغییر در قیمت نرخ بهرهٔ قیمت دارایی‌ها ازجمله سهام را در جهت مخالف حرکت می‌دهد.

«محمدی» و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای اثرات تغییرات عوامل مؤثر بر ارزش بازار بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از رویکرد پویاشناسی سیستم مورد بررسی قرار دادند؛ نتایج حاصل از پژوهش مذکور بیانگر آن است که در بلندمدت افزایش نرخ بهره به‌صورت معکوس بر ارزش بازار سرمایه تأثیر می‌گذارد؛ به‌گونه‌ای که افزایش و کاهش ۱۰٪ در نرخ بهره به‌ترتیب موجب کاهش ۲۷٪ و افزایش ۴۴٪ در مقدار ارزش بازار سرمایه می‌شود.

«ورهرامی» و «عباسقلی‌نژاد اسبقی» (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای تأثیر متغیرهای خُرد و کلان پولی بر شاخص قیمت سهام ۱۲گروه شرکتی فعال‌تر در بازار بورس اوراق بهادار با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا مورد بررسی قرار دادند؛ نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها بیانگر آن است که یکی از متغیرهای اثرگذار بر شاخص قیمت سهام نرخ بهرهٔ بانکی است و شاخص قیمت سهام به تغییرات نرخ بهرهٔ بانکی واکنش منفی نشان می‌دهد؛ به‌طوری‌که ۱٪ افزایش در نرخ بهرهٔ بانکی، شاخص قیمت سهام را به‌اندازهٔ ۰.۸۲۶۱٪ کاهش می‌دهد.

«فراهانی» و همکاران (۱۳۹۷) اثرات شوک نرخ بهره بر متغیرهای کلان اقتصادی را در قالب الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم‌یافته (FAVAR) مورد ارزیابی قرار دادند؛ نتایج حاصل از این پژوهش در زمینهٔ واکنش کانال‌های اصلی اقتصاد ایران نسبت به یک انحراف معیار شوک نرخ بهرهٔ مرجع سایه‌ای از دو جنبهٔ ملندگاری اثر و دورهٔ اثرگذاری بیانگر آن است که کلنال بازار سرمایه با ۰.۴٪ انحراف از میانگین بیشترین اثرگذاری را داراست.

«بدری» و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعهٔ خود به بررسی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد بازار سرمایهٔ پرداخته و براساس تحلیل رگرسیون به این نتیجه دست‌یافتند که یکی از متغیرهای اثرگذار بر عملکرد بازار سرمایه نرخ بهره است و این متغیر ارتباط مثبتی با ارزش بازار سهام داشته و براساس آزمون علّیت گرنجر، رابطهٔ علّی یک‌طرفه از سمت نرخ بهره به‌سمت ارزش جاری بازار سهام و حجم معاملات بازار سهام وجود دارد؛ ولی هیچ‌گونه رابطهٔ علّی با شاخص بازار سهام وجود ندارد.

---

[1]. Assefa et al.
[2]. The expected cash flow hypothesis

۳. روش تحقیق و تصریح مدل

۳-۱. داده‌های پژوهش

در پژوهش حاضر، به‌منظور بررسی و تجزیه‌وتحلیل اثرات تکانهٔ نرخ بهره بر ارزش شرکت، از بین صنایع مختلف بورسی با توجه به محدودیت‌های موجود نظیر تعداد کم شرکت‌های فعال در برخی از صنایع و همچنین عدم انتشار منظم و پیوستهٔ اطلاعات مالی در بسیاری از شرکت‌ها، تعداد شش صنعت شامل: صنعت مواد و محصولات دارویی، سیمان، آهک و گچ، خودرو و ساخت قطعات، فلزات اساسی، محصولات شیمیایی و صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی با تعداد ۹۶ شرکت فعال در این صنایع انتخاب گردیده است.

نوع داده‌ها به‌صورت سری زمانی فصلی بوده و با توجه به آن‌که اطلاعات فعالیت‌های مالی شرکت‌های بورسی تا قبل از سال ۱۳۹۰ به‌صورت پیوسته در دسترس نیست و اطلاعات مربوطه از سال ۱۳۹۰ به‌بعد به‌طور مرتب و پیوسته انتشار یافته است، به‌همین‌منظور از داده‌های سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ متغیرهای نرخ رشد ارزش شرکت (RQ)، نرخ رشد شاخص متغیرهای داخلی صنایع (RIVI)، نرخ رشد نقدینگی (RM)، نرخ بهرهٔ حقیقی (R)، نرخ رشد مخارج دولت (RG)، رشد نرخ ارز حقیقی (REX)، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (RGDP) و نرخ تورم (شاخص قیمت مصرف‌کننده (INF)) به‌صورت فصلی استفاده شده است.

۳-۲. نحوهٔ ساخت شاخص ارزش صنایع

برای ساخت شاخص ارزش صنایع، ابتدا برای هر یک از شرکت‌های فعال در صنایع منتخب q توبین به‌عنوان شاخص ارزش شرکت در هر یک از صنایع مربوطه محاسبه شده است؛ نحوهٔ محاسبهٔ آن در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. نحوهٔ ساخت ارزش هر یک از شرکت‌های فعال در صنایع منتخب

Table 2. How to build the value of each of the active companies in the selected industries

ارزش شرکت	$q_{ijt} = \frac{MVS_{ijt} + MVD_{ijt}}{RVA_{ijt}}$
ارزش بازار سهام شرکت: میانگین قیمت پایانی کل معاملات هر فصل*تعداد سهام	MVS_{ijt}
ارزش بدهی‌های شرکت	$MVD_{ijt} = AVCL_{ijt} + AVLTD_{ijt} - AVCA_{ijt}$
ارزش بدهی‌های جاری شرکت	AVCL_{ijt}
ارزش بدهی‌های بلندمدت شرکت	$AVLTD_{ijt}$
ارزش دارایی‌های جاری شرکت	$AVCA_{ijt}$
ارزش جایگزینی دارایی‌های شرکت (کل دارایی‌های شرکت)	RVA_{ijt}

بعد از استخراج شاخص ارزش برای هر یک از شرکت‌های فعال در صنایع منتخب، در مرحلهٔ بعد جهت استخراج شاخص ارزش کل صنعت مربوطه، ابتدا با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی، وزن هر یک از ارزش شرکت‌های فعال در صنعت محاسبه شده، میانگین وزنی ارزش شرکت‌های فعال در صنعت به‌عنوان شاخص ارزش کل صنعت به‌شرح زیر محاسبه می‌شود.

رابطهٔ (۵)

$$Q_{it} = \sum_{i} w_{ijt} \frac{q_{ijt} - q_{ijt-3}}{q_{ijt-3}}$$

در رابطهٔ بالا i معرف هر یک از صنایع، j معرف هر یک از شرکت‌های فعال در صنایع منتخب، q_{ijt} ارزش هر یک از شرکت‌های فعال در صنایع منتخب در زمان t، q_{ijt-3} ارزش هر یک از شرکت‌های فعال در صنایع منتخب در فصل قبل، $\frac{q_{ijt}-q_{ijt-3}}{q_{ijt-3}}$ رشد ارزش هریک از شرکت‌های فعال در صنایع منتخب در زمان t و w_{ij} وزن ارزش هر یک از شرکت‌ها در ارزش کل صنعت مربوطه و Q_{it} معرف متغیر رشد ارزش کل در هر یک از صنایع در زمان t می‌باشد.

۳-۳. نحوهٔ ساخت شاخص متغیرهای داخلی صنایع

برای ساخت شاخص متغیرهای داخلی صنایع، ابتدا با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی (PCA) یک شاخص متغیرهای داخلی برای هر یک از شرکت‌های فعال در صنایع منتخب ساخته شده و در مرحلهٔ بعد شاخص متغیرهای داخلی کل صنعت با استفاده از شاخص‌های ساخته شده برای شرکت‌های فعال در آن صنعت استخراج می‌گردد؛ روش کار بدین‌صورت است که ابتدا برای ساخت شاخص متغیرهای داخلی شرکت‌ها، وزن‌های هریک از متغیرهای داخلی انتخاب شده (جدول ۳) را برای هر یک از شرکت‌ها به‌دست می‌آوریم و براساس وزن‌های محاسبه‌شده برای متغیرهای مذکور، یک شاخص وزنی که نمایندهٔ متغیرهای داخلی هر شرکت است، استخراج می‌شود و بعد از آن‌که شاخص متغیرهای داخلی شرکت‌ها به‌دست می‌آید، یک شاخص وزنی که نمایندهٔ شاخص متغیرهای داخلی کل صنعت مربوطه است، به‌شرح زیر استخراج می‌گردد.

رابطهٔ (۶)

$$ivi_{ijt} = \mathrm{w_{DCR}} * \mathrm{DCR}_{ijt} + \mathrm{w_{DER}} * \mathrm{DER}_{ijt} + \mathrm{w_{ROA}} * \mathrm{ROA}_{ijt} + \mathrm{w_{ROE}} * \mathrm{ROE}_{ijt} + \mathrm{w_{ITR}} * \mathrm{ITR}_{ijt} + \mathrm{w_{ATR}} * \mathrm{ATR}_{ijt} + \mathrm{w_{CR1}} * \mathrm{CR1}_{ijt} + \mathrm{w_{CR2}} * \mathrm{CR2}_{ijt}$$

رابطهٔ (۷)

$$\mathrm{RIVI}_{it} = \sum_{i} W_{ij} \frac{ivi_{ijt} - ivi_{ijt-3}}{ivi_{ijt-3}}$$

در روابط فوق، i معرف هر یک از صنایع منتخب، j معرف هر یک از شرکت‌های فعال در صنایع منتخب و t معرف زمان است.

جدول ۳. متغیرهای مورداستفاده در ساخت شاخص متغیرهای داخلی صنایع[۱]

Table 3. Variables used in the construction of the index of internal variables of industries

نام متغیر		علائم اختصاری
نسبت پوشش بدهی	Debt coverage ratio	DCR
نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	Debt to Equity Ratio	DER
نسبت بازده دارایی‌ها	Return on Assets	ROA
نسبت بازدهی حقوق صاحبان سهام	Return on Equity	ROE
نسبت گردش موجودی انبار	Inventory Turnover Ratio	ITR
نسبت گردش دارایی‌ها	Asset Turnover Ratio	ATR

[۱]. متغیرهای داخلی صنایع براساس نسبت‌های مالی اهرمی (ساختار سرمایه)، سودآوری، فعالیت (کارآیی) و نسبت نقدینگی انتخاب گردیده است.

نسبت جاری	Current Ratio	CR1
نسبت نقدینگی	Cash Ratio	CR2
شاخص متغیر داخلی شرکت	internal variable index(firm)	ivi
شاخص متغیر داخلی صنعت	internal variable index (Industry)	IVI
رشد شاخص متغیر داخلی صنعت	(Industry- internal variable index Growth Rate)	RIVI

٤-٣. مدل‌سازی متغیرهای پژوهش در الگوی TVP_FAVAR

الگوی مورداستفاده برای تجزیه‌وتحلیل اثرات نوسانات نرخ ارز، الگوی سری زمانی و در قالب تکنیک اقتصادسنجی «الگوی پارامتر قابل‌تغییر طی زمان با عوامل تعدیل‌شده خود بازگشت برداری» (TVP-FAVAR[1]) است. رهیافت (TVP-FAVAR) یک مدل سری زمانی است که در آن علاوه‌بر تغییرپذیری پارامترها، ماتریس واریانس شوک‌ها هم در طول زمان تغییر می‌نماید. در ادامه ساختار کلی رهیافت (TVP-FAVAR) به‌طور مختصر تشریح می‌گردد (والنتین[2]، ۲۰۱۹).

فرض کنید y_t برای $t = 1, \dots, T$ یک بردار $S \times 1$ از متغیرهای اقتصاد کلان موجود در مدل باشد که در پژوهش حاضر شامل (نرخ شد ارزش شرکت (RQ)، نرخ رشد شاخص متغیرهای داخلی(RIVI)، نرخ رشد نقدینگی (RM)، نرخ بهره حقیقی (R)، نرخ رشد مخارج دولت (RG)، رشد نرخ ارز حقیقی (REX)، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (RGDP) و نرخ تورم (شاخص قیمت مصرف‌کننده (INF)) است. f_t عوامل فاکتور متغیرهای غیرقابل مشاهده در مدل است. همچنین x_t یک بردار $n \times 1$ از متغیرها برای تخمین متغیرهای غیرقابل مشاهده موجود در مدل است. مدل انتخابی از میان $2^n - 1$ ترکیب احتمالی از x_t می‌باشد. درنهایت فرم کلی رهیافت (TVP-FAVAR) به شکل زیر نوشته می‌شود:

رابطهٔ (۸)

$$x_{i,t} = \lambda^{f}{}_{i,t} f_{i,t} + \lambda^{y}{}_{i,t} y_t + \mu_{i,t}$$

$$\mu_{i,t} \sim \mathcal{N}(O, v_{i,t})$$

که در آن $\lambda^{f}{}_{i,t}$ یک بردار $n \times 1$ از ضرایب عوامل و $\lambda^{y}{}_{i,t}$ یک ماتریس $n \times s$ از ضرایب رگرسیون می‌باشد. باید توجه داشت که رابطهٔ (۸) یک رابطه فضای خطی را نشان می‌دهد که این سیستم با افزوده شدن i رابطه حالت، تبدیل به یک مدل فضا–حالت کامل می‌گردد.

رابطهٔ (۹)

$$\begin{pmatrix} f_{i,t} \\ y_t \end{pmatrix} = B_{i,t,1} \begin{pmatrix} f_{i,t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \cdots + B_{i,t,p} \begin{pmatrix} f_{i,t-P} \\ y_{t-P} \end{pmatrix} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim \mathcal{N}(O, Q_{i,t})$$

[1]. Time Varying Parameters Factor Augmented Vector Autoregressive
[2]. Valentin

در رابطهٔ (۹)، $(B_{i,t,1}, \dots, B_{i,t,p})$ ضـــرایب الگوی پارامتر قابل‌تغییر طی زمان با عوامل تعدیل‌شـــده خود بازگشت برداری است. در رابطهٔ (۹) ضرایب مدل و فاکتورهای درحال بارگذاری از یک فرآیند گام تصادفی به‌شرح زیر پیروی می‌کنند:

رابطهٔ (۱۰)

$$\lambda_{i,t} = \lambda_{i,t-1} + v_{i,t}$$

رابطهٔ (۱۱)

$$B_{i,t} = B_{i,t-1} + \eta_{i,t}$$

در روابط (۱۰) و (۱۱) روابط زیر برقرار است:

$$\lambda_{i,t} = ((\lambda^{f}{}_{i,t})^T, (\lambda^{y}{}_{i,t})^T)^T$$

$$B_{i,t} = (vec(B_{i,t,1})^T, \dots, vec(B_{i,t,p})^T)^T$$

$$v_{i,t} \sim \mathcal{N}(O, W_{i,t})$$

$$\eta_{i,t} \sim \mathcal{N}(O, R_{i,t})$$

فرض می‌شود تمام اجزای خطای گفته شده در بالا در طول زمان ناهمبسته هستند.

٤. یافته‌های پژوهش

٤-١. بررسی پایایی متغیرها و تعیین وقفهٔ بهینه

از آنجا که به‌کارگیری سری‌های زمانی ناپایا در روش‌های معمول اقتصادسنجی ممکن است به بروز رگرسیون کاذب منجر گردد، لازم است قبل از انجام هرگونه برآوردی ابتدا از پایا بودن سری‌های زمانی مورد استفاده در برآورد پارامترهای الگوی تحت بررسی، اطمینان حاصل شود؛ بنابراین، نخستین اقدام برای تخمین مدل اقتصادسنجی تعیین درجهٔ هم‌جمعی سری‌های زمانی تحت بررسی است؛ حال با توجه به نوع متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش که از نوع سری زمانی فصلی هستند، می‌باید از آزمون‌های ریشه واحد فصلی استفاده شود؛ به‌همین‌منظور در این قسمت از پژوهش با استفاده از آزمون ریشهٔ واحد فصلی هگی[1]، پایایی متغیرهای مورداستفاده در مدل مورد آزمون قرار گرفته است. به‌طورکلی، این آزمون می‌تواند ریشهٔ واحد فصلی و غیرفصلی را به‌طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف تعیین نماید؛ در آزمون هگی فرض صفر مبنی‌بر وجود ریشهٔ واحد با فراوانی صفر (ریشهٔ واحد غیر فصلی) و همچنین، ریشهٔ واحد با فراوانی دو (ریشهٔ واحد شش‌ماهه) با استفاده از آمارهٔ t و ریشهٔ واحد با فراوانی چهار (ریشهٔ واحد فصلی) با آمارهٔ F مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج آزمون ریشهٔ واحد فصلی هگی برای تمامی متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش در جدول ۴ قابل‌مشاهده است.

[1] Hegy_Test

جدول ٤. نتایج آزمون ریشهٔ واحد فصلی (Hegy_Test)

Table 4. Seasonal unit root test results (Hegy_Test)

متغیرهای مدل	مقدار آمارهٔ آزمون F	ارزش احتمال
CAR	۱۳.۵۶	۰.۰۰
CEMENT	۶.۲۹	۰.۰۰
CHEMICAL	۲.۷۴	۰.۰۳
FOOD	۱۰.۱۰	۰.۰۰
MEDICINE	۲.۹۷	۰.۰۳
METALS	۶.۳۹	۰.۰۰
M	۱۲.۰۳	۰.۰۰
GDP	۹.۹۳	۰.۰۰
EX	۶.۲۲	۰.۰۰
G	۵.۲۲	۰.۰۰
INF	۲۸.۳۰	۰.۰۰
R	۱۱.۹۳	۰.۰۲
$RIVI_{CAR}$	۵.۸۴	۰.۰۰
$RIVI_{CEMENT}$	۳.۰۰	۰.۰۳
$RIVI_{CHEMICAL}$	۳.۲۱	۰.۰۲
$RIVI_{FOOD}$	۵۰	۰.۰۰
$RIVI_{MEDICINE}$	۶.۵۶	۰.۰۰
$RIVI_{METALS}$	۴۲۷	۰.۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

همان‌طورکه در جدول ۳ نشان داده شده است، تمام متغیرهای مدل فاقد ریشهٔ واحد با فراوانی چهار (ریشهٔ واحد فصلی) هستند؛ لذا، استفاده از سطح متغیرها برای برآورد مدل مربوطه مشکل رگرسیون کاذب را نخواهد داشت.

به‌منظور برآورد مدل خود رگرسیون برداری تعیین وقفهٔ بهینه الزامی می‌باشد؛ بدین‌منظور از معیار اطلاعات آکائیک[1] (AIC) و حنان–کویین[2] (HQ) استفاده شده است. به ازاء وقفه‌های مختلف، شاخص‌های اطلاعاتی وقفهٔ بهینه به‌دست‌آمده در جدول ۵ آورده شده است.

جدول ۵. تعین وقفه بهینه مدل

Table 5. Determining the optimal interval of the model

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۶۱۹.۶۶	-	۵.۲۵	۴۱.۷۱	۴۱.۹۹	۴۱.۸۰
۱	۵۲۰.۵۴	۱۵۱.۹۸	۸.۲۳	۳۷.۵۰	۳۹.۴۶ *	۳۸.۱۳
۲	۴۶۸.۰۲	۶۴.۰۵ *	۲.۸۷ *	۳۶.۱۳ *	۳۹.۷۷	۳۷.۳۰ *

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

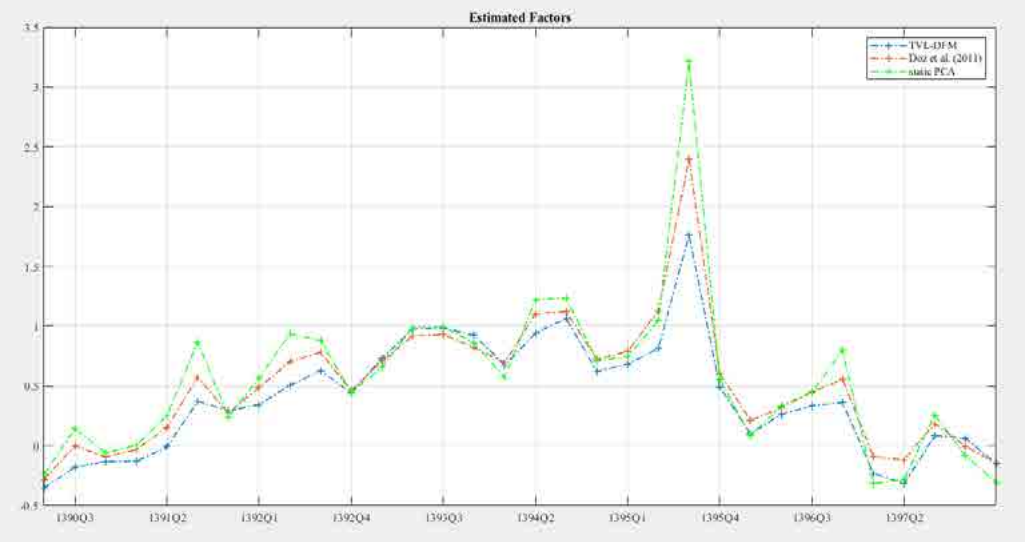
[1]. Akaike information criterion
[2]. Hannan-Quinn

بنابراین، مشاهده می‌شود که به ازای وقفه، ۲ معیار آکائیک و حنان-کویین کمترین مقدار را دارا می‌باشند؛ می‌توان نتیجه گرفت که طول وقفهٔ بهینه ۲ می‌باشد.

۲-٤. تخمین متغیرهای پنهان[1] در الگوی TVP_FAVAR

نتایج تخمین متغیرهای حالت[2] با استفاده از مدل TVP_FAVAR پژوهش حاضر، مدل FAVAR روش دومرحله‌ای «دوز» و همکاران (۲۰۱۱) و مدل تحلیل مؤلفه‌های اصلی[3] (PCA) در شکل ۲ آورده شده است. متغیرهای پنهان براساس متغیرهای داخلی صنایع که عبارت است از نسبت‌های مالی اهرمی (ساختار سرمایه)، سودآوری، فعالیت (کارآیی) و نسبت نقدینگی محاسبه شده است. متغیرهای منتخب در هر یک از نسبت‌های فوق به‌شرح زیر می‌باشد:

برای نسبت مالی اهرمی (ساختار سرمایه) از دو متغیر نسبت پوشش بدهی و نسبت بدهی حقوق صاحبان سهام استفاده شده است؛ برای نسبت مالی سودآوری، متغیرهای نسبت بازده دارایی‌ها و نسبت بازده سرمایه درنظر گرفته شده است؛ برای نسبت فعالیت (کارآیی) از دو متغیر نسبت گردش موجودی انبار و نسبت گردش دارایی‌ها استفاده شده است و برای نسبت نقدینگی نیز متغیرهای نسبت وجه نقد و نسبت جاری استفاده شده است.



شکل ۲. نتایج تخمین متغیرهای مشاهده نشده در مدل TVP_FAVAR (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Figure 2. Estimation results of unobserved variables in the TVP_FAVAR model (source: research findings).

[1]. Factor loading
[2]. Factors
[3]. Principal Component Analysis

۳-٤. ارزیابی نحوهٔ واکنش ارزش صنایع منتخب به تکانهٔ نرخ بهره[۱]

در پژوهش حاضر، با استفاده از دو وقفهٔ متغیرهای مدل، نتایج آنالیز واکنش آنی در کل دوره بررسی می‌شود؛ همچنین، برای ایجاد یک تکانه در مدل و بررسی اثرات آن بر ارزش شرکت‌های فعال در هر یک از صنایع منتخب، با افزایش یک انحراف معیار در تکانهٔ نرخ بهره، واکنش متغیر وابسته (ارزش شرکت) مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ در شکل‌های سه‌بعدی این بخش، محور عمودی برحسب متغیر مورد بررسی است؛ محور افقی دوره‌هایی است که پس از وارد شدن تکانه سپری می‌شود و محور عرضی نیز دورهٔ زمانی تحقیق را نشان می‌دهد؛ حال ممکن است برای تفسیر بهتر نتایج جای محور افقی و محور عرضی در برخی از تصاویر تغییر کرده باشد که این موضوع هیچ خللی در نتایج پژوهش ایجاد نمی‌کند.

۱-۳-٤. صنعت خودرو و ساخت قطعات

شکل ۳، پاسخ ارزش صنعت خودرو و ساخت قطعات به تکانهٔ نرخ بهره را به تصویر کشیده است؛ با توجه به شکل، اثرات تکانهٔ نرخ بهره بر ارزش صنعت خودرو و ساخت قطعات بعد از یک دوره نمایان گشته است؛ تغییرات نرخ بهره باعث نوسانات زیادی بر ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت گردیده است؛ به‌طوری‌که در برخی از سال‌ها که نرخ بهرهٔ حقیقی به‌واسطهٔ نوسانات نرخ تورم با کاهش محسوسی همراه بوده است؛ اثرگذاری مثبتی بر ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت گذاشته است؛ به‌عبارت‌دیگر، در سال‌هایی که نرخ بهرهٔ حقیقی منفی شده است؛ از یک‌سو باعث شده است تا افراد تمایل کمتری به نگه‌داری پول در بانک‌ها داشته باشند و به‌سمت سرمایه‌گذاری‌های چون سهام روی بیاورند و درعین‌حال سرمایهٔ بیشتری در اختیار تولیدکنندگان قرار می‌گیرد که باعث می‌شود تا سودآوری و قیمت سهام این شرکت‌ها افزایش‌یابد و درنتیجه اثرات مثبتی بر متغیر ارزش این شرکت‌ها داشته باشد؛ همچنین، در سال‌هایی که نرخ بهره بالا بوده است و درعین‌حال ثبات نسبی در سایر متغیرهای کلانی چون نرخ تورم حاکم بوده است؛ باعث شده تا افراد تمایل به پس‌انداز بیشتری پیدا کنند و درعین‌حال شرکت‌ها نیز تمایل کمتری به وام گرفتن با چنین نرخ‌هایی خواهند داشت که این فرآیند سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را کند کرده و باعث کاهش سودآوری و همچنین کاهش قیمت و ارزش این شرکت‌ها شود.

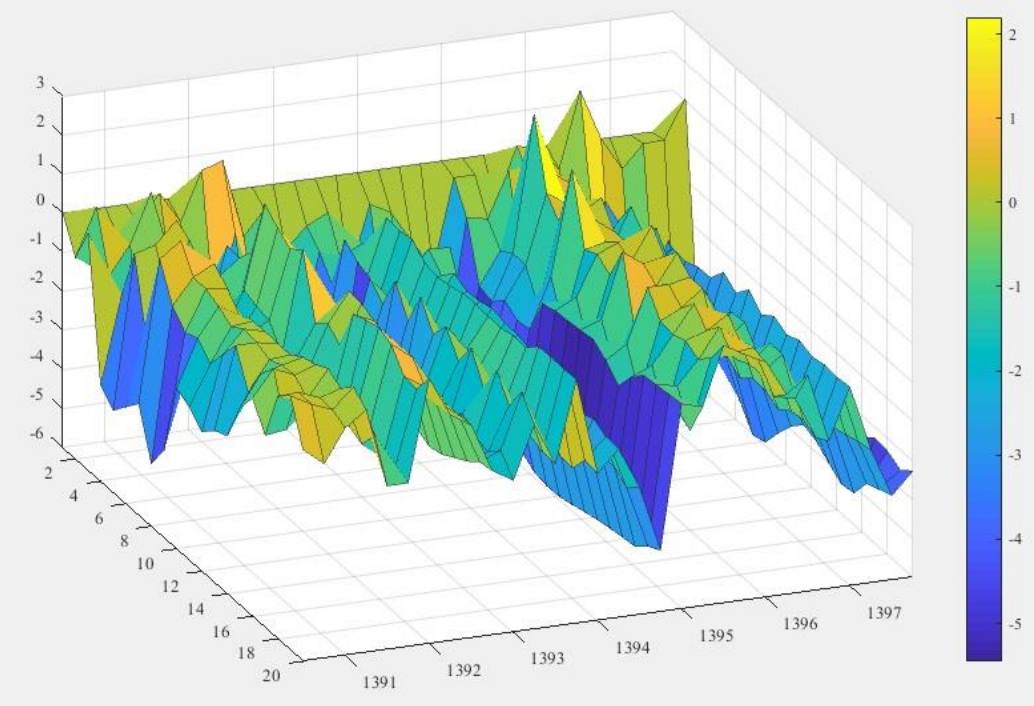
همان‌طورکه در شکل ۳، مشاهده می‌شود اثرات تغییرات در نرخ بهره درگذر زمان بسیار متفاوت بوده و نمی‌توان قاطعانه درخصوص اثرات مثبت یا منفی این متغیر بر ارزش شرکت‌ها نتیجه‌گیری نمود؛ زیرا متغیر نرخ بهره یکی از متغیرهایی است که ارتباط تنگاتنگی با سایر متغیرهای کلان داشته و همین‌امر باعث می‌شود تا با اثرگذاری بر دیگر متغیرهای کلان اقتصادی، اثرات این متغیر بر بازار سرمایه و به‌طور خاص مؤلفه‌های عملکردی شرکت‌های فعال در این بازار بسیار نوسانی بوده و درگذر زمان با واکنش‌های متفاوتی همراه باشد.

به‌عنوان‌مثال، با افزایش نرخ بهره شاهد کاهش سرعت گردش پول در اقتصاد بوده و این امر می‌تواند باعث کاهش اثرات تورم‌زایی نقدینگی در کشور شده و تورم را کاهش دهد و با کاهش تورم باعث کاهش هزینه‌های تولید شرکت‌ها شده و اثرات مثبتی بر سودآوری این شرکت‌ها و درنتیجه قیمت و ارزش این شرکت‌ها داشته باشد؛ درعین‌حال افزایش نرخ بهره هم‌زمان می‌تواند باعث افزایش هزینهٔ وام‌های دریافتی شرکت‌ها شده و از این‌طریق بدهی‌های شرکت‌ها را افزایش داده و اثرات منفی را بر جریان سرمایه‌گذاری و سودآوری شرکت‌ها

---

[۱]. به‌دلیل محدودیت‌های فصلنامه درخصوص محدودیت تعداد صفحات مقاله، از ارائه نتایج حاصل از مدل تحلیل مؤلفه‌های اساسی (PCA) صرف‌نظر شده است.

داشته باشد و درنتیجه باعث کاهش ارزش و قیمت سهام این شرکت‌ها شود؛ لذا چنین پیچیدگی‌هایی در نحوهٔ اثرگذاری متغیرها باعث شده است تا اثرات هر یک از متغیرها نظیر نرخ بهره بر بازار سرمایه و مؤلفه‌های عملکردی شرکت‌های فعال در صنایع مختلف این بازار درگذر زمان متفاوت باشد.



شکل ۳. واکنش آنی ارزش شرکت‌های فعال در صنعت خودرو و ساخت قطعات به تکانهٔ نرخ بهره (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

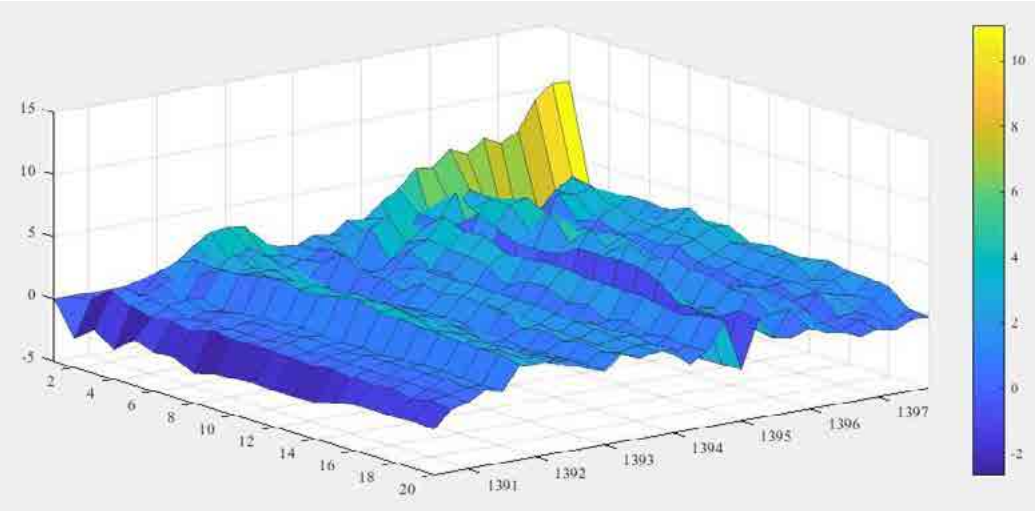
Fig. 3. The instantaneous reaction of the value of companies active in the automobile and parts manufacturing industry to the impulse of the interest rate (source: research findings).

۲-۳-٤. صنعت سیمان، آهک و گچ

شکل ۴، پاسخ ارزش صنعت سیمان، آهک و گچ به تکانهٔ نرخ بهره را در ۲۰ دوره به تصویر کشیده است؛ با توجه به شکل، در دورهٔ اول اثرگذاری تکانهٔ نرخ بهره، واکنش ارزش صنعت یاد شده به تغییرات رفتاری این متغیر در کل بازهٔ موردبررسی (۱۳۹۷-۱۳۹۰) منفی بوده است؛ اما شدت این واکنش منفی در تمام سال‌ها به یک‌میزان نبوده و در سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۰ شدت واکنش منفی ارزش صنعت یاد شده بیشتر بوده است؛ در دورهٔ دوم اثرگذاری تکانهٔ نرخ بهره، علاوه‌بر این‌که شدت واکنش ارزش صنعت سیمان، آهک و گچ در سال‌های مختلف متفاوت بوده است، نوع واکنش این متغیر نسبت به تکانهٔ نرخ بهره نیز در برخی از سال‌ها گویای تفاوت‌های اساسی می‌باشد؛ به‌طوری‌که ازنظر نوع واکنش ارزش صنعت، در بازهٔ زمانی (۲)۱۳۹۲-۱۳۹۰ نوع واکنش منفی بوده و در بازهٔ زمانی ۱۳۹۷- (۳)۱۳۹۲ ارزش صنعت یاد شده به تکانهٔ نرخ بهره واکنش مثبتی نشان داده است.

بیشترین میزان واکنش مثبت ارزش صنعت نسبت به تکانهٔ نرخ بهره در سال ۱۳۹۷ اتفاق افتاده و بیشترین میزان اثرگذاری نرخ بهره نیز در سال ۱۳۹۰ اتفاق افتاده است. در سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۰ نوع واکنش ارزش

صنعت یاد شده در تمام ۲۰ دوره اثرگذاری نرخ بهره منفی بوده است، اما شدت واکنش با تغییراتی همراه بوده است؛ درحالی‌که در سال‌های بعد نوع واکنش با تغییر شرایط در گذر زمان با تغییرات زیادی همراه بوده و درعین‌حال میزان واکنش نیز با نوسانات زیادی روبه‌رو بوده است. همچنین در تمام سال‌های موردبررسی اثرات تکانهٔ نرخ بهره ملندگار بوده است. پویایی‌های اثرات نرخ بهره و یا به‌بیان‌دیگر تغییرات در نوع و میزان واکنش ارزش صنعت سیمان، آهک و گچ بیانگر آن است که تغییرات نرخ بهره در گذر زمان تغییرات زیادی را در محرک‌های پولی و مالی در بازارها ایجاد نموده و این امر منجر به واکنش‌های مختلف عوامل نهادی در هر یک از این بازارها خواهد شد.

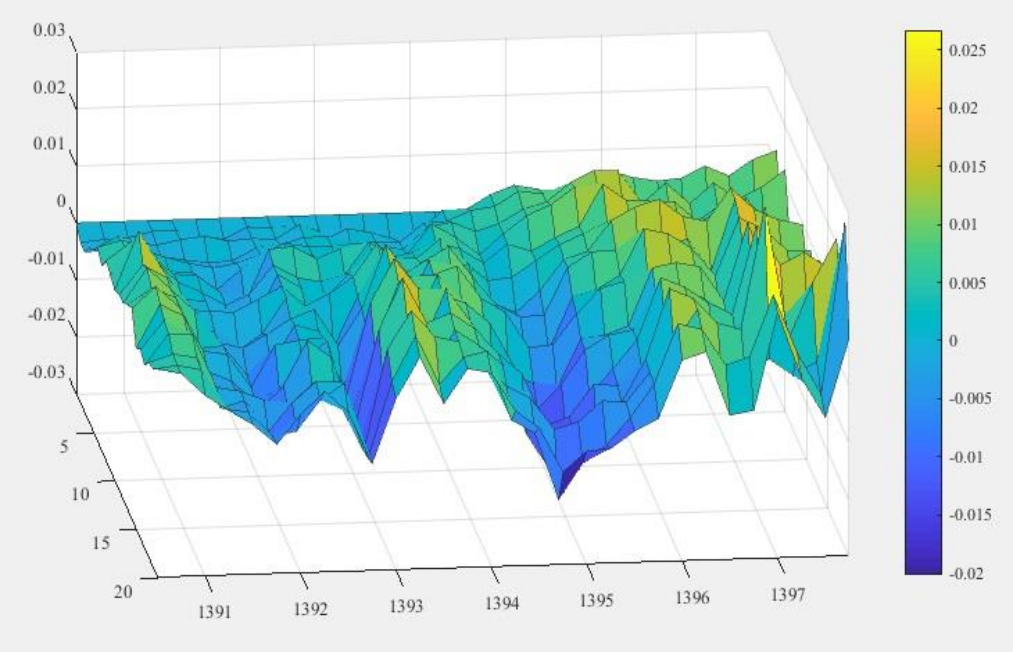


شکل ٤. واکنش آنی ارزش شرکت‌های فعال در صنعت سیمان، آهک و گچ به تکانهٔ نرخ بهره (مأخذ: یافته‌های پژوهش).
Fig. 4. The instantaneous reaction of the value of companies active in the cement, lime and plaster industry to the impulse of the interest rate (source: research findings).

.

۳-۳-٤. صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی

شکل ۵، پاسخ ارزش صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی به تکانهٔ نرخ بهره را به تصویر کشیده است؛ با توجه به شکل، مقایسهٔ ۲۰ دوره اثرگذاری تکانهٔ نرخ بهره بر ارزش صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی بیانگر آن است که در تمام بازهٔ مورد بررسی، تکانهٔ نرخ بهره در دو دورهٔ نخست اثرگذاری، منجر به کاهش ارزش صنعت مربوطه شده است. در بازهٔ زمانی ۱۳۹۷- (۳)۱۳۹۵ ارزش صنعت مربوطه بعد از دو دوره واکنش منفی به تکانهٔ نرخ بهره، واکنش مثبتی به تغییرات رفتاری متغیر نرخ بهره نشان داده است. واکنش بلندمدت ارزش صنعت نسبت به تکانهٔ نرخ بهره در بازهٔ زمانی (۲)۱۳۹۵-(۴)۱۳۹۴ و همچنین (۲)۱۳۹۲ منفی بوده و در مابقی سال‌های مورد بررسی ارزش صنعت مربوطه در بلندمدت واکنش مثبتی به تکانهٔ نرخ بهره نشان داده است. بیشترین شدت واکنش مثبت ارزش صنعت نسبت به تکانهٔ نرخ بهره در سال ۱۳۹۷ اتفاق افتاده و بیشترین شدت واکنش منفی ارزش صنعت به تکانهٔ نرخ بهره در سال ۱۳۹۴ اتفاق افتاده است.



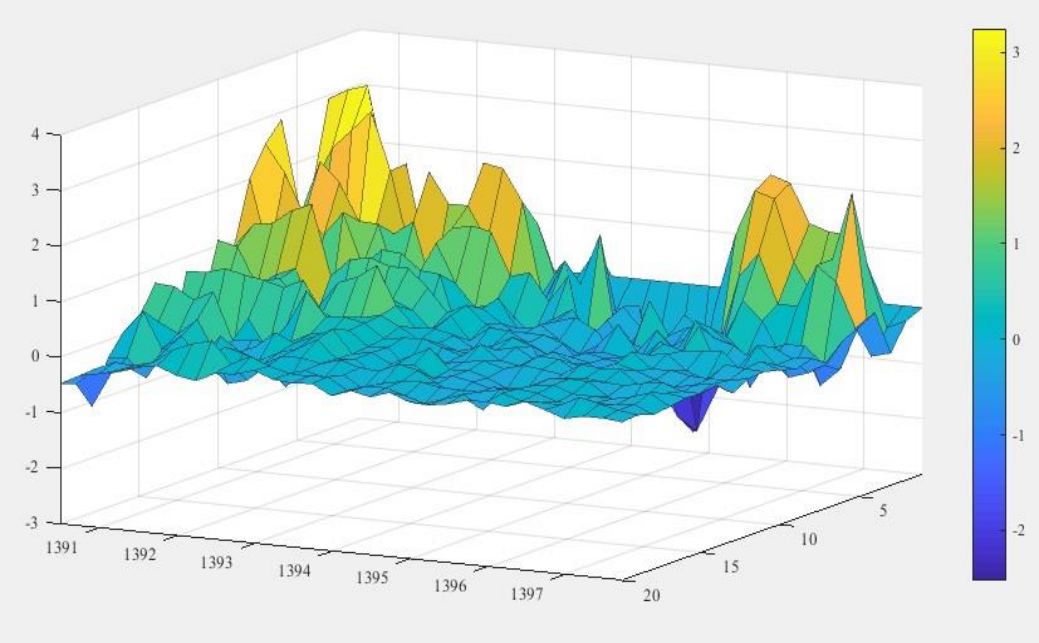
شکل ۵. واکنش آنی ارزش شرکت‌های فعال در صنعت محصولات غذایی و آشامیدنی تکانهٔ نرخ بهره (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Fig. 5. The immediate reaction of the value of companies active in the food and beverage industry to interest rate impulses (source: research findings).

٤-٣-٤. صنعت مواد و محصولات دارویی

شکل ۶، پاسخ ارزش صنعت مواد و محصولات دارویی به تکانهٔ نرخ بهره را به تصویر کشیده است؛ نتایج حاصله گویای آن است که اثرات تکانهٔ نقدینگی در تمام بازهٔ موردبررسی در دورهٔ دوم نمایان گشته و با توجه به‌شرایط حاکم‌بر اقتصاد کشور، نوع واکنش و درعین‌حال میزان واکنش ارزش صنعت مربوطه به تکانهٔ نرخ بهره متفاوت بوده است؛ به‌طوری‌که در سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۰ و (۲)۱۳۹۵-(۳)۱۳۹۴ تکانهٔ نرخ بهره در ابتدای دورهٔ اثرگذاری (دورهٔ دوم) باعث اثرگذاری منفی بر ارزش صنعت مواد و محصولات دارویی شده است؛ با این تفاوت که این اثرات منفی در سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۰ تنها یک دوره باعث واکنش منفی ارزش صنعت مربوطه شده، اما در بازهٔ زمانی (۲)۱۳۹۵-(۳)۱۳۹۴ اثرات منفی تکانهٔ نرخ بهره تقریباًچهار۴ دوره ادامه داشته است و درعین‌حال شدت این اثرات منفی نیز بیشتر از مابقی سال‌ها بوده است.

همچنین در سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۰ و ۱۳۹۷-۱۳۹۶ بیشترین اثرگذاری مثبت تکانهٔ نرخ بهره بر ارزش صنعت یاد شده، اتفاق افتاده است و ماندگاری این اثرات مثبت در سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۰ به‌مراتب بیشتر از سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۷ بوده است؛ به‌طوری‌که اثرات مثبت تکانه نرخ بهره تقریباً هشت دوره ادامه داشته است. در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۵ ارزش صنعت مذکور به تکانهٔ نرخ بهره واکنش کمتری نشان داده است. بااین‌حال، در تمام سال‌های موردبررسی اثرات تکانهٔ نرخ بهره در بلندمدت به سمت صفر همگرا شده است.



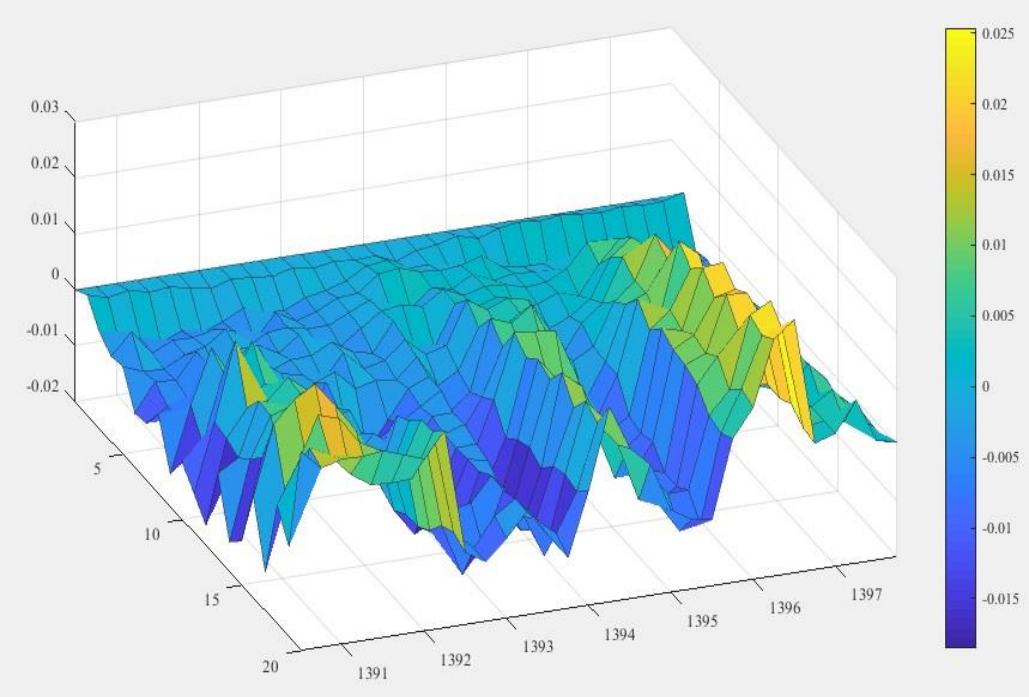
شکل ٦. واکنش آنی ارزش شرکت‌های فعال در صنعت مواد و محصولات دارویی به تکانهٔ نرخ بهره (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Fig. 6. The immediate reaction of the value of companies active in the pharmaceutical industry to the impulse of the interest rate (source: research findings).

٥-٣-٤. صنعت فلزات اساسی

شکل ۷، پاسخ ارزش صنعت فلزات اساسی به تکانهٔ نرخ بهره را به تصویر کشیده است؛ با توجه به شکل، اثرات تکانهٔ نرخ بهره بر ارزش صنعت فلزات اساسی در تمام بازهٔ موردبررسی (۱۳۹۷-۱۳۹۰) بعد از دو دوره نمایان گشته است و ارزش صنعت مذکور ابتدا واکنش منفی به تکانهٔ نرخ بهره نشان داده است، اما شدت این واکنش بسیار کم بوده و به‌بیان‌دیگر تکانهٔ نرخ بهره در کوتاه‌مدت قادر به اثرگذاری چندانی بر ارزش صنعت مورداشاره نبوده است.

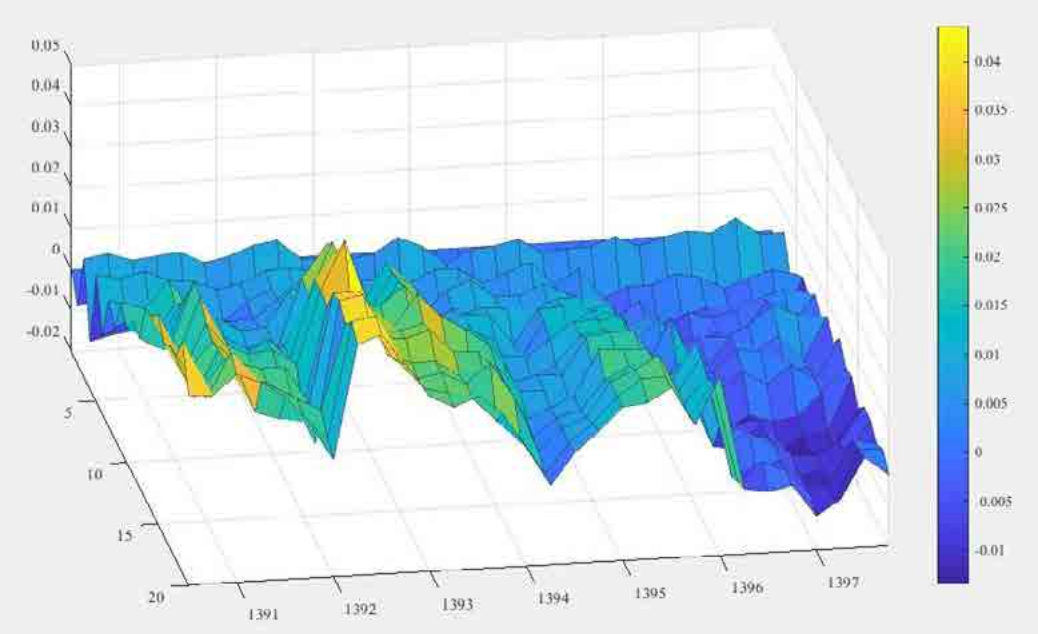
با این‌حال، در بلندمدت (دورهٔ هشت، اثرگذاری تکانهٔ نرخ بهره) شدت واکنش ارزش صنعت فلزات اساسی به تکانهٔ فوق افزایش یافته است و علاوه‌بر این‌که شدت اثرات در سال‌های مختلف متفاوت بوده، نوع واکنش ارزش صنعت مذکور نیز تفاوت‌های زیادی را تجربه کرده است؛ به‌طوری‌که بیشتر واکنش منفی ارزش صنعت فلزات اساسی به تکانهٔ نرخ بهره در بازهٔ زمانی (۲و۴)۱۳۹۳-(۳)۱۳۹۲ و (۱)۱۳۹۰ اتفاق افتاده است. همچنین بیشترین میزان واکنش ارزش صنعت مذکور به تکانهٔ نرخ بهره در فصل دوم و سوم سال ۱۳۹۶ اتفاق افتاده و اثرات فوق ماندگار بوده است.



شکل ۷. واکنش آنی ارزش شرکت‌های فعال در صنعت فلزات اساسی به تکانهٔ نرخ بهره (مأخذ: یافته‌های پژوهش).
Fig. 7. The instantaneous reaction of the value of companies active in the basic metals industry to the impulse of the interest rate (source: research findings).

٦-٣-٤. صنعت محصولات شیمیایی

شکل ۸، پاسخ ارزش صنعت محصولات شیمیایی به تکانهٔ نرخ بهره را به تصویر کشیده است؛ با توجه به شکل، میزان اثرگذاری و درعین‌حال نوع اثرگذاری نرخ بهره بر متغیر ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت درگذر زمان متفاوت بوده است؛ به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۷ تغییرات نرخ بهره باعث اثرگذاری منفی بر ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت شده است و این اثرات ماندگار بوده است. در سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۳ ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت در کوتاه‌مدت واکنش چندانی به تغییرات متغیر نرخ بهره نشان نداده است، اما در بلندمدت شاهد اثرگذاری مثبت نرخ بهره بر ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت بوده‌ایم. همچنین در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۰ در کوتاه‌مدت تغییرات نرخ بهره اثرگذاری منفی بر ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت داشته است، اما در بلندمدت واکنش ارزش شرکت‌های فعال در این صنعت نسبت به تغییرات نرخ بهره مثبت بوده است.



شکل ۸. واکنش آنی ارزش شرکت‌های فعال در صنعت محصولات شیمیایی به تکانهٔ نرخ بهره (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Figure 8. The instantaneous reaction of the value of companies active in the chemical products industry to the impulse of the interest rate (source: research findings).

۵. نتیجه‌گیری

در این پژوهش سعی‌شده است تا واکنش ارزش صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به تکانهٔ نرخ بهره مورد بررسی و تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد؛ به‌طورکلی، نرخ بهره یکی از متغیرهایی هست که تقریباً تمام بخش‌های اقتصادی به‌گونه‌ای تحت‌تأثیر تغییرات و نوسانات آن قرار داشته و تغییرات این متغیر باعث نوسانات گسترده‌ای در جریانات نقدینگی شده و با حرکت و جابه‌جایی جریانات نقدینگی بین بازارهای مختلف اقتصاد، اثرات گسترده‌ای بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی و درعین‌حال عوامل نهادی بازارهای مختلف برجای خواهد گذاشت؛ در این رابطه یکی از بازارهایی که بیشترین اثرپذیری و در عین‌حال سریع‌ترین واکنش را به تغییرات متغیر نرخ بهره نشان می‌دهد، بازارهای مالی و به‌طور خاص بازار سهام است که متغیر نرخ بهره با اثرگذاری بر متغیرهای نهادی در این بازار، نقش مهمی را در فرآیند تصمیم‌گیری شرکت‌های فعال در این بازارها ایفا می‌کند. بررسی واکنش ارزش صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار به تکانهٔ نرخ بهره بیانگر آن است که پاسخ شرکت‌های فعال در صنایع مختلف به تغییرات این متغیر بسته به‌شرایط اقتصادی و در عین‌حال سیاست‌های پولی و مالی اتخاذشده در سال‌های مختلف متفاوت بوده و با توجه به ماهیت و ساختار فعالیت‌های شرکت‌های فعال در هر یک از صنایع، میزان واکنش ارزش هر یک از صنایع به تغییرات متغیر نرخ بهره در گذر زمان متفاوت بوده است.

در جدول ۶، خلاصه‌ای از نتایج به‌دست آمده در این پژوهش آورده شده است. همان‌طورکه در بخش مربوط به پیشینهٔ پژوهش فوق نیز بیان گردید؛ مطالعات تجربی بیانگر آن است که متغیرهای عملکردی در بازار سرمایه و به‌ویژه بازار سهام از حساسیت بالایی نسبت به تغییرات رفتاری متغیر نرخ بهره برخوردار بوده و در عین‌حال واکنش متغیرهای عملکردی در بازار سهام نسبت به تغییرات نرخ بهره در گسترهٔ زمان با تفاوت‌های زیادی همراه

بوده است؛ حال مطابق با نتایج این پژوهش نیز واکنش متغیر ارزش صنایع به‌عنوان یکی از متغیرهای عملکردی در بازار سهام نسبت به تکانه‌های نرخ بهره در گذر زمان و با توجه به‌شرایط کلی محیط اقتصاد کلان کشور با تغییرات زیادی همراه بوده و لذا می‌توان گفت نتایج این پژوهش نیز به نوعی تأییدکنندهٔ نتایج تجربی گذشته می‌باشد.

جدول ٦. خلاصهٔ نتایج بررسی اثرات تکانه‌های نرخ بهره بر ارزش صنایع

Table 6. Summary of the results of investigating the effects of interest rate impulses on the value of industries

نام صنعت	نحوهٔ واکنش
خودرو و ساخت قطعات	بسیار نوسانی بوده و بسته به‌شرایط، متفاوت بوده است.
سیمان، آهک و گچ	در سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۰ و ۱۳۹۶ اثرگذاری مثبت و در سال ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ اثرگذاری مثبت
محصولات غذایی و آشامیدنی	اثرگذاری منفی در بلندمدت
مواد و محصولات دارویی	در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۰ و ۱۳۹۷ اثرگذاری مثبت و در سایر دورهٔ تقریباً بی‌اثر بوده است.
فلزات اساسی	در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ و ۱۳۹۷ اثرگذاری مثبت و در سایر دورهٔ اثرگذاری منفی
محصولات شیمیایی	در سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۰ در بلندمدت اثرگذاری مثبت در سال‌های ۱۳۹۷ اثرگذاری منفی

ماخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به نتایج به‌دست آمده، می‌توان گفت یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار در بازار سهام، متغیر نرخ بهره است؛ این بدان‌معناست که بانک مرکزی ازطریق سیاست‌های نرخ بهره می‌تواند نقش مهمی در تغییرات رفتاری متغیرهای این بازار ایفا کند و نظریات اقتصادی نیز این موضوع را تصدیق می‌کند؛ براساس نظریات اقتصادی، نرخ بهرهٔ هزینه استفاده از سرمایه است و زمانی‌که بانک مرکزی سیاست‌های پولی را ازطریق تعدیلات نرخ‌های بهره اعمال می‌کند؛ این امر با اثرگذاری بر هزینه‌های شرکت‌های فعال در بازار سهام و همچنین تغییر انتظارات سرمایه‌گذاران نسبت به چشم‌انداز سودآوری شرکت‌ها؛ تغییرات زیادی را در قیمت سهام و ارزش شرکت‌های فعال در هر یک از صنایع ایجاد می‌کند؛ اگرچه اکثر بانک‌های مرکزی درحال‌حاضر اعلام می‌کنند که قصد تأثیرگذاری بر بازار سهام را ندارند؛ اما باید اذعان داشت که سیاست‌های بانک مرکزی، به‌ویژه در زمینهٔ نرخ بهره می‌تواند اثرات قابل‌ملاحظه‌ای بر مؤلفه‌های عملکردی بازار سهام داشته باشد و لذا از سیاست‌گذاران اقتصادی انتظار می‌رود که در اتخاذ سیاست‌های خود، توجه ویژه‌ای به اثرات آن بر بازارهای مالی و به‌ویژه بازار سهام داشته باشند.

همان‌طورکه در بخش نتایج عنوان شد تغییرات نرخ بهره یکی از عوامل مهم اثرگذار بر مولفه‌های عملکردی صنایع مختلف به‌شمار می‌رود؛ در شرایط فعلی با توجه به وضعیت متغیرهای پولی در کشور، به‌ویژه در زمینهٔ نرخ تورم بحث‌های جدی درخصوص کنترل این متغیر از مسیر افزایش نرخ بهره وجود دارد؛ اما باید توجه داشت که افزایش نرخ بهره در شرایط فعلی که اقتصاد کشور با تورم سمت عرضه مواجه است، باعث وارد آمدن اثرات مخربی بر مؤلفه‌های عملکردی شرکت‌های فعال در صنایع مختلف شده و کشور را بیش از پیش وارد تورم رکودی خواهد نمود؛ بنابراین در شرایط فعلی که بسیاری از صنایع با افزایش هزینه‌های تولید و بالتبع کاهش میزان سودآوری مواجه هستند؛ بهینه‌ترین سیاست اقتصادی پرهیز از نوسانات بیشتر نرخ‌های بهره، به‌ویژه در زمینهٔ افزایش نرخ بهره اسمی پیشنهاد می‌شود.

کتابنامه

– بدری، احمد؛ دولو، مریم؛ دری نوکورانی، مریم، (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد بازار سهام». *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۳: ۳۵-۹.

– حیدری، حسن؛ حقیقت، جعفر؛ کریمی‌تکانلو، زهرا؛ و رنجپور، رضا، (۱۳۹۹). «ارائه راهکاری جهت مدیریت نرخ سود بانکی ایران در چارچوب نظریات توسعه و سرکوب مالی». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰ (۳۸): ۴۴-۳۱.

– خانی، مصیب؛ و میرعسکری، سیدرضا، (۱۳۹۶). «تحلیل تأثیر نرخ بهره بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران». *دومین کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت و اقتصاد*.

– زین‌الدینی، شبنم؛ کریمی، محمدشریف؛ خانزادی، آزاد، (۱۳۹۹). «بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر عملکرد بازار سهام ایران». *اقتصاد مالی*، ۱۴ (۵۰): ۱۶۹-۱۴۵.

– فراهانی، مهدی؛ مرزبان، حسین؛ دهقان‌شبانی، زهرا؛ و اکبریان، رضا، (۱۳۹۷). «نظریه ارزیابی اثر شوک نرخ بهره بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با رویکرد الگوی FAVAR». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷ (۲۵): ۵۴-۲۹.

– کرامتی، محمد؛ مولائی، محمدعلی؛ و دهقانی، علی، (۱۳۹۴). «بررسی تأثیر نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری در شرکت‌های تولیدی مواد غذایی و آشامیدنی عضو بورس اوراق بهادار تهران». پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شاهرود.

– محمدی، علی؛ مصلح‌شیرازی، علی‌نقی؛ عباسی، عباس؛ و اخلاق‌پور، سعید، (۱۳۹۸). «برنامه‌ریزی سناریو اثر تغییرات عوامل مؤثر بر ارزش بازار بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از رویکرد پویاشناسی سیستم». *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۲۶: ۶۸-۳۳.

– ورهرامی، ویدا؛ عباسقلی‌نژاد؛ و اسبقی، رعنا، (۱۳۹۷). «بررسی تأثیر متغیرهای خرد و کلان پولی بر شاخص قیمت سهام دوازده گروه شرکتی فعال‌تر در بازار بورس اوراق بهادار با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸ (۲۷): ۱۸۳-۲۱۳.

- Akalu, M. M., (2002). *Measuring and ranking value drivers* (No. 043/02). Tinbergen Institute Discussion Paper. http://papers.tinbergen.nl/02043.pdf.

- Al-Hares, O. M.; Abu Ghazaleh, N. M. & Hadda, A. E., (2012). "Value relevance of earnings, book value and dividends in an emerging capital market: Kuwait evidence". *Global Finance Journal,* 23(3): 221-234. http://dx.doi.org/10.1016/j.gfj.2012.10.006.

- Asiedu, M.; Opong, E. O. & Gulnabat, O., (2020). "Effects of monetary policy on stock market performance in Africa evidence from ten (10) African African countries from 1980 to 2019". *Journal of Financial Risk Management,* 9(3): 252-267.

- Assefa, T. A.; Esqueda, O. A. & Mollick, A. V., (2017). "Stock returns and interest rates around the World: A panel data approach". *Journal of Economics and Business,* 89: 20-35.

- Badri, A.; Dolo, M. & Dari Nokorani, M., (2006). "Investigating the macro variables on stock market performance". *The Quarterly Journal of Financial Management Perspective*, 13: 9-35 (In Persian).

- Black, A. & Wright, P., (2001). *In Search of Shareholder Value: Managing the Drivers of Performance* (2 ed.). Financial Times Prentice Hall.

- Boyd, B., (2010). "Business Exit Strategies: Value Drivers White Papers". *Business Enterprise Institute Inc.* http://www.business exit-strategies.com/exit-planning-white-papers.html.

- Chandra, P., (2011). *Corporate Valuation and Value Creation* (1 ed.). Delhi: Tata McGraw-Hill Education.

- Chang, Y. Y. & Hughes, M., (2012). "Drivers of Innovation Ambidexterity in Small to Medium sized Firms". *European Management Journal,* 30(1): 1-17. http://dx.doi.org/10.1016/j.emj.2011.08.003.

- Cheremnikh, O., (2000). "Improving the Company's Value – Purpose Business Management". *Education and Business*: 44-68.

- Chung, R.; Firth, M. & Kim, J. B., (2005). "FCF agency costs, earnings management, and investor monitoring". *Corporate Ownership and Control,* 2(4): 51-61.

- Copeland Thomas, E.; Koller, T. & Murrin, J., (1994). *Valuation: measuring and managing the value of companies.* Wiley frontiers in finance.

- Damodaran, A., (2006). *Security Analysis for Investment and Corporate Finance* (2 ed.). India: Wiley.

- Farahanin, M.; Marzban, H.; Dehghan Shabani, Z. & Akbarian, R., (2018). "The theory of evaluating the interest rate shock on macroeconomic variables in Iran using FAVAR approach". *The Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran,* 7 (25): 29-54, (In Persian).

- Gross, S., (2006). *Banks and Shareholder value: An Overview of Bank Valuation and Empirical Evidence on Shareholder Value for Banks* (1 ed.). Deutscher Universitats-Vlg.

- Gu, G.; Zhu, W. & Wang, C., (2021). "Time-varying influence of interest rates on stock returns: evidence from China". *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*: 1-20.

- Handayani, R. H.; Indarto, I. & Santoso, A., (2022). "Determinants of firm value with profitability as intervening variables". *Asian Management and Business Review (AMBR)*: 74-89.

- Heidari, H.; Haqiqat, J.; Karimi Takanlo, Z. & Ranj Pour, R., (2020). "A solution for management of interest rate in Iranian banking in the framework of development and financial repression theories". *The Quarterly Journal of Economic and Development Researches,* 38(10): 31-44 (In Persian).

- Ittner, C. D. & Larcker, D. F., (2001). "Assessing Empirical Research in Managerial Accounting: A Value Based Management Perspective". *Journal of Accounting & Economics,* 32(12): 349-410.http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00026-X.

- Jouvanceau, V., (2019). "New Evidence on the Effects of Quantitative Easing". *Working Papers halshs-02073826,* HAL.1-46.

- Kakati, M., (2005). "Stock Valuation Process: A Practitioners' view". *Finance India,* 19(2): 513-523.

- Kaplan, R. S. & Norton, D. P., (1996). "Using the Balanced Scorecard as a Strategic Management System". *Harvard Business Review,* 74(1): 75-85.

- Karamati, M.; Molaei, N. A. & Dehghani, A., (2015). "Describing the interest rate effect on investment in food and beverage companies are members in Tehran Stock Market". MA thesis, Shahrod Industry University, (In Persian).

- Kazlauskiene V. & Christauskas, C., (2008). "Business Valuation Model Based on the Analysis of Business Value Drivers". *Engineering Economics,* 57(2): 23 31.

- Khani, M. & Mir Askari, S. R., (2017). "Analysis of interest rate effect on macroeconomic variables in Iran". *2ed National Conference in Accounting,* Management and Economics (In Persian).

- Kim, K., (2004). "Strategic Planning for Value-Based Management: An Empirical Examination". *Management Decisions,* 42(8): 938-948. http://dx.doi.org/10.1108/00251740410555434.

- Kraai, J., (2006). "Value Drivers: How do they affect your Business Value. *Vancouver Business Journal.* http://www.vbjusa.com/focus-sections/banking-finance.

- LEK Consulting., (1998). "Identifying and Managing Key Value drivers". *LEK Consulting Executive Insights,* 1(1). www.lek.com.

- Lindenberg, E. B. & Ross, S. A., (1981). "Tobin's q ratio and industrial organization". *Journal of business,* 1-32.

- Mills, R. & Print, C., (1995). 'Strategic Value Analysis". *Management Accounting,* 73(2): 35-37.

- Mohammadi, A.; Mosleh Shirazi, A.; Abbasi, A. & Akhlagh Pour, S., (2019). "Planning scenario of determinant factors on value in Tehran Stock Market using dynamic system". *Magazine of Financial Management perspective,* 26: 33-68, (In Persian).

- Morin, R. A. & Jarrell, S. L., (2001). *Driving shareholder value, value-building techniques for creating shareholder wealth: McGraw-Hill*. New York.

- Moussa, F. & Delhoumi, E., (2021). "The asymmetric impact of interest and exchange rate on the stock market index: evidence from MENA region". *International Journal of Emerging Markets*.

- Nurhayati, I.; Sudiyatno, B.; Puspitasari, E. & Basiya, R., (2021). "Moderating effect of firm performance on firm value: Evidence from Indonesia". *Problems and Perspectives in Management,* 19(3): 85.

- Palazzo, B. & Yamarthy, R., (2020). *Credit risk and the transmission of interest rate shocks.* Available at SSRN 3795812.

- Rappaport, A., (1998). *Creating Shareholder Value: A Guide for Managers and Investors*. New York: Simon and Schuster.

- Ruhl, J. & Cowen, S., (1990). "How An In-House System Can Create Shareholder Value?". *Financial Executive,* 6(1): 53-57.

- Sampurna, D. S. & Romawati, E., (2020). "Determinants of Firm Value: Evidence in Indonesia Stock Exchange". *In 6th Annual International Conference on Management Research (AICMaR 2019)* (pp: 12-15). Atlantis Press.

- Scarlett R. C., (1997). *Value- Based Management.* London: CIMA Publishing.

- Turner, R., (1998). “Projects for Shareholder Value: The Influence of Project Performance Parameters at different Financial Ratios”. *Project Management,* 4(1): 70-74. http://www.kupasazshomal.com/Editor/assets/magazine/International%20Project%20Ma nage ment%20Journal%20,1998.pdf.

- Varahrami, V. & Abasgholi Nezhad Asbaghi, R., (2018). “Analysis of monetary micro and macro variables on stock price index for 12 active companies in Tehran Stock Market using dynamic panel data”. *The Quarterly of Applied Economics,* 8 (27). (In Persian).

- Xavier, A. & Vinolas, P., (2003). “FEVA: A Financial and Economic Approach to Valuation”. *Financial Analysts Journal,* 59(2): 80-87. http://dx.doi.org/10.2469/faj.v59.n2.2516.

- Zinaddinin, Sh.; Karimi, M. Sh. & Khanzadi, A., (2020). “Describing effect of oil price shocks on stock market performance in Iran”. *The Quarterly Journal of Financial Economics,* 14 (50): 145-169, (In Persian).

Vol. 12, No. 45, Spring (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

The Effect of Credit Policies on Income Inequality in Iran: Generalized Quantile Panel Regression Approach

Balounejad Nouri, R.[1], Farhang, A. A.[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/ 10.22084/AES.2022.25972.3424
Received: 2022.03.13; Accepted: 2022.10.26
Pp: 177-202

Abstract

One of the most important indicators for evaluating any economic policy is to examine its distributive effects, so governments try to be aware of the redistribution of revenue and the possible effects of such policies in a quantitative and tangible manner before implementing the policy. Therefore, in the present study, for the first time in the Iranian economy, with quarterly data and generalized quantum method, the distributive effects of credit policies on income inequality in the provinces of the country were investigated. Based on this, the results showed that in the primary quantile (0.05), credit to the trade and services sector had a positive and significant effect on income inequality and also credits to agriculture, housing, industry and mining had a negative and significant effect on income inequality in the provinces. In the Middle Quantile (Quantile 0.5), lending to the agricultural and commercial sectors had a negative effect, and lending to the housing, services, industry, and mining sectors had a positive effect on income inequality. Also in the upper quantum (Quantile 0.95), facilities granted to the agricultural, commercial, industrial and mining sectors had a negative effect, as well as loans to the housing and services sectors had a positive effect on inequality in the provinces of Iran. Regarding the effect of human capital and economic growth on income inequality, the results showed that in the provinces of the country, increasing economic growth and human capital due to creating more opportunities to increase income, has reduced income inequality. According to the research results, in all quantiles, the increase in the effect of inflation and capital stock has caused more income inequality in the provinces.

Keywords: Income Distribution, Credit Policies, Generalized Quantile.
JEL Classification: D31, D14, C21.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Research Institute of Economic Affairs, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: s_farhang@pnu.ac.ir

Citations: Balounejad Nouri, R. & Farhang, A., (2023). "The Effect of Credit Policies on Income Inequality in Iran: Generalized Quantile Panel Regression Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(45): 177-202. (doi: 10.22084/aes.2022.25972.3424).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4838.html?lang=en

1. Introduction

Rising inequality among developed, emerging and developing countries is a troubling development challenge for economists and policymakers. Despite advances in technology and improvements made so far, the benefits of increased revenue and production growth have not been evenly distributed among the population (Asteriou et al, 2014). The threat of rising inequality has significant implications for the growth potential, welfare, and macroeconomic stability of countries (Berg et al, 2018). Understanding the causes of inequality is essential for policy action to equalize income distribution and address social welfare concerns (Sethi et al, 2021). Income distribution has wide dimensions, but what is related to justice and economic well-being is the distribution of income between individuals and households and even parts of a country (Balestra & Tonkin, 2018).

Based on the results of empirical research, the effects of credit policies on income inequality are not clear and agreed. Although many empirical studies show that countries with higher levels of credit growth have lower income inequality (Hamori and Hashiguchi, 2012; Zhang, 2016), other studies show that there is a nonlinear relationship between credit policies and income inequality. (Kim and Lin, 2011; Law et al, 2014), and the growth of credit policies increases income inequality (Jaumotte et al, 2013; Dabla-Norris et al., 2015). Also, the mechanisms and degrees of influence vary from country to country and depend on the institutional and socio-economic contexts of each country (Rivera, 2020).Each of the country's provinces constitutes an important part of the country's population; Therefore, in line with regional planning, how income is distributed in each of these areas and its changes largely determine the status of income distribution. Identifying provinces with more unequal distribution is important to implement appropriate policies to balance income distribution. Therefore, due to the research gap and the lack of provincial studies in the country with quarterly data, the present study seeks to investigate the effects of credit policies on income inequality for the first time in the Iranian economy with the generalized Quantile method. In the provinces of the country in the period 2014-2021. In fact, in this study, the method of allocating funds to each of the economic sectors on income inequality has been studied.

2. Methodology

In the present study, in order to investigate the effect of credit policies and granting facilities to different economic sectors on inequality, following some empirical studies in

this field, including Bittencourt et al (2021) and Chia et al (2022), the research model Is specified as follows.

$$\Delta G_{it}(\tau) = \beta_1(\tau) + \beta_2(\tau)Cr_{it} + \gamma(\tau)X_{it} + \varepsilon_i \qquad (1)$$

In the above equation, i represents the province (cross section) and t represents the time. Accordingly, ΔY_irepresents the income inequality of the i-th province, Cr represents the amount of credits granted to each province, X represents the vector of control variables, ε_i represents the error component, and τ represents the quantum.

Normally, the amount of credits granted has a positive effect on the main functions of the financial system. For example, it is expected that its increase will improve investment, improve and facilitate risk management and facilitate the circulation of goods and services in the economy. However, its effect on income distribution is one of the issues on which there is disagreement. In this regard, in the present study, following some studies such as Sethi et al (2021) for the variable of credits, the ratio of credits granted to GDP has been used. For this purpose, the ratio of facilities granted to the sectors of agriculture, industry and mining, housing, trade and services by the provinces of the country in relation to the GDP of each province has been used.

3. Conclusion

One of the challenges for countries, especially in recent decades, is the issue of income inequality. This importance stems from the fact that increasing income inequality leads to more economic inequality, inequality of opportunity, and ultimately social and economic instability, all of which can ultimately lead to political instability (Solt, 2015) and financial instability. In the framework of the principles of financial development is one of the most important variables that can affect economic growth. Because more access to financial resources and easier access to individuals, especially the poor, will enable the implementation of more businesses or projects, which will reduce income inequality (Bittencourt et al., 2019). Therefore, how to allocate financial resources between different economic sectors has always been challenged by policymakers. Accordingly, in the present study, the effect of facilities granted to different economic sectors on the economic growth of the provinces was examined.

In this regard, the results showed that in the primary quantile (0.05), granting credits to the trade and services sector had a positive and significant effect on income inequality and also credits in agriculture, housing, industry and mining had a negative and significant effect on income inequality in the provinces fact, these sectors have reduced

income inequality. In the Middle Quantile (Quantile 0.5), lending to the agricultural and commercial sectors had a negative effect, and lending to the housing, services, industry, and mining sectors had a positive effect on income inequality. Also in the upper quantum (Quantile 0.95), facilities granted to the agricultural, commercial, industrial and mining sectors had a negative effect, as well as credits to the housing and services sectors had a positive effect on inequality in the provinces of Iran. Regarding the credits granted to the housing sector, it can be said that in the housing sector, it seems that more credits have been given to people who have been able to repay these facilities and the poorer people have been deprived of their benefits. . Also in the service sector, it should be noted that part of the facilities granted by banks for non-productive purposes have been paid in this format, and consequently more people have used these credits who have been able to meet the initial conditions of banks. Therefore, given that these facilities have not increased production and income, it has not been able to reduce income inequality.

Finally, the results on the effect of inflation and capital stock on income inequality show that in all quantiles, the increase of these two variables has led to greater income inequality. Regarding capital stock, it can be said that although the increase in capital can lead to an increase in production and income, however, its benefits have not reduced income inequality in the provinces of the country and a small part of the population they have benefited.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲

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

اثر سیاست‌های اعتباری بر نابرابری درآمد در ایران: رهیافت رگرسیون پانل کوانتایل تعمیم‌یافته

روزبه بالونژادنوری[۱]، امیرعلی فرهنگ[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25972.3424
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۲۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۷/۱۵
صص: ۲۰۲-۱۷۷

چکیده

یکی از مهم‌ترین شاخص‌های ارزیابی هر سیاست اقتصادی، بررسی آثار توزیعی آن می‌باشد؛ به‌همین جهت دولت‌ها تلاش دارند، قبل از اجرای سیاست، از توزیع مجدد درآمد و تأثیرات احتمالی چنین سیاست‌هایی به‌صورت کمی و ملموس آگاهی داشته باشند؛ از این‌رو در مطالعهٔ حاضر و برای نخستین‌بار در اقتصاد ایران با داده‌های فصلی و روش کوانتایل تعمیم‌یافته به بررسی اثرات توزیعی سیاست‌های اعتباری بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور پرداخته شد. بر این‌اساس نتایج نشان‌داد که در کوانتایل ابتدایی (کوانتایل ۰٫۰۵) اعطای اعتبارات به بخش بازرگانی و خدمات اثر مثبت و معنادار بر نابرابری درآمد و همچنین اعتبارات بخش کشاورزی، مسکن و صنعت و معدن اثر منفی و معنادار بر نابرابری درآمد استان‌ها داشته‌اند. در کوانتایل میانه (کوانتایل ۰٫۵) اعطای اعتبارات به بخش‌های کشاورزی و بازرگانی دارای اثر منفی و اعطای تسهیلات به بخش مسکن، خدمات و صنعت و معدن اثر مثبت بر نابرابری درآمد بوده است. همچنین در کوانتایل بالایی (کوانتایل ۰٫۹۵)، تسهیلات اعطایی به بخش‌های کشاورزی، بازرگانی و صنعت و معدن اثر منفی و همچنین اعتبارات بخش‌های مسکن و خدمات اثر مثبت بر نابرابری در استان‌های ایران داشته است. درخصوص اثر سرمایهٔ انسانی و رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد نیز نتایج نشان‌داد که در استان‌های کشور افزایش رشد اقتصادی و سرمایهٔ انسانی به‌دلیل ایجاد فرصت‌های بیشتر برای افزایش درآمد، موجب کاهش نابرابری درآمد شده است. براساس نتایج تحقیق، در تمامی کوانتایل‌ها، افزایش اثر تورم و موجودی سرمایهٔ موجب نابرابری بیشتر درآمد در استان‌ها شده است.

کلیدواژگان: توزیع درآمد، سیاست‌های اعتباری، کوانتایل تعمیم‌یافته.
طبقه‌بندی JEL: D31, D14, C21.

۱. استادیار گروه اقتصاد، پژوهشکدهٔ امور اقتصادی، تهران، ایران.
Email: roozbeh_noury@yahoo.com
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: s_farhang@pnu.ac.ir

ارجاع به مقاله: بالونژادنوری، روزبه؛ و فرهنگ، امیرعلی، (۱۴۰۲). «اثر سیاست‌های اعتباری بر نابرابری درآمد در ایران: رهیافت رگرسیون پانل کوانتایل تعمیم‌یافته». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۵): ۱۷۷-۲۰۲. (doi: 10.22084/aes.2022.25972.3424).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4838.html?lang=fa

۱. مقدمه

افزایش نابرابری درمیان کشورهای پیشرفته، نوظهور و درحال توسعه چالش آزاردهنده از منظر اقتصاد توسعه برای سیاست‌گذاران است. باوجود پیشرفت فناوری و اصلاحات انجام شده تاکنون، مزایای افزایش درآمد و رشد تولید به‌طور مساوی در بین اقشار جمعیت توزیع نشده است (آستریو و همکاران، ۲۰۱۴)[۱]. باید توجه داشت که تهدید ناشی از افزایش نابرابری، پیامدهای قابل‌توجهی بر پتانسیل رشد، رفاه و ثبات اقتصاد کلان کشورها دارد (برگ و همکاران[۲]، ۲۰۱۸)؛ از این‌رو، درک علل نابرابری برای اقدام‌های سیاستی در جهت برابری توزیع درآمد و رفع نگرانی‌های رفاه اجتماعی، یک اقدام کلیدی محسوب می‌شود (ستی[۳] و همکاران، ۲۰۲۱). توزیع درآمد ابعاد گسترده‌ای دارد، اما آن‌چه به عدالت و رفاه اقتصادی مرتبط است، توزیع درآمد بین افراد و خانوارها و حتی بخش‌های یک کشور است (بالسترا و تونکین[۴]، ۲۰۱۸). علاوه‌بر گستردگی ابعاد نظری موضوع تحقیق، در تحقیقات تجربی نیز ابهام و اختلاف‌نظر وجود دارد. اگرچه بسیاری از مطالعات تجربی نشان می‌دهد که در کشورهایی با سطوح بالاتر رشد اعتباری، نابرابری درآمد کمتر است (هاموری و هاشیگوچی[۵]، ۲۰۱۲؛ ژانگ[۶]، ۲۰۱۶)، با این‌حال برخی مطالعات دیگر نشان می‌دهند که یک رابطهٔ غیرخطی بین سیاست‌های اعتباری و نابرابری درآمد وجود داشته (کیم و لین[۷]، ۲۰۱۱؛ لاو و همکاران[۸]، ۲۰۱۴) و رشد اعتبارات اعطایی، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد (جاموت و همکاران[۹]، ۲۰۱۳؛ دابله–نوریس و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۵)؛ با این‌حال، باید توجه داشت، مکانیسم‌ها و درجات این تأثیر از کشوری به کشور دیگر متفاوت است و تابع زمینه‌های نهادی و اجتماعی– اقتصادی هر کشور می‌باشد (ریورا[۱۱]، ۲۰۲۰).

آن‌چه مورد اتفاق‌نظر نسبی قرار دارد، این است که یک نظام مالی با عملکرد خوب برای حمایت از تخصیص کارآمد سرمایهٔ لازم و ضروری است. به‌بیان دیگر، کشورهایی با بخش مالی توسعه‌یافته بهتر می‌توانند، سرمایه‌گذاری را به‌سمت صنایع مولدتر و با رشد سریع‌تر تخصیص دهند و از بخش‌های رو به زوال دور شوند (واگنر[۱۲]، ۲۰۱۸). در این‌راستا شواهدی از چین (سای[۱۳]، ۲۰۲۱)، آمریکا (آچاریا[۱۴] و همکاران، ۲۰۱۱) و فرانسه

---

1. Asteriou et al.
2. Berg et al.
3. Sethi et al.
4. Balestra & Tonkin
5. Hamori & Hashiguchi
6. Zhang
7. Kim & Lin
8. Law et al.
9. Jaumotte et al.
10. Dabla-Norris
11. Rivera
12. Wagner
13. Cai
14. Acharya

(برتراند[1] و همکاران، ۲۰۰۷) نشان می‌دهد که اصلاحات در سیاست‌های اعتباری بانک‌ها می‌تواند، تخصیص سرمایه را کارآمدتر کند و در مقابل، یک بخش مالی ضعیف، تخصیص مجدد منابع را تضعیف می‌نماید.

در کشورهایی که از سیستم مالی کارآمدی برخوردار هستند، به‌طور معمول از رشد سریع‌تری برخوردار هستند و به‌لحاظ تأمین مالی، با موانع کمتری مواجه می‌باشند؛ از این‌رو، وجود نظام مالی کارآمد، دسترسی بنگاه‌ها به منابع تأمین مالی را افزایش می‌دهد. از این‌رو، به‌نظر می‌رسد تعمیق و گستردگی بازارهای مـالی، نقـش به‌سزایی در رشد و توسعهٔ اقتصادی کشورها می‌تواند ایفاء کند (نظرپور و همکاران، ۱۳۹۶). حال با توجه به این‌که ساختار نظام مالی اقتصاد ایران بانک‌محور بوده و عمده تخصیص منابع توسط نظام بانکی صورت می‌گیرد، بررسی نحوهٔ اثرگذاری اعتبارات بانکی بر توزیع درآمد در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور ضروری است.

هر یک از استان‌های کشورمان بخش مهمی از جمعیت کشور را تشکیل می‌دهند. به‌همین جهت و در راستای برنامه‌ریزی منطقه‌ای، چگونگی توزیع درآمد در هر یک از این مناطق و تغییرات آن تا حدود زیادی وضعیت توزیع درآمد را مشخص می‌کند. شناخت استان‌های دارای توزیع نابرابرتر، جهت اعمال سیاست‌های مناسب در راستای متعادل نمودن توزیع درآمد، حائز اهمیت است (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۳). به‌طور نمونه در سال ۱۳۹۹ ضریب جینی استان سیستان بلوچستان ۰.۴۵۷ و ضریب جینی استان اردبیل ۰.۲۵۷ بوده که بهترتیب بیشترین و کمترین نابرابری درآمد را درمیان استان‌های کشور داشته‌اند. از منظر نرخ بیکاری نیز در سال ۱۳۹۹، استان چهارمحال‌وبختیاری با ۱۵.۲٪ و استان خراسان جنوبی با ۶.۲٪ به‌ترتیب بیشترین و کمترین نرخ بیکاری را داشته‌اند. درنهایت، درخصوص سهم تسهیلات اعطایی به هر یک از استان‌ها نیز داده‌ها نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۹ سهم استان تهران و اصفهان به‌عنوان بیشترین استفاده کننده از تسهیلات به‌ترتیب ۶۰ و ۵.۲٪ از کل تسهیلات بانک‌ها بوده‌اند. این درحالی است که در همین سال سهم استان‌های ایلام و کهکیلویه‌وبویراحمد حدود ۰.۳٪ از تسهیلات بوده است؛[2] از این‌رو، با توجه به شکاف تحقیقات انجام شده و عدم انجام مطالعات استانی در کشور با داده‌های فصلی، مطالعهٔ حاضر به‌دنبال آن است که برای نخستین‌بار در اقتصاد ایران، با روش کوانتایل تعمیم‌یافته[3] به بررسی اثرات سیاست‌های اعتباری بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور در بازهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۹ بپردازد. درواقع در این پژوهش نحوهٔ تخصیص اعتبارات به هر یک از بخش‌های اقتصادی بر نابرابری درآمد مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به هدف اصلی پژوهش، یافته‌های حاصل از این تحقیق می‌تواند، به درک بهتری از سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی در حوزه‌های مرتبط کمک نماید؛ برای این‌منظور، در بخش دوم مطالعه به مروری بر ادبیات تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم مطالعه الگو و روش تحقیق و در بخش چهارم نتایج حاصل از برآوردهای الگو ارائه شده است؛ درنهایت، بخش پنجم نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی اختصاص یافته است.

---

[1]. Bertrand

[2]. داده‌های مربوط به ضریب جینی و نرخ بیکاری از سایت مرکز آمار ایران و داده‌های مربوط به تسهیلات بانک‌ها از بانک مرکزی اخذ شده است.

[3]. Quantile

۲. مروری بر ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

در طول چهار دههٔ گذشته، ادبیات نظری گسترده‌ای درخصوص تفاوت در توزیع درآمد در جامعه بیان شده است که از آن‌جمله می‌توان به مواردی مانند تغییرات در بازار کار، پیشرفت در برنامه‌های مالیاتی، فناوری‌های جدید و جهانی شدن اشاره کرد. در بحث‌های بازار کار مواردی مانند گسترش دستمزدهای مرتبط با فعالیت و عملکرد (لمیو و همکاران[۱]، ۲۰۰۹) و تغییر نهادهای بازار کار مانند کاهش اتحادیه‌ها و حداقل دستمزدها (کر و ویتنبرگ[۲]، ۲۰۲۱) از عوامل مؤثر در تغییرات در نابرابری درآمد اعلام شده است. این موارد با نظریهٔ تغییر فنی مبتنی بر مهارت سرمایهٔ انسانی (بکر[۳]، ۱۹۶۴؛ لونگ[۴]، ۲۰۲۲) و تئوری‌های سیگنال‌دهی و غربالگری[۵] (اسپنس[۶]، ۱۹۷۴؛ بریکر و همکاران[۷]، ۲۰۲۱) منطبق است؛ با این ادعا که معرفی فناوری‌های جدید و نوآوری سازمانی متعاقب آن، تقاضای نسبی برای نیروی کار تحصیل کرده را افزایش می‌دهد و بازده نسبی‌شان را بیشتر می‌کند (کاستلانی و همکاران[۸]، ۲۰۱۰). نابرابری درآمدی مربوط به توسعهٔ ویژگی‌های ساختاری اقتصادها مانند ظهور فناوری مبتنی‌بر مهارت، تعمیق جهانی‌شدن و تمایل به پیشرفت سیستم‌های مالیاتی است (لنزا و اسلاکالک[۹]، ۲۰۱۸).

از نظر نظری، تأمین مالی بیشتر، امکان استقراض برای پروژه‌ها وکسب و کارهای پایدار را برای فقرا آسان‌تر می‌کند که این موارد به نوبهٔ خود نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد (بیتنکورت و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۹). اطلاعات ناقص و هزینه‌های معاملات اعتباری ممکن است محدودیت‌هایی مانند کمبود وثیقه برای فقرا ایجاد کند؛ بنابراین کاهش این محدودیت‌های اعتباری می‌تواند برای افراد فقیر مفید باشد (بک و همکاران، ۲۰۰۷). در دیدگاه نظری دیگر، استدلال می‌شود که بازار اعتبار، برای گروه ثروتمندتر به علت دسترسی بیشتر به اعتبار مناسب بوده و نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد (تران[۱۱]، ۲۰۲۰). تأثیر سیاست‌های اعتباری بر توزیع درآمد ممکن است در کشورها به‌دلایل مختلفی ازجمله تفاوت در ترازنامهٔ خانوارها و انعطاف‌پذیری بازارهای کار متفاوت باشد (فلدکرچر و کاکامو[۱۲]، ۲۰۲۱)؛ زیرا سیاست‌های پولی و اعتباری از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع سود و زیان خانوارها مؤثر است (پروجینی و همکاران[۱۳]، ۲۰۱۶). کانال ناهمگونی درآمد

---

1. Lemieux et al.
2. Kerr & Wittenberg
3. Becker
4. Long
5. The signaling & screening
6. Spence
7. Bricker et al.
8. Castellani et al.
9. Lenza & Slacalek
10. Bittencourt et al.
11. Trần
12. Feldkircher & Kakamu
13. Perugini et al.

(هیثکوت و همکاران[1]، ۲۰۱۰)، کانال توزیع مجدد پس‌انداز (دوپکه و اشنایدر[2]، ۲۰۰۶) و کانال ترکیب درآمد (پارک[3]، ۲۰۲۱) از جمله کانال‌هایی هستند که از طریق آن‌ها سیاست پولی و اعتباری بر نابرابری درآمد و ثروت تأثیر می‌گذارد. یکی از دلایل اختلاف نظر در میزان اثرگذاری سیاست‌های اعتباری بر نابرابری درآمدها به‌خاطر آن است که این کانال‌ها می‌توانند در جهت مخالف هم عمل نمایند.

درخصوص اعتبارات بانکی و نحوهٔ تفکیک آن نظریات مختلف و چارچوب‌های گوناگونی تاکنون بیان شده است. «بزمر» و «ساماریناً»[4] (۲۰۱۶)، اعتبارات را به‌صورت مولد و غیرمولد تقسیم‌بندی نموده‌اند. از نظر ایشان، منظور از اعتبارات مولد آن‌دسته از اعتبارات بنگاه‌های غیرمالی و مصرف کننده را شامل می‌شود و اعتبارات غیرمولد نیز شامل اعتباراتی هست که به بنگاه های مالی، املاک و مستغلات اعطا می‌شود. طبق دیدگاه این پژوهشگران، اثرات توسعهٔ مالی که در بازارهای کالاها و خدمات اجرا می‌شود، متمایز از اثرات اجرایی توسعهٔ مالی ازطریق بازارهای دارایی است. این امر به‌دلیل کانال‌های مختلف مؤثری است که اعتبار بخش مالی نسبت به سرمایه‌گذاری تجاری غیرمالی بر تقاضای مصرف‌کننده دارد. تولید و فروش کالاها و خدمات تأثیرات بسیار متفاوتی بر توزیع درآمد نسبت به افزایش قیمت‌ها در بازارهای املاک و مالی دارد که موجب سود سرمایه، سود سهام می‌شود (بزمر و ساماریناً، ۲۰۱۶).

«شومپیتر» در نظریهٔ توسعهٔ اقتصادی[5] (۱۹۳۴) و چرخه‌های تجاری[6] (۱۹۳۹) نیز بر تفکیک انواع اعتبارات تأکید دارد و معتقد است؛ تحقق توسعه نیازمند ترکیب جدید عوامل تولید و اعتبار می‌باشد. شومپیتر معتقد است که توسعهٔ سرمایه‌داری بر تغییرات بخش‌های واقعی مبتنی‌بر نوآوری کارآفرینانه استوار است و تأمین مالی فعالیت‌های تولیدی، هستهٔ اصلی فرآیند توسعه است؛ از این‌رو، نقش موسسات و بازارهای مالی (قوانین، مقررات، بانک‌ها، واسطه‌های مالی) و تکامل آن‌ها در زمان باید به‌عنوان نگرانی‌های حیاتی در تحلیل تحولات اقتصادی مورد مطالعه قرار گیرند (شومپیتر[7]، ۱۹۳۴ و ۱۹۳۹).

در اقتصاد ایران، بانک مرکزی در اجرای سیاست پولی، می‌تواند مستقیماً از قدرت تنظیم‌کنندگی خود استفاده نموده و یا به‌طور غیرمستقیم از اثرگذاری بر روی شرایط بازار پول به‌عنوان انتشار دهندهٔ پول پرقدرت استفاده نماید؛ بر همین‌اساس بانک مرکزی در ایران از دو نوع ابزار سیاست پولی قابل تفکیک استفاده می‌کند که ابزارهای مستقیم (عدم اتکا بر شرایط بازار) و غیرمستقیم (مبتنی‌بر شرایط بازار) سیاست پولی نامیده می‌شوند. برمبنای تفکیک مذکور، ابزارهای مستقیم شامل کنترل نرخ‌های سود بانکی و سقف اعتباری است. نسبت سپردهٔ قانونی، اوراق مشارکت بانک مرکزی و سپرده ویژهٔ بانک‌ها نزد بانک مرکزی از ابزارهای غیرمستقیم می‌باشد (بانک مرکزی[8]، ۱۴۰۱).

---

1. Heathcote et al.
2. Doepke and Schneider
3. Park
4. Bezemer & Samarina
5. Theory of Economic Development
6. Business Cycles
7. Schumpeter
8. https://www.cbi.ir/page/1512.aspx

بر طبق ماده (۳) آیین‌نامه فصل سوم قانون عملیات بانکی بدون ربا، بانک مرکزی می‌تواند در تعیین حداقل نرخ سود(بازده) احتمالی برای انتخاب طرح‌های سرمایه‌گذاری و یا مشارکت و نیز تعیین حداقل و یا عنداللزوم حداکثر نرخ سود مورد انتظار و یا نرخ بازده احتمالی برای سایر انواع تسهیلات اعطایی بانکی دخالت نماید. همچنین براساس ابزار سقف اعتباری، بانک مرکزی با ایجاد محدودیتهای اعتباری و اعطای اعتبارات مستقیم به همراه منظور کردن اولویت در امر اعطای اعتبارات بانکی در مورد بخش‌های خاص اقتصادی عملاً اقدام به جهت‌دهی اعتبارات به سمت بخش‌های مورد نظر می‌نماید. سابقه تاریخی بانک مرکزی نشان می‌دهد که بانک مرکزی بیشتر از بین ابزارهای مستقیم از سقف اعتباری بیشتر استفاده نموده است و داده‌های انتشار یافته بانک مرکزی برای اعتبارات بانکی نیز بر اساس تفکیک شده به بخش های مختلف اقتصادی می‌باشد که شامل بخشهای کشاورزی، صنعت و معدن، مسکن، بازرگانی و خدمات است (همان).

۲-۲. مروری بر پیشینهٔ پژوهش

«مهرگان» و «خوش‌اخلاق» (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای به بررسی رابطهٔ بین تسهیلات قرض‌الحسنه و توزیع درآمد پرداخته‌اند که با استفاده از داده‌های سری زمانی بین سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۶۳ و روش مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی مبتنی‌بر «فرضیهٔ کوزنتس» مورد بررسی قرارگرفته است. نتایج با رد فرضیهٔ کوزنتس به‌طور کلی نشان‌دهندهٔ اثر معنادار تسهیلات قرض‌الحسنه بر بهبود توزیع درآمد است. «صادقی» و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهشی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر توزیع درآمد با داده‌های فصلی طی دورهٔ ۱۳۹۳-۱۳۶۹ برای ۹۹ متغیر اقتصاد کلان و با روش FAVAR [1] بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که یک شوک مثبت به اندازهٔ یک انحراف معیار در مخارج جاری دولت ضریب جینی را افزایش داده و موجب بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود. «سیفی‌پور» و همکاران (۱۳۹۷)، در تحقیقی به بررسی آثار سیاست‌های اعتباری خُرد بر توزیع درآمد برای دو گروه استان‌های با درآمد سرانهٔ متفاوت طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ به روش پانل دیتا می‌پردازد. نتایج مدل نشان می‌دهد، اتخاذ سیاست‌های اعتباری خرد در استان‌های با درآمد بالا سبب بدتر شدن توزیع درآمد و در استان‌های با درآمد پایین سبب بهتر شدن توزیع درآمد می‌شود. «دامن‌کشیده» و «نوابی‌زند» (۱۳۹۸)، در تحقیقی به بررسی تأثیر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی و نرخ تسهیلات اعتباری خُرد بانکی بر روی ضریب جینی، طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۲ در قالب یک مدل به روش پانل دیتا می‌پردازد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نرخ رشد درآمد سرانهٔ خانوار، نرخ اشتغال و نرخ رشد تسهیلات اعتباری خُرد بانکی در سطح استان‌های نوار شمالی کشور تأثیر منفی و معناداری برروی ضریب جینی داشته است.

«سایکی» و «فروست» [2] (۲۰۱۸)، یک ارزیابی مجدد از مطالعهٔ قبلی خود دربارهٔ ارتباط سیاست پولی و توزیع درآمد را براساس داده‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۷ و با روش SVAR انجام‌داده‌اند. این مطالعه نشان‌داد که

---

[1]. Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR)
[2]. Saiki & Frost

سیاست پولی غیرمتعارف در ژاپن نابرابری درآمدی را افزایش داده است. «هیک» و «پونتنر»[1] (۲۰۱۹)، نقش توزیع درآمد در بدهی خانوار، ثبات مالی کلان و دسترسی به بازار مالی در اروپای مرکزی، شرقی و جنوب‌شرقی برای دورهٔ ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷م. با مدل‌سازی پروبیت چندسطحی بررسی کرده‌اند. نتایج از این ایده حمایت می‌کند که موقعیت درآمد نسبی، همراه با درآمد مطلق، بر احتمال دریافت وام خانوارها تأثیر دارد، اما این امر عمدتاً برای خانوارهای بالاتر از میانگین توزیع درآمد معتبر است. «اندرسن» و همکاران[2] (۲۰۲۱)، اثرات توزیعی سیاست پولی بر درآمد، ثروت و مصرف را برای جمعیت دانمارک در دورهٔ ۱۹۸۷–۲۰۱۴م. را تحلیل کرده‌اند. برآوردهای تحقیق حاکی از آن است که سیاست پولی ملایم، نابرابری درآمدی را با افزایش سهم درآمد در بالای توزیع درآمد و کاهش آن در بخش پایینی، افزایش می‌دهد. «کوناوتور» و همکاران[3] (۲۰۲۲) در مقاله‌ای اثرات توزیعی سیاست‌های مالی و پولی در آفریقا در دورهٔ ۱۹۹۰–۲۰۱۷م. با استفاده از GMM و یک رگرسیون چندکی هم‌زمان بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بازتوزیع مالی در آفریقا کاملاً مؤثر بوده است و مالیات مستقیم مترقی ابزاری قوی در توزیع مجدد درآمد به نفع افراد بی‌نیاز است؛ همچنین سیاست پولی انقباضی اثرات توزیعی ناخواسته‌ای در آفریقا دارد.

در یک جمع بندی، باوجود اهمیت تأثیرات توزیعی سیاست پولی و اعتباری بر توزیع درآمد، شواهد تجربی اندکی در دسترس می‌باشد. پژوهش‌های موجود اغلب از داده‌های پیمایشی استفاده کرده‌اند که در آن دنباله‌های توزیع درآمد ضعیف نشان داده شده است و اغلب بر معیارهای نابرابری تمرکز کرده‌اند؛ از این‌رو، بهبود مدل‌ها و داده‌ها به درک بهتر در اثرات توزیعی اعتباری کمک می‌کند.

۳. روش‌شناسی

۳-۱. معرفی مدل پژوهش

در پژوهش حاضر به‌منظور بررسی اثر سیاست‌های اعتباری و اعطای تسهیلات به بخش‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد، به پیروی از برخی مطالعات تجربی در این حوزه، ازجمله «بیتن‌کورت» و همکاران[4] (۲۰۱۹) و «چیا» و همکاران[5] (۲۰۲۲) الگوی تحقیق به‌صورت زیر تصریح شده است.

$$\Delta G_{it}(\tau) = \beta_1(\tau) + \beta_2(\tau)Cr_{it} + \gamma(\tau)X_{it} + \varepsilon_i \qquad (۱)$$

در معادلهٔ فوق i نشان‌دهندهٔ استان (مقطع) و t نشان‌دهندهٔ زمان است. بر این‌اساس ΔG_i نشان‌دهندهٔ نابرابری درآمد استان iام، Cr_i نشان‌دهندهٔ میزان اعتبارات اعطایی به هر استان، X_i بردار متغیرهای کنترلی، ε_i جزء خطا و τ نشان‌دهندهٔ کوانتایل می‌باشد. در این مطالعه به‌منظور بررسی اثر سیاست‌های اعتباری بر

[1] Hake & Poyntner
[2] Andersen et al
[3] Kunawotor et al
[4] Bittencourt et al.
[5] Chia et al.

نابرابری درآمد از داده‌های فصلی مربوط به استان‌های کشور برای بازهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۹ براساس حداکثر اطلاعات موجود استفاده شده است.[۱]

به‌طور معمول میزان اعتبارات اعطایی اثر مثبت بر بر عملکردهای اصلی سیستم مالی دارد. به‌طور نمونه انتظار بر آن است که افزایش آن موجب بهبود سرمایه‌گذاری، بهبود و تسهیل مدیریت ریسک و تسهیل گردش کالا و خدمات در اقتصاد شود. با این‌حال اثر آن بر توزیع درآمد، ازجمله مواردی که درخصوص آن اختلاف‌نظر وجود دارد. در این‌راستا در پژوهش حاضر به پیروی از برخی مطالعات، ازجمله «ستی» و همکاران[۲] (۲۰۲۱) برای متغیر میزان اعتبارات از نسبت اعتبارات اعطایی به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. برای این‌منظور نسبت تسهیلات اعطایی به بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن، مسکن، بازرگانی و خدمات به تفکیک استان‌های کشور نسبت به GDP هر استان مورد استفاده قرار گرفته است.

علاوه‌بر موارد فوق، در معادلهٔ ۱ به پیروی از برخی مطالعات، ازجمله «بولیوار» و همکاران[۳] (۲۰۲۱)، «کاویا» و همکاران[۴] (۲۰۲۰)، متغیر رشد اقتصادی، سرمایهٔ فیزیکی، سرمایهٔ انسانی و تورم هر استان نیز به‌عنوان متغیر کنترلی مورداستفاده قرار گرفته است. برای این‌منظور از رشد تولید ناخالص هر استان برای متغیر رشد اقتصادی و شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ هر استان برای متغیر تورم استفاده گردید. همچنین به پیروی از «فوهیناس» و همکاران[۵] (۲۰۲۱)، ستی و همکاران (۲۰۲۱) و «لانگنل» و همکاران[۶] (۲۰۲۱) از تعداد دانشجویان هر استان (به ازاء هزار نفر) به عنوان متغیر نیابتی[۷] برای سرمایهٔ انسانی و از سرانهٔ راه‌های موجود در هر استان به‌منظور نشان‌دادن سطح سرمایهٔ فیزیکی استان استفاده شده است.

۳-۲. روش تخمین الگو

یکی از مشکلات در تخمین الگوهای اقتصادسنجی، امکان بروز مشکل مقدار حدّی[۸] می‌باشد.[۹] این مشکل زمانی حادث می‌شود که یک مقدار حدّی، یا نادیده گرفته شده و یا کنار گذاشته می‌شود. در این‌شرایط اگر توزیع عبارت خطا نرمال نباشد و مقادیر حدّی وجود داشته باشد، آنگاه برآوردگرهای مرسوم برمبنای مدل گاوسی که به‌منظور بررسی رابطهٔ میان متغیرها استفاده می‌شود، به‌طور معمول تورش‌دار و غیر کارا خواهند

---

۱. در پژوهش حاضر داده‌های مربوط به اعتبارات بانکی از بانک مرکزی اخذ شده است. همچنین داده‌های مربوط به موجودی سرمایه نیز بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی گرفته شده است. سایر داده‌های موردنیاز نیز از مرکز آمار دریافت شده است.

2. Sethi et al.
3. Bolarinwa et al.
4. Kavya et al.
5. Fuinhas et al.
6. Langnel et al.
7. Proxy
8. Extreme Value Problem

۹. نظریه مقدار حدّی شاخه‌ای از علم آمار است که با انحرافات شدید از میانهٔ توزیع‌های احتمال سروکار دارد. این شاخه از آمار به‌دنبال ارزیابی احتمال رخدادهایی است که از هر نمونه‌ای که قبلاً مشاهده شده، شدیدتر است. تجزیه و تحلیل مقادیر حدّی در بسیاری از رشته ها مانند مهندسی سازه، مالی، علوم زمین، پیش بینی ترافیک و مهندسی زمین‌شناسی کاربردهای فراوان دارد.

بود. در این وضعیت لازم است از تخمین‌زن‌های استوار[1] دیگری استفاده شود (لیو و همکاران[2]، ۲۰۲۱)؛ از این‌رو، در مطالعهٔ حاضر نیز از مدل رگرسیونی کوانتایل در داده‌های تابلویی استفاده شده است.

درخصوص رگرسیون‌های کوانتایل نیز به اختصار می‌توان اشاره کرد که این رویکرد توسط «کونکر» و «باست»[3] (۱۹۷۸) به‌عنوان جایگزینی برای روش رگرسیون حداقل مربعات که کاربردهای بیشتری دارد، معرفی شده است. در این رویکرد به‌منظور بررسی تأثیر متغیر مستقل‌بر متغیر وابسته، چولگی توزیع درنظر گرفته می‌شود که باعث می‌شود، تصویر کامل‌تری از این عملکرد ارائه شود. کونکر (۲۰۰۴) بیان می‌کند که از رگرسیون کوانتایل زمانی‌که تخمین کوانتایل‌های مختلف جامعه موردنیاز باشد، می‌توان استفاده کرد. یکی از مزایای این نوع رگرسیون نسبت به رگرسیون حداقل مربعات، در تخمین میانه و یا سایر شرایط مشابه در این است که تخمین‌ها در شرایط وجود داده‌های دور افتاده (داده‌های پرت)، قابل اطمینان‌تر خواهد بود؛ زیرا تابع هدف رگرسیون کوانتایل، مجموع وزنی انحراف‌های مطلق است که نتایج قابل اطمینانی را به همراه خواهد داشت؛ از این‌رو، بردار ضرایب تخمین زده شده روی متغیر وابسته نسبت به مشاهدات پرت حساس نیست. علاوه‌بر این، این رویکرد زمانی‌که توزیع جملات خطا نرمال نبوده و دنباله‌های توزیع بلند و نامتقارن باشد، نسبت به روش حداقل مربعات معمولی کاراتر خواهد بود.

در روش رگرسیون کوانتایل، برخلاف رگرسیون حداقل مربعات، توابع کوانتایل گوناگون از یک توزیع شرطی برآورد می‌شود (در این‌میان کوانتایل ۰.۵ که میانه می‌باشد، یک استثنا خواهد بود)؛ از این‌رو، هر رگرسیون کوانتایلی د واقع یک نقطهٔ منحصربه‌فرد (روی دو دنبالهٔ توزیع و یا مرکز توزیع) از توزیع شرطی را نشان می‌دهد که با قراردادن این رگرسیون‌های مختلف کنار هم، نمای جامع‌تری از توزیع شرطی نمایان خواهد شد. این وضعیت زمانی‌که توزیع شرطی شکل استاندارد نداشته باشد؛ به‌طور نمونه در شرایط نامتقارن بودن شکل توزیع، وجود توزیع‌های دم پهن[4] و یا توزیع‌ها منقطع، می‌تواند بسیار مفید باشد (مالیکوف و همکاران[5]، ۲۰۲۰). درنهایت شاید بتوان بیان کرد که مهم‌ترین نقش رگرسیون کوانتایل، شناسایی شکل توزیع متغیر وابسته در سطوح مختلف متغیر مستقل می‌باشد. این اتفاق با برازش الگوهای رگرسیون متعدد بر یک مجموعه داده‌ها به ازای کوانتایل‌های مختلف امکان‌پذیر می‌باشد. در این چارچوب پاول (۲۰۱۴ و ۲۰۲۰) اقدام به معرفی یک رویکرد ناپارامتریک به‌منظور تخمین رگرسیون کوانتایل در داده‌های پانل و به‌طور مشخص در داده‌های با تواتر کم (T کوچک) معرفی کرد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_{it} = D'_{it}\beta(U^*_{it}), U^*_{it} \sim U(0,1) \qquad (۲)$$

در معادلهٔ فوق D_{it} نشان‌دهندهٔ متغیرهای مستقل و $D'_{it}\beta(\tau)$ نشان‌دهندهٔ توزیع شرطی فزآیندهٔ کوانتایل τ ام و Y_{it} متغیر نابرابری درآمد در استان i در زمان t می‌باشد. U^*_{it} نیز بیانگر متغیرهای مستقل و کنترل و β

[1]. Robust
[2]. Liu et al.
[3]. Koenker and Bassett
[4]. Fat Tail
[5]. Malikov et al.

نیز بردار ضرایب است. «پاول» (۲۰۱۴) بیان می‌کند که ویژگی رگرسیون‌های کوانتایل در این است که اثر معمول متغیرهای مستقل را از d1 به d2 بر متغیر وابسته با ثبات نگه‌داشت τ به‌منظور حصول اطمینان از نتیجه انجام می‌دهد.

$$d_2'\beta(\tau) - d_1'\beta(\tau) \qquad (۳)$$

تخمین زن کوانتایل ساختاری اثر مستقل بر متغیر وابسته مربوطه را می‌توان به صورت زیر نشان‌داد که برای نخستین‌بار توسط «کرونزکوف» و «هنسن» (۲۰۰۸) معرفی گردید:

$$S_Y(T|d) = d'\beta(\tau), \tau \in (0.1) \qquad (۴)$$

معادلهٔ فوق بیانگر کوانتایل حاوی متغیر وابسته $Y_d = d'\beta(U^*)$ به ازاء d ثابت و انتخاب U^* به صورت تصادفی $U^* \sim U(0,1)$ می‌باشد. به‌بیان دیگر، تخمین زن کوانتایل ساختاری، کوانتایل شرطی τام Y را به ازاء یک مقدار d مشخص تعیین می‌کند. در این‌راستا، رگرسیون کوانتایل در داده‌های پانل، با توجه به محدودیت شرطی زیر تعیین می‌شود.

$$P(Y_{it} \leq D_{it}'\beta(\tau)|D_{it}), \qquad D_i = (D_{i1}, \dots, D_{iT}) \qquad (۵)$$

پاول (۲۰۱۴) نشان‌داد که معادله شرط فوق بیان‌گر احتمال این است که متغیر پیامد (متغیر وابسته)، کوچک‌تر از تابع کوانتایل مشابه به ازاء همه D_{it} باشد. در معادلهٔ فوق، تخمین زن کوانتایل تأیید می‌کند که احتمال برای مقاطع مختلف متفاوت است و تخمین‌زن تنها در تحلیل‌های درون هر مقطع از این احتمال استفاده می‌کند. همچنین این معادلهٔ نشان می‌دهد که احتمال این‌که متغیر Y کمتر از تابع کوانتایلی است که برابر کوانتایل τام است. درواقع به‌نوعی نشان‌گر ناهمگنی میان مقاطع می‌باشد؛ درنهایت این‌که برای تخمین ضرایب رگرسیون کوانتایل لازم است مسأله درجه دو به‌صورت زیر حل شود:

$$Q_Y(\tau|\omega) = argmin_{f \in F} E[\rho_\tau(Y - f(W))] \qquad (۶)$$

در معادلهٔ فوق f(W) تابع محاسبه‌پذیر براساس یک W مشخص می‌باشد. همچنین اگر $\tau = 0.5$ باشد، آنگاه $Q_Y(0.5|\omega)$ تابع رگرسیون میانه[1] خواهد بود. همچنین در این پژوهش به پیروی از پاول (۲۰۱۷)، با توجه به این‌که تواتر داده‌های نمونه اندک می‌باشد، به‌منظور حصول تخمین‌های با ثبات[2]، تخمین تابع رگرسیون پانل کوانتایل، با استفاده از روش بهینه‌سازی MCMC[3] انجام شده است.

۴. ارائه نتایج پژوهش

پیش از انجام تخمین و ارائه نتایج، توصیف آماری متغیرهای پژوهش در جدول ۱، آورده شده است. کلیهٔ داده‌های مورداستفادهٔ غیرنرمال بوده که این نشان می‌دهد، استفاده از رگرسیون کوانتایل می‌تواند نتایج بهتری را نسبت به رگرسیون‌های برمبنای میانگین ارائه دهد.

---

1. Median
2. Robust
3. Markov chain Monte Carlo

جدول ۱. توصیف آماری متغیرهای تحقیق

Table 1. Statistical description of research variables

	Gini	میزان تسهیلات اعطایی به تفکیک بخش‌های اقتصادی					GDP	سرمایهٔ انسانی	سرمایهٔ فیزیکی	CPI
		خدمات	بازرگانی	مسکن	صنعت و معدن	کشاورزی				
میانگین	۰.۳۲۶	۰.۰۱۹	۰.۰۰۹	۰.۰۰۶	۰.۰۲	۰.۰۱۰	۸۵۷۴۳.۹	۱۱.۴	۰.۲۷	۱۴۶.۱
میانه	۰.۳۲۱	۰.۰۱۶	۰.۰۰۶	۰.۰۰۶	۰.۰۱	۰.۰۰۸	۶۱۵۰۱.۸	۱۰.۵	۰.۳۱	۱۲۱.۰
حداکثر	۰.۴۷	۰.۱۵	۰.۰۴۱	۰.۰۳۵	۰.۰۸	۰.۰۳۷	۴۸۲۲۹۷	۳۷.۴	۰.۷۰	۲۸۷.۵
حداقل	۰.۱۷	۰.۰۰۲	۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۱	−۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۲۹۴۵۷.۸	۵.۹	−۰.۴۳	۸۵.۰
انحراف معیار	۰.۰۴	۰.۰۲	۰.۰۰۸	۰.۰۰۴	۰.۰۲	۰.۰۰۷	۷۵۶۲۶.۴	۴.۱	۰.۱۹	۵۷.۳
چولگی	۰.۴۴	۴.۲	۲.۰۲	۲.۴	۱.۸	۱.۴	۲.۷۶۹۸۹	۲.۵	−۱.۷۶	۰.۹
کشیدگی	۳.۷	۲۴.۶	۷.۱	۱۵.۷	۶.۱	۴.۹	۱۰.۸۳۹۱	۱۲.۸	۸.۰۲	۲.۵
آماره جارک–برا	۴۴.۲۶	۱۶۷۰۹.۹	۱۰۳۷.۸	۵۷۱۶.۴	۶۷۷.۱	۳۵۲.۴	۷۱۴	۳۷۷۶.۶	۱۱۶۴.۷	۲۸.۴
سطح احتمال	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰
مشاهدات	۹۹۲	۹۹۲	۹۹۲	۹۹۲	۹۹۲	۹۹۲	۹۹۲	۹۹۲	۹۹۲	۹۹۲

*داده‌های تسهیلات به صورت سهم از تولید استان و داده سرمایهٔ فیزیکی و انسانی به‌صورت سرانه هستند. همچنین شاخص قیمت مصرف‌کننده برمبنای سال ۱۳۹۵ و GDP برمبنای میلیارد ریال می‌باشد (منبع: یافته‌های تحقیق).

یکی از مشکلات احتمالی در فرآیند تخمین الگوهای اقتصادسنجی، امکان وجود رگرسیون کاذب است. با این‌حال همان‌طورکه «پسران» و همکاران (۲۰۰۳) بیان می‌کند، ریشهٔ واحد در داده‌های پانل اغلب در مواردی بروز می‌کند که سری زمانی داده‌های مقاطع زیاد باشد. با این‌حال، در این پژوهش نتیجهٔ آزمون ریشهٔ واحد LLC[1] ایستایی متغیرها آزمون شده و نتایج آن در جدول ۲ آورده شده است. در آزمون ریشهٔ واحد، فرضیهٔ صفر وجود ریشهٔ واحد است. با توجه به نتایج، فرضیهٔ صفر برای آزمون تمام متغیرها رد شده و این موضوع نشان‌دهندهٔ عدم وجود ریشهٔ واحد و در نتیجهٔ ایستایی تمام متغیرها است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشهٔ واحد

Table 2. The results of the unit root test

متغیر		آزمون LLC با لحاظ عرض از مبداء و روند		وضعیت
		آماره	سطح معناداری	
Gini		−۱۶/۱	۰.۰۰	I(0)
میزان تسهیلات اعطایی به تفکیک بخش‌های اقتصادی	خدمات	−۸/۲۸	۰.۰۰	I(0)
	بازارگانی	−۷/۹	۰.۰۲	I(0)
	مسکن	−۹/۷	۰.۰۰	I(0)
	صنعت و معدن	−۷/۲	۰.۰۰	I(0)
	کشاورزی	−۳/۲	۰/۰۱	I(0)
GDP		−۳/۳	۰.۰۰	I(0)
سرمایهٔ انسانی		−۴/۷	۰.۰۰	I(0)
سرمایهٔ فیزیکی		−۹/۸	۰/۰۰	I(0)
لگاریتم CPI		−۳/۲	۰/۰۰	I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق.

[1]. Levin-Lin-Chu (LLC)

همان‌طورکه پیش‌تر بیان شد، در این پژوهش به‌منظور تخمین معادله از روش رگرسیون پانل کوانتایل تعمیم‌یافته استفاده شده است. همان‌طورکه داده‌های جدول ۳، نشان می‌دهد، اثر اعطای تسهیلات با توجه به بخش‌های مختلف اقتصادی در کوانتایل‌های مختلف اثر متفاوتی بر نابرابری درآمد دارد؛ به بیان دیگر، اثر اعتبارات اعطایی به هر بخش اقتصادی یکسان نبوده که این ناشی از ماهیت و نقش هرکدام از بخش‌ها در ایجاد درآمد در اقتصاد است. درواقع متناسب با شرایط اعطای اعتبار یا به‌بیان دیگر، با توجه به سیاست‌های اعتباری هر استان، متغیرهای توضیحی ازجمله اعتبارات، اثر متفاوتی در نابرابری درآمد دارد. در این چارچوب نتایج نشان می‌دهد که اعطای اعتبارات به بخش کشاورزی در تمام کوانتایل‌ها اثر منفی و معنادار بر نابرابری درآمد استان‌ها دارد که به‌معنی کاهش نابرابری می‌باشد. همچنین در بخش صنعت و معدن نیز اثر اعتبارات اعطایی در کوانتایل‌های ابتدایی و انتهایی اثر منفی و معنادار و در کوانتایل‌های ۰.۵ و ۰.۸۵ اثر مثبت و معنادار بر نابرابری داشته است. یکی از نتایج قابل‌توجه در جدول ۳، اثر اعتبارات اعطایی به بخش مسکن است که با وجود اهمیت این بخش در اقتصاد، اعطای اعتبارات به آن به‌جز در کوانتایل ۰.۰۵ و ۰.۱۵ که اثر منفی و معنادار بر نابرابری داشته، در سایر کوانتایل‌ها اثر مثبت بر نابرابری درآمد گذاشته است؛ به بیان دیگر، اعطای تسهیلات به این بخش با توجه به سیاست‌های اعتباری و روش پرداخت نتوانسته نقش درستی در کاهش نابرابری درآمد استان‌ها داشته باشد. برای بخش بازرگانی نیز نتایج نشان می‌دهد اعتبارات اعطایی در کوانتایل‌های ابتدایی (۰.۰۵ الی ۰.۲۵) اثر مثبت و معنادار بر نابرابری و در مابقی کوانتایل‌ها اثر منفی بر نابرابری درآمد استان‌ها داشته است. در بخش خدمات نیز که بزرگ‌ترین بخش اقتصادی کشور محسوب می‌شود، نتایج بیانگر این موضوع است که اعطای تسهیلات به این بخش نتوانسته موجب کاهش در نابرابری درآمد گردد؛ زیرا نتایج نشان‌دهندهٔ وجود اثر مثبت و معنادار این متغیر بر نابرابری دارد.

درخصوص اثر متغیر سرمایهٔ انسانی نیز مطابق انتظار نتایج نشان می‌دهد که این متغیر در تمام کوانتایل‌ها اثر منفی و معنادار بر نابرابری درآمد استان‌ها داشته است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اثر موجودی سرمایه بر نابرابری درآمد در تمامی کوانتایل‌ها اثر مثبت و معنادار داشته است. درواقع با وجود این‌که به‌نظر سرمایه برای رشد اقتصادی ضروری است؛ با این‌حال، با افزایش این متغیر نابرابری درآمد در استان‌ها نیز بیشتر شده است (به‌جز در کوانتایل ۰.۸۵ که اثر منفی و البته بی‌معنا می‌باشد). در این‌راستا بررسی اثر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که این متغیر در تمام کوانتایل‌ها اثر منفی بر نابرابری درآمد داشته است. درنهایت اثر تورم بر نابرابری نیز نشان می‌دهد ین متغیر در اغلب کوانتایل‌ها موجب نابرابرتر شدن درآمد استان‌ها شده است.

جدول ۳. نتایج تخمین ضرایب الگوی پژوهش با استفاده از رگرسیون کوانتایل

Table 3. The results of estimating the coefficients of the research model using quantile regression

کوانتیل	متغیر	رشد اقتصادی	میزان تسهیلات اعطایی به تفکیک بخش‌های اقتصادی					سرمایهٔ انسانی	سرمایهٔ فیزیکی	تورم	عرض از مبدأ
			کشاورزی	صنعت و معدن	مسکن	بازرگانی	خدمات				
۰.۰۵	ضریب	-۰.۰۲۱۲***	-۱.۷۱۴۲***	-۰.۶۳۱۵***	-۱.۴۱۲۵***	۱.۲۶۷۸***	۰.۸۹۳۴***	-۰.۰۰۳۱***	۰.۰۲۵۶***	۰.۰۰۳۴۳***	۰.۳۶۴۴***

	آمارهٔ t	-۸.۱	-۴۶.۷	-۱۵.۳	-۱۳.۳	۴۲.۱	۲۵.۵	-۱۸.۱	۸.۵	۳.۵	۵۰.۴
	Sd	۰.۰۰۳	۰.۰۳۷	۰.۰۴۱	۰.۱۰۳	۰.۰۲۸	۰.۰۳۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	۰.۰۰۷
۰.۱۵	ضریب	-۰.۰۳۳۵***	-۲.۳۹۴۱***	-۰.۵۵۵۶***	-۰.۴۱۲۶***	۱.۱۵۶۴***	۰.۹۲۳۲***	-۰.۰۰۱۱***	۰.۰۱۰۲***	-۰.۰۱۲۱***	۰.۴۵۱۱***
	آمارهٔ t	-۱۵.۲	-۸۷.۲	-۴۰	-۴.۶	۳۳.۹	۵۱.۵	-۳۳.۴	۴.۰	-۱۴.۸	۵۹.۵
	Sd	۰.۰۰۲	۰.۰۲۷	۰.۰۱۴	۰.۰۸۰	۰.۰۳۳	۰.۰۱۸	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۸
۰.۲۵	ضریب	-۰.۰۲۲۳***	-۲.۸۱۲۶***	-۰.۵۲۳۵***	۰.۵۴۶۲***	۰.۷۱۴۶***	۰.۹۱۶۵***	-۰.۰۰۲۲***	۰.۰۱۲۳***	-۰.۰۱۴۳***	۰.۴۶۳۴***
	آمارهٔ t	-۱۹.۶	-۴۳.۲	-۲۲.۴	۵.۰	۱۲.۰	۲۷.۳	-۳۲.۴	۶.۴	-۱۲.۹	۷۵.۱
	Sd	۰.۰۰۱	۰.۰۶۶	۰.۰۲۳	۰.۱۰۲	۰.۰۵۹	۰.۰۳۳	۰.۰۰۰	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	۰.۰۰۶
۰.۵	ضریب	-۰.۰۲۳۲**	-۳.۳۶۱۱***	۰.۲۱۱۴**	۱.۵۳۵۱***	-۰.۲۱۲۲*	۰.۸۸۳۶***	-۰.۰۰۳۲***	۰.۰۶۳۲***	۰.۰۰۲۳***	۰.۴۵۵۱***
	آمارهٔ t	-۳.۱	-۲۴.۵	۲.۲۹	۴.۸	-۱.۸	۹.۸	-۱۴.۷	۱۵.۰	۵.۳	۲۰.۵
	Sd	۰.۰۰۷	۰.۱۳۷	۰.۰۹۲	۰.۳۱۶	۰.۱۱۱	۰.۰۹۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۴	۰.۰۰۰	۰.۰۲۲
۰.۷۵	ضریب	-۰.۰۳۲۴***	-۲.۸۱۴۲***	۰.۱۸۳۲***	۱.۲۲۲۳***	-۰.۶۳۴۱***	۰.۸۴۲۶۷***	-۰.۰۰۳۲***	۰.۰۳۲۳***	۰.۰۰۲۱	۰.۴۸۴۴***
	آمارهٔ t	-۶.۰	-۲۵.۵	۵.۵	۵.۵	-۶.۹	۸.۳	-۲۹.۲	۷.۹	۰.۴	۱۳.۴
	Sd	۰.۰۰۶	۰.۱۱۰	۰.۰۳۴	۰.۲۱۳	۰.۰۸۰	۰.۱۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۴	۰.۰۰۵	۰.۰۳۶
۰.۸۵	ضریب	-۰.۰۲۲۳***	-۲.۳۱۲۴***	-۰.۰۳۳۶**	۱.۱۲۱۷***	-۰.۶۴۱۶***	۰.۶۱۴۵***	-۰.۰۰۲۹***	-۰.۰۰۱۳	۰.۰۰۱۱	۰.۴۶۵۸***
	آمارهٔ t	-۱۳.۰	-۲۳.۷	-۲.۱	۱۵.۵	-۶.۷	۱۶.۳	-۵۰.۶	-۰.۳	۱.۳	۵۹.۶
	Sd	۰.۰۰۲	۰.۰۹۶	۰.۰۱۲	۰.۰۷۰	۰.۰۹۷	۰.۰۳۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۳	۰.۰۰۱	۰.۰۰۸
۰.۹۵	ضریب	-۰.۱۲۴۸***	-۳.۷۴۹۲***	-۰.۴۱۳۱***	۰.۴۲۴۶***	-۰.۸۱۷۸***	۱.۸۱۵۶***	-۰.۰۰۴۴***	۰.۰۸۱۳***	۰.۰۱۵۴***	۰.۵۶۴۴***
	آمارهٔ t	-۱۹۶.۵	-۲۹۱.۶	-۱۶۳.۷	۱۷.۶	-۸۴.۸	۵۴۷.۶	-۶۹۵.۳	۴۲۲.۱	۱۷۷.۱	۵۶۲.۰
	Sd	۰.۰۰۰	۰.۰۱۳	۰.۰۰۲	۰.۰۲۱	۰.۰۰۹	۰.۰۰۳	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱

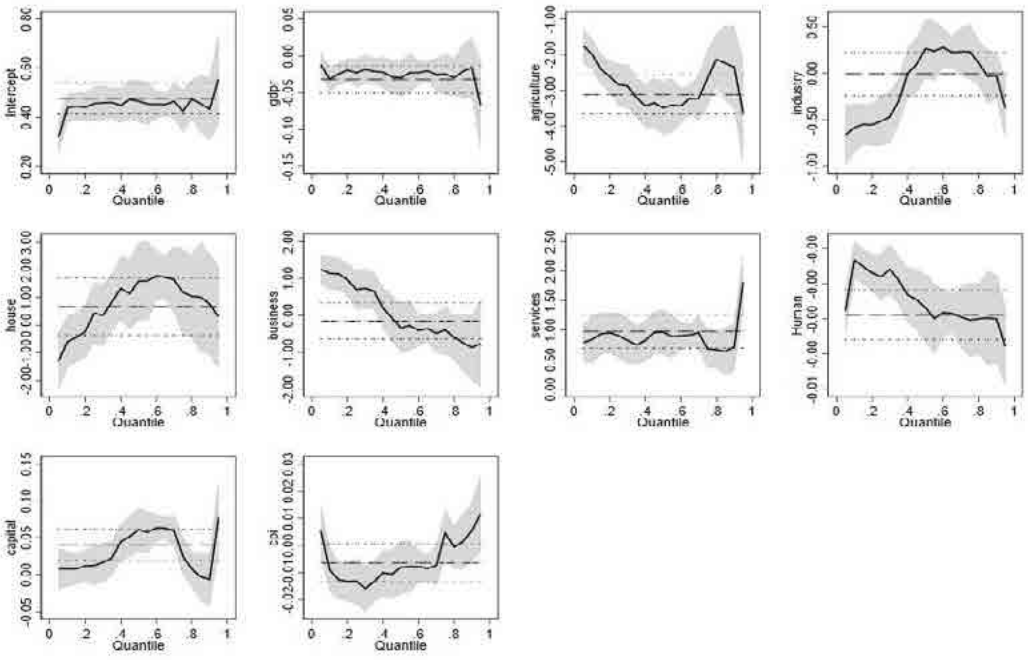
Sd نشان‌دهندهٔ انحراف معیار

*** سطح معناداری ۹۹٪، ** سطح معناداری ۹۵٪، * سطح معناداری ۹۰٪ (منبع: یافته‌های تحقیق).

در نمودار ۱، اثر ضرایب متغیرهای الگو بر نابرابری درآمد در کوانتایل‌های مختلف آورده شده است. بر این‌اساس می‌توان بیان نمود که در بخش کشاورزی (Agriculture)، اثر تسهیلات اعطایی بر نابرابری درآمد در ابتدا به‌صورت قدر مطلق بیشتر و سپس با افزایش کوانتایل‌ها کاهش یافته است. درواقع در دهک میانی نسبت به دهک ابتدایی و انتهایی، اثر تسهیلات به بخش کشاورزی بر نابرابری درآمد بیشتر می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد که اثر تسهیلات اعطایی به بخش کشاورزی بر توزیع درآمد به‌صورت غیرخطی می‌باشد. درخصوص بخش صنعت و معدن (Industry) نیز نتایج نشان می‌دهد که در کوانتایل‌های ابتدایی به نسبت کوانتایل‌های انتهایی، اعطای تسهیلات به این بخش بیشتر موجب کاهش نابرابری درآمد شده است. این امر می‌تواند به‌نوعی نشان‌دهندهٔ این موضوع باشد که اعطای تسهیلات بیشتر به‌نوعی توانسته موجب افزایش درآمد بخشی از افراد شده که پیامد آن هم نا برابر شدن بیشتر درآمد بوده است. بر این‌اساس می‌توان بیان کرد که اثر اعطای اعتبارات به این بخش بر توزیع درآمد غیرخطی و نامتقارن می‌باشد. بررسی نمودار مربوط به بخش مسکن (House) نشان می‌دهد که اثر منفی تسهیلات اعطایی به این بخش بر نابرابری فقط در دو کوانتایل ابتدایی بوده و به‌تدریج اثر این نوع تسهیلات افزایش‌یافته و موجب نابرابری بیشتر شده است. درواقع اثرگذاری به‌صورت غیرخطی و نامتقارن است. یکی دیگر از بخش‌هایی که اثرگذاری تسهیلات اعطایی آن بر نابرابری درآمد اثر نامتقارن داشته، بخش بازرگانی (Business) می‌باشد. درواقع نتایج نشان می‌دهد که اثر اعطای تسهیلات به این بخش در کوانتایل‌های ابتدایی مثبت و سپس با کاهش این ضرایب منفی شده است.

درمیان بخش‌های اقتصادی شاید بتوان بیان کرد که اثر تسهیلات اعطایی به بخش خدمات بر نابرابری درآمد استان‌ها نیز به مانند بخش کشاورزی اثر متقارن داشته است. با این تفاوت که اعطای تسهیلات به این بخش اثر مثبت داشته و این اثر در کوانتایل‌های انتهایی بیشتر نیز شده است.

درخصوص اثر سرمایهٔ انسانی (Human) نیز نتایج نمودار ۱، نشان می‌دهد که در کوانتایل‌های انتهایی نسبت به ابتدایی اثر منفی سرمایهٔ انسانی بر نابرابری بیشتر شده است؛ البته این نتیجه در سرمایهٔ فیزیکی (Capital) اندکی متفاوت می‌باشد. به این‌صورت که در کوانتایل‌های بالایی نسبت به ابتدایی اثر سرمایه بر نابرابری بیشتر است. در این چارچوب نمودار مربوط به نرخ تورم (Cpi) نیز نشان می‌دهد اثر این متغیر بر نابرابری درآمد استان‌ها در کوانتایل‌های بالا بیشتر از پایین می‌باشد. درنهایت، اثر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد نیز در کوانتایل انتهایی به نسبت مابقی کوانتایل‌ها بیشتر است.



نمودار ۱. اثر ضرایب متغیرهای الگوی تحقیق بر نابرابری درآمد استان‌ها (منبع: یافته‌های تحقیق).

Chart 1. The effect of the coefficients of the variables of the research model on the income inequality of the provinces (source: research findings).

۵. نتیجه‌گیری

یکی از چالش‌های کشورها، به‌ویژه در چند دههٔ اخیر، مسأله نابرابری درآمد می‌باشد. این اهمیت از آنجا ناشی می‌شود که افزایش نابرابری درآمد موجب ناعدالتی بیشتر اقتصادی، عدم برابری در فرصت‌ها و درنهایت

ناپایداری اجتماعی و اقتصادی می‌گردد که همهٔ این موارد درنهایت می‌تواند موجب بی‌ثباتی سیاسی (سولت[1]، ۲۰۱۵) و بی‌ثباتی مالی گردد (بورنسکو[2]، ۲۰۱۷). در چارچوب مبانی توسعهٔ مالی، ازجمله مهم‌ترین متغیرهایی است که می‌تواند بر رشد اقتصادی اثرگذار باشد؛ زیرا دسترسی بیشتر به منابع مالی و ساده‌تر برای افراد به‌ویژه افراد فقیر موجب خواهد شد، امکان اجرای بیشتر کسب و کارها و یا پروژه‌ها فراهم شده که از این مسیر نابرابری درآمد کاهش خواهد یافت (بیتونکورت و همکاران، ۲۰۱۹)؛ از این‌رو، همواره نحوهٔ تخصیص منابع مالی میان بخش‌های مختلف اقتصادی مورد چالش سیاست‌گذاران بوده است. بر این‌اساس در پژوهش حاضر اثر تسهیلات اعطایی به بخش‌های مختلف اقتصادی بر رشد اقتصادی استان‌های کشور مورد بررسی قرار گرفت. برای این‌منظور از داده‌های بازهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۹ و روش رگرسیون پانل کوانتایل مورداستفاده قرار گرفت تا از این مسیر امکان تحلیل بهتری از این اثر فراهم گردد.

در این‌راستا، نتایج نشان‌داد که در کوانتایل ابتدایی (کوانتایل ۰.۰۵)، اعطای اعتبارات به بخش بازرگانی و خدمات اثر مثبت و معنادار بر نابرابری درآمد و همچنین اعتبارات بخش کشاورزی، مسکن و صنعت و معدن اثر منفی و معنادار بر نابرابری درآمد استان‌ها داشته‌اند؛ درواقع، این سه بخش موجب کاهش نابرابری درآمد شده‌اند. براساس این نتایج به‌نظر می‌رسد که اعطای اعتبارات به بخش‌های فوق در کوانتایل میانه توانسته با ایجاد درآمد از مسیر اشتغال و یا ایجاد کسب و کار، موجب کاهش نابرابری درآمد شود. درحالی‌که نتایج برای بخش بازرگانی و خدمات می‌تواند نشانه‌ای از اخذ تسهیلات با انگیزه‌های مصرفی و یا سفته‌بازی دارد.

در کوانتایل میانه (کوانتایل ۰.۵) اعطای اعتبارات به بخش‌های کشاورزی و بازرگانی دارای اثر منفی و اعطای تسهیلات به بخش مسکن، خدمات و صنعت و معدن اثر مثبت بر نابرابری درآمد بوده است. همچنین در کوانتایل بالایی (کوانتایل ۰.۹۵) تسهیلات اعطایی به بخش‌های کشاورزی، بازرگانی و صنعت و معدن اثر منفی و همچنین اعتبارات بخش‌های مسکن و خدمات اثر مثبت بر نابرابری در استان‌های ایران داشته است (نمودار ۲).

درخصوص اثر مثبت اعتبارات اعطایی به بخش بازرگانی و خدمات بر نابرابری درآمد (بازرگانی فقط در کوانتایل‌های ابتدایی) دو تفسیر می‌توان بیان نمود؛ نخست آن‌که با توجه به سرکوب نرخ سود بانکی در بخش تسهیلات اعطایی (پایین‌تر بودن نرخ سود از نرخ تورم)، اگر فرد یا نهادی بتواند این تسهیلات را دریافت نماید، به‌صورت بالقوه امکان کسب سود خواهد داشت؛ زیرا اختلاف نرخ سود بانکی با نرخ تورم که در اغلب موارد موجب منفی بودن نرخ حقیقی سود دارد، موجب می‌شود افراد به‌صورت بالقوه از فرصت کسب سود بهره‌مند شوند. حال با توجه به ضوابط و شرایط موجود در سیستم بانکی، نتایج تأیید می‌کند که تسهیلات اعطایی در این دو بخش، به‌ویژه بخش خدمات، موجب نابرابرتر شدن درآمد شده است. درواقع افرادی که امکان کسب این تسهیلات چه ازنظر داشتن روابط اداری لازم و چه ازنظر وثایق موردنیاز (حداقل حقوق پوشش‌دهنده در فیش حقوق و یا وثایق ملکی موردنیاز) را داشته‌اند، از فرصت اخذ تسهیلات و اعتبارات بانکی استفاده نموده و

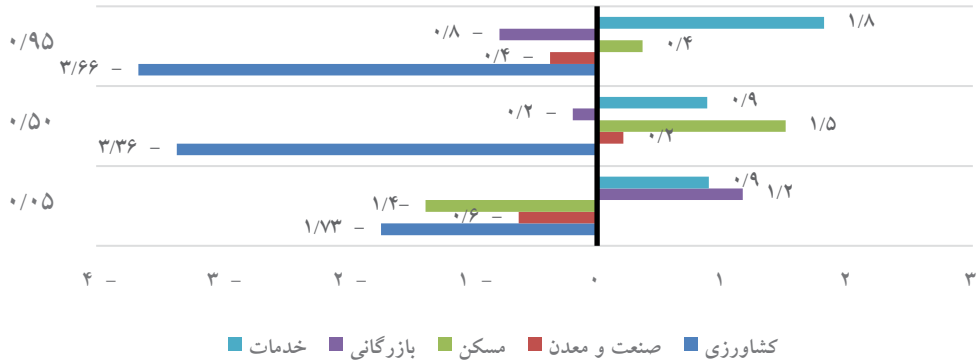
---

[1]. Solt
[2]. Bjornskov

این امر موجب تشدید نابرابر شدن درآمد شده است. تفسیر دوم آن است که صرف‌نظر از محدودیت‌های مورد اشاره، فرآیندهای اعطای تسهیلات در بخش خدمات و در مقام پایین‌تر بخش بازرگانی به‌گونه‌ای است که امکان انحراف اعتبارات اعطایی از مسیر ایجاد تولید و درآمد که خود زمینه‌ساز کاهش نابرابری درآمد می‌شود، بیشتر است. به بیان دیگر با توجه به چارچوب‌های قانونی تعیین‌شده توسط بانک مرکزی، اعطای اعتبارات در این دو بخش یا ناشی از تقاضای مصرفی بوده و یا صرف سفته‌بازی در بازارهای مالی می‌گردد.

حال مقایسهٔ موضوع فوق با دو بخش کشاورزی و صنعت تا حدود زیادی متفاوت است؛ زیرا با توجه به الزامات و ضوابط استفاده از اعتبارات سیستم بانکی، اعطای اعتبارات در این دو بخش به دلیل ایجاد تولید و درآمد برای عوامل تولید، موجب کاهش نابرابری شده است (به‌جز کوانتایل میانه در بخش صنعت).

درخصوص اعتبارات اعطایی به بخش مسکن می‌توان این‌طور بیان کرد که به‌نظر در بخش مسکن اعتبارات بیشتر به افرادی شده است که توانایی بازپرداخت این تسهیلات را داشته‌اند و افراد فقیرتر از مزایای آن بی‌بهره بوده‌اند. همچنین در بخش خدمات نیز باید توجه داشت که بخشی از تسهیلات اعطایی بانک‌ها برای مصارف غیرتولیدی نیز در این قالب پرداخت شده و به‌تبع افرادی بیشتر از این اعتبارات استفاده کرده‌اند که توانسته‌اند، شروط اولیهٔ بانک‌ها را تأمین کنند؛ از این‌رو، با توجه به این‌که این تسهیلات موجب افزایش تولید و درآمد نشده است، نتوانسته موجب کاهش نابرابری درآمد شود؛ درواقع در سمت تقاضا، خرید مسکن موجب شده به‌واسطهٔ افزایش‌های شدید قیمت مسکن و ایجاد درآمد ناشی از اجاره دادن و یا فروش مجدد املاک، شکاف درآمدی میان افراد بیشتر شود. در این‌راستا، شاید اگر با تعریف فرآیندی صحیح، تسهیلات به‌نوعی موجب تحریک عرضه و ایجاد اشتغال می‌شد، از این مسیر امکان کاهش شکاف درآمدی هم میسّر می‌گردید.



نمودار ۲. اثر ضرایب تسهیلات اعطایی به بخش‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری درآمد (منبع: یافته‌های تحقیق).

Chart 2. The effect of the coefficients of facilities granted to different economic sectors on income inequality (source: research findings).

این نتایج به‌نوعی تاییدکنندهٔ اهمیت سیاست‌های تخصیص منابع مالی به بخش‌های اقتصادی را نشان می‌دهد. باید تأکید نمود که مثبت بودن اثر اعتبارات اعطایی به بخش مسکن بر نابرابری درآمد به این‌معنی

نیست که به این بخش باید اعتبارات کمتری تخصیص داده شود؛ بلکه باید توجه داشت که بخش سهم مسکن در ارزش‌افزودهٔ کشور حدود ۱۰٪ می‌باشد (در سال‌های مختلف این میزان تغییر می‌کند)؛ از این‌رو، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که سیاست‌های اتخاذ شده در بازار پول، ازجمله ابزارها، نهادها و... نتوانسته‌اند به‌نحو صحیح برنامه‌ریزی مناسب برای مواجه با نیازها این بخش را داشته باشند. یا به بیان دیگر، سیاست‌های اتخاذ شده در راستای بهبود توزیع درآمد نبوده است. درخصوص تسهیلات اعطایی به بخش صنعت نیز می‌توان به‌نوعی دیگر به این موضوع اشاره کرد؛ درواقع، همان‌طورکه نمودار ۱ نشان داد، در کوانتایل‌های ابتدایی و انتهایی، اعتبارات اعطایی به بخش صنعت اثر منفی و در کوانتایل‌های میانی اثر مثبت بر نابرابری درآمد داشته است؛ درواقع، تخصیص منابع مالی به بخش صنعت بدون داشتن برنامه و راهبرد مناسب در بخش تولید، لزوماً موجب کاهش نابرابری نخواهد شد؛ بلکه این امر می‌تواند به‌دلیل انحراف منابع، موجب اثر منفی بر رشد اقتصادی شود.

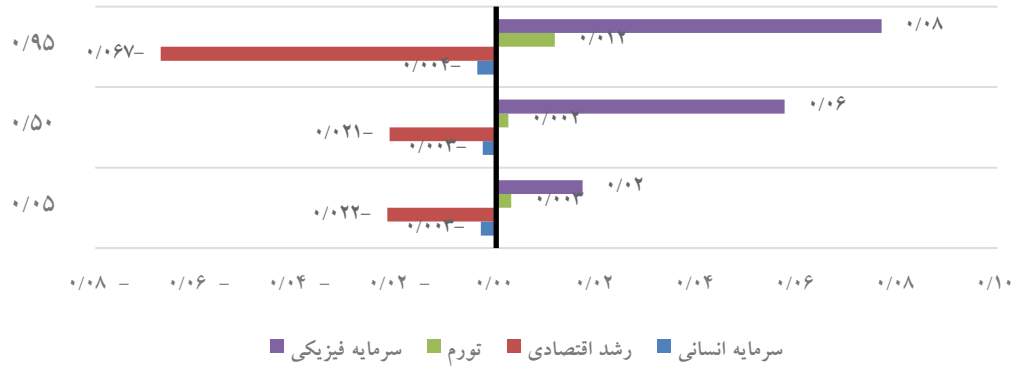
در اینجا باید اشاره کرد که مقایسهٔ نتایج این پژوهش با پژوهش‌های مشابه از دو منظر دشوار است؛ نخست آن‌که، براساسی بررسی‌های انجام شده، تاکنون در مطالعه‌ای اثر نحوهٔ تخصیص اعتبارات اعطایی به تفکیک بخش‌های اقتصادی بر نابرابری درآمد استان‌ها را مورد بررسی قرار نداده است. همچنین در سایر مطالعات در حوزه عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد نیز به‌طور معمول از روش‌های مبتنی‌بر رگرسیون‌های میانگین استفاده است؛ از این‌رو، با توجه به‌روش رگرسیون کوانتایل مورداستفاده در این پژوهش، تنها نتایج کوانتایل میانه (کوانتایل ۰.۵) قابل‌مقایسه با مطالعات دیگر می‌باشد. بر این‌اساس در مطالعهٔ «چیو» و «لی»[1] (۲۰۱۹)، دامن‌کشیده و نوابی‌زند (۱۳۹۸) و سیفی‌پور و همکاران (۱۳۹۸) نیز بیان شده که اعطای اعتبارت خرد درمجموع باعث افزایش نابرابری درآمد شده است؛ در این‌راستا، مطالعهٔ «سون» و «کوکان»[2] (۲۰۱۶) نشان‌داد که توسعهٔ مالی اثر معناداری بر کاهش نابرابری درآمد در کشورهای فقیر و با درآمد متوسط نداشته است. این درحالی است که مطالعهٔ «جونگ» و «ویوربرگ»[3] (۲۰۱۹) و «ارلیچ» و «سیدل»[4] (۲۰۱۵) تأیید کرد که توسعهٔ مالی می‌تواند نابرابری درآمد را کاهش دهد.

درخصوص اثرگذاری سرمایهٔ انسانی و رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد نیز نتایج نشان می‌دهد که در استان‌های کشور افزایش رشد اقتصادی و سرمایهٔ انسانی به‌دلیل ایجاد فرصت‌های بیشتر برای افزایش درآمد، موجب کاهش نابرابری درآمد شده است (نمودار ۳). این نتایج هم‌راستا با نتایج اغلب مطالعات انجام شده در این حوزه بوده که به‌طور نمونه می‌توان به «رفعت» و «جزی‌زاده» (۱۳۹۳) و «آلواردو» همکاران[5] (۲۰۲۱) اشاره کرد.

---

1. Chiu & Lee
2. Seven & Coskun
3. Jung and Vijverberg
4. Ehrlich and Seidel
5. Alvarado et al.

درنهایت، نتایج درمورد اثر تورم و موجودی سرمایه بر نابرابری درآمد نشان می‌دهد که در تمامی کوانتایل‌ها، افزایش این دو متغیر موجب نابرابری بیشتر درآمد شده است (نمودار ۳). درخصوص اثر موجودی سرمایه می‌توان این‌طور بیان کرد افزایش سرمایه می‌تواند زمینه‌ساز افزایش تولید و به‌دنبال آن درآمد باشد؛ با این‌حال مزایای آن در استان‌های کشور موجب کاهش نابرابری درآمد نشده است. در این‌خصوص به دو علت می‌توان اشاره کرد؛ دلیل نخست، می‌تواند به اثربخش نبودن سرمایه‌گذاری انجام‌شده و یا حتی به بهره‌برداری نرسیدن بخشی از طرح‌های اجرا شده اشاره کرد. دلیل دوم می‌تواند به‌واسطهٔ توزیع نامناسب سرمایه درمیان استان‌ها باشد. در این وضعیت باوجود این‌که براساس چارچوب مباحث مربوط به رشد اقتصادی، ازجمله مدل «سولو»[1] (۱۹۵۷) و مطالعات تجربی، انباشت سرمایه موجب رشد اقتصادی می‌شود؛ با این‌حال، در استان‌های کشور این افزایش رشد نتوانسته موجب کاهش نابرابری درآمد شود. به‌بیان ساده، سهم افراد از این افزایش رشد و درآمد به‌نحو مناسب توزیع نشده است. در توضیح این موضوع موارد متعددی بیان شده است و به‌طور نمونه «گالور» و «مواو»[2] (۲۰۰۴) بیان می‌کنند که در مراحل ابتدایی توسعهٔ صنعتی، زمانی‌که انباشت سرمایهٔ فیزیکی، منبع اصلی رشد اقتصادی می‌باشد، روند توسعه موجب هدایت منابع به‌سمت افرادی می‌شود که میل نهایی به پس‌انداز[3] بیشتری دارند و این موجب نابرابری درآمد می‌شود؛ با این‌حال، در مراحل بعدی گذار به رشد و توسعهٔ بیشتر، زمانی‌که سرمایهٔ انسانی به‌عنوان موتور اصلی رشد اقتصادی ظاهر شد، این موضوع می‌تواند اصلاح شود و بخش اندکی از افراد از آن بهره برده‌اند. این نتیجه، هم‌راستا با مطالعهٔ «شاهپری» و «داوودی»[4] (۲۰۱۴) و برخلاف نتیجهٔ «خلیلی‌عراقی» و همکاران (۱۳۹۶) می‌باشد.



نمودار ۳. اثر ضرایب تسهیلات اعطایی به بخش‌های مختلف بر رشد اقتصادی در رگرسیون کوانتایل (منبع: یافته‌های تحقیق).

Chart 3. The effect of the coefficients of facilities granted to different sectors on economic growth in quantile regression (source: research findings).

1. Solow
2. Galor & Moav
3. Marginal Propensity to Save (MPS)
4. Shahpari and Davoudi

در انتها باید اشاره نمود که موضوع تأمین مالی از اجزاء جدایی‌ناپذیر چرخهٔ اقتصاد در هر کشوری محسوب می‌شود؛ از این‌رو، نتایج پژوهش حاضر که مؤید اثر منفی اعطای اعتبارات بانکی به یک بخش خاص و در یک وضعیت مشخص است، نمی‌تواند به مفهوم و دلیلی‌بر لزوم کاهش اعتبارات بانکی در اقتصاد و یا تفسیرهای این‌گونه باشد؛ درواقع، این موضوع نشان می‌دهد که لازم است سیاست‌های اعتباری و فرآیندهای موجود مورد بازنگری قرار گیرد. برای حل این مشکل صرف‌نظر از لزوم اصلاحات بنیادی و زیرساختی در نظام پولی و بانکی، به‌طور نمونه یکی از موضوعاتی که درحدود دو دههٔ اخیر موردتوجه برخی از کشورها و نهادهای بین‌المللی قرار گرفته است، توجه به مفهوم «شمول مالی»[1] است. این امر ناشی از نقش و جایگاه مهمی است که شمول مالی می‌تواند در کاهش فقر، نابرابری و بهبود رفاه جوامع ایفا کند. شمول مالی به مفهوم دسترسی به خدمات مالی رسمی و استفاده از آن‌ها توسط خانوارها و بنگاه‌ها است؛ از این‌رو، سیاست‌گذاران می‌توانند به‌عنوان یک سیاست مکمل، با تدوین سند ملی شمول مالی[2] مطابق استانداردهای بین‌المللی، موجب بهبود اثرگذاری اعتبارات و تأمین مالی بر وضعیت اقتصادی، ازجمله توزیع درآمد شوند.

کتابنامه

– اصغرپور، حسین؛ نصیب‌پرست، سیما؛ و مرادی، حمید، (۱۳۹۳). «عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در استان‌های ایران با تأکید بر مالیات‌ها: رویکرد اقتصادسنجی بیزینی». *پژوهشنامه مالیات*. ۲۲ (۲۱): ۱۵۹–۱۸۰.

– خلیلی‌عراقی، منصور؛ کبیری‌رنانی، محبوبه؛ و نوبهار، الهام، (۱۳۹۶). «تحلیل تاثیر انواع زیرساخت‌ها بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران با بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی». *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴(۴): ۱۱۹–۱۴۲.

– دامن‌کشیده، مرجان؛ و نوابی‌زند، کامران، (۱۳۹۸). «بررسی آثار سیاست‌های اعتباری خرد بر روی ضریب جینی در استان‌های نوار شمالی کشور». *سیاست های مالی و اقتصادی*، ۷ (۲۷): ۱۶۱–۱۸۹.

– سیفی‌پور، رویا؛ امین‌رشتی، نارسیس؛ و نوابی‌زند، کامران، (۱۳۹۷). «بررسی آثار سیاست اعتباری خرد بر شاخص توزیعی درآمد به تفکیک استان‌های کشور». *اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۵): ۱۲۷–۱۴۶.

– صادقی، سید کمال؛ بهشتی، محمد باقر؛ رنج‌پور، رضا؛ و ابراهیمی، سعید، (۱۳۹۶). «سیاست‌های مالی و توزیع درآمد در ایران: رهیافت FAVAR ». *مدلسازی اقتصادی*، ۱۱(۳): ۷۵–۹۸.

– مهرگان، نادر؛ و خوش‌اخلاق، مهدی، (۱۳۹۵). «اثرتسهیلات قرض الحسنه بر توزیع درآمد در ایران (با استفاده از شاخص سهم نسبی درآمدی دهک‌ها)». *نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۵ (۱۶): ۱۱۹-۹۳.

– نظرپور، محمدنقی؛ مؤمنی‌نژاد، ناهید؛ وحقیقی، میثم، (۱۳۹۶). «ساختار مالی بانک محور و نقش آن در بروز پدیده رکودتورمی در اقتصاد ایران». *اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۶ (۱۸): ۲۴۷–۲۶۶.

- Acharya, V. V.; Gujral, I.; Kulkarni, N. & Shin, H. S., (2011). “Dividends and bank capital in the financial crisis of 2007-2009 (No. w16896)”. *National Bureau of Economic Research*.

[1]. Financial Inclusion
[2]. National Financial Inclusion Strategies

- Alvarado, R.; Tillaguango, B.; López-Sánchez, M.; Ponce, P. & Işık, C., (2021). "Heterogeneous impact of natural resources on income inequality: The role of the shadow economy and human capital index". *Economic Analysis and Policy*, 69: 690-704.

- Andersen, A. L.; Johannesen, N.; Jørgensen, M. & Peydró, J. L., (2021). *Monetary policy and inequality.* ZBW Leibniz Information Centre for Economics, Kiel, Hamburg.

- Asgharpour, H.; Nasibparast, S. & Moradi, H., (2014). "Determinants of Income Inequality in Iran's Provinces with an Emphasis on Taxes: a Bayesian Econometric Approach". *Iranian National Tax Administration,* 22(69): 159-180. (in Persian).

- Asteriou, D.; Dimelis, S. & Moudatsou, A., (2014). "Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries". *Economic Modelling*, *36*: 592–599

- Balestra, C. & Tonkin, R., (2018). *Inequalities in household wealth across OECD countries*: Evidence from the OECD Wealth Distribution Database.

- Beck, T.; Demirguc-Kunt, A. & Levine, R., (2007). "Finance, inequality and the poor". *Journal of Economic Growth 12*(1): 27–49.

- Becker, G. J., (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Chicago, University of Chicago Press.

- Berg, A.; Ostry, J. D.; Tsangarides, C. G. & Yakhshilikov, Y., (2018). "Redistribution, inequality, and growth: New evidence". *Journal of Economic Growth*, *23*(3): 259–305.

- Bertrand, M.; Kramarz, F.; Schoar, A. & Thesmar, D., (2007). "Politicians, firms and the political business cycle: evidence from France". *Unpublished working paper, University of Chicago:* 1-40.

- Bezemer, D. & Samarina, A., (2016). "Debt Shift, Financial Development and Income Inequality in Europe". *SOM Research Reports* vol. 16020-GEM University of Groningen

- Bittencourt, M.; Chang, S.; Gupta, R. & Miller, S. M., (2019). "Does financial development affect income inequality in the US States?". *Journal of Policy Modeling*, *41*(6): 1043-1056.

- Bolarinwa, S. T. & Akinlo, A. E., (2021). "Is there a nonlinear relationship between financial development and income inequality in Africa? Evidence from dynamic panel threshold". *The Journal of Economic Asymmetries*, 24: 1-18.

- Bricker, J.: Krimmel, J. & Ramcharan, R., (2021). "Signaling status: The impact of relative income on household consumption and financial decisions". *Management Science*, *67*(4): 1993-2009.

- Cai, Y., (2021). "Expansionary monetary policy and credit allocation: Evidence from China". *China Economic Review,* 66: 101595.

- Castellani, D.; Serti, F., & Tomasi, C., (2010). "Firms in international trade: Importers' and exporters' heterogeneity in Italian manufacturing industry". *World Economy*, *33*(3): 424-457.

- Chia, P. S.; Law, S. H.; Trinugroho, I.; Wiwoho, J.; Damayanti, S. M. & Sergi, B. S., (2022). "Dynamic linkages among transparency, income inequality and economic growth in developing countries". *Research in International Business and Finance*, 60: 1-19.

- Dabla-Norris, E.; Kochhar, K.; Ricka, F.; Suphaphiphat, N. & Tsounta, E., (2015). "Causes and Consequences of Income Inequality: A Global Perspective". *IMF Staff Discussion Note*, 15/13, IMF, Washington DC.

- Damankeshideh, M. & Nawabi Zand, K., (2019). "The effects of microcredit on the Gini coefficient in the northern provinces of the country". *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies,* 7(27): 161-189. (in Persian).

- Doepke, M. & Schneider, M., (2006). "Inflation and the redistribution of nominal wealth". *Journal of Political Economy*, *114*(6): 1069-1097.

- Ehrlich, V. & Seidel, T., (2015). "Regional implications of financial market development: Industry location and income inequality". *European Economic Review*, 73: 85-102.

- Feldkircher, M. & Kakamu, K., (2021). "How does monetary policy affect income inequality in Japan? Evidence from grouped data". *Empirical Economics*: 1-21.

- Fuinhas, J.; Koengkan, M. & Santiago, R., (2021). "Chapter 3 - Concentration hurts: Exploring the effects of capital stock on Latin American and Caribbean income inequality". *Elsevier*: 37-65.

- Galor, O. & Moav, O., (2004). "From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development". *The Review of Economic Studies*, 71(4): 1001–1026.

- Hake, M. & Poyntner, P., (2019). "Household loans in CESEE from a new perspective: the role of income distribution". *Focus on European Economic Integration Q*, *2*: 75-93.

- Hamori, S. & Hashiguchi, Y., (2012). "The effect of financial deepening on inequality: some international evidence". *Journal of Asian Economics,* 23: 353-359.

- Heathcote, J.; Perri, F. & Violante, G. L., (2010). "Unequal we stand: An empirical analysis of economic inequality in the United States, 1967–2006". *Review of Economic dynamics*, *13*(1): 15-51.

- Jaumotte, F.; Lall, S. & Papageorgiou, C., (2013). "Rising income inequality: technology, or trade and financial globalization?". *IMF Economic Review*, 61: 271-309.

- Jung, S. M. & Vijverberg, C. P., (2019). "Financial development and income inequality in China – A spatial data analysis". *The North American Journal of Economics and Finance*, 48: 295-320.

- Kavya, T. B. & Shijin, S., (2020). "Economic development, financial development, and income inequality nexus". *Borsa Istanbul Review*, 20(1): 80-93.

- Khalili Araghi, M.; Kabiri Renani, M. & Nobahar, E., (2018). "Investigating the Effects of Different Kinds of Infrastructures on Income Distributions of Provinces in Iran: A Generalized Method of Moment Approach". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics,* 4(4): 119-142. (in Persian).

- Kerr, A. & Wittenberg, M., (2021). 'Union wage premia and wage inequality in South Africa". *Economic Modelling*, 97: 255-271.

- Kim, D. & Lin, S., (2011). "Nonlinearity in the financial development-income inequality nexus". *Journal of Comparative Economics*, 39: 310-325.

- Koenker, R., (2004). "Quantile regression for longitudinal data". *Journal of Multivariate Analysis*, 91: 74-89.

- Koenker, R. & Bassett, G. , (1978). "Regression Quantile". *Econometrica*, 46: 33-49.

- Kunawotor, M. E.; Bokpin, G. A.; Asuming, P. O. & Amoateng, K. A., (2022). "The distributional effects of fiscal and monetary policies in Africa". *Journal of Social and Economic Development*: 1-20.

- Langnel, Z.; Amegavi, G. B.; Donkor, P. & Mensah, J. K., (2021). "Income inequality, human capital, natural resource abundance, and ecological footprint in ECOWAS member countries". *Resources Policy*, 74: 1-20.

- Law, S. H.; Tan, H. B. & Azman-Saini, W. N., (2014). "Financial development and income inequality at different levels of institutional quality". *Emerging Markets Finance and Trade,* 50: 21-33.

- Lemieux, T.; MacLeod, W. B. & Parent, D., (2009). "Performance pay and wage inequality". *Quarterly Journal of Economics*, 124 (1): 1–49

- Lenza, M. & Slacalek, J., (2021). "How Does Monetary Policy Affect Income and Wealth Inequality? Evidence from Quantitative Easing in the Euro Area Online Appendix". *ECB Working Paper,* 2190: 1-51

- Long, B., (2022). *Essays on Human Capital, Inequality and Growth* (Doctoral dissertation).

- Malikov, E.; Hartarska, V. & Mersland, R., (2020). "Economies of diversification in microfinance: Evidence from quantile estimation on panel data". *Finance Research Letters*, 34: 1-15.

- Mehregan, N. & Khos Akhlag, M., (2017). "The impact of Gharz al-Hasaneh on Income Distribution in Iran (By Using Index of Income Relative Share of Deciles)". *Islamic Economics & Banking,* 5(16): 93-119. (in Persian).

- Nazarpuor, M.; Momennejhad, N. & Haghighi, M., (2017). "Bank-Based financial structure and its role in the occurrence of the phenomenon of stagflation in the economy of Iran". *Islamic Economics & Banking,* 6(18): 247-266. (in Persian).

- Park, J., (2021). "Monetary policy and income inequality in Korea". *Journal of the Asia Pacific Economy*: 1-29.

- Perugini, C.; Hölscher, J. & Collie, S., (2016). "Inequality, credit and financial crises". *Cambridge Journal of Economics*, *40*(1): 227-257.

- Powell, D., (2014). "Did the economic stimulus payments of 2008 reduce labor supply?: evidence from quantile panel data estimation". *RAND Corporation*, available at: https://www.rand.org/pubs/working_papers/WR710-3.html.

- Powell, D., (2020). "Quantile Treatment Effects in the Presence of Covariates". *The Review of Economics and Statistics*, 102(5): 994–1005.

- Rivera, J. P. R., (2020). "Estimating gini coefficient and FGT indices in the Philippines using the family income and expenditure survey". *Journal of Poverty*, *24*(7): 568-590.

- Sadeghi, S. K.; Beheshti, M.; Ranjpour, R. & Ebrahimi, S., (2017). "Fiscal Policies and Income Distribution in Iran: FAVAR Approach". *Quarterly Journal of Economic Modelling,* 11(3): 75-98. (in Persian).

- Saiki, A. & Frost, J., (2018). "Japan's Unconventional Monetary Policy and Income Distribution: Revisited". *Tokyo Center for Economic Research (TCER) Paper No. E-126*.

- Seifipour, R.; Amin Rashti, N. & Nawabi Zand, K., (2017). "Investigating the effects of microcredit policy on the distribution index of income by provinces of the country*".* *Financial Economy Journal,* 12(45): 127-146. (in Persian).

- Schumpeter, J., (1939*). Business cycles.* McGraw-Hill, New York.

- Schumpeter, J. A., (1934). The *Theory of Economic Development: An Enquiry into Profits, Capital,Credit, Interest and the Business Cycle*, New Brunswick, NJ. Transaction Publishers

- Sethi, P.; Bhattacharjee, S.; Chakrabarti, D. & Tiwari, C., (2021). "The impact of globalization and financial development on India's income inequality". *Journal of Policy Modeling*, *43*(3): 639-656.

- Seven, U. & Coskun, Y., (2016). "Does financial development reduce income inequality and poverty? Evidence from emerging countries". *Emerging Markets Review*, 26: 34-63.

- Solow, R. M., (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function". *Review of Economics and Statistics,* 39: 312-20.

- Spence, A. M., (1974). *Market Signaling: Informational Transfer in Hiring and Related Screening Processes*. Cambridge, MA, Harvard University Press

- Tran, H. L., (2020). "Credit composition and income inequality in Vietnam: an empirical analysis". *Journal of Economics and Development*: 1-13

- Wagner, W., (2018). "Efficient asset allocations in the banking sector and financial regulation". *Sixteenth issue (March 2009) of the International Journal of Central Banking*.

- Yi-Bin Chiu, Y. B. & Lee, C. C., (2019). "Financial development, income inequality, and country risk*". Journal of International Money and Finance,* 93: 1-18.

- Zhang, R., (2016). *Financial development, inequality and poverty: some international evidence.* IMF Working Paper 16/32, IMF, Washington DC.

Vol. 12, No. 45, Spring (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Estimating the Amount of Compensatory Payment as a Result of Changes in Energy Prices in the Field of Urban Drinking Water Consumers

Abbasmiri, S. S.[1], Mortazavi, S. A.[2], Vakilpoor, M. H.[3], Najafi-Alamdarlo, H.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26104.3437
Received: 2022.04.12; Accepted: 2022.09.12
Pp: 203-221

Abstract

The expansion of urbanization has created a variety of needs, the most important of which is the supply of drinking water. Therefore, it is important to know the amount of water demand and the factors affecting it. Meanwhile, the impact of reduced subsidies on drinking water is very sensitive. Because, increasing its price, will lead to changes the welfare of urban consumers. Rey city is one of the cities of Tehran province that the urban population in this city has increased significantly in recent years, and on the other hand, the only source of drinking water is groundwater in this city and since the level of groundwater aquifer in the Rey plain has decreased significantly, so it is important to study the function of water demand in this area and the factors affecting it. Due to the necessity of research, this paper estimates the water demand function of Rey city using the time series data of 2002-2019 and the Stone-Geary utility function. The amount of income that must be paid to the households of Rey city in order to stay at the initial welfare level is obtained with using the compensated variation index and the price elasticity of demand and the elasticity of income. The results show that water in the study area was a low elasticity and essential commodity and the amount of compensatory payment in the year of the implementation of the targeted subsidies law is equal to 179225/73 Rials and in 2019 is equal to 1541430/02 Rials. As a result, the increase in water prices has significantly reduced the welfare of urban consumers, and compensation for this purpose should be on the agenda.

Keywords: Stone Geary Demand Function, Compensatory Payment, Consumer Surplus, Rey City.

JEL Classification: H75, I38, Q25.

1. PhD student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
2. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (Corresponding Author).
Email: samortazavi@modares.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
4. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Citations: Abbasmiri, S. S.; Mortazavi, S. A.; Vakilpoor, H., & Najafi Alamdarlo, H., (2023). "Estimating the Amount of Compensatory Payment as a Result of Changes in Energy Prices in the Field of Urban Drinking Water Consumers". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(45), 203-221. (doi: 10.22084/aes.2022.26104.3437).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4757.html?lang=en

1. Introduction

Since the distant past, Iran has been faced with water shortage. More than one percent of the world's population belongs to Iran, but Iran's share of the world's fresh water resources is less than half a percent (Pajooyan and Hosseini, 2003). As a result, in recent years, demand management has gained special importance in the country. Therefore, it is necessary to know the amount of water demand and the factors influencing it, especially the effect of reducing the subsidies paid to drinking water. The population of Ray city has increased significantly in recent years, and on the other hand, the only source of drinking water in this city is groundwater, and since the level of groundwater aquifer in the Rey plain has decreased significantly, so it is important to study the function of water demand in this area and the factors affecting it. Because realizing the price brings changes in the welfare of consumers. As a result, it is very important to determine the amount of compensatory payment by the government to the households of Ray city.

Therefore, the purpose of this paper is to estimate the drinking demand function in Rey city and to examine welfare changes due to the reduction of water subsidies. In line with these goals, the drinking water demand function was estimated with the Stone-Geary utility function and then calculating the elasticities of the demand function. The welfare effects were calculated using the compensated variation index.

2. Materials and Methods

In order to extract the water demand function in the domestic sector, the theory of microeconomics and the method of maximizing the consumer's utility have been used with regard to the budget constraints. Because the consumption of water is necessary, and in other words, water as an essential commodity always has a minimum consumption. Therefore, Stone-Geary utility function, which is known as the utility function based on essential commodity, is the most suitable type of utility function for this purpose (Sajjadi Far and Khiyabani, 2011; Khoshakhlagh et al ., 2002).

The water demand function with the help of the Stone Gray utility function is defined as follows:

$$Q_A = \alpha_A \frac{I}{P_A} - \alpha_B S_B \frac{P_B}{P_A} + \alpha_B S_A + \alpha_B RW \quad (1)$$

$$\alpha_A + \alpha_B = 1$$

$$Q_A = (1-\alpha_A)S_A + \alpha_A \frac{I}{P_A} - (1-\alpha_A)S_B \frac{P_B}{P_A} + (1-\alpha_A)RW \quad (2)$$

$$Q_A = \theta_0 + \theta_1 \frac{I}{P_A} + \theta_2 \frac{P_B}{P_A} + \theta_3 w \quad (3)$$

Where:

$$\theta_0 = S_A(1-\alpha_A) \quad (4)$$

$$\theta_1 = \alpha_A \quad (5)$$

$$\theta_2 = -(1-\alpha_A)S_B \quad (6)$$

$$\theta_3 = R(1-\alpha_A) \quad (7)$$

According to relations (4) and (5), the minimum annual consumption of each household is as follows:

$$S_A = \frac{\theta_0}{(1-\theta_1)} \quad (8)$$

Q_A, the amount of water demand; P_A, water price; P_B, price of other goods and services; I, the level of income or expenses; S_A, the minimum required amount of water consumption; R, coefficient of the weather factor variable; W is the weather factor variable. θ_0, is the y- intercept; θ_1,is the variable coefficient of the ratio of the per capita income of each household to the water price; θ_2,is the variable coefficient of the ratio of price index of consumer goods and services to the water price. According to the relationship of the demand function (relation 3), the price elasticity of demand is calculated as follows:

$$\varepsilon_{Q_A.P_A} = \frac{dQ_A}{dp_A}\frac{p_A}{Q_A} = \left(-\frac{\theta_1 I}{P_A^2} - \frac{\theta_2 p_B}{P_A^2}\right)\frac{p_A}{Q_A} \quad (9)$$

According to the relationship of the demand function (relation 3), the income elasticity of demand is calculated as follows:

$$\varepsilon_{Q_A.I} = \frac{dQ_A}{dI}\frac{I}{Q_A} = \frac{\theta_1}{p_A}\frac{I}{Q_A} = \frac{\theta_1}{\frac{p_A 0 Q_A}{I}} = \frac{\theta_1}{\vartheta} \quad (10)$$

ϑ, is the share of water expenses in the consumer budget.

compensated variation index for price changes from p_0 to p_1 are equal to:

$$cv(p_1.p_0.I_0) = \left\{(1-\delta)\left[\frac{e^{z\gamma}}{1+\alpha}(p_1^{1+\alpha} - p_0^{1+\alpha})\right] + {I_0}^{1-\delta}\right\}^{1/1-\delta} - I_0 \quad (11)$$

$$= \left\{\frac{(1-\delta)}{(1+\alpha)I_0^{\delta}}[p_1 x_1(p_1.I_0) - p_0 x_0(p_0.I_0)] + I_0^{(1-\delta)}\right\}^{1/1-\delta} - I_0$$

where δ is the income elasticity, α is the price elasticity of demand and I_0 is the initial income and z is the constant component.

3. Data

The data used to estimate the water demand function were obtained from Statistical Centre of Iran and Iran Water Resources Management. Also, the data related to the weather factor variable has been obtained from the Iran Meteorological Organization for the years 2011 to 2017.

4. Discussion

To make sure that the regression isn't spurious, the Generalized Dickey Fuller (ADF) test and the (KPSS) test based on Schwartz's criterion have been used to check the stationarity of variables. Considering that all the variables are static in the level, the demand function estimated with the ordinary least squares (OLS) method. The water demand function in the domestic sector was estimated with Eviews software. The relationships between the variables of the estimated water demand function indicate that there is a positive relationship between household income and water demand and a negative relationship between price index of consumer goods and services and precipitation with water demand. The minimum amount of consumption per household is 211.5 cubic meters per year in Ray city. The price elasticity of demand is less than zero and the income elasticity of demand is positive and less than one for all the years under review, which indicates the low elasticity and necessity of the water commodity. The amount of income that must be paid to the

households of Rey city in order to stay at the initial welfare level (before the implementation of the targeted subsidies law) has been calculated. Since in 2009 the targeted subsidies law was not yet implemented, as a result, the amount of compensatory payment is zero. Also, the amount of compensated variation that can be paid to the households of Ray city in order to stay at the initial welfare level in 2010 is 179,225.73 Rials and this amount is 1,541,430 Rials for 2019.

5. Conclusion

The expansion of urbanization will create various and numerous needs, the most important of which is the supply of drinking water. Therefore, it is necessary to know the amount of water demand and the factors influencing it, especially the effect of reducing the subsidies paid to drinking water. Because realizing the price brings changes in the welfare of consumers. Due to the necessity of research, this paper estimates the water demand function of Rey city using the time series data of 2002-2019 and the Stone-Geary utility function. Finally, the amount of income that must be paid to the households of Rey city in order to stay at the initial welfare level is obtained. The results show that water in the study area was a low elasticity and essential commodity and the amount of compensatory payment in the year of the implementation of the targeted subsidies law is equal to 179225/73 Rials and in 2019 is equal to 1541430/02 Rials. As a result, the increase in water prices has significantly reduced the welfare of urban consumers and compensation for this purpose should be on the agenda.

Acknowledgment

The authors would like to thank the respected reviewers for their helpful comments.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲

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

برآورد میزان پرداخت جبرانی در نتیجهٔ تغییر قیمت انرژی در حوزهٔ مصرف‌کنندگان آب شرب شهری

سیده سمانه عباس‌میری[۱]، سید ابوالقاسم مرتضوی[۲]، محمدحسن وکیل‌پور[۳]، حامد نجفی‌علمدارلو[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.26104.3437
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۱/۲۳، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۶/۲۱
صص: ۲۲۱-۲۰۳

چکیده

گسترش شهرنشینی، نیازهای متنوع و متعددی را به‌وجود آورده که تأمین آب آشامیدنی از مهم‌ترین آن‌ها است؛ بنابراین ضرورت شناخت مقدار تقاضای آب و عوامل تأثیرگذار بر آن اهمیت دارد. در این‌میان، تأثیر کاهش یارانه‌های پرداختی به آب شرب از حساسیت‌های زیادی برخوردار است؛ چرا که افزایش قیمت آن، منجر به تغییرات رفاهی مصرف‌کنندگان شهری خواهد شد. جمعیت شهرستان ری به‌عنوان یکی از شهرستان‌های استان تهران در سال‌های اخیر افزایش چشمگیری داشته است. تنها منبع تأمین آب شرب در شهرستان ری، آب زیرزمینی می‌باشد. از آنجا که سطح سفرهٔ آب زیرزمینی در دشت ری کاهش محسوسی داشته است، در نتیجه بررسی تابع تقاضای آب شرب شهری در این منطقه و عوامل اثرگذار بر آن اهمیت بالایی دارد؛ بنابراین در این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۱ و تابع مطلوبیت استون‌گری تابع تقاضای آب شهری در شهرستان ری تخمین و کشش قیمتی تقاضا و کشش درآمدی محاسبه شده است؛ همچنین با کمک معیار تغییرات جبرانی، میزان درآمدی که باید به خانوارهای شهرستان ری به‌منظور حفظ درسطح رفاه اولیه پرداخت شود به‌دست آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که آب در منطقهٔ مورد مطالعه کالای کم کشش و ضروری بوده و میزان پرداخت جبرانی آن در سال اجرای هدفمندی یارانهٔ ۱۳۸۹، معادل ۱۷۹۲۲۵/۷۳ ریال و در سال ۱۳۹۷ معادل ۱۵۴۱۴۳۰ ریال برای هر خانوار در شهرستان ری برآورد می‌شود. درنتیجهٔ افزایش قیمت آب موجب کاهش محسوس رفاه مصرف‌کنندگان شهری شده و پرداخت جبرانی برای این‌منظور بایستی در دستور کار قرار گیرد.

کلیدواژگان: تابع تقاضای استون‌گری، پرداخت جبرانی، مازاد مصرف‌کننده، شهرستان ری.
طبقه‌بندی JEL: H75, I38, Q25.

۱. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: s.abbasmiri2000@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: samortazavi@modares.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: vakilpoormh@modares.ac.ir
۴. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: hamed184@gmail.com

ارجاع به مقاله: عباس‌میری، سیده سمانه؛ مرتضوی، سید ابوالقاسم؛ وکیل‌پور، محمدحسن؛ و نجفی‌علمدارلو، حامد، (۱۴۰۲). «برآورد میزان پرداخت جبرانی در نتیجهٔ تغییر قیمت انرژی در حوزهٔ مصرف‌کنندگان آب شرب شهری». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۵): ۲۰۳-۲۲۱. (doi: 10.22084/aes.2022.26104.3437)
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4757.html

۱. مقدمه

به رغم این‌که بیشتر سطح زمین را آب پوشانده است تنها بخش ناچیزی از آن برای بشر قابل استفاده بوده است. از مجموع کل آب‌های جهان ۹۷/۵٪ آن را آب شور دریاچه‌ها و اقیانوس‌ها تشکیل می‌دهد که در عمل قابل استفاده نیستند. ذخایر آب شیرین تنها ۲/۵٪ کل حجم ذخایر آب‌های سطح زمین را تشکیل می‌دهد و از این مقدار هم در حدود ۶۸/۶٪ به صورت یخ در قطب‌ها و یخچال‌های طبیعی است که قابل استفاده نمی‌باشند و مابقی آن به‌صورت آب‌های زیرزمینی (۳۰/۱ ٪) و آب‌های سطحی (۱/۳ ٪) وجود دارد که همان منابعی هستند که برای تأمین نیازهای اقتصادی و فعالیت‌های اکوسیستم طبیعی بهترین نوع هستند (پژویان و حسینی، ۱۳۸۲؛ سایتFAO).

کمبود آب از مسائل نگران‌کننده در کشورهای خشک و نیمه‌خشک می‌باشد، به‌ویژه زمانی‌که منابع محدود آب به‌شدت مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرد (جودی، ۲۰۰۹). به سبب رشد جمعیت، شهرنشینی و تغییرات آب و هوایی شکاف میان عرضه و تقاضای آب افزایش یافته و منجر به تشدید مشکلات ناشی از کمبود آب می‌شود (الگالل[1]، ۲۰۱۷). کشور ایران نیز، از گذشته‌های دور با کمبود آب و عدم توازن توزیع مکانی و زمانی آن روبه‌رو بوده است. به رغم این‌که بیش از یک درصد جمعیت جهان به ایران تعلق دارد، سهم کشور ما از منابع آب شیرین جهان کمتر از نیم‌درصد می‌باشد (پژویان و حسینی، ۱۳۸۲). درنتیجه، سال‌های اخیر در کشور، بحث مدیریت تقاضا از اهمیت ویژه‌ای برخوردار شده است؛ بنابراین ضرورت شناخت مقدار تقاضای آب و عوامل تأثیرگذار بر آن به‌خصوص تأثیر کاهش یارانه‌های پرداختی به آب شرب اهمیت و ضرورت زیادی دارد.

تقاضای آب بر حسب کاربردهای وسیع آن به چهار دسته: تقاضای آب برای مصارف شهری، کشاورزی، صنعتی و محیط‌زیست تقسیم می‌گردد. که در هرکدام از این گروه‌ها آب برای موارد متعددی به‌کار می‌رود. تقاضا برای آب برای بخش‌های کشاورزی و صنعتی تقاضای مشتق‌شده[2] می‌باشد. تقاضای آب شهری تقاضای آب مصرفی است و به سه دستهٔ مسکونی، عمومی و تجاری تقسیم می‌گردد. تقاضای آب مسکونی شامل استفاده آب توسط خانوارها در داخل یا خارج از واحد مسکونی است. استفاده عمومی آب دربرگیرندهٔ آب عرضه شده به پارک‌ها، بیمارستان‌ها، مدارس و دیگر تسهیلات عمومی می‌باشد. درنهایت کاربرد تجاری آب شامل آب مصرفی در انبارها، فروشگاه‌ها، هتل‌ها و موارد مشابه می‌باشد (عبدلی و فرجی‌دیزجی، ۱۳۸۸).

تاکنون مطالعات مختلفی در زمینهٔ برآورد تابع تقاضای آب شهری در بخش خانگی انجام شده است و در این مطالعات از مدل و متغیرهای مختلفی برای برآورد تابع تقاضای آب خانگی بهره گرفته‌اند (پژویان و حسینی، ۱۳۸۲؛ عبدلی و فرجی‌دیزجی، ۱۳۸۸؛ سجادی‌فر و خیابانی، ۱۳۹۰؛ مارتینس و ناگس[3]، ۲۰۰۴؛ شلیچ و هیلن‌برند[4]، ۲۰۰۹؛ آربوئس[5] و همکاران، ۲۰۱۰؛ دارمارانتا و هریس[6]، ۲۰۱۲؛ داگنیو[7]، ۲۰۱۲؛ پارکر و ویبی[8]، ۲۰۱۳؛ رومانو[9] و همکاران،

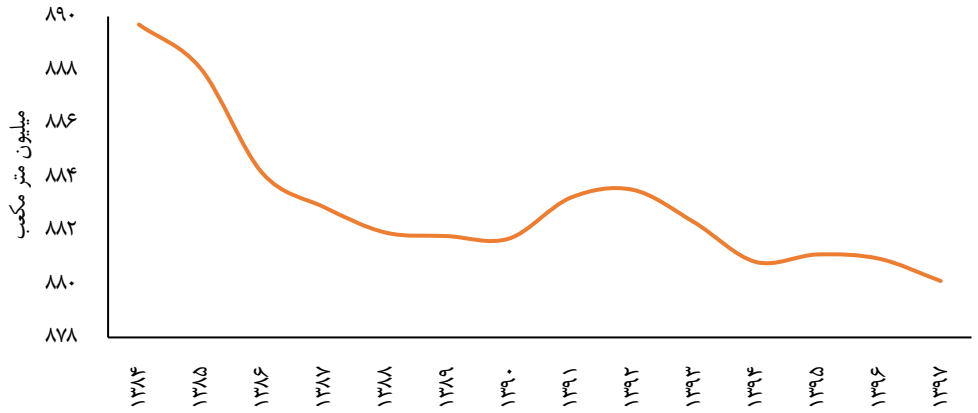
1. Elgallal
2. Derived Demand
3. Martínez and Nauges
4. Schleich and Hillenbrand
5. Arbués
6. Dharmaratna and Harris
7. Dagnew
8. Parker and Wilby
9. Romano

۲۰۱۴؛ ادیب‌پور و شیرآشتیانی، ۱۳۹۳؛ جبل‌عاملی و گودرزی‌فراهانی، ۱۳۹۴؛ اسمعیل‌نیا بالاگتابی و همکاران، ۱۳۹۷؛ علیزاده و همکاران، ۱۳۹۸). پژویان و حسینی (۱۳۸۲) از تابع مطلوبیت «استون‌گری»[1] و الگوی آماری خود توضیح برداری هم‌انباشته به‌منظور برآورد تابع تقاضای خانگی شهر تهران استفاده کرده‌اند؛ طبق نتایج به‌دست آمده، کم کشش بودن تقاضای آب خانگی شهر تهران تأیید شد، هم‌چنین حداقل مصرف آب خانگی شهروندان تهرانی ۹۲ لیتر در روز برای هر شهروند محاسبه شده است. در مطالعهٔ داگنیو (۲۰۱۲) برای منطقه‌ای در اتیوپی تابع تقاضای شرب را برآورد کردند و به این نتیجه رسیدند که مالکیت منزل مسکونی، موقعیت تحصیلی سرپرست خانوار و هزینه‌های ماهیانه از عوامل اثرگذار برروی میزان تقاضای آب می‌باشد. «عبدلی» و «فرجی‌دیزجی» (۱۳۸۸) تابع تقاضای آب شهری ارومیه را با کمک تابع مطلوبیت مطلوبیت استون‌گری و مدل خود توضیح برداری (VAR)[2] و روش «یوهانسن» تخمین زده‌اند. در این تحقیق از متغیرهای متوسط مصرف سرانهٔ هر مشترک در هر ماه، متوسط درآمد سرانهٔ خانوار در هر ماه بر قیمت متوسط آب در آن ماه، نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده بر قیمت متوسط آب در آن ماه، متوسط درجهٔ حرارت روزانه در هر ماه و میزان بارندگی در هر ماه استفاده شده است. «رومانو» و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از یک مدل ترکیبی و بـه روش بیشترین درستنمایی نشان‌دادند که تعرفهٔ اثر معکوس برروی میزان تقاضای آب خانگی دارد و درآمد سرانه با متغیر میزان تقاضای آب خانگی رابطهٔ مستقیم دارد و بارش برروی میزان تقاضای آب اثر گذار می‌باشد. «اسمعیل‌نیا بالاگتابی» و همکاران (۱۳۹۷) با کمک تابع مطلوبیت استون‌گری و روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، تابع تقاضای آب خانگی منطقهٔ ورامین را برآورد کردند و در این‌زمینه از متغیرهای میانگین درآمد خانوار به شاخص قیمت آب، میانگین درجهٔ حرارت، حجم مصرف سرانهٔ آب و نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده به شاخص قیمت آب بهره گرفته‌اند. «علیزاده» و همکاران (۱۳۹۸) با کمک تابع مطلوبیت استون‌گری، تابع تقاضای آب خانگی شهر مشهد استخراج شده و این تابع با کمک مدل رگرسیون خطی فازی تخمین زده شد. متغیرهای اثرگذار بر روی میزان تقاضای آب در این مطالعه، فاصلهٔ زمانی بین دو صورتحساب، ترکیب خانوار، درآمد مصرف‌کنندگان، قیمت آب، تقاضای فصلی، کشش تقاضای آب و متغیرهای جوی درنظر گرفته شده بود و مطابق با نتایج فاصلهٔ زمانی میان دو صورتحساب و ترکیب خانوار بیشترین اثر را روی تابع تقاضای آب خانگی شهر مشهد دارد.

شهرستان ری یکی از شهرستان‌های استان تهران می‌باشد که در جنوب استان تهران واقع شده است. این شهرستان از پنج بخش (فشاپویه، کهریزک، مرکزی، خاوران و قلعه نو)، سه شهر (حسن‌آباد، باقرشهر و کهریزک) و نُه دهستان تشکیل شده است. طبق سرشماری نفوس و مسکن در سال ۱۳۹۵، در این شهرستان ۳۴۹۷۰۰ نفر ساکن می‌باشند که ۴۲٪ از این جمعیت (معادل ۱۴۶۸۳۷ نفر) در بخش شهری و ۵۸٪ (معادل ۲۰۲۸۶۰ نفر) در بخش روستایی ساکن هستند. هم‌چنین تعداد خانوارهای این شهرستان در سال ۱۳۹۵، معادل ۹۶۹۹۶ بوده است که ۴۱۸۱۹ خانوار در بخش شهری و ۵۵۱۷۴ خانوار در بخش روستایی ساکن هستند. نیاز شرب این شهرستان تنها ازطریق آب زیرزمینی تأمین می‌شود و در سال ۱۳۹۷ در حدود ۳۰ میلیون متر مکعب آب از چاه‌ها در جهت شرب برای بخش شهری و روستایی شهرستان ری برداشت شده است (شرکت مدیریت منابع آب ایران).

1. Stone-Geary Utility Function
2. Vector Auto Regressio

نرخ رشد جمعیت شهری در شهرستان ری در حدود ۷/۹٪ می‌باشد و ازسوی دیگر از آنجا که منبع تأمین آب شرب، منابع آب زیرزمینی می‌باشد و طبق هیدروگراف سفرهٔ آب زیرزمینی دشت ری (براساس داده‌های اخذ شده از شرکت مدیریت منابع آب ایران)، سطح آب در آبخوان افت داشته است؛ به‌طوری‌که، مقدار ارتفاع آب از سطح دریا به‌طور متوسط در سال آبی ۱۳۸۴- ۱۳۸۳، ۸۸۹ متر و در سال آبی ۱۳۹۷- ۱۳۹۶، ۸۸۰ متر می‌باشد؛ درواقع طی ۱۴ سال در حدود ۹ متر از ارتفاع آب در آبخوان کم شده است. در نتیجه بررسی تابع تقاضای شرب شهری در این منطقه و عوامل اثرگذار بر آن اهمیت بالایی دارد.



نمودار ۱. هیدروگراف سفره آب زیرزمینی دشت ری در طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۴ (منبع: یافته‌های تحقیق).

Diagram 1. Hydrograph of the underground water table of Ray plain during the years 1384-1397 (source: research findings).

یکی از عوامل اثرگذار برروی میزان تقاضای آب، قیمت آن می‌باشد. قیمت‌گذاری آب همانند سایر حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران به‌گونه‌ای است که همواره پایین‌تر از قیمت بهینهٔ واقعی بوده است و قیمت انرژی متناسب با تورم افزایش نیافته است؛ به‌طوری‌که فاصلهٔ میان قیمت انرژی و بهای تمام‌شدهٔ آن مدام بیشتر می‌شود و این امر برای اقتصاد ایران سخت و پرهزینه می‌باشد (احمدی و همکاران، ۱۳۹۳).

یکی از راهکارهایی که برای رفع این معضل درنظر گرفته شده است، قانون هدفمندی یارانه بوده است. هدفمندی یارانه‌ها به مفهوم واقعی‌شدن قیمت‌های نسبی، جهت بهبود تخصیص منابع و افزایش کارایی و بهره‌وری در بخش مصرف و تولید و جلوگیری از اتلاف منابع است. مطابق با قانون هدفمند کردن یارانه‌ها، ۱۶ قلم کالا و خدمات مشمول حذف یارانه گردیده است و این کالاها و خدمات با قیمت بازارهای خلیج‌فارس عرضه می‌شوند. طبق این قانون، باید نیمی از درآمد حاصل از اجرای این قانون را برای مقابله با تورم به‌صورت نقدی بین مردم توزیع شود. یکی از این کالاها و خدمات آب می‌باشد و طبق بند الف مادهٔ سوم قانون هدفمند کردن یارانه‌ها، میانگین قیمت آب برای مصارف مختلف با توجه به کیفیت و نحوهٔ استحصال آن در کشور باید به‌گونه‌ای تعیین شود که به‌تدریج تا پایان برنامهٔ پنج‌سالهٔ پنجم توسعهٔ اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران معادل قیمت تمام‌شدهٔ آن باشد. در زمینهٔ اثر هدفمندی یارانه‌ها برروی تقاضای آب خانگی، مطالعات مختلفی انجام شده

است؛ «دی‌کاسمو»[1] (۲۰۱۱)، «لوپز مایان»[2] (۲۰۱۴)، «جبلی‌عاملی» و «فراهانی» (۱۳۹۲) و «سالم و مروت» (۱۳۹۶). دی‌کاسمو (۲۰۱۱) با تخمین تابع تقاضای آب خانگی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل برای خانوارهای ایتالیایی، کشش قیمتی و درآمدی را محاسبه کردند. لوپز مایان (۲۰۱۴) تغییر در تعرفه‌گذاری غیرخطی آب خانگی را بر مصرف خانوارها بررسی کردند، نتایج حاکی از آن بود که کاهش قیمت آب در طبقهٔ اول مصرف به همراه افزایش قیمت در طبقهٔ دوم مصرف، برروی مصرف آب مؤثر نمی‌باشد. سالم و مروت (۱۳۹۶) برای بررسی اثر هدفمندی یارانه‌ها و عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر میزان تقاضای آب خانوارها، از سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل استفاده شده کرده‌اند، بر طبق نتایج قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، اثر معنی‌داری بر تقاضا و مصرف آب خانگی نداشته است. در داخل مطالعات محدودی در زمینهٔ بررسی اثرات رفاهی ناشی از اجرای هدفمندی یارانه‌ها و کاهش یارانهٔ پرداختی به آب خانگی با استفاده از معیار تغییرات جبرانی انجام شده است.

با توجه به مطالب مطرح شده، جمعیت شهرستان ری در سال‌های اخیر افزایش چشمگیری داشته و ازسوی دیگر سطح سفرهٔ آب زیرزمینی به‌عنوان تنها منبع تأمین آب شرب در شهرستان ری کاهش محسوسی داشته است؛ بنابراین ضرورت شناخت مقدار تقاضای آب و عوامل تأثیرگذار بر آن به‌خصوص تأثیر کاهش یارانه‌های پرداختی به آب شرب اهمیت و ضرورت زیادی دارد. چون واقعی کردن قیمت، تغییر در رفاه مصرف‌کنندگان را به همراه دارد. درنتیجه تعیین میزان پرداخت جبرانی ازسوی دولت به خانوارهای شهرستان ری بسیار حائز اهمیت است؛ بنابراین هدف از این پژوهش، برآورد تابع تقاضای شرب در شهرستان ری و بررسی تغییرات رفاهی ناشی از افزایش قیمت آب خانگی و کاهش یارانهٔ پرداختی به آب می‌باشد. در راستای این اهداف در ابتدا تابع تقاضای آب خانگی با کمک تابع مطلوبیت استون‌گری تخمین و پس از محاسبهٔ کشش‌های تابع تقاضا، اثرات رفاهی با استفاده از معیار تغییرات جبرانی محاسبه شده است.

۲. مواد و روش‌ها

جهت استخراج تابع تقاضای آب شهری در بخش خانگی از نظریهٔ اقتصاد خُرد و با استفاده از روش حداکثر کردن مطلوبیت مصرف‌کننده، با توجه به قید بودجهٔ وی استفاده شده است. در این‌خصوص، توابع مطلوبیت متعددی توسط متخصصین اقتصادی ارائه شده است؛ ازجمله تابع مطلوبیت «اکانم»[3]، تابع مطلوبیت «کلاین– روبین»[4] و چند تابع دیگر نظیر AIDS[5] (سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل). تابع اکانم بیشتر جهت برآورد ضرایب تابع تقاضای غیراساسی مناسب است، هرچند که در برآورد تابع تقاضای کالاهای اساسی در مواردی مورداستفاده قرار گرفته است. از آنجا که مصرف آب ضروری است و به‌عبارت دیگر آب به‌عنوان یک کالای ضروری همواره از حداقل مصرف برخوردار است؛ بنابراین تابع مطلوبیت استون‌گری که به تابع مطلوبیت پایه‌ریزی شده برای کالاهای ضروری مشهور است،

1. Di Cosmo
2. Lopez-Mayan
3. Acanem
4. Clien-Raubin
5. Almost Ideal Demand System

سازگارترین نوع تابع مطلوبیت برای این‌منظور است؛ «صبوحی» و «نوبخت» (۱۳۸۷)، «سجادی‌فر» و «خیابانی» (۱۳۸۹) و «خوش‌اخلاق» و همکاران (۱۳۸۱).

چگونگی استحصال تابع تقاضای آب با کمک تابع مطلوبیت استون‌گری در ادامه آورده شده است:

$$U = \prod_{i=A.B} (Q_i - S_i)^{\beta_i} \qquad (۱)$$

به‌شرطی که:

$$Q_i - S_i > 0 \qquad \sum_{i=A.B} \beta_i = 1$$

$$0 < \beta_i < 1 \qquad i = A.B$$

در این تابع:

u: سطح مطلوبیت مصرف‌کننده؛ Q_i: مقدار مصرف کالای iام؛ $\prod$ اپراتور حاصل ضرب و پارامترهای این تابع، S_i . β_i می‌باشد. این پارامترها دارای تعابیر اقتصادی ساده‌ای هستند که به‌طور مختصر به آن‌ها اشاره می‌شود. S_i، مصرف ضروری کالای i ام تعبیر می‌شود. β_i سهم نسبی کالای iام در مصرف (پس از تأمین و تدارک نیازهای ضروری) را نشان می‌دهد (Henderson & Quandt, 1971).

در برآورد آماری به‌جای u از $\ln u$ استفاده می‌شود. بدیهی است که این جایگزینی به هیچ عنوان تأثیری بر نتایج نخواهد داشت. حال چنان‌چه در تابع مطلوبیت آب به‌عنوان کالای A و سایر کالاها و خدمات مصرفی به‌عنوان کالای B درنظر گرفته شوند، خواهیم داشت:

$$U` = \ln u = \beta_A \ln(Q_A - S_A) + \beta_B \ln(Q_B - S_B) \qquad (۲)$$

با استفاده از تبدیل یکنواخت مثبت می‌توان نوشت:

$$U^* = \frac{U`}{\beta_A + \beta_B} \qquad (۳)$$

$$U^* = \frac{\beta_A}{\beta_A + \beta_B} \ln(Q_A - S_A) + \frac{\beta_B}{\beta_A + \beta_B} \ln(Q_B - S_B) \qquad (۴)$$

$$\alpha_A = \frac{\beta_A}{\beta_A + \beta_B} \qquad \alpha_B = \frac{\beta_B}{\beta_A + \beta_B} \qquad \alpha_A + \alpha_B = 1 \qquad (۵)$$

$$U^* = \alpha_A \ln(Q_A - S_A) + \alpha_B \ln(Q_B - S_B) \qquad (۶)$$

S_A به‌عنوان حداقل مقدار ضروری مصرف آب بدون درنظر گرفتن عوامل جوی می‌باشد، ولی متغیر عوامل جوی در تعیین حداقل مقدار ضروری آب نقش اساسی و غیر قابل انکاری را دارد؛ به‌عنوان نمونه گرم‌تر بودن هوا در فصل تابستان، باعث افزایش حداقل مقدار مصرف ضروری آب نسبت به سایر فصول می‌شود؛ بنابراین وارد کردن آن‌ها در تابع تقاضای آب باعث افزایش دقت تخمین‌ها می‌گردد. به‌همین جهت برای اعمال اثر متغیر عوامل جوی برروی میزان حداقل مصرف آب، رابطهٔ (۷) جایگزین S_A در رابطهٔ (۶) خواهد شد.

$$S_A^* = S_A + R\,w \qquad (۷)$$

S_A^* حداقل مقدار ضروری مصرف آب با لحاظ نمودن اثرات عوامل جوی، R ضریب تأثیر عامل جوی بر حداقل مقدار مصرف آب، w متغیر عامل جوی می‌باشد.

با درنظر گرفتن قید بودجه $I = \sum_{i=1}^{n} P_i Q_i$ که در آن، I، سطح درآمد و یا مخارج؛ P_i و Q_i ، به‌ترتیب سطح قیمت و مقدار کالای i ام می‌باشد، تابع مطلوبیت خانوار را با استفاده از روش بهینه‌یابی مقید (تابع لاگرانژ) می‌توان حداکثر نمود. از این‌طریق توابع تقاضای کالاهای موردنظر استخراج می‌گردند.

$$L = \alpha_A \ln(Q_A - S_A^*) + \alpha_B \ln(Q_B - S_B) + \lambda(I - P_A Q_A - P_B Q_B) \qquad (۸)$$

برای حداکثر شدن تابع لاگرانژ و استخراج تابع تقاضای آب لازم است مشتقات جزئی این تابع نسبت به مطلوبیت نهایی درآمد، (λ)؛ Q_A و Q_B برابر با صفر قرار گیرد، درنهایت تابع تقاضای آب به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q_A = \alpha_A \frac{I}{P_A} - \alpha_B S_B \frac{P_B}{P_A} + \alpha_B S_A + \alpha_B RW \qquad (۹)$$

با توجه به این‌که :

$$\alpha_A + \alpha_B = 1$$

$$Q_A = (1 - \alpha_A) S_A + \alpha_A \frac{I}{P_A} - (1 - \alpha_A) S_B \frac{P_B}{P_A} + (1 - \alpha_A) RW \qquad (۱۰)$$

$$Q_A = \theta_0 + \theta_1 \frac{I}{P_A} + \theta_2 \frac{P_B}{P_A} + \theta_3 w \qquad (۱۱)$$

که در آن:

$$\theta_0 = S_A(1 - \alpha_A) \qquad (۱۲)$$

$$\theta_1 = \alpha_A \qquad (۱۳)$$

$$\theta_2 = -(1 - \alpha_A) S_B \qquad (۱۴)$$

$$\theta_3 = R(1 - \alpha_A) \qquad (۱۵)$$

از خصوصیات تابع تقاضای حاصل از تابع مطلوبیت استون‌گری برآورد حداقل مصرف با کمک تابع تقاضا می‌باشد. این مسأله درمورد کالاهای ضروری هم‌چون آب بسیار حائز اهمیت است. با توجه به روابط (۱۲) و (۱۳) میزان حداقل مصرف سالانهٔ هر خانوار به‌صورت زیر می‌باشد:

$$S_A = \frac{\theta_0}{(1 - \theta_1)} \qquad (۱۶)$$

که θ_0 همان عرض از مبدأ می‌باشد و θ_1 ضریب متغیر نسبت درآمد سرانهٔ هر خانوار به قیمت آب می‌باشد.

در جهت برآورد تابع تقاضای آب خانگی، نخست متغیرهای مستقل و وابسته تعیین و سپس با استفاده از مبانی نظری اشاره شده و داده‌های موردنظر مدل‌ها ساخته خواهند شد.

داده‌های به‌کار گرفته شده در این پژوهش برای تخمین تابع تقاضای آب خانگی، برگرفته از اطلاعات مرکز آمار ایران، شرکت مدیریت منابع آب ایران بوده است. هم‌چنین داده‌های مربوط به متغیر عامل جوی از سازمان هواشناسی کشور اخذ شده است. دورهٔ زمانی مورد بررسی حدفاصل سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۷ است. با توجه به پیشینهٔ تجربی در این‌زمینه، متغیرهایی که برروی تقاضای آب خانگی مؤثر هستند و در این تحقیق به‌کار گرفته شده است، شامل: قیمت آب، قیمت سایر کالاهای مصرفی (از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی به‌عنوان جانشینی برای قیمت سایر کالاها و خدمات استفاده شده است)، درآمد خانوار و متغیرهای جوی (میزان بارش) می‌باشد.

درنتیجه تابع تقاضای آب برای شهرستان ری در بخش خانگی به‌صورت زیر فرموله می‌شود:

$$Q_A = \theta_0 + \theta_1 \frac{I}{P_W} + \theta_2 \frac{CPI}{P_W} + \theta_3 w \qquad (۱۷)$$

که در آن:

Q_A، میزان تقاضای آب در بخش خانگی در شهرستان ری؛ $\frac{I}{PW}$، نسبت متوسط درآمد سرانهٔ هر خانوار در هر سال به متوسط قیمت آب در آن سال؛ $\frac{CPI}{PW}$، نسبت شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی (که به‌عنوان جانشینی برای قیمت سایر کالاها به غیر از آب استفاده شده است) به متوسط قیمت آب در آن سال؛ W، میزان بارش سالیانه و θ_0،θ_1،θ_2،θ_3 پارامترهای مدل هستند.

با توجه به تابع تقاضای برآوردی می‌توان کشش درآمدی و کشش قیمتی تقاضا را محاسبه نمود. حساسیت تقاضای آب در مقابل تغیرات قیمت کالا از طریق کشش قیمتی تقاضا تعیین می‌شود. با توجه رابطهٔ تابع تقاضا (رابطهٔ ۱۱) کشش قیمتی تقاضا به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\varepsilon_{Q_A \cdot P_A} = \frac{dQ_A}{dp_A} \frac{p_A}{Q_A} = \left(-\frac{\theta_1 I}{P_A^2} - \frac{\theta_2 p_B}{P_A^2} \right) \frac{p_A}{Q_A} \qquad (۱۸)$$

میزان حساسیت تقاضای یک کالا در واکنش به تغییر در درآمد مصرف‌کننده ازطریق کشش درآمدی تقاضا توضیح داده می‌شود. با توجه به رابطهٔ تقاضا (رابطه ۱۱) خواهیم داشت:

$$\varepsilon_{Q_A \cdot I} = \frac{dQ_A}{dI} \frac{I}{Q_A} = \frac{\theta_1}{p_A} \frac{I}{Q_A} = \frac{\theta_1}{\frac{p_A 0 Q_A}{I}} = \frac{\theta_1}{\vartheta} \qquad (۱۹)$$

ϑ سهم مخارج آب در بودجهٔ مصرف‌کننده می‌باشد.

۳. مازاد مصرف‌کننده

مازاد مصرف‌کننده به این معنی است که خریداران تمایل دارند برای هر مقدار از کالا مبلغی را بپردازند، درحالی‌که اگر مبلغی که واقعاً می‌پردازند کمتر از آن مقداری باشد که تمایل به پرداخت دارند؛ بدین‌ترتیب منافعی برای مصرف‌کننده از هر واحد کالا حاصل می‌شود که همان مازاد مصرف‌کننده است. روش های مختلفی برای محاسبهٔ مازاد مصرف‌کننده وجود دارد؛ مهم‌ترین این روش‌ها محاسبهٔ مازاد مصرف‌کننده با استفاده از تقاضای جبرانی و مازاد مصرف‌کنندهٔ دقیق (تقاضای هیکسی یا جبرانی) می‌باشد. به اعتقاد «هیکس» (۱۹۴۳) مازاد مصرف‌کننده‌ای که با استفاده از تابع تقاضای مارشالی محاسبه می‌شود، دقیق نیست؛ زیرا با کاهش قیمت، درآمد واقعی فرد افزایش پیدا می‌کند و فرد به منحنی بی‌تفاوتی و رفاه بالاتر جابه‌جا می‌شود (هیکس[1]، ۱۹۵۶؛ عبدلی و ورهرامی، ۱۳۹۰). اگر قیمت‌ها تغییر یابد ولی سطح مطلوبیت ثابت نگه‌داشته شود، مازاد مصرف‌کنندهٔ مارشالی گمراه کننده است؛ بنابراین مازاد مصرف‌کنندهٔ واقعی که در آن مطلوبیت ثابت نگه‌داشته می‌شود، تقاضای جبرانی یا همان تقاضای هیکس است و رفاه مصرف‌کننده باید با این تقاضا اندازه‌گیری شود. درواقع ناحیهٔ هندسی مناسب جهت اندازه‌گیری

1. Hicks

تغییرات رفاهی ناشی از تغییرات قیمت، سطح زیر منحنی تقاضای جبرانی است که طی آن مطلوبیت ثابت فرض می‌شود.

اگر دولت تصمیم داشته باشد که یارانهٔ پرداختی به یک کالا را حذف نماید در نتیجه قیمت آن کالا افزایش و مطلوبیت مصرف‌کنندگان و به‌تبع آن رفاه کاهش می‌یابد. برای جبران آثار منفی ناشی از افزایش قیمت، دولت نیاز به معیاری دارد تا بتواند تغییرات رفاهی ناشی از تغییر قیمت کالا را اندازه‌گیری کند. معیار تغییرات جبرانی بیانگر میزان درآمدی است که جهت ثبات سطح مطلوبیت مصرف‌کننده در اثر تغییر قیمت باید به وی پرداخت نموده و یا از او دریافت شود.

بر اساس رویکرد دوگانه (حداکثر سازی مطلوبیت با محدودیت بودجه، حداقل‌سازی هزینه برای سطح مشخص مطلوبیت)، رفتار متعارف مصرف‌کنندهٔ برای n کالا، $x=(x1,..,xn)$ و درآمد محدود I، تقاضای جبرانی «هیکسی»[1] برای هر کالا به‌صورت زیر خواهد بود.

رویکرد حداکثرسازی (۲۰)

$$max\ u(x)$$
$$\text{s.t:}$$
$$\sum_{i=1}^{n} p_i x_i = p.x \leq I$$

رویکرد حداقل‌سازی (۲۱)

$$e(p.\overline{u}) \equiv p.x$$
$$\text{s.t:}$$
$$u(x) \geq \bar{u}$$

تقاضای جبرانی (۲۲)

$$\frac{\partial e(p.\overline{u})}{\partial p_j} = h_j(p.\overline{u})$$

ازطرف دیگر، تابع مطلوبیت غیرمستقیم برای مسأله بیشینه‌سازی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$v(p.I) \equiv max[\,u(x): p.x \leq I] \quad (۲۳)$$

تا زمانی‌که تابع تقاضا حداکثرکنندهٔ مطلوبیت باشد، با حل تساوی روی[2] به‌عنوان دیفرانسیل جزئی می‌توان به تابع مطلوبیت غیرمستقیم و تابع مخارج دست‌یافت.

$$\frac{\partial v(p.I)/\delta p_j}{\partial v(p.I)/\delta I} = -x_j(p.I) \quad (۲۴)$$

تفاوت میان معادلهٔ ۲۲ برای منحنی تقاضای جبرانی و معادلهٔ ۲۴ برای منحنی تقاضای غیرجبرانی می‌باشد که تفاوت بین مازاد مصرف‌کنندهٔ مارشالی و مازاد مصرف‌کنندهٔ جبرانی (زمانی‌که یک قیمت تغییر می‌کند) را نشان می‌دهد. «هاسمن» تابع تقاضا را در حالت خطی و لگاریتمی خطی نشان داده و بیان نموده است، وقتی قیمت از p_0 به p_1 تغییر می‌کند از آنجا که معادلهٔ ۲۰ نشان‌دهندهٔ تابع تقاضای جبرانی می‌باشد در نتیجه با ادغام آن بین دو سطح قیمت معادلهٔ ۲۳ که بیانگر معیار CV بر حسب تابع مخارج است، به‌صورت زیر می‌باشد:

$$cv(p_1.p_0.I_0) = E(p_1.u_0) - E(p_0.u_0) \quad (۲۵)$$

1. Hicksian
2. Rene Roys

تابع تقاضای مورداستفاده در حالت دو کالایی معمولاً به صورت نمایی است و از آنجا که توان مربوط به متغیر قیمت در تابع تقاضا نمایی همان کشش تقاضا (یا عرضه) می‌باشد؛ درنتیجه در صورتی‌که توان مربوط به متغیر قیمت ثابت و مثبت باشد کشش عرضه و تقاضا ثابت می‌باشد و تابع تقاضا به‌صورت زیر می‌باشد (مرتضوی و همکاران، ۱۳۹۲):

$$x_1 = e^{z\gamma} p_1^{\alpha} I^{\delta} \qquad (۲۶)$$

بنابراین تغییرات جبرانی برای تغییرات قیمت از p_0 به p_1 برابر است با:

$$cv(p_1.p_0.I_0) = \left\{(1-\delta)\left[\frac{e^{z\gamma}}{1+\alpha}(p_1^{1+\alpha} - p_0^{1+\alpha})\right] + {I_0}^{1-\delta}\right\}^{1/1-\delta} - I_0 \qquad (۲۷)$$

$$= \left\{\frac{(1-\delta)}{(1+\alpha)I_0^{\delta}}[p_1 x_1(p_1.I_0) - p_0 x_0(p_0.I_0)] + I_0^{(1-\delta)}\right\}^{1/1-\delta} - I_0$$

که در آن δ کشش درآمدی، α کشش قیمتی تقاضا و I_0 درآمد اولیه و z جزء ثابت می‌باشد.

۴. نتایج و بحث

برای اطمینان از عدم کاذب بودن رگرسیون برآوردی باید آزمون‌های مانایی برای تمامی متغیرهای مورداستفاده در مدل انجام شود. آزمون ریشهٔ واحد جهت اطمینان از این‌که تمامی متغیرهای مدل مانا هستند، به‌کار می‌رود. در این تحقیق از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون (KPSS) براساس معیار شوآرتز به بررسی ایستایی متغیرها پرداخته شده است.

جدول ۱. نتیجهٔ آزمون پایایی متغیرهای نهایی مورداستفاده در تابع تقاضا

Table 1. The result of the reliability test of the final variables used in the demand function

متغیرها	آزمون ADF	نتیجه آزمون بر اساس آمارهٔ مک کینان*	آزمون KPSS	نتیجهٔ آزمون براساس آماره **LM
Q	-۳/۳۸۰	I(0)	۰/۱۷۸	I(0)
$\frac{I}{PW}$	-۲/۹۵۴	$I(0)$	۰/۱۰۱	$I(0)$
$\frac{CPI}{PW}$	-۲/۹۹۶	$I(0)$	۰/۱۰۹	$I(0)$
R	-۳/۶۱۵	$I(0)$	۰/۳۰۴	$I(0)$

* نتایج آزمون در سطح ۱۰٪، در حالت با عرض از مبدأ و روند و یا حالت تنها باوجود عرض از مبدأ می‌باشد؛ همچنین $I(0)$ نشانگر این است که متغیر در سطح ایستا است.

** نتایج آزمون در سطح ۱۰٪ و ۵٪، در حالت با عرض از مبدأ و روند و یا حالت تنها با وجود عرض از مبدأ می‌باشد.

براساس آزمون ریشهٔ واحد انجام شده، تمامی متغیرها براساس هر دو آزمون، در سطح ایستا هستند.

با توجه به این‌که تمامی متغیرها در سطح ایستا می‌باشند، درنتیجه تخمین تابع تقاضا براساس روش حداقل مربعات معمولی ols، بلامانع می‌باشد.

نتایج تخمین تابع تقاضای آب خانوار در بخش خانگی با کمک نرم‌افزار ایویوز، به‌صورت زیر می‌باشد:

جدول ۲. نتایج برآورد تابع تقاضای آب خانوار در شهرستان ری

Table 2. Estimation results of household water demand function in Ray city

نام متغیر	عرض از مبدأ	$\frac{I}{PW}$	$\frac{CPI}{PW}$	R
مقدار ضریب	۲۱۱/۲۸***	۰/۰۰۰۹۵***	-۲۵۶۹/۱۲***	-۰/۰۷۴
	(۱۴/۶۷)	(۳/۰۷)	(-۲/۸۸)	(-۱/۷۸)

منبع: یافته‌های تحقیق.

*، ** و *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد.

اعداد داخل پرانتز، مقادیر آمارهٔ t استیودنت می‌باشد.

روابط بین متغیرهای تابع تقاضای آب برآوردی حاکی از آن است که رابطهٔ مثبت بین درآمد خانوار با تقاضای مصرفی آب و رابطهٔ منفی میان شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی و بارش با تقاضای مصرفی آب وجود دارد. با توجه به رابطهٔ ۶ در بخش مواد و روش‌ها، میزان حداقل مصرف هر خانوار در شهرستان ری ۲۱۱/۵ مترمکعب در هر سال می‌باشد. در این مطالعه، بُعد خانوار ۴ درنظر گرفته شده است؛ درنتیجه حداقل مصرف آب برای هر شهروند در شهرستان ری در سال ۵۲/۹ مترمکعب می‌باشد؛ بنابراین حداقل مصرف آب یک خانوار در شهرستان ری براساس برآورد مدل در حدود ۵۷۹ لیتر در روز می‌باشد. حداقل مصرف در مطالعهٔ «ادیب‌پور» و «شیر آشتیانی» (۱۳۹۳) برای هر مشترک در استان گلستان در حدود ۶۸۷ لیتر محاسبه شده است. در مطالعهٔ «اسمعیل‌نیا بالاگتابی» و همکاران (۱۳۹۶) حداقل مصرف آب برای هر شهروند ورامینی ۵۵/۶۲ متر مکعب در سال محاسبه شده است. طبق رابطهٔ ۷، میزان کشش قیمتی تقاضا برای تمام سال‌های مورد بررسی کوچک‌تر از صفر و میزان کشش درآمدی تقاضا طبق رابطهٔ ۸، مثبت و کوچک‌تر از یک می‌باشد که نشان‌دهندهٔ کم کشش بودن و ضروری بودن کالای آب می‌باشد که با نتایج سایر مطالعات مطابقت دارد؛ «شرزه‌ای» و «کلاهی» (۱۳۷۵)، «هادیان» (۱۳۷۹)، «پژویان» و «حسینی» (۱۳۸۲)، «خوش‌اخلاق» و «شهرکی» (۱۳۸۶)، «سجادی‌فر» و «خیابانی» (۱۳۸۹)، «ادیب‌پور» و «شیرآشتیانی» (۱۳۹۳) و «علیزاده» و همکاران (۱۳۹۷).

با توجه به این‌که هرگونه تعدیل قیمت یک مبدأ اولیه قبل از اجرای سیاست و یک نقطهٔ ثانویه پس از اجرای سیاست دارد، مبدأ اولیه وضعیت متغیرها در سال ۱۳۸۸ درنظر گرفته شده است. بدیهی است که در صورت افزایش قیمت آب، رفاه مصرف‌کنندگان کاهش یافته و برای این‌که بتوانیم آن‌ها را در سطح رفاه قبلی حفظ کنیم باید درآمد آن‌ها جبران شود. با توجه به رابطهٔ ۱۶، میزان درآمدی که به هر خانوار در شهرستان ری باید داده شود تا خانوارها در سطح رفاه قبلی (قبل از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها) باقی‌بماند، محاسبه شده است (جدول ۳).

جدول ۳. میزان کشش و تغییرات جبرانی (ریال) برای سال‌های ۱۳۹۷- ۱۳۸۸

Table 3. The amount of stretching and compensatory changes (Rials) for the years 1388-1397

سال	کشش قیمتی تقاضا	کشش درآمدی تقاضا	تغییرات جبرانی به ازای هر خانواده
۱۳۸۸	-۰/۱۶	۰/۵۲	۰
۱۳۸۹	-۰/۱	۰/۳۴	۱۷۹۲۲۵/۷۳
۱۳۹۰	-۰/۰۵	۰/۱۸	۷۴۶۰۰۸/۷۳
۱۳۹۱	-۰/۰۹	۰/۲۵	۷۹۲۶۰۶/۱۱
۱۳۹۲	-۰/۱	۰/۲۹	۸۴۴۷۹۹/۶۳
۱۳۹۳	-۰/۱	۰/۲۹	۱۰۴۳۶۱۳/۰۵
۱۳۹۴	-۰/۱	۰/۳	۱۱۸۱۵۶۴
۱۳۹۵	-/۱۲	۰/۳	۱۳۸۰۰۷۷/۳۹
۱۳۹۶	-۰/۱۶	۰/۳۶	۱۴۸۵۷۲۸/۵۹
۱۳۹۷	-۰/۱۷	۰/۴۲	۱۵۴۱۴۳۰/۰۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

طبق جدول ۳، از آنجا که در سال ۱۳۸۸ هنوز قانون هدفمندی یارانه‌ها اجرا نشده بود، درنتیجه میزان پرداخت جبرانی صفر می‌باشد؛ هم‌چنین، میزان تغییرات جبرانی قابل پرداخت به خانوارهای شهرستان ری به‌منظور ماندن درسطح رفاه اولیه در سال ۱۳۸۹ که اولین سال اجرای قانون هدفمندی یارانه بود به‌میزان ۱۷۹۲۲۵/۷۳ریال می‌باشد و این میزان برای سال ۱۳۹۷، ۱۵۴۱۴۳۰ریال می‌باشد. طبق نتایج مطالعهٔ «سایه میری» (۱۳۸۴) در صورت افزایش ۱۰ و ۲۰٪ در قیمت آب شرب به‌ترتیب میزان مبلغی که به خانوارهای استان ایلام باید پرداخت شود تا مشترکین در سطح رفاه اولیه (سال ۱۳۸۳ سال مبدأ در نظر گرفته شده است) باقی‌بمانند، ۴۵۴۷۶۸۰ ریال و ۹۲۸۶۴۹۶ ریال محاسبه شده است.

۵. نتیجه‌گیری

گسترش شهرنشینی، نیازهای متنوع و متعددی را به‌وجود خواهد آورد که تأمین آب آشامیدنی از مهم‌ترین آن‌ها است؛ بنابراین ضرورت شناخت مقدار تقاضای آب و عوامل تأثیرگذار بر آن، به‌خصوص تأثیر کاهش یارانه‌های پرداختی به آب شرب اهمیت و ضرورت زیادی دارد. چون واقعی کردن قیمت (افزایش قیمت)، کاهش رفاه مصرف‌کنندگان در سطح جامعه را به‌همراه دارد؛ درنتیجه این پژوهش با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۱ و تابع مطلوبیت استون‌گری تابع تقاضای آب را تخمین زده است و بعد از محاسبهٔ کشش‌های قیمتی تقاضا و کشش درآمدی با کمک معیار تغییرات جبرانی، میزان درآمدی که باید به خانوارهای شهرستان ری به‌منظور ماندن درسطح رفاه اولیه پرداخت شود، برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷مورد محاسبه قرار داده است.

طبق نتایج، متغیرهای درآمد خانوار، بارش و شاخص قیمت مصرف‌کننده برروی تقاضای آب خانگی مؤثر هستند؛ به‌طوری‌که رابطهٔ مثبت بین درآمد خانوار با تقاضای مصرفی آب و رابطهٔ منفی میان شاخص قیمت مصرف‌کننده و بارش با تقاضای مصرفی آب وجود دارد.

با توجه به‌میزان کشش‌های قیمتی و درآمدی به‌دست آمده، آب در شهرستان ری یک کالای کم کشش و ضروری می‌باشد و علاوه‌بر آن، در سال ۱۳۸۹ که اولین سال اجرای قانون هدفمندی یارانه بوده است، میزان تغییرات جبرانی معادل ۱۷۹۲۲۵/۷۳ ریال می‌باشد و این میزان برای سال ۱۳۹۷، ۱۵۴۱۴۳۰ ریال می‌باشد. با توجه به نتایج حاصل‌شده می‌توان پیشنهادهای زیر را ارائه نمود:

۱- از آنجا که کشش قیمتی تقاضا صفر نیست، در نتیجه افزایش تعرفه‌ها می‌تواند به‌عنوان راهکاری در کاهش مصرف آب به‌کار گرفته شود.

۲- کشش قیمتی کوچک‌تر از یک است؛ درواقع افزایش قیمت آب علاوه‌بر آن‌که باعث کاهش در مصرف آب می‌شود منجر به افزایش درآمد شرکت آب و فاضلاب می‌گردد و افزایش درآمد، منابع سرمایه‌گذاری‌های لازم را فراهم می‌سازد.

۳- با توجه به نتایج حاصله، افزایش قیمت آب موجب کاهش محسوس رفاه مصرف‌کنندگان بخش خانوار شهرستان ری می‌شود و برای این‌که خانوار در همان سطح مطلوبیت قبلی بماند، باید کاهش درآمد وی توسط دولت جبران گردد.

۴- این مطالعه را می‌توان در سایر شهرستان‌های کشور که با مسأله کمبود آب مواجه هستند به‌کار برد و با مقایسهٔ نتایج سیاست‌های مناسب را اتخاذ کرد.

کتابنامه

- احمدی، سید مهدی؛ پژویان، جمشید؛ و غلامی، الهام. (۱۳۹۳). «هدفمندکردن قیمت حامل‌های انرژی و رفتار مصرفی خانوارهای شهری». *مدلسازی اقتصادی*، (۳)۸: ۱۵- ۱.

- ادیب‌پور، مهدی؛ و شیرآشتیانی، رحیمه، (۱۳۹۳). «برآورد تابع تقاضای آب خانگی استان گلستان». *مدلسازی اقتصادی*، (۲)۸: ۱۰۶- ۹۱.

- اسماعیل‌نیا بالاگتابی، فاطمه؛ سرلک، احمد؛ و غفاری، هادی، (۱۳۹۷). «بررسی و تحلیل تقاضای آب شرب با استفاده از تابع مطلوبیت استون‌گری: مطالعه موردی: منطقه ورامین». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۰(۳): ۱۵۰- ۱۳۱.

- پژویان، جمشید؛ و حسینی، سید شمس الدین، (۱۳۸۲). «برآورد تابع تقاضای آب خانگی مطالعه موردی: شهر تهران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۱۶): ۶۷- ۴۷.

- خوش‌اخلاق، رحمان؛ صمدی، سعید؛ عمادزاده، مصطفی؛ و هادی‌زاده‌خیرخواه، حسین، (۱۳۸۱). «برآورد تابع تقاضای آب شرب شهر تهران». *پژوهش‌های اقتصادی*، ۴: ۱۰۹-۱۳۰.

- خوش‌اخلاق، رحمان؛ و شهرکی، جواد، (۱۳۸۶). «برآورد تابع تقاضای آب خانگی در شهر زاهدان». رساله دکتری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه اصفهان.

- جبل‌عاملی، فرخنده؛ و گودرزی فراهانی، یزدان، (۱۳۹۴). «بررسی تأثیر یارانه بر تقاضای آب خانگی شهر قم». *جغرافیا و توسعه*، (۳۹) ۱۳: ۴۸- ۲۹.

- سالم، علی‌اصغر؛ و مروت، حبیب؛ (۱۳۹۶). «تجزیه و تحلیل اثر هدفمندی یارانه‌ها بر مصرف آب خانگی درمناطق شهری کشور (رهیافت سیستم معادلات تقاضا)». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، (۴) ۱۸: ۱۸۵-۱۶۱.

– سجادی فر، سید حسین؛ و خیابانی، ناصر، (۱۳۹۰). «مدل سازی تقاضای آب خانگی با استفاده از روش مدل عوامل تصادفی، مطالعه موردی: شهر اراک». *آب و فاضلاب*، (۷۹)۲۲: ۶۸–۵۹.

– شرزه‌ای، غلامرضا؛ و کلاهی، رضا، (۱۳۷۵). «برآورد تابع تقاضای آب شهری شیراز». *آب و توسعه (فصلنامه امور آب وزارت نیرو)*، (۳)۴: ۶۳– ۵۶.

– عبدلی، قهرمان؛ و ورهرامی، ویدا؛ (۱۳۹۰). «محاسبه مازاد مصرف‌کننده IT در ایران». *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، (۱۲) ۶: ۶۲–۴۱.

– علیزاده، امین؛ فروزش، مجید؛ و انصاری، حسین، (۱۳۹۷). «مدلسازی تقاضای آب خانگی شهر مشهد بر اساس مدل رگرسیون فازی». *آبیاری و زهکشی ایران*، (۲) ۱۳: ۲۷۰– ۲۵۹.

– مرتضوی، ابوالقاسم؛ پیروز، رزا؛ و محمود گردی، رحیم، (۱۳۹۴). «تأثیر افزایش قیمت شیر بر خالص رفاه گروه‌های مختلف درآمدی شهری در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، (۳)۱۵: ۳۷– ۲۳.

– هادیان، محمد، (۱۳۷۹). *تخمین تابع تقاضای آب برای شرکت‌های آب و فاضلاب کشور*. حوزه معاونت برنامه‌ریزی و بهبود مدیریت شرکت مهندسی آب و فاضلاب کشور.

- Abdoli, GH. & Varahrami, V., (2011). “Calculation of IT consumer surplus in Iran”. *Journal of Economic Sciences*, 12(6): 41-62 (In Persian).

- Adibpour, M. & Shirashiani, R., (2014). “Estimation of Water Demand Function in Golestan Province Household Sector”. *Economics modelling*, 26(2): 91-106 (In Persian).

- Ahmadi, S. M.; Pajooyan, J. & Gholami, E., (2014). “Targeting the price of energy carriers and consumption behavior of urban households in IRAN”. *Economics modelling*, 8(3): 1-15 (In Persian).

- Alizadeh, A.; Forouzesh, M. & Ansari, H., (2018). “Modeling the Urban Water Demand in Mashhad Based on Fuzzy Regression Model”. *Iranian Journal of Irrigation and Drainage,*13(2): 259-270 (In Persian).

- Al-Juaidi, A. E., (2009). *Water allocation for agricultural use considering treated wastewater, public health risk, and economic Issues*. Utah State University.

- Arbués, F.; Garcıa-Valiñas, M. Á. & Martınez-Espiñeira, R., (2003). “Estimation of residential water demand: a state-of-the-art review”. *The Journal of Socio-Economics*, *32* (1): 81-102.

- Dagnew, D. C., (2012). “Factors determining residential water demand in north western Ethiopia”. The case of Merawi (Doctoral dissertation, Cornell University).

- Dharmaratna, D. & Harris, E., (2012). “Estimating residential water demand using the Stone-Geary functional form: the case of Sri Lanka”. *Water resources management*, *26* (8): 2283-2299.

- Di Cosmo, V., (2011). “Are the consumers always ready to pay? A quasi-almost ideal demand system for the Italian water sector”. *Water resources management,* 25 (2): 465-481.

- Elgallal, M. M., (2017). *Development of an approach for the evaluation of wastewater reuse options for arid and semi-arid area* (Doctoral dissertation, University of Leeds).

- Esmaelnia Balagatabi, F.; Sarlak, A. & Ghffari, H., (2018). "Investigation and analysis of demand for drinking water using the Geary-Stone utility function: a case study of Varamin area". *Journal of Agricultural Economics Research*, 10(3): 131-150 (In Persian).

- Hadian, M., (2000). *Estimation of water demand function for National water and wastewater companies* (In Persian).

- Henderson, J. M. & Quandt, R. E., (1971). *Microeconomic theory: A mathematical approach.*

- Hicks, J. R., (1956). *A Revision of Demand Theory*. London.

- Jabalameli, F. & Gudarzi Farahani, Y., (2015). "Study the Effect of Subsidy on the Household Demand of Water in Qom". *Journal of Geography and Development*, 39(13): 29- 48 (In Persian).

- Khoshakhlaq, R.; Samadi, S.; Emadzadeh, M. & and Hadizadeh Khairkhah, H., (2002). "Estimation of drinking water demand function of Tehran city". *Economic Research Quarterly*, 4: 109-130 (In Persian).

- Khosh Akhlaq, R. & Shahraki, J., (2006). "Estimation of domestic water demand function in Zahedan city". doctoral dissertation, Faculty of Administrative and Economic Sciences, University of Isfahan (In Persian).

- Lopez-Mayan, C., (2014). "Microeconometric analysis of residential water demand". *Environmental and Resource Economics*, 59 (1): 137-166.

Martínez-Espiñeira, R. & Nauges, C., (2004). "Is all domestic water consumption sensitive to price control?". *Applied economics*, 36 (15): 1697-1703.

- Mortazavi, S. A.; Pirooz, R. & Mahmoodgordi, R., (2015). "The Effect of Increasing Milk Prices on the Net Welfare of Income Deciles of Urban Groups in Iran". *QJER*, 15 (3): 23-37 (In Persian).

- Parker, J. M. & Wilby, R. L., (2013). "Quantifying household water demand: a review of theory and practice in the UK". *Water Resources Management,* 27 (4): 981-1011.

- Pazhooyan, J. & Hosseini, S. SH., (2003). "Estimating the residential water demand function". *Iranian Economic Research*, 16(5): 47-67 (In Persian).

- Romano, G.; Salvati, N. & Guerrini, A., (2014). "Estimating the determinants of residential water demand in Italy". *Water*, 6 (10): 2929-2945.

- Sajjadifar, C. H. & KHiabani, N., (2011). "Modeling the City's Household Water Demand Using a Randomized Factor Model Model Case Study: Arak". *Journal of Water and Sewage*, 22(3): 59- 68. (In Persian).

- Salem, A. A. & Morovat, H., (2018). "Analyzing Impacts of Targeted Subsidies Plan on Demand for Residential Water of the Iranian Urban Households using Demand System Equations Approach". *QJER*, 18 (4): 161-185 (In Persian).

- Schleich, J. & Hillenbrand, T., (2009). "Determinants of residential water demand in Germany". *Ecological economics*, *68* (6): 1756-1769.

- Sharzei, GH. R. & Kolahi, R., (1996). "Estimation of Urban Water Demand Function for Shiraz". *Journal of Economic Sciences*, 4(3): 56- 63 (In Persian).

Vol. 12, No. 45, Spring (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Investigating the Impact of Financial Development Dimensions on Income Distribution with Emphasis on Tehran Stock Exchange Data

Mansouri, A.[1], Afghah, M.[2], Bavi, M.[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25664.3394
Received: 2022.01.24; Accepted: 2022.06.06
Pp: 223-258

Abstract

The main purpose of this study is to investigate the effect of financial development dimensions on income inequality. Studies show that domestic research on financial development usually uses a monetary index. However, the financial development index is a multidimensional concept that includes both monetary indicators and capital market components. Accordingly, in this study, using the data of companies listed on the Tehran Stock Exchange and combining it with provincial monetary statistics, various indicators of financial development, which include monetary and financial components, are created and distributed over income has been tested. For this purpose, panel data in the period 2010 to 2018 and the EGLS method (cross-sectional weight data based on fixed effects) is used. Indicators of financial access, financial depth, financial instability and financial liberalization have been used as dimensions of financial development. The variables of per capita income, inflation, free trade, geographical distance and government size have also been used as control variables. The results show that the variables of ratio of private credit to production, facilities granted to the private sector and the number of privately owned industrial workshops have a positive effect on the Gini coefficient and increase income inequality. Long-term changes in stock price fluctuations of selected companies have a negative impact and improve the distribution of income. The per capita production variable, the ratio of the province's budget to production and inflation increases income inequality and the ratio of total exports and imports to production and the per capita distance to the center reduce it.

Keywords: Financial Development, Panel Data, EGLS, Income Distribution, Iran.

JEL Classification: O16, O15, C23.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran (Corresponding Author).
Email: sa.mansouri81@gmail.com
2. Assossite Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.
3. MS.c of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

Citations: Mansouri, S. A.; Afghah, S. M. & Bavi, M., (2023). "Investigating the Impact of Financial Development Dimensions on Income Distribution with Emphasis on Tehran Stock Exchange Data". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(45): 223-258. (doi: 10.22084/aes.2022.25664.3394).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4646.html?lang=en

1. Introduction

During the last decades, social and economic actions have increased in most countries and have caused income inequality. According to the OECD report, (2015), the gap between the poor and the rich has been at its highest level in the last 30 years (Chakroun, 2020). In 2015, the average income of the richest 10% of households in OECD countries was about 9.6 times higher than that of the poorest 10%; On the other hand, income inequality has decreased in several developing countries, but the gap between the rich and the poor remains (OECD, 2015). The stock market is vital for reducing the level of income inequality and creating social justice in the society due to the great role it plays in increasing capital accumulation through equipping and allocating savings. Considering the importance of financial development in the growth and development of countries as well as its impact on the macroeconomic sector, it is vital to know the different aspects of the development of financial markets that affect the distribution of income and also how they affect the real variables of the economy over time. Therefore, in this research, the main goal is to investigate the impact of financial development in different dimensions on income distribution. For this purpose, by using the panel data of the country's provinces (30 provinces) in the period from 2010 to 2018, the effect of financial development dimensions on the urban income inequality of the provinces has been discussed with an emphasis on the companies admitted to the Tehran Stock Exchange.

1. Materials and Methods (Financial Development indicators)

1-1. Financial access

Financial access can be seen as fair access to all financial services including money market and capital market. (Beck, Demirgüç-Kunt and Levine, 2008).

1-2. Financial depth

In the monetary and banking dictionary, financial deepening is defined as a situation where the speed of increasing financial assets is higher than the speed of increasing non-financial assets, which is considered synonymous with deepening financial assets. According to the studies of Levin (1991) and Bencivenga et al. (1995), more and more liquidity in the stock markets with lower transaction costs reduces the inhibiting factors in the field of investment in long-term projects, so companies turn to such projects more and this increases the demand. It becomes for the labor force and increasing the income growth of the poor during the increase of their wages can reduce inequality (Schwartz, 1995).

1-3. Financial stability

McKinnon (1973) and Shaw (1973) and King and Levin (1993) state that financial development and a stable financial system play a very important role in the economic performance of countries, which leads to economic growth (Schwartz, 1995).

1-4. Financial liberalization

McKinnon (1991) and Shaw (1973) pointed out the limitations caused by an ineffective financial system for economic development, as well as the benefits of financial liberalization for the economy in developing countries. They state that the main problem of developing economies is related to their whole economy and not just the financial part of the economies; So here, financial sector liberalization comes up as part of a broader set of reforms. Veen and yeginberg (1983) and Taylor (1983) state that the liberalization of the financial sector can actually hinder economic development.

4. Data

The course studied for the years 2010-2018 and for 30 provinces of the Iran, including the provinces of West Azerbaijan, East Azerbaijan, Ardabil, Bushehr, Chaharmahal Bakhtiari, Isfahan, Fars, Qazvin, Qom, Gilan, Golestan, Hamedan, Hormozgan, Ilam, Kerman, Kermanshah, Khorasan. South, Razavi Khorasan, North Khorasan, Khuzestan, Kohgiluyeh and Boyer Ahmad, Kurdistan, Lorestan, Central, Mazandaran, Semnan, Sistan Baluchistan, Tehran, Yazd and Zanjan.

5. Discussion

In order to test the model of Banerjee and Newman (1993) and Galor and Zeira (1993) that there is a relationship between financial development and income inequality, the econometric model presented by Zhang & Naceur (2019) is used:

$$Gini_{t,i} = \alpha + \lambda_1 FD_{t,i} + \lambda_2 Y_{t,i} + \lambda_3 FL_{t,i} + \lambda_4 GOV_{t,i} + \lambda_5 Trade_{i,t} + \lambda_6 PD_{i,t} + \varepsilon_{t,i}$$

The multidimensional index of financial development includes the following dimensions:

$$FD = \left(financial\ access, financial\ depth, stability, financial\ liberalization \right)$$

Based on the results of determining the type of model, considering that the integrated data model has been selected, and on the other hand, there is cross-sectional autocorrelation and cross-sectional variance heterogeneity, in order to solve these effects, the GLS method based on sections (EGLS-Cross section weight) is used. will be. Also, considering that the

problem of cross-sectional heterogeneity may be caused by random effects, using cross-sectional weights can solve this problem, in this case, after the test, you can use Limer's F test to investigate between two fixed or combined effects models. Therefore, again, this weighted estimation test is performed based on the section

6. Conclusion

- Increasing the number of access to banking facilities by the private sector increases the Gini coefficient and worsens inequality

- The ratio of the value of the facilities granted to the private sector to the gross production has a positive and significant effect on the urban Gini coefficient of the provinces during the study period.

- Increasing the ratio of the value of stock exchange transactions of selected companies to the gross output of the provinces leads to a decrease in the urban income inequality of the provinces.

- An increase in the long-term interest rate during the study period reduces the urban income inequality in the provinces.

- The increase in the number of private workshops has led to an increase in urban income inequality in the provinces.

- The increase in changes in the stock price fluctuations of selected companies in the provinces has led to the reduction of urban income inequality.

- An increase in this ratio leads to an increase in urban income inequality in the provinces.

- The variable of free trade, the ratio of total exports and imports to the gross domestic product of the provinces has a negative and significant effect on the urban Gini coefficient of the provinces.

- The increase in inflation in the provinces has led to an increase in income inequality in them.

- The per capita variable of distance from the center (Tehran) has a negative and significant effect on the urban Gini coefficient of the provinces; Therefore, according to the theory of the pole of growth and the penetration of development to the periphery, the per capita increase in the distance from the center has reduced income inequality.

Acknowledgments

We hereby express our gratitude to the Research Vice-Chancellor of Shahid Chamran University of Ahvaz, who helped the author in conducting this research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲

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

بررسی تأثیر ابعاد توسعهٔ مالی بر توزیع درآمد با تأکید بر داده‌های بورس اوراق بهادار تهران*

سید امین منصوری[۱]، سید مرتضی افقه[۲]، معصومه باوی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25664.3394
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۱۶
صص: ۲۵۸-۲۲۳

چکیده

هدف اصلی در این تحقیق بررسی تأثیر ابعاد توسعهٔ مالی بر نابرابری درآمد است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که تحقیق‌های داخلی در زمینهٔ توسعهٔ مالی معمولاً از یک شاخص پولی استفاده شده است. این درحالی است که شاخص توسعهٔ مالی یک مفهوم چندبُعدی است که هم شاخص‌های پولی را دربر می‌گیرد و هم مؤلفه‌های بازار سرمایه را دربر دارد. بر این‌اساس در این تحقیق با استفاده از داده‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و ترکیب آن با آمارهای پولی استانی، شاخص‌های مختلفی از توسعهٔ مالی که دربر گیرندهٔ مؤلفه‌های پولی و مالی است، ایجاد و بر توزیع درآمد آزمون شده است. بدین‌منظور از داده‌های تابلویی در دورهٔ زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ و از روش EGLS (داده‌های وزنی مقطعی بر پایهٔ اثرات ثابت) استفاده می‌شود. شاخص‌های دسترسی مالی، عمق مالی، بی‌ثباتی مالی و آزادسازی مالی به‌عنوان ابعاد توسعهٔ مالی استفاده شده‌اند؛ همچنین متغیرهای درآمد سرانه، تورم، تجارت آزاد، فاصلهٔ جغرافیایی و اندازهٔ دولت به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای نسبت اعتبارات خصوصی به تولید، تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی و تعداد کارگاه‌های صنعتی با مالکیت خصوصی تأثیر مثبت بر ضریب جینی داشته و موجب افزایش نابرابری درآمدی می‌شوند و متغیرهای نسبت ارزش معاملات بورس اوراق بهادار به تولید، نرخ بهره بلندمدت و تغییرات نوسانات قیمت سهام شرکت‌های منتخب تأثیر منفی داشته و موجب بهبود توزیع درآمد می‌شوند؛ متغیر تولید سرانه، نسبت بودجهٔ استان به تولید و تورم موجب افزایش نابرابری درآمدی و نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید و فاصلهٔ سرانه تا مرکز باعث کاهش آن می‌شوند.

کلیدواژگان: توسعهٔ مالی، داده‌های تابلویی، EGLS، توزیع درآمد، ایران.
طبقه‌بندی JEL: O16, O15, C23.

* این مقاله برگرفته از پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد «معصومه باوی» در رشتهٔ اقتصاد به‌راهنمایی «سید مرتضی افقه» و «سید امین منصوری» در دانشگاه شهید چمران اهواز است.

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: sa.mansouri81@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
Email: m.afghah@scu.ac.ir
۳. کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
Email: masomebavi8@gmail.com

ارجاع به مقاله: منصوری، سید امین؛ افقه، مرتضی؛ و باوی، معصومه، (۱۴۰۲). «بررسی تأثیر ابعاد توسعهٔ مالی بر توزیع درآمد با تأکید بر داده‌های بورس اوراق بهادار تهران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۵): ۲۲۳-۲۵۸. (doi: 10.22084/aes.2022.25664.3394).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4646.html?lang=fa

۱. مقدمه

طی دهه‌های اخیر، کنش‌های اجتماعی و اقتصادی در اکثر کشورها افزایش‌یافته و موجب ایجاد اختلاف طبقاتی و نابرابری درآمدی شده است؛ به‌گونه‌ای که براساس (OECD، 2015a)[1]، شکاف بین فقرا و ثروتمندان در بالاترین سطح برای ۳۰ سال بوده است (محمد کاکرون[2]، ۲۰۱۹). در سال ۲۰۱۵م.، متوسط درآمد ۱۰٪ ثروتمندترین خانوارها در کشورهای OECD در حدود ۹/۶ برابر بالاتر از ۱۰٪ فقیرترین گروه بود؛ ازطرف دیگر، نابرابری درآمدی در چندین کشور درحال توسعه کاهش یافته اما شکاف بین فقیر و ثروتمند همچنان باقی‌مانده است (OECD, 2015a). توسعهٔ نظام مالی یک توسعهٔ چندبعدی است که فقط یکی از متغیرهای آن نظام بانکی می‌باشد و نمی‌توان به‌طور کامل آن را شاخص توسعه‌مالی دانست. باتوجه‌به اهمیت توسعه‌مالی در رشد و توسعه کشور و همچنین تأثیر آن بر بخش کلان اقتصاد، شناخت ابعاد متفاوت توسعهٔ بازارهای مالی مؤثر بر توزیع درآمد و همچنین چگونگی اثرگذاری آن‌ها در طول زمان بر متغیرهای حقیقی اقتصاد امری حیاتی است. بازار بورس ازطریق ایجاد یک فضای کارآمد و قابل‌اطمینان برای نقل‌وانتقال وجوه ازطریق افزایش نقدینگی سهام و تقسیم ریسک بین سرمایه‌گذار و سرمایه‌پذیر باعث افزایش توان فعالیت بنگاه‌ها، رشد اقتصادی و به‌دنبال آن توزیع عادلانه درآمدها می‌شود. این بازار به‌دلیل نقش بزرگی که در افزایش انباشت سرمایه ازطریق تجهیز و تخصیص پس‌اندازها دارد، برای کاهش سطح نابرابری درآمدها و ایجاد عدالت اجتماعی در جامعه حیاتی است. افراد ازطریق بازار بورس پس‌اندازهایشان را در بخش‌های مختلف اقتصاد منتقل می‌کنند، اما چگونگی تخصیص این منابع به پروژه‌های پربازده، وظیفهٔ یک بازار سهام کارآمد است. کاهش ریسک مربوط به نقدینگی سهام، تخصیص و تجهیز پس‌اندازها و متنوع‌سازی ریسک و تشویق به سرمایه‌گذاری نقش مهمی در توسعهٔ بازار سهام و توزیع عادلانهٔ درآمدها ایفا می‌کنند (مریدی و همکاران، ۱۳۹۹).

شواهد تجربی نشان می‌دهد که عمدتاً تحقیق‌های انجام‌شده توسعه‌مالی را در شاخص‌های پولی خلاصه می‌کنند؛ به‌عنوان مثال، اولین‌بار «لوین» و همکارانش (۲۰۰۳) از شاخص اعتبارات داخلی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص توسعه‌مالی استفاده کرد؛ بعد از آن تحقیقات «بک»، «درمیگو»، «کانت» و «لوین» نیز در همین راستا صورت گرفتند. در تحقیقات داخلی نیز »«رفعت» و «جزی‌زاده»« (۱۳۹۵)، «خسروشاهی» (۱۳۹۱)، «سالم» و «عربیار محمدی» (۱۳۹۰) و بسیاری از تحقیقات دیگر از یک شاخص برای توسعه‌مالی استفاده کرده‌اند، اما نوآوری در این تحقیق استفاده از شاخص چندبُعدی شامل: ابعاد دسترسی مالی[3]، عمق مالی[4]، بی‌ثبات مالی[5] و آزادی‌سازی مالی[6] است؛ بنابراین در این تحقیق هدف اصلی، بررسی تأثیر توسعه‌مالی در ابعاد مختلف بر توزیع درآمد است. برای این‌منظور با استفاده از داده‌های تابلویی استان‌های کشور (۳۰ استان) در دورهٔ زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷، تأثیر ابعاد توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی شهری استان‌ها با تأکید بر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس

---

1. Organisation for Economic Co-operation and Development
2. Mohammad Chakroun
3. Financial access
4. Financial depth
5. Financial instability
6. Financial liberalization

اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. بر این‌اساس در این تحقیق در ابتدا مبانی نظری و پیشینهٔ مطالعات بررسی می‌شود، سپس در ادامه به بررسی داده‌ها و متغیرهای تحقیق بیان می‌شود و درنهایت برآورد مدل و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

«توسعه‌مالی» مفهومی است که بعد از اصطلاح سرکوب مالی در دههٔ ۷۰ موردتوجه بیشتری قرار گرفت. در سال‌های اوج «انقلاب کینزی»[1] یعنی دههٔ ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰، اهمیت عوامل مالی در اقتصاد نادیده گرفته می‌شد. با تأثیر از کتب کینزی مبنی‌بر پس‌انداز اجباری، بیشتر کشورهای درحال‌توسعه، نرخ‌های بهرهٔ اسمی پایین و تورم بالایی را تجربه کردند که منجر به نرخ‌های بهرهٔ واقعی بسیار پایین یا منفی شد. علت اصلی نرخ‌های پس‌انداز پایین و توسعه‌نیافتگی بخش مالی را در این کشور می‌توان به محدودیت‌های مالی نسبت داد. بعد از آن در اوایل دههٔ ۱۹۷۰ دیدگاه سیاست‌های مالی محدود از سوی «مک کینون»[2] (۱۹۷۳) و «شاو»[3] (۱۹۷۳) به‌شدت مورد انتقاد قرار گرفت؛ به‌عبارتی نقش بانک‌ها و مؤسسات اعتباری در تعیین ارزش ابزار مالی و فعالیت بیشتر سرمایه‌گذاران ازطریق این ابزار اهمیت بیشتری پیدا کرد؛ اما هم‌اکنون نگاه اقتصاددانان طی ۵۰ سال اخیر، نسبت به اهمیت سیستم‌های مالی برای رشد اقتصادی به‌طور عجیب و انکارناپذیری تغییر پیدا کرده است. یکی از ابزار مهم برای مشارکت اقشار مختلف در اقتصاد، توسعهٔ بخش مالی است که امکان دسترسی افراد کم‌درآمد به خدمات و اعتبارات مالی را افزایش می‌دهد و از این‌طریق شکاف طبقاتی را به حداقل می‌رساند (علمی و آریانی، ۱۳۹۲).

امروزه بازارهای مالی به‌علت نقش اساسی که در تأمین منابع ازطریق پس‌اندازها در اقتصاد و هدایت آن‌ها به بخش مولد و تأمین مصارف و نیازهای سرمایه‌گذاری از اهمیت زیادی برخوردار هستند؛ بنابراین مطالعات زیادی در این‌زمینه صورت‌گرفته، اما به‌علت ابعاد متفاوتی که توسعه‌مالی دارد، هرکدام جنبه‌ای از این رابطه را بررسی می‌کنند. بک[4] اعتقاد دارد که درک صحیح فرآیند توسعه در هر کشور نیازمند بررسی و تجزیه‌وتحلیل ارتباط بین توسعه‌مالی و توزیع درآمد است؛ زیرا توزیع درآمد متغیر مهمی است که بر پس‌اندازها، سرمایه‌گذاری‌ها، تصمیمات و سیاست‌گذاری‌های مهم، تأثیر می‌گذارد (بک و همکاران[5]، ۲۰۰۴). در ارتباط با تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی در مطالعات اختلاف‌نظر وجود دارد؛ ولی در کل، اکثر بررسی‌ها تأثیر مثبت توسعه‌مالی ازطریق افزایش دسترسی به خدمات مالی توسط دهک‌های پایین درآمدی را تأیید می‌کنند که نشان‌دهندهٔ تأثیربخش پولی بر توزیع

---

1. Kenzie
2. Mckinnon
3. Shaw
4. Back
5. Back et al.

درآمد می‌باشد (بک، درمیگو[1]، کانت[2] و لوین[3] و هونوهان[4] و راجان و زینگلس[5])، ولی درخصوص تأثیر توسعهٔ بازار سهام بر توزیع درآمد مطالعات اندکی صورت‌گرفته است.

با بررسی تئوری‌های موجود در زمینهٔ ارتباط بین متغیر توسعه‌مالی و نابرابری درآمد دو نظریهٔ متفاوت وجود دارد؛ وجود رابطهٔ خطی بین توسعه‌مالی و نابرابری توزیع درآمد، فرضیهٔ «بانرجی» و «نیومن»[6] (۱۹۷۳) و «گالور» و «زیرا»[7] (۱۹۷۳)؛ و رابطهٔ غیرخطی U معکوس بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی، فرضیهٔ «گرین‌وود» «وجیوانوویچ» (۱۹۹۰). در هر دو فرضیه، رابطهٔ منفی بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی پیش‌بینی می‌شود. درواقع بازارها و واسطه‌های مالی ازطریق کاهش محدودیت‌های اعتباری و افزایش دسترسی به آن‌ها توسط گروه کم‌درآمد و همچنین افزایش کارایی بازار سرمایه ازطریق افزایش نقدینگی سهام و کاهش ریسک مربوط به آن‌ها و تجهیز و هدایت پس‌اندازها برای سرمایه‌گذاری‌های مولد، منجر به کاهش اختلاف طبقاتی و بهبود توزیع درآمد می‌شوند. در ادامه به دو فرضیهٔ ذکر شده پرداخته می‌شود.

۱-۲. فرضیهٔ رابطهٔ U معکوس گرین‌وود و جیوانوویچ

اولین‌بار «کوزنتس»[8] (۱۹۵۵)، در یافتن عوامل مؤثر بر توزیع درآمد، رشد اقتصادی را مطرح و نظریهٔ U وارون را ارائه نمود و پس از آن مطالعات فراوانی درخصوص این نظریه میان این دو متغیر صورت گرفت. در این نظریه راه‌حل پویایی در چارچوب یک مدل رشد درون‌زا، توسط گرین‌وود و جیوانوویچ (۱۹۹۰) که از پیشگامان این نظریه هستند، برای ارتباط میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی ارائه شد؛ بدین‌صورت که با توسعهٔ بازارها و واسطه‌های مالی، نابرابری درآمدی به‌شکل U معکوس تغییر خواهد کرد. اقتصادی را درنظر بگیرید که زنجیره‌ایی از عوامل اقتصادی متمایز در دو دستهٔ متفاوت (۰ و ۱) را دارد. در زمان t عامل اقتصادی تصمیم‌گیری خود را بر ثروت K_tاش مبتنی‌بر مصرف C_t و سرمایه‌گذاری i_t قرار می‌دهد؛ به گونه ایی که: $K_t = C_t + i_t$ شرط جداکثر سازی مطلوبیت انتظاری یک عامل اقتصادی در طول زندگی اش به صورت زیر خواهد بود:

$$Max\ \{E\ (\varepsilon_{t=0}^{\infty}\beta_t U(c_t))\} \qquad \beta \in (0,\ 1) \qquad (۱)$$

نرخ تنزیل در رابطهٔ فوق β می‌باشد. در این اقتصاد دو نوع تکنولوژی مورداستفاده قرار می‌گیرد؛ اول، تولید مطمئن اما با بازده اندک که δ برای هر واحد سرمایه است؛ و دوم، تولیدی با ریسک بالاتر ولی در عوض با ارزش انتظاری بیشتر که می‌توان آن را به‌صورت یک شوک تکنولوزیکی مرکب به‌شکل $(\varepsilon_t$ و $\Theta_t)$ نشان‌داد. زمانی‌که $E(\in_t)=0$، $\theta t \in (\theta,\theta)$ شوک کلی را نشان می‌دهد و $\varepsilon_t \in (-\varepsilon,\ \varepsilon)$ شوک خاص است. علاوه‌بر آن فرض می‌شود که حد پایین شوک مرکب مثبت می‌باشد. توسعهٔ واسطه‌گری مالی می‌تواند ازطریق جمع‌آوری و تحلیل

---

1. Demirguc
2. Kunt
3. Levin
4. Honohan
5. Rajan & Zingales
6. Banerjee and Newman
7. Galor and Zeira
8. Kuznets

اطلاعات مربوط به پروژه‌ها، مشکل کمبود اطلاعات در زمینهٔ سرمایه‌گذاری‌های پر ریسک را حل کند و با پی‌بردن به‌میزان صحیح شوک کلی، بر آن غلبه نماید؛ علاوه‌بر آن توسعهٔ بازارها و واسطه‌گری مالی می‌تواند شوک خاص ε_t را نیز ازطریق توزیع مناسب ریسک هموار کند (سالمی و عربیار، ۱۳۹۰). طبق نظر «تون سند» (۱۹۷۸)، برای ورود به بازارهای مالی، هزینهٔ ثابت q باید پرداخت شود؛ بنابراین با درنظر گرفتن این هزینهٔ ورود، تمامی عوامل اقتصادی فوراً در بازار مالی وارد نمی‌شوند و مشارکت در بازار مالی مبتنی‌بر آن خواهد بود که حجم ثروت آن‌ها برای پوشش سطح اولیهٔ هزینهٔ ورود کافی باشد؛ با درنظر گرفتن این موضوع در یک دورهٔ زمانی معین عوامل اقتصادی را می‌توان به دو گروه تقسیم‌بندی کرد؛ اول، عواملی که درحال‌حاضر در بازارهای مالی شراکت دارند؛ و دوم، عواملی که درحال‌حاضر در سیستم‌های مالی وارد نشده و مشارکت ندارند.

عوامل اقتصادی که در بازارهای مالی مشارکت ندارند، اگر تصمیم بگیرند که بخشی از پورتفولیوی خود Φ_t را در دورهٔ زمانی t در یک پروژهٔ پر ریسک سرمایه‌گذاری کنند، در این‌صورت سرمایه‌گذاری آن‌ها در ابتدای دورهٔ t+1 به‌صورت رابطهٔ زیر خواهد بود:

$$K_{t+1} = i_t \left\{ \Phi_t \left(\theta_t + \varepsilon_t \right) + \left(1 - \Phi_t \right) \delta \right\} \qquad (۲)$$

این رابطه به‌صورت ضمنی نشان‌دهندهٔ آن است که ثروت افرادی که وارد بازارهای مالی نشدند، کاملاً تحت‌تأثیر ریسک مربوط به شوک خاص قرار دارد.

اما درخصوص عاملین اقتصادی که در بازارهای مالی مشارکت می‌کنند، آن‌ها به ازای هر واحد سرمایه‌گذاری، بهرهٔ آن $r(\Theta_t)$ را در سیستم مالی دریافت می‌کنند. وظیفهٔ واسطه‌گران مالی تخصیص منابع در پروژه‌های پر بازده با استفاده از جمع‌آوری اطلاعات بازار و تجزیه و تحلیل آن صورت می‌گیرد؛ بنابراین ثروت عامل اقتصادی که حجم سرمایهٔ i_t را در زمان t در سیستم مالی سرمایه‌گذاری می‌کند، اکنون در دورهٔ $t+1$ به‌صورت زیر خواهد بود:

$$K = i_t r \left(\theta_t \right) \qquad (۳)$$

با توجه به این رابطه، تابع بازگشت سرمایه تنها تحت‌تأثیر شوک کلی Θ_t می‌باشد، چراکه واسطه‌های مالی شوک خاص ε_t را هموار می‌کنند.

اگر فرض کنیم که تابع ارزش عامل اقتصادی فعال در بازار مالی، عبارت $W(k)$ و تابع ارزش عامل اقتصادی خارج از بازار مالی، عبارت $V(k)$ باشد و همچنین تابع توزیع تجمعی Θ، $F(\Theta)$ و تابع توزیع تجمعی ε، $G(\varepsilon)$ باشد، در این‌صورت تابع حداکثرسازی مطلوبیت عامل اقتصادی خارج از بازار مالی برای تصمیم‌گیری بر سر سرمایه‌گذاری در دورهٔ t به‌صورت رابطهٔ زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} & W\left(k_t\right) = MAX\left\{ U\left(k_t - i_t\right) + \beta \int Max\left[W\left(k_{t+1}\right), V\left(k_{t+1} - q\right) \right] dF\left(\theta_{t+1}\right) dG\left(\varepsilon_{t+1}\right) \right\} \\ & Subject\ to: \ k_{t+1} = i_t \left[\left(\Phi_t + \varepsilon_t \right) + \left(1 - \Phi_t \right) \delta \right] \end{aligned} \qquad (۴)$$

و رابطهٔ فوق را برای عاملین اقتصادی فعال در بازار مالی می‌توان به‌صورت رابطهٔ زیر تعریف کرد:

$$V(k_t) = Max\left\{U(k_t - i_t) + \beta \int Max\left[V(k_{t+1})\right] df(\theta_{t+1})\right\}$$
$$Subject\ to:\ k_{t+1} = i_t r(\theta_t) \qquad (۵)$$

رابطهٔ ۴، نشان‌دهندهٔ آن است که تابع ارزش عامل اقتصادی فعال در بازار مالی برای هر حجمی از سرمایه‌گذاری k بیشتر است و V بدون وابستگی به W تعریف می‌شود. بدین‌گونه که $V(k)>W(k)$ خواهد بود. طبق این نظریه سرمایهٔ K برای عاملین اقتصادی حاضر در بازار مالی قیمتی‌تر از افراد خارج از آن است و همین‌امر باعث می‌شود که یک فرد پس از ورود به یک بازار مالی هرگز از آن خارج نشود. در الگوی گرین‌وود و جواناویچ، یک رابطهٔ پویا بین بخش مالی و نابرابری توزیع درآمد متصور می‌شود؛ به‌گونه‌ایی که در سطوح اولیه توسعه، زمانی‌که واسطه‌های مالی توسعه‌یافتگی کمتری دارند، رشد اقتصادی به آهستگی افزایش می‌یابد. در سطح میانی توسعه که توسعهٔ بخش مالی توسط طبقهٔ ثروتمند افزایش می‌یابد (قسمت صعودی U معکوس) همگام با افزایش سرعت رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی نیز افزایش می‌یابد و هنگامی‌که ساختار بازار مالی گسترده و توسعه‌یافته گردد، به‌گونه‌ایی که دسترسی به خدمات و اعتبارات مالی توسط گروه کم‌درآمد افزایش یابد، میزان نابرابری درآمدی کاهش خواهد یافت و با ثبات می‌گردد؛ بنابراین (قسمت نزولی Uمعکوس) همراه با افزایش درآمد متوسط، ناشی از توسعه‌یافتگی کامل بازارهای مالی و واسطه‌گری و افزایش دسترسی به آن‌ها نابرابری درآمدی تمایل به کاهش و ثبات خواهد داشت.

۲-۲. فرضیهٔ رابطهٔ بانرجی و نیومن، و گالور و زیرا

از پیشگامان این فرضیه می‌توان به «بنرجی» و «نیومن» (۱۹۹۳)، و «گالور» و «زیرا» (۱۹۹۳) اشاره کرد که رابطهٔ منفی و خطی را بین توسعه‌مالی و نابرابری توزیع درآمد را به تصویر می‌کشند. آن‌ها یک الگوی پویای توزیع درآمد را برای اقتصادی که در آن سرمایه‌گذاری غیرقابل تمییز است، پیش‌بینی می‌کنند. طبق نظریهٔ آن‌ها، افراد در دو دوره زندگی می‌کنند و ثروت آن‌ها ازطریق ارث به یک‌دیگر می‌رسد. آن‌ها می‌توانند در هر دو دورهٔ زندگی‌شان کارگر ساده باشد یا این‌که در دورهٔ اول در سرمایهٔ انسانی خود سرمایه‌گذاری کرده و در دورهٔ دوم زندگی، به‌عنوان کارگر ماهر مشغول به فعالیت باشند. در این‌میان برای سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی و تبدیل به کارگر ماهر در دورهٔ دوم زندگی، افراد باید هزینهٔ آموزش را پرداخت کنند. اینجا می‌توان افراد را به دو گروه تقسیم کرد؛ گروهی که می‌توانند هزینهٔ آموزش را پرداخت کرده و تبدیل به کارگر ماهر می‌شوند و در دورهٔ دوم زندگی دستمزد کارگر ماهر را دریافت می‌کنند که اگر آن را W_S بنامیم فرض می‌شود که دستمزد کارگر ماهر نسبت به کارگر ساده بسیار بیشتر است. اگر دستمزد کارگر ساده W_U باشد در این صورت $W_S>>W_U$). این افراد طبقهٔ ثروتمند جامعه را شکل می‌دهند؛ و اما آن‌دسته از افرادی که توانایی پوشش هزینهٔ آموزش را ندارند، برای تبدیل به کارگر ماهر و دریافت دستمزد بیشتر و البته انتقال ثروت به نسل‌های بعدشان نیاز به قرض گرفتن دارند که بازارهای مالی می‌توانند این تسهیلات را با نرخ i در اختیار آن‌ها قرار دهند، که میزان نرخ i پرداختی برای این‌دسته افراد نسبت به نرخ بهره r درصورتی‌که خودشان قرض بدهند بیشتر است یعنی: $r<i$

اکنون اقتصادی را درنظر بگیرید که تنها یک کالای مصرفی را با به‌کار بردن دو نوع تکنولوژی مختلف، اولی با استفاده از مهارت افراد و دومی بدون نیاز به مهارت تولید می‌شود. فرض می‌شود که عامل اقتصادی با ثروت y که در دو دوره زندگی می‌کند، مقدار C را در دورهٔ دوم مصرف کرده و مقدار b را به‌عنوان ارث برای فرزندانش باقی می‌گذارد؛ به‌گونه‌ایی که: $b=y-c$ وجوه موردنیاز برای سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی افراد نیز h نامیده می‌شود (هزینهٔ آموزش). با درنظر گرفتن فروض فوق می‌توان تابع مطلوبیت افراد را به‌صورت $U=C^{\alpha}\, b^{1-\alpha}$ نشان‌داد که در این‌صورت تابع حداکثرسازی مطلوبیت آن‌ها با قید $y=c+b$ به‌صورت زیر خواهد بود:

$$U^{*}=\theta y \qquad b^{*}=(1-a)\,y \tag{۶}$$

که در آن Θ: $\Theta=a^{\alpha}\,(1-a)^{1-\alpha}$ می‌باشد.

تابع مطلوبیت فردی که در آن سرمایهٔ انسانی خود سرمایه‌گذاری نمی‌کند و ارثی به‌میزان X را در یافت می‌کند به‌صورت زیر خواهد بود:

$$U_{u}^{*}(x)=\ \theta[(x+W_{u})(1+r)+W_{u}] \tag{۷}$$

تابع مطلوبیت فرد ثروتمندی که میزان میراث دریافتی‌اش از میزان هزینهٔ موردنیاز برای آموزش بیشتر است، یعنی ($x\geq h$) و سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی را انتخاب می‌کند، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_{SI}^{*}=\theta\left[\ (x-h)\ \ (1-r)+W_{S}\right] \tag{۸}$$

براساس رابطهٔ (۷) و (۸) می‌توان گفت که افراد درصورتی سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی را انتخاب می‌کنند، اگر و تنها اگر $U_{u}^{*}\leq U_{SI}^{*}$ این‌شرط را به‌صورت زیر نیز می‌توان نوشت:

$$W_{S}-h(1-r)W_{u}(2+r) \tag{۹}$$

برای افراد کم‌درآمدی که با ارثیهٔ $x\leq h$ نمی‌توانند در سرمایهٔ انسانی خود سرمایه‌گذاری کنند و مجبور به قرض گرفتن هستند، تابع مطلوبیت آن‌ها به صورت زیر خواهد بود:

$$U_{sb}^{*}(x)=\ \theta\{(x-h)\ \ (1+i)+W_{s}\} \tag{۱۰}$$

طبق رابطهٔ فوق، این افراد درصورتی هزینهٔ تحصیل را متقبل می‌شوند، اگر و تنها اگر:

$$U_{sb}^{*}\geq U_{u}^{*} \tag{۱۱}$$

طبق رابطه‌های (۵) و (۷) می‌توان شرط تابع فوق را به‌صورت زیر نوشت:

$$x\geq f=\ W(2+r)-W+h(1+t)/i+r \tag{۱۲}$$

این رابطه نشان می‌دهد که افرادی که ارثیهٔ کافی را دریافت می‌کنند یا قادر به پرداخت هزینهٔ آموزش هستند، می‌توانند در سرمایهٔ انسانی خود سرمایه‌گذاری کرده و تبدیل به کارگر ماهر شوند، ولی سایر افراد بدون مهارت باقی‌می‌مانند. اگر X_t نشان‌دهندهٔ میزان ارثیهٔ رسیده به فرد متولد شده در زمان t باشد، میزان ارث باقی‌مانده برای نسل‌های بعدی او را می‌توان به‌صورت زیر نشان‌داد:

$$\begin{aligned} b(x_t) &= (1-a)\{(x_t + w_t)\ (1+r) + w_u\} \quad if:\ x_t < f \\ b(x_t) &= (1-a)\{(x_t + h)(1+r) + w_s\} \quad if:\ f < x_t < h \\ b(x_t) &= (1-a)\{(x_t - h)(1-r) + w_s\} \quad if:\ x_t \geq h \end{aligned} \tag{۱۳}$$

و اما نتایجی که می‌توان از این رابطه استخراج کرد، این است که توزیع اولیهٔ ثروت در بلندمدت بر سطح درآمد مؤثر است و نابرابری توزیع درآمد ازطریق ارث انتقال‌یافته میان نسل‌ها، ادامه‌دار و دائمی خواهد بود. ثروت انتقال یافته میان نسل‌ها در بلندمدت بین دو گروه افراد تقسیم می‌شود. گروهی پردرآمد که با سطح آموزش بالا تبدیل به کارگرهای با مهارت شده و دستمزد بیشتری دریافت می‌کنند و گروهی کم‌درآمد که کارگرهای ساده با سطح آموزش پایین‌تر و دستمزد دریافتی کمتر می‌باشند. با گسترش واسطه‌های مالی و توسعهٔ بازارهای مالی و افزایش دسترسی افراد کم‌درآمد به منابع مالی، به‌تدریج محدودیت‌های اعتباری که خانواده‌های کم‌درآمد با آن مواجه هستند، برداشته می‌شود و دسترسی آن‌ها به اعتبارات برای سرمایه‌گذاری بیشتر بر سرمایهٔ انسانی خود افزایش می‌یابد که این امر به کاهش نابرابری درآمدی در بلندمدت کمک شایانی خواهد کرد (سالمی و عربیار، ۱۳۹۰).

۳. شاخص‌های توسعه‌مالی

۳-۱. دسترسی مالی

دسترسی مالی را می‌توان دسترسی عادلانه به کلیهٔ خدمات مالی، اعماز بازار پول و بازار سرمایه دانست. شمول یا دسترسی مالی استفاده از خدمات مالی توسط افراد و بنگاه‌ها است. شمول مالی به افراد و مؤسسات این امکان را می‌دهد تا از فرصت‌های شغلی استفاده کنند، در آموزش خود سرمایه‌گذاری کنند، برای بازنشستگی پس‌انداز کنند و در برابر خطرات ایمن شوند. دسترسی به منابع مالی توانایی افراد یا شرکت‌ها برای به‌دست‌آوردن خدمات مالی، ازجمله اعتبار، سپرده، پرداخت، بیمه و سایر خدمات مدیریت ریسک است. عدم دسترسی مالی دامنهٔ خدمات و اعتبارات خانوارها و شرکت‌ها را محدود می‌کند. افراد فقیر و بنگاه‌های کوچک برای سرمایه‌گذاری در تحصیلات و مشاغل خود باید به ثروت شخصی یا منابع داخلی خود اعتماد کنند که این امر پتانسیل کامل آن‌ها را محدود می‌کند و منجر به چرخهٔ نابرابری مداوم و کاهش رشد می‌شود. شواهد جمع‌آوری‌شده نشان داده است که دسترسی مالی ازطریق تأمین اعتبار به مشاغل جدید به رشد شرکت‌ها کمک می‌کند. سرعت بخشیدن به رشد اقتصادی،

تشدید رقابت و همچنین افزایش تقاضا برای نیروی کار، به‌طورکلی برای اقتصاد مفید است. درآمد گروه‌های دهک پایین درآمدی معمولاً افزایش می‌یابد؛ بنابراین نابرابری درآمدی و فقر کاهش می‌یابد (بک و همکاران[1]، ۲۰۰۸).

۲-۳. عمق مالی

در *فرهنگ‌نامهٔ پولی و بانکی*، تعمیق مالی به حالتی گفته می‌شود که سرعت افزایش دارایی‌های مالی بیش از سرعت افزایش دارایی‌های غیرمالی است که مترادف با تعمیق دارایی‌های مالی انگاشته شده است (خلعتبری، ۱۳۷۱). تعمیق مالی یکی از پیش‌شرط‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی کشورها تصور شده است. باتوجه به گستردگی بازارهای مالی برای نشان‌دادن تعمیق مالی هر بخش از شاخص‌های مختلفی استفاده می‌شود که به‌نوبهٔ خود عمق و ژرفای مالی آن بازار را منعکس می‌کنند. برای اولین‌بار لوین و همکارانش[2] (۲۰۰۳) نسبت اعتبارات به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی را به‌عنوان شاخص توسعه‌مالی به‌کار بردند. فرضیه‌ای که در استفاده از این شاخص پنهان شدهٔ آن است که سیستم مالی که اعتبارات بیشتری به شرکت‌های خصوصی می‌دهد، اصرار بیشتری برای اعمال کنترل شرکتی، تحقیق و بازرسی از شرکت‌ها، ارائه خدمات مدیریت ریسک، تجهیز پس‌اندازها و تسهیل معاملات دارند تا سیستم مالی که اعتبارات متمرکز خود را به دولت یا شرکت‌های تحت مالکیت دولت می‌پردازد؛ بنابراین این شاخص می‌تواند شاخص مناسبی از تعمیق توسعه‌مالی باشد، بدین‌معنا که هرچه سهم اعتبارات به بخش خصوصی افزایش یابد، توسعه‌مالی نیز بل طبع افزایش می‌یابد.

یکی از بازارهای مالی مهم که نقش مهمی در تأمین مالی و رشد اقتصادی دارد، بازار سهام است. یک بازار سهام عمیق بازاری است که در هنگام ایجاد تغییرات در قیمت سهام، حجم معاملات به‌میزان قابل‌توجهی افزایش می‌یابد؛ زیرا دارای نقدشوندگی بسیار بالا می‌باشند. برای اندازه‌گیری عمق بازار سهام از شاخص‌های زیادی استفاده می‌شود. یکی از این شاخص‌ها که در مطالعات داخلی کاربرد داشته، ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی است. طبق مطالعات لوین (۱۹۹۱) و «اسمیت استار»[3] (۱۹۹۵) نقدشوندگی هرچه بیشتر در بازارهای سهام دارای هزینه‌های پایین‌تر و معامله، سبب کاهش عوامل بازدارنده در زمینهٔ سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بلندمدت می‌شود؛ بنابراین شرکت‌ها بیشتر به این قبیل پروژه‌ها روی آورده و همین‌امر موجب افزایش تقاضا برای نیروی کار می‌شود و افزایش رشد درآمد فقرا طی افزایش دستمزدهایشان، می‌تواند سبب کاهش نابرابری گردد.

۳-۳. ثبات مالی

«فردیک میشکین»[4] (۱۹۹۹)، بی‌ثباتی مالی را این‌گونه تعریف می‌کند: هنگامی‌که شوک‌های اقتصادی وارده بر اقتصاد با جریان اطلاعات بازار تداخل پیدا می‌کند، بی‌ثباتی مالی رخ‌می‌دهد، به‌گونه‌ای که این سیستم دیگر قادر به انجام وظایف خود مانند سوق دادن وجوه مالی به‌سمت سرمایه‌گذاری مولد نمی‌باشد. اتخاذ سیاست‌های پیشگیرانه برای مقابله با ریسک سیستماتیک در بخش مالی و ایجاد استحکام در مؤسسات مالی برای کاهش هزینهٔ بحران‌های مالی، از عناصر اصلی بستهٔ سیاستی ثبات مالی هستند. مک کینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) و کینگ و

---

1. Beck, Demirgüç-Kunt and Levine
2. Levin et al.
3. Smith and Starr
4. Fredrick Mishckin

لوین (۱۹۹۳) بیان می‌کنند که توسعه‌مالی و سیستم مالی باثبات نقش بسیار مهمی در عملکرد اقتصادی کشورها ایفا می‌کند که منجر به رشد اقتصادی می‌شود. براساس این دیدگاه توسعه‌مالی باثبات، منجر به تخصیص بهتر منابع، تجهیز بخش پس‌انداز، کاهش ریسک و تسهیل در انجام معاملات می‌شود. آن‌ها بر این باور هستند که سیستم مالی باثبات استراتژی و مقدمه‌ای برای رسیدن به رشد اقتصادی است. بی‌ثباتی اثرات مخرب متعددی بر اقتصاد دارد. بی‌ثباتی در سطح قیمت‌های سهام، منجر به استنباط اشتباه درمورد بازدهی واقعی سرمایه‌گذاری آینده شود و این ممکن است که باعث عیب‌ونقص در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران و همچنین برای سیستم بانکی منجر به تصمیم‌گیری غلط در قرض‌دهی و استقراض، به خطر افتادن سبد وام بانک‌ها و افزایش ورشکستگی آن‌ها شود (شوارتز، ۱۹۹۵).

۴-۳. آزادسازی مالی

آزادسازی اقتصادی به‌معنای کم کردن محدودیت‌ها و مقررات دولتی در اقتصاد در قبال مشارکت بیشتر بخش خصوصی است. مک کینون (۱۹۹۱) و شاو (۱۹۷۳)، به محدودیت‌هایی که در اثر یک سیستم مالی غیرمؤثر برای توسعهٔ اقتصادی به‌وجود می‌آیند و همچنین به منافعی که آزادسازی مالی برای اقتصاد در کشورهای درحال‌توسعه دارد، اشاره کردند. آن‌ها بیان می‌کنند که مشکل اصلی اقتصادهای درحال‌توسعه به تمام اقتصاد آن‌ها مربوط می‌شود و نه فقط بخش مالی اقتصادها؛ بنابراین در اینجا، آزادسازی بخش مالی به‌عنوان بخشی از مجموعه اصلاحات گسترده‌تر مطرح می‌شود. دخالت دولت در بازارهای مالی، معمولاً به‌صورت کنترل نرخ بهره، لازم‌الاجرا بودن حفظ ذخایر بانکی یا دستورهای تخصیص اعتبار سخت‌گیرانه، از منابع مهم سرکوب مالی به‌شمار می‌روند. عدم قاطعیتی که از پراکندگی بازارهای مالی حاصل می‌شود، ظرفیت کارآفرینی را کاهش می‌دهد و افق زمانی سررسید را محدود می‌کند که خود منجر به پس‌اندازهای پست و فضای سرمایه‌گذاری نامناسب می‌شود؛ به‌طوری‌که رشد اقتصادی نیرومند غیرممکن می‌شود. اجماع نظر همگانی درمورد بی‌ضرر بودن اصلاحات بخش مالی برای فرآیند توسعهٔ اقتصادی وجود ندارد، اکثر نظریه‌پردازان ازجمله مک کینون (۱۹۷۳) درمورد ریسک‌های آزادسازی بخش مالی در شرایط نامناسب تأکید داشته‌اند؛ اما برخی مانند «دورنبوش» و «رینوسو»[1] (۱۹۸۹)، درمورد منفعت آزادسازی مشکوک می‌باشند و برخی دیگر مانند نئوساختارگرایان (به‌طور مثال، ون و یجینبرگ[2] (۱۹۸۳) و تیلور[3] (۱۹۸۳)) بیان می‌کنند که آزادسازی بخش مالی می‌تواند در عمل مانع توسعه اقتصادی باشد. براساس دیدگاه نئوکلاسیک‌ها، آزادسازی مالی، پس‌انداز و تخصیص سرمایه را به‌سمت تولید بیشتر هدایت می‌کند؛ درنتیجه مقدار سرمایهٔ فیزیکی و بهره‌وری افزایش و به‌دنبال آن رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. رشد اقتصادی که به‌وسیلهٔ آزادسازی مالی ایجاد می‌شود می‌تواند موجب بهبود توزیع درآمد و کاهش فقر شود.

---

1. Darenboosh and Rinoso
2. Veen and yeginberg
3. Tilver

۴. پیشینهٔ مطالعات تجربی

۴-۱. پیشینهٔ مطالعات داخلی

«دهمرده» و «شکری» (۱۳۸۹) به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و توزیع درآمد در ایران با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. نتایج مدل در بلندمدت نشان‌دهندهٔ آن است که با توجه به ساختار اقتصاد ایران توسعه‌مالی نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. ایشان از ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری درآمدی و از نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP به‌عنوان شاخص توسعه‌مالی استفاده کرده‌اند.

«طیب‌نیا» و همکاران (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی، مطالعهٔ موردی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا» به بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی درکشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا در دورهٔ زمانی ۱۹۹۰–۲۰۰۵م. با استفاده از داده‌های پانل و اثبات رابطهٔ خطی و معنی‌دار بین این دو متغیر پرداخته‌اند. بدین‌منظور، ابتدا الگوی توزیع درآمد را در این کشور مشخص کرده و سپس میزان تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد را به‌دست آورده‌اند. نتایج حاکی از آن است که توسعه‌مالی در این کشورها باعث کاهش نابرابری درآمدی می‌شود و این تأثیرگذاری به اندازه‌ایی بوده که بتواند به‌کلی الگوی توزیع درآمد را متحول کند.

«قنبری» و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در ایران طی مقاله‌ای با عنوان «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد در ایران» طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۰–۱۳۸۵هـ.ش. با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته‌اند. نتایج تجربی این تحقیق حاکی از آن است که رابطهٔ مستقیم و منفی میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی وجود دارد و شواهد کافی برای تأیید رابطهٔ U معکوس بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در ایران موجود نیست.

«ابراهیمی» و «آل‌مراد» (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان: «توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمدی در ایران» به بررسی توسعهٔ بازار پول بر توزیع درآمد در ایران و در دورهٔ زمانی ۱۳۴۵–۱۳۸۵ و با استفاده از روش ARDL پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که توسعهٔ بازار پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت باعث کاهش نابرابری درآمدی می‌شود. رشد اقتصادی و نرخ باسوادی سبب کاهش نابرابری می‌شود؛ و اما تجارت آزاد رابطهٔ مثبت با توزیع درآمد داشته است. در این مقاله توسعهٔ بازار پول به‌عنوان ابزار سیاستی مهم و قدرتمند در جهت کاهش نابرابری درآمد معرفی‌شده که بر آن تأکید زیادی شده است.

«سالم» و «عربیار محمدی» (۱۳۹۰) طی مقاله‌ای به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران با عنوان «بررسی رابطهٔ توسعهٔ مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران» با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۲–۱۳۸۶ به بازسنجی دو نظریهٔ رقیب که اولی ناظر بر رابطهٔ خطی و دومی ناظر بر وجود رابطهٔ غیرخطی میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی هستند، پرداخته‌اند. آن‌ها از دو متغیر متفاوت برای توسعه‌مالی، نخست نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و دیگری، مولفهٔ اصلی سه متغیر، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی،

نسبت ماندهٔ اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از کل ماندهٔ اعتبارات اعطایی و نسبت ارزش معاملات بازار سهام از تولید ناخالص داخلی استفاده کرده‌اند. طبق نتایج تجربی این پژوهش، توسعه‌مالی رابطهٔ منفی و معناداری با توزیع درآمد داشته است که این رابطه همسو با فرضیهٔ گرین‌وود و جواناویچ (غیرخطی و U معکوس) است. همچنین همگام با افزایش درآمد سرانه، توزیع درآمد با نرخ منفی درحال افزایش بوده است.

«جابری خسروشاهی» و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعات خود اثر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد را با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۷ آزموده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از وجود رابطهٔ مثبت و کاهنده بین توسعه‌مالی و ضریب جینی است و سرمایهٔ انسانی و تورم بر ضریب جینی اثر مثبت داشته و ضرایب برآوردی در طول دورهٔ مورد بررسی با ثبات بوده‌اند.

«صامتی» و «السادات سجادی» (۱۳۹۲)، در مقاله‌ایی تحت عنوان «تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری توزیع درآمد: مطالعهٔ مورد منتخبی از کشورهای درحال توسعه» به بررسی رابطهٔ توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در ۱۱ کشور با سطح سرمایهٔ انسانی متوسط و درآمد سرانه‌ای بالاتر از میانگین درآمد سرانهٔ جهان با استفاده از داده‌های تابلویی برای دورهٔ زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۴ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق وجود رابطهٔ خطی و منفی بین این دو متغیر را تأیید می‌کند.

«علمی» و «آریانی» (۱۳۹۲)، در مقاله‌ایی تحت عنوان «رابطهٔ بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در ایران» اثر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی در ایران را با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و در دورهٔ زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۵ بررسی کرده است. مدل با استفاده از روش داده‌های پانل پویا و ایستا برآورد شده است. نتایج این تخمین حاکی از آن است که متغیر جانشین توسعه‌مالی، عمق مالی و شاخص کارایی اثر معناداری بر نابرابری درآمدی استانی دارد که رابطهٔ Uمعکوس کوزنتس را تأیید می‌کند و متغیر کنترل هزینهٔ دولت برخلاف تورم اثر مستقیم بر نابرابری درآمدی دارد.

«شاه‌آبادی» و «امیری» (۱۳۹۲) در مقاله‌ای تحت عنوان «تأثیر توسعه‌مالی بر فقر در کشورهای اسلامی گروه دی‌هشت» به بررسی توسعه‌مالی در کاهش فقر در کشورهای اسلامی عضو گروه دی هشت طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۰_۲۰۱۰ با استفاده از روش داده‌های ترکیبی نامتوازن پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق مبین آن است که به‌دلیل ساختار اقتصادی کشورهای مورد بررسی که وابسته به منافع حاصل از فروش منابع طبیعی دارند و همچنین توسعه‌مالی در این کشورها همسو با بسط بازارهای عوامل جدید تولید و نوآوری نیست، توسعه‌مالی بر فقر تأثیر معناداری ندارد و رشد درآمد برفقر تأثیر منفی و معناداری دارد. همچنین متغیر سرمایهٔ انسانی به‌دلیل داشتن سهم بسیار اندک در جریان رشد اقتصادی در این کشورها تأثیر منفی و بی‌معنی برفقر دارد و متغیرهای آزادی اقتصادی و تورم برفقر تأثیر مثبت و معناداری دارند.

«حسینی» و «خزاعی» (۱۳۹۳) در مطالعهٔ خود به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و فقر و نابرابری با عنوان «تأثیر توسعه‌مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اکو» با استفاده از داده‌های پانل طی سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۱م. پرداخته‌اند. در این پژوهش، چهار مدل تخمین زده شده است که نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که در مدل

اول توسعه‌مالی با سرمایه‌گذاری خانوارهای کشورهای موردمطالعه رابطهٔ منفی دارد و در مدل دوم اعتبارات خصوصی به‌عنوان شاخص توسعه‌مالی بر شاخص توسعهٔ انسانی اثر معکوس و منفی دارد. در مدل سوم نرخ با سوادی خانوارها و میزان سرمایه‌گذاری آن‌ها با شاخص فقر در کشورهای مورد مطالعه رابطهٔ مستقیم دارد. نتایج مدل چهارم نشان‌دهندهٔ مثبت بودن شاخص ارزش‌افزودهٔ صنایع به تولید سرانه برای کشورهای مورد بررسی و منفی بودن شاخص بخش تجارت خارجی بر تولید سرانه است.

«احمدی» و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی تأثیر توسعه بازار مالی بر توزیع درآمد در منتخبی از کشورهای درحال توسعه (۲۰۱۲-۲۰۰۰)»، تأثیر توسعه‌مالی را بر نابرابری توزیع درآمد بررسی کرده‌اند. نتایج به‌دست آمده از این تحقیق رابطهٔ مثبت و معنادار متغیر توسعه‌مالی و نابرابری توزیع درآمدی در کشورهای درحال توسعه تأیید می‌کند و رابطهٔ U معکوس گرین‌وود و جوانوویچ (۱۹۹۰) در این کشورها با ارائه شواهد تأیید شده است.

«همایونی‌فر» و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب اسلامی» به بررسی اثر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی در منتخبی از کشورهای اسلامی و با استفاده از داده‌های پانل طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۱م. پرداخته است. نتایج بعد از برآورد مدل حاکی از آن است که رابطهٔ خطی و منفی بین هر دو بخش توسعه‌مالی (بانکی و غیربانکی) با ضریب جینی به‌عنوان معیار اندازه‌گیری نابرابری درآمدی وجود دارد و در این تحقیق متغیرهای کنترل، تورم اثر معکوس و تولید ناخالص داخلی اثر مستقیم بر نابرابری درآمدی دارد.

«رفعت‌زاده» و «جزی‌زاده» (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی اثر توسعه‌مالی استانی بر توزیع درآمد استانی در ایران» تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۷-۱۳۹۰م. و به‌کارگیری رگرسیون داده‌های تابلویی و با استفاده از نظریهٔ گالور وزیرا مبنی‌بر وجود رابطهٔ خطی، بررسی کردنده‌اند. نتایج حاکی از آن است که گسترش واسطه‌های مالی تأثیر منفی و معنی‌دار بر نابرابری درآمدی در استان‌ها که با ضریب جینی اندازه‌گیری می‌شود، خواهد داشت.

«آذری‌کیان» و «دیزجی» (۱۳۹۵) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر فقر در کشورهای درحال توسعهٔ منتخب» به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و فقر در ۲۶ کشور منتخب درحال توسعهٔ جهان طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۳-۲۰۱۲م. و با به‌کارگیری مدل‌های تابلویی پرداخته‌اند. طبق نتایج مطالعهٔ ایشان، بین توسعه‌مالی و فقر رابطهٔ منفی وجود دارد؛ بدین‌معنا که با توسعهٔ بازارهای مالی، فقر در سطح جهان کاهش می‌یابد. همچنین شاخص هزینهٔ زندگی با شاخص فقر رابطهٔ مثبت و نرخ باسوادی و تولید ناخالص داخلی با فقر رابطهٔ معکوس دارند.

«میرباقری‌هیر» و «شکوهی‌فرد» (۱۳۹۵) با مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی تطبیقی اثرات توسعه‌مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی، رویکرد داده‌های تابلویی» به بررسی اثرات توسعه‌مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی پرداخته‌اند. آن‌ها از ۱۵ کشور اسلامی طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰-م.۲۰۱۴ با استفاده از داده‌های ترکیبی به آزمون فرضیه‌های تحقیق پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که افزایش توسعه‌مالی،

نابرابری درآمدی را در کشورهای مذکور کاهش داده است و همچنین اثر آن بر فقر مثبت بوده، بدین‌گونه که افزایش ۱٪ در شاخص توسعه‌مالی منجر به افزایش ۴٪ در هزینهٔ مصرفی سرانه و کاهش فقر در این کشورها شده است.

«افشاری» و «بیک‌زاده» (۱۳۹۵) در مقاله‌ای با عنوان «توسعه‌مالی، نابرابری و فقر در ایران» به بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی و فقر در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۴هـ.ش. و با استفاده از روش ARDL پرداخته‌اند. نتایج مطابق با نظریهٔ U معکوس کوزنتس می‌باشد، بدین‌گونه که در بلندمدت توسعه‌مالی، افزایش درآمد سرانه و افزایش مخارج تأمین اجتماعی، فقر را کاهش می‌دهد و دلالت‌بر این دارد که توسعه‌مالی ازطریق کاهش هزینه‌های واسطه‌گری مالی و افزایش کارایی سیستم مالی، می‌تواند منجر کاهش نابرابری درآمدی و فقر شود.

«اسدی» و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد شهری و روستایی در ایران: رویکرد GMM» به بررسی رابطهٔ توسعه‌مالی و نابرابری درامد شهری و روستایی در ۳۱ استان ایران و با استفاده از داده‌های تابلویی در دورهٔ زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۴ پرداخته‌اند. در این مطالعه برای توسعه‌مالی از شاخص اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بخش خصوصی به‌صورت درصدی از GDP استفاده شده است. نتایج تجربی حاکی از آن است که رابطهٔ U معکوس گرین‌وود و جواناویچ بین دو متغیر توسعه‌مالی و توزیع درآمد تأیید شد و نظریهٔ رابطهٔ U معکوس کوزنتس در استان‌های ایران رد شد. مدل با استفاده از داده‌های پانل ایستا و پویا برآورد شده است. اندازهٔ دولت (مخارج عمومی استان‌ها) به GDP تأثیر منفی بر نابرابری درآمدی خانوارهای شهری و روستایی دارد و سبب کاهش آن می‌شود.

«آهنگری» و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان «ارزیابی استحکام اثر توسعه‌مالی بر فقر و نابرابری» به بررسی استحکام رابطهٔ میان توسعه‌مالی بر فقر و نابرابری با یک رویکرد مقایسه‌ای بین کشورهای با درآمد بالا و بیشتر از متوسط و کشورهای با درآمد پایین و کمتر از متوسط برای ۴۹ کشور و طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۲ پرداخته‌اند. بدین‌منظور از سه شاخص، اعتبارات بخش خصوصی، تعهدات نقدی و دارایی بانک مرکزی به‌عنوان شاخص توسعه‌مالی استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در مدل‌های مربوط به شاخص فقر، حساسیت علامت و مقدار نتایج نسبت به نوع شاخص انتخابی توسعه‌مالی و استحکام نتایج آن‌ها نسبت به نوع نمونهٔ انتخاب شده وجود داشته است. در رابطه با تخمین مدل مربوط به نابرابری درآمدی، فقط شاخص تعهدات نقدی از نظر علامت و معناداری نسبت به نوع نمونهٔ انتخابی مستحکم بوده است که نشان‌دهندهٔ اثر مثبت توسعه‌مالی بر کاهش نابرابری است و تأثیر سایر شاخص‌های توسعه‌مالی بر نابرابری نامعتبر است. در کل می‌توان نتیجه گرفت که با توجه به انتخاب کشورها از بین گروه‌های مختلف درآمدی و اثرگذاری توسعه‌مالی بر فقر و نابرابری، میزان و نوع اثرگذاری مبهم و شاخص انتخاب شده برای توسعه‌مالی بستگی دارد.

«رضاقلی‌زاده» و «آقایی» (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای با عنوان «توسعه‌مالی و نابرابری: مقایسهٔ استان‌های توسعه‌یافته، کمتر توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته در کشور ایران» رابطهٔ بین توسعه‌مالی و توزیع درآمد را طی سال‌های

۹۴-۱۳۸۵ و با تکیه‌بر مدل های پانل پویا و تخمین زن گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن است که رابطهٔ خطی و منفی بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در هر سه دستهٔ استان‌های مورد بررسی تأیید شده است؛ همچنین میزان تأثیرگذاری توسعه‌مالی بر کاهش سطح نابرابری در استان‌ها، رابطهٔ عکس با سطح توسعه‌یافتگی آن‌ها دارد؛ بدان‌معنا که این تأثیرگذاری در استان‌های توسعه‌نیافته بیشتر از دو گروه دیگر استان‌ها است؛ همچنین شواهد کافی برای اثبات رابطهٔ U معکوس بین توسعه‌مالی و نابرابری در استان‌های ایران طی دورهٔ مطالعه وجود ندارد.

«آذربایجانی» و همکاران (۱۳۹۸)، در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی اثر توسعه‌مالی بر سطح فقر: شواهدی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی» به بررسی رابطهٔ توسعه‌مالی یا فقر در دورهٔ زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۳م. در کشورهای عضو کنفرانس اسلامی می‌پردازند. نتایج به‌دست آمده حاکی از وجود یک رابطهٔ Uمعکوس بین توسعه‌مالی و سطح فقر می‌باشد، که بیشتر کشورهای مورد بررسی در قسمت صعودی این منحنی قرار می‌گیرند. تأثیر قوی‌تر توسعه‌مالی بر فقر در کشورهای با درآمد بالا، متوسط و کشورهایی که حاکمیت قانونی قوی دارند بیشتر است.

«نیکوقدم» و «ابوترابی» (۱۳۹۸)، در تحقیقی با عنوان «تأثیر تورم بر رابطه علّی توسعه‌مالی-رشد اقتصادی در ایران» نشان‌دادند که علّیت معکوس از رشد به برخی از شاخص‌های توسعه‌مالی، به‌دلیل نرخ‌های تورم بالا است. به‌علاوه، تورم پایدار بالا در ایران، علّیت برخی دیگر از شاخص‌های توسعه‌مالی به‌سمت رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند.

«مریدی» و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر توسعهٔ بازار سهام بر دهک‌های بالا و پایین درآمدی» تأثیر بازار بورس را بر نابرابری درآمدی دهک‌های بالا و پایین طی دورهٔ ۲۰۱۷-۲۰۰۱م. و با استفاده از داده‌های تابلویی چندین کشور توسعه‌یافته و درحال توسعه بررسی کرده‌اند که نتایج آن در دو گروه کشور متفاوت است؛ بدین‌گونه که در کشورهای توسعه‌یافتهٔ توسعهٔ بازار سهام نابرابری را افزایش، ولی در کشورهای درحال توسعه، توسعهٔ بازار سهام نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد.

«توکلیان» و «صیامی عراقی» (۱۳۹۹)، در تحقیقی با عنوان «تعیین قاعده مالی برای دولت در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی» نشان‌دادند که قاعدهٔ تراز بودجه می‌تواند با توجه به ساختار اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکنندهٔ نفت از عملکرد بهتری برخوردار باشد و تابع زیان سیاست‌گذار را حداقل نماید.

۲-۴. پیشینهٔ مطالعات خارجی

مطالعات زیادی در زمینهٔ ارتباط میان توسعه‌مالی و توزیع درآمد وجود دارد و همان‌طورکه در نتایج سایر مطالعات داخلی بیان شد، اثر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد مثبت بوده است. در مطالعات خارجی نیز اکثریت به این نتیجه رسیده‌اند که توسعه‌مالی سبب کاهش نابرابری درآمدی می‌شود. در ادامه به مهم‌ترین مطالعات خارجی در این زمینه پرداخته می‌شود.

«کلارک»[1] و همکاران (۲۰۰۳)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «اثر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته» در دورهٔ زمانی ۱۹۹۵-۱۹۶۰م. و با استفاده از داده‌های پانل سنجیده‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها چنین بیان می‌کند که نابرابری در کشورهایی که بخش مالی توسعه‌یافته دارند پایین‌تر بوده و نابرابری درآمد همگام با توسعه و گسترش بازارها و واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. نتایج این تحقیق رابطهٔ خطی قوی و معنادار بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمد را براساس نظریهٔ بانرجی و نیومن (۱۹۹۳) و گالور و زیرا (۱۹۹۳) تأیید می‌کند.

«بیتنکورت»[2] (۲۰۰۶) به بررسی رابطهٔ توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در کشور برزیل در دههٔ ۸۰ و ۹۰ م. و با استفاده از روش پانل پرداخته است. نتایج تحقیق ایشان بعد از برآورد مدل حاکی از آن است که گسترش نهادهای مالی در این کشور می‌تواند تأثیر مثبت و معناداری بر توزیع درآمد داشته باشد؛ اما به‌گونه‌ای نبوده که افراد فقیر بتوانند از منافع توسعه‌مالی بهره‌مند شوند و دلیل آن می‌تواند موانع ورود فقرا به بازارهای مالی به علت افزایش تورم باشد. مهم‌ترین نتیجه در این مقاله آن است که، برای کاهش نابرابری بالای برزیل، بیشتر منابع مالی باید به‌سمت افراد فقیر هدایت شود؛ به‌گونه‌ای که بدون ایجاد انحرافی در بازدهی اقتصادی، منجر به افزایش رفاه اقتصادی گردد.

«انیوبی» و همکاران[3] (۲۰۰۶) طی مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد با استفاده از مدل پانل پویا و برای ۲۳ کشور آفریقایی پرداخته‌اند. روش برآورد مدل آن‌ها، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است. آن‌ها از ضریب جینی به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمدی و متغیر وابسته و برای شاخص توسعه‌مالی از نسبت نقدینگی به GDP و نسبت دارایی‌های نقدی به GDP و نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP استفاده کرده‌اند. متغیرهای توضیحی مورداستفاده در این مدل، تورم، سرمایهٔ انسانی، درآمد سرانه و سهم ارزش افزودهٔ صنعت به GDP می‌باشند. آن‌ها بعد از برآورد مدل به این نتیجه رسیدند که هم‌زمان با توسعهٔ بازارهای مالی، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد، اما فرضیهٔ U معکوس گرین‌وود و جواناویچ تأیید نشد. هم‌چنین آن‌ها دریافتند که عامل آموزش تأثیر مثبت و معناداری بر توزیع درآمد در این کشورها ایجاد می‌کند.

«ریتاب»[4] (۲۰۰۷) در مقاله‌ای با عنوان «توسعه‌مالی و رشد پایدار اقتصادی در بازارهای همگرایی منطقه‌ای» به بررسی رابطهٔ توسعهٔ بازارهای مالی و رشد اقتصادی برای هفت کشور خاورمیانه و شمال آفریقا در دورهٔ زمانی ۲۰۰۶-۱۹۶۵م. پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که از بین هفت کشور، در شش کشور، رشد و که بخش بانکی منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌گردد؛ همچنین در سه کشور از این کشورها، رابطهٔ رشد و توسعهٔ بخش بانکی دوطرفه بوده و رشد اقتصادی نیز منجر به توسعه‌مالی می‌شود. او نشان‌داد که یک رابطهٔ بلندمدت بین توسعهٔ بخش بانکی و رشد اقتصادی در این کشورها وجود دارد، اما بعد از برآورد مدل و به‌دست آوردن نتایج، به این نتیجه رسید که در کوتاه‌مدت، توسعهٔ بخش بانکی تأثیر قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی این کشورها ندارد.

---

1. Clarke et al.
2. Betancourt
3. Anubi et al.
4. Ritab

«انگ»[1] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه‌مالی و آزادسازی مالی بر ضریب جینی با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۰۴-۱۹۵۱م. و روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده برای نیم‌قرن در هند می‌پردازد. وی برای متغیر وابسته از ضریب جینی به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمدی و برای متغیرهای کنترل، از درآمد سرانهٔ حقیقی، شدت تجاری و نرخ تورم استفاده می‌کند. نتایج تحقیق بعد از برآورد نشان می‌دهد که توسعه‌مالی به کاهش نابرابری درآمدی کمک می‌کند. ولی آزادسازی مالی، نابرابری درآمدی را تشدید می‌کند. شدت تجارت تأثیر منفی و رشد اقتصادی و تورم تأثیر مثبتی‌بر ضریب جینی می‌گذارند.

«سکر»[2] (۲۰۰۸) در مقاله‌ای با عنوان «توسعه‌مالی، رشد اقتصادی و نابرابری» ارتباط بین توسعه‌مالی و نابرابری را با استفاده از مدارک به‌دست آمده از آمریکای لاتین و کارائیب بررسی کرده است. او با استفاده از داده‌های پانل و روش مقطعی بین کشوری به این نتایج دست‌یافت که توسعه‌مالی برای رشد اقتصادی مهم و ضروری است. توسعه‌مالی ازطریق رشد اقتصادی سریع و کاهش نابرابری منجر به کاهش فقر می‌شود.

«جاچ» و «واتکا»[3] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای با عنوان «توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی» به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در ۱۳۸ کشور درحال توسعه و توسعه‌یافته در دورهٔ زمانی ۲۰۰۸-۱۹۶۰م. و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی می‌پردازد؛ اما نتایج تحقیق آن‌ها برخلاف تئوری‌های موجود بیان می‌کند که توسعه‌مالی منجر به افزایش نابرابری درآمدی می‌گردد.

«شهباز» و «اسلام» (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان «توسعه‌مالی و توزیع درآمد در پاکستان» به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و توزیع درآمد طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۱م. و با استفاده از روش پانل و الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده در کشور پاکستان پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن است که بی‌ثباتی مالی همراه با گسترش توسعه‌مالی منجر به افزایش نابرابری درآمدی می‌شود؛ همچنین رابطهٔ U معکوس گرین‌وود و جواناویچ بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی به اثبات نرسید.

«کواندا ژنگ» و «رونگدا چن»[4] (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای با عنوان «توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در چین» با به‌کار بردن روش SVAR به بررسی رابطهٔ توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در کشور چین در دورهٔ زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۸م. پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که رابطهٔ U معکوس گرین‌وود جوانوویچ بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی موجود می‌باشد. تسریع اصلاحات مالی با هدف ایجاد یک سیستم مالی مناسب به کاهش نابرابری درآمدی در چین کمک می‌کند.

«یونال سون» و «ونر کاسکن»[5] (۲۰۱۶)، در مقاله‌ای تحت عنوان «آیا توسعه‌مالی نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد؟ شواهدی از کشورهای نوظهور» به بررسی رابطهٔ توسعهٔ بانک و بورس در کاهش نابرابری درآمدی وفقر

---

1. Aung
2. Sacker
3. Gath and Vyatka
4. Qunda Zhang & Rongda Chen
5. Unal Seven & Yener Coskun

با استفاده از روش داده‌های پانل پویا برای دورهٔ زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۷م. و با توجه به تأثیرات جداگانه و هم‌زمان بانک‌ها و بورس اوراق بهادار پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که اگرچه توسعه‌مالی موجب رشد اقتصادی می‌شود، ولی لزوماً به افراد درآمد پایین در کشورهای نوظهور سود نمی‌رساند. بدین‌صورت درمی‌یابیم که برای پیوند مالی و فقر هیچ بانک بورس و سهام نقش مهمی در کاهش فقر ندارد.

«جانگ» و «ویجوربرگ»[1] (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان «توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در چین، تجزیه و تحلیل داده‌های خارجی» برای ارزیابی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی در استان‌های چین طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۸م. از طریق تکنیک‌های مدل‌سازی وابستگی مکانی استفاده می‌کنند. آن‌ها از ۲۹ واحد اداری برای تأمین یک مدل مکانی نابرابری درآمدی استفاده می‌کنند. برای تخمین مدل از پانل دیتای فضایی استفاده شده و نتایج آن نشان می‌دهد که توسعه‌مالی نابرابری درآمدی در چین را کاهش می‌دهد. علاوه‌بر آن برآورد همبستگی مکانی قابل‌توجهی در مدت‌زمان آشفتگی ظاهر شده که نشان‌دهندهٔ اصلاحات غیرقابل اندازه‌گیری یا تأثیرات سیاسی است.

«چیو» و «لی»[2] (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان «توسعه‌مالی، نابرابری درآمدی و ریسک کشور» به بررسی تأثیرات غیرخطی توسعه‌مالی و ریسک‌های کشور بر نابرابری درآمدی هنگام وقوع تغییرات در منابع کشور می‌پردازند. نمونه‌ایی از ۵۹ کشور طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۵م. و با استفاده از روش پانل پویا نشان‌دهندهٔ روابط مختلف بین توسعه‌مالی، نابرابری درآمدی و ریسک کشورها با توجه به درجات مختلف ریسک در این کشورها می‌باشد. شواهدی از گسترش نابرابری در محیط‌های سیاسی ناپایدار اقتصادی و مالی یافته شده است. در کشورهایی با درآمد بالا که محیط اقتصادی پایداری دارند، پیشرفت مالی و اقتصادی می‌تواند نابرابری درآمدیی را کاهش می‌دهد. علاوه‌بر آن بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در کشورهای کم‌درآمد رابطهٔ مثبت و معقولی یافت‌شده است.

«محمد کاکرون»[3] (۲۰۱۹)، به‌دنبال اثبات وجود رابطهٔ غیرخطی میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی با استفاده از داده‌های پانل برای ۶۰ کشور درحال توسعه و توسعه‌یافته می‌باشد که نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که فرضیهٔ گرین‌وود و جواناوییچ در مورد رابطهٔ U معکوس بین توسعهٔ بازار سهام و نابرابری درآمدی وجود ندارد، اما این رابطه بین بخش بانکی و نابرابری به اثبات رسید، علاوه‌برآن برآوردها منجر به نتایج غیرقطعی در رابطه با تأثیر توسعهٔ بازار سهام در توزیع درآمد کشورهای دارای درآمد متوسط و پایین‌تر می‌شود. همچنین کشورهای دارای رژیم‌های مالی ضعیف وزن بازار سهام سبک بوده و سهم آن در توزیع درآمد ناچیز است؛ درحالی‌که کشورهای با رژیم قوی‌تر، توسعهٔ بازار سهام منجر به نابرابری بیشتری می‌شود. در این مطالعه فرض‌شده که اثر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد به درجهٔ توسعه‌یافتگی سیستم مالی کشور بستگی دارد.

---

1. Jung & Vijverberg
2. Chiu & Lee
3. Mohammad Kackron

«کاویا» و «شیجین»[1] (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای تحت عنوان «توسعهٔ اقتصادی، توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی» به بررسی ارتباط بین توسعهٔ اقتصادی و توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی با توجهٔ فرضیهٔ کوزنتس، گرین‌وود جوانوویچ و مشخصات جدید بایاردی و مورانا[2] و با استفاده از مدل‌های تخمین پانل برای ۸۵ کشور متشکل از ۲۸ کشور با درآمد بالا و ۴۱ کشور با درآمد متوسط و ۱۶ کشور با درآمد پایین برای دورهٔ زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۴م. پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که هیچ مدرک مشخصی برای حمایت از گذارهٔ توسعه اقتصادی همراه با رشد مالی وجود ندارد که بتواند مشکل نابرابری درآمدی را کاهش دهد؛ و همچنین در بسیاری از کشورهای با درآمد بالا و پیشرفته که دارای رشد بالایی هستند، از مزایای توسعه‌مالی برخوردار نیستند.

۵. داده‌ها و متغیرهای تحقیق

هدف تحقیق حاضر بررسی و تحلیل همبستگی و تعیین نوع رابطهٔ میان توسعه‌مالی و توزیع درآمد در استان‌های ایران است و از آمار استنباطی برای تجزیه‌وتحلیل روابط استفاده می‌کند و ازلحاظ نوع، روش تحلیل پس از وقوع مبتنی‌بر داده‌های موجود (ثانویه) است. اطلاعات موردنیاز به‌صورت کتابخانه‌ای و اینترنتی ازطریق کتب، مقالات، آمارنامه‌ها، اسناد و مدارک، فایل‌های الکترونیکی از پایگاه‌های اطلاعاتی معتبر همچون: بانک مرکزی، مرکز آمار، وزارت دارایی و اقتصاد، سالنامه‌های استانی و سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است. باتوجه به پانل بودن داده‌های تحقیق، دورهٔ موردمطالعه برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۹م. و برای ۳۰ استان کشور شامل: استان‌های آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، اردبیل، بوشهر، چهارمحال‌وبختیاری، اصفهان، فارس، قزوین، قم، گیلان، گلستان، همدان، هرمزگان، ایلام، کرمان، کرمانشاه، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، کهگیلویه‌وبویر احمد، کردستان، لرستان، مرکزی، مازندران، سمنان، سیستان‌وبلوچستان، تهران، یزد و زنجان می‌باشد.

هرکدام از متغیرهای توسعه که بدان اشاره شد دارای دیتاهای خاص به خود هستند که شرح کامل آن‌ها همراه با منبع در جدول زیر ارائه شده است:

جدول ۱. آمار و متغیرهای تحقیق
Table 1. Research statistics and variables

نماد متغیر	نام متغیر	شرح متغیر	منبع
Gini	Gini coefficient	ضریب جینی به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد (درصد)	سایت مرکز آمار ایران به آدرس درگاه ملی آمار: https://www.amar.org.ir
Y	GDP per capita	تولید ناخالص داخلی سرانه (میلیون ریال)	مرکز آمار ایران، سالنامهٔ آماری استان‌ها، فصل حساب‌های ملی و جمعیت

[1]. Kaiya & Shijin
[2]. Bayardi & Morana

FL	Inflation	تورم به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری تغییرات قیمت (شاخص کل قیمت کالا و خدمات مصرف‌کننده) (درصد)	مرکزامار ایران، سالنامهٔ آماری استان‌ها، فصل شاخص‌های قیمت
GOV	SIZE_GOVERNMENT	مخارج عمومی دولت (بودجهٔ استان) به تولید ناخالص داخلی (درصد)	مرکزامار ایران، سالنامهٔ آماری استان‌ها، فصل بودجه
trade	free trade	نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی $X+M/GDP$ (هزار دلار)	سایت وزارت اقتصاد و دارایی به آدرس: https://databank.mefa.ir/data
FD access	Number of private credits per thousand items	تعداد اعتبارات به بخش خصوصی (بر حسب ۱۰۰۰ مورد)	مرکزامار ایران، سالنامهٔ آماری استان‌ها، بازارهای مالی
FD access2	Value traded in top 10 trading companies	ارزش معامله شده از ۱۰ شرکت برتر به کل ارزش معاملاتی کشور (میلیون ریال)	سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران به آدرس: http://www.tsetmc.com
FD depth1	Private credit to GDP	اعتبار خصوصی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی (میلیون ریال)	مرکزامار ایران، سالنامهٔ آماری استان‌ها، بازارهای مالی
FD depth2	Stock market total value traded to GDP	ارزش کل معاملات بورس اوراق بهادار به تولید ناخالص داخلی (میلیون ریال)	سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران به آدرس: http://www.tsetmc.com
FD Stability	Volatility of stock price index	نوسانات شاخص قیمت سهام (انحراف معیار دورهٔ یک ماهه) (درصد)	سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران به آدرس: http://www.tsetmc.com
FD Liberalization1	Long-term interest rates	نرخ بهره بلندمدت (درصد)	بانک مرکزی ایران به آدرس: https://www.cbi.ir/
FD liberalization2	Privatization	خصوصی سازی، تعداد کارگاه‌های صنعتی خصوصی (کارگاه‌های صنعتی ۵۰ نفر و بیشتر)	مرکز آمار ایران، بخش صنعت
PD	Per capita distance to the center	فاصله از مرکز (پایتخت) کشور نسبت به جمعیت (بر حسب کیلومتر نفر)	مرکز آمار

به‌منظور آزمون از مدل بانرجی و نیومن (۱۹۹۳) و گالور و زیرا (۱۹۹۳) مبنی‌بر وجود رابطهٔ بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی از مدل اقتصادسنجی ارائه شده توسط «ژانگ» و «ناصر»[1] (۲۰۱۹) استفاده می‌شود:

$$Gini_{t,i} = \alpha + \lambda_1 FD_{t,i} + \lambda_2 Y_{t,i} + \lambda_3 FL_{t,i} + \lambda_4 GOV_{t,i} + \lambda_5 Trade_{i,t} + \lambda_6 PD_{i,t} + \varepsilon_{t,i} \quad (۱۴)$$

شاخص چندبُعدی توسعه‌مالی شامل ابعاد زیر می‌باشد:

$$FD = \left(financial\ access, financial\ depth, stability, financial\ liberalization\right)$$

پیش از برآورد مدل لازم است برخی آزمون‌ها بر روی داده‌ها انجام شود تا مدل به روش مناسب‌تری تخمین زده شود.

۶. تخمین و برآورد مدل

۶-۱. نتایج آزمون‌های مانایی

اولین آزمونی که لازم است برای تک‌تک متغیرها انجام شود، آزمون مانایی است تا علاوه‌بر تشخیص نوع روش تخمین، از بروز مشکل رگرسیون کاذب جلوگیری شود. بعد از بررسی کردن مدل، رابطه با عرض از مبدأ و بدون روند برای آزمون‌های مانایی تأیید شد. نتایج آزمون‌های مانایی در جدول ۲ ارائه شده است:

جدول ۲. بررسی آزمون مانایی

Table 2. Result of stationary test

متغیر	آزمون ریشه واحد IPS	آزمون ریشه واحد ADF	آزمون ریشه واحد PP	نتیجه
Gini	–	۵۱/۲۴۷۶ (۰/۷۸۲۳)	۶۱/۸۴۱۳ (۰/۴۱۰۲)	I(0)
*FD depth*1	−۲/۵۴۸۹۸*** (۰/۰۰۵۴)	۱۰۱/۳۴۹*** (۰/۰۰۰۷)	۱۰۶/۳۷۰*** (۰/۰۰۰۲)	I(0)
*FD depth*2	−۴/۶۲۷۱۵*** (۰/۰۰۰۰)	۱۲۰/۹۲۱*** (۰/۰۰۰۰)	۱۲۲/۲۱۸*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)
FD accass	−۳/۹۲۰۸۴*** (۰/۰۰۰۰)	۱۱۹/۳۱۸*** (۰/۰۰۰۰)	۱۱۴/۶۵۵*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)
FD stability	−۱/۵۴۹۳۷* (۰/۰۶۰۶)	۹۶/۲۷۸۹*** (۰/۰۰۲۱)	۱۹۰/۶۴۷*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)
FD liberalization1	−۳/۷۱۷۲۵*** (۰/۰۰۰۱)	۱۰۷/۴۷۵*** (۰/۰۰۰۲)	۱۰۷/۴۷۵*** (۰/۰۰۰۲)	I(0)
FD liberalization2	−۳/۱۸۲۸۶*** (۰/۰۰۰۷)	۱۰۰/۷۹۸*** (۰/۰۰۰۸)	۱۰۳/۸۴۸*** (۰/۰۰۰۴)	I(0)
Y	−۲/۰۴۵۶۱** (۰/۰۲۰۴)	۸۶/۶۷۶۴** (۰/۰۱۳۷)	۱۲۴/۱۷۱*** (۰/۰۰۰۰)	I(0)
fl	۹۴/۴۴۸۱***	۱۴۶/۳۸۶***	_	I(0)

[1]. Zhang & Naceur

		(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۳۰)	
I(0)	۱۳۵/۳۸۳*** (۰/۰۰۰۰)	۱۶۴/۱۲۷*** (۰/۰۰۰۰)	-۶/۹۲۱۶۳*** (۰/۰۰۰۰)	*GOV*
I(0)	۲۷۷/۹۴۲*** (۰/۰۰۰۰)	۸۷/۲۳۱۴*** (۰/۰۰۷۸)	-۱/۸۱۳۹۷** (۰/۰۳۴۸)	*Trade*
I(0)	۱۰۸/۹۶۳*** (۰/۰۰۰۱)	۸۴/۸۰۴۲** (۰/۰۱۹۲)	۰/۲۹۱۱۷ (۰/۶۱۴۵)	*PD*

*. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ ارزش احتمال هستند و *، **، *** به ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری متغیر در سطح ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ است.
منبع: نتایج تحقیق.

باتوجه به جدول بالا مشاهده می‌شود که تمام متغیرهای مدل باتوجه‌به ارزش احتمال آن‌ها در همه یا برخی از آزمون‌های مانایی، مانا بوده‌اند؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود ریشهٔ واحد قبول شده و متغیرها مانا هستند.

۲-۶. نتایج آزمون‌های تشخیص مدل

مرحلهٔ اول: آزمون‌های بررسی تعیین مدل بین مدل اثرات تصادفی و تلفیقی

ابتدا برای تعیین مدل و انتخاب بین مدل‌های با اثر تصادفی و تلفیقی آزمون‌های مربوطه انجام شده که نتایج آن‌ها در جدول ۳ ارائه شده است:

جدول ۳. نتایج بررسی آزمون‌های تشخیصی بین مدل اثرات تصادفی و تلفیقی

Table 3. The results of examining the diagnostic tests between the random and pooled effects models

نوع آزمون	عرض از مبدأ	روند	عرض از مبدأ و روند	نتیجه
آزمون هوندا	۷/۸۸۹۱۲۳ (۰/۰۰۰۰)	۲/۰۷۲۷۹۸ (۰/۰۱۹۱)	۷/۰۴۴۱۴۲ (۰/۰۰۰۰)	تابلویی با اثر تصادفی
آزمون کینگ هو	۷/۸۸۹۱۲۳ (۰/۰۰۰۰)	۲/۰۷۲۷۹۸ (۰/۰۱۹۱)	۵/۲۸۸۳۲۶ (۰/۰۰۰۰)	تابلویی با اثر تصادفی
آزمون استاندارد هوندا	۹/۱۵۲۰۶۵ (۰/۰۰۰۰)	۴/۲۰۵۰۵۵ (۰/۰۰۰۰)	۴/۹۵۸۷۹۸ (۰/۰۰۰۰)	تابلویی با اثر تصادفی
آزمون استادارد کینگ هو	۹/۱۵۲۰۶۵ (۰/۰۰۰۰)	۴/۲۰۵۰۵۵ (۰/۰۰۰۰)	۴/۰۱۳۸۵۱ (۰/۰۰۰۰)	تابلویی با اثر تصادفی

منبع: نتایج تحقیق

معناداری آماره‌های آزمون در جدول بالا نشان می‌دهد که مدل داده‌های تابلویی با اثر تصادفی بر مدل بی‌اثر ارجحیت دارد؛ زیرا باتوجه‌به سطح معناداری و خطای پایینتر از ۵٪ فرضیهٔ صفر رد شده و مدل تابلویی با اثر تصادفی انتخاب می‌شود.

مرحلهٔ دوم: آزمون بررسی تعیین مدل بین مدل اثرات ثابت و تلفیقی

در داده‌های ترکیبی برای انتخاب بین مدل داده‌های تلفیقی (تلفیقی) و مدل اثر ثابت از آزمون اف لیمر استفاده می‌شود که نتایج آن به‌صورت جدول ۴ زیر است:

جدول ۴. نتایج بررسی آزمون‌های تشخیصی بین مدل اثرات ثابت و تلفیقی

Table 4. The results of diagnostic tests between the fixed and pooled effects model

نام آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
آزمون چاو f لیمر	۶/۴۱۴۷۴۹	۰/۰۰۰	تابلویی با اثر ثابت

منبع: نتایج تحقیق.

معناداری آماره‌های آزمون در جدول بالا نشان می‌دهد که مدل داده‌های تابلویی با اثر ثابت بر مدل بی‌اثر ارجحیت دارد؛ زیرا در سطح خطای پایین‌تر از ۵٪ فرضیهٔ صفر رد شده و مدل اثر ثابت انتخاب می‌شود.

مرحلهٔ سوم: آزمون بررسی تعیین مدل بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

در داده‌های ترکیبی برای انتخاب بین داده‌های اثر ثابت و اثر تصادفی از آزمون‌هاسمن استفاده می‌شود که نتایج آن به‌صورت جدول ۵ است:

جدول ۵. نتایج بررسی آزمون‌های تشخیصی بین مدل اثرات ثابت و تصادفی

Table 5. The results of examining diagnostic tests between fixed and random effects models

نام آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
آزمون‌هاسمن	۹/۵۲۰۱۰۹	۰/۵۷۴۰	تابلویی با اثر تصادفی

منبع: نتایج تحقیق.

معناداری آمارهٔ آزمون در جدول بالا نشان می‌دهد که مدل داده‌های تابلویی با اثر تصادفی بر مدل ثابت ارجحیت دارد؛ زیرا در سطح خطای پایین‌تر از ۵٪ فرضیهٔ صفر مبنی‌بر وجود اثر تصادفی رد نمی‌شود.

مرحلهٔ چهارم: آزمون بررسی خودهمبستگی بین مقاطع

برای بررسی خودهمبستگی بین واحدهای مقطعی (استان‌ها) لازم است که آزمون‌های خودهمبستگی مخصوص در داده‌های تابلویی استفاده شوند. نتایج این آزمون‌ها در **Error! Reference source not found.** ارائه شده است:

جدول ۶. نتایج بررسی آزمون‌های خودهمبستگی مقطعی

Table 6. The results of cross-section autocorrelation tests

نام آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
بروش پاگان LM	۴۱۳/۵۶۲۱	۰/۰۰۰۶	وجود خودهمبستگی
پسران اسکالد LM	۳/۴۷۳۶۸۹	۰/۰۰۰۵	وجود خودهمبستگی
پسران CD	۳/۱۹۸۰۴۷	۰/۰۰۱۴	وجود خودهمبستگی

منبع: نتایج تحقیق.

مرحلهٔ پنجم: آزمون بررسی ناهمسانی واریانس بین مقاطع

برای بررسی ناهمسانی واریانس بین واحدهای مقطعی (استان‌ها) از آزمون ناهمسانی واریانس مقطعی LR در داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۶ ارائه شده است:

جدول ۶. نتایج بررسی آزمون‌های ناهمسانی مقطعی

Table 7. The results of cross-section heterogeneity tests

نوع آزمون	آماره	احتمال
آماره LR	۱۷/۱۲	۰/۰۰

ماخذ: محاسبات تحقیق.

نتایج آزمون ناهمسانی مقاطع نشان می‌دهد که فرضیهٔ صفر عدم وجود ناهمسانی بین مقاطع رد شده است و به‌عبارتی ناهمسانی مقاطعی در مدل وجود دارد.

بر اساس نتایج بررسی تعیین نوع مدل، با توجه به این‌که مدل داده‌های تلفیق شده، انتخاب گردیده است و ازطرفی خودهمبستگی مقطعی و ناهمسانی واریانس مقطعی وجود دارد؛ به‌منظور رفع این اثرات از روش GLS بر پایهٔ مقاطع (EGLS-Cross section weghit) استفاده خواهد شد. همچنین باتوجه‌به این‌که مسأله ناهمسانی مقطعی ممکن است ناشی از اثرات تصادفی باشد، استفاده از وزن مقاطع می‌تواند باعث رفع این مسأله شود؛ در این‌صورت پس از آزمون می‌توان با استفاده از آزمون F لیمر بین دو مدل اثرات ثابت و یا تلفیقی بررسی انجام داد؛ بنابراین مجدداً این آزمون تخمین وزنی بر پایهٔ مقطع انجام می‌شود و نتایج آن به‌صورت جدول ۷ است:

جدول ۷. نتایج بررسی آزمون‌های تشخیصی بین مدل اثرات ثابت و تلفیقی

Table 8. The results of diagnostic tests between fixed and pooled effects models

نام آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
آزمون اف لیمر	۱۴/۱۹۳۰۶۱	۰/۰۰۰۰	تابلویی با اثر ثابت

منبع: نتایج تحقیق.

معناداری آمارهٔ آزمون در جدول ۷ نشان می‌دهد که مدل داده‌های تابلویی با اثر ثابت بر مدل بی‌اثر ارجحیت دارد؛ زیرا در سطح خطای پایین‌تر از ۵٪ فرضیهٔ صفر رد شده و بنابراین مدل نهایی مدل اثرات ثابت مقطعی وزنی تأیید می‌شود.

۳-۶. برآورد مدل

بعد از آزمون‌های مانایی و تعیین مدل اکنون بر اساس روش EGLS به برآورد نهایی مدل پرداخته می‌شود. نتایج این برآورد در جدول ۸ نشان داده شده است؛ همچنین در این جدول آزمون خودهمبستگی «والد وولدریج»[1] (۲۰۱۰) به‌منظور بررسی خودهمبستگی زمانی در مدل اثر ثابت گزارش شده است. براساس این آزمون:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}^{'}\boldsymbol{\beta} + u_i + e_{it} \Rightarrow e_{it} = \rho e_{it-1} + \xi_{it},$$
$$Wald_{fixed\ effects}\ \rho = \frac{-1}{T-1} \quad \text{F}, |\rho| < 1 \qquad (۱۵)$$

[1]. Wald Wooldridge's Test

در صورت تخمین یک مدل اثرثابت می‌توان با استفاده از رگرسیون AR(1) و انجام آزمون والد برای ضریب خودرگرسیون به بررسی خودهمبستگی پرداخت.

جدول ۸. نتایج تخمین مدل

Table 9. Model estimation results

روش برآورد: *Panel EGLS (Cross-section weights)*			
متغیر وابسته: ضریب جینی (*Gini*)			
متغیرها	ضریب	آماره‌ی *t*	احتمال
$FD\ accass^{-1}$	−۸۹۸۶۳/۵۰***	−۵/۳۴۹۶۸۷	۰/۰۰۰۰
$FD\ depth_1$	۰/۰۲۵۶۸۳***	۳/۱۷۴۲۱۵	۰/۰۰۲
$FD\ depth_2$	−۰/۰۲۷۶۵۹***	−۷/۱۳۳۶۴۰	۰/۰۰۰۰
$FD\ liberalization_1$	−۰/۱۹۴۱۷۶***	−۲/۹۵۰۶۸۱	۰/۰۰۴
$FD\ liberalization_2^{-1}$	−۱۷/۱۴۰۲۲***	−۳/۰۶۸۸۳۹	۰/۰۰۳
D(FD stability)	−۰/۸۱۹۱۹۴*	−۱/۸۶۴۳۳۳	۰/۰۶۴۶
GOV^2	۰/۰۳۶۳۷۱**	۲/۲۱۴۴۳۳	۰/۰۱۵
Trade	−۰/۰۱۰۱۷۴***	−۳/۲۴۵۰۷۶	۰/۰۰۱۵
fl	۰/۰۶۲۸۸۰***	۳/۷۱۷۴۸۵	۰/۰۰۰۳
$DLOG(Y)^2$	۲/۹۷۰۸۷۲**	۲/۱۷۸۸۲۹	۰/۰۳
PD	−۲۶/۰۱۹۷۰**	−۲/۵۲۱۸۷۵	۰/۰۱۳
c	−۱۰/۱۴۶۹۳	−۰/۵۶۲۱۶۲	۰/۵۷۵
R^2 (ضریب تعیین)	۰/۸۹		
آماره‌ی *F* (احتمال)	۲۷ (۰/۰۰)		
آماره‌ی دوربین- واتسون	۱/۷		
آزمون خودهمبستگی وولدریج	$F = ۰/۱۲$ $Prob\ (۰/۷)$		

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ ارزش احتمال هستند و *،**،*** به ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری متغیر در سطح ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

منبع: نتایج تحقیق.

۷. نتیجه‌گیری

باتوجه به نتایج نهایی برآورد مدل به روش EGLS ارائه شده در جدول بالا می‌توان گفت که کلیهٔ شاخص‌های توسعه‌مالی اثر معناداری بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ مطالعه دارند. متغیر ثبات مالی در سطح ۱٪ معنادار شده است. متغیرهای توضیحی نیز اثر معناداری را بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ تحقیق نشان‌دادند؛ همچنین ضریب تعیین (R^2) ۰/۸۸ نشان می‌دهد که ۸۸٪ تغییرات ضریب جینی (متغیر وابسته) توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود. آمارهٔ F (۲۷٪) معناداری کل رگرسیون را نشان می‌دهد که در این تحقیق نشان‌دهندهٔ آن است که مدل برآورد شده معنادار است.

معکوس متغیر دسترسی مالی، تعداد تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی با داشتن ضریب منفی مبین آن است که خود متغیر اثر مثبت و معناداری را بر ضریب جینی استان‌ها و در طول دورهٔ موردمطالعه داشته است؛

به‌عبارتی افزایش تعداد دسترسی به تسهیلات بانکی توسط بخش خصوصی باعث افزایش ضریب جینی و بدتر شدن نابرابری می‌شود. احتمالاً دلیل آن می‌تواند صرف تسهیلات در فعالیت‌های غیرمولد یا واحدهای سرمایه‌بر باشد؛ بنابراین این فرضیه رد می‌شود.

متغیر عمق مالی۱، نسبت ارزش تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص، اثر مثبت و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه دارد؛ بدین‌معنا که افزایش این نسبت منجر به افزایش نابرابری درآمدی استان‌ها می‌شود. احتمالاً دلیل آن می‌تواند ساختار اقتصادی نامناسب، ضعف بخش خصوصی در جذب و مدیریت منابع، انگیزهٔ بالای فساد و رشوه‌خواری و نظارت و کنترل ضعیف بر سیستم وام‌دهی باشد؛ بنابراین این فرضیهٔ رد می‌شود. این نتیجه با مطالعات «درمیگو» و «کانت» و «لوین»[1] (۲۰۰۹) و «گالور» و «مواف»[2] (۲۰۰۴) سازگار است.

متغیر عمق مالی ۲، نسبت ارزش معاملات بورس اوراق بهادار شرکت‌های منتخب به تولید ناخالص استان‌ها، اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه دارد؛ بدین‌معنا که افزایش این نسبت منجر به کاهش در نابرابری درآمدی شهری استان‌ها می‌شود؛ این فرضیه قبول می‌شود. این نتیجه با مطالعهٔ لوین (۱۹۹۱) و اسمیت و استار[3] (۱۹۹۵) سازگار است.

متغیر آزادسازی مالی ۱، نرخ بهرهٔ بلندمدت سیستم بانکی، اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه دارد. بدین‌معنا که افزایش در نرخ بهره بلندمدت طی دورهٔ مطالعه باعث کاهش نابرابری درآمدی شهری در استان‌ها می‌شود.

معکوس متغیر آزادسازی مالی ۲، تعداد کارگاه‌های صنعتی خصوصی استان‌ها (خصوصی‌سازی) با داشتن ضریب منفی نشان می‌دهد که خود متغیر اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه داشته است؛ به‌عبارتی افزایش در تعداد کارگاه‌های خصوصی منجر به افزایش نابرابری درآمدی شهری در استان‌ها شده است.

تغییرات شاخص بی‌ثباتی، نوسانات قیمت سهام شرکت‌های منتخب طی دورهٔ موردمطالعه، اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها دارد؛ بدین‌معنا که افزایش در تغییرات نوسانات قیمت سهام شرکت‌های منتخب استان‌ها منجر به کاهش نابرابری درآمدی شهری شده است.

مجذور نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه دارد؛ به‌عبارتی افزایش در این نسبت منجر به افزایش میزان نابرابری درآمدی شهری در استان‌ها می‌شود. این نتیجه با یافته‌های رضایی و همکاران (۱۳۹۲) و نادمی و حسنوند (۱۳۹۴) سازگار است. منبع بودجهٔ

---

[1]. Kant and levin
[2]. Galor and Moav
[3]. Smith and stat

دولت معمولاً درآمدهای نفتی است که احتمالاً باتوجه به نظارت و کنترل ضعیف که در توزیع هزینه‌های پرداختی دولت برای هر استان وجود دارد، احتمال افزایش فاصلهٔ طبقاتی طی افزایش این درآمدها نیز موجود است.

متغیر تجارت آزاد، نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی استان‌ها اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها دارد؛ بنابراین افزایش در این نسبت منجر به کاهش در میزان نابرابری درآمد شهری استان‌ها شده است.

متغیر تورم، اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه داشته است؛ به‌عبارتی افزایش تورم در استان‌ها منجر به افزایش نابرابری درآمدی در آن‌ها شده است.

تغییرات مجذور لگاریتمی تولید سرانه، نسبت تولید ناخالص داخلی به جمعیت استان، اثر مثبت و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه داشته است؛ به‌عبارتی افزایش این نسبت در استان‌ها منجر به افزایش نابرابری شده است. طبق مطالعات «پاگانو»[1] (۱۹۹۳) درکشورهای درحال‌توسعه به علت نداشتن ساختار مالی کامل، توسعه‌مالی در مراحل اولیهٔ توسعه بر افزایش نابرابری درآمدی تأثیرگذار است. این نتیجه با یافته‌های شکری (۱۳۸۸) و پیرایی (۱۳۸۵) و عادلی (۱۳۸۴) سازگار می‌باشد.

متغیر سرانهٔ فاصله از مرکز (تهران) اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها دارد؛ بنابراین طبق نظریهٔ قطب رشد و رخنهٔ توسعه به پیرامون، افزایش سرانهٔ فاصله از مرکز موجب کاهش نابرابری درآمدی شده است.

۱-۷. پیشنهادهای سیاستی و مطالعاتی

اکنون باتوجه‌به نوع تأثیرگذاری هرکدام از ابعاد توسعه‌مالی بر ضریب جینی شهری استان‌ها، توصیه‌های سیاستی زیر بیان می‌شوند تا بتوان با استفاده از مطالعهٔ حاضر به بهبود وضعیت موجود کمک کرد.

- بهبود روش‌های وام‌دهی و تسهیلات آسان‌تر به‌منظور برای قشر فقیر و افزایش نظارت و کنترل بر سیستم وام‌دهی بانک‌ها.
- آموزش بازارهای مالی به سرمایه‌گذاران تازه‌کار و افزایش دانش و اطلاعات در زمینهٔ بازارهای مالی.
- تشویق افراد برای ورود به این بازار و کاهش ریسک نقدینگی و تنوع سبدهای دارایی.
- برخی استان‌های منتخب تحقیق، شرکت فعال در بازار بورس اوراق بهادار را نداشته‌اند، با توجه تأثیرگذاری مثبت متغیر نسبت ارزش معاملات به تولید بر کاهش نابرابری استان‌ها در این تحقیق، گسترش و توسعهٔ هرچه بیشتر شرکت‌های بورسی فعال در این استان‌ها نظیر، کهگیلویه‌وبویراحمد، سیستان‌وبلوچستان و گلستان توصیه می‌شود.

[1]. Pagano

سپاسگزاری

بدین‌وسیله از معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز که در انجام این تحقیق مؤلف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

تضاد منافع

نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی

این مقاله بخشی از پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد است که توسط معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز با شمارهٔ گرنت SCU.EE1400.30460 حمایت مالی شده است.

کتابنامه

- ابراهیمی، محسن؛ و آل‌مراد، محمود، (۱۳۹۰). «توسعه بازار های مالی و نابرابری درآمد در ایران». *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۲ (۶): ۱۰۹-۱۳۲.
- افشاری، زهرا؛ و بیک‌زاده، سمانه، (۱۳۹۵). «توسعه‌مالی، نابرابری درآمدی و فقر در ایران. سیاست‌های پیشرفت اقتصادی». ۵ (۱): ۹-۲۸.
- امیری، سعیده، (۱۳۹۵). «تأثیر تسهیلات بانکی بر توزیع درآمد در کشور های منتخب». پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، دانشکدهٔ اقتصاد و حسابداری.
- آذربایجانی، کریم؛ نجفی، زهرا؛ و جمالی، سمیه، (۱۳۹۸). «بررسی اثر توسعه‌مالی بر سطح فقر: شواهدی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی». *سیاست گذاری اقتصادی*، ۱۱ (۲۱): ۱۷۱-۱۹۴.
- آذری‌کیان، حسین؛ و منیره، دیزجی، (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر فقر در کشورهای درحال توسعه منتخب». *اقتصاد کاربردی*، ۶ (۱۸): ۵۵-۶۶.
- بتول، رفعت؛ و الهه، جزی‌زاده، (۱۳۹۵). «بررسی اثر توسعه‌مالی استانی بر توزیع درآمد استانی در ایران». *تحقیق‌های رشد و توسعه پایدار (تحقیق‌های اقتصادی سابق)*، ۱۶(۳): ۲۹-۴۶.
- پیرایی، خسرو؛ و قناعتیان، آزاده، (۱۳۸۵). «اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در ایران، اندازه‌گیری شاخص رشد به نفع فقر». *تحقیق‌های اقتصادی ایران*، ۸ (۲۹): ۱۱۳-۱۴۱.
- توکلیان، حسین؛ و صیامی‌عراقی، ابراهیم، (۱۳۹۹). «تعیین قاعده مالی برای دولت در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۹(۳۵): ۱-۳۹. doi: 10.22084/aes.2020.20993.3012

– جابری‌خسروشاهی، نسیم؛ محمدوند ناهیدی، محمدرضا؛ و نوروزی، داود، (۱۳۹۱). «تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد در ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۲ (۶): ۱۷۳–۲۰۸.

– حسین، اختر؛ و چودری، انیس، (۱۳۸۲). *سیاست‌های پولی و مالی در کشورهای درحال‌توسعه*. ترجمه: محمد آسیایی و مسعود باباخانی، انتشارات تحقیق‌کدهٔ امور اقتصادی.

– حسینی، سید مهدی؛ و خزاعی، صادق، (۱۳۹۳).«تأثیر توسعه‌مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اکو»/ *تحقیقات توسعه اقتصادی*، ۱۶: ۲۲–۱.

– خوشنودی، عبدالله؛ دشتبان فاروجی، مجید؛ و اسعدی، زهرا، (۱۳۹۸). «تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد شهری و روستایی در ایران: رویکرد GMM». *فصلنامه علمی–تحقیقی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۱(۴): ۷۱–۹۸.

– دهمرده، نظر؛ و شکری، زینب، (۱۳۸۹). «اثرات توسعه‌مالی بر توزیع درآمد در ایران». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقصادی*، ۱۸ (۵۴): ۱۴۷–۱۶۴.

– سالم، علی‌اصغر؛ و عرب‌یارمحمدی، جواد، (۱۳۹۰). «بررسی رابطه توسعه‌مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران». *روند تحقیق‌های اقتصادی*، ۱۹ (۵۸): ۱۲۸–۱۵۱.

– سیفی‌پور، رویا؛ و رضایی، محمدقاسم، (۱۳۹۰). «بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها». *تحقیقنامه مالیات*، ۱۹ (۱۰): ۱۲۱–۱۴۲.

– صامتی، مجید؛ و السادات سجادی، زهرا، (۱۳۸۹). «تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری توزیع درآمد: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۷ (۱۴): ۱۳۰–۱۴۸.

– طیب‌نیا، علی؛ زارعی، عباس؛ و یاری، حمید، (۱۳۸۹). «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی، مطالعه موردی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا». *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی* ۶ (۲): ۱۳۷–۱۵۴.

– عصاری، عباس، و همکاران، (۱۳۸۷). «توسعه‌مالی و رشد اقتصادی». *تحقیقات اقتصادی*، ۸۲: ۱۶۱.

علمی، زهرا؛ و آریانی، فائزه، (۱۳۹۲). «اثر توسعه‌مالی بر توزیع درامد در ایران». *پژوهشنامه بازرگانی*، ۶۹: ۱۳۳–۱۵۸.

– قنبری، علی؛ آقایی، مجید؛ رضاقلی‌زاده، مهدیه؛ (۱۳۹۰). «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد در ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، (۴۰)۱۱: ۲۹–۱.

– مریدی، زینب؛ فتاحی، شهرام، و سهیلی، کیومرث، (۱۳۹۹). «تأثیر توسعه بازار سهام بر دهک‌های بالا و پایین درآمدی». *راهبرد مدیریت مالی*، ۸ (۲۸): ۹۸–۱۲۰.

– مهدوی‌عادلی، محمدحسین، و رنجبرکی، علی، (۱۳۸۴). «بررسی رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران». *تحقیقنامه اقتصادی*، ۵ (۳: ۱۸): ۱۱۳–۱۳۷.

– میرباقر هیر، میرناصر؛ و شکوهی‌فرد، سیامک، (۱۳۹۵). «بررسی تطبیقی اثرات توسعه‌مالی برتوزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی، رویکرد داده‌های تابلویی». *رشد و توسعه اقتصادی*، ۷ (۲۵): ۹۷–۱۱۲.

– نیکوقدم، مسعود؛ و ابوترابی، محمدعلی، (۱۳۹۸). «تأثیر تورم بر رابطه علّی توسعه‌مالی–رشد اقتصادی در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸(۲۹): ۲۶۹–۲۹۹. doi: 10.22084/aes.2019.17671.2752

– همایونی‌فر، مسعود؛ چشمی، علی؛ و یاقوتی‌جعفراباد، فاطمه، (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب اسلامی». *مطالعات اقتصاد اسلامی*، ۹ (۱): ۳۷–۵۸.

- Afshari, Z. & Azari, S., (2017). "Financial Development, Income Inequality and Poverty in Iran". *Iranian Economic Development Analyses*, 5(1): 9-28. doi: 10.22051/edp.2018.20989.1162 (in persian)

- Assari, A., (2009). "Impact of Financial Developments on Poverty and Inequality in OPEC Countries". *The Economic Research,* 9(3): 29-51. (in Persian)

- Azarbayjani, K.; Najafi, Z. & Jamali, S., (2019). "On the effects of financial development on poverty: Empirical evidence from the member countries of the Islamic conference". *The Journal of Economic Policy,* 11(21): 171-194. doi: 10.22034/epj.2019.1546 (in Persian)

- Azarikian, H. & Dizji, M., (2016). "Investigating the impact of financial development on poverty in selected developing countries". *Applied Economics,* 6(18): 55-66 (in Persian)

- Banerjee, A. V. & Newman, A. F., (1993). Occupational Choice and the Process.

- Beck, T.; Demirgüç-Kunt, A. & Levine, R., (2004). *Finance, inequality, and poverty:* Cross-country evidence: The World Bank.

- Beck, T.; Demirgüç-Kunt, A. & Levine, R., (2007). "Finance, inequality and the poor". *Journal of economic growth,* 12(1): 27-49

- Bencivenga, V. R.; Smith, B. D. & Starr, R. M., (1995). "Transactions costs, technological choice, and endogenous growth". *Journal of economic theory,* 67(1): 153-177.

- Chakroun, M., (2020). "Threshold effects in the relationship between financial development and income inequality". *International Journal of Finance & Economics*.

- Chiu, Y.-B. & Lee, C.-C., (2019). "Financial development, income inequality, and country risk". *Journal of International Money and Finance,* 93: 1-18.

- Dashtban, M.; Khoshnoodi, A. & Asaadi, Z., (2019). "The effect of financial development on urban and rural income inequality in Iran: A GMM Approach". *Agricultural Economics Research,* 11(44): 71-98. (in Persian)

- Dehmardeh, N. & Shukri, Z., (2009). "Effects of financial development on income distribution in Iran". *Quarterly journal of economic research and policies,* 18(54): 147-164. (in Persian)

- Demirgüç-Kunt, A.; Beck, T. & Honohan, P., (2008). *Finance for All? Policies and Pitfalls in Expanding Access.* Washington, DC: World Bank.

- Ebrahimi, M. & Ale Murad, M., (2011). "Financial Markets Development and Income Inequality in Iran". *Journal of Monetary and Banking Research,* 2(6): 109-132 (in Persian).

- Elmi, Z. & Ariyani, F., (2014). "Financial Development and the Distribution of Income in IRAN". *Iranian Journal of Trade Studies,* 18(69): 133-158. (in Persian)

- Galor, O. & Moav, O., (2004). "From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development". *The review of economic studies,* 71(4): 1001-1026.

- Galor, O. & Zeira, J., (1993). "Income distribution and macroeconomics". *The review of economic studies,* 60(1): 35-52.

- Greenwood, J. & Jovanovic, B., (1990). "Financial development, growth, and the distribution of income". *Journal of political Economy,* 98(5, Part 1): 1076-1107.

- Homayonifar, M.; Cheshmi, A. & Yaqouti Jafarabad, F., (2015). "Investigation of the effect of financial development on income inequality in selected Islamic countries". *Two quarterly research-scientific journals of Islamic economic studies,* 9(1): 37-58. (in Persian)

- Hossein, A. & Chowdary, A., (2003). *Monetary and financial policies in developing countries.* translated by: Mohammad Asiai and Masoud Babakhani, Publications of the Research Institute of Economic Affairs. (in Persian)

- Jung, S. M. & Vijverberg, C.-P. C., (2019). Financial development and income inequality in China–A spatial.

- Kavya, T. & Shijin, S., (2020). *Economic development, financial development, and income inequality nexus.* Borsa Istanbul Review.

- King, R. G. & Levine, R., (1993). "Finance and growth: Schumpeter might be right". *The quarterly journal of economics*, 108(3): 717-737.

- Kuznets, S., (1955). "Economic growth and income inequality". *The American economic review*, 45(1): 1-28 .

- Levine, R. & Zervos, S., (1998). "Stock markets, banks, and economic growth". *American economic review*: 537-558.

- McKinnon, R. I., (1973). *Money and Capital in Economic Development.* New Haven, CT: Yale University Press.

- Mirbagheri Hir, M. & Shokohifard, S., (2016). "A Comparative Study of The Effects of Financial Development on Income Distribution and Poverty in Islamic Selected Countries (Panel Data Approach)". *Economic Growth and Development Research,* 7(25): 97-112. (in Persian)

- Mishkin, F. S., (2007). *The economics of money, banking, and financial markets*. Pearson education.

- Moridi, Z.; Fattahi, S. & Sohaili, K., (2020). "The Effect of Stock Market`s Development on Upper and Lower Income Deciles". *Financial Management Strategy*, 8(1)": 117-142. doi: 10.22051/jfm.2019.24331.1955 (in Persian).

- Nikooghadam, M. & Aboutorabi, M. A., (2019). "The Effect of Inflation on Finance-Growth Causality in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 8(29): 269-299. doi: 10.22084/aes.2019.17671.2752 (in Persian).

- OECD, E., (2015). "How to restore a healthy financial sector that supports long-lasting, inclusive growth?". *OECD Economics Department Policy Notes,* 27.

- Piraee, K. & Ghana'atian, A., (2007). "The Effect of Economic Growth on Poverty and Income Inequality: Measurement of Pro-poor Growth in Urban and Rural Areas of Iran". *Iranian Journal of Economic Research,* 8(29): 113-141. (in Persian).

- Rafat, B. & Jazizadeh, E., (2016). "The Effect of Financial Development on Income Distribution in Iranian Provinces". *The Economic Research,* 16(3): 29-46. (in Persian).

- Samati, M. & Al Sadat Sajjadi, Z., (2010). "The effect of financial development on the inequality of income distribution: a case study of selected developing countries". *Macroeconomic Research Letter,* 7(14): 130-148. (in Persian).

- Schumpeter, J. A., (1911). *The Theory of Economic Development*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

- Schwartz, A. J., (1998). "Why financial stability depends on price stability". In: *Money, prices and the real economy* (34: 41). Edward Elgar.

- Seifeepour, R. & Rezaee, M., (2011). "An Analysis of the effective factors on income distribution in Iran with the emphasis on taxes". *Journal of Tax Research,* 19(10): 121-142. (in Persian).

- Seven, U. & Coskun, Y., (2016). "Does financial development reduce income inequality and poverty? Evidence from emerging countries". *Emerging Markets Review,* 26: 34-63.

- Shaw, E. S., (1973). Financial deepening in economic development.

- Taeibnia, A.; Zareei, A. & Yari, H., (2010). "The Effect of Financial Development on Income Inequality: A Case Study for the Middle East and North African Countries". *The Journal of Economic Studies and Policies,* 0(18): 137-154. doi: 10.22096/esp.2010.26225 (in Persian).

- Tavakolian, H. & Mohammadi, T., (2020). "Determining The Fiscal Rule Of The Budget Balance For The Iran Economy, Stochastic Dynamic General Balance Approach (Dsge)". *Quarterly journal of economic research and policies,* 9(35): doi: 10.22084/aes.2020.20993.3012 (in persian)

- Zhang, R. & Naceur, S. B., (2019). "Financial development, inequality, and poverty: Some international evidence". *International Review of Economics & Finance,* 61: 1-1.

Vol. 12, No. 45, Spring (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

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

Bu-Ali Sin University

Application of Melitz Model in Investigating the Role of Productivity of Cement Manufacturing Firms in Cement Exports

Ahmadi, A.[1], Salahmanesh, A.[2], Farazmand, H.[3], Anvari, E.[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25664.3394
Received: 2022.01.24; Accepted: 2022.06.06
Pp: 259-293

Abstract

Due to the importance of developing non-oil exports in the country, the industry sector is one of the important economic sectors that, through creating new job opportunities, meeting the needs of technology and machinery of other sectors, on the one hand, meet the basic and welfare needs of people. and on the other hand, it creates desirable institutional and social changes. Therefore, the place of the industry in achieving economic development is undeniable and prominent. So, in this study, the cement export market, which is one of the basic and strategic industries, has been studied. The purpose of this paper is to use the Melitz model to examine the effect of productivity along with financial variables (capital intensity and debt) and exchange rates on the export growth of Iranian cement manufacturing firms during the period 2003-2020. Thus, by the Solow model, panel data, FGLS method, first the productivity of each firm was calculated. Then, by PMG method, the short-term and long-term effects of firms' productivity on the export growth of Iranian cement manufacturing firms were estimated. In the following the effect of firm financial structure and exchange rate variables along with firms' productivity was estimated. The results show that productivity and other variables do not effect on the growth of firms' exports in the short run, but in the long run, productivity and other effective factors have had a significant effect on the export growth of firms. Therefore, productivity is a necessary and not sufficient condition for the export of firms' cement in Iran. Also, considering a productivity threshold for Iraq as the most important destination country of Iranian cement among other countries, existence positive relationship between productivity higher than the threshold of cement exporters and their exports to Iraq indicates the application of the Melitz model in Iranian cement exports.

Keywords: Melitz Model, Exports, Productivity, Financial Variables.

JEL Classification: F1, D24, G30.

1. Ph.D. student Economic, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (Corresponding Author).
Email: salahmanesh@scu.ac.ir
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.
4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

Citations: Ahmadi, A.; Salahmanesh, A.; Farazmand, H. & Anvari, E., (2023). "Application of Melitz Model in Investigating the Role of Productivity of Cement Manufacturing Firms in Cement Exports". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(45): 259-293. (doi: 10.22084/aes.2022.26186.3447).
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_4767.html?lang=en

1. Introduction

The industry sector is one of the important and strategic sectors in the economy. Among the strategic industries, can be to pointed the cement industry. In order to develop the export of this product, it is necessary to make an accurate assessment of the existing challenges. as in the field of export, challenges such as productivity of production factors, export motivation, etc. are the most important factors that should be considered and investigated. According to the conducted studies, productivity has been one of the factors affecting the export growth of companies, in this research the effect of this factor alone on the exports of companies and then along with other factors affecting exports (debt rate, intensity capital and exchange rate) have been checked. According to foreign studies and existing theoretical foundations, "companies, when their productivity exceeds a threshold level, their exports also increase", so this theory has also been investigated in Iran's cement industry. Based on this, according to the model of Melitz (2003) and Cheney (2008), companies with productivity higher than a threshold level will be able to export more. Therefore, can be determined which company from which country is able to enter a certain market and how it is affected by competition from foreign and domestic companies.

2. Methods

In this research, with the benefit of Melitz's model (2003) in the time period (2003-2020), cement producing companies that operate in export markets are considered, then using the solo model, the productivity of each of them is considered. The calculation and amount of the effect of the productivity factor on the growth of exports is determined, in follow beside the productivity factor, as an example, some effective factors within the company that affect the export of the company are considered. Also, in order to investigate the effect of higher productivity of companies than a productivity threshold of a target country, the amount of exports of companies that have such characteristics will be investigated.

3. Data

The selection of companies in the sample is based on the availability of information on the financial statements of each company. In other words, 36 companies were selected whose statistics and financial information are available on the Codal website. In the second stage, in order to estimate the relationship between the factors affecting the export of each

company, 24 companies that had more comprehensive export statistics were selected from among 36 companies.

4. Discussion

The results showed in the long run, variables have an optimal effect on exports. In this regard, the productivity of the company has a significant effect on the probability of export, which is in accordance with previous research. This result shows that in the long term, productivity, along with other effective factors, has a positive effect on the exports of exporting companies to the same extent as without considering the effective factors (11%). This factor has had no effect on the export of companies in the short term. The fact is that due to low technology, non-specialization of activities, non-optimal production procedures and methods, low share of knowledge-based economy, etc., the level of productivity and its contribution to Iran's economic growth is low. Another investigated variable is capital intensity (value of capital to labor). This variable has a positive effect on the export growth rate (40%) only in the long term. Companies usually reach their desired capital level in the long term through foreign investments or obtaining various loans in different ways. Due to the limitation of collateral and the difficulty of financing, companies gradually increase their capital level, in addition to investment, commercial companies also use external sources to provide access to international markets and working capital, which is a time-consuming matter. Therefore, this factor has no effect on the performance and export growth rate of companies in the short term. Also, the debt rate variable, which had a positive effect of 1.13 in the long term and had no effect on the company's export growth rate in the short term. In addition, the exchange rate had a negative effect of 0.07% in the long term and was not significant on the export growth rate in the short term. Also, the results showed that there is a positive relationship between productivity firm higher than the threshold and export clearly in cement exporting companies. This relationship shows that the Melitz model applies to the export of cement manufacturing companies.

5. Conclusion

In this article, in the period from 2003 to 2020, using the Solo model, the productivity of 36 companies whose information was available was calculated, then in order to determine the dynamic relationships in the short-term and long-term between the productivity and financial variables (debt ratio, capital intensity) and free market exchange rate, using cross-

sectional correlation test of Pesaran CD, it was determined that there are cross-sectional dependence model variables. For this reason, the CADF panel unit root test was used for the stationarity of the variables, and it was found that all the variables are at the level of stationary. Then, due to the fact that the sample data is a panel, Pedroni 's and Kao's cointegration tests were used, and Waterland 's and Egerton's cointegration test was used due to cross-sectional dependence between the variables, and it was found that there is a long-term relationship between the investigated variables. In follow the ARDL-PMG test was used to determine the short-term and long-term relationship between export growth rate and variables. The results of the model estimation showed that in the short term, productivity variables, capital intensity, debt ratio and free market exchange rate had no effect on the export growth rate, but in the long term, all these variables had a significant effect on the export growth rate. Therefore, company productivity is a necessary and not a sufficient condition for the growth of companies' exports. Also, the results showed that the higher productivity of companies than a certain level increases their exports. Based on this, it is suggested: due to the fact that the productivity of the company has a direct relationship with the amount of export. Therefore, it is necessary for related officials and company managers to pay more attention to this category. The financial structure of the companies is an important factor in the export of the companies, and neglecting these factors increases the costs of entering the export markets even if there is a suitable productivity of the companies.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲

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

کاربرد مدل ملتز در بررسی نقش بهره‌وری بنگاه‌های تولیدکنندهٔ سیمان در صادرات سیمان*

عاطفه احمدی[۱]، احمد صلاح‌منش[۲]، حسن فرازمند[۳]، ابراهیم انواری[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25664.3394
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۱۶
صص: ۲۹۳-۲۵۹

چکیده

با توجه به اهمیت توسعهٔ صادرات غیرنفتی در کشور، بخش صنعت محرک اصلی رشد و توسعهٔ اقتصادی و افزایش صادرات محسوب می‌شود؛ لذا در این پژوهش به بررسی بازار صادرات سیمان ایران به‌عنوان یکی از صنایع پایه و راهبردی پرداخته شده است. هدف این پژوهش بهره‌مندی از مدل ملتز برای بررسی تأثیر بهره‌وری در کنار متغیرهای مالی (شدت سرمایه و بدهی) و نرخ ارز برروی رشد صادرات بنگاه‌های تولیدکنندهٔ سیمان ایران طی دورهٔ ۱۳۹۹-۱۳۸۲ است. بدین‌ترتیب با استفاده از مدل سولو، داده‌های پانل، روش FGLS، ابتدا بهره‌وری هر بنگاه محاسبه شد. سپس با استفاده از روش PMG، تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت بهره‌وری بنگاه بر رشد صادرات بنگاه‌های تولیدکنندهٔ سیمان ایران برآورد گردید. در ادامه نیز، تأثیر متغیرهای ساختار مالی بنگاه و نرخ ارز در کنار بهره‌وری بنگاه‌ها برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت بهره‌وری و متغیرهای نسبت بدهی، شدت سرمایه و نرخ ارز بازار آزاد بر رشد صادرات بنگاه‌ها تأثیر ندارد، اما در بلندمدت بهره‌وری و سایر عوامل مؤثر تأثیر معناداری بر رشد صادرات بنگاه‌ها داشته است؛ لذا، بهره‌وری شرط لازم و نه کافی برای صادارت سیمان بنگاه‌ها در ایران است؛ همچنین، با درنظر گرفتن یک آستانهٔ بهره‌وری برای کشور عراق به‌عنوان مهم‌ترین کشور مقصد سیمان ایران ازمیان سایر کشورها، رابطهٔ مثبت بین بهروری بالاتر از آستانهٔ بنگاه‌های صادرکنندهٔ سیمان و میزان صادرات آن‌ها به کشور عراق گویای کاربرد مدل ملتز در صادرات سیمان ایران است.

کلیدواژگان: مدل ملتز، صادرات، بهره‌وری، متغیرهای مالی.
طبقه‌بندی JEL: F1, D24, G30.

*. این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اول است.

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

ارجاع به مقاله: احمدی، عاطفه؛ صلاح‌منش، احمد؛ فرازمند، حسن؛ و انواری، ابراهیم، (۱۴۰۲). «کاربرد مدل ملتز در بررسی نقش بهره‌وری بنگاه‌های تولیدکنندهٔ سیمان در صادرات سیمان». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۵): ۲۵۹-۲۹۳. (doi: 10.22084/aes.2022.26186.3447).
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_4767.html

۱. مقدمه

گسترش تجارت در بین کشورها در سال‌های اخیر یکی از دلایل اصلی رشد اقتصادی شناخته شده و کشورهای درحال توسعه یا کمتر توسعه‌یافته که وارد چرخهٔ تجارت جهانی شده‌اند، به‌واسطهٔ بهره‌مندی از مزایای تجارت جهانی توانسته‌اند در زمرهٔ کشورهای توسعه‌یافته قرار گیرند و رشدهای اقتصادی بالایی را تجربه کنند (نیلی و همکاران، ۱۳۹۹).

در این راستا، بخش صنعت از بخش‌های مهم اقتصادی است که از طریق افزایش تخصص و تقسیم کار، خلق فرصت‌های شغلی جدید، رفع نیازهای فناوری و ماشین‌آلات سایر بخش‌ها از یک‌سو نیازهای اساسی و رفاهی افراد را برطرف می‌سازد، و از سوی دیگر تغییرات نهادی و اجتماعی مطلوب ایجاد می‌کند؛ بنابراین جایگاه صنعت در نیل و دستیابی به توسعهٔ اقتصادی غیرقابل انکار و برجسته است (معبودی، ۱۳۹۹). بخش صنعت و معدن در ایران با برخورداری از سهم ارزش افزودهٔ حدود ۳۳٪ از تولید ناخالص ملی، سهم حدود ۳۲٪ از اشتغال کشور و سهم حدود ۴۰٪ از صادرات غیرنفتی، می‌تواند نقش مهمی در رونق یا افول اقتصاد کشور داشته باشد. این بخش در دههٔ گذشته با چالش‌هایی روبه‌رو بوده که مهم‌ترین موارد آن عبارتنداز: افول پیشرانی صنعت و معدن در رشد اقتصادی و پدیدهٔ نزول صنعتی، سهم پایین صنعت و معدن در تشکیل سرمایهٔ ثابت کل کشور، پایین بودن بهره‌وری نیروی کار و سرمایه، اتکاء بسیار بالای رشد تولیدات صنعتی به بازار مصرف داخلی و خالص ارزآوری پایین، قابلیت نفوذ پایین در بازارهای خارجی به‌دلیل توان رقابتی محدود و مقیاس تولید پایین، آمادگی پایین قابلیت‌های فناورانهٔ روزآمد، حاکمیت ساختار شبه انحصاری و نقش محدود بخش خصوصی در بخش صنعت و معدن و سست شدن نسبی زنجیرهٔ تأمین (مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، ۱۴۰۰).

از این‌رو، در این پژوهش در جهت رونق تولید، ارتقای فناوری و توسعهٔ بازار صادرات ایران، به عامل صادرات به‌عنوان یکی از راه‌های ورود به بازارهای هدف پرداخته می‌شود. طبق مطالعات انجام‌شده در این حوزه، بهره‌وری عوامل تولیدی در صنایع یکی از متغیرهای کلیدی درون بنگاهی در تعیین ورود به بازارهای صادراتی است. بنگاه‌ها بعد از رسیدن به یک سطح بهره‌وری قابل‌قبول سعی در تأمین محصول بازار داخلی و خارجی دارند.

در این‌راستا، میان صنایع راهبردی که نقش مهمی را در توسعهٔ اقتصادی و عمران ملی ایفا می‌کنند می‌توان به صنعت سیمان اشاره کرد. کشور ایران در تولید محصول سیمان از پتانسیل و منابع متنوعی برخوردار است. اهمیت این محصول در ساخت‌وساز و پروژه‌های عمرانی، همچنین توانایی تولیدکنندگان داخلی در صادرات این محصول باعث شده است در پژوهش حاضر به‌طور موردی بر حوزهٔ صادرات صنعت سیمان تمرکز شود. جایگاه ایران در این محصول در سال ۲۰۱۸م. از نظر میزان تولید سیمان در رتبهٔ ۱۱ و ظرفیت تولید در رتبهٔ نهم جهان قرار داشته است (چهرگانی، ۱۳۹۸)؛ همچنین در این سال با تناژ ۶/۵ میلیون تن، سهم ۵/۸٪ صادرات سیمان را در ۱۰ کشور برتر صادرکنندهٔ صنعت سیمان جهان به خود اختصاص داده است. این صنعت در ایران جزو صنایعی در کشور به‌شمار می‌رود که سهم ۲٪ در تولید ناخالص داخلی را دارد و ایجاد ظرفیت ۸۹ میلیون تنی آن سبب شده است که این صنعت تا سال ۲۰۱۹م. رتبهٔ نخست تولید در خاورمیانه را به خود اختصاص دهد (انجمن صنفی

سیمان ایران، ۱۴۰۰). محاسبات انجام شده توسط محقق نشان می‌دهد، با توجه به معکوس شاخص هرفیندال ۲۳/۸۶ ساختار این محصول در بازار جهانی، رقابت انحصاری است. همچنین میزان تمرکز صنعت سیمان در ایران نشان می‌دهد که قدرت انحصاری این صنعت (شاخص هرفیندال ۰/۰۴ در سال ۱۳۸۲ به مقدار ۰/۰۱ در سال ۱۳۹۹) درحال کاهش است. طبق مطالعهٔ تأثیر رکود بر صنعت سیمان، این صنعت با رکود اقتصادی سال‌های اخیر در کشور و کاهش هزینه‌های عمرانی دولت و رکود بخش ساختمان، میزان تقاضای داخلی این صنعت دچار افت گردید. از سوی دیگر، کاهش قیمت جهانی نفت و اعمال تحریم‌های یک‌سویه بر کشور منجر به کاهش صادرات سیمان شد. در نتیجه کاهش تقاضای داخلی و خارجی سبب مازاد تولید سیمان و رکود بر این صنعت شد؛ بنابراین، این صنعت با مشکلاتی همچون کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌سازی، کاهش بودجه‌های عمرانی و توسعه‌ای دولت، مصرف بالای انرژی واحدهای تولید، عدم ثبات در سیاست‌گذاری‌های دولت، مسائل مربوط به حمل‌ونقل و بارگیری، عدم استفاده مناسب از دیپلماسی تجاری جهت توسعه صادرات، استفاده از روش‌های بسته‌بندی سنتی در حمل سیمان و غیره مواجه شده است (اسماعیلی‌پورماسوله، ۱۳۹۴)؛ از این‌رو، برای توسعهٔ صادرات این محصول لازم است ارزیابی دقیقی از چالش‌های موجود به‌عمل آید. چنان‌چه در حوزهٔ صادرات چالش‌هایی نظیر: بهره‌وری عوامل تولید، انگیزهٔ صادرات، درک مدیر از بین‌المللی شدن بنگاه، تجربهٔ صادراتی و بازاریابی صادراتی، رشد بنگاه، ظرفیت مازاد تولید، فرصت‌های محدود بازار داخلی، سیاست‌های صادراتی دولت، تغییرات محیطی، دریافت سفارشات ناخواستهٔ خارجی مهم‌ترین عواملی هستند که باید موردتوجه و بررسی قرار گیرند (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۹۹).

سیر تجارت در دنیا، کشورهای با اقتصاد بسته را به‌صورت پویا به سیستم‌های باز اقتصادی تغییر داده است و در نظریه‌های مرسوم تجارت بین‌الملل، بهره‌وری کل عوامل تولید یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کنندهٔ الگوی تجارت خارجی است؛ در این‌راستا، می‌توان از نظریهٔ مزیت مطلق «آدام اسمیت»[1] (۱۷۷۶) یاد کرد که کشورها تشویق به تولید و صادرات کالایی می‌شوند که در آن مزیت مطلق داشته باشند. پس از آدام اسمیت، «ریکاردو»[2] مزیت نسبی را مطرح نمود که مهم‌ترین نظریه در چارچوب تجارت بین‌الملل است. براساس این نظریه، تفاوت بهره‌وری میان کشورها موجب تفاوت قیمت خودکفایی آن‌ها شده و بنابراین تجارت میان این کشورها شکل می‌گیرد (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۳). طبق نظریهٔ «پورتر»[3] (۱۹۹۰) آن‌دسته از صنایعی که دارای بهره‌وری تولیدی قابل‌توجهی هستند، عملکرد صادراتی بیشتری نیز دارند (تسکووراس و اسکورس[4]، ۲۰۰۵). در این حوزه اگرچه ادبیات نظری درمورد بنگاه‌های ناهمگن صادراتی بسیار گسترده است، اما بهره‌وری یک بنگاه تا حد زیادی مانند یک جعبه‌سیاه باقی‌مانده است و هنوز درک نسبتاً کمی از نقش‌های بهره‌وری بنگاه‌های فعال در یک صنعت وجود دارد (ملتز و ردینگ[5]، ۲۰۱۵).

---

1. Adam Smith
2. Ricardo
3. Porter
4. Tsekouras & Skuras
5. Melitz & Redding

طبق مدل ملتز (۲۰۰۳) و «چنی»[1] (۲۰۰۸) بنگاه‌ها با بهره‌وری بالاتر از یک سطح آستانه قادر به صادرات بیشتری نیز خواهند بود؛ از این‌رو، می‌توان مشخص نمود که کدام بنگاه از کدام کشور قادر به ورود به یک بازار معین است و چگونه تحت‌تأثیر رقابت از بنگاه‌های خارجی و داخلی، حتی در صورت وجود موانع تجاری نامتقارن دو جانبه قرار می‌گیرد. در این‌راستا، پیرامون مباحث بهره‌وری و صادرات بنگاه‌ها در ایران مطالعات گوناگونی انجام شده است که به نقش بهره‌وری در عملکرد صادرات پرداخته‌اند (مژده و همکاران؛ ۱۳۹۹، آذربایجانی و همکاران؛ ۱۳۹۳، کمیجانی و حاجی؛ ۱۳۹۱، آذربایجانی و همکاران؛ ۱۳۹۰، یاوری و همکاران؛ ۱۳۸۹ و غیره). در همهٔ این مطالعات به‌صورت همزمان در قالب الگوهای متفاوت به بررسی و شناسایی تأثیر بهره‌وری در کنار متغیرهای گوناگون مالی و اقتصاد کلان بر روی صادرات صنایع و بنگاه‌ها پرداخته شده است. اما مطالعه‌ای که به‌طور خاص به‌میزان تأثیر عامل بهره‌وری بر میزان صادرات بنگاه و همچنین نقش بهره‌وری بالاتر از یک سطح آستانه بنگاه بر صادرات آن پرداخته باشد، مشاهده نشده است؛ از این‌رو، جهت پر کردن خلأ موجود در این حوزه، در پژوهش حاضر به‌طور خاص برروی بنگاه‌های صادرکنندهٔ سیمان تمرکز شده است؛ بنابراین سعی‌بر این است که با بهره‌مندی از مدل ملتز (۲۰۰۳) در دورهٔ زمانی (۱۳۹۹-۱۳۸۲) بنگاه‌های تولیدکنندهٔ سیمان که در بازارهای صادراتی فعالیت دارند درنظر گرفته شوند، سپس با استفاده از مدل سولو بهره‌وری هر یک از آن‌ها محاسبه و میزان تأثیر عامل بهره‌وری به‌عنوان بر رشد صادرات مشخص شود، در ادامه در کنار عامل بهره‌وری به‌طور نمونه برخی عوامل مؤثر درون بنگاهی که بر صادرات بنگاه تأثیر می‌گذارند درنظر گرفته می‌شوند. همچنین جهت بررسی تأثیر بهره‌وری بالاتر بنگاه‌ها از یک حد آستانهٔ بهره‌وری یک کشور هدف، میزان صادرات بنگاه‌هایی که دارای چنین خصوصیاتی هستند بررسی خواهد شد.

از این‌رو، پژوهش حاضر در ۵ بخش تنظیم شده است؛ بخش اول به مقدمه و بخش دوم به ارائه مبانی نظری و مطالعات انجام شده اختصاص یافته است. بخش سوم به روش تحقیق و معرفی متغیرهای مورداستفاده پرداخته شده؛ و سپس در بخش چهارم و پنجم به‌ترتیب تحلیل نتایج و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

ملتز (۲۰۰۳) با اقتباس از مدل رقابت انحصاری «کروگمن»[2] در سال ۱۹۹۲ برای بررسی اثرات درون صنعتی تجارت بین‌الملل در بنگاه‌ها به توسعهٔ این مدل پرداخت. مدل کروگمن نشان می‌دهد تنها بنگاه‌های با بهره‌وری بالاتر وارد بازار هدف می‌شوند؛ درحالی‌که بنگاه‌های با بهره‌وری پایین‌تر در بازار داخلی باقی می‌مانند و بنگاه‌های با حداقل بهره‌وری از بازار خارج می‌شوند. مدل توسعه‌یافتهٔ ملتز چگونگی به‌وجود آمدن رشد بهره‌وری صنایع به‌دلیل تخصیص مجدد رفاه در تجارت را نشان می‌دهد؛ لذا سود تجاری که در نظریه‌های پیشین بدان پرداخته نشده در این مدل نشان داده شده است. به‌گونه‌ای که از خصوصیات این مدل می‌توان به تمایز کالاهای بنگاه، بهره‌وری متفاوت و رقابت انحصاری بودن بازار اشاره نمود. براساس مدل ملتز زنجیره‌ای از بنگاه‌ها وجود دارند که هرکدام

[1]. Chaney
[2]. Krugman

کالای متفاوتی تولید می‌کنند. تولید فقط به یک عامل تولید (نیروی کار) نیاز دارد. عرضهٔ عامل کار بدون کشش بوده و سطح کل آن L است که معیاری برای اندازهٔ اقتصاد مورد بررسی است. همهٔ بنگاه‌ها دارای هزینهٔ ثابت یکسان $f > 0$ بوده اما سطح بهره وری $Q > 0$ آن‌ها متفاوت است. برای سادگی فرض می‌شود که بنگاه‌ها با بهره‌وری بالاتر بنگاه‌هایی هستند که محصول را با هزینهٔ نهایی کمتری تولید می‌کنند یا با هزینه‌ای ثابت یکسان (نسبت به بقیه) کالای با کیفیت بالاتری را تولید می‌نمایند. بدون توجه به سطح بهره‌وری، هر بنگاه با منحنی تقاضای با کشش ثابت σ مواجه خواهد شد و حاشیهٔ سود یکسانی به‌شکل $^{1}/_{\sigma}$ $= {}^{\sigma}/_{(\sigma - 1)}$ انتخاب کرده که سود آن‌ها را حداکثر می‌کند. قاعدهٔ قیمت‌گذاری به‌صورت زیر است:

$$p(Q) = {}^{w}/_{\rho Q} \qquad (۱)$$

w نرخ دستمزد معمول است که نرمال شده و مقدار آن یک در نظر گرفته می‌شود. در این صورت تابع سود بنگاه به شکل زیر است:

$$\pi(Q) = r(Q) - l(Q) = \frac{r(Q)}{\sigma} - f \qquad (۲)$$

$r(Q)$ درآمد بنگاه و $\frac{r(Q)}{\sigma}$ سود متغیر است.

$r(Q)$ و همچنین $\pi(\mathrm{Q})$ همان‌طورکه در روابط نشان داده شد وابسته به قیمت و درآمد کل خواهند بود:

$$r(\mathrm{Q}) = R(P\rho Q)^{\sigma-1} \qquad (۳)$$

$$\pi(\mathrm{Q}) = \frac{R}{\sigma}(P\rho Q)^{\sigma-1} - f \qquad (۴)$$

به‌عبارت دیگر نسبت تولید و درآمد برای هر دو بنگاه دلخواه فقط وابسته به نسبت به بهره‌وری‌شان خواهد بود.

$$\frac{q(Q_1)}{q(Q_2)} = (\frac{Q_1}{Q_2})^{\sigma}, \quad \frac{r(Q_1)}{r(Q_2)} = (\frac{Q_1}{Q_2})^{\sigma-1} \qquad (۵)$$

به‌طور خلاصه بنگاه‌های با بهره‌وری بالاتر (Q) نسبت به بنگاه‌های با بهره‌وری پایین، بزرگ‌تر بوده (درآمد و تولید بیشتری دارند)، قیمت پایین‌تری را وضع نموده و سود بیشتری کسب می‌کنند.

در تجارت همه عوامل مؤثر برون‌زا بر ورود و خروج بنگاه و سطوح بهره‌وری بی‌تغییر می‌ماند. بنگاه‌ها به‌منظور ورود با توزیع سطوح بهره‌وری $g(Q)$ و به‌طور احتمالی δ با شوک‌های منفی مواجه می‌شوند. در وضعیت تعادل هر بنگاه با بهره‌وری Q سود $^{r(Q)_x}/_{\sigma}$ در هر دوره صادرات در هر کشور به‌دست می‌آورد. از آنجا که فرض شده هزینهٔ صادرات در بین همهٔ کشورها یکسان است یک بنگاه در هر دوره یا به همهٔ کشورها صادرات خواهد کرد یا صادرات نخواهد داشت. با این فرض که تصمیم به صادرات بعد از این‌که بنگاه بهره‌وری‌اش در سطح Q مشخص باشد، اتفاق می‌افتد. در جریان صادرات هر بنگاه در هر دوره در هر کشور با یکسری هزینه ثابت f_x مواجه است.

که f_x می‌تواند به صورت $f_x = \delta f_{ex}$ باشد (f_{ex} می‌تواند هزینه سرمایه‌گذاری باشد)؛ لذا سود صاداراتی برابر خواهد بود با:

$$\pi(\mathrm{Q})_x = \frac{r(\mathrm{Q})}{\sigma} - f_x \qquad (۶)$$

یک بنگاه که برای بازار داخلی تولید می‌کند درصورتی اقدام به صادرات می‌کند که $\pi(Q)_x \geq 0$ (ملتز، ۲۰۰۳).

ملتز در مدل خود فقط وضعیت تعادل پایدار را بررسی می‌کند که در آن متغیرهای کلان در طی زمان ثابت باقی می‌مانند. از آنجا که سطح بهره‌وری هر بنگاه در طی زمان ثابت است، سطح سود بهینه‌اش در هر دوره (بدون لحاظ کردن f_e) نیز ثابت باقی خواهد ماند. بنگاهی که با سطح بهره‌وری Q وارد صنعت می‌شود اگر سطح سود در این بهره‌وری منفی باشد، احتمال دارد سریع از بازار خارج شود و درنتیجه هرگز تولید نخواهد کرد یا تولید کرده و در هر دوره سود $\pi(Q)_x \geq 0$ را کسب می‌کند تا این‌که از یک شوک منفی متأثر شده و مجبور به خروج از بازار گردد.

وابستگی $\pi(Q)$ به متغیرهای P و R نیز قابل درک است؛ بنابراین Q^* پایین‌ترین سطح بهره‌وری لازم برای تولید در نقطه سربه‌سر[1] نامیده می‌شود، به‌صورت زیر است:

$$Q^* = inf\{Q: v(Q) > 0\} \qquad (۷)$$

از آنجا که $\pi(Q) = -f$ منفی است مقدار $\pi(Q^*)$ باید برابر با صفر باشد که در ادامه شرط سود صفر نامیده می‌شود. هر بنگاه تازه واردی که در سطح بهره‌وری اولیه‌اش Q کوچک‌تر از Q^* باشد (یعنی $Q < Q^*$) فوراً از صنعت خارج می‌شود و تولید نخواهد کرد.

در تعادل پایدار، جریان سود هر بنگاه صادرکننده در هر دوره؛ هزینهٔ ثابتی را که در کشور صادرکننده رخ می‌دهد، منعکس می‌کند. هزینهٔ ثابت صادرات شامل هزینه‌های «دسترسی به بازار» (مانند: تبلیغات، توزیع، و مطابقت با مقررات خارجی) می‌شود که با مقیاس تولید صادرکننده متفاوت نیست. وجود این هزینه‌ها برای انتخاب بازارهای صاداراتی منجر می‌شود که تنها مولدترین بنگاه‌ها صادرات داشته باشند، به‌گونه‌ای که در غیاب این هزینه‌ها، همهٔ بنگاه‌ها صادرات خواهند داشت.

بنابراین در این مدل ورود در بازار صاداراتی دارای هزینه بوده و و تصمیمات بنگاه‌ها برای ورود بعد از کسب آگاهی از بهره‌وری خود بنگاه رخ می‌دهد. چنان‌چه سطح بهره‌وری بنگاه از یک سطح آستانه بالاتر رود، بنگاه اقدام به ورود به بازار صادرات می‌کند. وی در مدل خود نشان می‌دهد که هزینه‌های ورود به بازار صادارتی به توزیع بهره‌وری بنگاه‌های مختلف با کالاهای متمایز در بازار صادرات بستگی دارد (درویشی، ۱۳۹۰).

چنی (۲۰۰۸) مدل ملتز را به بدین‌صورت تعمیم می‌دهد: وی جهانی را درنظر می‌گیرد که دارای بسیاری از کشورهای نامتقارن بوده که با موانع تجاری نامتقارن از هم جدا شده‌اند، سپس انتخاب استراتژیک بنگاه‌ها را برای

[1]. Cutoff Level

صادرات یا عدم صادرات و انتخاب کشورهای هدف را موردمطالعه قرار می‌دهد، وی مدل خود را در یک تعادل جهانی قرار می‌دهد و پیش‌بینی‌هایی برای ساختار جریان‌های تجارت دوجانبه ایجاد می‌کند؛ از این‌رو، می‌توان مشخص نمود که کدام بنگاه از کدام کشور قادر به ورود به یک بازار معین است و چگونه تحت‌تأثیر رقابت از بنگاه‌های خارجی و داخلی، حتی در صورت وجود موانع تجاری نامتقارن دو جانبه قرار می‌گیرد. یک بنگاه زیر مجموعه‌ای از کشورهایی انتخاب می‌کند که محصول خود را در آنجا به فروش می‌رساند و قیمت کالاهای خود را در هر بازار تعیین می‌کند و استراتژی‌های بنگاه‌های دیگر و مصرف‌کنندگان را همان‌طورکه ارائه می‌شود درنظر می‌گیرد. مصرف‌کنندگان با توجه به قیمت‌ها، مقدار مصرف خود را در داخل کشور تعیین می‌کنند. همهٔ عوامل به‌طور همزمان حرکت می‌کنند. بنگاه‌ها بسته به‌میزان رقابتی که انتظار دارند در آن بازار با آن مواجه شوند تصمیم می‌گیرند که آیا وارد یک بازار معین شوند یا خیر. در این مدل ناهمگنی بنگاه در بهره‌وری و همچنین هزینه‌های ثابت صادرات اضافه می‌شوند و بهره‌وری عامل اصلی در صادرات بنگاه‌هاست (چنی، ۲۰۰۸)؛ لذا بنگاه‌هایی که بیشترین کارایی[1] را در تولید دارند در بازار کشور هدف از میزان صادرات بیشتری برخوردارند. بدین‌ترتیب بهترین تولیدکننده بلقوه کالای j را نسبت به رقبایش در کشور i درنظر بگیرید که با کارایی $Z_{1i}(j)$ که $i \neq k$ مواجه است. به‌منظور فروش در داخل کشور می‌بایست:

$$Z_{1i}(j) \geq Z_{1k}(j)\frac{w_i}{\tau_{ik}w_k} \qquad (۸)$$

در این رابطه w میزان دستمزد در کشور i و k و τ_{ik} هزینه‌های تجارت میان کشور i و k هستند. بدین‌ترتیب به‌منظور فروش در بازارهای کشور n نیازمند:

$$Z_{1i}(j) \geq Z_{1k}(j)\frac{w_i\tau_{in}}{\tau_{nk}w_k} \qquad (۹)$$

از این‌رو کارایی بالاتر موجب صادرات بیشتر می‌شود؛ لذا بنگاه‌هایی که بالاترین کارایی در صادرات دارند، میزان بهره‌وری بیشتری نیز خواهند داشت (برنارد و همکاران[2]، ۲۰۰۳).

براساس مطالعاتی که بعد از ملتز انجام شد، تصمیم‌گیری‌های بنگاه‌ها برای صادارت نمی‌تواند تنها براساس ملاحظات بهره‌وری باشد، زیرا بنگاه‌ها ممکن است با محدودیت مالی مواجه باشند؛ از این‌رو، منابع مالی و نقدینگی بنگاه، موردتوجه اقتصاددانان قرار گرفت. در سال ۲۰۰۵م. چنی الگویی را معرفی کرد که در آن محدودیت نقدینگی نقش مهمی در شکل‌گیری الگوی تجارت بین‌الملل داشت. در این الگو اگر بنگاه‌ها برای ورود به بازارهای بین‌المللی ملزم به پرداخت هزینهٔ ورود باشند، اما با درنظر گرفتن محدودیت‌های نقدینگی، تنها بنگاه‌هایی که دارای نقدینگی کافی هستند قادر به صادارت خواهند بود. بنگاه‌ها برای پرداخت هزینهٔ ورود به بازارهای صادراتی می‌توانند از سرمایه‌گذاری بیرونی نیز استفاده کنند، اما این نوع از سرمایه‌گذاری مخاطراتی برای بنگاه و سرمایه‌گذار به‌همراه دارد مانند ریسک تغییرات نرخ ارز؛ بنگاه‌ها برای فعالیت داخلی راحت‌تر سرمایه‌گذار پیدا خواهد کرد و برای فعالیت

---

1. Efficiency
2. Bernard et al.

صادراتی باید به نقدینگی و دارایی‌های خود برای پوشش هزینه‌های ورود به بازارهای خارجی متکی باشد؛ لذا احتمال حضور بنگاه‌های تولیدی با بهره‌وری بالاتر و نقدینگی بیشتر در عرصهٔ بین‌الملل، بیشتر است (مژده و همکاران، ۱۳۹۹).

۲-۱. مطالعات انجام شده

«براکمن» و همکاران[1] (۲۰۱۹) با استفاده از مدل ملتز (۲۰۰۳) به بررسی و محاسبهٔ بهره‌وری یکسری شرکت‌های کوچک و بزرگ خدماتی و تولیدی در هلند در دورهٔ زمانی ۲۰۱۶-۲۰۱۰م. پرداخته‌اند. آن‌ها با درنظرگرفتن یک آستانهٔ بهره‌وری برای ارزیابی صادرات بنگاه‌ها نشان‌دادند که کدام شرکت‌ها پتانسیل صادرات دارند؛ سپس به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات آن‌ها پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که کنترل افزایش بهره‌وری باید برای شرکت‌های صادرکننده انجام شده و عوامل مؤثر بر آن می‌بایست شناسایی شوند. متغیرهای اندازهٔ شرکت، وضعیت واردات و مالکیت خارجی عوامل مهمی در فعالیت صادراتی آتی شرکت هستند. همچنین قرار گرفتن در مناطق دور از مرزهای خروجی از کشور، احتمال صادرات را کاهش داده، درحالی‌که قرارگیری مکان بنگاه نزدیک به مرز خروجی از کشور، احتمال صادرات را افزایش می‌دهد. «گابریلچاک» و «سرواچ»[2] (۲۰۱۸) در مقاله‌ای در بازهٔ زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۵م. به بررسی ارتباط بین بهره‌وری در سطح شرکت‌ها و بین‌المللی شدن آن‌ها از طریق صادرات، واردات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در لهستان پرداخته‌اند. محققان ابتدا به تخمین بهره‌وری بنگاه‌ها پرداخته و سپس با توجه به توزیع بهره‌وری، مشخص کرده‌اند که شرکت‌هایی که در انواع کسب و کارهای بین‌المللی فعالیت می‌کنند، مولدتر از شرکت‌های صرفاً داخلی بودند. نتایج این پژوهش که با استفاده از مدل پروبیت[3] به‌دست آمده است، نشان‌داد میانگین بهره‌وری صادرکنندگان و واردکنندگان تقریباً مشابه بوده است. شکاف بهره‌وری بین سرمایه‌گذاران خارجی و سایر افراد با گذشت زمان افزایش یافته است. «واسکوئز» و «کورالس»[4] (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر صادرات، نرخ ارز، سرمایه‌گذاری و اشتغال در صنعت سیمان بر میزان تولید این بخش در مکزیک پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش که با استفاده مدل تصحیح خطای برداری[5] حاصل شده است، نشان‌داد که عوامل مذکور تأثیر مثبتی بر تولید صنعت سیمان دارند. «تسکووراس» و «اسکورس»[6] (۲۰۰۵) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر بهره‌وری بنگاه‌های سیمان بر صادرات آن‌ها در یونان طی سال‌های ۱۹۹۶-۱۶۷۵م. پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش که از طریق تابع هزینهٔ «ترانسلوگ»[7] حاصل شده است، نشان‌داد که بهره‌وری عامل تأثیرگذار بر میزان صادرات این بنگاه‌ها بوده و بالا رفتن قیمت سهام این بنگاه‌ها باعث عدم استفاده از ظرفیت بهینه این بنگاه‌ها و از بین رفتن بهره‌روری آن‌ها شده است. «کایدپور» و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از نسبت‌های مالی بنگاه‌های عضو بورس اوراق بهادار ایران ازطریق روش رویکرد تحلیل پوششی داده‌های

---

1. Brakman et al.
2. Gabrielczak & Serwach
3. Probit Model
4. Vasquez & Corrales
5. Vector Error Correction Model
6. Tsekouras & Skuras
7. Cox proportional hazards Model

خاکستری[1] و شاخص مالم کوئیست خاکستری[2] به محاسبهٔ بهره‌وری این بنگاه‌ها پرداخته‌اند. هدف محققان در این پژوهش برآورد نتایج واقعی‌تر عملکرد شرکت‌ها در صورت وجود عدم اطلاعات بوده است. «مژده» و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از داده‌های آماری ۱۳۸ بنگاه فعال در بورس اوراق بهادار، شاخص‌های ترکیبی سلامت مالی (نظیر: بازاده دارایی، نسبت آنی، اهرم مالی، نسبت مالکانه، بازاده فروش، نسبت نقدی و سرمایه در گردش) را محاسبه کرده‌اند؛ سپس با استفاده از مدل خطرات متناسب «کاکس»[3] میزان تأثیر هرکدام از این متغیرها را همراه با متغیر بهره‌وری بنگاه‌ها بر بقای حضور بنگاه‌ها در بازار صادارتی بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان‌داد که کاهش محدودیت‌های مالی و افزایش بهره‌وری احتمال خروج بنگاه را از بازار صادرات کاهش می‌دهد. همچنین متغیرهای بهره‌وری و نسبت دستمزد به نیروی کار در کاهش احتمال خروج از بازارهای صادراتی تأثیر ناچیزی داشته‌اند. «آذربایجانی» و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی اثر بهره‌وری کل عوامل تولید بر توسعهٔ صادرات غیرنفتی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج حاصل شده در بازهٔ زمانی ۱۹۹۰–۲۰۱۲م. گویای رابطهٔ مثبت و معنادار میان بهره‌وری و صادرات در این کشورها بوده است. «فیض‌پور» و همکاران (۱۳۹۱) نیز با استفاده از مدل مخاطرهٔ کاکس[4] در بازهٔ زمانی ۱۳۸۱–۱۳۷۹هش. نشان‌دادند که بهره‌وری در بقای بنگاه‌ها در بازار فروش داخلی تأثیر به‌سزایی دارد. آذربایجانی و همکارن (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر متنوع سازی صادرات بر میزان بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8 پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش که در بازهٔ زمانی ۲۰۰۷–۱۹۹۹م. حاصل شده است، گویای تأثیر مثبت و معنادار تنوع صادرات بر میزان بهره‌وری و رشد اقتصادی این کشورها است. «مصطفوی» و همکاران (۱۳۸۸) نیز در مقاله‌ای با استفاده از آمارهای کارگاه‌های صنعتی (نیروی کار، سرمایه، انرژی و مواد اولیه) در سال‌های ۱۳۷۵–۱۳۶۵ و روش تابع هزینه به محاسبه و تجزیه و تحلیل میزان بهره‌وری صنعت سیمان پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که در دورهٔ مورد بررسی بهره‌وری انرژی در این صنعت کاهش و بهره‌وری نیروی کار، سرمایه و مواد افزایش یافته است. شاخص بهره‌وری کل نیز افزایش بهره‌وری در این دوره را نشان داده است.

بنابراین طبق مطالب بیان شده، بهره‌وری تنها عامل صادرات و رشد صادرات نیست؛ اما با توجه به این‌که طبق مطالعات انجام شده بهره‌وری یکی از عوامل مؤثر بر رشد صادرات بنگاه‌ها بوده است، در این پژوهش میزان تأثیرگذاری این عامل به تنهایی بر صادرات بنگاه‌ها و سپس در کنار سایر عوامل مؤثر بر صادرات بررسی شده است. همچنین طبق مطالعات خارجی و مبانی نظری موجود «بنگاه‌ها هنگامی‌که از یک سطح آستانهٔ بهره‌وریشان بیشتر می‌شود، صادراتشان نیز افزایش می‌یابد»؛ لذا به بررسی این نظریه نیز در صنعت سیمان ایران پرداخته شده است.

---

1. Grey Data Envelopment Analysis
2. Grey Malmquist productivity Index
3. Cox proportional hazards Model
4. Cox hazard model

۳. روش تحقیق

در این بخش با استفاده از صورت‌حساب‌های مالی، بهره‌وری ۳۶ بنگاه تولیدی سیمان که آمار آن‌ها در سایت کدال موجود بود، محاسبه شدند. با توجه به پانلی بودن داده‌ها و نقض فروض کلاسیک، ضرایب الگوی رشد شامل ضریب نیروی کار و سرمایه با استفاده از مدل سولو و روش اقتصادسنجی FGLS[1] برآورد شد و با استفاده از ضرایب برآورد شده شاخص «کندریک»[2] برای هر بنگاه در سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۲ محاسبه شد. در مرحلهٔ دوم، با توجه به این‌که داده‌های مورداستفاده از نوع تابلویی هستند برای بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها، از روش پانل دیتا استفاده شده است. مشکلی که در الگوی تابلویی پویا وجود دارد آن است که تخمین زن‌های OLS متداول، تورش‌دار بود؛ از این‌رو لازم است از روش‌های دیگری برای برآورد استفاده شود. درمیان روش‌های پویای موجود در داده‌های پانلی روش Panel ARDL[3] روشی است که حساسیتی نسبت به این‌که متغیرها ایستا در سطح I(0) باشند یا انباشته از مرتبهٔ I(1)، ندارد؛ و ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت را نیز برآورد می‌کند (منجذب و دهقانی، ۱۳۹۸)؛ لذا با استفاده از روش اقتصادسنجی Panel ARDL رابطهٔ میزان نرخ رشد صادرات هر بنگاه با عوامل مؤثر درونی هر بنگاه تخمین زده شد.

۳-۱. مرحلهٔ اول: محاسبهٔ بهره‌وری در بنگاه‌های تولیدی سیمان ایران

بهره‌وری را می‌توان مجموع اثر بخشی و کارایی بنگاه در ایجاد ستانده با به‌کارگیری نهاده‌های موجود تعریف کرد. براساس تعریف مذکور، بهره‌وری در بنگاه بیانگر رابطهٔ بین مقدار ستانده و مقدار نهادهٔ مورداستفادهٔ آن در فرآیند تولید است (سازمان ملی بهره‌وری ایران، ۱۳۹۶).

۱- شاخص‌های بهره‌وری: به‌منظور محاسبهٔ بهتر بهره‌وری از شاخص کندریک استفاده شده است. شاخص بهره‌وری کل در این روش از نسبت ارزشهٔافزوده به میانگین وزنی سرمایه و نیروی کار براساس قیمت‌های ثابت محاسبه می‌شود (کامر[4]، ۲۰۲۱):

$$TFP_k = {V_t}/{(r.K_t + w.L_t)} \qquad (۱۰)$$

در این رابطه r و w به‌ترتیب سهم سرمایه و نیروی کار در درآمد ایجاد شده، L_t نیروی کار، K_t موجودی سرمایه و V_t ارزش‌افزوده براساس قیمت‌های ثابت هستند. در شرایط تورمی با افزایش اسمی رقم ارزش‌افزوده، عدد شاخص افزایش می‌یابد که در آن صورت، رشد شاخص واقعاً گویای رشد بهره‌وری نخواهد بود. برای حل این مشکل از شاخص قیمت تولیدکنندهٔ کانی‌های غیرفلزی با کد ISIC دورقمی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ ارائه شده در مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۹ استفاده شده است. از تابع تولید کاب-داگلاس برای تخمین سهم نیروی کار و سرمایه استقاده شده است.

---

1. Feasible Generalized Least Squares
2. Kendrick Index
3. Panel Auto-Regressive Distributed Lag
4. Kumer

$$Q = AL^{w}K^{r} \qquad (۱۱)$$

که در این رابطه Q، L، K و A به‌ترتیب تولید، نیروی کار، سرمایه و ضریب ثابت بوده و w و r به‌ترتیب کشش تولیدی نیروی کار و سرمایه نسبت به تولید هستند. شکل تصریحی تابع تولید در چارچوب این داده‌ها نیز مطابق رابطهٔ (۱۲) است:

$$LnQ_{it} = LnA + wLnL_{it} + rLnK_{it} + u_{it} \qquad (۱۲)$$

در این رابطه Q_{it} ارزش‌افزوده بنگاه سیمان iام در سال t؛ به‌عنوان متغیر وابسته است. L_{it}، K_{it} و u_{it} به‌ترتیب؛ نیروی کار، سرمایه و اجزاء اخلال بنگاه iام سیمان در سال t هستند.

در مرحلهٔ دوم به‌منظور مشخص‌شدن تأثیر پویایی متغیر بهره‌وری بنگاه‌ها بر میزان صادرات آن‌ها و سپس در کنار این عامل متغیرهایی چون: شدت سرمایه، نرخ بدهی و نرخ ارز آزاد در کوتاه‌مدت و بلندمدت، جهت انتخاب نوع آزمون مانایی، ابتدا با توجه به‌وجود داده‌های پانل از طریق آزمون CD پسران وابستگی مقطعی داده‌ها بررسی می‌شود؛ سپس در صورت اثبات وابستگی مقطعی از آزمون‌های ریشهٔ واحد پسران (۲۰۰۷) استفاده خواهد شد. با مشخص شدن سطوح مانایی متغیرها برای بررسی تأثیر متغیرها بر نرخ رشد صادارت در کوتاه‌مدت و بلندمدت از روش پنل ARDL استفاده خواهد شد. برای برآورد پنل ARDL پسران شین و اسمیت (۱۹۹۹) به‌منظور رفع تورش ناشی از شیب‌های ناهمگن در مدل‌های تابلویی پویا سه تخمین‌زن متفاوت را پیشنهاد کردند. این سه تخمین‌زن، تخمین‌زن میان‌گروهی (MG)، بین گروهی تلفیقی (PMG) و اثرات ثابت پویا (DFE) هستند. پسران و اسمیت[1] نشان‌دادند که مدل‌های ناهمگن پویای تلفیقی دارای برآوردهای ناسازگاری هستند و مشترک بودن تصریح پویا برای تمام مقاطع غیرقابل پذیرش است، اما می‌توان پارامترهای بلندمدت مدل را میان مقاطع مشترک درنظر گرفت. در همین‌راستا، آن‌ها روش PMG[2] را پیشنهاد دادند که با میانگین گرفتن از پارامترهای برآوردی یا با تلفیق پارامترهای بلندمدت و تخمین مدل به‌صورت یک سیستم انجام می‌شود. این روش، از کارایی برآورد تلفیقی استفاده می‌کند بدون آن‌که ناسازگاری وجود داشته باشد (محمدخانی و همکاران، ۱۳۹۹). تخمین‌زن (PMG) یک روش میانی مفید بین دو روش حدی است. در یک حد، برآوردگر DFE این فرض همگنی قوی را تحمیل می‌کند که همهٔ ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت و واریانس خطاها در بین مقاطع یکسان است. در حد دیگر، مدل MG ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت را برای هر مقطع به‌صورت جداگانه برآورد می‌کند. در روش PMG حالت میانهٔ این دو حالت حدی ضرایب کوتاه‌مدت و واریانس خطاها بین مقاطع متفاوت، اما ضرایب بلندمدت بین مقاطع مشابه است؛ در نتیجه این برآوردگر تخمین کاراتری را به‌دست می‌دهد (اکبرپوروشن و حاجی‌کرمی، ۱۳۹۳). براساس روش PMG تصریح غیرمقید برای سیستمی از معادلات ARDL به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$\boldsymbol{y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{q} \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i} \qquad (۱۳)$$

[1]. Pesaran & Smith
[2]. Pooled Mean Group

در این رابطه (۱۳) i=1,2,…N تعداد مقاطع، t=1,2,…T تعداد دوره‌های زمانی، X_{it} بردار $K \times 1$ متغیرهای توضیحی، δ_{ij} بردار $K \times 1$ ضرایب و λ_{ij} اسکالر و μ_i اثرات خاص مقاطع هستند. در این روش در صورت تمایل روندهای زمانی و سایر رگرسورهای ثابت را نیز می‌توان به مدل اضافه کرد؛ می‌توان رابطه (۱۳) را به‌صورت یک معادلهٔ تصحیح خطا[1] نوشت:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i\left(y_{i,t-1} - \acute{\theta}_i X_{it}\right) + \sum_{j=1}^{p-1} \acute{\lambda}_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} \acute{\delta}_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i \qquad (۱۴)$$

در رابطهٔ (۱۴) نیز به ازای j=1,2,…,p-1, q-1 تعداد وقفه‌های توضیحی، پارامتر φ_i ضریب تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را نشان می‌دهد. اگر این پارامتر صفر یا به‌عبارتی معنادار نباشد، هیچ دلیلی مبنی‌بر وجود رابطهٔ بلندمدت وجود نخواهد داشت. این پارامتر می‌بایست بین صفر و منفی یک باشد تا متغیرها به رابطه بلندمدت همگرا شوند. $\acute{\theta}_i$ نیز ضرایب بلندمدت، $\acute{\delta}_{ij}$ ضرایب رابطهٔ کوتاه‌مدت و $\acute{\lambda}_{ij}$ ضرایب وقفهٔ وابسته در رابطهٔ کوتاه‌مدت یا همان تصحیح خطاست (منجذب و دهقانی، ۱۳۹۸).

بنابراین در ادامه با بهره‌مندی از مدل مورد استفاده در مطالعه براکمن و همکاران (۲۰۱۹)، رابطهٔ (۱۵) و (۱۶) ازطریق روش PMG برآورد شده‌اند.

$$\dot{\boldsymbol{X}}_{\boldsymbol{it}} = \sum_{\boldsymbol{j=1}}^{\boldsymbol{p}} \boldsymbol{\beta_0 X_{i,t-j}} + \sum_{\boldsymbol{j=0}}^{\boldsymbol{q}} \boldsymbol{\beta_1 TFP_{i,t-j}} \qquad (۱۵)$$

$$\dot{X}_{it} = \sum_{j=1}^{p} \acute{\beta}_0 X_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \acute{\beta}_1 TFP_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_3 \dot{Sales}_{i,t-J} + \sum_{j=0}^{q} \beta_4 Capital\ Intensity_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_5 Debt_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_6 Excheng\ Rate_{t-j} + u_{it} \qquad (۱۶)$$

در این روابط (۱۵) و (۱۶) متغیرهای $\dot{X}$، $Capital\ Intensity_{it}$ و $Debt_{it}$ به‌ترتیب نرخ رشد صادرات، شدت سرمایه و نرخ بدهی بنگاه i در سال t و $Excheng\ Rate_t$ نرخ ارز در سال t هستند.

۳-۲. متغیرهای تحقیق و منابع آماری

با توجه به توضیحات ارائه شده در بخش‌های قبل برای محاسبهٔ بهره‌وری بنگاه‌ها، استخراج رابطهٔ میزان صادرات سیمان با بهره‌وری بنگاه‌ها و سپس متغیرهای مالی آن‌ها از متغیرهای معرفی‌شده در بخش‌های قبل استفاده شده است. معرفی این متغیرها و شیوهٔ محاسبه آن‌ها همراه با منابع مورداستفاده در جدول (۱) ارائه شده است.

[1]. Error correction model

جدول ۱: معرفی متغیرهای تحقیق
Table 1: Introduction of research variables

نام متغیر	نحوهٔ محاسبه (تعریف)	منبع
V_{it}	ارزش‌افزوده نشان‌دهندهٔ ارزش ایجاد شده جدید توسط بنگاه، در فرآیند تولید کالا یا ارائه خدمات است (سازمان ملی بهره‌وری ایران، ۱۳۹۶) که در این تحقیق برای محاسبهٔ آن از روش تفاضل استفاده شده است (ستانده منهای هزینهٔ مواد اولیه است).	صورت حساب‌های مالی بنگاه‌ها و محاسبات تحقیق
q_{it}	ستانده شامل ارزش فروش کل هر بنگاه است (شاکری، ۱۳۸۷).	صورت حساب‌های مالی بنگاه‌ها و محاسبات تحقیق
C_{it}	شامل هزینهٔ مواد اولیه ارائه شده در صورت حساب بهای تمام‌شدهٔ کالای به فروش رفته است (سازمان ملی بهره‌وری ایران، ۱۳۹۶).	صورت حساب‌های مالی بنگاه‌ها
K_{it}	سرمایهٔ بنگاه تولیدی که از آمار ارزش دارایی‌های ثابت موجود در ترازنامه‌های بنگاه‌ها استخراج می‌شود (سازمان ملی بهره‌وری ایران، ۱۳۹۶).	صورت حساب‌های مالی بنگاه‌ها
L_{it}	آمار اشتغال نیروهای رسمی، قراردادی و پیمانکاری شرکت اصلی استفاده شده است (سازمان ملی بهره‌وری ایران، ۱۳۹۶).	صورت حساب‌های مالی بنگاه‌ها
TFP_{it}	بهره‌وری کل عوامل تولید که در طی آن شاخص مقداری کار و سرمایه با توجه به سهم هر یک از آن‌ها در سبد تولید با یک‌دیگر ترکیب می‌شوند (بانک مرکزی، ۱۳۹۷)	محاسبات تحقیق
$\dot{X}_{it}$	نرخ رشد صادرات بنگاه که از طریق آمار میزان صادرات انجام شده توسط هر بنگاه در سال‌های مورد بررسی محاسبه شده است.	صورت حساب‌های مالی بنگاه‌ها و محاسبات تحقیق
$Capital\ Intensity_{it}$	شدت سرمایهٔ هر بنگاه به‌صورت نسبت ارزش سرمایه به تعداد نیروی کار هر بنگاه محاسبه شده است. این نسبت مشخص‌کنندهٔ میزان سرمایهٔ موردنیاز جهت ایجاد یک شغل جدید در صنعت است و از زاویهٔ دیگر معرف سرمایه‌بر یا کاربر بودن تکنولوژی در صنعت است (محمدوند ناهیدی و جابری‌خسروشاهی، ۱۳۸۹).	صورت حساب‌های مالی بنگاه‌ها و محاسبات تحقیق
$Debt_{it}$	بدهی هر بنگاه به‌صورت نسبت بدهی‌های بلندمدت به کل دارایی‌های هر بنگاه محاسبه شده است (براکمن و همکاران، ۲۰۱۹).	صورت حساب‌های مالی بنگاه‌ها و محاسبات
$Excheng\ Rate_{it}$	نرخ ارز در بازار آزاد (باتاچاریا و ریت[1]، ۲۰۱۸)	بانک مرکزی

منبع: مطالعات پیشین و محاسبات پژوهش.

[1]. Bhattacharyya & Rit

۳-۳. نمونهٔ آماری

در مرحلهٔ اول، جامعهٔ آماری این پژوهش بنگاه‌های فعال در حوزهٔ صادرات صنعت سیمان ایران است. انتخاب بنگاه‌ها در نمونهٔ مورد بررسی بر اساس وجود اطلاعات صورت‌حساب‌های مالی هر بنگاه است؛ به‌عبارتی ۳۶ بنگاه انتخاب شدند که آمار و اطلاعات مالی آن‌ها در سایت کدال موجود است. در مرحلهٔ دوم، به‌منظور تخمین رابطهٔ عوامل مؤثر بر صادارت هر بنگاه، ۲۴ بنگاه که آمار صادرات جامع‌تری داشتند ازمیان ۳۶ بنگاه انتخاب شدند (بنا به ناقص بودن مقدار زیادی از اطلاعات برخی بنگاه‌ها به‌دلیل تأسیس نشدن بنگاه در آن سال‌ها، ارائه آمار کلی و یا عدم صادارت در نمونه وارد نشدند).

۴. تجزیه و تحلیل نتایج

به‌منظور انجام محاسبات، داده‌های پژوهش برای ۳۶ بنگاه در سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۹ به‌صورت پانل درنظرگرفته شدند. برای آزمون ریشهٔ واحد داده‌های پانل نیز آزمون‌های مختلفی همچون: لوین، لین و چو[۱]، ایم، پسران و شیم[۲]، آزمون فیشر دیکی فولر تعمیم‌یافته[۳]، آزمون فیشر–فلیپس پرون[۴] و هدری[۵] پیشنهاد شده است. ازلحاظ تئوری این آزمون‌ها، آزمون‌های ریشهٔ واحد سری‌های چندگانه هستند که برای ساختارهای اطلاعات پانل به‌کار رفته‌اند. در این آزمون‌ها به‌غیر از آزمون هدری روند بررسی مانایی به یک صورت است و با رد فرض H_0 عدم مانایی رد می‌شود و بیانگر مانایی متغیر است (محمدزاده، ۱۳۹۷)؛ لذا در این پژوهش مانایی داده‌های مدل از طریق چهار آزمون‌های اول که همگی از فرض H_0 مشترکی برخوردارند، در نرم‌افزار Stata11 بررسی شد. نتایج نشان‌داد که متغیر ارزش‌افزوده و سرمایه در سطح و متغیر نیروی کار در سطح مانا هستند؛ سپس از طریق روش OLS معمولی و روش اثرات ثابت، بر اساس آزمون چاو[۶] (رد فرضیهٔ صفر) مشخص شد داده‌های مدل به‌صورت پانل است؛ سپس از طریق آزمون هاسمن[۷] مشخص شد که مدل به‌صورت پانل با اثرات ثابت[۸] است. در ادامه به‌منظور تشخیص واریانس ناهمسانی از آزمون واریانس ناهمسانی والد[۹] استفاده شد و مشخص شد که مدل دارای واریانس ناهمسانی است. همچنین برای بررسی خود همبستگی نتیجهٔ آزمون وولدریج[۱۰] نشان‌داد که مدل دارای خود همبستگی نیز هست (این نتایج در جدول (۲) ارائه شده است)؛ بدین‌ترتیب با نقض فروض کلاسیک مدل با استفاده از روش FGLS تخمین زده شد که نتایج نهایی آن در جدول (۳) نشان داده شده است.

---

1. Levin, Lin & Chu
2. Im, Pesaran & Shin
3. Augmented Dickey–Fuller test
4. Fisher Phillips Perron Test
5. Hadri Test
6. Chow test
7. Hansman test
8. Fixed effects
9. Wald test
10. Weldridge test

جدول ۲: نتایج آزمون‌های ریشهٔ واحد، چاو، هاسمن، والد و ولدریج

Table 2: The results of unit root, Chow, Hausman, Wald and Waldridge tests

آزمون	Levin, Lin & Chu		Im, Pesaran and Shin		ADF - Fisher		PP - Fisher		
متغیرها	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	وضعیت مانایی
$Lnvalue_{it}$	-۱/۶۳	۰/۰۵	-۲/۴۸	۰/۰۰۰	۱۱۲/۸۳	۰/۰۰۱	۴۴۲/۲۷	۰/۰۰۰	مانا
LnL_{it}	-۷۳/۲۹	۰/۰۰۰	-۲۶/۰۵	۰/۰۰۰	۴۲۷/۹۷	۰/۰۰۰	۴۶۶/۵۹	۰/۰۰۰	مانا
LnK_{it}	-۴/۸۲	۰/۰۰۰	-۴/۷۸	۰/۰۰۰	۱۵۱/۲۷	۰/۰۰۰	۱۴۶/۴۷	۰/۰۰۰	مانا

نوع آزمون	آماره	احتمال در سطح	نتیجه
چاو	۲۲/۰۶	۰/۰۰۰	مدل پانل است
هاسمن	۲۴/۵۶	۰/۰۰۰	مدل دارای اثرات ثابت است
والد	۲۸۶۸/۳۵	۰/۰۰۰	مدل دارای واریانس ناهمسانی است
ولدریج	۴/۷۸	۰/۰۳	مدل دارای خود همبستگی است

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۳: نتایج آزمون FGLS به‌منظور محاسبه بهره‌وری شرکت‌های سیمان

Table 3: FGLS test results to calculate the productivity of cement companies

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z	احتمال
LnL_{it}	۰/۷۰	۰/۰۳	۲۲/۸۵	۰/۰۰۰
LnK_{it}	۰/۱۴	۰/۰۱	۸/۵۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج حاصل شده در این قسمت نشان می‌دهد که بازدهی نسبت به مقیاس تولید با توجه به عوامل تولیدی نیروی کار و سرمایه برای بنگاه‌های نمونهٔ مورد بررسی کاهنده و کوچک‌تر از یک (۰/۸۴) است؛ بنابراین با مشخص شدن این ضرایب شاخص کندریک یا به‌عبارتی بهره‌وری کل عوامل تولید برای ۳۶ بنگاه طی ۱۸ سال محاسبه شد. نتایج حاصل شده در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: میزان بهره‌وری بنگاه‌های تولیدکنندهٔ سیمان کشور[۱]

Table 4: The level of productivity of cement producing companies in the country

بنگاه / سال	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰
شرق	۱۰/۰۶	۱۳/۹۲	۱۱/۶۶	۱۱/۲۵	۱۱/۴۶	۱۰/۸۹	۱۰/۷۰	۱۲/۳۹	۸/۱۳
شاهرود	۲/۷۸	۳/۱۱	۶/۱۷	۶/۱۰	۵/۸۰	۱/۲۳	۲/۴۸	۳/۹۹	۴/۴۴
قاین	۱۰/۳۵	۸/۱۸	۷/۹۹	۷/۷۴	۱۲/۵۳	۱۵/۱۹	۱۷/۲۲	۱۵/۲۵	۱۲/۶۶
سبزوار							۲/۳۳	۴/۳۰	۱/۸۱
بجنورد						۱/۰۴	۲/۳۵	۲/۹۴	۳/۳۱
خاش	۷/۰۶	۱/۴۵	۵/۸۵	۱/۷۸	۵/۰۹	۲/۴۹	۸/۸۱	۶/۶۹	۶/۶۵
غرب آسیا									
اردبیل	۶/۱۹	۷/۹۱	۹/۴۲	۶/۰۸	۷/۸۰	۸/۸۴	۹/۳۷	۱۰/۵۴	۸/۸۱
ارومیه	۱۰/۰۴	۸/۸۹	۸/۴۱	۶/۰۴	۳/۱۶	۲/۴۳	۲/۶۴	۲/۱۷	۳/۵۵
اصفهان	۴/۲۷	۴/۹۴	۶/۷۴	۷/۰۷	۷/۲۵	۷/۵۸	۹/۰۷	۹/۱۱	۹/۴۲
ایلام	۲/۷۶	۳/۵۱	۲/۶۸	۱/۴۷	۱/۰۴	۱/۳۷	۱/۵۲	۱/۲۵	۲/۴۸
بهبهان						۹/۳۱	۱۱/۰۶	۱۲/۵۸	۱۳/۷۹
تهران	۹/۲۶	۶	۴/۸۳	۴/۷۰	۵/۹۳	۷/۵۷	۸/۹۲	۹/۱۶	۸/۶۶
خزر						۲/۷۹	۲/۶۳	۳/۲۲	۴/۴۵
خوزستان			۶/۳۸	۳/۱۱	۱/۳۰	۱/۱۸	۱/۳۹	۲/۲۱	۳/۴۲
داراب	۱/۶۰	۳/۱۶	۴/۰۱	۲/۷۹	۴/۸۱	۵/۷۵	۸/۴۲	۸/۷۷	۸/۸۵
دورود	۲/۴۸	۶/۶۱	۴/۵۰	۵/۸۰	۴/۷۳	۵/۴۰	۶/۲۱	۷/۱۰	۷/۶۴
دشتستان		۲/۳۰	۴/۰۳	۴/۱۱	۴/۹۲	۷/۲۲۸	۹/۲۰	۱۰/۵۶	۴/۵۴
ساوه								۴/۲۶	۴/۵۸
سپاهان	۷/۹۴	۷/۵۳	۷/۷۵	۴/۷۲	۳/۰۲	۳/۲۲	۳/۶۲	۴/۳۹	۲/۲۵
شمال	۴/۷۹	۴/۴۸	۳/۵۲	۲/۱۹	۰/۸۴	۱/۷۷	۳/۵۶	۳/۸۳	۴/۹۵
صوفیان	۲/۷۶	۲/۸۶	۳	۳/۰۴	۲/۶۱	۲/۹۲	۲/۵۱	۲/۲۳	۲/۷۳
غرب	۴/۹۶	۴/۵۲	۴/۴۷		۳/۶۸	۱/۳۲	۲/۹۹	۴/۴۹	۴/۹۰
فارس	۵/۹۵	۵/۶۷	۴/۴۳	۴/۵۱	۵/۵۲	۶/۷۶	۷/۵۱	۸/۷۷	۷/۴۵
فارس نو					۳/۰۳	۳/۶۰	۴/۰۴	۴/۸۹	۶/۵۶
کردستان	۵/۳۱	۷/۰۵	۴/۸۷	۲/۷۰	۴/۰۹	۶/۰۶	۷/۱۹	۷/۵۵	۵/۲۳
کرمان	۱۰/۸۶	۱۲/۵۱	۱۲/۶۵	۱۱/۹۲	۹/۹۳	۱۰/۷۹	۱۲/۶۱	۱۲/۶۱	۱۲/۴۷
مازندران	۱۰/۸۴	۱۳/۷۷	۱۲/۵۴	۱۰/۴۶	۰/۷۷	۲/۰۴	۲/۴۳	۴/۷۰	۶/۲۲
نیریز					۴/۴۹	۵/۰۶	۵/۴۹	۳/۹۴	۵/۰۱
هرمزگان	۷/۳۲	۱۰/۹۰	۶/۶۶	۹/۷۳	۱۱/۲۸	۹/۵۴	۱۳/۵۱	۱۲/۳۸	۱۴/۴۲
هگمتان	۲/۷۵	۲/۱۷	۱/۴۳	۱/۲۴	۲/۰۵	۳/۸۵	۴/۷۷	۵/۶۱	۲/۷۵

[۱]. وجود خانه‌های خالی جدول به‌دلیل این است که بهره‌وری برای برخی به‌دلیل عدم تأسیس یا بهره‌برداری و عدم ارائه آمار لازم محاسبه نشده است.

بنگاه / سال	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹
کارون				۸/۸۵	۹/۴۸	۱۰/۴۶	۱۳/۰۸	۱۲/۷۶	۱۳/۸۷
باقران									
لارستان								۰/۶۲	۰/۷۰
اردستان									
آبیک							۱/۲۱	۱/۹۸	۲/۲۲
شرق	۳/۰۷	۳/۷۰	۳/۱۴	۳/۲۶	۳/۲۳	۵/۸۴	۵/۸۵	۶/۸۹	۸/۷۶
شاهرود	۵/۶۵	۶/۸۳	۶/۱۸	۴/۶۸	۴/۷۱	۵/۵۱	۵/۸۲	۱۰/۱۳	۱۴/۷۰
قاین	۱۷/۷۷	۱۴/۶۲	۱۴/۲۶	۱۵/۴۴	۱۶/۰۷	۱۸/۶۷	۱۵/۷۷	۲۱/۳۰	۲۷/۲۱
سبزوار	۲/۳۶	۲/۶۱	۲/۱۶	۲/۸۵	۳/۴۴	۴/۶۶	۵/۱۲	۲/۷۰	۱/۱۶
بجنورد	۴/۵۵	۵/۳۵	۴/۹۹	۳/۹۳	۴/۵۸	۶/۱۶	۷/۸۵	۱۲/۷۶	۱۵/۴۷
خاش	۱۰/۹۴	۱۳/۶۸	۱۴/۹۲	۱۴/۷۷	۱۲/۰۴	۱۲/۳۸	۱۱/۰۶	۱۳/۴۹	۱۹/۳۱
غرب آسیا							۰.۱۳	۰.۹۳	۱/۲۵
اردبیل	۱۱/۲۴	۱۶/۴۹	۱۵/۳۲	۱۰/۵۳	۸/۷۹	۱۱/۸۵	۱۱/۲۳	۱۴/۳۴	۲۸/۶۰
ارومیه	۵/۷۳	۶/۸۷	۷/۴۵	۴/۷۹	۵/۹۸	۷/۵۰	۹/۶۲	۱۲/۴۴	۲۱/۳۵
اصفهان	۱۱/۴۲	۱۲/۳۵	۹/۵۱	۶/۸۰	۶/۷۵	۶/۷۰	۶/۶۷	۱۰/۲۰	۱۴/۱۸
ایلام	۴/۸۳	۶/۴۵	۶/۳۷	۶/۵۴	۳/۱۷	۳/۴۶	۴/۰۷	۴/۹۸	۵/۱۰
بهبهان	۱۶/۷۹	۱۸/۹۹	۱۷/۸۸	۱۰/۰۱	۱۲/۵۰	۱۱/۰۶	۱۲/۹۷	۱۱/۵۱	۱۳/۰۲
تهران	۸/۰۷	۶/۷۶	25/۲۷	۳/۱۲	۳/۴۵	۳/۶۳	۴/۵۹	۶/۱۲	۸/۱۷
خزر	۵/۵۲	۶/۹۱	۶/۷۸	۳/۲۴	۴/۷۷	۵/۱۲	۷/۳۲	۱۰/۴۴	۱۲/۷۹
خوزستان	۴/۹۰	۵۴/۶۷	۸/۴۰	۶/۸۱	۷/۴۷	۹/۶۳	۹/۸۹	۱۰/۶۸	۱۱/۴۶
داراب	۸/۷۷	۸/۸۵	۹/۷۲	۸/۵۰	۹/۴۶	۷/۶۸	۷/۹۷	۹/۷۷	۱۱/۷۷
دورود	۸/۷۷	۹/۹۴	۹/۲۷	۳/۲۷	۳/۷۰	۳/۶۸	۳/۸۲	۴/۲۷	۶/۴۷
دشتستان	۶/۸۱	۷/۵۹	۷/۳۸	۶/۱۰	۵/۵۹	۶/۷۳	۶/۹۶	۷/۵۲	۹/۴۳
ساوه			۸/۲۳	۶/۴۱	۸/۴۵	۹/۴۵	۱۰/۴۷	۱۱/۴۹	۱۲/۵۱
سپاهان	۴/۸۶	۵/۰۱	۵/۲۸	۵/۲۵	۴/۱۷	۴/۸۶	۵/۴۲	۷/۴۵	۹/۱۰
شمال	۶/۶۵	۷/۷۰	۷/۷۶	۶/۸۲	۴/۸۸	۷/۵۰	۷/۳۳	۷/۹۱	۸/۲۴
صوفیان	۵/۰۴	۵/۹۸	۵/۵۲	۵/۲۳	۴/۹۲	۵/۱۰	۵/۷۸	۷/۸۹	۸/۸۵
غرب	۶/۸۱	۷/۸۷	۷/۹۳	۶/۳۹	۶/۴۰	۵/۷۱	۷/۹۱	۹/۵۱	۱۰/۲۶
فارس	۸/۳۹	۱۱/۱۲	۱۱/۱۳	۷/۰۱	۵/۵۱	۶/۱۰	۶/۳۱	۸/۴۹	۸/۷۳
فارس نو	۸/۸۱	۸/۹۲	۱۰/۰۱	۱۱/۱۱	۱۲/۲۰	۱۳/۲۹	۱۴/۳۸	۱۵/۴۸	۱۶/۵۷
کردستان	۸/۲۱	۵/۵۵	۳/۶۶	۲/۳۸	۲	۳/۰۷	۲/۸۰	۳/۴۰	۶/۳۴
کرمان	۱۴/۰۲	۱۳/۶۷	۱۵/۲۴	۱۴/۸۵	۹/۸۷	۱۳/۷۹	۱۳/۳۸	۱۳/۷۹	۱۵/۹۸
مازندران	۹/۲۰	۱۳/۲۳	۱۱/۶۸	۶/۴۷	۵/۲۲	۶/۸۴	۷/۷۶	۸/۱۶	۱۰/۳۲
نیریز	۱۰/۲۸	۱۱/۱۷	۹/۳۴	۷/۸۸	۸/۴۲	۹/۶۰	۱۰/۰۶	۸/۹۱	۱۰/۳۰
هرمزگان	۱۵/۲۶	۱۲/۳۹	۱۵/۴۹	۱۵/۵۶	۱۳/۷۳	۱۱/۶۵	۱۱/۸۰	۱۱/۰۴	۱۴/۲۳
هگمتان	۷/۲۶	۹/۱۸	۹/۴۳	۲/۹۸	۲/۶۷	۶/۹۷	۶/۵۹	۷/۵۱	۸/۶۳

کارون	۹/۲۳	۲/۶۷	۲/۹۱	۱/۴۳	۰/۷۶	۰/۴۹	۰/۹۹	۱/۴۰	۳/۴۹
باقران						۰/۱۸	۰/۴۸	۱/۴۲	۲/۳۷
لارستان	۰/۸۳	۰/۶۷	۰/۶۱	۰/۲۰	۰/۲۸	۰/۵۴	۰/۴۴	۰/۴۸	۱/۲۳
اردستان							۷/۲۴	۱۲/۲۶	۱۶/۴۶
آبیک	۲/۲۲	۲/۵۸	۲/۶۷				۲/۳۸	۵/۷۸	۷/۸۸

منبع: محاسبات تحقیق.

بعد از محاسبهٔ بهره‌وری در این مرحله، با توجه وجود داده‌های پانل می‌بایست ابتدا به تشخیص استقلال مقطعی داده‌ها پرداخت. بدین‌منظور آزمون‌های متعددی نظیر: بروش و پاگان[1] (۱۹۸۰) و CD پسران (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند که در این پژوهش از آزمون CD پسران در نرم افزار stata11 استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. همچنین، برخلاف روش بروش و پاگان برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل‌اعتمادی ارائه می‌کند (پسران، ۲۰۰۴)؛ بدین‌ترتیب، انجام آزمون CD پسران میزان آمارهٔ ۹/۵۴ (با سطح خطای ۱٪) را نشان‌داد؛ از این‌رو، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۱٪ رد شده و وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نتیجه گرفته شد؛ بنابراین با اثبات وجود وابستگی مقطعی در داده‌های پانل، نتایج آزمون‌های رایج ریشهٔ واحد پانل با خطای برآورد همراه است؛ لذا پسران (۲۰۰۵) روشی برای حل مشکل وابستگی مقاطع ارائه داد. روش وی که برمبنای گسترش رگرسیون ADF معمولی است و از این جهت آزمون دیکی – فولر گسترش‌یافتهٔ مقطعی[2] نامیده می‌شود (صالحی‌کمررودی، ۱۳۹۳) که در این برای بررسی مانایی متغیرهای پژوهش از این آزمون استفاده شد. نتایج حاصل شده در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون ریشهٔ واحد پسران (۲۰۰۷)
Table 5: Results of the unit root test for boys (2007)

متغیرها	آمارهٔ CADF	وضعیت مانایی
$X_{it}^{\cdot}$	-۶/۴۴	مانا
TFP_i	-۷/۴۰	مانا
$Capital\ Intensity_{it}$	-۸/۳۱	مانا
$Debt_{it}$	-۳/۱۴	مانا
مقادیر بحرانی آزمون ریشهٔ واحد پسران (۲۰۰۷) در سطوح مختلف معناداری		
حالت	۱٪	۵٪	۱۰٪
C	-۲/۳۲	-۲/۱۵	-۲/۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش و پسران (۲۰۰۷).

[1]. Breusch–Pagan
[2]. cross-sectionally augmented Dickey – Fuller

همان‌طورکه نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۵) نشان داده شده است، مقادیر آمارهٔ محاسبه شده برای همهٔ متغیرها بزرگ‌تر از مقدار بحرانی محاسبه شده توسط پسران (۲۰۰۷) بزرگ‌تر است؛ لذا فرضیهٔ صفر (عدم مانایی) در سطوح خطای ۱٪، ۵٪، ۱۰٪ رد شده و متغیرهای موردنظر در سطح I(0) مانا هستند. در ادامه به‌منظور تأثیر متغیرهای تحقیق در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نرخ رشد صادرات در مدل مورد بررسی به‌وجود رابطهٔ بلندمدت با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پدرونی، کائو و با توجه به وجود وابستگی مقطعی از آزمون «وسترلوند» و «اجرتون»[1] (۲۰۰۷) پرداخته شده است (همان). نتایج این آزمون در جدول (۶) نشان داده شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل
Table 6: Panel cointegration test results

نام آزمون	آماره	احتمال
پدرونی (ADF پانل)	−۵/۷۷	۰/۰۰۰
پدرونی (ADF گروهی)	−۷/۲۴	۰/۰۰۰
کائو	−۵/۸۹	۰/۰۰۰
وسترلوند (G_t)	۰/۱۱	۰/۵
وسترلوند (G_a)	۵/۲۰	۰/۰۰۳
وسترلوند (P_t)	۰/۶۴	۰/۱۲
وسترلوند (P_a)	۳/۵۷	۰/۰۰۵

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزارهای Stata 11 و Eviews 9.

طبق نتایج به‌دست آمده از بررسی مانایی متغیرها و نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی در جدول (۶) می‌توان گفت فرضیهٔ صفر مبنی‌بر نبود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل براساس آزمون پدرونی، کائو و دو آمارهٔ میانگین گروه G_a و پانل P_a در سطح خطای ۱٪ رد می‌شود؛ لذا به‌طور کلی وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها مشخص می‌شود.

در ادامه با اثبات وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها از طریق روش ARDL-PMG در نرم‌افزار Eviews 9، ابتدا میزان رابطهٔ بهره‌وری و نرخ رشد صادارت طبق رابطهٔ (۱۵) برآورد شده و سپس میزان تأثیر این عامل در کنار سایر متغیرها طبق رابطهٔ (۱۶) بررسی شده است. جهت تخمین نتایج نیز در هر دو رابطهٔ (۱۵) و (۱۶) میزان حداکثر طول وقفه در نرم‌افزار مقدار ۲ درنظر گرفته شد. معرفی یک تأخیر دو ساله بین متغیرهای مشاهده شده و تغییر وضعیت صادرات دو فایده برای تفسیر نتایج دارد؛ اول از همه، این احتمال وجود دارد که بین تصمیم‌گیری بنگاه‌ها برای شروع صادرات و صادرات واقعی یک تأخیر زمانی وجود داشته باشد، زیرا آن‌ها نیاز به راه‌اندازی یک شبکهٔ فروش خارجی دارند و ممکن است برای اطمینان به‌مدتی زمان نیاز داشته باشند. همچنین متغیرهای سطح شرکت معمولاً در پایان سال گزارش می‌شوند؛ بنابراین، برای اطمینان از این‌که حداقل یک‌سال کامل بین مشاهدهٔ متغیرهای سطح شرکت و تصمیم صادرات وجود دارد، از تأخیر دو ساله استفاده شده است. علاوه‌بر این نگرانی‌ها

[1]. Waterland & Egerton

در مورد علیت معکوس را کاهش می‌دهد (براکمن و همکاران، ۲۰۱۹). نتایج حاصل شده در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج تخمین
Table 7: Estimation results

ARDL-PMG					
برآورد ضرایب	متغیر		ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
برآورد ضرایب بلندمدت	TFP_i	رابطهٔ ۹	۰/۱۱	۰/۰۱	۵/۶۷	۰/۰۰۰
		رابطهٔ ۱۰	۰/۱۱	۰/۰۱	۶/۲۹	۰/۰۰۰
	$Capital\ Intensity_{it}$		۰/۴۰	۰/۰۸	۵/۰۵	۰/۰۰۰
	$Debt_{it}$		۱/۱۳	۰/۲۱	۵/۱۴	۰/۰۰۰
	$Excheng\ Rate_t$		−۰/۰۰۷	۰/۰۰۱	−۴/۹۱	۰/۰۰۰
تصحیح خطا	رابطهٔ ۹		−۰/۹۵	۰/۰۴	−۲۱/۹۹	۰/۰۰۰
	رابطهٔ ۱۰		−۱/۰۶	۰/۱۱	−۹/۲۹	۰/۰۰۰
برآورد ضرایب کوتاه‌مدت	TFP_i	رابطهٔ ۹	۰/۱۱	۰/۰۱	۰/۹۲	۰/۳۵
		رابطهٔ ۱۰	۱/۰۵	۰/۹۶	۱/۰۸	۰/۲۷
	$Capital\ Intensity_{it}$		−۳/۰۷	۴/۳۵	−۰/۷۰	۰/۴۸
	$Debt_{it}$		−۷/۳۵	۲۷/۵۹	−۰/۲۶	۰/۷۸
	$Excheng\ Rate_t$		۰/۰۷	۰/۰۴	۱/۴۴	۰/۱۴
	$\dot{X}(-1)$		۰/۱۴	۰/۰۷	۱/۹۶	۰/۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌طورکه در بخش سوم پژوهش اشاره شد، آمارهای مورداستفاده از صورت‌حساب‌های مالی بنگاه‌ها استخرج شده است؛ لذا نتایج به‌دست آمده از برآورد روابط (۱۵) و (۱۶) به‌طور تجربی وضعیتی از تأثیرپذیری بنگاه‌های سیمان کشور از یکسری متغیرهای منتخب را در کوتاه‌مدت و بلندمدت منعکس می‌کند. چنان‌چه نتایج حاصل‌شده از رابطهٔ (۱۵) نشان داده است که وقفهٔ بهینهٔ انتخاب‌شده میان تأثیرگذاری بهره‌وری بنگاه نرخ رشد صادارت توسط نرم‌افزار ARDL(1,1) است؛ لذا میزان بهره‌وری بنگاه‌های صادرکنندهٔ سیمان در بلندمت با یک وقفه آثار خود را به‌میزان ۱۱٪ بر نرخ رشد صادارت بنگاه گذاشته است، اما در کوتاه‌مدت این عامل بر نرخ رشد صادارت مؤثر نبوده است. ضریب تصحیح خطا در این مدل، ۰/۹۵− است که معناداری این ضریب در سطح خطای ۱٪ بیانگر وجود رابطهٔ بلندمدت میان این دو متغیر است. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره ۰/۹۵ واحد عدم تعادل میان کوتاه‌مدت و بلندمدت تعدیل می‌شود؛ به‌عبارتی دیگر، ۰/۹۵ واحد از عدم تعادل در متغیر وابسته طی دورهٔ قبل، در دورهٔ جاری تصحیح شده است. علامت این ضریب مطابق انتظار منفی است.

جهت تخمین رابطهٔ (۱۶) نرم‌افزار یک وقفه بهینه را برای متغیرهای مدل تعیین کرده است ARDL(2, 1, 1, 1, 1). نتایج حاصل از این رابطه نشان می‌دهد در بلندمدت متغیرها با یک وقفهٔ بهینهٔ آثار خود را بر صادرات می‌گذارند. در این رابطه بهره‌وری شرکت تأثیر معناداری بر احتمال صادرات دارد که مطابق با تحقیقات قبلی است. این نتیجه گویای آن است که در بلندمدت بهره‌وری در کنار سایر عوامل مؤثر به میزانی برابر با بدون درنظر گرفتن عوامل مؤثر (۱۱٪) تأثیر مثبت خود را بر صادرات بنگاه‌های صادرکننده می‌گذارد. این عامل در کوتاه‌مدت بر صادرات بنگاه‌ها نیز بی‌تأثیر بوده است. واقعیت این است که به‌واسطهٔ تکنولوژی پایین، تخصصی نشدن فعالیت‌ها، بهینه نبودن رویه‌ها و روش‌های تولید، سهم پایین اقتصاد دانش بنیان و غیره، سطح بهره‌وری و سهم آن در رشد اقتصادی ایران پایین است. گزارش سال ۲۰۱۸م. سازمان بهره‌وری آسیایی نشان داده است که حدود منفی ۴٪ است. به‌علاوه، طبق بررسی‌های انجام‌شده فضای کسب و کار، حذف موانع و اصلاح قوانین مختل‌کنندهٔ تولید ازجمله قوانین مربوط به اخذ مجوزهای شروع کسب و کار، قانون تجارت، قوانین بازارهای مالی، امنیت سرمایه‌گذاری، ثبات اقتصاد کلان، ثبات شرایط سیاسی، محدودیت دسترسی به حامل‌های انرژی و غیره از الزامات اولیه در بهبود عملکرد بنگاه‌ها و درنتیجه افزایش صادرات آن‌ها در کوتاه‌مدت است (حسینی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۹)، که همچنان اقتصاد ایران را در حوزهٔ تجارت خارجی با مشکل مواجه ساخته‌اند.

متغیر مورد بررسی دیگر شدت سرمایه (ارزش سرمایه به نیروی کار) است. همان‌طورکه از جدول (۷) مشاهده می‌شود این متغیر تنها در بلندمدت تأثیر مثبتی بر نرخ رشد صادارت (۴۰٪) دارد. از دید «هارود–دومار»[1] نقش اساسی و کلیدی رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری است که دارای خصوصیات دوگانه‌ای است؛ هم ایجاد درآمد می‌کند و هم ازطریق افزایش در موجودی سرمایه، ظرفیت‌های تولیدی اقتصادی را افزایش می‌دهد که می‌تواند اشتغال را افزایش دهد. تأثیر شدت سرمایه بر بهره‌وری عوامل تولید و همچنین بهره‌وری نیروی کار و سطح تولید یک تأثیر مستقیم است؛ زیرا هرچه شدت سرمایه بزرگ‌تر باشد نشان‌دهندهٔ آن است که از تکنیک‌های سرمایه‌بر در تولید بیشتر استفاده شده است (محمدوندناهیدی و جابری‌خسروشاهی، ۱۳۸۹)؛ لذا با توجه به وابستگی صادرات صنعتی به سرمایه، کشورهایی که به بازار سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی دسترسی بیشتری دارند، از رشد اقتصادی و عرضهٔ کالاهای صادارتی غیرنفتی بالاتری نیز برخوردارند، بنابراین از بین عوامل تولید، رشد موجودی سرمایه به‌عبارتی سرمایه‌گذاری علت رشد صادارت است (طیبی، ۱۳۸۳). بنگاه‌ها معمولاً ازطریق سرمایه‌گذاری‌های خارجی و یا اخذ وام‌های گوناگون از طرق مختلف به سطح سرمایهٔ مطلوب خود در بلندمدت می‌رسند. با توجه به محدودیت وثیقه و دشواری تأمین مالی بنگاه‌ها به‌تدریج سطح سرمایهٔ خود را افزایش می‌دهند؛ علاوه‌بر سرمایه‌گذاری، بنگاه‌های تجاری از منابع خارجی برای تأمین دسترسی به بازارهای بین‌المللی و سرمایه در گردش نیز استفاده می‌کنند که امری زمان‌بر است (آندرسین و بادکو[2]، ۲۰۱۸؛ حسینی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۹)؛ از این‌رو، این عامل در کوتاه‌مدت بر عملکرد و نرخ رشد صادرات بنگاه‌ها بی‌تأثیر است. افزایش حضور بنگاه‌های اقتصادی در بازارهای صادراتی، بیانگر وجود فرصت‌های رشد و سودآوری در این بازارها است. این حضور نه‌تنها نیازمند دانش، نیروی انسانی متخصص، فناوری جدید، کاهش بهای تمام شـــده، کاهش قیمت فروش، افزایش کیفیت محصول،

---

1. Haroud- Dumar
2. Andreasen & Bauducco

مشتری‌مداری و مدیریت راهبردی بوده، بلکه نیازمند تعیین ساختار بهینهٔ سرمایه برای کاهش هزینه‌های تأمین مالی در راستای افزایش فعالیت‌های عملیاتی و خلق ارزش برای بنگاه است؛ لذا بنگاه‌ها جهت تداوم فعالیت و حضور بیشتر در بازارهای داخلی و خارجی، پرداخت به موقع بدهی‌ها را برمی‌گزینند. زمانی‌که بنگاه بدهی بیشتری داشته باشد، تمام تلاش خود را برای کاهش هزینه‌ها، افزایش کارایی، کاهش دستمزدها در راستای افزایش بهره‌وری به‌کار می‌برد؛ لذا این اقدامات زمینه‌ساز بهبود عملکرد و درنتیجه افزایش صادرات بنگاه‌ها را فراهم می‌نماید (گودرزی‌فراهانی و محرابیان، ۱۴۰۰)؛ در این‌راستا، مطالعات گوناگونی که پیرامون تأثیر بدهی‌های بنگاه بر عملکرد و سودآوری آن انجام شده است (نظیر و همکاران[1]، ۲۰۲۱؛ تی‌فام و نگوین[2]؛ ۲۰۲۰ و سینگ و فیرکلوث[3]؛ ۲۰۰۵ و غیره)، این عامل نیز در بلندمدت تأثیری مثبت به‌میزان ۱/۱۳ داشته و در کوتاه‌مدت بر نرخ رشد صادرات بنگاه بی‌تأثیر بود. علاوه‌بر این نتایج مطالعات بسیاری وجود دارند که گویای تأثیر نرخ ارز بر میزان صادرات است (نگوین و همکاران[4]، ۲۰۲۱؛ امینی و زارع، ۱۳۹۶؛ طاهری‌فر، ۱۳۸۹ و غیره). اما نتایجی وجود دارند که میزان تأثیر نرخ ارز را بر صادارت بنگاه مبهم و نامشخص (در گاهی اوقات معنادار و گاهی اوقات بی‌معنا) دانسته‌اند (باتاچاریا و ریت، ۲۰۱۸). این عامل در پژوهش حاضر در بلندمدت تأثیر منفی به میزان ۰/۰۷٪ داشته و در کوتاه‌مدت بر نرخ رشد صادرات معنادار نبود. علت احتمال تأثیر نزدیک به صفر نرخ ارز بر صادرات را می‌توان به متفاوت بودن ساختار بازارها و منبع تأمین نهاده‌ها در کشورهای مختلف دانست. نوع اثر نرخ ارز بر میزان صادرات تحت تأثیر نوع بازار و منبع تأمین نهاده‌های تولیدی است؛ بنابراین عدم تأثیر و یا تأثیر ناچیز این متغیر در تعیین میزان صادرات کالا و خدمات در مطالعات بین‌المللی دور از انتظار نیست. درواقع با این‌که اثر نرخ ارز بر صادرات در طول زمان و در بلندمدت انکارناپذیر است، اما نمی‌توان انتظار قطعی داشت که کشورهایی که نرخ ارز کمتری دارند صادرات بیشتری نیز داشته باشند (کازرونی و نصیب‌پرست، ۱۳۹۴). به‌طورکلی طبق نتایج به‌دست آمده تنها نرخ رشد صادرات بنگاه‌ها با یک وقفه بر رشد صادرات سال جاری مؤثر بوده؛ به‌طوری‌که نرخ رشد صادرات در هر سال تأثیر مثبتی به‌میزان ۱۴٪ بر نرخ رشد صادرات سال بعد خواهد گذاشت.

۴-۱. تحلیل صادارات بنگاه‌ها با بهره‌وری بالاتر از میزان آستانهٔ بهره‌وری کشور هدف

در این بخش از پژوهش به تجزیه و تحلیل میزان صادرات بنگاه‌هایی پرداخته شده که میزان بهره‌وری بالاتر از میزان آستانه بهره‌وری برای ورود به کشور هدف دارند[5]. بدین‌منظور، یکی از مهم‌ترین کشورهای هدفی که اکثر بنگاه‌های تولیدی سیمان به آن صادرات دارند، انتخاب شد؛ سپس با استفاده از میزان آستانهٔ بهره‌وری محاسبه‌شده[6] برای این کشور (احمدی و همکاران، ۱۴۰۰)، بنگاه‌هایی که میزان بهره‌وریشان از میزان آستانه فراتر بود، جهت

---

1. Nazir et al.
2. Thi Pham & Nguyen
3. Singh & Faircloth
4. Nguyen et al.

۵. طبق بررسی‌های انجام شده توسط محقق در دورهٔ زمانی تحقیق، بنگاه‌هایی نظیر: کرمان، اصفهان، ایلام، بهبهان، خوزستان، داراب، دورود، سپاهان، غرب، فارس، فارس نو، کردستان، صوفیان، نی‌ریز، هگمتان، کارون، لارستان، اردبیل، ارومیه، شمال و ساوه معمولاً به کشور عراق صادرات داشته‌اند.

۶. میزان آستانهٔ بهره‌وری برای کشور عراق در پیوست ارائه شده است.

بررسی همبستگی میزان صادارت و بهره‌وری انتخاب شدند. مطابق با نتایج به‌دست آمدهٔ کشور عراق یکی از مهم‌ترین کشورهایی است که سهم عمده از صادارت سیمان ایران (۶۱٪ در سال ۹۱ و ۱۵٪ در سال ۱۳۹۸) را به خود اختصاص داده است (انجمن صنفی سیمان ایران، ۱۴۰۰)؛ لذا در این بخش بنگاه‌هایی که بازار هدفشان کشور عراق بود، درنظر گرفته شدند؛ بدین ترتیب نتایج حاصل‌شده برای رابطهٔ صادارت سیمان بنگاه‌ها به کشور عراق و بهره‌وری این بنگاه‌های به قرار زیر است:

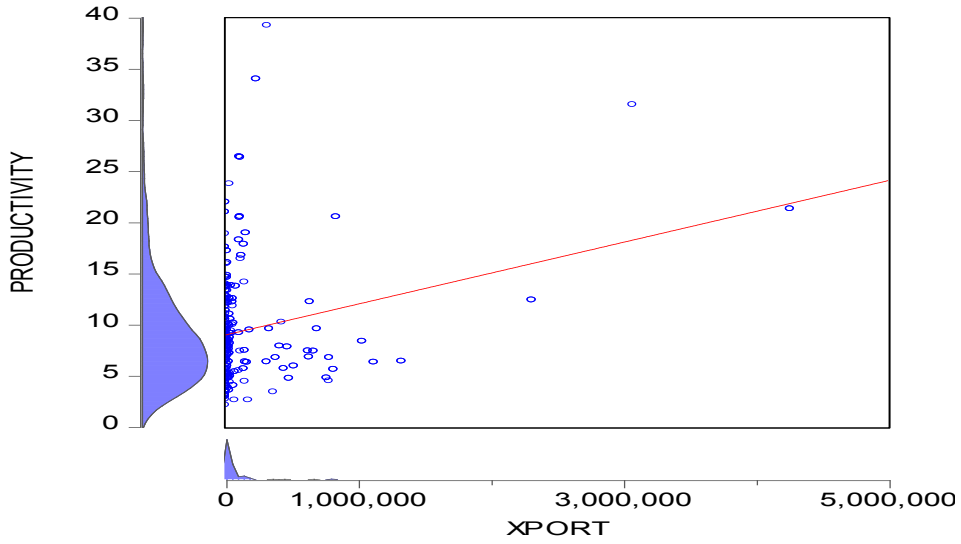
جدول ۸: ضریب همبستگی پیرسون میان صادرات سیمان و بهره‌وری بنگاه‌های منتخب

Table 8: Pearson correlation coefficient between cement export and productivity of selected companies

	صادارت
بهره‌وری	۰/۲۴
آمارهٔ t	۳/۴۵
احتمال	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که رابطهٔ مثبتی بین بهره‌وری بالاتر از حد آستانه و صادرات به‌وضوح در بنگاه‌های صادرکنندهٔ سیمان وجود دارد. این رابطه نشان می‌دهد مدل ملتز برای صادرات بنگاه‌های تولیدکنندهٔ سیمان صدق می‌کند (نمودار ۱). لازم به ذکر است با توجه به این‌که مقادیر صادرات برخی بنگاه‌ها به‌طور تقریبی حساب شده است. در برخی سال‌ها نیز بنگاه‌ها با توجه به تحریم‌ها و یا حذف و کاهش برخی محدودیت‌ها جهش صادراتی داشته‌اند. علاوه‌بر این، در این بخش بنگاه‌هایی که در برخی سال‌ها که میزان بهره‌وریشان از میزان آستانه کمتر بوده، آمار و اطلاعتشان در نمونه وارد نشده است. همین‌امر موجب پراکندگی در نمودار (۱) شده و باعث‌شده است که به‌طور دقیق رابطهٔ میزان بهره‌وری و صادرات مشخص نباشد.



نمودار ۱: رابطهٔ بهره‌وری بالاتر از حد آستانهٔ بنگاه‌ها با میزان صادرات آن‌ها (منبع: یافته‌های پژوهش).

Chart 1: The relationship between the productivity of companies above the threshold limit and the amount of their exports (source: research findings).

۵. نتیجه‌گیری

در این پژوهش در بازهٔ زمانی ۲۰۰۳ تا سال ۲۰۲۰م.، با استفاده از مدل سولو بهره‌وری ۳۶ بنگاه که اطلاعات آن‌ها در دسترس بود، محاسبه شد؛ سپس به‌منظور تعیین روابط پویا در کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای بهره‌وری و مالی بنگاه‌ها (نسبت بدهی، شدت سرمایه) و نرخ ارز بازار آزاد، با استفاده از آزمون همبستگی مقطعی CD پسران مشخص شد متغیرهای مدل وابستگی مقطعی وجود دارد. بدین‌دلیل از آزمون ریشهٔ واحد پانل CADF برای ایستایی متغیرها استفاده شد که مشخص گردید همهٔ متغیرها در سطح مانا هستند؛ سپس با توجه به پانل بودن داده‌های الگو از آزمون‌های هم‌انباشتگی پدرونی و کائو و با توجه به وجود وابستگی مقطعی میان متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند و اجرتون استفاده شد که مشخص شد میان متغیرهای مورد بررسی رابطهٔ بلندمدت وجود دارد. در ادامه جهت تعیین رابطهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت میان نرخ رشد صادرات و متغیرهای از آزمون ARDL-PMG استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان‌داد در کوتاه‌مدت متغیرهای بهره‌وری، شدت سرمایه، نسبت بدهی و نرخ ارز بازار آزاد برروی نرخ رشد صادرات بی‌تأثیر بوده، اما در بلندمدت همهٔ این متغیرها بر نرخ رشد صادرات تأثیر معنادار داشته‌اند؛ لذا بهره‌وری بنگاه شرط لازم و نه کافی برای رشد صادرات بنگاه‌ها است؛ همچنین، نتایج نشان‌داد که بهره‌وری بالاتر بنگاه‌ها از یک سطح مشخص موجب افزایش صادرات آن‌ها می‌شود.

بر این‌اساس پیشنهاد می‌شود:

۱- با توجه به این‌که میزان بهره‌وری بنگاه با میزان صادرات رابطهٔ مستقیم دارد؛ لذا ضروری است مسئولین مرتبط و مدیران بنگاه‌ها به این مقوله توجه بیشتری داشته باشند.

۲- ساختار مالی بنگاه‌ها عاملی مهم در صادرات بنگاه‌ها است که غفلت از این عوامل حتی در صورت وجود بهره‌وری مناسب بنگاه‌ها، هزینه‌های ورود بنگاه به بازارهای صادارتی را افزایش می‌دهد.

پیوست

جدول ۱. میزان آستانهٔ بهره‌وری محاسبه شده برای کشور عراق
Table 1. The threshold of productivity calculated for the country of Iraq

سال/ کشور	عراق
۱۳۸۲	۱/۱۸
۱۳۸۳	۱/۱۶
۱۳۸۴	۱/۷۲
۱۳۸۵	۱/۹۵
۱۳۸۶	۲/۹۵
۱۳۸۷	۲/۷۹
۱۳۸۸	۳/۵۲
۱۳۸۹	۳/۶۲
۱۳۹۰	۶/۲۸
۱۳۹۱	۴/۰۹
۱۳۹۲	۲/۰۹
۱۳۹۳	۳/۷۱
۱۳۹۴	۳/۸۶
۱۳۹۵	۳/۴۲
۱۳۹۶	۴/۶۸
۱۳۹۷	۴/۲۶
۱۳۹۸	۶/۹۵
۱۳۹۹	۹/۰۷

منبع: احمدی و همکاران، ۱۴۰۰.

کتابنامه

– احمدی، عاطفه؛ صلاح منش، احمد؛ فرازمند، حسن؛ و انواری، ابراهیم، (۱۴۰۰). «برآورد آستانه بهره‌وری کشورهای طرف تجاری صادرات سیمان ایران با احتساب هزینه‌های نفوذ». *پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_8550.html?lang=fa.

– آذربایجانی، کریم؛ طیبی، سید کمیل؛ و شریف‌زاده، مهدی، (۱۳۹۳). «تحلیل تجربی اثر بهر هوری عوامل تولید بر توسعه صادرات غیرنفتی (مطالعه موردی: کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی)». *مجله اقتصادی*، ۳ و ۴: ۲۶-۵.

– اسماعیلی‌پورماسوله، الهام، (۱۳۹۴). «ارزیابی انحصار، رقابت و تمرکز در بازار سیمان». *مجله بررسی‌های بازرگانی*، ۷۱: ۵۴-۶۸.

– امینی، علیرضا؛ و زارع، سحر، (۱۳۹۶). «تحلیل نقش نرخ واقعی ارز و نوسانات آن بر صادرات صنعتی ایران». *فصل‌نامه اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، ۳۸: ۱۲۰-۹۹.

– اکبرپور روشن، نرگس؛ و حاجی‌کرمی، مرضیه، (۱۳۹۳). «ترکیب مالیاتی و رشد اقتصادی در کشورهای درحال توسعه». *اقتصاد و الگوسازی*، ۵ (۱۷ و ۱۸): ۱۶۹-۱۹۳.

– بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، (۱۳۹۵). *بهره‌وری در اقتصاد ایران (۱۳۷۵-۱۳۹۵)*. تهران.

– بزرگی، وحید؛ و حسینی، میر عبدالله، (۱۳۸۷). «ساختار بازار جهانی سیمان و رژیم تعرفه‌ای کشورها در تجارت با این محصول». *فرهنگ*، ۶۶: ۱۱۲-۷۹.

– درویشی، باقر، (۱۳۹۰). «عوامل مؤثر بر ورود و خروج بنگاه‌ها به بازارهای صادراتی در ایران (با تأکید بر نقش بهره‌وری)». رساله دکتری گروه علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبایی.

– سازمان ملی بهره‌وری ایران، (۱۳۹۶). *دستورالعمل سنجش شاخص های بهره‌وری در بنگاه‌های تولیدی*. تهران: معاونت پایش، پژوهش و مشاوره بهره‌وری.

– سایت انجمن صنفی کارفرمایان صنعت سیمان (نشانی www.cementassociation.ir).

– شاکری، عباس، (۱۳۸۷). *نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان*. تهران: انتشارات پارس نویسا.

– شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ سالارزهی، حبیب‌الله، و بیک‌مداح، مرضیه، (۱۳۹۴). «مطالعه ارتباط کارایی هزینه، تمرکز صنعتی و قدرت بازاری در صنعت سیمان ایران». *مطالعات کمی در مدیریت*، ۳: ۵۱ -۷۸.

– صالحی‌کمرودی، محسن؛ پیش‌بهار، اسماعیل؛ و جلیلی، زهرا، (۱۳۹۳). «ارتباط میان صادرات و مصرف انرژی در بخش کشاورزی کشورهای درحال‌توسعه». *اقتصاد کشاورزی*، ۸ (۴): ۵۷-۴۳.

– چهرگانی، حسین، (۱۳۹۸). «بررسی اجمالی صنعت سیمان جهان و ایران». *ماهنامه علمی تخصصی فن آوری سیمان*، ۱۳۱: ۱۲-۱۶.

– حسینی‌ژاد، سید مهدی؛ شباک، اشکان؛ غلامی، محمد؛ و یوسفی، نریمان، (۱۳۹۹). *راهکارهای جهش تولید با تأکید بر مرکز آمار ایران*. تهران: پژوهشکدهٔ مرکز آمار ایران.

– طاهری‌فرد، احسان، (۱۳۸۹). «نقش نرخ ارز در توسعه صادرات غیر نفتی در اقتصاد ایران». *برنامه و بودجه*، ۳۸: ۷۹-۴۷.

– طیبی، سید کمیل، (۱۳۸۳). «تعامل بلندمدت سرمایه گذاری و صادرات غیر نفتی ایران». *جستارهای اقتصادی*، ۱: ۴۳-۶۶.

– عبادی، جعفر؛ و شهیکی‌تاش، محمدنبی، (۱۳۸۳). «بررسی ساختار بازارهای کالای مختلف صادراتی». *پژوهش‌نامه بازرگانی*، ۳۱: ۳۳–۵۸.

– فیض‌پور، محمدعلی؛ رضایی نوجینی، عباس؛ و حیدری، ابراهیم، (۱۳۹۱). «بهره‌وری و تأثیر آن بر بقای بنگاه‌های جدیدالورود صنایع تولیدی ایران». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۶۴: ۱۷۴–۱۴۹.

– کازرونی، علیرضا؛ و نصیب‌پرست، سیما، (۱۳۹۳). «عوامل تعیین کننده صادرات در کشورهای در حال توسعه: رویکرد اقتصادسنجی بیزینی». *برنامه ریزی و بودجه*، ۴ (۱۲۷): ۶۳–۳۵.

– کایدپور، فرجام؛ صیادمنش، شادی؛ صادقی، زهرا؛ و سلمانی، یاسمین، (۱۳۹۹). «سنجش کارایی و بهره‌وری شرکت‌های صنعت سیمان بورس اوراق بهادار تهران توسط رویکرد تحلیل پوششی داده‌ها و شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست در محیط خاکستری». *مدیریت نوآوری و راهبردهای عملیاتی*، ۴: ۳۶۳–۳۸۲.

– کمیجانی، اکبر؛ و حاجی، غلامعلی، (۱۳۹۱). «نقش صادرات در بهره وری و رشد اقتصادی: شواهد تجربی از ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی*، ۷: ۳۴–۱.

– گودرزی‌فراهانی، یزدان، و محرابیان، علی‌اکبر، (۱۴۰۰). «بررسی تاثیر روش‌های تأمین مالی بخش صنعت بر سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». *اقتصاد کاربردی*، ۳۷: ۱۹–۱.

– محمدخانی، سمانه؛ فطرس، محمدحسن؛ و مولایی، محمد، (۱۳۹۹). «سنجش اثرات کوتاه مدت و بلند مدت عوامل مؤثر بر صادرات گروه های محصولات با فناوری بالا در ایران». *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۴۱: ۵۰–۷.

– محمدزاده، اعظم، (۱۳۹۷). «اثر سیاست پولی بر عملکرد شرکت‌های بورسی با استفاده از شاخص پیوتروسکی و با استفاده از روش GMM پانل دیتای پویا». *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۹ (۳۴): ۲۱۵–۲۳۲.

– محمدزاده، پرویز؛ اصغرپور، حسین؛ بهشتی، محمدباقر؛ و رضازاده، علی، (۱۳۹۰). «بررسی مدل پولی تعیین نرخ ارز در کشورهای منطقه MENA: رویکرد هم انباشتگی تابلویی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴۹: ۱۷۵–۱۵۱.

– محمدوند ناهیدی، محمدرضا؛ و جابری‌خسروشاهی، نسیم، (۱۳۸۹). «بررسی اثر درجه باز بودن اقتصاد، جمعیت شاغل، سرمایه انسانی و شدت سرمایه بر روی مدیریت بهره وری نیروی کار در اقتصاد ایران». *مدیریت صنعتی*، ۱۲: ۸۹–۱۰۵.

– مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی ایران، (۱۳۹۹). *چالش‌ها و راه‌کارهای توسعه صادرات غیر نفتی*. تهران: معاونت پژوهش‌های اقتصادی، دفتر مطالعات اقتصادی.

– مژده، زهرا؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ جعفری‌صمیمی، احمد؛ و راسخی، سعید، (۱۳۹۹). «اثر سلامت مالی بر بقای صادرات صنایع کارخانه‌ای با استفاده از الگوی بقای انعطاف‌پذیر». *تحقیقات اقتصادی*، ۲: ۴۳۶–۴۱۱.

– مصطفوی، سید محمد حسن؛ و دشتی، نادر، (۱۳۸۸). «اندازه‌گیری و تحلیل بهره‌وری در صنعت سیمان ایران». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱: ۱۱۶–۸۵.

– معبودی، رضا، (۱۳۹۹). «تأثیر ارزش‌افزوده بخش صنعت بر اشتغال استان‌های ایران: رهیافت پانل دیتا نیمه‌پارامتری». *اقتصاد کاربردی ایران*، ۹ (۳۶): ۲۳۵–۲۱۱.

– مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، (۱۴۰۰). *سند سیاست‌های صنعتی ایران در افق ۱۴۰۴ (در سطوح فرابخشی و بین بخشی)*. تهران: معاونت طرح و برنامه، دفتر سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی.

– منجذب، محمدرضا؛ و دهقانی، لیلا، (۱۳۹۷). «برآورد ظرفیت بیمه عمر در ایران با رویکرد پانل ARDL». *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۳۷: ۶۷–۳۹.

– نیلی، مسعود؛ و همکاران (۱۳۹۹). *اقتصاد ایران به کدام سو می‌رود*. تهران: دنیای اقتصاد.

- یاوری، کاظم؛ اشرف‌زاده، سیدحمیدرضا؛ و احمدزاده، خالد، (۱۳۸۹). «متنوع سازی صادرات و بهره‌وری در صنایع کشور». *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۳: ۷۳-۵۳.

- Ahmadi, A.; Salahmanesh, A.; Farazmand, H. & Anvari, E., (2022). "Estimating the productivity threshold of the trading partner countries of Iran Cement counting the costs of market penetration". *Economic Growth and Development research* (16 March 2022), https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_8550.html?lang=en

- Akbarpoor Roshan, N. & Haji Karami, M., (2014). "Tax Composition and Economic Growth in Developing Countries". *Quarterly Journal of Economics and Modeling,* 5(17 & 18): 169-193.

- Amini, A. & Zare, S., (2017). "Analysis of the role of the real exchange rate and its fluctuations on Iran's industrial exports". *Financial Economy Quarterly* (Financial Economy and Development), 38: 99-120.

- Andreasen, E. & Bauducco, S., (2018). "Capital Controls and Firm Performance: The Effects of The Chilean Encage". *Working paper,* Development Bank of Latin America: 1-32.

- Azarbaijani, K.; Tayibi S. K. & Sharifzadeh, M., (2014). "Empirical analysis of the effect of productivity of production factors on the development of non-oil exports (case study: member countries of the Organization of the Islamic Conference)". *Economic magazine,* 3 & 4: 5-26.

- Berman, N.; Berthou, A. & Hericourt, J., (2014). "Export Dynamics and Sales at Home". *Working Paper Series, European Central Bank*: 1-52.

- Bernard, A. B.; Eaton, J.; Jensen, J. B. & Kortum, S., (2003). "Plants and Productivity in International Trade". *The American Economic Review,* 93(4): 1268–1290.

- Bhattacharyya, R. & Rit, B., (2018). "On the Relationship between the Nominal Exchange Rate and Export Demand in India". *Journal of Macroeconomics and Public Finance,* 7(2): 1–23.

- Biswas, P. K.; Kibria, M. M. H. & Khan, M. M. A., (2020). "Productivity determinants of cement industries and their impacts assessment: a survey-based approach". *Journal of Production Systems and Manufacturing Science,* 1(2): 12-1.

- Bozorgi, V. & Hosseini, M. A., (2008). "The structure of the global cement market and the tariff regime of countries in trade with this product". *Journal of culture,* 66: 79-112.

- Brakman, S.; Garretsen, H.; Maarseveen, R. & Zwaneveld, P., (2019). "Firm heterogeneity and exports in the Netherlands: Identifying export potential beyond firm productivity". *The Journal of International Trade & Economic Development*, 1(1): 1-33.

- Business Studies and Research Institute, (2021). "Iran's industrial policies document in the horizon of 1404 (at trans-sectoral and inter-sectoral levels)". Tehran: Vice President of Planning and Planning, Policy and Planning Office.

- Central Bank of the Islamic Republic of Iran, (2016). "Productivity in Iran's Economy (1996-2016)". Tehran.

- Chaney, T., (2008). "Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade". *American Economic Review*, 98(4): 1707–1721.

- Chehargani, H., (2019). "Overview of the cement industry of the world and Iran". *Specialized Scientific Monthly of Cement Technology,* 131: 12-16.

- Cieslik, A. & Ryan, M., (2012). "Productivity Differences and Foreign Market Entry in an Oligopolistic Industry". *Open Economies Review,* 23(3): 531-557.

- Darvishi, B., (2011). "Factors affecting the entry and exit of companies to export markets in Iran (with an emphasis on the role of productivity)". doctoral thesis. Department of Economic Sciences, Allameh Tabatabai University.

- Ebadi, J. & Shahiki Tash, M. N., (2004). "Investigating the structure of the markets of various export goods". *Journal of Commerce,* 31: 33-58.

- Faizpour, M.; Rezaei, A.; Abbas, N. & Heydari, I., (2012). "Productivity and its impact on the survival of new companies in Iran's manufacturing industries". *Quarterly of Economic Research and Policy,* 64: 149-174.

- Gabrielczak, P. & Serwach, T., (2018). "The links between firm-level productivity and modes of international expansion of firms from the Lodz Voivodeship". *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja,* 31(1): 1307-1329.

- Guderzi Farahani, Y. & Mehrabian, A. A., (2021). "Investigation of the effect of financing methods of the industry sector on investment in companies admitted to the Tehran Stock Exchange". *Quarterly of Applied Economy,* 37: 1-19.

- Hosseini Nejad, S. M.; Shabak, A.; Gholami, M. & Yousefi, N., (2020). "Ways of production jump with emphasis on Iran Statistics Center". Tehran: Iran Statistics Center Research Institute.

- Iran Islamic Council Research Center, (2020). "Challenges and solutions for the development of non-oil exports". Tehran: Economic Research Department, Economic Studies Office.

- Ismailipour Masuleh, E., (2015). "Evaluation of monopoly, competition and concentration in the cement market". *Journal of Commercial Surveys,* 13(71): 54-68.

- Kaidpur, F.; Sayadmanesh, S.; Sadeghi, Z. & Salmani, Y., (2020). "Efficiency and productivity measurement of cement industry companies of Tehran Stock Exchange by data envelopment analysis approach and Malmquist productivity index in gray environment". *Journal of Innovation Management and Operational Strategies,* 4: 363-382.

- Kamijani, A. & Haji, Gh. A., (2012). "The role of exports in productivity and economic growth: empirical evidence from Iran". *Journal of Economic Growth and Development Research,* 7: 1-34.

- Kazroni, A. & Nasib Parast, S., (2014). "Determinants of exports in developing countries: a Bayesian econometric approach". *Journal of Planning and Budgeting,* 4(127): 35-63.

- Kumar, S., (2021). "Structural Changes and Competitiveness of the Steel Industry in India: Assessed by Productivity Growth post Economic Reforms". *International Journal of Global Business and Competitiveness,* 16: 16-39.

- Leone, F.; Macchiavello, R. & Reed, T., (2021). "The Falling Price of Cement in Africa". *Policy Research Working Paper*, Development Economics Development Research World Bank Group: 1-54.

- Maboudi, R., (2020). "The value-added effect of the industrial sector on employment in Iran's provinces: a semi-parametric data panel approach". *Quarterly of Iranian Applied Economics,* 9(36): 211-235.

- Majdeh, Z.; Tehranchian, A. M.; Jafari Samimi, A. & Raskhi, S., (2020). "The effect of financial health on the survival of exports of manufacturing industries using the flexible survival model". *Quarterly of Economic Research,* 2: 411-436.

- Manzaf, M. R. & Dehghani, L., (2018). "Estimating life insurance capacity in Iran with the ARDL panel approach". *Quarterly of Economic Modeling Research,* 37: 39-67.

- Melitz, M. J., (2003). "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity". *Econometrica*, 71(6): 1695–1725.

- Melitz, M. J. & Redding, S. J., (2015). "Heterogeneous Firms and Trade". *Handbook of International Economics,* 4: 1-53.

- Mohammad Khani, S.; Fitras, M. H. & Moulai, M., (2020). "Measuring the short-term and long-term effects of factors affecting the export of high-tech product groups in Iran". *Quarterly of Economic Modeling Research,* 41: 7-50.

- Mohammadzadeh, P.; Asgharpour, H; Beheshti, M. B. & Rezazadeh, A., (2011). "Examination of monetary model of exchange rate determination in MENA countries: panel co-accumulation approach". *Quarterly of Iranian Economic Research,* 49: 151-175.

- Mohammadvand Nahidi, M. & Jabri Khosrowshahi, N., (2010). "Investigation of the effect of economic openness, working population, human capital and capital intensity on labor productivity management in the Iranian economy". *Quarterly of Industrial Management,* 12: 89-105.

- Mohammadzadeh, A., (2018). "The effect of monetary policy on the performance of listed companies using Piotrowski's index and dynamic data panel GMM method". *Journal of Financial Engineering and Securities Management,* 9(34): 215-232.

- Mustafavi, S. M. H. & Dashti, N., (2009). "Measurement and Analysis of Productivity in Iran's Cement Industry". *Journal of Economic Policy,* 1: 85-116.

- National Productivity Organization of Iran, (2017). "Guidelines for measuring productivity indicators in manufacturing companies". Tehran: Vice-Chancellor of Productivity Monitoring, Research and Consulting.

- Nazir, A.; Azam, M. & Khalid, M. U., (2021). "Debt financing and firm performance: empirical evidence from the Pakistan Stock Exchange". *Journal of Accounting Research,* 6 (3): 324-334.

- Nguyen, H. D.; Thi Kim, L. & Khanh, C. O., (2021). "The Impact of Exchange Rate on Exports and Imports: Empirical Evidence from Vietnam". *Journal of Asian Finance, Economics and Business,* 8 (5): 61–68.

- Nili, M. et al., (2019). "Which way is Iran's economy going". Tehran: Dunya Ekhtaz.

- Salehi Komroudi, M.; Pishbahar, E. & Jalili, Z., (2014). "The Relationship between Export and Energy Use in Agriculture Sector of Selected Developing Countries". *Journal of Agricultural Economics,* 8(4): 43-57.

- Shahikitash, M. N.; Salarzahi, H. & Beik Madah, M., (2015). "Study of the relationship between cost efficiency, industrial concentration and market power in Iran's cement industry". *Scientific-research quarterly of quantitative studies in management,* 3: 51-78.

- Shakri, A., (2008). "Theories and Policies of Macroeconomics". Tehran: Pars Navisa Publications.

- Singh, M. & Faircloth, S., (2005). "The impact of corporate debt on long term investment and firm performance". *Applied Economics,* 37(8): 875-883.

- Taheri Fard, E., (2010). "The role of exchange rate in the development of non-oil exports in Iran's economy". *Journal of Program and Budget,* 38: 79-47.

- Tayibi, S. K., (2004). "Long-term interaction of Iran's investment and non-oil exports". *Journal of Economic Research,* 1: 43-66.

- Thi Pham, H. S. & Nguyen, D. T., (2020). "Debt financing and firm performance: The moderating role of board independence". *Journal of General Management,* 45(3): 141–151.

- Tsekouras, K. D. & Skuras, D., (2005). "Productive efficiency and exports: an examination of alternative hypotheses for the Greek cement industry". *Applied Economics*, 37(3): 279-291.

- Vasquez, B. & Corrales, S., (2017). "The Cement Industry in Mexico: An Analysis of its Determinants". *Problem's del Desarrollo,* 48(188): 113-138.

- www.cementassociation.ir

- Yavari, K.; Ashrafzadeh, S. H. R. & Ahmadzadeh, K., (2010). "Export Diversification and Productivity in the Country's Industries". *Journal of Sustainable Growth and Development Research (Economic Research)*, 3: 53-73.

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
]*Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.*

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

45

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 12, No. 45, Spring (2023)
Rank of the publication in the Ministry of Science (year 2019): **A**
Impact factor of the publication in ISC (year 2017): **Q1**

Concessionaire: **Bu-Ali Sina University**
In collaboration with: **Scientific Association of Regional Development Economy**
Responsible manager: **Saeid Isasazadeh**
Editor-in-Chief: **Mohammad Hassan Fotros**
Executive Director: **Ismaeil Torkamani**
Internal manager and expert: **Khalilollah Beik Mohammadi**
English editor: **Azar Sarmadijuo**
Logo designer: **Hamidreza Chaterbahr**

Editorial Board (in alphabetical order)

Mohsen Bahmanioskoei (Professor, Department of Economics, University of Wisconsin, USA)
Mohammad Hashem Pesaran (Professor, Department of Economics, Cambridge University, England)
Mohammad Reza Farzanegan (Professor, Department of Economics, Philips Marburg University, Germany)
Amir Kia (Professor, Department of Economics, University of Utah, USA)
Esfandiar Masoumi (Professor, Department of Economics, Emory College, USA)
Abdul Karim Zulkafli (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, National University of Malaysia)
Seyed Aziz Arman (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran)
Mossaieb Pahlavani (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Saeid Rasekhi (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Mazandaran University, Mazandaran, Iran)
Mohammad Alizadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Lorestan University, Lorestan, Iran)
Saeid Isazadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Ali Hossein Samadi (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran)
Mohammad Hassan Fotros (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mohammad Ghorbani (Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Reza Lotfalipour (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Ali Motfekrazad (Professor, Economic Development Department, Faculty of Economic and Social Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran)
Nader Mehregan (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mahmood Houshmand (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Email: aesi@basu.ac.ir
Address: Pajohesh Sq., Shahid Mostafa Ahmadi Roshan Boulvar, Bu-Ali Sina University, Central Building, Office of Scientific Journals, Hamedan, Iran.
Tel: 081 - 38381192

Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved.
Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.*

In the Name of GOD

Bu-Ali Sina University

Applied Economics Studies, Iran

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

45

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 12 || No. 45 || Spring 2023 ||

- Assessing the Macroeconomic Impact of Government Expenditure in the... 9-45
  Khodadadi, F., Samsami, H., Tavakolian, H.
- The Effects of Financialization on the Physical Investment of Non-Financial Companies Listed in Tehran Stock Exchange Over 1388-1398 Used Multilevel Panel Data 47-78
  Haji, M., Nasiriaghdam, A., Mohammadi, T., Shakeri, A.
- Estimation of the Economic Consequences of a Port Shutdown on National Output... 79-105
  Mohajeri, P., Banouei, A. A., Rahmanpoor, S.
- Estimation of Effective Components on the Preferences of Tehran Citizens to Choose "Car-Free City Center" Using a Random-Parameter Logit Model 107-140
  Ajdari, A., Taiebnia, A., Mehrara, M.
- Investigating the Response of Firm's Value to Interest Rate Shock in Selected Industries of Tehran Stock Market: TVP-FAVAR Approach 141-175
  Barkhordari, S., Abdoli, Gh., Amiri, R.
- The Effect of Credit Policies on Income Inequality in Iran: Generalized Quantile... 177-202
  Balounejad Nouri, R., Farhang, A. A.
- Estimating the Amount of Compensatory Payment as a Result of Changes in Energy... 203-221
  Abbasmiri, S. S., Mortazavi, S. A., Vakilpoor, M. H., Najafi-Alamdarlo, H.
- Investigating the Impact of Financial Development Dimensions on Income... 223-258
  Mansouri, A., Afghah, M., Bavi, M.
- Application of Melitz Model in Investigating the Role of Productivity of Cement... 259-293
  Ahmadi, A., Salahmanesh, A., Farazmand, H., Anvari, E.