Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
Volume 17, Issue 63, Autumn 2023, 1-23.

Original Article

# Welfare costs of inflation using frictional unemployment in Iran: General Equilibrium Model approach

**Hossein Nasrollahi*, Karim Emami**, Kambiz Peykarjou+, Abbas Memarnejad++, Taghi Torabi×**

https://doi.org/10.30495/eco.2024.1981572.2736

Received:
11/02/2023

Accepted:
16/01/2024

**Keywords:**
Welfare Cost of Inflation, General Equilibrium, Unemployment

**JEL Classification:**
D58, J64, E31

## Abstract

The objective of this paper is to examine the welfare cost of inflation in the context of Iran's economy, incorporating labor market frictions (search theory) within a monetary general equilibrium model. The model also features a cash-in-advance constraint. To achieve this goal, through the utilization of calibration and sensitivity analysis in the steady state, the findings indicate that both employment and production are contingent on the elasticity of labor supply and the elasticity of vacancies in job matches. Depending on these two parameters, they may exhibit an increase in response to an escalation in the inflation rate. Additionally, the three-month optimal inflation rate in a stable state is determined to be 4.66%. The welfare gains, derived from reducing the three-month inflation rate from its current level of 5.3% to the optimal rate in a steady state, is calculated to be 0.0031% of total consumption. Therefore, based on the results, it is suggested that in inflation reduction policies, the effects of this reduction on welfare are taken into consideration, and special attention should be paid to the area of business investment by giving tax incentives, especially tax credits.

* PhD student in Economics, Islamic Azad University, Science and Research Branch,Tehran, Iran, e-mail: nasrollahy5@gmail.com
** Associate Professor at Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Crossponding Authur), email: karim_emami@yahoo.com
+ Assistant Professor at Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, email: k.peykarjou@srbiau.ac.ir
++ Assistant Professor at Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, email: memarnejad@srbiau.ac.ir
× Associate Professor at Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, email: taghi.torabi@gmail.com

**How to Cite:** Nasrollahi, H., Emami, K., Peykarjou, K., Memarnejad, A & ,.Torabi ,T. (2024). Welfare costs of inflation using frictional unemployment in Iran :General Equilibrium Model approach. *Economic Modeling* ,17(63),1-23,doi: 10.30495/eco.2024.1981572.2736.

## 1. Introduction

One aspect that has been overlooked in our country, despite numerous studies in economic scientific centers globally, and is notably absent in the literature on inflation, is the trade-off between inflation and welfare. The issue of inflation and welfare raises two questions: How much is the welfare cost of inflation ? And is there an optimal rate of inflation that maximizes the sustainable welfare of a typical household? Therefore, the purpose of this research is to investigate the welfare cost of inflation by considering frictional unemployment (search theory) and by using the approach of the monetary general equilibrium model with cash in advance constraint, which has been calibrated for the Iranian economy by using relevant parametric data during the years 1385 to 1398.

## 2. Research method and data

The model utilized in this research is founded on the framework developed by B. Heer. It comprises four distinct components: households, companies, government, and the monetary authority. The model, inspired by Pissarides (1990), incorporates labor market frictions. All variables are treated as continuous, simplifying the representation by omitting the time index. Money is introduced into the model via the cash-in-advance constraint (CIA), and the parameters of the model have been determined using the calibration method and based on the available studies..

## 3. Analysis and discussion

By employing the calibration method to establish the model's parameters, and drawing from existing studies, the steady-state values of model variables have been derived. Subsequently, the model was analyzed through sensitivity analysis, with a welfare criterion introduced for calculation purposes.

## 4. Conclusion

The findings challenge the traditional perspective that inflation leads to a decline in employment, production, and overall welfare. Instead, the results suggest that employment and production are contingent on the elasticity of labor supply and the elasticity of vacancies in job matches. Additionally, the determined optimal inflation rate for a steady state is 4.66% over a three-month period.

**Funding**
There is no funding support.

**Declaration of Competing Interest**
The author has no conflicts of interest to declare that are relevant to the content of this article.

**Acknowledgments**
The authors would like to thank all the respected members of the journal and the anonymous reviewers who helped improve the quality of the article.

مدلسازی اقتصادی
Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
دوره ۱۷، شماره ۶۳، پاییز ۱۴۰۲، صفحه‌های ۱ تا ۲۳.

پژوهشی

# هزینه‌های رفاهی تورم با استفاده از بیکاری اصطکاکی در ایران: رهیافت مدل تعادل عمومی[۱]

حسین نصراللهی [*]، کریم امامی [**]، کامبیز پیکارجو [+]، عباس معمارنژاد [++] ، تقی ترابی [×]

https://doi.org/10.30495/eco.2024.1981572.2736

تاریخ دریافت:
۱۴۰۱/۱۲/۱۲
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۲/۱۰/۲۶

واژگان کلیدی:
هزینه رفاهی تورم، تعادل عمومی، بیکاری
طبقه‌بندی JEL:
D58, J64, E31

## چکیده

هدف این مقاله، بررسی هزینه رفاهی تورم با در نظر گرفتن اصطکاک‌های بازار کار (نظریه جستجو) در قالب مدل تعادل عمومی پولی با محدودیت پیش‌پرداخت نقدی برای اقتصاد ایران است. بدین منظور با استفاده از کالیبراسیون و تحلیل حساسیت در وضعیت پایدار، نتایج نشان می‌دهد که هم اشتغال و هم تولید به میزان کشش عرضهٔ نیروی کار و کشش فرصت‌های شغلی خالی در تطبیق شغلی بستگی داشته و بسته به این دو پارامتر ممکن است با افزایش نرخ تورم، افزایش یابند. مضافاً اینکه نرخ تورم بهینه سه ماهه در وضعیت پایدار به میزان ۴/۶۶ درصد و عایدی رفاهی حاصل از کاهش نرخ تورم سه ماهه از سطح جاری ۵/۳ درصد به حد نرخ تورم بهینه سه ماهه در وضعیت پایدار، به میزان ۰/۰۰۳۱ درصد مصرف کل محاسبه می‌شود. لذا براساس نتایج، پیشنهاد می‌شود که در سیاست‌های کاهش تورم، آثار این کاهش بر رفاه مد نظر قرار گرفته و نسبت به حوزه سرمایه گذاری کسب‌وکارها نیز، با اعطای مشوّق‌های مالیاتی خاصه اعتبارات مالیاتی توجه ویژه صورت پذیرد.

[۱] این مقاله مستخرج از رساله دکتری حسین نصراللهی به راهنمایی دکتر کریم امامی و دکتر کامبیز پیکارجو و مشاوره دکتر عباس معمارنژاد و دکتر تقی ترابی در دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران است.

[*] دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: nasrollahy5@gmail.com
[**] دانشیار، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). پست الکترونیکی: karim_emami@yahoo.com
[+] استادیار، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران، پست الکترونیکی: k.peykarjou@srbiau.ac.ir
[++] استادیار، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران، پست الکترونیکی: memarnejad@srbiau.ac.ir
[×] دانشیار، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران، پست الکترونیکی: taghi.torabi@gmail.com

## ۱. مقدمه

همواره اقتصاددانان بر سیاست‌های کلانی همچون دستیابی به اشتغال کامل، توزیع عادلانه درآمد، کنترل تورم و توسعه مداوم اقتصادی تأکید دارند. کنترل تورم همواره یکی از دغدغه‌های ذهنی اقتصاددانان است و در رابطه با علل و عوامل به‌وجود آورنده آن و نحوه مقابله با آن بحث‌های بسیاری صورت گرفته است و از جنبه‌های مختلف هزینه‌ها و آثار تورم بر اقتصاد مورد مطالعه قرارگرفته است، لکن پیچیدگی موضوع باعث شده با وجود تمامی مطالعات انجام گرفته در زمینه تورم هنوز در جنبه‌های مهمی از آن ابهام وجود داشته باشد. یکی از جنبه‌های مهم و دارای ابهام در زمینه آثار نامساعد تورم بر اقتصاد، موضوع هزینه رفاهی تورم است. هزینه رفاهی تورم یکی از اساسی‌ترین سوالات در حوزه اقتصاد کلان است، به طوری که منکیو(۲۰۰۶) این سؤال را یکی از چهار سؤال بسیار مهم در اقتصاد کلان تلقی می کند که هنوز جواب دقیقی به آن داده نشده است. به‌عبارت دیگر، یکی از این جنبه‌هایی که در کشورمان با وجود مطالعات فراوان در مراکز علمی اقتصاد در سراسر دنیا، مورد غفلت قرار گرفته و نبود آن در ادبیات موضوع تورم محسوس است، موضوع داد و ستد بین تورم و رفاه است.

مسئله تورم و رفاه دو پرسش ایجاد می‌کند: هزینه رفاهی تورم چقدر است؟ و آیا یک نرخ بهینه تورم وجود دارد که رفاه پایدار خانوار نوعی را بیشینه کند؟ درخصوص پرسش اول، نخستین بار این هزینه رفاهی، توسط بیلی (۱۹۵۶) از ناحیه زیر منحنی تقاضای پول محاسبه شد. در باره پرسش دوم، ابتدا توسط بیلی (۱۹۵۶) و فریدمن (۱۹۶۱) مورد توجه قرار گرفت. به‌طوری که نرخ بهینه تورم، یک نرخ تورم منفی است که تقریبا معادل است با بازده حقیقی سرمایه (والش، ۱۳۹۸). ازسوی دیگر مطالعات تجربی در زمینه موضوع بیکاری در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویا را می‌توان در چارچوب دو رویکرد کلی جستجو و انطباق (نظریه جستجو) و یا قدرت بازاری در بازارهای کار (الگوی گالی) بررسی کرد که در مورد اول بیکاری نتیجه تصمیمات درون‌زای ایجاد و تعدیل شغل توسط بنگاه‌ها و نیروی کار است و در مورد دوم بیکاری نتیجه قدرت بازاری در بازارهای کار بوده و دستمزدهای غیررقابتی عامل ایجاد بیکاری معرفی می‌شود.

هدف این مقاله، بررسی هزینه رفاهی تورم با در نظر گرفتن بیکاری اصطکاکی[1](نظریه جستجو) و با استفاده از رویکرد مدل تعادل عمومی پولی با محدودیت پیش‌پرداخت نقدی است که برای اقتصاد ایران با به‌کارگیری داده‌های پارامتری مربوطه در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ کالیبره شده است. به‌طوری که مقاله حاضر با مطالعاتی که بازارهای کار والراسی را مفروض داشته‌اند متفاوت است و با استفاده از تئوری جستجوی بازار کار و در قالب یک مدل زمان – پیوسته[2] به تحلیل مسئله پرداخته، که این موضوع یعنی تحلیل هزینه رفاهی تورم در وضعیت یکنواخت با لحاظ جستجوی بازار کار، نوآوری این پژوهش محسوب می‌شود. برای این منظور در ادامه و در بخش دوم، به ادبیات و پیشینه تحقیق پرداخته می شود. در بخش سوم، روش پژوهش ارائه می‌گردد. در بخش چهارم، به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن پرداخته و در نهایت، نتیجه‌گیری انجام شده است.

[1] Frictional Unemployment
[2] Continuous Time Model

## ۲. مروری بر ادبیات

در مطالعات دهه‌های اخیر استفاده از یک محدودیت پیش‌پرداخت نقدی که لوکاس و استوکی[۱] (۱۹۸۳، ۱۹۸۷) ارائه داده‌اند مورد تشویق قرار گرفته است. در صورت محدودیت پیش‌پرداخت نقدی، تورم بالاتر بازدهی ناشی از کار را کاهش می‌دهد، زیرا درآمد حاصل از دوره قبل نمی‌تواند تا دوره بعدی صرف کالای نقدی شود. درنتیجه، خانوارها اوقات فراغت را جایگزین کار و اشتغال می‌کنند. در اقتصاد پیش پرداخت نقدی کولی و هانسن[۲] (۱۹۸۹) نرخ رشد بهینه پول مستلزم یک نرخ بهرهٔ اسمی صفر است بطوریکه محدودیت پیش‌پرداخت نقدی محدود نمی‌شود. وو و ژانگ[۳] (۱۹۹۸) هزینه‌های رفاهی تورم را در چارچوب یک مدل رشد درون‌زای پولی و با محدودیت پیش‌پرداخت نقدی بررسی می‌کنند. یک فرض رایج در این مدل‌های نظری موجود با و یا بدون رشد پایدار این است که بازار کار بدون اصطکاک است. تحقیق در باره اقتصاد بازار کار هنگامی‌که اصطکاک‌های جستجو وجود دارد، در دهه ۱۹۶۰ با تحقیقات استیگلر[۴] (۱۹۶۲). مک کال[۵] (۱۹۷۰) و فلپس و همکاران[۶](۱۹۷۰) آغاز شد( پیساریدس،۲۰۱۰). و پس از آن مورتنسن و دیاموند، و همچنین مورتنسن و پیساریدس[۷] آن را ارائه و گسترش دادند (امامی،۱۳۹۹). مرز[۸] (۱۹۹۵) با در نظر گرفتن جستجو در بازار کار نشان می‌دهد که وقتی برای ایجاد یک تطابق شغلی جدید به زمان و منابع نیاز است، بسیاری از کاستی‌های مدل رشد استاندارد نئوکلاسیک که در آن بازار کار توسط یک حراج‌کننده والراسی[۹] اداره می‌شود، بهبود می‌یابد. آندولفاتو (۱۹۹۶) ویژگی‌های کمی یک مدل RBC را که در آن سطح اشتغال با استفاده از یک چارچوب جستجو برای بازار کار به‌جای مکانیسم استاندارد والراسی تعیین می‌شود، ارزیابی می‌کند. شی و ون[۱۰] (۱۹۹۹) در یک مدل جستجوی بیکاری، هزینه‌های رفاهی مالیات و یارانه و آثار پویای آنها را بررسی می‌کنند. کولی و کوادرینی[۱۱] (۲۰۰۴) جستجوی نیروی کار را در مدل‌های با محدودیت‌های CIA گنجانده و نرخ تورم بلندمدت بهینه را پیش‌بینی کرده و دراین بررسی قاعده فریدمن را در مدلی با وجود اثر نقدینگی مطالعه می‌کنند. در مدل آنها بخشی از پول برای مصرف و سرمایه گذاری در اختیار خانوارها قرار می‌گیرد. بخش دیگری از پول در بانک‌ها سپرده می‌شود و رشد پول نیز به بانک‌ها تزریق می‌شود و سپس برای تولید کالای نهایی به بنگاه‌ها وام داده می‌شود، بنابراین اثر نقدینگی وجود دارد. آنها نشان می‌دهند که با سیاست بدون تعهد، قاعده فریدمن بهینه است. با این حال، در سیاست با تعهد، زمانی که قدرت چانه‌زنی کارگر به اندازه کافی کوچک‌تر از دستاورد و سهم کارگر در تطابق باشد، قاعده فریدمن بهینه نیست. آندولفاتو و همکاران[۱۲] (۲۰۰۴) سازوکارهای سیاست‌های پولی را در مدل‌هایی با جستجوی نیروی کار و محدودیت CIA تجزیه و تحلیل کرده و در این راستا مدلی با وجود اثر نقدینگی، مانند کولی و کوادرینی (۲۰۰۴) را بررسی می‌کنند. وانگ و زی[۱۳] (۲۰۱۳) نیز جستجوی نیروی کار را در مدل‌های با محدودیت‌های CIA

[1] Robert E. Lucas & Nancy L. Stokey (1983,1987)
[2] Thomas F. Cooley & Gary D. Hansen (1989)
[3] Yangru Wu & Junxi Zhang (1998)
[4] George Stigler (1962)
[5] John McCall (1970)
[6] Edmund Phelps et al. (1970)
[7] Dale Mortensen (1970, 1982); Peter Diamond (1982b); Mortensen and Christopher Pissarides (1994).
[8] M. Merz (1995)
[9] Walrasian Auctioneer
[10] Shouyong Shi & Quan Wen (1999)
[11] T. F. Cooley & V. Quadrini (2004)
[12] David Andolfatto et al. (2004)
[13] P. Wang & D. Xie (2013)

گنجانده و نرخ تورم بلندمدت بهینه را پیش‌بینی می‌کنند. در مدل آنها با توجه به محدودیت CIA در پرداخت دستمزد بنگاه‌ها، رشد پول بیشتر باعث کاهش مانده تعادل‌های واقعی پول توسط بنگاه‌ها می‌شود، بنابراین دستمزد پرداختی بنگاه‌ها محدود می‌شود.این امر بنگاه‌ها را تشویق می‌کند تا از فعالیت‌های تولیدی به فعالیت‌های غیرتولیدی روی آورند و نیروی انسانی بیشتری را برای ایجاد فرصت‌های شغلی خالی اختصاص دهند. بنابراین نرخ یافتن شغل پیش روی هر کارگر درحال جستجو بالاتر است، که به نوبه خود تطابق شغلی و سطح اشتغال را در وضعیت پایدار افزایش می‌دهد. وقتی مقدار متوسطی پول به بنگاه‌ها تزریق می‌شود و واکنش عوامل به اصطکاک‌های بازار کار به اندازه کافی قوی است، اثر خارجی تطبیق بر اثر تقاضای نیروی کار از طریق مبادله کار – اوقات فراغت به‌دلیل محدودیت CIA بر مصرف خانوارها غالب می‌شود. سپس، اشتغال تعادلی افزایش می‌یابد.این امرکانالی را برای رشد پولی بیشتر ایجاد تا باعث رفاه بیشتر شود و از قاعده فریدمن عدول نماید.

در زمینه هزینه رفاهی تورم مطالعات پژوهشی خارجی دیگری وجود دارند.

برلاچر[1] (۲۰۲۲). هزینه‌های رفاهی تورم را در دو مدل اقتصاد موهبتی کلاسیک و مدلی که شامل بخش تولید و اعتبار پرهزینه است، اندازه‌گیری می‌نماید. هر دو مدل برای محاسبه هزینه‌های تورمی در یک اقتصاد با تورم بالا (کشور درحال توسعه) و در یک اقتصاد با تورم پایین (اقتصاد توسعه‌یافته) کالیبره شده‌اند. نتایج بیانگر آن است که در یک اقتصاد موهبتی، زمانی که تورم در یک اقتصاد توسعه یافته از ۱/۵ درصد به صفر کاهش می‌یابد، هزینه‌های رفاهی برای عوامل با (بدون) دسترسی مالی ۰/۳۶ درصد (۱/۱ درصد) تغییر معادل مصرف (CEV) و در مدلی با اعتبار پرهزینه، هزینه‌های رفاهی برای عوامل با (بدون) دسترسی مالی ۰/۷ درصد (۱/۳۶ درصد) تغییر معادل مصرف (CEV) است. در یک اقتصاد موهبتی زمانی که تورم برای کشورهای درحال توسعه، از ۶/۲درصد به صفر کاهش می‌یابد، هزینه‌های رفاهی برای عوامل با (بدون) دسترسی مالی ۱/۳ درصد (۵ درصد) تغییر معادل مصرف (CEV) و در مدل اعتباری پرهزینه، هزینه‌های رفاهی برای عوامل با (بدون) دسترسی مالی ۰/۴۴ درصد (۶ درصد) تغییر معادل مصرف (CEV) می‌باشد. یافتهٔ اصلی این است که عدم تقارن قابل توجهی در هزینه‌های رفاهی بین افراد با و بدون دسترسی به خدمات مالی به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه وجود دارد .

سرلیتیس و سو[2] (۲۰۲۱). از تئوری تقاضای نئوکلاسیک و تحلیل مصرف کاربردی برای محاسبه هزینه رفاهی تورم، در چارچوب رویکرد بیلی (۱۹۵۶) استفاده می‌کنند. آنها تقاضا برای پول را با تقاضا برای مصرف و اوقات فراغت ادغام کرده و نشان می‌دهند که افزایش نرخ تورم از ۲٪ به ۴٪ در ایالات متحده (به‌طور متوسط) هزینه رفاهی معادل ۰/۳۰ درصد ستانده را تحمیل خواهد کرد. همچنین هزینه رفاهی تورم ضدچرخه‌ای است و روندهای صعودی در طول زمان دارد.

گیلمن[3] (۲۰۲۰) به بررسی هزینه رفاهی تورم در یک اقتصاد زمان بانکی می‌پردازد. در این راستا برای برآورد هزینه رفاهی از پارامترهای بنیادی فناوری‌های تولید و مطلوبیت استفاده کرده و به عنوان موارد خاص با اقتصاد فقط نقدی و اقتصاد خرید بدون اوقات فراغت مقایسه می‌شود. ضمن‌اینکه هزینه رفاهی نرخ تورم ۱۰ درصدی را به‌جای صفر برای مقایسه با سایر برآوردها و همچنین هزینه نرخ تورم ۲ درصدی را به‌جای نرخ تورم صفر برآورد می‌کند.

[1] Diogo Baerlocher (2022)
[2] Apostolos Serletis & Libo Xu (2021)
[3] Max Gillman (2020)

بررسی انجام شده برآورد محافظه‌کارانه هزینه رفاهی، از تورم ۲ درصدی به‌جای صفررا به میزان ۳۳ میلیارد دلار در سال ارائه می‌دهد.

کورلات[1] (۲۰۱۹) به بررسی گسترش سپرده‌های بانکی و هزینه رفاهی تورم می‌پردازد. نتایج بیانگرآن است که نرخ بهره اسمی بالا با گسترش سپرده همراه است. نرخ‌های بهره بالاتر، قیمت ضمنی خدمات بانکی را بالا برده، سود بانکی را افزایش می‌دهد و ورود به بخش بانکی را باعث می‌شود. با در نظر گرفتن این آثار، افزایش یک درصدی در تورم، هزینه رفاهی ۰/۰۸۳ درصد تولید ناخالص داخلی را به همراه دارد که۶/۷ برابر بیشتر از برآوردهای سنتی است.

میلر، مارتینز و گوپتا[2] (۲۰۱۷). هزینه رفاهی تورم را برای اقتصاد ایالات متحده با استفاده از رهیافت متغیر- زمانی (TV) مورد بررسی قرار می‌دهند. برآوردایشان از هزینه رفاهی تورم برای نرخ تورم ۱۰٪ در محدوده ۰/۰۲۵-۰/۷۵٪ تولید ناخالص داخلی (GDP) و میانگین ۰/۲۷٪ قرار دارد. ضمن اینکه هزینه رفاهی به طور متوسط در طول دوره رونق ۷/۴ درصد بیشتر از دوره رکود برای نرخ تورم ۱۰ درصد است.

گوپتا و ماجومدار[3](۲۰۱۵). با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی خطی استاندارد و نسخه ناپارامتریک متناظر بر مبنای روش PPR[4]، رابطه تقاضا - پول بلندمدت خطی تمام لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی‌را با استفاده از رفتار تقاضای پول ایالات متحده در دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ برآورد می‌کنند. نتایج بیانگر آن است که: ۱. رابطه مناسب پول - تقاضا برای دوره مذکور توسط یک تابع نیمه لگاریتمی‌گرفته شده است. ۲. براساس برآورد معادلات هم‌انباشته نیمه‌لگاریتمی، هزینه رفاهی تورم حداکثر میان ۰/۰۱۳۱ درصد و ۰/۲۱۸۶ درصد تولید ناخالص داخلی برای نرخ‌های تورم بین صفر تا ۱۰ درصد قرار دارد.۳- در مقایسه، هزینه رفاهی تورم به‌دست آمده از تابع تقاضای پول بلندمدت غیرخطی نیمه‌لگاریتمی، که با استفاده از روش PPR به دست می‌آید، برای تورم صفر تا ۱۰ درصد، میان ۰/۴۹۳۰ و ۱/۹۴۶۸ درصد تولید ناخالص داخلی قرار دارد. با وجود این، تقاضای پول غیرخطی تخمین‌های دقیق‌تری از هزینه‌های رفاهی را عمدتاً برای نرخ‌های بالاتر تورم ارائه می‌دهد.

لی و یون[5] (۲۰۱۴) به بررسی هزینه رفاهی تورم از طریق یک مدل تئوری جستجو که در آن به همراه وجوه نقد بدون بهره، دارایی‌های نقدی و غیرنقدی بهره‌دار نیز موجود است، می‌پردازند. نتایج بیانگر آن است که هزینه تورم ۱۰ درصدی با دارایی‌های نقدی و غیرنقدی بهره‌دار تقریباً ۳ برابر بزرگ‌تر از مدل فقط نقدی است.

چو و چانگ لای[6] (۲۰۱۳). در مقاله‌ای با عنوان «پول و هزینه رفاهی تورم در یک مدل رشدR&D» آثار تورم بر R&D و رشد مبتنی‌بر نوآوری را تحلیل می‌کنند. نتایج بیانگر آن است که اگر کشش جانشینی بین مصرف و تراز واقعی پول کمتر (بیشتر) از واحد باشد، آن‌گاه تحقیق و توسعه و نرخ رشد تولید با نرخ رشد عرضه پول کاهش (افزایش) خواهند داشت. از نظر کمی، کاهش تورم در ایالات متحده برای دستیابی به ثبات قیمت، رفاه اجتماعی را بهبود می‌بخشد و سود رفاهی معادل حداقل ۰/۵ درصد مصرف سالانه است.

[1] Pablo Kurlat (2019)
[2] Stephen M. Miller & Luis Filipe Martins & Rangan Gupta (2017)
[3] Rangan Gupta & Anandamayee Majumdar (2015)
[4] Projection Pursuit Regression
[5] Manjong Lee & Sung Guan Yun (2014)
[6] Angus C. Chu & Ching-Chong Lai (2013)

کیمبروف و اسپیردیوپولوس[1] (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با عنوان «هزینه رفاهی تورم در یونان» با استفاده از روش OLS و OLS پویا، کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره را در الگوی لگاریتمی و نیمه‌لگاریتمی برآورد کرده، سپس با استفاده از روش تعادل جزئی هزینه رفاهی تورم را اندازه‌گیری نموده‌اند. برآورد آنها بیانگر این است که هزینه رفاهی تورم ۱۰ درصد، در دامنه۰/۵۹ تا ۰/۹۱درصد تولید ناخالص داخلی است.

و از مطالعات داخلی در زمینه هزینه رفاهی تورم می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

حیدرپور(۱۴۰۰) با استفاده از یک رویکرد کینزین جدید و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و برجسته نمودن نقش مصرف خانوار درسیاست پولی بهینه، به محاسبه پیامد رفاهی تورم می‌پردازد. همچنین آثار و پیامدها، توابع واکنش، زیانهای ناشی از افزایش تورم و دور شدن از قاعده بهینه تورم را بررسی می‌کند. نتایج حاکی از آن است که تورم حتی در سطوح پایین نیز کاهنده رفاه محسوب می‌شود. به‌طور خاص، در شرایط وجود تورم ۱۰ درصد، هزینه رفاهی تورم به میزان ۵/۵ درصد محاسبه می‌شود.

طباطبایی نسب، علوی‌راد و صباغچی (۱۴۰۰) دادوستد موجود بین تورم و رفاه برای اقتصاد ایران در دورهٔ ۱۳۹۹-۱۳۶۷ و ارتباط غیرخطی آن با افزایش حجم پول را با رویکرد «مارکوف سوئیچینگ » بررسی کرده‌اند. برای این منظور با استفاده از یک روش استاندارد که توسط لوکاس (۲۰۰۰).ایرلند (۲۰۰۹) و مودگلیانی و اورگا (۲۰۱۸) دنبال شده، دو تابع تقاضای پول با مشخصات لگاریتم کامل و نیمه‌لگاریتمی‌برآورد شده است. نتایج حاکی از وجود رابطهٔ غیرخطی بین حجم پول و هزینهٔ رفاهی تورم بوده است. همچنین در نرخ بهره ۱۰ ٪ هزینهٔ رفاهی تورم برای مدل لگاریتم کامل در رژیم یک معادل ۰/۷۵٪ ، در رژیم دو ۰/۶۷٪ و در رژیم سه۰/۷۸٪ تولید ناخالص داخلی است و برای مدل نیمه‌لگاریتمی‌در رژیم یک معادل۰/۰۳۹٪ ، در رژیم دو ۰/۰۳۶٪ و در رژیم سه۰/۰۳۱٪ تولید ناخالص داخلی است.

ایزدخواستی(۱۳۹۷) به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویا بر تورم و رفاه بر مبنای پول در تابع مطلوبیت در اقتصاد ایران می‌پردازد. نتایج حاصل از کالیبره کردن و تحلیل حساسیت در وضعیت یکنواخت، بیانگر این است که با کاهش نرخ رشد عرضه پول از ۲۲ درصد در حالت پایه به ۱۲ درصد، نرخ تورم از ۲۰/۴۵ درصد به ۱۰/۵۷ درصد کاهش می‌یابد و مانده‌های واقعی پول از ۰/۱۳۰۴ به ۰/۱۳۵۲ واحد افزایش می‌یابد، اما نسبت سرمایه به نیروی کار، تولید سرانه و مصرف سرانه در وضعیت یکنواخت تغییر نمی‌کنند. در نهایت، با کاهش در نرخ رشد پولی و افزایش مانده‌های واقعی پول، رفاه در وضعیت یکنواخت افزایش می‌یابد.

بخشی دستجردی و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی هزینه رفاهی تورم در قالب مدل کینزی جدید برای اقتصاد ایران پرداخته، که نتایج کالیبره‌سازی به‌صورت زیر هستند: در حالت یکنواخت، مالیات حق‌الضرب هزینه‌های بالاتری بر رفاه اجتماعی نسبت به مالیات بر مصرف اعمال می‌کند. همچنین هزینه رفاهی تورم به‌صورت خطی با نرخ تورم افزایش می‌یابد و هزینه رفاهی در یک مدل بدون مخارج دولتی بیشتر از مدل با مخارج دولتی است. از لحاظ عددی، در مدل معیار نرخ تورم سالیانه ۱۰ درصد شامل هزینه رفاهی ۱/۶۹ درصد از مصرف یکنواخت بدون مخارج دولتی است. اگر مخارج دولتی به مدل اضافه شود، این هزینه ۱/۲۸ درصد خواهد بود. با استفاده از مدل RBC این میزان تنها ۰/۵ درصد خواهد بود. براساس مقیاس اسکاری(۲۰۰۹). نرخ تورم به افزایش هزینه‌های رفاهی منجر می‌شود، اما مالیات بر مصرف به کاهش هزینه‌های رفاهی منجر می‌شود.

[1] Kent Kimbrough & Ioannis Spyridopoulos (2012)

زمانیان و شیوایی (۱۳۹۵) با برآورد سیستم معادلات تقاضای AIDS به روش رگرسیون‌های به ظاهر غیرمرتبط تکراری در دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۴، هزینه رفاهی ناشی از افزایش قیمت‌ها در اقتصاد ایران را محاسبه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که براساس معیار تغییرات جبرانی در دوره ۱۳۹۲- ۱۳۵۴، برای جبران آثار رفاهی تورم یک خانوار با بعد ۴/۵ نفر، باید سالیانه به‌طور متوسط ۱۳ درصد مخارج کل به خانوارها پرداخت می‌گردید تا در سطح مطلوبیت اولیه باقی می‌ماندند. محاسبه ضریب همبستگی معیار تغییرات جبرانی با نرخ تورم سالیانه گروه‌های مختلف کالایی نشان می‌دهد که گروه‌های کالایی مسکن، خوراک و بهداشت و درمان به‌ترتیب با ضرایب همبستگی ۹۶، ۶۱ و۶۷ درصد، بیشترین اثر رفاهی منفی را بر مصرف‌کنندگان شهری داشته‌اند.

خلیلی، عباسی نژاد و گودرزی فراهانی (۱۳۹۵) به بررسی هزینه رفاهی تورم در اقتصاد ایران پرداخته و در این راستا ابتدا به برآورد تابع تقاضای پول براساس روش هم‌انباشتگی و مدل حداقل مربعات معمولی پویا DOLS می‌پردازند. برآورد صورت گرفته برای معادله تقاضای پول برای استخراج پارامترهای کشش بهره ای و درآمد و پارامتر حساسیت تقاضای پول به نرخ تورم در دو حالت‌ایستا و پویا صورت گرفته است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که در مدل ایستا برای یک نرخ تورم ۱۰ درصدی هزینه رفاهی تورم به‌صورت نسبتی از درآمد برابر با ۳۶/۵ و برای یک مدل پویا برابر با ۳۵/۴ بوده است. همچنین نتایج نشان‌دهنده این است که سیاست‌های بانک مرکزی که به کاهش در نرخ تورم منجر شده است، به اندازه کافی به کاهش در هزینه رفاهی تورم منجر شده و این میزان را به سمت قاعده بهینه فریدمن سوق داده است.

## ۳. روش پژوهش

الگوی استفاده شده در مقاله حاضر براساس کار B. Heer است. چهار قسمت مختلف داریم که عبارتند از: خانوارها، بنگاه، دولت و مقام پولی. الگو مبتنی بر نظرات پیساریدس(۱۹۹۰) بوده، به‌طوریکه بازارهای کار در معرض اصطکاک قرار دارند. تمام متغیرها پیوسته فرض می‌شوند و لذا اندیس زمان را برای سهولت حذف و نهایتاً پول با استفاده از محدودیت پیش‌پرداخت نقدی(CIA) در مدل وارد شده است.

### ۳-۱. خانوار

خانوارها در یک مقیاس قرار دارند. خانوار نمونه شامل اعضای مختلفی است که عوامل آن یا کار می‌کنند، یا در جستجوی شغل هستند و یا از فراغت خود لذت می‌برند. حرف n نشان‌دهنده سهم عواملی است که کار می‌کنند، s سهم آنهایی است که به‌دنبال کار می‌گردند و 1-n-s نشان دهندهٔ افراد بیکاری است که به‌صورت فعال در جستجوی شغل هم نیستند. همچنین n ، s و 1-n-s را می‌توان تعداد عوامل شاغل، تعداد عوامل بیکار و تعداد عواملی که خارج از نیروی کار هستند در نظر گرفت.

علاوه‌براین فرض می‌شود کارکردن n و جستجوی s باعث عدم مطلوبیت عوامل می‌شود.

خانوارها مطلوبیت بین دوره‌ای[1] خود را به حداکثر می‌رسانند:

$$\int_0^{\infty} U(c,s,n)e^{-pt}dt = \int_0^{\infty}\left[\frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \beta\frac{(n+s)^{\eta}}{\eta}\right]e^{-\rho t}dt \qquad (۱)$$

[1] Intertemporal Utility

که در آن c، ρ، $\frac{1}{\sigma}$ و $\beta$ به‌ترتیب نشان‌دهنده مصرف، نرخ تنزیل[1]خانوار، کشش جانشینی بین‌دوره‌ای[2] و پارامترترجیحی مرتبط با اوقات فراغت هستند.

خانوارها با دو محدودیت روبرو هستند: محدودیت بودجه و محدودیت CIA.

$$\dot{a} = \dot{k} + \dot{m} = (1 - \tau_w)wn + rk + \Omega + tr - c - \pi m \quad (۲)$$

که در آن a ، $\tau_w$ ، w ، r ، $\pi$ ، $\Omega$ و tr به‌ترتیب دارایی‌های حقیقی، نرخ مالیات بردستمزد ، نرخ دستمزد، نرخ بهره واقعی، نرخ تورم ، سود و پرداخت‌های مقطوع[3] مقام پولی است .

کالای مصرفی c شامل کالای نقدی ψc و کالای اعتباری (1- ψ)c است. خرید کالای نقدی نیز منوط به محدودیت پیش‌پرداخت نقدی است:

$$\psi pc \leq pm \quad (۳)$$

که در آن، P نشان‌دهندهٔ سطح قیمت با $\pi \equiv \frac{\dot{P}}{P}$ است.

ویژگی بارزاین اقتصاد این است که اشتغال یا n به‌صورت تدریجی تغییر می‌کند:

$$\dot{n} = qs - \theta n \quad (۴)$$

که در آن، q نشان‌دهندهٔ احتمال یافتن شغل توسط عوامل جستجوگر است. افزون براین، کارگرانی که کار خود را از دست داده‌اند با نرخ θ به‌صورت برونزا در نظر گرفته می‌شوند.

برمبنای آنچه بیان شد، در حالت یک راه‌حل داخلی[4] $1 - n - s > 0$ ، s , n ، با به‌کارگیری نظریه کنترل بهینه[5] و اصل ماکزیمم[6] و تشکیل تابع‌هامیلتونی ارزش فعلی[7] شرایط مرتبه اول (FOC) خانوار به شکل زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma}\left[r - \rho - \frac{\psi\dot{\pi}}{1 + \psi(r + \pi)} - \frac{\psi\dot{r}}{1 + \psi(r + \pi)}\right] \quad (۵)$$

$$q\Phi = \beta(s + n)^{\eta - 1} \quad (۶)$$

$$\dot{\Phi} = (\theta + \rho)\Phi + \beta(s + n)^{\eta - 1} - \frac{w}{c^{\sigma}}\frac{1 - \tau_w}{1 + \psi(r + \pi)} \quad (۷)$$

که درآن، $\Phi$ نشان‌دهندهٔ ارزش جاری قیمت سایه اشتغال برای خانوارهاست. در معادلات (۵) و (۷) پویایی مصرف c و $\Phi$ توصیف شده است. طبق معادلهٔ (۶) ، سود نهایی جستجوی شغل $q\phi$ برابر است با هزینهٔ نهایی جستجو یعنی $\beta(s + n)^{\eta-1}$.

### ۳-۲. مقام پولی

عرضه اسمی‌پول یعنی M= Pm با نرخ μ افزایش می‌یابد:

[1] Discount Rate
[2] Intertemporal Elasticity Of Substitution
[3] Lump-Sum Transfers
[4] Interior Solution
[5] Optimal Control Theory
[6] The Maximum Principle
[7] The Current-Value Hamiltonian

$$\frac{\dot{M}}{M} = \mu \quad (۸)$$

حق الضرب[1] به‌دست آمده ازایجاد پول ، به خانوارها به‌صورت مقطوع پرداخت می‌شود:

$$tr = \mu m \quad (۹)$$

### ۳-۳. بنگاه

بنگاه‌ها به‌صورت همانند و در یک مقیاس فرض می‌شوند که از نیروی کار n و سرمایهٔ k برای تولید کالای مصرفی-سرمایه‌ای y استفاده می‌کنند. بازدهی نسبت به مقیاس ثابت است و از تابع تولید کاب داگلاس تبعیت می‌کند:

$$y = f(k,n) = Ak^{\alpha}n^{1-\alpha} \quad (۱۰)$$

بنگاهها نیز سود تنزیل شده را به حداکثر می‌رسانند:

$$\int_0^{\infty} \Omega e^{-\int_0^1 r(h)dh} dt \quad (۱۱)$$

که در آن سود با معادله زیر به‌دست می‌آید:

$$\Omega = f(k,n) - (r+\delta)k - wn - \kappa v + \tau_i(\dot{k} + \delta k) \quad (۱۲)$$

که نرخ استهلاک سرمایه $\delta$ و هزینه نگهداری تعداد $v$ فرصت شغلی خالی نیز برابر است با $\kappa v$. هزینه‌های فرصت‌های شغلی خالی $\kappa v$ نشان‌دهندهٔ هزینه‌های حقیقی تولید بابت استخدام ، بررسی یا آموزش کارگران است.

هریک ازبنگاه‌ها با نرخ $\vartheta$ به پرکردن فرصت‌های شغلی خالی خود می‌پردازند و استخدام آنها از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\dot{n} = \vartheta v - \dot{\theta} n \quad (۱۳)$$

به‌این ترتیب شرایط حداکثرسازی بنگاه از معادلات زیر به دست می‌آید:

$$f_k(k,n) = (1-\tau_i)(r+\delta) \quad (۱۴)$$

$$\kappa = \nu\vartheta \quad (۱۵)$$

$$\dot{\nu} = (\theta + r)\nu - (\dot{f}_n(k,n) - w) \quad (۱۶)$$

که در آن، $\nu$ ، $\tau_i$ و$f_i$ (k , n) به‌ترتیب نشانگر ارزش جاری قیمت سایه استخدام بنگاه‌ها، اعتبار مالیاتی سرمایه‌گذاری و تولید نهایی i ، i = k , n است.

معادلهٔ (۱۴). بیانگر تولید نهایی سرمایه است. در معادلهٔ (۱۵). هزینهٔ نهایی یک فرصت شغلی خالی $v$ برابر است با سود نهایی آن و پویایی‌های ارزش جاری قیمت سایه اشتغال (استخدام) $\nu$ نیز با معادلهٔ (۱۶) به‌دست می‌آید.

[1] Seignorage

### ۳-۴. دولت

دولت درآمد خود را از طریق مالیات بر درآمد نیروی کار تأمین می‌کند و بودجهٔ دولت همیشه در حالت تعادل قرار دارد، به‌صورتی که مخارج دولت شامل اعتبارات مالیاتی سرمایه‌گذاری[1] $\tau_i(\dot{k}+\delta k)$، برابر است با مالیات بر درآمد نیروی کار $\tau_w wn$:

$$\tau_i(\dot{k}+\delta k)=\tau_w wn \qquad (۱۷)$$

### ۳-۵. انطباق و تعیین دستمزد

جریان تطابق شغلی L به‌صورت بازدهی‌های ثابت نسبت به مقیاس فن آوری توصیف می‌شود:

$$L=L_0 v^{\gamma} s^{1-\gamma} \qquad L_0>0\,,0<\gamma<1 \qquad (۱۸)$$

نرخ یافتن شغل برای عوامل جستجوگر با معادلهٔ $q = L / s$ به‌دست می‌آید، در حالی که بنگاهها فرصت‌های شغلی خود را با نرخ $\vartheta = L / v$ پر می‌کنند. در تعادل، تعداد عواملی که شغل خود را می‌یابند برابر است با تعداد فرصت‌های شغلی پر شده، یعنی $\vartheta v = qs$.

اگر هیچ آگهی استخدامی‌منتشر نشود ($v = 0$). هیچ تطبیق شغلی نیز رخ نخواهد داد، یعنی $L=0$ خواهد بود. به همین شکل، اگر عوامل در جستجوی شغل نباشند ($S=0$) ، در این صورت $L=0$ خواهد بود.

میزان دستمزد از چانه‌زنی میان بنگاه‌ها و کارگران ناشی می‌شود. هم بنگاه و هم کارگر از یک انطباق موفق سود می‌برند. به‌طور خاص، دستمزد به‌وسیلهٔ چانه‌زنی نَش[2] تعیین می‌شود:

$$\max_{w}[f_n(k,n)-w]^{1-\lambda}\left[w-\beta(s+n)^{\eta-1}\frac{c^{\sigma}}{1-\tau_w}\right]^{\lambda} \qquad (۱۹)$$

که در آن، قدرت چانه‌زنی کارگران با $\lambda$ سنجیده می‌شود. و عبارت $\beta(s+n)^{\eta-1}\frac{c^{\sigma}}{1-\tau_w}$ را می‌توان به‌عنوان دستمزد ذخیره عوامل[3] تعبیر کرد.

دستمزد حاصل از مسئله چانه‌زنی نَش با معادلهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$w=\lambda f_n(k,n)+(1-\lambda)\beta(s+n)^{\eta-1}\frac{c^{\sigma}}{1-\tau_w} \qquad (۲۰)$$

### ۳-۶. تعادل جستجوی رقابتی

تعادل جستجوی رقابتی[4] عبارت است از مجموعه قواعد تصمیم‌گیری[5] $\{c, s, v, k\}$ و قیمت‌ها $\{w, r, \pi\}$ به‌طوریکه:

۱. هریک از متغیرها برابر با متغیرهای کل هستند.

۲. خانوارها مطلوبیت (۱) خود را منوط به (۲) ، (۳) و (۴) به حداکثر می‌رسانند.

---

[1] Investment Tax Credits

اعتبار مالیاتی، نوعی امتیاز است که دولت تحت عنوان مشوق در حوزه‌ای مشخص به شرکت‌ها می‌دهد.

[2] Nash Bargaining

[3] Agent's Reservation Wage

دستمزد ذخیره به‌عنوان حداقل دستمزدی تعریف می‌شود که فرد مایل به پذیرش یک شغل است و با گذشت زمان، بسته به عوامل مختلف، ممکن است تغییر کند.

[4] Competitive Search Equilibrium

[5] Collection Of Decision Rules

۳. بنگاه‌ها سود (۱۱) خود را منوط به (۱۲) و (۱۳) به حداکثر می‌رسانند.

۴. دستمزدها و نرخ بهره به ترتیب با (۲۰) و (۱۴) به‌دست می‌آید.

۵. دارایی‌ها براساس (۲) انباشته می‌شود.

۶. اشتغال طبق (۴) گسترش می‌یابد.

۷. رشد اسمی‌پول با نرخ برون‌زای $\mu$ صورت می‌گیرد.

۸. بازار کالا تسویه می‌شود:

$$\dot{k} = f(k,n) - \delta k - c - \kappa v \quad (۲۱)$$

۹. بودجهٔ دولت (۱۷) تعادل دارد.

نهایتاً درتعادل، اقتصاد مفروض را می‌توان با معادلات (۲۲) و(۲۳) ونیز(۲۴) توصیف نمود:

$$\frac{\dot{\pi}}{\pi} = (\sigma(\pi - \mu) + r - \rho)\frac{1+\psi(r+\pi)}{\psi\pi} - \frac{\dot{r}}{\pi} \quad (۲۲)$$

$$(1-\tau_i)\dot{r} = \alpha(1-\alpha)A\left(\frac{n}{k}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{\dot{n}}{n} - \frac{\dot{k}}{k}\right) \quad (۲۳)$$

$$q = L_0\left(\frac{v}{s}\right)^{\gamma} \quad (۲۴)$$

## ۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

به‌طور کلی دو روش برای تعیین پارامترها در الگوهای تعادل عمومی‌پویا وجود دارد:

۱. برآورد پارامترها که به روش بیزی[1] و حداکثر درستنمایی[2] انجام می‌شود.

۲. کالیبره کردن پارامترهای الگو

کالیبراسیون اغلب مبتنی‌بر مقداردهی پارامترهای الگو براساس مطالعات موجود در زمینه موضوع است. با تعیین پارامترهای مدل می‌توانیم مسئله حداکثررسانی را حل و مقادیر وضعیت پایدار[3] متغیرهای مدل را به‌دست آوریم. لذا با توجه به بهره‌گیری این مقاله از روش کالیبراسیون، مقادیر پارامترهای مورد استفاده در جدول (۱) ارائه شده است.

**جدول ۱. پارامترهای به‌کار رفته در الگوی تحقیق**

| پارامتر | مقدار | منبع |
|---|---|---|
| $\sigma$ | ۱/۵۲ | سلیمی‌فر و همکاران(۱۳۹۷) |
| $\beta$ | ۱۲/۰۲ | یافته تحقیق |
| $\eta$ | ۳/۱۷ | طائی (۱۳۸۵) |
| $\alpha$ | ۰/۲۵ | عرب مازار (۱۴۰۱) به نقل ازانعامی(۱۳۹۸) |
| $L_0$ | ۰/۷۹ | باقری(۱۳۹۲) |
| $\delta$ | ۰/۰۱۴ | کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) |
| $\kappa$ | ۷/۸۷۷۶ | یافته تحقیق |

[1] Bayesian
[2] Maximum Likelihood
[3] Steady State

| پارامتر | مقدار | منبع |
|---|---|---|
| $\lambda$ | ۰/۴ | کشاورز(۱۳۹۸) |
| $\gamma$ | ۰/۶۵۳ | فقهی کاشانی و لک (۱۴۰۰) |
| $\mu$ (سالانه) | ۰/۲۳۰۴ | حقیقت و همکاران(۱۳۹۷) |
| $\theta$ | ۰/۰۴۳ | فقهی کاشانی و لک (۱۴۰۰) به نقل از عبادی(۱۳۹۶) |
| A | ۱ | نرمالایزشده |
| $\rho$ | ۰/۰۱ | Heer(2015) |
| $\psi$ | ۰/۸۴ | Heer(2000) |

**منبع**: گردآوری براساس تحقیقات انجام شده

مشارکت نیروی کار[1]در حالت پایدار $s^{ss}+n^{ss}=$ ۰/۴۵ و نرخ بیکاری $\frac{s^{ss}}{n^{ss}+s^{ss}} \simeq$ ۰/۱۱ است(مرکز آمارایران). کشش عرضه نیروی کار برابر است با $\varepsilon=\frac{1}{\eta-1}$ که از آن مقدار $\eta$ بدست می‌آید، که با توجه به طائی (۱۳۸۵) عکس کشش عرضه نیروی کاربرابر با۲/۱۷می‌باشد. ضمن‌اینکه مقادیر $\kappa$و $\beta$ بریک وضعیت پایدار$s^{ss}+n^{ss}=$ ۰/۴۵ و $\frac{s^{ss}}{n^{ss}+s^{ss}}=$ ۰/۱۱ دلالت می‌کند، بطوریکه کلیه معادلات مربوطه الگو برقرار باشد. دوره زمانی را سه ماهه فرض کرده و نرخ رشد اسمی سه ماهه پول با توجه به رابطه $(1+g)^4-1=G$ که در آن $g$ نرخ رشد سه ماهه و$G$ نرخ رشد سالیانه است را برابر با ۰/۰۵۳ در نظر می‌گیریم.

از آنجایی‌که در حالت معیار[2]، تمرکز بر روی تجزیه و تحلیل انحراف ناشی از تورم در صورت وجود جستجو در بازار کار است، در گام اول هیچ انحراف دیگری را وارد نمی‌کنیم و نقش فعالی را نیز برای دولت در نظر نمی‌گیریم. لذا نرخ مالیات بر درآمد نیروی کار $\tau_w$ و نرخ اعتبارات مالیاتی سرمایه‌گذاری $\tau_i$ برابر با صفر خواهد بود ($\tau_w=0$ و $\tau_i=0$).

با مقداردهی پارامترهای به‌کار رفته در الگوی تحقیق در معادلات بخش‌های مختلف ذکرشده الگو ، مقادیر کالیبره شده متغیرهای مدل در وضعیت پایدار و در حالت معیار در جدول (۲) گزارش شده است. قابل ذکر است، کلیه محاسبات با نرم‌افزار MATLAB انجام شده است.

**جدول ۲. مقادیر کالیبره شده متغیرهای الگو در وضعیت پایدار و در حالت معیار**

| متغیر | مقدار | متغیر | مقدار |
|---|---|---|---|
| $y^{ss}$ | ۰/۸۷۴۷ | $k^{ss}$ | ۹/۱۱۱۲ |
| $c^{ss}$ | ۰/۶۳۶۱ | $r^{ss}$ | ۰/۰۱ |
| $s^{ss}$ | ۰/۰۴۹۵ | $\pi^{ss}$ | ۰/۰۵۳ |
| $n^{ss}$ | ۰/۴۰۰۵ | $v^{ss}$ | ۰/۰۱۴۱ |
| $q^{ss}$ | ۰/۳۴۷۹ | $\vartheta^{ss}$ | ۱/۲۲۱۵ |
| $w^{ss}$ | ۱/۲۹۶۲ | $U^{ss}$ | -۲/۷۳۴۹ |

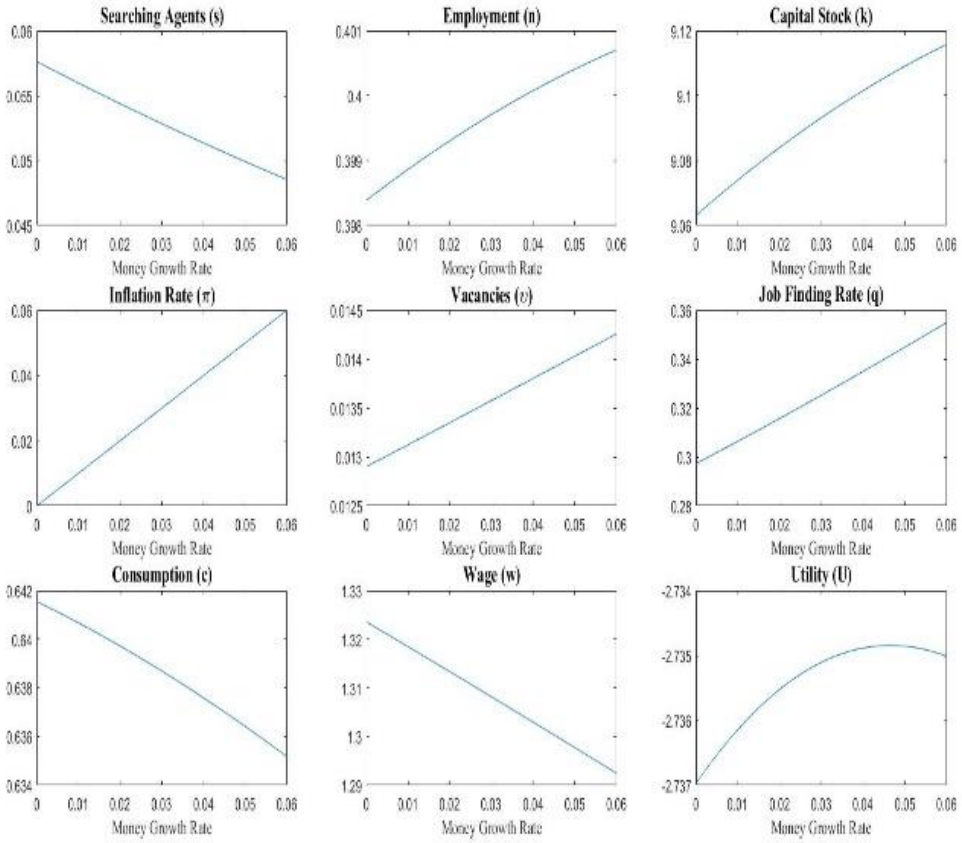
**منبع**: یافته‌های تحقیق

[1] Labor Force Participation
[2] Benchmark Case

### ۴-۱. تحلیل رشد متوازن

در این بخش، به بررسی آثار سیاست پولی بر مسیر رشد متوازن می‌پردازیم. در طول مسیر رشد متوازن متغیرهای درون‌زای مدل میلی به تغییر نداشته و ثابت هستند. از آنجا که آثار یک تغییر در نرخ تورم (ناشی از تغییر نرخ رشد عرضهٔ پول) را به‌لحاظ تحلیلی نمی‌توان مطالعه کرد، اما از نظر عددی قابل بررسی است، لذا آثار تغییر نرخ رشد پول بر مقادیر تعادلی متغیرهای درون‌زا در شکل (۱) به‌ازای $\mu \in [0\ ,0.06]$ ارائه شده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود به‌دنبال افزایش نرخ رشد پول $\mu$ ، نرخ تورم $\pi$ افزایش یافته و خانوارها به‌دلیل محدودیت پیش‌پرداخت نقدی، فراغت را جایگزین مصرف می‌کنند، این اثر باعث کاهش تعادل اشتغال $n$ می‌شود. ازطرفی بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی خود یعنی $v$را افزایش می‌دهند، احتمال یافتن شغل $q$ بالا رفته، اثر مؤخر غلبه و تعادل اشتغال افزایش می‌یابد. نرخ تورم بالا دو اثر متضاد بر تعداد بهینهٔ فرصت‌های شغلی خالی اعلام شده (آگهی‌های استخدامی) دارد. از یک طرف، عوامل کمی‌درحال جستجوی شغل هستند که نرخ $\vartheta$ را که در آن بنگاه‌ها می‌توانند یک فرصت شغلی را پر کنند، کاهش می‌دهد. از طرف دیگر، تورم بالا باعث کاهش سطح بهینهٔ مصرف می‌شود و خانوارها سرمایهٔ $k$ را جایگزین تعادل‌های پولی واقعی $m$ می‌کنند. بر طبق (۲۰) دستمزدها کاهش می‌یابد، گرچه نرخی که در آن عوامل فرصت‌های شغلی را پر می‌کنند کاهش می‌یابد، اما کاهش دستمزدها بنگاه‌ها را به اعلام فرصت‌های شغلی خالی (آگهی‌های استخدامی) بیشتر وادار می‌کند.




**شکل ۱. آثار steady state نرخ رشد پول $\mu$**

در خصوص آثار کمّی‌نیز، با کاهش نرخ رشد پول سه ماهه (و در نتیجه، نرخ تورم π) از ۵/۳٪ تا نرخ رشد پولی حداکثرکننده مطلوبیت آنی[1]در وضعیت پایدار یعنی ۴/۶۶٪ ، اشتغال به میزان ۰/۰۴۹٪ قبل(یعنی نسبت به مقادیر جدول ۲ ) کاهش‌می‌یابد. به‌همین ترتیب سرمایه به میزان ۰/۰۵٪ کاهش یافته، در حالی که مصرف به میزان ۰/۱۱٪ افزایش می‌یابد. دستمزدها به میزان ۰/۲۵٪ بالا می‌رود و بنگاه‌ها آگهی استخدامی‌کمتری منتشر می‌کنند. مطلوبیت آنی ابتدا افزایش می‌یابد و در$\pi_{max}$=۴/۶۶ درصد به حداکثر خود یعنی ۲/۷۳۴۸- می‌رسد و سپس کاهش می‌یابد. جستجو در بازار کار باعث می‌شود نرخ سود اسمی‌صفر نتواند مطلوبیت آنی وضعیت پایدار را به حداکثر برساند.

نتایج حاصل از کاهش نرخ رشد پول سه ماهه از ۵/۳٪ تا نرخ رشد پولی حداکثرکننده مطلوبیت آنی در وضعیت پایدار یعنی۴/۶۶٪ در جدول ۳ ارائه شده است.

**جدول ۳. میزان تغییر متغیرهای الگو با کاهش $\mu$ از ۵/۳٪ به ۴/۶۶٪ در وضعیت پایدار**

| $\frac{\Delta y^{ss}}{y^{ss}}$ | $\frac{\Delta c^{ss}}{c^{ss}}$ | $\frac{\Delta s^{ss}}{s^{ss}}$ | $\frac{\Delta n^{ss}}{n^{ss}}$ | $\frac{\Delta q^{ss}}{q^{ss}}$ | $\frac{\Delta w^{ss}}{w^{ss}}$ | $\frac{\Delta k^{ss}}{k^{ss}}$ | $\frac{\Delta r^{ss}}{r^{ss}}$ | $\frac{\Delta U^{ss}}{U^{ss}}$ | $\frac{\Delta v^{ss}}{v^{ss}}$ | $\frac{\Delta \vartheta^{ss}}{\vartheta^{ss}}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| -۰/۰۰۰۵ | ۰/۰۰۱۱ | ۰/۰۱۸ | ۰/۰۰۰۴۹ | -۰/۰۱۸ | ۰/۰۰۲۵ | -۰/۰۰۰۵ | ۰ | ۰/۰۰۰۰۳ | -۰/۰۰۷ | ۰/۰۰۹ |

**منبع**: یافته‌های تحقیق

در ادامه، میزان رفاه ناشی از کاهش نرخ رشد پولی سه ماهه ( و درنتیجه، نرخ تورم π ) در وضعیت پایدار در جدول (۴) ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود با کاهش نرخ رشد پولی سه ماهه از ۶٪، میزان مطلوبیت آنی در وضعیت پایدار افزایش یافته، در نرخ رشد پولی ۴/۶۶٪ به حداکثر رسیده و پس از آن کاهش می‌یابد.

**جدول ۴. میزان مطلوبیت آنی ناشی از نرخ رشد پولی سه ماهه (نرخ تورم) در وضعیت پایدار**

| $\mu(\%)$ | ۶ | ۵/۳ | ۴/۶۶ | ۴ | ۳ | ۲ | ۱ | ۰ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $U^{ss}$ | -۲/۷۳۵۰ | -۲/۷۳۴۹ | -۲/۷۳۴۸ | -۲/۷۳۴۹ | -۲/۷۳۵۱ | -۲/۷۳۵۵ | -۲/۷۳۶۱ | -۲/۷۳۷۰ |

**منبع**: یافته‌های تحقیق

در گام بعدی، با توجه به‌اینکه حالت معیار را حالتی فرض کردیم که هیچ دولتی وجود ندارد ($\tau_w = 0$ و $\tau_i = 0$)، افزایش $\tau_i$ را تحلیل می‌کنیم که با یک افزایش جبرانی در $\tau_w$ (طبق رابطه ۱۷ با $\dot{k} = 0$) تأمین مالی می‌شود.

بدین منظور برای $\tau_i$ مختلف ، میزان نرخ تورم حداکثرکننده مطلوبیت آنی در وضعیت پایدار($\pi_{max}$ ) در جدول (۵) ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود با افزایش نرخ یارانه سرمایه‌گذاری یا همان نرخ اعتبارات مالیاتی (سیاست مالیاتی). میزان نرخ تورمی‌که مطلوبیت آنی را در وضعیت پایدار به حداکثر می‌رساند، کاهش می‌یابد.

[1] Instantaneous Utility

**جدول ۵. میزان نرخ تورم حداکثرکننده مطلوبیت آنی در وضعیت پایدار با لحاظ $\tau_i$**

| $\tau_i$ | ۰/۰۱ | ۰/۰۵ | ۰/۱۰ | ۰/۲۰ | ۰/۳۰ | ۰/۴۰ | ۰/۵۰ | ۰/۶۰ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $\pi_{max}$ | ۰/۰۴۶۳ | ۰/۰۴۵۵ | ۰/۰۴۴۳ | ۰/۰۴۱۵ | ۰/۰۳۸۲ | ۰/۰۳۳۷ | ۰/۰۲۷۳ | ۰/۰۱۶۶ |

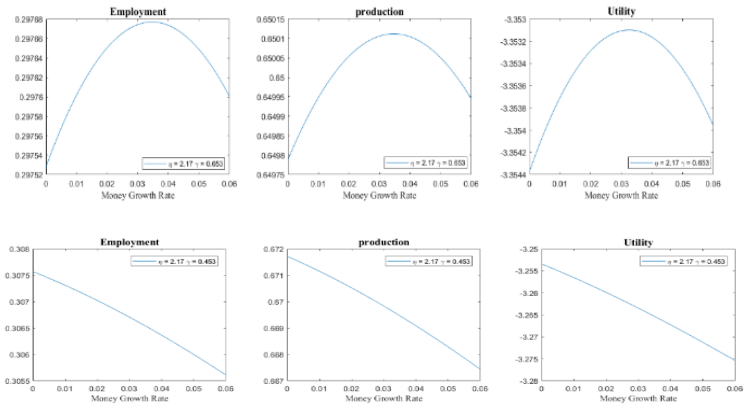
**منبع**: یافته‌های تحقیق

### ۴-۲. تحلیل حساسیت

دراین بخش، به تحلیل حساسیت متغیرهای الگو پرداخته می‌شود. با توجه به شکل (۱). نتایج کیفی حاصل از تغییر پارامترها بجز برای پارامترهای $\eta$ و $\gamma$ نتایجی قوی به‌شمار می‌رود، به‌عبارت دیگر به دنبال تغییر در هریک از پارامترهای الگو (بجز $\eta$ و $\gamma$ ) مشاهده می‌شود که روابط میان متغیرها با نرخ رشد پول در بازه $\mu \epsilon [0 , 0.06]$ رابطه‌ای قوی و استوار است.

همان‌گونه که در شکل۲ مشاهده می‌شود، اشتغال با افزایش نرخ تورم سه ماهه و با انتخاب پارامترهای $\gamma = 2.17$ $\eta = 0.653$ ابتدا افزایش یافته، به حداکثر رسیده ( $\pi$=0.347 ) و سپس کاهش می‌یابد. رفتار کیفی تولید نیز شبیه به رفتار اشتغال است. مطلوبیت آنی نیز ابتدا افزایش یافته، به حداکثر رسیده و سپس روندی کاهشی می‌یابد. ضمن‌اینکه با انتخاب پارامترهای $\gamma = 2.17, \eta = 0.453$ نیز اشتغال، تولید و مطلوبیت با افزایش $\mu$ ، کاهش می‌یابد.

لذا به‌عنوان نتیجهٔ اصلی، می‌توان چنین بیان کرد که هم اشتغال و هم سیاست‌های پولی برای حداکثرسازی مطلوبیت در وضعیت پایدار به کشش عرضه نیروی کار ( $\varepsilon = \frac{1}{\eta - 1}$ ) و کشش فرصت‌های شغلی خالی در تطبیق شغلی( $\gamma$ ) بستگی دارد.




**شکل ۲. تحلیل حساسیت برای $\eta$ و $\gamma$**

### ۴-۳. معیار رفاه

در یک مدل پویا با پایه‌های خردی، رفاه می‌تواند از تابع مطلوبیت خانوار استخراج شود. معیار رفاه برای اندازه‌گیری هزینه یا عایدی رفاهی تورم، مطلوبیت خانوار نمونه در وضعیت پایدار است که در بخش خانوار به‌صورت زیرمعرفی شد:

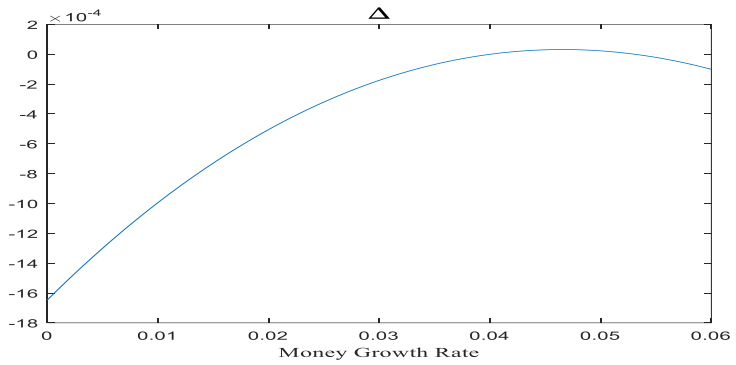
$$U = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \beta \frac{(n+s)^{\eta}}{\eta}$$

به‌عبارت دیگر، طبق آنچه که McGrattan (1994) مطرح کرده است، آثار رفاهی تغییر در سیاست پولی با تغییر مطلوبیت مربوط به یک عامل نمونه محاسبه می‌شود. عایدی رفاهی جابجایی از تخصیص $\{c, s, n\}$ به تخصیص $\{c', s', n'\}$ با مصرفی معادل افزایش $\Delta$ به‌دست می‌آید:

$$U((1+\Delta)c, s, n) = U(c', s', n')$$

نتایج حاصل برای کاهش نرخ تورم از ۵/۳ درصد به نرخ‌های مختلف درشکل (۳) ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود با افزایش نرخ رشد پولی و به‌تبع آن نرخ تورم($\pi^{ss} = \mu$) ، عایدی (زیان) رفاهی در وضعیت پایدار، افزایش (کاهش) یافته در نرخ تورم ۴/۶۶ درصداین عایدی (زیان) به حداکثر (حداقل) رسیده و پس از آن کاهش (افزایش) می‌یابد.

با کاهش نرخ رشد پول ۵/۳٪ =$\mu$ به نرخ رشد پولی که مطلوبیت را در وضعیت پایدار به حداکثر می‌رساند یعنی ۴/۶۶٪ =$\mu$ ، رفاه خانوار نمونه به میزان ٪ ۰/۰۰۳۱ مصرف افزایش می‌یابد. بنابراین در این چارچوب می‌توان نرخ تورم ۴/۶۶ درصدی سه ماهه را به‌عنوان نرخ تورم بهینه در وضعیت پایدار در نظر گرفت. لذا براین اساس، قاعده فریدمن برقرار نیست. شایان ذکر است که طبق قانون مقدار بهینه پولی فریدمن، تورمی که در آن نرخ بهره اسمی برابر صفر باشد، نرخ تورم بهینه است. درواقع نرخ تورم بهینه از دید قاعده فریدمن منفی است (برابری نرخ تورم با منفی نرخ بهره واقعی).




**شکل ۳. اثرات رفاهی تورم دروضعیت پایدار**

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله، هزینه‌های رفاهی تورم در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پولی با لحاظ نظریه جستجو در بازارکار بررسی شد. نتایج حاصل، این نگاه متعارف مبنی بر اینکه تورم باعث کاهش اشتغال، تولید و رفاه می‌شود را به چالش می‌کشاند. نخستین نتیجه‌ای که در کالیبراسیون مدل برای اقتصاد ایران به‌دست آمد این است که نرخ‌های پایین‌تر تورم باعث کاهش اشتغال، تولید و رفاه می‌شود. نتیجهٔ دوم این است که در صورت وجود اصطکاکات بازار کار، نرخ تورم و رشد پول بالاتر از صفر همواره برای تولید، اشتغال و مطلوبیت، نامطلوب نیست. به‌طوری که هم اشتغال و تولید و هم سیاست‌های پولی جهت حداکثرسازی مطلوبیت و رفاه در حالت پایدار به دو پارامتر در بازار کار بستگی دارد: کشش عرضهٔ نیروی کار و کشش فرصت‌های شغلی در انطباق هر چه میزان کشش عرضهٔ نیروی کار و کشش

فرصت‌های شغلی در انطباق کمتر باشد، احتمال اینکه تورم آثار معکوسی بر اشتغال و رفاه داشته باشد بیشتر می‌شود. در این چارچوب می‌توان نرخ تورم ۴/۶۶ درصدی سه ماهه را به‌عنوان نرخ تورم بهینه در وضعیت پایدار در نظر گرفت. ضمن اینکه عایدی رفاهی حاصل از کاهش نرخ تورم سه ماهه به حد نرخ تورم بهینه در وضعیت پایدار به میزان ۰/۰۰۳۱٪ مصرف کل محاسبه می‌شود و همچنین می‌توان به‌صورت یک فرضیه ادعا نمود که در این چارچوب، قاعده فریدمن قاعده‌ای نیست که همیشه و همه جا برقرار باشد. ازسوی دیگر با افزایش اعتبارات مالیاتی سرمایه‌گذاری شاهد کاهش نرخ تورم بهینه در وضعیت پایدار هستیم.

لذا پیشنهاد می‌شود در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، هزینه رفاهی مربوط به تورم نادیده گرفته نشود و در سیاست‌های کاهش تورم نیز، آثار این کاهش بر رفاه مد نظر قرار گیرد. از آنجایی که آنچه در اقتصاد ایران مشاهده می‌شود نرخ بالای تورم و بیکاری بوده که در مجموع کاهنده رفاه محسوب می‌شود، با توجه به تأثیر مثبت اعتبارات مالیاتی سرمایه‌گذاری بر نرخ تورم بهینه، نسبت به حوزه سرمایه‌گذاری کسب‌وکارها در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، با اعطای مشوق‌های مالیاتی خاصه اعتبارات مالیاتی توجه ویژه شود که علاوه بر افزایش سرمایه‌گذاری و اشتغال، کاهش دهنده نرخ تورم بهینه نیز می‌باشد و به‌دلیل تأثیر سیاست پولی بر بیکاری، برای بهبود وضعیت بازار کارایران و رفع عدم تعادل‌های موجود دراین بخش، سیاست‌های مناسب اتخاذ شود. مضافاً نظر به اینکه یکی از مشکلاتی که اقتصاد ایران در چند دهه اخیر با آن روبرو بوده است، نرخ رشد نقدینگی بالا در کشور بوده، که این رشد بالای نقدینگی باعث بروز مشکلاتی برای کشور ازجمله تورم شده است و با توجه به‌اینکه تورم دارای آثار و ابعاد گسترده‌ای است و بر رفاه جامعه آثار منفی دارد، در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، کنترل حجم نقدینگی و فراهم نمودن زمینه ایجاد ثبات اقتصادی در جامعه مدنظر قرارگیرد.

**حامی مالی**

مقاله حامی مالی ندارد.

**تعارض منافع**

تعارض منافع وجود ندارد.

**سپاسگزاری**

نویسندگان از تمامی اعضای فصلنامه و نیز داوران ناشناس که در بهبود کیفیت مقاله کمک کردند، تشکر می‌کنند.

## منابع


- امامی، کریم (۱۳۹۹). *اقتصاد کلان* - رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. تهران، انتشارات آماره.
- ایزدخواستی، حجت (۱۳۹۷). تحلیل تأثیر سیاست‌های پولی در الگوی تعادل عمومی پویا بر تورم و رفاه: رویکرد پول در تابع مطلوبیت. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*،۹(۳۱)،۱۰۱-۷۱. https://doi.org/10.29252/jemr.8.31.71
- باقری، سیما، طائی، حسن و بهرامی، جاوید(۱۳۹۲). استخراج منحنی بوریج (بیکاری-فرصت شغلی u-v) در ایران. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۴(۱۳) ، ۱۶۹-۱۹۴.http://jemr.khu.ac.ir/article-1-495-fa.html
- بختیاری، صادق و صمدپور، نرگس (۱۳۹۰). برآوردی از هزینه رفاهی تورم در ایران. *مجله سیاست‌های اقتصادی* ،۰(۱۹) ،۳-۱۶. https://doi.org/10.22096/esp.2011.26184
- تقوی، مهدی و صفرزاده، اسماعیل (۱۳۸۸). نرخ بهینه رشد نقدینگی در اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*،۳(۹) ،۱۰۴-۷۷.
https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555604.html
- تقی نژاد عمران، وحید (۱۳۸۳). هزینه رفاهی تورم : تحلیل نظری و تجربی. پایان نامه دوره دکترا، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم انسانی.
- جوان، موراشین (۱۳۹۶). سیاست پولی و بازار کار: یک الگوی نوکینزی با درنظر گرفتن بیکاری. پایان نامه دوره دکترا، دانشگاه الزهرا (س)، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی.
- حیدرپور، افشین (۱۴۰۰). تحلیل رفاهی سیاست های پولی کشور با تاکید بر پیامد رفاهی تورم در ایران. *فصلنامه اقتصاد باثبات* ،۲(۲) ،۸۰-۴۵. https://doi.org/10.22111/sedj.2021.39349.1121
- خلیلی عراقی، منصور، عباسی نژاد، حسین و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۵). هزینه رفاهی تورم درایران با رویکرد مدل حداقل مربعات معمولی پویا. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۶(۶۲) ،۸۰-۵۷.
https://doi.org/10.22054/Joer.2016.7022
- درخشان، حمیدرضا (۱۳۸۸). محاسبه هزینه رفاهی تورم در اقتصاد ایران. پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده اقتصاد .
- زائری، محمد و ندری، کامران(۱۳۹۲). محاسبه هزینه رفاهی تورم در ایران. *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۲(۴) ، ۳۹-۷۱.
https://econrahbord.csr.ir/article_103227.html
- سلیمی‌فر، مصطفی، توکلیان، حسین، عادلی، محمد حسین و اشرفی، یکتا (۱۳۹۷). بررسی اثر مخارج دولت بر رفاه درایران : کاربرد الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۶(۸۵) ، ۳۳-۸۲.
http://qjerp.ir/article-1-1940-fa.html
- طائی، حسن (۱۳۸۵). تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران* ،۸(۲۹)، ۹۳-۱۱۲.
https://ijer.atu.ac.ir/article_3675.html
- عرب مازار، عباس، ایزد خواستی، حجت، نژاد آقایان وش، پریا و دژ پسند، فرهاد (۱۴۰۱). ارزیابی اثر مالیات بر سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای اقتصادی درایران: رویکرد الگوی تعادل عمومی‌پویای تصادفی. *دوفصلنامه سیاست گذاری اقتصادی*،۱۴(۲۷) ،۳۷۱-۴۱۴.
https://doi.org/10.22034/EPJ.2022.18853.2346

- فقهی کاشانی، محمد و لک، سودا (۱۴۰۰). بررسی معمای نوسانات بیکاری در اقتصادایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۹(۹۸) ، ۱۷۷-۲۰۵.

https://doi.org/ 10.52547/qjerp.29.98.177

- کشاورز، هادی (۱۳۹۸). پویایی‌های بازار کار در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۱۰(۳۵) ، ۲۰۱-۲۳۷.

https://doi.org/10.29252/jemr.9.35.201

- کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۳(۸)، ۸۷-۱۱۷.

http://jemr.khu.ac.ir/article-1-539-fa.html

- گودرزی فراهانی، یزدان، مشتری دوست، شیوا و ورمزیاری، بهزاد (۱۳۹۱). بررسی هزینه رفاهی تورم با رویکرد مدل‌های تعادل عمومی. *فصلنامه پژوهش های پولی و بانکی*، ۳(۸) ، ۱۲۰- ۸۷ .

https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-92-fa.html

- Bailey, M. (1956). The welfare cost of inflationary finance. Journal of Political Economy, 64(2), 93-110. https://doi.org/10.1086/257766
- Bakhtiari, S., & Samad Poor, N. (2011). Estimating the Welfare Cost of Inflation in the Iranian Economy. Journal of Economic Studies and Policiec, 0(19), 3-16. (in Persian)
- Cooley, T. F., & Hansen, G. D. (1991). The Welfare Costs of Moderate Inflations. Journal of Money, Credit and Banking, 23(3), 483–503. https://doi.org/10.2307/1992683
- Derakhshan, H. R. (2008). Calculating the welfare cost of inflation in Iran's economy. Master's thesis, Allameh Tabatabai University, Faculty of Economics. (in Persian)
- Emami, k. (2020). Macroeconomics - stochastic dynamic general equilibrium approach. Tehran, Publication of Amareh. (in Persian)
- Feghhi Kashani, M., & Lak, S. (2021). the unemployment volatility puzzle in Iran. Journal of Economic Research and Policies, 29(98), 177-205. (in Persian)
- Gudarzi Farahani, Y., Moshtaridoust, S., & Varmazyari, B. (2011). Consideration of the Welfare Cost of Inflation with General Equilibrium Model Approach. 3(8),87-120. (in Persian)
- Heer, B.,& Maussner, A. (2015). The Cash-In-Advance Constraint in Monetary Growth Models with Labor Market Search. Macroeconomic Dynamics,19(1),144–166. https://doi.org/10.1017/S136510051300031X
- Heer, B. (2003). Welfare costs of inflation in a dynamic economy with search unemployment. Journal of Economic Dynamics and Control,28(2), 255-272. https://doi.org/10.1016/S0165-1889(02)00136-7
- Heer, B. (2000). Welfare Costs of Inflation in a Dynamic Economy with Search Unemployment and Endogenous Growth. CESifo Working Paper No. 296. http://hdl.handle.net/10419/75657
- Heidarpour, A. (2021). Welfare Analysis of Monetary policy in Iran's Economy. Stable Economy Journal,2(2), 45-80. (in Persian)
- Izadkhasti, H. (2018). Analyzing the Impact of Monetary Policy in a Dynamic General Equilibrium Model: Money in Utility Function Approach. Journal of Economic Modeling Research, 9 (31) ,71-101. (in Persian)
- Javan, M. (2017). Monetary policy and the labor market: a New Keynesian model considering unemployment. PhD thesis, Al-Zahra University. Faculty of Social and Economic Sciences. (in Persian)

- Keshavarz, H. (2019). Dynamic Labor Market in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model: Case Study of Iranian Economy. Journal of Economic Modeling Research,10 (35),201-237. (in Persian)
- Khalili Araghi, M., Abbasinejad, H., & Goudarzi Farahani, Y. (2016). Welfare Cost of Inflation in Iran: A DOLS Approach, Journal of Economics Research,16(62), 57-80. (in Persian)
- Lucas, R. E. Jr. (2000). Inflation and Welfare. Econometrica, 68(2), 247–274. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00109
- Lucas, R.E., & Stokey, N.L.(1987). Money and interest in a cash-in-advance economy. Econometrica, 55(3),491–514. https://doi.org/10.2307/1913597
- McGrattan, E. (1994). The macroeconomic effects of distortionary taxation. Journal of Monetary Economics, 33(3), 573–601. https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)90044-2
- Merz, M.(1995). Search in the labor market and the real business cycle. Journal of Monetary Economics, 36(2), 269–300. https://doi.org/10.1016/0304-3932(95)01216-8
- Nejadaghaeianvash, P., Arabmazar, A., Izadkhasti, H., & Dejpasand, F. (2022).
- The Impact of Taxing the Interest on Savings on the Economic Variables in Iran: A DSGE Approach. Journal of Economic Policy, 14(27),371-414. (in Persian)
- Pissarides, C.A.(1990). Equilibrium Unemployment Theory. Basil Blackwell, Cambridge, MA.
- Safarzadeh, E., & Taghavi, M. (2009). Optimum rate of Money Growth in New Keynesian DSGE Framework for Iran Economy. Journal of Economic Modeling, 3(9),77-104. (in Persian)
- Salimifar, M., Tavakolian, H., Adeli, M.,& Ashrafi, Y. (2018). Investigating the Effects of Government Expenditures on Welfare in Iran: Application of Dynamic Stochastic General Equilibrium Models. Journal of Economic Research and Policies, 26(85), 33-82. (in Persian)
- Shi, S., &Wen, Q.(1997). Labor market search and capital accumulation: some analytical results. Journal of Economic Dynamics and Control, 21(10), 1747–1776. https://doi.org/10.1016/S0165-1889(97)00022-5
- Shi, S., & Wen, Q. (1999). Labor market search and the dynamic effects of taxes and subsidies. Journal of Monetary Economics, 43(2), 457–495. https://doi.org/10.1016/S0304-3932(98)00064-6
- Taee, H. (2006). An Estimation of Labour Supply Function Using the Iranian Micro Data. Iranian Journal of Economic Research, 8(29),93-112. (in Persian)
- Taee, H., bahrami, J., & Bagheri, S. (2013). The Beveridge Curve (Unemployment-Job Vacancy, U-V) in Iran, Journal of Economic Modeling Research, 4 (13) ,169-194. (in Persian)
- Taghinejad Imran, V. (2004). The welfare cost of inflation: theoretical and empirical analysis. PhD thesis, Mazandaran University, Faculty of Humanities Sciences. (in Persian)
- Tavakolian, H., & komijani, A. (2012). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach. Journal of Economic Modeling Research, 3 (8) ,87-117. (in Persian)
- Walsh, Carl, E. (2010). Monetary Theory and Policy. Third Edition, Massachusetts Institute Technology.
- Wu, Y., & Zhang, J. (1998). Endogenous growth and the welfare costs of inflation: a reconsideration. Journal of Economic Dynamics and Control, 22(3), 465–482. https://doi.org/10.1016/S0165-1889(97)00067-5
- Zaeri, M., & Nadri, K. (2013). Calculation of Welfare Costs of Inflation in Iran. Journal of Economic Strategy, 2(4),39-71. (in Persian)

Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
Volume 17, Issue 63, Autumn 2023, 25-48.

Research Article

# The non-linear effect of liquidity and debt repayment on banks profitability in Iraq[1]

**Mohammad Ali Mahdi Abed*, Kiumars Shahbazi****

https://doi.org/10.30495/eco.2024.1997671.2793

Received:
30/09/2023

Accepted:
06/01/2024

**Keywords**:
Liquidity, Solvency, Profitability, Economic Institutions

**JEL Classification:**
E44, G21, G32

## Abstract

This paper seeks to explore the nonlinear association between liquidity indicators and debt repayment capacity in relation to asset returns. For this purpose, the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) method was employed to examine the nonlinear impact of liquidity indicators (including the ratios of current assets to total deposits, total loans granted to total deposits, and total loans granted to total assets and debt payment capacity indicators (such as the debt ratio and interest coverage ratio) on asset returns from 2011 to 2020. The findings revealed a nonlinear effect of all calculated indicators on asset returns. The magnitude and manner of the independent variables' influence on asset returns varied at different levels, with noticeable distinctions in the effect before and after the threshold value of 1.0586. In light of these results, bank policymakers can strategically select an optimal liquidity level to enhance bank profitability based on asset returns.

[1] This article is extracted from Mohammad Ali Mahdi Abed doctoral dissertation under the supervision of Kiumars Shahbazi.

*Ph.D. Student in Financial Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, e-mail: mohameedali198787@gmail.com

**Professor, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, e-mail (Corresponding Author): k.shahbazi@urmia.ac.ir

**How to Cite:** Shahbazi, K., & Abed, M. A. M. (2024). The non-linear impact of liquidity and debt repayment on profitability of bankes in Iraq. *Economic* Modeling, 17(63), 25-48.
https://doi.org/10.30495/eco.2024.1997671.2793.

## 1. Introduction

Banks are the most important financial institutions, but they face various risks and seek to earn conventional profits to prevent bankruptcy (Canlas et al, 2022). The factors that most impact banks' profitability include managing costs, types of loans, deposit structure, interest rates, operational efficiency, capital changes, debt repayment ability, and liquidity (Rengasamy, 2014). Financial ratios of liquidity and debt repayment power are related to profitability in banks, the correlation between these factors and profitability differs in various studies (Zaidan et al., 2022; Wolf and Karszes, 2023). There is a debate on the impact of bank liquidity on profitability; some argue that higher liquidity boosts profitability, while others contend that holding cash assets hurts bank profitability (Fernandes et al., 2021). The link between bank profitability and liquidity appears to be nonlinear. Conflicting findings on the relationship between bank profitability and debt repayment power exist, possibly stemming from differences in methodology, target populations, and indicator levels across studies (Khemiri, 2023). This study explores the nonlinear effects of various financial ratios on bank asset returns (ROA) in Iraq. Notably, it introduces innovations including distinct bank variables, a specific focus on the Iraqi context, the use of non-linear panel smooth transition regression (PSTR), and an exploration of debt repayment power and liquidity heterogeneity. By shedding light on these aspects, the study contributes valuable empirical evidence, offering a reliable foundation for shaping effective financial and monetary policies in Iraq.

## 2. Research method and data

In this study, the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model is employed to investigate the nonlinear impacts of various bank indicators on bank asset returns, utilizing panel data from 15 Iraqi banks spanning the period 2011 to 2020. The PSTR model, characterized by fixed effects and exogenous variables, enables smooth transitions between different regimes. This nonlinear panel model extends the PTR model by introducing heterogeneity in the regression coefficients, referred to as the transition function, which fluctuates between a limited numbers of distinct regimes.

## 3. Analysis and discussion

In this study section, a sequence of tests was conducted, including the CD test, non-linearity test, variable transmission test, and evaluation of the impact of independent variables on asset return. Results (Tables 1-4) show a significant rejection of the null hypothesis for all variables in the CD test, indicating the invalidation of the cross-sectional independence hypothesis. Additionally, the linear model test in Table 2 rejects the null hypothesis of the linear panel model. The analysis of banks' asset return reveals a non-linear relationship with debt payment and liquidity indices (Tables 2 and 3), employing two regimes and one threshold value.

The findings suggest the presence of non-linear effects from various liquidity and debt payment indices on the asset return of banks in Iraq. Specifically, when the asset return is below 1.0561, the variables fall into the first regime. In this regime, all three liquidity indices exhibit a negative and significant impact on the asset return. However, surpassing the threshold value increases the asset return associated with higher liquidity. The Financial Leverage index has a positive and significant impact on asset return in the first regime, turning negative after surpassing the threshold. Conversely, the Interest Coverage Ratio index shows no significant effect on asset return.

**Table 1. Cross-Sectional Dependency Test**

| variables | pes -statistic | p-value |
|---|---|---|
| ROA | 5.19 | 0.016 |
| LD | 7.07 | 0.000 |
| LCR | 5.96 | 0.000 |
| LAD | 7.26 | 0.000 |
| LA | 8.34 | 0.000 |
| DR | 13.58 | 0.000 |

source: Software output

**Table 2. Linearity Test**

| Threshold Variable | Wald Test(LMW) | | Fisher Testes(LMF) | | LRT Testes (LRT) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | t-statistic | p-value | t-statistic | p-value | t-statistic | p-value |
| ROA | 143.376 | 0.000 | 6243.224 | 0.000 | 822.797 | 0.000 |

H0: Linear Model H1: PSTR model at least one Threshold Variable **(r=1)**
source: Software output

**Table 3. Tests of no remaining non-linearity**

| Threshold Variable | Wald Test(LMW) | | Fisher Testes(LMF) | | LRT Testes (LRT) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | t-statistic | p-value | t-statistic | p-value | t-statistic | p-value |
| ROA | -0.000 | 0.001 | -0.000 | 0.001 | -0.000 | 0.001 |

H0: PSTR r=1, H1: PSTR with at least r=2
Source: Software output

**Table 4.Estimation OF PSTR Model**

| Variable | Regime 1 | Standard Errors | Regime 2 | Standard Errors |
|---|---|---|---|---|
| LD | -4.3225*** | (0.1709) | 9.0446*** | (1.7418) |
| ICR | 0.0106 | (0.034) | -0.0213 | (0.1157) |
| LAD | -0.3971*** | (0.3716) | 0.7942*** | (0.7432) |
| LA | -0.6954*** | (0.1888) | 1.3908*** | (0.3964) |
| DR | 1.2542*** | (1.1413) | -2.5083*** | (2.2437) |
| Threshold value (c) | 1.0586 | | | |
| slope parameter (γ) | 0.000 | | | |

***, ** indicate statistical significance at the 1% and 5% level
source: Software output

## 4. Conclusion

The findings indicate that banks with asset returns below 1.0586 should focus on achieving a specific liquidity threshold to observe significant improvements in profitability. Increasing liquidity hurts profitability until the ROA exceeds 1.0586, after which the adverse effects diminish rapidly. Regarding the Financial Leverage index, enhancing debt repayment capacity positively influences asset returns at lower levels but has a diminishing effect beyond a certain threshold. Increasing financial leverage beyond this point leads to a decrease in asset returns. The Interest Coverage Ratio index shows no significant impact on asset returns with changes in debt levels.

## Funding

There is no funding support.

## Declaration of Competing Interest

The author has no conflicts of interest to declare that are relevant to the content of this article.

## Acknowledgments

The authors thank the anonymous reviewers who helped improve the quality of the article.

مدلسازی اقتصادی
Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
دوره ۱۷، شماره ۶۳، پاییز ۱۴۰۲، صفحه‌های ۲۵ تا ۴۸.

پژوهشی

# تأثیر غیرخطی نقدینگی و پرداخت بدهی بر سودآوری بانک‌ها در عراق[۱]

محمدعلی مهدی عبد*، کیومرث شهبازی**

https://doi.org/10.30495/eco.2024.1997671.2793

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۰۷/۰۸
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۲/۱۰/۱۶

واژگان کلیدی:
نقدینگی، پرداخت بدهی، سودآوری، مؤسسات اقتصادی

طبقه‌بندی JEL:
E44, G21, G32

## چکیده

هدف این مقاله ارزیابی تاثیر غیرخطی شاخص‌های نقدینگی و توان پرداخت بدهی بر بازده دارایی با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم پنلی در دوره‌ی زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۱ است.. شاخص‌های نقدینگی شامل نسبت دارایی‌های جاری به کل سپرده‌ها، نسبت کل وام‌های اعطاء شده به کل سپرده‌ها و نسبت کل وام‌های اعطا شده به کل دارایی‌ها بوده و شاخص‌های توان پرداخت بدهی شامل نسبت بدهی و نسبت پوشش بهره است. نتایج نشان می‌دهد تأثیر همه شاخص‌ها بر بازده دارایی‌ها غیرخطی است. مقدار و چگونگی اثرگذاری متغیرهای مستقل بر بازده دارایی‌ها در سطوح مختلف آن متفاوت است به‌گونه‌ای که اثرگذاری متغیرهای مستقل قبل و بعد از مقدار آستانه‌ای ۱/۰۵۸۶ متفاوت است. براساس نتایج، سیاستگذاران بانکی می‌توانند برای دستیابی به سودآوری بانک‌ها براساس میزان بازده دارایی، مقدار بهینه نقدینگی را انتخاب کنند.

[۱] این مقاله مستخرج از رساله دکتری محمدعلی مهدی عبد به راهنمایی دکتر کیومرث شهبازی در دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه است..

* دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ایران، پست الکترونیکی: mohameedali198787@gmail.com

** استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران، (نویسنده مسئول) پست الکترونیکی: k.shahbazi@urmia.ac.ir

## ۱. مقدمه

مؤسسات مالی نقش اساسی در رشد اقتصادی یک کشور دارند. آنها از طریق واسطه‌گری مالی، وام‌ها را از وام‌دهندگان گرفته و آنها را در بخش‌های مختلف سرمایه‌گذاری می‌کنند تا به رشد اقتصادی کمک کنند (کانالس و همکاران[۱]،۲۰۲۲). بانک‌ها از مهم‌ترین مؤسسات مالی هستند (پاشازاده و همکاران، ۱۴۰۲)، اما با ریسک‌های متعددی مواجه هستند و برای مقابله با این ریسک‌ها سعی در کسب سود متعارف دارند تا از ورشکستگی جلوگیری کنند (گوش و همکاران[۲]،۲۰۱۸).

یک بخش بانکی سالم و سودآور بهتر می‌تواند در برابر شوک‌های منفی مقاومت و به ثبات سیستم مالی کمک کند (رینگاسمی[۳]، ۲۰۱۴). متغیرهای مدیریت هزینه، ترکیب وام و اعتبار بانکی، ترکیب سپرده‌های بانکی، نرخ سود بازار، سود بانکی و کارایی عملیاتی، تغییرات در مدیریت سرمایه، قدرت پرداخت بدهی و نقدینگی مهم‌ترین متغیرهای شناسایی شده بر سودآوری بانک‌ها هستند (صادقی، ۱۴۰۱؛ آدم[۴]، ۲۰۱۷)، اما بیشتر پژوهشگران نسبت‌های مالی نقدینگی و قدرت پرداخت بدهی را از عوامل اصلی و تعیین‌کننده سودآوری بانک‌ها می‌دانند (کانالس و همکاران،۲۰۲۲؛ زیدان و همکاران[۵]، ۲۰۲۱؛ ساکویگی[۶]،۲۰۲۰)؛ که برای جلوگیری از هرگونه ورشکستگی یا بحران به آنها توجه قرار شود (بکوش و همکاران[۷]، ۲۰۲۲؛ موتیک[۸]، ۲۰۱۷؛ دیهات[۹]، ۲۰۱۶).

پژوهشگران ثابت کردند که نسبت‌های نقدینگی و قدرت پرداخت بدهی با سودآوری در بانک‌ها رابطه دارند (والف و کارسیزس[۱۰]، ۲۰۲۳؛ زیدان و همکاران[۱۱]، ۲۰۲۲؛ باوا و همکاران[۱۲]، ۲۰۱۹)، اما این رابطه در مطالعات مختلف متفاوت است. برخی بر اساس یافته‌های پژوهشی خود استدلال می‌کنند افزایش نقدینگی بانک‌ها به سودآوری بیشتر آنها می‌شود (دانگ[۱۳]، ۲۰۱۱؛ موتیک، ۲۰۱۷). درحالی که محققان دیگری معتقدند که نگهداری دارایی‌های نقدی بر سودآوری بانک‌ها اثر منفی می‌گذارد. در نهایت گروه دیگر محققان ثابت کردند که ارتباط سودآوری بانک‌ها با نقدینگی یک ارتباط غیرخطی است (فرناندز و همکاران[۱۴]، ۲۰۲۱؛ لی و همکاران[۱۵]، ۲۰۲۰). درخصوص رابطه بین سودآوری مؤسسات مالی و قدرت پرداخت بدهی دو نتیجه متناقض وجود دارد. تاباش و حسن[۱۶] (۲۰۱۷) در پژوهش خود ثابت کرد قدرت پرداخت بدهی اثر معناداری بر سودآوری بانک‌ها ندارد. درحالی که ساکویگی (۲۰۲۰)، زیدان و همکاران (۲۰۲۱) ادعا کردند افزایش قدرت پرداخت بدهی، کاهش سودآوری را در پی دارد و رابطه بین این دو منفی است. نتایج متناقض در این حوزه ممکن است به‌علت تفاوت در روش مورد استفاده، جامعه آماری مورد نظر و سطوح

[1] Canlas et al
[2] Ghosh et al
[3] Rengasamy
[4] Edem
[5] Zaidan et al
[6] Sakouvogui
[7] Bakoush et al
[8] Muthike
[9] Dahiyat
[10] Wolf and Karszes
[11] Zaidan et al
[12] Bawa et al
[13] Dang
[14] Fernandes et al
[15] Le et al
[16] Tabash & Hassan

متفاوت شاخص‌ها بر آن باشد؛ زیرا متغیرهای بانکی با توجه به سطوح مختلف بازده دارایی یا بازده حقوق صاحبان سهام اثر متفاوت بر عملکرد بانکی دارند (خمیری[1]، ۲۰۲۳)؛ بنابراین این مقاله سعی در برطرف کردن تناقضات مذکور دارد.

مقاله از چهار جنبه دارای نوآوری است. نخستبرای متغیرهای بانکی طیف معقولی از شاخص‌های نقدینگی (شاخص‌های نسبت بدهی و نسبت پوشش بهره) و شاخص‌های توان پرداخت بدهی (LA-TD، L-TD و L-TA) محاسبه و به‌کار برده شده است. دوم، منطقه مورد مطالعه است. این مطالعه شواهد تجربی از بانک‌ها در کشور عراق ارائه می‌دهد که کمتر مورد توجه قرار گرفته است. سوم، روش غیرخطی انتقال ملایم پنلی (PSTR) برای بررسی رابطه بین متغیرهای استفاده شده است. چهارم، ناهمگونی قدرت توان پرداخت بدهی و نقدینگی عراق توضیح داده شده است که مبنای قابل اعتمادی برای اجرای سیاست‌های مالی و پولی فراهم می‌کند.

## ۲. مرور ادبیات

### ادبیات نظری

نقدینگی به تعادل بین دارایی‌ها به‌صورت نقد یا به‌راحتی قابل تبدیل به وجه نقد (دارایی‌های جاری) و بدهی‌های جاری اشاره دارد (موتیک، ۲۰۱۷). سطح نقدینگی بانک، توانایی بانک در انجام تعهدات خود در قبال سپرده‌گذاران در کوتاه‌مدت است (آدینو[2]، ۲۰۱۶)؛ بنابراین بانک‌ها باید سطوح کافی از نقدینگی، دارایی‌های نقدی و خطوط استقراض احتمالی را برای برآوردن تقاضاهای نقدینگی مورد انتظار و احتمالی حفظ کنند (خان و علی[3]، ۲۰۱۶). بخش دیگر تجزیه و تحلیل نسبت‌های مالی، مربوط به قدرت پرداخت بدهی است. نسبت‌های قدرت پرداخت بدهی به مدیران کمک می‌کند تا فرصت‌های پایداری بلندمدت را شناسایی کنند (ینی و همکاران[4]، ۲۰۲۱). همچنین بیانگر توانایی شرکت در انجام تعهدات و نقدینگی مورد نظر در بلندمدت است. علاوه براین، نسبت‌های قدرت پرداخت بدهی ارزیابی احتمال شرکت برای ادامه تجمیع تعهدات بدهی در بلندمدت را ارائه می‌دهد و رابطه بین وجوه استقراضی و وجوه مالک را در بانک بیان می‌کند (ساکویگی،۲۰۲۰). نقدینگی و وضعیت قدرت پرداخت بدهی یک بانک با هم مرتبط هستند، زیرا کسری شدید نقدینگی در نهایت می‌تواند به مشکل قدرت پرداخت بدهی منجر شود (زیدان و همکاران، ۲۰۲۱). دستیابی به نرخ نقدینگی مناسب در دوره‌های کوتاه‌مدت برای حفظ توان پرداخت بلندمدت مهم است. درواقع این دو متغیر بیانگر توانایی قدرت پرداخت بدهی بانک‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت است (لیجیس و گو[5]، ۲۰۲۰).

تحقیقات معمولاً بر سودآوری، مدیریت نقدینگی و قدرت پرداخت بدهی تمرکز می‌کند درحالی که یکی از نگرانی‌های اصلی، مبادله بین سودآوری با نقدینگی و قدرت پرداخت بدهی است (زیدان و همکاران، ۲۰۲۱). نتایج متفاوتی در مورد رابطه‌ی نقدینگی و قدرت پرداخت بدهی با سودآوری در بانک‌ها وجود دارد (والف و کارسیزس[6]،

[1] Khemiri
[2] ADINEW
[3] Khan and Ali
[4] Yenni1 et al
[5] Legesse & Guo
[6] Wolf and Karszes

۲۰۲۳؛ زیدان و همکاران[1]، ۲۰۲۲؛ باوا و همکاران[2]، ۲۰۱۹). برخی براساس یافته‌های پژوهشی خود استدلال می‌کنند بانک‌هایی که دارایی‌های نقد شوندگی بیشتری دارند، در بازارهای مالی هزینه‌های تأمین مالی آن‌ها کاهش می‌یابد که به افزایش سودآوری منجر می‌شود. به گفته دانگ[3] (۲۰۱۱)، سطح نقدینگی کافی رابطه مثبتی با سودآوری بانک دارد. بورک[4] (۱۹۸۹) به صورت تجربی رابطه مثبت بین دارایی‌های نقدی و سودآوری بانک‌ها پیدا کرد (موتیک، ۲۰۱۷). ازسوی دیگر، سایر محققان معتقدند که نگهداری دارایی‌های نقدی با توجه به بازده پایین آنها نسبت به سایر دارایی‌ها، هزینه فرصت بیشتری را بر بانک تحمیل می‌کند و درنتیجه بر سودآوری اثر منفی می‌گذارد. برای مثال، مولینوکس و تورنتون[5] (۱۹۹۲) و گدارد و همکاران[6] (۲۰۰۴) شواهدی مبنی بر وجود رابطه منفی بین دو متغیر پیدا کردند. دسته‌ای دیگر از محققان نشان دادند که یک رابطه غیرخطی بین دارایی‌های نقدی و سودآوری در بانک‌های وجود دارد (فرناندز و همکاران[7]، ۲۰۲۱؛ لی و همکاران[8]، ۲۰۲۰). به این‌صورت که افزایش دارایی‌های نقدی منجر به افزایش سودآوری بانک‌ها می‌شود؛ اما با عبور دارایی‌های نقدی از مقداری آستانه‌ای، نگهداری دارایی‌های نقد بیشتر، سودآوری بانک‌ها را کاهش می‌دهد (بوردلئو و گرهام[9]، ۲۰۱۰؛ دیزفولی و همکاران[10]، ۲۰۱۴).

## ادبیات تجربی

در جدول ۱ مطالعات نزدیک به مقاله حاضر خلاصه شده است.

**جدول ۱. پیشینه‌ی تجربی**

| نویسندگان | بازه‌ی زمانی | هدف | یافته‌ها |
|---|---|---|---|
| رحمانی و همکاران (۱۴۰۲) | ۱۳۹۸– ۱۳۹۰ | بررسی آثار زیان پرداخت وام و هزینه سپرده بر رشد سودآوری بانک‌های ایرانی با استفاده از روش رگرسیون چندگانه و GMM | سودآوری بانک سرمایه تحت تأثیر زیان پرداخت وام و هزینه‌های سپرده قرار دارد. با این وجود، سودآوری بانک سرمایه به‌دلیل افزایش زیان پرداخت وام و تشدید هزینه‌های سپرده، کاهش یافته است |
| عرفانی و حیدری (۱۴۰۱) | ۱۳۹۹–۱۳۸۵ | بررسی نقش مدیریت نقدینگی بر سودآوری بانک‌های ایرانی | مدیریت نقدینگی بیشترین تأثیر را بر سود مؤسسات مالی داشته است |
| خادمی و همکاران (۱۳۹۹) | ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ | شناسایی آثار عوامل خاص و کلان اقتصادی بر سودآوری بانک‌های ایران | رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر سودآوری سیستم بانکی دارد. علاوه براین، رابطه قابل‌توجهی بین معوقات بانکی و تسهیلات وام‌دهی وجود دارد. |
| خمیری[11] (۲۰۲۳) | ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۰ | بررسی رابطه غیرخطی بین تنوع | نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در رابطه بین درآمد غیر |

[1] Zaidan et al
[2] Bawa et al
[3] Dang
[4] Burke
[5] Molyneux & Thornton
[6] Goddard et al
[7] Fernandes et al
[8] Le et al
[9] Bordeleau & Graham
[10] Dezfouli et al
[11] Khemiri

| نویسندگان | بازه‌ی زمانی | هدف | یافته‌ها |
|---|---|---|---|
| | | بانکی و سودآوری بانک در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا با استفاده از مدل PSTR | سودآور و سودآوری بانک، اثر آستانه وجود دارد. برای بهره‌مندی از تنوع بانکی، نسبت درآمد غیر سودآوری در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا باید از ۲۲٪ برای سودآوری ROA و ۲۵/۴۱٪ برای سودآوری ROE بیشتر باشد |
| طه و تاپ[1] (۲۰۲۲) | ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۰ | بررسی تأثیر چندین عامل محتمل بر عملکرد بانک‌ها در عراق با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی تلفیقی (POLS) | نتایج نشان می‌دهد که شامل اندازه، نسبت نقدینگی، کل تسهیلات به کل دارایی و سن بانک اثر معناداری بر عملکرد بانک‌ها (ROA و ROE) با درجات متفاوت دارند. |
| حسین و آل-دولایمی[2] (۲۰۲۲) | ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ | بررسی تأثیر سرمایه کافی، کیفیت دارایی، مدیریت، درآمد، نقدینگی و حساسیت بر بازدهی حقوق صاحبان سهام در بانک‌های تجاری عراق | کافی بودن سرمایه، کیفیت دارایی، مدیریت، درآمد، نقدینگی و حساسیت با بازدهی حقوق صاحبان سهام در بانک‌های تجاری عراق ارتباط مثبت و معنادار دارند. |
| باترانسیا[3] (۲۰۲۱) | سه ماهه چهارم ۲۰۰۵ تا سه ماهه چهارم ۲۰۲۰ | تأثیر نقدینگی مالی و توان پرداخت بدهی مالی بر عملکرد ۳۴ شرکت بهداشتی در بورس نیویورک | نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شاخص‌های مالی نسبت نقدینگی جاری، نسبت نقدینگی سریع و نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام به‌طور قابل توجهی بر عملکرد شرکت‌ها (بازده دارایی‌ها، نسبت حاشیه ناخالص، نسبت حاشیه عملیاتی، سود قبل از بهره، مالیات و استهلاک) تأثیر می‌گذارد. |
| زیدان و همکاران (۲۰۲۱) | - | بررسی روابط متقابل بین نقدینگی، پرداخت بدهی بر سودآوری بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار عمان براساس تئوری معاوضه | نتایج نشان می‌دهد رابطه مثبتی بین نقدینگی و سودآوری بانک‌ها وجود دارد، همچنین بین پرداخت بدهی با سودآوری بانک‌های مورد مطالعه رابطه منفی وجود دارد |
| آل حسینی و جاده[4] (۲۰۲۱) | ۲۰۱۰-۲۰۲۰ | بررسی تأثیر ریسک نقدینگی و ریسک اعتباری بر سودآوری بانک‌های تجاری در عراق | ریسک نقدینگی ارتباط مثبت و معنادار با سودآوری بانک دارد. در عین حال، ریسک اعتباری با سودآوری بانک ارتباط منفی و معنادار دارد. |
| جادا و همکاران[5] (۲۰۲۰) | ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ | بررسی تأثیر ساختار سرمایه‌بر بانک-های لیست شده عراق با به‌کارگیری رویکرد داده‌های پانل ناهموار | عملکرد بانک‌ها از نظر بازگشت دارایی، ارتباط مثبت معناداری با نسبت حقوق به دارایی‌ها، نسبت بدهی به دارایی‌ها و اندازه بانک دارد. ازسوی دیگر، نسبت بدهی بلندمدت به دارایی‌ها، نسبت بدهی کوتاه‌مدت به دارایی‌ها و نسبت کل بدهی به دارایی‌ها اثر منفی معناداری بر عملکرد بانک‌ها داشته است. |

[1] Taha and Top
[2] Hussein and Al-Dulaimi
[3] Batrancea
[4] Al-Husainy and Jadah
[5] Jadah et al

| نویسندگان | بازه‌ی زمانی | هدف | یافته‌ها |
|---|---|---|---|
| چارملر و همکاران[1] (۲۰۱۸) | ۲۰۱۶-۲۰۰۷ | بررسی سطح نقدینگی بانک، روند نقدینگی بانک‌ها و تأثیر نقدینگی بانکی بر سودآوری ۲۱ بانک تجاری | نقدینگی اثر مثبت و معنادار با بازده دارایی‌ها دارد. همچنین ارتباط مثبتی بین حاشیه سود خالص، اندازه بانک، نسبت کفایت سرمایه، مالکیت خارجی و سودآوری بانک گزارش کرده است. |
| عبدالله و همکاران[2] (۲۰۱۶) | داده‌های فصلی ۲۰۱۵-۲۰۰۸ | بررسی عوامل تعیین‌کننده سودآوری و نقدینگی بانک‌ها | متغیرهای نقدینگی، سرمایه (CAR) و کارآیی (OER) بر بازده دارایی تأثیر معناداری دارند. متغیر نقدینگی نسبت سریع اثر مثبت و منفی بر بازده دارایی بانک‌ها مختلف دارد. سرمایه (CAR) و کارآیی (OER) اثر مثبت و معنادار بر بازده دارایی همه‌ی بانک‌ها دارند. |
| آدینو (۲۰۱۶) | ۲۰۱۵-۱۹۹۴ | بررسی تأثیر نقدینگی بر سودآوری تمام بانک‌های تجاری خصوصی در کشور اتیوپی | دو شاخص نقدینگی وام به کل سپرده و دارایی نقد به کل سپرده از نظر آماری تأثیر منفی و معناداری بر سودآوری بانک‌ها داشتند؛ اما شاخص نقدینگی وام به کل دارایی اثر مثبت و معنادار بر سودآوری بانک‌ها داشته است. |
| کیولا[3] (۲۰۱۵) | ۲۰۱۳-۲۰۰۹ | تأثیر نقدینگی، پرداخت بدهی، اهرم مالی، کارایی عملیاتی، کفایت سرمایه و اندازه شرکت بر عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار نایروبی | نقدینگی و کفایت سرمایه تأثیر معناداری بر بازدهی دارای ندارد، درحالی که پرداخت بدهی و اهرم مالی اثر منفی و معنادار بر بازده دارایی شرکت‌های مورد مطالعه دارد. همچنین کارآیی عملیاتی و اندازه شرکت‌ها عوامل تعیین‌کننده مهمی برای عملکرد مالی |
| دیزفولی و همکاران (۲۰۱۴) | ۲۰۰۹-۲۰۰۲ | بررسی تأثیر دارایی‌های نقدی بر سودآوری بانک با استفاده از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته | رابطه غیرخطی بین سودآوری و دارایی‌های نقدی وجود دارد |
| رینگاسمی[4] (۲۰۱۴) | ۲۰۱۳ -۲۰۰۹ | بررسی تأثیر نسبت سپرده وام بر سودآوری بانک‌های تجاری مالزی | نسبت سپرده وام بانک‌ها اثر متفاوت بر بانک‌های مورد مطالعه دارد. برای ۵ بانک از بانک‌های مورد مطالعه، این نسبت اثر مثبت و غیر معناداری بر بازده دارایی دارد. در حالی که، این اثر برای یک بانک (بانک ۷) مثبت و معنادار است، و برای بانک دیگری (بانک ۵ ) منفی و غیر معنادار می‌باشد. |
| بوردلئو و گرهام (۲۰۱۰) | ۲۰۰۹-۱۹۹۷ | بررسی رابطه بین دارایی‌های نقدی و سودآوری را برای گروهی از بانک-های کانادا و ایالات متحده آمریکا | افزایش دارایی‌های نقدی منجر به افزایش سودآوری بانک‌ها می‌شود؛ اما با عبور دارایی‌های نقدی از مقداری آستانه‌ای نگهداری دارایی‌های نقد بیشتر، سودآوری بانک‌ها را کاهش می‌دهد. |

**منبع**: جمع‌بندی پژوهشگران

[1] Charmler et al
[2] Abdillah et al
[3] Kyule
[4] Rengasamy

براساس مطالعات مذکور می‌توان ادعا کرد که هیچ مطالعه جامعی در خصوص ارتباط غیرخطی بین شاخص‌های توان پرداخت بدهی و نقدینگی با بازده دارایی‌های بانکی در عراق وجود ندارد؛ بنابراین مطالعه حاضر شکاف مطالعاتی مذکور را با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پنل (PSTR)، در طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۱۱ با به‌کارگیری داده‌های ۱۵ بانک (بانک بابل[۱]، بانک بغداد[۲]، بانک اتحاد عراق[۳]، بانک اعتباری عراقی[۴]، بانک ملی عراق[۵]، بانک تجاری صامر[۶]، بانک توسعه و سرمایه‌گذاری موصل[۷]، بانک سرمایه‌گذاری آل-منصور[۸]، بانک سرمایه‌گذاری شرق میانی عراق[۹]، بانک سرمایه‌گذاری اتحاد[۱۰]، بانک شمالی برای امور مالی و سرمایه گذاری[۱۱]، بانک تجاری خلیج[۱۲]، بانک سرمایه‌گذاری عراق[۱۳]، بانک سرمایه‌گذاری بین‌المللی آشور[۱۴]، بانک تجاری عراقی[۱۵]) موجود در عراق پر می‌کند.

## ۳. روش پژوهش

### آزمون وابستگی مقطعی

استفاده از آزمون همبستگی مقطعی به‌عنوان مرحله اولیه در بررسی عملی داده‌های تابلویی، یک روش رایج در میان محققان است. هدف این آزمون ارزیابی وابستگی مقطعی متغیرها در سراسر بانک‌هااست. در تحقیق حاضر از آزمون CD پسران (۱۹۹۹) استفاده شده است و معادله آزمون آن به‌صورت زیر بیان شده است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\widehat{Y_{ij}}^{2}\right) \quad (۱)$$

در معادله (۱)، خطای تخمینی OLS وابستگی مقطعی بین نمونه i و j با نماد $\widehat{Y_{ij}}^{2}$نشان داده می‌شود. حرف N به تعداد نمونه‌ها اشاره دارد، درحالی که T نشان‌دهنده زمان است. فرضیه صفر (H0) این رویکرد وجود استقلال مقطعی را مطرح می‌کند که نشان‌دهنده عدم وجود همبستگی بین همان دوره است. برعکس، فرضیه جایگزین (H1) وجود همبستگی همزمان بین متغیرها را نشان می‌دهد.

### مدل رگرسیون انتقال ملایم پنلی

روش رگرسیون آستانه معروف به PTR که توسط هانسن (۱۹۹۹) توسعه‌یافته است، راه‌های جدیدی را برای تجزیه و تحلیل روابط غیرخطی بین متغیرها باز کرده است. با این‌حال، در این مقاله خاص، پارامترهای شاخص‌های بانکی

[1] Babel Bank
[2] Baghdad Bank
[3] Union Bank of Iraq
[4] Iraqi Credit Bank
[5] The National Bank of Iraq
[6] Sumer Commercial Bank
[7] Mosul Bank for Development and Investment
[8] Al-Mansour Investment Bank
[9] The National Bank of Iraq
[10] Union Bank of Iraq
[11] North Bank for Finance and Investment
[12] Gulf Commercial Bank
[13] Investment Bank of Iraq
[14] Ashur International Investment Bank
[15] Iraqi Commercial Bank

دستخوش تغییرات ناگهانی نمی‌شوند، بلکه تغییراتی هموار دارند. برای بررسی تأثیر شاخص‌های بانکی بر سودآوری در بانک‌های عراق، مدل PSTR توسط گونزالس و همکاران (۲۰۰۵) استفاده شده است. این مدل را می‌توان به عنوان مدل PTR توسعه‌یافته در نظر گرفت، زیرا فرض یک رابطه خطی را در هر دو طرف آستانه تسهیل می‌کند. به جای یک تابع شماتیک گسسته، یک تابع انتقال پیوسته در مدلPSTR استفاده می‌شود که امکان انتقال ملایم پارامترهای مدل را فراهم می‌کند. یکی از مزایای مدل PSTR این است که به مشخصات مدل ساختگی نیاز ندارد و به‌طور طبیعی می‌تواند تأثیر غیرخطی شاخص‌های نقدینگی و توان پرداخت بدهی بر سودآوری بانک‌ها را به تصویر بکشد، درحالی که از هم‌خطی‌های متعددی که یک مدل پروژه تعاملی ممکن است ایجاد کند اجتناب می‌کند. علاوه‌بر این، مدل PSTR می‌تواند هم ناهمگونی واحدهای مقطعی و هم تغییرات غیر ثابت در پارامترهای مدل را در طول زمان شناسایی کند. همچنین می‌تواند افزایشی بودن آثار پویای غیرخطی را منعکس کند. مدل PSTR به پیروی از مطالعات گوانزالس و همکاران[1] (۲۰۰۵) و خمیری (۲۰۲۳) در معادله (۲) ارائه شده است.

$$\mathrm{ROA_{it}} = \mu_i + \gamma_i + \omega_1 \mathrm{DR_{ti}} + \omega_2 \mathrm{ICR_{ti}} + \omega_3 \mathrm{LAD_{ti}} + \omega_4 \mathrm{LD_{ti}} + \omega_5 \mathrm{LA_{ti}} + \sum_{j=1}^{r} [\beta_{1j} \mathrm{DR_{ti}} + \beta_{2j} \mathrm{ICR_{ti}} + \omega_{3j} \mathrm{LAD_{ti}} + \omega_{4j} \mathrm{LD_{ti}} + \omega_{5j} \mathrm{LA_{ti}}] g(\mathrm{ROA_{ti}};\ \gamma_j, c^j) + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

در معادله (۲)، اثر فردی ثابت با $\mu_i$ نشان داده می‌شود، درحالی که $\gamma_i$ نشان‌دهنده اثر زمان و $\varepsilon_{it}$ عبارت خطااست. متغیرهای i و t به‌ترتیب با بانک و سال مطابقت دارند. در مورد متغیر توضیحی، $ROA_{it}$ نشان‌دهنده بازده دارایی‌ها هر بانک است. $DR_{ti}$ و $ICR_{ti}$ بیانگر توان پرداخت بدهی هر بانک در عراق است. $LD_{ti}$، $LAD_{ti}$ و $LA_{ti}$ شاخص‌های محاسبه شده‌ای هستند که توان نقدینگی هر بانک را نشان می‌دهند.

متغیرهایی که به عوامل دیگر متکی هستند به‌عنوان متغیرهای وابسته شناسایی می‌شوند که هر کدام مجموعه‌ای از کیفیت‌های منحصر به فرد خود را دارند. مدل‌های باقی‌مانده با معادله (۲)، همان‌طور که نشان داده شد، یکسان هستند. این مقاله با الهام از تحقیقات انجام شده، از تکنیک رگرسیون لجستیک اوللہ و همکاران[2] (۲۰۲۱)، موسیکاری و اوتا[3] (۲۰۲۰) برای ایجاد یافته‌ها استفاده می‌کند.

$$\mathrm{g(ROA_{ti}; \gamma_j, c^j)} = \{1 + exp[-\gamma_j \textstyle\prod_{j=1}^{m} (\mathrm{ROA_{ti}} - c^j)]\}^{-1} \quad (۳)$$

با توجه به معادله فوق، $\mathrm{ROA_{ti}}$ نشان‌دهنده متغیر انتقال است که توسط خمیری (۲۰۲۳) به‌عنوان عامل ایجادکننده اثرگذاری غیرخطی عوامل بانکی بر بازده دارایی شناسایی شده است؛ درحالی که $\mathrm{cj} = (\mathrm{cj1}, \ldots, \mathrm{cjm})'$ نشان‌دهنده پارامتر موقعیتی تابع انتقال است و شیب تابع انتقال با $\gamma\mathrm{j}$ نشان داده می‌شود. پیش‌بینی می‌شود که تابع انتقال در نهایت به یک تابع نشانگر تبدیل شود. انتظار می‌رود که تابع انتقال زمانی که $\gamma_j \to \infty$ به یک تابع نشانگر تبدیل شود. در صورت وقوع این سناریو $(\gamma_j 0)$ ، PSTR مدل اثر ثابت را به‌خود می‌گیرد. وقتی $\gamma = 1$ و $m = 1$ ، متغیر تبدیل با $c_1$ به حالت بالا و حالت پایین جدا می‌شود؛ وقتی $(\mathrm{ROA_{ti}};\ \gamma_j, c^j) \to 0$، مدل در رژیم پایین است. برعکس، وقتی $(\mathrm{ROA_{ti}};\ \gamma_j\ c^j) \to 1$، مدل در رژیم بالا قرار دارد. هنگامی که $(\mathrm{ROA_{ti}};\ \gamma_j, c^j) \epsilon (0,)$، پارامترها از رژیم

[1] González et al
[2] Ullah et al
[3] Mosikari and Eita

پایین به‌طور ملایم به رژیم بالا انتقال می‌یابند. گونزالس و همکاران (۲۰۰۵) فرض کرده‌اند که مقدار آستانه یک یا دو برای منعکس کردن نوع مدل PSTR کافی است. در مدل‌های PSTR فوق، هدف ما این است که مشتق جزئی متغیرهای تبدیل را در Model-1 جستجو کنیم.

## آزمون‌هایی تشخیصی

قبل از استفاده از مدل PSTR، انجام یک آزمون خطی جامع و اطمینان از عدم وجود غیرخطی باقیمانده ضروری است. این در تعیین اعتبار علمی انتخاب مدل بسیار مهم است. اولین مرحله در این فرآیند، انجام آزمون خطی بودن است که غیرخطی بودن مدل پانل را تأیید می‌کند و درنتیجه کاربرد مدل PSTR را تأیید می‌کند. طبق گفته گونزالس و همکاران (۲۰۱۷)، $g(\mathrm{ROA};\gamma_j,c^j)$توسط بسط مرتبه اول تیلور در $\gamma_1=0$ به معادله رگرسیون کمکی زیر منجر می‌شود:

$$y_{it}=\mu_i+t_0'x_{it}+t_1'x_{it}ROA_{it}+\cdots+t_m'x_{it}ROA^m{}_{it}+\varepsilon_{it}^* \quad (۴)$$

مجموعه $\tau'_m$، …، $\tau'_1$، پس از پارامترسازی مجدد$x_{it}=[\mathrm{ROA_{ti}},\mathrm{DR_{ti}},\mathrm{ICR_{ti}},\mathrm{AD_{ti}},\ \mathrm{LD_{ti}},\ \mathrm{LA_{ti}}]$به‌عنوان ضریب $\gamma$ عمل کند. ازاین‌رو، ما می‌توانیم فرضیه صفر را به‌صورت $H0:\ t_1',\ldots.,t_m'$ بررسی می‌شود. پس از رد آزمون خطی بودن، آشکار می‌شود که حداقل یک آستانه یا دو رژیم در مدل وجود دارد. تعداد آستانه‌ها یا رژیم‌ها با استفاده از آزمون غیرخطی باقیمانده در مدل PSTR تعیین می‌شود. به‌طور مشابه، $g(\mathrm{ROA_{ti}};\gamma_j,c^j)$ را توسط تیلور مرتبه اول در $\gamma_2=0$ گسترش می‌دهیم. معادله رگرسیون کمکی به این‌صورت است:

$$y_{it}=\mu_i+t_0'x_{it}+t_1'x_{it}g(\mathrm{ROA_{ti}};\gamma_j,c^j)+t_{21}x_{it}'ROA_{it}+\cdots+t_{2m}'x_{it}FDI^m{}_{it}+\varepsilon_{it}^* \quad (۵)$$

روش‌های مورد استفاده برای آزمون دو مرحله‌ای، آزمون فیشر (LMF)، آزمون والد (LMW) و آزمون LRT (LRT) است. برای ارزیابی این فرضیه‌ها، آمارهای LMW، LMF و LRT را به‌صورت زیر ساخته می‌شوند:

$$LMV=\frac{\frac{SSR_0-SSR_1}{K}}{\frac{SSR_0}{NT-N-K}} \quad (۶)$$

$$LMV=\frac{NT(SSR_0-SSR_1)}{SSR_0} \quad (۷)$$

$$LRT=-2[log(SSR_1)-log(SSR_0)] \quad (۸)$$

آمار LMF توزیع تقریبی $F[K,NT-N-K\ ]$ راشان می‌دهد، درحالی که آمار LMW و LRT توزیع تقریبی $\chi2(K)$ را نشان می‌دهد. هر دو SSR0 و SSR1 که به‌ترتیب مجموع مجذور باقیمانده‌ها را تحت مفروضات صفر و جایگزین نشان می‌دهند، به پیچیدگی کلی این تحلیل آماری اضافه می‌کنند. به‌طور خلاصه می‌توان ادعا کرد که این مطالعه در مرحله‌ی اول از آزمون وابستگی مقطعی پسران (CD) استفاده می‌کند. در مرحله دوم، از آزمون خطی بودن برای ارزیابی منطقی بودن مدل PSTR استفاده می‌شود. پس از تأیید غیرخطی بودن، در مرحله سوم آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی باقی‌مانده انجام می‌شود. پس از گذراندن آزمون‌های فوق، تأثیر شاخص‌های نقدینگی و توان پرداخت بدهی بر بازده دارایی با استفاده از تکنیک PSTR برآورد می‌شود.

**داده‌ها**

مقاله حاضر تأکید قابل توجهی بر سودآوری بانک‌ها دارد. برای بهبود سودآوری واسطه‌های مالی، این مقاله از بازدهی دارایی بانک‌ها (ROA) به عنوان متغیر وابسته به پیروی از مطالعه فرهنگ و همکاران (۱۳۹۵) استفاده می‌کند. از نظر سودآوری بانک‌ها، داده‌های رسمی در مورد میزان بازده دارایی در کشور عراق و کشورهای در حال توسعه کمیاب است. درنتیجه، این مقاله برای محاسبه بازده دارایی بانک‌ها در عراق به صورت مراجعه به تک‌تک بانک‌ها، داده‌ها را جمع‌آوری کرده است.

متغیرهای مستقل اصلی این تحقیق شاخص‌های نقدینگی و توان قدرت پرداخت بدهی است. با اتخاذ تعاریف متعدد از نقدینگی توسط اگان و همکاران[1] (۲۰۲۳)، این مطالعه شاخص‌های نسبت بدهی و نسبت پوشش بهره به‌عنوان متغیرهای نقدینگی انتخاب کرده است. به‌علاوه، این مطالعه شاخص‌های LA-TD، L-TD و L-TA را به‌عنوان توان پرداخت بدهی هر بانک محاسبه می‌کند.

توضیحات و منابع کلیه متغیرها در این تحقیق در جدول ۲ ارائه شده است.

**جدول ۲. جزئیات متغیرها**

| متغیر | نماد | تعریف | منبع |
|---|---|---|---|
| سودآوری بانک‌ها | ROA | نسبت درآمد خالص به کل دارایی‌ها هر بانک در یک دوره | جی و ویی[2] (۲۰۲۳)، خو و همکاران[3] (۲۰۲۳)، فان و همکاران[4] (۲۰۲۲) |
| **شاخص‌های پرداخت بدهی** | | | |
| اهرم مالی | DR | نسبت کل بدهی به کل دارایی‌های | هانگ و همکاران[5] (۲۰۲۳)، رگازاده و همکاران[6] (۲۰۲۰) |
| نسبت پوشش بهره | ICR | تقسیم درآمد قبل از بهره، مالیات و استهلاک منابع به هزینه بهره شرکت | چاوا و همکاران (۲۰۲۳)، لگان[7] (۲۰۲۲) |
| **شاخص‌های نقدینگی** | | | |
| LA-TD | LAD | نسبت دارایی‌های جاری به کل سپرده‌ها | اگان و همکاران (۲۰۲۳)، گراندک و کوهن[8] (۲۰۲۰) |
| L-TD | LD | نسبت کل وام‌های اعطا شده به کل سپرده‌ها | اگان و همکاران (۲۰۲۳)، احمد و همکاران[9] (۲۰۲۰) |
| L-TA | LA | نسبت کل وام‌های اعطا شده به کل دارایی‌ها | اگان و همکاران (۲۰۲۳)، بوخاتم و دجیلاسی[10] (۲۰۲۰) |

**مأخذ:** WDI، مراجعه حضوری به شعبه مرکزی هر بانک در عراق

[1] Igan et al
[2] Ji & Wei
[3] Xu et al
[4] Phan et al
[5] Huang et al
[6] Reghezza et al
[7] Igan
[8] Grundke and Kühn
[9] Ahmed et al et al
[10] Boukhatem and Djelassi

این مقاله از یک نمونه داده‌های پانل متوازن از ۱۵ بانک فعال عراق در بازه زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ برای تجزیه و تحلیل تجربی استفاده کرده است. انتخاب دوره‌ها و متغیرها تحت تأثیر در دسترس بودن داده‌ها بود. داده‌ها برای همه متغیرها، یعنی نسبت درآمد خالص به کل دارایی‌ها هر بنگاه در یک دوره (سودآوری بانک‌ها)، نسبت کل بدهی به دارایی های کل در هر بنگاه (نسبت بدهی)، تقسیم سود قبل از بهره و مالیات یا درآمد خالص به هزینه بهره شرکت، نسبت دارایی‌های جاری به کل سپرده‌ها، نسبت کل وام‌های اعطا شده به کل سپرده‌ها و نسبت کل وام‌های اعطا شده به کل دارایی‌ها با مراجعه حضوری به شعبه اصلی هر بانک در سال۲۰۲۲ جمع‌آوری شده است.

## ۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

بررسی آمار توصیفی متغیرهای به‌کار گرفته شده، گامی مهم و ضروری برای درک نتایج و ارائه بینش عمیق در مورد وضعیت رابطه بین متغیرهای سیستم بانکی در عراق است. جدول ۳ تصویر شگفت‌انگیزی از ویژگی‌های متنوع متغیرها، ازجمله اندازه نمونه، حداکثر مقدار، میانگین، چولگی و کشیدگی، همراه با مقدار احتمال p، آماره جارک–برا ارائه می‌دهد. آزمون‌های جارک–برا برای بررسی ویژگی‌های یک توزیع نرمال انجام شده است. علاوه‌بر این، خواص توزیع هر متغیر با استفاده از کشیدگی و چولگی مورد بررسی قرار گرفته است. جالب توجه است که جدول ۳ برای همه متغیرها بجز نسبت پوشش بهره (ICR) مقادیر چولگی بیشتر از ۱ نشان می‌دهند، علاوه‌براین، کلیه متغیرها در این پژوهش دارای ویژگی‌های پلاتیکورتیک هستند که مقادیر کشیدگی آنها بیش از ۳ است. با توجه به مطالب فوق، کلیه متغیرها دارای توزیع غیرنرمال هستند. این ویژگی‌ها نشان می‌دهند که داده‌های مورد مطالعه دارای رفتار غیرخطی هستند. طبق مطالعه صورت گرفته توسط فانگ و همکاران[1] (۲۰۲۳) زمانی که متغیرها دارای ویژگی‌های مذکور باشند باید از روش غیرخطی همانند رگرسیون انتقال ملایم پنلی (PSTR) برای برآورد اثر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته استفاده کرد؛ بنابراین این مقاله به پیروی از مدل مطالعه فانگ و همکاران (۲۰۲۳) روش PSTR را بررسی اثر غیرخطی متغیرها بر متغیر وابسته انتخاب می‌کند.

**جدول ۳. آمارهای توصیفی**

| متغیرها | میانه | انحراف معیار | کمترین | بیشترین | چولگی | کشیدگی | جارک برا | احتمال p | مشاهدات |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ROA | ۰/۱۸۳۹ | ۰/۲۵۲۷ | −۰/۳۹ | ۰/۷۵ | ۰/۷ | ۲/۸ | ۱۲/۷ | ۰/۰۱ | ۱۵۰ |
| LD | ۰/۸۵۳۱ | ۰/۹۱۰۳ | ۰/۰۱۶ | ۳/۷۰ | ۱/۶۲ | ۵/۱۶ | ۹۵/۴۲ | ۰/۰۰۰ | ۱۵۰ |
| LCR | ۰/۰۶۲ | ۰/۱۴ | −۰/۳۵ | ۰/۵۱ | ۱/۶۴ | ۷/۵۱ | ۱۹۴/۷ | ۰/۰۰۰ | ۱۵۰ |
| LAD | ۰/۱۲۲۲ | ۰/۰۹ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۴۶ | ۱/۶۴ | ۶/۰۷ | ۱۲۶/۷ | ۰/۰۰۰ | ۱۵۰ |
| LA | ۰/۲۶۲۳ | ۰/۱۹ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۷۵ | ۰/۶۶۸ | ۲/۸۹ | ۱۱/۲۲ | ۰/۰۰۳ | ۱۵۰ |
| FDA | ۰/۴۶۳۷ | ۰/۲۳ | ۰/۰۱ | ۰/۹۷ | −۰/۱۶ | ۲/۲۹ | ۱۳/۷۷ | ۰/۰۰۰ | ۱۵۰ |
| DR | ۰/۵۱۵۴ | ۰/۱۷ | ۰/۰۹ | ۰/۸۴ | ۰/۱۸ | ۲/۲۹ | ۱۳/۹۶ | ۰/۰۰۰ | ۱۵۰ |

**مأخذ:** خروجی نرم‌افزار

[1] Fang et al

### وابستگی مقطعی

دی هویوس و سارافیدیس (۲۰۰۶) ضرورت انجام آزمون‌های همبستگی مقطعی بر روی داده‌های تابلویی را قبل از انجام تخمین مدل اقتصادسنجی پیشنهاد کرده‌اند. هدف از چنین آزمون‌های همبستگی مقطعی تعیین این است که آیا عوامل مشترک غیرقابل مشاهده در بین مناطق به وابستگی مقطعی منجر می‌شود یا خیر. طبق این گزاره، آزمون وابستگی مقطعی (CD) در مقاله حاضر قبل از اعمال مدل PSTR به‌کار گرفته شده است و نتایج این آزمون در جدول ۴ ارائه شده است. با توجه به نتایج آزمون CD، فرضیه صفر را می‌توان به‌طور قابل توجهی برای همه متغیرها رد کرد، به این معنا که فرضیه استقلال مقطعی نامعتبر است. از طریق تئوری مجانبی مدل‌های غیرخطی گونزالس و همکاران (۲۰۱۷)، نشان داده شده است که داده‌های تابلویی انتخاب شده برای این مطالعه وابسته به مقطع هستند. با توجه به مدت زمان نسبتاً کم داده‌های پانل انتخاب شده برای این تحقیق، آزمایش ریشه واحد غیرضروری تلقی می‌شود.

**جدول ۴. نتایج آزمون وابستگی مقطعی**

| متغیرها | آماره‌ی pes | ارزش احتمال p |
|---|---|---|
| ROA | ۵/۱۹ | ۰/۰۱۶ |
| LD | ۷/۰۷ | ۰/۰۰۰ |
| LCR | ۵/۹۶ | ۰/۰۰۰ |
| LAD | ۷/۲۶ | ۰/۰۰۰ |
| LA | ۸/۳۴ | ۰/۰۰۰ |
| DR | ۱۳/۵۸ | ۰/۰۰۰ |

**مأخذ:** خروجی نرم‌افزار

### آزمون‌های خطی و غیرخطی بودن

هدف اصلی این مقاله تعیین عقلایی بودن استفاده از مدل PSTR است. برای دستیابی به این امر، آزمون خطی بودن انجام شده است که هدف آن تأیید اعتبار مدل PSTR مورد استفاده در این تحقیق است. فرضیه صفر (H0) آزمون خطی یک مدل پانل خطی و فرضیه جایگزین (H1) یک مدل PSTR با حداقل دو رژیم است. نتایج آزمون خطی در جدول ۵ ارائه شده است که نشان می‌دهد ضریب‌های لاگرانژ برای آزمون والد، آزمون فیشر و آزمون LRT دارای مقدار p کمتر از سطح معناداری ۱ درصد هستند. درنتیجه، همه آزمون‌ها فرضیه مدل پانل خطی (H0) را رد می‌کنند و مدل PSTR ایجاد شده در این مقاله معقول است.

**جدول ۵. آزمون خطی بودن**

| متغیر آستانه | آزمون مولتی‌پلاس لاگرانژ–والد (LM) | | آزمون‌های لاگرانژمولتی –فیشر (LMF) | | آزمون‌های لاگرانژ مولتی‌پلاس LRT (LRT) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | آماره t | ارزش احتمالی p | آماره t | ارزش احتمالی p | آماره t | ارزش احتمالی p |
| ROA | ۱۴۹/۳۷۸ | ۰/۰۰۰ | ۶۲۴۳/۲۲۴ | ۰/۰۰۰ | ۸۲۲/۷۹۷ | ۰/۰۰۰ |
| **نکته:** H0 یک مدل پانل خطی H1: مدل PSTR با حداقل دو رژیم | | | | | | |

**مأخذ:** خروجی نرم‌افزار

مرحله بعدی در این مطالعه با هدف تعیین تعداد آستانه برای هر مدل PSTR به‌طور دقیق انجام می‌شود. برای دستیابی به این هدف از آزمون غیرخطی استفاده می‌شود که در آن فرضیه صفر (H0) این است که مدل PSTR فقط یک آستانه دارد و فرضیه جایگزین (H1) این است که مدل PSTR حداقل دو آستانه یا بیش از سه رژیم دارد. ROA یک متغیر آستانه در نظر گرفته می‌شود. جدول ۶ نتایج آزمون مدل را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که P-value از نظر آماری در سطح ۹۹ درصد معنادار نیست و درنتیجه فرضیه (H0) رد نمی‌شود؛ بنابراین، مدل‌های PSTR فقط یک مقدار آستانه دارد. براساس تحلیل فوق، ما رابطه غیرخطی بین شاخص‌های نقدینگی و توان پرداخت بدهی بر بازده دارایی در عراق را با استفاده از مدل PSTR با یک آستانه یا دو رژیم بررسی می‌شود.

**جدول ۶. آزمون عدم وجود غیرخطی در باقیمانده‌ها**

| متغیر آستانه | آزمون مولتی‌پلاس لاگرانژ–والد (LMW) | | آزمون‌های لاگرانژمولتی –فیشر (LMF) | | آزمون‌های لاگرانژ مولتی‌پلاس LRT (LRT) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | آماره t | ارزش احتمالی p | آماره t | ارزش احتمالی p | آماره t | ارزش احتمالی p |
| ROA | ۰/۰۰۰- | ۱/۰۰ | ۰/۰۰۰- | ۱/۰۰ | ۰/۰۰۰- | ۱/۰۰ |
| **نکته**: H0: PSTR با دو رژیم در مقابل H1: مدل PSTR با حداقل سه رژیم | | | | | | |

**مأخذ**: خروجی نرم‌افزار

## تجزیه و تحلیل تأثیر شاخص‌های پرداخت بدهی و نقدینگی بر بازده دارایی‌ها

در این بخش، تأثیر توان پرداخت بدهی و سودآوری بر بازده دارایی‌ها از منظر شاخص‌های متفاوت نقدینگی و توان پرداخت بدهی بررسی می‌شود. نتایج تخمین مدل PSTR در جدول ۷ نشان داده شده است.

جدول ۷، خروجی مدل PSTR را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که آستانه (c) ۱/۰۵۸۶ است، به این معنا که ROA،۱/۰۵۸۶ نقطه عطفی برای ترویج سودآوری بانک‌ها است. این نشان می‌دهد که اگر بازده دارایی کمتر از ۱/۰۵۸۶ باشد، $g\left(\mathrm{ROA_{ti}};\ \gamma_j, c^j\right)$ به ۰ همگرا می‌شود و مدل PSTR در رژیم کم (رژیم ۱) قرار دارد. اگر بازده دارایی بیشتر از منفی ۱/۰۵۸۶ باشد، $g\left(\mathrm{ROA_{ti}};\ \gamma_j, c^j\right)$ به ۱ همگرا می‌شود و مدل PSTR با یک رژیم بالا سر و کار دارد (رژیم ۲).

در رژیم اول شاخص‌های نقدینگی نسبت کل وام‌های اعطا شده به کل دارایی‌ها (LA)، نسبت دارایی‌های جاری به کل سپرده‌ها (LAD) و نسبت کل وام‌های اعطا شده جاری به کل سپرده‌ها (LD) اثر منفی و معنادار بر بازده دارایی بانک‌ها دارند؛ یعنی زمانی که بازده دارایی در سطح پایینی قرار دارد براساس هر سه شاخص نقدینگی، افزایش نقدینگی به کاهش سودآوری بانک‌ها منجر می‌شود که می‌تواند به‌علت بازده پایین دارایی‌های نقدی نسبت به سایر دارایی‌ها باشد، زیرا هزینه فرصتی را بر بانک تحمیل می‌کند که منجر به کاهش بازده دارایی بانک‌ها منجر می‌شود. مطالعات مولینوکس و تورنتون (۱۹۹۲)، گدارد و همکاران (۲۰۰۴)، بوردلئو و گرهام (۲۰۱۰) و دیزفولی و همکاران (۲۰۱۴) تأییدکننده این نتایج است.

اما زمانی که بازده دارایی از مقدار آستانه‌ای ۱/۰۵۸۶ بالاتر رود، اثرگذاری نقدینگی اندازه‌گیری شده بر بازده دارایی‌ها توسط هر سه شاخص نقدینگی LA، LAD و LD تغییر پیدا می‌کند. این تفاوت ایجاد شده بیانگر دو واقعیت

است. نخست؛ اثر نامتقارن شاخص‌های نقدینگی بر بازده دارایی‌ها را نشان می‌دهد. دوم؛ تأییدکننده این واقعیت است که سطح بازده دارایی هر بانک، تعیین‌کننده نحوه اثرگذاری شاخص‌های مختلف بانکی بر سودآوری آن است. وقتی بازده دارایی کمتر از ۱/۰۵۸۶ است، یعنی سرمایه‌گذاری در آن دارایی ممکن است کمتر از نرخ بهره‌ای باشد که از سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ریسک‌پذیر دیگر قابل دستیابی است. در این حالت، افزایش نقدینگی به معنای خروج سرمایه از دارایی و تبدیل آن به پول نقد است. این به از دست دادن پتانسیل سود آتی منجر خواهد شد، بنابراین بازده دارایی کاهش خواهد یافت. ازسوی دیگر، وقتی بازده دارایی بیشتر از حد آستانه‌ای (۱/۰۵۸۶) است، به این معناست که سود حاصل از سرمایه‌گذاری در آن دارایی بیشتر از نرخ بهره‌ای است که از سرمایه‌گذاری در دارایی‌های بدون ریسک (مانند سپرده‌های بانکی) دریافت می‌شود. در این حالت، افزایش نقدینگی نشان از افزایش پتانسیل برای سرمایه‌گذاری بیشتر است که به افزایش بازده دارایی منجر می‌شود. در رژیم دوم، یعنی با عبور از مقدار آستانه‌ای ۱/۰۵۸۶، افزایش دو شاخص نقدینگی LD و LAD، به تدریج منجر به افزایش مقدار ROA بانک‌ها می‌گردد، به گونه‌ای که در حد کرانه‌ای بالا در رژیم دوم، افزایش یک واحد در شاخص‌های نقدینگی LAD، LD، LA به‌ترتیب به افزایش ۰/۷۹۴۲، ۹/۰۴۴۶ و ۱/۳۹۰۸ واحد در ROA منجر می‌شود. رابطه‌ی مثبت نقدینگی- سودآوری بانک‌ها با پژوهش‌های تجربی آدینو (۲۰۱۶)، چارملر و همکاران[1] (۲۰۱۸)، زیدان و همکاران (۲۰۲۱) و کانالس و همکاران (۲۰۲۲) همسو است.

همان‌طور که قبلاً اشاره شده است، توان پرداخت بدهی از دیگر متغیرهای حائز اهمیت بر سودآوری بانک‌هاست؛ بنابراین در این مطالعه دو شاخص اهرم مالی (DR) و نسبت پوشش بهره (ICR) برای ارزیابی اثر نامتقارن توان پرداخت بدهی بر بازده دارایی در عراق استفاده شده است. طبق جدول ۷، با تغییر رژیم از سطوح پایین بازده دارایی به سطوح بالا، اثرگذاری هر دو شاخص بر ROA تغییر پیدا می‌کند که بیانگر اثر غیرخطی این متغیرها بر سودآوری بانک‌ها است. در رژیم اول یعنی زمانی که مقدار شاخص بازده دارایی کمتر از ۱/۰۵۸۶ است، افزایش در شاخص اهرم مالی (DR) باعث افزایش سودآوری بانک می‌شود. درواقع افزایش در شاخص (DR) به معنی افزایش نسبت بدهی بر دارایی‌ها و کاهش توان پرداخت بدهی بانک است. در حالی که حفظ پرداخت بدهی برای سودآوری بلندمدت بسیار مهم است، تمرکز بیش از حد بر پرداخت بدهی می‌تواند بر سودآوری کوتاه‌مدت تأثیر منفی گذارد. از لحاظ تئوریکی کانال‌های مختلفی جهت اثرگذاری بدهی‌ها بر سودآوری بانک وجود دارد. اولاً سطوح بالای بدهی می‌تواند ریسک نکول بانک را افزایش دهد که می‌تواند به زیان وام و کاهش بیشتر سودآوری منجر شود. ثانیاً سطوح بالای بدهی توانایی بانک را برای اعطای وام بیشتر یا گسترش عملیات خود محدود می‌کند که کاهش بازده دارایی بانک‌ها را در پی دارد؛ به‌طور خلاصه وقتی بازده دارایی کمتر از مقدار آستانه‌ای (۱/۰۵۸۶) است، استفاده از اهرم مالی می‌تواند اثر مثبتی بر بازده داشته باشد. این امر به‌دلیل هزینه‌های سرمایه‌گذاری است که کمتر از نرخ بهره بدهی (نرخ سودگیری از وام گرفته شده) است؛ به‌عبارت دیگر، با استفاده از اهرم مالی، می‌توان سود بیشتری نسبت به هزینه‌های بدهی کسب کرد که باعث افزایش بازده دارایی می‌شود؛ اما وقتی بازده دارایی، دارای مقدار بیشتر از حد آستانه‌ای باشد، دیگر امکان به‌دست آوردن بازدهی بیشتر از نرخ بهره بدهی وجود ندارد و در این‌صورت استفاده از اهرم مالی ممکن است به افزایش نرخ بدهی و هزینه‌های مرتبط با آن منجر شود که به طور قابل توجهی بازده را کاهش می‌دهد.

[1] Charmler et al

همان‌طور که در بالا بیان شد نسبت پوشش بهره (ICR) یکی دیگر از شاخص‌ها است که توان پرداخت بدهی بانک‌ها را نشان می‌دهد که در هیچ‌کدام از رژیم‌های بالا و پایین بازده دارایی در سطح ۹۵ درصد اثر معناداری بر آن ندارد. درواقع نسبت پوشش بهره (ICR) توانایی شرکت در پرداخت تعهدات هزینه بهره مربوط به تأمین مالی بدهی را اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص با تقسیم سود یک شرکت قبل از بهره و مالیات (EBIT) بر هزینه بهره آن در یک دوره معین محاسبه می‌شود. درحالی که نسبت پوشش بهره بالاتر به‌طور کلی مطلوب تلقی می‌شود، تأثیر قابل توجهی بر بازده دارایی ندارد. این به این دلیل است که نسبت پوشش بهره معیاری از توانایی یک شرکت در پرداخت تعهدات بدهی خود است و معیاری برای سودآوری یا بازده دارایی آن نیست. با این‌حال، نسبت پوشش بهره پایین ممکن است نشان‌دهنده این باشد که یک شرکت در معرض خطر نکول در قبال بدهی خود قرار دارد که احتمال دارد بر قیمت سهام و بازده دارایی تأثیر منفی گذارد. به همین علت در اغلب موارد به‌عنوان عوامل اثرگذار بر بازده دارایی وارد مدل می‌شود (کیولا[1]، ۲۰۱۵؛ ساکویگی،۲۰۲۰؛ زیدان و همکاران، ۲۰۲۱).

**جدول ۷. تخمین مدل PSTR با وجود متغیر ROA**

| متغیر | رژیم ۱ | انحراف معیار | رژیم ۲ | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|
| LD | -۴/۵۲۲۳* | (۰/۹۰۷۱) | ۹/۰۴۴۶* | (۱/۸۱۴۷) |
| ICR | ۰/۰۱۰۶ | (۰/۰۳۴) | -۰/۰۲۱۳ | (۰/۱۱۵۷) |
| LAD | -۰/۳۹۷۱* | (۰/۳۷۱۶) | ۰/۷۹۴۲* | (۰/۷۴۳۲) |
| LA | -۰/۶۹۵۴* | (۰/۱۸۸۸) | ۱/۳۹۰۸* | (۰/۳۹۶۴) |
| DR | ۱/۲۵۴۲* | (۱/۱۴۱۳) | -۲/۵۰۸۳ | (۲/۲۴۳۷) |
| آستانه‌ای مقدار(c) | ۱/۰۵۸۶ | | | |
| (γ) پارامتر شیب | ۰/۰۰۰ | | | |
| * معنادار در سطح ۱ درصد | | | | |

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

واضح است که نقدینگی و پرداخت بدهی هر دو برای سودآوری مؤسسات اقتصادی ضروری هستند، تحقیقات نشان داده است که رابطه آنها همیشه خطی نیست؛ به‌عبارت دیگر، ممکن است نقطه‌ای وجود داشته باشد که افزایش سطوح هر کدام به افزایش سودآوری منجر نشود. این اثر غیرخطی در مطالعات مختلف ازجمله مطالعات انجام شده در بانک‌های عراق مشاهده شده است. درک این رابطه برای مؤسسات اقتصادی بسیار مهم است، زیرا می‌تواند به آنها کمک کند تا سطوح نقدینگی و پرداخت بدهی خود را برای حداکثر سودآوری بهینه کنند.

بنابراین مقاله حاضر از مدل PSTR برای بررسی آثار غیرخطی شاخص‌های بانکی بر بازده دارایی بانک‌ها بر اساس داده‌های تابلویی ۱۵ بانک عراق از سال ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ استفاده می‌کند. نتایج تأیید می‌کند که آثار غیرخطی از شاخص‌های مختلف نقدینگی و توان پرداخت بدهی بانکی بر بازده دارایی بانک‌ها در عراق وجود دارد. اجرای سیاست‌های مناسب بانکی به ارتقای بازده دارایی‌های سیستم مالی در عراق کمک می‌کند و امکان‌سنجی مقدار

[1] Kyule

نقدینگی سیستم بانکی درحال حاضر در عراق را نشان می‌دهد. این مقاله به بررسی آستانه‌ای ROA از دیدگاه‌های مختلف می‌پردازد. این مرجعی برای واسطه‌های مالی کشورهای مختلف فراهم می‌کند تا تصمیم سیاست‌های نقدینگی و توان پرداخت بدهی را از دیدگاه‌های مختلف با توجه به مقدار بازده دارایی خود در نظر بگیرند. در همین حال، تأیید می‌کند که تفاوت‌های سطح توسعه‌یافتگی بانکی تحت تأثیر سیاست‌های نقدینگی وجود دارد؛ بنابراین، بررسی سیاست‌های نقدینگی متمایز بانکی ضروری است.

مطالعه تجربی نشان می‌دهد که وقتی ROA زیر آستانه (۱/۰۵۸۶) باشد، نه تنها افزایش نقدینگی بازده دارایی بانک‌ها را ارتقا نمی‌دهد، بلکه به کاهش بازده دارایی بانک‌ها در سیستم مالی عراق منجر می‌شود. علاوه‌بر این، زمانی که ROA بالاتر از ۱/۰۵۸۶ باشد، اثرات منفی افزایش نقدینگی توسط دو شاخص LD و LAD شروع به کاهش سریع می‌کند. درنتیجه، طبق نتایج شاخص‌های نقدینگی بانک‌های که بازده دارایی کمتر از ۱/۰۵۸۶ دارند باید قبل از مشاهده بهبود قابل توجه در سودآوری، بر رسیدن به سطح آستانه خاصی از نقدینگی تمرکز کنند. در حقیقت هدف مؤسسات باید حفظ سطح بهینه نقدینگی باشد که سودآوری کوتاه‌مدت را با ثبات مالی بلندمدت، متعادل کند.

به‌طور کلی، افزایش نقدینگی طبق دو شاخص LD و LAD به‌طور مؤثر به بازده دارایی بانک‌ها در عراق با توجه به شرایط خاصی کمک می‌کند. با این‌حال، از منظر ناهمگونی، تفاوت‌های قابل توجهی در بانک‌های مختلف، تحت تأثیر اندازه بازده دارایی بانک‌ها وجود دارد. برای بانک‌ها در عراق، تأثیر مثبت افزایش نقدینگی بعد از سطح آستانه‌ای خاصی از بازده دارایی شروع می‌شود. بر این اساس، با توجه به اهداف مختلف توسعه و ساختار مالی عراق، بانک‌ها می‌توانند سیاست‌های تعیین مقدار بهینه نقدینگی را اجرا کنند.

از منظر توان پرداخت بدهی، با توجه به نتایج تجربی مدل PSTR، سیاست‌های توان پرداخت بدهی، می‌تواند بازده دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. حفظ توان پرداخت بدهی برای سودآوری بلندمدت بسیار مهم است. تمرکز بیش از حد بر پرداخت بدهی، می‌تواند بر سودآوری کوتاه‌مدت تأثیر منفی گذارد. قرار گرفتن در رژیم پایین و رژیم بالای بازده دارایی شاخص‌های پرداخت بدهی، آثار متفاوتی بر بازده دارایی‌ها دارد. به‌نحوی که طبق شاخص اهرم مالی، در سطوح پایین بازده دارایی، افزایش توان پرداخت بدهی، اثر مثبت و معنادار بر بازده دارایی‌ها دارد؛ اما با افزایش بازده دارایی‌ها و عبور از مقدار آستانه‌ای به شدت کاهش پیدا می‌کند به‌گونه‌ای که افزایش اهرم مالی به کاهش بازده دارایی منجرمی‌شود. براساس شاخص ICR، در صورت افزایش بدهی‌ها، بازده دارایی‌ها در سطوح پایین یا بالا تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد. شواهد تجربی نشان می‌دهد که می‌توان DR را به‌عنوان شاخصی از توانایی بانک در ارائه تعهدات بدهی خود و ایجاد سود در نظر گرفت. در حقیقت در این بازارها، سرمایه‌گذاران ممکن است از DR به عنوان یک معیار کلیدی هنگام تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری استفاده کنند.

**حامی مالی**

مقاله حامی مالی ندارد.

**تعارض منافع**

تعارض منافع وجود ندارد.

**سپاسگزاری**

نویسندگان از داوران ناشناس که در بهبود کیفیت مقاله کمک کردند، تشکر می‌کنند.

## منابع


- پاشازده، لیلا، اصغرپور، حسین، سجودی، سکینه و کریمی تکانلو، زهرا. (۱۴۰۲). اثرات تعاملی سیاست‌های پولی و احتیاطی کلان بر ثبات سیستم بانکی (شواهدی از اقتصاد ایران). *فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی*، *۱۷*(۶۱)، ۲۶-۱

- خادمی، سیدرضا، فلیحی، نعمت، دالمن‌پور، محمد و نقی‌لو، احمد. (۱۳۹۹). بررسی اثرات متغیرهای خاص بانکی و کلان اقتصادی بر سودآوری بانک‌ها (مقایسه مکاتب نئوکلاسیک و پست کینزین). *اقتصاد مالی*، *۱۴*(۵۳)، ۲۵۲-۲۱۳.

- رحمانی، زهرا، محمد پورزرندی، محمدابراهیم و کرامتی، محمدعلی. (۱۴۰۲). تبیین اثرات زیان پرداخت وام و هزینه سپرده بر رشد سودآوری بانک. *دانش سرمایه‌گذاری*، *۱۲*(۴۸)، ۳۲۸-۳۱۱.

- صادقی، سمیه. (۱۴۰۱). تأثیر خلق نقدینگی بر ریسک سیستمی بانک‌ها در ایران با تمرکز بر ساختار ترازنامه‌ای. *فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی*، *۱۶*(۶۰)، ۸۶-۶۹.

- عرفانی، علیرضا و حیدری، محمد امین (۱۴۰۱). نقش مدیریت نقدینگی بر سودآوری بانک‌ها. *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۷(۴)، ۳۷-۶۴.

- Abdillah, R., Hosen, M. N., & Muhari, S. (2016). The determinants factor of Islamic bank's profitability and liquidity In Indonesia. *Knowledge Horizons Economics*, *8*(2), 140. [in Persion]
- Ahmed, R., Hudson, R., & Gregoriou, A. (2020). The implications of liquidity ratios: Evidence from Pakistan stock exchange limited. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 87(C), 235-243.
- Al-Husainy, N. H. M., & Jadah, H. M. (2021). The effect of liquidity risk and credit risk on the bank performance: Empirical Evidence from Iraq. *IRASD Journal of economics*, *3*(1), 58-67.
- Bakoush, M., Gerding, E., Mishra, T., & Wolfe, S. (2022). An integrated macroprudential stress test of bank liquidity and solvency. *Journal of Financial Stability*, *60 (c)*, 1-18.
- Berger, A. N., Miller, N. H., Petersen, M. A., Rajan, R. G., & Stein, J. C. (2005). Does function follow organizational form? Evidence from the lending practices of large and small banks. *Journal of Financial economics*, *76*(2), 237-269.
- Boukhatem, J., & Djelassi, M. (2020). Liquidity risk in the Saudi banking system: Is there any Islamic banking specificity. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *77*, 206-219.
- Canlas, R. Y. S., Coronado, J. E., Gianan, J. R. S., & Hu, S. M. C. (2022). The effect of credit and liquidity risk management practices on the profitability ratios of selected Philippine thrift banks. *International Journal of Novel Research and Development*, 699-709.
- Charmler, R., Musah, A., Akomeah, E., & Gakpetor, E. D. (2018). The impact of liquidity on performance of commercial banks in Ghana. *Academic journal of economic studies*, *4*(4), 78-90.
- Chawwa, T. (2021). Impact of reserve requirement and Liquidity Coverage Ratio: A DSGE model for Indonesia. *Economic Analysis and Policy*, *71*, 321-341.
- Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). Threshold effects of the public capital productivity: an international panel smooth transition approach. *Working Paper, Université d'Orléans, Preprint submitted on 20 Jan 2006.*
- Dahiyat, A. (2016). Does liquidity and solvency affect banks profitability? Evidence from listed banks in Jordan. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, *6*(1), 35-40.
- De Hoyos, R. E., & Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *The stata journal*, *6*(4), 482-496.

- Dezfouli, M. H. K., Hasanzadeh, A., & Shahchera, M. (2014). Assessing the profitability of the Iranian banking system's non-linear relationship with liquidity risk. *Kuwait Chapter of the Arabian Journal of Business and Management Review*, *3*(9), 226.
- Dijk, D.V., Teräsvirta, T. and Franses, P.H. (2002). Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments. *Econometric Reviews*, *21*(1), 1-47.
- Egesse, T. S., & Guo, H. (2020). Does firm efficiency matter for debt financing decisions? Evidence from the biggest manufacturing countries. *Journal of Applied Economics*, *23*(1), 106-128
- Eggoh, J.C. and Khan, M. (2014). On the nonlinear relationship between inflation and economic growth. *Research in Economics*, *68*(2), 133-143.
- Ehiedu, V. C. (2014). The Impact of Liquidity on Profitability of Some Selected Companies: The Financial Statement Analysis (FSA) Approach. *Research Journal of Finance and Accounting*, *5*(5), 2222-2847.
- Erfani, A., & Heydari, M. A. (2023). The Role of Liquidity Management on Profitability of the Banks. *Journal of Econometric Modelling*, *7*(4), 37-64. [in persion]
- Fang, G., Chen, G., Yang, K., Yin, W., & Tian, L. (2023). Can green tax policy promote China's energy transformation?—A nonlinear analysis from production and consumption perspectives. *Energy*, *269(c)*, 1-13.
- Farhang, A. A., Esna Ashari, A., Abolhasani, A., Ranjbar Fallah, M. R., & Biabani, J. (2016). Non-Interest Income, Profitability and Risk in Banking Industry. *Economic Modeling*, *10*(35), 47-70.
- Ghosh, P. K., Khatun, M., & Tarafdar, P. (2018). Bankruptcy via earning volatility: Does it integrate in financial institutions. *Asian Economic and Financial Review*, *8*(1), 52-62.
- Gonzalez, A.; Terasvirta, T. and Van Dijk, D. (2017). Panel Smooth Transition Regression Models, *SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 604 Stockholm School of Economics*, revised 11 Oct. 2017.
- Gonzalez, A., Teräsvirta, T. and DIJK, D.V. (2005). Panel smooth transition regression models, The Economic Research Institute, Stockholm School of Economics, *Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 604.
- Grundke, P., & Kühn, A. (2020). The impact of the Basel III liquidity ratios on banks: Evidence from a simulation study. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *75*, 167-190.
- Hakimi, A. (2017). On the nonlinear relationship between bank financing and firm performance: a PSTR model for Tunisian companies. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, *7*(2), 2162-3082.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of econometrics*, *93*(2), 345-368.
- Harb, N. M. A. (2017). *A Study on the Non-Linearity Hypothesis between Various Macroeconomic Variables and Economic Growth in Developing Countries* [Doctoral dissertation, University of Leicester].
- Hausman, J.A. (1978). Specification tests in econometrics. Econometrica: *Journal of the Econometric Society*, 46 (6), 1251-1271.
- Huang, G. Y., Shen, C. H. H., & Wu, Z. X. (2023). Firm-level political risk and debt choice. *Journal of Corporate Finance*, *78*, 1-25.
- Hussein, E. H. N., & Al-Dulaimi, H. D. D. (2022). Evaluating the financial performance of commercial banks in Iraq under the corona pandemic using the CAMELS criterion, *AgBioForum*. *24*(2), 31-38.
- Igan, D., Mirzaei, A., & Moore, T. (2023). A shot in the arm: Economic support packages and firm performance during COVID-19. *Journal of Corporate Finance*, *78*, 1-20.
- Jadah, H. M., Hameed, T. M., & Al-Husainy, N. H. M. (2020). The impact of the capital structure on Iraqi banks' performance. *Investment Management & Financial Innovations*, *17*(3), 122.

- Jain, M. J., & Jain, R. (2021). *Impact of Solvency, Liquidity and Efficiency on profitability: A Case Study of Coal India* Ltd. July 2020.
- Ji, P., & Wei, L. (2023). Hedging with derivatives to increase firm value. *Finance Research Letters*, 55(PB), 1-5.
- Jihadi, M., Vilantika, E., Hashemi, S. M., Arifin, Z., Bachtiar, Y., & Sholichah, F. (2021). The effect of liquidity, leverage, and profitability on firm value: Empirical evidence from Indonesia. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, *8*(3), 423-431.
- Khan, R. A., & Ali, M. (2016). Impact of Liquidity on Profitability of Commercial Banks in Pakistan: An Analysis on Banking Sector in Pakistan. *Global Journal of Management and Business Research*, *16*(1), 52-60.
- Khadami, S. R., Pirbast, N. F., Naghiloo, A. (2021). Investigating the effects of specific banking and macroeconomic variables on banks' profitability (comparing neoclassical and post-Keynesian schools). *Financial Economics*, *14*(53), 213-252. [in Persion]
- Khemiri, M. A. (2023). Searching for a Threshold effect in the Diversification-profitability Relationship. Evidence from the MENA Banks. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *13*(6), 85.
- Khidmat, W. B., & Rehman, M. (2014). Impact of liquidity & solvency on profitability chemical sector of Pakistan. *Economics management innovation*, *6*(3), 34-67.
- Kyule, J. M. (2015). *Impact of liquidity and solvency on financial performance of firms listed at the Nairobi securities exchange* [Doctoral dissertation, University of Nairobi].
- Lee, C. and Chiu, Y. (2011). Electricity demand elasticities and temperature: Evidence from panel smooth transition regression with instrumental variable approach. *Energy Economics*, *33*(5), 896-902.
- Lungkang, G. O., & Rusgowanto, F. H. (2023). the effect of return on assets (ROA), debt to assets (dar), earnings per share (eps), growth, and size on company value in manufacturing companies. *Applied accounting and management review (AAMAR)*, *1*(2), 01-11.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P. and Teräsvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, *75*(3), 491-499.
- Mosikari, T. J., & Eita, J. H. (2020). CO2 emissions, urban population, energy consumption and economic growth in selected African countries: A Panel Smooth Transition Regression (PSTR). *OPEC Energy Review*, *44*(3), 319-333.
- Muthike, S. W. (2017). *Relationship between corporate liquidity risk and solvency of Commercial Banks in Kenya* [Doctoral dissertation, University of Nairobi].
- Mwangi, M. N. (2014). The effects of liquidity on financial performance of deposit taking microfinance institutions in Kenya. *MBA Research Project*, University of Nairobi.
- Obamuyi, T. M. (2013). Determinants of banks' profitability in a developing economy: Evidence from Nigeria. *Organizations and markets in emerging economies*, *4*(2), 97-111.
- Pashazadeh, L., Asgharpur, H., Sojoodi, S., & Karimi Takanlou, Z. (2023). Investigating the Interactive Effects of Monetary and Macroprudential Policies on the Stability of the Banking System: Evidence from Iranian Economy. *Economic Modeling*, *17*(61), 1-26. [in Persion]
- Phan, D. H. B., Tran, V. T., & Iyke, B. N. (2022). Geopolitical risk and bank stability. *Finance Research Letters*, *46 (B)*, 1-9.
- Rahmani, Z., Mohammad Pourzarandi, M. E., & Karamati, M. A. (2023). Explain the Effects of Loan Losses and Deposit Costs on the Growth of Bank Profitability. *Journal of Investment Knowledge*, *12*(48), 311-328. [in Persion]
- Reghezza, A., Altunbas, Y., Marques-Ibanez, D., d'Acri, C. R., & Spaggiari, M. (2022). Do banks fuel climate change? *Journal of Financial Stability*, 62 (C), 1-48.

- Rengasamy, D. (2014). Impact of loan deposit ratio (LDR) on profitability: Panel evidence from commercial banks in Malaysia. In *International Conference on Global Economics, Finance and Social Sciences*.
- sadeghi, S. (2023). The Effects of Liquidity Creation on Systemic Risk: by Concentration on Banks Balance Sheet Structure. *Economic Modeling*, *16*(60), 69-86.[In Persion]
- Sakouvogui, K. (2020). Impact of liquidity and solvency risk factors on variations in efficiency of US banks. *Managerial Finance*, *46*(7), 883-895.
- Seleteng, M., Bittencourt, M. and Van Eyden, R. (2013). Nonlinearities in inflation growth nexus in the SADC region: A panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling*, *30*, 149-156.
- Suriyanti, S., Priadana, S., & Astuty, P. (2022). Analysis Of Liquidity Ratio, Solvency Ratio, And Profitability Ratio To Bond Ratings In Food And Beverages Companies Listed On The Indonesia Stock. *Jurnal Pendidikan Nusantara*, *2*(2), 57-63.
- Tabash, M. I., & Hassan, H. I. (2017). Liquidity, profitability and solvency of UAE Banks: A comparative study of commercial and Islamic Banks. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, *21*(2), 1-15.
- Taha, S., & Top, C. (2022). Factors affecting firm performance in commercial Iraqi banks. *International Journal of Social Science Research and Review*, *5*(9), 1-15.
- Teräsvirta, T. (1998). *Modelling economic relationships with smooth transition regressions.* In: Handbook of Applied Economic Studies. Marcel Dekker: New York, 507-552.
- Ullah, A., Zhang, Q., Raza, S. A., & Ali, S. (2021). Renewable energy: Is it a global challenge or opportunity? Focusing on different income level countries through Panel Smooth Transition Regression Model. *Renewable Energy*, *177*, 689-699.
- Xu, N., Gao, Y., Du, L., & You, L. (2023). Does Administrative Monopoly Regulation Affect Corporate Financialization? From the Perspective of Vertical Industrial Chain Competition in China. *Finance Research Letters*, 59,1-9.
- Yenni, Y., Arifin, A., Gunawan, E., Pakpahan, L., & Siregar, H. (2021). The Impact of Solvency and Working Capital on Profitability. *Journal of Industrial Engineering & Management Research*, *2*(4), 15-38.
- Zaidan, H., Hijleh, H. A., Mawali, H. A., Natour, A. R. A., & Al-Okaily, M. (2021). Influence of Liquidity, Solvency on Banks' Profitability: The Moderating Role of Net Revenues. *The International Conference on Global Economic Revolutions* (149-164). Springer, Cham.

Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
Volume 17, Issue 63, Autumn 2023, 49-69.

Original Article

# The effect of industrial concentration and capital goods import on the energy consumption intensity in Iran's industries

**Sima Hajebi*** **Reza Roshan****

https://doi.org/10.30495/eco.2023.1995412.2788

Received:
01/09/2023

Accepted:
10/12/2023

**Keywords:**
Industrial Concentration, Energy Consumption Intensity, Panel Data, Imports Of Capital Goods, Iranian Industries

**JEL Classification:**
D22, L11, Q40

## Abstract

The purpose of this article is to evaluate the effect of industrial concentration and import of capital goods on the intensity of energy consumption in Iranian industries. Industrial concentration index has been calculated using Herfindahl-Hirschman method and relative entropy. In this research, the panel data method and the fixed effects model were used to estimate the coefficients of the models. The research findings indicate that between 2002 and 2018, industrial concentration and import of capital goods have a positive and statistically significant effect on the intensity of energy consumption. So that, one percent increase in the share of the industry in the market, increases the intensity of energy consumption between 0,089 to 0.203 percent. Also, the price of energy carriers has a negative effect on the intensity of energy consumption. Considering the inverse relationship between the price of energy carriers and energy intensity and the low elasticity of the price, it is necessary that incrementally raise the energy prices for industries logically causing environmental pollution to decrease their energy intensity. It is suggested that capital goods enter industries that have low energy consumption.

* Master Student in Energy Economics, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran, Email: simahajebifard94@gmail.com
** Associate Professor in Economics, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran, Email: re.roshan@pgu.ac.ir (Corresponding Author)

**How to Cite:** Hajebi Fard, S. & Roshan, R (2023). The effect of industrial concentration and import of capital goods on the intensity of energy consumption in Iran's industries, *Economic Modeling*, 17(63), 49-69. https://doi.org/10.30495/eco.2023.1995412.2788.

## 1. Introduction

Over the past years, energy has emerged as a crucial production factor, alongside other factors like labor and capital, playing a pivotal role in the economic landscape of nations. The industrial sector, as a fundamental pillar of the economy, holds a distinct significance. Consequently, fostering industrial development becomes imperative for enhancing the structure of Iran's economy and moving towards an oil-independent economic framework. The primary objective of this research is to explore the impact of industrial concentration and the import of capital goods on the intensity of energy consumption within Iran's industrial landscape.

## 2. Research method and data

Among all energy consumers, the industrial sector holds the largest share. Given that the industrial sector serves as a linchpin for achieving economic development and growth, it is imperative to investigate the intensity of energy consumption within this sector. The examination of energy consumption intensity in industries aims to facilitate effective measures to enhance industry performance and reduce energy consumption intensity. This study focuses on the statistical community comprising Iranian industries, with industries identified by 2-digit ISIC codes forming the statistical sample. Data collection was conducted using the Iranian Statistics Center. The model incorporates the following variables: the price of energy carriers, industrial concentration calculated through the Herfindahl-Hirschman method and relative entropy, and the import of capital goods as independent variables, with energy consumption intensity as the dependent variable.

## 3. Analysis and discussion

The primary model for the current research is outlined as follows:

$EI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 HHI_{it}(E_{it}) + \beta_2 IM_{it} + \beta_3 P_{it} + \varepsilon_{it}$

In the aforementioned model, the key components include:

$HHI_{it}(E_{it})$: The firm's share of the total market for industry i at time t, measured by the Herfindahl-Hirschman index or relative entropy.

$IM_{it}$: The import amount of capital goods for industry i at time t.

$P_{it}$: The price of energy carriers for industry i at time t

$EI_{it}$ : Energy consumption intensity for industry i at time t

Given the composite nature of the data, the estimation process utilizes the panel data method and the fixed effects model to calculate the coefficients of the models. Following the identification of the suitable model through significance tests for the variables, we proceeded to input these variables into the Eviews program for the subsequent estimation steps.

The variable of industrial concentration, measured by the Herfindahl-Hirschman method, demonstrates an effect of 0.089 on the intensity of energy consumption. This implies that a one percent increase in the industry's market share corresponds to a 0.089 percent increase in the intensity of energy consumption.

The variable of industrial concentration, measured by the relative entropy method, exhibits an effect of 0.203 on the intensity of energy consumption. In simpler terms, a one percent increase in the industry's market share is associated with a 0.203 percent increase in the intensity of energy consumption.
The import of capital goods, or imported goods in general, has an effect of 0.091 on the intensity of energy consumption. In practical terms, a one percent increase in the import of capital goods corresponds to a 0.091 percent increase in the intensity of energy consumption.
The price of energy carriers exhibits an effect of -0.0885 on the intensity of energy consumption. This signifies that a one percent increase in the price of energy carriers results in a 0.0885 percent decrease in the intensity of energy consumption in industries.

## 4. Conclusion

One of the crucial economic considerations revolves around energy consumption in industries, given its substantial share in overall energy usage. Optimizing energy consumption and enhancing industrial efficiency necessitates the reduction of energy consumption through the application of suitable tools, technology, and labor replacement. The research findings indicate that from 2002 to 2018, the intensity of energy consumption, coupled with the calculated industrial concentration, exhibits a direct and significant relationship with both mentioned indicators. Furthermore, the import of capital goods reveals a significant and direct relationship with the intensity of energy consumption, while the price of energy carriers demonstrates an inverse relationship with energy consumption intensity. The research suggests that industry sector officials should create conditions to enhance competitiveness and reduce concentration, fostering innovation and subsequently lowering energy intensity. While some Iranian industries may necessitate the import of capital goods based on their field of activity, it is crucial to note that the importation doesn't inherently translate to a reduction in energy consumption, and in some cases, the imported goods themselves may be energy-intensive. Therefore, the research results indicate that, during the studied period, the import of capital goods did not contribute to a reduction in the energy intensity of Iran's industries. On the contrary, capital goods should be utilized in industries that are energy-intensive. Additionally, given the inverse relationship between the price of energy carriers and energy intensity, and considering the low elasticity of the price, it is recommended to logically increase the energy prices for industries causing environmental pollution, aiming to decrease their energy intensity.

**Funding**
There is no funding support.

**Declaration of Competing Interest**
The authors have no conflicts of interest to declare that are relevant to the content of this article.

**Acknowledgments**
We thank two anonymous reviewers for their useful comments greatly contributing to improve our work.

مدلسازی اقتصادی
Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
دوره ۱۷، شماره ۶۳، پاییز ۱۴۰۲، صفحه‌های ۴۹ تا ۶۹.

پژوهشی

# اثر تمرکز صنعتی و واردات کالاهای سرمایه‌ای بر شدت مصرف انرژی در صنایع ایران[۱]

سیما حاجبی‌فرد*، رضا روشن**

DOI:https://doi.org/10.30495/eco.2023.1995412.2788

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۰۶/۱۰
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۲/۰۹/۱۹

واژگان کلیدی:
تمرکز صنعتی، شدت مصرف انرژی، داده‌های تابلویی، واردات کالاهای سرمایه‌ای، صنایع ایران

طبقه‌بندی JEL:
D22, L11, Q40

## چکیده

هدف این مقاله ارزیابی اثر تمرکز صنعتی و واردات کالاهای سرمایه‌ای بر شدت مصرف انرژی در صنایع ایران است. شاخص تمرکز صنعتی با استفاده از روش هرفیندال- هیرشمن و آنتروپی نسبی محاسبه شده‌است. در این پژوهش، از روش پانل دیتا و مدل اثرات ثابت برای تخمین ضرایب مدل‌ها استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در دوره ۱۳۹۷-۱۳۸۱ تمرکز صنعتی و واردات کالاهای سرمایه ای بر شدت مصرف انرژی اثر مثبت و معنادار دارند. به طوری که، با افزایش مقدار سهم صنعت به اندازه یک درصد در بازار، شدت مصرف انرژی به مقدار ۰/۰۸۹ تا ۰/۲۰۳ درصد افزایش می‌یابد. همچنین، قیمت حامل های انرژی اثر منفی بر شدت مصرف انرژی دارد. با توجه به رابطه‌ی معکوس میان قیمت حامل‌های انرژی و شدت انرژی و کشش پایین قیمتی، لازمست که که به صورت منطقی قیمت انرژی صنایعی که آلودگی زیست محیطی ایجاد می‌نمایند افزایش یابد تا شدت انرژی آنها کاهش یابد. همچنین، پیشنهاد می‌شود که کالاهای سرمایه‌ایی وارد صنایع گردد که مصرف انرژی پایینی داشته باشند.

[۱] این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد سیما حاجبی‌فرد به راهنمایی دکتر رضا روشن در دانشکده کسب‌وکار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس است.

* دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصادانرژی، گروه اقتصاد، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران، پست الکترونیکی:
simahajebifard94@gmail.com
** دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده کسب‌وکار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:
re.roshan@pgu.ac.ir

## ۱. مقدمه

در سال‌های گذشته همواره از انرژی به عنوان یکی از عوامل مهم تولید یاد می‌شود که در کنار دیگر عوامل تولیدی نظیر نیروی کار و سرمایه در حیات اقتصادی کشورها نقش بسزایی دارد. صنعت نیز یکی از ارکان مهم اقتصادی است که جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد دارد، ازاین‌رو، توسعه صنعت عاملی مهم برای تحول ساختار اقتصاد ایران و پله‌ای برای رسیدن به اقتصاد بدون اتکا به نفت است. شاخص شدت انرژی یکی از مهم‌ترین شاخص‌هایی است که مقدار بهره‌وری انرژی را در اقتصاد کشورها مشخص می‌کند و این شاخص از تقسیم مصرف نهایی انرژی به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود و هر چه این شاخص کمتر باشد، نمایش‌دهنده این است که برای تولید هر واحد محصول، انرژی کمتری مصرف شده است و بالعکس. از طرف دیگر کاهش شدت مصرف انرژی نشان‌دهنده افزایش کارایی انرژی است و همچنین بهینه شدن مصرف انرژی از اهداف توسعه‌ای برنامه‌ریزان برای رشد اقتصادی و توسعه اقتصادی است لذا لازمه این مهم شناخت عوامل کلیدی و ارائه استراتژی‌های حرفه‌ای است. طبق آمار صادره در ترازنامه انرژی مرکز آمار ایران؛ در کشور میزان شدت انرژی بر پایه عرضه انرژی اولیه و مصرف نهایی انرژی محاسبه می‌شود و این میزان به‌علت پایین بودن قیمت انرژی و همچنین کمبود و بعضا فقدان فناوری‌های انرژی‌اندوزِ به روز، از متوسط مصرف جهانی بالاتر است که علاوه بر کاهش منابع انرژی، سیر توسعه ایران را به‌علت هزینه‌های گزاف که اقتصاد ایران به‌دلایل مذکور متحمل می‌شود، دچار اختلال کرده است.

لیو و همکاران[1] (۲۰۱۷) در مقاله‌ای ارتباط بین تمرکز صنعتی و کارآیی انرژی را در چین بررسی کرده‌اند. نتایج گویای آن است که تمرکز صنعتی به‌دلیل ایجاد صرفه مقیاس در بهبود زیربناهای اقتصادی، شرایط را برای سرریز دانش و تکنولوژی بین واحدهای تولیدی و ایجاد رقابتی موثر برای بهره‌وری بالاتر برای کسب سهم بازاری بیشتر را فراهم می‌کند، بنابراین صنایعی که تمرکز بالایی دارند، به طور نسبی دارای کارایی بالاتر در تخصیص نهاده‌ها هستند و بنابراین شدت مصرف انرژی کمتری خواهند داشت. کالاهای سرمایه‌ای از طریق بهبود کارایی و کاهش شدت مصرف انرژی، به افزایش بهره‌وری و متعاقبا تولید و رشد اقتصادی منجر می‌شوند (شاهین‌پور و خوش‌رفتار،۱۳۹۸). زیرا از دیدگاه اقتصاد نظری اعتقاد بر این است که سرمایه از مهم‌ترین عوامل رشد اقتصادی است و سرمایه‌گذاری ارتباط معناداری در رشد اقتصادی کشورها دارد.

در واقع نوآوری مقاله حاضر این است که شاخص تمرکز صنعتی را به دو روش محاسبه کرده، سپس تاثیر آن بر شدت انرژی بخش صنعت را بررسی کرده است که در مطالعات پیشین دیده نمی‌شود. همچنین در کنار آن، چگونگی تاثیرگذاری کالاهای سرمایه‌ای بر شدت انرژی بخش صنعت ایران نیز مشخص شده است.

ازاین‌رو، درصددیم تا رابطه عواملی چون تمرکز صنعتی، ورود کالاهای سرمایه‌ای به کشور و قیمت انرژی را با شدت انرژی در صنایع ایران بررسی کنیم. در واقع، سوالات اساسی این مقاله این است که وضعیت شاخص تمرکز صنعتی در صنایع ایران چگونه است و تاثیر این نوع شاخص بر شدت مصرف انرژی بخش صنعت چگونه است؟ همچنین آیا در دوره مورد بررسی، ورود کالاهای سرمایه‌ای به بخش صنعت تاثیر معناداری بر شدت انرژی آن داشته است و آیا این تاثیر مثبت بوده و یا منفی؟ در این مقاله، از داده‌های مربوط به صنایع مختلف با کد آیسیک دو رقمی که از مرکز

[1] Liu

آمار ایران اخذ شده، استفاده شده است. شایان ذکر است که برای تخمین تاثیر متغیرهای تمرکز صنعتی، ورود کالاهای سرمایه‌ای و قیمت انرژی بر شدت انرژی از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است.

در ادامه و پس از مقدمه، ساختار مقاله این گونه است که در بخش دوم، ادبیات پژوهش مرور خواهد شد. در بخش سوم، روش تحقیق و داده ها آمده است. در بخش چهارم، برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها ارایه گردیده و بخش پنجم مربوط به نتیجه گیری و پیشنهادهاست.

## ۲. مرور ادبیات پژوهش

انرژی در اقتصاد یکی از عوامل مهم و مورد استفاده در اکثریت فعالیت‌های اقتصادی به شمار می رود. دسترسی همیشگی و مطمئن به انرژی، در بسیاری از کشورها یکی از عوامل امنیت ملی محسوب می‌شود (کاظمی و همکاران،۱۳۹۲). به‌طور معمول انرژی یک عاملی است که توانایی انجام کاری را داشته باشد که درون خود انرژی ذخیره شده دارد و با محرکی آن را رها می‌کند و تولید گرما و یا نیروی جنبشی ایجاد می‌کند (باتاچاری،۲۰۱۱). از طرف دیگر، امروزه با تغییرات اساسی و گسترده‌ای در اقتصاد روبرو هستیم و بحث رقابت و رقابت پذیری در معنای عام خود یک موضوع کلیدی در سطح دنیا است و ابزاری برای رسیدن به رشد اقتصادی محسوب می‌شود. آدام اسمیت با دیدگاه جهانی خود، رقابت‌پذیری را تفاوت در چگونگی عملکرد و متدهای فعالیتی می‌داند. از سوی دیگر سهم خواهی بازار، هدف اصلی فعالیت‌های اقتصادی است که در پی رقابت‌پذیری و تفاوت در عملکرد می‌تواند حاصل شود. تمرکز به بررسی ماهیت و اندازه رقابت و انحصار در بازارهای انفرادی می‌پردازد. تمرکز چگونگی توزیع بازار بین بنگاه‌های مختلف و یا به عبارت دیگر تعداد بنگاه‌ها و اینکه هر بنگاه چه سهمی از بازار را در مقایسه با کل بازار دارد، نمایش می‌دهد (خدادکاشی،۱۳۸۹). همان‌طور که اشاره شد، تمرکز صنعتی به چگونگی توزیع بازار میان بنگاه‌های صنعتی می‌پردازد. شاخص‌ها مختلفی اعم از هرفیندال–هیرشمن، آنتروپی و ... میزان تمرکز در بازار را مشخص می‌کنند. شاخص هرفیندال- هیرشمن[1] (HHI) یکی از شاخص‌های تعیین تمرکز، کاربردهای فراوانی در سیاستگذاری‌های ضد انحصاری دارد و زمینه رقابت را فراهم می‌کند. این شاخص نشان می‌دهد که با افزایش تمرکز، بازار به سوی انحصاری شدن پیش می‌رود(پورپرتوی و همکاران،۱۳۸۶). از طرفی با افزایش تمرکز صنعتی در صنایع ایران، در صورتی که این تمرکز و حرکت به سمت انحصاری شدن توأم با نوآوری نباشد نمی توان انتظار داشت که شدت انرژی کاهش یابد مگر اینکه بنگاه ها در حالی که انحصاری‌تر می‌شوند هزینه‌های خود را از جمله مصرف انرژی کاهش دهند و این کار را از طریق نوآوری انجام دهند. از طرف دیگر هرچه تمرکز صنعتی بالا باشد به‌دلیل رقابت برای جذب سهم بالاتری از بازار انرژی مصرفی تحت عنوان یکی از نهاده های تولیدی افزایش می‌یابد. از آنجا که دستیابی به کارایی و بهره‌وری بالاتر یکی از تمایل‌های اقتصادی است این تمایل بدین شرح است که از کمترین منابع استفاده شود و نتیجه حداکثری دریافت شود. با توجه به اهمیت ویژه انرژی و تاثیرات مستقیم و غیرمستقیم آن بر اقتصاد کشورها، پرداختن به مسئله انرژی و برنامه‌ریزی برای بهبود چگونگی مصرف و کنترل آن، برای دستیابی به افزایش کارایی انرژی بسیار حائز اهمیت است.

[1] Herfindad-Hirshman Index

استفاده از فناوری‌ها و دانش‌های به‌روز نیز از الزامات محسوب می‌شود. توجه به اینکه تولید دانش و فناوری‌های کاراً و به‌روز مستلزم زمان و هزینه زیادی است که به نوبه خود اقتصاد را متحمل هزینه می‌کند؛ ازاین‌روی، می‌توان از کالاهای سرمایه‌ای وارداتی برای توسعه صنعتی و البته انرژی‌اندوزی بخش صنعت بهره برد. به‌طور کلی کالاهایی سرمایه‌ای نامیده می‌شوند که به‌طور مستقیم در تولید کالاها و خدمات به‌کار گرفته می‌شوند.

از آنجا که در اقتصاد بنا بر کسب حداکثر سود و حداقل هزینه‌هاست پس در همه بخش های اقتصادی و به ویژه در بخش صنعت نیز تلاش می‌شود از کمترین هزینه‌ها، بالاترین سود را به دست آورند و از آنجا که انرژی یکی از عوامل تولید و از هزینه‌ها محسوب می‌شود پس، از طرق مختلف تلاش هایی برای کاهش مصرف انرژی انجام می شود می‌گیرد. ضمن بحث هزینه‌های انرژی بحث مهم دیگری مطرح می‌شود که آن، حفظ و امانت‌داری از منابع انرژی‌های تجدیدناپذیر برای نسل‌های آتی است و همچنین در زمان حال حفظ محیط‌زیست و کاهش آلودگی‌های زیستی ناشی از مصرف انرژی‌ها نیز از مسائل مهم به‌شمار می‌رود. پس یکی از راه‌های کنترل مصرف انرژی را می‌توان استفاده از فناوری‌های روز دنیا عنوان کرد. همچنین نوع بازاری که بنگاه در آن فعالیت دارد نیز یکی دیگر از عواملی است که می‌توان با بررسی آن به نحوه مصرف انرژی پی برد، زیرا بسته به نوع و ماهیت بازار انگیزه رقابت به‌وجود می‌آید و هر بنگاه برای پیشی گرفتن از رقیب یا رقبای خود اقداماتی انجام می‌دهد.

### ساختار بازار و نوآوری

یکی از مسائل مهم که توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده است تاثیر عملکرد بازار (صنعت) بر نوآوری است. یک رویکرد بر وجود رابطه منفی بین نوآوری و رقابت تاکید دارد که ریشه در نظریات شومپیتر[1] (۱۹۴۳) دارد. این اثر، اثر شومپیتری نامیده می‌شود. شومپیتر نوآوری را یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی معرفی می‌کند و بر لزوم شناخت و درک نوآوری برای توسعه اقتصادی تاکید می‌کند و اصرار دارد که نوآوری، ساختار اقتصادی را به‌طور مستمر تغییر می‌دهد. شومپیتر معتقد است با افزایش رقابت بین بنگاه‌ها سود آنها و رانت انتظاری آنها در رابطه با نوآوری کاهش می‌یابد. همین مسئله سبب کاهش انگیزه بنگاه‌های رقابتی برای نوآوری نسبت به وضعیت انحصاری می‌شود. مطابق این نظریه انحصار در صنعت سبب افزایش نوآوری می‌شود (کارلسن[2]، ۲۰۰۳). رویکرد دیگر که براساس نظریات اروو[3] (۱۹۶۲) شکل گرفته است بر وجود رابطه مثبت بین نوآوری و رقابت در سطح بنگاه‌ها تاکید دارد. اروو حقوق انحصاری مالکیت در اختراعات و نوآوری‌ها را متضمن قابلیت بنگاه در استفاده از مزایای نوآوری می‌داند. این امر سبب افزایش انگیزه بنگاه‌های رقابتی برای نوآوری با هدف فرار از رقابت نسبت به بنگاه‌های انحصاری می‌شود که این مسئله «اثر فرار از رقابت یا اثر اروو» نامیده می‌شود.

رویکرد سوم به مطالعه اسچرر[4] (۱۹۶۷) باز می‌گردد که آقیون[5]و همکاران(۲۰۰۵)آن را به‌کار گرفتند و تلاش کردند تئوری‌های قبلی را اصلاح کنند و اثر مثبت فرار از رقابت را با اثر منفی شومپیتری رقابت بر نوآوری ترکیب

[1] Schumpeter
[2] Carlsson
[3] Arrow
[4] Scherer
[5] Aghion

کنند. مطالعه آنان نشان می‌دهد که رابطه U شکل معکوس بین نوآوری و رقابت وجود دارد که در این‌صورت توان دوم شاخص تمرکز صنعتی اثر معناداری بر نوآوری خواهد داشت (انواری و همکاران، ۱۳۹۷).

در مطالب فوق بیان شد که رقابت و تمرکز صنعتی به شکل‌های مختلف می‌توانند بر نوآوری بنگاه تاثیرگذار باشند. از مصادیق و تاثیرات نوآوری می‌تواند ابتکارات و خلاقیت‌ها یا به‌کارگیری روش‌هایی باشد که شدت انرژی بنگاه را کاهش دهد. استفاده بهینه از انرژی در بنگاه‌های مختلف صنعت با نصب حسگرهای دقیق، تمرکز بنگاه های مرتبط با تولید یک کالای صنعتی در یک منطقه جغرافیایی و صرفه‌جویی در هزینه‌های حمل و نقل و به‌تبعِ آن کاهش مصرف انرژی، توسعه سیستم‌های انرژیِ کم هزینه، مطمئن و سازگار با محیط‌زیست، افزایش مقیاس صنایع مختلف و بهره‌مندی از بازدهی‌های حاصل و استفاده از انرژی‌های جایگزین و تجدیدپذیر نمونه‌هایی از مصادیق خلاقیت و نوآوری هستند. همان‌طور که بیان شد تاثیر رقابت و یا تمرکز صنعتی بر نوآوری از نظر محققین، مختلف و بعضا متضاد هستند و بستگی به وضعیت بنگاه‌هایی دارد که مطالعه می‌شوند. ازاین‌رو، در این مقاله مایلیم بدانیم که شاخص تمرکز صنعتی (شاخص هیرشمن- هرفیندال یا آنتروپی نسبی) که نشان‌دهنده افزایش انحصار (کاهش رقابت) در ساختار صنعت است چگونه تاثیری بر شدت انرژی صنعت در ایران داشته است.

## پیشینه پژوهش

در ادامه تعدادی از مطالعات داخلی و خارجی را که در مورد مباحث تمرکز صنعتی، کالاهای سرمایه‌ای و شدت مصرف انرژی در صنعت هستند، مرور می نماییم:

یزدانی و توکلی (۱۳۹۹) «تحلیل اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و واردات کالاهای سرمایه‌ای بر شدت انرژی در بخش های اقتصادی ایران» را انجام داده‌اند. هدف غالب در این مقاله بررسی اثر سرمایه‌گذاری در بخش‌های خارجی و وارد کردن کالاهای سرمایه‌ای بر شدت مصرف انرژی در بخش های مختلف اقتصادی بود. پس در پی این هدف از داده‌های جمعی‌سازی نشده بخش کشاورزی، حمل و نقل و صنعت و معدن در سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۹۶ و با استفاده از روش آرلانو و باند در محیط داده‌های تابلویی برآورد شد. نتایج این مطالعه بر این قرار است که سرمایه گذاری مستقیم خارجی با یک وقفه اثر معنادار و منفی بر شدت انرژی دارد و این شامل تمام بخش‌های اقتصادی است، ولی در مقابل، واردات کالاهای سرمایه‌ای اثر معناداری بر شدت مصرف انرژی ندارد و حتی موجب افزایش شدت مصرف انرژی می‌شود.

نیک نقش و همکاران (۱۳۹۸) در مقاله ای بهره‌وری کل انرژی و عوامل موثر بر آن را در ۱۳۴ صنعت تولیدی ایران در سطح کدهای چهارقمی طبقه‌بندی بین‌المللی (ISIC) طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۵ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه فیزیکی، ماشین‌آلات و تجهیزات سرمایه‌ای و تحقیق و توسعه و مهارت اثر معنادری داشته‌اند و پیشنهاد بهره‌گیری از ماشین‌آلات سرمایه‌ای با مصرف انرژی کمتر را ارائه داده‌اند.

مکیان و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه ای با عنوان «ارزیابی شدت انرژی، اثر تکنولوژی تولید بر کارایی تقاضای صنعتی انرژی (مورد ایران)» به دنبال هدف اصلی، تجزیه شدت انرژی را مورد بررسی قرار دادند و در کنار آن به بررسی اثر تغییرها و به روزرسانی های تکنولوژی تولید بر کارایی انرژی پرداخته اند که بخش صنعت ایران طی سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۹۰ بوده است. در این مطالعه به دنبال هدف کلی که دنبال می شد از توابع هزینه بهره گرفته شد.

تابع هزینه ترانسلوگ یکی از آن توابع است که در پس آن از برآوردگر SUR (مطالعات به ظاهر نامرتبط) برای تخمین پارامتر و محاسبه شاخص شدت و تغییرهای تکنولوژی استفاده شده است.نتایج نشان داد که اثر بودجه‌ای از سایر فاکتورها تاثیرگذاری بیشتری دارد و تکنولوژی نیز کمترین اثرگذاری را به‌خود اختصاص داده است. پس به‌طور خلاصه می‌توان عنوان کرد در بخش صنعت ایران، شدت مصرف انرژی به طور چشم گیری تحت تاثیر قیمت نهاده ها و به ویژه قیمت حامل های انرژی است.

سهیلی و همکاران(۱۳۹۳) در مطالعه ای با عنوان « بررسی ارتباط بین کارایی، تمرکزصنعتی در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران» از داده‌های آماری در سالهای ۱۳۷۶-۱۳۸۶ استفاده و به بررسی رابطه میان کارایی مقیاس و تمرکز صنعتی پرداخته است که در این راستا ۲۲ صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران را بررسی نموده‌اند. ابتدای مطالعه با بهره‌گیری از شاخص هرفیندال-هیرشمن، تمرکز صنعتی و کارایی مقیاس را محاسبه کرده و با استفاده از آزمون علیت گرنجر، علیت میان کارایی مقیاس و تمرکز صنعتی را مشخص کرده‌اند. نتایج تخمین مدل به روش 2SLS نمایش‌دهنده این است که تمرکزصنعتی اثر منفی بر کارایی صنعتی دارد. پس می‌توان مدعی شد که با حرکت به سمت انحصاری شدن، کارایی کاهش می‌یابد و سیاستگذاران می‌بایست سیاست‌های ضد انحصاری را اعمال کنند و فضای مناسب برای رقابت را ایجاد و انگیزه‌های لازم را برای رقابت فراهم کنند.

دهقانی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی تاثیر عملکرد بازار، هزینه‌های تبلیغات و نوآوری به درجه تمرکز در صنایع تولید مواد غذایی و آشامیدنی ایران» در پی بررسی آثار عملکرد بازار و نوآوری و خلاقیت بر درجه تمرکز در صنعت مواد غذایی ایران بودند که در این راستا از اطلاعات کارگاه‌های ۱۰ نفر کارکن و بالاتر طی سال های ۱۳۸۸-۱۳۷۴ بهره جستند. نتایجی حاصل شد که نشان داد متغیر سود آوری که شاخصی برای بررسی اندازه‌گیری عملکرد بازار است اثر مستقیم و معناداری بر درجه تمرکز دارد و هرچه نرخ سودآوری افزایش یابد رقابت نیز شدیدتر خواهد شد و اعمال سیاست‌های ضدانحصار برای افزایش رقابت و سودآوری لازم است و همچنین رابطه مستقیمی میان هزینه‌های تبلیغات و درجه تمرکز وجود دارد.

سمرقندی[1] (۲۰۱۸) به مطالعه «شدت انرژی و عوامل موثر برآن در کشورهای عضو اوپک»پرداخته است. در این مطالعه به بررسی تاثیر نقش باز بودن درجه تجارت، نوآوری و قیمت حامل‌های انرژی بر شدت انرژی می‌پردازد و از داده‌های طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۰ کشورهای عضو اوپک استفاده می کند و با روش پانل اتورگرسیو در مجموعه‌ای از داده های پانلی ناهمگون پویا به تجزیه و تحلیل می پردازد و نتایجی را به‌دست می‌آورد که نشان می‌دهد باز بودن تجاری نقش کلیدی و مهمی در کاهش شدت انرژی دارد و در مقابل نوآوری نیز به طور قابل توجهی با شدت انرژی ارتباط مستقیم دارد.

جین و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان« چه ارتباطی میان نوآوری فناوری و مصرف انرژی وجود دارد؟ تجزیه و تحلیل تجربی براساس داده‌ها تعدادی استان از چین» رابطه ی میان مصرف انرژی و نوآوری فناوری را مورد بررسی قراردادند. داده‌های دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۵ را توسط مدل داده‌های پانلی پویا تخمین زدند. در این مطالعه رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت را تفکیک کردند و نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت نوآوری فناوری باعث افزایش مصرف انرژی می‌شود لیکن افزایش مصرف انرژی هیچ‌گاه به تغییرات قابل توجه به خلاقیت و نوآوری منجر نمی‌شود. در

[1] Samargandi

بلندمدت شاهد یک رابطه دو طرفه مثبت میان شدت مصرف انرژی و خلاقیت و نوآوری فناوری هستیم و همچنین فناوری به‌طور مستقیم به کاهش شدت مصرف انرژی منجر نمی‌شود ولی می‌تواند به توسعه ساختار انرژی برای کشورهای در حال‌توسعه کمک شایانی کند.

لوو[1] و همکاران (۲۰۱۴) نیز در مطالعه‌ای با عنوان «تاثیرگذاری کالاهای سرمایه‌ای دست دوم بر شدت مصرف انرژی» به بررسی تاثیر کالاهای سرمایه‌ای بر شدت مصرف انرژی پرداختند. در این مطالعه از داده‌های پانلی طی سال‌های ۲۰۰۱ الی ۲۰۰۷ برای کشور شیلی استفاده شد و با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده شدند. نتایج کسب شده حاکی از آن بود که کالاهای سرمایه‌ای در مسیر کاهش شدت مصرف انرژی نقش زیادی دارند و این نظریه نبود که کالاهای سرمایه‌ای دست دوم در کاهش شدت مصرف انرژی نقشی نداشته‌باشند بلکه نسبت به کالاهای جدیدالساخت تاثیرگذاری کمتری دارند لیکن، می‌توان این ادعا را داشت که ممنوعیت واردات کالاهای سرمایه‌ای دست دوم باید برداشته شود، زیرا که این کالاها نیز به طور متوسط باعث کاهش شدت مصرف انرژی می‌شوند.

## ۳. روش تحقیق و داده‌ها

در این قسمت ضمن معرفی متغیرهای بکار رفته در مدل پژوهش، نحوه تاثیرگذاری آنها بر یکدیگر نیز ارایه خواهد شد.

### شدت مصرف انرژی

مقدار مصرف انرژی برای به‌دست آوردن مقدار مشخصی خروجی، شدت انرژی گفته می‌شود. شاخص شدت انرژی از جمله شاخص های اقتصادی است که نسبت انرژی را به خروجی نشان می‌دهد به عبارت دیگر میزان مصرف انرژی در ازای هر واحد از تولید کالاها و خدمات را شدت مصرف انرژی و یا به اختصار شدت انرژی می نامند. واحدهای متفاوتی نیز برای اندازه‌گیری میزان شدت انرژی وجود دارد. شدت انرژی یکی از شاخص‌های مهم اقتصادی است که نحوه و شدت مصرف انرژی کشور را نشان می‌دهد (ابراهیمی‌سالاری و همکاران،۱۳۹۲):

$$EI = \frac{E_t}{GDF} \qquad (۱)$$

مطالعات مختلفی در زمینه عواملی که تاثیرگذاری بر شدت مصرف انرژی دارند انجام شده است که در برخی از این مطالعات انجام شده عواملی نظیر تکنولوژی، قیمت حامل‌های انرژی و اندازه شرکت را عوامل موثر بر شدت مصرف انرژی می‌دانند (گولدر۲۰۱۰)[2]. برخی مطالعات دیگر نیز نوع مالکیت بنگاه،اندازه شرکت و هزینه تحقیق و توسعه را تحت عنوان عوامل تاثیرگذار بر شدت مصرف انرژی معرفی کرده‌اند (صادقی و سجودی۱۳۹۰).

برای تشخیص عوامل موثر بر شدت انرژی می‌توان هدف کلی اقتصاد را حداقل‌سازی تابع هزینه کل با فرم کاب-داگلاس به‌صورت زیر در نظر گرفت:

[1] Lovo
[2] Goldar.

$$C(P_k, P_L, P_m, P_E, Q) = A^{-1}P_K^{\alpha k}P_L^{\alpha L}P_M^{\alpha M}P_E^{\alpha E}Q \quad (۲)$$

که در آن Q سطح محصول کل، $P_L$ قیمت نهاده نیروی کار، $P_K$ قیمت نهاده سرمایه، $P_E$ قیمت نهاده انرژی، $P_M$ قیمت نهاده مواد اولیه و $\alpha_x$ کشش نهاده X (X=K,L,E,M) را نشان می‌دهد. همچنین A نشان‌دهنده سطح تکنولوژی است.

براساس لم شفارد، در تابع بهینه شده هزینه، مقدار تقاضا برای هر نهاده برابر مشتق تابع هزینه نسبت به قیمت آن نهاده است. پس مقدار تقاضا برای انرژی (E) برابر خواهد بود:

$$E = \frac{\alpha_E A^{-1}P_K^{\alpha K}P_L^{\alpha L}P_M^{\alpha M}P_E^{\alpha E}Q}{P_E} \quad (۳)$$

با تقسیم طرفین معادله بر Q می‌توان شدت انرژی تعادلی را به دست آورد:

$$\frac{E}{Q} = \frac{\alpha_E A^{-1}P_K^{\alpha K}P_L^{\alpha L}P_M^{\alpha M}P_E^{\alpha E}}{P_E} \quad (۴)$$

بنابراین شدت انرژی تحت تاثیر دو عامل مهم تکنولوژی (عوامل غیرقیمتی مانند آموزش، نوآوری، رقابت و ....) و قیمت نسبی سایر نهاده‌های تولید به نهاده انرژی قرار دارد. این شاخص از سری شاخص‌های اقتصادی مهم به شمار می‌رود از آن جهت که ساختار مصرف انرژی و رفتارهای ساختاری برای سیاستگذاران بسیار حائز اهمیت است (حیدری و دریانی،۱۳۹۴).

عوامل مختلفی بر میزان شدت مصرف انرژی اثر دارند که از میان آنها می‌توان از تکنولوژی و کالاهای سرمایه‌ای نام برد و همچنین عامل ساختار و یا اندازه بنگاه‌ها نیز از عوامل موثر بر شدت مصرف انرژی است که تاثیر بسیار زیادی بر آن دارد (بیسادی و همکاران،۱۳۹۴). عامل موثر دیگر بر میزان شدت مصرف انرژی قیمت حامل‌های انرژی است که اثر منفی بر شدت مصرف انرژی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دارد و افزایش قیمت حامل‌های انرژی یکی از سیاست‌های مهم و تاثیرگذار بر کاهش شدت مصرف انرژی است (وینگ[1]،۲۰۰۸).

### شاخص‌های تمرکز صنعتی

از این شاخص‌ها برای شناخت و بررسی بازار و ساختار بازار از نظر رقابتی بودن یا تمرکز یا انحصاری بودن آن استفاده می‌شود. در ادامه دو شاخص هرفیندال-هیرشمن و آنتروپی نسبی که در این مقاله استفاده شده است، معرفی می‌شود.

### شاخص هرفیندال ـ هیرشمن

برای بیان میزان تمرکز برمبنای شاخص هرفیندال-هیرشمن لازم است مجموع مجذورات سهم بازاری تمام بنگاه‌ها محاسبه گردد. این محاسبه مطابق (۵) است:

$$HHI = \sum_{i=1}^{N}\left(\frac{X_i}{X}\right)^2 \quad (۵)$$

[1] Wing

که در آن X ارزش تولیدات صنعتی کل صنعت، $X_i$ ارزش تولید بنگاه iام و N تعداد بنگاه‌های صنعت است. در این شاخص، سهم بازاری هر بنگاه به توان ۲ رسیده است که در واقع، به معنای آن است که در ساختن این شاخص به سهم بازاری هر بنگاه وزن‌های معادل سهم بازار همان بنگاه تعلق گرفته است. بنابراین، بنگاه‌های بزرگ‌تر از وزنه اهمیت بیشتری در ساختن شاخص (HHI) و اندازه‌گیری میزان تمرکز بازار برخوردار هستند (خدادکاشی،۱۳۷۸).

این شاخص در محدوده $1/n$ (موقعیتی که تمام بنگاه‌ها در بازار اندازه برابر دارند) و ۱ (موقعیتی که یک بنگاه به‌صورت انحصاری در بازار فعالیت می‌کند) قرار می‌گیرد.

### شاخص آنتروپی (E) و آنتروپی نسبی (É)

این شاخص از جمع وزنی سهم بازاری بنگاه‌ها بدست می‌آید و به سهم بازار هر بنگاه، وزنه‌ای معادل لگاریتم معکوس سهم آن داده می‌شود. اگر سهم بازاری همه بنگاه‌ها برابر باشد، حداکثر مقدار این شاخص بدست می‌آید که برابر با لگاریتم طبیعی تعداد بنگاه‌هاست و میزان حداقل این شاخص در شرایط انحصار کامل برابر با صفر است. چگونگی محاسبه شاخص آنتروپی به‌صورت زیر است:

$$E = \sum_{i=1}^{N} S_i \ln\left(\frac{1}{S_i}\right) \quad (۶)$$

$S_i$ سهم بنگاه iام است (پورعبادالهان و همکاران، ۱۳۹۲).

نتایج حاصل از این فرمول در دامنه ی صفر تا Ln(n) قرار گرفته‌اند، بنابراین، برای همانند سازی با نتایج حاصل از روش هرفیندال-هیرشمن، از شاخصی تحت عنوان «شاخص آنتروپی نسبی» استفاده می‌شود که طبق رابطه (۷) محاسبه می‌شود (پورعبادالهان و همکاران،۱۳۹۹):

$$É = 1 - \frac{E}{\ln(n)} \quad (۷)$$

## ۳. مدل پژوهش

مدل اصلی پژوهش حاضر به‌صورت زیر می‌باشد:

$$EI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 HHI_{it}(E_{it}) + \beta_2 IM_{it} + \beta_3 P_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

که در مدل فوق داریم:

$HHI_{it}$ ($E_{it}$) سهم هر بنگاه از کل بازار برای صنعت iام در زمان tام (اندازه‌گیری شده به‌وسیله شاخص هریشمن-هرفیندال و یا آنتروپی نسبی)

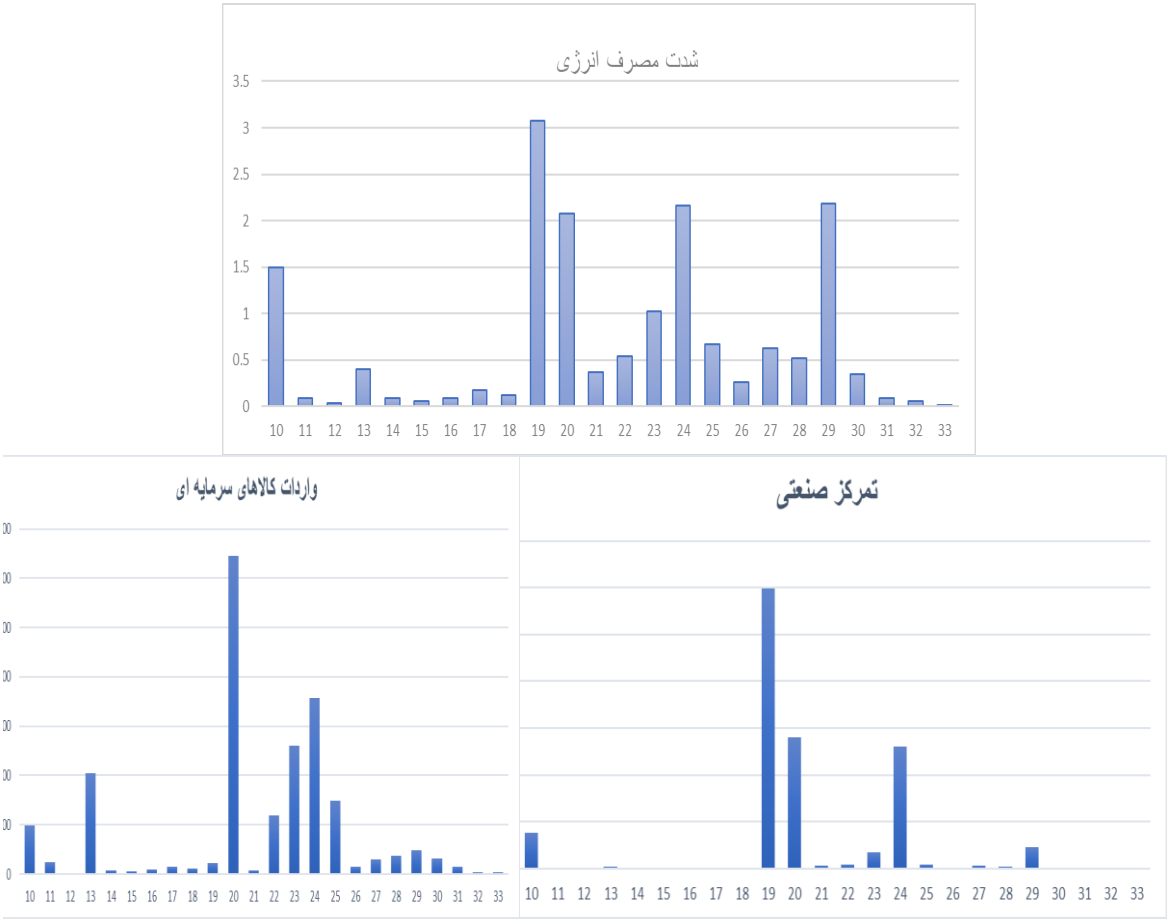
$IM_{it}$ میزان واردات کالاهای سرمایه‌ای برای صنعت iام در زمان tام

$P_{it}$ قیمت حامل‌های انرژی برای صنعت iام در زمان tام. برای این متغیر از مجموع ارزش سوخت صنایع برای سال‌های مختلف که از مرکز آمار ایران اخذ شده، به عنوان پراکسی استفاده شده‌است.

$EI_{it}$ شدت مصرف انرژی برای صنعت iام در زمان tام. میزان مصرف انرژی در ازای هر واحد از تولید کالاها و خدمات را شدت مصرف انرژی و یا به اختصار شدت انرژی نامیده می شود که از تقسیم مقدار انرژی مصرفی توسط هر صنعت بر تولید آن صنعت به‌دست می‌آید.

## ۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این پژوهش نمونه آماری از داده‌های مربوط به ۲۳ صنعت با کدهای دورقمی آیسیک برای دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۱ تشکیل شده است. داده‌های پژوهش از مرکز آمار ایران و آخرین داده‌های موجود برای بخش صنعت استفاده شده است. صنایع عبارتند از: تولید فرآورده‌های غذایی(۱۰)، تولید انواع آشامیدنی ها (۱۱)، تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو، تولید منسوجات، تولید پوشاک، تولید چرم و فرآورده‌های وابسته، تولید چوب و فرآورده‌های چوبی و ...، تولید کاغذ و فراورده های کاغذی، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده، تولید کک و فراورده های حاصل از پالایش نفت، تولید موادشیمیایی و فراورده‌های شیمیایی، تولید داروها وفراورده‌های دارویی شیمیایی وگیاهی، تولید فراورده‌های لاستیکی وپلاستیکی، تولید سایر فراورده‌های معدنی غیرفلزی، تولید فلزات پایه، تولید محصولات فلزی ساخته‌شده، به جز ماشین‌آلات و تجهیزات، ساخت محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری، تولید تجهیزات برقی، تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر ونیم‌تریلر، تولید سایر تجهیزات حمل‌ونقل، تولید مبلمان، تعمیر و نصب ماشین‌آلات و تجهیزات (۳۳).




**نمودار ۱. متوسط شدت مصرف انرژی، واردات کالاهای سرمایه‌ای و تمرکز صنعتی برای صنایع مختلف ایران با کدهای آیسیک دو رقمی در طول سال های ۱۳۹۷-۱۳۸۱**

پانل بالایی نمودار ۱، میزان شدت مصرف انرژی به تفکیک صنایع با کدهای آیسیک ۲ رقمی نمایش می دهد و به خوبی صنایع انرژی‌بر را مشخص می‌کند. صنعت کد ۱۹ صنعت فرآورده‌های شیمیایی از میان ۲۴ صنعت حاضر در صنایع مورد مطالعه دارای بیشترین شدت مصرف انرژی و صنعت تعمیر و نصب ماشین‌آلات و تجهیزات با کد ۳۳ کمترین میزان شدت مصرف انرژی را دارد.

صنعت با کد ۲۰ از میان ۲۴ صنایع ایران دارای حوزه فعالیت تولیدات فرآورده‌های شیمیایی بیشترین نیاز به کالاهای سرمایه‌ای و خدمات به‌روز دارد و این آمارها نمایش دهنده‌ی این است که این صنعت نیز بیشترین واردات را دارد. و از این بین صنعت با کد ۱۲ که فرآورده‌های توتون و تنباکو است هیچ‌گونه واردات کالا و خدمات سرمایه‌ای را ندارد. همچنین، همان‌طور که در بخش راست پانل پایینی نمودار ۱ نشان داده‌شده، صنعت با کد ۱۹ که صنعت فرآورده‌های شیمیایی است از میان همه صنایع بیشترین سهم را از بازار عاید خود کرده‌است. شایان ذکر است که بهعلت نزدیک بودن دو نمودار متغیر تمرکز صنعتی محاسبه شده به روش هرفیندال–هیرشمن و متغیر تمرکز صنعتی محاسبه شده به روش آنتروپی نسبی، فقط نمودار اولی در اینجا آورده شده است.

در جدول ۱ آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده‌است:

**جدول ۱. آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش**

| آماره | نماد | میانگین | میانه | حداکثر | حداقل | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| شدت مصرف انرژی | EI | ۰/۰۳ | ۰/۰۱۲ | ۰/۲۱۵ | ۰/۰۰۰۱۷ | ۰/۰۴۲ |
| قیمت حامل های انرژی | P | ۱۹۵۵۰۶۴ | ۲۵۹۱۶۰ | ۴۹۷۵۵۹۰۹ | ۲۷۹۱ | ۵۷۸۳۸۹۱ |
| واردات کالاهای سرمایه | IM | ۸۵۲۱۶۰ | ۲۸۱۷۱۰ | ۱۸۷۹۹۵۶۳ | ۱۱۱ | ۱۶۲۳۵۲۸ |
| تمرکزصنعتی(روش هرفیندال–هیرشمن) | HHI | ۰/۰۰۲۵ | ۰/۰۰۰۱۴۶ | ۰/۰۳۶۷ | ۰/۰۰۰۰۰۰۰۱ | ۰/۰۰۶ |
| تمرکزصنعتی(روش آنتروپی) | E | ۰/۰۹۸ | ۰/۰۶۳ | ۰/۳۶۸ | ۰/۰۰۰۹۳ | ۰/۰۹۳ |

**منبع**: یافته‌های پژوهش

در ابتدای امر، متغیرهای مورد استفاده در مدل پانل دیتا به دلیل اینکه مدل را به رگرسیون غیرواقعی دچار نکنند به لحاظ مانایی آزمون قرار می‌شوند. به‌عبارت دیگر متغیرها به لحاظ داشتن ریشه واحد بررسی می‌شوند زیرا چنانچه متغیرها دارای ریشه واحد باشند، تخمین صحیحی از آنها حاصل نمی‌شود. برطبق آزمون‌ها اگر:

فرضیه $H_0$ پذیرفته شود نشان از وجود ریشه واحد است و اگر رد شود عدم وجود ریشه واحد را نشان می‌دهد. در همین راستا برای این مهم آزمون‌های LLC (لوین–لین–چو)، IPS (ایم، پسران و شین) و آزمون فیشر مورد استفاده قرار گرفت که نتایج حاکی از مانا بودن است. متغیرهای مورد مطالعه اعم از متغیر شدت مصرف انرژی، قیمت حامل‌های انرژی، تمرکز صنعتی محاسبه شده به روش هرفیندال–هیرشمن و آنتروپی نسبی و واردات کالاهای صنعتی است.

همان‌طور که اشاره شد کلیه متغیرهای به‌کار رفته در مدل، مانا هستند. از آنجایی که داده های مورد بررسی ترکیبی (پانل دیتا) هستند، ابتدا لازم است که آزمون تشخیصی F لیمر (چاو) برای آزمون مدل تجمیعی در مقابل مدل آثار ثابت در داده‌های ترکیبی استفاده شود. نتایج این آزمون در در قسمت میانی جدول۲ آمده است. همان‌طور که پیداست،

مقدار آماره و احتمال آن نشان می‌دهند که فرضیه صفر مبنی بر وجود مدل تجمیعی رد شده و باید برای تخمین ضرایب از مدل پانل استفاده شود. حال، برای آنکه مشخص شود که از کدام یک از مدل آثار ثابت یا تصادفی برای داده های پانل استفاده شود لازم است آزمون تشخیصی هاسمن به‌کار گرفته شود. نتایج این آزمون نیز در قسمت پایینی جدول ۲ آمده است. نتایج آزمون هاسمن گویای آن است که فرضیه صفر مبنی بر وجود آثار تصادفی رد می‌شود و مدل با آثار ثابت قابل قبول است. ازاین‌رو، نتایج مدل اول پژوهش یعنی نتایج تخمین مدل پژوهش در حالت محاسبه شاخص تمرکز صنعتی به روش هرفیندال-هیرشمن در جدول ۲ ارائه شده است، شایان ذکر است که متغیرها به-صورت لگاریتمی هستند.

**جدول ۲. نتایج تخمین مدل پژوهش در حالت محاسبه شاخص تمرکز صنعتی به روش هرفیندال ـ هیرشمن**

| نام متغیر | مقدار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| HHI | ۰/۰۸۹ | ۵/۹۵ | ۰۰۰۰۰ |
| P | -۰/۰۸۸۵ | -۲/۵۹ | ۰/۰۱۱۱ |
| IM | ۰/۰۹۱ | ۴/۳۴ | ۰۰۰۰۰ |
| C | -۳/۷۴۹ | -۸/۶۵ | ۰۰۰۰۰ |
| نتایج آزمون F لیمر | | | |
| آماره | | مقدار آماره | احتمال |
| F | | ۲۵/۶۸ | ۰/۰۰۰ |
| Chi-square | | ۳۱۰/۴۶ | ۰/۰۰۰ |
| نتایج آزمون هاسمن | | | |
| Chi-square | | 295/58 | ۰/۰۰۰۰ |
| R_squared: 0/96 D.W: 1/74 | | | |

**منبع**: یافته‌های پژوهش

تمرکز صنعتی (به روش هرفیندال هیرشمن): متغیر تمرکز صنعتی تأثیر ۰/۰۸۹ بر میزان شدت مصرف انرژی دارد. به عبارت دیگر، این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش مقدار سهم صنعت به اندازه یک درصد در بازار، شدت مصرف انرژی به مقدار ۰/۰۸۹ درصد افزایش می‌یابد.

واردات کالاهای سرمایه‌ای: واردات کالاهای سرمایه‌ای یا به‌طور کلی کالاها و خط‌مشی‌های وارداتی به درون مرز تأثیر ۰/۰۹۱ بر میزان شدت مصرف انرژی دارند. پس با افزایش یک درصدی واردات کالاهای سرمایه‌ای، میزان شدت مصرف انرژی به میزان ۰/۰۹۱ درصد افزایش می‌کند.

قیمت حامل‌های انرژی: قیمت حامل های انرژی تأثیر ۰/۰۸۸۵ - بر میزان شدت مصرف انرژی دارند. به بیان دیگر با افزایش قیمت حامل های انرژی به میزان یک درصد، میزان شدت مصرف انرژی در صنایع به میزان ۰/۰۸۸۵ کاهش می یابد.

همان‌طور که پیشتر اشاره شد کلیه متغیرهای به‌کار رفته در مدل، مانا بودند. از آنجایی که داده‌های مورد بررسی ترکیبی (پانل دیتا) هستند، ابتدا لازم است که آزمون تشخیصی F لیمر (چاو) برای آزمون مدل تجمیعی در مقابل مدل

آثار ثابت در داده‌های ترکیبی استفاده شود. نتایج این آزمون برای مدل دوم در قسمت میانی جدول ۳ آمده است. همان‌طور که پیداست، مقدار آماره و احتمال آن نشان می‌دهند که فرضیه صفر مبنی بر وجود مدل تجمیعی رد شده و فرضیه پانلی بودن داده‌ها پذیرفته می‌شود. حال، برای آنکه مشخص شود که از کدام یک از مدل آثار ثابت یا تصادفی برای داده‌های پانل استفاده شود لازم است آزمون تشخیصی هاسمن به‌کار گرفته شود. نتایج این آزمون در قسمت پایینی جدول ۳ آمده است. نتایج آزمون هاسمن گویای آن است که فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی رد می‌شود و مدل با آثار ثابت قابل قبول است. ازاین‌رو، نتایج تخمین مدل پژوهش در حالت محاسبه شاخص تمرکز صنعتی به روش آنتروپی نسبی در جدول ۳ ارائه شده است:

**جدول ۳. نتایج تخمین مدل پژوهش در حالت محاسبه شاخص تمرکز صنعتی به روش آنتروپی نسبی**

| نام متغیر | مقدار | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| E | ۰/۲۰۳ | ۵/۳۴ | ۰۰۰۰۰ |
| P | -۰/۰۸۸۶ | -۲/۵۲۸ | ۰/۰۱۲۱ |
| IM | ۰/۰۹۲ | ۴/۳۱۶ | ۰۰۰۰۰ |
| C | -۳/۹۳۸ | -۹/۱۱۴ | ۰۰۰۰۰ |
| نتایج آزمون F لیمر | | | |
| آماره | مقدار آماره | احتمال | |
| F | ۲۷/۸۵ | ۰/۰۰۰ | |
| Chi-square | ۳۲۵/۳۴ | ۰/۰۰۰ | |
| . نتایج آزمون هاسمن | | | |
| Chi-square | 291/18 | ۰/۰۰۰ | |
| R_squared: 0/96 D.W: 1/72 | | | |

**منبع**: یافته‌های پژوهش

تمرکز صنعتی (به روش آنتروپی نسبی): متغیر تمرکز صنعتی تأثیر ۰/۲۰۳ بر میزان شدت مصرف انرژی دارد. به عبارت دیگر، این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی سهم صنعت در بازار، شدت مصرف انرژی به مقدار ۰/۲۰۳ درصد افزایش می‌یابد.

واردات کالاهای سرمایه‌ای: واردات کالاهای سرمایه یا به‌طور کلی کالاها و خط‌مشی‌های وارداتی به درون مرز تأثیر ۰/۰۹۲ بر میزان شدت مصرف انرژی دارند. با افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای به میزان یک درصد، شدت مصرف انرژی به میزان ۰/۰۹۲ درصد افزایش پیدا می‌کند.

قیمت حامل‌های انرژی: قیمت حامل‌های انرژی تأثیر ۰/۰۸۸۶- بر میزان شدت مصرف انرژی دارند.به بیان دیگر با افزایش یک درصدی قیمت حامل‌های انرژی، میزان مصرف انرژی در صنایع کاهش یافته و این کاهش شدت مصرف انرژی به میزان ۰/۰۸۸۶ درصد خواهد بود.

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بخش صنعت یکی از مهم‌ترین ارکان اقتصادی هر کشوری محسوب می‌شود. از طرفی، بیشترین سهم از مصرف انرژی از میان سایر مصرف کنندگان انرژی را به خود اختصاص می دهد. پس، از دغدغه‌های مهم اقتصادی می‌توان به مصرف انرژی صنایع اشاره کرد، زیرا این بخش به‌عنوان پله ای برای رسیدن به توسعه اقتصادی است. ازسوی دیگر، به‌علت اینکه صنعت سهم زیادی از مصرف انرژی را به خود اختصاص داده است، مستلزم این است که برای بهینه-سازی مصرف انرژی و افزایش کارایی صنعت در مقابل میزان مصرف انرژی و یا کاهش میزان مصرف انرژی با استفاده از ابزار، تکنولوژی، جایگزینی نیروی کار و ... گام‌های مؤثری برداشته شود. ازاین‌رو، در این مقاله به بررسی عوامل گوناگون تاثیرگذار بر شدت انرژی بخش صنعت پرداخته شد.

همان‌طور که ملاحظه شد، نتایج تخمین نشان داد که تمرکز صنعتی (محاسبه شده با شاخص هرفیندال-هیرشمن) بر شدت مصرف انرژی تأثیرگذاری معناداری به اندازه ۰/۰۸۹ دارد. همچنین، تمرکز صنعتی محاسبه شده با روش آنتروپی نسبی نیز به اندازه ۰/۲۰۳ بر شدت مصرف انرژی صنایع تأثیرگذار است. به‌عبارت دیگر، با افزایش تمرکز، شدت مصرفی انرژی افزایش می‌یابد و صنایع با تلاش برای افزایش میزان فروش خود و افزایش سهم خود از بازار، شدت مصرفی انرژی را دستخوش تغییرات قرار میدهند و باعث افزایش آن می‌شوند.

برخی از صنایع ایران با توجه به حوزه فعالیت خود به واردات کالاهای سرمایه‌ای نیازمند هستند، ولی این بدین معنا نیست که کالاها و خدمات وارداتی برای کاهش مصرف انرژیِ صنایع هستند و گاهاً این کالاها خود انرژی بر هستند. ازاین‌رو نتایج پژوهش گواه آن است که دردوره مورد بررسی، واردات کالاهای سرمایه‌ای باعث کاهش شدت انرژی صنایع ایران نشده است. همچنین، یافته‌ها در بخش صنعت بیانگر آن است که قیمت حامل‌های انرژی ارتباط معکوسی با شدت انرژی دارد به این معنا که با افزایش قیمت حامل‌های انرژی، شدت مصرف انرژی کاهش می‌یابد.

با توجه به رابطه مستقیم بین تمرکز صنعتی و شدت انرژی، پیشنهاد می شود که مسئولان بخش صنعت سیاست‌های ضدانحصاری را اعمال کنند و انگیزه و فضای مناسب را برای رقابت فراهم نموده، تا با رقابتی شدن بخش صنعت و در نتیجه ایجاد نوآوری، شدت انرژی کاهش یابد. صنایع برای واردات کالاهای سرمایه‌ای به این نکته توجه نمایند که کالای سرمایه‌ای، خود انرژی‌بر نباشند و کالاهای سرمایه‌ای وارد صنایع گردد که انرژی اندوز (دارای مصرف کم انرژی) باشند. با توجه به نتایج به‌دست آمده برای رابطه معکوس میان قیمت حامل‌های انرژی و شدت انرژی و کشش پایین قیمت، پیشنهاد می‌شود که به‌صورت منطقی قیمت انرژی صنایعی که آلودگی زیست‌محیطی ایجاد می‌کنند افزایش یابد تا شدت انرژی آنها کاهش پیدا کند.

**حامی مالی**

مقاله حامی مالی ندارد.

**تعارض منافع**

تعارض منافع وجود ندارد.

**سپاسگزاری**

نویسندگان از تمامی اعضای فصلنامه و نیز داوران ناشناس که در بهبود کیفیت مقاله کمک کردند، تشکر می‌کنند.

## منابع

- ابراهیمی‌سالاری، تقی و قطب‌الدینیان‌یزد، یاسمین (۱۳۹۲). *تحلیلی از روند شدت مصرف انرژی در کشورهای عمده صادرکننده نفت خام طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰*، (سومین کنفرانس بین‌المللی رویکردهای نوین در نگهداشت انرژی). تهران، ایران.
- انواری، ابراهیم، فرازمند، حسن و شالیاری، فرزانه (۱۳۹۷). آزمون اثر غیرخطی رقابت‌پذیری بر نوآوری در صنایع ایران: با تاکید بر روش شبه پواسن و رگرسیون پنل آستانه‌ای، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸ (۲۹)، ۲۱۳-۱۸۵.
- بیسادی، زینب، فریزاد، علی و اصغر بانوئی، علی (۱۳۹۹). تجزیه شدت انرژی در سطح بخشهای اقتصادی ای با تأکید بر دو اثر مقیاس و الگوی مصرف، *فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی*، ۱۱(۳)، ۱۲۲-۹۳.
- پورچرتوی، میرطاهر، دانش‌جعفری، داود و جلال‌آبادی، اسدالله (۱۳۸۶)، *مقایسه تطبیقی انحصار و تمرکز در برخی صنایع*، پژوهشنامه اقتصادی، ۹(۴)، ۱۵۴-۱۲۹.
- پورعبدالهان کویچ، محسن، محمدزاده، پرویز، فلاحی، فیروز، و حکمتی، فرید (۱۳۹۲). بررسی شاخص‌های مختلف تمرکز در صنعت سیمان کشور، *پژوهش‌های اقتصادی کاربردی*، ۱(۲)، ۸۸-۷۱.
- حیدری، ابراهیم و دریانی، عاطفه (۱۳۹۴). *بررسی رابطه ی میان شدت انرژی، مصرف انرژی و تورم درایران*، (دومین کنفرانس بین المللی توسعه پایدار، راهکارها و چالش ها با محوریت کشاورزی، منابع طبیعی، محیط زیست و گردشگری)، تبریز، ایران.
- خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۹). *اقتصاد صنعتی*، انتشارات سمت: تهران، چاپ اول.
- خدادکاشی، فرهاد (۱۳۷۸). *ساختار و عملکرد بازار، نظریه و کاربرد آن در بخش صنعت*، انتشارات موسسه‌ی مطالعات و پژوهش‌های اقتصادی، تهران، چاپ دوم.
- دهقانی، علی، مولایی، محمدعلی، حسین زاده، سمانه و هراتی، جواد (۱۳۹۳). بررسی تاثیر عملکرد بازار، هزینه های تبلیغات و نوآوری بر درجه تمرکز در صنایع تولید مواد غذایی و آشامیدنی ایران، فصلنامه سیاستگذاری پیشرفت اقتصادی،۲(۱)، ۲۸-۱.
- سهیلی، کیومرث، فتاحی، شهرام و ذبیحی دان، محمد سعید و هادی زادگان، معصومه (۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین کارایی و تمرکز صنعتی در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی ایران، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۳۸(۳)، ۵۱-۳۷.
- شاهین پور، علی، و خوش رفتار، افسانه (۱۳۹۸). بررسی تاثیر صادرات و واردات کالاهای سرمایه ای-واسطه ای بر ارزش افزوده در صنایع ایران. فصلنامه اقتصادکاربردی، ۹(۲۸)، ۸۲-۶۹.
- صادقی، سید کمال و سجودی، سکینه (۱۳۹۰). مطالعه ی عوامل موثر بر شدت انرژی در بنگاه های صنعتی ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۸(۲۹)، ۱۸۰-۱۶۳.
- کاظمی، عالیه، شکوری گنجوی، حامد، زینب، رئوفی، مهنار، حسین زاده و شکیبا، شیوا (۱۳۹۲). مروری بر مطالعات مدلسازی عرضه انرژی و انتخاب بهترین تحقیقات انجام شده در ایران با استفاده از فرایند تحلیل سلسله مراتبی، *پژوهش های برنامه‌ریزی و سیاستگذاری انرژی*، ۱(۲)، ۲۸-۵.

- مکیان، سید نظام الدین، نوروزی، علی، کاظمی، ابوطالب، شهیکی تاش، محمد نبی و زنگی آبادی، پروانه (۱۳۹۴)، ارزیابی شدت انرژی و اثر تکنولوژی بر کارایی تقاضای صنعتی انرژی (مورد ایران)، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۴(۱۶)، ۲۴۲-۲۰۹.
- یزدانی، مهدی، و توکلی، حسین (۱۳۹۹). تحلیل اثر سرمایه گذاری مستقیم خارجی و واردات کالاهای سرمایه‌ای بر شدت انرژی در بخش های اقتصادی ایران، *فصلنامه اقتصادی و الگوسازی*، ۱۱(۱)، ۹۹-۶۷.
- Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R. & Howitt, P. (2005). Competition and innovation: an inverted-U relationship. *Quarterly Journal of Economics*, *120*(2), 701-728.
- Golder, B. (2011). Energy Intensity of Indian Manufacturing Firms Effect of Energy Prices, Technology and Firm Characteristics. *Science Technology & Society*, *16*(3), 351-372.
- Ali Dehghani, Moulai, Mohammad Ali, Hosseinzadeh, Samaneh, & Herati, Javad. (2014). Investigating the impact of market performance, advertising and innovation costs on the degree of concentration in Iran's food and beverage industries. *Economic Development Policy Quarterly of Alzahra University*, *2*(1). (in Persian)
- Ali Shahinpur, & Afsaneh Khoshriftar. (2019). The Impact of the Exports and Imports of investment – interface goods on the value added of the Industries of Iran. *Karberdi Economics, 28* (9). (in persian)
- Alieh Kazemi , Hamed Shakouri Ganjavi, Zeinab Raoofi, Mahnaz Hossein Zadeh, & Shiva, Shakiba. (2013). A Review of Energy Supply Modeling Studies and Choosing Best Ones in Iran with the Use of AHP. *Journal of Energy Planning And Policy Research*, *1* (2), 5-28. (in persian)
- Anwari Ibrahim, Farazmand Hassan, & Shaliari, Farzaneh. (2018). Estimation Non-Linearity Effect of Competitiveness on Innovation in Iranian Industries: Emphasizing Different Levels of Industry Technology And the Poisson Pseudo-maximum Likelihood Method And Panel Threshold Regression. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies Iran*, *8* (29), 185-213. (in persian)
- rrow, Kenneth. (1962). *Economic welfare and the allocation of resources for invention, From the book The Rate and Direction of Inventive Activity*, Princeton University Press, https://doi.org/10.1515/9781400879762-024.
- hattacharyya, C. Subhes. (2011). *Energy Economic Consepts Issues Markets and Governance*. London Springer, https://doi.org/10.1007/978-0-85729-268-1.
- Carlsson, B. (2003). *Innovation Systems: A Survey of the Literature from a Schumpeterian Perspective*. Weatherhead School of Management. Case Western Reserve University, https://doi.org/10.4337/9781847207012.00064
- Ebrahim, Heydari, & Daryani, Atefe. (2015*). Investigating the relationship between energy intensity, energy consumption and inflation in Iran*. The second international conference on sustainable development, solutions and challenges, focusing on agriculture, natural resources, environment and tourism, Tabriz. (in persian)
- Ebrahimi Salari, Taghi, & Yasmin, Qutbuddinian-Yazd. (2013). *An analysis of the intensity of energy consumption in the major crude oil exporting countries (during the period from 1990 to 2010).* The third international conference on new approaches in energy conservation in Tehran. (in Persian).
- Farhad Khodadad Kashi. (2010). *Industrial Economy*, Tehran, Samit Publishing House. (in Persian)
- Farhad Khodakashi. (۱۹۹۹). *Market structure and performance, theory and its application in industry*. second edition, Tehran, Institute of Economic Studies and Research. (nn Persian)
- Jin D, Duan K, & Tang X. (2018). *What Is the Relationship between Technological Innovation and Energy Consumption?*. Empirical Analysis Based on Provincial Panel Data from China Sustainability 2018, 10, 145; doi:10.3390/su10010145.
- Kumarz Soheili, Shahram, Fattahi, Mohannad Saeed, zabihidan, & Masoumeh, hadizadegan. (2015). The Relationship between Efficiency and Industrial Concentration of Food and Beverage Industries in Iran. *Journal of Economic Modelling* ,*8*(3). (in Persian)

- Liu, J., Cheng, Z., & Zhang, H. (2017). Does industrial agglomeration promote the increase of energy efficiency in China? *Journal of Cleaner Production*, *164*, 30-37.
- Lovo S., & Gasiorek, Tol. (2014). *Investment in second-hand capital goods and energy intensity*. Centre for Climate Change Economics and Policy. *Working Paper No. 18*.
- Mahdi, Yazdani, & Hossein Tavakoli. (2020). Analyzing the Effect of Foreign Direct Investment and Import of Capital Goods on Energy Intensity in Iranian Economic Sectors. *Journal of Economics and Modelling*, *11* (1), 67-95. (in Persian)
- MirTaher, PoorPartovi, Davod, DaneshJafari, & Asadollah, Jalalabadi. (2010). Comparative Study of Monopoly and Concentration in some of the Country's Industries. *Economics Research*,*9*(35), 129-154. (in Persian)
- Mohsen, Pourebadollahan Covich, Parviz, Mohamadzadeh, Firouz, Fallahi, Hekmati, Farid. (2014). Concentration in the Iranian Cement Industry. *Quarterly of Journal of Applied Theories of Economics*, *1*(2). (in Persian)
- Samargandi Nahla. (2019). Energy intensity and its determinants in OPEC countries. *Energy*, *186*, doi: https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.07.133.
- Scherer, FM. (1967). Market structure and the employment of scientists and engineers. *American Economic Review*, *57*(3), 524–531.
- Schumpeter, Joseph. (1943). *Capitalism, Socialism and Democracy*. Allen and Unwin, London.
- Seyed Nezamuddin, Makiyan; Ali, Norouzi, Abutaleb, Kazemi, Mohammadnabi, ShahykiTash, & Parvaneh, Zangiabadi. (2015). Evaluation of Energy Intensity and the Effect of Technology on the Efficiency of Industrial Energy Demand: A Case Study of Iran. *Iranian Energy Economiccs*, *4*(16),209-242. (in Persian)
- Seyyed Kamal, Sadeghi, & Sakineh, Sojodi. (2011). A study of factors affecting energy intensity in Iranian industrial enterprises, *Quarterly Energy Economics Review*, *8*(29), 163-180. (in Persian)
- Shahinpur, Ali, & Afsaneh, Khoshriftar. (1398). The Impact of the Exports and Imports of Kalhay Sarmayhai-Vasthai on the Arzsh Afzodeh on the Industries of Iran. *Karberdi Economy*. 9(28), 69-82. (in Persian)
- Wing, Sue Ian. (2008). Explaining the Declining Energy Intensity of the U.S. Economy. *Resource and Energy Economics*, *30*(1),21–49.
- Zeynab Bisadi, Ali, Faridzad, & Ali Asghar Banouei. (2020). Decomposition of Energy Intensity in Iranian Economic Sectors with Emphasis on Scale Effect and Consumption Pattern. *Journal of Economic Modelling*, *11*(3), 93-122. (in Persian)

Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
Volume 17, Issue 63, Autumn 2023, 71-92.

Originl Article

# The impact of economic sanctions on foreign direct investment in Iran: A fuzzy approach

**Mostafa Elmimoghaddam*, Mostafa Shokri**, Yaqub Mahmoudian*****

https://doi.org/10.30495/eco.2023.1987500.2760

Received:
31/05/2023

Accepted:
14/01/2024

**Keywords**:
Economic Sanctions, Foreign Direct Investment, Iran, Fuzzy Approach.

**JEL Classification:**
B22, C13, F21, F51.

## Abstract

Foreign direct investment stands as a crucial economic variable, influenced by various factors that contribute to its attraction. Empirical studies reveal that both visible and invisible elements play a role in shaping FDI in any given country, often eluding straightforward inclusion in economic models. This research, recognizing the significance of this subject, delves into the impact of economic sanctions on the attraction of foreign direct investment in Iran over 44 years, employing a fuzzy approach. The findings underscore the substantial and moderate economic sanctions, characterized by high and robust fuzzy coefficients, exerting a notable negative effect on the allure of foreign direct investment in Iran. Additionally, the study reveals that variables such as the budget deficit, inflation rate, mild economic sanctions, adverse exchange rates, alongside factors like gross domestic product, economic openness, domestic interest rates, foreign direct investment with interruptions, governance quality index, and the effective tax rate on company profits, have exhibited a positive influence on the attraction of foreign direct investment in Iran.

* Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran, Email: elmimoghaddam@pnu.ac.ir
** PhD in International Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran. (Corresponding Author), Email: Mostafashokri98@gmail.com
*** Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran, Email: mahmodian@pnu.ac.ir

**How to Cite:** Elmimoghaddam, M., Shokri, M & ,.Mahmoudian, Y. (2023) . The impact of economic sanctions on foreign direct investment in Iran: A fuzzy approach .*Economic Modeling*, 17(63) ,71-92, doi: 10.30495/eco.2023.1987500.2760

## 1. Introduction

Foreign direct investment is one of the important sources of financing at the international level. In addition to compensating for the lack of capital and closing the investment savings gap, the entry of foreign direct investment causes the transfer of technology, the entry of expert human capital, new management techniques, and technical knowledge. Therefore, to achieve continuous and stable economic growth and development, it is necessary. Therefore, each country tries to identify ways of attracting foreign direct investment and solve its obstacles and problems according to its economic, social, cultural, and political situation.

Today, most countries, facing a lack of financial resources and long-term financing, use foreign capital as the main tool to achieve rapid economic growth. With this interpretation, the attraction of foreign investment can affect smoothing domestic investments and expanding and strengthening capacities and productive forces. On the other hand, investors are more concerned about political instability, inflexible laws, and development indicators among the countries they intend to invest in. The condition of Iran's economy is such that, in addition to directing liquidity towards non-productive activities, it does not have enough domestic capital for economic mobility and prosperity, and to compensate for this deficiency, attracting foreign investment seems to be one of the useful and effective ways.

The sanctions imposed by Western countries after the Islamic Revolution in 1979, on the one hand, and the economic conditions of the country, on the other hand, have affected Iran's position, causing many changes in terms of the foreign capital attraction index, both at the global level and at the regional level. According to the global report of the United Nations Development and Trade, foreign direct investment in Iran has been much less than the existing capacities and potential facilities over the past many years. Due to the importance of the subject of the present research, it seeks to analyze and investigate the extent and manner of the economic sanctions against Iran on the attraction of foreign direct investment in the post-Islamic Revolution era and with a fuzzy approach.

## 2. Research method and data

Exploring empirical studies shows that the factors affecting the attraction of foreign direct investment are divided into two general categories: 1- Factors affecting the profitability of investment, such as GDP (or economic growth), inflation rate, exchange rate, interest rate, degree of openness of the economy, tax rates, etc. 2- Factors affecting capital security. Placement is like the quality of governance. Some of these factors have profound effect and have roots in the country's culture or political structure. Others affect the economic approach of governments, cross-border factors such as international tensions, sanctions, and the performance of economic agents.

In this research, it has tried to measure the impact of a set of the above factors on the attraction of foreign direct investment in Iran, using the fuzzy logic method, which has a great ability to measure invisible, non-transparent, and ambiguous variables. The present study focuses on factors such as intermittent foreign direct investment, gross domestic product, governance quality index, the effective tax rate on corporate profits, degree of economic openness, inflation rate, exchange rate, budget deficit, and domestic interest rate with an emphasis on the effect of economic sanctions.

## 3. Analysis and discussion

The research findings revealed that severe and moderate economic sanctions, characterized by high and robust fuzzy coefficients, exerted a significantly negative impact on foreign direct investment in Iran. Furthermore, factors such as budget deficit, inflation, weak economic sanctions, exchange rate, and the effective tax rate on company profits demonstrated the most pronounced negative effects on the attraction of foreign direct investment in Iran, particularly following severe economic sanctions. The fuzzy coefficients assigned to variables like gross domestic product, degree of economic openness, domestic interest rate, and the initial interruption of foreign direct investment indicated a positive influence on foreign direct investment in Iran.

In the case of the severe sanctions variable (SSAN), the obtained coefficient unambiguously confirms the potent and negative effect of severe economic sanctions on the attraction of foreign direct investments in Iran. The absence of ambiguity in the coefficient is attributed to si (the width of the coefficient) being exactly equal to zero. Severe sanctions not only contribute to a bleak economic outlook but also create formidable barriers and high walls for capital movement, acting as significant deterrents for investors seeking enhanced profitability and a secure and accessible environment. Additionally, the presence of international sanctions has heightened the risk associated with the country's foreign trade.

## 4. Conclusion

Based on the findings of the current research, it recommende that government officials and the diplomatic system of the country take proactive measures to eliminate or diminish economic sanctions. Efforts should direct towards reducing tensions in international relations and preventing the formation of a global consensus against Iran. Additionally, economic agents advise to formulate and implement effective policies to manage inflation (including monetary base components) and stabilize the currency market. These measures not only signify Iran's economic stability but also contribute to the reduction of investment risks, fostering a more favorable environment for potential investors.

## Funding

There is no funding support.

## Declaration of Competing Interest

The author has no conflicts of interest to declare that are relevant to the content of this article.

## Acknowledgments

We thank anonymous reviewers for their useful comments greatly contributing to improve our work.

مدلسازی اقتصادی
Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
دوره ۱۷، شماره ۶۳، پاییز ۱۴۰۲، صفحه‌های ۷۱ تا ۹۲.

پژوهشی

# اثر تحریم‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران: رهیافت فازی

مصطفی علمی‌مقدم*، مصطفی شکری**، یعقوب محمودیان***

https://doi.org/10.30495/eco.2023.1987500.2760

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۰۳/۱۰
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۲/۱۰/۲۴

واژگان کلیدی:
تحریم‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ایران، رهیافت فازی.

طبقه‌بندی JEL:
B22, C13, F21, F51

## چکیده

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از متغیرهای مهم اقتصادی است که عوامل مختلفی بر جذب آن اثرگذار است. طبق مطالعات تجربی عوامل مرئی و نامرئی متعددی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر کشوری مؤثر هستند، عواملی که بعضاً نمی‌توان همه آنها را در یک مدل اقتصادی لحاظ کرد. در پژوهش حاضر با توجه به اهمیت موضوع، با بهره‌گیری از رهیافت فازی اثر تحریم‌های اقتصادی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران در دوره ۱۴۰۱-۱۳۵۷ بررسی شده است. نتایج نشان داد که تحریم‌های اقتصادی شدید و متوسط، با ضرایب فازی بالا و قوی، تأثیری منفی و قابل‌توجه بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران داشته‌اند. همچنین نتایج نشان داد که متغیرهای کسری بودجه، نرخ تورم، تحریم‌های ضعیف اقتصادی و نرخ ارز اثری منفی و متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درجه بازبودن اقتصاد، نرخ بهره داخلی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با وقفه، شاخص کیفیت حکمرانی و نرخ مؤثر مالیاتی بر سود شرکت‌ها، اثر مثبتی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران، داشته‌اند.

* استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، پست الکترونیکی: elmimoghaddam@pnu.ac.ir
** دانش‌آموخته دکتری اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: mostafashokri98@gmail.com
*** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، پست الکترونیکی: mahmodian@pnu.ac.ir

## ۱. مقدمه

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1] یکی از مجاری مهم تأمین مالی در سطح بین‌المللی محسوب می‌شود. ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی علاوه‌بر جبران کمبود سرمایه و رفع شکاف پس‌انداز سرمایه‌گذاری، موجب انتقال فنآوری، ورود سرمایه انسانی متخصص، تکنیک‌های جدید مدیریتی و دانش فنی می‌شود؛ لذا برای تحقق رشد اقتصادی مستمر و باثبات و توسعه ضروری است. بنابراین هر کشوری با توجه به موقعیت اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و سیاسی خود تلاش می‌کند که راه‌های جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را شناسایی و موانع و مشکلات آن را برطرف کند. (برزکار و جرجرزاده، ۱۳۹۸)

امروزه اکثر کشورها در مواجهه با کمبود منابع مالی و تأمین مالی بلندمدت، از سرمایه خارجی به عنوان ابزار اصلی برای دستیابی به رشد اقتصادی سریع استفاده می‌کنند. با این تفسیر جذب سرمایه‌گذاری خارجی می‌تواند ابزاری برای هموار نمودن سرمایه‌گذاری‌های داخلی و گسترش و تقویت ظرفیت‌ها و نیروهای مولد قلمداد شود (شکری و همکاران، ۱۳۹۹). از طرف دیگر سرمایه‌گذاران بیشتر نگران بی‌ثباتی‌های سیاسی، قوانین انعطاف‌ناپذیر و شاخص‌های توسعه در میان کشورهایی هستند که قصد سرمایه‌گذاری در آنها را دارند. (یو و والش[2]، ۲۰۱۰)

شرایط اقتصاد ایران نیز به‌گونه‌ای است که علاوه‌بر هدایت نقدینگی به سمت فعالیت‌های غیرمولد، سرمایه داخلی کافی برای تحرک و رونق اقتصادی را در اختیار ندارد و برای جبران این کاستی، جذب سرمایه‌گذاری خارجی یکی از راه‌های مفید و مؤثر به‌نظر می‌رسد (برقی‌اسگویی و شکری، ۱۳۹۷). همچنین به‌دلیل کمبود دانش فنی و تکنولوژی و کالاهای سرمایه‌ای با فن‌آوری بالا، نیاز به سرمایه گذاری خارجی در کشور احساس می‌شود (شاکری، ۱۳۹۵). در نیم قرن گذشته اقتصاد ایران شاهد فراز و نشیب‌های متعددی در زمینه جذب سرمایه‌های خارجی بوده است. تحریم‌های کشورهای غربی بعد از انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷ از یک‌سو و شرایط اقتصاد کشور ازسوی دیگر موجب شده تا جایگاه ایران از لحاظ شاخص جذب سرمایه خارجی چه در سطح جهانی و چه در سطح منطقه‌ای دچار تغییرات زیادی شود. بر اساس گزارش جهانی کنفرانس توسعه و تجارت سازمان ملل متحد[3] سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران طی سال‌های متمادی گذشته، بسیار کمتر از ظرفیت‌های موجود و امکانات بالقوه بوده است. (برقی‌اسگویی و همکاران، ۱۳۹۹)

دلیل عملکرد ضعیف در جذب FDI را باید در ریسک بالای سرمایه‌گذاری و مخاطرات آن در کشور برشمرد. کشور ایران علیرغم موقعیت جغرافیایی مناسب، منابع غنی زیرزمینی، نیروی جوان و تحصیل‌کرده، سطح نازل دستمزدها و بازار بزرگ خود و کشورهای همسایه، جذابیت کم‌نظیری برای سرمایه‌گذاران خارجی دارد، اما در شرایط کنونی، سرمایه‌گذاران بالقوه خارجی عمدتاً به دلیل ریسک بالای سرمایه‌گذاری در کشور، تحریم‌های اقتصادی، نااطمینانی نرخ ارز و ذهنیت منفی به وضعیت اقتصادی و سیاسی، تقبل ریسک سرمایه‌گذاری را به صلاح خود نمی‌بینند. (شکری و همکاران، ۱۳۹۹)

به‌دلیل اهمیت موضوع، مقاله حاضر به‌دنبال آن است تا میزان و چگونگی تأثیرگذاری تحریم‌های اقتصادی علیه ایران را بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوران پس از انقلاب اسلامی و با رویکرد فازی تحلیل و بررسی

[1] Foreign direct investment (FDI)
[2] Yu and Walsh
[3] United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD)

کند. بدیهی است که بررسی عوامل تقلیل‌دهنده و تشدیدکننده آثار تحریم‌ها بر اقتصاد کشور، برای سیاستگذاران و مسئولان در اصلاح ساختارهای اقتصادی حائز اهمیت است.

در این راستا ساختار مقاله بدین صورت تنظیم و ساماندهی شده است: در بخش دوم ادبیات موضوع ارائه شده و در بخش سوم پیشینه مطالعات خارجی و داخلی به اختصار بیان شده‌است. تبیین مدل و روش پژوهش در بخش چهارم، برآورد مدل، تجزیه و تحلیل یافته‌ها در بخش پنجم و نهایتاً نتیجه‌گیری، جمع‌بندی در بخش ششم ارائه شده است.

## ۲. ادبیات موضوع

تحریم[1] ابزار فشار و اجبار در پیشبرد اهداف سیاست خارجی کشورهاست که همواره مد نظر بوده و ادبیات آن نیز یکی از بحث‌انگیزترین و غیرقطعی‌ترین ادبیات‌ها در روابط بین‌الملل است (طغیانی و همکاران، ۱۳۹۳). اصطلاح «تحریم»، عبارت است از امتناعی نظام‌یافته از برقراری روابط اجتماعی، اقتصادی، سیاسی یا نظامی یک دولت یا گروهی خاص از دولت‌ها برای تنبیه یا ایجاد رفتار مورد قبول. با وجود این، کاربرد تحریم بیشتر در روابط اقتصادی ـ بین‌المللی رایج است (حدادی، ۱۳۸۲). درواقع تحریم، به‌معنای تصویب کردن مجازات و جریمه و هدف آن، ایجاد تغییراتی در رفتار سیاسی کشور هدف است (قلیزاده زاوشتی و همکاران، ۱۳۹۷). کشور هدف کشوری است که مستقیماً مورد اعمال سیاست‌های تحریم واقع شده‌است. (هافبائر[2] و همکاران، ۲۰۰۷)

تحریم‌ها آسیب‌هایی اقتصادی وارد می‌کنند تا کشور هدف را به تغییر در سیاست‌های خود یا تبعیت از منافع دولت تحریم‌کننده مجبور کند (گوتمن[3] و همکاران، ۲۰۲۱). تحریم‌ها شوک نامطلوب و ناگهانی بزرگی را به اقتصاد کشور هدف وارد می‌کنند. فرض بر این است که وقتی این شوک به اندازه کافی شدید باشد و کشور هدف نتواند هزینه‌ها را پیش‌بینی کند یا کاهش دهد، در این‌صورت است که کشور هدف تمایل بیشتری به همکاری دارد و دولت هدف تمایل بیشتری به پذیرش خواسته‌های اعمال‌کنندگان تحریم. اما به‌نظر می‌رسد اما که همه تحریم‌ها به یک اندازه در ایجاد یک شوک اقتصادی ناگهانی موفق نیستند. به‌ویژه تحریم‌های تجاری، تحریم‌های چندجانبه و تحریم‌هایی که هدف آن بخش تجاری و بازرگانی است، بیشترین آسیب را برای اقتصاد کشور هدف دارند (اسپلینتر و کلامپ[4]، ۲۰۲۲). استراتژی تحریم از طریق جنگ اقتصادی، دارای اهداف بسیار گسترده‌ای است به‌طوری‌که از تحریم اقتصادی، به عنوان سیاست برتر یا جایگزین ابزار نظامی با هزینه کمتر یاد می‌شود (ایلر[5]، ۲۰۰۸). منظور از تحریم اقتصادی، کاهش یا متوقف ساختن یا تهدید به توقف روابط اقتصادی تجاری و مالی متعارف (متعارف به‌معنای روابط در وضعیت بدون تحریم) با کشور هدف، ازسوی دولت کشور تحریم‌کننده است (فدائی و درخشان، ۱۳۹۴). از سال ۱۹۱۴ میلادی، قدرت‌های نظامی و اقتصادی، برای پیشبرد اهداف خود در کشورهای هدف، ابزار تحریم‌های اقتصادی و سیاسی را جایگزین اهرم جنگ کرده‌اند (مدلیکات[6]، ۱۹۵۲). تخمین زده می‌شود که به‌طور متوسط حدود ۴۰ درصد از جمعیت جهان در کشورهای زندگی می‌کنند که تحت تأثیر تحریم‌ها قرار دارند. (آیدت[7] و همکاران، ۲۰۲۱)

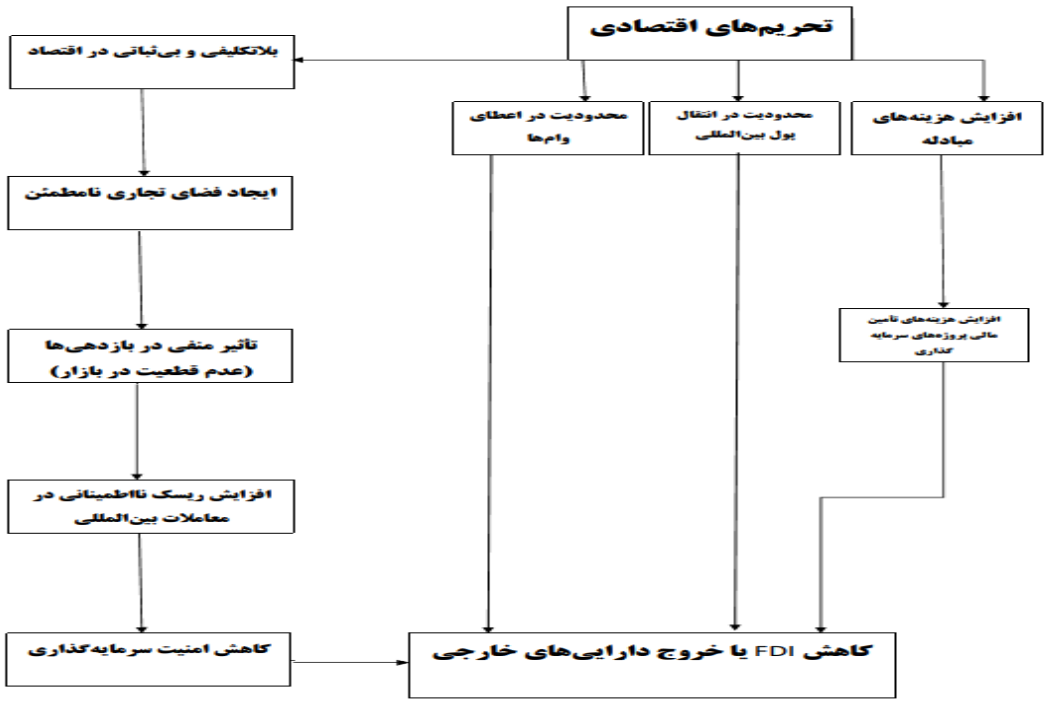
---

[1] Sanction
[2] Hufbauer
[3] Gutmann
[4] Splinter and Klomp
[5] Eyler
[6] Medlicott
[7] Aidt

تحریم‌های اقتصادی را از نظر موضوع به چهار دسته تفکیک می‌کنند: تحریم‌های تجاری، تحریم‌های مالی، تحریم‌های مسافرتی و تحریم‌های نظامی (عبدالملکی، ۱۳۹۳). تحریم‌های تجاری بر صادرات و واردات کالای خاص یا کالاهایی به کشور هدف، اعمال می‌شود اما تحریم‌های مالی بیشتر بر جریان و گردش مالی کشور مزبور تمرکز دارد (طغیانی و درخشان، ۱۳۹۳). تحریم بانک‌ها و بانک مرکزی جز تحریم‌های مالی هستند.

تحریم‌های اعمال شده علیه ایران نیز طی سال‌های پس از انقلاب تا زمان نگارش این مقاله، در یک نمای کلی، ۱۱ قانون تحریمی و ۲۰ فرمان اجرایی تحریمی ویژه ایران ازسوی ایالات متحده، ۷ قطعنامه شورای امنیت سازمان ملل و ۷ مقررات تحریمی ازسوی اتحادیه اروپا را شامل می شود (کاتزمن[1]، ۲۰۲۱). در راستای هدف این پژوهش و بر پایه تعریف هافبائر و اوگ[2] (۲۰۰۳) از تحریم‌های ضعیف، متوسط و شدید، با بهره‌گرفتن از مطالعه فدائی و درخشان (۱۳۹۴)، سال‌های پس از انقلاب اسلامی از حیث تحریم به سه فاصله زمانی تقسیم گردیدند: سال‌های با تحریم ضعیف (۱۹۷۹م/۱۳۵۸ش تا ۱۹۹۴م/۱۳۷۳ش)، سال‌های با تحریم متوسط (۱۹۹۵م/۱۳۷۴ش تا ۲۰۰۵م/۱۳۸۴ش) و سال‌های با تحریم شدید (۲۰۰۶م/۱۳۸۵ش تا ۲۰۲۲م/۱۴۰۱ش).

در شکل ۱ چگونگی، مکانیسم و کانال‌های اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تصویر شده است:

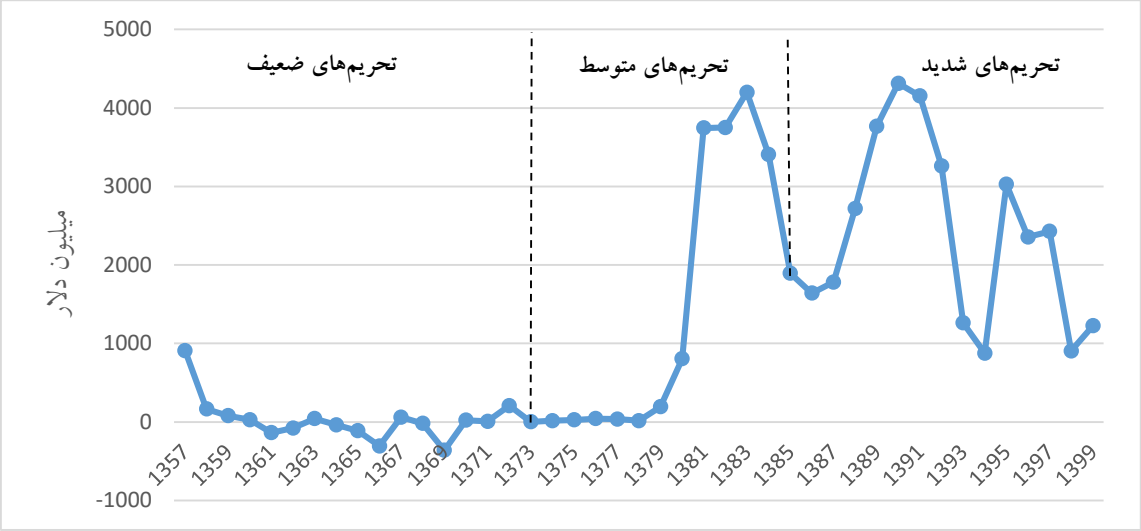



**شکل ۱. چگونگی و کانال‌های اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی**

**منبع**: یافته‌های پژوهش

[1] Katzman
[2] Hufbauer and Oegg

در اقتصاد ایران نیز تحریم و به‌ویژه تحریم‌های اقتصادی (مانند تحریم فروش نفت و ارتباطات بانکی) دورنمای اقتصاد کشور را تیره و تار نشان داده و در چشم سرمایه‌گذاران خارجی، فضای سرمایه‌گذاری کشور را بی‌ثبات و نامطمئن جلوه می‌دهد و به همین دلیل انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را به‌شدت دستخوش چالش کرده است. این مخاطرات، ریسک نااطمینانی را در معاملات بین‌المللی افزایش داده و از این جهت تجارت و جریان‌های سرمایه‌گذاری بین‌المللی را تشویق نمی‌کنند. (شکری و همکاران، ۱۳۹۹)




**نمودار ۱. روند شاخص جریان ورودی سرمایه‌گذاری خالص مستقیم خارجی به ایران**

**منبع**: داده‌های بانک جهانی

## ۳. مطالعات تجربی

در بخش مطالعات تجربی، برخی از مطالعات که به بررسی آثار تحریم‌ها بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی چه برای ایران یا سایر کشورهای هدف پرداخته‌اند، به اختصار واکاوی می‌شود.

گورویچ و پریلپسکی[1] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر تحریم‌های مالی غرب بر اقتصاد روسیه پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که تحریم‌ها با محدودیت شدید منابع مالی خارجی در عملکرد بانک‌های تحت کنترل دولت، شرکت‌های نفت، گاز و تسلیحات محدودیت‌های شدید ایجاد کرده‌اند. همچنین آنها دریافتند که با اعمال تحریم‌های مالی از طرف کشورهای غربی، جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور روسیه، کاهش محسوسی را تجربه کرده است.

میرکینا[2] (۲۰۱۸)، در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های پانلی تأثیر تحریم‌ها بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در ۱۸۴ کشور طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ میلادی بررسی کرده است. نتایج این مقاله نشان داد که تأثیر تحریم‌ها بر

[1] Gurvich and Prilepskiy
[2] Mirkina

سرمایه‌گذاری خارجی بسته به هزینه‌های تحریم تحمیل‌کننده مجازات اولیه به مرور تغییر می‌کند. تحریم‌های شدید در کوتاه‌مدت به کاهش قابل توجه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منجر می‌شود، اگرچه تأثیر طولانی‌مدت ندارند.

رسولی‌قهرودی و چانگ[1] (۲۰۲۰)، در مقاله خود با عنوان عوامل تعیین کننده اقتصاد کلان و تأثیر تحریم‌ها بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران در دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۱ میلادی و با استفاده از رگرسیون OLS به این نتیجه دست یافتند که عوامل تعیین‌کننده کلان مانند زیرساخت‌ها، نرخ ارز، نرخ تورم، بازده سرمایه‌گذاری و حاکمیت، تأثیر بلندمدتی بر ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران دارند. یافته‌های آنان نشان داد نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و بازبودن تجارت تأثیر قابل‌توجهی بر FDI ندارد. همچنین نتیجه گرفتند که تحریم‌های بین‌المللی رابطه منفی با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران دارند.

ایرانمنش و همکاران[2] (۲۰۲۱)، به بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در جمهوری اسلامی ایران پرداختند. در مطالعه آنها روش منطق فازی در فضای نرم‌افزاری MATLAB شاخص تحریم اقتصادی را برای سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۷۹ میلادی محاسبه کرد. در مقاله ایشان دو سناریو وجود داشت. در سناریوی اول، تحریم‌ها تورم را افزایش و تولید و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. همچنین، در دوران تحریم، رکود طولانی‌تر بوده است. سناریوی دوم تحقیق نشان می‌دهد که اقتصاد بدون تحریم است. نتایج سناریوی دوم نشان داد که در این شرایط، تورم تأثیر کمتری بر تولید و سرمایه‌گذاری دارد و اقتصاد دوره طولانی شکوفایی را بدون تحریم تجربه خواهد کرد.

نخلی و همکاران[3] (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای به بررسی تحریم‌های نفتی و کانال‌های انتقال آن در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد نئوکینزین پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها در دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۰ میلادی بیانگر این است که تحریم‌های نفتی در صنعت نفت میزان سرمایه‌گذاری خارجی و دولتی، سطح فنآوری استخراج و صادرات نفت را کاهش می‌دهد که باعث کاهش تولید نفت می‌شود.

سعادت‌مهر (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نقش تحریم‌های اقتصادی پرداخت. نتایج این تحقیق که با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۸ شمسی و به روش ARDL انجام شده است نشان داد که تحریم‌ها تأثیر منفی و معناداری بر کاهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران داشته‌اند. همچنین علاوه‌بر تحریم‌ها، متغیرهای نرخ تورم و بی‌ثباتی نرخ ارز تأثیر منفی و زیرساخت‌ها تأثیری مثبت بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران بر جای گذاشته‌اند.

برزکار و جرجرزاده (۱۳۹۸)، به بررسی تأثیرگذاری تحریم اقتصادی و سایر عوامل بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۴ میلادی با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (EGLS) پرداختند. نتایج آنها نشان داد که اندازه بازار، درجه بازبودن اقتصاد، سلامت جامعه، ذخایر نفتی و حاکمیت قانون اثر مثبت و معناداری بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد و تحریم اقتصادی عامل مهمی در کاهش جذب سرمایه خارجی بوده است.

شکری و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله‌ای با عنوان بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب FDI در ایران، طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ شمسی با استفاده از الگوی رگرسیون فازی به این نتایج دست یافتند که

[1] Rasouli Ghahroudi and Chong
[2] Iranmanesh et al.
[3] Nakhli et al.

تحریم‌های با شدت زیاد در مقایسه با تحریم‌های با شدت کم، به مراتب تأثیر عمیق‌تری بر جریان ورودی سرمایه به کشور ایران داشته‌اند. همچنین نشان دادند که اصلی‌ترین مانع جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران، تحریم‌های با شدت زیاد است که بر سایر عوامل سایه افکنده و انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران را به‌شدت کاهش داده است.

خاطری و همکاران (۱۴۰۰)، تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر حساب سرمایه در ایران را از روش ARDL و با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ شمسی ارزیابی کرده‌اند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که تحریم‌های اقتصادی قوی تأثیری منفی و معنادار بر حساب سرمایه هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت داشته‌اند، اما تحریم‌های اقتصادی ضعیف به‌دلیل دورزدن تحریم‌ها تأثیر معناداری نداشته‌اند. به‌علاوه شدت تأثیر تحریم‌های اقتصادی قوی بر حساب سرمایه در کوتاه‌مدت بیشتر از بلندمدت بوده که این نشان‌دهنده موفقیت سیاستگذاران در مقاوم‌سازی ساختارهای اقتصادی کشور در برابر تحریم‌ها و کاهش تأثیرات آنها بوده‌است (نه رفع تمام آثار نامطلوب تحریم).

کندوکاو مطالعات تجربی نشان می‌دهد که عوامل موثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به دو دسته کلی تقسیم می‌شوند:

۱. عوامل مؤثر بر میزان سودآوری سرمایه‌گذاری مانند تولید ناخالص داخلی (یا رشد اقتصادی)، نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره، درجه بازبودن اقتصاد، نرخ‌های مالیاتی و... ۲. عوامل مؤثر بر امنیت سرمایه‌گذاری مانند کیفیت حکمرانی. این عوامل بعضاً عمقی بوده و ریشه در فرهنگ یا ساختار سیاسی کشور دارند و برخی دیگر به رویکرد اقتصادی دولت‌ها، عوامل فرامرزی مانند تنش‌های بین‌المللی، تحریم‌ها و عملکرد کارگزاران اقتصادی مربوط می‌شوند.

در مقاله حاضر سعی شده که اثرگذاری مجموعه‌ای از عوامل فوق بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران، با بهره‌گیری از روش منطق فازی که قابلیت زیادی در سنجش متغیرهای غیرقابل مشاهده، غیرشفاف و مبهم دارد، سنجیده شود.

## ۴. تبیین مدل و روش‌شناسی

همان‌طور که در بخش ادبیات تحقیق اشاره شد عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی متعدد است. می‌توان گفت که جذب آن به کل عوامل اقتصادی و در مجموع به کل سیستم و ساختارهای اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی وابسته است. لذا عوامل بسیاری در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دخیل‌اند که قطعاً نمی‌توان همه آنها را در قالب یک مدل نظری ارائه داد، اما با عنایت به ادبیات مرورشده و با بهره‌برداری از نتایج پژوهش‌های گذشته و با مبنا قراردادن مقالات رسولی‌قهرودی و چانگ (۲۰۲۰) و شکری و همکاران (۱۳۹۹)، مقاله حاضر بر عواملی از قبیل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با وقفه، تولید ناخالص داخلی، شاخص کیفیت حکمرانی، نرخ مؤثر مالیاتی بر سود شرکت‌ها، درجه بازبودن اقتصاد (تجاری)، نرخ تورم، نرخ ارز، کسری بودجه و نرخ بهره داخلی با تأکید بر اثر تحریم‌های اقتصادی متمرکز است. الگو به‌صورت رابطه زیر تصریح می‌شود:

$$FDI = F\ (FDI_{t-1}, GDP, GI, TAX, OP, INF, ER, BD, E, SAN) \qquad (۱)$$

به‌طوری‌که:

FDI: نمایانگر جریان ورودی سرمایه‌گذاری خالص مستقیم خارجی کشور ایران به میلیارد دلار است. این داده از داده‌های بانک جهانی مستخرج شده است.

$FDI_{t-1}$: وقفه اول جریان ورودی سرمایه‌گذاری خالص مستقیم خارجی کشور ایران را نشان می‌دهد.

GDP[1]: نمایانگر تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه (ثابت) سال ۱۳۸۳ (معرف شاخص رشد اقتصادی) است. تولید ناخالص داخلی یکی از مقیاس‌های اندازه‌گیری اقتصاد است که عبارت از مجموع ارزش پولی کالاها و خدمات نهایی تولید شده در داخل کشور طی یک دوره زمانی مشخص مانند یک سال است. این داده مستخرج از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی است.

GI: نشانگر شاخص کیفیت حکمرانی است. این داده میانگین وزنی شاخص‌های شش‌گانه حکمرانی[2] است که از بانک داده‌های بانک جهانی مستخرج شده است.

TAX: نمایانگر نرخ مؤثر مالیاتی بر سود شرکت‌هاست. این داده با استفاده از داده حساب‌های ملی مستخرج از بانک مرکزی و از تقسیم هزینه مالیات بر درآمد شرکت‌ها بر سود ناخالص شرکت‌ها قبل از کسر مالیات محاسبه می‌شود.

OP: درجه بازبودن اقتصاد را نشان می‌دهد. این شاخص از تقسیم مجموع ارزش کل صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی و با استفاده از داده‌های سری زمانی موجود در سایت بانک مرکزی، تعریف شده است.

INF[3]: نرخ تورم را نشان می‌دهد. از تغییرات شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI[4]) و با استفاده از داده‌های بانک مرکزی برای در نظر گرفتن تورم استفاده شده است.

ER[5]: نشان‌دهنده نرخ ارز است. برای استفاده از این متغیر، از نرخ ارز (مشخصاً دلار آمریکا) غیررسمی (بازار)، اعلام شده در سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بهره گرفته شده است. علت انتخاب نرخ ارز بازار به‌جای نرخ ارز رسمی بهتر نشان‌دادن تکانه‌های ناشی از تحریم‌های اقتصادی چه مالی و چه تجاری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است.

BD[6]: میزان کسری بودجه دولت را نشان می‌دهد. برای استخراج آمارهای مربوط به کسری بودجه از اطلاعات سایت بانک مرکزی استفاده شد.

E: نرخ بهره داخلی را نشان می‌دهد که برای به‌کارگیری آن از سری زمانی نرخ سود علی‌الحساب سپرده سرمایه‌گذاری یک‌ساله، منتشرشده در بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی استفاده شده‌است.

SAN: نشانگر تحریم است. در این تحقیق تحریم‌های اقتصادی براساس داده‌های تاریخی به سه دسته ضعیف[7]، متوسط[8] و شدید[9] تقسیم‌بندی شده‌اند. سال‌های با تحریم ضعیف (۱۳۵۸ تا ۱۳۷۳) با متغیر مجازی[10] WSAN،

---

[1] Gross Domestic Product

[2] شاخص‌های مورد نظر عبارتند از: شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی، شاخص ثبات سیاسی، شاخص اثربخشی دولت، شاخص کیفیت قوانین و مقررات، شاخص حاکمیت قانون و شاخص کنترل فساد.

[3] Inflation Rate
[4] Consumer Price Index
[5] Exchange Rate
[6] Budget Deficit
[7] Weak
[8] Moderate
[9] Severe
[10] Dummy variable

سال‌های با تحریم متوسط (۱۳۷۴ تا ۱۳۸۴) با MSAN و سال‌های با تحریم شدید (۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱) با SSAN نشان داده شده است.

## رگرسیون فازی

در سال ۱۹۶۵ میلادی، دکتر لطفی‌زاده[1]، نظریهٔ سیستم‌های فازی را در قالب مقاله‌ای تحت عنوان «مجموعه‌های فازی» به‌صورت رسمی به مجامع علمی معرفی کرد. منطق فازی، معتقد است که ابهام در ماهیت علم است. لطفی‌زاده اعتقاد دارد که باید به‌دنبال ساختن مدل‌هایی بود که ابهام را به منزلهٔ بخشی از سیستم قبول‌کنند، بر خلاف دیگران که معتقدند باید تقریب‌ها را دقیق‌تر کرد تا بهره‌وری افزایش یابد، (خدایی، ۱۳۸۸). منطق فازی با حقایق نادقیق سر و کار دارد و به حدود و درجات یک واقعیت اشاره می‌کند؛ حال آنکه نظریه احتمالات بر شالوده حالات تصادفی یک پدیده استوار است و درباره شانس وقوع یک حالت خاص صحبت می‌کند؛ حالتی که وقتی اتفاق بیافتد، دقیق فرض می‌شود (موسوی مدنی، ۱۳۹۵). درواقع مفهوم فازی شدن جدا از تصادفی بودن اعضای مجموعه است و از طبیعت عدم قطعیت و عدم دقت افکار و مفاهیم مجرد نشأت می‌گیرد. (کیا، ۱۳۹۵)

در رگرسیون کلاسیک سه نوع کمیت قابل اندازه‌گیری یا قابل برآورد هستند: متغیر وابسته، متغیرهای مستقل و پارامترها. در عمل هریک از این سه کمیت می‌توانند فازی باشند یا به‌صورت یک عدد حقیقی در نظر گرفته شوند یعنی مقادیر مشاهده شده و نیز متغیرهای مستقل می‌توانند به‌صورت فازی یا اینکه به‌صورت یک عدد معمولی جمع‌آوری شوند و این یکی از عواملی است که باعث تنوع فازی می‌شود. انواع رگرسیون فازی را می‌توان در سه حالت که در جدول ۱ آمده است تقسیم‌بندی کرد.

**جدول ۱. انواع رگرسیون فازی**

| نوع رگرسیون فازی | متغیرهای مستقل | متغیر وابسته | ساختار سیستم |
|---|---|---|---|
| (N,N,F) | غیرفازی (Non Fuzzy) | غیرفازی (Non Fuzzy) | فازی |
| (N,F,F) | غیرفازی (Non Fuzzy) | فازی (Fuzzy) | فازی |
| (F,F,F) | فازی (Fuzzy) | فازی (Fuzzy) | فازی |

منبع: زمانی‌نجف‌آبادی (۱۳۹۹)

تاناکا[2] برای اولین‌بار، رگرسیون با ضرایب فازی را معرفی کرد. در برنامه‌ریزی خطی با ضرایب فازی (برنامه‌ریزی خطی با پارامترها (اعداد) فازی[3])، پارامترها یا اعداد به کاررفته در مدل برنامه‌ریزی خطی، اعداد قطعی نیستند، بلکه از اعداد فازی به جای ضرایب معین استفاده می‌شود. (ناجی عظیمی، ۱۳۹۵)

[1] پروفسور لطفی علی عسگرزاده اردبیلی ملقب به زاده (Zadeh) و مشهور به لطفی زاده یا لطفی ع. زاده، دانشمند ایرانی تبار، ریاضی‌دان، مهندس برق و استاد علوم رایانه دانشگاه کالیفرنیا، برکلی در آمریکا بود. او در سپتامبر ۲۰۱۷ میلادی دیده از جهان فرو بست.

[2] Tanaka

[3] Fuzzy Number Linear Programming (FNLP)

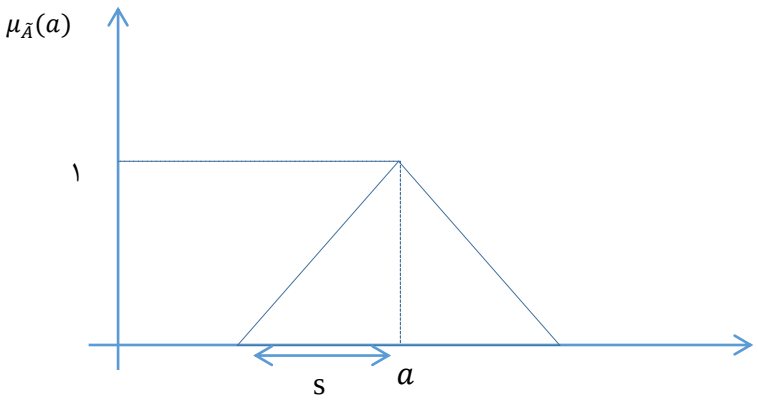
به الگوهای رگرسیون با ضرایب فازی، گاهی الگوهای رگرسیون امکانی هم گفته می‌شود، زیرا در این الگوها، خطای الگو در قالب توزیع‌های امکانی ضرایب الگو منظور می‌شود. در رگرسیون با ضرایب فازی، فرض می‌شود که مشاهدات و متغیرها دقیق و ابهام در الگو و ضرایب رگرسیون (پارامترها) است. در ادامه این مقاله، فقط مدل الگوی رگرسیون امکانی تشریح می‌شود. فرض کنیم Y متغیر وابسته و $X_1$، $X_2$،...، $X_p$ متغیرهای مستقل و تعداد مشاهدات n باشد. صورت کلی الگوی رگرسیون فازی، به شکل رابطه (۲) خواهد بود:

$$\tilde{Y} = f(X, A) = \widetilde{A_0} + \widetilde{A_1}X_1 + \widetilde{A_2}X_2 + \cdots + \widetilde{A_p}X_p \qquad (۲)$$

هدف، برآورد پارامترهای الگو یعنی $\widetilde{A_0}$، $\widetilde{A_1}$، $\widetilde{A_2}$،...$\widetilde{A_p}$ است به‌صورتی‌که الگو بهترین برازش را برای داده‌ها به‌دست آورد. برای یافتن پارامترهای فوق از تابع عضویت مثلثی متقارن رابطه (۳)، استفاده شده است. البته می‌توان از توابع عضویت دیگر از قبیل نرمال استفاده‌کرد، اما در اینجا فقط برای مثال تابع عضویت مثلثی متقارن مورد بحث و بررسی می‌شود. تابع عضویت مثلثی متقارن به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{A}(X) = \begin{cases} 1 - \dfrac{a - x}{s}, & a - s \le X \le a \\ a + \dfrac{a - x}{s}, & a < X \le a + s \end{cases} \qquad (۳)$$

هر عدد مثلثی را می‌توان به صورت $\tilde{A} = (a, s)$ نشان داد. یک عدد مثلثی فازی به‌صورت شکل زیر نمایش داده می‌شود:




**شکل ۲. عدد مثلثی فازی $\tilde{A}$**

$a$ مقدار میانه و s پهنای $\tilde{A}$ را مشخص می‌کند. پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان‌دهنده میزان فازی بودن عدد است. یعنی هر مقدار که s بیشتر باشد میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر است. بنابراین خروجی رگرسیون رابطه (۲) را می‌توان به‌صورت رابطه (۴) نشان داد:

$$\tilde{Y} = (a_0, s_0) + (a_1, s_1)X_1 + (a_2, s_2)X_2 + \cdots + (a_p, s_p)X_p \qquad (۴)$$

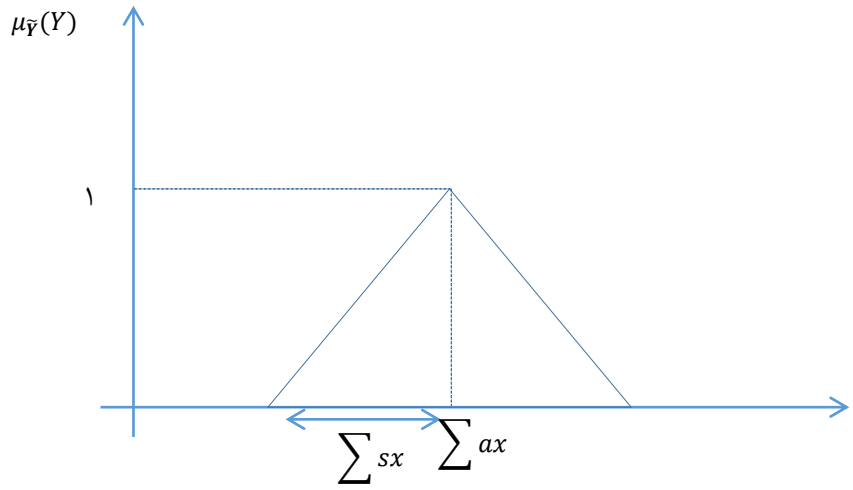
در نتیجه، تابع عضویت متغیر خروجی رگرسیون رابطه (۲) به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\mu_{\tilde{Y}}(Y) = \begin{cases} max(min\{\tilde{A}(X)\}) & \{X|Y = f(X, a)\} = \Phi \\ otherwise \end{cases} \qquad (۵)$$

با جایگزینی رابطه (۵) در رابطه (۳)، رابطه (۶) به‌دست می‌آید:

$$\mu_{\tilde{Y}}(Y)=\begin{cases}1-\dfrac{|Y-\sum_{i=1}^{n}a_iX_i|}{\sum_{i=1}^{n}s_i|X_i|} & X_i\neq 0\\ 1 & X_i=0,Y=0\\ 0 & X_i=0,Y\neq 0\end{cases} \qquad (۶)$$

$\mu_{\tilde{Y}}(Y)$ به‌صورت شکل زیر قابل نمایش است:




**شکل ۳. تابع عضویت $\mu_{\tilde{Y}}(Y)$**

حالت داده‌های غیرفازی در رگرسیون می‌تواند تبدیل به یک الگوی برنامه‌ریزی خطی شود. در این حالت، هدف الگوی رگرسیون، تعیین بهینه مقدار پارامترهای $\tilde{A}$ است به قسمی که مجموعه فازی خروجی الگوی رگرسیون شامل ( $Y_i$ ) دارای درجه عضویت بزرگ‌تر یا مساوی h باشد. یعنی:

$$\mu_{\tilde{Y}_i}(Y_i)\geq h \qquad (۷)$$

متغیر h عددی بین صفر و یک است. با افزایش h، میزان فازی بودن خروجی‌ها نیز افزایش می‌یابد (برقی‌اسگویی و شکری، ۱۳۹۷). عامل h مبین نیکویی برازش یا میزان سازگاری داده‌ها با مدل برازش شده است. افزایش عامل h موجب پهن‌تر شدن فاصله می‌شود که به قرار گرفتن داده‌های خارج از نمونه در بازه، کمک شایانی می‌کند، اما تفسیر نتایج را به‌دلیل پهن بودن فاصله فازی با دشواری روبرو می‌سازد. (عسگری‌ده‌آبادی و سوری، ۱۳۹۲)

بنابراین می‌توان با توجه به مطالب ذکر شده، تابع هدف و قیدهای تابع برنامه‌ریزی خطی فازی را به‌صورت زیر نشان داد:

$$0=min\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{n}s_iX_{ij} \qquad (۸)$$

$$Y_i\leq\sum_{i=1}^{p}a_iX_{ij}+(1-h)p\sum_{i=1}^{p}s_iX_{ij} \qquad (۹)$$

$$Y_i\geq\sum_{i=1}^{p}a_iX_{ij}-(1-h)p\sum_{i=1}^{p}s_iX_{ij} \qquad (۱۰)$$

به‌گونه‌ای که رابطه (۸) تابع هدف و رابطه‌های (۹) و (۱۰) قیدهای الگوی برنامه‌ریزی فازی هستند. (خدایی، ۱۳۸۸) نکته حائز اهمیت این است که چون در الگوی فازی، جزء اخلال رگرسیون معمولی به‌عنوان یک ابهام و عدم‌قطعیت به درون رگرسیون فازی وارد شده است، با برآورد حدود ضرایب بالا، پایین و متوسط برای هر متغیر، نتایجی حاصل می‌شود که به واقعیت نزدیک‌تر است. از مهم‌ترین مزیت‌های رگرسیون فازی، این است که بازه‌ای از مقادیر ممکن را برای متغیر خروجی تخمین می‌زند، در حالی که رگرسیون کلاسیک تنها یک متغیر مشخص را برای متغیر خروجی محاسبه می‌کند. آگاهی از حدهای بالا و پایین ضرایب هر کدام از عوامل مؤثر در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران بسیار حائز اهمیت است و رویکردی بسیاری نو در تحیل عوامل ارائه می‌کند که می‌تواند در برنامه‌ریزی سیاست‌های کلان و کلی دولت، رهنمون‌های مفیدی را ارائه دهد.

## ۵. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این بخش از پژوهش با استفاده از نرم‌افزار WinQSB ضرایب فازی $(a_i, s_i)$ برآورد شده است. a مقدار میانه و s پهنای $\tilde{A}$ را مشخص می‌کند. پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان‌دهنده میزان فازی بودن عدد است، یعنی هر مقدار که این پارامتر بیشتر باشد میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر خواهد بود. نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل در جدول ۲ ارائه شده است.

**جدول ۲. نتایج برآورد ضرایب فازی**

| | | $a_i$ | $s_i$ | حداکثر اثرگذاری | حداقل اثرگذاری |
|---|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | | ۷/۹۳۰۲ | ۰/۷۳۵۷ | ۸/۶۶۵۹ | ۷/۱۹۴۵ |
| $FDI_{t-1}$ | | ۰/۹۰۰۱ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۹۰۱۰ | ۰/۸۹۹۲ |
| GDP | | ۱/۰۱۲۷ | ۰/۰۰۹۲ | ۱/۰۲۱۹ | ۱/۰۰۳۵ |
| GI | | ۰/۰۳۶۸ | ۰/۰۰۶۴ | ۰/۰۴۳۲ | ۰/۰۳۰۴ |
| TAX | | -۰/۰۵۰۱ | ۰/۰۰۸۷ | -۰/۰۴۱۴ | -۰/۰۵۸۸ |
| OP | | ۱/۰۰۰۳ | ۰/۰۰۳۱ | ۱/۰۰۳۴ | ۰/۹۹۷۲ |
| INF | | -۰/۷۵۷۳ | ۰/۰۹۷۷ | -۰/۶۵۹۶ | -۰/۸۵۵۰ |
| ER | | -۰/۶۵۱۸ | ۰/۰۷۳۶ | -۰/۵۷۸۲ | -۰/۷۲۵۴ |
| BD | | -۱/۰۰۱۴ | ۰/۰۰۹۳ | -۰/۹۹۲۱ | -۱/۰۱۰۷ |
| E | | ۰/۹۶۰۷ | ۰/۰۸۳۱ | ۱/۰۴۳۸ | ۰/۸۷۷۶ |
| SAN | W | -۰/۸۵۰۳ | ۰/۰۰۰۹ | -۰/۸۴۹۴ | -۰/۸۵۱۲ |
| | M | -۱/۰۰۷۳ | ۰/۰۰۰۶ | -۱/۰۰۶۷ | -۱/۰۰۷۹ |
| | S | -۳/۸۰۷۶ | ۰/۰۰۰۰ | -۳/۸۰۷۶ | -۳/۸۰۷۶ |

**منبع**: یافته‌های پژوهش

طبق جدول ۲ جریان خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باوقفه متغیری اولی بوده است که وارد الگو شده است. ضریب فازی این متغیر یعنی (۰/۰۰۰۹، ۰/۹۰۰۱) بیانگر این است که یک خودهمبستگی قوی و تقریباً بدون ابهام در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود دارد. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که کشورهای دارای FDI بالاتر، در دوره بعد نیز به‌احتمال بالا از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتری برخوردار خواهند بود. یافته این پژوهش در این خصوص با مطالعه مشیری و کیان پور (۱۳۹۱) سازگاری دارد.

با توجه به خروجی مدل ارتباط بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بسیار قوی، معنادار و مثبت است. ضریب فازی برای این متغیر برابر با (۰/۰۰۹۲، ۱/۰۱۲۷) است. این یافته را می‌توان طبق تئوری اندازه بازار[1] تحلیل کرد. زیرا GDP هر کشور نمایانگر اندازه بازار آن کشور است و هرچه این میزان بیشتر باشد وسعت و حجم بازار آن کشور بزرگ‌تر بوده و در این صورت از مسیر صرفه‌های به‌مقیاس، کاهش هزینه‌های تولید امکانپذیر است. زیرا هر اندازه که بازار وسیع‌تر باشد چشم‌انداز مثبت‌تری از تجارت را رقم زده و زمینه‌های ورود به بازارهای جهانی را ساده‌تر می‌نماید. نتایج این قسمت از پژوهش حاضر هم‌جهت با یافته‌های مطالعه برقی‌اسگویی و شکری (۱۳۹۷) است.

طبق جدول ۲ شاخص کیفیت حکمرانی با ضریب فازی (۰/۰۰۶۴، ۰/۰۳۶۸) تأثیری مثبت، اما غیرقابل‌توجه بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران داشته است. در تفسیر مثبت بودن این ضریب می‌توان عنوان کرد که نقش دولت، نهاد اجتماعی نهادساز، بر جذب سرمایه‌های خارجی، مورد تأکید است. اما از طرف دیگر، کوچک و غیرقابل‌توجه بودن این ضریب نشان‌دهنده وجود مخاطرات سیاسی، قوانین و مقررات بی‌ثبات و غیرقابل اعتماد، رشوه و فساد اداری در کشور است که موجب افزایش ریسک سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران شده‌است.

نرخ مؤثر مالیاتی بر سود شرکت‌ها متغیر بعدی است که وارد مدل شده و اثری منفی، اما بسیار ضعیف بر جذب FDI نشان داده است. ضریب فازی برای متغیر نرخ مؤثر مالیاتی بر سود شرکت‌ها نشان می‌دهد که اثرگذاری نرخ مؤثر مالیاتی بر سود شرکت‌ها بر روی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از ۰/۰۴۱۴- بیشتر نبوده و از ۰/۰۵۸۸- کمتر نخواهد بود. لذا با عنایت به ضریب به‌دست آمده می‌توان اذعان داشت که متغیر مالیات بر سود شرکت‌ها از عوامل تعیین‌کننده جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصاد ایران نخواهد بود و برای سرمایه‌گذاران خارجی عوامل دیگری در اولویت هستند. نتایج این قسمت از مطالعه حاضر با نتیجه مطالعه شکری و همکارن (۱۳۹۹) سازگار و با مطالعه تنگ و دیگران[2] (۲۰۱۴) ناسازگار است.

درجه بازبودن اقتصاد با ضریب فازی (۰/۰۰۳۱ ، ۱/۰۰۰۳) نشان داد که تأثیری مثبت و تقریباً بدون ابهام بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور دارد. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که یک اقتصاد برای اینکه در معرض جریان سرمایه و کالاها قرار گیرد، باید ارتباط بیشتری با اقتصاد جهانی داشته باشد. به‌عبارت دیگر، جذب سرمایه از مسیر یک اقتصاد بازتر و آزادتر، آسان‌تر است. این یافته هم‌جهت با یافته‌های مطالعه جبری و همکاران (۲۰۱۳) است.

نرخ تورم متغیر بعدی مدل است که اثری منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نشان داده است. این اثر طبق جدول ۲ از ۰/۸۵۵۰- کمتر نبوده و بیشتر از ۰/۶۵۹۶- نیز نخواهد بود. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که

[1] Market size theory
[2] Tang et al.

افزایش نرخ تورم به‌معنای کاهش قدرت خرید واقعی است و این کاهش قدرت خرید در کنار ایجاد نااطمینانی و نااعتمادی‌ها نسبت به آینده علاوه بر اختلال در تخصیص منابع از انگیزه سرمایه‌گذاران نیز می‌کاهد. این نتیجه منطبق بر مطالعه شکری و همکاران (۱۳۹۹) و مخالف نتیجه خطابی و همکاران (۱۳۹۶) است.

نرخ ارز متغیر بعدی مدل است. این متغیر با ضریب فازی (۰/۰۷۳۶، ۰/۶۵۱۸-) اثری منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اقتصاد ایران داشته است. در چرایی این اثر منفی می‌توان گفت که با افزایش نرخ ارز، هزینه تولید برای سرمایه‌گذاران خارجی به‌دلیل ارزان‌تر شدن عوامل تولید در کشور میزبان نسبت به خارج (مانند نیروی کار)، کاسته‌شده و انتظار آن است که انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌دلیل کاسته شدن هزینه‌ها و در پی آن کاهش قیمت تمام شده کالاهای تولیدی بیشتر شود (اثر هزینه‌ای). ازسوی دیگر اما با افزایش نرخ ارز، کالاهای خارجی در داخل کشور گران‌تر شده که کاهش فروش تولیدات خارجیان را به‌همراه دارد (اثر درآمدی[1]). این ضریب فازی نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، اثر درآمدی بر اثر هزینه‌ای غالب است و با افزایش نرخ ارز، جذب سرمایه‌های خارجی کمتر خواهد شد. نتیجه این قسمت از مطالعه حاضر با نتیجه مطالعه برقی‌اسگویی و همکاران (۱۳۹۹) منطبق و ناهمسو با مطالعات جبری و همکاران (۲۰۱۳) و خاطری و همکاران (۱۴۰۰) است.

متغیر بعدی مدل، کسری بودجه دولت است که با ضریب (۰/۰۰۹۳، ۱/۰۰۱۴-) اثری منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته است. البته با توجه به میزان فازی بودن این متغیر نمی‌توان با قاطعیت اظهار نظر کرد، اما بدون‌شک کسری بودجه، دولت را از تأمین زیرساخت‌های مورد نیاز سرمایه‌گذاری دور کرده و بهبود فضای کسب‌وکار را با چالش مواجه می‌کند.

متغیر دیگری که وارد الگو شده نرخ بهره داخلی است. برای این متغیر ضریب فازی برابر با (۰/۰۸۳۱، ۰/۹۶۰۷) به‌دست آمده است. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که جذابیت کشور با افزایش نرخ بهره برای سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران خارجی بیشتر می‌شود. این یافته همسو با مقاله خاطری و همکاران (۱۴۰۰) است.

متغیر تحریم‌های اقتصادی ضعیف (WSAN) با ضریب فازی (۰/۰۰۰۹، ۰/۸۵۰۳-) تأثیری منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران داشته است. البته با توجه به جدول۲، حداکثر و حداقل این اثرگذاری محدود است. علت اثر اندک تحریم‌های اقتصادی ضعیف بر جذب FDI را می‌توان این گونه توجیه کرد که این‌دست از تحریم‌ها با روش‌هایی و به‌سادگی قابلیت دورزده شدن را داشته‌اند. این تحریم‌ها بیشتر در حد تهدید بوده‌اند. یافته حاضر منطبق بر یافته‌های برقی‌اسگویی و همکاران (۱۳۹۹) است. با توجه به نتایج مطالعه، تحریم‌های متوسط اقتصادی بر عدم جذب FDI در ایران با شدّت بیشتری اثرگذار بوده‌اند. ضریب فازی تحریم‌های اقتصادی متوسط (۰/۰۰۰۶، ۱/۰۰۷۳-) است. با توجه به این ضریب فازی می‌توان تقریباً بدون ابهام درباره اثر منفی و بالای تحریم‌های متوسط اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور اظهارنظر کرد.

متغیر تحریم‌های شدید (SSAN)، آخرین متغیری است که وارد الگو شده است. با توجه به ضریب به‌دست آمده می‌توان با قاطعیت و بدون هیچ‌گونه ابهامی، اثر بسیار قوی و منفی تحریم‌های شدید اقتصادی بر جذب سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی کشور ایران را تأیید کرد. دلیل بدون ابهام بودن ضریب این متغیر در این است که Si (پهنای ضریب) دقیقاً برابر با صفر است (۰/۰۰۰۰، ۳/۸۰۷۶-). تحریم‌های شدید علاوه‌بر ایجاد دورنمای تیره

[1] Income Effect

اقتصادی کشور، برای تحرک سرمایه‌ها نیز آن‌چنان موانع سختی ایجاد کرده که پیش‌روی سرمایه‌گذارانی که به‌دنبال سود بیشتر و مکانی امن‌تر و سهل‌الوصول‌تراند، یک سد مستحکم و یک دیوار بلند ساخته است. از طرفی به‌دلیل تحریم‌های بین‌المللی، ریسک تجارت خارجی کشور نیز بسیار بسیار بالا رفته است. این یافته سازگار با مطالعه تنگ و دیگران (۲۰۱۴)، هم‌جهت با نتایج تجربی مطالعه سعادت‌مهر (۱۳۹۶) است.

## ۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله بیان شد که یکی از مجاری مهم تأمین مالی در سطح بین‌المللی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است که می‌تواند تاثیر به‌سزایی بر رشد اقتصادی مستمر و باثبات کشور میزبان، داشته باشد. شرایط اقتصاد ایران نیز به‌گونه‌ای است که علاوه بر هدایت نقدینگی به‌سمت فعالیت‌های غیرمولد، سرمایه داخلی کافی جهت تحرک و رونق اقتصادی را در اختیار ندارد و جهت جبران این کاستی، جذب سرمایه‌گذاری خارجی یکی از راه‌های مفید و مؤثر به‌نظر می‌رسد. لذا در پژوهش حاضر، اثرگذاری طیفی از عوامل اقتصادی با تمرکز بر تحریم‌های اقتصادی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران بررسی شد. نتایج پژوهش نشان داد که تحریم‌های اقتصادی شدید و متوسط، با ضرایب فازی بالا و قوی، تأثیری منفی و قابل‌توجه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران داشته‌اند. همچنین کسری بودجه، تورم، تحریم‌های ضعیف اقتصادی، نرخ ارز و نرخ مؤثر مالیاتی بر سود شرکت‌ها به‌ترتیب پس از تحریم‌های اقتصادی شدید، بیشترین اثر منفی را بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران داشته‌اند. ضرایب فازی به‌دست آمده برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درجه بازبودن اقتصاد، نرخ بهره داخلی و وقفه اول سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی حاکی از اثر مثبت این متغیرها بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران است.

با توجه به نتایج مقاله حاضر، پیشنهاد می‌شود که کارگزارن دولتی و دستگاه دیپلماسی کشور، با ابتکار عمل حداکثر تلاش خود را برای رفع تحریم‌ها و کاهش آنها و تلاش برای کاهش تنش در مناسبات بین‌المللی به‌کار گیرند و مانع از اجماع‌سازی جهانی علیه ایران شوند. همچنین پیشنهاد می‌گردد کارگزاران اقتصادی سیاست‌های مناسبی را برای کنترل تورم (و اجزای پایه پولی) و ثبات بازار ارز که نشان‌دهنده ثبات اقتصادی ایران و کاستن ریسک‌های سرمایه‌گذاری است، طرح‌ریزی و اجرا کنند.

**حامی مالی**

مقاله حامی مالی ندارد.

**تعارض منافع**

تعارض منافع وجود ندارد.

**سپاسگزاری**

نویسندگان از داوران ناشناس که با ارائه پیشنهادهای خود به بهبود کیفیت مقاله کمک کردند، تشکر می‌کنند.

## منابع


- برزکار، اسحاق و جرجرزاده، علیرضا (۱۳۹۸). بررسی تأثیرگذاری تحریم اقتصادی و سایر عوامل بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای عضو اوپک. *مطالعات اقتصاد انرژی*، *۱۵* (۶۰)، ۷۵-۵۱.
- برقی‌اسگویی، محمدمهدی و شکری، مصطفی (۱۳۹۷). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نقش مالیات بر درآمد (رویکرد فازی). *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۹ (۳۳)، ۱۲۰-۱۰۹.
- برقی‌اسگویی، محمدمهدی، متفکر آزاد، محمدعلی، سلمانی بیشک، محمدرضا و شکری، مصطفی (۱۳۹۹). بررسی اثر تقاطعی مالیات بر سود شرکت‌ها و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب FDI در ایران: رویکرد فازی. *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، *۸*(۳۱)، ۷۵-۴۳.
- حدادی، مهدی (۱۳۸۲). تحریم‌های بین‌المللی، ابزار سیاست ملی یا ضمانت اجرایی بین‌المللی. *اندیشه های حقوقی*، ۱(۳)، ۱۲۸-۱۰۹.
- خاطری، زانیار، نجارزاده، رضا و عاقلی، لطفعلی (۱۴۰۰). تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر حساب سرمایه در ایران. *اقتصاد مقداری*، *۱۸* (۳)، ۱۶۲-۱۳۵.
- خدایی، ابراهیم (۱۳۸۸). رگرسیون خطی فازی و کاربردهای آن در پژوهش های علوم اجتماعی. *مطالعات اجتماعی ایران*، ۳(۴)، ۹۹-۸۲.
- خطابی، ساناز، کمیجانی، اکبر، محمدی، تیمور و معمارنژاد، عباس (۱۳۹۶). عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در منطقه منا. *مدلسازی اقتصادی*، *۱۱* (۱)، ۷۵-۶۳.
- زمانی نجف آبادی، محمد کاظم (۱۳۹۹). *پیش‌بینی ارزش سهام با رویکرد منطق فازی و مقایسه آن با مدل رگرسیون خطی در صنعت پتروشیمی*. کتاب ونوس: تهران.
- سعادت‌مهر، مسعود (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نقش تحریم‌های اقتصادی. *مجله اقتصادی*، *۱۷* (۵ و ۶)، ۵۸-۴۱.
- شاکری، عباس (۱۳۹۵). *مقدمه ای بر اقتصاد ایران*. رافع: تهران.
- شکری، مصطفی، برقی‌اسگویی، محمدمهدی، متفکر آزاد، محمدعلی و سلمانی بیشک، محمدرضا (۱۳۹۹). بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب FDI در ایران: رویکرد فازی. *اقتصاد و الگوسازی*، *۱۱* (۳)، ۵۹-۳۳.
- طغیانی، مهدی و درخشان، مرتضی (۱۳۹۳). تحلیل عوامل تأثیرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر ایران و راهکارهای مقابله با آن. *راهبرد*، ۲۳ (۷۳)، ۱۴۶-۱۱۵.
- عبدالملکی، حجت‌اله (۱۳۹۳). *اقتصاد مقاومتی درآمدی بر مبانی، سیاست‌ها و برنامه عمل*. بسیج دانشجویی دانشگاه امام صادق (ع): تهران.
- عسگری ده‌آبادی، محمدمهدی و سوری، علی (۱۳۹۲). *تخمین تابع تورم ایران به منظور بهبود سیاست‌گذاری در شرایط تحریم اقتصادی با استفاده از رگرسیون فازی*. مقاله ارائه شده در کنفرانس بین المللی اقتصاد در شرایط تحریم در بابلسر.

- فدائی، مهدی و درخشان، مرتضی (۱۳۹۴). *تحلیل اثرات کوتاه مدت و بلندمدت تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۵(۱۸)، ۱۳۲-۱۱۳.
- قلیزاده زاوشتی، مهدی، فضلی، صفر، کشاورز ترک، عین الله و ابن الرسول، اصغر (۱۳۹۷). سناریوهای پیش‌روی بانک‌ها و نهادهای مالی وابسته به نیروهای مسلح جمهوری اسلامی ایران در مواجهه با تحریم‌های نظام بانکی. *آینده پژوهی دفاعی*، ۳(۸)، ۱۴۰-۱۰۷.
- کیا، مصطفی (۱۳۹۵). *منطق فازی در MATLAB*. دانشگاهی کیان: تهران.
- مشیری، سعید و کیان پور، سعید (۱۳۹۱). عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، یک مطالعه بین کشوری (۲۰۰۷-۱۹۸۰). *اقتصاد مقداری*، ۹(۲)، ۱۶-۱.
- موسوی مدنی، فریبرز (۱۳۹۵). *مبانی و کاربرد نظریه فازی*. دانشگاه الزهراء: تهران.
- ناجی‌عظیمی، زهرا (۱۳۹۵). *آشنایی با برنامه‌ریزی خطی فازی*. دانشگاه فردوسی مشهد: مشهد.
- Abdolmaleki, H. (2014). *Resistance economy, principles, policies and action plan*. Tehran: Student Basij Publications of Imam Sadegh University (AS) (in Persian).
- Aidt, T. S., Albornoz, F. and Hauk, E. (2021). "Foreign influence and domestic policy". *Journal of Economic Literature, 59 (2)*, 426-487.
- Asgari Dehabadi, M. M., & Suri, A. (2013). *Estimation of Iran's inflation function in order to improve policy making in economic sanctions conditions using fuzzy regression*. The paper presented the international conference on economics under sanctions in Babolsar (in Persian).
- Barghi Osgooee, M. M., MotefakerAzad, M. A., Salmani Bishak, M. R., & Shokri, M. (2020). Investigating the Impact of Taxation on Corporate Profit and Exchange Rate Uncertainty on FDI Capture in Iran: Fuzzy Approach. *Qjfep, 8 (31)*, 43-75 (in Persian).
- Bargi Osgooee, M. M., & Shokri, M. (2018). The Economic Factors Affecting FDI Absorption in Iran with Emphasis on the Role of Income Tax (Fuzzy Approach). *Economic Growth and Development Research, 9 (33)*, 109-120 (in Persian).
- Barzkar, A. Jor jor zade, A. R. (2019). The Impact of Economic Sanctions and other Factors on Attracting Foreign Direct Investment in OPEC Countries. *QEER, 15 (60)*, 51-75 (in Persian).
- Eyler, R. (2008). *"Economic Sanctions International Policy and Political Economy at Work"*. Palgrave Macmillan US.
- Fadaee, M., & Derakhshan, M. (2015). Analysis of Short Run and Long Run Effects of Economic Sanctions on Economic Growth in Iran. *Economic Growth and Development Research, 5 (18)*, 113-132 (in Persian).
- Gholizadeh Zavoshti, M., Fazli, S., Keshavarz Turk, E., & Ebnerasoul, A. (2018). Scenarios for banks and financial institutions affiliated to the armed forces of the Islamic Republic of Iran In the face of sanctions on the banking system. *Defensive Future Studies, 3(8)*, 107-140 (in Persian).
- Gurvich, E. & Prilepskiy, I. (2015). "The impact of financial sanctions on the Russian economy". *Russian journal of economics (Moskva), 1(4)*, 359-385.
- Gutmann, J., Neuenkirch, M. & Neumeier, F. (2021). "The Economic Effects of International Sanctions: An Event Study". *CESifo Working Paper, (9007)*: 1-27.
- Haddadi, M. (2012). International sanctions, instruments of national policy or international executive guarantee. *Private Law, 1(3)*, 109-128 (in Persian).
- Hufbauer, G. C., Jeffrey, S., Elliott. K. & Oegg, B. (2007). *"Economic Sanctions Reconsidered: History and Current Policy"*. Third ed., Institute for International Economics, Washington DC.

- Hufbauer, G. C. & Oegg, B. (2003). "The Impact of Economic Sanctions on US Trade: Andrew Rose's. Gravity Model". *International Economics Policy Briefs, 15 (3-4).*
- Iranmanesh, S., Salehi, N. & Jalaee, A. (2021). "Using Fuzzy Logic Method to Investigate the Effect of Economic Sanctions on Business Cycles in the Islamic Republic of Iran". *Applied Computational Intelligence and Soft Computing, (2021)*: 1-10.
- Jabri, A., Guesmi, K. & Abid, I. (2013). Determinant of foreign direct investment in MENA region: panel co-integration analysis. *The Journal of Applied Business Research (JABR), 29 (4)*, 1103-1109.
- Jor jor zade, A. R., & Barzkar, A. (2019). The Impact of Economic Sanctions and other Factors on Attracting Foreign Direct Investment in OPEC Countries. *QEER, 15(60)*, 51-75.
- Katzman, K. (2021). *Iran Sanctions*. Congressional Research Service, RS20871.
- Khatabi, S., Komijani, A., Mohamadi, T., & MemarneJad, A. (2017). Effective Factors on Absorbing Foreign Direct Investment (FDI) in MENA Region. *Economic Modeling, 11(37)*, 63-75 (in Persian).
- Khateri, Z., Njarzadeh, R., & Agheli-Kohnehshahri, L. (2021). The Impact of Economic Sanctions on Capital Account in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 18(3)*, 135-162(in Persian).
- Khodaei, I. (2011). Fuzzy linear regression and its applications in social science research. *Journal of Iranian Social Studies, 3(4)*, 61-75 (in Persian).
- Kia, Mostafa (2016). *Fuzzy logic in MATLAB*. Tehran: Kian University Press (in Persian).
- Medlicott, W. N. (1952). *The Economic Blockade*, Vol. s1 and 2, London: Longmans Green and Co.
- Mirkina, I. (2018). FDI and sanctions: An empirical analysis of short- and long-run effects. *European Journal of Political Economy, 54*, 198-225.
- Moshiri, S., & Kian Poor, S. (2012). Determinants of Foreign Direct Investment: A Cross Country Analysis (1980-2007). *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 9(2)*, 1-30 (in Persian).
- Mousavi Madani, F. (2016). *Basics and application of fuzzy theory*. Tehran: Al-Zahra University (in Persian).
- Naji Azimi, Z. (2016). *Familiarity with fuzzy linear programming*. Mashhad: Ferdowsi University of Mashhad (in Persian).
- Nakhli, S. R., Rafat, M., Bakhshi Dastjerdi, R. & Rafei, M. (2021). Oil sanctions and their transmission channels in the Iranian economy: A DSGE model. *Resources Policy, 70*, 101-963.
- Rasouli Ghahroudi, M. & Chong, L. (2020). The Macroeconomic Determinants and the Impact of Sanctions on FDI in Iran. *Economics and Business, 34(1)*, 15-34.
- Saadat Mehr, M. (2017). Investigating the factors affecting foreign direct investment in Iran with an emphasis on the role of economic sanctions. *Economic Journal, 17(5, 6)*, 41-58 (in Persian).
- Shakeri, A. (2016). *An introduction to Iran's economy*. Tehran: Rafe Publications (in Persian).
- Shokri, M., Barghi, M. M., Motafaker Azad, M. A., & Salmani Bishak, M. R. (2020). Investigating the Impact of Economic Sanctions and Exchange Rate Uncertainty on FDI in Iran: A Fuzzy Approach. *Journal of Economics and Modelling, 11(3)*, 33-59 (in Persian).
- Splinter, M. & Klomp, J. (2022). *Do Sanctions Cause Economic Growth Collapses*? In: Beeres, R., Bertrand, R., Klomp, J., Timmermans, J. & Voetelink, J. (Eds). "NL ARMS Netherlands Annual Review of Military Studies 2021 Compliance and Integrity in International Military Trade". NL ARMS. T.M.C. Asser Press, The Hague.
- Tanaka, H. & Ishibuchi, H. (1992). Possibility regression analysis based on linear programming. *Jurnal of Eropan research, 2(3)*, 44-60.
- Toghyani, M., & Derakhshan, M. (2014). Analysis of the Factors of Impact of Economic Sanctions on Iran and Solutions to Cope with It. *Strategy, 23(73)*, 115-146 (in Persian).

- Yu, J. & Walsh, J. (2010). Determinants of Foreign Direct Investment: A Sectoral and Institutional Approach. *IMF Working Papers, 2010(187)*, 1-27.
- Zamani Najafabadi, M. K. (2019). *Stock value forecasting with fuzzy logic approach and comparing it with linear regression model in petrochemical industry*. Tehran: Venus Book Publications (in Persian).

Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
Volume 17, Issue 63, Autumn 2023, 93-116.

Original Article

# The effect of exchange rate volatility on outward migration: A Synthetic Control Group approach[1]

**Tamina Asghari*, Saeed Eisazadeh**, Ali Akbar Gholizadeh+**

https://doi.org/10.30495/eco.2023.1998318.2797

Received:
09/10/2023

Accepted:
09/01/2024

**Keywords:**
Exchange Rate Jump, Emigration, Synthetic Control Group

**JEL Classification:**
B22, B26, C69

## Abstract

The purpose of this research is to investigate the effect of exchange rate jump on the outflow of migration using the Synthetic Control Group approach during the period of 1980-2015 in Iran. For this purpose, based on this approach, the countries with real exchange rate stability were selected and among them, the weighted composition of the countries that had the most similarity in the situation before the real exchange rate jump of Iran was estimated. Therefore, two groups were formed, including the group of selected countries named artificial Iran and the other, real Iran. Finally, the results of the estimates of these two groups were compared and analyzed. The results indicate a 15% difference in the immigration process of artificial Iran and real Iran. The analysis of the results showed that the impact of the jump in the real exchange rate on the migration flow in Iran was positive. Based on the results, it is suggested that policymakers pay attention to the destructive effect of real exchange rate jumps on the flow of migration from the country and adopt appropriate economic policies to stabilize the real exchange rate.

[1] This article is derived from Tamina Asghari's doctoral dissertation with the supervicers of Dr. Saeed Eisazadeh and Dr. Ali Akbar Gholizadeh at Department of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan.

* PhD student in Financial Economics, Department of Economics, Bu- Ali Sina University, Hamadan, mail: tamina.asghari@gmail.com

**Associate Professor, Department of Economics, Bu- Ali Sina University, Hamadan, Iran (Corresponding Author), mail: s_eisazadeh@basu.ac.ir

+ Associate Professor, Department of Economics, Bu- Ali Sina University, Hamadan, Iran, mail: a.gholizadeh@basu.ac.ir

**How to Cite:** Asghari, T., Eisazadeh, S., & Gholizadeh, A. A. (2023). The effect of exchange rate volatility on outward migration: A Synthetic Control Group approach. *Economic Modeling*, 17 (63), 93-116. doi: 10.30495/eco.2023.1998318.2797

## 1. Introduction

Migration, a phenomenon ingrained in human history, has been driven by diverse factors such as economic opportunities, improved living conditions, and reunification with family members in different regions. This multifaceted concept extends beyond the boundaries of migration from developing to developed countries. Over the past four decades, one of the profound risks impacting economic variables has been the volatility in exchange rates. Recent years have witnessed significant fluctuations and jumps in the exchange rate of the Iranian economy, driven by political disparities, sanctions, and subsequent shifts in oil revenues. This instability has exerted undeniable effects on key economic indicators, including economic growth, inflation, exports, and immigration. This research specifically delves into the impact of real exchange rate jumps on migration outflows. Employing a comparative control method, the study aims to isolate the influence of the real exchange rate on the migration process, thereby controlling external factors affecting trade flows. Acknowledging the crucial role of exchange rate fluctuations in both influencing the intention to migrate and escalating migration costs, this research provides insights into the net effects of currency fluctuations on immigration over a two-year period in the last decade. The results contribute to a more nuanced understanding, empowering economic policymakers to make informed decisions and formulate effective immigration-related policies based on the scientific findings of this research.

## 2. Research method and data

The general analysis of existing studies reveals that many have assessed the influence of exchange rates on migration flows through econometric methods. However, these methods may lack the necessary precision to quantify the effects of specific events or policies accurately. In light of advancements in quasi-laboratory methods, recent studies can provide more precise quantification of the impact of policies or events on economic variables. Notably, over the last two decades, exchange rate fluctuations have significantly impacted Iran's economy. Nevertheless, some domestic and foreign studies have explored the correlation between exchange rates and migration in Iran. This article aims to address gaps in the existing literature by analyzing the effects of currency rate jumps on migration using a mixed control method.

This research specifically investigates the impact of exchange rate jumps on outbound migration in Iran through the artificial control method. The methodology involves comparing the movement process of target variables with an artificially created control unit. The initial step is to identify the target variables, for which the artificial control method will be applied. In this context, the research focuses on outbound migration from Iran subsequent to currency exchange rate fluctuations.

## 3. Analysis and discussion

In this study, the intervention year for examining the exchange rate jump is the first year of the jump, namely 1993. From a pool of over 100 countries, those without currency jumps during the study period were considered. Ultimately, a Pool group of 20 countries was selected to simulate Iran. The optimal weight composition of the

control group countries, simulated to mirror Iran's immigration process without the currency jump, identified Sudan and Thailand as the most similar to Iran before the 1993 exchange rate jump, with weights of 75.8% and 20.7%, respectively.
Across key variables such as health index, education, wages, unemployment, and inflation, the real averages for Iran before the currency jump closely align with the simulated sample. This close resemblance indicates a substantial similarity in the variables influencing the migration process for Iran before the currency jump compared to the actual Iran. Consequently, the results hold considerable reliability for the period after the currency jump.

## 4. Conclusion

The variable representing outbound migration volume in simulated Iran closely aligns with real Iran before 1994, suggesting the effective performance of the simulated variable. However, since 1994, concurrent with the intensified currency jump in 1993, these two variables have diverged within the Iranian economy. Consequently, the results indicate a positive impact of the exchange rate on outbound immigration in all years from 1994 to 2015, with the currency jump contributing to more than a 15% increase in immigration. Notably, this effect has amplified in the years post-2010, coinciding with significant jumps in the exchange rate and heightened emigration intensity.
Despite the 1993 exchange rate jump, a substantial increase in immigration occurred approximately 2 years later, a pattern that aligns with the decision-making processes of individuals and households in the migration context. Post-1993, the trajectory of the target variable follows a distinct and more specific path. Consequently, the distinct behavior of artificial Iran in the years following the exchange rate jump, coupled with the non-conformity of its movement trend to other samples, enhances the reliability of the results during this period.

## Funding

There is no funding support.

## Declaration of Competing Interest

The author has no conflicts of interest to declare that are relevant to the content of this article.

## Acknowledgments

The authors express their gratitude to the journal reviewers whose valuable feedback and insights significantly contributed to enhancing the quality of this articl.

مدلسازی اقتصادی
Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
دوره ۱۷، شماره ۶۳، پاییز ۱۴۰۲، صفحه‌های ۹۳ تا ۱۱۶.

پژوهشی

# تاثیر جهش نرخ ارز بر جریان خروجی مهاجرت با رهیافت گروه کنترل ترکیبی[۱]

تامینا اصغری*، سعید عیسی‌زاده**، علی‌اکبر قلی‌زاده+

https://doi.org/10.30495/eco.2023.1998318.2797

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۰۷/۱۷
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۲/۱۰/۱۹

واژگان کلیدی:
جهش نرخ ارز، خروج مهاجر، گروه کنترل ترکیبی.

طبقه‌بندی JEL:
B22, B26, C69.

## چکیده

هدف از این پژوهش بررسی تاثیر جهش نرخ ارز بر جریان خروجی مهاجرت با استفاده از رهیافت گروه کنترل ترکیبی در دوره زمانی ۲۰۱۵- ۱۹۸۰ در ایران است. بدین‌منظور، برمبنای این رهیافت، کشورهای دارای ثبات نرخ ارز واقعی انتخاب شدند و از میان آنها، ترکیب وزنی کشورهایی که بیشترین شباهت را در وضعیت پیش از جهشِ نرخ ارزِ واقعی ایران داشته‌اند، برآورد شدند. بنابراین، دو گروه شامل گروه کشورهای منتخب با عنوانِ ایران مصنوعی و دیگر، ایرانِ واقعی شکل گرفت. درنهایت، نتایج برآوردهای این دو گروه، با هم مقایسه و تحلیل گردید. نتایج حاکی از تفاوت ۱۵ درصدی روند مهاجرت ایران مصنوعی با ایران واقعی بوده است. تحلیل نتایج نشان داد که تاثیر جهش نرخ ارز واقعی بر جریان مهاجرت در ایران مثبت بوده است. براساس نتایج پیشنهاد می‌شود که سیاستگذاران به تاثیر مخرب جهش‌های نرخ ارز واقعی بر جریان مهاجرت از کشور توجه نمایند و برای ثبات نرخ ارز واقعی، سیاست‌های اقتصادی مناسبی اتخاذ کنند.

[۱] این مقاله مستخرج از رساله دکتری تامینا اصغری با راهنمایی دکتر سعید عیسی‌زاده و دکتر علی‌اکبر قلی‌زاده در دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی دانشگاه بوعلی سینای همدان است.

* دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران، پست الکترونیکی: tamina.asghari@gmail.com

** دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: s_eisazadeh@basu.ac.ir

+ دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران، پست الکترونیکی: a.gholizadeh@basu.ac.ir

مدلسازی اقتصادی
Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
دوره ۱۷، شماره ۶۳، پاییز ۱۴۰۲، صفحه‌های ۹۳ تا ۱۱۶.

## ۱. مقدمه

«مهاجرت»[۱] مفهومی است که از زمان پیدایش انسان روی کره زمین وجود داشته است. دستیابی به شرایط اقتصادی، محیط بهتر یا پیوستن به سایر اعضای خانواده در منطقه‌ای دیگر به مهاجرت بشر منجر شده است. مهاجرت شکل‌های گوناگونی دارد و فقط به مهاجرت از کشور درحال توسعه به کشور توسعه‌یافته خلاصه نمی‌شود. به‌طور کلی، عوامل گوناگونی وجود دارند که به مهاجرت افراد به منطقه یا کشور دیگر منجر می‌شوند. این عوامل در چهار حوزه عامل‌های سیاسی، اقتصادی، جغرافیایی و محیطی دسته‌بندی می‌شوند که بسته به شرایط هرکشور، میزان نقش و اهمیت هریک از این عوامل در جریان مهاجرت تغییر می‌کند. از میان این عوامل، عامل اقتصادی نقش قابل‌توجهی دارد (رنانی و همکاران، ۱۳۹۱).

یکی از ریسک‌هایی که در چهل سال اخیر به‌شدت بر متغیرهای اقتصادی تاثیر گذاشته است، جهش‌های نرخ ارز است. در سال‌های اخیر، به‌دلیل اختلافات سیاسی، اعمال تحریم‌ها و درپی آن، نوسانات درآمدهای نفتی، نرخ ارز نوسانات و جهش‌های زیادی را تجربه کرده که درنتیجه آن، فضای اقتصاد ایران به‌شدت بی‌ثبات شده و بر متغیرهای کلیدی اقتصادی چون رشد اقتصادی، تورم، صادرات، مهاجرت و غیره، تاثیرات انکارناپذیری داشته است. مشکلات انباشته اقتصادی به افزایش شدت و ماندگاری جهش‌های ارزی در دو دهه اخیر انجامیده که همین امر، تاثیرات منفی بلندمدتی بر وضعیت رفاهی و تصمیم‌های اقتصادی جامعه داشته است(اصغری و همکاران ۱۳۹۸). یکی دیگر از آثار نوسانات نرخ ارز واقعی که می‌تواند تاثیرات ماندگاری بر آینده اقتصادی ایران داشته باشد، تاثیر این جهش‌ها بر روند مهاجرت در کشور است. در اقتصادهای درحال‌توسعه به‌دلیل شرایط اقتصادی و سیاسی، شمار زیادی از این مهاجران، نیروی کار متخصص و سرمایه‌داران داخلی هستند که مهاجرت آنها در بلندمدت موجب بحران نیروی انسانی و سرمایه خواهد شد. افزایش «نرخ ارز واقعی»[۲] باعث کاهش قدرت خرید مردم و درنتیجه، کاهش استانداردهای زندگی و افزایش تمایل به مهاجرت می‌شود. از زاویه‌دیدِ کشور مقصد، کاهش ارزش پول ملی موجب افزایش درآمد فرد مهاجر شده و از این رهگذر، انگیزه برای مهاجرت و کار در کشوری با پول پرقدرت‌تر افزایش می‌یابد؛ ازاین‌رو، جهش نرخ ارز از دو مسیر کاهش سطح درآمد در کشور مبدا و افزایش سطح درآمد در کشور مقصد، بر میزان درآمد و نیز انگیزه فردی راجع به مهاجرت اثرگذاری برجسته‌ای دارد (دینسر و کاندیل[۳]، ۲۰۰۳؛ کریف و همکاران[۴]، ۲۰۰۶؛ دوگانلار[۵] ۲۰۱۲؛ سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[۶]، ۲۰۱۸؛ برونو و همکاران[۷]، ۲۰۱۵؛ اسمیت و تونیسن[۸]، ۲۰۱۹؛ آلاوریز و همکاران[۹]، ۲۰۲۲).

---

[۱] Migration

[۲] تفاوت نرخ تورم یک کشور با نرخ تورم خارج از کشور درصورتی‌که نرخ ارز اسمی ثابت باشد، **نرخ واقعی ارز** نامیده می‌شود. اگر E نرخ ارز اسمی (یک دلار چند تومان)، P شاخص قیمت ایران و $P^*$ شاخص قیمت در آمریکا باشد؛ آن‌گاه در فرمول زیر، R نرخ واقعی ارزی برابر با $R = \frac{EP}{P^*}$ خواهد بود. اگر از دو طرف لگاریتم گرفته شود و نسبت به زمان مشتق به‌دست آید؛ درنتیجه: $\dot{R} = \dot{P} + \dot{E} - \dot{P}^*$

[3] Dincer & Kandil
[4] Kreif et al
[5] Doganlar
[6] Organization for Economic Co-operation and Development
[7] Brunow et al
[8] Smith & Thoenissen
[9] Alaviz et al

ازاین‌رو، با توجه به اهمیتی که نوسانات نرخ ارز در افزایش انگیزه مهاجرت افراد و نیز بالارفتن هزینه‌های این تصمیم‌گیری و اقدام برای تحقق آن دارد، بررسی آن ضروری است. یافته‌های این پژوهش نه تنها به سیاستگذاران اقتصادی اطلاعات دقیقی درباره تاثیر خالص جهش‌های ارزی بر مهاجرت طی دو دهه گذشته کشور می‌دهد، بلکه نتایج آن، برنامه‌ریزان اقتصادی را نسبت به سیاستگذاری بهتر و موثرتر در زمینه مهاجرت توانا می‌کند. بنابراین، هدف این مقاله بررسی اثرگذاری جهش نرخ ارز واقعی بر جریان خالص خروجی مهاجرت در ایران با استفاده از رهیافت «گروه کنترل ترکیبی[1]» است؛ بدین‌صورت که در وهله نخست، با استفاده از یک روش مقایسه‌ای کنترلی، عوامل خارجی موثر بر جریانات تجاری به‌دست می‌آید و سپس، تاثیر نرخ ارز واقعی بر روند مهاجرت در کشور بررسی می‌شود.

برای دستیابی به هدف، مقاله در پنج بخش سازماندهی می‌شود: بعد از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات پژوهش مرور می‌شود؛ در بخش سوم، روش پژوهش عرضه می‌شود؛ در بخش چهارم، یافته‌ها و نتایج، تحلیل و تفسیر می‌شود و بخش پایانی هم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص می‌یابد.

## ۲. مروری بر ادبیات

### ادبیات نظری

مهاجرت حرکت موقتی یا دائمی اشخاص یا گروه‌های مردم از یک مکان جغرافیایی به مکان دیگر است. از زمانی که مهاجرت شکل‌گرفته تاکنون، محققان بسیاری درصدد یافتن علل و آثار مهاجرت بوده‌اند که البته با تفاوت‌هایی همراه بوده است؛ این تفاوت‌ها نه تنها در تحلیل‌های تجربی دیده می‌شود، بلکه در مدل‌ها و نظریات مربوط به مهاجرت نیز وجود دارد (مکدونالد[2]، ۲۰۱۳).

براساس ادبیات نظری، عوامل مختلفی در تمایل به مهاجرت تاثیرگذار هستند. نظریه اقتصادی نئوکلاسیک ـ یکی از قدیمی‌ترین و شناخته‌شده‌ترین نظریه‌های مهاجرت بین‌المللی ـ انگیزه مهاجرت افراد را بیشینه‌کردن درآمد بیان کرده است. سرینیز و همکارن[3] (۲۰۱۳)؛ برونو و نیچکام[4] (۲۰۱۵) در پژوهش‌های خود بر «درآمد» به‌عنوان عامل اصلی مهاجرت تاکید کرده‌اند. گروگر[5] (۲۰۲۱) «درآمد» و «میزان تحصیلات» را در مهاجرت تاثیرگذار دانسته‌اند. ووگت[6] (۲۰۱۹) بر عامل بیکاری و درآمد تاکید دارند. لوئیس[7](۱۹۵۴) با طرح «نظریه بازارهای دوگانه»[8] خود عدم‌تعادل بازار کار بین‌المللی را محرک اصلی مهاجرت نیروی کار معرفی کرده است؛ بنابراین، با لحاظ تفاوت در فراوانی نیروی کار کشورها، جریان‌های بین‌المللی سرمایه انسانی از مناطق دارای نیروی کار فراوان به‌سمت مناطق

[1] Synthetic Control Group Approach
[2] McDonald
[3] Serenis et al
[4] Brunow & Nijkamp
[5] Grogger
[6] Vogt
[7] Louis
[8] Dual Market Theory

دارای نیروی کار اندک روان است. نتایج مطالعه روبرتسن[1] (۲۰۰۳)؛ تنریور[2] (۲۰۰۷) بر رابطه بیکاری و مهاجرت بیش از هر عامل دیگری تاکید داشته و نظریه یادشده را تایید می‌کنند.

برای بررسی «جریان مهاجرت» باید مجموعه‌ای از عوامل لحاظ و بررسی شود. علل اقتصادی مانند بیکاری، تورم، تغییرات نرخ ارز واقعی، افزایش دستمزد و غیره، درآمد و سطح زندگی فرد را متاثر می‌سازند؛ بنابراین، می‌توان ادعا کرد، این عوامل اقتصادی از کانال کاهش درآمد و بدترشدن سطح استانداردهای زندگی موجب تشویق فرد به مهاجرت از مبدا خواهند شد، ازاین‌رو، به‌دلیلِ شرایط اقتصادی و سطح استانداردهای رفاهی در کشور مبدا (/مقصد)، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، تمایل به مهاجرت در افراد افزایش می‌یابد.

جهش‌های نرخ ارز یکی از اصلی‌ترین عواملی است که ثبات اقتصادی و درنهایت، سطح استانداردهای رفاهی یک کشور را متاثر می‌کند. جهش‌های نرخ ارز همواره پیامدها و آثار منفی و مثبت زیادی بر متغیرهای اقتصادی داشته و در مقاطع تاریخی گوناگون بر جریان مهاجرت نیز تاثیر انکارناپذیری داشته‌اند (خداویسی و وفامند، ۱۳۹۲). بحران ارزی سال‌های ۲۰۰۲ – ۱۹۹۸ در آرژانتین موجبِ مهاجرت شمار زیادی از مردم این کشور شد؛ به‌طوری‌که براساس برآوردها، در بازه زمانی ۲۰۰۳ – ۲۰۰۰ میزان مهاجرت از این کشور، ۶ برابرِ کل مهاجرت نسبت به دوره زمانی ۲۰۰۰ – ۱۹۹۰ بوده است. نکته قابل توجه این است که افزایش نرخ ارز به‌شدت هزینه‌های لازم برای عملی‌کردن فکر مهاجرت را تحت تاثیر قرار می‌دهد؛ به‌عنوان مثال، برای فردی که قصد مهاجرت دارد، اولین مشکل، زبان کشور مقصد است که افزایش نرخ ارز و تورم، هزینه‌های یادگیری زبان خارجی را افزایش می‌دهد. افزایش نرخ ارز در کنار افزایش انگیزه مهاجرت به‌طورهم‌زمان هزینه‌های فرد را برای اجرا نسبت به حالت قبل از بحران ارزی بالا می‌برد (فوفانه[3] ۲۰۲۰). جهش نرخ ارز مانند یک شمشیر دو لبه عمل می‌کند؛ بدین‌صورت‌که از یک‌سو، تمایل برای مهاجرت را افزایش می‌دهد؛ ازسوی دیگر، چون هزینه‌های اقدام برای مهاجرت را بالا می‌برد؛ درنتیجه، به مانعی برای تحقق مهاجرت تبدیل می‌شود.

**ادبیات تجربی**

آلاوریز و همکاران[4] (۲۰۲۲) در پژوهش خود به تحلیل تاثیر ناشی از بحران ارزی و مهاجرتی ونزوئلا بر کشورهای همسایه پرداختند. در این مطالعه، تعداد مهاجران کشور ونزوئلا پس از بحران ارزی سال ۲۰۱۵ حدود ۷ میلیون نفر برآورد شده است. این افراد به کشورهای آمریکای لاتین مهاجرت کرده‌اند. براساس نتایج، با افزایش نوسانات و قیمت نرخ ارز، حجم مهاجران خروجی این کشور بسیار افزایش یافته است. اما، با کنترل نوسانات ارزی، حجم مهاجران خروجی نیز کاهش چشمگیری یافته است. همچنین، مهاجران ونزوئلایی حدود ۴/۵ درصد بر رشد اقتصادی کشورهای همسایه ونزوئلا تاثیر مثبت داشته‌اند.

جی و همکارن[5] (۲۰۲۰) در مطالعه خود استدلال کرده است که سیاستگذاران، سیاست‌های انحصاری یا فراگیرتری را درقبالِ مهاجران در پاسخ به نوسانات نرخ ارز اعمال می‌کنند. وی برای نشان دادن این یافته از داده‌های مقطعی ده

[1] Robertson
[2] Tenreyro
[3] Fofanah
[4] Alavriz et al
[5] Jay et al

کشور اروپای غربی در سال‌های ۱۹۸۰، ۱۹۹۰، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۸ بهره برده است. براساس نتایج تجربی، ارزش برابری قدرت خرید (PPP) کشورهای محل زندگی مهاجران با سیاست‌های حمایتی مهاجرت در کشورهای میزبان هم‌بستگی مثبت دارد.

مونراس[1] (۲۰۲۰) به بررسی تاثیر نرخ ارز بر مهاجرت مردمان مکزیک در دهه ۱۹۹۰ پرداخته است. وی، در وهله نخست، استدلال کرده که کاهش ارزش پول ملی این کشور موجد تورم و بی‌ثباتی مضاعف در اقتصاد شده است. همین دلیل انگیزه کافی برای مهاجرت گسترده نیروی کار این کشور را فراهم آورده است؛ سپس، تاثیر نوسانات پزو (واحد پول مکزیک) در برابر دلار بر تمایل به مهاجرت بررسی شده است. براساس نتایج، طی دهه ۱۹۹۰، با کاهش ۱۰ درصدی ارزش پول ملی حدود ۸ درصد مهاجرت از این کشور افزایش یافته است.

ارتن و مرتزگر[2] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر تغییرات نرخ ارز بر میزان کار عرضه‌شده در کشور استرالیا با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخته است. براساس نتایج، درخصوص مردان کاهش ارزش پول ملی باعث کاهش نیروی کار هفتگی شده است. اما درباره زنان، این نسبت و نتیجه صدق نمی‌کند و عرضه نیروی کار تحت تاثیر نوسانات دلار استرالیا نبوده است

براهیم و همکاران[3] (۲۰۱۷) در پژوهش خود به بررسی رابطه بلندمدت بین نرخ ارز واقعی و حواله‌های مهاجران با استفاده از روش (ARDL)[4] برای ۹ کشور عضو منا (MENA)[5] در دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ پرداختند. براساس نتایج، نرخ ارز، عامل تعیین‌کننده در نرخ مهاجرت بود و ازسوی دیگر، نتایج تاکید داشتند که حواله‌های ارزی ارسالی به مبدا باعث کاهش ارزش واقعی نرخ ارز می‌شوند.

کیتا[6] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی تجربی چگونگی تأثیر نوسانات «نرخ ارز واقعی» بر جریان‌های مهاجرت بین‌المللی پرداخته است. بدین‌منظور، از مجموعه داده‌های ۳۰ کشور عضو سازمان همکاری‌و توسعه اقتصادی مقصد و ۱۶۵ کشور مبدأ طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۰ استفاده کرده است. نتایج نشان داد که جریان‌های مهاجرت شدیدا به نرخ‌های ارز واقعی وابسته است و با افزایش ۱۰ درصدی نرخ واقعی ارز کشور مقصد، جریان مهاجرت به این کشورها بین ۱۸/۲ تا ۱۹/۴ درصد افزایش یافته است.

اسپیلبرگ و همکارن[7] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به بررسی مکانیسم تاثیرات نرخ ارز بر انگیزه مهاجرت پرداخته‌اند. آنها مبتنی‌بر تحقیقات خود، عواملی چون هزینه مهاجرت، اطلاعات خارجی و سهولت انتقال حواله‌ها یا بازگشت به کشور خود را به‌عنوان سه عامل نشان‌دهنده میزانِ اثرگذاری نوسانات نرخ ارز بر عرضه نیروی کار مطرح کرده‌اند.

سینگر[8] (۲۰۱۰) در پژوهشی جامع، تاثیر مهاجرت را بر نوسانات ارزی ۷۴ کشور درحال‌توسعه طی بازه زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۲ را بررسی کرده است. وی بیان می‌کند که حواله‌های (پرداخت‌های پولی) مهاجران به‌عنوان یک منبع مهم تامین مالی خارجی برای کشورهای درحال‌توسعه ظاهر شده است. براساس نتایج کار آنها افزایش نرخ ارز از یک‌سو،

[1] Monras
[2] Erten, & Metzger
[3] Brahim et al
[4] Autoregressive distributed lag
[5] Middle East and North Africa
[6] Kayta
[7] Spielberg et al
[8] Singer

باعث افزایش مهاجرت می‌شود و ازسوی دیگر، مهاجران با انگیزه کار بیشتر و تزریق حواله‌ها به درون اقتصاد به نوعی موجب کنترل نوسانات نرخ ارز و ثبات اقتصادی می‌شوند.

یانگ[1] (۲۰۰۸) در مطالعه خود، در طول بحران مالی آسیا، چگونگی واکنش خانوارها به شوک‌های اقتصادی اعضای خانوار خارج از کشور را بررسی کرده است. افزایش ارزش پول یک مهاجر در برابر پزوی فیلیپین به افزایش حواله‌های اعضای خانوار خارج از کشور منجرمی‌شود. کشش تخمینی حواله‌های پزوی فیلیپین با توجه به نرخ ارز، ۰/۶ است. نتایج نشان داد که شوک‌های مثبت مهاجرت، به افزایش انباشت سرمایه انسانی و کارآفرینی در خانوارهای کشور مبدأ می‌انجامد.

هینترمن و فاسمن[2] (۱۹۹۸) بر عوامل جمعیت‌شناختی و نیز جامعه‌شناختی نظیر سن، جنس، قومیت، وضعیت تأهل، تحصیلات، اشتغال، درآمد، تجربه مهاجرت، عوامل زیست‌محیطی، کنجکاوی و شبکه‌های اجتماعی تاکید کرده‌اند. نکته مهم این مطالعات این است که همچون نظریه‌های اقتصادی تنها به یک یا دو عامل اقتصادی توجه ندارند؛ بلکه طیف وسیعی از متغیرهای اقتصادی- اجتماعی را در تبیین چرایی مهاجرت‌ها بررسی می‌کنند.

رضایی و صادقی (۱۴۰۰) به ارزیابی تمایل ایرانیان به مهاجرت از کشور و عوامل مؤثر بر آن در مناطق شهری و روستایی پرداختند. نتایج نشان داد تقریبا یک‌چهارم مشارکت‌کنندگان در پژوهش تمایل به مهاجرت و خروج از ایران را دارند. ویژگی‌های افرادی که سویدای مهاجرت و خروج از ایران را دارند، اغلب مرد، مجرد، جوان، دانش‌آموخته دانشگاه، برخوردار از رضایت اجتماعی پایین، متعلّق به طبقه اجتماعی متوسط (و بالا) و نهایتا، ساکن در شهرهای بزرگ هستند.

افشاری و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود آرمان‌گرایی توسعه‌ای را قوی‌ترین متغیر مؤثر بر تمایل به مهاجرت و پس از آن، گرایش مذهبی پایین، سرمایه اجتماعی پایین، تحصیلات، سن، درآمد، جنسیت، وضعیت تأهل و وضعیت فعالیت را از زمره متغیرهای تاثیرگذار بر پدیده مهاجرت معرفی کردند.

صادقی و سیدحسینی (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان میزان تمایل جوانان به مهاجرت بین‌المللی و عوامل تعیین‌کننده آن در شهر تهران بررسی کردند که متغیرهایی نظیر جنسیت، تحصیلات، وضعیت اشتغال، شبکه‌های اجتماعی و ارزیابی مطلوبیت جامعه مبدأ از عوامل موثر بر تمایل به مهاجرت از کشور هستند.

طاهری دمنه و کاظمی (۱۳۹۷) در مقاله‌ای به بررسی گرایش ایرانیان به مهاجرت پرداختند. نتایج نشان داد که سه تم اصلی تصاویر ویرانشهری از مبدأ، پیروی از همه‌گیری برای خروج از کشور و جاذبه کشور مقصد، تصاویر قوی محرک مهاجرت ایرانیان از کشور به‌شمار می‌آیند.

عرب‌مازار و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهش خود در مقام پاسخگویی به این پرسش برآمدند که آیا متغیرهایی چون جمعیت، تجارت خارجی و رشد اقتصادی می‌توانند موجب کاهش روند مهاجرت شوند. به‌زعم ایشان، توام با افزایش جمعیت، تجارت خارجی، رشد اقتصادی و میزان دستمزد کشورهای مقصد، عوامل دیگری نظیر افزایش نرخ بیکاری در کشور و تعداد مهاجران ایرانی مقیم کشورهای مقصد نیز موجب افزایش مهاجرت نیروی کار از ایران به کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) شده‌اند.

[1] Young
[2] Hinterman and fassman

تحلیل کلی مطالعات نشان می‌دهد که بسیاری از آنها تاثیر نرخ ارز بر جریان مهاجرت را با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی برآورد کرده‌اند. این درحالی است که این روش‌ها برای کمّی‌سازی تاثیرات یک واقعه یا سیاست، توانایی لازم را ندارند و در حال حاضر با توسعه روش‌های شبه آزمایشگاهی، مطالعات جدید به‌طوردقیق‌تری می‌توانند تاثیرات یک سیاست یا واقعه را بر متغیرهای اقتصادی کمّی نمایند. از طرفی، نکته مهم این است که طی دو دهه اخیر نوسانات نرخ ارز به‌شدت بر وضعیت اقتصاد ایران اثر گذاشته است؛ اما مطالعات داخلی و خارجی اندکی تاثیرات نرخ ارز بر جریان مهاجرت در ایران را بررسی کرده‌اند. این مقاله سعی می‌کند علاوه‌بر پوشش خلا موجود در عرصه ادبیات مرتبط، تاثیر جهش‌های نرخ ارز را با استفاده از روش کنترل ترکیبی بر مهاجرت را تجزیه‌وتحلیل کند.

## ۳. روش پژوهش

بررسی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که در مطالعات خارجی برای بررسی تاثیرات نرخ ارز بر مهاجرت از روش‌های رگرسیونی استفاده شده است؛ اما نکته مهم این است که همواره یکی از ضعف‌های مدل‌های اقتصادسنجی رایج، بی‌توجهی به عوامل شناخته‌نشده در مدل بوده که این عدم‌شناسایی عوامل مختلف و ملحوظ نداشتن آنها در مدل موجد سوالات جدی در مورد محاسبه و اندازه تاثیرات محاسبه‌شده بوده است.

اهمیت کنترل عوامل مشاهده‌نشده و تاثیرات آن بر کارایی محاسبات به‌گونه‌ای است که در رشته‌های آزمایشگاهی، مهم‌ترین روش برای سنجش تاثیرات عوامل، طراحی آزمایش‌هایی است که مهم‌ترین وظیفه آنها کنترل عوامل مشاهده‌نشده در مدل است. بدین‌صورت که برای محاسبه آثار یک درمان (واقعه) خاص بر تیمار، در کنار نمونه تیمار باید نمونه کنترلی نیز برای مقایسه نتایج و محاسبه تاثیرات وجود داشته باشد. این نمونه کنترلی در بسیاری از ویژگی‌ها شبیه تیمار است و تنها تفاوت آن مداخله در این مسیر است که آثار و اندازه آن از مسیر مداخله (سیاست، درمان و سایر) مشخص می‌شود؛ ازاین‌رو، با یافتن نمونه کنترلی مناسب که به‌واسطه آن، عوامل و شرایط مختلف (مشاهده‌شده یا مشاهده‌نشده) قابل کنترل باشد، می‌توان با اطمینان بیشتری تفاوت‌های ایجادشده در تیمار را به مداخله نسبت داد.

اطمینان به نتایج این طرح‌های آزمایشگاهی و کارایی آنها در بررسی و تعیین اندازه تاثیرات یک مداخله (واقعه) بسیاری از محققان علوم اجتماعی را برآن داشته است که با استفاده از این روش‌ها نسبت به بررسی تاثیرات یک سیاست یا اتفاق اقتصادی و اجتماعی اقدام کنند. براین اساس، محققان در اقتصاد مانند علوم آزمایشگاهی طی چند دهه اخیر روش‌های موسوم به روش‌های شبه‌آزمایشگاهی را برای ارزیابی تاثیرات سیاست‌های اقتصادی توسعه داده‌اند. یکی از روش‌های شبه‌آزمایشی مرسوم برای بررسی تاثیر سیاست که بسیار استفاده شده «روش تفاوت در تفاوت»[1] است. در این روش مانند روش‌های آزمایشگاهی، یک واحد موازی که بسیار شبیه به واحد تیمار است، شناسایی می‌شود و سپس، تغییرات ناشی از متغیر، بعد از مداخله، در مقام قیاس با واحد کنترل به‌عنوان اثر سیاست شناخته می‌شود؛ اما مشکلی که وجود دارد این است که تاحد زیادی واحد کنترل مشابه، به‌خصوص در موضوعات اقتصادی بسیار سخت پیدا می‌شود. بنابراین، میزان صحت ادعای کنترل عوامل ناشناخته به‌میزان همگنی واحد کنترل و مداخله بستگی دارد. لذا، در مواقعی که این واحد موازی عملا وجود ندارد، بررسی اثر سیاستی با خلل مواجه می‌شود

[1] The difference-in-differences method

(عیسی‌زاده و میری، ۱۴۰۲). براین اساس، روش کنترل ترکیبی برای تولید واحد موازی جایگزین، پیشنهاد داده شد. روش کنترل مصنوعی در مقایسه با روش‌های تفاوت در تفاوت (ساده و شرطی) روش همسان‌سازی و تحلیل رگرسیون، قادر به کنترل عوامل غیرقابل مشاهده و متغیر است که افزون‌بر آن، در این روش، امکان انتخاب واحدهای کنترل به‌صورت سیستماتیک و از یک فرایند بهینه‌یابی امکانپذیر است (عبادی و همکاران[1]، ۲۰۰۳؛ عبادی، ۲۰۱۰).

در این روش، تاثیرات سیاست یا مداخله صورت‌گرفته در تفاوت کامل با روش‌های اقتصادسنجی مرسوم ازطریق شناسایی و شبیه‌سازی یک گروه کنترل (که وظیفه آن، کنترل عوامل مشاهده‌نشده است) صورت می‌گیرد؛ بنابراین، گام نخست، شناسایی «گروه کنترل» است. برای شناسایی گروه کنترل، مهم‌ترین معیار، رفتار متغیر شبیه‌سازی‌شده و واقعی در گذشته است که درواقع، شباهت گروه کنترل شبیه‌سازی‌شده است. با تکیه بر این رفتار مشابه در قبل از مداخله، به نتایج و تغییرات صورت‌گرفته در بعد از واقعه اطمینان بیشتری وجود دارد. در این روش، انتخاب گروه کنترل براساس شماری از ویژگی‌های موثر در رفتار متغیر هدف است. بدین‌صورت‌که براساس مبانی نظری یک مدل پیش‌بینی‌کننده رفتار متغیر هدف وجود دارد که وزن این متغیرهای پیش‌بینی‌کننده در تعیین وزن نهایی واحدها (کشورها) موثر است. بنابراین، به‌کارگیری مدل رگرسیونی تنها برای تضمین شباهت بیشتر نمونه کنترل با نمونه واقعی است و در کنار آن، تضمین می‌کند که نمونه شبیه‌سازی‌شده نه براساس اتفاق که براساس شباهت متغیرهای اقتصادی انتخاب شده است. پس از شناسایی گروه کنترل ترکیبی با وزن‌های مختلف (که میزان وزن شباهتش با واحد تیمار را می‌رساند) مسیر حرکت متغیر هدف بعد از جهش ارزی بدون تاثیر واقعه، شبیه‌سازی می‌شود و در نهایت، تفاوت متغیر هدف برای واحد تیمار و واحد شبیه‌سازی‌شده تاثیر واقعه را بر متغیر هدف برای هر سال اندازه می‌گیرد (عیسی‌زاده و میری، ۱۴۰۱). در ادامه، برای روشن‌ترشدن بحث، چگونگی کار این مدل تشریح می‌شود.

فرض می‌شود یک نمونه شامل J+1 عضو (واحد) وجود دارد که در میان آنها، واحد J = 1 واحد درمان (تاثیر سیاست بر آن سنجیده می‌شود) است. J = 2,… J+1 گروه مقایسه بالقوه هستند. همچنین، فرض کنید t =1,…T بیانگر دوره‌های زمانی است. نمونه شامل تعداد مثبتی از دوره‌های قبل از درمان ($T_0$) و تعداد مثبتی از واحدهای بعد از درمان ($T_1$) است؛ به‌طوری که $T = T_0 + T_1$ است. فرض می‌شود واحد j=1 تحت تاثیر سیاست توسعه‌ای در دوره $T_0$ +1, T قرار می‌گیرد؛ درحالی که برنامه هیچ تاثیری بر نتایج در دوره‌های قبل از درمان (1, $T_0$) ندارد.

فرض کنید $Y_{it}^N$ مقادیر قابل‌مشاهده برای واحد iام در زمان tام در حالت واحد تحت درمان باشد. فرض می‌شود که اجرای برنامه هیچ تاثیری روی نتایج مربوط به قبل از اجرای سیاست ندارد؛ بنابراین، برای دوره قبل اعمال سیاست و برای همه واحدها داریم:

$$Y_{it}^I = Y_{it}^N \qquad (۱)$$

اگر $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$ تعریف شود؛ دراین‌صورت، $a_{it}$ نشانگر اثر اجرای برنامه برای واحد تیمار در سال t است. از آنجاکه متغیر هدف برای واحد تیمار قابل‌مشاهده است، برای تخمین $a_{it}$ تنها نیاز به تخمین $Y_{it}^N$ (نتایج مربوط به واحد کنترل) است. فرض می‌شود که $Y_{it}^N$ توسط یک مدل عاملی[2] مانند رابطه (۲) حاصل می‌شود:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

[1] Abadie et al
[2] Factor Model

$\delta_t$ : یک عامل مشترک ناشناخته با وزن عاملی ثابت در بین واحدها؛

$Z_i$ : یک بردار $(r \times 1)$ از ویژگی‌های قابل‌مشاهده‌ای که تحت تاثیر برنامه قرار نمی‌گیرد؛

$\lambda_t$ : یک بردار $(1 \times F)$ از عوامل مشترک غیر قابل مشاهده

$\mu_i$ : یک بردار $(1 \times F)$ از وزن‌های عاملی ناشناخته و $\varepsilon_{it}$ شوک‌های لحظه‌ای غیرقابل‌مشاهده که دارای میانگین صفر است، حال یک بردار $(J \times 1)$ از وزن‌ها به‌صورت $W=(w_2, \dots w_{j+1})'$ تعریف می‌شود؛ به‌طوری‌که:

$$w_2 + \cdots + w_{j+1} = 1 \qquad 0 \le w_j \le 1 \qquad \text{For} \quad j = 2, \dots, J \qquad (۳)$$

با انتخاب هر مقدار خاص برای W، درواقع، یک گروه کنترل ترکیبی بالقوه ایجاد شده است. مقادیر متغیر بازدهی به ازای هر مقدار بردار W به‌صورت رابطه (۴) است:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} Z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{jt} \qquad (۴)$$

حال فرض کنید مجموعه‌ای از وزن‌های بهینه،

$$W^* = (w_2{}^*, \dots w_{j+1}{}^*)' \qquad (۵)$$

وجود دارد؛ به‌طوری‌که:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w^*{}_j Y_{j1} = Y_{11}\,, \qquad \sum_{j=2}^{J+1} w^*{}_j Y_{j2} = Y_{12}\,, \qquad \sum_{j=2}^{J+1} w^*{}_j Y_{jT_0} = Y_{1T_0}\,, \qquad \sum_{j=2}^{J+1} w^*{}_j Z_j = Z_1 \qquad (۶)$$

عبادیه و همکاران (۲۰۱۰) ثابت کرده‌اند که چنانچه $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t{}'\lambda_t$ غیرمنفرد باشد، بنابراین:

$$Y_{it}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w^*{}_j Y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} w^*{}_j \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t \left( \sum_{n=1}^{T_0} \lambda_t{}'\lambda_t \right)^{-1} \lambda_s' \left( \varepsilon_{js} - \varepsilon_{1j} \right) - \sum_{j=2}^{J+1} w^*{}_j \left( \varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t} \right) \qquad (۷)$$

همچنین، آنها ثابت کرده‌اند که در شرایط استاندارد، چنانچه تعداد دوره‌های قبل از دخالت نسبت به اندازه شوک‌های انتقالی بزرگ باشد، میانگین سمت راست معادله (۷) به صفر نزدیک خواهد شد؛ بنابراین، برای دوره بعد از اعمال سیاست تخمین زن $a_{1t}$ به‌صورت رابطه (۸) خواهد بود.

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w^*{}_j Y_{it} \qquad (۸)$$

این پژوهش سعی می‌کند تاثیر جهش نرخ ارز بر مهاجرت خروجی در ایران را با استفاده از روش کنترل مصنوعی بررسی کند. اساس این روش بر مقایسه روند حرکتی متغیرهای هدف با یک واحد کنترل مصنوعی بنا نهاده شده است. براین اساس، اولین مرحله، شناسایی متغیرهای هدف است که برای آنها روش کنترل مصنوعی به‌کارگرفته می‌شود؛ بنابراین، متغیرهای هدف پژوهش شامل میزان مهاجرت خروجی از ایران بعد از جهش ارزی است.

دومین مرحله در مسیر برآورد واحد کنترل، شناسایی مناطق بالقوه کنترل برای کار است. برای تشکیل گروه کنترل ترکیبی پیدا کردن کشورهایی است که در دوره‌های مد نظر با جهش نرخ ارز روبرو نشده‌اند. با توجه به داده‌های موجود در بانک جهانی از نرخ ارز کشورها، میزان تغییرات نرخ ارز کشورها از سال ۱۹۹۲ میلادی (معادل ۱۳۷۱ شمسی) تا ۲۰۱۵ میلادی (معادل ۱۴۰۰ شمسی) محاسبه می‌شود. تغییرات بیش از ۵۰ درصدی معادل جهش نرخ ارز لحاظ خواهد شد. از بین حدودا ۱۰۰ کشور مورد بررسی، بیش از ۲۰ کشور بدون جهش نرخ ارز انتخاب می‌شود تا در مراحل بعدی، کشورهای گروه کنترل ترکیبی براساس بیشترین میزان شباهت به ایران در دوره‌های قبل از جهش نرخ ارز انتخاب شوند.

در این مرحله با استفاده از داده‌های مربوط به دوره قبل از درمان (قبل از جهش ارزی) برای هر واحد درمان از میان تمامی واحدهای کنترل موجود، یک گروه کنترل مصنوعی ایجاد می‌شود. انتخاب گروه کنترل مصنوعی به‌صورتی انجام می‌شود که نتایج واحد درمان مربوط به دوره قبل از اجرای سیاست، بیشترین شباهت را به گروه کنترل ترکیبی ایجاد شده داشته باشد. برای این کار، یک بردار از وزن‌های بهینه برآورد می‌شود، به‌طوری‌که هر واحد کنترل با توجه به نزدیکی که به واحد درمان دارد، وزن متفاوتی خواهد داشت. انتخاب وزن‌ها از حداقل کردن رابطه (۹) حاصل می‌شوند.

$$\sum_{i=1}^{k} V_m \left(X_{1m} - X_{0m}W\right)^2 \qquad (۹)$$

که در آن، $X_1$ یک بردار (K×1) شامل مقادیر ویژگی‌های واحد درمان مربوط به دوره قبل از اجرای سیاست است. درواقع، $X_1$ شامل ترکیبات خطی متغیر بازدهی $\{\bar{y}_1^{k_1}, \ldots, \bar{y}_1^{k_M}\}$ و متغیرهای پیش‌بینی‌کننده متغیر بازدهی $Z_1$ است؛ به‌عبارت دیگر:

$$X_1 = (Z_1', \bar{y}_1^{k_1}, \ldots, \bar{y}_1^{k_M})' \qquad (۱۰)$$

به‌همین‌ترتیب، $X_0$، با ابعاد (K×j) حاوی مقادیر مشابه برای واحدهای کنترل است:

$$X_0 = (Z_j', \bar{y}_j^{k_1}, \ldots, \bar{y}_j^{k_M})' \qquad (۱۱)$$

ماتریس (K×K) متقارن است. این ماتریس برای این منظور لحاظ شده که به متغیرها با توجه به اهمیتی که در پیش‌بینی متغیر بازدهی دارند، وزن‌های متفاوتی داده شود. از حداقل کردن رابطه (۸) وزن‌های بهینه (W*) حاصل می‌شود.

پس از انتخاب گروه کنترل مناسب و وزن‌ها اثر برنامه برای دوره‌های بعد از اجرای سیاست مانند رابطه (۸) محاسبه خواهد شد.

$$\hat{\alpha}_{1t} = \sum_{t=T_0+1}^{T} Y_{1t} - \sum_{t=T_0+1}^{T} \sum_{j=2}^{J+1} w^*_j Y_{it} \qquad (۱۲)$$

که در آن، $Y_1$ و $Y_j$ به‌ترتیب، نتایج مربوط به واحد درمان و واحد کنترل ترکیبی برای دوره‌های زمانی بعد از اجرای برنامه هستند.

برای شناسایی واحد کنترل مناسب باید این واحد براساس میانگین موزون واحدهای دیگر دارای بیشترین شباهت با واحد تیمار شناسایی شوند. برای شناسایی این واحدهای موزون در این روش براساس یک‌سری ویژگی‌های تعیین‌کننده حرکت متغیر هدف در دنیای واقعی عملی می‌شود و از این مسیر، احتمال برنده‌شدن و بهبود وزن واحدهای مشابه‌تر برای ساختن واحد کنترل شبیه‌سازی افزایش پیدا می‌کند. لذا، قبل از ساختن مسیر متغیر هدف برای واحد کنترل، باید براساس مطالعات و مبانی نظری مدل رگرسیونی مناسب با توانایی بیشتری در پیدا کردن واحدهای وزنی بهتر معرفی شوند. نکته قابل توجه اینکه تنها وظیفه این مدل رگرسیونی در این کار کمک به شناسایی واحدهای مشابه‌تر در قبل از واقعه موردنظر است. مدل رگرسیونی برای بررسی تاثیر جهش نرخ ارز واقعی بر جریان خروجی مهاجرت به‌شرح زیر خواهد بود:

$$\text{eit+MIGit} = \beta0 + \beta1\ \text{Wagit} + \beta2\ \text{Popit} + \beta3\ \text{Uempit} + \beta4\ \text{Helthit} + \beta5\ \text{Eduit} \qquad (۱۳)$$

MIGit: حجم جریان مهاجرت خروجی از کشور در سال مورد نظر برای کشور مورد نظر است که اطلاعات آن از بانک جهانی استخراج شده است.

Wagit: سطح دستمزدها در هر سال برای کشور منتخب است و اطلاعات آن از بانک جهانی گرفته شده است.

Eduit: ارزش‌افزوده کل بخش آموزش برای سال مورد نظر در کشور منتخب است که اطلاعات آن از بانک جهانی جمع‌آوری شده است.

Uempit: نرخ بیکاری مانند سایر متغیرها برای هر کشور و در بازه مورد مطالعه است که اطلاعات در آن از بانک جهانی به‌دست آمده است.

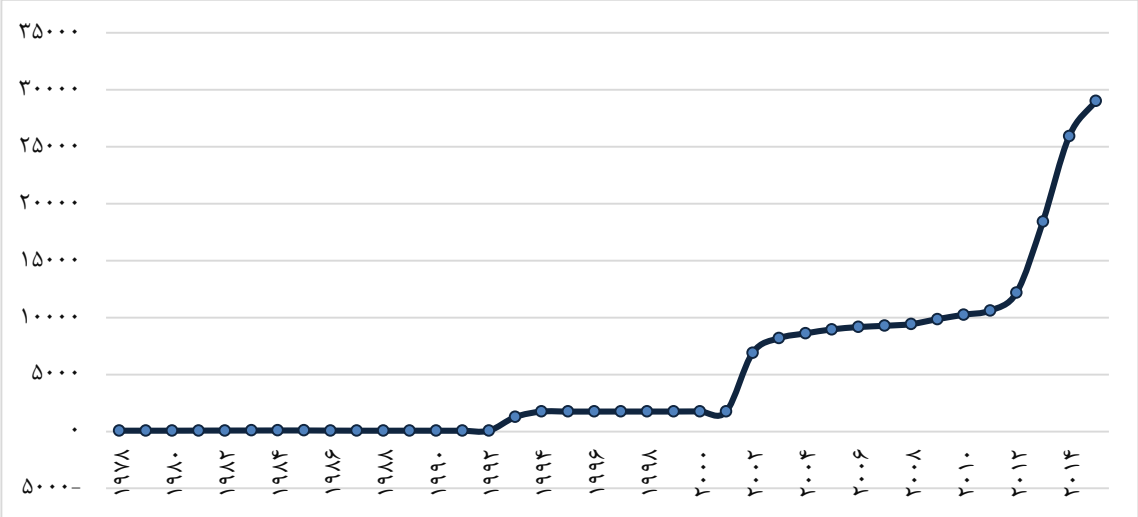
Healthit: نسبت هزینه‌های بهداشت به تولید ناخالص ملی کشورهای منتخب و اطلاعات آن از بانک جهانی استخراج شده است.

Popit: جمعیت برای سال مورد نظر در استان مورد نظر است که اطلاعات آن از سالنامه‌های آماری استخراج شده است.

دوره مورد مطالعه بازه زمانی ۲۰۱۵ – ۱۹۸۰ است که داده‌های مربوط به ۲۰ کشور بدون جهش ارزی شدید (حداقل ۵۰ درصدی) جمع‌آوری شده است تا نمودار مهاجرت برای ایران مصنوعی تا قبل از شروع تحریم‌ها و جهش بزرگ نرخ ارز شبیه‌سازی شود.

## ۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

نوسانات نرخ ارز واقعی و تاثیرات آن بر متغیرهای اقتصادی یکی از چالش‌های اقتصاد ایران طی ۴۰ سال اخیر بوده است؛ به‌طوری که همیشه پای نوسانات منفی آن در بی‌ثباتی‌های اقتصادی ایران مشخص و انکارناپذیر است. شکل ۱ تغییرات نرخ ارز از سال ۱۹۷۸ تا ۲۰۱۵ در بازار ارز غیررسمی براساس نرخ اعلام‌شده ازسوی وزارت اقتصاد و دارایی است. گفتنی است که داده‌های مربوط به مهاجرت تا پایان سال ۲۰۱۵ موجود است و از طرفی، چون در سال‌های اخیر جهش‌های ارزی مجددا تکرار شده است، برای دستیابی به نتایج قابل اتکاتر این جهش‌ها از دوره مورد بررسی حذف شده‌اند تا نتایج تاثیر جهش ارزی ۱۹۹۳ بر مهاجرت تجزیه‌وتحلیل شوند.




**شکل ۱. روند نرخ ارز در بازار غیررسمی**

**منبع**: داده‌های وزارت اقتصاد و دارایی و سری زمانی بانک مرکزی

شکل ۱ بیانگر آن است که از سال ۱۳۵۸ (۱۹۷۹ میلادی) به بعد، به‌طورکلی، نوسانات در نرخ ارز وجود داشته و قیمت آن افزایشی بوده است. اولین جهش نرخ ارز در سال ۱۳۷۲(۱۹۹۳ میلادی) اتفاق افتاد و نرخ دلار از ۶۶ ریال به ۱،۲۶۸ ریال (بیش از ۱۸۰۰ درصد) جهش یافت. از ابتدای انقلاب تا سال ۱۳۷۲ قیمت رسمی دلار تغییر چندانی نکرده بود و درنهایت، از ۷۰ ریال اول انقلاب به ۷۲ ریال رسید؛ اما این قیمت، تفاوت چشم‌گیری با قیمت دلار در بازار آزاد داشت. آن زمان، قیمت دلار در بازار حدود ۱۸۰ تومان بود. اما نکته مهمی که نوسانات نرخ ارز بعد از دهه ۱۳۸۰ و همزمان با تحریم‌های اقتصادی آمریکا و سازمان ملل متحد دارد، آن است که تغییرات آن به‌شدت بالاتر رفته است؛ به‌طوری که قیمت از حوالی هزار تومان تا سال ۲۰۱۵ بیشتر از ۳ برابر می‌شود. نکته دیگر در این‌باره شدت این جهش و تداوم رفتار آن است که به‌عنوان یک شوک اقتصادی می‌توان تاثیراتش را بر متغیرهای اقتصادی متفاوت با تاثیرات آن در قبل از این جهش شدید ملاحظه کرد. لذا، لازم است تاثیرات این جهش بر مهاجرت خاصه بعد از دهه ۱۳۸۰ بررسی گردد. جهش‌های بعدی نرخ ارز در سال‌های ۲۰۰۳، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ به‌ترتیب، معادل ۲۹۴ درصد، ۵۱ درصد و ۴۱ درصد رخ داده است. در این مقاله، اولین سال جهش نرخ ارز یعنی سال ۱۳۷۲ (۱۹۹۳ میلادی) به‌عنوان سال مداخله مورد بررسی شده است.

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، از میان بیش از ۱۰۰ کشور، کشورهایی مناسب دانسته شدند که طی سال‌های مورد مطالعه بدون جهش ارزی بوده‌اند. از بین کشورهای مورد بررسی، ۲۰ کشور به‌عنوان گروه Pool برای شبیه‌سازی ایران انتخاب شدند؛ این کشورها عبارت‌اند از: وانواتو، سنت لوسیا، سنت وینسنت و گرنادین، سودان، سوئیس، تایلند، تونگا، ترینیداد و توباگو، تونس، ساموآ، سنگاپور، نیوزیلند، استرالیا، باهاما، برونئی دارالسلام، جیبوتی، دانمارک، کومور، چین، ایرلند.

در ادامه، نتایج مربوط به برآورد رگرسیون رابطه (۱۲) – که نتایج آن تضمین‌کننده شباهت روند حرکتی متغیر مهاجرت است– بین ایران و کشورهای برنده قبل از ۱۹۹۳ ارائه می‌شود. ازآنجاکه جهش نرخ ارز سال ۱۹۹۳ (با تغییر بیش از ۱۰۰۰ درصدی) شروع شده است؛ درنتیجه، سال واقعه در مدل ۱۹۹۳ انتخاب شده است.

**جدول ۱. وزن کشورها در ساخت واحد شبیه‌سازی‌شده (درصد)**

| کشور | وزن | کشور | وزن | کشور | وزن | کشور | وزن |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| وانواتو | ۰/۰۰ | تایلند | ۲۰/۷۰ | سنگاپور | ۰/۰۰ | جیبوتی | ۰/۳۰ |
| سنت لوسیا | ۰/۴۰ | تونگا | ۰/۰۰ | نیوزیلند | ۰/۰۰ | دانمارک | ۰/۰۰ |
| سنت وینسنت و گرنادین | ۰/۰۰ | ترینیداد | ۰/۱۰ | استرالیا | ۰/۰۰ | کومور | ۰/۳۰ |
| سودان | ۷۵/۸۰ | توباگو | ۰/۲۰ | باهاما | ۰/۰۰ | چین | ۰/۹۰ |
| سوئیس | ۰/۰۰ | ساموآ | ۰/۰۰ | برونئی دارالسلام | ۰/۰۰ | ایرلند | ۰/۰۰ |

**منبع**: یافته‌های پژوهش

ترکیب وزنی بهینه کشورهای گروه کنترل، درنتیجه شبیه‌سازی روند مهاجرت ایران بدون جهش ارزی در جدول ۱ مشاهده می‌شود. جدول ۱ بیانگر این است که کشورهای سودان و تایلند به‌ترتیب، با ۷۵/۸ درصد و ۲۰/۷ درصد بیشترین شباهت را به ایران قبل از جهش نرخ ارز ۱۹۹۳ دارند. برآورد ترکیب وزنی فوق از کشورهای سودان و

تایلند، معادله‌ای خطی به‌دست می‌دهد که بیشترین شباهت را به روند مهاجرت ایران قبل از جهش ارز درسال ۱۹۹۳ دارد. برای به‌دست آوردن این ترکیب وزنی بهینه از کشورها، ابتدا لازم بود بردار متغیرهای کمکی ذکرشده شامل شاخص آموزش، بیکاری، تورم، تولید داخلی سرانه، دستمزد و سلامت تشکیل شود. با توجه به میزان اثرگذاری هرکدام از این متغیرها بر مهاجرت، متغیرهای مذکور وزن‌بندی‌شده و سپس، با استفاده از این ترکیب وزنی از متغیرها، ترکیب وزنی بهینه از کشورها به‌دست آمد.

**جدول ۲. میانگین متغیرهای واحد هدف واقعی و شبیه‌سازی‌شده قبل از جهش ارزی**

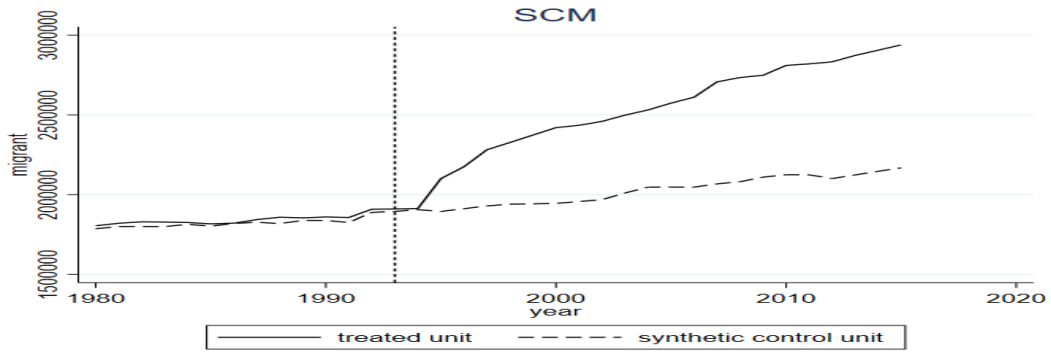
| Predictor Balance: | | |
|---|---|---|
| **Synthetic** | **Treated** | **نام متغیر** |
| ۲۲/۷۴ | ۲۲/۷۵ | Education index |
| ۳۳/۵۱ | ۳۳/۵۲ | Health index |
| ۶/۶۳ | ۶/۶۴ | Unemployment index |
| ۵۲/۳۱ | ۵۲/۳۹ | Wage index |
| ۳/۶۷ | ۲۶/۵۹ | Gdp per capita |
| ۲۰/۱۶ | ۲۰/۱۰ | inflation |

**منبع**: یافته‌های پژوهش

جدول ۲ نتایج مربوط به میانگین متغیرها برای متغیر واقعی و شبیه‌سازی‌شده برای متغیر مهاجرت است. در متغیرهای شاخص سلامت، آموزش، دستمزد، بیکاری و تورم میانگین واقعی برای ایران قبل از جهش ارزی به نمونه شبیه‌سازی‌شده بسیار نزدیک است. تاحد زیادی می‌تواند نشان از شباهت متغیرهای تعیین‌کننده روند مهاجرت برای ایران قبل از جهش ارزی با متغیرهای ایران واقعی باشد؛ بنابراین، تاحد زیادی می‌توان بعد از جهش ارزی نتایج قابل اطمینانی داشت.

### شبیه‌سازی متغیر مهاجرت

براین اساس و در ادامه، نتایج مربوط به شبیه‌سازی متغیر مهاجرت برای نمونه تحقیق ارائه می‌گردد.




**شکل ۲. شبیه‌سازی روند مهاجرت برای ایران بدون جهش ارزی در سال ۱۹۹۳**

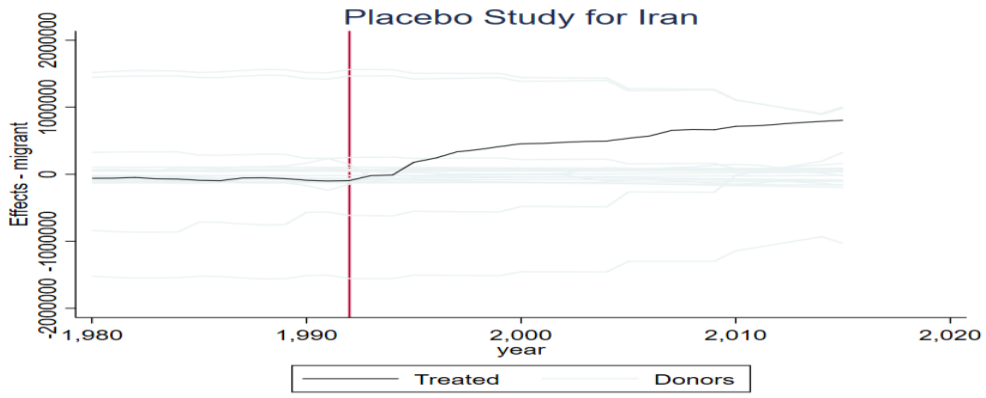
**منبع**: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در شکل ۲ متغیر حجم مهاجرت خروجی برای ایران شبیه‌سازی‌شده (خط چین) و ایران واقعی (خط تیره) در قبل از ۱۹۹۴ بسیار برهم منطبق هستند، به نوعی نشان از عملکرد مناسب متغیر شبیه‌سازی شده است. اما از سال ۱۹۹۴ همزمان با شدت گرفتن جهش ارزی در سال ۱۹۹۳ در اقتصاد ایران مسیر این دو متغیر از هم‌دیگر جدا می‌شود و بیانگر این است که اگر جهش ارزی رخ نمی‌داد، مسیر بلندمدت مهاجرت به مانند خط نقطه‌چین می‌بود. بنابراین، براساس نتایج در همه سال‌های بعد از ۲۰۱۵ – ۱۹۹۴ نرخ ارز تاثیر مثبتی بر جریان خروجی مهاجر گذاشته است. تاثیر این جهش ارزی بر مهاجرت بیش از ۱۵ درصد بوده است. همچنین، نکته دیگری که باید توجه شود این است که این تاثیر برای سال‌های بعد از ۲۰۱۰ با جهش‌های شدید نرخ ارز بیشتر و شدت خروج مهاجر بیشتر شده است. با وجود جهش نرخ ارز در سال ۱۹۹۳، افزایش شدید مهاجرت تقریبا در ۲ سال بعد اتفاق افتاد که این مسئله با توجه به تصمیم‌گیری افراد و خانوار و همچنین، پروسه مهاجرت، طبیعی به‌نظر می‌رسد.

**اثر دارونما**

برای اطمینان از این موضوع که آیا شکاف ترسیم‌شده در مهاجرت در شکل ۲ واقعاً به تأثیر جهش نرخ ارز پاسخ می‌دهد یا خیر، از یک مطالعه دارونما استفاده می‌گردد تا شکاف بین مهاجرت ایران واقعی با ایران شبیه‌سازی‌شده را با شکاف مهاجرت هریک از کشورهای مورد بررسی با مهاجرت گروه کنترل ترکیبی مورد مقایسه قرار دهد.

در شکل ۳ مشاهده می‌شود که شکاف بین مهاجرت ایران واقعی با ایران شبیه‌سازی‌شده در مقایسه با شکاف مهاجرت هریک از کشورهای مورد بررسی با مهاجرت گروه کنترل ترکیبی بیشترین است. البته به جز ۲ کشور که قابل چشم‌پوشی است.



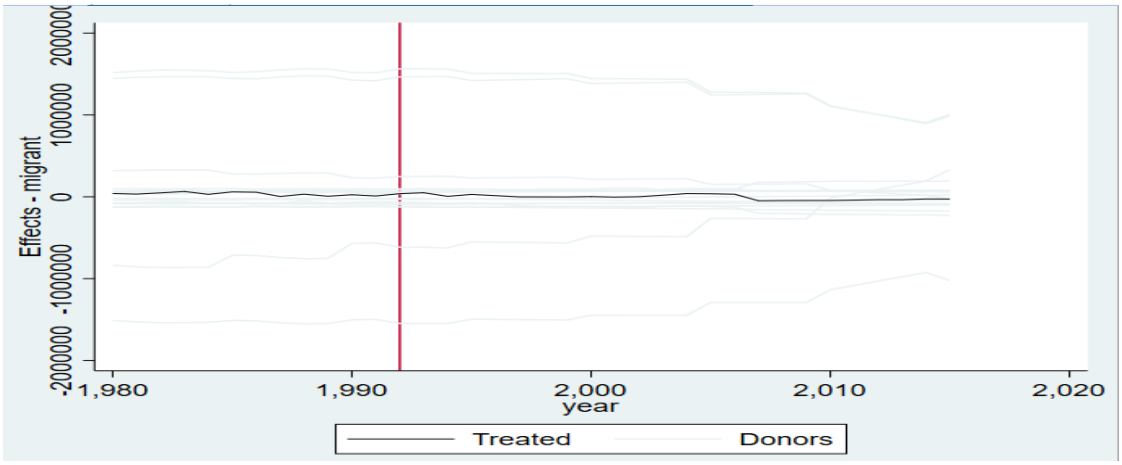

**شکل ۳. اثر دارونما برای ایران**

**منبع:** یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در شکل ۳ مشاهده می‌شود، خط سیاه رنگ بعد از سال۱۹۹۳ ایران شبیه‌سازی شده است و خط‌های آبی رنگ، ۲۰ کشور گروه کنترل است که تاثیرات جهش نرخ ارز بر آنها سنجیده شده است. همان‌گونه که در شکل مشخص است روند حرکتی متغیر هدف بعد از سال ۱۹۹۳ مسیر کاملا متفاوت‌تر و مشخص‌تری را طی می‌نماید.

بنابراین، منحصربفرد بودن رفتار ایران مصنوعی در سال‌های بعد از جهش نرخ ارز و عدم‌انطباق روند حرکتی هیچ‌کدام از نمونه‌های دیگر با آن، تاحد زیادی اتکا به نتایج را در این بازه افزایش می‌دهد. درواقع، هدف مطالعه دارونما، ارزیابی این مسئله است که آیا شکاف مشاهده‌شده برای روند مهاجرت ایران ممکن است توسط عواملی غیر از جهش نرخ ارز ایجاد شده باشد.

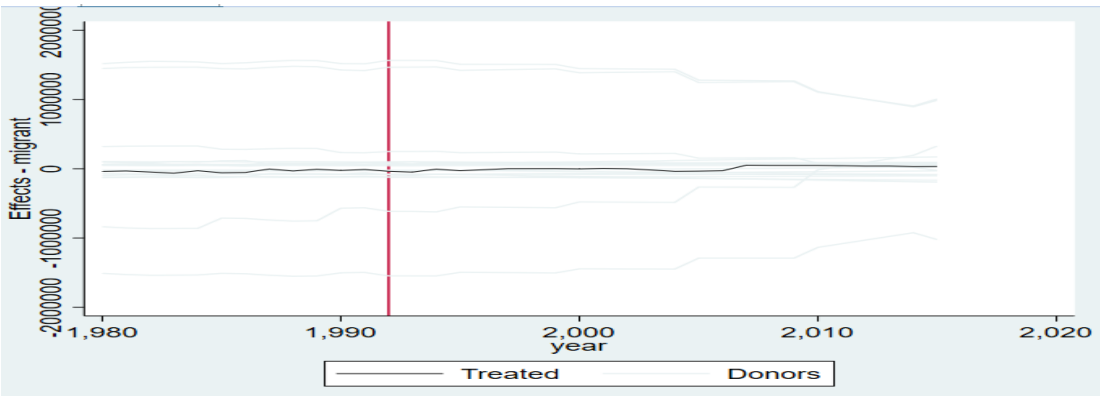
یکی از راه‌های بررسی میزان قابل اعتماد بودن نتایج در روش‌های آزمایشگاهی اثر دارونماست و در این حالت در سالی که مداخله (جهش نرخ ارز یا هر شوکی) اتفاق می‌افتد برای گروه کنترل همان مسیر مصنوعی ساخته می‌شود تا بررسی شود که آیا این نتایج برای کشورهای دیگر تکرار می‌شود یا خیر. اگر در نتایج اثر دارونما کشورهای دیگر تاثیرات‌شان نزدیک به هدف بود، آن‌گاه می‌توان گفت نتایج از قابلیت اتکای کمتری برخوردار است. اما اگر متغیر هدف مصنوعی برای بقیه نمونه متفاوت بود نتایج تاحد زیادی قابل قبول است. این آزمون در همه مطالعات مربوط به مطالعات کنترل مصنوعی به‌عنوان مهم‌ترین آزمون برای بررسی صحت و قابل اطمینان بودن نتایج مورد استفاده قرار می‌گیرد. درصورتی‌که شمار زیادی از نمونه غیر از کشور هدف، نتایج مشابه با آن را تکرار کرده باشند، می‌توان ادعا کرد که تاثیرات حاصل مربوط به تاثیر حادثه یا سیاست نیست؛ زیرا که پیش‌فرض این روش این است که همه اعضای نمونه در ویژگی‌های مختلف تاحد زیادی مشابه هستند و تفاوت اصلی مربوط به مداخله (جهش نرخ ارز یا هرگونه شوک دیگری) است؛ بنابراین، اگر نتایجی مشابه با کشور هدف تکرار شود، این پیش‌فرض زیر سوال می‌رود و می‌توان ادعا کرد که این تاثیرات مربوط به عامل دیگری غیر از جهش نرخ ارز است. درصورتی‌که هیچ‌کدام از کشورها نتایج مشابه با ایران را تکرار نکرده باشند و از آنجا که توسط ایران مصنوعی تاثیر عوامل دیگر کنترل شده است تاحد زیادی می‌توان آثار را به جهش نرخ ارز نسبت داد. در شکل ۴ نتایج مربوط به آزمون دارونما نشان داد که سودان به‌عنوان کشوری با بیشترین وزن در کنترل مصنوعی برای ایران انتخاب شد. این روند در سال‌های بعد از مداخله نیز در رفتار مهاجرت مشاهده می‌شود. بنابراین، شکاف نزدیک به صفر در مهاجرت سودان واقعی و شبیه‌سازی‌شده نسبت به شکاف مثبت و منفی مهاجرت سایر کشورهای موردبررسی نشان می‌دهد، تا حد زیادی اتکا به تاثیر جهش نرخ ارز بر روی مهاجرت در ایران در بازه ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ را افزایش می‌دهد.




**شکل ۴. اثر دارونما برای کشور سودان**

**منبع:** یافته‌های پژوهش

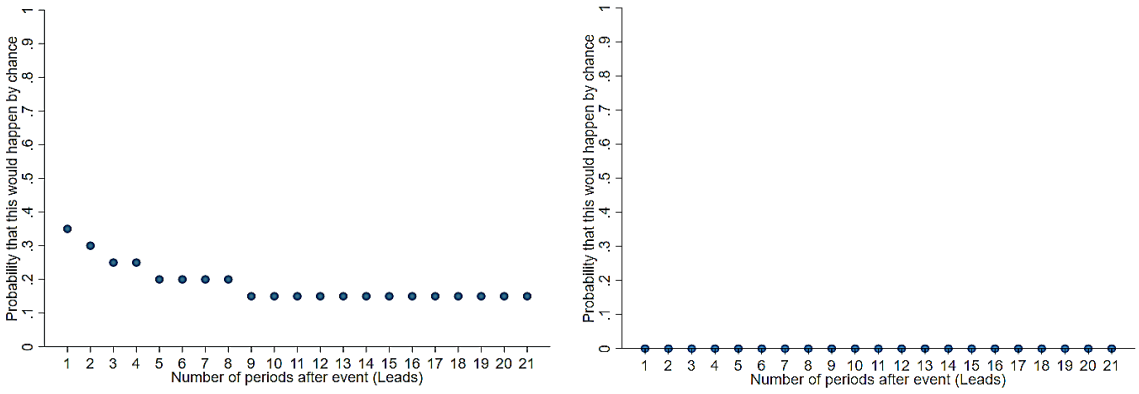
برای ادامه این مطالعه، دارونما برای تایلند نیز نشان می‌دهد قبل از سال جهش نرخ ارز، روند کلی حرکت مهاجرت شبیه‌سازی‌شده بسیار مشابه نمونه‌های دیگر است. تایلند از نظر تعیین‌کننده‌های مهاجرت که بعضی از این عوامل در مدل لحاظ شده‌اند، بعد سودان شبیه‌ترین کشور به ایران قبل از جهش نرخ ارز است. تایلند هرگز جهش نرخ ارز را تجربه نکرد. شکل ۵ شکاف بین مهاجرت تایلند واقعی و تایلند شبیه‌سازی شده را (در صورت عدم‌حضور ایران) نشان می‌دهد.




**شکل ۵. اثر دارونما برای کشور تایلند**

**منبع**: یافته‌های پژوهش

نتایج مربوط به آزمون دارونما برای تایلند حاکی از این است که در قبل از سال جهش نرخ ارز روند کلی حرکت مهاجرت شبیه‌سازی شده بسیار مشابه نمونه‌های دیگر است. اما از یک سال قبل مداخله تا یک سال بعد از آن تا حدی روند حرکتی متغیر هدف در این کشور نوسان داشته است، اما این تمایز به گونه‌ای نیست که بتوان روند متمایزی بعد از سال مداخله در رفتار مهاجرت مشاهده کرد. بنابراین، شکاف نزدیک به صفر در مهاجرت تایلند واقعی و شبیه‌سازی‌شده نسبت به شکاف مثبت و منفی مهاجرت سایر کشورهای مورد بررسی نشان می‌دهد، تاحد زیادی اتکا به تاثیر جهش نرخ ارز بر روی مهاجرت در ایران در بازه ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ را افزایش می‌دهد.




**شکل ۶. معناداری فرضیات پژوهش از سال ۱۹۹۵**

**منبع**: یافته‌های پژوهش

شکل ۶ آثار استانداردشده منفی و معنادار هستند که نشان می‌دهد جهش نرخ ارز در سال ۱۹۹۳ تاثیر مثبت بر روند مهاجرت داشته است. البته این آثار از سال ۱۹۹۵ (دو سال بعد از جهش نرخ ارز) دیده شده‌اند.

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مقاله بررسی اثرگذاری جهش نرخ ارز بر جریان خروجی مهاجرت با استفاده از یک روش مقایسه‌ای کنترلی بود. متغیرها عبارت بودند از حجم جریان مهاجرت خروجی از کشور، سطح دستمزدها، ارزش‌افزوده کل بخش آموزش، نرخ بیکاری، نسبت هزینه‌های بهداشت به تولید ناخالص ملی و جمعیت که مربوط به ۲۰ کشور بدون جهش ارزی شدید (حداقل ۵۰ درصدی) و برای بازه زمانی ۲۰۱۵ – ۱۹۷۸ بود. گفتنی است به‌دلیل اهمیت نوسانات نرخ ارز هم در قصد مهاجرت (که آن را افزایش می‌دهد) و هم در بالارفتن هزینه‌های اقدام، این پژوهش می‌تواند درنهایت، در مورد تاثیرات خالص جهش‌های ارزی بر مهاجرت طی چند دهه اخیر، دید دقیق‌تری ایجاد نماید و براین اساس، سیاستگذاران اقتصادی در ارزیابی وضع موجود با استفاده از نتایج علمی این پژوهش توانانی سیاستگذاری بهتری در زمینه مهاجرت را خواهند داشت.

در این پژوهش، اولین سال جهش نرخ ارز یعنی سال ۱۳۷۲ (۱۹۹۳ میلادی) به‌عنوان سال مداخله مورد بررسی قرار گرفته است. از بین بیش از ۱۰۰ کشور، کشورهایی بررسی شدند که در سال‌های مورد مطالعه بدون جهش ارزی بوده‌اند. از بین کشورهای مورد بررسی درنهایت، ۲۰ کشور به عنوان گروه Pool برای شبیه‌سازی ایران انتخاب شدند.

ترکیب وزنی بهینه کشورهای گروه کنترل، در نتیجه شبیه‌سازی روند مهاجرت ایران بدون جهش ارزی نشان داد که کشورهای سودان و تایلند به‌ترتیب با ۷۵/۸ درصد و ۲۰/۷ درصد بیشترین شباهت را به ایران قبل از جهش نرخ ارز سال ۱۹۹۳ دارند. در متغیرهای شاخص سلامت، آموزش، دستمزد، بیکاری و تورم میانگین واقعی برای ایران قبل از جهش ارزی با نمونه شبیه‌سازی‌شده بسیار نزدیک است. تاحد زیادی می‌تواند نشان از شباهت متغیرهای تعیین‌کننده روند مهاجرت برای ایران قبل از جهش ارزی با این متغیرها برای ایران واقعی باشد؛ درنتیجه، تاحد زیادی بعد از جهش ارزی نتایج قابل اطمینان هستند.

متغیر حجم مهاجرت خروجی برای ایران شبیه‌سازی شده و ایران واقعی در قبل از سال ۱۹۹۴ بسیار برهم منطبق هستند، به نوعی نشان از عملکرد مناسب متغیر شبیه‌سازی شده است. اما از سال ۱۹۹۴ همزمان با شدت گرفتن جهش ارزی در سال ۱۹۹۳ در اقتصاد ایران مسیر این دو متغیر از همدیگر جدا می‌شود. بنابراین براساس نتایج در همه سال‌های بعد از ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۵ نرخ‌ارز تاثیر مثبت بر جریان خروجی مهاجر گذاشته است. تاثیر این جهش ارزی بر مهاجرت بیش از ۱۵ درصد بوده است. همچنین نکته دیگری که باید توجه شود این است که این تاثیر برای سال‌های بعد از ۲۰۱۰ با جهش‌های شدید نرخ ارز بیشتر و شدت خروج مهاجر بیشتر شده است. با وجود جهش نرخ ارز در سال ۱۹۹۳، افزایش شدید مهاجرت تقریبا در ۲ سال بعد اتفاق افتاد که این مسئله با توجه به تصمیم‌گیری افراد و خانوار و همچنین، پروسه مهاجرت، طبیعی به نظر می‌رسد. روند حرکتی متغیر هدف بعد از سال ۱۹۹۳ مسیر کاملا متفاوت‌تر و مشخص‌تری را طی کند. بنابراین منحصر بفرد بودن رفتار ایران مصنوعی در سال‌های بعد از جهش نرخ ارز و عدم انطباق روند حرکتی هیچ‌کدام از نمونه‌های دیگر با آن، اتکا به نتایج را در این بازه افزایش می‌دهد.

با توجه به اهمیت خروج سرمایه انسانی از کشور و تاثیرات بلندمدت آن بر بهره‌وری نیروی کار پیشنهاد می‌شود که سیاستگذاران به جنبه‌های منفی افزایش نرخ ارز بر خروج نیروی کار و سرمایه کشور توجه داشته باشند و تا جای ممکن زمینه‌های حمایت از پول ملی را فراهم آورند. در کنار این مسائل، همزمان باید توجه داشت که این پژوهش به نوعی یکی دیگر از آثار منفی بلندمدت بی‌ثباتی‌های قیمتی را در اقتصاد نشان می‌دهد و همزمان دید دقیق‌تری در زمینه تاثیرات مخرب نوسانات نرخ ارز بر اقتصاد ایجاد می‌کند.

**تامین مالی**

مقاله حامی مالی ندارد.

**تعارض منافع**

تعارض منافع وجود ندارد.

**سپاسگزاری**

نویسندگان از داوران ناشناسی که با ارائه نظرات به بهبود کیفیت مقاله کمک کردند، تشکر می‌کنند.

## منابع


- اصغری، مجتبی، حقیقت، علی، نونژاد، مسعود و زارع، هاشم (۱۳۹۸). پویایی‌های نرخ ارز در ایران با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). *مدلسازی اقتصادی*، ۱۳(۴۶)، ۱۹۲-۱۷۱.
- افشاری، علی، معینی، سیدرضا و انصاری، حمید (۱۳۹۸). تاثیر آرمان گرایی توسعه‌ای جوانان تهرانی بر گرایش آن‌ها به مهاجرت. *مطالعات راهبردی ورزش و جوانان*، ۴۳(۲۶)، ۵۲-۲۷.
- رنانی، محسن، شیرازی، همایون و صادقی عمروآبادی، بهروز (۱۳۹۴). بررسی عوامل مؤثر در جریان خروج مهاجر از ایران با استفاده از مدل پانل پویا. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۳(۴۹)، ۳۷۶-۳۳۷.
- رضایی، مریم و صادقی، رسول (۱۴۰۰). سودای مهاجرت: تمایل ایرانی ها به مهاجرت و عوامل تعیین کننده آن. *پژوهش‌های جامعه شناسی معاصر*، ۱۰(۱۸)، ۶۲-۳۵.
- خداویسی، حسن و وفامند، علی (۱۳۹۲)، مقایسه ی پیش بینی نرخ ارز براساس مدل های غیر خطی STAR و مدل‌های رقیب. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۲(۲۳)، ۲۰-۸۵
- صادقی، رسول؛ سیدحسینی، سیده متین. (۱۳۹۸). میزان تمایل جوانان به مهاجرت بین المللی و عوامل تعیین کننده آن در شهر تهران. *فصلنامه مطالعات راهبردی ورزش و جوانان*، ۱۸(۴۳)، ۲۲-۱.
- طاهری دمنه، محسن و کاظمی، معصومه (۱۳۹۷). تمایل به مهاجرت در بین جوانان؛ مطالعه ای کیفی در تصاویر آینده. *فصلنامه مطالعات میان رشته‌ای در علوم انسانی*، ۱۰(۴)، ۷۸-۵۳.
- عرب مازار، علی اکبر، مشرفی، رسام و مصطفی‌زاده، محمد (۱۳۹۶). مهاجرت نیروی کار از ایران به کشورهای OECD و عوامل اقتصادی مؤثر بر آن. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، ۳۰(۳۰)، ۹۴-۶۳.
- میری، ایوب و عیسی‌زاد، سعید (۱۴۰۲). ارزیابی تأثیرات سیاست ایجاد مناطق آزاد تجاری بر رشد منطقه ای با استفاده از روش کنترل مصنوعی. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۲(۴۶)، ۲۴۰-۲۰۷.

- Abadie, A. (2008). Using synthetic controls: Feasibility, data requirements, and methodological aspects. *Journal of Economic Literature*, 59(2), 391-425.
- Abadie, A., A. Diamond, and J. HainMueller. (2003). Synthetic control methods for comparative American. *Statistical Association*, *105* (490), 493-505.
- Afshari, A., Moeini, S. R., & Ansari, H. (2019). A study on relationship between Juveniles' developmental utopianism and their tendency to migration. *Strategic Studies on Youth and Sports*, *18*(43), 27-52. (in persian)
- Arabmazar, A., Moshrefi, R., & mostafazadeh, M. (2017). Iranian labor migration to OECD countries and economic factors affecting it. *Journal of Economics and Modelling*, *8*(30), 63-94. (in persian)
- Asghari, M., haghighat, A., nonejad, M., & zare, H. (2019). The study of exchange rate dynamics in Iran by using dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) models. *Economic Modeling*, *13*(46), 171-192. (in persian)
- Alvarez, J., Arena, M. M., Brousseau, A., Faruqee, M. H., Corugedo, E. W. F., Guajardo, M. J., ... & Yepez, J. (2022). Regional spillovers from the Venezuelan crisis: migration flows and their impact on Latin America and the caribbean. *International Monetary Fund*, *13*(20), 70-98.
- Brahim, M., Nefzi, N., & Sambo, H. (2017). Remittances and the real effective exchange rates in MENA countries: What is the long run impact? *Hal open science*, *10*(16), 109-124.

- Brunow, S., Nijkamp, P., & Poot, J. (2015). The impact of international migration on economic growth in the global economy. *In Handbook of the Economics of International Migration*, *1*, 1027-1075.
- Dincer, N., & Kandil, M. (2011). The effects of exchange rate fluctuations on exports: A sectoral analysis for Turkey. *The Journal of International Trade & Economic Development*, *20*(6), 809-837.
- Doganlar, M. (2012). Estimating the impact of exchange rate volatility on exports: evidence from Asia countries. *Appl. Econ. Lett*, *9* (13), 859–863.
- Erten, B., & Metzger, M. (2019). The real exchange rate, structural change, and female labor force participation. *World Development*, *117*, 296-312.
- Fofanah, P. (2020). Effects of exchange rate volatility on trade: Evidence from West Africa. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, *12*(3), 32-52.
- Ge, D., Long, H., Qiao, W., Wang, Z., Sun, D., & Yang, R. (2020). Effects of rural–urban migration on agricultural transformation: A case of Yucheng city, China. *Journal of Rural Studies*, *76*, 85-95.
- Gröger, A. (2021). Easy come, easy go? Economic shocks, labor migration and the family left behind. *Journal of International Economics*, *128*, 103-409.
- Hintermann, C., & Fassmann, H. (1998). Potential East-West Migration. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, *6*(1), 59-72.
- Keita, S. (2016). Bilateral real exchange rates and migration. *Applied Economics*, 48(31), 2937-2951.
- Kreif, N., Grieve, R., Hangartner, D., Turner, A. J., Nikolova, S., & Sutton, M. (2016). Examination of the synthetic control method for evaluating health policies with multiple treated units. *Health Economics*, *25*(12), 1514-1528.
- Khodavaisi, H., & Vafamand, A. (2013). Comparing the exchange rates predicted by STAR non-linear models and alternative models. *Economic Modeling*, *7*(23), 85-103. (in persian)
- Lewis, W. A. (1954). *Economic development with unlimited supplies of labour*. The Manchester School.
- McDonald, C. (2013). Migration and the housing market. *Analytical Note. Reserve Bank of New Zealand*, *21*(2), 115-139.
- Miry, A., & Isazadeh, S. (2023). The Evaluation of the free trade zones effects on provincial value-added using the synthetic control method. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *12*(46), 207-240. (in persian)
- Monras, J. (2020). Immigration and wage dynamics: Evidence from the Mexican peso crisis. *Journal of Political Economy*, *128*(8), 3017-3089.
- Robertson, R. (2003). Exchange rates and relative wages: evidence from Mexico. *The North American Journal of Economics and Finance*, *14*(1), 25-48.
- Renani, M., Shirazi, H., & Sadeghi Amroabadi, B. (2014). Determinants of Iran's emigration flows: An application of the dynamic panel data approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi)*, *49*(2), 337-362. (in persian)
- Rezaei, M., & Sadeghi, R. (2021). Migration aspiration of Iranians and Its determinants. *Two Quarterly Journal of Contemporary Sociological Research*, *10*(18), 35-62. (in persian)
- Sadeghi, R., & Seyyed Hosseini, S. M. (2019). Tendency of youth toward international migration and its determinants in Tehran. *Strategic Studies on Youth and Sports*, *18*(43), 9-26. (in persian)
- Serenis, D., & Tsounis, N. (2013). Exchange rate volatility and foreign trade: The case for Cyprus and Croatia. *Procedia Economics and Finance*, *5*, 677-685.
- Singer, D. A. (2010). Migrant remittances and exchange rate regimes in the developing world. *American Political Science Review*, *104*(2), 307-323.
- Smith, C., & Thoenissen, C. (2019). Skilled migration and business cycle dynamics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *109*, 103-781.

- Spielberg, J. M., Miller, G. A., Engels, A. S., Herrington, J. D., Sutton, B. P., Banich, M. T., & Heller, W. (2011). Trait approach and avoidance motivation: lateralized neural activity associated with executive function. *NeuroImage*, *54*(1), 661-670.
- Tenreyro, S. (2007). On the trade impact of nominal exchange rate volatility. *Journal of Development Economics*, *82*(2), 485-508.
- Taheri Demneh, M., & Kazemi, M. (2018). The desire to migrate among young iranians; A qualitative study on future images. *Interdisciplinary Studies in the Humanities*, *10*(4), 53-78. (in persian)
- Vogt Isaksen, J. (2019). The impact of the financial crisis on European attitudes toward immigration. *Comparative Migration Studies*, *7*(1), 1-20.
- Yang, D. (2008). International migration, remittances and household investment: Evidence from Philippine migrants' exchange rate shocks. *The Economic Journal*, *118*(528), 591-630.

Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
Volume 17, Issue 63, Autumn 2023, 117-139.

Original Article

# Analysis of agency conflict with emphasis on aspects of earnings management, audit quality, and cost of equity: Game theory approach[1]

**Zahra Moghadam[*], Hamzeh Didar[**], Kiumars Shahbazi[+], Ali Ebadian[×2]**

https://doi.org/10.30495/eco.2024.1993373.2776

Received:
23/08/2023

Accepted:
31/12/2023

**Keywords:**
Aspects of Earnings Management, Game Theory, Nash Equilibrium, Audit Quality, Cost of Equity.

**JEL Classification:**
A12, M41, M42

## Abstract

This article aims to describe and explain the strategic behavior of managers and shareholders in the interactive conflict environment of joint-stock firms using the tools of game theory, specifically through signaling games. Managers, considering the quality of internal controls, engage in both deceptive and informative earnings management strategies. Shareholders then respond with strategies involving high or low capital costs and opt for either high or low-quality audit services. The findings of the research outline the theoretical conditions necessary for establishing balance in strategies such as deceptive earnings management with high capital costs and deceptive earnings management with high-quality audit services in environments characterized by weak internal controls. Additionally, it highlights the conditions required to establish equilibrium in strategies like informative earnings management with low capital costs and informative earnings management with low-quality audit services within environments boasting strong internal controls.

[1] This article is derived from Zahra Moghadam's doctoral dissertation, conducted under the guidance of Dr. Hamzeh Didar at the Faculty of Economics, Management, and Accounting of Urmia University.

* Ph.D. student in Accounting, Urmia University, Urmia, Iran, z.moghadam@urmia.ac.ir
**Associate Professor, Department of Accounting, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author), h.didar@urmia.ac.ir
+ Department of Economic Sciences, Urmia University, Urmia, Iran, k.shahbazi@urmia.ac.ir
× Department of Mathematics, Urmia University, Urmia, Iran, a.ebadian@urmia.ac.ir

**How to Cite:** Moghaddam, Z., Didar, H., Shahbazi, K., & Ebadian, A. (2024). Analysis of agency conflict with emphasis on aspects of earnings management, audit quality and cost of equity; Game theory approach. *Economic Modeling*, 17(63), 117-139. doi: 10.30495/eco.2024.1993373.2776

## 1. Introduction

The separation of ownership from management in joint-stock companies establishes an agency relationship wherein conflicts of interest between managers and shareholders often arise, giving rise to the agency problem. Earnings management emerges as a measure some managers adopt to shape the economic enterprise's performance by manipulating financial period profits, reflecting the conflict of interests between managers and shareholders. According to agency theory, shareholders continually seek methods to control and counter managers' opportunistic behaviors. Elevating the cost of capital for common stock is one approach shareholders can employ to penalize managers and impede their financing. Additionally, shareholders utilize independent auditors to ensure managerial performance; high-quality audits serve to deter managers from engaging in opportunistic behaviors.

Game theory, a branch of applied mathematics, enables the modeling of strategic situations, particularly those characterized by conflicts of interest. This research aims to construct a manager-shareholder game within an interactive-conflict environment to address the question of whether strategies such as deceptive earnings management coupled with high capital costs, and deceptive earnings management paired with high-quality audit services, within a weak internal control environment, as well as strategies like informative earnings management linked with low capital costs, and informative earnings management aligned with low-quality audit services, within a strong internal control environment, represent equilibrium points or not.

## 2. Research Method and Data

In this article, signaling games have employed to model the relations between managers and shareholders, constituting two players: the sender (manager) and the receiver (shareholder). The timing of the signaling game unfolds as follows:

1. The environment determines the type (state) of $t_i$ for the sending player (manager).

$T = \{(t_1): Weak\ internal\ control, (t_2): Strong\ internal\ control\}$

2. The sender (manager) sees $t_i$ and then selects the message $m_j$ from the set of possible messages $M = \{m_1, \ldots, m_j\}$.

$M = \{(m_1): Deceptive\ earning\ management, (m_2): Informative\ earning\ management\}$

3. The recipient (shareholder) observes mj and not $t_i$ and then chooses the move $c_k$ or $a_k$ from the set of possible moves $C = \{c_1, \ldots, c_k\}$ or $A = \{a_1, \ldots, a_k\}$.

$C = \{(c_1): High\ capital\ cost, (c_2): Low\ capital\ cost\}$

$A = \{(a_1): High - quality\ of\ audit, (a_2): Low - quality\ of\ audit\}$

4. Utility of manager and shareholder are determined by $U_S(t_i, m_j, c_k), U_M(t_i, m_j, c_k), U_S(t_i, m_j, a_k), U_M(t_i, m_j, a_k)$.

To find the perfect Bayesian equilibrium in signaling games, it is necessary to apply three conditions for establishing Nash-Bayesian equilibrium in these games.

## 3. Analysis and Discussion

In this research, based on theoretical and logical foundations, the expected relations between the utility functions of the manager and the shareholder at various levels of internal controls derived. Subsequently, by aligning these relations with the three conditions for establishing Nash-Bayesian equilibrium, the existence of equilibrium points was examined$(t_1, m_1, c_1)$, $(t_2, m_2, c_2)$, $(t_1, m_1, a_1)$, $(t_2, m_2, a_2)$.

## 4. Conclusion

The theoretical results of the research indicate that if the logical relationships established between the utility functions of the manager and the shareholder are valid, the three conditions of the Nash-Bayesian equilibrium will be met, thereby establishing equilibrium at the points $(t_1, m_1, c_1)$, $(t_2, m_2, c_2)$, $(t_1, m_1, a_1)$, $(t_2, m_2, a_2)$.

## Funding

There is no funding support for this research

## Declaration of Competing Interest:

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this research article.

## Acknowledgments

The authors express their gratitude to all the esteemed members of the journal and the anonymous reviewers whose valuable feedback and suggestions have significantly contributed to enhancing the quality of this article.

مدلسازی اقتصادی
Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
دوره ۱۷، شماره ۶۳، پاییز ۱۴۰۲، صفحه‌های ۱۱۷ تا ۱۳۹.

پژوهشی

# تحلیل تضاد نمایندگی با تأکید بر ابعاد مدیریت سود، کیفیت حسابرسی و هزینه حقوق صاحبان سهام؛ رویکرد نظریه بازی‌ها

زهرا مقدم*، حمزه دیدار**، کیومرث شهبازی+، علی عبادیان×

https://doi.org/10.30495/eco.2024.1993373.2776

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۰۶/۰۱
تاریخ پذیرش:
۱۴۰۲/۱۱/۱۰

واژگان کلیدی:
ابعاد مدیریت سود، تئوری بازی‌ها، تعادل نش، کیفیت حسابرسی، نرخ هزینه سرمایه سهام عادی.

طبقه‌بندی JEL:
A12, M41, M42

## چکیده

هدف این مقاله تشریح و تبیین رفتار استراتژیک مدیران و سهامداران در محیط تعاملی-تعارضی شرکت‌های سهامی با استفاده از ابزار نظریه بازی‌ها و در قالب بازی‌های علامت‌دهی است. بدین صورت که ابتدا مدیر با در نظر گرفتن سطح کیفیت کنترل‌های داخلی، اقدام به (مدیریت سود فریبنده، آگاهی‌دهنده) کرده و سپس سهامدار با استراتژی‌های (هزینه‌سرمایه بالا، هزینه سرمایه پایین) و نیز (دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا، دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین) به آن واکنش نشان می‌دهد. یافته‌های مقاله ، به‌صورت نظری، شروط لازم برای برقراری تعادل در استراتژی‌های (مدیریت سود فریبنده، هزینه سرمایه بالا)، (مدیریت سود فریبنده، دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا) در محیط کنترل‌های داخلی ضعیف و همچنین استراتژی‌های (مدیریت سود آگاهی‌دهنده، هزینه سرمایه پایین)، (مدیریت سود آگاهی‌دهنده، دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین) در محیط کنترل‌های داخلی قوی را بیان می‌دارد. نتایج این مقاله ضمن ارائه بینشی در زمینه علل گزینش استراتژی‌های گوناگون از جانب مدیران و سهامداران، به یافتن نقطه تعادلی در منافع طرفین بازی منجر می-شود که در آن طرفین بازی یعنی مدیر و سهامدار از منافع خود راضی باشند.

این مقاله مستخرج از رساله دکتری زهرا مقدم به راهنمایی دکتر حمزه دیدار در دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه ارومیه است.

* دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران، moghadam@urmia.ac.ir
** دانشیار، گروه حسابداری، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول)، h.didar@urmia.ac.ir
+ استاد، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران، k.shahbazi@urmia.ac.ir
× استاد، گروه ریاضی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران، a.ebadian@urmia.ac.ir

مدلسازی اقتصادی
Economic Modeling
https://eco.firuzkuh.iau.ir
دوره ۱۷، شماره ۶۳، پاییز ۱۴۰۲، صفحه‌های ۱۱۷ تا ۱۳۹.

## ۱. مقدمه

تضاد و تعارض از پیامدهای طبیعی و اجتناب‌ناپذیر در رفتار انسان‌ها، نهادها، سازمان‌ها و کشورهاست که اگر به‌درستی مدیریت شود، نه‌تنها یک جنبه منفی در روابط متقابل نیست، بلکه ظرفیتی است که می‌تواند به‌عنوان محرکی برای کمک به بهبود عملکرد افراد و سازمان‌ها ایفای نقش کند. با جدایی مالکیت از مدیریت و شکل‌گیری رابطه نمایندگی در شرکت‌های سهامی، تضاد منافع بین مدیران و سهامداران سبب بروز مشکل نمایندگی می‌شود جنسن و مک‌لینگ[1] (۱۹۷۶)، مشکل نمایندگی را وضعیتی تعریف می‌کنند که در آن مدیران به انجام فعالیت‌هایی می‌پردازند که مغایر با منافع سهامداران است. برای رسیدن به تعادل در روابط مدیر–سهام‌دار، باید تأثیر انتخاب رفتارهای مختلف طرفین بر روابط متقابل و نیز بهترین نحوه پاسخ هرکدام از طرفین به آن محرک (رفتار خارجی) را شناسایی نمود. لذا بررسی موقعیت‌های تعارض منافع در روابط مدیر و سهام‌دار و جستجوی رفتارهای بهینه آنان با هدف مدیریت تعارضات، می‌تواند نقش مؤثری در بهبود عملکرد شرکت‌های سهامی ایفا کند.

مدیریت سود[2] یکی از اقدام‌هایی است که در نتیجه تعارض منافع بین مدیران و سهامداران توسط برخی مدیران انجام می‌گیرد تا با دستکاری سود دوره مالی، تصویر مورد نظر خود را از عملکرد بنگاه اقتصادی ارائه نمایند. البته نکته درخور توجه این است که مدیریت سود دارای جنبه‌های مثبت و منفی است؛ به جنبه مثبت مدیریت سود، مدیریت سود آگاهی‌دهنده نیز گفته می‌شود که شامل فعالیت‌هایی است که در چارچوب قوانین و اخلاق حرفه‌ای قرار می‌گیرد. این درحالی است که جنبه منفی مدیریت سود که به مدیریت سود فریبنده معروف است، می‌تواند جامه فریب‌آمیزی بر تن نماید و به تقلب مدیران در گزارشگری و فساد در شرکت‌ها منجر شود (جودی و منصورفر، ۱۳۹۹). نبود تقارن اطلاعاتی بین مدیر و سهامداران نیز انگیزه مدیران برای دستکاری درآمدها و نشان دادن تصویری ساختگی از وضعیت مالی شرکت برای سهامداران را افزایش می‌دهد (خان، کین و ژانگ[3]، ۲۰۲۱). با عنایت به اینکه استقرار سامانه‌های کنترل داخلی در واحدهای اقتصادی یکی از مؤلفه‌های مؤثر در کنترل رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران بوده و با داشتن نقش نظارت و کنترل بر عملیات شرکت، یکی از مهم‌ترین عوامل تحقق اثربخشی و کارایی عملیات و کاهش هزینه‌های نمایندگی به شمار می‌رود، برقراری و اجرای صحیح کنترل‌های داخلی می‌تواند تا حد زیادی مانع رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران شود (لی[4]، ۲۰۲۲).

طبق تئوری نمایندگی، به‌دلیل تضاد منافع بین مدیران و سهام‌داران، همواره سهامداران به‌دنبال راهی برای کنترل و مقابله با رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران بوده‌اند تا به نحوی مدیران را برای هدف اصلی هر شرکت، یعنی حداکثرسازی منافع سهامداران، تحریک نمایند. افزایش هزینه سرمایه سهام عادی یکی از گزینه‌هایی است که سهام‌داران از این طریق می‌توانند مدیران را جریمه نموده و تأمین مالی را برای آنان دشوارتر کنند. هزینه‌سرمایه به‌عنوان حداقل نرخ بازدهی تعریف می‌شود که شرکت باید کسب نماید تا ثروت سهام‌دارانش تغییر نیابد. به‌طور طبیعی مدیران در تأمین‌مالی خود، به دنبال کاهش هزینه سرمایه می‌باشند (پوروواکا، فیرمانسا، قدری، دینارجیتو و آرفیانسا[5]، ۲۰۲۲).

---

[1] Jensen & Meckling
[2] Earning Management
[3] Khan, Qin & Zhang
[4] Li
[5] Purwaka, Firmansyah, Qadri, Dinarjito & Arfiansyah

یکی دیگر از ابزارهای سهام‌داران برای اطمینان از عملکرد مدیران، بهره‌گیری از خدمات حسابرسان مستقل است که با حسابرسی‌های دقیق و با کیفیت، مدیران را در مقابل انجام رفتارهای فرصت‌طلبانه در تنگنا قرار می‌دهند (فیسباچر و استفانی[1]، ۲۰۰۷).

با توجه به موارد پیش گفته، به‌دلیل وجود روابط انسانی و عمل و عکس‌العمل‌ها در ارتباطات میان سهام‌داران و مدیران، استفاده از تئوری بازی‌ها می‌تواند پاسخگوی شرایط تعارض و تضاد منافع باشد. نظریه بازی اصول و قواعد تصمیم‌گیری را در شرایط بازی‌های تعاملی به بازیکنان یک بازی نشان می‌دهد (صادقی و تمری، ۱۳۹۳). با عنایت به مسئله عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیر و سهامدار و همچنین کیفیت متفاوت کنترل‌های داخلی در محیط شرکت‌های سهامی، هدف این مقاله از طراحی بازی علامت‌دهی مدیرـ سهامدار در یک محیط تعاملی ـ تعارضی، پاسخ به این سؤال است که آیا پیامدهای (مدیریت سود فریبنده و نرخ هزینه سرمایه بالاتر) و (مدیریت سود فریبنده و دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالاتر) در محیط کنترل داخلی ضعیف و پیامدهای (مدیریت سود آگاهی‌دهنده و نرخ هزینه سرمایه پایین‌تر) و (مدیریت سود آگاهی‌دهنده و دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین‌تر) در محیط کنترل داخلی قوی، پیامدهای تعادلی هستند یا خیر؟

برای پاسخ به این پرسش‌ها، مقاله به این شکل سازماندهی می‌شود: در ادامه، در بخش دوم ادبیات و مبانی نظری و تجربی موضوع مرور می‌شود؛ در بخش سوم، روش پژوهش بیان خوهد شد. بخش چهارم به یافته‌ها و بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص دارد.

## ۲. مروری بر ادبیات

با جدایی مالکیت از مدیریت، مدیران به‌عنوان نماینده سهام‌داران، شرکت را از طرف آنها اداره می‌کنند که به دنبال آن ممکن است مدیران دست به رفتارهای فرصت‌طلبانه بزنند و تصمیماتی اتخاذ کنند که در جهت منافع سهام‌داران نباشد. به‌عبارت دیگر سوگیری‌های رفتاری مدیران می‌تواند زمینه‌ساز مدیریت سود شود که این اعمال مدیریت در راستای حفاظت از منافع سهام‌داران نیست (محمدی، بهار مقدم و پور حیدری، ۱۴۰۱). درواقع می‌توان ادعا کرد در روابط بین مدیر و سهام‌دار، هریک از طرفین سعی دارند که منافع شخصی خود را حداکثر کنند؛ منافع فردی هریک نیز بستگی به تابع مطلوبیت و نیز استراتژی هرکدام از طرفین بازی دارد که تابع مطلوبیت و استراتژی‌های انتخابی، در خصوص مدیر و سهام‌دار یکسان نیست (رهنمای رودپشتی و بیات، ۱۳۹۱)؛ در محیط استراتژیک شرکت‌های سهامی، استراتژی‌های مختلفی از جانب آنان می‌تواند اعمال شود. در این مقاله، دو ابزار استراتژیک مدیران یعنی مدیریت سود (فریبنده و آگاهی‌دهنده) و نیز چهار انتخاب استراتژیک از جانب سهام‌داران یعنی نرخ هزینه‌سرمایه (بالا و پایین) و کیفیت خدمات حسابرسی (بالا و پایین)، در قالب بازی‌های علامت‌دهی مورد بررسی قرار می‌گیرند. می‌توان تصور کرد که مدیران ممکن است در جهت حداکثرسازی منافع سهامداران، به مدیریت سود آگاهی‌دهنده اقدام کنند، یا نکنند؛ از طرفی سهام‌داران نیز براساس شناخت خود از شرکت می‌توانند متقاضی خدمات حسابرسی با کیفیت بالاتر و یا طالب نرخ هزینه سرمایه بالایی باشند. در چنین شرایطی مطلوبیت بهینه برای طرفین مشخص نیست، لکن با استفاده از نظریه بازی‌ها می‌توان تقابل استراتژیک طرفین بازی مدیر- سهام‌دار را مدل‌سازی نموده و بررسی کرد که آیا

[1] Fischbacher & Stefani

موقعیت‌هایی وجود دارد که در آنها پیامدهای مدیر–سهام‌دار به تعادل برسند؟ انتظار می‌رود بالا بودن کیفیت کنترل‌های داخلی در محیط شرکت‌های سهامی، با محدود نمودن آزادی عمل مدیران در رفتارهای فرصت‌طلبانه، منجر به انجام مدیریت سود آگاهی‌دهنده توسط مدیران گردد و با این اقدام مدیران، سهام‌داران نیز هزینه سرمایه کمتری را برشرکت تحمیل نموده و همچنین کیفیت پایین خدمات حسابرسی نیز برای مقاصد آنان کفایت نماید. ازسوی دیگر، انتظار بر آنست که پایین بودن کیفیت کنترل‌های داخلی در محیط شرکت‌های سهامی، زمینه را برای انجام مدیریت سود فریبنده برای مدیران فراهم نموده و متقابلاً سهام‌داران نیز هزینه سرمایه بیشتری را برشرکت تحمیل نموده و همچنین جهت حفاظت از منافع خود در شرکت، کیفیت بالای خدمات حسابرسی را ترجیح دهند. در ادامه، برخی از مهم‌ترین پژوهش‌های داخلی و خارجی در مورد موضوع معرفی و تحلیل می‌شود.

صفار، نوده، رضایی و صدرآرا[1] (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان رابطه مدیر و سهام‌دار با استفاده از نظریه بازی‌ها به‌کارگیری محافظه کاری حسابداری و کیفیت گزارشگری مالی، به بررسی کاربرد نظریه بازی‌ها در تعامل ویژگی‌های اطلاعات حسابداری، محافظه‌کاری حسابداری و کیفیت گزارشگری مدیران و سهام‌داران در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که که ترکیبی از استراتژی‌های گزارشگری با کیفیت پایین مدیر– کیفیت گزارش‌دهی پایین سهام‌دار، کیفیت گزارش‌دهی بالای مدیر– کیفیت گزارش‌دهی بالای سهام‌دار، محافظه‌کاری پایین مدیر– محافظه‌کاری پایین سهام‌دار، محافظه‌کاری بالای مدیر– محافظه‌کاری بالای سهام‌دار به‌عنوان تعادل نش ضعیف هستند.

چان، چان، جگادیش و لاکونیشوک[2] (۲۰۱۸) نشان دادند که کیفیت کنترل‌های داخلی از مدیریت سود می‌کاهد و موجب بهبود کیفیت حسابرسی می‌شود.

وان[3] (۲۰۱۴) مطالعه‌ای متفاوت با عنوان شرکت و بازی بین تولیدکنندگان و مدیران بر مبنای قرارداد خطی داشته است. وی با فرض همکاری کردن و همکاری نکردن بازیگران، به بررسی تعادل نش پرداخت و با ایجاد رابطه‌ای خطی، سود خالص، مجموع ریسک و رفاه بازیگران را بررسی کرد. نتایج این پژوهش نشان داد ضریب همبستگی بین منافع بازیگران با همکاری، ارتباط مثبت معناداری دارد.

کیم و سان[4] (۲۰۱۳)، به بررسی ارتباط مدیریت واقعی و مصنوعی سود با هزینه حقوق صاحبان سهام پرداختند. یافته‌های آنها ارتباط مثبت بین میزان مدیریت سود (که برمبنای اقلام تعهدی محاسبه شده) از طریق دستکاری فعالیت-های مصنوعی با هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها را نشان می‌دهد.

ولی‌نیا، رنجبر، خدادای و سالاری (۱۴۰۱) در پژوهشی با عنوان اثر ضعف کنترل‌های داخلی بر تغییرات بازده سهام، مدیریت سود واقعی و ریسک شرکت‌ها نشان دادند که ضعف ساختار کنترل داخلی اثر معناداری بر تغییرات بازده سهام شرکت‌های مورد مطالعه دارد. همچنین شرکت‌های با ضعف ساختار کنترل‌های داخلی دستکاری فعالیت‌های واقعی بیشتری انجام می‌دهند و ریسک مالی بیشتری دارند.

[1] Saffar, Nodeh, Rezaei & Sadrara
[2] Chan, Chan, Jegadeesh & Lakonishok
[3] Wan
[4] Kim & Sohn

معصوم‌زاده و شهبازی (۱۴۰۰) در پژوهشی با عنوان تحلیل تعامل رانندگان و پلیس راهور (کاربرد نظریه بازی‌ها)، تعامل پلیس راهور و رانندگان را در چارچوب بازی پویای دومرحله‌ای با اطلاعات ناقص مدل‌سازی کرد. نتایج پژوهش آنان نشان داد هرچقدر پلیس قانونمندتر باشد، رشوه دادن کمتر می‌شود.

جودی و منصورفر (۱۳۹۹) در پژوهشی با عنوان نقش کیفیت حسابرسی بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و ابعاد آگاهی‌دهندگی و فریبندگی مدیریت سود، نشان دادند که وجود کیفیت حسابرسی، شدت تأثیر منفی عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود آگاهی‌دهنده و شدت تأثیر مثبت عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود فریبنده را تا حد چشمگیری کاهش می‌دهد.

عرب کیاسری و عبدی (۱۳۹۴) در پژوهشی با عنوان طراحی و تحلیل بازی استراتژیک مدیر و سهامدار، نسبت به یافتن تعادل نش در بازی آنها پرداختند. در پژوهش آنها استراتژی مدیر، مدیریت سود و استراتژی سهامدار، حاکمیت شرکتی برای رسیدن به منافع خود بود. نتایج پژوهش نشان داد که که در ترکیب استراتژی مدیریت سود خفیف توسط مدیریت و حاکمیت شرکتی قوی توسط سهامداران، تعادل نش ضعیف است.

بررسی مطالعات نظری و تجربی در زمینه موضوع پژوهش، نشان می‌دهد که تاکنون هیچ‌کدام از حالات تقابل استراتژیک مدیر و سهامدار، با متغیرهای مد نظر این مقاله، بررسی نشده است. همچنین در اغلب پژوهش‌های انجام گرفته با رویکرد نظریه بازی‌ها، اغلب بازی‌ها به فرم ایستا و در قالب بازی با اطلاعات کامل (بدون توجه به مسئله عدم تقارن اطلاعاتی) بررسی شده است، لکن در این مقاله برای مدل‌سازی روابط مدیر–سهامدار از بازی‌های علامت-دهی استفاده می‌گردد؛ زیرا یکی از مفروضات این نوع از بازی‌ها وجود مزیت اطلاعاتی برای یکی از طرفین بازی است و با توجه به اینکه در شرکت‌های سهامی، مدیریت بنا به موقعیت خود دارای اطلاعات بیشتری نسبت به سهام-دارن است، لذا استفاده از بازی‌های علامت‌دهی برای تحلیل روابط متقابل مدیر و سهامدار مطلوب به‌نظر می‌رسد. این مطالعه به‌دنبال پر کردن خلاء مطالعاتی موجود در این زمینه و بررسی رفتار مدیر و سهامدار در قالب بازی‌های علامت-دهی است.

با توجه به پیشینه نظری و تجربی پژوهش و انگیزه مدیران و مالکان برای انتخاب استراتژی در بازی غیرهمکارانه، در سؤالات اول تا چهارم این مقاله بررسی می‌شود که آیا در شرایطی که کنترل‌های داخلی ضعیف باشد، مدیر از مدیر از طریق اعمال استراتژی مدیریت سود آگاهی دهنده و سهامدار از طریق اعمال استراتژی‌های تقاضای نرخ هزینه سرمایه پایین‌تر و همچنین تقاضای خدمات حسابرسی باکیفیت پایین‌تر به حداکثر مطلوبیت خود می‌رسند؟

سؤال اول: با فرض وجود کنترل‌های داخلی ضعیف، آیا پیامد (مدیریت سود فریبنده، هزینه سرمایه بالا) می‌تواند یک تعادل بیزین کامل باشد؟

سؤال دوم: با فرض وجود کنترل‌های داخلی قوی، آیا پیامد (مدیریت سود آگاهی‌دهنده، هزینه سرمایه پایین) می‌تواند یک تعادل بیزین کامل باشد؟

سؤال سوم: با فرض وجود کنترل‌های داخلی ضعیف، آیا پیامد (مدیریت سود فریبنده، دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا) می‌تواند یک تعادل بیزین کامل باشد؟

سؤال چهارم: با فرض وجود کنترل‌های داخلی قوی، آیا پیامد (مدیریت سود آگاهی‌دهنده، دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین) می‌تواند یک تعادل بیزین کامل باشد؟

## ۳. روش پژوهش

در این مقاله برای دستیابی به هدف، از نظریه بازی‌ها استفاده شده است. بازی‌ها دارای ابعاد زیادی هستند که در مقاله حاضر، برای مدل‌سازی روابط مدیر و سهامدار از بازی‌های علامت‌دهی بهره گرفته شده است؛ در ادامه، به ارائه تعریف این بازی‌ها و مفاهیم مرتبط با آن پرداخته شده است.

### بازی‌های علامت‌دهی

بازی‌های علامت‌دهی، بازی‌هایی پویا با اطلاعات نامتقارن هستند که دو بازیکن در آن شرکت دارند. یکی از بازیکنان اطلاعات بیشتری نسبت به بازیکن حریف دارد و گاهی این احتمال وجود دارد که اگر حریف به این اطلاعات اضافی پی ببرد، عملی را انجام دهد که به نفع بازیکن با اطلاعات بیشتر باشد؛ لذا بازیکن با اطلاعات بیشتر تمایل خواهد داشت تا با ارسال پیغام و علامت‌هایی به بازیکن حریف اطلاعاتی را منتقل کرده و او را به انجام عملی در راستای منافع خود وادار کند. بازیکن با اطلاعات بیشتر را فرستنده و با اطلاعات کمتر را گیرنده می‌گویند. گیرنده باید تمام حالت‌های ممکن را که بازیکن فرستنده می‌تواند داشته باشد، همراه با احتمال هر حالت (نوع) مد نظر قرار دهد. حالت‌های ممکن فرستنده را از طریق محیط نشان می‌دهند؛ یعنی محیط، بازیکن مصنوعی است که حالت‌های ممکن فرستنده، مجموعه عمل بازیکن مصنوعی است که هر حالت را با احتمالی تعیین می‌کند. فرستنده بعد انتخاب محیط، حالت خود را دقیقاً می‌داند که آن را حالت موجود یا واقعی فرستنده گویند. می‌توان تبادل فرستنده و گیرنده را به‌صورت یک بازی پویا در نظر گرفت و نحوه تعامل آنها را مورد تحلیل قرار داد و عمل بهینه و علامت ارسالی را مشخص کرد (عبدلی، ۱۳۹۱، صفحه ۱۶۳-۱۶۴).

### نحوه نشان دادن بازی علامت‌دهی

بازی‌های علامت‌دهی، بازی‌های پویا با اطلاعات نامتقارن هستند که در آن دو بازیکن وجود دارد. یک بازیکن فرستنده (S) و دیگری گیرنده (R) است و زمانبندی بازی علامت‌دهی به این‌صورت است:

۱. محیط نوع (حالت) $t_i$ را برای بازیکن فرستنده معلوم می‌کند. به‌عبارت دیگر فرستنده می‌تواند حالت‌های مختلفی به خود بگیرد که این حالت‌های مختلف را با $T_S$ نشان می‌دهیم و $t_i \in t_s$ $T_S = \{t_1, \dots, t_i\}$ . هرکدام از اعضای $T_S$ با احتمالی امکان وقوع دارند، که آن را توزیع احتمال $T_S$ می‌گوییم که با ویژگی‌های زیر بیان می‌شود:

$$p(t_i) > 0, p(t_1) + p(t_2) + \cdots + p(t_i) = 1 \qquad (۱)$$

۲. فرستنده نوع خود یعنی $t_i$ را مشاهده می‌کند. سپس از میان علامت‌های مختلف قابل ارسال، که بیانگر یا نشان‌دهنده نوع اوست، علامت $m_j$ را ارسال می‌دارد که $M = \{m_1, \dots, m_j\}$ و $m_j \in M$ است و مجموعه علامت ارسالی برای گیرنده معلوم است.

۳. گیرنده علامت $m_j$ را می‌تواند مشاهده کند ولی $t_i$ را نمی‌تواند و باید از روی $m_j$ استنتاج کند که آیا از نوع $t_i$ است یا خیر؟ سپس عملی از میان $A = \{a_1, \dots, a_k\}$ و $a_k \in A$ انتخاب کند.

۴. پیامد فرستنده با $U_S(t_i, m_j, a_k)$ و گیرنده با $U_R(t_i, m_j, a_k)$ نشان داده می‌شود (گیبونز، ۱۳۹۷، ص ۲۱۵).

**نحوه یافتن تعادل بیزین کامل در بازی‌های علامت‌دهی**

برای یافتن تعادل‌نش بیزین کامل در بازی علامت‌دهی ضروری است که شروط ۱ تا ۳، در این بازی‌ها تطبیق داده شود. این شروط به‌شرح زیر هستند (عبدلی، ۱۳۹۱):

شرط ۱: بعد از اینکه گیرنده علامت $m_j$ را از مجموعه علامت‌های M، $m_j \in M$ را دریافت کرد، باید باوری را شکل دهد مبنی‌بر اینکه با آن علامت، فرستنده از کدام نوع می‌تواند باشد. این باور با توزیع احتمال $\mu(t_i|m_j)$ نشان داده می‌شود $\forall ti \in T \ (\mu(t_i|m_j) \geq 0)$ و نشان‌دهنده احتمال $t_i$ با علامت $m_j$ است:

$$\sum_{ti\epsilon T} \mu(t_i|m_j) = 1 \qquad (۲)$$

باور گیرنده زمانیکه پیغام $m_1$ را دریافت می‌کند به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$P = \mu(t_1 \,|\, m_1) = \frac{p(m_1|t_1) * p(t_1)}{p(m_1|t_1) * p(t_1) + p(m_1|t_2) * p(t_2)} \qquad (۳)$$

$$(1-p) = \mu(t_2|m_1) = 1 - \mu(t_1 \,|\, m_1) \qquad (۴)$$

و باور گیرنده زمانی‌که پیغام $m_2$ را دریافت می‌کند، به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$q = \mu(t_1 \,|\, m_2) = \frac{p(m_2|t_1) * p(t_1)}{p(m_2|t_1) * p(t_1) + p(m_2|t_2) * p(t_2)} \qquad (۵)$$

$$(1-q) = \mu(t_2|m_2) = 1 - \mu(t_1 \,|\, m_2) \qquad (۶)$$

شرط ۲ برای گیرنده: گیرنده برای هر علامتی که دریافت می‌کند، یعنی $m_j \in M$ ، با توجه به باوری که شکل داده مبنی بر اینکه فرستنده از چه نوع باشد آن پیغام را ارسال می‌کند (طبق شرط ۱)، باید عملی را انتخاب کند که پیامد انتظاری او را حداکثر کند و این عمل را با $a^*(m_j)$ نشان می‌دهند. به‌عبارت دیگر $a^*(m_j)$ جواب مسئله بهینه‌سازی زیر است:

$$MAx \sum_{ak\in A, ti\in T} \mu(t_i|m_j) U_R(t_i, m_j, a_k) \qquad (۷)$$

شرط ۲ برای فرستنده: فرستنده با توجه به نوع خود می‌تواند پیغام‌های مختلفی را برای گیرنده ارسال کند، ولی با توجه به واکنش گیرنده طبق شرط ۲، یعنی استراتژی گیرنده $a^*(m_j)$، باید پیغامی را بفرستد که پیامد او را حداکثر کند. این پیغام را با $m_j * (t_i)$ نشان می‌دهند. به‌عبارت دیگر $m_j * (t_i)$ جواب بهینه‌سازی زیر است:

$$MAx \sum_{mj\in M} U_S(t_i, m_j, a^*(m_j)) \qquad (۸)$$

شرط۳: برای حالت‌هایی که پیغام بهینه $m_j$ است، یعنی $\forall ti \in \mathrm{Tj}$ $m_j * (t_i)$ در مجموعه اطلاعاتی متناظر با $m_j$ باور گیرنده به‌وسیله قانون بیز و استراتژی فرستنده تعیین می‌شود:

$$\mu(t_1|m_j) = \frac{p(t_i)}{\sum_{ti\in Ti} p(t_i)} \quad (۹)$$

تعریف تعادل بیزین‌نش کامل: استراتژی خالص در یک بازی علامت‌دهی، ترکیب استراتژی‌های $m^*(t_i)$ و $a^*(m_j)$ و همچنین باور $\mu(t_i \mid m_j)$ است که شرط‌های ۱ تا ۳ را برآورده می‌کند (گیبونز[1]، ۱۳۹۷، صص. ۲۱۹-۲۲۰).

با در نظر گرفتن مبانی نظری برای پاسخ به سؤالات پژوهش حاضر، لازم است شروط لازم برای برقراری تعادل منفک $(t_1, m_1, c_1(a_1); t_2, m_2, c_2(a_2))$ مورد بررسی قرار گیرد؛ تعادل منفک تعادلی است که در آن فرستنده برای هر نوع، پیغام متفاوت از نوع دیگر ارسال می‌نماید و گیرنده نیز با دریافت هر نوع علامت، عکس‌العمل متفاوت از دیگری نشان می‌دهد.

## ۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

**طراحی آزمون سؤالات اول و دوم در قالب بازی‌های علامت‌دهی مدیر-سهام‌دار**

۱. ابتدا طبیعت نوع $t_i$ (محیط) را برای فرستنده (مدیر)، از مجموعه نوع‌های ممکن $T = \{t_1, \dots, t_i\}$ طبق توزیع احتمال $P(t_i)$ انتخاب می‌کند که در آن به‌ازای هر i، $P(t_i) > 0$ و $P(t_1) + \dots + P(t_i) = 1$.

$$T = \{(t_2) \text{ کنترل داخلی قوی}, (t_1) \text{ کنترل داخلی ضعیف}\} \quad (۱۰)$$

$$P(\text{کنترل داخلی ضعیف}) > 0, \quad P(\text{کنترل داخلی قوی}) > 0 \quad (۱۱)$$

$$P(\text{کنترل داخلی ضعیف}) + P(\text{کنترل داخلی قوی}) = 1 \quad (۱۲)$$

۲. فرستنده (مدیر)، $t_i$ را مشاهده و سپس پیام $m_j$ را از مجموعه پیام‌های ممکن $M = \{m_1, \dots, m_j\}$ انتخاب می‌کند.

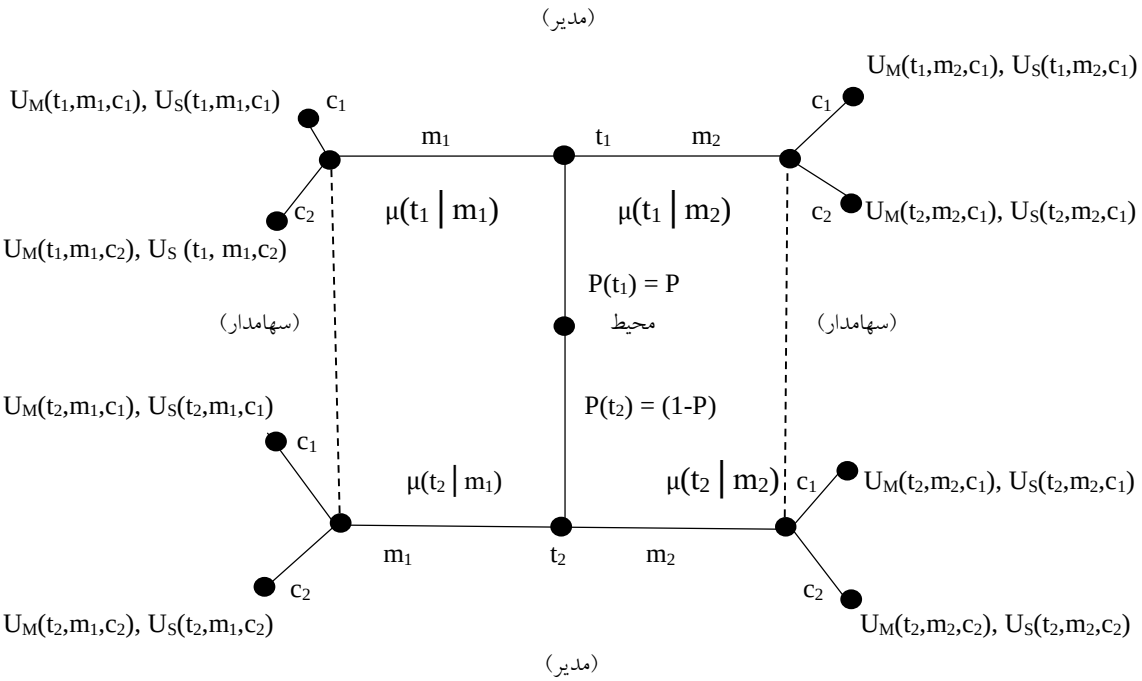
$$M = \{(m_2) \text{ مدیریت سود آگاهی دهنده}, (m_1) \text{ مدیریت سود فریبنده}\} \quad (۱۳)$$

۳. دریافت کننده (سهام‌دار)، $m_j$ و نه $t_i$ را مشاهده و سپس حرکت $c_k$ را از مجموعه حرکت‌های ممکن $A = \{c_1, \dots, c_k\}$ انتخاب می‌کند.

$$A = \{(c_2) \text{ هزینه سرمایه پایین}, (c_1) \text{ هزینه سرمایه بالا}\} \quad (۱۴)$$

۴. عایدی‌ها با $U_S(t_i, m_j, c_k)$ و $U_M(t_i, m_j, c_k)$ معین می‌شوند. برای نمونه $U_S(t_1, m_1, c_1)$ عایدی سهام‌دار در حالتی است که محیط از نوع کنترل‌های داخلی ضعیف $(t_1)$ بوده، مدیر استراتژی مدیریت سود فریبنده و سهام‌دار استراتژی هزینه سرمایه بالا $(c_1)$ را انتخاب نماید.

[1] Gibbons




**نمودار ۱:** محیط با احتمال‌های $P(t_1)$ و $P(t_2)$ تعیین می‌کند که کیفیت کنترل‌های داخلی، به‌ترتیب در سطح ضعیف $(t_1)$ یا قوی $(t_2)$ باشد. مدیر هرکدام را به یقین تشخیص داده و با احتمال $\mu(T_i \mid M_j)$؛ $(T_i = t_1, t_2, M_J = m_1, m_2)$ به سهامدار علامت می‌دهد که محیط از چه نوعی است و از آنجایی که سهامدار به‌طور یقین نمی‌تواند از علائم دریافتی، حالت خود را دقیقاً تشخیص دهد، به‌صورت نقطه-چین نشان داده شده است.

**منبع:** یافته‌های تحقیق

در این بازی فرستنده (مدیر) چهار استراتژی خالص دارد:

$$S_M = as(t_1) * as(t_2)$$
$$= \{(m_1(t_1), m_1(t_2)), (m_1(t_1), m_2(t_2)), (m_2(t_1), m_1(t_2)), (m_2(t_1), m_2(t_2)\} \quad (۱۵)$$

که برای نمونه، استراتژی $(m_1(t_1), m_2(t_2))$ به این‌صورت تعبیر می شود که اگر طبیعت، $t_1$ (کنترل داخلی ضعیف) را انتخاب کرد، مدیر، $m_1$ (مدیریت سود فریبنده) و اگر $t_2$ (کنترل داخلی قوی) را انتخاب کرد، $m_1$ (مدیریت سود فریبنده) را بازی کند.

همچنین گیرنده (سهامدار) نیز چهار استراتژی خالص دارد:

$$S_S = ar(m_1) * ar(m_2)$$
$$= \{(c_1(m_1), c_1(m_2)), (c_1(m_1), c_2(m_2)), (c_2(m_1), c_1(tm_2)), (c_2(m_1), c_2(m_2)\} \quad (۱۶)$$

**طراحی آزمون سؤالات سوم و چهارم در قالب بازی‌های علامت‌دهی مدیر–سهامدار**

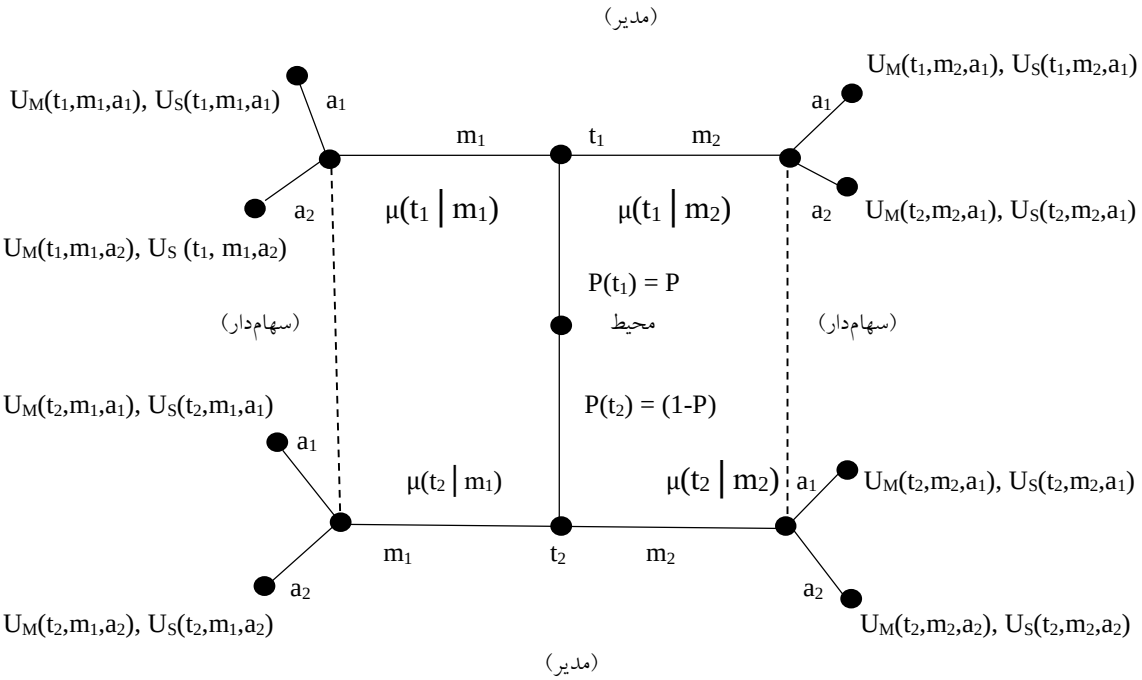
۱. در این حالت نیز طبیعت نوع $t_i$ (محیط) را برای فرستنده (مدیر)، از مجوعه نوع‌های ممکن $T = \{t_1, \dots, t_i\}$ طبق توزیع احتمال $P(t_i)$ انتخاب می‌کند که در آن به‌ازای هر i، $P(t_i) > 0$ و $P(t_1) + \dots + P(t_i) = 1$.

۲. فرستنده (مدیر)، $t_i$ را مشاهده و سپس پیام $m_j$ را از مجموعه پیام‌های ممکن $M = \{m_1, \dots, m_j\}$ انتخاب می‌کند.

۳. دریافت کننده (سهام‌دار)، $m_j$ و نه $(t_i)$ را مشاهده و سپس حرکت $a_k$ را از مجموعه حرکت‌های ممکن $A = \{a_1, \dots, a_k\}$ انتخاب می‌کند.

$A = \{$(کیفیت بالای حسابرسی $(a_1)$ , کیفیت پایین حسابرسی $(a_2)\}$ (۱۷)

۴. عایدی‌ها با $U_S(t_i, m_j, a_k)$ و $U_M(t_i, m_j, a_k)$ معین می‌شوند.




**نمودار ۲. بازی علامت‌دهی مدیر سهام‌دار برای بررسی سؤالات سوم و چهارم**

**منبع**: یافته‌های پژوهش

استراتژی‌های مدیر در این حالت نیز همانند بازی قبل است، لکن استراتژی‌های سهام‌دار در این حالت برابر خواهد بود با:

$$S_S = ar(m_1) * ar(m_2)$$
$$= \{(a_1(m_1), a_1(m_2)), (a_1(m_1), a_2(m_2)), (a_2(m_1), a_1(tm_2)), (a_2(m_1), a_2(m_2)\} \quad (۱۸)$$

**بررسی شرایط برقراری تعادل بازی‌های اول و دوم**

ابتدا محیط تعیین می‌کند که کنترل‌های داخلی با احتمال $P(t_1)$ در حالت ضعیف و $P(t_2)$ در حالت قوی قرار دارد و $(P(t_1) + P(t_2)) = 1$. وقتی مدیر مشاهده کرد محیط از نوع کنترل‌های داخلی ضعیف است $(t_1)$، می‌تواند با احتمال شرطی $P_M(m_1 | t_1)$، علامت $m_1$ (مدیریت سود فریبنده) و با احتمال شرطی $P_M(m_2 | t_1)$ علامت $m_2$ (مدیریت سود آگاهی‌دهنده) را ارسال کند. همچنین وقتی مشاهده کرد محیط از نوع کنترل‌های داخلی قوی است

$(t_2)$، می‌تواند با احتمال شرطی $P_M(m_1|t_2)$ علامت $m_1$ (مدیریت سود فریبنده) و با احتمال شرطی $P_M(m_2|t_2)$ علامت $m_2$ (مدیریت سود آگاهی‌دهنده) را ارسال کند. سهامدار می‌تواند با دریافت علامت مدیریت سود فریبنده $(m_1)$ در حالت کنترل‌های داخلی ضعیف $(t_1)$، با احتمال $P_S(c_1|m_1)$ استراتژی هزینه سرمایه هزینه سرمایه بالا $(c_1)$ و با احتمال $P_S(c_2|m_1)$ استراتژی هزینه سرمایه پایین را انتخاب کند. همچنین با دریافت علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده ($m_2$) در حالت کنترل‌های داخلی ضعیف $(t_1)$، با احتمال $P_S(c_1|m_2)$ استراتژی هزینه سرمایه هزینه سرمایه بالا $(c_1)$ و با احتمال $P_S(c_2|m_2)$ استراتژی هزینه سرمایه پایین را انتخاب کند.

ازسوی دیگر سهامدار می‌تواند با دریافت علامت مدیریت سود فریبنده $(m_1)$ در حالت کنترل‌های داخلی قوی $(t_2)$، با احتمال $P_S(c_1|m_1)$ استراتژی هزینه سرمایه هزینه سرمایه بالا $(c_1)$ و با احتمال $P_S(c_2|m_1)$ استراتژی هزینه سرمایه پایین را انتخاب کند. همچنین با دریافت علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده ($m_2$) در حالت کنترل‌های داخلی قوی $(t_2)$، با احتمال $P_S(c_1|m_2)$ استراتژی هزینه سرمایه بالا $(c_1)$ و با احتمال$P_S(c_2|m_2)$ استراتژی هزینه سرمایه پایین $(c_2)$ را انتخاب کند. بنابراین خواهیم داشت:

$$\sum_j P_M(m_j|t_1)=1\,,\sum_j P_M(m_j|t_2)=1 \quad j=1,2 \qquad (۱۹)$$

$$\sum_j P_S(c_1|m_1)=1\,,\sum_j P_S(c_j|m_2)=1 \quad i=1,2 \qquad (۲۰)$$

مجموعه مطلوبیت یا پیامد سهامدار با استراتژی هزینه سرمایه بالا $(c_1)$ و هزینه سرمایه پایین $(c_2)$ در هریک از حالات محیط (کیفیت کنترل‌های داخلی ضعیف و قوی) و با دریافت علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده و فریبنده به‌صورت زیر خواهد بود:

$$U_S(t_1,m_1,c_1),U_S(t_1,m_1,c_2),U_S(t_1,m_2,c_1),U_S(t_1,m_2,c_2) \qquad (۲۱)$$

$$U_S(t_2,m_1,c_1),U_S(t_2,m_1,c_2),U_S(t_2,m_2,c_1),U_S(t_2,m_2,c_2) \qquad (۲۲)$$

و منفعت مدیر عبارت است از:

$$U_M(t_1,m_1,c_1),U_M(t_1,m_1,c_2),U_M(t_1,m_2,c_1),U_M(t_1,m_2,c_2) \qquad (۲۳)$$

$$U_M(t_2,m_1,c_1),U_M(t_2,m_1,c_2),U_M(t_2,m_2,c_1),U_M(t_2,m_2,c_2) \qquad (۲۴)$$

برای پاسخ به سوال اول و دوم پژوهش و برقراری تعادل در نقاط ذکر شده، طبق شرط اول از شروط برقراری تعادل، سهامدار بعد از اینکه علامت $m_j$ را از جانب مدیر دریافت کرد، باید باوری را شکل دهد مبنی‌بر اینکه با آن علامت، مدیر از کدام نوع می‌تواند باشد. با توجه به مبانی نظری ذکر شده، انتظار می‌رود سهامدار با دریافت علامت مدیریت سود فریبنده، به این باور برسد که محیط از نوع کنترل داخلی ضعیف بوده و با دریافت علامت مدیریت سودآگاهی دهنده، محیط را دارای کنترل‌های داخلی قوی تشخیص دهد.

برای تأمین شرط دوم تعادل در مورد گیرنده (سهامدار)، در صورت برقراری کنترل‌های داخلی ضعیف در محیط شرکت سهامی و دریافت علامت مدیریت سود فریبنده از جانب مدیر، طبق مبانی نظری انتظار می‌رود سهامدار با تحمیل هزینه سرمایه بالا (رابطه ۲۵) و با دریافت علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده، با تحمیل هزینه سرمایه پایین

(رابطه ۲۶) مطلوبیت (بازده سهام) بیشتری به‌دست آورد. همچنین انتظار بر آنست که در محیط کنترل داخلی قوی و با دریافت علامت مدیریت سود فریبنده، هزینه سرمایه بالا (رابطه ۲۷) و با دریافت علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده، هزینه سرمایه پایین (رابطه ۲۸) منافع بیشتری را برای وی فراهم آورد؛ زیرا براساس مطالبی که بیان شد چنین پیش‌بینی می‌شود که فارغ از نوع محیطی که مدیر در آن فعالیت می‌کند، سهامدار با دریافت علامت مدیریت سود فریبنده، محیط شرکت سهامی را از نوع کنترل‌های داخلی ضعیف تشخیص دهد و برای حفاظت از منافع خود در شرکت و پذیرش ریسک بالاتر، هزینه‌سرمایه بالاتری را بر مدیر تحمیل کند و ازسوی دیگر با دریافت علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده، شرکت را شرکتی با کنترل‌های داخلی قوی تصور کرده و برای جلوگیری از اتلاف منابع شرکت، هزینه سرمایه کمتری مطالبه می‌نماید. لذا به بیان ریاضی می‌توان گفت:

$$U_S(t_1, m_1, c_1) > U_S(t_1, m_1, c_2) \quad (۲۵)$$

$$U_S(t_1, m_2, c_1) < U_S(t_1, m_2, c_2) \quad (۲۶)$$

$$U_S(t_2, m_1, c_1) > U_S(t_2, m_1, c_2) \quad (۲۷)$$

$$U_S(t_1, m_2, c_1) < U_S(t_2, m_2, c_2) \quad (۲۸)$$

برای برقراری شرط دوم در مورد فرستنده (مدیر)، اگر مدیر در محیط کنترل‌های داخلی ضعیف اقدام به مدیریت سود فریبنده (در راستای افزایش پاداش خود) نماید و هزینه سرمایه بالاتری را به مدیر تحمیل نماید، باید مطلوبیت بیشتری نسبت به حالتی که در محیط کنترل‌های داخلی ضعیف، اقدام به مدیریت سود آگاهی‌دهنده نموده و سهامدار هزینه سرمایه پایین را بر وی تحمیل کند، به‌دست آورد (رابطه ۲۹). انتظار می‌رود این رابطه در شرایط حقیقی در روابط بین مدیر و سهامدار در شرکت سهامی برقرار باشد؛ زیرا طبق مبانی نظری، اگر مدیر در محیط کنترل‌های داخلی ضعیف اقدام به مدیریت سود فریبنده (در راستای افزایش پاداش خود) نماید، حتی اگر سهامدار هزینه سرمایه بالاتری را به مدیر تحمیل نماید، به‌خاطر ضعف در کنترل‌های داخلی، مدیر جهت دستکاری سود و بیش‌نمایی آن آزادی عمل بیشتری خواهد داشت، لذا انتظار می‌رود در چنین شرایطی مطلوبیت بیشتری نسبت به حالتی که در محیط کنترل‌های داخلی ضعیف، اقدام به مدیریت سود آگاهی‌دهنده نموده و سهامدار هزینه سرمایه پایین تحمیل کند، به‌دست آورد.

$$U_M(t_1, m_1, c_1) > U_M(t_1, m_2, c_2) \quad (۲۹)$$

همچنین در صورتی‌که مدیر در محیطی که کنترل‌های داخلی قوی برقرار است، به مدیریت سود فریبنده اقدام نماید و سهامدار هزینه سرمایه بالا را بر شرکت تحمیل کند، مطلوبیت کمتری نسبت به حالتی که در محیط کنترل‌های داخلی ضعیف اقدام به مدیریت سود آگاهی‌دهنده نماید و سهامدار هزینه سرمایه پایین را بر وی تحمیل نموده باشد، بدست آورد، شرط دوم در مورد (مدیر) برقرار خواهد شد (رابطه ۳۰). این روابط به‌صورت ذیل بیان می‌شود:

$$U_M(t_2, m_1, c_1) > U_M(t_2, m_2, c_2) \quad (۳۰)$$

برقراری رابطه (۳۰) نیز در مورد تابع مطلوبیت مدیران در شرکت‌های سهامی مورد انتظار است؛ به این دلیل که اگر مدیر تمایل داشته باشد در محیطی که کنترل‌های داخلی قوی برقرار است، اقدام به مدیریت سود فریبنده نماید، به‌دلیل مواجه شدن با کنترل‌های داخلی قوی، در دستکاری سود و درآمدها دچار محدودیت خواهد شد و از طرفی از

جانب سهام‌داران نیز با متحمل شدن هزینه سرمایه بالا جریمه خواهد شد؛ لذا انتظار می‌رود مدیر در چنین شرایطی، مطلوبیت کمتری نسبت به حالتی که در محیط کنترل‌های داخلی ضعیف اقدام به مدیریت سود آگاهی‌دهنده نموده باشد و سهام‌دار هزینه سرمایه پایین را بر وی تحمیل نموده باشد، به‌دست آورد.

اکنون برای پاسخ به سؤالات اول و دوم و تشریح شرایط لازم برای برقراری تعادل در این نقاط، لازم است نشان داده شود که تعادل منفک $(m_1(t_1), m_2(t_2))$ برقرار است؛ منظور از این تعادل، تعادلی است که در آن مدیر وقتی محیط از نوع کنترل داخلی ضعیف ($t_1$) باشد، علامت مدیریت سود فریبنده $(m_1)$ و وقتی محیط از نوع کنترل داخلی قوی $(t_2)$ باشد، علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده $(m_2)$ را ارسال می‌دارد. با این استراتژی تمام مجموعه‌های اطلاعاتی سهام‌دار روی مسیر تعادل قرار دارد و لذا باور سهام‌دار با استفاده از شرط ۳ به این‌صورت تعیین می‌شود:

$$P = \mu(t_1|m_1) = \frac{p(m_1|t_1) * p(t_1)}{p(m_1|t_1) * p(t_1) + p(m_1|t_2) * p(t_2)} = \frac{1 * P(t1)}{(1 * P(t1)) + (0 * P(t2))} = 1 \quad (۳۱)$$

$$(1-p) = \mu(t_2|m_1) = 1 - \mu(t_1|m_1) = 1 - 1 = 0 \quad (۳۲)$$

$$q = \mu(t_1|m_2) = \frac{p(m_2|t_1) * p(t_1)}{p(m_2|t_1) * p(t_1) + p(m_2|t_2) * p(t_2)} = = \frac{0 * P(t1)}{(0 * P(t1)) + (1 * P(t2))} = 0 \quad (۳۳)$$

$$(1-q) = \mu(t_2|m_2) = 1 - \mu(t_1|m_2) = 1 - 0 = 1 \quad (۳۴)$$

با باور فوق اگر سهام‌دار علامت مدیریت سود فریبنده را دریافت کند، می‌داند که محیط شرکت سهامی از نوع کنترل داخلی ضعیف $(t_1)$ است و با توجه به رابطه (۲۵)؛ $(U_S(t_1, m_1, c_1) > U_S(t_1, m_1, c_2))$، استراتژی هزینه سرمایه بالا $(c_1)$ را انتخاب می‌کند. اگر علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده را دریافت کند، می‌داند که محیط شرکت سهامی از نوع کنترل داخلی قوی $(t_2)$ است و با در نظر گرفتن رابطه (۲۸)؛ $(U_S(t_2, m_2, c_1) < U_S(t_2, m_2, c_2))$، استراتژی هزینه سرمایه پایین $(c_2)$ را انتخاب می‌کند. پس استراتژی بهینه او $(c_1, c_2)$ خواهد بود. حال باید بهینه بودن $(m_1, m_2)$ را در مقابل بهترین پاسخ سهام‌دار یعنی $(c_1, c_2)$ بررسی کنیم. با توجه به واکنش سهام‌دار، اگر محیط از نوع کنترل داخلی ضعیف $(t_1)$ باشد و به جای علامت مدیریت سود فریبنده $(m_1)$، علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده $m_2$ را ارسال کند، سهام‌دار طبق باور فوق فکر می‌کند که محیط از نوع کنترل داخلی قوی $(t_2)$ است و استراتژی هزینه سرمایه پایین $c_2$ را انتخاب می‌کند که در این‌صورت مدیر پیامد $U_M(t_1, m_2, c_2)$ را به‌دست می‌آورد در حالی‌که با ارسال علامت مدیریت سود فریبنده، پیامد وی $U_M(t_1, m_1, c_1)$ خواهد بود. طبق رابطه (۲۹)؛ $U_M(t_1, m_1, c_1) > U_M(t_1, m_2, c_2)$ ، به‌دلیل اینکه مطلوبیت مدیر با ارسال علامت مدیریت سود فریبنده بیشتر از ارسال علامت مدیریت سود آگاهی دهنده خواهد بود، لذا اگر محیط از نوع کنترل داخلی ضعیف باشد، مدیر حتماً علامت مدیریت سود فریبنده را ارسال خواهد نمود. حال اگر محیط از نوع کنترل داخلی قوی $(t_2)$ باشد و مدیر به‌جای علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده علامت مدیریت سود فریبنده را ارسال نماید، سهام‌دار طبق باور فوق فکر می‌کند محیط از نوع کنترل داخلی ضعیف $(t_1)$ است و استراتژی هزینه سرمایه بالا $(c_1)$ را انتخاب می‌کند که در این‌صورت مدیر پیامد $U_M(t_2, m_1, c_1)$ را به‌دست می‌آورد در حالی‌که با ارسال علامت مدیریت سود فریبنده، پیامد وی $U_M(t_2, m_2, c_2)$ خواهد بود. با توجه به رابطه (۳۰) یعنی $U_M(t_2, m_1, c_1) < U_M(t_2, m_2, c_2)$، به‌دلیل اینکه مطلوبیت مدیر با ارسال علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده بیشتر از ارسال علامت مدیریت سود فریبنده خواهد بود،

لذا اگر محیط از نوع کنترل داخلی قوی باشد، مدیر حتماً علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده را ارسال خواهد کرد. پس $(m_1, m_2)$ تعادل می‌باشد:

$$[(m_1, m_2), (c_1, c_2), p = 1, q = 0] \quad (۳۵)$$

در صورت اثبات این قضیه، تعادل در نقاط ذکر شده در سؤالات اول و دوم پژوهش برقرار می‌شود.

**بررسی شرایط برقراری تعادل بازی‌های سوم و چهارم**

در این بازی‌ها نیز مشابه بازی‌های اول و دوم، ابتدا محیط تعیین می‌کند که کنترل‌های داخلی با احتمال $P(t_1)$ در حالت ضعیف و $P(t_2)$ در حالت قوی قرار دارد و $(P(t_1) + P(t_2)) = 1$. وقتی مدیر مشاهده کرد محیط از نوع کنترل‌های داخلی ضعیف است $(t_1)$، می‌تواند با احتمال شرطی $P_M(m_1 | t_1)$ ، علامت $m_1$ (مدیریت سود فریبنده) و با احتمال شرطی $P_M(m_2 | t_1)$ علامت $m_2$ (مدیریت سود آگاهی‌دهنده) را ارسال کند. همچنین وقتی مشاهده کرد محیط از نوع کنترل‌های داخلی قوی است $(t_2)$، می‌تواند با احتمال شرطی $P_M(m_1 | t_2)$ علامت $m_1$ (مدیریت سود فریبنده) و با احتمال شرطی $P_M(m_2 | t_2)$ علامت $m_2$ (مدیریت سود آگاهی‌دهنده) را ارسال کند. سهامدار می‌تواند با دریافت علامت مدیریت سود فریبنده $(m_1)$ در حالت کنترل‌های داخلی ضعیف $(t_1)$، با احتمال $P_S(a_1 | m_1)$ استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا $(a_1)$ و با احتمال $P_S(a_2 | m_1)$ استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین را انتخاب کند. همچنین با دریافت علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده $(m_2)$ در حالت کنترل‌های داخلی ضعیف $(t_1)$، با احتمال $P_S(a_1 | m_2)$ استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا $(a_1)$ و با احتمال $P_S(a_2 | m_2)$ استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین $(a_2)$ را انتخاب کند.

ازسوی دیگر سهامدار می‌تواند با دریافت علامت مدیریت سود فریبنده $(m_1)$ در حالت کنترل‌های داخلی قوی $(t_2)$، با احتمال $P_S(a_1 | m_1)$ استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا $(a_1)$ و با احتمال $P_S(a_2 | m_1)$ استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین را انتخاب کند. همچنین با دریافت علامت مدیریت سود آگاهی-دهنده $(m_2)$ در حالت کنترل‌های داخلی قوی $(t_2)$، با احتمال $P_S(a_1 | m_2)$ استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا $(a_1)$ و با احتمال $P_S(a_2 | m_2)$ استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین $(a_2)$ را انتخاب کند. بنابراین خواهیم داشت:

$$\sum_j P_M(m_j|t_1) = 1, \sum_j P_M(m_j|t_2) = 1 \quad j = 1,2 \quad (۳۶)$$

$$\sum_j P_S(a_i|m_1) = 1, \sum_j P_S(a_i|m_2) = 1 \quad i = 1,2 \quad (۳۷)$$

مجموعه مطلوبیت یا پیامد سهامدار با استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا $(a_1)$ و دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین $(a_2)$ در هریک از حالات محیط (کیفیت کنترل‌های داخلی ضعیف و قوی) و با دریافت علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده و فریبنده به‌صورت زیر خواهد بود:

$$U_S(t_1, m_1, a_1), U_S(t_1, m_1, a_2), U_S(t_1, m_2, a_1), U_S(t_1, m_2, a_2) \quad (۳۸)$$

$$U_S(t_2, m_1, a_1), U_S(t_2, m_1, a_2), U_S(t_2, m_2, a_1), U_S(t_2, m_2, a_2) \quad (۳۹)$$

و منفعت مدیر عبارت است از:

$$U_M(t_1, m_1, a_1), U_M(t_1, m_1, a_2), U_M(t_1, m_2, a_1), U_M(t_1, m_2, a_2) \quad (۴۰)$$

$$U_M(t_2, m_1, a_1), U_M(t_2, m_1, a_2), U_M(t_2, m_2, a_1), U_M(t_2, m_2, a_2) \quad (۴۱)$$

با توجه به اینکه طبق مبانی نظری انتظار بر آنست که در حالت برقراری کنترل‌های داخلی ضعیف در شرکت سهامی، با دریافت علامت مدیریت سود فریبنده از جانب مدیر، سهامدار تمایل به دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا برای ایجاد محدودیت برای مدیران در دنبال نمودن منافع شخصی داشته باشند و در صورت دریافت علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده، دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین را جهت جلوگیری از تحمیل هزینه‌های نمایندگی بالاتر بر مدیر و پیشگیری از اتلاف منابع شرکت، کافی تشخیص دهند، لذا خواهیم داشت:

$$U_S(t_1, m_1, a_1) > U_S(t_1, m_1, a_2) \quad (۴۲)$$

$$U_S(t_1, m_2, a_1) < U_S(t_1, m_2, a_2) \quad (۴۳)$$

ازسوی دیگر به‌دلیل اینکه در محیط کنترل داخلی قوی نیز انتظار می‌رود سهامدار به دنبال مشاهده علامت مدیریت سود فریبنده، دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا را برای پذیرش ریسک بالاتر مطلوب بدانند و با دریافت علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده، اعتماد آنان به برقراری کنترل‌های داخلی قوی و درستکاری مدیران جلب گردیده و دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین، ضمن حفظ منابع شرکت، مطلوبیت بالاتری را برای ایشان فراهم آورد؛ بنابراین می‌توان گفت:

$$U_S(t_2, m_1, a_1) > U_S(t_2, m_1, a_2) \quad (۴۴)$$

$$U_S(t_1, m_2, a_1) < U_S(t_2, m_2, a_2) \quad (۴۵)$$

با توجه پیشینه نظری، چنانچه مدیر در محیط دارای کنترل‌های داخلی ضعیف، اقدام به مدیریت سود فریبنده (در راستای افزایش پاداش خود) نماید، حتی اگر جهت حفظ منافع سهامدار، حسابرسی با کیفیت‌تری برای شرکت انجام شود، به‌خاطر ضعف در کنترل‌های داخلی، در طول سال مالی مدیر جهت انجام اقدامات فرصت‌طلبانه آزادی عمل بیش‌تری خواهد داشت، لذا انتظار می‌رود در چنین شرایطی مطلوبیت بیشتری نسبت به حالتی به‌دست آورد که در محیط کنترل‌های داخلی ضعیف، به مدیریت سود آگاهی‌دهنده اقدام کرده و حسابرسی با کیفیت پایین‌تری در شرکت انجام گیرد. بنابراین انتظار می‌رود رابطه زیر برقرار باشد:

$$U_M(t_1, m_1, a_1) > U_M(t_1, m_2, a_2) \quad (۴۶)$$

ازسوی دیگر، چنانچه مدیر بخواهد در محیطی که کنترل‌های داخلی قوی برقرار است، به مدیریت سود فریبنده اقدام نماید، به‌دلیل مواجه شدن با کنترل‌های داخلی قوی، در دستکاری سود و درآمدها دچار محدودیت خواهد شد و از طرفی از جانب سهامداران نیز با درخواست انجام حسابرسی با کیفیت‌تر و متحمل شدن هزینه‌های نمایندگی بالاتر جریمه خواهد شد؛ لذا انتظار می‌رود مدیر در چنین شرایطی، مطلوبیت کمتری نسبت به حالتی که در محیط کنترل‌های داخلی ضعیف اقدام به مدیریت سود آگاهی‌دهنده نموده باشد و سهامدار استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین‌تر را اعمال نموده و منابع کمتری از شرکت صرف هزینه‌های نظارت گردیده باشد، به‌دست آورد. بنابراین انتظار می‌رود رابطه زیر برقرار باشد:

$$U_M(t_2, m_1, a_1) > U_M(t_2, m_2, a_2) \quad (۴۷)$$

حال برای اثبات فروض دوم و چهارم پژوهش لازم است نشان داده شود که تعادل منفک $(m_1(t_1), m_2(t_2))$ برقرار است؛ تعادلی که در آن مدیر وقتی محیط از نوع کنترل داخلی ضعیف $(t_1)$ باشد، علامت مدیریت سود فریبنده $(m_1)$ و وقتی محیط از نوع کنترل داخلی قوی $(t_2)$ باشد، علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده $(m_2)$ را ارسال می‌دارد. با این استراتژی تمام مجموعه‌های اطلاعاتی سهامدار روی مسیر تعادل قرار دارد و باور سهامدار باید p=1 و q=0 باشد.

با باور فوق اگر سهامدار علامت مدیریت سود فریبنده را دریافت کند، می‌داند که محیط شرکت سهامی از نوع کنترل داخلی ضعیف $(t_1)$ است و با توجه به رابطه (۴۲)؛ $(U_S(t_1, m_1, a_1) > U_S(t_1, m_1, a_2))$، با انتخاب استراتژی خدمات حسابرسی با کیفیت بالا $(a_1)$ به آن واکنش نشان می‌دهد. لکن اگر علامت مدیریت سود آگاهی-دهنده را دریافت کند، می‌داند که محیط شرکت سهامی از نوع کنترل داخلی قوی $(t_2)$ است و با در نظر گرفتن رابطه (۴۵)؛ $(U_S(t_2, m_2, a_1) < U_S(t_2, m_2, a_2))$ ، استراتژی خدمات حسابرسی با کیفیت پایین $(a_2)$ را برمی‌گزیند. پس استراتژی بهینه او $(a_1, a_2)$ خواهد بود. حال باید بهینه بودن $(m_1, m_2)$ را در مقابل بهترین پاسخ سهامدار یعنی $(a_1, a_2)$ بررسی کنیم. با توجه به واکنش سهامدار، اگر محیط از نوع کنترل داخلی ضعیف $(t_1)$ باشد و به‌جای علامت مدیریت سود فریبنده $(m_1)$، علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده $(m_2)$ را ارسال نماید، سهامدار طبق باور فوق فکر می‌کند که محیط از نوع کنترل داخلی قوی $(t_2)$ است و استراتژی خدمات حسابرسی با کیفیت پایین $(a_2)$ را انتخاب می‌کند که در این‌صورت مدیر پیامد $U_M(t_1, m_2, a_2)$ را به‌دست می‌آورد در حالی که با ارسال علامت مدیریت سود فریبنده، پیامد وی $U_M(t_1, m_1, a_1)$ خواهد بود. طبق رابطه (۴۶)، $U_M(t_1, m_1, a_1) > U_M(t_1, m_2, a_2)$ اگر مطلوبیت مدیر با ارسال علامت مدیریت سود فریبنده بیشتر از ارسال علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده خواهد بود، لذا اگر محیط از نوع کنترل داخلی ضعیف باشد، مدیر حتماً علامت مدیریت سود فریبنده را ارسال نموده و هیچ انگیزه‌ای برای تخطی از ارسال علامت مدیریت سود فریبنده نخواهد داشت. حال اگر محیط از نوع کنترل داخلی قوی $(t_2)$ باشد و مدیر به جای علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده علامت مدیریت سود فریبنده را ارسال نماید، سهامدار طبق باور فوق فکر می‌کند محیط از نوع کنترل داخلی ضعیف $(t_1)$ است و استراتژی خدمات حسابرسی با کیفیت بالا $(a_1)$ را انتخاب می‌کند که مدیر پیامد $U_M(t_2, m_1, a_1)$ را به‌دست می‌آورد درحالی که با ارسال علامت مدیریت سود فریبنده، پیامد وی $U_M(t_2, m_2, a_2)$ خواهد بود. با توجه به رابطه (۴۷) یعنی $U_M(t_2, m_1, a_1) < U_M(t_2, m_2, a_2)$، در صورتی که مطلوبیت مدیر با ارسال علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده بیشتر از ارسال علامت مدیریت سود فریبنده خواهد بود، لذا اگر محیط از نوع کنترل داخلی قوی باشد، مدیر حتماً علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده را ارسال خواهد کرد. پس $(m_1, m_2)$ تعادل می‌باشد:

$$[(m_1, m_2), (a_1, a_2), p = 1, q = 0] \quad (۴۸)$$

با اثبات این قضیه، فروض دوم و چهارم تأیید می‌شود.

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مقاله حاضر، رفتار مدیر و سهام‌دار در شرکت‌های سهامی را در قالب بازی‌های علامت‌دهی و با در نظر گرفتن مسئله عدم تقارن اطلاعاتی مدل‌سازی نموده است؛ بدین صورت که مدیر و سهام‌دار به‌عنوان بازیکنان یک بازی علامت‌دهی تلقی شده‌اند که در محیط شرکت سهامی با سطوح متفاوت استقرار کنترل‌های داخلی، فعالیت می‌نمایند و مدیر با استراتژی‌های مدیریت سود فریبنده و آگاهی‌دهنده و سهام‌دار نیز با استراتژی‌های نرخ هزینه سرمایه بالا و پایین و نیز دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا و پایین در تقابل با همدیگر برمی‌آیند. بنابراین رفتار هرکدام از طرفین بازی تابع اصول بازی علامت‌دهی و با در نظر گرفتن احتمال انتخاب استراتژی‌های مختلف از جانب طرف دیگر بازی، در نظر گرفته شده است. در این ارتباط، پس از طراحی استراتژی‌های مختلف بازیگران و بررسی تضاد آنها، شرایط لازم برای برقراری تعادل در استراتژی‌های مختلف، بیان گردید. در ادامه، به‌طور خلاصه، شرایط لازم برای برقراری تعادل در نقاط مطرح در سؤالات پژوهش بیان می‌شود.

در مورد سؤال اول پژوهش، چنانچه محیط از نوع کنترل‌های داخلی ضعیف باشد و مدیر به ارسال علامت مدیریت سود فریبنده اقدام نماید، برای برقراری تعادل باید میانگین منافع سهام‌دار در صورت انتخاب هزینه‌سرمایه بالا بیشتر از هزینه‌سرمایه پایین باشد. همچنین اگر مدیر در محیط کنترل داخلی ضعیف اقدام به ارسال مدیریت سود فریبنده نماید و سهام‌دار هزینه سرمایه بالا را بر وی تحمیل نماید، باید عائدی بیشتری نسبت به اینکه در محیط کنترل داخلی ضعیف، علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده را ارسال کند و سهام‌دار هزینه سرمایه پایین بر وی تحمیل نماید، به‌دست آورد. درواقع انتظار می‌رود با برقراری این شرایط، بازیکنان از عملکرد خود رضایت داشته باشند و هیچ‌کدام با تغییر استراتژی به پیامد بهتری دست نیابند.

همچنین در سؤال دوم بازی، برای اینکه استراتژی مدیریت سود آگاهی‌دهنده و هزینه سرمایه پایین در محیط کنترل داخلی قوی، نقطه برقراری تعادل در منافع طرفین باشد، باید میانگین منافع سهام‌دار در صورت انتخاب استراتژی هزینه‌سرمایه بالا بیشتر از هزینه‌سرمایه پایین باشد. همچنین اگر مدیر در محیط کنترل داخلی قوی اقدام به ارسال مدیریت سود آگاهی‌دهنده نماید و سهام‌دار هزینه سرمایه کمتری را بر وی تحمیل نماید، باید عائدی بیشتری نسبت به اینکه در محیط کنترل داخلی ضعیف، اقدام به مدیریت سود فریبنده نموده و سهام‌دار هزینه سرمایه بالاتری بر وی تحمیل نماید، به‌دست آورد.

به طریق مشابه، زمانی در محیط کنترل داخلی ضعیف، ترکیب استراتژی مدیریت سود فریبنده و دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا زمانی به عنوان تعادل پذیرفته می‌شود که میانگین منافع سهام‌دار در صورت انتخاب استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا بیشتر از دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین باشد. همچنین اگر مدیر در محیط کنترل داخلی ضعیف اقدام به ارسال مدیریت سود فریبنده نماید و سهام‌دار خدمات حسابرسی با کیفیت بالاتری را دریافت نماید، باید عائدی بیشتری نسبت به اینکه در محیط کنترل داخلی ضعیف، علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده را ارسال کند و سهام‌دار خدمات حسابرسی با کیفیت پایین‌تری را دریافت نماید، به‌دست آورد. بنابراین انتظار بر آنست در استراتژی‌های ذکر شده، هرکدام از بازیکنان با در نظر گرفتن رفتار طرف مقابل، انگیزه تخطی از استراتژی منتخبش را نداشته باشد.

در مورد سؤال چهارم پژوهش، چنانچه محیط از نوع کنترل‌های داخلی ضعیف باشد و مدیر اقدام به ارسال علامت مدیریت سود فریبنده نماید، باید میانگین منافع سهام‌دار در صورت دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالا بیشتر از دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین باشد. همچنین اگر مدیر در محیط کنترل داخلی ضعیف اقدام به ارسال مدیریت سود فریبنده نماید و سهام‌دار استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت بالاتر را ترجیح دهد، باید عائدی بیشتری نسبت به اینکه در محیط کنترل داخلی ضعیف، علامت مدیریت سود آگاهی‌دهنده را ارسال نموده و سهام‌دار استراتژی دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین را برگزیند، به‌دست آورد.

در حالت کلی با توجه به اهداف سهام‌داران از سرمایه‌گذاری در شرکت‌های بورسی برای بیشینه کردن ثروت خود، به مدیران پیشنهاد می‌شود با حفظ و برقراری کنترل‌های داخلی مناسب و جلوگیری از رفتارهای فرصت‌طلبانه، اعتماد سهام‌داران به نهاد شرکت را جلب نموده تا متقابلاً سهام‌داران هزینه‌های نمایندگی کمتری بر شرکت تحمیل کنند که در این‌صورت پیش‌بینی می‌شود مدیر و سهام‌دار با پیامدهای بالاتری به تعادل دست یابند؛ زیرا در این شرایط منابع کمتری از شرکت صرف هزینه‌های نمایندگی شده و مدیران با در اختیار داشتن منابع بیشتر برای سرمایه‌گذاری در موقعیت‌های مناسب، اولاً می‌توانند بازده بیشتری برای شرکت تأمین نموده و ثانیاً به‌دلیل عملکرد بهتر در تأمین انتظارات سهام‌داران، می‌توانند به پاداش بیشتری دست یابند. درواقع از بین چهار نقطه تعادلی ذکر شده در پژوهش، می‌توان انتظار داشت در شرایطی که در محیط شرکت‌های سهامی، کنترل‌های داخلی قوی برقرار باشد و مدیران در جهت حفاظت از منافع سهام‌داران، اقدام به مدیریت سود آگاهی‌دهنده نموده و سهام‌داران نیز با تحمیل هزینه سرمایه پایین‌تر و دریافت خدمات حسابرسی با کیفیت پایین‌تر از حسن عملکرد و صداقت مدیران حمایت نمایند، تعادل برای طرفین با عائدی‌های بالاتری نسبت به سایر شرایط برقرار گردد.

**حامی مالی**

این مقاله حامی مالی ندارد.

**تعارض منافع**

تعارض منافع وجود ندارد.

**سپاسگزاری**

نویسندگان از تمامی اعضای فصلنامه و داوران ناشناس که در بهبود کیفیت مقاله کمک کردند، تشکر می‌کنند.

## منابع


- جودی، سمیرا و منصورفر، غلامرضا (۱۳۹۹). نقش کیفیت حسابرسی بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و ابعاد آگاهی دهندگی و فریبندگی مدیریت سود. *پژوهش های حسابداری مالی*، ۱۲(۱)، ۳۸-۱۹.
- رهنمای رودپشتی، فریدون و بیات، علی (۱۳۹۱). تعامل سازمانی حسابداری مدیریت و حاکمیت شرکتی: تبیین یک روش نوین برای تفسیر مشکل نمایندگی. *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۱(۱)، ۱۸-۱.
- صادقی، حسین و تمری، اقلیم (۱۳۹۴). بررسی طرح اسقاط خودروهای فرسوده با رویکرد نظریه بازی‌ها. *مدلسازی اقتصادی*، ۸(۲۸)، ۱۰۲-۸۳.
- عبدلی، قهرمان (۱۳۹۱). *نظریه بازی‌ها و کاربردهای آن (بازیهای اطلاعات ناقص، تکاملی و همکارانه)*. انتشارات سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی (سمت): تهران، چاپ اول.
- عرب کیاسری، محسن و عبدی، سامان (۱۳۹۴). طراحی و تحلیل بازی استراتژیک مدیر ـ سهامدار: به کارگیری نظریه‌های بازی، مدیریت سود و حاکمیت شرکتی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۲(۲)، ۲۴۲-۲۲۱.
- گیبونز، رابرت (۱۳۹۷). *کاربرد نظریه بازی در اقتصاد*، ترجمه کیومرث شهبازی. انتشارات سمت: تهران، چاپ اول.
- محمدی، ناهید، بهار مقدم، مهدی و پورحیدری، امید (۱۴۰۱). تأثیر مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی بر رابطه چسبندگی انتظارات مدیران و بازده آتی سهام. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۹(۷۳)، ۵۶-۲۷.
- معصوم زاده، فرامرز و شهبازی، کیومرث (۱۴۰۰). تحلیل تعامل رانندگان و پلیس راهور (کاربرد نظریه بازی‌ها). *مدلسازی اقتصادی*، ۱۵(۵۶)، ۱۴-۱.
- ولی نیا، سید نیما، رنجبر، محمد حسین، خدادادی، داوود و سالاری، حجت الله (۱۴۰۱). واکنش بازار سهام به مدیریت سود، ریسک شرکت و ضعف کنترل های داخلی. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۱(۴۲)، ۵۷۸-۵۶۳.
- Abdeli, G. (2012). *Game theory and its applications (incomplete, evolutionary and cooperative information games).* Organization for the study and compilation of human sciences books (Samt): Tehran, first edition. (In Persian)
- Arab Kiasri, M., & Abdi, S. (2015). Designing and analyzing the manager-shareholder strategic game: applying game theories, profit management and corporate governance. *Accounting and Auditing Reviews*, *22*(2), 221-242. (in persian)
- Chan, K. & Chan, L. & Jegadeesh, N. & Lakonishok, J. (2018). Earnings quality and stock returns. *Journal of Business*, *79*(3), 1041-1082.
- Fischbacher, U. Stefani, U. (2007). Strategic errors and audit quality: An experimental investigation. *The Accounting Review*, *82*(3), 679–704.
- Gibbons, R. (2018). *The application of game theory in economics, translated by Kyomarth Shahbazi.* Samt Publications: Tehran, first edition. (in persian)
- Jensen, M. C & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, *3*(4), 305-360.
- Joudi, S., & Mansourfar, G. (2020). The role of audit quality on the relationship between information asymmetry and both informative and deceptive dimensions of income smoothing. *Financial Accounting Research*, *12*(1), 19-38. (in persian)

- Khan, M. K., Qin, Y., & Zhang, C. (2022). Financial structure and earnings manipulation activities in China. *The World Economy*, *45*(8), 2593-2621.
- Kim, J-B. & Sohn, B.C. (2013). Real earnings management and cost of capital. *Accounting Public Policy*, *32*(6), 518–543.
- Li, X. (2022). The mediating effect of internal control for the impact of institutional shareholding on corporate financial performance. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, *51*(2), 194-222.
- Masoumzadeh, F., & Shahbazi, K. (2022). Analysis of driver-police interaction using game theory. *Economic Modeling*, *15*(56), 1-14. (in persian)
- Mohammadi, N., Bahar Moghadam, M., & Pourheidari, O. (2022). The effect of corporate governance mechanisms on the relationship between the stickiness of managers' expectations and future stock returns, *Financial Accounting Empirical Studies*, *19*(73), 27-56. (in persian)
- Purwaka, A. J., Firmansyah, A., Qadri, R. A., Dinarjito, A., & Arfiansyah, Z. (2022). Cost of capital, corporate tax plannings, and corporate social responsibility disclosure. *Jurnal Akuntansi*, *26*(1), 1-22.
- Rahnamaye roodposhti, F., & Bayat, A. (2012). Organizational interaction of management accounting and corporate governance: explaining a new method to interpret the agency problem, *Management Accounting and Auditing Knowledge*, *1*(1), 1-18. (in persian)
- Sadeghi, H., & Tamri, E. (2015). Evaluation of accelerated vehicles retirement program by game theory approach. *Economic Modeling*, *8*(28), 83-102. (in persian)
- Saffar, Y., Nodeh, F. M., Rezaei, F., & Sadrara, M. (2021). Investigating the relationship between manager and shareholder using game theory: Applying accounting conservatism and financial reporting quality. *Journal of Contemporary Issues in Business and Government*, *27*(2), 843.
- Vali Nia, S., Ranjbar, M., Khodadad, D., & Salari, H. (2022). Stock market reaction to profit management, company risk and weak internal controls. *Investment Knowledge*, *11*(42), 578-563. (in persian)
- Wan, X. (2014). Cooperation and game between producers and managers based on the linear contract. *Journal of Applied Mathematics*, *2014* (1), 1-7.