

دوره ۶۰، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۴، شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹

۱۱۷۴-۱۲۰۴	بررسی تأثیرات همه‌گیری کووید-۱۹ بر ساعات کار مادران در بازار کار ایران/ فرینا اکبری
۱۲۰۵-۱۲۳۲	فراتحلیل (Meta-analysis) اثر نقدینگی بر تورم/ سجاد برخوردار و محسن حیدری
۱۲۳۳-۱۲۷۲	بررسی اثر تعاملی ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر شاخص بهای تولیدکننده در ایران/ رامین امانی، محمد پارسا احترامی، ثنا حسینی
۱۲۷۳-۱۳۰۱	تحلیل تأثیر رشته‌های مختلف بیمه بر کژمنشی در صنعت بیمه ایران/ سمیه عشایری، مهدی مرادی، سیما اسکندری سبزی، رقیه حسن زاده
۱۳۰۲-۱۳۳۵	تعیین رشد حجم بهینه پول در اقتصاد ایران بر اساس بهینه‌یابی تابع رجحان بانک مرکزی/ مصطفی گرگینی، نوراله صالحی اسفیجی، سیدعبدالمجید جلایی
۱۳۲۶-۱۳۶۵	تأثیر ترجیحات رفتاری بر سیاست‌گذاری اقلیمی: توسعه مدل DICE-PT با رویکرد نظریه چشم‌انداز برای منطقه MENA/ مجتبی پناهی، روح‌اله شهنازی، کریم اسلاملوپیان، علی عسگری

دانشکده اقتصاد - دانشگاه تهران

Email: tahghighat@ut.ac.ir

Website: <https://jte.ut.ac.ir>

دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز
دانشکده اقتصاد

مدیر مسئول
محسن مهرآرا

سر دبیر
تیمور رحمانی

امور اجرایی
سیده حمیده میرحسین زاده

هیأت تحریریه: حمید ابریشمی (استاد دانشگاه تهران)، فرخنده جبل عاملی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسن سبحانی (استاد دانشگاه تهران)، غلامعلی شرزهای (دانشیار دانشگاه تهران)، هادی صالحی اصفهانی (استاد دانشگاه ایلینوی)، جعفر عبادی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسین عباسی نژاد (استاد دانشگاه تهران)، غلامرضا کشاورز حداد (دانشیار دانشگاه صنعتی شریف)، اکبر کمیجانی (استاد دانشگاه تهران)، عباس میرآخور (استاد و مدیر اجرایی صندوق بین المللی پول).

داوران این شماره:

محسن ابراهیمی، هما اصفهانیان، سجاد برخوردار، محسن بهزادی صوفیانی، امین حق نژاد، مهدی دارابی، علیرضا دقیقی اصل، تیمور رحمانی، محمدرضا رنجبر فلاح، علی سوری، حمید کردبچه، محسن مهرآرا، کامران ندری، لیلی نیاکان.

به استناد بند ج تبصره ۳۶ قانون بودجه سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره ۳۴ قانون بودجه سال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین نامه تأیید اعتبار و تشخیص ضرورت انتشار مجلات و نشریات علمی و براساس رأی یکصد و پنجاه و ششمین جلسه مورخ ۸۰/۱۲/۱۱ کمیسیون بررسی نشریات علمی کشور مجله تحقیقات اقتصادی (دانشگاه تهران) حائز شرایط دریافت درجه‌ی علمی- پژوهشی شناخته شد. چاپ مقاله‌های این نشریه به معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

Journal of Economic Literature
American Economic Association Publications
2403 SIDNEY STREET, SUITE 260
PITTSBURGH, PENNSYLVANIA 15203
Telephone (412) 432-2300
Fax (412) 431-3014

October 26, 2004

Dear Professor Araghi,

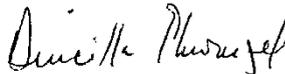
Thank you for providing a copy of *Tahghighat - e - Eghtesadi* to the *Journal of Economic Literature (JEL)*. The journal has been evaluated and accepted for listing in the AEA electronic indexes, which are included in *JEL* on CD, *e-JEL*, and EconLit.

We require that you send us copies of all individual issues of the journal, beginning with your 2004 issues. Although it is not a requirement, we would appreciate a copy of the Table of Contents with suggested classifications noted for each article. The classification system used in *JEL* can be found at http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html. Please use the three-character codes, which represent the most specific level of detail.

This arrangement, which is subject to periodic review and may be changed in the future, carries an exchange provision: The American Economic Association provides the editors of listed journals with complimentary copies of *JEL* on CD.

Please find enclosed an information form and instructions concerning the provision of abstracts for the AEA indexes. I am also enclosing promotional literature describing the indexes. If you have any questions, please let me know.

Sincerely yours,



Drucilla Ekwurzel
Associate Editor

Professor Mansour Khalili Araghi
Faculty of Economics
Journal Office
University of Tehran
PO Box 14155-6445, Tehran

شرایط پذیرش مقاله‌ها در فصلنامه و چگونگی ارسال آن‌ها

الف: از لحاظ محتوا

- ۱- مرتبط با رشته اقتصاد باشد.
- ۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.
- ۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده باشد.
- ۴- قبلاً برای هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی ارسال و یا در هیچ یک از آن‌ها چاپ نشده باشد. (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این مجله از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمایید. در غیراین صورت از پذیرش مقالات بعدی معذوریم)

ب: از لحاظ شکل ظاهری

- ۱- مقاله باید حاوی نام و نام خانوادگی، وابستگی شغلی (Affiliation)، آدرس و ایمیل (نویسندگان) به هر دو زبان فارسی و انگلیسی باشد. هم‌چنین باید نویسنده مسئول به‌صورت پانویس مشخص گردد.
- ۲- پس از عنوان و مشخصات نویسندگان، چکیده به هر دو زبان فارس و انگلیسی و با حداقل ۸۰ و حداکثر ۲۵۰ کلمه آورده شود.
- ۳- پس از چکیده، واژه‌های کلیدی و طبقه‌بندی JEL (فارسی و انگلیسی) آورده شود. تعداد واژه‌های کلید حداقل ۳ و حداکثر ۷ کلمه باشد.
- ۴- متن فارسی مقاله با قلم بی‌میترا ۱۳ و لاتین Time New Roman 11 و فاصله سطرها ۰/۹۵ و فاصله مجازی نیز باید رعایت گردد و مقاله در صفحه A4 و حاشیه راست ۴/۵cm، چپ ۴/۵cm، بالا ۵/۵cm و پایین ۵/۵cm تنظیم گردد. عنوان جداول در بالای جداول و عنوان نمودارها در پایین نمودار قرار گیرد. نمودارها از وضوح مناسبی برخوردار باشند. جداول، فرمول‌ها به‌صورت تصویر نباشند، اعداد داخل فرمول، جداول و شکل‌ها به‌صورت فارسی باشد و از نقطه و یا ویرگول به‌جای ممیز استفاده نشود.
- ۵- فهرست منابعی که مورد استفاده قرار گرفته با رعایت الگوی ارجاع دهی APA و ذکر شماره و ترتیب حروف الفبا به‌صورت زیر درج شود:
برای نمونه از سایت زیر استفاده شود:

<http://www.usq.edu.au/library/referencing/apa-referencing-guide>

- الف) کتاب تألیف شده با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام نویسنده، (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.
 - ب) کتاب تألیف شده با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ... و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.
 - ج) کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی و نام مؤلف (تاریخ ترجمه)، نام کتاب به‌فارسی (مترجم: نام و نام خانوادگی مترجم). محل انتشار: ناشر (تاریخ تألیف).
 - د) مقاله با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات (ه) مقاله با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ... و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات.
- فایل نهایی مقاله ارسالی باید از لحاظ صفحه‌آرایی کاملاً با فرمت مجله مطابقت داشته باشد.
- برای دریافت توضیحات بیشتر به سایت مجله <http://jte.ut.ac.ir> مراجعه فرمایید.

ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای چاپ در فصلنامه

مقاله‌های تألیفی و تحقیقی حداقل توسط دو تن از داوران که به‌وسیله هیأت تحریریه مشخص می‌شوند، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در صورت تعارض نظرات داوران، مقاله توسط داور سوم ارزیابی می‌شود. پذیرش نهایی مقاله منوط به موافقت قطعی هیأت تحریریه است.

نحوه ارسال مقاله

خواهشمند است مقاله‌های خود را تنها در سایت مجله با آدرس <http://jte.ut.ac.ir> بارگذاری نمایید. برای این امر لازم است تا پس از مراجعه به سایت مجله و کلیک بر روی بخش (ارسال مقاله)، ابتدا ثبت‌نام نموده و سپس مطابق با راهنمای موجود در سایت، مقاله خود را بارگذاری نمایید. بدیهی است به هیچ یک از مقالاتی که از روش‌های دیگر برای مجله فرستاده می‌شوند، ترتیب اثر داده نخواهد شد.

این نشریه در پایگاه داخلی اطلاعات علمی دانشگاه تهران (Journals.ut.ac.ir)، پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (www.sid.ir)، بانک اطلاعات نشریات کشور (magiran.com)، کتابخانه منطقه‌ای علوم و تکنولوژی شیراز (srlst.com) و در پایگاه‌های بین‌المللی AEA، Econlit و Ebsco نمایه می‌شود.

فهرست مطالب

صفحه	عنوان
۱۱۷۴-۱۲۰۴	بررسی تأثیرات همه‌گیری کووید-۱۹ بر ساعات کار مادران در بازار کار ایران / فرینا اکبری
۱۲۰۵-۱۲۳۲	فرا تحلیل (Meta-analysis) اثر نقدینگی بر تورم / سجاد برخورداری و محسن حیدری
۱۲۳۳-۱۲۷۲	بررسی اثر تعاملی ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر شاخص بهای تولیدکننده در ایران / رامین امانی، محمد پارسا احترامی، ثنا حسینی
۱۲۷۳-۱۳۰۱	تحلیل تأثیر رشته‌های مختلف بیمه بر کژمنشی در صنعت بیمه ایران / سمیه عشایری، مهدی مرادی، سیما اسکندری سبزی، رقیه حسن زاده
۱۳۰۲-۱۳۲۵	تعیین رشد حجم بهینه پول در اقتصاد ایران بر اساس بهینه‌یابی تابع رجحان بانک مرکزی / مصطفی گرگینی، نوراله صالحی اسفیجی، سیدعبدالمجید جلایی
۱۳۲۶-۱۳۶۵	تأثیر ترجیحات رفتاری بر سیاست‌گذاری اقلیمی: توسعه مدل DICE-PT با رویکرد نظریه چشم‌انداز برای منطقه MENA / مجتبی پناهی، روح‌اله شهنازی، کریم اسلاملوپیان، علی عسگری



The Impact of the COVID-19 Pandemic on Mothers' Working Hours in Iran's Labor Market: A Study on Labor Force Participation

Farina Akbari^{*},^a 

a. Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.

* Corresponding author

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 19 Feb. 2025 Revised: 10 Aug. 2025 Accepted: 01 Sept. 2025 Published: 30 Sept. 2025</p> <p>Keywords: <i>COVID-19, Difference-in-Differences Method, Employment of Mothers, Panel Data.</i></p> <p>JEL Classification: <i>D1, J01, J82.</i></p>	<p>The COVID-19 pandemic has had profound, gender-differentiated impacts on labor markets worldwide, with mothers among the most affected groups. Given the central role of women in caregiving, understanding how their working hours were influenced by the pandemic is particularly crucial for developing countries such as Iran. This study investigates the effect of the COVID-19 outbreak on mothers' working hours in Iran using panel data from the Iranian Labor Force Survey conducted by the Statistical Center of Iran between 2015 and 2020. The dataset covers employment characteristics of both urban and rural households and includes information on employed and unemployed individuals. To identify causal effects, we employed Difference-in-Differences (DiD) and Triple-Differences (DDD) estimation strategies. The results indicate that in urban areas, mothers with children aged 6 to 17 experienced the largest relative decline in working hours compared with men during the first summer following the outbreak. Although this gap narrowed toward the end of the year, it remained statistically significant. In rural areas, a decline in mothers' working hours was observed beginning in spring 2020 and persisted through the end of that year. Moreover, in households with two employed parents—where childcare responsibilities were likely shared—the reduction in mothers' working hours was more pronounced relative to men. These findings underscore the persistent and unequal labor market consequences of the pandemic for mothers.</p>

Cite to this paper: Akbari, F. (2025). The Impact of the COVID-19 Pandemic on Mothers' Working Hours in Iran's Labor Market: A Study on Labor Force Participation. *Journal of Economic Research*, 60(3), 1174-1204.



©The Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/JTE.2025.388410.1008986](https://doi.org/10.22059/JTE.2025.388410.1008986)



انتشارات دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیکی: ۶۱۱۸-۲۵۸۸

Homepage: <https://jte.ut.ac.ir>

بررسی تأثیرات همه‌گیری کووید-۱۹ بر ساعات کار مادران در بازار کار ایران

فرینا اکبری*  

۱. دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۳۰</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۵/۲۰</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۱۱</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۷/۰۸</p> <p>کلیدواژه‌ها: <i>اشتغال مادران، داده‌های تابلویی، روش تفاضل در تفاضل‌ها، کووید-۱۹.</i></p> <p>طبقه‌بندی JEL: <i>D1, J01, J82.</i></p>	<p>با توجه به تأثیرات گسترده کووید-۱۹ بر بازار کار جهانی و به ویژه نقش زنان در بازار کار، بررسی تغییرات ساعات کاری مادران در دوران همه‌گیری اهمیت ویژه‌ای دارد. مادران، به عنوان یکی از آسیب‌پذیرترین گروه‌ها در بازار کار، در معرض تغییرات شغلی و ساعات کاری قابل توجهی قرار گرفتند. این مطالعه با هدف بررسی تأثیرات همه‌گیری کووید-۱۹ بر ساعات کاری مادران در ایران انجام شده است. داده‌ها از طرح آمارگیری نیروی کار مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹ استخراج و به صورت داده‌های تابلویی استفاده شده‌اند. این داده‌ها شامل ویژگی‌های اشتغال و بیکاری خانوارهای شهری و روستایی است که جامعه هدف پژوهش را تشکیل می‌دهند. برای برآورد نتایج، از مدل‌های تفاضل در تفاضل‌ها و تفاضلات سه‌گانه بهره گرفته شده است. نتایج حاکی از این است که در خانوارهای شهری، مادران دارای فرزندان ۶ تا ۱۷ سال، در اولین فصل تابستان بعد از همه‌گیری، بیشترین کاهش ساعات کاری را نسبت به مردان تجربه کرده‌اند و تا پایان سال با تطبیق خود با شرایط موجود، کاهش ساعات کاری برای آنها همچنان معنادار اما با درصد اختلاف کمتری اتفاق افتاد. همچنین در خانوارهای روستایی، مادران کاهش ساعات کاری را از فصل بهار ۱۳۹۹ تجربه کردند و تا پایان همان سال اثرات ناشی از همه‌گیری در ساعات کاری برای آن‌ها ادامه یافت. علاوه بر این، در خانوارهایی که هر دو والد مسئولیت مراقبت از فرزندان را به طور مشترک بر عهده داشته‌اند، مادران کاهش ساعات کاری بیشتری نسبت به مردان تجربه کرده‌اند.</p>

استناد به مقاله: اکبری، فرینا. (۱۴۰۴). بررسی تأثیرات همه‌گیری کووید-۱۹ بر ساعات کار مادران در بازار کار ایران.

تحقیقات اقتصادی، ۶۰(۳)، ۱۱۷۴-۱۲۰۴.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران. © نویسندگان.



DOI: 10.22059/JTE.2025.388410.1008986

۱- مقدمه

همه‌گیری کووید-۱۹ به طور جدی روش‌های زندگی روزمره را در سراسر جهان تغییر داده است. پیامدهای مستقیم این بیماری همه‌گیر برای سلامتی قابل تأمل است، به طوری که صدها هزار نفر جان خود را از دست داده‌اند و میلیون‌ها نفر به این بیماری مبتلا شده‌اند (سازمان بهداشت جهانی^۱، ۲۰۲۰). فراتر از پیامدهای مربوط به سلامتی، این بیماری همه‌گیر، اقتصادهای ملی را نیز با افزایش بیکاری و تعطیلی مشاغل، مدارس و مهدکودک تحت تأثیر قرار داده است (کولینز^۲ و همکاران، ۲۰۲۱). همه‌گیری کووید-۱۹، به ویژه پس از شروع رسمی قرنطینه، به طور قابل توجهی بر بسیاری از خانواده‌ها تأثیر گذاشته است و باعث تغییرات اساسی در سازگاری فردی برای انطباق با شرایط جدید، روال خانواده، قوانین و ارتباطات بین اعضای خانواده شده است (ارسلان و ییلدریم^۳، ۲۰۲۱). برخلاف رکودهای قبلی، همه‌گیری کووید-۱۹، اشتغال، بیکاری و مشارکت نیروی کار زنان، به‌ویژه مادران را تحت تأثیر قرار داده است (آلبانسی و کیم^۴، ۲۰۲۱). به طور کلی پیامدهای اقتصادی ویروس کرونا زنان را بسیار شدیدتر از مردان تحت تأثیر قرار داده است که به نوبه خود از نظر سطح اشتغال کلی و هم از نظر ساعات کار در مقایسه با مردان تأثیر منفی بیشتری گذاشته است (کریستال و یاش^۵، ۲۰۲۰).

علاوه بر این، اقداماتی چون فاصله‌گذاری اجتماعی به دلیل همه‌گیری، سبب بسته شدن بی‌سابقه مدارس و مراکز نگهداری از کودکان در سراسر دنیا شده است که این مسئله مشارکت زنان در بازار کار را مختل کرده و نابرابری‌های مرتبط با فرزندآوری را تشدید کرده است (کوچ و همکاران، ۲۰۲۲)^۶. همچنین تعطیلی مدارس و مهدکودک‌ها به دلیل همه‌گیری کووید-۱۹ مسئولیت‌های مراقبتی والدین شاغل را افزایش داده است و در نتیجه بسیاری ساعات کار خود را برای برآورده کردن این تقاضاهای رو به رشد تغییر داده‌اند (کولینز و همکاران، ۲۰۲۱). در کشورهایی با اقتصاد توسعه یافته مانند ایالات متحده، بریتانیا و سوئد زنان و مادران تأثیرات عمیقی را از تغییرات بازار کار در دوران همه‌گیری کووید-۱۹ متحمل شدند اما این تأثیرات در کشورهای در حال توسعه که شکاف جنسیتی در آن‌ها بیشتر است، قابل تأمل‌تر است (یوسفی^۷ و همکاران، ۲۰۲۱). مطالعه یوسفی و همکاران (۲۰۲۱) به طور خاص به بررسی تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ بر عرضه نیروی کار زنان در ایران می‌پردازد، درحالی‌که پژوهش حاضر با تمرکز بر یکی از ابعاد مهم بازار کار، به تحلیل تغییرات ساعات کاری زنان و به‌ویژه مادران می‌پردازد. نوآوری این مطالعه

1. COVID-19

2. World Health Organization (WHO)

3. Collins

4. Arslan and Yildirim

5. Albanesi and Kim

6. Kristal and Yaish

7. Couch

8. Yousefi

در تفکیک اثرات بر اساس وضعیت مادری و همچنین گروه سنی فرزندان نهفته است که امکان تبیین دقیق‌تری از تبعات همه‌گیری بر گروه‌های مختلف زنان شاغل را فراهم می‌سازد. بنابراین بررسی تأثیرات بیماری کووید-۱۹ بر ساعات کاری زنان و مادران در ایران که یک کشور در حال توسعه است و در بستر فرهنگی آن نقش زنان به عنوان مادر بسیار حائز اهمیت و ضروری است. هدف از انجام این تحقیق بررسی تأثیر کووید-۱۹ بر میزان ساعات کاری زنان و مادران در ایران است. در این پژوهش، میزان ساعات کاری زنان و مادرانی که فرزندان در گروه سنی متفاوت دارند به عنوان قشری از جامعه که آسیب‌پذیری بیشتری در دوران همه‌گیری کووید-۱۹ داشتند، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در اینجا بخشی از ادبیتی که بیشترین ارتباط را با مطالعه حاضر دارد، مرور خواهیم کرد. زامورا^۱ و همکاران (۲۰۲۰)، اروسا^۲ و همکاران (۲۰۲۲)، آلون^۳ و همکاران (۲۰۲۰)، لاندیور^۴ و همکاران (۲۰۲۰)، رایشلت^۵ و همکاران (۲۰۲۱)، و بلوندل^۶ و همکاران (۲۰۲۰) به این نتیجه دست یافته‌اند که بحران کووید-۱۹ نابرابری جنسیتی موجود را بدتر کرد و پیامدهای بلندمدتی برای اشتغال زنان داشته است. علاوه بر این، آن‌ها دریافتند که تعطیلی مهدکودک‌ها و مدارس در طول همه‌گیری باعث بیشتر شدن مسئولیت مادران و زنان و متعاقباً کاهش ساعات کاری آنان می‌شود. یک گام جلوتر، لیمیکس^۷ و همکاران (۲۰۲۰) و یامامورا و توسوتوس^۸ (۲۰۲۱)، دورانت^۹ و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند که تعطیلی مدارس و مهدکودک‌ها مادران شاغل را بسته به سن فرزندان به شیوه‌های مختلف تحت تأثیر قرار داده است و تعطیلی مدارس ساعات کار هفتگی مادران کودکان خردسال را کاهش داده است. اما برخلاف آن‌ها بارکوسکی^{۱۰} و همکاران (۲۰۲۱) نشان می‌دهد که ساعات کاری والدین دارای فرزندان خردسال به طور منفی تحت تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ قرار نگرفته است و زنان دارای فرزند خردسال تقریباً یک ساعت بیشتر در هفته کار می‌کنند. در واقع عواملی مانند اجازه کارفرمایان به کارمندان جهت کار در خانه و دورکاری و منابع غیررسمی مراقبت از کودکان به والدین کمک می‌کنند تا از شوک‌های منفی به نیروی کار خود در طول همه‌گیری اجتناب کنند. در مقابل مطالعه قبلی که دورکاری را به عنوان راه‌حلی برای کاهش نابرابری در ساعت کاری مادران مطرح می‌کند، کارلی^{۱۱} (۲۰۲۰) عنوان می‌کند که این موضوع می‌تواند چالش‌هایی را در زمینه تقسیم مسئولیت‌های منزل و مراقبت از فرزندان ایجاد

1. Zamarro

2. Erosa

3. Alon

4. Landivar

5. Reichelt

6. Blundell

7. Lemieux

8. Yamamura and Tsustsui

9. Amuedo-Dorantes

10. Barkowski

11. Carli

کند. چالش‌های ذکر شده در کار زنان ممکن است آن‌ها را در معرض خطر بیشتری از استرس ناشی از کار و کاهش ساعات کاری قرار دهد.

به طور خلاصه ادبیات این موضوع نشان می‌دهد که موضوع اشتغال زنان و به ویژه مادران در زمان همه‌گیری کووید-۱۹ به عنوان یکی از مسائل مهم در حوزه نیروی کار است. همچنین سن فرزندان مادران شاغل بر ساعات کاری و نوع اشتغال آنها نقش مهمی را ایفا می‌کند. تحقیقات و پژوهش‌های انجام شده نشان می‌دهد که بخش مهمی از شکاف جنسیتی در اشتغال مرتبط با سن فرزندان مادران شاغل و همچنین نوع شغل انتخابی آن‌ها است که با شروع همه‌گیری کووید-۱۹ این مسأله تشدید شده است.

در این پژوهش از داده‌های نیروی کار از سال ۱۳۹۵ که چندین سال قبل از شروع همه‌گیری است تا سال ۱۳۹۹ برای بررسی بهتر اثر همه‌گیری بر اشتغال مادران و همچنین تحلیل آماری به روش مدل تفاضل در تفاضل‌ها^۱ و مدل تفاضلات سه‌گانه^۲ استفاده شده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که گسترش همه‌گیری کووید-۱۹ باعث کاهش ساعات کاری مادران با فرزندان در گروه سنی ۶ تا ۱۷ سال شده است. در حالی که مادرانی که فرزندان در گروه سنی صفر تا ۵ سال دارند و زنانی که فرزندی ندارند، واکنش مشابهی به تأثیرات ناشی از همه‌گیری کووید-۱۹ بر ساعات کاری از خود نشان می‌دهند. به این صورت که از لحاظ آماری نتایج معناداری برای تغییرات در ساعات کاری این دو گروه بدست نیامد. این مطالعه به تغییرات ساعات کاری مادران به تفکیک گروه سنی فرزندان در ایران قبل و بعد از همه‌گیری را بررسی می‌کند. این موضوع تاکنون در ایران انجام نشده است و از این سو می‌تواند ادبیات حوزه بازار کار زنان در ایران را غنی کند.

ادامه این پژوهش به شرح زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم داده‌های مورد استفاده معرفی و بررسی می‌شود، پس از آن در بخش سوم روش‌ها و فنون اجرایی به کار گرفته شده برای پاسخ به سؤالات مورد نظر مطرح، و در بخش چهارم نتایج تحقیق ارائه شده و در نهایت، بخش آخر به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری این پژوهش اختصاص می‌یابد.

۲- داده‌ها

جامعه آماری در این مطالعه، افراد فعال و غیرفعال بر اساس تعریف مرکز آمار ایران، در سال ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹ هستند. افراد فعال شامل تمام افراد ۱۰ ساله و بیشتر، که در هفته تقویمی قبل از هفته

1. Differences-in-Differences (DD)

2. Triple-Difference Estimates

آمارگیری (هفته مرجع) طبق تعریف کار، در تولید کالا و خدمات مشارکت داشته (شاغل) یا از قابلیت مشارکت برخوردار بوده‌اند (بیکار) هستند. افراد غیرفعال نیز به افراد ۱۰ ساله و بیشتر، که در طول هفته مرجع طبق تعریف، در هیچ یک از دو گروه شاغلان و بیکاران قرار نمی‌گیرند، اطلاق می‌شود. در این پژوهش، به علت تأثیرپذیری بالای بازار کار از همه‌گیری کووید-۱۹ و تغییراتی که منجر به روی آوردن نیروی کار به دورکاری شد، از افراد غیرفعال هم در جامعه آماری خود استفاده می‌کنیم.

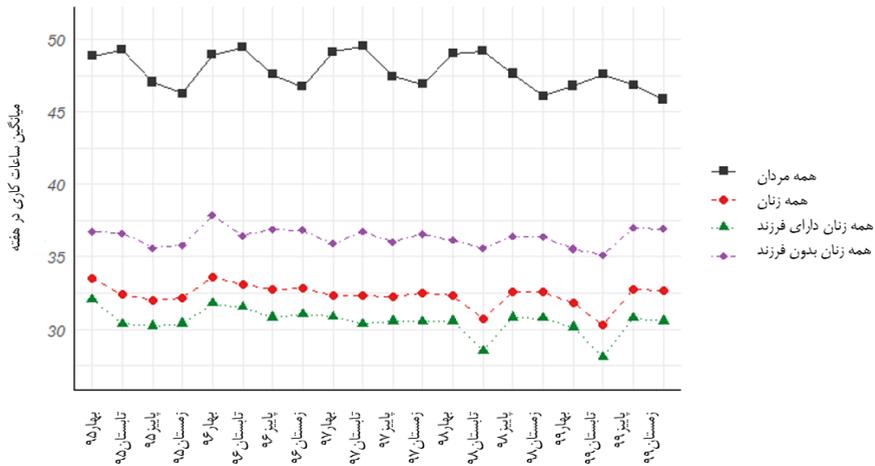
پرسش‌نامه نیروی کار شامل داده‌های مربوط به فعالیت‌های بازار کار یک نمونه سراسری از افراد ساکن در مناطق شهری یا روستایی ایران است و این طرح افراد خانوارهای معمولی غیرساکن و خانوارهای ساکن در موسسات، مانند زندان‌ها و آسایشگاه‌ها را پوشش نمی‌دهد. پرسش‌نامه شامل دو بخش است؛ بخش اول پرسش‌نامه، سوالاتی در مورد خانوار پاسخگو، ساختار خانوار، ویژگی‌های فردی هر یک از اعضای خانوار مانند، سن، جنسیت، تحصیلات، وضعیت سکونت و وضعیت تأهل آن‌هاست. بخش دوم، شامل سوالات مربوط به فعالیت‌های اقتصادی مانند موقعیت شغلی، نوع شغل، ساعات کار انجام شده، زمان جستجوی کار توسط بیکاران، فعالیت‌های کاربایی و دیگر اطلاعات است.

روش نمونه‌گیری، خوشه‌ای دو مرحله‌ای طبقه‌بندی شده است که واحد نمونه‌گیری مرحله اول، خوشه و واحد نمونه‌گیری مرحله دوم، گروهی شامل سه خانوار عمدتاً مجاور (گروه چرخش) است. در این طرح علاوه بر برآورد سطوح، برآورد تغییرات نیز مورد نظر است، از این رو روش نمونه‌گیری چرخشی استفاده می‌شود. نمونه‌گیری چرخشی با ثابت نگه‌داشتن بخشی از واحدهای نمونه بین دو فصل آمارگیری و تغییر بقیه واحدها، به بهترین نحو، امکان برآورد سطوح و تغییرات را فراهم می‌کند. با توجه به اهداف طرح، الگوی چرخش انتخابی برای این طرح، یک الگوی ۲-۲-۲ است، یعنی طی دوره نمونه پایه از هر خانوار نمونه، حداکثر چهار بار آمارگیری به عمل می‌آید، به این ترتیب که خانوار، دو فصل متوالی در نمونه است، سپس به طور موقت برای دو فصل متوالی از نمونه خارج می‌شود، بعد مجدداً برای برای دو فصل متوالی به نمونه باز می‌گردد و پس از آن تا انتهای سال‌های مربوط به دوره نمونه پایه از نمونه خارج می‌شود. به این ترتیب حداکثر میزان تداخل نمونه بین دو فصل متوالی و دو فصل یکسان از دو فصل متوالی، ۵۰٪ و بین دو سال متوالی، ۵۵٪ است که می‌تواند اهداف طرح را تأمین کند.

از آن‌جا که موضوع مورد مطالعه ما، بررسی اثرات همه‌گیری کووید-۱۹ بر فعالیت‌های بازار کار مادران و زنان است، و با توجه به این که زمان آمارگیری، دومین و سومین هفته ماه میانی هر فصل است، آخرین آمارگیری در سال ۱۳۹۸ تقریباً همزمان با شیوع گسترده کووید-۱۹

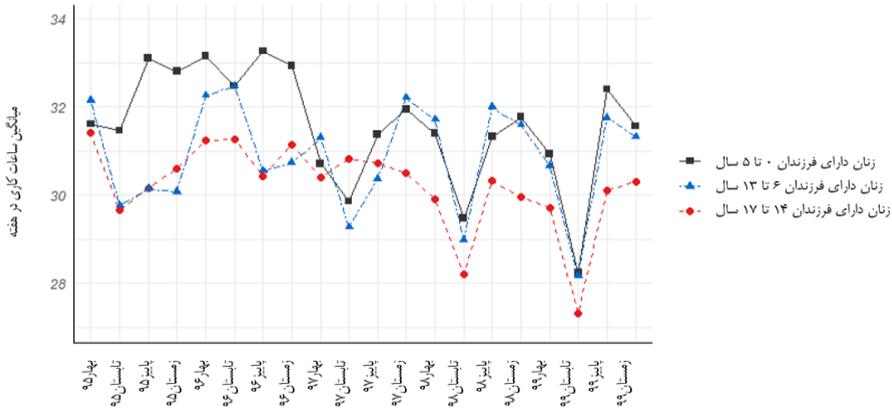
در ایران انجام شده است. بنابراین ما فصل زمستان در سال ۱۳۹۸ را به عنوان فصل مرجع و فصل بهار سال ۱۳۹۹ را به عنوان اولین فصلی که فعالیت‌های بازار کار در همه‌گیری کووید-۱۹ تحت تأثیر قرار گرفت، در نظر می‌گیریم.

برای بررسی دقیق‌تر داده‌ها و تمرکز بر بزرگسالان در سنین کار و فرزندآوری، فقط زنان و مردان ۲۵ تا ۵۵ ساله در نظر گرفته شده است. شکل ۱، میانگین ساعات کاری از سال ۱۳۹۵ تا سال ۱۳۹۹ به صورت فصلی، برای ۴ گروه مورد مطالعه را نشان می‌دهد. میانگین ساعات کاری برای کل مردان و زنان، مادران و زنان بدون فرزند در این شکل ترسیم شده است. همان‌طور که در شکل مشاهده می‌شود، قبل از اتخاذ تدابیر گسترده فاصله‌گذاری اجتماعی به دلیل همه‌گیری در زمستان ۱۳۹۸، شکاف‌های سیستماتیک در ساعات کاری بین زنان و مردان مشهود است. با توجه به نتایج بدست آمده، میانگین ساعات کاری برای مردان در تمامی دوره‌ها در بالاترین میزان قرار داشت و بعد از آن به ترتیب زنان بدون فرزند، همه زنان و مادران قرار دارند. با شروع همه‌گیری کووید-۱۹ در نیمه دوم فصل پایانی سال ۱۳۹۸، کاهش میانگین ساعات کاری در گروه مردان مشاهده می‌شود، در حالی که برای سه گروه دیگر، کاهش چشمگیری مشاهده نمی‌شود. در ادامه مشاهده می‌کنیم که میانگین ساعات کاری برای زنان و مادران با شروع همه‌گیری یک روند نزولی را طی می‌کند که این کاهش در میانگین ساعات کاری در تابستان ۱۳۹۹ به بیشترین میزان خود می‌رسد. از آنجا که اقتصاد در ماه‌های بعد شروع به بازگشایی تدریجی کرد و افراد سعی در تطبیق خود با شرایط به وجود آمده از همه‌گیری کووید-۱۹ داشتند، به نظر می‌رسد که بهبود میانگین ساعات کاری برای مردان کمی سریع‌تر از زنان بوده است، و مادران به علت نقش‌های سنتی مراقب از فرزندان بیشترین کاهش را در میانگین ساعات کاری، به خصوص در تابستان تجربه کردند.



شکل ۱. میانگین ساعات کاری مردان، زنان، زنان دارای فرزند، زنان بدون فرزند از بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹
منبع: یافته‌های پژوهش.

شکل ۲، میانگین ساعات کاری زنان دارای فرزند برای تفکیک دقیق‌تر بر اساس سن کودکان نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، زنان دارای فرزند ۶ تا ۱۳ سال بیشترین کاهش ساعات کاری را به خصوص در فصل تابستان تجربه کردند، پس از آن به ترتیب زنان دارای فرزند ۱۴ تا ۱۷ سال و زنان دارای فرزند صفر تا ۵ سال قرار دارند.



شکل ۲. میانگین ساعات کاری مادران از بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹
منبع: یافته‌های پژوهش.

برای بررسی دقیق‌تر، میانگین ساعات کاری هفتگی در قبل و بعد شروع همه‌گیری را در زمان‌بندی دیگری قرار دادیم. به این صورت که از سال ۱۳۹۵ تا پاییز سال ۱۳۹۸ به عنوان مقطعی از زمان که همه‌گیری شیوع پیدا نکرده است، مقطع زمانی بعدی زمستان سال ۱۳۹۸ به عنوان فصل مرجع و قبل از همه‌گیری، و سال ۱۳۹۹ به عنوان سالی که همه‌گیری شیوع پیدا کرده است، در چهار مقطع زمانی بهار، تابستان، پاییز و زمستان تقسیم بندی نمودیم. به علاوه تجزیه و تحلیل بر روی خانواده‌هایی متمرکز شده که به بررسی دقیق‌تر موضوع پژوهش کمک کند، به این صورت که میانگین ساعات کاری برای پنج گروه مجزا بررسی شده است. همان‌طور که پیش‌تر ذکر شد، نمونه ما به افراد ۲۵ تا ۵۵ ساله‌ای که طبق تعریف مرکز آمار، در بازار کار فعال و غیرفعال هستند محدود شده است. این نمونه سپس به پنج گروه اصلی که شامل: همه افراد، همه افراد بدون فرزند، همه افراد دارای فرزند، افرادی که فقط فرزند صفر تا ۵ سال دارند و در نهایت افرادی که فقط فرزند ۶ تا ۱۷ سال دارند، در دو ستون مردان و زنان به طور مجزا تفکیک شده است. هدف از این تقسیم‌بندی، بررسی اثر نقش مراقبتی مادران از فرزندان در سنین مختلف در تغییرات ساعات کاری آنان است.

جدول ۱. میانگین ساعات کاری به صورت هفتگی برای نمونه‌های متفاوت

اختلاف	زنان	مردان	تمام افراد
			از ۱۳۹۵ - پاییز ۱۳۹۸
۱۵/۷۳	۳۲/۴۷	۴۸/۲۱	زمستان ۱۳۹۸
۱۳/۴۹	۳۲/۶۰	۴۶/۰۹	بهار ۱۳۹۹
۱۴/۹۸	۳۱/۸۱	۴۶/۸۰	تابستان ۱۳۹۹
۱۷/۳۲	۳۰/۲۶	۴۷/۵۹	پاییز ۱۳۹۹
۱۴/۱۲	۳۲/۷۴	۴۶/۸۶	زمستان ۱۳۹۹
۱۳/۲۱	۳۲/۶۵	۴۵/۸۷	
			بدون حضور فرزند
			از ۱۳۹۵ تا پاییز ۱۳۹۸
۱۴/۵۴	۳۴/۳۸	۴۸/۹۳	زمستان ۱۳۹۸
۱۲/۴۱	۳۳/۹۶	۴۶/۳۸	بهار ۱۳۹۹
۱۳/۴۸	۳۳/۲۱	۴۶/۷۰	تابستان ۱۳۹۹
۱۵/۲۰	۳۲/۹۱	۴۸/۱۲	پاییز ۱۳۹۹
۱۲/۷۷	۳۴/۳۰	۴۷/۰۷	زمستان ۱۳۹۹
۱۲/۶۱	۳۴/۰۳	۴۶/۶۴	
			با حضور فرزندان
			از ۱۳۹۵ تا پاییز ۱۳۹۹
۱۷/۹۵	۳۲/۲۶	۴۸/۱۳	

۱۳/۶۲	۳۲/۴۴	۴۶/۰۶	زمستان ۱۳۹۸
۱۵/۱۴	۳۱/۶۶	۴۶/۸۱	بهار ۱۳۹۹
۱۷/۵۸	۲۹/۹۵	۴۷/۵۴	تابستان ۱۳۹۹
۱۴/۲۸	۳۲/۵۵	۴۶/۸۴	پاییز ۱۳۹۹
۱۳/۲۸	۳۲/۵۰	۴۵/۷۹	زمستان ۱۳۹۹
با حضور کودکان + تا ۵ سال			
۱۷/۹۵	۳۱/۷۴	۴۹/۷۰	از سال ۱۳۹۵ تا پاییز ۱۳۹۸
۱۶/۰۱	۳۱/۹۳	۴۷/۹۴	زمستان ۱۳۹۸
۱۷/۳۰	۳۰/۸۵	۴۸/۱۶	بهار ۱۳۹۹
۲۰/۶۴	۲۸/۴۰	۴۹/۰۵	تابستان ۱۳۹۹
۱۵/۷۳	۳۱/۷۷	۴۷/۵۰	پاییز ۱۳۹۹
با حضور کودکان ۶ تا ۱۷ سال			
۱۶/۳۵	۳۱/۶۵	۴۸/۰۰	از ۱۳۹۵ تا پاییز ۱۳۹۸
۱۴/۱۹	۳۲/۰۰	۴۶/۲۰	زمستان ۱۳۹۸
۱۵/۶۶	۳۱/۰۱	۴۶/۶۷	بهار ۱۳۹۹
۱۸/۴۴	۲۸/۷۳	۴۷/۱۸	تابستان ۱۳۹۹
۱۵/۳۵	۳۱/۴۵	۴۶/۸۱	پاییز ۱۳۹۹
۱۴/۰۵	۳۱/۴۹	۴۵/۵۵	زمستان ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: ۱- در این جدول میانگین ساعات کاری افراد ۲۵ تا ۵۵ سال به صورت هفتگی بدون قید اشتغال، در ۵ گروه تمام مردان و زنان، مردان و زنان بدون فرزند، مردان و زنان دارای فرزند، مردان و زنان دارای فرزند در گروه سنی صفر تا ۵ سال، مردان و زنان دارای فرزند در گروه سنی ۶ تا ۱۷ سال نمایش داده شده است. ۲- از ۱۳۹۵ تا پاییز و زمستان ۱۳۹۸، دوران قبل از کووید-۱۹ و فصل‌های بهار، تابستان، پاییز و زمستان ۱۳۹۹، دوران بعد از کووید-۱۹ در نظر گرفته شده است.

با در نظر گرفتن بزرگسالان بدون فرزند در زمستان ۱۳۹۸، مردان به طور متوسط ۴۶/۹ ساعت در هفته و زنان به طور متوسط ۳۳/۹ ساعت در هفته کار می‌کردند، که به معنای اختلاف ۱۲/۴ ساعت در هفته بین زنان و مردان است. بلافاصله پس از شروع همه‌گیری در بهار ۱۳۹۹، ساعت کار برای مردان به ۴۶/۷ ساعت افزایش و برای زنان به ۳۳/۲ ساعت در هفته کاهش یافت و اختلاف بین ساعات کاری مردان و زنان به ۱۳/۴ ساعت افزایش پیدا کرد. نتایج نشان می‌دهد که در تابستان همان سال، ساعت کاری مردان به ۴۸/۱ ساعت در هفته افزایش یافت و ساعت کاری زنان به ۳۲/۹ ساعت در هفته کاهش پیدا کرد و میانگین اختلاف بین ساعات کاری در مردان و زنان در این فصل به بالاترین میزان یعنی ۱۵/۲ ساعت در هفته رسید.

با در نظر گرفتن افرادی که دارای فرزند بودند، در زمستان ۱۳۹۸، مردان دارای فرزند به طور متوسط ۴۶ ساعت در هفته و زنان دارای فرزند به طور متوسط ۳۲/۴ ساعت در هفته کار می‌کردند. در بهار ۱۳۹۹، میانگین ساعت کاری برای مردان به مقدار کمی افزایش و برای زنان به میزان شدیدتری نسبت به زنان بدون فرزند، کاهش یافته است. به طور خلاصه، نسبت به ماه‌های قبل از همه‌گیری، همه زنان دارای فرزند به طور متوسط در مقایسه با مردان در طول تابستان، کاهش بیشتری در ساعات کار داشتند. به طور توصیفی، این موضوع منجر به افزایش شکاف‌های زن و مرد در نتایج بازار کار در فصل تابستان شد که در میان زنان دارای فرزندان در سنین صفر تا ۵ سال و همچنین ۶ تا ۱۷ سال متمرکز شده است.

۳- روش‌ها و فنون اجرای تحقیق

در این پژوهش هدف ما ارزیابی تأثیرات همه‌گیری کووید-۱۹ بر ساعات کاری زنان و مادران است. بدین منظور می‌بایست از مدل‌های اقتصادسنجی در مطالعات تجربی جهت تخمین و بررسی اثرات علی^۱، استفاده نمود. به همین منظور برای سنجش علی تفاوت بین زنان و مردان شاغل و کنترل روندهای پیش از همه‌گیری، این تحلیل آماری به روش مدل تفاضل در تفاضل‌ها صورت می‌گیرد. براساس تحلیل روند میانگین ساعات کاری گروه‌های مردان، زنان و مادران در شکل‌های ۱ و ۲ و همچنین جدول ۱ که شامل میانگین ساعات کاری هفتگی نمونه‌های مختلف است، روند متغیر وابسته یعنی ساعات کاری در دوره پیش از همه‌گیری کووید-۱۹ در گروه‌های مقایسه شده، همگرا و موازی بوده است. لذا به لحاظ روش‌شناسی، استفاده از روش تفاضل در تفاضل‌ها جهت برآورد اثر همه‌گیری کووید-۱۹ بر ساعات کاری مادران قابل اتکا است.

روش تفاضل در تفاضل‌ها یک تکنیک آماری است که معمولاً در مطالعات تجربی برای تخمین اثر علی یک درمان، سیاست یا مداخله با مقایسه تغییرات نتایج در طول زمان بین گروه تحت آزمایش و گروه کنترل استفاده می‌شود. ایده اصلی روش تفاضل در تفاضل‌ها، استفاده از تفاوت‌های روند قبل و بعد از آزمایش بین گروه‌های تحت آزمایش و کنترل است.

معادله این مدل به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma Female_i + \sum_{q=1}^4 \pi_q COVID_q + \sum_{q=1}^4 \delta_q Female_i \times COVID_q + \lambda_t + \theta_t + \tau + Female_i \times \tau + \varepsilon_{it}$$

^۱. Causal Effects

در معادله فوق، Y_{it} متغیر وابسته است که ساعات کاری همه مشاغل در هفته را برای فرد i در فصل t نشان می‌دهد. برای تحلیل دقیق‌تر و با توجه به این که داده‌های ساعات کاری طیف پیوسته‌ای از اعداد صفر تا ۹۰ ساعت را شامل می‌شود، ساعات کاری را با استفاده از سینوس هذلولی معکوس به صورت لگاریتمی برآورد می‌کنیم. متغیر $Female_i$ یک متغیر مجازی برای جنسیت افراد نمونه است که زنان با عدد ۱ و مردان با عدد صفر نشان داده شده‌اند. متغیر $COVID_q$ با $q = 1, 2, 3, 4$ شامل چهار متغیر مجازی برای فصل بهار، تابستان، پاییز و زمستان سال ۱۳۹۹ است؛ دوران قبل از کووید-۱۹ از سال ۱۳۹۵ تا پایان سال ۱۳۹۸، به عنوان مرجع عدد صفر اختیار می‌کنند.

عبارت تعاملی $Female_i \times COVID_q$ برای بررسی اثر آزمایش در اینجا همه‌گیری کووید-۱۹ در دوره‌های زمانی مختلف بر گروه‌های مورد مطالعه، استفاده می‌شود. گنجاندن اصطلاحات تعامل در مدل این امکان را می‌دهد تا تغییرات اثرات آزمایش در ابعاد مختلف بررسی شود. متغیر τ روند زمانی را در مدل در نظر می‌گیرد که کمک می‌کند اثر آزمایش به خوبی از سایر تأثیرات مرتبط با زمان جدا شود. عبارت تعاملی $Female \times \tau$ به طور خاص اثرات روند زمانی بر گروه زنان را کنترل خواهد کرد. λ_t و θ_t نیز به ترتیب اثرات ثابت فصلی و اثرات ثابت سال و ε_{it} نیز جزء اخلاص است. معادله فوق برای همه زنان و مردان، زنان و مردان بدون فرزند، زنان و مردان دارای فرزند در گروه سنی صفر تا ۵ سال، زنان و مردان دارای فرزند در گروه سنی ۶ تا ۱۷ سال و سایر تغییرات در این گروه‌ها برآورد می‌کنیم.

در ادامه، برای بررسی مستقیم تأثیر حضور کودکان در گروه‌های سنی مختلف، مدل تفاوت‌های سه‌گانه را برآورد می‌کنیم. ایده اصلی مدل تفاوت‌های سه‌گانه توسعه مدل تفاضل در تفاضل‌ها است و بعد سوم را شامل می‌شود. مدل تفاوت‌های سه‌گانه علاوه بر مقایسه نتایج در طول زمان و بین گروه‌های آزمایش و کنترل، امکان تخمین چگونگی اثر آزمایش بر یک متغیر سوم را به ما می‌دهد. این مدل با کنترل روندهای زمانی و ویژگی‌های خاص گروهی که ممکن است اثر آزمایش را مخدوش کند، به شناسایی و جداسازی اثر علی آزمایش کمک می‌کند.

در این پژوهش مدل تفاوت‌های سه‌گانه تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ و حضور کودکان در سنین مختلف در خانوار را بررسی می‌کند که به صورت زیر است:

$$\begin{aligned}
 Y_{ijt} = & \alpha_i + \gamma Female_i + \sum_{q=1}^4 \pi_q COVID_q + \varphi Child_j + \delta_1 Female_i \times Child_j \\
 & + \sum_{q=1}^4 \delta_{2q} Female_i \times COVID_q + \sum_{q=1}^4 \delta_{3q} COVID_q \times Child_j \\
 & + \sum_{q=1}^4 \delta_{4q} Female_i \times COVID_q \times Child_j + \lambda_t + \theta_t + \tau \\
 & + Female_i \times \tau + \varepsilon_{ijt}
 \end{aligned}$$

در معادله فوق $Child_j$ مجموعه‌ای از متغیرهای موهومی برای برای حضور کودکان در سنین مختلف است. هر کودک صفر تا ۵ ساله، ۶ تا ۱۷ ساله، تنها کودکان صفر تا ۵ ساله، تنها کودکان ۶ تا ۱۷ ساله، عدد ۱ و عدم حضور کودکان در خانوار عدد صفر را به خود اختصاص می‌دهد.

در این پژوهش با توجه به موضوع مورد مطالعه و این که هر خانوار حداقل یک بار و حداکثر چهار بار در نمونه‌گیری حضور دارد، مدل‌های رگرسیونی اثرات ثابت داده‌های تابلویی در مقابل دیگر مدل‌های اقتصادسنجی کارایی بیشتری دارد. در داده‌های تابلویی با ترکیب داده‌ها در دو بُعد، امکان بررسی تغییرات ساعات کار افراد در قبل و بعد از همه‌گیری کووید-۱۹ به خوبی فراهم شده است. همچنین به منظور توضیح بهتر تغییرات در متغیرهای وابسته، تفاوت‌های ثابت بین اجزا در نظر گرفته شده است، این کار به ما کمک می‌کند تا اثرات ثابت را از تحلیل خود حذف کنیم و تمرکز را بر روی اثر متغیرهای مستقل بگذاریم.

همچنین جهت بررسی ناهمسانی واریانس^۱ از آزمون بروش و پاگان^۲ استفاده کردیم. نتایج بررسی حاصل از تخمین مدل رگرسیون و آزمون بروش و پاگان نشان می‌دهد که فرضیه صفر یا وجود همسانی واریانس رد شده و مدل رگرسیون دارای ناهمسانی واریانس است. به همین منظور در تجزیه و تحلیل داده‌های تابلویی، که در آن داده‌ها در بازه‌های زمانی متعدد برای افراد یا نهادهای متعدد جمع‌آوری می‌شوند، خطاهای استاندارد پایا^۳ کمک می‌کنند تا ناهمسانی واریانس و همبستگی خطاها در طول دوره‌های زمانی محاسبه شود. در این پژوهش ما نیز برای استنتاج آماری معتبر، از خطاهای استاندارد پایا استفاده کردیم.

1. Heteroscedasticity

2. Brush-Pagan Test

3. Robust Standard Error

با توجه به این که داده‌های مورد استفاده از نتایج نمونه‌گیری بدست آمده است، برای اطمینان از این که نمونه به طور دقیق کل جامعه آماری را نشان می‌دهد، لازم است وزن‌های آماری بر مشاهدات اعمال شود. وزن‌های آماری تعیین می‌کنند که هر فرد در نمونه، نماینده چند نفر در جامعه است. علاوه بر این در مطالعات با داده‌های تابلویی، اعمال وزن‌های آماری برای کنترل نرخ ریزش^۱ در داده‌ها استفاده می‌شود و تضمین می‌کند که مدل به طور مناسب، تحولات جامعه مورد مطالعه را نشان می‌دهد. اما در پژوهش حاضر با توجه به این که خانوار نمونه در هر نوبت آمارگیری، نماینده تعداد متغیری از خانوار است، وزن‌های آماری در داده‌های تابلویی اعمال نشدند. برای اعمال وزن‌های آماری لازم است که تمامی خانوارهایی که حداقل یک و حداکثر چهار بار در نمونه‌گیری حضور داشتند، در تمامی نوبت‌های آمارگیری به عنوان یک خانوار مجزا در نظر گرفته شوند. در همین راستا برای اطمینان از صحت نتایج، تمامی مدل‌ها یک بار دیگر با استفاده از رگرسیون وزنی برآورد شده است. در جداول الف-۹ تا الف-۱۲ پیوست، نتایج مربوط به برآورد مدل‌ها با استفاده از رگرسیون وزنی ارائه شده است.

با توجه به ویژگی‌های خاص داده‌های این مطالعه، از جمله نامتوازن بودن داده‌های تابلویی، تغییرپذیری وزن خانوارها در هر موج آمارگیری، و همچنین احتمال عدم تحقق کامل فرض روندهای موازی در برخی زیرگروه‌ها، بهره‌گیری از رویکردهای نوین‌تری همچون روش تفاضل در تفاضل‌های ترکیبی^۲ که توسط آرخانگلسکی^۳ و همکاران (۲۰۲۱) توسعه یافته است، می‌تواند در تحقیقات آتی مفید واقع شود. این رویکرد با ترکیب مزایای روش تفاضل در تفاضل‌ها و روش کنترل ترکیبی، چارچوبی معتبر برای برآورد اثرات سیاستی در داده‌های مشاهده‌ای فراهم می‌کند، به ویژه در شرایطی که فرض بنیادین روش تفاضل در تفاضل‌ها، یعنی همگرایی روند متغیر وابسته در گروه‌های مورد مقایسه، به طور کامل برقرار نباشد.

۴- نتایج

پس از رعایت پیش‌فرض‌های رگرسیون داده‌های تابلویی، نتایج مدل‌های ارائه شده در جداول ۲ تا ۵ آورده شده‌اند. جدول ۲ تخمینی از تغییر در کل ساعات کاری زنان نسبت به مردان بدون قید اشتغال در زمان همه‌گیری کووید-۱۹ گزارش می‌کند. ستون شماره ۱ تمامی افراد ۲۵ تا ۵۵ ساله بدون قید اشتغال را نشان می‌دهد، ستون شماره ۲ تمامی افراد بدون فرزند، ستون شماره ۳ تمامی افراد دارای فرزند، ستون شماره ۴ تمامی افرادی که حداقل یک فرزند در سن صفر تا ۵ سال دارند

1. Attrition Rate

2. Synthetic Difference-in-Differences

3. Arkhangelsky

و می‌توانند فرزندان دیگری نیز داشته باشند، ستون شماره ۵ تمامی افرادی که حداقل یک فرزند در سن ۶ تا ۱۷ سال دارند، ستون شماره ۶ تمامی افرادی که فقط فرزندان در سن صفر تا ۵ سال دارند و در نهایت ستون شماره ۷ تمامی افرادی را که فقط فرزندان در سن ۶ تا ۱۷ سال را دارند شامل می‌شوند.

جدول ۲. نتایج تخمین مدل تفاضل در تفاضل‌ها: خانوارهای شهری از بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹

نمونه	همه	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
		بدون فرزند	دارای فرزند	فرزندان ۵- سال	فرزندان ۱۷-۲ سال	فرزندان ۵- سال	فقط فرزندان ۱۷-۲ سال	فقط فرزندان ۱۷-۲ سال
بهار زنان	***-۰/۰۵۲۴	-۰/۰۷۸۹	***-۰/۰۴۸۳	***-۰/۰۶۴۰	**۰/۰۴۹۴	***-۰/۰۲۹۷	-۰/۰۳۰۶	(-۰/۰۲۳۵)
تابستان زنان	-۰/۰۵۳۷ ***	-۰/۰۳۲۵ •	-۰/۰۵۴۸ ***	-۰/۰۲۰۴	-۰/۰۶۵۲ **	-۰/۰۴۲۶	-۰/۰۹۸۲ ***	(-۰/۰۲۳۵)
پاییز زنان	-۰/۰۲۵۸	-۰/۰۲۰۷	-۰/۰۱۹۱	۰/۰۰۹۰	•-۰/۰۳۶۲	-۰/۰۰۶۱	*-۰/۰۶۴۲	(-۰/۰۲۶۶)
زمستان زنان	•-۰/۰۳۵۵	-۰/۰۱۵۹	•-۰/۰۳۰۰	-۰/۰۰۲۴	-۰/۰۲۶۸	-۰/۰۱۹۰	-۰/۰۳۳۹	(-۰/۰۲۸۳)
	(-۰/۰۱۸۷)	(-۰/۰۶۱۳)	(-۰/۰۱۹۵)	(-۰/۰۲۸۷)	(-۰/۰۲۴۱)	(-۰/۰۴۵۳)	(-۰/۰۳۱۸)	(-۰/۰۲۸۳)
اندازه نمونه	۱,۰۲۳,۶۲۳	۱۰۵,۸۷۰	۹۱۷,۷۵۳	۳۳۱,۰۲۲	۵۲۶,۹۶۱	۱۳۴,۱۶۸	۳۳۰,۱۰۷	۳۳۰,۱۰۷

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت * موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت • موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل تفاضل در تفاضلهای روستایی از بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹

نمونه	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
همه	بدون فرزند	دارای فرزند	فرزندان ۰-۵ سال	فرزندان ۶-۱۷ سال	فرزندان ۰-۵ سال	فقط فرزندان ۶-۱۷ سال	فقط فرزندان ۰-۵ سال
بهار× زنان	-.۰۹۰۳ ***	-.۰۷۲۲	-.۰۹۲۶ ***	-.۰۷۵۷ *	-.۰۹۵۴ ***	-.۱۱۴۹ *	-.۱۳۳۳ ***
تابستان× زنان	(۰/۰۱۹۱)	(۰/۰۶۷۶)	(۰/۰۲۰۰)	(۰/۰۳۱۱)	(۰/۰۲۴۹)	(۰/۰۵۵۵)	(۰/۰۳۴۴)
پاییز× زنان	-.۱۱۲۳ ***	-.۰۵۲۷	-.۱۲۱۸ ***	-.۱۱۴۶ **	-.۱۶۰۸ ***	-.۰۹۵۴	-.۲۱۲۹ ***
زمستان× زنان	(۰/۰۲۲۶)	(۰/۰۷۸۵)	(۰/۰۲۳۸)	(۰/۰۳۷۳)	(۰/۰۲۹۴)	(۰/۰۷۲۵)	(۰/۰۴۰۴)
اندازه نمونه	۶۰۷,۴۰۹	۵۴,۰۹۹	۵۵۳,۳۱۰	۲۱۱,۶۸۴	۳۴۶,۴۳۸	۶۱,۷۶۱	۱۹۶,۵۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت ** موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول ۲ نتایج تغییر در کل ساعات کاری هفته در زنان نسبت به مردان، بدون قید و شرط اشتغال در همه‌گیری کووید-۱۹ را گزارش می‌کند. نتایج ستون ۱ نشان می‌دهد که بیشترین اختلاف ساعات کاری بین زنان و مردان، در تابستان ۱۳۹۹ بوده که در خانوارهای شهری ۵ درصد و در خانوارهای روستایی ۱۴ درصد کاهش پیدا کرده است. علاوه بر این مقایسه ستون ۲ یعنی افرادی که فرزندی ندارند و ستون ۶ یعنی افرادی که فقط فرزندان صفر تا ۵ سال دارند در خانوارهای شهری و روستایی، نشان می‌دهد که این دو گروه هیچ کاهش معناداری را در بعد از همه‌گیری تجربه نکردند و الگوی یکسانی در تغییرات ساعات کاری داشته‌اند.

همچنین نتایج ستون ۳ به وضوح نشان می‌دهد که زنان دارای فرزند نسبت به زنان بدون فرزند در خانوارهای شهری و روستایی، کاهش ساعات کاری بیشتری را نسبت به مردان تجربه کردند. ستون‌های ۴ و ۵ در خانوارهای شهری و روستایی، کاهش ساعات کاری زنان نسبت به مردان را، بیشتر در زنانی که فرزندان در سن ۶ تا ۱۷ سال دارند نشان می‌دهد. در ادامه، نتایج

ستون ۷ کاهش معنادار آماری را در سه فصل تابستان، پاییز و زمستان پس از همه‌گیری در گروهی که فقط فرزندان ۶ تا ۱۷ ساله داشتند نشان می‌دهد. پارامترهای برآورد شده در ستون ۷ با تمرکز بر خانوارهایی که فقط فرزندان در سن مدرسه دارند، از نظر آماری معنادار هستند و از حدود ۶ درصد تا ۱۳ درصد در خانوارهای شهری و از حدود ۱۱ درصد تا ۲۱ درصد در خانوارهای روستایی متغیر هستند. همان‌طور که شواهد نشان می‌دهد، تأثیرات همه‌گیری در تابستان به طور قابل توجهی بیشتر از پاییز و زمستان بوده است.

نکته حائز اهمیت در نتایج مدل، اثر منفی همه‌گیری از فصل بهار برای زنان در خانوارهای روستایی و اثر مثبت آن در فصل بهار برای زنان در خانوارهای شهری است که با ورود به فصل تابستان، در هر دو گروه کاهش معنادار ساعات کاری زنان نسبت به مردان را مشاهده می‌کنیم. در ادامه با ورود به فصل پاییز و زمستان، به نظر می‌رسد زنان در خانوارهای شهری موفق به تطبیق خود با شرایط موجود شدند، اما زنان در خانوارهای روستایی همچنان کاهش معنادار در ساعات کاری را نسبت به مردان تجربه کردند.

برای بررسی بیشتر اثرات همه‌گیری بر ساعات کار، نمونه را به افراد شاغل محدود می‌کنیم. نتایج این رگرسیون به ما نشان خواهد داد که آیا همه‌گیری بر روی ساعات کاری زنان نسبت به مردان در بین افرادی که شاغل بودند و به کار خود ادامه داده‌اند، تأثیر گذاشته است یا خیر. شواهد نشان می‌دهد که برای زنان شاغل نسبت به مردان، در تمامی گروه‌ها کاهش ساعات کاری در تابستان بعد از همه‌گیری روی داده است که این کاهش در بین زنان در خانوارهای شهری در مقایسه با زنان در خانوارهای روستایی با شدت بیشتری رخ داده است. نکته اساسی این است که در گروه زنان شاغل، بیشترین کاهش ساعات کاری در بین زنانی که فقط فرزندان صفر تا ۵ سال دارند دیده می‌شود که این میزان در خانوارهای شهری ۳۳ درصد و در خانوارهای روستایی ۲۷ درصد کاهش ساعات کاری زنان نسبت به مردان بوده است. همچنین نتایج هیچ کاهش معنادار آماری، برای زنان شاغل در خانوارهای شهری و روستایی و با فرزندان در تمامی گروه‌های سنی، با ورود به فصل پاییز را نشان نمی‌دهد. به نظر می‌رسد زنان شاغل بعد از شوک ناشی از همه‌گیری در نیمه اول سال، توانایی تطبیق خود با شرایط موجود و ساز و کارهای تمهید شده در کشور پیدا کردند. به طور کلی بررسی تغییرات ساعات کاری زنان شاغل در خانوارهای شهری و روستایی، نشان می‌دهد که بیشترین تأثیر همه‌گیری برای این گروه در فصل تابستان و برای زنانی با فرزندان صفر تا ۵ سال بوده است. این نتایج نشان می‌دهد احتمال این که زنان در مشاغلی که به صورت کلی در فصل تابستان فعالیتی ندارند، حضور داشته باشند زیاد است و کاهش ساعات کاری از طریق خروج از کار برای زنان مشاهده نمی‌شود. در جداول الف-۱ و الف-۲

پیوست نتایج مربوط به مدل تفاضل در تفاضل‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی که شامل افراد ۲۵ تا ۵۵ ساله شاغل به تفکیک خانوارهای شهری و روستایی می‌شود، ارائه شده است. ما در نمونه اولیه همه مردان و زنان ۲۵ تا ۵۵ ساله را در نظر گرفتیم، مفهوم موجود در این رویکرد این است که مقایسه بین تمامی زنان و مردان با تمامی ساختارهای خانواده انجام شود. یک رویکرد جایگزین، بررسی تنها زوج‌های متأهل است که بر موقعیت‌هایی تمرکز می‌کند که مسئولیت‌های فرزندان بر عهده هر دو والد است. شواهد نشان می‌دهد که در خانوارهای شهری، زنان متأهل نسبت به مردان متأهل کاهش معناداری را در ساعات کاری در فصل تابستان تجربه کرده‌اند که این کاهش در خانوارهای روستایی از فصل بهار شروع و تا زمستان ادامه یافته است. در جداول الف-۳ و الف-۴ پیوست نتایج مربوط به مدل تفاضل در تفاضل‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی که شامل افراد ۲۵ تا ۵۵ سال متأهل به تفکیک خانوارهای شهری و روستایی می‌شود، ارائه شده است.

در ادامه، برای جداسازی بیشتر تأثیر مسئولیت‌های مراقبت از فرزندان بر نتایج بازار کار، مدل تفاوت‌های سه‌گانه را برآورد می‌کنیم که به طور مستقیم شکاف جنسیتی زنان و مردان دارای فرزند را با زنان و مردان بدون فرزند مقایسه می‌کند. جدول شماره ۲ تخمین‌های مدل تفاوت سه‌گانه را براساس معادله ۲ ارائه می‌کند. سومین تفاوت اضافه شده در اینجا بین زنان و مردان دارای فرزند در گروه‌های سنی مختلف و زنان و مردان بدون فرزند است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل تفاضل‌های سه گانه : خانوارهای شهری از بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹

(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	نمونه
فقط فرزندان ۱۷-ساله + بدون فرزند	فقط فرزندان ۵-ساله + بدون فرزند	فرزندان ۶-۱۷ ساله + بدون فرزند	فرزندان ۵-ساله + بدون فرزند	با فرزندان + بدون فرزند	
-۰/۰۵۲۳	-۰/۰۲۱۶	-۰/۰۲۰۴	۰/۰۳۰۴	-۰/۰۳۷۲	بهار: زنان × فرزندان
(۰/۰۴۹۲)	(۰/۰۵۳۸)	(۰/۰۴۶۹)	(۰/۰۴۷۷)	(۰/۰۴۵۱)	
-۰/۰۵۹۹	۰/۰۰۹۷	-۰/۰۱۷۳	۰/۰۵۴۳	-۰/۰۳۹۶	تابستان: زنان × فرزندان
(۰/۰۵۳۳)	(۰/۰۵۶۸)	(۰/۰۵۰۹)	(۰/۰۵۲۱)	(۰/۰۴۹۳)	
-۰/۰۳۰۳	۰/۰۴۹۹	-۰/۰۱۵۰	۰/۰۷۰۷	۰/۰۰۷۲	پاییز: زنان × فرزندان
(۰/۰۵۷۰)	(۰/۰۶۲۱)	(۰/۰۵۴۰)	(۰/۰۵۵۰)	(۰/۰۵۱۵)	
۰/۰۰۲۴	۰/۰۳۴۰	-۰/۰۰۹۴	۰/۰۵۶۱	-۰/۰۱۷۳	زمستان: زنان × فرزندان
(۰/۰۶۳۷)	(۰/۰۶۸۴)	(۰/۰۶۰۱)	(۰/۰۶۰۲)	(۰/۰۵۷۳)	
۴۳۵,۹۷۷	۲۴۰,۰۳۸	۶۳۲,۸۶۱	۴۳۶,۸۹۲	۱,۰۲۳,۶۲۳	اندازه نمونه

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت * موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل تفاضل‌های سه‌گانه: خانوارهای روستایی از بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹

نمونه	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
بهار: زنان × فرزند	-۰/۰۰۱۱	۰/۰۲۷۹	-۰/۰۰۱۳	-۰/۰۰۹۴	-۰/۰۵۲۷
تابستان: زنان × فرزند	-۰/۰۶۵۶	(۰/۰۷۰۳)	(۰/۰۶۷۹)	(۰/۰۸۲۶)	(۰/۰۷۱۶)
پاییز: زنان × فرزند	-۰/۰۵۲۸	-۰/۰۱۵۳	-۰/۰۸۱۲	۰/۰۱۵۹	۰/۰۱۴۶۱
زمستان: زنان × فرزند	-۰/۰۷۸۴	(۰/۰۸۴۹)	(۰/۰۸۱۷)	(۰/۰۳۵)	(۰/۰۸۵۸)
اندازه نمونه	۶۰۷,۴۰۹	۲۶۵,۷۸۳	۴۰۰,۵۳۷	۱۱۵,۸۶۰	۲۵۰,۶۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت ** موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

نتایج مدل تفاوت‌های سه‌گانه، تخمین‌های آماری معناداری را برای هیچ گروهی از زنان در خانوارهای شهری و روستایی نشان نمی‌دهد؛ و در خانوارهای روستایی برای زنان دارای فرزند در گروه سنی صفر تا ۵ سال در فصل تابستان بعد از همه‌گیری، افزایش معنادار آماری در سطح ۵ درصد مشاهده می‌شود. به عبارت دیگر، حضور کودکان به عنوان یک متغیر مستقل، منجر به کاهش ساعات کاری زنان و مادران در زمان همه‌گیری نشده است. ما تمامی مدل‌ها را یک بار به صورت داده‌های تابلویی و یک بار دیگر به صورت رگرسیون وزنی بررسی کردیم. نتایج مدل تفاوت‌های سه‌گانه که با استفاده رگرسیون وزنی تخمین زده شده است متفاوت است. شواهد نشان دهنده ضرایب معنادار در سطح معناداری پنج درصد، برای آن دسته از زنانی که فرزندان در گروه سنی ۶ تا ۱۷ سال دارند هست، و نکته کلیدی این هست که این کاهش ساعات کاری در فصل پاییز بعد از همه‌گیری روی داده است. بدین معنی که مصادف با بازگشایی مدارس، مادرانی که فرزندان در سن مدرسه داشتند، کاهش ساعات کاری را تجربه کردند. در جداول الف-۷ تا الف-

۹ پیوست، نتایج مربوط به مدل تفاوت‌های سه‌گانه با استفاده از مدل رگرسیون وزنی ارائه شده است.

علاوه بر این، با محدود کردن نمونه به افراد شاغل در مدل تفاوت‌های سه‌گانه، افزایش ساعات کاری در سطح معناداری ۵ و ۱۰ درصد برای زنان نسبت به مردان در فصل پاییز و برای خانوارهای شهری مشاهده شد. نکته حائز اهمیت این است که مادرائی که فقط فرزندان در سنین صفر تا ۵ سال دارند، نه تنها کاهش معناداری در ساعات کاری نسبت به مردان تجربه نکردند، بلکه در بسیاری از مدل‌های مورد بررسی، افزایش ساعات کاری برای این گروه از مادران مشاهده شد. به نظر می‌رسد مادران فرزندان در محدوده سنی صفر تا ۵ سال، به دلیل این که همچنان از حمایت والدین خود، یعنی پدربزرگ و مادربزرگ‌های فرزندانشان بهره‌مند می‌شوند، تا حد زیادی توانسته‌اند به فعالیت‌های حرفه‌ای خود در دوران همه‌گیری ادامه دهند. در جداول الف-۵ و الف-۶ پیوست، نتایج مربوط مدل تفاوت‌های سه‌گانه افراد شاغل شهری و روستایی ارائه شده است.

۵- نتیجه‌گیری

در گذشته، نقش‌های جنسیتی در ساختار خانواده به‌گونه‌ای تعریف شده بود که مردان به‌عنوان نان‌آوران خانواده مسئول تأمین مالی، و زنان عهده‌دار امور خانه و مراقبت از فرزندان بودند. با گسترش صنعتی شدن و افزایش مشارکت زنان در بازار کار، زنان به‌ویژه مادران شاغل با چالش‌های مضاعفی در مدیریت نقش‌های حرفه‌ای و خانوادگی مواجه شدند. این چالش‌ها با شیوع همه‌گیری کووید-۱۹ ابعاد جدیدی یافت و الگوی اشتغال زنان، به‌ویژه مادران، تحت تأثیر قرار گرفت.

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که زنان دارای فرزند، کاهش معناداری در ساعات کاری خود را تجربه کرده‌اند؛ بیشترین میزان این کاهش در تابستان ۱۳۹۹، یعنی دومین فصل پس از آغاز همه‌گیری، مشاهده شد. در خانوارهای روستایی این کاهش زودتر، از فصل بهار همان سال آغاز شده و تا پایان سال ادامه یافته است. همچنین، مادرائی که فرزندان خردسال (زیر ۵ سال) داشتند، توانستند اشتغال خود را حفظ کنند. این موضوع احتمالاً ناشی از حمایت بیشتر پدربزرگ‌ها و مادربزرگ‌ها در مراقبت از نوه‌هاست؛ افرادی که در شرایط همه‌گیری به‌دلیل آسیب‌پذیری بالا در برابر ویروس ناچار به ماندن در خانه بودند.

با توجه به نتایج بدست آمده، ضرورت حمایت هدفمند از مادرائی که تمایل دارند با وجود مسئولیت‌های فرزندپروری، به فعالیت‌های شغلی خود ادامه دهند، برجسته می‌شود. این حمایت‌ها می‌تواند شامل تسهیل دسترسی به مراکز مراقبت از کودک، افزایش انعطاف‌پذیری در زمان کار، امکان دورکاری، و تدوین سیاست‌هایی در راستای آگاهی‌بخشی به کارفرمایان درباره نیازهای

مادران شاغل باشد. چنین تدابیری، نه تنها در ایجاد تعادل میان نقش‌های خانوادگی و حرفه‌ای مادران مؤثر است، بلکه در بلندمدت می‌تواند به بهبود توازن جنسیتی در بازار کار و افزایش مشارکت اقتصادی زنان منجر شود.

پیوست

در این بخش، جداولی که در متن به آن‌ها ارجاع داده شده، ارائه شده است.

جدول الف-۱. نتایج تخمین مدل تفاضل در تفاضل‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی شامل افراد شاغل شهری در محدوده سنی ۲۵ تا ۵۵ سال (بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹)

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
تجویز	همه	بدون فرزند	دارای فرزند	فرزندان ۰-۵ سال	فرزندان ۱۷-۶۱ سال	فقط فرزندان ۰-۵ سال	فقط فرزندان ۱۷-۶۱ سال
بهار × زنان	۰/۰۱۹۷	۰/۰۳۲۲	۰/۰۱۹۲	۰/۰۵۳۳	*۰/۰۴۸۸	-۰/۰۱۸۵	-۰/۰۳۵۰
	(۰/۰۱۶۴)	(۰/۰۴۸۲)	(۰/۰۱۷۵)	(۰/۰۳۷۸)	(۰/۰۳۴۳)	(۰/۰۶۰۵)	(۰/۰۲۸۹)
تابستان × زنان	-۰/۲۶۹۸	-۰/۲۶۵۵	-۰/۲۷۰۷	-۰/۲۷۱۹	-۰/۳۰۴۸	-۰/۳۳۵۵	-۰/۳۱۷۹
	***	***	***	***	***	***	***
پاییز × زنان	۰/۰۳۳۳	-۰/۰۶۱۴	*۰/۰۴۲۰	۰/۰۲۷۰	۰/۰۳۱۱	۰/۰۶۸۳	۰/۰۴۵۴
	(۰/۰۱۷۰)	(۰/۰۵۲۸)	(۰/۰۱۸۰)	(۰/۰۳۸۵)	(۰/۰۲۵۰)	(۰/۰۶۶۰)	(۰/۰۳۰۴)
زمستان × زنان	۰/۰۲۲۸	۰/۰۱۴۱	۰/۰۱۸۵	۰/۰۰۹۰	۰/۰۳۷۹	-۰/۰۱۰۵	۰/۰۳۱۳
	(۰/۰۱۷۴)	(۰/۰۵۲۷)	(۰/۰۱۸۵)	(۰/۰۳۹۰)	(۰/۰۲۵۴)	(۰/۰۶۸۳)	(۰/۰۳۰۷)
اندازه نمونه	۴۸۵,۷۵۶	۵۱,۷۱۸	۴۳۴,۰۳۸	۱۷۵,۴۵۹	۲۵۷,۷۸۰	۷۴,۸۹۲	۱۵۷,۲۱۳

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت ** موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول الف-۲. نتایج تخمین مدل تفاضل در تفاضل‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی شامل افراد شاغل روستایی در محدوده سنی ۲۵ تا ۵۵ سال (بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹)

نمونه	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
همه		بدون فرزند	دارای فرزند	فرزندان ۵- سال	فرزندان ۱۷- سال	فقط فرزندان ۵- سال	فقط فرزندان ۱۷- سال
بهار× زنان	-۰/۰۵۹۰ ***	-۰/۰۹۹۵	-۰/۰۵۴۷ **	-۰/۰۴۳۰	۰-۰/۰۳۹۲	-۰/۰۳۵۹	۰-۰/۰۴۸۵
تابستان× زنان	-۰/۰۱۶۵	-۰/۰۶۶۱	-۰/۰۱۷۲	-۰/۰۳۰۹	۰/۰۲۱۵	۰/۰۷۳۶	۰/۰۲۸۵
	-۰/۰۹۷۵ ***	-۰/۰۷۴۸	-۰/۱۰۰۷ ***	-۰/۱۱۸۴ **	-۰/۰۵۸۲ *	-۰/۰۲۷۷۹ **	*-۰/۰۷۲۸
پاییز× زنان	۰/۰۱۸۸	۰/۰۶۶۵	۰/۰۱۹۶	۰/۰۳۷۱	۰/۰۳۲۸	۰/۰۱۹۷	۰/۰۳۰۱
	-۰/۰۱۱۱	-۰/۰۴۹۱	-۰/۰۱۰۱	-۰/۰۲۷۴	-۰/۰۱۲۰	-۰/۰۷۸۱	-۰/۰۲۷۴
زمستان× زنان	-۰/۰۳۰۱	-۰/۰۷۹۳	۰/۰۳۹۶	-۰/۰۰۷۲	۰/۰۲۰۶	۰/۰۰۹۱	۰/۰۱۴۹
	۰/۰۲۱۰	۰/۰۷۷۱	۰/۰۲۲۱	۰/۰۴۰۷	۰/۰۲۶۹	۰/۰۹۳۱	۰/۰۳۴۴
اندازه نمونه	۳۱۰,۳۳۲	۲۵,۶۸۱	۲۸۴,۴۵۱	۱۱۵,۵۸۴	۱۸۳,۱۹۲	۳۵,۰۵۰	۱۰۲,۶۵۸

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت ** موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول الف-۳. نتایج تخمین مدل تفاضل در تفاضل‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی شامل افراد متأهل شهری در محدوده سنی ۲۵ تا ۵۵ سال (بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹)

نمونه	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
همه		بدون فرزند	دارای فرزند	فرزندان ۵- سال	فرزندان ۱۷- سال	فقط فرزندان ۵- سال	فقط فرزندان ۱۷- سال
بهار× زنان	***۰/۰۶۲۶	۰/۰۸۶۵	***۰/۰۵۸۴	***۰/۰۶۵۰	**۰/۰۵۱۷	۰/۰۳۲۱	۰/۰۳۴۹
تابستان× زنان	۰/۰۱۴۰	۰/۰۴۸۳	۰/۰۱۴۷	۰/۰۲۱۵	۰/۰۱۷۹	۰/۰۳۳۷	۰/۰۲۳۷
	*-۰/۰۳۴۸	-۰/۰۱۷۵	*-۰/۰۳۷۲	-۰/۰۲۱۹	-۰/۰۶۰۷ **	-۰/۰۴۹۶	-۰/۰۹۱۳ ***
پاییز× زنان	۰/۰۱۶۰	۰/۰۵۵۴	۰/۰۱۶۷	۰/۰۲۴۳	۰/۰۲۰۲	۰/۰۳۷۸	۰/۰۲۶۶
	-۰/۰۰۹۶	۰/۰۰۹۰	-۰/۰۰۶۵	۰/۰۰۶۴	-۰/۰۲۱۶	-۰/۰۱۵۰	-۰/۰۴۳۷
	۰/۰۱۷۰	۰/۰۵۹۹	۰/۰۱۷۶	۰/۰۲۵۴	۰/۰۲۱۳	۰/۰۳۹۸	۰/۰۲۸۲

زمستان × زنان	-۰/۰۱۶۷	-۰/۰۱۷۹	-۰/۰۱۱۵	*-۰/۰۰۶۳	-۰/۰۱۳۹	-۰/۰۱۹۳	-۰/۰۱۱۶
	(۰/۰۱۹۲)	(۰/۰۶۴۹)	(۰/۰۲۰۱)	(۰/۰۲۸۵)	(۰/۰۲۴۱)	(۰/۰۴۵۰)	(۰/۰۳۲۰)
اندازه نمونه	۸۲۲,۳۲۷	۸۶,۲۹۸	۷۳۶,۰۲۹	۳۲۶,۴۸۳	۴۹۳,۷۷۱	۱۳۲,۲۹۷	۲۹۹,۵۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت ** موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول الف-۴. نتایج تخمین مدل تفاضل در تفاضل‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی شامل افراد متأهل روستایی در محدوده سنی ۲۵ تا ۵۵ سال (بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹)

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
نمونه	همه	بدون فرزند	دارای فرزند	فرزندان ۰ - ۵ سال	فرزندان ۶ - ۱۷ سال	فقط فرزند ۰ - ۵ سال	فقط فرزند ۶ - ۱۷ سال
بهار × زنان	-۰/۰۸۵۶ ***	-۰/۰۱۴۸	-۰/۰۹۲۸ ***	-۰/۰۷۹۳ *	-۰/۰۹۶۹ ***	-۰/۱۱۹۵ *	***-۰/۱۳۱۰
	(۰/۰۲۰۶)	(۰/۰۷۳۵)	(۰/۰۲۱۶)	(۰/۰۳۱۳)	(۰/۰۲۵۳)	(۰/۰۵۶۰)	(۰/۰۳۵۴)
تابستان × زنان	-۰/۱۳۶۶ ***	-۰/۱۸۹۰ *	-۰/۱۳۶۰ ***	-۰/۱۰۱۱ **	-۰/۱۳۸۹ ***	-۰/۱۰۲۶	***-۰/۱۷۸۹
	(۰/۰۲۲۵)	(۰/۰۸۱۲)	(۰/۰۲۳۵)	(۰/۰۳۴۸)	(۰/۰۲۷۵)	(۰/۰۶۴۴)	(۰/۰۳۸۱)
پاییز × زنان	-۰/۱۱۱۹ ***	-۰/۰۲۴۷	-۰/۱۲۸۱ ***	-۰/۱۱۴۴ **	-۰/۱۴۴۰ ***	-۰/۱۱۶۱	***-۰/۱۸۹۶
	(۰/۰۲۴۲)	(۰/۰۸۸۴)	(۰/۰۲۵۴)	(۰/۰۳۷۴)	(۰/۰۲۹۸)	(۰/۰۷۲۸)	(۰/۰۴۱۳)
زمستان × زنان	-۰/۰۷۵۱ **	-۰/۰۰۴۱	-۰/۰۸۴۵ **	-۰/۱۱۹۰ **	-۰/۰۸۵۴ *	•-۰/۱۴۶۵	*-۰/۰۹۶۶
	(۰/۰۲۷۲)	(۰/۰۹۸۳)	(۰/۰۲۸۶)	(۰/۰۴۱۸)	(۰/۰۳۳۴)	(۰/۰۷۸۳)	(۰/۰۴۶۱)
اندازه نمونه	۴۹۴,۴۵۰	۴۴,۰۹۰	۴۵۰,۳۶۰	۲۰۸,۵۶۴	۳۲۶,۶۶۱	۶۰,۵۹۰	۱۷۸,۶۸۷

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت ** موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول الف-۵. نتایج تخمین مدل تفاوت‌های سه‌گانه با استفاده از داده‌های تابلویی شامل افراد شاغل شهری در محدوده سنی ۲۵ تا ۵۵ سال (بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹)

(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	نمونه
با فرزند+ بدون فرزند	فرزند بدون فرزند +۰-۵سال	فرزند ۱۷- بدون فرزند +	فقط فرزند +۰-۵سال	فقط فرزند ۱۷- بدون فرزند +	
۰/۰۳۳۷	۰/۰۹۲۶	۰/۰۳۷۳	۰/۰۲۹۶	۰/۰۱۸۳	بهار: زنان × فرزند
(۰/۰۴۸۷)	(۰/۰۵۹۶)	(۰/۰۵۱۸)	(۰/۰۷۴۳)	(۰/۰۵۴۹)	
۰/۰۵۱۱	۰/۰۷۳۰	-۰/۰۲۲۴	۰/۰۳۱۲	-۰/۰۳۳۵	تابستان: زنان × فرزند
(۰/۰۶۳۲)	(۰/۰۷۳۴)	(۰/۰۶۵۴)	(۰/۰۸۷۸)	(۰/۰۶۶۷)	
* ۰/۱۰۶۵	* ۰/۱۴۳۴	۰/۰۸۳۹	* ۰/۲۲۲۸	* ۰/۱۲۱۵	پاییز: زنان × فرزند
(۰/۰۴۷۹)	(۰/۰۵۸۷)	(۰/۰۵۱۶)	(۰/۰۷۲۱)	(۰/۰۵۴۱)	
-۰/۰۰۱۱	۰/۰۴۹۹	۰/۰۱۸۸	۰/۰۸۳۶	۰/۰۵۰۸	زمستان: زنان × فرزند
(۰/۰۴۵۶)	(۰/۰۵۴۸)	(۰/۰۴۸۲)	(۰/۰۶۷۸)	(۰/۰۵۰۹)	
۴۸۵,۷۵۶	۲۲۷,۱۷۷	۳۰۹,۴۹۸	۱۲۶,۶۱۰	۲۰۸,۹۳۱	اندازه نمونه

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت ** موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول الف-۶. نتایج تخمین مدل تفاوت‌های سه‌گانه با استفاده از داده‌های تابلویی شامل افراد شاغل روستایی در محدوده سنی ۲۵ تا ۵۵ سال (بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹)

(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	نمونه
با فرزند+ بدون فرزند	فرزند بدون فرزند +۰-۵سال	فرزند ۱۷- بدون فرزند +	فقط فرزند +۰-۵سال	فقط فرزند ۱۷- بدون فرزند +	
۰/۰۵۳۸	۰/۰۷۵۶	۰/۰۵۵۶	۰/۰۸۱۴	۰/۰۳۹۵	بهار: زنان × فرزند
(۰/۰۶۲۱)	(۰/۰۶۸۵)	(۰/۰۶۵۳)	(۰/۰۹۱۷)	(۰/۰۶۷۸)	
-۰/۰۱۷۹	-۰/۰۲۲۵	۰/۰۰۵۸	-۰/۱۷۹۴	-۰/۰۱۷۷	تابستان: زنان × فرزند
(۰/۰۶۰۰)	(۰/۰۶۸۴)	(۰/۰۶۲۶)	(۰/۱۰۹۲)	(۰/۰۶۴۹)	

پاییز: زنان < فرزند	۰/۰۴۷۲	۰/۰۵۲۳	۰/۰۲۸۹	۰/۰۳۳۹	۰/۰۰۴۸
	(۰/۰۶۲۱)	(۰/۰۷۰۵)	(۰/۰۶۴۹)	(۰/۱۱۶۵)	(۰/۰۶۷۵)
زمستان: زنان < فرزند	*۰/۱۳۳۰	۰/۱۰۴۷	۰/۰۹۰۳	۰/۱۴۴۵	۰/۰۷۳۷
	(۰/۰۶۵۱)	(۰/۰۷۳۶)	(۰/۰۶۸۴)	(۰/۱۰۳۷)	(۰/۰۷۱۲)
اندازه نمونه	۳۱۰,۱۳۲	۱۴۱,۲۶۵	۲۰۸,۸۷۳	۶۰,۷۳۱	۱۲۸,۳۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت ** موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول الف-۷. نتایج مدل تفاوت‌های سه گانه با استفاده از رگرسیون وزنی، شامل افراد ۲۵ تا ۵۵ ساله بدون قید/اشتغال (بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹)

	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)
نمونه	با فرزند + بدون فرزند	فرزند + بدون فرزند	فرزند ۱۷-سال + بدون فرزند	فقط فرزند + بدون فرزند	فقط فرزند ۱۷-سال + بدون فرزند
بهار: زنان < فرزند	-۰/۰۳۶۳	۰/۰۲۳۵	-۰/۰۵۰۱	۰/۰۶۰۷	-۰/۰۸۴۶
	(۰/۰۶۵۱)	(۰/۰۶۷۵)	(۰/۰۶۶۱)	(۰/۰۷۶۳)	(۰/۰۶۹۰)
تابستان: زنان < فرزند	-۰/۰۳۲۱	۰/۰۴۱۹	-۰/۰۵۵۹	۰/۱۲۴۷	-۰/۰۸۵۲
	(۰/۰۶۰۱)	(۰/۰۶۲۰)	(۰/۰۶۰۸)	(۰/۰۷۱۴)	(۰/۰۶۳۷)
پاییز: زنان < فرزند	-۰/۰۹۶۴	-۰/۰۴۶۰	*-۰/۱۳۰۸	۰/۰۱۳۷	*-۰/۱۵۸۰
	(۰/۰۶۲۷)	(۰/۰۶۴۷)	(۰/۰۶۳۴)	(۰/۰۷۳۹)	(۰/۰۶۶۰)
زمستان: زنان < فرزند	-۰/۰۷۹۳	-۰/۰۳۶۲	-۰/۰۸۳۰	-۰/۰۰۴۰	-۰/۱۰۱۲
	(۰/۰۶۳۷)	(۰/۰۶۴۶)	(۰/۰۶۳۵)	(۰/۰۷۳۱)	(۰/۰۶۶۲)
اندازه نمونه	۱,۶۳۱,۰۳۲	۷۰۲,۶۷۵	۱,۰۳۳,۳۶۸	۳۵۵,۸۹۸	۶۸۶,۵۹۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت ** موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول الف-۸. نتایج تخمین مدل تفاضل در تفاضل‌ها با استفاده از رگرسیون وزنی شامل افراد ۲۵ تا ۵۵ سال بدون قید شرط اشتغال (بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹)

نمونه	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
بهار×زنان	**-/۰.۵۳۲ (-/۰.۱۹۸)	-/۰.۰۸۹ (-/۰.۰۶۷۷)	**-/۰.۵۸۹ (-/۰.۲۰۶)	*-/۰.۶۸۱ (-/۰.۲۸۰)	-/۰.۲۸۰ (-/۰.۲۴۲)	-/۰.۹۵۰ (-/۰.۴۷۴)	-/۰.۰۳۲ (-/۰.۳۲۴)
تابستان×زنان	-/۰.۱۳۲۰ (-/۰.۱۹۳)	** (-/۰.۰۶۴۶)	-/۰.۱۳۴۸ (-/۰.۲۰۲)	-/۰.۱۰۷۹ (-/۰.۲۶۳)	-/۰.۱۶۷۹ (-/۰.۲۳۰)	-/۰.۰۳۷۱ (-/۰.۴۶۷)	** (-/۰.۳۱۳)
پاییز×زنان	-/۰.۰۷۵۱ (-/۰.۲۰۱)	-/۰.۰۸۵۱ (-/۰.۰۶۸۳)	-/۰.۰۷۳۰ (-/۰.۲۱۰)	-/۰.۰۸۶۳ (-/۰.۲۷۶)	-/۰.۱۲۸۸ (-/۰.۲۳۷)	-/۰.۰۴۰۰ (-/۰.۴۸۳)	** (-/۰.۳۲۲)
زمستان×زنان	-/۰.۰۵۵۷ (-/۰.۲۰۴)	-/۰.۰۸۹۶ (-/۰.۰۶۹۹)	*-/۰.۰۵۱۱ (-/۰.۲۱۳)	-/۰.۰۷۷۲ (-/۰.۲۸۰)	-/۰.۰۷۸۰ (-/۰.۲۴۶)	-/۰.۰۵۹۲ (-/۰.۴۸۱)	** (-/۰.۳۳۳)
اندازه نمونه	۱,۶۳۱,۰۳۲	۱۵۹,۹۶۹	۱,۴۷۱,۰۶۳	۵۴۲,۷۰۶	۸۷۳,۳۹۹	۱۹۵,۹۲۹	۵۲۶,۶۲۲

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت ** موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول الف-۹. نتایج تخمین مدل تفاضل در تفاضل‌ها با استفاده از رگرسیون وزنی شامل افراد شاغل ۲۵ تا ۵۵ سال بدون قید شرط اشتغال (بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹)

نمونه	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
بهار×زنان	-/۰.۲۷۴ (-/۰.۱۸۸)	-/۰.۰۴۶ (-/۰.۰۶۵۲)	-/۰.۳۳۶ (-/۰.۱۹۵)	-/۰.۲۸۷ (-/۰.۴۰۹)	*-/۰.۶۲۵ (-/۰.۲۵۱)	-/۰.۰۰۵۰ (-/۰.۰۷۷۶)	*-/۰.۶۵۳ (-/۰.۲۹۴)
تابستان×زنان	-/۰.۱۶۵۲ (-/۰.۲۰۱)	** (-/۰.۰۵۴۲)	-/۰.۱۶۴۹ (-/۰.۲۱۶)	-/۰.۱۵۳۱ (-/۰.۴۱۲)	-/۰.۱۶۵۴ (-/۰.۲۹۱)	*-/۰.۱۵۷۴ (-/۰.۰۷۶۸)	** (-/۰.۳۶۳)
پاییز×زنان	-/۰.۰۸۸۰ (-/۰.۲۰۱)	-/۰.۰۶۱۶ (-/۰.۰۶۱۶)	** (-/۰.۰۹۲۹)	** (-/۰.۲۸۵)	** (-/۰.۰۹۰۰)	** (-/۰.۱۸۳۲)	** (-/۰.۰۸۴۶)

(-۰/۱۳۹)	(-۰/۴۴۰)	(-۰/۱۴۷)	(-۰/۲۹۱)	(-۰/۱۹۲)	(-۰/۵۶۴)	(-۰/۲۳۶)
زمستان: زنان	۰/۱۱۶۷ ***	۰/۰۶۴۱	***-۰/۱۲۴۴	***-۰/۱۲۵۵	***-۰/۱۲۶۸	***-۰/۱۲۸۴
(-۰/۱۴۳)	(-۰/۴۱۳)	(-۰/۱۵۲)	(-۰/۳۲۲)	(-۰/۲۰۳)	(-۰/۶۱۱)	(-۰/۲۴۲)
اندازه نمونه	۷۹۵,۸۸۸	۷۷,۳۹۹	۷۱۸,۴۸۹	۲۹۱,۰۴۳	۴۴۰,۹۷۲	۲۵۹,۸۷۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت * موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

جدول الف-۱۰. نتایج تخمین مدل تفاضل در تفاضل‌ها با استفاده از رگرسیون وزنی شامل افراد متأهل در محدوده سنی ۲۵ تا ۵۵ سال (بهار ۱۳۹۵ تا زمستان ۱۳۹۹)

نمونه	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
همه	بدون فرزند	دارای فرزند	فرزندان ۵- سال	فرزندان ۱۷- سال	فرزندان ۵- سال	فقط فرزند ۱۷- سال	فقط فرزند ۱۷- سال
بهار: زنان	***-۰/۵۴۵	۰/۰۳۷۵	***-۰/۵۷۸	*-۰/۶۹۸	-۰/۳۰۰	*-۰/۹۸۹	-۰/۰۱۹
	(۰/۰۱۹۷)	(-۰/۰۷۱۳)	(-۰/۰۲۰۴)	(۰/۰۳۷۹)	(-۰/۰۲۴۰)	(۰/۰۴۷۲)	(-۰/۰۳۲۴)
تابستان: زنان	***-۰/۱۳۵۹	-۰/۲۰۴۷	-۰/۱۲۷۲	-۰/۱۱۴۵	-۰/۱۶۱۷	-۰/۰۵۵۹	***-۰/۱۸۱۴
	(۰/۰۱۸۵)	(-۰/۰۶۵۰)	(-۰/۰۱۹۳)	(۰/۰۲۵۹)	(-۰/۰۲۲۵)	(۰/۰۴۵۶)	(-۰/۰۳۱۰)
پاییز: زنان	***-۰/۸۷۵	-۰/۰۹۳۹	-۰/۰۸۵۰	-۰/۰۸۶۸	-۰/۱۰۸۵	-۰/۰۶۰۷	***-۰/۱۲۲۶
	(۰/۰۱۹۴)	(-۰/۰۶۹۴)	(-۰/۰۲۰۲)	(۰/۰۳۷۵)	(-۰/۰۲۳۵)	(۰/۰۴۷۶)	(-۰/۰۳۲۱)
زمستان: زنان	-۰/۰۶۱۰	-۰/۱۱۱۸	-۰/۰۵۳۷	-۰/۰۷۸۸	-۰/۰۷۵۳	-۰/۰۶۳۸	*-۰/۰۸۲۹
	(-۰/۰۲۰۰)	(-۰/۰۷۰۸)	(-۰/۰۲۰۸)	(-۰/۰۲۷۹)	(-۰/۰۲۴۲)	(-۰/۰۴۸۱)	(-۰/۰۳۳۱)
اندازه نمونه	۱,۳۱۶,۷۷۷	۱۳۰,۳۸۸	۱,۱۸۶,۳۸۹	۵۳۵,۰۴۷	۸۲۰,۴۳۲	۱۹۲,۸۸۷	۴۷۸,۲۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: علامت *** موارد معنادار در سطح نزدیک به ۰/۱ درصد، علامت * موارد معنادار در سطح یک درصد، علامت * موارد معنادار در سطح پنج درصد و علامت • موارد معنادار در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند. علامت داخل پرانتز نمایانگر خطای استاندارد محکم هستند.

References

Albanesi, S., & Kim, J. (2021). The Gendered Impact of the COVID-19 Recession on the US Labor. *MA NBER Working Papers*, 28505, 1-20.

Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., Tertilt, M., Thank, W., Bardoczy, B., Zilibotti, F., & Zymek, R. (2020). This Time It's Different: The Role of Women's Employment in a Pandemic Recession. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 27660, Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w27660>

Amuedo-Dorantes, C., Marcén, M., Morales, M., & Sevilla, A. (2020). COVID-19 School Closures and Parental Labor Supply in the United States. *IZA Discussion Papers*, 13827, 1-20.

Arslan, G., & Yıldırım, M. (2021). Perceived Risk, Positive Youth-Parent Relationships, and Internalizing Problems in Adolescents: Initial Development of the Meaningful School Questionnaire. *Child Indicators Research*, 14(5), 1911–1929. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s12187-021-09841-0>

Babore, A., Trumello, C., Lombardi, L., Candelori, C., Chirumbolo, A., Cattelino, E., Baiocco, R., Bramanti, S. M., Viceconti, M. L., Pignataro, S., & Morelli, M. (2023). Mothers' and Children's Mental Health During the COVID-19 Pandemic Lockdown: The Mediating Role of Parenting Stress. *Child Psychiatry and Human Development*, 54(1), 134–146. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s10578-021-01230-6>

Barkowski, S., Mclaughlin, J. S., & Dai, Y. (2021). Young Children and Parents Labor Supply during COVID-19. *SSRN*, 3630776, Retrieved from <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3630776>

Berniell, I., Gasparini, L., Marchionni, M., & Viollaz, M. (2023). The role of children and work-from-home in gender labor market asymmetries: evidence from the COVID-19 pandemic in Latin America. *Review of Economics of the Household*, 21(4), 1191–1214. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s11150-023-09648-8>

Blundell, R., Costa Dias, M., Joyce, R., & Xu, X. (2020). COVID-19 and Inequalities. *Fiscal Studies*, 41(2), 291–319. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/1475-5890.12232>

Carli, L. L. (2020). Women, Gender Equality and COVID-19. *Gender in Management*, 35(7), 647–655. Retrieved from <https://doi.org/10.1108/GM-07-2020-0236>

Collins, C., Landivar, L. C., Ruppanner, L., & Scarborough, W. J. (2021). COVID-19 and the Gender Gap in Work Hours. *Gender, Work and Organization*, 28(1), 101–112. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/gwao.12506>

Couch, K. A., Fairlie, R. W., & Xu, H. (2022). The Evolving Impacts of the COVID-19 Pandemic on Gender Inequality in the US Labor Market: The COVID Motherhood Penalty. *Economic Inquiry*, 60(2), 485–507. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/ecin.13054>

Erosa, A., Fuster, L., Kambourov, G., & Rogerson, R. (2022). Hours, Occupations, and Gender Differences in Labor Market Outcomes. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14(3), 543–590. Retrieved from <https://doi.org/10.1257/mac.20200318>

Kristal, T., & Yaish, M. (2020). Does the Coronavirus Pandemic Level the Gender Inequality Curve? *Research in Social Stratification and Mobility*, 68. Retrieved from <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2020.100520>

Landivar, L. C., Ruppanner, L., Scarborough, W. J., & Collins, C. (2020). Early Signs Indicate That COVID-19 Is Exacerbating Gender Inequality in the Labor Force. *Socius*, 6, Retrieved from <https://doi.org/10.1177/2378023120947997>

Lemieux, T., Milligan, K., Schirle, T., & Skuterud, M. (2020). Initial Impacts of the COVID-19 Pandemic on the Canadian Labour Market. *Canadian Public Policy*, 46(1), 55–65. Retrieved from <https://doi.org/10.3138/CP.2020-049>

Reichelt, M., Makovi, K., & Sargsyan, A. (2021). The Impact of COVID-19 on Gender Inequality in the Labor Market and Gender-Role Attitudes. *European Societies*, 23(1), 228–245. Retrieved from <https://doi.org/10.1080/14616696.2020.1823010>

Viollaz, M., Salazar-Saenz, M., Flabbi, L., Bustelo, M., & Bosch, M. (2022). The COVID-19 Pandemic in Latin American and Caribbean Countries: The Labor Supply Impact by Gender. *SSRN Electronic Journal*, 15091, Retrieved from <https://doi.org/10.2139/ssrn.4114637>

WHO. (2019). Coronavirus Disease (COVID-19) Pandemic. Retrieved from <https://www.who.int/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019>

Yamamura, E., & Tsustsui, Y. (2021). The Impact of Closing Schools on Working from Home During the COVID-19 Pandemic: Evidence Using Panel Data from Japan. *Review of Economics of the Household*, 19(1), 41–60. Retrieved from <https://doi.org/10.1007/s11150-020-09536-5>

Yousefi, K., Pilvar, H., & Farajnia, S. (2021). The Heterogeneous Effect of COVID-19 on the Gender Gap in Iran. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, 29(4), 1192–1212. Retrieved from <https://doi.org/10.1093/sp/jxab045>

Zamarro, G., Perez-Arce, F., & Prados, M. J. (2020). Gender Differences in the Impact of COVID-19. *University of Southern California, Working Paper*, Retrieved from <https://tinyurl.com/CESRGenderDiffs>.

Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D. A., Imbens, G. W., & Wager, S. (2021). Synthetic Difference-in-Differences. *American Economic Review*, 111(12), 4088-4118. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/pdf/27086719.pdf>



Meta-analysis of the Effect of Money Supply on Inflation

Sajjad Barkhordari^{a,*} , Mohsen Heidary^a 

a. Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.

* Corresponding author

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 27 Dec. 2024 Revised: 15 Aug. 2025 Accepted: 01 Sept. 2025 Published: 30 Sept. 2025</p> <p>Keywords: <i>Inflation,</i> <i>Meta-analysis,</i> <i>Money Supply.</i></p> <p>JEL Classification: <i>C18, E31, E51.</i></p>	<p>In this study, a comprehensive meta-analysis was conducted using a random-effects model to examine the relationship between money supply and inflation and to address inconsistencies in previous research. The overall effect of money supply on inflation was estimated at 0/578, providing a broad measure of its impact. However, an assessment using a funnel plot and Egger's test revealed publication bias. To correct for this bias, the "trim and fill" method was applied, reducing the adjusted overall effect to 0/475. Additionally, meta-regression and subgroup analyses were performed to investigate moderating variables. The results showed that the effect of money supply on inflation differs across fixed and floating exchange rate regimes, time periods before and after 2000, and between static and dynamic models. These findings contribute to a clearer understanding of the impact of monetary and economic policies on inflation and provide a foundation for future research.</p>

Barkhordari, S., & Heidary, M. (2025). Meta-analysis of the Effect of Money Supply on Inflation. *Journal of Economic Research*, 60(3), 1205-1232.



©The Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/JTE.2025.385993.1008965](https://doi.org/10.22059/JTE.2025.385993.1008965)

فرا تحلیل (Meta-analysis) اثر نقدینگی بر تورم

سجاد برخوردار^{۱*} ، محسن حیدری^۱ 

۱. دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی	این مطالعه با هدف بررسی رابطه نقدینگی و تورم و تحلیل تناقضات موجود در تحقیقات
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۰۷	پیشین، به انجام یک فراتحلیل جامع با استفاده از مدل اثرات تصادفی پرداخته است.
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۵/۲۵	اثر کل نقدینگی بر تورم (۰/۵۷۸) محاسبه شد که نمایی کلی از تأثیر نقدینگی بر تورم
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۱۱	ارائه داد. با این حال، با استفاده از نمودار کیفی و آزمون اگر، تورش انتشار شناسایی شد،
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۷/۰۸	سپس به روش "برش و پر کردن" اصلاح گردید که اثر کل اصلاح شده را به (۰/۴۷۵)
کلیدواژه‌ها:	کاهش داد. در ادامه، از متا رگرسیون و تحلیل زیرگروه‌ها برای بررسی متغیرهای
تورم، فراتحلیل، نقدینگی.	تعدیل‌گر استفاده شد. نتایج نشان دادند که اثر نقدینگی بر تورم در کشورهای دارای
طبقه‌بندی JEL:	نظام ارزی ثابت و شناور، بازه‌های زمانی قبل و بعد از سال ۲۰۰۰ و مدل‌های ایستا و
C18, E31, E51.	پویا تفاوت دارد. این یافته‌ها به روشن‌تر شدن اثرات سیاست‌های پولی و اقتصادی بر
	تورم کمک می‌کنند و می‌تواند مبنایی برای مطالعات آینده قرار گیرد.

استناد به این مقاله: برخوردار، سجاد، و حیدری، محسن. (۱۴۰۴). فراتحلیل (Meta-analysis) اثر نقدینگی بر تورم. تحقیقات اقتصادی، ۶۰(۳)، ۱۲۰۵-۱۲۳۲.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.



DOI: 10.22059/JTE.2025.385993.1008965

۱- مقدمه

تورم به عنوان یکی از مسائل بنیادی در اقتصاد جهانی و ملی شناخته می‌شود. افزایش پایدار نرخ تورم می‌تواند تأثیرات بسیار گسترده‌ای روی اقتصاد، مخصوصاً درآمدها، توزیع ثروت، تغییر قیمت‌ها، رفتار مصرف‌کنندگان، سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان داشته باشد.

یکی از چالش‌های اصلی کشور ما نیز در سال‌های اخیر موضوع تورم است که به‌نوعی اقتصاد کشور را مختل کرده است. برای حل این مشکل، اقتصاددانان راهکارهای مختلفی ارائه کرده‌اند که این راهکارها نیز محل اختلاف شده است. اختلاف اکثراً در مورد منشأ اصلی تورم است. به‌عنوان نمونه، محمدی‌خیاره (۱۳۹۹) در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسد که عرضه پول، منبع کلیدی تورم در ایران است. همچنین عطرکار روشن و قرهی (۱۳۹۱) نیز به این موضوع که ارتباط مستقیمی بین رشد حجم پول و سطح عمومی قیمت‌ها وجود دارد، می‌رسند. کاکویی و نقدی (۱۳۹۳) پولی بودن تورم در ایران را به‌صورت کامل تأیید نمی‌کنند. کمیجانی و نقدی (۱۳۸۸) نتیجه گرفتند که تورم در ایران صرفاً پولی نیست. یزدانی و زارع قشلاقی (۱۳۹۵) در مطالعه خود به بررسی سیاست‌های ارزی بر تورم پرداخته‌اند که نشان از اثر نوسانی شوک‌های ارزی بر تورم است. شاکری و همکاران (۱۳۹۴) به رابطه علی دوسویه بین رشد نقدینگی و تورم اشاره کرده‌اند. حسینی‌نسب و قلی‌زاده (۱۳۸۹) در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسند که عوامل مالی نظیر شاخص کالاهای وارداتی، درآمدهای نفتی و کسری بودجه، موجب افزایش تورم می‌شوند.

همچنین می‌توان مطالعات انجام شده در دیگر کشورها را مثال زد. آکین بوبولا^۱ (۲۰۱۲) در مطالعه خود برای کشور نیجریه، به این نتیجه می‌رسد که افزایش عرضه پول به افزایش تورم در کوتاه‌مدت منجر می‌شود اما در بلندمدت، تأثیر ناچیزی دارد. آلبولسکو^۲ (۲۰۱۵) که در تحقیق خود به نقش پول در تورم بلندمدت ۱۲ کشور اروپای شرقی و مرکزی می‌پردازد، به این نتیجه می‌رسد که پولی که توسط بخش بانکی ایجاد شده است، تورم بلندمدت را توضیح می‌دهد. همچنین بوزکورت^۳ (۲۰۱۴) در مطالعه خود عرضه پول را عامل اصلی تورم در ترکیه می‌داند.

1. Akinbobola

2. Albulescu

3. Bozkurt

چانگ^۱ (۲۰۰۹) برای کشور چین به این نتیجه می‌رسد که سیاست پولی انقباضی به کاهش تورم کمکی نمی‌کند اما سیاست پولی انبساطی ممکن است به افزایش تورم منجر شود. طبق برخی نظریه‌ها مانند سانکل^۲ (۲۰۱۶) هزینه‌های تولید و بازارهای غیر رقابتی نقش زیادی در تورم دارند اما در مقابل، طبق نظریات پول‌گرایان، عامل اصلی تورم، رشد نقدینگی است که منجر به تورم در بلندمدت می‌شود و دیگر عوامل در کوتاه‌مدت خود را نشان می‌دهند و تأثیری در بلندمدت ندارند.

با بررسی نتایج تجربی بدست آمده از تحقیقات انجام شده در خصوص رابطه بین نقدینگی و تورم، متوجه می‌شویم که این تحقیقات ناهمگن بوده و نتایج با هم متفاوت است. نتایج تجربی متفاوت، سیاست‌گذار را در راه مقابله با تورم دچار سردرگمی می‌کند و باعث می‌شود با اتخاذ سیاست‌هایی که مخالف هم هستند، بحران عمیق‌تر شود. دستیابی به پاسخ مورد اعتماد در این حوزه نیازمند انجام فراتحلیل در خصوص رابطه بین نقدینگی و تورم در مطالعات تجربی است. استنلی^۳ (۲۰۰۱) در تحقیق خود بیان می‌کند که اقتصاددانان در مطالعات خود از تحلیل متا رگرسیون استفاده کرده‌اند تا بتوانند تنوع گسترده در نتایج تحقیقات، که معمولاً در اقتصاد تجربی یافت می‌شود را ادغام، خلاصه و توضیح دهند. همچنین به این نکته اشاره می‌کند که تحلیل متا رگرسیون از آمار متعارف استفاده می‌کند و تکنیک‌های جمع‌آوری و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیقات تجربی به صورت عینی است، پس می‌توان تحلیل متا رگرسیون را به‌عنوان یک روش علمی در نظر گرفت که می‌تواند به این موضوع کمک کند.

در این تحقیق، فراتحلیلی بر تحقیقات انجام شده در خصوص رابطه بین نقدینگی و تورم انجام می‌شود و تلاش می‌شود عوامل اصلی این اختلاف‌ها در تحقیقات تجربی شناسایی شود.

۲- پیشینه پژوهش

در مورد پیشینه پژوهش می‌توان به چند مورد از مطالعات داخلی و خارجی اشاره کرد، از جمله علی‌زاده کلاگر و همکاران (۱۴۰۲) در تحقیق خود تحت عنوان اثر حجم نقدینگی بر تورم در

1. Chang
2. Sunkel

3. Stanley

ایران با مدل پارامتر زمان متغیر به بررسی و واکنش نرخ تورم در طی زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند نرخ تورم انتظاری، نرخ تورم وارداتی، شکاف تولید و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی مورد مطالعه پرداخته‌اند که در اغلب سال‌ها نرخ رشد نقدینگی اثر مثبت بر نرخ تورم دوره بعد داشته است، ولی در بعضی از سال‌ها علی‌رغم افزایش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد کاهش یافته و همچنین در بعضی از سال‌های دیگر علی‌رغم کاهش نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم دوره بعد افزایش یافته است که می‌توان گفت که در کوتاه مدت، تورم در ایران صرفاً یک پدیده پولی نیست.

حسینی و محتشمی (۱۳۸۷) به بررسی رابطه بین نقدینگی و تورم بین سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۳۴ پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که در بلند مدت یک درصد افزایش در رشد نقدینگی به افزایش ۰/۸۹ درصدی تورم منجر می‌شود.

خوچانی و همکاران (۱۴۰۰) با مقایسه عملکرد تحلیل موجک گسسته و پیوسته بین سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۶۱ به این نتیجه رسیده‌اند که نقدینگی نه در کوتاه مدت و نه در بلندمدت تأثیر چندانی بر تورم ندارد، با رابطه همدوسی بین نقدینگی و تورم به این موضوع رسیده‌اند که اگرچه در بین سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۲ نظریه مقداری پول تایید می‌شود، اما این رابطه ضعیف است.

شاکری و باقرپوراسکویی (۱۴۰۲) به بررسی ماهیت تورم در اقتصاد ایران با رویکرد همدوسی موجکی بین سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۶۱ پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که نقدینگی در بلند مدت بر تورم تأثیرگذار نیست.

بینر^۱ و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ در آمریکا، به شواهد جامعی از تأثیر عرضه پول بر تورم رسیده‌اند، آن‌ها تعاریف وسیع‌تری از پول و تورم را مدنظر قرار دادند و به علاوه آن‌ها دو مدل غیرخطی را به کار بردند: شبکه‌های عصبی بازگشتی (RNNs) و رگرسیون کرنل (KRLS) سپس این دو مدل را با یکدیگر مقایسه کردند، در پیش‌بینی نرخ تورم در ۶ ماه

^۱. Binner

آینده روش رگرسیون کرنل برتر شناخته شد، اما با این حال نتایج تحقیق غیرمنتظره بود زیرا یک رابطه آشکار بین عرضه پول و تورم در آمریکا نشان نمی‌دهند.

گرتلر و هافمن^۱ (۲۰۱۸) در بررسی خود برای ۴۶ کشور پس از جنگ جهانی تا سال ۲۰۱۱ با روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه نقدینگی و تورم در طول زمان ضعیف می‌شود به طور مثال این رابطه بین سال‌های ۱۹۸۴-۱۹۵۰، ۰/۷۹۷، بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۵، ۰/۲۰۷ و بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵، ۰/۱۱۵ بوده است، همچنین برای کشورهای پیشرفته بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۵۰، رابطه تورم و نقدینگی ۰/۶۳۷ و برای کشورهای در حال توسعه در همین زمان، این رابطه ۰/۹۷۴ بوده است.

گوین^۲ (۲۰۲۳) به این نتیجه رسید که رابطه بین نقدینگی و تورم در مطالعاتی که از مدل‌های پویا استفاده می‌کنند، نسبت به مطالعاتی که از مدل‌های ایستا استفاده می‌کنند، تمایل به کمتر بودن دارد.

فرا تحلیل به‌عنوان ابزاری برای مطالعه مقایسه‌ای و ترکیبی تحقیقات، ابتدا توسط گلاس^۳ (۱۹۷۶) پیشنهاد شد. این اصطلاح به تحلیل آماری مجموعه‌ای بزرگ از نتایج تحقیقات فردی به منظور ادغام یافته‌ها اشاره دارد. استنلی و جارل^۴ (۱۹۸۹) این روش را به‌عنوان "تحلیل تحلیل‌های تجربی" عنوان کرده‌اند که تلاش می‌کند تا ادبیات مربوط به یک پارامتر خاص و مهم را ادغام و توضیح دهد. همانطور که بعداً توسط فلوراکس^۵ و همکاران (۲۰۰۲) تأکید شده است، فرا تحلیل به محقق ابزاری می‌دهد تا نتایج تحقیقات مختلف با راه‌اندازی‌های مشابه (یا به طور معادل تفاوت‌ها در راه‌اندازی‌های قابل کنترل) را مقایسه یا ترکیب کند. به‌عنوان یک روش آماری، این رویکرد تخمین‌های موضوعی و قدرتمندتری از اندازه واقعی اثر نسبت به روش‌های دیگر ارائه می‌دهد. همان‌طور که استنلی (۲۰۰۵) اشاره می‌کند، این رویکرد از مشکلاتی مانند تعصب روش‌شناسی و تصمیم‌گیری‌های مشکوک یا نتایج مورد مناقشه در رویکردهای دیگر جلوگیری می‌کند. در ابتدا، فرا تحلیل به طور متداول در علوم پزشکی مورد استفاده قرار می‌گرفت. امروزه، از

1. Gertler and Hofmann

2. Nguyen

3. Glass

4. Jarrell

5. Florax

آن در بسیاری از حوزه‌ها از جمله روان‌شناسی، علوم اجتماعی، بازاریابی، آموزش و به ویژه اقتصاد استفاده گسترده‌ای می‌شود. استنلی و جارل (۱۹۸۹) اولین بار فراتحلیل را در علوم اقتصادی به کار بردند و بلافاصله پس از آن، به عنوان مثال، کارد و کروگر^۱ (۱۹۹۵) در اقتصاد کار، اسمیت و هوانگ^۲ (۱۹۹۵) در اقتصاد محیط زیستی، نیکامپ و پوت^۳ (۲۰۰۴) در اقتصاد کلان در زمینه رشد و سیاست مالی، و آبرو^۴ و همکاران (۲۰۰۵) در ادبیات همگرایی تحقیقات اقتصادی مورد استفاده قرار دادند.

بررسی پیشینه‌های داخلی و خارجی در رابطه با تأثیر نقدینگی بر تورم نشان‌دهنده نتایج متناقضی است. برخی از مطالعات رابطه میان عرضه پول و تورم را ضعیف ارزیابی کرده‌اند، در حالی که برخی دیگر آن را نزدیک به یک دانسته‌اند. این تناقضات معمولاً به عوامل مختلفی مانند ویژگی‌های جغرافیایی، دوره‌های زمانی، مدل‌های اقتصادسنجی به کاررفته و نوع داده‌ها نسبت داده می‌شود.

هدف از این پژوهش، دستیابی به یک اثر کلی از رابطه بین نقدینگی و تورم و همچنین شناسایی علل احتمالی تفاوت نتایج در مطالعات مختلف است.

۳- مبانی نظری

برای مبانی نظری رابطه بین پول و تورم باید به یکی از مهم‌ترین و قدیمی‌ترین نظریه‌های اقتصادی یعنی نظریه مقداری پول اشاره کرد. این نظریه در ابتدایی‌ترین نسخه‌اش به قرن شانزدهم بازمی‌گردد و با آثار ژان بودن^۵ مرتبط است سپس در قرن نوزدهم، فیشر^۶ از طریق معادله خود به تبیین پولی تورم پرداخت و پس از آن مارشال^۷ از دیدگاه مکتب کمبریج به نظریه مقداری پول پرداخت. در قرن بیستم نظریه مقداری توسط فریدمن احیا شد. براساس معادله فیشر این نظریه به صورت زیر است:

$$M.V = P.Y \quad (۱)$$

1. Card and Krueger

2. Smith and Huang

3. Nijkamp and Poot

4. Abreu

5. Jean Bodin

6. Fisher

7. Marshall

که در آن M حجم کل ذخایر پول، V سرعت گردش پول، P سطح عمومی قیمت‌ها و Y سطح محصول تولید شده در اقتصاد است.

با بیان معادله (۱) به صورت نرخ رشد به شکل مقابل می‌شود:

$$\dot{m} + \dot{v} = \dot{p} + \dot{y}$$

در کوتاه‌مدت هر چهار شاخص M, V, P, Y نوسان دارند. بنابراین نمی‌توان رابطه اقتصادی بین عرضه پول و تورم نتیجه‌گیری کرد. در بلندمدت تحت فرض ثابت بودن سرعت گردش پول و دوم اینکه شوک‌های پولی تأثیر واقعی بلندمدت ندارند، می‌توان گفت که افزایش در پول منجر به افزایش در قیمت‌ها می‌شود ($\dot{p} \approx \dot{m}$).

طبق نظریه مقداری پول که توسط فریدمن بیان شده است، رابطه بین عرضه پول و تورم نمی‌تواند در کوتاه مدت ترسیم شود، اما در بلندمدت نزدیک به یک است.

همچنین به عقیده بعضی از اقتصاددانان تورم ساختاری نیز یکی از نظریات مهم درباره تورم بخصوص در کشورهای در حال توسعه است. سانکل (۲۰۱۶) در تحقیقی عنوان می‌کند که افزایش قیمت مواد غذایی، که به عنوان کالاهای معیشتی شناخته می‌شوند، منجر به افزایش دستمزد کارگران شهری و صنعتی شده و باعث فشار هزینه‌ای می‌شود. محدودیت‌های مالیاتی و عدم انضباط بودجه‌ای منجر به افزایش کسری بودجه و ناترازی مالی مستمر می‌شود و تأثیرات آن بر پایه پولی منعکس می‌گردد. کاهش صادرات و درآمدهای ارزی موجب کاهش واردات، افزایش نرخ ارز و تورم کالاها می‌شود.

معادله پولی بلندمدت که توسط میلتن فریدمن مطرح شده است، توسط بسیاری از پژوهشگران گسترش و اصلاح شده تا برازش آماری بهتری بدست آید و تأثیر واقعی عرضه پول بر قیمت‌ها شناسایی شود. این پژوهشگران تلاش کرده‌اند تا این رابطه را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت با استفاده از روش‌های گوناگون بررسی کنند، اما نتایج بدست آمده بسیار متنوع بوده‌اند.

۴- روش پژوهش

همان‌طور که هجز و اولکین^۱ (۱۹۸۵) در کار خود به این نکته اشاره می‌کنند، فراتحلیل تجزیه و تحلیل مطالعات مختلف است که سعی در ادغام و توضیح برای برخی از پارامترهای مهم دارد، در این مطالعه نیز سعی شده است که فراتحلیلی بر رابطه نقدینگی و تورم داشته باشیم و به نتیجه ترکیب مطالعات گوناگون و علت اختلاف آن‌ها برسیم.

۴-۱- تعریف موضوع و داده‌ها

همان‌طور که قبلاً هم اشاره شد هدف اصلی این تحقیق این است که نقدینگی چه تأثیری بر روی تورم دارد و علت اختلاف بین مطالعات گوناگون چیست. در فرایند جستجو با استفاده از کلید واژه‌های نقدینگی، نظریه مقداری پول، عرضه پول و تورم در پایگاه گوگل اسکالر^۲ و اس.ای.دی^۳ مطالعات بسیاری را پیدا کردیم، معیارهای اولیه انتخاب مطالعات به شرح زیر بود: مقاله باید شامل تحلیل تجربی رابطه میان نقدینگی و تورم باشد و این رابطه در قالب مدل‌های اقتصادسنجی تخمین زده شده باشد. در مقاله، به صراحت باید مشخص شده باشد که تورم به عنوان متغیر وابسته و نقدینگی به عنوان متغیر مستقل در مدل حضور دارد. مطالعاتی که به طور کلی به موضوع تأثیر نقدینگی بر اقتصاد پرداخته‌اند اما به صورت مشخص نظریه مقداری پول را مدل‌سازی نکرده‌اند، حذف شدند. مقالاتی که پس از بررسی کامل متن فاقد برآوردهای کمی از ضرایب اثر نقدینگی بر تورم بودند، از نمونه حذف شدند. فرایند انتخاب مقالات به گونه‌ای طراحی شد که از کیفیت علمی و اعتبار مطالعات منتخب اطمینان حاصل شود. به همین دلیل، علاوه بر معیارهای محتوایی، به اعتبار و تخصصی بودن مجلات نیز توجه شد. مقالاتی که در مجلات معتبر علمی و پژوهشی منتشر شده بودند، انتخاب شدند. مطالعاتی که در مجلات کم‌اعتبار یا غیرتخصصی منتشر شده بودند و استانداردهای لازم را از نظر روش‌شناسی نداشتند، کنار گذاشته شدند. در گام بعدی، از بین مطالعات انتخاب‌شده، تنها مقالاتی که تمام داده‌های مورد نیاز برای متاگرسیون را ارائه می‌کردند، کدگذاری شدند.

1. Hedges and Olkin

3. sid

2. Google scholar

در این فرایند ۶۶ مطالعه که شامل ۲۴۸ ضریب و رگرسیون بود و تمام اطلاعات مورد نیاز ما را داشت کد گذاری شدند^۱ و وارد نرم افزار R جهت تحلیل آماری شدند. علاوه بر متغیرهای اصلی پژوهش یعنی تورم و نقدینگی از تعدادی متغیر مجازی^۲ برای شناسایی علت تفاوت بین مطالعات استفاده شد که در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. متغیرهای مجازی مورد استفاده

ردیف	متغیر	توضیحات
۱	OECD	اگر کشور یا کشورهای مورد بررسی، عضو سازمان OECD باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۲	M1	اگر معیار پولی مورد استفاده M0 یا M1 باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۳	NDIFF	اگر از متغیرها در سطح استفاده شده باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۴	STATIC	اگر مدل مورد استفاده جز مدل‌های ایستا باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۵	ECOZONE	اگر داده‌های مورد بررسی برای گروهی از کشورها باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۶	ANNUAL	اگر از داده‌های سالانه استفاده شده باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۷	FIX	اگر کشور مورد بررسی، از نظام ارزی ثابت استفاده کند، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۸	CBI	اگر در کشور مورد بررسی بانک مرکزی دارای استقلال باشد این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۹	1960	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۶۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۱۰	1970	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۷۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۱۱	1980	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۸۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.
۱۲	1990	اگر داده‌ها مربوط به دهه ۱۹۹۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.

^۱. در صورت نیاز به لیست مطالعات، به ایمیل نویسندگان

پیام دهید.

^۲. Dummy

اگر داده‌ها مربوط به دهه ۲۰۰۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.	2000	۱۳
اگر داده‌ها مربوط به دهه ۲۰۱۰ باشد، این متغیر برابر با ۱، در غیر این صورت صفر است.	2010	۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۲- روش آماری مطالعه

ابتدا در فراتحلیل باید اثرات مطالعات گوناگون را با یکدیگر ترکیب کنیم، برای ترکیب اندازه اثرها، دو روش اصلی وجود دارد، روش اثرات ثابت^۱ و روش اثرات تصادفی^۲، هر یک از این روش‌ها برای ترکیب واریانس و اندازه اثرها به کار می‌روند.

برنستاین^۳ و همکاران (۲۰۰۹)، هجز و اولکین (۱۹۸۵) و شادیش و هدوک^۴ (۱۹۹۴) در تعریف این روش‌ها می‌گویند که در روش اثرات ثابت، فرض بر این است که همه مطالعات یک اندازه اثر واقعی مشترک دارند و تفاوت‌ها در نتایج تنها به دلیل خطای نمونه‌گیری است. فرمول محاسبه اندازه اثر کلی در روش اثرات ثابت به شکل زیر است:

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^k \omega_i \hat{\theta}_i}{\sum_{i=1}^k \omega_i}, \quad \omega_i = \frac{1}{var(\hat{\theta}_i)} \quad (2)$$

که در آن $\hat{\mu}$ اندازه اثر کلی، $\hat{\theta}_i$ اندازه اثر مطالعه i ، ω_i وزن مطالعه i که به صورت معکوس واریانس آن تعریف می‌شود. در این مدل وزن‌دهی بر اساس دقت هر مطالعه است، مطالعاتی که دقت بیشتری دارند وزن بیشتری دریافت می‌کنند.

در روش اثرات تصادفی، فرض می‌شود که اندازه‌های اثر در مطالعات مختلف می‌تواند متفاوت باشد و این تفاوت‌ها ناشی از عوامل واقعی بین مطالعات است. به این معنی که هر مطالعه ممکن است اندازه اثر واقعی خودش را داشته باشد و برای فراتحلیل‌های پیچیده که مطالعات از جوامع یا شرایط متفاوت هستند، مناسب‌تر است. فرمول محاسبه اندازه اثر کلی در روش اثرات تصادفی به شکل زیر است:

1. fixed-effects
2. random-effects

3. Borenstein
4. Shadish and Haddock

$$\hat{\mu}^* = \frac{\sum_{i=1}^k \omega_i^* \hat{\theta}_i}{\sum_{i=1}^k \omega_i^*}, \quad \omega_i^* = \frac{1}{\text{var}(\hat{\theta}_i) + \tau^2} \quad (3)$$

که در آن $\hat{\mu}^*$ اندازه اثر کلی، $\hat{\theta}_i$ اندازه اثر مطالعه i ، ω_i^* وزن جدید مطالعه i که علاوه بر واریانس نمونه‌ای، واریانس بین مطالعه‌ای τ^2 را نیز شامل می‌شود.

بر اساس پژوهش درسیمونیان^۱ و لایرد^۲ (۱۹۸۶)، واریانس بین مطالعه‌ای τ^2 در مدل اثرات تصادفی، میزان تفاوت‌های واقعی بین اندازه‌های اثر مطالعات را نشان می‌دهد. این واریانس اشاره دارد که تا چه حد اختلافات بین مطالعات می‌تواند ناشی از تفاوت‌های واقعی باشد و نه صرفاً خطای نمونه‌گیری، واریانس بین مطالعه‌ای به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$\tau^2 = \frac{Q - (k-1)}{\sum_{i=1}^k \omega_i - \frac{\sum_{i=1}^k \omega_i^2}{\sum_{i=1}^k \omega_i}} \quad (4)$$

که در آن Q آماره آزمون کوکران^۳ است و بر اساس برنستاین و همکاران (۲۰۰۹) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Q = \sum_{i=1}^k \omega_i (\hat{\theta}_i - \hat{\mu})^2 \quad (5)$$

فرض صفر برای آماره Q این است که همه مطالعات یک اندازه اثر واقعی مشترک دارند و هر گونه تفاوت مشاهده شده بین نتایج مطالعات تنها به دلیل خطای نمونه‌گیری است. اگر مقدار Q بزرگ باشد و از نظر آماری معنادار باشد، به این معنی است که ناهمگنی^۴ قابل توجهی بین مطالعات وجود دارد و باید از مدل اثرات تصادفی استفاده کرد و درجه آزادی Q ، $(k-1)$ می‌باشد که k تعداد داده‌ها (ضرایب) می‌باشد.

برای بررسی نتایج مطالعات مختلف از متا رگرسیون استفاده می‌کنیم، بر اساس این روش، متغیرهای مختلف (مانند ویژگی‌های مطالعات) که ممکن است روی نتایج اثر بگذارند را می‌توان شناسایی کرد. در این تحقیق بر اساس کار استنلی و همکاران (۲۰۰۸) و گوین (۲۰۲۳) از فرمول زیر برای متا رگرسیون استفاده می‌کنیم:

1. DerSimonian

2. Laird

3. Cochran

4. Heterogeneity

$$\frac{M_i}{SE_i} = t_i = \alpha + \beta \left(\frac{1}{SE_i} \right) + \sum_{k=1}^k \gamma_k \left(\frac{Z_{ki}}{SE_i} \right) + W_i, \quad i=1, \dots, N \quad (6)$$

که در آن M_i رابطه مورد بررسی فراتحلیل است (در این مطالعه تاثیر نقدینگی بر تورم)، SE_i خطای معیار اثر برآورد شده است، t_i آماره t است، Z_{ki} مجموعه ای از متغیر های مستقل ساخته شده برای متا رگرسیون است. γ_k ضریب متا رگرسیون است که منعکس کننده اثر خاص مشخصات مطالعه است و W_i جزء اخلاص متا رگرسیون است.

۵ - تجزیه و تحلیل

۵-۱- آزمون های ناهمگنی

برای فهمیدن دقیق این موضوع که آیا از مدل اثرات ثابت استفاده کنیم یا مدل اثرات تصادفی از دو آزمون Q کوکران و آزمون I^2 استفاده می کنیم که نتایج در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. نتایج آزمون های ناهمگنی

آزمون Q کوکران	
۵۹۴۶۹/۹۲	Q - value
۲۴۷	درجه آزادی Q
۰/۰۰۰	P - value
آزمون I^2	
۹۹/۵۸	I - squared

منبع: یافته های پژوهش.

بر اساس مطالعه برنستاین و همکاران (۲۰۰۹)، آزمون Q کوکران مبتنی بر توزیع χ^2 است و فرضیه H_0 این آزمون، همگنی مطالعات و فرضیه H_1 این آزمون ناهمگنی مطالعات است. بر اساس مقدار (P-value) فرضیه H_0 این آزمون رد می شود و فرضیه ناهمگنی مطالعات پذیرفته می شود.

برای بررسی بهتر ناهمگنی از آزمون I^2 نیز استفاده می کنیم. هیگینز^۱ و همکاران (۲۰۰۳) برای اینکه چه نسبتی از واریانس، منعکس کننده تفاوت های واقعی و نه صرفاً ناشی از خطای

^۱. Higgins

نمونه‌گیری، آزمون I^2 را پیشنهاد می‌دهند که اینجا این مقدار برابر است با ۹۹/۵۸، که یعنی ۹۹/۵۸ درصد از ناهمگنی بخاطر تفاوت‌های واقعی و واریانس بین مطالعه‌ای است که عدد بسیار بزرگی است.

از نتایج آزمون‌ها این‌گونه استنباط می‌شود که باید از مدل اثرات تصادفی استفاده نکنیم.

۵-۲- ترکیب مطالعات

در این بخش نتایج مربوط به ترکیب اندازه اثر مطالعات و اثر کلی مشخص شده‌اند که در جدول ۳ آمده است. اندازه اثر کل بدست آمده (۰/۵۷۸) براساس مدل اثرات تصادفی بدست آمده و با توجه به مقدار Z - value و P - value معنی‌دار می‌باشد.

نتایج نشان‌دهنده این موضوع است که نقدینگی تأثیر مثبتی بر تورم دارد.

جدول ۳. نتایج ترکیب مطالعات

۶۶	تعداد مطالعات
۲۴۸	مجموع تعداد رگرسیون‌ها و ضرایب
۰/۵۷۸***	اندازه اثر کل
۰/۵۲۶ - ۰/۶۲۹	فاصله اطمینان ۹۵ درصد
۲۲/۰۰۵	Z - value
۰/۰۰۰	P - value

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: ***, **, * به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

۵-۳- تورش انتشار و نمودار کیفی

تورش انتشار^۱ به عنوان یکی از مهم‌ترین چالش‌های فراتحلیل شناخته می‌شود، طبق مطالعات استنلی (۲۰۰۵) و برنستاین و همکاران (۲۰۰۹)، این پدیده زمانی رخ می‌دهد که تنها بخش خاصی از نتایج پژوهش‌ها، به‌ویژه آن‌هایی که نتایج مثبت و معناداری دارند، منتشر می‌شوند. پژوهش‌هایی که به نتایج غیر معنادار، نتایج منفی یا نتایج خلاف انتظار منتهی می‌شوند، معمولاً شانس کمتری برای انتشار دارند یا توسط ناشران و محققان کمتر مورد توجه قرار می‌گیرند. این مسئله باعث

^۱. Publication Bias

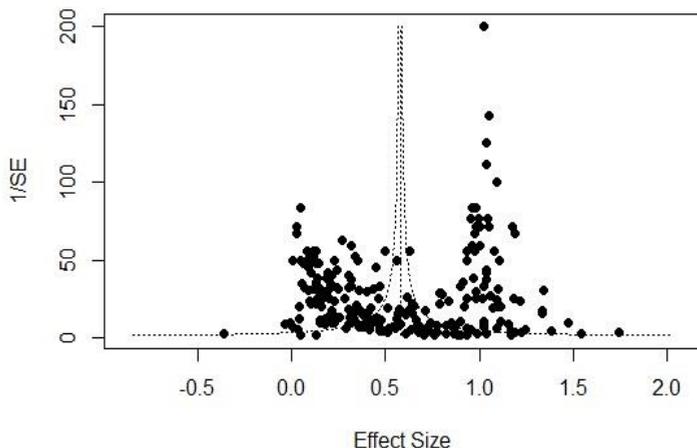
می‌شود که مطالعات منتشر شده نماینده کاملی از پژوهش‌های انجام شده نباشند و نتیجه‌گیری‌های حاصل از فراتحلیل به سمت تخمین بیش از حد یا تخمین نادرست اثر تمایل پیدا کنند. این نوع تورش می‌تواند به دلایل مختلفی ایجاد شود. از جمله می‌توان به فشار بر محققان برای دستیابی به نتایج معنادار، سیاست‌های پذیرش مجلات علمی که تمایل بیشتری به چاپ مقالات با نتایج مثبت دارند، و عدم انگیزه برای انتشار نتایج غیر معنادار اشاره کرد. علاوه بر این، پژوهشگران ممکن است نتایج غیر معنادار خود را نادیده بگیرند یا منتشر نکنند. این مشکلات می‌تواند باعث ایجاد یک تصویر نادرست از تأثیرات واقعی سیاست‌ها یا پدیده‌های مورد مطالعه شود.

تورش انتشار تأثیر قابل توجهی بر روی تحلیل فراتحلیل دارد و می‌تواند نتایج نهایی را منحرف کند. به عنوان مثال، زمانی که تنها نتایج مثبت یا معنادار وارد فراتحلیل می‌شوند، اثر واقعی یک سیاست بیش از حد تخمین زده می‌شود. این امر می‌تواند به تصمیم‌گیری‌های نادرست در حوزه‌های سیاست‌گذاری عمومی، و برنامه‌ریزی علمی منجر شود. از این رو، شناسایی و اصلاح این تورش یکی از مراحل حیاتی در انجام یک فراتحلیل دقیق و معتبر است.

نمودار کیفی^۱ یکی از ابزارهای متداول برای بررسی تورش انتشار در فراتحلیل است. بر اساس تحقیق استنلی (۲۰۰۵)، از مقادیر اثر مطالعات در محور افقی و خطای معیار یا معکوس آن در محور عمودی استفاده می‌شود. در حالت ایده‌آل، اگر مطالعات شامل تورش انتشار نباشند، توزیع نقاط در نمودار باید به شکل قیف متقارن باشد. نمودار ۱، نمودار کیفی مربوط به مطالعه است و در محور عمودی از معکوس خطای معیار (1/SE) استفاده شده است، که این امر باعث می‌شود نقاطی که مطالعات بزرگ‌تر و معتبرتر را نشان می‌دهند (با خطای معیار کمتر)، در قسمت بالایی نمودار قرار گیرند. مطالعات کوچک‌تر و با خطای معیار بیشتر معمولاً در قسمت‌های پایین‌تر و پراکنده‌تر نمودار قرار می‌گیرند.

^۱. Funnel Plot

در شکل ۱ می‌توان مشاهده کرد که توزیع مطالعات در محور افقی به نظر نامتقارن است. در قسمت پایین نمودار (مطالعات کوچک‌تر)، پراکندگی نامتقارن نشان می‌دهد. برخی از مطالعات با نتایج غیر معنادار یا کوچک گزارش نشده‌اند. به عبارت دیگر، این نمودار، نشان‌دهنده وجود احتمالی تورش انتشار است.



شکل ۱. نمودار کیفی مربوط به فراتحلیل
منبع: یافته‌های پژوهش.

اما برای بررسی دقیق و کمی تورش انتشار از آزمون اگر^۱ استفاده می‌کنیم، آزمون رگرسیونی اگر یک آزمون آماری برای بررسی تورش انتشار در فراتحلیل است. این آزمون به دنبال بررسی تقارن در نمودار کیفی است، طبق مطالعه اگر و همکاران (۱۹۹۷) و اگر و استرن^۲ (۲۰۰۱) فرض H_0 برای این آزمون این است که هیچ تورش انتشاری وجود ندارد و نتایج به صورت متقارن توزیع شده‌اند. فرض H_1 به این صورت است که تورش انتشار وجود دارد و نشان‌دهنده عدم تقارن در نمودار کیفی است.

بنابر جدول ۴ که نتیجه آزمون اگر را نشان می‌دهد، در این تحقیق تورش انتشار وجود دارد.

^۱. Egger

^۲. Egger and Sterne

جدول ۴. نتیجه آزمون اگر

رگرسیون اگر	
عرض از مبدأ	-۶/۹۲
خطای معیار	۱/۳۵
حد پایین فاصله اطمینان	-۹/۶
حد بالا فاصله اطمینان	-۴/۲۵
t - value	-۵/۰۹
درجه آزادی	۲۴۶
p - value	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۵- روش برش زدن و پرکردن (Trim and Fill) برای اصلاح تورش

روش برش زدن و پر کردن یک تکنیک برای تشخیص و اصلاح تورش انتشار در فراتحلیل است. این روش که توسط تویدی^۱ و دووال^۲ (الف: ۲۰۰۰) و (ب: ۲۰۰۰) معرفی شد، برای بهبود تفسیر نتایج فراتحلیل زمانی استفاده می‌شود که احتمال تورش انتشار وجود دارد. در این روش، ابتدا با استفاده از نمودار کیفی، مطالعات کوچکی که ممکن است باعث عدم تقارن در نمودار شوند شناسایی شده و به طور موقت حذف می‌شوند. پس از حذف موقتی آن‌ها، از مطالعات باقی‌مانده برای برآورد مکان واقعی اثر کل استفاده می‌شود. سپس، مطالعات فرضی که احتمالاً به دلیل تورش انتشار وجود ندارند به نمودار کیفی اضافه می‌شوند و نمودار کیفی دارای تقارن می‌شود، پس از اضافه کردن مطالعات فرضی، تخمین جدیدی از اثر کل محاسبه می‌شود. این اثر تخمین اصلاح‌شده‌ای از اثر کل است که تورش انتشار را در نظر می‌گیرد.

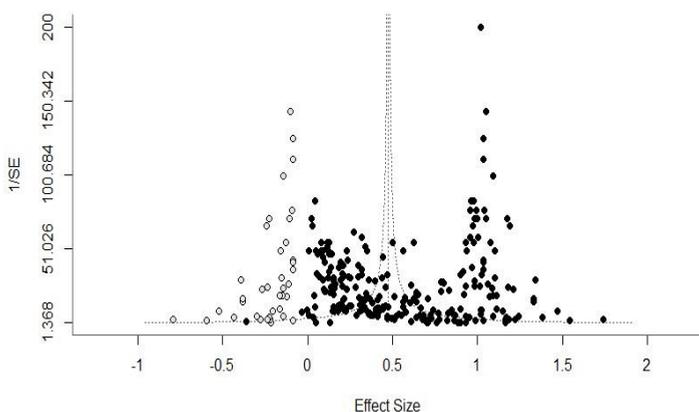
جدول ۵. نتیجه روش برش زدن و پرکردن برای اصلاح تورش

تعداد ضرایب موجود	۲۴۸
تعداد ضرایب اضافه شده	۳۸
مجموع ضرایب	۲۸۶
اثر کل اصلاح شده	۰/۴۷۵
Z - value	۱۷/۵۸
P - value	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

^۱. Tweedie^۲. Duval

در جدول ۵ نتیجه روش برش زدن و پر کردن، مشخص شده است که ملاحظه می‌گردد برای اصلاح تورش تعداد ۳۸ ضریب جدید (داده جدید) فرضی به مدل اضافه گردیده است و اثر کل پس از اصلاح شدن از ۰/۵۷۸ به ۰/۴۷۵ کاهش یافته است. برای درک بهتر، نمودار کیفی اصلاح شده در شکل ۲ آورده شده است که نقاط مشکی مربوط به داده‌های واقعی و نقاط خاکستری مربوط به داده‌های اضافه شده فرضی به مدل است.



شکل ۲. نمودار کیفی اصلاح شده با روش برش زدن و پر کردن
منبع: یافته‌های پژوهش.

۵-۵- نتایج مربوط به متا رگرسیون با متغیرهای تعدیلگر

در این بخش نتایج تأثیر متغیرهای تعدیلگر بر روی اندازه اثر کل محاسبه شده، که در جدول ۶ آمده است.

طبق جدول ۶، متغیر تعدیلگر کشور های عضو (OECD)، که اکثراً کشورهای پیشرفته هستند، می‌تواند بر روی اثر نقدینگی بر تورم تأثیر منفی بگذارد که معنی‌دار هست. در مورد متغیرها در سطح (NDIFF) مشاهده می‌گردد که اثر منفی و معناداری بر رابطه نقدینگی و تورم می‌گذارد. همچنین استفاده از نظام ارزی ثابت (FIX) اثر منفی و معناداری بر این رابطه دارد.

جدول ۶. نتایج مربوط به متا رگرسیون

متغیر تعدیلگر	ضریب متا رگرسیون	t-value	p-value
OECD	-۰/۲۲۹***	-۵/۰۳۲	۰/۰۰۰
M1	۰/۰۰۲	۰/۰۴۷	۰/۹۶۲
NDIFF	-۰/۲۸۷***	-۳/۸۹۳	۰/۰۰۰
STATIC	-۰/۴۴۷***	۶/۶۹۲	۰/۰۰۰
ECOZONE	-۰/۰۰۴	-۰/۰۵۳	۰/۹۵۷
FIX	-۰/۳۰۶***	-۴/۰۱۵	۰/۰۰۰
CBI	۰/۱۱۴	۱/۵۶۳	۰/۱۱۹
ANNUAL	۰/۲۱۸**	۲/۴۱	۰/۰۱۶
1960	۰/۰۴۴	۰/۶۰۵	۰/۵۴۵
1970	۰/۱۱۱	۱/۵۴۳	۰/۱۲۴
1980	-۰/۳۸۶***	۷/۵۳۹	۰/۰۰۰
1990	-۰/۴۶۷***	-۵/۵۰۴	۰/۰۰۰
2000	۰/۰۴۷	۰/۴۷	۰/۶۳۸
2010	۰/۱۴	۱/۶۳۵	۰/۱۰۳
ضریب تعیین (R^2)	۰/۸۹۸		
ضریب تعیین تعدیل شده (\bar{R}^2)	۰/۸۹۱		
آماره F	۱۳۶/۳		

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: ***، **، * و * به ترتیب سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

در مورد مدل‌های ایستا (STATIC)، مطالعاتی که از این مدل‌ها استفاده کرده‌اند، در نتایج اثر مثبت و معنی‌داری بر رابطه بین نقدینگی و تورم دارند. در مورد استفاده از داده‌های سالیانه (ANNUAL)، اثر مثبت و معنی‌داری بر رابطه بین تورم و نقدینگی دارد. برای متغیرهای مربوط به زمان ملاحظه می‌شود، نتایج متفاوتی دارند که نشان می‌دهد دوره زمانی متفاوت، یکی دیگر از دلایل ناهمگنی در مطالعات است. مقدار ضریب تعیین و آماره F نشان‌دهنده این است که مدل به صورت کلی برازش خوبی داشته و معنی‌دار می‌باشد.

۵-۶- بررسی زیرگروه‌ها

برای بررسی دقیق‌تر تأثیرات متغیرها و ناهمگونی نتایج، داده‌ها به گروه‌های دوتایی تقسیم شده‌اند. این فرایند امکان مقایسه اثرات در زیرگروه‌های مختلف را فراهم می‌کند و مشخص می‌سازد که آیا تفاوت‌های معناداری میان آن‌ها وجود دارد یا خیر. به عبارت دیگر، تقسیم داده‌ها به گروه‌های دوتایی امکان شناسایی بهتر تأثیرات را در شرایط متفاوت فراهم می‌سازد. به این منظور کل داده‌ها در هفت بخش بررسی شدند که نتایج کشورهای عضو و غیر OECD در جدول ۷، مدل‌های ایستا و پویا در جدول ۸، سال‌های قبل و بعد ۲۰۰۰ در جدول ۹، در مورد مبنای این تقسیم بندی باید به مطالعه گوین (۲۰۲۳) اشاره کرد که استدلال می‌کند، تأثیر عرضه پول بر تورم در طول زمان کاهش یافته است و این کاهش سیستماتیک، به ویژه در دوره‌های جدیدتر، به دلیل تغییرات در سیاست‌گذاری پولی و تحولات بازارهای مالی بوده است. به طور مشخص، از دهه ۲۰۰۰ به بعد، توسعه نوآوری‌های مالی و تغییر رفتار مردم در نگهداری پول (مانند کاهش وابستگی به پول نقد و افزایش استفاده از ابزارهای مالی دیجیتال)، باعث تغییر سرعت گردش پول شد و این امر تأثیر نقدینگی بر تورم را نسبت به دوره‌های قبل تغییر داد. متغیرها در سطح و در تفاضل در جدول ۱۰، معیار پولی M0, M1 و M2, M3 در جدول ۱۱، بررسی گروهی و انفرادی کشورها در جدول ۱۲، داده‌های سالیانه و غیر سالیانه در جدول ۱۳، کشورهای دارای نظام ارزی ثابت یا شناور در جدول ۱۴ و کشورهای دارای بانک مرکزی مستقل و غیر مستقل در جدول ۱۵ آمده است.

جدول ۷. کشورهای عضو و غیر عضو OECD

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
کشورهای عضو oecd	۶۲	۰/۵۲۲	۱۰/۹۶	۰/۰۰۰
کشورهای غیر عضو oecd	۱۴۱	۰/۵۷۲	۱۷/۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۸. مدل‌های ایستا و پویا

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
مدل‌های ایستا	۹۰	۰/۷۹	۲۰/۸۳	۰/۰۰۰
مدل‌های پویا	۱۵۶	۰/۴۶۱	۱۵/۷۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۹. سال‌های قبل و بعد ۲۰۰۰

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
سال‌های قبل از ۲۰۰۰	۱۶۲	۰/۶۹۲	۲۳/۳۷	۰/۰۰۰
سال‌های بعد از ۲۰۰۰	۴۹	۰/۳۱۸	۶/۵۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۰. متغیرها در سطح و در تفاضل

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
متغیرها در سطح	۷۰	۰/۶۴۳	۱۳/۱۱	۰/۰۰۰
متغیرها در تفاضل	۱۷۶	۰/۵۵۲	۱۸/۷۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۱. معیار پولی M0, M1 و M2, M3

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
معیار پولی M1, M0	۵۳	۰/۶	۱۰/۸۲	۰/۰۰۰
معیار پولی M2, M3	۱۹۵	۰/۵۷	۲۰/۲۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۲. بررسی گروهی و انفرادی کشورها

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
کشورهای گروهی	۱۱۸	۰/۵۶۲	۱۴/۹۲	۰/۰۰۰
کشورهای انفرادی	۱۳۰	۰/۵۹	۱۷/۷۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۳. داده‌های سالیانه و غیر سالیانه

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
داده‌های سالیانه	۱۹۹	۰/۵۷۸	۲۰/۰۷	۰/۰۰۰
داده‌های غیر سالیانه	۴۹	۰/۵۳۴	۱۱/۹۵	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۴. کشور های دارای نظام ارزی ثابت یا شناور

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
نظام ارزی ثابت	۷۷	۰/۴۹۳	۱۲/۱۹	۰/۰۰۰
نظام ارزی شناور	۵۶	۰/۶۴۲	۱۲/۰۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۱۵. کشور های دارای بانک مرکزی مستقل و غیر مستقل

زیر گروه	مجموع تعداد ضرایب	اندازه اثر کل	z-value	p-value
استقلال بانک مرکزی	۴۶	۰/۶۴۸	۱۱/۷۹	۰/۰۰۰
عدم استقلال بانک مرکزی	۹۲	۰/۵۱۲	۱۳/۱۳	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

طبق جدول ۱۶ از لحاظ معنی‌دار بودن تفاوت بین زیرگروه‌ها مدل‌های ایستا و پویا، سال‌های قبل و بعد ۲۰۰۰، نظام ارزی ثابت و شناور و بانک مرکزی مستقل و غیر مستقل دارای تفاوت معنی‌دار بودند.

جدول ۱۶. بررسی تفاوت بین دو گروه

عضو و غیر عضو OECD	ایستا و پویا	قبل و بعد ۲۰۰۰	در سطح و در تقاضا	M2, M3 و M0, M1	بررسی گروهی و انفرادی کشورها	سایانه و غیر سایانه	نظام ثابت و شناور	بانک مرکزی مستقل و غیر مستقل
Z-value	۶/۱۸۶	۶/۵۷	-۱/۵۸	۰/۴۷	۰/۵۷	۰/۹۹	-۲/۲۲	۲/۰۱
P-value	۰/۳۸	۰/۰۰	۰/۱۱	۰/۶۲	۰/۵۶	۰/۳۱	۰/۰۲	۰/۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

۶- نتیجه‌گیری

به دلیل وجود تناقضات و نتایج متفاوت در تحقیقات پیشین پیرامون اثر نقدینگی بر تورم، تصمیم به انجام یک فراتحلیل جامع گرفته شد. هدف این فراتحلیل، دستیابی به ارزیابی دقیق‌تری از رابطه میان نقدینگی و تورم و ارائه نتایج کلی بود. از طریق تجمیع داده‌های مطالعات مختلف با مدل اثرات تصادفی، یک اثر کل محاسبه شد (۰/۵۷۸) که نمایی جامع از تأثیر نقدینگی بر تورم را نشان داد. این اثر کل، علی‌رغم اهمیت آن، ممکن بود تحت تأثیر تورش انتشار قرار گرفته باشد. برای ارزیابی و شناسایی تورش انتشار، از نمودار کیفی و آزمون اگر استفاده شد. نتایج نشان داد که به دلیل تمایل به گزارش نتایج مثبت، تورش انتشار رخ داده است. برای رفع این تورش و اصلاح اثر کل، از روش برش زدن و پر کردن (Trim and Fill) استفاده شد که اثر کل اصلاح‌شده را به

ما ارائه داد (۰/۴۷۵) و دقت برآورد نهایی را بهبود بخشید. سپس برای تحلیل دقیق تر متغیرهای تعدیل گر و شرایطی که ممکن است در تغییر اثر نقدینگی بر تورم مؤثر باشند، از متا رگرسیون و تحلیل زیرگروه‌ها استفاده شد. این روش‌ها امکان شناسایی عوامل احتمالی مؤثر بر نتایج را فراهم کرد و نشان داد که در چه شرایطی اثر نقدینگی بر تورم تغییر می‌کند. در نتایج متا رگرسیون به این نتیجه رسیدیم که متغیر کشورهای عضو (OECD)، متغیر (NDIFF) که برای متغیرها در سطح بکار گرفته شد و متغیر کشورهای دارای نظام ارزی ثابت (FIX) تأثیر منفی و معنی‌داری دارد، در مقابل متغیرهای (ANNUAL) و (STATIC) تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین تأثیر متغیرهای زمان نیز متفاوت بود که نشان‌دهنده تأثیر زمان بر این رابطه بود.

در تحلیل زیرگروه‌ها به این نتیجه رسیدیم که تفاوت معنا داری در اثر کل سال‌های قبل و بعد ۲۰۰۰، مدل‌های ایستا و پویا، کشورهای دارای نظام ارزی ثابت و شناور و استقلال و عدم استقلال بانک مرکزی وجود دارد.

شناسایی تورش انتشار در تحقیقات پیشین نشان می‌دهد که تمایل به گزارش نتایج مثبت می‌تواند به تصویری نادرست از رابطه بین نقدینگی و تورم منجر شود. این یافته اهمیت شفافیت و دقت در تحقیقات اقتصادی را برجسته می‌سازد.

تأثیر نقدینگی بر تورم در طول زمان و تحت شرایط اقتصادی مختلف تغییر کرده است. نتایج نشان داد که کشورهایی با نظام ارزی ثابت تأثیر کمتری از نقدینگی بر تورم را تجربه می‌کنند، برای ایران که در سال‌های اخیر با نوسانات شدید نرخ ارز مواجه بوده است، این یافته می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند اما باید توجه داشت که این نظام می‌تواند چالش‌های دیگری مانند کاهش ذخایر ارزی را به همراه داشته باشد. نکته بعدی این است که پس از سال ۲۰۰۰، با توسعه بازارهای مالی و افزایش نوآوری‌های مالی اثرگذاری نقدینگی بر تورم کاهش یافته است. این کاهش در کشورهای پیشرفته به مراتب محسوس‌تر بوده، در مقابل در اقتصادهای در حال توسعه، که ساختارهای مالی و نهادی ضعیف‌تری دارند، این اثر همچنان قابل توجه است. بنابراین، در کشورهایی مانند ایران، علاوه بر مدیریت نقدینگی، گسترش بازارهای مالی می‌تواند به کاهش اثرات نقدینگی بر تورم کمک کند.

نتایج این تحلیل‌ها نشان داد که اثر نقدینگی بر تورم بسته به شرایط مختلف عدد متفاوتی را نشان می‌دهد که خلاصه یافته‌ها در جدول ۱۷ آمده است.

جدول ۱۷. خلاصه نتایج

گروه	اثر کل	توضیحات
تمام مطالعات	۰/۵۷۸	-
مطالعات با اصلاح تورش	۰/۴۷۵	-
عضو OECD	۰/۵۲۲	در متا رگرسیون عضو OECD بودن تأثیر منفی بر رابطه پول و تورم دارد.
غیر عضو OECD	۰/۵۷۲	در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
مدل‌های ایستا	۰/۷۹	در متا رگرسیون مدل‌های ایستا تأثیر مثبتی بر رابطه پول و تورم دارد.
مدل‌های پویا	۰/۴۶۱	بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
سال‌های قبل ۲۰۰۰	۰/۶۹۲	در متا رگرسیون دهه‌ها تأثیر متفاوتی بر رابطه پول و تورم دارند. در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود دارد.
سال‌های بعد ۲۰۰۰	۰/۳۱۸	
متغیرها در سطح	۰/۶۴۳	در متا رگرسیون متغیرها در سطح، تأثیر منفی بر رابطه پول و تورم دارد. در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
تفاضل مرتبه اول	۰/۵۲۲	
معیار پولی M0, M1	۰/۶	در متا رگرسیون معیار پولی M0, M1، تأثیر معنی‌داری بر رابطه پول و تورم ندارد. در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
معیار پولی M2, M3	۰/۵۷	
مطالعات گروهی کشورها	۰/۵۶۲	در متا رگرسیون مطالعات گروهی کشورها، تأثیر معنی‌داری بر رابطه پول و تورم ندارد. در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
مطالعات انفرادی کشورها	۰/۵۹	
داده‌های سالیانه	۰/۵۸۷	در متا رگرسیون داده‌های سالیانه، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رابطه پول و تورم دارد. در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.
داده‌های غیر سالیانه	۰/۵۳۴	
نظام ارزی ثابت	۰/۴۹۳	در متا رگرسیون نظام ارزی ثابت، تأثیر منفی و معنی‌داری بر رابطه پول و تورم دارد. در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود دارد.
نظام ارزی شناور	۰/۶۴۲	
استقلال بانک مرکزی	۰/۶۴۸	در متا رگرسیون استقلال بانک مرکزی تأثیر معناداری بر رابطه پول و تورم ندارد. در بررسی زیرگروه‌ها تفاوت معناداری بین دو گروه وجود دارد.
عدم استقلال بانک مرکزی	۰/۵۱۲	

منبع: یافته‌های پژوهش.

ملاحظات اخلاقی

کلیه موازین اخلاقی پژوهشی در این تحقیق رعایت شده است.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع بین نویسندگان وجود ندارد.

منابع

- حسینی نسب، سیدابراهیم، و رضاقلی زاده، مهدیه. (۱۳۸۹). بررسی ریشه های مالی تورم در ایران (با تأکید بر کسری بودجه). *پژوهش های رشد و توسعه پایدار (پژوهش های اقتصادی)*، ۱۰(۱)، ۴۳-۷۰.
- حسینی، سیدصفدر، و محتشمی، تکتم. (۱۳۸۷). رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران؛ گسست یا پایداری؟ *پژوهش های رشد و توسعه پایدار (پژوهش های اقتصادی)*، ۸(۳)، ۲۱-۴۲.
- شاکری، عباس، و باقرپور اسکویی، الناز. (۱۴۰۲). بررسی ماهیت تورم در اقتصاد ایران: رویکرد همدوسی موجکی. *پژوهش های اقتصادی ایران*، ۲۸(۹۴)، ۴۷-۷۹.
- شاکری، عباس، محمدی، تیمور، و رجبی، فاطمه. (۱۳۹۴). اثرگذاری قدرت قیمت‌گذاری بر تورم در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۵(۵۸)، ۳۷-۶۰.
- علی زاده کلاگر، سید قربان، اثنی عشری امیری، ابوالقاسم، پورقربان، محمد رضا، و احسان فر، محمدحسین. (۱۴۰۲). اثر حجم نقدینگی بر تورم در ایران با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۲۰(۴)، ۸۷-۱۱۰.
- عطرکارروشن، صدیقه، و قرهی، آزاده. (۱۳۹۱). بررسی رابطه حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها و رشد اقتصادی در ایران در طول دوره پس از انقلاب (۱۳۵۸-۸۹). *اقتصاد مالی*، ۶(۱۹)، ۸۹-۱۱۰.
- فرخی بالاجاده، حشمت اله، خوچپانی، رامین، و آسایش، حمید. (۱۴۰۰). تبیین هم حرکتی پایه پولی و نقدینگی با تورم در اقتصاد ایران، با مقایسه عملکرد تحلیل موجک گسسته و پیوسته. *دو فصلنامه علمی مطالعات و سیاست های اقتصادی*، ۸(۲)، ۲۷۸-۲۹۹.
- کاکویی، نصیبه، و نقدی، یزدان. (۱۳۹۳). رابطه پول و تورم در اقتصاد ایران: شواهدی بر اساس مدل P. *پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۴(۲)، ۱۳۵-۱۵۶.
- کمبجانی، اکبر، و نقدی، یزدان. (۱۳۸۸). بررسی ارتباط متقابل بین تولید و تورم در اقتصاد ایران (با تأکید بر تولید بخشی). *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۹(۳۲)، ۹۹-۱۲۴.

یزدانی، مهدی، و زارع قشلاقی، سمیه. (۱۳۹۵). ارزیابی اثر تکانه های نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران طی دوره فصلی ۱۳۹۱-۱۳۷۹. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران (مطالعات اقتصادی کاربردی)*، ۵(۱۷)، ۱۷۱-۱۹۷.

محمدی خیاره، محسن. (۱۳۹۹). سیاست پولی و پویایی های تورم در ایران: ارائه شواهدی جدید. توسعه و سرمایه، ۵(۱)، ۱۱۱-۱۳۰.

References

- Abreu, M., De Groot, H. L., & Florax, R. J. (2005). A Meta-Analysis of B-Convergence: The Legendary 2%. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 389-420.
- Akinbobola, T. O. (2012). The Dynamics Of Money Supply, Exchange Rate And Inflation in Nigeria. *Journal of Applied Finance and Banking*, 2(4), Retrieved from https://www.scienpress.com/upload/jafb/vol%202_4_8.pdf
- Albulescu, C. T., Goyeau, D., & Oros, C. (2015). On the Long Run Money-Prices Relationship in CEE Countries. *Economic Research Guardian*, 5(1), Retrieved from [https://www.ecrg.ro/files/p2015.5\(1\)11y6.pdf](https://www.ecrg.ro/files/p2015.5(1)11y6.pdf)
- Binner, J. M., Tino, P., Tepper, J., Anderson, R., Jones, B., & Kendall, G. (2010). Does money matter in inflation forecasting?. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 389(21), 4793-4808. Retrieved from <https://www.graham-kendall.com/papers/bttajk2010.pdf>
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P., & Rothstein, H. R. (2021). *Introduction to Meta-analysis*. New York: John Wiley & Sons.
- Bozkurt, C. (2014). Money, Inflation and Growth Relationship: The Turkish Case. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(2), 309-322.
- Card, D., & Krueger, A. B. (1995). Time-series Minimum-Wage Studies: A Meta-analysis. *The American Economic Review*, 85(2), 238-243.
- Chang, C. H., Chan, K. C., & Fung, H. G. (2009). Effect of Money Supply on Real Output and Price in China. *China & World Economy*, 17(2), 35-44.
- DerSimonian, R., & Laird, N. (1986). Meta-analysis in Clinical Trials. *Controlled Clinical Trials*, 7(3), 177-188.

- Duval, S., & Tweedie, R. (2000). A Nonparametric “Trim and Fill” Method of Accounting for Publication Bias in Meta-analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 95(449), 89-98.
- Duval, S., & Tweedie, R. (2000). Trim and Fill: A Simple Funnel-Plot–Based Method of Testing and Adjusting for Publication Bias in Meta-analysis. *Biometrics*, 56(2), 455-463.
- Egger, M., Smith, G. D., Schneider, M., & Minder, C. (1997). Bias in Meta-analysis Detected by a Simple, Graphical Test. *The bmj*, 315(7109), 629-634.
- Florax, R. J. G. M., de Groot, H. L., & de Mooij, R. (2002). Meta-analysis: A Tool for Upgrading Inputs of Macroeconomic Policy Models. Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/85879/1/02041.pdf>
- Gertler, P., & Hofmann, B. (2018). Monetary Facts Revisited. *Journal of International Money and Finance*, 86, 154-170.
- Glass, G. V. (1976). Primary, Secondary, and Meta-Analysis of Research. *Educational Researcher*, 5(10), 3-8.
- Hedges, L. V., & Olkin, I. (2014). *Statistical Methods for Meta-analysis*. Cambridge, MA: Academic Press.
- Higgins, J. P., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring Inconsistency in Meta-analyses. *The bmj*, 327(7414), 557-560.
- Nguyen, B. D. T. (2023). A Meta-analysis of the Multiplier Effects of the Money Supply on Prices. *Empirica*, 50(4), 985-1024.
- Nijkamp, P., & Poot, J. (2004). Meta-analysis of the Effect of Fiscal Policies on Long-Run Growth. *European Journal of Political Economy*, 20(1), 91-124. Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/85773/1/02028.pdf>
- Cooper, H., & Hedges, L. V. (1994). Combining Estimates of Effect Size. *The Handbook of Research Synthesis*, 236, 261-610.
- Stanley, T. D. (2005). Beyond Publication Bias. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 309-345.
- (2001). Wheat from Chaff: Meta-analysis as Quantitative Literature Review. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 131-150.
- Stanley, T. D., & Jarrell, S. B. (2005). Meta-regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 299-308.

- Stanley, T. D., Doucouliagos, C., & Jarrell, S. B. (2008). Meta-regression Analysis as the Socio-Economics of Economics Research. *The Journal of Socio-Economics*, 37(1), 276-292.
- Stanley, T. D., & Doucouliagos, H. (2007). Identifying and Correcting Publication Selection Bias in the Efficiency-Wage Literature: Heckman Meta-regression. *Economics Series*, 11(2007), 629-634.
- Sterne, J. A., & Egger, M. (2001). Funnel Plots for Detecting Bias in Meta-Analysis: Guidelines on Choice of Axis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 54(10), 1046-1055.
- Sunkel, O. (2016). *Inflation in Chile: an Unorthodox Approach*. In *ECLAC Thinking, Selected Texts (1948-1998)*. Santiago: ECLAC
- Smith, V. K., & Huang, J. C. (1995). Can Markets Value Air Quality? A Meta-Analysis of Hedonic Property Value Models. *Journal of political economy*, 103(1), 209-227.



Investigating the Interactive Effect of Logistics Risk and Economic Sanctions on the Producer Price Index in Iran

Ramin Amani^{a,*} , Mohammad Parsa Ehterami^b ,
Sana Hosseini^b 

a. Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

b. Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.

* Corresponding author

Article Info

Article Type:
Research Article

Article History:

Received:
30 March 2025

Revised:
20 Aug. 2025

Accepted:
01 Sept. 2025

Published:
30 Sept. 2025

Keywords:

*Economic Sanctions,
Iran,
Logistics Risk,
Producer Price Index.*

JEL Classification:

C22, E31, F13, F51.

Abstract

The Producer Price Index (PPI) serves as a key indicator for evaluating price changes in the early stages of production, playing a crucial role in inflation analysis and economic policymaking. Logistics risk and economic sanctions are also significant factors influencing this index, having substantial impacts on production costs and prices. The primary aim of this study is to examine the interactive effect of logistics risk and economic sanctions on the PPI in Iran from 2014 to 2023, using the Dynamic Least Squares method. The results reveal that both economic sanctions and logistics risk have a significant impact on the PPI in Iran. Sanctions, through limiting access to international financial and trade resources, increasing the costs of importing raw materials, and causing exchange rate fluctuations, lead to higher production costs. Meanwhile, logistics risks, stemming from inadequate transportation infrastructure, customs issues, and dependence on imports, directly influence production costs. These challenges are exacerbated by sanctions, which increase transportation and supply chain costs. The interactive effects of these two factors contribute to rising production costs and the growth of the PPI. As a result, reducing logistics risk through infrastructure improvement and enhanced productivity can help mitigate costs and inflation. Furthermore, effective exchange rate policies and sound liquidity management can minimize the adverse effects of sanctions.

Cite to this paper: Amani, R., Ehterami, M. P., & Hosseini, S. (2025). Investigating the Interactive Effect of Logistics Risk and Economic Sanctions on the Producer Price Index in Iran. *Journal of Economic Research*, 60(3), 1233-1272.



©The Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/JTE.2025.392764.1008992](https://doi.org/10.22059/JTE.2025.392764.1008992)



انتشارات دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی

شاپا الکترونیکی: ۶۱۱۸-۲۵۸۸

Homepage: <https://jte.ut.ac.ir>

بررسی اثر تعاملی ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر شاخص بهای تولیدکننده در ایران

رامین امانی*^۱، محمد پارسا احترامی^۲، ثنا حسینی^۲

۱. گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

۲. گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۱۱</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۵/۳۰</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۱۱</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۷/۰۸</p> <p>کلیدواژه‌ها: ایران، تحریم‌های اقتصادی، ریسک لجستیک، شاخص بهای تولیدکننده.</p> <p>طبقه‌بندی JEL: C22, E31, F13, F51.</p>	<p>شاخص بهای تولیدکننده به عنوان معیاری کلیدی در ارزیابی تغییرات قیمت‌ها در مراحل اولیه تولید، نقش مهمی در تحلیل تورم و سیاست‌گذاری اقتصادی ایفا می‌کند. ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی نیز از عوامل مؤثر بر این شاخص هستند که تأثیرات قابل توجهی بر هزینه‌های تولید و قیمت‌ها دارند. هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر تعاملی ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر شاخص بهای تولیدکننده در ایران در بازه زمانی ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۳ و با استفاده از روش حداقل مربعات پویا است. نتایج نشان می‌دهد که تحریم‌های اقتصادی و ریسک لجستیک تأثیر چشمگیری بر شاخص بهای تولیدکننده در ایران دارند. تحریم‌ها با محدودیت در دسترسی به منابع مالی و تجاری بین‌المللی، افزایش هزینه‌های واردات مواد اولیه و نوسانات ارزی، هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهند. درعین حال، ریسک‌های لجستیکی ناشی از ضعف زیرساخت‌های حمل‌ونقل، مشکلات گمرکی و وابستگی به واردات نیز به طور مستقیم بر هزینه‌های تولید تأثیر می‌گذارند. این مشکلات در شرایط تحریم تشدید می‌شوند و موجب افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل و زنجیره تأمین می‌شوند. اثرات تعاملی این دو عامل باعث افزایش هزینه‌های تولید و رشد شاخص بهای تولیدکننده می‌شود. در نتیجه، کاهش ریسک لجستیک از طریق بهبود زیرساخت‌ها و افزایش بهره‌وری می‌تواند به کاهش هزینه‌ها و تورم کمک کند. همچنین، سیاست‌های ارزی مناسب و مدیریت نقدینگی می‌تواند اثرات منفی تحریم‌ها را کاهش دهد.</p>

استناد به مقاله: امانی، رامین، احترامی، محمدپارسا، و حسینی، ثنا. (۱۴۰۴). بررسی اثر تعاملی ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر شاخص بهای تولیدکننده در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۶۰(۳)، ۱۲۳۳-۱۲۷۲.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: 10.22059/JTE.2025.392764.1008992

۱- مقدمه

شاخص بهای تولیدکننده (PPI)^۱ از جمله شاخص‌های مهم و حیاتی اقتصاد است که تغییرات قیمت کالا و خدمات تولید شده اعم از قیمت مواد اولیه و قیمت کالاهای نهایی که به دست مصرف‌کنندگان می‌رسد را ارزیابی و اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص به‌عنوان یکی از شاخص‌های کلیدی و کاربردی در علم اقتصاد به شمار می‌رود که می‌تواند در خصوص تورم تولیدی و تجزیه و تحلیل فشارهای اقتصادی مورد استفاده قرار بگیرد. به عبارتی دیگر، شاخص قیمت تولیدکننده به تجزیه و تحلیل تورم در سطوح مختلف تولید مربوط است، چراکه نوسانات قیمت‌های تولید می‌تواند باعث ایجاد نوسان در قیمت‌های مصرف‌کننده (CPI)^۲ نیز شود. به همین دلیل، شاخص بهای تولیدکننده در خصوص شناسایی روندهای تورمی در مراحل اولیه تولید اهمیت زیادی دارد (دونالد و همکاران^۳، ۲۰۲۰). این شاخص با استفاده از قیمت‌هایی که تولیدکنندگان برای کالاها و خدمات خود دریافت می‌کنند، محاسبه شده و معمولاً به صورت ماهانه یا فصلی منتشر می‌شود، لذا هرگونه نوسان در این شاخص می‌تواند به سرعت به تغییرات هزینه‌های تولید در اقتصاد منجر شود. به‌عنوان مثال، تحریم‌های اقتصادی که در جهت وارد آمدن فشار بیش از حد بر اقتصاد یک کشور از سوی جامعه جهانی وضع می‌شود، می‌تواند سبب اختلال در صادرات و واردات کالا، افزایش هزینه‌های تولید و کاهش دسترسی به مواد اولیه ضروری شود که در نهایت این فرایند منجر به افزایش هزینه‌های تولیدی و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد داخلی می‌شود (هافباور^۴ و همکاران، ۱۹۹۰). شاخص بهای تولیدکننده تحت تأثیر عوامل متعددی قرار دارد که از جمله مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به هزینه‌های تولید، عرضه و تقاضا، سیاست‌های پولی و مالی و ریسک‌های اقتصادی اشاره کرد. در این میان، ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی به‌عنوان دو عامل کلیدی بر تورم تولیدکننده تأثیرگذار هستند. ریسک لجستیک، شامل محدودیت‌هایی مانند تأخیر در زنجیره تأمین، افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل و کمبود مواد اولیه، باعث افزایش هزینه‌های تولید و در نتیجه رشد شاخص بهای تولیدکننده می‌شود (کریستوفر^۵، ۲۰۱۶). از سوی دیگر، تحریم‌های اقتصادی از طریق محدودیت‌های تجاری، افزایش هزینه‌های واردات، و کاهش دسترسی به فناوری‌های تولیدی، فشار بیشتری بر تولیدکنندگان وارد کرده و منجر به نوسانات شدیدتر در تورم تولیدکننده می‌شود. این دو عامل به‌ویژه در کشورهای وابسته

1. Producer Price Index

2. Consumer Price Index

3. Donald

4. Hufbauer

5. Christopher

به واردات مواد اولیه و تجهیزات صنعتی تأثیر چشمگیری بر روند تورم تولیدکننده و در نهایت تورم مصرف‌کننده دارند (قربانی دستگردی^۱ و همکاران، ۲۰۱۸).

یکی از ابزارهای جایگزین در خصوص جنگ و استفاده از نیروی زور و اجبار، تحریم‌های اقتصادی هستند. کشورهای مختلفی از سراسر جهان برای دسترسی و دستیابی به هدف‌های سیاسی خود بر علیه کشورهای مقصد و موردنظر تحریم‌های اقتصادی متفاوتی را اعمال خواهند کرد، و این در حالی است که سازمان‌های بین‌المللی به‌ندرت از تحریم‌های اقتصادی و سیاسی استفاده می‌کنند (آجیلی و مقدم، ۱۳۹۲). بعد از جنگ سرد، استفاده کردن از تحریم‌ها موردتوجه قرار گرفته و ایالات متحده، اتحادیه اروپا و چین از این ابزار برای رسیدن به خواسته‌های خود بهره‌مند شده‌اند (پکسن^۲، ۲۰۰۹). در ابتدا تحریم‌ها برای هدف‌های سیاسی اعمال خواهند شد، اما کسب‌وکارها تأثیرپذیری آنی را از تحریم‌ها دارند که همین امر به یک دغدغه حیاتی برای محققین اقتصاد بین‌الملل تبدیل شده است (مایر^۳ و همکاران، ۲۰۲۳). فعالیت‌های تجاری اعم از صادرات، واردات، سرمایه‌گذاری و تکنولوژی تأثیرپذیری مستقیمی را از تحریم‌ها خواهند گرفت؛ لذا تحریم‌ها باعث رونق عدم اطمینان، اختلال در زنجیره‌های تأمین، افزایش هزینه‌های پرداختی و کاهش سود عملیاتی در سطح بین‌المللی می‌شود و در نهایت، زنجیره ارزش جهانی (GVC)^۴ با گسترش تحریم‌ها از سوی ملت‌های مختلف در سطح بین‌المللی با اختلال مواجه شده و مشارکت کشورهای تحریم شده نیز در این زمینه کاهش پیدا می‌کند و این خلأ تجاری تشکیل شده تهدیدات مختلفی را برای کشورهای تحریم شده ایجاد می‌کند (برونو^۵ و همکاران، ۲۰۲۳).

ریسک لجستیک به چالش‌ها و مخاطراتی گفته می‌شود که در فرایند زنجیره تأمین و حمل‌ونقل کالاها اتفاق می‌افتد. نوسانات قیمت سوخت، مشکلات حمل‌ونقل بین‌المللی، کمبود زیرساخت‌های مناسب و مخاطرات طبیعی از جمله عوامل مختلف ریسک لجستیک به شمار می‌روند (تانگ و موسا^۶، ۲۰۱۱). رخداد چنین مشکلاتی در افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل، تأخیر در تحویل کالا و کاهش بهره‌وری در زنجیره تأمین نقش دارد که این فرایند باعث افزایش قیمت کالاهای تولیدی از جانب تولیدکنندگان برای جبران هزینه‌های اضافی شده و سبب اثرگذاری مستقیم بر شاخص بهای تولیدکننده می‌شود (کریستوفر^۷، ۲۰۱۶). افزایش ریسک لجستیک، سبب ایجاد نوساناتی در هزینه‌های تأمین مواد اولیه و عرضه محصولات شده که این امر می‌تواند در بی‌ثباتی قیمت‌گذاری کالاها نقش داشته باشد. مثلاً افزایش تعرفه‌های گمرکی و مختل شدن

1. Ghorbani Dastgerdi

2. Peksen

3. Meyer

4. Global Value Chain

5. Bruno

6. Tang and Musa

7. Christopher

راه‌های حمل‌ونقل، باعث افزایش هزینه‌های عملیاتی تولیدکنندگان شده که این افزایش مخارج به مصرف‌کنندگان نهایی منتقل می‌کند (ای‌وانو^۱ و همکاران، ۲۰۱۹). اگر نااطمینانی‌های لجستیکی سبب کمبود مواد اولیه شوند، تولیدکنندگان با قیمت‌های بالاتر از منابع جایگزین استفاده می‌کنند که در نهایت این امر می‌تواند در افزایش شاخص قیمت تولیدکننده نقش ایفا کند؛ لذا مدیریت مطلوب نااطمینانی‌های لجستیکی می‌تواند در کنترل مخارج تولیدی و ثبات شاخص قیمت تولیدکننده نقش بسزایی داشته باشد (مانوج و منتزر^۲، ۲۰۰۸).

شاخص قیمت تولیدکننده تأثیرات قابل توجهی را از تحریم‌های اقتصادی می‌تواند بگیرد. هزینه‌های تولیدی از طریق محدودیت دسترسی به مواد اولیه، فناوری و بازارهای جهانی که همگی نشئت گرفته از تحریم‌های اقتصادی هستند، افزایش پیدا می‌کند که این فرایند در صورت ادامه‌دار بودن منجر به افزایش شاخص قیمت تولیدکننده می‌شود. مثلاً، بخش صنعت در شرایط پابرجا بودن تحریم‌های اقتصادی با کاهش بهره‌وری و کارایی روبرو شده که بیان‌کننده یک تأثیرگذاری منفی تحریم‌ها بر مخارج تولیدی است (حسین‌پور و همکاران، ۱۳۹۶). از طرفی دیگر، تحریم‌ها راه‌های ارتباطی حمل‌ونقل را با محدودیت مواجه کرده و باعث ایجاد وابستگی به راه‌های ارتباطی غیرمستقیم و پرهزینه‌تر شده که این شرایط منجر به افزایش تأخیر در زنجیره تأمین و کاهش اطمینان در برنامه‌ریزی تولید می‌شود. علاوه بر این، بعضی از کشورها و شرکت‌های حمل‌ونقل بنا به ریسک‌های مرتبط با تحریم‌ها، از همکاری کردن با کشورهای تحریم شده معذور شده که این امر هزینه‌های لجستیکی را افزایش داده و کارایی زنجیره تأمین را کاهش می‌دهد (UNCTAD، ۲۰۲۲).

ریسک‌های لجستیک و تحریم‌های اقتصادی از جمله عواملی هستند که در تعیین روند شاخص قیمت تولیدکننده در ایران تأثیر بسزایی را داشته‌اند. به‌عنوان مثال، در بازه زمانی ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ بنا به توافق موقت هسته‌ای برجام در سال ۲۰۱۵، بخشی از تحریم‌های اقتصادی کاهش یافته و شرایط بهبود لجستیکی در زمینه هزینه‌های حمل‌ونقل و تأمین مواد اولیه فراهم شد و در نهایت دسترسی بیشتر به تجارت و زنجیره تأمین جهانی سبب تثبیت شاخص بهای تولیدکننده شده است؛ به طوری که شاخص ریسک لجستیک به صورت میانگین ۴۵/۴۲۵ واحد و شاخص بهای تولیدکننده نیز ۸۴/۶۸ واحد بوده است، و به صورت کلی کمترین میزان شاخص ریسک لجستیک و شاخص قیمت تولیدکننده نیز مربوط به فصل اول ۲۰۱۴ است که به ترتیب ۴۱/۶۹ و ۷۳/۸۳ واحد را به ثبت رسانده‌اند. در سال‌های ۲۰۱۷ الی ۲۰۱۹ میلادی به دلیل خروج

¹. Ivanov

². Manuj and Mentzer

³. UN Trade and Development

کشور آمریکا در سال ۲۰۱۸ از برجام و بازگشت تحریم‌های اقتصادی، محدودیت‌های حمل‌ونقلی علی‌الخصوص در حوزه دریایی بیشتر شده که باعث دشواری تأمین مواد اولیه، افزایش هزینه‌های تولید و افزایش شاخص قیمت تولیدکننده شده است که شاخص ریسک لجستیک به طور میانگین به ۵۰/۱ و شاخص بهای تولیدکننده به ۱۳۹/۲۶ واحد رسیده‌اند. در دوره زمانی ۲۰۲۰ لغایت ۲۰۲۱ به دلیل شیوع ویروس کرونا در سطح بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی به طور هم‌زمان، زنجیره تأمین جهانی مختل شده و مخارج حمل‌ونقل و واردات نیز افزایش پیدا کرده است که در نهایت فشار مضاعف تورمی و کمبود مواد اولیه باعث رشد قابل توجه شاخص قیمت تولیدکننده شده است؛ به طوری که به صورت میانگین شاخص بهای تولیدکننده به ۳۱۲/۶۹ واحد رسیده و شاخص ریسک لجستیکی به ۵۲/۱۵ واحد رسیده است. در نهایت در سال‌های ۲۰۲۲ و ۲۰۲۳، شاخص ریسک لجستیکی به ۵۱/۹۵ واحد رسیده و شاخص قیمت تولیدکننده نیز ۶۴۲/۴۹ واحد را به ثبت رسانده است. از جمله دلایل نوسان در این دو شاخص را می‌توان بحران‌های ژئوپلیتیکی و اقتصادی دانست که اثرگذاری مستقیمی را بر مخارج تولید و حمل‌ونقل داشته‌اند (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مؤسسه فیتچ سلوشن، ۲۰۲۳).

با توجه به موارد فوق، هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر شاخص بهای تولیدکننده در ایران طی دوره زمانی فصلی و از سال ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۳ و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا است. در ادامه بخش دوم به بیان مبانی نظری پژوهش، بخش سوم مهم‌ترین پیشینه‌های داخلی و خارجی، بخش چهارم روش‌شناسی و معرفی داده‌ها، بخش پنجم به بیان نتایج و در نهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌گردد.

۲- مبانی نظری

۲-۱- ریسک لجستیک

در حال حاضر، چشم‌انداز کسب‌وکار بین‌المللی به طور قابل توجهی تحت تأثیر نوسانات مالی، ادغام‌های شرکتی، فناوری‌های نوظهور و تجارت الکترونیک است. بهینه‌سازی زمان برای نفوذ به بازار در زنجیره تأمین به اوج خود رسیده است که دارای مشخصه خارجی (خواه طبیعی یا مصنوعی) است و از نظر عملیاتی نسبت به شرایط قبلی با افزایش حساسیت مواجه شده است. این حساسیت شامل خطرات ذاتی در زنجیره است که به طور قابل توجهی از خود زنجیره جدا می‌شوند (گاج^۱ و همکاران، ۲۰۱۲؛ کولی چیا و استروزی^۲، ۲۰۱۲). این دسته از نااطمینانی‌ها را می‌توان از منابع

¹. Ghadge

². Colicchia and Strozzi

متفاوتی نظیر رخدادهای سیاسی، در دسترس بودن تولیدات، فاصله از منبع، تغییرات تقاضا، تغییرات فناوری، دگرگونی در بازار کار، عدم ثبات مالی و تغییراتی مدیریتی کسب کرد که شناسایی، سنجش و نظارت آن‌ها در مدیریت ریسک زنجیره تأمین صورت می‌گیرد (رزلی و طهیرا، ۲۰۱۱). مدیریت لجستیک و ریسک زنجیره تأمین شامل شناسایی، تحلیل و کنترل اقتصادی ریسک‌های بالقوه‌ای است که بر سودآوری و کارایی مدیریت زنجیره تأمین تأثیر منفی بگذارند. به بیان دیگر، مدیریت ریسک سیستمی است که باهدف تنظیم فرایندها برای مقابله با عدم قطعیت‌ها و کاهش انحرافات احتمالی طراحی می‌شود. در حقیقت زمانی که ریسک لجستیک افزایش پیدا می‌کند، میزان دسترسی به تولیدات و مواد اولیه با چالش روبرو شده و از طریق تأثیرگذاری بر عرضه و تقاضا در اقتصاد و نیز تغییرات تحول در بازار کار و فناوری، رشد و توسعه اقتصادی ملت‌ها را با چالش اساسی روبرو می‌کند (امانی و همکاران، ۱۴۰۲). فهم راندمان لجستیک از طریق پژوهش هزینه‌های توزیع در اواسط دهه ۱۹۵۰ میلادی در ایالات متحده نمایان شده است (چو^۲ و همکاران، ۱۹۹۴). کارکرد لجستیک ذاتاً چندبعدی است؛ زیرا اکثر شرکا در خصوص زنجیره تأمین دارای هدف‌های متعددی با روش‌ها و علایق مختلفی هستند؛ لذا عملکرد لجستیکی وابسته به کارایی و بهره‌وری در انجام پدیده‌های لجستیکی بر اساس تجارت است و مؤثر بودن با رفع نیازهای مشتریان تطابق خواهد داشت؛ و این در حالی است که بهره‌وری با کنترل منابع (مادی، غیرمادی و انسانی) ارتباط دارد (نیلی^۳ و همکاران، ۱۹۹۵). جدول (۱) شاخص ریسک لجستیک همراه با وزن و اهمیت هر زیر مجموعه را ارائه می‌کند.

¹. Razali and Tahir

². Chow

³. Neely

جدول ۰۱. زیرشاخص‌های ریسک لجستیک

متغیر	وزن (درصد)
ریسک لجستیک	۱۰۰ درصد
شبکهٔ امکانات ^۱	۳۳ درصد (ریسک لجستیک)
هزینهٔ امکانات	۵۰ درصد (شبکهٔ امکانات)
دسترسی به امکانات	۵۰ درصد (شبکهٔ امکانات)
شبکهٔ حمل‌ونقل ^۲	۳۳ درصد (ریسک لجستیک)
کیفیت شبکهٔ حمل‌ونقل	۵۰ درصد (شبکهٔ حمل‌ونقل)
گسترده‌گی شبکهٔ حمل‌ونقل	۵۰ درصد (شبکهٔ حمل‌ونقل)
رویه‌های تجاری و حکمرانی ^۳	۳۳ درصد (ریسک لجستیک)
سهولت تجارت	۵۰ درصد (رویه‌های تجاری و حکمرانی)
قابلیت اتصال به زنجیره‌های تأمین مالی بین‌المللی	۵۰ درصد (رویه‌های تجاری و حکمرانی)

منبع: امانی و همکاران (۱۴۰۲).

۲-۲- تحریم‌های اقتصادی

تحریم‌ها معمولاً از طرف یک یا چند کشور بر علیه کشور، گروه یا افراد مختلف برای نظارت و کنترل اعمال و رفتار آن‌ها در خصوص نقض قوانین و کنوانسیون‌های جهانی وضع می‌شود. تحریم‌ها به‌عنوان یک وسیله و ابزار در خصوص سیاست‌های خارجی مورد استفاده قرار می‌گیرند. تحریم‌ها می‌توانند به صورت یک‌جانبه از جانب یک کشور یا به صورت چندجانبه از جانب کشورهای مختلف و یا حتی از طرف سازمان‌های جهانی نظیر اتحادیه اروپا و سازمان ملل اعمال شوند. تحریم‌ها به‌عنوان ابزار فشار در جهت مقابله با مشکلات ژئوپلیتیکی نظیر تروریسم و درگیری‌ها تحمیل خواهند شد. یکی از مشکلات اساسی در جهت استفاده‌کردن از رژیم‌های تحریمی، محدودیت تأثیر آن‌ها بر گروه‌های هدف است (هاتیپوگلو^۴ و همکاران، ۲۰۲۳). تحریم‌ها علاوه بر تحمیل فشار بر اهداف اصلی، بر افرادی که ممکن است به صورت غیرمستقیم از آن حمایت و پشتیبانی می‌کنند، اعمال شوند و به صورت مؤثرتری شبکه‌ای وسیع‌تر از بازدارندگی و

۱. این شاخص، هم هزینه و هم دسترسی به چهار ابزار کلیدی برق، سوخت، آب و اینترنت را ارزیابی می‌کند. کشورهایی که این منابع را با هزینه کمتر و قابلیت اطمینان بالاتر ارائه می‌دهند، در این ارزیابی امتیاز بالاتری کسب می‌کنند.

۲. این شاخص میزان و کیفیت شبکه‌های حمل‌ونقل جاده‌ای، ریلی، بندری و هوایی را در داخل یک کشور ارزیابی می‌کند که نشان‌دهنده ظرفیت برای پاسخ‌گویی به نیازهای زنجیرهٔ تأمین مشاغل است.

۳. این شاخص سهولت صادرات و واردات کالا در یک کشور معین را در مورد اتصالات موجود به زنجیره‌های تأمین بین‌المللی و تأثیر پوروکراسی و رویه‌های گمرکی بر زمان تجارت و هزینه‌ها ارزیابی می‌کند.

4. Hatipoglu

برابری را ایجاد می‌کند. در صورت تحمیل این‌گونه تحریم‌ها، یک کشور یا نهاد جهانی می‌تواند دامنه و اثربخشی هدف‌های سیاست خارجی خود را بیشتر مورد توجه قرار داده و نسبت به گسترش آن اقدام کند (کبیر و محمدیانی^۱، ۲۰۲۴).

در مطالعه حاضر از شاخص تحریم‌های اقتصادی محاسبه شده توسط ایران منش و همکاران^۲ (۲۰۲۱) و ایران منش و همکاران (۲۰۲۳) استفاده شده است. شاخص تحریم‌های اقتصادی با استفاده از روش سلسله‌مراتبی فازی محاسبه شده است. این روش یک تکنیک تصمیم‌گیری چندمعیاره است که برای اولویت‌بندی و ارزیابی عوامل در شرایط عدم قطعیت و ابهام به کار می‌رود. مراحل محاسبه این شاخص به صورت زیر است:

۱. **تشکیل درخت تصمیم‌گیری:** ابتدا یک ساختار سلسله‌مراتبی برای دسته‌بندی و رتبه‌بندی انواع تحریم‌ها ایجاد می‌شود.

۲. **محاسبه درصد سازگاری تحریم‌ها:** این مرحله تضمین می‌کند که وزن‌ها و اولویت‌های اختصاص داده‌شده، دارای سازگاری منطقی باشند.

۳. **استفاده از منطق فازی:** این روش امکان استخراج شاخص تحریم‌ها را در شرایط عدم قطعیت فراهم می‌کند.

۲-۳- نحوه اثرگذاری ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر شاخص بهای تولیدکننده

ریسک‌های لجستیکی تحت عنوان یکی از مشکلات اساسی در زنجیره تأمین، می‌توانند بر مخارج تولیدی و در نهایت بر شاخص بهای تولیدکننده اثرگذار باشند. این دسته از ریسک‌ها مشمول نوسانات حمل‌ونقل، چالش‌های تأمین مواد اولیه، اختلال در توزیع و مخارج اضافی ناشی از تأخیرها و خرابی‌ها خواهند بود (تانگ و موسا^۳، ۲۰۱۱). افزایش ریسک‌های لجستیکی سبب افت کارایی در زنجیره تأمین و افزایش هزینه‌های تولید شده که به صورت مستقیم در افزایش قیمت کالاها و خدمات منعکس می‌شود. همچنین رخداد هرگونه نوسان در مخارج لجستیکی، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه، در اثرگذاری مستقیم بر تورم تولیدکننده نقش دارد (کریستوفر^۴، ۲۰۱۶). از طرفی دیگر، تحریم‌های اقتصادی نیز تحت عنوان یک عامل بیرونی، می‌توانند از طریق محدودیت‌های تجاری، افزایش هزینه‌های مبادلات مالی و کاهش دسترسی به مواد اولیه، منجر به افزایش شاخص بهای تولیدکننده شوند. تحریم‌ها عمدتاً در افزایش مخارج واردات مواد اولیه و تجهیزات نقش داشته که منجر به افزایش مخارج تولیدی نیز می‌شود. علاوه بر این عدم دسترسی

1. Kabir and Mohammadyani

2. Iranmanesh

3. Tang and Musa

4. Christopher

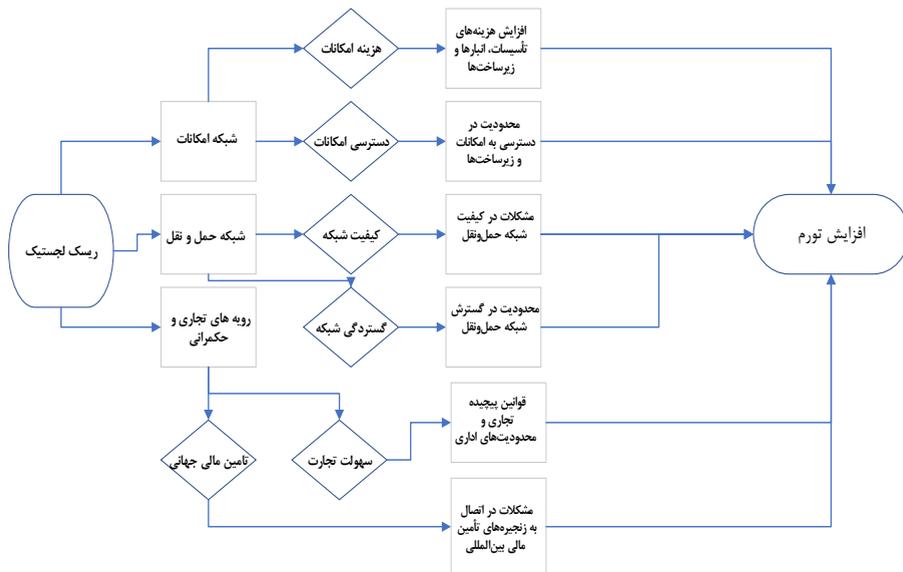
به فناوری‌های نوین و خدمات مالی جهانی، بهره‌وری تولید را با کاهش مواجه کرده و مخارج تولیدی را نیز افزایش می‌دهد که در نهایت این فرایند به رشد شاخص بهای تولیدکننده کمک می‌کند (نیونکرچ و نیو مایر^۱، ۲۰۱۵). علاوه بر تأثیرات مستقیم تحریم‌های اقتصادی و ریسک‌های لجستیکی بر شاخص بهای تولیدکننده، این عوامل می‌توانند به صورت غیرمستقیم نیز بر ساختار بازار و رقابت‌پذیری صنایع ایفای نقش کنند. زمانی که مشکلات زنجیره تأمین و محدودیت‌های تجاری سبب افزایش مخارج تولیدی می‌شوند، توان رقابتی بنگاه‌ها در بازارهای داخلی و خارجی نیز کاهش پیدا می‌کند. در نتیجه، افزایش هزینه‌ها باعث می‌شود که یک‌سری از بنگاه‌ها از بازار حذف شوند که ادامه این روند در منجر به کاهش عرضه کالاها و بالارفتن سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود (حیدر^۲، ۲۰۱۷). لذا فشارهای ناشی از این عوامل، سبب هدایت و سوق دادن بنگاه‌ها به سمت استراتژی‌های جایگزین مانند تأمین منابع از طریق واسطه‌ها، افزایش مخارج تحقیق و توسعه برای خودکفایی و تغییر مدل‌های کسب‌وکار شده که تمامی این تغییر روندها می‌توانند بر شاخص بهای تولیدکننده اثرگذاری‌های متفاوتی را داشته باشند (قدسی^۳ و همکاران، ۲۰۱۷). به صورت کلی ترکیب ریسک‌های لجستیکی و تحریم‌های اقتصادی می‌تواند تأثیر مضاعفی بر شاخص بهای تولیدکننده داشته باشد. در شرایطی که زنجیره تأمین با مشکلات لجستیکی مواجه شده، تحمیل تحریم‌ها در تشدید این مشکلات می‌تواند نقش داشته باشد و منجر به رشد قابل توجه هزینه‌های تولیدی شود. این موضوع فقط به افزایش قیمت کالاها و خدمات در سطح تولیدکننده خاتمه نمی‌یابد؛ بلکه منجر به تورم مصرف‌کننده نیز می‌شود؛ بنابراین، مدیریت مؤثر ریسک‌های لجستیکی و اتخاذ راهکارهای مناسب و جایگزین در خصوص کاهش اثرات تحریم‌ها، کنترل هزینه‌های تولیدی و کاهش فشارهای تورمی می‌تواند مفید باشد (کبیر و محمدیانی^۴، ۲۰۲۴). شکل (۱) نحوه اثرگذاری ریسک لجستیک بر تورم را ارائه می‌کند.

1. Neuenkirch and Neumeier

2. Haidar

3. Ghodsi

4. Kabir and Mohammadyani



شکل ۱. نحوه اثرگذاری ریسک لجستیک بر تورم

منبع: یافته های پژوهش.

نوع کشور تحریم کننده، هدف اصلی تحریم، وسعت تحریم، نوع تحریم، ارتباط بین کشورهای تحریم کننده و دولت های ثالث از جمله عواملی هستند که در خصوص اثر و شدت تحریم ها مورد بررسی قرار می گیرند. تحریم ها از لحاظ سطح کشوری و دیدگاه بین المللی اثراتی را برجای می گذارد که این اثرات به سه بخش اثرات اقتصادی، اثرات سیاسی و اثرات اجتماعی و انسانی طبقه بندی می شود (اوزدمار و شاهین^۱، ۲۰۲۱). اغلب اوقات تحریم های اقتصادی در جهت محدود کردن فعالیت های اقتصادی کشورهای مقصد تحمیل خواهند شد. تحریم های چندجانبه ای که از طرف سازمان ملل متحد وضع می شوند به مراتب قوی تر و تأثیرگذاری بیشتری را به نسبت تحریم های یک جانبه ای دارد که از طرف آمریکا وضع می شوند، زیرا میزان رشد تولید ناخالص داخلی کشور مقصد به صورت سالانه بیشتر از ۲ درصد کاهش پیدا می کند (نیونکرچ و نیو مایر^۲، ۲۰۱۵). شدت اثرات به توانایی و مقاومت اقتصادی کشور مقصد وابسته است، مثلاً در زمان تحمیل تحریم های انتخابی از طرف آمریکا علیه کشور چین، هیچ گونه اثر منفی معناداری مشاهده نشده است (یانگ^۳ و همکاران، ۲۰۰۴). این در حالی است که تحریم های وضع شده علیه کشور ایران،

1. Özdamar and Shahin

2. Neuenkirch and Neumeier

3. Yang

سبب افت ۱۷ درصدی تولید ناخالص داخلی^۱ در طی بازه زمانی ۲۰۱۱ لغایت ۲۰۱۴ شده است (قره‌گوزلی^۲، ۲۰۱۷). تأثیرگذاری تحریم‌های سیاسی به نوع تحریم‌های وضع شده وابسته است، و تأثیرگذاری تحریم‌ها برای کشورهای تحریم‌کننده یا کشورهای ثالث به‌اندازه کشور مقصد سخت نیست (اوزدمار و شاهین^۳، ۲۰۲۱). پشتیبانی‌هایی که از سوی کشورهای ثالث در خصوص حمایت از کشور مقصد به دلیل روابط سیاسی مشترک صورت می‌گیرد، در تجارت، سرمایه‌گذاری و استراتژی‌های مختلف می‌تواند کمک‌رسان باشد و اثرات متفاوت تحریم‌ها را کاهش و یا حتی خنثی کند. تحریم‌ها اثرگذاری‌های سیاسی فراتری را بر کشورهای مقصد دموکراتیک نسبت به کشورهای مستبد و خودرأی دارد، همچنین عواقب متفاوتی را بر سیاست‌های خارجی برجای می‌گذارد و یا حتی می‌تواند تأثیرگذاری‌های معکوسی را نسبت به کشور هدف داشته باشد از این جهت که کشور هدف موردنظر را به هم‌پیمانان جدیدی ارتباط دهد (کبیر و محمدیانی^۴، ۲۰۲۴). تحریم‌ها فقط بر بخش‌های اقتصادی و سیاسی تأثیرگذار نیستند، بلکه بر بخش اجتماعی و انسانی نیز اثر می‌گذارد و پیامدهای مختلفی را در پی دارد. به‌عنوان مثال، تحریم‌های اعمال شده در خصوص کشور عراق منجر به کمبود شدید تأمین آب آشامیدنی، گسترش شیوع برخی از بیماری‌ها و سامانه فاضلاب ناکافی شده است (باک^۵ و همکاران، ۱۹۹۸). بالطبع برای کشورهای ایران و سوریه نیز با اعمال تحریم‌ها، با کمبود شدید اقلام حیاتی مانند دارو و مواد غذایی روبرو شده‌اند که تمامی این پیامدها، نشان‌دهنده عواقب وسیع اعمال تحریم‌ها بر حوزه سلامت عمومی و اجتماعی کشورهای هدف است (مورت^۶، ۲۰۱۵). اگر داروها از لیست تحریم‌ها فاکتور گرفته شود، به دلیل مشکلات حوزه حمل‌ونقل، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و پیچیدگی در خریدوفروش کالاها و خدمات مجاز به کشور هدف، میزان دسترسی به انواع داروها دچار چالش اساسی می‌شود (ستایش و مکی^۷، ۲۰۱۶). شکل (۲) نحوه اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر نرخ تورم را ارائه می‌کند.

1. Gross Domestic Product

2. Gharehgozli

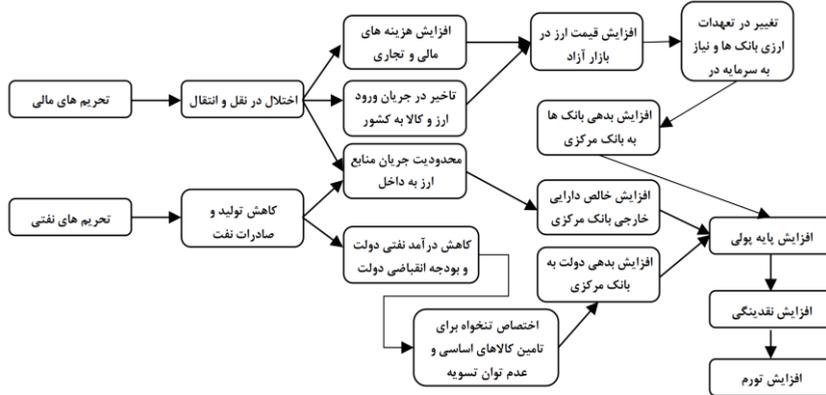
3. Özdamar and Shahin

4. Kabir and Mohammadyani

5. Buck

6. Moret

7. Setayesh and Mackey



شکل ۲. نحوه اثرگذاری تحریم‌های اقتصادی بر تورم

منبع: سادات اخوی و حسینی (۱۳۹۶).

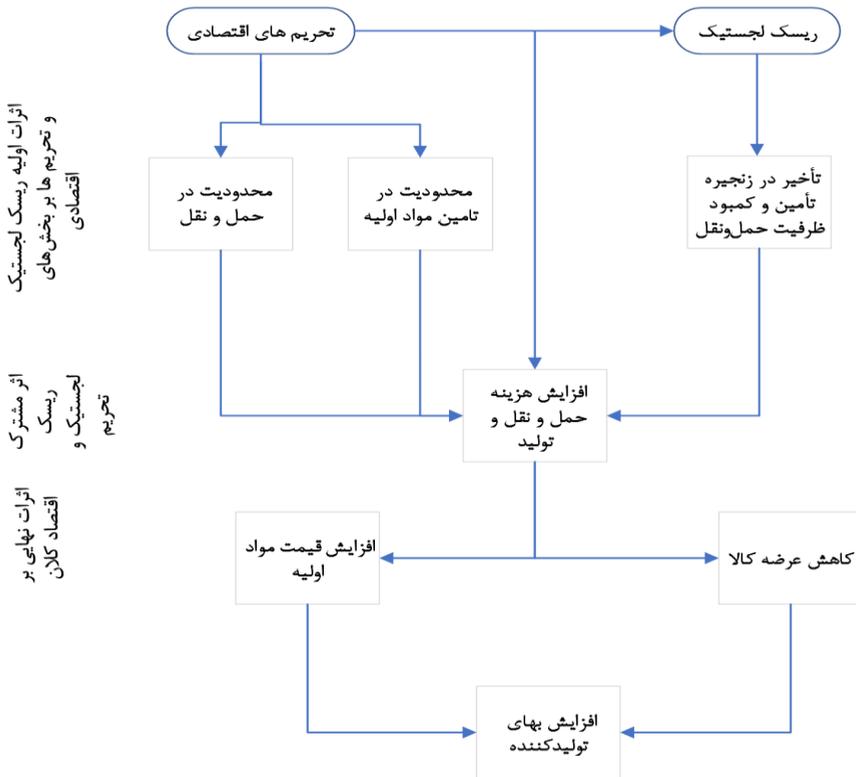
از طرف دیگر، اثر تعاملی ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی می‌تواند تأثیرات عمیق و پیچیده‌ای بر شاخص بهای تولیدکننده بگذارد. این اثرات زمانی بیشتر نمایان می‌شوند که این دو عامل به طور هم‌زمان در یک اقتصاد وجود داشته باشند. ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی به طور مجزا می‌توانند مشکلاتی در تولید و توزیع کالا ایجاد کنند، اما وقتی این دو عامل با هم ترکیب شوند، ممکن است اثرات آن‌ها نه تنها افزایشی، بلکه چندبعدی و غیرقابل پیش‌بینی باشد. در این شرایط، تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان به طور مستقیم از این تغییرات اقتصادی متأثر می‌شوند و این تأثیرات را در قیمت‌های تولیدی مشاهده می‌کنند. یکی از اثرات بارز و مستقیم در این زمینه، محدودیت‌های لجستیکی است که در اثر تحریم‌های اقتصادی شدت می‌گیرد. تحریم‌ها می‌توانند به مشکلات قابل توجهی در شبکه‌های حمل‌ونقل بین‌المللی دامن بزنند، از جمله محدودیت در دسترسی به بنادر، فرودگاه‌ها و مسیرهای حمل‌ونقل کلیدی. این مشکلات به‌ویژه در مواقعی که تولیدکنندگان به منابع خارجی وابسته هستند، می‌توانند مشکلات بزرگی را به وجود آورند. به‌عنوان مثال، محدودیت در تأمین سوخت یا عدم توانایی در حمل‌ونقل کالا به کشورهای مقصد، می‌تواند باعث افزایش هزینه‌های تولید شود، زیرا تولیدکنندگان باید هزینه‌های بیشتری را برای تأمین مواد اولیه و توزیع کالاها بپردازند. این افزایش هزینه‌ها، به طور مستقیم به افزایش قیمت‌های تولیدکننده منتهی می‌شود که در نهایت بر اقتصاد کلان تأثیر می‌گذارد و موجب افزایش تورم می‌شود (مانگان و لالوانی^۱، ۲۰۱۶). در کنار مشکلات لجستیکی، تحریم‌ها می‌توانند

^۱. Mangan and Lalwani

دسترسی به مواد اولیه را محدود کنند که این خود می‌تواند بحران‌های جدیدی را در زنجیره تأمین به وجود آورد. تحریم‌ها به‌ویژه هنگامی که بر کشورهای تولیدکننده مواد اولیه و کالاهای حیاتی تأثیر می‌گذارند، می‌توانند منجر به کمبود مواد اولیه شوند. در این میان، مشکلات لجستیکی مانند تأخیر در حمل‌ونقل و کمبود ظرفیت نیز این بحران را تشدید می‌کنند. برای مثال، اگر مواد اولیه نتوانند به‌موقع به کارخانه‌ها برسند یا مسیرهای حمل‌ونقل به‌خاطر محدودیت‌ها بسته شوند، تولیدکنندگان قادر نخواهند بود تا به‌موقع تولیدات خود را به بازار عرضه کنند. این تأخیرها و کمبودها باعث افزایش قیمت‌ها در سطح تولیدکننده می‌شود که در نهایت بر مصرف‌کنندگان نیز تأثیر می‌گذارد و موجب رشد تورم می‌شود (گولیکووا و کوزنتسوف^۱، ۲۰۱۷). اثر دیگر این ترکیب به‌طور مستقیم به عرضه و تقاضا مربوط می‌شود. ترکیب ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی می‌تواند منجر به کاهش عرضه کالاها و افزایش هزینه‌های تولید شود. محدودیت‌های تحریمی باعث می‌شوند که دسترسی به بازارهای جهانی دشوارتر شود، و از طرفی مشکلات لجستیکی می‌توانند باعث کاهش سرعت حرکت کالاها و خدمات در داخل و خارج کشور شوند. این وضعیت به‌طور هم‌زمان عرضه کالاها را کاهش داده و تقاضای موجود را افزایش می‌دهد. این افزایش تقاضا در کنار کاهش عرضه، می‌تواند باعث افزایش قیمت‌ها در سطح تولیدکننده گردد. در نهایت، این اثرات به اقتصاد کلان منتقل شده و باعث افزایش تورم در سطح جامعه می‌شود (همان، ۲۰۱۷). شکل (۳) نحوه اثرگذاری تعاملی ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی را بر شاخص بهای تولیدکننده نشان می‌دهد.

¹. Golikova and Kuznetsov

عوامل اولیه



اثرات اولیه ریسک لجستیک و تحریم ها بر بخش های اقتصادی

اثر مشترک ریسک لجستیک و تحریم

اثرات نهایی بر اقتصاد کلان

شکل ۳. نحوه اثرگذاری ریسک لجستیک و تحریم های اقتصادی بر تورم
منبع: یافته های پژوهش.

۳- پیشنهاد های پژوهش

در جدول (۲) مهم ترین پیشنهاد های داخلی و خارجی مرتبط با موضوع ارائه شده است.

جدول ۰۲. مهم‌ترین پیشینه‌های داخلی و خارجی مرتبط

نوع پیشینه	موضوع	نویسنده	سال پژوهش	دوره زمانی	کشور مورد مطالعه	روش پژوهش	نتایج
داخلی	ریسک لجستیک و بهای تولیدکننده	حکمتی فرید و همکاران	۱۴۰۳	۱۳۷۰ - ۱۴۰۰	ایران	خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی	نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه منفی و معنی‌دار بین تورم و باز بودن تجارت وجود دارد که این نتایج بیان‌کننده تأیید نظریه رومر در ایران است.
		متقی و همکاران	۱۴۰۰	۱۹۹۰ - ۲۰۱۷	کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته	داده‌های ترکیبی	نتایج نشان داد که اثر باز بودن تجارتی بر نرخ تورم در هر دو گروه کشوری مثبت و معنی‌داری بوده، اما تأثیر باز بودن تجارتی بر نرخ تورم در کشورهای درحال توسعه قوی‌تر بوده است.
	پورمحمدی و همکاران	۱۳۹۹	۲۰۱۸-۲۰۰۱	۳۴ کشور منتخب	گشتاورهای تعمیم‌یافته	درجه باز بودن تجارتی بیش‌تر، به افزایش تأثیر سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی و کاهش تأثیر سیاست‌های پولی بر تورم منجر می‌شود.	
	علمی مقدم و همکاران	۱۴۰۱	۱۳۹۹-۱۳۵۷	ایران	رویکرد فازی	نتایج نشان می‌دهد تحریم‌های شدید اقتصادی علیه ایران با ضریب فازی قوی، تأثیر مثبت و قابل‌توجهی بر تورم در کشور ایران داشته است.	

نوع پیشینه	موضوع	نویسنده	سال پژوهش	دوره زمانی	کشور مورد مطالعه	روش پژوهش	نتایج
		صادقی و طیبی	۱۳۹۹	۱۳۶۰-۱۳۹۹	ایران	خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی	تحریم‌ها از طریق تغییرات در نرخ ارز و کسری بودجه دولت، تأثیر مستقیم و معناداری بر نرخ تورم داشته است.
		سادات اخوی و حسینی	۱۳۹۶	۱۳۸۲-۱۳۹۳	ایران	حداقل مربعات معمولی	نتایج بیانگر اثرگذاری مستقیم تحریم بر تورم به صورت انتظاری و اثرگذاری غیرمستقیم تحریم بر تورم از طریق نقدینگی است.
خارجی	ریسک لجستیک و بهای تولیدکننده	موک و پوستک ^۱	۲۰۲۵	۲۰۰۰-۲۰۲۴	۱۹ کشور اروپایی	داده‌های ترکیبی	کمبود مواد اولیه برای همه معیارهای تورم در نظر گرفته شده تورم‌زا است.
		هرناندز و همکاران	۲۰۲۴	۲۰۰۵-۲۰۲۳	مکزیک	مدل‌های آستانه‌ای	ریسک زنجیره تأمین جهانی دارای تأثیر مثبت بر تورم تولیدکننده است.
		بانورا ^۲ و همکاران	۲۰۲۳	۱۹۵-۲۰۲۳	منطقه یورو	خودرگرسیون برداری	شوک‌های مرتبط با زنجیره‌های عرضه جهانی بسیار بیشتری نسبت به گذشته بر تورم از خود نشان داده‌اند. شوک‌های عرضه می‌تواند بخش عمده‌ای از افزایش تورم را توضیح دهد.

^۱. Mućk and Postek

^۲. Bańbura

نوع پیشینه	موضوع	نویسنده	سال پژوهش	دوره زمانی	کشور مورد مطالعه	روش پژوهش	نتایج
تحریم‌های اقتصادی و بهای تولیدکننده	تحریم‌های اقتصادی به طور قابل توجهی بر نوسانات نرخ ارز و تورم کشورهای هدف تأثیر می‌گذارد.	وانگ ^۱ و همکاران	۲۰۱۹	۱۹۹۶-۲۰۱۵	۲۳ کشور منتخب	مدل اصلاح‌شده متغیر ساختگی حداقل مربعات	تحریم‌های اقتصادی به طور قابل توجهی بر نوسانات نرخ ارز و تورم کشورهای هدف تأثیر می‌گذارد.
		قربانی دستگردی ^۲ و همکاران	۲۰۱۸	۱۹۷۰-۲۰۱۱	ایران	خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی	تحریم‌های اقتصادی باعث افزایش نرخ ارز و نرخ تورم شده است.
		پورشهابی و دهمرده ^۳	۲۰۱۴	۱۹۸۰-۲۰۱۴	ایران	گارچ	تحریم‌ها به طور غیرمستقیم از طریق سفته‌بازی، رکود، بحران ارزی، تورم انتظاری و... بر نرخ تورم تأثیر می‌گذارند.

منبع: یافته‌های پژوهش.

¹ Wang

² Ghorbani Dastgerdi

³ Pourshahabi and Dahmardeh

پژوهش حاضر از دو جنبه اساسی با تحقیقات پیشین متمایز است. نخست، برخلاف مطالعات پیشین که عمدتاً به بررسی تأثیر ریسک‌های اقتصادی و زنجیره تأمین بر تورم پرداخته‌اند، این پژوهش از شاخص ریسک لجستیک به‌عنوان یک متغیر مستقل استفاده می‌کند. درحالی‌که تحقیقات گذشته بیشتر به عواملی مانند شوک‌های زنجیره تأمین یا کمبود مواد اولیه پرداخته‌اند، تاکنون از شاخص ریسک لجستیک به‌طور مستقیم در مدل‌های تحلیلی استفاده نشده است. این شاخص به‌عنوان یک معیار جامع، تأثیر نارسایی‌های حمل‌ونقل، تأخیرهای گمرکی، تغییرات در هزینه‌های توزیع و سایر عوامل لجستیکی را بر هزینه‌های تولید منعکس می‌کند. دوم، بخش عمده‌ای از پژوهش‌های پیشین، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی مانند باز بودن تجاری، سیاست‌های پولی، تحریم‌های اقتصادی و اختلالات زنجیره تأمین را بر نرخ تورم مصرف‌کننده بررسی کرده‌اند، درحالی‌که پژوهش حاضر به تحلیل تأثیر این عوامل بر شاخص بهای تولیدکننده می‌پردازد. تورم تولیدکننده به‌عنوان شاخصی پیش‌نگر، نه تنها منعکس‌کننده فشارهای هزینه‌ای در بخش تولید است، بلکه اثرات بلندمدت آن بر تورم مصرف‌کننده و سیاست‌های اقتصادی اهمیت ویژه‌ای دارد؛ بنابراین، نوآوری پژوهش حاضر در این است که برای نخستین بار اثر تعاملی دو متغیر کلیدی، یعنی ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی، را بر شاخص بهای تولیدکننده بررسی کرده و با استفاده از شاخص ریسک لجستیک، شواهد جدیدی درباره سازوکارهای انتقال تورم در بخش تولید ارائه می‌دهد.

۴. روش‌شناسی و معرفی متغیرهای پژوهش

در این پژوهش، از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) برای برآورد روابط هم‌انباشتی میان متغیرهای اقتصادی استفاده شده است. این روش که توسط سایکونن^۱ (۱۹۹۱) و استوک و واتسون^۲ (۱۹۹۳) معرفی شده است، با افزودن وقفه‌ها و تقدم‌های متغیرهای توضیحی در تفاضل او، مسئله درون‌زایی را برطرف می‌کند. وقفه‌ها به منظور کنترل خودهمبستگی و تقدم‌ها برای اصلاح اثرات بازخوردی که منجر به درون‌زایی می‌شود، در مدل لحاظ می‌شوند.

یکی از مزایای مهم DOLS این است که برخلاف روش حداقل مربعات معمولی، نیازی به استفاده از متغیرهای ابزاری یا روش حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS) ندارد و در برابر مشکلات درون‌زایی مقاوم است. علاوه بر این، این روش در هر دو نمونه کوچک و بزرگ قابل استفاده بوده و از طریق روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) خودهمبستگی را کنترل می‌کند (جوهری و عزیز، ۱۴۰۳).

^۱. Saikkonen

^۲. Stock and Watson

در مدل DOLS، تعداد وقفه‌ها و تقدم‌ها از یک قاعده نظری مشخص تبعیت نمی‌کند. معمولاً پژوهشگران از روش "عمومی خاص" استفاده می‌کنند، به این صورت که ابتدا تعداد زیادی وقفه و تقدم در مدل لحاظ کرده و سپس با حذف ضرایب غیرمعنادار، مدلی پارسیمونی و بهینه ایجاد می‌کنند. همچنین، این روش امکان مدل‌سازی روابط هم انباشتگی را فراهم می‌کند و می‌تواند برای ترکیبی از متغیرهای مانا در سطح و تفاضل به کار رود. مدل کلی DOLS مطابق با رابطه زیر ارائه می‌شود:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \sum_{j=-q}^{j=r} \delta \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن Y_t متغیر وابسته، X_t متغیر مستقل، ΔX_{t-j} وقفه‌ها و تقدم‌های متغیرهای توضیحی در تفاضل اول، δ ضرایب مربوط به تقدم و تأخر متغیرهای مستقل و ε_t جمله خطا است. هدف اصلی در این روش، تخمین ضریب هم انباشتگی β است، در حالی که ضرایب مربوط به تقدم و تأخر δ معمولاً تفسیری ندارند و صرفاً برای برطرف کردن مشکلات درون‌زایی و خودهمبستگی در مدل گنجانده می‌شوند.

برای بررسی تأثیر ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر شاخص بهای تولیدکننده مدل رگرسیونی (۲) با استفاده از مطالعات موک و پوستک (۲۰۲۵)، هرناندز و همکاران (۲۰۲۴) و پورشهبابی و دهمرده (۲۰۱۴) ارائه می‌گردد.

$$PPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LR_t + \alpha_2 San_t + \alpha_3 Un_t + \alpha_4 GDP_t + \alpha_5 ER_t + \alpha_6 M2_t + \alpha_7 LR * San_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

جدول ۳ به معرفی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش می‌پردازد. متغیر وابسته در این پژوهش شاخص بهای تولیدکننده است که از داده‌های بانک مرکزی استخراج شده است. متغیرهای مستقل شامل ریسک لجستیک (عدد بزرگ‌تر نشانگر ریسک پایین‌تر است و بالعکس)، شاخص تحریم‌های اقتصادی، نرخ بیکاری، نرخ دلار بازار آزاد، تولید ناخالص داخلی سرانه و نقدینگی هستند. این متغیرها از منابعی مانند بانک مرکزی، گزارش‌های بین‌المللی (BMI) و پژوهش‌های داخلی (ایران منش و همکاران، ۲۰۲۱ و ۲۰۲۳) جمع‌آوری شده‌اند. همچنین، به منظور بررسی دقیق‌تر اثرات هم‌زمان ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر شاخص بهای تولیدکننده، در این پژوهش یک متغیر تعاملی تعریف شده است. هدف از وارد کردن این متغیر به مدل آن است که مشخص شود آیا و چگونه شدت تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر تورم تولیدکننده در شرایط مختلف ریسک لجستیکی تغییر می‌کند. در واقع، اثر تعاملی نشان‌دهنده حالتی است که اثر یک متغیر مستقل (در اینجا تحریم اقتصادی) بر متغیر وابسته (شاخص بهای تولیدکننده) بسته به سطح متغیر مستقل دیگر (ریسک لجستیک) متفاوت باشد. این متغیر به صورت حاصل ضرب

دو شاخص اصلی یعنی شاخص ریسک لجستیک و شاخص تحریم اقتصادی محاسبه شده است. از آنجا که هر دو متغیر به صورت شاخص نرمالیزه شده (بدون واحد سنجش مستقیم) هستند، حاصل ضرب آن‌ها نیز بدون واحد و در قالب یک متغیر ترکیبی وارد مدل شده است.

تفسیر ضریب این متغیر در مدل اقتصادسنجی به این صورت است:

- اگر ضریب متغیر تعاملی مثبت و معنادار باشد، نشان‌دهنده آن است که افزایش هم‌زمان ریسک لجستیک و شدت تحریم، اثر تقویت‌کننده بر رشد شاخص بهای تولیدکننده دارد.
- اگر ضریب منفی باشد، به این معناست که افزایش یکی از متغیرها (مثلاً ریسک لجستیک)، اثر منفی تحریم را بر PPI تعدیل می‌کند یا بالعکس.

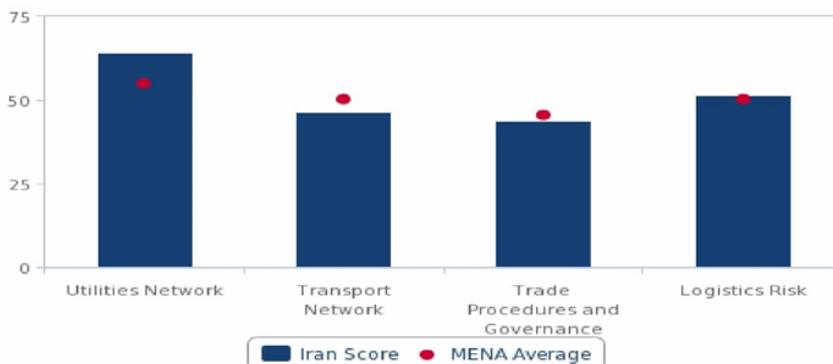
بنابراین، متغیر تعاملی به مدل امکان تحلیل پیچیدگی‌های اقتصادی ناشی از هم‌افزایی یا خنثی‌سازی متقابل اثرات ریسک‌ها را می‌دهد که در شرایط کنونی اقتصاد جهانی — خصوصاً برای کشورهایی با ساختار شکننده زنجیره تأمین — حائز اهمیت است. این متغیرها به همراه نمادهای مورد استفاده، واحد اندازه‌گیری و منابع استخراج داده‌ها در جدول ۳ ارائه شده‌اند.

جدول ۳. معرفی متغیرهای پژوهش

نوع متغیر	نماد	نام به فارسی	واحد	منبع
وابسته	PPI	شاخص بهای تولیدکننده	-	بانک مرکزی
	LR	ریسک لجستیک	۰ - ۱۰۰	BMI
	San	شاخص تحریم‌های اقتصادی	-	ایران‌منش و همکاران (۲۰۲۱ و ۲۰۲۳)
مستقل	UN	نرخ بیکاری	درصد	
	ER	نرخ دلار بازار آزاد	ریال	بانک مرکزی
	GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه	ریال	
	M2	نقدینگی	هزار میلیارد ریال	
	LR*San	اثر متقابل ریسک لجستیک و تحریم اقتصادی	-	نتایج پژوهش

در ادامه روند سری زمانی سه متغیر اصلی پژوهش یعنی ریسک لجستیک، شاخص تحریم‌های اقتصادی و شاخص بهای تولیدکننده مورد بررسی قرار می‌گیرد.

شکل (۴) موقعیت ایران و میانگین کشورهای منا را از نظر ریسک لجستیک و زیر شاخص‌های آن یعنی شبکه امکانات، شبکه حمل‌ونقل و رویه‌های تجاری و حاکمیت و جدول (۴) جایگاه و امتیاز ایران در منا و جهان را ارائه می‌کند.



شکل ۴. وضعیت ایران و کشورهای عضو منطقه منا از نظر ریسک لجستیک
منبع: بیزینس مانیاتور.

جدول ۴. وضعیت امتیاز و رتبه ایران در شاخص ریسک لجستیک و اجزای آن در سال ۲۰۲۳

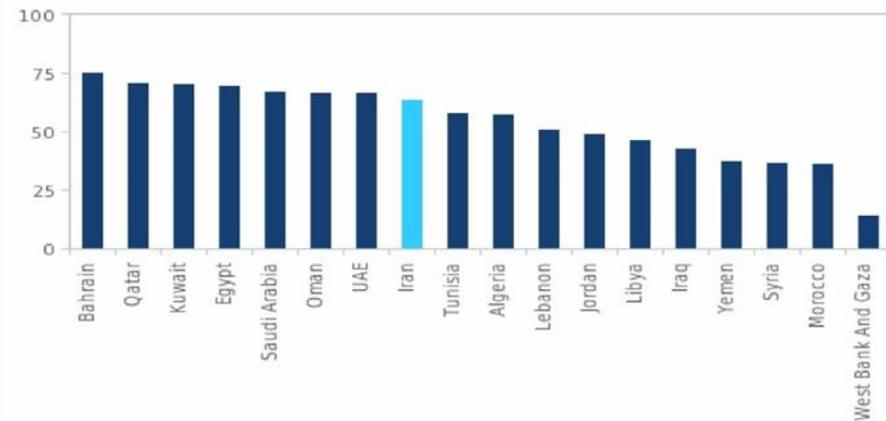
ریسک لجستیک	رویه‌های تجاری و حاکمیت	شبکه حمل‌ونقل	شبکه امکانات	
۵۱/۶	۴۳/۸	۴۶/۷	۶۴/۳	امتیاز ایران
۵۰/۲	۴۵/۵	۵۰/۲	۵۴/۹	امتیاز منا
۹	۱۰	۱۱	۸	رتبه در منا (بین ۱۸ کشور)
۴۹/۵	۵۰/۲	۴۸/۹	۴۹/۲	میانگین جهانی
۸۷	۱۱۹	۹۷	۴۷	رتبه در جهان (بین ۲۱۰ کشور)

منبع: بیزینس مانیاتور.

توضیح: ۱۰۰ = ریسک کم، ۰ = ریسک بالا.

حال به بررسی هر کدام از زیر شاخص‌های ریسک لجستیک می‌پردازیم. کار خود را با بررسی زیر شاخص شبکه امکانات آغاز می‌کنیم. ایران از نظر شبکه کلی خدمات برق در منطقه منا عملکرد قوی دارد؛ زیرا این کشور دارای امکانات غنی است. منابع هیدروکربنی غنی ایران باعث شده تولید برق و تأمین سوخت افزایش یابد و به حفظ هزینه‌های انرژی کمک می‌کند. وجود منابع غنی انرژی باعث شده که ایران یک مقصد بالقوه جذاب برای مشاغل انرژی بر شود.

تهدید منابع محدود آب شیرین به دلیل تغییرات آب‌وهوایی، رشد جمعیت و سرمایه‌گذاری کم در زیرساخت‌های باعث شده تأمین آب یک خطر فزاینده برای مشاغل در کشور شود. در همین حال، ارائه اینترنت ضعیف و تحت نظارت دولت قرار دارد که فرصت‌های بالقوه تجارت الکترونیکی را تضعیف می‌کند. در مجموع، ایران امتیاز ۶۴/۳ از ۱۰۰ را برای شبکه خدمات شهری کسب کرده است و از میان ۱۸ کشور در منطقه منای کمی پس از عمان و امارات متحده عربی در رتبه هشتم قرار دارد. شکل (۵) جایگاه کشورهای منای را از نظر زیر شاخص شبکه خدمات شهری نشان می‌دهد.

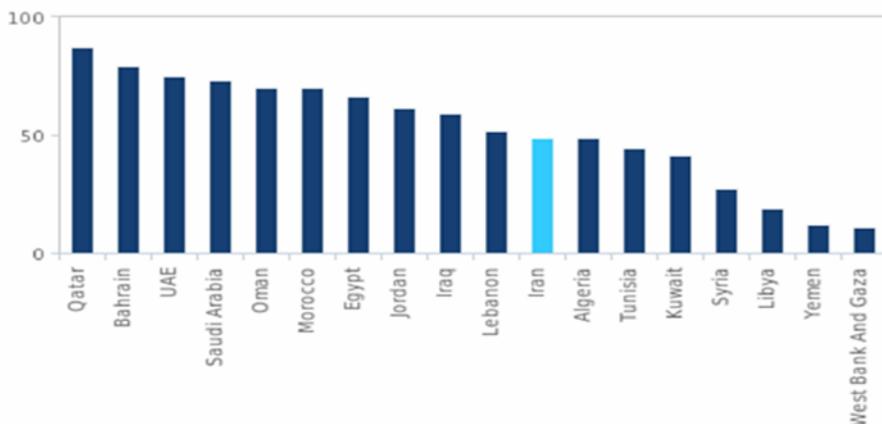


شکل ۵. جایگاه کشورهای منای از نظر زیر شاخص شبکه خدمات شهری

منبع: بیزینس مانتیور.

زیر شاخص دوم، شبکه حمل‌ونقل است. شبکه حمل‌ونقل ایران پوشش نسبتاً خوبی در سرتاسر کشور دارد و با اتصالات قوی جاده‌ای و ریلی به مناطق شهری و تعدادی از بندرها و فرودگاه‌ها، ارتباط با کشورهای همسایه را فراهم می‌کند. با این حال، تحریم‌های بین‌المللی مانع از سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های قدیمی حمل‌ونقل کشور شده و در نتیجه برخی از خطرات ایمنی را به دنبال دارد. از طرفی، بهبود قابل توجه در شبکه حمل‌ونقل کشور در میان مدت بعید است؛ زیرا سرمایه‌گذاران خارجی به دلیل تحریم‌ها و سیاست‌های خودکفایی تا حد زیادی از بازار کنار گذاشته شده‌اند. در حالی که ایران در موقعیت مناسبی برای تبدیل شدن به یک قطب بزرگ ترانزیتی در امتداد مسیر تجاری شرق به غرب قرار دارد، این پتانسیل تا زمانی که این کشور زیر فشار تحریم‌های آمریکا قرار دارد نمی‌تواند بالفعل گردد؛ بنابراین، ایران با کسب امتیاز ۴۶/۷ از ۱۰۰ در

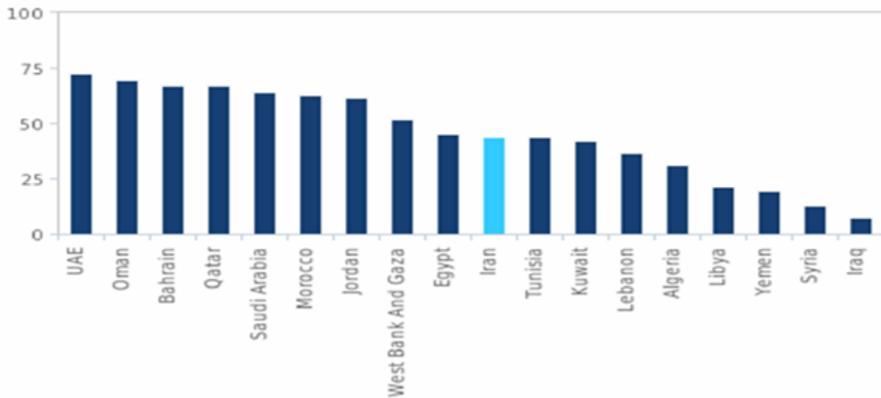
شبکه حمل‌ونقل، در رتبه یازدهم منطقه قرار دارد. شکل (۶) موقعیت ایران و سایر کشورهای منا را از نظر زیرشاخه امکانات حمل‌ونقل نشان می‌دهد.



شکل ۶. جایگاه کشورهای منا از نظر زیر شاخص شبکه حمل‌ونقل

منبع: بیزینس مانی‌تور.

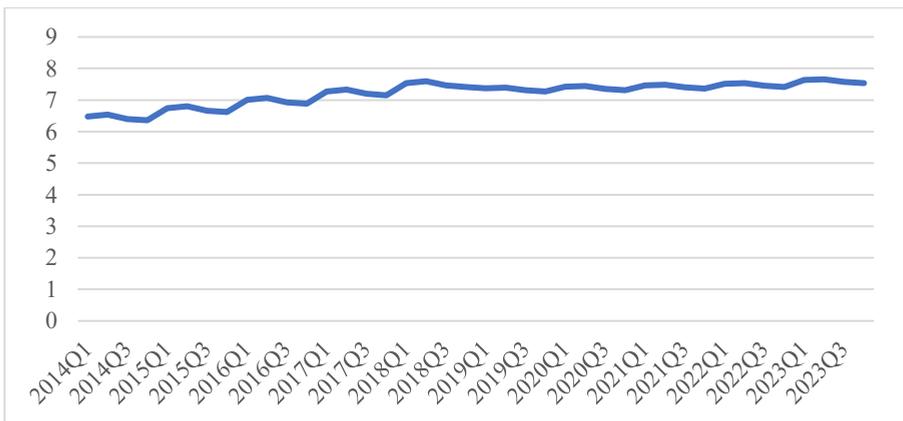
زیر شاخص سوم رویه‌های تجاری و حاکمیت است. همان‌طور که از شکل (۷) مشخص است، ایران یکی از زمان‌برترین و پرهزینه‌ترین مکان‌ها برای تجار فرامرزی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا است. مشاغل با بوروکراسی تجاری سخت و رویه‌های گمرکی ناکارآمد روبرو هستند. تحریم‌های آمریکا علیه ایران باعث تشدید شدن هر چه بیشتر رویه‌های تجاری شده به نحوی که ایران دارای دسترسی محدود به بازارهای غربی است. از طرف دیگر تحریم‌های ایالات متحده باعث ایجاد فقدان ارتباطات مستقیم حمل‌ونقل بین‌المللی و اتکا به خدمات پرهزینه دورزدن تحریم‌ها در هنگام تجارت با هم‌تایان ایران شده است. علاوه بر این، ایران تعداد بسیار محدودی توافق تجارت آزاد را امضا کرده که به این معنی است که مشاغل و کسب‌وکارها در معرض موانع تعرفه‌ای مختلف قرار دارند. در نتیجه، ایران در این زمینه عملکرد نسبتاً ضعیفی دارد و با امتیاز متوسط ۴۳/۸ از ۱۰۰، در رده دهم از ۱۸ کشور در منطقه منا قرار دارد.



شکل ۷. جایگاه کشورهای منا از نظر زیر شاخص رویه‌های تجاری و حاکمیت

منبع: بیزینس مانی‌تور.

در ادامه روند شاخص تحریم‌های اقتصادی ایران ارائه شده است.

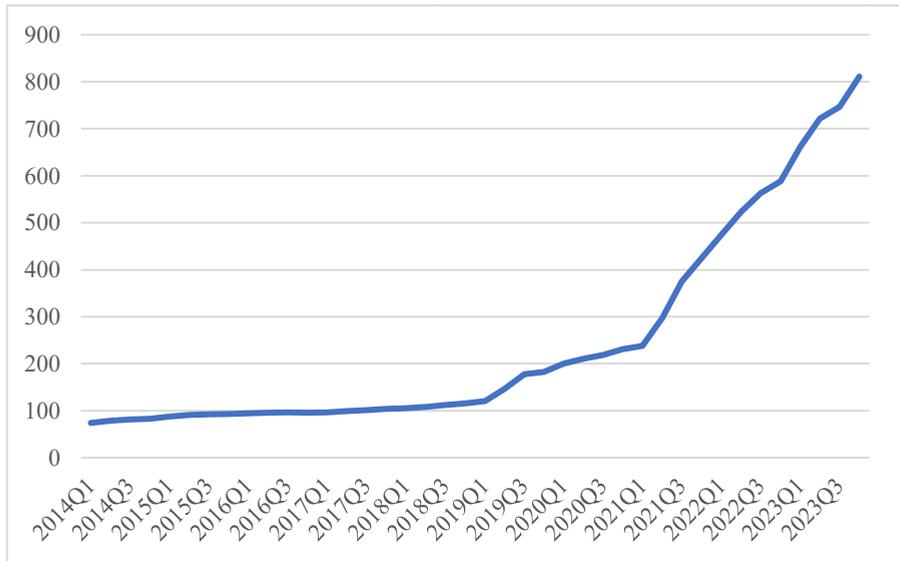


شکل ۸. روند شاخص تحریم‌های اقتصادی ایران

منبع: یافته‌های پژوهش.

بررسی روند شاخص تحریم‌های اقتصادی در شکل (۸) نشان می‌دهد که این شاخص طی دوره ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۳ به صورت تدریجی ولی مداوم افزایش یافته است. با این حال، این افزایش در تمامی دوره‌ها یکنواخت نبوده و با سه نقطه عطف قابل تبیین است. نخست، در سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۶ و هم‌زمان با توافق موقت هسته‌ای (برجام) که در سال ۲۰۱۵ منعقد شد، کاهش نسبی

در سطح تحریم‌ها ایجاد شد و به تبع آن شاخص تحریم اقتصادی در سطوح پایین‌تری قرار گرفت. دوم، از سال ۲۰۱۸ با خروج ایالات متحده از برجام و اعمال مجدد تحریم‌های نفتی، بانکی و کشتیرانی، روند این شاخص به شدت صعودی شد. سوم، در سال‌های ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۳، تحریم‌های باقی‌مانده در کنار بحران جهانی کرونا، کاهش روابط مالی بین‌المللی، و چشم‌انداز نامشخص مذاکرات هسته‌ای باعث تداوم فشارهای اقتصادی و تثبیت شاخص در سطوح بالا گردید. این شاخص در پایان دوره به بالاترین مقدار خود (۷۶۵) رسید که بیانگر انزوای اقتصادی گسترده ایران در این بازه زمانی است. در ادامه روند شاخص بهای تولیدکننده ارائه شده است.



شکل ۹. روند شاخص بهای تولیدکننده در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش.

در شکل (۹)، روند شاخص بهای تولیدکننده (PPI) نیز به‌وضوح نمایانگر جهش شدید سطح قیمت‌ها در سطح تولید طی این بازه ده‌ساله است. این رشد را می‌توان به عوامل متعددی نسبت داد. نخست، نوسانات شدید نرخ ارز به‌ویژه پس از سال ۱۳۹۷ منجر به افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی شد. دوم، رشد بی‌سابقه حجم نقدینگی که عمدتاً بدون پشتوانه تولیدی صورت گرفت، تقاضای اسمی را افزایش داد و منجر به فشارهای تورمی شد. سوم، تحریم‌های اقتصادی موجب کاهش دسترسی به منابع تأمین مواد اولیه و فناوری‌های تولیدی شدند که هزینه تمام‌شده تولید را افزایش دادند. چهارم، در سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰، با شیوع ویروس کرونا، اختلال در زنجیره‌های تأمین، محدودیت‌های لجستیکی، و کاهش واردات کالاهای واسطه‌ای، هزینه‌های

تولید بیشتر افزایش یافت. در نهایت، نبود سیاست‌های ارزی پایدار و کاهش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های تولیدی و لجستیکی نیز به افزایش فشارهای هزینه‌ای بر تولیدکنندگان انجامید.

۵. نتایج

در این بخش ابتدا آماره توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۵) ارائه می‌گردد.

جدول ۵. آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	تعداد مشاهده
شاخص بهای تولیدکننده	۲۴۵/۲۷	۸۱۱/۱۳۳	۷۷/۸۳	۲۱۸/۵۹	۴۰
ریسک لجستیک	۵۰/۲۳	۵۲/۸۰	۴۱/۶۹	۲/۵۷	۴۰
شاخص تحریم‌های اقتصادی	۷/۲۱	۷/۶۵	۶/۳۵	۰/۳۶۹	۴۰
نرخ بیکاری	۰/۱۰۴	۰/۱۲۷	۰/۰۷۶	۰/۰۱۴	۴۰
نرخ دلار بازار آزاد	۱۷۲۳۴۲/۴	۵۱۴۷۵۴/۸	۳۱۴۸۱/۸	۱۵۶۶۳۲/۳	۴۰
تولید ناخالص داخلی سرانه	۱۶۹۰۰۰۰۰	۱۸۱۰۰۰۰۰	۱۶۳۰۰۰۰۰	۴۹۷۱۹۱۲	۴۰
نقدینگی	۴۰۸۸/۸۵	۱۶۲۹۶/۹۰	۱۰۷۱/۲۰	۴۰۳۴/۷۳	۴۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ارائه‌شده شامل شاخص‌های آماری توصیفی متغیرهای پژوهش، از جمله میانگین، بیشترین و کمترین مقدار، انحراف معیار و تعداد مشاهدات (۴۰ دوره) است. تحلیل این متغیرها می‌تواند به درک بهتر روندهای اقتصادی و عوامل مؤثر بر شاخص بهای تولیدکننده کمک کند. این جدول نشان می‌دهد که متغیرهایی مانند نرخ ارز بازار آزاد و نقدینگی دارای بیشترین انحراف معیار و دامنه تغییر هستند که نشان‌دهنده بی‌ثباتی شدید این متغیرها در اقتصاد ایران است. متغیر نقدینگی از حدود ۱۰۰۰ هزار میلیارد ریال در ابتدای دوره به بیش از ۱۶ هزار میلیارد ریال در انتهای دوره رسیده است که خود عاملی کلیدی در افزایش سطح عمومی قیمت‌ها محسوب می‌شود. همچنین شاخص PPI با میانگین ۲۴۵ و انحراف معیار بالای ۲۱۸ نیز گواهی دیگر بر نوسانات شدید تورمی در بخش تولید است. در عین حال، متغیرهایی مانند تولید ناخالص داخلی

سراهنه یا نرخ بیکاری با تغییرات نسبتاً ملایم‌تری مواجه بوده‌اند؛ با این حال تأثیرپذیری آن‌ها از تحولات پولی و ارزی غیرقابل انکار است. ترکیب این نوسانات در سطح کلان نشان می‌دهد که ساختار اقتصادی ایران طی این دهه به شدت در معرض شوک‌های سیاستی، ارزی، و تحریمی بوده و افزایش شدید شاخص بهای تولیدکننده را می‌توان پیامد انباشته همین عوامل دانست. در ادامه برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب و قبل از تخمین مدل باید ویژگی ریشه واحد متغیرهای پژوهش بررسی گردد. نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

مانایی	آماره آزمون		متغیر
	یک‌بار تفاضل	سطح	
I(1)	-۵/۷۸ (۰/۰۰۰)	۲/۸۸ (۱/۰۰)	شاخص بهای تولیدکننده
I(0)	-	-۴/۵۴ (۰/۰۰۰)	ریسک لجستیک
I(0)	-	-۳/۶۳ (۰/۰۰۰)	شاخص تحریم‌های اقتصادی
I(1)	-۸/۶۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۵۳۱ (۰/۳۵۹)	نرخ بیکاری
I(1)	-۴/۶۱ (۰/۰۰۰)	۲/۵۸ (۰/۷۸۴)	نرخ دلار بازار آزاد
I(1)	-۳/۷۱ (۰/۰۴۱)	-۲/۰۹ (۰/۲۴۹)	تولید ناخالص داخلی سرانه
I(1)	-۴/۹۴ (۰/۰۴۹)	۲/۸۸ (۰/۶۵۸)	نقدینگی

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: مقادیر داخل () نمایانگر سطح احتمال است.

همان‌طور که از نتایج مربوط به آزمون مانایی مشاهده می‌گردد، متغیرهای شاخص ریسک لجستیک و شاخص تحریم‌های اقتصادی در با احتمال ۵ درصد در سطح مانا هستند و سایر متغیرهای پژوهش نیز با یک‌بار تفاضل‌گیری در مرتبه یک با احتمال ۵ درصد مانا می‌شوند. نتایج آزمون ریشه واحد شواهدی از ترتیب ترکیبی ادغام ارائه می‌کند که نمایانگر این موضوع است که متغیرها یا در سطح مانا هستند یا در یک‌بار تفاضل در نتیجه متغیرهای پژوهش دارای هم‌انباشتگی مرتبه مختلط هستند و برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرهای پژوهش می‌توان از رویکرد هم‌انباشتگی (DOLS) استفاده کرد.

قبل از ارائه نتایج آزمون هم‌انباشتگی، نتایج سه معیار آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷. تعیین طول وقفه بهینه مدل

وقفه	آکائیک	حنان - کوین	شوارتز - بیزین
۰	۸۱/۰۳	۸۱/۱۴	۸۱/۳۳
۱	۷۰/۵۲	۷۱/۳۸	۷۲/۹۵*
۲	۶۶/۸۳	۷۰/۴۴	۷۳/۴۰
۳	۶۶/۶۹*	۶۹/۰۵*	۷۲/۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش.

توضیح: * بیانگر طول وقفه بهینه است.

با توجه به جدول فوق، طبق معیارهای آکائیک و حنان-کوین وقفه بهینه ۳ و طبق معیار شوارتز - بیزین وقفه بهینه ۱ است. با توجه به کم بودن تعداد داده‌ها در این پژوهش از معیار شوارتز - بیزین و وقفه ۱ استفاده می‌شود. در ادامه، جدول (۸) نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسون و جوسیلیوس را ارائه می‌کند.

جدول ۸. نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسون و جوسیلیوس

آزمون حداکثر مقادیر ویژه			آزمون اثر			تعداد بردار	فرضیه صفر	احتمال
مقادیر بحرانی	آماره max	آماره مقادیر ویژه	مقادیر بحرانی	آماره اثر	آماره مقادیر ویژه			
۰/۰۰۰	۴۶/۲۳	۷۷/۳۵	۰/۰۰۰	۱۲۵/۶۱	۲۳۴/۹۷	۰/۸۶۹	$I = 0$	۰
۰/۰۰۰	۴۰/۰۷	۶۴/۵۸	۰/۰۰۰	۹۵/۷۵	۱۵۷/۶۲	۰/۸۱۶	$I < 1$	۱
۰/۰۱۳	۳۳/۸۷	۳۸/۳۵	۰/۰۰۰	۶۹/۸۱	۹۳/۱۴	۰/۶۳۵	$I < 2$	۲
۰/۰۸۶	۲۷/۵۸	۲۵/۶۶	۰/۰۰۹	۴۷/۸۵	۵۴/۷۹	۰/۴۹۰	$I < 3$	۳
۰/۱۸۶	۲۱/۱۳	۱۶/۷۰	۰/۰۵۹	۲۹/۷۹	۲۹/۱۳	۰/۳۵۵	$I < 4$	۴
۰/۰۹۷۱	۱۴/۲۶	۱۲/۳۸	۰/۱۳۷	۱۵/۴۹	۱۲/۴۲	۰/۲۷۸	$I < 5$	۵
۰/۸۳۲	۳/۸۴	۰/۰۰۱	۰/۸۳۲	۳/۸۴	۰/۰۴	۰/۰۰۱	$I < 6$	۶

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج مربوط به آزمون هم‌انباشتگی نشان می‌دهد که بر اساس آزمون اثر ۳ تخمین و آزمون حداکثر مقادیر ویژه ۲ تخمین در آزمون جوهانسون و جوسیلیوس در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد تأیید می‌شود؛ بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای پژوهش رد نشده و تأیید می‌گردد. پس از تأیید وجود هم‌انباشتگی، نتایج رویکرد حداقل مربعات پویا در جدول (۹) ارائه شده است.

جدول ۹. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات پویا

نماد	متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
LR	ریسک لجستیک	-۰/۱۶۱	۰/۰۵۷	-۲/۸۲۴	۰/۰۴۸
San	شاخص تحریم‌های اقتصادی	۰/۳۲۲	۰/۱۱۷	۲/۷۵۲	۰/۰۴۲
UN	نرخ بیکاری	-۰/۲۸۰	۰/۰۹۳	-۳/۰۱۰	۰/۰۱۶
ER	نرخ دلار بازار آزاد	۰/۳۰۴	۰/۱۲۴	۲/۴۵۱	۰/۰۵۱
GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه	-۰/۲۰۷	۰/۰۷۷	-۲/۶۸۸	۰/۰۳۵
M2	نقدینگی	۰/۶۸۶	۰/۳۱۰	۲/۲۱۲	۰/۰۰۰
LR*San	ریسک لجستیک * تحریم‌های اقتصادی	۰/۳۵۲	۰/۰۹۳	۳/۷۸۳	۰/۰۰۲
C	ضریب ثابت	-۳/۸۴	۱/۳۴۲	-۲/۸۶۱	۰/۰۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش.

ضریب برآورد شده برای متغیر ریسک لجستیک منفی ۰/۱۶۱ و در سطح معناداری ۰/۰۴۸ است. این ضریب نشان می‌دهد که بهبود وضعیت ریسک لجستیک به معنای کاهش ریسک لجستیک، تأثیر منفی و کاهش سطح شاخص بهای تولیدکننده دارد. به عبارت دیگر، کاهش ریسک لجستیک که بهبود زیرساخت‌های حمل‌ونقل، افزایش بهره‌وری در زنجیره تأمین و کاهش هزینه‌های لجستیکی را به همراه دارد، باعث کاهش هزینه‌های تولید و در نهایت کاهش قیمت‌ها در سطح تولیدکننده می‌شود. این نتیجه در اقتصادهایی که وابستگی زیادی به واردات دارند، به‌وضوح قابل مشاهده است. در این کشورها، ضعف در زیرساخت‌های لجستیکی و موانع در فرایندهای تأمین مواد اولیه می‌تواند هزینه‌های تولید را به‌شدت افزایش دهد. بهبود در زمینه لجستیک می‌تواند از طریق توسعه حمل‌ونقل ریلی، افزایش کارایی بنادر، بهبود زیرساخت‌های جاده‌ای و استفاده از فناوری‌های نوین در مدیریت زنجیره تأمین باعث کاهش هزینه‌های تولید و افزایش کارایی در فرایند توزیع گردد؛ بنابراین، بهبود لجستیک در ایران می‌تواند تأثیر زیادی بر کاهش قیمت‌ها و تقویت رقابت‌پذیری در بازار تولیدکنندگان داشته باشد.

ضریب تحریم‌های اقتصادی برابر با ۰/۳۲۲ و در سطح معناداری ۰/۰۴۲ است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار تحریم‌ها بر شاخص بهای تولیدکننده است. این ضریب بیانگر

این واقعیت است که تشدید تحریم‌ها به طور مستقیم هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد. تحریم‌ها با محدودیت‌هایی در تأمین مواد اولیه، مشکلات در نقل و انتقال ارز، و کاهش دسترسی به فناوری‌های پیشرفته، موانع قابل توجهی در برابر تولیدکنندگان ایجاد می‌کند. تولیدکنندگان در شرایط تحریم مجبور به استفاده از مواد اولیه باقیمت بالاتر یا جایگزین‌های بی کیفیت‌تر می‌شوند که به نوبه خود باعث افزایش هزینه‌های تولید می‌شود. علاوه بر این، تحریم‌ها هزینه‌های مبادله، اعم از هزینه‌های بانکی و مالی، را نیز افزایش داده و بهره‌وری اقتصادی را کاهش می‌دهند. این عوامل به افزایش شاخص بهای تولیدکننده منتهی می‌شود. در نتیجه، تحریم‌ها یکی از عواملی هستند که به صورت مستقیم موجب رشد قیمت‌ها در بخش تولید می‌شوند و کنترل و مدیریت آثار منفی تحریم‌ها از طریق سیاست‌های اقتصادی و بهبود روابط بین‌المللی می‌تواند تأثیر زیادی در کاهش هزینه‌های تولید داشته باشد.

اثر تعاملی میان ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی برابر با $0/352$ و در سطح معناداری $0/002$ قرار دارد. این ضریب نشان‌دهنده این است که این دو عامل به طور هم‌زمان بر شاخص بهای تولیدکننده تأثیر می‌گذارند. در واقع، این تأثیر متقابل نشان می‌دهد که در شرایط تحریم‌های اقتصادی، وضعیت ریسک لجستیک بدتر شده و این دو عامل با هم ترکیب می‌شوند تا هزینه‌های تولید را به طور چشمگیری افزایش دهند. در صورتی که به طور هم‌زمان در بخش لجستیک سرمایه‌گذاری صورت گیرد و زیرساخت‌ها بهبود یابد، می‌توان برخی از اثرات منفی تحریم‌ها را کاهش داد. این نشان می‌دهد که بهبود وضعیت لجستیک و تقویت زنجیره تأمین می‌تواند تا حدی اثرات منفی تحریم‌ها را خنثی کند و از افزایش شدید شاخص بهای تولیدکننده جلوگیری نماید. از این رو، یک سیاست جامع برای بهبود زیرساخت‌های لجستیکی در شرایط تحریم، می‌تواند از هزینه‌های اضافی ناشی از تحریم‌ها بکاهد و به ثبات اقتصادی کمک کند.

ضریب نرخ بیکاری برابر با منفی $0/280$ و در سطح معناداری $0/016$ قرار دارد. این ضریب نشان می‌دهد که افزایش نرخ بیکاری تأثیر منفی و کاهش‌دهنده‌ای بر شاخص بهای تولیدکننده دارد. این به این معناست که با افزایش بیکاری، تقاضای کل در اقتصاد کاهش یافته و فشارهای تورمی کاهش می‌یابد. در شرایطی که بیکاری افزایش می‌یابد، تولیدکنندگان با کاهش تقاضا و رکود مواجه می‌شوند و برای مقابله با این وضعیت، ممکن است قیمت‌ها را کاهش دهند تا تقاضا را تحریک کنند؛ بنابراین، بیکاری به‌عنوان یک عامل بازدارنده در رشد قیمت‌ها عمل کرده و می‌تواند موجب کاهش تورم تولیدکننده شود.

ضریب نرخ ارز برابر با $0/304$ و در سطح معناداری $0/051$ است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار نرخ ارز بر شاخص بهای تولیدکننده است. این ضریب نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز

موجب افزایش هزینه‌های تأمین مواد اولیه و نهاده‌های تولیدی شده و به افزایش قیمت‌های تولیدکننده منتهی می‌شود. نوسانات ارزی به‌ویژه در کشورهایی که وابستگی بالایی به واردات دارند، تأثیر عمده‌ای بر هزینه‌های تولید دارند. تولیدکنندگان برای تأمین مواد اولیه وارداتی با هزینه‌های بیشتر مواجه می‌شوند که این امر در نهایت به افزایش قیمت تمام‌شده محصولات و رشد شاخص بهای تولیدکننده می‌انجامد. این موضوع اهمیت کنترل نرخ ارز و کاهش نوسانات آن را به‌عنوان یکی از عوامل مهم در مدیریت هزینه‌های تولید و حفظ ثبات اقتصادی نشان می‌دهد. ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه برابر با منفی ۰/۲۰۷ و در سطح معناداری ۰/۰۳۵ است که نشان می‌دهد افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه موجب کاهش هزینه‌های تولید و کاهش شاخص بهای تولیدکننده می‌شود. این نتیجه به بهبود بهره‌وری، افزایش ظرفیت تولید و استفاده بهینه‌تر از منابع اقتصادی نسبت داده می‌شود. در واقع، با رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، اقتصاد قادر به استفاده بهینه‌تر از منابع موجود بوده و این امر به کاهش هزینه‌ها و قیمت‌های تولیدکننده می‌انجامد.

ضریب نقدینگی برابر با ۰/۶۸۶ و در سطح معناداری ۰/۰۰۰ است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و بسیار شدید نقدینگی بر شاخص بهای تولیدکننده است. افزایش نقدینگی در اقتصاد منجر به افزایش تقاضا، رشد انتظارات تورمی و در نهایت افزایش قیمت‌ها در سطح تولیدکننده می‌شود. نقدینگی مازاد می‌تواند باعث فشارهای تورمی در اقتصاد شده و در نهایت باعث افزایش هزینه‌های تولید و قیمت‌های تولیدکننده گردد. این نتیجه اهمیت مدیریت دقیق و کنترل نقدینگی را به‌عنوان یکی از ابزارهای کلیدی در کنترل تورم تولیدکننده و حفظ ثبات اقتصادی تأکید می‌کند.

در نهایت، تحلیل تأثیرگذاری متغیرها بر شاخص بهای تولیدکننده در ایران نشان می‌دهد که از بین متغیرهای مختلف، نقدینگی با ضریب ۰/۶۸۶ بیشترین تأثیر را بر شاخص بهای تولیدکننده دارد و تأثیر آن بسیار قوی است. پس از آن، اثر تحریم‌های اقتصادی با ضریب ۰/۳۲۲ در رتبه دوم قرار دارد و به‌شدت بر هزینه‌های تولید تأثیر می‌گذارد. در رتبه بعدی، اثر متقابل ریسک لجستیک و تحریم‌ها با ضریب ۰/۳۵۲ قرار دارد که نشان‌دهنده ترکیب اثرات این دو عامل در شرایط تحریم است. نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی سرانه به ترتیب با ضریب‌های ۰/۳۰۴ و منفی ۰/۲۰۷ در رتبه‌های بعدی قرار دارند. نرخ بیکاری نیز با ضریب منفی ۰/۲۸۰ تأثیر کمتری بر شاخص بهای تولیدکننده دارد، به این معنی که افزایش بیکاری می‌تواند به کاهش قیمت‌های تولیدکننده منجر شود.

در ادامه برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون هم‌انباشتگی عدم پایداری هانسن و آزمون نرمال بودن جمله خطاها جاک برا استفاده شده و نتایج در جدول (۱۰) ارائه شده است.

جدول ۱۰. نتایج آزمون هانسن و نرمالیتی

آزمون‌ها	مقدار آماره	احتمال
آزمون هم انباشتگی عدم پایداری هانسن	۰/۰۴۵	> ۰/۲
آزمون نرمال بودن جمله خطاها	۰/۲۶۰	۰/۸۷۷

منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که مشاهده می‌گردد آماره آزمون هانسن ۰/۰۴۵ و از نظر آماری معنی‌دار نیست و فرضیه صفر مبنی بر هم انباشتگی و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها پذیرفته می‌شود. از طرف دیگر، مقدار آماره آزمون جاکر برا ۰/۲۶۰ و از نظر آماری معنی‌دار نبوده و در نتیجه باقیمانده‌ها دارای توزیع نرمال هستند.

برای بررسی وجود خودهمبستگی از شکل همبستگی Q در جدول (۱۱) استفاده شده است.

جدول ۱۱. نتایج آزمون خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی

ردیف	آزمون خودهمبستگی			آزمون واریانس ناهمسانی		
	AC	PAC	احتمال	AC	PAC	احتمال
۱			۰/۸۵۱			۰/۹۶۰
۲			۰/۹۴۲			۰/۹۹۸
۳			۰/۸۲۶			۰/۹۵۹
۴			۰/۶۷۷			۰/۹۷۱
۵			۰/۷۹۸			۰/۸۰۸
۶			۰/۱۷۶			۰/۵۲۶
۷			۰/۲۰۱			۰/۵۹۴
۸			۰/۲۷۵			۰/۶۱۸
۹			۰/۱۹۷			۰/۵۶۰
۱۰			۰/۱۳۹			۰/۶۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که از نمودار توابع خودهمبستگی (AC) و ضرایب خودهمبستگی جزئی (PAC) مشخص است، مقادیر آماره‌ها در داخل بازه اطمینان قرار دارند و مدل هیچ‌گونه مشکل خودهمبستگی ندارد و به طور مناسب تصریح شده است. به منظور شناسایی وجود اثرات واریانس ناهمسانی، از آزمون همبستگی مربعات باقیمانده بهره گرفته شد. نتایج دو آزمون (AC) برای تشخیص اثرات خودهمبستگی و واریانس همسانی شرطی (ARCH) و آزمون (PAC) برای

تشخیص اثرات خودهمبستگی و واریانس همسانی شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) که در جدول آمده، نشان می‌دهد که اثرات واریانس ناهمسانی در مدل مورد بررسی وجود ندارد.

۶- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها سیاستی

شاخص بهای تولیدکننده یکی از مهم‌ترین معیارهای اقتصادی در ایران است که تغییرات قیمت کالاها و خدمات را در مراحل اولیه تولید نشان می‌دهد. این شاخص تحت تأثیر عوامل متعددی مانند هزینه‌های مواد اولیه، نرخ ارز، هزینه‌های نیروی کار، سیاست‌های پولی و مالی و وضعیت بازارهای جهانی قرار دارد. در ایران، دو عامل کلیدی که تأثیر مستقیم و قابل توجهی بر این شاخص دارند، تحریم‌های اقتصادی و ریسک لجستیک هستند. تحریم‌ها با ایجاد محدودیت در دسترسی به منابع مالی و تجاری بین‌المللی، افزایش هزینه‌های واردات مواد اولیه و نوسانات شدید در نرخ ارز، موجب افزایش هزینه‌های تولید می‌شوند. از سوی دیگر، ریسک‌های لجستیکی که شامل ضعف زیرساخت‌های حمل‌ونقل، افزایش هزینه‌های انبارداری، تأخیر در تأمین کالاها و محدودیت‌های تجاری است، فشار مضاعفی بر تولیدکنندگان وارد می‌کند. در شرایط تحریم، مشکلات لجستیکی تشدید شده و این امر هزینه‌های حمل‌ونقل و زنجیره تأمین را افزایش می‌دهد که در نهایت منجر به افزایش شاخص بهای تولیدکننده و رشد تورم در کشور می‌شود. از این رو، بررسی علمی این عوامل و تعامل آن‌ها در چارچوب اقتصاد ایران، می‌تواند به سیاست‌گذاران در کنترل تورم، بهبود سیاست‌های مالی و ارتقای بهره‌وری تولید کمک کند.

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی فصلی و از سال ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۳ و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تحریم‌های اقتصادی و ریسک لجستیک تأثیر قابل توجهی بر شاخص بهای تولیدکننده در ایران دارند. کاهش ریسک لجستیک، از طریق بهبود زیرساخت‌های حمل‌ونقل، افزایش بهره‌وری در زنجیره تأمین و کاهش هزینه‌های لجستیکی، می‌تواند به کاهش هزینه‌های تولید و در نهایت کاهش قیمت‌ها در سطح تولیدکننده منجر شود. این امر به‌ویژه در اقتصادی مانند ایران که وابستگی زیادی به واردات دارد، اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. در مقابل، تحریم‌های اقتصادی، با ایجاد محدودیت‌هایی در تأمین مواد اولیه، مشکلات ارزی، و کاهش دسترسی به فناوری‌های پیشرفته، هزینه‌های تولید را افزایش داده و باعث رشد شاخص بهای تولیدکننده می‌شوند.

علاوه بر این، اثر تعاملی میان تحریم‌های اقتصادی و ریسک لجستیک نشان می‌دهد که این دو عامل به طور هم‌زمان بر افزایش هزینه‌های تولید تأثیر می‌گذارند. در شرایط تحریم،

مشکلات لجستیکی تشدید شده و هزینه‌های مبادله افزایش می‌یابد که در نهایت موجب رشد شاخص بهای تولیدکننده می‌شود. با این حال، سرمایه‌گذاری در بهبود زیرساخت‌های لجستیکی می‌تواند بخشی از اثرات منفی تحریم‌ها را خنثی کند و به کاهش هزینه‌های تولید کمک نماید. دیگر متغیرهای اقتصادی نیز در این زمینه نقش دارند. افزایش نرخ ارز، به دلیل وابستگی تولیدکنندگان به مواد اولیه وارداتی، منجر به رشد هزینه‌های تولید و افزایش قیمت‌ها در سطح تولیدکننده می‌شود. در مقابل، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه می‌تواند با بهبود بهره‌وری و استفاده بهینه از منابع، هزینه‌های تولید را کاهش دهد. همچنین، افزایش بیکاری به کاهش تقاضا منجر شده و فشارهای تورمی را کاهش می‌دهد. در نهایت، نقدینگی بیشترین تأثیر را بر شاخص بهای تولیدکننده دارد، زیرا افزایش نقدینگی موجب رشد تقاضا، افزایش هزینه‌های تولید و بالا رفتن قیمت‌ها در سطح تولیدکننده می‌شود. نتایج این پژوهش بر اهمیت سیاست‌گذاری‌های مناسب برای کنترل عوامل مؤثر بر شاخص بهای تولیدکننده تأکید دارد. بهبود زیرساخت‌های لجستیکی، مدیریت نوسانات ارزی، کاهش تأثیرات منفی تحریم‌ها و کنترل نقدینگی، از جمله راهکارهایی هستند که می‌توانند به کاهش هزینه‌های تولید و حفظ ثبات اقتصادی کمک کنند.

نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش‌های پیشین در زمینه تأثیر ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر بهای تولیدکننده هم‌راستا است. پژوهش‌های داخلی همچون حکمتی فرید و همکاران (۱۴۰۳)، متقی و همکاران (۱۴۰۰) و علمی مقدم و همکاران (۱۴۰۱) به طور مشابه بر تأثیرات منفی تحریم‌ها بر نرخ تورم و بهای تولیدکننده در ایران تأکید کرده‌اند، در حالی که پژوهش‌های خارجی مانند موک و پوستک (۲۰۲۵) و هرناندز و همکاران (۲۰۲۴) نیز بر اثرات ریسک لجستیک بر تورم تولیدکننده در سطح جهانی تأکید دارند. همچنین، یافته‌های این پژوهش مبنی بر اثر تعاملی میان تحریم‌های اقتصادی و ریسک لجستیک و تأثیر هم‌زمان آن‌ها بر افزایش هزینه‌های تولید، با نتایج پژوهش‌های صادقی و طیبی (۱۳۹۹) و قربانی دستگردی و همکاران (۲۰۱۸) که بر رابطه میان تحریم‌ها، نوسانات ارزی و تورم تأکید دارند، همسو است. به‌طور کلی، نتایج این پژوهش با تأکید بر اهمیت مدیریت ریسک لجستیک و کاهش اثرات تحریم‌ها، تأثیرات قابل توجه این عوامل بر بهای تولیدکننده را تأیید می‌کند.

بر اساس نتایج این پژوهش، چندین پیشنهاد سیاستی برای کاهش تأثیرات منفی ریسک لجستیک و تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران قابل اجراست. سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های لجستیکی از طریق بهبود شبکه‌های حمل‌ونقل، تسهیل فرایندهای گمرکی و استفاده از فناوری‌های نوین در مدیریت زنجیره تأمین می‌تواند هزینه‌های لجستیکی را کاهش داده و بهره‌وری را افزایش دهد. همچنین، مدیریت تحریم‌های اقتصادی از طریق ایجاد کانال‌های

تجاری جایگزین، تقویت همکاری‌های منطقه‌ای و استفاده از پیمان‌های پولی دوجانبه می‌تواند وابستگی به کشورهای تحریم‌کننده را کاهش داده و مشکلات ارزی را مدیریت کند. در همین راستا، اتخاذ سیاست‌های پولی و ارزی مناسب، تقویت ذخایر ارزی و مدیریت بهینه عرضه ارز به کاهش نوسانات ارزی و حمایت از تولیدکنندگان داخلی کمک خواهد کرد. علاوه بر این، کنترل رشد نقدینگی و مهار تورم از طریق سیاست‌های پولی منضبط و هدایت منابع مالی به سمت تولید، می‌تواند از فشارهای تورمی بکاهد. برای افزایش بهره‌وری اقتصادی، کاهش بیکاری از طریق سیاست‌های اشتغال‌زایی و آموزش‌های حرفه‌ای ضروری است. همچنین، تقویت صنایع داخلی، کاهش وابستگی به واردات و حمایت‌های دولتی از صنایع استراتژیک می‌تواند اثرات منفی تحریم‌ها و نوسانات ارزی را کاهش دهد. در سطح بین‌المللی، گسترش روابط تجاری با کشورهای غیر تحریم‌کننده، بهره‌گیری از ظرفیت سازمان‌های بین‌المللی و توسعه تجارت الکترونیک می‌تواند به تسهیل مبادلات تجاری و کاهش هزینه‌های تجارت کمک کند.

References

- Ajili, H., & Keshavarz Moghadam, E. (2013). The Impact of International Sanctions on Iran's Economic Development. *Development Strategy Journal*, 36, 54-78. [In Persian]
- Amani, R., Ahmadzadeh, K. and Habibi, F. (2023). Investigating the Impact of Operational Risk on Economic Growth in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(46), 167-206. [In Persian]
- Ashraf Ganjoei, R. , Iranmanesh, S. and Etesami, R. (2024). The Effect of Economic Sanctions on the Volume of Trade of Iran with Emphasis on the International Trade of Goods. *Journal of Economics and Modelling*, 15(1), 1-46. [In Persian]
- Bañbura, M., Bobeica, E., & Martínez Hernández, C. (2023). What drives core inflation? The role of supply shocks. *ECB Working Paper*, 2875, 1-15.
- Bruno, R. L., Cipollina, M., & Dal Bianco, S. (2023). The Ripple Effect of sanctions: exploring the impact on global value chains using a gravity model. *Italian Economic Journal*, 9(3), 1063-1087.
- Buck, L., Gallant, N., & Nossal, K. R. (1998). Sanctions as a gendered instrument of statecraft: The case of Iraq. *Review of International Studies*, 24(1), 69-84.
- Chow, G., Heaver, T. D., & Henriksson, L. E. (1994). Logistics performance: definition and measurement. *International journal of physical distribution & logistics management*, 24(1), 17-28.

Christopher, M. (2016). *Logistics and supply chain management: logistics & supply chain management*. Georgia: Pearson.

Colicchia, C., & Strozzi, F. (2012). Supply chain risk management: a new methodology for a systematic literature review. *Supply Chain Management: An International Journal*, 17(4), 403-418.

Donald, J. B., David, J. C., M Bixby, C., & John, C. B. (2020). *Supply chain logistics management*. Columbus, Ohio: McGraw-Hill Education.

Elmi Moghaddam, M., Abolhasani Hestiani, A., Mansouri, N., & Amini, M. (2022). Investigating the impact of economic sanctions on inflation in Iran (fuzzy approach). *Quarterly Journal of Financial and Economic Policies*, 10(38), 187–235. [In Persian]

Ghadge, A., Dani, S., & Kalawsky, R. (2012). Supply chain risk management: present and future scope. *The International Journal of Logistics Management*, 23(3), 313-339.

Gharehgozli, O. (2017). An estimation of the economic cost of recent sanctions on Iran using the synthetic control method. *Economics Letters*, 157, 141-144.

Ghods, M., Grübler, J., Reiter, O., & Stehrer, R. (2017). The evolution of non-tariff measures and their diverse effects on trade. *Wiiw Research Report*, 419, 1-53.

Ghorbani Dastgerdi, H., Yusof, Z. B., & Shahbaz, M. (2018). Nexus between economic sanctions and inflation: a case study in Iran. *Applied Economics*, 50(49), 5316-5334.

Golikova, V., & Kuznetsov, B. (2017). Perception of Risks Associated with Economic Sanctions: The Case of Russian Manufacturing. *Post-Soviet Affairs*, 33(1), 49-62.

Haidar, J. I. (2017). Sanctions and Export Deflection: Evidence from Iran. *Economic Policy*, 32(90), 319–355.

Hatipoglu, E., Considine, J., & AlDayel, A. (2023). Unintended transnational effects of sanctions: A global vector autoregression simulation. *Defence and Peace Economics*, 34(7), 863-879.

Hekmati Farid, S., Fattahi, F., & Shahbazi, K. (2024). Investigating the asymmetric effects of trade, economic growth, and monetary and financial policies on inflation in Iran using a non-linear model (NARDL). *Journal of Tax Research*, 32(63), 116–158. [In Persian]

- Hernández, J. R., Ventosa-Santaulària, D., & Valencia, J. E. (2024). Global supply chain inflationary pressures and monetary policy in Mexico. *Emerging Markets Review*, 58, 101089.
- HosseiniPour, A. , Mahmoudi, N. and Rezaei, M. (2017). Examining Total Factor Production Under Economic Sanctions. *Journal of Defense Economics and Sustainable Development*, 2(4), 51-69. [In Persian]
- Hufbauer, G. C., Schott, J. J., & Elliott, K. A. (1990). *Economic Sanctions Reconsidered: History and Current Policy* (1). Washington, DC: Peterson Institute.
- Iranmanesh, S. , Etesami, R. and Ashraf gangoei, R. (2023). Investigating the Effect of Economic Sanctions on the Balance of Foreign Payments of the Islamic Republic in Iran: The Application of Dynamic Systems. *Iranian Journal of Economic Studies*, 11(2), 381-397. [In Persian]
- Iranmanesh, S., Salehi, N., & Abdolmajid Jalae, S. (2021). Using the fuzzy logic approach to extract the index of economic sanctions in the Islamic Republic of Iran. *MethodsX*, 8, 101301.
- Ivanov, D., Dolgui, A., Das, A., & Sokolov, B. (2019). Digital supply chain twins: Managing the ripple effect, resilience, and disruption risks by data-driven optimization, simulation, and visibility. In *Handbook of Ripple Effects in the Supply Chain* (309-332). Cham: Springer.
- Javaheri, B., & Azizi, V. (2024). The Role of Environmental Innovation and Economic Complexity in Reducing Environmental Degradation of Iran. *Parliament and Economy*, 1(WINTER), 73-101. [In Persian]
- Kabir, M. H., & Mohammadyani, D. (2024). *The Mechanism & Impact of Sanctions on Global Production Networks (GPNs), Case Study: Iran's Oil Industry* (Master's Thesis). Gothenburg University, Göteborg
- Mangan, J., & Lalwani, C. (2016). *Global logistics and supply chain management*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Manuj, I., & Mentzer, J. T. (2008). Global supply chain risk management strategies. *International journal of physical distribution & logistics management*, 38(3), 192-223.
- Marinov, N. (2005). Do economic sanctions destabilize country leaders? *American Journal of Political Science*, 49(3), 564-576.
- Meyer, K. E., Fang, T., Panibratov, A. Y., Peng, M. W., & Gaur, A. (2023). International business under sanctions. *Journal of World Business*, 58(2), 101426.

- Moret, E. S. (2015). Humanitarian impacts of economic sanctions on Iran and Syria. *European Security*, 24(1), 120-140.
- Motaghi, S. , Saifi, A. and Ebrahimi, S. (2021). The Relationship between Trade Openness and Inflation in Selected Developing and Developing Countries. *Iranian Journal of Economic Research*, 26(86), 190-212. [In Persian]
- Mućk, J., & Postek, Ł. (2025). Supply shortages and inflation in Europe. *Economica*, 92(366), 420-456.
- Neely, A., Gregory, M., & Platts, K. (1995). Performance measurement system design: A literature review and research agenda. *International Journal of Operations & Production Management*, 15(4), 80-116.
- Neuenkirch, M., & Neumeier, F. (2015). The impact of UN and US economic sanctions on GDP growth. *European Journal of Political Economy*, 40, 110-125.
- Özdamar, Ö., & Shahin, E. (2021). Consequences of economic sanctions: The state of the art and paths forward. *International Studies Review*, 23(4), 1646-1671.
- Peksen, D. (2009). Better or Worse? The Effect of Economic Sanctions on Human Rights. *Journal of Peace Research*, 46(1), 59-77.
- Pourmohammadi, S. S., Tehranchian, A. M., & Rasekhi, S. (2020). The Test of Trade Balance Effect Symmetry and the Incidence of Effects of Monetary Policy on Output and Inflation. *Economic Modeling*, 14(49), 73-88. (In Persian)
- Pourshahabi, F., & Dahmardeh, N. (2014). The effects of economic sanctions and speculative attacks on inflation. *Iranian Economic Review*, 18(3), 45-67.
- Razali, A. R., & Tahir, I. M. (2011). Review of the literature on enterprise risk management. *Business management dynamics*, 1(5), 8-15.
- Sadat Akhavi, S. M., & Hosseini, S. Sh. (2017). Evaluating the impact of economic sanctions on inflation in Iran's economy. *Applied Economics*, 21(7), 33-50. [In Persian]
- Sadeghi, A. and Tayebi, S. K. (2018). Effects of International Sanctions and Other Determinants on Iran's Inflation Rate (1981-2014). *Iranian Journal of Economic Research*, 23(74), 33-57. [In Persian]
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions. *Econometric Theory*, 7(1), 1-21.

Setayesh, S., & Mackey, T. K. (2016). Addressing the impact of economic sanctions on Iranian drug shortages in the joint comprehensive plan of action: promoting access to medicines and health diplomacy. *Globalization and health*, 12, 1-14.

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 61(4), 783-820.

Tang, O., & Musa, S. N. (2011). Identifying risk issues and research advancements in supply chain risk management. *International Journal of Production Economics*, 133(1), 25-34.

Wang, Y., Wang, K., & Chang, C. P. (2019). The impacts of economic sanctions on exchange rate volatility. *Economic Modelling*, 82, 58-65.

Yang, J., Askari, H., Forrer, J., & Teegen, H. (2004). US economic sanctions against China: Who gets hurt? *World Economy*, 27(7), 1047-1081.



The Analysis of the Impact of Different Insurance Sectors on Moral Hazard in Iran's Insurance Industry

Somayeh Ashayeri^a  , Mahdi Moradi^b  ,

Sima Eskandari Sabzi^a  , Roghaye Hasanzadeh^c  

a. Department of Economics, Miyaneh Branch, Islamic Azad University, Miyaneh, Iran.

b. Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.

c. Department of Management, Miyaneh Branch, Islamic Azad University, Miyaneh, Iran.

* Corresponding author

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 19 Jan. 2025 Revised: 16 Aug. 2025 Accepted: 01 Sept. 2025 Published: 30 Sept. 2025</p> <p>Keywords: <i>Decision Tree, Fire Insurance, Life Insurance, Moral Hazard, Neural Network.</i></p> <p>JEL Classification: <i>C45, D82, G22.</i></p>	<p>Moral hazard or opportunistic behavior of policyholders is one of the fundamental challenges of the insurance industry. Moral hazard increases costs, reduces efficiency, and disrupts market equilibrium. The present study aims to identify and analyze the impact of specific characteristics of insurance fields (such as contract design and risk assessment complexity) on moral hazard in the Iranian insurance industry during the years 1997 to 2022. The research is of an applied and descriptive-analytical type. Decision tree and artificial neural network models were used to estimate moral hazard, and the receiver operating characteristic curve was used to validate the results. In this study, it is assumed that specific characteristics of insurance fields can exacerbate behaviors leading to moral hazard. The findings showed that the fire and life insurance lines are most likely to cause moral hazard due to their specific characteristics, such as the complexity of risk assessment and financial incentives. Validation of the results indicates the accuracy of the estimates and the high accuracy of the models used. Therefore, it is more necessary and recommended to improve professional ethics and risk management in these lines. Designing smart contracts, using digital claims assessment systems, and reviewing the tariff structure in a discipline-oriented manner should be on the agenda of insurance institutions and policymakers in these lines.</p>

Ashayeri, S., Moradi, M., Eskandari Sabzi, S., & Hasanzadeh, R. (2025). The Analysis of the Impact of Different Insurance Sectors on Moral Hazard in Iran's Insurance Industry. *Journal of Economic Research*, 60(3), 1273-1301.



©The Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/JTE.2025.389052.1008973](https://doi.org/10.22059/JTE.2025.389052.1008973)

تحلیل تأثیر رشته‌های مختلف بیمه بر کژمنشی در صنعت بیمه ایران

سمیه عشایری^۱، مهدی مرادی*^۲، سیما اسکندری سبزی^۱،

رقیه حسن زاده^۳

۱. گروه اقتصاد، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران.

۲. گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۳. گروه مدیریت، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی	کژمنشی یا رفتار فرصت طلبانه بیمه‌گذاران یکی از چالش‌های بنیادین صنعت بیمه به شمار می‌رود. کژمنشی زمانی رخ می‌دهد که نرخ خسارت شرکت بیمه به دلیل رفتار مصرف کننده افزایش یابد، به عبارتی بیشتر از مقدار پیش‌بینی شده بر شرکت بیمه هزینه وارد شود. کژمنشی باعث افزایش هزینه‌ها، کاهش کارایی و اختلال در تعادل بازار می‌شود. پژوهش حاضر با هدف شناسایی و تحلیل تأثیر ویژگی‌های خاص رشته‌های بیمه (مانند طراحی قرارداد و پیچیدگی ارزیابی ریسک) بر کژمنشی در صنعت بیمه ایران طی سال‌های ۱۳۷۶ الی ۱۴۰۱ انجام شده است. پژوهش از نوع کاربردی و توصیفی-تحلیلی است. برای تخمین کژمنشی از مدل‌های درخت تصمیم و شبکه عصبی مصنوعی و به منظور اعتبارسنجی نتایج از منحنی ویژگی عملکرد گیرنده استفاده شده است. در این پژوهش، فرض بر این است که ویژگی‌های خاص رشته‌های بیمه می‌توانند رفتارهای منجر به کژمنشی را تشدید کنند. برای رفع اثر مقیاس متغیرها و برای مقایسه معتبر ضرایب رگرسیون داده‌های خسارت پرداختی چهارده رشته‌ی بیمه‌ای با استفاده از امتیاز Z استانداردسازی شدند. یافته‌ها نشان داد، رشته‌های بیمه آتش‌سوزی و بیمه زندگی به دلیل ویژگی‌های خاص خود، مانند پیچیدگی ارزیابی ریسک و انگیزه‌های مالی بیشترین احتمال بروز کژمنشی را ایجاد می‌کنند. اعتبارسنجی نتایج، نشان‌دهنده صحت تخمین‌ها و دقت بالای مدل‌های مورد استفاده می‌باشد. بنابراین ارتقاء اخلاق حرفه‌ای و مدیریت ریسک در این رشته‌ها ضرورت بیشتری دارد. پیشنهاد می‌شود طراحی قراردادهای هوشمند و استفاده از سامانه‌های ارزیابی خسارت دیجیتال و بازنگری در ساختار تعرفه‌ها به صورت رشته‌محور در دستور کار نهادهای بیمه‌گر و سیاست‌گذاران قرار گیرد.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۳۰	
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۵/۲۶	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۱۱	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۷/۰۸	
کلیدواژه‌ها: اطلاعات نامتقارن، درخت تصمیم، رشته‌های بیمه‌ای، شبکه عصبی، کژمنشی.	
طبقه‌بندی JEL: G22, D82, C45	

عشایری، سمیه، مرادی، مهدی، اسکندری سبزی، سیما، و حسن زاده، رقیه (۱۴۰۴). تحلیل تأثیر رشته‌های مختلف بیمه بر کژمنشی در صنعت بیمه ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۶۰(۳)، ۱۲۷۳-۱۳۰۱.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: 10.22059/JTE.2025.389052.1008973

۱- مقدمه

صنعت بیمه یکی از ارکان حیاتی نظام مالی کشورهاست که از طریق پذیرش ریسک‌های متنوع و باز توزیع آن، نقش مؤثری در ثبات اقتصادی کشور و افزایش تاب‌آوری نهادهای تولیدی و خانوارها ایفا می‌کنند. با این حال، عملکرد بهینه این صنعت همواره با چالش‌هایی مواجه است که یکی از مهم‌ترین آن‌ها، پدیده کژمنشی^۱ است. این پدیده ناشی از عدم تقارن اطلاعات بین بیمه‌گذار و بیمه‌گر است. کژمنشی در واقع نوعی از رفتار فرصت‌طلبانه است که پس از عقد قرارداد بیمه و به دلیل پوشش ریسک، توسط بیمه‌گذاران یا ارائه‌دهندگان خدمات بروز می‌کند و می‌تواند هزینه‌های پیش‌بینی‌نشده‌ای به بیمه‌گر تحمیل نماید (بدزورث^۲ و همکاران، ۲۰۲۱).

در سراسر جهان، صنعت بیمه با چالش‌های مختلفی از جمله کلاهبرداری‌های بیمه‌ای، ادعاهای غیرواقعی و تقلبی مواجه است که منابع هنگفتی را هدر می‌دهد. به طور مثال، بر اساس گزارشات، شرکت‌های بیمه در ایران در سال‌های اخیر میلیاردها تومان را به دلیل تقلب‌های بیمه‌ای از دست داده‌اند، منابعی که در صورت صرف در فعالیتهای تخصصی می‌توانستند به بهبود کیفیت خدمات بیمه‌ای و جلب رضایت مشتریان منجر شوند (جعفری صمیمی، ۱۳۸۷).

کژمنشی ممکن است در قالب کاهش احتیاط بیمه‌گذار، تشدید خسارت‌سازی یا اغراق در ادعاهای بیمه‌ای و یا استفاده بیش‌ازحد از خدمات تحت پوشش بروز یابد. این پدیده در رشته‌هایی مانند سلامت، کشاورزی، خودرو، زندگی و آتش‌سوزی با شدت‌های متفاوتی مشاهده شده است (ایناو و فینگلیستین^۳، ۲۰۱۷؛ وو و گودوین^۴، ۲۰۲۰). این مخاطره در حوزه‌هایی مانند بیمه سلامت، خودرو، و کشاورزی بیشتر نمایان است و می‌تواند به کاهش کارایی، اعتماد مشتریان، و زیان‌های مالی منجر شود (کاسگنه^۵، ۲۰۱۳).

کژمنشی در رشته‌ای مختلف بیمه‌ای، نمودهای مختلفی از خود نشان می‌دهد. در بیمه سلامت، کاهش هزینه‌های پزشکی منجر به کاهش انگیزه افراد برای اتخاذ رفتارهای پیشگیرانه و سالم می‌شود (آلیکا جی^۶، ۲۰۲۲). در بیمه خودرو نیز، حداقل پوشش اجباری ممکن است باعث

1. Moral Hazard

2. Bedsworth

3. Einav and Finkelstein

4. Wu and Goodwin

5. Kassegne

6. Sikora Alicka

کاهش دقت رانندگان در رانندگی شود (یاکولوف و ماگیولیک^۱، ۲۰۱۸). همچنین در بیمه کشاورزی، طراحی نادرست بیمه می‌تواند به رفتارهای غیرمسئولانه منجر شود که در نهایت به کاهش کارایی سیستم بیمه‌ای منجر می‌شود (بوچر و دلپیر^۲، ۲۰۱۴).

در زمینه اقتصاد و بیمه، مطالعات تجربی نشان داده‌اند که کژمنشی، ناشی از عدم تقارن اطلاعات بین بیمه‌گذار و بیمه‌گر، نقش کلیدی در شکل‌گیری تصمیمات و رفتارهای پرریسک بیمه‌ای ایفا می‌کند. مطالعات نانتی و پاموک^۳ (۲۰۲۴)، مارواستی و داخلیا^۴ (۲۰۲۳) و ایناو فینکلاستین^۵ (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که بعضی از رشته‌های بیمه‌ای در صنعت، بیشترین کژمنشی را ایجاد می‌کنند. یافته‌های پژوهش‌های مختلف چون وو^۶ (۲۰۲۳)، جی^۷ و همکاران (۲۰۱۹) و آنا^۸ (۲۰۱۹) نشان داده‌اند توجه به جنبه‌های اخلاقی در تصمیم‌گیری‌های بیمه‌ای می‌تواند به کاهش کژمنشی و افزایش رضایت‌مندی مشتریان کمک کند.

طبق نظر پژوهشگران چندین عامل بر شدت کژمنشی در بیمه تأثیر دارند.

- تغییرات رفتاری: افراد بیمه‌گذار ممکن است رفتار خود را تغییر دهند و با علم به اینکه تحت پوشش بیمه هستند، بی‌احتیاط‌تر یا ریسک‌پذیرتر شوند. این پدیده به عنوان کژمنشی شناخته می‌شود (پارسونز^۹، ۲۰۰۳).

- شرایط اقتصادی: عوامل مختلفی همچون تغییرات رفتاری، شرایط اقتصادی و ساختار بیمه‌ای می‌توانند شدت کژمنشی را تشدید کنند. در بیمه محصولات کشاورزی، احتمال وقوع خسارت‌ها زمانی افزایش می‌یابد که قیمت‌های بازار کاهش یابد یا هزینه‌های ورودی افزایش یابد که نشان‌دهنده تأثیر عوامل اقتصادی بر کژمنشی است (وو و همکاران، ۲۰۱۹).

- عوامل اجتماعی-اقتصادی^{۱۰}: در حوزه بهداشت و درمان، عواملی مانند شهرت، فشار اجتماعی و نگرش‌های رفتاری ارائه‌دهندگان خدمات بهداشتی تأثیر زیادی بر کژمنشی دارند. به عنوان مثال،

1. Yakovlev and Orr-Magulick

2. Boucher and Delpierre

3. Nanyiti and Pamuk

4. Marvasti and Dakhliia

5. Einav and Finkelstein

6. Wu

7. He

8. Annan

9. Parsons

10. Dionne

پذیرش هدایا توسط پزشکان می‌تواند به افزایش کژمنشی منجر شود (کوئسپه^۱ و همکاران، ۲۰۲۲).
 - ساختار بیمه: طراحی بیمه‌نامه‌ها، از جمله فرانشیزها^۲ و محدودیت‌های پوشش، می‌تواند بر درجه کژمنشی تأثیر بگذارد. یک تابع مطلوبیت وابسته به حالت می‌تواند نشان دهد که چگونه اقدامات بیمه‌گذار بر احتمال خسارت تأثیر می‌گذارد (دیوننه^۳، ۱۹۸۷).

این عوامل به طور جمعی پویایی‌های کژمنشی را در زمینه‌های مختلف بیمه شکل می‌دهند. بنابراین، مدیریت کژمنشی از اهمیت بالایی برخوردار است و نیاز به طراحی دقیق بیمه‌نامه‌ها دارد تا از بروز رفتارهای ریسکی جلوگیری شود.

پژوهش حاضر از چند جهت دارای نوآوری بوده و می‌تواند به‌عنوان گامی مؤثر در توسعه ادبیات اقتصادی بیمه و تحلیل کژمنشی در بازارهای بیمه‌ای ایران تلقی شود. نخست، تمرکز مطالعه بر تأثیر رشته‌های مختلف بیمه‌ای بر بروز کژمنشی، نوآوری محتوایی این پژوهش را تشکیل می‌دهد. در حالی که اغلب مطالعات پیشین، پدیده کژمنشی را به‌صورت کلی و بدون تفکیک میان رشته‌های بیمه‌ای بررسی کرده‌اند، این پژوهش با اتخاذ رویکردی مقایسه‌ای، نشان می‌دهد که ویژگی‌های نهادی، ساختاری و فنی هر رشته، از جمله سطح پیچیدگی ارزیابی ریسک، میزان عدم تقارن اطلاعاتی و انگیزه‌های مالی بیمه‌گذار، نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری رفتارهای فرصت‌طلبانه دارند. این سطح از تحلیل رشته‌محور در ادبیات داخلی بی‌سابقه یا کم‌سابقه بوده است. دوم، بهره‌گیری از تکنیک‌های نوین داده‌کاوی، از جمله الگوریتم‌های درخت تصمیم و شبکه عصبی مصنوعی (ANN) در کنار استفاده از منحنی ویژگی عملکرد گیرنده (ROC) برای ارزیابی دقت و صحت مدل‌ها، بیانگر نوآوری روش‌شناختی پژوهش است. این رویکرد به جای تکیه صرف بر روش‌های کلاسیک آماری، از قدرت مدل‌سازی غیرخطی و توانایی یادگیری الگوریتم‌های هوشمند برای پیش‌بینی احتمال بروز کژمنشی استفاده می‌کند؛ روشی که می‌تواند در تحلیل رفتار اقتصادی در سایر حوزه‌های بیمه و مالی نیز تعمیم یابد. در نهایت، تلفیق تحلیل‌های داده‌محور با ارائه توصیه‌های سیاستی مشخص، پژوهش را از سطح تحلیل نظری فراتر

¹. Quispe

². Deductibles

³. Dionne

برده و آن را در رده مطالعات کاربردی-سیاست‌گذار با قابلیت استفاده توسط نهادهای بیمه‌گر و تنظیم‌گر قرار می‌دهد.

۲- مبانی نظری

پدیده کژمنشی، یکی از پیامدهای مهم اطلاعات نامتقارن پس از عقد قرارداد در نظریه اقتصاد اطلاعات است که نخستین بار توسط آرو^۱ و سپس به صورت گسترده‌تری توسط پائولی^۲ و آکرلوف^۳ معرفی شد. این پدیده زمانی رخ می‌دهد که یک طرف قرارداد (در اینجا بیمه‌گذار) پس از دریافت پوشش بیمه‌ای، رفتار خود را به گونه‌ای تغییر دهد که احتمال تحقق ریسک افزایش یابد، بدون آنکه طرف مقابل (بیمه‌گر) بتواند آن را به طور کامل مشاهده یا کنترل کند. در نتیجه، احتمال بروز رفتارهای پرریسک، بی‌احتیاطی، یا اغراق در ادعاهای خسارت افزایش می‌یابد. کژمنشی به وضعیتی اشاره دارد که در آن، به دلیل عدم تقارن اطلاعات بین بیمه‌گذار و بیمه‌گر، بیمه‌گذار انگیزه‌ای برای انجام رفتارهای پرریسک‌تر یا کاهش احتیاط دارد، زیرا می‌داند که هزینه‌های ناشی از این رفتارها توسط بیمه‌گر جبران خواهد شد (آکرلوف، ۱۹۷۰؛ پائولی، ۱۹۸۲).

به اعتقاد آکرلوف (۱۹۷۰)، اطلاعات نامتقارن به وضعیتی اشاره دارد که در آن یک طرف قرارداد اطلاعات بیشتری نسبت به طرف دیگر دارد و این موضوع می‌تواند منجر به انتخاب نامناسب و وقوع کژمنشی شود. این مفهوم ابتدا در نظریه نمایندگی بررسی شد که به تحلیل روابط میان نماینده و کارفرما در شرایط اطلاعات نابرابر می‌پردازد (پائولی، ۱۹۸۲). کژمنشی با فساد اخلاقی متفاوت است؛ کژمنشی به سوءاستفاده‌های رفتاری (مانند ادعاهای کاذب یا کاهش مراقبت) در چارچوب قرارداد بیمه اشاره دارد، در حالی که فساد اخلاقی مفهومی گسترده‌تر است و به نقض اصول اخلاقی کلی (مانند رشوه) مربوط می‌شود (چیپوری و سالانیه، ۲۰۰۰). در این پژوهش، کژمنشی با استفاده از ضریب خسارت سنجیده می‌شود که نسبت خسارت‌های پرداختی به حق بیمه‌های دریافتی است. ضریب خسارت به عنوان شاخصی برای شناسایی کژمنشی در

1. Arrow

2. Pauly

3. Akerlof

مطالعات بیمه‌ای رایج است، زیرا افزایش غیرمعمول آن می‌تواند نشان‌دهنده رفتارهای پرخطر باشد (کوهن و سیگلن، ۲۰۱۰).

در حوزه بیمه، کژمنشی زمانی رخ می‌دهد که بیمه‌گذاران پس از خرید بیمه، رفتار خود را تغییر داده و ریسک بیشتری را متحمل می‌شوند زیرا می‌دانند که شرکت بیمه زیان آن‌ها را جبران خواهد کرد. اسمیت و استوت (۱۹۷۹) استدلال می‌کنند که کژمنشی در بیمه می‌تواند باعث افزایش هزینه‌های شرکت بیمه و کاهش کارایی در تخصیص منابع شود (استاوت و سیمونز^۱، ۱۹۷۹). بلوم و میلن (۱۹۸۸) در تحقیقات خود به تأثیر مشوق‌های مالی در کاهش کژمنشی پرداخته و نشان داده‌اند که سیاست‌های مناسب می‌توانند رفتار بیمه‌گذاران را بهبود بخشند. در این راستا، نظریه قراردادهای تلاش می‌کند تا با طراحی قراردادهای بهینه، انگیزه‌های بیمه‌گذاران را همسو با اهداف شرکت بیمه تنظیم کند (ملک^۲، ۲۰۱۷).

اطلاعات نامتقارن در بیمه به دو شکل اصلی کژمنشی و انتخاب نامناسب بروز می‌کند. راس (۱۹۷۳) در نظریه نمایندگی توضیح می‌دهد که چگونه کارفرما می‌تواند از طریق نظارت و ارائه انگیزه‌های مالی، رفتار نماینده را کنترل کند. با این حال، در بیمه، نظارت مستقیم بر رفتار بیمه‌گذاران دشوار است و شرکت‌های بیمه اغلب به استفاده از ابزارهای غیرمستقیم مانند فرانشیز و سقف پرداختی روی می‌آورند (گائو^۳ و همکاران، ۲۰۱۷). مک‌کارتی و لیوی (۱۹۹۴) اشاره کرده‌اند که افزایش شفافیت در ارائه اطلاعات بیمه‌ای می‌تواند نقش مهمی در کاهش اثرات منفی اطلاعات نامتقارن ایفا کند (دونگ^۴، ۲۰۱۴). تحقیقات جدید نیز به بررسی تأثیر ساختارهای مختلف بیمه بر وقوع کژمنشی پرداخته‌اند. به عنوان مثال، داهل و کاپلن (۲۰۰۳) نشان داده‌اند که بیمه‌نامه‌هایی با مشارکت مالی بیمه‌گذاران در خسارت‌ها می‌تواند کژمنشی را کاهش دهد، در حالی که دیگر تحقیقات طراحی محصولات متناسب با نیاز بیمه‌گذاران را به عنوان راهکاری مؤثر پیشنهاد کرده‌اند، استفاده از فناوری‌های نوین مانند سامانه‌های نظارت بر رفتار رانندگی در بیمه خودرو نیز در کاهش کژمنشی تأثیرگذار بوده است (داهل^۵ و همکاران، ۲۰۰۳). همچنین، مطالعات انجام شده

1. Stout and Simmons

2. Molk

3. Gao

4. Dong

5. Dahl

توسط جانسون و کریستین (۲۰۱۲) نشان داده است که اعمال تخفیفات برای رفتارهای کم‌ریسک می‌تواند انگیزه‌های مناسبی برای بیمه‌گذاران ایجاد کند (جانسون^۱ و همکاران، ۲۰۱۲).

در برخی کشورها، مانند ژاپن و کره جنوبی، استفاده از فناوری‌های دیجیتال برای جمع‌آوری داده‌های دقیق در مورد رفتار بیمه‌گذاران، به کاهش کژمنشی و بهبود تخصیص منابع کمک کرده است. این کشورها با بهره‌گیری از سیستم‌های هوش مصنوعی و تحلیل داده‌ها، به بیمه‌گذاران مشوق‌هایی برای رفتار کم‌ریسک ارائه می‌دهند که منجر به کاهش کژمنشی در سطح صنعت شده است (ایمانوئل^۲ و همکاران، ۲۰۲۳).

در ایران نیز، به رغم چالش‌های موجود در نظارت بر رفتار بیمه‌گذاران، برخی شرکت‌های بیمه به تدریج به استفاده از این فناوری‌ها پرداخته‌اند. برای مثال، استفاده از سیستم‌های تخفیف برای رانندگان کم‌ریسک در بیمه خودرو، یکی از راهکارهایی است که در ایران در حال گسترش است و می‌تواند به کاهش کژمنشی در این بخش کمک کند (شجاعی و علم‌منصور^۳، ۲۰۲۴).

در مجموع، تحلیل کژمنشی در صنعت بیمه نیازمند درک عمیق از مفاهیم نظری مرتبط مانند اطلاعات نامتقارن، نظریه نمایندگی و طراحی قراردادهای بهینه است. با استناد به این نظریات و تحقیقات تجربی، می‌توان استراتژی‌هایی را برای کاهش اثرات منفی کژمنشی و بهبود عملکرد صنعت بیمه ارائه کرد. مهم است که این استراتژی‌ها با توجه به شرایط خاص هر کشور و فرهنگ بیمه‌ای آن طراحی شوند تا به بهترین نتیجه ممکن برسند.

۳- مطالعات انجام گرفته

مطالعات انتخاب‌شده بر اساس نزدیکی مفهومی به موضوع کژمنشی، روش تحلیل و نوع رشته‌های بیمه‌ای گزینش شده‌اند. این مرور با هدف شناسایی شکاف‌های پژوهشی و تبیین ضرورت و نوآوری پژوهش حاضر انجام گرفته است.

¹ Johnson

². Immanuel

³. Shojaei and Almansour

۳-۱- مطالعات داخلی

دوراندیش و همکاران (۱۴۰۲) با بررسی کژمنشی در بیمه گندم آبی در استان خراسان رضوی دریافتند که بهره‌برداران بیمه‌شده در اقلیم‌های معتدل گرم و سرد مصرف نهاده‌ها را کاهش نداده‌اند، این موضوع نشان‌دهنده عدم وجود کژمنشی در مناطق مذکور است. با این حال، در اقلیم سرد، کاهش مصرف نهاده‌ها نشانه‌ای از کژمنشی بود. این مطالعه نقش شرایط محیطی را در بروز کژمنشی تأیید می‌کند، اما به بیمه کشاورزی محدود است.

جعفری پویان و همکاران (۱۴۰۰) با تحلیل اسناد دارویی پرداختی در تهران نشان دادند که ۵/۴ درصد نسخه‌ها دارای داروهای ناهمخوان و ۶/۴ درصد دارای بار مالی مازاد هستند که نشانه‌هایی از کژمنشی در بیمه سلامت است. بیشترین مخاطرات مربوط به پزشکان عمومی و سرپرستان بیمه‌شده بود. این مطالعه بر بیمه سلامت متمرکز است و سایر رشته‌های بیمه‌ای را بررسی نکرده است.

ابریشمی و همکاران (۱۳۹۶) با بررسی کژمنشی و انتخاب نامناسب در بازار سرمایه دریافتند که شفافیت اطلاعات و رعایت اصول اخلاقی اسلامی می‌تواند کژمنشی را کاهش دهد و اعتماد و کارایی بازار را افزایش دهد. یکی از پیامدهای منفی ناشی از عدم تقارن اطلاعات، سوء استفاده یا به عبارتی مخاطره اخلاقی فرد یا گروه دارای اطلاعات بیشتر است که به دنبال آن طرف دیگر که اطلاعات کمتری دارد، دچار انتخاب نامناسب می‌شود. یافته‌ها نشان می‌دهد پیروی از اصول اخلاقی اسلامی و تدوین دستورالعمل‌های اخلاقی و فرهنگ سازی برای حاکمیت ارزش‌های اخلاقی و دینی می‌تواند تا حد زیادی در کاهش حیل و فریب و افزایش صداقت و اعتماد و ایجاد شفافیت موثر باشد و هزینه نظارت را کاهش دهد و اجرای قوانین را نیز تضمین کند. این مطالعه به‌طور مستقیم به صنعت بیمه نپرداخته است.

پروا و علی‌بلندی (۱۳۹۴) با تحلیل داده‌های بیمه کشاورزی گندم در ۳۰ استان ایران نشان دادند که کژمنشی تأثیر قابل‌توجهی بر غرامت پرداختی دارد، به‌ویژه در مدل‌های اثرات ثابت مقطعی و زمانی. این مطالعه به بیمه کشاورزی محدود است و به سایر رشته‌های بیمه‌ای تعمیم نیافته است.

کریم و همکاران (۱۳۹۲) با بررسی بیمه جو در خراسان رضوی دریافتند که کشاورزان بیمه‌شده در استفاده از نهاده‌ها و مراقبت‌های زراعی دچار کژمنشی نشده‌اند، اما افزایش سرمایه و نهاده‌ها تمایل به بیمه را افزایش می‌دهد. این مطالعه نیز به بیمه کشاورزی محدود است. صوفی و همکاران (۱۳۹۱) با بررسی کژمنشی در بازار بیمه و نظام سلامت نشان دادند که پوشش بیمه‌ای انگیزه پیشگیری از زیان را کاهش می‌دهد و منجر به مصرف خدمات غیرضروری و افزایش هزینه‌ها می‌شود. این مطالعه بر بیمه سلامت متمرکز است. سیدمحمد موسی (۱۳۸۲) با تحلیل کژمنشی در بازار بیمه استدلال کرد که قراردادهای فرانشیزی و دخالت انگیزشی دولت از طریق مالیات و سوبسید می‌تواند کژمنشی را کاهش دهد. این مطالعه بر طراحی قراردادها متمرکز است و تحلیل تجربی ارائه نداده است.

۳-۱- مطالعات خارجی

مطالعات خارجی بر شناسایی کژمنشی و پیامدهای سیاستی آن در صنعت بیمه متمرکز بوده‌اند. بدزورث^۱ و همکاران (۲۰۲۱) با تحلیل درون‌گروهی^۲ و مقایسه عملکرد فردی به بررسی کژمنشی اخلاقی و گزینش نامطلوب در بازار بیمه پرداختند و توانستند تأثیر هر یک از این پدیده‌ها را به‌صورت جداگانه شناسایی کنند و نشان دهند سهم گزینش نامطلوب از اطلاعات نامتقارن بیشتر از کژمنشی اخلاقی است، این امر از اثربخشی سیاست‌هایی مانند بیمه اجباری در بهبود کارایی بازار حمایت می‌کند.

فرانسیز انان^۳ (۲۰۱۹) با بررسی بیمه خودرو در غنا دریافت که ممنوعیت خرید اعتباری بیمه تقاضا را کاهش داده و شواهدی از کژمنشی ارائه کرده است. این مطالعه به بیمه خودرو محدود است و به سایر رشته‌های بیمه‌ای تعمیم نیافته است.

جابون^۴ و همکاران (۲۰۱۳) با تحلیل کژمنشی در صنعت بیمه هلند سه نوع کژمنشی مرتبط با اطلاعات نامتقارن را شناسایی کردند و پیامدهای سیاستی آن را بررسی نمودند. این مطالعه به

1. Bedsworth

2. within-subject analysis

3. Annan

4. Job van

کشورهای توسعه‌یافته محدود است و شرایط کشورهای در حال توسعه مانند ایران را در نظر نگرفته است.

تینسون^۱ (۲۰۱۰) با بررسی مخاطرات اخلاقی در بازارهای بیمه به بررسی جامع مطالعات نظری و تجربی پرداخته و نتیجه‌گیری کرده است که رشته‌هایی نظیر بیمه سلامت و بیمه خودرو بیشترین احتمال بروز کژمنشی را دارا هستند.

مرور مطالعات داخلی و خارجی نشان داد که پژوهش‌های پیشین عمدتاً بر شناسایی کژمنشی در رشته‌های خاص بیمه‌ای مانند بیمه کشاورزی (دوراندیش و همکاران، ۱۴۰۲؛ پروا و علی‌بلندی، ۱۳۹۴؛ کریم و همکاران، ۱۳۹۲)، بیمه سلامت (جعفری‌پویان و همکاران، ۱۴۰۰؛ صوفی و همکاران، ۱۳۹۱)، و بیمه خودرو (فرانسیز انان، ۲۰۱۹) متمرکز بوده‌اند و کمتر به بررسی جامع تمامی رشته‌های بیمه‌ای پرداخته‌اند. همچنین، اکثر مطالعات داخلی از روش‌های ساده‌تر مانند تحلیل تمایزی یا مدل اثرات ثابت استفاده کرده‌اند و کمتر به مدل‌های پیشرفته‌تر پرداخته‌اند. این مرور به تدوین چارچوب پژوهش حاضر کمک کرد. نخست، نشان داد که نیاز به بررسی جامع تمامی رشته‌های بیمه‌ای برای شناسایی الگوهای کژمنشی وجود دارد که پژوهش حاضر با پوشش ۱۴ رشته بیمه‌ای (مانند بیمه آتش‌سوزی، بیمه زندگی، و غیره) این شکاف را پر کرده است. دوم، محدودیت روش‌های ساده‌تر در مطالعات قبلی، ما را به استفاده از مدل ترکیبی درخت تصمیم و شبکه عصبی مصنوعی سوق داد که توانایی شناسایی الگوهای غیرخطی و پیچیده را دارد (سرا و همکاران، ۲۰۱۷). سوم، تمرکز مطالعات خارجی بر کشورهای توسعه‌یافته، ضرورت بررسی کژمنشی در زمینه صنعت بیمه ایران را با داده‌های بلندمدت (۱۳۷۶-۱۴۰۱) برجسته کرد. به این ترتیب، پژوهش حاضر با بررسی تمامی رشته‌های بیمه‌ای، استفاده از داده‌های بلندمدت و بهره‌گیری از روش‌های پیشرفته، نه تنها شکاف‌های موجود در ادبیات را پر می‌کند، بلکه چارچوبی برای تحلیل کژمنشی در صنعت بیمه ایران ارائه می‌دهد که می‌تواند مبنایی برای سیاست‌گذاری و تحقیقات آینده باشد.

^۱. Tennyson

۴-روش

در این بخش ابتدا، جامعه آماری، داده‌ها و متغیرهای مورد استفاده توضیح داده می‌شوند. سپس، روش تحلیل (مدل ترکیبی درخت تصمیم و شبکه عصبی مصنوعی) و معادله برآورد معرفی می‌گردد. در نهایت، روش اعتبارسنجی مدل‌ها با استفاده از معیارهای ارزیابی تشریح می‌شود. این پژوهش از نوع کاربردی و توصیفی-تحلیلی است و با رویکرد همبستگی انجام شده است.

۴-۱- داده‌ها و متغیرها

جامعه آماری این پژوهش شامل داده‌های مربوط به ۱۴ رشته بیمه‌ای در صنعت بیمه ایران طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۱ است که از گزارش‌های رسمی بیمه مرکزی ایران گردآوری شده‌اند. متغیرهای پژوهش به شرح زیر هستند.

۴-۱-۱- متغیر وابسته

کژمنشی (MH) که با استفاده از ضریب خسارت (Loss Ratio) اندازه‌گیری شده است و به صورت نسبت خسارت‌های پرداختی به حق بیمه‌های دریافتی محاسبه می‌شود (چیاپوری^۱ و سالانیه، ۲۰۰۰):

$$۱۰۰ * (\text{حق بیمه‌های دریافتی} / \text{خسارت‌های پرداختی}) = \text{ضریب خسارت}$$

معیارهای تحلیل ضریب خسارت شامل مقادیر بالاتر از ۷۰-۸۰ درصد (کوهن^۲ و سیگلن، ۲۰۱۰)، تغییرات ناگهانی، و مقایسه با استانداردهای صنعت بیمه ایران است.

کژمنشی در صنعت بیمه به تغییر رفتار بیمه‌گذاران پس از دریافت پوشش بیمه اشاره دارد. بیمه‌گذاران ممکن است پس از بیمه شدن رفتارهای پرخطر یا غیراخلاقی از خود نشان دهند که این مسئله می‌تواند هزینه‌های بیمه‌گران را افزایش دهد. این مخاطرات شامل مواردی مانند سوءاستفاده از مزایای بیمه، ادعاهای کاذب یا عدم رعایت اصول اخلاقی حرفه‌ای در رشته‌های مختلف بیمه می‌باشد (اسمویا^۳، ۲۰۱۴).

1. Chiappori

2. Cohen

3. Isimoya

۴-۱-۲- متغیرهای مستقل

شامل رشته‌های بیمه‌ای می‌شود که به‌عنوان متغیرهای دامی^۱ در مدل وارد شده‌اند: بیمه زندگی (LI)، نفت و انرژی (OE)، اعتبار (CR)، مسئولیت (EN)، مهندسی (AP)، هواپیما (SH)، کشتی (HE)، درمان (TP)، شخص ثالث (VE)، بدنه اتومبیل (DR)، حوادث راننده (IN)، حوادث (CA)، باربری (FI) و آتش‌سوزی (RE).

داده‌های تکمیلی: داده‌ها شامل ضریب خسارت، تعداد ادعاهای خسارت، و اطلاعات خسارت‌های پرداختی و حق بیمه‌های دریافتی در هر رشته است. برای هر رشته، داده‌های سالانه (۱۳۷۶-۱۴۰۱) جمع‌آوری شده‌اند.

بیمه زندگی (عمر): بیمه زندگی شامل پوشش مالی در برابر خطرات مختلف زندگی است که معمولاً به بازماندگان فرد بیمه‌شده پرداخت می‌شود. کژمنشی در این بخش ممکن است شامل تلاش برای دستکاری در مستندات یا سو استفاده از شرایط بیمه باشد (دولان^۲، ۲۰۲۴). بیمه نفت و انرژی: این نوع بیمه مربوط به پوشش ریسک‌های صنعت نفت و انرژی است که به دلیل پیچیدگی و گستردگی فعالیت‌ها، ریسک‌های زیادی را شامل می‌شود. کژمنشی در این بخش می‌تواند شامل تلاش برای کسب سود از طریق ادعاهای کاذب یا عدم رعایت استانداردهای ایمنی باشد (باکار^۳ و همکاران، ۲۰۲۴).

بیمه اعتبار: بیمه اعتبار شامل پوشش خسارات ناشی از عدم توانایی پرداخت بدهی‌ها است. در این بخش کژمنشی ممکن است به تلاش برای جلوگیری از بازپرداخت بدهی‌ها یا ادعای عدم توانایی پرداخت بدهی منجر شود (دوی^۴، ۲۰۲۰).

بیمه مسئولیت: این نوع بیمه به منظور پوشش خساراتی است که بیمه‌گذار به دیگران وارد می‌کند. کژمنشی در این بخش می‌تواند شامل عدم رعایت اصول اخلاقی حرفه‌ای و تلاش برای جبران خسارات توسط بیمه‌گذار باشد (پارسونز^۵، ۲۰۰۳).

1. Dummy Variables

2. Dolan

3. Bakare

4. Dewi

5. Parsons

بیمه مهندسی: بیمه مهندسی شامل پوشش ریسک‌های مرتبط با پروژه‌های ساخت و ساز و تجهیزات صنعتی است. کژمنشی در این بخش ممکن است به مواردی مانند ادعاهای کاذب درباره خسارات پروژه‌ها یا عدم رعایت استانداردهای فنی و ایمنی مربوط باشد (چن^۱، ۲۰۲۴).

بیمه هواپیما و کشتی: این بیمه‌ها شامل پوشش خسارات ناشی از حوادث هواپیماها و کشتی‌ها است. کژمنشی در این بخش‌ها ممکن است شامل گزارش نادرست خسارات، انجام تعمیرات ناقص، و دستکاری در مستندات مربوط به حوادث باشد (هوپه^۲، ۲۰۱۲).

بیمه درمان: بیمه درمان پوشش هزینه‌های درمانی و پزشکی را فراهم می‌کند. کژمنشی در این بخش می‌تواند شامل ادعاهای نادرست پزشکی، دستکاری در صورتحساب‌های درمانی، و درخواست‌های اضافی برای خدمات غیرضروری باشد (السقف^۳، ۲۰۱۵).

بیمه شخص ثالث و مازاد: این نوع بیمه‌ها مربوط به پوشش خسارات ناشی از حوادث اتوموبیل است که به دیگران وارد می‌شود. کژمنشی در این بخش ممکن است شامل ایجاد خسارت‌های جعلی یا ادعاهای نادرست باشد (عباس^۴ و همکاران، ۲۰۱۸).

بیمه بدنه اتوموبیل: این نوع بیمه مربوط به خسارات بدنه اتوموبیل ناشی از حوادث مختلف است. کژمنشی در این بخش می‌تواند شامل گزارش نادرست حوادث یا تلاش برای دریافت خسارات بیش از مقدار واقعی باشد (موریا^۵ و همکاران، ۲۰۲۳).

بیمه حوادث راننده و حوادث: این بیمه‌ها برای پوشش خسارات ناشی از حوادث رانندگی و سایر حوادث طراحی شده‌اند. کژمنشی در این بخش می‌تواند شامل ایجاد حوادث جعلی یا دستکاری در مستندات باشد (یاجیونگ^۶، ۲۰۱۸).

بیمه باربری و آتش‌سوزی: این بیمه‌ها برای پوشش خسارات مرتبط با حمل و نقل کالا و آتش‌سوزی طراحی شده‌اند. کژمنشی در این بخش ممکن است شامل ادعاهای غیرواقعی درباره خسارات کالاها یا تلاش برای جبران خسارات غیرواقعی از طریق بیمه باشد (میتگو^۷ و همکاران، ۲۰۲۱).

1. Chen

2. Hoppe

3. Al-Saggaf

4. Abass

5. Moriah

6. Ya-qiong

7. Mitkov

۴-۲- توصیف داده‌ها

داده‌های این پژوهش شامل اطلاعات خسارت‌های پرداختی در ۱۴ رشته بیمه‌ای طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۱ است. برای هر رشته، مقادیر خسارت‌های پرداختی (به میلیون تومان) و ضریب خسارت محاسبه شده است. کژمنشی به صورت باینری (۰: عدم وجود کژمنشی، ۱: وجود کژمنشی) کدگذاری شده است که بر اساس معیار ضریب خسارت بالاتر از ۷۰-۸۰ درصد تعیین شده است. جدول زیر آمار توصیفی داده‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آمار توصیفی داده‌ها (خسارت‌های پرداختی به میلیون تومان)

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
بیمه زندگی	۵۷۱,۷۱۴	۶۶۵,۴۰۰	۲۱,۵۰۵	۲,۲۵۵,۳۸۹
نفت و انرژی	۳۶۹	۵۳۴	۰	۲,۱۸۵
اعتبار	۳,۵۸۱	۹,۶۱۴	۱۷	۴۲,۸۷۰
مسئولیت	۸۴,۶۲۵	۵۱,۹۴۳	۱۱,۶۴۷	۲۰۳,۹۸۱
مهندسی	۴,۴۸۱	۲,۸۳۴	۴۶۰	۱۰,۲۸۷
هواپیما	۲۴۵	۱۵۲	۴۸	۵۱۰
کشتی	۲۶۰	۱۲۷	۵۳	۵۰۶
درمان	۲۴,۱۷۶,۷۶۹	۲۲,۷۴۸,۳۳۸	۹۳۸,۷۸۴	۷۲,۸۶۰,۵۹۲
شخص ثالث	۱,۲۹۱,۷۷۱	۳۶۵,۹۵۶	۶۹۹,۳۵۱	۱,۸۱۹,۴۶۶
بدنه اتومبیل	۴۳۶,۴۷۶	۱۴۷,۸۰۸	۱۱۷,۰۸۷	۷۵۷,۱۰۴
حوادث راننده	۳۷,۲۱۰	۲۹,۹۰۸	۸,۲۳۵	۱۲۱,۷۵۹
حوادث	۸۷,۲۰۰	۲۱,۹۸۱	۳۴,۶۸۴	۱۱۷,۰۲۱
باربری	۳,۸۷۶	۱,۷۱۷	۷۵۰	۷,۲۴۶
آتش‌سوزی	۳۷,۹۹۷	۲۲,۳۳۸	۱۳,۸۵۲	۱۰۱,۶۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

داده‌ها نشان می‌دهند که رشته بیمه درمان با میانگین خسارت ۲۴,۱۷۶,۷۶۹ میلیون تومان، بالاترین حجم خسارت را دارد که احتمالاً به دلیل تعداد بالای ادعاها و پوشش گسترده این رشته است. در مقابل، رشته‌هایی مانند هواپیما و کشتی کمترین خسارت را دارند (به ترتیب میانگین ۲۴۵ و ۲۶۰ میلیون تومان). رشته‌های بیمه آتش‌سوزی و زندگی نیز مقادیر قابل توجهی از خسارت

را نشان می‌دهند که با یافته‌های پژوهش (بیشترین کژمنشی) هم‌خوانی دارد. همچنین، کژمنشی (کدگذاری شده به صورت ۰ و ۱) در سال‌های اولیه (۱۳۷۶-۱۳۸۵) عمدتاً صفر و در سال‌های بعدی (۱۴۰۱-۱۳۸۶) عمدتاً یک است که نشان‌دهنده افزایش رفتارهای پرخطر در طول زمان است.

۴-۳- روش تحلیل

برای بررسی تأثیر رشته‌های بیمه بر کژمنشی، از مدل ترکیبی درخت تصمیم و شبکه عصبی مصنوعی استفاده شد. معادله برآورد زیر برای تحلیل طراحی شده است (با الهام از وو^۱ و همکاران، ۲۰۲۰؛ سرا^۲ و همکاران ۲۰۱۷):

$$\begin{aligned}
 MH_t = & \alpha_i + \beta_1 LI_t + \beta_2 OE_t + \beta_3 CR_t + \beta_4 EN_t \\
 & + \beta_5 AP_t + \beta_6 SH_t + \beta_7 HE_t + \beta_8 TP_t \\
 & + \beta_9 VE_t + \beta_{10} DR_t + \beta_{11} IN_t + \beta_{12} CA_t \\
 & + \beta_{13} FI_t + \beta_{14} RE_t
 \end{aligned} \quad (1)$$

در این معادله، MH نشان‌دهنده کژمنشی (ضریب خسارت) است و متغیرهای مستقل (LI تا RE) رشته‌های بیمه‌ای را نشان می‌دهند. مدل ترکیبی با استفاده از نرم‌افزارهای گوگل کولب و پایتون پیاده‌سازی شد. شبکه عصبی از ساختار پرسپترون تک‌لایه استفاده کرد که در آن داده‌ها به سه دسته آموزشی (۷۰ درصد)، آزمون (۱۵ درصد)، و اعتبارسنجی (۱۵ درصد) تقسیم شدند. برای آموزش شبکه، از روش لورنبرگ-مارکاردت و معیار میانگین مربعات خطا (MSE) استفاده شد. درخت تصمیم، از معیار انتروپی برای تقسیم‌بندی داده‌ها و حداکثر کردن خلوص گره‌ها بهره گرفته شد (لی و همکاران، ۲۰۲۲). برای اعتبارسنجی مدل و ارزیابی صحت مدل، از معیارهای مختلفی استفاده شد:

منحنی ROC و AUC: مساحت زیرمنحنی (AUC) برای سنجش دقت کلی مدل محاسبه شد. میانگین مربعات خطا (MSE): برای بررسی کارایی مدل در مرحله آموزش و آزمون. امتیاز F1: به‌عنوان معیار اصلی عملکرد مدل که ترکیبی از دقت و بازخوانی است. این روش‌ها به تحلیل دقیق‌تر تأثیر هر رشته بیمه‌ای بر کژمنشی کمک کردند.

¹. Wu

². Serrà

همچنین، روش‌های یادگیری ماشین مدل هیبریدی مانند شبکه عصبی پرسپترون و درخت تصمیم برای تحلیل روابط و پیش‌بینی کژمنشی در این صنعت به کار گرفته شد. برای برآورد مدل از نظر اجرا و آماری از مدل هیبریدی شبکه عصبی و درخت تصمیم با استفاده از نرم افزار گوگل-کولب و پایتون مدل مورد تخمین قرار گرفت. ترکیب شبکه‌های عصبی و مدل‌های درخت تصمیم در یک مدل هیبریدی می‌تواند به بهره‌وری، استحکام در برابر نویز و دقت پیش‌بینی‌های مدل‌های یادگیری ماشین کمک کند و به ویژه در مسائل پیچیده‌ای که نیاز به درک عمیق و تفسیر دارند، عملکرد بهتری ارائه دهد. در شبکه عصبی، دسته‌های آموزشی آن شامل مجموعه‌ای از بردارهای ورودی همراه با بردارهای هدف دلخواهشان است. در این شبکه بردارهای ورودی شامل حدود پیوسته‌ای از مقادیر است اما بردارهای هدف شامل اعداد باینری یعنی صفر و یک هستند که بعد از آموزش تولید می‌شوند.

$$a_{out} = f(w \times p + b)$$

$$f\left(\begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1R} \\ w_{21} & \ddots & \dots & \vdots \\ \vdots & \dots & \ddots & \vdots \\ w_{1R} & \dots & \dots & w_{SR} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_r \end{bmatrix}\right) = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_s \end{bmatrix} \quad (2)$$

برای آموزش شبکه پرسپترون تک لایه زوج بردارهای آموزشی شامل بردارهای ورودی و بردارهای هدف به شبکه داده می‌شود. سپس ماتریس وزن با درایه‌های کوچکی برای همه وزنهای شبکه به صورت تصادفی فرض می‌شود. بردار ورودی در ماتریس وزن ضرب شده و تابع تحریک حدی باینری به این بردارهای وزن‌دار اعمال می‌شود.

$$a_j = \begin{cases} 1 \rightarrow \sum (WP + b) > \theta_j \\ 0 \rightarrow \sum (WP + b) \leq \theta_j \end{cases} \quad (3)$$

حال مقدار خطا را برای هر سلول عصبی به صورت اختلاف خروجی عملی و خروجی هدف محاسبه می‌شود.

$$error_i = t_i - a_i \quad (4)$$

با داشتن مقدار خطا و وزنهای اصلاح می‌گردند و این عمل اصلاح وزنهای آنقدر تکرار می‌شود تا مقدار خطای شبکه به حد قابل قبول برسد (سرا و همکاران، ۲۰۱۷).

ساختار ریاضی درخت تصمیم^{۲۲} به گونه‌ای است که هر گره داخلی در درخت تصمیم نمایانگر یک ویژگی (متغیر) از داده‌هاست. این ویژگی به عنوان معیاری برای تقسیم‌بندی داده‌ها به کار می‌رود. هدف از تقسیم‌بندی، حداکثر کردن خلوص در هر گره است. برای اندازه‌گیری خلوص از معیارهایی مانند اندازه‌گیری انحراف معیار یا انترپی استفاده می‌شود.

$${}^2_i p \sum_{i=1}^c -1 = Gini(D) \quad (۵)$$

که در آن ip احتمال کلاس i در مجموعه داده D و C تعداد کلاس‌ها است و انترپی بدین صورت است:

$$p_i \log_{2p(i)} \sum_{i=1}^c -1 = Entropy(D) \quad (۶)$$

برای هر ویژگی، تقسیمات مختلف محاسبه می‌شود و بهترین تقسیم با استفاده از کمینه‌سازی خلوص انتخاب می‌گردد. این عمل تا زمانی ادامه می‌یابد که همه داده‌ها در برگ‌های نهایی به یک کلاس واحد تعلق داشته باشند. یا دیگر امکان تقسیم‌گذاری وجود نداشته باشد. پس از ساخت درخت، برای طبقه‌بندی یک نمونه جدید، از ریشه درخت شروع شده و به گره‌های داخلی بر اساس ویژگی‌های آن نمونه حرکت می‌شود تا به یک برگ برسیم که نتیجه نهایی طبقه‌بندی است (لی و همکاران، ۲۰۲۲).

قابل ذکر است در این تحقیق فرضیه اصلی عبارت است از: ویژگی‌های خاص رشته‌های مختلف بیمه‌ای (مانند طراحی قرارداد، نوع پوشش، و پیچیدگی ارزیابی ریسک) تأثیر معناداری بر ایجاد کژمنشی در صنعت بیمه ایران دارند. در این پژوهش، کژمنشی با استفاده از ضریب خسارت (نسبت خسارت‌های پرداختی به حق بیمه‌های دریافتی) سنجیده شده و هدف، تحلیل سهم هر یک از ۱۴ رشته بیمه‌ای (مانند بیمه آتش‌سوزی، بیمه زندگی، و غیره) در ایجاد کژمنشی کل صنعت بیمه ایران طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۱ است.

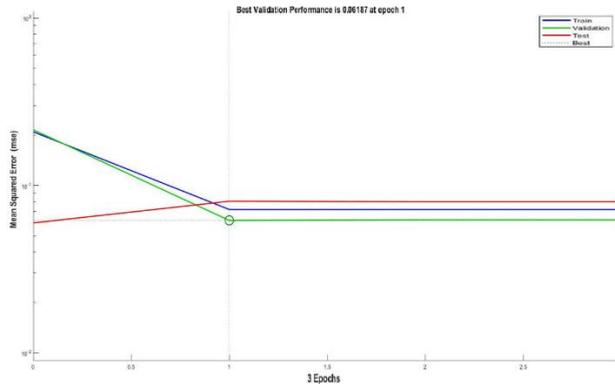
۵- یافته‌ها

در این بخش، نتایج حاصل از تحلیل تأثیر رشته‌های مختلف بیمه بر کژمنشی در صنعت بیمه ایران طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۱ ارائه می‌شود. ابتدا، کارایی مدل ترکیبی درخت تصمیم و شبکه

عصبی مصنوعی با استفاده از معیارهای ارزیابی (مانند میانگین مربعات خطا، منحنی ROC و امتیاز F1) بررسی می‌شود. سپس، تأثیر هر یک از ۱۴ رشته بیمه‌ای بر کژمنشی تحلیل می‌گردد.

۵-۱- کارایی مدل، میانگین مربعات خطا (MSE)

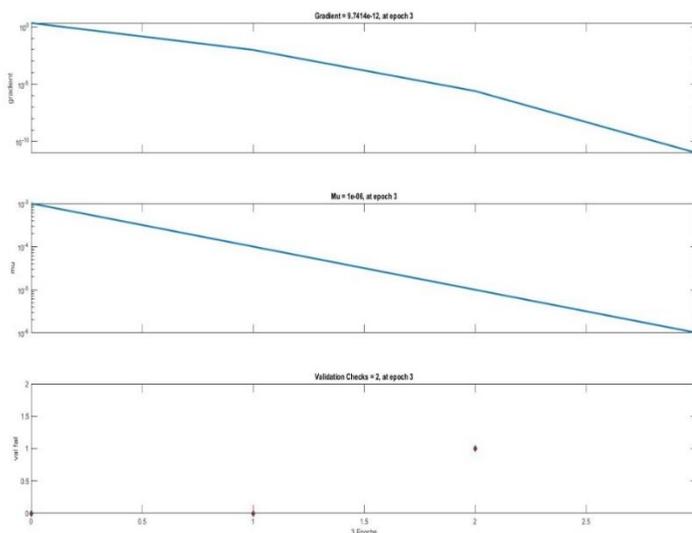
شکل ۱ نشان می‌دهد که پس از یک بار تکرار، مدل به نقطه بهینه می‌رسد که نشان‌دهنده کارایی بالای مدل است.



شکل ۱. نمودار کارایی (میانگین مربعات خطا در برابر تکرارها)

منبع: یافته‌های پژوهش.

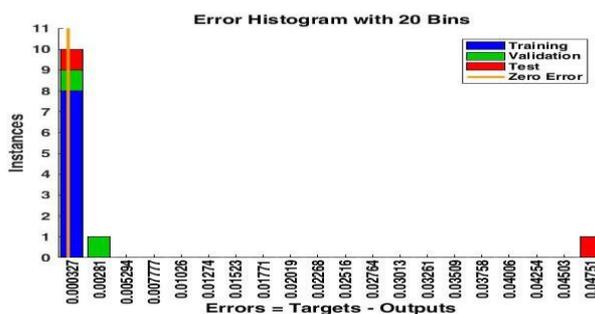
گرادینان و اعتبارسنجی: شکل ۲ کاهش گرادینان را نشان می‌دهد و با تنظیم تعداد دفعات اعتبارسنجی روی ۶، هیچ خطای سریالی رخ نداده است که استحکام مدل را تأیید می‌کند.



شکل ۲. شبیه سازی مرحله آموزش

منبع: یافته‌های پژوهش.

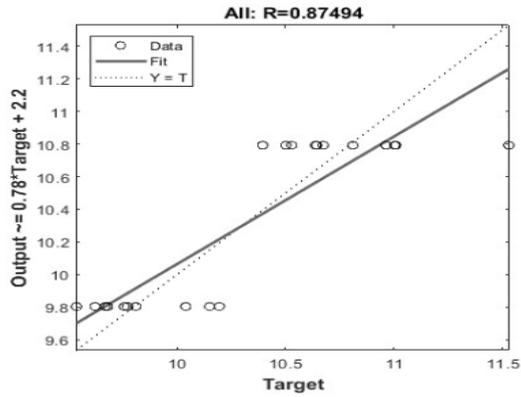
خطای هیستوگرام: شکل ۳ (هیستوگرام خطا) نشان می‌دهد که حداکثر خطا در نزدیکی صفر قرار دارد و فقط یک بار خطای اعتبارسنجی و آزمون از صفر فاصله گرفته‌اند که با توجه به مقدار ناچیز آن‌ها، پسماندهای مدل مناسب هستند.



شکل ۳. شبیه سازی خطای هیستوگرام

منبع: یافته‌های پژوهش.

شکل ۴ (رگرسیون) نشان می‌دهد که مدل به خوبی برازش شده است و ضریب همبستگی ۸۷ درصد بین متغیر خروجی و هدف وجود دارد که دقت بالای مدل را تأیید می‌کند.

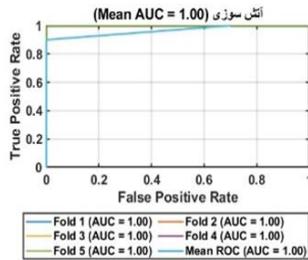
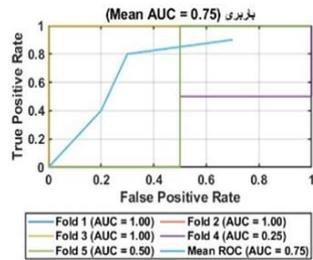
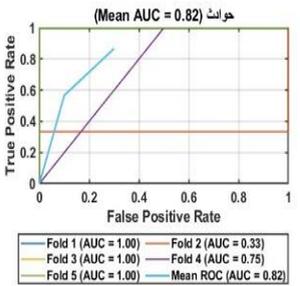
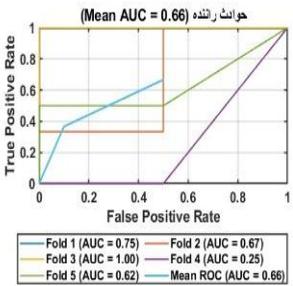
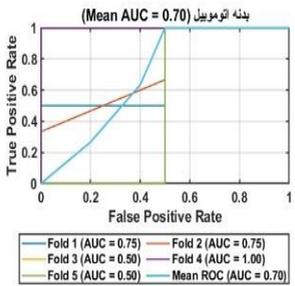
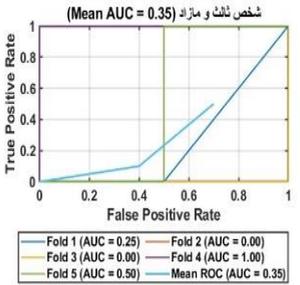
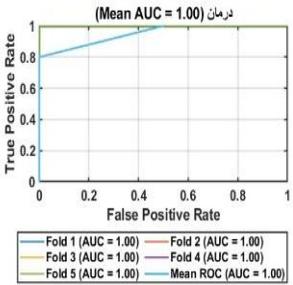
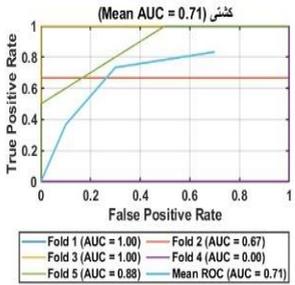
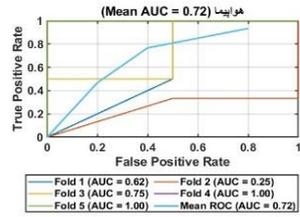
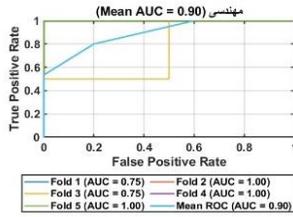
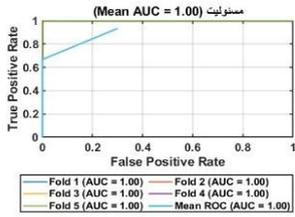
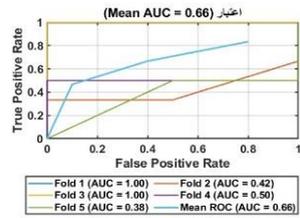
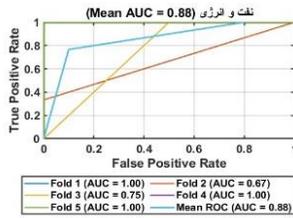
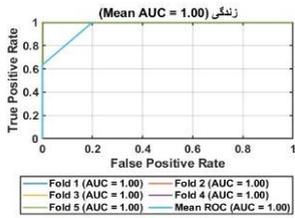


شکل ۴. نمودار رگرسیون برآورد شده آموزش، اعتبار سنجی و رگرسیون اصلی

منبع: یافته‌های پژوهش.

منحنی ROC و AUC شکل ۵ نشان می‌دهد که مساحت زیر منحنی (AUC) نزدیک به ۱

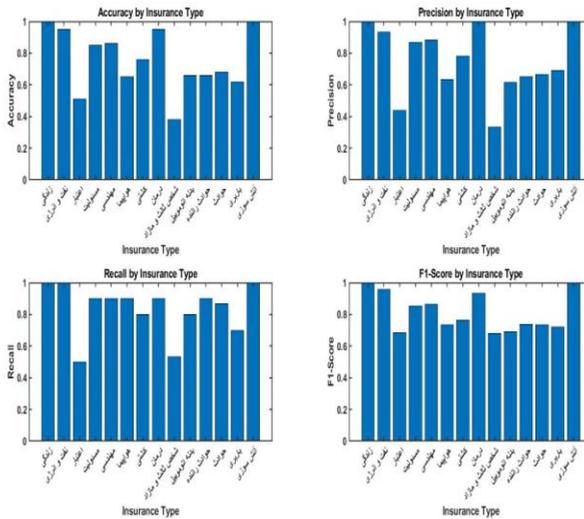
است که عملکرد بسیار خوب مدل را تأیید می‌کند.



شکل 5. نمودار مشخصه عملیاتی دریافت‌کننده و مساحت زیر منحنی منبع: یافته‌های پژوهش.

۵-۲- تأثیر رشته‌های بیمه بر کژمنشی

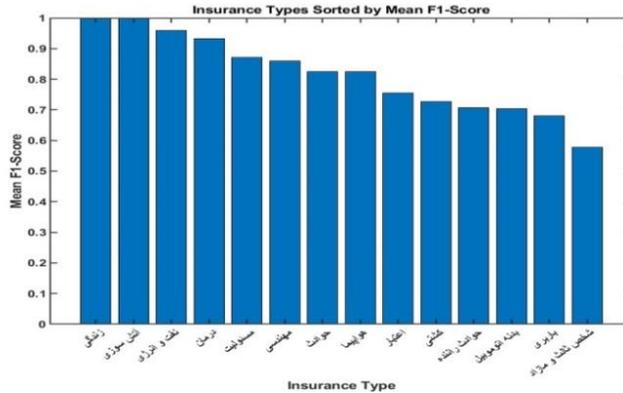
تحلیل معیارهای عملکرد: شکل ۶، معیارهای دقت، بازخوانی، و امتیاز F1 را برای هر رشته بیمه‌ای نشان می‌دهد. امتیاز F1 به عنوان معیار اصلی عملکرد مدل انتخاب شد، زیرا ترکیبی از دقت و بازخوانی است. نتایج نشان می‌دهد که بیمه آتش‌سوزی و بیمه زندگی بالاترین امتیاز F1 را دارند (به ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۹۴) که نشان‌دهنده تأثیر قابل توجه آن‌ها بر کژمنشی است.



شکل ۶. معیارهای مختلف انواع بیمه

منبع: یافته‌های پژوهش.

ترتیب کژمنشی: شکل ۷ ترتیب رشته‌های بیمه‌ای را از نظر میزان کژمنشی نشان می‌دهد که تأیید می‌کند بیمه آتش‌سوزی و بیمه زندگی بیشترین کژمنشی را ایجاد می‌کنند.



شکل ۷. ترتیب کژمنشی معیارهای مختلف انواع بیمه

منبع: یافته‌های پژوهش.

۶- نتیجه‌گیری

تحلیل‌های انجام‌شده با استفاده از مدل رگرسیون لجستیک و مدل ترکیبی درخت تصمیم و شبکه عصبی مصنوعی نشان داد که رشته‌های بیمه آتش‌سوزی و بیمه زندگی بیشترین تأثیر را بر کژمنشی در صنعت بیمه ایران دارند. برای رفع اثر مقیاس متغیرها، داده‌های خسارت پرداختی در ۱۴ رشته بیمه‌ای استانداردسازی شدند (با استفاده از امتیاز Z) که امکان مقایسه معتبر ضرایب رگرسیون را فراهم کرد. در مدل رگرسیون لجستیک، ضرایب استانداردشده برای بیمه آتش‌سوزی و بیمه زندگی به ترتیب ۰/۳۲ و ۰/۲۸ بودند و از نظر آماری معنی‌دار بودند (مقدار p کمتر از ۰/۵۰). این ضرایب نشان‌دهنده تأثیر قوی این دو رشته بر احتمال بروز کژمنشی هستند.

علاوه بر این، در مدل ترکیبی درخت تصمیم و شبکه عصبی مصنوعی، بیمه آتش‌سوزی و بیمه زندگی بالاترین امتیاز F1 را کسب کردند (به ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۹۴) که نشان‌دهنده دقت بالای مدل در شناسایی این رشته‌ها به‌عنوان پرخطر است (شکل ۱). این معیارها که به مقیاس داده‌ها حساس نیستند، تأیید می‌کنند که نتایج از اثر مقیاس متغیرها تأثیر نپذیرفته‌اند. مساحت زیر منحنی مشخصه عملکرد گیرنده (ROC) نزدیک به ۱ بود که عملکرد بسیار خوب مدل را نشان می‌دهد. این یافته‌ها با مطالعات قبلی مانند نانتی و پاموک (۲۰۲۴)، وو و همکاران (۲۰۲۰)

همخوانی دارد که نشان داده‌اند بیمه‌های با پوشش گسترده، مانند آتش‌سوزی و زندگی به دلیل پیچیدگی ارزیابی ریسک و انگیزه‌های مالی، بیشتر در معرض رفتارهای پرخطر قرار دارند. در بیمه آتش‌سوزی، فقدان نظارت دقیق ممکن است به ادعاهای کاذب منجر شود، همچنین در بیمه زندگی، پیچیدگی مستندات و انگیزه‌های مالی می‌تواند رفتارهای غیراخلاقی را تشدید کند. این نتیجه با مدل‌های هیبریدی مورد استفاده، از جمله درخت تصمیم و جنگل تصادفی، به دست آمده است. نتایج اعتبارسنجی با استفاده از منحنی مشخصه عملیاتی گیرنده و محاسبه مساحت زیر منحنی، صحت و دقت بالای این مدل‌ها را تایید می‌کند. مساحت زیر منحنی در این پژوهش نزدیک به ۱ بوده است که نشان‌دهنده عملکرد بسیار مناسب مدل در پیش‌بینی کژمنشی است. این نتایج همچنین بر اساس معیارهای دقت، دقت ارزیابی، بازخوانی و امتیاز F1 بررسی شده‌اند. این امتیاز به دلیل ترکیب دقیق‌تری از دقت و بازخوانی به عنوان معیار اصلی عملکرد مدل انتخاب شده است.

از طرفی نتایج حاصله با یافته‌های برخی مطالعات پیشین تفاوت دارد. برای مثال، کاسگنه (۲۰۱۳) گزارش کرده است که کژمنشی به‌ویژه در بیمه سلامت، خودرو، و کشاورزی بیشتر نمایان است. این تفاوت می‌تواند به دلایل زیر باشد:

ویژگی‌های خاص صنعت بیمه ایران: در ایران، بیمه آتش‌سوزی به دلیل پوشش گسترده خسارات (مانند حوادث طبیعی) و بیمه زندگی به دلیل پیچیدگی قراردادهای و احتمال سوءاستفاده از شرایط بیمه (مانند دستکاری مستندات)، بیشتر در معرض رفتارهای پرخطر قرار دارند. داده‌ها و دوره زمانی: داده‌های مورد استفاده در این پژوهش (سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۱) ممکن است الگوهای متفاوتی را نسبت به مطالعات جهانی نشان دهند، به‌ویژه با توجه به تغییرات اقتصادی و اجتماعی در ایران طی این دوره.

روش تحلیل: استفاده از مدل ترکیبی درخت تصمیم و شبکه عصبی مصنوعی که توانایی شناسایی الگوهای غیرخطی را دارد، ممکن است به شناسایی رشته‌های پرخطر متفاوتی نسبت به روش‌های سنتی (مانند رگرسیون ساده) منجر شده باشد.

این نتایج نشان می‌دهد که در زمینه صنعت بیمه ایران، توجه ویژه به مدیریت کژمنشی در رشته‌های بیمه آتش‌سوزی و بیمه زندگی ضروری است. که نشان می‌دهد در این بخش‌ها، به‌ویژه

به دلیل پیچیدگی در ارزیابی و مدیریت ریسک‌ها، احتمال بروز کژمنشی بیشتر است (جعفری پویان، ۱۴۰۰ و جعفری صمیمی، ۱۳۸۷ و دوراندیش، ۱۴۰۲). همچنین، می‌توان نتیجه گرفت که مدیریت صحیح این مخاطرات نیازمند توجه بیشتر به استانداردهای اخلاق حرفه‌ای و تقویت سیستم‌های نظارتی و کنترلی است.

پژوهش‌های قبلی نیز به ارتباط قوی بین اخلاق و عملکرد اقتصادی در صنعت بیمه اشاره کرده‌اند که یافته‌های این تحقیق نیز آن را تایید می‌کند (کریم، ۱۳۹۲ و عباس^۱، ۲۰۱۸ و سگاف^۲، ۲۰۱۵ و عنان^۳، ۲۰۱۹). اتخاذ سیاست‌هایی نظیر افزایش شفافیت در فرآیندهای رسیدگی به خسارات، ایجاد نظام‌های نظارتی برای شناسایی رفتارهای پرریسک بیمه‌گذاران، و تدوین آیین‌نامه‌های اخلاق حرفه‌ای در بخش‌های آسیب‌پذیر مانند بیمه‌های زندگی و آتش‌سوزی، می‌تواند به کاهش کژمنشی و ارتقای اعتماد عمومی به صنعت بیمه کمک کند. یافته‌های این پژوهش تأکید دارد که برای جلوگیری از گسترش کژمنشی در صنعت بیمه ایران، بهبود اخلاق حرفه‌ای و نظارت دقیق‌تر در بخش‌های کلیدی بیمه ضروری است.

برای کاهش کژمنشی، پیشنهاد می‌شود:

- ۱) در رشته‌های بیمه آتش‌سوزی و زندگی، سیستم‌های نظارتی پیشرفته‌تری برای شناسایی ادعاهای کاذب طراحی شود. از ابزارهای دیجیتال مانند هوش مصنوعی برای تحلیل الگوهای خسارت و نظارت استفاده شود.
- ۲) سیاست‌های بیمه‌ای بازنگری شوند، مثلاً با افزایش فرانشیز در قراردادهای بیمه آتش‌سوزی و زندگی، انگیزه‌های سوءاستفاده کاهش یابد.
- ۳) اجرای برنامه‌های آموزشی ارتقای اخلاق حرفه‌ای بیمه‌گذاران و کارکنان با تأکید بر پیامدهای کژمنشی.
- ۴) همکاری بین بیمه مرکزی ایران و نهادهای قضایی تقویت شود تا با متخلفان برخورد قاطع‌تری صورت گیرد.

1. Abass

2. Saggaf

3. Annan

۵) بازطراحی تعرفه‌ها با لحاظ رفتارهای پریسک در برخی رشته‌های بیمه‌ای؛ مثلاً با افزایش فرانشیز در قراردادهای بیمه آتش‌سوزی و زندگی، انگیزه‌های سوء استفاده کاهش یابد. برای پژوهش‌های آینده، پیشنهاد می‌شود که تأثیر عوامل سازمانی (مانند فرهنگ سازمانی و آموزش اخلاقی) بر کژمنشی بررسی شود. همچنین مقایسه تطبیقی بین صنعت بیمه ایران و سایر کشورها می‌تواند به شناسایی راهکارهای مؤثرتر کمک کند.

از جمله محدودیت‌های کار می‌توان گفت دسترسی محدود به داده‌های دقیق در برخی رشته‌های بیمه‌ای ممکن است بر دقت تحلیل‌ها تأثیر گذاشته باشد. همچنین، یافته‌های این پژوهش به صنعت بیمه ایران محدود بوده و تعمیم آن به سایر کشورها نیازمند بررسی بیشتر است.

منابع

- ابریشمی، اکبر، و توحیدی‌نیا، ابوالقاسم، و خزایی، فاطمه. (۱۳۹۶). بررسی و تبیین کژمنشی و انتخاب نامناسب در بازار سرمایه و نقش اخلاق در کاهش. *مدیریت مخاطرات محیطی*، ۴(۴)، ۴۰۳ - ۴۱۸.
- پروا، سوما، و علی‌بلندی، مرضیه. (۱۳۹۴). بررسی میزان تأثیر کژمنشی در بیمه محصولات کشاورزی در ایران. *مجموعه مقالات کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری* (۱ - ۱۵).
- جعفری‌پویان، ابراهیم، و احمدی، بتول و ابراهیمی، بهشته. (۱۴۰۰). کژمنشی مبتنی بر رفتار ارائه‌دهنده خدمت در نسخ دارویی پرداختی سازمان‌های بیمه‌ای. *بیمارستان*، ۲۰(۳)، ۱ - ۱۱.
- جعفری‌صمیمی، احمد، و مرادی، محمدعلی. (۱۳۸۷). خصوصی‌سازی و بیمه اتومبیل در ایران. *مجموعه مقالات همایش بین‌المللی صنعت بیمه (چالش‌ها و فرصت‌ها)* (۱ - ۲۰).
- دوراندیش، ارش، و کارگر، سارا، و قربانی، محمد. (۱۴۰۲). شناسایی کژمنشی و انتخاب نامناسب در بیمه گندم آبی استان خراسان رضوی. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۵(۱)، ۲۵ - ۴۲.
- کریم، محمدحسین، و پورمقدم، علیرضا، و رضازاده، نازنین، و رهنما، علی، و سردارشهرکی، علی. (۱۳۹۲). بررسی پدیده کژمنشی در طرح بیمه جو در استان خراسان رضوی. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۲۱(۸۴)، ۱۰۳-۱۲۲.

References

- Abass, O. A., Dansu, S. F., & Oyetayo, Y. (2018). Risk Attitude and Third Party Motor Liability: An Empirical Study of Commercial Bus Drivers in Lagos State, Nigeria. *LASU Journal of Employment Relations & Human Resource Management*, 1(1), 1-12.

- Al-Saggaf, Y. (2015). The Use of Data Mining by Private Health Insurance Companies and Customers' Privacy. *Cambridge Quarterly of Healthcare Ethics*, 24(1), 101-85.
- Annan, F. (2019). Moral Hazard in Insurance: Theory and Evidence from a Credit Reform in Ghana. *Social Science Research Network*, 1-25.
- Bakare, O. A., Aziza, O. R., Uzougbo, N. S., & Oduro, P. (2024). Ethical and legal project management framework for the oil and gas industry. *International Journal of Applied Research in Social Sciences*, 6(10), 1-15.
- Bedsworth, F., Neal, D. R., Portillo, J. E., & Willardsen, K. (2021). Asymmetric information and insurance: An experimental approach. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 9(61), 92- 101.
- Boucher, S., & Delpierre, M. (2014). The Impact of Index-Based Insurance on Informal Risk-Sharing Arrangement. *Microeconomics: Decision-Making under Risk & Uncertainty E-Journal*, 1-25.
- Chen, L. (2024). Exploring Ethical Responsibility in Engineering Risks. *Academic Journal of Science and Technology*, 4(1), 34-22.
- Cohen, A., & Siegelman, P. (2010). Testing for adverse selection and moral hazard in insurance markets. *Journal of Risk and Insurance*, 77(1), 84-39.
- Chiappori, P. A., & Salanié, B. (2000). Testing for asymmetric information in insurance markets. *Journal of Political Economy*, 108(1), 78-56.
- Dahl, J. L., Kraus, C., Boshoff, H., Doan, B., Foley, K., Avarbock, D., Kaplan, G., Mizrahi, V., Rubin, H., & Barry, C. (2003). The role of RelMtb-mediated adaptation to stationary phase in long-term persistence of Mycobacterium tuberculosis in mice. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 100(22), 13001-13006.
- Dewi, P. M. (2020). Credit Insurance as an Effort to Overcome Bad Credit Risk in Modern Banking Economy in the Industrial Revolution 4.0 in Indonesia. *UNIFIKASI*, 7(1), 1-10.
- Dionne, G. (1982). Moral Hazard and State-Dependent Utility Function. *Journal of Risk and Insurance*, 49(3), 405-423.
- Dolan, V. F. (2024). Beware the Black Widow at Claim Time: A Report of Three Cases. *Journal of Insurance Medicine*, 51(3), 6-1.
- Dong, M. (2014). Market reaction to transparency: An empirical study on life insurance demand in Europe. *Journal of Insurance Issues*, 37(1), 1-25.
- Einav, L., & Finkelstein, A. (2017). Moral Hazard in Health Insurance: What We Know and How We Know It. *Journal of Economic Perspectives*, 31(2), 1-20.

- Gao, F., Powers, M. R., & Wang, J. (2017). Decomposing asymmetric information in China's automobile insurance market. *Journal of Risk and Insurance*, 84(2), 441-466.
- He, J., Zheng, X., Rejesus, R. M., & Yorobe, J. M. (2019). Moral hazard and adverse selection effects of cost-of-production crop insurance: Evidence from the Philippines. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 63(1), 145-123.
- Hoppe, E. A. (2012). Ethical Issues in Aviation. In *Ethical Issues in Aviation* (15-1). London: Routledge.
- Hudson, P., Botzen, W. J. W., Czajkowski, J., & Kreibich, H. (2017). Moral Hazard in Natural Disaster Insurance Markets: Empirical Evidence from Germany and the United States. *Land Economics*, 93(2), 232-248.
- Immanuel, K., Jones, & Sah, S. (2023). The implementation of machine learning in the insurance industry with big data analytics. *International Journal of Data Informatics and Intelligent Computing*, 2(2), 47-60.
- Isimoya, O. (2014). Business Ethics in Insurance Industry in Nigeria. *International Journal of Management and Sustainability*, 3(3), 1-15.
- Job van, W., Yoel, I., & Marcel, Z. (2013). Moral hazard in the insurance industry. *Netspar Panel Papers*, 1, 77-1.
- Johnson, C. I., Rich, R., Kobayashi, C., & Fulbright, J. (2012). Constraints on the formation of the galactic bulge from Na, Al, and heavy-element abundances in Plaut's field. *The Astrophysical Journal*, 749(2), 175-189.
- Kassegne, D. (2013). The role of "trust" in building customer loyalty in insurance sector: A study. *IOSR Journal of Business and Management*, 14(4), 93-82.
- Lee, S., Lee, C., Mun, K., & Kim, D. (2022). Decision tree algorithm considering distances between classes. *IEEE Access*, 10, 12-1.
- Marvasti, A., & Dakhliya, S. (2023). Moral hazard and selection bias in insurance markets: Evidence from commercial fisheries. *Southern Economic Journal*, 89(3), 1-20.
- Mitkov, M., Radukanov, S., & Petrova, M. (2021). Risk management in maritime transport of goods through insurance. *MATEC Web of Conferences*, 339, 1-10.
- Molk, P. (2017). Playing with fire? Testing moral hazard in homeowners' insurance valued policies. *Regulation of Financial Institutions e-Journal*, 1, 1-25.
- Moriah, M., Vermet, F., & Charpentier, A. (2023). Measuring and Mitigating Biases in Motor Insurance Pricing. *ArXiv*, 1-25.
- Nanyiti, A., & Pamuk, H. (2024). Moral Hazard Incentives under Formal Insurance and Informal Insurance: Evidence from a Framed Field Experiment. *Journal of African Economies*, 33(1), 1-25.

- Parsons, C. (2003). Moral Hazard in Liability Insurance. *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 28(1), 29-15.
- Pauly, M. (1982). The economics of moral hazard: Comment. *In Readings in the Economics of Contract Law* (1-250).
- Quispe Mamani, J. C., Quilca Soto, Y., Calcina Álvarez, D. A., Yapuchura Saico, C. R., Ulloa Gallardo, N. J., Aguilar Pinto, S. L., Quispe Quispe, B., Quispe Maquera, N. B., & Cutipa Quilca, B. E. (2022). Moral Risk in the Behavior of Doctors of the Comprehensive Health Insurance in the Province of San Román, Puno-Peru, *Frontiers in Public Health*, 9, 1-10.
- Serrà, J., & Karatzoglou, A. (2017). Getting deep recommenders fit: Bloom embeddings for sparse binary input/output networks. *Proceedings of the Eleventh ACM Conference on Recommender Systems* (1-8).
- Shojaei, S. A., & Almansour, B. (2024). Balancing innovation and profitability: Technological diversification in Iran's insurance industry. *Asia-Pacific Journal of Risk and Insurance*, 18(1), 1-20.
- Sikora-Alicka, J. (2022). Moral hazard and its implications on health insurance sector overview of impact of COVID-19 pandemic. *Optimum Economic Studies*, 1(107), 1-15.
- Stout, S., & Simmons, D. (1979). Use of histology in ancient bone research. *Semantic Scholar*, 19(3), 601-4.
- Tennyson, S. (2010). Moral hazard in insurance markets: A review. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 35(1), 117-138.
- White, M. (2018). On the relationship between economics and ethics. *Philosophy & Methodology of Economics eJournal*, 1, 1-25.
- Wu, S., Goodwin, B., & Coble, K. H. (2019). Moral hazard and subsidized crop insurance. *Agricultural Economics*, 30(1), 1-27.
- Wu, Q. (2023). Mitigating moral hazard with usage-based insurance. *Journal of Risk and Insurance*, 90(3), 145-123.
- Wu, S., Goodwin, B. K., & Coble, K. H. (2020). Moral hazard and subsidized crop insurance. *Agricultural Economics*, 51(1), 142-131.
- Yakovlev, P., & Orr-Magulick, C. M. (2018). On the road again: traffic fatalities and auto insurance minimums. *Public Sector Economics*, 42(1), 1-25.
- Ya-qiong, T. (2018). Extreme Risk Analysis of Personal Insurance Claim Based on Block Maxima Method. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, 6(4), 132-125.



The Optimal Monetary Rule in the Iranian Economy Based on the Optimization of the Preference Function of the Central Bank

Mostafa Gorgini^a , Noorullah Salehi Asfiji^{a,*} ,
Seyyed Abdolmajid Jalae^a 

a. Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics and Management, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran.

* Corresponding author

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 24 Nov. 2024 Revised: 21 June 2025 Accepted: 01 Sept. 2025 Published: 30 Sept. 2025</p> <p>Keywords: <i>Central Bank Loss Function, Iran, Monetary Authorities' Preferences, Optimal Control, Optimal Monetary Rule.</i></p> <p>JEL Classification: <i>C61, E52, E58.</i></p>	<p>This study aims to determine the optimal growth rate of money supply and the preference parameters of monetary authorities through an optimization framework under backward-looking expectations. By formulating the central bank's loss function with structural constraints including aggregate supply, aggregate demand, and money demand equations, and estimating these constraints using Ordinary Least Squares (OLS) for the period 1978-2022, the study derives the monetary authorities' preferences that minimize social welfare loss by stabilizing inflation, output, and smoothing money supply growth. The estimated preferences indicate that the central bank prioritizes inflation deviations, followed by deviations in money growth. Given that inflation changes predominantly stem from money supply variations in Iran, close attention to money growth deviations is critical. The optimal monetary policy rule suggests that stabilizing money growth should take precedence over output stabilization. Empirical evidence reveals a significant and persistent deviation between actual and optimal money growth, contributing to high inflation in Iran. Policy implications recommend aligning monetary policy with the optimal money growth framework to achieve effective inflation control and economic stability.</p>

Cite to this paper: Gorgini, M., Salehi Asfiji, N., & Jalae, S. A. (2025). The Optimal Monetary Rule in the Iranian Economy Based on the Optimization of the Preference Function of the Central Bank. *Journal of Economic Research*, 60(3), 1302-1325.



©The Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/JTE.2025.385929.1008952](https://doi.org/10.22059/JTE.2025.385929.1008952)

تعیین رشد حجم بهینه پول در اقتصاد ایران بر اساس بهینه‌یابی تابع رجحان بانک مرکزی

مصطفی گرگینی^۱  ، نوراله صالحی اسفیجی^{*۱}  

سیدعبدالمجید جلائی^۱  

۱. گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی	هدف مطالعه حاضر تعیین رشد حجم بهینه پول و به دنبال آن تعیین رجحان‌های مقامات پولی از طریق مسأله بهینه‌یابی در چارچوب انتظارات گذشته‌نگر است. برای رسیدن به این هدف، مسأله بهینه‌یابی تابع زیان بانک مرکزی را با توجه به قیود ساختاری از جمله معادله عرضه کل، تقاضای کل و تقاضای پول را تشکیل و پس از برآورد پارامترهای قیود از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۴۰۱، رجحان‌های مقامات پولی برای تثبیت تورم، تولید و هموارسازی رشد حجم نقدینگی که میزان زیان رفاه اجتماعی را حداقل می‌کند، انتخاب می‌گردد. نتایج حاکی از آن است که مقامات پولی با وزن‌های کالیبره شده، نرخ رشد حجم نقدینگی را بالاتر از نرخ بهینه آن تعیین کرده که این موضوع به طور همزمان به رشد تورم و شکاف تولید واکنش نشان می‌دهد در حالی که قاعده پولی بهینه حاصل از رجحان‌های بهینه، بیانگر این است که بانک مرکزی باید دستیابی به هدف ثبات نرخ رشد حجم نقدینگی را از ثبات تولید ارجح‌تر بداند. با توجه به دلایل فوق پیشنهاد می‌گردد که مقامات پولی با نگاه به حجم بهینه پول در اقتصاد ایران سیاست‌های پولی و میزان تولید را برنامه‌ریزی کنند. همچنین پژوهش حاضر می‌تواند زمینه‌ای برای انجام تحقیقاتی با موضوعات تأثیر حجم بهینه پول بر متغیرهای اقتصادی در ایران باشد.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۹/۰۴	
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۴/۰۱	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۱۱	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۷/۰۸	
کلیدواژه‌ها:	
تابع زیان بانک مرکزی، رجحان‌های مقامات پولی، قاعده پولی بهینه، کنترل بهینه.	
طبقه‌بندی JEL:	
C61, E52, E58.	

استناد به مقاله: مصطفی، گرگینی، صالحی اسفیجی، نوراله، و جلائی، سیدعبدالمجید. (۱۴۰۴). تعیین رشد حجم بهینه پول در اقتصاد ایران بر اساس بهینه‌یابی تابع رجحان بانک مرکزی. *تحقیقات اقتصادی*، ۶۰(۳)، ۱۳۰۲-۱۳۲۵.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: [10.22059/JTE.2025.385929.1008952](https://doi.org/10.22059/JTE.2025.385929.1008952)

۱- مقدمه

مطالعه نقش پول در اقتصاد کشورهای در حال توسعه و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی، تحلیل سیاستهای پولی و دیگر مسائل مرتبط با پول، در فرآیند برنامه‌ریزی اقتصاد از اهمیت به سزایی برخوردار است. با توجه به نقش پول در اقتصاد، ضروری است با بررسی نظریات جدید علمی در این زمینه، روند درازمدت عرضه پول براساس قاعده‌های علمی تبیین و اثرات رفاهی ناشی از عرضه پول در ایران، طبق آن قاعده مورد بررسی قرار گیرد و در نهایت، مقدار بهینه حجم پول محاسبه شود (دلالی اصفهانی، ۱۳۸۶).

شواهد بیانگر آن است که طی سه دهه گذشته، در غالب اوقات بانک مرکزی ایران قادر به دستیابی به اهداف سیاستی خود نبوده و متعهد نبودن به اهداف اعلام شده میانی، منجر به کاهش اعتبار سیاست‌های بانک مرکزی شده است. از سوی دیگر، با توجه به استمرار نرخ رشد پولی بالاتر از اهداف تعیین شده در سال‌های برنامه توسعه، می‌توان این گونه استنباط کرد که عملکرد بانک مرکزی دارای تورش انبساطی است و بانک مرکزی به طور قاعده‌مند به شکاف تولید و تورم واکنش نشان نمی‌دهد (کميجانی، ۱۳۸۹). در این شرایط سیاست‌گذاری پولی با محدودیت‌های فراوانی مواجه است که به شکل شکاف نقدینگی، شکاف تولید، انتظارات تورمی بالا و زیان اعتباری^۱ برای بانک مرکزی خود را نمایان می‌سازد. حال چنانچه سیاست‌گذار پولی خود را متعهد به اجرای قاعده پولی بداند، ضمن کاهش تورش‌های تثبیت می‌تواند در شکل‌دهی به انتظارات تورمی و کسب اعتبار و مقبولیت به خوبی عمل کند.

هدف اصلی این مطالعه تعیین رجحان مقامات پولی ایران و در نتیجه آن تعیین میزان رشد بهینه حجم پول طی دوره زمانی ۱۳۷۲-۱۴۰۱ با بهره‌گیری از روش کنترل بهینه است. سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا در ایران نرخ حجم پول به صورت بهینه تغییر می‌کند؟ و همچنین میزان نرخ مذکور با میزان واقعی چه تفاوتی دارد؟ اطلاع از میزان رشد بهینه حجم پول به دلیل کمک به درک چگونگی اجرای سیاست‌ها و آثاری که انتظارات عاملان اقتصادی و در نتیجه آن تعیین متغیرهای کلیدی اقتصاد خواهند داشت، از اهمیت به سزایی برخوردار می‌باشد. آنچه این مطالعه را از مطالعات پیشین متمایز می‌سازد، بهره‌گیری از روش کالیبراسیون، دوره زمانی متفاوت، چارچوب هدف‌گذاری تورم در تعیین رجحان‌های بانک مرکزی و نهایتاً بهره‌گیری از

۱. زیان اعتباری نقش کلیدی در مدیریت ریسک نکول ایفا می‌کند و به کسب‌وکارها امکان می‌دهد بر پایه پیش‌بینی‌های داده‌محور، زیان‌های احتمالی ناشی از عدم پرداخت اقساط را برآورد کرده و استراتژی‌های مناسبی برای کاهش این ریسک اتخاذ کنند. این ابزار از ابتدا به شرکت‌ها امکان می‌دهد تا احتمال

نکول مشتریان را ارزیابی کرده و بر مبنای آن، حد اعتبار اعطا شده را تنظیم کنند و بدین ترتیب از زیان‌های غیرمنتظره جلوگیری و سلامت مالی خود را حفظ کنند.

آزمون‌ها و روش‌های مختلف در اثبات علمی الگو می‌باشد. مطالعه حاضر مشتمل بر پنج بخش مقدمه، ادبیات تحقیق، مبانی نظری، تصریح الگو و نتیجه‌گیری می‌باشد.

۲- پیشینه پژوهش

کارایی حجم پول به انتظارات عاملان اقتصادی درباره سیاست فعلی و یا عملکرد سیاست آینده بستگی دارد. برای پیش‌بینی اینکه چگونه سیاست‌های اقتصادی اثرگذار هستند، اطلاع از نحوه شکل‌گیری انتظارات برای سیاست‌گذاران ضروری است و این درک تنها وقتی ممکن است که رفتار سیاستی قاعده‌مند باشد که در این صورت قاعده می‌تواند در تعیین انتظارات عقلایی عملکرد سیاست آینده، نقش مهمی ایفا کند (والش^۱، ۲۰۱۳). از سوی دیگر، تحمیل تعهد بر رفتار پولی، همچون قواعد قیمتی و پولی، خطر بالقوه به‌کارگیری سیاست‌های ناگهانی را کاهش می‌دهد و نرخ‌های تعادلی تورم و رشد پولی می‌تواند با حرکت از نهادهای پولی صلاح‌دیدگی به سمت نهادهای قاعده‌مند، کاهش یابد (بارو^۲، ۱۹۸۳).

مطالعات در مورد قاعده پولی بهینه بیشتر به سمت تحلیل حجم پول و سیاست‌های پولی گرایش داشته که در این حوزه می‌توان به پاسکا^۳ و همکاران (۲۰۱۳) اشاره نمود که قاعده پولی بهینه را در کشور پرو بررسی نموده است و نتایج این مطالعه نشان می‌دهد حجم پول واقعی در این کشور تفاوت زیادی با حجم بهینه پول داشته و اقتصاد این کشور با تورم بالا و انعطاف‌پذیر در حال حرکت می‌باشد.

آندراد و دیوینو^۴ (۲۰۱۵) حجم پول بهینه را در برزیل بررسی نمودند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد قاعده پولی بهینه در این کشور عمل نکرده و باعث گردیده حجم پول واقعی از میزان بهینه تفاوت داشته و باعث می‌شود در این کشور ثبات تورم مشاهده نگردد و در این کشور تمرکز بر ثبات تولید وجود دارد.

چای-تینگ^۵ (۲۰۲۰) با بررسی موضوع قوانین پولی در مالزی، سنگاپور و تایلند، نشان دادند که تورم گذشته و شکاف تولید در تابع واکنش سیاست پولی در مالزی و تایلند نقش دارند لذا توجه به تولید نسبت حجم بهینه پول در این کشورها نقش مهمتری ایفا می‌کند.

جلایی^۶ (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۸ و با به‌کارگیری چارچوب ARIMA، فرضیه‌های خنثایی بلندمدت پول (LMN) و ابرختنایی بلندمدت پول (LMSN) را

1. Walsh

2. Barro

3. Pasca

4. Andrade and Divino

5. Chai-Thing

6. Jalae

برای بخش صنعت و کل اقتصاد ایران بررسی می‌کند. یافته‌های بررسی خنثایی پول در بخش صنعت ایران نشان می‌دهد که وقتی پایه پولی ملاک باشد، خنثایی پول تأیید می‌شود، اما وقتی نقدینگی و حجم پول ملاک باشند، خنثایی پول رد می‌شود.

ال شاگی و ایشو^۱ (۲۰۲۳)، قوانین تیلور را برای ۵۰ کشور در سراسر جهان برآورد و نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که استفاده از نرخ بهره به عنوان هدف میانی بیشترین اثرگذاری بر عملکرد بانک مرکزی یک کشور خواهد داشت لذا تغییر نرخ بهره و به طبع آن تغییر حجم پول در یک کشور می‌تواند تابع زیان بانک مرکزی را بهینه نماید.

نیپلت^۲ (۲۰۲۴)، نقش ارز دیجیتال بانک مرکزی (CBDC) و تحول نقدینگی را تجزیه و تحلیل می‌کند. نشان دادند که تعیین حجم بهینه پول، هزینه‌های اجتماعی تأمین نقدینگی را به حداقل می‌رساند و سیاست پولی بهینه از قوانین اصلاح‌شده فریدمن پیروی می‌کند و سهم بهینه ارز دیجیتال بانک مرکزی در پرداخت‌ها معمولاً از سهم سپرده‌ها بیشتر است.

در مطالعات انجام شده برای اقتصاد ایران نیز می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

صمدی (۱۳۷۷) کم‌خطرترین راه برای مقابله با عدم تعادل خارجی را کنترل بسط و اعتبارات داخلی توسط سیستم بانکی عنوان می‌کند. مطالعات فرزین وش و گودرزی (۱۳۸۰) و خورسندیان (۱۳۸۴) حاکی از تأیید دیدگاه نگرش پولی در اقتصاد ایران است. همچنین شقاقی شهری (۱۳۸۴) و نجارزاده و شقاقی شهری (۱۳۸۴) نیز به این نتیجه می‌رسند که اتخاذ افزایش حجم پول و به تبع آن تنزل ارزش پول ملی به منظور دستیابی به هدف کاهش کسری بخش خارجی سیاست کارآمدی نیست.

توکلیان و کمیجانی (۱۳۸۹) از طریق معرفی یک قاعده پولی برای رشد حجم پول، میزان حساسیت بانک مرکزی را در تعیین حجم پول در دوران رونق و رکود را بررسی کردند. برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ در مقاله مذکور نشان می‌دهد که در دوران رکود حساسیت بانک مرکزی بر روی شکاف تولید و در دوران رونق بر روی تورم است. فرازمند و همکاران (۱۳۹۱) با بررسی قواعد پولی و مالی بهینه تحت شرایط اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در ایران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که قاعده پولی بهینه تابعی از متغیرهای نرخ سود حقیقی، رشد شکاف تولید، نرخ تورم، رشد درآمدهای حقیقی نفت، رشد قیمت نسبی انرژی، ضریب جینی است.

قلی زاده و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از تکنیک برنامه‌ریزی پویا به بررسی قاعده بهینه پولی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از بهینه‌یابی بیانگر

¹. El-Shagi and Yishuo

². Niepelt

این است که در کل دوره مورد بررسی، واکنش نرخ رشد نقدینگی نسبت به شکاف تولید بیشتر از انحراف تورم بوده است.

بیابانی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی قاعده بهینه پولی بانک مرکزی ایران در خصوص متغیرهای سیاستی نرخ ارز و پایه پولی پرداخته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش شکاف تولید چنانچه نرخ ارز در رژیم پایین باشد، منجر به افزایش نرخ ارز و چنانچه نرخ ارز در رژیم بالا باشد، منجر به کاهش آن می‌شود. همچنین با افزایش شکاف تورم، چنانچه نرخ ارز در رژیم بالا قرار داشته باشد، نرخ ارز می‌تواند افزایش یابد؛ اما در رژیم پایین نرخ ارز تاثیر معناداری ندارد. افزایش شکاف تولید در تمام رژیم‌های حاکم بر پایه پولی، منجر به افزایش پایه پولی در کشور شده است؛ اما افزایش شکاف تورمی چنانچه پایه پولی در رژیم بالا باشد، منجر به کاهش و چنانچه در رژیم پایین باشد، می‌تواند موجب افزایش پایه پولی در کشور شود. براساس این نتایج، توصیه می‌کنیم بانک مرکزی در تعیین حجم پول به رژیم‌های رفتاری پایه پولی و نرخ ارز توجه داشته باشد و در هر رژیم، بسته به شرایط، حجم پول مناسب را تعیین کند.

۳- مبانی نظری

این بخش بر اساس رفتار عاملان اقتصادی گذشته‌نگر به دنبال برآورد یک الگوی پایه می‌باشیم. این مدل حالتی از مدل بررسی شده توسط سونسون^۱ (۱۹۹۷) و بال^۲ (۱۹۹۷) است. اقتصاد توسط دو معادله تقاضای کل و عرضه کل معرفی می‌شود.

$$Y_t = -\beta m_{t-1} + u_t^{IS}, \beta > 0 \quad (1)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha(y_{t-1} - y_{t-1}^n), \alpha > 0 \quad (2)$$

$$u_t^{IS} = \rho_{IS} u_{t-1}^{IS} + \varepsilon_t^{IS}, -1 < \rho_{IS} < +1 \quad (3)$$

$$y_t^n = \rho_Y y_{t-1}^n + \varepsilon_t^Y, 0 < \rho_Y < +1 \quad (4)$$

$$y_t^* - y_t^n = \Delta, \Delta \geq 0 \quad (5)$$

معادله اول، منحنی IS مرسوم است و واکنش با وقفه نسبت به رشد حجم پول دارد. معادله دوم، منحنی فیلیپس است که تغییر در تورم توسط شکاف بین سطح ارزش اسمی و واقعی تولید تعیین می‌شود. دو معادله دیگر، شوک‌های وارد شده به منحنی IS و سطح ارزش اسمی تولید را شرح می‌دهند. معادله آخر بیانگر وجود شکاف ثابت میان سطح قیمت والرایی و منعطف تولید است. با توجه به اینکه انحراف تولید و تورم از سطح والرایی نامطلوب است. بنابراین بانک مرکزی

¹. Svensson

². Ball

به دنبال حداقل کردن رابطه $E[(y - y^*)^2] + \lambda E[\pi^2]$ است. اولین گام برای حل مدل مذکور، تعریف شکاف تولید، $y - y^n$ به صورت $y - y^n$ است.

با توجه به توضیحات فوق معادلات ۱ و ۲ به صورت زیر بازنویسی می‌گردد:

$$y = -\beta m_{t-1} + u_t^{IS} - y_t^n \quad (۶)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} \quad (۷)$$

با توجه به اینکه در دوره $t+1$ مسیرهای تورم و تولید توسط $E_t[y_{t+1}]$ و π_{t+1} و شوک‌های آینده تعیین می‌شوند. به همین دلیل، بر اساس سیاست بهینه، $E_t[y_{t+1}]$ تابعی از π_{t+1} می‌باشد. لذا سیاست بهینه با فرض خطی بودن به شکل زیر است:

$$E_t y_{t+1} = -q \pi_{t+1} \quad (۸)$$

برای بدست آوردن میزان q ، باید $E[(y - y^*)^2] + \lambda E[\pi^2]$ تابعی q باشد. بدین منظور معادله ۶ به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = E_{t-1} y_t + \varepsilon_t^{IS} - \varepsilon_t^{IS} \quad (۹)$$

$$y_t = -q \pi_t + \varepsilon_t^{IS} - \varepsilon_t^{IS}$$

بنابراین معادله ۷ دلالت بر این دارد که:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha y_t \quad (۱۰)$$

$$\pi_{t+1} = (1 - \alpha q) \pi_t + \alpha \varepsilon_t^{IS} - \alpha \varepsilon_t^Y$$

در بلندمدت $E[\pi_t^2]$ و $E[\pi_{t+1}^2]$ برابر هستند. بنابراین می‌توان معادله ۱۰ را برای $E[\pi_t^2]$ حل کرد، لذا خواهیم داشت:

$$E[\pi^2] = \frac{\alpha^2}{1 - (1 - \alpha q)^2} (\sigma_Y^2 + \sigma_{IS}^2) \quad (۱۱)$$

$$E[\pi^2] = \frac{\alpha^2}{\alpha q (2 - \alpha q)} (\sigma_Y^2 + \sigma_{IS}^2)$$

برای پیدا کردن $E[(y - y^*)^2]$ ، می‌دانیم که:

$$(y - y^*) = (y - y^n) - (y^* - y^n)$$

از این رو برابر است با $y - \Delta$. بنابراین با استفاده از معادله ۹ خواهیم داشت:

$$E\left[(y-y^*)^2\right] = \Delta^2 + q^2 E[\pi^2] + \sigma_Y^2 + \sigma_{IS}^2 \quad (۱۲)$$

عبارت ۱۱ و ۱۲ بیانگر این هستند که میزان زیان بانک مرکزی تابعی از q است. شرط مرتبه اول برای q درجه دو است. با توجه به صفر شدن واریانس y و π ، خواهیم داشت:

$$q^* = \frac{-\lambda\alpha + \sqrt{\alpha^2\lambda^2 + 4\lambda}}{2} \quad (۱۳)$$

معادله ۱۳ دلالت بر این دارد که وقتی λ به صفر میل می‌کند، q^* به صفر میل می‌کند و بانک مرکزی همواره سیاست را به گونه‌ای اعمال می‌کند که $E_t[y_{t+1}]$ صفر باشد. وقتی λ افزایش می‌یابد، q^* افزایش می‌یابد و بانک مرکزی وزن بیشتری برای ثبات تورم در نظر می‌گیرد، تا تورم را به سطح بهینه بازگرداند. وقتی λ به بی‌نهایت میل می‌کند، q^* به $\frac{1}{\alpha}$ میل می‌کند که مطابق با سیاستی است که بعد از شوک، تورم را بسیار سریع به صفر بر می‌گرداند.

سونسون (۱۹۹۷) و بال (۱۹۹۹) بیان می‌کنند، سیاست بهینه می‌تواند به صورت هدف‌گذاری تورمی تفسیر شود. چنانچه معادله ۱۰ برای π_{t+2} بکار برده شود، $E_t[\pi_{t+2}]$ برابر با $(1-\alpha q)\pi_{t+1}$ خواهد بود. چون q بین صفر و $\frac{1}{\alpha}$ است، $(1-\alpha q)$ نیز بین صفر و یک است.

بنابراین سیاست بهینه منطبق با قاعده‌ای برای رفتار تورم انتظاری به شکل زیر است:

$$E_t[\pi_{t+2}] = \varphi\pi_{t+1} \quad (۱۴)$$

در این جا φ بین صفر و یک است. در حالت حدی اگر λ به سمت بی‌نهایت میل کند (بانک مرکزی تنها مراقب تورم باشد)، q برابر $\frac{1}{\alpha}$ و φ برابر صفر است و گفته می‌شود بانک مرکزی بر اساس یک هدف‌گذار تورمی محض^۱ رفتار می‌کند. برای مقادیر مثبت φ و λ بین صفر و یک است و سیاست انعطاف‌پذیر خواهد بود (با توجه به هدف‌گذاری تورمی).

رشد واقعی حجم پول m_t^n مقداری از m_t است که $y_{t+1} = y_{t+1}^n$ قرار می‌دهد. از رابطه ۱ یا ۶ این پارامتر عبارت است از:

$$m_t^n = -\frac{1}{\beta}(y_{t+1}^n - u_{t+1}^{IS}) \quad (۱۵)$$

با این تعریف می‌توان رابطه ۶ را دوباره به صورت زیر می‌توان بازنویسی کرد:

$$y_t = -\beta(r_{t-1} - m_{t-1}^n) \quad (۱۶)$$

^۱. Strict inflation targeted

از این رو؛

$$E[y_{t+1}] = \beta(r_t - E[m_t^n]) \quad (17)$$

حال بانک مرکزی m_t را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که $E[y_{t+1}]$ برابر $-q\pi_{t+1}$ و

π_{t+1} برابر $\pi_t + \alpha y_t$ باشد. با جای‌گذاری این عوامل در رابطه ۱۷ خواهیم داشت:

$$-q[\pi_t + \alpha y_t] = -\beta(r_t - E_t[m_t^n]) \quad (18)$$

یا

$$m_t = E[m_t^n] + \frac{q}{\beta}\pi_t + \frac{\alpha q}{\beta}y_t \quad (19)$$

بنابراین با عنایت به قیود تعریف شده در معادلات ۳ تا ۵ مشخص گردید، سیاست پولی بهینه می‌تواند به صورت قاعده رشد حجم پول شرح داده شود و بانک مرکزی میزان رشد حجم پول را برابر برآورد آن از تعادل یا رشد واقعی به علاوه تابعی خطی از تولید و تورم تنظیم می‌کند.

۴- تصریح الگو و روش برآورد قاعده پولی بهینه

۴-۱- الگوی ساختاری اقتصاد

در این مطالعه یک الگوی ساختاری با انتظارات گذشته‌نگر برای اقتصاد ایران بیان نموده‌ایم. این الگوی بر مبنای مطالعه رودبوسک و سونسون^۱ (۱۹۹۹) و آرگون و پورتوگال^۲ (۲۰۰۹) می‌باشد. قیود در نظر گرفته شده جهت بهینه‌یابی الگو عبارتند از:

$$\pi_{t+1} = \alpha_1\pi_t + \alpha_2m_t + \alpha_3y_t + \alpha_4\Delta q + \varepsilon_{\pi t} \quad (20)$$

$$y_{t+1} = c + \beta_1(m_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_2y_t + \beta_3y_{t-1} + \beta_4re_{t-1} + \varepsilon_{y t} \quad (21)$$

$$m_{t+1} = c + \sigma_1y_t + \sigma_2\pi_t + \sigma_3m_t + \varepsilon_{m t} \quad (22)$$

که در آن؛ π_t نرخ تورم، y_t درصد شکاف تولید (بین تولید ناخالص داخلی واقعی (Y_t) و تولید ناخالص داخلی بالقوه (Y_t^p)) به صورت، $y_t = 100 * [(Y_t - Y_t^p) / Y_t^p]$ است؛ m_t رشد حجم نقدینگی؛ $(m_{t-1} - \pi_{t-1})$ رشد حجم نقدینگی حقیقی؛ re_t لگاریتم نرخ ارز حقیقی است. برای متغیر شکاف، میزان روند با استفاده از روش فیلتر هادریک-پرسکات محاسبه نموده‌ایم. بخش‌های ε_y ، ε_m و ε_π شوک‌های عرضه، تقاضا و پول هستند.

¹. Rudebusch and Svensson

². Aragon and Portugal

معادله ۲۰، منحنی فیلیپس می‌باشد که تورم را به متغیر تولید و وقفه تورم مرتبط می‌کند. با پذیرش پولی بودن تورم در اقتصاد ایران^۱، میزان رشد حجم نقدینگی، به عنوان عاملی دیگر در رابطه وارد شده است. معادله ۲۱، منحنی IS می‌باشد که رابطه بین شکاف تولید را با حجم نقدینگی حقیقی و نرخ ارز حقیقی نشان می‌دهد.^۲

معادله ۲۲، رشد حجم پول را بر مبنای تولید و تورم در نظر گرفته می‌گیریم (جندقی، ۱۳۹۷).

لازم به توضیح است در خصوص معادله ۲۲ در مقاله (رودبوسک و سونسون) بر اساس نرخ بهره قبود در نظر گرفته شده است اما در این مقاله به دلایل ذیل از نرخ رشد حجم نقدینگی به جای نرخ بهره استفاده می‌کنیم.

۴-۲- تأثیر گسترده‌تر بر فعالیت‌های اقتصادی

تغییرات در حجم پول می‌تواند به طور مستقیم بر میزان نقدینگی موجود در اقتصاد، تورم و رشد اقتصادی تأثیر بگذارد. این تأثیرات گسترده‌تر می‌تواند در شرایط خاص، ابزاری کارآمدتر از تغییرات نرخ بهره باشد که بیشتر بر هزینه استقراض و سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد.

-کاهش نوسانات نرخ بهره: در برخی موارد، سیاست‌گذاران ممکن است ترجیح دهند به جای تغییرات مکرر نرخ بهره، از حجم پول و نقدینگی به عنوان ابزاری برای تثبیت بازار استفاده کنند. این رویکرد می‌تواند به کاهش نوسانات در بازارهای مالی و جلوگیری از ایجاد شوک‌های ناگهانی در اقتصاد کمک کند.

-تنظیم تورم: کنترل حجم پول و نقدینگی می‌تواند ابزاری مؤثر برای مدیریت تورم باشد. با افزایش حجم نقدینگی، تقاضا برای کالاها و خدمات افزایش می‌یابد که می‌تواند منجر به افزایش قیمت‌ها شود. در مقابل، کاهش حجم پول می‌تواند به کاهش تورم کمک کند.

-تأثیر بر انتظارات: حجم نقدینگی می‌تواند بر انتظارات فعالان اقتصادی از آینده تأثیر بگذارد. افزایش حجم پول می‌تواند انتظارات تورمی را افزایش دهد، در حالی که کاهش آن می‌تواند انتظارات تورمی را کاهش دهد. این انتظارات می‌توانند نقش مهمی در شکل‌گیری رفتار اقتصادی افراد و شرکت‌ها داشته باشند (صمصامی، ۱۳۸۸).

^۱. معاونت اقتصادی بانک مرکزی ایران (۱۳۸۲): کاکویی (۱۳۹۳) و طیب نیا (۱۳۸۹)

^۲. تعیین تعداد وقفه در معادلات فوق، از طریق تحلیل همبستگی نگار (Correlogram-Cross) بدست آمده است.

با توجه به اینکه بیشتر ابزارهای پولی‌ایی که بانک مرکزی استفاده می‌کند و باعث تغییر در نرخ‌های بهره و حجم نقدینگی می‌شوند عبارتند از: نرخ تنزیل مجدد، نسبت سپرده قانونی و عملیات بازار باز و از طرف دیگر با عنایت به اینکه در ایران قابلیت استفاده از نرخ بهره به دلیل وجود عملیات بانکداری بدون ربا وجود ندارد لذا تغییر حجم پول مهمترین ابزار پولی بانک مرکزی محسوب می‌شود. همچنین با توجه به اینکه نرخ بهره در طول سال ثابت است و بانک مرکزی نمی‌تواند از آن به عنوان یک ابزار کاربردی استفاده نماید. به همین دلیل در نهایت قاعده‌ای که حاصل خواهد شد بر پایه کنترل رشد حجم پول خواهد بود (فیضی و همکاران، ۱۳۹۷).

۴-۳- تعیین قاعده پولی بهینه و رجحان‌های بانک مرکزی

با عنایت به اینکه مقامات پولی به دنبال حداقل کردن ارزش انتظاری تابع زیان می‌باشند لذا بر اساس روابط زیر خواهیم داشت:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^{\tau} LOSS_{t+\tau} \quad (23)$$

که در آن؛

$$LOSS_t = \lambda_{\pi} (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_{\Delta m} (m_t - m_{t-1})^2 \quad (24)$$

در رابطه فوق δ ، که نرخ تنزیل بین دوره‌ای در نظر گرفته شده است بین صفر و یک می‌باشد ($0 < \delta < 1$)، E_t متغیر انتظارات در زمان t بوده و همه وزن‌ها مثبت و یا مساوی صفر هستند. $\lambda_{\pi} \geq 0$ ، $\lambda_y \geq 0$ و $\lambda_{\Delta m} \geq 0$ با این هدف، فرض می‌کنیم مقامات پولی تورم سالانه را تثبیت می‌کنند تا شکاف تورم را به سمت صفر هدایت کنند و مسیر رشد حجم نقدینگی را هموار نمایند. پارامترهایی که رجحان‌های مقامات پولی در اجرای سیاست‌های مختلف اندازه‌گیری می‌کنند، λ_{π} ، λ_y و $\lambda_{\Delta m}$ ، دلیل بر میزان اهمیت تثبیت تورم، شکاف تولید و شکاف نقدینگی (با تغییر رشد حجم پول) دارد. همچنین فرض می‌کنیم مجموع پارامترهای رجحان‌های مقامات پولی برابر با یک است ($\lambda_{\pi} + \lambda_y + \lambda_{\Delta m} = 1$).

۱. تابع زیان بانک مرکزی بر اساس (Aragon and Portugal, 2009) تابعی از شکاف نرخ بهره می‌باشد اما در ایران به دلیل اینکه عمده ابزارهای پولی مورد استفاده بانک مرکزی نرخ تنزیل مجدد، نسبت سپرده قانونی و عملیات بازار باز می‌باشد که موجب تغییر

نرخ‌های بهره و حجم نقدینگی می‌شوند. اما به دلیل وجود عملیات بانکداری بدون ربا در ایران قابلیت استفاده از نرخ بهره در سیاست‌گذاری‌های پولی وجود ندارد. بنابراین مهمترین ابزار اجرای سیاست پولی در ایران بر پایه تغییر در حجم پول استوار است. به همین دلیل از نرخ رشد حجم پول بجای نرخ بهره استفاده شده است.

با عنایت به مراتب فوق جهت برآورد حجم بهینه پول و قاعده پولی بهینه، ابتدا قیود را در قالب فضا-حالت^۱ بیان می‌شوند. ابتدا از طریق سیستم معادلات ۲۰، ۲۱ و ۲۲ مسأله را بهینه یابی می‌کنیم.

رابطه فضا-وضعیت متناسب عبارت است از:

$$X_{t+1} = AX_t + Bi_t + \varepsilon_{t+1} \quad (25)$$

که در آن X_{t+1} یک بردار (1×9) از متغیرهای وضعیت، i_t متغیر کنترل برای رشد حجم نقدینگی و ε_{t+1} یک برداری است که شوک‌های عرضه، تقاضا و پول را نشان می‌دهد ضمناً فرض می‌شود این متغیر نرمال می‌باشد.

بنابراین عناصر بردار X به صورت زیر است:

$$X_t' = [\pi_t, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, e_{t-1}, m_{t-1}] \quad (26)$$

پس از نشان دادن سیستم معادلات به شکل فوق، بایستی تابع زیان به صورت ماتریسی بیان گردد؛ بدین منظور ابتدا بایستی متغیرهای وضعیت و کنترل تفکیک و ارائه شود:

$$Z_t = C_x X_t + C_i i_t \quad (27)$$

بر اساس رابطه فوق، تابع ۲۳ خواهد شد:

$$LOSS = Z_t' K Z_t \quad (28)$$

که در آن K ماتریس قطری است و پارامترهای رجحان مقامات پولی عناصر قطرهای آن را تشکیل می‌دهند.

با جای گذاری معادله ۲۷ در معادله ۲۸، تابع زیان بانک مرکزی به صورت زیر بیان می‌گردد:

$$\begin{aligned} LOSS &= X_t' R X_t + t' Q i_t + 2 X_t' H i_t \\ R &= C_x' K C_x \\ H &= C_x' K C_i \\ Q &= C_i' K C_i \end{aligned} \quad (29)$$

بنابراین تابع زیان بانک مرکزی به صورت یک تابع خطی با افق نامحدود تبدیل می‌گردد:

$$\text{Min} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t [Z_t' K Z_t] = \text{min} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t [X_t' R X_t + t' Q i_t + 2 X_t' H i_t] \quad (30)$$

با توجه به مفروضات ساختاری:

$$X_{t+1} = AX_t + Bi_t + \varepsilon_{t+1} \quad (31)$$

^۱. state space model

معادله بلمن^۱ ۳۰ که در واقع تابع مقدار می‌باشد به صورت زیر می‌باشد:

$$V(X_t) = -X_0PX - d \quad (32)$$

P معادله ماتریس ریکارتی^۲ (ماتریس متقارن شبه معین مثبت است) را نشان می‌دهد. با استفاده از شرایط مرتبه اول و قواعد ریاضی حجم پول بهینه را می‌توان به صورت زیر بدست آورد:

$$\begin{aligned} m_t &= fX_t \\ m_t &= -(Q + \beta B'PB)^{-1}(\beta B'PA + H')X_t \end{aligned} \quad (33)$$

معادله ۳۳ بیانگر این است که در صورت در نظر گرفتن رجحان‌های مقامات پولی با قیود عرضه کل، تقاضای کل و تقاضای پول، حجم پول بهینه یک تابع خطی از متغیرهای وضعیت (X_t) و بردار خطی f است.

۴-۴- کالیبره کردن رجحان‌های مقامات پولی

برای تعیین رجحان‌های مقامات پولی، از روش کالیبراسیون که سایر محققان^۳ استفاده کرده‌اند، استفاده می‌کنیم که رفتار گذشته‌نگر عاملان اقتصادی را بررسی کرده‌اند.

به طور کلی کالیبراسیون به روش زیر انجام می‌گردد:

۱- پارامترهایی که ساختار اقتصاد ایران را تشکیل می‌دهند (معادلات ۲۰، ۲۱ و ۲۲)، برآورد

می‌کنیم و پس از برآورد، ضرایب بدست آمده در قالب فضا-وضعیت بازنویسی می‌شوند.

۲- ضرائب قاعده بهینه برای مجموعه بزرگی از مقادیر رجحان‌ها حل می‌شود. بطور خاص

برای یک مقدار مفروض رجحان هموار سازی رشد حجم نقدینگی $\lambda_{\Delta m}$ قاعده پولی بهینه

برای هر ترکیب ممکن از λ_π و λ_y در فاصله $[0/001 - (1 - \lambda_{\Delta m} - 0/001)]$ بدست

می‌آید. پارامتر رجحان $\lambda_{\Delta m}$ می‌تواند در فاصله $(0 - 0/95)$ با گام ۰/۰۵ تغییر کند.

۳- مقادیر بدست آمده از متغیرهای برآوردی وضعیت را جای‌گذاری کرده تا مسیر بهینه حجم

پول را بدست آوریم.

$$SD = \sum_{t=1}^T [i_t - i_t(\lambda_\pi, \lambda_y, \lambda_{\Delta m})] \quad (34)$$

¹. Bellman's Equation

². Matrix Ricatti equation

³. Castelnuevo and Suricoo (2003); Collins and Siklos (2004); Castelnuevo (2004); Portugal and Aragón (2009)

۵- نتایج

۵-۱- نتایج برآورد الگوی اقتصاد کلان ایران

برای تعیین رجحان‌های مقامات پولی در تابع زیان بانک مرکزی می‌بایست الگوی اقتصاد کلان ساختاری برای دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۴۰۱ (معادلات ۲۰، ۲۱ و ۲۲)، برآورد گردد. معادلات مذکور به روش حداقل مربعات معمولی^۱ (OLS) برآورد می‌کنیم. پارامترهای برآورد شده معادلات فوق در جدول (۱) نشان داده‌ایم.

نتایج منحنی فیلیپس نشان می‌دهد ضریب متغیر شکاف تولید در زمان $t-1$ باعث افزایش ۲۵ درصدی در تورم سالانه در زمان t می‌شود. در مجموع نتایج برآورد معادله فوق نشان‌دهنده نقش کلیدی و مهم میزان رشد حجم پول و شکاف تولید بر تورم است. ضرایب نرخ ارز حقیقی و رشد حجم نقدینگی حقیقی در معادله IS معنی‌دار است. به طوری که با یک درصد افزایش در متغیر رشد حجم نقدینگی در دوره $t-1$ ، شکاف تولید حدود ۱۹ درصد در دوره t کاهش می‌یابد. تورم‌های بالا در شرایط بی‌ثبات موجب افزایش کسری بودجه دولت می‌شود. چون دولت خود بزرگترین مصرف‌کننده است و از مجرای اثر الیورا- تانزی هزینه‌های دولت فوراً با تورم افزایش می‌یابد (اسکویی، ۱۴۰۲) و از طرفی با عنایت به اینکه سهم قابل توجهی از تولید ناخالص داخلی هزینه‌های دولت می‌باشد لذا با افزایش مخارج دولت GDP افزایش یافته و در نتیجه شکاف تولید کاهش می‌یابد (حسین زاده، ۱۳۹۶).

نتیجه مهم دیگر درباره معادله ۲۲، اثر تورم بر رشد حجم پول و همبستگی مثبت بین این دو متغیر است. با عنایت به همبستگی تورم و حجم پول در صورتی که حجم پول با افزایش قابل توجهی روبه‌رو گردد در این حالت کشور به سمت تورم شدید (ابرتورم) خواهد رفت که در این صورت بر اساس مدل کاگان تعیین نرخ ارز در وضعیت ابرتورم توسط عرضه و تقاضای پول و در بازار پول انجام می‌پذیرد.

نتایج حاصل از برآورد معادله ۲۲ نشان می‌دهد با ثابت بودن سایر شرایط در صورتی که تورم یک درصد در دوره t افزایش یابد حجم پول در دوره $t+1$ به میزان ۲۱ درصد افزایش خواهد یافت. در انتها، آزمون‌های مربوط به خودهمبستگی^۲، ناهمسانی واریانس^۳ و نرمال بودن^۴ معادلات برآورد شده را نشان می‌دهیم. نتایج آن حاکی از عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس برای پسماندهای معادلات برآوردی می‌باشد.

1. Ordinary Least Squares

2. Autocorrelation

3. Conditional heteroskedasticity

4. Non-normality

با توجه به اینکه در این مطالعه از مدل گذشته‌نگر استفاده شده است، انتقاد لوکاس ممکن است بر آن وارد باشد. اهمیت تجربی این انتقاد می‌تواند از طریق آزمون ثبات اقتصادسنجی^۱ مورد بررسی قرار گیرد (اولینر^۲، ۱۹۹۴). معادلات برآورد شده، این انتقاد را رد می‌کنند.

جدول ۱. نتایج برآورد معادلات

معادله سوم			معادله دوم			معادله اول		
ضریب	پارمتر	t	ضریب	پارمتر	t	ضریب	پارمتر	t
-۱/۴۷	-۰/۲۱	σ_1	-۲/۰۱	-۰/۱۹	β_1	۴/۰۶۰	۰/۵۴	α_1
۲/۰۲	۰/۲۱	σ_2	-۰/۵۲	-۰/۰۷	β_2	۶/۲۵	۰/۵۷	α_2
۲/۴	۰/۴	σ_3	-۰/۲۸	-۰/۰۴	β_3	۱/۷۶	۰/۲۵	α_3
۶/۸۹	۲۳/۵	c	-۳/۶۴۴	-۵/۸	β_4	۰/۷۶	-۰/۰۰۰۱	α_4
			۵/۳۲	۳۲/۴	c	-۰/۷۶	-۰/۰۰۰۱	α_4

آزمون تشخیص					
معادله سوم		معادله دوم		معادله اول	
۰/۳۲	R^2	۰/۲۸	R^2	۰/۵	R^2
۱/۸۹	DW	۱/۹۵	DW	۱/۸۲	DW
۰/۸	X_N^2	۰/۸	X_N^2	۰/۶	X_N^2
۰/۵	X_{sc}^2	۰/۳	X_{sc}^2	۰/۴	X_{sc}^2
۰/۱	X_H^2	۰/۳	X_H^2	۰/۲	X_H^2
۰/۳	X_{RR}^2	۰/۱	X_{RR}^2	۰/۹	X_{RR}^2

منبع: یافته‌های پژوهش.

۵-۲- کالیبره کردن رجحان‌های بانک مرکزی در رژیم هدف گذاری تورم

رجحان‌های مقامات پولی بر اساس تثبیت تورم، تولید و هموارسازی رشد حجم نقدینگی که میزان زیان رفاه اجتماعی را حداقل می‌کنند، انتخاب می‌شوند. با جایگذاری بردار وضعیت در هر دوره میزان رشد بهینه حجم پول در هر نقطه از زمان بدست می‌آید. به پیروی از آرگون و پورتوگال (۲۰۰۹) و پاسکا (۲۰۱۳) فرض می‌شود که عامل تنزیل ۰/۹۸ باشد.

در ابتدا در نظر گرفتن وزن‌های کم برای هموارسازی رشد حجم پول، زیان رفاه اجتماعی زیادی ایجاد می‌کند. این نتیجه نشان می‌دهد که مقامات پولی باید وزن بیشتری برای هموارسازی رشد حجم پول در تابع زیان بانک مرکزی در نظر گیرند. نتایج نشان می‌دهد وقتی رجحان‌های

^۱. Jarque-Bera test

^۲. Oliner

بانک مرکزی در بازه ۰/۰۵ تا ۰/۴۰ افزایش می‌یابد، از طرف دیگر، رجحان‌ها برای ثبات تولید کاهش یافته و حتی قابل چشم پوشی است.

علاوه بر این، بر اساس روش برآوردی موریا^۱ و همکاران (۲۰۰۷)، وزن هموارسازی رشد نقدینگی در بازه [0-0.95] به صورت ثابت ۰/۰۵ تغییر می‌کند. برای هر مقدار $\lambda_{\Delta m}$ ، قانون سیاست بهینه را برای هر ترکیب ممکن از λ_y و λ_π در بازه $[0.001 - (1 - \lambda_{\Delta m} - 0.001)]$ در مراحل ۰/۰۰۱ محاسبه می‌کنیم. این استراتژی کالیبراسیون، به ما امکان می‌دهد قانون سیاست پولی را به دست آوریم و پارامترهای تابع زیان را انتخاب کنیم که انحراف مجذور مسیر بهینه را از مسیر واقعی به حداقل می‌رساند.

جدول ۲. پارامترهای برآورد شده تابع زیان بانک مرکزی

$\lambda_{\Delta m}$	λ_π	λ_y	LOSS
۰/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۹۹۹	۲۸۲/۴۲
۰/۰۵	۰/۲۴۸	۰/۷۰۲	۲۶۷/۳۵
۰/۱۰	۰/۴۴۵	۰/۴۵۵	۲۳۹/۳۴
۰/۱۵	۰/۶۰۰	۰/۲۵۰	۲۲۴/۳۴
۰/۲۰	۰/۷۲۷	۰/۰۷۳	۲۱۸/۰۱
۰/۲۵	۰/۷۴۹	۰/۰۰۱	۱۱۳/۰۸
۰/۳۰	۰/۶۹۹	۰/۰۰۱	۱۳۵/۹۲
۰/۳۵	۰/۶۴۹	۰/۰۰۱	۱۵۸/۷۷
۰/۴۰	۰/۵۹۹	۰/۰۰۱	۱۸۱/۶۱
۰/۴۵	۰/۵۴۹	۰/۰۰۱	۲۰۴/۴۶
۰/۵۰	۰/۴۹۹	۰/۰۰۱	۲۲۷/۳۰
۰/۵۵	۰/۰۰۱	۰/۴۴۹	۶۷۳/۹۸
۰/۶۰	۰/۰۰۱	۰/۳۹۹	۷۰۶/۹۹
۰/۶۵	۰/۰۰۱	۰/۳۴۹	۷۴۰/۰۰۶
۰/۷۰	۰/۰۰۱	۰/۲۹۹	۷۷۳/۰۱
۰/۷۵	۰/۰۰۱	۰/۲۴۹	۸۰۶/۰۳
۰/۸۰	۰/۰۰۱	۰/۱۹۹	۸۰۸/۹۹
۰/۸۵	۰/۰۰۱	۰/۱۴۹	۷۸۸/۴۶
۰/۹۰	۰/۰۰۱	۰/۰۹۹	۷۲۹/۳۰
۰/۹۵	۰/۰۰۱	۰/۰۴۹	۵۸۹/۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش.

^۱. Moreira

تجزیه و تحلیل جدول فوق دو نکته مهم را اشاره می‌کند: نخست اینکه هر چه بانک مرکزی از قدرت کمتری برخوردار باشد، انحراف رشد حجم پول وزن بیشتری خواهد داشت و در نتیجه بانک مرکزی جهت دستیابی به اهداف خود از توان کمتری برخوردار است. اعمال سیاست‌های صلاح‌دید و عدم دستیابی به اهداف مورد نظر در اجرای این سیاست‌ها باعث کاهش اعتبار مقام پولی می‌شود. دوم اینکه وزن بیشتر شکاف تولید نسبت به تورم نشانگر وجود شرایط رکود تورمی در ایران است. لذا بانک مرکزی برای رسیدن به رونق اقتصادی (از طریق افزایش حجم پول) بایستی از هدف تورمی خود چشم‌پوشی کند.

۵-۳- تعیین حجم بهینه پول

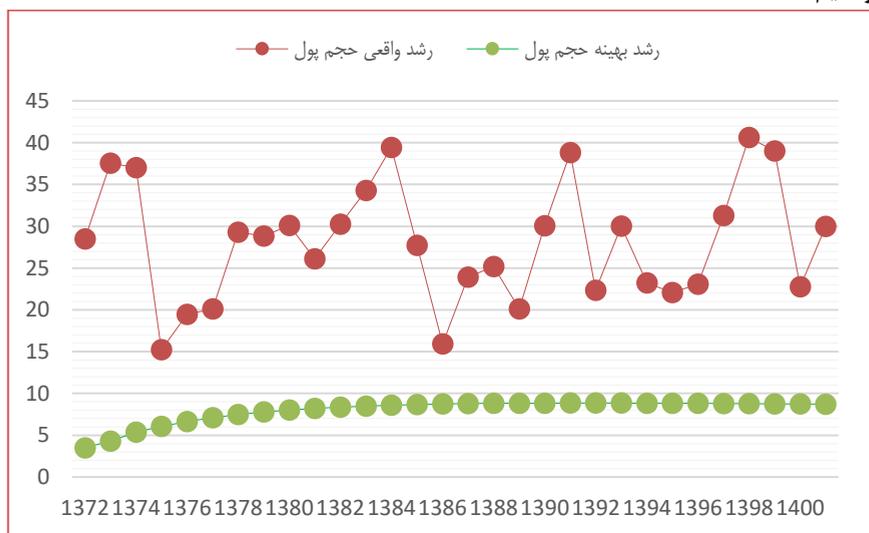
بر اساس رابطه ۳۳ و با استفاده از قیود برآوردی طبق جدول (۱) تابع زیان بانک مرکزی را از طریق نرم افزار GAMS حداقل کرده‌ایم و میزان رشد بهینه پول به شرح جدول (۳) محاسبه می‌گردد.

جدول ۳. مقایسه رشد حجم بهینه و واقعی پول در سال‌های ۱۳۷۲ لغایت ۱۴۰۱

سال	رشد حجم پول واقعی	رشد حجم پول بهینه	سال	رشد حجم پول واقعی	رشد حجم پول بهینه
۱۳۷۲	۲۸/۴۸	۳/۵۰	۱۳۸۷	۲۳/۹۱	۸/۷۷
۱۳۷۳	۳۷/۵۶	۴/۳۱	۱۳۸۸	۲۵/۱۷	۸/۸۱
۱۳۷۴	۳۷	۵/۳۷	۱۳۸۹	۲۰/۱۳	۸/۸۳
۱۳۷۵	۱۵/۲۲	۶/۰۴	۱۳۹۰	۳۰/۰۵	۸/۸۴
۱۳۷۶	۱۹/۴۵	۶/۶۳	۱۳۹۱	۳۸/۸۲	۸/۸۵
۱۳۷۷	۲۰/۱۳	۷/۰۸	۱۳۹۲	۲۲/۳۳	۸/۸۵
۱۳۷۸	۲۹/۲۸	۷/۴۶	۱۳۹۳	۳۰/۰۱	۸/۸۵
۱۳۷۹	۲۸/۸۴	۷/۷۷	۱۳۹۴	۲۳/۲۱	۸/۸۴
۱۳۸۰	۳۰/۰۹	۸/۰۱	۱۳۹۵	۲۲/۰۷	۸/۸۳
۱۳۸۱	۲۶/۱۲	۸/۲۱	۱۳۹۶	۲۳/۰۷	۸/۸۱
۱۳۸۲	۳۰/۲۵	۸/۳۷	۱۳۹۷	۳۱/۳۰	۸/۸۰
۱۳۸۳	۳۴/۲۹	۸/۴۹	۱۳۹۸	۴۰/۶۱	۸/۷۸
۱۳۸۴	۳۹/۴۳	۸/۵۹	۱۳۹۹	۳۹/۰۲	۸/۷۶
۱۳۸۵	۲۷/۷۳	۸/۶۷	۱۴۰۰	۲۲/۷۶	۸/۷۳
۱۳۸۶	۱۵/۹۲	۸/۷۳	۱۴۰۱	۳۰	۸/۷۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

قاعده پولی فوق دلالت بر این دارد که رشد حجم پول واقعی اختلاف زیاد و معناداری با رشد بهینه حجم پول در ایران دارد که این موضوع یکی از دلایل مهم بالا بودن نرخ تورم می‌باشد. با توجه به خروجی نرم افزار GAMS در صورتی که حجم بهینه پول در ایران برقرار باشد بالاترین نرخ تورم سالانه ۱۳ درصد محاسبه می‌گردد به عبارت دیگر در صورتی که نرخ تورم بین ۲ تا ۱۳ درصد نوسان داشته باشد در این حالت تابع زیان بانک مرکزی به حداقل خود می‌رسد. پس از حصول حجم بهینه پول می‌توان مسیر بهینه نرخ رشد حجم نقدینگی را بدست آورد. در شکل (۱)، مسیر نرخ بهینه حجم نقدینگی و مسیر نرخ واقعی رشد حجم نقدینگی ارائه نموده‌ایم.



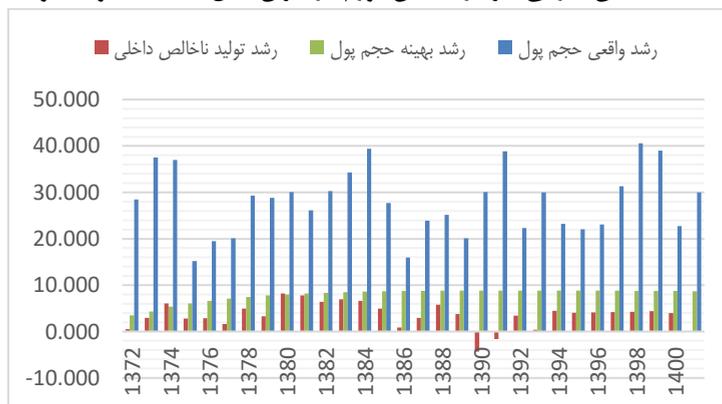
شکل ۱. نرخ رشد حجم پول مشاهده شده و نرخ رشد حجم پول بهینه

منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌گونه که در شکل فوق مشاهده می‌گردد، تفاوت‌هایی در برخی دوره‌ها وجود دارد. مقام‌های پولی با وزن‌های کالیبره شده، نرخ رشد حجم نقدینگی را بالاتر از نرخ بهینه تعیین می‌کنند که این موضوع باعث ایجاد تورم در سال‌های مختلف می‌گردد حسب بررسی آمار سری زمانی نرخ تورم مشخص می‌گردد. در سال‌های ۹۸ و ۹۹ ایران بیشترین نرخ تورم را تجربه کرده است که با بررسی شکل (۱) در این سال‌ها بیشترین اختلاف بین نرخ رشد واقعی حجم پول و نرخ رشد بهینه حجم پول می‌باشد. لذا می‌توان گفت یکی از دلایل مهم ایجاد تورم سیاست‌های انبساطی پولی و افزایش حجم پول در اقتصاد ایران می‌باشد.

تفاوت مهم دیگر مربوط به سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ است که حکایت از اعمال سیاست‌های پولی انقباضی و کاهش رشد حجم نقدینگی طی دوره مذکور دارد که به رفتار بهینه حجم پول نزدیک‌تر شده است. این موضوع تورم پایین در این سال‌ها را دنبال می‌کند. در این بخش از شواهد پیشنهاد می‌شود که مقام پولی با رفتار بهینه می‌تواند از یک سیاست پولی انقباضی حمایت کند تا نتایج معکوس محیط اقتصاد کلان (پویایی‌های زیاد تقاضای داخلی، نوسانات نرخ ارز و افزایش در قیمت‌های بین‌المللی) که منجر به فشارهای تورمی می‌شود را پایان دهد.

یکی از نشانه‌های کارایی سیاست‌های پولی در یک کشور تناسب بین حجم پول و تولید ناخالص داخلی می‌باشد. با بررسی رشد بهینه حجم پول و تولید ناخالص داخلی در ایران در سال‌های ۱۳۷۲ لغایت ۱۴۰۱ به شرح شکل ۲ مشخص می‌گردد؛ در صورتی که حجم پول در ایران طبق نتایج این مطالعه رشد داشته باشد آن گاه بین رشد حجم پول و تولید ناخالص داخلی تناسب قابل قبولی به وجود خواهد آمد در این صورت بیشترین کارایی سیاست پولی در کشور وجود دارد که نتیجه این کارایی نیز در کاهش تورم در ایران قابل مشاهده خواهد بود.



شکل ۲. رابطه حجم پول واقعی و حجم پول بهینه با تولید ناخالص داخلی در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

هدف مطالعه حاضر تعیین رشد حجم بهینه پول و به دنبال آن تعیین پارامترهای رجحان‌های مقامات پولی از طریق مسأله بهینه‌یابی در چارچوب انتظارات گذشته‌نگر است. برای رسیدن به این مهم مسأله بهینه‌یابی تابع زیان بانک مرکزی را با توجه به قیود ساختاری از جمله معادله عرضه کل، تقاضای کل و تقاضای پول را تشکیل و پس از برآورد پارامترهای قیود از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۴۰۱، رجحان‌های مقامات پولی برای تثبیت

تورم، تولید و هموارسازی رشد حجم نقدینگی که میزان زیان رفاه اجتماعی را حداقل می‌کنند، انتخاب شدند.

رجحان‌های باورد شده که تابع زیان بانک مرکزی را حداقل می‌کنند، $\lambda_\pi = 0/749$ ، $\lambda_y = 0/001$ و $\lambda_{\Delta m} = 0/25$ می‌باشد. با این تفسیر بانک مرکزی باید بیشترین توجه خود را به انحراف تورم و بعد از آن به انحراف رشد حجم پول داشته باشد. با توجه به اینکه تغییرات تورم عموماً از طریق تغییرات حجم پول در ایران شکل می‌گیرد لذا توجه به تغییرات حجم پول و انحراف رشد حجم نقدینگی در جهت حداقل کردن تابع زیان بانک مرکزی بسیار مورد توجه می‌باشد.

قاعده پولی بهینه حاصله از رجحان‌های بهینه، بیانگر این است که بانک مرکزی باید دستیابی به هدف ثبات نرخ رشد حجم نقدینگی را از ثبات تولید ارجح‌تر بداند. قاعده بهینه پولی حاصله از رجحان‌های بهینه، نشان دهنده این است که بانک مرکزی باید به طور همزمان به تغییرات تورم، شکاف تولید و تغییرات حجم پول واکنش نشان دهد.

قاعده پولی بهینه برآورد شده دلالت بر این دارد که رشد حجم پول واقعی به دلیل انجام سیاست‌های پولی در سال‌های متوالی، اختلاف زیاد و معناداری با رشد بهینه حجم پول در ایران دارد که این موضوع یکی از دلایل مهم بالا بودن نرخ تورم می‌باشد.

همچنین مقام‌های پولی باوزن‌های کالیبره شده، نرخ رشد حجم نقدینگی را بالاتر از نرخ بهینه تعیین می‌کنند که این موضوع باعث ایجاد تورم در سال‌های مختلف می‌گردد، لذا می‌توان گفت یکی از دلایل مهم ایجاد تورم در سال‌های اخیر افزایش حجم پول در اقتصاد ایران می‌باشد. با توجه به دلایل فوق پیشنهاد می‌گردد که مقامات پولی با نگاه به حجم بهینه پول در اقتصاد ایران سیاست‌های پولی را برنامه‌ریزی کنند. به عبارت دیگر نتایج این مطالعه جهت برنامه‌ریزی در تعیین میزان تولید و تورم بسیار مؤثر بوده و از طرف دیگر در صورتی که رشد حجم پول متناسب با تولید ناخالص داخلی در کشور صورت گردد سیاست‌های پولی کارا بوده که این موضوع در کنترل تورم بسیار تاثیرگذار خواهد بود. همچنین پژوهش فوق می‌تواند زمینه‌ای برای انجام تحقیقاتی با موضوعات تأثیر حجم بهینه پول بر متغیرهای اقتصادی در ایران باشد.

منابع

- بیابانی، جهانگیر، نادری، کامران، و طاهری، حامد. (۱۴۰۰). قاعده سیاست‌گذاری پولی در ایران با تأکید بر نرخ ارز و پایه پولی. *پژوهش‌های پولی بانکی*، ۱۴ (۴۷)، ۳۵-۶۸.
- بیات، ندا، بهرامی، جاوید، و محمدی، تیمور. (۱۳۹۶). هدف‌گذاری تورم و تولید در دو قاعده نرخ رشد حجم پول و تیلور برای اقتصاد ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد (پژوهش‌های اقتصادی کاربردی سابق)*، ۴ (۱)، ۲۹-۵۸.
- درگاهی، حسن، و شربت اوغلی، رؤیا. (۱۳۸۹). تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۵ (۹۳)، ۱-۲۷.
- عرفانی، علیرضا، و شمسیان، اسماعیل. (۱۳۹۵). کاربرد قاعده تیلور در اقتصاد ایران و تأثیرپذیری سیاست‌ها از بازار مسکن، املاک و مستغلات. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۵ (۱۸)، ۱۹۷-۲۱۰.
- فرازمند، حسن، قربان‌نژاد، مجتبی، و پورجوان، عبدالله. (۱۳۹۲). تعیین قواعد سیاست پولی و مالی بهینه در اقتصاد ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱ (۶۷)، ۱-۲۰.
- قلی‌زاده کناری، صدیقه، پورفرج، علیرضا، و جعفری صمیمی، احمد. (۱۳۹۶). بررسی تطبیقی کارایی سیاست پولی بهینه در ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴ (۴)، ۲۷-۶۰.
- خلیلی عراقی، سیدمنصور، شکوری گنجوی، حامد، و زنگنه، محمد. (۱۳۸۸). تعیین قاعده بهینه سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از تئوری کنترل بهینه. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۴ (۸۸)، ۶۹-۹۴.
- کمیجانی، اکبر، و توکلیان، حسین. (۱۳۹۰). تحلیل و آزمون عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲ (۶)، ۱۹-۴۲.
- کیان‌پور، پرتو، امینی‌فرد، عباس، زارع، هاشم، و ابراهیمی، مهرزاد. (۱۳۹۸). منحنی فیلپس هایپریدی نئوکینزینی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۶ (۱۱)، ۲۶۷-۳۰۰.
- ملکشاهی، طاهره، داودی، پرویز، و صمصامی، حسین. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر ابزار پرداخت الکترونیک بر بخش حقیقی اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۴ (۱)، ۳۵-۸۱.

References

- Andrade, J. P., & Divino Jose, A. (2015). Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil. Institute for Applied Economic Research. *Discussion Paper, 101*, Retrieved from https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1967/1/TD_806.pdf
- Aragón, E. K. D. S. B., & Portugal, M. S. (2009). Central Bank Preferences and Monetary Rules under the Inflation Targeting Regime in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics, 29*(1), 79-109.
- Castelnuovo, E., & Surico, P. (2003). What does monetary policy reveal about a Central Bank's Preferences? *Economic Notes, 32*(3), 335-359.
- Chai-Thing, T., & Azali, M. (2020). Monetary Policy Rules in Malaysia, Singapore and Thailand. *Bulletin of Monetary Economics and Banking, Bank Indonesia, 23*(4), 565-596.
- Cecchetti, S. G., & Ehrmann, M. (1999). *Does Inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymakers' Preferences and Outcomes*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *NBER Working Paper*. Retrieved from https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7147/w7147.pdf
- Collins, S., & Siklos, P. L. (2004). Optimal Monetary Policy Rules and Inflation Targets: Are Australia, Canada, and New Zealand different from the US? *Open Economies Review, 15*(4), 347- 362.
- El-Shagi, M., & Ma, Y. (2023). Taylor rules around the world: Mapping monetary policy. *Economics Letters, 232*(C). Retrieved from <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176523003002>
- Favero, C. A., & E-Rovelli, R. (2003). Macroeconomic Stability and the preferences of the Fed: A formal analysis, 1961-98. *Journal of Money, Credit, and Banking, 35*(4), 545-556.
- Fuhrer, J. (1997). The (UN) Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications. *Journal of Money, Credit and Banking, 28*(3), 338-350. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/pdf/2953698>
- Goodfriend, M., & King, R. (1997). The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. *NBER Working Paper*, Retrieved from <https://www.journals.uchicago.edu/doi/pdf/10.1086/654336>

- Ljungqvist, L., & Sargent, T. (2004). *Recursive Macroeconomic Theory* (2nd Ed.). Cambridge: MIT Press.
- Lucas, R. (1976). Econometric Policy Evaluation Critique. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46. Retrieved from https://people.sabanciuniv.edu/atilgan/FE500_Fall2013/2Nov2013_CevdetAkca/LucasCritique_1976.pdf
- Miranda, M., & Fackler, P. (2002). *Applied Computational Economics and Finance*. Massachusetts: The MIT Press.
- Moreira, T. B. S., Souza, G. S., & Almeida, C. L. (2007). The fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies. *Brazilian Review of Econometrics*, 27(1), 85–106. Retrieved from <https://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm?abstractid=992331>
- Onuchuku, O., Chukueggu, C. C., Nenbee, S. G., & Wosu, C. (2018). Monetary Policy and Nigeria's Balance of Payments. *Proceedings of ISER 128th International Conference of New York*, 16-17 May. Retrieved from https://www.academia.edu/86245911/Monetary_policy_and_Nigeria_s_Balance_of_payments
- Pasca, N. M., Aragin, E. K., & Portugal, M. S. (2013). Preferences of the Central Reserve Bank of Peru and Optimal Monetary Rules in the Inflation Targeting Regime. *Economia, São Paulo*, 42, 5-42.
- Rodriguez, G. (2008). The Efficiency of Monetary Policy and the Stability of Central Bank Preferences: Evidence for Peru. *Journal of Economic Studies of the Central Reserve Bank of Peru*, Retrieved from <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/15/Estudios-Economicos-15-1.pdf>
- Rudebusch, G. D., & Svensson, L. E. O. (1999). Policy Rules for Inflation Targeting. In J. B. Taylor (Ed). *Monetary Policy Rules*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Salemi, M. K. (1995). Revealed Preference of the Federal Reserve: Using Inverse-Control Theory to Interpret the Policy Equation of a Vector Autoregression. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4), 419-433.
- Svensson, L. E. O. (1999). Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. *Journal of Monetary Economics*, 43, 607-654.
- Tachibana, M. (2004). Central Bank's Preferences in Japan, the UK, and the US. *Japan and the World Economy*, 16, 81-93.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 39,195-214.

Ting, Y. Y. (2016). Implication of Taylor Rule on China's Monetary Policy and Interest Rate Liberalization. *China Studies Economics Concentration Hong Kong Baptist University*.

Woodford, M. (2000). Optimal Interest Rate Smoothing. *Review of Economic Studies*, 70, 861-886.



The Impact of Behavioral Preferences on Climate Policy: Developing a DICE-PT Model Using Prospect Theory for the MENA Region

Mojtaba Panahi^a  , Rouhollah Shahnazi^{*,a}  ,
Karim Eslamloueyan^a  , Ali Asgari^b  

a. Department of Economics, University of Shiraz, Shiraz, Iran.

b. Department of Disaster and Crisis Management, York University, Toronto, Canada.

* Corresponding author

Article Info	Abstract
Article Type: Research Article	Prospect theory, as one of the most influential theories in behavioral economics, demonstrates that decision-makers under uncertainty perceive losses more intensely than gains and exhibit reference-dependent behavior when facing changes. This study develops the DICE model by integrating it with prospect theory, resulting in a novel model called DICE-PT, which examines the impact of behavioral decision-making on climate change in the Middle East and North Africa (MENA) region. In this model, economic and climatic variables are analyzed through the lens of cognitive biases, and the dynamics of greenhouse gas emissions, production, consumption, and investment are evaluated within a behavioral framework. The findings indicate that behavioral decision-making patterns in the MENA region can significantly influence emission reduction policies and sustainable development.
Article History:	
Received: 23 Apr. 2025	
Revised: 21 Aug. 2025	
Accepted: 01 Sept. 2025	
Published: 30 Sept. 2025	
Keywords: <i>Behavioral Economics, Climate Change, DICE-PT Model, Prospect Theory.</i>	
JEL Classification: <i>D81, D91, Q54.</i>	

Cite to this paper: Panahi, M., Shahnazi, R., Eslamlovian, K., & Asgari, A. (2025). The Impact of Behavioral Preferences on Climate Policy: Developing a DICE-PT Model Using Prospect Theory for the MENA Region. *Journal of Economic Research*, 60(3), 1326-1365.



©The Authors retain the copyright and full publishing rights.

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/JTE.2025.394053.1008999](https://doi.org/10.22059/JTE.2025.394053.1008999)

تأثیر ترجیحات رفتاری بر سیاست‌گذاری اقلیمی: توسعه مدل

DICE-PT با رویکرد نظریه چشم‌انداز برای منطقه MENA

مجتبی پناهی^۱، روح‌اله شهنازی^{۱*} و کریم اسلاملوپیان^۱،
علی عسگری^۲

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۲. گروه مدیریت بحران و سوانح، دانشگاه پورک، تورنتو، کانادا.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۲/۰۴</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۵/۳۱</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۱۱</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۷/۰۸</p> <p>کلیدواژه‌ها: اقتصاد رفتاری، تغییرات اقلیمی، مدل DICE-PT، نظریه چشم‌انداز.</p> <p>طبقه‌بندی JEL: D81, D91, Q54</p>	<p>نظریه چشم‌انداز، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین نظریه‌های اقتصاد رفتاری، نشان می‌دهد که تصمیم‌گیران در شرایط عدم اطمینان، زیان‌ها را بیش از سودها درک می‌کنند و در مواجهه با تغییرات رفتاری وابسته به نقطه مرجع اتخاذ می‌کنند. این پژوهش با توسعه مدل DICE و ترکیب آن با نظریه چشم‌انداز، مدل جدیدی تحت عنوان DICE-PT را ارائه می‌دهد که تأثیر رفتارهای تصمیم‌گیری بر تغییرات اقلیمی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) را بررسی می‌کند. در این مدل، متغیرهای اقتصادی و اقلیمی از منظر سوگیری‌های شناختی تحلیل شده و مسیرهای تغییرات انتشار گازهای گلخانه‌ای، تولید، مصرف، و سرمایه‌گذاری در یک چارچوب رفتاری ارزیابی شده است. نتایج نشان می‌دهد که الگوهای تصمیم‌گیری رفتاری در این منطقه می‌توانند سیاست‌های کاهش انتشار و توسعه پایدار را به‌گونه‌ای معنادار تحت تأثیر قرار دهند.</p>

استناد به مقاله: پناهی، مجتبی، شهنازی، روح‌اله، اسلاملوپیان، کریم، و عسگری، علی. (۱۴۰۴). تأثیر ترجیحات رفتاری بر سیاست‌گذاری اقلیمی: توسعه مدل DICE-PT با رویکرد نظریه چشم‌انداز برای منطقه MENA. *تحقیقات اقتصادی*، ۶(۳)، ۱۳۲۶-۱۳۶۵.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: [10.22059/JTE.2025.394053.1008999](https://doi.org/10.22059/JTE.2025.394053.1008999)

۱- مقدمه

تغییرات اقلیمی تغییرات اقلیمی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین تهدیدهای جهانی قرن بیست‌ویکم، پیامدهای گسترده‌ای بر ابعاد زیست‌محیطی، اقتصادی و اجتماعی جوامع بشری به‌ویژه در مناطق آسیب‌پذیر دارد. منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) به دلیل ویژگی‌های جغرافیایی خاص، اقلیم خشک و نیمه‌خشک، محدودیت منابع آبی و وابستگی بالا به سوخت‌های فسیلی، از جمله مناطقی است که در برابر آثار تغییرات اقلیمی بسیار حساس و شکننده محسوب می‌شود. در چنین بستری، طراحی سیاست‌های اقلیمی بسیار نه‌تنها به اطلاعات زیست‌محیطی و اقتصادی، بلکه به شناخت سازوکارهای رفتاری و شناختی تصمیم‌گیران و آحاد جامعه نیز وابسته است.

اگرچه اجماع علمی گسترده‌ای در مورد منشأ انسانی تغییرات اقلیمی وجود دارد، اما همچنان در سطوح مختلف حکمرانی و رفتار عمومی، شکاف چشم‌گیری میان شواهد علمی و اقدامات عملی مشاهده می‌شود. بخشی از این شکاف را می‌توان با اتکا به یافته‌های اقتصاد رفتاری توضیح داد که نشان می‌دهند تصمیم‌گیری انسان‌ها همواره مطابق با عقلانیت کامل و منافع بلندمدت نیست، بلکه تحت تأثیر سوگیری‌های ادراکی، چارچوب‌های ذهنی و احساسات شکل می‌گیرد (هاول، ۲۰۲۳؛ ژئو، ۲۰۲۲). عواملی نظیر تنزیل زمانی بیش از حد، ترجیح وضعیت موجود و ارزیابی ذهنی از ریسک، اغلب موجب تأخیر در اقدامات اقلیمی یا مخالفت با سیاست‌های پیشگیرانه می‌شوند. بر همین اساس، تحلیل‌های رفتاری می‌تواند درک عمیق‌تری از موانع ذهنی و شناختی سیاست‌گذاری اقلیمی در اختیار بگذارد.

در این پژوهش، با تلفیق چارچوب نظریه چشم‌انداز و مدل DICE، نسخه‌ای اصلاح‌شده از مدل موسوم به DICE-PT به‌کار گرفته شده است تا رفتار سیاست‌گذاران و عوامل اقتصادی در مواجهه با تغییرات اقلیمی در منطقه MENA مورد بررسی قرار گیرد. این مدل امکان تحلیل تصمیم‌گیری در حوزه‌هایی نظیر سرمایه‌گذاری زیست‌محیطی، انتشار گازهای گلخانه‌ای و مصرف بین‌نسلی را در قالبی رفتاری فراهم می‌کند. هدف آن است که نشان داده شود سوگیری‌های رفتاری چگونه می‌توانند مسیر متغیرهای کلان اقتصادی و

اقلیمی را تغییر دهند و چه پیامدهایی برای تدوین سیاست‌های اقلیمی متناسب با ویژگی‌های رفتاری جوامع این منطقه در پی دارند.

نوآوری اصلی این مطالعه در ادغام دو چارچوب استاندارد (مدل DICE) و اقتصاد رفتاری (نظریه چشم‌انداز) است که با معرفی پارامترهای رفتاری مانند نقطه مرجع، زبان‌گزینی، و تابع احتمال وزنی، تصمیم‌گیری‌های اقلیمی را واقع‌بینانه‌تر مدل‌سازی می‌کند. این ادغام از سه جهت جدید است:

۱. تبدیل تابع مطلوبیت کلاسیک به تابع ارزش وابسته به نقطه مرجع،

۲. تعدیل محاسبات هزینه-فایده کاهش انتشار با در نظر گرفتن سوگیری‌های

شناختی،

۳. پیش‌بینی مسیرهای اقتصادی-اقلیمی تحت تأثیر رفتارهای غیرعقلایی.

در ادامه، ابتدا مبانی نظری مدل DICE-PT بررسی می‌شود، سپس روش‌شناسی تحقیق و متغیرهای مورد استفاده تشریح خواهد شد. در بخش بعدی، نتایج تحلیل ارائه شده و در نهایت، جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی مطرح خواهد شد.

۲- مروری بر مطالعات گذشته

مدل‌های ارزیابی یکپارچه اقتصاد تغییر اقلیم (IAMs) مانند DICE و RICE که توسط نوردهاوس و همکاران توسعه یافته‌اند، طی دو دهه گذشته به عنوان ابزارهای اصلی برای تحلیل اقتصادی تغییرات اقلیمی و سیاست‌های کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای مورد استفاده گسترده قرار گرفته‌اند. این مدل‌ها با شبیه‌سازی روندهای اقتصادی و اقلیمی در سناریوهای مختلف، مسیر بهینه سیاست‌گذاری و تأثیر نرخ تنزیل بر رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند (نوردهاوس، ۲۰۱۳). علاوه بر این، برخی مطالعات به گسترش این مدل‌ها در سطح منطقه‌ای و کشوری و نیز تلفیق با نظریه بازی‌ها برای تحلیل تعاملات بین‌المللی پرداخته‌اند (گاتزوتی، ۲۰۲۲).

در مقابل، تحقیقات رفتاری و روان‌شناسی اجتماعی به بررسی موانع شناختی، فرهنگی و اجتماعی واکنش به تغییرات اقلیمی پرداخته‌اند. این مطالعات نشان داده‌اند که سوگیری‌های

شناختی مانند سوگیری تأیید، خوشبینی بیش از حد، و اثر چارچوب‌بندی پیام‌ها تأثیر قابل توجهی بر نحوه درک و واکنش افراد به مسائل اقلیمی دارند (اسپنس و همکاران، ۲۰۱۰؛ ژو و همکاران، ۲۰۲۲). با این حال، اغلب این تحقیقات رفتاری به صورت جداگانه و مستقل از مدل‌های اقتصادی تغییر اقلیم صورت گرفته‌اند و ارتباط مستقیم و یکپارچه‌ای با مدل‌های کلان اقتصادی ندارند.

با وجود پیشرفت‌های متعدد در هر دو حوزه اقتصاد کلان و مطالعات رفتاری، شکاف مهمی در ادغام این رویکردها وجود دارد. به ویژه، مدل‌های ارزیابی اقتصادی تغییر اقلیم کمتر به نقش دقیق و ترکیبی سوگیری‌های شناختی در فرآیند تصمیم‌گیری سیاست‌گذاری توجه کرده‌اند و مطالعات رفتاری نیز به صورت محدود، داده‌های تجربی و آزمایشی در چارچوب مدل‌های اقتصادی ارزیابی نکرده‌اند. تحقیقات پیشین در حوزه اقتصاد تغییرات اقلیمی عمدتاً بر دو دسته مدل‌های کلاسیک DICE/RICE و مطالعات رفتاری متمرکز بوده‌اند. در حالی که مدل‌های مرسوم (نوردهاوس، ۲۰۲۴) چارچوبی قوی برای تحلیل‌های هزینه-فایده ارائه می‌دهند، نتوانسته‌اند سوگیری‌های شناختی مانند زیان‌گریزی و اثر نقاط مرجع (کاراتینی و همکاران، ۲۰۱۸) را به صورت کمی ادغام کنند. از سوی دیگر، مطالعات رفتاری (هاول، ۲۰۲۳؛ ژو، ۲۰۲۲) اگرچه این سوگیری‌ها را شناسایی کرده‌اند، اما فاقد چارچوبی جامع برای مدل‌سازی تأثیر آنها بر سیاست‌گذاری اقلیمی هستند. این شکاف‌ها به ویژه در مورد اقتصادهای وابسته به منابع مانند کشورهای MENA چشمگیرتر است.

۳- نظریه چشم‌انداز

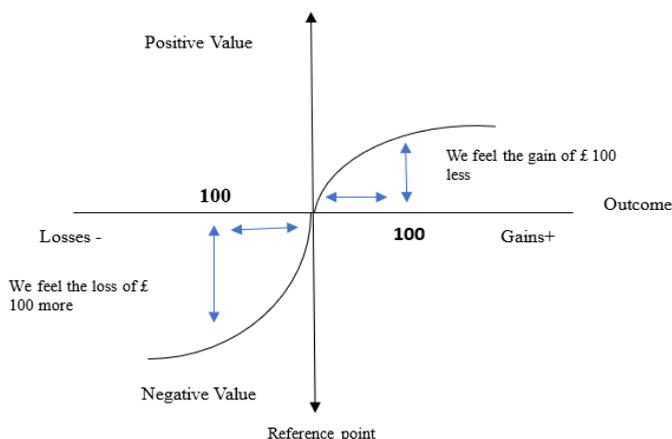
نظریه چشم‌انداز (PT) از دید تجزیه و تحلیل تصمیم در شرایط عدم اطمینان و ریسک، نظریه مطلوبیت انتظاری را (به عنوان یک مدل توصیفی از تصمیم‌گیری تحت ریسک که براساس قوانین یا بدیهیات عقلانیت است) به چالش می‌کشد. مطالعات جدید در حوزه اقتصاد رفتاری (بارباریس، ۲۰۲۳) نشان داده‌اند که نظریه چشم‌انداز کانمن و تورسکی همچنان چارچوب مناسبی برای تحلیل تصمیم‌گیری تحت ریسک است.

طبق نظریه مطلوبیت مورد انتظار و مفروضات رایج در بین اقتصاددانان، افراد به عنوان عوامل اقتصادی منطقی و دارای ذائقه پایدار هستند و تصمیمات اقتصادی یا مالی را براساس ارزیابی کاملاً منطقی از نتایج احتمالی اتخاذ می‌کنند (کانمن، ۲۰۱۳؛ تالر، ۲۰۱۶). کانمن و تورسکی (۲۰۱۳) دو شرط اساسی در نظریه مطلوبیت انتظاری را زیر سؤال بردند این شرایط عبارت اند از: (۱) عوامل در یک محیط رقابتی کسانی هستند که رفتار منطقی دارند و (۲) هرگونه تلاش برای کنار گذاشتن مفهوم عقلانیت در نظریه اقتصادی می‌تواند باعث بی‌نظمی در علم اقتصاد شود.

کانمن و تورسکی (۲۰۱۳) معتقدند که نظریه چشم‌انداز، علی‌رغم ارتباط با نظریه مطلوبیت انتظاری، دارای پیش‌فرض‌های متفاوتی است که بر سه عنصر اساسی بنا شده‌اند:

- وابستگی به نقطه مرجع (ثروت و دارایی جاری فرد): افراد غالباً نسبت به نتیجه‌ای که از نقطه مرجع تفاوت داشته باشد، بسیار حساس‌ترند تا نتیجه‌ای که بر حسب مقادیر مطلق به دست آمده است. عموماً افراد نسبت به تغییرات شرایط محیطی واکنش بیشتری نشان می‌دهند تا اتفاق افتادن همان شرایط، به صورتی که در نظریه چشم‌انداز، افراد نگران نتیجه نهایی نیستند بلکه از تغییرات ثروت خودشان نسبت به نقطه مرجع نگران هستند. به همین دلیل واکنش نسبت به سود یا زیان به دست آمده را براساس نقطه مرجع خود (ثروت و دارایی جاری خود) می‌سنجند.
- کاهش حساسیت فرد به موقعیت‌های تصمیم: افراد غالباً ارزش بیشتری برای قطعیت نسبت به احتمالات قائل هستند. در شرایط سود، افراد به یک سود قطعی و کم نسبت به یک سود بزرگ احتمالی، وزن بیشتری می‌دهند، اما در شرایط زیان (از دست دادن) رفتار مردم ریسک‌پذیر می‌شود، ترجیح می‌دهند به استقبال یک ریسک بزرگ احتمالی بروند تا اینکه بخواهند ریسک کمتر قطعی را بپذیرا شوند.
- بی‌زاری از ضرر (زیان‌گریزی): فرض اصلی دیگر نظریه چشم‌انداز این است که افراد در شرایط زیان واکنش بیشتری نسبت به سود دارند. به صورتی که احساس ناخوشایند ناشی از زیان مبلغ مشخصی بیشتر از احساس لذت از کسب همان مبلغ است. به عبارتی دیگر، بر خلاف اصل عقلانیت اقتصادی که انسان‌ها را همواره موجوداتی

ریسک‌گریز فرض می‌کند، کانمن و تروسکی (۲۰۱۳)، طبق تئوری چشم‌انداز بیان می‌کنند که انسان‌ها در هنگام کسب سود (دامنه‌های سود) رفتار ریسک‌گریزی و به هنگام ضرر (دامنه‌های ضرر)، رفتار ریسک‌پذیری را در دستور کار خود قرار می‌دهند. در واقع هر چه میزان ضرر و به تبع آن ناراحتی در فرد بیشتر شود، به تناسب آن ریسک‌پذیری وی نیز بیشتر می‌شود. این موضوع در شکل (۱) آمده است.



شکل ۱. تابع ارزش در تئوری چشم‌انداز

منبع: کانمن و تروسکی (۲۰۱۳).

۳-۱- مدل‌سازی نظریه چشم‌انداز

در تئوری مطلوبیت انتظاری، مطلوبیت هر انتخاب بر پایه احتمال تحقق آن p (احتمال عینی) سنجیده می‌شود در حالی که تئوری چشم‌انداز ترجیح هر انتخاب را بر پایه وزن تصمیم (احتمال یا اهمیت ذهنی) می‌سنجد که با احتمال تحقق آن متفاوت است. وزن تصمیم به احتمالات کوچک بیشتر وزن می‌دهد و آن را بیشتر تخمین می‌زند در حالی که به احتمالات متوسط و بزرگ کمتر وزن می‌دهد و آن را کمتر تخمین می‌زند. تئوری چشم‌انداز به جای مطلوبیت u به ارزش v می‌پردازد و به جای تمرکز بر مطلوبیتی که بر پایه ثروت خالص تعریف شده، ارزش بر پایه تغییر در سود و زیان (تغییر از نقطه مرجع) معرفی می‌کند.

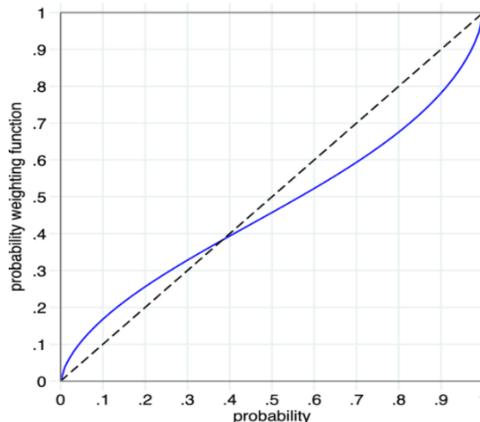
بر پایه نظریه چشم‌انداز، ترجیحات افراد در تصمیم‌گیری به طور توأم به تابع ارزش و احتمالات وزنی ω_i هر تصمیم بستگی دارد. تابع ارزش تعیین‌کننده میزان عایدی و تابع احتمال وزنی نیز نشان‌دهنده اهمیت هر تصمیم است (کانمن و تروسکی، ۲۰۱۳).

$$\sum_{i=-m}^n \omega_i \cdot v(x_i) \quad (1)$$

بنابراین تابع چشم‌انداز از تابع ارزش و تابع احتمال وزنی تشکیل شده است و با تعیین پارامترهای این توابع می‌توان شکل نظریه چشم‌انداز را تعیین کرد. برای ارزیابی میزان ارزش و تابع احتمال وزنی در نظریه چشم‌انداز، توابع گوناگونی، ارائه شده است و تقریباً همه پژوهش‌ها شکل پیشنهادی تابع چشم‌انداز کانمن و تروسکی را تأیید می‌کنند (پیچر، ۲۰۰۸). کانمن و تروسکی در تئوری چشم‌انداز تجمعی، تابع احتمال وزنی را به صورت زیر پیشنهاد دادند.

$$\omega(p_i) = \frac{p^\delta}{(p^\delta + (1-p)^\delta)^{1/\delta}} \quad (2)$$

در این رابطه، $\omega(p_i)$ نشان‌دهنده تابع احتمال وزنی، δ نشان‌دهنده کشیدگی تابع احتمال وزنی و p نشان‌دهنده احتمالات گوناگون است. در شکل (۲) خط پیوسته بر پایه $\delta = 0.65$ و خط چین بر پایه $\delta = 1$ رسم شده است (کانمن و تروسکی، ۲۰۱۳).



شکل ۲. تابع احتمالات وزنی در تئوری چشم‌انداز تجمعی

منبع: کانمن و تروسکی (۲۰۱۳).

تابع ارزش تابع مطلوبیتی است که بر پایه مفاهیم عایدی و زیان تعریف شده است. تابع در دامنه عایدی که منعکس کننده ریسک‌گریزی است مقعر بوده و در دامنه زیان که بازتابی از ریسک‌پذیری است محدب می‌باشد. تابع در منطقه زیان نسبت به منطقه سود شیب بیشتری دارد. این مسئله در شکل (۱) نشان داده شد (کانمن و تروسکی، ۲۰۱۳).

کانمن و تروسکی پیشنهاد دادند که اگر در وضعیت سود قرار داشته باشیم یعنی $x > 0$ آنگاه تابع ارزش:

$$V(x) = x^{aG} \quad (۳)$$

و اگر در وضعیت زیان قرار داشته باشیم یعنی $x < 0$ آنگاه:

$$V(x) = -y_L(-x)^{aL} \quad (۴)$$

aL و aG به ترتیب توان x در فاصله عایدی (G) به عنوان نمادی از سود Gain (و زیان (L) به عنوان نمادی از Loss) است. بر پایه محاسبات کانمن و تروسکی مقدار a حدود $0/01$ تا $0/1$ است. y نیز ضریب زیان‌گریزی است که نشان می‌دهد به لحاظ روان‌شناسی تحمل یک زیان (درد) مشخص با روبرو شدن با همان مقدار درآمد چه رابطه ای دارد. عموماً مقدار y را $2/5$ در نظر گرفته اند البته بر اساس محاسبات تروسکی $2/25$ بدست آمده است.

ساختاری که کانمن و تروسکی در گام ارزیابی و محاسبه مطلوبیت پیشنهاد می‌دهند در شکل (۳) نشان داده شده است. در این گام نتایج بالقوه و احتمالات مربوطه در قالب تابع ارزش VF نشان داده می‌شود. که برای هر نتیجه یک ارزش را متناظر می‌کند. نقطه مرجع تابع در وسط تابع قرار دارد. عدم‌تقارن شکل تابع بر آن دلالت می‌کند که با تغییر معین و یکسان در مقدار مطلق ارزش، تأثیر متفاوتی بر ناحیه زیان نسبت به ناحیه سود به وجود می‌آید. فشار وارده بر زیان بزرگتر از سود بوده که این نتیجه پدیده زیان‌گریزی است.

برای تمامی ترکیب‌ها ارزش VF محاسبه می‌شود سپس ترکیبی که بالاترین ارزش را ایجاد می‌کند انتخاب می‌شود:

$$VF = \sum_{i=-m}^n V(x_i) \Pi(p_i) \quad (۵)$$

یا به عبارت دیگر v برابر خواهد بود با:

$$\omega(p_1)v(x_1) + \omega(p_2)v(x_2) + \dots + \omega(p_n)v(x_n) \quad (۶)$$

مطلوبیت از مجموع حاصلضرب‌های تابع احتمالات وزنی در نتایج یا پیامدهای تصمیم به دست می‌آید. x_i ها نتایج یا پیامدهای تصمیمات نسبت به نقطه مرجع R است ($x_i = x - R$). p_i ها احتمالات مربوط به هر نتیجه است. تابع W تابع احتمالات وزنی تصمیم‌گیری است که نشان می‌دهد افراد وزن بیشتری را برای واکنش به رخدادهای با احتمال وقوع کم در نظر می‌گیرند اما نسبت به رخدادهای دارای احتمالات وقوع متوسط و بالا واکنش کمتری نشان می‌دهند (سعیدی و فرهانیان، ۱۳۹۴).

۳-۲- کاربرد تئوری چشم‌انداز در نظریات تغییرات اقلیمی

در مدل‌های اقتصاد رفتاری برای بررسی تغییرات اقلیمی و سازگاری، برخلاف ادبیات سنتی، بر نظریه چشم‌انداز تأکید شده است. این نظریه پتانسیل روشن‌گری برخی معماهای اقتصادی مرتبط با تغییرات اقلیمی را دارد. در این بخش، کاربردها و دستاوردهای نظریه چشم‌انداز در این حوزه بررسی می‌شود. با این حال، پیش از آن، برخی انتقادات نسبت به استفاده از این نظریه در تحلیل تغییرات اقلیمی مطرح و پاسخ داده خواهد شد.

چندین نکته موجب تردید درباره کاربرد نظریه چشم‌انداز در مسائل مرتبط با تغییرات اقلیمی شده است. نخست آنکه این نظریه در اصل برای توصیف تصمیم‌گیری‌های فردی تحت شرایط ریسک توسعه یافته است و در تحلیل آن، اقدام جمعی مورد نظر نبوده است. در واقع، مطالعات اولیه کانمن و تروسکی، مسائل تصمیم‌گیری را عمدتاً در سطح فردی بررسی کرده‌اند. بدیهی است که بسیاری از تصمیمات مرتبط با تغییرات اقلیمی با این نوع تصمیم‌گیری تفاوت دارند. پروژه‌های کلان در حوزه کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و سازگاری با تغییرات اقلیمی معمولاً توسط افراد اتخاذ نمی‌شوند، بلکه نهادهای دولتی، سازمان‌های بین‌المللی یا کمیته‌های تصمیم‌گیری تخصصی در این حوزه ایفای نقش می‌کنند. این نهادها اغلب پس از بررسی‌های جامع و ارزیابی پیامدهای مختلف، به صورت جمعی تصمیم می‌گیرند (ایزناک و استکر، ۲۰۱۲). علاوه بر این، سیاست‌های اقلیمی که متضمن تأمین کالاهای عمومی یا تنظیم اثرات خارجی هستند، فرآیندهای تصمیم‌گیری

بسیار متفاوتی نسبت به ارزیابی‌های فردی از ریسک و پیامدهای اقتصادی دارند. هرچند در سال‌های اخیر از نظریه چشم‌انداز در حوزه‌های جدیدی مانند اقتصاد کلان و مالی عمومی نیز استفاده شده است، اما برخی معتقدند که در حوزه تغییرات اقلیمی چندان کارآمد نیست (باربریس، ۲۰۲۳).

با این حال، در پاسخ به این انتقادات باید به چند نکته اشاره کرد؛ نخست اینکه همه تصمیمات مرتبط با کاهش و سازگاری اقلیمی، لزوماً اقداماتی در سطح جمعی نیستند. تصمیماتی مانند میزان مصرف انرژی در سطح فردی، انتخاب کالاهای روزمره سازگار با محیط‌زیست، نحوه سفر، انتخاب مقصد گردشگری و تقاضای بیمه‌های مرتبط با تغییرات اقلیمی، همگی نمونه‌هایی از واکنش‌های اقلیمی در سطح فردی هستند. این نوع تصمیمات مشابه همان مواردی است که کانمن و تروسکی در نظریه چشم‌انداز تحلیل کرده‌اند. در واقع، بسیاری از پاسخ‌های مرتبط با تغییرات اقلیمی ناشی از تصمیمات فردی هستند. دوم آنکه، در نظام‌های دموکراتیک، تصمیمات جمعی در نهایت توسط رأی‌دهندگان اتخاذ می‌شود که هر یک فردی مستقل هستند و ممکن است الگوهای رفتاری توصیف‌شده در نظریه چشم‌انداز بر آن‌ها صدق کند (گاول و همکاران^۱، ۲۰۱۲).

علاوه بر این، شواهد تجربی نشان می‌دهد که در برخی موارد، اقدام جمعی را می‌توان با نظریه چشم‌انداز بهتر از نظریه مطلوبیت انتظاری توضیح داد. همچنین، ویز^۲ (۲۰۱۱) در چارچوب اقتصاد تکاملی پیشنهاد کرده است که نظریه چشم‌انداز می‌تواند در اقدام جمعی نیز کاربرد داشته باشد. سایر مطالعات نیز شواهدی از کاربرد این نظریه در تحلیل سیاست‌های دولت‌ها ارائه کرده‌اند (کارلسون و جوهانسون-استمن، ۲۰۱۲). بنابراین، نمی‌توان به طور کلی این ادعا را پذیرفت که نظریه چشم‌انداز برای تصمیمات جمعی غیرقابل‌استفاده است. حتی اگر این نظریه در تصمیمات جمعی پذیرفته نشود، باید در نظر داشت که واکنش‌های فردی به تغییرات اقلیمی وجود دارد که می‌توان آن‌ها را در چارچوب نظریه چشم‌انداز تحلیل کرد.

^۱. Gawel

^۲. Vis

سایر انتقادات درباره کاربرد این نظریه در مسائل اقلیمی، بیشتر ناظر بر نقدهای کلی آن هستند. با این حال، از آنجاکه هدف این پژوهش بررسی اعتبار کلی نظریه چشم‌انداز نیست، به این دسته از انتقادات پرداخته نمی‌شود. در مجموع، هیچ دلیل موجهی برای رد کاربرد نظریه چشم‌انداز در تحلیل مسائل مرتبط با تغییرات اقلیمی وجود ندارد. این نظریه حتی ویژگی‌های مفیدی مانند تأکید بر سود و زیان به جای ثروت نهایی (وابستگی به نقطه مرجع) و اثر قطعیت را ارائه می‌دهد که می‌تواند در تحلیل واکنش‌های افراد و سیاست‌گذاران نسبت به تغییرات اقلیمی مؤثر باشد.

۳-۳-۳- رهیافت‌هایی از نظریه چشم‌انداز برای واکنش‌های تغییر آب و هوا: ارتباط

نقطه مرجع

در نظریه چشم‌انداز، تعریف نقطه مرجع برای ارزیابی نتایج بسیار مهم است. محل نقطه مرجع تعیین می‌کند که آیا وضعیت نهایی به عنوان سود یا زیان درک می‌شود. این برای ارزیابی نتایج به دو دلیل ضروری است. اولاً، شواهد مطالعات تجربی، نشان می‌دهد که بیزاری از دست دادن یک فاکتور مهم در تصمیم‌گیری است. ثانیاً، نقطه مرجع برای نگرش ریسک تصمیم‌گیرندگان تعیین کننده است. با توجه به الگوی چهارگانه نگرش به ریسک، هم ریسک‌گریزی و هم ریسک‌پذیری می‌توانند بسته به نوع ضرر/منفعت و احتمال وقوع رویدادهای نامشخص به وجود بیایند (کانمن و تروسکی، ۲۰۱۳). در زمینه تغییرات اقلیمی، مفهوم وابستگی مرجع می‌تواند پیامدهای مهمی برای تحلیل اقدامات واکنشی مانند سازگاری و کاهش داشته باشد.

۳-۳-۱- نقطه مرجع در زمینه تغییر اقلیم

در اقتصاد تجربی، وابستگی به مرجع مدت‌ها مورد تأیید و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. همچنین در اقتصاد زیست محیطی، وابستگی مرجع در مورد شکاف بین تمایل به پرداخت^۱ و تمایل به پذیرش^۲ مطرح شده است. اگر فرد وضعیت کنونی خود را به عنوان نقطه مرجع

^۱. willingness-to-pay

^۲. willingness-to-accept

در نظر بگیرد، هرگونه خسارت ناشی از تغییرات اقلیمی و هزینه‌های سازگاری با آن به‌عنوان زیان تلقی می‌شود. اما این تنها یک دیدگاه ممکن است. اگر تغییرات اقلیمی به‌عنوان یک روند اجتناب‌ناپذیر و پرخطر در آینده درک شود، ممکن است نقطه مرجع افراد نیز تغییر کند. در چنین شرایطی، هزینه‌های سازگاری نه‌تنها زیان محسوب نمی‌شوند، بلکه می‌توان آن‌ها را در قالب سرمایه‌گذاری برای کاهش آسیب‌های آتی و ایجاد فرصت‌های جدید در نظر گرفت. برخی منابع معتبر نیز به‌طور ضمنی این دیدگاه را تحت عنوان «سناریوی مرجع» پیشنهاد کرده‌اند (IPCC, 2007; UNFCCC, 2007).

هولم^۱ و همکاران (۲۰۰۹) درباره نقطه مرجع تغییرات اقلیمی بیان می‌کنند که نقطه مرجع فعلی، نه‌تنها در بعد فیزیکی، بلکه در بعد فرهنگی و روانی نیز ناپایدار است. جوامع و افراد امروزی ممکن است آب و هوا را «غیرطبیعی» درک کنند، که همان جوامع یا افراد آن را در برهه‌ای دیگر از زمان به‌عنوان «عادی» تعریف می‌کنند. با فرض اینکه نقطه مرجع در مورد آب و هوا به شرایط آب و هوایی که مردم آن را «عادی» می‌دانند بستگی دارد، این نقطه می‌تواند در طول زمان و حتی بیشتر از آن در طول نسل‌ها تغییر کند.

در بسیاری از مطالعات وضعیت موجود به‌عنوان نقطه مرجع در نظر گرفته می‌شود. با این حال، استفاده از وضعیت موجود به‌عنوان نقطه مرجع نیز مورد انتقادات فراوانی قرار گرفته است. به‌ویژه، کوزگی و رابین^۲ (۲۰۰۷) استدلال می‌کنند که این نقطه مرجع در بسیاری از موقعیت‌ها کارآمد نیست؛ در عوض، آنها مدلی از رفتار مصرف‌کننده بر اساس نظریه چشم‌انداز تنظیم می‌کنند و نقطه مرجعی را که با «انتظارات منطقی که اخیراً در خصوص پیامدهای تغییر اقلیم داشته‌اند»^۳ تعریف می‌شود، معرفی می‌کنند.

برخی نویسندگان اهداف شخصی را به‌عنوان نقاط مرجع بالقوه استفاده می‌کنند (کامرر و همکاران، ۱۹۹۷؛ فاربر، ۲۰۰۸). دیدگاه دیگر این است که «گزینه ایمن»^۴ به‌عنوان مرجع استفاده شود، به‌عنوان مثال. در مورد بیمه، پوشش کامل را می‌توان به‌عنوان مرجع

¹. Hulme

². Köszegi and Rabin

³. Rational expectations held in the recent past about outcomes

⁴. Safe Option

فرض کرد (اسمیت^۱، ۲۰۱۶). برای شرکت‌ها، میانگین عملکرد در صنعت مربوطه را می‌توان به عنوان مرجع تعیین کرد، در حالی که برای اتحادیه‌های کارگری، میانگین قراردادهای دستمزد قبلی ممکن است این نقش را ایفا کند (مس^۲، ۲۰۰۶). در نتیجه، اگر انتظارات (یا اهداف) درست برای تعریف نقطه مرجع در تصمیم‌گیری‌های تغییر اقلیمی و پیش‌بینی‌های آب و هوایی قابل اعتماد (یا سطوح هدف) در بین تصمیم‌گیرندگان منتشر شود، نقطه مرجع آنها ممکن است تحت تأثیر تغییرات آب و هوایی مورد انتظار (یا هدفمند) آینده باشد. جدول (۱) احتمالات مختلف نحوه تعریف نقطه مرجع در مورد تغییرات آب و هوا را خلاصه می‌کند.

جدول ۱. تعاریف احتمالی نقطه مرجع و کاربرد آنها در تغییر دمای جهانی

تعریف نقطه مرجع	منابع نمونه	تعریف آزمایشی نقطه مرجع در تغییر درجه حرارت جهانی وضعیت موجود (تاریخی)
وضعیت موجود (تاریخی)	(بیکر ^۳ و همکاران، ۲۰۰۸؛ هالم ^۴ و همکاران، ۲۰۰۹)	میانگین دمای دوران ماقبل صنعتی
وضعیت موجود (عادی فعلی)	(هالم و همکاران، ۲۰۰۹)	میانگین دمای اخیر و شخصاً تجربه شده است
نتیجه مطمئن	(بلیکروود ^۵ و همکاران ۲۰۰۱؛ هرسی و شومیکر ^۶ ، ۱۹۸۵)	دمایی که در حال حاضر با توجه به انتشار گازهای گلخانه‌ای گذشته مشخص است
هدف	(کامرر ^۷ و همکاران ۱۹۹۷؛ فاربر ^۸ ، ۲۰۰۸؛ مسترز ^۹ ، ۲۰۰۴)	دمای مورد نظر (هدف دو درجه)
انتظار عقلانی	(کوزگی و رابین ^{۱۰} ، ۲۰۰۷)	دمای مورد انتظار در افق تصمیم‌گیری و سناریوی انتشار

۴- مدل و روش‌شناسی تحقیق

مدل DICE (مدل پویای یکپارچه اقلیم و اقتصاد) یک مدل تحلیلی و تجربی ساده شده است که جنبه‌های اقتصادی، سیاستی (سیاست‌گذاری) و علمی تغییرات آب و هوا (اقلیم) را نشان می‌دهد. این مدل‌ها همراه با نسخه منطقه‌ای دقیق‌تر آن، مدل RICE (مدل یکپارچه

1. Schmidt

2. Mas

3. Brekke

4. Hulme

5. Bleichrodt

6. Hershey and Schoemaker

7. Camerer

8. Farber

9. Masters

10. Kőszegi and Rabin

منطقه‌ای اقلیم و اقتصاد)، از زمان اولین توسعه خود در حدود سال ۱۹۹۰، چندین بار مورد بازنگری قرار گرفته است. نسخه‌های فعلی که پایه همه آنها DICE-2013R است، به‌روزرسانی مدل‌های قبلی، با چندین تغییر در ساختار و به‌روزرسانی کامل داده‌های اساسی است.

مدل DICE اقتصاد تغییرات اقلیمی را از منظر نظریه رشد اقتصادی نئوکلاسیک رمزی می‌بیند (به سولو^۱، ۱۹۷۰ مراجعه کنید). در این رویکرد، اقتصادها در سرمایه، آموزش و فناوری سرمایه‌گذاری می‌کنند و در نتیجه، مصرف امروز را کاهش می‌دهند تا در آینده مصرف را افزایش دهند. مدل DICE این رویکرد را با گنجاندن «سرمایه طبیعی» سیستم آب و هوا گسترش می‌دهد. به عبارت دیگر، تمرکز گازهای گلخانه‌ای را به‌عنوان سرمایه طبیعی منفی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای را به‌عنوان سرمایه‌گذاری‌هایی می‌بیند که مقدار سرمایه طبیعی را افزایش می‌دهد (یا سرمایه منفی را کاهش می‌دهد). با اختصاص تولید به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، اقتصادها امروزه مصرف را کاهش می‌دهند اما از تغییرات آب و هوایی مضر از نظر اقتصادی جلوگیری می‌کنند و در نتیجه امکانات مصرف را در آینده افزایش می‌دهند.

۴-۱- معادلات تفصیلی مدل DICE-2013R

۴-۱-۱- ترجیحات و تابع هدف

در این قسمت مدل استاندارد DICE بر اساس نوردهاوس (۲۰۱۳)، به تفصیل بیان و بررسی می‌شود. در مدل‌های DICE، فرض بر این است که جهان یا مناطق مختلف دارای ترجیحات کاملاً مشخص هستند که توسط یک تابع رفاه اجتماعی نشان داده می‌شود که مسیرهای مختلف مصرف را رتبه‌بندی می‌کند. تابع رفاه اجتماعی در تعداد افراد و مصرف سرانه هر نسل با کاهش مطلوبیت نهایی مصرف در حال افزایش است.

W که مجموع تنزیل شده مطلوبیت مصرف کل است. نمادها به این صورت است که $c(t)$ مصرف سرانه است، $L(t)$ جمعیت و همچنین نهاده‌های نیروی کار و $R(t)$ ضریب تنزیل

^۱. Solow

است که همه این‌ها در ادامه مورد بحث قرار می‌گیرند. معادله (۷) عبارت ریاضی تابع هدف است.

$$W = \sum_{t=1}^T u[c(t), L(t)]R(t) \quad (۷)$$

معادله (۸) عامل ترجیح زمانی اجتماعی^۱ در دوره t را نشان می‌دهد.

$$R = (1 + \rho)^{-t} \quad (۸)$$

در این مشخصات، $R(t)$ عامل ترجیح زمانی اجتماعی و ρ نرخ تنزیل است.

۴-۱-۲- بخش‌های اقتصادی

بخش‌های اقتصادی مدل DICE استاندارد، ادبیات رشد اقتصادی متعارف هستند. ما با تصمیمات استاندارد نئوکلاسیک در مورد انباشت سرمایه شروع می‌کنیم و سپس محدودیت‌های ژئوفیزیکی را در نظر می‌گیریم.

$$Q(t) = \frac{[1 - \Lambda(t)]A(t)K(t)^\gamma L(t)^{1-\gamma}}{[1 + \Omega(t)]} \quad (۹)$$

محصولات با تابع تولید کاب داگلاس در سرمایه، نیروی کار و انرژی تولید می‌شود. انرژی به شکل سوخت‌های مبتنی بر کربن (مانند ذغال‌سنگ) یا فناوری‌های غیرکربنی (مانند انرژی خورشیدی یا زمین‌گرایی یا انرژی هسته‌ای) تولید می‌شود. در معادله (۹):

γ کشش محصول نسبت به سرمایه (سهم نهاده سرمایه در رشد تولید)

$Q(t)$ تولید ناخالص ملی در آغاز دوره t

$A(t)$ سطح تکنولوژی در آغاز دوره t

$\Omega(t)$ عامل از بین رفتن تولید در اثر خسارات تغییرات اقلیمی در دوره t (تابع خسارت)

$\Lambda(t)$ هزینه‌های اقتصادی کاهش اثرات تغییرات اقلیمی

$K(t)$ موجودی سرمایه (در آغاز دوره t ام) است

جمعیت و نیروی کار برون‌زا هستند. این معادلات ساده به شکل زیر می‌باشد:

$$L(t) = L(t-1)[1 + g_L(t)] \quad (۱۰)$$

جمعیت $L(t)$ و رشد جمعیت g_L

^۱. The Pure Rate Of Social Time Preference

تغییرات فناورانه به دو شکل انجام می‌شود: تغییر فناوری در سطح اقتصاد و تغییر فناورانه صرفه‌جویی در مصرف کربن. سطح بهره‌وری کل فناوری با $A(t)$ نشان داده شده به صورت زیر شکل می‌گیرد:

$$A(t) = A(t-1)[1 + g_A(t)] \quad (۱۱)$$

رشد سطح بهره‌وری کل فناوری $g_A(t)$

همچنین متغیرهای $\Omega(t)$ و $\Lambda(t)$ که در معادله (۹) هستند و نشان‌دهنده تابع خسارت (اثر) و هزینه‌های اقتصادی کاهش است که در معادلات (۱۲) و (۱۳) نشان داده شده است.

$$\Omega(t) = \Psi_1 T_{AT}(t) + \Psi_1 [T_{AT}(t)]^2 \quad (۱۲)$$

معادله (۱۲) شامل صدمات یا اثرات اقتصادی تغییرات آب و هوایی است که در آن: پارامتر Ψ_1 معادله است.

$T_{AT}(t)$ میزان خسارت اقتصادی ناشی از افزایش درجه حرارت در دوره t

معادله (۱۳) که تابع هزینه کنترل (کاهش) انتشار نام دارد، هزینه کاهش تولید دی‌اکسید کربن را که کسری از تولید ناخالص داخلی است، به عنوان تابعی از نرخ کنترل انتشار بیان می‌کند:

که در آن:

Θ_1 پارامترهای معادله

$\Lambda(t)$ هزینه اقتصادی کنترل انتشار دی‌اکسید کربن در دوره t

$$\Lambda(t) = Q(t)\theta_1\mu(t)^{\theta_2} \quad (۱۳)$$

در معادله (۱۳) هزینه‌های کاهش انتشار تابعی از نرخ کنترل انتشار، $\mu(t)$ است. در این تابع فرض می‌شود که هزینه‌های کاهش متناسب با تولید و تابع توان نرخ کاهش است.

سه معادله بعدی معادلات استاندارد حسابداری اقتصادی هستند. معادله (۱۴) بیان می‌کند که تولید شامل مصرف به علاوه سرمایه‌گذاری ناخالص است. معادله (۱۵) مصرف سرانه را تعریف می‌کند. معادله (۱۶) بیان می‌کند که پویایی موجودی سرمایه از روش موجودی دائمی با نرخ استهلاک نمایی پیروی می‌کند. که در آن:

$I(t)$ مخارج سرمایه‌گذاری در ابتدای دوره t

δ_k نرخ استهلاک سالانه موجودی سرمایه است.

$$Q(t) = C(t) + I(t) \quad (14)$$

$$c(t) = \frac{C(t)}{L(t)} \quad (15)$$

$$K(t) = I(t) + (1 - \delta_k)K(t - 1) \quad (16)$$

دو معادله نهایی در ماژول اقتصادی معادله انتشار و محدودیت منابع در سوخت کربن است. در معادله انتشار (۱۷):

$$E(t) \text{ انتشار دی‌اکسید کربن در ابتدای دوره } t$$

$\mu(t)$ نرخ کنترل انتشار دی‌اکسید کربن در در ابتدای دوره (اگر صفر باشد بدون کاهش و اگر یک باشد کاهش کامل)

$\sigma(t)$ نسبت انتشار دی‌اکسید کربن به تولید ناخالص داخلی در ابتدای دوره t

$$E_{Ind}(t) = \sigma(t)[1 - \mu(t)]A(t)K(t)^\gamma L(t)^{1-\gamma} \quad (17)$$

در معادله (۱۸) چگونگی بدست آمدن $\sigma(t)$ نمایش داده شده است. که در آن $g_\sigma(t)$ نرخ کاهش در انتشار دی‌اکسید کربن به GDP در ابتدای دوره t است.

$$\sigma(t) = \sigma(t - 1)[1 + g_\sigma(t)] \quad (18)$$

۴-۱-۳- بخش‌های اقلیمی

مدل DICE-2013R شامل چندین رابطه ژئوفیزیکی است که اقتصاد را با نیروهای مختلف موثر بر تغییرات آب و هوایی مرتبط می‌کند. این روابط شامل چرخه کربن، معادله نیروی تابشی، معادلات تغییر آب‌وهوا و رابطه خسارت آب‌وهوا است.

معادلات (۱۹) تا (۲۵) فعالیت اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه‌ای را به چرخه کربن، نیروهای تابشی^۱ و تغییرات آب و هوایی مرتبط می‌کند.

در مدل DICE-2013R تنها گازهای گلخانه‌ای که مورد بررسی قرار می‌گیرد CO₂ صنعتی است. این نشان‌دهنده این واقعیت است که CO₂ عامل اصلی گرمایش جهانی است و سایر گازهای گلخانه‌ای احتمالاً به روش‌های مختلف کنترل می‌شوند (مورد

¹ radiative forcings

کلروفلوروکربن‌ها از طریق پروتکل مونترال یک مثال مفید است). سایر گازهای گلخانه‌ای به‌عنوان روندهای برون‌زا در نیروی تابشی گنجانده شده‌اند. همان‌طور که در بالا اشاره شد معادله (۱۷) تولید گازهای گلخانه‌ای صنعتی را نشان می‌دهد. معادله (۱۹) انتشار کل CO₂ را به‌عنوان مجموع انتشارات صنعتی و کاربری زمین نشان می‌دهد.

$$E = E_{Ind}(t) + E_{Land}(t) \quad (19)$$

چرخه کربن بر اساس یک مدل سه مخزن است که بر اساس مدل‌های چرخه کربن موجود و داده‌های تاریخی کالیبره شده است. ما فرض می‌کنیم که سه مخزن برای کربن وجود دارد. متغیرهای MAT(t)، MUP(t) و MLO(t) کربن موجود در جو، کربن موجود در مخزن کم‌عمق اقیانوس‌ها و کربن موجود در اعماق اقیانوس‌ها را نشان می‌دهند. کربن در هر دو جهت بین مخازن مجاور جریان دارد. اختلاط بین اعماق اقیانوس‌ها و دیگر مخازن بسیار کند است. اعماق اقیانوس‌ها در درازمدت یک مخزن بزرگ برای کربن ایجاد می‌کنند. فرض بر این است که هر یک از سه مخزن در کوتاه‌مدت به خوبی مخلوط شده‌اند. معادلات (۲۰) تا (۲۲)، معادلات چرخه کربن را نشان می‌دهند.

$$M_{AT}(t) = E(t) + \phi_{11}M_{AT}(t-1) + \phi_{21}M_{UP}(t-1) \quad (20)$$

$$M_{UP}(t) = \phi_{12}M_{AT}(t-1) + \phi_{22}M_{UP}(t-1) + \phi_{32}M_{LO}(t-1) \quad (21)$$

$$M_{LO}(t) = \phi_{23}M_{UP}(t-1) + \phi_{33}M_{LO}(t-1) \quad (22)$$

به افزایش تدریجی غلظت دی‌اکسید کربن در اتمسفر در اثر انتشار این گاز فرآیند انباشت کربن می‌گویند. دسته معادلات بالا، فرآیند انباشت دی‌اکسید کربن در اتمسفر با استفاده از الگوی چرخه انتقال کربن را تشریح می‌کنند: که در آن‌ها:

$$M_I(t) \text{ جرم کربن در مخزن } i \text{ در دوره } t - \phi_{ij} \text{ نرخ انتقال } i \text{ به } j \text{ در واحد زمان}$$

اندیس‌ها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

AT: مخزن اتمسفر - UP: مخزن کم عمق اقیانوس‌ها - LO: مخزن عمیق اقیانوس‌ها
گام بعدی به رابطه بین انباشت گازهای گلخانه‌ای و تغییرات آب و هوایی مربوط می‌شود. معادلات آب و هوا یک نمایش ساده شده است که شامل یک معادله برای نیروی تابشی و دو معادله برای سیستم آب و هوا است. معادله نیروی تابشی تأثیر انباشت گازهای

گلخانه‌ای را بر تعادل تابشی کره زمین محاسبه می‌کند. معادلات آب و هوا میانگین دمای سطح کره زمین و میانگین دمای اعماق اقیانوس‌ها را برای هر مرحله زمانی محاسبه می‌کند. تجمع گازهای گلخانه‌ای از طریق افزایش نیروی تابشی منجر به گرم شدن سطح زمین می‌شود. همان‌طور که در معادله (۲۳) نشان داده شده است، رابطه بین انباشت گازهای گلخانه‌ای و افزایش نیروی تابشی از اندازه‌گیری‌های تجربی و مدل‌های آب و هوایی مشتق شده است.

$$F(t) = \eta \{ \log_2 [(M_{AT}(t)) / (M_{AT}(1750))] \} + F_{EX}(t) \quad (23)$$

$F(t)$ نیروی تابشی حرارتی ناشی از انتشار گازهای گلخانه‌ای در اتمسفر (در سطح جهانی) در دوره t است. $F_{EX}(t)$ نیروهای بیرونی است و اولین عبارت فشارهای ناشی از CO_2 است.

آخرین دسته از معادلات اقلیمی که بر پایه مدل اشنایدر و تامسون (۱۹۸۱) می‌باشند، تبیینی از تغییر متوسط دما در اتمسفر زمین ارائه می‌کنند، که توسط نیروی تابشی و اختلاف دمای موجود در سیستم، بین لایه‌های حرارتی اقیانوس‌ها و اتمسفر تحت تأثیر قرار می‌گیرد:

$$T_{AT}(t) = T_{AT}(t-1) + \xi_1 \{ F(t) - \xi_2 T_{AT}(t-1) - \xi_3 [T_{AT}(t-1) - T_{LO}(t-1)] \} \quad (24)$$

$$T_{LO}(t) = T_{LO}(t-1) + \xi_4 \{ T_{AT}(t-1) - T_{LO}(t-1) \} \quad (25)$$

$$1.5 \leq \Delta T_{LO}(t) < 2 \quad \text{و} \quad 1.5 \leq \Delta T_{AT}(t) < 2$$

$T_{AT}(t)$ و $T_{LO}(t)$ به ترتیب میانگین دمای سطح و دمای اعماق اقیانوس‌ها را نشان می‌دهند که طبق معاهده پاریس بین ۱/۵ تا ۲ درجه سانتی‌گراد در نظر گرفته می‌شود. توجه داشته باشید که حساسیت دمای تعادل با این عبارت نشان داده می‌شود.

۴-۲- نظریه چشم‌انداز در مدل DICE (DICE-PT)

در این پژوهش مدل DICE بوسیله نظریه چشم‌انداز بسط داده می‌شود. برای حل مدل DICE با استفاده از تئوری چشم‌انداز، باید اجزای کلیدی نظریه چشم‌انداز (تابع ارزش

و تابع احتمال وزنی تصمیم) را در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و محاسبات مفید در چارچوب DICE ادغام کنیم. این کار در ۳ مرحله انجام می‌شود:

مرحله ۱: تبیین تابع هدف در چارچوب مدل DICE

تابع هدف الگوی DICE برابر با مجموع مطلوبیت‌های تنزیل شده ناشی از مصرف سرانه در افق نامحدود است و بیان ریاضی تابع هدف این مدل به شکل زیر است.

$$W = \sum_{t=1}^{Tmax} u[c(t), L(t)]R(t) \quad (26)$$

مرحله ۲: جایگزینی تابع مطلوبیت با تابع ارزش در نظریه چشم‌انداز نظریه چشم‌انداز یک تابع مقدار $v(x)$ و یک تابع وزنی احتمال $\omega(p_i)$ را معرفی می‌کند. تابع مقدار معمولاً به صورت زیر است:

$$v(x) = \begin{cases} x^a & x \geq 0 \\ -\lambda(-x)^\beta & x < 0 \end{cases} \quad (27)$$

که در آن $\alpha, \beta < 1$ که a ضریب پذیرش ریسک در منطقه سود، β ضریب پذیرش ریسک در منطقه زیان، λ درجه اجتناب از زیان و α ارزش پول مورد انتظار تصمیم‌گیرنده در منطقه سود و زیان است. (پیشنهاد کانمن و تروسکی: $\lambda = 2/25$ و $0 / 1 \leq \alpha = \beta \leq 1$).

تابع مطلوبیت اصلاح شده (تابع ارزش) با توجه به نظریه چشم‌انداز به این شکل خواهد بود:

$$V(c_t - R_t) = V(c^*) \quad (28)$$

که در آن R_t نقطه مرجع است (به عنوان مثال، سطح مصرف فعلی).

مرحله ۳: اعمال تابع وزنی احتمال

نظریه چشم‌انداز همچنین نحوه درک احتمالات را اصلاح می‌کند.

تابع وزنی پیشنهادی در نظریه چشم‌انداز به شکل زیر است:

$$\omega(p_i) = \frac{p^\gamma}{(p^\gamma + \{1-p\}^\gamma)^{1/\gamma}} \quad \delta_0 \gamma \geq 0 \quad (29)$$

که در این تابع $\omega(p_i)$ تابع احتمال وزنی، γ انحناى تابع، و p احتمالات مختلف است.

مقدار γ بر اساس مطالعات تجربی کانمن و تروسکی $0/61$ در نظر گرفته می‌شود.

تابع مطلوبیت نهایی با توجه به نظریه چشم‌انداز به شکل زیر خواهد بود.

$$W = \omega(p_1)v(x_1) + \omega(p_2)v(x_2) + \dots + \omega(p_n)v(x_n) \quad (30)$$

مرحله ۴: به روز رسانی تابع هدف

تابع هدف اکنون تابع ارزش تئوری چشم‌انداز و وزن‌دهی احتمال را شامل می‌شود:

$$\max \sum_{t=0}^T \frac{\omega(p)v(c_t - R_t)}{(1+P)^t} \quad (31)$$

مرحله ۵: جایگذاری در مدل DICE

تابع هدف اصلاح شده مرحله ۴ را به شکل زیر در مدل DICE، وارد می‌کنیم.

- تعریف نقطه مرجع: نقطه مرجع متوسط مصرف سرانه (\bar{C}) در نظر گرفته می‌شود.
- تنظیم معادلات دینامیکی مدل DICE با تابع هدف جدید
- حل مدل DICE اصلاح شده: این حل معمولاً شامل برنامه‌ریزی پویا یا سایر تکنیک‌های بهینه‌سازی برای یافتن مسیرهای بهینه برای مصرف، سرمایه‌گذاری و انتشار است که تابع هدف جدید را به حداکثر می‌رساند.

مرحله ۶: شبیه‌سازی و تجزیه و تحلیل

در این مرحله بررسی می‌شود که چگونه تلفیق نظریه چشم‌انداز بر توصیه‌های سیاستی، یا متغیرهای اقتصادی تأثیر می‌گذارد.

تابع ارزش با توجه به تعریف نظریه چشم‌انداز به شکل زیر خواهد بود.

$$\begin{aligned} (U(c^*, L_t))^\alpha &= v(U(c_t, L_t)) & c^* &\geq 0 \\ -\lambda(-U(c^*, L_t))^\beta &= v(U(c_t, L_t)) & c^* &< 0 \end{aligned} \quad (32)$$

نقطه مرجع در نظر گرفته شده در این قسمت با توجه به بررسی مطالعات تجربی که در قسمت مبانی نظری نیز آمد، میانگین مصرف نهایی کشورهای منا در ۲۴ سال گذشته است. که مقدار C^* با توجه به جدول (۲) بدست آمده است. همچنین برای بدست آوردن p در تابع وزنی احتمال تعداد سال‌های C^* مثبت و منفی در نظر گرفته شده است.

جدول ۲. هزینه مصرف نهایی (ثابت ۲۰۱۵ دلار آمریکا)^۱

سال	c (تریلیون دلار)	c* (تریلیون دلار)	سال	C (تریلیون دلار)	C* (تریلیون دلار)
۲۰۰۰	۱/۲۳۵	-۰/۷۶	۲۰۱۲	۲/۰۸۹	-۰/۹۴
۲۰۰۱	۱/۲۸	-۰/۷۱۵	۲۰۱۳	۲/۱۷۱	-۰/۱۷۶
۲۰۰۲	۱/۳۳۲	-۰/۶۶۳	۲۰۱۴	۲/۲۷۱	-۰/۲۷۶
۲۰۰۳	۱/۳۷۱	-۰/۶۲۴	۲۰۱۵	۲/۲۶۰	-۰/۲۶۵
۲۰۰۴	۱/۴۵۵	-۰/۵۴	۲۰۱۶	۲/۲۷۹	-۰/۲۸۴
۲۰۰۵	۱/۵۲۹	-۰/۴۴۶	۲۰۱۷	۲/۳۴۶	-۰/۳۵۱
۲۰۰۶	۱/۶۳۷	-۰/۳۵۸	۲۰۱۸	۲/۴	-۰/۴۰۵
۲۰۰۷	۱/۷۶۹	-۰/۲۲۶	۲۰۱۹	۲/۴۷۱	-۰/۴۷۶
۲۰۰۸	۱/۸۶۵	-۰/۱۳	۲۰۲۰	۲/۳۸۷	-۰/۳۹۲
۲۰۰۹	۱/۸۸۵	-۰/۱۱	۲۰۲۱	۲/۵۴۲	-۰/۵۴۷
۲۰۱۰	۱/۹۱۰	-۰/۰۸۵	۲۰۲۲	۲/۶۶۳	-۰/۶۶۸
۲۰۱۱	۲	-۰/۰۰۵	۲۰۲۳	۲/۷۴۲	-۰/۷۴۷

منبع: داده های بانک جهانی، ۲۰۲۴.

در جدول (۲) \bar{c} (میانگین c) برابر با ۱.۹۹۵ تریلیون دلار است. تعداد c^* ($c - \bar{c}$) مثبت ۱۳ (۵۴ درصد) و تعداد c^* منفی ۱۱ (۴۶ درصد) است. بنابراین P^+ برابر ۰.۵۴ و \bar{P} برابر ۰/۴۶ است.

مفروضات مدل جدید در جدول (۳) آمده است.

^۱. Final Consumption Expenditure
(constant 2015 US\$)

جدول ۳. مفروضات مدل جدید با توجه به سناریو DICE-PT

نام متغیر	نحوه سنجش
تابع ارزش با نقطه مرجع	$V(x_t - R_t) = v(C_t - \bar{c})$
$v(x)$	$v(x) = \begin{cases} x^\alpha & x \geq 0 \\ -\lambda(-x)^\beta & x < 0 \end{cases}$
$\omega^+(p_i)$	$\omega^+(p_i) = \frac{p^\gamma}{(p^\gamma + \{1 - P\}^\gamma)^{1/\gamma}}$
$\omega^-(p_i)$	$\omega^-(p_i) = \frac{p^\gamma}{(p^\gamma + \{1 - P\}^\gamma)^{1/\gamma}}$
P	تعداد سال‌های $c^* \geq 0$ و $c^* < 0$
A و β	$0 / 1 \leq \alpha = \beta \leq 1$
γ	۰/۶۱
λ	۲/۲۵

منبع: کانمن و تروسکی، ۲۰۱۳.

۴-۳- متغیرها و نحوه جمع‌آوری داده‌های مرتبط

در این پژوهش منطقه MENA مورد بررسی قرار می‌گردد. MENA مخفف خاورمیانه و شمال غربی آفریقا است^۱. در جدیدترین تعریف بانک جهانی، این منطقه ۲۱ اقتصاد را شامل می‌شود که عبارتند از ایران، عراق، کویت، عمان، قطر، عربستان سعودی، سوریه، تونس، امارت متحده عربی، یمن، الجزایر، بحرین، جیبوتی، مصر، فلسطین، اردن، لبنان، لیبی، مالت، مراکش و رژیم صهیونیستی. داده‌های این پژوهش به صورت داده‌های کتابخانه‌ای و از پایگاه‌های اطلاعات آماری و گزارش‌های آژانس بین‌المللی انرژی، بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول، هیأت بین‌دولتی تغییرات اقلیمی و کنوانسیون سازمان ملل متحد درباره تغییرات اقلیمی برحسب نیاز سایر پایگاه‌ها و گزارش‌های بین‌المللی استخراج گردید.

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار گمز و اکسل استفاده شده است. همچنین پارامترهای اقتصادی و آب و هوایی پایه بر مبنای سال مبدأ ۲۰۱۵ کالیبره شده‌اند. قابل ذکر است که برای اجرای مدل تنها به اطلاعات یک مقطع زمانی از برخی متغیرهای الگو نیاز

^۱. Middle East and North Africa

داریم. این مقطع همان سال مبدأ یا مقطع زمانی کالیبراسیون مدل است. ما در این تحقیق این سال را ۲۰۱۵ در نظر گرفتیم. چند دلیل برای انتخاب سال ۲۰۱۵ به عنوان سال مبدأ وجود دارد. دلیل اول دسترسی به آخرین داده‌های موجود که برای پژوهش نیاز بود. دلیل دوم در اکثر مطالعات به دلیل آخرین گردهمایی کشورها در سال ۲۰۱۵ (بیمان پاریس) به منظور جلوگیری از افزایش دما سال ۲۰۱۵ مبنا قرار گرفته است. دلیل سوم معمولاً در اکثر مطالعات حوزه اقتصاد زیست محیطی سال ۲۰۱۵ مبنا قرار گرفته است. فهرست این متغیرها و مقادیر متناظر آن‌ها در سال ۲۰۱۵ در ادامه آورده شده است. نتایج مدل حاضر به ازای هر ۱۰ سال در نظر گرفته شده است.

جدول ۴. دوره‌های زمانی گزارش نتایج

دوره	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
سال	۲۰۱۵	۲۰۲۵	۲۰۳۵	۲۰۴۵	۲۰۵۵	۲۰۶۵	۲۰۷۵	۲۰۸۵	۲۰۹۵	۲۱۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۴- کالیبراسیون

در این پژوهش با توجه به اینکه از مدل برنامه‌ریزی غیرخطی برای حداکثرسازی تابع رفاه اجتماعی نسبت به محدودیت‌های اقتصادی و اقلیمی استفاده می‌گردد نیاز به فرایند تکرار برای دستیابی به پاسخ‌های بهینه می‌باشد. برای آغاز فرایند تکرار ناگزیر باید برخی پارامترهای مدل با روش کالیبراسیون تعیین ارزش گردد. کالیبراسیون پارامترها به داده‌های مناسب برای سال پایه نیاز دارد که معمولاً به دو روش پارامتری و ناپارامتری محاسبه می‌گردد. در روش پارامتری با بهره‌گیری از مدل‌های اقتصادسنجی و داده‌های سری زمانی پارامتر موردنظر برآورد می‌گردد و سپس در مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر جایگزین می‌شود. در روش ناپارامتری در صورتی که مشاهدات آماری کافی وجود نداشته باشد، ناگزیر از مطالعات گذشته بهره‌گیری می‌شود. در پژوهش حاضر با توجه به امکان برآورد پارامترها و یا عدم امکان آن از هر دو روش استفاده شده است.

۴-۵- پارامترها و متغیرهای برون‌زا

فهرست برخی از پارامترها و متغیرهای برون‌زا و مقادیر متناظر با آنها در سال ۲۰۱۵ که در نرم‌افزار گمز مورد استفاده قرار گرفته است در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵. پارامترها و متغیرهای برون‌زا استفاده شده در مدل

نام پارامتر	نماد پارامتر	منبع داده‌ها	مقدار پارامتر در سال پایه	واحد اندازه‌گیری
سطح جمعیت در منطقه MENA	L(t)	بانک جهانی	۴۴۰.۵	میلیون نفر
تولید ناخالص داخلی	Q(t)	بانک جهانی	۳.۲	تریلیون دلار
موجودی سرمایه فیزیکی	K(t)	بانک جهانی	۷.۵۵	تریلیون دلار
نرخ اولیه ترجیح زمانی اجتماعی ^۱	ρ	استرن (۲۰۲۳)	۱۴	درصد سالیانه
غلظت اولیه کربن در اتمسفر	MAT(t)	نوردهاوس (۲۰۱۶)	۸۵۱	GTC
غلظت اولیه کربن در مخزن کم عمق اقیانوس‌ها	MUP(t)	نوردهاوس (۲۰۱۶)	۴۶۰	GTC
غلظت اولیه کربن در مخزن عمیق اقیانوس‌ها	MLO(t)	نوردهاوس (۲۰۱۶)	۱۷۴۰	GTC
دمای اولیه اتمسفر	T	نوردهاوس (۲۰۱۶)	۰.۸۷	سانتیگراد
انتشار کربن صنعتی	E	بانک جهانی (۲۰۱۶)	۲.۴۵۳	GTC

منبع: یافته‌های پژوهش.

۵- یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در قسمت‌های قبیل نیز اشاره شد، نظریه چشم‌انداز کاربردهای فراوانی در اقتصاد به‌ویژه در زمینه تصمیم‌گیری تحت شرایط عدم قطعیت و ریسک دارد. DICE-PT در این پژوهش بر اساس مفروضات نظریه چشم‌انداز شکل گرفته است. در این سناریو افراد در برابر ریسک‌ها و زیان‌ها حساس‌تر از سودها هستند، به‌ویژه در شرایط تغییرات اقلیمی که

^۱. Initial rate of social time preference

پیامدهای آن می‌تواند به شدت غیرقابل پیش‌بینی و مخرب باشد. واکنش‌های اقتصادی افراد و دولت‌ها به خطرات و تهدیدهای زیست‌محیطی با استفاده از منحنی‌های تورش‌شده یا غیرخطی مدل‌سازی می‌شوند. پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تحت تأثیر احساسات و نگرانی‌های مربوط به آینده قرار می‌گیرد. در ادامه روند برخی متغیرهای اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

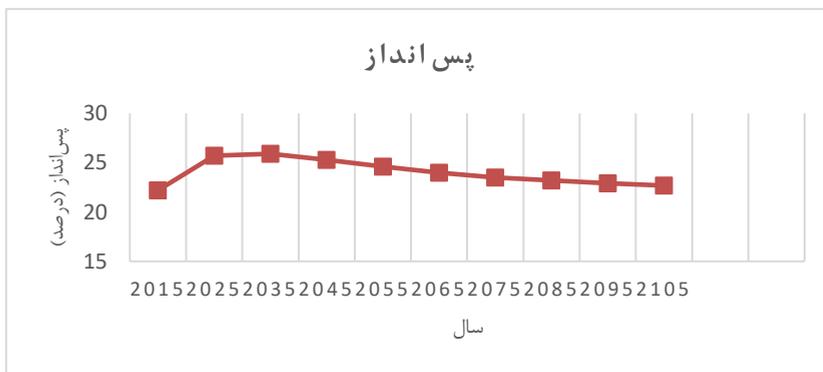
پس‌انداز از سال ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۵ افزایش می‌یابد، سپس روندی نزولی را طی می‌کند تا حوالی سال ۲۱۵۵ که به پایداری نسبی می‌رسد. این روند نشان می‌دهد که در ابتدا با افزایش رشد اقتصادی، میزان پس‌انداز افزایش می‌یابد، اما در بلندمدت احتمالاً به دلیل افزایش هزینه‌های مصرفی، تغییرات اقلیمی و سیاست‌های اقتصادی، پس‌انداز کاهش می‌یابد. در نهایت، سطحی پایدار پیدا می‌کند که ممکن است ناشی از تعادل میان سرمایه‌گذاری و مصرف باشد. مصرف روندی صعودی دارد و از سال ۲۰۱۵ تا ۲۱۰۵ افزایش می‌یابد. افزایش مصرف نشان می‌دهد که با گذر زمان، درآمد سرانه افزایش می‌یابد یا هزینه‌های زندگی بیشتر می‌شود. این افزایش می‌تواند نتیجه رشد اقتصادی باشد، اما ممکن است تحت تأثیر تغییرات اقلیمی و سیاست‌های اقتصادی نیز قرار گرفته باشد.

تولید نیز به صورت پیوسته افزایش می‌یابد و در سال‌های پایانی نمودار به یک سطح اشباع نزدیک می‌شود. این روند نشان‌دهنده رشد اقتصادی در منطقه منا است. افزایش تولید احتمالاً ناشی از بهبود بهره‌وری، سرمایه‌گذاری در فناوری‌های جدید، یا سیاست‌های حمایتی است. اما کاهش نرخ رشد در سال‌های پایانی ممکن است به دلیل محدودیت‌های زیست‌محیطی، کاهش منابع یا تغییرات ساختاری در اقتصاد باشد.

موجودی سرمایه روندی افزایشی دارد که تا سال ۲۱۰۵ ادامه پیدا می‌کند. این روند حاکی از افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و دارایی‌های مولد است. افزایش موجودی سرمایه می‌تواند به رشد پایدار تولید کمک کند. با این حال، اگر این سرمایه‌گذاری‌ها نتوانند بازدهی لازم را ایجاد کنند، ممکن است منجر به ناکارآمدی اقتصادی یا بحران‌های مالی شود.

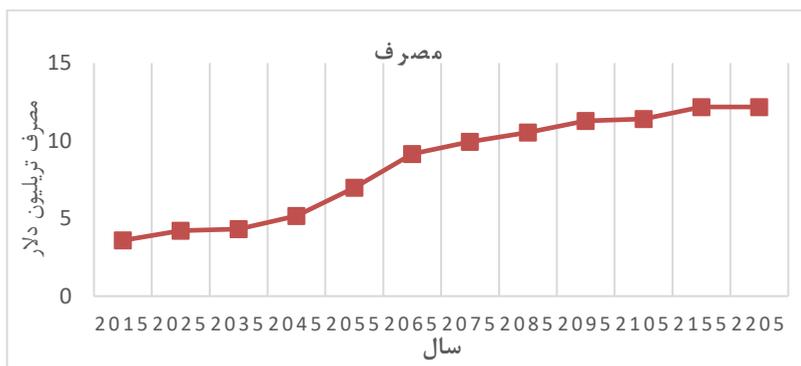
به طور کلی تحلیل متغیرهای اقتصادی نشان می‌دهد که در ابتدا یک دوره رشد اقتصادی همراه با افزایش پس‌انداز و تولید مشاهده می‌شود. در میان مدت مصرف افزایش می‌یابد و پس‌انداز کاهش می‌یابد که می‌تواند نشان‌دهنده تغییر الگوی اقتصادی به سمت مصرف‌گرایی باشد. در بلندمدت تولید و سرمایه‌گذاری همچنان افزایش می‌یابند، اما با نرخ کاهشی که ممکن است تحت تأثیر محدودیت‌های محیطی و اقتصادی باشد. روند تولید ناخالص داخلی و مصرف در بلندمدت مشابه است که دلیل این امر به ویژگی مدل رمزی برمی‌گردد. در مدل رمزی در شرایط تعادل بلندمدت تغییرات انباشت سرمایه صفر شده و مصرف و تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای با یکدیگر برابر خواهند شد. به عبارت دیگر در تعادل بلندمدت پایدار در مدل رمزی، نرخ بازده سرمایه با مجموع نرخ رشد جمعیت و نرخ ترجیح زمانی برابر خواهد شد و تغییرات سرمایه یا همان سرمایه‌گذاری خالص صفر خواهد شد.

شکل‌های (۳) تا (۶) خلاصه‌ای از مقایسه روند متغیرهای اقتصادی را نمایش می‌دهد.



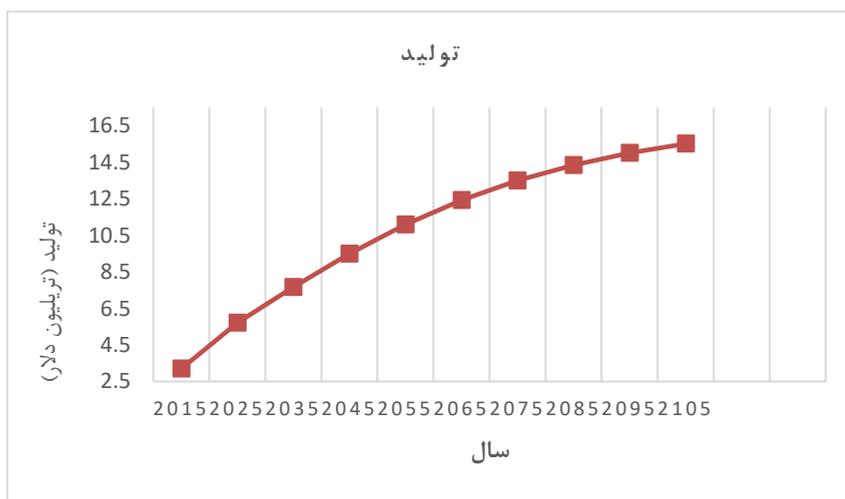
شکل ۳. روند تغییرات پس‌انداز در منطقه منا

منبع: یافته‌های پژوهش.



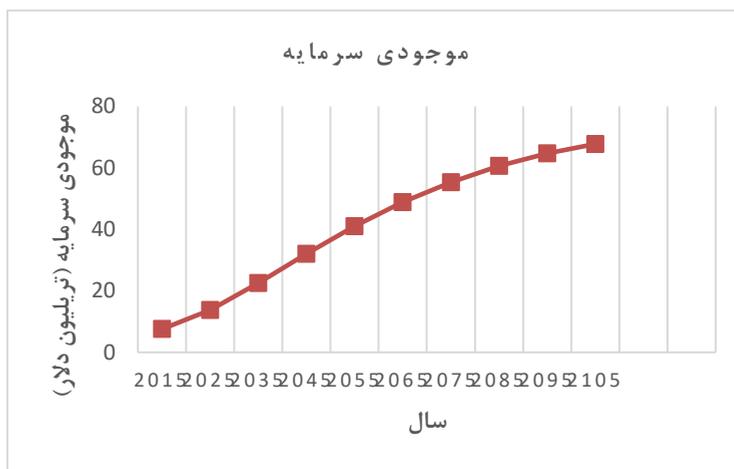
شکل ۴. روند تغییرات مصرف در منطقه منا

منبع: یافته‌های پژوهش.



شکل ۵. روند تغییرات تولید در منطقه منا

منبع: یافته‌های پژوهش.



شکل ۶. روند تغییرات موجودی سرمایه در منطقه منا

منبع: یافته‌های پژوهش.

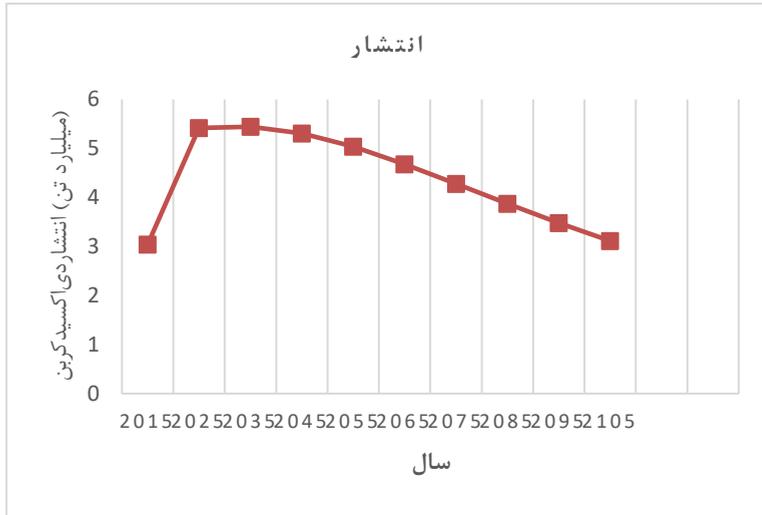
در ادامه به بررسی متغیرهای اقلیمی در سناریو DICE-PT پرداخته می‌شود. کاهش انتشار در شکل (۷) نشان‌دهنده اقدامات موثر در کاهش آلودگی و انتشار گازهای گلخانه‌ای است. این کاهش می‌تواند ناشی از سیاست‌های کاهش کربن، استفاده از فناوری‌های پاک‌تر، یا تغییرات در تولید و مصرف انرژی باشد. با این حال، ممکن است این روند در درازمدت با توجه به نیازهای اقتصادی و اجتماعی تحت تأثیر قرار گیرد. طبق نظریه چشم‌انداز، تصمیمات افراد معمولاً تحت تأثیر «نقاط مرجع» و نسبت به ضرر و سود تغییرات قرار می‌گیرند. در این مدل، کاهش انتشار نشان‌دهنده یک انتخاب برای اجتناب از ضرر بلندمدت است که با توجه به ارزیابی‌های اولیه منفی در خصوص تأثیرات تغییرات اقلیمی صورت گرفته است. تصمیم‌گیرندگان به طور فزاینده‌ای ممکن است از چشم‌اندازهای منفی تغییرات اقلیمی (مانند افزایش دما و بحران‌های ناشی از آن) به‌عنوان یک تهدید برای آینده خود هراس داشته باشند و بنابراین به اتخاذ سیاست‌های کاهش انتشار اقدام کنند.

همچنین شکل (۹) نشان‌دهنده کاهش تدریجی شدت انتشار در طول زمان است. این کاهش به دلیل پیشرفت فناوری، افزایش بهره‌وری انرژی، و سیاست‌های اقلیمی است. این کاهش به طور کلی به‌عنوان یک حرکت مثبت در راستای بهینه‌سازی مصرف انرژی و

تولید ناخالص داخلی می‌تواند تفسیر شود. با این حال، نظریه چشم‌انداز نشان می‌دهد که افرادی که تحت تأثیر بحران‌های اقتصادی و زیست‌محیطی قرار دارند، ممکن است در آغاز به دنبال ایجاد تغییرات اساسی نباشند و تنها وقتی تهدیدات شدیدتر می‌شود، تغییرات اساسی آغاز گردد.

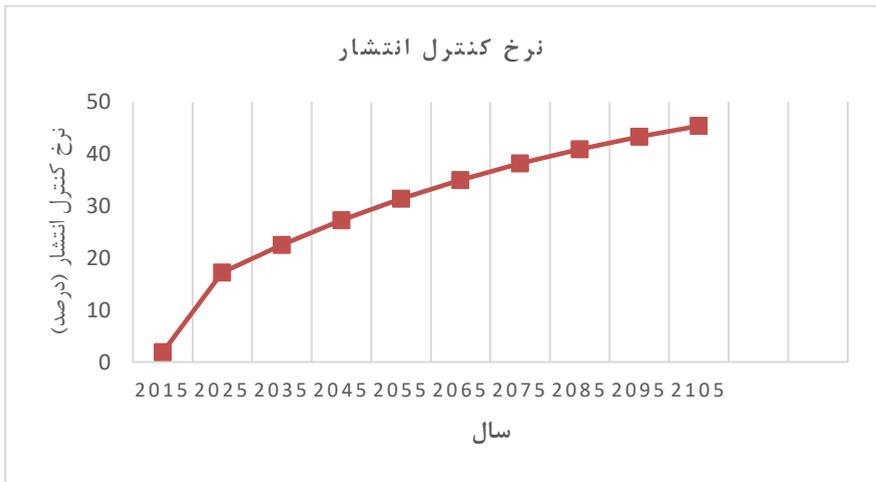
در ارتباط بین نمودار تولید و انتشار باید به این نکته اشاره کرد که، انتشار دی‌اکسید کربن و تولید اقتصادی رابطه‌ای خطی ندارند. به عبارت دیگر، کاهش انتشار لزوماً به معنای کاهش تولید نیست. در بسیاری از صنایع، بخش بزرگی از انتشار ناشی از فعالیت‌هایی است که می‌توانند با فناوری‌های کم‌آلاینده جایگزین شوند (مثل جایگزینی سوخت، بهبود بهره‌وری انرژی، و بازیافت). در مدل‌های اقتصادی، رشد تولید معمولاً به دلیل پیشرفت فناوری، افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش بهره‌وری نیروی کار ادامه دارد. بسیاری از این عوامل مستقل از سطح انتشار دی‌اکسید کربن عمل می‌کنند. حتی اگر انتشار در یک سناریو کاهش یابد، رشد اقتصادی به دلیل عوامل ذکر شده حفظ می‌شود. به همین دلیل، تفاوت محسوس انتشار بر تولید تأثیر جدی نمی‌گذارد. به طور مثال صنایعی که به دلیل کاهش انتشار نیاز به تغییر دارند، می‌توانند با سرمایه‌گذاری در فناوری‌های جدید یا تغییر فرآیندها به فعالیت خود ادامه دهند. این انعطاف‌پذیری باعث می‌شود سطح تولید به طور کلی حفظ شود.

شکل‌های (۷) تا (۹) متغیرهای اقلیمی در مدل DICE-PT را نشان می‌دهد.



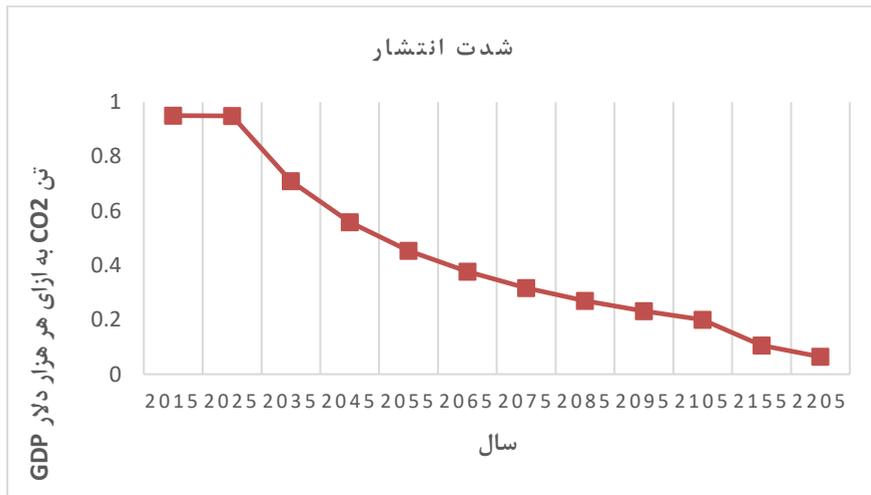
شکل ۷. روند تغییرات انتشار کربن‌دی‌اکسید در منطقه منا

منبع: یافته‌های پژوهش.



شکل ۸. روند تغییرات نرخ کنترل انتشار منطقه منا

منبع: یافته‌های پژوهش.



شکل ۹. روند تغییرات شدت انتشار منطقه منا

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول (۶) نشان‌دهنده پیش‌بینی افزایش دما در آینده است. افزایش دما به‌ویژه در قرن‌های آینده نشان‌دهنده تأثیرات شدید تغییرات اقلیمی است. این روند افزایشی ممکن است ناشی از گازهای گلخانه‌ای اضافی، تغییرات در الگوهای مصرف انرژی و عدم اتخاذ اقدامات کافی برای کاهش انتشار باشد. این افزایش دما می‌تواند به مشکلات زیست‌محیطی و اقتصادی بزرگتری منجر شود که نیاز به سیاست‌های انطباقی و تعدیلی دارند. با وجود کاهش نرخ انتشار، دما به طور پیوسته افزایش می‌یابد و به ۴.۷۷۶ درجه سانتی‌گراد در سال ۲۱۰۵ می‌رسد.

این تناقض به طور قابل توجهی در مدل DICE-PT به چشم می‌آید. در حالی که انتشار کاهش یافته است، دما همچنان افزایش می‌یابد. این پدیده می‌تواند ناشی از اثر لنگر یا مقاومت در برابر تغییرات سریع باشد. در نظریه چشم‌انداز، افراد اغلب تمایل دارند تا ریسک‌های بزرگتر را نادیده بگیرند تا زمانی که به نقطه بحران برسند، بنابراین ممکن است اقدامات کاهش انتشار در مقیاس جهانی کافی نباشند تا به طور مؤثر از شدت تغییرات دما جلوگیری کنند. کاهش انتشار ممکن است تنها برای کاهش تدریجی گازهای گلخانه‌ای

کافی نباشد، در حالی که تأثیرات سیستم اقلیمی از تأخیرهای قابل توجهی برخوردار است که در این مدل به خوبی نمایان است.

جدول ۶. افزایش دما در مدل DICE-PT

افزایش دما (از ۱۹۰۰ - C°)										
	۲۰۱۵	۲۰۲۵	۲۰۳۵	۲۰۴۵	۲۰۵۵	۲۰۶۵	۲۰۷۵	۲۰۸۵	۲۰۹۵	۲۱۰۵
DICE-PT	۰/۸۷	۱/۳۰۰	۱/۷۷۸	۲/۲۸۰	۲/۷۷۱	۳/۲۳۸	۳/۶۷۴	۴/۰۷۳	۴/۴۳۷	۴/۷۶۶

منبع: یافته‌های پژوهش.

کاهش انتشار در مدل DICE-PT با لحاظ نظریه چشم‌انداز نشان‌دهنده واکنش سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان به تهدیدات تغییرات اقلیمی است. اما به دلیل تأخیر در واکنش‌های سیستم اقلیمی و روند کند در اتخاذ اقدامات فوری و مؤثر، دما همچنان افزایش می‌یابد. در نهایت، این مدل هشدار می‌دهد که اگر اقدامات جدی و مؤثر در کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای انجام نشود، تأثیرات بلندمدت تغییرات اقلیمی ممکن است همچنان شدت یابد، حتی اگر سیاست‌های کنترل به طور جزئی موفق باشند.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، به بررسی کاربرد نظریه چشم‌انداز در مدل‌های تغییرات اقلیمی پرداخته شد و همچنین مدل DICE با در نظر گرفتن نظریه چشم‌انداز (DICE-PT) برای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) مورد بررسی قرار گرفت. این مدل با استفاده از اصول اقتصاد رفتاری، تأثیر ادراکات روان‌شناختی تصمیم‌گیران بر تغییرات اقلیمی و سیاست‌های انتشار را تحلیل کرده است. نتایج نشان می‌دهد که نظریه چشم‌انداز بر نحوه درک تصمیم‌گیران از خسارات اقلیمی اثر گذاشته و در نتیجه، پیشنهاد‌های سیاستی سخت‌گیرانه‌تری برای کنترل انتشار گازهای گلخانه‌ای ارائه می‌دهد.

یکی از مهم‌ترین چالش‌های سیاست‌گذاری اقلیمی، توافق پاریس (۲۰۱۵) است که بر محدود کردن افزایش دمای جهانی به زیر ۲ درجه سلسیوس و تلاش برای کاهش آن به

۱/۵ درجه بالاتر از سطوح پیشاصنعتی تأکید دارد. با این حال، پیش‌بینی‌های مدل DICE-PT نشان می‌دهد که نرخ افزایش دما در بلندمدت بالای ۴ درجه خواهد بود. این یافته‌ها با گزارش‌های جدید IPCC (۲۰۲۱) نیز همخوانی دارد و بیانگر چالش‌های جدی در کنترل تغییرات اقلیمی است. همچنین، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای تا سال ۲۱۰۵ همچنان در سطح بالایی باقی خواهد ماند، هرچند روندی کاهشی را نشان می‌دهد. مطالعات پیشین نیز نشان داده‌اند که تغییرات اقتصادی و اقلیمی منطقه MENA دارای الگوهای مشخصی است. در مطالعه حقوق‌شناس و همکاران (۱۴۰۰)، تولید ناخالص داخلی، مصرف و سرمایه‌گذاری در تمام گروه‌های درآمدی منطقه روندی صعودی داشته‌اند، درحالی‌که انتشار کربن روندی نزولی را طی کرده است. همچنین، افزایش میانگین دمای اتمسفر تا سال ۲۱۰۵ به مقدار ۴/۳۸ درجه سانتی‌گراد پیش‌بینی شده است که نشان‌دهنده اثرات شدید تغییرات اقلیمی بر منطقه است. در مطالعه بخشی و همکاران (۱۳۹۸)، پیش‌بینی شده که انتشار گازهای گلخانه‌ای تا سال ۲۱۰۵ به ۰/۶۸۲ میلیارد تن CO₂ کاهش یابد، درحالی‌که دمای اتمسفر در همان سال ۳/۵۹ درجه سانتی‌گراد افزایش خواهد یافت. آمارهای واقعی در سال ۲۰۲۳ نیز نشان داده‌اند که تولید ناخالص داخلی کشورهای MENA ۴/۳۲ تریلیون دلار و افزایش دما حدود ۱/۴ درجه سانتی‌گراد بوده است، درحالی‌که میزان انتشار کربن برای سال ۲۰۲۴ حدود ۴ میلیارد تن تخمین زده شده است. در این پژوهش، با استفاده از مدل DICE-PT، پیش‌بینی‌ها برای سال ۲۰۲۵ نشان می‌دهند که تولید ناخالص داخلی منطقه منا به ۵/۰۷ تریلیون دلار خواهد رسید، میانگین دما ۱/۳ درجه سانتی‌گراد خواهد بود، و میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای به طور تقریبی ۵ میلیارد تن CO₂ خواهد شد. همچنین، برای سال ۲۱۰۵، افزایش دما ۴/۷۷ درجه سانتی‌گراد و میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای ۳/۱ میلیارد تن پیش‌بینی شده است، درحالی‌که تولید ناخالص داخلی منطقه به ۱۴/۷ تریلیون دلار خواهد رسید.

در مقایسه با مدل استاندارد DICE که کاهش انتشار را صرفاً بر اساس محاسبات عقلایی پیش‌بینی می‌کند، مدل DICE-PT نشان می‌دهد که تصمیم‌گیرندگان به دلیل زیان‌گریزی، تمایل به تأخیر در اقدامات کاهش انتشار دارند، مگر اینکه سیاست‌ها به گونه‌ای

طراحی شوند که نقاط مرجع ذهنی را تغییر دهند (مثلاً با ارائه مشوق‌های فوری). این یافته با مطالعات رفتاری مانند وبر (۲۰۱۰) همسو است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که روند افزایشی در تولید ناخالص داخلی و دما در منطقه ادامه خواهد داشت، اما میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای به مرور کاهش می‌یابد. این موضوع می‌تواند ناشی از سیاست‌های اقلیمی سختگیرانه‌تر در مدل DICE-PT باشد. باین‌حال، همچنان نیاز به اتخاذ سیاست‌های مؤثر در کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و استفاده از فناوری‌های پاک در منطقه احساس می‌شود.

با توجه به یافته‌های پژوهش، به سیاست‌گذاران منطقه منا توصیه می‌شود که:

- افزایش سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر: توسعه انرژی خورشیدی و بادی در منطقه می‌تواند به کاهش وابستگی به سوخت‌های فسیلی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای کمک کند.
- تعدیل بازه‌های زمانی برای ارزیابی سیاست‌ها: نظریه چشم‌انداز به تمایل افراد به ارزیابی دستاوردهای کوتاه‌مدت و نادیده گرفتن اثرات بلندمدت اشاره دارد. بنابراین، سیاست‌گذاران باید بازه‌های زمانی ارزیابی سیاست‌های اقلیمی را تعدیل کنند تا موفقیت‌های میان‌مدت و بلندمدت بیشتر مورد توجه قرار گیرد. سیاست‌هایی که نشان‌دهنده نتایج کوتاه‌مدت و ملموس برای مردم باشند می‌توانند حمایت عمومی بیشتری جلب کنند.
- طراحی مشوق‌ها: سیاست‌های اقلیمی باید به گونه‌ای طراحی شوند که از اثرات زیان‌گریزی در نظریه چشم‌انداز بهره‌گیرند، مانند نمایش هزینه‌های عدم اقدام در برابر تغییرات اقلیمی.
- تقویت همکاری‌های منطقه‌ای و کاهش تأخیر در اقدام: ایجاد صندوق مشترک اقلیمی برای کشورهای منا: کشورها به دلیل بی‌اعتمادی و ترس از ضرر، در همکاری‌های اقلیمی تعلل می‌کنند. ایجاد یک صندوق تأمین مالی مشترک با مشارکت چند کشور و تخصیص منابع به پروژه‌های انرژی پاک، می‌تواند این مشکل را کاهش دهد.

• در نهایت، پیشنهاد می‌شود سیاستگذاران با استفاده از انواع روش‌های اقتصادی مرسوم مانند کاهش نرخ بهره یا هدایت منابع به سمت سرمایه‌گذاری‌های بلند مدت و انواع روش‌های مبتنی بر اقتصاد رفتاری نظیر فرهنگ‌سازی در اصلاح الگوی مصرفی جامعه، فرهنگ‌سازی در جهت تشویق به پس انداز و حفاظت از اقلیم برای نسل‌های آینده در جهت برقراری عدالت بین نسلی گام بردارند.

در جمع‌بندی این پژوهش باید گفت که با در نظر گرفتن نظریه چشم‌انداز، نتایج نشان داد که تصمیم‌گیران تمایل بیشتری به سیاست‌های سختگیرانه‌تر برای کاهش انتشار دارند که می‌تواند به سیاست‌گذاری‌های مؤثرتر در مقابله با تغییرات اقلیمی کمک کند. همچنین، روند افزایش دما و انتشار کربن نشان می‌دهد که اقدامات فعلی کافی نیستند و نیاز به سیاست‌های پایدارتر و فناوری‌های نوین وجود دارد. این مقاله نشان می‌دهد که توسعه مدل DICE-PT که نظریه چشم‌انداز را در تصمیم‌گیری‌های اقلیمی لحاظ می‌کند، می‌تواند تحلیل واقع‌گرایانه‌تری از سیاست‌های کاهش انتشار ارائه دهد. برای بهبود دقت مدل، پیشنهاد می‌شود که تحلیل حساسیت گسترده‌تر انجام شده و مدل با داده‌های واقعی گذشته آزمون شود. همچنین، سیاست‌گذاران باید از این یافته‌ها برای طراحی سیاست‌های اقلیمی مؤثرتر استفاده کنند که بر کاهش زیان‌ها تأکید دارد و انگیزه برای اقدام سریع‌تر را افزایش می‌دهد.

در پایان باید به این نکته اشاره کرد که این مطالعه با تمرکز بر تصمیم‌گیری‌های درون منطقه‌ای، تأثیر سیاست‌های اقلیمی خارج از منطقه MENA (مانند اقدامات اتحادیه اروپا یا چین) را به صورت صریح مدل‌سازی نکرده است. اگرچه مدل DICE-PT اثرات جهانی تغییرات اقلیمی را از طریق متغیرهای مانند غلظت دی‌اکسید کربن و دمای جهانی لحاظ می‌کند، اما تأثیر مستقیم سیاست‌های کاهش انتشار دیگر کشورها بر رفتار تصمیم‌گیرندگان منطقه MENA نیاز به بررسی جداگانه دارد. این موضوع می‌تواند در مطالعات آتی با ادغام مدل‌های تعادل عمومی منطقه‌ای مورد توجه قرار گیرد. لذا پیشنهاد می‌گردد که مدل‌های پویایی که تعاملات بین منطقه‌ای در سیاست‌گذاری اقلیمی را در چارچوب نظریه چشم‌انداز بررسی می‌کنند، توسعه داده شود.

منابع

بخشی دستجردی، رسول، نظری زانیانی، علی، و دهقانی شاهزاده بیگمی، فاطمه. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر عدالت بین‌نسلی بر گرمای جهانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش نرخ رجحان زمانی (مطالعه موردی: منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۶ (۸۶)، ۶۷-۱۰۴.

حق‌شناس، مرضیه، مؤیدفر، رزیتا، فرهمند، شکوفه، و شریفی، علیمراد. (۱۴۰۰). دورنمای اقتصادی کشورهای منا تا افق ۲۱۰۵: کاربرد مدل RICE. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۸ (۴)، ۳۵-۷۶.

سعیدی، علی، و فرهانیان، سید محمد جواد. (۱۳۹۴). *مبانی اقتصاد و مالی رفتاری*. تهران: انتشارات بورس.

References

Barberis, N. (2023). The psychology of tail events: progress and challenges. *American Economic Review*, 103(3), 611-616.

Camerer, C., Babcock, L., Loewenstein, G., & Thaler, R. (1997). Labor supply of New York City cabdrivers: One day at a time. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(2), 407-441.

Carattini, S., Carvalho, M., & Fankhauser, S. (2018). Overcoming public resistance to carbon taxes. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, 9(5), e531.

Carlsson, F., & Johansson-Stenman, O. (2012). Behavioral economics and environmental policy. *Annual Review of Resource Economics*, 4(1), 75-99.

Clabaugh Howell, K., & Holt, E. A. (2023). Student reasonings and cognitive biases in climate change predictions. Retrieved from <https://digscholarship.unco.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1332&context=theses>

Eisenack, K., & Stecker, R. (2012). A framework for analyzing climate change adaptations as actions. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 17, 243-260.

Farber, H. S. (2008). Reference-dependent preferences and labor supply:

The case of New York City taxi drivers. *American Economic Review*, 98(3), 1069-1082.

Gawel, E., Heuson, C., & Lehmann, P. (2012). Efficient public adaptation to climate change: An investigation of drivers and barriers from a public choice perspective. *UFZ Discussion Paper*, 14/2012, 1-20.

Hulme, M., Dessai, S., Lorenzoni, I., & Nelson, D. R. (2009). Unstable climates: Exploring the statistical and social constructions of 'normal' climate. *Geoforum*, 40(2), 197-206.

Iturbe-Ormaetxe, I., Ponti, G., Tomás, J., & Ubeda, L. (2011). Framing effects in public goods: Prospect theory and experimental evidence. *Games and Economic Behavior*, 72(2), 439-447.

Kahneman, D., & Tversky, A. (2013). Prospect theory: An analysis of decision under risk. In *Handbook of the fundamentals of financial decision making: Part I* (99-127).

Kőszegi, B., & Rabin, M. (2007). Reference-dependent risk attitudes. *American Economic Review*, 97(4), 1047-1073.

Mas, A. (2006). Pay, reference points, and police performance. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(3), 783-821.

Nordhaus, W. (2024). Looking Backward, Looking Forward. *Annual Review of Resource Economics*, 16(1), 1-20.

----- (2013). *The climate casino: Risk, uncertainty, and economics for a warming world*. London: Yale University Press.

Pitcher, C. (2008). Investigation of a Behavioural Model for Financial Decision Making. Retrieved from <https://ora.ox.ac.uk/objects/uuid:03d90b36-66d8-4dd0-b9d0-f1e7abf1c8c3/files/m57fc1912b613ab1117ac9839b8c3e686>

Rieger, M. O., Wang, M., & Hens, T. (2011). Prospect theory around the world. *NHH Department of Finance & Management Science, Discussion Paper*, 2011/19, 1-15.

Schmidt, U. (2016). Insurance Demand under Prospect Theory: A Graphical Analysis. *Journal of Risk and Insurance*, 83(1), 77-89

Spence, A., & Pidgeon, N. (2010). Framing and Communicating Climate Change: The Effects of Distance and Outcome Frame Manipulations. *Global Environmental Change*, 20(4), 656-667.

Thaler, R. H. (2016). Behavioral Economics: Past, Present, and Future. *American Economic Review*, 106(7), 1577-1600.

Vis, B. (2011). Prospect Theory and Political Decision Making. *Political Studies Review*, 9(3), 334-343.

Weber, E. U. (2010). What Shapes Perceptions of Climate Change? *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, 1(3), 332-342.

Zhou, Y., & Shen, L. (2022). Confirmation Bias and the Persistence of Misinformation on Climate Change. *Communication Research*, 49(4), 500-523.