

دوره ۵۹، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۳، شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹

۳۶۳-۳۸۵	همه‌گیری کووید-۱۹ و جابجایی درآمدی در ایران / غلامرضا کشاورز حداد، رضا مهری
۳۸۶-۴۱۵	برآورد ریسک سیستمی پویا و سرریز تلاطمات بازار نفت بر بازار سهام کشورهای عضو اوپک پلاس؛ رویکرد QVAR / پریسا مهاجری، رضا طالبلو، سمانه رنج‌خواه زنونزقی
۴۱۶-۴۴۳	تحلیل عوامل مؤثر بر تورم‌های بالا و ماندگار در اقتصاد ایران: رویکرد مبتنی بر یادگیری ماشین / روح‌اله شهنازی، مجید شفیعی
۴۴۴-۴۶۴	آزمون مصرف تظاهری: رابطه کشش‌پذیری و مشاهده‌پذیری اقلام مصرفی خانوارهای شهری ایران / عبدالحسین صفرپور، محمدحسین دهقانی
۴۶۵-۴۹۴	برآورد منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران: شواهدی جدید بر پایه تحلیل در حوزه زمان - فرکانس / محمدعلی احسانی، صالح طاهری بازخانه، هادی کشاورز
۴۹۵-۵۲۵	بررسی اثر سیل بر احتمال مالکیت مسکن خانوارهای شهری و روستایی (مطالعه موردی: سیل استان گلستان) / لیلا جباری، علی‌اصغر سالم

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 بین‌المللی پول).

دوران این شماره:

حسین امیری، سجاد برخوردار، حسن حیدری، تیمور رحمانی، علی سوری، علی اکبر قلی زاده، محسن مهرآرا.

به استناد بند ج تبصره ۳۶ قانون بودجه سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره ۳۴ قانون بودجه سال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین‌نامه 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,

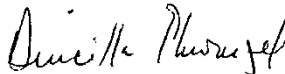
Thank you for providing a copy of *Tahghighat - e - Eghtesadi* to the *Journal of Economic Literature* (JEL). The journal has been evaluated and accepted for listing in the AEA electronic indexes, which are included in JEL on CD, e-JEL, and EconLit.

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 کلیدی 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 (هـ) 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
۳۶۳-۳۸۵	همه‌گیری کووید-۱۹ و جابجایی درآمدی در ایران/ غلامرضا کشاورز حداد، رضا مهري
۳۸۶-۴۱۵	برآورد ریسک سیستمی پویا و سرریز تلاطمات بازار نفت بر بازار سهام کشورهای عضو اوپک پلاس؛ رویکرد QVAR/ پریسا مهاجری، رضا طالبلو، سمانه رنج‌خواه نوزقی
۴۱۶-۴۴۳	تحلیل عوامل مؤثر بر تورم‌های بالا و ماندگار در اقتصاد ایران: رویکرد مبتنی بر یادگیری ماشین/ روح‌اله شهنازی، مجید شفیعی
۴۴۴-۴۶۴	آزمون مصرف تظاهری: رابطه کشش‌پذیری و مشاهده‌پذیری اقلام مصرفی خانوارهای شهری ایران/ عبدالحسین صفرپور، محمدحسین دهقانی
۴۶۵-۴۹۴	برآورد منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران: شواهدی جدید بر پایه تحلیل در حوزه زمان - فرکانس/ محمدعلی احسانی، صالح طاهری بازخانه، هادی کشاورز
۴۹۵-۵۲۵	بررسی اثر سیل بر احتمال مالکیت مسکن خانوارهای شهری و روستایی (مطالعه موردی: سیل استان گلستان)/ لیلا جباری، علی‌اصغر سالم



University of Tehran Press

Covid-19 Pandemic and Income Mobility in Iran GholamReza Keshavarz Haddad^{*,1} , Reza Mehri¹

1. Department/Faculty of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran.

* Corresponding author

Article Info

Article Type:
Research paper

Article History:

Received:
1402-11-29

Revised:
1403-05-10

Accepted:
1403-05-18

Published:
1403-09-30

Keywords:

*COVID-19 Pandemic,
Economic Analysis,
Income Mobility,
Women's Employment.*

JEL Classification:
D31, I30, J16.

Abstract

The COVID-19 pandemic has emerged as a profound global crisis with extensive impacts on social and economic structures worldwide. This study examines the shifts in income mobility within Iranian households, focusing particularly on those with employed women prior to the onset of the pandemic. Utilizing household income and expenditure data from 2017 to 2019, this research employs advanced econometric models such as the regression discontinuity design and transition matrix analysis to explore the economic repercussions of the pandemic. The findings reveal a significant disparity in income mobility between households with employed women and those with only employed men. Households with employed women experienced greater financial instability and a higher likelihood of descending into lower income brackets compared to their male counterparts. The pandemic disproportionately affected sectors with high female employment rates, such as the service industry, exacerbating the economic vulnerability of these households. In-depth analysis indicates that the closure of schools and childcare facilities, coupled with the downturn in service sector demand, are pivotal factors that intensified the economic decline for women in the workforce. These sectors traditionally employ a higher percentage of women, and the sudden reduction in demand has led to a notable increase in female unemployment rates, further impacting household income stability. In conclusion, The insights provided in this study not only contribute to a deeper understanding of the pandemic's impacts but also inform future policy-making aimed at fostering economic resilience and equality.

Haddad, G. R. K., & Mehri, R. (2024). Covid-19 Pandemic and Income Mobility in Iran. *Journal of Economic Research*, 59(3), 363-385.



©The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.372837.1008898](https://doi.org/10.22059/jte.2024.372837.1008898)

همه‌گیری کووید-۱۹ و جابجایی در آمدی در ایران

غلامرضا کشاورز حداد*^۱ رضا مهری^۱

۱. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۲۹</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۵/۱۰</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۱۸</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۹/۳۰</p> <p>کلیدواژه‌ها: تحرک درآمدی، اشتغال بانوان، جابجایی درآمدی، رکود بانوان، کووید-۱۹.</p> <p>طبقه‌بندی JEL: D31, I30, J16.</p>	<p>در دوران همه‌گیری کووید-۱۹، در بسیاری از کشورها، بخش اشتغال بانوان اثر بیشتری نسبت به بخش اشتغال مردان پذیرفت. برخی از پژوهشگران این رخداد را به دلیل کاهش در بخش عرضه بانوان به دلیل تعطیلی مراکز نگهداری کودکان و غیرحضوری شدن مدارس می‌دانند و برخی این موضوع را به دلیل کاهش در بخش تقاضای نیروی کار بانوان به دلیل آسیب بخش خدمات می‌دانند. در این پژوهش با استفاده از ماتریس گذار نشان دادیم که خانوارهایی که بانوان در آن در دوره قبل از همه‌گیری شاغل بوده‌اند (گروه اول) کاهش جابجایی درآمدی بیشتری نسبت به خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل بوده‌اند (گروه دوم)، در دوره همه‌گیری داشته‌اند. سپس با استفاده از روش لاجیت رتبه‌بندی شده ناپیوستگی رگرسیون دریافتیم که در دوره همه‌گیری احتمال حضور گروه اول در پنجم‌های درآمدی پایین‌تر نسبت به گروه دوم بیشتر بوده است.</p>

کشاورز حداد، غلامرضا و مهری، رضا (۱۴۰۳). همه‌گیری کووید-۱۹ و جابجایی درآمدی در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۳)، ۳۶۳-۳۸۵.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: 10.22059/jte.2024.372837.1008898

۱- مقدمه

رکودهای بزرگ معمولاً اثر قابل توجهی بر نیروی کار و اشتغال آنان دارد و این موضوع همواره یکی از نگرانی‌های دولت‌مردان و سیاستگذاران بوده است. در سه رکود گذشته در ایالات متحده (رکود ۱۹۹۰-۱۹۹۱، رکود ۲۰۰۱ و رکود ۲۰۰۸)، نسبت شاغلین به جمعیت در آقایان کاهش بیشتری نسبت به مورد مشابه در بانوان داشته است ولی در رکود کووید-۱۹، این موضوع دقیقاً برعکس بوده و کاهش نسبت شاغلین به جمعیت در بانوان بیشتر از آقایان بوده است. پژوهشگران به دنبال چرایی این موضوع به دو عامل مهم برخورد کرده‌اند. مورد اول کاهش در عرضه نیروی کار بانوان به دلیل قرنطینه سراسری و گسترده و به دنبال آن بسته شدن مدارس و مراکز نگهداری کودکان بوده است که دلیل اصلی این موضوع بحث نگهداری از کودکان و نوجوانان می‌باشد. مورد دوم نیز کاهش در تقاضای نیروی کار بانوان بوده است. این موضوع نیز به این دلیل مورد توجه قرار گرفته است که برخلاف سایر رکودهای بزرگ که در آن نیروی کار بخش صنعت تحت تأثیر قرار گرفته بودند، در این رکود بخش خدمات تحت تأثیر شدیدتری نسبت به سایر بخش‌ها قرار گرفت (استفانیا آلبانزی و جیون کیم، ۲۰۲۱). این موضوع اثر بیشتری بر اشتغال بانوان گذاشت، زیرا بیشتر بانوان در بخش خدمات فعالیت دارند در حالیکه بیشتر اشتغال در بخش صنعت و تولید مربوط به آقایان می‌باشد (آلبانسی و زاهین، ۲۰۱۸؛ اولسون، ۲۰۱۹).

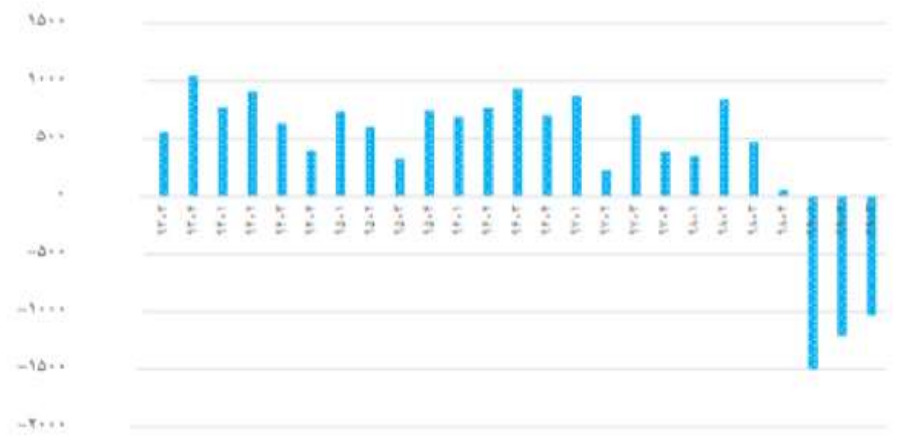
هر چند این کاهش نرخ نیروی کار به جمعیت بانوان در رکود کووید-۱۹ در ایالات متحده با سایر رکودها متفاوت بوده، اما این اتفاق منحصر به ایالات متحده نبوده و سایر کشورها نیز درگیر این موضوع شده‌اند. سازمان همکاری و توسعه اقتصادی در گزارشی رکود ناشی از همه‌گیری کووید-۱۹ را به عنوان رکود بانوان^۱ توصیف کرده است که حاکی از تأثیرات منفی نامتناسب بر بانوان می‌باشد که در آن بانوان بیشتر از مردان تحت تأثیر این رکود قرار گرفته‌اند (سازمان همکاری و توسعه اقتصادی ۲۰۲۱).

۱-۲- کووید-۱۹ در ایران

مرکز پژوهش‌های مجلس در گزارشی عنوان کرده است که تعداد شاغلین کشور از ابتدای شروع همه‌گیری کووید-۱۹ کاهش چشمگیر یافته است که این کاهش در چند سال اخیر بی‌سابقه بوده است. در این گزارش عنوان شده است که "بازار کار کشور در سال ۱۳۹۹ بیش از هر چیز متأثر از شیوع ویروس کرونا در کشور بوده است. نتایج طرح آمارگیری نیروی کار پاییز ۱۳۹۹ نشان می‌دهد

¹. shecession

که در پاییز سال جاری نسبت به فصل مشابه سال قبل تحت تأثیر شیوع ویروس کرونا جمعیت شاغل کشور حدود یک میلیون نفر کاهش یافته که بخش عمده این کاهش اشتغال (۷۲ درصد) در بخش خدمات رخ داده است." (تحلیل شاخص‌های بازار کار در فصل پاییز ۱۳۹۹، مرکز پژوهش‌های مجلس)

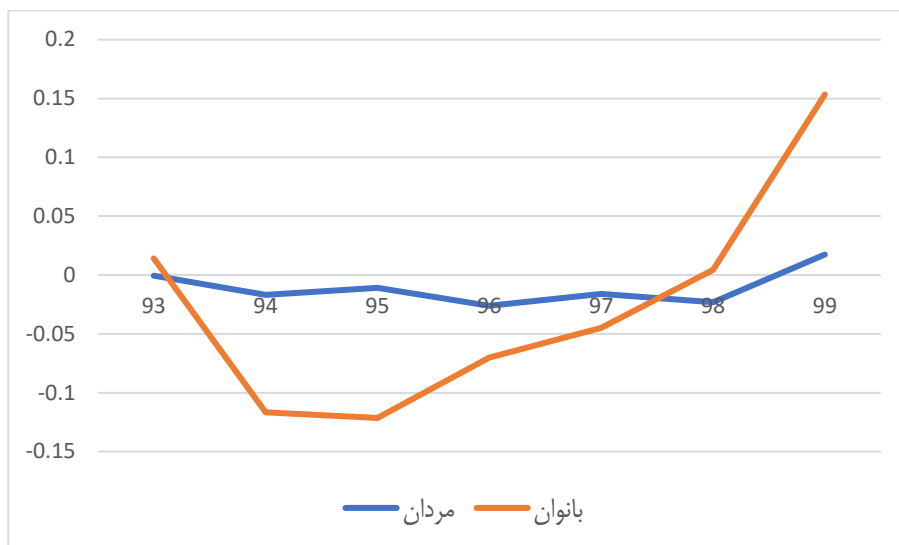


نمودار ۱. تغییرات جمعیت شاغل در هر فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل (هزار نفر)

منبع: گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس.

همچنین گزارش مرکز آمار نیز نشان می‌دهد که جمعیت شاغل تا پایان سال ۹۹ به ۲۳ میلیون و ۲۶۳ هزار و ۴۷ نفر رسیده که در مقایسه با سال ۹۸ کاهش یک میلیون و ۱۰ هزار و ۴۷۰ نفری را تجربه کرده است. نکته قابل تأمل اینکه از یک میلیون و ۱۰ هزار و ۴۷۰ نفری که طی این سال شغل خود را از دست داده‌اند، ۳۴۷ هزار و ۶۱۸ نفر مرد و ۶۶۲ هزار و ۸۵۲ نفر از آنان، بانوان هستند. در ظاهر به نظر می‌رسد بانوانی که شغل خود را از دست داده‌اند حدود دو برابر مردانی هستند که شغل خود را از دست داده‌اند، اما اگر دقیق‌تر به موضوع نگاه کنیم، با توجه به تعداد پایین‌تر بانوان شاغل، مسأله بیشتر روشن می‌شود؛ چرا که مردانی که طی این یک سال شغل خود را از دست داده‌اند، در مقایسه با ۱۹ میلیون و ۹۵۳ هزار مرد شاغل، فقط ۱/۷ درصد از آنان را شامل می‌شوند. این درحالی است که بانوانی که شغل خود را از دست داده‌اند، در مقایسه با تعداد جمعیت ۴ میلیون و ۳۲۰ هزار نفر بانوی شاغل در سال ۹۸، در حدود ۱۵/۳ درصد از آنان را شامل می‌شوند. به عبارتی دیگر، در میان ۱۹ میلیون و ۹۵۳ هزار مرد شاغل در سال ۹۸ حدود ۱/۷ درصد از آنان شغل خود را در سال ۹۹ از دست داده، اما در میان ۴ میلیون و ۳۲۰ هزار زن شاغل سال ۹۸، حدود ۱۵/۳ درصد از آنان در سال ۹۹ شغل خود را از دست داده‌اند. این بدین

معنی است که نسبت بانوان به مردانی که شغل خود را در سال ۹۹ از دست داده‌اند، حدود ۹ برابر است. این موضوع در نمودار ۱-۲ قابل مشاهده می‌باشد.



نمودار ۲. درصد افرادی که شغل خود را از دست داده‌اند به تفکیک جنسیت

منبع: محاسبات نگارنده بر مبنای آمار بخش نیروی کار مرکز آمار.

همانطور که در نمودار ۲ آمده، از سال ۹۳ تا ۹۹ بیشترین میزان از دست دادن شغل مربوط به بانوان، در سال ۹۹ رخ داده است. این موضوع برای مردان نیز با نسبت کمتری برقرار است. بیشترین میزان از دست دادن شغل در مردان، در سال ۹۹ روی داده که میزان آن برابر با ۱/۷ درصد بوده است. این میزان در سایر سال‌ها برای مردان منفی بوده است و این بدان معنی بوده که از سال ۹۳ تا ۹۸ به صورت کلی شغل ایجاد شده و تعداد شاغلین افزایش یافته است. این میزان برای بانوان نیز از سال ۹۴ تا سال ۹۷ منفی بوده و در سال ۹۸ به رقمی نزدیک صفر می‌رسد اما در سال ۹۹ جهشی ۱۵ درصدی داشته؛ به طوری که از ۰/۴ درصد به ۱۵/۳ درصد رسیده است. این میزان تغییر در سال‌های گذشته بی‌سابقه به نظر می‌رسد. با توجه به نمودار ۲ و گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس، می‌توان مشاهده کرد که در سال ۹۹ و همزمان با شروع همه‌گیری کووید-۱۹ در ایران، بانوان بیشتر از مردان تحت تأثیر قرار گرفتند که این اتفاق مشابه با آمار مربوط به سایر کشورها که در قسمت قبل به آن پرداخته شده می‌باشد.

این موضوع که همزمان با همه‌گیری کووید-۱۹، بازار نیروی کار بانوان بیشتر از مردان تحت تأثیر قرار گرفته است، از چشم پژوهشگران اقتصادی دور نمانده و پژوهش‌های قابل توجهی

در این مدت کوتاه در زمینه شکاف‌های جنسیتی در بازار کار در کشورهای مختلف انجام شده است. اما نکته پر اهمیتی که تاکنون نادیده گرفته شده است، بررسی اثر خروج بانوان از بازار کار بر درآمد خانوارهای آنان می‌باشد (خانوارهایی که بانوان در آن قبل از همه‌گیری کووید-۱۹ شاغل بوده و پس از همه‌گیری شغل خود را از دست داده‌اند). می‌دانیم که خروج از بازار کار یکی از اعضای خانوار می‌تواند درآمد خانوار را دستخوش تغییر قرار بدهد.

پس از همه‌گیری کووید-۱۹ بخشی از بانوان از بازار کار خارج شده‌اند. حال سوآلی که می‌توان مطرح کرد این است که:

(الف) آیا با خروج بانوان از بازار کار، درآمد خانوار آنان دستخوش تغییر شده است؟

(ب) آیا خانوارهایی که بانوان در آن شاغل بوده‌اند، نسبت به سایر خانوارها فقیرتر شده و سقوط دهکی داشته‌اند؟

در این پژوهش با استفاده از داده‌های هزینه و درآمد خانوارها در سال‌های ۱۳۹۷، ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹، با استفاده از ماتریس گذار، به بررسی جابجایی درآمدی خانوارهایی که بانوان در آن شاغل بوده‌اند در دوره قبل و بعد از همه‌گیری کووید-۱۹ پرداختیم و به مقایسه میزان تغییر در جابجایی درآمدی این خانوارها با خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل بوده‌اند، پرداختیم. سپس با استفاده از مدل ناپیوستگی رگرسیون، به بررسی میزان احتمال حضور این خانوارها در پنجک‌های درآمدی مختلف می‌پردازیم. نتایج نشان می‌دهد که احتمال حضور خانوارهایی که بانوان در آن شاغل بوده‌اند، در پنجک‌های پایین درآمدی، نسبت به خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل بوده‌اند بیشتر افزایش یافته است.

در ادامه به مبانی نظری می‌پردازیم و سپس در ادامه، مدل مناسب انتخاب شده و برآورد اقتصادسنجی صورت گرفته و در انتها نیز نتایج مدل و نتیجه‌گیری عنوان خواهد شد.

۲- مبانی نظری

۲-۱- جابجایی درآمدی و ماتریس گذار

جابجایی درآمدی به بررسی جابجایی بین دهک‌های مختلف درآمدی می‌پردازد. جابجایی درآمدی مثبت به معنای افزایش احتمال جابجایی افراد از یک دهک درآمدی به یک دهک درآمدی بالاتر می‌باشد. به عبارت دقیق‌تر، جابجایی درآمدی مثبت بدین معنی بوده که چقدر احتمال دارد که افراد از یک دهک درآمدی در یک دوره به دهک درآمدی بالاتر در دوره بعد صعود کنند. جابجایی درآمدی منفی نیز عکس جابجایی درآمدی مثبت بوده و بدین معنی می‌باشد که چقدر احتمال دارد افراد در یک دوره از یک دهک درآمدی به دهک درآمدی پایین‌تر در دوره بعد سقوط کنند. عدم

جابجایی درآمدی نیز احتمال ماندن افراد در دهک درآمدی خود در طول دو دوره مورد بررسی می‌باشد. حال جابجایی درآمدی در یک دهک زمانی افزایش می‌یابد که میزان جابجایی درآمدی رو به بالا (مثبت) بیشتر از جابجایی درآمدی رو به پایین (منفی) و عدم تحرک درآمدی باشد.

جابجایی درآمدی می‌تواند به بررسی دهک درآمدی افراد یکسان در طول دو دوره مشخص بپردازد که به آن جابجایی درآمدی درون نسلی و یا به بررسی دهک درآمدی دو نسل متفاوت در طول دو دوره مشخص بپردازد که به آن جابجایی درآمدی بین نسلی می‌گویند.

همچنین جابجایی درآمدی به چند دسته به صورت کلی تقسیم می‌شود که دو دسته برجسته آن جابجایی درآمدی نسبی و جابجایی درآمدی مطلق می‌باشد. در جابجایی درآمدی مطلق مینا دهک‌ها، دهک‌های درآمدی سال اول می‌باشد و در طول زمان تغییر نمی‌کند ولی در جابجایی درآمدی نسبی مینای مقایسه دهک‌ها، دهک‌های همان سال می‌باشد. به عنوان مثال اگر همه خانوارهای ایرانی درآمدشان از سال ۹۸ به ۹۹ دو برابر شده باشد، جابجایی درآمدی مطلقشان افزایش یافته است. زیرا افراد نسبت به سال قبل خود افزایش درآمد داشته‌اند و به احتمال بالایی اگر همین درآمد را در سال ۹۸ می‌داشتند در یک دهک بالاتر درآمدی قرار می‌گرفت. حال آنکه جابجایی درآمدی نسبی آنان تغییر نکرده است زیرا درآمد آنان به صورت نسبی در جامعه تغییر نکرده است و فردی که در سال ۹۸ در دهک سوم قرار داشته است در سال ۹۹ نیز در دهک سوم قرار دارد ولی اگر این درآمد را در سال ۹۸ می‌داشت در دهک بالاتری (به عنوان مثال پنجم) قرار می‌گرفت. این موضوع نشان می‌دهد که جابجایی درآمدی نسبی شوک منفی و یا مثبتی که به تمام خانوارها وارد می‌شود را در نظر نمی‌گیرد.

ما در این پژوهش به بررسی جابجایی درآمدی درون نسلی و نسبی می‌پردازیم. زیرا فکر می‌کنیم که بتوانیم با بررسی جابجایی درآمدی نسبی، سایر شوک‌های وارد شده در دوره پیش از همه‌گیری کووید-۱۹ بر همه خانوارهای ایرانی را کنترل کنیم و بتوانیم به بررسی اثر نسبی همه‌گیری بر برخی از خانوارهای ایرانی نسبت به سایر خانوارها بپردازیم.

سال‌های مورد بررسی در این بخش سه سال متممادی ۹۷، ۹۸ و ۹۹ بوده که در آن به بررسی اثر کووید-۱۹ بر سطح درآمدی خانوارها با مقایسه دو دوره ۹۷-۹۸ و ۹۸-۹۹ خواهیم پرداخت. دلیل انتخاب این دوره‌های زمانی، همزمانی این دوره با زمان همه‌گیری بیماری کووید-۱۹ در ایران می‌باشد. زیرا زمان شروع همه‌گیری کووید-۱۹ در ایران، روز پنجشنبه ۳۰ بهمن سال ۹۸ بوده است و همچنین به تبع آن، در تاریخ ۳ اسفند ۹۸ تمامی مراکز دانشگاهی و پس از آن در تاریخ ۹ اسفند مدارس به صورت مقطعی و مرحله‌ای (سه روز یا هفتگی) و پس از شروع سال جدید به صورت کامل بسته شدند (وزیر بهداشت، خبرگزاری جمهوری اسلامی). از این رو

سال ۹۷-۹۸ را می‌توان زمان بدون کووید-۱۹ در نظر گرفت و سال ۹۸-۹۹ را می‌توان دوره همه‌گیری این بیماری در نظر گرفت و با مقایسه این دو دوره، اثر کووید-۱۹ بر درآمد و رفاه خانوار را به صورت دقیق‌تر مورد بررسی قرار داد.

ما در این بخش هزینه خانوار را به عنوان یک جایگزین برای درآمد خانوار در نظر می‌گیریم؛ زیرا افراد به طور معمول سعی دارند که درآمد خود را کمتر از میزان واقعی اعلام کنند. همچنین با توجه به بالا بودن میزان سوالات در قسمت هزینه‌ها، احتمال خطا کاهش می‌یابد. از این رو، برای بررسی رفاه خانوارها به‌طور معمول از هزینه به عنوان جایگزین مناسبی برای درآمد استفاده می‌شود (دیتون، ۱۹۹۷).

حال با توجه به موضوعات یاد شده به بررسی اثر جابجایی درآمدی گروه‌های ذکر شده در قسمت قبل می‌پردازیم:

۲-۱-۱ خانوارهایی که بانوان در آن شاغل هستند

در این قسمت به بررسی جابجایی درآمدی نسبی خانوارهایی که بانوان در آن شاغل هستند، با استفاده از دو ماتریس جابجایی درآمدی پایین، خواهیم پرداخت.

در جدول ۱، سه ماتریس ۵*۵ وجود دارد که به ماتریس اول و دوم، ماتریس گذار می‌گویند. در ماتریس اول هر سطر نماینده یک پنجک درآمدی در سال ۹۷ بوده و هر ستون نیز نماینده یک پنجک درآمدی در سال ۹۸ می‌باشد. نکته قابل توجه این می‌باشد که به دلیل اینکه ماتریس گذار نسبی بوده، مبنای مرزبندی سطرها و ستون‌ها متغیر بوده و بر مبنای همان سال می‌باشد. به‌عنوان مثال سطر اول و ستون دوم ماتریس گذار نسبی سال ۹۷-۹۸ نشان‌دهنده این موضوع بوده که ۳۵/۳۸ درصد از افرادی که در سال ۹۷ در پنجک اول درآمدی بوده‌اند در سال ۹۸ در پنجک دوم درآمدی سال ۹۸ قرار می‌گیرند. این بدان معنا بوده که ۳۵/۳۸ درصد خانوارهایی که بانوان در سال ۹۷ در آن شاغل بوده‌اند و در پنجک اول قرار داشته‌اند، به صورت نسبی، در مقایسه با سایر افراد جامعه، یک پنجک بهبود درآمدی داشته‌اند.

در ماتریس سوم (انتهایی)، مقایسه دو ماتریس اول و دوم صورت می‌گیرد. با توجه به تفاوت بین مفاهیم طبقات درآمدی، نحوه محاسبه و مقایسه بین پنجک‌ها متفاوت می‌باشد. به عنوان مثال در دو پنجک اول و دوم که طبقات درآمدی پایین را تشکیل می‌دهند، ماندن در همان طبقه درآمدی و یا سقوط درآمدی به عنوان اثر نامطلوب در نظر گرفته می‌شود ولی در سایر پنجک‌ها فقط سقوط درآمدی نامطلوب می‌باشد. به عنوان مثال سطر و ستون ابتدایی ماتریس سوم ۰/۲۷۵۶ می‌باشد که از تفاوت ۰/۷۰۱۸ و ۰/۴۲۶۲ بدست آمده است. این اعداد نشان می‌دهد

که از سال ۹۷ به ۹۸، ۴۲/۶۲ درصد از خانوارها در پنجک درآمدی اول باقی ماندند، درحالی‌که این عدد بین سال‌ها ۹۸ تا ۹۹ به ۷۰/۱۸ درصد رسیده است. این بدان معنی بوده که از سال ۹۸ به ۹۹، ۲۷/۵۶ درصد خانوارهای بیشتری در طبقه اول درآمدی مانده‌اند. به عبارت ساده‌تر، از سال ۹۸ به ۹۹ نسبت به سال ۹۷ به ۹۸، ۲۷/۵۶ درصد خانوار بیشتری در تله فقر گیر کرده‌اند و احتمال حضور این خانوارها در بین این سال‌ها در طبقات بالاتر درآمدی ۲۷/۵۶ درصد کاهش یافته است. از این رو کاهش جابجایی درآمدی رو به بالا (مثبت) در سال ۹۸ به ۹۹، ۲۷/۵۶ درصد نسبت به سال ۹۷ به ۹۸ افزایش یافته است. در پنجک دوم نیز ۱/۶۵ درصد از خانوارهای بیشتری در سال ۹۸ به ۹۹ در پنجک خود باقی مانده‌اند و در این دوره نسبت به دوره مشابه ۱۳/۵۵ درصد نیز بیشتر از دوره قبل دچار سقوط درآمدی شده‌اند. از این رو کاهش جابجایی درآمدی رو به بالا (مثبت) ۱۵/۲ درصد می‌باشد. اما در بین پنجک‌های درآمدی سوم تا پنجم که خانوارهای با گروه درآمدی متوسط و بالا را نشان می‌دهد، ماندن در طبقات درآمدی خود بین دو دوره نامطلوب تلقی نمی‌شود. به عبارت بهتر، اگر یک خانوار از یک دوره به دوره بعد در پنجک اول درآمدی بماند، در تله فقر مانده است و این موضوع به عنوان یک اثر نامطلوبی در نظر گرفته می‌شود، درحالی‌که ماندن یک خانوار در پنجک چهارم درآمدی از یک دوره به دوره بعد به عنوان اثر نامطلوب در نظر گرفته نمی‌شود. از این رو در این سه پنجک (سوم، چهارم و پنجم) صرفاً سقوط درآمدی مورد بررسی قرار می‌گیرد که به عنوان کاهش جابجایی درآمدی شناخته می‌شود. طبق نکات گفته شده، در دو دهک ابتدایی عدم جابجایی درآمدی رو به بالا مورد مقایسه و ارزیابی و در سه دهک بعدی کاهش جابجایی درآمدی مورد مقایسه و ارزیابی قرار می‌گیرد که این اعداد به صورت برجسته در ماتریس سوم آورده شده‌اند. مثبت بودن ستون انتهایی ماتریس سوم که از مجموع اعداد آن برجسته شده است، به معنای کاهش جابجایی درآمدی رو به بالا (در دو دهک ابتدایی) و کاهش جابجایی درآمدی (در دهک سوم تا پنجم) می‌باشد. قرمز شدن هر سلول نشان‌دهنده بدتر شدن وضع نسبت به قبل و کاهش جابجایی درآمدی و سبز شدن آن نشان‌دهنده افزایش جابجایی درآمدی می‌باشد. هرچقدر رنگ سلول‌ها پررنگ‌تر باشد، جابجایی و تغییر درآمدی بیشتر است. در جدول ۱ به بررسی بانوان شاغل در هر سال پرداخته‌ایم. به عنوان مثال در جدول اول که دو سال ۹۷ و ۹۸ را مورد بررسی قرار می‌دهد، بانوانی مورد بررسی قرار گرفته‌اند که در سال ۹۷ شاغل بوده‌اند. در این جدول این موضوع دارای اهمیت نمی‌باشد که این بانوان در سال ۹۸ نیز شاغل بوده باشند یا خیر.

در جدول ۹۸-۹۹ نیز بانوانی مورد بررسی قرار می‌گیرند که در سال ۹۸ شاغل بوده باشند و اینکه در سال ۹۹ شاغل بوده‌اند یا خیر، واجد اهمیت نیست بلکه نقطه اشتراک این خانوارها اشتغال بانوان آنان در سال ۹۸ می‌باشد.

جدول ۱. جابجایی درآمدی خانوارهایی که بانوان در آن شاغل هستند در سال ۹۷-۹۸ و ۹۸-۹۹ و تغییرات

این دو نسبت به هم

سال ۹۷	سال ۹۸					کل
	۱	۲	۳	۴	۵	
۱	۰/۴۲۶۲	۰/۳۵۳۸	۰/۰۹۷۷	۰/۰۸۰۴	۰/۰۴۱۸	۱
۲	۰/۱۸۲۵	۰/۳۶۶۷	۰/۳۲۶۱	۰/۱۷۰۶	۰/۰۵۴۱	۱
۳	۰/۱۳۵۵	۰/۱۹۰۱	۰/۳۲۰۴	۰/۲۸۸۵	۰/۰۶۵۴	۱
۴	۰/۱۴۸۷	۰/۱۱۷۴	۰/۳۱۳۵	۰/۲۶۴	۰/۲۵۶۴	۱
۵	۰/۰۸۸۱	۰/۰۹۵	۰/۱۴۴	۰/۲۴۱	۰/۴۳۱۹	۱
سال ۹۸	سال ۹۹					کل
	۱	۲	۳	۴	۵	
۱	۰/۷۰۱۸	۰/۱۹۸۹	۰/۰۴۲۴	۰/۰۵۲۸	۰/۰۰۴۲	۱
۲	۰/۳۱۸	۰/۳۸۳۲	۰/۳۱۵۴	۰/۰۵۲۸	۰/۰۳۰۶	۱
۳	۰/۱۱۲۹	۰/۲۷۸	۰/۳۳۹۸	۰/۲۳۵۹	۰/۰۳۳۴	۱
۴	۰/۱۰۱۱	۰/۱۸۹۴	۰/۲۷۴	۰/۲۹۶۶	۰/۱۳۴۹	۱
۵	۰/۰۸۶۷	۰/۱۱۹۴	۰/۱۷۳	۰/۲۴۴۳	۰/۳۷۶۶	۱
تغییر در جابجایی درآمدی دو دوره ۹۸-۹۹ و ۹۷-۹۸						
	۱	۲	۳	۴	۵	تغییر جابجایی درآمدی
۱	۰/۲۷۵۶	-۰/۱۵۴۹	-۰/۰۵۳۳	-۰/۰۲۷۶	-۰/۰۳۷۶	۰/۲۷۵۶
۲	۰/۱۳۵۵	۰/۰۱۶۵	-۰/۰۱۰۷	-۰/۱۱۷۸	-۰/۰۲۳۵	۰/۱۵۲
۳	-۰/۰۲۲۶	۰/۰۸۷۹	۰/۰۱۹۴	-۰/۰۵۲۶	-۰/۰۳۲	۰/۰۶۵۳
۴	-۰/۰۴۷۶	۰/۰۷۲	۰/۰۶۰۵	۰/۰۳۲۶	-۰/۱۱۷۵	۰/۰۸۴۹
۵	-۰/۰۰۱۴	۰/۰۲۴۴	۰/۰۲۹	۰/۰۰۳۳	-۰/۰۵۵۳	۰/۰۵۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که در سال ۹۷ به ۹۸، ۴۲/۶ درصد از فقیرترین افراد (پنجک اول) در گروه درآمدی خود باقی ماندند و رشد درآمدی نداشتند و یا به عبارتی دیگر عدم افزایش جابجایی درآمدی و یا کاهش جابجایی درآمدی رو به بالا در پنجک اول ۴۲/۶ درصد بوده است. این کاهش برای پنجک دوم ۱۵/۲ درصد بوده است.

همچنین میزان کاهش جابجایی درآمدی برای پنجک سوم تا پنجم، به ترتیب ۶/۵ درصد و ۸/۴ درصد و ۵/۵ درصد بوده است.

با توجه به کاهش جابجایی درآمدی در همه گروه‌های درآمدی می‌توان عنوان کرد که عدم جابجایی درآمدی افزایش و یا به عبارتی دیگر جابجایی درآمدی کاهش یافته است. همچنین با مشاهده کاهش جابجایی درآمدی هر گروه درآمدی و مقایسه آن‌ها با یکدیگر می‌توان گفت که کاهش جابجایی درآمدی بیشتر در دو پنجک ابتدایی محسوس می‌باشد. به عبارت بهتر، به نظر می‌رسد که خانوارهای با دهک‌های درآمدی پایین که بانوان در آن شاغل بوده‌اند کاهش درآمدی بیشتری نسبت به سایر خانوارها داشته‌اند؛ زیرا عدم جابجایی درآمدی این خانوارها افزایش ۲۷ و ۱۵ درصدی داشته درحالی‌که در سایر گروه‌های درآمدی این افزایش کمتر بوده است (حتی اگر در سایر پنجک‌ها نیز مانند این دو پنجک کاهش جابجایی رو به بالا محاسبه شود). برای تحلیل دقیق‌تر و بهتر، همین جدول‌ها را برای خانوارهایی که مردان در آن شاغل بوده‌اند نیز استخراج کرده‌ایم که در جدول ۲ قابل مشاهده است.

جدول ۲. جابجایی درآمدی خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل هستند در سال ۹۷-۹۸ و ۹۸-۹۹ و

تغییرات این دو نسبت به هم

سال ۹۷	سال ۹۸					کل
	۱	۲	۳	۴	۵	
۱	۰/۵۲۵۸	۰/۳۵۹۸	۰/۰۸۹۷	۰/۰۲۱۵	۰/۰۰۳۱	۱
۲	۰/۱۹۰۸	۰/۴۰۲۴	۰/۳۰۳۱	۰/۰۸۸۱	۰/۰۱۵۶	۱
۳	۰/۱۱۶۶	۰/۲۵۶۷	۰/۳۱۷۹	۰/۲۵۷۶	۰/۰۵۱۱	۱
۴	۰/۰۸۰۷	۰/۱۶۶۱	۰/۲۵۴۷	۰/۳۳۰۸	۰/۱۶۷۷	۱
۵	۰/۰۲۹۱	۰/۰۸۵۹	۰/۱۵۹۴	۰/۲۸۵۶	۰/۴۳۹۹	۱
سال ۹۸	سال ۹۹					کل
	۱	۲	۳	۴	۵	
۱	۰/۶۲۹۶	۰/۲۸۷۷	۰/۰۶۷۶	۰/۰۱۳۹	۰/۰۰۱۲	۱
۲	۰/۲۶۲۸	۰/۴۱۹۳	۰/۲۵۱۵	۰/۰۵۷	۰/۰۰۹۵	۱
۳	۰/۱۳۵۱	۰/۳۰۸۲	۰/۳۶۰۸	۰/۱۷۳۴	۰/۰۲۲۵	۱
۴	۰/۰۷۹۹	۰/۱۶۱۲	۰/۳۹۲۴	۰/۳۲۳۲	۰/۱۴۳۴	۱
۵	۰/۰۴۳۹	۰/۰۹۳۹	۰/۱۶۹	۰/۲۵۷۱	۰/۴۳۶۱	۱
تغییر در جابجایی درآمدی دو دوره ۹۸-۹۷ و ۹۹-۹۸						
	۱	۲	۳	۴	۵	تغییر جابجایی درآمدی
۱	۰/۱۰۳۸	-۰/۰۷۲۱	-۰/۰۲۲۱	-۰/۰۰۷۶	-۰/۰۰۱۹	۰/۱۰۳۸
۲	۰/۰۷۲	۰/۰۱۶۹	-۰/۰۵۱۶	-۰/۰۳۱۱	-۰/۰۰۶۱	۰/۰۸۸۹

۳	۰/۰۱۸۵	۰/۰۵۱۵	۰/۰۴۲۹	-۰/۰۸۴۲	-۰/۰۲۸۶	۰/۰۷
۴	-۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۴۹	۰/۰۳۷۷	-۰/۰۰۷۶	-۰/۰۲۴۳	۰/۰۳۲
۵	۰/۰۱۴۸	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹۶	-۰/۰۲۸۵	-۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۳۸

منبع: محاسبات نگارنده از داده‌های هزینه و درآمد مرکز آمار.

همانطور که جدول ۲ مشاهده می‌شود، جابجایی درآمدی خانوارهایی که مردان در آن شاغل بوده‌اند نیز کاهش یافته است. کاهش جابجایی درآمدی رو به بالای دو پنجم ابتدایی به ترتیب ۱۰/۳ و ۸/۸ درصد بوده است و کاهش جابجایی درآمدی سایر پنجم‌ها به ترتیب ۷، ۳/۲ و ۰/۳ درصد بوده است (این میزان برای بانوان به ترتیب ۲۷/۵، ۱۵/۲، ۶/۵، ۸/۴ و ۵/۵ درصد بوده است).

با مقایسه کاهش جابجایی درآمدی در خانوارهایی که مردان در آن شاغل هستند با میزان مشابه آن برای بانوان می‌توان گفت که در دوره همه‌گیری کووید-۱۹، جابجایی درآمدی خانوارهایی که بانوان در آن شاغل بوده‌اند، با تغییرات شدید و منفی‌تری نسبت به مورد مشابه در مردان مواجه شده است. این موضوع در جدول ۳ به خوبی نمایان است.

جدول ۳. خلاصه جابجایی درآمدی خانوارهایی که بانوان در آن شاغل هستند و خانوارهایی که مردان در

آن شاغل هستند

پنجم درآمدی	میزان تغییر (کاهش) جابجایی درآمدی		
	ستون (۱)	ستون (۲)	ستون (۳)
	خانوارهایی که بانوان در آن شاغل هستند	خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل هستند	تغییر در جابجایی درآمدی
پنجم اول	۰/۲۷۵۶	۰/۱۰۲۸	۰/۱۷۱۸
پنجم دوم	۰/۱۵۲	۰/۰۸۸۹	۰/۰۶۳۱
پنجم سوم	۰/۰۶۵۳	۰/۰۷	-۰/۰۰۴۳
پنجم چهارم	۰/۰۸۴۹	۰/۰۳۲	۰/۰۵۲۹
پنجم پنجم	۰/۰۵۵۳	۰/۰۰۳۸	۰/۰۵۱۵

منبع: محاسبات نگارنده از داده‌های هزینه و درآمد مرکز آمار.

نکته قابل توجه از نتایج جدول ۳ این می‌باشد که الگوی جابجایی درآمدی مشاهده شده در این پژوهش با الگوی شوک‌های بیرونی وارد شده به ایران متفاوت است. به عنوان مثال، تحریم یکی از شوک‌هایی بوده که بر اقتصاد ایران وارد شده است و به دنبال آن اثراتی بر خانوارهای

ایرانی داشته است. اما الگوی جابجایی درآمدی خانوار به تبع تحریم متفاوت می‌باشد. در پژوهش انجام شده درباره اثر تحریم بر جابجایی درآمدی در ایران، مشاهده شده است که به صورت کلی، میزان اثرگذاری تحریم به طبقات درآمدی خانوار از بالا به پایین است. این یعنی خانوارهای با درآمد بالا بیشترین اثر را از تحریم پذیرفته‌اند و خانوارهای با درآمد پایین کمترین میزان اثرپذیری را داشته‌اند (اوربیوئی، ۲۰۲۱). اما در بررسی ما از گروه مورد بررسی در قسمت قبل چنین تناسبی دیده نمی‌شود. با مشاهده ستون‌های ۱ و ۲ جدول ۳ می‌توان پی برد که هیچ کدام از این ستون‌ها از این الگو که خانوارهای با درآمد بالا و متوسط بیشترین آسیب و خانوارهای با درآمد پایین کمترین آسیب را دیده‌اند پیروی نمی‌کند؛ بلکه در برخی از این ستون‌ها الگوی این جابجایی برعکس نیز می‌باشد و خانوارهای با درآمد پایین بیشترین جابجایی درآمدی را تجربه کرده است. از این رو الگوی تغییر جابجایی درآمدی خانوار در این پژوهش متفاوت از الگوی سایر شوک‌های بیرونی وارد شده بر اقتصاد کشور می‌باشد.

۳- مرور ادبیات

در این بخش به مطالعات روز که در آن اثر همه‌گیری کووید-۱۹ بر اشتغال بانوان نسبت به آقایان مورد بررسی قرار گرفته است، می‌پردازیم.

آلبانزی و کیم (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی اثر همه‌گیری کووید-۱۹ بر بازار نیروی کار ایالات متحده پرداختند. آنان از این همه‌گیری به عنوان رکود یاد کرده و با مقایسه رکود کووید-۱۹ در ایالات متحده با سایر رکودهای سال‌های گذشته این کشور به این نتیجه رسیدند که در سایر رکودها، نسبت اشتغال به جمعیت بانوان همواره کمتر از آقایان کاهش پیدا می‌کرد؛ ولی در رکود کووید-۱۹ این موضوع بر خلاف سایر رکودها بوده و نسبت اشتغال به جمعیت بانوان بیشتر کاهش پیدا کرده است. در این پژوهش به بررسی علت این موضوع پرداخته شده است. یکی از دلایل عنوان شده برای این موضوع اشتغال بیشتر بانوان در بخش خدمات عمومی نسبت به مردان عنوان شده است. در رکود کووید-۱۹ در ایالات متحده، تقاضا برای مشاغل خدماتی به شدت کاهش پیدا کرده و به دلیل اینکه بانوان در این کشور بیشتر در حوزه خدمات مشغول به کار هستند (آلبانسی و سهین، ۲۰۱۸؛ اولسون، ۲۰۱۹)، بخش تقاضای نیروی کار بانوان به شدت کاهش یافته است. همچنین برخلاف رکودهای گذشته که در آن بانوان متأهل در حین رکود سعی در افزایش فعالیت خود داشتند (البروت، ۲۰۱۹)، در رکود کووید-۱۹ بخش عرضه نیروی کار بخش بانوان نیز کاهش چشمگیری پیدا کرده است، زیرا بانوان متأهل به دلیل قرنطینه سراسری و بسته شدن

مدارس و مکان‌های مراقبت از کودکان، به مراقبت از فرزندان خود پرداختند. از این رو، این دو عامل موجب کاهش غیرمتناسب شاغلان در بخش بانوان نسبت به مردها شده است.

آلون و همکاران (۲۰۲۰) نیز در پژوهشی به نتایج مشابه آلبانسی و کیم رسیدند. نگارندگان دریافته‌اند که رکود اقتصادی ناشی از همه‌گیری کووید-۱۹ در ایالات متحده، پیامدهای قابل توجهی برای برابری جنسیتی در بخش اشتغال داشته است. آنان دریافته‌اند که برخلاف رکودهای «معمول» که اثر رکود بر اشتغال مردان شدیدتر از اشتغال بانوان می‌باشد، کاهش اشتغال در این رکود بیشتر بر بانوان اثرگذار بوده است که بخش عمده‌ای از آن ناشی از اقدامات فاصله‌گذاری اجتماعی بوده است. علاوه بر این، تعطیلی مدارس و مهدکودک‌ها نیازهای مراقبت از کودکان را به شدت افزایش داده است که تأثیر زیادی بر مادران شاغل داشته است.

کوج^۱ و همکاران (۲۰۲۲) تلاش کردند که به این سؤال پاسخ دهند که آیا بانوان شاغل بیشتر از مردان تحت تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ قرار گرفته‌اند یا خیر. ایشان تأثیرات ناشی از همه‌گیری را ابتدا به‌طور مستقیم از داده‌های CPS اندازه‌گیری کردند. نگارندگان دریافته‌اند که اشتغال و ساعات کار بانوان در طی ماه‌های پس از اتخاذ گسترده اقدامات فاصله‌گذاری اجتماعی و قرنطینه سراسری، بیشتر از مردان مشابه کاهش یافته است. بیشترین کاهش نسبی در اشتغال و ساعات کار در میان بانوانی بود که فرزندشان در سن مدرسه بوده است. زنان دارای فرزند در سن مدرسه در طول سه دوره پس از کووید-۱۹، کاهش ۲/۳ تا ۴/۳ درصدی در اشتغال و همچنین کاهش بین ۸/۳ تا ۲۶/۷ درصدی در ساعات کار خود متحمل شدند. این گروه از بانوان قبل از فرار رسیدن همه‌گیری، بیشتر در بازار کار درگیر می‌شدند، زیرا فرزندانشان در مدرسه بودند و این موضوع امکان حضور در کار را برای آنان هموار می‌کرد. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که با ماندن فرزندان در خانه به دلیل تعطیلی مدارس و آموزش از راه دور، فعالیت کاری بانوان به‌طور نامتناسبی نسبت به مردان کاهش یافته است.

با توجه به مقالات بالا می‌توان دریافت که در برخی از کشورها بانوان شاغل نسبت به مردان شاغل در دوره همه‌گیری تأثیر بیشتری پذیرفتند. در این پژوهش به بررسی جابجایی درآمدی خانوارهایی که بانوان در آن در سال ۹۸ شاغل بودند، خواهیم پرداخت و به مقایسه جابجایی درآمدی بین خانوارهایی که بانوان در آن شاغل بوده و خانوارهایی که مردان در آن شاغل بوده‌اند، خواهیم پرداخت.

¹. Couch

۴- تصریح مدل

در این پژوهش با استفاده از روش ناپیوستگی رگرسیون برای درک این موضوع که آیا در دوره همه‌گیری کووید-۱۹ خانوارهایی که بانوان در آن شاغل بوده‌اند، از لحاظ جابجایی درآمدی اثر متفاوتی پذیرفته‌اند و یا خیر، استفاده می‌شود. در صورتی که در خانوارهایی که بانوان در آن در دوره قبل از همه‌گیری شاغل بوده‌اند، احتمال حضور در گروه‌های درآمدی پایین‌تر (پنجک اول و دوم) نسبت به خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل بوده‌اند، بیشتر افزایش یابد، وجود تفاوت را می‌توان پذیرفت.

در این روش (ناپیوستگی رگرسیون)، اثر یک سیاست و یا رویداد با استفاده از اندازه‌گیری میزان ناپیوستگی و جهش در اطراف نقطه وقوع (زمان) حادثه سنجیده می‌شود. به عبارت بهتر، با کنترل سایر عوامل موثر در اطراف نقطه وقوع (زمانی) رویداد، هر نوع ناپیوستگی در اطراف آن به منزله اثر سیاست در نظر گرفته می‌شود. در این مدل، داده‌ها به صورت فصلی در نظر گرفته شده‌اند، از این رو در این پژوهش از ۸ فصل استفاده شده است. نقطه وقوع (زمانی) حادثه بین فصل چهارم سال ۹۸ و فصل ابتدایی سال ۹۹ در نظر گرفته شده است. I نماینده هر خانوار می‌باشد. سایر متغیرها به عنوان متغیر کنترلی موثر جابجایی درآمدی، وارد مدل شده است. با این پیش‌فرض‌ها، تصریح مدل به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 t_i + \beta_3 T^*t_i + \beta_4 M_i + \beta_5 G_i + \beta_6 C_i + \beta_7 \text{Family_Size}_{it} + \beta_8 \text{NLit}_{it} + \beta_9 X_{it} + \beta_{10} \text{Re}_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

اجزای مدل بالا به شرح زیر می‌باشد:

Y_{it} : پنجک درآمدی سرپرست خانوار

T : متغیر مجازی که در آن زمان قبل همه‌گیری کووید-۱۹ صفر و پس از آن یک در نظر گرفته می‌شود.

t_i : فاصله فصلی زمان مشاهده خانوار از نقطه آستانه و شروع همه‌گیری کووید-۱۹

M_i : متغیر مجازی وضعیت تاهل؛ اگر سرپرست خانوار متاهل باشد یک و در غیر این صورت صفر می‌گیرد.

G_i : متغیر مجازی جنسیت سرپرست خانوار؛ اگر سرپرست خانوار مرد باشد صفر و اگر زن باشد یک می‌گیرد.

C_i : متغیر مجازی داشتن فرزند خردسال؛ اگر خانوار دارای فرزند خردسال (فرزند زیر ۱۲ سال) باشد یک و در غیر این صورت صفر می‌گیرد.

NL_i : تعداد افراد شاغل در خانوار به غیر از زن و شوهر خانوار در سال ۹۸

X_{it} : متغیرهای کنترلی همچون سن سرپرست خانوار (age)، تحصیلات (EDUC) (از یک تا شش بوده که به ترتیب از یک تا شش؛ بی‌سواد و ابتدایی، سیکل و دبیرستان، دیپلم، فوق‌دیپلم و لیسانس، ارشد و دکترای حرفه‌ای، دکترای تخصصی)، شهری و یا روستایی بودن سرپرست خانوار (urban) و همچنین شاغل بودن مرد خانوار (MW) (فقط برای رگرسیون دوم)

Re_i : متغیر مجازی که در آن خانوارهایی که در آن حداقل یک فرد بازنشسته و یا مستمری‌بگیر (افراد بالای ۶۰ سال که شاغل نیستند ولی درآمد دارند) هستند یک و در غیر این صورت صفر می‌گیرد.

در این مدل ضریب متغیر T ضریب مورد نظر بوده و میزان آستانه و یا شکاف را اندازه‌گیری می‌کند (انگریس و پیشکه، ۲۰۰۸). به دلیل گسسته بودن متغیر وابسته و همچنین به دلیل اینکه بیش از دو عدد گسسته می‌پذیرد (یک، دو، سه، چهار و پنج)، مناسب‌ترین روش برآورد مدل، استفاده از روش لاجیت رتبه‌بندی شده می‌باشد.

به منظور مقایسه اثر نهایی رویداد کووید-۱۹ بین انواع خانوارها، نتایج در جدول رگرسیونی آورده شده است که در پیوست (بخش ۷) نتایج به صورت کامل قابل مشاهده می‌باشند. در جدول الف (پیوست)، خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل هستند در نظر گرفته می‌شود و در جدول الف ۲ (پیوست)، خانوارهایی که بانوان در آن شاغل هستند نیز در نظر گرفته می‌شود. در بخش بعد ما چکیده‌ای از نتایج جدول‌ها را در جدول ۴ آورده‌ایم و با این جدول نتایج به مقایسه اثر همه‌گیری کووید-۱۹ بر این دو خانوار خواهیم پرداخت.

۵- ارائه نتایج مدل

مدل لاجیت رتبه‌بندی شده ناپیوستگی رگرسیون

جدول ۴. چکیده نتایج اثرات نهایی مدل لاجیت رتبه‌بندی شده ناپیوستگی رگرسیون

متغیر وابسته: افزایش دهک درآمدی					متغیرها	گروه
اثرات نهایی						
(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)		
Pr(Y=5)	Pr(Y=4)	Pr(Y=3)	Pr(Y=2)	Pr(Y=1)		
-.۰/۱۰۶***	-.۰/۱۲۳***	-.۰/۰۵۱***	.۰/۱۰۴***	.۰/۱۷۶***	متغیر مجازی وقوع همه‌گیری، قبل همه‌گیری صفر و پس از آن یک (T)	گروه اول: خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل هستند
(.۰/۰۰۵)	(.۰/۰۰۵)	(.۰/۰۰۳)	(.۰/۰۰۵)	(.۰/۰۰۸)		
-.۰/۱۵۲***	-.۰/۱۵***	-.۰/۰۲۶***	.۰/۱۴۷***	.۰/۱۸۶***	متغیر مجازی وقوع همه‌گیری، قبل همه‌گیری صفر و پس از آن یک (T)	گروه دوم: خانوارهایی که بانوان در آن شاغل هستند
(.۰/۰۱۵)	(.۰/۰۱۲)	(.۰/۰۱)	(.۰/۰۱۲)	(.۰/۰۱۸)		

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: انحراف معیار متغیرها در داخل پرانتز در زیر آن قرار دارد.

سطح معنی‌داری: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

همانطور که در جدول ۴ آمده است، ضریب متغیر T که متغیر مورد نظر بوده که به آن متغیر رفتاری نیز می‌گویند، برای هر دو گروه از خانوارها آورده شده است. این متغیر در دوره رخداد همه‌گیری عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر می‌پذیرد. مثبت شدن اثر نهایی در هر ستون به معنی افزایش احتمال حضور در آن پنجم درآمدی می‌باشد. به عنوان مثال ضریب برآورد شده اثر نهایی ستون (۱) گروه اول برابر ۱۷/۵ درصد می‌باشد. این عدد نشان‌دهنده این موضوع می‌باشد که برای خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل هستند، احتمال حضور در پنجم اول درآمدی در دوران همه‌گیری کووید-۱۹ نسبت به دوره قبل از همه‌گیری ۱۷/۵ درصد افزایش یافته است. این میزان برای خانوارهایی که بانوان در آن شاغل بوده‌اند ۱۸/۶ درصد بوده است. همچنین منفی بودن اثر نهایی نیز به معنی کاهش احتمال حضور در آن پنجم درآمدی می‌باشد. به عنوان مثال

در پنجک پنجم درآمدی، اثر نهایی گروه اول برابر $10/5-$ می‌باشد. این بدان معنی بوده که احتمال حضور خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل بوده‌اند در این پنجک درآمدی $10/5$ درصد در دوره همه‌گیری نسبت به دوره قبل از همه‌گیری کاهش یافته است. این میزان برای گروه دوم $15/2$ درصد کاهش یافته است. با مقایسه اثرات نهایی دو گروه درآمدی با یکدیگر می‌توان پی برد که احتمال حضور گروه دوم نسبت به گروه اول در پنجک‌های بالای درآمدی (پنجک چهارم و پنجم)، در دوره همه‌گیری نسبت به قبل از آن، کاهش بیشتر و همچنین در پنجک‌های درآمدی پایین (اول و دوم) افزایش بیشتری داشته است و فقط در پنجک میانی (سوم) احتمال حضور گروه دوم نسبت به گروه اول کاهش بیشتری داشته است. از این رو می‌توان گفت که در خانوارهایی که بانوان در آن شاغل بوده‌اند، در دوره همه‌گیری نسبت به قبل از آن، احتمال حضور در گروه‌های درآمدی بالاتر، کاهش بیشتر و احتمال حضور در گروه‌های درآمدی پایین‌تر، افزایش بیشتری نسبت به خانوارهایی که فقط مردان در آن شاغل بوده‌اند داشته است. از این رو، وقوع همه‌گیری اثر نامطلوب‌تری بر خانوارهایی که بانوان در آن شاغل بوده‌اند، داشته است.

۶- نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از ماتریس گذار و همچنین با استفاده از روش لاجیت رتبه‌بندی شده ناپیوستگی رگرسیون به بررسی جابجایی درآمدی خانوارهایی که بانوان در آن در دوره قبل از همه‌گیری، شاغل بوده و سایر خانوارهایی که فقط مردان در آن در دوره قبل از همه‌گیری شاغل بوده‌اند، در دوره قبل و بعد از همه‌گیری پرداختیم. نتایج نشان می‌دهد که از سال ۹۸ تا ۹۹، احتمال حضور تمامی خانوارها در پنجک‌های پایین درآمدی (اول و دوم) افزایش و احتمال حضور خانوارها در پنجک‌های بالای درآمدی (چهارم و پنجم) کاهش بیش از ده درصدی داشته است. این موضوع نشان می‌دهد که همه‌گیری کووید-۱۹ موجب یک اثر نامطلوب بر تمامی خانوارهای ایرانی داشته است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که در خانوارهایی که بانوان پیش از همه‌گیری کووید-۱۹ در آن شاغل بوده‌اند نسبت به سایر خانوارهایی که فقط مردان در آن در دوره قبل از همه‌گیری شاغل بوده‌اند، کاهش جابجایی درآمدی بیشتری رخ داده است. از این رو می‌توان گفت که در دوره همه‌گیری کووید-۱۹، خانوارهایی که بانوان آن در سال ۹۸ (دوره قبل از همه‌گیری) شاغل بوده‌اند اثر نامطلوب بیشتری پذیرفته و سقوط درآمدی بالاتری را تجربه کرده‌اند.

پیوست

خانوارهایی که فقط مردان در آن در دوره همه‌گیری شاغل بوده‌اند

جدول الف ۱. نتایج برآورد مدل لاجیت رتبه‌بندی شده ناپیوستگی رگرسیون

اثرات نهایی ^۱					ضریب رگرسیون	متغیرها
Pr(Y=5)	Pr(Y=4)	Pr(Y=3)	Pr(Y=2)	Pr(Y=1)		
(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
-.۱۰۶*** (-۰/۰۰۵)	-.۱۲۳*** (-۰/۰۰۵)	-.۰۵۱*** (-۰/۰۰۳)	.۱۰۴*** (۰/۰۰۵)	.۱۷۶*** (۰/۰۰۸)	-۱/۲۹۴*** (-۰/۰۵۳۹)	متغیر مجازی وقوع همه‌گیری، قبل همه‌گیری صفر و پس از آن یک (T)
.۰۱۰*** (۰/۰۰۱)	.۰۱۲۹*** (۰/۰۰۱)	.۰۰۵۶*** (۰/۰۰۰۶)	-.۰۱۱*** (۰/۰۰۱)	-.۰۱۷*** (۰/۰۰۲)	.۱۳۰*** (۰/۰۱۶۰)	فاصله فصلی خانوار از شروع همه‌گیری کووید-۱۹ (t)
					.۰۲۹۰*** (۰/۰۲۲۸)	ضریب متقابل (T*t)
.۰۰۴*** (۰/۰۰۳)	.۰۰۵۷*** (۰/۰۰۵)	.۰۰۳۷۸*** (۰/۰۰۵)	-.۰۰۴۰*** (۰/۰۰۳)	-.۰۰۹۵*** (۰/۰۱۱)	.۰۵۴۶*** (۰/۰۰۵۸۲)	وضعیت تاهل سرپرست خانوار (M)
-.۰۰۲*** (۰/۰۰۳)	-.۰۰۲۹*** (۰/۰۰۳)	-.۰۰۱۲*** (۰/۰۰۱)	.۰۰۲۵*** (۰/۰۰۳)	.۰۰۳۹*** (۰/۰۰۵)	-.۰۲۶۳*** (-۰/۰۳۲۶)	داشتن فرزند خردسال (C)
.۰۰۰۱*** (۰/۰۰۰۱)	.۰۰۰۱۶*** (۰/۰۰۰۱۳)	.۰۰۰۰۷*** (۰/۰۰۰۰۷)	-.۰۰۰۱*** (۰/۰۰۰۱۱)	-.۰۰۰۲*** (۰/۰۰۰۱۸)	.۰۰۱۶۴*** (۰/۰۰۱۲۷)	سن سرپرست خانوار (Age)
.۰۰۶۹*** (۰/۰۰۴)	.۰۰۷۴*** (۰/۰۰۳۹)	.۰۰۱۸*** (۰/۰۰۲)	-.۰۰۷۲*** (۰/۰۰۴۲)	-.۰۰۸۹۷*** (۰/۰۰۴۴)	.۰۰۶۶۷*** (۰/۰۰۲۵۰)	تحصیلات سرپرست خانوار، سیکل و دبیرستان (EDUC2)
.۰۱۴۱*** (۰/۰۰۶)	.۰۱۲۴*** (۰/۰۰۳)	.۰۰۰۷*** (۰/۰۰۳)	-.۰۰۱۳۰*** (۰/۰۰۴۶)	-.۰۰۱۴۹*** (۰/۰۰۴۴)	۱/۱۸۲*** (۰/۰۰۳۷۷)	تحصیلات سرپرست خانوار، دیپلم (EDUC3)
.۰۳۱۲*** (۰/۰۱۱)	.۰۱۴۵*** (۰/۰۰۴)	-.۰۰۶۵*** (۰/۰۰۶)	-.۰۰۲۱*** (۰/۰۰۴۷)	-.۰۰۱۸۳*** (۰/۰۰۴۵)	۱/۹۹۵*** (۰/۰۰۴۷۶)	تحصیلات سرپرست خانوار، فوق‌دیپلم و کارشناسی (EDUC4)
.۰۵۳۸*** (۰/۰۲۱)	.۰۰۵۳*** (۰/۰۱۱)	-.۰۰۱۶*** (۰/۰۰۷)	-.۰۰۲۵*** (۰/۰۰۴۹)	-.۰۰۱۸۱*** (۰/۰۰۴۴)	۲/۸۱۱*** (۰/۰۰۹۱۸)	تحصیلات سرپرست خانوار، کارشناسی ارشد و دکترای حرفه‌ای (EDUC5)
.۰۵۹۵*** (۰/۰۰۶۸)	.۰۰۱۶*** (۰/۰۰۳۷)	-.۰۰۱۸۱*** (۰/۰۰۱۹)	-.۰۰۲۵۴*** (۰/۰۰۱۰)	-.۰۰۱۷۵*** (۰/۰۰۰۵)	۳/۰۳۳*** (۰/۰۰۳۲۴)	تحصیلات سرپرست خانوار، دکترای تخصصی (EDUC6)
.۰۱۰۱*** (۰/۰۰۲)	.۰۱۲۶*** (۰/۰۰۳)	.۰۰۵۵*** (۰/۰۰۳)	-.۰۰۱۱۱*** (۰/۰۰۰۳)	-.۰۰۱۷۳*** (۰/۰۰۰۴)	۱/۲۷۰*** (۰/۰۰۲۷۵)	شهری یا روستایی بودن خانوار (urban)
.۰۰۲۴*** (۰/۰۰۱)	.۰۰۳۰*** (۰/۰۰۱)	.۰۰۱۳*** (۰/۰۰۰۸)	-.۰۰۲۶*** (۰/۰۰۱)	-.۰۰۰۴۱*** (۰/۰۰۱)	.۰۰۳۰۷*** (۰/۰۰۱۱۶)	بعد خانوار (Family-Size)

^۱. Marginal effects

تعداد شاغلین به غیر از سرپرست خانوار و همسر (NL)	۰/۳۶۳*** (۰/۰۴۱۷)	-۰/۰۴۹*** (۰/۰۰۵۶)	-۰/۰۳۱*** (۰/۰۰۳۷)	-۰/۰۱۵*** (۰/۰۰۲)	-۰/۰۳۶*** (۰/۰۰۴)	-۰/۰۲۹*** (۰/۰۰۳)
وجود مستمری بگیر در خانوار (RE)	۰/۲۳۱*** (۰/۰۶۷۶)	-۰/۰۳۳*** (۰/۰۰۸۹)	-۰/۰۲۴*** (۰/۰۰۷۵)	-۰/۰۰۸*** (۰/۰۰۱)	-۰/۰۲۶*** (۰/۰۰۷)	-۰/۰۲۲*** (۰/۰۰۷)

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: انحراف معیار متغیرها در داخل پرانتز در زیر آن قرار دارد.

سطح معنی داری: $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.1$ ***

خانوارهایی که بانوان در آن در دوره همه‌گیری شاغل بوده‌اند

جدول الف ۲. نتایج برآورد مدل لاجیت رتبه‌بندی شده ناپیوستگی رگرسیون

اثرات نهایی					ضریب رگرسیون	متغیرها
Pr(Y=5)	Pr(Y=4)	Pr(Y=3)	Pr(Y=2)	Pr(Y=1)		
(۶)	(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	
-۰/۱۵۲*** (۰/۰۱۵)	-۰/۱۵*** (۰/۰۱۲)	-۰/۰۲۶*** (۰/۰۱)	۰/۱۴۲*** (۰/۰۱۲)	۰/۱۸۶*** (۰/۰۱۸)	-۱/۵۷۶*** (۰/۱۲۸)	متغیر مجازی وقوع همه‌گیری، قبل از همه‌گیری صفر و پس از آن یک (T)
-۰/۰۰۹** (۰/۰۰۳)	-۰/۰۱۰** (۰/۰۰۳)	۰/۰۰۱۸** (۰/۰۰۰۷)	-۰/۰۰۹** (۰/۰۰۴)	-۰/۰۱۱*** (۰/۰۰۴)	۰/۰۹۷۳** (۰/۰۲۸۲)	فاصله فصلی خانوار از شروع همه‌گیری کووید-۱۹ (t)
					۰/۲۷۵*** (۰/۰۵۴۳)	ضریب متقابل (T*t)
-۰/۰۴۹* (۰/۰۲۵)	-۰/۰۴۶** (۰/۰۲۰)	-۰/۰۰۰۴۷ (۰/۰۰۵)	۰/۰۴۸** (۰/۰۲۲)	-۰/۰۴۸** (۰/۰۱۹)	-۰/۴۱۷** (۰/۰۱۹۳)	وضعیت تاهل سرپرست خانوار (M)
-۰/۰۰۸*** (۰/۰۱۱)	-۰/۰۰۸*** (۰/۰۱۷)	-۰/۰۰۶*** (۰/۰۱۷)	-۰/۰۰۸۳*** (۰/۰۰۹)	۰/۱۶۵*** (۰/۰۳۶)	-۱/۰۱۸*** (۰/۱۸۳)	جنسیت سرپرست خانوار (G)
-۰/۰۲۱*** (۰/۰۰۷۹)	-۰/۰۲۴*** (۰/۰۰۸۸)	-۰/۰۰۵* (۰/۰۰۲)	-۰/۰۲۳*** (۰/۰۰۸)	۰/۰۲۷*** (۰/۰۱۰)	-۰/۲۱۲*** (۰/۰۷۷۶)	داشتن فرزند خردسال (C)
۰/۰۰۰۶** (۰/۰۰۰۲۹)	۰/۰۰۰۷** (۰/۰۰۰۳۳)	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۰۸)	-۰/۰۰۱۰۷** (۰/۰۰۰۳۱)	-۰/۰۰۰۸** (۰/۰۰۰۳۸)	۰/۰۰۷۰۰** (۰/۰۰۳۱۴)	سن سرپرست خانوار (Age)
۰/۰۴۲*** (۰/۰۰۵)	۰/۰۴۶*** (۰/۰۰۶)	۰/۰۰۸*** (۰/۰۰۵۲)	-۰/۰۰۴*** (۰/۰۰۶)	-۰/۰۰۵*** (۰/۰۰۷)	۰/۴۵۱*** (۰/۰۵۷۸)	شاغل بودن مرد خانوار (MW)
۰/۰۰۶*** (۰/۰۱۲)	۰/۰۰۵۵*** (۰/۰۰۹)	-۰/۰۰۰۰۵ (۰/۰۰۰۴)	-۰/۰۰۵۷۳*** (۰/۰۱۰۹)	-۰/۰۰۵۷۵*** (۰/۰۰۹)	۰/۵۰۴*** (۰/۰۹۲۵)	تحصیلات سرپرست خانوار، سیکل و دبیرستان (EDUC2)
۰/۱۹۰*** (۰/۰۲۱)	۰/۱۱۵*** (۰/۰۰۸)	-۰/۰۰۴۶*** (۰/۰۱۲)	-۰/۰۱۴۱*** (۰/۰۱۱۳)	-۰/۱۱۷*** (۰/۰۰۹)	۱/۲۸۳*** (۰/۱۰۷)	تحصیلات سرپرست خانوار، دبیرم (EDUC3)

۰/۴۸۲*** (۰/۰۲۸)	۰/۰۸۲*** (۰/۰۱۶)	-۰/۱۵۵*** (۰/۰۱۳)	-۰/۲۳۲*** (۰/۰۱)	-۰/۱۷۶*** (۰/۰۱)	۲/۵۹۸*** (۰/۱۲)	تحصیلات سرپرست خانوار، فوق دیپلم و کارشناسی (EDUC4)
۰/۶۶۲*** (۰/۰۳۳)	-۰/۰۳۶ (۰/۰۲۲)	-۰/۲۲۱*** (۰/۰۱۲)	-۰/۲۴۲*** (۰/۰۱)	-۰/۱۶۲*** (۰/۰۰۹)	۳/۳۳۵*** (۰/۱۸۹)	تحصیلات سرپرست خانوار، کارشناسی ارشد و دکترای حرفه‌ای (EDUC5)
۰/۸۱۳*** (۰/۰۳۹)	-۰/۱۵۲*** (۰/۰۲۸)	-۰/۲۶۲*** (۰/۰۱۱)	-۰/۲۴۵*** (۰/۰۱)	-۰/۱۵۳*** (۰/۰۰۹)	۴/۶۱۵*** (۰/۵۹۴)	تحصیلات سرپرست خانوار، دکترای تخصصی (EDUC6)
۰/۱۱۸*** (۰/۰۰۷)	۰/۱۲۹*** (۰/۰۰۹)	۰/۰۲۴*** (۰/۰۰۷)	-۰/۱۲۵*** (۰/۰۰۹)	-۰/۱۴۶*** (۰/۱۱۲)	۱/۲۵۶*** (۰/۰۷۷۳)	شهری یا روستایی بودن خانوار (urban)
۰/۰۳۳*** (۰/۰۰۲)	۰/۰۳۶*** (۰/۰۰۳)	۰/۰۰۶*** (۰/۰۰۲)	-۰/۰۳۵*** (۰/۰۰۳)	-۰/۰۴۰*** (۰/۰۰۳)	۰/۳۵۰*** (۰/۰۲۸۰)	بعد خانوار (Family-Size)
۰/۰۲۱** (۰/۰۰۸)	۰/۰۲۳** (۰/۰۱۲۰۹)	۰/۰۰۴** (۰/۰۰۲)	-۰/۰۲۲** (۰/۰۰۹)	-۰/۰۲۶*** (۰/۰۱۰۲)	۰/۲۲۴** (۰/۰۸۸۴)	تعداد شاغلین به غیر از سرپرست خانوار و همسر (NL)
-۰/۰۶۴*** (۰/۰۱۱)	-۰/۰۸۸*** (۰/۰۱۹)	-۰/۰۵۳۲*** (۰/۲)	۰/۰۶۷*** (۰/۰۰۹)	۰/۱۳۷*** (۰/۰۴)	-۰/۸۳۰*** (۰/۲۰۷)	وجود مستمری بگیر در خانوار (RE)

منبع: یافته‌های پژوهش.

یادداشت: انحراف معیار متغیرها در داخل پرانتز در زیر آن قرار دارد.

سطح معنی‌داری: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

منابع

نمکی، سعید (۱۳۹۸). اطلاعیه وزارت بهداشت. تهران: خبرگزاری جمهوری اسلامی.

Albanesi, S., Egül, A., & Ahin, S. (2018). The Gender Unemployment Gap. *Review of Economic Dynamics*, 30, 47-67.

Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., & Tertilt, M. (2020). The Impact of COVID-19 on Gender Equality. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 26947, 1-39.

Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., & Tertilt, M. (2020). This Time It's Different: The Role of Women's Employment in a Pandemic Recession. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 27660, 1-64.

- Angrist J., & Pischke, S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricists Companion*. Oxfordshire: Princeton University Press.
- Albanesi, S., & Kim, J. (2021). Effects of the COVID-19 Recession on the US Labor Market: Occupation, Family, and Gender. *Journal of Economic Perspectives*, 35(3), 3-24.
- Chakravarty, S. J., Dutta, B., & Weymark, J. A. (1985). Ethical Indices of Income Mobility. *Social Choice and Welfare*, 2, 1-21.
- Dardanoni, V. (1993). On Measuring Social Mobility. *Journal of Economic Theory*, 61, 372-394.
- Deaton, A. (1997). The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy. Retrieved from The World Bank.
- Ellieroth, K. (2019). Spousal Insurance, Precautionary Labor Supply, and the Business Cycle. Retrieved from http://congress-files.s3.amazonaws.com/2023-07/JMP_v7.pdf
- 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.
- Fields, O. K. (1999). The Measurement of Income Mobility: an Introduction to the Literature. In J. Silber (Ed.). *Handbook of Inequality Measurement*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Formby, J. P., Smith, W. J., & Zheng, B. (2003). Economic Growth, Welfare and the Measurement of Social Mobility. In Y. Amiel and J. Bishop, (Eds.), *Research in Economic Inequality*. Amsterdam: JAI Press.
- Garcia, K. S. D., & Cowan, B. W. (2022). The Impact of School and Childcare Closures on Labor Market Outcomes during the COVID-19 Pandemic. *National Bureau of Economic Research, Working Paper, 29641*, 1-35.
- Gesund, J. (2021). How Is COVID-19 Affecting Women's Employment? Evidence from the World Bank's Gender Innovation Labs. Retrieved from World Bank.

Olsson, J. (2019). Structural Transformation of the Labor Market and the Aggregate Economy. Retrieved from <https://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:1344631/FULLTEXT01.pdf#page=20>

Oryoie, A. (2021). International Economic Sanctions and Income Mobility. Retrieved from SSRN.

Prais, S. J. (1955). Measuring Social Mobility. *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, 1(118), 56-66.

Sommers, C. J. (1979). Eigenvalue Immobility Measures for Markov Chains. *Journal of Mathematical Sociology*, 6, 253-276.

Shorrocks, A. F. (1978a). The Measurement of Mobility. *Econometrica*, 46, 1013-1024.

----- (1978b). Income Inequality and Income Mobility. *Journal of Economic Theory*, 19, 376-393.

Unk. (2021) Caregiving in Crisis: Gender Inequality in Paid and Unpaid Work during COVID-19. *OECD Policy Responses to Coronavirus (COVID-19)*, Retrieved from <https://www.oecd.org/>



University of Tehran Press

The Estimation of Dynamic Systemic Risk and the Volatility Spillover of Oil Market on the Stock Market of OPEC plus Member Countries; QVAR Approach

Parisa Mohajeri^{*,1}  , Reza Taleblou¹  , Samaneh Ranjkhah Zonouzaghi¹  

1. Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

* Corresponding Author

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 1402-10-16 Revised: 1403-06-01 Accepted: 1403-06-09 Published: 1403-09-30</p> <p>Keywords: <i>Oil Price,</i> <i>Quantile Vector</i> <i>Autoregression (QVAR)</i> <i>Model,</i> <i>Stock Markets,</i> <i>Systemic Risk.</i></p> <p>JEL Classification: <i>C32, C58, G23, G32.</i></p>	<p>Crude oil's pivotal role in the global economy has heightened concerns among economists about the impact of oil price shocks. While considerable research has delved into developed and oil-importing economies, there remains a gap in understanding these phenomena in oil-exporting countries. This paper addresses this gap by employing the Quantile Vector Autoregression (QVAR) method to estimate systemic risk and examine the spillover effects of volatilities between the oil and stock markets of OPEC and OPEC Plus member countries. Analyzing daily data spanning from March 1, 2014, to March 1, 2023, the findings reveal a systemic risk of 42%, with a notable increase exceeding 50% in the last three years. OPEC and Brent oil prices emerge as permanent transmitters of fluctuations within the network. Notably, 75% of Iranian stock market return volatilities are attributed to idiosyncratic risks, with systemic risks accounting for only 25%. Furthermore, Iran's stock market is significantly influenced by shocks from OPEC and Brent oil prices. These insights hold implications for regulators and investors, providing a nuanced understanding of the intricate dynamics between systemic risks and volatilities of oil and stock markets.</p>

Mohajeri, P., Taleblou, R., & Ranjkhah Zonouzaghi, S. (2024). The Estimation of Dynamic Systemic Risk and the Volatility Spillover of Oil Market on the Stock Market of OPEC plus Member Countries; QVAR Approach. *Journal of Economic Research*, 59(3), 386-414.



© The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.370722.1008881](https://doi.org/10.22059/jte.2024.370722.1008881)

برآورد ریسک سیستمی پویا و سرریز تلاطمات بازار نفت بر بازار سهام

کشورهای عضو اوپک پلاس؛ رویکرد QVAR

پریسا مهاجری*^۱ و رضا طالبلو^۱ ، سمانه رنج خواه زنوزقی^۱

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۱۶</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۶/۰۱</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۰۹</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۹/۳۰</p> <p>کلیدواژه‌ها: الگوی خودرگرسیون برداری چندکی (QVAR)، بازارهای سهام، قیمت نفت، ریسک سیستمی.</p> <p>طبقه‌بندی JEL: C32، C58، G23، G32.</p>	<p>نقش مهم نفت خام در اقتصاد جهانی سبب شده است تا تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر اقتصاد، یکی از موضوعات مورد توجه اقتصاددانان باشد. به رغم پژوهش‌های گسترده که بر اقتصادهای توسعه‌یافته و واردکننده نفت متمرکز شده‌اند، مطالعات اندکی در ارتباط با کشورهای صادرکننده نفت وجود دارد. مقاله حاضر با استفاده از داده‌های روزانه طی دوره ۱ مارس ۲۰۱۴ تا ۱ مارس ۲۰۲۳ و با روش خودرگرسیون برداری چندکی (QVAR)، ریسک سیستمی و سرریز تلاطمات میان بازارهای نفت و بازار سهام کشورهای عضو اوپک و اوپک پلاس را برآورد نموده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که اولاً ریسک سیستمی در شبکه مورد بررسی بالغ بر ۴۲ درصد است و طی سه سال اخیر به بیش از ۵۰ درصد رسیده است. ثانیاً قیمت نفت اوپک و برنت، مهم‌ترین انتقال‌دهنده دائمی نوسانات در شبکه محسوب می‌شوند. ثالثاً ۷۵ درصد تلاطمات بازده بازار سهام ایران، ریشه در ریسک‌های منحصر به فرد داشته و صرفاً ۲۵ درصد نوسانات منبعث از ریسک‌های سیستمی است. رابعاً بازار سهام ایران عمدتاً تحت تأثیر شوک‌های قیمت نفت اوپک و برنت است. یافته‌های پژوهش حاضر می‌تواند بینش دقیقی را برای مقررات‌گذاران و سرمایه‌گذاران فراهم سازد و درک دقیقی از پویایی‌های پیچیده بین ریسک سیستمی، تلاطمات بازار نفت و بازارهای سهام ارائه دهد.</p>

مهاجری، پریسا؛ طالبلو، رضا و رنج خواه زنوزقی، سمانه (۱۴۰۳). برآورد ریسک سیستمی پویا و سرریز تلاطمات بازار نفت بر بازار سهام کشورهای عضو اوپک پلاس؛ رویکرد QVAR. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۳)، ۳۸۶-۴۱۴.



DOI: 10.22059/jte.2024.370722.1008881

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران. © نویسندگان.

۱- مقدمه

به دنبال آزادسازی مالی، بازارهای نفت و سایر کالاها (کامودیتی‌ها) تمایل به مالی شدن داشته‌اند (پینگ^۱ و همکاران، ۲۰۱۸). مالی شدن^۲ کالاها، ابزارهای مالی بیشتری را برای سرمایه‌گذاری‌های جایگزین کسب بازدهی بالاتر توأم با ریسک کمتر از طریق تخصیص و تنوع دارایی‌ها، ارائه می‌دهد (مارکوات^۳ و همکاران، ۲۰۰۹؛ آلویی^۴ و همکاران، ۲۰۱۱؛ یون^۵ و همکاران، ۲۰۱۹؛ اوریم مانداجی^۶ و همکاران، ۲۰۲۰).

در پی افزایش مشارکت و گسترش فعالیت‌های سوداگرانه^۷ صندوق‌های پوشش ریسک در بازار مشتقات مالی، بازارهای نفت و سهام به شدت به همدیگر مرتبط شده‌اند (یوسف و مکنی^۸، ۲۰۱۹). در بین کالاها، نفت خام و طلا پرمعامله‌ترین کالاهاى جهان هستند و در عین حال، به عنوان دو کالای استراتژیک برای توسعه اقتصادی و سیاست‌گذاری‌های پولی محسوب می‌شوند. همچنین فعالان بازار دریافته‌اند که نفت و طلا دارایی‌های سودآور جایگزین برای مدیریت ریسک هستند (منسی^۹ و همکاران، ۲۰۲۱). نظارت بر سرریزهای بین کالاها (طلا و نفت) و بازارهای سهام با توجه به نااطمینانی بالا در بازارهای سهام و وقوع بحران‌های انرژی و مالی و همچنین مالی شدن کالاها موضوعی است که به طور ویژه مورد توجه سرمایه‌گذاران، پوشش‌دهندگان ریسک و دانشگاهیان قرار گرفته‌است. علاوه بر آن بعد از بحران‌های مکرر اقتصادی در نقاط مختلف جهان در زمان‌های متفاوت مانند بحران مالی ۲۰۰۸، بحران بدهی اروپا در سال ۲۰۱۱ و خروج انگلیس از اتحادیه اروپا (برگزیت) ۲۰۱۶، سرمایه‌گذاران مشتاق هستند تا از تأثیر بالقوه نوسانات قیمت نفت بر بازارهای مالی جهانی آگاه شوند (شهاد^{۱۰} و همکاران، ۲۰۱۸، چانگ^{۱۱} و همکاران، ۲۰۲۰).

پژوهش‌های اولیه در این حوزه بر تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصادی کشورهای مختلف متمرکز بوده است، حال آن‌که مطالعات گسترده اخیر، سرریز نوسانات بین

1. Ping
2. Financialization
3. Markwat
4. Aloui
5. Yoon
6. Evrim Mandaic
7. Speculation
8. Youssef and Mokni
9. Mensi
10. Shahzad
11. Chang

بازارهای سهام و قیمت نفت را بررسی نموده‌اند. بسیاری از مطالعات تجربی پیشین درباره قیمت نفت‌خام و بازارهای سهام عموماً بر اقتصادهای توسعه‌یافته تمرکز نموده و طیف وسیعی از روش‌شناسی را به‌کار برده‌اند و یافته‌های این پژوهش‌ها به شدت به داده‌ها و نوع روش‌شناسی حساس بوده است.

در مقاله حاضر، ارتباط بازار نفت و بازار سهام برای ۱۳ کشور عضو اوپک و اوپک پلاس که داده‌های روزانه آن‌ها برای دوره ۱ مارس ۲۰۱۴ تا ۱ مارس ۲۰۲۳ موجود است، با استفاده از متدولوژی جدیدی مورد بررسی قرار می‌گیرد. مقاله حاضر، دو هدف اصلی را دنبال می‌کند. نخست، کمی‌سازی مقدار و جهت سرریز نوسانات بین بازارهای نفت و بازده بازارهای سهام و دوم، برآورد ریسک سیستمی (ریسک‌های مشترک) بین بازارهای نفت و بازارهای سهام کشورهای عضو اوپک و اوپک پلاس که با مباحث صرفه ریسک، پوشش ریسک و متنوع‌سازی سبد بین‌المللی، بسیار مرتبط است. درک شفاف از ساختار وابستگی‌ها به سرمایه‌گذاران در اخذ تصمیمات بهتر در حوزه مدیریت ریسک و سرمایه‌گذاری کمک می‌کند و همچنین به سیاستگذاران در طراحی سیاست‌های انرژی و کلان‌یاری می‌رساند.

در این راستا، مقاله حاضر در پنج بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه تجربی به طور مختصر مرور خواهد شد. در بخش سوم، پایه‌های آماری و روش‌شناسی تحقیق با تمرکز بر آثار سرریز تلاطمات قیمت نفت بر بازده بازارهای سهام تبیین خواهد گردید. بخش چهارم به تحلیل یافته‌های تجربی اختصاص خواهد یافت. در نهایت، در بخش پنجم جمع‌بندی نتایج و دلالت‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

۲- مروری بر ادبیات

۲-۱- چارچوب نظری

تحلیل ارتباط بین نفت و سهام به دلیل پیچیدگی‌های بازار، نقش سایر عوامل برون‌زا مانند تغییر در سیاست، پیشرفت فناوری و مسائل زیست‌محیطی بسیار دشوار است. منطق اقتصادی رابطه بازارهای سهام و نفت را می‌توان با تأثیر قیمت جهانی نفت بر درآمد شرکت‌ها و جریان‌های نقدی توضیح داد. زیربنای نظری پیوند بازارهای سهام و نفت بر اساس چارچوب نظری اقتصاد خرد، تئوری ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام است که فرض می‌کند قیمت سهام منعکس‌کننده مجموع ارزش‌های تنزیل‌شده جریان‌های نقدی مورد انتظار آتی در افق‌های مختلف سرمایه‌گذاری است. این مقادیر تنزیل‌شده شامل شرایط و رویدادهای مختلف اقتصاد کلان مانند نرخ بهره، تورم،

رشد اقتصادی، هزینه تولید، درآمد، اعتماد سرمایه‌گذار و تولیدکننده و رویدادهای کلان اقتصادی است که احتمالاً تحت‌تاثیر شوک‌های نفتی قرار می‌گیرند.

افزایش قیمت نفت در پی موارد ذکرشده، می‌تواند از کانال تأثیر هزینه سرمایه بر قیمت سهام با افزایش هزینه تولید منجر به کاهش جریان‌های نقدی مورد انتظار شرکت‌های غیرنفتی شود و در پی آن، سود شرکت و قیمت سهام را کاهش دهد (فیشر^۱، ۱۹۳۰؛ ویلیامز^۲، ۱۹۳۸؛ آروری و نگوین^۳، ۲۰۱۰؛ جوینی^۴، ۲۰۱۳؛ لین و بدیب^۵، ۲۰۱۸؛ چانگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ آنتوناکیس^۶ و همکاران، ۲۰۲۲). علاوه بر این، تغییرات در نرخ بهره نیز وابسته به سطح نااطمینانی در بازار نفت است و بانک‌های مرکزی با توجه به تغییرات قیمت نفت، نرخ‌های بهره را به منظور کنترل نرخ تورم تنظیم می‌کنند (جونز و کال^۷، ۱۹۹۶؛ باشر و سادورسکی^۸، ۲۰۰۶).

رشد سریع و تقاضای عظیم انرژی بر بازارهای انرژی و مالی جهان تأثیر می‌گذارد (وانگ و وانگ^۹، ۲۰۱۹)، در نتیجه تقاضا برای انواع مختلف انرژی از جمله نفت را افزایش می‌دهد. افزایش تقاضا برای انرژی باعث افزایش قیمت نفت، افزایش تقاضای وام و در نتیجه فشار بر افزایش نرخ بهره می‌شود. بنابراین، به دنبال نرخ بهره بالاتر، سرمایه‌گذاران بیشتر جذب اوراق قرضه می‌شوند که منجر به کاهش بازده سهام می‌شود (چیتدی^{۱۰}، ۲۰۱۲؛ اوریم مانداجی، ۲۰۲۰). همچنین تأثیرپذیری بازارهای سهام از نوسانات قیمت نفت با توجه به ماهیت کشور (واردکننده یا صادرکننده نفت) متفاوت است (وانگ و همکاران، ۲۰۱۳). به طور خاص، افزایش قیمت نفت به عنوان یک شوک منفی برای اقتصادهای واردکننده نفت تلقی می‌شود، زیرا همانطور که توضیح داده شد منجر به افزایش هزینه‌های تولید شرکت‌های داخلی، جریان‌های نقدی پایین‌تر و در نتیجه قیمت‌های پایین‌تر سهام می‌شود (همیلتون^{۱۱}، ۱۹۹۶؛ براون و یوسل^{۱۲}، ۱۹۹۹؛ جونز^{۱۳} و

-
1. Fisher
 2. Williams
 3. Arouri and Nguyen
 4. Jouini
 5. Lean and Badeeb
 6. Antonakakis
 7. Jones and Kaul
 8. Basher and Sadorsky
 9. Wang and Wang
 10. Chittedi
 11. Hamilton
 12. Brown and Yucel
 13. Jones

همکاران، ۲۰۰۴). در مقابل، انتظار می‌رود که قیمت‌های بالاتر نفت باعث افزایش درآمد و ثروت اقتصادهای صادرکننده نفت شود و منجر به فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه جریان‌های نقدی بالاتر در سطح شرکت شود و به نظر می‌رسد بازارهای سهام در این کشورها واکنش مثبتی به این تحولات نشان دهند (به آروری و همکاران، ۲۰۱۲؛ بیورنلند^۱، ۲۰۰۹؛ وانگ و همکاران^۲، ۲۰۱۳ مراجعه شود). بنابراین، شوک‌های قیمت نفت بسته به اینکه کدام دسته از کشورها (اقتصادهای واردکننده یا صادرکننده نفت) مورد بررسی قرار می‌گیرند، باعث واکنش‌های ناهمگن از سوی بازارهای سهام شود (آنتوناکیس و همکاران، ۲۰۱۷).

کروگمن^۳ (۱۹۸۳) نیز کانال دیگری را برای اثرگذاری قیمت نفت بر بازار سهام کشورها شناسایی می‌کند. از دید وی، ثروت در کشورهای صادرکننده نفت پس از افزایش قیمت نفت افزایش می‌یابد و تراز حساب جاری آن‌ها را بر حسب ارز داخلی بهبود می‌بخشد. در نتیجه افزایش قیمت نفت باعث تقویت پول ملی (کاهش نرخ ارز) کشورهای صادرکننده نفت و تضعیف ارزش پولی ملی (افزایش نرخ ارز) کشورهای واردکننده نفت می‌شود و در پی آن، بازارهای سهام را متأثر می‌سازد.

لازم به ذکر است که قیمت نفت نه تنها تحت تأثیر عوامل اقتصادی است، بلکه از عوامل ژئوپلیتیکی نیز تأثیر می‌پذیرد که پیش‌بینی آن را دشوار می‌سازد. همچنین با توجه به ناآرامی‌های ژئوپلیتیک اخیر و مالی شدن بازار نفت، بررسی اتصالات متغیر در طول زمان بین شوک‌های قیمت نفت و بازار سهام اهمیت دارد (مالک و عمر^۴، ۲۰۱۹).

۲-۲- پیشینه تجربی

مطالعات تجربی متعددی به بررسی روابط بین نفت و بازارهای سهام پرداخته‌اند (به جونز و کال، ۱۹۹۶؛ سادورسکی، ۱۹۹۹؛ منسی و همکاران، ۲۰۱۳؛ برودستاک و فیلیس^۵، ۲۰۱۴؛ ژانگ و وانگ^۶، ۲۰۱۴؛ کانگ^۷ و همکاران، ۲۰۱۵؛ اوینگ و مالک^۸، ۲۰۱۶؛ تیواری^۹ و همکاران، ۲۰۱۹؛ مکنی،

1. Bjørnland

2. Wang

3. Krugman

4. Malik and Umar

5. Broadstock and Filis

6. Zhang and Wang

7. Kang

8. Ewing and Malik

9. Tiwari

۲۰۲۰ نگاه کنید). قلمرو پژوهش در مطالعات مرتبط با اتصالات بازار نفت- سهام، دامنه گسترده‌ای داشته و تجزیه و تحلیل مختص به یک کشور، چند کشور، منطقه‌ای و جهانی را در بر می‌گیرند. می‌توان این مطالعات را در دو گروه زیر تفکیک کرد:

- مطالعات صورت گرفته بر روی ارتباط بازار سهام یک کشور با بازار نفت

نخست، مطالعاتی که ارتباط بازار سهام یا بخش‌هایی از بازار سهام یک کشور را با بازار نفت بررسی کرده‌اند (به مقالات جین^۱، ۲۰۱۵؛ منسی و همکاران، ۲۰۲۱؛ دای^۲ و همکاران، ۲۰۲۲؛ برای بازار سهام چین، کانگ و همکاران، ۲۰۱۵ و اوینگ و مالک، ۲۰۱۶، برای بازار سهام ایالات متحده، بوری و همکاران، ۲۰۱۶، برای بازار سهام اردن و بیورنلند^۳، ۲۰۰۹ برای بازار سهام نروژ نگاه کنید). نتایج حاصل از این مطالعات به وجود وابستگی متقابل بازارهای سهام و قیمت نفت خام اشاره می‌کنند و همچنین برخی از این مقالات، به تفکیک اثرات شوک‌های تقاضای کل و شوک‌های تقاضای مختص بازار نفت بر بازارهای سهام می‌پردازند.

- مطالعات صورت گرفته بر روی ارتباط بازارهای سهام جهان و بازار نفت

دومین گروه مطالعاتی هستند که به بررسی سرریز نوسانات نفت خام بر بازار سهام گروهی از کشورها پرداخته‌اند (مطالعات برون کشوری) که در این گروه می‌توان به مقالاتی اشاره کرد که کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت را به عنوان جامعه آماری پژوهش خود برگزیده‌اند (بوری و دمیرر^۴، ۲۰۱۶؛ حمدی^۵ و همکاران، ۲۰۱۹؛ خلفاوی^۶ و همکاران، ۲۰۱۹). همچنین برخی مطالعات در این گروه، کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس^۷ (در مطالعات آروری و همکاران، ۲۰۱۱؛ آوارتانی و مغیره^۸، ۲۰۱۳؛ بوری و همکاران، ۲۰۱۶؛ مکنی و یوسف، ۲۰۱۹)، کشورهای آسیایی (در پژوهش‌های لی و چانگ، ۲۰۱۲؛ نارایان و بانیکیدامث^۹، ۲۰۱۵؛ سرور^{۱۰} و همکاران، ۲۰۲۰) و کشورهای عضو BRICS (تیواری و همکاران، ۲۰۱۹؛ حسن و همکاران، ۲۰۱۹) را به عنوان مجموعه کشورهای مورد بررسی ذکر کرده‌اند.

1. Jin

2. Dai

3. Bjørnland

4. Bouri and Demirer

5. Hamdi

6. Khalifaoui

7. Gulf Cooperation Council (GCC)

8. Awartani and Maghyreh

9. Narayan and Bannigidadmath

10. Sarwar

در پژوهش‌های مذکور، روی گروه کشورهای اوپک و اوپک پلاس تمرکز نشده است و مطالعات محدودی به بررسی روابط بازار نفت و بازار سهام در برخی از کشورهای صادرکننده نفت پرداخته‌اند. صرف‌نظر از خلأ پژوهشی مذکور، یافته‌های پژوهش‌های خارجی نشان می‌دهد که واکنش بازار سهام به تغییرات قیمت نفت به موقعیت خالص کشورها در بازار جهانی نفت بستگی دارد و در همبستگی‌های بین بازار نفت و بازار سهام در بین اقتصادهای واردکننده و صادرکننده نفت ناهمگنی وجود دارد (بولدانوف^۱ و همکاران، ۲۰۱۶). در اغلب کشورهای صادرکننده، نوسانات ناشی از شوک‌های قیمت نفت به شاخص‌های سهام کشورهای ذکر شده منتقل شده‌است و می‌توان گفت این ارتباط تا حدی دوطرفه است اما با توجه به شواهد، در کشورهای واردکننده نفت در مورد رابطه منفی بین فعالیت‌های نفت و بازار سهام اتفاق نظر وجود دارد (مسیح^۲ و همکاران، ۲۰۱۱؛ باشر و همکاران، ۲۰۱۲).

مقالات حاضر در این تقسیم‌بندی در زمینه بررسی آثار سرریز نوسانات نفت، از رویکردهای مختلفی استفاده کرده‌اند که می‌توان آن‌ها را در دسته‌بندی زیر تقسیم کرد. طیف وسیعی از مطالعات، مدل‌های گارچ^۳ و گارچ چندمتغیره^۴ را استفاده نموده‌اند که برای نمونه می‌توان به مدل‌های گارچ مبتنی بر همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)^۵ (حسن^۶ و همکاران، ۲۰۱۹)، BEKK-GARCH (مالک و حموده، ۲۰۰۷)، VECM-GARCH (مسیح و همکاران، ۲۰۱۱) و DCC-FIGARCH (یوسف و مکنی، ۲۰۱۹) اشاره کرد که می‌توان بیان کرد اگر مقالات با رویکردهای انواع مدل‌های GARCH بتوانند نوسانات و ناهمسانی مشروط و اثرات سرریز احتمالی را بررسی کنند، به دلیل تمرکز بر میانگین شرطی توزیع، قادر به در نظر گرفتن ماهیت نامتقارن رابطه بین قیمت نفت و بازده سهام نیستند (تیواری و همکاران، ۲۰۱۸). سایر رویکردهای به کار برده شده در پژوهش‌ها نیز مدل رگرسیون چندکی^۷ (ژو^۸ و همکاران، ۲۰۱۶؛ یو^۹ و همکاران، ۲۰۱۷)، مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR)^{۱۰} (گابور و گوپتا^{۱۱}،

1. Boldanov

2. Masih

3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

4. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

5. Dynamic Conditional Correlation

6. Hassan

7. Quantile regression

8. Zhu

9. You

10. Vector Autoregression

11. Gabauer and Gupta

۲۰۱۸؛ دای و همکاران، ۲۰۲۲)، تحلیل علیت (بوری و همکاران، ۲۰۱۶) و مدل‌های کاپولا^۱ (منسی و همکاران، ۲۰۲۱) هستند.

بررسی فضای پژوهشی داخلی^۲ مرتبط با آثار سرریز نوسانات قیمت نفت حاکی از آن است که: یک- مقالات انتشار یافته عموماً به بررسی سرریز بین بازارهای نفت، طلا، نرخ ارز، بازار سهام ایران، برخی از کشورهای حاشیه خلیج فارس، اروپا و آمریکا پرداخته‌اند و در مطالعات بین کشوری، دسته‌بندی منطقه‌ای بر اساس کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، در مطالعات انگشت‌شماری صورت گرفته است.

دو- تاریخ انتشار اکثر مقالات این حوزه، از سال ۱۳۹۶ تاکنون است و به نظر می‌رسد که دلایل این مشاهده، ریشه در نوسانات قیمت نفت به دلایل ژئوپلیتیکی، نوسانات بازار سهام و برجسته شدن اهمیت آگاهی از میزان و نحوه اتصال بازارها با بازار نفت برای پوشش ریسک سرمایه‌گذاران داشته باشد.

سه- داده‌های به‌کارگرفته شده در اکثر مقالات، تواتر هفتگی دارد و در مقالات اندکی، داده‌های روزانه به کار گرفته شده‌اند. بدین ترتیب بخش زیادی از اطلاعات و حوادث روزانه مورد توجه قرار نمی‌گیرند که می‌تواند به برآوردهای تورش‌دار منجر شود.

چهار- در مدلسازی نوسانات، تمرکز مقالات داخلی بر به‌کارگیری رویکردهای گارچ و گارچ چند متغیره و تلفیق آن با شاخص اتصالات دیبولد و ییلماز (۲۰۱۲؛ ۲۰۱۴) است.

با عنایت به فضای ترسیم شده از پژوهش‌های داخلی، مقاله حاضر در تلاش است تا با استفاده از داده‌های باتواتر روزانه و حجم بالایی از مشاهدات، به بررسی سرریز تلاطمات میان بازار نفت و بازار سهام کشورهای عضو اوپک و اوپک پلاس بپردازد و بدین منظور از رویکرد خودرگرسیون برداری چندکی (QVAR)^۳ استفاده می‌شود.

۳- روش پژوهش و پایه‌های آماری

۳-۱- روش پژوهش

در این پژوهش از رویکرد اتصال چندکی^۴ پیشنهاد شده توسط چاتزانتونیو^۵ و همکاران (۲۰۲۱) استفاده می‌شود که روش اتصالات VAR دیبولد و ییلماز (۲۰۰۹؛ ۲۰۱۲) را به چندین طریق بهبود می‌بخشد. اولاً نتایج حاصل از QVAR به دلیل حساسیت کمتر نسبت به داده‌های دور

1. Copula Models

۲. جدول تطبیقی ۲۰ مقاله پژوهشی داخلی نزد نویسندگان موجود است که به دلیل اجتناب از تطویل مقاله به جزئیات آن‌ها پرداخته نشده است.

3. Quantile Vector Autoregression

4. Quantile Connectedness Approach

5. Chatziantoniou

افتاده در مقایسه با مدل VAR، اعتبار بیشتری دارد. ثانیاً مدل استاندارد VAR صرفاً امکان بررسی پویایی‌های اتصالات متوسط^۱ را فراهم می‌کند، در حالی که مدل QVAR بررسی اتصالات متغیر طی زمان^۲ را در چندک‌های مختلف تسهیل می‌کند. ثالثاً، رویکرد اتصالات مشترک تعمیم‌یافته چندکی، روش نرمال‌سازی مورد استفاده برای تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته را بهبود می‌بخشد. در این مدل، ابتدا برای محاسبه تمام معیارهای اتصالات، یک خودرگرسیون برداری چندکی (QVAR(p)) به صورت زیر برآورد می‌شود.

$$y_t = \mu(\tau) + \sum_{j=1}^p \phi_j(\tau) y_{t-j} + u_t(\tau) \quad (۱)$$

که در رابطه (۱)، y_{t-j} و y_t بردارهایی با متغیرهای درون‌زای $1 \times K$ بعدی، τ در محدوده $[0, 100]$ و نشان‌دهنده چندک مورد بررسی، p نشان‌دهنده طول وقفه بهینه مدل QVAR، $\mu(\tau)$ بردار میانگین شرطی $1 \times K$ بعدی، $\phi_j(\tau)$ ماتریس $K \times K$ بعدی برای ضرایب همبستگی شرطی QVAR هستند. همچنین $u_t(\tau)$ بردار خطای $1 \times K$ بعدی را نشان می‌دهد که دارای ماتریس واریانس-کوواریانس $K \times K$ بعدی $\Sigma(\tau)$ است. برای تبدیل مدل QVAR(p) به QVMA(∞)، از قضیه والد^۳ استفاده می‌شود.

$$y_t = \mu(\tau) + \sum_{j=1}^p \phi_j(\tau) y_{t-j} + u_t(\tau) \\ = \mu(\tau) + \sum_{i=1}^{\infty} A_i(\tau) u_{t-i}(\tau)$$

در مرحله بعدی، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته H گام به جلو^۴ (GFEVD) معرفی شده توسط کوپ و همکاران^۵ (۱۹۹۶) و پسران و شین^۶ (۱۹۹۸) محاسبه می‌شود که تأثیر یک شوک در سری i بر سری j نشان می‌دهد.

$$\Psi_{ij}^{\text{gen}}(H) = \frac{\sum_{h=0}^{H-1} (\mathbf{e}_i' \mathbf{A}_h(\tau) \Sigma(\tau) \mathbf{e}_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (\mathbf{e}_i' \mathbf{A}_h(\tau) \Sigma(\tau) \mathbf{A}_h(\tau)' \mathbf{e}_i)} \quad (۲)$$

1. Mean Connectedness Dynamics
2. Time-Varying Connectedness
3. Wold's Theorem
4. H-step ahead Generalized Forecast Error Variance Decomposition
5. Koop
6. Pesaran and Shin

$$gSOT_{ij}(H) = \frac{\psi_{ij}^{gen}(H)}{\sum_{j=1}^K \phi_{ij}^{gen}(H)} \quad (۳)$$

e_i برداری با عناصر صفر است که عنصر i ام، واحد است. علاوه بر این اتصال جهت‌دار کل i از سایرین به سری i و اتصال جهت‌دار کل به سایرین از یک شوک در سری i ، نشان‌دهنده میزان تأثیر شبکه بر سری i و میزان تأثیر سری i بر شبکه مورد بررسی است که به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$S_{i \leftarrow \bullet}^{gen,from}(H) = \sum_{j=1, i \neq j}^K gSOT_{ij}(H) \quad (۴)$$

$$S_{i \rightarrow \bullet}^{gen,to}(H) = \sum_{j=1, i \neq j}^K gSOT_{ji}(H) \quad (۵)$$

تفاوت بین معیارهای اتصال FROM و TO سری i با اتصال جهت‌دار کل خالص i سری نشان داده می‌شود که به عنوان تأثیر خالص سری i بر شبکه تفسیر می‌شود:

$$S_i^{gen,net}(H) = S_{i \rightarrow \bullet}^{gen,to}(H) - S_{i \leftarrow \bullet}^{gen,from}(H) \quad (۶)$$

اگر $S_i^{gen,net}(H) > 0$ یا $S_i^{gen,net}(H) < 0$ باشد، سری i بیشتر (کمتر) از آن که تحت تأثیر دیگران باشد، بر دیگران را تأثیر می‌گذارد. بنابراین سری i به عنوان فرستنده (گیرنده) خالص شوک‌ها در نظر گرفته می‌شود. در ادامه شاخص اتصال کل (TCI) مطرح می‌شود که درجه اتصالات متقابل درون شبکه‌ای یا ریسک بازار را اندازه می‌گیرد. به لحاظ اندازه‌گیری ریاضی TCI برابر با میانگین کل اتصال جهت‌دار از/به دیگران است که از طریق رابطه (۷) فرموله می‌شود.

$$gSOI(H) = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K S_{i \leftarrow \bullet}^{gen,from}(H) = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K S_{i \rightarrow \bullet}^{gen,to}(H) \quad (۷)$$

میزان TCI بالا (پایین) نشان‌دهنده بالا (پایین) بودن ریسک بازار است. رویکرد اتصال در نهایت، اطلاعاتی را در سطح زوجی ارائه می‌دهد. اتصال جهت‌دار خالص زوجی^۴، اتصال دوجانبه بین سری i و j را نشان می‌دهد.

$$S_{ij}^{gen,net}(H) = gSOT_{ji}^{gen,to}(H) - gSOT_{ij}^{gen,from}(H) \quad (۸)$$

1. Total Directional Connectedness

2. Net Total Directional Connectedness

3. Total Connectedness Index

4. Net Pairwise Directional Connectedness

اگر $S_{ij}^{gen,net}(H) > 0$ باشد، سری i بر سری j غالب است به این معنی که سری i بیشتر از اینکه تحت تأثیر سری j باشد، آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اما اگر $S_{ij}^{gen,net}(H) < 0$ باشد، سری i تحت سلطه سری j است و بیشتر از اینکه تحت تأثیر سری j باشد، از آن تأثیر می‌پذیرد.

مهمترین تفاوت بین رویکرد اتصالات مشترک و اتصال اولیه این است که به هنگام نرمال‌سازی از معیار متداول R^2 استفاده می‌شود. $S_{i \leftarrow \bullet}^{jnt,from}(H)$ نشان‌دهنده تأثیر همه متغیرهای شبکه بر سری i است که می‌توان آن را به صورت ریاضی فرموله کرد:

$$\xi_t(H) = y_{t+H} - E(y_{t+H} | y_t, y_{t-1}, \dots) = \sum_{h=0}^{H-1} A_h \epsilon_{t+H-h} \quad (9)$$

$$E(\xi_t(H) \xi_t'(H)) = A_h \Sigma A_h' \quad (10)$$

$$S_{i \leftarrow \bullet}^{jnt,from}(H) = \frac{\left(\xi_{i,t}^2(H) - E \left[\xi_{i,t}(H) - E(\xi_{i,t}(H)) \mid \epsilon_{v \neq i, t+1}, \dots, \epsilon_{v \neq i, t+H} \right]^2 \right)}{E(\xi_{it}^2(H))} \quad (11)$$

$$\frac{\left(\sum_{h=0}^{H-1} e_i' A_h \Sigma M_i (M_i' \Sigma M_i')^{-1} M_i' \Sigma A_h' e_i \right)}{\sum_{h=0}^{H-1} e_i' A_h \Sigma A_h' e_i} \quad (12)$$

که در آن M_i یک ماتریس $K \times (K - 1)$ بعدی است که برابر است با ماتریس یک به حذف ستون i ، و همچنین $\forall i \neq t + 1$ نشان‌دهنده بردار $K - 1$ بعدی شوک‌ها در زمان $t + 1$ برای تمام سری‌ها به جز سری i است. در مرحله بعد، شاخص اتصال مشترک کل به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$jSOI(H) = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K S_{i \leftarrow \bullet}^{jnt,from}(H) \quad (13)$$

که در محدوده صفر و واحد است و متفاوت از شاخص اتصال کل رویکرد اولیه پیشنهادی توسط چاتزانتونیو و گابور^۱ (۲۰۲۱) و گابور (۲۰۲۱) می‌باشد. گسترش مهمی که توسط باسیلار^۲ و همکاران (۲۰۲۱) مطرح شده است به‌کارگیری چند ضریب تعدیل‌کننده مقیاس برای برقراری ارتباط بین $gSOT$ با $jSOT$ است.

1. Chatziantoniou and Gabauer (2021)

2. Balçilar

$$\lambda_i(H) = \frac{S_{i \leftarrow \bullet, t}^{jnt, from}(H)}{S_{i \leftarrow \bullet}^{gen, from}(H)} \quad (14)$$

$$jSOT_{ij}(H) = \lambda_i(H) gSOT_{ij}(H) \quad (15)$$

تساوی فوق این امکان را فراهم می‌سازد تا اتصال کل جهت‌دار از متغیر i به سایرین، اتصال جهت‌دار کل خالص و حتی اتصال خالص جهت‌دار زوجی قابل محاسبه باشند.

$$S_{i \rightarrow \bullet}^{jnt, to}(H) = \sum_{j=1, i=j}^K jSOT_{ji}(H) \quad (16)$$

$$S_j^{jnt, net}(H) = S_{i \rightarrow \bullet}^{jnt, to}(H) - S_{\bullet \rightarrow i}^{jnt, from}(H) \quad (17)$$

$$S_{ij}^{jnt, net}(H) = jSOT_{ji}^{jnt, to}(H) - jSOT_{ij}^{jnt, from}(H) \quad (18)$$

۳-۲- پایه آماری و آماره‌های توصیفی

به منظور برآورد سرریز تلاطمات بازار نفت بر بازار سهام کشورهای عضو اوپک و اوپک پلاس، داده‌های روزانه قیمت‌های طلا، نفت برنت و نفت اوپک، شاخص دلار و شاخص بازار سهام ۱۳ کشور عضو اوپک و اوپک پلاس طی دوره ۱ مارس ۲۰۱۴ تا ۱ مارس ۲۰۲۳ به شیوه «خرش سایت»^۱ با استفاده از نرم‌افزار پایتون جمع‌آوری شده‌اند. لازم به ذکر است که داده‌های مربوط به شاخص بازار سهام کشورهای عضو اوپک و اوپک پلاس، قیمت نفت اوپک، قیمت نفت برنت، شاخص دلار و طلای جهانی است که به ترتیب از سایت‌های Investing، OPEC، Fred، Wall Street Journal و World Gold Council استخراج شده‌اند. خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی هر یک از متغیرها در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی بازده متغیرها

نام متغیر	نماد به کار رفته در مقاله	میانگین	واریانس	چولگی	کشدگی
طلا	Gold	۰/۰۴۶	۲/۰۸۷	-۰/۰۹۱	۳/۲۷۶
نفت برنت	BrentOil	-۰/۰۲۵	۲۵/۵۶۶	-۳/۴۱۵	۵۰/۲۵۴
نفت اوپک	OPECOil	-۰/۰۲۲	۳۰/۱۱۴	-۵/۹۵۰	۱۰۹/۶۱۰
شاخص دلار	USDx	۰/۰۳۲	۰/۵۴۵	۰/۳۲۸	۴/۸۷۵
امارات	UAE	-۰/۰۴۹	۴/۹۴۳	-۱/۴۲۳	۱۴/۵۳۵
عراق	Iraq	-۰/۰۵۷	۱۶۴۸/۳۷۱	۰/۰۰۴	۳۱۷/۱۸۶

نام متغیر	نماد به کار رفته در مقاله	میانگین	واریانس	چولگی	کشیدگی
کویت	Kuwait	۰/۰۱۳	۳/۹۰۲	-۶/۸۹۸	۱۰۲/۴۳۷
نیجریه	Nigeria	۰/۰۰۸	۴/۶۲۵	۰/۳۳۸	۱۱/۸۶۷
عربستان سعودی	KSA	-۰/۰۰۶	۳/۸۶۴	-۱/۰۵۲	۶/۱۲۸
ونزوئلا	Venezuela	۰/۳۱۹	۱۹۸۷/۳۸۴	-۱۴/۲۳۲	۲۱۷/۴۶۲
ایران	Iran	۰/۴۲۱	۸/۷۴۳	۳/۱۱۴	۲۳/۸۱۵
بحرین	Bahrain	۰/۰۳۴	۱/۰۶۲	-۲/۵۸۲	۳۵/۵۳۵
قزاقستان	Kazakhstan	۰/۱۲۵	۳/۵۲۸	۰/۰۶۰	۱۷/۵۵۳
مالزی	Malaysia	-۰/۰۳۲	۱/۲۲۱	-۰/۴۹۸	۵/۶۶۳
مکزیک	Mexico	۰/۰۲۰	۲/۷۱۷	-۰/۵۹۷	۷/۰۹۱
عمان	Oman	-۰/۰۵۴	۱/۶۹۴	-۱/۵۹۵	۲۶/۹۵۵
روسیه	Russia	۰/۰۶۱	۵/۷۰۹	-۲/۴۴۴	۲۱/۵۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش.

بالاترین میانگین بازدهی در میان متغیرهای مورد بررسی متعلق به بازار سهام ایران و ونزوئلا است که عمدتاً ریشه در تورم‌های دو رقمی این کشورها دارد. در مقابل، بازار سهام عراق و عمان نیز کمترین میانگین بازدهی را طی دوره ۱۰ ساله تجربه نموده‌اند. واریانس به عنوان یکی از معیارهای اصلی سنجش ریسک، در بازار سهام ونزوئلا و عراق به شدت بالاست، در حالی که کمترین واریانس به شاخص دلار و شاخص بازار سهام بحرین، اختصاص دارد. آماره‌های چولگی بیانگر چولگی به سمت چپ بازدهی ۱۲ متغیر و چولگی به سمت راست ۵ متغیر است. توزیع بازدهی تمامی متغیرها نسبت به توزیع نرمال، کشیده‌تر بوده و بازار سهام عراق و ونزوئلا، بیشترین کشیدگی را به نمایش گذاشته است.

جدول ۲. همبستگی تلاطمات بازده متغیرها

نام متغیر	طلا	نفت برنت	نفت اوپک	شاخص دلار	امارات	عراق	کویت	نیجریه	سعودی عربستان	ونزوئلا	ایران	بحرین	قزاقستان	مالزی	مکزیک	عمان	روسیه
طلا	۱	۰/۰۵۲	۰/۰۲۹	-۰/۲۷۹	-۰/۱۸	-۰/۰۹	-۰/۰۱۸	-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۸	-۰/۰۳۴	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۵۵	-۰/۰۳۴	-۰/۰۴۲	-۰/۰۱۰
نفت برنت	۰/۰۵۲	۱	۰/۶۰۱	-۰/۰۷۸	-۰/۱۲۱	-۰/۰۲۲	-۰/۰۷۶	-۰/۰۴۷	-۰/۱۸۳	-۰/۰۰۹	-۰/۰۵۹	-۰/۰۵۴	-۰/۰۰۴	-۰/۰۹۵	-۰/۰۲۰۵	-۰/۰۲۸	-۰/۱۹۷
نفت اوپک	۰/۰۲۹	۰/۶۰۱	۱	-۰/۰۴۹	-۰/۱۴۹	-۰/۰۲۳	-۰/۱۰۰	-۰/۰۷۷	-۰/۲۱۹	-۰/۰۰۳	-۰/۰۷۳	-۰/۰۵۷	-۰/۱۶۰	-۰/۱۳۴	-۰/۱۷۱	-۰/۰۷۷	-۰/۲۰۷
شاخص دلار	-۰/۲۷۹	-۰/۰۷۸	-۰/۰۴۹	۱	-۰/۰۶۱	-۰/۰۲۶	-۰/۰۴۲	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۱	-۰/۰۲۱	-۰/۰۲۲	-۰/۰۱۰	-۰/۰۸۱	-۰/۰۹۰	-۰/۱۴۷	-۰/۰۱۹	-۰/۰۴۶
امارات	-۰/۱۸	-۰/۱۲۱	-۰/۱۴۹	-۰/۰۶۱	۱	-۰/۰۰۱	-۰/۲۱۵	-۰/۰۵۳	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۲	-۰/۰۲۱	-۰/۱۳۸	-۰/۱۲۰	-۰/۱۹۸	-۰/۱۷۰	-۰/۱۵۳	-۰/۱۶۵
عراق	-۰/۰۹	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۳	-۰/۰۲۶	-۰/۰۰۱	۱	-۰/۰۲۷	-۰/۰۲۸	-۰/۰۰۲	-۰/۰۳۸	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۷	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۲	-۰/۰۵۱
کویت	-۰/۰۱۸	-۰/۰۷۶	-۰/۱۰۰	-۰/۰۴۲	-۰/۰۲۷	-۰/۰۲۷	۱	-۰/۰۱۳	-۰/۱۸۸	-۰/۰۱۵	-۰/۰۱۹	-۰/۲۷۸	-۰/۰۷۹	-۰/۱۰۶	-۰/۰۹۵	-۰/۰۹۳	-۰/۰۷۱
نیجریه	-۰/۰۰۱	-۰/۰۴۷	-۰/۰۷۷	-۰/۰۰۷	-۰/۰۵۳	-۰/۰۲۸	-۰/۰۱۳	۱	-۰/۰۵۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۴۲	-۰/۰۵۴	-۰/۰۷۷	-۰/۰۱۵	-۰/۰۸۵	-۰/۰۳۷
عربستان سعودی	-۰/۰۱۳	-۰/۱۸۳	-۰/۲۱۹	-۰/۰۰۱	-۰/۲۵۸	-۰/۰۰۲	-۰/۱۸۸	-۰/۰۵۲	۱	-۰/۰۳۲	-۰/۰۶۵	-۰/۱۰۳	-۰/۱۲۵	-۰/۱۹۹	-۰/۱۷۵	-۰/۲۰۱	-۰/۲۰۱
ونزوئلا	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۳	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۳۸	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۳۲	۱	-۰/۰۳۵	-۰/۰۰۴	-۰/۰۴۴	-۰/۰۲۹	-۰/۰۳۵	-۰/۰۲۰	-۰/۲۰۱
ایران	-۰/۰۳۴	-۰/۰۵۹	-۰/۰۷۳	-۰/۰۰۳	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۵	-۰/۰۱۹	-۰/۰۰۱	-۰/۰۶۵	-۰/۰۳۵	۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱۳	-۰/۰۲۷	-۰/۰۷۹	-۰/۰۹۸	-۰/۰۲۰
بحرین	-۰/۰۱۲	-۰/۰۵۴	-۰/۰۵۷	-۰/۰۱۰	-۰/۰۲۱	-۰/۰۰۶	-۰/۰۴۲	-۰/۰۴۲	-۰/۱۰۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۰	۱	-۰/۰۴۴	-۰/۰۶۰	-۰/۰۶۰	-۰/۰۲۰	-۰/۰۱۵
قزاقستان	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴	-۰/۱۶۰	-۰/۰۸۱	-۰/۱۲۰	-۰/۰۱۷	-۰/۰۲۸	-۰/۰۵۴	-۰/۱۲۵	-۰/۰۴۴	-۰/۰۱۳	-۰/۰۴۴	۱	-۰/۱۴۰	-۰/۱۱۳	-۰/۱۵۳	-۰/۱۳۰
مالزی	-۰/۰۵۵	-۰/۰۹۵	-۰/۱۳۴	-۰/۰۹۰	-۰/۱۹۸	-۰/۰۰۶	-۰/۱۰۶	-۰/۰۷۷	-۰/۱۹۹	-۰/۰۲۹	-۰/۰۲۷	-۰/۰۸۷	-۰/۱۴۰	۱	-۰/۲۳۲	-۰/۰۷۵	-۰/۱۹۸
مکزیک	-۰/۰۳۴	-۰/۰۵۹	-۰/۰۵۴	-۰/۰۴۹	-۰/۰۵۷	-۰/۰۷۷	-۰/۰۵۴	-۰/۰۱۵	-۰/۱۷۵	-۰/۰۲۰	-۰/۰۷۹	-۰/۰۶۰	-۰/۱۱۳	-۰/۲۳۲	۱	-۰/۰۶۰	-۰/۱۳۶
عمان	-۰/۰۴۲	-۰/۰۳۸	-۰/۰۳۸	-۰/۰۱۹	-۰/۰۷۷	-۰/۰۷۷	-۰/۰۹۳	-۰/۰۸۵	-۰/۰۹۸	-۰/۰۱۵	-۰/۰۳۲	-۰/۰۲۵	-۰/۰۳۳	-۰/۰۷۵	-۰/۰۶۰	۱	-۰/۱۳۶
روسیه	-۰/۰۱۰	-۰/۱۹۷	-۰/۲۰۷	-۰/۰۴۶	-۰/۱۶۵	-۰/۰۵۱	-۰/۰۷۱	-۰/۰۳۷	-۰/۲۰۱	-۰/۰۲۲	-۰/۰۷۶	-۰/۰۲۸	-۰/۱۳۰	-۰/۱۹۸	-۰/۲۶۰	-۰/۱۳۶	۱

منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس جدول (۲)، همبستگی متغیرها قابل مشاهده است. همبستگی ۶۰/۱ درصدی نفت برنت - نفت اوپک، ۲۷/۹- درصدی طلا و شاخص دلار، ۲۶ درصدی شاخص بازار سهام روسیه - مکزیک، ۲۵/۸ درصدی شاخص بازار سهام امارات - عربستان سعودی، بالاترین همبستگی‌های تجربه شده بین متغیرهای مورد بررسی است و در مقابل، ضعیف‌ترین همبستگی‌ها به شاخص بازار سهام عراق با عمده کشورهای اوپک پلاس اختصاص دارد. تفاوت‌های گسترده در همبستگی‌ها از ۶۰/۱ درصد تا ۰/۰۰۱ این انگیزه را می‌دهد که درباره همبستگی‌های پویا و نحوه سرریز شوک‌ها بین بازارهای جهانی نفت، دلار و طلا و بازارهای سهام کشورهای عضو اوپک و اوپک پلاس، تحقیق و بررسی بیشتری صورت گیرد.

۴- نتایج پژوهش و تحلیل یافته‌ها

برآورد شاخص‌های سرریز در مجموعه متغیرهای مورد بررسی که مبتنی بر تلاطمات بازدهی مستخرج از مدل QVAR است نیازمند برآورد مدل و انتخاب وقفه بهینه QVAR می‌باشد. شاخص‌های HQ و SC که در انتخاب وقفه بهینه، دید صرفه‌جویانه دارند، ۱ وقفه را پیشنهاد می‌دهند، در حالی که معیارهای AIC و FPE، ۳ وقفه بهینه را توصیه می‌نمایند. در پژوهش حاضر به دلیل بالا بودن تعداد مشاهدات، ۳ وقفه با لحاظ روند انتخاب شده‌اند تا اریب حذف متغیر مهم رخ ندهد. در ادامه، یافته‌های مقاله با تمرکز بر انواع شاخص‌های اتصالات کل و زوجی در قالب ایستا و پویا ارائه می‌شود.

۴-۱- میانگین اتصالات کل (TCI)

نتایج شاخص اتصالات کل (TCI) در جدول (۳) گزارش شده است. هر یک از سطرهاى جدول (۳)، بیانگر میزان مشارکت تمامی متغیرها (ستون‌ها) در واریانس خطای پیش‌بینی متغیر مورد بررسی (سطر) است. تفسیر ستونی از جدول (۳) را نیز می‌توان بدین صورت مطرح کرد که هر متغیر (ستون) چه سهمی در واریانس خطای پیش‌بینی سایر متغیرها (سطرها) دارد. عناصر قطر اصلی نیز منعکس‌کننده اثرات خود متغیر بر روی خودش است حال آنکه عناصر غیرقطری بیانگر اثرات از/به سایرین می‌باشد. ستون آخر و سه سطر آخر از جدول (۳)، خلاصه مفیدی از یافته‌ها را ارائه می‌کنند. نتایج نشان می‌دهند که:

جدول ۳. متوسط اتصالات کل تلاطامات بازده متغیرها

نام متغیرها	طلا	نفت برنت	نفت اوپک	شاخص دلار	امارات	عراق	کویت	نیجریه	سعودی	عربستان	ونزوئلا	ایران	بحرین	قزاقستان	مالزی	مکزیک	عمان	روسیه	مجموع سرریزهای دریافت شده از سایر متغیرها (FROM)
طلا	۷۶/۰۱	-/۳۵	-/۵۸	۱۲/۵۰	-/۷۷	-/۳۳	-/۴۲	-/۴۰	-/۷۲	-/۵۷	-/۸۵	-/۹۱	۱/۱۵	۲/۰۱	۱/۱۷	۰/۷	-/۵۵	۲۳/۹۹	
نفت برنت	-/۲۴	۳۵/۲۸	۲۹/۳۶	-/۹۴	۴/۷۸	-/۳۳	۲/۰۹	۱/۵۳	۳/۳۹	-/۵۶	۱/۱۸	۴/۷۳	۱/۵۲	-/۸۱	۵/۶۸	۴/۰۷	۳/۵۲	۶۴/۷۲	
نفت اوپک	-/۳۷	۲۸/۸۶	۳۴/۴۲	-/۸۵	۵/۱۲	-/۳۷	۱/۸۳	۱/۶۳	۳/۲۹	-/۴۰	۱/۴۲	۵/۱۶	۱/۳۲	۱/۷۰	۵/۳۲	۴/۶۱	۳/۳۳	۶۵/۵۸	
شاخص دلار	۱۰/۴۷	۱/۹۳	۱/۷۱	۶۶/۵۰	۱/۵۷	-/۴۷	-/۴۵	-/۶۷	-/۴۷	-/۳۰	-/۸۵	۱/۶۴	۱/۲۳	۴/۱۷	۵/۲۱	۱/۴۲	-/۹۵	۳۳/۵۰	
امارات	-/۴۷	۵/۳۰	۵/۸۷	-/۹۰	۴۱/۸۵	-/۴۱	۵/۱۰	-/۹۲	۶/۶۹	-/۴۸	-/۸۶	۶/۴۶	۱/۱۶	۵/۲۰	۷/۴۱	۶/۹۴	۳/۹۸	۵۸/۱۵	
عراق	-/۰۹	-/۸۴	-/۶۸	-/۷۸	-/۷۲	۸۶/۳۰	۱/۰۴	۲/۶۰	-/۹۴	-/۲۲	-/۷۹	-/۶۷	-/۴۵	-/۳۹	-/۸۸	-/۲۸	۲/۳۴	۱۳/۷۰	
کویت	-/۱۰	۲/۵۶	۲/۲۶	-/۳۳	۶/۳۷	-/۶۲	۵۳/۴۲	-/۹۹	۸/۳۳	-/۰۶	-/۷۶	۱۱/۸۵	۱/۵۰	۱/۷۶	۳/۳۰	۳/۴۸	۲/۴۰	۴۶/۵۸	
نیجریه	-/۲۷	۳/۸۳	۴/۰۲	-/۹۳	۱/۸۴	۱/۸۵	۱/۷۹	۶۵/۹۲	۱/۸۶	-/۳۳	۱/۱۷	۱/۲۶	۲/۱۵	۳/۵۵	۱/۹۴	۳/۱۳	۴/۲۷	۳۴/۰۸	
عربستان سعودی	-/۳۹	۴/۴۴	۴/۴۹	-/۲۵	۷/۸۰	-/۶۵	۸/۰۳	۱/۰۶	۴۶/۵۴	۱/۰۷	۱/۲۴	۲/۷۸	۳/۰۹	۴/۳۴	۴/۹۰	۲/۶۰	۶/۳۲	۵۲/۴۶	
ونزوئلا	-/۴۵	-/۵۹	-/۶۲	-/۱۲	۱/۰۵	-/۰۵	-/۱۱	-/۲۵	۱/۶۳	-/۲۵	-/۷۱	-/۳۱	-/۲۷	-/۱۶	-/۵۹	-/۶۲	-/۳۱	۷/۸۵	
ایران	-/۴۳	۳/۱۶	۴/۲۷	-/۷۱	۱/۸۵	-/۵۹	۱/۰۲	۱/۲۹	۱/۷۱	-/۵۸	۷۴/۹۳	۱/۳۱	۲/۳۱	-/۷۸	۲/۲۵	۱/۷۵	-/۷۴	۲۵/۰۷	
بحرین	-/۶۷	۵/۴۲	۵/۸۹	۱/۰۶	۶/۹۴	-/۵۲	۱۱/۲۵	-/۶۴	۲/۴۱	-/۲۲	-/۹۹	۵۳/۱۴	-/۱۶	۱/۴۲	۳/۸۵	۴/۴۰	۱/۰۲	۴۶/۸۶	
قزاقستان	-/۸۲	۱/۴۲	۲/۳۱	۱/۹۱	۱/۶۶	-/۵۲	۲/۳۹	۲/۲۰	۴/۷۳	-/۳۵	-/۷۳	-/۲۶	-/۲۶	۶۵/۹۸	۲/۲۶	۲/۶۲	۷/۹۶	۳۴/۰۲	
مالزی	۱/۳۸	۲/۶۹	۲/۹۷	۴/۲۷	۶/۳۹	-/۳۳	۲/۱۶	۲/۶۰	۴/۹۸	-/۱۳	۱/۴۵	۱/۷۸	۲/۵۸	۴۹/۵۵	۳/۷۶	۲/۷۶	۵/۴۷	۵۰/۴۵	
مکزیک	-/۷۲	۶/۶۴	۶/۳۶	۳/۳۵	۷/۴۹	-/۵۲	۳/۲۶	-/۹۰	۴/۶۹	-/۵۸	۱/۴۵	۳/۵۸	۱/۶۱	۴/۱۹	۴۱/۱۹	۳/۸۲	۷/۱۴	۵۸/۸۱	
عمان	-/۲۸	۵/۷۶	۶/۴۵	۱/۰۷	۸/۵۳	-/۳۶	۳/۴۲	۲/۰۶	۲/۷۲	-/۳۶	۱/۰۵	۴/۸۵	-/۷۳	-/۱۳	۴/۳۰	۵۲/۸۷	۲/۵۹	۴۷/۱۳	
روسیه	-/۴۹	۴/۵۶	۴/۶۳	۱/۰۷	۴/۷۹	۱/۱۸	۲/۷۲	۳/۲۱	۵/۹۳	-/۳۸	-/۹۲	-/۹۵	۵/۷۶	۵/۲۷	۷/۸۰	۲/۲۹	۴۸/۰۵	۵۱/۹۵	
(TO)	۱۷/۶۳	۷۸/۳۴	۸۲/۴۷	۳۱/۰۵	۶۷/۵۷	۹/۰۹	۴۷/۰۸	۲۲/۹۷	۵۴/۴۸	۶/۴۸	۱۶/۴۲	۱۶/۴۲	۴۹/۵۱	۲۴/۷۵	۴۵/۷۸	۶۵/۷۲	۴۳/۶۶	۷۱۵/۸۹	
(NET)	-۶/۲۵	۱۳/۶۲	۱۶/۸۹	-۲/۴۵	۹/۴۲	-۴/۶۱	-/۵۰	-۱۱/۱۱	۱/۰۲	-۱/۳۶	-۸/۶۴	-۸/۶۴	۲/۶۵	-۹/۲۶	۶/۹۱	-۳/۴۷	-۹/۳	۴۲/۱۱	
NPDC	۰	۱۵	۱۶	۶	۱۴	۳	۹	۵	۱۰	۵	۵	۵	۱۱	۶	۱۳	۸	۸		

منبع: یافته‌های پژوهش.

یک- شاخص اتصالات کل به طور متوسط طی دوره مورد بررسی ۴۲/۱۱ درصد است بدین معنا که هم‌حرکتی ملایمی بین متغیرهای شبکه وجود داشته و نمی‌توان از پتانسیل سرایت تلاطمات درون شبکه یا ریسک سیستمی چشم‌پوشی نمود.

دو- ارقام مندرج در سطر NET، امکان دسته‌بندی متغیرها به دو گروه انتقال‌دهنده و پذیرنده شوک‌ها را فراهم می‌سازد. نفت اوپک، نفت برنت، بازار سهام امارات، مکزیک، بحرین، عربستان، روسیه و کویت در نقش انتقال‌دهندگان تلاطمات ظاهر می‌شوند و بازار سهام نیجریه، قزاقستان، ایران، طلا، بازار سهام مالزی، عراق، عمان، شاخص دلار و بازار سهام ونزوئلا به عنوان پذیرنده شوک‌ها در شبکه مورد بررسی عمل می‌کنند.

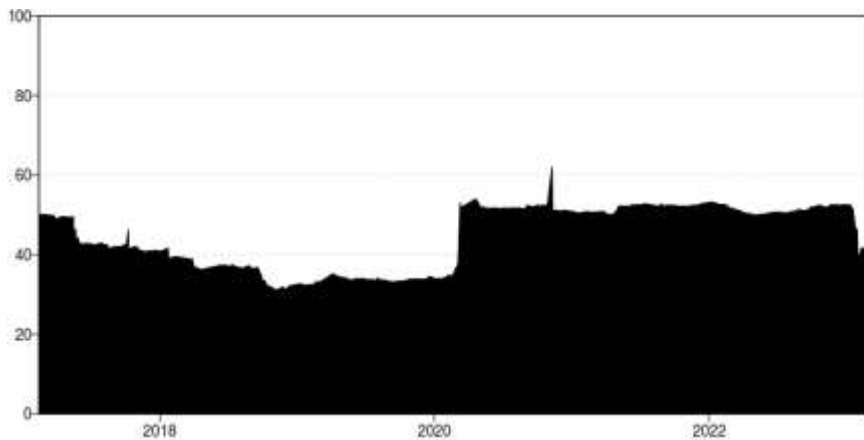
سه- ارقام مندرج در قطر اصلی، سهم تلاطمات هر متغیر از واریانس خطای پیش‌بینی خودش را نشان می‌دهد و به بیان دیگر، منعکس‌کننده ریسک‌های منحصر به فرد یا مختص هر متغیر از کل شوک‌های وارده به متغیر مورد بررسی است. بالاترین ریسک‌های منحصر به فرد متغیر در بازار سهام ونزوئلا (۹۲/۱۵ درصد) و عراق (۸۶/۳۰ درصد) مشاهده می‌شود. این بدین معناست که بازار سهام دو کشور مذکور، چندان از تلاطمات بازار سهام سایر کشورهای عضو اوپک و اوپک پلاس و همچنین قیمت‌های جهانی نفت اوپک و برنت، طلا و دلار تأثیر نمی‌پذیرد. در مقابل، کمترین ریسک منحصر به فرد در شاخص‌های بازار سهام کشورها به مکزیک (۴۱/۱۹) و امارات (۴۱/۸۵) اختصاص دارد بدین معنا که حدود ۶۰ درصد تلاطمات تجربه شده در بازار سهام دو کشور مذکور، متأثر از ریسک‌های سیستمی است.

چهار- حدود ۷۵ درصد از تلاطمات بازده بازار سهام ایران، ریشه در ریسک‌های منحصر به فرد بازار سهام ایران دارد و صرفاً ۲۵ درصد از تلاطمات آن ناشی از تلاطمات بازده سایر متغیرهای مورد بررسی در این شبکه است. در بین متغیرهای شبکه، تلاطمات بازده نفت اوپک و نفت برنت، بیشترین توضیح‌دهندگی را در تلاطمات بازده بازار سهام ایران دارند به طوری که در مجموع، حدود ۸ درصد از تلاطمات بازده بازار سهام ایران، ریشه در تلاطمات این دو متغیر دارد.

پنج- اتصالات زوجی متغیرها نامتقارن است. برای نمونه تلاقی ایران (سطر)-امارات (ستون)، عدد ۱/۸۵ درصد را نشان می‌دهد بدین معنا که ۱/۸۵ درصد تلاطمات بازده بازار سهام ایران ریشه در تلاطمات بازده بازار سهام امارات دارد. حال آنکه تلاقی امارات (سطر)-ایران (ستون)، عدد ۰/۸۶ درصد را منعکس می‌سازد، یعنی صرفاً ۰/۸۶ درصد از تلاطمات بازده بازار سهام امارات ریشه در تلاطمات بازده بازار سهام ایران دارد. تفاوت بین این دو عدد، حدود ۱ درصد است که نشان می‌دهد به طور متوسط در طول دوره مورد بررسی، بازده بازار سهام ایران خالص دریافت‌کننده تلاطمات از بازار سهام امارات بوده است.

۴-۲- تغییرات پویای TCI

هرچند میانگین اتصالات کل، تصویر کلانی از روابط میان متغیرهای شبکه را منعکس می‌سازد، اما قادر به نمایش رویدادهای مهم و تحولات اقتصادی تجربه شده در کل دوره نمونه نیست. لذا با تجزیه دوره نمونه به فواصل کوتاه‌تر و با لحاظ بررسی پویا از روابط بین متغیرها می‌توان نتایج دقیق‌تری را به دست آورد. شاخص اتصالات کل به صورت پویا در نمودار (۱) ترسیم شده است. اتصالات کل شبکه مورد بررسی به دو بازه قابل تفکیک است. دوره پیش از کرونا که میانگین اتصالات کل عمدتاً کمتر از ۴۰ درصد بوده است و دوره شیوع کرونا که اتصالات درون شبکه شدیدتر شده و به بیش از ۵۰ درصد رسیده است.

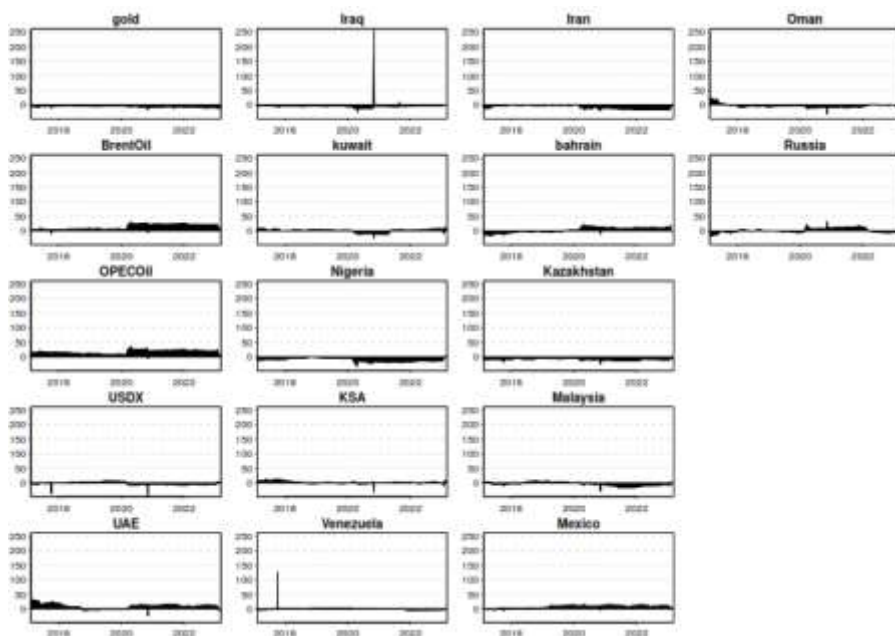


نمودار ۱. پویایی‌های شاخص اتصالات کل

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۳- خالص اتصالات جهت‌دار کل

در ادامه می‌توان روی جایگاه منحصربه‌فرد هر متغیر در شبکه مورد بررسی طی زمان تمرکز نمود. نمودار (۲) نشان‌دهنده نقشی است که هر یک از متغیرها طی دوره مورد بررسی ایفا نموده‌اند. هنگامی که ناحیه تیره رنگ، در ربع مثبت (منفی) نمودار قرار دارد به معنای آن است که متغیر مورد بررسی، خالص انتقال‌دهنده (پذیرنده) تلاطمات است. به استثنای نفت اوپک و نفت برنت که عموماً خالص انتقال‌دهنده شوک‌ها هستند و بازار سهام نیجریه و قزاقستان که عمدتاً در نقش پذیرنده خالص تلاطمات ایفای نقش نموده‌اند، اغلب متغیرها رفتار با ثباتی نداشته و در طول دوره، مکرراً تغییر نقش داده‌اند.

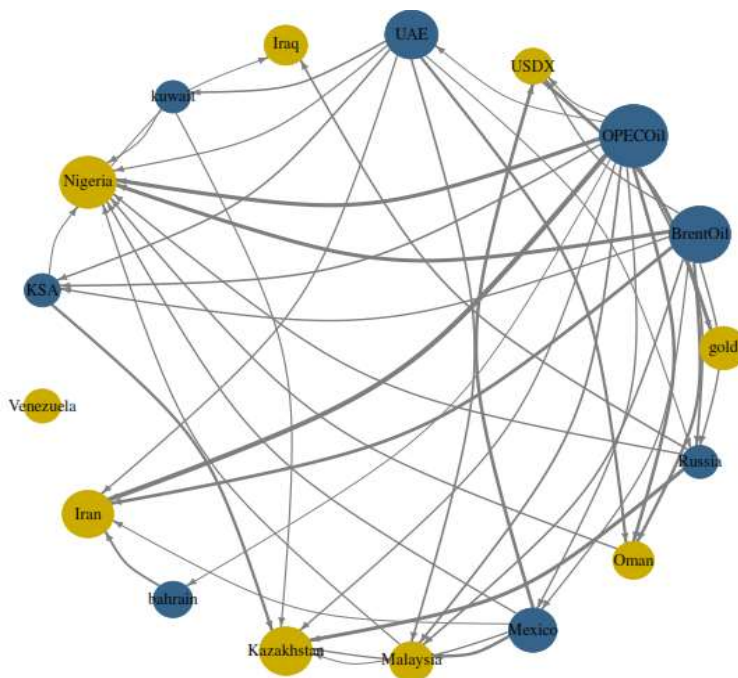


نمودار ۲. خالص سرریزهای جهت‌دار کل

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۴- اتصالات جهت‌دار زوجی و خالص آن

نمودار (۳)، خالص اتصالات زوجی در این سیستم را از طریق نمایش عصبی ارائه می‌دهد. متغیرهای شبکه مورد بررسی پیرامون یک دایره و از طریق کمان‌هایی به یکدیگر متصل شده‌اند. دوایر به رنگ آبی (زرد) بیانگر آن است که متغیر مورد بررسی در کل شبکه در نقش خالص انتقال‌دهنده (پذیرنده) شوک‌ها ظاهر می‌شود و هر چه قطر دوایر بزرگتر باشد، شدت انتقال (پذیرش) شوک‌ها را نشان می‌دهد. کمان‌هایی که دوایر را به یکدیگر وصل می‌کنند، دو تفسیر دارند. اولاً جهت پیکان بیانگر راستای سرریز تلاطمات بین متغیرها است و ثانیاً ضخامت کمان‌ها نیز منعکس‌کننده شدت خالص اتصالات زوجی است. لازم به توضیح است که نبود بسیاری از کمان‌ها بین متغیرهای مورد بررسی دلالت بر یکسان بودن اثرپذیری و اثرگذاری دو متغیر از یکدیگر دارد که در نهایت، منجر به صفر شدن خالص اتصالات بین آن دو شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که:



نمودار ۳. خالص اتصالات جهت‌دار زوجی در قالب شبکه متغیرها
منبع: یافته‌های پژوهش.

یک- نفت اوپک و نفت برنت، قوی‌ترین انتقال‌دهنده شوک‌ها در سیستم مورد بررسی است و تلاطمات را به اغلب بازارهای سهام کشورهای عضو اوپک و اوپک پلاس انتقال می‌دهد.

دو- بازار سهام نیجریه و قزاقستان، مهم‌ترین پذیرندگان شوک‌ها در شبکه تحت بررسی هستند که علاوه بر پذیرش تلاطمات از نفت اوپک و نفت برنت، تحت تأثیر تلاطمات عربستان سعودی، روسیه و کویت (به عنوان بزرگترین تولیدکنندگان انرژی) قرار می‌گیرند.

سه- تلاطمات بازده بازار سهام ایران تحت تأثیر تلاطمات بازده قیمت نفت اوپک و پس از آن نفت برنت است. همچنین از تلاطمات بازده بازار سهام امارات و بحرین نیز تأثیر می‌پذیرد و انتقال‌دهنده تلاطمات به هیچ یک از متغیرهای شبکه مورد بررسی نیست. لازم به ذکر است که حدود ۷۵ درصد از تلاطمات بازده بازار سهام ایران ریشه در ریسک‌های منحصر به فرد ایران دارد و صرفاً ۲۵ درصد از تلاطمات بازده بازار سهام ایران متأثر از تلاطمات بازده سایر متغیرهای مورد بررسی در این شبکه است.

۵- جمع‌بندی و پیشنهادها

تجزیه و تحلیل ریسک سیستمیک و سرریز تلاطمات بین بازارهای نفت و سهام، یکی از مباحث اخیر در حوزه اقتصاد مالی است. با این حال، بسیاری از پژوهشگران، توجه خود را به اقتصادهای توسعه‌یافته معطوف نموده‌اند و پژوهش‌های چندانی در ارتباط با بازارهای کشورهای در حال توسعه صورت نگرفته است. با توجه به اهمیت اوپک و اوپک پلاس در بازار جهانی نفت، مقاله حاضر با استفاده از روش QVAR و به‌کارگیری داده‌های با تواتر روزانه، سرریز نوسانات و ریسک سیستمی را به صورت ایستا و پویا برآورد نموده است. یافته‌های مقاله حاکی از آن است که:

یک- متوسط ریسک سیستمی در شبکه متغیرهای مورد بررسی بالغ بر ۴۲ درصد است که در سال‌های بعد از شیوع ویروس کرونا، به بیش از ۵۰ درصد رسیده است.

دو- قیمت نفت اوپک و نفت برنت، قوی‌ترین انتقال‌دهنده دائمی نوسانات به بازارهای سهام و دارایی‌های کلان (طلا و دلار) است.

سه- در بین کشورهای اوپک و اوپک پلاس، انتقال‌دهندگان تلاطمات به شبکه بازار سهام به ترتیب امارات، مکزیک، بحرین، عربستان، روسیه و کویت هستند و در مقابل، بازار سهام نیجریه، قزاقستان، ایران، مالزی، عراق، عمان و ونزوئلا پذیرندگان شوک‌ها محسوب می‌شوند.

چهار- بازار سهام ونزوئلا و عراق، بالاترین ریسک‌های مختص به خود را دارد به طوری که نزدیک به ۹۰ درصد تلاطمات بازده بازار سهام این کشورها، ریشه در شوک‌های تجربه‌شده درون کشوری دارد. در حالی که تلاطمات بازده بازار سهام مکزیک و امارات عمدتاً متأثر از ریسک‌های سیستمی است.

پنج- بالغ بر ۷۵ درصد نوسانات بازده بازار سهام ایران ریشه در شوک‌های منحصر به ایران دارد. در ارتباط با ۲۵ درصد باقیمانده که توضیح‌دهندگی شوک‌های سایر متغیرها را در ایجاد نوسانات بازده بازار سهام ایران نشان می‌دهد، تلاطمات قیمت نفت اوپک، برنت و بازار سهام بحرین و امارات بیشترین توضیح‌دهندگی را دارند.

نتایج این مطالعه دلالت‌های مهمی برای سرمایه‌گذاران و سیاستگذاران دارد. نخست آنکه، ارزیابی ریسک برای سرمایه‌گذاران بسیار مهم است زیرا می‌توان از آن برای بهبود تخصیص منابع برای تشکیل سبد دارایی بهینه و همچنین طراحی استراتژی‌های مدیریت ریسک استفاده نمود. دوم آنکه، تحلیل ریسک سیستمی و سرریز نوسانات می‌تواند در طراحی اقدامات پیشگیرانه سیاستگذاران برای جلوگیری از انتشار ریسک سیستمی کمک کند. سوم، با عنایت به اینکه ریسک‌های منحصر به فرد، سهم عمده‌ای از تلاطمات بازده بازار سهام ایران را تشکیل می‌دهند که همراستا با مطالعات مهاجری (۱۴۰۳)، مهاجری و طالبلو (۱۴۰۱) و طالبلو و مهاجری (۱۴۰۰) است، لذا به نظر می‌رسد پرهیز از تغییرات مکرر قوانین، مقررات و دستورالعمل‌ها، تغییرات چندباره

در قیمت‌گذاری‌های دستوری خوراک، نهاده‌ها و محصولات شرکت‌ها، افزایش نرخ‌های بهره (که منجر به افت شدید قیمت سهام و بروز تلاطمات در بازار سهام می‌شود) و ... می‌تواند موجب کاهش ریسک‌های منحصربه‌فرد در بازار سهام ایران گردد. چهارم، تلاطمات قیمت نفت اوپک، مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر تلاطمات بازار سهام ایران در شبکه مورد بررسی است که این موضوع ریشه در آن دارد که صنایع پتروشیمی و شیمیایی، پالایشگاه‌ها (به عنوان شرکت‌های تولیدکننده انرژی) و فلزات اساسی و کانه‌های فلزی (به عنوان بزرگترین صنایع مصرف‌کننده انرژی)، بخش بزرگی از بازار سهام ایران را تشکیل می‌دهند و هر گونه تغییر در قیمت‌های جهانی نفت، بازده صنایع مذکور را متأثر می‌سازد و بعضاً منجر به بروز رفتارهای توده‌وار در بین سهامداران می‌شود. به نظر می‌رسد تعمیق بازار سهام کشور از طریق تسهیل ورود شرکت‌های فعال در سایر صنایع کشور به بازار سرمایه، گسترش سرمایه‌گذاری در حوزه بهینه‌سازی مصرف انرژی (در صنایع بزرگ مصرف‌کننده انرژی) و ارتقای شفافیت اطلاعاتی به منظور کاهش احتمال بروز رفتارهای توده‌وار می‌تواند از اثرات نامطلوب تلاطمات قیمت نفت بر بازار سهام ایران بکاهد.

منابع

- ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و محمدیان، مجتبی (۱۴۰۱). مدل‌سازی وابستگی حدی بورس اوراق بهادار تهران به قیمت نفت خام: رهیافت مبتنی بر توابع کاپولا. *مدلسازی اقتصادی*، ۱۶ (۵۷)، ۱-۱۷.
- طالبلو، رضا و مهاجری، پریسا (۱۴۰۱). اتصالات و سرریز ریسک در بازار سهام ایران، یک تحلیل بخشی با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان (TVP-VAR). *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۱۷ (۳)، ۹۵-۱۲۵.
- (۱۴۰۰). الگوسازی سرایت تلاطم در بازار سهام ایران؛ رویکرد فضا-حالت غیرخطی. *تحقیقات اقتصادی*، ۴ (۴)، ۹۶۳-۹۹۰.
- کشاورز حداد، غلامرضا و مفتخر دریایی نژاد، کبری (۱۳۹۷). تأثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی، متشکل از طلا، ارز و سهام. *تحقیقات اقتصادی*، ۳ (۱)، ۱۱۷-۱۵۲.
- مهاجری، پریسا و طالبلو، رضا (۱۴۰۱). بررسی پویایی‌های سرریز تلاطمات بین بازده بخش‌ها با رویکرد اتصالات خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP-VAR)؛ شواهدی از بازار سهام ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۱۷ (۲)، ۳۲۱-۳۵۶.
- مهاجری، پریسا (۱۴۰۳). تحلیل شبکه‌ای از اتصالات نامتقارن نوسانات و کاربرد آن در سیدسازی سهام. *بورس اوراق بهادار*، ۱۶، ۱۰۹-۱۴۶.

Aloui, R., Aïssa, M. S., & Ben Nguyen, D. K. (2011). Global Financial Crisis, Extreme Interdependences, and Contagion Effects: The Role of Economic Structure? *Journal of Banking and Finance*, 35, 130-141.

Antonakakis, N., Adekoya, O., Akinseye, A., Chatziantoniou, I., Gabauer, D., & Oliyide, J. (2022). Crude Oil and Islamic Sectoral Stocks: Asymmetric TVP-VAR Connectedness and Investment Strategies. *Resources Policy*, 78, 102877.

Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Filis, G. (2017). Oil Shocks and Stock Markets: Dynamic Connectedness under the Prism of Recent Geopolitical and Economic Unrest. *International Review of Financial Analysis*, 50, 1-26.

Arouri, M. E. H., & Nguyen, D. K. (2010). Oil Prices, Stock Markets and Portfolio Investment: Evidence from Sector Analysis in Europe over the Last Decade. *Energy Policy*, 38(8), 4528-4539.

Arouri, M. E. H., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2011). Return and Volatility Transmission between World Oil Prices and Stock Markets of the GCC Countries. *Economic Modelling*, 28(4), 1815-1825.

Arouri, M. E. H., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2012). On the Impacts Of Oil Price Fluctuations On European Equity Markets: Volatility Spillover And Hedging Effectiveness. *Energy Economics*, 34(2), 611-617.

Awartani, B., & Maghyereh, A. I. (2013). Dynamic Spillovers between Oil and Stock Markets in the Gulf Cooperation Council Countries. *Energy Economics*, 36(C), 28-42.

Balcilar, M., Gabauer, D., & Umar, Z. (2021). Crude Oil Futures Contracts And Commodity Markets: New Evidence From A TVP-VAR Extended Joint Connectedness Approach. *Resources Policy*, 73, 102219.

Basher, S. A., & Sadorsky, P. (2006). Oil Price Risk and Emerging Stock Markets. *Global Finance Journal*, 17, 224-251.

Basher, S. A., Haug, A., & Sadorsky, P. (2012). Oil Prices, Exchange Rates and Emerging Stock Markets. *Energy Economics*, 34, 227-240.

Bjørnland, H. C. (2009). Oil Price Shocks and Stock Market Booms in an Oil Exporting Country. *Scottish Journal of Political Economy*, 56(2), 232-254.

Boldanov, R., Degiannakis, S., & Filis, G. (2016). Time-varying Correlation between Oil and Stock Market Volatilities: Evidence From Oil-Importing

And Oil-Exporting Countries. *International Review of Financial Analysis*, 48, 209-220.

Bouri, E., & Demirer, R. (2016). On the Volatility Transmission Between Oil and Stock Markets: A Comparison of Emerging Importers and Exporters. *Economia Politica*, 33, 63-82.

Bouri, E., Awartani, B., & Maghyereh, A. (2016). Crude Oil Prices and Sectoral Stock Returns in Jordan around the Arab Uprising of 2010. *Energy Economics*, 56, 205-214.

Broadstock, D. C., & Filis, G. (2014). Oil Price Shocks and Stock Market Returns: New Evidence from the United States and China. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 33(C), 417-433.

Brown, S. P., & Yucel, M. K. (1999). Oil Prices and U.S. Aggregate Economic Activity: a Question of Neutrality. *Economic & Financial Policy Review*, 16-23.

Chittedi, K.R. (2012). Do Oil Prices Matters for Indian Stock Markets? An Empirical Analysis. *Journal of Applied Economics and Business*, 2, 2-10.

Chang, B., Sharif, A., Aman, A., Suki, N., Salman, A., & Rehman Khan, S. (2020). The Asymmetric Effects of Oil Price on Sectoral Islamic Stocks: New Evidence from Quantile-On-Quantile Regression Approach. *Resources Policy*, 65, 101571.

Chatziantoniou, I., & Gabauer, D. (2021). EMU Risk-Synchronization and Financial Fragility through the Prism of Dynamic Connectedness. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 79, 1-14.

Chatziantoniou, I., Gabauer, D., & Stenfors, A. (2021). Interest rate swaps and the transmission mechanism of monetary policy: A quantile connectedness approach. *Economics Letters*, 204, 109891.

Dai, Zh., Zhu, H., & Zhang, X. (2022). Dynamic Spillover Effects and Portfolio Strategies between Crude Oil, Gold and Chinese Stock Markets Related to New Energy Vehicle. *Energy Economics*, 109, 105959.

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to Give Than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.

----- (2009). Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets. *Economic Journal*, 119, 158-171.

Evrin Mandacı, P., Cagli, E. Ç., & Taşkın, D. (2020). Dynamic Connectedness and Portfolio Strategies: Energy and Metal Markets. *Resources Policy*, 68, 1-16.

Ewing, B. T., & Malik, F. (2016). Volatility Spillovers between Oil Prices and the Stock Market under Structural Breaks. *Global Finance Journal*, 29, 12-23

Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.

Gabauer, D. (2021). Dynamic Measures of Asymmetric & Pairwise Connectedness Within an Optimal Currency Area: Evidence from the ERM I System. *Journal of Multinational Financial Management*, 60, 100680.

Gabauer, D. & Gupta, R. (2018). On the Transmission Mechanism of Country Specific and International Economic Uncertainty Spillovers: Evidence from a TVP-VAR Connectedness Decomposition Approach. *Economics Letter*, 171, 63-71.

Hamdi, B., Aloui, M., Alqahtani, F., & Tiwari, A. (2019). Relationship between the Oil Price Volatility and Sectoral Stock Markets in Oil-Exporting Economies: Evidence from Wavelet Nonlinear Denoised Based Quantile and Granger-Causality Analysis. *Energy Economics*, 80, 536-552.

Hamilton, J. D. (1996). This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship. *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 215-220.

Hammoudeh, Sh., Mokni, Kh., Ben-Salha, O., & Ajmi, A. (2021). Distributional Predictability between Oil Prices and Renewable Energy Stocks: Is There a Role for the COVID-19 Pandemic? *Energy Economics*, 103, 105512.

Hassan, K., Hoque, A., & Gasbarro, D. (2019). Separating BRIC using Islamic stocks and crude oil: dynamic conditional correlation and volatility spillover analysis, *Energy Economics*, 80, 950-969.

Jin, X. (2015). Volatility Transmission and Volatility Impulse Response Functions among the Greater China Stock Markets. *Journal of Asian Economics*, 39, 43-58.

- Jones, M.C., & Kaul, G. (1996). Oil and the Stock Markets. *The Journal of Finance*, 51, 463-491.
- Jones, D. W., Leiby, P. N., & Paik, I. K. (2004). Oil Price Shocks and the Macroeconomy: What Has Been Learned Since 1996. *The Energy Journal*, 25(2), 1-32.
- Jouini, J. (2013). Return and Volatility Interaction between Oil Prices and Stock Markets in Saudi Arabia. *Journal of Policy Modeling*, 35(6), 1124-1144.
- Kang, W., Ratti, R. A., & Yoon, K. H. (2015). The Impact of Oil Price Shocks on the Stock Market Return and Volatility Relationship. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 34, 41-54.
- Khalifaoui, R., Sarwar, S., & Tiwari, A. K. (2019). Analyzing Volatility Spillover between the Oil Market and the Stock Market in Oil-Importing and Oil-Exporting Countries: Implications on Portfolio Management. *Resources Policy*, 62, 22-32.
- Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147
- Krugman, P. (1983). Oil Shocks and Exchange Rate Dynamics (259-284). In J. A. Frenkel (Ed.), *Exchange Rates and International Macroeconomics*. Chicago: University of Chicago Press.
- Lean, H., & Badeeb, R. (2018). Asymmetric Impact of Oil Price on Islamic Sectoral Stocks. *Energy Economics*, 71, 128-139.
- Malik, F., & Hammoudeh, Sh. (2007). Shock and Volatility Transmission in the Oil, US and Gulf Equity Markets. *International Review of Economics and Finance*, 16(3), 357-368.
- Malik, F., & Umar, Z. (2019). Dynamic Connectedness of Oil Price Shocks and Exchange Rates. *Energy Economics*, 84, 1-8.
- Markwat, Th., Kole, E., & Dijk, D. (2009). Contagion as a Domino Effect in Global Stock Markets. *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 1996-2012.
- Masih, R., Sanjay P., & De Mello, L. (2011). Oil Price Volatility and Stock Price Fluctuations in an Emerging Market: Evidence from South Korea. *Energy Economics*, 33, 975-986.

Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A., & Managi, S. (2013). Correlations and Volatility Spillovers across Commodity and Stock Markets: Linking Energies, Food, and Gold. *Economic Modelling*, 32, 15-22.

Mensi, W., Al Rababa'a, A. R., Vo, V., & Kang, S. H. (2021). Asymmetric Spillover and Network Connectedness between Crude Oil, Gold, and Chinese Sector Stock Markets. *Energy Economics*, 98, 1-20.

Mokni, K. (2020). Time-varying Effect of Oil Price Shocks on the Stock Market Returns: Evidence From Oil-Importing And Oil-Exporting Countries. *Energy Reports*, 6, 605-619.

Mokni, K., & Youssef, M. (2019). Measuring Persistence of Dependence between Crude Oil Prices and GCC Stock Markets: A Copula Approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 72, 14-33.

Narayan, P. K., & Bannigidadmath, D. (2015). Are Indian Stock Returns Predictable? *Journal of Banking and Finance*, 58, 506-531.

Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis In Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29.

Ping, L., Ziyi, Z., Tianna, Y., & Qingchao, Z. (2018). The Relationship among China's Fuel Oil Spot, Futures and Stock Markets. *Finance Research Letters*, 24, 151-162.

Sadorsky, P. (1999). Oil Price Shocks and Stock Market Activity. *Energy Economics*, 21, 449-469.

Sarwar, S., Tiwari, A. K., & Tingqiu, C. (2020). Analyzing Volatility Spillovers between Oil Market and Asian Stock Markets. *Resources Policy*, 66, 101608.

Shahzad, S. J. H., Mensi, W., Hammoudeh, S., Rehman, M. U., & Al-Yahyaee, K. H. (2018). Extreme Dependence and Risk Spillovers between Oil and Islamic Stock Markets. *Emerging Markets Review*, 34, 42-63.

Tiwari, A. K., Jena, S. K., Mitra, A., & Yoon, S. M. (2018). Impact of Oil Price Risk on Sectoral Equity Markets: Implications on Portfolio Management. *Energy Economics*, 72, 120-134.

Tiwari, A. K., Trabelsi, N., Alqahtani, F., & Hammoudeh, S. (2019). Analyzing Systemic Risk and Time-Frequency Quantile Dependence between Crude Oil Prices and BRICS Equity Markets Indices: A New Look. *Energy Economics*, 83, 445-466.

Wang, Y., Wu, C., & Yang, L. (2013). Oil Price Shocks and Stock Market Activities: Evidence from Oil-Importing and Oil-Exporting Countries. *Journal of Comparative Economics*, 41(4), 1220-1239.

Wang, X., & Wang, Y. (2019). Volatility Spillovers between Crude Oil and Chinese Sectoral Equity Markets: Evidence from a Frequency Dynamics Perspective. *Energy Economics*, 80, 995-1009.

Williams, J. B. (1938). *The Theory of Investment Value*. Cambridge: Harvard University Press.

Yoon, S. M., Al Mamun, M., Uddin, G. S., & Kang, S. H. (2019). Network Connectedness and Net Spillover Between Financial and Commodity Markets. *North American Journal of Economics and Finance*, 48, 801-818.

You, W., Guo, Y., Zhu, H., & Tang, Y. (2017). Oil Price Shocks, Economic Policy Uncertainty and Industry Stock Returns in China: Asymmetric Effects with Quantile Regression. *Energy Economics*, 68, 1-18.

Youssef, M., & Mokni, Kh. (2019). Do Crude Oil Prices Drive the Relationship between Stock Markets of Oil-Importing and Oil-Exporting Countries? *Economies*, 7(3), 70-80.

Zhang, B., & Wang, P. (2014). Return and Volatility Spillovers between China and World Oil Markets. *Economic Modelling*, 42, 413-420.

Zhu, H., Guo, Y., You, W., & Xu, Y. (2016). The Heterogeneity Dependence between Crude Oil Price and Industry Stock Market Returns in China: Evidence from a Quantile Regression Approach. *Energy Economics*, 55, 30-41.



University of Tehran Press

Economic Research

Online ISSN: 2586-6118

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

The Analysis of Factors Affecting High and Persistent Inflation in Iran's Economy: an Approach Based on Machine Learning

Rouhollah Shahnazi ^{*},¹ , Majid Shafiei ¹ 

1. Department of Economics, Faculty of Economics, Management, and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran.

* Corresponding Author

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 1403-05-24 Revised: 1403-07-01 Accepted: 1403-07-23 Published: 1403-09-30</p> <p>Keywords: <i>Broad Money,</i> <i>Exchange Rate,</i> <i>Inflation,</i> <i>Machine Learning.</i></p> <p>JEL Classification: <i>E31, E51, C45.</i></p>	<p>High and volatile inflation has had numerous adverse effects on the Iranian economy. Effective inflation-targeting policies require a thorough understanding of the key drivers of inflation. This study aims to identify the most important determinants of inflation in the Iranian economy from 2008 to 2022. In this study, tree-based ensemble methods, which are a class of intelligent machine-learning techniques, have been utilized. Furthermore, Shapley Additive Explanations (SHAP) are utilized to interpret model predictions and determine feature importance. Model performance is evaluated using three error metrics: Mean Absolute Error (MAE), Mean Absolute Percentage Error (MAPE), and Root Mean Squared Error (RMSE). Results indicate that Gradient Boosting (GB), Random Forest (RF), and Extreme Gradient Boosting (XGB) exhibit the lowest error rates across all three metrics. The findings reveal that broad money growth is the most significant determinant of inflation, contributing an average of 72% across all models. The exchange rate, while a contributing factor, plays a less substantial role compared to broad money, accounting for approximately 17% of the inflationary pressures.</p>

Shahnazi, R., & Shafiei, M (2024). The Analysis of Factors Affecting High and Persistent Inflation in Iran's Economy: an Approach Based on Machine Learning. *Journal of Economic Research*, 59(3), 416-443.



© The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.380881.1008930](https://doi.org/10.22059/jte.2024.380881.1008930)

تحلیل عوامل مؤثر بر تورم‌های بالا و ماندگار در اقتصاد ایران: رویکرد مبتنی بر یادگیری ماشین

روح‌اله شهنازی* و مجید شفیعی^۱

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

* نویسنده مسئول

چکیده	اطلاعات مقاله
<p>تورم‌های بالا و پرنوسان موضوعی بسیار مهم در اقتصاد ایران است که در سال‌های اخیر تبعات اقتصادی و تنش‌های اجتماعی زیادی را موجب شده است. رسیدگی و حل مشکل تورم توسط سیاست‌گذاران نیاز به شناخت مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر ایجاد تورم دارد. با وجود اینکه اکثر اقتصاددانان رشد نقدینگی بیشتر از رشد تولید در اقتصاد را عامل اصلی تورم‌های ماندگار در اقتصاد ایران می‌دانند اما افراد کمی نیز وجود دارند که چنین باوری نداشته و تورم در ایران را به موضوعاتی چون افزایش نرخ ارز، تحریم و مشکلات ساختاری ربط می‌دهند. این مطالعه به دنبال شناسایی مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر تورم‌های بالا و ماندگار در اقتصاد ایران است و برای این منظور از داده‌های مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی ایران و چند متغیر بازارهای جهانی طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۴۰۱ استفاده شده است. در این پژوهش از روش‌های گروهی مبتنی بر درخت که از روش‌های هوشمند یادگیری ماشین می‌باشند، استفاده شده است. به علاوه، از رویکرد توضیحات افزودنی (SHAP) برای تفسیر چگونگی پیش‌بینی و تعیین بااهمیت‌ترین متغیر اثرگذار در مدل‌های پیش‌بینی استفاده شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، سه مدل گرادیان تقویتی (GB)، جنگل تصادفی (RF) و گرادیان تقویتی شدید (XGB) بهترین مدل‌ها با کمترین خطا بر اساس هر سه معیار خطای MAE، MAPE و RMSE می‌باشند. در مورد نتیجه حاصل از تفسیر مدل و اهمیت ویژگی، مشخص شد که مؤثرترین متغیر اثرگذار بر تورم‌های بالا و ماندگار در اقتصاد ایران، با میانگین ۷۲ درصدی در کل مدل‌ها، رشد نقدینگی است. نرخ ارز نیز با میانگین حدود ۱۷ درصد در رتبه بعدی قرار گرفته و در مقایسه با حجم نقدینگی نمی‌تواند نقش مهمی در شکل‌گیری ماندگار نیروهای تورمی داشته باشد.</p>	<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۲۴</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۷/۰۱</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۲۳</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۹/۳۰</p> <p>کلیدواژه‌ها:</p> <p>تورم، نقدینگی، نرخ ارز، یادگیری ماشین.</p> <p>طبقه‌بندی JEL: E31, E51, C45.</p>

شهنازی، روح‌اله و شفیعی، مجید (۱۴۰۳). تحلیل عوامل مؤثر بر تورم‌های بالا و ماندگار در اقتصاد ایران: رویکرد مبتنی بر یادگیری ماشین. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۳)، ۴۱۶-۴۴۳.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: 10.22059/jte.2024.380881.1008930

۱- مقدمه

تورم‌های بالا و ماندگار یکی از چالش‌های اساسی اقتصاد ایران است که تأثیرات عمیقی بر زندگی روزمره مردم و عملکرد اقتصادی کشور دارد. در سال‌های اخیر، این پدیده به یکی از موضوعات محوری در بحث‌های اقتصادی تبدیل شده و تحلیل دقیق عوامل مؤثر بر آن به یک ضرورت اجتناب‌ناپذیر بدل گشته است. این پدیده، نه تنها ثبات اقتصادی را تهدید می‌کند، بلکه به ایجاد نارضایتی‌های اجتماعی و تضعیف اعتماد عمومی به سیاست‌های اقتصادی نیز منجر می‌شود. تورم به عنوان یک مشکل اساسی در اقتصاد اثر قابل توجهی بر نگرانی اجتماعی و اقتصادی افراد جامعه و زندگی روزمره آن‌ها می‌گذارد. تورم‌های بالا و پایدار بر توانایی افراد برای تامین نیازهای ضروری زندگی خود اثر می‌گذارد. افزایش قیمت‌ها با کاهش قدرت خرید افراد موجب می‌شود که دسترسی به سطح زندگی قبلی در جامعه ممکن نبوده و رفاه افراد جامعه کاهش می‌یابد. از اثرات دیگر تورم می‌توان به آسیب‌های آن به نظام مالی کشورها اشاره کرد به گونه‌ای که تورم بر میزان پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و عادات مصرفی خانوارها اثر می‌گذارد. تورم همچنین از طریق تغییر در سیاست‌های قیمت‌گذاری، افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سودآوری صنایع و بنگاه‌ها می‌تواند بر تولید و اشتغال در اقتصاد یک کشور اثر منفی گذاشته و موجب افزایش نااطمینانی‌های شغلی و اقتصادی شود (احمد و همکاران، ۲۰۲۴).

در این شرایط، شناسایی و تحلیل عوامل مؤثر بر تورم اهمیت ویژه‌ای پیدا می‌کند زیرا سیاست‌گذاران اقتصادی نیاز دارند تا با شناخت دقیق از متغیرهای تأثیرگذار، راهکارهای مؤثری برای کنترل و کاهش تورم اتخاذ کنند. رابطه میان حجم پول و تورم برای سال‌های زیادی یکی از مهم‌ترین موضوعات در تحقیقات اقتصادی بوده و پویایی این رابطه برای کشورهای مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. نظریه‌های اقتصادی وجود ارتباط بین حجم پول در گردش و سطح عمومی قیمت‌ها را نشان داده‌اند (اکدیگبا^۱ و همکاران، ۲۰۲۴). بین مکاتب فکری مختلف این اتفاق نظر وجود دارد که بین حجم نقدینگی در اقتصاد با تورم رابطه‌ای علی وجود دارد. اقتصاددانان کلاسیک معتقد بودند که تغییرات در عرضه پول موجب تغییراتی متناسب در سطح قیمت‌ها می‌شود. کینزی‌ها نیز معتقد بودند که مازاد در تقاضای کل که از ظرفیت تولیدی در اقتصاد به دلیل افزایش نقدینگی پیشی گرفته باشد، موجب ایجاد تورم می‌شود (ایرلند^۲، ۲۰۱۴). همچنین پول‌گرایان معتقدند که در بلندمدت دلیل به‌وجود آمدن تورم، رشد بیش از حد عرضه پول نسبت به نرخ رشد اقتصادی می‌باشد. ایده اصلی ارتباط بین عرضه پول و تورم از نظریه مقداری پول

^۱. Okedigba

^۲. Ireland

گرفته شده است. بنا به گفته فریدمن، عرضه پول بالا همواره موجب تورم بالا در بلند مدت شده و تورم همیشه و همه‌جا یک پدیده پولی است (فریدمن^۱، ۱۹۷۰).

با روند افزایشی در عرضه پول در اقتصادهای مختلف دنیا، دوباره بحث مربوط به رابطه بین عرضه پول و تورم مطرح شده است. درحالی که مطالعات زیادی شواهد مبتنی بر ایجاد تورم به دلیل افزایش رشد عرضه پول را اثبات کرده‌اند اما چند مطالعه نیز این رابطه را به صورت ترکیبی نشان داده‌اند (دانلامی^۲ و همکاران، ۲۰۲۰؛ ابيپره و اماگبری^۳، ۲۰۲۰؛ ازخوم^۴، ۲۰۱۷).

تورم پایدار و بلندمدت دارای عواقب نامطلوبی بر اقتصاد کشور ایران بوده و از طریق اثرگذاری بر هزینه فرصت نگهداری پول، اختلال در قیمت‌های نسبی و انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و پس‌انداز پیامدهای منفی خود را بر رشد اقتصاد می‌گذارد. تورم‌های بالا و دو رقمی در اقتصاد ایران از دهه ۵۰ و با وارد شدن درآمدهای حاصل از فروش نفت به مخارج دولت آغاز شد و اکنون پس از بیش از ۵۰ سال بجز در سال‌هایی انگشت شمار اقتصاد ایران در سایر دوره‌ها تورم‌های دو رقمی را تجربه کرده است. از سال ۱۳۹۷ و با خروج ترامپ از برجام تا امروز که این مقاله نوشته می‌شود تورم در اقتصاد ایران به‌طور متوسط بالای ۴۰ درصد بوده است که طولانی‌ترین دوره تورم‌های بالا در اقتصاد ایران را نشان می‌دهد. در سال‌های اخیر ایجاد همه‌گیری کرونا در کنار تحریم‌های تجاری و مالی، از طریق کاهش در رشد اقتصادی و افزایش بیکاری، موجب افزایش نرخ تورم در اقتصاد ایران شده است.

با وجود اینکه اکثر اقتصاددانان رشد نقدینگی بیشتر از رشد تولید در اقتصاد را عامل اصلی تورم‌های ماندگار در اقتصاد ایران می‌دانند اما افراد کمی نیز وجود دارند که چنین باوری نداشته و تورم در ایران را به تورم فشار هزینه و افزایش نرخ ارز متاثر از وجود تحریم‌ها مرتبط می‌دانند. بحثی که در سال‌های اخیر برخی از افراد و کارشناسان مطرح می‌کنند این است که دلیل تورم در ایران نرخ بالای رشد نقدینگی نبوده بلکه رشد نرخ ارز را عامل اصلی تورم در ایران معرفی می‌کنند. این گروه از افراد عنوان می‌کنند که افزایش نرخ ارز در بازار آزاد و همچنین افزایش نرخ تسعیر ارز صنایع صادراتی مانند صنایع فولاد و مس، پتروشیمی و پالایشی‌ها، موجب افزایش نرخ ارز در بازار آزاد و به تبع آن افزایش قیمت‌ها می‌شود و اعتقاد دارند که دولت با پایین آوردن نرخ ارز و اختصاص آن به صورت ترجیحی به واردات و ثابت نگه داشتن آن می‌تواند به صورت دستوری هم نرخ ارز

1. Friedman

2. Danlami

3. Ebipre and Amaegberi

4. Ozekhome

را کاهش دهد و هم تورم را کنترل کند. ایرادی که به چنین دیدگاهی می‌تواند وارد باشد این است که آن‌ها بر اساس همبستگی بالا بین تورم و نرخ ارز چنین موضوعی را مطرح می‌کنند در حالی که باید توجه شود که ارتباط همبستگی با ارتباط علی متفاوت است و همبستگی بالای نرخ ارز با تورم نمی‌تواند علت ایجاد تورم باشد.

این مطالعه به دنبال شناسایی و تحلیل مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تورم‌های بالا و ماندگار در اقتصاد ایران و تعیین سهم هر یک از آنها در ایجاد تورم است. برای این منظور، از داده‌های کلان اقتصادی ایران و متغیرهای جهانی در دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۴۰۱ استفاده شده است. استفاده از داده‌های گسترده و متنوع می‌تواند به درک بهتر از عوامل مؤثر بر تورم کمک کند. به‌خصوص، بررسی اثرات متغیرهای جهانی بر اقتصاد ایران در شرایط فعلی می‌تواند به سیاست‌گذاران در طراحی استراتژی‌های مؤثرتر یاری رساند.

روش‌شناسی این پژوهش مبتنی بر استفاده از تکنیک‌های یادگیری ماشین است. این روش‌ها به دلیل توانایی در شناسایی الگوهای پیچیده و تعاملات غیرخطی بین متغیرها، ابزار مناسبی برای تحلیل داده‌های اقتصادی هستند. برای این منظور ابتدا به بررسی مدل‌های پیش‌بینی نرخ تورم با روش‌های گروهی (Ensemble Methods) مبتنی بر درخت تصمیم پرداخته و دقت مدل‌های مختلف با معیارهای خطای مرسوم مانند میانگین خطای مطلق (MAE)^۱، میانگین درصد خطای مطلق (MAPE)^۲ و ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE)^۳ گزارش می‌شود. مورد بعدی که مهم‌ترین بخش این مقاله نیز می‌باشد، تعیین بااهمیت‌ترین متغیر اقتصادی در ایجاد تورم برای اقتصاد ایران است که برای این منظور از یک الگوریتم جدید در حوزه یادگیری ماشین به اسم روش توضیحات افزودنی (SHAP)^۴ استفاده می‌شود. این روش قابلیت تفسیرپذیری مدل‌های یادگیری ماشین را فراهم کرده و مشکل این مدل‌ها در مورد مبهم بودن تفسیر مدل‌های پیش‌بینی را تا حدی برطرف کرده است.

این مقاله در ادامه به چند قسمت تقسیم می‌شود: قسمت ۲، مبانی نظری و قسمت ۳، پیشینه پژوهش مربوط به مطالعات در مورد عوامل اثرگذار بر تورم با روش‌های مختلف را نشان می‌دهد. در قسمت ۴، به داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش پرداخته می‌شود و در قسمت‌های ۵ و ۶ نیز به ترتیب به بررسی نتایج حاصل از مدل و جمع‌بندی کل مقاله پرداخته می‌شود.

۱. Mean Absolute Error

۲. Mean Absolute Percentage Error

۳. Root Mean Squared Error

۴. Shapley Additive exPlanations

۲- مبانی نظری

تورم یکی از مهم‌ترین موضوعات اقتصادی است که هم مورد توجه دانشگاهیان قرار دارد و هم توسط مقامات پولی کشورها با جدیت دنبال می‌شود. تورم از طریق اثرگذاری بر قدرت خرید مردم به کاهش رفاه جامعه منجر می‌شود. اثرگذاری تورم در کشورهای مختلف بسته به وضعیت شاخص‌های اقتصادی و سطح تورم در هر کشور می‌تواند متفاوت باشد.

اگر درآمد اسمی خانوارها به اندازه رشد قیمت‌ها افزایش پیدا نکند، سطح زندگی آن‌ها به دلیل کاهش ارزش حقیقی درآمد بدتر شده و تورم موجب کاهش قدرت خرید آن‌ها می‌شود. معیار اندازه‌گیری استاندارد زندگی افراد، درآمد حقیقی آن‌هاست که با تورم تعدیل می‌شود. در یک اقتصاد تورمی، افزایش قیمت‌ها موجب کاهش قدرت خرید مصرف‌کنندگان شده و این کاهش درآمد حقیقی بزرگترین هزینه تورم است. اگرچه تورم بالا به شدت آسیب‌زا است اما مقدار کمی تورم برای وجود انگیزه در فعالان اقتصادی و ایجاد رشد اقتصادی در کشور نیاز است. اکثر اقتصاددانان بر این باورند که تورم پایین، باثبات و قابل پیش‌بینی برای رشد اقتصاد مفید است. اگر تورم پایین و قابل پیش‌بینی باشد، کنترل آن از طریق نرخ‌های بهره آسان‌تر است و تأثیر تحریفی آن کاهش می‌یابد. علاوه بر این، دانستن این موضوع که قیمت‌ها در آینده اندکی بالا می‌رود، به مصرف‌کنندگان انگیزه می‌دهد که زودتر خرید کنند و این باعث افزایش فعالیت اقتصادی می‌شود. بسیاری از بانک‌های مرکزی هدف اصلی سیاست خود را حفظ تورم پایین و باثبات قرار داده‌اند، سیاستی که هدف‌گذاری تورمی نامیده می‌شود. تورم‌های بلندمدت و ماندگار می‌تواند نتیجه سیاست‌های پولی باشد. اگر رشد عرضه پول بیش از رشد تولید در یک اقتصاد باشد، سطح قیمت‌ها افزایش یافته و قدرت خرید هر واحد پولی کاهش می‌یابد. رابطه بین عرضه پول و تولید در اقتصاد یکی از قدیمی‌ترین فرضیه‌های اقتصادی است که با عنوان نظریه مقداری پول شناخته می‌شود. شوک‌های طرف عرضه که موجب اختلال در تولید شود، می‌تواند موجب افزایش هزینه‌های تولید شده و از این طریق به افزایش تورم منجر شود. برای مثال افزایش قیمت نفت می‌تواند از طریق اختلال در عرضه، موجب افزایش قیمت‌ها شود. یکی دیگر از مواردی که نقش اساسی در ایجاد تورم دارد، انتظارات تورمی در یک اقتصاد است. اگر مردم یا کسب و کارها افزایش قیمت‌ها در آینده را پیش‌بینی کنند، در قراردادهای و مذاکرات تعیین دستمزد آن را اعمال کرده و این رفتار بر تورم دوره بعد اثر می‌گذارد (صندوق بین‌المللی پول)^۱. ایجاد تورم جهانی پس از کرونا در سال

^۱. International Monetary Fund

۲۰۲۰ نشان داد که نرخ تورم یک کشور تنها توسط متغیرهای داخلی کشور تعیین نمی‌شود بلکه به علت گسترش تجارت بین‌الملل، نرخ تورم سایر کشورها و قیمت‌های جهانی کالا و خدمات نیز بر تورم در یک کشور اثر گذار است. هرچه یک کشور حضور فعال‌تری در تجارت بین‌المللی داشته باشد بیشتر تحت تاثیر تورم جهانی قرار خواهد گرفت (جیانگ^۱ و همکاران، ۲۰۲۴).

یک رویکرد دیگر برای تعیین سطح قیمت‌ها وجود دارد که توسط لیپر^۲ (۱۹۹۱) با عنوان "سیاست‌های مالی فعال"^۳ معرفی شده است که بر اساس این رویکرد، سطح قیمت‌ها برای اینکه در تعادل باشد نیاز به شرط ثابت بودن مسیر بدهی دولت دارد. در واقع اهمیت و کارآمدی سیاست پولی برای رسیدن به یک نرخ تورم با ثبات، به وضعیت سیاست مالی بستگی دارد. سیاست مالی فعال، یعنی دولت بطور مدام با کسری بودجه مواجه است و سیاست پولی زیر سلطه سیاست مالی قرار دارد و مجبور به دنباله‌روی از آن است. این رویکرد که با عنوان "نظریه مالی سطح قیمت" شناخته می‌شود، بیان می‌کند که سطح عمومی قیمت‌ها تا زمانی که بودجه دولت در تعادل باشد و کسری نداشته باشد، واکنش نشان نمی‌دهد. اما زمانی که دولت بدهی داشته باشد این بدهی می‌تواند به چاپ پول توسط دولت تبدیل شده و از این طریق بدهی دولت را پوشش دهد که این اقدام با افزایش عرضه پول موجب افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود (باستو و کوی^۴، ۲۰۱۸).

کارآمدی سیاست پولی برای رسیدن به هدف تورم پایین و پایدار تا حد زیادی به وضعیت سیاست مالی در مفهوم لیپر^۵ (۱۹۹۱) وابسته است. تا زمانی که رشد کسری بودجه دولت بیش از رشد اندازه اقتصاد باشد، سیاست پولی دولت درگیر سلطه مالی شده و اثرگذاری خود را از دست می‌دهد. در واقع تا زمانی که سلطه مالی فعال است، سیاست‌گذار پولی مجبور به پیگیری سیاست مالی می‌باشد. سلطه مالی فعال به معنای وجود کسری بودجه مداوم دولت است. این مورد به خوبی وضعیت اقتصاد ایران در دهه‌های گذشته را نشان می‌دهد که چگونه کسری‌های مداوم بودجه دولت و تامین این کسری‌ها به رشد نقدینگی و تورم منجر شده است.

طبق مطالعه سارجنت و والاس^۶ (۱۹۸۱) اگر به علت اصلی تورم‌های بالا و ماندگار که ریشه در سیاست مالی دارد توجه نشود، اجرای سیاست‌های پولی انقباضی نمی‌تواند به کنترل عرضه پول و نرخ تورم منجر شود و حتی ممکن است به تورم‌های بالاتر در دوره‌های بعدی منجر

1. Jiang

2. Leeper

3. Active Fiscal Policies

4. Bassetto and Cui

5. Leeper

6. Sargent and Wallace

شود. پس می‌توان گفت در اقتصادی که با تورم‌های بالا و ماندگار مواجه است تنها با تکیه بر ابزارهای پولی نمی‌توان تورم را کنترل کرد و باید به سیاست مالی توجه زیادی شود. تورم در اقتصاد ایران همچنان مهم‌ترین مساله اقتصادی است که بر تمام جنبه‌های اقتصادی، سیاسی و اجتماعی اثرگذار است. با توجه به اینکه کماکان تمام نیروهای ایجاد نقدینگی و تورم در اقتصاد پابرجاست لذا کنترل تورم در این شرایط را نمی‌توان به سرعت به نتیجه رساند. در مسیر کنترل تورم باید ابتدا به این نکته توجه شود که فعالیت‌هایی که جهت کنترل تورم در حال انجام است به بدتر شدن وضعیت منجر نشود و سپس به سمت بهبود شرایط پیش رفت. بنظر می‌رسد که چند عامل کلیدی در راه رسیدن به هدف کنترل تورم وجود دارد که بیش از سایر عوامل باید به آن‌ها توجه شود. دلایل اصلی که در اقتصاد ایران سیاست‌های پولی کارآمدی لازم را نداشته و موجب تورم‌های بالا و ماندگار شده است را می‌توان کسری بودجه دولت (تسلط مالی)، پایین بودن نرخ بهره حقیقی و ناترازی‌های نظام بانکی معرفی کرد. پایین بودن نرخ بهره به عنوان قیمت پول، موجب افزایش تقاضا برای پول و خلق نقدینگی می‌شود. ناترازی‌های نظام بانکی نیز از طریق ایجاد تعهد بانک‌ها بیش از ارزش دارایی‌هایشان موجب افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و در نتیجه خلق پول و افزایش نقدینگی می‌شود.

۳- پیشینه پژوهش

در این قسمت به مطالعات داخلی و خارجی انجام شده در مورد عوامل اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران و سایر کشورها پرداخته می‌شود.

آسایش و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن همه‌گیری کرونا پرداخته‌اند. این مطالعه ضمن بررسی عوامل اقتصادی بر ایجاد تورم به نقش کرونا و تحریم‌های اقتصادی نیز توجه کرده است. برای این منظور در این مطالعه از داده‌ها در دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۴۰۰ و از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده در این پژوهش، همه‌گیری کرونا و تحریم‌های اقتصادی موجب افزایش تورم در دوره مورد بررسی شده است. همچنین نتایج نشان‌دهنده اثر مثبت نقدینگی و نرخ ارز بر تورم و اثر منفی مخارج آموزشی دولت بر تورم می‌باشد. یک نتیجه دیگر حاصل از این مطالعه، نشان از اثر منفی درآمد سرانه بر تورم بوده به‌گونه‌ای که با افزایش درآمد سرانه تورم کاهش می‌یابد.

معمارنژاد و نجفی (۱۴۰۲) در مطالعه خود عوامل اثرگذار بر تورم را با تاکید بر حکمرانی خوب در کشورهای صادرکننده نفت را بررسی کرده‌اند. برای این منظور از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

(GMM) برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۲۱ استفاده شده و نقش حکمرانی خوب بر تورم در کشورهای صادرکننده نفت مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس نتایج بدست آمده در این مطالعه، وقفه تورم و تفاضل رشد اقتصادی از رشد نقدینگی دارای اثری مثبت بر تورم بوده در حالی که متغیر مربوط به حکمرانی خوب اثری منفی بر تورم داشته و بهبود حکمرانی خوب می‌تواند به کاهش تورم منجر شود.

در یک مطالعه دیگر، ایزدخواستی و همکاران (۱۴۰۱) عوامل اثرگذار بر تورم در کشورهای صادرکننده نفت را با تاکید بر اقتصاد دانش‌بنیان مورد بررسی قرار داده‌اند. این پژوهش با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۲۱ انجام شده است. بر اساس نتایج بدست آمده از این پژوهش، مولفه‌های اقتصاد دانش‌بنیان از طریق بهبود کیفیت‌نهادی، افزایش بهره‌وری عوامل تولید، کاهش هزینه‌های تولید و افزایش سطح نوآوری می‌توانند به کاهش تورم منجر شوند. همچنین نتایج حاصل از پژوهش نشان از اثرگذاری مثبت وقفه تورم، نرخ رشد نقدینگی و مخارج مصرفی دولت بر تورم دارد. علاوه بر این، افزایش رشد اقتصادی، بهبود نهادی و مشوق‌های اقتصادی و سرمایه انسانی اثری منفی بر نرخ تورم دارند.

در پژوهشی دیگر در ارتباط با عوامل مؤثر بر تورم در ایران، اکبری‌فرد و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از الگوریتم کرم شب‌تاب و الگوریتم فاخته برای دوره زمانی ۱۳۵۴-۱۳۹۴، عوامل مؤثر بر نرخ تورم در اقتصاد ایران را به صورت خطی و غیرخطی مدل‌سازی کرده‌اند. نتایج در مورد مدل‌های مورد استفاده نشان از برتری مدل غیرخطی برای مدل‌سازی تورم داشته و بر اساس دقت مدل غیرخطی مدل‌سازی شده توسط الگوریتم کرم شب‌تاب، این الگوریتم نتیجه بهتری نسبت به الگوریتم فاخته ارائه می‌کند. بر اساس نتایج به‌دست آمده در این مطالعه، مهم‌ترین عامل در ایجاد تورم در اقتصاد ایران رشد نقدینگی است. پس از این متغیر، شاخص تولیدات صنعتی، نرخ بهره حقیقی، نرخ ارز و تورم انتظاری مهم‌ترین عوامل در ایجاد تورم می‌باشند.

پورکازمی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهش خود عوامل مؤثر بر تورم را تعیین و یک سیستم هشداردهنده تورم شدید برای اقتصاد ایران طراحی کرده‌اند. در این پژوهش ۲۱ متغیر احتمالی اثرگذار بر تورم در دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۹۰ انتخاب شده و سپس از میان این ۲۱ متغیر، با ترکیب دو الگوریتم شبکه‌های عصبی و ژنتیک، ۷ متغیر مهم و اساسی اثرگذار بر تورم ایران تعیین شده‌اند. حجم نقدینگی، وقفه تورم، تولید ناخالص داخلی، قیمت جهانی نفت، شاخص دستمزد نیروی کار، سود بانک و مخارج دولت متغیرهای وارد شده به مدل نهایی می‌باشند. پس از شناسایی مهم‌ترین متغیرها، یک سیستم هشداردهنده طراحی شده که با بهره‌گیری از شبکه‌های عصبی، احتمال وقوع تورم شدید در شش ماه آینده را پیش‌بینی می‌کند. نتایج بدست آمده بیانگر عملکرد امیدوارکننده

سیستم هشدار دهنده بوده و سیستم طراحی شده قادر است سیگنال‌های هشداردهنده زودهنگام برای وقوع تورم شدید در آینده صادر کند.

کریمی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی عوامل اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR)، توابع واکنش آنی و تجزیه و تحلیل واریانس در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۷ پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش برای برآورد مدل شامل نرخ رشد نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، ارزش واردات و میزان درآمدهای نفتی می‌باشد. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که از بین متغیرهای مورد بررسی، متغیرهای نرخ رشد نقدینگی و میزان درآمدهای نفتی دارای ارتباط مثبت با نرخ تورم بوده و افزایش آن‌ها موجب افزایش نرخ تورم می‌شوند اما تولید ناخالص داخلی و ارزش واردات ارتباط منفی با نرخ تورم در اقتصاد ایران دارند.

حسینی و شکوهی (۱۳۹۲) در مطالعه خود عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن نقش انتظارات آینده‌نگر و گذشته‌نگر را مورد بررسی قرار داده‌اند. روش مورد استفاده در این پژوهش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و دوره مورد بررسی ۱۳۵۵-۱۳۸۷ بوده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تورم در اقتصاد ایران رابطه معناداری با انتظارات تورمی، شکاف تولید، رشد حجم پول و نرخ ارز دارد. به‌طور کلی در این پژوهش بیان می‌شود که مدیریت همزمان انتظارات تورمی، رشد حجم پول و نرخ ارز می‌توانند به کنترل تورم کمک کنند.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی عوامل اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران در دو رژیم درآمدهای بالای نفتی و درآمدهای پایین نفتی پرداخته‌اند. در این پژوهش از الگوی رگرسیونی سری زمانی خطی و غیرخطی در دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۷ استفاده شده است. نتایج بدست آمده توانایی بیشتر مدل غیرخطی نسبت به مدل خطی را برای تعیین رفتار تورم در اقتصاد ایران تأیید می‌کند. در این مطالعه مشاهده می‌شود که تکانه‌های مثبت نفتی در رژیم درآمدهای پایین نفتی، اثر بازدارنده بر تورم داشته در حالی که این تکانه‌ها در رژیم با درآمدهای بالا نفتی معنادار نیست. همچنین یافته‌های مدل خطی نشان می‌دهد که حجم پول، تولید، نرخ ارز و شوک‌های مثبت پولی بیشترین اثر را بر نوسانات قیمتی دارند. به‌طور کلی بر اساس هر دو مدل خطی و غیرخطی، متغیرهای حجم پول، تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز اثر معناداری بر قیمت‌ها در اقتصاد ایران دارند. کایریازیس^۱ و همکاران (۲۰۲۴) اثرات سرریز میان کالا و خدمات، تورم و نااطمینانی سیاست پولی و اقتصادی را در چارچوب یک مدل خودرگرسیون برداری چندکی (Quantile-Var) برای بازارهای متنوع و دوره زمانی ۱۹۸۵-۲۰۲۲ بررسی کرده‌اند. نتایج این

^۱. Kyriazis

مطالعه یک پیوند قوی بین تورم و عرضه پول را نشان می‌دهد و در بحران‌ها تورم علاوه بر عرضه پول رابطه‌ای قوی با قیمت نفت و طلا دارد. همچنین بر اساس نتایج، تورم در بحران‌های جهانی و همه‌گیری کرونا اثرپذیری بیشتری از خود نشان می‌دهد. به‌طور کلی عرضه پول به عنوان اثرگذارترین متغیر بر تورم از میان متغیرهای مدل انتخاب شده است. علاوه بر این نااطمینانی‌ها سیاست پولی و مالی اثر معناداری بر بازارهای مالی و کالا و خدمات دارند و همچنین نااطمینانی‌های سیاست اقتصادی اثرگذاری قوی‌تری نسبت به نااطمینانی سیاست پولی بر تورم دارد.

سیتکی و کایا^۱ (۲۰۲۳) در مطالعه خود ارتباط میان نااطمینانی نرخ ارز و تورم را مورد بررسی قرار داده‌اند. برای این منظور از داده‌های پانل ۱۴۹ کشور برای دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۷ استفاده کرده‌اند. نتیجه حاصل از تخمین مدل نشان از رابطه مثبت و معنادار میان نااطمینانی در نرخ ارز و تورم داشته و همچنین ارتباط بین نااطمینانی نرخ ارز و تورم غیرخطی است. با افزایش نااطمینانی در نرخ ارز اندازه اثرگذاری آن بر تورم کاهش می‌یابد. علاوه بر این، میزان اثرگذاری نااطمینانی نرخ ارز برای کشورهای مختلف متفاوت بوده و این اثرگذاری با گذشت زمان کاهش می‌یابد.

آندرل و گاپوریل^۲ (۲۰۲۳) اثرگذاری غیرخطی نرخ ارز بر قیمت‌های مصرف‌کننده و واردات را با در نظر گرفتن نقش انتظارات تورمی مورد مطالعه قرار داده‌اند. برای این مطالعه از مدل رگرسیون انتقال ملایم با رژیم‌های انتظارات تورمی متفاوت برای پنج کشور دارای هدف تورمی و سه کشور بدون هدف تورمی طی دوره ۱۹۹۳-۲۰۲۱ استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان از اثرگذاری بیشتر انتظارات تورمی در کشورهای با داشتن هدف تورمی دارد. همچنین زمانی که افراد و بازارها انتظار افزایش تورم در آینده را دارند، اثرگذاری نرخ ارز بر تورم بیشتر خواهد شد. کوهلشین^۳ (۲۰۲۲) به بررسی عوامل مهم در ایجاد تورم با روش یادگیری ماشین پرداخته است. این پژوهش به دنبال پیش‌بینی تورم برای ۲۰ کشور توسعه یافته در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۱ با روش‌های مبتنی بر درختان رگرسیون و استفاده از شش متغیر کلان اقتصادی بوده است. نتایج حاصل از مدل دارای عملکرد خوبی در پیش‌بینی بوده و معیار خطا برای گزارش مدل‌های پیش‌بینی نیز ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) می‌باشد. بر اساس نتایج به دست آمده از میان

1. Citci and Kaya

2. Anderl and Gaporale

3. Kohlscheen

متغیرهای وقفه تورم، تورم انتظاری، شکاف تولید، قیمت نفت، شاخص قیمت تولید کننده و نرخ ارز اسمی مؤثر، با اهمیت‌ترین متغیر کلان در ایجاد تورم، انتظارات تورمی می‌باشد.

۴- داده و روش‌شناسی

۴-۱- داده

در این مطالعه از شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان شاخص تورم، متغیر هدف این مطالعه برای پیش‌بینی مدل استفاده شده می‌باشد. در فرآیند انتخاب متغیرهای اثرگذار بر تورم، به بررسی عوامل با اهمیت در ایجاد تورم و رشد آن در اقتصاد ایران پرداخته شده و متغیرهای مهم اقتصادی اثرگذار بر تورم تعیین شده‌اند. برای انجام این پژوهش داده‌های ماهانه از ۱۳۸۷-۱۴۰۱ برای متغیرهای بکار رفته در مدل جمع‌آوری شده است. داده‌های کلان اقتصادی از سایت بانک مرکزی، مرکز آمار ایران و داده‌های مربوط به بازارهای جهانی نیز از سایت بانک جهانی و سایت شاخص نااطمینانی جهانی جمع‌آوری شده است.

از جمله مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران، متغیرهای کلان اقتصادی داخلی و متغیرهای مربوط به بازارها و نااطمینانی‌های جهانی است که اهمیت زیادی برای شناخت عوامل اصلی ایجاد دارند. متغیرهای کلان مربوط به اقتصاد ایران استفاده شده در این پژوهش شامل نرخ ارز^۱ بازار آزاد (ER)، نقدینگی^۲ (M2)، نرخ بهره بانکی^۳ (BIR)، تولید ناخالص داخلی^۴ (GDP)، شاخص قیمت مصرف‌کننده^۵ (CPI) و نرخ بیکاری^۶ (UNR) می‌باشد. همچنین از شاخص کالا و خدمات جهانی^۷ (GC) به عنوان شاخصی جهت اندازه‌گیری تورم جهانی، شاخص نااطمینانی جهانی^۸ (WUI)، شاخص ریسک سیاسی-جغرافیایی^۹ (GPR)، و نااطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی^{۱۰} (EPU)، قیمت نفت جهانی (Oil) و قیمت انس جهانی طلا (Gold) به عنوان عوامل خارجی اثرگذار بر تورم استفاده شده است. تمام متغیرهای استفاده شده در این مطالعه

1. Exchange Rate

2. Broad Money

3. Bank Interest Rate

4. Gross Domestic Product

5. Consumer Price Index

6. Unemployment Rate

7. Global Commodity

8. World Uncertainty Index

9. Geopolitical Risk

10. Global Economic Policy Uncertainty

به صورت داده‌های اصلی که در سایت‌های آماری گزارش شده‌اند بکار رفته و برای متغیری از لگاریتم، نرخ رشد و سایر تبدیلات استفاده نشده است.

از داده‌های جمع‌آوری شده به منظور مشخص کردن بااهمیت‌ترین متغیرهای اثرگذار بر تورم در ایران به عنوان متغیر هدف، بر اساس داده‌های مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص‌های جهانی به عنوان ویژگی‌های ورودی استفاده می‌شود. کل ویژگی‌های مورد مطالعه در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. لیست ویژگی‌های ورودی مدل شامل متغیرهای کلان اقتصادی و متغیرهای جهانی

منبع جمع‌آوری اطلاعات	دوره زمانی انتشار داده	ویژگی‌ها
		داده‌های کلان اقتصادی
سایت بانک مرکزی (Cbi.ir)	ماه‌بانه	نقدینگی (M2)
سایت بانک مرکزی (Cbi.ir)	ماه‌بانه	شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)
سایت مرکز آمار ایران (Amar.org.ir)	فصلی	تولید ناخالص داخلی (GDP)
سایت بانک مرکزی (Cbi.ir)	ماه‌بانه	نرخ بهره بانکی (BIR)
سایت اطلاع‌رسانی طلا، سکه و ارز (Tgju.org)	روزانه	نرخ دلار بازار آزاد (ER)
سایت بانک مرکزی (Cbi.ir)	ماه‌بانه	نرخ بیکاری (UNR)
		شاخص‌های جهانی
Worlduncertaintyindex.com	ماه‌بانه	شاخص نااطمینانی جهانی (WUI)
Worlduncertaintyindex.com	ماه‌بانه	شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU)
Worlduncertaintyindex.com	ماه‌بانه	شاخص ریسک سیاسی - جغرافیایی (GPR)
investing.com	روزانه	قیمت نفت (Oil)
investing.com	روزانه	قیمت انس جهانی طلا (Gold)
World Bank.org	ماه‌بانه	قیمت کالا و خدمات جهانی (GC)

۴-۲- روش‌شناسی

در این بخش به معرفی مدل‌های پیش‌بینی و روش‌های استفاده شده در این پژوهش جهت رسیدن به اهداف مقاله پرداخته می‌شود. در این مطالعه از روش‌های مربوط به یادگیری ماشین استفاده شده است. استفاده از روش‌های پیچیده‌تر مانند یادگیری ماشین نسبت به روش‌های آماری خطی مانند رگرسیون خطی، می‌تواند تعاملات بین ویژگی‌ها را بهتر نشان داده و علاوه بر روابط خطی،

روابط غیرخطی بین ویژگی‌های مدل را درک کنند. از میان روش‌های یادگیری ماشین، روش‌های گروهی (Ensemble Methods) که بر پایه درخت (Tree-Based) می‌باشند برای ساخت مدل پیش‌بینی و تفسیر آن به کار گرفته شده است. دلیل استفاده از تکنیک‌های مبتنی بر درخت، توانایی این روش‌ها در استخراج اهمیت ویژگی (Feature Importance) و ارائه بینش‌هایی درباره اطلاعات مورد استفاده برای پیش‌بینی می‌باشد (کاپارینی^۱ و همکاران، ۲۰۲۴). بنابراین در این مطالعه رویکردی مبتنی بر یادگیری ماشین و روش‌های مبتنی بر درخت برای پیش‌بینی‌پذیری تورم در اقتصاد ایران بر اساس ویژگی‌های ورودی و تعیین بااهمیت‌ترین ویژگی‌ها، معرفی شده است.

۴-۲-۱- الگوریتم‌های یادگیری ماشین

بررسی پیشرفت‌های اخیر برای پیش‌بینی داده‌های مالی و اقتصادی نشان می‌دهد که روش‌های یادگیری ماشین به یک ابزار مهم در تخمین، پیش‌بینی و انتخاب مدل در حوزه‌های کاربردی اقتصاد و امور مالی تبدیل شده‌اند. امروزه کاربرد این روش‌ها با در دسترس بودن مجموعه داده‌های گسترده و داده‌های بزرگ، برای پیش‌بینی‌های دقیق و قابل اعتماد از اهمیت زیادی برخوردارند (ماسینی^۲ و همکاران، ۲۰۲۱). روش‌های یادگیری ماشین به چهار گروه یادگیری با نظارت، بدون نظارت، نیمه‌نظارتی و تقویتی تقسیم می‌شوند. در امور مالی و در این مطالعه از رویکرد اول یعنی الگوریتم یادگیری نظارت شده و روش‌های مربوط به آن استفاده می‌شود. هدف یادگیری با نظارت پیش‌بینی‌های خارج از نمونه با دقت پیش‌بینی بالاست. برای ارزیابی دقیق عملکرد پیش‌بینی مورد انتظار در مشاهدات دیده نشده، داده‌ها به دو قسمت آموزشی و آزمایشی تقسیم می‌شوند. با اعمال یکی از روش‌های یادگیری با نظارت بر روی داده‌های آموزشی برای ساخت یک مدل پیش‌بینی و سپس اعمال مدل پیش‌بینی بر روی داده‌های آزمون، برآوردی از عملکرد پیش‌بینی خارج از نمونه به دست می‌آید (هوانگ و ویگراتز^۳، ۲۰۲۲). بسیاری از الگوریتم‌های یادگیری با نظارت برای بهبود تصمیم‌گیری‌های تجاری توسعه یافته‌اند. در یادگیری با نظارت متغیر وابسته، نشان‌دهنده متغیر هدفی است که باید بر اساس متغیرهای مستقل پیش‌بینی شود. یادگیری ماشین در امور مالی با ساخت معیارهای جدید و برتر به گسترش ابزار استاندارد اقتصاد سنجی کمک می‌کند و از این طریق موجب کاهش خطاهای پیش‌بینی می‌شود.

۱. Caparrini

۲. Masini

۳. Hoang and Wiegatz

الگوریتم‌های یادگیری ماشین با عنوان تابع هدف یادگیرنده توصیف می‌شوند که به بهترین شکل متغیرهای ورودی را به متغیر خروجی ارتباط می‌دهند.

۴-۲-۱-۱- روش‌های گروهی

وقتی پیش‌بینی‌ها با استفاده از ترکیب چند الگوریتم انجام می‌شود، نتیجه بهتر از حالتی است که با هر یک از الگوریتم‌ها به تنهایی پیش‌بینی انجام می‌شود. استفاده از دو یا چند الگوریتم برای ساخت یک مدل پیش‌بینی با عنوان یادگیری گروهی شناخته می‌شوند (هال^۱، ۲۰۲۱).

به‌طور کلی مدل‌های یادگیری ماشین با سه نوع خطا رو به رو می‌شوند: بایاس، واریانس و نویز. **۱- سوگیری^۲**: خطای مربوط به بایاس به علت فروض غیرواقعی ایجاد می‌شود. زمانی که بایاس زیاد باشد، الگوریتم‌های یادگیری ماشین برای توضیح دادن روابط بین ویژگی‌ها و نتایج با شکست مواجه شده و اصطلاحاً گفته می‌شود که الگوریتم دارای کم‌برازش^۳ است.

۲- پراکندگی^۴: خطای مرتبط با واریانس به علت حساسیت به تغییرات کوچک در مجموعه آموزش ایجاد می‌شود. زمانی که واریانس زیاد باشد، الگوریتم دچار بیش‌برازش^۵ در مجموعه آموزشی شده و این می‌تواند موجب شود که تغییرات کوچک در مجموعه آموزش خطای زیاد در پیش‌بینی‌ها را به دنبال داشته باشد.

۳- اختلال تصادفی^۶: این خطا به علت واریانس در مقادیر مشاهده شده مانند تغییرات غیرقابل پیش‌بینی یا خطاهای اندازه‌گیری ایجاد می‌شود. این خطا کاهش‌ناپذیر است که هیچ مدلی قادر به توضیح آن نیست.

روش‌های گروهی (Ensemble Methods) روشی می‌باشند که مجموعه‌ای از یادگیرنده‌های ضعیفی که همه از الگوریتم یادگیری یکسانی استفاده می‌کنند را ترکیب کرده تا یک یادگیرنده قوی‌تر ایجاد کند که از هرکدام از یادگیرنده‌ها، عملکرد بهتری داشته باشد. روش‌های گروهی به کاهش بایاس و واریانس کمک می‌کنند (مارکوس لویز دی‌پرادو^۷، ۲۰۱۸).

1. Hull

2. Bias

3. Under fit

4. Variance

5. Over fit

6. Noise

7. Marcos Lopez de Prado

درواقع روش‌های گروهی با ترکیب مدل‌های برپایه درخت، عملکرد مدل را بهبود می‌بخشند. دو نوع از روش‌های گروهی در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است که با عنوان Boosting و Bagging شناخته می‌شوند.

الگوریتم Bagging یک تکنیک از یادگیری با نظارت است که برای هر دو نوع مسأله رگرسیون و دسته‌بندی می‌تواند استفاده شود. این تکنیک واریانس پیش‌بینی را کاهش می‌دهد و شیوه کار به این صورت است که چند درخت تصمیم وجود دارد که هر کدام پیش‌بینی‌های مستقلی انجام داده و سپس برای پیش‌بینی نهایی از آن‌ها میانگین گرفته می‌شود. الگوریتم Boosting بایاس پیش‌بینی را کاهش می‌دهد و با ایجاد یک مجموعه متوالی، مدل‌ها به ترتیب اضافه می‌شوند و هر مدل جدید اشتباهات مدل‌های قبل را اصلاح کرده و در نهایت پیش‌بینی نهایی به صورت یک میانگین وزنی از مدل‌های پیش‌بینی کننده می‌باشد (برون‌لی^۱، ۲۰۲۱).

در این مطالعه از روش درخت تصمیم (DT) به عنوان روش پایه‌ای، روش جنگل‌های تصادفی (RF) از نوع Bagging و از روش‌های Extremely Gradient Boosting (XGB)، Gradient Boosting (GB) و Hist Gradient Boosting (HGB) از نوع Boosting استفاده می‌شود.

۴-۳- روش توضیحات افزودنی (SHAP)

درک این مورد که چه عواملی بیشترین اهمیت را در مدل پیش‌بینی داشته‌اند به اندازه دقت پیش‌بینی می‌تواند مهم باشد و به تفسیر و تحلیل نتایج پیش‌بینی کمک زیادی می‌کند. توانایی تفسیر صحیح از نتیجه یک مدل بسیار مهم بوده و موجب درک فرآیند مدل‌سازی می‌شود. در گذشته برای برخی کاربردها، مدل‌های ساده و خطی به دلیل تفسیر آسان به مدل‌های پیچیده ترجیح داده می‌شدند اما امروزه به دلیل در دسترس بودن داده‌های بزرگ مزایای استفاده از مدل‌های پیچیده‌تر افزایش یافته و بحث بین دقت و قابلیت تفسیر نتیجه یک مدل پیش‌بینی اهمیت زیادی پیدا کرده است. یک مدل ساده به راحتی قابل درک بوده و با خود مدل می‌توان آن را توضیح داد. زمانی که با مدل‌های پیچیده مانند روش‌های گروهی یا شبکه‌های عمیق سر و کار داشته باشیم دیگر درک مدل، تنها از طریق مدل اصلی آسان نبوده و باید از روش‌هایی که توضیح مدل را ساده و قابلیت تفسیر مدل را افزایش می‌دهند، استفاده شود. برای این منظور الگوریتم SHAP به عنوان یک چارچوب از نظریه بازی‌ها برای توضیح خروجی مدل‌های مربوط به یادگیری

¹. Brownlee

ماشین می‌باشد که یک تفسیر از اهمیت ویژگی‌های ورودی مدل پیش‌بینی ارائه می‌دهد. این روش اهمیت یک ویژگی را در نتایج مدل پیش‌بینی نشان می‌دهد. در واقع مقادیر SHAP اثر یک ویژگی را با در نظر گرفتن تعامل آن با سایر ویژگی‌ها اندازه‌گیری می‌کند (لوندبرگ و لی^۱، ۲۰۱۷).

از این رویکرد در مدل‌های یادگیری ماشین برای تفسیر خروجی و نتیجه مدل‌ها استفاده می‌شود که علاوه بر دقت پیش‌بینی، قابلیت تفسیر خروجی مدل‌های یادگیری ماشین را امکان‌پذیر می‌کند. در سال‌های گذشته مدل‌های یادگیری ماشین با وجود ارائه دقت پیش‌بینی بالا به دلیل نداشتن قابلیت تفسیر خروجی مدل، با عنوان مدل‌های جعبه سیاه معرفی شده و مورد انتقاد قرار گرفته‌اند. دلیل این انتقادها این بوده که تحلیل کمی و تفسیرپذیری رابطه‌ی بین متغیرهای ورودی و متغیر هدف در مدل، برای سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران اهمیت زیادی دارد. رویکرد توضیحات افزودنی (SHAP) با تجزیه و تحلیل خروجی مدل‌های یادگیری ماشین، مجموع اثرگذاری هر ویژگی را برای درک اهمیت هر ویژگی در خروجی مدل مشخص می‌کند.

۵- نتایج تجربی

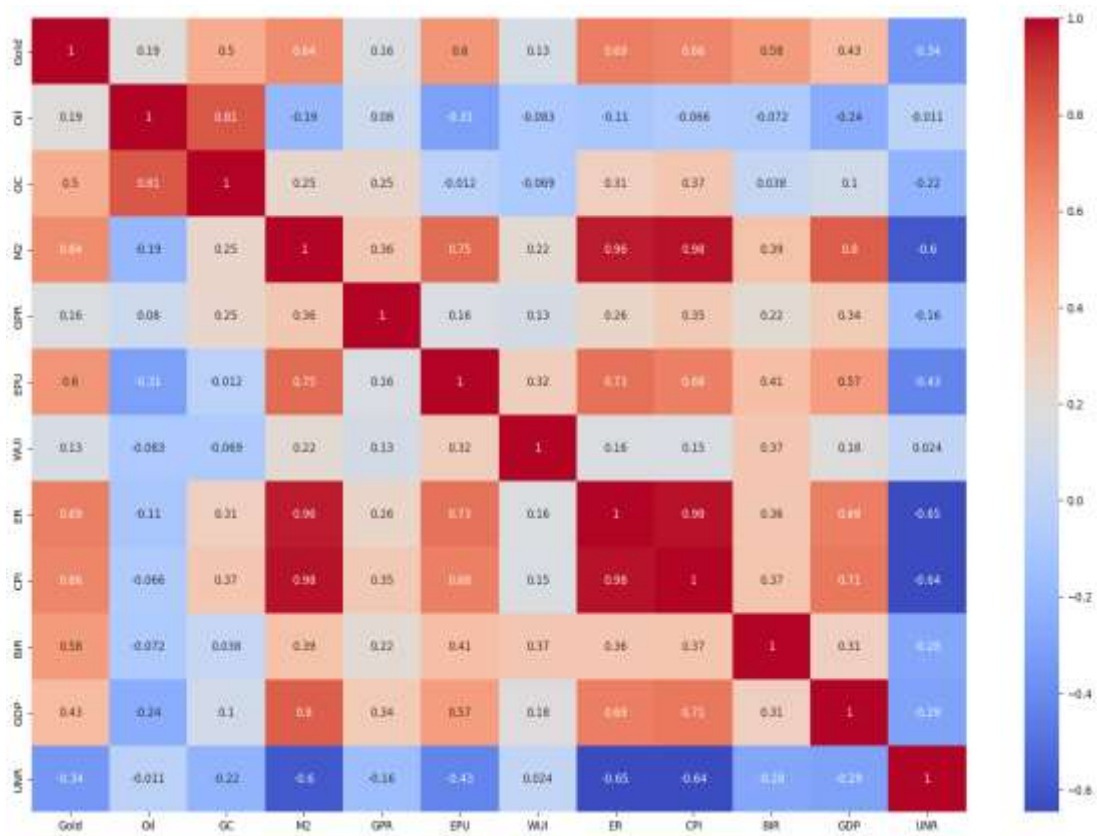
در این قسمت با استفاده از داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش و انتخاب ویژگی‌های با اهمیت بر اساس همبستگی بین متغیرها در نمودار ۱، به پیش‌بینی متغیر هدف و تعیین بااهمیت‌ترین متغیرهای اثرگذار بر آن بر اساس ویژگی‌های ورودی پرداخته می‌شود.

در این پژوهش برای بررسی همبستگی میان ویژگی‌های ورودی مدل، از همبستگی پیرسن بین متغیرها استفاده شده که نقشه همبستگی در نمودار ۱ نشان داده می‌شود. ضریب همبستگی پیرسن ارتباط خطی بین دو ویژگی تصادفی را اندازه‌گیری می‌کند. از نظر ریاضی، ضریب همبستگی پیرسن بین دو ویژگی X و Y برابر با کوواریانس بین دو ویژگی تقسیم بر حاصلضرب انحراف معیار آن‌ها می‌باشد که در رابطه (۱) نشان داده شده است.

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (1)$$

در این رابطه r_{xy} همبستگی بین Y و X را نشان می‌دهد که همواره عددی بین -1 و 1 است. مقدار X و \bar{Y} نیز به ترتیب میانگین ویژگی‌های X و Y است.

^۱. Lundberg and Lee



نمودار ۱. همبستگی بین ویژگی‌های ورودی مدل
منبع: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که از نمودار همبستگی مشخص است، متغیر هدف این مطالعه یعنی شاخص قیمت مصرف‌کننده که نرخ تورم را نمایندگی می‌کند، همبستگی مثبت و بسیار بالایی (تقریباً کامل) با حجم نقدینگی و نرخ دلار آزاد دارد لذا تأییدی بر پرسش این پژوهش بوده که به دنبال بررسی اهمیت نقش نقدینگی و دلار بر تورم در اقتصاد ایران می‌باشد. همچنین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، انس جهانی طلا و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی نیز همبستگی مثبت و بالایی (حدود ۷۰ درصد) با متغیر هدف این مطالعه دارند. بین نرخ بیکاری و شاخص قیمت مصرف‌کننده نیز یک ارتباط همبستگی تقریباً بالا اما منفی (۶۵- درصد) وجود دارد. سایر متغیرهای ورودی مدل دارای همبستگی پایینی (زیر ۴۰ درصد) با متغیر هدف می‌باشند.

پس از بررسی همبستگی بین ویژگی‌های ورودی با متغیر هدف، پیش‌بینی مدل بر اساس مدل‌های گروهی انجام می‌شود. برای این منظور نتایج مربوط به هر الگوریتم را نشان داده و با مقایسه آن‌ها با استفاده از سه معیار خطای MAE، MAPE و RMSE بهترین روش با کمترین خطا برای پیش‌بینی نرخ تورم مشخص می‌شود. پس از آن به بررسی تفسیرپذیری مدل‌های پیش‌بینی و تعیین بااهمیت‌ترین ویژگی اثرگذار بر خروجی هر مدل به تفکیک روش‌های مختلف پرداخته شده و نشان داده می‌شود که چه ویژگی‌هایی بیشترین اثر را بر مدل‌های پیش‌بینی دارند و چگونه مدل را تفسیر می‌کنند. معیارهای خطای پیش‌بینی را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \tilde{y}_i)^2} \quad (2) \quad \text{مقدار واقعی: } y_i$$

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left| \frac{y_i - \tilde{y}_i}{y_i} \right| \quad (3) \quad \text{مقدار پیش‌بینی بر اساس مدل: } \tilde{y}_i$$

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |y_i - \tilde{y}_i| \quad (4) \quad \text{تعداد مشاهدات: } N$$

در میان این سه معیار عملکرد پیش‌بینی، RMSE جذر میانگین مربعات خطای مقادیر واقعی از مقادیر پیش‌بینی شده را اندازه‌گیری می‌کند و به صورت واحد اصلی متغیر هدف گزارش می‌شود. معیار MAPE اندازه خطا را به صورت میانگین نسبی خطا برآورد و درصد خطای پیش‌بینی را گزارش می‌کند. معیار MAE نیز میانگین مطلق خطای پیش‌بینی را اندازه‌گیری کرده و خطای پیش‌بینی را در واحد اصلی متغیر هدف نشان می‌دهد. هرچه مقدار معیارهای ذکر شده کوچک‌تر باشد به معنای بهتر بودن مدل پیش‌بینی است.

جدول ۲. عملکرد مدل‌های یادگیری ماشین بر پایه درخت (روش‌های گروهی) بر اساس معیارهای خطا

معیارهای خطا	مدل				
	DT ^۱	RF ^۲	HGB ^۳	XGB ^۴	GB ^۵
MAPE (%)	۲/۹	۱/۶	۱۰	۲/۱	۱/۷
MAE	۴/۷۹	۲/۷۱	۱۰/۶۵	۳/۴	۲/۳۳
RMSE	۹/۴۸	۵/۸۲	۱۶/۶۹	۷/۳۵	۴/۳۲

منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس جدول (۲) مدل‌های جنگل تصادفی و گرادیان تقویتی بر اساس هر سه معیار بهترین پیش‌بینی با کمترین خطا را دارند. در توضیح این قسمت، با آموزش ماشین بر اساس ۸۰ درصد داده‌ها، برای ۲۰ درصد باقی مانده به عنوان داده‌های آزمون پیش‌بینی انجام شده که بر اساس نتایج بدست آمده، معیار خطای MAPE در مدل RF و GB برای داده‌های آزمون به ترتیب دارای خطایی در حدود ۱/۷ و ۱/۶ درصد بوده که نشان دهنده عملکرد خوب این مدل‌ها می‌باشد. بر اساس معیارهای MAE و RMSE نیز مشاهده می‌شود که مدل‌های پژوهش خطای پایینی از نظر واحد خطا دارند. باید توجه شود که اعداد مربوط به CPI که متغیر هدف می‌باشد، در بازه ۲۴ تا ۷۹۴ واحد قرار گرفته و دارای میانگین ۱۵۷ و انحراف معیار ۱۷۲ است لذا تمامی مدل‌ها بر اساس میانگین و انحراف معیار متغیر هدف، دارای خطای پایینی می‌باشند.

در شکل زیر، نمودار خطا بر اساس هر سه معیار مورد بررسی و برای هر ۵ مدل گروهی آورده شده است که بر اساس این نمودار عملکرد بهتر مدل‌های گرادیان تقویتی و جنگل تصادفی مشخص می‌باشد.

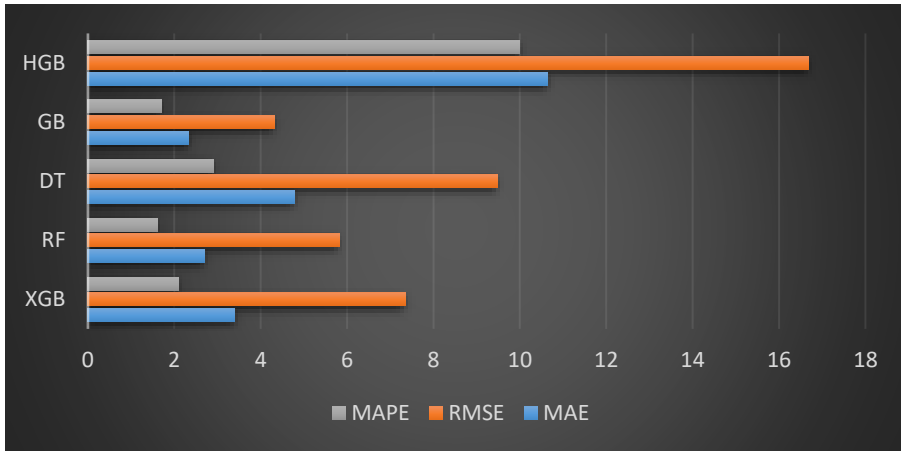
1. Gradient Boosting

2. Extremely Gradient Boosting

3. Hist Gradient Boosting

4. Random Forest

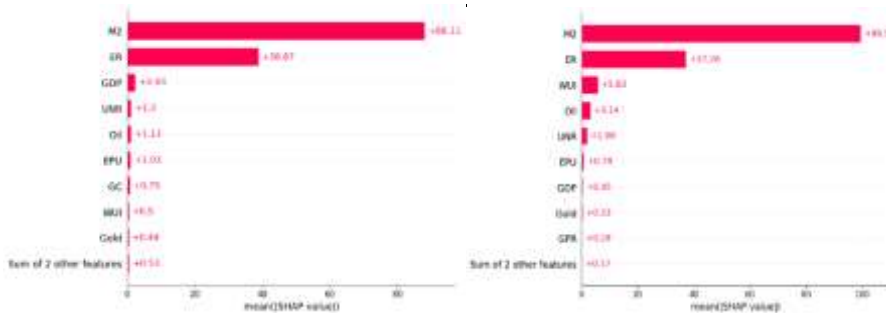
5. Decision Tree



نمودار ۲. نمودار جعبه‌ای مربوط به معیارهای خطا برای مدل‌های مورد مطالعه

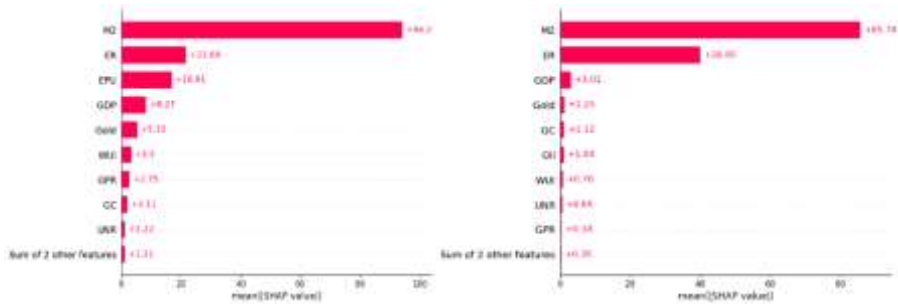
منبع: یافته‌های پژوهش.

بعد از گزارش خطای مدل‌های پیش‌بینی در جدول (۲)، به سراغ تفسیرپذیری هر یک از مدل‌ها رفته و با استفاده از رویکرد SHAP با اهمیت‌ترین ویژگی‌های اثرگذار بر تورم در ایران با استفاده از مدل‌های پیش‌بینی تعیین می‌شود. در این قسمت نمودار اهمیت ویژگی مربوط به هر ۵ مدل در این مطالعه در شکل‌های زیر نشان داده می‌شود.



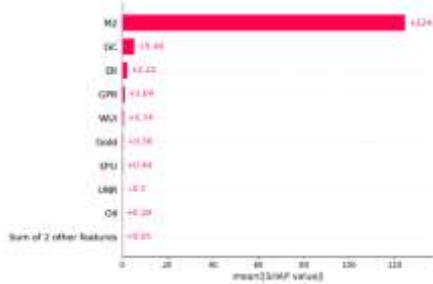
نمودار ۴. اهمیت ویژگی متغیرهای ورودی و اثرگذاری این متغیرها بر تورم در مدل GB
منبع: یافته‌های پژوهش.

نمودار ۳. اهمیت ویژگی متغیرهای ورودی و اثرگذاری این متغیرها بر تورم در مدل DT
منبع: یافته‌های پژوهش.



نمودار ۶. اهمیت ویژگی متغیرهای ورودی و اثرگذاری این متغیرها بر تورم در مدل HGB
منبع: یافته‌های پژوهش.

نمودار ۵. اهمیت ویژگی متغیرهای ورودی و اثرگذاری این متغیرها بر تورم در مدل RF
منبع: یافته‌های پژوهش.



نمودار ۷. اهمیت ویژگی متغیرهای ورودی و اثرگذاری این متغیرها بر تورم در مدل XGB
منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس نمودارهای بالا که مربوط به اهمیت ویژگی در هر مدل می‌باشد، متغیر مربوط به حجم نقدینگی در هر پنج مدل با اختلاف زیادی به عنوان مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران، مشخص شده است. بعد از نقدینگی نیز از میان متغیرهای ورودی، نرخ دلار بازار آزاد بیشترین اثر را بر ایجاد تورم دارد. همان‌طور که در مقدمه این مقاله عنوان شد، هدف اصلی در این پژوهش بررسی یک ادعای علمی و مبتنی بر نظریات اقتصادی است که می‌گوید رشد نقدینگی عامل اصلی ایجاد تورم در اقتصاد ایران است در مقابل ادعای گروه دیگر که نرخ ارز را عامل اصلی ایجاد تورم می‌دانند. بر اساس نتایج بدست آمده در این پژوهش مشاهده می‌شود که نقدینگی با اختلاف زیادی نسبت به نرخ ارز مهم‌ترین عامل ایجاد تورم در اقتصاد ایران است. در نمودار زیر اهمیت هر کدام از ویژگی‌های ورودی بر مدل و درصد اثرگذاری آن‌ها بر تورم برای تمام مدل‌ها مشاهده می‌شود.

رابطه بین عرضه پول و سطح قیمت‌ها در نظریه معروف "مقداری پول" ثابت شده و بیان می‌کند که اگر رشد عرضه پول بیش از رشد تولید در یک کشور افزایش یابد، این افزایش پول از طریق افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها خود را نشان می‌دهد. با افزایش حجم پول، تقاضای کل در اقتصاد افزایش می‌یابد حال آن‌که عرضه و تولید در اقتصاد به اندازه حجم پول افزایش پیدا نکرده است لذا مازاد تقاضا شکل گرفته و این به افزایش قیمت‌ها منجر می‌شود.



نمودار ۸. نمودار درصد کل اثرگذاری متغیرهای ورودی در مدل‌های مورد بررسی بر تورم در اقتصاد ایران
منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس نمودار ۸، مؤثرترین متغیر اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران با متوسط ۷۲ درصد برای تمام مدل‌ها، حجم نقدینگی می‌باشد. پس از آن نرخ ارز با حدود ۱۷ درصد در رتبه بعدی قرار دارد. این نمودار نشان می‌دهد که نرخ ارز نیز بر ایجاد تورم نقش دارد اما این اثرگذاری نسبت به اثرگذاری حجم نقدینگی بسیار پایین است. در واقع می‌توان گفت که سایر عوامل اثرگذار که توسط برخی کارشناسان به عنوان عامل تورم معرفی شده است مانند نرخ ارز، نمی‌توانند علت تورم‌های ماندگار در اقتصاد ایران باشند و تنها می‌توانند تورم را حول نرخ ماندگار و متوسط بلندمدت آن کمی بالا و پایین کنند.

این نتیجه ثابت می‌کند که با اینکه بین تورم و نرخ ارز در اقتصاد ایران همبستگی بسیار بالایی وجود دارد اما رابطه همبستگی به معنای رابطه علی نیست و نمی‌توان گفت به دلیل اینکه نرخ ارز با تورم همبستگی بسیار بالایی دارد پس نرخ ارز علت تورم است. در واقع بر اساس نظریات

اقتصادی افزایش نرخ ارز معلول تورم و رشد نقدینگی بوده و نرخ ارز به عنوان یک لنگرگاه اسمی در افزایش قیمت‌ها نقش خود را ایفا می‌کند.

همچنین، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که همچنان عامل اصلی ایجاد تورم در اقتصاد ایران رشد نقدینگی بوده و جهش‌های ارزی موجب انحراف تورم از متوسط خود می‌شود و تنها درصد کمی از تورم را می‌توان با افزایش نرخ ارز توضیح داد نه تمام آن را. با این وجود نیز باید توجه داشت که بخش قابل توجهی از افزایش نرخ ارز نیز خود معلول عواملی است که موجب شکل‌گیری تورم هستند (از جمله رشد نقدینگی) اما به دلیلی به تأخیر افتاده‌اند و در آن مقطع موجب افزایش نرخ ارز شده‌اند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این پژوهش به دنبال بررسی عوامل اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران و تعیین با اهمیت‌ترین عامل برای توضیح تورم‌های بالا و ماندگار در ایران بوده است. برای این منظور از داده‌های کلان اقتصاد ایران و چند مورد از متغیرهای جهانی در بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۴۰۱ استفاده شده و جهت بررسی هدف مطالعه از مدل‌های یادگیری ماشین استفاده می‌شود. از بین مدل‌های یادگیری ماشین در این مطالعه از روش‌های مبتنی بر درخت به نام روش‌های گروهی استفاده شده است. با بررسی دو نوع از مدل‌های گروهی یعنی دسته‌بندی گروهی و تقویت‌کننده گروهی، در نهایت از پنج مدل استفاده شد که از میان آن‌ها مدل‌های درخت تصمیم و جنگل تصادفی بهترین نتایج را با خطای پیش‌بینی کمتری بر اساس هر سه معیار خطا (MAE, MAPE, RMSE) داشتند.

بعد از بررسی مدل‌های پیش‌بینی برای نرخ تورم بر اساس روش‌های مختلف، بحث تفسیرپذیری مدل‌های پیش‌بینی برای مشخص کردن مهم‌ترین عوامل مؤثر بر خروجی مدل از اهمیت بالایی برخوردار است. تفسیرپذیری مدل به کمک یک رویکرد از نظریه بازی‌ها برای تفسیر مدل‌های خروجی در یادگیری ماشین با عنوان توضیحات افزودنی (SHAP) انجام می‌شود. هدف از تفسیر مدل‌ها، بررسی یک موضوع مهم در یادگیری ماشین با عنوان اهمیت ویژگی (Feature Importance) بوده که در این مطالعه از آن برای مشخص کردن مؤثرترین متغیر اثرگذار بر ماندگاری تورم در اقتصاد ایران استفاده شده است.

همانطور که در مقدمه اشاره شد، اکثر اقتصاددانان تغییرات حجم نقدینگی را به عنوان عامل اصلی در شکل‌گیری نیروهای تورمی در اقتصاد ایران پذیرفته‌اند اما تعداد اندکی نیز هستند که چنین نظری ندارند و برای توضیح تورم در اقتصاد ایران به عواملی مانند افزایش نرخ ارز اشاره می‌کنند. بر اساس نتایج بدست آمده در این پژوهش مشخص شد که عامل اصلی شکل‌گیری

تورم‌های بالا و ماندگار در اقتصاد ایران رشد نقدینگی بوده و سایر عوامل مانند نرخ ارز علت اصلی تورم نیستند و تنها گاهی می‌توانند تورم را در اطراف نرخ متوسط آن کمی منحرف کند. نرخ ارز در بلندمدت توسط سیاست‌های پولی و مالی دولت و تعامل آن‌ها با یکدیگر تعیین می‌شود و تا زمانی که کسری‌های بودجه دولت وجود دارد افزایش نرخ ارز اتفاق خواهد افتاد لذا نرخ ارز معلول سیاست‌های دولت که به رشد نقدینگی و تورم منجر شده، می‌باشد.

از آنجا که بر اساس نتایج این مقاله عامل اصلی تورم‌های ماندگار در ایران ریشه در رشد نقدینگی دارد، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی به عوامل مؤثر بر رشد نقدینگی در ایران پرداخته شود. بر اساس مبنای نظری سه دلیل اصلی کسری بودجه دولت (و تسلط مالی)، پایین بودن نرخ بهره حقیقی و ناترازی‌های نظام بانکی موجب رشد نقدینگی شده و سبب می‌شود سیاست‌های پولی اثرگذاری لازم را نداشته و به نرخ تورم‌های بالا و ماندگار منجر شود؛ پیشنهاد می‌شود در یک مقاله سهم این عوامل در رشد نقدینگی ایران مشخص شود.

به عنوان پیشنهاد سیاستی برای مقابله با تورم‌های بالا و ماندگار در اقتصاد ایران با توجه به اینکه در این مقاله رشد نقدینگی عامل اصلی تورم‌های بالا و ماندگار در ایران تشخیص داده شده است، سیاست‌گذاران پولی کشور باید بر کنترل و کاهش رشد نقدینگی تمرکز کنند. البته از آنجا که به نظر می‌رسد سه عامل کسری بودجه دولت (و تسلط مالی)، پایین بودن نرخ بهره حقیقی و ناترازی‌های نظام بانکی موجب رشد نقدینگی در ایران هستند، پس از شناسایی سهم هر یک باید بر هر کدام پیشنهاد سیاستی مشخص ارائه داد.

منابع

Ahmad, M., Kuldasheva, Z., Ismailova, N., Balbaa, M. E., Akramova, N., & Ain, N. U. (2024). Effect of the Supply-Side Factors on Inflation in South Asia: An Analysis of Oil Price, Technology, and Labor Market Dynamics. *Research in Globalization*, 8, 100210.

Akbarifard, H., Ghaseminezhad, A., & Rezaei jafari, M. (2017). Modeling Factors Influencing Inflation Rate in Iran's Economy Using Firefly and Cuckoo Algorithm. *Applied Theories of Economics*, 4(3), 143-168) in Persian.(

Anderl, C., & Caporale, G. M. (2023). Nonlinearities in the Exchange Rate Pass-Through: The Role of Inflation Expectations. *International Economics*, 173, 86-101.

Asayesh, H., Mostafapur, Y., & Shamsolahi, R. (2023). The Effect of Factors Affecting Inflation in Iran's Economy with an Emphasis on the Epidemic of Covid-19. *Economic Policies and Research*, 2(1), 121-195) in Persian.(

- Bassetto, M., & Cui, W. (2018). The Fiscal Theory of the Price Level in a World of Low Interest Rates. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 89, 5-22.
- Brownlee, J. (2021). *Ensemble Learning Algorithms with Python: Make Better Predictions with Bagging, Boosting, and Stacking*. San Francisco: Machine Learning Mastery.
- Caparrini, A., Arroyo, J., & Mansilla, J. E. (2024). S&P 500 Stock Selection Using Machine Learning Classifiers: A Look into the Changing Role of Factors. *Research in International Business and Finance*, 70, 102336.
- Çitçi, S. H., & Kaya, H. (2023). Exchange Rate Uncertainty and the Connectedness of Inflation. *Borsa Istanbul Review*, 23(3), 723-735.
- Danlami, I. A., Hidthiir, M. H., & Hassan, S. (2020). Money Supply and Inflation in Nigeria: The Myth of the Monetarist Theory of Inflation. *Journal of Economics and Sustainability (JES)*, 2(2), 1-13.
- De Prado, M. L. (2020). *Machine Learning for Asset Managers*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ebipre, P., & Amaegberi, M. A. (2020). Money Supply and Inflation in Nigeria. *Journal of Innovative Social Sciences and Humanities Research*, 8(3), 61-68.
- Fisher, L. A., & Huh, H. S. (2002). Real Exchange Rates, Trade Balances, and Nominal Shocks: Evidence for the G-7. *Journal of International Money and Finance*, 21(4), 497-518.
- Friedman, M. (1970). The Counter-Revolution in Monetary Theory. In *Explorations in Economic Liberalism: The Wincott Lectures* (3-21). London: Palgrave Macmillan UK.
- Hull, J. C. (2021). *Machine Learning In Business: An Introduction to the World of Data Science*. Toronto: John C. Hull.
- Hoang, D., & Wiegatz, K. (2023). Machine Learning Methods in Finance: Recent Applications and Prospects. *European Financial Management*, 29(5), 1657-1701.
- Husaini, D. H., & Lean, H. H. (2021). Asymmetric Impact of Oil Price and Exchange Rate on Disaggregation Price Inflation. *Resources Policy*, 73, 102175.
- Hoseini, S., & Shokuhi, M. (2015). Examining Factors Affecting Inflation with Emphasis on the Role of Retrospective and Prospective Expectations. *Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 15(1), 209-228.(in Persian)

Ireland, P. (2014). The Classical Theory of Inflation and Its Uses Today. In *Shadow Open Market Committee Meeting*. New York: Economic Policies for the 21st Century.

Izadkhasti, H., Negintaji, Z., & Najafi, M. (2022). Investigating Factors Affecting Inflation with Emphasis on Knowledge-Based Economy in Oil-Exporting Countries. *Stable Economy*, 3(3), 50-71) in Persian.(

Jiang, Y., Qu, B., Hong, Y., & Xiao, X. (2024). Dynamic Connectedness of Inflation around the World: A Time-Varying Approach from G7 and E7 Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 95, 111-125.

Karimi, Z., Asadigorgo, H., & Asadi, N. (2014). Investigating Factors Affecting Inflation in Iran Using VAR Model. *National Conference on Management and Information and Communication Technology*, Tehran) in Persian.(

Kohlscheen, E. (2022). What does Machine Learning Say about the Drivers of Inflation? *BIS Working Papers*, 980, 1-22.

Kyriazis, N., Papadamou, S., Tzeremes, P., & Corbet, S. (2024). Examining Spillovers and Connectedness among Commodities, Inflation, and Uncertainty: A Quantile-VAR Framework. *Energy Economics*, 133, 107508.

Leeper, E. (1991). Equilibria under Active and Passive Monetary Policies. *Journal of Monetary Economics*, 27, 129-147.

Lundberg, S. M., & Lee, S. I. (2017). A Unified Approach to Interpreting Model Predictions. *Advances in Neural Information Processing Systems*, 30, 1-10.

Masini, R. P., Medeiros, M. C., & Mendes, E. F. (2023). Machine Learning Advances for Time Series Forecasting. *Journal of Economic Surveys*, 37(1), 76-111.

Mehrara, M., Tayebnia, A., & Dehnavi, J. (2012). Determinants of Inflation in Iran Based on STR Approach. *Economic Research*, 101(47), 221-241) in Persian.(

Najafi, M., & Memarnezhad, A. (in Press). Investigating Factors Affecting Inflation with Emphasis on Good Governance in Oil-Exporting Countries. *Iranian Energy Economy Research Journal*, Retrieved from https://jieee.atu.ac.ir/article_16503_en.html .(in Persian)

Okedigba, D. O., Akintola, A. A., Umaru, A., Mcdonald, Q. E., Inusa, E. M., Fashoro, B. O., Etudaiye, I. M., Joshua, R., & Osagu, F. N. (2024). Exploring Sub-Saharan Africa's Money Supply-Inflation Nexus: A GARCH-MIDAS Approach. *Scientific African*, 23, e02111.

Oner, C. (2012). Inflation: Prices on the Rise. *International Monetary Fund*, Retrieved from <http://www.tpscollegepatna.org/book/Economic-concepts-explained.pdf#page=35>

Ozekhome, H. O. (2017). Does Money Supply Growth Cause Inflation in the West African Monetary Zone? *West African Journal of Monetary and Economic Integration*, 17(2), 57-80.

Pourkazemi, M., Beyranvand, A., & Delfan, M. (2016). Designing a Warning System for Hyperinflation for Iran's Economy. *Economic Policy and Research*, 23(76), 145-166 (in Persian).



University of Tehran Press

A Test of Conspicuous Consumption: the Relationship between Elasticity and Observability of Consumption Items of Iranian Urban Households

Abdolhosein Safarpour¹, Mohammad Hossein Dehghani^{*,2}

1. Faculty of Economics, University of Allameh Tabatabaie'i, Tehran, Iran.

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

* Corresponding Author

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 1403-03-28 Revised: 1403-08-01 Accepted: 1403-08-11 Published: 1403-09-30</p> <p>Keywords: <i>Conspicuous Consumption, Expenditure and Income, Income Elasticity, Iranian Households, Observability.</i></p> <p>JEL Classification: <i>C14, D12, Z13.</i></p>	<p>Consumption decisions, in addition to directly affecting the well-being of households, are signals to other members of society. This problem is introduced in the economic literature as conspicuous consumption, where the cultural and social aspects of consumption are explored. Based on Heffetz's (2011) study, the present study tests conspicuous consumption among Iranian households. The main question of the research is to examine the relationship between income elasticities and the degree of observability of household consumption items. The relationship between observability (conspicuous consumption) and income elasticity of 36 consumption groups has been investigated. The observability index was calculated from the responses of 250 urban households to the designed questionnaire, and the income elasticities were calculated based on the household budget data of 2015 of the Iran Statistics Center and through non-parametric estimation. Despite showing the alignment of elasticity and observability in many consumer items, the results of the study do not confirm the significant relationship between the two mentioned indicators for the urban society of Iran.</p>

Safarpour, A., & Dehghani, M. H. (2024). A Test of Conspicuous Consumption: the Relationship between Elasticity and Observability of Consumption Items of Iranian Urban Households. *Journal of Economic Research*, 59(3), 444-464.



© The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.378179.1008919](https://doi.org/10.22059/jte.2024.378179.1008919)

آزمون مصرف تظاهری: رابطه کشش‌پذیری و مشاهده‌پذیری اقلام مصرفی خانوارهای شهری ایران

عبدالحسین صفرپور^۱ , محمدحسین دهقانی^۲ * 

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

۲. گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۲۸</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۸/۰۱</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۱۱</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۹/۳۰</p> <p>کلیدواژه‌ها: خانوار ایرانی، کشش درآمدی، مشاهده‌پذیری، مصرف تظاهری، هزینه و درآمد.</p> <p>طبقه‌بندی JEL: C14, D12, Z13.</p>	<p>گاهی تصمیم یک فرد برای مصرف خود، علاوه بر آثار مستقیم رفاه مادی که برای او به دنبال دارد، به سایر اعضای جامعه علامت می‌دهد و به‌طور غیر مستقیم و از طریق تصویرسازی در ذهن سایرین منافع او را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در ادبیات اقتصادی از این رفتار به مصرف تظاهری یاد می‌شود که ذیل آن جنبه‌های فرهنگی و اجتماعی مصرف مورد کنکاش قرار می‌گیرد. پژوهش حاضر بر اساس مطالعه هفتز (۲۰۱۱) به آزمونی تجربی از مصرف تظاهری و بررسی رابطه آن با مخارج مصرفی خانوارهای ایرانی پرداخته است. سؤال اصلی پژوهش بررسی رابطه میان کشش‌های درآمدی ۳۶ گروه مصرفی و میزان مشاهده‌پذیری اقلام مصرفی خانوارها می‌باشد. شاخص مشاهده‌پذیری از پاسخ ۲۵۰ خانوار شهری به پرسش‌نامه طراحی شده محاسبه گردیده و کشش‌های درآمدی مبتنی بر داده‌های بودجه خانوار سال ۹۴ مرکز آمار ایران و از طریق تخمین ناپارامتریک محاسبه شده است. نتایج مطالعه علی‌رغم نشان دادن هم‌راستایی کشش‌ها و مشاهده‌پذیری در بسیاری از اقلام مصرفی، ارتباط معنادار دو شاخص مزبور را برای جامعه شهری ایران تأیید نمی‌کند.</p>
<p>صفرپور، عبدالحسین و دهقانی، محمدحسین (۱۴۰۳). آزمون مصرف تظاهری: رابطه کشش‌پذیری و مشاهده‌پذیری اقلام مصرفی خانوارهای شهری ایران. <i>تحقیقات اقتصادی</i>، ۵۹(۳)، ۴۴۴-۴۶۴.</p>	



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: 10.22059/jte.2024.378179.1008919

۱- مقدمه

تصمیم و رفتار مصرفی افراد دارای آثار مستقیمی بر رفاه خانوار است. علاوه بر این، این تصمیم‌ها حاوی اطلاعاتی است که توسط دیگر اعضای جامعه دریافت و مشاهده می‌شود. از این رو می‌تواند موجب بازنمایی و علامت‌دهی^۱ خصوصیت و موقعیتی خاص باشد (باکاک، ۱۳۸۱: ۱۸). رفتار مصرفی می‌تواند بر ذهنیت، تصمیمات و رفتار دیگر اعضای جامعه اثرگذار باشد و همزمان نیز از آن‌ها متأثر شود. به‌طور مشخص علامت‌های اجتماعی مخارج مصرفی فرد یا خانوار می‌تواند حول مسأله تظاهر مطرح باشد. برای مثال، تحصیل فرزند در مدرسه‌ای خاص، بازنمایی از موقعیت اجتماعی آن خانوار است. بنابراین خانوارها در مخارج مصرفی خود، قابل رؤیت بودن را مد نظر خواهند داشت. البته این موضوع لزوماً به معنای رؤیت عینی نیست بلکه به صورت عام، انتقال مفهوم به دیگران را مد نظر دارد؛ یعنی شرط قابل رؤیت بودن علاوه بر عینی بودن، می‌تواند فقط از طریق انتقال بازخوردهایی در اذهان دیگران اثرگذار باشد. به همین دلیل این عامل را می‌توان عاملی فرهنگی و اجتماعی نامید.

در ادبیات علوم اجتماعی و اقتصاد از این نوع رفتار مصرفی با عنوان مصرف تظاهری^۲ نام برده می‌شود و ریشه آن به اثر معروف تورستن وبلن، نظریه طبقه مرفه^۳ در سال ۱۸۹۹ باز می‌گردد. وی این نظریه را برای نشان دادن مصرف در موقعیت‌های اجتماعی خاص بکار برد و مصرف طبقه مرفه را عاملی برای کسب اعتبار و منزلت دانست (مشهدی احمد، ۱۳۹۲). با توجه به اینکه رفتار مصرفی خانوارها، بازنمایی از موقعیت اجتماعی آنها است و در کنار آن ترجیحات مصرفی آنها را نشان می‌دهد؛ بررسی مصرف تظاهری می‌تواند ضمن تحلیل رفتار انسان‌ها، تأثیر عوامل اجتماعی را بر رفتار مصرفی بسنجد.

در تئوری مصرف‌کننده، منحنی انگل^۴ به عنوان چارچوب تحلیلی برای سنجش و بررسی تغییر رفتار خانوار نسبت به تغییر درآمد در اقتصاد مطرح است. با این حال، در حالی که تخمین تجربی منحنی‌های انگل نه غیر معمول و نه جدید است، دلایل تفاوت‌های مشاهده شده در شکل‌های منحنی به خوبی شناخته نشده است. برای مثال چه چیزی باعث می‌شود که یک کالا، کالایی ضروری و دیگری، کالایی تجملی باشد؟ به بیان دیگر، چه چیزی می‌تواند تغییرات مخارج متقابل مشاهده شده در کشش‌های درآمدی را توضیح دهد؟ این سوالات به ندرت در علم اقتصاد

1. signaling

2. conspicuous consumption

3. The Theory of the Leisure Class

4. Engel curve

مطرح می‌شود. اقتصاددانان معمولاً فرض می‌کنند که تفاوت‌ها در کشش‌های درآمدی صرفاً منعکس‌کننده تفاوت‌ها در سلايق متفاوت در سطوح درآمدی مختلف است. هفتز (۲۰۱۱) نشان داده است که کشش‌ها تا حدی قابل پیش‌بینی هستند. به طور خاص، کشش‌ها را می‌توان از روی مشاهده‌پذیری اجتماعی - فرهنگی هزینه‌های مصرف‌کننده پیش‌بینی کرد که تقریباً به‌عنوان سرعت و دقتی که اعضای جامعه متوجه هزینه‌های یک خانوار برای کالاهای مختلف می‌شوند، تعریف می‌شود.

پژوهش حاضر به‌طور همزمان دو هدف را دنبال می‌کند؛ نخست در حالی که برخی از تغییرات تقاطعی مخارج مشاهده شده در کشش‌پذیری را توضیح می‌دهد، شواهدی را مبنی بر حمایت از این ایده که خانوارها در مصرف نه تنها ارزش ذاتی، بلکه ارزش غیرذاتی مورد مصرفی را دنبال می‌کنند، جستجو می‌کند. این استدلال در سه مرحله انجام می‌شود. اولاً، یک مدل مصرف تظاهری ارائه می‌شود که ساز و کاری را مشخص می‌کند که در آن مشاهده‌پذیری و کشش‌پذیری تعیین می‌شود. سپس نشان داده می‌شود که اضافه کردن یک انگیزه علامت‌دهی به یک مدل مصرف‌کننده پایه‌ای می‌تواند به صورت درون‌زا یک کالای قابل مشاهده را به یک کالای لوکس و یک کالای غیر قابل مشاهده را به کالایی ضروری مرتبط کند. دو مرحله بعدی تجربی است و بخش عمده این پژوهش و سهم اصلی آن را تشکیل می‌دهند. مرحله دوم، با انجام یک نظرسنجی در میان خانوارهای شهری، اندازه‌گیری تجربی از مشاهده‌پذیری مخارج را ارائه می‌دهد. در آخرین مرحله، نتایج نظرسنجی با برآوردهای کشش بر اساس داده‌های بودجه خانوار ترکیب می‌شود و روابط میان آنها نشان داده می‌شود. به‌منظور شاخص‌سازی و دسته‌بندی مخارج خانوار بر اساس شاخص مشاهده‌پذیری^۱، از چند پژوهش که توسط هفتز در سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۱۱ انجام گرفته است استفاده خواهد شد.

۲- مطالعات پیشین و الگوی نظری

۲-۱- مطالعات پیشین

مصرف تظاهری ایده‌ای قدیمی است که از آن به عنوان علامت‌دهی مصرف یاد شده است. نسخه‌هایی از این ایده حداقل به دوران تاریخی افلاطون^۲ (قبل از میلاد مسیح) متفکر یونانی باز می‌گردد که بر اهمیت ظاهر بر حقیقت به عنوان راهنمای سعادت تأکید می‌کرد. در آثار اقتصاددان

1. Visibility index

2. Plato

و متفکرانی مانند آدام اسمیت^۱ و کارل مارکس^۲ نیز به رفتار مصرف‌کنندگان در اقتصادهای صنعتی و این مسأله که مخارج قابل مشاهده ممکن است به علامت تبدیل شوند، پرداخته شده است. در دوره‌های زمانی بعد، این ایده همان‌طور که ذکر شد پایه و اساس نظریه طبقه مرفه، تورستن وبلن در سال ۱۸۹۹ قرار گرفت، به طوری که اصطلاح مصرف تظاهری برای توصیف تبلیغات درآمد و ثروت فرد از طریق مخارج هنگفت^۳ برای اقلام قابل مشاهده معرفی شد. این اصطلاح از آن زمان به‌طور مداوم توسط اقتصاددانان مورد بحث و استفاده قرار گرفته است (هفتز، ۲۰۰۴). وبلن نظریه مصرف تظاهری را برای نشان دادن مصرف در موقعیت‌های اجتماعی خاص بکار برد و مصرف طبقه مرفه را عاملی برای کسب اعتبار و منزلت دانست. از این رو طبقات زیرین را دارای رنجی نسبت به مصرف طبقه‌ی مرفه توصیف نمود و منطق مخارج مصرفی طبقات را با این مباحث توصیف کرد، البته مطالعه وی جنبه‌های جامعه‌شناختی و عمیق دیگری را نیز در بر داشته است (مشهدی احمد، ۱۳۹۲).

مطالعات اقتصادی در این زمینه در اواسط قرن بیستم رونق یافت. لیبنشتین^۴ (۱۹۵۰) در مطالعه‌ای ضمن تفکیک سه متغیر "خودبزرگ‌نمایی (افاده)"^۵، "وبلن (تظاهری)"^۶ و "ارابه‌ای"^۷، اثرات آنها را بر تئوری تقاضای مصرف‌کننده بررسی کرد. اثر اول به کاهش تقاضا برای یک کالا به دلیل استفاده دیگران از آن، اثر دوم به مصرف تظاهری که در آن تقاضای مصرف‌کننده از یک کالا به دلیل قیمت بالاتر آن افزایش یافته است و اثر سوم به افزایش تقاضا برای یک کالا به دلیل استفاده دیگران (مانند مد) اشاره دارد. لیبنشتین بیان داشت در صورتی که اثر تظاهری در منحنی تقاضا وجود داشته باشد می‌توان سه نتیجه گرفت: الف: اگر اثر ارابه‌ای معنی‌داری بیشتری داشته باشد، منحنی تقاضا کشش‌پذیری (کشش قیمتی تقاضا) بیشتری نسبت به حالتی که اثر مصرف تظاهری غایب است دارد. ب: اگر اثر خود بزرگ‌نمایی غالب باشد، منحنی تقاضا کم کشش‌تر از حالات دیگر است. ج: اگر اثر وبلن غالب باشد منحنی تقاضا کم کشش‌تر از حالات دیگر است و ممکن است بعضی از بخش‌های آن حتی شیب مثبت داشته باشد؛ در حالیکه اگر اثر وبلن غایب باشد علی‌رغم اهمیت اثر خودبزرگ‌نمایی در بازار، منحنی شیب منفی خواهد داشت.

1. Adam Smith

2. Karl Marx

3. lavish spending

4. Harvey Leibenstein

5. snob

6. bandwagon

چارلز^۱ و دیگران (۲۰۰۹) به بررسی نقش نژاد انسانی در مصرف تظاهری پرداخته‌اند. آن‌ها مشاهده کردند که افریقایی‌تبارها و اسپانیایی‌تبارها در مقایسه با سفیدها، قسمت زیادی از مخارج مصرفی خود را به کالاهای قابل مشاهده اختصاص می‌دهند. آن‌ها نشان می‌دهند که این تفاوت‌ها در بین تمام زیر گروه‌های جمعیتی وجود دارد و در طول زمان نسبتاً ثابت هستند. هفتز^۲ (۲۰۱۱)؛ (۲۰۰۴) ضمن بررسی مصرف تظاهری با استفاده از شاخص مشاهده‌پذیری و تخمین این شاخص روی کشش مخارج خانوارها تلاش کرد رابطه مصرف تظاهری را در بودجه خانوار بررسی کند. وی همچنین با توجه به ویژگی‌های اجتماعی خانوارها، تخمین خود را روی گروه‌های مخارجی مختلف انجام داد. در نهایت به این نتیجه رسید که کشش‌ها با شاخص مشاهده‌پذیری، همبستگی مثبتی دارند و از طرفی قابلیت رؤیت مخارج را می‌توان با توجه به کشش‌های آنها بیان کرد.

نیمان^۳ (۲۰۱۲) با بیان این مسأله که خانوارهای فقیر، بخش زیادی از درآمد خود را به کالاهای قابل مشاهده که نقشی در کاهش فقر ندارند اختصاص می‌دهند، به صورت نظری چرایی گرایش افزایش نرخ پس‌انداز در درآمد بالاتر را نشان داد. تبیین وی بر پایه مبادله بین مصرف تظاهری و سرمایه انسانی استوار بوده است؛ طوری که مصرف تظاهری با سرمایه انسانی رابطه منفی داشته است. تروگلیا^۴ (۲۰۱۳) در پژوهشی که بر اساس رابطه مصرف تظاهری و رفاه ذهنی انجام داده است، نشان می‌دهد که مدل علامت‌دهی مصرف تظاهری پیش‌بینی می‌کند رفاه مصرف‌کننده بر اساس رتبه‌بندی مصرف قابل مشاهده خانوار درون گروه مرجعش، باید افزایش یابد، ولی نباید تحت تأثیر رتبه‌بندی مصرف غیرقابل مشاهده باشد. برای تست این پیش‌بینی از داده‌های پنل هزینه‌های خانوار و رفاه ذهنی استفاده می‌کند. شواهد وی تناقضی با مدل‌های علامت‌دهی ندارد.

هیکس و هیکس^۵ (۲۰۱۴) در پژوهشی تجربی، ارتباط بین جرم و جنایت و مصرف تظاهری را بررسی مطالعه کرده‌اند. آنها چرخشی از نابرابری درآمد به سمت مصرف تظاهری را مد نظر قرار داده‌اند. نتایج در راستای ارتباط قوی بین توزیع مصرف تظاهری و جرم‌های خشونت‌آمیز بوده است. در واقع آنها جرائم خشونت‌آمیز را به نابرابری در مخارج قابل مشاهده پیوند می‌دهند.

1. Charles

2. Heffetz

3. Neeman

4. Perez-Truglia

5. Hicks and Hicks

۲-۲- الگوی نظری

مدل سازی مشاهده پذیری، مسأله ای است که مصرف تظاهری را به علم اقتصاد وارد می کند. اگر یک مدل مصرف کننده پایه ای با تابع مطلوبیت کاب-داگلاس^۱ وجود داشته باشد، می توان با اضافه کردن یک متغیر علامت به عنوان انگیزه مصرفی، مشاهده پذیری را وارد این مدل کرد. در این صورت این علامت می تواند به صورت درونزا باعث افزایش کشش درآمدی برای کالای قابل مشاهده و باعث کاهش کشش درآمدی برای کالای غیرقابل مشاهده شود. مدل پیش رو مطابق با مطالعه هفتز (۲۰۱۱) شرح داده می شود: فرض می شود مصرف کننده ها در همه موارد به z درآمدی که برای آن ها برونزا است یکسان هستند. آن ها تابع مطلوبیت کاب-داگلاس خود را مشتمل بر دو کالای v و w حداکثر می کنند.

$$f(v, w) = \beta_v \ln(v) + \beta_w \ln(w) \quad (۱)$$

$$(v + w = y \text{ (قید مسأله)}) \quad (۲)$$

اگر $\beta \triangleq \frac{\beta_v}{\beta_w}$ این گونه تعریف شود جواب استاندارد بدین شکل خواهد بود:

$$v = \frac{\beta}{1 + \beta} y; \quad w = \frac{1}{1 + \beta} y \quad (۳)$$

برای اضافه کردن «انگیزه علامت دهی»^۲ به مدل، از چارچوب توسعه یافته توسط ایرلند (۱۹۹۴) استفاده شده است. این چارچوب دو عنصر را اضافه می کند: ساختار انگیزشی^۳ و ساختار اطلاعات^۴. با توجه به انگیزه ها، یک اصطلاح دیگر به تابع مطلوبیت اضافه خواهد شد. علاوه بر $f(v, w)$ ، که در حال حاضر به عنوان مطلوبیت پایه ای شناخته می شود، مفروض گرفته می شود که مصرف کنندگان به اعتقادات دیگران توجه می کنند. به طور خاص و از آنجا که همه افراد دارای ترجیحات یکسان هستند، فرض می شود که مصرف کنندگان در مورد باورهای جامعه نسبت به مطلوبیت پایه ای خود احتیاط می کنند. به عبارت دیگر، عمل خوب، کافی نیست؛ افراد می خواهند همه بدانند (یا به اشتباه فکر کنند) که آن ها به خوبی عمل می کنند. اعتقادات جامعه راجع به v و w به وسیله \hat{v} و \hat{w} نشانده گذاری می شوند، تابع مطلوبیت ترکیب محدودی از دو اصطلاح مطلوبیت پایه ای و استنتاج جامعه از آن است:

$$U = (1 - a)f(v, w) + af(\hat{v}, \hat{w}) \quad (0 < a < 1) \quad (۴)$$

1. Cobb Douglas
2. Motive signaling
3. incentive structure
4. Information structure

وزن a حساسیت فرد نسبت به دیدگاه جامعه یا وضعیت اجتماعی را اندازه می‌گیرد. با فرض $a = 0$ ، معادله به مدل استاندارد بازگردانده می‌شود. با توجه به اطلاعات، فرض می‌کنیم که کالای v قابل مشاهده است در حالی که کالای w قابل مشاهده نیست، یعنی v توسط دیگران مشاهده می‌شود، در حالی که w فقط توسط خود فرد تشخیص داده می‌شود.

علاوه بر این، درآمد y را فقط خود فرد تشخیص می‌دهد. برای توزیع درآمد، b به عنوان کف درآمد به شکل آگاهی عمومی^۱ در نظر گرفته شده است، یعنی درآمد پایین را همه متوجه می‌شوند (این فرض برای تعیین تعادل، در ادامه مورد بحث قرار گرفته است). با توجه به این ساختار، نتیجه‌گیری‌های جامعه در مورد افراد تابعی از v است، از این رو:

$$\hat{v} = v; \quad \hat{w} = \hat{w}(v) \quad (5)$$

$\hat{w}(v)$ باور جامعه در مورد مقدار غیرقابل مشاهده‌ی w متکی بر مقدار مشاهده‌شده‌ی v است. اکنون می‌توان مدل را حل کرد. یک تعادل جداکننده^۲ مستلزم دو شرط است: (الف) انتخاب افراد از $v, \hat{w}(0)$ بهینه را نتیجه دهد؛ (ب) نتیجه‌گیری‌های اجتماعی درست باشد:

$$\hat{w}(v) = w \quad (6)$$

می‌توان معادلات (۴)، (۲) و (۵) را برای به دست آوردن شرایط مرتبه اول برای یک راه‌حل داخلی مسأله مصرف‌کننده استفاده کرد و ترکیب آن را با معادله (۶) برای پیدا کردن $\hat{w}(v)$ استفاده کرد و برای انتخاب‌های مشخص از $f(0,0)$ ، راه‌حل کامل شود.

با عبور از کار ایرلند (۱۹۹۴)^۳ چارچوب جدیدی به عنوان CD جدید توسط هفتز (۲۰۱۱) ارائه شده است. حل مدل با مطلوبیت پایه‌ای در معادله (۶) منجر به یک منحنی انگل معکوس $y(v)$ می‌شود:

$$y = \frac{1+\beta}{a+\beta} v + C v^{-\frac{\beta}{a}}. \quad (a > 0) \quad (7)$$

به طوری که C یک ثابت است. از آنجا که معادله (۷) را نمی‌توان به عنوان یک منحنی انگل صریح $v(y)$ نوشت، ساده‌تر است با یک نسخه معکوس از راه‌حل معادله استاندارد (۳) بدون علامت‌دهی مقایسه شود:

$$y = \frac{\beta}{1+\beta} v. \quad (a = 0) \quad (8)$$

1. Common knowledge

2. Separating equilibrium

۳. ایرلند (۱۹۹۴) چارچوب خود را با یک مثال شبه خطی، $f(v, w) = v + \log(1 + w)$ که برای مطالعه مسائل مالیاتی

مطلوب می‌دانست استفاده می‌کند. مثال او تفاوت‌های معناداری در سلاقیق میان کالاها فرض می‌گیرد که در شیوه‌های مختلفی که کالاها وارد می‌شوند بازتاب داده شده‌اند.

می‌شوند بازتاب داده شده‌اند.

برای تعیین C ، از یک شرط مرزی استفاده شده است که نشان دهنده بیشینه‌سازی مطلوبیت در پایین‌ترین سطح درآمدی b است. در یک تعادل کاملاً جداکننده، انحراف از یک تخصیص بدون علامت‌دهی برای کمترین نوع درآمد، غیر بهینه است. به عبارت دیگر، در $y = b$ هر دو معادله (۷) و (۸) باید برقرار باشند، تا C به شکل مثبت برقرار شود.^۱

نتیجه کشش‌پذیری به‌وسیله‌ی مشاهده‌پذیری، توسط مقایسه معادلات (۸) و (۷) دیده می‌شود. برای عدم علامت‌دهی و در معادله (۸)، مخارج برای v یک سهم ثابت $\frac{\beta}{1+\beta}$ از y است و از این رو کشش‌ها ثابت نسبت به واحد هستند. نتایج علامت‌دهی اجتماعی توسط $Cv^{-\frac{\beta}{a}}$ با مقدار مثبت سمت راست معادله (۷) آمده است. مقدار آن با رشد y و v به‌طور یکنواخت از بین می‌رود، طوری که سهم v از بودجه افزایش می‌یابد و به $\frac{a+\beta}{1+\beta}$ نزدیک می‌شود (که به‌طور طبیعی با پارامتر وضعیت a افزایش می‌یابد). به‌صورت رسمی، کشش v را می‌توان از معادله (۷) و معادله محدودیت بودجه (۲) محاسبه کرد:

$$e_v = \frac{dv}{dy} \frac{y}{v} = a((1+\beta)\frac{v}{y} - \beta)^{-1} \quad (۹)$$

با استفاده از معادله (۷) می‌توان نشان داد $e_v > 1$ ، در یک مدل دو کالایی، به‌طور هم‌زمان $e_w < 1$ را نشان می‌دهد (هر دو به عنوان مجانبی از y رشد می‌کند). بنابراین، در مقایسه با کشش‌پذیری مدل پایه‌ای ($e_v = e_w = 1$) علامت‌دهی اجتماعی معرفی می‌شود که e_v را به بالا و e_w را به پایین سوق می‌دهد.

باید توجه داشت که در مورد تابع CD، این معادله با انطباق v به یک کالای لوکس و w به یک کالای ضروری است. شهود پشت این نتیجه به شرح زیر است: عموماً در مدل‌های علامت‌دهی با تعادل کاملاً جداکننده، پایین‌ترین نوع درآمد b بر روی علامت‌دهی اثر ندارد (جابجایی بودجه به سمت v در $y = b$ وجود ندارد). با افزایش درآمد، افراد برای متمایز ساختن خود از افراد با درآمد پایین‌تر، مجبور به صرف (به‌طور ناگهانی) سهم بودجه بیشتری بر v می‌شوند. این موضوع باعث تحریک v به بالا (و کاهش کشش w) می‌شود.

۳- داده‌ها و محاسبات

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از دو منبع جمع‌آوری شده‌اند. در ابتدا با استفاده از پرسش‌نامه طراحی شده به جمع‌آوری داده‌های پیمایش پرداخته شده است. در مرحله بعد با استفاده از داده‌های

۱. می‌توان نشان داد که شرایط بالا فقط اگر $c = \frac{a}{a+\beta} \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)^{\frac{\beta}{a}} b^{\frac{a+\beta}{a}}$ مثبت باشد برقرار است (تا زمانی‌که a و b مثبت باشند).

هزینه و درآمد خانوار موجود در سایت مرکز آمار ایران، متغیرهای مورد مطالعه برای سال آماری ۹۴ استخراج شده است.

۳-۱- پرسش‌نامه

آزمون تجربی مدل مشاهده‌پذیری ارائه شده به داده‌های واقعی نیاز دارد. این داده‌ها باید تفاوت بین کالای مشاهده‌پذیر و غیرقابل مشاهده را نشان دهد. به منظور درک میزان مشاهده‌پذیری اقلام مصرفی در این پژوهش، شاخصی در نظر گرفته شده است. این شاخص میزان مشاهده‌پذیری و سرعت تشخیص این موضوع را در نظر مردم اندازه می‌گیرد.

برای جمع‌آوری اطلاعات در خصوص مشاهده‌پذیری کالاها در جامعه ایرانی از پرسش‌نامه استفاده شده است. پرسش‌نامه مورد استفاده در این پژوهش با الهام از نمونه سؤالات هفتز (۲۰۱۱) در قالب سؤال‌های ۳۶ گانه‌ای طراحی شده است. با توجه به عدم تطابق برخی اقلام با فهرست مرکز آمار ایران و به‌منظور هماهنگ‌سازی، تعدیل‌هایی صورت گرفته است. پرسش‌نامه موردنظر با توجه به موجودی داده‌های هزینه و درآمد خانوار مرکز آمار ایران تنظیم شده است و در پاره‌ای از موارد به دلیل عدم وجود داده‌های مورد نظر در پرسش‌نامه مرکز آمار ایران از آوردن نام برخی اقلام صرف‌نظر شده است.

جامعه آماری این تحقیق ۲۵۰ نفر از خانوارهای شهری ایرانی هستند (افرادی که از آنها خواسته شده به سؤالات پاسخ دهند). برای نمایندگی تقریبی جمعیت خانوارهای شهری کشور از نمونه دانشجویان دانشگاه‌های تهران و خانواده‌های آنها استفاده شده است. این افراد به‌صورت تصادفی انتخاب شده‌اند. در ابتدای پرسش‌نامه مشخصات هویتی افراد دریافت شده است. سؤال اساسی که پاسخ‌دهندگان باید به آن در مواجهه با هر یک از اقلام مصرفی پاسخ دهند؛ بدین شرح است:

«تصور کنید با شخص جدیدی برخورد می‌کنید که در هر کدام از اقلام مصرفی زیر مخارج بیشتری نسبت به شما دارد شما این موضوع را متوجه می‌شوید؟ اگر چنین است چه زمانی طول می‌کشد تا این موضوع را متوجه شوید؟»

به‌منظور پاسخگویی به این سؤال گزینه‌های پنج‌گانه‌ای (طیف لیکرت) در نظر گرفته شده است. پنج پاسخ پرسش‌نامه به شرح ذیل است: پاسخ اول: فوراً پس از ملاقات، پاسخ دوم: پس از مدت کوتاهی، پاسخ سوم: بعد از اتمام مدت ملاقات، پاسخ چهارم: مدتی طولانی بعد از ملاقات و پاسخ پنجم: هرگز.

همان گونه که در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد بر اساس نتایج بدست آمده از داده‌های پرسش‌نامه مذکور بیش از ۵۳ درصد از نمونه مورد نظر را مردان تشکیل می‌دهند و مابقی را زنان. همچنین ۶۲ درصد از نمونه مورد نظر را افراد با مدرک دانشگاهی لیسانس و بالاتر شامل می‌شوند. علاوه بر این سطح درآمدی افراد مورد پرسش به گونه‌ای می‌باشد که بیش از ۷۱ درصد درآمدی کمتر از ۲ میلیون در ماه داشته‌اند. میانگین سن پرسش‌شوندگان ۳۶ سال و میانگین تعداد اعضای خانوار ۳/۸ نفر بوده است. نزدیک به نیمی از افراد متأهل و تنها ۴۲ درصد شاغل بوده‌اند.

جدول ۱. نتایج بیوگرافی خانوارهای مورد پرسش

اطلاعات جمع‌آوری شده	مقادیر	انحراف استاندارد (S.E)
مقادیر میانگین		
سن	۳۶ سال	(۲/۳)
تعداد اعضای خانوار	۳/۸ نفر	(۰/۳۳)
درصد توزیع		
مرد	۵۳ درصد	(۳/۳)
زن	۴۷ درصد	(۳/۳)
متأهل	۴۷/۴ درصد	(۲/۵)
وضعیت اشتغال (بیکار)	۵۸ درصد	(۳)
تحصیلات	زیر دیپلم: ۸ درصد	(۱/۸)
	دیپلم: ۳۰ درصد	(۲/۹)
	لیسانس: ۳۹ درصد	(۳)
	فوق لیسانس و بالاتر: ۲۳ درصد	(۲/۷)
درآمد	زیر ۱ میلیون تومان: ۱۶ درصد	(۲/۴)
	بین ۱ تا ۱/۵ میلیون: ۲۵ درصد	(۳/۱)
	بین ۱/۵ تا ۲ میلیون: ۳۰ درصد	(۲/۸)
	۲/۵ تا ۵ میلیون: ۱۸ درصد	(۲/۵)
	بالای ۵ میلیون: ۱۱ درصد	(۲/۱)

منبع: یافته‌های پژوهش.

۳-۲- شاخص مشاهده‌پذیری

جدول (۲) ضمن معرفی گروه‌های ۳۶ گانه، درصد پاسخ‌ها به گزینه (۱) و (۲) پرسش‌نامه را به عنوان شاخصی از مشاهده‌پذیری کالاها نمایش می‌دهد. پاسخ (۱) و (۲) به سرعت تشخیص مخارج مربوط است، به صورت دقیق پاسخ به گزینه (۱) «فوراً پس از ملاقات» و پاسخ (۲) «پس از مدت کوتاهی» اشاره دارد؛ یعنی وقتی با فرد جدیدی ملاقاتی صورت می‌گیرد چند مدت طول می‌کشد تا به مخارج مصرفی روی هر کدام از اقلام مورد نظر پی برده شود. درصد پاسخ به سؤال

(۱) و (۲)، همان شاخص مشاهده‌پذیری هر گروه مصرفی در نظر گرفته شده است. بر این اساس می‌توان گروه‌های مصرفی را رتبه‌بندی کرد.

بر این اساس بیشترین مشاهده‌پذیری مربوط به گروه مصرفی «جواهرات و ساعت» می‌باشد؛ ۶۷ درصد جامعه آماری در زمان کوتاهی به آن توجه می‌کنند و ۳۳ درصد افراد، مدت زمان زیادتری را صرف می‌کنند که متوجه شوند یا اصلاً متوجه نمی‌شوند. «سیگار و شبه سیگار» در رتبه دوم از این حیث قرار گرفته است؛ ۶۵ درصد جامعه آماری قابل مشاهده بودن این گروه مصرفی را اعلام کرده‌اند. هزینه آرایش ظاهری، گوشی تلفن همراه و پوشاک و کفش در رده‌های بعدی مشاهده‌پذیری قرار گرفته‌اند.

گروه‌های مصرفی مشاهده‌پذیر معمولاً استفاده شخصی و عمومی دارند و در بیرون از منزل استفاده می‌شوند. برای مثال هزینه‌هایی مثل بیمه، هزینه‌های قانونی و انرژی با سرعت بسیار کمی تشخیص داده می‌شوند. البته باید به نوع کالاهایی که قابلیت تشخیص زیادی دارند توجه شود، این اقلام معمولاً به نوعی وابسته به نیازهای ضروری افراد نیستند. در واقع به نوعی رساندن معنایی خاص را مدنظر دارند. برای مثال چرا جواهرات مورد استفاده مردم قرار می‌گیرد؟ دلیل اصلی آن هویت‌بخشی و ایجاد منزلت اجتماعی است، در این باره در ادامه بیشتر بحث شده است. یکی از نکات قابل توجه این است که گروه‌های مصرفی مربوط به «کالا» به جز چند استثنا در رده‌های بالای مشاهده‌پذیری قرار گرفته‌اند و گروه‌های خدماتی در رده‌های پایین دیده می‌شوند.

جدول ۲. نتایج پرسش‌نامه

پاسخ به گزینه‌های ۱ و ۲ (S.E)	پاسخ به گزینه‌های ۱ و ۲ (S.E)	اقلام مصرفی	پاسخ به گزینه‌های ۱ و ۲ (S.E)	پاسخ به گزینه‌های ۱ و ۲ (S.E)	اقلام مصرفی
۰/۳۶ (۲/۶)	۰/۳۷ (۲/۷)	۲- خدمات فرهنگی و ورزشی	۰/۲۶ (۲/۲)	۰/۳۷ (۲/۷)	۱- لوازم ورزشی و تفریحی
۰/۲۸ (۲/۶)	۰/۴۰ (۲/۴)	۴- تجهیزات رایانه	۰/۶۵ (۲/۹)	۰/۲۶ (۲/۲)	۳- گل و گیاه
۰/۵۸ (۲/۸)	۰/۶۱ (۲/۹)	۶- غذاهای بیرون	۰/۱۹ (۲/۲)	۰/۴۰ (۲/۴)	۵- مواد غذایی و نوشیدنی
۰/۶۰ (۲/۸)	۰/۶۱ (۲/۹)	۸- خرید تلفن همراه	۰/۱۹ (۲/۲)	۰/۶۵ (۲/۹)	۷- سیگار و شبه سیگار
۰/۲۸ (۲/۵)	۰/۶۳ (۲/۹)	۱۰- ظروف آشپزخانه	۰/۲۴ (۲)	۰/۶۱ (۲/۹)	۹- پوشاک و کفش
۰/۶۷ (۲/۹)	۰/۱۷ (۲/۱)	۱۲- جواهرات و ساعت	۰/۴۴ (۲/۸)	۰/۶۷ (۲/۹)	۱۱- رخت‌شویی
۰/۲۳ (۱/۸)	۰/۱۷ (۲/۱)	۱۴- اجاره واقعی مسکن	۰/۱۸ (۲)	۰/۶۳ (۲/۹)	۱۳- آرایش و پیرایش شخصی
۰/۵۹ (۲/۹)	۰/۲۰ (۲/۱)	۱۶- میلمان و اثاث خانه	۰/۴۴ (۲/۸)	۰/۲۴ (۲)	۱۵- هزینه خوابگاه و اقامتگاه
۰/۱۵ (۱/۵)	۰/۲۰ (۲/۱)	۱۸- هزینه خدمات تلفن خانگی	۰/۴۴ (۲/۸)	۰/۱۷ (۲/۱)	۱۷- آب و برق و گاز خانه
۰/۱۸ (۲)	۰/۲۰ (۲/۱)	۲۰- بیمه، آتش‌سوزی و مالکیت	۰/۲۰ (۲/۱)	۰/۴۴ (۲/۸)	۱۹- خدمات تلفن همراه
۰/۱۳ (۱/۹)	۰/۲۰ (۲/۱)	۲۲- هزینه‌های قانونی		۰/۲۰ (۲/۱)	۲۱- خدمات پزشکی

۲۳- بیمه غیر درمانی	۰/۱۰	(۱/۶)	۲۴- وسیله نقلیه جدید و دست‌دوم	۰/۵۹	(۲/۸)
۲۵- نگهداری و تعمیر وسیله نقلیه	۰/۳۱	(۲/۱)	۲۶- بنزین و انواع سوخت	۰/۱۶	(۲/۱)
۲۷- بیمه وسایل نقلیه	۰/۲۲	(۲/۳)	۲۸- حمل‌ونقل عمومی	۰/۲۴	(۲/۴)
۲۹- پروازهای بیرون شهری	۰/۴۶	(۲/۸)	۳۰- روزنامه، کتاب و لوازم‌التحریر	۰/۴۱	(۲/۹)
۳۱- لوازم موسیقی	۰/۴۲	(۲/۹)	۳۲- وسایل عکاسی	۰/۴۴	(۳)
۳۳- لوازم بازی و سرگرمی	۰/۳۸	(۲/۸)	۳۴- حیوانات خانگی	۰/۴۰	(۲/۹)
۳۵- آموزش و پرورش	۰/۳۹	(۲/۷)	۳۶- هزینه‌های مذهبی	۰/۱۹	(۲/۱)

منبع: یافته‌های پژوهش.

۳-۳- تخمین کشش اقلام مصرفی و تفسیر برخی از نتایج

یکی از مهم‌ترین اهداف این پژوهش به دست آوردن کشش‌های مخارج برای گروه‌های مصرفی است. به منظور بررسی کشش‌پذیری گروه‌های مصرفی از داده‌های هزینه و درآمد خانوار سال ۹۴ استفاده شده است. منحنی انگل برای ۳۶ گروه مصرفی تخمین زده شده است؛ لیکن این داده برای برخی از گروه‌های مصرفی فاقد تعداد مشاهده مورد نیاز بود، از این رو تعدادی از گروه‌های مصرفی در انتها حذف گردید.

به‌منظور تخمین منحنی انگل نیاز به داده‌های پیمایش سراسری بود که این داده‌ها از داده‌های خام هزینه و درآمد خانوار استخراج گردید. برای انجام این کار، ابتدا کدهای هر گروه مصرفی از پرسش‌نامه مرکز آمار ایران استخراج شد. سپس کد اقلام را برای خانوارهای شهری بررسی و استخراج و در نهایت ماتریسی از آنها ساخته شد. سطرهای این ماتریس، شامل تعداد خانوار است و ستون‌های آن به ترتیب هزینه‌های گروه‌های مصرفی ۳۶ گانه را در خود جای داده است. ستون ۳۷ این ماتریس جمع مخارج هر خانوار است که تقریبی از درآمد خانوار در نظر گرفته شده است که به این دلیل مورد استفاده قرار گرفت که خانوارها در اظهار درآمد خود بنا به ملاحظات کم‌گویی دارند و در نتیجه جمع مخارج به مثابه معیاری از درآمد در نظر گرفته شده است. با استفاده از ماتریس هزینه‌های واقعی، منحنی انگل ترسیم شده است. در واقع هر ستون که معرف گروه مصارف است به طور جداگانه در برابر مجموعه هزینه قرار گرفته است.

تخمین منحنی انگل به وسیله رگرسیون ناپارامتری صورت گرفت. تفاوت بین رگرسیون پارامتری و ناپارامتری به این صورت است که در رگرسیون ناپارامتری رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته از طریق تابع ناپارامتری $m(\cdot)$ معین می‌شود. که در آن $m(\cdot)$ تابع نامعلومی است و

در اکثر روش‌های ناپارامتری، تابعی پیوسته و همواره (مشتمل‌پذیر) در نظر گرفته می‌شود (کامرون، ۲۰۰۵). مدل عمومی این رگرسیون به شکل معادله ذیل می‌باشد:

$$Y_i = m(X_i) + \varepsilon_i$$

هدف از رگرسیون ناپارامتری، برآورد تابع رگرسیون به صورت مستقیم است. به بیان دیگر رگرسیون ناپارامتری یک یا چند متغیر مستقل را روی یک متغیر وابسته بررسی می‌کند، بدون این که از قبل تابع ویژه‌ای را برای ارتباط بین متغیر مستقل و وابسته در نظر گرفته باشد. برآوردگرهای مختلفی به منظور تخمین این مدل وجود دارد که در این تحقیق از برآوردگر LOWESS استفاده شده است. برآوردگر LOWESS برای تخمین نیازمند متغیرهای X و Y است که در واقع محور افقی (X) همان جمع مخارج مصرفی خانوار را نشان می‌دهد و محور عمودی (Y) معرف مخارج هر گروه مصرفی است. جزء مهم این برآوردگر پهنای باند یا h است. مقدار این عنصر بین صفر و یک تعیین می‌شود (نیلسن و دیگران، ۲۰۰۵). به بیان ساده شباهتی به عرض هر مستطیل در نمودار هیستوگرام دارد. در پژوهش حاضر میزان h ، حالت استاندارد آن $0/6$ در نظر گرفته شده است.

نحوه محاسبه کشش مخارج بدین شکل است که محاسبه میانگین کشش مخارج کل در طول منحنی انگل هر گروه مصرفی صورت می‌پذیرد. با توجه به تخمین ناپارامتری انجام شده، مخارج کل به ۳۰ قسمت تقسیم شد و به هر کدام از این قسمت‌ها وزنی اختصاص یافت. این وزن‌ها بر اساس تعداد خانوارهای موجود در این ناحیه‌ی مخارجی در نظر گرفته می‌شود. با استفاده از این روش میانگین کشش در طول منحنی انگل به دست آمد. از آنجایی که تخمین‌های موجود غیرخطی می‌باشد این میانگین در برخی از موارد مطابق با شیب ظاهری منحنی انگل بدست نیامده است.

با توجه به رتبه‌بندی اقلام مصرفی برخی نتایج غیر قابل انتظار به دست آمده است. یکی از نتایج غیرمنتظره، منفی شدن میانگین کشش یکی از گروه‌های مصرفی است. این اتفاق بدین معناست که همراه با افزایش مخارج مصرفی کل، به طور میانگین مخارج آن گروه خاص کاهش می‌یابد. در میان گروه‌های مصرفی ۳۶ گانه: جواهرات و ساعت، کششی منفی داشته است.

از دیگر گروه‌های مصرفی که کشش آن مهم به شمار می‌رود، آموزش و سلامت است. با توجه به اینکه سهم زیادی از مخارج خانوار به آموزش و سلامت اختصاص می‌یابد و از طرفی به صورت معمول، آنها بسیار مورد نیاز هستند، قاعدتاً باید از کشش‌پذیری کمی برخوردار باشند. طبق مطالعه حاضر هر دو مورد مزبور، کششی مثبت و کمتر از یک دارند که مطابق انتظار است. با توجه به کشش آنها این دو گروه در میان اقلام ضروری قرار می‌گیرند. در صورت موجود بودن داده‌های

مورد نیاز می‌توان هزینه‌های پزشکی را در زیرمجموعه‌هایی مثل دندان پزشکی، مراقبت‌های خاص و ... بررسی کرد. این گونه بررسی‌ها اطلاعات بسیار مفیدی از رفتار مصرفی خانوار در گروه سلامت را بدست می‌دهد.

مواد غذایی نیز به عنوان گروهی که بیشترین سهم مخارج را به خود اختصاص داده است از کسش‌پذیری اندکی (۰/۰۶۴) برخوردار است. این مورد نشان از ضروری بودن این گروه مصرفی دارد. گروه وسیله نقلیه، دارای بیشترین کسش در میان گروه‌های مصرفی این تحقیق قرار گرفته است. این حساسیت می‌تواند ناشی از سلیقه و یا علامتی از موارد خاص باشد که در بخش بعد به آن پرداخته شده است. هزینه مذهبی و خیریه یکی از گروه‌های جالب توجهی است که به بررسی آن پرداخته شده است، این گروه کسشی کمتر از واحد (۰/۴) دارد که بازتاب‌دهنده عقاید مذهبی جامعه آماری است؛ یعنی با افزایش مخارج و درآمد، میزان مخارج این گروه مصرفی تغییرات زیادی نخواهد داشت و بستگی زیادی به درآمد ندارد.

۴- تفسیر نتایج مشاهده‌پذیری و کسش مخارج برای هر کدام از اقلام مصرفی

با توجه به کسش‌های محاسبه شده در بخش قبل، در این بخش به‌طور هم‌زمان مشاهده‌پذیری و کسش‌پذیری در جدول (۳) آورده شده است. محاسبه کسش‌های ۱۱ گروه کالایی به دلیل کمبود داده‌ها، موفقیت‌آمیز نبوده است، به همین دلیل در تحلیل حذف شده‌اند. تفسیر برخی از نتایج بدست آمده در خصوص شاخص مشاهده‌پذیری و کسش‌پذیری اقلام مصرفی مورد بررسی در ادامه خواهد آمد.

جدول ۳. مشاهده‌پذیری و کسش‌پذیری اقلام مصرفی

میانگین کسش مخارج	شاخص مشاهده‌پذیری (vindex)	اقلام مصرفی	میانگین کسش مخارج	شاخص مشاهده‌پذیری (vindex)	اقلام مصرفی
-----	۰/۳۶	۲- خدمات فرهنگی و ورزشی	-----	۰/۳۷	۱- لوازم ورزشی و تفریحی
-----	۰/۳۸	۴- تجهیزات رایانه	-----	۰/۲۶	۳- گل و گیاه
۰/۲۳۹	۰/۵۸	۶- غذاهای بیرون	۰/۰۶۴	۰/۴۰	۵- مواد غذایی و نوشیدنی
-----	۰/۶۰	۸- خرید تلفن همراه	۰/۸۰۴	۰/۶۵	۷- سیگار و شبه سیگار
-----	۰/۲۸	۱۰- ظروف آشپزخانه	۰/۳۹	۰/۶۱	۹- پوشاک و کفش
۰/۳۴	۰/۶۷	۱۲- جواهرات و ساعت	۰/۰۴۲	۰/۱۹	۱۱- رختشویی

۰/۱۴۷	۰/۲۳	۱۴- اجاره واقعی مسکن	۰/۰۸۴	۰/۶۳	۱۳- آرایش و پیرایش شخصی
۱/۰۷	۰/۵۹	۱۶- مبلمان و اثاث	-----	۰/۲۴	۱۵- هزینه اقامتگاه
۰/۱	۰/۱۵	۱۸- هزینه خدمات تلفن خانگی	۰/۰۴۲	۰/۱۷	۱۷- آب و برق و گاز خانه
-----	۰/۱۸	۲۰- بیمه، آتش سوزی و مالکیت	۰/۰۸۸	۰/۴۴	۱۹- خدمات تلفن همراه
۰/۷۲	۰/۱۳	۲۲- هزینه‌های قانونی	۰/۸۸	۰/۲۰	۲۱- خدمات پزشکی
۲/۲۷	۰/۵۹	۲۴- وسیله نقلیه جدید و دست دوم	۰/۷۳	۰/۱۰	۲۳- بیمه غیر درمانی
۰/۴۱۴	۰/۱۶	۲۶- بنزین و انواع سوخت	۰/۴۸۹	۰/۳۱	۲۵- نگهداری و تعمیر وسیله نقلیه
۰/۰۱۳	۰/۲۴	۲۸- حمل و نقل عمومی	۰/۷۳۴	۰/۲۲	۲۷- بیمه وسایل نقلیه
۰/۱۴۴	۰/۴۱	۳۰- روزنامه، کتاب و لوازم التحریر	-----	۰/۴۶	۲۹- پروازهای بیرون شهری
-----	۰/۴۴	۳۲- وسایل عکاسی	-----	۰/۴۲	۳۱- لوازم موسیقی
-----	(۰/۴۰)	۳۴- حیوانات خانگی	۰/۰۶۴	۰/۳۸	۳۳- لوازم بازی و سرگرمی
۰/۴	۰/۱۹	۳۶- هزینه‌های مذهبی	۰/۳۸	۰/۳۹	۳۵- آموزش و پرورش

منبع: یافته‌های پژوهش.

گروه جواهرات و ساعت که دارای میزان مشاهده‌پذیری بالای ۶۰ درصد می‌باشد کسش منفی داشته است. به طور مشخص در این مورد فرضیه ارتباط مثبت و مستقیم بین شاخص مشاهده‌پذیری و کسش مخارج نمی‌تواند مورد پذیرش قرار گیرد، هر چند ممکن است بتوان دلایلی برای این نتیجه ارائه داد. یکی از دلایل مهم آن می‌تواند داده‌های مورد بررسی باشند. دلیل دوم به نوع رفتار خانوارهای باز می‌گردد؛ این که خانوارها نیازهای اولیه را در سطوح درآمدی پایین و متوسط ترجیح می‌دهند، یا هنوز بیشتر خانوارها به سطحی از درآمد نرسیده‌اند که کالاهای لوکس را با افزایش درآمد بیشتر مصرف کنند که می‌تواند ریشه‌های فرهنگی داشته باشد.

نکته مشخص در مورد کسش‌پذیری این است که در سطح مخارج و درآمدهای مختلف کسش‌های مختلفی وجود دارد. البته با توجه به مشکلاتی که در پراکندگی داده‌ها در درآمدهای بالاتر وجود دارد، از محاسبه کسش در هر ناحیه صرف نظر شده است. به بیان دیگر، محاسبه کسش برای نواحی بالای مخارج، بی‌نتیجه بوده است. با این وجود، انطباق کسش‌پذیری و مشاهده‌پذیری در برخی اقلام به صورت محسوسی دیده می‌شود. برای مثال در مورد اسباب و میلان و وسیله‌ی نقلیه، این ارتباط به خوبی دیده می‌شود. هزینه‌های آموزش و هزینه‌های مذهبی نیز از کسش‌پذیری و مشاهده‌پذیری متوسطی برخوردار هستند. کسش مخارج انرژی نیز تطابق مناسبی با شاخص مشاهده‌پذیری دارد؛ به طوری که کسش و مشاهده‌پذیری در مورد این گروه مصرفی، پایین برآورد شده است.

به صورت کلی به نظر می‌رسد شاخص مشاهده‌پذیری در کسش‌های پایین همراهی بیشتری دارد. البته یکی از دلایل این نتیجه از آنجا ناشی می‌شود که داده‌ها برای این دست از مخارج به اندازه زیادی در دسترس بوده است؛ در نتیجه تخمین مناسب‌تری از میزان کسش‌پذیری صورت گرفته است. بنابراین یکی از دیگر دلایلی که اقلامی که عرفاً تجملی‌تر هستند با شاخص مشاهده‌پذیری همراهی کمتری دارند، کم بودن مشاهدات است.

نکته مهم دیگر در این خصوص به طبقه‌بندی گروه‌های مصرفی مربوط می‌شود، به طوری که در اقلامی با سطح متوسطی از مشاهده‌پذیری، رابطه معنادار و مستقیمی بین کسش و مشاهده‌پذیری وجود دارد. برای مثال بیمه، خدمات پزشکی، حمل و نقل عمومی و خدمات تلفن برخلاف اقلام کالایی، متوسط ارتباط بهتری دارند.

۵- رابطه خطی میان شاخص مشاهده‌پذیری و کسش‌های اقلام مصرفی

برای بررسی رابطه دو شاخص مورد نظر، از تخمین حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده شده است. در این مدل متغیر وابسته میانگین کسش مخارج و متغیر مستقل شاخص مشاهده‌پذیری است. معادله برآورده شده برای هدف مذکور به شکل ذیل می‌باشد:

$$y = 0.364 + 0.038x$$

تفسیر نتایج تخمین موجود نشان‌دهنده‌ی رابطه مثبت و کم شیب بین شاخص مشاهده‌پذیری و کسش‌پذیری می‌باشد. ضریب تعیین محاسبه شده $R^2 = 0.089$ می‌باشد که نشان‌دهنده آن است که توضیح دهنده‌ی و به نوعی همبستگی پایین متغیر میانگین کسش مخارج و شاخص مشاهده‌پذیری می‌باشد. همچنین مطابق تخمین موجود، ضریب متغیر مشاهده‌پذیری با احتمالی (prob) معادل ۰/۱۵ در هیچ‌یک از سطوح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ معنادار نیست؛ یعنی بر اساس

این تخمین، ارتباط معناداری از لحاظ آماری بین شاخص مشاهده‌پذیری و کشش مخارج وجود ندارد. بر این اساس، نمونه مورد مطالعه با اطمینان ۰/۱۵ معرف جامعه نیست. عدم معناداری ممکن است به دلایل مختلفی در این مدل رخ داده باشد. اگر این اتفاق بر اساس خطاهای آماری نباشد، بیانگر آن است که در جامعه ایران ارتباط خطی معناداری بین مشاهده‌پذیری اقلام مصرفی و کشش درآمدی آنها وجود ندارد. طبق مطالعه هفتز (۲۰۱۱) ارتباط معنادار و مثبتی میان این دو متغیر در نمونه مورد مطالعه از جامعه امریکا وجود داشته است. یکی از دلایل عدم معناداری ممکن است به تعداد اندک مشاهدات ارتباط داشته باشد. البته نمونه‌گیری و گروه‌های مصرفی انتخاب شده نیز ممکن است در میزان احتمال مورد نظر نقش داشته باشند. در هر صورت همان‌طور که بیان شد، رابطه نزدیکی میان کشش‌پذیری و مشاهده‌پذیری اکثر اقلام مصرفی وجود داشته است.

۶- نتیجه‌گیری

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی اقتصادی یک پدیده‌ی اجتماعی و فرهنگی بود؛ به طوری که رابطه مشاهده‌پذیری اقلام مصرفی را با کشش‌پذیری آنها مورد بررسی قرار می‌دهد. ویلن آغازگر سیر پژوهش در این زمینه بوده است و پس از آن به انواع مختلفی ایده‌های وی در علم اقتصاد، مطرح و مورد مطالعه قرار گرفت که از این جمله می‌توان به مدل‌های خرد تئوری رفتار مصرف‌کننده اشاره داشت. یکی از زمینه‌هایی که مدل‌های اقتصاد خرد در آن بکار گرفته شده‌اند بحث علامت‌دهی است. در همین راستا و مبتنی بر مدل معرفی شده، فرض اساسی تحقیق این موضوع است که توجه به پندارهای جامعه، رفتار مصرفی فرد را متأثر می‌سازد. به بیان دیگر افراد برای پاسخ به جامعه بر اساس تظاهر، مصرف خود را سامان می‌دهند و این مسأله در ارتباط میان مشاهده‌پذیری اقلام مصرفی و حساسیت‌های مخارج صورت گرفته روی این اقلام به تغییرات در مخارج کل خود را نمایان می‌سازد.

مدل نظری این تحقیق بر اساس مطالعه هفتز (۲۰۱۱) در نظر گرفته شده که مشاهده‌پذیری موارد مصرفی را در تابع مطلوبیت جایگذاری کرده است. برای آزمون تجربی مدل نظری ارتباط کشش درآمدی و شاخص مشاهده‌پذیری سنجیده شده است. از این طریق، اعتبار مدل نظری مطرح شده، مورد آزمون قرار گرفته است.

داده‌های گرد آمده از طریق پیمایش نشان می‌دهد که «جواهرات و ساعت»، «سیگار و شبه سیگار» و «مخارج آرایش شخصی» از بیشترین مشاهده‌پذیری برخوردار بوده‌اند. اقلامی که

اکثراً از نوع خدماتی هستند، کمتر مشاهده‌پذیر بوده‌اند. برای مثال مخارج «بیمه»، «تلفن» و «انرژی» در این دسته قرار گرفته‌اند.

نتیجه بررسی کشش‌ها تا حد زیادی بر اساس انتظارات و فرضیه‌های پژوهش بوده است. بیشترین کشش محاسبه شده مربوط به «وسایل نقلیه» است و کمترین آن مربوط به «حمل و نقل عمومی» است. برخلاف انتظار، کشش مخارج «ساعت و جواهرات» منفی به دست آمد. مقدار منفی ممکن است نشان‌دهنده رفتار پیچیده‌تر انسانی در انتخاب این گروه مصرفی بوده باشد. همچنین ممکن است به نقص داده‌ها بازگردد. ولی توجیه اقتصادی آن است که ممکن است به دلیل ماهیت تجمعی آن در درآمدهای پایین، با افزایش درآمد و یا افزایش سن، میل به مصرف آن کاسته شود. به‌طور مثال در عرف جامعه ایران، معمولاً در سنین جوانی و یا اوایل زندگی مشترک، مخارج بالایی در این زمینه صورت می‌گیرد؛ لیکن در سال‌های پس از آن کمتر شاهد مخارجی از این دست هستیم.

بررسی هم‌زمان کشش مخارج و شاخص مشاهده‌پذیری نکات قابل‌اعتنایی برای تحقیق داشته است. در اکثر موارد با کشش‌های پایین، همراهی بیشتری میان این دو مشخصه وجود دارد. همچنین برای اقلامی با ماهیت خدماتی این همراهی به وضوح دیده می‌شود. گروه‌های مصرفی ضروری مثل «مواد غذایی» و «سلامت» از هم‌راستایی هر دو مشخصه برخوردارند. «مخارج آموزش» به عنوان یکی از مهم‌ترین گروه‌های مصرفی، همراهی نسبی خوبی میان این دو مشخصه را نشان می‌دهد. نکته جالب در مورد آموزش این است که طبق مطالعه هفتز (۲۰۱۱) از کشش بالایی برخوردار بوده است. در مطالعه حاضر هزینه‌های آموزش در دسته موارد ضروری قرار دارد که می‌تواند به هزینه‌های پایین آن در ایران اشاره داشته باشد؛ به بیان دیگر آموزش همگانی رایگان و سیستم دولتی آموزش از دلایل آن باشد. همچنین رفتار مصرفی در این مورد در سال‌های گذشته ممکن است وابستگی کمتری به درآمد داشته باشد و افراد به هر قیمتی خواهان گرفتن مدرک تحصیلی باشند، در صورتی که در کشورهای دیگر ممکن است این‌گونه نباشد. «هزینه‌های مذهبی» به عنوان موردی که نماندگی از اعتقادات و سویه‌های فرهنگی عمیق جامعه می‌باشد، از کشش‌پذیری و مشاهده‌پذیری کم و نزدیکی برخوردار است؛ که نشان از میزان تظاهر پایین در این گروه مخارجی دارد.

بررسی خطی دو شاخص مشاهده‌پذیری و کشش‌پذیری نشان‌دهنده این موضوع است که این تحقیق نمی‌تواند نتیجه قوی از معناداری آماری میان آن دو متغیر را تأیید کند. هرچند برخی از مطالعات جامعه‌شناسی در کشور به این پدیده اذعان دارند. در سال‌های گذشته با توجه به گسترش شبکه‌های اجتماعی و تولید محتواهای مجازی، افزایش سهم و میزان مخارج روی برخی

از اقلام مصرفی در کشور این احتمال می‌رود که مصرف متظاهران به شکل ملموسی افزایش یافته باشد. همچنین تغییرات و تحرکات اجتماعی و کاهش و افزایش مخارج خانوارها در سال‌های اخیر ممکن است تأثیرگذار بوده باشد.

منابع

- باکاک، رابرت (۱۳۸۱). مصرف (ترجمه خسرو صبری). تهران: انتشارات شیرازه.
- حسینی، سید رضا (۱۳۸۰). *الگوی تخصیص درآمد و رفتار مصرف‌کننده مسلمان* (چاپ اول). تهران: انتشارات پژوهشگاه فرهنگ و اندیشه اسلامی.
- مرکز آمار ایران. (۱۳۹۴). داده‌های خام هزینه و درآمد خانوار ۱۳۹۴.
- مشهدی احمد، محمود (۱۳۹۲). *ارزیابی انتقادی اقتصاد مرسوم در برابر اقتصاد نهادگرا* (مورد خاص، مصرف و فقر) (رساله دکترا). دانشگاه تهران، تهران.
- وبلن، تورستین (۱۳۹۲). *نظریه طبقه‌ی مرفه* (ترجمه فرهنگ ارشاد). تهران: نشر نی.
- Biao, W. (2000) Income Elasticity of Calorie Intake in the United States. *The 8th International Conference on Innovation & Management* (1074-1078), Retrieved from http://www4.pucsp.br/icim/ingles/downloads/papers_2011/part_7/part_7_proc_6.pdf
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Charles, K. K., Hurst, E., & Roussanov, N. (2009). Conspicuous Consumption and Race. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(2), 425-467.
- D. Mejjiaa, P. R. (2016). Crime and Conspicuous Consumption. *Journal of Public Economics*, 135, 1-14.
- Heffetz, O. (2011). A Test of Conspicuous Consumption: Visibility and Income Elasticities. *Review of Economics and Statistics*, 93(4), 1101-1117.

----- (2004). Conspicuous Consumption and the Visibility of Consumer Expenditures. *Princeton University*, Retrieved from <https://users.nber.org/~heffetz/papers/conspicuous.pdf>

Hicks, D. L., & Hicks, J. H. (2014). Jealous of the Joneses: Conspicuous Consumption, Inequality, and Crime. *Oxford Economic Papers*, 66(4), 1090-1120.

Ireland, N. J. (1994) On Limiting the Market for Status Signals. *Journal of Public Economics* 53, 91-111.

Neeman, Z. (2012). Saving Rates and Poverty: The Role of Conspicuous Consumption and Human Capital. *The Economic Journal*, 122(563), 933-956.

Nielsen, J. P., & Sperlich, S. (2005). Smooth Bachfiting in Practice.

Leibenstein, H. (1950). Bandwagon, snob, and Veblen Effects in the Theory of Consumers' Demand. *The Quarterly Journal of Economics*, 64(2), 183-207.

Perez-Truglia, R. (2013). A Test of the Conspicuous-Consumption Model Using Subjective Well-Being Data. *The Journal of Socio-Economics*, 45, 146-154.

Rothbard, M. N. (1977). *Toward a Reconstruction of Utility and Welfare Economics*. New York: Center for Libertarian Studies.

Takezawa, K. (2005). *Introduction to Nonparametric Regression*. New Jersey: John Wiley & Sons.



University of Tehran Press

Economic Research

Online ISSN: 2586-6118

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

Estimating the Phillips Curve in the Iranian Economy: New Evidence Based on Time-Frequency Analysis

Mohammad Ali Ehsani¹  , Saleh Taheri Bazkhaneh^{*2}  , Hadi Keshavarz³  

1. Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

2. Department of Economics and Accounting, Faculty of Management and Economics, University of Guilan, Rasht, Iran.

3. Department of Economics, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran.

* Corresponding Author

Article Info	Abstract
<p>Article Type: Research Article</p> <p>Article History: Received: 1403-01-22 Revised: 1403-08-07 Accepted: 1403-08-20 Published: 1403-09-30</p> <p>Keywords: <i>Continuous Wavelet Transform, Expectations, Inflation, Phillips Curve.</i></p> <p>JEL Classification: <i>C49, E24, E32.</i></p>	<p>This article utilizes the continuous wavelet transform and its associated tools to provide novel evidence regarding fundamental questions about the Phillips curve in the Iranian economy: slope stability, the role of expectations, and the long-run trade-off. The results indicate that the output gap's impact coefficient on inflation is not constant. Specifically, a positive effect was observed in the short run (2008-2010), while a negative effect was observed in the medium run (2000-2004) and the long run (1995-2004). Inflation expectations positively and significantly influence inflation in both the short and medium runs (2004-2013), but this effect becomes insignificant in the long run. Consequently, the slope of the Phillips curve is deemed unstable: it is negative only in the long run (1995-2004). Therefore, expectations cannot be considered a determining factor for inflation in the long run.</p>

Ehsani, M. A., Taheri Bazkhaneh, S., & Keshavarz, H. (2023). Estimating the Phillips Curve in the Iranian Economy: New Evidence Based on Time-Frequency Analysis. *Journal of Economic Research*, 59(3), 465-494.






©The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.374946.1008906](https://doi.org/10.22059/jte.2024.374946.1008906)

برآورد منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران: شواهدی جدید بر پایه تحلیل در حوزه زمان – فرکانس

محمدعلی احسانی^۱ , صالح طاهری بازخانه^۲  و هادی کشاورز^۳ 

۱. گروه اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
۲. گروه اقتصاد و حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.
۳. گروه علوم اقتصادی، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران.

* نویسنده مسئول

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی	
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۲۲	مقاله حاضر از تبدیل موجک پیوسته و ابزارهای آن استفاده کرده است تا شواهد جدیدی از اقتصاد ایران در خصوص پرسش‌های بنیادین مربوط به منحنی فیلیپس (پایداری شیب، نقش انتظارات و معاوضه بلندمدت) فراهم نماید. نتایج نشان‌دهنده آن است که ضریب اثرگذاری شکاف تولید بر تورم ثابت نیست. به طوری که در کوتاه‌مدت اثرگذاری مثبت (۱۳۸۷-۱۳۸۹) و در میان‌مدت (۱۳۷۹-۱۳۸۳) بلندمدت (۱۳۷۴-۱۳۸۳) اثرگذاری منفی مشاهده شد. انتظارات تورمی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت (۱۳۸۳-۱۳۹۲) اثرگذاری مثبت و معنی‌داری بر تورم دارد و در بلندمدت اثر معنی‌دار خود را از دست می‌دهد. بنابراین، شیب منحنی فیلیپس ناپایدار گزارش می‌شود؛ در بلندمدت صرفاً در دوره ۱۳۷۴-۱۳۸۳ منفی است و نمی‌توان انتظارات را عاملی تعیین کننده برای تورم در بلندمدت قلمداد کرد.
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۸/۰۷	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۸/۲۰	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۹/۳۰	
کلیدواژه‌ها: انتظارات تورمی، تبدیل موجک پیوسته، منحنی فیلیپس.	
طبقه‌بندی JEL: E32, E24, C49	

احسانی، محمدعلی؛ طاهری بازخانه، صالح و کشاورز، هادی (۱۴۰۳). برآورد منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران: شواهدی جدید بر پایه تحلیل در حوزه زمان – فرکانس. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۳)، ۴۶۵ – ۴۹۴.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: 10.22059/jte.2024.374946.1008906

۱- مقدمه

در میان موضوعات اصلی اقتصاد کلان، بررسی رابطه بین تورم و متغیرهای حقیقی در اثرگذاری سیاست‌های پولی و دست یافتن به ثبات و رشد اقتصادی بسیار با اهمیت است. منحنی فیلیپس یکی از مشهورترین روابط در اقتصاد کلان است که به بررسی این ارتباط می‌پردازد. کار اصلی منحنی فیلیپس مربوط به قبل از رکود بزرگ و متعلق به فیشر^۱ (۱۹۲۶) است که نشان می‌دهد تورم به طور مثبت بر بیکاری اثرگذار است. سال‌ها پس از آن، فیلیپس^۲ (۱۹۵۸) با مشاهده دو جنبه نظری مهم در این زمینه - جنبه اول غیرخطی بودن بین نرخ بیکاری و دستمزدهای اسمی با علامت منفی و مبادله قوی بین نرخ تغییر بیکاری و نرخ تغییر دستمزدها، یعنی اثر "نرخ تغییر" - مبانی منحنی فیلیپس را بنیان گذاشت. پس از آن فریدمن^۳ (۱۹۶۸) با معرفی مفهوم بیکاری طبیعی و لوکاس^۴ (۱۹۷۲، ۱۹۷۳)، با انتظارات عقلایی، انتقادات شدیدی به منحنی فیلیپس وارد می‌کنند. در مقابل، سارجنت^۵ (۱۹۸۲، ۱۹۹۹) نشان داد که تورم مورد انتظار به جای تأخیرهای توزیع شده، ناشی از یک وقفه تأخیر است، در حالی که گوردون^۶ (۱۹۸۴) با تمرکز بر قیمت نفت، به مفهوم پاسخ‌های سیاستی به شوک‌های عرضه پرداخت.

حال شش دهه و نیم پس از تولد منحنی فیلیپس - فیلیپس (۱۹۵۸)؛ ساموئلسون و سولو^۷ (۱۹۶۰) - و پنج دهه بعد از مطرح شدن انتظارات تورمی و فرضیه نرخ طبیعی - فریدمن (۱۹۶۸). فیلیپس^۸ (۱۹۶۷) - و چهار دهه پس از زمانی که مبانی اقتصاد خرد برای تعیین قیمت مطرح شد و منجر به فرمولاسیون کینزی جدید شد - وودفورد^۹ (۲۰۰۵) - و دو دهه بعد از منکیو^{۱۰} (۲۰۰۱) که اظهار داشت که این روش غیرقابل اغماض و مرموز است همچنان منحنی فیلیپس بحث‌برانگیز و مرموز است. در این زمینه سه موضوع بحث‌برانگیز وجود دارد که همچنان مطالعات زیادی در تلاش هستند به سوالات فوق پاسخ دهند.

1. Fisher
2. Phillips
3. Friedman
4. Lucas
5. Sargent
6. Gordon
7. Samuelson and Solow
8. Phelps
9. Woodford
10. Mankiw

۱. آیا شیب منحنی فیلیپس در کوتاه مدت پایدار است؟ اگر پایدار نیست آیا به دلیل غیرخطی بودن آن (شامل ضرایب مختلف در مراحل مختلف چرخه تجاری) بوده یا به این دلیل است که این رابطه دستخوش تغییرات تدریجی یا گسست‌های ساختاری شده است؟

۲. نقش انتظارات تورمی در کوتاه‌مدت چیست؟ آیا انتظارات تورمی، الگوهای در حال تغییر پویایی تورم، رفتار آینده‌نگر، تغییر روندها و لنگر انداختن به اهداف سیاستی را به تصویر می‌کشد؟

۳. آیا منحنی فیلیپس در بلندمدت عمودی است، همان‌طور که اکثر اقتصاددانان کلان پس از فرضیه نرخ طبیعی معتقدند و یا اینکه معاوضه‌های در بلندمدت وجود دارد؟

ویژگی اقتصاد ایران طی چند دهه اخیر نرخ بیکاری بالا به همراه نرخ بیکاری طبیعی بالا است به گونه‌ای که نرخ بیکاری طبیعی حدود ۱۰,۴ است (کشاورز، ۱۳۹۸). از طرفی طی سال‌های اخیر نرخ تورم نیز بسیار افزایش یافته است به گونه‌ای که میانگین تورم طی چهار سال اخیر حدود ۴۵ درصد بوده است. بنابراین بررسی رابطه این دو متغیر و پاسخ به سوالات فوق در اقتصاد ایران نیز می‌تواند در جهت سیاست‌گذاری مفید باشد.

این سوالات یک بعد زمان و یک بعد دامنه فرکانسی دارند، به همین دلیل تبدیل مویک پیوسته می‌تواند روش مناسبی برای پاسخ به سوالات فوق باشد. به عبارت دیگر، ارزیابی شیب منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت در شرایط مختلف اقتصاد کلان نیازمند برآورد ضرایب متغیر زمانی است. همچنین ارزیابی نقش انتظارات تورمی و تشخیص اینکه آیا انتظارات مقدم بر تورم هستند یا اثرات تأخیری دارند، نیاز به ضریب آن‌ها در طول زمان و فرکانس دارد. علاوه بر این، اینکه انتظارات منعکس‌کننده روندهای تورم آینده‌نگر باشند یا گذشته‌نگر، پیامدهای متفاوتی در فرکانس‌های مختلف دارد. ارزیابی مبادله بلندمدت فیلیپس شامل تخمین شیب فیلیپس در کمترین فرکانس ممکن است. بنابراین، این پژوهش در تلاش است به سوالات فوق با استفاده از منحنی فیلیپس کینزی جدید با روش تبدیل مویک پیوسته پاسخ دهد.

ساختار این پژوهش بدین شکل است که پس از مقدمه مبانی تحقیق ارائه خواهد شد در قسمت سوم روش‌شناسی تحقیق ذکر خواهد شد. قسمت چهارم به تصریح و تخمین الگو می‌پردازد و نهایتاً نتیجه‌گیری و پیشنهادها در قسمت پنجم آورده خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

منحنی فیلیپس رابطه معکوس بین نرخ بیکاری و تورم را پیش‌بینی می‌کند (فیلیپس ۱۹۵۸). چندین نویسنده تغییراتی را برای انطباق مدل اصلی با پدیده‌های اقتصادی جدید و پیشرفت‌های نظری پیشنهاد می‌کنند. فلپس (۱۹۶۷) و فریدمن (۱۹۶۸) با انگیزه ناتوانی مدل اصلی در توضیح دوره‌های رکود تورمی، مفهوم انتظار تورمی (تطبیقی) و نرخ طبیعی بیکاری را معرفی کردند. با این حال، عوامل می‌توانند به طور سیستماتیک تورم واقعی تحت انتظارات تطبیقی و تورم شتاب دهنده را کمتر از حد در نظر بگیرند. برای حل این مشکل، لوکاس (۱۹۷۲؛ ۱۹۷۳) از مفهوم انتظارات عقلایی استفاده می‌کند (موت، ۱۹۶۱). فرمول منحنی فیلیپس کینزی جدید (NKPC) با معرفی مبانی اقتصاد خرد ظاهر می‌شود. تیلور^۲ (۱۹۸۰) و کالوو^۳ (۱۹۸۳) چسبندگی اسمی و انتظارات عقلایی را با هم هماهنگ می‌کنند. مدل NKPC توسط گالی و گرتر^۴ (۱۹۹۹) هزینه نهایی شرکت‌ها را به عنوان معیاری برای فعالیت اقتصادی اضافه می‌کند. به صورت کلی در یک تقسیم بندی می‌توان ادبیات منحنی فیلیپس را در سه دسته تقسیم‌بندی کرد.

دسته اول روی شیب منحنی فیلیپس در کوتاه مدت تمرکز نموده‌اند. در سال ۱۹۵۸، فیلیپس مطالعه‌ای جامع درباره رفتار دستمزد در انگلستان انجام داد و منحنی فیلیپس اولیه را که رابطه معکوس بین تورم دستمزدها و بیکاری را تبیین می‌کند، معرفی کرد (فیلیپس، ۱۹۵۸). پس از آن لیپسی اولین مقاله اساسی جهت تبیین پایه‌های نظری منحنی فیلیپس را ارائه کرد و پس از آن ساموئلسون و سولو در سال ۱۹۶۰ برای اولین بار با استفاده از منحنی فیلیپس به استخراج رابطه بین نرخ بیکاری و نرخ تورم پرداختند.

دلالت اولیه نزولی بودن منحنی فیلیپس چنان بیان می‌شود که اگر نرخ بیکاری واقعی بیشتر از نرخ بیکاری در سطح اشتغال کامل باشد ($U > U_f$) و شکاف تولید منفی باشد ($Y < Y_f$) اقتصاد در شرایط رکودی قرار گیرد؛ آنگاه می‌توان نرخ بیکاری را به سمت U_f کاهش و تولید را به تولید Y_f افزایش داد و اقتصاد را به اشتغال کامل برگرداند. برعکس اگر (شکاف تولید مثبت) باشد و اقتصاد در شرایط تورمی قرار گیرد، می‌توان با سیاست انقباضی، و تولید را به تولید در

1. Muth

2. Taylor

3. Calvo

4. Galí and Gertler

اشتغال کامل برگرداند و تورم را از بین برد. علاوه بر این استدلال می‌شود منحنی فیلیپس غیر خطی است (خوچپانی و نادمی، ۱۳۹۷).

در این زمینه چندین مدل با مبانی اقتصاد ارائه شده است - به عنوان مثال، مدل‌های محدودیت‌های ظرفیت^۱، هزینه‌های فهرست بها^۲، دستمزد کارایی^۳، و چسبندگی دستمزد اسمی رو به پایین. بال و همکاران^۴ (۱۹۸۸) نشان دادند که هرچه میانگین نرخ تورم و تغییرات آن کمتر باشد، قیمت‌ها کمتر تعدیل می‌شوند و منحنی فیلیپس مسطح‌تر (کم شیب‌تر) است. به همین ترتیب، چسبندگی دستمزدهای اسمی رو به پایین در شرایط رکودی بیشتر بوده و بنابراین دستمزدها و تورم کاهش چندانی ندارند، اما بیکاری افزایش می‌یابد. کاهش تورم سرکوب شده ممکن است دلالت بر این داشته باشد که دستمزدها و تورم در دوران رونق با تأخیر واکنش نشان می‌دهند (دالی و هوبیجن^۵، ۲۰۱۴). ادبیات گسترده‌ای در مورد تحذب منحنی فیلیپس ایالات متحده در مورد غیرخطی‌ها وجود دارد که مطالعات با روش‌های متفاوت به نتایج متفاوتی رسیده‌اند. برای مثال کاررا و رامیرز^۶ (۲۰۱۹) و لویز و میگنون^۷ (۲۰۱۵) دریافتند زمانی که تورم زیر یک سطح آستانه است، منحنی فیلیپس صاف‌تر (کم شیب‌تر) است. دالی و هوبیجن (۲۰۱۴) نشان می‌دهند زمانی که اقتصاد در رکود و یا رونق اولیه است منحنی فیلیپس کم شیب‌تر است. کاستلو و پلگرنو^۸ (۲۰۱۸) دریافتند زمانی که نوسانات کلان اقتصادی کمتر است منحنی فیلیپس کم شیب‌تر است.

یک زمینه دیگر در مورد شیب منحنی فیلیپس در کوتاه مدت که اخیراً مورد توجه قرار گرفته است، شکست‌های ساختاری می‌باشند. تعدیلات بزرگ سال‌های ۲۰۰۷ - ۱۹۸۴ منجر به تورم پایین و باثبات مرتبط با رژیم سیاست پولی معتبر و انتظارات تثبیت‌شده گردید. مدل‌های کینزی جدید پیش‌بینی می‌کنند که چنانچه تعدیل‌های قیمت کاهش یابد، چسبندگی اسمی

1. Capacity constraints

2. Menu costs

3. Efficiency wages

4. Ball

5. Daly and Hobijn

6. Carrera and Ramírez

7. López and Mignon

8. Castelnovo and Pellegrino

مرتبط‌تر شده منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید مسطح‌تر می‌شود. مطابق با این نظریه، بناتی^۱ (۲۰۰۷) همبستگی مثبتی بین روند تورم و حساسیت تورم به شکاف تولید یافت و بلانچارد^۲ (۲۰۱۶)؛ بلانچارد و همکاران (۲۰۱۵)؛ رابرتز^۳ (۲۰۰۶) و چین^۴ (۲۰۱۸) دریافتند که شیب منحنی فیلیپس ایالات متحده از اوایل یا اواسط دهه ۱۹۸۰ کاهش یافته است. با این حال، واتسون^۵ (۲۰۱۴)، کویبون و گورودنچنکو^۶ (۲۰۱۵) و بارنسون و مستر^۷ (۲۰۲۱) هیچ تغییر قابل توجهی در شیب منحنی فیلیپس مرتبط با تعدیلات بزرگ پیدا نکردند. با این حال برخی از مطالعات از کاهش تورم آشکار^۸ در رکود بزرگ و تورم غایب^۹ در بهبود بعدی را به عنوان شواهدی از شکست منحنی فیلیپس در نظر گرفتند.

در ایران، امیری و گرجی (۱۳۹۰) منحنی فیلیپس در کوتاه مدت با روش رویکرد رگرسیون انتقال ملایم با شیب منفی و غیر خطی بدست آوردند. خوجیانی و نادمی (۱۳۹۷) شیب منحنی فیلیپس در کوتاه مدت برای دوره قبل از انقلاب با روش تبدیل موجک مثبت پیدا نمودند. مرزبان و نجاتی (۱۳۸۹) با آزمون شکست ساختاری به این نتیجه رسیدند که روند تورم در ایران دارای تغییر پذیری بالاست و پارامترهای منحنی فیلیپس از ثبات لازم برخوردار نیست. عبدی سیدکلایی و همکاران (۱۳۹۸) با بکارگیری روش پارامتر متغیر در طول زمان^{۱۰} به این نتیجه رسید که منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۳۹-۱۳۹۵ بی ثبات است. به طوری که سهم انتظارت آینده‌نگر در این ناپایداری قابل توجه است. ضرایب بدست آمده برای شکاف تولید نشان داد در بیشتر سال‌ها شیب منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران مثبت بوده و نمی‌توان اعتبار آن را در حالت کلی تأیید کرد.

دسته دوم مطالعاتی را در بر می‌گیرد که بر شیب منحنی در بلند مدت تمرکز دارند. فریدمن با طرح فرضیه نرخ بیکاری طبیعی معتقد است که در بلندمدت، نرخ تورم انتظاری به تدریج با نرخ

1. Benati

2. Blanchard

3. Roberts

4. Chin

5. Watson

6. Coibion and Gorodnichenko

7. Barnichon and Mesters

8. Absent inflation

9. Missing deflation

10. Time-Varying Parameter

تورم واقعی برابر شده و فرد خطای پیش‌بینی تورم را کاملاً اصلاح کرده و پیش‌بینی تورم با واقعیت یکسان می‌شود. چنان‌چه در بلندمدت نرخ تورم انتظاری با نرخ تورم واقعی برابر شود در آن صورت نرخ بیکاری واقعی نیز با نرخ بیکاری طبیعی برابر شده و در این وضعیت هیچ گونه توهم پولی وجود نخواهد داشت (امامی و علیا، ۱۳۹۱). این به آن معنا است که بلندمدت منحنی فیلیپس نباید نزولی باشد و کاملاً عمودی خواهد بود. به عبارت دیگر، در بلندمدت افزایش نرخ تورم هیچ اثری بر نرخ بیکاری نخواهد داشت. با شکل‌گیری مکتب کلاسیک جدید و ورود انتظارات عقلایی در منحنی فیلیپس توسط اقتصاددانانی همچون لوکاس و سارجنت، ارتباط بین بیکاری و تورم حتی در کوتاه‌مدت نیز نفی شد و منحنی فیلیپس چه در کوتاه مدت و چه بلندمدت به صورت عمودی استخراج شد، زیرا وجود انتظارات عقلایی به معنای آن است که فرد در پیش‌بینی تورم فقط به اطلاعات گذشته نگاه نمی‌کند، بلکه تمامی اطلاعات موجود را به خدمت می‌گیرد و در نتیجه نرخ تورم انتظاری و نرخ تورم واقعی در هر لحظه با یکدیگر برابر خواهد بود. در این حالت شکاف تولید برابر صفر و منحنی فیلیپس و منحنی عرضه کل عمودی خواهد بود (خوچپانی و نادمی، ۱۳۹۷). فریدمن اعتقاد داشت که منحنی فیلیپس در بلندمدت مجدداً عمودی خواهد شد و شیب مثبت بین تورم و بیکاری در دوره گذار رخ می‌دهد و این شیب مثبت به دلیل مشکلات سیاسی و اجتماعی که با نااطمینانی بالاتری همراه است، ادامه خواهد داشت (رحمانی و امیری، ۱۳۹۰). با این حال، برخی با نظریه فریدمن مخالفت می‌کنند. آکرلوف و همکاران^۱ (۱۹۹۶)؛ بنیگنو و ریسسی^۲ (۲۰۱۱) و دلی و هوبیجن (۲۰۱۴) شواهدی از تغییر جهت منحنی بلندمدت از یک شیب عمودی به یک شیب منفی در نرخ‌های تورم پایین نشان دادند. سونسون^۳ (۲۰۱۵) با چسبندگی اسمی رو به پایین و انتظارات عقلایی، یک شیب منفی را برای نرخ‌های تورم نزدیک به هدف پیش‌بینی می‌کند و سپس منحنی با شیب مثبت برای رابطه بلندمدت که در نرخ‌های تورم به اندازه کافی بالا همگرا می‌شود. بناتی (۲۰۱۵) دریافت که شواهد همگرایی بین تورم و بیکاری غیرقابل اعتماد است و در الگوهای خودرگرسیون برداری ساختاری، رد منحنی فیلیپس بلندمدت عمودی غیرممکن است. در مقابل، بیر و فارمر^۴ (۲۰۰۷) استدلال کردند که یک رابطه مثبت

1. Akerlof

2. Benigno and Ricci

3. Svensson

4. Beyer and Farmer

بلندمدت تورم - بیکاری در تورم بالا را در مدل نئوکینزی توضیح می‌دهد. آگویار و همکاران^۱ (۲۰۲۳) استدلال می‌کنند روش‌های سری زمانی نمی‌توانند شیب بلندمدت NKPC را در رژیم سیاست پولی اخیر، که در آن تورم ریشه واحد نشان نمی‌دهد، ارزیابی کند - و یک جایگزین آن است که چرخه‌های فرکانس پایین را جدا کرده و سپس شیب NKPC را برای آن فرکانس‌ها تخمین زده شود. بنابراین، اساس منحنی‌های فیلیپس بلندمدت غیرعمودی معمولاً به سطح متوسط تورم بستگی دارد.

در مطالعات داخلی رحمانی و امیری (۱۳۹۰) با روش VAR در دوره بلندمدت شیب منحنی فیلیپس را مثبت پیدا کردند. در مقابل خوچپانی و نادمی (۱۳۹۷) برای دوره بلندمدت با روش تبدیل موجک با شیب منفی بدست آوردند.

دسته سوم بحث انتظارات را در مدل لحاظ نموده‌اند. پس از انتقاد به منحنی فیلیپس اولیه انتظارات تورمی که در سمت راست منحنی فیلیپس بیان می‌شوند، به عنوان متغیر مستقل به معادله فیلیپس اضافه گردید. در این زمینه فریدمن با طرح انتظارات تطبیقی بیان نمود در کوتاه‌مدت شیب منفی و در بلندمدت منحنی فیلیپس عمودی است. بر اساس نظریه انتظارات تطبیقی عاملان اقتصادی انتظارات خود را بر اساس خطاهای گذشته اصلاح می‌نمایند. بنابراین، انتظارات تورمی میانگین وزنی نرخ تورم دوره‌های گذشته است.

پس از آن انتظارات عقلایی توسط کلاسیک‌های جدید مطرح گردید. بر اساس این نظریه عاملان اقتصادی در پیش‌بینی تورم از تمام اطلاعات موجود استفاده می‌کنند. بنابراین، جزء آینده‌نگر به منحنی فیلیپس اضافه گردید. پس از آن کینزی‌های جدید با پذیرش انتظارات عقلایی در کنار چسبندگی‌های اسمی چارچوب جدیدی برای منحنی فیلیپس ارائه دادند. به عبارت دیگر، در قالب این چارچوب پویایی تورم هم تحت تأثیر عوامل واقعی (مانند بیکاری) و هم عوامل اسمی (مانند انتظارات و چسبندگی قیمت‌ها) است. انتظارات تورمی تشخیص می‌دهد که انتظارات مردم در مورد تورم آتی نقش مهمی در تعیین تورم فعلی دارد. اگر افراد انتظار تورم بالاتری را در آینده داشته باشند، دستمزدهای بالاتری را طلب خواهند کرد که منجر به افزایش هزینه‌ها برای شرکت‌ها و در نهایت افزایش قیمت‌ها می‌شود. قیمت‌های چسبنده فرض می‌کند که قیمت‌ها در کوتاه‌مدت کاملاً انعطاف پذیر نیستند. در عوض، آن‌ها «چسبنده» هستند تا با تغییرات تقاضا یا شرایط عرضه سازگار شوند. این چسبندگی می‌تواند به دلیل عوامل مختلفی مانند هزینه‌های فهرست (هزینه

1. Aguiar

های مرتبط با تغییر قیمت) یا قراردادهای بلندمدت باشد. بنابراین، تصدیق می‌کند که ممکن است معاوضه‌های کوتاه‌مدت بین تورم و بیکاری به دلیل چسبندگی‌های اسمی وجود داشته باشد، اما همچنین بر اهمیت انتظارات بلندمدت در تعیین پویایی تورم تأکید می‌کند.

در طول زمان رابطه بین بیکاری و تورم پیچیده‌تر شد و منحنی فیلیپس هیبریدی شکل گرفت که عناصر منحنی فیلیپس سنتی و منحنی فیلیپس با لحاظ انتظارات را ترکیب می‌کند. منحنی سنتی فیلیپس نشان می‌دهد که رابطه معکوس بین بیکاری و تورم وجود دارد، به این معنی که با کاهش بیکاری، تورم افزایش می‌یابد. با این حال، منحنی فیلیپس همراه با انتظارات، این واقعیت را در نظر می‌گیرد که انتظارات مردم از تورم می‌تواند بر رفتار آن‌ها تأثیر بگذارد و در نتیجه بر تورم تأثیر بگذارد.

منحنی فیلیپس هیبریدی تلاش می‌کند تا این دو ایده را با گنجاندن تورم فعلی و مورد انتظار در معادله با هم تطبیق دهد و نشان می‌دهد که رابطه بین بیکاری و تورم ثابت نیست، بلکه به سطح تورم مورد انتظار بستگی دارد. وقتی تورم مورد انتظار پایین است، رابطه سنتی منحنی فیلیپس برقرار است، اما زمانی که تورم مورد انتظار بالا باشد، این رابطه ضعیف شده یا حتی معکوس می‌شود. به طور کلی، منحنی فیلیپس ترکیبی رویکردی ظریف‌تر و انعطاف‌پذیرتر برای درک رابطه بین بیکاری و تورم در اقتصاد است.

منحنی فیلیپس هیبریدی هر دو اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات بیکاری بر تورم را در نظر می‌گیرد. در کوتاه مدت، کاهش بیکاری ممکن است به دلیل افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات منجر به افزایش تورم شود. با این حال، در بلندمدت، رابطه بین بیکاری و تورم ممکن است کمتر واضح باشد، زیرا عوامل دیگری مانند رشد بهره‌وری و تغییرات در انتظارات تورمی وارد عمل می‌شوند.

انتظارات تورمی به دو روش محاسبه می‌شود اول از طریق نظرسنجی و دوم از مقادیر با وقفه (انتظارات تطبیقی) یا مقادیر آینده تورم (انتظارات عقلایی). با این که انتظارات مبتنی بر نظرسنجی پذیرفته شده است و در بیشتر مطالعات استفاده شده اما پاسامانی و همکاران (۲۰۲۲) استدلال می‌کنند این عمل به دو دلیل رضایت بخش نیست. اول، منحنی فیلیپس باید به عنوان یکی از اجزای مجموعه‌ای از روابط اقتصاد کلان در حال تکامل در نظر گرفته شود (مثلاً مدل سه معادله‌ای کینزی را در نظر بگیرید). در واقع، تا آنجایی که بانک مرکزی تورم را به شدت کنترل

می‌کند، جای تعجب نیست که رابطه تورم- تولید پس از آن به ظاهر ثابت باشد (برنانکه^۱ ۲۰۰۷). دوم، و در نتیجه، متغیرهای توضیحی ادعایی در منحنی فیلیپس در جای دیگری از سیستم به طور مشترک تعیین می‌شوند و حتی ممکن است مستقل از یکدیگر نباشند. این به طور خاص مورد انتظارات تورمی است که با توجه به تحولات اقتصاد کلان به نحوی و تا حدودی به طور قابل بحث توضیح داده شده است.

در این زمینه نشان داده شد که پس از بحران مالی جهانی (۲۰۰۷-۲۰۰۸)، بسیاری از کشورها کاهش شدید تولید را با اثرات خفیف بر تورم تجربه کردند (سیمون^۲ و همکاران، ۲۰۱۳). این عدم ارتباط بین تولید و تورم منجر به اجماع کلی در ادبیات تجربی شده است که شیب منحنی فیلیپس از اوایل دهه ۱۹۹۰ مسطح شده است. طرفداران این دیدگاه عمدتاً مسطح شدن منحنی فیلیپس را به تثبیت بهتر انتظارات تورمی و کاهش در نوسانات تورم نسبت می‌دهند (سیمون و همکاران، ۲۰۱۳؛ کیلی^۳، ۲۰۱۵؛ جوردا و همکاران، ۲۰۱۹؛ مک لی و تتریو^۴، ۲۰۲۰؛ کبوندی و همکاران^۵، ۲۰۲۳). در این زمینه بووین و همکاران^۶ (۲۰۱۰)، استدلال می‌کند تعهد سیاست پولی به ثبات قیمت، همراه با تعدیلات بزرگ، ممکن است به انتظارات تورمی باثبات‌تر و نوسانات کمتر در تورم منجر شده باشد. بال و همکاران (۲۰۱۱) و دل نگرو^۷ و همکاران (۲۰۲۰) نشان می‌دهند این لنگر با ناپایداری و مسطح شدن منحنی فیلیپس در دهه ۱۹۸۰ یا ۱۹۹۰ مرتبط است. واتسون^۸ (۲۰۱۴) و بلانچارد (۲۰۱۸) نشان می‌دهند در حالی که انتظارات تورمی در خرد منحنی فیلیپس کینزی جدید مبتنی بر انتظارات بلندمدت نیستند، تثبیت انتظارات پیامدهای مهمی بر پویایی تورم داشت که منجر به کاهش تداوم تورم و از دست دادن نقش تأخیرهای تورمی شد.

در میان مطالعات داخلی حیاتی و همکاران (۱۳۹۵) با برآورد منحنی فیلیپس هیبریدی ضرایب تورم آتی و تورم گذشته را معنادار بدست آوردند و نشان دادند بنگاه‌ها در ایران وزن

1. Bernanke
2. Simon
3. Kiley
4. McLeay and Tenreiro
5. Kabundi
6. Boivin
7. Del Negro
8. Watson

بیشتری به تورم آتی نسبت به تورم گذشته می دهند. در حالی که توکلیمان (۱۳۹۱) به این نتیجه رسید که عوامل اقتصادی وزن بیشتری به تورم گذشته نسبت به تورم آتی می دهند. همتی (۱۴۰۱) کیان پور و همکاران (۱۳۹۸)، کازرونی و همکاران (۱۳۹۶) نیز تورم انتظاری و تورم با وقفه را برای برآورد منحنی فیلیپس لازم می دانند.

۳- روش‌شناسی تحقیق

به طور سنتی تحلیل در حوزه زمان رویکردی پرکاربرد و متداول در اقتصادسنجی سری زمانی است. این رویکرد، با این مدل‌سازی رفتار یک متغیر و همچنین رابطه میان مجموعه‌ای از متغیرها در گستره زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. رویکردی دیگر در اقتصادسنجی، بر حوزه فرکانس تمرکز دارد. تحلیل در حوزه فرکانس ابزاری مکمل برای تحلیل در حوزه زمان به شمار می‌رود. به طوری که این رویکرد بررسی فوق‌الاشاره را در فرکانس‌های مختلف بررسی می‌نماید. تبدیل موجک بکارگیری توأمان هر دو رویکرد را میسر می‌سازد. به طوری که در صورت بیان یک تابع بر حسب زمان با بکارگیری این رویکرد می‌توان آن را به شکل یک موج بررسی کرد. در تاریخ ریاضیات، تحلیل موجک ریشه‌های متعددی دارد. یکی از آن‌ها، تحلیل فوریه است. در سال ۱۸۰۷، فوریه، ادعا کرد هر تابع متناوب را می‌توان به صورت مجموع بی‌نهایت از امواج سینوسی و کسینوسی با فرکانس‌های مختلف نمایش داد. به عبارت دیگر، هر تابع قابلیت تقریب توسط مجموعه‌ای از امواج سینوس و کسینوس را دارد (اشلایکر، ۲۰۰۲ و روآ، ۲۰۱۲). با این وجود، در تبدیل فوریه پایا بودن سری‌های زمانی نقشی محوری دارد (اگیر-کانراریا و همکاران، ۲۰۰۸). اما، بخش قابل توجهی از سری‌های زمانی ناپایا می‌باشند و عموم مشخصات آن‌ها در طول زمان تغییر می‌نماید. با در نظر داشتن محدودیت مذکور، تبدیل موجک به عنوان رویکردی جایگزین برای تبدیل فوریه در تحلیل حوزه فرکانس استفاده می‌شود. از ویژگی‌های مهم تبدیل موجک می‌توان به توانایی آن در تجزیه‌ی یک سری زمانی به فرکانس‌های مختلف در هر نقطه از زمان یا اصطلاحاً تحلیل زمان-فرکانس سری زمانی اشاره کرد. افزون بر این، تبدیل موجک بر خلاف تبدیل فوریه قید نبودن پایایی سری‌های زمانی را ندارد و امکان تشخیص فرکانس‌های موجود در

1. Schleicher

2. Rúa

3. Aguiar-Conraria

داده‌ها در هر نقطه‌ی زمانی را دارا است (احسانی و طاهری بازخانه، ۱۳۹۷). به دلیل ماهیت غیرخطی ارتباط میان سری‌های زمانی اقتصادی، اهمیت تغییرات رابطه آن در افق‌های مختلف و در طول زمان، ماهیت نوفه‌ای بودن و همچنین وجود رفتار فصلی در آن‌ها، بکارگیری تبدیل موجک و ابزارهای آن کاربرد زیادی پیدا کرده است.

تبدیل موجک با استفاده از توابع پایه‌ای، یک سری زمانی را به فضای فرکانس انتقال داده و سپس سری زمانی را در زمان و مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. موجک‌ها (که به عنوان موجک‌های دختر^۱ شناخته می‌شوند) از یک تابع تکی - موجک مادر^۲ $\psi_{u,s}(t) -$ که به عنوان تابعی از موقعیت زمان (u) و مقیاس (s) تعریف می‌شود، مشتق می‌شوند. توابع موجک پرکاربرد در حوزه‌ی اقتصاد به دو دسته‌ی پیوسته^۳ و گسسته^۴ قابل تقسیم‌اند. تابع موجک پایه‌ای پیوسته عبارت است از:

$$\psi_{u,s}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t-u}{s}\right) \quad (2)$$

فرض می‌شود موجک‌ها یک تابع مربع انتگرال پذیر هستند (یعنی $\psi(\cdot) \in L^2(\mathbb{R})$). در رابطه (۱) $1/\sqrt{s}$ عامل نرمال‌ساز بوده که متضمن واحد بودن واریانس موجک، $\|\psi_{u,s}\|^2 = 1$ می‌باشد. u پارامتر انتقال^۵ بوده که موقعیت دقیق موجک را ارائه می‌دهد. s پارامتر اتساع^۶ (اندازه‌ی مقیاس تابع) می‌باشد که نحوه‌ی کشیدگی موجک را تعریف می‌کند. مقیاس‌بندی یک ابزار ریاضی است که در این‌جا منظور از آن باز شدن و یا فشرده شدن موجک در زمان است. مقیاس بزرگ مطابق با باز شدن و یا کشیده شدن موجک و مقیاس کوچک به معنی فشرده شدن موجک است. از آن‌جا که فشردگی موجک مطابق با بالا بودن فرکانس آن و نیز بازشدگی و یا کشیدگی موجک مطابق با کم بودن بسامد غالب آن است، فرکانس غالب و مقیاس کوچک یک موجک با هم در ارتباط هستند. به این مفهوم که مقیاس بالا مطابق با فرکانس پایین و مقیاس کوچک، مطابق با فرکانس بالا است.

-
1. Wavelet Daughters
 2. Mother Wavelet
 3. Discrete
 4. Continuous
 5. Location Parameter
 6. Dilatation Parameter

طیف توان موجک^۱ اولین ابزار در تبدیل موجک پیوسته می‌باشد. طیف توان موجک سری زمانی، طبق رابطه (۳) بیان می‌شود (اگیر کانراریا و همکاران^۲، ۲۰۲۰):

$$(WPS)_x = W_x \bar{W}_x = |W_x|^2 \quad (3)$$

ابزار فوق‌الذکر، شدت نوسانات متغیرهای زمانی را در حوزه زمان - فرکانس بیان می‌کند. بنابراین، با طیف توان موجک می‌توان نوسانات یک متغیر را تحلیل کرد و از توزیع واریانس و نوسانات آن در افقی‌های مختلف و در طول زمان اطلاعاتی مفیدی بدست آورد.

در صورتی هدف مطالعه بررسی ارتباط میان دو متغیر باشد، توان متقاطع موجک^۴ می‌تواند مناطقی از حوزه زمان - فرکانس را متمایز کند که دو سری زمانی توان بالای مشترک و در نتیجه نوسان‌های مشترکی دارند (اگیر - کاراریا، ۲۰۰۸). برای دو سری زمانی $x(t)$ و $y(t)$ توان متقاطع موجک x و y توسط رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$W_{yx} = W_y \bar{W}_x \quad (4)$$

در رابطه فوق W_x و W_y به ترتیب تبدیل موجک y و x می‌باشند. قدر مطلق W_{yx} توان متقاطع موجک را نشان می‌دهد و کوواریانس محلی^۵ میان دو سری زمانی را در فضای زمان - فرکانس به تصویر می‌کشد.

ابزار دیگری که در تبدیل موجک پیوسته و تحلیل ارتباط میان متغیرها کاربرد زیادی دارد، همدوسی^۶ (همبستگی در حوزه زمان - فرکانس) است. رابطه (۵) همدوسی y و x را بیان می‌کند:

$$R_{yx} = \frac{|S(W_{yx})|}{\left[S(|W_y|^2) S(|W_x|^2) \right]^{1/2}} \quad (5)$$

که در آن S عمل‌گر هموارساز^۷ در زمان و مقیاس می‌باشد. اگر هموارسازی انجام نشود، همدوسی مثل تبدیل فوریه همیشه برابر واحد است (ورونا، ۲۰۲۰). طبق رابطه (۵)، می‌توان شدت رابطه

1. Wavelet Power Spectrum (WPS)

2. Aguiar-Conraria

۳. از آن جایی که تمامی متغیرهای معرفی شده تابعی از پارامتر انتقال و مقیاس هستند، برای خوانش ساده‌تر موارد مذکور حذف شده‌اند.

4. Cross Wavelet Transform

5. Local Covariance

6. Coherence

7. Smoothing Operator

میان y و x را در هر نقطه و زمان اندازه‌گیری کرد. R_{yx} در محدوده صفر و یک قرار می‌گیرد. به طوری که عدد صفر (یک) هم حرکتی شدید (ضعیف) میان دو متغیر را بازگو می‌کند. اگر چه ابزار همدوسی اطلاعات باارزشی را ارائه می‌کند، ولی در تحلیل‌های اقتصادی سه محدودیت جدی دارد. همدوسی نمی‌تواند ارتباط تقدم - تأخیری^۱ را نشان دهند. بنابراین، نمی‌تواند اطلاعاتی در خصوص رابطه علیت میان متغیرها ارائه نماید. علاوه بر این، برای دستیابی به درکی کامل از پدیده‌ها و ارزیابی فرضیه‌ها، بررسی ارتباط توأمان بیش از دو متغیر ضرورت پیدا می‌کند. در نهایت، به علت بازه قرارگیری R_{yx} ، مقایسه همدوسی به طور منفرد میان دسته‌ای از متغیرها ممکن نیست. برای رفع این چالش‌ها، سه ابزار دیگر به کار گرفته می‌شوند. محدودیت اول، توسط اختلاف فاز از میان می‌رود. طبق رابطه (۶) می‌توان به تابعی از زمان و فرکانس دست پیدا کرد که در خصوص تأخیر نوسانات سری‌های زمانی اطلاعات ارائه می‌کند.

$$\phi_{yx} = \arctan \frac{\Im [S(W_{yx})]}{\Re [S(W_{yx})]} \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، \Re و \Im به ترتیب نشان‌دهنده بخش موهومی و حقیقی مبدل متقاطع موجک هموار شده هستند. در خصوص مقدار محاسبه شده باید گفت که همواره $\phi_{x,y} \in [-\pi, \pi]$ برقرار است. جدول (۱)، نحوه تحلیل در خصوص همبستگی و رابطه علی بر اساس اختلاف فاز را بیان می‌کند.

جدول ۱. تفسیر جریان علیت بر اساس اختلاف فاز

جهت علیت	جریان علیت	همبستگی	اختلاف فاز
$x(t) \rightarrow y(t)$	مستقیم	مثبت	$\phi_{x,y} \in (0, \frac{\pi}{2})$
$y(t) \rightarrow x(t)$	معکوس	منفی	$\phi_{x,y} \in (\frac{\pi}{2}, \pi)$
$y(t) \rightarrow x(t)$	مستقیم	مثبت	$\phi_{x,y} \in (-\frac{\pi}{2}, 0)$
$x(t) \rightarrow y(t)$	معکوس	منفی	$\phi_{x,y} \in (-\pi, -\frac{\pi}{2})$

منبع: طاهری بازخانه (۱۴۰۲).

1. Lead-lag

برای از میان برداشتن محدودیت دوم، همبستگی جزئی استفاده می‌شود. در این راستا، باید همدوسی جزئی^۱ محاسبه شود که در رابطه (۷) بیان شده است. مربع همدوسی موجب چندگانه میان سری Y و سری‌های X و Z ($R_{y(xz)}^2$) عبارت است از:

$$R_{y(xz)}^2 = \frac{R_{yx}^2 + R_{yz}^2 - 2R(\omega_{yx} \omega_{yz} \bar{\omega}_{xz})}{1 - R_{xz}^2} \quad (7)$$

بر اساس رابطه (۷)، همدوسی چندگانه میان Y و X و Z با $R_{y(xz)}$ بیان می‌شود که مقدار مثبت ریشه دوم مقدار در رابطه (۷) است. $R_{y(xz)}$ تفسیری مثل ضریب تعیین در رگرسیون چند متغیره Y بر روی X و Z دارد. با این تفاوت که در حوزه زمان - فرکانس تحلیل می‌شود (ورونا^۲، ۲۰۲۰).

برای محاسبه همدوسی مرکب جزئی^۳ میان Y و X پس از کنترل کردن به ازای سری Z با $\omega_{yx,z}$ بر اساس رابطه (۸) محاسبه می‌شود:

$$\omega_{yx,z} = \frac{\omega_{yx} - \omega_{yz} \bar{\omega}_{xz}}{\sqrt{(1 - R_{yz}^2)(1 - R_{xz}^2)}} \quad (8)$$

طبق رابطه (۷)، همدوسی جزئی توسط قدر مطلق $\omega_{yx,z}$ محاسبه می‌شود تا رابطه میان Y و X با کنترل Z مشخص گردد.

برای از میان برداشتن چالش سوم و مقایسه اثرگذاری X و Z بر Y بهره موجک جزئی به کار گرفته می‌شود. این مهم توسط رابطه شماره (۹)^۴ بیان شده است:

$$G_{yx,z} = \frac{|\omega_{yx} - \omega_{yz} \bar{\omega}_{xz}|}{1 - R_{xz}^2} \cdot \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \quad (9)$$

1. Partial Coherence

۲. همدوسی مرکب بر اساس اندیس‌های ذکر شده است. قدر مطلق ریشه دوم آن، همدوسی ذکر شده در رابطه (۵) می‌باشد.

3. Verona

4. Complex Partial Wavelet Coherency

۵. در این رابطه σ_i طیف توان موجک برای سری i است.

مقدار محاسبه شده در حکم قدر مطلق ضریب x در رگرسیون y بر روی x بعد از کنترل کردن اثر z است. ضرایب به دست آمده برای X و Z در حوزه زمان - فرکانس هنگامی معنی دار هستند که همدوسی جزئی و چندگانه معنی دار باشند (طاهری بازخانه، ۱۴۰۲).

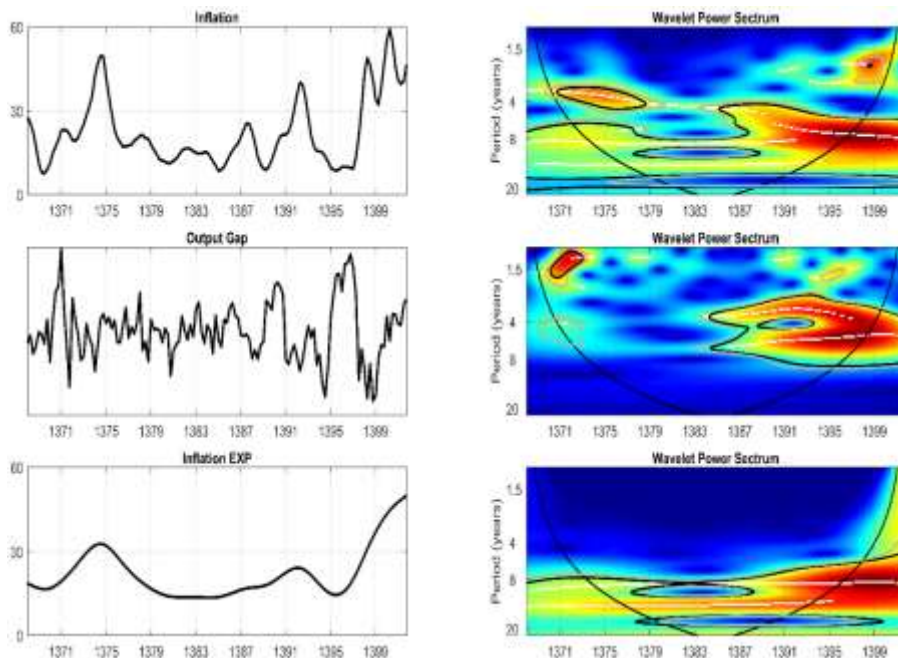
۴- نتایج

۴-۱- معرفی متغیرها

با توجه به اهداف تعریف شده برای تحقیق، از متغیرهای تورم نقطه به نقطه شاخص قیمت مصرف کننده (Inflation)، شکاف تولید ناخالص داخلی^۱ به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ (Output Gap) و روند تورم نقطه به نقطه شاخص قیمت مصرف کننده به عنوان شاخصی برای سنجش انتظارات تورمی^۲ (Inflation EXP) استفاده شده است. گستره مکانی تحقیق اقتصاد ایران است و گستره زمانی داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۴۰۱:۰۴ - ۱۳۶۸:۰۱ را در بر می‌گیرد. تصویر شماره (۱) سری‌های زمانی استفاده شده در تحقیق (سمت چپ) و طیف توان آن‌ها (سمت راست) را به تصویر کشیده است. به طوری که از بالا به پایین تورم، شکاف تولید و انتظارات تورمی قرار دارند. در تحقیق حاضر به پیروی از اگیر کانراریا^۳ و همکاران (۲۰۲۳) افق‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت به دوره‌های ۲-۴ سال، ۴-۸ سال و بیش‌تر از ۸ سال تقسیم شده‌اند.

۱. برای محاسبه روند تولید و شکاف آن از فیلتر هودریک - پرسکات استفاده شده است.

۲. با توجه به عدم اندازه‌گیری انتظارات تورمی در اقتصاد ایران، انتخاب سری زمانی مذکور به پیروی از مطالعات مرتبط، به طور مثال، فطرس و همکاران (۱۴۰۰)، استفاده شده است.



نمودار ۱ (سمت چپ)؛ نمودار سری‌های زمانی به کار گرفته شده در تحقیق (به ترتیب تورم، شکاف تولید و انتظارات تورمی) به طوری که محور افقی زمان و محور عمودی مقدار متغیرها است. (سمت راست)؛ طیف توان موجک مربوط به هر سری زمانی است. محورهای افقی نشان‌دهنده زمان و محور عمودی مقیاس (بر حسب سال) را بیان می‌کنند. خطوط مشکی (خاکستری) معنی‌داری در سطح ۹۵٪ (۹۰٪) را تعیین می‌کنند. آن قسمت از نواحی معنی‌دار قابل تفسیر است که در فضای سهمی شکل قرار گرفته باشد.^۱ رنگ گرم و قرمز (سرد و آبی) نشان‌دهنده توان بالا (پایین) هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش.

تورم به عنوان یکی از شناخته شده‌ترین معضلات اقتصاد ایران افت و خیزهای فراوانی را تجربه کرده است. در دهه ۱۳۷۰ با شتاب بالایی تورم آغاز شد.^۲ در ادامه، روندی نسبتاً ثابت را تا

۱. در تبدیل سری زمانی به دلیل نوسان لحظه‌ای موجک مقادیر تصادفی جایگزین مقادیر واقعی حاصل شده از تبدیل می‌شوند. این مسئله باعث بروز خطای اریب در تبدیل شده و به اثر لبه (Edge Effect) شهرت دارد که با افزایش مقیاس تبدیل سری افزایش می‌یابد. هنگامی که یک موجک به لبه سری زمانی می‌رسد، بخشی از آن خارج از محدوده سری زمانی قرار می‌گیرد و این به معنی فقدان داده برای تخمین صحیح تبدیل موجک است. این فقدان داده می‌تواند باعث خطا در تحلیل موجک شود. به نواحی از طیف که در آن اثر لبه به اوج می‌رسد، کانون اثر (Cone of Influence) گفته می‌شود. نتایج بدست آمده از تحلیل زمان-مقیاس مبدل موجک در نواحی لبه غیر قابل اعتماد بوده و باید در تفسیر نتایج آن دقت شود (احسانی و طاهری بازخانه، ۱۳۹۷). از این‌رو، در تمامی شکل‌های تحقیق حاضر، فضای سهمی برای اجتناب از این خطا ترسیم شده که صرفاً در آن نواحی تحلیل صورت می‌گیرد.

۲. به دلیل معنی‌داری و افزایش توان موجک که با تغییر از رنگ سرد (آبی) به رنگ گرم (قرمز) قابل تشخیص است.

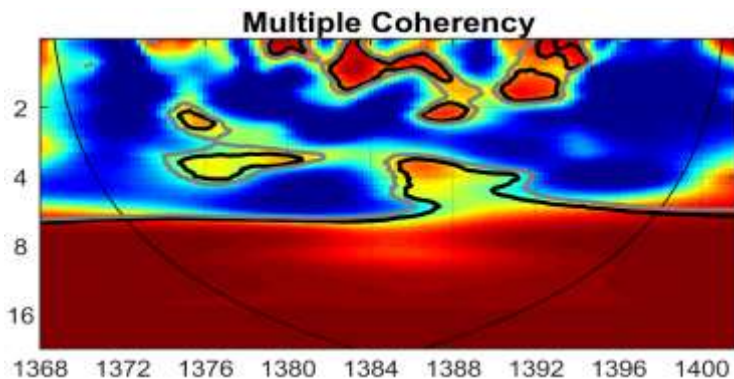
سال ۱۳۸۶ طی کرد. نیمه دوم سال ۱۳۸۶ تا نیمه ابتدایی دهه ۱۳۹۰ روندی صعودی را در پیش گرفت. علاوه بر این، توان موجک نشان دهنده شدت یافتن نوسانات این متغیر تا انتهای دوره زمانی تحقیق است. با توجه به انعقاد برجام و کاسته شدن تحریم‌های بین‌المللی تورم اعداد تک رقمی را تجربه کرد. با خروج یک جانبه ایالات متحده و بروز ناترازی‌های اقتصاد ایران مجدداً روند صعودی تورم آغاز شد. این مسیر پر فراز و نشیب در طیف توان موجک نیز قابل مشاهده است. به طوری که در افق‌های مختلفی نوسان‌های معنی‌داری وجود دارد. با این توضیح که از ابتدای دهه ۱۳۹۰ شدت بیش‌تری مشاهده می‌شود.

شکاف تولید نیز در گستره زمان نوسانات متعددی دارد. به طوری که شدیدترین نوسانات در دهه ۱۳۹۰ رخ داده است. نوسانات این متغیر در افق میان‌مدت (۸-۴ سال) رخ داده است. انتظارات تورمی در افق بلندمدت نوسانات شدیدی دارد. بررسی این متغیر در حوزه زمان حاکی از آن است که به تاسی از تورم ابتدای دهه ۱۳۷۰ و نیمه دوم دهه ۱۳۹۰ انتظارات تورمی شدت یافته‌اند.

متغیر به کار گرفته شده برای انتظارات تورمی (روند تورم) مانند سایر متغیرها از اواسط دهه ۱۳۸۰ با افزایش در توان موجک همراه است. این مهم، می‌تواند ناشی از رفتار مشابه متغیرها و رابطه میان آن‌ها باشد. در ادامه، سایر ابزارهای به کار گرفته شده گزاره فوق را بررسی می‌کنند.

۴-۲- هم‌دوسی چندگانه

نمودار ۲، هم‌دوسی چندگانه را به تصویر کشیده است. در این شکل، محدوده‌هایی که انتظارات تورمی و شکاف تولید به طور هم‌زمان بر تورم اثرگذار بوده‌اند، مشخص می‌شود. محورهای عمودی و افقی نشان‌دهنده مقیاس (برحسب سال) و زمان هستند. رنگ قرمز و گرم (آبی و سرد) نشان‌دهنده اثرگذاری شدید (ضعیف) هم‌زمان رشد نقدینگی و نرخ ارز بر تورم هستند. خط مشکی نازک که فضا را به شکل سهمی تقسیم کرده است، برای جلوگیری از خطای لبه، ترسیم شده است. در محدوده این سهمی، محدوده‌هایی که با خطوط مشکی و خاکستری ضخیم احاطه شده‌اند و نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۹۵٪ و ۹۰٪ هستند، قابلیت تحلیل را دارند. نواحی معنی‌دار، به منزله ضریب تعیین در تحلیل رگرسیون هستند که توانایی توضیح تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل را بیان می‌کند.



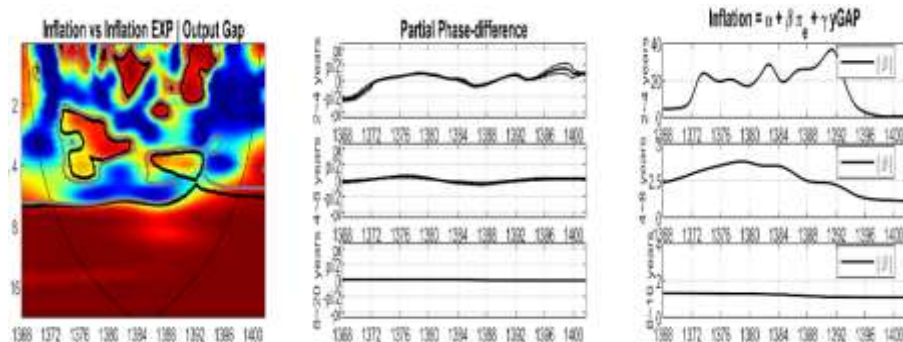
نمودار ۲. همدوسی چندگانه: اثرگذاری هم‌زمان انتظارات تورمی و شکاف تولید بر تورم

منبع: یافته‌های پژوهش.

تحلیل در حوزه زمان نشان می‌دهد از نیمه دوم دهه ۱۳۷۰ تا نیمه دوم دهه ۱۳۹۰ انتظارات تورمی و شکاف تولید قادر هستند تغییرات تورم را توضیح دهند. با در نظر گرفتن مقیاس زمانی، می‌توان گفت با حرکت به سمت افق بلندمدت اثرگذاری هم‌زمان دو متغیر بر تورم بیشتر می‌شود. برای آگاهی از اثرگذاری مجزای انتظارات تورمی و شکاف تولید، همدوسی جزئی، اختلاف فاز جزئی و بهره موجک جزئی به کار گرفته می‌شوند.

۳-۴- ارتباط میان انتظارات تورمی بر تورم

نمودار ۳ همدوسی جزئی میان انتظارات تورمی و تورم (با ثبات شکاف تولید)، اختلاف فاز و بهره موجک را به منظور آگاهی از اثرگذاری خالص نرخ ارز بر تورم به تصویر کشیده است.



نمودار ۳. همدوسی جزئی (سمت چپ)، اختلاف فاز (ستون میانی) و بهره موجک (سمت راست) میان انتظارات

تورمی و تورم

منبع: یافته‌های پژوهش.

تفسیر همدوسی جزئی و نواحی معنی‌دار مانند شکل‌های (۱) و (۲) است. تفسیر اختلاف فاز برای تعیین جریان و جهت علیت بر اساس جدول (۱) انجام می‌شود. بهره موجک جزئی تفسیری مشابه با ضریب رگرسیون دارد^۱. محور افقی نشان دهنده زمان است.

توجه به شکل (۳)، بدون در نظر گرفتن مقیاس می‌توان گفت در تمامی سال‌ها همبستگی بالایی میان دو متغیر وجود دارد. اما، بسته به مقیاس زمانی شدن و جریان علیت تفاوت دارد. به طوری که با حرکت به سمت افق زمانی بلندمدت ارتباط میان انتظارات تورمی و تورم شدیدتر می‌شود.

در افق ۲-۴ سال، در بازه زمانی ۱۳۷۵-۱۳۹۲ ارتباط میان دو متغیر در محدوده معنی‌دار قرار دارد. با توجه به این که اختلاف فاز تا سال ۱۳۸۴ در بازه $(0, \frac{\pi}{2})$ قرار دارد، رابطه علی مستقیم از تورم به انتظارات تورمی است. اما، از نیمه دوم ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۹۲ به دلیل قرار گرفتن اختلاف فاز در $(-\frac{\pi}{2}, 0)$ ، رابطه علی از انتظارات تورمی به تورم بوده است. به طوری که این اثرگذاری مثبت می‌باشد. یعنی با افزایش (کاهش) انتظارات تورمی، تورم افزایش یافته است. بنابراین، در افق کوتاه‌مدت رابطه علی دو سویه میان تورم و انتظارات تورمی وجود دارد. با توجه به اختلاف فاز، می‌توان گفت ضریب انتظارات تورمی در منحنی فیلیپس در کوتاه‌مدت صرفاً در سال‌های ۱۳۹۲ - ۱۳۸۴ مثبت و معنی‌دار است.

در افق میان‌مدت (۴-۸ سال) همدوسی جزئی در بازه زمانی ۱۳۷۲-۱۳۹۸ در محدوده معنی‌دار و قابل تحلیل قرار دارد. با توجه به ضریب همدوسی و اختلاف فاز بدست آمده در افق مذکور نیز ارتباط علی میان دو متغیر دو سویه و مستقیم است. به طوری که در سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۸۲ تورم متغیر پیشرو می‌باشد. از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۱ اختلاف فاز در بازه $(-\frac{\pi}{2}, 0)$ قرار دارد که نشان می‌دهد تورم از انتظارات تورمی پیروی کرده است. مجدداً، از سال ۱۳۹۴ الی ۱۳۹۸ اختلاف فاز در بازه $(0, \frac{\pi}{2})$ قرار دارد که نشان می‌دهد تورم بر انتظارات تورمی اثرگذاری مثبت

۱. بهره موجک به صورت قدر مطلق است و علامت آن با توجه به اختلاف فاز جزئی تعیین می‌شود. در صورتی که جهت علیت مستقیم (معکوس) باشد، ضریب مقدار مثبت (منفی) دارد (اگیر - کنارایا و همکاران، ۲۰۱۸).

و معنی داری داشته است. با توجه به محاسبات انجام شده ضریب انتظارت تورمی در منحنی فیلیپس در افق میان مدت در سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۱ مثبت و معنی دار است. در افق بلندمدت (بیش از ۸ سال)، محدوده قابل تحلیل و معنی دار دوره زمانی ۱۳۷۳-۱۳۹۶ را در بر می‌گیرد. در این بازه زمانی، ضریب هم‌دوسی جزئی در بسیار شدید و نزدیک به یک است. اختلاف فاز جزئی در بازه $(0, \frac{\pi}{2})$ قرار دارد که بیان می‌کند رابطه علی از تورم به انتظارات تورمی است. به طوری که با افزایش (کاهش) تورم، انتظارات تورمی افزایش (کاهش) می‌یابد. بنابراین، می‌توان گفت ضریب انتظارات تورمی در منحنی فیلیپس در بلندمدت معنی دار نیست.

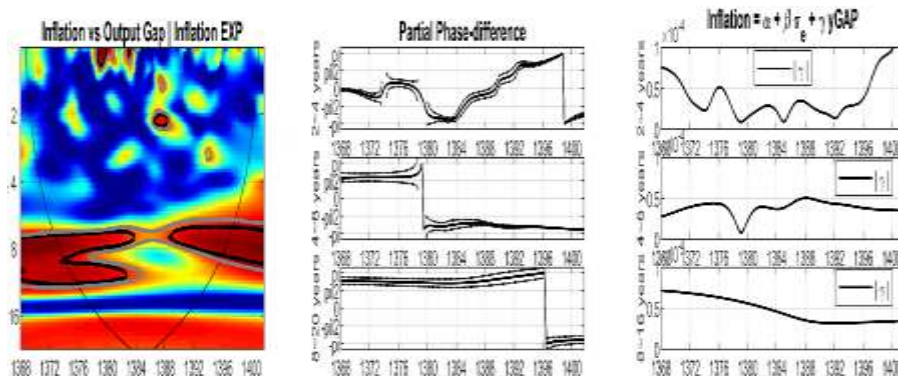
با توجه به محاسبات و تحلیل‌های انجام شده، می‌توان ضریب انتظارات تورمی در منحنی فیلیپس را این گونه تفسیر کرد:

۱. انتظارات تورمی صرفاً در کوتاه‌مدت و میان مدت اثر معنی‌داری بر تورم دارد. در بلندمدت، انتظارات تورمی نمی‌تواند توضیح دهنده تورم در اقتصاد ایران باشند. ارتباط میان انتظارات تورمی و تورم در کوتاه‌مدت و میان مدت دو سویه است. به طوری که صرفاً از اواسط دهه ۱۳۸۰ تا سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۹۰ انتظارات تورمی بر تورم اثرگذار بوده است.
۲. در بلندمدت، انتظارات تورمی به طور مثبت از تورم تأثیر می‌پذیرد. به عبارت دیگر، ضریب انتظارات تورمی در منحنی فیلیپس در این افق در بلندمدت معنی دار نیست.
۳. با توجه به برآورد بهره‌موجک، اثرگذاری انتظارات تورمی بر تورم در کوتاه‌مدت شدیدتر است. با حرکت به سمت افق بلندمدت، اثرگذاری تورم بر انتظارات تورمی نیز کاهش پیدا می‌کند.

۴-۴- ارتباط میان شکاف تولید بر تورم

با توجه به شکل (۴)، ارتباط میان شکاف تولید و انتظارات تورمی در حوزه زمان - فرکانس در قیاس با انتظارات تورمی و تورم کمتر است. به طوری که در کوتاه‌مدت (۲-۴ سال)، تنها در سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۹ ارتباط معنی‌داری میان شکاف تورم و شکاف تولید وجود دارد. در دوره مذکور اختلاف فاز در محدوده قرار $(-\frac{\pi}{2}, 0)$ دارد. در نتیجه، جریان علیت از شکاف تولید به تورم برقرار بوده است. به طوری که با افزایش (کاهش) شکاف تولید، تورم افزایش (کاهش) یافته

است. بنابراین، می‌توان گفت ضریب شکاف تولید در منحنی فیلیپس در افق کوتاه‌مدت مثبت می‌باشد.



نمودار ۴. همدوسی جزئی (سمت چپ)، اختلاف فاز (ستون میانی) و بهره موجک (سمت راست) میان شکاف تولید و تورم
منبع: یافته‌های پژوهش.

تفسیر همدوسی جزئی و نواحی معنی‌دار مانند شکل‌های (۱) و (۲) است. تفسیر اختلاف فاز برای تعیین جریان و جهت علیت بر اساس جدول (۱) انجام می‌شود. بهره موجک جزئی تفسیری مشابه با ضریب رگرسیون دارد. محور افقی نشان‌دهنده زمان است. در میان‌مدت (۴-۸ سال)، طی دوره‌های ۱۳۷۳-۱۳۸۳ و ۱۳۸۹-۱۳۹۷ همدوسی جزئی در محدوده قابل تفسیر و معنی‌دار قرار دارد. طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۷۹ با توجه اختلاف فاز که در بازه $(\frac{\pi}{2}, \pi)$ قرار دارد، رابطه علی از شکاف تولید به تورم برقرار است. به طوری که با افزایش (کاهش) شکاف تولید، تورم کاهش (افزایش) می‌یابد. از سال ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۴ و همچنین ۱۳۸۹-۱۳۹۷، اختلاف فاز در محدوده $(-\pi, -\frac{\pi}{2})$ قرار دارد. یعنی تورم اثری منفی و معنی‌دار بر شکاف تولید داشته است. به عبارت دیگر، در دو برهه زمانی مذکور با افزایش (کاهش) تورم، شکاف تولید کاهش (افزایش) یافته است. بنابراین، ضریب شکاف تولید در منحنی فیلیپس در افق میان‌مدت صرفاً در دوره زمانی ۱۳۷۳-۱۳۷۹ مقدار معنی‌دار داشته است که علامت آن منفی گزارش می‌شود. در افق بلندمدت (۸ الی ۲۰ سال)، همدوسی جزئی در سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۸۳ مقدار شدیدی به خود گرفته است که در ناحیه قابل تفسیر قرار دارد. بر اساس مقدار اختلاف فاز که محدوده

$(\frac{\pi}{2}, \pi)$ دارد، دو متغیر رابطه علی معکوس دارند به طوری که از تورم از شکاف تولید پیروی کرده است. یعنی افزایش (کاهش) شکاف تولید باعث کاهش (افزایش) تورم می‌شود. بنابراین، ضریب شکاف تولید در منحنی فیلیپس در افق بلندمدت، منفی می‌باشد و فقط در بازه زمانی ۱۳۷۴-۱۳۸۳ قابل تفسیر و معنی‌دار است.

ناپایداری شیب منحنی فیلیپس که در تحقیق حاضر نتیجه شد، با آنچه عبدی مرزبان و نجاتی (۱۳۸۹)، سیدکالایی و همکاران (۱۳۹۸) هم راستا است. منفی بودن شیب منحنی فیلیپس در میان مدت و بلندمدت نیز مشابه نتیجه به دست آمده توسط امیری و گرجی (۱۳۹۰) است.

۵. جمع‌بندی

رابطه بین فعالیت واقعی اقتصادی و نرخ تورم یکی از موضوعات بحث‌برانگیز در زمینه اقتصاد کلان در حوزه تجربی و نظری بوده است. شاید یکی از محبوب‌ترین مدل‌هایی که رابطه بین فعالیت واقعی اقتصاد و نرخ تورم را توصیف می‌کند منحنی فیلیپس باشد که برای نخستین بار توسط فیلیپس (۱۹۷۱) معرفی شده است و سپس توسط سامئلسون و سولو (۱۹۹۱) بسط داده شد (افشاری و بیات ۱۳۹۶). منحنی فیلیپس، در طی قرن گذشته اقتصاددانان و سیاست‌گذاران را مجذوب خود کرده است. در عین حال، توضیح پیوند میان بخش حقیقی و تورم طبق منحنی فیلیپس بحث‌برانگیز می‌باشد و با اجماع نظر همراه نیست (موتاسکو، ۲۰۱۹). مرور ادبیات موضوع نشان می‌دهد سه پرسش اساسی محل مناقشه هستند:

- (۱) آیا معاوضه میان تورم و بخش حقیقی در کوتاه مدت پایدار است؟ (۲) نقش انتظارات چیست؟
- (۳) آیا در بلندمدت معاوضه مذکور موضوعیت دارد؟

از این رو، تحقیق حاضر کوشید برای پاسخ به سه پرسش فوق در اقتصاد ایران، از تبدیل موجک پیوسته و داده‌های ۱۴۰۱:۰۴ - ۱۳۶۸:۰۱ استفاده نماید. روش اقتصادسنجی به کار گرفته شده با تشریح هم‌زمان ارتباط میان متغیرها در حوزه زمان - فرکانس توانست پیش جدیدی در این خصوص ارائه نماید. نتایج به دست آمده در جدول شماره (۲) به طور خلاصه ذکر شده است:

جدول ۲. جمع‌بندی نتایج مربوط به اثرگذاری انتظارات تورمی و انتظارات تورمی بر تورم

اثرگذاری شکاف تولید بر تورم		اثرگذاری انتظارات تورمی بر تورم		رابطه مقیاس زمانی
علامت (بهره موجک)	محدوده زمانی	علامت (بهره موجک)	محدوده زمانی	
مثبت ($10^{-5} * 3$)	۱۳۸۷-۱۳۸۹	مثبت (بین ۲۰ تا ۳۰)	۱۳۸۴-۱۳۹۲	کوتاه مدت (۲-۴ سال)
منفی ($10^{-5} * 3$)	۱۳۷۹-۱۳۸۳	مثبت (بین ۲/۵ تا ۴)	۱۳۸۳-۱۳۹۱	میان مدت (۴-۸ سال)
منفی ($10^{-5} * 4$)	۱۳۷۴-۱۳۸۳	-	-	بلندمدت (۸-۲۰ سال)

منبع: یافته‌های پژوهش.

بر این اساس، در ارتباط با سه سؤال فوق، پاسخ‌های زیر ارائه می‌شوند:

(۱) معاوضه میان تورم و بخش حقیقی در کوتاه‌مدت، از حیث جهت و جریان علیت پایدار نیست. به این علت که در کل دوره زمانی، ارتباط مذکور برقرار نمی‌باشد. در عین حال، در کوتاه‌مدت اثرگذاری شکاف تولید بر تورم مثبت است که مثبت بودن شیب منحنی را نتیجه می‌دهد.

(۲) انتظارات در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اثر معنی‌دار دارد اما در بلندمدت تعیین‌کننده تغییرات تورم در منحنی فیلیپس نیست. این مهم، از نیمه ابتدایی دهه ۱۳۸۰ تا ابتدای دهه ۱۳۹۰ شدید و معنی‌دار می‌باشد.

(۳) معاوضه میان تورم و بخش حقیقی در بلندمدت برقرار است. با این توضیح که شدت آن نسبت به میان‌مدت کاهش می‌یابد.

اگرچه شیب منحنی فیلیپس ناپایدار است و در دامنه زمان - فرکانس از لحاظ شدت و جهت شیب تغییرپذیری زیادی دارد، اما توصیه‌های سیاستی مهمی قابل ارائه است:

(۱) در اقتصاد ایران نمی‌توان با اثرگذاری بر انتظارات تورمی، رشد سطح عمومی قیمت‌ها را کنترل کرد. چون؛ اولاً، در بلندمدت انتظارات تورمی پیرو تورم است؛ ثانیاً، اثرگذاری معنی‌دار انتظارات تورمی بر تورم محدود به سال‌های میانی دهه ۱۳۸۰ تا سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۹۰ می‌باشد که تحت تأثیر درآمدهای نفتی قرار داشته است.

(۲) تحریک بخش حقیقی به واسطه تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها سیاست مناسبی در اقتصاد ایران به نظر نمی‌رسد. زیرا اثرگذاری تورم بر شکاف تولید صرفاً در میان‌مدت معنی‌دار است که این رابطه معکوس می‌باشد. بنابراین پژوهشگرانی که به این حوزه علاقه دارند، می‌توانند نامتقارن بودن اثرگذاری تورم بر شکاف تولید را بررسی نمایند.

۳) وجود معاوضه نشان می‌دهد که سیاست‌های ناظر بر بخش حقیقی و بیکاری منجر به اثرگذاری بر تورم نیز می‌شود که ضروری است این مهم مدنظر سیاست‌گذار پولی قرار گیرد.

منابع

احسانی، محمدعلی و طاهری بازخانه، صالح (۱۳۹۷). کاربرد تبدیل موجک پیوسته در کشف پویایی‌های رابطه‌ی علی بین نقدینگی و اجزای تشکیل‌دهنده‌ی آن با تورم: مطالعه‌ی موردی اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۳(۲)، ۲۳۵-۲۷۸.

امامی، کریم و علیا، میترا (۱۳۹۱). برآورد شکاف تولید و تأثیر آن بر نرخ تورم در اقتصاد ایران. *پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۲(۱)، ۵۹-۸۵.

امیری، حسین و گرچی، ابراهیم (۱۳۹۰). برآورد منحنی فیلیپس با استفاده از مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۳)، ۱۶۹-۱۹۰.

توکلیان، حسین (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۱۰۰(۴۷)، ۱-۲۲.

حیاتی، یوسف؛ سهیلی، کیومرث و عرفانی، علیرضا (۱۳۹۸). نقش پویایی‌های نرخ تورم در سیاست پولی ایران: یک مدل DSGE. *اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۹)، ۳۱۳-۳۳۶.

خوچیانی، رامین و نادمی، یونس (۱۳۹۷). بازنگری در رابطه شکاف تولید و تورم برای اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تبدیل موجک. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۸(۶۹)، ۳۰۷-۳۳۴.

رحمانی، تیمور و امیری، حسین (۱۳۹۰). تخمین منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید در ایران با استفاده از رویکردهای هم‌انباشتگی و VAR. *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، ۱۹(۵۹)، ۸۱-۱۰۰.

طاهری بازخانه، صالح (۱۴۰۲). تحلیل اثرگذاری نقدینگی و نرخ ارز بر تورم در حوزه زمان-فرکانس. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۵(۲۹)، ۱۱۱-۱۴۸.

عبدی سیدکلایی، محمد؛ طاهری بازخانه، صالح و پهلوان بلی، نسرین (۱۳۹۸). بررسی ناپایداری منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت حالت-فضا. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۰(۴)، ۵۷-۸۱.

کارزونی، سیدعلیرضا؛ اصغرپور، حسین و نفیسی مقدم، مریم (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران: کاربرد منحنی فیلیپس هایبریدی کینزی‌های جدید (رویکرد رگرسیون کوانتایل). *اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه)*، ۲۴(۱۴)، ۱۱۵-۱۳۵.

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

مرزبان، حسین و نجاتی، مهدی (۱۳۸۸). شکست ساختاری در ماندگاری تورم و منحنی فیلیپس در ایران. مدل‌سازی اقتصادی، ۸ (۳)، ۱-۲۶.

همتی، مریم (۱۴۰۱). مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس تحت چسبندگی دوگانه با منحنی‌های فیلیپس با لحاظ ناهمگنی در اقتصاد ایران. فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۷ (۳)، ۲۷-۴۴.

Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M.J. (2008). Using Wavelets to Decompose the Time-Frequency Effects of Monetary Policy. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387, 2863–2878.

Aguiar-Conraria, L., Martins, M. M., & Soares, M. J. (2020). Okun's Law across Time and Frequencies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 116, 103897.

Aguiar-Conraria, L., Martins, M. M., & Soares, M. J. (2023). The Phillips Curve at 65: Time for Time and Frequency. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 151, 104620.

Ball, L. M., & Mazumder, S. (2011). Inflation Dynamics and the Great Recession. *National Bureau of Economic Research*, w17044, 1-55.

Ball, L., Mankiw, N. G., Romer, D., Akerlof, G. A., Rose, A., Yellen, J., & Sims, C. A. (1988). The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(1), 1-82.

Benati, L. (2015). The Long-Run Phillips Curve: A Structural VAR Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 76, 15-28.

Bernanke, B. S. (2007). Inflation Expectations and Inflation Forecasting. In *Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute*, Retrieved from <https://corpora.tika.apache.org/base/docs/govdocs1/158/158573.html>

Blanchard, O. (2016). The Phillips Curve: Back to the '60s? *American Economic Review*, 106(5), 31-34.

Blanchard, O. (2018). Should we Reject the Natural Rate Hypothesis? *Journal of Economic Perspectives*, 32(1), 97-120.

- Blanchard, O., Cerutti, E., & Summers, L. (2015). *Inflation and Activity—Two Explorations and Their Monetary Policy Implications*. *National Bureau of Economic Research*, w21726, 1-29.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Carrera, C., & Ramírez-Rondán, N. R. (2019). Inflation, Information Rigidity, and the Sticky Information Phillips Curve. *Macroeconomic Dynamics*, 23(7), 2597-2615.
- Castelnuovo, E., & Pellegrino, G. (2018). Uncertainty-Dependent Effects of Monetary Policy Shocks: a New-Keynesian Interpretation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 93, 277-296.
- Chin, K. H. (2019). New Keynesian Phillips Curve with Time-Varying Parameters. *Empirical Economics*, 57, 1869-1889.
- Daly, M. C., & Hobijn, B. (2014). Downward Nominal Wage Rigidities Bend The Phillips Curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(S2), 51-93.
- Del Negro, M., Lenza, M., Primiceri, G. E., & Tambalotti, A. (2020). What's up with the Phillips Curve? *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, w27003, 1-78.
- Fisher, I. (1926). A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes. *International Labor Review*, 13, 785.
- Friedman, M. (1995). *The Role of Monetary Policy*. London: Macmillan Education.
- Galí, J., & Gertler, M. López & Salido, D. (1999). Inflation Dynamics: a Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44, 195.
- Gordon, G. (1984). Important Issues for Feminist Nutrition Research—A Case Study from the Savanna of West Africa. *IDS Bulletin*, 15(1), 38-44.
- Jordà, Ò., Marti, C., Nechio, F., & Tallman, E. (2019). Inflation: Stress-testing the Philips Curve. *FRBSF Economic Letter*, 5(11), 1-5.
- Kabundi, A., Poon, A., & Wu, P. (2023). A Time-Varying Phillips Curve With Global Factors: Are Global Factors Important? *Economic Modelling*, 126, 106423.

Kiley, M. T. (2015). Low Inflation in the United States: A Summary of Recent Research. *Feds Notes*, 2015-11-23, Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3721667

López-Villavicencio, A., & Mignon, V. (2013). Nonlinearity of the Inflation-Output Trade-Off and Time-Varying Price Rigidity. Retrieved from CEPIL.

Lucas Jr, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103-124.

Lucas, R. E. (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *The American Economic Review*, 63(3), 326-334.

Mankiw, N. G. (2001). The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment. *The Economic Journal*, 111(471), 45-61.

McLeay, M., & Tenreyro, S. (2020). Optimal Inflation and the Identification of the Phillips Curve. *NBER Macroeconomics Annual*, 34(1), 199-255.

Mutascu, M. (2019). Phillips Curve in the US: New Insights in Time and Frequency. *Research in Economics*, 73(1), 85-96.

Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1961, 315-335.

Pfajfar, D., & Roberts, J. M. (2018). The Role of Expectations in Changed Inflation Dynamics. *FEDS Working Paper*, 2018-62, 1-20.

Phelps, E. S. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Unemployment over Time. *Economica*, 1967, 254-281.

Phillips, A. W. (1958). The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283-299.

Rua, A. (2012). Wavelets in Economics. *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*, 8, 71-79.

Roberts, J. M. (2004). Monetary Policy and Inflation Dynamics. Retrieved from SSRN.

Samuelson, P. A., & Solow, R. M. (1960). Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *The American Economic Review*, 50(2), 177-194.

Sargent, T. J. (1999). *The Conquest of American Inflation*. New Jersey: Princeton University Press.

Schleicher, C. (2002). *An Introduction to Wavelets for Economists* (2002-3). Toronto: Bank of Canada

Simon, J., Matheson, T., & Sandri, D. (2013). The Dog that Didn't Bark: Has Inflation been Muzzled or Was It Just Sleeping? *World Economic Outlook*, 2013, 79-95.

Taylor, J. B. (1980). Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, 88(1), 1-23.

Verona, F. (2020). Investment, Tobin's Q, and Cash Flow across Time and Frequencies. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(2), 331-346.

Watson, M. W. (2014). Inflation Persistence, the NAIRU, and the Great Recession. *American Economic Review*, 104(5), 31-36.

Woodford, M., & Walsh, C. E. (2005). Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. *Macroeconomic Dynamics*, 9(3), 462-468.



University of Tehran Press

Urban and Rural Households Homeownership (A Case Study of Floods in Golastan Province)

Leyla Jabari^{*},¹ , Ali Asghar Salem¹ 

1. Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, University of Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

* Corresponding Author

Article Info	Abstract
Article Type Research Article	Floods are among the natural disasters that have occurred in recent years for various reasons, especially due to severe climate changes with different intensities and fluctuations around the world. They have caused changes in the housing market. Iran is also one of the countries that has always been exposed to various natural disasters due to its geographical location and can face challenges in the housing market as a result of these disasters. One of the most severe of these disasters was the 2019 flood in Golestan province, which caused significant economic damage to 14 cities and 437 villages in Golestan province. However, its economic impact, especially on the housing market, has been less studied due to reasons such as lack of data. Thus, the present study aims to explore the effect of the Golestan flood on probability of homeownership between 2018 and 2019. Therefore, initially, 381 household from Golestan and 418 household from Kurdistan and Kermanshah provinces were selected. Then, by defining a Dummy variable for flood, the effect of floods on probability of homeownership was estimated using Panel Probit method. The main results of this study indicate that the flood significantly reduces probability of homeownership by 0.028 units.
Article History: Received: 1402-08-28 Revised: 1403-07-04 Accepted: 1403-07-13 Published: 1403-09-30	
Keywords: <i>Homeownership, Housing Market, Natural Disasters, Panel Probit.</i>	
JEL Classification: <i>Q540, C50, R31.</i>	

Jabari, L., & Salem, A. A. (2024). Investigating the Impact of Flood on Probability of Urban and Rural Households Homeownership (A Case Study of Floods in Golastan Province). *Journal of Economic Research*, 59(3), 494-525.



© The Authors

Publisher: The University of Tehran Press.

DOI: [10.22059/jte.2024.368371.1008871](https://doi.org/10.22059/jte.2024.368371.1008871)

بررسی اثر سیل بر احتمال مالکیت مسکن خانوارهای شهری و روستایی

(مطالعه موردی: سیل استان گلستان)

لیلا جبّاری* و علی اصغر سالم^۱

۱. گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول

مقاله	چکیده
نوع مقاله: پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۲۸ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۷/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۱۳ تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۹/۳۰	سیل‌ها از جمله بلایای طبیعی هستند که در سال‌های اخیر به دلایل مختلف به‌ویژه تغییرات شدید آب‌وهوایی با شدت و نوسانات مختلف در سراسر جهان به‌وقوع پیوسته و تغییراتی در بازار مسکن به وجود آورده است. ایران نیز از جمله کشورهایی است که به دلیل موقعیت جغرافیایی خود، همواره در معرض بلایای طبیعی مختلف قرار گرفته و می‌تواند در پی وقوع این بلایا با چالش‌هایی در بازار مسکن روبه‌رو شود. یکی از شدیدترین این بلایا، سیل ۱۳۹۸ در استان گلستان است که خسارات اقتصادی فراوانی برای ۱۴ شهرستان و ۴۳۷ روستای این استان رقم زده است، با این حال اثر اقتصادی آن به‌ویژه در بازار مسکن به دلایلی مانند کمبود داده‌ها کمتر مورد بررسی قرار گرفته و تا کنون مطالعه‌ای به بررسی اثر آن بر احتمال مالکیت مسکن به‌عنوان مؤلفه‌ای از بازار مسکن نپرداخته است. بنابراین، مطالعه حاضر با هدف بررسی اثر سیل گلستان بر مالکیت مسکن طی سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ انجام شد. به این منظور ابتدا ۳۸۱ خانوار استان گلستان و ۴۱۸ خانوار استان کرمانشاه و کردستان انتخاب شدند و سپس با تعریف متغیر موهومی سیل، اثر سیل بر احتمال مالکیت مسکن با استفاده از روش پنل پروبیت برآورد شد. نتایج اصلی این مطالعه حاکی از آن است که افزایش یک واحدی در متغیر سیل، احتمال مالکیت مسکن را به‌صورت معناداری به میزان ۰/۰۳۲ واحد کاهش می‌دهد.

لیلا جبّاری، علی اصغر سالم (۱۴۰۳). بررسی اثر سیل بر احتمال مالکیت مسکن خانوارهای شهری و روستایی (مطالعه موردی: سیل استان گلستان). *تحقیقات اقتصادی*، ۵۹(۳)، ۴۹۴-۵۲۴.



© نویسندگان.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

DOI: 10.22059/jte.2024.368371.1008871

۱- مقدمه

بلایای طبیعی از جمله سیل، زلزله و خشک‌سالی در سال‌های اخیر در جهان به دلیل تغییرات آب‌وهوایی ناشی از فعالیت‌های انسانی در حال افزایش بوده و خسارات فراوانی برای بسیاری از اقتصادها به وجود آورده است. (یانگ^۱ و همکاران، ۲۰۱۸؛ ژائو^۲ و همکاران، ۲۰۲۲). حتی با پیشرفت دانش بشریت و استفاده از تکنولوژی‌های متفاوت به ویژه هوش مصنوعی در زمینه کنترل وقوع بلایای طبیعی و کاهش خسارات ناشی از آن -چه قبل از وقوع حوادث طبیعی چه بعد آن- این پدیده‌های ناگوار همچنان در جهان در حال وقوع بوده و خسارات سنگینی برای کشورها رقم زده است (ژو^۳ و همکاران، ۲۰۲۳). به طوری که پیش بینی می‌شود تا سال ۲۰۴۰، میزان خسارات ناشی از فجایع طبیعی از ۱۹۵ میلیارد دلار در هر سال به ۲۳۴ میلیارد دلار در سال برسد (باراتیری^۴ و همکاران، ۲۰۲۳). بلایای طبیعی می‌توانند سرمایه فیزیکی در جریان تولید را کاهش دهند، رشد اقتصادی را محدود کنند، بی‌ثباتی اقتصادی را گسترش دهند، نرخ مرگ و میر نیروی کار ماهر را افزایش دهند و بهره‌وری نیروی کار را کاهش دهند (برلمن و اوریش^۵، ۲۰۱۶). کنار این اثرات اقتصادی_اجتماعی نامطلوب، بلایای طبیعی با افزایش درجه ریسک‌گریزی خانوارها، می‌توانند سبب مازاد عرضه و کاهش تعداد مالکان در بازار مسکن شوند (شلدون و ژان^۶، ۲۰۱۹). این مسئله از آنجا اهمیت دوچندان دارد که مسکن از اساسی‌ترین نیازهای انسان در کنار سایر نیازها مانند خوراک و پوشاک به شمار می‌آید که سهم قابل توجهی از بودجه خانوار و ثروت آنها (حدود دو سوم ثروت خانوار) را به خود اختصاص می‌دهد (لی^۷، ۲۰۲۳). مالکیت مسکن در سطح خانوار می‌تواند بر دارایی و ثروت خانوار، رفاه آنان، توزیع درآمد و حتی منزلت اجتماعی افراد حائز اهمیت باشد (قلی‌زاده و همکاران، ۱۴۰۱؛ قلی‌زاده و خاکسار، ۱۳۹۶). مالکیت مسکن برای بسیاری از افراد هدف والایی تلقی می‌شود که رفاه ذهنی و جایگاه اجتماعی - اقتصادی بالایی را برای صاحبان

1. Yang

2. Zhao

3. Xue

4. Barattieri

5. Berlemann and Eurich

6. Sheldon and Zhan

7. Lee

خانه‌ها فراهم می‌آورد (پراکاش و اسمیت^۱، ۲۰۱۹؛ ژنگ^۲ و همکاران، ۲۰۲۰) و اثرات مثبتی مانند مشارکت و سرمایه اجتماعی در یک جامعه را تقویت می‌نماید (وینر و زابل^۳، ۲۰۲۰). شاید به همین دلیل باشد که بسیاری از کشورهای پیشرفته به ویژه ایالت متحده پس از جنگ در دهه ۱۹۴۰ و ۱۹۵۰ با اجرای سیاست‌های مختلف در بازار مسکن مداخله نموده و با موانع مالکیت مسکن مقابله می‌کند (ریکس^۴، ۲۰۲۱). بنابراین باتوجه به اثرات جانبی مثبت مالکیت مسکن، بایستی اقداماتی در جهت رفع موانع مالکیت مسکن صورت گیرد. لذا شناخت عوامل تعیین‌کننده آن در جهت اجرای سیاست‌های دقیق و کارا در جهت بهبود وضعیت مالکیت مسکن و فراهم آوردن زمینه‌های مناسب در جهت دخالت‌های کارآمد دولت در بازار مسکن ضروری است. بلایای طبیعی از جمله موانع مالکیت مسکن هستند که می‌توانند پیامدهای منفی فراوانی را به بازار مسکن تحمیل نمایند و چالش‌هایی مانند کاهش رفاه را به همراه داشته باشند. بلایای طبیعی می‌توانند سبب نااطمینانی در جریان درآمد خانوارها شوند و با ایجاد محدودیت برای خانوارها در دسترسی به اعتبارات، سبب کاهش تقاضا برای خرید مسکن شوند، چرا که در شرایط عدم اطمینان درآمد، تسهیلات‌دهندگان به دلیل افزایش احتمال نکول تسهیلات از پرداخت تسهیلات به ویژه تسهیلات مسکن به خانوارها به ویژه در کشورهای در حال توسعه خودداری می‌کنند (بوانسی^۵ و همکاران، ۲۰۲۱؛ گوتارگود^۶، ۲۰۱۱). با این حال این متغیر، متغیر پیچیده‌ای است که از عوامل بسیاری تأثیر می‌پذیرد و بر عوامل بسیاری اثر می‌گذارد، به عبارتی عوامل اجتماعی-اقتصادی بسیاری، وضعیت مالکیت مسکن را تعیین می‌کنند که برخی احتمال مالکیت توسط خانوار را تقویت و برخی دیگر مانع آن می‌شوند (لین^۷ و همکاران، ۲۰۲۱). لذا ضروری است که این عوامل در کنار بلایای طبیعی شناسایی گردیده و اقدامات لازم برای رفع موانع موجود صورت گیرد به ویژه اهمیت این موضوع در ایران بسیار زیاد است. زیرا ایران از جمله کشورهایی است که به دلیل موقعیت توپوگرافی و

1. Prakash and Smyth

2. Zheng

3. Winer and Zabel

4. Ricks

5. Boansi

6. Gutaergood

7. Lin

جغرافیایی خود همواره در معرض انواع مختلف بلایای طبیعی به‌ویژه سیل قرار می‌گیرد (سالم و جباری، ۱۴۰۰).

یکی از شدیدترین این بلایای طبیعی در ایران، وقوع سیل طی روزهای ابتدائی سال ۱۳۹۸ در استان گلستان است که خسارات اقتصادی فراوانی برای این استان رقم زده است. در این میان، ۱۴ شهرستان و ۴۳۷ روستا به‌ویژه در شهرستان آق قلا زیر آب رفتند، ۱۳۲ هزار واحد مسکونی خسارت وارد شد، بسیاری از کسب و کارهای کوچک از بین رفتند و حدود ۶۷ واحد تجاری آسیب شدید دیدند (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۹۸). با این حال اثرات اقتصادی آن کمتر مورد بررسی قرار گرفته است. از این رو، این حادثه طبیعی می‌تواند سبب تغییراتی در وضعیت مالکیت مسکن شود و چالش‌هایی در زمینه‌های اقتصادی و اجتماعی به وجود آورد. با این حال، اثرات اقتصادی این بلای طبیعی به علت کمبود اطلاعات کمتر مورد بررسی قرار گرفته و تاکنون مطالعه‌ای به بررسی اثرات آن‌ها بر احتمال مالکیت مسکن در ایران نپرداخته است. بنابراین مطالعه حاضر با هدف ارزیابی پیامدهای سیل گلستان بر احتمال مالکیت مسکن خانوارها طی سال‌های ۱۳۹۷ صورت گرفت. بدین منظور ابتدا ریز داده‌های خانوار مربوط به مالکیت مسکن در کنار برخی از متغیرهای جمعیت‌شناختی (مانند درآمد، قیمت مسکن، تعداد سال‌های تحصیل، جنسیت سرپرست، بعد خانوار، وضعیت شغلی سرپرست و ...) به عنوان متغیرهای کنترلی از داده‌های بودجه خانوار و گزارشات شاخص قیمت مرکز آمار ایران برای خانوارهای شهری و روستایی استخراج شدند. سپس ۳۸۱ خانوار استان گلستان و ۴۱۸ خانوار استان کرمانشاه و کردستان انتخاب گشته و در نهایت با تعریف متغیر موهومی سیل، اثر سیل بر احتمال مالکیت مسکن با استفاده از روش پنل پروبیت برآورد شد.

این مطالعه در قالب پنج بخش ارائه می‌شود، در بخش دوم پس از مقدمه، ادبیات نظری در حوزه اثر سیل بر مالکیت مسکن ارائه می‌گردد، در بخش سوم، مطالعات پیشین در این خصوص مورد بررسی قرار می‌گیرد، در بخش چهارم روش برآورد مدل، الگوی اقتصادسنجی و داده‌های مورد استفاده معرفی خواهند شد. در بخش پنجم اثرات سیل بر مالکیت مسکن در کنار سایر متغیرهای اثرگذار بر مالکیت مسکن تجزیه و تحلیل می‌شوند و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات نظری

اثر بلایای طبیعی بر مالکیت خانه را می‌توان در قالب مکانیسم مستقیم ریسک‌گریزی افراد و مکانیسم غیرمستقیم درآمد خانوار توضیح داد که در یک مکانیسم بلایای طبیعی اثر نامعلومی بر احتمال مالکیت مسکن دارند، چرا که سبب ریسک‌گریز شدن خانوار می‌شود. در این حالت یک خانوار سعی می‌کند محیط را ترک کند یا مسکن خود را با قیمت کمتر به فروش برساند و در طرف مقابل یک خانوار دیگر تنها زمانی حاضر به مالک شدن مسکن و خرید مسکن از این خانوار است که تخفیف قیمتی بیشتر هزینه ریسک برای این خانوار باشد. در مکانیسم دیگر بلایای طبیعی سبب کاهش مالکیت خانه و گسترش اجاره‌نشینی می‌شوند، چرا که درآمد و توانایی تقاضا و خرید مسکن را کاهش می‌دهد. در مکانیسم اول، بلایای طبیعی می‌توانند از طریق افزایش درجه ریسک‌گریزی افراد، اثر نامعینی بر مالکیت مسکن دارد. مطالعات در خصوص اثر بلایای طبیعی بر بازار مسکن عمدتاً به تئوری ترجیحات هدانیک^۱ محدود می‌شود. در این تئوری بیان می‌شود که فعالان بازار املاک در مناطق بلاخیز ریسک را درک کرده و با فرض اطلاعات کامل از ریسک بلایای طبیعی و منطقی‌بودن خریداران و فروشندگان، تمایل بیشتری برای برای فروش این نوع املاک دارند تا ریسک درک شده خود را کاهش دهند. بنابراین ریسک درک شده ناشی از بلایای طبیعی در یک محیط خاص، تمایل برای مالک شدن مسکن را کاهش می‌دهد (آدچی و لی^۲، ۲۰۲۳). به عبارتی در مدل قیمت‌گذاری هدانیک ارزش یک ملک با توجه به ویژگی‌های خاص آن (مانند مترآژ، تعداد اتاق، سال ساخت و ...) و ویژگی‌های محیطی آن (مانند کیفیت هوا، نزدیکی به مدارس و ...) تعیین می‌شود. میزان ریسک آسیب‌پذیری در برابر بلایای طبیعی مانند زلزله، سیل و ... یک عامل مهمی است که در دسته دوم قرار می‌گیرد. افراد معمولاً براساس اطلاعات عینی مانند نقشه‌های لرزه‌نگاری که توسط محققان و مقامات دولتی منتشر می‌شود، احتمال وقوع هر نوع آسیب احتمالی ناشی از بلایای طبیعی را در محل زندگی خود یا محلی که قصد خرید خانه در آن دارند، درک می‌کنند و به آن واکنش نشان می‌دهند. وقتی یک فاجعه طبیعی رخ می‌دهد منجر به واکنش طبیعی در این مناطق می‌گردد که در ادبیات روانشناسی به واکنش‌های عاطفی

1. Hodonic Property

2. Adachi and Li

معروف هستند. این واکنش‌ها ارزشمند هستند چرا که در موقعیت‌های خطرناک به خانوار سیگنال می‌دهند که اقدامی در جهت کاهش ریسک انجام دهند (فکر آزاد، ۲۰۱۹، متز^۲ و همکاران، ۲۰۱۷). فجایع طبیعی عوامل برونزایی هستند که به یک مکان خاص مرتبطند و بایستی در تعیین قیمت املاک در نظر گرفته شوند. تخفیف در اموال یا همان کاهش ارزش مسکن به دلیل وقوع بلایای طبیعی منعکس‌کننده ارزیابی ریسک توسط خانوار و تمایل به پرداخت برای اجتناب از چنین خطراتی است. کاملاً طبیعی است که خانوارها خطر زلزله را در تصمیم‌گیری خود در خصوص خرید یک ملک منعکس کنند و تنها زمانی حاضر به خرید این املاک باشند که تخفیف اعمال شده بر ارزش آن‌ها بر ریسک ناشی از خرید ملک در این مناطق غلبه نمایند. (نائوی^۳ و همکاران، ۲۰۰۹). در پی وقوع بلایای طبیعی، صاحبان املاک ریسک‌گریز می‌شوند و به منظور جلوگیری از آسیب‌های احتمالی آبی و گریز از خسارات ناشی از آن تصمیم می‌گیرند صاحب خانه نشوند (شلدون و ژان، ۲۰۱۹).

در مکانیسم دوم نیز بلایای طبیعی اثر منفی بر مالکیت خانه از طریق نااطمینانی در جریان درآمد دارد. طبق مطالعات مختلف مانند چنگ^۴ و همکاران (۲۰۲۲)، بوانسی و همکاران (۲۰۲۱)، نپال و نوپان^۵ (۲۰۲۲) و ژائو و ژو^۶ (۲۰۲۲) بلایای طبیعی می‌توانند به دلایلی درآمد خانوار را کاهش دهد. وقوع پدیده‌های ناگوار طبیعی می‌تواند بازدهی کشاورزی را به صورت مستقیم و دستمزد خانوار را به صورت غیرمستقیم کاهش دهند. فجایع طبیعی می‌توانند با از بین بردن اموال و دارایی خانوار، آسیب به مزارع، فرسایش خاک، از بین بردن دام‌ها، کاهش سطح ستانده کشاورزی و خسارات به شیلات، بیکاری را افزایش داده و سبب عدم قطعیت در جریان درآمدها شوند (نپال و نوپان، ۲۰۲۲؛ بوانسی و همکاران، ۲۰۲۱). عدم قطعیت در جریان درآمد نیز ممکن است از طریق کاهش عرضه اعتبار، مالکیت خانه را تحت تأثیر قرار دهد. نااطمینانی در جریان درآمد، تسهیلات‌دهندگان مسکن را وادار می‌کند برای مقابله با ریسک بالای نکول تسهیلات، وجوهی

1. Fekrazad

2. Metz

3. Naoi

4. Cheng

5. Nepal and Neupane

6. Zhao and Zhu

که برای خرید مسکن پرداخت می‌کنند را محدود کنند و این محدودیت در دسترسی به اعتبار ممکن است متقاضیان مسکن را به سمت اجاره‌نشینی به جای خرید مسکن سوق دهد (گوتارگود^۱، ۲۰۰۹).

۳- مروری بر مطالعات تجربی

مطالعات متعددی درخصوص آثار اقتصادی بلایای طبیعی از جمله سیل، زلزله و خشک‌سالی در خارج از کشور انجام شده است؛ با این وجود در چارچوب بررسی‌های انجام‌شده، تاکنون مطالعه‌ای در داخل کشور که به‌طور هم‌زمان به تجزیه و تحلیل اثر سیل بر مالکیت منزل مسکونی پرداخته باشد، یافت نشد. در ادامه تلاش می‌شود که برخی از مطالعات انجام‌شده در خارج از کشور در مورد آثار اقتصادی بلایای طبیعی، مطرح و نتایج آن‌ها به‌صورت خلاصه بیان شود.

۳-۱- مطالعات انجام شده در خارج از کشور

هوانگ^۲ و همکاران (۲۰۲۴) با به‌کارگیری روش شبه‌آزمایشگاهی رگرسیون تفاضل در تفاضل^۳ به بررسی آثار اقتصادی بلایای طبیعی (زلزله) در چین پرداختند. در این مطالعه، آنان اثرات اقتصادی کوتاه مدت و بلندمدت زلزله‌های نسبتاً کوچک اما مکرر در چین را بررسی می‌کنند. آن‌ها با استفاده از یک رویکرد تفاضل در تفاضل بر اساس داده‌های پانل در سطح استان، همراه با مجموعه داده‌های منحصربه‌فرد در مورد رویدادهای زمین‌لرزه در چین، دریافتند که هم زلزله‌های متوسط و هم شدید به‌طور قابل توجهی تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها را در بلندمدت کاهش می‌دهند. این اثرات بسته به سطح استقلال مالی دولت محلی، شدت سرمایه اجتماعی و توسعه زیرساخت‌ها متفاوت هستند. همچنین آن‌ها به این نتیجه رسیدند که سه مکانیسم به اثرات منفی بلندمدت کمک می‌کنند: نرخ پس‌انداز خانوار، سرمایه‌گذاری دارایی ثابت و نوآوری. نتایج این

1. Gutaergood

2. Huang

3. Difference in Differences

مطالعه بینش‌های جدیدی را برای سیاست‌گذاران برای رسیدگی به بلایای نسبتاً کوچک فراهم می‌کند، که می‌تواند تأثیر قابل‌توجهی بر اقتصاد محلی در بلندمدت داشته باشد.

آپرگیس^۱ (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های ترکیبی ۱۱۷ کشور در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۸ به تأثیر بلایای طبیعی بر قیمت مسکن می‌پردازند. یافته‌ها این مطالعه نشان می‌دهد که بلایای طبیعی منجر به کاهش قیمت خانه می‌شود و بررسی اثرات بلایای طبیعی بر حسب نوع، نشان می‌دهد که زمین‌لرزه قوی‌ترین تأثیر (منفی) را بر قیمت مسکن دارند. این یافته‌ها پیامدهای مهمی را برای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران املاک ارائه می‌دهد. کاهش قیمت مسکن در کشورهایی که حوادث بلایای طبیعی را تجربه می‌کنند، می‌تواند به طور قابل‌توجهی نشان‌دهنده مصرف و سرمایه‌گذاری کمتر (اثر ثروت)، با سرریزهای منفی بیشتر به اقتصاد واقعی باشد. سیاست‌گذاران اقتصادی می‌توانند سیاست‌های مالیاتی پایین یا طرح‌های تسهیل کمی را برای حمایت از این مناطق/کشورها اجرا کنند. این یافته‌ها نیاز مبرم به دخالت دولت‌ها و سیاست‌گذاران را برای کاهش اثرات تغییرات آب و هوایی بر مسکن با اتخاذ فناوری‌ها و منابع انرژی جدید و سازگار با محیط‌زیست نشان می‌دهد.

شلدون و ژان (۲۰۱۹) با استفاده از رویکرد تفاضل در تفاضل به تخمین اثرات بلایای طبیعی بر نرخ مالکیت خانه پرداختند. آن‌ها با ترکیب داده‌های تاریخی در مورد بلایای طبیعی در ایالات متحده با داده‌های سطح خانوار با ذکر این نکته که پیش‌بینی می‌گردد، بلایای طبیعی با تغییرات آب و هوایی شدیدتر شوند، به تحقیقات در مورد آثار این بلایای طبیعی بر بازار مسکن پرداختند. نتایج حاکی از کاهش ۳ تا ۵ درصدی نرخ مالکیت خانه در میان خانوارهایی است که در مناطق آسیب دیده از بلایای طبیعی سکونت دارند. به عقیده آن‌ها مسئول چنین کاهش‌هایی ممکن است به روز رسانی ریسک‌های قبلی با اطلاعات اضافی در مورد بلایای اخیر باشد. این نتایج کمک می‌کند درک چگونگی تأثیر بلایای طبیعی بر بازار مسکن بهبود یافته و پاسخ‌های سیاست شهری را به تغییرات آب و هوایی نشان دهد.

^۱. Apergis

دیلون مریل^۱ و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به تأثیر بلایای طبیعی بر بازارهای املاک و مستغلات و وام مسکن ایالات متحده می‌پردازند. داده‌های این مطالعه خانوارها هستند، به عبارتی نحوه واکنش خانوارها به بلایای طبیعی را بررسی می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که اجاره مسکن افزایش می‌یابد اما قیمت مسکن کاهش چندانی ندارد. بنابراین نسبت اجاره به قیمت افزایش می‌یابد. این پویایی‌ها توسط خانوارهای کم ثروت و متوسط هدایت می‌شود که تقاضای خود را برای اعتبارات رهنی و مالکیت مسکن کاهش و در عین حال تقاضای خود را برای مسکن اجاره‌ای افزایش می‌دهند. خانوارهای ثروتمند که ریسک بیشتری را تحمل می‌کنند، دارایی مسکن خود را افزایش می‌دهند و درآمد اجاره بیشتری از سرمایه‌گذاری مسکن خود دریافت می‌کنند. این خانوارها درخواست‌های وام مسکن خود را افزایش می‌دهند. بنابراین، بلایای طبیعی منجر به تخصیص مجدد سهام مسکن و اعتبارات وام مسکن می‌شود.

کیل و متسون^۲ (۲۰۱۸) با استفاده از رویکرد تفاضل در تفاضل به تخمین اثرات بلای طبیعی آتش‌سوزی بر بازار مسکن در مناطق آسیب‌پذیر و نزدیک به آن پرداختند. آن‌ها واقعه مورد مطالعه خود را آتش‌سوزی جنگل در سپتامبر ۲۰۱۰، که آن را گران‌ترین آتش‌سوزی در تاریخ کلرادو تا آن زمان عنوان نمودند، قرار دادند. این آتش‌سوزی ۶،۱۸۱ هکتار جنگل را سوزاند، ۱۶۹ خانه را ویران کرد و ۲۱۷ میلیون دلار خسارت مالی به بار آورد. این مطالعه به چگونگی تأثیر آتش‌سوزی بر قیمت مسکن در مناطق آسیب‌پذیر و مناطق همسایگی آن که مستقیماً تحت تأثیر آتش‌سوزی قرار نگرفته‌اند، می‌پردازد. این آتش‌سوزی مخرب ممکن است درک صاحبان خانه را در مورد ریسک زندگی در مناطق جنگلی در معرض آتش‌سوزی به میزان قابل توجهی افزایش دهد و به کل خسارات مستقیم اقتصادی ناشی از آتش‌سوزی اضافه کند. با استفاده از مجموعه داده‌های ریسک آتش‌سوزی و رویکرد تفاضل در تفاضل به این سوال پاسخ دادند که آیا خریداران خانه‌ها در مناطقی با سطوح خطر متفاوت قبل از آتش‌سوزی، انتظارات را متفاوت تنظیم می‌کنند یا خیر. نتایج آن‌ها نشان داد که خریداران در منطقه پرخطر به احتمال زیاد درک خود را در واکنش

1. Dillon-Merrill

2. Kiel and Matheson

به آتش‌سوزی تغییر می‌دهند و خانه‌های این مناطق با کاهش آماری معنی‌دار ۲۱/۷ درصدی در قیمت فروش در مقایسه با خانه‌های مناطق غیرخطرناک مواجه می‌شوند.

راجاپاکسا^۱ و همکاران (۲۰۱۶) به تجزیه و تحلیل تغییرات ایجادشده در بازار مسکن در پی وقوع بلایای طبیعی مانند سیل با استفاده از روش‌های شبه آزمایشگاهی پرداختند. در این پژوهش بر این اساس که قیمت ملک می‌تواند تحت تأثیر مخاطرات طبیعی مانند سیل قرار گیرد، به تأثیر متغیرهای مرتبط با سیل (در میان سایر عوامل) بر ارزش اموال می‌پردازد و تأثیر انتشار اطلاعات نقشه خطر سیل را بر ارزش دارایی با مقایسه تأثیر وقوع سیل واقعی بررسی می‌کند. آن‌ها با استفاده از یک روش تفاضل در تفاضل فضایی و با استفاده از دو گروه تیمار که یکی انتشار نقشه‌های خطر سیل توسط شورای شهر بریزبن در کوئینزلند استرالیا، در سال ۲۰۰۹ است و دیگری سیل‌های واقعی سال ۲۰۱۱ است با یک گروه کنترل مناسب مقایسه شدند و بنا به عقیده آن‌ها تخمین‌های قوی‌تری به دست آمد زیرا که در مطالعات قبلی بین اثرات این دو گروه تمایز قائل نشده بودند. نتایج حاکی از آن است که خریداران ملک نسبت به وقوع واقعی سیل بیشتر از افشای اطلاعات در مورد خطر سیل واکنش نشان می‌دهند.

تابنر^۲ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل خرید در مقابل اجاره و عوامل تعیین‌کننده ارزش فعلی خالص مالکیت خانه برای خانوارها می‌پردازد. وی به این نکته می‌پردازد که تصمیم تصدی در مورد خرید یا اجاره مسکن، پیامدهای بلندمدتی برای رفاه مالی خانوارها دارد که بر توسعه و ثبات اقتصاد کلان تأثیر می‌گذارد، زمانی که تأثیرات انباشته تصمیم‌های فردی در بین جمعیت‌ها جمع می‌شود. همچنین توضیح می‌دهد که چگونه ارزش فعلی خالص (NPV) مالکیت در مقابل اجاره می‌تواند به عنوان چارچوبی برای اطلاع‌رسانی تصمیمات تصدی مسکن استفاده شود. افزایش دوره‌های نگهداری، تورم و اختلاف بین اجاره‌بها و هزینه فرصت پس‌انداز خانوار، تعادل را به نفع مالکیت تغییر می‌دهد. این مدل با مفروضات قابل قبول نشان می‌دهد که خانوارها معمولاً به یک دوره نگهداری بین پنج تا ده سال برای دستیابی به NPV نیاز دارند. یافته‌ها از این حدس حمایت می‌کنند که تورم ثروت را از اجاره‌کنندگان و ارائه‌دهندگان وام مسکن به مالکان

1. Rajapaksa

2. Tabner

منتقل می‌کند، در حالی که کاهش تورم جریان را معکوس می‌کند تا زمانی که افزایش سطوح پیش‌فرض تعادل جدیدی ایجاد کند.

هندرشات^۱ و همکاران (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به تأثیر ازدواج و طلاق بر مالکیت خانه در استرالیا پرداختند. هزینه نسبی مالکیت و اجاره مسکن و مقرون به صرفه بودن مسکن به وضوح به عنوان عوامل مهم تعیین‌کننده مالکیت خانه در این مطالعه مشخص شده است، اما در سایر مطالعات نقش وضعیت تأهل تا حد زیادی نادیده گرفته شده است، اما در این مطالعه نشان داده شده است که وضعیت تأهل بر مالکیت تأثیر می‌گذارد. همچنین سابقه تأهل نیز اهمیت دارد، چرا که انباشت ثروت در میان خانوارهای زن و شوهر بیشتر از مجردها است که عمدتاً به دلیل صرفه‌جویی در مقیاس در مصرف مسکن است. علاوه بر این نتایج آن‌ها نشان می‌دهد ثروت با طلاق از بین می‌رود.

۳-۲- مطالعات انجام شده در داخل از کشور

در ایران کمتر مطالعه‌ای را می‌توان یافت که به بررسی اثر بلایای طبیعی بر مالکیت مسکن پرداخته باشد؛ بنابراین در این قسمت تلاش می‌شود که مطالعات موجود در خصوص عوامل اثرگذار بر مالکیت مسکن، بررسی و نتایج آن‌ها ارائه شود.

قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای با به کارگیری مدل لاجیت و استفاده از داده‌های هزینه و درآمد خانوارهای شهری ایران در سال ۱۳۹۸، اثر عوامل اقتصادی و اجتماعی خانوارها و متغیرهای بازار بر نحوه تصرف مسکن را مورد بررسی قرار داده است. نتایج مطالعه آنان حاکی از این است که درآمد، سن، وضعیت تأهل، شاغل بودن، میزان تحصیلات سرپرست خانوار، بعد خانوار و بار تکفل احتمال مالکیت مسکن را نسبت به اجاره‌نشینی افزایش می‌دهند و اشتغال به تحصیل سرپرست خانوار و نسبت ارزش به اجاره، احتمال اجاره‌نشینی را افزایش می‌دهد. در بین متغیرهای مورد بررسی متغیر جنسیت سرپرست خانوار اثر معنی‌دار بر احتمال مالکیت مسکن ندارد.

قلی‌زاده و خاکسار (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثر درآمد و تحصیلات سرپرست خانوار بر نحوه تصرف مسکن در مناطق شهری ایران می‌پردازد. آن‌ها در این مطالعه با به کارگیری مدل

¹ Hendershott

لاجیت و پربایت، به بررسی نقش عوامل اجتماعی- اقتصادی از جمله درآمد، تحصیلات، سن، وضعیت تأهل، اشتغال، جنسیت سرپرست خانوار و تعداد اعضای خانوار بر نحوه تصرف مسکن در سال ۱۳۹۳ می‌پردازند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که لاجیت مدل بهتری نسبت به مدل پربایت می‌باشد. همچنین درآمد و تحصیلات سرپرست خانوار اثر مثبت و معنی‌داری بر احتمال مالکیت مسکن دارند. از بین سایر متغیرهای اقتصادی و اجتماعی سن، جنسیت، شاغل بودن سرپرست خانوار و بعد خانوار همگی اثر مثبت و معنی‌داری بر احتمال مالکیت مسکن دارد و متغیر متأهل بودن سرپرست خانوار اثر معنی‌داری بر احتمال مالکیت مسکن ندارد. مقایسه اثرات نهایی متغیرها نشان می‌دهد که شاغل بودن و جنسیت سرپرست خانوار و درآمد بیشترین اثر را بر احتمال مالکیت مسکن دارند.

قاسمی و شادابفر (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تحصیلات سرپرست بر احتمال مالکیت مسکن در شهر تهران می‌پردازند. آن‌ها با این استدلال که حدود یک پنجم دانش‌آموختگان کشور در استان تهران ساکن هستند، این اثرات برای تهران قوی‌تر و بررسی آن را مهم‌تر توصیف نمودند. این مطالعه با استفاده از مدل‌های لاجیت و پروبیت به بررسی اثر خصوصیات اقتصادی- اجتماعی خانوار با تأکید بر میزان تحصیلات سرپرست خانوار بر مالکیت مسکن در سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۶ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بر اساس آماره لگاریتم راستنمایی، ضریب تشخیص مک فادن و همچنین آماره‌های آکائیک و شوارتز، مدل لاجیت توضیح‌دهندگی بهتری دارد. همچنین خصوصیات اقتصادی- اجتماعی خانوار اثر معنی‌داری بر مالکیت مسکن دارند و رابطه سطح تحصیلات سرپرست خانوار و مالکیت مسکن منفی است. از سال ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۸۱، تأثیر منفی سطح تحصیلات بر مالکیت مسکن مثبت شده است، اما این تأثیر منفی در سال ۱۳۸۶، تشدید می‌شود. همچنین در تمام سال‌های مورد بررسی، تعداد اعضای خانوار، سن سرپرست خانوار و درآمد خانوار رابطه مثبت و معنی‌داری بر احتمال مالکیت مسکن دارد و متغیر جنسیت سرپرست خانوار اثر معنی‌داری بر احتمال مالکیت مسکن ندارد.

در پایان، بررسی مطالعات انجام شده در داخل کشور نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای درخصوص نحوه اثرگذاری بلایای طبیعی - با تأکید بر سیل - بر مالکیت منزل مسکونی در ایران انجام نشده است.

۴- روش‌شناسی و معرفی متغیرها

۴-۱- معرفی متغیرها

در مطالعه پیش رو از ریز داده‌های طرح درآمد-هزینه خانوار مرکز آمار ایران، برای بررسی اثر سیل بر مالکیت خانه طی دو سال ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸. ش. استفاده شده است. طرح آمارگیری بودجه خانوار از سال ۱۳۴۲ در مناطق روستایی و از سال ۱۳۴۷ در مناطق شهری توسط مرکز آمار ایران هر ساله اجرا شده و اطلاعات به صورت دیتا خام بر روی پایگاه مرکز آمار ایران با عنوان درآمد و هزینه‌های خانوار، حداکثر با دو سال وقفه منتشر می‌گردد. هدف این طرح برآورد میانگین هزینه‌ها و درآمدهای یک خانوار است. طرح درآمد-هزینه خانوار از آن جهت مورد اهمیت است که امکان بررسی ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی خانوار، مطالعه روند مصرف کالاها و خدمات، تجزیه و تحلیل اثر سیاست‌های اقتصادی- اجتماعی در حوزه توزیع درآمد، عدالت اجتماعی و فقر را فراهم آورده و در نهایت اطلاعات لازم در جهت برنامه‌ریزی اقتصادی را تأمین می‌کند. این طرح از طریق روش نمونه‌گیری چرخشی و نمونه پایه^۱ اجرا می‌گردد. در سال ۱۳۹۷، نمونه پایه همان چهارمین نمونه پایه یعنی خانوارهای حاضر در طرح سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۹۵ بوده و نمونه آمارگیری طرح درآمد- هزینه خانوار در سال ۱۳۹۷ از خانوارهای حاضر در این سرشماری تأمین گشته است. مرکز آمار این خانوارها را از ۳۸۷ شهرستان در نقاط شهری کشور و ۳۹۵ شهرستان در نقاط روستایی برمی‌گزیند. نمونه این طرح در سه مرحله اصلی با به‌کارگیری روش نمونه‌گیری سیستماتیک انتخاب می‌گردد. در ابتدا، روش سیستماتیک، خوشه‌های نمونه در هر طبقه نمونه پایه انتخاب می‌گردد. سپس در هر خوشه، گروه‌های چرخشی با شش خانوار و سه گروه چرخش ساخته می‌شود و در نهایت، دو خانوار از میان گروه‌های چرخش به شکل تصادفی انتخاب شده که به عنوان خانوار نمونه اصلی معرفی شده و مابقی به عنوان خانوارهای جایگزین

۱. نمونه پایه نمونه بزرگی است که از آن نیازهای چند آمارگیری در چند دوره زیر نمونه‌هایی انتخاب می‌گردد.

معرفی می‌شوند. داده‌های این طرح در چندین قسمت، طبقه‌بندی می‌شوند، که قسمت اول شامل مشخصات اعضای خانوار و ویژگی‌های جمعیت‌شناختی خانوارها (مانند وضعیت زناشویی، سن اعضا، میزان سواد و ...)، قسمت دوم شامل مشخصات محل سکونت (مانند مساحت منزل، برخورداری از اسباب و اثاثیه خانگی مانند فریزر، یخچال، تلویزیون و ...، برخورداری از کالاهای خدمات ارتباط جمعی مانند اینترنت، تلویزیون و ...)، قسمت سوم شامل ۱۳ بخش هزینه‌های مختلف خانوار (مانند از هزینه خوراکی، آشامیدنی، پوشاک، تفریحی، دخانیات و ...) و یک بخش سرمایه‌گذاری خانوار و قسمت چهارم شامل درآمدهای مختلف خانوار و پارانه نقدی دریافتی خانوار می‌شود. متغیر وابسته مالکیت منزل مسکونی (به صورت متغیر موهومی = ۱، اگر خانوار مالک مسکن باشد و = ۰ غیره) از قسمت دوم اطلاعات درآمد- هزینه خانوار مرکز آمار ایران و متغیرهای جمعیت‌شناختی و درآمد خانوار از جمله: سن، جنسیت، سطح تحصیلات، وضعیت تأهل و شاغل بودن سرپرست خانوار، بعد، تعداد شاغلین و درآمد خانوار از قسمت اول این طرح استخراج شد. همچنین قیمت مسکن به تفکیک شهر و روستا و استان‌های کشور از اطلاعات شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی ارائه شده توسط مرکز آمار ایران به تفکیک نقاط شهری و روستایی برای گروه مسکن و برای حقیقی کردن درآمد از شاخص بهای کل کالاها و خدمات مصرفی به تفکیک نقاط شهری و روستایی مرکز آمار ایران که در قالب گزارش‌های سالیانه در سایت مرکز آمار ایران منتشر می‌شود، استفاده گردیده است. این متغیرها، تعریف، نحوه محاسبه آن‌ها و در نهایت جهت اثرگذاری آن‌ها بر وضعیت مالکیت مسکن بر اساس ادبیات موجود در این زمینه، به صورت خلاصه در ادامه ارائه می‌شود.

سطح تحصیلات: طبق مطالعات افزایش سطح آموزش می‌تواند درآمد خانوارها و بودجه در دست خانوار را برای خرید مسکن، افزایش دهد. از طرفی افراد با تحصیلات بالاتر با احتمال بیشتری بخشی از درآمد خود را پس‌انداز می‌کنند، که به این دلیل اعتبار بالاتری در میان افراد و نهادهای تسهیلات‌دهنده دارند و در مقایسه با دیگر افراد، دسترسی آسان‌تری به تسهیلات خرید مسکن دارند که این امر احتمال مالکیت مسکن را افزایش می‌دهد (سیلز^۱، ۲۰۲۲). در این مطالعه، متغیر سطح تحصیلات به صورت تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار تعریف می‌شود.

¹. Silles

جنسیت سرپرست خانوار: زنان معمولاً با چالش‌های اقتصادی عمده‌ای نسبت به مردان روبه‌رو هستند و تحقیقات نشان می‌دهد که علی‌رغم افزایش فرصت‌های شغلی و اقدامات قانونی دولت‌ها، فرصت‌های شغلی پیش‌روی آنان کمتر است، درآمد کمتری دارند و با احتمال بیشتری در معرض اخراج و فقر قرار دارند. درآمد ناکافی آنان سبب شده که زنان، توانایی کمتری در پرداخت مخارج اساسی زندگی خود مانند مخارج بهداشت، مسکن، غذا و پوشاک داشته باشند و برای تأمین نیازهای ضروری‌تر خود تصمیم می‌گیرند خرید مسکن را به تعویق بیندازند و اجاره‌نشینی را انتخاب کنند (اودمی و اسکوبا^۱، ۲۰۲۱). متغیر جنسیت در این مطالعه یک متغیر موهومی است و زمانی که سرپرست خانوار مرد باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختیار می‌کند.

بُعد خانوار: طبق مطالعه سیسونز و هیوستون^۲ (۲۰۱۸) افزایش بعد خانوار می‌تواند از طریق افزایش جمعیت، تقاضا برای مسکن و در نهایت مالکیت را افزایش دهد. بُعد خانوار برابر است با تعداد اعضای هر خانواده.

وضعیت اشتغال سرپرست: طبق مطالعات سیسونز و هیوستون (۲۰۱۸)، زنگ^۳ و همکاران (۲۰۲۰) و جایانتا و اولادینرین^۴ (۲۰۲۰) شاغل بودن، احتمال مالکیت مسکن را ارتقا می‌دهد. اشتغال، به افزایش درآمد و بودجه خرید مسکن خانوار کمک می‌کند (قادری و ایزدی، ۱۳۹۵). وضعیت اشتغال به شکل یک متغیر موهومی تعریف می‌شود، این متغیر برابر یک خواهد بود اگر سرپرست خانوار شاغل باشد و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود.

قیمت مسکن: قیمت بالاتر طبق قانون تقاضا و افزایش هزینه‌های لازم برای دسترسی به یک خانه می‌تواند سبب کاهش تقاضا برای مالکیت مسکن شود (زنگ و همکاران، ۲۰۲۰). با این حال طبق نظر گودهارت و هافمن^۵ (۲۰۰۷) قیمت مسکن می‌تواند نشانگر تمایلات افراد و شرایط بازار باشد و به عنوان یک متغیر پیش‌بینی‌کننده تورم آتی و انتظارات از قیمت مسکن عمل کند (قادری و ایزدی، ۱۳۹۵). افزایش قیمت مکرر مسکن می‌تواند، انتظار برای افزایش قیمت مسکن را در

1. Odemi and Skobba

2. Sissons and Houston

3. Zeng

4. Jayantha and Oladinrin

5. Goodhart and Hafmann

آینده بالا ببرد و خانوار را به سمت خرید خانه برای بهره‌مندی از عواید آتی و فرار از تورم و کاهش قدرت خرید، سوق دهد (سیسونز و هیوستون، ۲۰۱۸). از شاخص قیمت مصرف‌کننده به تفکیک نقاط شهری و روستایی برای گروه مسکن بر اساس سال پایه ۱۳۹۵ برای قیمت مسکن استفاده شده است.

تعداد اعضای شاغل: افزایش تعداد شاغلین می‌تواند با افزایش درآمد، احتمال خرید مسکن را در آینده به دلیل کسب عواید ناشی از کار هر عضو خانوار افزایش دهد. در مطالعه حاضر، این متغیر برابر است با تعداد اعضای شاغل در هر خانوار.

درآمد خانوار: درآمد بالاتر ممکن است بودجه لازم برای خرید مسکن یا دسترسی به ابزارهای مالی را ارتقا دهد و احتمال مالکیت مسکن را افزایش دهد (زنگ و همکاران، ۲۰۲۰). در این مطالعه، لگاریتم هزینه‌های واقعی خانوار به جای متغیر درآمد خانوار به کار می‌رود. این متغیر از تقسیم کل مخارج سالانه خانوار (به دلیل کم‌اظهاری در درآمد) بر شاخص کل قیمت مصرف‌کننده، بر اساس سال پایه ۱۳۹۵ و به تفکیک نقاط شهری و روستایی به دست آمده است.

وضعیت تأهل سرپرست: از آنجایی که معمولاً شرط متأهل شدن، مالکیت خانه است، متأهل بودن می‌تواند احتمال مالکیت مسکن را افزایش دهد (چونگ و همکاران^۱، ۲۰۲۰). این متغیر به عنوان یک متغیر موهومی (= ۱ اگر سرپرست متأهل باشد و = ۰ غیره) تعریف شده است.

سن سرپرست خانوار: طبق مطالعات مختلف مانند سیسونز و هیوستون (۲۰۱۸) و زنگ و همکاران (۲۰۲۰) سن اثر مثبتی بر مالکیت مسکن دارد. افزایش سن سبب افزایش تجربه کاری و درآمد افراد می‌شود و از این طریق می‌تواند انتظار برای مالکیت مسکن را افزایش دهد (قلی‌زاده و خاکسار، ۱۳۹۶). از طرفی با افزایش سن طبق نظریه چرخه‌های زندگی، با افزایش درآمد و پس‌انداز افراد همراه است که خود این امر نیز به افزایش بودجه و مالکیت مسکن کمک می‌نماید. این متغیر برابر است با سن سرپرست خانوار.

مالکیت خانه: متغیر وابسته بوده و به شکل یک متغیر گسسته تعریف می‌شود که مقدار آن برابر یک است اگر خانوار مالک مسکن باشد و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. در طرح درآمد-

¹. Cheung

هزینه خانوار، نحوه تصرف مسکن توسط خانوارها در شش دسته (۱). تصرف ملکی عرصه و اعیان، ۲. تصرف ملکی اعیان، ۳. در برابر خدمت، ۴. مجانی، ۵. اجاره‌ای و ۶. سایر) ارائه شده است. در این مطالعه برای رسیدن به وضعیت مالکیت خانه مانند قلی‌زاده و خاکسار (۱۳۹۶)، دو نوع اول یعنی تصرف ملکی عرصه و اعیان و تصرف ملکی اعیان به عنوان مالک مسکن و مابقی به عنوان مستاجر در نظر گرفته شدند.

سیل: متغیر سیل به صورت یک متغیر موهومی تعریف می‌شود که از ضرب دو متغیر موهومی دیگر یعنی T (سال ۱۳۹۷ = ۰ و سال ۱۳۹۸ = ۱) و Treatment (خانوارهای ساکن در استان گلستان که سیل را در سال ۱۳۹۸ تجربه کرده‌اند = ۱ و خانوارهای ساکن استان‌های کردستان و کرمانشاه که سیل فروردین ۱۳۹۸ را تجربه نکرده‌اند = ۰) حاصل می‌شود. تعریف متغیر سیل در چند مرحله انجام شد که این مراحل به شکل خلاصه در ادامه توضیح داده خواهد شد.

(۱) تابلویی کردن داده‌ها: در این مطالعه تمام خانوارهایی مورد بررسی قرار گرفتند که طی دو سال یادشده تکرار شده باشند. همانطور که پیشتر شرح داده شد، مرکز آمار طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۸ داده‌های طرح درآمد-هزینه خانوار را به صورت چرخشی جمع‌آوری نموده است؛ بنابراین در دو سال پیاپی مانند سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ ه.ش. حدود ۶۶٪ از داده‌های خانوار تکراری هستند و بایستی برای بررسی دقیق‌تر داده‌ها تابلویی شوند. در این راستا برای تابلویی کردن داده‌ها، در این مطالعه کد آدرس خانوارها در دو سال موردنظر تطبیق داده شده و خانوارهایی به عنوان نمونه نهایی انتخاب شدند، که کد آدرس آن‌ها طی این دو سال تکرار شده باشد و سایر خانوارها با کد آدرس‌های غیرتکراری حذف شدند.

(۲) تعریف متغیر موهومی Treatment^۱: در روزهای ابتدایی فروردین ۱۳۹۸، سه دوره بارندگی شدید و پی‌درپی، موجب طغیان ۱۴۰ رودخانه کشور و وقوع سیلاب‌های متعددی گشت. طی این سیلاب‌ها بسیاری از استان‌های کشور از جمله گلستان تحت تأثیر سیلاب قرار گرفته و خسارات مالی و جانی بسیاری را متحمل شدند؛ در این میان حدود ۶/۷ میلیارد دلار خسارت به کشور وارد

۱. ایده اصلی تعریف متغیر Treatment در این مطالعه منطبق بر تعریف متغیر Treatment در مدل تفاضل در تفاضل و تقسیم خانوارها به دو گروه Treatment و Control است. همچنین متغیر flood نیز بر اساس این مدل تعریف شده است.

شد که بخش بزرگی از این خسارت‌ها - یعنی حدود ۱/۵ میلیارد دلار - مربوط به بخش کشاورزی بوده و بیشترین خسارت‌ها را خانوارهای ساکن در استان‌های کشاورزی متحمل شدند (فرهنگستان علوم، ۱۳۹۷). طبق مطالب ارائه شده در بخش‌های قبلی سیل از جمله بلا پای طبیعی است که در صورت وقوع، تعداد افراد زیادی را تحت تأثیر خود قرار داده و با از بین بردن محصولات کشاورزی و درآمدهای کشاورزی و غیرکشاورزی و افزایش ریسک‌گریزی افراد، تغییراتی را در بازار مسکن آن مناطق ایجاد می‌کند؛ از این‌رو بیشترین اختلال در بازار مسکن ممکن است در استان‌هایی رخ دهد که درآمدهای کشاورزی بخش قابل توجهی را از درآمد ساکنین آن مناطق تشکیل می‌دهد. از این‌رو برای ۳۸۱ خانوار استان گلستان که سیل فروردین ۱۳۹۸ را تجربه کرده بودند، متغیر موهومی Treatment برابر عدد یک خواهد بود. از طرف دیگر، ۱۵۰ خانوار استان کردستان و ۲۶۸ خانوار استان کرمانشاه، انتخاب شده و به متغیر موهومی Treatment برای خانوارهای این دو استان عدد صفر نسبت داده شد. به صورت کلی می‌توان متغیر موهومی Treatment را به شکل زیر تعریف کرد.

$Treatment = 1$ اگر خانوار ساکن استان گلستان باشد و $Treatment = 0$ اگر خانوار ساکن یکی از استان‌های کردستان یا کرمانشاه باشد.

۳) تعریف متغیر موهومی T : برای سال ۱۳۹۸ که در روزهای ابتدایی آن شاهد وقوع سیل در استان گلستان بودیم عدد یک و سال ۱۳۹۷ که در آن سیلی در هیچ یک از استان‌های انتخابی رخ نداده است، عدد صفر وارد شد. به شکل خلاصه متغیر موهومی زمان به شکل زیر تعریف می‌گردد: $T=1$ برای سال ۱۳۹۸ و $T=0$ برای سال ۱۳۹۷.

۴) تعریف نهایی متغیر موهومی سیل: این متغیر به شکل یک عبارت تقاطعی از ضرب دو متغیر موهومی T و $Treatment$ بدست می‌آید و یک متغیر موهومی است که عبارت است از: $Flood=1$ برای خانوارهای ساکن استان گلستان در سال ۱۳۹۸ و $Flood=0$ برای خانوارهای استان‌های کرمانشاه و کردستان در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ و خانوارهای استان گلستان در سال ۱۳۹۷.

۲-۴- معرفی مدل و روش برآورد

طبق ادبیات نظری موجود و مطالعات مختلف در خصوص عوامل اثرگذار بر مالکیت مسکن به ویژه مطالعه شلدون و ژان، (۲۰۱۹)، از فرم تبعی زیر در قالب مدل پنل پروبیت، به منظور بررسی اثر سیل بر مالکیت مسکن استفاده می‌شود.

$$\begin{aligned} \text{homeown}_{ist}^* &= \beta_0 + \beta_1 \text{flood}_s + \beta X + \varepsilon_{ist}, \\ \text{homeown}_{ist} &= 1 [\text{homeown}_{ist}^* > 0] \end{aligned} \quad (1)$$

که در آن homeown متغیر نتیجه/ وابسته بوده و نشان‌دهنده وضعیت مالکیت مسکن برای هر خانوار در دوره t و استان s است. flood_s متغیر موهومی سیل بوده و X بردار متغیرهای کنترلی (شامل Irincome ، age ، D-mari ، emem ، D-job ، homecpi ، hsize ، D-gander ، hhedu) که به ترتیب نمایانگر سطح تحصیلات، جنسیت، بُعد، قیمت مسکن، وضعیت شغلی سرپرست خانوار، تعداد شاغلین، وضعیت تأهل، سن و درآمد خانوار می‌باشند) است. ε_{ist} نیز جمله خطای تصادفی است که می‌تواند توزیع نرمال یا یک توزیع لجستیک داشته باشد. از آنجایی که با یک متغیر وابسته گسسته روبه‌رو هستیم، با توجه به توزیع جمله خطای تصادفی می‌توان یک مدل پنل لاجیت یا پروبیت تخمین زد. انتخاب میان این دو مدل به گونه‌ای است که اگر ε_{ist} دارای توزیع نرمال باشد مدل پروبیت و اگر دارای توزیع لجستیک باشد، الگوی رگرسیونی انتخابی با استفاده از مدل لاجیت تخمین زده می‌شود. با این حال معمولاً اقتصاددانان از مدل پروبیت استفاده می‌کنند، زیرا آنان در بیشتر موارد یک توزیع نرمال برای ε_{ist} فرض می‌کنند. از آنجا که در اغلب مدل‌ها با یک متغیر وابسته دوتایی^۱ هدف توضیح اثر متغیر مستقل بر احتمال پاسخ ($P(y=1|X)$) است، احتمال پاسخ برای homeown را می‌توان به فرم رابطه (۲) ارائه کرد.

$$\begin{aligned} P(\text{homeown}_{i,t,s} = 1|X, \text{flood}) &= \\ P(\text{homeown}_{i,t,s}^* > 0|X, \text{flood}) &= \\ P[\varepsilon > 0 - (\beta_0 + \beta_1 \text{flood}_s + X\beta)|X, \text{flood}] &= \\ 1 - G[-(\beta_0 + \beta_1 \text{flood}_s + X\beta)] &= G(\beta_0 + \beta_1 \text{flood}_s + X\beta) \end{aligned} \quad (2)$$

¹. Binary Variables

که در آن G یک تابع بین ۰ و ۱ است که اطمینان می‌دهد احتمال‌ها بین ۰ و ۱ هستند. در مدل لاجیت و پروبیت، جهت اثرگذاری متغیر مستقل بر

$$E(\text{homeown}_{i,t,s}^* | X, \text{flood}) = \beta_0 + \beta_1 \text{flood}_s + X\beta$$

و

$$E(\text{homeown}_{i,t,s} | X, \text{flood}) = P(\text{homeown}_{i,t,s} = 1 | X, \text{flood}) = G(\beta_0 + \beta_1 \text{flood}_s + X\beta)$$

همیشه یکسان است. اما متغیر پنهان^۱ به ندرت دارای واحد اندازه‌گیری کاملاً مشخص است (برای مثال ممکن است متغیر پنهان وابسته سطوح متفاوت مطلوبیت دو فعالیت متفاوت باشد)، بنابراین اندازه هر ضریب β در عبارت‌های یادشده یکی نیست. برای اهداف مختلف، ما تمایل داریم اثر متغیر مستقل را روی احتمال موفقیت (یعنی جایی که $P(\text{homeown}_{i,t,s} = 1 | X, \text{flood})$ را بدست آوریم، اما این به علت طبیعت غیرخطی G پیچیده می‌شود. بنابراین فروزی برای G در نظر گرفته و اثرات نهایی هر متغیر مستقل را از طریق روابط زیر به دست می‌آوریم که این اثر، اثر تغییر هر واحد متغیر مستقل بر احتمال $\text{homeown}_{i,t,s} = 1$ را نشان می‌دهد. در این مطالعه، اثر نهایی برای یک متغیر مستقل پیوسته مانند سن به شکل رابطه (۳) و اثر نهایی برای یک متغیر مستقل موهومی مانند سیل به شکل رابطه (۴) حول میانگین هر متغیر برآورد می‌گردد.

$$\frac{\partial P(X)}{\partial X_j} = g(\beta_0 + \beta_1 \text{flood}_s + \beta X) \beta_j, \quad g(z) \equiv \frac{dG}{dz}(z) \quad (۳)$$

$$(\beta_0 + \beta_1 \text{flood}_s + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_1 X_k) - G((\beta_0 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_1 X_k)) \quad (۴)$$

۵- برآورد مدل و تفسیر یافته‌ها

در این مطالعه از مدل پنل پروبیت برای برآورد و کمی‌سازی اثر سیل بر مالکیت مسکن استفاده شد؛ چرا که صفر و یک بودن متغیر مالکیت مسکن مبنی بر تصمیم خانوار نوعی، برای تملک خانه یا غیر از آن، امکان برآورد اثر سیل از طریق پنل پروبیت را می‌دهد؛ چرا که حاصل عدم توجه به چنین موضوعی و استفاده از الگوهای مرسوم، ضرایب تورش‌دار و ناسازگار خواهد بود (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۶). متغیر سیل نیز از طریق یک عبارت تقاطعی از طریق ضرب متغیر

^۱. Latent Variable

موهومی T (۱ = بعد سیاست و ۰ = غیره) در متغیر موهومی Treatment (۱ = خانوار ساکن استان گلستان و ۰ = غیره) در یک مدل باینری (لاجیت، پروبیت و احتمال خطی) وارد شد. از آنجایی که در صورت صفر و یک بودن متغیر وابسته می‌توان از یکی از دو مدل لاجیت و پروبیت استفاده کرد، بنابراین قبل از تفسیر نتایج بایستی بهترین مدل را از میان دو مدل یادشده انتخاب نمود. معمولاً بهترین معیارها برای انتخاب از میان دو مدل لاجیت و پروبیت، معیارهای آکائیک (BIC) و شواترز و بیز (AIC) و یا مقدار لگاریتم راستنمایی است. بر اساس ادبیات اقتصادسنجی، از این دو مدل، مدلی بایستی برای برآورد انتخاب گردد که حداکثر لگاریتم راستنمایی یا حداقل BIC و AIC را داشته باشد. از این رو، در مطالعه حاضر از روش دوم (یعنی لگاریتم راستنمایی) در انتخاب مدل‌های لاجیت و پروبیت استفاده شد. با مقایسه لگاریتم راستنمایی دو مدل، مدل پروبیت که از نظر جبری، مقدار بزرگ‌تری داشت به عنوان مدل اصلی انتخاب شد و ادامه بررسی و تفسیرها بر اساس آن صورت گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل پروبیت در ستون دوم جدول (۱) ارائه شده است؛ اما از آنجایی که ضرایب برآوردشده در مدل‌های باینری نمی‌توانند به دقت مدل‌های خطی میزان اثرگذاری متغیرهای توضیحی و کنترلی را ارائه کنند و ضرایب آن‌ها را نمی‌توان به عنوان اثر نهایی تفسیر کرد، بایستی در این الگوها اثرات نهایی را به‌دست آورد و آن را تفسیر کرد. اثرات نهایی، به عبارتی نشان‌دهنده اثر هر متغیر به صورت مستقل و با فرض ثبات سایر متغیرها بر متغیر وابسته هستند و علامت آن‌ها با مدل اصلی پروبیت، مشابه است. در این مطالعه نیز مانند هر مطالعه دیگری، اثرات نهایی برای بررسی اثر خالص متغیر توضیحی اصلی و متغیرهای کنترلی برآورد و نتایج آن در ستون سوم جدول (۱) ارائه شد که مهم تفسیر این اثرات است.

با توجه به نتایج، اثر نهایی متغیر سیل برابر $-0/032$ بوده و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار است. این ضریب بدین معنی است که با یک واحد تغییر در متغیر موهومی سیل، احتمال مالکیت منزل مسکونی (احتمال اینکه متغیر وابسته در آن مطالعه برابر یک شود) به میزان $-0/032$ در مناطق آسیب‌دیده کاهش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده با نتایج مطالعه شلدون و ژان مبنی بر کاهش ۳ تا ۵ درصدی نرخ مالکیت خانه در میان خانوارهای مناطق آسیب‌دیده از بلایای طبیعی، مطابقت دارد. علت چنین کاهش می‌تواند در روزرسانی ریسک‌های قبلی با اطلاعات جدید در مورد بلایای اخیر باشد. همچنین سیل می‌تواند درآمد خانوار را به علت کاهش بازدهی کشاورزی

ناشی از آسیب به مزارع، فرسایش خاک، از بین بردن دام‌ها، کاهش سطح ستانده کشاورزی و خسارات به شیلات یا کاهش دستمزد خانوار، کاهش دهد. عدم قطعیت و ناطمینانی در جریان درآمد، موجب ریسک بالای نکول تسهیلات شده و تسهیلات دهندگان را مجبور به ایجاد محدودیت در دسترسی به اعتبار می‌کند که ممکن است متقاضیان مسکن را به سمت اجاره‌نشینی به جای خرید مسکن سوق دهد. تمام این موارد می‌تواند دلایل احتمالی برای علامت منفی ضریب متغیر سیل باشد. نتایج نشان می‌دهد که قیمت مسکن یکی دیگر از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر مالکیت خانه می‌باشد.

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که قیمت مسکن در سطح ۹۹ درصد اطمینان اثر مثبت و معنادار بر مالکیت خانه دارد و افزایش یک درصدی در شاخص بهای مصرف‌کننده، احتمال مالکیت مسکن را به میزان ۰/۰۰۲ واحد افزایش می‌دهد. این نتیجه با نتایج مطالعات سیسونز و هیوستون (۲۰۱۸) سازگار است. برای تفسیر نتیجه حاصل می‌توان از رویکرد دوم اثرگذاری قیمت بر مالکیت مسکن استفاده کرد که توسط گودهارت و هافمن (۲۰۰۷) ارائه شده است. بنابراین می‌توان گفت که افزایش قیمت مکرر مسکن، انتظار برای افزایش قیمت مسکن را در آینده بالا می‌برد و خانوار را به سمت خرید خانه برای بهره‌مندی از عواید آتی و فرار از تورم و کاهش قدرت خرید، سوق می‌دهد. متغیرهای تعداد شاغلین و وضعیت اشتغال سرپرست خانوار، اثر مثبت و معناداری بر مالکیت مسکن دارد و افزایش یک فرد به جمعیت شاغل در هر خانوار، می‌تواند احتمال مالکیت مسکن را حدود ۰/۰۵۵ واحد افزایش دهد؛ چرا که اشتغال و تعداد بالاتر شاغلان، به افزایش درآمد و بودجه خرید مسکن خانوار کمک می‌کند و این نتیجه با نتایج مطالعات سیسونز و هیوستون (۲۰۱۸)، زنگ و همکاران (۲۰۲۰) در چین، جایانتا و اولادینرین (۲۰۲۰) در هنگ‌کنگ، قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۱)، قلی‌زاده و خاکسار (۱۳۹۶) و قادری و ایزدی (۱۳۹۵) در ایران مطابقت دارد. متغیر سن در سطح ۹۹ درصد اطمینان، اثر مثبت و معنادار بر احتمال مالکیت مسکن در ایران دارد و افزایش سن خانوار به میزان یک سال، احتمال مالکیت مسکن را به میزان ۰/۰۰۴ افزایش می‌دهد. مطالعات سیسونز و هیوستون (۲۰۱۸)، زنگ و همکاران (۲۰۲۰)، قلی‌زاده و خاکسار (۱۳۹۶) و قاسمی و شادابفر (۱۳۹۵) نیز این نتیجه را تأیید می‌کنند. متغیر سن سرپرست وضعیت خانوار را در سیکل‌های مختلف زندگی نشان می‌دهد و انتظار می‌رود با افزایش سن

سرپرست خانوار و احتمال افزایش پس‌انداز و ثروت خانوار، احتمال مالکیت مسکن افزایش یابد. به عبارت بهتر، افزایش سن با افزایش تجربه، درآمد و پس‌انداز افراد همراه است که این افزایش درآمد و پس‌انداز، بودجه خرید مسکن را برای خانوار افزایش و آنان را به سمت خرید مسکن سوق می‌دهد. همچنین نتایج حاکی از این است که افزایش یک درصدی درآمد خانوار، احتمال مالکیت مسکن را به میزان ۰/۰۲۰ افزایش می‌دهد، چرا که درآمد بالاتر ممکن است بودجه لازم برای خرید مسکن یا دسترسی به ابزارهای مالی را ارتقا دهد و احتمال مالکیت مسکن را افزایش دهد. زنگ و همکاران (۲۰۲۰) در چین و قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۱)، قلی‌زاده و خاکسار (۱۳۹۶) و قاسمی و شادابفر (۱۳۹۵) در ایران که به بررسی اثر درآمد بر احتمال مالکیت مسکن پرداختند؛ مطابق با مطالعه حاضر، به این نتیجه دست یافتند که افزایش درآمد، سبب افزایش معنی‌داری در احتمال مالکیت مسکن می‌شود.

متأهل بودن سرپرست نیز اثر مثبت و معناداری بر احتمال مالکیت مسکن خانوارها در نمونه بررسی در این مطالعه دارد، به گونه‌ای که افزایش یک واحدی در متغیر موهومی وضعیت تأهل، احتمال مالکیت منزل را به میزان ۰/۲۰۹ واحد افزایش می‌دهد. چراکه معمولاً متأهلان انگیزه بیشتری برای مالکیت و یکجانشینی دارند. نتیجه حاصل برای متغیر وضعیت تأهل نیز با نتایج مطالعه چونگ و همکاران (۲۰۲۰) و قلی‌زاده و خاکسار (۱۴۰۲) سازگار است. از میان متغیرهای کنترلی، متغیرهای سطح آموزش، بعد خانوار، شاغل بودن سرپرست و جنسیت سرپرست نیز اثر غیرمعناداری بر مالکیت منزل مسکونی دارند.

جدول ۱. بررسی استحکام نتایج از طریق برآورد مدل پنل پروبیت

متغیر	ضریب	اثرات نهایی
سیل	-۰/۱۹*	-۰/۰۳۲*
سطح آموزش	-۰/۰۷۹	-۰/۰۱۴
جنسیت سرپرست	۰/۰۷۶	۰/۰۱۳
بعد خانوار	۰/۰۳۳	۰/۰۰۵
شاغل بودن	۰/۰۳۴	۰/۰۰۵
قیمت مسکن	۰/۰۱۳***	۰/۰۰۲***
تعداد اعضای شاغل	۰/۳۲***	۰/۰۵۵***
وضعیت تأهل سرپرست	۰/۸۲***	۰/۲۰۹***

درآمد خانوار	۰/۱۳*	۰/۰۲۰*
سن سرپرست	۰/۰۲۸***	۰/۰۰۵***
_Log likelihood پروبیتم	-۱۶۰/۷۴	-
_Log likelihood لاجیتم	-۱۶۰/۸۷	-
آماره LR پروبیتم	۱۲۱/۶۱***	-
آماره LR لاجیتم	۱۱۹/۴۶***	-

منبع: یافته‌های پژوهش.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

بلایای طبیعی از جمله سیل، زلزله و خشک‌سالی در سال‌های اخیر در جهان به دلیل تغییرات آب‌وهوایی ناشی از فعالیت‌های انسانی در حال افزایش بوده و خسارات فراوانی برای بسیاری از اقتصادها به وجود آورده است. حتی با پیشرفت دانش بشریت و استفاده از تکنولوژی‌های متفاوت به ویژه هوش مصنوعی در زمینه کنترل وقوع بلایای طبیعی و کاهش خسارات ناشی از آن، این پدیده‌های ناگوار همچنان در جهان با شدت و فرکانس‌های مختلف در حال وقوع بوده و خسارات سنگینی برای کشورها رقم زده است. بلایای طبیعی می‌توانند بی‌ثباتی اقتصادی را گسترش دهند، رشد اقتصادی را محدود کنند، نرخ مرگ و میر نیروی کار ماهر را افزایش و بهره‌وری نیروی کار را کاهش دهند. در کنار این پیامدهای منفی، بلایای طبیعی موجب لطمه به بازار مسکن شده و رفاه خانوارها را کاهش می‌دهند. این پدیده‌های ناگوار از جمله موانع مالکیت مسکن هستند که می‌توانند بازار مسکن را به دلیل افزایش درجه ریسک‌گریزی خانوارها تغییر دهند. همچنین می‌توانند سبب نااطمینانی در جریان درآمد خانوارها شوند و با ایجاد محدودیت برای خانوارها در دسترسی به منابع لازم، سبب کاهش تقاضا برای خرید مسکن شوند. علاوه بر این، بلایای طبیعی می‌توانند سبب مازاد عرضه و کاهش تعداد مالکان در بازار مسکن شوند، رفاه ذهنی و جایگاه اجتماعی- اقتصادی ساکنین را مخدوش کنند و در مجموع چالش‌هایی در بازار مسکن ایجاد نمایند که اقدامات خاص دولت‌ها را در مناطق بلاخیز می‌طلبد. ایران نیز از جمله کشورهایی است که به دلیل موقعیت توپوگرافی و جغرافیایی خود همواره در معرض انواع مختلف بلایای طبیعی به‌ویژه سیل قرار می‌گیرد و این پدیده‌ها می‌توانند تغییراتی در بازار مسکن و ترجیحات خانوارها برای

خرید مسکن ایجاد کند. یکی از شدیدترین این بلایا، سیل ۱۳۹۸ در استان گلستان است که خسارات اقتصادی فراوانی برای ۱۴ شهرستان و ۴۳۷ روستا این استان رقم زده، با این حال اثر اقتصادی آن به ویژه در بازار مسکن به دلایلی مانند کمبود داده‌ها کمتر مورد بررسی قرار گرفته و تاکنون مطالعه‌ای به بررسی اثر آن بر مالکیت مسکن به عنوان مؤلفه‌ای از بازار مسکن نپرداخته است. از این رو، مطالعه حاضر با هدف بررسی اثر سیل گلستان بر مالکیت مسکن طی سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ انجام شد. به این منظور ابتدا متغیر موهومی سیل با بهره‌گیری از ایده اصلی مدل تفاضل در تفاضل و با استفاده از یک نمونه ۳۸۱ تایی از خانوارهای استان گلستان و ۴۱۸ تایی از خانوارهای دو استان کردستان و کرمانشاه تعریف و سپس اثر سیل در کنار سایر متغیرهای اقتصادی-اجتماعی (از جمله درآمد، تعداد شاغلین و بعد خانوار، جنسیت، سن، اشتغال، قیمت مسکن، تأهل و تعداد سال‌های تحصیل سرپرست خانوار) بر احتمال مالکیت مسکن خانوار، با استفاده از روش پنل پروبیت با توجه به دودویی (صفر و یک) بودن متغیر وابسته برآورد شد. نتایج برآورد الگوی رگرسیونی مورد بررسی در این مطالعه نشان داد که افزایش متغیر موهومی سیل از صفر به یک، احتمال مالکیت منزل را به میزان ۰/۰۳۲ واحد کاهش می‌دهد. یکی از دلایل احتمالی این کاهش می‌تواند به روزرسانی ریسک‌های قبلی با اطلاعات جدید در مورد بلایای اخیر باشد که خانوار را به سمت اجاره‌نشینی سوق می‌دهد و احتمال مالک شدن مسکن را کاهش می‌دهد. سیل می‌تواند درآمد خانوار را کاهش دهد و سبب نااطمینانی درآمد شود. عدم قطعیت و نااطمینانی در جریان درآمد، موجب ایجاد محدودیت در دسترسی به منابع مالی و اعتبار می‌گردد که متقاضیان مسکن را به سمت اجاره‌نشینی به جای خرید مسکن سوق می‌دهد. همچنین از میان متغیرهای مستقل دیگر، افزایش در قیمت مسکن، تعداد اعضای شاغل در خانوار، متأهل بودن، درآمد خانوار و سن سرپرست، احتمال مالکیت مسکن را در نمونه مورد بررسی افزایش می‌دهد. از طرف دیگر، شاغل بودن، بعد خانوار، جنسیت سرپرست و در آخر سطح آموزش سرپرست اثر معناداری بر احتمال مالکیت منزل ندارد.

از جمله توصیه‌های سیاستی منطبق بر نتیجه به دست آمده در این مطالعه این است که دولت می‌بایست با واکنش سریع به منظور افزایش توان مالی استان‌های آسیب‌دیده و تخصیص کارآمد منابع و اجرای طرح‌های جبرانی و حمایتی از جمله بهبود زیرساخت‌های حیاتی مانند جاده‌ها

و پرداخت تسهیلات دولتی به خانوارهای آسیب‌دیده در جهت تعمیر و تأمین مسکن پس از یک فاجعه طبیعی کمک نموده و از نتایج منفی افزایش ریسک مالکیت مسکن در این مناطق کاسته یا حداقل از برآورد بیش از حد ریسک توسط ساکنان جلوگیری نماید. لازم به ذکر است عدم واکنش سریع دولت‌ها در این خصوص می‌تواند موجب ایجاد جریان مهاجرت با پیامدهای بسیار بیشتر به استان‌های با خطرات طبیعی کمتر و جمعیت بیشتر گردد که مقابله با چنین پدیده‌هایی و ایجاد مهاجرت معکوس نیازمند بودجه‌های هنگفتی در بلندمدت است. همچنین در این خصوص بانک‌ها می‌توانند از طریق تأمین نقدینگی و اعتبار بیشتر در واکنش به اثرات بلایای طبیعی نقش حمایتی مهمی ایفا کنند. به طور کلی، بلایای طبیعی ممکن است منجر به افزایش تقاضا برای وام‌های ضروری تعمیر و تأمین مسکن در این مناطق شوند که لازم است، بودجه کافی برای ارائه وام‌های بیشتر در راستای چنین بلایایی با سرعت تأمین شود. همچنین انتظار می‌رود شرکت‌های بیمه، گام‌های سریعی در تعدیل سیاست‌های کلی برای ایجاد سیستم‌های بیمه خطرات طبیعی در رابطه با بخش مسکن برداشته و مناطقی که با ریسک طبیعی بیشتری در نتیجه تغییرات آب و هوایی مواجه هستند و در نتیجه می‌توانند تحت تأثیر بیشتر این پدیده‌ها بر بازار مسکن قرار گیرند را پوشش بیمه‌ای دهند. تلاش‌های بیمه باید به صراحت نقش بیمه را در چارچوبی در نظر بگیرند که انتقال ریسک سیستماتیک مورد نیاز برای مقابله با تغییرات اقلیمی در این مناطق میسر گردد.

منابع

- قادری، جعفر و ایزدی، بهنام (۱۳۹۵). بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۵۰-۱۳۹۱). *اقتصاد شهری*، ۱(۱)، ۵۵-۷۵.
- قلی زاده، علی‌اکبر و خاکسار، مطهره (۱۳۹۶). اثر درآمد و تحصیلات سرپرست خانوار بر نحوه تصرف مسکن در مناطق شهری ایران. *مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، ۶(۲۲)، ۲۱۱-۲۲۹.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ خاکسار، مطهره و منوچهری، صلاح‌الدین (۱۴۰۱). نحوه تصرف مسکن در مناطق شهری ایران. *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۱(۳)، ۱۰۷-۱۲۹.
- قاسمی، عبدالرسول و شادابفر، الهام (۱۳۹۵). تأثیر سطح تحصیلات بر احتمال مالکیت مسکن: مقایسه بین دوره‌های (مطالعه موردی: شهر تهران). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۶(۶۱)، ۱۸۱-۲۰۵.

محمدزاده، پرویز؛ عبدی، حسن؛ بهبودی، داوود و بهشتی، محمدباقر (۱۳۹۶). عوامل کلیدی مؤثر بر موفقیت کارآفرینان با استفاده از مدل‌های گسسته لاجیت و پروبیت. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶(۲۴)، ۱۷۵-۱۵۳.

سالم، علی اصغر؛ جباری، لیلا (۱۴۰۰). بررسی اثر سیل بر الگوی مصرف خانوارها با استفاده از مدل تفاضل در تفاضل. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴۳(۱۱)، ۷۲-۴۸.

Adachi, J. K., & Li, L. I. N. G. (2023). The Impact of Wildfire on Property Prices: An Analysis of the 2015 Sampson Flat Bushfire in South Australia. *Cities*, 136, 104255.

Apergis, N. (2020). Natural Disasters and Housing Prices: Fresh Evidence from a Global Country Sample. *International Real Estate Review*, 23(2), 815-836.

Barattieri, A., Borda, P., Brugnoli, A., Pelli, M., & Tschopp, J. (2023). The Short-Run, Dynamic Employment Effects of Natural Disasters: New insights from Puerto Rico. *Ecological economics*, 205, 107693.

Berlemann, M. (2016). Does Hurricane Risk Affect Individual Well-Being? Empirical Evidence on the Indirect Effects of Natural Disasters. *Ecological Economics*, 124, 99-113.

Boansi, D., Owusu, V., Tambo, J. A., Donkor, E., & Asante, B. O. (2021). Rainfall Shocks and Household Welfare: Evidence from Northern Ghana. *Agricultural Systems*, 194, 103267.

Botsch, M. J., & Morris, S. D. (2021). Job Loss Risk, Expected Mobility, and Home Ownership. *Journal of Housing Economics*, 53, 101733.

Cheng, Z., Zhu, Z., Zhang, H., & Liu, H. (2023). Does early Disaster Exposure Affect Household Agricultural Income? Evidence from China. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 91, 103702.

Cheung, W. K. S., Chan, J. T. K., & Monkkonen, P. (2020). Marriage-induced Homeownership as a Driver of Housing Booms: Evidence from Hong Kong. *Housing Studies*, 35(4), 720-742.

Dillon-Merrill, R. L., Ge, L., & Gete, P. (2018). Natural Disasters and Housing Markets. *The Tenure Choice Channel*, Retrieved from <https://www.aeaweb.org/conference/2019/preliminary/paper/YZ56fSb6>

Fekrazad, A. (2019). Earthquake-risk Salience and Housing Prices: Evidence from California. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 78, 104-113.

Gathergood, J. (2011). Unemployment Risk, House Price Risk and the Transition into Home Ownership in the United Kingdom. *Journal of Housing Economics*, 20(3), 200-209.

Huang, L., Liu, Q., & Tang, Y. (2024). Long-term Economic Impact of Disasters: Evidence from Multiple Earthquakes in China. *World Development*, 174, 106446.

Hendershott, P. H., Ong, R., Wood, G. A., & Flatau, P. (2009). Marital History and Home Ownership: Evidence from Australia. *Journal of Housing Economics*, 18(1), 13-24.

Jayantha, W. M., & Oladinrin, O. T. (2020). An Analysis of Factors Affecting Homeownership: a Survey of Hong Kong Households. *Journal of Housing and the Built Environment*, 35, 939-956.

Kiel, K. A., & Matheson, V. A. (2018). The Effect of Natural Disasters on Housing Prices: an Examination of the Fourmile Canyon Fire. *Journal of Forest Economics*, 33, 1-7.

Lee, S. (2023). House Prices, Homeownership, and Household Consumption: Evidence from Household Panel Data in Korea. *Economic Modelling*, 126, 106355.

Lin, Z., Liu, Y., & Xie, J. (2021). Banking Deregulation and Homeownership. *Journal of Housing Economics*, 52, 101749.

Metz, N. E., Roach, T., & Williams, J. A. (2017). The Costs of Induced Seismicity: A Hedonic Analysis. *Economics Letters*, 160, 86-90.

- Naoi, M., Seko, M., & Sumita, K. (2009). Earthquake Risk and Housing Prices in Japan: Evidence Before and after Massive Earthquakes. *Regional Science and Urban Economics*, 39(6), 658-669.
- Nepal, A. K., & Neupane, N. (2022). Living in the Flood Plain: Can Financial Inclusion, Productive Assets and Coping Mechanism Help Reduce Food Insecurity? *Environmental Challenges*, 6, 100437.
- Odeyemi, E., & Skobba, K. (2022). Housing Affordability among Rural and Urban Female-Headed Householders in the United States. *Journal of Family and Economic Issues*, 43(4), 854-866.
- Prakash, K., & Smyth, R. (2019). The Quintessential Chinese Dream? Homeownership and the Subjective Wellbeing of China's Next Generation. *China Economic Review*, 58(C), 1-21.
- Rajapaksa, D., Wilson, C., Managi, S., Hoang, V., & Lee, B. (2016). Flood Risk Information, Actual Floods and Property Values: A Quasi-Experimental Analysis. *Economic Record*, 92, 52-67.
- Ricks, J. S. (2021). Mortgage Subsidies, Homeownership, and Marriage: Effects of the VA Loan Program. *Regional Science and Urban Economics*, 87, 103650.
- Sheldon, T. L., & Zhan, C. (2019). The Impact of Natural Disasters on US Home Ownership. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 6(6), 1169-1203.
- Silles, M. A. (2023). The Effect of Education on Homeownership: Evidence from 20th Century School Attendance Laws in the United States. *The Manchester School*, 91(1), 1-17.
- Sissons, P., & Houston, D. (2019). Changes in Transitions from Private Renting to Homeownership in the Context of Rapidly Rising House Prices. *Housing studies*, 34(1), 49-65.
- Tabner, I. T. (2016). Buying versus Renting—Determinants of the Net Present Value of Home Ownership for Individual Households. *International Review of Financial Analysis*, 48, 233-246.

Wainer, A., & Zabel, J. (2020). Homeownership and Wealth Accumulation for Low-Income Households. *Journal of Housing Economics*, 47, 101624.

Xue, Z., Xu, C., & Xu, X. (2023). Application of ChatGPT in Natural Disaster Prevention and Reduction. *Natural Hazards Research*, 3(3), 556-562.

Yang, H., Dietz, T., Yang, W., Zhang, J., & Liu, J. (2018). Changes in Human Well-Being and Rural Livelihoods under Natural Disasters. *Ecological Economics*, 151, 184-194.

Zeng, T., Yang, M., Li, Y., & Yao, X. (2020). Export Expansion and Homeownership in China: Evidence from the China Household Finance Survey. *Cities*, 104, 102765.

Zhao, L., & Zhu, B. (2022). How do Geohazards Affect Household Consumption: Evidence from China. *Frontiers in Earth Science*, 10, 941948.

Zhao, X. X., Zheng, M., & Fu, Q. (2022). How Natural Disasters Affect Energy Innovation? The Perspective of Environmental Sustainability. *Energy Economics*, 109, 105992.

Zheng, X., Yuan, Z. Q., & Zhang, X. (2020). Does Happiness Dwell in an Owner-Occupied House? Homeownership and Subjective Well-Being in Urban China. *Cities*, 96, 102404.