مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

۵۱

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

|| فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران ||

|| سال ۱۳ || شمارهٔ ۵۱ || پاییز ۱۴۰۳ ||

- ارزیابی اثر فضایی مخارج آموزش بر خط فقر در استان‌های ایران
  سید پرویز جلیلی‌کامجو، مبینا زارعی، فاطمه طرهانی ۹-۴۲
- عوامل مؤثر بر فقر در زنان سرپرست خانوار با تأکید بر شاخص‌های سلامت
  محمود شریف‌پور، حسین صادقی‌سقدل، لطفعلی عاقلی، علی‌محمد احمدی ۴۳-۷۴
- برآورد تابع تقاضای اوقات فراغت خانوار مناطق شهری ایران
  حمیده ترابی، محمد پارسائیان، محمدصادق علیپور ۷۵-۹۳
- بررسی الگوی مصرف غذا و عوامل اثرگذار بر آن در مناطق شهری ایران
  مهدی شعبان‌زاده خوشرودی، ابراهیم جاودان، رضا حیدری ۹۵-۱۲۱
- تأثیر توزیع مجدد نسبی بر سرمایه‌گذاری در کشورهای عضو اوپک
  محدثه رحیمی، مرضیه اسفندیاری ۱۲۳-۱۴۴
- تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران
  هادی نائینی، داود جعفری سرشت، سعید عیسی‌زاده ۱۴۵-۱۷۰

راهنمای نگارش و ارسال مقاله

۱- محتوای شکلی مقاله

– مقاله‌های ارسالی نباید بیش از ۲۰ صفحهٔ A۴ باشد.

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

۲- ساختار علمی مقاله

ساختار مقاله به‌صورت زیر تنظیم شود:

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

۲- شیوهٔ ارجاع و استناد

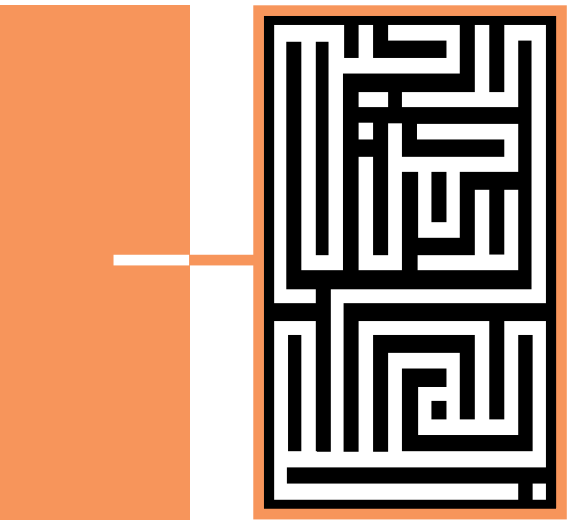
– ارجاع در متن مقاله

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

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

– ارجاع در پایان مقاله (کتابنامه)

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



بسمه تعالی

گواهی رتبه علمی

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

نشریه

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

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

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

رتبه علمی

الف

بررسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR

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

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

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

دانشگاه بوعلی سینا

فصلنامهٔ علمی

مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران

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

با همکاری انجمن علمی اقتصاد توسعهٔ منطقه‌ای

آغاز انتشار: آذرماه ۱۳۹۶

شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲

شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲

شمارهٔ مجوز ارشاد: ۲۲۷۸۷

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

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

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

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال ۱۳، شمارهٔ ۵۱، پاییز ۱۴۰۳
رتبه نشریه در وزارت علوم (سال ۱۴۰۱): **الف**
ضریب تأثیری نشریه (Impact Factor) در ISC (سال ۱۴۰۰): **Q1**

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

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

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

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

فهرست مقالات

ارزیابی اثر فضایی مخارج آموزش بر خط فقر در استان‌های ایران
سید پرویز جلیلی‌کامجو، مبینا زارعی، فاطمه طرهانی ۹-۴۲

عوامل مؤثر بر فقر در زنان سرپرست خانوار با تأکید بر شاخص‌های سلامت
محمود شریف‌پور، حسین صادقی‌سقدل، لطفعلی عاقلی، علی‌محمد احمدی ۴۳-۷۴

برآورد تابع تقاضای اوقات فراغت خانوار مناطق شهری ایران
حمیده ترابی، محمد پارسائیان، محمدصادق علیپور ۷۵-۹۳

بررسی الگوی مصرف غذا و عوامل اثرگذار بر آن در مناطق شهری ایران
مهدی شعبان‌زاده‌خوشرودی، ابراهیم جاودان، رضا حیدری ۹۵-۱۲۱

تأثیر توزیع مجدد نسبی بر سرمایه‌گذاری در کشورهای عضو اوپک
محدثه رحیمی، مرضیه اسفندیاری ۱۲۳-۱۴۴

تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران
هادی نائینی، داود جعفری‌سرشت، سعید عیسی‌زاده ۱۴۵-۱۷۰

Vol. 13, No. 51, Autumn (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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

Bu-Ali Sin University

Analysis of Null Hypothesis of Education and Poverty in the Provinces of Iran

Seyyed Parviz Jalilikamju[1], Mobina Zarei[2], Fatemeh Tarhani[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28736.3659
Received: 2024.01.03; Reviseed: 2024.02.11; Accepted: 2024.02.21
Pp: 9-42

Abstract

In the 21th century, one of the indicators that show urban progress is the low level of poverty in these areas. One of the ways to achieve this goal is to increase educational expenses. Which is investigated in this study. Therefore, this study seeks to spatially evaluate the effect of the variables of education costs, growth rate and unemployment rate on the reduction of poverty among urban families in the provinces of Iran and in the period of 2006-2021. In this study, the SGMM-DPD-SAR generalized moment dynamic panel model will be used to investigate the statistical tests using two-stage Arellano-Bover / Blundell-Bond coefficients. The obtained results confirm that, according to the phenomenon of the vicious circle of poverty, the first interval of the dependent variable has a positive effect on poverty with a coefficient of 0.91. The first spatial interval of SAR is also positive and significant 0.06, which shows that there is a positive spatial dependence between the provinces of Iran, that is, the effects of the explanatory variables on the dependent variable have spatial and regional effects. According to the human capital theory of Baker and Schultz, the development of human resources through programs such as education and health emphasizes the reduction of poverty, where the cost of education leads to the reduction of poverty in households with a factor of 0.04, economic growth with The coefficient of 0.01 has a negative and significant effect on the severity of poverty in Iran; And there is also a negative relationship between economic growth and the Amartyasen index, that is, economic growth has positive effects on the rate of poverty reduction in Iran. Unemployment rate also increases poverty with a factor of 0.06.

Keywords: Poverty Line, Education, Arellano-Bover / Blundell-Bond Two-Step, SGMM-DPD-SAR.
JEL Classification: I30, A20, C33.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Khoramabad, Iran
2. Ph.D. student Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** Mobina.zarei_23@yahoo.com
3. M.Sc. Student, Department of Economics, Faculty of Economics, Ayatollah Boroujerdi University, Khoramabad, Iran

Citations: Jalilikamju, S. P., Zarei, M. & Tarhani, F., (2024). "Analysis of Null Hypothesis of Education and Poverty in the Provinces of Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(51): 9-42. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28736.3659
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5501.html?lang=en

1. Introduction

Human capital is considered as one of the main factors of production in today's societies, the strengthening of human capital in developing countries has led to the reduction of relative poverty in these countries compared to the global average (United Nations Development Program, UNDP, 2015). One of the goals of the Human Development Report (UNDP, 2000), which was based on the United Nations Millennium Declaration signed by 189 leaders of different countries, was to reduce or eliminate poverty by 2015 (Sanz et al., 2017). One of the most important ways to strengthen human capital is the investment of the public sector or the government in education and higher education. With the strengthening of the existence of welfare states, the optimal allocation of government expenses in order to increase welfare and reduce poverty becomes important, as well as the implementation of government policies in the distribution and redistribution of incomes, especially the public budget, will have short-term and long-term allocation and distributional effects, which are described by classical economists with market efficiency and The private sector will be compared and should at least have the efficiency of the private sector (Usandina et al., 2016). Reducing inequality and eliminating poverty is one of the important duties of the government. By providing public services such as educational services, the government is able to change the economic status of people and play an essential role in reducing poverty and inequality. (Gilek Hakimabadi & Saadati, 2012).

2. Materials & Methods

Geographical-economic variables are one of the important factors that economic planners should pay attention to. The geographic-economic variables of each region can show the strengths, weaknesses, opportunities and threats of a region that affect the relative poverty line of that region. One of these variables is the economic distance between regions. Economic distance refers to the ease and difficulty of transferring goods, services, capital, technology and labor between different regions. In this framework, distance can be considered an economic concept; therefore, according to the above-mentioned cases, in order to take into account, the effect of the proximity of the provinces using the spatial econometric method, the dynamics of the poverty line in 28 provinces of Iran will be investigated with STATA15 software. In this research, the SAR-GMM-DPD spatial autoregressive generalized moment model with two-stage Arellano-Bover / Blundell-Bond random dynamic coefficients will be used.

3. Discussion

The dependent variable of GMM first interval is positive and significant and it shows the dynamics of the model and on the other hand it shows that one of the influencing variables on the poverty of Iranian households is the severity of their poverty in recent years. The first spatial interval in the SAR model is positive and significant, which indicates the existence of a positive spatial dependence between the provinces of Iran, that is, independent variables have indirect spatial and regional effects on the dependent variable, which means, for example, the existence of education costs, economic growth And the unemployment rate in neighboring provinces of a certain province will have spatial, spatial or geographical effects on the destination province. Economic growth has a negative effect on poverty, and as economic growth increases, the level of household poverty decreases with a factor of -0.01. According to the theory of conditional regional convergence growth, with the increase of economic growth in the European Union and only in a country like Germany, it causes the economic growth of the surrounding countries to be affected by the concentration of investments and after a while the knowledge of the destination country overflows to the surrounding countries have positive spatial effects. The unemployment rate also has a direct effect on the poverty of households with a coefficient of 0.04, and due to the existence of expectations and income shock to the household, it makes them poorer. The increase in the unemployment rate has caused people to migrate from villages and cities and create marginalization in the destination province, which will result in an increase in income inequality and, of course, an increase in relative poverty in the destination province. It should be noted that all the variables used have statistical validity.

4. Conclusions

The first spatial interval of SAR is positive and significant, which shows that there is a positive spatial dependence between the provinces. The cost of education with a coefficient of 0.04 has the most negative and significant effect on reducing poverty, raising the level of education requires investment in education and increasing educational facilities, which if these educational facilities are provided free of charge to all sections of a society, Skilled and thoughtful trained human force causes the development and expansion of the produced technologies and as the foundation of economic progress and development in the society, and thus by using raising the level of education and creating a transformation in the productivity of the labor force and the development of technology in The society's economic growth has also increased and finally it reduces poverty, and as a result, the production has increased in the country, which also helps to reduce poverty at the level of

the society. Therefore, the relationship between education and poverty is a two-way relationship that people with better education can get a more suitable job and earn more income and as a result get rid of poverty. On the other hand, income poverty also leads to financial weakness. Due to the individual's non-participation in educational programs, and as a result, educational poverty causes financial poverty, and this is a vicious cycle. Increasing economic growth with a factor of 0.01 reduces poverty and also has a significant effect on poverty, high economic growth and the existence of suitable economic conditions provide more grounds for increasing the income of the society through the expansion of markets and... Provides, in this case, producers demand more labor to increase their products in the markets, which is done through increasing wages and attracting labor, which ultimately leads to the reduction of poverty. The increase in the unemployment rate also has a significant effect on the increase in poverty with a coefficient of 0.06. According to economic theories, when the unemployment rate increases, the income level of household's decreases and leads to an increase in poverty.

Acknowledgments

The authors appreciate and thank the valuable comments of the anonymous reviewers of the journal.

Observation Contribution

In this section, the first and second author contributed 33% and the third author contributed 34% in the preparation of the article.

Conflict of Interest

The authors, while complying with publishing ethics, declare the absence of conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۱، پاییز ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

ارزیابی اثر فضایی مخارج آموزش بر خط فقر در استان‌های ایران

سید پرویز جلیلی‌کامجو[۱]، مبینا زارعی[۲]، فاطمه طرهانی[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28736.3659
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۱۳، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۱/۲۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۰
صص: ۴۲-۹

چکیده

در قرن ۲۱، ازجمله شاخص‌هایی که نشان‌دهندهٔ پیشرفت شهری است، پایین بودن فقر در این مناطق است. یکی از راه‌های رسیدن به این مهم، افزایش مخارج آموزشی است؛ که در این مطالعه به بررسی آن پرداخته می‌شود؛ بنابراین، مطالعهٔ حاضر به‌دنبال ارزیابی فضایی تأثیر متغیرهای هزینه‌های آموزشی، نرخ رشد و نرخ بیکاری بر کاهش فقر در بین خانواده‌های شهری در استان‌های ایران و در دورهٔ زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۵هـ.ش. است. در این مطالعه برای بررسی آزمون‌های آماری از مدل پانل پویای تصادفی فضایی گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ SGMM-DPD-SAR با کاربرد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو-باور/ بوندل-باند استفاده خواهد شد. نتایج به‌دست‌آمده مؤید آن است که طبق پدیدهٔ دور باطل فقر، وقفهٔ اول متغیر وابسته با ضریب ۰/۹۱ دارای تأثیر مثبت بر فقر است. وقفهٔ اول فضایی SAR نیز مثبت و معنادار ۰/۰۶ است که نشان می‌دهد وابستگی فضایی مثبتی بین استان‌های ایران وجود دارد، یعنی اثرات متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته دارای تأثیرات فضایی و منطقه‌ای است. طبق نظریهٔ سرمایهٔ انسانی بیکر و شولتز، توسعهٔ منابع انسانی ازطریق برنامه‌هایی مثل آموزش و بهداشت بر کاهش فقر تأکید می‌کند که در اینجا هزینهٔ آموزش با ضریب ۰/۰۴ منجر به کاهش فقر در خانوارها می‌شود، رشد اقتصادی با ضریب ۰/۰۱ تأثیر منفی و معناداری برشدت فقر در ایران داشته؛ و هم‌چنین ارتباط منفی بین رشد اقتصادی و شاخص آمارتیاسن وجود دارد، یعنی رشد اقتصادی تأثیرات مثبتی بر میزان کاهش فقر در ایران دارد. نرخ بیکاری نیز با ضریب ۰/۰۶ باعث افزایش فقر می‌شود.

کلیدواژگان: خط فقر نسبی حقیقی، هزینهٔ آموزش و آزمون آرلانو- باور/ بوندل-باند دومرحله‌ای، SGMM-DPD-SAR.
طبقه‌بندی JEL: I30, A20, C33.

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی، دانشگاه آیت ا... بروجردی، لرستان، ایران
Email: Parviz.jalili@abru.ac.ir
۲. دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: Mobina.zarei_23@yahoo.com
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی، دانشگاه آیت ا... بروجردی، لرستان، ایران
Email: meh-tarhani@yahoo.com

ارجاع به مقاله: جلیلی‌کامجو، سید پرویز؛ زارعی، مبینا؛ و طرهانی، فاطمه، (۱۴۰۳). «ارزیابی اثر فضایی مخارج آموزش بر خط فقر در استان‌های ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۱): ۹-۴۲. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28736.3659
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5501.html?lang=fa

۱. مقدمه

توسعهٔ هزارهٔ (MDG) باهدف کاهش نرخ جهانی فقر بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵م. و توسعهٔ پایدار (SDG) که هدف آن ریشه‌کنی فقر است، در سال ۲۰۱۵م. بیان کردند که فقر اصلی‌ترین دغدغهٔ جهانی است و نقش مهمی در توسعهٔ یک کشور ایفا می‌کند. این نگرانی نه‌تنها در کشورهای کمتر توسعه‌یافته، بلکه در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته نیز بسیار مهم است. باوجود این‌که یک کشور به‌خوبی توسعه‌یافته است، ولی هنوز با مشکل داشتن شهروندان فقیر روبه‌رو است (ازهر و همکاران[۱]، ۲۰۲۰). کاهش فقر و ریشه‌کنی جهانی اهداف اصلی برنامهٔ توسعهٔ جهانی برای سازمان ملل متحد است، این درحالی است که کاهش فقر یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه بوده است (مواتسوس[۲]، ۲۰۲۱؛ سازمان ملل متحد[۳]، ۲۰۱۵). امروزه فقر یکی از حادترین معضلات اجتماعی جهان به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه است. (زو و همکاران[۴]، ۲۰۲۳). فقر تحت‌تأثیر بسیاری از عوامل اقتصادی و اجتماعی یک کشور قرار دارد و یافتن راه‌حل‌هایی برای ریشه‌کن کردن آن، یک موضوع داغِ اقتصادی–اجتماعی بوده است (منسی و همکاران[۵] ۲۰۲۰). می‌توان تصور کرد که فقر مربوط به محرومیت از منابع اقتصادی است که نیازهای اولیه فرد را تأمین می‌کند (رونتر[6]، ۱۹۰۲؛ تاونسند[۷]، ۱۹۷۹). فقر هم‌چنین به فقدان برخی آزادی‌های اساسی و عدم اختیار افراد و تحقق توانایی‌های فرد مربوط می‌شود (سن[۸]، ۱۹۸۵). فقر هم‌چنین به‌عنوان یک پدیدهٔ چندبُعدی تعریف می‌شود (الکایر و فاستر[۹]، ۲۰۱۱). بااین‌حال، تعریفی که از منظر فقر جهانی مورداستفاده قرار می‌گیرد، شبیه فقدان شدید منابع اقتصادی لازم است و معمولاً از آن به‌عنوان «فقر شدید» یاد می‌شود (مواتسوس و همکاران[۱۰]، ۲۰۲۱). فقر جهانی از اوایل دههٔ ۹۰ با استفاده از روش دلار در روز[۱۱] (DAD) اندازه‌گیری می‌شود (راوالیون و همکاران[۱۲]، ۱۹۹۱). روش DAD شامل برآورد خط فقر است که به‌نوعی نمایندهٔ خطوط فقر ملی[۱۳] (NPLs) است که توسط گروهی از کشورهای کمتر توسعه‌یافته استفاده می‌شود. خطوط فقر ملی (NPLs) در اکثر کشورهای درحال‌توسعه با استفاده از روش هزینه نیازهای اساسی برآورد می‌شود؛ که شامل تعیین سبدی از کالاها (مانند: غذا، مسکن و انرژی) و خدمات (به‌عنوان‌مثال: آموزش و بهداشت) است درنظر گرفته می‌شود نیازهای اساسی انسان را در زمینهٔ ملی مربوطه منعکس می‌کند. تعیین ترکیب دقیق اقلام مختلف در سبد و نحوه تغییر آن در طول زمان بسیار موردبحث است (مواتسوس و همکاران[۱۴]، ۲۰۲۱).

«نادمی» و «جلیلی» (۱۴۰۱) در پژوهش خود فقر را این‌گونه دسته‌بندی می‌کنند: «فقر غذایی (پژویان، ۱۹۹۴)، فقر مطلق یا نسبی (خدادادکاشی و همکاران، ۱۳۸۴)، فقر شهری یا روستایی (خالدی، ۲۰۰۵)، فقر دائمی یا موقت،

---

[1] Azhar et al. (2020).
[2] Moatsos et al. (2021).
[3] United Nations, (2015)
[4] Zuo et al. (2023)
[5] Mansi et al. (2020).
[6] Rowntree, (1902)
[7] Townsend, (1979)
[8] Sen, (1985)
[9] Alkire & Foster, (2011)
[10] Moatsos et al. (2021)
[11] dollar-a-day (DAD)
[12] Ravallion et al. (1991)
[13] national poverty lines (NPLs)
[14] Moatsos et al. (2021)

فقر جزیره‌ای یا فراگیر و فقر قابلیتی (نداشتن حق انتخاب، آزادی و مشارکت)، (سِن[1]، ۱۹۷۶) که مفاهیمی عینی است، فقر آموزشی، فقر فرهنگی، فقر روانی و فقر ذهنی که مفاهیمی انتزاعی است. فقر مطلق ناتوانی در کسب حداقل استاندارد زندگی است».

بنابراین هدف اصلی از پژوهش حاضر ارزیابی چگونگی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر فقر استانی و منطقه‌ای است. کاهش فقر در جامعه، ازجمله مهم‌ترین برنامه‌های کشوری بوده و همواره دولت‌مردان و سیاست‌مداران با استفاده از سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی، سیاسی و اجتماعی به‌دنبال کاهش این امر هستند. درحال‌حاضر، بخشی از فقر موجود، فضایی و جغرافیای است. فقر فضایی ریشه در نابرابری اقتصادی، درآمدی و اجتماعی مناطق دارد (باصری، ۱۴۰۲).

در صورتی‌که فقر به‌صورت استانی و منطقه‌ای افزایش‌یابد به‌تدریج تمام جامعه را فرامی‌گیرد. در اینجا نقش دولت برای کاهش فقر ضروری و حائز اهمیت است یکی از راهکارهای دولت برای این کار عدالت آموزشی است. هزینه‌های آموزش‌عالی، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد؛ بنابراین در شرایط نابرابری درآمد، افزایش مخارج آموزشی دولت در مقاطع تحصیلی ابتدایی و متوسطه که بر کاهش اختلاف در کیفیت و امکانات آموزشی متمرکز است، ازطریق فرصت‌های یادگیری برابر، منتهی به کاهش نابرابری درآمد شده و درنتیجهٔ آن کاهش فقر را به‌دنبال خواهد داشت (شمس‌اللهی و همکاران، ۱۴۰۰). آموزش راه مهمی برای کاهش بروز فقر و جلوگیری از انتقال بین نسلی آن است (بتاوزر[2]، ۲۰۱۷؛ یی[3]، ۲۰۱۶). از آنجایی‌که سطح تحصیلات نشان‌دهندهٔ سرمایهٔ انسانی است، سطح تحصیلات پایین دلیل مهمی است که یک فرد ممکن است گرفتار فقر شود، درحالی‌که بهبود سطح تحصیلات وسیله‌ای قدرتمند برای فرار از فقر است (اسلام و همکاران[4]، ۲۰۱۷). اکثر مطالعات هم‌بستگی منفی بین تحصیلات و فقر پیداکرده‌اند (توماس[5]، ۲۰۲۱)؛ و این‌که سطوح بالاتر تحصیلات به جلوگیری از انتقال بین نسلی فقر کمک می‌کند. با این‌حال، برخی از مطالعات نشان‌داده‌اند که آموزش تأثیر قابل‌توجهی بر ریشه‌کنی فقر ندارد و نقش آن ممکن است در رهایی افراد روستایی، به‌ویژه، از فقر ناچیز باشد (لاکهید و همکاران[6]، ۱۹۸۰؛ سیمون[7]، ۲۰۱۸؛ تیل[8]، ۲۰۰۱؛ ودگوود[9]، ۲۰۰۷؛ یانگ و همکاران[10]، ۲۰۰۵). علاوه‌بر این، مطالعات مربوطه نشان می‌دهد که سطح تحصیلات پایین ناشی از فقر در دوران کودکی به‌طور قابل‌توجهی احتمال فقر را در بزرگ‌سالی افزایش می‌دهد (لونا و میشلا[11]، ۲۰۱۷). علاوه‌بر این، نشان داده‌شده است که سطوح بالاتر تحصیلات به کاهش احتمال ابتلای افراد به فقر نسبی کمک می‌کند و می‌تواند انتقال بین نسلی فقر نسبی را متوقف کند (دوان و گوئو[12]، ۲۰۲۱)؛ با این‌حال، برخی از مطالعات هم‌چنین اشاره‌کرده‌اند که آموزش تنها می‌تواند به گروه غیر نسبتاً فقیر کمک کند تا از

[1] Sen, (1976)
[2] Betthauser (2017)
[3] yi, (2016)
[4] Islam et al. (2017)
[5] Thomas (2021)
[6] Lockheed et al. (1980)
[7] Simone, (2018)
[8] Teal, (2001)
[9] Wedgwood, (2007)
[10] Yang et al. (2005)
[11] Luna & Michela, (2017)
[12] Duan & Guo, (2021)

بازگشت فرزندانشان به فقر جلوگیری کند، درحالی‌که تأثیر آن بر گروه نسبتاً فقیر قابل‌توجه نیست (چن و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

در کوتاه‌مدت، اجرای قانون آموزش اجباری می‌تواند احتمال ثبت‌نام و فارغ‌التحصیلی افراد از دبیرستان را بهبود بخشد و به آن‌ها اجازه دهد تا سرمایهٔ انسانی بیشتری را جمع‌آوری کنند و از فقر نسبی فرار کنند. در میان‌مدت و بلندمدت، اولاً، افزایش دستاوردهای آموزشی ناشی از قانون آموزش اجباری می‌تواند دانش، مهارت‌ها و بهره‌وری فرزندان را بهبود بخشد، عملکرد بازار کار آن‌ها را افزایش دهد و درنتیجه از انتقال فقر نسبی بین نسلی جلوگیری کند؛ هم‌چنین، با توجه به سیاست آموزش اجباری، کودکان فقیر به‌احتمال‌زیاد انگیزهٔ بیشتری برای فرار از فقر، از خود نشان می‌دهند (زو و همکاران[2]، ۲۰۲۳).

اهمیت این موضوع موجب‌شده است که در دهه‌های اخیر، مسأله رابطهٔ علّی بین فقر و آموزش و به‌تبع آن تأثیر آموزش و تحصیلات بر توزیع درآمد، موردتوجه اقتصاددانان قرار بگیرد و پژوهش‌هایی در این‌زمینه انجام شود؛ بنابراین نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش می‌تواند مورداستفادهٔ برنامه‌ریزان اقتصادی و تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران کلان کشور و برنامه‌ریزان اقتصادی در سطح استان‌ها باشد. حال برای رسیدن به جامعه‌ای که در آن رشد و توسعهٔ اقتصادی بالا باشد و نابرابری درآمد و فقر در بین استان‌ها در حداقل باشد، ابتدا باید بتوان عوامل مؤثر بر آن را تشخیص داد و سپس با دادن راه‌کارهای مناسب، مناطق و استان‌های محروم را به‌سمت پیشرفت سوق داد تا جامعه متعادل و پیشرفته شود که از مهم‌ترین این عواملِ اثرگذار، سازمان آموزش‌وپرورش و وزارت علوم و تحقیقات است که چنان‌چه در جهت پرورش نیروی کار متخصص و بامهارت گام بردارند می‌توان به این امر مهم دست‌یافت.

از آنجاکه هدف این پژوهش بررسی عوامل مؤثر بر خط فقر است، در این پژوهش عوامل مؤثر بر کاهش فقر براساس تئوری‌های اقتصادی بررسی می‌شود. پژوهش حاضر در شش بخش تنظیم‌شده است؛ بخش اول به مقدمه، و بخش دوم و سوم به ارائه مبانی نظری و مطالعات انجام‌شده اختصاص‌یافته است. بخش چهارم به روش تحقیق و معرفی متغیرهای مورداستفاده پرداخته‌شده و سپس در بخش پنجم و ششم به‌ترتیب تحلیل نتایج و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

سرمایهٔ انسانی به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین عوامل تولید در جوامع امروزی محسوب می‌شود، تقویت سرمایهٔ انسانی در کشورهای درحال‌توسعه منجر به کاهش فقر نسبی در این کشورها نسبت به میانگین جهانی شده است (برنامهٔ توسعهٔ سازمان ملل[3] UNDP، ۲۰۱۵). یکی از اهداف گزارش توسعهٔ انسانی (UNDP، ۲۰۰۰) که مبتنی‌بر بیانیهٔ هزارهٔ سازمان ملل متحد بود که به امضای ۱۸۹ رهبران کشورهای مختلف رسید، کاهش یا حذف فقر تا سال ۲۰۱۵م. بود (سانز و همکاران[4]، ۲۰۱۷). یکی از مهم‌ترین راهکارهای تقویت سرمایهٔ انسانی، سرمایه‌گذاری بخش

[1] Chen et al. (2021)
[2] Zuo et al. (2023)
[3] Nited Nations Development Programme (UNDP), (2015).
[4] Sanz et al. (2017).

عمومی یا دولت در آموزش‌وپرورش و هم‌چنین آموزش‌عالی است. با تقویت وجود دولت‌های رفاه تخصیص بهینهٔ هزینه‌های دولت در جهت افزایش رفاه و کاهش فقر اهمیت می‌یابد، هم‌چنین اجرای سیاست‌های دولتی در توزیع و باز توزیع درآمدها به‌خصوص بودجهٔ عمومی، تأثیرات تخصیصی و توزیعی کوتاه‌مدت و بلندمدت خواهدداشت که توسط اقتصاددانان کلاسیک با کارایی بازار و بخش خصوصی مورد مقایسه قرار خواهد گرفت و حداقل باید کارایی بخش خصوصی را داشته باشد (اوساندینا و همکاران[1]، ۲۰۱۶).

کاهش نابرابری و رفع فقر از وظایف مهم دولت است. دولت قادر است با ارائه خدمات عمومی مثل خدمات آموزشی، وضع اقتصادی افراد را تغییر دهد و نقش اساسی در کاهش فقر و نابرابری ایفا کند (گیلک‌حکیم‌آبادی و سعادتی، ۱۳۹۲)؛ هم‌چنین به‌منظور کاهش نابرابری‌ها و فقر نسبی در بین استان‌های ایران که بخشی از آن به‌دلیل سیاست‌های متمرکز در پایتخت و برخی استان‌های خاص بوده است، طرح آمایش و ساماندهی سرزمین و فضای جغرافیایی براساس نظریه‌های سرمایه‌گذاری طراحی‌شده است. طرح آمایش فضایی سرزمین مهم‌ترین سیاست دولت در اقتصاد ایران به‌منظور کاهش نابرابری و فقر در ابعاد مکانی و جغرافیایی است (زارعی و همکاران، ۱۴۰۰).

۲-۱. آموزش و خط فقر

این تصور که آموزش و سرمایهٔ انسانی برای رشد اقتصادی (و سرانجام کاهش فقر) ضروری است، در اواسط دههٔ ۱۹۹۰م. اهمیت زیادی پیدا کرد؛ زیرا پیشرفت اقتصادی کشورهای شرق آسیا (سنگاپور، هنگ‌کنگ، جمهوری کره و تایوان) در دههٔ ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰م. در درجهٔ اول به‌دلیل سرمایه‌گذاری آن‌ها در آموزش‌وپرورش و تشکیل سرمایهٔ انسانی بود (بانک جهانی[2]، ۱۹۹۳). تحصیلات و فقر رابطهٔ معکوس دارند. هرچه سطح تحصیلات مردم بیشتر باشد، تعداد افراد فقیر کمتر خواهد بود؛ زیرا آموزش دانش و مهارت‌هایی را ارائه می‌دهد که در دستمزد بالاتر حمایت می‌شود. تأثیر مستقیم آموزش بر کاهش فقر از طریق افزایش درآمد یا دستمزد است. تأثیر غیرمستقیم آموزش بر فقر در رابطه با «فقر انسانی» است؛ زیرا با افزایش درآمد تحصیل، تأمین نیازهای اساسی آسان‌تر می‌شود و سطح زندگی را بالا می‌برد که مطمئناً به‌معنای کاهش فقر انسانی است. آموزش به‌طور غیرمستقیم به برآوردن نیازهای اساسی مانند: آب و بهداشت، استفاده از امکانات بهداشتی، سرپناه کمک می‌کند.

قابل‌درک است که وجود چنین نیازهای اساسی باعث افزایش بهره‌وری و دستمزد می‌شود و درنتیجه افراد را بالای خط فقر قرار می‌دهد. ارتباط بین آموزش و فقر را می‌توان از دو جهت مشاهده کرد؛ اولاً، سرمایه‌گذاری در آموزش‌وپرورش، مهارت‌ها و بهره‌وری خانواده‌های فقیر را افزایش می‌دهد. ثانیاً، فقر نیز مانع بزرگی در پیشرفت تحصیلی است (براملی و کارلی[3]، ۲۰۰۵). آموزش‌وپرورش درحقیقت یک سرمایه‌گذاری است، آموزش دارای پیامدهای اقتصادی مهمی است (مدیروس و همکاران[4]، ۲۰۲۰). آموزش‌وپرورش پیشگام توسعهٔ آیندهٔ یک کشور است؛ زیرا توسعهٔ اقتصادی توسط منابع انسانی باکیفیت که ازطریق آموزش باکیفیت نیز به‌دست می‌آید پشتیبانی می‌شود (مردیانا و همکاران[5]، ۲۰۱۹).

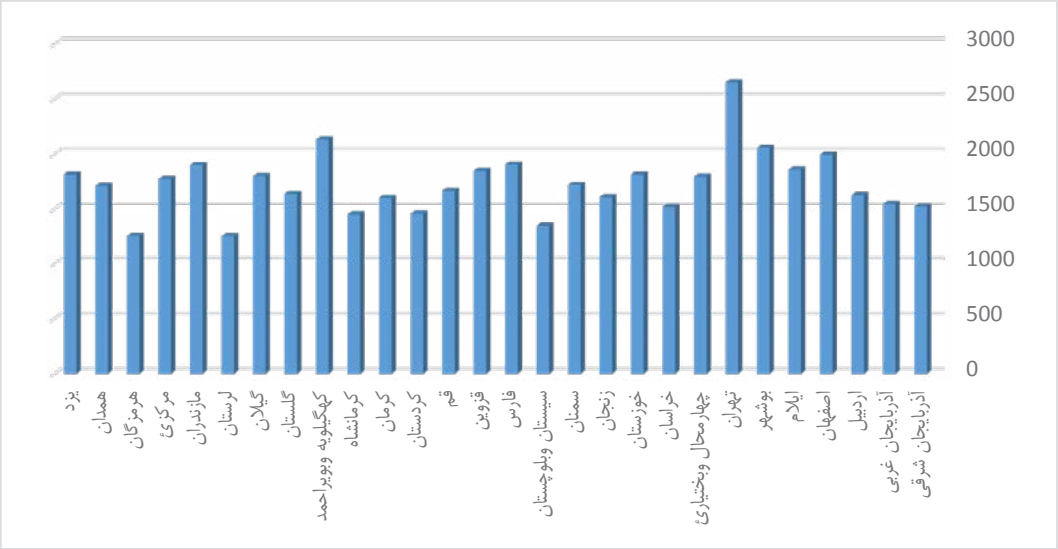
---

[1] Osundina et al. (2014).
[2] World Bank (1993)
[3] Bramley, & Karley, (2005).
[4] Medeiros et al. (2020).
[5] Mardiyanaet al. (2019).

افزایش دسترسی به آموزش می‌تواند به کاهش فقر کمک کند. مهارت‌های اساسی کسب‌شده مانند خواندن، نوشتن و محاسبه، تأثیر مثبتی‌بر درآمد افراد حاشیه‌نشین دارد، نرخ بازده اقتصاد را افزایش می‌دهد. مقاله‌ای که اخیراً توسط یونسکو منتشرشده است نشان می‌دهد که آموزش برای فرار از فقر مزمن و جلوگیری از انتقال فقر بین نسل‌ها بسیار مهم است. نرخ بازگشت در کشورهای کم‌درآمد نسبت به کشورهای پردرآمد بیشتر است. تحصیلات ابتدایی نرخ بازگشت بیشتری نسبت به آموزش متوسطه دارد. تحصیل هم‌چنین به افرادی که دارای مشاغل رسمی با حقوق هستند، امکان می‌دهد دستمزد بیشتری دریافت کنند (مدیروس و همکاران[1]، ۲۰۲۰). افرادی که آموزش کمی دیده‌اند اکثراً در مشاغل غیررسمی، موقت و کم‌درآمد کار می‌کنند، متأسفانه فقرا نه از سیاست حداقل دستمزد و نه از قوانین حمایت از اشتغال بهره‌مند می‌شوند، آن‌ها از رشد دستمزد نیز سود نمی‌برند؛ زیرا قدرت چانه‌زنی آن‌ها بسیار پایین است. این مورد در روستاها بیشتر خود را نشان می‌دهد. بسیار مهم است که جوانان فقیر بتوانند دسترسی به آموزش باکیفیت داشته باشند (روتکوفسکی[2]، ۲۰۱۵)؛ هم‌چنین بر طبق نظریهٔ اقتصاد خُرد، دستمزد نیروی کار متناسب با بهره‌وری نهایی نیروی کار است و از آنجاکه آموزش سهم مهمی را در میزان بهره‌وری نیروی کار دارد، درنتیجه می‌توان گفت ارتباط مستقیمی بین درآمد فرد و میزان مهارت و تخصص وی وجود دارد؛ به‌عبارتی، با بالا رفتن سطح مهارت و آموزش نیروی کار، دستمزد نیز افزایش خواهد یافت و منجر به بیرون آمدن این افراد از فقر می‌شود (پروِز[3]، ۲۰۱۴). آموزش، بهتر می‌تواند به اشتغال‌زایی افراد در جامعه کمک کند و پیشرفت در افزایش نرخ اشتغال به کاهش فقر کمک می‌کند؛ بنابراین، آموزش‌وپرورش به‌عنوان یک ابزار اساسی برای جلوگیری و رهایی مردم از فقر شناخته‌شده است (هافمارچر[4]، ۲۰۲۱). با بالا رفتن مخارج آموزشی، خانواده‌های فقیر توانایی پرداخت هزینه‌ها را نداشته، درنتیجه این امر منجر به فقر آموزشی شده و ماحصل فقر آموزشی، چیزی جز فقر مالی نخواهد بود و این باعث به‌وجود آمدن یک دور باطل در استان‌ها می‌شود.

در نمودار (۱) خط فقر ناهمگون فضایی بین استانی کاملاً قابل‌مشاهده است.

[1] Medeiros et al. (2020).
[2] Rutkowski, J. J. (2015)
[3] Pervez (2014)
[4] Hofmarcher, T. (2021)

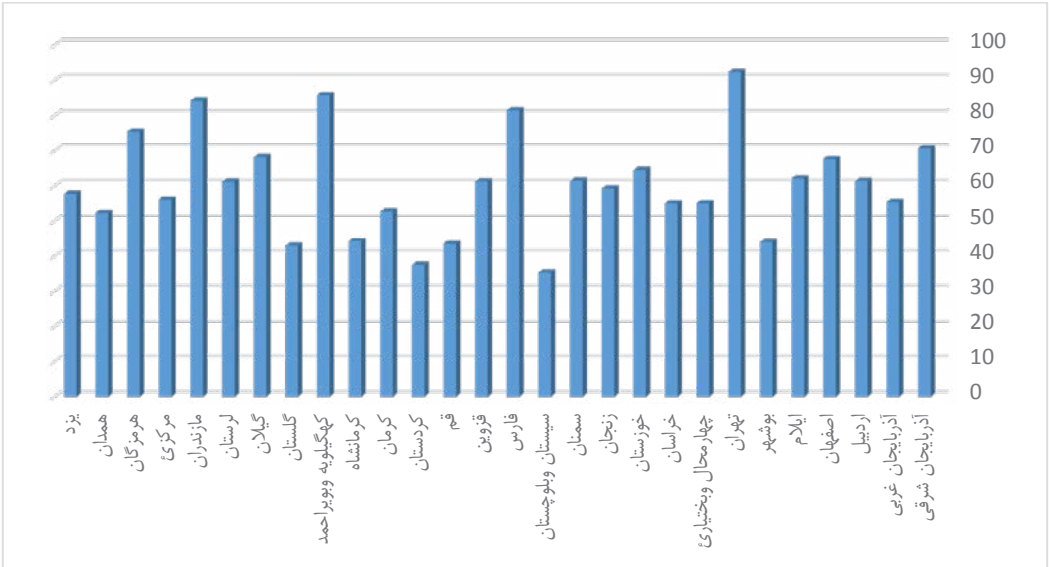


نمودار ۱: خط فقر نسبی حقیقی به تفکیک استانی (منبع: مرکز آمار).

Graph. 1: Real relative poverty line by province (source: Statistics Center).

طبق نمودار (۱)، بیشترین خط فقر نسبی حقیقی مربوط به استان تهران است که به‌دلیل مهاجرت افراد جویای کار شاهد افزایش فقر در اطراف استان هستیم و سپس استان‌های کهکیلویه‌وبویراحمد، بوشهر و اصفهان بیشترین موارد خط فقر را نسبت به سایر استان‌ها دارند، و کمترین میزان خط فقر نیز به‌ترتیب مربوط به استان‌های هرمزگان، لرستان، سیستان‌وبلوچستان، کردستان و کرمانشاه بوده است؛ همان‌طورکه مشهود است سهم استان‌های مرزی از فقر کمتر از سایر استان‌ها است که یکی از دلیل آن می‌تواند وجود مناطق آزاد و داشتن مرز مشترک با کشورهای دیگر برای صادرات و واردات باشد.

در نمودار (۲) نیز هزینهٔ آموزش حقیقی ناهمگون فضایی و منطقه‌ای در بین استان‌های ایران کاملاً مشهود است.



نمودار ۲: هزینهٔ آموزش حقیقی به تفکیک استانی (منبع: مرکز آمار).

Graph. 2: The cost of real education by province (source: Statistics Center).

طبق نمودار (۲)، در بین استان‌های ایران تهران، کهکیلویه‌وبویراحمد و مازندران بیشترین مخارج آموزشی را در بین استان‌های ایران دارند و این درحالی است که به‌ترتیب استان‌های سیستان‌وبلوچستان، کردستان، قم و گلستان کمترین هزینهٔ آموزش برای مدارس خوددارند.

۲-۲. ارتباط رشد اقتصادی و خط فقر

فقرزدایی یکی از مهم‌ترین اولویت‌های توسعه کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته محسوب می‌شود. پیشرفت در دستیابی به این هدف ممکن است چیزی باشد که سیاست‌گذاران، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، در دهه‌های اخیر به‌شدت به آن نیاز داشتند تا با تقویت رشد اقتصادی، اجرای سیاست‌های اصلاحی یا ترکیب هر دو، به آن دست‌یابند؛ با این‌حال، میزان فقر در کشورهای مختلف، بستگی به موفقیت واقعی رشد اقتصادی آن‌ها که منجر به توسعهٔ پایدار می‌شود، به میزان قابل‌توجهی متفاوت بوده است (ریمی و همکاران[۱]، ۲۰۱۵؛ پنگ و همکاران[۲]، ۲۰۲۰).

نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی برای مهروموم‌ها به‌عنوان عامل اصلی فقر درنظر گرفته‌شده است (لوکائوس و همکاران[۳]، ۲۰۲۰)، رشد اقتصادی به‌تنهایی شرط کافی برای دستیابی موفقیت‌آمیز به هدف کاهش فقر نیست (واتکینز[۴]، ۲۰۰۰). بدیهی است که توسعهٔ اقتصادی نرخ فقر کمتری را به ارمغان می‌آورد؛ زیرا بدون پیشرفت اقتصادی افزایش درآمد متوسطی وجود نخواهد داشت؛ بنابراین نرخ فقر در طول زمان افزایش می‌یابد؛ با این‌وجود، توسعه به‌تنهایی تعیین‌کننده نیست. وقوع فقر با توزیع درآمد نیز تعیین می‌شود. هرچه سهم افراد فقیر از رشد بیشتر باشد، نرخ کاهش فقر سریع‌تر خواهد بود (بورگینیون و موریسون[۵]، ۱۹۹۲). تلاش نهادهای بین‌المللی و مقامات دولتی درزمینهٔ توسعهٔ پایدار نیز می‌تواند از روند کاهش فقر و افزایش رفاه مردم حمایت کند. باتوجه به پیچیدگی پدیده و پیامدهای آن، ابزارهای دستیابی به این اهداف متنوع هستند و نیاز به اقدامات طولانی‌مدت دارند (لورنا و همکاران[۶]، ۲۰۱۱؛ سویر و همکاران[۷]، ۲۰۲۰).

کاهش فقر تنها به‌شرایط اقتصادی مربوط نمی‌شود. این یک فرآیند یکپارچه است که شامل مسائل زیست‌محیطی، اجتماعی، اخلاقی، حقوقی و سایر موارد بسته به حوزهٔ بین‌المللی است؛ به‌عنوان‌مثال، ممکن است گاهی سیاست‌گذاران بین شرایط محیطی و کاهش فقر ارتباط تنگاتنگی را پیدا کنند؛ به‌طور مثال، کاهش فقر ممکن است منجر به تخریب محیط‌زیست شود، زیرا برای بهبود شرایط زندگی نیاز به منابع بیشتر است. به‌دلیل هم‌پوشانی مکرر موضوعات فوق، روند کاهش فقر به‌خودی‌خود به یک چالش تبدیل می‌شود. با توجه به این پیچیدگی و وجود تجارت‌های مختلف، نویسندگان از این ایده حمایت می‌کنند که کشوری که توسعهٔ پایدار را تضمین می‌کند، می‌تواند به‌راحتی موازنه‌های مناسب را ایجاد کرده و بهترین نتایج سیاست را درزمینهٔ کاهش فقر و سایر شرایط به‌دست آورد (منسی و همکاران[۸]، ۲۰۲۰). علاوه‌بر این، درمورد مشکل کندی توسعه و رشد

[1] Raimi, et al. (2015)
[2] Peng et al. (2020)
[3] Le Caous et al. (2020)
[4] Watkins, (2000)
[5] Bourguignon, & Morrisson, (1992)
[6] Lorena et al. (2011)
[7] Soyer et al. (2020)
[8] Mansi et al. (2020)

اقتصادی، نابرابری بالا و درنهایت نرخ‌های فقر بالا، «ویلکینسون» و «پیکت»[1] (۲۰۱۰)، در سال ۲۰۱۰م. مشاهده کردند که این توزیع نابرابر درآمد تأثیر مستقیمی بر زندگی مردم داشته است. این نابرابری منجر به حکومت ضعیف در جوامع، شرایط زندگی وخیم‌تر می‌شود؛ علاوه‌بر این، به‌نظر می‌رسد سلامت، تحصیلات و کیفیت زندگی در این جوامع نابرابر نیز بدتر می‌شود. نتیجهٔ کلیدی در نیم‌قرن مطالعه و توسعه سیاست این است که رشد اقتصادی مؤثرترین راه برای خروج یک کشور از فقر و دستیابی به آرمان‌های گسترده‌تر آن‌ها برای زندگی بهتر است. یافته‌های «آدامز»[2] (۲۰۰۴)، از مطالعات بین‌المللی نشان می‌دهد که افزایش ۱۰٪ درآمد یک کشور نرخ فقر را بین ۲۰ تا ۳۰٪ کاهش می‌دهد. علاوه‌بر این، «فوسو»[3] (۲۰۱۵)، در مطالعهٔ خود از سال ۲۰۱۵م. با تمرکز بر کشورهای صحرای جنوبی آفریقا، به این نتیجه رسید که رشد اقتصادی نقش اساسی در کاهش فقر دارد و نابرابری درآمد نیز با فقر رابطهٔ مستقیم دارد؛ ولی سایر اقتصاددانان معتقدند که رشد اقتصادی فقر را کاهش نمی‌دهد. «جکسون»[4] در سال ۲۰۱۷م. دریافت که رشد اقتصادی به‌تنهایی نمی‌تواند بر کاهش فقر مؤثر باشد. چنانچه کاهش رشد اقتصاد به‌همراه تورم–رکودی باشد باعث افزایش فقر و کاهش رفاه می‌شود، اما اگر فقط رشد اقتصادی کاهش‌یافته باشد، منجر به فقر نخواهد داشت. به این‌دلیل که گاهی حتی باوجود رشد اقتصادی بالا به‌دلیل وجود نابرابری توزیع در درآمد فقر افزایش‌یافته و رفاه کاهش می‌یابد (منسی و همکاران[5]، ۲۰۲۰).

۲-۳. بیکاری و خط فقر

نیروی کار، ازجمله مهم‌ترین منبع درآمد خانوارها مخصوصاً خانوارهای فقر است؛ بنابراین وقتی نیروی کار بیکار باشد درآمدی برای امرارمعاش خود نداشته و خود و خانواده‌اش از نیازهای اولیهٔ زندگی محروم می‌شوند. افزایش بیکاری ازیک‌طرف افزایش تورم، از طرف دیگر باعث وخیم‌تر شدن شرایط زندگی برای خانوارهای فقیر می‌شود؛ چنان‌چه به علت درآمد پایین یا فقدان درآمد، تقاضا برای کالا و خدمات کاهش‌یابد این محدود شدن بازار و تشدید رکود اقتصادی خود منجر به گسترش بیکاری و افزایش حجم نابرابری و شدت فقر در جامعه می‌شود. درنهایت می‌توان گفت هرچه میزان مشارکت نیروی کار در جامعه کمتر باشد برشدت فقر خانوارها افزوده می‌شود و برعکس (حسن‌زاده، ۱۳۷۹)، با بالا رفتن نرخ بیکاری در کشور نرخ فقر نیز افزایش می‌یابد (کرون، ۱۳۹۰).

بین نرخ بیکاری، نابرابری درآمد و فقر رابطهٔ تنگاتنگی وجود دارد؛ و هرچه از میزان مشارکت نیروی فعال در جامعه کاسته شود، به تعداد فقرا در جامعه افزوده می‌شود (خداداکاشی و همکاران، ۱۳۸۹). با بالا رفتن تعداد بیکاران یک جامعه، فقر و معضلات اجتماعی پس‌ازآن را به‌همراه خواهد داشت، این اتفاق منجر به کاهش رفاه و ایجاد ناامنی برای افراد جامعه می‌شود (راغفر و همکاران، ۱۳۸۸). غالباً بیکاران و کارگران موقت و شاغلان غیررسمی مجموعهٔ فقرا در استان‌ها را تشکیل می‌دهند (کلهر و همکاران، ۱۳۸۹). در مطالعات صورت‌گرفته نشان داده‌شده است که بالا رفتن بهره‌وری نیروی کار در جامعه اثربخشی بسیار زیادی در کاهش فقر و نابرابری دارد؛ بدین‌صورت‌که با افزایش بهره‌وری نیروی کار تولید افزایش‌یافته، بیکاری کاهش‌یافته و کشور وارد فاز رونق می‌شود

[1] Wilkinson & Pickett, (2010)
[2] Adams, (2004)
[3] Fosu, (2015)
[4] Jackson, (2017)
[5] Mansi et al. (2020)

و درنتیجه افزایش درآمد را برای نیروی کار به‌همراه دارد؛ درنتیجهٔ این امر، مطلوبیت شاخص‌های رفاه اجتماعی نیز بالا رفته و در کاهش فقر در کشور بسیار مؤثر است (ناصری، ۱۳۹۳).

بیکاری آثار مخربی دارد، من‌جمله کاهش رفاه جامعه که به‌دلیل فقدان درآمد است و فرصتی برای افزایش فقر ایجاد می‌کند (تامبونان[1]، ۲۰۱۵). اندازهٔ فقر در یک منطقه را می‌توان با استفاده از تعدادی ابزارِ اندازه‌گیری که معمولاً به‌عنوان «شاخص‌های فقر» نامیده می‌شوند، مشاهده یا مشخص کرد؛ درآمد یا مصرف در هفته/ماه/سال، دارایی‌ها، کل ثروت، غذای مصرفی، اقامت، تحصیلات رسمی، زیرساخت‌های اساسی خانوار و بهداشت (سوکرینو[2]، ۲۰۱۴). در طول این سال‌ها، رابطهٔ بین فقر و بیکاری ظاهراً نامشخص بوده است؛ زیرا بیکار بودن معمولاً به‌دلیل فقدان درآمد منجر به کاهش سطح زندگی می‌شود و این امکان وجود دارد که فرد شاغل باشد و هم‌چنان فقیر باشد. حتی اگر سیاست کاهش بیکاری و فقرزدایی از اهداف اصلی در بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه باشد، دستیابی به این هدف کار بسیار دشواری است (آگنور[3]، ۲۰۰۴). گرچه عموماً پذیرفته‌شده است که بیکاری معمولاً رفاه اقتصادی بسیاری از خانوارها را مختل می‌کند، اما اشتغال، فرار از فقر را تضمین نمی‌کند.

۳. پیشینهٔ پژوهش

الف) مطالعات داخلی: «جنتی مشکانی» (۱۳۹۱)، تأثیر آموزش بر سرمایهٔ انسانی، رشد اقتصادی و فقر در ایران را با استفاده از مدل تعادل عمومی بررسی کرده است؛ سه سناریوی مختلف برای اثرگذاری مخارج آموزش بر سرمایهٔ انسانی، فقر و رشد اقتصادی در نظر گرفته‌شده است. برآورد به‌دست‌آمده حاکی از آن است که رشد مخارج آموزشی اثری مثبت بر رشد اقتصادی و سرمایهٔ انسانی می‌گذارد. در دورهٔ اول هزینهٔ آموزش با رشد ۵۰٪ باعث رشد ۳/۸۱٪ سرمایه و ۵/۸٪ رشد اقتصاد شد و در دورهٔ دوم نیز افزایش مخارج آموزشی باعث رشد ۷/۳٪ اقتصاد گردید. براساس نتایج به‌دست‌آمده هرچه سهم نیروی کار آموزش‌دیده و تحصیل‌کرده بیشتر باشد اثر افزایش سرمایهٔ انسانی بر رشد اقتصادی بیشتر می‌شود.

«نادمی» و «جلیلی کامجو» (۱۳۹۸) در مطالعهٔ خود به ارزیابی رابطهٔ بین مخارج آموزش، بهداشت، نفرین منابع و فقر در ایران پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های پژوهش نشان داده است افزایش نسبت مخارج آموزش‌وپرورش دولت به‌کل مخارج دولت تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص فقر مطلق داشته است. درحالی‌که نسبت مخارج بهداشتی دولت به‌کل مخارج دولت، نتوانسته به کاهش فقر کمک کند؛ هم‌چنین ارزیابی فرضیهٔ نفرین منابع بر فقر نشان‌داد که نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی، تأثیر غیرخطی و آستانه‌ای بر شاخص فقر مطلق دارد. به‌بیان‌دیگر تا زمانی‌که نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی کمتر از ۱۳٪ باشد، افزایش سهم درآمدهای نفتی در تولید ناخالص داخلی توانسته موجب کاهش فقر شود، ولی پس از افزایش سهم درآمدهای نفتی در اقتصاد و عبور از حد آستانهٔ ۱۳٪، افزایش سهم درآمدهای نفتی در تولید ناخالص داخلی موجب

[1] Tambunan, (2015)
[2] Sukirno, (2014)
[3] Agenor, (2004)

افزایش فقر شده است.

«همتی» و همکاران (۱۳۹۹)، آموزش‌عالی و توسعهٔ اقتصادی را در کشورهای منتخب و در بازهٔ زمان ۲۰۱۰–۲۰۱۶م. و درمیان ۷۸ کشور انجام دادند. بر طبق نتایج به‌دست‌آمده آموزش‌عالی شرط لازم برای رسیدن به رشد و توسعهٔ اقتصادی است؛ هم‌چنین شاخص‌های کمی آموزش‌عالی در ترکیب متوازن با شاخص‌های کیفی مانند کارایی و برابری ممکن است منجر به رشد و توسعهٔ اقتصادی کشورها شود.

«قربانی» و همکاران (۱۳۹۹)، تأثیر سرمایهٔ انسانی و فضای کسب‌وکار بر رشد اقتصادی ۳۰ استان ایران و با استفاده از داده‌های تابلویی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته طی بازهٔ زمانی ۹۴–۱۳۸۸هـ.ش. موردبررسی قراردادند؛ یافته‌های پژوهش نشان‌داد که سرمایهٔ انسانی و فضای کسب‌وکار دارای اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی استان‌ها است. در بین متغیرها سرمایهٔ انسانی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی دارد.

«جعفری» و همکاران (۱۳۹۹)، نقش سرمایهٔ انسانی در رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی زیست‌محیطی را با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافتهٔ GMM طی دورهٔ ۱۹۷۱–۲۰۱۴م. موردبررسی قراردادند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایهٔ انسانی در ایران به‌دلیل عدم توجه به آموزش‌های کاربردی، کیفیت آموزش و به‌کارگیری نیروی کار در موقعیت‌های شغلی نامتناسب با تحصیلات فرد، نه‌تنها رشد اقتصادی را به‌همراه نداشته، بلکه باعث اتلاف منابع و کاهش رشد اقتصادی نیز شده است.

«حاج‌پور» و همکاران (۱۴۰۰)، نقش آموزش‌وپرورش در پیشرفت و توسعهٔ علمی و اقتصادی را موردبررسی قراردادند. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که آموزش‌وپرورش عامل اصلی و یکی از ارکان آن، معلمان، می‌توانند نقش بسزایی را درراه توسعهٔ کشور ایفا کنند.

«زارعی» و همکاران (۱۴۰۱)، به بررسی ارزیابی و فراگیری آموزش بر توسعهٔ پایدار در بین خانوارهای شهری در استان ایران در دوره زمانی ۱۳۹۰–۱۳۹۸ پرداختند. آن‌ها از پانل پویای تصادفی با کاربرد مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین SGMM-DPD-SDM با کاربرد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو–باور/ بوندل–بلند استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای آموزش برابر، آموزش فراگیر، ترویج فرصت‌ها و آموزش باکیفیت اثرات مثبت و معناداری بر توسعهٔ پایدار دارند.

«نادمی و جلیلی‌کامجو» (۱۴۰۱)، اثر مخارج آموزشی و بهداشتی و سرمایهٔ انسانی را بر فقر شهری بررسی کردند؛ آن‌ها با مدل‌سازی عوامل مؤثر بر فقر و به‌کارگیری روش مارکوف سوئچینگ، مطالعهٔ خود را در بازهٔ زمانی ۱۳۹۳–۱۳۶۴هـ.ش. موردبررسی قراردادند، نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که سرمایهٔ انسانی و نسبت مخارج آموزش‌وپرورش به‌کل مخارج دولت تأثیر منفی و معناداری بر شاخص فقر مطلق شهری دارد.

«باصری» (۱۴۰۲)، به بررسی ارزیابی وضعیت نابرابری در استان‌های ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۹۰– ۱۳۹۸هـ.ش. پرداخت. برآورد نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که تخصیص منابع دولتی در قالب مخارج سرمایه‌ای و هزینه‌های دولت در برخی استان‌ها منجر به کاهش نابرابری و در برخی استان‌های دیگر موجب افزایش آن شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که نابرابری در همهٔ استان‌ها یکسان نبوده در برخی استان‌ها کارایی دارد و در برخی استان‌ها فاقد کارایی است.

ب) مطالعات خارجی: «مردیانا» و همکاران[1] (۲۰۱۹)، این مطالعه باهدف تعیین تأثیر آموزش و بیکاری بر فقر در استان جاوه شرقی کشور اندونزی انجام‌شده است. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه و برای سال‌های ۲۰۱۱–۲۰۱۶م. است؛ نتایج نشان‌داد: ۱) متغیر تحصیلات تأثیر مثبت و معناداری بر فقر دارد، ۲) متغیر بیکاری تأثیر منفی و معنی‌داری بر فقر دارد، تحصیلات و بیکاری ۹۶.۶٪ بر فقر تأثیر می‌گذارد، درحالی‌که ۳.۴٪ باقی‌مانده تحت‌تأثیر متغیرهای دیگری است که در این مطالعه وجود ندارد.

«اولوپاد» و همکاران[2] (۲۰۱۹)، سرمایهٔ انسانی و کاهش فقر در کشورهای عضو اوپک را برای ۱۲ کشور عضو انجام‌دادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که توسعهٔ سرمایهٔ انسانی تأثیر طولانی‌مدت بر کاهش فقر در کشورهای عضو اوپک دارد؛ علاوه‌بر این، سرمایهٔ انسانی بر کاهش فقر تأثیری مثبت دارد؛ بنابراین، از آنجاکه سرمایهٔ انسانی یک عامل تعیین‌کنندهٔ اساسی برای بهبود رشد اقتصادی است، کشورهای عضو اوپک باید برای بهبود سطح زندگی مردم و رفاه اجتماعی، روی کیفیت سرمایهٔ انسانی از طریق آموزش و بهداشت سرمایه‌گذاری کنند.

«مدیروس» و همکاران[3] (۲۰۲۰)، توسعهٔ آموزشی، نابرابری و کاهش فقر را در کشور برزیل بررسی کردند. آن‌ها بررسی کردند که آیا توسعهٔ آموزشی درگذشته می‌تواند نابرابری درآمدها و فقر درآمد را در برزیل کاهش دهد؟ آن‌ها طبق شبیه‌سازی که انجام‌داده بودند به این نتیجه رسیدند که دهه‌ها طول می‌کشد تا فقر و نابرابری از بین برود و این‌که تنها آموزش نمی‌تواند فقر و نابرابری را از بین ببرد.

«منسی» و همکاران[4] (۲۰۲۰)، فقر را به‌عنوان چالشی برای توسعه در کشورهای بالکان غربی و اتحادیه اروپا بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری درآمد درواقع بر پیشرفت بیشتر فقر در اتحادیه اروپا و بالکان غربی تأثیر می‌گذارد، درحالی‌که توسعهٔ اقتصادی ازنظر تولید ناخالص داخلی تأثیر قابل‌توجهی بر اتحادیه اروپا نسبت به بالکان غربی دارد، جایی‌که بیشترین تأثیر ازطریق درآمد بوده است. سرانهٔ عوامل دیگری مانند تحصیل، محیط سرمایه‌گذاری و به‌ویژه بیکاری نیز به‌طور قابل‌توجهی بر کاهش نرخ فقر در هر دو منطقه اقتصادی تأثیرگذار است.

«هافمارچر»[5] (۲۰۲۱)، تأثیر آموزش بر فقر را در کشورهای اروپایی موردبررسی قرارداد. در خانوارهای اروپایی از هر هفت نفر، یک نفر زیرخط فقر قرار دارد. وی نشان‌داد که تحصیلات ازنظر اقتصادی تأثیر زیادی بر فقر دارد. افزایش مشارکت نیروی کار و اشتغال تمام‌وقت و هم‌چنین سلامت بر کاهش فقر بسیار تأثیرگذارند.

«هوتا»[6] (۲۰۲۳)، در مقالهٔ خود زیرساخت‌های آموزشی، هزینه‌ها، ثبت‌نام و توسعهٔ اقتصادی در هند را بررسی کرد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که هزینه‌های عمومی برای زیرساخت‌ها و آموزش تأثیر زیادی بر رشد اقتصادی دارد.

«هوانگ ژیجی»[7] (۲۰۲۳)، توسعهٔ مشارکتی تحصیلات تکمیلی و کیفیت بالای اقتصادی در چین را موردبررسی قرارداد، نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که در اکثر استان‌های چین تحصیلات تکمیلی باکیفیت بالا منجر به رشد و توسعهٔ اقتصادی شده است.

---

[1] Mardiyana et al. (2019)
[2] Olopade et al. (2019)
[3] Medeiros et al. (2020)
[4] Mansi et al. (2020)
[5] Hofmarcher, T. (2021)
[6] Hota, (2023)
[7] Qi et al. (2023)

«زو» و همکاران[1] (۲۰۲۳)، در پژوهش خود به بررسی رابطهٔ بین آموزش و فقر در کشور چین پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که آموزش می‌تواند از انتقال بین نسلی فقر نسبی جلوگیری کند و تأثیر آموزش بر کاهش بروز فقر نسبی و جلوگیری از انتقال بین نسلی فقر نسبی عمدتاً در مناطق روستایی و در بین گروه‌های زنان مشاهده می‌شود؛ درحالی‌که در مناطق شهری و درمیان گروه‌های مرد تأثیر معنی‌داری مشاهده نمی‌شود. فارغ‌التحصیلی از دبیرستان، عملکرد بازار کار و تلاش سه مسیری هستند که آموزش ازطریق آن‌ها بروز فقر نسبی را کاهش داده و انتقال بین نسلی کاهش می‌دهد.

«چن» و همکاران[2] (۲۰۲۴)، در مقالهٔ خود نشان‌دادند که سرمایهٔ انسانی نقش مهمی در جلوگیری از انتقال بین نسلی فقر دارد. هدف این مطالعه، بررسی جزئیات چگونگی تأثیر سرمایهٔ انسانی بر انتقال فقر بین نسلی در چین براساس نظرسنجی خانوار روستایی در سراسر کشور است؛ نتایج تحقیق عبارتنداز: ۱) بهبود سرمایهٔ انسانی فردی به‌طور قابل‌توجهی خطر انتقال فقر بین نسلی را در روستاهای چین کاهش می‌دهد. ۲) در مقایسه با سطح تحصیلات فردی، سطح تحصیلات والدین ممکن است به‌طور مؤثر خطر انتقال فقر بین نسلی را کاهش ندهد. ۳) تأثیر سرمایهٔ انسانی بر خطر انتقال فقر بین نسلی تأثیر نسبتاً کمتری بر زنان نسبت به مردان در روستاهای چین دارد. ۴) سرمایهٔ انسانی منطقهٔ غربی چین تأثیر بیشتری در کاهش خطر انتقال فقر بین نسلی نسبت به مناطق مرکزی و شرقی ایجاد می‌کند. در رویکرد بهبود نقش سرمایهٔ انسانی در جلوگیری از انتقال فقر بین نسلی، باید پیامدهای سیاستی پیش‌رو را درنظر گرفت؛ مانند: بهبود شرایط و مکانیسم آموزش روستایی، تشویق به خودسازی به‌جای وابستگی به والدین، و حمایت از آموزش زنان روستای.

جمع‌بندی: براساس نتایج مطالعات داخلی و خارجی مطالعاتی که در حیطهٔ آموزش صورت گرفته است بیشتر درزمینهٔ اثرات آموزش و رشد و توسعهٔ اقتصادی است و کمتر به مقولهٔ اثرگذاری آموزش بر خط فقر پرداخته‌شده است. با توجه به اهمیت آموزش برای پیش‌برد اهداف و رسیدن به جامعه‌ای که فقر و نابرابری در آن حداقل باشد و به امید ریشه‌کنی آن نویسندگان بر آن شدند تا مطالعه‌ای در این‌زمینه انجام‌دهند، ویژگی دیگر این پژوهش نسبت به سایر پژوهش‌ها فضایی درنظر گرفتن اثرات آموزش بر خط فقر است که در هیچ مطالعه‌ای این امر صورت نگرفته است. در این مطالعه، اثرات فضایی و جغرافیایی آموزش نیز درنظر گرفته‌شده و به‌صورت استانی بررسی‌شده است؛ و از متغیرهایی نظیر نیروی کار و رشد اقتصادی در سنجش این شاخص‌ها و تبیین تأثیر فضایی آن‌ها بر خط فقر طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۸۵هش. و با الگوی پانل پویای تصادفی با کاربرد مدل گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ خودرگرسیون فضایی SGMM-DPD-SAR و کاربرد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل– باند استفاده‌شده است.

[1] Zuo et al. (2023).
[2] Chen et al., (2024).

٤. داده و روش پژوهش

متغیرهای جغرافیایی–اقتصادی یک منطقه از عوامل مهمی است که برنامه‌ریزان اقتصادی باید به آن توجه کنند. متغیرهای جغرافیایی–اقتصادی هر منطقه، می‌تواند نقاط قوت، ضعف، فرصت و تهدیدهای یک منطقه را که بر خط فقر نسبی آن منطقه اثرگذار است نشان دهد. یکی از این متغیرها فاصله اقتصادی مناطق با یک‌دیگر است. فاصلهٔ اقتصادی، اشاره به‌راحتی و سختی انتقال کالاها، خدمات، سرمایه، فنّاوری و نیروی کار بین مناطق مختلف دارد. در این چارچوب فاصله را می‌توان یک مفهوم اقتصادی دانست[1]؛ بنابراین، با توجه به مواردی که در بالا ذکر شد، برای درنظر گرفتن اثر مجاورت استان‌ها با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی، به بررسی پویایی خط فقر در ۲۸ استان ایران و با نرم‌افزار STATA15 پرداخته خواهد شد. در این پژوهش از مدل گشتاور تعمیم‌یافتهٔ خودرگرسیونی فضایی SAR-GMM-DPD با ضرایب دومرحله‌ای آرلانو–باور/ بوندل–باند پویای تصادفی استفاده خواهد شد. برای نشان‌دادن فضایی بودن مدل نیاز به ماتریس فضایی است. ماتریس فضایی انواع مختلف دارد که بسته به موضوعی که کار می‌شود متناسب با آن ماتریس انتخاب می‌شود، مدل وقفهٔ فضایی SAR برای نشان‌دادن ارزیابی وجود و شدت وابستگی فضایی این مدل مناسب‌تر است. این مدل متغیر جدیدی به‌نام وقفهٔ فضایی متغیر وابسته را به مدل وارد می‌کند. نام این متغیر «همواره‌کنندهٔ فضایی»[2] است که از حاصل‌ضرب ماتریس وزنی فضایی[3] در بردار متغیر وابسته به‌دست می‌آید. در اینجا از ماتریس مجاورت یا هم‌بستگی به‌عنوان ماتریس وزنی فضایی برای برآورد مدل استفاده‌شده است. این ماتریس مربعی و متقارن بوده و عناصر روی قطر اصلی صفر می‌باشد. سایر عناصر براساس مجاور بودن با استان موردنظر یک و در غیراین‌صورت صفر خواهد بود. با ضرب این ماتریس در هر یک از متغیرهای موردنظر متغیر فضایی تأخیری آن متغیر را ایجاد می‌کند، در اینجا به علت استفاده از ۲۸ استان[4] یک ماتریس ۲۸×۲۸ خواهیم داشت. ماتریس فاصله نیز براساس فاصلهٔ بین مشاهدات تعریف می‌گردد و معمولاً به‌صورت معکوس توان دوم فاصله درنظر گرفته می‌شود. ماتریس وزنی فضایی معمولاً براساس سطر استاندارد می‌گردد؛ به‌گونه‌ای که، حاصل جمع هر سطر آن معادل یک گردد. تصریح مدل به‌شرح زیر خواهد بود.

فرم کلی مدل وقفهٔ فضایی (SAR) به شکل زیر تصریح می‌گردد (لیسیج[5]، ۱۹۹۹):

$$Poor_{it}= \alpha+ \rho\ W1y_Poor_{it}+ \beta_1 Poor_{i,t-1}+\beta_2 C_{i,t}+\beta_3 Y_{i,t}+\beta_4 U_{i,t}+ \alpha_{it} +\gamma_{it} +\upsilon_{it}$$

$$t=1385\ldots.1400 \qquad i = 1 \ldots..16 \qquad (۱)$$

ماتریس وزنی فضایی w و ماتریس متغیرهای مستقل x است. wY را متغیر وقفهٔ فضایی Y (خط فقر نسبی) درنظر گرفته می‌شود. در معادله‌های پارامتر ρ وابستگی فضایی را نشان می‌دهد و معنادار بودن آن، وجود وابستگی فضایی بین منطقه‌ای را نشان می‌دهد. چنانچه ρ مثبت باشد وابستگی فضایی مثبت، و چنان‌چه ρ منفی

---

[1] Word Bank (2009)
[2] Spatial Smoother
[3] Spatial Weight Matrix
[4] استان‌های البزر و خراسان شمالی و جنوبی به علت نداشتن اطلاعات در بازهٔ زمانی موردنظرحذف شده‌اند؛ زیرا این استان‌ها در سال‌های اخیر تفکیک شده‌اند و در سال‌های گذشته اطلاعات آن‌ها با استان مبدأ یکسان است.
[5] Lesage, J. (1999)

باشد وابستگی فضایی منفی بین مشاهدات را نشان می‌دهد؛ بنابراین، در این رابطه نتایج تخمین OLS تورش دار و ناسازگارند.

جدول ۱: معرفی متغیرها و پارامترهای مدل اقتصادسنجی متعارف و فضایی

Tab. 1: Introduction of conventional and spatial econometric model variables and parameters

$Poor_{i,t-1}$	خط فقر نسبی در هر استان i در زمان t-1
C	هزینهٔ آموزش در هر استان
Y	رشد اقتصادی در هر استان
U	نرخ بیکاری در هر استان
μ_{it}	دلالت‌بر اثرات فردی غیرقابل مشاهده[1] دارد
$\mathbf{V_{it}}$	جملهٔ اخلال مدل پانل به‌طوری‌که $V_{it}= \mu_i + \upsilon_{it}$ است
$\boldsymbol{\upsilon_{it}}$	دلالت‌بر باقی‌ماندهٔ جملهٔ اخلال[2] یا جز اخلال حالت ویژه[3] دارد؛ که به دو بخش جملات اخلال مقطعی $\boldsymbol{\varepsilon_i}$ و جملات اخلال سری زمانی $\boldsymbol{\varepsilon_t}$ تقسیم می‌گردد
Poor.L1	وقفهٔ اول متغیر وابسته GMM
W1y_Poor	وقفهٔ اول فضایی SAR
α	عرض از مبدأ
$\boldsymbol{\beta_k}$	ضرایب متغیرهای توضیحی به‌طوری‌که $\mathbf{K = 1, 2, \ldots}$

(منبع: یافته‌های پژوهش).

٤-١. توصیف و تعریف متغیرهای مدل

این قسمت به ارائه آمار توصیفی و تعریف متغیرهای مورداستفاده در پژوهش می‌پردازد.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای مورداستفاده در پژوهش

Tab. 2: Descriptive statistics of the variables used in the research

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشیدگی
رشد اقتصادی (Y)	۲۱/۲۲	۱۶/۴۹	۲۷۲/۲۲۸	۰/۴۹	۵/۰۸۹
خط فقر نسبی (Poor)	۱۷۲۳/۹۰۵	۴۳۰/۲۶۹	۱۸۵۱۳۱/۷	۰/۲۴۴	۳/۲۷۶
هزینهٔ آموزشی (C)	۶۰/۳۳	۲۸/۶۸	۸۲۲/۶۹۸	۰/۶۳۳	۲/۹۸۸
نرخ بیکاری (U)	۱۱/۴۷۶	۳/۲۴۴	۱۰/۵۲۳	۱/۶۲۱	۱۱/۵۳۸

(منبع: یافته‌های پژوهش).

خط فقر نسبی: خط فقر نسبی براساس ۶۶٪ میانگین مخارج خانوار است (ارضروم چیلر، ۱۳۸۴).

هزینهٔ آموزش‌وپرورش: هزینه‌های تحصیلی خانوارها طبق سالنامهٔ آماری هر استان.

[1] Unobservable Individual Specific Effect
[2] Reminder Disturbance
[3] Idiosyncratic error Term

نرخ بیکاری: از تقسیم تعداد افراد بیکار جویای کار بر مجموع افراد بیکار و شاغل حاصل می‌شود. برای بیان راحت‌تر این نرخ، معمولاً آن را در ۱۰۰ ضرب کرده و به درصد بیان می‌کنند (نظری، ۱۳۸۶).

رشد اقتصادی: رشد اقتصادی به‌معنای افزایش بازدهی اقتصادی که در طول دورهٔ زمانی حداقل دو دورهٔ سه‌ماهه متوالی باشد؛ تعریف دیگر آن، یعنی بالا رفتن توان تولید اقتصادی به‌طوری‌که از تمام منابع استفاده شود. که در این مطالعه رشد اقتصادی به‌وسیلهٔ تولید ناخالص داخلی هر استان به‌دست می‌آید (نظری، ۱۳۸۶).

$$Y = \frac{GDP_t \quad -GDP_{t-1}}{GDP_{t-1}} \times 100$$

۵. شرح و تفسیر نتایج

۵-۱. آزمون ایستایی متغیرها

در جدول (۳) از دو آزمون هریس-تزاوالیس[1] و آزمون بریتونگ برای نشان‌دادن ایستا بودن متغیرها استفاده‌شده است؛ بنابراین، در آزمون هریس-تزاوالیس و آزمون بریتونگ متغیرها در سطح ایستا هستند.

جدول ۳: آزمون ایستایی هریس-تزاوالیس و بریتونگ

Tab. 3: Harris-Tzavalis and Britong static test

نماد	آزمون	آزمون هریس- تزاوالیس			ایستایی	آزمون بریتونگ		ایستایی
متغیر	متغیر	ضریب	آمارهٔ z	احتمال		ضریب	احتمال	
هزینهٔ آموزش حقیقی	C	۰/۳۱	-۵/۵۶	۰/۰۰	I(0)	-۳/۹۲	۰/۰۰	I(0)
خط فقر نسبی حقیقی	Poor	۰/۶۹	-۳/۸۶	۰/۰۰	I(0)	-۴/۷۱	۰/۰۰	I(0)
رشد اقتصادی	Y	۰/۳۱	-۱۴/۷۱	۰/۰۰	I(0)	-۸/۶۸	۰/۰۰	I(0)
نرخ بیکاری	U	۰/۱۳	-۵/۹۷	۰/۰۰	I(0)	-۳/۳۹	۰/۰۰	I(0)

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۵-۲. نتایج برآورد به روش اقتصادسنجی فضایی

لازم است قبل از برآورد مدل سنجی فضایی وجود هم‌بستگی فضایی بین جملات اخلال مورد آزمون قرار گیرد. بدین‌ترتیب از آزمون‌های Moran I و Geary استفاده می‌شود. در هر دو آزمون فرض صفر وجود هم‌بستگی فضایی را رد می‌کند. طبق برآورد صورت‌گرفته در جدول (۴) فرض صفر رد شده که نشان می‌دهد وجود هم‌بستگی فضایی را نمی‌توان در سطح ۹۵٪ رد کرد که بیان‌گر تأیید تجمع فضایی آن‌ها در یک منطقه است. ضریب آزمون I Moran وجود هم‌بستگی فضایی مثبت و قویی به میزان ۰/۲ را تأیید می‌کند؛ که به‌دلیل تأیید شدن اثرات فضایی در مدل، استفاده از مدل OLS برای برآورد مدل به‌صورت تخمین پویایی خط فقر حقیقی در استان‌ها ناکارآمد است؛ بنابراین، در این پژوهش از مدل پویای فضایی SAR استفاده خواهد شد. علاوه‌بر آزمون موران-آی در

[1] Harris-Tzavalis unit-root test

آزمون Geary نیز فرض صفر رد شده و هم‌بستگی فضایی رد نمی‌شود. برای استفاده از مدل‌های فضایی باید ابتدا با آزمون‌هایی مانند آزمون موران–آی و آزمون Geary وجود خودهم‌بستگی فضایی را تأیید کرد، اما پس از برآورد مدل به‌صورت پویا، نباید خودهم‌بستگی بیشتر از درجهٔ یک وجود داشته باشد.

جدول ٤: نتایج آزمون تشخیص هم‌بستگی فضایی

Tab. 4: The results of the spatial correlation detection test

آزمون	مقدار	آمارهٔ Z	احتمال
Moran I	۰/۲۰	۵/۵۶۲	۰/۰۰۰
Geary	۰/۸۰	-۲/۶۰۵	۰/۰۰۵

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۵-۳. برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بوندل– باند گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ SAR

جدول (۵) نشان می‌دهد که متغیر وقفهٔ اول وابسته (poor.L1)GMM با ضریب ۰/۹۱ اثر مثبت و معنادار دارد که بیانگر پویایی مدل بوده و ازطرفی نشان می‌دهد که یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر فقر خانوارهای ایرانی شدت فقر آن‌ها در سال‌های اخیر است. وقفهٔ اول فضایی در مدل SAR (W1y_poor) نیز با ضریب ۰/۰۶ اثر مثبت و معناداری دارد که بیانگر وجود یک وابستگی فضایی مثبت بین استان‌های ایران است، یعنی متغیرهای مستقل‌بر متغیر وابسته دارای اثرات غیرمستقیم فضایی و منطقه‌ای است؛ به این‌معنی که برای مثال، وجود هزینهٔ آموزش، رشد اقتصادی و نرخ بیکاری در استان‌های هم‌جوار یک استان خاص اثرات مکانی، فضایی یا جغرافیایی بر استان مقصد خواهد داشت. به‌بیان‌دیگر، هزینهٔ آموزش، رشد اقتصادی و نرخ بیکاری دارای اثرات منطقه‌ای است. طبق برآوردهای صورت‌گرفته، هزینهٔ آموزش با ضریب ۰/۰۴ اثر منفی بر فقر خانوارها دارد، یعنی بین مخارج آموزشی و فقر رابطهٔ عکس وجود دارد؛ به‌طوری‌که آموزش می‌تواند با بالا بردن مهارت و توانایی افراد تحصیل‌کرده زمینه را برای رشد و توسعهٔ اقتصادی و هم‌چنین کاهش فاصلهٔ طبقاتی و فقر ایجاد کند. آموزش، کیفیت زندگی را بهبود می‌بخشد و بهره‌وری و خلاقیت افراد را افزایش می‌دهد؛ بنابراین، کارآفرینی و پیشرفت‌های تکنولوژی را ارتقا می‌بخشد. این عقیده در بین دانشمندان علم اقتصاد وجود دارد که آموزش قادر است فقر و نابرابری را کاهش داده و منجر به توزیع مطلوب‌تر درآمد در سطح استانی شود (جنتی‌مشکانی، ۱۳۹۱) و درنهایت می‌تواند مردم را از فقر نجات دهد. فقر، بزرگ‌ترین تهدید فعلی جهان برای صلح و ثبات، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه است؛ ولی بر طبق مطالعات صورت‌گرفته اثر مخارج آموزشی بر کاهش فقر اثری دوپهلو دارد؛ هرچه امکانات آموزشی و فرصت‌ها به‌صورت نامتوازن در بین استان‌ها توزیع‌شده باشد، به‌طوری‌که میزان دسترسی افراد فقیر و ثروتمند به آموزش، با شکاف بزرگی روبه‌رو باشد، این امر افزایش نابرابری و فقر را به همراه خواهد داشت؛ ولی اگر دولت بتواند با استفاده از مخارج آموزشی این شکاف را برطرف سازد یا کمتر کند آنگاه می‌توان گفت مخارج آموزشی باعث کاهش فقر و نابرابری در استان‌ها می‌شود. هم‌چنین هزینهٔ آموزش اگر توسط دولت‌ها صورت گیرد و چنان‌چه تمام افراد جامعه از آن استفاده کنند منجر به کاهش فقر خواهد شد. البته باید به ساختار آموزش‌عالی در کشورها نیز توجه کرد. در

بسیاری از کشورها اکثر مؤسسات آموزشی به‌صورت خصوصی هستند تا دولتی (آهنچیان و متوسلی، ۱۳۸۱). به‌همین‌دلیل، خانوارهایی که پردرآمد هستند بیشترین منافع را از آموزش‌عالی کسب می‌کنند، بنابراین کمک‌های مالی که دولت‌ها به این مراکز آموزش‌عالی می‌کنند، درحقیقت انتقال مالیات از قشر متوسط به قشر پردرآمد است و می‌توان انتظارداشت که در آینده نیز افراد پردرآمدی که در مراکز آموزش‌عالی تحصیل می‌کنند به خاطر مهارت‌هایی که در این مراکز می‌آموزند درآمد بالاتر از حد متوسط کسب کنند؛ در این شرایط، یارانه‌های دولت به امر آموزش‌عالی (مخارج دولتی آموزش)، عمدتاً به‌دست‌آمده افراد پردرآمد می‌رسد و درنتیجهٔ نابرابری و میزان فقر را افزایش می‌دهد، پس می‌توان نتیجه‌گرفت چنان‌چه ساختار آموزش‌عالی کشور به‌گونه‌ای باشد که غالباً افراد پردرآمد بتوانند از آن استفاده‌کننده که در این‌صورت قشر مرفّه جامعه علاوه‌بر به‌دست آوردن تحصیلات عالی درآمدهای بیشتری را نیز کسب می‌کنند و مخارج آموزش‌عالی که دولت متحمل آن شده است نیز در اختیار این قشر قرار می‌گیرد و باعث افزایش نابرابری و فقر در بین اقشار جامعه می‌شود؛ اما اگر آموزش‌عالی دولتی باشد نه خصوصی، مانند سطوح ابتدایی و دبیرستان که در اکثر کشورها دولتی است و بخش مهمی از هزینه‌های آن به‌واسطهٔ دولت و از طریق اخذ مالیات و عایدی‌های دیگر تأمین شود، آنگاه این سطح از آموزش می‌تواند فقر و نابرابری را در جامعه کاهش دهد (مهربانی، ۱۳۸۷).

رشد اقتصادی اثر منفی بر فقر می‌گذارد و هرچه رشد اقتصادی افزایش یابد میزان فقر خانوارها با ضریب ۰/۰۱- کاهش می‌یابد که نشان می‌دهد هرچه رشد و توسعهٔ اقتصادی در منطقه یا استان بیشتر شود منجر به سرریز شدن این رشد و توسعه به استان‌های هم‌جوار شده و درنتیجه فقر را به‌صورت منطقه‌ای کاهش می‌دهد؛ به‌طوری‌که میزان فقر و نابرابری درآمد به‌طور چشمگیری کاهش خواهد یافت. حال با توجه به تئوری رشد همگرایی منطقه‌ای مشروط، با بالا رفتن رشد اقتصادی در اتحادیه اروپا و صرفاً در یک کشور مانند آلمان، باعث می‌شود که رشد اقتصادی کشورهای اطراف تحت‌تأثیر تمرکز سرمایه‌گذاری‌ها قرار گیرد و پس از مدتی سرریز شدن دانش کشور مقصد به کشورهای اطراف دارای اثرات مثبت فضایی باشد. این اثرات در کشورهایی آسیایی مانند ژاپن و شرق آسیا نیز تأیید شده است (کسرایی، ۱۳۸۶)؛ یعنی بر طبق تئوری همگرایی منطقه‌ای مشروط، رشد اقتصادی یک استان منجر به کاهش رشد اقتصادی و اثرات فضایی منفی برای استان‌های مجاور می‌شود؛ درنتیجه با افزایش رشد اقتصادی استان موردنظر فقر در استان‌های هم‌جوار کاهش می‌یابد. برای از بین بردن این دوگانگی به‌وجود آمده می‌بایست مناطقی که کمتر توسعه‌یافته‌اند نسبت به مناطق بیشتر توسعه‌یافته نرخ رشد اقتصادی بالاتری را تجربه کنند تا از مهاجرت نیروی کار از این مناطق جلوگیری شود؛ درنتیجه نابرابری درآمد کاهش‌یافته و شدت فقر پایین می‌آید (مهربانی، ۱۳۸۷). نرخ بیکاری نیز با ضریب ۰/۰۶ اثر مستقیم بر فقر خانوارها دارد، به‌طوری‌که با بالا رفتن نرخ بیکاری فضایی سطح درآمد افراد پایین آمده نابرابری درآمدی در استان زیاده شده و درنتیجه فقر نیز در سطح استان و منطقه افزایش می‌یابد، و به‌دلیل وجود انتظارات و شوک درآمدی به خانوار باعث می‌شود آن‌ها فقیرتر شوند. افزایش نرخ بیکاری باعث مهاجرت کردن افراد از روستاها و شهرها و ایجاد حاشیه‌نشینی در استان مقصد شده که پیامد آن افزایش نابرابری درآمد و به‌طبع افزایش فقر نسبی در استان مقصد خواهد شد، لازم به ذکر است که تمامی متغیرهای استفاده‌شده دارای اعتبار آماری هستند.

جدول ۵: برآورد فضایی ضرایب دومرحله‌ای آرلانو-باور/ بوندل- باند به روش SAR

Tab. 5: Spatial estimation of Arellano-Bauer/Bundle-Band two-stage coefficients by SAR method

	متغیر	ضریب	آمارهٔ t	احتمال آزمون	برآورد فاصله‌ای ۹۵٪	
ضریب ثابت	Cons	۰/۲۱	۱/۱۴	۰/۲۵۴	۰/۵۷۴۸۹۸۱	-۰/۱۵۲۱۸۲۶
مخارج آموزش‌وپرورش	C	-۰/۰۴	-۴/۸۳	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۴۸۴۴	-۰/۰۵۸۹۵۷۵
رشد اقتصادی	Y	-۰/۰۱	-۳/۰۳	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱۹۱۳۶	-۰/۰۰۹۰۰۰۱
نرخ بیکاری	U	۰/۰۶	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰	۰/۰۸۷۸۴۳۵	۰/۰۴۱۶۸۸۹
	متغیرهای وقفهٔ اول GMM و وقفهٔ اول فضایی SAR					
وقفهٔ اول متغیر وابسته	poor.L1	۰/۹۱	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰	۰/۹۳۸۱۴۵۱	۰/۸۸۸۴۳۶
وقفهٔ اول فضایی SAR	W1y_poor	۰/۰۶	۰/۰۱۷	۰/۰۰۱	۰/۰۹۲۲۸۳	۰/۰۲۳۷۷۹

(منبع: یافته‌های پژوهش).

برای نشان‌دادن سازگاری در برآوردگرهای دومرحله‌ای آرلانو-باور/ بوندل-باند نیاز به بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری است (آرلاندو و بوندل[1]، ۱۹۹۱) که از آزمون سارگان برای بررسی اعتبار این متغیرها استفاده می‌شود، این آزمون دارای توزیع کای‌دو است. ضرایب نیکوئی استفاده‌شده ضرایب نیکوئی برازش فضایی و گشتاوری است که نشان می‌دهند آیا مدل به‌درستی تصریح‌شده است یا خیر؟ و آیا متغیرهای مستقل فضایی قادر هستند متغیر وابستهٔ فضایی را توضیح دهند؟ نتایج آمارهٔ آزمون سارگان در جدول (۶) بیانگر انتخاب درست متغیرهای ابزاری در مدل است که نشان می‌دهد خودهم‌بستگی بین متغیرهای ابزاری و جمله خطا وجود ندارد. آزمون والد نیز از توزیع خی-دو (کای-دو) با درجات آزادی معادل تعداد متغیرهای مستقل منهای جزء ثابت برخوردار است. فرضیهٔ صفر در آزمون والد، مبنی‌بر صفر بودن تمامی ضرایب است؛ که براساس نتایج آزمون والد فرضیهٔ صفر در سطح ۵٪ رد می‌شود؛ بنابراین، ضرایب برآورده شده رد نمی‌شوند و مدل رگرسیونی ازلحاظ آماری معنادار است.

جدول ٦: آزمون‌های تصریح مدل GMM-DPD

Tab. 6: GMM-DPD model specification tests

نوع آزمون	ضریب	احتمال
آزمون والد	۷۷۴۴/۱۹۷۱	۰/۰۰۰
Raw MomentsR^2	۰/۹۹۷۷	-
Raw Moments$\bar{R}^2$	۰/۹۹۷۷	-
(Buse, 1973)R^2	۰/۹۴۹۱	-
(Buse, 1973)$\bar{R}^2$	۰/۹۴۸۶	-
Root MSE (Sigma)	۰/۳۸۸۷	-
آزمون پیش‌شناسایی LM سارگان	۲۰/۵۵۰	۱/۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش).

[1] Arellano & Bond, 1991

۵-٤. آزمون وجود اثرات خودهم‌بستگی پانل فضایی

برای نشان‌دادن وجود اثرات خودهم‌بستگی فضایی در مدل‌های SGMM-DPD-SAR از سه نوع آزمون استفاده می‌شود؛ از آزمون‌های مورآن MI عمومی، گری GC عمومی، گتیس-اوردز G0 عمومی، مورآن MI جملات اخلال، LM (بوریدج) و LM (روبوست)، برای نشان‌دادن خودهم‌بستگی فضایی جملات اخلال استفاده‌شده است، فرضیهٔ صفر نشان می‌دهد که خودهم‌بستگی فضایی برای جملات اخلال وجود ندارد؛ که در همهٔ آزمون‌های مورد بررسی به‌جز آزمون خودهم‌بستگی فضایی برای وقفهٔ اول فضایی متغیر وابسته در آزمون وقفهٔ LM (آنسلین) فرضیهٔ صفر رد نشده؛ بنابراین خودهم‌بستگی فضایی وجود ندارد. به‌دلیل استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ فضایی در این پژوهش، آزمون‌های خودهم‌بستگی فضایی، به بررسی آزمون وجود هم‌بستگی فضایی بیشتر از یک تفاضل می‌پردازند. با واردکردن متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل در سمت راست مدل، مدل با یک تفاضل پویا می‌شود؛ بنابراین واضح است که خودهم‌بستگی از درجهٔ اول وجود داشته باشد و آزمون‌های صورت‌گرفته خودهم‌بستگی بیشتر از یک تفاضل را بررسی می‌کنند که چنان‌چه بیشتر از یک تفاضل در خودهم‌بستگی وجود داشته باشد، ضرایب برآورد شده ناکارا و تورش‌دار خواهند بود.

جدول ۷: آزمون وجود اثرات خودهم‌بستگی پانل فضایی

Tab. 7: Testing the presence of spatial panel autocorrelation effects

نام آزمون	نماد	آماره	احتمال آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خودهم‌بستگی فضایی برای جملات اخلال				
مورآن MI عمومی	GLOBAL Moran MI	-۰/۰۰۱۳	۰/۹۷۰۹	عدم رد فرضیهٔ صفر در آزمون‌های موجود نشان می‌دهد جملات اخلال دارای خودهم‌بستگی فضایی نیستند.
گری GC عمومی	GLOBAL Geary GC	۰/۵۶۲۰	۰/۶۰۷۳	
گتیس- اوردز G0 عمومی	GLOBAL Getis-Ords GO	۰/۰۰۱۳	۰/۹۷۰۹	
مورآن MI جملات اخلال	Moran MI Error Test	۰/۱۳۶۹	۰/۸۹۱۱	
LM (بوریدج)	LM Error (Burridge)	۰/۰۰۰۶	۰/۹۷۹۷	
LM (روبوست)	LM Error (Robust)	۰/۰۰۱۱	۰/۹۷۳۵	
آزمون خودهم‌بستگی فضایی برای وقفهٔ اول فضایی متغیر وابسته				
وقفهٔ LM (آنسلین)	LM Lag (Anselin)	۱۰/۳۸۵۴	۰/۰۰۱۳	عدم وجود خودهم‌بستگی فضایی وقفهٔ متغیر وابسته در آزمون وقفهٔ LM (روبوست)
وقفهٔ LM (روبوست)	LM Lag (Robust)	۰/۰۰۰۸	۰/۹۷۷۴	
آزمون خودهم‌بستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلال و وقفهٔ متغیر وابسته				
LM SAC (LMErr + LMLag_R)		۰/۰۰۱۴	۰/۹۹۹۳	عدم وجود خودهم‌بستگی فضایی هم‌زمان

(منبع: یافته‌های پژوهش).

۵-۵. آزمون ناهمسانی واریانس فضایی

در جدول (۸) آزمون ناهمسانی واریانس فضایی در مدل SGMM-DPD-SAR را نشان می‌دهد، در جدول زیر طبق آزمون‌های هاروی، انگل، هال-پاگان، کوک-ویسبرگ و وایت، فرضیهٔ صفر رد نمی‌شود؛ یعنی ناهمسانی واریانس فضایی وجود ندارد، ولی در آزمون‌های بروش-گادفری والد و گلچسر فرضیهٔ صفر رد می‌شود که

نشان‌دهندهٔ وجود ناهمسانی واریانس فضایی است که برای برطرف نمودن واریانس ناهمسانی فضایی از سه روش: ۱) استفاده از ماتریس فضایی در مدل، ۲) استفاده از معکوس ماتریس فضایی و مورد، ۳) استفاده از معکوس مربع ماتریس فضایی به‌عنوان وزن در مدل‌های وزنی است.

جدول ۸: آزمون ناهمسانی واریانس فضایی در مدل SGMM-DPD-SAR

Tab. 8: Spatial variance heterogeneity test in SGMM-DPD-SAR model

نماد آزمون	نوع آزمون	آمارهٔ آزمون	احتمال آزمون
Engle LM ARCH	انگل	۰/۳۶۱۲	۰/۵۴۷۸
Hall-Pagan LM	هال- پاگان	۰/۰۰۰۱	۰/۹۹۰۷
Harvey LM Test	هاروی	۵/۶۴۷۲	۰/۰۵۹۴
Wald Test	والد	۱۳/۹۳۳۹	۰/۰۰۰۲
Glejser LM Test	گلچسر	۳۳/۷۲۶۲	۰/۰۰۰
Breusch-Godfrey Test	بروش- گادفری	۹/۱۰۲۶	۰/۰۰۲۶
White Test - Koenker(R2)	وایت	۹/۰۸۱۴	۰/۰۵۹۱
Cook-Weisberg LM Test	کوک- ویسبرگ	۰/۰۱۸۶	۰/۸۹۱۵

(منبع: یافته‌های پژوهش).

٦. نتیجه‌گیری

در جدول (۵) مدل فضایی برآورد شده بیانگر، اثر هزینه‌های آموزش خانوارها بر میزان فقر نسبی است و ضرایب دومرحله‌ای آرلانو-باور/ بوندل-باند را نشان می‌دهد؛ متغیرهای وقفهٔ اول متغیر وابستهٔ GMM مثبت و معنی‌دار بوده که نشان‌دهندهٔ پویایی مدل است. وقفهٔ اول فضایی SAR نیز مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد یک وابستگی فضایی مثبت بین استان‌ها وجود دارد. هزینهٔ آموزش با ضریب ۰/۰۴ بیشترین اثر منفی و معنادار را بر کاهش فقر دارد، بالا بردن سطح آموزش نیازمند سرمایه‌گذاری در امر آموزش و افزایش امکانات آموزشی است که چنانچه این امکانات آموزشی به‌صورت رایگان در اختیار همهٔ اقشار یک جامعه قرار گیرد، نیروی انسانی آموزش‌دیده بامهارت و متفکر باعث توسعه و گسترش فناوری‌های تولیدشده و به‌عنوان پایه و اساس محور پیشرفت و توسعهٔ اقتصادی در جامعه می‌شود و بدین‌ترتیب با استفاده از بالا بردن سطح آموزش و ایجاد تحول در بهره‌وری نیروی کار و توسعهٔ فناوری در جامعه، رشد اقتصادی نیز افزایش‌یافته و درنهایت باعث کاهش فقر می‌شود و درنتیجهٔ آن تولید نیز در کشور افزایش‌یافته که این امر نیز کمک به کاهش فقر در سطح جامعه می‌کند؛ ازاین‌رو، رابطهٔ بین آموزش و فقر یک رابطهٔ دوطرفه است که افراد با آموزش بهتر می‌توانند به شغل مناسب‌تری دستیابی داشته باشند و درآمد بیشتری کسب کنند و درنتیجه از دامن فقر رهایی یابند، ازطرفی فقر درآمدی نیز به‌دلیل ضعف مالی منجر به عدم مشارکت فرد در برنامه‌های آموزشی شده و درنتیجهٔ فقر آموزشی باعث فقر مالی می‌شود و این‌یک دور باطل است. افزایش رشد اقتصادی با ضریب ۰/۰۱ فقر را کاهش می‌دهد و نیز اثر معناداری بر فقر دارد. رشد

اقتصادی بالا و وجود شرایط اقتصادی مناسب، زمینه‌های بیشتری را برای بالا بردن درآمدهای جامعه از طریق گسترش بازارها و... فراهم می‌کند، در این حالت، تولیدکنندگان برای افزایش محصولات خود در بازارها نیروی کار بیشتری تقاضا می‌کنند که این مسأله از طریق افزایش دستمزد و جذب نیروی کار صورت می‌گیرد که این امر، درنتیجه منجر به کاهش فقر می‌شود (خداداد کاشی و شهیکی‌تاش، ۱۳۸۹). افزایش نرخ بیکاری نیز با ضریب ۰/۰۶ اثر معناداری برافزایش فقر دارد. براساس تئوری‌های اقتصادی وقتی نرخ بیکاری افزایش می‌یابد، سطح درآمد خانوارها کاهش‌یافته و منجر به افزایش فقر می‌شود. در پایان این مطالعه، با توجه به نتایج مطالعات داخلی و خارجی صورت‌گرفته در متن پژوهش، نتایج حاکی از آن است که تاکنون اثر فضایی آموزش بر فقر در استان‌های ایران انجام‌نشده، همچنین اثرات و پیامدهای آن در استان‌های هم‌جوار به‌طور دقیق موردبررسی قرار نگرفته است. مطالعاتی که تاکنون در رابطه با مفاهیم اقتصادی آموزش صورت گرفته است، بسیار کلی تأثیرات را بیان می‌کنند و سایر تأثیرات فضایی آن را نادیده می‌گیرند؛ لذا تفاوت این مطالعه با مطالعات دیگر در تفکیک هرچه بیشتر هزینهٔ آموزش‌وپرورش و فقر در استان‌های کشور و استفاده از متغیرهایی نظیر نرخ بیکاری و رشد اقتصادی است. به‌مانند نتیجهٔ این پژوهش، در پژوهش‌های داخلی و خارجی اثر هزینهٔ آموزش‌وپرورش بر فقر منفی است.

٦-١. پیشنهادها

۱- یافته‌های این پژوهش مؤید آن است که هزینه‌های آموزشی اثر معنادار و منفی بر فقر دارد، هزینه‌های آموزشی را می‌توان به‌عنوان سرمایه‌گذاری در امروز و کسب عایدات در آینده دانست؛ لذا دولت با افزایش هزینه‌های آموزشی در استان‌های درحالی‌که توسعهٔ بهره‌وری افراد کم‌درآمد و بی‌بضاعت را بالا می‌برد، چراکه مهارت آن‌ها در زمینه‌های کاری افزایش‌یافته درنتیجه دولت ازطریق سرمایه‌گذاری در آموزش می‌تواند شکاف درآمدی و رفاهی استان‌ها را کم کند که این خود سبب توسعه‌یافتگی آن‌ها خواهد شد و درپی آن، نابرابری درآمد و فقر را کاهش می‌دهد.

۲- بیان شد که رشد اقتصادی در استان‌های ایران رابطهٔ منفی و معناداری با فقر دارد. نکتهٔ مهمی که سیاستمداران اقتصادی باید بدان توجه زیادی داشته باشند تا بتوانند فقر نسبی و مطلق را کاهش دهند، استفاده از استراتژی‌های رشد محور همراه با شناسایی عوامل مؤثر بر آن و تقویت این عوامل در جهت بالا بردن رشد اقتصادی است که منجر به منتفع شدن فقرا است و نابرابری را در جامعه کاهش می‌دهد. دولت به‌عنوان یکی از سیاست‌گذاران اقتصادی باید فرصت‌ها و امکانات و زیرساخت‌ها را فراهم سازد و یک الگوی تخصیص بهینهٔ منابع را طراحی کرده و با توجه به سیاست‌های درآمدی، بستر مناسبی را برای انتقال کاراتر رشد اقتصادی بیشتر برای مناطق کمتر توسعه‌یافته فراهم شود.

۳- براساس یافته‌های این مطالعه نشان داده شد که نرخ بیکاری اثر مثبت و معناداری بر فقر دارد، طبق تئوری‌های اقتصاد کلان بازار کار نقش مهمی را در اقتصاد یک جامعه ایفا می‌کند و این درحالی است که در استان‌های ایران عدم تعادل در بخش‌های عرضه و تقاضا وجود دارد؛ به‌طوری‌که خیلی از بنگاه‌های اقتصادی نتوانستند از ظرفیت کامل یا بالقوهٔ خود استفاده کنند و عملکرد نامطلوب این بازار اقتصادی منجر به افزایش فقر در استان‌های ایران شده است. بر این‌اساس، پیشنهاد می‌شود هیئت دولت و بانک مرکزی با استفاده از سیاست‌ها پولی و مالی مناسب و با توجه به شرایط اقتصادی کشور در جهت بالا بردن نرخ اشتغال اقدامات لازم را انجام دهند

و با دادن تسهیلات مناسب به بنگاه‌های اقتصادی، این بنگاه‌ها بتوانند ظرفیت‌های بلااستفادهٔ خود را وارد چرخهٔ تولید کنند.

۴- علاوه‌بر این، براساس نتایج، «آموزش» جزء کلیدی در کاهش فقر است؛ مؤلفه‌های اصلی که به نابرابری مداوم در بین نسل‌ها کمک می‌کند، تفاوت در آموزش اولیه و کیفیت مدرسه است. سرمایه‌گذاری‌های آموزشی، از ابتدای کودکی، می‌تواند تحرک مالی را افزایش داده، منجر به افزایش بهره‌وری و از بین بردن فقر شود.

سپاسگزاری

نویسندگان از نظرات ارزشمند داوران محترم ناشناش نشریه تقدیر و تشکر می‌نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

در این بخش میزان مشارکت نویسندهٔ اول و دوم ۳۳ ٪ و نویسندهٔ سوم ۳۴٪ در تدوین مقاله نقش داشته‌اند.

تضاد تعارض و منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر، نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- آهنچیان، محمدرضا؛ و متوسلی، محمود، (۱۳۸۱). *اقتصاد آموزش‌وپرورش*. تهران: سمت.

- باصری، بیژن، (۱۴۰۲). «ارزیابی وضعیت نابرابری در استان‌های ایران: جهت‌گیری‌ها و دستاوردها». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۸(۹۴): ۱۷۵-۲۲۴. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.66260.1073

- جعفری، سعید؛ اسفندیاری، مرضیه؛ و پهلوانی، مصیب، (۱۳۹۹). «نقش سرمایهٔ انسانی در رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی زیست‌محیطی در راستای توسعهٔ پایدار در ایران.». *فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی و کاربردی ایران*. (۳۴) ۹: ۷۷-۱۰۷. https://doi.org/10.22084/aes.2020.20099.2940

- جنتی مشکانی، ابوالفضل (۱۳۹۱)، «تأثیر آموزش بر سرمایهٔ انسانی، رشد اقتصادی و فقر در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی»، پایان‌نامهٔ دکتری دانشگاه اصفهان (منتشر نشده).

- حسن‌زاده، علی، (۱۳۷۹). «بررسی عوامل مؤثر بر فقر؛ مطالعه موردی ایران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲(۴ و ۵):۱۳۰-۱۸۴. https://ijer.atu.ac.ir/article_3763.html

- حاج‌پورسهریق، سخاوت؛ و حاج‌پورسهریق، زهرا؛ و حاج‌پورسهریق، حسین، (۱۴۰۰). «نقش آموزش‌وپرورش در پیشرفت و توسعه علمی و اقتصادی»، https://civilica.com/doc/1626292

- خدادادکاشی، فرهاد؛ و جاویدی، ابراهیم، (۱۳۹۱). «اثر آموزش بر جنبه‌های مختلف فقر در مناطق شهری و

روستایی ایران». *رفاه اجتماعی*، ۱۲ (۴۶): ۹۳-۱۲۱. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-969-fa.html

- خدادادکاشی، فرهاد؛ شهیکی‌تاش، محمدنبی، (۱۳۸۹). «تأثیر متغیرهای کلان بر فقر در ایران (رویکرد بوت استرپ در تحلیل استنتاج آماری». *دو فصلنامهٔ علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۸: ۶۹-۹۴. https://doi.org/10.22096/esp.2010.26222.

- راغفر، حسین؛ و شیرزادمقدم، مریم؛ و سنگری مهذب، کبری، (۱۳۸۸). «سیمای فقر کودکان در مناطق ۲۲ گانه شهر تهران». *رفاه اجتماعی*، ۹(۳۵): ۲۲۱-۲۴۹.http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-550-fa.html

- زارعی، مبینا؛ حیدری، حسن؛ و جلیلی‌کامجو، سید پرویز، (۱۴۰۰). «ارزیابی نابرابری درآمد و خط فقر نسبی بر قدرت خرید کالای بادوام». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۳۷): ۹۹-۱۳۳. https://doi.org/10.22084/aes.2020.20742.2995.

- زارعی، مبینا، جلیلی‌کامجو، سید پرویز؛ جلیلی، مسعود؛ و نادمی یونس، (۱۴۰۱). «ارزیابی کیفیت، برابری و فراگیر بودن آموزش درزمینهٔ توسعهٔ پایدار در استان‌های ایران». *تحقیقات اقتصادی (رشد و توسعهٔ پایدار)*، ۲۲(۳): ۲۱۷-۲۴۳. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-60108-fa.html

- شمس‌اللهی، رضا؛ زاهدغروی، مهدی؛ و آسایش، حمید، (۱۴۰۰). «بررسی تأثیر بلندمدت نابرابری توزیع درآمد بر مخارج آموزشی دولت در اقتصاد ایران: شواهد جدید از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL)». *اقتصاد باثبات*، ۲(۴): ۱۳۶-۱۵۷. https://doi.org/10.22111/sedj.2022.40438.1160.

- عماد زاده، مصطفی. (۱۳۸۱). *مباحثی از آموزش‌وپرورش*. اصفهان: نشر جهاد دانشگاهی اصفهان.

- قربانی، فاضل؛ سرلک، احمد؛ . حاجی، غلامعلی، (۱۳۹۹). «تأثیر سرمایهٔ انسانی و فضای کسب‌وکار بر رشد اقتصادی استان‌های ایران». *فصلنامهٔ علمی مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۴(۵۰): ۱۵۳-۱۷۶. https://sid.ir/paper/409165/fa

- کرون، جیمز، (۱۳۹۰)، *کتاب جامعه‌شناسی مسائل اجتماعی*. مترجم: مهرداد نوربخش و فاطمه کرمی، تهران: انتشارات جامعه شناسان.

- کسرایی، اسرافیل، (۱۳۸۶). «نظریه همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای (شواهدی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی به‌منظور کاربرد)». *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۷۷: ۶۴-۲۷. DOR: 20.1001.1.00398969.1385.41.6.2.5

- کلهر، سمیرا؛ و دغاقله، عقیل، (۱۳۸۹). *آسیب‌های شهری در تهران*. چاپ اول، تهران: انتشارات جامعه‌شناسان.

- گیلک‌حکیم‌آبادی، محمدتقی؛ و سعادتی، کمال، (۱۳۹۲). «توزیع مخارج عمومی آموزش در ایران با روش تحلیل وقوع منفعت». *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱(۶۶): ۵-۲۲. https://qjerp.ir/article-1-723-fa.html

- مهربانی، وحید، (۱۳۸۷). «تأثیر آموزش بر فقر و نابرابری درآمدها». *تحقیقات اقتصادی*، ۴۳(۸۲): ۲۱۱-۲۲۵. DOR: 20.1001.1.00398969.1387.43.1.10.7

– نادمی، یونس. جلیلی کامجو، سید پرویز. (۱۳۹۸). «ارزیابی رابطه بین مخارج آموزش، بهداشت، نفرین منابع و فقر در ایران». *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۷ (۲۶): ۳۰۴-۳۲۵. https://doi.org/10.32598/JMSP.7.2.304

– نادمی، یونس؛ و جلیلی‌کامجو، سید پرویز، (۱۴۰۱). «تأثیر مخارج آموزشی و بهداشتی دولت و سرمایهٔ انسانی بر فقر شهری در ایران». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱۰(۳۸): ۳۲۰-۳۴۱. https://doi.org/10.30507/jmsp.2022.98411.1643

– ناصری‌خله‌کاهوشی، ناصر، (۱۳۹۳). «تحلیل بر سهم سنی– جنسی خانوارهای شهری کوچک و میانه اندام از توزیع فضایی شاخص‌های کالبدی– اجتماعی پدیده فقر شهری»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه زنجان (منتشر نشده).

– همتی، رضا؛ قاسمی، وحید؛ و منصوری‌نژاد، ابراهیم، (۱۳۹۹). «آموزش‌عالی و توسعهٔ اقتصادی: مطالعهٔ تطبیقی کشورهای منتخب جهان». *جامعه‌شناسی کاربردی*، ۳۱(۳): ۷۵-۹۶. https://doi.org/10.22108/jas.2020.118685.1766

- Adams Jr, R. H., (2004). “Economic growth, inequality and poverty: estimating the growth elasticity of poverty”. *World development,* 32(12): 1989-2014. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.08.006

- Agenor, P-R., (2004). “Unemployment-Poverty Trade-offs”. *Policy Research Working Paper* No. WPS 3297. Washington DC: World Bank. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=610342

- Ahanchian, M. & Vamtosali, M., (2012). *Economics of education and training*. Tehran: Side. (in Persian)

- Alkire, S. & Foster, J., (2011). “Counting and multidimensional poverty measurement”. *Journal of public economics,* 95(7-8): 476-487. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006

- Arellano, M. & Bond, S., (1991). “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment”. *Rev. Econ. Stud.*, 58: 277–297. https://academic.oup.com/restud/article-abstract/58/2/277/1563354

- Basri, B., (2023). “Assessing the inequality situation in the provinces of Iran: orientations and achievements”. *Economic Research of Iran,* 28(94): 175-224. https://doi.org/10.22054/ijer.2022.66260.1073.(in Persian)

- Betthauser, B., (2017). “Fostering equality of opportunity? Compulsory schooling reform and social mobility in Germany”. *European Sociological Review,* 33(5): 633–644. https://doi.org/10.1093/esr/jcx066

- Bramley, G. & Karley, K. N., (2005). “Home-Ownership, Poverty and Educational Achievement: Individual, School and Neighbourhood Effects”. *CRSIS Research Report*, www.crsis.hw.ac.uk.

- Chen, B., Zhang, S. & Shen, G., (2021). “Can compulsory education law improve intergenerational mobility”. *Journal of Financial Research (in Chinese)*, 06: 76–94. http://www.jryj.org.cn/EN/abstract/abstract896.shtml

- Chen, H., Yu, J., Zhang, Z., Li, Y., Qin, L. & Qin, M., (2024). "How human capital prevents intergenerational poverty transmission in rural China: Evidence based on the Chinese general social survey". *Journal of Rural Studies,* 105: 103220. https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2024.103220

- Crone, J., (2018). *Sociology of Social Issues book*. translated by: Mehrdad Nourbakhsh and Fatemeh Karmi, Tehran: Sociologists Publishing House. (in Persian)

- Duan, Y. & Guo, C., (2021). "Research on the effect of higher education in blocking the intergenerational transmission of rural relative poverty". *China Higher Education Research (in Chinese),* 02: 50–56. https://doi.org/10.16298/j.cnki.1004-3667.2021.02.09-en

- Emadzadeh, M., (2002). *Discussions of Education, Isfahan*. Isfahan University Jihad Publication.

- Fosu, A. K., (2015). "Growth, inequality and poverty in Sub-Saharan Africa: recent progress in a global context". *Oxford Development Studies,* 43(1): 44-59. https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/13600818.2014.964195

- Ghorbani, F., Sarlak, A. & Haji, Gh., (2019). "The impact of human capital and business environment on the economic growth of Iran's provinces". *Economic Modelling,* 14(2 (50 series)): 153-176. https://sid.ir/paper/409165/fa.(in Persian)

- Gilak Hakimabadi, M. T. & Saadati, K., (2013). "The Evaluation of the Public Spending Distribution in Education Sector in Iran Using Benefit Incidence Analysis Method". *QJERP*, 21 (66): 5-22. http://qjerp.ir/article-1-723-fa.html

- Hajpour Sohrig, S., Hajpour Sohrig, Z. & Hajpour Sohrig, H., (2021). "The role of education in scientific and economic progress and development". https://civilica.com/doc/1626292

- Hassanzadeh, A., (2000). "Examining factors affecting poverty; A case study of Iran. Economic researches of Iran". 2 (4 and 5): 130-184. https://ijer.atu.ac.ir/article_3763.html. (in Persian)

- Hemmati, R., Ghasemi, V. & Mansourinezhad, E., (2020). "Higher Education and Economic Development: A Comparative Study of the Selected Countries of the World". *Journal of Applied Sociology,* 31(3): 75-96. https://doi.org/10.22108/jas.2020.118685.1766

- Hofmarcher, T., (2021). "The effect of education on poverty: A European perspective". *Economics of Education Review,* 83: 102124. https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2021.102124

- Hota, S. P., (2023). "Education infrastructure, expenditure, enrollment & economic development in Odisha, India". *International Journal of Educational Development,* 103: 102903. https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2023.102903

- Islam, D., Sayeed, J. & Hossain, N., (2017). "On determinants of poverty and inequality in Bangladesh". *Journal of Poverty,* 21(4): 352–371. https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/10875549.2016.1204646

- Jackson, T., (2017). *Prosperity without Growth: Foundations for the Economy of Tomorrow*. Routledge: Abingdon, UK. https://doi.org/10.4324/9781315677453

- Jafari, S., Esfandiari, M. & Pahlavani, M., (2019). "The role of human capital in economic growth, energy consumption and environmental pollution in the direction of sustainable development in Iran". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly,* 9(34): 77-107. https://doi.org/10.22084/aes.2020.20099.2940. (in Persian)

- Jannati Meshkani, A., (2013). "Effect of education on human capital, economic growth and poverty in Iran using the general equilibrium model". Ph.D. thesis of Isfahan University. (in Persian)

- Khaledi, K., (2005). "Analyzing the relationship between economic development in agriculture, poverty and income distribution in rural areas of Iran". PhD dissertation, Islamic Azad University, Tehran: Iran. (in Persian)

- Khodadad Kashi, F. & Shahiki Tash, M., (2010). "The effect of macro variables on poverty in Iran (Bootstrap approach in statistical inference analysis)". *Biquarterly scientific journal of economic studies and policies,* 18: 69-94. https://doi.org/10.22096/esp.2010.26222. (in Persian)

- Khodadad Kashi, F. & Javidi E., (2012). "The Effects of Education on Different Aspects of Poverty in Urban and Rural areas Of Iran". *REFAHJ*., *12*(46): 93-121. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-969-fa.html. (in Persian)

- Le Caous, E. & Huarng, F., (2020). "Economic complexity and the mediating effects of income inequality: Reaching sustainable development in developing countries". *Sustainability,* 12(5): 2089. https://ideas.repec.org/a/gam/jsusta/v12y2020i5p2089-d330076.html

- LeSage, J. P., (1999). "The theory and practice of spatial econometrics". University of Toledo. Toledo, Ohio, 28(11): 1-39.

- Lockheed, M. E., Jamison, D. T. & Lau, L. J., (1980). "Farmer education and farm efficiency: A survey". *ETS Research Report Series,* 29(1): 37–76. https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/451231

- Lorena, I. P., Florin, R. & Iuliana, T. A., (2011). "Needs of local sustainable development". *Ann. Fac. Econ.,* 1: 91-97. https://scholar.google.com/scholar?hl=en&as_sdt=0%2C5&q=Lorena%2C+I.+P.+Florin%2C+R.+%26+Iuliana%2C+T.+A.+%282011%29.+%22Needs+of+local+sustainable+development%22.+Ann.+Fac.+Econ%2C+1%2C+91-97.%E2%80%8F&btnG=

- Luna, B. & Michela, B., (2017). "The long-run impact of childhood poverty and the mediating role of education". *IZA Institute of Labor Economics*, IZA DP Vol. No. 10677 https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2949113

- Mansi, E., Hysa, E., Panait, M. & Voica, M. C., (2020). "Poverty—A Challenge for Economic Development? Evidences from Western Balkan Countries and the European Union". *Sustainability,* 12(18): 7754. https://doi.org/10.3390/su12187754

- Mardiyana, L. O. & Ani, H. M., (2019). "The effect of education and unemployment on poverty in East Java Province". 2011-2016. In: *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science,* 243 (1): 012067. IOP Publishing. https://doi.org/10.1088/1755-1315/243/1/012067

- Medeiros, M., Barbosa, R. J. & Carvalhaes, F., (2020). "Educational expansion, inequality and poverty reduction in Brazil: A simulation study". *Research in Social Stratification and Mobility,* 66: 100458. https://doi.org/10.1016/j.rssm.2019.100458

- Moatsos, M. & Lazopoulos, A., (2021). "Global poverty: A first estimation of its uncertainty". *World Development Perspectives,* 22: 100315. https://doi.org/10.1016/j.wdp.2021.100315

- Mohamad Azhar, N. A. Z. & Mohd, S., (2020). "Using asset index to reassess poverty in the Northern States of Malaysia: do the poor stay poor?". *International Journal of Social Economics,* 47 (4): 483-502. https://doi.org/10.1108/IJSE-03-2019-0187

- Nademi, Y., & Jalili Kamjoo, S. P. (2019). "Evaluation of the Relationship Between Educational and Sanitarian Expenditures, Resource Curse and Poverty in Iran". *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *7*(26): 304-325. https://doi.org/10.32598/JMSP.7.2.304

- Nademi, Y. & Jalili Kamju, S. P., (2022). "The Impact of Government's Expenditure on Education, Health, and Human Capital on Urban Poverty in Iran". *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies,* 10(38): 320-341. https://doi.org/10.30507/jmsp.2022.98411.1643

- Olopade, B. C., Okodua, H., Oladosun, M. & Asaleye, A. J., (2019). "Human capital and poverty reduction in OPEC member-countries". *Heliyon,* 5(8): e02279. https://www.cell.com/heliyon/fulltext/S2405-8440(19)35939-0

- Osundina, C. K. Ebere, C. & Osundina, O. A., (2014). "Disaggregated government spending on infrastructure and poverty reduc tion in Nigeria". *Global Journal of Human-Social.*https://scholar.google.com/scholar?hl=en&as_sdt=0%2C5&q=Osundina%2C+C.+K.+Ebere%2C+C.+%26+Osundina%2C+O.+A.+%282014%29.+%22Disaggregated+government+spending+on+infrastructure+and+poverty+reduc+tion+in+Nigeria.+Global+Journal+of+Human-Social%22.+Science+Research.+14%285%29%2C+1-8.&btnG=

- Peng, X. & Lu, H., (2020). "Research on Property Income Inequality Effect of Fiscal Finance". *Economies,* 8(2): 50. https://doi.org/10.3390/economies8020050

- Pervez, S., (2014). "Impact of education on poverty reduction: A CO integration analysis for Pakistan". *Journal of Research in Economics and International Finance,* 3(4): 83-89. https://doi.org/10.14303/jrief.2014.039

- Qi, H. Z., Fan, S., Yan, L. & Zheng, L., (2023). *The Collaborative Development of Graduate Education and High Economic Quality and its Dynamic Evolution Forecast.* Available at SSRN 4535317. https://www.cell.com/heliyon/fulltext/S2405-8440(23)08646-2

- Raghfar, H., Shirzad, M. & Sangari Mohazzab, K., (2010). "Child Poverty Profile in Tehran, 2008". *REFAHJ.,* 9(35): 221-249. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-550-fa.html (in Persian)

- Raimi, L., Akhuemonkhan, I. & Ogunjirin, O. D., (2015). "Corporate Social Responsibility and Entrepreneurship (CSRE): antidotes to poverty, insecurity and underdevelopment in Nigeria". *Social Responsibility Journal.* 11 (1): 56 https://doi.org/10.1108/SRJ-11-2012-0138

- Rowntree, B. S., (1902). *Poverty: A study of town life.* Macmillan.

- Rutkowski, J. J., (2015). "Employment and poverty in the Philippines". https://scholar.google.com/scholar?hl=en&as_sdt=0%2C5&q=Rutkowski%2C+J.+J.+%282015%29.+%22Employment+and+poverty+in+the+Philippines%22.&btnG=

- Ryscayage, P. M., (1982). "Employment Problems and Poverty: Examining the

Linkages". *Monthly Labor Review,* 105(6): 55–59. https://typeset.io/pdf/the-relationship-between-poverty-and-unemployment-in-niger-14ydklobo4.pdf

- Sanz, R., Peris, J. A. & Escámez, J., (2017). "Higher education in the fight against poverty from the capabilities approach: The case of Spain". *Journal of Innovation & Knowledge,* 2(2): 53-66. *https://doi.org/10.1016/j.jik.2017.03.002*

- Sen, A., (1976). "Poverty: an ordinal approach to measurement. Econometrica". *Journal of the Econometric Society,* 44(2): 219-231. https://econpapers.repec.org/article/ecmemetrp/v_3a44_3ay_3a1976_3ai_3a2_3ap_3a219-31.htm

- Sen, A., (1985). *Commodities and Capabilities.* North-Holland, Amsterdam.

- Shamsollahi, R., Zahidgharavi, M. & Asaish, H., (2022). "Investigating the long-term impact of income distribution inequality on government education expenditures in Iran's economy: new evidence from autoregression model with extended lags (ARDL)". *Stable Economy,* 2(4): 136-157. https://doi.org/10.22111/sedj.2022.40438.1160. (in Persian)

- Simone, D., (2018). "Why education is not helping the poor. Findings from Uganda". *World Development,* 110: 124–139. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.05.022

- Soyer, K., Ozgit, H. & Rjoub, H., (2020). "Applying an evolutionary growth theory for sustainable economic development: The effect of international students as tourists". *Sustainability,* 12(1): 418. https://doi.org/10.3390/su12010418

- Sukirno, S., (2014). *Macroeconomics of Introduction Theory.* Jakarta: PT. Raja Grafindo Persada.

- Tambunan, T., (2015). "Indonesian Economy Old Order Era Until Jokowi (Bogor: Ghalia Indonesia)". *The International Poverty Line*. In World Development Report; World Bank: Washington, DC, USA, 2015.

- Teal, F., (2004). *Education, incomes, poverty and inequality in Ghana in the 1990s', Centre for the study of African economies.* Development and comp systems. Germany: University Library of Munich. https://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpdc/0409006.html

- Thomas, H., (2021). "The effect of education on poverty: A European perspective". *Economics of Education Review,* 83: Article 102124. https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2021.102124

- Townsend, P., (1979). *Poverty in the United Kingdom*: A Survey of Household Resources and Standards of Living. https://www.amazon.com/Poverty-United-Kingdom-Household-Resources/dp/0140221395

- United Nations (2015). *The Millennium Development Goals Report.* United Nations.

- Wedgwood, R., (2007). "Education and poverty reduction in Tanzania". *International Journal of Educational Development,* 27(4): 383–396. https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2006.10.005

- World Bank, (1993) *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*. Policy Research Report, Oxford University Pres.

- Yi, F., (2016). "Intergenerational income persistence and transmission mechanism: Evidence from urban China". *China Economic Review,* 41: 299–314. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2016.10.005

- Zarei, M., Jalilikamjo, P., Jalili, M., Nademi, Y., (2022). "Evaluating the Effects of Quality, Equality and Inclusion of Education on Sustainable Development in Iran's Provinces". *QJER*, 22 (3): 9. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-60108-fa.html (in Persian)

- Zarei, M., Heydari, H. & Jalili Kamjo, S P., (2021). "Assessing income inequality and relative poverty line on the purchasing power of durable goods". *Iranian Applied Economic Studies Quarterly,* 10(37): 133-99. https://doi.org/10.22084/aes.2020.20742.2995. (in Persian)

- Zuo, H., Li, S., Ge, Z. & Chen, J., (2023). "The impact of education on relative poverty and its intergenerational transmission Causal identification based on the Compulsory Education Law". *China Economic Review,* 82: 102071. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2023.102071

Vol. 13, No. 51, Autumn (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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

Bu-Ali Sin University

Factors Affecting Poverty in Female-headed Households with an Emphasis on Health Indicators

Mahmoud Sharifpour[1], Hosein Sadeghi[2], Lotfaali Agheli[3], Alimohammad Ahmadi[4]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28522.3652
Received: 2023.11.25; Reviseed: 2024.03.16; Accepted: 2024.01.03
Pp: 43-74

Abstract

Poverty is a clear deprivation of well-being and comfort. Achieving gender equality is considered one of the key goals of the 2030 Agenda for Sustainable Development, and women play a very important role both as a workforce and as the primary source of nurturing and maintaining the health of children and families. Research has shown that the factors influencing poverty in women are different from those affecting men, yet health indicators have not received much attention. The aim of this study is to identify the variables affecting poverty in female-headed households, with a focus on health indicators. The research period spans from 2011 to 2021, and data on 92 factors influencing women's poverty, including health factors, political factors, individual factors, socio-cultural factors, economic factors, and other factors, were examined using Bayesian nonlinear models. The BMA model demonstrated the highest accuracy based on error rates. After estimating the model, 17 variables were identified as influential factors, including personal expenditure, healthcare costs, DALYs index, health poverty index, health equity, housing rent or mortgage, deprived provinces, border provinces, divorce as a single parent, human capital, corruption, sanctions, unemployment rate, economic growth rate, inflation, and urbanization ratio. Considering that economic growth (negative impact) and inflation (positive impact) have the highest influence on women's poverty, supply-side policies such as improving the business environment and enhancing employment market conditions can have the greatest impact on reducing women's poverty. Given the significant impact of health factors on poverty in female-headed households, initiatives aimed at improving physical and mental health conditions (corresponding to the health committee) should be prioritized; policies such as electronic mental health certificates and family social vulnerabilities should be developed; creating health records for monitoring physical and mental health status; and self-care training programs for women in female-headed households should be included in the agenda.

Keywords: Women, Female-Headed Households, Poverty, Feminization of Poverty, Health.
JEL Classification: I10, I30.

1. Ph.D. student of Health Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
2. Associate Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** aghelik@modares.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Agricultural Economics Research, Economics Research Institute, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
4. Assistant professor, Department of Iranian Economy and Development Research, Economics Research Institute, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

Citations: Sharifpour, M., Sadeghi Saghdel, H., Agheli, L. & Ahmadi, A., (2024). "Factors Affecting Poverty in Female-headed Households with an Emphasis on Health Indicators". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(51): 43-74. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28522.3652
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5525.html?lang=en

1. Introduction

Poverty is one of the fundamental issues in human societies and a clear sign of economic, social, and cultural underdevelopment, known to jeopardize political stability, social cohesion, and mental health in various segments of society.

Women make up half of our country's population, but only 15.5% of the employed workforce in the economy belongs to them. Despite the majority of women's absence in the labor market, statistics show that the unemployment rate for women is approximately twice that of men. Therefore, some authors have discussed the “feminization of poverty”. According to the Household Budget Survey by the Statistical Center of Iran, female-headed households constitute only 12% of the country's poor population, and the poverty rate among them is equal to that of male-headed households.

Due to the lack of a coherent and comprehensive theory and the establishment of an appropriate relationship between the functions of “optimal social welfare” and “poverty measures”, using a comprehensive model to analyze the factors influencing the volume and intensity of poverty faces specific challenges. There are multiple explanatory variables affecting poverty, and determining which variables should be included in the empirical regression model of poverty raises questions. This problem is known as the “model uncertainty”. Ignoring the issue of model uncertainty can lead to bias and inefficiency in parameter estimation, resulting in inappropriate predictions and incorrect statistical inferences. Therefore, it is necessary to consider model uncertainty in empirical studies. One suitable method for addressing model uncertainty is “model averaging” or Bayesian model averaging (Koop, 2003). The focus of this research and its innovation lies in employing Bayesian model averaging to overcome uncertainty in selecting variables influencing poverty in female-headed households.

2. Data

The methodology of this applied research covers an 11-year period from 2011 to 2021, considering the geographical scope of the study. Relevant information on detailed indicators was extracted from household budget reports, while data on macro-level indicators were sourced from the Central Bank, World Bank, International Monetary Fund, World Economic Forum, and KOF Institute. Food expenses were measured based on the desirable food basket of the Ministry of Health, with the type of goods in the desirable food basket remaining constant and information changing based on minimum standards in various reports. In this study, the level of consumption by groups and the actual consumption share in each group were criteria used, drawing from research by Tahaa et al.

(2012) to calculate the weight of actual consumption in each group. However, the necessary figures for each item were calculated for four groups of individuals (0-9 years; 10-19 years female, 10-19 years male; 20 years and above). Since the minimum square footage required for households with different populations is not specified in Iran, technical standards from the UK (2015) were utilized. The variables used in the study are detailed in Table 1.

3. Data Analysis

Before estimating the model, it is necessary to identify the optimal type of model. Since the estimation model of the present research is a Bayesian model, a mathematical model is not conceivable for the present research. The conceptual model of the present research is expressed in Figure 1.

The time period for the prediction training is from 2011 to 2018, and the performance evaluation period is from 2019 to 2021. According to the results, the BMA model performs better in all cases. In this method, several important points are highlighted. Firstly, a variable may not be present in all possible models. Secondly, the mentioned variable may not necessarily have a significant impact in all models where it is present. The ratio of the number of models where the variable is significant to the total number of models it appears in serves as an indicator for the variable's presence in the optimal model. Thirdly, as the number of variables increases, it becomes impractical to calculate all possible scenarios. Beyond a certain point, the ratio of the significant presence of a variable to all scenarios tends towards a specific number.

After estimating the model, 17 variables including out-of-pocket payments, cost containment measures, DALYs index, health poverty index, health justice, housing rent, deprived provinces, border provinces, divorce-induced singlehood, human capital, corruption, sanctions, unemployment rate, economic growth, inflation, and urbanization were identified as influential variables. Using selected variables in each group and PCA approach, it was concluded that macro indicators with a weight of 48%, micro indicators with a weight of 21%, and health indicators with a weight of 31% contribute to the main component of women's poverty. Therefore, macro variables have a greater impact on women's poverty than other groups, indicating that poverty is a multidimensional process based on these findings.

5. Conclusion

Based on the results, economic and health indicators have the highest share in creating poverty among female-headed households. To reach these results, information on 92

factors affecting women's poverty was examined in 6 main categories. Health factors, political factors, individual factors, cultural-social factors, economic factors, and other factors were analyzed using BMA, TVP-DMA, TVP-DMS, and WALS models. Based on the error rate, the BMA model had the highest accuracy. After estimating the model, 17 main variables were identified. According to the results, poverty among female-headed households has a multidimensional and interdisciplinary nature. Considering the multidimensional influence of factors and the interdisciplinary nature of poverty among female-headed households, the development of technical and software infrastructure of the database and unified window should be prioritized to support female-headed households. The integration of the software system for submitting job creation plans and reviewing feasibility plans specific to female-headed households in the Ministry of Cooperatives' home-based businesses system and the BPMS system of the Imam Khomeini Relief Committee should be on the agenda. Given the impact of health factors on poverty among women, the development of actions based on improving physical and mental health status (corresponding to the Health Committee) should be prioritized. Additionally, policies such as preparing electronic mental health certificates and addressing social family vulnerabilities, compiling health records to monitor physical and mental health status, self-care training for female-headed households under coverage, conducting screening tests for breast cancer, AIDS, hepatitis, etc., for female-headed households under coverage, implementing free visit projects at contracted treatment centers with the Imam Khomeini Relief Committee and Welfare Organization, compensating for out-of-pocket medical expenses, developing services related to social insurance, life and accident insurance for female-headed households should be prioritized.

Acknowledgments

At the end, the authors feel it necessary to express their appreciation to the anonymous reviewers of the journal for their contribution to the improvement of the article.

Observation Contribution

In the present study, all four authors have equally contributed.

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۱، پاییز ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

عوامل مؤثر بر فقر در زنان سرپرست خانوار با تأکید بر شاخص‌های سلامت

محمود شریف‌پور[۱]، حسین صادقی‌سقدل[۲]، لطفعلی عاقلی[۳]، علی‌محمد احمدی[۴]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28522.3652
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۰۴، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۲/۲۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۱/۱۵
صص: ۷۴-۴۳

چکیده

فقر، محرومیت آشکار از رفاه است. دستیابی به برابری جنسیتی به‌عنوان یکی از اهداف کلیدی دستور کار ۲۰۳۰م. برای توسعهٔ پایدار تلقی می‌شود و زنان نقش بسیار مهمی را هم به‌عنوان نیروی کار، هم به‌عنوان منشأ اصلی تربیت و سلامت فرزندان و خانواده ایفا می‌کنند. براساس نتایج تحقیقات مختلف عواملی که بر فقر زنان تأثیرگذارند؛ متفاوت از مردان می‌باشد و به شاخص‌های سلامت توجه چندانی نشده است. هدف این پژوهش، شناسایی متغیرهای مؤثر بر فقر در زنان سرپرست خانوار با تأکید بر شاخص‌های سلامت است. بازهٔ زمانی پژوهش ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰هـ.ش. است و اطلاعات ۹۲ عامل مؤثر بر فقر زنان در قالب عوامل سلامت، عوامل سیاسی، عوامل فردی، عوامل فرهنگی-اجتماعی، عوامل اقتصادی و سایر عوامل با استفاده از مدل‌های بیزین غیرخطی مورد بررسی قرار گرفت. براساس میزان خطا، مدل BMA از بالاترین دقت برخوردار بود. پس از برآورد مدل، ۱۷ متغیر پرداخت شخصی، هزینه‌های کمرشکن، شاخص DALYS، شاخص فقر سلامت، عدالت سلامت، اجاره یا رهن مسکن، استان‌های محروم، استان‌های مرزی، بی‌همسر بر اثر طلاق، سرمایهٔ انسانی، فساد، تحریم، نرخ بیکاری، نرخ رشد اقتصادی، تورم، نسبت شهرنشینی به‌عنوان متغیرهای مؤثر شناسایی گردید. با توجه به این‌که بالاترین تأثیر بر فقر زنان را رشد اقتصادی (تأثیر منفی) و تورم (تأثیر مثبت) دارند؛ درنتیجه سیاست‌های سمت عرضه، مانند بهبود فضای کسب و کار، بهبود وضعیت بازار اشتغال می‌تواند بالاترین تأثیر را بر کاهش فقر زنان داشته باشد.

کلیدواژگان: زنان، سرپرست خانوار، فقر، زنانه‌شدن فقر، سلامت.
طبقه‌بندی JEL: I10, I30.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد سلامت، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: mahmoudsharifpour@modares.ac.ir
۲. دانشیار گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: sadeghih@modares.ac.ir
۳. دانشیار گروه پژوهشی اقتصاد کشاورزی، پژوهشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: aghelik@modares.ac.ir
۴. استادیار گروه پژوهشی اقتصاد ایران و توسعه، پژوهشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
Email: aahmadi@modares.ac.ir

ارجاع به مقاله: شریف‌پور، محمود؛ صادقی‌سقدل، حسین؛ عاقلی، لطفعلی؛ و احمدی، علی‌محمد، (۱۴۰۳). «عوامل مؤثر بر فقر در زنان سرپرست خانوار با تأکید بر شاخص‌های سلامت». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۱): ۴۳-۷۴. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28522.3652
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5525.html?lang=fa

۱. مقدمه

مشکل بهبود رفاه مردم برای فرار از چرخهٔ فقر، مشکل همهٔ کشورهای جهان است و هر کشوری در تلاش است تا هدف فقرزدایی همه‌جانبه را محقق کند؛ به این‌معنا که هیچ انسانی زیر حد استانداردی از زندگی کردن قرار نگیرد (داود[1] و همکاران، ۲۰۲۴). اهمیت این اقدام در اهداف توسعهٔ پایدار گنجانده شده است، که عبارتنداز پایان‌دادن به فقر در همهٔ اشکال با تأکید بر کاهش فقر زنان است (جایاتیلاکا[2] و همکاران، ۲۰۲۰). فقر یک پدیدهٔ چندبُعدی است که محرومیت از آموزش، بهداشت، یا مسکن را دربر می‌گیرد (بایون، ۲۰۱۳) و یک عامل مرتبط در آسیب‌پذیری اجتماعی است. براساس گزارش بانک جهانی (۲۰۲۲)، تا پایان سال ۲۰۲۲م.، حدود ۶۸۵میلیون نفر (۹.۳٪ از جمعیت جهان) هم‌چنان در فقر شدید به سر می‌برند و برای برآورده کردن اساسی‌ترین نیازهای خود مانند سلامت از مشکلات شدید رنج می‌برند.

فقر، یکی از معضلات اساسی جوامع بشری و نشانهٔ بارز توسعه‌نیافتگی اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی است و به‌عنوان عاملی برای به خطر انداختن ثبات سیاسی، هم‌بستگی اجتماعی و سلامت روانی در طبقات مختلف جامعه شناخته شده است. فقر، یکی از پیچیده‌ترین مسائل اقتصادی است که فرآیندی چندبُعدی است (کارمن[3] و همکاران، ۲۰۲۳). بررسی و آگاهی از وضعیت فقر جامعه و عوامل مرتبط، اولین گام در مسیر برنامه‌ریزی برای مبارزه با فقر و محرومیت است؛ زیرا شناخت نادرست عوامل فقر در یک کشور و عوامل تشدیدکننده یا کاهش‌دهندهٔ آن در برنامه‌های فقرزدایی باعث سیاست‌گذاری نادرست، هدر رفت منابع اقتصادی، بی‌ثمری تلاش‌ها و برنامه‌ها و تداوم فقر در قالب فرهنگ‌سازی و پیشگیری می‌شود (بابایی‌فرد، ۲۰۱۴).

زنان نیمی از جمعیت کشور ما را تشکیل می‌دهند؛ اما تنها ۱۵/۵٪ از نیروی کار شاغل در اقتصاد متعلق به آنان است. با وجود عدم حضور اکثریت زنان در بازار کار، آمارها نشان می‌دهد که نرخ بیکاری زنان حدود دو برابر مردان است؛ از این‌رو، برخی نویسندگان از «زنانه شدن فقر»، صحبت کرده‌اند. براساس بررسی بودجهٔ خانوار مرکز آمار ایران، زنان سرپرست خانوار تنها ۱۲٪ از جمعیت فقیر کشور را تشکیل می‌دهند و نرخ فقر درمیان آن‌ها با مردان سرپرست خانوار برابر است (براتی و همکاران، ۱۳۹۷).

فرصت‌های نابرابر اقتصادی موجب‌شده است که احتمال فقیر بودن درمیان زنان به‌مراتب بالاتر از مردان باشد؛ البته این واقعیت هنگامی خود را در آمارهای فقر نشان خواهد داد که زنان از حمایت مالی مردان بی‌بهره گردند. این واقعیت برای نخستین‌بار موردتوجه «دلیلا پیِرس»[4] قرار گرفت؛ وی پس از انجام تحقیقات متعددی دربارهٔ این موضوع که «در آمریکا چه تعداد از زنان گرفتار فقر هستند؟»، دریافت که دو–سوم فقرای بالای ۱۶ سال، زن بوده‌اند. این نتایج موجب‌شد که او در سال ۱۹۷۸م. برای نخستین‌بار واژهٔ «زنانه شدن فقر»[5]، را ارائه دهد (رو[6]، ۱۹۹۱).

---

[1] Daud
[2] Jayathilaka
[3] Carmen
[4] Diana Pearce
[5] The Feminization of Poverty
[6] Rowe

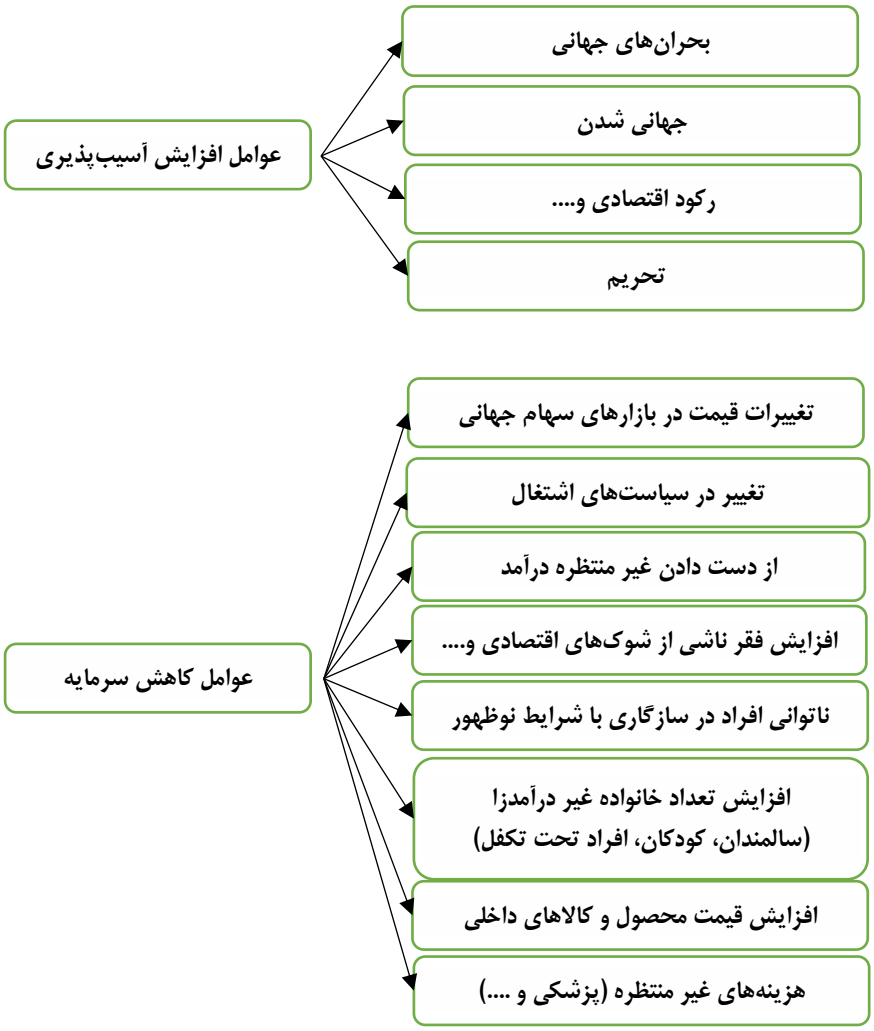
با توجه به فقدان یک نظریهٔ منسجم و جامع و ایجاد رابطهٔ مناسب بین کارکردهای «رفاه اجتماعی بهینه» و «مقیاس‌های فقر»، استفاده از مدلی جامع برای تحلیل عوامل تأثیرگذاری بر حجم و شدت فقر با مشکلات خاصی مواجه است (سالم و همکاران، ۲۰۲۱). طیف متغیرهای توضیحی مؤثر بر فقر متعدد هستند و این‌که چه متغیرهایی باید در الگوی تجربی رگرسیون فقر وارد شوند، جای سؤال دارد. این مشکل با عنوان «نااطمینانی مدل» شناخته می‌شود. عدم توجه به مسأله نااطمینانی مدل، می‌تواند منجر به تورش و عدم کارایی در برآورد پارامترها شود که نتیجهٔ آن پیش‌بینی‌های نامناسب و استنتاج آماری نادرست است؛ بنابراین در مطالعات تجربی لازم است نااطمینانی مدل مدنظر قرار گیرد. یکی از روش‌های مناسب برای مشکل نا اطمینانی مدل «متوسط‌گیری از تمامی مدل‌ها» یا روش «میانگین‌گیری مدل بیزینی» است (کوپ[1]، ۲۰۰۳). بر این‌اساس، وظیفهٔ اصلی مدل میانگین‌گیری بیزین کاهش ابعاد متغیرهای توضیحی است (کوپ، ۲۰۱۹). کاهش شدید درجهٔ آزادی و افزایش شدت هم‌خطی مابین متغیرهای توضیحی و کم‌بودن تعداد داده در دسترس و عدم امکان برآورد مدل‌های با تعداد بالای متغیر توضیحی از دلایل این امر است که اثر تمامی متغیرهای مؤثر بر فقر وارد مدل نمی‌شود (موسوی‌جهرمی و همکاران، ۱۳۹۸). مسأله پژوهش حاضر و نوآوری آن، به‌کارگیری مدل میانگین‌گیری بیزینی به‌منظور غلبه بر نااطمینانی در انتخاب متغیرهای مؤثر بر فقر زنان سرپرست خانوار است.

این پژوهش در شش بخش سازمان‌دهی می‌شود؛ در ادامه، پس از مقدمه در بخش دوم ادبیات پژوهش و قسمت سوم پیشینه پژوهش مرور می‌شود؛ در بخش چهارم، روش تحقیق عرضه‌شده و در بخش‌های پنجم و ششم به یافته‌ها، نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲. ادبیات موضوع

فقر پدیده‌ای چندعاملی و پیچیده است. اقتصاددانان، جنبه‌ها و عوامل اقتصادی مؤثر بر فقر را مدنظر قرار می‌دهند؛ از سوی دیگر، جامعه‌شناسان عوامل اجتماعی و فرهنگی را مطرح کرده و در سطوح مختلف خُرد و میانه و کلان بررسی می‌کنند. چنان‌چه این دیدگاه‌ها و تفکرات با تفصیل و دقت‌نظر ارزیابی شود، مشخص می‌شود که این پژوهشگران در مطالعات خود، زمینهٔ فکری و روش‌شناسی یکسانی دربارهٔ تحلیل پدیدهٔ فقر نداشته‌اند. این فرآیند در شکل (۱)، نمایش داده شده است.

[1] Koop



شکل ۱: عوامل داخلی و خارجی مؤثر بر فقر (مأخذ: نگی و نامبیار[1]، ۲۰۲۱).

Fig. 1: Internal and External Factors Affecting Poverty (Source: Negi & Nambiar, 2021).

در این مطالعه، نوع نگرش و نتایج به‌دست آمده از مطالعات جامعه‌شناختی و اقتصادی به شرح ذیل خلاصه شده است.

گروه نخست: جامعه‌شناسانی هستند که هنگام بررسی مسأله فقر بیشتر درصدد بوده‌اند عوامل مؤثر بر پیدایش فقر را در سطح خُرد (فرد) توضیح دهند. نظریهٔ «اسپنسر»[2] (۲۰۱۵) و «اسکار لوییس»[3] (۱۹۶۴؛ ۱۹۶۸) و «جرج زیمل»[4] (۱۹۰۸)، در این دسته قرار می‌گیرد.

گروه دوم: کار کسانی هم‌چون: «پاتنام»[5] (۲۰۰۰) و «بوردیو»[6] (۱۹۸۶) است که برای کاهش فقر، بر مشارکت در گروه‌ها، عضویت در نهادهای مدنی و... تمرکز می‌کنند؛ به‌عبارت‌دیگر، آنان در سطح میانه بحث می‌کنند.

[1] Negi & Nambiar
[2] Spencer
[3] Oscar lewis
[4] Georg Simmel
[5] Putnam
[6] Burdiue

گروه سوم: عموماً جامعه‌شناسانی هستند که به ساختار اهمیت بیشتری داده‌اند؛ ازمیان نظریه‌های بررسی‌شده می‌توان به کار: «پارکین»[1] (۲۰۱۰)، از مکتب مارکسیستی و «دیویس» و «مور»[2] (۱۸۷۶)، از مکتب کارکردی ساختاری اشاره کرد.

گروه چهارم: کار خلاقانهٔ «آنتونی گیدنز» در این گروه قرار می‌گیرد. او سطوح خُرد و کلان را باهم ترکیب کرده و در نظریهٔ دوگانگی ساختاربندی خود، این دو را به‌هم پیوند می‌زند؛ نظریهٔ دوری فقر «چمبرز»[3] (۱۹۹۵)، نیز به این‌دسته تعلق دارد.

در ارزیابی دیدگاه‌های اندیشمندان اقتصادی دو قرن اخیر دربارهٔ پدیدهٔ فقر، نتایج حاصل از مطالعات را می‌توان به چهار دستهٔ کلی تقسیم کرد که به شرح ذیل است.

گروه نخست: اقتصاددانان مکتب کلاسیک و نئوکلاسیک یا بسیاری از مطالعات اقتصادی انجام‌شده در دههٔ ۱۹۸۰ و اقتصاددانانی که هنگام بررسی مسأله فقر بیشتر درصدد بوده‌اند عوامل مؤثر بر پیدایش آن را توضیح دهند.

گروه دوم: مطالعات اقتصادی برپایهٔ مکتب «کینز» یا بیشتر نوشته‌های دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۹۰ که بیشتر بر ارائه تصویری از فقر حاکم‌بر جوامع تأکید کرده‌اند.

گروه سوم: بسیاری از نوشته‌های دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ یا بخش عمده‌ای از مطالعات اقتصادی در دههٔ اخیر که بر راهبردهای کاهش فقر تمرکز بیشتری کرده‌اند.

گروه چهارم: بسیاری از نوشته‌های دهه‌های ۲۰۰۰م. به‌بعد که فقر را فرآیند چندبُعدی تعریف نموده و ابعاد مختلف آن در حوزهٔ خُرد و کلان، سلامت، سیاسی و اجتماعی را مورد بررسی قرار داده‌اند. براساس رویکرد چندبُعدی فقر، عوامل مؤثر بر فقر با عنایت به نتایج تحقیقات داخلی و خارجی و ارگان‌های فعال در حوزهٔ فقر در جدول (۱)، دسته‌بندی شده‌اند.

جدول ۱: عوامل مؤثر بر فقر در دیدگاه چندبُعدی(نماد) (مأخذ: تحقیقات مختلف).

Tab. 1: Factors Affecting Poverty in a Multidimensional Perspective (Symbol) (Source: Various Research).

شاخص‌ها	زیر شاخص‌ها	عامل	محققین
ابعاد سلامتی مؤثر بر فقر	عوامل سلامت	پرداخت شخصی (X۱)، هزینه‌های کمرشکن (X۲)، عمل‌های جراحی سال گذشته (X۳)، نسبت مخارج بهداشتی به کل مخارج دولت (X۴)، تغذیه (X۵)، بیمه درمانی (X۶)، شاخص قیمت کالاها و مراقبت‌های سلامت (X۷)، نرخ مرگ‌ومیر (X۸)، شاخص توزیع علل مرگ‌ومیر (X۹)، شاخص مراقب مادران	عاطفی و راغفر، ۱۳۹۹؛ وگ استف و همکاران، ۲۰۱۸؛ آثانیاسوز و همکاران، ۲۰۱۸؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۱۷؛ راغفر، ۱۳۹۸؛ مهرارا و همکاران، ۱۳۹۵؛ شجاعی و همکاران، ۱۳۹۷؛ براتی و همکاران، ۱۳۹۷؛ نادمی و همکاران، ۱۳۹۸؛ افراخته و همکاران، ۱۳۹۸؛ سیزنس و همکاران، ۲۰۱۷؛ علیجان‌زاده فیروزی و همکاران،

[1] Parkin
[2] Moore
[3] Chambers

		(X۱۰)، شاخص مراقبت کودکان (X۱۱)، شاخص واکسیناسیون (X۱۲)، شاخص بهداشت محیط (X۱۳)، شاخص DALYS(X۱۴)، شاخص HALE (X۱۵)، شاخص امید به زندگی (X۱۶)، شاخص منابع انسانی در حوزه سلامت (X۱۷)، شاخص منابع فیزیکی در حوزه سلامت (X۱۸)، شاخص تنظیم خانواده (X۱۹)، شاخص کنترل کیفیت دارویی (X۲۰)، شاخص فقر سلامت (X۲۱)، عدالت سلامت (X۲۲)، اجرای طرح جامع سلامت (X۲۳)،	۱۴۰۱؛ بابایی، ۱۳۹۹؛ WHO؛ بااوش و همکاران، ۱۳۹۷، ژو و همکاران، ۲۰۲۰
ابعاد کلان مؤثر بر فقر	عوامل سیاسی	تحریم (X۲۴)، حکمرانی خوب (X۲۵)، فساد (X۲۶)، کیفیت نهادی (X۲۷)	نادمی و همکاران، ۱۳۹۸؛ خدادادکاشی و شهیکی‌تاش، ۲۰۱۴؛ پورحبیب و همکاران، ۱۳۹۴؛ متفکرآزاد و همکاران، ۱۳۹۲؛ چتویند و همکاران، ۲۰۰۴؛ لی و همکاران، ۲۰۱۹؛
	عوامل فرهنگی- اجتماعی	نسبت مخارج آموزش و پرورش به کل مخارج دولت (X۳۱)، سرمایه انسانی(X۳۲)، شاخص هافستد (X۳۳)	نادمی و همکاران، ۱۳۹۸؛ اوساندینا و همکاران، ۲۰۱۴؛ گوریتز، ۲۰۱۷؛ دیتون ۲۰۰۷؛ گروسمن، ۱۹۷۲؛ فوچز، ۱۹۶۶؛ موشکین، ۱۹۶۲؛ ونزن و مویسکین، ۲۰۰۱؛ شفلر، ۲۰۰۴؛ مهرآرا و مکی نیری، ۲۰۰۹؛ راغفر، ۲۰۰۵؛ کارابانا، ۲۰۱۶؛ استیگلیتز، ۲۰۱۵؛ قاسمی، ۱۳۹۹
	عوامل اقتصادی	جهانی شدن (شاخص kof) (X۳۴)، سرمایه‌گذاری خارجی (X۳۵)، ضریب جینی (X۳۶)، بدهی خارجی (X۳۷)، نسبت درآمدهای نفتی به GDP (X۳۸)، درجه باز بودن (X۳۹)، نرخ بیکاری (X۴۰)، اشتغال بخش رسمی (X۴۱)، اشتغال بخش غیررسمی (X۴۲)، تورم (X۴۳)، نرخ رشد اقتصادی (X۴۴)، سیاست مالی (X۴۵)، سیاست پولی (X۴۶)، پرداخت‌های انتقالی (X۴۷)، مالیات (X۴۸)، نسبت شهرنشینی (X۴۹)	فقه مجیدی و همکاران، ۱۳۹۴؛ لی و همکاران، ۲۰۱۹؛ بااوش و همکاران، ۱۳۹۷، مایر و همکاران، ۲۰۰۴؛ تاسان و همکاران، ۱۳۹۹؛ کلیر و کودریز، ۲۰۰۸؛ رز، ۲۰۰۱، رحمانی و گلستانی، ۲۰۱۰؛ جرجرزاده، ۲۰۱۲؛ نادمی و همکاران، ۱۳۹۸؛ سینزس و همکاران، ۲۰۱۵؛ فیلدز، ۲۰۱۹؛ نورمحمدی و حاضری، ۱۳۹۰؛ صامتی و کرمی، ۱۳۸۳؛ سمپسون، ۲۰۱۲؛ رابین و استیون، ۲۰۰۲، تاسان و همکاران، ۱۳۹۹؛ کارلبلنا، ۲۰۱۶؛ استیگلیتز، ۲۰۱۵؛ نیک‌پور و همکاران، ۱۳۹۸
ابعاد خرد مؤثر بر فقر	جنسیت سرپرست	مرد (X۵۰)، زن (X۵۱)،	نادمی و همکاران، ۱۳۹۸
	استان محل سکونت	استان‌های بزرگ (X۵۲)، استان‌های کوچک (X۵۳)، استان‌های مرزی (X۵۴)، استان‌های محروم (X۵۵)، استان‌های سنی نشین (X۵۶)	براتی و همکاران، ۱۳۹۷
	بعد خانوار	۱ نفره (X۵۷)، ۲ نفره (X۵۸)، ۳ و ۴ نفره (X۵۹)، بیشتر از ۴ نفر (X۶۰)	براتی و همکاران، ۱۳۹۷؛ نیلوفر و گنجعلی ۲۰۰۸
	سن سرپرست	کمتر از ۳۰ سال (X۶۱)، ۳۰ تا ۴۰ سال (X۶۲)، ۴۰ تا ۵۰ سال (X۶۳)، ۵۰ تا ۶۰ سال (X۶۴)، ۶۰ تا ۷۰ سال (X۶۵)، بیشتر از ۷۰ سال (X۶۶)، نسبت جوانی (X۶۷)، نسبت سال‌خوردگی (X۶۸)	براتی و همکاران، ۱۳۹۷؛ رضایی و همکاران، ۱۳۹۳
	وضعیت تحصیل سرپرست	در حال تحصیل سرپرست (X۶۹)، بی‌سواد (X۷۰)، زیر دیپلم (X۷۱)، لیسانس (X۷۲)، فوق‌لیسانس و بالاتر (X۷۳)	براتی و همکاران، ۱۳۹۷؛ کمالی، ۱۳۸۳
	وضع فعالیت سرپرست	شاغل (X۷۴)، بیکار (X۷۵)، دارای درآمد بدون شغل (X۷۶)، خانه‌دار (X۷۷)	براتی و همکاران، ۱۳۹۷

	وضع زناشویی سرپرست	دارای همسر (X۷۸)، بی‌همسر براثر فوت همسر (X۷۹)، بی‌همسر براثر طلاق (X۸۰)، هرگز ازدواج‌نکرده (X۸۱)	براتی و همکاران، ۱۳۹۷؛ کمالی، ۱۳۸۳
	نحوهٔ تصرف محل سکونت	مالکیت محل سکونت (X۸۲)، اجاره یا رهن (X۸۳)، سایر (X۸۴)	سیزنس و همکاران، ۲۰۱۷
	تعداد اتاق در اختیار خانوار	۱ اتاق (X۸۵)، ۲ اتاق (X۸۶)، ۳ اتاق (X۸۷)، بیشتر از ۳ اتاق (X۸۸)	براتی و همکاران، ۱۳۹۷
	سطح زیربنا به ازای هر فرد	کمتر از ۱۵ مترمربع (X۸۹)، ۱۵ تا ۲۰ مترمربع (X۹۰)، ۲۰ تا ۳۰ مترمربع (X۹۱)، بیشتر از ۳۰ مترمربع (X۹۲)	براتی و همکاران، ۱۳۹۷

(منبع: تحقیقات مختلف).

۳. پیشینهٔ پژوهش

طبق بررسی‌های صورت‌گرفته، در تحقیقات داخلی و خارجی، تحقیقی که مستقیم در این حوزه صورت پذیرفته باشد وجود ندارد، اما در این بخش، به ارائه مطالعاتی پرداخته‌شده که بیشترین ارتباط را با موضوع پژوهش دارا است.

الف) مطالعات خارجی: «داود» و همکاران (۲۰۲۴)، به بررسی تحلیل فقر زنان در استان مالوکو کشور اندونزی پرداختند. حجم نمونه شامل ۸۲۲ خانوار تحت سرپرستی زن بود. در این مطالعه از تحلیل رگرسیون لجستیک باینری استفاده شد. این پژوهش نشان‌داد که منطقهٔ سکونت، تعداد اعضای خانواده، سطح تحصیلات و بخش اشتغال به‌طور قابل‌توجهی بر وضعیت فقر زنان در مالوکو تأثیر می‌گذارد. علاوه‌بر این، فقر زنان درمیان ساکنان روستایی بیشتر بود. یافته‌ها نشان می‌دهد که تعداد اعضای خانواده با برنامه‌های تنظیم خانواده، آموزش بهتر و سیاست‌های دولت برای کمک به کشاورزی بهتر می‌تواند فقر خانوار را کاهش دهد. «زنبک» و «سویکان»[1] (۲۰۲۳)، اقدام به شناسایی عواملی که بر احتمال فقیر شدن «زنان» در آنتالیا، پرداختند؛ برای این‌منظور، یک مطالعهٔ میدانی بین ۴۰۰ زن شاغل در آنتالیا انجام شد. در این مطالعه از روش لاجیت ترتیبی برای تعیین احتمال فقیر شدن زنان استفاده شد. یافته‌ها بیانگر این واقعیت است که آموزش و بهبود درآمد و اشتغال می‌تواند نتایج مثبتی‌بر کاهش فقر داشته باشد. «شهرکی» و «قادری» (۲۰۲۱)، به بررسی مؤلفه‌های مخارج سلامت در خانوارهای دارای سرپرست زن در مناطق شهری ایران پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که مخارج ماهانهٔ سلامت برای خانوارهای زن سرپرست با افزایش درآمد، مخارج بیمه و سن سرپرست خانوار رشد می‌کنند. علاوه‌بر این، مخارج ذکرشده با داشتن یک فرزند زیر ۷سال و یک شخص سالمند بالای ۶۰ساله افزایش پیدا می‌کنند؛ هم‌چنین افزایش سطح سواد زنان سرپرست خانوار منجر به کاهش مخارج ماهانهٔ سلامت خانوار می‌شود. به این‌ترتیب، خانوارهای زن سرپرست که کودک یا سالمند دارند، مخارج بیشتری نسبت به سایر زنان سرپرست خانوار دارند. «نگی» و «نامبیار» (۲۰۲۱)، در مطالعه‌ای به بررسی نابرابری‌های اجتماعی–اقتصادی بین بخش‌های مختلف در هند پرداختند و تأثیر آن را بر غربال‌گری سرطان سینه موردبررسی قرار دادند. دسترسی به آزمایش‌های مربوط به تشخیص سرطان سینه در هند در مناطق ثروتمندتر و بین گروه‌های جمعیتی براساس

[1] Zanbak & Soycan

محل تولد، مذهب، سن، اشتغال و وضعیت تأهل متفاوت است. «عثمانی» و «اکوناده» (۲۰۲۱)؛ در مقاله‌ای نشان می‌دهند که فرآیندهای تصمیم‌گیری و پیامدهای آن در خانوارهایی که سرپرست مرد و زن دارند، با یک‌دیگر تفاوت دارد. ازنظر آنان این تفاوت تاحدودی به اختلاف در ترجیحات برمی‌گردد. آنان در مطالعهٔ خود ناهمسانی مخارج خانوارها در بخش سلامت را در کشور تایلند مورد بررسی قرار دادند. براساس یافته‌های آنان، سرپرستان مرد و زن خانوارها در تعدیل مخارج بخش سلامت خانوار به هنگام یک شوک اقتصادی مهم، به‌طور متفاوتی عمل می‌کنند. «داش» و «موهنتی» (۲۰۱۹)، این پرسش را مطرح کردند که آیا فقرای ایالات فقیرتر در هند، پول بیشتری برای مراقبت‌های درمانی می‌پردازند یا خیر. براساس مطالعهٔ آن‌ها مخارج پیش‌بینی‌نشدهٔ سلامت بر فقیرترین و آسیب‌پذیرترین افراد تأثیر می‌گذارد و بخش بزرگی از جمعیت مایل به افزایش هزینه‌های سلامت نیست. مخارج پیش‌بینی‌نشدهٔ بالای سلامت در کشورهای درحال‌توسعه می‌تواند منجر به کاهش مصرف کالاهای غیرخوراکی شود و احتمال بیماری لاعلاج را به‌ویژه در میان خانوارهای سالمند، روستاییان، فقرا و زنان سرپرست خانوار افزایش دهد. «محرابی» و همکاران (۲۰۱۸)، به بررسی مؤلفه‌های مخارج خانوارها در بخش سلامت ایران در استان سیستان‌وبلوچستان پرداخته‌اند. یافته‌های آنان نشان می‌دهد که خانواده‌ها حدود ۷٪ از درآمد سالانهٔ خود را صرف مخارج سلامت نموده‌اند. درآمد خانواده، سن و وضعیت فعالیت سرپرست خانوار نیز تأثیرات مثبت و معناداری روی مخارج سالانهٔ سلامت خانوار داشتند. مخارج سلامت خانوارهای دارای سرپرست زن حدود ۱۰٪ کمتر از مخارج سالانهٔ خانوارهایی با سرپرست مرد بود. اگرچه سرپرستان روستایی و بی‌سواد مخارج سلامت کمتری تجربه کرده بودند؛ اما اثرات آن‌ها ازنظر آماری مهم نبود. «آثانیاسوز»[1] و همکاران (۲۰۱۸)، مطالعه‌ای با عنوان «حمایت مالی خانوارهای یونانی در مقابل شوک‌های سلامتی بین سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۵ با روش رگرسیون دوتایی»، انجام‌دادند. نتایج نشان‌داد که پرداخت شخصی ۲۳.۵٪ کاهش‌یافته و درصد زایش فقر در سال ۲۰۱۵م.، به ۹/۱٪ رسید و درصد خانوارهای دارای هزینه‌های تحمل‌ناپذیر در بخش شهری بدون عضو معلول، دارای افراد جوان و بازنشسته و سرپرست تحصیل‌کرده، کمتر بود.

ب) مطالعات داخلی: «مشایخی» و همکاران (۱۴۰۰)، به بررسی عوامل مؤثر بر فقر اقتصادی زنان سرپرست خانوار روستایی پرداختند. نتایج تحلیل رگرسیون نشان‌دهندهٔ این است که متغیرهای دارا بودن مهارت در یک شغل، وضعیت مالی خانوادهٔ پدری، نداشتن سرمایهٔ اولیه، میزان آشنایی با بازار کار و تعداد افراد تحصیل‌کردهٔ بیکار در خانواده بیشترین تأثیر را بر میزان فقر اقتصادی زنان سرپرست خانوار روستایی دارند؛ به‌طورکلی می‌توان بیان کرد که تقریباً نیمی از زنان سرپرست خانوار موردمطالعه خانه‌دار بوده‌اند و هیچ شغل و منبع درآمد مشخصی نداشته‌اند. «دراهکی» و «نوبخت» (۱۴۰۰)، به بررسی وضعیت اقتصادی و اجتماعی زنان سرپرست خانوار در ایران پرداختند. براساس یافته‌های آنان حدود یک-چهارم زنان سرپرست خانوار در منازل رهن و اجاره‌ای زندگی می‌کنند و سطح سواد با جنسیت ارتباط معنادار دارد. به‌طوری‌که ۵۴٪ از زنان سرپرست خانوار بی‌سواد هستند. «عاطفی» و «راغفر» (۱۳۹۹)، به بررسی درصد خانوارهای دارای هزینهٔ تحمل‌ناپذیر سلامتی و درصد زایش فقر در مناطق روستایی و شهری کشور، قبل و پس از اجرای طرح تحول سلامت، بر پایهٔ نظریهٔ

[1] Athenasios

چرخهٔ زندگی و رویکرد شبه پانل پرداختند. در این بررسی، آمار استنباطی برای تحلیل نتایج با استفاده از داده‌های پیمایشی هزینه–درآمد خانوارهای کشور در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ گزارش شده و سرپرستان متولدین ۱۳۲۳ تا ۱۳۷۲ به ۱۰ گروه سنی بافاصلهٔ پنج‌سال، تفکیک انجام شده است. پس از اجرای طرح تحول سلامت، درصد خانوارهای دارای هزینهٔ تحمل‌ناپذیر سلامتی، روند تقریباً ثابت داشت و درصد زایش فقر، کمی کاهش یافت. بخش روستایی و شهری در سال ۱۳۹۳ در حالت بررسی بدون وزن، خانوارهای دارای هزینه‌های سلامت، با کمترین درصد خانوارهای مواجه با هزینه‌های تحمل‌ناپذیر و درصد زایش فقر مواجه شدند. درمجموع، مناطق روستایی و خانوارهای دارای سرپرستان مسن، با هزینهٔ تحمل‌ناپذیر سلامتی و میزان زایش فقر بیشتری مواجه بودند. «راغفر» و «گریوانی» (۱۳۹۸)، اقدام به تحلیل پویایی فقر در مناطق شهری ایران براساس رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی داده‌های تابلویی نمودند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، نوعی وابستگی حالت در وضعیت فقر مناطق شهری وجود دارد؛ به‌طوری‌که بیش از ۸۰٪ خانوارهایی که در سال اول (۱۳۹۱ و یا ۱۳۹۴)، فقیر (غیر فقیر) بودند، در سال دوم (۱۳۹۵) نیز فقیر (غیر فقیر)، باقی می‌مانند و تنها با احتمال کمتر از ۲۰٪، خانوارهای فقیر (غیرفقیر)، در سال اول در دورهٔ بعد، در وضعیت غیرفقیر (فقیر)، قرارگرفته‌اند.

«براتی» و همکاران (۱۳۹۷)، به بررسی عوامل مؤثر بر فقر از طریق زنان سرپرست خانوار در ایران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که سکونت در استان‌های سنی نشین، سن سرپرست خانوار ۳۰ تا ۴۰ یا ۵۰ تا ۶۰ سال، بالا بودن تعداد نوجوانان (۹ تا ۱۹ سال)، در خانواده و تعداد اتاق‌ها و مساحت موجود برای زنان سرپرست خانوار، بر افزایش احتمال فقر در زنان سرپرست خانوار تأثیر معناداری دارند؛ همچنین متغیرهایی که در کاهش احتمال فقر در زنان سرپرست خانوار تأثیر به‌سزایی دارند از این‌قرارند: تعداد کم اعضای خانواده، خانه‌دار بودن، شاغل بودن و عدم نیاز به کار کردن، تعداد زیاد اعضای خانواده؛ همچنین متغیرهایی که اثر معنی‌داری بر کاهش احتمال فقیر بودن خانوارهای دارای سرپرستِ زن دارند، عبارتنداز: کمتر بودن بُعد خانوار، خانه‌دار بودن، شاغل بودن و از درآمد بدون کار برخوردار بودن، بالا بودن تعداد اعضای درحال تحصیل و شاغل، مالک یا مستأجر بودن و داشتن عزاداری و همچنین عمل جراحی در یک‌سال گذشته؛ همچنین براساس نتایج، زنان بیوهٔ خانه‌دار بین ۳۰ تا ۴۰ یا ۵۰ تا ۶۰سال بیشتر در معرض فقر هستند و این امر می‌تواند ناشی از عدم حمایت اجتماعی (اعماز جامعه یا دولت)، باشد. در مقایسه، زنان سرپرست خانوار که خانه‌دار هستند، از حمایت اجتماعی بیشتری برخوردار بوده‌اند. به‌نظر می‌رسد با توجه به شکاف اقتصادی بالا میان زنان و مردان با احتمال بیشتری زنان با پدیدهٔ فقر مواجه می‌شوند. «حیدرنیا» و همکاران (۱۳۹۱)؛ به بررسی تأثیر محرومیت (فقر اقتصادی) بر کیفیت زندگی وابسته به سلامت پرداختند؛ این مطالعه در یکی از مناطق شهر تهران با حجم نمونهٔ ۴۰۰ نفر انجام شد که ۲۰۰نفر آن دربرگیرندهٔ افراد محروم تحت پوشش یک نهاد خیریهٔ عمومی (گروه ۱) و ۲۰۰ نفر افراد عادی (گروه ۲) بودند. کیفیت زندگی مرتبط با سلامت افراد محروم تحت پوشش یک نهاد خیریهٔ عمومی (گروه ۱) با کیفیت زندگی افراد عادی (گروه ۲) موردبررسی قرار گرفت. میانگین سنی افراد محروم (گروه ۱) ۷۰.۵۶ سال و میانگین سنی افراد عادی (گروه ۲) ۸۲.۶۵ سال بود. آزمون آماری تک‌متغیره نشان‌داد که تفاوت آماری معنی‌داری در سنجه‌های کیفیت زندگی وابسته به سلامت در دو گروه وجود دارد. (0.001>P) در تحلیل رگرسیون لجستیک میزان بخت

گروه محروم نسبت به گروه کنترل برای پیامد نامطلوب خلاصهٔ سنجش سلامت جسمانی (PCS) بیش از ۱۰ و برای پیامد نامطلوب خلاصهٔ سنجش سلامت روانی ۱۵برابر بود. نتایج تحقیق نشان‌داد که محرومیت (فقر اقتصادی) سبب کاهش کیفیت زندگی وابسته به سلامت است. به‌نظر می‌رسد ارتقای وضعیت اجتماعی و اقتصادی افراد محروم بتواند در افزایش سلامت و کیفیت زندگی آنان مؤثر باشد.

٤. روش‌شناسی پژوهش

روش انجام این پژوهش، کاربردی است. افق زمانی این پژوهش، دورهٔ ۱۱ سالهٔ ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰هش. است، با توجه به قلمرو مکانی پژوهش و نظر به ماهیت آن، اطلاعات مرتبط با شاخص‌های خُرد از گزارش‌های آماری بودجهٔ خانوار و اطلاعات مرتبط با شاخص‌های کلان از بانک مرکزی، بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول، مجمع جهانی اقتصادی و موسسهٔ KOF[1] استخراج شده است. جهت شناسایی مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر شاخص فقر از رویکرد مدل‌های میانگین‌گیری بیزی غیرخطی بهره گرفته شده است که در ادامه، این چهار رویکرد ارائه شده است.

- **روش TVP-DMA[2] و TVP-DMS[3]**

«رافتری»[4] (۲۰۱۰)، برای توصیف این‌که فرآیند روش DMA را ارائه نماید، فرض می‌شود که K مدل زیر مجموعه از متغیرهای z_t به‌عنوان تخمین‌زن وجود دارند و $z^{(k)}$ با $k = ۱,۲,\cdots,K$ بیانگر K مدل زیرمجموعه فوق هستند؛ بر این‌اساس با فرض وجود K مدل زیرمجموعه در هر مقطع از زمان، مدل فضا–حالت به‌صورت زیر توصیف می‌شود:

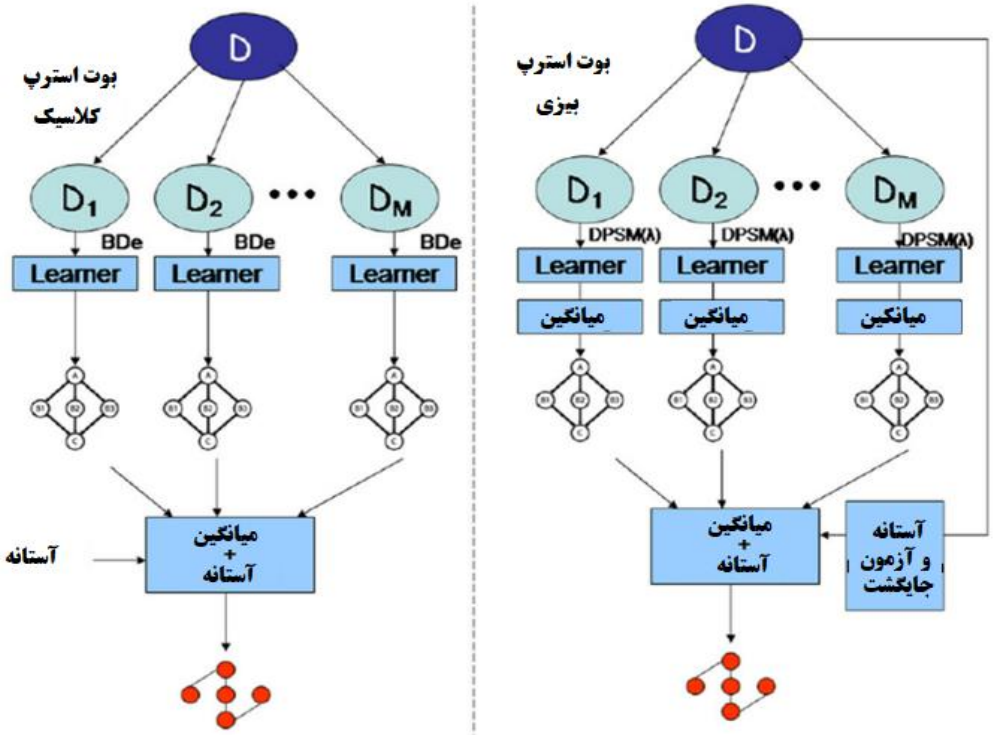
$$y_t = z_t^{(k)}\,\theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)}$$
$$\theta_{t+۱}^{(k)} = \theta_t^{(k)} + \mu_t^{(k)} \qquad (۱)$$

در این معادلات $\varepsilon_t^{(k)} \sim N\,(۰, H_t^{(k)})$ و $\mu_t^{(k)} \sim (۰, Q_t^{(k)})$ $L_t \in \{۱,۲,\dots,K\}$ $\vartheta_t = (\theta_t^{(۱)},\cdots,\theta_t^{(k)})$ بیانگر این است که هر مدل از K مدل زیرمجموعه، در کدام مقطع زمانی کاربرد بهتری دارد. روشی که امکان تخمین یک مدل متفاوت را در هرلحظه‌ای از زمان فراهم آورد، «مدل پویای میانگین‌گیری» نامیده می‌شود (کوپ و کروبلیس[5]، ۲۰۱۱). در بیان تفاوت مدل‌های پویای DMA و DMS در پیش‌بینی یک متغیر در زمان t براساس اطلاعات $t-۱$ می‌توان گفت که با $L_t \in \{۱,۲,\dots,K\}$، مدل DMA شامل محاسبه $Pr\,(L_t = k|y^{t-۱})$ و میانگین‌گیری از پیش‌بینی مدل‌ها براساس احتمال فوق است؛ درحالی‌که DMS شامل انتخاب یک مدل با بیشترین احتمال $Pr\,(L_t = k|y^{t-۱})$ و پیش‌بینی مدل با حداکثر احتمال خواهد بود.

[1] Konjunkturforschungsstelle
[2] Dynamic Model Averaging
[3] Dynamic Model Selection
[4] Raftery et al.
[5] Koop & Korobilis

- **مدل میانگین‌گیری بیزین BMA**

یکی از مهم‌ترین چالش‌هایی که محققان مدل‌سازی با آن سروکار دارند، اختلاف دیدگاه درمورد متغیرهای بالقوه‌ای است که می‌توانند در مدل توضیحی لحاظ شوند؛ البته این اختلاف‌نظرها در اغلب موارد حتی منجر به تفاوت در نتیجه‌گیری‌ها نیز شده است. تاکنون اقتصادسنجی‌دانان در راستای حل این مشکل بسیار تلاش کرده‌اند؛ به‌عنوان‌مثال، یکی از راه‌حل‌های ارائه‌شده توسط آن‌ها، انجام آزمون‌های متوالی به‌منظور زائد یا اضافه کردن متغیرهای حذف‌شده به مدل و آزمون فرضیه درخصوص معنی‌داری آن‌ها است؛ اما روش‌های مزبور به‌دلیل عدم اعتبار آزمون فرضیه در تصریح نادرست و خطاهای تجمیعی و متوالی نتایج رضایت‌بخشی به‌دست نمی‌دهند (پویرایر[1]، ۱۹۹۵). راه‌حل بیزی برای مسأله نااطمینانی، متوسط‌گیری مدل بیزی (BMA[2])، نام دارد (هوئتینگ و همکاران[3]، ۱۹۹۹)، که در آن مقادیر موردنظر، اغلب از طریق متوسط‌گیری وزنی مقادیر مدل‌های خاص محاسبه می‌شوند. وزن‌ها بستگی به میزان حمایت داده‌ها از مدل موردنظر دارند که توسط احتمال‌های پسین[4] هر مدل اندازه‌گیری می‌شوند. «جفریز»[5] (۱۹۶۱)، بنیان‌گذار متوسط‌گیری مدل بیزی بوده است و این روش توسط «لیمر»[6] (۱۹۷۸)، توسعه داده شده است؛ فرآیند انجام تحقیق به‌شرح نمودار (۲) است.

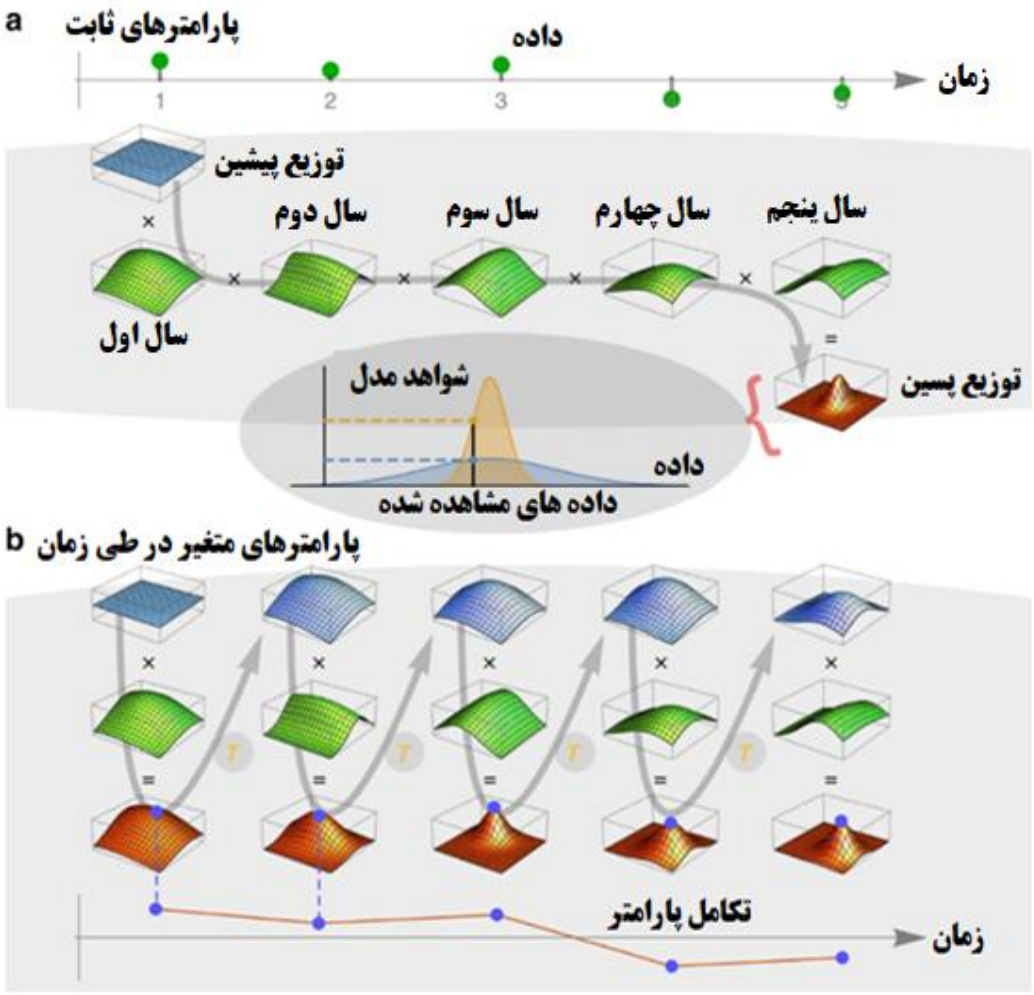


شکل ۲: تفاوت فرآیند مدل‌های BMA و مدل‌های سنتی (مأخذ: مارک[7] و همکاران، ۲۰۱۸).

Fig. 2: The Process Difference of BMA Models and Traditional Models (Source: Mark et al., 2018).

[1] Poirier
[2] Bayesian Model Averaging
[3] Hoeting et al.
[4] Posterior Probability
[5] Jeffreys
[6] Leamer
[7] Mark

براساس شکل (۲)، مشاهده می‌گردد در روش کلاسیک صرفاً براساس برآورد یک مدل اقدام به بررسی نتایج و روابط مابین متغیرها می‌گردد؛ درحالی‌که در روش میانگین‌گیری بیزی تمامی مدل‌هایی که از آنالیز ترکیبی تعداد حضورهای متغیرهای مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد و نتایج و روابط مابین متغیرها از میانگین ضرایب و سطح معناداری آن‌ها تعیین می‌گردد؛ به‌عنوان‌مثال، در حضور ۱۰ متغیر در مدل‌های کلاسیک یک مدل با ۱۰ متغیر برآورد می‌گردد؛ اما در مدل‌های میانگین‌گیری بیزین ۱۰۲۴ مدل برآورد شده و ضرایب هر متغیر از میانگین ضرایبی که متغیر مذکور در مدل‌های ۱۰۲۴گانه حضور داشته است؛ حاصل می‌گردد. در نتیجه خطای تصریح مدل در این روش حذف می‌شود؛ چراکه تمامی حالت‌های ممکن مورد بررسی قرار گرفته است. فرآیند ترکیب مدل‌های بیزین و TVP[1] مطابق با شکل (۳) است.



شکل ۳: مقایسه مدل‌های بیزین و پارامتر متغیر زمان (مأخذ: مارک و همکاران، ۲۰۱۸).

Fig. 3: Comparison of Bayesian Models and Time-Varying Parameters (Source: Mark et al., 2018).

[1] Time-Varying Parameter

براساس شکل (۳)، در قسمت اول مشاهده می‌شود که در مدل‌های بیزین با دادهٔ سال اول توزیع پیشین داده‌ها محاسبه شده و با گذر از هر سال توزیع احتمال پیشین داده‌ها براساس اطلاعات جدید بازنگری شده تا درنهایت توزیع احتمال پسین حاصل گردد. در قسمت دوم نیز مشاهده می‌گردد با تغییر زمان، رفتار تابع احتمال توزیع به علت تغییر در ضرایب در طی زمان تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد؛ به‌عبارتی با تغییر ضرایب رفتار تابع توزیع احتمال تحت‌تأثیر قرار گرفته و برای هر بازهٔ زمانی تابع توزیع احتمال مشخصی قابل ارائه است.

a. در مدل‌های بیزی با استفاده از قضیهٔ «تیغ اوکام»[۱] برای مدلی با پارامترهای ثابت، ضرب توزیع پیشین (آبی)، با استفاده از تابع درستنمایی (سبز، داده جدید)، مستقیماً توزیع پسین (قرمز)، را به‌دست می‌دهد.

b. برای مدلی با پارامترهای وابسته به زمان، ضرب توزیع پیشین (آبی) و تابع درست‌نمایی (سبز)، برای هر مرحلهٔ زمانی به‌صورت جداگانه انجام می‌شود. بین مراحل زمانی، توزیع پسین (قرمز) مطابق مدل در بازهٔ زمانی دورهٔ بعد تبدیل می‌شود تا تغییرات احتمالی پارامترها را منعکس کند.

- **متوسط وزنی حداقل مربعات[۲] (WALS)**

روش میانگین‌گیری مدل بیزی در کنار مزایای بسیار دارای برخی محدودیت‌ها است. اولین محدودیت آن مربوط به تابع پیشین به‌کاررفته در این روش است. به‌گونه‌ای‌که به‌طور تقریبی همیشه نرمال درنظر گرفته می‌شود و می‌تواند منجر به ریسک نامحدود گردد. به‌علاوه، دنبالهٔ توزیع نرمال باریک است. دومین محدودیت این روش مربوط به واریانس تابع پیشین است که به‌صورت (G-Prior)، درنظر گرفته می‌شود که صرفاً برای آسان کردن محاسبه‌ها بوده و هیچ توجیه نظری مستحکمی ندارد. سومین ایراد روش BMA، طولانی بودن محاسبات است؛ به‌گونه‌ای‌که برای انجام محاسبه‌های آن به روش‌ها یا الگوریتم‌های شبیه‌سازی و تقریب‌ساز نیاز است. «مگنس»[۳] و همکاران (۲۰۱۰)، همهٔ این مشکلات را با ارائه روش میانگین‌گیری حداقل مربعات و هم‌چنین ارائه تابع توزیع پیشین لاپلاس (به‌جای توزیع‌های پیشین نرمال در روش BMA)، رفع کرده‌اند. روش WALS برخلاف روش BMA بر پایهٔ متعامدسازی اولیه رگرسورهای کمکی و پارامترهای آن‌ها بنا شده است؛ بنابراین، حجم محاسبه‌ها توسط این تخمین زن به شدت کاهش می‌یابد؛ هم‌چنین امکان به‌کارگیری توزیع پیشین مطابق با مفهوم صریح‌تری از نااطمینانی درمورد نقش متغیرهای کمکی را می‌دهد (ماسانجالا و پاپاژورجیو[۴]، ۲۰۰۸).

۵. تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

قبل از برآورد مدل لازم است نوع مدل بهینه شناسایی گردد. با توجه به این‌که مدل برآوردی پژوهش حاضر یک مدل بیزی است، مدل ریاضی برای پژوهش حاضر متصور نیست. مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر فقر در زنان

---

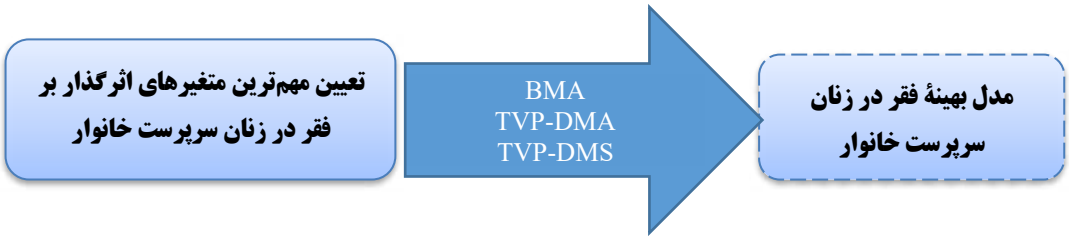
[۱] Occam's razor. تیغ اکام یک اصل حل مسأله هست که بیان می‌کند اگر برای پدیده‌ای به توضیحی نیاز داریم، باید «کمترین فرض‌ها» را به‌کار ببریم و بدون ضرورت وجود چیزی را مسلم فرض نکنیم.

[2] Weighted-Average Least Squares

[3] Magnus

[4] Masanjala & Papageorgiou

سرپرست خانوار در جدول شمارهٔ (۱)، ارائه‌شده است. مدل مفهومی پژوهش حاضر به‌صورت شکل (۴)، قابل بیان است.



شکل ٤: مدل مفهومی پژوهش (مأخذ: یافته‌های تحقیق).

Fig. 4: Conceptual Model of the Research (Source: Research Finding)

مطالعات بسیاری با استفاده از رویکرد غیرخطی، متغیرهای کلان را مورد بررسی قرار داده‌اند؛ ازجمله دستاوردهای مهم در این‌خصوص، استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی برای به‌کارگیری اطلاعات داده‌های حجیم (کلان داده)، برای پیش‌بینی بود. در چنین رویکردی، مدل‌های عاملی، بیشتر موردتوجه بوده و استفاده از آن‌ها بسیار رایج شده است. مدل‌های عاملی، اطلاعات را از یک مجموعهٔ حجیمی (کلان داده)، از شاخص‌ها در تعداد کمی از مؤلفه‌های اساسی غیرقابل مشاهده خلاصه می‌کنند. مدل‌های پارامتر متغیر در طول زمان (TVP)، روش‌های فضا حالت (مانند: فیلتر کالمن) را به‌کار می‌گیرند که این موضوع، عموماً در تحقیقات تجربی اقتصاد کلان در راستای تجزیه و تحلیل ساختاری و پیش‌بینی استفاده می‌شود. چنان‌چه مجموعهٔ بزرگی از داده‌ها به‌منظور پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی استفاده گردد، مدل‌های TVP تمایل به بیش‌برازشی در داخل نمونه دارند؛ لذا عملکرد پیش‌بینی ضعیفی در خارج از نمونه خواهند داشت. برای تصحیح این کاستی‌ها در مدل‌های TVP از مدل‌های DMS و DMA، استفاده شده است (گوپتا[1] و همکاران، ۲۰۱۴). دورهٔ زمانی آموزش پیش‌بینی از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ و در دورهٔ زمانی بررسی عملکرد پیش‌بینی از ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. به‌منظور ارزیابی عملکرد پیش‌بینی، از مربع میانگین خطای پیش‌بینی[2] (MSFE) قدرمطلق میانگین خطای پیش‌بینی[3] (MAFE)، میانگین درصد قدرمطلق خطای پیش‌بینی[4] (MAPE)، تورش خطای پیش‌بینی (Bias) و واریانس خطای پیش‌بینی (FEV) و مجموع لگاریتم احتمالات پیش‌بینی Log(PL) استفاده شده است.

جدول ۲: معیارهای عملکرد پیش‌بینی در افق‌های پیش‌بینی مختلف

Tab. 2: Forecast Performance Criteria in Different Forecast Horizons (Source: Research Finding).

مدل‌های تحقیق	h=۱	h=٤	h=۸
	Log(pl)	Log(pl)	Log(pl)
$TVP-AR(۱)-X \quad DMA(\alpha=\lambda=۰.۹۹)$	۶۸.۹۵۸	۶۵.۳۲۱	۶۱.۵۱۴
$TVP-AR(۱)-X \quad DMA(\alpha=\lambda=۰.۹۵)$	۷۶.۳۰۹	۷۲.۱۵۴	۶۸.۱۴۱

[1] Gupta
[2] Mean-Squared Forecast Error
[3] Mean Absolute Forecast Error
[4] Mean Absolute Percentage Error

$TVP-AR(۱)-X \quad DMA(\alpha=\lambda=۰.۹۰)$	۷۸.۰۰۱	۷۳.۳۶۷	۶۹.۱۳۷
$TVP-AR(۱)-X \quad DMS(\alpha=\lambda=۰.۹۹)$	۶۹.۷۳۹	۶۵.۴۱۵	۵۹.۵۰۲
$TVP-AR(۱)-X \quad DMS(\alpha=\lambda=۰.۹۵)$	۸۰.۴۸۳	۷۵.۰۷۸	۷۱.۶۹۴
$TVP-AR(۱)-X \quad DMS(\alpha=\lambda=۰.۹۰)$	۱۰۰.۲۹۸	۹۲.۰۴۵	۸۵.۲۵۸
$TVP-AR(۱)-X \quad DMA(\alpha=۰.۹۹,\lambda=۱)$	۶۶.۵۹۹	۶۳.۰۳۶	۶۳.۱۷۷
$TVP-AR(۱)-X \quad DMA(\alpha=۰.۹۵,\lambda=۱)$	۷۱.۰۴۵	۶۸.۷۱۴	۶۸.۱۹۷
$\boldsymbol{TVP-AR(1)-X \quad BMA(\alpha=\lambda=1)}$	**۱۰۹.۶۹۸**	**۹۳.۲۹۵**	**۷۸.۲۵۵**
WLS	۱۰۸.۱۰۷	۹۲.۲۱۷	۷۸.۱۱۱

(منبع: یافته‌های تحقیق).

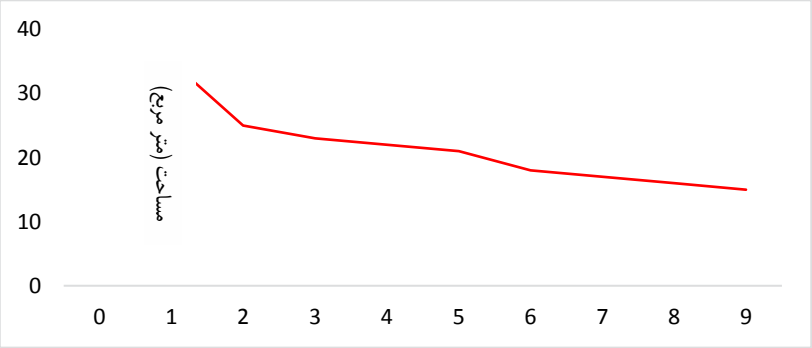
براســاس نتایج، مدل BMA در تمامی حالت‌ها از عملکرد مطلوب‌تری برخوردار اســت. در این رویکرد، ابتدا تمامی حالت‌های ممکن حضـور متغیرهای توضـیحی بر روی متغیر وابسـته برآزش می‌گردد. در این روش چندین نکته حائز اهمیت است؛ اول این‌که یک متغیر در تمامی مدل‌های ممکن حضور ندارد. نکتهٔ دوم این‌که لزوماً متغیر مذکور در تمامی مدل‌هایی که حضــور دارد تأثیر معناداری بر متغیر وابســته ندارد؛ بر این‌اســاس نســبت تعداد مدل‌هایی که متغیر مذکور معنادار شده به تعداد مدل‌هایی که حضور دارد؛ شاخصی جهت حضور متغیر مذکور در مدل بهینه است؛ سوم این‌که با افزایش تعداد متغیرها محاسبهٔ تمامی حالت‌ها امکان‌پذیر نیست. درنتیجه براساس دیدگاه «ســالای» و «مارتین»[۱] (۲۰۰۴)، از یک تعداد برآورد به‌بعد، نســبت حضــور معنادار یک متغیر به تمامی حالت‌ها، به‌سـمت یک عدد مشـخص میل می‌نماید و درنتیجه نیازی به برآورد تمامی حالت‌ها نمی‌باشـد. درنهایت نیاز به یک آسـتانهٔ تصـمیم‌گیری جهت حذف متغیرها وجود دارد؛ برای تعیین حد بهینه از نسبت k تقسـیم بر کل متغیرها بهره گرفته شـده اسـت (k تعداد متغیرهای پیشـنهادی است که از دیدگاه محقق بالاترین تأثیر را بر متغیر وابسته دارند). این k تجربی بوده و براساس دیدگاه محقق انتخاب می‌شود. با توجه به تعداد متغیرهای بررسی‌شده، تعداد مدل‌های موجود (براساس حضور یا عدم حضور هر متغیر)، در فضای مدل برابر $۲^{۹۲}$ مدل می‌باشد که بیش از چهارمیلیون و نه‌صد پنجاه و یک تریلیون مدل رگرسیونی است.

مخارج خوراکی براساس سبد مطلوب غذایی وزارت بهداشت اندازه گرفته شده است[۲]، با این تفاوت که ارقام موردنیاز برای هر کالا برای چهار گروه از افراد (۰–۹ سـال؛ ۱۰ تا ۱۹ سـال زن، ۱۰–۱۹ سـال مرد؛ ۲۰ سـال به بالا)، متناسب با سبدهای معرفی شده (نان، سبزی‌ها، میوه‌ها، شیر و لبنیات، روغن جامد و مایع، قند و شکر، برنج، ماکارونی، حبوبات، سـیب‌زمینی، گوشـت قرمز، گوشـت سـفید و تخم‌مرغ)، توسـط «طاها» و همکارانش (۲۰۱۲)، محاسـبه شـده اسـت؛ با توجه به این‌که برای خانوارها متراژ محل سـکونت مشـخص بوده؛ معیاری جهت حداقل مخارج مســکن درنظر گرفته شــده اســت. از آنجاکه در ایران حداقل متراژ لازم برای خانوارهای با جمعیت‌های متفاوت مشخص نشده، از استانداردهای فنی ساختمان کشور انگلستان (۲۰۱۵) استفاده شده است؛ به‌عنوان مثال،

[۱] Sala-i-martin

[۲] با توجه به این‌که نوع کالا در سبد مطلوب غذایی وزارت بهداشت تغییر نکرده و اطلاعات براساس وضعیت حداقلی در طی گزارش‌های مختلف تغییر کرده است. در پژوهش حاضر، میزان مصرف گروه‌ها و سهم مصرف واقعی در هر گروه ملاک بوده از اطلاعات تحقیقات طاها و همکارانش (۲۰۱۲)، برای محاسبهٔ وزن مصرف واقعی در هر گروه بهره گرفته شده است.

در صورت یک‌نفره بودن خانوار حداقل ۳۵متر، با حضور نفر دوم حدوداً ۶۰ متر (۳۵متر نفر اول به‌علاوه ۲۵متر نفر دوم)، و...



شکل ۵: حداقل مساحت موردنیاز هر فرد در خانوار (مترمربع) (منبع: استانداردهای فنی ساختمان کشور انگلستان، ۲۰۱۵).

Fig. 5: The Minimum Area Required for Each Person in the Household (Square Meters), (Source: UK Building Standards, 2015).

روش «سهم خوراکی»، خط فقر از تقسیم مجموع حداقل مخارج خوراکی و مسکن مشابه (خط فقر شدید)، بر سهم این دو گروه کالایی در خانوارهای به‌شدت فقیر محاسبه شده است. برای محاسبهٔ خط فقر از قیمت‌های استانی استفاده شده، لذا خط فقر برای هر استان متفاوت خواهد بود. سهم کالاهای خوراکی و مسکن برای فقیرترین افراد با درنظر گرفتن وزن هر خانوار برابر با۵۲/۹ ٪ محاسبه شده است؛ لذا از تقسیم خط فقر شدید بر ۵۲/۹٪، خط فقر کلی برای هر استان و هر خانوار با توجه به ترکیب جنسی حاصل می‌شود. بر این‌اساس متغیر وابسته میزان نسبت مذکور برای زن‌های سرپرست خانوار است.

با توجه به تعداد بالای متغیرهای توضیحی مقدار k مساوی ۱۵ درنظر گرفته شده است. این عدد بازگوکنندهٔ این مطلب است که انتظار می‌رود درنهایت ۱۵متغیر به‌عنوان متغیر توسط فرآیند محاسبات معرفی شود؛ براساس دیدگاه «سالای مارتین» در صورت بالا بودن تعداد متغیرها (بیشتر از ۵۰ متغیر)، عدد پیشنهادی $\frac{1}{6}$ و در صورت متوسط بودن تعداد متغیرها (بین ۲۵ تا ۵۰ متغیر) تعداد متغیرها $\frac{1}{5}$ و در صورت کمتر از ۲۵ متغیر $\frac{1}{4}$ کل متغیرها به‌عنوان K پیشنهادی در مدل لحاظ می‌گردد؛ اما کاملاً روشن است که امکان دارد درنهایت تعداد کمتر و یا بیشتر از ۱۵ متغیر باثبات باشند؛ که در صورت انحراف بالا در K پیشنهادی با K محاسباتی محقق نتایج را با K محاسباتی ادامه خواهد داد، تا نتیجهٔ بهینه حاصل گردد.

در ابتدا با به‌دست آوردن نمونه‌ای شامل دومیلیون رگرسیون از فضای مدل، ضرایب و احتمال پسین هر متغیر در نرم‌افزار متلب ۲۰۲۱ محاسبه شد. در ادامه، یک‌میلیون رگرسیون به نمونه‌ی اول اضافه شد و محاسبات برای سه میلیون رگرسیون انجام شد و ضرایب و احتمالات پسین به‌دست آمد. با ادامه‌ی این روند در نمونه‌ای که شامل هشت‌میلیون رگرسیون بود، همگرایی حاصل گردید. بر این‌اساس دیگر نیازی به افزایش حجم نمونه جهت تعیین

متغیرهای باثبات وجود ندارد. جهت قوی معرفی نمودن یک متغیر دو شـــرط لازم اســـت تحقق یابد؛ ۱) افزایش احتمال پسین هر متغیر نسبت به احتمال پیشین، ۲) بالا بودن سطح احتمال پسین از سطح آستانهٔ تعریف شده («سطح آستانهٔ اولیه=۱۵تقسیم بر ۹۲=۰/۱۶۳»).

شایان ذکر است که در مرحلهٔ اول به دلیل فرض عدم اطمینان مدل، از اطلاعات غیردادهای و در مرحلهٔ دوم به‌دلیل دستیابی سریع‌تر به همگرایی از اطلاعات داده‌ای استفاده شد؛ هم‌چنین متغیرهایی که احتمال پسین کمتر از احتمال پیشین درنظر گرفته شده داشتند، به‌دلیل ضعیف بودن در مقابل سایر متغیرها از مدل خارج شدند (در مرحلهٔ اول ۵۹ متغیر باثبات بودند که در مرحلهٔ دوم با این متغیرها که احتمال پســین بیشــتری نســبت به احتمال پیشـــین داشـــته‌لند محاســـبات را ادامه می‌دهیم). به زبان ســـاده، هدف حذف متغیرهایی اســـت که کمترین توضیح‌دهندگی در علل ایجاد فقر در زنان دارند. برای حذف این متغیرها باید دو شرط ارائه‌شده در توضیحات فوق لحاظ گردد؛ به‌عبارتی متغیرهایی که سطح احتمال پسین کمتر از ۰/۱۶۲ را داشته باشد از مدل حذف می‌گردند.

در مرحلهٔ اول با استفاده از شروط دو گانهٔ فوق، جهت تعیین نمودن متغیرهای باثبات، ۵۹متغیر انتخاب شدند؛ یعنی ۵۹متغیر مقدار احتمال پسین بیشتری نسبت به احتمال پیشین داشتند و این ۵۹متغیر سطح احتمال پسین بالاتر از سطح آستانه ۰/۱۶۳ داشتند. در ادامه، تمامی مراحل انجام شده در مرحلهٔ اول را در مرحلهٔ دوم بر ۵۹متغیر باقی‌مانده اعمال شده است. در مرحلهٔ دوم نیز ابتدا یک نمونه شامل پنج‌میلیون رگرسیون برروی ۵۹متغیر منتخب اعمال‌شده و محاسبات ضرایب و احتمالات پسین صورت گرفته است. در ادامه با اعمال دو شرط مذکور «سطح آستانهٔ ثانویه=۱۵ تقسیم ۵۹=۰/۲۵۴»؛ مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر فقر زنان سرپرست خانوار شناسایی شدند. در مرحلهٔ سوم برروی ۲۸متغیر باقی‌ماندهٔ شروط دوگانه اعمال شد. در مرحلهٔ سوم نیز ابتدا یک نمونه شامل یک‌میلیون رگرسیون برروی ۲۸متغیر منتخب اعمال‌شده و محاسبات ضرایب و احتمالات پسین صورت گرفته است. در ادامه با اعمال دو شرط مذکور «سطح آستانهٔ ثانویه=۱۵تقسیم ۲۸=۰/۵۳۵»؛ مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر زنان سرپرست خانوار شناسایی خواهند شد. نتایج در جدول (۳) ارائه شده‌اند. در مرحلهٔ سوم با استفاده از شروط، جهت تعیین نمودن متغیرهای باثبات، ۱۷متغیر انتخاب شدند؛ یعنی ۱۷متغیر مقدار احتمال پسین بیشتری نسبت به احتمال پیشین داشتند و این ۱۷متغیر سطح احتمال پسین بالاتر از سطح آستانه ۰/۵۳۵ داشتند. با توجه به این‌که K محاسباتی به K پیشنهادی بسیار نزدیک است، محاسبات متوقف پایان پذیرفته است. از آن‌جهت که در حضور بقیهٔ متغیرها ۱۷ متغیر منتخب شدند، این متغیرها نیرومند یا باثبات نامیده می‌شوند و بقیهٔ متغیرها را که احتمال ورود پسین کمتری از احتمال پیشین دارند را «شکننده» می‌نامند. با توجه به جدول (۳)، مشهود است که متغیرهای ۱۷گانه در حضور همهٔ متغیرها احتمال پسین ورود بیشتری نسبت به احتمال پیشین خود یافته‌اند و به‌دلیل افزایش حدس ما برای حضور این ۱۷متغیر در مدل، اثر این متغیرها روی زنان سرپرست خانوار قابل بررسی بوده و به‌عبارت‌دیگر این متغیرها با معنی می‌باشند؛ به‌ترتیب در ستون سوم و چهارم، ضرایب پسین و انحراف معیارهای پسین متغیرها بیان شده است و در ستون آخر آمارهٔ t هر متغیر ارائه شده است. با توجه به این‌که مدل‌های میانگین‌گیری بیزین براساس آنالیز ترکیبی متغیرهای وارده شده در مدل محاسبه می‌گردند و میزان مطلوب بودن یک متغیر از نسبت تعداد حالت‌ها مطلوب و معنادار به کل حالت‌های حضور محاسبه می‌گردد؛ درنتیجه مساوی فرض کردن وزن‌ها که در رگرسیون‌های کلاسیک مورد بررسی قرار می‌گیرد، مطلوب نبوده و هر متغیر در صورت معنادار بودن در اکثر

مدل‌هایی که حضور دارد، به‌عنوان متغیر مهم شناسایی شده است؛ از طرفی چون تعداد مدل‌های برآوردی متعدد بوده و گزارش‌ها به‌صورت نسبت ارائه می‌گردد، یکسان بودن تعداد متغیرها در گروه‌های خُرد و کلان موضوعیتی ندارد. در صورت وارد نمودن متغیرهای منتخب در هر گروه و بررسی تأثیر آن‌ها بر فقر زنان، با توجه به این‌که تعداد متغیرها یکسان نمی‌باشد، عملاً مقایسهٔ نتایج آن‌ها براساس رویکردهای کلاسیک از توجیه علمی برخوردار نخواهد بود. با استفاده از متغیرهای منتخب در هر گروه و استفاده از رویکرد PCA اقدام به محاسبهٔ سه شاخص کلی از گروه متغیرهای خُرد، کلان و سلامت گردید. نتایج بیانگر این امر است که شاخص‌های کلان با وزن ۴۸٪، شاخص‌های خرد با وزن ۲۱٪ و شاخص‌های سلامت با وزن ۳۱٪ در تشکیل مؤلفه اصلی فقر زنان سهم دارند؛ درنتیجه گروه متغیرهای کلان بیش از سایر گروه‌ها در بروز فقر در زنان سهم دارند.

جدول۳: اولویت‌بندی متغیرهای مؤثر بر فقر /زنان سرپرست خانوار در مدل بهینه

Tab. 3: Prioritization of Variables Affecting Female Heads of Households in the Optimal Model (Source: Research Finding).

متغیر	احتمال و ضریب پسین		رگرسیون‌ها $|t-stat|\geq$۲با	اولویت
	ضریب پسین	احتمال پسین		
پرداخت شخصی(X۱)	۰/۱۳	۰/۵۶۲	۰/۵۵۱	۱۴
هزینه‌های کمرشکن(X۲)	۰/۰۶۶	۰/۶۱	۰/۵۹۸	۱۰
شاخص DALYS(X۱۴)	۰/۰۲۸	۰/۵۷۲	۰/۵۶۱	۱۳
شاخص فقر سلامت(X۲۱)	۰/۰۸۹	۰/۶۰۷	۰/۵۹۵	۱۱
عدالت سلامت(X۲۲)	-۰/۱۸۱	۰/۶۳۲	۰/۶۱۹	۸
تحریم(X۲۴)	۰/۰۴۵	۰/۵۸۳	۰/۵۷۱	۱۲
فساد(X۲۶)	۰/۰۵۸	۰/۵۵۱	۰/۵۴	۱۶
سرمایهٔ انسانی(X۳۲)	-۰/۱۴۴	۰/۷۸۴	۰/۷۶۸	۴
شاخص هافستد(X۳۳)	-۰/۰۵۱	۰/۶۶۴	۰/۶۵۱	۷
نرخ بیکاری(X۴۰)	۰/۲۰۶	۰/۸۲۶	۰/۸۰۹	۳
تورم(X۴۳)	۰/۳۰۴	۰/۸۸۴	۰/۸۶۶	۲
نرخ رشد اقتصادی(X۴۴)	-۰/۳۳۵	۰/۹۵۹	۰/۹۴	۱
نسبت شهرنشینی(X۴۹)	۰/۰۴۱	۰/۶۲۶	۰/۶۱۳	۹
استان‌های مرزی(X۵۴)	۰/۰۹۳	۰/۷۲	۰/۷۰۶	۵
استان‌های محروم(X۵۵)	۰/۰۸۵	۰/۵۶۹	۰/۵۵۸	۱۵
بی‌همسر بر اثر طلاق(X۸۰)	۰/۲۱۵	۰/۶۸۹	۰/۶۷۵	۶
اجاره یا رهن(X۸۳)	۰/۱۶۵	۰/۵۴۳	۰/۵۳۲	۱۷

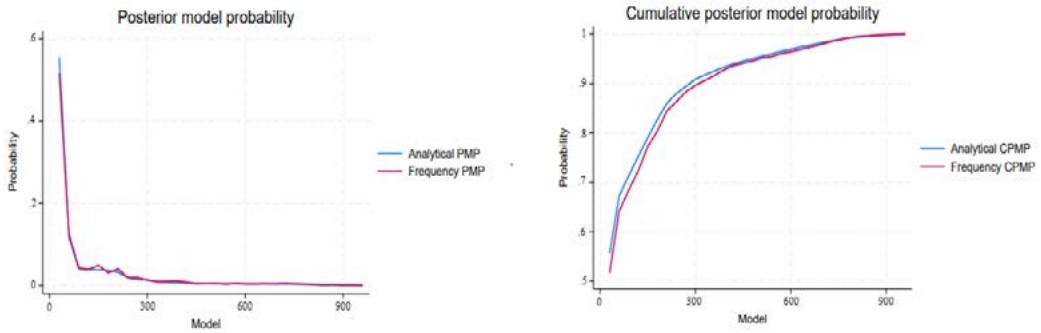
(منبع: یافته‌های تحقیق).

همان‌گونه که اشاره گردید با توجه به این‌که میزان مطلوب بودن یک متغیر از نسبت تعداد حالت‌ها مطلوب (آمارهٔ T متغیر بالاتر از قدرمطلق ۲ باشد) به کل حالت‌های حضور محاسبه می‌گردد، درنتیجه متغیری دارای بالاترین اولویت است که نسبت آمارهٔ T بیشتری داشته باشد؛ به‌عنوان مثال، نرخ رشد اقتصادی اگر در ۱۰۰۰

مدل حضـور داشـته اسـت در ۹۴۰ حالت معنادار بوده اسـت. درنتیجه در جدول فوق از تقسـیم ۹۴۰ به ۱۰۰۰ این نتیجه حاصل شده است که در ۰/۹۴ حالات مورد بررسی این متغیر رفتار مطلوبی را از خود به‌نمایش گذارده است.

براساس نتایج متغیرهایی که بالاترین نسبت آمارهٔ t را داشته باشند از اهمیت بالاتری در فقر زنان سرپرست خانوار دارند. اولویت اثرگذار متغیرهای مؤثر بر فقر زنان سـرپرسـت خانوار در سـتون آخر نمایش داده شـده اسـت. جهت بررسی صحت نتایج، توابع پسین و پیشین مابین متغیرها تحقیق ارائه شده است. براساس نتایج جدول (۳)، مشـاهده می‌گردد که متغیرهای تحقیق از احتمال پسـین (بالای ۵۰٪)، مناسـبی برخوردارند؛ در نتیجه مدل در انتخاب متغیرهای ضعیف از شرایط آماری مناسبی قرار دارد.

در نمودار (۶)، میزان توضیح‌دهندگی متغیرهای با بالاترین توضیح‌دهندگی در ۱۰۰۰ مدل برتر ترسیم شده است.



شکل ٦: میانگین احتمال پسین ساده و تجمعی ۱۰۰۰ مدل برتر (مأخذ: یافته‌های پژوهش).

Fig. 6: Average Simple and Cumulative Posterior Probability of Top 1000 Models (Source: Research Finding)

براساس نتایج نمودار کاملاً مشهود است که ۱۰۰۰ مدل برتر در حالت تجمعی توانایی توضیح‌دهندگی بیش از ۹۹٪ تغییرات فقر را دارا هستند. بر این‌اساس مدل بهینه را می‌توان به‌شرح زیر بیان نمود.

با توجه به این‌که از یک تابع بیزین بهره گرفته شـده اسـت در کنار ضـریب اثرگذاری میزان احتمال اثرگذاری ضـریب نیز باید درنظر گرفته شـود. با توجه به این‌که از یک تابع بیزین بهره گرفته شـده اسـت در کنار ضـریب اثرگذاری میزان احتمال اثرگذاری ضریب نیز باید درنظر گرفته شود.

$$\begin{aligned}\text{فقر زنان} = {} & \beta_{۱} \Pr(\beta_{۱}) X۱ + \beta_{۲} \Pr(\beta_{۲}) X۲ + \beta_{۱۴} \Pr(\beta_{۱۴}) X۱۴ + \beta_{۲۱} \Pr(\beta_{۲۱}) X۲۱ + \beta_{۲۲} \Pr(\beta_{۲۲}) X۲۲ \\ & + \beta_{۲۴} \Pr(\beta_{۲۴}) X۲۴ + \beta_{۲۶} \Pr(\beta_{۲۶}) X۲۶ + \beta_{۳۲} \Pr(\beta_{۳۲}) X۳۲ + \beta_{۳۳} \Pr(\beta_{۳۳}) X۳۳ \\ & + \beta_{۴۰} \Pr(\beta_{۴۰}) X۴۰ + \beta_{۴۳} \Pr(\beta_{۴۳}) X۴۳ + \beta_{۴۴} \Pr(\beta_{۴۴}) X۴۴ + \beta_{۴۹} \Pr(\beta_{۴۹}) X۴۹ \\ & + \beta_{۵۴} \Pr(\beta_{۵۴}) X۵۴ + \beta_{۵۵} \Pr(\beta_{۵۵}) X۵۵ + \beta_{۸۰} \Pr(\beta_{۸۰}) X۸۰ + \beta_{۸۳} \Pr(\beta_{۸۳}) ۸۳ + + \varepsilon_{it}\end{aligned}$$

براساس نتایج برآورد مدل بیزین مدل ریاضی تحقیق به‌شرح زیر است.

$$\text{فقر زنان} = ۰/۱۳\,\Pr(۰/۵۶۲)\,X۱ + ۰/۰۶۶\,\Pr(۰/۶۱)\,X۲ + ۰/۰۲۸\,\Pr(۰/۵۷۲)\,X۱۴ + ۰/۰۸۹\,\Pr(۰/۶۰۷)\,X۲۱ - ۰/۱۸۱\,\Pr(۰/۶۳۲)\,X۲۲ + ۰/۰۴۵\,\Pr(۰/۵۸۳)\,X۲۴ + ۰/۰۵۸\,\Pr(۰/۵۵۱)\,X۲۶ - ۰/۱۴۴\,\Pr(۰/۷۸۴)\,X۳۲ - ۰/۰۵۱\,\Pr(۰/۶۶۴)\,X۳۳ + ۰/۲۰۶\,\Pr(۰/۸۲۶)\,X۴۰ + ۰/۳۰۴\,\Pr(۰/۸۸۴)\,X۴۳ - ۰/۳۳۵\,\Pr(۰/۹۵۹)\,X۴۴ + ۰/۰۴۱\,\Pr(۰/۶۲۶)\,X۴۹ + ۰/۰۹۳\,\Pr(۰/۷۲)\,X۵۴ + ۰/۰۸۵\,\Pr(۰/۵۶۹)\,X۵۵ + ۰/۲۱۵\,\Pr(۰/۶۸۹)\,X۸۰ + ۰/۱۶۵\,\Pr(۰/۵۴۳)\,۸۳ + +\varepsilon_{it}$$

به‌عنوان‌مثال، متغیر پرداخت شخصی به اندازهٔ ۰/۱۳ واحد (میلیون ریال) بر متغیر فقر زنان تأثیر دارد و این ضریب به احتمال ۰/۵۶۲ دارای اعتبار در حضور مدل بهینه است. بالا بودن سطح احتمال وقوع از ۵۰٪ بیانگر مطلوب بودن ارتباط مابین متغیر مذکور با فقر زنان است (کوپ و همکاران، ۲۰۲۰؛ ناصر، ۲۰۱۴؛ استاک و واتسون، ۲۰۰۲؛ سالای مارتین و همکاران، ۲۰۰۴؛ شیخلی و همکاران، ۱۴۰۱؛ کریمی و همکاران، ۱۴۰۰؛ محمدی و همکاران، ۱۳۹۹).

٦. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، بخشی از ادبیات فقر در حوزهٔ زنان سرپرست خانوار پیگیری گردید. براساس نتایجی که ارائه شد، شاخص‌های اقتصادی و سلامت بالاترین سهم را در ایجاد فقر زنان سرپرست خانوار نمایش می‌دهند. جهت دستیافتن به این نتایج اطلاعات شاخص‌های ۹۲ عامل مؤثر بر فقر زنان در قلب عوامل سلامت، عوامل سیاسی، عوامل فردی، عوامل فرهنگی–اجتماعی، عوامل اقتصادی و سایر عوامل با استفاده از مدل‌های BMA، TVP-DMA و TVP-DMS و WALS مورد بررسی قرار گرفتند. براساس میزان خطا، مدل BMA از بالاترین دقت برخوردار بود. پس از برآورد مدل، ۱۷ متغیر اصلی که عبارتنداز: پرداخت شخصی، هزینه‌های کمرشکن، شاخص DALYS، شاخص فقر سلامت، عدالت سلامت، اجاره یا رهن مسکن، استان‌های محروم، استان‌های مرزی، بی‌همسر بر اثر طلاق، سرمایهٔ انسانی، شاخص هافستد، فساد، تحریم، نرخ بیکاری، نرخ رشد اقتصادی، تورم، نسبت شهرنشینی شناسایی گردیدند. براساس نتایج فقر زنان سرپرست خانوار دارای ماهیتی چندبُعدی و بین رشته‌ای است. با توجه به ضرایب پسین و احتمال پسین متغیرها که در جدول (۳)، ارائه شده است؛ سیاست‌های زیر توصیه می‌شوند:

با توجه به چندبُعدی تأثیرگذاری عوامل و بین‌رشته‌ای بودن مبحث فقر در زنان سرپرست خانوار توسعهٔ زیرساخت‌های فنی و نرم‌افزاری بانک اطلاعاتی و پنجرهٔ واحد در راستای حمایت از زنان سرپرست خانوار باید در دستور کار قرار گیرد.

با توجه به آسیب‌پذیری زنان در حوزهٔ فقر از کانال تورم، تدوین شاخص‌های جنسیتی برای تورم لازم است در دستور کار قرار گیرد و تعدیل حقوق و دستمزد زنان به تناسب آن صورت بپذیرد.

با توجه به آسیب‌پذیری بودن زنان در حوزهٔ فقر از کانال رشد اقتصادی، تغییر ترکیب اشتغال به‌نفع زنان و توجه ویژه به فعالیت‌ها زنان در امر تولید با توجه به محدودیت‌های جنسیتی آن‌ها باید در دستور کار قرار گیرد؛ به‌عنوان مثال، پیشنهاد می‌گردد از زنان باردار و دارای فرزند از مشاغلی که امکان دورکاری در آن‌ها یا حضور فیزیکی کمتری نیاز است بهره گرفته شود؛ بنابراین، دولت‌ها موظف هستند در راستای «برنامهٔ ملی توسعهٔ کار

شـایسـته» بر محور حقوق بنیادین کار، گسـترش حمایت‌های اجتماعی و برابری فرصـت‌ها، توانمندسـازی زنان ازطریق دستیابی به فرصت‌های شغلی مناسب و اصلاح قوانین و مقررات گام بردارند.

با توجه به نقش شاخص‌های سلامت بر فقر زنان حمایت بیشتر از زنان سرپرست خانوار (نسبت به سایر افراد جامعه) در حوزهٔ بیمه و تأمین اجتماعی باید در دستور کار قرار گیرد.

با عنایت به تأثیر عوامل اجتماعی و فرهنگی مؤثر بر فقر زنان سـرمایه‌گذاری و آموزش زنان در حوزهٔ آموزش حقوق بشر، حق برخورداری از کرامت انسانی، حقوق شهروندی، دادرسی منصفانه، آزادی اطلاعات، حقوق خانواده، حقوق زنان، حقوق کودکان، حقوق افراد دارای معلولیت، حقوق جوانان، سـالمندان و سـایر گروه‌های آسـیب‌پذیر، حقوق اقتصـادی، اجتماعی و فرهنگی، حق بر توسعه، حقوق صـنفی، دموکراسـی و حاکمیت قانون، صـلح، حقوق محیط‌زیست و کلینیک‌های حقوقی باید در دستور کار مدیران و متصدیان این حوزه قرار گیرد.

با توجه به اثرگذاری عوامل اقتصـــادی مؤثر بر فقر در زنان ســـرپرســـت خانوار توســـعهٔ اقدامات مبتنی‌بر توانمندسازی زنان (متناظر کمیتهٔ اشتغال و کارآفرینی، آموزش مهارت‌های فنی حرفه‌ای، مربیگری) باید در دستور کار قرار گیرد.

یکپارچه‌سازی سامانهٔ نرم‌افزاری درج طرح‌های اشتغال‌زا و بررسی طرح‌های توجیهی مختص زنان سرپرست خانوار واقع‌در سامانهٔ مشاغل خانگی وزارت تعاون و سامانهٔ BPMS کمیته امداد امام خمینی (ره).

ارائه تسهیلات سهل‌الوصول به‌عنوان سرمایهٔ اولیه در امتداد برنامهٔ آماده‌سازی شغلی به فراگیران و آموزش دیدگان منتخب.

با توجه به اثرگذاری عوامل اجتماعی و فرهنگی مؤثر بر فقر در زنان سرپرست خانوار توسعهٔ اقدامات مبتنی‌بر توانمندی‌های اجتماعی و مهارت‌های زندگی (متناظر کمیتهٔ توانمندسازی اجتماعی و فرهنگی) باید در دسـتور کار قرار گیرد؛ هم‌چنین به آموزش در حوزهٔ تاب‌آوری اجتماعی (ازجمله: آموزش مهارت‌های مدیریت هیجان، مدیریت اســترس و حل مســأله و آموزش تکنیک‌های لازم در جهت افزایش اعتماد به نفس زنان ســرپرســت خانوار)، موردتوجه قرار گیرد.

با توجه به اثرگذاری عوامل سـلامت مؤثر بر فقر در زنان سـرپرسـت خانوار توسـعهٔ اقدامات مبتنی‌بر بهبود وضعیت سلامت جسمی و روانی (متناظر کمیتهٔ سلامت)، باید در دستور کار قرار گیرد؛ هم‌چنین سیاست‌های تهیهٔ شناسنامهٔ الکترونیکی بهداشت روانی و آسیب‌های اجتماعی خانواده؛ تدوین پروندهٔ سلامت به‌منظور رصد وضعیت سـلامت جسـمی و روحی؛ آموزش‌های خودمراقبتی برای زنان سـرپرسـت خانوار تحت پوشـش؛ انجام تسـت‌های غربالگری در بیماری‌های سرطان پستان، ایدز، هپاتیت و... برای زنان سرپرست خانوار تحت پوشش؛ اجرای پروژهٔ ویزیت رایگان در مراکز درمانی طرف‌قرارداد با کمیته امداد امام خمینی (ره) و سازمان بهزیستی؛ جبران هزینه‌های خارج از توان درمانی؛ توسـعهٔ خدمات مرتبط با بیمه‌های اجتماعی، عمر و زندگی و سـوانح برای زنان سـرپرسـت خانوار باید در دستور کار قرار گیرد.

با توجه به اثرگذاری عوامل رهن و اجارهٔ مؤثر بر فقر در زنان سرپرست خانوار توسعه و بهبود اقدامات مبتنی‌بر تأمین اجتماعی و بیمه‌های درمانی، مسـاعدت‌های بلاعوض برای زنان سـرپرسـت خانوار لازم‌الحمایت و تأمین مسکن (متناظر کمیتهٔ مساعدت‌ها، تأمین اجتماعی و مسکن)؛ هم‌چنین سیاسـت‌هایی هم‌چون: کمک به احداث،

خرید و مقاوم‌سازی مسکن زنان سرپرست خانوار، کمک‌ودیعهٔ مسکن برای زنان سرپرست خانوارها باید موردتوجه قرار گیرد.

سپاسگزاری

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از داوران محترم ناشناس نشریه به جهت ارائه نظرات و پیشنهادهای ارزشمند خود که برغنای مقالهٔ حاضر افزودند، قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند که با توجه به استخراج مقاله از رسالهٔ دکتری، نگارش برعهدهٔ نویسندهٔ اول به راهنمایی و نظارت نویسندهٔ دوم و مشاورهٔ نویسنده سوم و چهارم صورت گرفته است.

تضاد تعارض و منافع

نویسندگان نبود هرگونه تضاد تعارض و منافع در این پژوهش را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– آجورلو، سمیه؛ عباسی، محمود؛ رشوند، مرجان؛ و متولیان، علی‌محمد، (۱۳۹۱). «بررسی مقایسه‌ای توجه به مراقبت‌های بهداشتی و پزشکی درمیان زنان سرپرست خانوار و سایر زنان». *اخلاق زیستی*، ۲(۵): ۶۷-۹۷. https://doi.org/10.22037/bioeth.v2i5.14029

– احمدنیا، شیرین؛ و قالیباف‌کامل، آتنا، (۱۳۹۶). «زنان سرپرست خانوار در تهران: مطالعهٔ کیفی تجربیات، چالش‌ها و ظرفیت‌های آن‌ها». *فصلنامهٔ رفاه اجتماعی*، ۱۷(۶۵): ۱۰۳-۱۳۷. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-2982-fa.html

– افراخته، حسن؛ جلالیان، حمید؛ طهماسبی، اصغر؛ و آرمند، مریم، (۱۳۹۸). «ارزیابی میزان فقر چندبعدی (قابلیتی) در مناطق روستایی شهرستان همدان با استفاده از روش آلکایر و فوستر». *پژوهش‌های جغرافیای انسانی*، ۵۱(۴): ۹۸۹-۱۰۱۰. https://doi.org/10.22059/jhgr.2018.237545.1007497

– افراسیابی، حسین؛ و جهانگیری، ساناز، (۱۳۹۵). «آسیب‌شناسی تعاملات اجتماعی زنان سرپرست خانوار (مطالعهٔ کیفی شهرستان شاهین شهر)». *فصلنامهٔ زن در توسعه و سیاست*، ۱۴(۴): ۴۳۱-۴۵۰. https://doi.org/10.22059/jwdp.2016.60963

– اکبری ترکمانی، نسرین؛ قاسمی، وحید؛ و آقابابایی، احسان، (۱۳۹۷). «توانمندسازی زنان سرپرست خانوار از منطقهٔ ۵ شهر اصفهان با تأکیدبر مؤلفه اشتغال»، *فصلنامهٔ مطالعات اجتماعی روان‌شناختی زنان*، ۱۶(۳): ۳۶-۷. https://doi.org/10.22051/jwsps.2019.19887.1704

– براتی، محمدرضا؛ و ابراهیمی‌سالاری، طه، (۱۳۹۷). «عوامل مؤثر بر فقر زنان سرپرست خانوار در ایران»، *پژوهش‌های رفاه اجتماعی*، ۱۸(۶۸): ۴۳-۸۵. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-3179-fa.html

– حیدرنیا، محمدعلی؛ قائمیان، تهمینه؛ ابدی، علیرضا؛ فتحیان، سمیه، و منتظری، علی، (۱۳۹۱). «رابطهٔ بین محرومیت (فقر اقتصادی) و کیفیت زندگی وابسته به سلامت». *پایش*، ۱۱ (۴): ۴۹۱-۴۹۵. http://dorl.net/dor/20.1001.1.16807626.1391.11.4.10.8

– دراهکی، احمد؛ و نوبخت، رضا، (۱۴۰۰). «بررسی وضعیت اقتصادی و اجتماعی زنان سرپرست خانوار ایرانی: یک آنالیز ثانویه»، *پایش*، ۲۰(۴): ۴۲۷-۴۳۷. http://dx.doi.org/10.52547/payesh.20.4.427

– ساوجی‌پور، سهیلا؛ عصاری آرانی، عباس؛ عاقلی، لطفعلی؛ و حسن‌زاده، علی، (۱۳۹۷). «بررسی عوامل مؤثر بر مخارج سلامت خانوارهای شهری». *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۰(۱۹): ۵۲-۲۵.

– شالچی، سمیه؛ و عظیمی، میترا، (۲۰۱۹). «مطالعهٔ زنانه‌شدن فقر در ایران ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵»، *پژوهش‌نامه زنان*، ۱۰(۲۸): ۱۱۳-۱۴۲. https://doi.org/10.30465/ws.2019.4363

– شجاعی، سلمان؛ یوسفی، مهدی؛ ابراهیمی‌پور، حسین؛ ولی‌نژادی، علی؛ تابش، حامد؛ فضائلی، سمیه؛ و همکاران، (۱۳۹۷). «مواجهه با هزینه‌های کمرشکن سلامت و فقر قبل و بعد از اجرای طرح تحول سلامت در خانوارهای دریافت‌کننده مداخلات گران قیمت: بررسی میدانی در یک بیمارستان بزرگ». *کومش*، ۲۰(۲): ۲۹۰-۲۸۳. http://koomeshjournal.semums.ac.ir/article-1-4174-fa.html

– شیانی، ملیحه؛ و زارع، حنان، (۱۳۹۸). «فراتحلیل مطالعات زنان سرپرست خانوار در ایران»، *مطالعات جامعه‌شناختی*، ۲۶(۲): ۶۷-۹۷. https://doi.org/10.22059/jsr.2020.75859

– عاطفی، ماندانا؛ راغفر، حسین؛ موسوی، میر حسین؛ و صفرزاده، اسماعیل، (۱۳۹۹). «مطالعه هزینه‌های تحمل‌ناپذیر سلامت و میزان زایش فقر خانوارها در چارچوب نظریه چرخه زندگی با رویکرد شبه پنل». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۰(۲): ۷۷-۹۸. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1399.20.2.1.4

فرضی زاده، زهرا؛ و حقی، سمیه، (۱۳۹۹). «مردم‌شناسی فقر زنان سرپرست خانوار شهر اراک». *نامه انسان‌شناسی*، ۱۶(۲۹): ۱۹۳-۲۲۱. https://dorl.net/dor/20.1001.1.17352096.1398.16.29.7.8

– فطرس، محمد حسن؛ و قدسی، سوده، (۱۳۹۷). «فقر چند بعدی زنان و مردان سرپرست خانوار در مناطق شهری و روستایی ایران با استفاده از روش آلکایر و فوستر». *رفاه اجتماعی*، ۱۸(۶۷): ۱۸۵-۲۲۷. http://dx.doi.org/10.29252/refahj.18.69.227

– گریوانی، فاطمه؛ فلاحی، محمدعلی؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ و راغفر، حسین، (۱۳۹۸). «تحلیل پویایی فقر در مناطق شهری ایران براساس رویکرد داده‌های تابلویی ترکیبی». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۹(۴): ۷۶-۵۱. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1398.19.4.3.3

– مشایخی، ساجده؛ مرادنژادی، همایون؛ صی‌محمدی، سمیره؛ و میرک‌زاده، علی‌اصغر، (۱۴۰۰). «بررسی عوامل مؤثر بر فقر اقتصادی زنان سرپرست خانوار روستایی (موردمطالعه شهرستان کرمانشاه)». *علوم ترویج و آموزش کشاورزی ایران*، ۱۷(۱): ۱۱۹-۱۳۲. DOR: 20.1001.1.20081758.1400.17.1.9.5

– موسوی‌جهرمی، یگانه؛ مهرآرا، محسن؛ و توتونچی‌ملکی، سعید، (۱۳۹۸). «ارزیابی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در اقتصاد ایران با رویکرد مدل‌های میانگین‌گیری پویا (TVP DMA)». *پژوهشنامه مالیات*، ۲۷(۴۴): ۱۰۰-۷۱. http://dx.doi.org/10.29252/taxjournal.27.44.71

– نادمی، یونس؛ و حسنوند، داریوش، (۱۳۹۸). «شدت تحریم‌ها و فقر در ایران: لزوم لغو تحریم‌ها از منظر حقوق بشر». *مطالعات راهبردی سیاست‌گذاری عمومی*، ۹(۳۱): ۱۵۳-۱۷۱.

– یحیوی‌دیزج، جعفر؛ تاجور، مریم؛ و محمدزاده، یوسف، (۱۳۹۸). «رابطه وجود سالمند در خانوار با هزینه‌های سلامت خانوارهای ایرانی، با استفاده از داده‌های ملی هزینه‌های–درآمد خانوار سال ۱۳۹۵». *سالمند: مجله سالمندی ایران*، ۱۴ (۴): ۴۷۷-۴۶۲. http://dx.doi.org/10.32598/sija.13.10.420

- Afraakhte, H., Jalalian, H., Tahmasabi, A. & Armand, M., (2018). "Assessment of multidimensional poverty (capability) in rural areas of Hamedan city using Alkaire and Foster method". *Human Geography Research,* 51(4): 1010-989. https://doi.org/10.22059/JHGR.2018.237545.1007497 (In Persian).

- Afrasiabi, A. & Hossein, J., (2016). "Pathology of social interactions of women heads of households (qualitative study of Shahin Shahr city)". *Women in Development and Politics Quarterly,* 14 (4): 431-450. https://doi.org/10.22059/jwdp.2016.60963 (In Persian)

- Ajurlo, S., Abbasi, M., Rashoond, M. & Mutolian, A. M., (2011). "A comparative study of attention to health and medical care among female heads of the household and other women". *Bioethics,* 2(5): 67-97. https://doi.org/10.22037/bioeth.v2i5.14029 (In Persian)

- Akbari Torkamani, N., Ghasemi, V. & Aqababaee, E., (2018). "Empowering Female-headed Households in District 5 of Isfahan with Emphasis on Occupation Factor". *Women's Studies Sociological and Psychological*, 16(3): 7-36. https://doi.org/10.22051/jwsps.2019.19887.1704 (In Persian)

- Altamirano Montoya, Á. J. & Teixeira, K. M. D., (2017). "Multidimensional poverty in Nicaragua: Are female-headed households better off?". *Social Indicators Research,* 132(3): 1037-1063. https://doi.org/10.1007/s11205-016-1345-y

- Amadnia, S. & Ghlibaf Kamel, A., (2017). "Women-Headed Households in Tehran: A Qualitative Study of Their Experiences, Challenges and Capacities". *Refah J.*, 17(65): 103-136. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-2982-fa.html (In Persian)

- Atefi, M., Raghfar, H., Mousavi, M. H. & Safarzadeh, E., (2020). "The Study of Catastrophic Health Expenditure and Impoverishment of Households based on Life-cycle Theory using Pseudo-Panel Approach". *QJER*, 20 (2): 77-98. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1399.20.2.1.4 (In Persian)

- Athenasios Pereira, D., Marques, A. C. & Fuinhas, J. A., (2018). "Are renewables affecting income distribution and increasing the risk of household poverty?". *Energy,* 170(1): 791-803. https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.12.199

- Brati. M. R. & Ebrahimi Salari, T., (2018). "Factors affecting the poverty of women heads of households in Iran". *Refah J.*, 18(68): 43-85. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-3179-en.html. (In Persian)

- Dash, A. & Mohanty, SK., (2019). "Do poor people in the poorer states pay more for healthcare in India?". *BMC Public Health*, 19(1): 1020. https://doi.org/10.1186/s12889-019-7342-8

- Dorahaki, A. & Noubahkt, R., (2021). "The Study of Economic and Social Status of Iranian female-headed households: a secondary analysis". *Payesh*, 20 (4): 427-437. http://dx.doi.org/10.52547/payesh.20.4.427 (In Persian).

- El Laudini, C. & Jonsson, J. O., (2018). "The Social Consequences of Poverty: An Empirical Test on Longitudinal Data". *Social Indicators Research,* 127(2): 633–652. https://doi.org/10.1007/s11205-015-0983-9

- El-Lawindi, M. I., Sabry H. A. & Elsebaie E. H., (2018). "Household Headship and Women's Health: An Exploratory Study from Egypt". *The Egyptian Journal of Community Medicine*, 37 (2)

- Totonchi Maleki, S., Mousavi Jahromi, Y. & Mehrara, M. (2020). "Evaluation of the most important factors affecting the income of taxes in the economy of Iran with the approach of TVP DMA models". Journal of Tax Research, 27(44), 71–100. Retrieved from http://dx.doi.org/10.29252/taxjournal.27.44.71

- Farzizadeh, Z. & Haghi, S., (2019). "Anthropology of poverty of female heads of households in Arak city". *Anthropology Letter,* 16 (29): 221-193. https://dorl.net/dor/20.1001.1.17352096.1398.16.29.7.8 (In Persian)

- Fotros, M. H. & Ghodsi, S. G., (2018). "Comparing Multidimensional Poverty of Female and Men Headed Households in Urban and Rural areas in Iran by Alkire-Foster Method". *Refah J.*, *18*(69): 227-185. http://dx.doi.org/10.29252/refahj.18.69.227 (In Persian)

- Gerivani., Falahi, M., Ahmadai Shadmehri, M. T. & Raghfar, H., (2019). Dynamic Poverty Analysis in Urban Areas of Iran Based on Synthetic Panel Data Method. QJER, 19 (4): 51-76. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1398.19.4.3.3 (In Persian)

- Gewirtz, S., (2017). "Rethinking education and poverty". *British Journal of Sociolog of Education, 38*(7): 1081–1088. https://doi.org/10.1080/01425692.2017.1349654

- Gupta, R., Hammoudeh, Sh., Kim, W. J. & Simo -Kengne, B. D., (2014). "Forecasting China's foreign exchange reserves using dynamic model averaging: The roles of macroeconomic fundamentals, financial stress and economic uncertainty". *North American Journal of Economics and Finance,* 28: 170 -189

- Household budget reports of Iran Statistics Center 2011 to 2021. http:// www.amar.org.ir

- Jayathilaka, A., Wijesinghe, J. &Wijesinghe, J. W., (2020). "Female Headship and Poverty in Sri Lanka: A Household Level Analysis". [Online]. Available: www.rsisinternational.org

- Daud, J., Pulubuhu, D. A. & Hasniati, T., (2023). "Analysis of women's poverty in Maluku Province". *ESTIMASI: Journal of Statistics and Its Application,* 5(1), 31236. https://doi.org/10.20956/ejsa.v5i1.31236

- Koop, G. & Korobilis, D., (2011). "Forecasting Inflation using Dynamic Model Averaging". Manuscript available at: http: //personal. strath. ac. uk/gary. koop. https://doi.org/10.2901/1977-3331.2011.017

- Koop, G., McIntyre, S., Mitchell, J. & Poon, A., (2019). "Regional output growth in the United Kingdom: More timely and higher frequency estimates from 1970". *Journal of Applied Econometrics,* 35(2): 176-197. https://doi.org/10.1002/jae.2748

- Leo Cuaresma, J. C., Loichinger, E. G. & Vincelette, J. A. C., (2017). *Inequality as determinant of the persistence of poverty*, from the edited volume poverty, inequality and policy, https://doi.org/10.5772/intechopen.69181.

- Liu, C., Esteve, A. & Treviño, R., (2017). "Female-Headed Households and Living Conditions in Latin America". *World Development,* 90: 311-328. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.10.00

- Magnus, J., Powell, O. & Prufer, P., (2010). "A Comparison of Two Model Averaging Techniques with an Application to Growth Empirics". *Journal of Econometrics,* 154: 139-153. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.07.004

- Mashayekhi, S., Moradnezhadi, H., Saymohammadi, S. & Mirakzadeh, A., (2021). "Factors Influencing Economic Poverty of Rural Female-headed Households (The Case of Kermanshah County)". *Iranian Agricultural Extension and Education Journal*, 17(1): 119-132. DOR: 20.1001.1.20081758.1400.17.1.9.5

- Zanbak, M. & Soycan, S., (2023). "Econometric analysis of factors affecting women's multidimensional poverty". *Women's Studies International Forum,* 100: 102800. https://doi.org/10.1016/j.wsif.2023.102800

- Mehrabi, Y., Payandeh, A., Rezaei Ghahroodi, Z. & Zayeri, F., (2018). "Determinants of Households Health Expenditure: A Population-Based Study". *Archives of Advances in Biosciences,* 9(2): 27-32. https://doi.org/10.22037/jps.v9i2.20356 (In Persian)

- Meshaikhi, S., Moradanjadi, H., Sai Mohammadi, S. & Mirekzadeh, A. A., (2021). "Investigating factors affecting the economic poverty of female heads of rural households (Kermanshah city case study)". *Agricultural Extension and Education Sciences of Iran,* 17(1): 119-132. URL: https://www.iaeej.ir/article_135529.html?lang=en. (In Persian)

- Heidarnia, M., Ghaemian, T., Abadi, A., Fathian, S. & Montazeri, A., (2012). "Health-related quality of life and poverty". *Payesh*, 11 (4): 491-495. http://payeshjournal.ir/article-1-444-en.html

- Mousavi Jahormi, Y., Mehrara, M. & Totunchi Maleki, S., (2018). "Evaluation of factors affecting tax revenues in Iran's economy with dynamic averaging models (TVP DMA) approach". *Tax research paper,* 27 (44): 71-100. https://doi.org/10.22084/aes.2020.21212.3036 (In Persian)

- Mwangi, C., (2017). "An assessment of impact of poverty on female headed household in kangemi, Kenya". Master thesis in n Gender and Development Studies of the University of Nairobi.

- Nadami, Y. & Hassanvand, D., (2019). "The severity of sanctions and poverty in Iran: the need to cancel sanctions from the perspective of human rights". *Strategic Studies of Public Policy,* 9(31): 153-171. (In Persian)

- Nadami, Y. & Jalili Kamjo, S. P., (2018). "Evaluating the relationship between education, health, resources curse and poverty in Iran". *Strategic and macro policies,* 7(26): 304-325. https://doi.org/10.32598/JMSP.7.2.304 (In Persian)

- Negi, J. & Nambiar, D., (2021). "Intersectional social-economic inequalities in breast cancer screening in India: analysis of the National Family Health Survey". *BMC Women Health,* 21(1): 310-324. https://doi.org/10.1186/s12905-021-01464-5

- Nwosu, Chijioke, O. & Catherine, N., (2018). "Female household headship and poverty in South Africa: an employment-based analysis". *ERSA working paper*, 761. https://econrsa.org/system/files/publications/working_papers/working_paper_761.pdf

- Osmani, A. R. & Okunade, A., (2021). "A Double-Hurdle Model of Healthcare Expenditures across Income Quintiles and Family Size: New Insights from a Household Survey". *Journal of Risk and Financial Management*, 14(6): 246. http://dx.doi.org/10.3390/jrfm14060246

- Sala-i-martin, X., Doppelhofer, G. & Miller, R. I., (2004). "Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach". *American Economic Review,* 94(4): 813-835. https://doi.org/10.1257/0002828042002570

- Salem, A. & Foster, J., (2021). "Representations of Poverty in British Newspapers: A Case of "Othering" the Threat?". *Journal of Community and Applied Social Psychology,* 24(5): 390–405 .

- Savojipour, S., Assari Arani, A., Agheli, L. & Hassanzadeh, A., (2018). The Determinants of Urban Families' Health Expenditure. *The Journal of Economic Policy*, 10(19): 25-52. https://doi.org/10.29252/jep.10.18.25

- Shahraki, M. & Ghaderi, S., (2021). "Determinants of health expenditures of female-headed households in urban areas of Iran". *Iran J Health Educ Health Promot*, 9 (2): 133-144. http://dx.doi.org/10.52547/ijhehp.9.2.133 (In Persian)

- Shalchi, S. & Azimi, M., (2019). "A study of the feminization of poverty in Iran 1365 to 1395". *Women Research,* 10(28): 113-142. https://doi.org/10.30465/ws.2019.4363 (In Persian).

- Shiani, M. & Zare, H., (2018). "Meta-analysis of studies on women heads of households in Iran". *Sociological Studies,* 26(2): 67-97. https://doi.org/10.22059/jsr.2020.75859

- Shojaei, S., Yousefi, M., Ebrahimipour, H., Valinejadi, A. L., Tabesh, H., Fazaeli, S. et al., (1397). "Catastrophic health expenditures and impoverishment in the households receiving expensive interventions before and after health sector evolution plan in Iran: Evidence from a big hospital". *Koomesh*, 20 (2): 283-290. http://koomeshjournal.semums.ac.ir/article-1-4174-fa.html (In Persian)

- Sissons, P., Green, A. E. & Lee, N., (2017). "Linking the sectoral employment structure and household poverty in the United Kingdom". *Work, employment and society*, 0950017017722939. https://doi.org/10.1177/0950017017722939

- Yahivi Dizjaj, J. & Tajor Maryam, M. Y., (2018). "The relationship between the presence of an elderly person in the household and the health costs of Iranian households, using the national data of household income-expenses in 2015". *Salamand: Iranian Journal of Geriatrics*, 14 (4): 462-477. http://dx.doi.org/10.32598/sija.13.10.420 (In Persian).

- Zhang, Y., Ye, X. & Cheng, Y., (2017). "Dynamics of Multi- Scale Intra-Provincial Regional Inequality in Zhejiang, China". *Sustainability,* 16 (9): 5763-5784. https://doi.org/10.3390/su6095763

Vol. 13, No. 51, Autumn (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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

Bu-Ali Sin University

Estimation of Demand Function for Household Leisure Time in Urban Areas of Iran

Hamideh Torabi[1], Mohammad Parsaiyan[2], Mohammad Sadegh Alipour[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28459.3644
Received: 2023.10.28; Reviseed: 2023.03.05; Accepted: 2023.03.10
Pp: 75-93

Abstract

Leisure time and ways of spending it are one of the important parts of human daily life, which today is faced with many economic, social and cultural issues and challenges. The way of spending this time in dealing with personal and household matters has been taken away and turned into a real-virtual industry subject to various requirements and factors. The purpose of this article is to estimate the leisure time demand function of households in urban areas of Iran and to examine the factors related to the characteristics of urban households, including age, literacy level, gender, marital status, and the amount of financial resources of the head of the household on the time spent in leisure. For this purpose, ordinary least squares method was used to check the relationship between variables and to enter virtual variables in the model, and the coefficients of the model were estimated based on the data of the statistical year 2018-2019. Based on the results of the model, urban households with male heads leave less opportunity for leisure time compared to urban households with female heads; On the other hand, urban households whose heads are married have a greater tendency to devote time to leisure activities. In addition, financial availability is an effective factor in allocating more time to leisure in urban households.

Keywords: Demand Function, Leisure Time, Ordinary Least Squares, Household Demographic Characteristics.
JEL Classification: C22, O40, C19.

1. Assistant Professor, Department of Accounting, National University of Skills (NUS), Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: htorabi@shariaty.ac.ir
2. Member of the Quran and Social Education Group at ACECR, Tehran, Iran.
3. Assistant Professor, Research Centre for Resource Management and knowledge-based Business Studies, Tehran, Iran.

Citations: Torabi, H., Parsaian, M. & Alipour, M., (2024). "Estimation of Demand Function for Household Leisure Time in Urban Areas of Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(51): 75-93. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28459.3644
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5505.html?lang=en

1. Introduction

Today, economics examines leisure time from two perspectives; some believe that leisure services should be provided by the government, referring to the role of the government in the welfare of the people and the responsibility of maximizing public benefits (Friedrichsen et al., 2019). Others define leisure as a part of business that focuses on entertainment, sports, tourism, and recreation, and are classified as private goods (Blomquist et al., 2011). However, identifying the factors affecting the amount of household leisure time is beneficial from both perspectives, and it leaves the government's hands open in policy making and planning, and it can also estimate the market's opportunity and elasticity for private sector investment.

In this article, after reviewing the literature on the subject, which includes experimental studies abroad and inside the country, the research method will be explained, the research model will be introduced, the methodology framework and empirical analyzes will be discussed, and the results of the research will be presented at the end.

2. Materials and Methods

Almost from the early 60s, the scope of this debate was opened in the economic literature. In the framework of Gray Baker's time allocation theory, people spend their time on work, education and study, doing work at home, creating health and leisure. Of course, this allocation of time depends on factors such as income, wealth, age, literacy, relative price of goods, etc. In this case, the utility function will be as follows:

$$U = U(C_1,\ldots,C_n) \quad (1)$$

This function shows that when a person gains utility from the consumption of the combined goods Cis, these goods are produced by a combination of market goods and the individual's time. Therefore, a part of Ci can be defined as follows:

$$C_{xi} = C_i(q_1,\ldots,q_n,t_{ci}) \quad (2)$$

Here, q is the market good and t_{ci} is the time spent to produce the combined goods Ci with the help of qs. Of course, people's time is not only allocated for t_{ci} consumption, but part of their time is allocated to leisure time and a part is allocated to the production of mixed leisure goods. The leisure production function is similar to the production function of mixed consumer goods defined as follows:

$$C_{Li} = C_i(x_1,\ldots,x_p,t_{Li}) \quad (3)$$

x in these goods and services is a market for leisure and tLi is the time a person spends to enjoy leisure activities. In addition to the limitations of the two relationship production functions (2) and (3), maximizing the utility in the relationship, (1) requires the introduction of income and time constraints, which are presented as follows:

$$Y = W\,T_W + V = \sum_{i=1}^{n} p_i\,q_i + \sum_{j=1}^{i} r_j\,x_j \quad (4)$$

$$T = T_W + T_C + T_L \quad (5)$$

Here r is the price of leisure market goods and p is the price of consumer market goods. The maximization of utility according to constraints (2) to (5) shows that personal decision to allocate time to various uses such as generating income (T_W) to many other factors such as age, occupation, combined goods production technique in terms of concentration of market goods or time input It will depend. Therefore, the utility function will be as follows:

$$\text{Max } U = u(q_1,\ldots,q_n,t_{ci},x_1,\ldots,x_p,t_{Li}) \quad (6)$$

$$\text{S.t}: Y = \sum_{i=1}^{n} p_i\,q_i + \sum_{j=1}^{i} r_j\,x_j = W\,T_W + V \quad (7)$$

$$T = T_W + T_C + T_L \quad (8)$$

Which by inserting relation (5) in (4) we will have:

$$S.t : Y = W (T-T_c-T_L) + W \quad (9)$$

$$L = U (q_1,\ldots,q_n,t_{ci}, x_1,\ldots,x_p,t_{Li}) + \lambda [V + W T_W - Y] \quad (10)$$

$$L = U (q_1,\ldots,q_n,t_{ci}, x_1,\ldots,x_p,t_{Li}) - \lambda [Y - (V + W(T - T_C + T_L))] \quad (11)$$

In this way, by forming the Lagrange function and creating the initial conditions, the demand function for leisure is extracted; In order to maximize the utility function, the following model will be obtained by taking a derivative with respect to the time variables and with multiple placements:

$$LnLeisuretime(T_L) = \beta_0 + \beta_1 LnAge + \beta_2 LnLiteracy + \beta_3 LnActivity\text{-}Job \quad (12)$$

In order to calculate the elasticity of relation 15 and remove the units of the variables in it, the final model is considered as Ln. Also, in order to analyze the model according to gender, marital status (married or single), housing ownership (owner or non-owner) and having a private car by the head of the household, four virtual variables D_1, D_2, D_3 and D_4 have been considered; Therefore, the final model will be changed as follows:

$$LnLeisuretime(T_L) = \beta 0 + \beta_1 LnAge + \beta_2 LnLiteracy + \beta_3 LnActivity\text{-}Job + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + \beta_6 D_3 + \beta_7 D_4$$

3. Data

In order to estimate the regression coefficients in the above model, the statistical information related to the independent variables based on the available statistics obtained in the form no. 1 of the household questionnaire in the planning of statistics of time spent in urban areas and the statistical information related to the dependent variable based on the available statistics obtained in the form no. 2 of the questionnaire An individual (for people aged 15 years and older present in the household) was calculated by Iran Statistics Center in 2018-2019.

4. Discussion

In this research, the final secondary data of 1777 urban households of the time-spending statistics plan in the statistical year 2018-2019 of the Statistics Center were extracted and classified using Stata software, and the results were analyzed in SPSS software.

It is assumed that the variables have a normal distribution. Based on this, the regression coefficients of the model were estimated as follows:

$$LnLeisuretime(T_L) = 3.114 - 0.021 LnAge - 0.03 LnLiteracy - 0.436 LnActivity\text{-}Job - 0.094 D_1 + 0.248 D_2 + 0.18 D_3 + 0.166 D_4$$

In order to ensure the independence and non-collinearity of auxiliary variables of the model, the VIF (Tolerance) statistic was used and based on the results obtained in the range smaller than 10 (greater than 0.1), the lack of collinearity problem for the independent variables of the model was proved.

5. Conclusion

The obtained findings indicate that all the independent variables in the model have an effect on the hours spent for household leisure, and with the increase in age, educational qualification, activity level and the economic role of the head of the household, the hours of household leisure decrease. The results of the research also indicate that households

living in urban areas with male heads (married and unmarried) have less opportunity to spend leisure time compared to households living in urban areas with female heads; On the other hand, households living in urban areas whose heads are married have more tendency to spend time on leisure activities compared to households with single heads. On the other hand, having economic facilities such as housing and a personal car is an effective factor in allocating more time to leisure.

Acknowledgments
The authors appreciate and thank the valuable comments of the respected anonymous referees of the journal.

Observation Contribution
The authors declare that the first author contributed to the research framework and method, mathematical calculations, model estimation and experimental analysis, the second author contributed to the scientific literature and article management, and the third author contributed to the extraction and arrangement of primary data and also the research guidance.

Conflict of Interest
The authors, in compliance with publication ethics, declare the absence of conflict of interest.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۱، پاییز ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

برآورد تابع تقاضای اوقات فراغت خانوار مناطق شهری ایران

حمیده ترابی[۱]، محمد پارسائیان[۲]، محمدصادق علیپور[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28459.3644
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۰۶، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۲/۱۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۲۰
صص: ۹۳-۷۵

چکیده

اوقات فراغت و شیوه‌های گذران آن، یکی از بخش‌های مهم زندگی روزمرهٔ بشر است که امروز با مسائل و چالش‌های اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی متعددی مواجه شده است. نحوهٔ گذران این اوقات در پرداختن به امور موردعلاقهٔ فرد و خانوار منتزع شده و به صنعتی واقعی-مجازی تابع مقتضیات و عوامل متعددی تبدیل شده است. هدف این پژوهش برآورد تابع تقاضای اوقات فراغت خانوار مناطق شهری ایران و بررسی عوامل مرتبط با ویژگی‌های خانوار شهری شامل: سن، سطح سواد، جنسیت، وضعیت زناشویی و میزان تمکن مالی سرپرست خانوار بر زمان صرف‌شده در حوزهٔ فراغت است؛ بدین‌منظور از روش حداقل مربعات معمولی برای بررسی ارتباط میان متغیرها و واردکردن متغیرهای مجازی در مدل استفاده شد و ضرایب مدل براساس داده‌های سال آماری ۹۹-۱۳۹۸ برآورد گردید. براساس نتایج مدل، خانوارهای شهری دارای سرپرستان مرد در قیاس با خانوارهای شهری با سرپرستان زنان، فرصت کمتری برای اوقات فراغت می‌گذارند؛ از سوی دیگر، خانوارهای شهری که سرپرست آن‌ها متأهل هستند، تمایل بیشتری به اختصاص زمان به فعالیت‌های فراغتی دارند. به‌علاوه تمکن مالی عاملی اثرگذار در تخصیص زمان بیشتر به فراغت خانوارهای شهری است.

کلیدواژگان: تابع تقاضا، اوقات فراغت، حداقل مربعات معمولی، ویژگی‌های دموگرافیک خانوار.
طبقه‌بندی JEL: C22, O40, C19.

۱. استادیار گروه حسابداری، دانشگاه ملی مهارت، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
Email: htorabi@shariaty.ac.ir
۲. عضو گروه قرآن و تربیت اجتماعی جهاد دانشگاهی، تهران، ایران.
Email: mp.iqna@gmail.com
۳. استادیار مرکز پژوهشی مدیریت منابع و کسب و کار دانش‌محور، تهران، ایران.
Email: msalipour@hotmail.com

ارجاع به مقاله: ترابی، حمیده؛ پارسائیان، محمد؛ و علیپور، محمدصادق، (۱۴۰۳). «برآورد تابع تقاضای اوقات فراغت خانوار مناطق شهری ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۱): ۷۵-۹۳. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.28459.3644
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5505.html?lang=fa

۱. مقدمه

خانواده بهترین و امن‌ترین محیط اجتماعی برای سپری کردن اوقات فراغت است. نتایج برخی تحقیقات نیز نشان می‌دهد که بیشتر مردم جهان خانواده را مهم‌ترین محیط اجتماعی برای گذران ساعات فراغت می‌دانند (شاو،[1] ۱۹۹۷)؛ اگرچه برتری‌های بسیاری در گذران اوقات فراغت با خانواده و در خانواده وجود دارد، ولی خانواده‌ها در هنگام گذراندن اوقات فراغت و شرکت جمعی در تفریحات با مشکلاتی روبه‌رو می‌شوند (اورتنسر و مانچینی[2]، ۱۹۹۱).

الگوی فراغتی خانوار بیان‌گر بخش مهمی از سبک زندگی افراد در جامعه است و افراد از ساعات غیرکاری به‌عنوان فرصتی برای بازیافت و تجدید قوای خود استفاده کند. هر اندازه تجدید قوای افراد مطلوب‌تر باشد، به‌همان اندازه انتظار می‌رود تعاملات خانوادگی و فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی خانوار بهبود یابد. در صورت کشف رابطهٔ علت و معلولی میان میزان زمان صرف‌شده برای فراغت و عوامل مؤثر بر آن (مانند: گروه سنی، جنسیت و...) و با درک دقیق‌تر عوامل مؤثر بر انتخاب میان انواع فعالیت‌های گذران فراغت، می‌توان به مبانی دقیق‌تری برای طراحی سیاست‌های فرهنگی و اجتماعی دست‌یافت (سازمان ملی جوانان[3]، ۱۳۸۱).

علم اقتصاد، امروزه از دو منظر به بررسی اوقات فراغت می‌پردازد؛ برخی با اشاره به نقش دولت در رفاه مردم و مسئولیت حداکثرسازی منافع عمومی بر این باور هستند که خدمات اوقات فراغت باید از سوی دولت ارائه شود (فریدریچسن و همکاران[4]، ۲۰۱۹). برخی دیگر، اوقات فراغت را به‌عنوان بخشی از کسب‌وکار تعریف می‌کنند که بر سرگرمی، ورزش، گردشگری و تفریح تمرکز دارد و در دستهٔ کالاهای خصوصی قرار می‌گیرند (بلومکوئیست و همکاران[5]، ۲۰۱۱). با این‌حال شناسایی عوامل مؤثر بر میزان اوقات فراغت خانوار از هر دو منظر امری پرفایده است و هم دست دولت را در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی باز می‌گذارد و هم می‌تواند فرصت و کشش بازار را برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی برآورد نماید.

در این پژوهش، پس از بررسی ادبیات موضوع که مشتمل‌بر مطالعات تجربی در خارج و داخل کشور است، به تبیین روش پژوهش، معرفی مدل پژوهش، چارچوب متدولوژی و تحلیل‌های تجربی پرداخته می‌شود و در انتها نتایج حاصل از تحقیق ارائه خواهد شد.

۲. پیشینهٔ پژوهش

سابقهٔ گردآوری داده‌های گذران وقت به سال ۱۹۲۰م. برمی‌گردد و از آن زمان تاکنون مختصات و ابزار گردآوری و تحلیل داده‌ها همواره تکامل داشته است. ابتدا گزارش اهم این مطالعات در جهان ارائه می‌گردد و سپس به پیشینهٔ تحقیقات در داخل کشور اشاره خواهد شد.

---

[1] Shaw (1997)
[2] Orthner and Mancini (1991)
[3] National Youth Organization (1381)
[4] Friedrichsen et al. (2019)
[5] Blomquist et al. (2011)

«گری بکر»[1] (۱۹۶۵) در چارچوب نظریهٔ تخصیص زمان خود این‌چنین بیان می‌کند که بخش قابل‌توجهی از زمان و درآمد انسان صرف کسب مطلوبیت از فعالیت‌های گوناگونی ازجمله فراغت می‌شود. در همین‌راستا، ساعات باقی‌مانده از کار تنها برای اوقات فراغت طبقه‌بندی نمی‌شود؛ بدین‌معنا که وقت خود را صرف کار، آموزش و تحصیل، انجام کار در منزل، ایجاد بهداشت و فراغت می‌کنند.

در مطالعه‌ای که «روبن گرونا»[2] (۱۹۷۷) انجام داده تخصیص زمان خانواده بین سه فعالیت کار در بازار، کار در خانه و اوقات فراغت بر روی داده‌های امریکا را به تفکیک اثر درآمدی و اثر قیمتی مشخص ساخته است. متغیرهای وابستهٔ تحقیق او شامل زمان صرف‌شده در بازار کار، کارهای خانگی و زمان فراغت زنان است، ضمن این‌که متغیرهای مستقل تحقیق وی سن، تحصیلات و تجربهٔ بازار کار، تحصیلات و دستمزد شوهر، درآمدهای غیرکاری خانواده، تعداد فرزندان زیر ۱۸سال، تعداد فرزندان در سنین مدرسه، تعداد اتاق در منزل و دستمزد تخمین زده است. نتایج تحقیق برای زنان شاغل بیان‌گر آن است که دستمزد زن و تجربهٔ کاری برروی میزان کار خانگی اثر منفی و اوقات فراغت دارای اثرگذاری مثبت بر میزان زمان اختصاص‌یافته برای کار بازاری است.

«جان ترایب»[3] (۲۰۰۴) در کتاب خود با عنوان *اقتصاد تفریح، فراغت و گردشگری*، ضمن معرفی عوامل کلیدی مؤثر بر تقاضا در حوزهٔ تفریحات و صنایع این نکته را مدنظر قرار می‌دهد که برای فهم بهتر میزان و نحوهٔ مصرف در خانوارها باید عوامل تعیین‌کنندهٔ آن موردتوجه قرار گیرد؛ او معتقد است از میان عوامل کلیدی اقتصاد (کلان)، نرخ بهره، تورم، نرخ ارز و مالیات غیرمستقیم بر هزینه‌های خدمات و محصولات اوقات فراغت مؤثر هستند.

«بارانو»[4] و همکاران (۲۰۲۱) در مقالهٔ خود با عنوان «زیرساخت اوقات فراغت فرهنگی در جامعهٔ مصرفی از دیدگاه دانشجویی: چشم‌اندازها و مشکلات ترویج»، ویژگی‌های زیرساخت‌های اوقات فراغت فرهنگی و نقش آن در بازنمایی دانش‌آموزان را مورد بررسی قرار داده‌اند؛ نتایج دریافتی از این مقاله حاکی از آن است که اوقات فراغت اغلب به منزلهٔ پرکردن مصرف زمان غیرکاری موردتوجه قرار می‌گیرد. هم‌چنین مشخص گردید که از دیدگاه دانش‌آموزان، معلم نقش مهمی در صنعت اوقات فراغت به‌عنوان راهنمای دنیای سرگرمی‌ها ایفا می‌کند.

«برینسی» و «کاراکوس»[5] (۲۰۲۲) در مقاله‌ای تحت عنوان «تفریح حلال»، ضمن بررسی روند تاریخی مفهوم اوقات فراغت به تبیین مفهوم تفریح حلال پرداخته‌اند؛ یافته‌های حاصل‌شده در این مقاله دلالت‌بر آن دارد که افراد می‌توانند در زمان‌های باقی‌مانده در طول روز فارغ از تعهدات بیرونی و با رعایت ارزش‌های جامعه متعلق به آن، آزادانه، بدون انگیزهٔ سود، به صورت فردی یا گروهی، فعال، منفعل یا نیمه‌فعال در راستای تجدید روحیه و افزایش قوای جسمی خود مشارکت نمایند.

سابقهٔ دقیق انجام تخصصی مطالعات گذران وقت نخستین‌بار در ایران به سال ۱۳۸۳ توسط پژوهشکدهٔ آمار برمی‌گردد و تا پیش از آن اطلاعات آمارهای گذران وقت بر پایهٔ نیاز دستگاه‌های اجرایی جمع‌آوری می‌شده است.

---

[1] Gary Becker (1965)
[2] Reuben Gronau (1977)
[3] John Tribe (2004)
[4] Baranov (2021)
[5] Birinci and Karakus (2022)

«شجاعی»[1] (۱۳۸۸) در مطالعهٔ خود به بررسی تقاضای برنامهٔ تلویزیونی و عوامل مؤثر بر آن ازطریق پرسشنامه به برآورد ویژگی‌های تقاضا برای برنامه‌های تلویزیونی با توجه به مشخصات درآمد، ثروت و ارزش اوقات فراغت پرداخته و ۲۷ متغیر را بررسی کرده است. «مرادی»[2] (۱۳۹۱) در پایان‌نامهٔ خود به بررسی عوامل مؤثر بر گذران اوقات فراغت در ایران پرداخته است. در همین‌راستا، او از داده‌های طرح آمارگیری گذران وقت نقاط شهری کشور سال ۱۳۸۸–۱۳۸۷ استفاده کرده است. نتایج مدل رگرسیونی وی حاکی از آن است که به‌صورت کلی فراغت مردان بیشتر از زنان است. به‌علاوه این‌که او نتیجه گرفته است که با افزایش سطح تحصیلات، میزان زمان تخصیصی برای فراغت افزایش می‌یابد. «سرمدی» و «محمدی»[3] (۱۳۹۷) در کتاب خود با عنوان *صنعت اوقات فراغت و راه‌های غنی‌سازی آن* به ارائه تعریف دقیق از اوقات فراغت و کارکردهای آن پرداخته است، ولی به حوزهٔ اقتصاد فراغت ورودی نداشته است.

«اکبرپور» و همکاران[4] (۱۴۰۱) در مقالهٔ خود با عنوان بررسی عوامل مؤثر بر بهبود اوقات فراغت ورزشی با تأکید بر الگوی ایرانی اسلامی با روش آماری تحلیل عاملی اکتشافی می‌پردازد. نویسندگان در این مطالعه عوامل اثرگذار بر بهبود اوقات فراغت ورزشی را در چهار دستهٔ عوامل فنی، اجتماعی، روانی–جسمی و انسان‌شناختی طبقه‌بندی کردند.

در این بخش، تلاش شد تا اهم تحقیقات انجام‌شده در عرصهٔ خارجی و داخلی مورد اشاره قرار گیرد؛ بررسی پیشینهٔ پژوهش‌های داخلی نشان از آن دارد که این مطالعات بیشتر از حیث مقولات فرهنگی و اجتماعی به اوقات فراغت پرداخته‌اند و کمتر از روش‌های اقتصادسنجی، به‌ویژه با هدف برآورد تابع تقاضای اوقات فراغت استفاده شده است. جوامع آماری عمده تحقیقات نیز محدود به یک گروه خاص بوده و از این حیث به تعمیم‌پذیری نتایج آسیب رسانده است. با وجود توسعهٔ ادبیات علمی اوقات فراغت در مطالعات خارجی، تحلیل الگوی اوقات فراغت و تابع تقاضای آن در کشور باید با بررسی داده‌های معتبر داخلی و برپایهٔ واقعیت‌های فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی ایران باشد؛ بنابراین خروجی تحقیقات خارجی به‌دلیل تمایز در جامعهٔ آماری متفاوت از الگو و مدل تقاضای کشور است.

۳. چارچوب و روش پژوهش

مجموع درآمد و زمان به‌عنوان منابع در اختیار فرد، صرف کسب مطلوبیت برای او می‌شود. از سوی دیگر، بخش قابل‌توجهی از منابع جامعه برای تهیهٔ کالاها و خدماتی صرف می‌شود که امکان بهره بردن از اوقات فراغت را فراهم می‌کند. در الگوی رفتاری و تقاضای نیروی کار بحث می‌شود که افراد وقت خود را می‌توانند به کار یا به اوقات فراغت تخصیص دهند. اقتصاددانان، این الگوی مصرف را به‌صورت مدل ذیل بیان می‌کنند:

$$\text{Max } U = U(Y, T_L) \qquad (۱)$$

[1] Shojaei (1388)
[2] Moradi (1391)
[3] Sarmadi & Mohammadi (1397)
[4] Akbarpour et al. (1401)

$$S.t: W T_L + V \quad (۲)$$

$$T = T_W + T_L \quad (۳)$$

در این الگو Y درآمد، T_L اوقات فراغت، W دستمزد، T_W ساعات کار، T کل ساعات در اختیار و V درآمد غیرکاری است. تابع مطلوبیت در این مدل با لحاظ‌کرد محدودیت درآمد و زمان قابل تخصیص به حداکثر می‌رسد. با این بهینه‌سازی، نحوهٔ تخصیص زمان مصرف‌کننده به کار و فراغت با وابستگی به درآمد مشخص می‌شود؛ هرچند ورود درآمد به مدل تصمیم‌گیری مصرف‌کننده، در مدل‌های اقتصاد خُرد ابتکاری در تبیین بهتر تابع عرضهٔ نیروی کار است، اما هم‌چنان با مدلی که تخصیص زمان را توضیح می‌دهد فاصله بسیاری دارد.

تقریباً از اوایل دههٔ ۶۰م. دامنهٔ این بحث در ادبیات اقتصاد گشوده شد. در چارچوب نظریهٔ تخصیص زمان گری‌بکر، افراد وقت خود را صرف کار، آموزش و تحصیل، انجام کار در منزل، ایجاد بهداشت و فراغت می‌کنند. این تخصیص زمان، البته به عواملی چون: درآمد، ثروت، سن، سواد، قیمت نسبی کالاها و غیره بستگی دارد. در این حالت تابع مطلوبیت به‌صورت زیر خواهد بود:

$$U = U(C_1,\ldots,C_n) \quad (۴)$$

این تابع نشان می‌دهد هنگامی فرد از مصرف کالاهای ترکیبی C_iها مطلوبیت کسب می‌کند که این کالاها ترکیبی از کالاهای بازاری و زمان فرد، تولید شوند. از همین روی قسمتی از C_i را می‌توان به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$C_{xi} = C_i(q_1,\ldots,q_n,t_{ci}) \quad (۵)$$

در اینجا q کالای بازاری و t_{ci} زمانی است که با کمک qها صرف تولید کالاهای ترکیبی C_i می‌شود؛ البته وقت افراد فقط برای مصرف t_{ci} تخصیص نمی‌یابد، بلکه بخشی از وقت خود را به اوقات فراغت و بخشی صرف تولید کالاهای ترکیبی فراغتی تخصیص می‌دهد. تابع تولید اوقات فراغت مشابه تابع تولید کالاهای ترکیبی مصرفی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_{Li} = C_i(x_1,\ldots,x_p,t_{Li}) \quad (۶)$$

xها در این کالاها و خدمات بازاری برای فراغت و t_{Li} اوقاتی است که شخص برای بهره‌مندی از فعالیت‌های فراغتی صرف می‌کند. علاوه‌بر محدودیت‌های دو تابع تولید روابط (۵) و (۶) به حداکثر رسانیدن مطلوبیت در رابطهٔ (۴) نیازمند معرفی قیدهای درآمد و زمان است که به‌صورت زیر مطرح می‌شوند:

$$Y = W T_W + V = \sum_{i=1}^{n} p_i\, q_i + \sum_{j=1}^{i} r_j\, x_j \quad (۷)$$

$$T = T_W + T_C + T_L \quad (۸)$$

در اینجا r قیمت کالاهای بازاری فراغتی و p قیمت کالاهای بازاری مصرفی است. حداکثرسازی مطلوبیت با توجه به محدودیت‌های (۵) تا (۸) نشان می‌دهد تصمیم‌گیری شخصی برای تخصیص زمان به مصارف مختلف مانند ایجاد درآمد (T_W) به عوامل متعدد دیگری چون: سن، شغل، تکنیک تولید کالاهای ترکیبی از جهت تمرکز کالاهای بازاری یا نهادهٔ زمان بستگی پیدا خواهد کرد؛ بنابراین تابع مطلوبیت به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Max\ U = u(q_1,\ldots,q_n,t_{ci}, x_1,\ldots,x_p,t_{Li}) \quad (۹)$$

$$S.t: Y = \sum_{i=1}^{n} p_i\, q_i + \sum_{j=1}^{i} r_j\, x_j = W\, T_W + V \quad (۱۰)$$

$$T = T_W + T_C + T_L \quad (۱۱)$$

که با جای‌گذاری رابطهٔ (۸) در (۷) خواهیم داشت:

$$S.t: Y = W\,(T - T_c - T_L) + W \quad (۱۲)$$

$$L = U\,(q_1,\ldots,q_n,t_{ci}, x_1,\ldots,x_p,t_{Li}) + \lambda\,[V + W\,T_W - Y] \quad (۱۳)$$

$$L = U\,(q_1,\ldots,q_n,t_{ci}, x_1,\ldots,x_p,t_{Li}) - \lambda\,[Y - (V + W(T - T_C + T_L))] \quad (۱۴)$$

بدین‌ترتیب با تشکیل تابع لاگرانژ و ایجاد شرایط اولیه، تابع تقاضا برای فراغت استخراج می‌شود؛ برای حداکثرسازی تابع مطلوبیت، نسبت به متغیرهای زمان مشتق گرفته و ضمن جای‌گذاری‌های متعدد مدل زیر حاصل خواهد شد:

$$LnLeisuretime(T_L) = \beta_0 + \beta_1 LnAge + \beta_2\, LnLiteracy + \beta_3\, LnActivity\text{-}Job \quad (۱۵)$$

که مدل رگرسیونی است و به‌روش حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) برآورد می‌گردد؛ خاطرنشان می‌سازد به‌منظور محاسبهٔ کشش‌های رابطهٔ ۱۵ و حذف واحدهای متغیرهای موجود در آن، مدل نهایی به‌صورت Ln درنظر گرفته می‌شود. هم‌چنین به‌منظور تحلیل مدل به تفکیک جنسیت، وضعیت زناشویی (تأهل یا تجرد)، نحوهٔ تصرف مسکن (مالک یا غیرمالک) و برخورداری از خودروی شخصی از سوی سرپرست خانوار چهار متغیر مجازی D_1، D_2، D_3 و D_4 درنظر گرفته شده است؛ بنابراین، مدل نهایی به‌صورت زیر تغییر خواهد یافت:

$$LnLeisuretime(T_L) = \beta_0 + \beta_1 LnAge + \beta_2\, LnLiteracy + \beta_3\, LnActivity\text{-}Job + \beta_4\, D_1 + \beta_5\, D_2 + \beta_6\, D_3 + \beta_7\, D_4 \quad (۱۶)$$

در جدول زیر حالت‌های مختلف متغیرهای مجازی مستقل مدل به تفکیک بیان شده است.

جدول ۱: حالت‌های مختلف متغیرهای مجازی مستقل مدل

Tab. 1: Different modes of virtual variables of the model

متغیر مجازی مستقل	مقدار	وضعیت
D_1	۱	مرد سرپرست خانوار
	۰	زن سرپرست خانوار
D_2	۱	سرپرست خانوار متأهل
	۰	سرپرست خانوار مجرد
D_3	۱	سرپرست خانوار مالک مسکن
	۰	سرپرست خانوار غیر مالک مسکن
D_4	۱	سرپرست خانوار دارای خودرو
	۰	سرپرست خانوار فاقد خودرو

[1] Ordinary Least Squares

به‌منظور برآورد ضرایب رگرسیونی در مدل فوق، اطلاعات آماری مربوط به متغیرهای مستقل براساس آمارهای موجود اخذشده در فرم شمارهٔ ۱ پرسشنامهٔ خانوار در طرح آمارگیری گذران وقت در مناطق شهری و اطلاعات آماری مربوط به متغیر وابسته براساس آمارهای موجود اخذشده در فرم شمارهٔ ۲ پرسشنامهٔ فردی (برای افراد ۱۵ ساله و بیشتر حاضر خانوار) مرکز آمار ایران در سال ۹۹–۱۳۹۸ محاسبه شده است. خاطرنشان می‌سازد متغیر وابسته، میزان زمان اختصاص‌یافته به اوقات فراغت توسط خانوار مناطق شهری است. از آنجاکه در طبقه‌بندی‌های بین‌المللی تمامی فعالیت‌های فرد در شبانه‌روز در یکی از ۹ گروه فعالیت اصلی اختصاص می‌یابد، در این پژوهش برخی فعالیت‌ها که در گروه هفتم با عنوان «معاشرت، ارتباط، مشارکت اجتماعی و آداب‌ورسوم دینی» و گروه هشتم با نام «فرهنگ، فراغت، رسانه‌های گروهی، تمرین‌های ورزشی» طبقه‌بندی شده در زمرهٔ امور فراغتی محاسبه شده است.

٤. تحلیل‌های تجربی

در این تحقیق داده‌های ثانویهٔ نهایی مشتمل‌بر ۱۷۷۷ خانوار شهری طرح آمارگیری گذران وقت در سال آماری ۹۹–۱۳۹۸ مرکز آمار با استفاده از نرم‌افزار Stata استخراج و طبقه‌بندی شدند و نتایج در نرم‌افزار SPSS مورد بررسی و تحلیل قرار گرفت. فرض می‌شود که متغیرها توزیع نرمال دارند؛ بر این‌اساس، ضرایب رگرسیونی مدل به‌صورت زیر برآورد شد:

$$\text{LnLeisuretime}_{(T_L)} = ۳.۱۱۴ - ۰.۰۲۱\ \text{LnAge} - ۰.۰۳\ \text{LnLiteracy} - ۰.۴۳۶\ \text{LnActivity-Job} - ۰.۰۹۴\ D_۱ + ۰.۲۴۸\ D_۲ + ۰.۱۸\ D_۳ + ۰.۱۶۶\ D_۴ \qquad R^2 = 0.124 \qquad (۱۸)$$

به جهت اطمینان از استقلال و عدم هم‌خطی متغیرهای کمکی مدل از آمارهٔ VIF (حد)[1] استفاده شد و براساس نتایج حاصل‌شده در دامنهٔ کوچک‌تر از ۱۰ (بزرگ‌تر از ۰.۱)، نبود مشکل هم‌خطی برای متغیرهای مستقل مدل ثابت گردید. نتایج به‌دست‌آمده مربوط به تحلیل مدل در جدول زیر به‌نمایش درآمده است.

جدول ۲: نتایج تحلیل مدل در سطح معناداری ۰.۰۵

Tab. 2: The results of model analysis at a significance level of 0.05

متغیرها	ضرایب استاندارد نشده	آمارهٔ t	آمارهٔ VIF	حد	احتمال
میزان ساعت فراغت	۳.۱۱۴	۱۸.۵۲۷	–	–	۰.۰۰۰
سن	−۰.۰۲۱	−۰.۴۹۲	۱.۳۰۵	۰.۷۶۶	۰.۰۰۰
مدرک تحصیلی	−۰.۰۳	−۱.۲۲۴	۱.۲۵۲	۰.۷۹۹	۰.۰۰۰
وضع فعالیت – شغلی	−۰.۴۳۶	−۱۱.۹۷۹	۱.۱۹۵	۰.۸۳۷	۰.۰۰۰
جنسیت	−۰.۰۹۴	−۳.۰۵۹	۱.۰۴۲	۰.۹۶	۰.۰۰۰
وضع زناشویی	۰.۲۴۸	۷.۲۴۳	۱.۱۸۳	۰.۸۴۵	۰.۰۰۰

[1] TOLERANCE

متغیرها	ضرایب استاندارد نشده	آمارهٔ t	آمارهٔ VIF	حد	احتمال
نحوهٔ تصرف مسکن خانوار	۰.۱۸	۵.۱۸۴	۱.۰۵۱	۰.۹۵۲	۰.۰۰۰
برخوداری از خودروی شخصی	۰.۱۶۶	۵.۰۷۴	۱.۱۶۶	۰.۸۵۸	۰.۰۰۰

نتایج الگوی فوق حاکی از آن است که کلیهٔ متغیرهای درنظر گرفته شده دارای اثر معنادار بر ساعت صرف‌شده برای فراغت توسط خانوار ساکن در مناطق شهری هستند؛ ضرایب رگرسیونی به‌دست‌آمده در مدل مذکور دلالت‌بر آن دارد که میان سن سرپرستان خانوارِ ساکن در مناطق شهری و زمانی‌که خانوار به اوقات فراغت اختصاص می‌دهد، ارتباط معنادار معکوسی وجود دارد؛ به‌عبارت دیگر، به ازای یک‌درصد افزایش در سن سرپرستان خانوار ساکن در مناطق شهری، میزان زمان اختصاص‌یافتهٔ خانوار در طول شبانه‌روز به اوقات فراغت، ۰.۰۲۱٪ کاهش می‌یابد. درخصوص مدرک تحصیلی نیز با افزایش مدرک تحصیلی سرپرست خانوار، میزان زمانی‌که خانوار ساکن در مناطق شهری صرف اوقات فراغت می‌کنند، کاهش می‌یابد؛ هم‌چنین میان وضع فعالیت–شغلی سرپرستان خانوار ساکن در مناطق شهری و زمان صرف‌شدهٔ خانوار برای اوقات فراغت، ارتباط معنادار منفی (معکوس) وجود دارد؛ به‌عبارت دیگر، به ازای یک‌درصد افزایش در وضعیت فعالیت–شغلی سرپرستان خانواری که در مناطق شهری ساکن هستند، زمان صرف‌شدهٔ خانوار برای اوقات فراغت به‌میزان ۰.۴۳۶٪ کاهش می‌یابد؛ به‌عبارت دیگر، با افزایش نقش و کنشگری اقتصادی سرپرستان خانوار ساکن در مناطق شهری، خانوار درمجموع ترجیح می‌دهند زمان کمتری را صرف فراغت نمایند.

به‌منظور مقایسهٔ میزان زمان اختصاص‌یافته برای اوقات فراغت خانوار به تفکیک حالت‌های مختلف صفر و یک برای چهار متغیر مجازی مستقل تعریف‌شده در مدل که به‌ترتیب جنسیت، وضعیت زناشویی، نحوهٔ تصرف مسکن و برخورداری از خودروی شخصی (۱۶ حالت مختلف) توسط سرپرست خانوار هستند، به‌صورت زیر عمل می‌شود.

جدول ۳: حالت‌های مختلف مقادیر متغیرهای مجازی مستقل مدل

Tab. 3: Different modes of values of independent virtual variables

متغیر	حالت‌های متصور															
	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶
D_1	۰	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۱
D_2	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۱	۰	۱	۱	۰	۱	۱
D_3	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۱	۱	۰	۱	۱	۱
D_4	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱

حالت اول: اگر چهار متغیر مجازی D_1، D_2، D_3 و D_4 با یک‌دیگر مساوی و برابر صفر باشند؛ الگوی تخصیص زمان اوقات فراغت برای خانواری که سرپرست آن‌ها، زن مجرد و فاقد مسکن و خودرو را نشان می‌دهد، یعنی مدل شمارهٔ ۱۷ به‌صورت زیر خواهد بود:

$$LnLeisuretime(T_L) = ۳.۱۱۴ - ۰.۰۲۱\ LnAge - ۰.۰۳\ LnLiteracy - ۰.۴۳۶\ LnActivity\text{-}Job \quad (۱۹)$$

حالت دوم: چنان‌چه D_1 مقدار ۱ بگیرد و سایر متغیرهای مجازی D_2، D_3 و D_4 صفر باشد، آنگاه β. برابر ۳.۰۲ خواهد بود. چنان‌چه ملاحظه می‌شود با کاهش مقدار β. نسبت به مدل پیشین نشان می‌دهد که خانوارها با سرپرستی مردان مجرد فاقد مسکن و خودرو در قیاس با خانوارهای مشابه با سرپرستی زنان مجرد (با β.= ۳.۱۱۴)، زمان کمتری به اوقات فراغت اختصاص می‌دهند؛ یعنی جنسیت، عاملی اثرگذار در تخصیص زمان فراغت این خانوارهاست.

حالت سوم: اگر D_2 برابر ۱ و D_1، D_3 و D_4 صفر باشند، آنگاه الگوی اختصاص زمان خانوارها با سرپرست زن متأهل فاقد مسکن و خودرو دارای β. مساوی ۳.۳۶۲ است؛ که بیانگر آن است که خانوارها با سرپرست زن متأهل فاقد مسکن و خودروی شخصی در قیاس با خانوارهای مشابه با سرپرست زن مجرد (با β.= ۳.۱۱۴)، زمان بیشتری به فعالیت‌های فراغتی اختصاص می‌دهند؛ یعنی تأهل عاملی اثرگذار بر افزایش میزان اوقات فراغت این خانوارهاست.

حالت چهارم: اگر D_3 برابر ۱ و سایر متغیرهای مجازی ۰ باشند، الگوی تخصیص زمان فراغت خانوار با سرپرست زن مجرد دارای عرض از مبدأ ۳.۲۹۴ خواهد بود. این امر نشان‌دهندهٔ آن است که ساعت اوقات فراغت خانوارها با سرپرست زن مجرد مالک مسکن بیش از اوقات فراغت خانوارهای مشابه فاقد مسکن است؛ یعنی مالکیت مسکن زمان تخصیصی این خانوارها به اوقات فراغت را افزایش می‌دهد.

حالت پنجم: اگر D_4 برابر ۱ و سایر متغیرها برابر صفر باشند، آنگاه ۳.۲۸ =β.؛ که بیانگر آن است که خانوارها با سرپرست زن مجرد که خودروی شخصی دارند، در مقایسه با خانوارهای مشابه بدون خودروی شخصی (با β.= ۳.۱۱۴)، زمان خود را بیشتر صرف فعالیت‌های فراغتی می‌نمایند؛ بنابراین برخورداری از خودروی شخصی برای خانوارها با سرپرستی زن مجرد موجب افزایش اوقات فراغت آنان می‌شود.

حالت ششم: چنان‌چه D_1 و D_2 مقدار ۱ و D_3 و D_4 صفر بگیرند، در این‌صورت β. برابر ۳.۲۶۸ است. این مسأله حاکی از آن است که خانوارها با سرپرستی مرد متأهل فاقد مسکن و خودروی شخصی در مقایسه با خانوارهای مشابه که سرپرست آن‌ها مردان مجرد فاقد مسکن و خودرو است (با β= ۳.۰۲)، زمان بیشتری به اوقات فراغت اختصاص می‌دهند؛ به بیان دیگر، تأهل عاملی اثرگذار بر افزایش میزان اوقات فراغت این خانوارهاست.

حالت هفتم: اگر D_1 و D_3 مقدار ۱ و D_2 و D_4 مقدار۰ بگیرند، در این‌صورت .β مساوی ۳.۲ خواهد بود. در این حالت، خانوارها با سرپرستان مرد مجرد که مالک مسکن هستند، به نسبت خانوارها با سرپرستان مرد مجرد فاقد مسکن و خودروی شخصی (با ۳.۰۲ =.β) زمان بیشتری صرف اوقات فراغت می‌کنند؛ این بدان‌معناست که مالکیت مسکن عاملی اثرگذار در افزایش اوقات فراغت این خانوارهاست.

حالت هشتم: در صورتی‌که D_1 و D_4 برابر ۱ و D_2 و D_3 مساوی صفر باشند، مدل برآوردشده برای خانوارها با سرپرستان مرد مجرد دارای خودروی شخصی دارای .β با مقدار ۳.۱۸۶ می‌باشد؛ بر این‌اساس خانوارها با سرپرستان مرد مجرد برخوردار از خودروی شخصی نسبت به خانوارهای مشابه با سرپرست زن مجرد (با ۳.۲۸ =.β)، زمان کمتری را صرف اوقات فراغت می‌کنند. در این مدل، جنسیت عاملی اثرگذار در تخصیص زمان به فراغت است.

حالت نهم: چنان‌چه D_2 و D_3 برابر ۱ و D_1 و D_4 برابر صفر باشد، در این‌صورت .β برابر ۳.۵۴۲ خواهد بود که بیانگر آن است خانوارها با سرپرست زن متأهل مالک مسکن در قیاس با خانوارهای مشابه که سرپرست آن‌ها، زنان مجرد است (۳.۲۹۴ =.β)، زمان بیشتری را برای اوقات فراغت صرف می‌کنند؛ یعنی مالکیت مسکن در افزایش اوقات فراغت این خانوارها اثرگذار است.

حالت دهم: اگر D_2 و D_4 برابر ۱ و D_1 و D_3 برابر۰ باشد، الگوی تخصیص زمان فراغت خانوارهای شهری دارای .β با مقدار ۳.۵۲۸ است؛ بر این‌اساس خانوارها با سرپرست زن متأهل دارای خودروی شخصی در قیاس با خانوارهای مشابه با سرپرستی زنان مجرد (با ۳.۲۸ =.β)، زمان بیشتری به اوقات فراغت تخصیص می‌دهند. در اینجا نیز تأهل عاملی اثرگذار بر افزایش میزان اوقات فراغت این خانوارهاست.

حالت یازدهم: چنان‌چه D_3 و D_4 ۱ و D_1 و D_2 صفر باشد، مدل برآوردشده دارای β_0 ۳.۴۶ خواهد بود؛ که بیانگر آن است که خانوارها با سرپرست زن مجرد دارای مسکن و خودرو نسبت به خانوارهای مشابه که سرپرست آن‌ها، زنان مجرد فاقد این امکانات هستند (با ۳.۱۱۴ =.β)، اهمیت بیشتری به فعالیت‌های فراغتی می‌دهند؛ به‌عبارت دیگر، امکاناتی چون مسکن و خودروی شخصی برای این خانوارها موجب افزایش زمان اوقات فراغت می‌شود.

حالت دوازدهم: در صورتی که D_1، D_2 و D_3 برابر ۱ و تنها D_4 صفر باشد، الگوی تخصیص زمان فراغت برای خانوارها با سرپرست مرد متأهل مالک مسکن دارای .β برابر با ۳.۴۴۸ است؛ بر همین‌اساس خانوارها با سرپرستی مردان متأهل مالک مسکن در قیاس با خانوارهای مشابه (مالک مسکن و فاقد خودرو) با سرپرستی زنان متأهل (با ۳.۵۴۲ =.β)، کمتر اوقات خود را به فعالیت‌های فراغتی اختصاص می‌دهند. در این مدل جنسیت، عاملی اثرگذار در تخصیص زمان به فراغت است.

حالت سیزدهم: اگر D_1، D_2 و D_4 برابر با ۱ باشند و D_3 صفر باشد، آنگاه ۳.۴۳۴ = .β؛ یعنی خانوارها با سرپرستی مردان متأهل برخوردار از خودرو نسبت به خانوارهای مشابه (بدون مسکن و دارای خودرو) با سرپرستی مردان مجرد (با ۳.۱۸۶ =.β)، زمان بیشتری صرف اوقات فراغت می‌کنند. در اینجا نیز تأهل عاملی اثرگذار بر افزایش میزان اوقات فراغت این خانوارهاست.

حالت چهاردهم: چنان‌چه D_1، D_3 و D_4 برابر با ۱ و D_2 برابر صفر باشد، الگوی تخصیص زمان فراغت خانوار شهری دارای .β برابر ۳.۳۶۶ است؛ این مسأله حاکی از آن است که خانوارها با سرپرستی مردان مجرد مالک مسکن و خودروی شخصی در قیاس با خانوارهای مشابه با سرپرستی زنان مجرد (با ۳.۴۶ =.β)، زمان کمتری صرف اوقات فراغت می‌کنند؛ به تعبیر دیگر، سرپرستی زنان موجب افزایش توجه به امور فراغتی در این خانوارها شده است.

حالت پانزدهم: در صورتی‌که D_2، D_3 و D_4 برابر ۱ و D_1 برابر صفر باشد، آنگاه ۳.۷۰۸ = .β؛ که دلالت‌بر آن دارد که خانوارها با سرپرستی زنان متأهل بهره‌مند از دارایی‌های اقتصادی (ملک و خودرو) نسبت به خانوارهایی که سرپرست آن‌ها، زنان متأهل فاقد ملک و مسکن هستند (با =.β ۳.۳۶۲)، بیشتر به فعالیت‌های فراغتی توجه می‌کنند؛ هم‌چنین خانوارها با سرپرستی زنان متأهل دارای مسکن و خودرو در قیاس با خانوارهایی که سرپرست آن‌ها، زنان مجرد با همین امکانات هستند (با ۳.۴۶ =.β)، فرصت بیشتری به اوقات فراغتی اختصاص می‌دهند. این مسأله نشان می‌دهد که تأهل و برخورداری مسکن و خودرو عواملی اثرگذار در افزایش اوقات فراغت این خانوارها به‌شمار می‌رود.

حالت شانزدهم: چنان‌چه هر چهار متغیر مجازی D_1، D_2، D_3 و D_4 با یک‌دیگر مساوی و برابر با ۱ باشند، الگوی تخصیص زمان اوقات فراغت برای مردان متأهل دارای ملک و خودرو دارای .β با مقدار ۳.۶۱۴ خواهد بود؛ یعنی خانوارها با سرپرستان مرد متأهل دارای امکانات اقتصادی (ملک و خودروی شخصی) در قیاس با خانوارهای با سرپرستی مردان متأهل، فاقد این امکانات (با ۳.۲۶۸ =.β)، زمان بیشتری صرف اوقات فراغت می‌نمایند؛ یعنی هرقدر امکانات اقتصادی این خانوارها افزایش یابد آن‌ها زمان خود را بیشتر به فراغت اختصاص می‌دهند. خانوارها با سرپرستی مردان متأهل و دارای امکانات نسبت به خانوارها با سرپرستی مردان مجرد دارای این امکانات (زمانی‌که ۳.۳۶۶ =.β است)، فرصت بیشتری برای گذران اوقات خود برای فراغت دارند؛ این بدین‌معناست که تأهل در افزایش اختصاص زمان فراغت برای این خانوارها اثرگذار است. از سوی دیگر، خانوارها با سرپرستی مردان متأهل دارای مسکن و خودرو در قیاس با خانوارها با سرپرستی زنان متأهل و دارای این امکانات (با .β= ۳.۷۰۸)، فرصت کمتری برای تخصیص زمان خود به فعالیت‌های فراغتی دارند؛ یعنی سرپرستی زنان موجب افزایش توجه به امور فراغتی در این خانوارها شده است.

با توجه به مقایسهٔ ۱۶ مدل بالا می‌توان این‌چنین عنوان نمود که خانوارهای ساکن در نقاط شهری که سرپرست آن‌ها مردان فاقد همسر، مسکن و خودروی شخصی هستند (زمانی‌که 3.02 = .β است) دارای کمترین و

خانوارهایی که سرپرستان آن‌ها زنان متأهل بهره‌مند از دارایی‌هایی اقتصادی (ملک و خودرو) هستند (زمانی‌که β.= ۳.۷۰۸ است) دارای بیشترین فرصت برای تخصیص زمان خود به فعالیت‌های فراغتی هستند.

۵. نتیجه‌گیری

در این پژوهش تابع تقاضای اوقات فراغت خانوار مناطق شهری ایران براساس تابع تولید و تخصیص زمان خانوار «گری بکر» و بر پایهٔ آخرین داده‌های طرح آمارگیری گذران وقت در مناطق شهری در سال آماری ۹۹-۱۳۹۸ برآورد گردید. یافته‌های به‌دست‌آمده حاکی از آن است که تمام متغیرهای مستقل موجود در مدل بر ساعت صرف‌شده برای فراغت خانوار اثرگذار هستند و با افزایش سن، مدرک تحصیلی، سطح کنشگری و نقش اقتصادی سرپرست خانوار، ساعات اوقات فراغت خانوار کاهش می‌یابد. نتایج تحقیق هم‌چنین دلالت‌بر آن دارد که خانوارهای ساکن در مناطق شهریِ دارای سرپرستان مرد (متأهل و مجرد) در قیاس با خانوارهای ساکن در مناطق شهری با سرپرستان زن فرصت کمتری برای پرداختن به فراغت دارند؛ از سوی دیگر، خانوارهای ساکن مناطق شهری که سرپرست آن‌ها متأهل هستند در مقایسه با خانوارهای دارای سرپرست مجرد تمایل بیشتری به اختصاص زمان به فعالیت‌های فراغت داشته‌اند. از سوی دیگر، برخورداری از امکانات اقتصادی هم‌چون مسکن و خودروی شخصی، عاملی اثرگذار در تخصیص بیشتر زمان خانوارها به فراغت است. نظر به اهمیت اوقات فراغت براساس نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود که اوقات فراغت بیش از پیش موردتوجه برنامهٔ خانواده‌ها قرار گرفته و از برنامهٔ زمانی روزانهٔ ایشان به مثابه نیرویی مهم در ایجاد انگیزه، افزایش توان و ایجاد انرژی مضاعف و موفقیت‌های روزافزون فعالیت‌های دیگر خانوار حذف نشود؛ ضمن این‌که دستگاه‌های متولی امر این‌زمینه به هر طریق ممکن، به این مسأله توجه داشته باشند و براساس نتایج تحقیق از آنجا که با افزایش سن، مدرک تحصیلی، سطح کنشگری و نقش اقتصادی سرپرست خانوار، ساعات صرف‌شده برای اوقات فراغت خانوار کاهش می‌یابد، توجه به مسأله اوقات فراغت و برنامه‌ریزی‌های مناسب در این‌زمینه در خانوارهای دارای افراد در بازهٔ سنی پایین‌تر مستلزم توجه بیشتری را می‌طلبد. به‌علاوه از آنجا که براساس نتایج تحقیق، تأهل عاملی اثرگذار بر تخصیص زمان بیشتر به فعالیت‌های فراغتی توسط خانوار بوده است توجه بیش‌ازپیش، ازسوی تصمیم‌گیران و برنامه‌ریزان به زمینه‌سازی و سوق بیشتر جوانان به امر ازدواج، بسترساز التزامی جدی به مسأله اوقات فراغت و بالتبع کاهش بیکاری و فساد خواهد بود؛ هم‌چنین موارد زیر به‌عنوان پیشنهادهای اجرایی برای پژوهش‌های آتی بیان می‌شود.

- انجام طرح گذران اوقات فراغت برای مناطق روستایی؛
- برآورد تابع تقاضای اوقات فراغت خانوار مناطق روستایی و در سطح ملی؛
- تحلیل داده‌های طرح گذران اوقات فراغت در سایر طبقات سنی هم‌چون بازنشستگان.

سپاسگزاری

نویسندگان از نظرات ارزشمند داوران محترم ناشناش نشریه تقدیر و تشکر می‌نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند که نویسندهٔ اول در بیان چارچوب و روش پژوهش، محاسبات ریاضی، تخمین مدل و تحلیل‌های تجربی، نویسندهٔ دوم در ادبیات علمی و مدیریت مقاله و نویسندهٔ سوم در عملیات استخراج و تنظیم داده‌های اولیه و نیز هدایت پژوهش نقش داشته‌اند.

تضاد تعارض و منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر، نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- ازکیا، مصطفی، (۱۳۸۲). *روش‌های کاربردی تحقیق*. تهران: کیهان.

- اکبرپور و همکاران، (۱۴۰۱). «بررسی عوامل مؤثر بر بهبود اوقات فراغت ورزشی با تأکید بر الگوی ایرانی اسلامی». *مطالعات روان‌شناسی ورزشی*، ۱۱ (۴۲): ۱-۲۲. https://doi.org/10.22089/spsyj.2020.9441.2041

- سازمان ملّی جوانان، (۱۳۸۱). *بررسی وضعیت اوقات فراغت جوانان*. تهران» مؤسسه فرهنگی اهل قلم.

سرمدی، محمدرضا؛ و محمدی، عباس، (۱۳۹۷). *صنعت اوقات فراغت و راه‌های غنی‌سازی آن*. تهران: انتشارات دانشگاه پیام نور.

- شجاعی، اسماعیل، (۱۳۸۸). «بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای کالاهای فرهنگی و هنری مطالعه موردی برنامه‌های تلویزیونی». *همایش ملی مدیریت و اقتصاد رسانه*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد دماوند.

- مرادی، نرگس، (۱۳۹۱). «بررسی عوامل مؤثر بر گذران اوقات فراغت در ایران». پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (ره)، (منتشر نشده).

- مرکز آمار ایران، (۱۳۸۶). طبقه‌بندی فعالیت‌ها برای آمارهای گذران وقت در ایران براساس ICATUS.

- مرکز آمار ایران، (۹۹-۱۳۹۸). نتایج سالانهٔ طرح آمارگیری گذران وقت نقاط شهری کشور.

- مرکز آمار ایران، (۱۴۰۰). طرح آمارگیری گذران وقت در مناطق شهری، فرم ۱ و ۲ پرسشنامهٔ خانوار.

- Akbarpoor, H., Jamshidain, L., Torkfar, A. & Amirhoosini, S. A., (2023). "Investigating the effective factors on improving sports leisure time with an emphasis on the Islamic Iranian model". *Sports Psychology Studies*, 11 (42): Pp 1-22. https://doi.org/10.22089/spsyj.2020.9441.2041 (In Persian)

- Azkia, M., (2004). *Applied research methods*. Tehran: Keyhan (In Persian).

- Baranov, V., Allagulov, A., Kuznetsov, V., Khlusyanov, O., Yudina, A., Valeev, A. & Valeyeva, G., (2021). "Infrastructure of Cultural Leisure in Consumer Society in Student View: Prospects and Problems of Promotion". *Special Number: Educational practices and teacher training*, 9 (1): e1223. https://doi.org/10.20511/pyr2021.v9nSPE1.1223

- Becker, G. S., (1965). *A Theory of the Allocation of time*. Part II Demand for Leisure– Time Versus work: Extensions and applications of neoclassical economics.

- Blomquist S., Christiansen, V. & Micheletto, L., (2011). "Public provision of private goods, self-selection and income tax avoidance". *Working Paper Series Center for Fiscal Studies*: 6, Uppsala University, Department of Economics.

- Birinci M. & Karakus Y., (2022). "The concept of halal recreation". *Journal of multidisciplinary academic tourism*. 7 (2): 95-102. DOI: https://doi.org/10.31822/jomat.2022-7-2-95

- Friedrichsen, J., König, T. & Lausen, T., (2019). "Social Status Concerns and the Political Economy of Publicly Provided Private Goods (October)". *DIW Berlin Discussion Paper* No. 1824.

- Moradi, N., (2013). "Investigating factors affecting leisure time in Iran". Master thesis, Economics Faculty. Allameh Tabatabaiee University, Tehran (In Persian).

- National Youth Organization, (2003). *Investigating the Leisure time of youth. Tehran*, Ahl Qalam Cultural Institute (In Persian).

- Orthner, D. K. & Mancini, J. A., (1991). "Benefits of leisure for family bonding". In: B. L. Driver, P. J. Brown, and G. L. Peterson (Eds.), *Benefits of Leisure* (pp. 289-301). State College, PA: Venture Publishing Inc.

- Owen, J., (1964). *The Supply of Labor and the Demand for Recreation*. Columbia University.

- Reuben G., (1977). *Leisure, home production and work – the theory of the allocation of time revisited*. Journal of Political Economy. Vol. 85, No. 6 (Dec., 1977), pp. 1099-1123. https://www.jstor.org/stable/1837419

- Sarmadi, M. R. & Mohammadi, A., (2019). *Leisure industry and ways to enrich it.* Tehran: Payam Nour University Pub (In Persian).

- Shaw, S. M., (1997). "Controversies and contradictions in family leisure: An analysis of convicting paradigms". *Journal of Leisure Research,* 29 (1): 98-112.

- Shojaei, E., (2010). "Investigating factors affecting the demand for cultural and artistic goods, a case study of television programs". National Conference on Media Management and Economics. Damavand Branch, Azad University (In Persian).

- Statistical Center of Iran, (2008). *International Classification of Activities for Time Use Statistics (ICATUS*) (In Persian)

- Statistical Center of Iran, (2020-2021). *The annual results of the time-spending statistics project in urban areas of the country* (In Persian).

- Statistical Center of Iran, (2022). *Plan for statistics of time spent in urban* areas. Form 1, 2 Household questionnaire (In Persian).

Tribe, J. (3rd Ed). (2004). *The Economics of Recreation, Leisure and Tourism*. Routledge. https://doi.org/10.4324/9780080455211.

Vol. 13, No. 51, Autumn (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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

Bu-Ali Sin University

Examining the Pattern of Food Consumption and its Influencing Factors in Urban Areas of Iran

Mehdi Shabanzadeh-Khoshrody[1], Ebrahim Javdan[2], Reza Heydari[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29340.3694
Received: 2024.05.12; Reviseed: 2024.06.15; Accepted: 2024.07.11
Pp: 95-121

Abstract

Food insecurity can overshadow vital values and even challenge the national security of countries. Therefore, in the effort to improve food security, it is necessary for the policy maker to manage this issue with a conscious approach and a systematic method. In this regard, knowing the current state of food consumption and its determinants is not only a necessary condition for preparing future programs, but it is necessary to continue this work with the aim of monitoring and evaluating the results of implemented programs and actions. With this approach, the present study investigated the pattern of food consumption and the factors affecting it in the urban areas of Iran in 2022. To attain these objectives, the cost-income data from the Iranian Statistics Center was utilized. Additionally, the nutritional performance matrix was employed, along with the classification system provided by the Iranian Statistics Center. To better comprehension regarding the food consumption in urban regions across the provinces of the country and to pinpoint provinces exhibiting comparable behavioral patterns, the K-means clustering technique was employed. Subsequently, a map illustrating the food consumption patterns in urban areas of Iran was designed. Finally, by using the matching method, factors affecting food consumption in urban areas of Iran were identified. According to the results, the current food pattern of households in the urban areas of Iran mainly includes all kinds of cereals and this product group provides nearly 58% of the daily energy requirement. According to the clustering results, a grand total of five distinct behavioral patterns were detected. Examining the patterns shows that the pattern of food consumption in the urban areas of different provinces of the country is heterogeneous and while having a lot of diversity, it has little relationship with the geographical location of the provinces. Finally, based on the results of the matching method the factors that explain the difference in food consumption between the province include the size of the household, the age of the head of the household, the literacy level of the head of the household, the employment status of the head of the household, the average daily income of the household, the average daily subsidy received by the household, and the food variety.

Keywords: Food Consumption Pattern, Urban Areas, Economic-Demographic Factors, Clustering, Matching Method.
JEL Classification: Q18, D1, C38, C79.

1. Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir
2. Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran.
3. Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran.

Citations: Shabanzadeh-Khoshrody, M., Javdan, E. & Heydari, R., (2024). "Examining the Pattern of Food Consumption and its Influencing Factors in Urban Areas of Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(51): 95-121. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29340.3694
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5633.html?lang=en

1. Introduction

Over the past seven decades, the population of Iran has experienced a significant increase, rising from 16.2 million individuals in 1951 to 84.7 million in 2022. Furthermore, migration from villages to cities has caused the share of the urban population to increase from 31.4% of the total population in 1956 to 76.3% in 2022 (Statistical Centre of Iran, 2024). The importance of ensuring an adequate supply of nutrients for the growing urban population is regarded as one of the fundamental pillars of the development of a healthy and productive population. However, over the past decade, food prices in the country, particularly in urban areas, have been increased by a number of external factors (such as global prices, sanctions, war, etc.) and internal factors (including the government's monetary and currency policies, the level of agricultural production, etc.). In this regard, the report published by FAO, IFAD, UNICEF, WFP & WHO (2023) indicates that the cost of a healthy diet for every Iranian based on purchasing power parity (PPP) has increased from 3.005 dollars in 2017 to $4.167 in 2021. This has caused the percentage of people unable to afford a healthy diet to increase from 14.4% in 2017 to 30% in 2021.

According to reports published by the Ministry of Health of the Islamic Republic of Iran, the consequences of government policies, as well as other social factors that should not be ignored, are reflected in the nutritional patterns of Iranian households and unfortunately, many households do not have a suitable nutritional pattern. They mainly focus on filling their stomachs and often overlook consuming basic foods that contain micronutrients. Milk, dairy products, eggs, vegetables and fruits are below the recommended amounts in the household food basket. Additionally, the consumption of sugar, which serves solely as energy source, is high and continues to increase. The consumption of milk and its products is much lower than the conventional amounts recommended for different age groups. Additionally, the share of meat types in total energy is lower than the world average and even in developing countries (Abdi et al., 2015; Rafati et al., 2021).

The review indicates that several studies have been conducted on food consumption in Iran. These studies can be broadly classified into three groups. In this regard, the first group of studies investigated the pattern of food consumption in Iran (such as: Ahmadi Javid et al., 2014; Rostami et al., 2015; Abdi et al., 2015). The second group of studies also looked into the factors affecting the consumption of different products (such as: Farshidi et al., 2020; Shahraki and Qaderi, 2021). Finally, in the third group of studies, the impact of government policies on food consumption has been examined (such as: Shabanzadeh-Khoshrody et al., 2022; Azmayesh Asiyabsari et al., 2023). A detailed examination of the background of the studies shows that research on the patterns of food consumption and the factors influencing it has typically focused on either the entire country or specific rural and urban areas within a province. Therefore, the urban areas in various provinces of Iran have not been examined simultaneously. Meanwhile, it is crucial for governments to understand the nutritional status and contents of the consumption baskets of people in different provinces and compare it with the state of cellular satiety. With this approach, the present study investigated the pattern of food consumption and the factors affecting it in urban areas of Iran by province in 2022.

2. Materials and Methods

To achieve our objectives, we utilized cost-income data from the Iranian Statistics Center. We also used, the nutritional performance matrix and classification system provided by the Iranian Statistics Center to extract consumption items within ten classification groups from household food expenses. The ten food groups include bread and cereals, fish and shellfish, oils and fats, vegetables and legumes, red meat and poultry, milk, cheese and eggs, fruit and nuts, sugar and sweets, non-alcoholic beverages and other food product. Additionally, we determined the content and calorie distribution of the nutritional basket among urban households for the target groups. To gain a better understanding of food consumption in urban regions across the provinces of the country and identify provinces with similar behavioral patterns, we employed the K-means clustering technique. This allowed us to create a map illustrating food consumption patterns in urban areas of Iran. Finally, we used the matching method to identify factors affecting food consumption in urban areas of Iran.

3. Discussion

According to the results, the current food pattern of households in urban areas of Iran mainly consist of various cereals, providing nearly 58% of the daily energy requirement. Meanwhile, foods with high nutritional value, such as red meat and poultry, milk, cheese and eggs, fish and shellfish and fruits and nuts, only make up 6.5%, 5.6%, 0.4% and 4.7% of the diet, respectively. The clustering results, revealed five distinct behavioral patterns. Analysis of these patterns shows that food consumption pattern in urban areas across different provinces of the country are diverse and not significantly influenced by geographical location. For example, provinces in the second cluster, including South Khorasan, Ilam and Semnan, are located in the east, west and north of the country, respectively, with no common border. Finally, based on the results of the matching method, factors explaining differences in food consumption between provinces include household size, age and literacy level of the head of the household, employment status, average daily income, average daily subsidy, and food variety.

4. Conclusion

According to the results of the study, it is clear that the pattern of food consumption in urban areas of Iran is influenced by economic and demographic variables. In the current situation, as the country grapples with economic problems caused by sanctions, inflation, unemployment, etc., effective support must be provided to families. Otherwise, the food consumption pattern of households may shift towards lower value foods, leading to increased food insecurity among households. In this regard, the focus of government programs should be on creating employment and increasing income for households. Simultaneously, aid and social support programs should be enhanced. In addition, social support and poverty alleviation programs should be targeted with a regional and geographical orientation. the amount of support provided should be higher in low-income provinces based on their specific needs and deficiencies. On the other hand, according to the results, households with larger sizes and younger heads generally have lower levels of food consumption. In this regard, an examination of government support programs reveals that there are no comprehensive, codified and operational support packages for young

couples as the size of households and the number of children increase. Based on this, in order to increase the population in the country, it is necessary for relevant institutions to pay special attention to effectively communicate general population policies. This includes designing and properly implementing incentive policies to support large families, employment and improving the living conditions of young couples. Finally, the results showed that the levels of receiving valuable micronutrients and macronutrients such as calcium, iron and various vitamins in most provinces of Iran are much lower than the minimum daily requirement. One reason for this could be the high acceleration of inflation in recent years and the consequent increase in living costs, which has caused a decrease in the consumption of expensive sources of nutrients. In this regard, due to the limited availability of alternative and affordable product groups, consumption of bread, cereals and their products has increased. These items are not typically considered rich sources of valuable nutrients. For an average person to meet their body's nutrient requirements, they must consume a significant amount of grains. However, this can lead to an excessive intake of carbohydrates, ultimately contributing to weight gain and the development of various diseases, including obesity. Of course, one should not ignore the role of other variables such as culture and nutritional literacy in the household nutrition pattern. Therefore, the high-income level of households alone does not guarantee cellular satiety or ensure they are getting enough macronutrients and micronutrients by choosing the right food basket.

Acknowledgments
Ultimately, the authors would like to extend their sincere gratitude to the editor and the anonymous reviewers of the Iranian Quarterly Journal of Applied Economic Studies for their invaluable contributions in enhancing and enriching the text of this article.

Conflict of Interest
The authors declare that there is no conflict of interest when observing publication ethics in referencing.

Observation Contribution
In the present study, the first author contributed 70%, the second author contributed 20%, and the third author contributed 10%.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۱، پاییز ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

بررسی الگوی مصرف غذا و عوامل اثرگذار بر آن در مناطق شهری ایران

مهدی شعبان‌زاده‌خوشرودی[۱]، ابراهیم جاودان[۲]، رضا حیدری[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29340.3694
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۱، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۳/۲۶، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۲۱
صص: ۱۲۱-۹۵

چکیده

شناخت وضعیت موجود مصرف غذا و تعیین‌کننده‌های آن نه‌تنها شرط لازم تدوین برنامه‌های آتی است، بلکه ضروری است این‌کار با هدف پایش و ارزیابی نتایج برنامه‌ها و اقدامات اجراشده تداوم‌یابد. با این رویکرد مطالعهٔ حاضر به بررسی الگوی مصرف غذا و عوامل اثرگذار بر آن در مناطق شهری ایران در سال ۱۴۰۱ پرداخته است. جهت دستیابی به این اهداف با استفاده از اطلاعات هزینه-درآمد مرکز آمار ایران، ماتریس عملکرد تغذیه‌ای و نیز براساس طبقه‌بندی مرکز آمار ایران، اقلام مصرفی موجود در هزینه‌های خوراکی خانوارها در ۱۰گروه طبقه‌بندی و محتوا و سهم کالری سبد تغذیه‌ای خانوارهای شهری برای گروه‌های موردنظر استخراج شد. در ادامه برای بررسی وضعیت الگوی مصرف مواد غذایی در مناطق شهری استان‌های کشور و شناسایی استان‌های دارای الگوی رفتاری مشابه، از روش خوشه‌بندی K-means استفاده شد و اطلس الگوی مصرف غذا برای مناطق شهری ایران ترسیم گردید. درنهایت نیز با استفاده از روش جورسازی عوامل اثرگذار بر مصرف غذا در مناطق شهری ایران شناسایی شد. براساس نتایج الگوی غذایی خانوارها در مناطق شهری ایران به‌طور عمده شامل انواع غلات است و این گروه کالایی نزدیک به ۵۸٪ انرژی موردنیاز روزانه را تأمین می‌کند. این درحالی است که سهم مواد غذایی با ارزش غذایی بالا هم‌چون: گوشت قرمز و ماکیان، شیر، پنیر و تخم‌مرغ، ماهی‌ها و صدف‌داران و میوه و خشکبار به‌ترتیب تنها ۶/۵، ۵/۶، ۰/۴ و ۴/۷٪ است. براساس نتایج خوشه‌بندی نیز، درمجموع پنج نوع الگوی رفتاری شناسایی شد. بررسی الگوها نشان می‌دهد که مصرف مواد غذایی در مناطق شهری استان‌های مختلف کشور ناهمگون و ضمن برخورداری از تنوع زیاد با موقعیت جغرافیایی استان‌ها ارتباط چندانی ندارد؛ درنهایت نیز براساس نتایج روش جورسازی بُعد خانوار، سن سرپرست خانوار، سواد سرپرست خانوار، وضعیت اشتغال سرپرست خانوار، متوسط درآمد خانوار، متوسط یارانهٔ دریافتی خانوار و تنوع غذایی متغیرهایی هستند که دلیل تفاوت مصرف مواد غذایی را در استان‌های مختلف کشور توضیح می‌دهند.

کلیدواژگان: الگوی مصرف غذا، مناطق شهری، عوامل اقتصادی-جمعیتی، خوشه‌بندی، روش جورسازی.
طبقه‌بندی JEL: Q18, D1, C38, C79.

۱. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران.
Email: e.javdan@agri-peri.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران.
Email: r.heydari@agri-peri.ac.ir

ارجاع به مقاله: شعبان‌زاده‌خوشرودی، مهدی؛ جاودان، ابراهیم؛ و حیدری‌کمال‌آبادی، رضا، (۱۴۰۳). «بررسی الگوی مصرف غذا و عوامل اثرگذار بر آن در مناطق شهری ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۱): ۹۵-۱۲۱. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29340.3694
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5633.html?lang=fa

۱. مقدمه

براساس پیش‌بینی سازمان ملل متحد تا سال ۲۰۳۰م.، جمعیت جهان سالانه ۰/۹۶٪ افزایش می‌یابد و بعد از آن نیز تا سال ۲۰۵۰م. سالانه ۰/۶۳٪ افزایش خواهد یافت. با این رشد، جمعیت جهان از حدود ۷/۸ میلیارد نفر در سال ۲۰۲۰م. به حدود ۹ میلیارد نفر در سال ۲۰۵۰م. خواهد رسید. بیش از دو-سوم این جمعیت ساکن مناطق شهری خواهند بود. برای رفع نیازهای غذایی این جمعیت افزایش یافته، تا سال ۲۰۵۰م.، به‌لحاظ دسترسی فیزیکی باید تولید مواد غذایی در جهان تا ۶۰٪ و در کشورهای درحال‌توسعه تقریباً تا دو برابر افزایش‌یابد. به‌لحاظ دسترسی اقتصادی نیز لازم است سطح بودجه و قدرت خرید خانوارها به‌خصوص خانوارهای فقیر افزایش‌یابد (مک‌کارتی و همکاران[1]، ۲۰۱۸؛ گو و همکاران[2]، ۲۰۲۱). تلاش در جهت بهبود قدرت خرید خانوار بسیار حائز اهمیت است؛ زیرا براساس آمار و اطلاعات منتشر شده از سوی یونیسف[3] (۲۰۲۳)، هزینهٔ رژیم غذایی سالم بین سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۲۱م. در جهان ۶.۷٪ و در آسیا تقریباً ۹٪ افزایش یافته است.

برای همهٔ کشورهای جهان دستیابی و حفظ رژیم غذایی سالم و متعادل شهروندان امری مهم است؛ با این‌حال اهمیت این موضوع برای کشورهای درحال‌توسعه دو چندان است؛ زیرا این کشورها ضمن آن‌که برای دستیابی به توسعهٔ اقتصادی به نیروی کار مولد سالم نیاز دارند، از سیستم‌های مراقبت بهداشتی و بیمهٔ سلامت ضعیف‌تری نیز برخوردار هستند که این مسأله، هزینه‌های مالی، اجتماعی و روانی بیماری‌ها را افزایش می‌دهد (استریتر[4]، ۲۰۱۷). رژیم‌های غذایی ناسالم در سراسر جهان، عامل مهم مرگ‌ومیر به‌شمار می‌آیند. بررسی‌ها نشان می‌دهد که در سال ۲۰۱۹م.، ۷.۹۴ میلیون مرگ در سراسر جهان به‌دلیل رژیم غذایی نامناسب شامل مصرف بیش از حد غذاهای ناسالم (مانند: نمک، گوشت قرمز، نوشیدنی‌های شیرین‌شده با شکر) و یا مصرف بسیار کم غذاهای سالم (میوه‌ها، سبزیجات و...) اتفاق‌افتاده است (ویل و همکاران[5]، ۲۰۲۳). متغیرهای مختلفی بر مصرف و الگوی مصرف غذا تأثیر می‌گذارند. براساس مطالعهٔ «باسیوتیس» و همکاران[6] (۱۹۸۳)، میزان حمایت دولت‌ها می‌تواند رژیم غذایی خانوار را متنوع و به‌سمت مواد غذایی سالم سوق دهد. براساس مطالعهٔ «بلاک» و «سوبار»[7] (۱۹۹۲) جنسیت نقش مهم و تعیین‌کننده‌ای در مصرف خانوار دارد و خانوارهای با سرپرست زن رژیم غذایی سالم‌تری دارند. در مطالعهٔ «آدلاجا» و همکاران[8] (۱۹۹۷) درآمد خانوار به‌عنوان عامل تعیین‌کنندهٔ مصرف خانوار شناسایی شده است. برمبنای مطالعهٔ «واریام»[9] (۲۰۰۳)، متغیرهای جمعیت شناختی نظیر بُعد خانوار، سن و نژاد نقش مهمی در الگوی مصرف خانوار دارند. «استریتر» (۲۰۱۷) و «لورنسائو» و همکاران[10] (۲۰۲۱) نشان‌دادند که تحصیلات و سطح درآمد خانوار از

1 McCarthy et al.
2 Gu et al.
3 UNICEF
4 Streeter
5 Weil et al.
6 Basiotis et al.
7 Block & Subar
8 Adelaja et al.
9 Variyam
10. ourenção et al.

عوامل تعیین‌کنندهٔ مصرف خانوار هستند. در مطالعهٔ «فاسینا» و همکاران[1] (۲۰۲۳) و «ویل» و همکاران (۲۰۲۳) بر نقش متغیرهای اقتصادی و اجتماعی از قبیل درآمد، تحصیلات، بُعد خانوار، سن و نژاد در تعیین الگوی مصرف خانوار تأکید شده است. وضعیت تغذیهٔ هر فرد در جامعه به عوامل متعددی، ازجمله عوامل: فیزیکی، فیزیولوژیکی، فرهنگی، فناوری، میزان درآمد، تعداد افراد خانوار، سطح تحصیلات، عوامل مذهبی و زیست‌بوم بستگی دارد. کشورهای صنعتی دارای الگوی مصرف زیاد غذاهای حیوانی، گوشت و تخم‌مرغ، ماهی، شیر و چربی‌های حیوانی هستند، درحالی‌که در کشورهای درحال توسعه، عمده غذای مصرفی خانواده‌ها، غذاهای گیاهی و غلات است (رستمی و همکاران، ۱۳۹۴). اگرچه نیازها و خواسته‌های مصرف‌کنندگان با هم فرق دارد، اما خصوصیات فردی و عوامل اقتصادی در تصمیمات خرید او مؤثر واقع می‌شوند. چنان‌چه سطح قیمت مواد غذایی کم‌نوسان و پایدار باشد، افزایش درآمد می‌تواند سبب شود تا مصرف‌کنندگان سبد غذایی خود را متنوع کنند و از مصرف غلات و محصولات ریشه‌ای و غده‌ای (مانند سیب‌زمینی) که ارزش غذایی پایینی دارند به‌سمت مصرف مواد غذایی با ارزش غذایی بالا مانند گوشت، لبنیات و میوه‌ها و سبزی‌ها بروند. گزارش منتشرشده توسط سازمان خدمات تحقیقات اقتصادی وزارت کشاورزی آمریکا در سال ۲۰۱۷م. با تأکید این موضوع نشان می‌دهد که خانوارهای ساکن در کشورهای واقع‌در آمریکای لاتین و حوزهٔ کارائیب[2] (LAC) که جزو کشورهای با درآمد متوسط و بالا به‌شمار می‌آیند، از تنوع غذایی بیشتری برخوردار هستند و سهم گوشت، لبنیات و میوه‌ها و سبزی‌ها در سبد غذایی آن‌ها بیشتر است. این گزارش براساس این یافته‌ها تأکید می‌کند که افزایش درآمد طی یک دورهٔ بلندمدت می‌تواند باعث تغییر در رژیم غذایی خانوارها در کشورهای با درآمد پایین شود؛ براساس نتایج این مطالعه اگرچه این تغییرات آهسته است، اما با افزایش درآمد خانوارها، الگوی غذایی در کشورهای فقیر و دارای ناامنی غذایی به‌تدریج به الگوی غذایی کشورهای با درآمد متوسط و بالا نزدیک خواهد شد (میاده و تام[3]، ۲۰۱۷).

در هفت دههٔ گذشته جمعیت ایران افزایش چشمگیری داشته و از ۱۶/۲میلیون نفر در سال ۱۳۳۰هش. به ۸۴/۷میلیون نفر در سال ۱۴۰۱هش. رسیده است. ضمن آن‌که مهاجرت از روستاها به شهرها باعث‌شده تا طی این مدت، سهم جمعیت شهرنشین از ۳۱/۴٪ کل جمعیت در سال ۱۳۳۵ به ۷۶/۳٪ در سال ۱۴۰۱ افزایش و تعداد شهرهای کشور از ۱۹۹ در سال ۱۳۳۵هش. به بیش از ۱۳۰۰ شهر در سال ۱۴۰۱هش. برسد (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۳). بهره‌مندی این جمعیت شهری درحال رشد از تغذیهٔ مناسب از ارکان اساسی توسعهٔ جمعیت سالم و مولد محسوب می‌شود. با این‌حال، طی یک دههٔ اخیر، قیمت مواد غذایی در کشور و به‌خصوص در مناطق شهری تحت‌تأثیر عوامل بیرونی (قیمت‌های جهانی، تحریم‌های جهانی، جنگ و...) و داخلی (سیاست‌های پولی و ارزی دولت، سطح تولید محصولات کشاورزی در داخل و...) روند افزایشی داشته است. این موضوع کاهش درآمد واقعی و قدرت خرید مصرف‌کنندگان، به‌خصوص دهک‌های پایین درآمدی را به‌دنبال داشته است. در این رابطه گزارش منتشر شده از سوی فائو، آیفاد، یونیسف، برنامهٔ جهانی غذا و سازمان بهداشت جهانی[4] (۲۰۲۳) نشان می‌دهد که

1 Facina et al.
2 Latin America and the Caribbean
3 Meade & Thome
4 FAO, IFAD, Unicef, WFP & WHO

هزینهٔ رژیم غذایی سالم برای هر ایرانی براساس برابری قدرت خرید (PPP) از ۳/۰۰۵ دلار در روز در سال ۲۰۱۷م. به ۴/۱۶۷ دلار در سال ۲۰۲۱م. افزایش یافته است. این موضوع سبب‌شده تا شمار افرادی که توانایی پرداخت برای دستیابی به رژیم غذایی سالم را ندارند از ۱۴/۴٪ در سال ۲۰۱۷م. به ۳۰٪ در سال ۲۰۲۱م. افزایش یابد.

درحال حاضر، طبق گزارش‌های منتشر شده از سوی وزارت بهداشت جمهوری اسلامی ایران، پیامد سیاست‌های دولت و البته عوامل اجتماعی دیگر که نباید از آن‌ها غافل بود، در الگوی تغذیه‌ای خانوارهای ایرانی نمایان شده و خانوارها از الگوی تغذیه‌ای مناسبی برخوردار نیستند. آن‌ها بیشتر شکم خود را سیر می‌کنند و از مصرف عناصر ریزمغذی و مواد غذایی اساسی غافل هستند. شیر و لبنیات، تخم‌مرغ و سبزی و میوه در سطح کمتر از مقادیر توصیه شده در سبد غذایی خانوار جای دارند؛ هم‌چنین مصرف قند و شکر که صرفاً موادی انرژی‌زا هستند بالا بوده و درحال افزایش است. مصرف شیر و فرآورده‌های آن بسیار کمتر از مقادیر متعارف توصیه‌شده برای گروه‌های سنی مختلف است و سهم انواع گوشت از کل انرژی از متوسط جهان و حتی کشورهای درحال‌توسعه کمتر است (عبدی و همکاران، ۱۳۹۴؛ رفعتی و همکاران، ۱۴۰۰).

بررسی پیشینهٔ مطالعات داخلی نشان می‌دهد که تاکنون مطالعات گوناگونی درخصوص مصرف مواد غذایی در ایران انجام‌شده که در یک دسته‌بندی کلی می‌توان این مطالعات را به سه گروه تقسیم نمود؛ در این‌خصوص، گروه اول مطالعات به بررسی الگوی مصرف غذا در ایران پرداخته‌اند (برای مثال: احمدی جاوید و همکاران، ۱۳۹۳؛ رستمی و همکاران، ۱۳۹۴؛ عبدی و همکاران، ۱۳۹۴). دستهٔ دوم مطالعات نیز عوامل مؤثر بر مصرف محصولات مختلف را بررسی نموده‌اند (برای مثال: فرشیدی و همکاران، ۱۳۹۹؛ شهرکی و قادری، ۱۴۰۰). نهایت آن‌که در گروه سوم مطالعات، تأثیر سیاست‌های دولت بر مصرف مواد غذایی بررسی شده است (برای مثال: شعبان‌زاده خوشرودی و همکاران، ۱۴۰۱؛ آزمایش آسیاب‌سری و همکاران، ۱۴۰۲). بررسی دقیق پیشینهٔ مطالعات نشان می‌دهد که مطالعات درخصوص الگوی مصرف غذا و عوامل اثرگذار بر آن، عموماً معطوف به کل کشور یا مناطق روستایی و شهری یک استان خاص بوده است؛ لذا مناطق شهری استان‌های مختلف ایران هم‌زمان مورد بررسی قرار نگرفته‌اند؛ این درحالی است که آگاهی از وضعیت تغذیه‌ای و محتوای سبد مصرفی افراد در استان‌های مختلف و مقایسه آن با وضعیت سیری سلولی، برای دولت‌ها بسیار حائز اهمیت است. با این رویکرد مطالعهٔ حاضر به بررسی الگوی مصرف غذا و عوامل اثرگذار بر آن در مناطق شهری ایران به تفکیک استان‌ها در سال ۱۴۰۱هـ.ش. پرداخته است.

۲. روش‌شناسی پژوهش

۲-۱. شناسایی الگوی مصرف خانوار

در مطالعات مختلف به‌طورکلی برای بررسی الگوی مصرف غذایی خانوارها از معیار نسبت هزینهٔ اقلام خوراکی به هزینهٔ کل خوراکی‌ها و آشامیدنی‌های خانوار استفاده شده است (برای مثال: احمدی‌جاوید و همکارن، ۱۳۹۳؛ شیبانی و کرباسی، ۱۳۹۹). با این‌حال، شاخص هزینهٔ خوراکی‌ها در ایران به‌علت شرایط تورمی به‌شدت تحت‌تأثیر تغییرات قیمتی قرار دارد؛ لذا این مسأله باعث‌شده که این معیار نتواند الگوی مصرف غذا را به‌طور واقعی منعکس نماید؛

بنابراین در مطالعهٔ حاضر همانند مطالعهٔ «گراندبرگر»[1] (۲۰۱۴)، «مکونن» و همکاران[2] (۲۰۲۱)، «شعبان‌زاده‌خوشرودی» و «حسینی» (۱۴۰۰) و «رفعتی» و همکاران (۱۴۰۰) برای محاسبه و برآورد الگوی مصرف غذا به‌جای معیار سهم از هزینهٔ خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، از شاخص سهم کالری گروه کالا به کالری مجموع خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها استفاده شده است؛ این معیار بیان‌گر این حقیقت است که یک گروه کالایی در یک‌سال مشخص چند درصد از کالری مورد نیاز فرد را تأمین کرده و سهم و جایگاه گروه کالایی در سبد غذایی به چه میزان بوده است. برای محاسبهٔ این شاخص در گام اول براساس طبقه‌بندی مرکز آمار ایران اقلام مصرفی موجود در هزینه‌های خوراکی خانوارها به ۱۰گروه شامل: نان و غلات، ماهی‌ها و صدف‌داران، روغن‌ها و چربی‌ها، سبزی‌ها و حبوبات، گوشت قرمز و ماکیان، شیر، پنیر و تخم مرغ، میوه و خشکبار، قند، شکر و شیرینی‌ها، نوشیدنی‌ها و نوشابه‌های غیرالکلی و محصولات خوراکی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر گروه‌بندی شدند. در ادامه برای استخراج محتوای کالری از سبد تغذیه‌ای خانوارهای شهری، ابتدا با استفاده از اطلاعات هزینه–درآمد مرکز آمار ایران، ماتریس عملکرد تغذیه‌ای محاسبه شد. ماتریس عملکرد تغذیه‌ای از حاصل‌ضرب دو ماتریس به‌دست می‌آید؛ ماتریس اول، شامل مقادیر مصرف اقلام خوراکی، و ماتریس دوم، شامل میزان کالری دریافتی از هر صد گرم مادهٔ خوراکی است. سطرهای ماتریس اول را اقلام غذایی خانوار تشکیل و ستون‌های این ماتریس از مقادیر مصرف اقلام مختلف غذایی توسط خانوارهای شهری تشکیل شده است. هم‌چنین سطر ماتریس دوم از کالری و ستون‌های آن نیز میزان مادهٔ مغذی دریافتی از اقلام خوراکی را در هر صد گرم نشان می‌دهد. از ضرب این دو ماتریس، ماتریس عملکرد تغذیه‌ای خانوارهای شهری محاسبه می‌گردد. با فرض یک تابع خطی، معادلهٔ الگوی محتوای کالری را می‌توان به‌صورت رابطهٔ (۱) ارائه کرد (اسمد و همکاران[3]، ۲۰۰۵؛ آکرل[4]، ۲۰۱۱؛ حسینی و همکاران، ۱۳۹۵؛ شعبان‌زاده‌خوشرودی و حسینی، ۱۴۰۰):

$$y_h^* = \sum_{j=1}^{n=k} \beta_j X_{hj} + \varepsilon_h \qquad (۱)$$

در رابطهٔ (۱)، y_h^* سطح کالری دریافتی اعضای خانوار hام است و X_{hj} مقدار کالای خوراکی jام مصرف‌شده توسط خانوار hام و β_j محتوای انرژی خوراکی jام است. با تقسیم این ماتریس بر میانگین تعداد اعضای خانوار، ماتریس نفر در ماه محاسبه می‌شود. ضمن آن‌که با تقسیم هرکدام از درایه‌های این ماتریس بر ۳۰، سرانهٔ انرژی دریافتی از مواد مختلف خوراکی در طول روز به‌دست می‌آید. نکتهٔ مهمی که در برآورد ماتریس عملکرد تغذیه‌ای باید به آن توجه نمود، سن اعضای خانوار است؛ چراکه سن اعضا متفاوت است و این امر باعث می‌شود که مقدار مصرف هر فرد با توجه به سن او متفاوت باشد. برای غلبه‌بر این مسأله می‌توان از معیار معادل فرد بالغ برای هر خانوار به‌صورتی‌که در جدول (۱) ارائه شده است، به‌عنوان بُعد خانوار استفاده کرد. همان‌طورکه اطلاعات این جدول نشان می‌دهد؛ به‌طور، مثال افرادی که در گروه ۱۲–۱۰ سال قرار دارند، درصورتی‌که مرد باشند به اندازهٔ ۰/۸۸ یک

1 Grünberger
2 Mekonnen et al.
3 Smed et al.
4 Akerele

فرد بالغ و درصورتی‌که زن باشند به اندازهٔ ۰/۷۸ یک فرد بالغ درنظر گرفته می‌شوند؛ بدین‌ترتیب افراد خانوار براساس گروه سنی جدول فوق، گروه‌بندی و اندازهٔ دقیق بُعد خانوار براساس یک فرد بالغ محاسبه می‌شود.

جدول ۱: معادل‌سازی اعضای خانوار با سن‌های مختلف به‌عنوان سهمی از فرد بالغ

Tab. 1: Equating family members with different ages as a share of an adult person

گروه سنی	مرد	زن
۰–۱	۰/۳۳	۰/۳۳
۱–۲	۰/۴۶	۰/۴۶
۲–۳	۰/۵۴	۰/۵۴
۳–۵	۰/۶۲	۰/۶۲
۵–۷	۰/۷۴	۰/۷۰
۷–۱۰	۰/۸۴	۰/۸۲
۱۰–۱۲	۰/۸۸	۰/۷۸
۱۲–۱۴	۰/۹۶	۰/۸۴
۱۴–۱۶	۱/۰۶	۰/۸۶
۱۶–۱۸	۱/۱۴	۰/۸۶
۱۸–۳۰	۱/۰۴	۰/۸۰
۳۰–۶۰	۱	۰/۸۲
۶۰>	۰/۸۴	۰/۷۴

(منبع: جبره[1]، ۲۰۱۲).

۲-۲. الگوریتم خوشه‌بندی K-means

تجزیه و تحلیل خوشه‌ای، یک روش آماری برای گروه‌بندی داده‌ها یا مشاهدات، با توجه به شباهت یا درجهٔ نزدیکی آن‌ها است. هرچه شباهت درون گروهی و یا تفاوت بین گروه‌ها بیشتر باشد، خوشه‌بندی دارای نتایج مناسب‌تری خواهد داد. روش‌های خوشه‌بندی را می‌توان به دو دستهٔ قطعی و فازی تقسیم کرد؛ در روش خوشه‌بندی قطعی، هر مشاهده در یک خوشه قرار می‌گیرد، درحالی‌که در روش خوشه‌بندی فازی، یک مشاهده می‌تواند در بیش از یک خوشه قرار گیرد. در یک تقسیم‌بندی دیگر، تجزیه و تحلیل خوشه‌ای را می‌توان به روش‌های سلسله‌مراتبی، روش‌های غیرسلسله‌مراتبی و الگوریتم‌های محاسباتی زیستی دسته‌بندی کرد؛ ازجمله مهم‌ترین روش‌های خوشه‌بندی غیرسلسله‌مراتبی، روش K-means است. این روش برای بسیاری از روش‌های خوشه‌بندی دیگر، روش پایه محسوب می‌شود. الگوریتم خوشه‌بندی K-means یک الگوریتم تجزیه و تحلیل خوشه‌ای با راه‌حل تکراری است. در این روش K عضو تصادفی از میان اعضا به‌عنوان مختصات مراکز خوشه‌ها انتخاب می‌شوند؛ سپس فاصلهٔ نقاط (اعضا) از مراکز محاسبه و هر عضو به خوشه با نزدیک‌ترین مرکز تخصیص می‌یابد. هر بار که یک عضو جدید به خوشه اختصاص داده می‌شود، مرکز خوشه با توجه به اعضای موجود در خوشه مجدداً محاسبه می‌شود. تخصیص تکرار می‌شود و مراحل به‌طور مکرر تا زمان همگرایی ادامه خواهد داشت؛ به‌عبارت دیگر، این

1 Gebre

فرآیند تا زمانی‌که مراکز خوشه‌ها ثابت بماند و مجموع مربعات خطاها[1] در حداقل ممکن باشد، ادامه خواهد داشت (لو[2]، ۲۰۲۲). گام‌های انجام روش خوشه‌بندی K-means به‌طور خلاصه به‌شرح ذیل می‌باشد:

- ابتدا مقدار k تعیین و سپس k مجموعه ازطریق خوشه‌بندی به‌دست می‌آید. در این‌خصوص بسته به اندازهٔ داده‌ها، اندازهٔ k می‌تواند بین ۳ تا ۶ متغیر باشد.
- با تعیین k، داده‌ها به‌صورت تصادفی از مجموعه داده‌ها انتخاب و به مراکز خوشه‌ها (c_iها) معرفی می‌شوند.
- سپس برای هر نقطه در مجموعهٔ داده، فاصلهٔ اقلیدسی[3] از مرکز خوشه محاسبه می‌شود. اگر نزدیک به مرکز باشد، به مجموعه‌ای که آن مرکز به آن تعلق دارد، تقسیم می‌شود.
- پس از تقسیم مجموعه داده‌ها، درمجموع k خوشه وجود خواهد داشت. در این مرحله مرکز هر خوشه دوباره محاسبه می‌شود.
- اگر فاصلهٔ بین مرکز محاسبه شده جدید و مرکز اصلی کمتر از حد آستانه‌ای مشخص باشد، نشان می‌دهد که مرکز محاسبه‌شده تغییر زیادی نداشته و تمایل به همگرایی وجود دارد؛ بنابراین می‌توان گفت که خوشه‌بندی رضایت‌بخش و نتایج الگوریتم بهینه است.

الگوریتم خوشه‌بندی K-means را می‌توان به‌صورت رابطهٔ ذیل نشان‌داد:

$$SSE = \sum_{i=1}^{k} \sum_{x \in c_i} dist(c_i, x) \qquad (۲)$$

در رابطهٔ بالا، k نشان‌دهندهٔ تعداد خوشه‌ها می‌باشد. ضمن آن‌که c_i نشان‌دهندهٔ مرکز خوشهٔ i است. نهایت آن‌که dist فاصلهٔ اقلیدسی میان دو نقطه را نمایان می‌سازد (لیو[4]، ۲۰۲۲).

شایان ذکر است که در مطالعهٔ حاضر برای خوشه‌بندی استان‌های مختلف کشور و شناسایی الگوی مصرف مواد غذایی در مناطق شهری از معیار کالری دریافتی خانوار از ۱۰گروه کالایی شامل: نان و غلات، ماهی‌ها و صدف‌داران، روغن‌ها و چربی‌ها، سبزی‌ها و حبوبات، گوشت قرمز و ماکیان، شیر، پنیر و تخم‌مرغ، میوه و خشکبار، قند، شکر و شیرینی‌ها، نوشیدنی‌ها و نوشابه‌های غیرالکلی و محصولات خوراکی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر استفاده شده است.

۲-۳. روش جورسازی

بر این‌اساس در مطالعهٔ حاضر برای آن‌که بتوان عوامل اثرگذار بر مصرف غذا را در استان‌های مختلف شناسایی نمود از روش جوسازی استفاده شده است. روش جورسازی فرض می‌کند که متغیرهای غیرقابل مشاهده اثری بر

1 Sum of Squared Errors
2 Luo
3 Euclidean Distance
4 Liu

نتایج ندارند؛ به‌عبارت دیگر، بین متغیرهای غیرقابل مشاهده و نتایج هم‌بستگی وجود ندارد؛ بنابراین این مدل‌ها بر روی اطلاعات متغیرهای قابل‌مشاهده بنا شده‌اند (کای و پرابهالا[1]، ۲۰۰۷). جورسازی دارای انواع مختلفی می‌باشد که از آن‌جمله می‌توان به جورسازی براساس نمرهٔ تمایل[2] (PS)، جورسازی براساس فاصلهٔ ماهالانوبیس[3] (MDM)، جورسازی کامل[4] (EM)، جورسازی طبقه‌بندی[5] (SCM)، جورسازی براساس نزدیک‌ترین جور[6] (NM)، جورسازی بهینه[7] (OM) و جورسازی ژنتیکی[8] (GM) اشاره نمود (دهجیا و وهبا[9]، ۱۹۹۸). متغیرهای قابل‌مشاهده در روش جورسازی از طریق متغیرهای کمکی تعریف می‌گردد؛ به‌عبارت دیگر، روش جورسازی درپی جفت‌کردن و مقایسهٔ واحدهای گروه تیمار (خوشهٔ مبنا) با واحدهای گروه شاهد (سایر خوشه‌ها) برحسب ویژگی‌های قابل‌مشاهده (متغیرهای کمکی) است. برای آن‌که نتایج حاصل از جورسازی از اعتبار لازم برخوردار باشند لازم است توازن متغیرهای کمکی قبل و بعد از جورسازی مورد بررسی قرار گیرد؛ درواقع، هدف از بررسی توازن متغیرهای کمکی دستیابی به دو گروه است که تا حد امکان مشابه و یا به‌عبارتی دو گروه با متغیرهای کمکی کاملاً یکسان باشند. درصورتی‌که توازن متغیرهای کمکی از اعتبار لازم برخوردار نباشد نتایج حاصل از برآورد قابل‌اطمینان و قابل‌استنباط نخواهند بود. شایان ذکر است که با حذف تفاوت‌های دو گروه با کمک متغیرهای کمکی، اگرچه ناهمگنی بالقوه در نمونه حذف نمی‌شود، اما تا حد امکان کاهش خواهد یافت (کالوس[10]، ۲۰۲۰). نکتهٔ مهمی که در رابطه با روش جورسازی وجود دارد آن است که استفاده از این روش در مقایسه با سایر روش‌های اقتصادسنجی هم در نمونه‌های بزرگ و هم در نمونه‌های کوچک نتایج مناسب‌تر و دقیق‌تری را به‌دنبال داشته است (سنزر و همکاران[11]، ۲۰۲۰). متغیر کمکی در مطالعهٔ حاضر شامل سطح دریافت کالری خانوار می‌باشد. در این مطالعه با توجه به ویژگی‌های منحصربه‌فرد الگوریتم ژنتیک از این روش جهت پیدا نمودن توازن بهینهٔ متغیرهای کمکی و بررسی و شناسایی عوامل مؤثر بر الگوی مصرف مواد غذایی در مناطق شهری استان‌های کشور استفاده شده است. اگرچه در همهٔ روش‌های جورسازی مشکل کاهش تعداد نمونه وجود دارد، اما «سکون» و «گریو»[12] (۲۰۰۸)، «دونزه» و «لای»[13] (۲۰۱۱) و «اوینوبی» و «ویتنبرگ»[14] (۲۰۲۱) در مطالعات خود نشان‌دادند که روش جورسازی برمبنای الگوریتم ژنتیک نسبت به سایر روش‌ها ازجمله روش نمرهٔ تمایل برتری دارد و با ایجاد توازن مناسب‌تر متغیرهای کمکی سبب ایجاد نتایج دقیق‌تر می‌گردد. در الگوریتم ژنتیک برخلاف نمرهٔ تمایل نیاز نیست که توزیع متغیرهای کمکی بیضوی باشد. ضمن آن‌که روش الگوریتم ژنتیک به مشخصات مدل حساس نیست و در صورت عدم برقراری

1 Kai & Prabhala
2 Propensity Score
3 Mahalanobis Distance Matching
4 Exact Matching
5 Sub classification Matching
6 Nearest Neighbor Matching
7 Optimal Matching
8 Genetic Matching
9 Dehejia & Wahba
10 Callus
11 Cenzer et al.
12 Sekhon & Grieve
13 Donzé & Lai
14 Oyenubi and Wittenberg

توازن کامل متغیرهای کمکی، اریب و تورش‌های موجود را کاهش می‌دهد. جورسازی ژنتیکی توازن بهینه را با استفاده از جورسازی چندمتغیره تعیین و به‌طور خودکار مجموعه‌ای از جورها با حداقل اختلاف بین توزیع بالقوهٔ عوامل برهم‌زنندهٔ توازن در گروه تیمار و شاهد را جستجو می‌کند. درنتیجه در طول این فرآیند توازن متغیرهای کمکی حداکثر خواهد شد. برای محقق‌شدن این هدف می‌توان یک فاصلهٔ متریک تعریف نمود. این فاصلهٔ متریک اجازه خواهد داد تا نزدیک‌ترین واحدهای شاهد برای جورشدن با واحد تیمار انتخاب شوند. برای جورسازی براساس الگوریتم ژنتیک می‌توان از فاصلهٔ متریک سادهٔ زیر استفاده نمود:

$$\boldsymbol{d(i,J) = \left|P(X_i) - \frac{1}{|J|}\sum_{j\in J} P(X_j)\right|} \quad (۳)$$

در معادلهٔ بالا، i به‌عنوان یک واحد تیمار و j به‌عنوان مجموعه‌ای از واحدهای شاهد که برای جورسازی واحد تیمار i از آن‌ها استفاده می‌شود، تعریف می‌گردند؛ بنابراین هدف از این فاصلهٔ متریک را می‌توان به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$\boldsymbol{minD = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} d\big(i, m(i)\big)} \quad (۴)$$

در معادلهٔ فوق، $m(i)$ مجموعه‌ای از واحدهای شاهد که با واحد تیمار i جورشده‌اند را نشان می‌دهد. از آنجا که در این معادله وضعیت بُعد خانوار، سن سرپرست خانوار، سواد سرپرست خانوار، وضعیت اشتغال سرپرست خانوار، متوسط درآمد روزانهٔ خانوار، متوسط یارانهٔ دریافتی روزانهٔ خانوار و تنوع غذایی[۱] برای کل واحدهای گروه تیمار محاسبه می‌شود، لازم است روی n واحد تیمار این جمع انجام شود. اگر واحدهای تیمار به‌طور کامل با واحدهای شاهد جور شوند در این‌صورت D صفر خواهد بود (سکون[۲]، ۲۰۱۱).

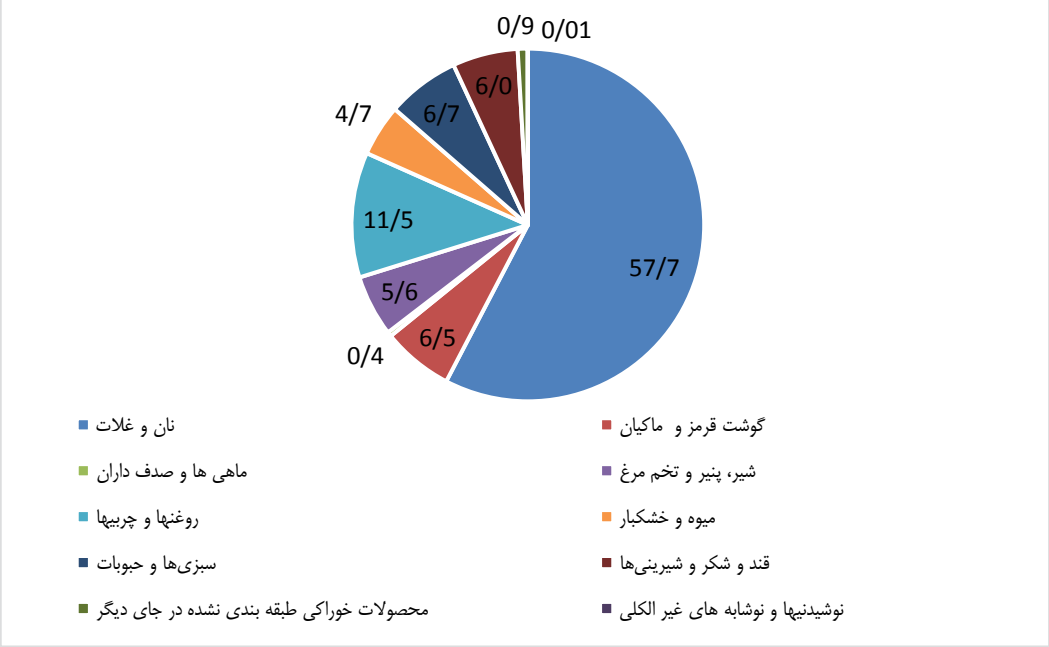
۳. یافته‌ها

شکل (۱) سهم گروه‌های کالایی مختلف را در الگوی مصرف مناطق شهری ایران طی سال ۱۴۰۱هش. نشان می‌دهد. براساس اطلاعات ارائه شده در این شکل در سال ۱۴۰۱، ۵۷.۷٪ کالری یک فرد بالغ در مناطق شهری ایران از نان، غلات و فرآورده‌های آن، ۶/۵٪ کالری از گوشت قرمز و ماکیان، ۰/۴٪ کالری از ماهی‌ها و صدف‌داران،

۱ در مطالعهٔ حاضر جهت کمی‌سازی تنوع غذایی از شاخص تنوع غذایی بری (BI) استفاده شده است. این شاخص از رابطهٔ $BI = 1 - \sum_{i=1}^{n} S_i^2$ به‌دست می‌آید. در رابطهٔ مذکور، S_i سهم کالری گروه کالایی i از مقدار کل کالری غذای مصرف شده است. مقدار این شاخص بین صفر و یک قرار دارد. چنان‌چه BI برابر با صفر باشد نشان‌دهندهٔ آن است که فرد تنها یک مادهٔ غذایی را مصرف‌کرده و عدد یک نشان‌دهندهٔ وضعیتی است که فرد سهم برابری از همهٔ مواد غذایی را مصرف می‌کند. اگر اندازهٔ شاخص BI کمتر از ۰/۷۷ باشد، تنوع غذایی در سطح نامطلوب، بین ۰/۷۷ تا ۰/۸ تنوع غذایی در سطح متوسط و اگر بالاتر از ۰/۸۰ باشد، تنوع غذایی در سطح مطلوب قرار دارد (شعبان‌زاده‌خوشرودی و همکاران، ۱۴۰۱).

2 Sekhon

۵٪/۶ کالری از شیر، پنیر و تخم‌مرغ، ۱۱/۵٪ کالری از روغن‌ها و چربی‌ها، ۴/۷٪ کالری از میوه و خشکبار، ۶/۷٪ کالری از سبزی و حبوبات، ۶٪ کالری از قند و شکر و شیرینی‌ها، ۰/۹٪ کالری از ادویه، چاشنی و سایر ترکیب‌های خوراکی و درنهایت ۰/۰۱٪ کالری از چای، قهوه و سایر نوشیدنی‌ها تأمین شده است. همان‌گونه که از اطلاعات شکل (۱) مشخص است، الگوی غذایی فعلی خانوارها در مناطق شهری ایران به‌طور عمده شامل انواع غلات است و این گروه کالایی به تنهایی نزدیک به ۵۸٪ انرژی موردنیاز روزانه یک فرد بالغ را تأمین می‌کند. در این‌خصوص باید عنوان نمود که سهم غلات از تأمین کالری موردنیاز روزانه، در جهان و کشورهای با درآمد بالا به‌ترتیب ۵۰ و ۳۰٪ و در کشورهای با درآمد پایین ۷۰٪ است (OECD/FAO, ۲۰۲۰)؛ مقایسهٔ این آمار با وضعیت جاری کشور در سال ۱۴۰۱ گویای این واقعیت است که در مناطق شهری ایران، سهم غلات بیش از متوسط جهانی بوده و بخش قابل توجهی از کالری روزانهٔ مردم از طریق غلات که جزو مواد غذایی با ارزش غذایی کم محسوب می‌شوند، تأمین شده است؛ به‌عبارت دیگر، می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که مردم به‌جای آن‌که بخش زیادی از کالری خود را از مواد غذایی ارزشمند مانند: میوه، سبزی، گوشت و... تأمین نمایند، از غلات تأمین کرده‌اند.



شکل ۱: سهم گروه‌های کالایی در مصرف خانوارهای شهری ایران در سال ۱۴۰۱ (منبع: یافته‌های تحقیق).

Fig. 1: The share of commodity groups in the consumption of Iranian urban households in 1401.

در ادامه برای به‌دست آوردن درک بهتر از وضعیت الگوی مصرف مواد غذایی در مناطق شهری استان‌های کشور و شناسایی استان‌های دارای الگوی رفتاری مشابه، از روش خوشه‌بندی K-means استفاده شده است. برای این‌منظور، ابتدا تعداد خوشه با استفاده از جدول خوشه‌بندی پایین به بالا یا تجمعی[1] تعیین شد. در خوشه‌بندی

1 Agglomerative clustering

تجمعی، ابتدا داده‌ها به‌عنوان خوشه‌های مجزا درنظر گرفته شدند و در طی فرآیندی تکراری در هر مرحله، خوشه‌هایی که شباهت بیشتری با یک‌دیگر داشته‌اند با هم ترکیب تا درنهایت یک خوشه و یا تعداد مشخصی خوشه حاصل شود. جدول (۲) نتایج حاصل از خوشه‌بندی تجمعی را نشان می‌دهد. در جدول مذکور، ستون سوم نشان‌دهندهٔ ضرایب و ستون چهارم نشان‌دهندهٔ تفاوت میان ضرایب در مراحل مختلف خوشه‌بندی است. چنان‌چه با عبور از یک مرحله به مرحله دیگر، در ضرایب جهش قابل‌توجه مشاهده شود، تفاوت آن مرحله با کل مراحل نشان‌دهندهٔ تعداد خوشهٔ بهینه خواهد بود. بر این‌اساس، در مطالعهٔ حاضر با توجه به آن‌که جهش در مرحلهٔ ۲۶ مشاهده شده و تعداد کل استان‌ها نیز ۳۱ است؛ لذا تعداد خوشهٔ بهینه با توجه به اختلاف میان این دو عدد ۵ تعیین شد.

جدول ۲: نتایج حاصل از خوشه‌بندی تجمعی

Tab. 2: results of cumulative clustering

مرحله	خوشهٔ ترکیبی		ضرایب	اختلاف ضرایب
	خوشهٔ ۱	خوشهٔ ۲		
۱	۲۲	۲۴	۲۰۸۲	–
۲	۲۶	۲۷	۴۲۵۲	۲۱۷۰
۳	۲۲	۲۵	۶۴۳۹	۲۱۸۷
۴	۳۰	۳۱	۸۷۰۱	۲۲۶۲
۵	۲۸	۲۹	۱۱۰۰۰	۲۲۹۹
۶	۱۴	۱۷	۱۳۷۶۰	۲۷۶۰
۷	۲	۳	۱۶۹۰۷	۳۱۴۶
۸	۱۳	۱۸	۲۰۱۹۹	۳۲۹۲
۹	۱۹	۲۲	۲۴۲۸۸	۴۰۸۹
۱۰	۳۰	۳۲	۲۸۷۰۳	۴۴۱۴
۱۱	۱۵	۱۶	۳۳۴۶۱	۴۷۵۹
۱۲	۱۳	۲۰	۳۹۷۰۴	۶۲۴۳
۱۳	۱۱	۱۴	۴۷۲۲۸	۷۵۲۴
۱۴	۵	۱۲	۵۵۴۷۰	۸۲۴۲
۱۵	۱۵	۲۳	۶۵۳۶۸	۹۸۹۸
۱۶	۶	۱۱	۷۶۰۲۵	۱۰۶۵۷
۱۷	۷	۹	۸۶۶۹۷	۱۰۶۷۲
۱۸	۲	۴	۹۸۹۲۴	۱۲۲۲۷
۱۹	۱۹	۲۶	۱۱۱۴۵۴	۱۲۵۳۰
۲۰	۸	۱۰	۱۲۴۶۹۳	۱۳۲۳۹
۲۱	۸	۱۵	۱۴۶۴۲۱	۲۱۷۲۸
۲۲	۸	۱۳	۱۶۹۷۰۰	۲۳۲۷۹
۲۳	۵	۶	۱۹۴۲۱۰	۲۴۵۱۰
۲۴	۲۸	۳۰	۲۲۹۴۸۹	۳۵۲۷۹

۲۵	۲	۷	۲۷۰۴۲۳	۴۰۹۳۴
۲۶	۵	۲۱	۲۸۳۸۸۹	۱۳۴۶۶
۲۷	۸	۱۹	۱۰۱۹۳۶۱	۷۳۵۴۷۲
۲۸	۲	۵	۲۵۹۸۱۵۰	۱۵۷۸۷۸۹
۲۹	۸	۲۸	۲۷۹۲۲۶۰	۱۹۴۱۱۰
۳۰	۲	۸	۲۸۰۸۶۸۱	۱۶۴۲۱

(منبع: یافته‌های تحقیق).

با توجه به نتایج خوشه‌بندی، در شکل (۲)، نقشهٔ مصرف مواد غذایی در مناطق شهری استان‌های مختلف کشور رسم شده است. همان‌گونه که از جدول و شکل مذکور مشخص است، الگوی مصرف مواد غذایی در مناطق شهری استان‌های مختلف کشور ناهمگون و از تنوع زیادی برخوردار است. در این‌خصوص، می‌توان پنج نوع الگوی رفتاری را شناسایی نمود. از سوی دیگر، به‌نظر می‌رسد الگوی مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران با موقعیت جغرافیایی استان‌ها ارتباط چندانی نداشته باشد؛ به‌عنوان مثال، استان‌های واقع‌در خوشهٔ دوم شامل استان‌های خراسان جنوبی، ایلام و سمنان به‌ترتیب در شرق، غرب و شمال کشور واقع‌شده‌اند و به‌لحاظ جغرافیایی مرز مشترکی با یک‌دیگر ندارند؛ بنابراین پرسش آن است که چه عواملی باعث بروز این تنوع نسبتاً بالای الگوی مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران شده است. با این رویکرد در قسمت بعد نقش عوامل اقتصادی–جمعیت‌شناختی بر الگوی مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران با استفاده از روش جورسازی بررسی شده است.

شکل ۲: نقشهٔ الگوی مصرف غذا در مناطق شهری ایران (منبع: یافته‌های تحقیق).

Fig. 2: Map of food consumption pattern in urban areas of Iran

در ادامه، با استفاده از روش جورسازی عوامل اثرگذار بر مصرف غذا در مناطق شهری ایران شناسایی شده است. در روش جورسازی قبل از برآورد مدل نهایی برای آن که نتایج از اعتبار لازم برخوردار باشند، لازم است توازن متغیرهای کمکی مورد بررسی قرار گیرد. جدول (۴) نتایج حاصل از بررسی توازن متغیرهای کمکی را نشان می‌دهد. در این جدول خوشهٔ دوم به‌عنوان خوشهٔ مبنا انتخاب‌شده و توازن سایر خوشه‌ها نسبت به این خوشه بررسی شده است. انتخاب خوشهٔ دوم به‌عنوان خوشهٔ مبنا بدین‌دلیل بوده که استان‌های واقع‌در این خوشه عموماً استان‌های کم برخوردار هستند؛ لذا مقایسهٔ متغیرهای اقتصادی اجتماعی سایر خوشه‌ها با این خوشه مشخص می‌سازد که اصولاً مصرف در استان‌های فقیر تحت‌تأثیر چه مؤلفه‌هایی قرار دارد و چگونه و با تقویت یا اصلاح سیاست‌گذاری‌ها درخصوص چه عواملی می‌توان الگوی مصرف مواد غذایی را در کشور تغییر داد. شایان ذکر است که در مطالعهٔ حاضر توازن با استفاده از متغیر سطح دریافت کالری بررسی شده است؛ به‌عبارت دیگر، خوشه‌ها با توجه به سطح دریافت کالری خانوار همگن شده‌اند. جهت بررسی توازن در جدول (۳)، برای متغیر سطح دریافت کالری دو ستون وجود دارد؛ ستون اول، وضعیت دریافت کالری را قبل از عمل جورسازی، و ستون دوم، شرایط این متغیر را بعد از عمل جورسازی نشان می‌دهد؛ به‌عنوان مثال، همان‌گونه که از نتایج جدول (۳) مشخص است قبل از عمل جورسازی اختلاف متغیر میانگین سطح دریافت کالری خوشهٔ اول با خوشهٔ دوم (خوشهٔ مبنا) معادل ۴۹۷/۱ کیلوکالری بوده است؛ اما با عمل جورسازی این اختلاف به ۲۵/۷ کیلوکالری کاهش یافته است. این کاهش اختلاف میان دو خوشهٔ مذکور، توسط آمارهٔ اختلاف انحراف از میانگین تأکید شده است. بر این‌اساس، با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۳) مشخص است که با انجام عمل جورسازی تفاوت‌های بین خوشه‌ها کاهش یافته و یا به‌عبارت دیگر گروه‌ها براساس سطح دریافت کالری همگن شده‌اند؛ این امر بدین‌معنی است که در ادامه با مقایسهٔ خوشه‌ها، می‌توان دلایلی را که موجب تفاوت الگوی مصرف خانوارها در مناطق شهری ایران شده است را شناسایی نمود.

جدول ۳: بررسی توازن متغیر سطح دریافت کالری جهت شناسایی عوامل اثرگذار بر مصرف غذا در مناطق شهری ایران.
Tab. 4: Assessing the balance of calorie intake level to identify factors influencing food consumption in urban areas of Iran.

خوشه‌ها	سطح دریافت کالری		اختلاف انحراف از میانگین خوشهٔ نسبت به خوشه ۲	
	قبل از جورسازی	بُعد از جورسازی	قبل از جورسازی	بعد از جورسازی
خوشه ۱	۲۴۵۲/۶	۲۹۴۹/۷	۳۵/۵۴	۱/۷۴
خوشه ۲	۲۹۷۵/۴	۲۹۷۵/۴	–	–
خوشه ۳	۲۰۸۷/۴	۲۹۶۹	۶۰/۳۷	۰/۴۳
خوشه ۴	۲۴۷۲/۳	۲۹۷۶/۸	۳۴/۲۰	-۰/۰۹
خوشه ۵	۲۶۲۱/۷	۲۹۷۲/۱	۲۱/۳۲	۰/۲۲

(منبع: یافته‌های تحقیق).

در جدول (۴) عوامل اثرگذار بر مصرف غذا در مناطق شهری ایران شناسایی شده است. همان‌گونه که از اطلاعات جدول مذکور مشخص است، بُعد خانوار، سن سرپرست خانوار، سواد سرپرست خانوار، وضعیت اشتغال سرپرست خانوار، متوسط سطح درآمد روزانهٔ خانوار، متوسط سطح یارانهٔ دریافتی روزانهٔ خانوار و تنوع غذایی متغیرهایی هستند که دلیل تفاوت مصرف مواد غذایی را در استان‌های مختلف کشور توضیح می‌دهند. همان‌گونه که از اطلاعات جدول مذکور مشخص است استان‌های واقع‌در خوشهٔ مبنا، یعنی خوشهٔ دوم شامل: خراسان جنوبی، ایلام، سمنان، خراسان شمالی و سیستان‌وبلوچستان نسبت به استان‌های واقع‌در سایر خوشه‌ها دارای بُعد خانوار بزرگ‌تری هستند و یارانهٔ بالاتری نیز دریافت می‌کنند. بُعد خانوار بزرگ‌تر سبب کاهش مصرف در استان‌های مذکور نسبت به سایر استان‌ها شده، اما دریافت یارانهٔ مصرف خانوارها را در این خوشه در مقایسه با سایر استان‌ها بهبود داده است. در این رابطه، باید اذعان نمود که بُعد خانوار نشان‌دهندهٔ سطح نیازهای خانوار است. با افزایش بُعد خانوار تأمین نیازها ازجمله نیازهای غذایی و تغذیه‌ای دشوارتر می‌شود؛ لذا این عامل اثر منفی بر مصرف خانوار می‌گذارد. در نقطهٔ مقابل با افزایش یارانهٔ دریافتی خانوار، مصرف سرانهٔ انرژی غذایی در روز افزایش می‌یابد و از شیوع کمبود انرژی غذایی کاسته می‌شود. افزایش یارانه باعث افزایش درآمد می‌شود و یک مؤلفه کلیدی در راهبردهای اتخاذی برای بهبود تغذیه به‌حساب می‌آید؛ لذا تنوع و کیفیت رژیم غذایی بهبود پیدا می‌کند، آسیب‌پذیری اقتصادی کم می‌شود و میزان تخصیص درآمد به غذا افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، براساس نتایج در استان‌های واقع‌در خوشهٔ دوم، سن سرپرست خانوار نسبت به استان‌های واقع‌در سایر خوشه‌ها کمتر است؛ این موضوع بر مصرف غذا در استان‌های خوشهٔ دوم تأثیر منفی گذاشته و میزان مصرف خانوارها را در مقایسه با سایر خوشه‌ها کاهش داده است. این موضوع می‌تواند بیان‌گر سن پایین‌تر ازدواج و تشکیل خانوادهٔ افراد در استان‌های واقع‌در خوشهٔ دوم باشد. در رابطه با این نتیجه باید عنوان نمود که با افزایش سن سرپرست خانوار انتظار می‌رود امنیت تغذیه بالاتر رود. این می‌تواند به‌دلیل افزایش تجربهٔ کاری سرپرست خانوار، افزایش آگاهی وی از مؤلفه‌های سلامت و تغذیه و یا به‌دلیل به بار نشستن سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت باشد که بعداً اثر خود را در ثروت و درآمد نشان می‌دهند و از این‌طریق بر امنیت تغذیه مؤثر واقع می‌شوند.

از سوی دیگر، براساس نتایج در استان‌های واقع‌در خوشهٔ دوم، سطح سواد سرپرست خانوار نسبت به سرپرستان خانوار در سایر سایر خوشه‌ها کمتر است؛ لذا پایین‌تر بودن سواد سرپرست در خوشهٔ دوم نسبت به سایر خوشه‌ها بر مصرف خانوارها در این خوشه اثر منفی داشته است. در این‌خصوص باید گفت آموزش ممکن است کمّیت و کیفیت رژیم غذایی را بهبود ببخشد؛ زیرا آگاهی از نیازهای تغذیه‌ای، تأمین مصرف غذای مناسب و مدیریت مؤثر منابع خانوار را افزایش می‌دهد. درنهایت نیز براساس نتایج، استان‌های واقع‌در خوشهٔ دوم نسبت به استان‌های واقع‌در سایر خوشه‌ها سطح اشتغال، سطح درآمد روزانه و تنوع غذایی پایین‌تری دارند. پایین بودن این سه عامل، کاهش مصرف خانوارهای واقع‌در خوشهٔ دوم را نسبت با سایر خوشه‌ها به‌همراه داشته است. در این‌خصوص نیز باید اذعان نمود که شاغل بودن سرپرست خانوار نشان‌گر منبع سرمایهٔ انسانی خانوار در فعالیت‌های اقتصادی است. با افزایش اشتغال سرپرست خانوار، انتظار می‌رود میزان درآمد خانوار افزایش یابد و تأمین غذا بهبود پیدا کند. درخصوص

متغیر تنوع غذایی نیز باید عنوان نمود که آگاهی و توانایی کمتر جهت درک دانش تغذیه‌ای و عمل به آن به‌معنای کاهش تنوع غذایی است که کاهش مصرف را به‌همراه دارد.

جدول ٤: شناسایی عوامل اثرگذار بر مصرف غذا در مناطق شهری ایران

Tab. 5: Identifying the factors influencing food consumption in urban areas of Iran

متغیرها	خوشهٔ ۲ نسبت به خوشهٔ ۱			خوشهٔ ۲ نسبت به خوشهٔ ۳			خوشهٔ ۲ نسبت به خوشهٔ ٤			خوشهٔ ۲ نسبت به خوشهٔ ٥		
	ضریب	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری	ضریب	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری	ضریب	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری	ضریب	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
بُعد خانوار	۰/۵۲	۱۸/۲۱	۰/۰۰	۰/۴۲	۱۳/۵۸	۰/۰۰	۰/۳۶	۱۱/۶۲	۰/۰۰	۰/۲۳	۷/۶۳	۰/۰۰
سن سرپرست خانوار	-۳/۳۱	-۹/۱۸	۰/۰۰	-۰/۶۷	-۱/۸۲	۰/۰۷	-۲/۷۶	-۷/۵۷	۰/۰۰	-۲/۱۷	-۶/۰۴	۰/۰۰
سواد سرپرست خانوار (باسواد=۱، بی‌سواد=۲)	-۰/۰۲	-۱/۵۰	۰/۱۳	-۰/۰۳	-۳/۳۰	۰/۰۰	-۰/۰۴	-۴/۵۵	۰/۰۰	-۰/۰۱	-۱/۰۹	۰/۲۸
وضعیت اشتغال سرپرست خانوار (شاغل=۱، بیکار=۲)	-۰/۰۵	-۴/۳۲	۰/۰۰	-۰/۰۷	-۷/۷۷	۰/۰۰	-۰/۰۶	-۴/۸۷	۰/۰۰	-۰/۰۴	-۳/۹۹	۰/۰۰
متوسط درآمد روزانهٔ خانوار	-۸۳۲۱۱۶	-۵	۰/۰۰	-۷۴۶۵۹۷	-۱۶/۷۶	۰/۰۰	-۹۹۸۳۸۵	-۱۸/۱۹	۰/۰۰	-۴۱۱۳۴۵	-۷/۱۹	۰/۰۰
متوسط یارانه دریافتی روزانه خانوار	۵۰۸۰۲	۹/۹۹	۰/۰۰	۲۱۳۷۰	۳/۶۵	۰/۰۰	۳۷۴۲۱	۶/۸۸	۰/۰۰	۱۱۲۴۲	۲/۰۶	۰/۰۴
تنوع غذایی	-۰/۰۷	-۲۳/۳۳	۰/۰۰	-۰/۰۱۴	-۴۶/۰۵	۰/۰۰	-۰/۱۱	-۹/۵۸	۰/۰۰	-۰/۰۵	-۱۵/۶۶	۰/۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق).

جدول (۵) وضعیت دریافت ریزمغذی‌ها و درشت مغذی‌ها را در خوشه‌های مختلف نشان می‌دهد. همان‌گونه که از اطلاعات جدول مذکور مشخص است در شرایط فعلی خانوارها دو تا سه برابر حداقل موردنیاز کربوهیدرات دریافت می‌کنند، ولی درخصوص کلسیم سطح دریافت روزانه حدود ۵۰٪ کمتر از حداقل موردنیاز روزانه است. درخصوص ویتامین A و C نیز شرایط به‌همین صورت است و در اغلب خوشه‌ها میزان دریافت کمتر از حداقل موردنیاز روزانه است. با توجه به این نتایج مشخص است که در الگوی فعلی غذایی مناطق شهری ایران تنها سیری شکمی تأمین می‌شود و افراد نمی‌توانند سیری سلولی داشته باشند.

جدول ۵: وضعیت دریافت ریزمغذی‌ها و درشت مغذی‌ها در خوشه‌های مختلف.

Tab. 5: Status of receiving micronutrients and macronutrients in different clusters.

خوشه‌ها	کربوهیدرات (گرم)	کلسیم (میلیگرم)	ویتأمین A (میکروگرم)	آهن (میلیگرم)	ویتأمین C (میلیگرم)
خوشهٔ ۱	۴۵۶	۵۲۰	۱۹۶	۱۶	۴۸
خوشهٔ ۲	۵۱۳	۵۵۱	۳۱۹	۲۲	۶۲
خوشهٔ ۳	۳۲۷	۴۲۵	۴۲۶	۱۵	۷۴
خوشهٔ ۴	۴۰۰	۵۳۸	۴۶۴	۱۸	۸۵
خوشهٔ ۵	۴۴۱	۵۱۴	۴۲۸	۱۹	۷۱
حداقل موردنیاز روزانه	۱۳۰	۱۰۰۰	۵۵۰	۱۶	۸۰

(منبع: یافته‌های تحقیق).

٤. نتیجه‌گیری

متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و جمعیت‌شناختی نقش مهم و تعیین‌کننده‌ای در مصرف خانوار دارند؛ اگرچه نیازها و خواسته‌های مصرف‌کنندگان با هم فرق دارد، اما خصوصیات فردی و عوامل اقتصادی در تصمیمات خرید او مؤثر واقع می‌شوند. با این رویکرد مطالعهٔ حاضر به بررسی الگوی مصرف غذا و عوامل اثرگذار بر آن در مناطق شهری ایران در سال ۱۴۰۱هش. پرداخته است. آگاهی از الگوی مصرف خانوار و ویژگی‌های اقتصادی–جمعیت‌شناختی اثرگذار بر آن، می‌تواند راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذران در جهت برنامه‌ریزی‌های آتی باشد و به نهادهای متولی سلامت جامعه برای طراحی برنامه‌ها کمک ارزنده‌ای داشته باشد. جهت دستیابی به این اهداف براساس طبقه‌بندی مرکز آمار ایران اقلام مصرفی موجود در هزینه‌های خوراکی خانوارها در ۱۰گروه طبقه‌بندی و با استفاده از اطلاعات هزینه–درآمد مرکز آمار ایران و ماتریس عملکرد تغذیه‌ای، محتوا و سهم کالری سبد تغذیه‌ای خانوارهای شهری برای ۱۰گروه موردنظر استخراج شد. در ادامه برای به‌دست آوردن درک بهتر از وضعیت الگوی مصرف مواد غذایی در مناطق شهری استان‌های کشور و شناسایی استان‌های دارای الگوی رفتاری مشابه، از روش خوشه‌بندی استفاده شد. درنهایت نیز با استفاده از روش جورسازی عوامل اثرگذار بر مصرف غذا در مناطق شهری ایران شناسایی گردید. براساس نتایج الگوی غذایی فعلی خانوارها در مناطق شهری ایران به‌طور عمده شامل انواع غلات است و این گروه کالایی نزدیک به ۵۸٪ انرژی موردنیاز روزانه را تأمین می‌کند. این موضوع می‌تواند به بالا بودن قیمت مواد غذایی با ارزش غذایی بالا و نیز سواد و فرهنگ تغذیه‌ای مردم مرتبط باشد.

براساس نتایج خوشه‌بندی نیز درمجموع پنج نوع الگوی رفتاری شناسایی شد؛ بررسی الگوها نشان می‌دهد که الگوی مصرف مواد غذایی در مناطق شهری استان‌های مختلف کشور ناهمگون و ضمن برخورداری از تنوع زیاد با موقعیت جغرافیایی استان‌ها ارتباط چندانی ندارد. درنهایت نیز براساس نتایج حاصل از روش جورسازی بُعد خانوار، سن سرپرست خانوار، سواد سرپرست خانوار، وضعیت اشتغال سرپرست خانوار، متوسط سطح درآمد روزانهٔ خانوار، متوسط سطح یارانهٔ دریافتی روزانهٔ خانوار و تنوع غذایی متغیرهایی هستند که دلیل تفاوت مصرف مواد غذایی را در استان‌های مختلف کشور توضیح می‌دهند. با توجه به نتایج مشخص است که الگوی مصرف غذا در مناطق

شهری ایران، هم تحت‌تأثیر متغیرهای اقتصادی و هم متغیرهای جمعیت‌شناختی است. در شرایط کنونی که کشور با مشکلات اقتصادی ناشی از تحریم‌ها، تورم، بیکاری و... دست به گریبان است، چنان‌چه حمایت مؤثر از خانواده‌ها صورت نگیرد، الگوی مصرف غذایی خانوارها به‌سمت مصرف مواد غذایی با ارزش پایین سوق می‌یابد و ناامنی غذایی درمیان خانوارها افزایش می‌یابد. در این‌خصوص تمرکز برنامه‌های دولت باید در جهت ایجاد اشتغال و درآمد برای خانوارها باشد؛ ضمن آن‌که کمک‌ها و برنامه‌های حمایت اجتماعی باید افزایش یابد. افزون‌بر این، برنامه‌های حمایت اجتماعی و فقرزدایی باید هدفمند بوده و جهت‌گیری منطقه‌ای و جغرافیایی داشته باشند و با توجه به نیازها و کمبودهای موجود در استان‌های کم برخودار، میزان حمایت‌ها در این مناطق بیشتر باشد. از سوی دیگر، براساس نتایج، خانوارهای دارای ابعاد بزرگ‌تر و سرپرست جوان‌تر عموماً سطح مصرف مواد غذایی پایین‌تری دارند. در این‌رابطه بررسی برنامه‌های حمایتی دولت نشان می‌دهد که برای زوج‌های جوان و نیز با افزایش بُعد خانوارها و بیشتر شدن تعداد فرزندان، بسته‌های حمایتی جامع، مدون و عملیاتی برای حمایت از خانوارها وجود ندارد. بر این‌اساس، نظر به ابلاغ سیاست‌های کلی جمعیت به دستگاه‌ها به‌منظور افزایش جمعیت در کشور، ضرورت دارد نهادهای ذی‌ربط بر طراحی و اجرای درست و کامل سیاست‌های تشویقی حمایت از خانواده‌های پرجمعیت و نیز اشتغال و ارتقای وضعیت معیشتی زوج‌های جوان اهتمام ویژه داشته باشند. درنهایت نیز نتایج نشان‌داد که درحال حاضر سطح دریافت ریزمغذی‌ها و درشت‌مغذی‌های ارزشمند نظیر کلسیم، آهن و انواع ویتأمین‌ها در اغلب استان‌های ایران بسیار پایین‌تر از حداقل نیاز روزانه است. یک دلیل این موضوع می‌تواند شتاب بالای تورم در سال‌های اخیر و به‌تبع آن افزایش هزینه‌های زندگی باشد که سبب کاهش مصرف منابع گران‌قیمت تأمین مواد مغذی شده است. در این‌رابطه با توجه به محدود بودن گروه‌های کالایی جایگزین و در عین‌حال ارزان قیمت، مصرف نان، غلات و فرآورده‌های آن که به‌عنوان منابع غنی تأمین مواد مغذی ارزشمند شناخته نمی‌شوند، افزایش یافته است. برای آن‌که یک فرد معمولی بتواند مقادیر اندکی از مواد مغذی موردنیاز بدنش را تأمین کند به ناچار باید مقدار زیادی غلات مصرف کند که به‌دلیل داشتن کربوهیدرات، سطح کربوهیدرات دریافتی فرد را افزایش و درنتیجه سبب شیوع چاقی و بروز بیماری‌های دیگر خواهد شد؛ البته در این‌میان نباید از نقش سایر متغیرها ازجمله فرهنگ و سواد تغذیه‌ای در الگوی تغذیه خانوار غافل بود؛ لذا صرفاً سطح درآمد بالای خانوارها سیری سلولی آن‌ها را تضمین نمی‌کند و باعث نمی‌شود که آن‌ها با انتخاب سبد غذایی مطلوب درشت مغذی‌ها و ریزمغذی‌های موردنیاز خود را به اندازهٔ کافی دریافت کنند.

سپاسگزاری

نویسندگان از نظرات ارزشمند داوران محترم ناشناش نشریه تقدیر و تشکر می‌نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

در مطالعهٔ حاضر نویسندگان نخست تا سوم به ترتیب به‌میزان ۷۰، ۲۰ و ۱۰٪ در نگارش مشارکت داشته‌اند.

تضاد تعارض و منافع

نویسندگان نبود تضاد هرگونه تعارض و منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– احمدی جاوید، مهری؛ اکبری، احمد و ضیایی، محمد باقر، (۱۳۹۳). «بررسی الگوی مصرف کالاهای خوراکی خانوارهای شهری استان سیستان و بلوچستان با رویکرد امنیت غذایی». *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۶(۲۳): ۱۴۳-۱۵۸. DOR: 20.1001.1.20086407.1393.6.23.8.2

– آزمایش آسیابسری، مهیا؛ مطیع‌حق‌شناس، نادر؛ و رستمعلی‌زاده، ولی‌الله، (۱۴۰۲). «سیاست دولت‌ها و تغییرات الگوی مصرف غذایی؛ مطالعه خانوارهای شهر رشت طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۹: نتایج یک تحلیل کیفی». *فصلنامه راهبرد توسعه*، ۱۹(۲): ۲۲۰-۱۹۳. http://www.rahbord-mag.ir/Article/45379/FullText

– پاکروان، محمدرضا؛ حسینی، سیدصفدر؛ سلامی، حبیب الله؛ و یزدانی، سعید، (۱۳۹۴). «شناسایی عوامل مؤثر بر امنیت غذایی خانوارهای شهری و روستایی ایران». *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، ۴۶(۳): ۳۹۵-۴۰۸. https://doi.org/10.22059/ijaedr.2015.55514

– حسینی، سیدصفدر؛ پاکروان چروده، محمدرضا؛ و سلامی، حبیب‌الله، (۱۳۹۵). «تأثیر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها بر امنیت غذایی در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۱(۶۷): ۸۲-۵۳. https://doi.org/10.22054/ijer.2016.7236

– رستمی، الهام؛ تقدیسی، محمدحسین؛ دهداری، طاهره؛ و شیرزاد، محبوبه، (۱۳۹۴). «بررسی الگوی مصرف مواد غذایی در خانوارهای مناطق روستائی منطقه فلارد شهرستان لردگان در سال ۱۳۹۴». *مجله ره‌آورد سلامت*، ۱(۲): ۲۵-۳۶. https://rsj.iums.ac.ir/article-1-30-fa.html

– رفعتی، محسن؛ شعبان‌زاده خوشرودی، مهدی؛ و جاودان، ابراهیم، (۱۴۰۰). «مصرف مواد مغذی، تنوع و امنیت غذایی در دهک‌های درآمدی استان تهران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۵(۲): ۱۶۰-۱۴۷. DOR: 20.1001.1.20084722.1400.35.2.4.6

– شعبان‌زاده‌خوشرودی، مهدی؛ گیلان‌پور، امید؛ جاودان، ابراهیم؛ و رفعتی، محسن، (۱۴۰۱). «تأثیر سیاست ارز ترجیحی بر مصرف مواد غذایی در مناطق شهری ایران». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۲(۳): ۱۲۹-۱۵۵. DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0

– شعبان‌زاده خوشرودی، مهدی؛ جاودان، ابراهیم؛ و رفعتی، محسن، (۱۴۰۱). «ارزیابی وضعیت تنوع غذایی خانوارها و عوامل مؤثر بر آن در استان تهران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۶(۱): ۹۷-۸۳. DOR: 20.1001.1.20084722.1401.36.1.6.3

– شعبان‌زاده خوشرودی، مهدی؛ و حسینی، سید صفدر؛ (۱۴۰۰). «بررسی عوامل موثر بر امنیت غذایی خانوارها در استان تهران». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۲۹(۳): ۲۳۷-۲۰۹. https://doi.org/10.30490/aead.2021.352428.1279

– شعبان‌زاده خوشرودی، مهدی؛ و حسینی، سیدصفدر، (۱۴۰۰). «الگوی مصرف موادغذایی، دریافت مواد مغذی و امنیت غذایی در کلانشهر تهران». دوازدهمین کنفرانس تخصصی ملی اقتصاد کشاورزی، سنندج. https://conf.uok.ac.ir/_JiroConference/Files/Conference/54/Common/ContentPage/5.Axis1.pdf

– شهرکی، مهدی؛ و قادری، سیمین، (۱۴۰۰). «عوامل تعیین‌کننده مخارج سلامت خانوار زن سرپرست در مناطق شهری ایران». *آموزش بهداشت و ارتقای سلامت*، ۹ (۲): ۱۴۴-۱۳۳. https://doi.org/10.52547/ijhehp.9.2.133

– شیبانی، ملیحه؛ و کرباسی، علیرضا، (۱۳۹۹). «بررسی تغییرات الگوی مصرف مواد خوراکی خانوارهای روستایی خراسان‌رضوی». *راهبردهای توسعه روستایی*، ۷(۳): ۲۵۲-۲۳۹. DOR: 20.1001.1.23832657.1399.7.3.1.2

– عبدی، فاطمه؛ عطاردی‌کاشانی، زهرا؛ میرمیران، پروین؛ و استکی، ترانه، (۱۳۹۴). «بررسی و مقایسه الگوی مصرف غذایی در ایران و جهان: یک مقاله مروری». *مجله دانشگاه علوم پزشکی فسا*، ۵ (۲): ۱۶۷-۱۵۹. http://dorl.net/dor/20.1001.1.22285105.2015.5.2.7.4

– فرشیدی، حسین؛ مدنی، عبدالحسین؛ عزتی‌راد، رقیه؛ منتصری، مریم؛ رستمی قشمی، ایران؛ و اقبال‌افتخاری، سیده تسنیم، (۱۳۹۹). «الگوی مصرف ماهی در سفره غذایی خانوارهای استان هرمزگان». *طب پیشگیری*، ۷(۱): ۳۱-۲۴. https://doi.org/10.29252/jpm.7.1.31

– مرکز آمار ایران. (۱۴۰۳). «داده‌ها و اطلاعات آماری». www.amar.org.ir

- Abdi, F., Atardi Kashani, Z., Mirmiran, P. & Estaki, T., (2015). "Examining and comparison of food consumption pattern in Iran and the world: a review article". *Journal of Fasa University of Medical Sciences,* 5(2): 159-167. http://dorl.net/dor/20.1001.1.22285105.2015.5.2.7.4 (In Persian)

- Adelaja, A. O., Nayga, R. M. & Lauderbach, T. C., (1997). "Income and racial differentials in selected nutrient intakes". *American Journal of Agricultural Economics*, 79(5): 1452-1460. https://doi.org/10.2307/1244360

- Ahmadi Javid, M., Akbari, A. & Zeaei, M. B., (2014). "Pattern of Food Products Consumption in Urban Households of Sistan and Baluchistan Province with Emphasis on Food Security". *Agricultural Economics Research*, 6(23): 143-158. (In Persian)

- Akerele, D., (2011). "Intra-household food distribution patterns and calorie inadequacy in South-Western Nigeria". *International journal of consumer studies*, 35(5): 545-551. https://doi.org/10.1111/j.1470-6431.2010.00981.x

- Azmayesh Asiyabsari, M., Rostamalizadeh, V. & Moti H aghshenas, N., (2023). "The State Policies and Changes Of Food Consumption Patterns; The study of Households in Rasht City from 2005 - 2020: Results of a Qualitative Analysis". *Rahbord e Tousee,* 193-220. (In Persian)

- Basiotis, P., Brown, M., Johnson, S. R. & Morgan, K. J., (1983). "Nutrient availability, food costs, and food stamps". *American Journal of Agricultural Economics*, 65(4): 685-693. https://doi.org/10.2307/1240456

- Block, G. & Subar, A. F., (1992). "Estimates of nutrient intake from a food frequency questionnaire: the 1987 National Health Interview Survey". *Journal of the American Dietetic Association*, 92(8): 969-977.

- Callus, N., (2020). "Generalized optimal matching methods for causal inference". *Journal of Machine Learning Research,* 21(62): 1-54. https://doi.org/10.48550/arXiv.1612.08321

- Cenzer, I.; Boscardin, W. J. & Berger, K., (2020). "Performance of matching methods in studies of rare diseases: a simulation study". *Intractable & Rare Diseases Research*, 9(2): 79-88. https://doi.org/10.5582/irdr.2020.01016

- Dehejia, R. H. & Wahba, S., (1998). "Matching methods for estimating causal effects in non-experimental studies". *Working Paper 6829*, National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10473858

- Donzé, L. & Lai, P., (2011). "Propensity Score Matching and Genetic Matching: Monte Carlo Results". *In International Statistical Institute: Proceedings of the 58th World Statistical Congress*, Dublin.

- Facina, V. B., Fonseca, R. D. R., da Conceição-Machado, M. E. P., Ribeiro-Silva, R. D. C., Dos Santos, S. M. C. & de Santana, M. L. P., (2023). "Association between Socioeconomic Factors, Food Insecurity, and Dietary Patterns of Adolescents: A Latent Class Analysis". *Nutrients*, 15(20): 4344. https://doi.org/10.3390/nu15204344

- FAO, IFAD, Unicef, WFP & WHO., (2023). The state of food security and nutrition in the world 2023.

- FAO, IFAD, Unicef, WFP & WHO., (2023). The state of food security and nutrition in the world 2023.

- Farshidi, H., Madani, A., Ezati Rad, R., Montaseri, M., Rostami Qeshmi, I. & Iqbal Eftekhari, T., (2020). "Pattern of fish consumption in the food table of households in Hormozgan province". *J. Prevent Med.*, 7 (1): 24-31. http://dx.doi.org/10.29252/jpm.7.1.31 (In Persian)

- Gebre, G. G., (2012). "Determinants of food insecurity among households in Addis Ababa city, Ethiopia". *Interdisciplinary Description of Complex Systems: INDECS,* 10(2),:159-173. https://doi.org/10.7906/indecs.10.2.9

- Grünberger, K., (2014). "Estimating food consumption patterns by reconciling food balance sheets and household budget surveys". Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations. http://www.fao.org/3/a-i4315e.pdf

- Gu, S., Zhang, J., Wang, J., Wang, X. & Du, D., (2021). "Recent development of HS-GC-IMS technology in rapid and non-destructive detection of quality and contamination in agri-food products". *TrAC Trends in Analytical Chemistry*, 144: 116435. https://doi.org/10.1016/j.trac.2021.116435

- Kai, L. & Prabhala, N. R., (2007). "Self-selection models in corporate finance". *Handbook of empirical corporate finance*: 37-86. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.843105

- Liu, Y., (2022). "Analysis and prediction of college students' mental health based on K-means clustering algorithm". *Applied Mathematics and Nonlinear Sciences*, 7(1): 501-512. https://doi.org/10.2478/amns.2021.1.00099

- Luo, J., (2022). "Application of K-means Method Based on SPSS in Graphic Design Score Analysis". *In 2022 3rd International Conference on Big Data and Social Sciences* (ICBDSS 2022) (pp. 453-459). Atlantis Press. https://doi.org/10.2991/978-94-6463-064-0_48

- McCarthy, U., Uysal, I., Melis, R.B., Mercier, S., Donnell, C.O. & Ktenioudaki, A., (2018). "Global food security–Issues, challenges and technological solutions, Trends in Food Science & Technology". *Trends in Food Science & Technology*, 77: 11-20. https://doi.org/10.1016/j.tifs.2018.05.002

- Meade, B. & Thome, K., (2017). "International Food Security Assessment". 2017-2027, Amber Waves, 1-14. https://doi.org/10.22004/ag.econ.264877

- Mekonnen, D. A., Trijsburg, L., Achterbosch, T., Brouwer, I. D., Kennedy, G., Linderhof, V., ... & Talsma, E. F. (2021). "Food consumption patterns, nutrient adequacy, and the food systems in Nigeria". *Agricultural and Food Economics*, 9(1): 16. https://doi.org/10.1186/s40100-021-00188-2

- OECD/FAO. (2020). *OECD-FAO agricultural outlook 2020–2029*. Oecd.

- Oyenubi, A. & Wittenberg, M., (2021). "Does the choice of balance-measure matter under genetic matching?". *Empirical Economics*, 61: 489-502. https://doi.org/10.1007/s00181-020-01873-9

- Rafati, M., Shabanzadeh-Khoshrody, M. & Javdan, E., (2021). "Nutrient Consumption, Diversity and Food Security of the Income deciles of Tehran Province". *Journal of Agricultural Economics and Development*, 35(2): 147-160. https://doi.org/10.22067/jead.2021.69156.1019 (In Persian)

- Rostami, E., Taghdis, M. H., Dehdari, T. & Shirzad, M., (2015). "Exploring Household Food Consumption Patterns in Rural Areas of Felard in Lordegan in 2015". *Rahavard Salamat Journal*, 1(2): 25-36. (In Persian)

- Sekhon, J. S. & Grieve, R., (2008). "A new non-parametric matching method for bias adjustment with applications to economic evaluations". In: *iHEA 2007 6th World Congress: Explorations in Health Economics Paper*. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1138926

- Sekhon, J. S., (2011). "Multivariate and propensity score matching software with automated balance optimization: the matching package for R". *Journal of Statistical Software*, Forthcoming. https://doi.org/10.18637/jss.v042.i07

- Shabanzadeh-Khoshrody, M., Gilanpour, O., Javdan, E. & rafaati M., (2022). "The Effect of Preferred Currency Subsidies Policy on Food Consumption in Urban Areas of Iran". *QJER*, 22 (3): 129-155. (In Persian)

- Shahraki, M. & Ghaderi, S., (2021). "Socioeconomic factors determining fruit and vegetable consumption among urban households in Iran". *Journal of Research and Health*, 7(4): 887-898. (In Persian)

- Smed, S., Jensen, J. D. & Denver, S., (2007). "Socio-economic characteristics and the effect of taxation as a health policy instrument". *Food Policy*, 32(5-6): 624-639. https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2007.03.002

- Statistical Center of Iran. (2023*). Statistical data and information*. www.amar.org.ir. (In Persian)

- Streeter, J. L., (2017). "Socioeconomic factors affecting food consumption and nutrition in China: Empirical evidence during the 1989–2009 period". *The Chinese Economy*, 50(3): 168-192. https://doi.org/10.1080/10971475.2017.1297653

- UNICEF., (2020). The state of food security and nutrition in the world 2020.

- Variyam, J. N., (2003). “Factors affecting the macronutrient intake of US adults”. https://doi.org/10.22004/ag.econ.33572

- Weil, K., Coulibaly, I., Fuelbert, H., Herrmann, A., Millogo, R. M. & Danquah, I., (2023). “Dietary patterns and their socioeconomic factors of adherence among adults in urban Burkina Faso: a cross-sectional study”. *Journal of Health, Population and Nutrition*, 42(1): 107. https://doi.org/10.1186/s41043-023-00451-w

Vol. 13, No. 51, Autumn (2024)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Scientific Association of Regional Development Economics

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

Bu-Ali Sin University

Relative Redistribution and Investment in OPEC Countries

Mohadeseh Rahimi[1], Marziyeh Esfandiari[2]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29010.3676
Received: 2024.01.24; Reviseed: 2024.03.12; Accepted: 2024.03.16
Pp: 123-144

Abstract

The Gini coefficient is the most common index for measuring income inequality. Taxes are considered an important instrument for improving income distribution. Calculating the Gini coefficient based on after-tax income can provide a more accurate picture of income distribution and its impact. Increasing investment also requires saving, which is influenced by income distribution. In this study, the impact of relative redistribution on investment in selected OPEC countries between 2001 and 2021 is examined using a generalized method of moments. According to the findings, the relative redistribution index and income inequality have a negative and significant impact on investment. It can be concluded that taxes and transfer payments as instruments of income distribution can stimulate investment. The relative redistribution of the more equitable can lead to higher investment. Therefore, providing an appropriate measure of income inequality can contribute to a better understanding and formulation of efficient policies for social and economic aspects.

Keywords: Relative Redistribution, Gini Coefficient, Investment, OPEC Countries.
JEL Classification: H2, D63, E22, Q00.

1. Ph. D Candidate, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran (Corresponding Author).
Email: m.esfandiari@eco.usb.ac.ir

Citations: Rahimi, M. & Esfandiari, M., (2024). "Relative Redistribution and Investment in OPEC Countries". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(51): 123-144. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29010.3676
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5519.html?lang=en

1. Introduction

Income inequality is one of the issues that have been discussed among economists and concerning its pervasive, OPEC countries like other regions of the world are not safe from its consequences (Odusanya, 2020). In general, huge revenue from natural resources should lead to wealth increase, progress, and poverty reduction. Many economists believe that low levels of investment limit economic development (Lewis, 1955; Rostow, 1960), others believe that even national savings cannot simply lead to investment and growth as savings with domestic currency cannot lead to foreign direct investments that require foreign exchange "dual gap analysis" (Joshi, 1970; El Shibley & Thirlwall, 1981). There is also another approach to economic development, suggesting that poor countries should face a "strong push forward" to break the vicious circle of poverty and achieve development (Rosenstein-Rodan, 1943 ,1961; Murphy et al., 1989). Therefore, the great windfall resulting from natural resources should overcome the constraints of initial capital and exchanges to create "pressure" (Stevens, 2003). Thus, despite oil revenues, the redistribution of income through the channel of saving can lead to investment.

Income redistribution affects economic growth by adjusting the income of the rich and increasing the income of the poor. The interaction between economic growth and income redistribution can answer one of the fundamental questions of economic planners, especially in developing countries (Rahimi & Esfandiyari, 2022).

Income inequality leads to changes in capital accumulation due to the changes in savings, consumption, and relative prices. Recent research highlighted the different effects of income inequality on economic growth. In the previous studies on the relationship between inequality and economic growth, the effects of relative redistribution have been generally neglected (Glenn Hubbard et al., 1986).

Some researchers, such as Alesina and Perotti (1996), found an inverse relationship between investment and income inequality. Considering that investment is the primary engine of economic growth, income inequality through political-economic uncertainties causes economic growth to be reduced. On the other hand, Galor and Zeira (1993) show that an equitable distribution of income increases investment and economic growth. Barro (1999) indicates that income inequality relates to growth and investment positively in poor countries, but for rich countries, there is a negative relationship.

The Gini coefficient has been used in most studies to measure inequality based on market income. Because of the effect of tax on households' savings and producers' decisions, we use GINI after tax in this research which assesses income redistribution.

2. Economic growth, income inequality, and investment

Any distribution policy that affects saving will also affect growth. Income distribution, as one of the most important economic variables, therefore influences the distribution of resources and the dynamics of the economy. Some studies show that an unfair distribution of income reduces economic growth and investment (Alesina et al., 2004). Redistribution can compensate for the failure of the labor market and capital by increasing taxes to finance public investment, increasing the cost of social insurance for poor and risky people, and increasing spending on health care and higher education for the poor (Benabou, 2000). In such cases, redistributive policies can increase equality and growth. (Browning, Majd, 2020; Berg et al., 2014; Rahimi & Esfandiari, 2021). Some studies show that inequitable income distribution increases economic growth (Cingano, 2014; Yang & Greaney, 2017)

because higher taxes and subsidies reduce incentives to work and invest. The losses are likely to be an additive function of the tax rate, so that as the tax rate increases, the losses due to redistribution will increase sharply (Barro, 1990; Okun, 1975).

The unequal distribution of income can reduce savings and thus reduce the supply of resources for investment in industry, innovation, and research and development and thus impair economic growth.

As a result, investment, income distribution, savings, and economic growth are interrelated. On the other hand, governments play an important role in economic growth, investment, income distribution, and savings through their economic policies. In this respect, taxes are a means for governments to change savings, allocate the financial resources of capital, and achieve economic growth. Tax changes have an impact on income distribution. Indices such as the Gini index are mainly used to measure inequality. To examine the inequality of income distribution, The Gini coefficient is measured based on income before tax deduction, while income after tax deduction is more suitable for measuring inequality. For this purpose, relative redistribution is used. Therefore, this study examines relative redistribution instead of income distribution.

3. Model Specification

Investment, income distribution, savings, and economic growth have mutual relations with each other. On the other hand, governments have played an important role in economic growth, investment, and income distribution through economic policy. In this regard, taxes as a means by the governments to change the financial resources of capital and achieve economic growth. Tax change affects income distribution. indices such as the Gini index are used mainly to measure inequality. To study income inequality, the Gini coefficient is used before tax deduction, while income tax is more suitable for measuring inequality for this purpose, partial redistribution is used. Therefore, in the present study, the relative redistribution instead of income distribution is studied. And, the Gini coefficient, the growth rate of GDP per capita, inflation, trade openness, and rational redistribution are considered exogenous variables, and investment is an independent variable. Due to a lack of data, Iran, Indonesia, and Ecuador, are considered for the period 2001-2021. The effect of redistribution on investment is estimated by equation (1):

$$invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \underline{X}_{i,t} + U_{i,t} + \mu_i \qquad (1)$$

Where, $invest_{i,t}$ stands for investment and is a border of exogenous variables including inflation, GDP per capita growth, trade openness, Gini coefficient, and rational redistribution.

According to the research findings, GDP per capita growth and trade openness have significant effects the investment. Although the Gini coefficient has no significant influence on investment, the influence of relative redistribution on investment is negative and significant. Fairer relative redistribution therefore leads to more investment. The results of this study show that planning for equitable income distribution (after tax deduction) can stimulate economic growth and investment in OPEC member countries.

4. Conclusion

To investigate the equitable distribution of income in most studies, the Gini coefficient has been considered based on market income. Since the Gini index is calculated based on a market income, the impact of taxes on social security is not considered. This deficiency is

addressed with the relative redistribution index based on the Gini index after tax deduction. Income distribution based on income tax and mandatory payment can be a more realistic measure of income distribution. Therefore, the present study examines the impact of income distribution on investment with annual data over the period 2001 - 2021 in OPEC countries using the generalized moments technique. The findings of the study show that the effects of income distribution based on market income and disposable income (after taxes and transfer payments) are different. The result of this study confirms the importance of taxes in income distribution. In addition, relative redistribution increases the size of the landing and boosts investment. The increase in GDP per capita also leads to an increase in savings and investment -savings- GDP growth cycle is completed by relative redistribution. Tax policies can alter income redistribution, which leads to growth and investment increases through saving. Therefore, in countries that are dependent on oil revenues, the use of tax instruments can pave the way for appropriate income distribution and increase production and investment by reducing the policies of optimal policies. For more success in the context of capital investment, the volatility of the index is controlled and inflation is reduced. Also, the concentration of trade policies on the export-oriented can increase investment by increasing production, Income, and saving and decreasing the exchange rate so it can show a more accurate picture of income distribution in the society and improve income distribution can lead to an increase in saving, investment and production. In conclusion, strengthening fiscal policies, facilitating access to investment financing, and more attention to the social impacts of taxes and government policies are recommended.

Acknowledgments
The authors appreciate and thank the valuable comments of the anonymous reviewers of the journal.

Authors Contributions
Rahimi, M., Conceptualization, Writing - original draft preparation, Writing, Resources Esfandiari, M., Methodology, Formal analysis and investigation, review and editing, Supervision.

Conflict of Interest
The author declares that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۱، پاییز ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: X۴۷۲-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

تأثیر توزیع مجدد نسبی بر سرمایه‌گذاری در کشورهای عضو اوپک

محدثه رحیمی[۱]، مرضیه اسفندیاری[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29010.3676
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۰۴، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۲/۲۲، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۲۶
صص: ۱۴۴-۱۲۳

چکیده

توزیع درآمد و نابرابری‌های حاصل از آن معمولاً از جنبهٔ مسائل عدالت اجتماعی موردتوجه و بحث بسیاری از جوامع بوده است؛ همین‌امر باعث ارائه راه‌حل‌های کوتاه‌مدت جهت رفع مشکل گردیده است و همیشه سعی می‌گردد تا عواملی که موجب به‌وجود آمدن انحراف در توزیع درآمد می‌شوند، مورد شناسایی قرار گیرند؛ به‌دلیل این‌که با شناسایی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد امکان حرکت و گام برداشتن در جهت دستیابی به هدف تحقق عدالت اجتماعی محقق می‌شود. مطالعات بسیاری درخصوص توزیع درآمد و نابرابری اقتصادی انجام‌شده است و یکی از شاخص‌هایی که برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد استفاده می‌شود، ضریب جینی است؛ اما با توجه به این‌که مالیات‌ها به‌عنوان یک ابزار مهم در بهبود توزیع درآمد محسوب می‌شوند، محاسبهٔ ضریب جینی براساس درآمد پس از پرداخت مالیات‌ها می‌تواند به تصویر دقیق‌تری از توزیع درآمد جامعه و پیامدهای آن منجر شود. وجود درآمد حاصل از نفت، توجه دولت‌های برخوردار از این موهبت را به مالیات به‌عنوان منبع درآمد دولت و ابزاری برای بهبود توزیع درآمد کاهش داده است. ازطرفی، افزایش سرمایه‌گذاری نیازمند تجهیز پس‌انداز است که خود تحت‌تأثیر توزیع درآمد قرار می‌گیرد؛ از این‌رو، مطالعهٔ حاضر به بررسی تأثیر توزیع مجدد نسبی برسرمایه‌گذاری در کشورهای عضو اوپک را در فاصلهٔ سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۱م. با بهره‌گیری از تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌پردازد. یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که افزایش شاخص توزیع مجدد نسبی و افزایش نابرابری درآمدی، تأثیر منفی و معناداری بر سرمایه‌گذاری در سال‌های مورد بررسی دارد. با توجه به این نتایج، می‌توان نتیجه گرفت که مالیات‌ها و پرداخت‌های انتقالی به‌عنوان ابزارهای توزیع درآمد، می‌توانند سرمایه‌گذاری را تحریک کنند؛ بنابراین، ارائه سنجش مناسبی از نابرابری درآمدی می‌تواند به درک صحیح‌تر و تدوین سیاست‌های کارآمد در جهت برابری درآمد کمک کند.

کلیدواژگان: توزیع مجدد نسبی، تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته، سرمایه‌گذاری، کشورهای عضو اوپک.
طبقه‌بندی JEL: H2, D63, E22, Q00.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
Email: mohadesehrahimi76@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: m.sfandiari@eco.usb.ac.ir

ارجاع به مقاله: رحیمی، محدثه؛ و اسفندیاری، مرضیه، (۱۴۰۳). «تأثیر توزیع مجدد نسبی بر سرمایه‌گذاری در کشورهای عضو اوپک». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۱): ۱۴۴-۱۲۳. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29010.3676
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5519.html?lang=fa

۱. مقدمه

نابرابری درآمدی یکی از چالش‌های موجود در جهان و قرن ۲۱م. است؛ هم‌چنین شکاف فزاینده بین ثروتمندان و فقیران یکی از چالش‌های مطرح‌شده در سال‌های اخیر است که گستردگی نابرابری، محرک آن، و ریشه‌کن کردن این روند، از داغ‌ترین موضوعات موردبحث است و ازجمله مسائلی است که به‌شدت درمیان اقتصاددانان و پژوهشگران مورد بحث قرار گرفته و باتوجه به فراگیر بودن آن، کشورهای عضو اوپک نیز مانند سایر مناطق جهان از پیامدهای آن در امان نمانده‌اند (اودوسانیا[1] و همکاران، ۲۰۲۰). به‌طورکلی درآمد عظیم منابع طبیعی باید منجر به افزایش ثروت، پیشرفت و کاهش فقر شود. بسیاری از اقتصاددانان بر این باورند که سطوح پایین سرمایه‌گذاری توسعهٔ اقتصادی را محدود می‌کند (لیوایز[2]، ۱۹۵۵؛ روستاو[3]، ۱۹۶۰). دیگران بر این باورند که حتی پس‌انداز ملی نمی‌تواند به سادگی منجر به سرمایه‌گذاری و رشد شود، زیرا سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی نیازمند ارز خارجی است. هم‌چنین یک رویکرد دیگری توسعهٔ اقتصادی نشان می‌دهد کشورهای فقیر باید با «فشار قوی به جلو» برای شکستن چرخهٔ معیوب فقر و دستیابی به توسعه مواجه شوند (روزن‌اشتاین‌رودن[4]، ۱۹۴۳؛ ۱۹۶۱؛ مورفی و همکاران[5]، ۱۹۸۹)؛ بنابراین، ثروت هنگفت حاصل از منابع طبیعی باید بر محدودیت‌های سرمایهٔ اولیه غلبه کند و برای ایجاد «فشار» ارز ایجاد کند (استیونز[6]، ۲۰۰۳).

توزیع عادلانهٔ درآمدها در کنار تحقق رشد و توسعهٔ اقتصادی، از اهداف مهم دولت‌ها در حوزهٔ اقتصاد کلان است که پیامدهای سیاسی، اقتصادی و اجتماعی زیادی به‌همراه دارد. برای دستیابی به توزیع عادلانه و رفع نابرابری درآمدی، دولت‌ها از ابزارهایی مانند مالیات‌ها و پرداخت‌های انتقالی و سایر سیاست‌های توزیع مجدد استفاده می‌کنند؛ بنابراین، توزیع مجدد درآمدها بر رشد اقتصادی ازطریق تعدیل درآمد ثروتمندان و افزایش درآمد فقرا تأثیر دارد. از دیرباز، رابطهٔ بین رشد اقتصادی و توزیع مجدد موردتوجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی بوده است و سیاست‌گذار اقتصادی نمی‌تواند از برنامه‌ریزی برای دستیابی به اهداف مشخص برای این دو مؤلفه غافل بماند. ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و توزیع مجدد درآمد می‌تواند پاسخ‌گوی یکی از پرسش‌های اساسی و بنیادین برنامه‌ریزان اقتصادی، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، باشد (خانزادی و همکاران، ۱۳۹۴).

مطابق با مدل‌های رشد نئوکلاسیکی، میل نهایی به پس‌انداز درنتیجه افزایش ثروت و درآمد خانوارها افزایش پیدا می‌کند که درنتیجهٔ این امر ممکن است میزان مصرف خانوارها کاهش‌یابد. مخارج مصرفی یکی از شاخص‌های مستقیم اندازه‌گیری میزان رفاه افراد و خانوارها می‌باشد. اگر خانوارها با استفاده از جریان استقراض و پس‌انداز قادر به هموارسازی نوسانات مصرف خود باشند، در آن‌صورت جریانات درآمدی خانوارها دارای نوسانات مقطعی و گذرا خواهند بود؛ علاوه‌بر این، افزایش در اختلاف درآمد خانوارها به‌دلیل نوسانات گذرا و مقطعی و در صورت هموارسازی جریانات مصرف خانوارها، ممکن است منجر به تغییرات اندک در توزیع رفاه خانوارها شود. ازطرف دیگر، نابرابری درآمد می‌تواند ازطریق تغییر میل نهایی به مصرف منجر به تغییر مصرف و

1 Odusanya
2 Lewis
3 Rostow
4 Rosenstein-Rodan
5 Murphy
6 Stevens

پس‌انداز در اقتصاد شود. هم‌چنین نـابرابری درآمد نیـز در فرآینـد انباشت سرمایه به‌دلیل تغییر نرخ پس‌انداز و مصرف و قیمت‌های نسبی عوامل تغییر پیدا می‌کنـد (سلمانی و همکاران، ۱۳۸۹). تحقیقات اخیر آثار متفاوتی از نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی را برجسته کرده است. در مطالعات پیشین درمورد رابطه نابرابری–رشد اقتصادی، عموماً آثار توزیع مجدد نسبی و نابرابری مغفول مانده است. این امر نه‌تنها برای اندازه‌گیری اثرات مختلف مؤلفه‌های اقتصادی مناسب است، بلکه برای سیاست‌گذاری نیز ضروری است.

توزیع درآمد می‌تواند باعث کاهش یا افزایش رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز شود؛ به‌عنوان مثال، توزیع ناعادلانهٔ درآمد ممکن است باعث کاهش تقاضا و سرمایه‌گذاری شود که درنتیجه باعث کاهش رشد اقتصادی و پس‌انداز می‌شود. ازطرف دیگر، توزیع عادلانهٔ درآمد باعث افزایش تقاضا، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز می‌شود که درنهایت باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. به‌طورکلی، توزیع درآمد می‌تواند باعث ایجاد نوسانات در رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز شود. این نوسانات ممکن است باعث کاهش اعتماد افراد به بازار و مشکلات بیشتر در بخش تولید شود؛ بنابراین، ایجاد توزیع عادلانهٔ درآمد می‌تواند به‌عنوان یک راهکار برای کاهش نوسانات و ایجاد استحکام در بازار سرمایه و بخش تولید مطرح شود. در این‌راستا، تحقیقات بسیاری در حوزهٔ توزیع درآمد، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز انجام شده است؛ برای مثال، یکی از مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهد توزیع ناعادلانهٔ درآمد باعث کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود (آلسینا و پروتی[1]، ۱۹۹۶، آلسینا و همکاران، ۲۰۰۴). هم‌چنین، در برخی مطالعات دیگر توزیع عادلانهٔ درآمد باعث افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود (گالور و زیرا[2]، ۱۹۹۳). بارو[3](۱۹۹۹) نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی با رشد و سرمایه‌گذاری مثبت در کشورهای فقیر ارتباط دارد, اما برای کشورهای غنی رابطه منفی وجود دارد.

با توجه به اهمیت توزیع مجدد درآمدها در جامعه به‌عنوان ابزاری برای دستیابی به کاهش نابرابری درآمدی، در مطالعهٔ حاضر تأثیر توزیع مجدد نسبی بر سرمایه‌گذاری با استفاده از ضریب جینی مبتنی بر درآمد پس از کسر مالیات مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این‌منظور در بخش بعد به چارچوب نظری رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و سرمایه گذاری پرداخته و مرور پیشینهٔ پژوهش در بخش سوم، روش مطالعه، مدل و یافته‌های حاصل از برآورد در بخش چهارم و نتیجه‌گیری در بخش پنجم ارائه می‌گردد.

۲. رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و سرمایه‌گذاری

ضریب جینی شاخص معروف و رایج برای اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد است، ازطرفی شاخص ضریب جینی همیشه نابرابری را براساس درآمد بازاری افراد محاسبه می‌کند؛ درحالی‌که آن‌چه مهم است درآمد پس از کسر مالیات (درآمد قابل تصرف) است که شاخص توزیع مجدد نسبی را ارائه می‌دهد؛ به این‌ترتیب دو نوع شاخص نابرابری، قبل از مالیات و پرداخت‌های انتقالی (موسوم به «نابرابری بازار») و نابرابری پس از مالیات و پرداخت‌های انتقالی («نابرابری خالص») را مقایسه نمود. با توجه به این‌که درآمد قابل‌تصرف مبنای تصمیم خانوارها برای

[1] Alesina and Perotti
2 Galor and Zeira
[3] Barro

مصرف و پس‌انداز است؛ بنابراین کاربرد توزیع مجدد نسبی به ارائه تصویر دقیق‌تری در زمینهٔ تأثیر نابرابری بر رشد اقتصادی کمک خواهد نمود. «رینولدز–اسمولنسکی»[1] (۱۹۷۷) به کمّی‌کردن توزیع مجدد درآمد حاصل از مالیات و انتقالات می‌پردازد.

تئوری‌های توسعه در ابتدا بر رشد اقتصادی تأکید داشته و حتی رشد را برای رسیدن به برابری بیشتر درآمدها ضروری می‌دانستند؛ اما تجارب اکثر اقتصادهای درحال‌توسعه هم‌چون کشورهای آفریقا و آمریکای لاتین که هدف خود را رشد قرار داده و حتی به رشدهای قابل‌ملاحظه نیز در تاریخ اقتصادی خود دست‌یافته بودند، نشان‌داد که باوجود موفقیت نسبی آن‌ها در رشد در اقتصادی، وضعیت مردم فقیر آن‌ها چندان بهبود جزء نیافته است و این به سبب افزایش نابرابری در این کشورها بود، زیرا فواید رشد اقتصادی عمدتاً عاید ثروتمندان می‌شد؛ از این‌رو، به‌خصوص پس از دههٔ ۱۹۸۰م. به‌بعد موضوع نابرابری در محافل و سیاست‌گذاری اهمیت بسیاری پیدا نمود؛ طوری‌که شاید بتوان گفت «ابرابری درآمد اصلی‌ترین دل مشغولی اقتصاد تجربی مدرن شده است» (گالبریت، ۱۹۹۸)[2].

بنا به گفتهٔ «تودارو[3]» امروزه ریشه‌کن کردن فقر و نابرابری مرکز ثقل مسائل قرار گرفته و هدف اصلی سیاست توسعه برای بسیاری از کشورها می‌باشد. به‌همین‌سبب امروزه بهبود در توزیع درآمدها و مبارزه با فقر و کاهش نابرابری جزء اهداف عمدهٔ راهبرد توسعهٔ اقتصادی و اجتماعی و حتی از وظایف مهم دولت‌ها محسوب می‌شود. به‌طوری‌که در کشورهای توسعه‌یافته یکی از هدف‌های مهم سیاست‌گذاران اقتصاد، ارتقای کیفیت زندگی و سطح رفاه اجتماعی در جامعه است و در کشورهای درحال‌توسعه نیز رشد اقتصادی هدف تلقی نمی‌شود، بلکه این کشورها همگام با کشورهای توسعه‌یافته افزایش رفاه اجتماعی را هم یکی از هدف‌های اصلی و از معیارهای توسعه‌یافتگی درنظر می‌گیرند (موسی‌خانی، ۱۳۷۸) و از آنجا که میزان رفاه اجتماعی خانوارها به‌میزان درآمد آن‌ها بستگی دارد و توزیع مناسب درآمد باعث افزایش سطح رفاه اجتماعی در کل جامعه و برای اکثریت خانواده‌ها می‌شود؛ لذا توزیع عادلانهٔ درآمد یکی از اهداف برنامه‌های توسعهٔ کشورها به‌شمار می‌آید (طرازکار و زیبایی، ۱۳۸۳)؛ بنابراین ارزیابی نابرابری توزیع درآمد در جامعه و کمی‌نمودن آن، شناسایی عوامل و ریشه‌های افزایش‌دهنده و راهکارهای کاهش آن، مرکز توجه اقتصاددانانی است که به مسائل عدالت اجتماعی و توسعهٔ اقتصادی پایدار توجه دارند (شاه‌آبادی و سارگی، ۱۳۹۰).

ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد یکی از مسائل بحث‌برانگیز اقتصادی می‌باشد؛ چراکه همواره نابرابری درآمد یکی از پدیده‌های نامطلوب زندگی اجتماعی و اقتصادی تلقی شده است و سیاست‌گذاران کاهش و نهایتاً حذف آن را در رأس اهداف خود قرار داده‌اند. ازنظر تاریخی، طی دههٔ ۱۹۵۰م. تمرکز اصلی سیاست‌گذاران اقتصادی متوجه رشد اقتصادی گردید. هدف اولیهٔ آن‌ها افزایش درآمد تولید ملی بود؛ زیرا این اعتقاد وجودداشت که افزایش درآمد و تولید باعث بیشتر شدن سهم افراد جامعه و نهایتاً افزایش رفاه آن‌ها خواهد شد، ولی با افزایش نابرابری در اقتصادهایی که سیر رشد بالایی داشتند از قبیل: چین، هند و ویتنام، نگرانی در این‌زمینه افزایش یافت؛ چراکه تجربهٔ بیش از یک دهه رشد نسبتاً سریع اقتصادی در بسیاری از کشورها (علی‌الخصوص در کشورهای

1 Reynolds-Smolensky
2 Galbraith
3 Todaro

درحال‌توسعه) نشان‌داد که منافع حاصل از رشد اقتصادی، نصیب گروه‌های خاصی از افراد جامعه شده و شکاف درآمدی بین فقرا و ثروتمندان افزایش یافته است (کفایی و درستکار، ۱۳۸۶).

تقریباً تمام نظریه‌پردازان بر این امر اتفاق‌نظر دارند که توسعه از یک بخش خاص شروع می‌شود، سپس تحت‌تأثیر سیاست‌های متخذه و الگوی اولیهٔ مالکیت دارایی‌ها و توزیع درآمد به سایر بخش‌ها منتقل می‌گردد؛ بنابراین حرکت توسعه‌ای، نابرابری توزیع را در بطن خود دارد. برای کشورهایی که از ابتدا دچار فقر و نابرابری در توزیع درآمد هستند، ساختار دوگانهٔ اقتصاد، فراگیری و تداوم رشد را محدود می‌کند. به‌رغم بهبود بازدهی عوامل در روند توسعه، توزیع بین عوامل تولید بلافاصله تعدیل می‌گردد.

هر سیاست توزیعی که پس‌انداز کلی را تحت‌تأثیر قرار دهد، بر فرآیند رشد تأثیر خواهد داشت. تا آنجا که برخی از نظریه‌پردازان رشد نابرابری توزیع درآمد، در مراحل اولیهٔ توسعه را ضروری دانسته‌اند، گرچه فقدان طبقهٔ سرمایه‌دار در کشورهای درحال‌توسعه که با عواید سرمایه زندگی کند، این نظریه را به‌شدت موردتردید قرار داده است؛ به‌رغم این، صاحبان سرمایه در کشورهای درحال‌توسعه ویژگی این طبقه در کشورهای توسعه‌یافته را ندارند. تمایل صاحبان سرمایه در این کشورها بیشتر سرمایه‌گذاری در بخش خدمات و با کسب و کار خود، تأمین اعتبارات لازم برای سرمایه‌گذاری را به منابع خارجی وابسته نموده است. به‌طور خلاصه، هر سیاستی که انتقال مصرف از اغنیا به فقرا را به‌دنبال داشته باشد، موجب بهبود توزیع درآمد می‌شود که ممکن است رشد تولید را هم درپی داشته باشد. تجربهٔ سنتی آن است که وقتی مصرف افزایش می‌یابد، ازطریق افزایش بهره‌وری قشر کم درآمد، تولید گسترش می‌یابد. بنابر تحلیل‌های «کینزی» هم، قشر کم درآمد میل نهایی به مصرف بالاتری دارند؛ بنابراین ضریب تکاثر درآمد ملی را افزایش می‌دهند؛ البته این امر زمانی بر تولید حقیقی اثر دارد که ضریب میل نهایی به واردات، افزایش مصرف کالای داخلی را خنثی نکند (پروین، ۱۳۷۵)؛ بنابراین، توزیع درآمد به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین متغیرهای اقتصادی، بر توزیع منابع و پویایی اقتصاد تأثیر می‌گذارد. برخی از تحقیقات نشان می‌دهند که توزیع ناعادلانهٔ درآمد باعث کاهش رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری می‌شود (آلسینا، ۲۰۰۴؛ گایلور [1] و همکاران، ۱۹۹۳)؛ درحالی‌که برخی تحقیقات نشان می‌دهند توزیع ناعادلانهٔ درآمد، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. ازطرفی مطالعات نشان می‌دهد که رشد اقتصادی می‌تواند باعث افزایش توزیع عادلانهٔ درآمد شود (پیرسون و همکاران [2]، ۱۹۹۴)؛ هم‌چنین، تحقیقات دیگر نشان می‌دهند که پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌تواند باعث افزایش رشد اقتصادی شود (رومر و همکاران [3]، ۱۹۹۲)؛ بنابراین توزیع درآمد، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز، تأثیرات متقابلی برهم دارند.

امروزه توزیع درآمد چه در سطح جهانی، چه در مقیاس بین کشورها و چه در سطح بین منطقه‌ای موردتوجه ویژه‌ای قرار گرفته است، این موضوع در سال‌های اخیر جایگاهی ویژه در بحث‌های توسعهٔ اقتصادی به خود اختصاص داده است؛ به‌همین خاطر، اهمیت ایجاد توزیع درآمد متعادل یکی از هدف‌های مهم دولت‌ها در سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی می‌باشد.

تحقیقات نشان داده است که نابرابری و رشد اقتصادی با یک‌دیگر ارتباط مستقیم دارند؛ به‌عنوان مثال، نابرابری می‌تواند با ایجاد انگیزه برای نوآوری و کارآفرینی برروی رشد تأثیر بگذارد؛ هم‌چنین، افزایش پس‌انداز و

1 Guylor
2 Persson & Tabellini
3 Mankiw et al.

سرمایه‌گذاری باعث می‌شود که افراد ثروتمند بخش بیشتری از درآمد خود را پس‌انداز کنند. این پس‌اندازها، به‌ویژه در کشورهای فقیر، برای شروع کسب و کار و تحصیل خوب برای تعداد محدودی از افراد، حداقل موردنیاز را فراهم می‌کنند؛ علاوه‌بر تأثیر مثبتی که نابرابری می‌تواند برروی رشد اقتصادی داشته باشد، این پدیده ممکن است برای رشد مضر باشد؛ برای مثال، نابرابری می‌تواند توانایی سالم‌ماندن و انباشت سرمایهٔ انسانی را کاهش دهد؛ هم‌چنین، با ایجاد بی‌ثباتی سیاسی و اقتصادی، نابرابری درآمدی باعث کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود و ارادهٔ اجتماعی لازم برای سازگاری با شوک‌های اقتصادی و حفظ رشد را مختل می‌کند. ممکن است رابطه بین نابرابری و رشد غیرخطی باشد و در برخی موارد، افزایش نابرابری باعث رانت‌جویی و کاهش رشد شود. در رابطه با تأثیر نابرابری بر توزیع مجدد، مطالعات نشان می‌دهند که نابرابری بیشتر فشارهایی برای توزیع مجدد ایجاد می‌کند. با این‌حال، اگر ثروتمندان نفوذ سیاسی بیشتری داشته باشند، توزیع مجدد موردتوجه قرار نخواهد گرفت. این نکته در نظام‌های مبتنی‌بر دموکراسی که قدرت سیاسی در مقایسه با قدرت اقتصادی بیشتر توزیع شده است، بیشتر مورد تأکید قرار می‌گیرد (استیگلیتز[1]، ۲۰۱۲).

توزیع مجدد به رشد آسیب می‌رساند (اوکان[2]، ۱۹۷۵)؛ زیرا مالیات‌ها و یارانه‌های بالاتر انگیزه‌های کار و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. زیان‌ها احتمالاً تابع افزایشی از نرخ مالیات‌ها هستند، به‌طوری‌که با افزایش نرخ مالیات، ضررهای ناشی از توزیع مجدد به‌شدت افزایش می‌یابد (بارو[3]، ۱۹۹۰). ازطرفی، توزیع مجدد هم‌چنین می‌تواند ازطریق وضع مالیات‌های فزآینده برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های عمومی، افزایش هزینهٔ بیمه‌های اجتماعی برای افراد فقیر و ریسک‌پذیر، و افزایش هزینه‌های بهداشت و آموزش‌عالی برای فقرا، شکست بازار کار و سرمایه را جبران کند (بنابو[4]، ۲۰۰۰). در چنین مواردی، سیاست‌های توزیع مجدد می‌تواند برابری و رشد را افزایش دهد.

شواهد نشان می‌دهد که نابرابری حداقل در میان‌مدت به رشد آسیب می‌زند و محققان میزان رشد را در دوره‌های طولانی بررسی کرده و دریافتند که نابرابری با رشد کندتر و کم‌دوام‌تر ارتباط دارد؛ بنابراین، برای حل مسائل نابرابری در رشد اقتصادی، سیاست‌های توزیع مجدد می‌تواند از اهمیت بالایی برخوردار باشد، اما باید به‌دقت و با توجه به‌شرایط اقتصادی و اجتماعی هر کشور، طراحی شود تا ضررهای ناشی از توزیع مجدد کاهش‌یابد و به‌جای آن، برابری و رشد را تقویت کند؛ بنابراین، روابط متقابل پیچیده‌ای بین نابرابری و رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری وجود دارد و توزیع مجدد می‌تواند باعث تقویت برابری و رشد شود، اما باید به‌دقت و با توجه به شرایط اقتصادی و اجتماعی هر کشور، طراحی شود تا ضررهای ناشی از توزیع مجدد کاهش یابد.

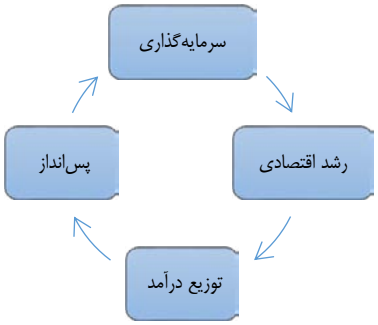
همان‌گونه که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، توزیع نابرابر درآمدها می‌تواند بر میزان پس‌انداز افراد تأثیر داشته باشد. در صورتی‌که درآمدها به‌صورت نابرابر توزیع شده باشند، افراد با درآمدهای کمتر احتمالاً بیشتر در معرض

---

[1] Stiglitz
[2] Okun
[3] Barro
[4] Benabou

نیازهای اساسی هستند و از امکان پس‌انداز کمتری برخوردارند. در عین‌حال، افراد با درآمدهای بیشتر، قادر به پس‌انداز بیشتری هستند؛ بنابراین، توزیع نابرابر درآمدها می‌تواند باعث کاهش میزان پس‌انداز و درنتیجه کاهش تأمین منابع برای سرمایه‌گذاری در صنعت، نوآوری‌ها و تحقیقات و توسعه شود و از این‌طریق بر رشد اقتصادی تأثیر داشته باشد.

در نتیجهٔ سرمایه‌گذاری، توزیع درآمد، پس‌انداز و رشد اقتصادی با یکدیگر روابط متقابلی دارند. از طرفی، دولت‌ها با استفاده از سیاست های اقتصادی در روابط متقابل رشد اقتصادی، سرمایه گذاری، توزیع درآمد و پس انداز نقش آفرین باشند. در این راستا، مالیات ها به عنوان ابزاری است که توسط دولت ها برای تغییر در پس انداز، تجهیز منابع مالی سرمایه گذاری ها و دستیابی به رشد اقتصادی استفاده نمایند. تغییر مالیات ها بر توزیع درآمد موثر است. عمدتا برای سنجش نابرابری ها از شاخص هایی مانند ضریب جینی استفاده می شود. برای بررسی نابرابری درآمدی در ضریب جینی از درآمد قبل از کسر مالیات استفاده می شود در حالی که استفاده از درامد پس از کسر مالیات ها برای سنجش نابرابری مناسب تر است. برای این منظور از توزیع مجدد نسبی استفاده می شود. از این رو در مطالعه حاضر توزیع مجدد نسبی به جای توزیع درآمد مورد بررسی قرار گرفته است.



نمودار ۱: رابطهٔ بین توزیع درآمد و سرمایه‌گذاری (منبع: یافته‌های تحقیق).

Graph. 1: Investment-Income Distribution cycle

۳. پیشینهٔ پژوهش

بخش عمده‌ای از مطالعات پیشین ارتباط بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری، ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد و هم‌چنین ارتباط پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در مطالعات مختلفی بررسی شده است که در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

«عمرو الزغول» و همکاران[1] (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطهٔ بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصاد اردن با استفاده از روش آزمون ARDL پرداختند که نتایج نشان می‌دهد که رابطهٔ پس‌انداز–سرمایه‌گذاری در اقتصاد اردن وجود دارد و حفظ تأمین پایدار پس‌انداز باید به‌عنوان یک هدف سیاستی برای پایداری اقتصادی درنظر گرفته شود.

[1] Amro AlzghoulA, Omar Al_kasasbehB, Ghaith AlsheikhC, Ismail Yamin

«کوپرس»[1] و همکاران (۲۰۲۱)، تأکید کردند که نابرابری درآمدی نه‌تنها بر شرایط زندگی افراد و خانواده آن‌ها و وضعیت سلامت آن‌ها، بلکه بر کل جامعه ازطریق تهدید انسجام اجتماعی، مهار رشد اقتصادی و تضعیف اعتماد تأثیر عمیقی دارد. بیشتر کشورهای OECD ترکیبی از سیاست‌های عمومی را برای کاهش نابرابری درآمد در جامعه و تأثیر بلندمدت آن بر پیشرفت اقتصادی اتخاذ کرده‌اند. این سیاست‌ها شامل سیستم‌های حمایت اجتماعی و بیمه‌ای است که ازطریق ترکیبی ازطریق مالیات و پرداخت‌های نقدی تأمین مالی می‌شوند. آن‌ها هم‌چنین از بسته‌های محرک مالی ویژه برای افزایش تقاضا و حفاظت خانواده‌های فقیرتر از تأثیر بحران‌ها مانند بیماری همه‌گیر COVID19 استفاده کردند. این معیارها با هدف پرداختن به نابرابری درآمد از طریق توزیع مجدد درآمد بین ثروتمندان و فقرا، با رویکرد بین نسلی می‌توانند از گروه‌های سنی که نیاز بیشتری دارند، حمایت کنند.

«رابرت براونینگ»[2] و «عمر ماجد»[3] (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای تحت عنوان «نابرابری، فقر و رشد اقتصادی» برای کشورهای OECD در سال (۱۹۸۶ تا ۲۰۰۴م.) به این نتیجه دست‌یافتند که وقتی هر دو نابرابری به فقر را درنظر می‌گیریم، به‌نظر می‌رسد که مقدار منفی نابرابری در رشد درمیان کشورهای دارای فقر بالا متمرکز است؛ اگرچه تاکنون تاریخ شاهد رشد اقتصادی قابل‌توجهی در جهان بوده است، اما فقر و نابرابری هم‌چنان در بسیاری از نقاط جهان بالا است؛ یکی از بارزترین ویژگی‌های توسعه‌نیافته فقر و نابرابری درآمدی است و ریشه‌کن کردن فقر و تعدیل نابرابری وقتی همراه با رشد اقتصادی درنظر گرفته شود به بزرگ‌ترین هدف و دشوارترین وظیفهٔ سیاست‌گذاران اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه تبدیل می‌شود.

«یانگ» و «گرینی» (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای اثر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از تکنیک Engle Granger دومرحله‌ای (ECM) مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که نابرابری درآمد تأثیر مثبت و قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی ژاپن، آمریکا و چین دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که نابرابری در توزیع درآمد باعث رشد در این اقتصادها می‌شود؛ با این‌حال، درآمد نابرابری تأثیر منفی ناچیزی بر رشد اقتصادی در کره‌جنوبی دارد.

«نوز»[4] و همکاران (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش متارگرسیون دریافتند که استفاده از نابرابری مبتنی‌بر مخارج و نابرابری ناخالص منجر به برآوردهای واگرا می‌شود. علاوه‌بر این، آن‌ها استنباط کردند نابرابری نسبت به زمین و نابرابری انسانی برای رشد بعدی آسیب کمتری دارد؛ درحالی‌که مطالعات مقطعی تمایل به گزارش یک اثر منفی قوی‌تر از نابرابری نسبت به مطالعات پانل دارند و معتقد است که اثر نابرابری در کشورهای فقیر منفی و شدیدتر از کشورهای ثروتمند است؛ هم‌چنین مشخص شد که نابرابری منطقه‌ای یک رابطهٔ Uشکل معکوس با توسعهٔ اقتصادی در اسپانیا دارد.

---

[1] Kuypers
[2] Robert Browning
[3] Omar Majed
[4] Neves

«سینگانو»[1] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای در کشورهای OECD در بازهٔ ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰م. با بررسی به روش رگرسیون‌های رشد برای درآمد اولیه، تحصیلات و سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد که افزایش میزان برابری تأثیر منفی‌بر رشد اقتصادی می‌گذارد و نابرابری با سرمایهٔ انسانی در تعامل است تا مانع رشد شود.

«برگ»[2] و همکاران (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «توزیع مجدد، نابرابری و رشد» برای کشورها OECD (۱۹۸۹ تا ۲۰۱۲م.) با روش گشاورهای GMM نشان‌دادند که نابرابری، پیشرفت در سلامت و تحصیلات را تضعیف می‌کند و باعث بی‌ثباتی سیاسی و اقتصادی می‌شود و اجماع اجتماعی موردنیاز برای تعدیل در برابر شوک‌ها را کاهش می‌دهد، بنابراین سرعت و تدوام رشد را کاهش می‌دهد.

«رحیمی» و «اسفندیاری» (۱۴۰۱)، در مقاله‌ای تحت عنوان «تأثیر توزیع مجدد نسبی بر رشد اقتصادی» برای کشور ایران در فاصلهٔ سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۶ و با استفاده از تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) یافتند استفاده از شاخص توزیع مجدد نسبی، رابطهٔ غیرمستقیم رشد اقتصادی و نابرابری تأیید می‌شود. از آنجا که مالیات‌ها به‌عنوان ابزاری برای بهبود وضعیت توزیع درآمد می‌باشند محاسبهٔ ضریب چینی براساس درآمد پس از پرداخت‌های اجباری و مالیات‌ها می‌تواند امکان دسترسی به تصویر دقیق‌تری از توزیع درآمد جامعه و پیامدهای آن ایجاد کند و نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که برنامه‌ریزی برای توزیع عادلانه‌تر درآمد (پس از کسر مالیات‌ها) محرک رشد اقتصادی است؛ درحالی‌که براساس ضریب جینی متعارف، نابرابری درآمد منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

«کازرونی» و همکاران (۱۳۹۹) بیان کردند که مقالهٔ سیمون کوزنتس، اقتصاددانان را به تمرکز بر رشد اقتصادی به‌عنوان عامل اصلی در کاهش نابرابری درآمدی واداشته است، اما با انتشار کتاب *سرمایه در قرن ۲۱* فرضیهٔ کوزنتس به چالش کشیده شد؛ زیرا این فرضیه نشان‌داد که در مراحل پیشرفته توسعهٔ اقتصادی به چالش کشیده شده است. با توجه به این ادعاها، هدف اصلی این پژوهش بررسی فرضیهٔ توماس پیکتی برمبنای شواهد آماری ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۹۴ – ۱۳۵۴ و روش ARDL برای این پژوهش استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که فرضیهٔ توماس پیکتی توسط شواهد آماری ایران تأیید می‌شود. هم‌چنین این نتایج نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی اثر منفی و معنی‌دار درآمد نفتی اثر مثبت و معنی‌داری دارد؛ هم‌چنین سال‌های جنگ منجر به افزایش نابرابری درآمد شده است.

«خاندوزی» و «مجاهدی مؤخر» (۱۳۹۷)، در مطالعهٔ خود با عنوان تأثیر رفتار بازتوزیعی بر پس‌انداز و انباشت سرمایه در چارچوب الگوی نسل‌های هم‌پوشان به بررسی تئوری‌های نوع‌دوستی و عقلانیت تعدیل‌یافته در غرب و عدالت بازتوزیعی و انفاق در اقتصاد اسلامی می‌پردازیم و سپس با وارد کردن راهکارهای دیگرخواهانه برای بازتوزیع درآمد در الگوی نسل‌های همپوشان (OLG) دو دوره‌ای این الگو را تعمیم‌داده و پس از تحلیل اثرات اقتصادی رفتارهای بازتوزیعی مورد بررسی قرار دادند. براساس نتایج این تحقیق افزایش رفتارهای بازتوزیعی که در قالب افزایش انفاق ظهور پیدا می‌کند تأثیر مثبت‌بر پس‌انداز و انباشت سرمایه دارد و درنتیجه با رشد اقتصادی سازگار است.

---

[1] Cingano
[2] Berg

«حسین‌زاده» (۱۳۹۶)، در مقاله‌ای تحت‌عنوان «تأثیر رشد اقتصادی برتوزیع درآمد در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا» با استفاده از روش رهیافت اقتصادسنجی فضایی به بررسی رابطهٔ میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کشورهای منطقهٔ منا طی دورهٔ ۲۰۱۴-۱۹۹۴م. و با استفاده از روش دوربین فضایی (Spatial Model Durbin) برمبنای مطالعهٔ «لی» و همکاران (۲۰۱۳) پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد رشد اقتصادی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر نابرابری توزیع درآمد بوده، درحالی‌که مجذور رشد اقتصادی دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر نابرابری توزیع درآمد است؛ بنابراین فرضیهٔ کوزنتس در کشورهای موردنظر تأیید می‌شود. هم‌چنین سرمایهٔ انسانی دارای تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری توزیع درآمد بوده و تراکم جمعیت نیز نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. نتایج حاصل از آزمون وابستگی فضایی نیز حاکی از وجود رابطهٔ فضایی میان متغیرهای مدل مورد بررسی است.

بررسی مطالعات پیشین به رابطهٔ توزیع درآمد و رشد اقتصادی می‌پردازد و برخی مطالعات مانند: «اتکینسون» و «ساندمو»[1] (۱۹۷۲)، «هامادا»[2] (۱۹۷۰) و «پیزو»[3] (۲۰۲۳) رابطهٔ بین انباشت سرمایه و مالیات، «موریسون»[4] (۲۰۲۴) و «خاندوزی» و «مجاهدی موخر» (۲۰۱۸) ارتباط کمّی انباشت سرمایه، پس‌انداز و توزیع مجدد درآمد را در مدل نسل‌های همپوشان ارائه می‌کنند؛ بنابراین مطالعهٔ حاضر از دو منظر با سایر مطالعات متفاوت است. از یک‌سو در مطالعات از بررسی رابطهٔ توزیع درآمد و سرمایه‌گذاری غفلت شده است و ازسوی دیگر، شاخص توزیع درآمد ضریب جینی لحاظ شده است. با توجه تأثیر مالیات بر انباشت سرمایه و پس‌انداز و سرمایه‌گذاری لازم است در بررسی ارتباط سرمایه‌گذاری و توزیع درآمد از ضریب جینی پس از کسر مالیات (مبتنی‌بر درآمد قابل‌تصرف) یا شاخص توزیع مجدد نسبی استفاده کرد.

٤. روش‌شناسی پژوهش و یافته‌ها

این پژوهش به‌لحاظ هدف یک تحقیق کاربردی و از نوع تحلیلی و توصیفی می‌باشد. در این مطالعه اطلاعات مورد نیاز با مراجعه به بانک جهانی (WDI) و پایگاه دادهای نابرابری جهانی (SWID) در فاصلهٔ زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۱م. برای کشورهای منتخب عضو اوپک استخراج شده است. پس از پردازش داده‌های خام، تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورداستفاده قرار گرفته است. روش تخمین GMM به سرعت به‌عنوان یکی از پرکاربردترین تکنیک‌های اقتصادسنجی قرار گرفت؛ زیرا بسیار انعطاف‌پذیر بوده و تنها به فروض ضعیفی نیاز دارد. به‌کارگیری این تخمین‌زننده، به‌ویژه هنگامی‌که الگو بیش ازحد شناسا باشد، بسیار مفید است. در این الگو وقفهٔ متغیر وابسته به‌صورت متغیر مستقل در سمت راست معادله ظاهر می‌شود. به این‌ترتیب، امکان پارامتربندی مجدد مدل به روش داده‌های تلفیقی پویا به‌وجود می‌آید و کشش‌های کوتاه‌مدت امکان‌پذیر می‌گردد. تکنیک تخمین در روش GMM بسطی از تکنیک گشتاوری است که به مدل‌های دیگری فراتر از رگرسیون خطی تعمیم‌یافته است. روش گشتاورها یک تکنیک تخمین است که بیان می‌دارد پارامترهای مجهول باید به‌وسیلهٔ تطبیق گشتاورهای جامعه (که توابعی

[1] Atkinson and Sandmo
[2] Hamada
[3] Pizzo
[4] Morrison

از پارامترهای مجهول هستند) باگشتاورهای نمونه‌ای مناسب تخمین زده شوند. علت استفاده از روش GMM مزایای این روش نسبتاً به سایر روش‌های اقتصادسنجی است. روش برآورد GMM حداقل به سه دلیل مناسب است. در این روش می‌توان متغیرهای درون‌زا را نیز استفاده کرد. یکی از راه‌های کنترل درون‌زایی متغیرها، استفاده از متغیر ابزاری است. یک ابزار زمانی قدرت لازم را خواهد داشت که با متغیر موردبررسی هم‌بستگی بالایی داشته باشد، درحالی‌که با اجزای خطا هم‌بستگی نداشته باشد. به‌هرحال پیدا کردن چنین ابزاری بسیار مشکل است. یکی از مزیت‌های روش GMM این است که اجازه می‌دهد از وقفهٔ این متغیرها به‌عنوان ابزارهای مناسبی جهت کنترل درون‌زایی استفاده کنیم. دومین مزیت این روش آن است که می‌توان پویایی‌های موجود در متغیر مورد بررسی را در مدل لحاظ کرد؛ و سومین مزیت این روش آنجاست که همه در داده‌های سری‌زمانی، مقطعی و پانل قابل‌استفاده است. لذا برای آزمون این موضوع از آمارهٔ پیشنهاد شده توسط آرلانو و بوند، بلندل و بوند، و آرلانو و باور استفاده می‌کنیم. این آزمون که «سارگان» نام دارد، اعتبار کل ابزارهای به‌کار رفته را می‌سنجد. در این آزمون فرضیهٔ صفر حاکی از عدم هم‌بستگی ابزارها با اجزاء اخلال می‌باشد (کمجانی و غلامی، ۱۳۸۹).

با توجه به مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش برای بررسی تأثیر توزیع مجدد نسبی بر سرمایه‌گذاری مدل زیر برآورد شده است:

$$invest_{i.t} = \beta_0 + \beta_1 \underline{X}_{i.t} + U_{i.t} + \mu_i \quad (3)$$

به‌طوری‌که $invest_{i.t}$ تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص در زمان t می‌باشد.

ضرایب معادله، نشان‌دهندهٔ میزان تأثیرگذاری تغییر هر واحد از متغیرهای مدل بر رشد اقتصادی است. $\beta_1, \beta_2, \beta_3$

$U_{i.t}$ جز اخلال[1] است و شامل تمام تأثیرات مشاهده نشده اقتصادی است؛ و هم‌چنین بردار[2] $\underline{X}_{i.t}$ شامل متغیرهای زیر می‌باشد.

$GDPPC_{i.t-1}$: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در زمان t-1

$GINI_{i.t-1}$: ضریب جینی در زمان t-1

$REDIS_{i.t-1}$: توزیع مجدد نسبی در زمان t-1

$INF_{i.t-1}$: نرخ تورم در زمان t-1

$TRAD_{i.t-1}$: باز بودن تجاری در زمان t-1

در جدول ۱ نماد هر یک از متغیرهای مدل و منبع استخراج آن‌ها شرح داده شده است.

جدول ۱: معرفی متغیرها

Tab. 1: List of variables

نام متغییر	معرفی	منبع
GDP	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه	بانک جهانی

1 Disruption
2 Explanatory variable

		https://databank.worldbank.org/home.aspx
GINI	ضریب جینی	پایگاه دادهای نایرایری جهانی https://The Standardized World Income Inequality Database version5
INF	نرخ تورم	براساس شاخص قیمت مصرف‌کننده/ بانک جهانی. https://databank.worldbank.org/home.aspx
TRAD	یاز بودن تجارت	بانک جهانی https://databank.worldbank.org/home.aspx
INV	تشکیل سرمایهٔ ثابت ناخالص (سرمایه‌گذاری)	بانک جهانی https://databank.worldbank.org/home.aspx
REDIS	توزیع مجدد نسبی	اختلاف نابرابری بازار ونابرابری خالص (جینی)، تقسیم بر نابرابری بازار ضرب در ۱۰۰ / پایگاه دادهای نابرابری https://The Standardized World Income Inequality Database version5

با توجه به روابط متقابل سرمایه‌گذاری، رشد اقتصاد و توزیع درآمد و به‌منظور غلبه‌بر درونزایی، مدل براساس تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ GMM برآورد می‌شود؛ نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج تخمین مدل

Tab. 2: GMM estimates

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob
GDPPC	0/0314823	0/0184576	0/0046938	0/088
GINI	-./0433227	0/00324529	-0/1069291	0/182
REDIS	-0/0115728	0/0400826	-0/1942811	0/004
INF	0/0294948	0/0067682	0/0162294	0/000
TRAD	-0/0204327	0/0071629	-0/0344717	0/004
SARGEN			0/4338	

(ماخذ: محاسبات تحقیق).

۵. نتیجه‌گیری

در جوامع امروزی دولت‌ها برای تعادل اقتصادی و تأمین عدالت اجتماعی، مسئولیت‌های گوناگونی را بر عهده دارند. یکی از ابزارهای اجرای سیاست‌های اقتصادی توسط دولت‌ها، مالیات است. استفاده از ابزار مالیات، آثار اقتصادی و اجتماعی دربردارد. از یک‌طرف منبع درآمد برای دولت و ازطرفی ابزاری برای تحقق عدالت است. برای بررسی توزیع عادلانهٔ درآمدها در اکثر مطالعات، ضریب جینی براساس درآمد بازاری موردتوجه قرار گرفته است. با توجه به این‌که ضریب جینی براساس درآمدهای بازاری محاسبه می‌شود، تأثیر مالیات که در تأمین اجتماعی نقش اساسی دارد، درنظر گرفته نمی‌شود. این نقیصه با شاخص توزیع مجدد نسبی که مبتنی‌بر ضریب جینی پس از کسر مالیات (درآمد قابل تصرف) است، برطرف می‌شود. توزیع درآمد براساس درآمد پس از کسر مالیات و پرداخت‌های اجباری می‌تواند سنجهٔ واقعی‌تری برای بررسی توزیع درآمد باشد؛ از این‌رو، مطالعهٔ حاضر به بررسی تأثیر توزیع درآمد بر سرمایه‌گذاری با داده‌های سالیانه در بازهٔ زمانی ۲۰۰۱–۲۰۲۱م. در کشورهای عضو اوپک با بهره‌گیری از تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌پردازد. یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر توزیع درآمد مبتنی‌بر درآمد بازاری و

درآمد قابل‌تصرف (پس از کسر مالیات و پرداخت‌های اجباری) متفاوت است. نتیجهٔ این مطالعه اهمیت مالیات‌ها در توزیع درآمد را تأیید می‌کند؛ هم‌چنین توزیع مجدد نسبی زمینهٔ افزایش پس‌انداز را فراهم نموده و سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. افزایش رشد تولید ناخالص داخلی سرانه نیز منجر به افزایش سرمایه‌گذاری شده و چرخهٔ پس‌انداز– سرمایه‌گذاری – رشد اقتصادی با توزیع مجدد نسبی تکمیل می‌شود. مالیات منجر به بازتوزیع درآمدها شده و درنتیجه پس‌انداز را افزایش داده و به رشد و سرمایه‌گذاری می‌انجامد؛ بنابراین در کشورهای وابسته به درآمدهای حاصل از فروش نفت، استفاده از ابزار مالیات می‌تواند زمینهٔ توزیع مناسب درآمد را فراهم نموده و با اتخاذ سیاست‌های بهینه، تولید و سرمایه‌گذاری را افزایش دهد. برای توفیق بیشتر در زمینهٔ سرمایه‌گذاری لازم است نوسانات شاخص قیمت کنترل شده و تورم کاهش‌یابد؛ هم‌چنین تمرکز سیاست‌های تجاری بر محور صادرات می‌تواند سرمایه‌گذاری را ازطریق افزایش تولید، درآمد و پس‌انداز و کاهش نرخ ارز افزایش دهد؛ بنابراین، بازنگری در شاخص‌های توزیع درآمد و تکیه بر شاخص‌هایی که مبتنی‌بر درآمد قابل‌تصرف است می‌تواند تصویر دقیق‌تری از توزیع درآمد در جامعه نشان دهد و بهبود وضعیت توزیع درآمد به افزایش پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و تولید منجر شود.

سپاسگزاری

نویسندگان از نظرات ارزشمند داوران محترم ناشناش نشریه تقدیر و تشکر می‌نمایند.

مشارکت نویسندگان

در نگارش مقاله، نویسندهٔ اول، طرح ایده و مفهوم‌سازی، آماده‌سازی و نوشتن پیش‌نویس اولیه، نوشتن منابع و نویسندهٔ دوم، روش‌شناسی، تحلیل و بررسی یافته‌ها، بازبینی و ویرایش، نظارت مشارکت داشته است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر، نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

- پروین، سهیلا، (۱۳۷۵). «توزیع درآمد وتدام رشد». *مجلهٔ برنامه و بودجه*، ۲: ۲۵-۴۶. http://jpbud.ir/article-1-496-fa.html

- پژویان، جمشید، (۱۳۸۵). «به‌سوی ساختار سیاست‌سازی و سیاست‌گذاری اقتصادی». *نشریهٔ راهبرد توسعه*، ۲ (۲: پیاپی) ۶: ۱۳۹-۱۵۰. https://www.magiran.com/p349141

– حسین‌زاده، هدایت، (۱۳۹۶). «تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا»: رویکرد اقتصادسنجی فضایی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵ (۸۲): ۲۶۰-۲۳۳. https://qjerp.ir/article-1-1391-fa.html

– خانزادی، آزاد؛ حیدریان، مریم؛ و مرادی، سارا، (۱۳۹۳). «بررسی و تحلیل نقش و اثرات درآمدهای مالیاتی بر توزیع درآمد و توسعهٔ انسانی (مطالعهٔ موردی کشور ایران)». *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، ۱ (۴): ۱۳۵-۱۵۸. https://jqe.scu.ac.ir/article_11876.html

– خاندوزی، سید احسان؛ مجاهدی‌مؤخر، محمدمهدی؛ خورسندی، مرتضی؛ و افسری، علی، (۱۳۹۷). «تأثیر رفتار بازتوزیعی بر پس‌انداز و انباشت سرمایه در چارچوب الگوی نسل‌های هم‌پوشان». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۸ (۷۱): ۱۵۵-۱۸۴. https://doi.org/10.22054/joer.2018.9832

– رحیمی، محدثه؛ و اسفندیاری، مرضیه، (۱۴۰۱). «تأثیر توزیع مجدد نسبی بر رشد اقتصادی»، *راهبرد توسعه*، ۱۸ (۳: پیاپی ۷۱): ۴۹-۲۱. http://rahbord-mag.ir/Issue/4311

– سلمانی، بهزاد؛ اصغرپور، حسین؛ دهقانی، علی؛ و فشاری، مجید، (۱۳۸۹). «تأثیر نابرابری درآمد بر مصرف بخش خصوصی مطالعهٔ موردی کشورهای منطقهٔ منا». *اقتصاد پولی*،۱۷ (۳۴): ۱۹۳-۲۱۴. https://doi.org/10.22067/pm.v17i34.27359

– طرازکار، محمدحسن؛ و زیبایی، منصور، (۱۳۸۳). «بررسی معیارهای رفاه اجتماعی و توزیع درآمد و فقر در جوامع روستایی و شهری مطالعهٔ موردی استان‌های فارس و اصفهان و سمنان». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۲(۴۸): ۱۳۷-۱۵۴. https://sid.ir/paper/24287/fa

– غلامی، امیر؛ و کمیجانی، اکبر، (۱۳۸۹). «رابطهٔ بین تورم, نااطمینانی تورمی, رشد سرمایه گذاری و رشد اقتصادی در ایران». *اقتصاد کاربردی*، ۱(۳): ۱-۲۵. DOR:20.1001.1.22516212.1389.1.0.1.3

– کازرونی، علیرضا؛ اصغرپور، حسین؛ و طیبی، سیروان، (۱۳۹۹). «تأثیر رشد کند اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد: با تأکید بر فرضیهٔ توماس پیکتی». *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۰ (۱): ۲۳-۵۰. DOR: 20.1001.1.17356768.1399.20.1.1.2

– کفایی، سید محمدعلی؛ و درستکار، عزت‌الله، (۱۳۸۶). «تأثیر امور رسمی‌بر توزیع درآمد در ایران». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۳۰ (۹): ۵۳-۷۶. https://journals.atu.ac.ir/article_3648.html

- Alesina, A. & Perotti, R., (1996). "Income distribution, political instability, and investment". *European Economic Review*, 40(6): 1203-1228. https://dash.harvard.edu/handle/1/4553018

- Alesina, A., Glaeser, E. & Sacerdote, B., (2004). "Why doesn't the US have a European-style welfare state?". *Brookings papers on economic activity*, 187-27. https://www.brookings.eduhttps://www.brookings.edu/articles/why-doesnt-the-united-states-have-a-european-style-welfare-state/

- Alzghoul, A., Alkasasbeh, O., Ali Alsheikh, Gh. & Yamin, I., (2023). "The Relationship Between Savings and Investment: Evidence from Jordan". *International Journal Professional Business Review,* 8 (3): DOI: 10.26668/businessreview/2023.v8i3.1724

- Atkinson, A. & Sandmo, A., (1980). "Welfare implications of the taxation of savings". *Economic Journal*, 90(359): 529–49. https://academic.oup.com/ej

- Barro, R. J., (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *Journal of Political Economy,* 98(5): 103–25. https://econpapers.repec.org/article/ucpjpolec/v_3a98_3ay_3a1990_3ai_3a5_3ap_3as103-26.htm

- Benabou, R., (2000). "Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract". *American Economic Review,* 90(1): 96–129. https://www.jstor.org/stable/117283

- Berg, A., Ostry, J. D., Tsangarides, C. G. & Yakhshilikov, Y., (2014). "Redistribution, inequality, and growth: new evidence". *Journal of Economic Growth*, (23): 259–305. https://link.springer.com/article/10.1007/s10887-017-9150-2

- Breunig, R. & Majeed, O., (2019). "Inequality, poverty, and economic growth". *International Economics,* (161): 83-99. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2019.11.005

- Cingano, F., (2014). "Trends in income inequality and its impact on economic growth". *OECD Social, Employment and Migration Working,* Papers, 163, OECD Publishing. https://www.oecd.org/els/soc/trends-in-income-inequality-and-its-impact-on-economic-growth-SEM-WP163.pdf

- El Shibley, M and. Thirlwall, A P (1981) "Dual-Gap analysis for Sudan". World Development, Vol 9, No.) 2):193-200, https://doi.org/10.1016/0305-750X(81)90013-9

- Galbraith, J., (1998). "The Distribution of Income". *LBJ School of Public Affairs the University of Texas of Austin, UTLP Working Paper,* 2. https://utip.gov.utexas.edu/papers/utip_02.pdf

- Galor, O. & Zeira, J., (1993). "Income distribution and macroeconomics*". The review of economic studies,* 60(1): 52-53. https://pages.nyu.edu/debraj/Courses/Readings/GalorZeira.pdf

- Gholami, A. & Komijani, A., (2011). "Inflation; Inflation Uncertainty; Investment Growth and Economic Growth in Iran". *Iranian Journal of Applied Economics,* 1(3): 1-25. DOR:20.1001.1.22516212.1389.1.0.1.3. **(**In Persian**)**

- Glenn Hubbard, R., Kenneth, L. & Judd, R. E. (1986). "Liquidity Constraints, Fiscal Policy, and Consumption". *Brookings Papers on Economic Activity,* 1: 1-59. https://doi.org/10.2307/2534413

- Hosseinzadeh, H., (2016). "Effect of Economic Growth on Income Distribution in the Middle East and North Africa Region: A Spatial Econometric Approach". *Quarterly*

Journal of Economic Research and Policies, 25 (82): 233-260. https://qjerp.ir/article-1-1391-fa.html (In Persian)

- Hamada, K. (1997). "Lifetime equity and dynamic efficiency on the balanced growth path". *Journal of Public Economics*, 1(3): 379–396. https://www.sciencedirect.com/journal/journal-of-public-economics

- Joshi, V., (1970). 'Saving and foreign exchange constraints". In: Streeten, P. (Ed.) *Unfashionable Economics.* Weidenfeld & Nicholson, London, https://doi.org/10.1007/978-1-349-12625-5_7

- Kafaei, S. M. A. & Dorestkar, E., (2007). "The Impact of Formal Affairs on Income Distribution in Iran". *Iranian Journal of Economic Research,* 30 (9): 53-63. https://journals.atu.ac.ir/article_3648.html (In Persian)

- Khanzadi, A., Heydarian, M. & Moradi, S., (2015). "Analyzing the role and impacts of Tax revenues on Income distribution and Human Development (A Case Study of Iran)". *Quarterly Journal of Quantitative Economics (Former Economic Reviews),* 11 (4): 135-158. https://jqe.scu.ac.ir/article_11876.html (In Persian)

- Kazroni, A., Asgharpour, H. & Tayibi, S., (2019). "The effect of slow economic growth on the inequality of income distribution: with emphasis on Thomas Piketty's hypothesis". *Economic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development),* 20: 23 – 50. DOR:20.1001.1.17356768.1399.20.1.1.2 (In Persian)

- Khandozi, S. E., Mujahid, M. M., Khorsandi, M. & Afsari, A., (2017). "The Effect of Redistributive Policies on Saving and Capital Accumulation: An Overlapping Generations Approach". *Iranian Economic Research Quarterly,* 18 (71): 155-184. https://doi.org/10.22054/joer.2018.9832 (In Persian)

- Kuypers, S., Figari, F. & Verbist, G., (2021). "Redistribution from a joint income-wealth perspective: Results from 16 European OECD countries". *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 257. https://doi.org/10.1787/22103c5e-en.

- Lewis, A., (1955). "The theory of economic growth. Allen & Unwin, London". *Social and Economic Studies*, 5 (3): 315-317. https://www.jstor.org/stable/27851075

- Morrison, W., (2024). "Redistribution and Investment". Job Market Paper. https://www.wendyamorrison.com/redistribution-and-investment .

- Murphy, K., Schleifer, A. & Vishny, R.W., (1989). "Industrialisation and the big push". *Journal of Political Economy,* 97 (5): 1003-1026. http://www.jstor.org/stable/1831884?origin=JSTOR-pdf

- Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N., (1992). "A contribution to the empirics of economic growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (2): 407–437. https://doi.org/10.2307/2118477

- Neves, P. C., Afonso, Ó. & Tavares Silva, S., (2016). "A Meta-Analytic Reassessment of the Effects of Inequality on Growth". *World Development,* (78): 386-400, https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2015.10.038

- Odusanyaa, I., Anthony, E. A. & Abayomi T. O., (2021). "Income Distribution and Growth Process in Sub-Saharan Africa". *Iranian Economic Review,* 25(4): 711-726. https://doi.org/10.22059..2020.76104.

- Okun, A. M., (1975). "Equality and Efficiency: The Big Trade-Off". (Washington: Brookings Institution Press). https://www.brookings.edu/books/equality-and-efficiency-the-big-tradeoff/

- Persson, T. & Tabellini, G., (1994). "Is inequality harmful for growth?". *The American economic review,* 84(3): 621-600. https://www.jstor.org/stable/2118070

- Pizzo, A., (2023), "The welfare effects of tax progressivity with frictional labor markets". *Review of Econo Dynamics,* (49): 123-146. https://doi.org/10.1016/j.red.2022.07.004

- Parvin, S., (1996). "Income Distribution and Growth Continuation". *Journal of Planning and Budgeting,* 2: 25-46. http://jpbud.ir/article-1-496-fa.html (In Persian)

- Rahimi, M. & Esfandiari, M., (2022). "The Impact of Relative Redistribution on Economic Growth". *Development Strategy Quarterly,* 18 (3: 71): 49-21. DOR: 20.1001.1.17352460.1401.18.71.1.4. (In Persian)

- Pajooyan, J., (2006). "Towards the Structure of Policy Making and Economic Policy-making". *Journal of Development Strategy,* 2 (2): 139-150. https://www.magiran.com/p349141 (in Persian)

- Reynolds, M. & Smolensky, E., (1977). "Public Expenditures, Taxes and the Distribution of Income: The United States. New York, Academic Press". *Journal of Population Research and Policy Review*, (8): 119–142. https://doi.org/10.1007/BF00126729

- Rostow, W., (1960). *The stages of economic growth.* Cambridge University Press, https://doi.org/10.1017/CBO9780511625824

- Rosenstein-Rodan, P., (1943). "Problems of Industrialization of Eastern andSouth-Eastern Europe". *Economic Journal,* 53 (210): 202-211. https://doi.org/10.2307/2226317

- Rosenstein-Rodan, P., (1961). "Notes on the theory of the big push". In: Ellis. H.S. and Wallich, H.C. (eds). *Economic Development for Latin America*, St Martin's Press, 57–81. https://doi.org/10.1007/978-1-349-08449-4_3

- Stiglitz, J., (2012). "The Price of Inequality". How Today's Divided Society Endangers Our Future, W. W. Norton & Company. https://books.google.com/books/about/The_Price_of_Inequality.html?id=EBz0-Ncy4MAC

- Salmani, B., Asgaharpur, H., Dehghani, A. & Feshari, M., (2010). "The Effect of Income Inequality on Private Sector Consumption: The Case Study of MENA Countries". *Journal of Monetary and Financial Economics,* 17 (34): 193-214 https://doi.org/10.22067/pm.v17i34.27359 (In persian)

- Stevens, P., (2003). "Resource impact - curse or blessing*?"*. *Journal of Energy Literature,* (9): 3-42. http://www.oxfordenergy.org/jelindex.php

- Tarazkar, M. H. & Zibaei, M., (2004). "Study of Social Welfare, Income Distribution and Poverty Indices in Rural-Urban Societies: A Case Study of Fars, Esfahan, and Semnan Provinces". *Eqtesad-e Keshavarzi va Towse'e,* 12 (4: 48): 137-154. https://sid.ir/paper/24287/en (In Persian)

- Todaro, M., (1985). *EconomicDevelopmentin the Third World.* Translator: Farjadi, GH. & Higher, A., Institute for Research in Planning and Development. 230-235. https://books.google.com/books/about/Economic_Development_in_the_Third_World.html?id=KiK5AAAAIAAJ

- Yang, Y. & Greaney, T. M., (2017). "Economic growth and income inequality in the Asia-Pacific region: A comparative study of China, Japan, South Korea, and the United States". *Journal of Asian Economics,* (48): 6-22. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2016.10.008

Vol. 13, No. 51, Autumn (2024)
مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Scientific Association of Regional Development Economics

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

Bu-Ali Sin University

The Impact of Bilateral Investment Treaties on Foreign Investment Inflows of Development Countries into Iran

Hadi Naeini[1], Davood Jafari Seresht[2], Saeid Eisazadeh[3]

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29017.3677
Received: 2024.02.24; Reviseed: 2024.05.28; Accepted: 2024.06.03
Pp: 145-170

Abstract

This study aims at investigating the impact of bilateral investment treaties on foreign investment inflows into Iran from developed source countries. To achieve this purpose, the two common approach in foreign investment literature, that is, the gravity and knowledge-capital model has been used as the analytical framework of the study, as well as the pseudo-Poisson maximum likelihood method for the years 2002-2020. The results show that both gravity and knowledge-capital models provide an acceptable explanation of foreign investment inflows into Iran from developed countries. Except of Iran's real GDP, the main variables of the gravity model, that is, the geographical distance and real GDP of developed source countries are statistically significant and have the expected signs. All the main variables of the knowledge-capital model, including the difference between gross enrollment ratio in tertiary education of developed source countries and Iran (with a negative coefficient), sum of real GDP of developed source countries and Iran (with a positive coefficient) as well as Interaction of the difference between gross enrollment ratio in tertiary education of developed source countries and Iran and difference between real GDP of developed source countries and Iran (with a positive coefficient) are statistically significant and indicate that the foreign investment of developed countries in Iran is more horizontal than vertical. There is a positive and statistically significant relationship between bilateral investment treaties and foreign investment inflows into Iran from developed source countries in both gravity and knowledge-capital models. Finally, the sanctions imposed against Iran have reduced foreign investment inflows into the country.

Keywords: Bilateral Investment Treaties, Foreign Investment, Gravity Model, Knowledge-Capital Model.

JEL Classification: F53, F21, F23.

1. PhD Candidate of Financial Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran (Corresponding Author). ***Email:*** d.jafariseresht@basu.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.

Citations: Naeini, H., Jafari Seresht, D. & Eisazadeh, S., (2024). "The Impact of Bilateral Investment Treaties on Foreign Investment Inflows of Development Countries into Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(51): 145-170. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29017.3677
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5668.html?lang=en

1. Introduction

Countries seek to attract foreign direct investment for various reasons. Foreign Direct investment is a source of capital and jobs. Foreign direct investment can provide foreign currency; Because foreign direct investment is often concentrated in export-oriented industries (Kerner, 2009: 75). Foreign direct investment inflows are the easiest way to close capital deficiencies in a developing country and converge to levels of technology in developed countries. FDI inflow contribute to speed up R&D and innovation activities that enable host counties to produce value-added products and help to increase the national income via export revenues from high-tech products (Erdal & Gocer, 2015: 757); so attracting foreign direct investment is very important for developing countries.

Many developing countries have tried to attract more foreign investment inflows by various instruments. In this regard, providing investment guarantees to foreign investors through bilateral investment treaties is one of the approaches adopted to promote foreign investment. The overwhelming majority of international investment agreements (IIAs), in particular the majority of BITs, promote foreign investment by protecting foreign investors against certain political risks in the host country. IIAs may impact on FDI inflows through improving individual components of the policy and institutional framework for FDI in the host country, thus contributing to an improvement of the investment climate (UNCTAD, 2009: 14).

Similar to many countries, Iran has actively followed the policy of negotiating and signing bilateral investment treaties. It is expected that along with the increase of bilateral investment treaties between Iran and other countries, the foreign investment inflows into Iran will increase. Our main aim in this study is to investigate the impact of bilateral investment treaties on foreign investment inflows into Iran from 14 developed source countries in the framework of the gravity and knowledge-capital model, and in this way, it contributes to the literature of Foreign investment and bilateral investment treaties in Iran. Especially, the framework of the knowledge-capital model lets to explain the dominant type of foreign investment, i.e. horizontal or vertical in Iran.

2. Materials and Methods

In this study, in order to empirically investigate the impact of bilateral investment treaties on foreign direct investment inflows from developed countries to Iran for the years 2002-2020, the gravity and knowledge-capital model as well as pseudo-Poisson Maximum Likelihood (PPML) regression are used. The dependent variable is the foreign investment inflows from country i into Iran (country j) in year t, which is converted to real value by the US GDP deflator. The explanatory variables used in the estimation of Gravity and knowledge-capital models are presented in tables (1) and (2), respectively.

3. Data

Data for the current GDP of Iran and the developed countries are from the World Bank website. The current GDP of Iran and the home developed countries, as well as the foreign

investment inflows into Iran, are converted into real value by the US GDP deflator. Data for bilateral investment treaties of Iran are from UNCTAD IIA data base. Data for gross enrollment ratio in tertiary education of Iran and development countries as well as foreign trade of Iran are from the World Bank website.

The list of developed source countries of the foreign investment inflows into Iran for estimation of gravity and knowledge- capital models in this research are presented in table (3). Data for the foreign investment inflows into Iran from these countries are from Organization for Investment Economic and Technical Assistance of Iran.

4. Discussion

The results of the gravity model estimation show that there are a positive and statistically significant relationship between the variables of bilateral investment treaties (*BIT*) and the cumulative number of bilateral investment treaties (*BITs*) and Foreign investment inflows of development countries into Iran. Sanctions imposed against Iran had a negative and statistically significant effect on Foreign investment inflows of development countries into Iran, which is consistent with the results of Naeini et al. (2023). The coefficient of real GDP of developed countries is positive and statistically significant. The negative and statistically significant coefficient of the distance variable means that as the geographical distance between Iran and developed source countries increases, the attraction of foreign investment decreases.

The results of the knowledge-capital model estimation show that there is a positive and statistically significant relationship between the variables of *BIT* and Foreign investment inflows of developing countries into Iran; While the coefficient of *BITs* is negative and statistically significant. The positive and statistically significant coefficient of the *Lnsumgdp* indicates that with the increase in the sum of Iran and source countries' log of real GDP, the horizontal foreign investment in Iran increases. The negative and statistically significant coefficient of the *Lngdpdifsq* indicates that the existence of similar- sized markets leads to an increase in horizontal foreign investment. The negative and statistically significant coefficient of the variables *Lnskilldif* and *Lnskilldiftoperiran* along with the positive and statistically significant coefficient of the variable *Lnskilldiflngdpdif* indicates that the dominant type of foreign investment in Iran is horizontal because based on theoretical literature, similar in factor endowments (skilled- labor endowment in our study) will lead to horizontal foreign investment. Finally, similar to the result of gravity model estimation, the coefficient of Sanctions is negative and statistically significant.

5. Conclusion

In this study, the impact of bilateral investment treaties on foreign investment inflows into Iran from 14 developed source countries was investigated by the pseudo-Poisson maximum likelihood method in the framework of the gravity and knowledge-capital model for the years 2002-2020. The coefficient of The bilateral investment treaty dummy is positive and statistically significant in both gravity and knowledge-capital models estimations. Also, the

negative and statistically significant coefficient of the sanctions in the both models shows that Developed countries are investing less in Iran following the sanctions imposed against the country. Except of Iran's real GDP Other Covariates of the gravity model are statistically significant and have the expected signs.

In addition to evaluating the impact of bilateral investment treaties on foreign investment inflows into Iran, the dominant type of foreign investment in Iran, i.e. horizontal or vertical through variables *Lnskilldif* and *Lnskilldiftoperiran* in the framework of knowledge- capital model was measured. According to the results, *Lnskilldif* and *Lnskilldiftoperiran* have a negative and statistically significant impact on foreign investment inflow into Iran. As well as the coefficient of *Lnskilldiflngdpdif* is positive and statistically significant. These findings indicate that foreign investment in Iran is more horizontal than vertical.

Acknowledgment

The authors would like to express their sincere appreciation to the reviewers for their valuable comments and suggestions in the review process of this scientific paper.

Observation Contribution

Dr. Davood Jafari Seresht and Dr. Saeid Eisazadeh are the supervisors of the thesis, Hadi Naeini is PhD Candidate of Financial Economics and the author of the thesis.

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest in this research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۵۱، پاییز ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران

هادی نائینی[۱]، داود جعفری‌سرشت[۲]، سعید عیسی‌زاده[۳]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29017.3677
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۰۵، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۳/۰۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۴
صص: ۱۷۰-۱۴۵

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران است. در این‌راستا، از دو رویکرد رایج در ادبیات سرمایه‌گذاری خارجی؛ یعنی مدل جاذبه و دانش-سرمایه به‌عنوان چارچوب تحلیلی تحقیق حاضر، و هم‌چنین روش حداکثر راستنمایی شبه پواسن در دورهٔ زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰ م. استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که هر دو مدل جاذبه و دانش-سرمایه توضیح قابل‌قبولی از جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران ارائه می‌دهند. ضریب متغیر مربوط به وجود معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بین ایران و کشور مبدأ سرمایه، مثبت و معنادار بوده و بیانگر این است که امضای معاهدهٔ سرمایه‌گذاری دوجانبه سبب افزایش جذب سرمایه‌گذاری خارجی از کشور طرف معاهده به ایران می‌شود. تحریم‌های اعمال شده علیه ایران با کاهش جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی به کشور همراه بوده است. درنهایت نتایج حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری خارجی کشورهای توسعه‌یافته در ایران بیشتر از نوع سرمایه‌گذاری افقی است تا عمودی.

کلیدواژگان: معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه، سرمایه‌گذاری خارجی، مدل جاذبه، مدل دانش-سرمایه.
طبقه‌بندی JEL: F53, F21, F23.

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی گرایش اقتصاد مالی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
Email: h.naeini@eco.basu.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران (نویسندهٔ مسئول).
Email: d.jafariseresht@basu.ac.ir
۳. انشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران.
Email: s_eisazadeh@basu.ac.ir

ارجاع به مقاله: نائینی، هادی؛ جعفری‌سرشت، داود؛ و عیسی‌زاده، سعید، (۱۴۰۳). «تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۵۱): ۱۴۵-۱۷۰. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2024.29017.3677
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5668.html

۱. مقدمه

کشورها به‌دلایل مختلف به‌دنبال جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هستند. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، مانند سایر شیوه‌های سرمایه‌گذاری، منبع مهمی برای تأمین سرمایه و ایجاد شغل است. سرریزهای دانش ایجاد شده توسط شرکت‌های خارجی یکی از برجسته‌ترین کانال‌های سودمند برای شرکت‌های داخلی است. شرکت‌های چندملیتی فعال در اقتصادهای نوظهور، اغلب از دانش و فناوری برتری برخوردار هستند. سرریزهای دانش از طریق تقلید بنگاه–بنگاه یا از طریق اشتراک کارکنان که تکنیک‌های پیچیدهٔ تولید را از بنگاه‌های خارجی به بنگاه‌های داخلی می‌آورند، ایجاد می‌شوند. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی امکان تأمین ارز خارجی را فراهم می‌کند؛ زیرا اغلب بر صنایع صادرات محور متمرکز است (کرنر[1]، ۲۰۰۹: ۷۵). جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ساده‌ترین روش برای رفع کمبود سرمایه در کشورهای در حال توسعه و همگرایی با سطوح فناوری کشورهای توسعه‌یافته به‌شمار می‌رود. جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش قابل‌ملاحظه‌ای در سرعت بخشیدن به فعالیت‌های تحقیق و توسعه و نوآوری ایفا می‌کند و کشورهای میزبان را قادر می‌سازد تا محصولات با ارزش افزودهٔ بالا تولید کرده، و به هدف افزایش درآمد ملی از طریق درآمدهای صادراتی حاصل از محصولات با فناوری پیشرفته دست‌یابند (اردال و گوسر[2]، ۲۰۱۵: ۷۵۷)؛ بنابراین، جای تعجب نیست که ارتقاء سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به بخش کلیدی استراتژی‌های توسعهٔ کشورهای درحال‌توسعه تبدیل شده است.

بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه با به‌کارگیری ابزارهای مختلف در تلاش‌اند تا جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی بیشتری را جذب نمایند. در این‌راستا، ارائه تضمین‌های مناسب و کافی به سرمایه‌گذاران خارجی با استفاده از معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه، ازجمله رویکردهای مؤثر مورد استفاده برای افزایش جذب سرمایه‌گذاری خارجی به‌شمار می‌رود. اغلب موافقتنامه‌های سرمایه‌گذاری بین‌المللی، به‌ویژه بیشتر معاهدات سرمایه‌گذاری دو جانبه، با حمایت از سرمایه‌گذاران خارجی در برابر خطرات سیاسی موجود در کشور میزبان، سرمایه‌گذاری خارجی را تقویت می‌کنند. موافقتنامه‌های سرمایه‌گذاری از طریق بهبود شرایط و کاهش ریسک‌های سیاسی و چارچوب نهادی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور میزبان، بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر می‌گذارند و به بهبود فضای سرمایه‌گذاری کمک می‌کنند (آنکتاد[3]، ۲۰۰۹: ۱۴). از آنجا که بیشتر عوامل تعیین‌کنندهٔ ساختاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی خارج از کنترل مستقیم سیاست‌گذاری کوتاه‌مدت هستند، موافقتنامه‌های سرمایه‌گذاری دوجانبه به‌عنوان بخشی از اقدامات کشورهای دارای کمبود سرمایه، از طریق ارائه تعهدات الزام‌آور درخصوص بازگشت اصل و فرع سرمایه، حل و فصل منطقی اختلافات و غیره، اهمیت حیاتی پیدا می‌کنند (آگراول و همکاران[4]، ۲۰۱۷: ۵۷).

از این‌رو، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی نقش معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از ۱۴ کشور توسعه‌یافته به ایران است. همانند بسیاری از کشورها، ایران از سال‌ها قبل به‌طور فعال سیاست مذاکره و امضای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه را در دستور کار قرار داده است. انتظار بر این است

1. Kerner
2. Erdal & Gocer
3. UNCTAD
4. Agrawal et al.

که همگام با افزایش معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبهٔ ایران با سایر کشورها، جذب سرمایه‌گذاری خارجی در کشور افزایش یابد. علاوه‌بر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه، نقش سایر متغیرهای کلیدی مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی در چارچوب مدل جاذبه و دانش–سرمایه مورد بررسی قرار گرفت. پژوهش حاضر از جنبه‌های مختلف دارای نوآوری است؛ نخست آن‌که در این مقاله، تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی به ایران در چارچوب مدل‌های جاذبه و دانش–سرمایه موردمطالعه قرار گرفته و از این‌طریق، به گسترش دامنهٔ مطالعات موجود در حوزهٔ سرمایه‌گذاری خارجی و معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه کمک می‌کند. به‌ویژه آن‌که، چارچوب مدل دانش–سرمایه امکان بررسی نوع غالب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران از منظر افقی یا عمودی بودن را فراهم می‌سازد. دومین وجه تمایز پژوهش حاضر با مطالعات موجود در ادبیات داخلی، استفاده از روش حداکثر راستنمایی شبه پواسن به‌جای روش حداقل مربعات معمولی در تخمین ضرایب متغیرهای تأثیرگذار بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی به ایران است که طبق بررسی‌های انجام‌شده، تا کنون در ایران مطالعه‌ای در این زمینه انجام و منتشر نشده است.

ساختار مقالهٔ حاضر به این‌صورت است که، ابتدا منطق اثرگذاری معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی و نظریه‌های موجود در این‌زمینه تبیین؛ و در بخش دوم، نتایج منتخبی از مطالعات انجام شده در زمینهٔ ارتباط معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه و جذب سرمایه‌گذاری خارجی بیان می‌شود. در ادامه، مشخصات مدل و روش تخمین ضرایب در بخش سوم ارائه می‌شود. بخش چهارم دربر گیرندهٔ نتایج حاصل از تخمین مدل‌های جاذبه و دانش–سرمایه بوده و بخش پایانی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

در این بخش، ابتدا نظریه‌های مربوط به تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی تبیین و سپس پیشینهٔ پژوهش ارائه می‌شود.

۲-۱. مبانی نظری

تأثیر انعقاد معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی در چارچوب پارادیم التقاطی یا OLI (دانینگ و لوندان[1]، ۲۰۰۸) قابل توصیف است؛ در این الگو، O (مالکیت) نشان‌دهندهٔ مزیت خاص مالکیت شرکت و تعیین این مسأله است که چرا صرفاً برخی از شرکت‌ها تبدیل به شرکت چندملیتی می‌شوند. مؤلفه I (مزیت درونی‌سازی) توضیح می‌دهد که چرا شرکت‌ها ممکن است ترجیح‌دهند با درونی‌سازی تولید خود از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌جای فروش خارجی آن‌ها به اشخاص ثالث از این مزیت‌ها (از قبیل تکنولوژی یا دانش فنی) استفاده کنند. L نشان‌دهندهٔ مزیت‌های مکانی کشور میزبان است و عوامل تعیین‌کنندهٔ انتخاب کشور میزبان خاص توسط شرکت‌های چند ملیتی را دربر می‌گیرد. عوامل نهادی ازجمله معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه

1. Dunning & Lundan

در شاخهٔ مزیت‌های مکانی کشور میزبان طبقه‌بندی می‌شوند؛ به‌طورکلی، سه گروه از این عوامل شامل: چارچوب سیاستی برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، عوامل تعیین‌کنندهٔ اقتصادی و تسهیل کسب و کار، ذیل مزیت‌های مکانی قرار می‌گیرند (آنکتاد، ۲۰۰۹: ۵). معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه می‌توانند جریانات سرمایهٔ بین‌المللی را از یک مکان به مکان دیگر هدایت کنند. معاهدهٔ سرمایه‌گذاری دوجانبه به امضا کنندهٔ میزبان در برابر سایر رقبا، در رقابت برای توزیع مجدد موجودی سرمایه‌گذاری مزیت شهرت می‌دهد. احتمال انحراف سرمایه‌گذاری به این‌معنی است که دولت‌ها ممکن است دلایل رقابتی برای اجرای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه داشته باشند. این قابلیت معاهدهٔ سرمایه‌گذاری دوجانبه است که به یک کشور نسبت به سایر کشورها با موقعیت مشابه در رقابت برای جذب سرمایه، برتری می‌بخشد (الکینز[1] و همکاران، ۲۰۰۶: ۸۲۵). تعهد دولت‌ها به حمایت از حقوق مالکیت سرمایه‌گذاران در چارچوب معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه، احتمالاً مخاطرات را کاهش داده و بازده موردانتظار سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. در این‌صورت، معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه می‌توانند ساز و کار ایجاد حوزهٔ قضایی به مکانی جذاب‌تر برای سرمایه‌گذاری باشند (همان: ۸۲۵). معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه با تضمین حقوق خاصی برای سرمایه‌گذاران خارجی، افزایش سرمایه‌گذاری در کشورهای درحال‌توسعه توسط اتباع سایر کشورها را تشویق می‌کنند. اثر این معاهدات بهبود فضای سرمایه‌گذاری در کشور میزبان و درنتیجه افزایش اطمینان سرمایه‌گذار است، عواملی که احتمالاً تأثیر مثبتی‌بر تصمیم سرمایه‌گذاری دارند. امضای معاهدهٔ سرمایه‌گذاری دو جانبه می‌تواند راهی برای وادار کردن یک دولت خارجی برای کمک به ترغیب اتباع خود حداقل برای درنظر گرفتن سرمایه‌گذاری در کشوری باشد که با آن معاهدهٔ سرمایه‌گذاری دوجانبه دارد. امضای معاهدهٔ سرمایه‌گذاری دو جانبه همچنین ممکن است اثر تسهیل ورود سرمایه‌گذاری خارجی را به‌همراه داشته باشد؛ زیرا کشورهای میزبان قوانین، سیاست‌ها و نگرش‌های اداری را مجدداً ارزیابی و تنظیم می‌کنند تا متناسب با مفاد معاهده باشد. می‌توان گفت، معاهدات سرمایه‌گذاری دو جانبه، یکی از چندین اقدام برای ایجاد اطمینان است که می‌تواند برای بهبود فضای سرمایه‌گذاری کشور میزبان مورداستفاده قرار گیرد (سالاکوس[2]، ۱۹۹۰: ۶۷۴– ۶۷۳)؛ بنابراین، معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بخشی از مزیت مکانی کشورها درنظر گرفته می‌شوند. معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه ازطریق چارچوب سیاست برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان یک عنصر واحد از قابلیت حیات کلی کشور میزبان برای سرمایه‌گذاری خارجی عمل می‌کند.

علاوه‌بر پارادیم التقاطی، تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی در قالب نظریهٔ تعهدات معتبر و علامت‌دهی قابل تبیین است. نهادگرایان استدلال می‌کنند که موافقتنامه‌های بین‌المللی را می‌توان برای تغییر مشوق‌های دولت و درنتیجه رفتار دولت طراحی کرد (جاکوبز[3]، ۲۰۱۷: ۵۸۸). براساس نظریهٔ تعهدات معتبر یا به اصطلاح «دست‌های بسته» (کرنر، ۲۰۰۹)، معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه رفتار کشورهای میزبان را به‌واسطهٔ افزایش هزینه‌های عملی نقض تعهدات معاهده در قبال شرکت‌های چندملیتی تغییر می‌دهند. معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه سیاست‌هایی که کشورهای میزبان می‌توانند برای شرکت‌های چندملیتی تحت پوشش این معاهده اعمال کنند را محدود و دست کشورهای میزبان را می‌بندند (جاکوبز، ۲۰۱۷:

1. Elkins
2. Salacuse
3. Jacobs

۵۸۸). دولت‌ها انگیزه‌های زیادی برای امضای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه دارند، اما مهم‌ترین آن‌ها این است که تعهد معتبری برای رفتار منصفانه با سرمایه‌گذاران خارجی داشته باشند. معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه به دولت‌ها اجازه می‌دهند که تعهدات معتبری را بپذیرند؛ زیرا در عمل هزینه‌های عدم انطباق را بالاتر از هزینه‌هایی می‌کنند که ممکن است در نبود معاهده متحمل شوند. معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه این اقدام را ازطریق شفاف‌سازی تعهد، مشارکت صریح دولت کشور مبدأ و افزایش قابلیت اجرای معاهده انجام می‌دهند. معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه با کاهش ابهام تعهدات دولت میزبان، هزینه‌های عملی لغو قراردادها را افزایش می‌دهند (الکینز و همکاران ۲۰۰۶: ۸۲۳). به‌علاوه، به‌دلیل این‌که معاهدات سرمایه‌گذاری امکان دسترسی به داوری بین‌المللی برای سرمایه‌گذاران خارجی را فراهم می‌سازند، دولت‌های کشورهای میزبان، تعهد نیرومندی برای رعایت تعهدات خود ایجاد کرده و اطمینان سرمایه‌گذاران را بیشتر افزایش می‌دهند (آنکتاد، ۲۰۰۹: ۱۵).

منطق علامت‌دهی ریشه در نظریهٔ واقع‌گرایی دارد؛ واقع‌گرایان معتقدند که معاهدات بین‌المللی صرفاً تعهدات رسمی نسبت به سیاست‌هایی هستند که دولت‌ها در غیاب معاهده اتخاذ می‌کنند (جاکوبز، ۲۰۱۷: ۵۸۶). امضای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه علامتی را به سرمایه‌گذاران بالقوه ارسال می‌کند مبنی‌بر این‌که کشور میزبان درمورد حمایت از سرمایه‌گذاری خارجی جدی است؛ بنابراین، تشویق جریانات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به سرمایه‌گذاران کشورهای توسعه‌یافته که شرکای معاهدهٔ سرمایه‌گذاری دوجانبه کشور درحال‌توسعه هستند، محدود نمی‌شود. در عوض، معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه می‌توانند اثرات سرریز مثبتی داشته باشند (نویمایر و اسپس[1]، ۲۰۰۵: ۱۲). معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه هم‌چنین می‌توانند هزینه‌های پیش‌بینی‌شده یا برگشت‌ناپذیر کافی ارائه دهند؛ بنابراین، تصویب معاهدهٔ سرمایه‌گذاری دوجانبه علامتی معتبر ارسال می‌کند مبنی‌بر این‌که یک دولت در برابر سلب مالکیت از سرمایه‌گذاران خارجی مستعد می‌باشد. تمامی سرمایه‌گذاران، صرف‌نظر از این‌که تحت‌حمایت آن معاهده قرار گیرند یا خیر، می‌توانند علامت ارسال‌شده توسط معاهدهٔ سرمایه‌گذاری دوجانبه را مشاهده نمایند. میزانی که هزینه‌های پیش‌بینی‌شده به‌طور مؤثر اعتبار را منتقل می‌کنند، هر سرمایه‌گذار باید تمایل بیشتری برای سرمایه‌گذاری در کشوری داشته باشد که معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه را امضا و تصویب می‌کند (کرنر، ۲۰۰۹: ۷۹). تعداد کلی معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه با کشورهای ثروتمند، تعهد معتبری برای رفتار با سرمایه‌گذاران خارجی و همچنین رفتار بهتر از سرمایه‌گذاران داخلی را علامت می‌دهد. قدرت آن علامت با تصویب بیشتر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه توسط آن کشور افزایش می‌یابد (توبین و رز-آکرمن[2]، ۲۰۱۱: ۵-۴).

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

بررسی تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی، مستلزم انتخاب یک چارچوب تحلیلی مناسب می‌باشد؛ بنابراین، به‌طور طبیعی مطالعات انجام‌شده درخصوص تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی براساس چارچوب تحلیلی به‌کار رفته قابل طبقه‌بندی است. در این بخش، ابتدا نتایج مطالعات مبتنی‌بر چارچوب مدل جاذبه، و سپس یافته‌های مطالعات مبتنی‌بر رویکرد مدل دانش-سرمایه ارائه می‌شود.

1. Neumayer & Spess
2. Tobin & Rose-Ackerman

۲-۲-۱. مطالعات مبتنی‌بر چارچوب مدل جاذبه

«نائینی» و همکاران (۱۴۰۲) با استفاده از رویکرد مدل جاذبه و الگوی اقتصادسنجی پنل دیتا، تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران طی دورهٔ ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰م. را بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ارتباط مثبت و معناداری بین امضای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه و جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران وجود دارد. در صورت وجود اشتراکات زبانی بین ایران و کشور مبدأ سرمایه، جذب سرمایه‌گذاری خارجی افزایش می‌یابد. درنهایت تحریم‌های اعمال‌شده بر ایران با کاهش معنادار جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی به ایران همراه بوده است.

«حیدری هراتمه» (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان «عوامل نهادی مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه» به بررسی تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۴۲ کشور و در چارچوب مدل جاذبه طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰م. پرداخته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که معاهدات سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت و معناداری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته است. علاوه‌بر آن، عواملی مانند زبان مشترک، ظرفیت بازار و فاصله نیز تأثیر معناداری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند.

«سینگ» و همکاران[1] (۲۰۲۲) براساس منطق مدل جاذبه، به بررسی تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از سایر کشورها به هند پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان‌داد که امضای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه به‌صورت منفرد تأثیری بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هند نداشته؛ درحالی‌که تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه تجمعی امضاء شده ازنظر آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار بوده است.

«میشرا» و «ینا»[2] (۲۰۱۸) با استفاده از مدل جاذبه به بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ جریانات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشورهای چین، کره، هند و سنگاپور برای دورهٔ زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۲م. پرداختند. کشورهای مبدأ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این پژوهش، شش کشور توسعه‌یافته شامل: فرانسه، آلمان، هلند، بریتانیا، ایالات متحده آمریکا، ژاپن و چهار اقتصاد بزرگ آسیایی شامل: چین، کره، هند و سنگاپور بوده است. نتایج کلی حاصل از تخمین مدل جاذبه نشان می‌دهد که با افزایش تولید ناخالص داخلی کشور میزبان و نیز کشور مبدأ، جریانات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به چهار اقتصاد بزرگ آسیا افزایش می‌یابد؛ همچنین، متغیر مثبت و معنی‌دار زبان مشترک به این‌معنی است که وجود زبان مشترک سبب افزایش جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشور میزبان می‌شود. علامت منفی متغیرهای معرف ثبات کلان اقتصاد، یعنی نرخ تورم و نرخ بهرهٔ حقیقی و نیز علامت منفی متغیر فاصله بین کشور مبدأ و میزبان به این‌معنی است که با افزایش نرخ تورم، نرخ بهرهٔ حقیقی و فاصلهٔ بین کشورها، جریانات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کاهش می‌یابد. علامت متغیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بین کشور مبدأ و میزبان منفی و عمدتاً به لحاظ بی‌معنی بوده است.

«بهاسین» و «نوچا»[3] (۲۰۱۶) با به‌کارگیری چارچوب مدل جاذبه و روش پنل دیتای اثرات ثابت و نیز مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته، تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقم خارجی به

1. Singh et al.
2. Mishra & Jena
3. Bhasin & Manocha

هند در دورهٔ زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۲م. را موردمطالعه قراردادند. نتایج نشان می‌دهد که معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه تأثیر مثبتی‌بر جذب جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به هند داشته است.

«باس» و همکاران[1] (۲۰۱۰) با استفاده از مدل جاذبه و به‌کارگیری روش‌های اثرات تصادفی، حداکثر راستنمایی شبه پواسن و روش‌های گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ تصادفی، تأثیر انعقاد معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بین کشورهای مبدأ و میزبان، بر جریانات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را موردمطالعه قرار دادند. نتایج حاکی از آن است معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه، ارتقای جریانات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشورهای درحال‌توسعه را به‌دنبال دارد. هم‌چنین، ضریب منفی و معنی‌دار اثرات متقابل متغیرهای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه و کیفیت نهادی بیانگر این است که معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه به‌عنوان جانشین کیفیت نهادی عمل می‌کنند.

«دزبوردز» و «ویکارد»[2] (۲۰۰۹) با به‌کارگیری مدل جاذبه به بررسی تأثیر اجرای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر انبارهٔ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دوجانبه بین کشورهای عضو OECD هم‌چنین بین کشورهای عضو OECD و ۳۲ کشور غیر عضو OECD در دورهٔ زمانی ۲۰۰۰- ۱۹۹۱م. پرداختند. نتایج حاصل از تخمین مدل با استفاده از تخمین‌زنندهٔ حداکثر راستنمایی شبه پواسون نشان می‌دهد که معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه لازم‌الاجرا بین کشورهای دارای روابط پرتنش در مقایسه با کشورهای دوست، انبارهٔ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دوجانبه را بیشتر افزایش می‌دهد. هم‌چنین، علامت مثبت ضریب اثر متقابل متغیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه و کیفیت نهادهای داخلی تأیید می‌کند که معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه و نهادهای خوب داخلی مکمل یک‌دیگر هستند.

۲-۲-۲. مطالعات مبتنی بر چارچوب مدل دانش- سرمایه

«حسن»[3] (۲۰۲۲) با استفاده از مدل دانش–سرمایه به بررسی تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر افزایش جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به پاکستان در دوره‌های زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۵ و ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۵م. پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد مدل دانش–سرمایه با استفاده از روش اثرات تصادفی برای ۱۶ کشور در دورهٔ زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۵م. نشان‌داد که تأثیر وجود معاهدهٔ سرمایه‌گذاری دوجانبه با کشور مبدأ بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از نظر آماری بی‌معنی بوده است.

«سر» و همکاران[4] (۲۰۱۷) با استفاده از روش FGLS به بررسی تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمودی، افقی و نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمودی به افقی ایالات متحده در کشورهای میزبان پرداختند. نمونهٔ مورد بررسی در این پژوهش شامل ۲۸ کشور درحال‌توسعه و درحال‌گذار در دورهٔ زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۸م. بوده است. نتایج نشان می‌دهد که معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه تأثیر مثبت و معناداری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمودی و افقی داشته است. هم‌چنین، ارتباط مثبت و معناداری بین معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه و نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمودی بر افقی مشاهده گردید؛ به‌عبارت

1. Busse et al.
2. Desbordes & Vicard
3. Hassan
4. Sirr et al.

دیگر، معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه تأثیر بیشتری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمودی نسبت به افقی داشته است. به‌علاوه، نتایج نشان‌داد که معاهدات سرمایه‌گذاری خارجی تمایل دارند به‌عنوان جایگزین‌های قوی‌تر برای نهادهای بهتر درمورد سرمایه‌گذاری‌های عمودی نسبت به سرمایه‌گذاری‌های افقی عمل کنند.

«بائه» و «کیوم»[1] (۲۰۱۳) با استفاده از مدل دانش–سرمایه به بررسی تأثیر موافقتنامه‌های تجارت آزاد بر انبارهٔ جریانات ورودی و خروجی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کره‌جنوبی طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰م. پرداختند. براساس نتایج، وجود موافقتنامه تجارت آزاد بین کره‌جنوبی و کشورهای شریک آن، تأثیر مثبت و معناداری بر جریانات خروجی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کره داشته است. علاوه‌بر این، ضریب مثبت و معنادار اثرات متقابل متغیرهای نشان‌دهندهٔ وجود موافقتنامه تجارت آزاد و متغیر نسبت تولید ناخالص داخلی سرانهٔ کره‌جنوبی و شرکای آن بیانگر این است که موافقتنامه‌های آزاد تجاری با ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری جدید، جریانات خروجی سرمایه‌گذاری خارجی از کره به کشورهای توسعه‌یافته و هم‌چنین، کشورهای درحال‌توسعه را تشویق می‌کنند. نتایج ضمنی مطالعه، حاکی است که معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه تأثیر مثبت و معناداری بر جریانات خروجی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کره داشته است.

«اگر» و «فافرمایر»[2] (۲۰۰۴) با استفاده مدل دانش–سرمایه به بررسی تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر انبارهٔ جریانات خروجی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشورهای OECD در دورهٔ زمانی ۱۹۹۷– ۱۹۸۲م. پرداختند. برمبنای نتایج تحقیق یاد شده، اجرای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه، تأثیر مثبت و معناداری بر جریانات خروجی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته و نیز امضای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه تأثیر مثبتی‌بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته است.

۳. روش‌شناسی، نحوهٔ گردآوری داده‌ها و تصریح مدل‌ها

در پژوهش حاضر برای بررسی اثر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران از هر دو رویکرد مدل جاذبه و دانش–سرمایه استفاده شد. مدل جاذبه (تینبرگن، ۱۹۶۲) یکی از مدل‌های نظری پیشگام است که ابتدا برای توضیح جریانات تجاری دوجانبه به‌کار گرفته شد و بعداً به جریانات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دوجانبه گسترش یافت (میشرا و ینا[3]، ۲۰۱۸: ۷۶). مدل جاذبه از معادلهٔ جاذبه در فیزیک نیوتن الهام گرفته شده است. ایدهٔ اساسی مدل جاذبه این است که نیروهای محرک روابط اصلی اقتصادی بین کشورها مشابه نیروهایی هستند که نیوتن در قانون جاذبهٔ خود شناسایی کرده است (برونو و همکاران[4]، ۲۰۲۱: ۵). در ساده‌ترین شکل، معادلهٔ جاذبه بیان می‌کند که جریان تجارت (سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) از کشور i به کشور j که با TF_{ij} (FDI_{ij}) نشان داده می‌شود، متناسب با حاصل‌ضرب تولید ناخالص داخلی دو کشور

1. Bae & Keum
2. Egger & Pfaffermayr
3. Mishra, B. R. Jena
4. Bruno et al.

است که با Yi و Yj نشان داده می‌شود و با فاصلهٔ آن‌ها Dij، نسبت معکوس دارد (میشرا و ینا، ۲۰۱۸: ۷۶؛ سو و همکاران[1]، ۲۰۲۱: ۱۰۸).

مدل دانش–سرمایه یک مدل تعادل عمومی است که تصمیمات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شرکت‌های چندملیتی را درون‌زایی می‌کند و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمودی و افقی را ادغام می‌کند و به هر دو امکان می‌دهد به‌طور هم‌زمان در تعادل وجود داشته باشند (نگوین و همکاران[2]، ۲۰۲۰: ۱۲۶). به‌طور دقیق‌تر مدل دانش–سرمایهٔ مبتنی‌بر مدل افقی تعادل عمومی است که توسط «مارکوزن[3]» (۱۹۸۴، ۲۰۰۲) و «مارکوزن» و «ونبلز[4]» (۱۹۹۸) ایجاد شده است. مدل افقی دو کالا (X و Y)، دو کشور (i و j) و دو عامل تولید (نیروی کار غیر ماهر، L و نیروی کار ماهر، S) را درنظر می‌گیرد. عوامل تولید بین بخش‌ها متحرک هستند، اما در سطح بین‌المللی فاقد تحرک هستند. کالای Y نیازمند نیروی کار غیرماهر است و با بازده ثابت نسبت به مقیاس در یک صنعت رقابتی تولید می‌شود. کالای X نیازمند نیروی کار ماهر است و بازدهی فزاینده‌ای را نسبت به مقیاس نشان می‌دهد. شرکت‌ها در بخش X تحت شرایط ورود آزاد فعالیت می‌کنند. شرکت‌ها ممکن است نسبت به عرضه در بازارهای خارجی ازطریق صادرات یا تأسیس کارخانهٔ وابسته در کشور خارجی اقدام نمایند (انگل[5]، ۲۰۰۷: ۷). علاوه‌بر مفروضات یادشده، مدل دانش–سرمایه شامل سه فرض اصلی است؛ نخست، خدمات فعالیت‌های دانش‌بنیان و دانش–مولد، مانند تحقیق و توسعه، می‌توانند ازنظر جغرافیایی از تولید جدا شده و با هزینهٔ کم به واحدهای تولیدی عرضه شوند. دوم، این فعالیت‌های دانش‌بر نسبت به تولید، کار ماهر بر هستند. سوم، خدمات دانش بنیان یک ویژگی نهاده–مشترک دارند، به این‌صورت که می‌توانند به‌طور هم‌زمان توسط چندین واحد تولیدی مورداستفاده قرار گیرند. دو فرض اول، انگیزه‌ای برای پراکندگی عمودی تولید ایجاد می‌کند، فعالیت‌های تحقیق و توسعه را در جایی‌که نیروی کار ماهر ارزان است و تولید را در جایی‌که نیروی کار غیرماهر ارزان است، قرار می‌دهد؛ هم‌چنین در صورت وجود صرفه‌های مقیاس در سطح کارخانه، انگیزهٔ اندازهٔ بازار برای مکان‌یابی تولید وجود خواهد داشت. فرض سوم، صرفه‌های مقیاس در سطح شرکت و انگیزه‌های سرمایه‌گذاری‌های افقی را ایجاد می‌کند که محصولات یا خدمات یکسان را در مکان‌های مختلف تکرار می‌کنند (کار[6] و همکاران، ۲۰۰۱: ۶۹۴؛ انگل، ۲۰۰۷: ۸–۷).

مشخصات پارامتری مدل جاذبه در چارچوب تابع نمایی قابل ارائه است و به‌صورت زیر می‌باشد (ماگرمن و همکاران[7]، ۲۰۱۶: ۶):

$$Y = \exp(X\beta)\eta \qquad (۱)$$

که در آن X بردار متغیرهای توضیحی با مؤلفه‌های x_{ij}، β بردار ضرایب است که باید تخمین زده شود و η نشان‌دهندهٔ بردار اجزاء اخلال است؛ به‌طوری‌که $E(\eta|X) = 1$.

روش رایج برای تخمین ضرایب در مدل جاذبه، لگاریتم‌گیری از شکل ضربی مدل جاذبه (معادله (۱)) است، به‌طوری‌که (ماگرمن و همکاران، ۲۰۱۶: ۶):

1. Su et al.
2. Nguyen et al.
3. Markusen
4. Venables
5. Anghel
6. Carr
7. Magerman et al.

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (۲)$$

که در آن $y = ln\,(Y)$ و $\varepsilon = ln\,(\eta)$ است. این تبدیل اغلب در تحقیقات تجربی به‌کار می‌رود؛ زیرا معادلهٔ تخمین را خطی می‌کند و امکان تخمین ضرایب با استفاده از برآوردگر حداقل مربعات معمولی را فراهم می‌نماید. با این‌حال در بسیاری از موارد مقدار متغیر وابسته (تجارت/سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین دو کشور) صفر است؛ بنابراین، رویکردی که در اکثر مطالعات تجربی برای رفع مشکل یاد شده دنبال می‌شود، حذف کشورهای دارای مقادیر صفر متغیر وابسته (تجارت/سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) از مجموعه داده‌ها و یا اضافه کردن عدد یک به متغیر وابسته و تخمین شکل لگاریتمی–خطی مدل جاذبه با روش حداقل مربعات معمولی است. این رویه‌ها به‌طورکلی منجر به برآوردگرهای ناسازگار پارامترهای موردنظر می‌شود (سیلوا و تنریرو[1]، ۲۰۰۶: ۶۴۲–۶۴۳). رویکرد جایگزین برای رفع مشکلات یاد شده، استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[2] و حل مسأله بهینه‌سازی مجموع مجذور باقی‌مانده‌ها برای تخمین ضرایب در معادلهٔ (۱) است که به‌صورت زیر می‌باشد (ماگرمن و همکاران، ۲۰۱۶: ۹):

$$\hat{\beta} = arg\min_{\beta} SSR(\beta) = arg\min_{\beta} \sum [Y - exp(X\beta)]^2 \quad (۳)$$

شرایط مرتبه اول مسئله بهینه‌سازی رابطه (۳) به صورت زیر است:

$$\frac{\partial \hat{\beta}}{\partial \beta} = \sum [Y - \exp(X\beta)] \exp(X\beta)\, X = 0 \quad (۴)$$

عبارت اول، یعنی $Y - \exp\,(X\beta)$، مدلی است که باید تخمین زده شود و عبارت $\exp(X\beta)\, X$، وزن هر مشاهده را در به حداقل رساندن خطاها نشان می‌دهد. روش حداقل مربعات غیرخطی به مشاهداتی که دارای $\exp(X\beta)$ بزرگ‌تر می‌باشد، وزن بیشتری می‌دهد.

«سیلوا» و «تنریرو» (۲۰۰۶) بیان می‌کنند که روش حداقل مربعات غیرخطی به مشکل ناهمسانی توجه نمی‌کند و علاوه‌بر آن به‌دلیل بیشتر بودن واریانس مشاهداتی که $\exp(X\beta)$ بیشتری دارند، کارایی تخمین کاهش‌یافته و منجر به خطاهای استاندارد بزرگ‌تر می‌شود. بر این‌اساس، ایشان استفاده از تخمین‌گر حداکثر راستنمایی شبه پواسن را پیشنهاد می‌کنند، زیرا استدلال می‌شود که تخمین‌های سازگاری را تحت شرایط ناهمسانی و درنظر گرفتن مشاهدات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با ارزش صفر به‌دست می‌دهد (کامارو و همکاران[3]، ۲۰۲۰: ۳–۴؛ به نقل از: سیلوا و تنریرو، ۲۰۰۶).

مدل پواسون توسط رابطهٔ زیر مشخص می‌شود (ماگرمن و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۱):

$$\Pr(Y = k|X) = \frac{\exp\,(-\lambda)\lambda^k}{k!} \quad (۵)$$

که در آن $Y \geq 0$ و $\lambda = \exp\,(X\beta)$ است. مسأله بهینه‌سازی حداکثر راستنمایی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\hat{\beta} = arg\max_{\beta} \sum [-\exp(X\beta) + Y(X\beta) - \ln(Y!)] \quad (۶)$$

1. Silva & Tenreyro
2. Non-linear least squares (NLS)
3. Camarero et al.

شرایط مرتبهٔ اول مسأله بهینه‌سازی (۶) به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\frac{\partial \hat{\beta}}{\partial \beta} = \sum [Y - \exp(X\beta)]X = 0 \qquad (۷)$$

سیلوا و تنریرو (۲۰۰۶) پیشنهاد کردند که ضریب وزنی حداقل مربعات غیرخطی اصلی در (۴) با این فرض که وزن‌ها متناسب با مقدار مشاهدات آن‌ها باشد ($\exp(X\beta)\, X \equiv X$)، جایگزین گردد. این فرض، فرض مدل پواسون مبنی‌بر متناسب بودن میانگین شرطی با واریانس شرطی را برآورده می‌کند. فرض مذکور تنها فرضی است که از مدل پواسون گرفته شده است؛ اما جالب اینجا است که با شرایط مرتبهٔ اول حداکثر راستنمایی پواسون (همان‌طورکه در (۷) مشاهده می‌شود) مطابقت دارد.

در مطالعهٔ حاضر از روش حداکثر راستنمایی شبه پواسن (PPML) برای بررسی تجربی تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰م. در چارچوب مدل جاذبه و دانش–سرمایه به‌ترتیب در قالب معادلات (۸) و (۹) استفاده می‌شود؛ منظور از سرمایه‌گذاری خارجی در این پژوهش، تمامی روش‌های سرمایه‌گذاری خارجی تحت پوشش «قانون تشویق و حمایت سرمایه‌گذاری خارجی» یعنی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، روش‌های مشارکت مدنی، بیع متقابل، سرمایه‌گذاری در سبد سهام و ساخت، بهره‌برداری و واگذاری است.

$$FDI_{ijt} = \exp\big(\beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln}GDP_{it} + \beta_2 LnGDP_{jt} + \beta_3 LnDistance_{ij} + \beta_4 Sanctions_t + \beta_5 BIT_{ijt} + \beta_6 BITS_{ijt}\big) + \varepsilon_{ijt} \qquad (۸)$$

در معادلهٔ (۸)، FDI_{ijt} میزان سرمایه‌گذاری خارجی جذب‌شده از کشور i به ایران (کشور j) در سال t می‌باشد که توسط شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی ایالات متحده آمریکا به مقدار حقیقی تبدیل می‌شود. متغیرهای توضیحی به‌کار رفته در تخمین مدل جاذبه در جداول (۱) ارائه شده‌اند.

جدول ۱: متغیرهای توضیحی به‌کار رفته در تخمین مدل جاذبه.

Tab. 1: Variables used in the gravity model.

متغیرهای توضیحی	تعریف متغیرها
$LnGDP_i$	لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی کشور i
$LnGDP_j$	لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی کشور j (ایران)
$LnDistance_{ij}$	لگاریتم فاصله بین پایتخت کشور i و پایتخت کشور j (ایران)
$Sanctions_t$	متغیر نشان‌دهندهٔ وجود تحریم‌های شدید در سال t
BIT_{ijt}	متغیر مجازی نشان‌دهندهٔ وجود معاهده سرمایه‌گذاری بین کشور i و کشور j (ایران) در سال t
$BITS_{ijt}$	متغیر نشان‌دهندهٔ تعداد معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بین ایران و سایر کشورها در سال t

(منبع: هجینگ چن و همکاران[1] (۲۰۱۵) و پژوهش حاضر).

1. Hejing Chen et al.

$$FDI_{ijt} = exp\left(\beta_0 + \beta_1 Ln\text{skilldif}_{ijt} + \beta_2 Ln\text{sumgdp}_{ijt} + \beta_3 Ln\text{gdpdifsq}_{ijt} + \beta_4 Ln\text{skilldiflngdpdif}_{ijt} + \beta_5 Ln\text{skilldiftoperiran}_{ijt} + \beta_6 \text{Sanctions}_t + \beta_7 BIT_{ijt} + \beta_8 BITS_{ijt}\right) + \varepsilon_{ijt} \quad (۹)$$

در معادلهٔ (۹)، FDI_{ijt} میزان سرمایه‌گذاری خارجی جذب‌شده از کشور i به ایران (کشور j) در سال t می‌باشد که توسط شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی ایالات متحده آمریکا به مقدار حقیقی تبدیل می‌شود. متغیرهای توضیحی به‌کار رفته در تخمین مدل دانش–سرمایه در جداول (۲) ارائه شده‌اند.

جدول ۲: متغیرهای توضیحی به‌کار رفته در تخمین مدل دانش–سرمایه.

Tab. 2: Variables used in the knowledge-capital model.

متغیرهای توضیحی	تعریف متغیرها
Lnskilldif_{ij}	تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی کشور j (ایران) و لگاریتم درصد ثبت‌نام در کشور i
Lnsumgdp_{ij}	لگاریتم مجموع تولید ناخالص داخلی کشور j (ایران) و کشور i
Lngdpdifsq_{ij}	لگاریتم مجذور تفاضل تولید ناخالص داخلی کشور j (ایران) و کشور i
$\text{Lnskilldiflngdpdif}_{ij}$	حاصل‌ضرب تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی کشور j (ایران) و لگاریتم درصد ثبت‌نام در کشور i و تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی کشور i و کشور j (ایران)
$\text{Lnskilldiftoperiran}_{ij}$	حاصل‌ضرب مجذور تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی کشور j (ایران) و لگاریتم درصد ثبت‌نام در کشور i با درصد تجارت به تولید ناخالص داخلی کشور j (ایران)
Sanctions_t	متغیر نشان‌دهندهٔ وجود تحریم‌های شدید در سال t
BIT_{ijt}	متغیر مجازی نشان‌دهندهٔ وجود معاهده سرمایه‌گذاری بین کشور i و کشور j (ایران) در سال t
BITs_{ijt}	متغیر نشان‌دهندهٔ تعداد معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبهٔ بین ایران و سایر کشورها در سال t

(منبع: هجینگ چن و همکاران (۲۰۱۵) و پژوهش حاضر).

آمار مربوط به تولید ناخالص داخلی جاری ایران و کشورهای توسعه‌یافتهٔ طرف معاهده از سایت بانک جهانی استخراج گردیده است. تولید ناخالص داخلی جاری ایران و کشورهای توسعه‌یافتهٔ مبدأ سرمایه و نیز سرمایه‌گذاری خارجی کشورها با استفاده از شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی آمریکا به مقدار حقیقی تبدیل شدند. اطلاعات مربوط به معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبهٔ امضاء شدهٔ ایران از پایگاه دادهٔ معاهدات سرمایه‌گذاری بین‌المللی آنکتاد، و آمار مربوط به درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی ایران و کشورهای مبدأ سرمایه و نیز تجارت خارجی ایران[۱] از پایگاه دادهٔ بانک جهانی استخراج شده است.

فهرست کشورهای توسعه‌یافتهٔ مبدأ سرمایه‌گذاری خارجی مورداستفاده در تخمین مدل‌های جاذبه و دانش–سرمایه در این پژوهش به‌شرح جدول زیر (جدول ۳) است که اطلاعات مربوط آن در پایگاه داده «سازمان سرمایه‌گذاری و کمک‌های اقتصادی و فنی ایران» موجود می‌باشد. لازم به ذکر است که کشورهای مذکور ازجمله اصلی‌ترین کشورهای توسعه‌یافتهٔ سرمایه فرست به ایران هستند.

۱. مجموع صادرات و واردات کالا

جدول ۳: فهرست کشورهای توسعه‌یافتهٔ مبدأ سرمایه‌گذاری خارجی در ایران برای تخمین مدل جاذبه و مدل دانش-سرمایه.

Tab. 3: The list of developed source countries of the foreign investment inflows into Iran.

مدل جاذبه	اسپانیا	آلمان	اتریش	دانمارک
	سوئیس	انگلیس	ایتالیا	سوئد
	کانادا	قبرس	هلند	فنلاند
	فرانسه	استرالیا		
مدل دانش-سرمایه	اسپانیا	فرانسه	اتریش	دانمارک
	سوئیس	انگلیس	ایتالیا	سوئد
	کانادا	قبرس	هلند	فنلاند

(منبع: پژوهش حاضر).

٤. برآورد مدل

قبل از برآورد مدل ابتدا مانایی متغیرها به‌منظور حصول اطمینان از صحت نتایج تخمین و اجتناب از پدیدهٔ رگرسیون کاذب مورد آزمون واقع می‌شود. فرض صفر در آزمون‌های ریشهٔ واحد بیانگر وجود یک ریشهٔ واحد و بنابراین نامانایی متغیرها است. نتایج آزمون‌های ریشهٔ واحد «لوین»، «لین» و «چو»[1]، «ایم»، «پسران» و «شین»[2]،«فیشر-دیکی فولر» تعمیم‌یافته و «فیشر-فلپس پرون»[3] برای متغیرهای مدل جاذبه و مدل دانش-سرمایه به‌ترتیب در جدول‌های (۴) و (۵) ارائه شده است.

جدول ٤: نتایج آزمون ریشهٔ واحد برای متغیرهای مدل جاذبه.

Tab. 4: Unit root test results for variables of the gravity model.

	FDI		$\mathbf{Ln}GDP_i$		$\mathbf{Ln}GDP_j$	
	آمارهٔ آزمون	مقدار احتمال	آمارهٔ آزمون	مقدار احتمال	آمارهٔ آزمون	مقدار احتمال
Levin, Lin & Chu	-۳۷۹۹/۶۷	۰/۰۰	-۷/۸۸۷۵۰	۰/۰۰	۰/۰۵۹۰۴	۰/۵۲۳۵
Im, Pesaran and Shin	-۱۱۲۴/۱۸	۰/۰۰	-۷/۲۲۷۵۰	۰/۰۰	۰/۱۷۸۹۳	۰/۵۷۱۰
ADF - Fisher	۳۷۸/۰۵۶	۰/۰۰	۱۰۲/۲۳۶	۰/۰۰	۱۷/۸۷۲۸	۰/۹۲۹۳
PP - Fisher	۳۸۰/۷۱۴	۰/۰۰	۱۲۰/۱۳۶	۰/۰۰	۲۵/۸۴۷۸	۰/۵۸۱۴

(منبع: نتایج تحقیق).

1. Levin, Lin & chu
2. Im, Pesaran & Shin
3. Philips- Peron

جدول ۵: نتایج آزمون ریشهٔ واحد برای متغیرهای مدل دانش–سرمایه.

Tab. 5: Unit root test results for variables of the knowledge-capital model.

	$Lnskilldif_{ij}$	$Lnsumgdp_{ij}$	Lngdpdifsq	$Lnskilldiflngdpdif_{ij}$	$Lnskilldiftoperiran_{ij}$
	آمارهٔ آزمون (مقدار احتمال)	آمارهٔ آزمون (مقدار احتمال)	آمارهٔ آزمون (مقدار احتمال)	آمارهٔ آزمون (مقدار احتمال)	آمارهٔ آزمون (مقدار احتمال)
Levin, Lin & Chu	-۵/۴۳۹۰ (۰/۰۰۰)	-۲/۵۶۷۴ (۰/۰۰۵۱)	-۲/۱۹۲۶ (۰/۰۱۴)	-۶/۱۹۵۴ (۰/۰۰۰)	-۳۲/۴۰۳۴ (۰/۰۰۰)
Im, Pesaran and Shin	-۱/۸۰۹۳ (۰/۰۳۵)	-۱/۹۱۷۵ (۰/۰۲۷)	-۲/۸۹۶۸ (۰/۰۰۱۹)	-۲/۸۰۴۳ (۰/۰۰۲۵)	-۱۹/۰۱۲۰ (۰/۰۰۰)
ADF - Fisher	۳۲/۲۱۴۰ (۰/۱۲۱)	۳۴/۵۲۸۳ (۰/۰۷۵)	۴۴/۸۶۷۱ (۰/۰۰۶۰)	۴۷/۶۱۹۸ (۰/۰۰۲۸)	۱۸۰/۳۴۸ (۰/۰۰۰)
PP - Fisher	۲۶/۸۹۵۱ (۰/۳۰۹۴)	۴۵/۸۵۲۴ (۰/۰۰۴۶)	۴۲/۴۰۵۵ (۰/۰۱۱۶)	۳۱/۴۰۷۱ (۰/۱۴۲۸)	۶۲/۳۱۲۳ (۰/۰۰۰)

(منبع: نتایج تحقیق).

طبق نتایج به‌دست آمده از جدول (۵)، تمامی متغیرهای مربوط به مدل دانش–سرمایه در سطح مانا می‌باشند. هم‌چنین، نتایج جدول (۴) درمورد متغیرهای مدل جاذبه بیانگر این است که متغیرهای سرمایه‌گذاری خارجی و شکل لگاریتمی تولید ناخالص داخلی حقیقی کشورهای مبدأ سرمایه در سطح، مانا بوده اما متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران نامانا می‌باشد؛ بنابراین، به‌منظور اطمینان بیشتر از صحت نتایج، هم‌جمعی متغیرها مورد بررسی واقع گردید. نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی کائو برای متغیرهای سرمایه‌گذاری خارجی، تولید ناخالص داخلی کشورهای مبدأ سرمایه و ایران در جدول (۶) ارائه شده است. براساس نتایج، فرض صفر مبنی‌بر عدم وجود رابطهٔ هم‌جمعی بین متغیرها رد می‌شود و به این‌ترتیب، نتایج حاصل از تخمین مدل جاذبه معتبر می‌باشد.

جدول ٦: نتایج آزمون هم‌جمعی کائو برای متغیرهای مدل جاذبه.

Tab. 6: Kao cointegration test results for variables of the gravity model.

آزمون کائو	آمارهٔ آزمون	مقدار احتمال
مدل جاذبه	-۷/۹۵۹۲۹۴	۰/۰۰

(منبع: نتایج تحقیق).

نتایج برآورد مدل جاذبه و دانش–سرمایه با استفاده از روش حداکثر راستنمایی شبه پواسون (PPML) به‌ترتیب در جدول‌های (۷) و (۸) ارائه شده است. تمامی متغیرهای توضیحی در هر دو مدل جاذبه و دانش–سرمایه در سطح ۵٪ از نظر آماری معنادار هستند. درمورد مدل جاذبه و مدل دانش–سرمایه به‌ترتیب آماره‌های نسبت راستنمایی (به

اندازهٔ ۲/۶۹) و آمارهٔ والد (به اندازهٔ ۲۱۱/۷۲) به شدت معنادار می‌باشند؛ بنابراین، می‌توان گفت که هر دو مدل تخمینی به‌لحاظ آماری معنادار بوده و برازش کلی الگوها مناسب می‌باشند.

براساس نتایج حاصل از برآورد مدل جاذبه، متغیرهای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه و تعداد تجمعی معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبهٔ ایران ارتباط مثبت و معناداری با جذب سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته دارند؛ به‌عبارت دیگر، وجود معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه با افزایش جذب سرمایه‌گذاری از کشورهای توسعه‌یافته در ایران همراه بوده است که با نظریهٔ تعهدات معتبر هم‌خوانی دارد. با افزایش تعداد معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبهٔ ایران، جذب سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به‌طور معناداری افزایش می‌یابد. تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران تأثیر منفی و معناداری بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته داشته است. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی کشورهای توسعه‌یافته مثبت و به‌لحاظ آماری معنادار است. ضریب منفی و معنادار متغیر فاصله به این معنی است که با افزایش فاصلهٔ جغرافیایی بین ایران و کشورهای مبدأ سرمایه، جذب سرمایه‌گذاری خارجی به‌طور معناداری کاهش می‌یابد. درنهایت، ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران منفی و ازنظر آماری معنادار بوده است. این‌طور به‌نظر می‌رسد که انگیزهٔ اتباع و شرکت‌های کشورهای توسعه‌یافته برای سرمایه‌گذاری در ایران بیشتر معطوف به سایر انگیزه‌های سرمایه‌گذاری از قبیل دسترسی به منابع طبیعی و سرمایه‌گذاری در بخش نفت و گاز ایران بوده و هدف دسترسی به بازار ایران بسیار کم‌رنگ بوده است.

جدول ۷: نتایج تخمین مدل جاذبه با استفاده از روش حداکثر راستنمایی شبه پواسن (PPML).

Tab. 7: Estimation results of the gravity model by Pseudo-Poisson Maximum Likelihood (PPML) method.

متغیرها	ضرایب تخمین	انحراف معیار	آمارهٔ Z	مقدار احتمال
$LnGDP_i$	۱/۰۸۳۴۹۹	۰/۰۰۰۱۴۴۴	۷۵۰۴/۲۹	۰/۰۰
$LnGDP_j$	−۵/۵۰۵۶۰۹	۰/۰۰۱۰۵۶۸	−۵۲۰۹/۷۴	۰/۰۰
Lndistance	−۳/۱۲۹۵۳۶	۰/۰۰۰۹۰۷۲	−۳۴۴۹/۶۶	۰/۰۰
Sanctions	−۵/۲۹۴۴۷۹	۰/۰۰۱۲۱۴۳	−۴۳۶۰/۲۰	۰/۰۰
BIT	۰/۹۲۰۰۳۸۳	۰/۰۰۰۳۷۳۵	۲۴۶۳/۴۰	۰/۰۰
BITS	۰/۱۵۱۶۵۳۴	۰/۰۰۰۰۵۵۶	۲۷۲۶/۸۵	۰/۰۰
Cons	۱۲۴/۵۶۹۴	۰/۰۲۱۱۸۶۵	۵۸۷۹/۶۵	۰/۰۰
	Prob > chi2 = ۰/۰۰۰			
	LR Chi2 = ۲/۶۹			
	Log likelihood = −۱/۳۸۷			
	Number of observations = ۲۶۶			

(منبع: نتایج تحقیق).

براساس نتایج حاصل از برآورد مدل دانش–سرمایه، متغیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه ارتباط مثبت و معناداری با جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران دارد؛ درحالی‌که ضریب متغیر تعداد تجمعی معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبهٔ ایران منفی و ازنظر آماری معنادار مشاهده شده است. ضریب مثبت

و معنادار متغیر «لگاریتم مجموع تولید ناخالص داخلی کشور مبدأ سرمایه و ایران» از این امر حکایت دارد که با افزایش اندازهٔ بازارها، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افقی در ایران افزایش می‌یابد. ضریب متغیر «لگاریتم مجذور تفاضل تولید ناخالص داخلی کشور مبدأ سرمایه و ایران» منفی و از نظر آماری معنادار مشاهده شده است؛ به این‌معنا که بازارهای مشابه از نظر اندازه، افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افقی را به‌همراه دارد. ضریب منفی و معنادار متغیرهای «تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی ایران و کشور مبدأ سرمایه» و متغیر حاصل‌ضرب «مجذور تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی ایران و لگاریتم درصد ثبت‌نام در کشور مبدأ سرمایه» با «نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی ایران» در کنار ضریب مثبت و معنادار حاصل‌ضرب «تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی ایران و کشور مبدأ سرمایه» و «تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی کشور مبدأ سرمایه و ایران» حاکی از این است که نوع غالب سرمایه‌گذاری خارجی کشورهای توسعه‌یافته در ایران افقی است؛ زیرا براساس ادبیات نظری، سرمایه‌گذاری خارجی افقی زمانی تشویق می‌شود که دو کشور از نظر موهبت عوامل (درمورد مطالعهٔ حاضر موهبت نیروی کار ماهر) مشابه باشند. درنهایت، ضریب متغیر تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران منفی و از نظر آماری معنادار می‌باشد که با نتیجهٔ حاصل از تخمین ضریب متغیر تحریم‌ها در مدل جاذبه مطابقت دارد.

جدول ۸: نتایج تخمین مدل دانش–سرمایه با استفاده از روش حداکثر راستنمایی شبه پواسن (PPML).

Tab. 8: Estimation results of the knowledge-capital model by Pseudo-Poisson Maximum Likelihood (PPML) method.

متغیرها	ضرایب تخمین	انحراف معیار	آمارهٔ Z	مقدار احتمال
$Lnskilldif_{ij}$	−۵/۴۶۰۵	۰/۰۰۱۵	−۳۴۴۷/۴۲	۰/۰۰
$Lnsumgdp_{ij}$	۰/۵۷۴۵۱	۰/۰۰۰۵۹	۹۶۳/۸۴	۰/۰۰
Lngdpdifsq	−۰/۱۴۶۳۶	۰/۰۰۰۱۶۸	−۸۶۹/۶۵	۰/۰۰
$Lnskilldiflngdpdif_{ij}$	۲/۱۰۷۶۲	۰/۰۰۰۴۷	۴۴۸۳/۸۸	۰/۰۰
$Lnskilldiftoperiran_{ij}$	−۰/۰۱۷۳۱	۰/۰۰۰۰۳۳۱۱	−۵۲۳/۶۱	۰/۰۰
Sanctions	−۳/۰۳۴۶۱	۰/۰۰۱۰۶	−۲۸۴۳/۳۳	۰/۰۰
BIT	۲/۲۷۵۵۷	۰/۰۰۰۳۹	۵۷۶۸/۴۳	۰/۰۰۰
BITS	−۰/۲۹۸۱۲	۰/۰۰۰۰۵۶	−۵۲۴۷/۱۴	۰/۰۰۰
Cons	۲۲/۲۵۱۴۵	۰/۰۰۸۱۵۲	۲۷۲۹/۴۷	۰/۰۰۰
	Prob > chi2 = ۰/۰۰۰			
	LR Chi2 = ۲/۶۱			
	Log likelihood = −۱/۰۱۳			
	Number of observations = ۲۱۶			

(منبع: نتایج تحقیق).

فارغ از تفاوت‌های موجود بین پژوهش حاضر و مطالعات مرتبط در ادبیات سرمایه‌گذاری خارجی، ازجمله مشخصات مدل، مقیاس و نحوهٔ اندازه‌گیری متغیرهای مستقل و وابسته، نتایج کلی حاصل از برآورد مدل‌های جاذبه و دانش–سرمایه با مطالعات پیشین قابل مقایسه است؛ به‌طور مشخص، نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که

معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه سبب افزایش میزان جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران می‌شود. این یافته با مبانی نظری ارائه شده در بخش دوم، هم‌چنین نتایج مطالعات «سینگ» و همکاران (۲۰۲۲)، «سر» و همکاران (۲۰۱۷)، «بهاسین» و «نوچا» (۲۰۱۶)، «هجینگ چن» و همکاران (۲۰۱۵)، «اگر» و «فافرمایر» (۲۰۰۴) و «باس» و همکاران (۲۰۱۰) سازگاری دارد.

براساس نتایج حاصل از حجم قابل‌توجهی از مطالعات داخلی (برای نمونه: مطالعات «نائینی» و همکاران (۱۴۰۲)، «میرعالی» و همکاران (۱۴۰۱) و «شکری» و همکاران (۱۳۹۹))، تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران تأثیر نامطلوب فراوانی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور داشته است. ضریب منفی متغیر وجود تحریم‌ها از کاهش جذب سرمایه‌گذاری خارجی در سال‌های تحریم حکایت دارد که این امر با یافته‌های مطالعات موجود مطابقت دارد.

براساس نتایج حاصل از تخمین مدل جاذبه، متغیر تولید ناخالص داخلی کشور مبدأ سرمایه به‌طور مثبت با جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی مرتبط بوده است. یافتهٔ مذکور با نتایج مطالعات «میشرا» و «ینا» (۲۰۱۸) و «هجینگ چن» و همکاران (۲۰۱۵) هم‌خوانی دارد. در بخش قابل‌توجهی از مطالعات موجود، متغیر فاصلهٔ جغرافیایی به‌عنوان عامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شناسایی شده است؛ برای نمونه: طبق مطالعهٔ «دزبوردز» و «ویکارد» (۲۰۰۹)، افزایش فاصلهٔ جغرافیایی کشور مبدأ و میزبان با کاهش انبارهٔ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دوجانبه همراه بوده است. ضریب متغیر فاصله جغرافیایی در مطالعهٔ «حسن» (۲۰۲۲)، منفی مشاهده شده است. درنهایت، نتایج مربوط به تأثیر مجموع تولید ناخالص داخلی ایران و کشور مبدأ سرمایه بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی در مطالعهٔ حاضر با مطالعهٔ «بائه» و «کیوم» (۲۰۱۳) و «اگر» و «فافرمایر» (۲۰۰۴) سازگار و همسو می‌باشد.

۵. نتیجه‌گیری

امضای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه براساس این دیدگاه که جذب سرمایه‌گذاری خارجی اثرات مثبت قابل‌ملاحظه‌ای بر توسعهٔ اقتصادی کشورهای پذیرندهٔ سرمایه دارد، به رویکرد کشورهای درحال توسعه در راستای هدایت سرمایهٔ خارجی به این‌گونه کشورها تبدیل‌شده است. معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه از طریق ارائه تعهد قانونی مبنی‌بر رفتار منصفانه و عادلانه با سرمایه‌گذاران خارجی، کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و جذب سرمایه‌گذاران خارجی را به‌همراه دارند؛ با این‌حال، میزان تأثیرپذیری جذب سرمایه‌گذاری خارجی از امضای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه در کشورهای مختلف متفاوت بوده و از این‌جهت، پرداختن به موضوع تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته در ایران دارای اهمیت می‌باشد و دلالت‌های سیاست‌گذاری قابل‌ملاحظه‌ای برای سیاست‌گذاران و متولیان امر فراهم می‌سازد.

در پژوهش حاضر، تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از ۱۴ کشور توسعه‌یافته به ایران در چارچوب مدل‌های جاذبه و دانش–سرمایه و با استفاده از روش حداکثر راستنمایی شبه پواسن در دورهٔ زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰م. مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از تخمین هر دو مدل جاذبه و دانش–سرمایه

نشان می‌دهد که امضای معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه، تأثیر مثبت و معناداری بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران داشته است که این موضوع در ضریب مثبت و از نظر آماری معنی‌دار متغیر وجود معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بین ایران و کشور مبدأ سرمایه انعکاس‌یافته است. هم‌چنین، ضریب منفی و معنادار متغیر تحریم‌ها در هر دو مدل یاد شده بیانگر این است که کشورهای توسعه‌یافته با تبعیت از تحریم‌های اعمال‌شده علیه ایران، کمتر در کشورمان سرمایه‌گذاری می‌کنند.

سایر متغیرهای توضیحی مدل جاذبه، به‌لحاظ آماری معنی‌دار بوده و جز متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران، مابقی علائم انتظاری را دارا می‌باشند. به‌طور دقیق‌تر ضریب مثبت و معنادار تولید ناخالص داخلی کشور مبدأ سرمایه به این‌معنی است که با افزایش تولید ناخالص داخلی کشور مبدأ سرمایه، سرمایه‌گذاری خارجی بیشتری به ایران ارسال می‌شود. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران منفی و از نظر آماری معنی‌دار بوده است. این‌طور به‌نظر می‌رسد که با افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی و عمدتاً به‌دلیل سهم قابل‌توجه بخش نفت از تولید ناخالص داخلی ایران، انگیزهٔ جذب سرمایه‌گذاری خارجی پایین بوده و تمرکز چندانی بر تأمین منابع مالی از طریق جذب سرمایه‌گذاری خارجی در کشور وجود ندارد. ضریب منفی و معنادار فاصلهٔ جغرافیایی نشان‌دهندهٔ این واقعیت است که با افزایش فاصلهٔ جغرافیایی، جذب سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران کمتر می‌شود. باید درنظر داشت که فاصله می‌تواند معیاری برای تعیین هزینه‌های تجاری یا هزینه‌های سرمایه‌گذاری باشد؛ زیرا غالباً زمانی‌که کشور مقصد سرمایه دورتر است، هزینه‌های سرمایه‌گذاری مربوط به نظارت و مدیریت شرکت‌های وابسته بیشتر خواهد بود. بنابراین، پیشنهاد می‌شود برای کاهش اثر منفی فاصله بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به ایران، کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری در دستور کار نهادهای ذی‌ربط در کشور قرار گیرد تا از این‌طریق اثرات منفی فاصلهٔ جغرافیایی کاهش یافته و امکان افزایش جذب سرمایه‌گذاری خارجی فراهم گردد.

علاوه‌بر ارزیابی تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جریانات ورودی سرمایه‌گذاری خارجی، تشخیص نوع غالب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران به‌لحاظ افقی یا عمودی بودن ازطریق متغیرهای «تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی ایران و کشور مبدأ سرمایه»، حاصل‌ضرب «مجذور تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی ایران و لگاریتم درصد ثبت‌نام در کشور مبدأ سرمایه»، با «نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی ایران» در قالب مدل دانش–سرمایه بررسی گردید. براساس نتایج، ضریب متغیرهای «تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی ایران و کشور مبدأ سرمایه»، و حاصل‌ضرب «مجذور تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی ایران و لگاریتم درصد ثبت‌نام در کشور مبدأ سرمایه» با «نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی ایران» منفی و معنادار بوده است. هم‌چنین، ضریب متغیر حاصل‌ضرب «تفاضل لگاریتم درصد ثبت‌نام در آموزش‌عالی ایران و کشور مبدأ سرمایه» و «تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی کشور مبدأ سرمایه و ایران» مثبت و معنادار است. یافته‌های مذکور بر این امر دلالت دارد که سرمایه‌گذاری خارجی کشورهای توسعه‌یافته در ایران بیشتر از نوع سرمایه‌گذاری خارجی افقی است تا عمودی.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از داوران محترم ناشناس نشریه بابت نظرات و پیشنهادهای ارزشمند آن‌ها در فرآیند داوری مقالهٔ حاضر قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

نویسندگان اعلام می‌دارند که با توجه به استخراج مقاله از رسالهٔدکتری، نگارش برعهدهٔ نویسندهٔ اول با راهنمایی و نظارت نویسندهٔ دوم و سوم صورت گرفته است.

تضاد تعارض و منافع

نویسندگان نبود هرگونه تضاد تعارض و منافع در این پژوهش را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– حیدری‌هراتمه، مصطفی، (۱۴۰۲). «عوامل نهادی موثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه». *فصلنامهٔ پژوهش‌های برنامه و توسعه*، ۴ (۲): ۱۹۵-۱۶۷. https://doi.org/10.22034/PBR.2023.392560.1323

– شکری، مصطفی؛ برقی‌اسگویی، محمدمهدی؛ متفکرآزاد، محمدعلی؛ و سلمانی‌بیشک، محمدرضا، (۱۳۹۹). «بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی و نااطمینانی نرخ ارز بر جذب FDI در ایران: رویکرد فازی». *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۱ (۳): ۵۹-۳۳. https://doi.org/10.29252/JEM.2021.219939.1560

– میرعالی، فرانک؛ عیسی‌زاده، سعید؛ و حسینی‌دوست، سید احسان، (۱۴۰۱). «بررسی تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با استفاده از روش کنترل مصنوعی». مجلهٔ مطالعات اقتصادی، ۱۱ (۱): ۵۷-۳۱. https://doi.org/10.22099/ijes.2023.44678.1862

– نائینی، هادی؛ جعفری‌سرشت، داود؛ و عیسی‌زاده، سعید، (۱۴۰۲). «تأثیر معاهدات سرمایه‌گذاری دوجانبه بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ایران: رویکرد مدل جاذبه». *فصلنامهٔ پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۳۱ (۱۰۷): ۲۳۸-۲۱۳. https://doi.org/10.61186/qjerp.31.107.213

- Anghel, B., (2007). "A knowledge-capital model approach of FDI in transition countries". *Universitat Autonoma de Barcelona*: 1-35. https://www.nottingham.ac.uk/gep/documents/conferences/2007/2007postgradconf/anghel-pgrconf07.pdf

- Agrawal, S., Sethi, T. & Dwivedi, A., (2017). "Have Bilateral Investment Treaties Increased FDI into South Asia?". *Business Analyst*, 37(2): 57-78. https://www.srcc.edu/system/files/Article

- Bhasin, N. & Manocha, R., (2016). "Do bilateral investment treaties promote FDI inflows? Evidence from India". *The Journal for Decision Makers*, 41 (4): 275-287. https://doi.org/10.1177/0256090916666681

- Bruno, R. L., Campos, N. F. & Estrin, S., (2021). "The effect on foreign direct investment of membership in the European Union". *JCMS: Journal of Common Market Studies*, *59*(4): 802-821. https://doi.org/10.1111/jcms.13131

- Carr, D. L., Markusen, J. R. & Maskus, K. E., (2001). "Estimating the knowledge-capital model of the multinational enterprise". *American Economic Review*, 91(3): 693-708. https://doi.org/10.1257/aer.91.3.693

- Chen, H., Li, C. & Whalley, J., (2015). "The Impact of BITs and DTTs on FDI Inflow and Outflow: Evidence from China". *Centre for International Governance Innovation Papers*. No 75. https://www.cigionline.org/publications/cigi-papers/

- Camarero, M., Montolio, L. & Tamarit, C., (2020). "Understanding German FDI in Latin America and Asia: A comparison of GLM estimators". *Economies*, *8*(1), 19. https://doi.org/10.3390/economies8010019

- Dunning, J. H. & Lundan, S. M., (2008). *Multinational enterprises and the global economy*. Edward Elgar Publishing. https://pdfs.semanticscholar.org/a921/3b12d20efd3eeee76cbdb31e7d96662fc0fc.pdf

- Desbordes, R. & Vicard, V., (2009). "Foreign direct investment and bilateral investment treaties: An international political perspective". *Jornal of Comparative Economics*, 37 (3): 372-386. https://doi.org/10.1016/j.jce.2009.05.001

- Erdal, L. & Gocer, I., (2015). "The effects of foreign direct investment on R&D and innovations: Panal data analysis for developing Asian countries". Procedia-Social and Behavioral Sciences, 195: 749-758. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.06.469

- Egger, P. & Merlo, V., (2007). "The impact of bilateral investment treaties on FDI dynamics". *World Economy*, *30*(10): 1536-1549. DOI: 10.1111/j.1467-9701.2007.01063.x

- Elkins, Z., Guzman, A. T. & Simmons, B. A., (2006). "Competing for Capital: The Diffusion of Bilateral Investment Treaties, 1960-2000". *International Organization*, 60(4): 811-846. https://doi.org/10.1017/S0020818306060279

- Jacobs, M. N., (2017). "Do bilateral investment treaties attract foreign direct investment to developing countries? A review of the empirical literature". *International Relations and Diplomacy*, *5*(10): 583-593. https://doi.org/10.17265/2328-2134/2017.10.001

- Heidari Haratemeh, M., (2023). "Institutional Factors Affecting Foreign Direct Investment and Bilateral Investment Treaties". *Program and Development Research*, 4(2): 167-195. https://doi.org/10.22034/PBR.2023.392560.1323 (In Persian).

- Kerner, A., (2009). "Why should I believe you? The costs and consequences of bilateral investment treaties". *International Studies Quarterly*, 53 (1): 73-102. https://doi.org/10.1111/j.1468-2478.2008.01524.x

- Mishra, B. R. & Jena, P. K., (2018). "Bilateral FDI Flows in Four Major Asian Economies: A Gravity Model Analysis". *Journal of Economic Studies*, 46 (1): 71-89. https://doi.org/10.1108/JES-07-2017-0169

- Moon, C., (2019). "Political institutions and FDI inflows in autocratic countries". *Democratization*, 26 (7): 1256-1277. https://doi.org/10.1080/13510347.2019.1627520

- Miraali, F., Isazadeh, S. & Hosseinidoust, S. E., (2022). "Evaluating the Effect of Sanctions imposed on the Economy in Iran on Foreign Direct Investment Using Synthetic Control Method". *Iranian Journal of Economic Studies*, 11(1): 31-57. https://doi.org/10.22099/ijes.2023.44678.1862 (In Persian).

- Magerman, G., Studnicka, Z. & Van Hove, J., (2016). "Distance and border effects in international trade: A comparison of estimation methods". *Economics*, 10(1), 20160018. https://doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2016-18

- Nguyen, A. T., Hagu, A. A., Owen, P. D. & Genc, M., (2020). "What drives bilateral foreign direct investment among Asian economies?". *Economic Modelling*, 93: 125-141. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.08.003

- Neumayer, E. & Spess, L., (2005). "Do Bilateral Investment Treaties Increase Foreign Direct Investment to Developing Countries?". *World Development*, 33(10): 1567-1585. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.07.001

- Naeini, H., Jafari Seresht, D. & Eisazadeh, S., (2023). "The Impact of Bilateral Investment Treaties on Foreign Investment in Iran: Gravity Model Approach". *Journal of Economic Research and Policies*, 31(107): 213-238. https://doi.org/10.61186/qjerp.31.107.213 (In Persian).

- Silva, J. S. & Tenreyro, S., (2006). "The log of gravity". *The Review of Economics and statistics*, *88*(4): 641-658. https://doi.org/10.1162/rest.88.4.641

- Singh, J., Shreeti, V. & Urdhwareshe, P., (2022). "The Impact of Bilateral Investment Treaties on FDI Inflows into India: Some Empirical Results". *Foreign Trade Review*, 57(3): 310–323. https://doi.org/10.1177/00157325211027374

- Salacuse, J. W., (1990). "BIT by BIT: The Growth of Bilateral Investment Treaties and Their Impact on Foreign Investment in Developing Countries". *The International Lawyer*, 24(3): 655-675. https://scholar.smu.edu/til/vol24/iss3/7/

- Shokri, M., Barghi, M. M., Motafaker Azad, M. A. & Salmani Bishak, M. R., (2020). "Investigating the Impact of Economic Sanctions and Exchange Rate Uncertainty on FDI in Iran: A Fuzzy Approach". *Journal of Economics and Modelling*, 11(3): 33-59. https://doi.org/10.29252/JEM.2021.219939.1560 (In Persian).

- Su, Z., Taltavull de La Paz, P. & Haran, M., (2021). "Investigating China's Outward FDI in the European Real Estate Industry with a Gravity-Model-Based Benchmark". *Real Estate Finance*. https://www.researchgate.net/publication/355095955

- Tobin, J. L. & Rose-Ackerman, S., (2011). "When BITs Have Some Bite: The Political-Economic Envirronment for Bilateral Investment Treaties". *The Review of International Organizations*, 6(1): 1-32. https://doi.org/10.1007/s11558-010-9089-y

- UNCTAD., (2009). *The Role of International Investment Agreements in Attracting Foreign Direct Investment to Developing Countries*. New York and Geneva. United Nations. UNCTAD Series on International Investment Policies for Development. https://unctad.org/system/files/official-document/diaeia20095_en.pdf

Contents

Analysis of Null Hypothesis of Education and Poverty in the Provinces of Iran
Seyyed Parviz Jalilikamju, Mobina Zarei, Fatemeh Tarhani 9-42

Factors Affecting Poverty in Female-headed Households with an Emphasis on Health Indicators
Mahmoud Sharifpour, Hosein Sadeghi, Lotfaali Agheli, Alimohammad Ahmadi 43-74

Estimation of Demand Function for Household Leisure Time in Urban Areas of Iran
Hamideh Torabi, Mohammad Parsaiyan, Mohammad Sadegh Alipour 75-93

Examining the Pattern of Food Consumption and its Influencing Factors in Urban Areas of Iran
Mehdi Shabanzadeh-Khoshrody, Ebrahim Javdan, Reza Heydari 95-121

Relative Redistribution and Investment in OPEC Countries
Mohadeseh Rahimi, Marziyeh Esfandiari 123-144

The Impact of Bilateral Investment Treaties on Foreign Investment Inflows of Development Countries into Iran
Hadi Naeini, Davood Jafari Seresht, Saeid Eisazadeh 145-170

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
]*Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.*

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

51

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
Vol. 13, No. 51, Autumn (2024)
Rank of the publication in the Ministry of Science (year 2023): **A**
Impact factor of the publication in ISC (year 2022): **Q1**

Concessionaire: **Bu-Ali Sina University**
In collaboration with: **Scientific Association of Regional Development Economy**
Responsible manager: **Saeid Isasazadeh**
Editor-in-Chief: **Mohammad Hassan Fotros**
Executive Director: **Ismaeil Torkamani**
Internal manager and expert: **Khalilollah Beik Mohammadi**
English editor: **Azar Sarmadijuo**
Logo designer: **Hamidreza Chaterbahr**

Editorial Board (in alphabetical order)

Mohsen Bahmanioskoei (Professor, Department of Economics, University of Wisconsin, USA)
Mohammad Hashem Pesaran (Professor, Department of Economics, Cambridge University, England)
Mohammad Reza Farzanegan (Professor, Department of Economics, Philips Marburg University, Germany)
Amir Kia (Professor, Department of Economics, University of Utah, USA)
Esfandiar Masoumi (Professor, Department of Economics, Emory College, USA)
Abdul Karim Zulkafli (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, National University of Malaysia)
Seyed Aziz Arman (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran)
Mossaieb Pahlavani (Associate Professor, Faculty of Economics, University of Sistan and Baluchistan Zahedan, Sistan and Baluchestan, Iran)
Saeid Rasekhi (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Mazandaran University, Mazandaran, Iran)
Mohammad Alizadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Lorestan University, Lorestan, Iran)
Saeid Isazadeh (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Ali Hossein Samadi (Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran)
Mohammad Hassan Fotros (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mohammad Ghorbani (Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Reza Lotfalipour (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)
Mohammad Ali Motfekrazad (Professor, Economic Development Department, Faculty of Economic and Social Sciences, Tabriz University, Tabriz, Iran)
Nader Mehregan (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran)
Mahmood Houshmand (Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Ferdowsi University, Mashhad, Iran)

Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Email: aesi@basu.ac.ir
Address: Pajohesh Sq., Shahid Mostafa Ahmadi Roshan Boulvar, Bu-Ali Sina University, Central Building, Office of Scientific Journals, Hamedan, Iran.
Tel: 081 - 38381192

Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved. **© The Author(s)**
Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the ***Creative Commons****.*

In the Name of GOD

Bu-Ali Sina University

Quarterly Journal of
Applied Economics Studies, Iran

Scientific Association of Regional Development Economics

ISSN (P.): 2322-2530 (E.): 2322-472X

51

|| Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran || (AESI)

|| Vol. 13 || No. 51 || Autumn 2024 ||

- Analysis of Null Hypothesis of Education and Poverty in the Provinces of Iran
  Seyyed Parviz Jalilikamju, Mobina Zarei, Fatemeh Tarhani 9-42
- Factors Affecting Poverty in Female-headed Households with an Emphasis on...
  Mahmoud Sharifpour, Hosein Sadeghi, Lotfaali Agheli, Alimohammad Ahmadi 43-74
- Estimation of Demand Function for Household Leisure Time in Urban Areas of Iran
  Hamideh Torabi, Mohammad Parsaiyan, Mohammad Sadegh Alipour 75-93
- Examining the Pattern of Food Consumption and its Influencing Factors in Urban...
  Mehdi Shabanzadeh-Khoshrody, Ebrahim Javdan, Reza Heydari 95-121
- Relative Redistribution and Investment in OPEC Countries
  Mohadeseh Rahimi, Marziyeh Esfandiari 123-144
- The Impact of Bilateral Investment Treaties on Foreign Investment Inflows of ...
  Hadi Naeini, Davood Jafari Seresht, Saeid Eisazadeh 145-170