**Journal of Econometric Modelling 2025, 10(3): 125-162**
**DOI: https://doi.org/10.22075/jem.2025.38340.2022**
**This is an Open Access paper licensed under the Creative Commons License CC BY 4.0 license.**

Semnan University

Journal of Econometric Modelling

**Journal homepage: https://jem.semnan.ac.ir/?lang=en**

*Research Article*

# Tax Revenues and Economic Welfare Inequality (Copula Approach)

**Bahareh Karami**
PhD in Economics, Department of Economics, Razi university, Kermanshah, Iran
baharkarami1986@gmail.com

**Azad Khanzadi** (Corresponding Author)
Associate Professor in Economics, Department of Economics,
Razi university, Kermanshah, Iran
A.khanzadi@Razi.ac.ir

**PAPER INFO**

***Paper history***:
Received: 15. 07. 2025
Revised: 29. 08. 2025
Accepted: 02. 09. 2025

***JEL Classification:***
H20, I31, C46

***Keywords:***
Tax revenues,
Hanke misery index,
Copula function,
Iranian Provinces

**ABSTRACT**

Provincial tax revenues, as a primary source of local government income, play a substantial role in creating inequalities and welfare gaps between regions. Therefore, this study aims to analyze the dependence structure between regional tax revenues and economic welfare inequality in Iranian provinces. The framework chosen for modeling and understanding the relationship between per capita tax revenue and the provincial Misery Index (as an inverse indicator of economic welfare) is the Copula statistical method, encompassing data from 31 provinces over the period 2011-2021. The simulation results indicated that the Roch-Alegre Copula function best explains the dependence structure of the data. Furthermore, Spearman and Kendall correlation analysis confirmed a significant but weak negative relationship between the variables. This weak correlation highlights the disconnect between the amount of taxes collected and their effective use.

© 2025 Published by Semnan University Press. All rights reserved.

# درآمدهای مالیاتی و نابرابری رفاه اقتصادی (رهیافت کاپولا)

**بهاره کرمی**
دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
baharkarami1986@gmail.com

**آزاد خانزادی** (نویسنده مسئول)
دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
A.khanzadi@Razi.ac.ir

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۴/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۱۱

**چکیده:**
درآمدهای مالیاتی استانی، به عنوان یکی از منابع اصلی درآمد دولت محلی نقش به سزایی در ایجاد نابرابری و شکاف رفاهی بین مناطق دارند؛ از این رو هدف پژوهش حاضر تحلیل ساختار وابستگی میان درآمدهای مالیاتی استانی و نابرابری رفاه در استان‌های ایران است. چارچوب انتخاب شده برای مدل‌سازی و درک رابطه بین دو متغیر سرانه درآمد مالیاتی و شاخص فلاکت استانی (به عنوان شاخص معکوسی از رفاه اقتصادی)، استفاده از روش آماری کاپولا است که داده‌های مربوط به ۳۱ استان طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ را در برمی‌گیرد. نتایج شبیه‌سازی نشان داد تابع کاپولای رچ- آلگره بهترین توضیح را برای ساختار وابستگی داده‌ها دارد. همچنین با تجزیه و تحلیل همبستگی اسپیرمن و کندال، یک رابطه منفی معنادار، اما ضعیف بین متغیرها تأیید شد. این همبستگی ضعیف، عدم ارتباط بین میزان مالیات‌های اخذ شده و استفاده مؤثر از آنها را برجسته می‌کند.

**طبقه‌بندی *JEL*:** C46 ،I31 ،H20
***کلید واژه‌ها:*** درآمدهای مالیاتی، شاخص فلاکت هانکه، تابع کاپولا، استان‌های ایران

## ۱. مقدمه

رفاه هدف توسعه اقتصادی یک ملت است. رفاه مفهومی پیچیده و چندوجهی دارد و دانش اجتماعی-اقتصادی معاصر هنوز رویکرد واحدی برای تعریف آن ارائه نکرده است. گرچه این مفهوم چند بُعدی فراتر از معیارهای پولی ساده مانند تولید ناخالص داخلی است اما معمولاً از شاخص تولید ناخالص داخلی یا سرانه آن استنباط می‌شود که کشورهایی که در صدر فهرست قرار دارند، مدل‌های اقتصادی ایده‌آلی را برای افزایش رفاه دنبال کرده‌اند (گابالدون-کوئینینز[1] و همکاران، ۲۰۰۸). صرف نظر از تعریف مورد استفاده یا بُعد اندازه‌گیری شده، رفاه با پیامدهای اجتماعی و اقتصادی زیادی مرتبط است. رفاه فردی و جمعی بالاتر منجر به رشد اقتصادی، افزایش بهره‌وری، پایداری اجتماعی، مشارکت مدنی بیشتر و بهبود نتایج سلامت عمومی می‌شود.

شکی نیست در سال‌های اخیر سرانه تولید ناخالص داخلی و بالتبع استانداردهای زندگی مردم عادی در ایران بخصوص پس از اعمال تحریم‌های اقتصادی به طور قابل توجهی کاهش یافته؛ این درحالی‌ست که انقباض اقتصادی و تقلیل رفاه در ایران به صورت برابر تقسیم نشده و نوعی واگرایی و نابرابری رفاه بین استان‌های کشور مشاهده می‌شود، به طوری که رفاه در برخی از مناطق کشور بخصوص مناطق مرزی و از جمله جنوب شرق کشور به مراتب پایین‌تر از مناطق مرکزی آن است (امجدی و انحصاری، ۱۴۰۱). هدف کلی در برنامه‌ریزی منطقه‌ای یا توسعه اقتصادی، برقراری عدالت اجتماعی و توزیع ثروت و رفاه بین کلیه افراد جامعه است و شکاف مداوم و فزاینده در توزیع منطقه‌ای رفاه می‌تواند به طور جدی مانع تحقق این هدف و البته ساخت یک جامعه‌ای هماهنگ گردد. نابرابری‌های بارز منطقه‌ای، همواره منشأ بسیاری از نابسامانی‌ها بوده است. این پدیده از سویی محصول ساختار قدرت و نظام‌های سیاسی و اجتماعی و از سوی دیگر حامل نوعی تناقض است (اسکندری عطا و همکارن، ۱۳۹۸).

نابرابری رفاه اقتصادی مناطق می‌تواند تا حد زیادی تحت تأثیر ظرفیت استان‌ها برای منابع مالی باشد. یکی از منابع اصلی درآمدهای استانی انواع مالیات‌ها است و عدم تسطیح منابع مالی و پتانسیل اقتصادی استان‌های کشور در کسب درآمد باعث نابرابری در سطح رفاه بین مناطق شود. در چند سال اخیر سهم درآمدهای مالیاتی از منابع عمومی دولت در لایحه بودجه به سرعت افزایش یافته و این بخش سهم بزرگتری از هزینه‌های دولت را پوشش داده است. افزایش

[1]. Gabaldón-Quiñones

درآمدهای مالیاتی از انتهای سال ۱۳۹۳ ناشی از افت شدید قیمت نفت و شدیدتر شدن تحریم‌ها و از طرفی عزم دولت در کاهش وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی و اتکای بیشتر به درآمدهای مالیاتی بوده است (رنجبر و همکاران، ۱۳۹۵). در گفتمان‌های توسعه، مالیات‌ها به عنوان یک ابزار سیاستی مؤثر برای دستیابی دولت‌ها به اهداف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی معرفی می‌شوند که می‌توانند سطح رفاه جامعه را از طریق اثرگذاری بر نحوه تولید و توزیع درآمد تحت تأثیر قرار دهند. (فراهتی، ۱۴۰۱). رفاه هدف اصلی هر سیاست عمومی از جمله سیاست مالیاتی در سطح منطقه‌ای است. با استقلال منطقه‌ای، دولت اختیارات بیشتری در مدیریت مالیات‌های منطقه‌ای برای حمایت از رشد و توسعه دارد (برد[1]، ۲۰۱۳). مناطقی که قادر به بهینه‌سازی درآمد حاصل از مالیات‌های استانی هستند، از امکانات عمومی بهتری برخوردار هستند که به بهبود کیفیت زندگی شهروندان کمک می‌کند. اگرچه مالیات‌های محلی پتانسیل زیادی برای حمایت از رفاه عمومی دارند، اما چالش‌های مهمی در بهینه‌سازی جمع‌آوری، مدیریت و تخصیص این مالیات‌ها وجود دارد. یکی از مشکلات اصلی شکاف قابل توجه در درآمدهای مالیاتی بین مناطق است. مناطق با پایگاه اقتصادی قوی و جمعیت زیاد، مانند تهران، در مقایسه با مناطق دورافتاده تر یا کمتر توسعه یافته، درآمدهای مالیاتی بسیار بالاتری دارند. این امر باعث نابرابری در توانایی استان‌ها در ارائه خدمات عمومی با کیفیت می‌شود که در نهایت بر رفاه مردم تأثیر می‌گذارد. مشکلات در افزایش درآمدهای مالیاتی در مناطق کمتر توسعه‌یافته اغلب ناشی از ضعف پایه اقتصادی، وابستگی به بخش‌هایی است که به طور مؤثر مالیات دریافت نمی‌کنند و همچنین سطوح پایین تمکین مالیاتی در میان مالیات‌دهندگان است (هدایت و همکاران، ۲۰۲۱).

علی‌رغم این واقعیت که نابرابری‌های منطقه‌ای و به طور ویژه نابرابری رفاه استانی در ایران افزایش یافته است، لکن دانش نظامند اندکی در این باره وجود دارد و کاوش و کمی سازی منابع نابرابری منطقه‌ای یک سؤال مهم دانشگاهی و سیاستی است که همچنان حل نشده باقی مانده است. در حالی که ادبیات گسترده در فدرالیسم مالی[2] نشان می‌دهد که ظرفیت‌های مالی نابرابر در بین دولت‌های محلی[3] می‌تواند منجر به نابرابری در ارائه خدمات عمومی و در نهایت رفاه شود

---

1. Bird
2. Fiscal Federalism
3. دولت‌ها معمولاً در یک ساختار چند لایه، بر اساس اختیارات و مسئولیت‌های خاص خود در حوزه قضایی مربوطه، به دولت‌های مرکزی، ایالتی و محلی سازماندهی می‌شوند. دولت مرکزی در کل کشور قدرت دارد و مسئولیت‌های ملی را بر عهده دارد؛ دولت ایالتی در یک ایالت یا استان خاص فعالیت می‌کند و از نظر قانونی مستقل است اما زیرمجموعه دولت مرکزی

(بوادوی[1]، ۲۰۰۴؛ اوتس[2]، ۱۹۷۲ )، ارتباط بین این دو مقوله به طور کامل بررسی نشده است و تحقیقات تجربی مستقیم در مورد اینکه چگونه نابرابری در ظرفیت تولید درآمد مالیاتی به طور خاص باعث تشدید فلاکت اقتصادی منطقه‌ای می‌شود، همچنان محدود است. در این راستا مطالعه حاضر سعی دارد مستقیماً از کانال درآمدهای مالیاتی استان‌ها به نابرابری‌های مکانی ایران بپردازد، لذا هدف اصلی این مطالعه بررسی تجربی رابطه درآمدهای مالیاتی و نابرابری رفاه اقتصادی در۳۱ استان ایران طی دهه ۱۴۰۰-۱۳۹۰ است و این فرضیه را آزمایش می‌کند که توزیع نابرابر درآمدهای مالیاتی استان‌های ایران به شکاف در رفاه اقتصادی استان‌ها می‌انجامد. بدین منظور در وهله اول توزیع رفاه اقتصادی میان استان‌های کشور بر اساس شاخص فلاکت هانکه به تصویر کشیده می‌شود. در ادامه تلاش می‌شود تا با استفاده از شواهد تجربی در ایران روابط بین درآمدهای مالیاتی استانی و نابرابری منطقه‌ای رفاه اقتصادی کشف گردد. بنابراین رویکرد نظری مطالعه حاضر از تحقیقات قبلی رفاه منطقه‌ای با تمرکز بر نقش منابع مالی محلی به جای نقش منابع ملی فاصله می‌گیرد و با تمرکز بر استان‌های ایران، گنجاندن بعد اقتصادی رفاه، به‌کارگیری رهیافت کاپولا[3] و بررسی کامل وابستگی دمی متغیرها، می‌تواند سهم قابل توجه و نوآورانه‌ای داشته باشد. در ادامه این بخش به ادبیات نظری و پیشینه پژوهش در قالب بخش دو و سه پرداخته خواهد شد، بخش چهارم مقاله مربوط به داده‌ها و روش‌شناسی است، در بخش پنجم نتایج مورد بحث قرار می‌گیرند و بخش ششم به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

## ۲. مبانی نظری

پس از کروگمن[4] (۱۹۹۱)، ادبیات گسترده‌ای در مورد میزان و تداوم نابرابری منطقه‌ای و همچنین در مورد منشأ و مکانیسم‌های انتشار آن، پدیدار شد. در محیط نئوکلاسیک، توضیحات

است؛ و دولت محلی که در پایین‌ترین سطح حکومتی فعالیت می‌کند، مسئولیت‌های محدودتر در سطح شهرداری‌ها و دهیاری‌ها را بر عهده دارد و در بیشتر موارد تابع دولت ایالتی و مرکزی است.

[1]. Boadway

[2]. Oates

[3] . این رهیافت یک روش آماری است که برای تجزیه و تحلیل ساختار وابستگی بین دو یا چند متغیر، جدا از توزیع‌های فردی آن‌ها، استفاده می‌شود.

[4]. Krugman

نابرابری‌های منطقه‌ای از تفاوت‌های طبیعی تا تفاوت‌ها در زیرساخت‌های محلی و کیفیت حکمرانی محلی ارائه شده است.

هر کشوری مکان‌هایی دارد که استانداردهای زندگی در آنها کمتر از میانگین ملی است. تغییرات در فضای سرمایه‌گذاری در مناطق محلی، عامل اصلی نتایج اقتصادی متفاوت است و ابزاری قدرتمند برای درک نابرابری‌های منطقه‌ای است (بانک جهانی، ۲۰۰۵). ادبیات مربوط به همگرایی/واگرایی منطقه‌ای و نابرابری فضایی و همچنین نظریه‌های رشد درون‌زا که توسط اقتصاددانانی مانند رومر[1] (۱۹۸۶) و لوکاس[2] (۱۹۸۸) مطرح شده است، بر نقش حیاتی سرمایه‌گذاری (فیزیکی، سرمایه انسانی و نوآوری) به عنوان موتور رشد پایدار و بهبود رفاه تأکید دارند. در سطح منطقه‌ای، نابرابری‌ها در فضای سرمایه‌گذاری (برای مثال، کیفیت زیرساخت‌ها، حکمرانی محلی، مهارت‌های نیروی کار) مستقیماً به نابرابری‌ها در جریان‌های سرمایه‌گذاری تبدیل می‌شوند و منجر به مسیرهای توسعه منطقه‌ای متفاوت می‌شوند. نکته حائز اهمیت آن است که فضای سرمایه‌گذاری به طور مستقیم تحت تأثیر ظرفیت درآمد ذاتی یک منطقه است. در این رابطه نتایج مطالعه سان[3] (۲۰۲۱) بیان کرد که تفاوت بین میزان فراوانی منابع مالی و کارایی تخصیص آن ممکن است دلیل مهم‌تری برای نابرابری رشد اقتصادی منطقه‌ای دست کم در چین باشد. یک فضای سرمایه‌گذاری قوی‌تر، سرمایه‌گذاری خصوصی بیشتری را جذب می‌کند، بهره‌وری را افزایش می‌دهد و منجر به رشد اقتصادی بالاتر و بهبود رفاه می‌شود اما هنگامی که این فرآیند به دلیل نابرابری‌های اولیه در ظرفیت درآمدی به طور ناهموار در مناطق مختلف گسترش می‌یابد، به یک محرک قدرتمند برای نابرابری اقتصادی منطقه‌ای تبدیل می‌شود.

آنچه به عنوان فرآیند تفویض اختیار سیاسی و مالی شناخته می‌شود منجر به تعادل جدیدی از قدرت‌های دولتی می‌شود که به طور بالقوه بر نابرابری‌های منطقه‌ای به طور گسترده تأثیر می‌گذارد و به ویژه ممکن است خدمات رفاهی را در سراسر کشور غیر یکسان کند (تیمسترا[4]، ۲۰۰۹). به طوریکه کاستا فونت[5] (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که نابرابری‌ها عمدتاً با تفاوت‌های منطقه‌ای در مسئولیت‌های مالیاتی توضیح داده می‌شود.

---

1. Romer
2. Lucas
3. Sun
4. Tijmstra
5. Costa-Font

گوپتا [1](۲۰۰۷) با استفاده از تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی، دریافت که درآمدهای مالیاتی بالاتر با سطوح بالاتر توسعه اقتصادی مرتبط است و بر نقش سیستم‌های مالیاتی کارآمد در ارتقای رشد اقتصادی تأکید کرد. به طور مشابه، پسینو و فنوشیتو[2] (۲۰۱۰) نشان دادند که سیستم‌های مالیاتی کارآمد به طور قابل توجهی به رشد اقتصادی کمک می‌کند و اهمیت طراحی سیاست مالیاتی را خاطر نشان می‌کند. رشینا و وویش[3] (۲۰۱۴) نقش پتانسیل بودجه دولت های محلی در اجرای اصول سیاست منطقه ای در لتونی را برجسته می‌کند.

دولت‌ها برای انجام مؤثر وظایف اصلی و فرعی خود به بودجه کافی نیاز دارند. آنها از درآمدهای مالیاتی برای انجام وظایف سنتی خود مانند تأمین کالاهای عمومی، حفظ نظم و قانون، دفاع در برابر تهاجم خارجی و داخلی، تنظیم قانون برای تضمین عدالت اجتماعی و اقتصادی استفاده می‌کنند (کریگ[4] و همکاران، ۲۰۲۰). افزایش بودجه هزینه‌های دولت به خصوص هزینه‌های سرمایه‌ای می‌تواند رفاه جامعه را بهبود بخشد. این هزینه‌ها نوعی سرمایه‌گذاری هستند که اثرات چند برابری بر اقتصاد از نظر منافع عمومی دارند و عموماً صرف پروژه‌هایی همچون ساخت و نگهداری جاده، حمل و نقل شهری، فرودگاه، بهداشت، آموزش، تولید برق، تأمین آب، مخابرات و غیره می‌شوند. خدمات زیرساختی در بسیاری از کشورها به صورت محلی مدیریت و تأمین مالی می‌شوند و تخصیص صحیح منابع درآمد محلی به چنین مخارجی امری بسیار حیاتی در تحقق رفاه مردم است (باستیان[5]، ۲۰۰۶).

از میان کالاهای عمومی برنامه‌هایی نظیر خدمات آموزشی، بهداشتی و کمک‌های اجتماعی به دلیل نقش مهمی که در فقرزدایی دارند به شکل مستقیم رفاه را تحت تاثیر قرار می‌دهند. آموزش کارآمد، مردم را قادر می‌سازد تا کیفیت زندگی خود را بهبود بخشند و به توسعه اقتصادی کمک کنند. با این حال، نابرابری در دسترسی به آموزش بین مناطق غنی و فقیر یک چالش است که در اغلب کشورهای درحال توسعه مشاهده می‌شود. مطالعات نشان می‌دهد که مناطق با درآمدهای مالیاتی محلی بالاتر می‌توانند امکانات آموزشی بهتری را فراهم کنند، همانگونه که این مسأله در نرخ بالای پایان تحصیلات تا سطح دبیرستان در مناطق غنی منعکس شده است

1. Gupta
2. Pessino & Fenochietto
3. Reshina & Vocish
4. Craig
5. Bastian

(مارفیانا[1] و همکاران، ۲۰۲۴). میزان دسترسی و کیفیت امکانات بهداشتی نیز تا حد زیادی تحت تأثیر ظرفیت مالی دولت‌های محلی است (آلفونسو و گانی[2]، ۲۰۲۴). مناطقی که درآمدهای مالیاتی کافی دارند می‌توانند خدمات بهداشتی بهتری ارائه دهند که به بهبود سلامت عمومی، افزایش امید به زندگی و توانایی مقابله با بحران‌های سلامت کمک می‌کند. در این رابطه تحقیقات مارتیرا و نورسادی[3] (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در تسهیلات بهداشتی که توسط مالیات‌های محلی تأمین می‌شود، تأثیر مثبتی بر سلامت عمومی، به‌ویژه در مناطق با دسترسی محدود دارد.

استدلال کلاسیکی که توسط اوتس (۱۹۷۲) ارائه شده و از استقلال مالی و خودمختاری منطقه‌ای حمایت می‌کند بر اختیار بیشتر دولت‌های محلی برای مدیریت مالیات‌ها و بودجه‌های خود تأکید دارد. بر این اساس توانایی دولت‌های محلی برای پاسخگویی به آرمان‌های مردم و تطبیق با اولویت‌های توسعه، رشد اقتصادی، بهبود خدمات عمومی و رفاه را تسریع می‌کند.

در سیستم‌های مالی غیرمتمرکز، مناطق ممکن است گاهی درگیر رقابت مالیاتی شوند. اگر مناطق به شدت برای عوامل سیار رقابت کنند، ممکن است درگیر «مسابقه تا پایین‌ترین سطح» شوند که در آن به طور مداوم نرخ مالیات خود را کاهش می‌دهند تا از همسایگان خود جذاب‌تر باشند. این مسئله می‌تواند منجر به کاهش عمومی درآمدهای مالیاتی در تمام مناطق رقیب یا حداقل فشار قابل توجهی برای پایین نگه داشتن نرخ‌ها شود و توانایی مناطق برای افزایش درآمد از منابع بسیار سیار کاهش می‌یابد. در نهایت این سناریو تمایل به تشدید نابرابری رفاه منطقه‌ای دارد زیرا مناطق ثروتمندتر ممکن است پایه مالیاتی بزرگتری یا درآمدهای غیرمالیاتی بیشتری برای اتکا داشته باشند که به آنها اجازه می‌دهد در برابر فشارهای رقابت بهتر مقاومت کنند، در حالی که مناطق فقیرتر با بحران مالی شدیدتری روبرو هستند. پرادهوم[4] (۱۹۹۵) و لسمان[5] (۲۰۰۶) بر این باورند که طراحی نهادی کشورها، به ویژه قانون اساسی فدرال یا واحد، بر تفاوت‌های توسعه منطقه‌ای و در نتیجه تفاوت رفاه آنان تأثیر می‌گذارد. آنان انتظار افزایش نابرابری‌ها تحت رقابت بین منطقه‌ای دارند، زیرا مناطق ثروتمند و فقیر قدرت‌های متفاوتی برای مالیات‌ستانی دارند؛ بنابراین، مناطق فقیر مجبورند متوسط نرخ‌های مالیاتی بالاتری نسبت به نواحی ثروتمندتر وضع

---

1. Marfiana
2. Alfonso & Gani
3. Martira & Nursadi
4. Prud’homme
5. Lessmann

کنند. که این منجر به یک دور باطل می‌شود که در آن مناطق فقیر فقیرتر و مناطق ثروتمند ثروتمندتر می‌شوند (سوانان و سولیستیانی[1]، ۲۰۰۹). در این رابطه تحقیقات آناندا[2] (۲۰۱۸) و بارتولینی[3] و همکارن (۲۰۱۶) نشان داد مزایای درآمدهای مالیاتی همیشه به طور مساوی در بین مناطق توزیع نمی‌شود. مناطق توسعه‌یافته‌تر تمایل دارند از درآمدهای مالیاتی برای تقویت زیرساخت‌ها و خدمات عمومی استفاده کنند، در حالی که مناطق کمتر توسعه‌یافته اغلب این بودجه را صرف نیازهای معمول با حداقل تأثیر بر رفاه جامعه می‌کنند.

رابطه نظری منابع مالیاتی در بین مناطق با نابرابری رفاه اقتصادی را می‌توان از منظر بازتوزیع و انتقال‌های برابرسازی نیز مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در این رابطه نظریه رفاه اجتماعی، پایه اصلی درک نقش مالیات‌های محلی در بهبود رفاه عمومی است. این نظریه تأکید می‌کند که سیاست‌های مالی، از جمله مدیریت مالیات، باید در جهت تخصیص کارآمد منابع و توزیع عادلانه برای به حداکثر رساندن رفاه اجتماعی هدایت شوند. طبق این نظریه، مالیات‌های محلی نه تنها به عنوان منبع درآمد عمل می‌کنند، بلکه به عنوان ابزاری برای کاهش نابرابری اقتصادی از طریق توزیع مجدد درآمد بین مناطق نیز عمل می‌کنند (اوتس، ۲۰۰۴ ؛ ماسگریو و ماسگریو[4]، ۱۹۸۰). نابرابری‌های درآمد مالیاتی منطقه‌ای ذاتاً پتانسیل نابرابری رفاهی را ایجاد می‌کنند. وجود مکانیسم‌های برابرسازی بین منطقه‌ای از سوی دولت مرکزی در کاهش اثرات پایه‌های مالیاتی نابرابر منطقه‌ای بسیار مهم است. اگر کشوری سیستم قوی برابری مالی داشته باشد، که در آن درآمدهای مالیاتی از مناطق ثروتمندتر یا بودجه‌های دولت مرکزی به مناطق فقیرتر توزیع مجدد شود، تأثیر منفی نابرابری ذاتی درآمد مالیاتی می‌تواند به طور قابل توجهی جبران شود. بدین ترتیب، نظریه رفاه اجتماعی، استفاده از مالیات‌های منطقه‌ای را به عنوان ابزاری برای برابرسازی توزیع درآمد و تأمین بودجه خدمات عمومی ضروری تشویق می‌کند، به طوری که بتواند کیفیت زندگی و رفاه جامعه را به طور یکنواخت‌تری بهبود بخشد (اتکینسون و استیگلیتز[5]، ۲۰۱۵؛ دایموند و میرلیس[6]، ۱۹۷۱).

---

1. Suwanan & Sulistiani
2. Ananda
3. Bartolini
4. Musgrave & Musgrave
5. Atkinson & Stiglitz
6. Diamond & Mirrlees

در مجموع ادبیات بررسی‌شده از جمله: فضای سرمایه‌گذاری و رقابت‌پذیری؛ ارائه کالاها و خدمات عمومی؛ نابرابری‌های مالی و رقابت به پایین/بالا[1] و عدم تعادل‌های مالی افقی و نیاز به توزیع مجدد نشان می‌دهند که ظرفیت‌های مالی به خصوص درآمدهای مالیاتی واقعیت‌هایی هستند که ناگزیر بر رفاه منطقه‌ای تأثیر می‌گذارند و ادبیات موجود در حوزه فدرالیسم مالی و اقتصاد توسعه منطقه‌ای تا حد زیادی در نشان دادن اینکه نابرابری این منابع با شکاف رفاه مناطق رابطه مثبت دارند، سازگار است. اگرچه بررسی‌ها بر فقدان مطالعات مستقلی که به‌طور خاص این رابطه را بررسی کنند، تأکید داشتند با این وجود تعداد قابل توجهی از مطالعات موجود به ما این امکان را داد تا رابطه درآمدهای مالیاتی نابرابر در مناطق و نابرابری در رفاه اقتصادی را بهتر تجزیه و تحلیل کنیم.

در ادامه مطالعات تجربی داخلی و خارجی پیرامون رفاه منطقه‌ای مرور می‌شود.

## ۳. پیشینه تحقیق

### ۳-۱. مطالعات داخلی

شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۴) برای ارزیابی شدت عدم تعادل فضایی رفاه در استان‌های ایران، از شاخص رفاه آمارتیاسن و کشش تابع رفاه اجتماعی درسال ۱۳۹۰ استفاده کرده‌اند. یافته‌های آنان بیانگر آن است که بیشترین سطح رفاه سرانه در استان‌های ایران مربوط به استان‌های تهران، بوشهر و مرکزی و کمترین آن مربوط به استان سیستان و بلوچستان است. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در اکثر استان‌های غیربرخوردار همچون سیستان و بلوچستان و کردستان، رتبه مالیات سرانه و متوسط نرخ مالیاتی بالاتر از رتبه درآمد سرانه است و این مسأله برخلاف اصول عدالت مالیاتی در دریافت مالیات است.

رحمانی فضلی و عرب مازار (۱۳۹۵) با عنایت به روند فزاینده نابرابری‌های درآمدی منطقه‌ای میان استان‌های کشور، به ارتباط بین شکاف استانی در توزیع بودجه عمرانی با شکاف درآمد

---

[1]. رقابت به پایین/ بالا به رفتارهای استراتژیک مناطق یا دولت‌های محلی برای جذب یا حفظ منابع اقتصادی، عمدتاً از طریق سیاست‌های مالیاتی اشاره دارد. رقابت به پایین (نزولی) زمانی اتفاق می‌افتد که مناطق با هدف کسب مزیت رقابتی با ارائه محیطی با بار مالیاتی کمتر، نرخ مالیاتی و هزینه‌های عمومی خود را برای جذب مشاغل و سرمایه‌گذاری کاهش می‌دهند اما رقابت به بالا (صعودی) مختص زمانی است که مناطق به جای رقابت بر سر مالیات‌های پایین، در ارائه کالاها و خدمات عمومی بهتر سرمایه‌گذاری و رقابت می‌کنند.

سرانه در بین استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۵ می‌پردازند. نتایج حاصل از تخمین مدل PVAR و تجزیه و تحلیل آن نشان داد شوک شکاف بودجه اثر مثبت بر نابرابری درآمدی استان‌ها دارد و شکاف بودجه کل و بودجه استانی سهم زیادی در توضیح تغییرات شکاف درآمد سرانه استانی دارد.

وفایی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی همگرایی بین‌استانی رفاه اجتماعی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲- ۱۳۷۹ پرداخته‌اند. آنان برای این منظور از روش همگرایی ناهار و ایندر[1] بهره می‌برند. نتایج مدل نشان می‌دهد اکثر استان‌های کشور دارای رفاه پایین‌تری نسبت به متوسط رفاه جامعه هستند. همچنین یافته‌ها حاکی از آن است که استان‌های کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد و مازندران به سمت میانگین رفاه همگرایی دارند و استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، بوشهر، خراسان رضوی، خراسان شمالی، سمنان، سیستان و بلوچستان، قم، گلستان، لرستان و هرمزگان از متوسط رفاه واگرا می‌شوند.

زردان و همکاران (۱۴۰۰) با استخراج تابع مطلوبیت در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۶ با استفاده از مدل خود رگرسیون با وقفه توزیعی برای داده‌های پانل و محاسبه تابع رفاه اجتماعی برگسون- ساموئلسون و روش همگرایی بتا به بررسی روند تغییرات و همگرایی رفاه می‌پردازند. نتایج پژوهش نشان داد استان‌هایی مانند چهارمحال و بختیاری، قزوین، لرستان و کردستان که بیشترین سرعت همگرایی را دارا بودند رفاه کمتری نسبت به سایر استان‌ها داشتند، در مقابل استان‌هایی همچون تهران، اصفهان، همدان و مرکزی که سرعت تعدیل پایین‌تر داشتند از سطح رفاه بالاتری برخوردار بوده اند.

خداوردی سامانی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه خود با بهرگیری از رویکرد اقتصاد سنجی فضایی اثرات سیاست‌های تمرکززدایی مالی بر تقویت رفاه اجتماعی سی استان ایران طی دوره ۱۳۹۷- ۱۳۸۵ را مورد بررسی قرار می‌دهند. یافته‌های آنان حاکی از وجود رابطه غیرخطی بین سطح تمرکززدایی (درآمدی و مخارجی) در استان‌ها و رفاه اجتماعی آنان است بطوریکه برای هر استان حد بهینه وجود دارد که پس از رسیدن به نقطه حداکثری، افزایش تمرکززدایی باعث می‌شود رفاه اجتماعی کاهش یابد. همچنین مثبت شدن ضریب فضایی نشان داد که افزایش یا کاهش رفاه اجتماعی در یک استان بر استان‌های مجاور سرریز شده و تأثیرگذار است.

---

[1]. Nahar & Inder

## ۳-۲. مطالعات خارجی

سیمانجنتک و مخلص[1] (۲۰۱۳) با هدف تجزیه و تحلیل اثرات تمکین مالیاتی بر بودجه منطقه‌ای و رفاه عمومی در اندونزی به بررسی همبستگی ساختاری متغیرهایی نظیر تمکین مالیاتی، درآمدهای منطقه‌ای، کمک مالی عمومی، هزینه‌های منطقه‌ای و شاخص توسعه انسانی (HDI) با استفاده از روش حداقل مربعات جزئی (PLS)[2] می‌پردازند. جامعه آماری مورد مطالعه ۳۸ منطقه در استان جاوه شرقی و دوره زمانی مربوط به سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۹ است. نتایج مدل تأثیر مثبت و قابل توجه تمکین مالیاتی بر رفاه عمومی در استان جاوه شرقی را تأیید می‌کند؛ به عبارت دیگر، هر چه تمکین مالیاتی بیشتر باشد، رفاه عمومی بهتر است.

بارتولینی[3] و همکاران (۲۰۱۶ ) با تجزیه و تحلیل تجربی که بر روی نمونه ای از سی کشور OECD برای دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۵ انجام داده‌اند، نشان می‌دهند که یک ساختار مالی متعادل، که در آن هزینه‌های محلی که عمدتاً توسط مالیات محلی تامین می‌شود، نابرابری‌های منطقه‌ای را به دلیل ایجاد انگیزه استفاده بهتر از منابع محلی کاهش می‌دهد و سیاست‌هایی را اجرایی می‌کند که به نفع توسعه اقتصادی باشد.

زیمرمانوا[4] و همکاران (۲۰۱۶) با ارائه تحلیلی از روابط بین شاخص‌های منتخب فعالیت اقتصادی مناطق (تولید ناخالص داخلی، بیکاری) و درآمدهای مالیاتی منطقه‌ای (مالیات بر ارزش افزوده، مالیات بر درآمد) در جمهوری چک به دنبال پاسخ به این پرسش هستند که درآمدهای مالیاتی منطقه‌ای بازتاب چه تصویری از فعالیت اقتصادی شرکت ها، ساکنان و کارآفرینان در این مناطق هستند؟ تجزیه و تحلیل بر اساس تحلیل همبستگی (ضرایب همبستگی پیرسون و اسپیرمن) و با استفاده از داده‌های آمار رسمی جمهوری چک صورت می‌پزیرد. بر اساس نتایج، می‌توان گفت که بین درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده منطقه‌ای و ارزش تولید ناخالص داخلی منطقه از نظر آماری رابطه مثبت و معنادار و بین درآمدهای مالیات بر درآمد منطقه‌ای و بیکاری منطقه‌ای رابطه منفی معنادار آماری وجود دارد.

سری و سویانا[5] (۲۰۱۹) با اشاره به نابرابری در سطح رفاه بین منطقه‌ای اندونزی که نتیجه نابرابری منابع مالی و پتانسیل اقتصادی بین استان‌ها و مناطق مختلف آن است و با استفاده از

---

1. Simanjuntak & Mukhlis
2. Partial Least Square
3. Bartolini
4. Zimmermannova
5. Sri & Suyana

داده‌های تابلویی طی سال‌های ۲۰۱۷ - ۲۰۱۰ به دنبال پاسخ به این پرسش هستند که آیا درآمد دولت‌های محلی و وجوه تقسیم درآمد بر عملکرد اقتصادی و رفاه شهرهای استان بالی اندونزی تأثیر دارد؟ یافته‌های روش تحلیل مسیر نشان داد درآمدهای دولت محلی به طور غیرمستقیم تأثیر قابل توجهی بر رفاه جامعه از طریق هزینه‌های سرمایه‌ای و عملکرد اقتصادی دارد.

فلاسکا[1] و همکاران (۲۰۲۱) با هدف نشان دادن تفاوت‌های منطقه‌ای در درآمدهای مالیات محلی و مقایسه توسعه نسبت‌های مالیاتی دولت محلی با شاخص‌های اجتماعی-اقتصادی منتخب در مناطق هشت‌گانه در جمهوری اسلواکی طی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۹ است. نتایج ارزیابی روابط متقابل بین شاخص‌های اجتماعی-اقتصادی انتخاب شده و سه نوع نسبت درآمدهای مالیاتی دولت‌های محلی در جمهوری اسلواکی به تفاوت‌های نسبتاً زیادی بین مناطق مورد مطالعه در اسلواکی اشاره کرد به طوریکه مشاهده تعمیق تمایز منطقه ای بین بخش غربی و شمالی اسلواکی در مقایسه با بخش شرقی و جنوبی اسلواکی نسبتاً واضح بود.

کانر[2] (۲۰۲۱) از داده‌های استان‌های فیلیپین برای مطالعه رابطه بین چندین شاخص تمرکززدایی و رفاه (که با درآمد سرانه، شاخص توسعه انسانی و فقر اندازه‌گیری می‌شود) استفاده کردند. نتایج نشان داد که استقلال مالی، یا توانایی دولت‌های محلی در کسب درآمد برای تأمین مالی مخارج خود به جای تکیه بر انتقال‌های دولت مرکزی، به طور مثبت با درآمد سرانه و HDI مرتبط است و با فقر هیچ ارتباطی ندارد. در این مطالعه کیفیت حاکمیت و سطح درآمد مناطق به عنوان متغیرهای مداخله‌گر مدل حضور دارند.

ریزکی[3] و همکاران (۲۰۲۲) تأثیر مالیات‌ها و عوارض منطقه‌ای را بر عملکرد مالی دولت‌های محلی در راستای بهبود رفاه جامعه در استان سوماترا شمالی اندونزی مورد مطالعه قرار می‌دهند. با تحلیل داده‌های پانل، یعنی مدل حداقل مربعات معمولی (OLS)، مدل اثر ثابت (FEM) و مدل اثر تصادفی (REM) نتایج مطالعه تأثیر قابل توجه مالیات‌های محلی و تأثیر جزئی عوارض منطقه‌ای را بر عملکرد مالی دولت‌های محلی از طریق رشد اقتصادی در نمونه مورد بررسی تأیید کرد.

---

1. Flaška
2. Canare
3. Rizki

مارفیانا[1] و همکاران (۲۰۲۴) با هدف سنجش و تحلیل جامع تأثیر مالیات‌های منطقه‌ای بر رفاه عمومی مردم در اندونزی بر آن شدند تا با استفاده از رویکرد رگرسیون خطی و تمرکز بر ۳۴ استان طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۲۱، روابط بین متغیرهایی نظیر مالیات منطقه‌ای، سطح تحصیلات، تعداد افراد فقیر و در دسترس بودن امکانات اولیه بهداشتی را بررسی کنند. نتایج پانل نشان داد اولاً، درآمدهای مالیاتی منطقه‌ای پتانسیل تشویق توسعه اجتماعی-اقتصادی را دارد، اما تأثیر آن به شدت به اثربخشی تخصیص و مدیریت بودجه بستگی دارد. ثانیاً، درآمدهای مالیاتی منطقه ای تأثیر قابل توجهی در کاهش تعداد افراد فقیر نداشته است و ثالثاً، توسعه تأسیسات بهداشتی اولیه بیشتر به صندوق تخصیص ویژه بستگی دارد تا درآمدهای مالیاتی منطقه.

همانطور که در ادبیات قبلی و مطالعات تجربی مشاهده می‌شود، اثرگذاری مالیات‌ها بر رفاه اجتماعی همواره یکی از موضوعات مهم در ادبیات اقتصاد رفاه بوده است و مطالعات متعددی در این خصوص صورت پذیرفته است لکن این مطالعه چندین دستاورد مهم ارائه می‌دهد که آن‌را از مطالعات قبلی متمایز می‌کند. از لحاظ تئوری، این تحقیق درک ما از ارتباط مستقیم بین نابرابری‌های مالی محلی و نابرابری رفاه استانی را با اتکا به شاخص جامعی از فلاکت اقتصادی اصلاح می‌کند و فراتر از معیارهای سنتی نابرابری مبتنی بر تولید ناخالص داخلی می‌رود. از لحاظ تجربی، با استفاده از مدل کاپولا، یک تحلیل قوی ارائه می‌دهد که قادر به ثبت وابستگی‌های پیچیده، غیرخطی و رفتارهای دنباله‌دار است که اغلب توسط رویکردهای اقتصادسنجی متعارف از دست می‌روند. برای سیاست‌گذاری، یافته‌های این پژوهش به طور مستقیم برای ایران، که دارای اقتصادی سیاسی منحصر به فرد و ساختار اداری متمرکز است و پویایی ظرفیت مالی و رفاه در آن ممکن است از اقتصادهای بازار غیرمتمرکز متفاوت و متمایز باشد، بینش‌های ارزشمندی را هم برای سیاست‌گذاران محلی که به دنبال افزایش رفاه منطقه‌ای هستند و هم برای جامعه دانشگاهی گسترده‌تر که در تلاش برای تعمیم نظریه‌های فدرالیسم مالی به محیط‌های متنوع جهانی هستند، ارائه می‌دهد.

## ۴. روش تحقیق

چارچوب مطالعه حاضر برای مدل‌سازی ساختار وابستگی و ارتباط توزیع درآمدهای مالیاتی و رفاه اقتصادی ۳۱ استان ایران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ برنامه‌ریزی شده است. بازه زمانی کوتاه

[1]. Marfiana

صرفاً به دلیل چالش‌های موجود در دسترسی به داده‌های دقیق در سطح استان‌های مورد مطالعه است. در حالی که این پژوهش بینش‌های ارزشمندی ارائه می‌دهد، دوره نسبتاً کوتاه آن ممکن است قدرت آماری تجزیه و تحلیل ما و قابلیت تعمیم یافته‌ها را به جمعیت گسترده‌تر محدود کند. از آنجا که تحلیل شاخص فلاکت کشورها به طور فزاینده‌ای برای سنجش رفاه و عملکرد اقتصاد کلان مورد استفاده قرار می‌گیرد، بنابراین در پژوهش حاضر با الهام از مطالعات اوسوما و نزیمانده[1] (۲۰۲۵)؛ ارسین[2]، (۲۰۲۴) و نیز ولش[3] (۲۰۰۷)، شاخص فلاکت هانکه[4] (۲۰۱۹) به عنوان مقیاسی برای فقدان عمومی رفاه اقتصادی یک کشور لحاظ می‌گردد. شاخص فلاکت که در ابتدا توسط آرتور اوکان[5]، اقتصاددان در اوایل دهه ۱۹۷۰ توسعه یافت، یک شاخص اقتصادی است که برای اندازه گیری وخامت اقتصادی به صورت مجموع نرخ‌های بیکاری و تورم مفهوم سازی و به کار می‌رود. افزایش هر یک از این متغیرها بیکاری و تورم پیامدهای نامطلوبی بر رفاه اقتصادی به همراه دارد؛ بنابراین، شاخص فلاکت به عنوان معیار معکوس رفاه اقتصادی تلقی می‌شود. با این حال، در سال‌های اخیر، شاخص فلاکت اوکان به دلیل ساده‌سازی بیش از حد مورد انتقاد قرار گرفته است و برای این منظور، این شاخص ابتدا توسط رابرت بارو[6] در سال ۱۹۹۹ و سپس استیو هانکه در سال ۲۰۱۹ اندکی اصلاح شد. بارو (۱۹۹۹)، شاخص فلاکت اوکان را با اضافه کردن دو متغیر توضیحی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ بهره بلندمدت اصلاح کرد. او همچنین فراتر رفت و از تغییرات در مقادیر این متغیرها به جای سطوح آنها استفاده نمود. رویکرد اصلاح شده وی به صورت معادله (۱) مشخص شده است:

$$MI = \Delta\pi + \Delta U - \Delta Y + \Delta i \qquad (۱)$$

که در آن MI شاخص فلاکت، $\pi$ نرخ تورم سالانه و $\Delta\pi = \pi_t - \pi_{t-1}$، U نرخ کل بیکاری و $\Delta U = U_t - U_{t-1}$، i نرخ بهره بلندمدت سالانه و $\Delta i = i_t - i_{t-1}$، Y نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی و $\Delta Y = Y_t - Y_{t-1}$ است اما هانکه (۲۰۱۹)، شاخص فلاکت اوکان را با در نظر

[1]. Osuma & Nzimande
[2]. Ersin
[3]. Welsch
[4]. Hanke
[5]. Okun
[6]. Barro

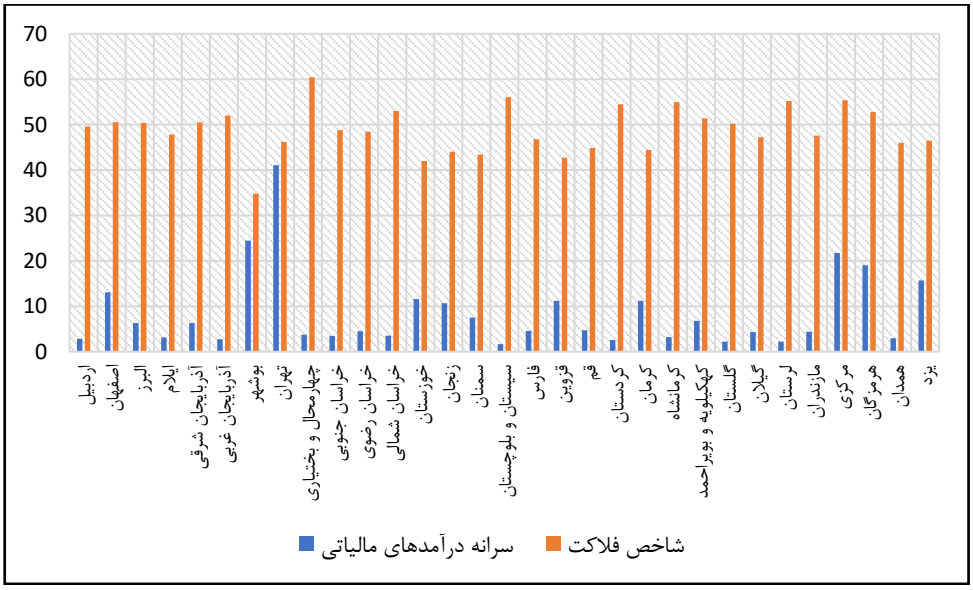
گرفتن مجموع نرخ تورم ($\pi$)، بیکاری ($U$) و وام بانکی ($R$)، منهای درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه ($\Delta Y$) در نظر می‌گیرد که به صورت نمادین در معادله (۲) بیان می‌شود: (اوات[1]، ۲۰۲۰)

$$MI = \pi + U + R - \Delta Y \qquad (۲)$$

داده‌های این متغیرها از مرکز آمار و بانـک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج و مطابق معادله (۲) محاسبه شده است. همچنین داده‌های مربوط به درآمدهای مالیاتی ادارات کل امور مالیاتی از سالنامه آمارهای مالیاتی که هر ساله توسط سازمان امور مالیاتی کشور منتشر می‌شود جمع‌آوری و سپس برحسب جمعیت هر استان، به صورت سرانه مورد استفاده قرار گرفته شد. نمودار (۱) توزیع استانی متوسط شاخص فلاکت هانکه و سرانه درآمد مالیاتی طی دوره مورد مطالعه را به صورت خلاصه ارائه می‌دهد. چنانکه مشاهده می‌شود، استان‌های کشور بر حسب هر دو شاخص کاملاً نابرابر هستند، به طوریکه برحسب جدول (۱) که استان‌های ایران را برحسب دو شاخص مذکور رتبه‌بندی می‌کند، بوشهر و خوزستان استان‌هایی هستند که کمترین و در مقابل چهارمحال و بختیاری و سیستان و بلوچستان به ترتیب بیشترین میزان فلاکت را طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ در میان استان‌های ایران تجربه کرده‌اند. همچنین از جدول (۱) می‌توان دریافت که تهران و بوشهر بالاترین درآمد مالیاتی سرانه را طی دوره مورد مطالعه کسب نموده‌اند. این درحالی‌ست که استان‌های لرستان و سیستان و بلوچستان از این حیث در جایگاه سی‌ام و سی و یکم کشور قرار دارند.

[1]. Ovat

**نمودار (۱): متوسط شاخص فلاکت هانکه و سرانه درآمد مالیاتی به تفکیک استان‌های ایران طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۰**




منبع: محاسبات پژوهش

گرچه مطابق نتایج جدول (۱)، از نظر بصری یک رابطه معکوس کلی بین متوسط شاخص فلاکت هانکه و سرانه درآمد مالیاتی قابل تشخیص است؛ به طوریکه استان‌هایی با ظرفیت مالی قوی‌تر همچون بوشهر، تهران، خوزستان، قزوین و یزد تمایل دارند مقادیر پایین‌تری را در شاخص فلاکت نشان دهند و برعکس، استان‌های لرستان، سیستان و بلوچستان ، کردستان و کرمانشاه که درآمدهای مالیاتی ضعیفی را ثبت می‌کنند، شاخص فلاکت نسبتاً بالایی را نیز نشان می‌دهند، با این وجود رابطه مذکور برای برخی دیگر از استان‌ها مانند مرکزی، خراسان رضوی، آذربایجان شرقی، البرز، گیلان، مازندران هرمزگان و همدان صادق نیست و این استان‌ها در هر دو شاخص وضعیت تقریباً مشابهی دارند.

**جدول (۱): رتبه‌بندی استان‌ها در هریک از شاخص‌های فلاکت هانکه و سرانه درآمد مالیاتی طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰**

| استان | شاخص فلاکت | سرانه درآمد مالیاتی |
|---|---|---|
| آذربایجان شرقی | ۵۰/۵۴۹ (۱۲) | ۶/۳۲۸ (۱۳) |
| آذربایجان غربی | ۵۱/۹۹۱ (۹) | ۲/۷۷۴ (۲۷) |
| اردبیل | ۴۹/۵۵۲ (۱۵) | ۲/۸۲۴ (۲۶) |
| اصفهان | ۵۰/۵۳۵ (۱۱) | ۱۳/۱۰۴ (۶) |
| البرز | ۵۰/۳۶۵ (۱۳) | ۶/۳۱۸ (۱۴) |
| ایلام | ۴۷/۸۱۵ (۱۸) | ۳/۱۵۶ (۲۴) |
| بوشهر | ۳۴/۷۹۵ (۳۱) | ۲۴/۴۵۲ (۲) |
| تهران | ۴۶/۲۲۴ (۲۳) | ۴۱/۰۷۷ (۱) |
| چهارمحال و بختیاری | ۶۰/۴۱۴ (۱) | ۳/۷۳۳ (۲۰) |
| خراسان جنوبی | ۴۸.۸۱۲ (۱۶) | ۳/۴۸۸ (۲۲) |
| خراسان رضوی | ۴۸/۴۷۸ (۱۷) | ۴/۵۴۱ (۱۷) |
| خراسان شمالی | ۵۳/۰۲۳ (۷) | ۳/۵۵۱ (۲۱) |
| خوزستان | ۴۱/۹۸۵ (۳۰) | ۱۱/۶۲۰ (۷) |
| زنجان | ۴۴/۰۴۱ (۲۷) | ۱۰/۶۷۸ (۱۰) |
| سمنان | ۴۳/۴۰۵ (۲۸) | ۷/۵۳۴ (۱۱) |
| سیستان و بلوچستان | ۵۶/۰۳۱ (۲) | ۱/۶۷۰ (۳۱) |
| فارس | ۴۶/۷۷۷ (۲۱) | ۴/۵۷۸ (۱۶) |
| قزوین | ۴۲/۷۱۵ (۲۹) | ۱۱/۲۳۲ (۸) |
| قم | ۴۴/۸۶۴ (۲۵) | ۴/۷۲۵ (۱۵) |
| کردستان | ۵۴/۴۷۷ (۶) | ۲/۵۷۳ (۲۸) |
| کرمان | ۴۴/۴۲۴ (۲۶) | ۱۱/۲۲۹ (۹) |
| کرمانشاه | ۵۴/۹۶۵ (۵) | ۳/۲۳۰ (۲۳) |
| کهکیلویه و بویراحمد | ۵۱/۴۰۸ (۱۰) | ۶/۸۲۲ (۱۲) |
| گلستان | ۵۰/۱۹۱ (۱۴) | ۲/۲۴۶ (۲۹) |
| گیلان | ۴۷/۲۲۳ (۲۰) | ۴/۳۴۰ (۱۹) |
| لرستان | ۵۵/۱۸۷ (۴) | ۲/۲۱۸ (۳۰) |
| مازندران | ۴۷/۵۷۵ (۱۹) | ۴/۴۳۵ (۱۸) |
| مرکزی | ۵۵/۳۷۵ (۳) | ۲۱/۷۶۴ (۳) |
| هرمزگان | ۵۲/۸۱۷ (۸) | ۱۹/۰۳۰ (۴) |
| همدان | ۴۵/۹۹۳ (۲۴) | ۲/۹۷۰ (۲۵) |
| یزد | ۴۶/۴۸۴ (۲۲) | ۱۵/۶۸۶ (۵) |

منبع: محاسبات پژوهش

مدل‌سازی و تخمین توزیع‌های چند متغیره یکی از مهم‌ترین مسائل در کاربردهای مالی و اقتصادی است. برای مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی، توابع توزیع حاشیه‌ای رفتار منحصر بفرد متغیرها را توصیف می‌کند اما هیچ اطلاعاتی درباره رفتار مشترک آنها ارائه نمی‌دهند. این مسأله در قالب نظریه مفصل بعنوان یک ابزار جدید توسط اسکلار[1] (۱۹۵۹) تا حدودی حل شده است. مفصل یا کاپولا توابع ریاضی هستند که دو یا چند متغیر مستقل از زمان را بدون توجه به توزیع تک متغیره آنها، متصل می‌کنند (نلسن[2]، ۲۰۰۳). در واقع این توابع روشی سیستماتیک برای مطالعه ساختار وابستگی اساسی و مبنایی برای ساختن خانواده توزیع‌های دو متغیره (و یا چند متغیره) فراهم می‌کنند (فیشر[3]، ۱۹۹۷) و به این ترتیب برای مدل‌سازی همبستگی داده‌ها مناسب هستند. طبق قضیه اسکلار اگر F تابع توزیع مشترکی n بعدی با توابع حاشیه‌ای $F_1, \dots, F_n$ باشد، آنگاه یک تابع کاپولای C برای همه $(x_1, x_2, \dots, x_n) \in \bar{R}$ وجود دارد که:

$$F(X_1, \dots, X_n) = C(F_1(X_1), \dots, F_n(X_n)) \qquad (۳)$$

زمانی که $F_1, F_2 \dots, F_n$ پیوسته باشند آنگاه تابع C یکتاست. با مشتق‌گیری از دو طرف معادله بالا داریم:

$$\frac{\partial^n F(X_1, \dots, X_n)}{\partial X_1 \dots \partial X_n} = \qquad (۴)$$
$$\frac{\partial^n C(F_1(X_1), \dots, F_n(X_n))}{\partial F_1 \dots \partial F_n} \times f_1(X_1), \dots, f_n(X_n) = C(\widetilde{u}) \times \prod\nolimits_{i=1}^{n} f_i(X_i)$$

که در آن $f_i$ تابع چگالی $F_i$ و $u_i = F_i(X_i)$ و $\tilde{u} = (u_1, \dots, u_n)$ و $C(\widetilde{u})$ تابع چگالی کاپولاست (دورانته و سمپی[4]، ۲۰۱۰).

[1]. Sklar
[2]. Nelsen
[3]. Fisher
[4]. Durante & Sempi

اگر چه انواع مختلفی از توابع کاپولای دو متغیره در دست است اما می‌توان آنها را به دو دسته کلی تقسیم کرد که عبارتند از: توابع بیضوی[۱] و توابع ارشمیدسی[۲]. توابع کاپولای بیضوی (نرمال) توزیع بیضی دارند و وابستگی متقارن میان دم‌های توزیع را در نظر می‌گیرند. این مفصل معمولاً به شکل بسته در دسترس نیستند. کاپولای گاوسی[3] و t استیودنت[۴] به ترتیب پرکاربردترین کاپولاهای بیضوی به شمار می‌روند. برای مثال رابطه (۵) یک مفصل گاوسی دو متغیره را نشان می‌دهد:

$$C(u_1,u_2)=\int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_1)}\int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_2)}\frac{1}{2\pi(1-\theta^2)^{1/2}}\times\left\{\frac{-(s^2-2\theta st+t^2)}{2(1-\theta^2)}\right\}dsdt \qquad (۵)$$

که در آن پارامتر $\theta$ محدود به بازه (۱، ۱-) و $\Phi^{-1}$ نشان دهنده معکوس توزیع تک متغیره گاوسی است (همان). در مقابل مفاصل ارشمیدسی فرم مشخصی ندارند و با تابع مولد تولید می‌شوند. کاپولای ارشمیدسی دو متغیره برای تابع مولد $\varphi$ به صورت رابطه (۶) خواهد بود:

$$C(u,v)=\varphi^{-1}(\varphi(u)+\varphi(v)) \qquad (۶)$$

با فرض اینکه $\phi$ یک تابع پیوسته و کاملاً نزولی از [1، 0] به [0،∞] باشد، به طوری که $\phi(1) = 0$ . در این صورت شبه معکوس $\phi$ تابع $\phi^{[-1]}$ با دامنه $[0, \infty]$ و برد I خواهد بود که توسط رابطه (۷) تعریف می‌شود:

$$\varphi^{[-1]}(t)=\begin{cases}\varphi^{-1}(t), & 0\le t<\varphi(0)\\ 0, & \varphi(0)\le t\le\infty\end{cases} \qquad (۷)$$

توابع مفصل کلایتون[۵]، گامبل[۶] و فرانک[۷] متداولترین توابع ارشمیدسی به حساب می‌آیند.

---

[1]. Elliptical
[2]. Archimedean
[3]. Gaussian Copulas
[4]. Student's t-copula
[5]. Clayton's copula
[6]. Gumbel's copula
[7]. Frank's copula

در مطالعه حاضر ابتدا سعی می‌شود تابع کاپولایی یافته شود که به بهترین نحو ساختار وابستگی مالیات سرانه (T) و شاخص فلاکت (M) استان‌ها را تبیین کند، سپس با معیارهای سنجش همبستگی متغیرها نظیر ضریب همبستگی $\tau$ کندال و $\rho$ اسپیرمن نوع ارتباط مشخص گردد.
به طور کلی استفاده از تابع کاپولا در پژوهش حاضر به چند دلیل صورت پذیرفته است: نخست، برتری آن در مدل‌سازی ساختارهای پیچیده وابستگی برخلاف روش‌های سنتی. کاپولاها ضمن امکان جداسازی توزیع‌های حاشیه‌ای متغیرهای منفرد از ساختار وابستگی آنها، اشکال مختلف وابستگی (مثلاً خطی، غیرخطی، متقارن، نامتقارن) را ثبت می‌کنند (نلسن، ۲۰۰۶). دوم، برتری در لحاظ کردن وابستگی دم. پدیده‌های اقتصادی، به ویژه آنهایی که مربوط به نابرابری و رفاه هستند، اغلب وابستگی دم را نشان می‌دهند و معیارهای همبستگی سنتی اغلب این جنبه حیاتی وابستگی را دست کم یا نادیده می‌گیرند (امبرشت[1] و همکارن، ۲۰۰۳) و سوم، انعطاف‌پذیری کاپولا با هر گونه توزیع حاشیه‌ای متغیرها. داده‌های اقتصادی به ندرت از یک توزیع نرمال ساده پیروی می‌کنند. بسیاری از روش‌های آماری چند متغیره سنتی بر اساس این فرض تعریف شده‌اند که متغیرهای اساسی مدل به طور مشترک نرمال هستند. اگر این فرض نقض شود، استنتاج‌های مدل می‌تواند نامعتبر یا ناکارآمد باشد این در حالیست که مزیت اصلی توابع کاپولا آن است که هیچ محدودیتی در توزیع‌های احتمال قابل استفاده متغیرها ندارند(پرسا و کلوگمن[2]، ۲۰۰۸).

## ۵. برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

خانواده‌های کاپولا از نظر ساختار وابستگی و پیچیدگی متفاوت هستند. رایج‌ترین روش برای تخمین پارامترها، استفاده از الگوریتم‌های بهینه‌سازی محلی مانند روش نیوتن رافسون[3] است. رویکردهای بهینه‌سازی محلی از الگوریتم‌های جستجوی کارآمد (عمدتاً مبتنی بر گرادیان) سود می‌برند، اما بخاطر حساسیت به دام افتادن در بهینه‌های محلی ضعیف هستند. در سال‌های اخیر، رویکردهای بهینه‌سازی جهانی و تحلیل بیزی نیز برای استنباط پارامترهای جفت مورد بررسی قرار گرفته است (پیت[4] و همکاران، ۲۰۰۶). در بسیاری از موقعیت‌ها، به‌ویژه در تحلیل‌های آماری

---

1. Embrechts
2. Parsa & Klugman
3. Newton-Raphson
4. Pitt

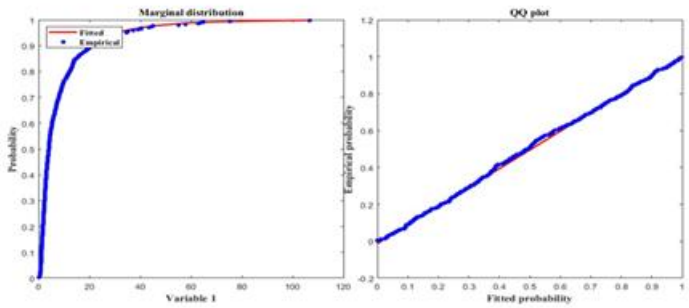
بیزی، لازم است نمونه‌هایی از توزیع‌های احتمال غیرقابل حل استخراج شود. یک راه متداول برای به دست آوردن نمونه‌های تقریبی از چنین توزیع‌هایی، استفاده از الگوریتم‌های زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC)[1] است. در واقع توزیع‌های پسین فرم بسته و مشخصی ندارند و شبیه‌سازی‌های مونت کارلو فرآیندهای احتمالی هستند که از نمونه‌گیری تصادفی مکرر و قانون اعداد بزرگ استفاده می‌کنند تا تقریب عددی از عدم قطعیت از توزیع پسین پارامترهای جفت به دست دهند. شبیه‌سازی MCMC ناحیه مورد نظر را با چندین زنجیره که به صورت موازی اجرا می‌شوند، جستجو می‌کند. زنجیره‌ها به صورت لحظه‌ای اطلاعات را به اشتراک می‌گذارند، ناحیه پسین را (حتی در حضور چندوجهی بودن) مشخص می‌کنند و تخمینی از بهینه جهانی ارائه می‌دهند. در این بخش برای استنتاج مقادیر پارامترهای خانواده‌های کاپولا از هر دو روش بهینه‌سازی محلی و شبیه‌سازی مونت‌کارلو زنجیره مارکوف در چارچوب بیزی استفاده می‌شود که در نهایت توزیع احتمال پسین رچ-آلگره[2]از طریق شبیه‌سازی MCMC در چارچوب بیزی به دست آمده است. خط به دست آمده مقدار کاپولا و نقاط حاصل از این شبیه‌سازی، احتمال حداکثری را نمایان می‌سازد.

در نمودار ۱ و نمودار ۲، توزیع‌های حاشیه‌ای و نرمال دو متغیر مالیات سرانه (T) و شاخص فلاکت (M) به تصویر کشیده شده‌اند. در نمودار توزیع حاشیه‌ای، محور افقی نشان دهنده مقادیر متغیر و محور عمودی نشان دهنده احتمال وقوع آن مقادیر است. شکل این نمودار نشان می‌دهد که داده‌ها چگونه توزیع شده‌اند. همان‌طور که مشخص است، توزیع برازش‌شده تا حد زیادی با توزیع تجربی همخوانی دارد، اما در برخی قسمت‌ها (مقادیر کوچک‌تر متغیر) انحرافاتی دیده می‌شود. انحرافات جزئی ممکن است ناشی از چولگی یا دم‌های سنگین داده‌ها باشد. برای بررسی دقیق‌تر نرمال بودن، آزمون شاپیرو-ویلک[3] برای این توزیع‌ها انجام شد که نتایج آن نشان‌دهنده انطباق نسبی با توزیع نرمال است ($p\text{-value} > 0.05$). ویژگی‌های آماری توزیع M شامل میانگین (۴۸/۹۸)، انحراف معیار(۲۲/۵۶)، چولگی (۰/۵۷) و کشیدگی (۸/۴۲) است. این ویژگی‌ها برای توزیع T به صورت میانگین (۸.۵۱)، انحراف معیار(۱۲/۳۷)، چولگی (۶۲ /۳) و کشیدگی (۲۰/۵۸) است که حاکی از آن است متغیر T و M در شرایط عادی رفتار نرمال‌مانندی دارند، اما انحرافاتی

[1]. Markov chain Monte Carlo
[2]. Roch-Alegre
[3]. Shapiro-Wilk Test

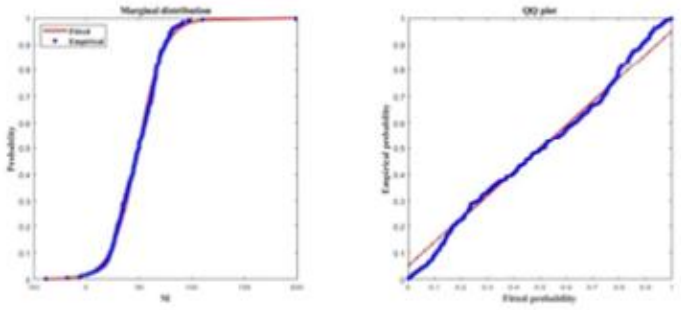
در دم‌های آنها وجود دارد که می‌تواند در مدل‌سازی وابستگی‌های غیرخطی با متغیر متقابل نقش مهمی ایفا کنند. نمودار QQ چندک‌های داده‌ها را با چندک‌های توزیع نرمال استاندارد مقایسه می‌کند. در یک توزیع کاملاً نرمال، نقاط آبی باید روی خط ۴۵ درجه قرار بگیرند. مشاهده می‌شود که در بخش‌های ابتدایی و انتهایی، برخی نقاط از خط ۴۵ درجه فاصله گرفته‌اند که نشان‌دهنده انحراف از توزیع نرمال است.

**نمودار (۱): توزیع حاشیه‌ای و نرمال متغیر درآمد سرانه مالیاتی استان‌ها**




منبع: محاسبات پژوهش

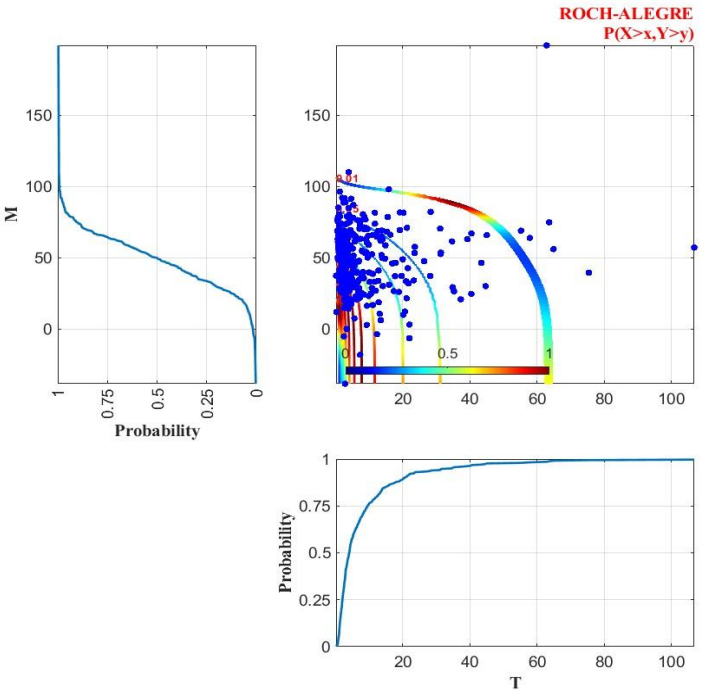
**نمودار (۲): توزیع حاشیه ای و نرمال متغیر شاخص فلاکت استان‌ها**



منبع: محاسبات پژوهش

به‌منظور تبیین ساختار وابستگی میان دو متغیر M و T در چارچوب مدل‌های کاپولا، نمودار ۳ به‌طور جامع روابط و همبستگی‌های موجود را به تصویر می‌کشد. این نمودار توزیع احتمالات مقادیر مختلف متغیر M و T را نمایش می‌دهد. هدف اصلی این نمودار، بررسی این است که هر مقدار از این متغیرها با چه احتمالی در داده‌های مشاهده‌شده رخ می‌دهد. بدین ترتیب می‌توان احتمال وقوع یک سطح خاص از متغیر M و T را پیش‌بینی کرد. این تحلیل برای درک رفتار متغیرها و شناسایی نقاطی که احتمال وقوع آنها بالاتر یا پایین‌تر است، بسیار کاربردی است. این نمودار نه تنها الگوهای توزیع مشترک این دو متغیر را به‌وضوح نمایش می‌دهد، بلکه نشان‌دهنده نحوه تعامل آنها در بستر داده‌های تحلیلی است.

**نمودار (۳): ساختار وابستگی و علیت متغیرهای درآمد سرانه مالیاتی و شاخص فلاکت استان‌ها**




منبع: محاسبات پژوهش

در نمودار (۳) توابع توزیع تجمعی (CDF) هریک از متغیرهای M و T قابل مشاهده است. تغییرات احتمال M در محدوده ۰ تا ۱۵۰ کاهشی و تغییرات احتمال T به صورت افزایش

سیگموئیدی در محدوده ۰ تا ۱۰۰ است. نمودار پراکندگی با کانتور رنگی، احتمال مشترک برای متغیرهای X و Y (که به ترتیبT و M هستند) را نمایش می‌دهد. گرادیان رنگی از آبی به قرمز، چگالی‌های احتمال مختلف را نشان می‌دهد، به طوری که آبی نشان‌دهنده چگالی‌های پایین‌تر و قرمز نشان‌دهنده چگالی‌های بالاتر است. در این نمودار تمرکز نقاط با بالاترین چگالی در امتداد خلاف قطر، از گوشه بالا سمت چپ (X پایین، Y بالا) تا گوشه پایین سمت راست (X بالا، Y پایین) نشانگر یک رابطه با همبستگی منفی است.

استفاده از تعداد محدودی از کاپولا می‌تواند منجر به عدم دقت در انتخاب سناریوی طراحی مناسب شود لذا در مطالعه حاضر، پارامترهای ۲۵ نوع کاپولا محاسبه و برای ارزیابی عملکرد مدل‌های مختلف کاپولا و انتخاب تابع مناسب از چندین معیار برازش از جمله: حداکثر درستنمایی، معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، معیار اطلاعات بیزین (BIC)، حداقل مجذورات خطا (RMSE) و تعادل نش (NSE) استفاده شد که نتایج این محاسبات در جداول ۲ و ۳ گزارش شده‌اند.

با فرض اینکه باقی‌مانده‌های خطا ناهمبسته، همسان و با توزیع گاوسی با میانگین صفر باشند، تابع RMSE را می‌توان به صورت زیر فرموله کرد:

$$\mathcal{L}(\theta|\tilde{Y}) = \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{2\pi\tilde{\sigma}^2}} exp\left\{-\frac{1}{2}\tilde{\sigma}^{-2}[\tilde{y}_i - y_i(\theta)]^2\right\} \quad (۸)$$

مجموعه پارامتری که حداکثر احتمال را فراهم کند، باقی‌مانده‌های بین شبیه‌سازی‌های مدل و مشاهدات را کمینه می‌کند. بنابراین، بهترین برازش را برای داده‌های مشاهده‌شده فراهم می‌شود. پیچیدگی بالاتر مدل (درجات آزادی بیشتر) مزیت انعطاف‌پذیری بیشتر مدل را فراهم می‌کند و از این رو معمولاً منجر به برازش بهتر داده‌های مشاهده‌شده می‌شود. با این حال، این می‌تواند باعث بیش‌شرطی شدن مدل شود. AIC، برخلاف مقدار حداکثر درستنمایی ، هم پیچیدگی مدل و هم کمینه‌سازی باقی‌مانده‌های خطا را در نظر می‌گیرد و معیار قوی‌تری برای کیفیت پیش‌بینی‌های مدل ارائه می‌دهد. AIC با افزودن یک عبارت جریمه بر اساس تعداد پارامترها، از

مشکل بیش‌شرطی شدن جلوگیری می‌کند. AIC به صورت زیر فرموله می‌شود (آکائیک[1]، ۱۹۷۴):

$$AIC = 2D - 2l \quad (۹)$$

که در آن D تعداد پارامترهای مدل آماری و l مقدار لگاریتم درستنمایی بهترین مجموعه پارامتر است. مشابه AIC، معیار BIC به صورت (۱۰) فرمول ارائه شده است (شوارتز[2] و همکاران، ۱۹۷۸):

$$BIC = DLn\ N - 2l \quad (۱۰)$$

مشابه AIC، مقدار BIC کمتر با تناسب مدل بهتر مرتبط است. RMSE و NSE نیز دو معیار پرکاربرد برای سنجش نیکویی برازش هستند که فقط بر به حداقل رساندن باقیمانده ها تمرکز دارند.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}[\tilde{y}_i - y_i(\theta)]^2}{n}} \quad (۱۱)$$

$$NSE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}[\tilde{y}_i - y_i(\theta)]^2}{\sum_{i=1}^{n}[\tilde{y}_i - \bar{\tilde{y}}_i]^2} \quad (۱۲)$$

تناسب مدل کامل با $RMSE = 0,\ RMSE \in [0, \infty)$ و $NSE = 1,\ NSE \in (-\infty, 1]$ همراه است.

[1]. Akaike
[2]. Schwarz

**جدول (۲): نتایج توزیع احتمال مشترک توابع کاپولا بین متغیرهای درآمد سرانه مالیاتی و شاخص فلاکت استان‌ها**

| Rank | MAX-likelihood | AIC | BIC |
|---|---|---|---|
| ۱ | Roch-Alegre | Roch-Alegre | Roch-Alegre |
| ۲ | Fischer-Kock | Fischer-Kock | Fischer-Kock |
| ۳ | t | Gaussian | Gaussian |
| ۴ | Gaussian | t | Plackett |
| ۵ | Plackett | Plackett | Frank |
| ۶ | Frank | Frank | Nelsen |
| ۷ | Nelsen | Nelsen | FGM |
| ۸ | FGM | FGM | T |
| ۹ | AMH | AMH | AMH |
| ۱۰ | Linear-Spearman | Linear-Spearman | Linear-Spearman |
| ۱۱ | Cubic | Independence | Independence |
| ۱۲ | Shih-Louis | Cubic | Cubic |
| ۱۳ | Fischer-Hinzmann | Shih-Louis | Shih-Louis |
| ۱۴ | Tawn | Raftery | Raftery |
| ۱۵ | Independence | Galambos | Galambos |
| ۱۶ | Raftery | Cuadras-Auge | Cuadras-Auge |
| ۱۷ | Galambos | Joe | Joe |
| ۱۸ | Marshal-Olkin | Clayton | Clayton |
| ۱۹ | BB5 | Gumbel | Gumbel |
| ۲۰ | Cuadras-Auge | Fischer-Hinzmann | Fischer-Hinzmann |
| ۲۱ | Joe | Marshal-Olkin | Marshal-Olkin |
| ۲۲ | Clayton | BB5 | BB5 |
| ۲۳ | Gumbel | BB1 | BB1 |
| ۲۴ | BB1 | Tawn | Tawn |
| ۲۵ | Burr | Burr | Burr |

منبع: محاسبات پژوهش

از نتایج جدول (۲) مشخص است که کاپولای رچ-آلگره به طور مداوم در هر سه معیار انتخاب از سایر خانواده‌های کاپولای کاندید بهتر عمل می‌کند و بهترین برازش را به داده‌های موجود ارائه

می‌دهد. این مدل بالاترین مقدار حداکثر راستنمایی که نشان دهنده بهترین برازش کلی برای توزیع مشترک مشاهده شده متغیرها است را دارد. علاوه بر این، کاپولای رچ-آلگره کمترین AIC و کمترین BIC را در بین همه مدل‌ها دارد. این عملکرد قوی در هر دو معیار اطلاعاتی، که پیچیدگی مدل را کاهش می‌دهند، قویاً نشان می‌دهد که کاپولای رچ-آلگره ، دقیق‌ترین و کم‌هزینه‌ترین نمایش ساختار وابستگی را در مجموعه داده‌ها را ارائه می‌دهد. فرمول ریاضی تابع چگالی احتمال[1] برای کاپولای رچ-آلگره در معادله (۱۳) ارائه شده است:

$$C(u,v) = exp\left\{1 - \left[\left(((1-\ln(u))^{\alpha}-1)^{\delta}\right) + (((1-\ln(v))^{\alpha}-1)^{\delta}\right)^{\frac{1}{\delta}} + 1\right]^{\frac{1}{\alpha}}\right\} \quad (۱۳)$$

که در آن $\alpha > 0, \delta \geq 1$ پارامترهای کاپولا و u و v توزیع‌های حاشیه‌ای دومتغیره هستند که به صورت بهینه برازش شده‌اند. پس از رچ-آلگره، تابع فیشـــر-کوک[2] و t نیز رتبه‌های بالایی دارند، و این مدل‌ها نیز می‌توانند به خوبی وابستگی بین دو متغیر را توصیف کنند.

**جدول (۳): پارامترهای تخمینی کاپولا متغیرهای درآمد سرانه مالیاتی و شاخص فلاکت استان‌ها**

| نام کاپولا | RMSE | NSE |
|---|---|---|
| Gaussian | ۰/۲۶۷۸ | ۰/۹۹۶۱ |
| t | ۰/۲۶۷۷ | ۰/۹۹۶۱ |
| Clayton | ۰/۳۶۹۰ | ۰/۹۹۲۷ |
| Frank | ۰/۲۶۹۵ | ۰/۹۹۶۱ |
| Gumbel | ۰/۳۶۹۰ | ۰/۹۹۲۷ |
| Independence | ۰/۳۶۸۹ | ۰/۹۹۲۷ |
| AMH | ۰/۲۷۹۶ | ۰/۹۹۵۸ |
| Joe | ۰/۳۶۸۹ | ۰/۹۹۲۷ |
| FGM | ۰/۲۶۹۷ | ۰/۹۹۶۱ |
| Plackett | ۰/۲۶۹۵ | ۰/۹۹۶۱ |
| Cuadras-Auge | ۰/۳۶۸۹ | ۰/۹۹۲۷ |
| Raftery | ۰/۳۶۸۹ | ۰/۹۹۲۷ |
| Shih-Louis | ۰/۳۶۸۹ | ۰/۹۹۲۷ |

[1]. probability density function (PDF)
[2]. Fischer-Kock

| | | |
|---|---|---|
| Linear-Spearman | ۰/۲۸۳۹ | ۰/۹۹۵۷ |
| Cubic | ۰/۳۶۸۶ | ۰/۹۹۲۷ |
| Burr | ۰/۳۸۸۶ | ۰/۹۹۱۹ |
| Nelsen | ۰/۲۶۹۵ | ۰/۹۹۶۱ |
| Galambos | ۰/۳۶۸۹ | ۰/۹۹۲۷ |
| Marshal-Olkin | ۰/۳۶۸۹ | ۰/۹۹۲۷ |
| Fischer-Hinzmann | ۰/۳۶۸۹ | ۰/۹۹۲۷ |
| Roch-Alegre | ۰/۱۶۲۸ | ۰/۹۹۸۶ |
| Fischer-Kock | ۰/۲۳۶۷ | ۰/۹۹۷۰ |
| BB1 | ۰/۳۶۹۴ | ۰/۹۹۲۶ |
| BB5 | ۰/۳۶۸۹ | ۰/۹۹۲۷ |
| Tawn | ۰/۳۶۸۹ | ۰/۹۹۲۷ |

منبع: محاسبات پژوهش

از آنجا که پارامترهای توابع کاپولا با معیارهای سنجش همبستگی متغیرها نظیر ضریب همبستگی $\tau$ کندال و $\rho$ اسپیرمن ارتباط دارد، در ادامه برای تفسیر بیشتر نتایج به‌دست‌آمده از تحلیل وابستگی متغیرهای $T$و $M$ در چارچوب ضریب همبستگی مذکور استفاده می‌شود.

$\tau$ کندال که همواره بین ۱+ و ۱- در نوسان است، از نظر سطح سنجش ترتیبی و از نوع متقارن است. برای بردار تصادفی $(X,Y)^T$ این ضریب به صورت رابطه (۱۴) تعریف می‌شود:

$$\tau(X, Y) = P\{(X - \tilde{X})(Y - \tilde{Y}) > 0\} - P\{(X - \tilde{X})(Y - \tilde{Y}) < 0\} \qquad (۱۴)$$

که در آن $(\tilde{X}, \tilde{Y})^T$ میانگین متغیرهای $(X,Y)^T$ است. مشخص است که $\tau$ کندال برای $(X, Y)^T$ به سادگی احتمال همبستگی را از احتمال ناهمبستگی کم می‌کند. $\rho$ اسپیرمن نیز که توسط کروسکال[1] (۱۹۵۸) و لهمن[2] (۱۹۶۶) معرفی شده است برای بردار تصادفی $(X,Y)^T$ به صورت رابطه (۱۵) تعریف می‌شود:

$$\rho S(X, Y) = 3(P\{(X - \tilde{X})(Y - \acute{Y}) > 0\} - P\{(X - \tilde{X})(Y - \acute{Y}) < 0\}) \qquad (۱۵)$$

1. Kruskal
2. Lehmann

که $(X, Y)^T$، $(\tilde{X}, \tilde{Y})^T$ و $(\acute{Y}, \acute{Y})^T$ سه بردار تصادفی مستقل هستند. نتایج ضریب همبستگی کندال و اسپیرمن بین داده‌های درآمد سرانه مالیاتی و شاخص فلاکت استانها در جدول (۴) ارائه شده است.

**جدول (۴): نتایج ضرایب همبستگی**

| نام کاپولا | RMSE | p-value |
|---|---|---|
| $\tau$-کندال | -۰/۰۹۵۸ | ۰/۰۰۸۳ |
| ρ-اسپیرمن | -۰/۱۳۰۲ | ۰/۰۱۶۲ |

منبع: محاسبات پژوهش

مطابق جدول (۴)، همبستگی کندال با مقدار ۰/۰۹۵۸- نشان‌دهنده وجود یک همبستگی منفی کوچک اما معنادار در سطح ۵ درصد است. ضریب همبستگی اسپیرمن نیز با مقدار ۰/۱۳۰۲- بیانگر همبستگی منفی کوچک و معنادار دیگری است. بنابراین بر اساس نتایج دو نوع همبستگی (کندال و اسپیرمن) می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرها رابطه یکنواخت منفی ضعیفی وجود دارد و با افزایش یکی از آنها، دیگری تمایل به کاهش دارد اما این تمایل، قوی یا سازگار نیست. از آنجا که شاخص فلاکت خود یک معیار معکوس برای رفاه اقتصادی تلقی می‌شود می‌توان اینگونه استنباط کرد که افزایش سرانه درآمدهای مالیاتی با سطوح بالای رفاه اقتصادی هر استان همراه است اما این ارتباط در کل طیف داده‌ها قوی نیست. با این وجود، اهمیت آماری تأکید می‌کند که این رابطه تصادفی نیست و در دسترس بودن منابع در کاهش فلاکت اقتصادی و افزایش رفاه در مناطق مختلف نقش دارد. همچنین نتایج مؤید آن است که نحوه حرکت درآمدهای مالیاتی و شاخص فلاکت با هم، پیچیده‌تر از یک رابطه خطی یا یکنواخت ساده است که توسط ضرایب همبستگی استاندارد یا حتی کاپولاهای ساده‌تر ثبت می‌شود و روند کلی(معکوس اما ضعیف)، بخش بزرگی از تغییرات را توضیح نمی‌دهد.

به طور کلی به نظر می‌رسد سطح درآمد مالیاتی عامل غالب در تعیین شاخص فلاکت یک منطقه نیست و محرک‌های قدرتمند دیگری برای فلاکت وجود دارند که سیاست مالیاتی منطقه‌ای به تنهایی نمی‌تولند آنها را به طور کامل خنثی یا کاهش دهد. در مجموع، درآمدهای مالیاتی کافی امکان تأمین مالی خدمات عمومی (آموزش، زیرساخت‌ها، مراقبت‌های بهداشتی، شبکه‌های ایمنی اجتماعی) را فراهم می‌کند که به طور غیرمستقیم به کاهش بیکاری و ثبات

بیشتر قیمت‌ها کمک می‌کند و عدم وجود آنها احتمالاً فلاکت را بدتر می‌کند، حتی اگر حضور آنها به تنهایی آن را از بین نبرد.

گرچه چالش‌های داده همواره وجود دارد، اما همبستگی ضعیف متغیرها در این مطالعه به یک واقعیت اساسی اشاره دارد. همبستگی نزدیک به صفر، یک نتیجه کلیدی است که نشان می‌دهد ارتباط بین این دو متغیر اساساً مهمترین عامل نیست و محرک‌های قدرتمند دیگری برای فلاکت وجود دارند. مسئله فلاکت منطقه‌ای پیچیده‌تر از یک موضوع مالی ساده است که سیاست مالیاتی به تنهایی بتولند آن را به طور کامل خنثی یا کاهش دهد. به بیان دیگر، درآمدهای مالیاتی کافی امکان تأمین مالی خدمات عمومی (آموزش، زیرساخت‌ها، مراقبت‌های بهداشتی، شبکه‌های ایمنی اجتماعی) را فراهم می‌کند که به طور غیرمستقیم به کاهش بیکاری و ثبات بیشتر قیمت‌ها کمک می‌کند و عدم وجود آنها احتمالاً فلاکت را بدتر می‌کند، حتی اگر حضور آنها به تنهایی آن را از بین نبرد.

در مجموع، رفاه یک استان بیشتر تحت تأثیر پایه‌های اقتصادی آن (مثلاً صنعت، کشاورزی)، سرمایه انسانی و کیفیت نهادی است و ظرفیت‌های مالیاتی صرفاً نتیجه و بازتاب این فعالیت‌های اقتصادی زیربنایی هستند، نه لزوماً محرک اصلی آن. هدف یک سیستم مالیاتی افزایش درآمد است، در حالی که هدف سیاست اجتماعی بهبود رفاه. این دو هدف به طور خودکار با هم مطابقت ندارند. این کیفیت حکمرانی و نحوه هزینه کردن درآمدهای مالیاتی است که می‌تواند سطوح بالاتر رفاه را به دنبال داشته باشد. بنابراین، تمرکز صرف بر افزایش درآمد مالیاتی به عنوان راه حلی برای نابرابری‌های منطقه‌ای می‌تولند گمراه‌کننده باشد، زیرا عوامل تعیین‌کننده اساسی‌تر رفاه را نادیده می‌گیرد. نتایج اخیر با بخش قابل توجهی از ادبیات اقتصادی از جمله مارفیانا و همکاران (۲۰۲۴)، کیریاکو[1] و همکاران (۲۰۱۵) و لسمان (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) همسو است. این مطالعات نشان می‌دهند که افزایش ساده درآمد مالیاتی، رفاه منطقه‌ای را تضمین نمی‌کند؛ بلکه رفاه اساساً توسط ترکیبی از عوامل عمیق‌تر و ساختاری‌تر هدایت می‌شود.

[1]. Kyriacou

## ۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در کشور ما روند توسعه و نحوه توزیع فرصت‌های آن، تفاوت‌های شدیدی را در مناطق جغرافیایی مختلف آن ایجاد کرده است به گونه‌ای که برخی استان‌ها از نظر زیرساخت‌های لازم برای رشد و رفاه اقتصادی بهره‌مندتر از سایر استان‌ها هستند. نابرابری‌های منطقه‌ای می‌تواند تا حد زیادی تحت تأثیر ظرفیت استان‌ها برای کسب منابع مالی به ویژه درآمدهای مالیاتی باشد. لذا در این پژوهش رابطه سرانه درآمدهای مالیاتی با رفاه اقتصادی در ۳۱ استان ایران در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ مورد ارزیابی قرار گرفته شد. بر این اساس برای ارزیابی رفاه اقتصادی از شاخص فلاکت هانکه (۲۰۱۹) استفاده شد. تجزیه و تحلیل توصیفی داده‌ها نشان داد استان‌های ایران از حیث رفاه اقتصادی در وضعیت غیریکسانی قرار گرفته‌اند. به طوریکه بر اساس متوسط شاخص فلاکت، پایین‌ترین سطح رفاه مربوط به استان‌های چهارمحال و بختیاری (با شاخص فلاکت ۶۰/۴۱) و سیستان و بلوچستان (با شاخص فلاکت ۵۶/۰۳) و بالاترین سطح رفاه مربوط به استان بوشهر (با مقدار ۳۴/۷۹) و سپس خوزستان (با مقدار ۴۱/۹۸) طی بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ است، این در حالی است که درآمدهای مالیاتی کشور نیز به شکل کاملاً غیریکسانی در بین استان‌ها توزیع شده، به گونه‌ای که استان تهران با میانگین ۴۱/۰۷ میلیون ریال بالاترین و استان سیستان و بلوچستان با میانگین ۱/۶۷ میلیون ریال، پایین‌ترین درآمد مالیاتی سرانه را در بین استان‌های کشور طی دوره مذکور کسب کرده‌اند. در ادامه ساختار وابستگی غیرخطی و دمی این دو متغیر با استفاده از روش بهینه‌سازی محلی و شبیه‌سازی مونت‌کارلو زنجیره مارکوف در چارچوب بیزی و به وسیله ۲۵ خانواده مختلف کاپولا مقایسه و رتبه‌بندی شد. در نهایت با توجه به معیارهای آماری از جمله حداکثر درستنمایی، معیار اطلاعاتی آکائیک و بیزین، حداقل میانگین مجذور خطا و تعادل نش، تابع Roch-Alegre به عنوان بهترین تابع مشترک برای مدل‌سازی وابستگی بین متغیرهای درآمدهای مالیاتی سرانه و شاخص فلاکت استانی شناسایی شد که با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از ضرایب همبستگی $\tau$ کندال و $\rho$ اسپیرمن، می‌توان استنباط کرد که یک رابطه آماری معنادار، منفی اما در کل ضعیف بین درآمدهای مالیاتی منطقه‌ای و شاخص فلاکت وجود دارد. این یافته، یک ارتباط معکوس، هرچند ضعیف، را در کل طیف شرایط اقتصادی برجسته می‌کند. بر این اساس یافته‌های حاضر درک نظری از چگونگی تبدیل نابرابری‌های مالی به نابرابری‌های رفاه منطقه‌ای را اصلاح می‌کند و نشان می‌دهد در حالی که درآمدهای مالیاتی بالاتر به طور مداوم با سطوح پایین‌تر فلاکت اقتصادی مرتبط هستند، اما به نظر می‌رسد تأثیر

مستقیم آنها به جای غالب بودن، ناچیز است. این بدان معناست که اگرچه ظرفیت مالی کافی منطقه‌ای نقش حمایتی و توانمندسازی در کاهش فلاکت اقتصادی ایفا می‌کند، سایر عوامل کلان اقتصادی، ساختاری یا سیاستی احتمالاً تأثیر قابل توجه‌تری بر سطح کلی فلاکت اقتصادی یک منطقه دارند. بنابراین، در حالی که درآمدهای مالیاتی به رفاه کمک می‌کنند، تأثیر آنها به تنهایی ممکن است برای کاهش گسترده فلاکت بدون سیاست‌های مکمل کافی نباشد. لذا سیاست‌گذاران بهتر است یک رویکرد استراتژیک و چندجانبه برای افزایش رفاه منطقه‌ای اتخاذ کنند و از اتکای صرف به افزایش درآمدهای مالیاتی فراتر روند. بر این اساس آنان باید بر تقویت حکمرانی محلی، افزایش شفافیت مالی و کاهش فساد تمرکز کنند تا اطمینان حاصل کنند که درآمدهای مالیاتی موجود به طور کارآمد و عادلانه به خدمات عمومی که مستقیماً به نفع شهروندان است، اختصاص می‌یابد. همچنین سیاست‌گذاران در راستای ایجاد یک اقتصاد منطقه‌ای پایدار و رقابتی، باید ظرفیت مالی خود را بر ارائه کالاها و خدمات عمومی محلی که زندگی جامعه را بهبود می‌بخشد، متمرکز کنند و در عین حال برای تثبیت اقتصاد کلان به دولت مرکزی متکی باشند.

## References

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723.

Alfonso, A. A., & Gani, A. (2024). Analisis Determinan Supply Side Terhadap Disparitas Pemanfaatan Layanan Fasilitas Kesehatan Program Jkn Di Indonesia. *Jurnal Cahaya Mandalika ISSN 2721-4796 (online)*, 2324-2338.

Amjadi, M. H. & Enhesari, M. (2023). Social Welfare in Urban and Rural Areas of the Provinces on the 6-Th Development Plan. Journal of Social Problems of Iran, 13(2), 191-207. (In Persian)

Ananda, CF (2018). Regional economic development: dynamics and development strategy . Brawijaya University Press.

Atkinson, A. B., & Stiglitz, J. E. (2015*). Lectures on public economics: Updated edition.*

Bartolini, D., S. Stossberg and H. Blöchliger (2016), Fiscal Decentralisation and Regional Disparities, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1330, OECD Publishing, Paris.

Bird, R. M. (2013). Local taxes and local expenditures: Strengthening the Wicksellian connection.

Boadway, R. (2004). The Theory and Practice of Equalization, *CESifo Economic Studies*, 50(1), 211–254.

Canare, T. (2021). Decentralization and welfare: theory and an empirical analysis using Philippine data. *Public Sector Economics-submission site*, 45(1), 93-123.

Costa-Font, J. (2010). Devolution, diversity and welfare reform: Long-term care in the 'Latin Rim'. *Social policy & administration*, 44(4), 481-494.

Craig, A. O., Adetola, R., & Maminu, K. A. (2020). Tax revenue and capital expenditure in Nigeria. *Accounting and taxation review*, 4(1), 132-147.

Diamond, P. A., & Mirrlees, J. A. (1971). Optimal taxation and public production I: Production efficiency. *The American economic review*, 61(1), 8-27.

Durante, F., Sempi, C. (2010). Copula Theory: An Introduction. In: Jaworski, P., Durante, F., Härdle, W., Rychlik, T. (eds) Copula Theory and Its Applications. *Lecture Notes in Statistics*, vol 198. Springer, Berlin, Heidelberg.

Embrechts, P., Lindskog, F., & McNeil, A. (2003). Modelling dependence with copulas and applications to risk management. *Handbook of heavy tailed distributions in finance*, 8(1), 329-384.

Ersin, İ. (2024). Investigation of the Relationship Between Misery Index and Some Macroeconomic Factors in Turkey: Hacker and Hatemi-J (2006) Causality Test. JOEEP: Journal of Emerging Economies and Policy, 9(2), 119-128.

Eskandari Ata, M. R., mehregan, N., Pourfaraj, A. and Karimi Petanlar, S. (2020). Spatial Analyses of Regional Inequality with Emphasis on Environmental and Political Factors. Journal of economics and regional development, 26(18), 197-220. (In Persian)

Farahati, M. (2022). Welfare effects of budget-neutral changes in tax mix for Iran. The Journal of Economic Policy, 14(27), 1-38. (In Persian)

Fatemi Zardan, Y., Fotros, M. H., Sepehrdost, H. and Khezri, M. (2021). Utility and Social Welfare Function in Iranian Provinces (Investigating the Process of Changes and Convergence of Welfare). Economic Growth and Development Research, 11(44), 36-15. (In Persian)

Fisher, N. I. (1997). Copulas. In: Encyclopedia of Statistical Sciences, Update Vol. 1,159-163. John Wiley Sons, New York.

Flaška, F., Rigová, Z., Kološta, S., & Liptáková, K. (2021). Regional differences in revenues from local taxes in comparison to the socio-economic level of the regions of the slovak republic. DANUBE, 12(3), 197-211.

Gabaldón-Quiñones, P., Mañas-Alcón, E., & Garrido-Yserte, R. (2008). Regional welfare disparities: A leisure analysis. *World Leisure Journal*, 50(4), 219-231.

Gupta, A. S. (2007). Determinants of tax revenue efforts in developing countries (No. 2007/184). IMF Working Paper No. 07/184.

Hanke, S. (2019). Hanke's Annual misery index 2018: The world's saddest (and happiest) countries. *Accessed 23rd June.*

Hidayat, A., Junaid, A., Wahyuni, N., & Nurwana, A. (2021). Optimizing Tax Management as a Means of Social Welfare in Makassar City. *Center of Economic Students Journal*, 4(3), 189-200.

Khodaverdi Samani, M., Alizadeh, S. and shaghaghi shahri, V. (2023). Spatial overflow of financial decentralization on social welfare in the provinces of Iran during the years 2006-2018 Approach: Spatial econometrics. Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE), 22(2), 82-124. (In Persian)

Krugman, P. (1992). *Geography and trade*. MIT press.

Kruskal, W. H. (1958). Ordinal measures of association. Journal of the American Statistical Association, 53(284), 814-861.

Kyriacou, A. P., Muinelo-Gallo, L., & Roca-Sagalés, O. (2015). Fiscal decentralization and regional disparities: The importance of good governance. Papers in Regional Science, 94(1), 89-108.

Lehmann, E. L. (1966). Some concepts of dependence. Ann. Math. Statist. 37, 1137-1153

Lessmann, C. (2006). *Fiscal decentralization and regional disparity: a panel data approach for OECD countries* (No. 25). Ifo working paper.

Lessmann, C. (2009). Fiscal decentralization and regional disparity: Evidence from cross-section and panel data. Environment and Planning A, 41(10), 2455-2473.

Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.

Marfiana, A., Prabowo, S., Wijaya, S., & Irawan, F. (2024). The impact of local tax revenue on society welfare. *Educoretax*, 4(12), 1561-1579.

Martira, A., & Nursadi, H. (2020). Financial Relations between Central and Regional Governments in the Implementation of National Health Insurance. Journal of Law & Development, 50(1), 177.

Musgrave, R.A., & Musgrave, P.B. (1980). *Public finance in theory and practice*.

Nelsen, R. B. (2003, March). Properties and applications of copulas: A brief survey. In *Proceedings of the first brazilian conference on statistical modeling in insurance and finance* (pp. 10-28). Sao Paulo: University Press USP.

Nelsen, R. B. (2006). An introduction to copulas. springer.

Oates, W. E. (1972). Fiscal Federalism. Harcourt Brace Jovanovich.

Oates, W.E. (2004). An essay on fiscal federalism. *In Environmental Policy and Fiscal Federalism* (pp. 384-414). Edward Elgar Publishing.

Osuma, G., & Nzimande, N. (2025). Examining the Misery Index and Its Effects on Economic Inequality and Social Welfare in Sub-Saharan Africa: The Moderating Role of Corruption. Sustainability, 17(6), 2522.

Ovat, O. O. (2020). Do macroeconomic Policies Mitigate Citizens' Misery in a Developing Economy? Empirical Evidence from Nigeria. *International Research Journal of Finance and Economics*, (178), 50-62.

Parsa, R., & Klugman, S. A. (2008). Copula Regression. Casualty Actuarial Society Forum, Summer 2008, 45-54.

Pessino, C., & Fenochietto, R. (2010). Determining countries' tax effort. *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 65-87.

Pitt, M., Chan, D., & Kohn, R. (2006). Efficient Bayesian inference for Gaussian copula regression models. Biometrika, 93(3), 537-554.

Prud'homme, R. (1995). The Dangers of Decentralization/The world bank research. *Washington, DC: Manufactured in the United States of America*, 10(2), 201-227.

Rahmani Fazli,Hadi,Arab Mazar,Abbas. (2016). The Impact of Provincial Budget Gap on Regional Income Disparity of Iran's Provinces by Using PVAR Model. *Economic Modeling*, 34(10),73-93. (In Persian)

Ranjbar, H., Sameti, M., & Malian, M. (2017). The possibility of replacing tax revenues with oil revenues (Iran case study). *Applied Economics*, dor: 19(6), 27-38. (In Persian)

Reshina, G., & Vocish, A. (2014). Budgetary potential of local governments in the implementation of regional policy principles in Latvia. *Актуальні проблеми економіки*, (3), 292-298. Saints Cyril and Methodius University in Skopje.

Rizki, I. H., Sutejo, B., Rizki, D. A., Lubis, N. O., & Syahzaika, A. (2022). The Effect of Local Taxes and Regional Retributions on Financial Performance of Local Governments in The Order of Improving Community Welfare in North Sumatra Province. *Journal of Economics, Finance and Management Studies*, 5(08), 2121-2128.

Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.

Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model The Annals of Statistics 6 (2), 461–464.

Shahiki Tash, M. N**.,** Yaghfoori, H., & Darvishi, B. (2015). Review the Intensity of Spatial and Regional Imbalance of Welfare (Comparative Study of Welfare in Iran Provinces based on Harvey and Smith Approaches). Regional Planning, 5(17),15-30. (In Persian)

Simanjuntak, T. H., & Mukhlis, I. (2013). Analysis of Tax Compliance and Impacts on Regional Budgeting and Public Welfare. *BISNIS & BIROKRASI: Jurnal Ilmu Administrasi Dan Organisasi*, 19(3), 5.

Sklar, M. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. *In Annales de l'ISUP*, 8(3), 229-231.

Sri, L., & Suyana, U. M. (2019). The effect of Local government Own Revenue and Revenue sharing funds on economic performance and community welfare through capital expenditure of Regency/City in Bali Province, Indonesia. *Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences*, 91(7), 67-87.

Sun, R. (2021). Research on the relationship between the imbalance of regional economic growth and the allocation of financial resources. *In E3S Web of Conferences* (Vol. 275, p. 01056). EDP Sciences.

Suwanan, A. F., & Sulistiani, E. H. (2009). Fiscal decentralization and regional disparities in Indonesia: A dynamic panel data evidence. *Journal of Indonesian Economy and Business (JIEB)*, 24(3), 328-336.

Tijmstra, S. A. (2009). Uniquely Scottish? Placing Scottish devolution in theoretical perspective. *Environment and Planning C: Government and Policy*, 27(4), 732-746.

Vafaei, E., Mohammadzadeh, P., Fallahi, F. and Asgharpour, H. (2017). The Convergence of Social Welfare in the Iranian Provinces Using Spatial STAR Nonlinear Technique. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 4(2), 79-102. (In Persian)

Welsch, H. (2007). Macroeconomics and life satisfaction: Revisiting the "Misery Index". *Journal of Applied economics*, 10(2), 237-251.

World Bank. (2005). World development report 2005: A better investment climate for everyone.

Zimmermannova, J., Skalickova, J., & Siroky, J. (2016). What can tax revenues tell us about the economic activity of regions? *Economics & Sociology*, 9(1), 114.