

The effects of Inflation and Unemployment on Multidimensional Inequality in the Iranian Provinces A Spatial Econometric Approach

Esmaiel Abounoori¹, Anahita Roozitalab² 

1. Professor of Econometrics and Social Statistics, Department of Economics, Semnan University, Iran. E-mail: Esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir
2. Ph.D. in Econometrics, Department of Economics, Semnan University, Iran (Corresponding Author). E-mail: Ana.roozitalab@semnan.ac.ir

Abstract

Inequality is a multidimensional phenomenon. Given the geographical conditions and characteristics of each region, inequalities vary across different provinces. The primary objective of this study is to examine the effects of inflation and unemployment, along with the variables of real per capita government expenditures and real per capita paid facilities as an indicator of financial development, on multidimensional inequality in Iran's provinces during the period 2000-2021. To this end, using microdata from the Household Expenditure (Income) Survey, we first estimate the multidimensional Gini coefficient across nine major commodity groups: food, clothing and footwear, housing, communications and transportation, education, recreation and entertainment, health, furniture and services, and others—disaggregated by province. Subsequently, based on the latest available interprovincial data, we estimate a model of the factors influencing multidimensional inequality using the concept of spatial econometrics, incorporating inflation, unemployment, real per capita government expenditures, and real per capita paid facilities. The results indicate that inflation, unemployment, real per capita government expenditures, and real per capita paid facilities have significant positive effects on multidimensional inequality in Iran's provinces. Additionally, the findings reveal that an increase in any of these variables worsens income distribution in neighboring provinces.

Article information

Review History:

Received: Apr. 13, 2024

Revised: Apr. 24, 2024

Accepted: May. 28, 2024

Keywords:

Multidimensional Gini Coefficient
Inflation
Unemployment
Spatial Autoregression Model
Iran

JEL Classification:

I24, D3, C1

Corresponding Author:

Ana.roozitalab@semnan.ac.ir



Aim and Introduction

Inequality is a multidimensional phenomenon that affects various aspects of households' lives. The economic well-being of individuals depends not only on their income but also on other factors such as access to healthcare, education, transportation, etc. Therefore, one-dimensional methods (income-focused) are insufficient for measuring inequality. The multidimensional approach to inequality considers different aspects of individual welfare, unlike the one-dimensional approach. The concentration of population and activities in some provinces of Iran, along with macroeconomic indicators (inflation and unemployment), exacerbates inequality. These inequalities affect various dimensions of people's lives and endanger their economic welfare. The primary aim of this study is to examine the effects of inflation and unemployment on multidimensional inequality in the provinces of Iran and their reciprocal effects on each other, using a multidimensional Gini coefficient estimated from the household budget microdata of the Statistical Center of Iran for the years 2000-2021.

Methodology

In this study, the multidimensional Gini coefficient by Kumar Banerjee (2010) has been estimated for 9 dimensions of welfare. Then, the effects of inflation and unemployment, along with variables such as per capita real government expenditure and per capita real financial facilities as indicators of financial development, will be analyzed using a spatial econometric model. The mathematical form of the multidimensional Gini coefficient (MGI) is as follows: Here, the mathematical formula would be inserted (In this equation: represents the non-increasing rank of the unit under study in the individual's overall welfare vector, and represents the sample size. The range of this index fluctuates between zero (completely equal distribution) and one (completely unequal distribution). For measuring multidimensional inequality in this study, the multidimensional Gini coefficient by Kumar Banerjee (2010) has been used which is based on the microdata from the household expenditure (income) survey of the Statistical Center of Iran and involves data mining processes such as aggregating groups of beverages and tobacco, ready meals with food expenditure groups, and communications with transportation, and extracting data related to each household code in each province using R Studio 2020 software. The model is based on the spatial econometric method with spatial panel data, defined using a proximity method in which provinces sharing a border have an element of one and otherwise zero. The adjacency matrix (spatial weight) is normalized, where neighboring provinces carry the most weight, and distant provinces carry the least.

Findings

The results of estimating the multidimensional Gini coefficient for the provinces during 2000-2021 show that most provinces have experienced a high rate of inequality. Provinces such as Bushehr, Khuzestan, Kermanshah, Kurdistan,

Markazi, Qazvin, Qom, Semnan, Sistan and Baluchestan, West Azerbaijan, Zanzan, and Yazd are in an unfavorable condition compared to the country, and most of these provinces are border regions. Over these 22 years, Sistan and Baluchestan with 77.66% have the highest rate of multidimensional inequality, while Isfahan with 60.85% has the lowest among the provinces. Additionally, the findings indicate that inflation, unemployment, per capita real government expenditure, and per capita real disbursed financial facilities have a significant positive effect on multidimensional inequality in the provinces of Iran. The proximity of provinces has also worsened the inequality conditions in the neighboring provinces.

Discussion and Conclusion

Four variables including unemployment, inflation, per capita real government expenditure, and per capita real disbursed financial facilities have a significant positive effect on the multidimensional Gini coefficient, worsening income distribution. The most significant impact is seen with per capita real government expenditure, which is not allocated effectively to enhance welfare and improve economic conditions, thus not improving income distribution and reducing inequality. The effects of the other variables are in the following order: per capita real disbursed financial facilities, unemployment, and inflation. It is recommended to consider all welfare dimensions in the household consumption basket, create equal conditions for access to bank facilities, allocate a specific quota of facilities to lessdeveloped provinces, allocate government expenditures to expand public services and infrastructure in deprived provinces, consider the interactive effects between provinces in policymaking, and implement effective policies to improve welfare conditions and balanced income distribution across all provinces.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اثرات تورم و بیکاری بر نابرابری چندبعدی در استان‌های ایران: رویکرد اقتصادسنجی فضایی

اسمعیل ابونوری^۱، آناهیتا روزی‌طلب^۲ 

۱. استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران esmaiel.abounoori@semnan.ac.ir

۲. دکتری اقتصاد-اقتصادسنجی، گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران (نویسنده مسئول)
ana.roozitalab@semnan.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
نابرابری پدیده‌ای چندبعدی است. با توجه به شرایط و ویژگی‌های جغرافیایی هر منطقه، نابرابری‌ها در میان استان‌ها [مناطق] متفاوت هستند. هدف اساسی از این مطالعه، بررسی اثرات تورم و بیکاری به همراه متغیرهای سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه واقعی تسهیلات پرداختی به عنوان شاخصی از توسعه مالی بر نابرابری چندبعدی در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۹ است. بدین منظور، با استفاده از ریزداده‌های طرح هزینه (درآمد) خانوار، ابتدا ضریب جینی چندبعدی در ۹ گروه عمده کالایی: خوراک، پوشاک و کفش، مسکن، ارتباطات و حمل و نقل، آموزش، تفریحات و سرگرمی، بهداشت، اثاثیه و خدمات و سایر به تفکیک استان‌های کشور برآورد شده، سپس براساس جدیدترین اطلاعات بین استانی موجود، تورم، بیکاری، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه واقعی تسهیلات پرداختی، الگوی عامل‌های مؤثر بر نابرابری چندبعدی براساس مفهوم اقتصادسنجی فضایی برآورد شده، و نتایج نشان می‌دهد که تورم، بیکاری، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه واقعی تسهیلات پرداختی، دارای اثرات مثبت و معنادار بر نابرابری چندبعدی در استان‌های ایران بوده است. همچنین براساس نتایج به دست آمده، افزایش هر یک از متغیرهای فوق، سبب بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد در استان‌های همجوار می‌شود.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۲۵ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۲/۰۵ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۰۸
	کلمات کلیدی: ضریب جینی چندبعدی تورم بیکاری مدل خود رگرسیون فضایی ایران
	طبقه‌بندی JEL: I24, D3, C1 نویسنده مسئول: ana.roozitalab@semnan.ac.ir

۱. مقدمه

برای اندازه‌گیری نابرابری اقتصادی در یک جامعه، از عبارت «نابرابری درآمد» استفاده می‌شود، درحالی‌که داده‌های توزیع هزینه از داده‌های توزیع درآمد قابل اعتمادتر است؛ چراکه افراد از بیان دقیق درآمد خوداری، ولی هزینه‌ها را دقیق‌تر بیان می‌کنند. از بدو شروع مطالعه نابرابری اقتصادی، شاخص نابرابری با استفاده از درآمد کل یا هزینه کل افراد (خانوار) ساخته شده است. سبد هزینه خانوار شامل گروه‌های مختلف کالایی می‌باشد.

در این پژوهش، از شاخص نابرابری چندبعدی با توجه به گروه‌های کالایی (ابعاد) استفاده شده، و بنابراین، به جای استفاده از ضریب جینی (تک بعدی)، ضریب جینی چندبعدی به دست آمده است. از اواسط دهه ۱۹۷۰ بسیاری از دانشمندان مشهور حوزه مطالعات نابرابری همانند اتکینسون و بورگینیون^۱ (۱۹۸۲)، سن^۲ (۱۹۸۵ و ۱۹۹۳)، استوارت^۳ (۱۹۸۵) و رمزی^۴ (۱۹۹۲)، اهمیت مطالعه نابرابری به صورت چندبعدی را مورد تأکید قرار داده‌اند. در این رویکرد، برخلاف روش‌های تک‌بعدی (درآمد محوری) در محاسبه نابرابری بیش از یک بعد رفاهی در نظر گرفته و تأثیر آن‌ها به طور همزمان در رفاه جامعه ارزیابی می‌شود.

نابرابری افزون بر آثار اقتصادی، آثار اجتماعی، سیاسی و فرهنگی نیز دارد. نابرابری ممکن است در کوتاه‌مدت اثرات قابل توجهی در زندگی افراد نداشته باشد، ولی استمرار آن در بلندمدت، سبب کاهش انگیزه، فساد و فقر گسترده خواهد شد. براساس مطالعات علمی، عوامل اقتصادی و اجتماعی بسیاری بر میزان نابرابری در جامعه مؤثر است. برای مثال، تورم، بیکاری و تولید ناخالص داخلی از عوامل اثرگذار بر نابرابری هستند.

در مطالعات مختلف مانند شولتز^۵ (۱۹۶۹)، رایس و همکاران^۶ (۱۹۸۳)، بلیندر و همکاران^۷ (۱۹۸۷)، کاردوسو و همکاران^۸ (۱۹۹۵)، المرحوبی^۹ (۲۰۰۰)، مونین^{۱۰} (۲۰۱۴) و ابونوری و خوشکار (۱۳۸۵) نشان داده شده است که تورم و بیکاری، سبب افزایش میزان نابرابری بین افراد (خانوار) خواهد شد و بالعکس. لیدلر و پارکین^{۱۱} (۱۹۷۵) بر این باور بودند که تورم سبب کاهش میزان نابرابری خواهد شد.

1. Atkinson and Bourguignon (1982)

2. Sen (1985&1993)

3. Stewart (1985)

4. Ramsay (1992)

5. Schultz (1969)

6. Randolph Rice et al (1983)

7. Blinder et al (1987).

8. Cardoso et al. (1995)

9. Al Mahroubi (2000)

10. Munin (2014)

11. Laidler and Parkin (1975)

در ایران به دلیل تمرکز شدید جمعیت، فعالیت‌ها و عدم تعادل فضایی در برخورداری از امکانات اجتماعی، بخش عمده‌ای از امکانات و جمعیت در یک یا چند منطقه تمرکز یافته و سایر مناطق در حاشیه مانده است که سبب بروز شکاف فقر و محرومیت در برخی از مناطق شده است. با توجه به اینکه امکان جابه‌جایی از یک استان به استان‌های دیگر به‌ویژه استان‌های همجوار وجود دارد، اگر سیاست‌های بهبود وضعیت رفاهی مانند دسترسی به امکانات اشتغال، امکانات بهداشتی، آموزشی، حمل و نقل و ارتباطات، و غیره در استان‌ها متوازن نباشد، باعث تشدید توزیع درآمد و فقر در بعضی از استان‌ها خواهد شد. بنابراین، ارزیابی اثرات عملکرد اقتصاد کلان (تورم و بیکاری) در سطح منطقه‌ای، اطلاعات لازم و مفیدی را برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان جهت تصمیم‌های خردمندانه در جهت کاهش نابرابری فراهم می‌آورد.

هدف اساسی از این مطالعه، بررسی اثرات تورم و بیکاری بر نابرابری چندبعدی در استان‌های ایران و اثر متقابل آنها بر یکدیگر با برآورد ضریب جینی چندبعدی براساس ریزداده‌های بودجه خانوار برای سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۹ می‌باشد. برای این منظور، نخست ریزداده‌های طرح هزینه (درآمد) خانوار به تفکیک گروه‌های ۹ گانه کالایی شامل خوراک، پوشاک و کفش، مسکن، ارتباطات و حمل و نقل، آموزش، تفریحات و سرگرمی، بهداشت، اثاثیه و خدمات و سایر، جمع‌آوری و سازمان‌دهی شده، شاخص ضریب جینی چندبعدی برای دوره مورد مطالعه براساس روش کومار بنرجی (۲۰۱۰) برآورد، آنگاه اثرات تورم و بیکاری بر نابرابری با توجه به نقش همجواری استان‌ها در قالب اقتصادسنجی فضایی ارزیابی شده است.

در ادامه مقاله، مبانی نظری و پیشینه تحقیق، سپس در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش، در بخش چهارم، برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج و سرانجام جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات در بخش پنجم ملاحظه می‌شود.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

۱-۲. نرخ تورم و توزیع درآمد

تورم می‌تواند از کانال‌های مختلف بر توزیع درآمد اثر کند، ولی جهت و شدت اثر تورم بر نابرابری در نظام‌های اقتصادی متفاوت و در زمان‌های مختلف، نیازمند مطالعه است.

الف) برخی از اقتصاددانان باوردارند که تورم ملایم، به دلیل کاهش ارزش واقعی بدهی‌های اسمی، توزیع درآمد را از بستانکاران به بدهکاران منتقل می‌کند. به عبارت دیگر، بدهکاران به دلیل کاهش قدرت خرید واقعی آن بدهی که پرداخت می‌کنند از تورم سود می‌برند. از آنجا که فقرا به طور میانگین بدهکارتر می‌باشند، افزایش تورم از این کانال به سود آنها است و نابرابری را کاهش می‌دهد؛ اما رومر (۱۹۹۸)، در مقاله خود تأکید می‌کند که هرچند فقیران در واقع بدهکار هستند، اما به دلیل اینکه مبلغ بدهی آنها نسبت به سایر افراد جامعه بسیار کمتر است، این موضوع ممکن است اثر معناداری در توزیع درآمد جامعه نداشته باشد.

ب) براساس مدل و منحنی فلیپس، فرض می‌شود که رابطه بین بیکاری و تورم در کوتاه‌مدت معکوس است؛ به‌گونه‌ای که مقادیر بالای تورم، منجر به کاهش بیکاری می‌شود. با توجه به اینکه بیکاری یکی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر سطح فقر و نابرابری در جامعه است، بالا رفتن نرخ تورم، می‌تواند به واسطه کاهش نرخ بیکاری، به کاهش نابرابری در توزیع درآمد کمک کند (گلخندان، ۱۳۹۵).

۲-۱-۲. نرخ بیکاری و توزیع درآمد

از دیدگاه نظری، رابطه مستقیمی میان بیکاری و نابرابری وجود دارد. نیروی کار به عنوان اصلی‌ترین منبع در دسترس گروه‌ها و خانوارهای فقیر، نقش قابل توجهی در تأمین درآمدهای مورد نیاز این خانوارها دارد. بدیهی است که گروه کثیری از افراد، زندگی خود را از طریق فروش منابع کاری خود تأمین می‌نمایند و عدم وجود فرصت‌های مناسب برای عرضه این عامل، می‌تواند تأثیر بسزایی در وضعیت زندگی افراد فقر، محرومیت و گسترش نابرابری داشته باشد. از این رو، هر چه میزان مشارکت نیروی کار فعال در فعالیت‌های اقتصادی کمتر باشد، در نهایت، میزان شدت فقر و نابرابری در جامعه افزایش خواهد یافت. برعکس، افزایش تقاضا برای کار و کاهش بیکاری، به افزایش درآمدها منجر، و وضعیت زندگی مردم بهتر می‌شود و شدت فقر و نابرابری در جامعه کاهش می‌یابد. بنابراین، بیکاری با کاهش درآمد گروه‌های پایین درآمدی و به دنبال آن، افزایش تعداد افراد کم‌درآمد موجب تشدید نابرابری در توزیع درآمد می‌شود (دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹).

۳-۱-۲. مخارج دولت، تسهیلات پرداختی و توزیع درآمد

در این پژوهش، از دو متغیر پراهمیت به‌عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده است: یکی مخارج دولت و دیگری تسهیلات پرداختی.

با پیدایش نقش کالای عمومی و مفهوم شکست بازار، اندازه مخارج دولت به‌صورت کارا در اقتصاد مطرح می‌گردد. براساس چهارچوبی که توسط بانک جهانی توسط فرونی و کانبور^۱ (۱۹۹۲) برای تخصیص هزینه‌های دولت میان هزینه‌های اجتماعی و هزینه‌های زیرساخت‌ها، مشخص شده است، دولت‌ها بودجه را در سه زمینه مسائل اجتماعی، زیرساخت‌ها و سایر زمینه‌ها تقسیم‌بندی می‌کنند. اندازه و ترکیب این هزینه‌ها، ارتقاء فرهنگی و اجتماعی، رشد درآمد، توزیع درآمد و فقر را تحت تأثیر قرار خواهد داد (خداپرست و همکاران، ۱۳۹۲).

ادبیات وسیعی در مورد توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد. بعد از مطالعه پیشگامانه کوزنتس (۱۹۹۵) در مورد نابرابری، برخی اقتصاددانان کلاسیک، بیان نمودند که نابرابری درآمد، می‌تواند منابع را به سمت عواملی با پس انداز زیاد هدایت کند و انباشت سرمایه و رشد را نیز شدت بخشد.

در دهه ۱۹۹۰، نتایج مطالعات متعدد نشان داد که توسعه مالی، می‌تواند نابرابری درآمد و فقر را به‌وسیله تقلیل ناهنجاری‌های اطلاعاتی و هزینه‌های به‌کارگیری سرمایه، کاهش دهد. از طرفی، می‌تواند افراد و شرکت‌های فقیر را به صندوق‌های سرمایه‌گذاری ثروتمند و منابع مالی قابل التزام

مرتبط سازد و با توسعه بازارها و واسطه‌های مالی، به کاهش نابرابری درآمد کمک کند (علوی راد و همکاران، ۱۳۹۹).

۲-۲. مطالعات تجربی

الف) مطالعات داخلی

ابونوری و خوشکار (۱۳۸۷)، اثرات نسبت اشتغال، تورم، درآمدهای مالیاتی خانوارها و هزینه‌های اجتماعی دولت برای خانوارها بر نابرابری اقتصادی را با استفاده از ریزداده‌های طرح درآمد (هزینه)، طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۶۳ در ایران برآورد نمودند. نتایج نشان داده، که نسبت اشتغال و هزینه‌های اجتماعی دولت بر نابرابری اثر کاهشی داشته است. در مقابل، تورم و درآمدهای مالیاتی بر نابرابری، دارای اثر افزایشی بوده است.

گرچی (۱۳۸۷)، اثر جهانی‌شدن بر توزیع درآمد در ایران را با استفاده از روش هم‌جمعی جوهانسون - جوسیلیوس و براساس داده‌های سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۷۴ برآورد نمود. در این مدل، نرخ تورم، نرخ بیکاری، مخارج عمومی دولت و درآمد سرانه نیز به‌عنوان متغیرهای اثرگذار دیگر بر توزیع درآمد، در نظر گرفته شده است. نتایج نشان داده که جهانی‌شدن با وجود ساختار فعلی اقتصاد ایران، باعث افزایش نابرابری خواهد شد. همچنین متغیر نرخ تورم و بیکاری با نابرابری درآمد، ارتباط مستقیم دارد؛ در حالی که مخارج عمومی دولت با نابرابری، ارتباط عکس دارد.

باباخانی و راغفر (۱۳۸۸)، به تعیین رابطه نابرابری درآمدی و سلامت در ایران در دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۵ با استفاده از روش همبستگی اکولوژیکی برای جمعیت ایران پرداختند. نتایج، حاکی از آن است که با افزایش نابرابری درآمدی، امید به زندگی کاهش و میزان مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال افزایش یافته است.

سفی‌پور و رضایی (۱۳۹۰)، به بررسی اثر سیستم مالیاتی بر توزیع درآمد در ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۳ پرداختند. همچنین اثر متغیرهای کنترلی نرخ بیکاری و حداقل دستمزد نیز مورد توجه قرار گرفته است. نتایج نشان داد که با افزایش مالیات‌های مستقیم، سطح حداقل دستمزد، مالیات‌های غیرمستقیم و نرخ بیکاری، توزیع درآمد بهبود می‌یابد.

راغفر و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای، شاخص تک بعدی ضریب جینی و آنتروپی تعمیم‌یافته و چندبعدی بروگینیون را در ابعاد درآمد، سلامت و آموزش برای مناطق شهری ایران در سال‌های ابتدایی و انتهایی سه دوره ریاست جمهوری برآورد نمودند. نتایج نشان داد که ضریب جینی تک بعدی در کلیه ابعاد در سه دوره، از روند یکسانی برخوردار نبوده است؛ به‌گونه‌ای که نابرابری در بعد درآمد در هر سه دوره، کاهش یافته است؛ در حالی که نابرابری در بعد سلامت، افزایش نشان می‌دهد. بعد آموزش نیز در دوره دوم افزایش و در دو دوره دیگر، کاهش یافته است. علاوه بر این، شاخص‌های آنتروپی محاسبه شده نیز در هر سه دوره برای هر سه بعد، با نوساناتی همراه بوده است. شاخص نابرابری چندبعدی برآورده شده نیز نشان می‌دهد که وضعیت در دوره دوم نسبت به دو دوره دیگر بدتر شده است.

گلخندان (۱۳۹۵)، به بررسی اثر سیاست‌گذاری غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) برای دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۴۸ پرداخت. نتایج نشان داده که نرخ تورم در قالب یک ساختار دو رژیم، بر نابرابری درآمد مؤثر بوده است؛ به‌گونه‌ای که نرخ تورم بلندمدت در رژیم اول، تأثیر منفی بر نابرابری درآمد در ایران داشته است؛ در حالی که در رژیم دوم، این اثر مثبت می‌باشد.

آرمان مهر و همکاران (۱۳۹۷)، به بررسی اثر تورم بر نابرابری درآمد در میان دهک‌های مختلف درآمدی خانوارهای شهری ایران با استفاده از روش سیستم مخارج خطی و شاخص اتکینسون در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۲ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه، حاکی از آن است که نابرابری درآمد، رابطه مستقیم با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها دارد.

فیضی و همکاران (۱۳۹۹)، شاخص‌های ضریب جینی و نسبت سهم ده درصد ثروتمندترین خانوارها به ده درصد فقیرترین خانوارهای جامعه را، به‌عنوان شاخص‌های اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد مناطق روستایی استان‌های کشور در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ برآورد نمودند. نتایج این پژوهش، نشان داد که در دوره مورد بررسی در مناطق روستایی کشور، نرخ تورم و حداقل دستمزد، تأثیری منفی بر ضریب جینی و نسبت سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین خانوارها داشته و بیکاری، رابطه معنادار با شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد روستایی نداشته است.

مرادی‌زاده (۱۴۰۰)، به بررسی تأثیر تورم بر نابرابری درآمد در ۶۶ کشور در حال توسعه از جمله ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۵ با استفاده از مدل پانل پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته است. نتایج حاکی از وجود یک رابطه غیرخطی U شکل میان تورم کل و نابرابری درآمد می‌باشد. درباره اجزای تورم، نتایج مدل، بیان‌کننده رابطه غیرخطی U شکل میان تورم پیش‌بینی شده و نابرابری درآمد است؛ اما تورم پیش‌بینی نشده، رابطه معناداری با نابرابری درآمد ندارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی و شهرنشینی، نابرابری و آزادی تجارت بین‌المللی در کشورهای مورد مطالعه، باعث بدتر شدن وضعیت نابرابری درآمد می‌شود و بین متغیر بیکاری و نابرابری درآمد، رابطه معناداری یافت نشد.

عزیزی و همکاران (۱۴۰۱)، با هدف حداقل‌سازی نابرابری درآمد، به تعیین نرخ تورم بهینه با استفاده از روش DSGE در ایران طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۹ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که نرخ تورم بهینه، ۳/۷۴ درصد می‌باشد و افزایش یا کاهش تورم از مقدار بهینه، موجب افزایش نابرابری درآمدی خواهد شد.

ب) مطالعات خارجی

بروگینیون^۱ (۱۹۹۹)، نابرابری بین کشورها را برحسب امید به زندگی، مورد ارزیابی قرار داده، همچنین تأثیر مسکن نامناسب، درآمد پایین و عدم وجود سلامتی در ایجاد محرومیت و نابرابری را نیز بررسی کرده است. نتایج نشان دهنده میزان نابرابری‌های متفاوت در بین ابعاد مورد بررسی بین کشورها می‌باشد.

دکنیک و همکاران^۲ (۲۰۰۹)، نابرابری رفاه را با استفاده از ضریب جینی تعمیم یافته چندبعدی برحسب داده‌های خانوارهای روسی در سه بعد رفاهی سطح زندگی مادی، سلامت و آموزش و پرورش، بررسی و اندازه‌گیری نمودند. نتایج حاکی از افزایش نابرابری در ابعاد فوق بین خانوارهای روسی است. نیلسون^۳ (۲۰۱۰)، به بررسی نابرابری چندبعدی در کشور زامبیا با استفاده از سه رویکرد مورد به مورد، تجمیعی و غیرتجمیعی در چهار ویژگی مخارج، آموزش، سلامت و زمین برای سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۸ پرداخت. نتایج حاکی از آن است که سطح و تغییرات نابرابری‌های غیرپولی در تضاد با نابرابری مخارج هستند.

لی و همکاران^۴ (۲۰۱۳)، نابرابری‌های چندبعدی در توزیع مراقبت‌های بهداشتی برای استان حنان در چین مرکزی را با توجه به دو هدف تحلیلی بررسی نمودند: (۱) بررسی نابرابری مراقبت‌های بهداشتی در چند مقیاس شهری - روستایی در حنان از دو بعد مرکزی و پیرامونی؛ (۲) آشکارسازی فضایی تأثیرگذارهای متعدد چین، استراتژی‌های توسعه استانی و اقتصادی محلی توسعه در توزیع مراقبت‌های بهداشتی. برای سیستم‌های اطلاعات جغرافیایی مبتنی بر روش‌های آماری فضایی برای تشخیص تغییرات مکانی - زمانی توزیع مراقبت‌های بهداشتی و از رگرسیون وزنی جغرافیایی استفاده کرد تا تأثیرگذارهای متعدد را بر روی کشور نشان دهد. نتایج نشان می‌دهد که با وجود اصلاحات مراقبت‌های بهداشتی و بهبود سیاست‌های استانی، شکاف‌های شهری - روستایی و هسته‌ای، پیرامونی در حنان هنوز وجود دارد و علاوه بر این، نابرابری مراقبت‌های بهداشتی از نظر جغرافیایی به مقیاس و خوشه‌بندی و الگوهای مکانی حساس است.

دکنیک^۵ (۲۰۱۷)، با استفاده از داده‌های نظرسنجی جهانی گالوپ به بررسی چگونگی طراحی شاخص بهزیستی حساس به توزیع پرداخته است. نتایج نشان‌دهنده زیان قابل‌توجهی ناشی از نابرابری چند بعدی برای کشورهای عضو OECD است.

1. Bourguignon (1999)
2. Decancq et al (2009)
3. Nelson (2010)
4. Li et al (2013)
5. Decancq (2017)

پارنت و همکاران^۱ (۲۰۱۹)، به بررسی نابرابری چندبعدی در مناطق اروپایی از نظر توسعه انسانی پرداختند. به این منظور ابتدا، یک شاخص چندبعدی نابرابری توسعه انسانی برای ۲۰۵ منطقه در اتحادیه اروپا، در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ از روش UNDP محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد با وجود محدوده توزیع نابرابری و همچنین مفهوم فضایی، سطح دستاوردهای توسعه انسانی به‌طور کلی بهبود یافته است. تنهایی و همکاران (۲۰۲۰)، با استفاده از داده‌های نظرسنجی خانوار و با تمرکز بر چهار بعد مصرف، آموزش، بهداشت و مسکن با استفاده از شاخص چندبعدی اتکینسون، نابرابری چندبعدی رفاه در ویتنام را در دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۵ بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که سطح نابرابری چندبعدی در ویتنام کاهش یافته است. البته این امر برای همه ترکیبات مقادیر پارامتر وجود ندارد.

برونوری و همکاران^۲ (۲۰۲۱)، معیارهای نابرابری فرصت‌ها (IOP) کاملاً مطابق با نظریه رومر (۱۹۹۸)، با استفاده از رویکرد یادگیری ماشینی در آلمان در طول سه دهه گذشته برای اطلاعات ۲۵ پانل اقتصادی - اجتماعی برآورد نمودند. نتایج نشان می‌دهد که در آلمان، نابرابری فرصت‌ها بلافاصله پس از اتحاد آلمان شرقی و غربی مجدد کاهش، و در دهه اول قرن افزایش یافته و سپس از سال ۲۰۱۰ و در کل دوره، مجدداً اندکی کاهش داشته است.

یانگ و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، اثر نابرابری چندبعدی را بر تابع رفاه اجتماعی چین با استفاده از مدل لاجیت تعمیم یافته، با در نظر گرفتن تفاوت جغرافیایی سراسر بخش‌های غربی، مرکزی و شرقی چین برآورد نموده‌اند. نتایج نشان داد که نابرابری چندبعدی در مناطق روستایی، از مناطق شهری بیشتر است. افزون بر این، نتایج مدل برآوردی نشان داد که نابرابری چندبعدی، اثرات متفاوتی بر تابع رفاه اجتماعی دارد.

مرور شواهد تجربی بر این نکته تأکید دارد که عوامل بسیاری بر میزان نابرابری مؤثر می‌باشد. بنابراین، تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری بسیار حائز اهمیت است. با توجه به اینکه انسان موجودی چندبعدی است و برای دستیابی به زندگی مناسب، باید به رفع نیازهای مختلف بپردازد، نگاه تک‌بعدی به نابرابری، شاخص مناسبی برای مطالعه وضعیت توزیع درآمد به‌عنوان معیار رفاه نیست. از سوی دیگر، با توجه به گسترش سیستم حمل و نقل و ارتباطات، مناطق توسط مهاجرت و سفرهای بین شهری با هم پیوند می‌خورند و تغییرات در یک منطقه بر منطقه دیگر تأثیرگذار است. از این‌رو در این مطالعه، سعی شده است که عوامل مؤثر بر میزان نابرابری با توجه به چندبعدی بودن آن و تعاملات بین مناطق، مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

1. Parente et al (2019)

2. Brunoriet et al (2021)

3. Yang et al (2023)

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. ضریب جینی چندبعدی (MGI)

در این مطالعه، به پیروی از ابونوری و روزی‌طلب (۱۴۰۲)، ضریب جینی چندبعدی کومار بنرجی (۲۰۱۰) برای ابعاد ۹ گانه رفاهی برآورد و سپس اثرات تورم و بیکاری به همراه متغیرهای سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه واقعی تسهیلات پرداختی به عنوان شاخصی از توسعه مالی بر نابرابری با استفاده از مدل اقتصاد سنجی فضایی، مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

ضریب جینی چندبعدی کومار بنرجی (۲۰۱۰)، با ایجاد یک ترکیب خطی از ابعاد رفاهی، در دو مرحله برآورد می‌شود: در مرحله اول، برای محاسبه اهمیت نسبی (وزن هر بعد) هر بعد رفاهی به صورت درونزا بردارهای ویژه از ماتریس توزیعی ابعاد رفاهی، محاسبه می‌شود. سپس در مرحله دوم، با استفاده از حاصل ضرب ماتریس توزیعی در بردار ویژه، حاصل از حداکثر مقدار ویژه، یک شاخص وزنی از رفاه کلی فرد ایجاد می‌شود. در نهایت، با استفاده از رابطه (۱)، شاخص ضریب جینی چندبعدی (MGI) برای بردار حاصل از رفاه کلی فردی محاسبه می‌شود. فرم ریاضی ضریب جینی چندبعدی (MGI) به صورت زیر می‌باشد:

$$G^*(S) = 1 - \left[\sum_{i=1}^n ((2r_i - 1) / n^2) \right] \times y_i \quad (1)$$

در رابطه (۱)، r_i : رتبه غیرافزایشی واحد مورد مطالعه در بردار رفاه کلی فرد $y_i = (Av)_i$ و n حجم نمونه می‌باشد. دامنه تغییرات شاخص فوق بین صفر (توزیع کاملاً برابر) و یک (توزیع کاملاً نابرابر) در نوسان است. آمار توصیفی ضرایب جینی چندبعدی در جدول ۱ خلاصه شده است:

جدول ۱: آمار توصیفی ضریب جینی چندبعدی (درصد)

Table 1: Descriptive statistic of multidimensional Gini coefficient (Percent)

انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانگین	استان
۷/۰۵۸	۵۵/۹۶۳	۷۶/۸۳۸	۶۵/۶۳۰	آذربایجان شرقی
۱۳/۰۵۷	۴۹/۰۰۲	۸۸/۵۷۰	۶۹/۷۶۹	آذربایجان غربی
۹/۶۴۹	۵۱/۲۱۸	۵۸/۸۳۰	۶۵/۹۹۴	اردبیل
۴/۵۲۸	۵۰/۲۷۴	۷۳/۱۳۷	۶۰/۸۵۴	اصفهان
۸/۰۲۷	۴۶/۳۶۲	۸۰/۱۲۴	۶۳/۳۵۶	ایلام
۱۱/۱۵۰	۵۳/۴۲۸	۹۷/۴۶۷	۷۰/۹۲۴	بوشهر
۷/۵۲۰	۵۷/۵۰	۸۲/۰۲	۶۶/۷۰۲	تهران
۱۱/۴۴۴	۴۷/۰۶۷	۸۷/۵۱۲	۶۵/۰۲۱	چهارمحال و بختیاری

انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانگین	استان
۶/۳۴۹	۵۶/۵۳	۷۵/۶۱	۶۶/۰۳۱	خراسان
۱۴/۲۴۴	۳۳/۷۱۱	۹۲/۰۲۴	۶۹/۸۰۸	خوزستان
۷/۵۶۲	۵۵/۰۵۹	۸۰/۱۰۸	۶۸/۶۳۳	زنجان
۱۱/۶۴۵	۵۲/۵۵۰	۸۷/۷۰۹	۶۷/۸۷۲	سمنان
۸/۹۸۰	۶۰/۲۴۹	۹۳/۰۰۲	۷۷/۶۶۲	سیستان و بلوچستان
۸/۵۶۰	۵۰/۶۲۲	۸۲/۰۱۷	۶۴/۸۴۶	فارس
۹/۰۳۲	۵۳/۸۶۳	۸۳/۹۷۲	۷۲/۰۶۱	قزوین
۸/۳۵۰	۵۸/۷۲۸	۸۸/۸۸۵	۷۰/۳۴۲	قم
۸/۹۱۹	۵۵/۲۸۴	۹۲/۰۲۴	۷۲/۹۱۱	کردستان
۸/۳۰۲	۴۵/۸۲۴	۸۱/۸۸۲	۶۶/۰۷۳	کرمان
۱۰/۳۱۰	۵۵/۴۰۸	۹۰/۴۸۴	۷۰/۶۹۲	کرمانشاه
۱/۰۶۶	۴۸/۸۹	۹۲/۹۵	۶۳/۰۰۷	کهگیلویه و بویراحمد
۹/۳۴۱	۵۱/۰۸۵	۵۸/۷۳۹	۶۴/۲۲۵	گلستان
۸/۵۳۶	۴۹/۷۸۳	۸۰/۵۰۵	۶۴/۸۰۴	گیلان
۱۱/۷۶۴	۴۴/۴۱۰	۸۷/۸۶۸	۶۶/۷۸۵	لرستان
۱۰/۵۵۱	۴۷/۷۴۲	۸۴/۴۲۸	۶۴/۱۸۰	مازندران
۸/۳۰۶	۵۵/۴۶۵	۸۵/۳۵۰	۶۸/۵۲۲	مرکزی
۹/۳۳۲	۴۸/۸۹۳	۸۳/۸۴۱	۶۴/۷۱۲	هرمزگان
۱۰/۳۳۳	۴۷/۱۹۰	۸۷/۷۸۰	۶۶/۵۲۸	همدان
۶/۷۵۹	۵۸/۴۴۵	۷۹/۹۹۶	۶۸/۵۶۵	یزد

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به ستون انحراف معیار در جدول ۱، واریانس نابرابری در درون استان‌ها قابل توجه بوده است. میانگین و واریانس نابرابری‌ها در میان استان‌ها، به ترتیب، ۶۷/۳۷۵ و ۸/۹۶۴ بوده است.

۲-۳. اقتصادسنجی فضایی

زمانی که داده‌ها، دارای جزء مکان می‌باشند، به دلیل رخ دادن دو مسئله وابستگی فضایی بین مشاهدات و ناهمسانی فضایی در مشاهدات و در نتیجه، نقض فروض گاوس-مارکوف، استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی عمومی در تصریح مدل، چندان کارا نمی‌باشد (آنسلین^۱، ۱۹۸۸). در

اقتصادسنجی فضایی، با توجه به اینکه متغیر وابسته، متغیر مستقل یا جزء خطا وابستگی فضایی داشته باشند، مدل‌های فضایی متفاوتی مطرح می‌شود (لیسیج^۱، ۲۰۰۹). تصریح عمومی برای داده‌های تابلویی، به صورت زیر است:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + \beta_i + x_{it} \beta + \theta \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{jt} + \gamma_t + u_{it} \quad (2)$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad , \varepsilon_{it} \sim N(\delta^2, I(0))$$

در این معادله i نشان دهنده واحدهای آماری، y_{it} : بردار متغیر وابسته، x_{it} : بردار متغیرهای مستقل است. ρ ، β و θ پارامترهای برآوردی و u_{it} جمله اخلاص با توزیع $i.i.d$ می‌باشد. w_{ij} : یک عنصر غیرمنفی از ماتریس وزنی فضایی است. با این حال، مدل‌های فضایی را با اعمال قیود بر روی متغیرهای فضایی می‌توان گسترش داد که برخی از رایج ترین آنها با توجه به نوع قید اعمال شده به صورت زیر می‌باشند (ابونوری و فیاضی به نقل از الهورست^۲، ۱۳۹۹).

(۱) مدل خود رگرسیون فضایی (SAR): در این مدل اثرات فضایی فقط از طریق متغیر وابسته توزیع می‌شود. در این راستا، از روش حداکثر درست‌نمایی برای برآورد پارمترها استفاده می‌شود:

$$(\lambda = \theta = 0) \rightarrow y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + \beta_i + x_{it} \beta + \gamma_t + u_{it} \quad (3)$$

(۲) مدل خطایی فضایی (SEM): مسیر اصلی توزیع فضایی از طریق عبارت خطا است. به عبارت دیگر، متغیر وابسته با شوک در استان همجوار تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

$$(\lambda = 0) \rightarrow y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + \beta_i + x_{it} \beta + \theta \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{jt} + \gamma_t + u_{it} \quad (4)$$

(۳) مدل دوربین فضایی (SDEM): توزیع فضایی از طریق هر دو متغیر وابسته و مستقل است.

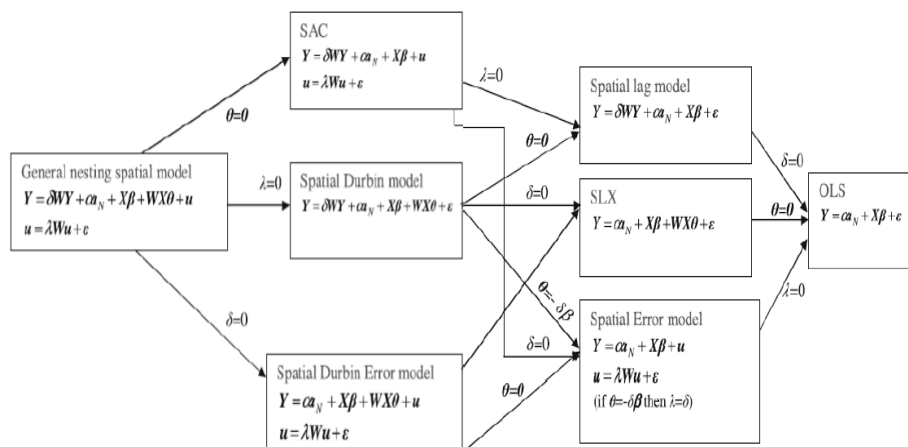
$$(\rho = \theta = 0) \rightarrow y_{it} = \beta_0 + x_{it} \beta + \gamma_t + u_{it} \quad (5)$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad , \varepsilon_{it} \sim N(\delta^2, I(0))$$

سایر مدل‌های اقتصادسنجی فضایی در شکل (۱)، به صورت خلاصه ارائه شده است.

1. Lesage (2009)

2 Elhurst



شکل ۱: انواع مدل‌های اقتصادسنجی فضایی
Chart 1: Different Spatial Econometric Models

منبع: ابونوری و فیاضی (۱۳۹۹) به نقل از الهورست

پدیده وابستگی فضایی، مربوط به داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی می‌باشد. به گونه‌ای که مشاهده‌ی مربوط به یک مکان مانند I به مشاهدات در مکان‌های دیگر مانند j ، $i \neq j$ وابسته است. به عنوان مثال پدیده‌ای مانند نابرابری در مکانی I صرفاً تحت تأثیر عوامل درون منطقه I نیست بلکه به عوامل دیگری مانند مجاورت این منطقه با سایر مناطق نیز وابسته است. افزون بر این بعد فاصله منطقه I با سایر مناطق بر نابرابری در منطقه I تأثیر خواهد گذاشت. بر این اساس انتظار می‌رود که وابستگی فضایی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد و داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر وابسته باشد. همبستگی فضایی به صورت فرم می‌باشد:

$$y_i = f(y_j) \quad , \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad , \quad i \neq j \quad (6)$$

برای بررسی وجود خودهمبستگی بین جملات خطا و وابستگی مشاهدات فضایی، معمولاً از آزمون آی موران، آنسلین استفاده می‌شود. آزمون آی موران فرض وجود خودهمبستگی بین جملات خطا را بررسی می‌کند.

$$I = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} e_i \cdot e_j / \sum_{j=1}^N e_i = \frac{e'we}{e'e} \quad (7)$$

فرضیه صفر این آزمون $H_0: \lambda = 0$ بطوری که (λ) ضریب خودهمبستگی فضایی (I) آماره موران می‌باشد. آماره (I) از توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند. اگر $I > 0$ ، همبستگی فضایی

مثبت و برعکس اگر $I < 0$ ، آزمون موران همبستگی مکانی منفی را بین استان‌ها را نشان می‌دهد. اگر $I = 0$ نشان می‌دهد که هیچ همبستگی مکانی وجود ندارد.

آزمون آنسلین و رابست، به ترتیب، وجود خودهمبستگی فضایی متغیر وابسته فضایی با وجود خطای فضایی را آزمون می‌کنند که با شاخصی به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$LM_{\delta} = \frac{[e^T (I_T \otimes W) Y / \hat{\sigma}^2]^2}{J},$$

$$LM_{\lambda} = \frac{[e^T (I_T \otimes W) Y / \hat{\sigma}^2]^2}{T \times T_w} \quad (8)$$

$$Robust LM_{\delta} = \frac{[e^T (I_T \otimes W) Y / \hat{\sigma}^2 - e^T (I_T \otimes W) e / \hat{\sigma}^2]^2}{J} \quad (9)$$

$$Robust LM_{\lambda} = \frac{[e^T (I_T \otimes W) e / \hat{\sigma}^2 - TT_w / J \times e^T (I_T \otimes W) Y / \hat{\sigma}^2]^2}{TT_w [1 - T_w T / J]} \quad (10)$$

ناهمسانی فضایی، به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی اشاره دارد. به این معنا که هنگام حرکت در بین مشاهدات توزیع داده‌های نمونه‌ای، دارای میانگین و واریانس ثابتی نمی‌باشد.

برای تعریف ماتریس‌های فضایی، از دو روش می‌توان استفاده نمود. یکی روش مبتنی بر مجاورت است و دیگری براساس فاصله مکان‌ها می‌باشد. در روش مجاورت، اثرات فضایی فقط به مناطق همسایه (مناطق که از لحاظ جغرافیایی با یکدیگر مرز مشترک دارند) محدود می‌شود. در این روش، عنصر منتظر با تمام نقاط غیر هم مرز در ماتریس وزنی فضایی صفر در نظر گرفته می‌شود؛ اما در روش مبتنی بر فاصله، به نوعی تمام مکان‌ها با یکدیگر همسایه تلقی می‌شوند.

در این مطالعه، از روش مجاورت استفاده شده است که در آن، استان‌هایی که دارای مرز مشترک هستند، عناصر مربوطه، یک و در غیر این صورت، عدد صفر لحاظ شده است. ماتریس مجاورت (وزنی فضایی) نرمال شده می‌باشد که در آن، استان‌های مجاور و همسایه، بیشترین وزن و استان‌های دور از هم، کمترین وزن را دارند. عناصر ماتریس، چگونگی ارتباط فضایی استان i با استان j را نشان می‌دهد.

۴. معرفی متغیرها و تصریح مدل

با توجه به اینکه نقش تورم و بیکاری در توزیع درآمد و فاصله طبقاتی تعیین کننده می‌باشد، به طور کلی در ارزیابی‌های نابرابری، اهمیت بیشتری نسبت به سایر شاخص‌های اقتصاد کلان دارد. لذا موفقیت

یا عدم موفقیت در کاهش نابرابری را بدون توجه به تورم و بیکاری، نمی‌توان تصور نمود. بر این مبنا، در این پژوهش، سعی شده است تا از طریق تورم و بیکاری، چگونگی عملکرد توزیع درآمد در استان‌های کشور در طی دوره مورد مطالعه ارزیابی گردد و از متغیرهای سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه واقعی تسهیلات پرداختی، به‌عنوان متغیرهای کنترلی استان‌های کشور در قالب مدل اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است.

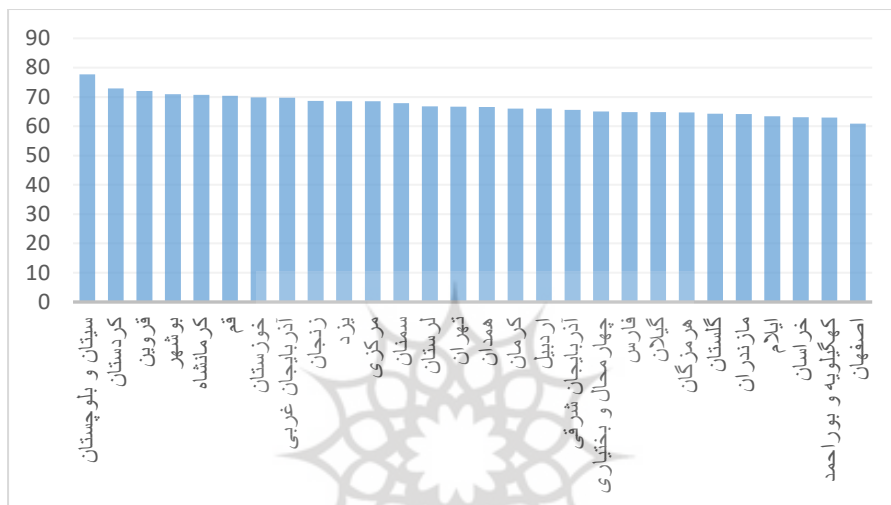
در این مطالعه، ضریب جینی چندبعدی بنرجی (۲۰۱۰)، با استفاده از ریزداده‌های طرح هزینه (درآمد) خانوار مرکز آمار ایران و طی فرایند داده‌کاوی از قبیل تجمیع گروه‌های نوشیدنی، دخانی و غذاهای آماده با گروه هزینه‌های خوراکی و گروه ارتباطات با حمل و نقل و همچنین استخراج داده‌ها مربوط به هر کد خانوار در هر استان با استفاده از نرم افزار R Studio2020 برآورد شده است. تورم و بیکاری نیز به‌عنوان متغیرهای مستقل، به‌ترتیب، از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران با محاسبه نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده بر پایه سال ۱۳۹۵ و سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران گردآوری شده است. اطلاعات مربوط به مخارج دولت و تسهیلات پرداختی از سالنامه‌های مرکز آمار ایران در دوره مطالعه، جمع‌آوری شده است.

در این پژوهش، از داده‌های ۲۸ استان ایران شامل استان‌های اردبیل، اصفهان، ایلام، آذربایجان شرقی، بوشهر، آذربایجان غربی، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۹ استفاده شده است. شایان ذکر می‌باشد که به‌دلیل تفکیک استان‌های خراسان و تهران در اواخر دهه ۸۰ آمار استان‌های خراسان جنوبی، خراسان شمالی و خراسان رضوی و استان البرز به ترتیب به صورت تجمیع شده برای استان خراسان و تهران در نظر گرفته شده است. برای ادغام اطلاعات استان‌های تهران و البرز و همچنین استان‌های خراسان شمالی، رضوی و جنوبی در یک استان از میانگین وزنی^۱ اطلاعات متغیرها در استان‌های فوق استفاده شده است.

بررسی کلی اطلاعات آماری استان‌های کشور در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۹ در نمودار (۱)، نشان می‌دهد که اکثر استان‌های کشور، نرخ بالایی از نابرابر را تجربه نموده‌اند. استان‌های بوشهر، خوزستان، کرمانشاه، کردستان، مرکزی، قزوین، قم، سمنان، سیستان و بلوچستان، آذربایجان غربی، زنجان و یزد

۱. با توجه به اینکه اندازه‌گیری نابرابری، بر مبنای جمعیت یک واحد آماری مانند کشور، استان و غیره انجام می‌شود. در هنگام ادغام اطلاعات متغیرها، جمعیت هر استان به‌عنوان وزن آن متغیر در نظر گرفته شده است. برای محاسبه میانگین وزنی اطلاعات متغیرها، در هر استان، مراحل زیر طی شده است: ابتدا مقادیر جمعیت استان‌های هدف را با یکدیگر جمع و سپس جمعیت هر استان را بر مقدار جمعیت کل تقسیم، و وزن هر یک از متغیرهای فوق را در استان هدف محاسبه نموده‌ایم. سپس مقدار هر متغیر در وزن آن ضرب و در نهایت، مقادیر این مرحله را با یکدیگر جمع و به‌عنوان مقادیر نهایی گزارش شده است.

در وضعیت نامطلوبی نسبت به میانگین کشور قرار داشته‌اند و تعدادی از آن‌ها، استان‌های مرزی نیز بوده‌اند. در دوره زمانی ۲۲ ساله مورد بررسی، به‌طور متوسط استان‌های سیستان و بلوچستان با ۷۷/۶۶ درصد بالاترین نرخ نابرابری چندبعدی و اصفهان با ۶۰/۸۵ درصد کمترین نرخ نابرابری چندبعدی را در میان استان‌های کشور به خود اختصاص داده‌اند.

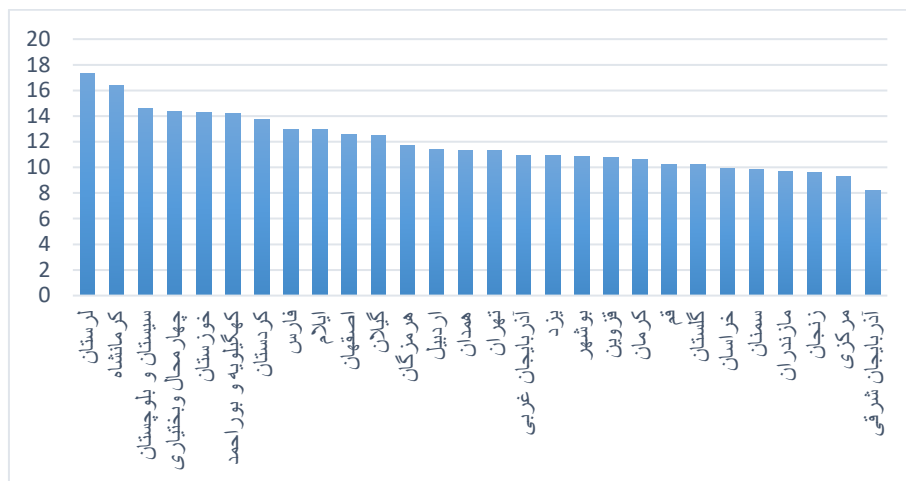


نمودار ۱: متوسط ضریب جینی چندبعدی استان‌ها در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۹ (درصد)

Figure 1: Average multidimensional Gini coefficients of Provinces during 2000-2021 (Percent)

مأخذ: محاسبات محقق (۱۴۰۰-۱۳۷۹)

میانگین نرخ بیکاری در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۹ در نمودار (۲) نشان می‌دهد که استان‌های لرستان، کرمانشاه، سیستان و بلوچستان، به‌ترتیب، با ۱۷/۳۱۹، ۱۶/۳۱ و ۱۴/۵۵۷ درصد، بیشترین نرخ بیکاری و استان‌های آذربایجان شرقی، مرکزی و زنجان، با ۸/۰۲۴، ۹/۳۰۵ و ۹/۵۷۶ درصد، کمترین میزان نرخ بیکاری را در میان استان‌های کشور به خود اختصاص داده‌اند. همچنین می‌توان بیان نمود که به استثنای استان‌های لرستان، کرمانشاه، سیستان و بلوچستان، چهارمحال و بختیاری، خوزستان، کهگیلویه و بویراحمد، کردستان، فارس، ایلام، اصفهان و گیلان، سایر استان‌های کشور، نرخ بیکاری کمتر از میانگین کشوری را تجربه نموده‌اند. بر این اساس، آمارها نشان می‌دهند که نرخ بیکاری در استان‌های مختلف ایران طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۰، همگن نبوده است. غالباً در استان‌های غرب و جنوب غرب کشور، نرخ بیکاری بالاتر می‌باشد و در شمال و مرکز کشور از جمله استان‌های سمنان، یزد، خراسان و قم، نرخ بیکاری پایین‌تر می‌باشد.

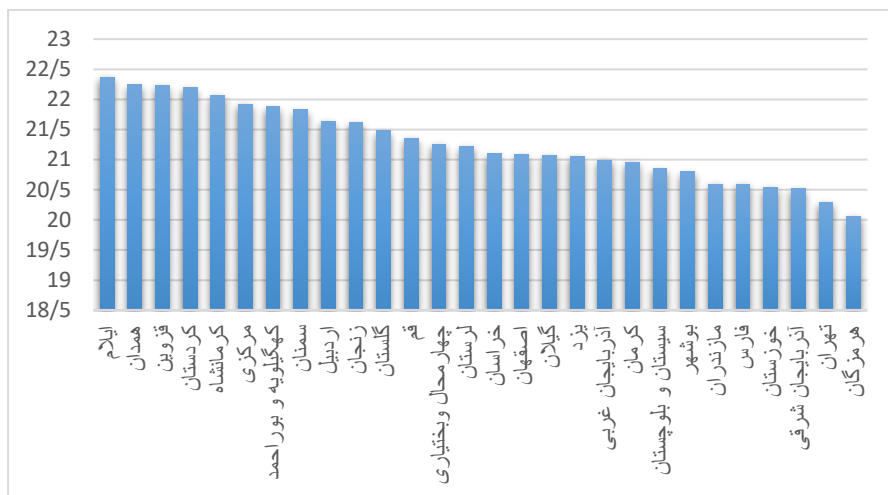


نمودار ۲: متوسط بیکاری در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۹ (درصد)

Figure 2: Average unemployment of Provinces during 2000-2021 (Percent)

منبع: سالنامه‌های مرکز آمار ایران، سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۹

میانگین نرخ تورم در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۹ در نمودار (۳)، نشان می‌دهد که استان‌های ایلام و همدان، به ترتیب، با ۲۲/۳۷ و ۲۲/۲۴ درصد، بیشترین نرخ تورم و استان‌های هرمزگان، تهران و آذربایجان شرقی، با ۲۰/۰۵۸، ۲۰/۲۹۴ و ۲۰/۵۱۶ درصد، کمترین میزان نرخ تورم را در میان استان‌های کشور به خود اختصاص داده‌اند. همچنین به‌استثنای استان‌های هرمزگان، تهران، آذربایجان شرقی، خوزستان، فارس، مازندران و سیستان و بلوچستان، سایر استان‌های کشور، نرخ تورم بیش از میانگین کشوری را تجربه نموده‌اند. بر این اساس، نرخ تورم در استان‌های مختلف ایران، همگن نیست. ناهمگنی تورم در استان‌های ایران، می‌تواند به بروز مشکلاتی مانند نابرابری اقتصادی، افزایش فقر و تشدید مهاجرت از مناطق با نرخ تورم بالا به مناطق با نرخ تورم پایین، منجر شود.



نمودار ۳: متوسط تورم در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۹ (در صد)

Figure 3: Average inflation of Provinces during 2000-2021 (Percent)

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۴۰۰-۱۳۷۹

۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

۴-۱. بررسی مانایی متغیرها

برای بررسی مانایی متغیرها، از آزمون‌های لوین، لین و چو^۱، دیکی فولر تعمیم یافته^۲ و فیلیپس پرون^۳ استفاده شده است. این سه آزمون، از بهترین آزمون‌های مانایی در داده‌های پانل می‌باشند. در تمامی آزمون‌های فوق، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد می‌باشد.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های مانایی داده‌های پانل در سطح

Table 2: Stationary hypothesis testing of Panel data at level

نتیجه آزمون	آماره آزمون	علائم اختصاری	متغیر
Levin, Lin & Chu			
I (O)	-۴/۷۴۴۵ (۰/۰۰۰)	MGI	نابرابری چندبعدی
I (O)	-۱۰/۳۵۲۴ (۰/۰۰۰)	Inf	تورم
I (O)	-۶/۹۱۱۷ (۰/۰۰۰)	Unem	بیکاری
I (O)	-۱۹/۶۶۲۶ (۰/۰۰۰)	PGE	سرانه مخارج واقعی دولت
I (O)	-۶/۴۹۷۶ (۰/۰۰۰)	PFinance	سرانه تسهیلات پرداختی واقعی

1. Levin, Lin & Chu

2. ADF-fisher Chi square

3. PP-fisher Chi square

نتیجه آزمون	آماره آزمون	علائم اختصاری	متغیر
ADF-fisher Chi Square			
$I(O)$	۲۶۲/۶۲۶۹(۰/۰۰۰)	MGI	نابرابری چندبعدی
$I(O)$	۱۹۱/۹۵۵۰(۰/۰۰۰)	Inf	تورم
$I(O)$	۱۶۶/۰۳۰۶(۰/۰۰۰)	Unem	بیکاری
$I(O)$	۱۴۰/۶۹۲۰(۰/۰۰۰)	PGE	سرانه مخارج واقعی دولت
$I(O)$	۱۲۸/۳۲۰۷(۰/۰۰۰)	PFinance	سرانه تسهیلات پرداختی واقعی
PP-fisher Chi Square			
$I(O)$	۲۶۲/۶۲۶۹(۰/۰۰۰)	MGI	نابرابری چندبعدی
$I(O)$	۱۹۱/۹۵۵۰(۰/۰۰۰)	Inf	تورم
$I(O)$	۱۶۶/۰۳۰۶(۰/۰۰۰)	Unem	بیکاری
$I(O)$	۱۴۰/۶۹۲۰(۰/۰۰۰)	PGE	سرانه مخارج واقعی دولت
$I(O)$	۱۲۸/۳۲۰۷(۰/۰۰۰)	PFinance	سرانه تسهیلات پرداختی واقعی

مأخذ: خروجی نرم افزار STAT 17 بر مبنای داده‌های تحقیق

مطابق نتایج جدول (۲)، براساس آزمون‌های لوین، لین و چو، فیلیپس پرون و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، تمامی متغیرها در سطح معناداری ۵ درصد مانا می‌باشند. بنابراین، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان پذیرفت و متغیرها در سطح مانا می‌باشند.

۲-۴. آزمون تشخیص خود همبستگی فضایی

با توجه به اینکه داده‌ها از نوع منطقه‌ای می‌باشند، پیش از برآورد مدل، ابتدا باید وجود یا عدم وجود همبستگی فضایی بین متغیرها، مورد بررسی قرار گیرد. آزمون‌های متفاوتی برای بررسی همبستگی فضایی وجود دارد که شامل آزمون‌های آی موران، آنسلین و جی سی می‌باشد. نتایج آزمون‌های خود همبستگی فضایی در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون خودهمبستگی فضایی

Table 3: Results of the spatial autocorrelation test

احتمال	آماره آزمون	نوع آزمون
۰/۰۰۰۰	۰/۳۰۴۹	آزمون آی موران (I Moran)
۰/۰۰۰۰	۴۴۸/۲۸۵۶	آزمون LM وجود وقفه فضایی (Anselin)
۰/۰۰۰	۰/۶۵۶۷	آزمون LM وجود خطای فضایی (GC)

مأخذ: خروجی نرم افزار STAT 17 بر مبنای داده‌های تحقیق

نتایج آزمون‌های وجود وابستگی فضایی نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی فضایی بین اجزای خطای مدل در سطح معناداری ۵ درصد، رد و وجود وابستگی فضایی بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. بر مبنای نتایج آزمون‌های تشخیصی وابستگی فضایی، ضروری است که مدل‌سازی شاخص نابرابری چندبعدی در میان استان‌های کشور، با توجه به بعد مکان صورت گیرد.

۳-۴. بررسی آزمون F لیمر

پس از انجام آزمون مانایی و قبل از برآورد مدل به روش داده‌های ترکیبی، به منظور اطمینان از انتخاب بین روش داده‌های ترکیبی (panle) و داده‌های تلفیقی (pool)، ابتدا مدل به روش اثر ثابت برآورد و سپس جهت بررسی وجود ناهمسانی در بین مقاطع، از آزمون F لیمر استفاده خواهد شد.

جدول ۴: نتایج آزمون F لیمر

Table 4: Results of the F-Limerick test

آزمون	آماره والد (χ^2)	احتمال Tabel 4
F لیمر	۱۵۹/۵۰	۰/۰۰۰

مأخذ: خروجی نرم افزار STATA 17 بر مبنای داده‌ها و اطلاعات تحقیق

نتایج جدول (۴)، نشان‌دهنده مناسب بودن روش پانل دیتا در برآورد مدل است. به عبارت دیگر، با توجه به اینکه میزان آماره F محاسبه شده از آماره F جدول بزرگ‌تر است، بنابراین، فرضیه صفر آزمون، مبنی بر استفاده از روش داده‌های تلفیقی را نمی‌توان پذیرفت و باید روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی را در مدل لحاظ کرد.

۴-۴. آزمون هاسمن فضایی

برای انتخاب روش برآوردی میان اثرات ثابت و تصادفی در رویکرد داده‌های ترکیبی فضایی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. آزمون هاسمن در حقیقت، آزمون ناهمبسته بودن اثرات انفرادی و متغیرهای توضیحی است که بر طبق آن، ضرایب برآوردهای اثرات ثابت و تصادفی با هم مقایسه می‌شوند.

جدول ۵: نتایج آزمون آزمون هاسمن فضایی

Table 5: Results of the spatial Hausman test

نوع آزمون	آماره کای دو (χ^2)	احتمال
هاسمن	۱۰/۰۲	۰/۰۰۶۷

مأخذ: خروجی نرم افزار STATA 17 بر مبنای داده‌ها و اطلاعات تحقیق

مقدار آماره محاسباتی در جدول (۵)، حاکی از آن است که فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی در سطح معناداری ۵ درصد را نمی‌توان پذیرفت. با توجه به مقایسه مدل‌های برازش شده در

سه حالت اثرات ثابت زمانی، اثرات مکانی و اثرات دو جانبه مدل با اثرات ثابت زمانی دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالاتر می‌باشد. بنابراین، مدل در حالت اثرات ثابت زمانی، برآورد می‌شود.

۴-۵. مقایسه و انتخاب مدل

با توجه به اهمیت نوع وابستگی فضایی، برای برآورد الگوی اقتصاد سنجی مناسب، لازم است برآورد الگو براساس معناداری اثر وقفه فضایی، خطای فضایی و دوربین فضایی صورت گیرد. بر این اساس، آزمون والد بین مدل‌های وقفه فضایی و دوربین فضایی و همچنین بین مدل خطای فضایی و دوربین فضایی انجام شده است. فرضیه صفر آزمون والد، بین مدل‌های وقفه فضایی و دوربین فضایی، صفر بودن تمامی ضرایب متغیرهای همسایه است و فرضیه صفر بین مدل خطایی فضایی و دوربین فضایی، مدل خطای فضایی است. یعنی در مدل، تنها وقفه فضایی، جملات اخلاص همسایگان لحاظ می‌شود. نتایج آزمون تشخیص مدل فضایی در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون تشخیصی بین مدل وقفه فضایی، خطای فضایی و دوربین فضایی

Table 6: Results of identification test between spatial lagged model, spatial error and spatial Durbin

احتمال	آماره آزمون (χ^2)	آزمون
۰/۹۹۹۴	۰/۰۷۰۱	Wald for Spatial Lag
۰/۰۰۰	۳۷/۵۵۲۸	Wald for Spatial Error
۰/۰۵۸۶	۱۵/۰۲۹۱	Wald for Spatial Durbin

مأخذ: خروجی نرم افزار STATA 17 بر مبنای داده‌ها و اطلاعات تحقیق

در جدول (۶)، نتایج آزمون تشخیص بهترین مدل با استفاده از آزمون والد بررسی شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهند، روش وقفه فضایی (SAR) برای ارزیابی مدل مناسب می‌باشد. بنابراین، الگوی فضایی با استفاده از مدل SAR برآورد می‌شود. این مدل، تغییرات متغیر وابسته را به صورت یک ترکیب خطی از استان‌های مجاور توضیح می‌دهد و آنچه در استان‌های مجاور اتفاق می‌افتد را با اهمیت تلقی می‌کند. مدل خودرگرسیون فضایی شامل متغیر وابسته فضایی به فرم زیر است.

$$MGI_{it} = \rho WMGI_{it} + \beta_1 inf_{it} + \beta_2 unem_{it} + \beta_3 PFinanc_{it} + \beta_4 PGE_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$t = 1, 2, 3, \dots, T, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N, \quad \mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n)^T$$

در این معادله MGI_{it} : ضریب جیبی چندبعدی استانی، Inf_{it} : نرخ تورم استانی (درصد)، $Unem_{it}$: نرخ بیکاری استانی (درصد)، PGE_{it} : سرانه مخارج واقعی دولت استانی (میلیون ریال به

هزار نفر)، $PFinanc_{it}$: سرانه تسهیلات واقعی پرداختی استانی (میلیون ریال به هزار نفر)، ρ ، β پارامترهای برآوردی و ε_{it} ، جمله اخلال با توزیع $i.i.d$ ، ماتریس وزنی فضایی با عناصر غیر منفی است.

۴-۶. برآورد مدل فضایی SAR

از آنجا که روش استفاده شده در این پژوهش اقتصادسنجی فضایی است. رویکردی فضایی که برای برآورد رگرسیون به کار می‌رود منطق بر الهورست (۲۰۱۴) می‌باشد. بر اساس آزمون‌های F لیمر و هاسمن مشخص گردید که مدل برآوردی از روش اثرات ثابت تعبیت می‌نماید. لذا از آنجا که در اقتصادسنجی فضایی به روش اثرات ثابت، $\sum_i \alpha_i = 0$ و اثرات ویژه در ضریب β قابل شناسایی می‌باشد به دلیل مشکل پارامترهای تصادفی امکان برآورد سازگار اثرات ویژه ثابت هنگامی که $N \rightarrow \infty$ وجود ندارد. از اینرو برآورد مدل با استفاده عرض از مبدأ امکان‌پذیر نمی‌باشد. (انسلین و همکاران، ۲۰۰۸) بر این اساس مدل بدون عرض از مبدأ برآورد شده است. نتایج برآورد مدل وفقه فضایی در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۷: برآورد مدل خودرگرسیون فضایی (SAR)

Table 7: Estimation of spatial autoregression (SAR) model

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z	احتمال
تورم	۰/۰۰۷۵۹	۰/۰۰۰۵۰	۱۵/۲۹	۰/۰۰۰
بیکاری	۰/۰۳۰۷۱	۰/۰۰۱۲۲	۲۵/۱۰	۰/۰۰۰
سرانه مخارج واقعی دولت	۰/۱۸۳۵	۰/۰۷۹۰۸	۲/۳۲	۰/۰۲۰
سرانه تسهیلات پرداختی واقعی	۰/۰۵۴۱۰	۰/۰۱۱۸۸	۴/۵۵	۰/۰۰۰
ρ	۰/۰۰۴۳۷	۰/۰۰۰۷۲	۶/۰۵	۰/۰۰۰
آزمون‌های ارزیابی مدل		آماره آزمون		
F-Test		۱۷۴۶/۶۶ (۰/۰۰۰)		
Log likelihood		۱۹۳/۶۳۸۹		
R ²		۰/۹۱۹۲		

مأخذ: خروجی نرم افزار STATA 17 بر مبنای داده‌ها و اطلاعات تحقیق

نتایج برآورد مدل، با استفاده از مدل اقتصادسنجی فضایی داده‌های پانل به روش اثر ثابت، در جدول (۷)، نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای مورد مطالعه، اثر مثبت و معناداری بر نابرابری چندبعدی در استان‌ها دارند. به عبارت دیگر، در صورت ثابت بودن سایر عوامل، اگر تورم، بیکاری، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه تسهیلات واقعی پرداختی، یک واحد افزایش یابد، نابرابری چندبعدی استان‌ها،

به ترتیب، به صورت میانگین ۰/۰۷۵۹، ۰/۰۳۰۷۱، ۰/۱۸۳۵ و ۰/۰۵۴۱۰ افزایش خواهد یافت. به منظور بررسی دقیق‌تر اثرات فضایی در استان‌های کشور، اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل در جدول (۷) ارائه شده است.

ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته، مثبت و معنادار می‌باشد. به واقع، با افزایش یک واحد در میانگین ضریب جینی چندبعدی استان‌های کشور، نابرابری یک استان را ۰/۰۴۳۷ واحد افزایش می‌دهد که بر وابستگی داده‌های نابرابری چندبعدی در استان‌ها تأکید دارد. بر این اساس، مجاورت استان‌ها منجر به تشدید توزیع درآمد می‌شود. بنا بر این، وقتی توزیع درآمد در یک استان بد می‌شود، ممکن است افراد برای بهبود وضعیت رفاهی، به استان‌های دیگر به‌ویژه استان‌های مجاور مهاجرت نمایند، این موضوع، سبب افزایش جمعیت در استان همجوار خواهد شد که به دلیل محدودیت منابع و امکانات لازم در استان‌های مجاور، این موضوع سبب خواهد شد که توزیع درآمد در استان‌های مجاور نیز بدتر شود و نابرابری در استان‌های دیگر نیز افزایش یابد.

به منظور بررسی دقیق‌تر اثرات فضایی در استان‌های کشور، اثرات مستقیم، اثرات غیرمستقیم و اثرات کل برآورد شده است. اثرات مستقیم هر متغیر بر نابرابری، بیانگر این موضوع است که اگر متغیر در استان مورد نظر تغییر کند، به‌طور میانگین، چه تأثیری بر نابرابری استان مورد نظر خواهد داشت. اثر غیرمستقیم هر متغیر مستقل بر نابرابری نیز نشان می‌دهد که اگر آن متغیر در استان مورد نظر تغییر کند، به‌طور میانگین، چه تأثیری بر شاخص نابرابری در سایر استان‌ها خواهد داشت که به معنای سرریز فضایی آن متغیر بر نابرابری سایر استان‌ها است. اثر کل هر متغیر نیز میانگین تغییرات متغیر وابسته را بر اثر تغییر، متغیر مستقل نشان می‌دهد. نتایج برآوردی در جدول (۸) ارائه شده است:

جدول ۸: نتایج برآورد اثرات مستقیم و غیرمستقیم زمان-ثابت فضایی

Tabel 8: Estimation results of direct and indirect spatial time period-fixed effects

متغیر	اثرات مستقیم	اثرات غیرمستقیم	اثرات کل
نرخ تورم	۰/۰۰۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۷ (۰/۱۳۵)	۰/۰۰۷۶ (۰/۰۰۰)
نرخ بیکاری	۰/۰۲۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۳۰ (۰/۰۱۴)	۰/۰۳۰۷ (۰/۰۰۰)
سرانه مخارج واقعی دولت	۰/۰۴۸۷ (۰/۰۳۷)	۰/۰۰۵۳ (۰/۸۲۰)	۰/۰۵۴۰ (۰/۰۲۱)
سرانه تسهیلات پرداختی واقعی	۰/۰۱۶۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۱۸۰ (۰/۶۵۶)	۰/۱۸۳۱ (۰/۰۰۰)

مأخذ: خروجی نرم افزار STATA 17 بر مبنای داده‌ها و اطلاعات تحقیق

نتایج جدول (۸)، نشان می‌دهد که تورم، بیکاری، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه تسهیلات واقعی پرداختی، آثار مثبت، هم به صورت مستقیم و هم، به صورت غیرمستقیم بر نابرابری چندبعدی در هر استان برجای گذاشته است. به واقع، با افزایش هر یک از متغیرهای فوق در استان‌ها، میزان نابرابری چندبعدی در استان‌های مجاور افزایش خواهد یافت و موجب بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد در استان‌های همسایه می‌شود. بر این اساس، وجود نابرابری در یک استان از طریق اثرات سرریزها، می‌تواند پیامد خارجی منفی برای استان‌های همسایه ایجاد نماید. همچنین برای همه متغیرهای مستقل اثر مستقیم از اثر غیرمستقیم بزرگ‌تر می‌باشند که نشان می‌دهد که افزایش هر کدام از متغیرهای مورد بررسی در هر استان، ابتدا باعث افزایش نابرابری و بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد در همان استان می‌شود و سپس، اثرات افزایش متغیرها در سایر استان‌ها نیز از طریق اثرات سرریز بر نابرابری در استان مربوطه تأثیرگذار است.

۵. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش، ابتدا ضریب جینی چندبعدی با استفاده از ریزداده‌های بودجه خانوار برای سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۰ محاسبه شده است. سپس با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی (SAR)، اثرات تورم، بیکاری، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه تسهیلات واقعی پرداختی بر نابرابری چندبعدی در ۲۸ استان ایران طی دوره زمانی فوق، برآورد شده است. با عنایت به نتایج مطالعه، هر چهار متغیر بیکاری، تورم، سرانه مخارج واقعی دولت و سرانه تسهیلات واقعی پرداختی، اثر مثبت و معنی‌دار بر ضریب جینی چندبعدی دارند و باعث بدتر شدن توزیع درآمد می‌شوند. از بین این چهار متغیر، سرانه مخارج واقعی دولت، بیشترین اثر را بر افزایش ضریب جینی چند بعدی دارد. در واقع، این نتایج نشان می‌دهد که مخارج دولت به‌طور مناسب و در جهت افزایش رفاه و بهبود شرایط اقتصادی اختصاص داده نمی‌شود و باعث بهبود توزیع درآمد و کاهش نابرابری نمی‌شود.

از سویی، تسهیلات پرداختی به دلیل رشد حجم پول، منجر به افزایش نقدینگی در اقتصاد می‌شود و این امر، می‌تواند منجر به افزایش نرخ تورم شود. افزایش نرخ تورم نیز از یک طرف، باعث کاهش قدرت خرید اقشار با درآمد ثابت، و از طرف دیگر، باعث افزایش ارزش دارایی‌های گروه‌های پردرآمد می‌شود. از سوی دیگر، دسترسی به تسهیلات، همیشه عادلانه نیست و ممکن است افراد و گروه‌های خاصی، از مزایای بیشتری برخوردار شوند. در نتیجه، این افراد و گروه‌ها می‌توانند از فرصت‌های بیشتری برای رشد اقتصادی برخوردار شوند و فاصله خود را با سایر افراد و گروه‌ها بیشتر کنند. بنابراین، به نظر می‌رسد که سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش رشد حجم پول، به گسترش نابرابری توزیع درآمد منجر می‌شود. سه متغیر سرانه تسهیلات واقعی پرداختی، بیکاری و تورم، در مرتبه‌های بعدی اثرگذاری بر افزایش ضریب جینی هستند.

اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل هر یک از متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته نیز نشان می‌دهد افزایش هریک از متغیرهای فوق، ابتدا در استان مورد نظر، سبب افزایش نابرابری می‌شوند و سپس

بر میزان نابرابری در استان همجوار، تأثیرگذار خواهد بود. براساس نتایج حاصله، در بین متغیرهای مورد بررسی، سرانه مخارج واقعی دولت، بیشترین اثر را به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم بر بدتر شدن توزیع درآمد استان‌ها دارد. بنابراین، افزایش سرانه مخارج واقعی دولت در یک استان، باعث بدتر شدن توزیع درآمد در آن استان می‌شود و افزایش سرانه مخارج واقعی دولت در سایر استان‌ها نیز باعث بدتر شدن توزیع درآمد در استان‌ها، از طریق اثرات سرریز در استان مورد بحث می‌شود که این مورد غیرکارآمد بودن سرانه مخارج واقعی دولت را نشان می‌دهد. بیکاری، سرانه تسهیلات واقعی پرداختی و تورم نیز در رتبه‌های بعدی از لحاظ اثرات مستقیم و غیرمستقیم بر توزیع درآمد قرار دارند.

با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، پیشنهاد می‌شود که:

- مدیران و سیاست‌گذاران استان‌ها در هنگام تدوین برنامه‌های کاهش نابرابری و حرکت به سمت توسعه پایدار، به تمام ابعاد رفاهی در سبد مصرفی خانوار توجه نمایند.
- درخصوص گسترش تسهیلات بانکی و تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری، ایجاد شرایط برابر در دسترسی به تسهیلات پرداختی برای همه اقشار جامعه، فارغ از موقعیت اقتصادی - اجتماعی و کارآمد کردن تسهیلات پرداختی در چهارچوب مقررات و براساس دیدگاه کارشناسی، ضرورت دارد.
- با توجه به وجود اثرات غیرمستقیم (سرریز) متغیرهای مورد بررسی، لازم است که مسئولان استانی و ملی، در سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌ها، به اثرات متقابل بین استان‌ها توجه ویژه داشته باشند و در کنار دیدگاه ملی به ارتباط بین استان‌ها نیز توجه شود. بر این اساس، توصیه می‌شود که سیاست‌های مؤثر در زمینه بهبود شرایط رفاهی و توزیع درآمد به‌صورت متوازن، در تمام استان‌ها اعمال گردد تا باعث ایجاد تعادل در توزیع درآمد و بهبود شرایط زندگی افراد در سطح کشور شود. این سیاست‌ها می‌توانند شامل ایجاد اشتغال، تسهیل در دسترسی به خدمات بهداشتی و آموزشی، افزایش دسترسی به محصولات اساسی و توسعه زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی باشند.
- دولت‌ها می‌توانند با سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها، آموزش و پرورش، و حمایت از کارآفرینی، به ایجاد شغل‌های جدید کمک کنند. همچنین دولت‌ها می‌توانند با ایجاد سیاست‌هایی مانند ارائه خدمات اجتماعی، بیمه بیکاری به افراد کم درآمد، آموزش‌های فنی و حرفه‌ای به افراد در یافتن شغل مناسب، کمک کند.

سپاسگزاری: در پایان، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از سردبیر و داوران محترم مجله پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) برای بهبود و ارتقاء متن مقاله، قدردانی نمایند.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۵۰ درصد) و نویسنده دوم (۵۰ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد

References:

- Abounoori, A.A., Muftah, S., & Parhizi Geshti, H. (2009). Analysis of the effect of inflation on income distribution in Iran (comparative analysis of urban and rural areas of Iran). *Financial Economy (Financial Economics and Development)*, 13(5), 77-96. [In Persian]
- Abounoori, E., & Roozitalab, A. (2023). Estimation of Multidimension Gini Coefficient in Comparison with the Unidimensional in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*. 58(1), 1-23. doi: 10.22059/jte.2023.93458. [In Persian]
- Abounoori, E., & Khushkar, A. (2007). Analysis of factors affecting economic inequality in Iran using micro data. *Islamic Economy*, 8(30), 99-122. [In Persian]
- Abounoori, Esmail and Fayazi Alireza (2019). *Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panel*. translation of Paul, E. (2014). Semnan University, Semnan-Iran. [In Persian]
- Alavirad, A., VakiliZarch, M., totonchi, J., & Dehghan Tafti, M. A. (2022). The effect of bank facilities and deposits on income inequality in Iranian provinces. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 9(1), 194-219. doi: 10.22096/esp.2022.136462.1413. [In Persian]
- Al-Marhubi, F. A. (2000). Income inequality and inflation: the cross-country evidence, *Contemporary Economic Policy*, 18(4), 428-439.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models* (Vol. 4). Springer Science & Business Media.
- Armanmehr, M., & farahmandmanesh, A. (2018). Investigating the effect of inflation on income inequality of urban households in Iran Using the Atkinson approach. *Journal Of Economics and Regional Development*, 25(16), 127-152. doi: 10.22067/erd.v25i15.62836. [In Persian]
- Atkinson, A. B., & Bourguignon, F. (1982). The comparison of multidimensioned distributions of economic status. *Review of Economic Studies*, 49, 183-201.
- Azizi, A., Zare, H., Amini Fard, A., & Khodaparast, J. (2022). Measuring the optimal inflation rate with the aim of minimizing economic inequality: A stochastic dynamic general equilibrium approach. *Financial Economics*, 16(60), 355-380. doi:10.30495/fed.2022.697619 [In Persian]
- Babakhani M., & Raghfar H. (2009). Relationship between income inequality and health in Iran during 1976-2006. *J. H. A.*, 12(37), 9-16. <http://jha.iums.ac.ir/article-1-475-fa.html>. [In Persian]
- Banerjee, A.K. (2010). A multidimensional Gini index. *Mathematical Social Sciences*, 60(2), 87-93.
- Blinder, A. S., & Esaki, H. Y. (1978). Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States. *Review of Economics and Statistics*, 60, 604-9.
- Bourguignon, F. (1999). *Comment on Multidimensioned Approaches To Welfare Analysis*. in (E. Maasoumi and J. Silber, eds.), *Handbook of Income Inequality Measurement*, London: Kluwer Academic.

- Brunori, P., & Neidhöfer, G. (2021). The evolution of inequality of opportunity in Germany: A machine learning approach. *Review of Income and Wealth*, 67(4), 900-927.
- Bui, T. K. T., & Erreygers, G. (2020). Multidimensional inequality in Vietnam, 2002-2012. *Economies*, 8(2), 29-38.
- Bukodi, E., Eibl, F., Buchholz, S., Marzadro, S., Minello, A., Wahler, S. , ... & Schizzerotto, A. (2018). Linking the macro to the micro: A multidimensional approach to educational inequalities in four European countries, *European Societies*, 20(1), 26-64.
- Cardoso, E., & Urani, A. (1995). *Inflation and Unemployment as Determinants of inequality in Brazil: The 1980s*. In Reform, recovery, and growth: Latin America and the Middle East University of Chicago Press, 151-176.
- Decancq, K. (2017). Measuring multidimensional inequality in the OECD member countries with a distribution-sensitive better life index. *Social Indicators Research*, 131(3), 1057-1086.
- Decancq, K., & Lugo, M. A. (2009). Measuring well being inequality with a multidimensional Gini index. *Working Papers* 124, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality.
- Domhari, M., & Hashemi, F. (2015). Analysis of regional inequality in Iran. *International Conference of Management Elites*, Tehran, June 2016, Shahid Beheshti University. [In Persian]
- Feizi, M., Beiranvand, M., & Malekosadati, S. (2021). Effect of unemployment, inflation and minimum wage on income inequality in rural areas of Iranian provinces. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 8(Special Issue), 30-45. Doi.10.30507/jmsp.2020.102779. [In Persian]
- Golkhandan, A. (2016). Threshold Effect of Inflation on Income Inequality: Smooth Transition Regression (STR) Model. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, 13(25), 75-95. [In Persian]
- Gorji, E., & Borhanipour, M. (2008). Globalization and income distribution in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 10(34), 99-124. [In Persian]
- Iranian Statistics Center (1402). Statistical data and information, development indicators, provincial indicators of economic status of provinces 2017-2021. [In Persian]
- Khodaparast, M., & Davoodi, A. (2014). Public expenditures, poverty and inequality. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 1(vol 1-no 4), 37-50. [In Persian]
- Laidler, D. & M. Parkin. (1975). Inflation: A survey. *Economic Journal*, 12(2), 741-809.
- Lesage, J., & Pace, R. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: Taylor and Francis.
- Li, Y., & Wei, Y. D. (2014). Multidimensional inequalities in health care distribution in provincial China: A case study of Henan province. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 105(1), 91-106.

- Martincus, C. V. (2010). Spatial effects of trade policy: Evidence from Brazil. *Journal of Regional Science*, 50(2), 541-569.
- Monnin, P. (2014). Inflation and income inequality in developed economies. *CEP Working Paper Series*.
- Moradzadeh, M., Shirmehenji, M. B., & Nourahmadi, M. J. (2022). The nonlinear effect of inflation on income inequality (Developing-countries study). *Stable Economy Journal*, 2(4), 29-54. doi: 10.22111/sedj.2022.40958.1170. [In Persian]
- Nakamura, SH., & Avner, P. (2021). Spatial distributions of job accessibility, housing rents and poverty: The case of Nairobi. *Journal of Housing Economics*, 51.
- Nilsson, T. (2010). Health, wealth and wisdom: Exploring multidimensional inequality in a developing country. *Social indicators research*, 95(2), 299-323.
- Parente, F. (2019). A multidimensional analysis of the EU regional inequalities. *Social Indicators Research*, 143(3), 1017-1044.
- Pinar, M. (2019). Multidimensional well-being and inequality across the European regions with alternative interactions between the well-being dimensions. *Social Indicators Research*, 144(1), 31-72.
- Poppitz, P. (2019). Multidimensional inequality and divergence: The Eurozone crisis in retrospect 420(2). *Oldenburg Discussion Papers in Economics*.
- Raghfar H., Safarzadeh E., & Aliakbari Salami F. (2018). The Measurement of the multidimensional inequality index in urban areas of Iran. *QJER*, 18(1), 127-154. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-21262-fa.html>. [In Persian]
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (2003). The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics*, 69(1), 5-50.
- Ramsay, M. (1992). *Human Needs and the Market*. Aldershot: Avebury.
- Rice, G. R., & Lozada, G. A. (1983). The effects of unemployment and inflation on the income distribution: A regional view. *Atlantic Economic Journal*, 11, 12-21.
- Schultz, T. P. (1969). An economic model of family planning and fertility. *Journal of Political Economy*, 77(2), 153-180.
- Seifeepour R, Rezaee M. (2011). An analysis of the effective factors on income distribution in Iran with the emphasis on taxes. *J. Tax Res.*, 19(10), 121-142. <http://taxjournal.ir/article-1-100-fa.html>. [In Persian]
- Sen, A. (1993). Capability and well-being. *The quality of life*, 30, 270-293.
- Sen, A. K. (1985). *Commodities and Capabilities*. Amsterdam: North-Holland.
- Stewart, F. (1985). *Basic Needs in Developing Countries*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Yang, L., Lu, H., & Li, M. (2023). Multidimensional inequality and subjective well-being in China: A generalized ordered Logit model analysis. *Social Indicators Research*, 165(3), 1021-1052.
- zaroki, S., Yousefi barfurushi, A., & Mehri karnami, Y. (2020). The effect of black market premium and asymmetric inflation and unemployment on income inequality in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 7(1), 117-148. doi: 10.22034/eco.j.2020.9423. [In Persian]