Economic Research
University of Tehran Press
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Estimation of Multidimension Gini Coefficient in Comparison with the Unidimensional in Iran

Esmaiel Abounoori[1]✉, **Anahita Roozitalab**[2]

1. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Semnan, Semnan, Iran, abounoori@semnan.ac.ir
2. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Semnan, Semnan, Iran, Ana.roozitalab@semnan.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
2023-02-23
Received in revised:
2023-06-06
Accepted:
2023-06-16
Published online:
2023-08-11

Keywords:
Iran, Multidimensional Gini coefficient, Multidimensional inequality, One-dimensional inequality

JEL Classification:
D3, I14, I24, I3

ABSTRACT

Unidimensional inequality has been estimated many times; but individual well-being is a multi-dimensional concept that depends not only on income but also on other benefits such as education, health, and housing. The main aim in this research has been to evaluate the inequality concerning commodity groups in the household basket and compare the multi-dimensional inequality with that of one-dimensional (total expenditure) inequality for urban, and rural areas as well as the country as a whole. Therefore, the multidimensional Gini coefficient is estimated according Kumar Banerjee (2010) during the period 1984-2021. Doing so, we have used the household income-expenditure microdata collected in the 9 commodity groups of food, clothing, housing, services, health, recreation and entertainment, education, transportation and communication, and others by Statistical Center of Iran. The results indicate that the multi-dimensional inequality trend have been increasing for urban and rural so the country as a whole, while the one-dimensional expenditure(unidimensional) inequality shows a decreasing trend and the gap between trends were also increasing. The multidimensional inequality headways been more than that of unidimensional inequality level as has been expected, which more corresponds with real evidence in Iran.

Abounoori, E., & Roozitalab, A. (2023). Estimation of Multidimension Gini Coefficient in Comparison with the Unidimensional in Iran. *Journal Economic Research*, 58 (1), 1-23.

© The Author(s).
Publisher: University of Tehran Press.
DOI:10.22059/jte.2023.93458

تحقیقات اقتصادی
انتشارات دانشگاه تهران
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

برآورد ضریب جینی چند بعدی در مقایسه با تک بعدی در ایران

اسمعیل ابونوری[۱]✉، آناهیتا روزی‌طلب[۲]

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، abounoori@semnan.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، Ana.roozitalab@semnan.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
علمی پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۰۴
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۳/۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱۶
تاریخ انتشار : ۱۴۰۲/۰۵/۲۰

کلیدواژه‌ها:
ایران، ضریب جینی چندبعدی نابرابری تک بعدی، نابرابری چند بُعدی

طبقه‌بندی JEL:
I3،I24،I14 ،D3

چکیده

نابرابری به‌صورت تک‌بعدی، در موارد بسیاری برآورد شده، ولی رفاه فردی یک مفهوم چند بعدی است که نه‌تنها به درآمد؛ بلکه به سایر منافع مانند، آموزش، بهداشت، مسکن نیز بستگی دارد. هدف اساسی در این مقاله برآورد نابرابری در گروه‌های کالایی موجود در سبد خانوار و مقایسه بین روند تغییرات نابرابری چندبعدی با نابرابری تک بعدی (هزینه کل) در مناطق شهری، روستایی و کل کشور در ایران بوده؛ بنابراین، نابرابری چندبعدی با استفاده از ضریب جینی چند بُعدی کومار بنرجی (۲۰۱۰)، در دوره زمانی ۱۳۶۳-۱۴۰۰ برآورد شده است. برای این منظور از ریز داده های طرح هزینه – درآمد خانوار مرکز آمار ایران در گروه‌های ۹ گانه ی کالایی خوراک، پوشاک، مسکن، خدمات، بهداشت، تفریحات و سرگرمی، آموزش، حمل‌ونقل و ارتباطات و سایر استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری چند بعدی در مناطق شهری و روستایی دارای روند افزایشی بوده، درحالی‌که نابرابری هزینه‌ای (تک‌بعدی) تا حدودی روند کاهشی را نشان داده و شکاف بین آن‌ها نیز افزایشی بوده است. شاخص نابرابری چند بعدی در طول دوره مورد مطالعه همواره بسیار بالاتر از سطح نابرابری تک بعدی قرار داشته است که با شواهد واقعی در ایران تطابق بیشتری دارد.

اسمعیل ابونوری و روزی طلب، آناهیتا (۱۴۰۲) برآورد ضریب جینی چند بُعدی در مقایسه با تک بُعدی در ایران. تحقیقات اقتصادی، ۵۸(۱)، ۱-۲۴.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI:10.22059/jte.2023.93458

۱- مقدمه

انسان یک موجود چندبعدی می‌باشد، بنابراین، ابعاد غیردرآمدی رفاه (آموزش، مسکن، پوشاک، سلامت و غیره)، به‌طور قابل توجهی کیفیت زندگی افراد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در نتیجه توجه به بعد درآمدی به‌عنوان تنها ویژگی رفاه در بیش‌تر موارد نامناسب است و می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای از میزان نابرابری در یک جامعه یا بین گروه‌های مختلف افراد منعکس کند. ازاین‌رو، لازم است شاخص‌های سنتی رفاه اقتصادی با شاخص‌هایی که ابعاد غیراقتصادی زندگی انسان را نیز در برمی‌گیرد، ترکیب شود. (چاکروارتی و لوگو، ۲۰۱۹). براساس گزارش‌های توسعه جهانی (۲۰۰۰-۲۰۰۱) و کمیسیون سنجش عملکرد اقتصادی و پیشرفت اجتماعی، دیدگاه سنتی فقر باید با دستاوردهای کم در بهداشت و آموزش تکمیل شود و رفاه یک جمعیت از دیدگاه چندبعدی مورد بررسی قرار گیرد. (اتکینسن و همکاران، ۲۰۰۲، استیگلیتز و همکاران، ۲۰۰۹). از اواسط دهه، ۱۹۷۰ مطالعات بسیاری از دانشمندان همانند رالز[1] (۱۹۷۱)، کلوم[2] (۱۹۷۷)، تاونسند[3] (۱۹۷۹)، استیرتن[4] (۱۹۸۱)، اتکینسن و بورگینیون[5] (۱۹۸۲)، سن[6] (۱۹۸۵، ۱۹۹۳)، استوارت[7] (۱۹۸۵)، دویال و گوف[8] (۱۹۹۱)، رمزی[9] (۱۹۹۲)، کامینز[10] (۱۹۹۶)، راوالیون[11] (۱۹۹۶)، نوسبام[12] (۲۰۰۰) وتوربک[13] (۲۰۰۸)، نشان می‌دهد که برای اندازه‌گیری رفاه یک جمعیت، دیدگاه تک بعدی به یک چارچوب چندبعدی که شامل جنبه‌های غیرپولی نیز می‌باشد، تغییریافته است.

چالش اصلی ذهنی در این مقاله عدم تطابق شواهد نابرابری واقعی با مقدارهای ضریب جینی تک بعدی (هزینه کل خانوار) در ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی بوده است، واقعیت آن است که در نابرابری ناشی از یک متغیر مانند درآمد یا هزینه، به نابرابری در اجزای سبد خانوار توجه نمی‌شود. هدف اساسی این مقاله، برآورد نابرابری در گروه‌های کالایی در سبد

1. Rawls
2. Kolm
3. Townsend
4. Streeten
5. Atkinson and Bourguignon
6. Sen
7. Stewart
8. Doyal and Gough
9. Ramsay
10. Cummins
11. Ravallion
12. Nussbaum
13. Thorbecke

خانوار و مقایسه بین روند تغییرات نابرابری تک بعدی با نابرابری چندبعدی است. برای این منظور با استفاده از ریز داده‌های درآمد – هزینه خانوار، نابرابری چندبعدی برای مناطق شهری، روستایی و کل کشور در سال‌های ۱۳۶۳ – ۱۴۰۰ با استفاده از ضریب جینی چندبعدی برآورد شده است. در ادامه، بخش دوم به‌مرور ادبیات شاخص‌های نابرابری چندبعدی اختصاص‌یافته است. در بخش سوم، روش تحقیق ارائه و در بخش چهارم نابرابری چندبعدی به‌صورت گام‌به‌گام برآورد شده است. در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادها در بخش پنجم مقاله آمده است.

۲– مروری بر ادبیات شاخص‌های نابرابری چندبعدی از دیدگاه نظری

۲–۱. تعریف شاخص نابرابری چندبعدی

شاخص نابرابری چندبعدی از نظر ریاضی معمولاً براساس یک تابع –رفاه اجتماعی[1] به‌صورت یک ماتریس تعریف می‌شود. در این تابع، j نشان‌دهنده مجموعه‌ای از ابعاد رفاهی $j=[۱,۲,...,m]$ و p تعداد واحدهای آماری (خانوار، استان و ...) $p=[۱,۲,...,n]$ می‌باشد (چاکروارتی و لوگو[2] ۲۰۱۹، لوگو ۲۰۰۷). این شاخص نیز همانند شاخص‌های نابرابری تک بعدی فرض می‌کند که هر جامعه حداقل شامل دو فرد $n \succ ۲$ بوده و ارزش هیچ بُعدی نیز منفی نمی‌باشد افزون بر این، میزان نابرابری با ترکیبی از ابعاد $k \geq ۲$ ارزیابی می‌شود. مقدار این شاخص به‌صورت درصد بیان می‌شود و صفر برابری کامل و یک، نابرابری کامل را نشان می‌دهد.

۲–۱–۱. ویژگی‌های شاخص‌های نابرابری چندبعدی

ویژگی‌های شاخص‌های نابرابری چندبعدی را می‌توان در سه گروه قرار داد ویژگی‌های تغییرناپذیری، ویژگی‌های توزیعی و ویژگی‌های تجزیه پذیری.

---

۱. تابع رفاه اجتماعی روشی است که در آن می‌توان ترجیحات تمام افراد را در قالب یک ترجیح اجتماعی ترکیب کرد.

2. Chakruarti and the lugo

۲-۱-۱-۱. ویژگی‌های تغییرناپذیری[1]

تغییرناپذیری مقیاس نسبی[2] (RSI): با تغییر واحدهای اندازه‌گیری- ابعاد رفاهی، شاخص نابرابری تغییر نخواهد کرد. به‌عنوان مثال فرض کنید $X=\begin{bmatrix}۴۰ & ۴۰ & ۲۰\\ ۳۰ & ۵۰ & ۴۰\\ ۸۰ & ۶۰ & ۴۰\end{bmatrix}$ ماتریس توزیعی اولیه با ابعاد هزینه‌های آموزش، بهداشت و خوراک برحسب ریال باشد و با ضرب $x'_{ij}=۰.۱x_{ij}$ در ماتریس X، $X'=\begin{bmatrix}۴ & ۴ & ۲\\ ۳ & ۵ & ۴\\ ۸ & ۶ & ۴\end{bmatrix}$ حاصل شود، به گونه‌ای که هر x'_{ij} معادل یک تومان باشد؛ میزان نابرابری تغییر نمی‌کند. (ژنگ[3]، ۲۰۰۷)

تغییرناپذیری انتقالات[4] (TSI): با افزایش ابعاد رفاهی به‌اندازه مقدار ثابت α، سطح نابرابری تغییر نمی‌کند. به‌عنوان مثال، اگر میزان هزینه ی

سلامتی همه افراد جامعه دو واحد افزایش یابد، نابرابری تغییر نخواهد کرد. (کُلوم، ۱۹۷۶)

تغییرناپذیری در تکرار[5] (RI): اگر واحدهای آماری یک جامعه بدون تغییر در توزیع ابعاد رفاهی به دفعات تکرار شود، سطح نابرابری تغییر نخواهد کرد.

ناشناس بودن[6] (AN): شاخص نابرابری تنها به توزیع ابعاد رفاهی بستگی دارد و به سایر ویژگی‌های خارج از ماتریس توزیعی، مانند ثروت، سواد، جایگاه اجتماعی و غیره وابسته نمی‌باشد. به‌عنوان مثال اگر $X=\begin{bmatrix}۴ & ۴ & ۲\\ ۳ & ۵ & ۴\\ ۸ & ۶ & ۴\end{bmatrix}$ ماتریس توزیعی اولیه باشد و ماتریس $X'=\begin{bmatrix}۳ & ۵ & ۴\\ ۴ & ۴ & ۲\\ ۸ & ۶ & ۴\end{bmatrix}$ با جا به‌جای بردار هزینه فرد اول (سطر اول) با بردار هزینه فرد دوم (سطر دوم) از ماتریس X به‌وجود آید. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، به‌دلیل عدم -تغییر در توزیع ابعاد رفاهی ماتریس X' نسبت به ماتریس X، سطح -نابرابری تغییر نخواهد کرد.

1. Invariance Properties
2. Ratio Scale Invariance
3. Zheng
4. Translation Scale Invariance
5. Replication Invariance
6. Anonymity

افزوده ضعیف کومونوتونیک[1] (WCA): سطح نابرابری برای دو ماتریس X و Y در صورت اضافه شدن یک بعد جدید یکنوا با ابعاد ماتریس، تغییر نخواهد کرد (ویمارک و گایجوس، ۲۰۰۵). برای مثال، اگر $X=\begin{bmatrix}۵ & ۳ & ۶\\ ۴ & ۲ & ۴\\ ۰ & ۱ & ۲\end{bmatrix}$ و $Y=\begin{bmatrix}۷ & ۵ & ۳\\ ۵ & ۳ & ۲\\ ۴ & ۱ & ۱\end{bmatrix}$ ماتریس توزیعی اولیه باشند و $X'=\begin{bmatrix}۵ & ۳ & ۶ & ۴\\ ۴ & ۲ & ۴ & ۲\\ ۰ & ۱ & ۲ & ۱\end{bmatrix}$ و $Y'=\begin{bmatrix}۷ & ۵ & ۳ & ۴\\ ۵ & ۳ & ۲ & ۲\\ ۴ & ۱ & ۱ & ۱\end{bmatrix}$ با اضافه شدن بعد جدید یکنوا با ابعاد به ماتریس X و Y حاصل شوند، روشن است که به‌دلیل عدم تغییر در رتبه افراد، سطح –نابرابری تغییر نخواهد کرد.

تقارن در ویژگی‌های[2] (SA): میزان نابرابری به جایگاه ابعاد (ستون‌ها) در ماتریس توزیعی وابسته نیست. به‌عبارت دیگر با جابه‌جایی ستون‌ها در ماتریس توزیعی، مقدار نابرابری تغییر نمی‌کند. (بنرجی،۲۰۱۰)

به‌طورکلی براساس ویژگی‌های مطرح شده، با تغییرات مطلق یا نسبی در دستاوردهای افراد جامعه، شاخص نابرابری تغییر نمی‌کند.

۲-۱-۱-۲. ویژگی‌های توزیعی

انتقال یکنواخت خوشه‌ای پیگو - دالتون[3] (UPDBT): باز توزیع بین دو فرد در هر بعد، از ثروتمندترین به فقیرترین، بدون تغییر در رتبه فرد، موجب –کاهش نابرابری خواهد شد و بلعکس. فرض کنید که ماتریس توزیعی– ابتدایی $X=\begin{bmatrix}۸ & ۶ & ۵\\ ۶ & ۳ & ۴\\ ۳ & ۲ & ۲\end{bmatrix}$ و ماتریس $X'=\begin{bmatrix}۶ & ۵ & ۴\\ ۶ & ۳ & ۴\\ ۵ & ۳ & ۳\end{bmatrix}$ از ماتریس X با انتقال بخشی از دستاوردها فرد اول (سطر اول) و فرد سوم (سطر سوم) و بدون تغییر در دستاوردهای سایر افراد در هر بعد حاصل شده است. روشن است که پس از باز توزیع در ابعاد، فرد اول در هر سه بعد، همچنان مقدار بیشتری نسبت به فرد سوم دارد، ولی به‌دلیل کاهش شکاف توزیع درآمد بین دو فرد، نابرابری کاهش یافته است و بلعکس (کلوم، ۱۹۷۷).

1. Weak Comonotonic Additivity
2. Symmetry with respect to Attributes
3. Uniform Pigou-Dalton Bundle Transfers

حداکثر یکنواخت پیگو - دالتون[1] (UPDM): باز توزیع در هر بعد رفاهی به نسبت یکسان، بین دو فرد، بدون تغییر در رتبه فرد، موجب کاهش نابرابری خواهد شد و بلعکس. به‌عنوان مثال در ماتریس توزیعی فوق، باز توزیع ۲۰ درصدی در هر بعد بین فرد اول (سطر اول) و فرد سوم (سطر سوم)، سبب کاهش نابرابری خواهد شد. (همان منبع)

انتقال افزایش همبستگی[2] (CIT): اگر باز توزیع در یک یا چند بعد رفاهی، بین دو فرد فقیر یا دو فرد ثروتمند به گونه‌ای باشد که فرد با سطح دستاوردهای پایین‌تر در یک یا چندبعد، فقیرتر شود بدون تغییر در ویژگی رفاهی سایر افراد، نابرابری افزایش خواهد یافت. به‌عبارت دیگر دستاوردهای پایین‌تر فرد با دستاوردهای بالاتر فرد دیگر، مبادله می‌شود. (بولاند و پروشان[3]، ۱۹۸۸) فرض کنید که ماتریس دستاوردهای اولیه $X=\begin{bmatrix}۲ & ۳ & ۳\\ ۹ & ۸ & ۶\\ ۸ & ۹ & ۹\end{bmatrix}$ باشد و ماتریس $X'=\begin{bmatrix}۲ & ۳ & ۳\\ ۸ & ۸ & ۶\\ ۹ & ۹ & ۹\end{bmatrix}$ با مبادله دستاوردهای فرد دوم و سوم در بعد یک و سه از ماتریس X ایجاد شده باشد، بر این اساس فرد دوم در تمام ابعاد فقیرتر از فرد سوم می‌باشد که در این حالت نابرابری در ماتریس X' نسبت به ماتریس X افزایش یافته است.

انتقال حداکثر افزایش همبستگی[4] (CIM): اگر ماتریس توزیعی X' از ماتریسی X با استفاده درجه جانشینی (جانشین، مکمل) بین ابعاد و همچنین براساس منطق انتقال افزایش همبستگی ایجاد شده باشد، موجب افزایش یا کاهش نابرابری خواهد شد. (همان منبع)

وزن‌دهی ابعاد تحت یکنوایی یک‌طرفه[5] (WAUC): *در ماتریس توزیعی با ابعاد* یکنوا، باز توزیع براساس وزن دهی به ابعاد رفاهی نابرابرتر، سبب کاهش نابرابری می‌شود. (بنرجی، ۲۰۱۰)

هنجارسازی (NM): اگر تمام افراد جامعه دارای بردار یکسانی از دستاوردها باشند، برابری کامل وجود دارد و نابرابری صفر خواهد بود.

---

1. Uniform Pigou-Dalton Majorization
2. Correlation Increasing Transfer
3. Boland and Proschan
4. Correlation Increasing Majorization
5. Weighting of Attributes under Unidirectional Comonotonicity

۲-۱-۱-۳. ویژگی‌های تجزیه پذیری

تجزیه‌پذیری زیرگروهی[1] (SD): هرگاه بتوان ماتریس توزیعی X، را به چند زیرگروه مانند نژاد، مذهب، جنس، گروه‌های قومی و غیره تجزیه کرد، براساس اصل سازگاری زیرگروه‌ها و بسته به شکل تابع رفاه اجتماعی، نابرابری کل، معادل با جمع نابرابری در زیرگروه‌ها می‌باشد، به‌گونه‌ای که به میانگین ابعاد رفاهی، اندازه جمعیت و مقادیر نابرابری هر یک زیر گروه‌ها بستگی دارد. (بلکوربی و همکاران[2]، ۱۹۷۸)

تجزیه‌پذیری افزودنی[3] (AS) : اگر ویژگی‌های فردی (نژاد، مذهب، جنس، گروه‌های قومی و غیره) رفاه بدون توجه به رفاه سایر افراد مورد- ارزشیابی قرار گیرند، آنگاه نابرابری کل جامعه برابر با مجموع وزنی نابرابری درون گروهی و بین گروهی می‌شود، به‌طوری‌که وزن اختصاص یافته به نابرابری درون گروهی، معادل با مجموع وزنی مقادیر نابرابری زیرگروه‌ها می‌باشد. (شارکس،۱۹۸۰).

۲-۲. مطالعات تجربی

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

در زمینه نابرابری تاکنون مطالعات فراوانی در ایران انجام گرفته، که در میان آن‌ها به‌استثنای راغفر و همکاران (۱۳۹۷) و حنیفی و همکاران (۱۴۰۰)، تمامی مطالعات به‌صورت تک بعدی بوده است؛ بنابراین به‌دلیل فراوانی مطالعات تک بعدی در داخل کشور، به برخی از جدیدترین مطالعات انجام شده به‌صورت خلاصه، اشاره و پس از آن مطالعات چندبعدی تشریح می‌شود. بروجنی (۱۳۸۴)، شرافت جهرمی (۱۳۸۹)، محمودزاده و همکاران (۱۳۹۱)، مهرگان و همکاران (۱۳۹۲)، غلامی و همکاران (۱۳۹۳)، مفتخری و همکاران (۱۴۰۰) می‌باشد که در مطالعات فوق به برآورد نابرابری و بررسی رابطه ی نابرابری بر عوامل مؤثر با از استفاده از روش‌های مختلف (ضریب جینی، تایل، انتروپی، تجزیه ضریب جینی تعمیم یافته، برآورد غیرخطی نابرابری)، پرداخته شده است.

ابونوری و اسناوندی (۱۳۸۴)، پس از ارزیابی اصول نابرابری تک‌بعدی (انتقال، استقلال از میانگین درآمد جامعه، همانندسازی، تقارن، بهنجارسازی و عملیاتی) و مقایسه شاخص‌های مختلف نابرابری مانند ضریب جینی، اتکینسن، تایل، دالتون، انحراف از میانگین نسبی، واریانس

1. Subgroup Decomposability
2. Blackbory & et al.
3. Additive Separability

لگاریتم درآمدها و ضریب تغییرات با استفاده از ریز داده‌های توزیع درآمد به برآورد دقیق‌تر نابرابری اقتصادی در ایران و بررسی آزمون سازگاری شاخص‌های نابرابری مطرح در زمینه توزیع درآمد پرداخته‌اند راغفر و همکاران (۱۳۹۷)، شاخص نابرابری چندبعدی بروگنیون و شاخص‌های تک بعدی ضریب جینی و انتروپی تعمیم یافته برای ابعاد رفاهی درآمد، سلامت و آموزش با استفاده از ریز داده‌های طرح هزینه – درآمد خانوارهای شهری مرکز آمار برای سال‌های آغازی و پایانی سه دوره ریاست جمهوری در بازه سال‌های (۱۳۶۸–۱۳۹۲) اندازه‌گیری کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که به‌استثنای درآمد، سایر شاخص‌های تک‌بعدی برآوردی در دوره مورد مطالعه از روند یکسانی برخودار نمی‌باشند و شاخص نابرابری چندبعدی اندازه‌گیری شده باتوجه به مقادیر پارامترهای ضرایب جانشینی و تنفر از نابرابری، نشان می‌دهد که وضعیت در دوره دوم نسبت به دو دوره، دیگر بدتر شده است. حنیفی و همکاران (۱۴۰۰)، شاخص نابرابری چندبعدی بروگینیون را با فرض عدم جانشینی بین ابعاد برای دو حالت؛ عدم تنفر و تنفر کامل از نابرابری، به تفکیک مناطق شهری و روستای برای سال‌های ۱۳۶۳ – ۱۳۹۷ اندازه‌گیری کرده‌اند. نتایج نشان داده که نابرابری چندبعدی در مناطق شهری از مناطق روستایی کم‌تر است.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

یکی از اولین کارهای انجام‌شده برای تحلیل نابرابری چندبعدی مربوط به مطالعه اتکینسن و بورگینیون (۱۹۸۲) می‌باشد که زمینه‌های نابرابری بین کشورها را برحسب امید به زندگی، تأثیر مسکن نامناسب، درآمد پایین و عدم وجود سلامتی در ایجاد محرومیت مورد ارزیابی قراردادهاند. نتایج، حاکی از میزان تفاوت نابرابری‌ها در بین ابعاد مورد بررسی بین کشورها می‌باشد. کون دکنیک و همکاران[1] (۲۰۰۹)، نابرابری در رفاه را برای خانوارهای روسی با استفاده ضریب جینی چندبعدی تعمیم یافته در سه بعد: سطح زندگی مادی، سلامت و آموزش و پرورش اندازه‌گیری کرده و نشان داده‌اند که نابرابری چندبعدی در ابعاد فوق بین خانوارهای روسی افرایش یافته است. نیلسون[2] (۲۰۱۰)، به بررسی روند نابرابری چندبعدی کشور زامبیا در چهار بُعد مخارج، آموزش، سلامت و زمین با استفاده از سه رویکرد مورد به مورد، تجمیعی و غیرتجمیعی برای سال‌های ۱۹۹۸–۲۰۰۴ و اطلاعات خانوارها این کشور پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که ابعاد رفاهی با توجه به میزان نابرابری یکدیگر را تقویت می‌کنند و سطح و تغییرات نابرابری‌های غیرپولی در تضاد با نابرابری پولی می‌باشد. لی و همکاران[3] (۲۰۱۳)، نابرابری‌های چندبعدی در

1. Decancq et al.
2. Nilson
3. li & et al.

توزیع مراقبت‌های بهداشتی برای استان حنان در کشور چین مرکزی را با استفاده رگرسیون فضایی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داده است که باوجود اصلاحات در مراقبت‌های بهداشتی و سیاست‌های اخیر استانی؛ هم چنان شکاف‌های توزیع مراقبت‌های بهداشتی بین مناطق شهری – روستایی در مرکز و مناطق حاشیه‌ای وجود دارد. افزون بر این، نابرابری مراقبت‌های بهداشتی در سطح ملی، استانی و محلی ازنظر جغرافیایی به سطح، خوشه‌بندی و الگوهای مکانی حساس می‌باشد. پارنت و همکاران[1] (۲۰۱۹)، به بررسی نابرابری چندبعدی در شاخص‌های توسعه انسانی برای ۲۰۵ منطقه در اتحادیه اروپا، در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ پرداخته و شاخص توسعه انسانی را با استفاده از ادغام روش جدید UNDP با روش برآوردی کمسیون اروپا محاسبه کرده‌اند. نتایج نشان داده که باوجود توزیع گسترده نابرابری و وابستگی فضایی مناطق؛ به‌طورکلی نابرابری چندبعدی کاهش‌یافته است. بوی و همکاران[2] (۲۰۲۰)، با استفاده از داده‌های نظرسنجی خانوار ویتنام و با تمرکز بر چهار بعد مهم رفاه بشری مانند مصرف، آموزش، بهداشت و مسکن شاخص نابرابری چندبعدی اتکینسن را در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ برآورد کرده‌اند. نتایج نشان داده که سطح نابرابری چندبعدی در ویتنام کاهش یافته است. خان و همکاران[3] (۲۰۲۱)، با استفاده از داده‌های نظرسنجی HIES/PSLM نابرابری تک بعدی و چندبعدی را برای مشاغل مختلف استان‌ها ی پاکستان در سال‌های ۱۹۹۸– ۱۹۹۹ و ۲۰۱۳–۲۰۱۴ برآورد کرده‌اند نتایج نشان می‌دهد که نابرابری چندبعدی و تک بعدی در میان همه مشاغل به‌استثنای گروه خوداشتغالی که نابرابری مصرف بیشتری را تجربه می‌کند؛ کاهش یافته است.

براساس مرور مطالعات تجربی، از زمانی که ایده نابرابری چند بعدی به‌وسیله کلوم (۱۹۷۷) مطرح شده، شاخص‌های بسیاری برای اندازه‌گیری آن پیشنهاد شده که طبق تسوی (۱۹۹۵ و ۱۹۹۹) در حال گسترش بوده است. طبق کومار (۲۰۱۹)، ادبیات مطرح شده درباره شاخص نابرابری چندبعدی شامل دو رویکرد اقتصادی و آماری می‌باشد. در رویکرد اقتصادی، شاخص نابرابری براساس نظریه‌های اقتصادی از ویژگی‌های مورد نظر استخراج می‌شوند، در حالی که در رویکرد آماری، داده‌ها و ویژگی‌های آماری نقش تعیین‌کننده دارند.

در این پژوهش از میان روش‌های مطرح شده برای اندازه‌گیری شاخص نابرابری چند بعدی، از ضریب جینی چند بعدی کومار (۲۰۱۰) پیروی خواهد شد که در آن از روش آماری با فرض نامنفی منفی نبودن مقدارهای مصرف در همه ابعاد رفاهی استفاده می‌شود و وزن هر یک از بعدها با استفاده از بردار ویژه به‌صورت درون‌زا به دست می‌آید.

1. Parente, F. & et al.
2. Bui & et al.
3. Khan & et al.

۳. روش شناسی پژوهش

۳-۱. تصریح مدل

از اواسط دهه ۱۹۸۰، در ادبیات نابرابری چندبعدی، شاخص‌های نابرابری بسیاری مطرح شده‌اند که می‌توان آن‌ها را به‌عنوان توسعه‌ای از معیارهای –پرکاربرد نابرابری در چارچوب تک‌بعدی، ازجمله انتروپی تعمیم یافته [معصومی[1] (۱۹۸۶)، تسوی[2] (۱۹۹۹)]، اتکیسون تعمیم یافته، [تسوی (۱۹۹۵)]، ضریب جینی تعمیم یافته[3] [گایدوس و ویمارک[4] (۲۰۰۵)، دیکانک و لوگو[5] (۲۰۱۲)، کوشوی و موسلر[6] (۱۹۹۶)] دالتون[7] [بروگینیون (۱۹۹۹)] کُلوم [(تسوی (۱۹۹۵)] و اسیس کومار بنرجی[8] (۲۰۱۰) و ... در نظر گرفت.

در انتخاب یکی از روش‌های اندازه‌گیری، از میان مجموعه روش‌های مطرح شده یک سیاست گذار به ویژگی‌های شاخص توجه دارد؛ بنابراین، مقبولیت یک شاخص به ویژگی‌های آن وابسته می‌باشد. بیشتر شاخص‌های نابرابری چندبعدی دارای مجموعه ویژگی‌های معمول مانند ناشناس بودن، تجزیه پذیری و عدم تغییر مقیاس هستند. شاخص نابرابری چندبعدی اسیس کومار بنرجی (۲۰۱۰)، در مقایسه با سایر شاخص‌های نابرابری چندبعدی از ویژگی‌های دیگر مانند اصول *انتقال حداکثر افزایش همبستگی و وزن‌دهی ابعاد با یکنوایی یک‌طرفه* نیز برخوردار می‌باشد. افزون بر این، برخلاف سایر شاخص‌های نابرابری چندبعدی، در شاخص کومار، فرض می‌شود که هیچ یک از عناصر ماتریس توزیع S منفی نیستند (هزینه منفی وجود ندارد) و وزن (اهمیت نسبی) ابعاد رفاهی به‌صورت درون‌زا به دست می‌آید.

در این مقاله روش محاسبه ضریب جینی چند بعدی کومار بنرجی (۲۰۱۰) براساس روش ترکیب خطی ساخته می‌شود. ابتدا فرض می‌شود که یک جامعه دارای n واحد آماری (خانوار، استان، شرکت یا غیره) با m ابعاد رفاهی مانند خوارک، بهداشت، آموزش، مسکن و غیره می‌باشد؛ بنابراین، هزینه یکایک افراد (خانوارها) به تفکیک نوع هزینه را می‌توان در ماتریس S نشان داد. در ماتریس S ردیف‌ها و ستون‌ها به‌ترتیب نشان‌دهنده خانوار P، $P = \{1,2,3,...,n\}$ و

1. Maasoumi
2. Tsui
3. Generalized Gini coefficient
4. Gajdos and Weymark
5. Decancq and Lugo
6. Koshevoy and Mosler
7. Dalton
8. Asis Kumar Banerjee

ابعاد رفاهی j، $j = \{۱,۲,۳,...,m\}$ می‌باشد. به‌عنوان مثال عنصر $s_{۱۱}$ در ماتریس S نشان‌دهنده؛ هزینه خانوار اول در بعد رفاهی اول می‌باشد.

$$S_{n\times m} = \begin{bmatrix} s_{۱۱} & s_{۱۲} & s_{۱۳} & s_{۱۴} & \cdots & s_{۱m} \\ s_{۲۱} & s_{۲۲} & s_{۲۳} & s_{۲۴} & \cdots & s_{۲m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ s_{n۱} & s_{n۲} & s_{n۳} & s_{n۴} & \cdots & s_{nm} \end{bmatrix}_{n\times m} \qquad (۱۱)$$

با توجه به این که هر یک از ابعاد رفاهی در ماتریس هزینه‌های S دارای مقیاس‌های متفاوت هستند، هریک از عناصر ابعاد رفاهی ماتریس را بر میانگین همان بعد (ستون) تقسیم می‌کنیم تا همه عناصر ماتریس بدون واحد اندازه‌گیری شوند. به‌عبارت دیگر، هزینه خانوار p در بعد j بر میانگین بعد j تقسیم و بنابراین، ماتریس جدید $A_{n\times m}$ تشکیل می‌شود. در ماتریس $A_{n\times m}$، $(\mu_m,...,\mu_۲,\mu_۱)$ نشان دهنده میانگین گروه‌های کالایی j می‌باشند.

$$S_{n\times m} = \begin{bmatrix} \frac{s_{۱۱}}{\mu_۱} & \frac{s_{۱۲}}{\mu_۲} & \frac{s_{۱۳}}{\mu_۳} & \frac{s_{۱۴}}{\mu_۴} & \cdots & \frac{s_{۱m}}{\mu_m} \\ \frac{s_{۲۱}}{\mu_۱} & \frac{s_{۲۲}}{\mu_۲} & \frac{s_{۲۳}}{\mu_۳} & \frac{s_{۲۴}}{\mu_۴} & \cdots & \frac{s_{۲m}}{\mu_m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{s_{n۱}}{\mu_۱} & \frac{s_{n۲}}{\mu_۲} & \frac{s_{n۳}}{\mu_۳} & \frac{s_{n۴}}{\mu_۴} & \cdots & \frac{s_{nm}}{\mu_m} \end{bmatrix} \xrightarrow{\frac{s_{ij}}{\mu_j}=a_{ij}} A_{n\times m} = \begin{bmatrix} a_{۱۱} & a_{۱۲} & a_{۱۳} & a_{۱۴} & \cdots & a_{۱m} \\ a_{۲۱} & a_{۲۲} & a_{۲۳} & a_{۲۴} & \cdots & a_{۲m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n۱} & a_{n۲} & a_{n۳} & a_{n۴} & \cdots & a_{nm} \end{bmatrix}_{n\times m} \qquad (۱۲)$$

مرحله بعد محاسبه درجه برابری جامعه از ابعاد رفاهی است که در حقیقت یک سطح از دستاوردهای واحدهای آماری در هریک از بعدهای انتخاب شده، می‌باشد. درجه برابری در تمام ابعاد با استفاده از بردارهای ویژه[۱] در ماتریس هزینه‌های $A_{n\times m}$ محاسبه می‌شود تعداد بردارهای ویژه ماتریس $A_{n\times m}$ برابر با تعداد ابعاد رفاهی است.

از سویی دستاوردهای افراد در جامعه بنابر مفروضات شاخص‌های چندبعدی (تک بعدی) هیچگاه منفی نمی‌باشد؛ بنابراین بردار ویژه‌ای که هیچ یک از عنصرهای آن منفی و صفر نباشد، به‌عنوان برداری ویژه‌ای که درجه برابری دستاوردهای افراد جامعه را نشان می‌دهد، انتخاب می‌شود با توجه به بردار ویژه منتخب V و ماتریس A می‌توان مقدار دستاوردهای فرد p به‌صورت $y_p = (Av)_p$ را به‌دست آورد که مجموع وزنی دستاوردهای افراد نسبت به متوسط جامعه را نشان می‌دهد.

---

۱. برای محاسبه بردارهای ویژه هر ماتریسی مانند $A_{n\times m}$ کافی است، معادله مشخصه را تشکیل دهیم، آنگاه دترمینان معادله مشخصه را برابر صفر و ریشه‌های معادله مشخصه را محاسبه نموده و در نهایت با جایگذاری ریشه‌های معادله مشخصه در ماتریس مشخصه $(A-\lambda I)$ بردارهای ویژه ماتریس $A_{n\times m}$ محاسبه نماییم.

$$y_p=(Av)_p=\underbrace{\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & \cdots & a_{1m} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & \cdots & a_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & a_{n3} & a_{n4} & \cdots & a_{nm} \end{bmatrix}}_{A_{n\times m}} \times \underbrace{\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_m \end{bmatrix}}_{(v)_{m\times 1}}$$

$$= \begin{bmatrix} (a_{11}\times x_1)+(a_{12}\times x_2)+\ldots+(a_{1m}\times x_m) \\ (a_{21}\times x_1)+(a_{22}\times x_2)+\ldots+(a_{2m}\times x_m) \\ \vdots \\ (a_{n1}\times x_1)+(a_{n2}\times x_2)+\ldots+(a_{nm}\times x_m) \end{bmatrix}_{n\times 1} = \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^{m} x_j a_{1j} \\ \sum_{j=1}^{m} x_j a_{i2} \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{m} x_j a_{in} \end{bmatrix}_{n\times 1} \qquad (۱۳)$$

برای محاسبه رتبه و جایگاه اجتماعی فرد p، اطلاعات موجود در بردار y_p از صعودی به‌نزولی، مرتب و وزن برای فرد P براساس رتبه‌بندی در بردار y_p به‌صورت $w_p=(2r_p-1)/n^2$ محاسبه می‌شود؛ در این رابطه r_p، نشان‌دهنده رتبه فرد P در بردار y_p و n^2، مجذور حجم نمونه می‌باشد.

$$y_p=\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}_{n\times 1} \rightarrow r_p=\begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \vdots \\ r_n \end{bmatrix}_{n\times 1} \Rightarrow w_p=\begin{bmatrix} w_1=(2r_1-1)/n^2 \\ w_2=(2r_2-1)/n^2 \\ \vdots \\ w_n=(2r_n-1)/n^2 \end{bmatrix}_{n\times 1} \qquad (۱۴)$$

درنهایت با جای‌گذاری مقادیر محاسباتی در مراحل قبل مقدار ضریب جینی براساس رابطه (۱۵) محاسبه می‌شود:

$$G^*(S)=1-\left[\sum_{p=1}^{i}((2r_p-1)/n^2)\right]\times y_p \qquad (۱۵)$$

در رابطه (۱۵) r_p : رتبه غیرافزایشی واحد مورد مطالعه در بردار $y_p = (Av)_p$ ، n : حجم نمونه می‌باشد. براساس رابطه (۱۵)، می‌توان نتیجه گرفت که فرمول معرفی شده توسط اسیس کومار بنرجی (۲۰۱۰) برای ضریب جینی چندبعدی برابر با حاصل ضرب مجموع وزنی دستاوردهای افراد نسبت به متوسط جامعه در w_p می‌باشد.

هم چنین برای مقایسه روند ضریب جینی تک بعدی (هزینه کل خانوار) با ضریب جینی چندبعدی، مقدار نابرابری از رابطه $G = ۱ - \sum_{K=۱}^{k=K} (x_k - x_{k-۱})(y_k - y_{k-۱})$ برآورد شده است که در آن x_k فراوانی نسبی تجمعی خانوارهای ردیف یا طبقه k و y_k فراوانی نسبی تجمعی هزینه خانوارهای همان ردیف یا طبقه می‌باشد. دامنه تغییرات شاخص فوق مانند سایر شاخص‌های نابرابری بین صفر (توزیع کاملاً برابر) و یک (توزیع کاملاً نابرابر) در نوسان است.

۲-۳. جمع آوری و سازمان‌دهی اطلاعات

حساسیت نابرابری توزیع درآمد و فقر از بعد سیاست و اقتصاد کشورها، تلاش در دقت و اندازه‌گیری آن را ضروری کرده است. در سال‌های اخیر با استفاده از نرم‌افزارهای موجود، امکان دسترسی و پردازش ریز داده‌ها فراهم‌شده است. ریز داده‌ها نوعی داده مربوط به واحدهای اقتصادی (مانند خانوار یا شرکت) هستند، درحالی‌که کلان داده مربوط به گروه یا طبقه خاصی از واحدهای اقتصادی می‌باشد؛ بنابر این در صورت وجود ریز داده‌ها، کاربرد آن با سایر داده‌های آماری ترجیح داده می‌شود. ریز داده‌ها جدا از اینکه حاوی اطلاعات بیشتر هستند مشکلات هم افزایی کلان داده‌ها را نداشته و با برآورد مدل‌ها، رفتار بنگاه‌های اقتصادی را امکان‌پذیر می‌کند (ابونوری و خوشکار، ۱۳۸۷). مرکز آمار ایران از سال ۱۳۴۷ تقریباً هرسال مبادرت به جمع‌آوری اطلاعات هزینه و درآمد خانوار کرده و آن را با عنوان طرح هزینه و درآمد خانوار با حدود دو سال وقفه منتشر و از سال ۱۳۶۳ اطلاعات حاصل از نمونه برداری خانوار را به‌صورت اطلاعات خام یا ریز داده در رایانه ذخیره کرده است. در این پژوهش از ریز داده‌های مرکز آمار ایران از سال ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. به‌دلیل حجم زیاد داده‌ها، ارائه آن‌ها در این پژوهش امکان‌پذیر نمی‌باشد. تعداد خانوارهای نمونه برداری شده در طرح درآمد و هزینه در سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۰ در جدول ۱ خلاصه شده است:

جدول ۱. حجم نمونه به تفکیک مناطق شهری و روستایی ۱۳۶۳-۱۴۰۰

سال	شهری	روستایی	سال	شهری	روستایی	سال	شهری	روستایی
۱۳۶۳	۱۴۷۲۸	۱۲۴۲۰	۱۳۷۶	۱۰۹۶۸	۱۰۹۸۲	۱۳۸۹	۱۸۷۰۱	۱۹۵۸۴
۱۳۶۴	۱۳۹۷۶	۱۳۵۸۷	۱۳۷۷	۸۲۸۶	۸۳۱۸	۱۳۹۰	۱۸۷۲۷	۱۹۷۸۶
۱۳۶۵	۲۷۴۵	۲۹۴۴	۱۳۷۸	۱۲۷۳۱	۱۴۷۳۳	۱۳۹۱	۱۸۵۳۷	۱۹۶۵۸
۱۳۶۶	۲۷۴۸	۳۰۱۸	۱۳۷۹	۱۲۳۲۰	۱۴۶۲۱	۱۳۹۲	۱۸۸۸۰	۱۹۴۳۶
۱۳۶۷	۳۹۸۷	۴۳۳۱	۱۳۸۰	۱۲۳۳۷	۱۴۶۲۴	۱۳۹۳	۱۸۸۸۵	۱۹۳۹۰
۱۳۶۸	۵۴۹۲	۶۰۲۸	۱۳۸۱	۱۵۱۱۴	۱۷۰۳۸	۱۳۹۴	۱۸۸۷۱	۱۹۳۸۱
۱۳۶۹	۹۰۹۵	۹۳۴۷	۱۳۸۲	۱۰۹۵۹	۱۲۱۷۵	۱۳۹۵	۱۸۸۰۹	۱۹۳۳۷
۱۳۷۰	۹۱۶۸	۹۵۰۴	۱۳۸۳	۱۲۶۱۰	۱۳۷۱۹	۱۳۹۶	۱۸۷۰۱	۱۹۲۶۱
۱۳۷۱	۹۴۲۱	۹۲۵۰	۱۳۸۴	۱۲۹۲۷	۱۳۹۷۰	۱۳۹۷	۲۰۳۵۰	۱۸۶۱۰
۱۳۷۲	۲۳۲۴	۵۲۹۴	۱۳۸۵	۱۴۱۷۵	۱۶۷۳۵	۱۳۹۸	۱۹۸۹۸	۱۸۴۳۰
۱۳۷۳	۱۲۱۱۶	۷۷۹۳	۱۳۸۶	۱۵۰۱۸	۱۶۲۶۵	۱۳۹۹	۱۹۳۰۶	۱۸۲۵۱
۱۳۷۴	۲۰۱۹۶	۱۶۳۹۵	۱۳۸۷	۱۹۳۸۱	۱۹۷۰۷	۱۴۰۰	۱۹۶۱۹	۱۸۳۷۱
۱۳۷۵	۱۰۹۷۷	۱۰۹۸۷	۱۳۸۸	۱۸۶۶۵	۱۸۲۰۳	۱۴۰۱	...	...

منبع: مرکز آمار ایران ریز داده‌های بودجه خانوار (۱۳۶۳-۱۴۰۰)

این مرکز از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۲ اطلاعات مربوط به هزینه درآمد خانوار در ۴ بخش کلی شامل خصوصیات اجتماعی، مشخصات مسکن، هزینه‌های خانوار در ۹ گروه کالایی و سرمایه‌گذاری را ارائه کرده است.لازم به یادآوری است هزینه‌های خوراکی خانوار از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۸ به‌صورت روزانه و در برخی کالاهای خوراکی ماهانه بوده است. از آن زمان تاکنون هزینه این بخش تنها به‌صورت ماهانه توسط این مرکز گزارش شده است. هم چنین از سال ۱۳۸۳ تاکنون به‌دلیل برخی از سیاست گذاری‌های این مرکز، تفکیک بخش‌های هزینه مربوط نوشیدنی‌ها، دخانی و غذاهای آماده از بخش هزینه‌های خوراکی و هم چنین تفکیک بخش حمل‌ونقل از گروه ارتباطات بخش هزینه‌های خانوار از ۹ به ۱۲ گروه افزایش یافته و به‌صورت ماهانه یا سالانه ارائه شده است.

در این پژوهش واحد موردمطالعه خانوار می‌باشد. داده‌های خام خانوار جهت استفاده نیاز به طی فرایند داده کاوی از قبیل تجمیع گروها (نوشیدنی و دخانی، غذاهای آماده با گروه هزینه‌های خوراکی و گروه ارتباطات با حمل‌ونقل)، استخراج داده‌ها مربوط به هر کد خانوار، تبدیل داده‌های ماهانه، روزانه به‌ترتیب با ضرب در ۳۶۵ و ۱۲ به سالانه، نرمال سازی، تحلیل همبستگی داده‌ها و ... دارد، که در این پژوهش توسط نرم افزارهای Excel 2013، SQL2020، Eviews10، R Studio2020 انجام خواهد پذیرفت. هم چنین در این مطالعه برای برآورد نابرابری چندبعدی از داده‌های ۹ بعد رفاهی خانوار: شامل هزینه‌ها ی خوراکی، پوشاک، مسکن، آموزش (هزینه‌های اصلی آموزش)، بهداشت، حمل‌ونقل و ارتباطات، خدمات، تفریحات و سرگرمی و متفرقه استفاده

می‌شود. لازم به یادآوری است به‌دلیل هم جنسی داده‌ها در گروه‌های کالایی از نرمال سازی داده‌ها خودداری می‌شود.

۴. برآورد ضریب جینی چند بعدی در ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی

یکی از مهم‌ترین نکاتی که در خصوص برآورد شاخص‌های نابرابری چندبعدی باید در نظر گرفت، همبستگی بین ابعاد رفاهی می‌باشد؛ زیرا در صورت عدم وجود همبستگی در بین ابعاد رفاهی، استفاده از شاخص نابرابری چندبعدی ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود. (نیلسون، ۲۰۰۹) نتایج بررسی همبستگی برای گروه ۹ گانه کالایی در ایران براساس آزمون همبستگی پیرسون به همراه فهرست گروه‌های کالایی در پیوست مقاله ارائه شده است. مقدار ضریب ۱ نشان دهنده وابستگی کامل مثبت و ۱- وابستگی معکوس بوده و اگر گروه‌های کالایی مستقل باشند، مقدار ضریب همبستگی صفر می‌باشد.

به‌طور کلی نتایج آزمون همبستگی بین ابعاد حاکی از آن است که هر جفت از ابعاد رفاهی دارای همبستگی مثبت هستند، ازاین‌رو، با وجود ضرایب همبستگی مثبت و حتی در برخی موارد ضرایب همبستگی مثبت پایین بین ابعاد رفاهی، استفاده از شاخص نابرابری چندبعدی اطمینان بخش می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بیشترین ارتباط همبستگی بین مخارج حمل‌ونقل و ارتباطات با مخارج خوراکی و سپس خوراک و مسکن وجود دارد و هر سه، با مخارج آموزش و بهداشت همبستگی متوسطی دارند؛ این نشان‌دهنده اهمیت روزافزون مسکن و حمل‌ونقل و ارتباطات در تعیین آموزش و بهداشت می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد ضریب جینی چندبعدی و تک بعدی در مناطق شهری، روستایی و کشوری در جدول ۲ خلاصه شده است.

جدول ۲. جینی چندبعدی و تک‌بعدی در ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی

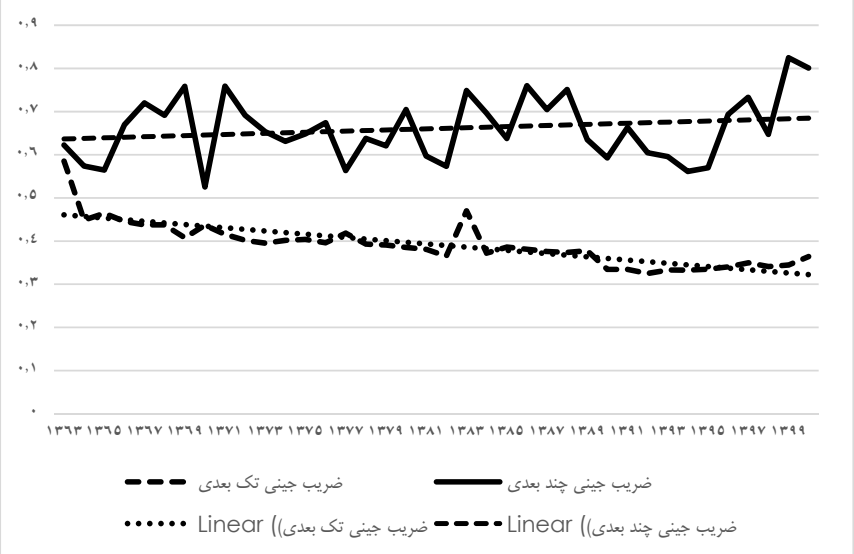
سال	ضریب جینی چندبعدی			ضریب جینی تک‌بعدی		
	کل کشور	مناطق شهری	مناطق روستایی	کل کشور	مناطق شهری	مناطق روستایی
۱۳۶۳	۰/۶۲۲۵	۰/۵۹۲۹	۰/۶۸۹۲	۰/۵۸۵۱	۰/۴۷۳۹	۰/۴۱۹۰
۱۳۶۴	۰/۵۷۳۸	۰/۵۵۹۵	۰/۶۲۰۹	۰/۴۴۸۸	۰/۴۸۶۴	۰/۴۱۲۱
۱۳۶۵	۰/۵۶۴۷	۰/۵۵۲۸	۰/۶۴۳۸	۰/۴۶۴۳	۰/۴۲۶۴	۰/۴۵۳۰
۱۳۶۶	۰/۶۶۹۷	۰/۶۹۹۸	۰/۵۶۳۰	۰/۴۴۵۷	۰/۴۳۵۶	۰/۴۰۲۸
۱۳۶۷	۰/۷۲۰۰	۰/۷۲۴۸	۰/۷۰۶۹	۰/۴۳۷۵	۰/۴۱۶۴	۰/۳۹۴۲
۱۳۶۸	۰/۶۹۱۵	۰/۶۴۹۸	۰/۷۴۰۰	۰/۴۳۷۴	۰/۴۱۸۶	۰/۴۰۱۲
۱۳۶۹	۰/۷۵۸۶	۰/۷۵۷۹	۰/۶۵۸۳	۰/۴۰۷۴	۰/۳۷۲۹	۰/۴۳۲۹
۱۳۷۰	۰/۵۲۵۴	۰/۴۵۵۷	۰/۷۵۲۵	۰/۴۳۶۹	۰/۳۹۵۰	۰/۴۳۶۸
۱۳۷۱	۰/۷۵۹۰	۰/۷۶۳۶	۰/۶۷۱۷	۰/۴۱۵۷	۰/۳۸۱۳	۰/۴۱۵۷

سال	ضریب جینی چندبعدی			ضریب جینی تک‌بعدی		
	کل کشور	مناطق شهری	مناطق روستایی	کل کشور	مناطق شهری	مناطق روستایی
۱۳۷۲	۰/۶۹۱۶	۰/۶۱۲۸	۰/۷۴۷۸	۰/۴۰۱۷	۰/۳۷۲۴	۰/۴۱۴۱
۱۳۷۳	۰/۶۵۳۴	۰/۶۶۱۳	۰/۶۶۶۱	۰/۳۹۴۹	۰/۳۶۳۲	۰/۴۰۸۵
۱۳۷۴	۰/۶۳۱۲	۰/۶۰۱۲	۰/۶۸۹۰	۰/۴۰۱۸	۰/۳۷۰۴	۰/۴۲۴۰
۱۳۷۵	۰/۶۴۸۶	۰/۵۸۵۳	۰/۷۲۵۲	۰/۴۰۳۶	۰/۳۷۲۴	۰/۴۰۲۴
۱۳۷۶	۰/۶۷۴۱	۰/۶۵۵۶	۰/۶۹۲۰	۰/۳۹۶۱	۰/۳۵۹۷	۰/۴۰۳۶
۱۳۷۷	۰/۵۶۳۴	۰/۵۲۸۲	۰/۵۸۷۰	۰/۴۱۸۴	۰/۳۵۹۱	۰/۴۱۸۴
۱۳۷۸	۰/۶۳۷۸	۰/۶۰۱۹	۰/۶۴۰۹	۰/۳۹۲۸	۰/۳۵۸۹	۰/۴۰۳۲
۱۳۷۹	۰/۶۲۰۸	۰/۵۹۶۴	۰/۶۵۹۰	۰/۳۹۰۸	۰/۳۶۰۷	۰/۳۹۷۹
۱۳۸۰	۰/۷۰۴۹	۰/۷۲۱۰	۰/۶۸۰۶	۰/۳۸۵۲	۰/۳۵۹۸	۰/۳۸۳۰
۱۳۸۱	۰/۵۹۷۱	۰/۵۶۶۰	۰/۶۲۰۷	۰/۳۸۰۷	۰/۳۵۵۲	۰/۳۸۲۱
۱۳۸۲	۰/۵۷۳۳	۰/۵۵۸۷	۰/۵۵۲۰	۰/۳۶۵۳	۰/۳۴۰۴	۰/۳۶۰۲
۱۳۸۳	۰/۷۴۸۷	۰/۷۶۳۱	۰/۷۳۱۳	۰/۴۶۹۹	۰/۴۳۰۹	۰/۴۵۵۶
۱۳۸۴	۰/۶۹۶۵	۰/۷۳۹۱	۰/۷۱۷۸	۰/۳۷۱۹	۰/۳۴۷۴	۰/۳۷۴۱
۱۳۸۵	۰/۶۳۷۸	۰/۶۹۰۹	۰/۶۹۱۸	۰/۳۸۶۱	۰/۳۵۹۱	۰/۳۸۷۷
۱۳۸۶	۰/۷۵۹۹	۰/۷۹۰۵	۰/۶۶۱۰	۰/۳۸۱۱	۰/۳۵۶۳	۰/۳۷۵۳
۱۳۸۷	۰/۷۰۴۸	۰/۷۲۰۱	۰/۷۰۶۷	۰/۳۷۵۷	۰/۳۴۵۹	۰/۳۷۲۳
۱۳۸۸	۰/۷۵۱۱	۰/۷۷۹۶	۰/۷۸۰۵	۰/۳۷۳۹	۰/۳۴۵۸	۰/۳۸۰۶
۱۳۸۹	۰/۶۳۵۱	۰/۶۴۶۷	۰/۷۰۰۱	۰/۳۷۷۶	۰/۳۵۴۱	۰/۳۷۳۳
۱۳۹۰	۰/۵۹۲۹	۰/۵۴۶۹	۰/۶۵۲۹	۰/۳۳۴۲	۰/۳۱۳۳	۰/۳۲۹۵
۱۳۹۱	۰/۶۶۳۲	۰/۵۹۸۳	۰/۷۳۰۶	۰/۳۳۴۳	۰/۳۱۳۶	۰/۳۳۴۲
۱۳۹۲	۰/۶۰۴۸	۰/۵۶۵۴	۰/۶۶۲۱	۰/۳۲۴۸	۰/۳۱۳۶	۰/۳۱۸۵
۱۳۹۳	۰/۵۹۵۷	۰/۵۵۸۰	۰/۶۴۰۱	۰/۳۳۲۸	۰/۳۱۳۹	۰/۳۲۸۵
۱۳۹۴	۰/۵۶۱۵	۰/۵۳۰۴	۰/۷۳۷۹	۰/۳۳۲۶	۰/۳۱۶۱	۰/۳۲۱۵
۱۳۹۵	۰/۵۶۹۷	۰/۵۸۹۹	۰/۵۳۸۲	۰/۳۳۴۷	۰/۳۱۹۷	۰/۳۱۵۹
۱۳۹۶	۰/۶۹۳۷	۰/۶۶۴۸	۰/۷۴۲۲	۰/۳۴۰۲	۰/۳۲۲۰	۰/۳۲۵۴
۱۳۹۷	۰/۷۳۳۰	۰/۷۱۷۴	۰/۶۷۰۶	۰/۳۴۹۸	۰/۳۳۵۱	۰/۳۳۴۶
۱۳۹۸	۰/۶۴۷۱	۰/۵۷۰۷	۰/۷۵۰۰	۰/۳۴۱۰	۰/۳۲۴۵	۰/۳۲۹۴
۱۳۹۹	۰/۸۲۴۷	۰/۸۲۹۹	۰/۷۷۰۱	۰/۳۴۴۳	۰/۳۳۱۶	۰/۳۲۶۵
۱۴۰۰	۰/۷۸۴۳	۰/۷۶۴۵	۰/۸۶۵۰	۰/۳۴۵۶	۰/۳۲۹۶	۰/۳۳۴۶

منبع: با استفاده از ریزداده‌های بودجه خانوار در سال‌های (۱۳۶۳-۱۳۹۹) در نرم‌افزارهای R Studio2022 و Excel 2013 برآورده شده است.

نتایج حاصل از برآورد ضریب جینی تک‌بعدی در جدول ۲ نشان می‌دهد که روند کلی ضریب جینی تک‌بعدی در ۳۸ سال مورد بررسی نابرابری کاهش داشته، به‌عبارت دیگر توزیع

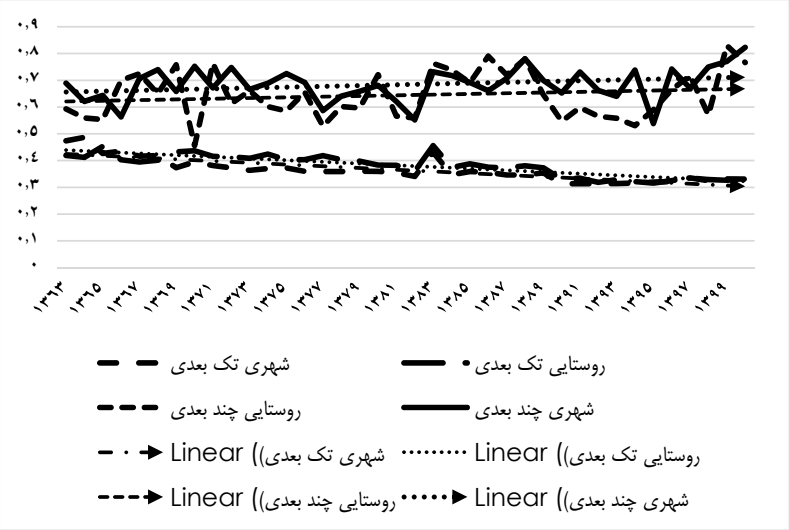
درآمد بهبود یافته است. بر مبنای نتایج به‌دست‌آمده میزان نابرابری در دهه ۶۰ هیچ گاه از ۰/۴ کم‌تر نبوده و در دهه ۷۰ و ۸۰ به‌طور تقریبی این شاخص دارای روند یکسان و در محدوده ۰/۳۷ تا ۰/۴ در نوسان بوده است. در اواخر دهه هشتاد و اوایل دهه ۹۰ در اثر تعدیل قیمت انرژی و رکود اقتصادی (اُفت درآمد و در نتیجه هزینه) دو بُعد توزیع بهم نزدیک شده و ضریب جینی کاهش یافته و برای اولین بار در طول دوره ۳۸ ساله مورد مطالعه به زیر ۰/۴ رسیده است. از سوی دیگر نتایج ضریب جینی چندبعدی ارائه شده در جدول ۲ و نمودار ۱برخلاف ضریب جینی تک‌بعدی با نوسانات قابل توجه همراه بوده و در دوره مورد مطالعه ۱۳۶۳–۱۴۰۰ یک روند باثبات داشته و با نرخ ملایمی افزایش یافته، به‌طوری که میزان نابرابری چندبعدی در سال‌های دهه ۶۰ هم‌زمان با سال‌های جنگ تحمیلی ۶۲/۲۵ درصد به ۷۵/۸۶ درصد رسیده و در سال‌های دهه ۷۰ و ۸۰ همانند شاخص جینی تک‌بعدی به‌طور تقریبی دارای روند یکسان بوده است. همچنین در اواخر دهه، ۹۰ با کاهش نسبی درآمدهای نفتی به‌واسطه تحریم‌های بین‌المللی که کسب‌وکار خرد اکثریت مردم را شدیدتر از هر دوره دیگری تحت تأثیر قرار داده و هم‌زمان با آغاز همه‌گیری کووید ۱۹ میزان نابرابری چندبعدی به بیش از ۷۹ درصد، معادل ۸۲/۴۷ درصد و در سال ۱۴۰۰ با کاهش بیش از ۴ درصد به ۷۸/۴۳ درصد رسیده است.



منبع: جدول ۲

نمودار ۱. ضریب جینی چندبعدی و تک‌بعدی در کشور (۱۳۶۳–۱۴۰۰)

هم چنین نتایج جدول ۲ و نمودار ۲ نشان می‌دهد که نابرابری تک‌بعدی در مناطق شهری و روستایی و در این دوره کاهش‌یافته، به‌طوری که تا سال ۱۳۸۷ میزان نابرابری در مناطق روستایی همواره از مناطق شهری بیشتر بوده است، از سال ۱۳۸۷ به بعد، شکاف درآمدی بین مناطق شهری و روستایی کاهش‌یافته است. همچنین در سال پایانی دوره مطالعه میزان نابرابری تکبعدی باوجود کاهش میزان تولید ناخالص داخلی کشور در مناطق شهری نسبت به سال قبل، به‌دلیل افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و برابری در فقیرترشدن قشر فقیر و غنی، کاهش یافته است. این در حالی است که وضع توزیع درآمد در مناطق روستایی به‌دلیل رشد منفی بخش کشاورزی نابرابرتر شده است. از سوئی شاخص ضریب جینی چندبعدی نیز درمناطق شهری و مناطق روستایی با افزایش مواجه بوده و این افزایش در میان روستاییان شدت کم‌تری داشته است، به‌طوری‌که شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق روستایی از ۶۸/۹۲ درصد به ۸۶/۵۰ درصد و در مناطق شهری از ۵۹/۲۹ درصد به ۷۶/۴۵ درصد افزایش‌یافته است. به‌عبارتی در مناطق شهری، نوسان بیشتر از مناطق روستایی بوده است، ولی همچنان شاخص نابرابری با افزایش همراه می‌باشد. لازم به یادآوری است که شاخص نابرابری چندبعدی علاوه بر بعد پولی، تحت تأثیر ابعاد غیرپولی مثل مسکن، آموزش، پوشاک و ... نیز می‌باشد؛ همچنین انتظار می‌رود در شهرها که امکان دسترسی بیشتر به این ابعاد وجود داشته است، تغییرات در میزان دسترسی بیشتر از مناطق روستایی باشد. در این صورت در مناطق شهری، میزان مخارج موردنیاز، از اهمیت بیشتری درمقایسه با روستاها برخوردار بوده و به نوعی شاخص نابرابری چندبعدی روستایی را رهبری می‌کند بنابراین، به‌دلیل اهمیت بیشتر بعد مخارج در مناطق شهری و ماهیت نوسانی مخارج (که تحت تأثیر قیمت‌های به‌شدت متغیر ایران)، نوسان شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق شهری بیشتر است.



منبع: جدول ۲

نمودار ۲. شاخص نابرابری چندبعدی و تک‌بعدی در مناطق شهری و روستایی (۱۳۶۳–۱۴۰۰)

۵. جمع بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه با در نظر داشتن ابعاد رفاهی خانوار در ۹ گروه کالایی که از سال ۱۳۶۳ توسط مرکز آمار ایران منتشر شده؛ شاخص نابرابری ضریب جینی چندبعدی و هم چنین ضریب جینی تک بعدی (هزینه کل خانوار) برای سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۰ محاسبه شده است. تاکنون هیچ مطالعه داخلی با استفاده از این شاخص و ابعاد رفاهی نه گانه نابرابری را برآورد نکرده است.

همان‌طور که نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، ضریب جینی تک بعدی تنها براساس توزیع هزینه کل خانوار حاصل می‌شود، درحالی‌که ضریب جینی چند بعدی براساس نابرابری توزیع به تفکیک ابعاد گوناگون محاسبه می‌گردد. افزون براین، در ضریب جینی چند بعدی، هم به نابرابری در هر یک از ابعاد، هم به سهم ابعاد در سبد خانوار و هم چنین به شدت وابستگی بین ابعاد توجه می‌شود؛ بنابراین سطح و روند نابرابری چند بعدی به واقعیت و رفاه اجتماعی برای تصمیم‌گیری نزدیک‌تر است. براساس نتایج حاصل در دوره ۱۳۶۳–۱۴۰۰، سطح نابرابری چندبعدی همواره بالاتر از سطح نابرابری تک بعدی قرار داشته است. اگرچه روند نابرابری تک بعدی کاهش ناچیزی داشته، ولی روند نابرابری چند بعدی با اختلاف قابل توجه و با افزایش همراه بوده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نابرابری تنها وابسته به درآمدهای پولی خانوارها

نیست. بلکه تحت تأثیر وضعیت برخورداری از هر یک از ابعاد مانند آموزش، مسکن و میزان تسهیلات و امکانات رفاهی خانوارها نیز قرار دارد. شواهد نابرابری در جامعه با روند و تغییرات نابرایری چند بعدی تطابق بیشتری دارد.

یافته‌های این مطالعه با مطالعات تجربی انجام گرفته در این زمینه، همانند مطالعات راغفر و همکاران (۱۳۹۷) و حینیفی و همکاران (۱۴۰۰)، به‌دلیل ناهمسان بودن ابعاد رفاهی و تفاوت شاخص برآرودی قابل مقایسه نمی‌باشد. هم چنین تاکنون در مطالعات خارجی شاخص ضریب جینی چند بعدی با جامعیت ابعاد فوق محاسبه نشده است.

پیوست

جدول. ضریب همبستگی بین کل ابعاد رفاه در ایران

ابعاد رفاهی	خوراک	پوشاک	مسکن	خدمات	بهداشت	تفریحات و سرگرمی	آموزش	حمل‌ونقل و ارتباطات	سایر
خوراک	۱/۰۰۰	۰/۴۴۱	۰/۴۸۳	۰/۲۶۴	۰/۲۰۴	۰/۲۸۵	۰/۲۱۹	۰/۵۶۳**	۰/۴۹۲
پوشاک		۱/۰۰۰	۰/۲۳۵	۰/۲۲۵	۰/۱۳۳	۰/۲۱۱	۰/۱۷۵	۰/۳۵۶	۰/۳۶۸
مسکن			۱/۰۰۰	۰/۱۵۳	۰/۱۹۸	۰/۱۲۸	۰/۲۷۹	۰/۴۷۸	۰/۳۵۲
خدمات				۱/۰۰۰	۰/۰۷۹	۰/۰۸۲	۰/۰۷۸	۰/۲۰۲	۰/۲۲۶
بهداشت					۱/۰۰۰	۰/۰۶۳	۰/۰۹۶	۰/۲۵۱	۰/۱۵۱
تفریحات و سرگرمی						۱/۰۰۰	۰/۱۲۳	۰/۱۶۸	۰/۲۷۳
آموزش							۱/۰۰۰	۰/۲۹۶	۰/۱۷۴
حمل‌ونقل و ارتباطات								۱/۰۰۰	۰/۳۹۹
سایر									۱/۰۰۰

منبع: با استفاده از ریز داده‌های بودجه خانوار در ۹ گروه کالایی در سال‌های (۱۳۶۳–۱۴۰۰) در نرم‌افزار E views 10 برآورده شده است.

منابع

۱. ابونوری، اسمعیل و اسناوندی، اسماعیل (۱۳۸۴). برآورد و ارزیابی سازگاری شاخص‌های نابرابری اقتصادی با استفاده از ریز داده‌ها در ایران. تحقیقات اقتصادی، ۴۰(۴)، ۱۷۱–۲۱۰.

۲. حنیفی، عادل؛ خداداد کاشی، فرهاد و موسوی جهرمی، یگانه (۱۴۰۰). اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی به تفکیک مناطق شهری و روستایی ایران طی دوره ۱۳۹۷–۱۳۶۳. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۹۷ (۴۳)، ۱۲–۴۷.

۳. راغفر، حسین؛ صفرزاده، اسماعیل و علی‌اکبری سلامی، فهیمه (۱۳۹۷). اندازه‌گیری شاخص نابرابری چندبعدی در مناطق شهری ایران ۱۳۹۲–۱۳۶۸. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۱۸(۱)، ۱۲۷–۱۵۴.

۴. شرافت جهرمی، محمدناصر و نگین‌تاجی، زریر (۱۳۸۹). تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران. *اقتصاد و الگو سازی*، ۱(۲)، ۱–۲۹.

۵. محمودزاده، محمود و علمی، سیامک (۱۳۹۱). نابرابری و رشد اقتصادی در استان‌های کشور. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰ (۶۴)، ۱۳۱–۱۴۸.

۶. مفتخری، علی؛ جعفری، محمد؛ ابونوری، اسمعیل و نادمی، یونس (۱۴۰۱). بررسی اثرات غیرخطی نابرابری توزیع درآمد بر فرار مغزها در کشورهای درحال توسعه. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۲ (۲)، ۱۵۷-۱۸۴.

۷. مهرگان، نادر؛ عباسیان، عزت اله و اردلان، بهرام (۱۳۹۳). تجزیه چندگانه نابرابری درآمد در ایران با رویکردی به ضریب جینی تعمیم یافته. *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)*، ۲(۲)، ۶۱–۸۹.

۸. یزدانی بروجنی، فرشید (۱۳۸۴). نگاهی به جهانی شدن و نابرابری با تأکید بر ایران. *رفاه اجتماعی*، ۵ (۱۸)، ۲۰۱–۲۲۲.

9. Atkinson, A. B., & Bourguignon, F. (1982). The comparison of multidimensioned distributions of economic status. *Review of Economic Studies*, 49, 183–201

10. Atkinson, A. B., Cantillion, B., Marlier, E., & Nolan, B. (2002). Social indicators. The EU and social inclusion. Oxford: Oxford University Press.

11. Banerjee, A. K. (2010). A multidimensional Gini index. Mathematical Social Sciences, 60(2), 87-93.

12. Banerjee, A. K. (2019). Economic properties of statistical indices: the case of a multidimensional Gini index. *Journal of Quantitative Economics*, 17, 41-56.

13. Blackbory, C., & Donaldson, D. (1978). Measures of relative inequality and their meaning in terms of social.

14. Boland, P. J., & Proschan, F. (1988). Multivariate arrangement increasing functions with applications in probability and statistics. *Journal of multivariate analysis*, 25(2), 286-298.
15. 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, 437-450.
16. Bui, T. K. T., & Erreygers, G. (2020). Multidimensional Inequality in Vietnam, 2002–2012. *Economies*, 8(2), 29-38.
17. Chakravarty, S. R., & Lugo, M. A. (2019). Multidimensional indicators of inequality and poverty. Poverty, Social Exclusion and Stochastic Dominance, 223-259.
18. Cummins, R. A. (1996). Domains of life satisfaction: An attempt to order chaos. Social Indicators Research, 38(3), 303–328.
19. Decancq, K., & Lugo, M. A. (2012). Inequality of well-being: A multidimensional approach. Economica, 79, 721–746
20. Decanq, K., & Lugo, M. A. (2009). Measuring well being inequality with a multidimensional Gini index, 60-71.
21. Doyal, L., & Gough, I. (1991). A theory of human need. Basinkstoke: Macmillan.
22. Khan, A. U., Saboor, A., & Shah, A. H. (2021). Dynamics of Multidimensional Inequality across Different Occupations in Pakistan. Social Indicators Research, 153(1), 93-109.
23. Kolm, S-C. (1977). Multidimensional egalitarianism. Journal of multivariate Analysis, 60(5), 252- 276.
24. Li,Y., & Wei, Y. D. (2014). Multidimensional Inequalities in Health Care Distribution in Provincial C hina: A Case Study of H enan Province. Tijdschrift voor economische en sociale geografie, 105(1), 91-106.
25. Lugo, M. A. (2007). Comparing multidimensional indices of inequality: Methods and application. In Inequality and Poverty, Emerald Group Publishing Limited. Vol. 14, 213-236.
26. Maasoumi, E. (1986).The measurement and decomposition of multidimensional inequality, Econome trica, 54(1), 991–998.
27. Nilsson, T. (2010). Health, wealth and wisdom: Exploring multidimensional inequality in a developing country. Social indicators research, 95(2): 299-323.
28. Nussbaum, M. C. (2000). Women and human development: The capabilities approach. Cambridge: Cambridge University Press.
29. Parente, F. (2019). A multidimensional analysis of the EU regional inequalities. Social Indicators Research, 143(3), 1017-1044.
30. 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.
31. Ramsay, M. (1992). Human needs and the market. Aldershot: Avebury

32. Ravallion, M. (1996). Issues in measuring and modeling poverty. Economic Journal, 106, 1328–1343.
33. Rawls, J. (1971). A theory of justice. Cambridge: Harvard University Press.
34. Sen, A. K. (1985). Commodities and capabilities. Amsterdam: North-Holland
35. Sen, A. K. (1993). In M. Nussbaum (Ed.), the quality of life. Oxford: Clarendon Press.
36. Stewart, F. (1985). Basic needs in developing countries. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
37. Stiglitz, J., Sen, A. K., & Fitoussi, J. P. (2009). Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress. www.stiglitz-sen-fitoussi.fr.
38. Streeten, P. (1981). First things first: Meeting basic human needs in developing countries. New York, Oxford: Oxford University Press.
39. Thorbecke, E. (2008). Multidimensional poverty: Conceptual and measurement issue. In N. Kakwani & J. Silber (Eds.), The many dimensions of poverty (pp. 3–20). New York: Palgrave Macmillan.
40. Townsend, P. (1979). Poverty in the United Kingdom: A survey of household resources and standards of living. Harmondsworth: Penguin Books.
41. Tsui, K.-Y. (1995). Multidimensional generalizations of the relative and absolute inequality indices: The Atkinson-Kolm-Sen approach. Journal of Economic Theory, 67, 251–265.
42. Tsui, K.-Y. (1999). Multidimensional inequality and multidimensional generalised entropy measures: Anaxiomatic derivation. Social Choice and Welfare, 16(1), 145–157.
43. Zheng, B. (2007). Unit-consistent decomposable inequality measures. Economica, 74 (293), 97-111.