تحقیقات اقتصادی، دورهٔ ۴۸، شمارهٔ ۳، پاییز ۱۳۹۲، ص ۱-۱۲

تجزیهٔ ضریب جینی در ایران بر حسب مناطق شهری و روستایی

اسمعیل ابونوری*

بخش اقتصاد دانشگاه سمنان (نویسندهٔ مسئول) esmaiel.abounoori@gmail.com

آرش خوشکار**

مؤسسهٔ آموزش عالی غیرانتفاعی فضیلت سمنان arash.khoshkar@gmail.com

پدرام داودی***

مؤسسهٔ عالی آموزش و پژوهش در مدیریت و برنامه‌ریزی pedram.davoudi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۹/۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۷/۹

چکیده

در این مقاله نمایی کلی از تجزیهٔ ضریب جینی، به‌منزلهٔ شاخص نابرابری اقتصادی، ارائه شده است. برای تجزیهٔ شاخص جینی به سه عامل نابرابری درون‌گروهی، نابرابری میان‌گروهی و اثر تداخلی میان گروه‌های جمعیتی شهری و روستایی ایران از ریزداده‌های سال ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ و روش دیگوم (۱۹۹۷) استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که حدود ۴۸٪ از نابرابری کل کشور ناشی از نابرابری درون‌گروهی (مناطق شهری و روستایی)، حدود ۲۶٪ (در سال ۱۳۸۵) و ۲۲٪ (در سال ۱۳۸۹) از نابرابری به سبب شکاف درآمدی بین مناطق شهری و روستایی و ۲۷٪ (در سال ۱۳۸۵) و ۲۹٪ (در سال ۱۳۸۹) از نابرابری در ایران پیامد اثر تداخلی است. بنابراین، گرچه بیش از نیمی از نابرابری درآمد در ایران معلول نابرابری ناخالص بین مناطق شهری و روستایی است، اما با نادیده‌گرفتن اثر تداخلی نابرابری درون مناطق شهری مهم‌ترین عامل بروز نابرابری بوده است.

طبقه‌بندی JEL: D31, C31, R12.

کلیدواژه‌ها: تجزیهٔ نابرابری، ضریب جینی، شهری، روستایی، ایران.

---

* سمنان، دانشگاه سمنان، بخش اقتصاد، تلفن: ۱۱۱۲۱۷۶-۹۱۱، ۲۳۱۳۳۶۶۵۴۴ - ۰۰۹۸

** سمنان، میدان قومس، پارک سیمرغ، مؤسسهٔ فضیلت، مؤسسهٔ آموزش عالی غیرانتفاعی فضیلت سمنان تلفن: ۰۹۱۱۳۵۳۵۱۰۸

*** تهران، نیاورن، جمال‌آباد، خ شهید مختار عسگری، شمارهٔ ۶، مؤسسهٔ عالی آموزش و پژوهش در مدیریت و برنامه‌ریزی، تلفن: ۰۹۱۱۹۴۸۶۷۶۱، ۲۲۸۰۱۹۰۰ -۰۲۱-۰۰۹۸

۱. مقدمه

اجرای سیاست کاهش نابرابری درآمد منوط به شناخت منابع و منشأ نابرابری درآمد است که، متناسب با اهمیت نسبی آنها در بروز نابرابری درآمد، بتوان سیاستی کاراتر اتخاذ کرد. با تجزیهٔ شاخص‌های نابرابری می‌توان اهمیت نسبی منابع نابرابری را همچون نابرابری میان منطقه، نابرابری میان مشاغل و نابرابری میان عوامل تولید در نابرابری کل بازشناخت. هدف از این مقاله نخست، ارائهٔ نمایی کلی از تجزیهٔ ضریب جینی به زیرگروه‌های جمعیتی (مناطق شهری و روستایی) با استفاده از روش دیگوم[1] (۱۹۹۷) سپس، تشریح دوگانگی فاحش اقتصاد ایران در مناطق شهری و روستایی است. برای این منظور با استفاده از ریزداده‌های سال ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ نابرابری کل کشور به سه عامل نابرابری درون مناطق شهری و روستایی، نابرابری خالص میان مناطق[2] شهری و روستایی و اثر تداخلی[3] تجزیه شده است. تفاوت در عملکرد اقتصادی در مناطق شهری و روستایی می‌تواند با شاخص‌های اقتصادی مانند نرخ بیکاری، بهره‌وری نیروی کار و غیره سنجیده شود. این تأثیرات را می‌توان در توزیع درآمد خلاصه کرد. نابرابری‌های میان‌منطقه‌ای در استانداردهای زندگی به‌شدت به تصمیمات سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی بستگی دارد. بنابراین، طبق اصل چهل و هشتم قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران، در بهره‌گیری از منابع طبیعی و استفاده از درآمدهای ملی در سطح استان‌ها و توزیع فعالیت‌های اقتصادی میان استان‌ها و مناطق کشور باید از تبعیض اجتناب کرد تا هر منطقه به فراخور نیازها و استعدادهای رشد خود بتواند از سرمایه و امکانات لازم در دسترس به صورتی کارا بهره گیرد. در این صورت، از نابرابری اقتصادی در بین مناطق شهری و روستایی کاسته خواهد شد. کاهش نابرابری بین مناطق شهری و روستایی یکی از عوامل اساسی در جلوگیری از مهاجرت وسیع خانوارهای روستایی به شهرها، حاشیه‌نشینی، بزه‌کاری و افزایش نابرابری درون شهرهاست.

این مقاله در چهار بخش تدوین شده است؛ بخش دوم به تجزیهٔ ضریب جینی به زیرگروه‌های جمعیتی اختصاص یافته است. در بخش سوم، نتایج کاربرد تجزیهٔ ضریب جینی بر حسب مناطق شهری و روستایی ارائه شده است. سرانجام در بخش چهارم، نتیجه‌گیری تقدیم می‌شود و مقاله با منابع پایان خواهد یافت.

۲. تجزیهٔ ضریب جینی به زیرگروه‌های جمعیتی

همان‌گونه که ابونوری و اسناوندی (۱۳۸۴، ص ۱۷۵-۱۷۷) بیان کرده‌اند، ویژگی‌های مطلوب

1. Dagum
2. Net inequality of the between group
3. Transvariation

۱

شاخص نابرابری توزیع درآمد را می‌توان در هفت اصل برشمرد:

۱. اصل انتقال (اصل پیگو-دالتون): یعنی اگر مقداری از درآمد یک فرد جامعه به فرد دیگر به گونه‌ای انتقال یابد که تفاوت درآمد بین آنها افزایش (کاهش) یابد یا بدون تغییر بماند، باید شاخص نابرابری نیز به ترتیب افزایش (کاهش) یابد یا بدون تغییر بماند؛

۲. اصل حساسیت‌نداشتن به تغییر متناسب همهٔ درآمدها: یعنی شاخص نابرابری باید مستقل از مقیاس اندازه‌گیری، میزان نسبی درآمد و میانگین درآمد جامعه باشد؛

۳. اصل حساسیت به تغییر برابر همهٔ درآمدها: به عبارت دیگر، اگر درآمدهای همهٔ افراد به یک مقدار مشخص افزایش (کاهش) یابد باید شاخص نابرابری کاهش (افزایش) یابد؛

۴. اصل حساسیت‌نداشتن به تغییر متناسب تعداد افراد همهٔ گروه‌ها و سطوح درآمدی؛

۵. اصل تقارن: یعنی اگر جایگاه درآمدی تعدادی از افراد جامعه با ویژگی‌های متفاوت جابه‌جا شود، هیچ‌گونه تغییری در شاخص نابرابری پدید نیاید؛

۶. اصل هنجارسازی: یعنی دامنهٔ شاخص بین صفر (برابری کامل) و یک (نابرابری مطلق) محدود باشد؛

۷. اصل عملیاتی: یعنی شاخص باید مستقل از حساسیت‌های ذهنی اندازه‌گیرنده باشد.

علاوه بر هفت ویژگی بالا باید به ویژگی تجزیه‌پذیری شاخص‌ها نیز توجه داشت. رهیافت تجزیهٔ شاخص‌های نابرابری تایل و ضریب جینی را به ترتیب تایل[1] (۱۹۶۷) و باتاچاریا و ماهالانوبیس[2] (۱۹۶۷) معرفی کرده‌اند. در پی طرح روش تجزیه، بسیاری از پژوهشگران روش‌های متفاوت تجزیهٔ شاخص‌های نابرابری را پیشنهاد کرده‌اند. روش‌های تجزیهٔ شاخص‌های نابرابری را می‌توان در دو گروه عمده خلاصه کرد:

❖ گروه اول، روش‌هایی که نابرابری درآمد را به زیرگروه‌های جمعیتی[3] (اجتماعی، شغلی و غیره) تجزیه می‌کنند. در این روش، هر واحد آماری فقط و فقط در یک زیرگروه جمعیتی قرار می‌گیرد و تجزیه‌پذیری بر پایهٔ مجموع وزنی سهم نسبی جمعیت زیرگروه‌ها[4] انجام می‌شود. در این گروه شاخص‌های نابرابری درآمد تجزیه‌پذیر[5] مورد توجه است و مطالعات بورگینان[6] (۱۹۷۹)، شراکس[7] (۱۹۸۰، ۱۹۸۴)، کاول[8] (۱۹۸۰)، کاول و کوگا[9] (۱۹۸۱)، بلکوربای دونالدسن و آورس پرگ[10] (۱۹۸۱) و دیگوم (۱۹۹۷) در این زمینه بوده است.

---

1. Theil
2. Bhattacharya and Mahalanobis
3. Subpopulation
4. Population Weighted decomposition
5. Decomposable income inequality measures
6. Bourguignon
7. Shorrocks
8. Cowell
9. Cowell and Kuga
10. Blackorby, Donaldson and Auersperg

❖ گروه دوم، روش‌هایی که نقش انواع منابع درآمد[1] را در نابرابری کل ارزیابی می‌کنند. در این روش، تجزیه‌پذیری بر پایهٔ مجموع وزنی سهم نسبی منابع درآمدی[2] انجام می‌شود. مطالعات رائو[3] (۱۹۶۹)، پایات[4] (۱۹۷۶)، سیلبر[5] (۱۹۸۹)، ایتزیهاکی[6] (۱۹۹۴) و ایتزیهاکی و لرمن[7] (۱۹۹۱) در این گروه جای دارند. کاربرد این روش برای اقتصاد ایران در مطالعات پروین (۱۳۸۵) و ابونوری و خوشکار[8] (در جریان چاپ) مشاهده می‌شود.

در این مقاله روش تجزیهٔ ضریب جینی دیگوم (۱۹۹۷) به زیرگروه‌های جمعیتی به صورت زیر مطرح شده است. فرض کنید جامعهٔ P دارای n واحد درآمدی با درآمدهای y_i $(i = ۱,.....,n)$ باشد و $F(y)$، μ و G به ترتیب توزیع تجمعی درآمد، میانگین درآمد و شاخص جینی کل جمعیت باشند. اگر جمعیت (P) به k زیرگروه جمعیتی[9] P_j $(j = ۱,...,k)$ افراز شود، حجم و میانگین درآمد زیرگروه جمعیتی (P_j) را می‌توان با n_j و μ_j نشان داد. بردارهای درآمدی زیرگروه‌های جامعهٔ بالا در k زیرگروه با حجم‌های n_j , $j = ۱,۲,\ldots,k$ را می‌توان در جدول ۱ خلاصه کرد.

جدول ۱. بردارهای درآمدی جامعه با حجم n در k زیرگروه با حجم‌های n_j

واحدهای درآمدی زیرگروههای جمعیتی	۱ ⋯ i ⋯ n_j	میانگین درآمد	برابری درآمد درون گروهی Gini (G_{jj})
۱	$y_{۱۱}$ ⋯ $y_{۱i}$ ⋯ $y_{۱n_۱}$	$\mu_۱ = \Sigma \frac{y_{۱i}}{n_۱}$	$G_{۱۱}$
⋮	⋮ ⋱ ⋮ ⋱ ⋮	⋮	⋮
j	y_{ji} ⋯ y_{ji} ⋯ y_{jn_j}	$\mu_j = \Sigma \frac{y_{ji}}{n_j}$	G_{jj}
⋮	⋮ ⋱ ⋮ ⋱ ⋮	⋮	⋮
k	$y_{k۱}$ ⋯ $y_{y_{ki}}$ ⋯ y_{kn_k}	$\mu_k = \Sigma \frac{y_{ki}}{n_k}$	G_{kk}

طبق مقالهٔ اصلی جینی (۱۹۱۲) شاخص جینی کل جمعیت (P) برابر است با[10]:

$$(۱) \quad G = \frac{\Delta}{۲\mu} = \frac{\sum_{i=۱}^{n}\sum_{r=۱}^{n}|y_i - y_r|}{۲n^۲\mu} = \frac{\sum_{j=۱}^{k}\sum_{h=۱}^{k}\sum_{i=۱}^{n_j}\sum_{r=۱}^{n_h}|y_{ji} - y_{hr}|}{۲n^۲\mu}$$

1. Income Component's
2. Income Weighted decomposition
3. Rao
4. Pyatt
5. Silber
6. Yitzhaki
7. Yitzhaki and Lerman
8. Abounoori and Khoshkar
9. Subpopulations

۱۰. برای مطالعهٔ بیشتر به دیگوم (۱۹۸۷a) مراجعه شود.

۱

به نظر کاوِل (۱۹۹۸، ص ۲۵)، ضریب جینی در رابطهٔ (۱) نشان‌دهندهٔ نسبت متوسط مجموع قدرمطلق تفاوت بین همهٔ جفت درآمدها[۱] (Δ) به حداکثر اندازهٔ ممکن این تفاوت (متناظر با نابرابری کامل در توزیع درآمد، یعنی 2μ) است[۲]. همان‌گونه که در دیگوم (۱۹۹۷) آمده است، ضریب جینی کل جامعه شامل سه بخش است: نابرابری درون زیرگروه‌ها (نابرابری درون‌گروهی)، نابرابری خالص در میان زیرگروه‌ها و شدت تداخل[۳] در میان زیرگروه‌ها. نابرابری درون‌گروهی بخشی از کل نابرابری‌ها بهٔ واسطه نابرابری در درون هر یک از زیرگروه‌های جمعیتی است. همان‌گونه که در موسارد، سیت و ترازا[۴] (۲۰۰۳) آمده است، ضریب جینی درون‌گروهی[۵] (ضریب جینی در درون زیرگروه P_j) برابر است با:

$$G_{jj} = \frac{\sum_{j=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_j}|y_j - y_r|}{2n_j^2\mu_j} \qquad (2)$$

نابرابری ناخالص میان‌گروهی آن بخش از کل نابرابری‌هاست که به سبب نابرابری در میان زیرگروه‌های جمعیتی شکل گرفته است. ضریب جینی میان‌گروهی[۶] ناخالص (G_{jh}) انعکاس‌دهندهٔ نابرابری‌ها در میان زیرگروه‌های جمعیتی P_j و P_h است. این بخش از نابرابری طبق دیگوم (۱۹۸۷b، ص ۷) برابر است با:

---

۱. در این حالت تعداد جفت درآمدهای یک جامعهٔ n فردی برابر n^2 در نظر گرفته می‌شود. وقتی درآمد هر فرد با خودش مقایسه نشود، این تعداد مساوی $n(n-1)$ در نظر گرفته می‌شود.

۲. فرض کنید همهٔ درآمد جامعه (y) به یک واحد درآمدی متعلق باشد و مابقی افراد جامعه دارای درآمد صفر باشند. در این صورت میانگین قدرمطلق تفاوت بین همهٔ جفت درآمدها برابر با:

$$\Delta = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{r=1}^{n}|y_i - y_r|}{n^2}$$

$$= \frac{\overbrace{|0-0|+\cdots+|0-0|+|0-y|+\cdots+|0-0|+\cdots+|0-0|+|0-y|}^{n-1}+\overbrace{|y-0|+\cdots+|y-0|}^{n-1}+|y-y|}{n^2}$$

$$= \frac{(n-1)y+(n-1)y}{n^2} = 2\frac{n-1}{n}\frac{y}{n} = 2\frac{n-1}{n}\mu$$

اگر $n \to \infty$ معادلهٔ فوق برابر خواهد شد با: $\lim_{n\to\infty} 2\frac{n-1}{n}\mu = 2\mu$

3. Intensity of transvariation
4. Mussard, Seyte and Terraza
5. Within-group Gini
6. Between-group Gini

$$(۳)\quad G_{jh}=\frac{\sum_{j=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}\left|y_{ji}-y_{hr}\right|}{n_j n_h\left(\mu_j+\mu_h\right)}$$

صورت کسر معادلهٔ (۳) برابر مجموع قدرمطلق اختلاف درآمدهای هر فرد از گروه جمعیتی j از فرد دیگر در گروه جمعیتی h است و مخرج کسر عبارت است از حداکثر همان اختلاف. دامنهٔ هر یک از ضریب جینی‌های فوق بین صفر و یک است: با افزایش نابرابری ضریب جینی به یک نزدیک می‌شود. دیگوم (۱۹۹۷) اثر ناخالص میان‌گروهی را به اثر خالص نابرابری‌های میان‌گروهی و اثر تداخلی تفکیک کرده است. مازاد ناخالص اقتصادی[1] بیانگر بیشبود درآمد یک زیرگروه از زیرگروه دیگر جمعیتی است. مازاد ناخالص اقتصادی میان دو زیرگروه جمعیتی در حالت پیوسته به شکل زیر مشخص می‌شود:

$$(۴)\quad d_{jh}=\int_{.}^{\infty}dF_j(y)\int_{.}^{y}(y-x)dF_h(x)\qquad \forall\mu_j>\mu_h$$

رابطهٔ فوق نشان‌دهندهٔ اختلاف درآمد دو گروه j و h در صورت $y_{ji}>y_{hr}$ و $\mu_j>\mu_h$ است. رابطهٔ فوق برای متغیر ناپیوسته به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$(۵)\quad if\ y_{ji}>y_{hr}\qquad d_{jh}=\frac{\sum_{j=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}\left(y_{ji}-y_{hr}\right)}{n_j n_h}$$

در حالت پیوسته، گشتاور مرتبهٔ اول تداخل میان گروه‌ها[2] برابر با اختلاف درآمد میان زیرگروه‌های P_j و P_h با فرض $y_{ji}<y_{hr}$ و $\mu_j>\mu_h$ است:

$$(۶)\quad p_{jh}=\int_{.}^{\infty}dF_h(y)\int_{.}^{y}(y-x)dF_j(x)\qquad \forall\mu_j>\mu_h$$

که برای متغیر ناپیوسته می‌توان نوشت:

$$(۷)\quad if\ y_{ji}<y_{hr}\qquad p_{jh}=\frac{\sum_{j=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}\left(y_{hr}-y_{ji}\right)}{n_j n_h}$$

همان‌گونه که دیگوم (۱۹۸۰) اشاره دارد، معادلات (۴) و (۶) را می‌توان به‌منزلهٔ شاخص مازاد نسبی اقتصادی[3] (REA) معرفی کرد. مازاد نسبی اقتصادی شاخص نرمال‌شده‌ای است که اختلاف میان زیرگروه‌های P_j و P_h را به صورت زیر نشان می‌دهد:

---

1. Gross economic affluence
2. First order moment of transvariation
3. Relative economic affluence

۱

$$D_{jh} = \frac{(d_{jh} - p_{jh})}{\Delta_{jh}} = \frac{(d_{jh} - p_{jh})}{(d_{jh} + p_{jh})} \quad (۸)$$

که در آن Δ_{jh} میانگین قدرمطلق انحرافات زیرگروه جمعیتی j از زیرگروه جمعیتی h است و برای متغیر ناپیوسته از رابطهٔ (۹) به دست می‌آید:

$$\Delta_{jh} = d_{jh} + p_{jh} = \frac{\sum_{j=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}\left|y_{ji} - y_{hr}\right|}{n_j n_h} \quad (۹)$$

با توجه به رابطه‌های (۵)، (۷)، (۸) و (۹) شاخص مازاد نسبی اقتصادی برای متغیر ناپیوسته به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$D_{jh} = \frac{\sum_{j=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}\left(y_{ji} - y_{hr}\right)}{\sum_{j=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}\left|y_{ji} - y_{hr}\right|} \qquad \forall \mu_j > \mu_h \quad (۱۰)$$

شاخص مازاد نسبی اقتصادی بیانگر آن است که متوسط درآمد یک جامعه نسبت به جامعهٔ دیگر در چه وضعی قرار دارد. بر پایهٔ دیگوم (۱۹۸۷) این شاخص منعکس‌کنندهٔ دوگانگی اقتصادی است. محاسبهٔ این شاخص مکملی برای ضریب جینی به شمار می‌آید، زیرا ضریب جینی رتبه‌بندی مناسبی را از رفاه اجتماعی جوامع متعدد با میانگین درآمدی متفاوت نشان نمی‌دهد. این مسئله حتی بدون تقسیم‌بندی[1] منحنی لورنز مربوط نیز رفع نمی‌شود، زیرا ضریب جینی توزیع درآمد و جمعیت را به صورت واحد در نظر می‌گیرد. از این‌رو در ضریب جینی، رفاه اجتماعی تابعی از درجهٔ نابرابری درون جامعه اندازه گرفته می‌شود و سهم رفاه حاکم، ناشی از تفاوت در پراکندگی درآمد، تقارن‌نداشتن و میانگین مازاد اقتصادی را نادیده می‌گیرد.[2]

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، با توجه به $\mu_j > \mu_h$، این شاخص مثبت است و در بازهٔ صفر و یک واقع می‌شود: مقدار این شاخص در حالت برابری همهٔ درآمدهای دو زیرگروه صفر و در حالت نابرابری مطلق درآمد دو زیرگروه یک خواهد شد[3]. خالص جینی میان‌گروهی[4] نمایانگر متوسط

---

1. do not intersect

۲. برای مطالعهٔ بیشتر رجوع شود به: Silber(1999)، Burrel(2005)، Botargues and Petrecolla(1998).

۳. صورت کسر مجموع تفاضل‌های دو گروه و مخرج آن مجموع قدرمطلق تفاضل درآمدهای دو گروه است. در نتیجه، مخرج همواره از صورت بزرگتر خواهد بود. این کسر در صورتی برابر با یک خواهد شد که همهٔ درآمدهای زیرگروه اول بیشتر از درآمدهای زیرگروه دوم باشد (بیانگر شکاف درآمدی گسترده است). اگر برآیند درآمد دو گروه صفر باشد، یعنی بیشبود و کمبودهای درآمد دو گروه همدیگر را خنثی کنند، آنگاه صورت صفر می‌شود و حاصل کسر صفر خواهد شود.

4. Net measure of the between group Gini

تفاوت بین همهٔ جفت درآمدهای دو توزیع یا نابرابری‌های حاصل از تداخل‌نداشتن توزیع‌های[1] j و h است و با محاسبهٔ $G_{jh} \times D_{jh}$ به دست می‌آید. عبارت $G_{jh} \times (1-D_{jh})$ بخشی از نابرابری ناشی از تداخل توزیع‌های j و h بین پراکندگی‌های P_j و P_h است. اگر p_j و s_j به ترتیب درصد افراد متعلق به زیرگروه P_j و سهم درآمدی افراد در زیرگروه j باشد، خواهیم داشت:

$$(۱۱)\quad p_j = \frac{n_j}{n},\ s_j = \frac{n_j \mu_j}{n \mu}$$

با توجه به روابط (۳)، (۸) و (۱۱) می‌توان اولین منبع[2] تجزیهٔ ضریب جینی را تعریف کرد که در آن سهم خالص نابرابری بین گروه‌ها[3] در ضریب جینی کل به صورت زیر است:

$$(۱۲)\quad G_b = \sum_{j=2}^{k} \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} D_{jh} (p_j s_h + p_h s_j)$$

هر چه سهم خالص نابرابری بین گروه‌ها بیشتر باشد، انعکاس دوگانگی اقتصادی بیشتر است.

دومین منبع نابرابری، سهم اثر تداخلی میان زیرگروه‌ها از ضریب جینی کل (G)، برابر است با:

$$(۱۳)\quad G_t = \sum_{j=2}^{k} \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (1-D_{jh})(p_j s_h + p_h s_j)$$

سومین عامل نابرابری شامل سهم نابرابری‌های درون‌گروهی وزنی از ضریب جینی کل است:

$$(۱۴)\quad G_w = \sum_{j=1}^{k} G_{jj} P_j s_j$$

در نهایت، می‌توان با توجه به معادلات (۱۲)، (۱۳) و (۱۴) معادلهٔ اساسی تجزیهٔ ضریب جینی را به صورت زیر نوشت:

$$(۱۵)\quad G = G_w + G_b + G_t$$

۳. تجزیهٔ ضریب جینی در ایران بر حسب مناطق شهری و روستایی

برای تجزیه و تحلیل سهم مناطق شهری و روستایی در نابرابری کشور ضریب جینی کل کشور به سه عامل زیر تجزیه شده است:

۱. ضریب جینی متناظر با نابرابری در مناطق شهری و روستایی G_w؛

۲. ضریب جینی متناظر با خالص نابرابری در مناطق شهری و روستایی G_b؛

۳. ضریب جینی متناظر با شدت تداخل نابرابری در مناطق شهری و روستایی G_t.

---

1. Non-overlap of the distributions
2. First component
3. Between group inequalities

۱

در این تحقیق از داده‌های طرح درآمد ـ هزینهٔ خانوار در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ برای برآورد و تجزیهٔ نابرابری توزیع هزینه در ایران استفاده شده است. حجم نمونه در مناطق شهری و روستایی در سال ۱۳۸۵ به ترتیب ۱۴۱۷۵ و ۱۶۷۳۵ و در سال ۱۳۸۹ به ترتیب ۱۸۷۰۱ و ۱۹۵۸۴ و میانگین هزینهٔ خانوار مناطق شهری و روستایی در سال ۱۳۸۵ به ترتیب ۶۴۸۱ و ۴۱۶۷ هزار تومان و در سال ۱۳۸۹ به ترتیب ۱۲۱۴۵ و ۸۲۶۶ هزار تومان بوده است. طبق حجم نمونه‌ها سهم جمعیت مناطق شهری و روستایی (p_j) از کل جمعیت (حجم نمونه) در سال ۱۳۸۵ به ترتیب ۰/۴۶ و ۰/۵۴ و در سال ۱۳۸۹ به ترتیب ۰/۴۹ و ۰/۵۱ و سهم هزینهٔ (s_j) مناطق شهری و روستایی از کل هزینه در سال ۱۳۸۵ به ترتیب ۰/۵۷ و ۰/۴۳ همچنین، برای سال ۱۳۸۹ به ترتیب ۰/۵۸ و ۰/۴۲ بوده است.

نتایج برآورد نابرابری درون و میان‌گروهی ناخالص برای مناطق شهری و روستایی طبق رابطه‌های (۱)، (۲) و (۳) در جدول ۲ و ۳ خلاصه شده است. ضریب جینی کل کشور، مناطق روستایی و شهری در سال ۱۳۸۵ به ترتیب ۰/۴۲۸۹، ۰/۴۲۲۳ و ۰/۴۰۵۹ بوده است. ضریب جینی بین مناطق شهری و روستایی حدود ۰/۴۴۳۸ و در سال ۱۳۸۹ این شاخص برای مناطق فوق به ترتیب ۰/۴۳۱۰، ۰/۴۲۷۳۴، ۰/۴۱۵۲۴ و ۰/۴۴۱۶۵ به دست آمده است. با توجه به ضرایب محاسبه‌شده، میزان نابرابری در کشور چه در مناطق شهری و چه در مناطق روستایی با افزایش همراه بوده است، اما نابرابری بین مناطق شهری و روستایی کاهش ناچیزی داشته است.

جدول ۲. نابرابری درون و میان‌گروهی مناطق شهری و روستایی

		کل (G)	روستایی (G_{jj})	شهری (G_{jh})
درون‌گروهی	۱۳۸۵	۰/۴۲۸۹۰	۰/۴۲۲۳۳	۰/۴۰۵۸۷
	۱۳۸۹	۰/۴۳۱۰۷	۰/۴۲۷۳۴	۰/۴۱۵۲۴

منبع: با استفاده از ریزداده‌های بودجهٔ خانوار در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ به کمک نرم‌افزار اکسل برآورد شده است.

جدول ۳. نابرابری میان‌گروهی مناطق شهری و روستایی

میان‌گروهی ناخالص	۱۳۸۵	۰/۴۴۳۸۰
	۱۳۸۹	۰/۴۴۱۶۵

منبع: با استفاده از ریزداده‌های بودجهٔ خانوار در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹به کمک نرم‌افزار اکسل برآورد شده است.

طبق رابطهٔ (۱۴) در سال ۱۳۸۵ میانگین وزنی نابرابری‌های درون‌گروهی (G_w) برابر با ۰/۲۰۴۵ است. شاخص مازاد نسبی اقتصاد طبق رابطهٔ (۸) برابر ۰/۴۸۹۹ به دست آمده است. با استفاده از شاخص مازاد نسبی اقتصاد و روابط (۱۲) و (۱۳) میزان نابرابری‌های خالص میان‌گروهی معادل ۰/۱۰۹۹ و تداخلی معادل ۰/۱۱۴۴ برآورد شده است. در سال ۱۳۸۹ میانگین وزنی نابرابری درون‌گروهی ۰/۲۰۹۳ و شاخص مازاد نسبی اقتصاد برابر ۰/۴۳ به دست آمده است. همچنین، میزان نابرابری‌های خالص میان‌گروهی معادل ۰/۰۹۵۳۷ و تداخلی معادل ۰/۱۲۶۳ محاسبه شده است.

با توجه به شاخص مازاد نسبی اقتصادی، دوگانگی اقتصادی بین مناطق شهری و روستایی از حدود ۵۰٪ در سال ۱۳۸۵ به حدود ۴۳٪ در سال ۱۳۸۹ کاهش نشان داده است. سهم هر یک از عوامل نابرابری، با توجه به مناطق شهری و روستایی، در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ در جدول ۴ خلاصه شده است. همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، حدود ۴۸٪ از نابرابری کل کشور ناشی از نابرابری درون مناطق شهری و روستایی بوده است. در سال ۱۳۸۵ حدود ۲۶٪ از نابرابری به سبب شکاف درآمدی بین مناطق شهری و روستایی و حدود ۲۷٪ از نابرابری کل کشور معلول اثر تداخلی بوده است. در سال ۱۳۸۹ اثر تداخلی به ۲۹٪ افزایش یافته و نابرابری خالص میان‌گروهی به ۲۲٪ رسیده است. کاهش سهم خالص میان‌گروهی نشان‌دهندهٔ کاهش دوگانگی اقتصادی در کشور است، ولی همچنان نمی‌توان این دوگانگی را نادیده گرفت.

جدول ۴. سهم (درصد) هر یک از عوامل نابرابری از کل نابرابری

شاخص جینی	سهم عامل درون‌گروهی	سهم خالص میان‌گروهی	سهم عامل اثر تداخل
۱۳۸۵	۴۷/۶۷	۲۵/۶۳	۲۶/۶۹
۱۳۸۹	۴۸/۵۷	۲۲/۱۳	۲۹/۳۰

منبع: با استفاده از ریزداده‌های بودجهٔ خانوار در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ به کمک نرم‌افزار اکسل برآورد شده است.

۴. نتیجه‌گیری

هدف اساسی در این مقاله تجزیهٔ نابرابری اقتصادی (ضریب جینی) به سه عامل نابرابری درون مناطق شهری (روستایی)، بین مناطق شهری و روستایی و اثر تداخلی در ایران با استفاده از ریزداده‌های سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ بوده است. به این منظور نخست، روش دیگوم (۱۹۹۷) در تجزیهٔ ضریب جینی مرور شده است؛ بنابراین، ضریب جینی به دو بخش ضریب جینی در منطقهٔ شهری و در منطقهٔ روستایی و ضریب جینی ناخالص بین مناطق شهری و روستایی تفکیک شده است. ضریب جینی ناخالص بین دو منطقهٔ شهری و روستایی به دو جز: یکی اثر خالص و دیگری اثر تداخلی تجزیه شده است سرانجام، سهم هر یک از این سه عامل در ضریب جینی کل ایران محاسبه شده است.

نتایج حاکی از آن است که نابرابری در ایران، و به تفکیک مناطق شهری و روستایی طی ۱۳۸۵ - ۱۳۸۹ کاهش نیافته است: حدود ۴۸٪ از نابرابری کل کشور ناشی از نابرابری درون مناطق شهری و روستایی است و این سهم طی دورهٔ ۱۳۸۵ - ۱۳۸۹ کم و بیش بدون تغییر مانده است. در سال ۱۳۸۵ حدود ۲۶٪ از نابرابری به سبب شکاف درآمدی بین مناطق شهری و روستایی است که در سال ۱۳۸۹ به ۲۲٪ کاهش یافته است و به ترتیب ۲۷٪ و ۲۹٪ از نابرابری کل کشور در سال‌های

۱

۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ پیامد اثر تداخلی است. در نتیجه، گرچه بیش از نیمی از نابرابری درآمد کشور معلول نابرابری ناخالص بین مناطق شهری و روستایی است، اما با حذف اثر تداخلی، مهم‌ترین عامل نابرابری کشور معلول نابرابری درون مناطق شهری سپس، عامل خالص میان مناطق شهری و روستایی است. کاهش سهم نابرابری خالص میان‌گروهی نشان‌دهندهٔ کاهش این شکاف در این مدت بوده است، ولی هنوز می‌توان این دوگانگی در اقتصاد ایران را به طور مشهود در بروز نابرابری دخیل دانست. بنابراین، برای کاهش نابرابری در کشور به منظور عدالت اجتماعی ــ اقتصادی، می‌توان در برنامه‌ریزی‌های توسعهٔ اقتصادی ـ اجتماعی، کاهش شکاف درآمدی در میان مناطق شهری و روستایی کشور را مورد توجه قرار داد.

منابع

۱. ابونوری، اسمعیل و اسناوندی، اسماعیل (۱۳۸۴). «برآورد و ارزیابی سازگاری شاخص‌های نابرابری اقتصادی با استفاده از ریزداده‌ها در ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، شمارهٔ ۷۱، ص ۱۷۱-۲۱۰.

۲. پروین، سهیلا (۱۳۸۵). «نقش انواع درآمدها در نابرابری توزیع درآمد در ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، شمارهٔ ۷۵، ص ۱۱۱-۱۳۰.

3. Abounoori, E. and Khoshkar, A. (In print). "Decomposition of Income Gini Coefficient in Iran", *Iranian Economic Review* (IER).
4. Bhattacharya, N. and Mahalanobis, B. (1967). "Regional disparities in household consumption in India", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 62, pp. 143-161.
5. Blackorby, C.; Donaldson, D.; Auersperg, M. (1981). "A New Procedure for the Measurement of Inequality within and among Population Subgroups", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 14, pp. 665-685.
6. Botargues, P., & Petrecolla, D. (1997). Income Distribution and Relative Economic Affluence between Populations of Income Earners by Education in Gran Buenos Aires, Argentina 1990-1996. Anales de la XXXII Reunión de la AAEP, Bahía Blanca.
7. Bourguignon, F. (1979). "Decomposable Income Inequality Measures", *Econometrica*, Vol. 47, pp 901-920.
8. Burrell, Q.L. (2005). "Measuring relative equality of concentration between different income/wealth distributions". *In International Conference in Memory of Two Social Scientists*: C. Gini and MO Lorenz.
9. Cowell, F.A. (1980). "On the structure of additive inequality Measures", *Review of economic Studies*, Vol. 47, PP.521-531.
10. Cowell, F.A. (1998). "Measurement of Inequality, Distributional Analysis Research Programme", Discussion paper, No. DARP36, *London School of Economic*, pp 95.
11. Cowell, F.A. and K. Kuga (1981). "Additivity and the Eentropy Cconcept: An axiomatic approach to inequality measurement", *Journal of economic theory*, Vol. 25, pp 131-143.
12. Dagum C. (1987a). *Gini ratio*, The New Palgrave Dictionary of Economics, Vol. 2, pp 529-532.
13. Dagum, C. (1980). "Inequality Measures between Income Distributions with Applications", *Econometrica*, Vol, 48, pp 1791-1803.

14. Dagum, C. (1987b). "Measuring the economic affluence between populations of income receivers", *Joumd of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, pp 5-12.
15. Dagum, C. (1997). "A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio", *Empirical Economics*, Vol, 22, pp 515-531.
16. Gini, C. (1912). Variabilitii e mutabilita, In: Memorie di Metodologia Statistica, Vol. 1, Variabilitle Concentrazione. Libreria Eredi Virgilio Veschi, Rome, pp 211-382.
17. Mussard, S.; F. Seyte, M. and Terraza, M. (2003). "Decomposition of Gini and the generalized entropy inequality measures", *Economics Bulletin*, Vol. 4, No. 7, pp 1−6.
18. Pyatt, G. (1976). "On the Interpolation and Disaggregation of Gini Coefficient", *the Economic Journal*, Vol. 86, pp 451-473.
19. Rao, V.M. (1969). "Two Decompositions of Concentration Ratio", *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 132, pp 418–425.
20. Shorrocks A.F. (1980). "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, Vol, 48, pp 613-625.
21. Shorrocks A.F. (1984). "Inequality Decomposition by Population Subgroups", *Econometrica*, Vol. 53, pp 1369-1386.
22. Silber, J. (1989). "Factor components, population subgroups, and the computation of the Gini index of inequality", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, pp 107-115.
23. Silber, J. (1999). *Handbook of Income Inequality Measurement*, Boston: Kluwer Academic.
24. Theil, H. (1967). *Economics and Information Theory*, North Holland publishing Company, Amsterdam.
25. Yitzhaki S. and Lerman, R. (1991). "Income atratification and income inequality", *Review of Income and Wealth*, Vol, 37, pp 313-329,
26. Yitzhaki, S. (1994). "Economic distance and overlapping of distributions", *Journal of Econometrics*, Vol, 61, pp 147-159.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی