

اندازه‌گیری نابرابری درآمد در ایران از ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹

حسین راغفر*، فریبا خوشدست**، محدثه یزدان پناه**

مقدمه: اندازه‌گیری نابرابری درآمدی در اشکال مختلف آن در یک دوره زمانی، ارزیابی مناسبی از وضعیت توزیع درآمد ارائه می‌کند. هدف اصلی در این پژوهش، اندازه‌گیری نابرابری درآمدی و تجزیه آن در کشور، طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹ است.

روش: شاخص‌های نابرابری شامل ضریب جینی، آتکینسون و تایل و با استفاده روش مقیاس معادل محاسبه شده است. سپس نابرابری در مناطق نه‌گانه کشور و تجزیه آن به نابرابری درون گروهی و بین گروهی به دست آمده است.

یافته‌ها: شاخص‌های نابرابری در سال ۱۳۸۸ افزایش پیدا کرده است. در سال ۱۳۸۹ در مقایسه با سال ۱۳۸۸ کاهش یافته است. مناطق شمال شرق و جنوب شرق نابرابری بالاتری را تجربه می‌کنند. تجزیه ضریب نابرابری نشان می‌دهد که نابرابری درون گروهی بالاترین سهم را در این شاخص به خود اختصاص داده است.

نتایج: طبق یافته‌های پژوهش، نابرابری طی دوره مورد بررسی روند نامنظمی داشته و تغییرات کاهشی یا افزایشی در طی چند سال دنبال می‌شود. با توجه به تجزیه نابرابری سیاست‌های بازتوزیعی می‌توانند به صورت ملی اتخاذ شوند تا نابرابری را در کل کشور کاهش دهد.

کلیدواژه‌ها: ضریب تایل، ضریب جینی، شاخص آتکینسون، تجزیه نابرابری
تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۲۶ تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۱۴

* دکتر اقتصاد، دانشگاه الزهراء، <raghfara@alzahra.ac.ir> (نویسنده مسئول)

** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه الزهراء

مقدمه

نابرابری در اشکال مختلف آن، در طول تاریخ جوامع بشری، همواره منشاء بسیاری از نابسامانی بوده است. نابرابری از سویی محصول ساختار قدرت و نظام‌های سیاسی و اجتماعی است و از سوی دیگر حامل نوعی تناقض است. نابرابری‌ها، بازتولید مناسبات نابرابر قدرت و ثروت و تقسیم‌بندی‌های ناشی از آن در جوامع مربوط است. اما گسترش و تعمیق نابرابری‌ها از یک سو ممکن است به گسترش جهل و فقر در جوامع بیانجامد که خود تداوم نابرابری‌ها را تضمین می‌کنند و از سوی دیگر زمینه‌فروپاشی و تغییر نظام‌های سیاسی را فراهم می‌آورند. به این دلایل نابرابری همواره از دغدغه‌های اصلی اندیشمندان و مصلحان اجتماعی بوده است. تجلیات نابرابری را می‌توان در اشکال مختلف از جمله نابرابری اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی، سیاسی، نژادی، قومی، مذهبی، جنسیتی، و نیز اشکال مشخص‌تر درآمدی، تغذیه‌ای، آموزشی و بهداشتی بررسی کرد.

تحولات جوامع بشری ریشه در ترکیبی از نابرابری‌های برشمرده شده دارد. نکات پیش‌گفته دلایل کافی را برای بیان اهمیت مسئله نابرابری فراهم می‌آورد. پایش مستمر نابرابری‌ها و تنظیم سیاست‌ها به منظور تعدیل آن‌ها باید در دستور کار همه دولت‌هایی باشد که هدف‌شان شکل‌بخشی به جامعه‌ای بسامان و به خوبی نظم یافته است. نابرابری‌ها می‌تواند ریشه‌های اصلی اضطراب‌های اجتماعی و خصومت‌های طبقاتی و قومی و مذهبی باشد. چه بسا هر یک از این نابسامانی‌ها عاملی برای فرسایش انسجام اجتماعی و شکل‌گیری جامعه‌ای نابسامان باشد. بنابراین نابرابری زیاد همراه با درآمد کم، علت بی‌ثباتی سیاسی و جنبش‌های اجتماعی است. از این جهت، اندازه‌گیری آن و تلاش در جهت کاهش آن، مسئله‌ای است که سیاست‌گذاران و دولت‌ها بدان توجه کرده‌اند.

این مطالعه نابرابری درآمدی را اندازه‌گیری می‌کند. از آنجاکه که در کشورهای در حال توسعه سازوکارهای حصول اطمینان از صحت داده‌های مربوط به درآمد خانوارها وجود ندارد، از آمار مربوط به مخارج خانوارها به عنوان نزدیک‌ترین گزینه برای آمار درآمدی استفاده می‌شود.

داده‌های مربوط به هزینه درآمد خانوارها که در زمان محاسبه این نابرابری‌ها امکان محاسبه نرم‌افزاری آن‌ها وجود داشته است، آمار مربوط به دوره زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹ است. هدف اصلی این پژوهش، اندازه‌گیری نابرابری درآمدی در ایران است. به این منظور از ریزداده‌های پیمایش هزینه درآمد خانوار، داده‌های سری زمانی از سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹ استفاده شده است. در این پژوهش به منظور مقایسه‌پذیری مخارج خانوارها با توجه به تفاوت‌ها در اندازه و ترکیب آن‌ها، از روش مقیاس معادل استفاده شده و داده‌های مربوط، به این منظور پردازش شده‌اند. شاخص‌های نابرابری ضریب جینی، آتکینسون و تایل با استفاده از داده‌های پردازش شده، به تفکیک استانی برای سال ۱۳۸۹ و مناطق شهری و روستایی کشور برای کلیه سال‌های مورد مطالعه محاسبه شده‌اند. از آنجایی که یکی از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه وجود نابرابری‌های منطقه‌ای و پدیده دوگانگی شهر و روستاست، علاوه بر اندازه‌گیری نابرابری به تفکیک شهر و روستا، کشور به نُه منطقه تقسیم‌بندی شد. سپس نابرابری با استفاده از ضریب جینی برای مناطق نه‌گانه کشور در سال ۱۳۸۹ اندازه‌گیری شده است. تفاوت فاحش میان شهر و روستا موجب توسعه نامتوازن شده است. در نتیجه مهاجرت‌هایی از مناطق محروم به مناطق برخوردار صورت می‌گیرد. مناطق محروم به دلیل مهاجرت نیروها، محرومیتشان پایدار و بیش‌تر می‌شود. مناطق برخوردار به دلیل جمعیت بیش‌تر، با مشکلات مهاجران جدید مواجه می‌شود. توسعه شهرک‌های اقماری، پدیده موسوم به حاشیه‌نشینی و مشکلات شناخته‌شده ناشی از این مهاجرت، بخشی از مسائلی است که به صورت موانع توسعه در مناطق برخوردار عمل می‌کند. این دوگانگی به صورت نوعی مانع ساختاری برای توسعه کشور عمل می‌کند. از این رو مطالعه منطقه‌ای با این هدف صورت می‌گیرد که عدم توازن‌ها را بتوانیم برجسته و بررسی کنیم. در انتها ضریب نابرابری آتکینسون در بین استان‌های کشور برای دوره ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹ تجزیه خواهد شد. براساس این تجزیه سهم نابرابری بین‌گروهی و درون‌گروهی در اندازه نابرابری تعیین می‌شود.

پیشینه تحقیق در ایران

هاشم پسران (۱۹۷۵، ۱۹۷۴a، ۱۹۷۴b) سه بررسی جداگانه در زمینه درآمد در ایران انجام داده است. ویژگی اصلی آن در مقایسه با دو مطالعه قبلی، توجه و تأکید او بر تحولات و تغییرات الگوی توزیع درآمد در کشور در طی یک دوره زمانی تقریباً پانزده ساله است. او توزیع درآمد در فاصله سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۳ را بررسی کرده و سعی می‌کند عوامل مؤثر بر الگوی توزیع درآمد در کشور و در بین مناطق مختلف آن را بشناسد. او علاوه بر بررسی‌های خود در سطح مناطق شهری و روستایی و نیز مناطق و استان‌های کشور، توزیع درآمد در شهر تهران را نیز مطالعه کرده است.

ذاکرهنجی (۱۳۸۵) در بررسی نابرابری درآمدی در ایران طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۳ نشان می‌دهد که بیش‌ترین سطح نابرابری در مناطق شهری در سال‌های ۱۳۶۶ و ۱۳۶۹ و ۱۳۷۰ و کم‌ترین سطح نابرابری در سال‌های ۱۳۸۲ و ۱۳۸۳ مشاهده شده است و در مناطق روستایی بیش‌ترین سطح نابرابری در سال‌های ۱۳۶۵ و ۱۳۶۹ و ۱۳۷۰ و کم‌ترین سطح نابرابری در سال‌های ۱۳۸۲ و ۱۳۸۳ است.

بهرامی اسفنجرانی (۱۳۸۷) در اندازه‌گیری میزان نابرابری درآمدی مناطق شهری و روستایی استان اصفهان و کل کشور در سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵، به این نتایج رسید که توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی استان اصفهان وضعیت مساعدتری در مقایسه با مناطق شهری و روستایی کل کشور داشته است.

روش

سنجۀ نابرابری مقیاسی است که نمایش عددی از تفاوت‌های درآمدی بین افراد را در جمعیتی معین بیان می‌کند. سنجه‌های نابرابری را که در مطالعات اقتصادی عرضه شده‌اند، می‌توان در دو طبقه کلی دسته‌بندی کرد. از یک سو سنجه‌هایی قرار دارند که می‌کوشند میزان نابرابری را در یک مفهوم عینی اندازه‌گیری کنند. این اندازه‌گیری معمولاً با استفاده از

سنجه‌های آماری تغییر نسبی درآمد، مانند واریانس و ضریب تغییر و ضریب جینی، صورت می‌گیرد. از سوی دیگر سنجه‌هایی هستند که می‌کوشند تا نابرابری را بر حسب مفهومی هنجاری از رفاه اجتماعی اندازه‌گیری کنند؛ به نحوی که درجه نابرابری بیش‌تر منعکس کننده سطح پایین‌تر رفاه اجتماعی برای سطح معینی از درآمد کل است؛ مانند سنجه‌های آتکینسون و تایل. در اینجا از ضرایب جینی و تایل و آتکینسون برای اندازه‌گیری نابرابری استفاده می‌شود.

شاخص جینی^۱

ضریب جینی مشهورترین شاخص نابرابری توزیع درآمد و متداولترین آنها از نظر استفاده در بررسی‌های توزیع درآمد است. از همین رو، این شاخص بیش از هر شاخص دیگر، در معرض قبول و رد قرار گرفته و محتوا و خصوصیات مثبت و منفی آن ارائه شده است. اصولاً ضریب جینی به عنوان یک شاخص نسبی به صورت اندازه نسبت میزان نابرابری درآمد در جامعه مفروض به حداکثر اندازه‌ی ممکن نابرابری در یک الگوی توزیع درآمد کاملاً ناعادلانه تعریف شده است، بر پایه این تعریف:

اندازه ضریب جینی معادل دو برابر مساحت محدوده‌ی بین منحنی لورنز توزیع درآمد جامعه مفروض و خط برابری کامل توزیع درآمد می‌باشد.

در صورتی که افراد جامعه در انتخاب درآمد خود مختار باشند، همه آنها درآمدهای بیش‌تر از درآمد خود را انتخاب می‌کنند. بنابراین هر یک از افراد جامعه، به دلیل داشتن درآمد کنونی، خود را دچار محرومیت می‌داند و یا این که خود را از منفعت دلخواه محروم می‌بیند. این محرومیت ناشی از تفاوت درآمد کنونی آنها با درآمد مطلوبشان است. بر این اساس، ضریب جینی عبارت است از نسبت متوسط مجموع قدرمطلق تمامی جفت درآمدها در الگوی توزیع درآمد جامعه مفروض، به مثابه محرومیت ناشی از نابرابری

1- Gini Index

توزیع منافع، به اندازه این قدر مطلق در یک الگوی توزیع درآمد کاملاً عادلانه، به مثابه بیشترین اندازه ممکن محرومیت ناشی از نابرابری توزیع منافع. در این دو حالت، ضریب جینی (G) به صورت روابط زیر تعریف می‌شود:

$$I(X) = G = 1 - \sum_{i=1}^n (p_{i+1} + p_i) [L_i(p) + L_{i+1}(p)]$$

$$I(X) = G = \frac{1}{2\mu} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|}{n^2} = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2\mu} [nx_1 + (n-1)x_2 + (n-2)x_3 + \dots + x_n]$$

که در آن X_i مبلغ درآمد فرد i ام است، طوری که $X_1 \leq X_2 \leq X_3 \leq \dots \leq X_m \leq X_n$ ، سهم نسبی تجمعی دارندگان درآمد، $L(P)$ سهم نسبی تجمعی درآمد، μ متوسط درآمد جامعه و n تعداد افراد جامعه است.

شاخص آتکینسون^۱:

آتکینسون (۱۹۷۰) مانند برخی دیگر از محققان توزیع درآمد، اعتقاد دارد که شاخص نابرابری توزیع درآمد نباید صرفاً یک آماره نشان دهنده پراکندگی در این الگوی توزیع باشد؛ بلکه باید محتوا و مفهوم صریحاً اقتصادی داشته باشد و از آن جمله، دربرگیرنده ملاحظات ناشی از تابع مطلوبیت فردی و اجتماعی ناشی از درآمد در اختیار افراد جامعه باشد.

او برای تأمین این منظور مفهومی را تحت عنوان «معادل درآمدی توزیع کاملاً برابر»^۲ تعریف می‌کند و آنرا درآمد سرانه‌ای ذکر می‌کند که اگر به تمام افراد جامعه پرداخت شود، یعنی مطلوبیت کل حاصل از آن کاملاً برابر شود، معادل مطلوبیت کلی است که از الگوی توزیع درآمد کنونی در جامعه مفروض به دست می‌آید. بنابراین، وی معادل درآمدی توزیع کاملاً برابر X_{EDE} را به صورت رابطه زیر تعریف می‌کند که در آن U

1- Atkinson Index

2- equality distributed equivalent level of income

نشان دهنده تابع مطلوبیت درآمد در جامعه مفروض است:

$$X_{EDE} = X \left[nU(X_{EDE}) = \sum_{i=1}^n U(X_i) \right]$$

در شاخص آتکینسون تابع مطلوبیت U تابعی مقعر است، بنابراین تابع مطلوبیت نهایی ناشی از آن نزولی است و در نتیجه X_{EDE} به شکل تابع مطلوبیت U بستگی دارد و همواره کوچک‌تر از μ است؛ مگر آنکه الگوی توزیع درآمد در جامعه مفروض کاملاً عادلانه باشد، که در این صورت، این دو مساوی یکدیگر خواهند بود. بر این اساس، در چارچوب تعریف عمومی شاخص نابرابری توزیع درآمد، شاخص آتکینسون (A) به صورت کلی زیر تعریف می‌شود:

$$A = 1 - \frac{X_{EDE}}{\mu}$$

شاخص تایل:

شاخص تایل بر خلاف سایر شاخص‌ها که بر منحنی لورنز و توابع تولید متکی است، بر مفهوم آنتروپی در نظریه اطلاعات استوار است. بر پایه این نظریه، وقایع محتمل پذیرفتنی در محیطی داده‌ای برابر با مجموع موزون داده‌ای این رویدادهاست که محتوای داده‌ای هر رویداد به نوبه خود تابع نزولی احتمال رخداد آن است. یعنی هرچه احتمال رخداد یک رویداد بیش‌تر باشد، ارزش محتوایی داده‌ای این رویداد کم‌تر است. یا به بیان دیگر هرچه رویداد نامحتمل‌تر باشد، دانستن این که آن چیز در واقع رخ داده است، جالب توجه‌تر خواهد بود.

تابعی که برای تعیین ارزش P_i ‌ها مناسب است به صورت $H = -\log P_i$ بیان می‌شود. بنابراین می‌توان مجموع آنتروپی وقایع مختلف در یک محیط اطلاعاتی را به صورت زیر بیان کرد:

$$H = \sum_{i=1}^n P_i H(P_i) = \sum_{i=1}^n P_i \log 1/P_i$$

اندازه آنتروپی یک محیط اطلاعاتی بین حداقل صفر زمانی که حداقل وقوع یکی از وقایع محتمل در محیط اطلاعاتی برابر با یک بوده و در نتیجه احتمال سایر وقایع مساوی صفر باشد) و حداکثر $\log n$ (در حالتی که احتمال وقوع همه وقایع محتمل در یک محیط اطلاعاتی برابر یکدیگر و مساوی $1/n$ باشد) تغییر می‌کند.

به این ترتیب تایل معتقد است که برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی تنها کافی است که n حادثه امکان پذیر را به n فرد جامعه و P_i را به سهم فرد i از درآمد کل نسبت دهیم. بنابراین اگر X_i درآمد فرد i و μ میانگین درآمد افراد جامعه باشد، آنتروپی جامعه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H = \sum_{i=1}^n X_i / n\mu \times \log(n\mu / X_i)$$

طبق دامنه تغییرات اندازه آنتروپی یک محیط اطلاعاتی، اندازه آنتروپی یک الگوی توزیع درآمد کاملاً عادلانه $\log n$ و اندازه آنتروپی یک الگوی توزیع درآمد کاملاً ناعادلانه صفر است.

شاخص تایل به صورت تفاضل اندازه آنتروپی الگوی توزیع کاملاً ناعادلانه درآمد جامعه از آنتروپی توزیع درآمد کاملاً عادلانه تعریف می‌شود.

$$T = \log n - \sum_{i=1}^n x_i / n\mu \times \log(n\mu / X_i)$$

با بسط این رابطه و خلاصه کردن آن، رابطه محاسباتی شاخص تایل به صورت زیر درمی‌آید:

$$T = 1/n \sum_{i=1}^n (X_i / \mu) \times \log X_i / \mu$$

با توجه به شاخص تایل هر چه رقم محاسباتی به صفر نزدیک‌تر، نابرابری کم‌تر و هر چه به $\log n$ نزدیک‌تر باشد نابرابری بیش‌تر خواهد بود.

مقیاس معادل^۱

منظور از بعد خانوار، تعداد افراد خانوار و منظور از ترکیب خانوار، تفاوت در سن و جنسیت و ویژگی‌های دیگر اعضای خانوار است. با توجه به بعد و ترکیب خانوار، مقایسه سطح رفاه مشروط به همسان سازی درآمد یا مخارج آنها با توجه به این تفاوت‌هاست. به عبارت دیگر مخارج خانوار همراه با افزایش تعداد افراد خانوار افزایش می‌یابد؛ اما نه به همان نسبت؛ زیرا به دلیل وجود صرفه‌جویی‌های ناشی از مصرف جمعی، مخارج یک خانواده سه نفره شامل پوشاک، مسکن، برق و دیگر موارد، سه برابر یک خانواده یک نفره نخواهد بود. با استفاده از شاخص مقیاس معادل، می‌توان مخارج خانوارهای با ابعاد متفاوت را با یکدیگر مرتبط ساخت. این شاخص‌ها عموماً براساس مواردی مانند بعد خانوار، سن اعضای خانوار و ... محاسبه می‌شود. مقیاس‌های معادل خانوار را می‌توان روشی برای در نظر گرفتن تأثیر خصوصیات جمعیتی خانوار در الگوی مصرف خانوار دانست. مقیاس معادل به صورت ضریبی برای خانوار مورد بررسی در مقایسه با خانوار مرجع در نظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر، مقیاس معادل خانوار را می‌توان به عنوان عاملی تفسیر کرد که تأثیرات ناشی از خصوصیات خانوار تحت بررسی را نسبت به خانوار مرجع ما در قالب نوعی ضریب وارد می‌کند و با اعمال این ضریب، الگوی تقاضای خانوار مدنظر در مقایسه با خانوار مرجع مقایسه‌پذیر می‌شود.

در این مطالعه برای به دست آوردن مقیاس معادل از روش ارائه شده در مطالعات هاتون و خندکار (۲۰۱۰) که با فرمول $(N_a + 0.4N_c)^{0.85}$ محاسبه می‌شود، استفاده می‌کنیم. در آن N_a تعداد بزرگسالان و N_c تعداد کودکان در هر خانوار است. با استفاده از این فرمول مقیاس معادل برای یک خانواده یک نفره برابر ۱ محاسبه می‌شود و برای بقیه خانوارها با توجه به تعداد افراد بزرگسال و کودک محاسبه خواهد شد. ذکر این نکته

1- equivalence scale

ضروری است که در این پژوهش کودک به فردی اطلاق می‌شود که ۱۶ سال و کم‌تر سن دارد. مزیت استفاده از مقیاس معادل برای محاسبه ضریب جینی تقسیم هزینه ناخالص و یا درآمد خانوار در بین افراد خانواده است. پس از این مرحله شاخص‌های نابرابری با توجه به هزینه یا درآمد تعدیل شده محاسبه خواهد شد. به عبارت دیگر به جای تقسیم ساده هزینه خانوار بر تعداد افراد خانوار، صرفه جویی حاصل از مقیاس را در تقسیم هزینه بین اعضای خانوار لحاظ می‌کنیم. بنابراین شاخص نابرابری محاسبه شده، توزیع درآمد را در بین کل افراد جامعه مورد بررسی با تخصیص صحیح هزینه بین افراد محاسبه می‌کند.

محاسبه شاخص‌های نابرابری از ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹

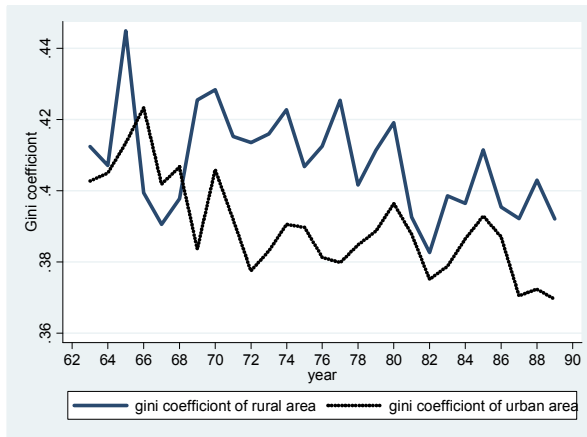
پس از پردازش داده‌های مذکور، شاخص‌های نابرابری شامل ضریب جینی برای سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹ و شاخص‌های تایل و آتکینسون با ضرایب انرجار از نابرابری ۰/۵ و ۱ برای کل کشور از سال ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۷ برای جمعیت شهری و روستایی محاسبه شده است. نتایج یافته‌ها نشان می‌دهند که روند تغییرات نابرابری در کشور و همین‌طور در بین شهرها و روستاها بسیار نامنظم بوده است. همچنین شاخص آتکینسون با درجه انرجار از نابرابری برابر یک، بیش‌ترین همخوانی را با یافته‌های حاصل از ضریب جینی دارد. از طرفی شاخص تایل، افزایش نابرابری در سال‌های ۶۵، ۷۰ و ۷۲ را با شدت بیش‌تری نشان می‌دهد. به‌طور کلی، شاخص‌های نابرابری محاسبه شده برای کل کشور در طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹ روند ثابتی را تا سال ۱۳۷۶ و کاهش اندکی را در سال ۱۳۸۷ در مقایسه با سال قبل نشان می‌دهد. در سال ۱۳۸۸ ضریب جینی در مقایسه با سال قبل افزایش قابل ملاحظه‌ای دارد و سپس در سال ۱۳۸۹ کمی کاهش می‌یابد. نوسانات ضریب جینی در طی سال‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد که سیاست‌های بازتوزیعی در کشور کارا نبوده است و روند تغییرات نابرابری با وجود کاهش و افزایش نامنظم قابل پیش‌بینی نمی‌باشد.

نتایج محاسبات شاخص‌های نابرابری در بین روستا و شهر نشان می‌دهند که نابرابری بعد از سال ۱۳۶۹ در روستاها همواره بالاتر از شهرها بوده است و از سال ۱۳۸۲ به بعد فاصله آن با شهرها کم شده است. اما همچنان نابرابری بالاتری در روستاها در مقایسه با شهرها مشاهده می‌شود. میزان ضریب جینی در روستاها در سال ۱۳۸۹، ۰/۳۹ و در شهرها ۰/۳۶ محاسبه شده است.

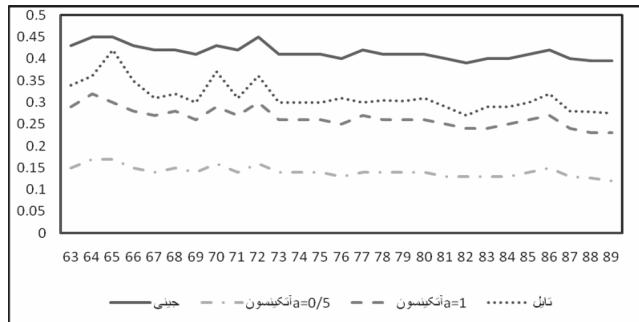
روند ضریب جینی طی دوره مورد بررسی برای کل کشور بسیار ملایم و بدون نوسانات شدید می‌باشد. در حقیقت میزان نابرابری در کشور تا اندازه زیادی ثابت مانده است. اندازه ضریب جینی برای کل کشور برای سال ۱۳۸۹، ۰/۳۹۵ اندازه‌گیری شد. اندازه شاخص‌های ضرایب تایل و آتکینسون برای ضرایب ۰/۵ و ۱ برای سال ۱۳۸۹ به ترتیب ۰/۲۷۵ و ۰/۱۲ و ۰/۲۳ بوده است. با توجه به نتایج، بیش‌ترین نزدیکی در روند نابرابری بین ضریب جینی و ضریب آتکینسون قابل مشاهده است. شاخص تایل نیز نوسانات نابرابری را بیش از سایر شاخص‌ها نشان می‌دهد.

طبق یافته‌های پژوهش در نمودار ۱، شاخص‌های نابرابری از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲ روند کاهشی و از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۵ افزایشی و از سال ۱۳۸۵ تا سال ۱۳۸۷ کاهش یافته است سپس در سال ۱۳۸۸ افزایش پیدا کرده است. در سال ۱۳۸۹ در مقایسه با سال ۱۳۸۸ کاهش یافته است. این نتیجه با توجه به سایر متغیرهای کنترلی دیگر در اقتصاد مورد مناقشه است. در حالی که نابرابری در سال ۱۳۸۸ در مقایسه با سال ۱۳۸۷ افزایش نشان می‌دهد. حداکثر نابرابری با توجه به ضرایب تایل و جینی و آتکینسون در سال‌های ۱۳۶۵، ۱۳۷۰، ۱۳۷۲ و ۱۳۸۶ مشاهده می‌شود. در بین شاخص‌های نابرابری، شاخص تایل بیش از سایر شاخص‌ها این نوسان را نشان می‌دهد. از سال ۱۳۸۲ تا سال ۱۳۸۶ ضرایب نابرابری به صورت ملایمی در حال افزایش است. اما در سال ۱۳۸۷ میزان نابرابری کاهش پیدا کرده است. سپس در سال ۱۳۸۸ این شاخص افزایش می‌یابد و مجدداً در سال ۱۳۸۹ کاهش می‌یابد. دامنه تغییرات ضریب جینی به عنوان مهم‌ترین و رایج‌ترین شاخص نابرابری بین

۰/۳۵ و ۰/۴۵ در حال تغییر است. بنابراین شاخص‌های محاسبه شده با آهنگ ملایمی در طی دوره حرکت کرده‌اند و به استثنای شاخص تایل، بقیه شاخص‌ها نوسانات زیادی را نشان نمی‌دهند. همینطور شاخص جینی و آتکینسون بیش‌ترین همخوانی در نابرابری را به نمایش گذاشته‌اند. این در حالی است که شاخص تایل حداکثر و حداقل‌ها را با وضوح بیش‌تری نشان می‌دهد.



نمودار ۱. روند ضریب جینی در شهر و روستا ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹



نمودار ۲. روند نابرابری در کل کشور ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹

جدول ۱. شاخص‌های نابرابری به تفکیک شهر و روستا ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹

سال	روستایی			شهری		
	a=1 آنکینسون	a=0/5 آنکینسون	جینی	تایل	a=1 آنکینسون	a=0/5 آنکینسون
۶۳	۰/۲۶۶	۰/۱۴۵	۰/۴۱	۰/۲۸۵	۰/۲۵۴	۰/۱۳۳
۶۴	۰/۲۹۵	۰/۱۵۸	۰/۴۳	۰/۲۸۶	۰/۲۵۶	۰/۱۳۴
۶۵	۰/۳۰۶	۰/۱۷۲	۰/۴۴	۰/۴۱۹	۰/۳۰۶	۰/۱۷۲
۶۶	۰/۲۵۲	۰/۱۳۷	۰/۴	۰/۳۳۳	۰/۲۷۱	۰/۱۴۸
۶۷	۰/۲۴۰	۰/۱۲۷	۰/۳۹	۰/۲۷۸	۰/۲۵	۰/۱۳۱
۶۸	۰/۲۴۹	۰/۱۳۲	۰/۳۹۷	۰/۲۹۵	۰/۲۵۶	۰/۱۳۶
۶۹	۰/۲۸۴	۰/۱۴۹	۰/۴۲۵	۰/۲۶۳	۰/۲۲۸	۰/۱۲۱
۷۰	۰/۲۸۹	۰/۱۵۲	۰/۴۳	۰/۳۶۰	۰/۲۵۳	۰/۱۳۳
۷۱	۰/۲۷۳	۰/۱۴۲	۰/۴۲	۰/۲۸۳	۰/۲۳۶	۰/۱۲۷
۷۲	۰/۲۷۱	۰/۱۴۲	۰/۴۱	۰/۲۹۰	۰/۲۵۰	۰/۱۳۳
۷۳	۰/۲۶۷	۰/۱۴۳	۰/۴۲	۰/۲۶۶	۰/۲۲۳	۰/۱۲۰
۷۴	۰/۲۷۹	۰/۱۴۷	۰/۴۲	۰/۲۷۴	۰/۲۳۱	۰/۱۲۵
۷۵	۰/۲۵۹	۰/۱۳۶	۰/۴۱	۰/۲۷۰	۰/۲۳۰	۰/۱۲۴
۷۶	۰/۲۶۲	۰/۱۴۱	۰/۴۱۲	۰/۲۵۴	۰/۲۲۱	۰/۱۱۹
۷۷	۰/۲۷۶	۰/۱۴۸	۰/۴۳	۰/۲۵۶	۰/۲۱۹	۰/۱۱۷
۷۸	۰/۲۶۲	۰/۱۴۰	۰/۴۱	۰/۲۶۷	۰/۲۲۴	۰/۱۲۱
۷۹	۰/۲۶۰	۰/۱۳۹	۰/۴۱۳	۰/۲۷۱	۰/۲۲۸	۰/۱۲۳
۸۰	۰/۲۴۶	۰/۱۳۰	۰/۴	۰/۲۹۵	۰/۲۳۶	۰/۱۳۰
۸۱	۰/۲۴۰	۰/۱۲۶	۰/۳۹	۰/۲۶۶	۰/۲۲۵	۰/۱۲۲
۸۲	۰/۲۲۵	۰/۱۱۹	۰/۳۸	۰/۲۵۱	۰/۲۱۲	۰/۱۱۴
۸۳	۰/۲۴۱	۰/۱۳۰	۰/۴	۰/۲۵۴	۰/۲۱۶	۰/۱۱۶
۸۴	۰/۲۳۹	۰/۱۲۱	۰/۳۹۵	۰/۲۶۵	۰/۲۲۳	۰/۱۲۱
۸۵	۰/۲۵۰	۰/۱۳۵	۰/۴	۰/۲۶۸	۰/۲۳۰	۰/۱۲۴
۸۶	۰/۲۳۸	۰/۱۲۷	۰/۳۹۵	۰/۲۷۴	۰/۲۲۶	۰/۱۲۳
۸۷	۰/۲۳۶	۰/۱۲۵	۰/۳۹۲	۰/۲۴۷	۰/۲۰۹	۰/۱۱۲
۸۸	۰/۲۲۸	۰/۱۲۳۷	۰/۴۰۲	۰/۲۴۸	۰/۲۰۹	۰/۱۱۲
۸۹	۰/۲۲۱	۰/۱۲۲۶	۰/۳۹۲	۰/۲۴۱	۰/۲۰۴	۰/۱۰۹

تغییرات توزیعی در طول برنامه‌های توسعه اقتصادی

وجود برنامه‌های توسعه اقتصادی در کشور امکان بررسی تأثیر سیاست‌های اقتصادی را در تحول توزیع درآمد در کشور امکان‌پذیر می‌سازد.

یافته‌ها نشان می‌دهند که روند کلی توزیع درآمد در طی سال‌های برنامه روند رو به بهبود بسیار ملایم داشته است. بزرگ‌تر بودن قدرمطلق تغییرات در روستاها نشان می‌دهد که اثربخشی سیاست‌ها در روستاها بیش از شهرها بوده است. اگرچه هنوز میزان نابرابری در روستاها بیش از شهرها است. این نکته گویای این حقیقت است که دولت‌ها باید به تمرکز سیاست‌ها در روستاها ادامه دهند. و برای کاهش نابرابری در روستاها اقدامات فوری انجام دهند.

جدول ۲. ضرایب نابرابری در سال‌های اول برنامه

روستایی		شهری		نابرابری	
۱۳۸۷	۱۳۸۴	۱۳۷۹	۱۳۷۴	۱۳۸۷	۱۳۸۴
۰/۳۹۲	۰/۳۹۵	۰/۴۱۳	۰/۴۲	۰/۳۷	۰/۳۸۷
۰/۲۸	۰/۲۳۹	۰/۲۶۰	۰/۲۷۹	۰/۱۱۲	۰/۱۲۱
۰/۱۳	۰/۱۲۱	۰/۱۳۹	۰/۱۴۷	۰/۲۰۹	۰/۲۲۳
۰/۲۴	۰/۲۷۸	۰/۳۰۲	۰/۳۱۶	۰/۲۴۷	۰/۲۶۵
					۰/۲۷۱
					۰/۲۷۴
					۰/۱۲۵ (A=۰/۵)
					۰/۲۳۱ (A=۱)
					تایل

جدول ۲ اندازه نابرابری را براساس شاخص‌های مختلف برای سال‌های منتخب دوره مورد مطالعه، شامل سال‌های اول برنامه‌های توسعه اقتصادی اجتماعی کشور نشان می‌دهد. در طول برنامه دوم تا پنجم توسعه، یعنی سال‌های ۱۳۷۴ و ۱۳۷۹ و ۱۳۸۴ ضرایب نابرابری ثابت بوده‌اند. که این ثابت نشان دهنده فقدان سیاست‌های بازتوزیعی و یا عدم اجرای موفق این سیاست‌ها در طول این برنامه‌ها می‌باشد. درحالی که این تحول در برنامه پنجم توسعه محسوس‌تر است؛ کاهش ضرایب نابرابری؛ نتایج به دست آمده برای سال ۱۳۸۷ با توجه به تورم بالا در طی این سال جای مناقشه دارد.

توزیع درآمد در سال ۱۳۸۹

در این بخش ضریب جینی به تفکیک استانی، شهری و روستایی، و منطقه‌ای برای سال ۱۳۸۹ محاسبه شده‌اند. از آنجایی که یکی از دلایل رشد و توسعه نامتوازن، نابرابری‌های

منطقه‌ای در کشورهای در حال توسعه است، کشور به نه منطقه بر حسب همجواری جغرافیایی و نزدیکی سطح رفاه خانوارها تقسیم بندی شده است. علت این تقسیم بندی دسترسی به جامعه آماری با تعداد کافی و حصول نتایج با اطمینان بیش تر می‌باشد. جدول ۳ تقسیم‌بندی مناطق نه‌گانه کشور را نشان می‌دهد. با محاسبه ضریب جینی در سطح استان‌ها و همین‌طور مناطق نه‌گانه کشوری به درک درستی از وضعیت نابرابری در کشور دست خواهیم یافت.

جدول ۳. تقسیم بندی مناطق کشور

منطقه ۱	منطقه ۲	منطقه ۳	منطقه ۴	منطقه ۵	منطقه ۶	منطقه ۷	منطقه ۸	منطقه ۹
آذربایجان غربی	گیلان	گلستان	خراسان جنوبی	تهران	قم	اصفهان	بوشهر	لرستان
آذربایجان شرقی	مازنداران	سمنان	سیستان و بلوچستان	-	مرکزی	یزد	کهکلویه و بویر احمد	ایلام
اردبیل	-	خراسان رضوی	کرمان	-	قزوین	فارس	چهار محال و بختیاری	کرمانشاه
-	-	خراسان شمالی	هرمزگان	-	-	-	خوزستان	همدان
-	-	-	-	-	-	-	-	کردستان
-	-	-	-	-	-	-	-	زنجان

نتایج به دست آمده حاکی از آن است که در سال ۱۳۸۹ شاخص‌های نابرابری در شهرها و روستاها و نیز در کل کشور در مقایسه با سال ۱۳۸۸ کاهش اندکی داشته است. و این کاهش در روستاها اندکی بیش از شهرها بوده است. البته نتایج حاصله در سال ۱۳۸۹ مورد مناقشه است. علت اصلی این تردید در کاهش نابرابری‌ها وجود متغیرهای کنترلی تورم و گسترش بیکاری است. تورم عامل اصلی بازتوزیعی به زیان فقرا و به نفع گروه‌های برخوردار است. در تورم افرادی که صاحبان دارایی هستند ارزش دارایی‌هایشان با نرخ تورم افزایش می‌یابد درحالی‌که کسانی که فاقد دارایی‌های ثابت هستند با وجود تورم فاصله‌شان برای برخورداری از این دارایی‌ها بیش تر می‌شود. بنابراین تورم نابرابری را

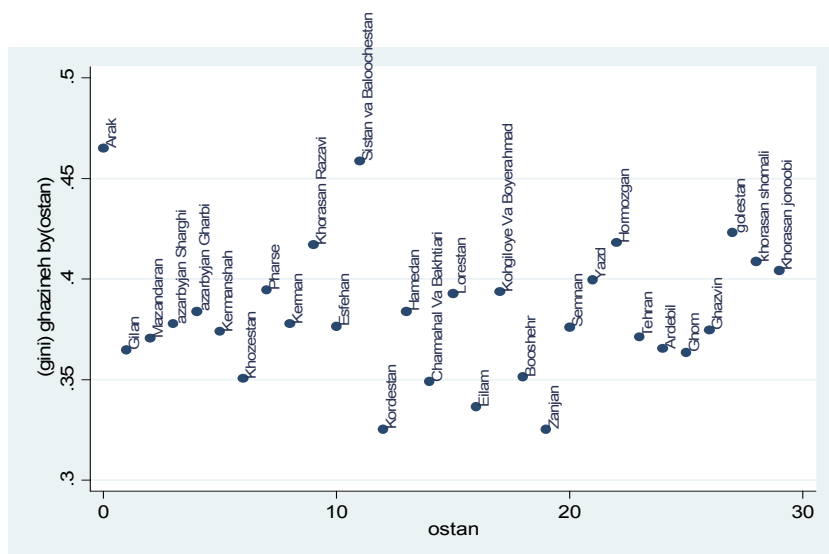
بیش تر می‌کند. دوم اینکه رکود موجب گسترش بیکاری است و بیکاری موجب کاهش درآمدهای گروه‌های فاقد شغل می‌شود و بنابراین موقعیت آنها را بدتر می‌کند و فاصله آنها با شاغلین و گروه‌های برخوردار بیش تر می‌کند.

با توجه به ضرایب جینی محاسبه شده در بین استان‌های کشور کم‌ترین نابرابری در استان‌های زنجان، ایلام، چهارمحال و بختیاری و کردستان مشاهده شده است. این در حالی است که نابرابرترین استان‌ها، استان‌های سیستان و بلوچستان، اراک، خراسان رضوی و گلستان بوده است.

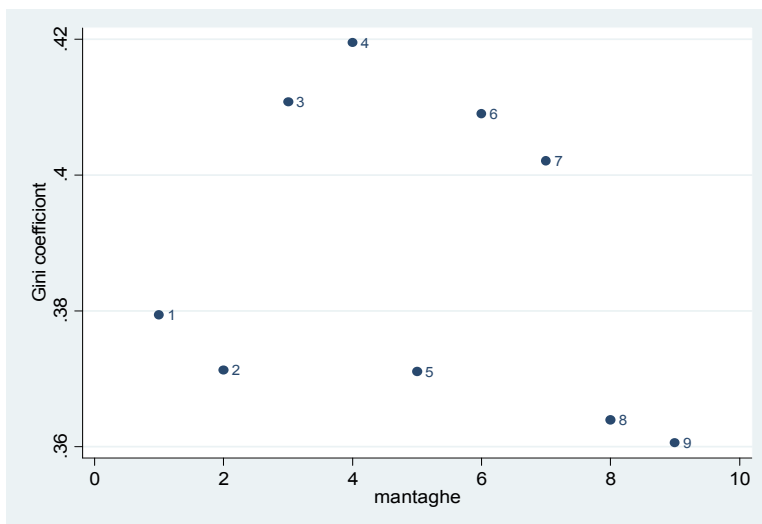
بر طبق نمودار ۳ از لحاظ جغرافیایی نیز برابری استان‌ها، استان‌های جنوب غرب و غرب (مناطق هشت و نه) بوده است. درحالی که نابرابرترین مناطق، مناطق سه و چهار یعنی قسمت‌های شمال شرق و جنوب شرق کشور می‌باشد. اگرچه پایین بودن نسبی ضریب جینی در یک منطقه یا استان ضرورتاً به معنی بهبود وضعیت رفاهی خانوارها نیست، زیرا ممکن است با فقیرتر شدن همه مردم پراکندگی توزیع درآمد و به دنبال آن نابرابری کاهش یابد. به این ترتیب نابرابری پایین می‌تواند در سطح درآمدی کم نیز اتفاق بیفتد، و بالعکس نابرابری بالا در سطح درآمدی بالا تجربه شود. می‌توان جامعه ای را در نظر گرفت که در آن سطح رفاه بسیار نازلی وجود داشته باشد و نابرابری هم کم باشد (مانند روستاهای محروم در کشور). نابرابری نشان دهنده پراکندگی در توزیع درآمد است و در بسیاری موارد جوامع فقیر پراکندگی در توزیع درآمدی کم تری در مقایسه با شهرها دارند. و بالعکس ممکن است جوامعی ثروتمند بوده و در عین حال نابرابری در آنها بسیار گسترده باشد. بنابراین کاربرد شاخص‌های نابرابری برای بررسی تغییرات توزیعی در مناطق مختلف وقتی مناسب هستند که در کنار وضعیت فقر در این مناطق بررسی شوند.

هنگامی که نابرابری در طول زمان کاهش می‌یابد، نشان می‌دهد که افزایش درآمد در دهک‌های پایین درآمدی بیش از دهک‌های بالای درآمدی رخ داده است. به عبارت دیگر رشد حامی فقرا بوده است. اطلاق واژه رشد حامی فقرا را می‌توان با بررسی همزمان رشد

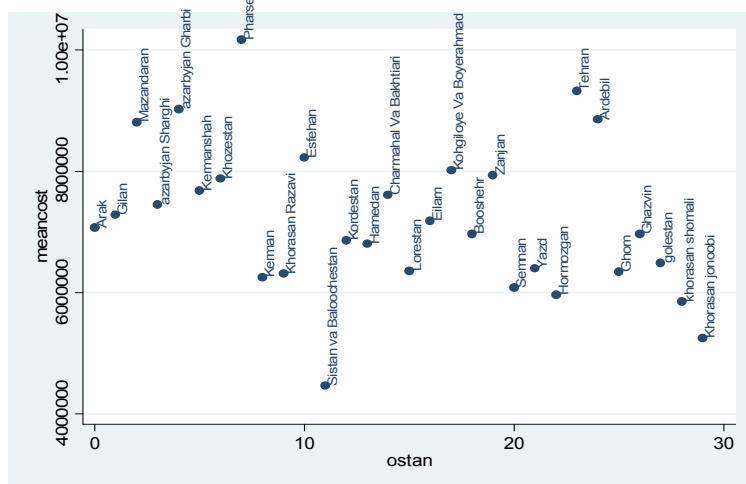
و فقر و نابرابری ارزیابی کرد؛ اما با بررسی نابرابری نیز می‌توان نتایج مفیدی از تغییرات درآمدی گروه‌های مختلف درآمدی به دست آورد. برای اثبات این ادعا کافی است، رتبه‌بندی درآمد متوسط (نمودار ۵) در نمونه در دست بررسی را با رتبه‌بندی ضریب جینی در استان‌های کشور در سال ۱۳۸۹ (نمودار ۳) مقایسه کنیم. بر طبق این رتبه‌بندی در بین جامعه شهری مرفه‌ترین استان‌ها، استان‌های تهران، فارس، اردبیل، آذربایجان غربی و شرقی می‌باشد. و استان‌های سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی کم‌ترین درآمد متوسط را دارا هستند. با نگاه به ضرایب جینی محاسبه شده، این ترتیب در بین استان‌ها مشاهده نمی‌شود. به‌علاوه اینکه هم‌ردیف بودن استان‌های اردبیل، تهران، آذربایجان غربی و شرقی از لحاظ درآمد متوسط نحوه گردآوری داده‌ها را در سال ۱۳۸۹ دچار تردید می‌کند.



نمودار ۳. ضریب جینی در استان‌های کشور ۱۳۸۹



نمودار ۴. ضریب جینی در مناطق نه گانه ۱۳۸۹



نمودار ۵. درآمد متوسط در استان‌های کشور ۱۳۸۹

تحلیل نابرابری

یکی از ابزارهای مورد استفاده در تجزیه و تحلیل‌های نابرابری، تجزیه شاخص‌های نابرابری به عوامل درون‌گروهی و بین‌گروهی است. در این نوع از تجزیه و تحلیل‌ها، شاخص نابرابری مد نظر در بین زیرگروه‌های مدنظر تجزیه شده و سهم نابرابری درون‌گروهی و بین‌گروهی در اندازه شاخص مشخص می‌شود. این نوع تجزیه نابرابری را محققان متعددی پیشنهاد و استفاده کرده‌اند. شارکس (۱۹۸۴) و چنکینز و همکاران (۱۹۹۵) از این روش برای تجزیه نابرابری در بین زیرگروه‌های جمعیتی استفاده کرده‌اند.

برآورد شاخص تایل تفکیکی

شاخص‌های نابرابری با توجه به حساسیت آن به تفاوت‌های موجود در بخش‌های مختلف توزیع متفاوت می‌باشند. به عنوان مثال در شاخص انتروپی تعمیم یافته که در آن f_i وزن نسبی هر مشاهده در جمعیت، y_i شاخص رفاهی مورد ارزیابی و μ درآمد متوسط جامعه می‌باشد، هر چه میزان پارامتر a در محاسبه شاخص‌های نابرابری مقدار مثبت بزرگ‌تری باشد؛ حساسیت شاخص به تفاوت در درآمدها در دهک‌های بالایی توزیع، بیش‌تر است. هر چه این پارامتر با مقدار منفی بزرگ‌تر باشد، شاخص نابرابری به دهک‌های پایینی توزیع، حساسیت بیش‌تری دارد. هنگامی که این پارامتر مقدار صفر را به خود می‌گیرد، شاخص نابرابری همان متوسط انحراف لگاریتمی می‌باشد. و چنانچه این پارامتر مقدار یک را داشته باشد، شاخص محاسبه شده همان شاخص تایل می‌باشد.

$$GF = \left[\frac{1}{a(a-1)} \right] \left(\sum f_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^a - z \right)$$

چنانچه داده‌های مورد استفاده در محاسبه شاخص نابرابری دارای گروه‌بندی مشخصی در درون خود باشد در این صورت می‌توان شاخص نابرابری تفکیکی را با توجه به تفکیک سهم نابرابری درون‌گروهی و بین‌گروهی از کل نابرابری محاسبه کنیم. بنابراین

شاخص تایل تفکیکی میزان نابرابری کل کشور برای هر سال را به تفکیک درون گروهی و بین گروه‌ها، در اینجا استانی و منطقه‌ای، مشخص می‌کند. به این معنا که از کل میزان نابرابری به دست آمده برای یک سال معین، چه میزان از آن به تفاوت‌های بین افراد درون هر استان تعلق می‌گیرد و چه میزان به دلیل تفاوت ویژگی استان‌های مختلف است.

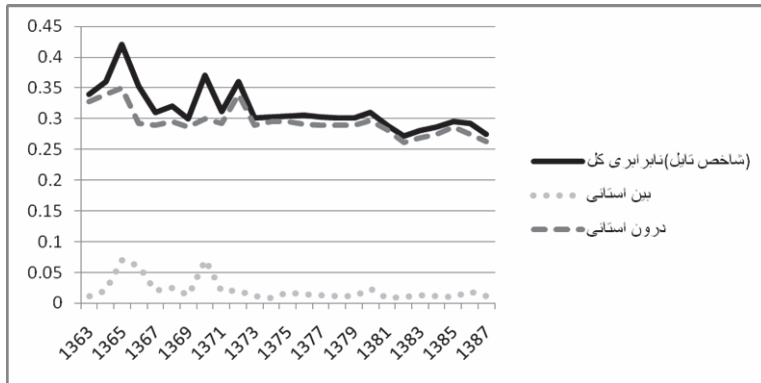
شاخص تایل تفکیکی تفکیکی به دو بخش نابرابری درون گروهی و برون گروهی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$T = W + B = \sum_{g=1}^G \left[\frac{n_g \mu_g}{n \mu} \left(\frac{1}{n_g} \sum_{i \in g} y_i \log \frac{y_i}{\mu_g} \right) \right] + \sum_{g=1}^G \frac{n_g \mu_g}{n \mu} \log \mu_g$$

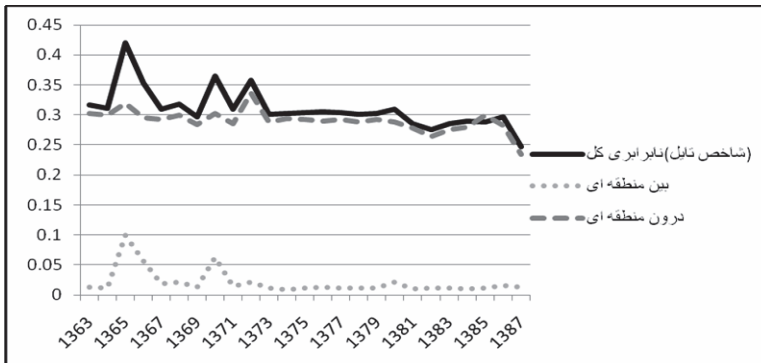
که در آن T نابرابری کل، W نابرابری درون هر گروه، B سهم نابرابری کل در اثر نابرابری بین میانگین درآمدهای زیر گروه‌ها $G, g=1, \dots, n_g$ تعداد جمعیت گروه، n جمعیت کل، μ_g میانگین درآمد گروه است.

در این صورت نابرابری درون گروهی، عبارت اول، برابر است با جمع حاصل ضرب نسبت جمعیتی هر زیرگروه، در نسبت درآمد متوسط آن گروه به درآمد متوسط کل، در شاخص تایل در هر زیر گروه. به عبارت دیگر در نابرابری درون گروهی هر زیرگروه به صورت نمونه‌ای مستقل در نظر گرفته می‌شود و شاخص تایل به صورت مجزا محاسبه می‌شود. نابرابری بین گروهی، عبارت دوم، برابر است با نابرابری بین گروه‌های مد نظر در صورتی که فرض شود همه اعضای آن گروه، درآمدی برابر درآمد متوسط آن زیرگروه را دارا باشند.

در این بخش به ترتیب تجزیه نابرابری به تفکیک استان‌ها و مناطق کشور برای مخارج واقعی سرانه با استفاده از شاخص تایل طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹ آورده شده است.



نمودار ۶. شاخص تایل تفکیکی در بین استان‌های کشور



نمودار ۷. شاخص تایل تفکیکی در بین مناطق کشور

با توجه به نمودار ۶، روند تغییرات نابرابری با استفاده از شاخص تایل در کل کشور، بیش‌تر تحت تأثیر نابرابری‌های درون استانی است؛ چراکه نابرابری در بین استان‌ها نزدیک به نابرابری در کل کشور می‌باشد. این در حالی است که سهم نابرابری در درون استان‌ها از

نابرابری کل، بسیار کم می‌باشد. به عنوان نمونه برای سال ۱۳۸۹ شاخص تایل برابر ۰/۲۷۰ محاسبه شده است که سهم نابرابری درون‌گروهی از آن به میزان ۰/۲۵۴ و سهم نابرابری بین‌گروهی ۰/۰۱۶ بوده است. بنابراین سیاست‌گذاران باید به بازتوزیع عادلانه درآمد در سطح ملی توجه کنند. محاسبه شاخص تایل تفکیکی در بین مناطق کشور نیز نتایج حاصل از شاخص تایل تفکیکی در بین استان‌های کشور را تأیید می‌کند. بر طبق نمودار ۷، سهم نابرابری درون‌گروهی از نابرابری کل بیش‌تر از نابرابری بین‌گروهی در بین مناطق نه‌گانه کشور می‌باشد.

بحث

شاخص‌های نابرابری در طی روند ۲۶ سال دوره مورد مطالعه ما تقریباً پایدار مانده است که به یک معنا نشان دهنده انعطاف‌ناپذیری نظام اجتماعی برای کاهش نابرابری‌ها است. محاسبه ضریب جینی در شهرها و روستاهای کشور طی دوره مورد بررسی به طور جداگانه نشان می‌دهد که نابرابری در روستاها بیش از نابرابری در شهرها بوده است. به علاوه اینکه نابرابری در شهر و روستا روند یکسانی را دنبال نمی‌کند. محاسبه ضریب جینی در بین استان‌های کشور علاوه بر مشخص شدن استان‌های نابرابرتر نشان می‌دهد که نابرابری کم ضرورتاً منعکس‌کننده رفاه بیش‌تر نیست. چراکه استان‌های با ضریب جینی پایین‌تر لزوماً از سطح درآمدی بالاتری برخوردار نیستند. بر طبق یافته‌های پژوهش، نابرابری در استان‌های سیستان و بلوچستان، خراسان رضوی، گلستان و اراک بالاتر از بقیه استان‌های کشور بوده است. کم‌ترین نابرابری نیز در استان‌های زنجان، ایلام، چهارمحال و بختیاری و کردستان مشاهده شده است با توجه به اینکه پیمایش هزینه درآمد خانوار، سالیانه و در سطح ملی انجام می‌گیرد، نتایج محاسبات انجام شده در سطح استانی را باید با احتیاط ارزیابی کرد. از اینرو تجمیع استان‌های مجاور و به لحاظ اقتصادی مشابه می‌توانند به بهبود نتایج محاسبات انجام شده در سطح منطقه‌ای کمک کنند. استان‌های جنوب شرقی

کشور شامل استان‌های سیستان و بلوچستان، هرمزگان و کرمان، نابرابری منطقه‌ای بالایی را در شهرها و روستاها تجربه می‌کنند. در حالی که رتبه‌بندی ضریب جینی در بین استان‌های کشور به امکان مشخص کردن استان‌های با نابرابری بالاتر را می‌دهد؛ تجزیه نابرابری در بین استان‌ها و مناطق کشور نشان داده است که عمده سهم نابرابری در طی دوره ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹ مربوط به نابرابری‌های درون‌گروهی بوده و سهم نابرابری‌های بین‌گروهی بسیار ناچیز بوده است. به عبارت دیگر نابرابری در دوران استان‌ها علت اصلی نابرابری است. با استفاده از این روش و اثبات آن، با ثابت ماندن نتیجه در طی دوره مد نظر، مشخص است که دولت باید به سیاست‌های باز توزیعی در کل کشور توجه کند. توجه به برابری فرصت‌ها در کل کشور، ایجاد فضای کسب و کار، توجه به آموزش و سلامت در کلیه مناطق کشور، و ایجاد اشتغال به صورت همگن در کل کشور، می‌تواند در بلندمدت وضعیت توزیع درآمد را در کشور تغییر دهد. اگرچه شاخص‌های نابرابری محاسبه شده نوسانات زیادی را در طی سال‌های مورد بررسی نشان نمی‌دهد، اما عدم توجه کافی به مسأله توزیع درآمد از سوی دولتمردان و سیاستگذاران، به خصوص تورم و بیکاری، روند شاخص‌ها را در آینده دچار تغییرات شدید خواهد کرد.

اگرچه نتایج حاصل از این پژوهش نابرابری با تفاوت‌های بسیار کم را در بین استان‌ها، مناطق و در طی دوره زمانی نشان می‌دهد، وجود تورم و بیکاری در کل کشور، عدم توسعه متوازن مشهود در استان‌های کشور، نتایج حاصله از پژوهش را مورد مناقشه قرار می‌دهد. تفاوت در سطح فعالیت‌های اقتصادی، جمعیت، امکانات بهداشتی و آموزشی در بین استان‌های کشور به وضوح ما را در مورد برخی نتایج دچار تردید می‌کند. رفتار یکسان شاخص‌های نابرابری محاسبه شده در استان تهران با استان‌های دیگری مانند اردبیل، آذربایجان غربی و شرقی جای بحث و بررسی بیش‌تر را باز می‌گذارد. توجه به روش‌های نمونه‌گیری از سوی مراکز جمع‌آوری داده‌ها، به شناسایی درست وضعیت کشور کمک به‌سزایی خواهد کرد.

- ابونوری، ا. و خوشکار، آ.، (۱۳۸۷)، تجزیه و تحلیل عامل‌های مؤثر بر نابرابری اقتصادی در ایران با استفاده از ریز داده‌ها، *مجله اقتصاد اسلامی*، س ۸، ش ۳۰، صص ۹۹ تا ۱۲۲.
- پروین، س.، (۱۳۸۵)، نقش انواع درآمدها در نابرابری توزیع درآمد در ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ش ۷۵، صص ۱۱۱ تا ۱۳۰.
- ذاکر هنجی، ح. و مهران ف.، (۱۳۵۶)، *توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی در ایران*، دفتر مدیریت آمارهای مالی و محاسبات ملی، مرکز آمار ایران، تهران.
- ذاکر هنجی، ح.، (۱۳۸۶)، نابرابری درآمدی در ایران، *فصلنامه علمی- پژوهشی رفاه اجتماعی*، ش ۲۴.
- راغفر و محسنی و مهذب، سیمای فقر در شهر تهران ۱۳۸۷، *مجله پژوهش‌های اقتصادی*، در دست انتشار (۱۳۹۰).
- بهرامی اسفنجرانی، (۱۳۸۷)، اندازه‌گیری میزان نابرابری درآمد مناطق شهری و روستایی استان اصفهان با یک مورد مقایسه‌ای با کل کشور ۸۵-۱۳۶۳، پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد.
- کفایی، م. و نصیری، ح.، (۱۳۸۹)، معرفی و برآورد دو شاخص جدید نابرابری توزیع درآمد برای ایران: جینی تک‌پارامتری و آتکینسون جینی، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، س ۱۰، ش ۴، صص ۱۰۵ تا ۱۳۸.
- فطرس، م. و معبودی، ر.، (۱۳۹۰)، رابطه بین نابرابری درآمد و نابرابری مخارج مصرفی، *فصلنامه رفاه اجتماعی*، سال ۱۱، ش ۴۰، صص ۳۴۱ تا ۳۶۵.
- Aboudi, R., D. Thon, and S.W.Wallace, (2009), Inequality comparisons when the populations differ in size, **Journal Of Economic Inequality**.
- Atkinson, A. B., (1970), On the measurement of inequality, **Journal of Economic Theory**, 2, pp.244-263.
- Atkinson, A. B., (1974), **Poverty and income inequality in Britain**, In D. Wed-derburn (Ed.), **Poverty, Inequality and The Class Structure**. London:Cambridge University Press.
- Atkinson, A. B., (2007), **Measuring top incomes: methodological issues**, In A. B. Atkinson and T. Piketty (Eds.), **Top Incomes over the 20th Century: A contrast between continental European and English-speaking countries**, Chapter 2, pp. 18-42. Oxford University Press.

- Atkinson, A. B., (2008), More on the measurement of inequality, **Journal of Economic Inequality**, 6, 277-283.
- Cowell, F. A., (2007), **Measuring Inequality**, (Third ed.), Hemel Hempstead: Oxford University Press.
- Cowell, F. A., (2008a), **Gini, deprivation and complaints**, In G. Betti and A. Lemmi (Eds.), **Advances on Income Inequality and Concentration Measures**, Routledge.
- Cowell, F. A., (2008b), **Income distribution and inequality**, In J. B. Davis and W.
- Cowell, Frank, (2010), **Measuring inequality**. Oxford University Press, Oxford, UK.
- Davidson, R., (2006), Stochastic Dominance, Discussion Paper, McGill University Department of Work and Pensions (2009). **Households Below Average Income: An analysis of the income distribution 1994/95 ½U 2007/08**. London: Department for Work and Pensions.
- Ebert, U. and H. Welsch, (2009), How do europeans evaluate income distributions? an assessment based on happiness surveys, **Review of Income Wealth**, 55 (issue 3), 803-819.
- Ebert, U., (2009), Taking empirical studies seriously: the principle of concentration and the measurement of welfare and inequality, **Social Choice and Welfare**, 32:555½U574, 555-574.
- Ferreira, F. H. G. and M. Ravallion, (2009), Global poverty and inequality: a review of the evidence, In B. Nolan, F. Salverda, and T. Smeeding (Eds.), **Oxford handbook on Economic Inequality**, Oxford, UK: Oxford University Press.
- Gabaix, X., (2008), **Power laws in economics and .nance**. Working Paper 14299, National Bureau of Economic Research.
- Reconstruction and Development/The World Bank, Washington DC, United States.
- Haughton, J., and Khandker, S.R., (2009), **Handbook on poverty and inequality**, Washington, DC: The World Bank.
- Jenkins, S.P., (1995), Accounting for inequality trends: decomposition analyses for the UK, 1971-86. **Economica**, 62: 29-63.
- Kampelmann, S., (2009), Inequality measures as conventions: new interpretations of a classic operationalization problem, **Socio-Economic Review**, pp.1-26.
- Kakamu, K. and M. Fukushige, (2009), Multilevel decomposition methods for income inequality measures, **Japanese Economic Review**, 60 (3), 33-344.
- Moyes, P., (2007), An extended Gini approach to inequality measurement, **Journal of Economic Inequality**, 5, pp. 279-303.
- Novotný, J., (2007), On the measurement of regional inequality: does

- spatial dimension of income inequality matter?, **The Annals of Regional Science**, 41, 56–580.
- Pesaran, M.H., (1974), **Income Distribution Trends in Rural and Urban of Iran**, Bnk Markazi Iran.
 - Pesaran, M.H., (1975), Income Distribution and its major determinants, in Iran, Past, Present and Future.
 - Preston, I., (2007), Inequality and income gaps. **Research on Economic Inequality**, 15 (25), pp. 33-56
 - Rohde, N., (2008), **Lorenz curves and generalised entropy inequality measures**, In D. Chotikapanich (Ed.), Modeling Income Distributions and Lorenz Curves, chapter 15, pp. 271-284. Springer.
 - Savaglio, E., (2006), Multidimensional inequality with variable population size. **Economic Theory**, 28, pp. 85-94.
 - Shorrocks, A.F., (1984), Inequality decomposition by population subgroups. **Econometrica**, 52: 1369-88.
 - Tarozzi, A. and A. S. Deaton, (2009), Using census and survey data to estimate poverty and inequality for small areas, **The Review of Economics and Statistics**, 91, pp.773-792.
 - Taille, C., (1981), Lorenz ordering within the generalized gamma family of income distributions. In P. Taille, G. P. Patil, and B. Baldessari (Eds.), *Statistical Distributions in Scientific Work*, Boston: Reidel.
 - Takahashi, C., (1959), **Dynamic Changes of Income and its Distribution in Japan**, Tokyo: Kinokuniya Bookstore Co.
 - Tarozzi, A. and A. S. Deaton, (2009), Using census and survey data to estimate poverty and inequality for small areas. **The Review of Economics and Statistics**, 91, pp. 773-792.228 BIBLIOGRAPHY
 - Williams, R. and D. P. Doessel, (2006), Measuring inequality: tools and an illustration, **International Journal for Equity in Health**, 5, pp. 1-8.