**مجله اقتصادی**
**شماره‌های ۹ و ۱۰، آذر ودی ۱۳۹۲، صفحات ٦٤- ٤٩**

# شاخص‌های توزیع درآمد در ایران

**معصومه نژادعبداله**
استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد مشهد
m.nezhadabdolah@yahoo.com

**غلامرضا محتشمی برزادران**
استاد دانشگاه فردوسی مشهد
gmb1334@yahoo.com

**مهدی یعقوبی اول ریابی**
استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد گناباد
m-yaghoobiawal@yahoo.com

**اقتصاددانان علاقمند به اندازه‌گیری نحوه توزیع درآمد و ثروت جوامع هستند. این علاقه ناشی از تأثیر نحوه توزیع درآمد بر مقولات مختلف اقتصادی است. محققان در حوزه توزیع درآمد موافقند میانگین درآمد بالاتر رفاه اجتماعی را افزایش می‌دهد، در حالی‌که نابرابری بالاتر موجب کاهش رفاه اجتماعی می‌شود. سؤال این است که چگونه نابرابری را اندازه‌گیری کنیم؟ در این مقاله ضمن معرفی منحنی‌ها و شاخص‌های نابرابری از جمله منحنی لورنتس، ضریب‌جینی و آتکینسون، شاخص تایل، ضریب جینی تعمیم‌یافته و خانواده همبستگی‌های جینی با استفاده از اطلاعات مرکز آمار ایران به تجزیه‌وتحلیل شاخص‌های توزیع درآمد در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۷ در مناطق شهری و روستایی می‌پردازیم.**

**واژه‌های کلیدی:** منحنی لورنتس، ضریب‌جینی، شاخص آتکینسون، شاخص تایل، ضریب‌جینی تعمیم‌یافته، همبستگی جینی.

## ۱. مقدمه

وجود نابرابری‌های گسترده در توزیع درآمد به بروز فقر و افزایش داخلی آن و ایجاد شکاف بیشتر در طبقات جامعه منجر می‌شود. توزیع درآمد به توضیح چگونگی سهم افراد یک کشور از درآمد ملی می‌پردازد. به‌عبارتی توزیع درآمد درجه نابرابری موجود بین درآمد افراد یک کشور را توصیف می‌کند. پدیده نابرابری درآمد نه تنها از دلایل عمده فقر به‌ویژه در کشورهای در حال رشد است، بلکه یکی از عوامل کندکننده رشد اقتصادی نیز محسوب می‌شود. از این رو، بحث و قضاوت در خصوص تأثیرات متقابل رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کنار گسترش مدل‌های رشد اهمیت یافته است. تئوری‌های مربوط به این مسئله نیز به موازات رشد نابرابر درآمد در رشد اقتصادی گسترش بسیاری یافته است.

یکی از مهم‌ترین وظایف اقتصادی دولت کنترل وضعیت نابرابری درآمداست، زیرا وظیفه توزیع حکم می‌کند دولت به‌منظور کاهش نابرابری چگونگی تغییرات درآمدهای افراد جامعه را با استفاده از ابزارهای موجود تجزیه وتحلیل کند.

## ۲. منحنی لورنتس

منحنی لورنتس ابزار مناسبی را برای تحلیل‌های مرتبط با توزیع درآمد فراهم می‌آورد و بر اساس آن می‌توان به ارزیابی سیاست‌های مالی و مقایسه توزیع درآمد بین جوامع و زمان‌های مختلف پرداخت. این منحنی یک منحنی فراوانی تجمعی است که توسط ماکس اتو لورنز[1] در سال ۱۹۰۵ مطرح شد. وی با به‌کارگیری دو محور مختصات و یک خط ۴۵ درجه به گونه‌ای از شاخص نابرابری دست یافت. اگر روی محور طول‌ها مقدار جمعیت را به‌صورت تجمعی و روی محور عرض‌ها مقدار درآمد را به‌صورت تجمعی مشخص کنیم به‌گونه‌ای که محور طول‌ها از صفر تا ۱۰۰ و محور عرض‌ها نیز از صفر تا ۱۰۰ تقسیم شود، و سپس محل تقاطع هر یک از جمعیت‌ها با درآمدشان را به یکدیگر متصل کنیم منحنی لورنتس به‌دست می‌آید. هر گاه تمام واحدهای درآمد، درآمدی یکسان داشته باشند آنگاه منحنی لورنتس به خطی راست تبدیل می‌شود که همان قطر مربع واحد است. قطر مربع لورنتس (مربع واحد) خط برابری کامل است که گاهی خط تعادل نیز می‌نامند و متناظر با $L(u)=u$ می‌باشد. هرگاه پراکندگی درآمدها کم باشد یعنی تغییرات کمتری بین درآمدها وجود داشته باشد منحنی لورنتس به خط تعادل نزدیک می‌شود و هرگاه این پراکندگی افزایش یابد منحنی لورنتس خمیدگی بیشتری می‌یابد. این منحنی را می‌توان به تحلیل پدیده‌هایی غیر از توزیع درآمد و ثروت مانند اقتصاد، آمار اجتماعی، زیست و فیزیک تعمیم داد.

فرض کنید درآمد $n$ فرد از جامعه یا نمونه را با $x_n,\dots,x_2,x_1$ نشان دهیم، سپس درآمدها را از کوچک به بزرگ مرتب می‌کنیم و مرتب‌شده آن را از کوچک به بزرگ با $x_{n:n},\dots,x_{2:n},x_{1:n}$ نشان می‌دهیم، بنابراین تابع لورنتس به‌صورت زیر تعریف می‌شود (کلیبر و کاتز، ۲۰۰۳):

$$L\left(\frac{k}{n}\right)=\frac{\sum_{i=1}^{k} x_{i:n}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i:n}}, \qquad k=0,1,2,\cdots,n. \qquad (۱)$$

1. Max O. Lorenz

که در آن، $L(0)=0$ و $x_{i:n}$ درآمد مرتب شده $i$ امین فرد است. اگر زوج نقاط $\left(\left(\frac{k}{n}\right), L\left(\frac{k}{n}\right)\right)$ را برای مقادیر مختلف $k$ در دستگاه محورها رسم کنیم نمودار محدبی به‌دست می‌آید که به آن منحنی لورنتس می گویند.

رابطه (۱) تابع لورنتس را به ازای مقادیر $0, \frac{1}{n}, \frac{2}{n}, \cdots, 1$ مشخص می‌کند، اما تابع لورنتس $L(p)$ را برای هر $p$ در فاصله $[0,1]$ می‌توان با استفاده از تعریف زیر محاسبه نمود:

$$L(u)=\frac{1}{n\bar{x}}\left\{\sum_{i=1}^{[np]} x_{i:n}+(un-[un])x_{[un]+1:n}\right\}, \qquad 0 \le u \le 1. \qquad (۲)$$

که $[un]$ بزرگترین عدد صحیح کوچکتر مساوی $un$ را نشان می‌دهد. تعریف دیگری از منحنی لورنتس در حالت پیوسته تعریفی است که نخستین بار توسط گاس ویرس (۱۹۷۱) ارائه شد. وی منحنی لورنتس را بر حسب توزیع گشتاور مرتبه نخست معرفی نمود. توزیع‌های گشتاوری به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$F_k(x)=\frac{1}{E(x^k)}\int_0^k t^k dF(t), \qquad x \ge 0, \qquad k=0,1,2,\cdots. \qquad (۳)$$

با این شرط که $E(x^k) < \infty$ است.

اگر برای درآمد یک متغیر تصادفی $X$ با تابع چگالی احتمال $f(x)$ در نظر بگیریم و همچنین $F(x)=P_r(X \le x)=\int_0^x f(y)dy$ تابع توزیع تجمعی، $t \in [0,1]$, $F^{-1}(t)=\text{Sup}\{x : F(x) \le t\}$ تابع چندکی و $E(X)=\int_0^\infty yf(y)dy$ موجود، متناهی و نامنفی باشد، آنگاه $L(u)$ (منحنی لورنتس) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L(u)=\frac{1}{E(X)}\int_0^u F^{-1}(t)dt, \qquad u \in [0,1]. \qquad (۴)$$

فرض کنید $X \sim Par(I)(\alpha,\theta)$ است، بنابراین:

$$F(x) = 1-\left(\frac{x}{\theta}\right)^{-\alpha}, \qquad x \ge \theta \Rightarrow \qquad F^{-1}(t) = \theta(1-t)^{\frac{-1}{\alpha}}, \qquad 0<t<1,$$

است، همچنین $\alpha > 1,$ و $E(X) = \frac{\alpha\theta}{\alpha-1}$ در نتیجه

$$L(u) = \frac{\alpha-1}{\alpha\theta}\int_0^u \theta(1-t)^{\frac{-1}{\alpha}}dt = 1-(1-u)^{1-\frac{1}{\alpha}}, \qquad 0<u<1, \qquad \alpha>1.$$

### ۲-۱. راهکار برای دو منحنی لورنتس متقاطع

معیارهای نابرابری بر حسب حساسیت آنها به اختلافات درآمد در بخش‌های مختلف توزیع متفاوت است. اگر دو منحنی لورنتس یکدیگر را قطع نکنند، در واقع منحنی پایین‌تر (نسبت به خط برابری) نابرابرتر است یا تغییرپذیری بیشتری دارد. معیاری استاندارد به نام معیار تسلط لورنتس مرتبه اول[1] به‌منظور مقایسه منحنی‌های لورنتس غیرمتقاطع به‌کار می‌رود؛ یعنی منحنی لورنتس تسلط $L_2$ لورنتس مرتبه اول بر منحنی $L_2$ دارد هرگاه $L_1(u) \ge L_2(u),\ u \in [0,1]$ باشد.

شاخص تسلط لورنتس به‌صورت شفاف، توزیع‌ها را مطابق با تمام مفاهیم نابرابری مرتبط با اصل انتقال[2] رتبه‌بندی می‌کند (آتکینسون، ۱۹۷۰).

اصل انتقال نزولی یا حساسیت نسبی در مقابل انتقال درآمد بین افراد جامعه یعنی اینکه یک شاخص مناسب می‌بایست به انتقال درآمد بین افراد کم‌درآمد و اقشار فقیر بیش از انتقال درآمد بین افراد پردرآمد و ثروتمند وزن و اهمیت دهد یا به عبارتی به آن حساسیت داشته باشد.

تسلط لورنتس توزیع $X$ بر توزیع $Y$ در صورتی برقرار است که منحنی لورنتس توزیع $X$ در هیچ نقطه‌ای پایین‌تر از منحنی توزیع $Y$ نباشد. آتکینسون ثابت نمود اگر شاخص برتری لورنتس برقرار باشد هر معیار نابرابری که اصل انتقال را تأمین می‌کند نابرابری در توزیع $X$ کمتر از توزیع $Y$ است.

منحنی لورنتس یک ترتیب جزئی است، به این معنا که منحنی لورنتس تنها زمانی که متقاطع نباشند، قابل قایسه‌اند، درغیر این صورت مقایسه آنها ممکن می‌باشد و دیگر نمی‌توان از معیارتسلط لورنتس استفاده کرد.

در مقالات مختلف راهکارهای متعددی به این منظور ارائه شده است که در اینجا به بررسی ترتیب لورنتس تعمیم‌یافته می‌پردازیم.

1. First – Degree Lorenz Dominate
2. Principle of Transfers

### ۲-۲. ترتیب لورنتس تعمیم‌یافته[1]

منحنی لورنتس تعمیم‌یافته[2] نخستین بار توسط شاراکس (۱۹۸۳) و کاکوانی (۱۹۸۴) معرفی گردید. شاراکس و دیگران مثال‌های تجربی بسیاری را ارائه نمودند که ترتیب لورنتس تعمیم‌یافته در آن به‌کار می‌رود، بنابراین تعمیم ترتیب لورنتس به‌صورت ترتیب لورنتس تعمیم‌یافته دارای اهمیت کاربردی قابل ملاحظه‌ای می‌باشد. شاراکس مفهوم منحنی لورنتس تعمیم‌یافته را $[GL(u)]$ با افزایش به نسبت ثابت منحنی لورنتس معمولی یعنی با ضرب منحنی لورنتس معمولی در میانگین توزیع معرفی نمود:

$$GL(u) = L(u) \times E(X) = \int_0^u F^{-1}(t)dt. \qquad (۵)$$

نتایج زیر برای منحنی لورنتس تعمیم‌یافته به‌دست می‌آید:

- محدب، صعودی و پیوسته در فاصله $(0,1)$ می‌باشد.
- محور افقی این منحنی همانند منحنی لورنتس درصد تجمعی جمعیت می‌باشد، اما بر خلاف منحنی لورنتس محور عمودی در فاصله $[0,\mu]$ قرار دارد. به‌عبارت دیگر، نقطه پایانی منحنی $GL(p)$ میانگین درآمد کل جامعه یعنی شیب خط قطری $\mu_X$ است.
- ارتفاع آن نشان‌دهنده سطح درآمد است، در حالی‌که انحنای آن درجه نابرابری درآمد را نشان می‌دهد.

این منحنی به‌وسیله ترتیبی که تعریف می‌کند به‌عنوان راهکاری در مقایسه منحنی‌های لورنتس متقاطع قابل استفاده خواهد بود.

ترتیب لورنتس تعمیم‌یافته از طریق رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$X \geq_{GL} Y \Rightarrow GL_X(p) \geq GL_Y(p), \qquad \bar{x} \geq \bar{y}. \qquad (۶)$$

## ۳. ضریب‌جینی

ضریب‌جینی متداول‌ترین شاخص نابرابری درآمد است که توسط کوارادو جینی (۱۹۱۲) برای اندازه‌گیری میزان نابرابری معرفی شد که از جنبه‌های مختلف مورد ارزیابی، تعبیر و تفسیر قرار گرفته و مزایا و معایب آن بیان شده است. از لحاظ آماری، ضریب‌جینی، نسبت اندازه نابرابری توزیع درآمد در جامعه به حداکثر اندازه نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع درآمد کاملاً ناعادلانه است.

1. Generalized Lorenz Order
2. Generalized Lorenz Curve

فرض کنید درآمد $n$ فرد از جامعه یا نمونه را با $y_n, \cdots, y_2, y_1$ نشان دهیم. سپس درآمدها را از کوچک به بزرگ مرتب کنیم به طوری‌که $(y_{i+1} > y_i)$ برای $i = 1,2,\cdots n.$، عبارت زیر معرف ضریب‌جینی است:

$$G = \frac{1}{n}\left\{n + 1 - 2\left(\frac{\sum_{i=1}^{n}(n+1-i)y_i}{\sum_{i=1}^{n} y_i}\right)\right\}, \tag{۷}$$

درصورت دسترسی به مقادیر خام طرح هزینه و درآمد خانوار، $y_i$ ها بیانگر هزینه سرانه خانوارها و $n$ بیانگر تعداد خانوارهای مورد مطالعه می‌باشند (سن، ۱۹۷۴). اگر متغیر تصادفی $X$ دارای تابع لورنتس $L(u)$ باشد $\left(L(u) = \frac{1}{E(X)}\int_0^u F^{-1}(t)dt\right)$ ضریب‌جینی آن عبارت است از:

$$G = 2\int_0^1 [u - L(u)]du = 1 - 2\int_0^1 L(u)du. \tag{۸}$$

ضریب جینی شاخصی است که:

- به واحد اندازه‌گیری داده‌ها بستگی ندارد.
- ضریب جینی این قابلیت را دارد که برای درآمدهای منفی نیز به‌کارگرفته شود. این درحالیست که دیگر ابزارهای سنجش نابرابری فاقد این قابلیت هستند. این ویژگی زمانی‌که تغییر سیاستگذاری بر نابرابری مطرح می‌شود اهمیت می‌یابد، چراکه درآمد برخی خانوارها می‌تواند منفی شود.
- ضریب جینی تفاوت مورد انتظار درآمد بین ۲ فرد یا ۲ خانوار که به‌طور تصادفی از کل جامعه انتخاب می‌شوند را بیان می‌کند. به عنوان مثال، ضریب جینی ۶ و۰ اشاره به این دارد که اگر درآمد سرانه جامعه ۱۰۰۰ تومان باشد تفاوت مورد انتظار بین درآمد ۲ فرد یا ۲ خانوار که به‌طور تصادفی انتخاب شده‌اند ۶۰۰ تومان است.
- ضریب‌جینی به تغییر تمام درآمدها به یک اندازه مشخص (مثلاً $k$) حساسیت نشان می‌دهد، به این ترتیب که با افزوده شدن مقدار معینی به تمام درآمدها یا کم شدن از آن اندازه شاخص جینی کاهش یا افزایش می‌یابد. به این دلیل که ضریب‌جینی نسبت به تبدیلات مکانی پایا نیست، اما از آنجا که نسبت به تبدیلات مقیاسی پایاست ضرب تمام درآمدها در یک مقدار ثابت و مثبت بر اندازه آن تأثیری ندارد.
- ضریب جینی کمیتی است که مقداری بین صفر (حداقل نابرابری) و یک (حداکثر نابرابری) داشته، مستقل از میانگین بوده و متقارن می‌باشد (به این معنا که اگر افراد درآمدهایشان را دو به دو معاوضه کنند تغییری در ضریب جینی حاصل نمی‌شود).

• از لحاظ روانی، هرگاه فردی متوجه کمتر بودن درآمد خود نسبت به درآمد دیگر افراد جامعه شود دچار تأثر و افسردگی خواهد شد. با فرض اینکه این افسردگی متناسب با تفاوت درآمدی باشد ضریب‌جینی میانگین این تأثیرات و افسردگی‌ها برای تمام درآمدهای ممکن افراد جامعه است.

• در صورت وجود حق انتخاب بین درآمد فعلی و درآمد دیگر تمام افراد جامعه درآمد بیشتر را انتخاب می‌کنند، یعنی این حق انتخاب نافع است. بنابراین ضریب‌جینی عبارت است از متوسط منفعت مورد انتظار کسب شده توسط هر یک از افراد جامعه به‌دلیل داشتن چنین حق انتخابی تقسیم بر میانگین درآمد جامعه که حداکثر اندازه این منفعت است.

## ٤. معیار نابرابری آتکینسون

آتکینسون (۱۹۸۷ و ۱۹۸۳) رفاه اجتماعی را از حاصل‌جمع مطلوبیت‌های تمام افراد جامعه به‌دست می‌آورد. وی معیار خود را معیار معادل توزیع برابر[1] برای مقایسه هر توزیع می‌نامد. آتکینسون معتقد است مطلوبیت افراد به ۲ عامل درآمد اشخاص و گریز جامعه از نابرابری بستگی دارد. در این صورت هرچه درجه پرهیز و گریز از نابرابری بیشتر باشد نابرابری محاسبه‌شده برای هر توزیع درآمد مشخص نیز بیشتر است.

آتکینسون (۱۹۷۰) متوجه شد که معیارهای نابرابری به‌طور ضمنی متأثر از قضاوت‌های ارزشی هستند. به عقیده وی این قضاوت‌های ارزشی می‌بایست به‌طور صریح در شاخص‌های نابرابری لحاظ شوند. قضاوت‌های ارزشی که در تابع رفاه اجتماعی منعکس می‌شوند میزان بیزاری جامعه از نابرابری را مشخص سازند، بنابراین باید به ترتیبی در شاخص نابرابری لحاظ شوند. آتکینسون به رابطه بین کارایی و برابری توجه می‌کند و معتقد است شاخص نابرابری می‌بایست به نحوی طراحی شود که به کمک آن بتوان تشخیص داد که جامعه برای کاهش نابرابری به یک میزان معین حاضر است چه مقدار از درآمد و تولید جاری چشم‌پوشی نماید. فرمول عمومی گروه آتکینسون در رابطه زیر نمایان است:

$$A_{\varepsilon}=1-\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_1}{\bar{y}}\right)^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad ,\varepsilon\neq 1 \qquad (۹)$$

1. Equality Distributed Equivalent Measure

$$A_{\varepsilon}=1-\frac{\prod_{i=1}^{n}\left(y_i^{\frac{1}{n}}\right)}{\bar{y}},\quad \varepsilon=1 \tag{۱۰}$$

هرچه مقدار $\varepsilon$ بالاتر باشد جامعه نسبت به نابرابری نگرانی بیشتری دارد. دامنه گروه معیارهای آتکینسون از صفر تا یک است، جایی‌که صفر نشان‌دهنده برابری کامل است. زمانی‌که $A=0$ می‌باشد برابری به‌صورت کامل وجود دارد، در حالی‌که اگر $A=1$ باشد نابرابری به‌صورت کامل وجود خواهد داشت، بنابراین هر چه $A$ بیشتر باشد درجه نابرابری بیشتر می‌شود.

## ۵. شاخص تایل

تایل (۱۹۶۷) با استفاده از مفهوم آنتروپی[1] در نظریه اطلاع[2] (اطلاع پیرامون بی‌نظمی و عدم شباهت هر سیستم) روشی را برای ارزیابی نابرابری در توزیع درآمد ابداع نمود. تایل در کاربرد نظریه اطلاع در بحث توزیع درآمد به‌جای مفهوم احتمال حوادث از سهم درآمد استفاده نمود. زمانی‌که درآمد افراد کاملاً یا تقریباً مساوی باشد در این صورت درآمد تمام افراد مشخص خواهد بود، اما اگر درآمد نامساوی توزیع شده باشد پیش‌بینی درآمد یک فرد که به‌طور تصادفی انتخاب شده کار ساده‌ای نخواهد بود و هر چیزی در مورد آن فرد حاوی اطلاعات مفید خواهد بود. شکل عمومی معیارهای آنتروپی تعمیم‌یافته را می‌توان به‌صورت زیر ارائه نمود:

$$GE(\alpha)=\frac{1}{\alpha^2-\alpha}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)^{\alpha}-1\right], \tag{۱۱}$$

که درآن، $n$ تعداد افراد درون جامعه مورد بررسی، $y_i$ درآمد فرد $i$ ام $(i=1,2,\cdots,n)$ و $\bar{y}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}y_i$، میانگین حسابی درآمدها می‌باشد. مقدار $GE$ در دامنه صفر تا بی‌نهایت قرار دارد که مقدار صفر بیانگر توزیع درآمد کاملاً برابر می‌باشد و با افزایش $GE$ سطح نابرابری نیز افزایش می‌یابد. مقدار $\alpha$ هر مقدار حقیقی می‌تواند باشد. برای مقادیر کوچک $\alpha$ رابطه $GE$ به تغییرات درآمدی در قسمت پایین توزیع درآمد حساس‌تر می‌باشد و برای مقادیر بزرگتر $\alpha$، $GE$ به

1. Entropy
2. Information Theory

تغییرات درآمد در قسمت بالایی توزیع درآمد حساس‌تر می‌شود. زمانی که $\alpha = 1$ باشد GE نشان‌دهنده شاخص تایل است:

$$GE(1) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{y_i}{\bar{y}}\,Ln\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right). \tag{۱۲}$$

## ۶. ضریب‌جینی تعمیم‌یافته[۱] و خانواده همبستگی‌های جینی[۲]

اختلاف میانگین جینی به‌عنوان روش جایگزینی برای ضریب‌جینی مطرح می‌شود، به عبارت دیگر ضریب جینی حاصل تقسیم اختلاف میانگین جینی بر دو برابر میانگین درآمد می‌باشد که در واقع شناخته‌شده‌ترین عضو خانواده جینی است. ارتباط بین ضریب‌جینی و اختلاف میانگین جینی (GMD) مشابه ارتباط واریانس و ضریب تغییرات می‌باشد (ایتزاکی، ۱۹۹۸).

از بین تمام معیارهای سنجش نابرابری، واریانس مشهورترین آنهاست و گشتاور مرکزی دوم توزیع می‌باشد. اختلاف میانگین جینی به‌عنوان یک شاخص جایگزین نابرابری، تفاضل مطلق بین دو متغیر تصادفی مستقل و هم‌توزیع است و بسیاری از ویژگی‌های واریانس را دارد علاوه بر آن، اطلاعات بسیاری در مورد خصوصیات توزیع‌هایی که نرمال نیستند را به‌دست می‌دهد (ایتزاکی، ۲۰۰۳).

اختلاف میانگین جینی عضوی از خانواده گسترده سنجش نابرابری بر اساس ضریب‌جینی است که خانواده جینی تعمیم‌یافته نام گرفته است. هر شاخص در این خانواده توسط یک پارامتر ویژه معرفی می‌شود (ایتزاکی و سچمن، ۲۰۰۵).

همانطور که اشاره شد آتکینسون شاخص نابرابری را پیشنهاد نمود که به‌وسیله آن امکان سنجش نابرابری با مقادیر متفاوت معیارهای قضاوت فراهم می‌شود که این معیار $(\varepsilon)$ مقداری بین صفر که نشان‌دهنده بی‌تفاوتی کامل نسبت به نابرابری است تا بی‌نهایت که ویژگی توزیع درآمد براساس درآمد فقیرترین فرد است خواهد داشت. ضریب‌جینی رایج که شاخصی مبتنی بر منحنی لورنتس است بر خلاف شاخص آتکینسون به‌طور شفاف دارای چنین پارامتری نبوده و به فضای بین $p-L(p)$ وزن یکسان می‌شود. استفاده از ضریب جینی تعمیم‌یافته دارای این مزیت است که بر حسب دیدگاه پژوهشگر یا سیاستمدار وزن‌های مختلفی برای این فضا در نظر می‌گیرد. این نگرش همانند شاخص آتکینسون به محاسبه خانواده‌ای از شاخص‌ها منتهی می‌شود. بر این اساس می‌توان

1. Extended Gini Coefficient
2. Family of Gini Correlations

بر حسب نگرانی سیاستمدار در خصوص شرایط بخش‌های پایینی توزیع درآمد مقایسه‌های عمیق‌تری بین توزیع‌های مختلف (به عنوان مثال سال‌های متفاوت) انجام داد.

فرض کنید $X$ و $Y$ دو متغیر تصادفی با توابع توزیع $F_X(x)$ و $G_Y(y)$ و تابع توزیع توأم $H_{X,Y}(x,y)$ باشند. خانواده همبستگی‌ها بر معیار سنجش نابرابری جینی تعمیم‌یافته و تغییرپذیری کواریانس و یک پارامتر $\nu$ پایه‌گذاری شده است. شاخص جینی تعمیم‌یافته به‌عنوان فضای محصور بین منحنی لورنتس مطلق و خط برابری نوشته می‌شود:

$$EG(X,\nu)=\nu(\nu-1)\int_0^1(1-p)^{\nu-2}(p\mu_X-A(p))dp, \qquad (۱۳)$$

که در آن، $A(p)=\int_{-\infty}^{x(p)}xf(x)dx$ منحنی لورنتس مطلق (شاراکس (۱۹۸۳) آن را به‌عنوان منحنی لورنتس تعمیم یافته مطرح نمود) و $X(p)$ از طریق $p=\int_{-\infty}^{x(p)}f(x)dx$ تعیین می‌شود. $p\mu_X$ به‌عنوان خط استقلال یا خط تساوی می‌باشد (ایتزاکی و الکین، ۱۹۹۱). پارامتر $\nu$، $(\nu>0)$ پارامتری است که توسط محقق تعیین می‌شود. $\nu$ پارامتر گریز از نابرابری است و تأثیر افزایش در پارامتر $\nu$ اهمیت بخش پایینی توزیع درآمد را افزایش و وزن بخش بالایی توزیع درآمد را کاهش می‌هد.

در ادبیات توزیع درآمد شاخص به‌کار برده شده به‌وسیله تقسیم معادله (۱۳) بر میانگین درآمد نرمال شده که به‌عنوان ضریب جینی تعمیم‌یافته شناخته می‌شود و در امور مالی و اقتصادسنجی به‌کار می‌رود. اختلاف این دو مشابه اختلاف بین ضریب تغییرات[۱] و انحراف استاندارد[۲] است، همچنین شاخص جینی تعمیم‌یافته به‌صورت کواریانس بین متغیر تصادفی و تابع توان توزیع تجمعی متغیر تصادفی نوشته می‌شود.

$$EG(X,\nu)=\nu\operatorname{cov}(X,-[1-F(X)]^{\nu-1}). \qquad (۱۴)$$

این فرمول را می‌توان به‌راحتی برای تعریف کواریانس جینی[۳] و همبستگی جینی[۴] تعمیم داد. همبستگی جینی به‌منظور تجزیه ضریب‌جینی تعمیم‌یافته مجموع متغیرهای تصادفی به کمک ضریب جینی تعمیم‌یافته هر متغیر تصادفی به کار می‌رود. معادله (۱۴) مناسب‌ترین نوع تعریف معادل کواریانس و

1. Coefficient of Variation
2. Standard Deviation
3. Gini Covariance
4. Gini Correlation

همبستگی است. معادل کواریانس در چارچوب جینی تعمیم‌یافته یعنی کواریانس جینی بین $X$ و $Y$ برای $\nu$ داده‌شده به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$ECG(X,Y,\nu) = -\nu\,\mathrm{cov}(X,\left[1-G_Y(Y)\right]^{\nu-1}). \tag{۱۵}$$

همچنین خانواده همبستگی‌های جینی بین $X$ و $Y$ که با نمادهای $\xi(X,Y,\nu)$ و $\xi(Y,X,\nu)$ نمایش داده می‌شوند عبارتند از:

$$\xi(X,Y,\nu) = \frac{-\nu\,\mathrm{cov}(X,\left[1-G_Y(Y)\right]^{\nu-1})}{-\nu\,\mathrm{cov}(X,\left[1-F_X(X)\right]^{\nu-1})}, \tag{۱۶}$$

و به طور مشابه:

$$\xi(Y,X,\nu) = \frac{-\nu\,\mathrm{cov}(Y,\left[1-F_X(X)\right]^{\nu-1})}{-\nu\,\mathrm{cov}(Y,\left[1-G_Y(Y)\right]^{\nu-1})}. \tag{۱۷}$$

معیار سنجش همبستگی در $X$ و $Y$ متقارن نیست و انتخاب بین $\xi(X,Y,\nu)$ و $\xi(Y,X,\nu)$ به این بستگی دارد که کدام متغیر رتبه‌بندی شده و کدام یک مقدار آن داده شده است.

نظر به اینکه کواریانس بین مقدار یک متغیر تصادفی و تابع توزیع تجمعی متغیر دیگر می‌باشد، انتظار می‌رود که ضریب همبستگی جینی با توجه به مقدار متغیر تصادفی مشابه ویژگی‌های ضریب همبستگی پیرسون و با توجه به متغیر تصادفی رتبه‌بندی‌شده مشابه ویژگی‌های ضریب همبستگی‌های رتبه‌ای اسپیرمن داشته باشد.

## ۷. معرفی داده‌های مورد استفاده در شاخص‌های نابرابری

پس از معرفی تعدادی از روش‌های اندازه‌گیری نابرابری می‌توانیم با استفاده از نرم‌افزار $R$ منحنی لورنتس و شاخص‌های نابرابری ضریب جینی، تایل و آتکینسون را در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۴ و۱۳۸۷ در مناطق شهری و روستایی رسم و تحلیل کنیم.

منبع اطلاعاتی برای محاسبات مذکور، اطلاعات خام طرح هزینه و درآمد خانوار مرکز ایران می‌باشد. با توجه به اینکه اطلاعات هزینه‌های مصرفی خانوار نسبت به درآمد با توجه به حساسیت پاسخگویان در ابراز درآمد خود معیار مناسب‌تری از رفاه خانوارها محسوب می‌شود، بنابراین هزینه سرانه ناخالص خانوارها به‌عنوان نماینده‌ای از رفاه و درآمد خانوارها در نظر گرفته شده است.

یکی از روش‌هایی که از طریق آن نابرابری توزیع درآمد را نشان می‌دهند، چندک‌های درآمدی می‌باشد. اگر فرض کنیم که کلیه اطلاعات را از درآمد افراد جامعه داشته باشیم، با تقسیم درآمد هر خانوار بر تعداد آن، درآمد سرانه را به‌دست

می‌آوریم. سپس کلیه خانوارها را از پردرآمدترین افراد به پایین‌ترین مرتب می‌کنیم، گروه درون هر بخشی از تقسیم، مالک سهمی از درآمد جامعه می‌باشد و به این طریق می‌توان اطلاع از نحوه توزیع درآمد جامعه به‌دست آورد.

یکی از معروف‌ترین این چندک‌ها، دهک‌های درآمدی است. در جدول (۱) سهم دهک‌ها براساس هزینه ناخالص سرانه برای سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۷ محاسبه شده است.

از ویژگی‌های عمده توزیع درآمد در اقتصاد ایران، ثبات در سهم مخارج مربوط به دهک‌های مختلف در مناطق شهری و روستایی می‌باشد. نگاهی به جدول (۱) این امر را واضح‌تر نشان می‌دهد. به‌عنوان مثال در مناطق شهری در سال ۱۳۷۵، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۷ ، سهم دهک نخست از کل مخارج در فاصله ۸/۵۱ و ۲/۳۴ درصد، سهم دهک دوم در فاصله ۳/۳۰و ۳/۹۱ درصد، سهم دهک نهم در فاصله ۱۴/۹۰ و ۱۶/۱۰ درصد و سهم مخارج دهک دهم در فاصله ۲۸/۴۵ و ۳۰/۷۶درصد نوسان داشته است.

همچنین، می‌توانیم نسبت سهم ۱۰ درصد پر هزینه‌ترین خانوارها به سهم ۱۰ درصد کم‌هزینه‌ترین خانوارها را در سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۴ و ۱۳۸۷ محاسبه کنیم که این نسبت برای سال ۱۳۷۵ برابر ۳/۳۴ درصد است در حالی که در سال ۸۴به ۱۴/۲۴ درصد افزایش یافته و دوباره در سال ۱۳۸۷ به ۱۲/۱۲ درصد کاهش یافته است.

نتایج حاصله دلالت بر آن دارد که طی دوره مورد بررسی هزینه‌های مصرفی دهک‌های بالا نسبت به دهک‌های پایین، از رشد بیشتری برخوردار بوده و این موضوع در کاهش نابرابری تأثیر منفی داشته است.

**جدول ۱. سهم دهک‌ها براساس هزینه ناخالص سرانه در سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۴ و ۱۳۸۷**

(درصد)

| سال | دهک اول | دهک دوم | دهک سوم | دهک چهارم | دهک پنجم | دهک ششم | دهک هفتم | دهک هشتم | دهک نهم | دهک دهم |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **مناطق شهری** | | | | | | | | | | |
| ۱۳۷۵ | ۸/۵۱ | ۳/۳۰ | ۴/۳۸ | ۵/۴۲ | ۶/۵۱ | ۷/۷۸ | ۹,۳۳ | ۱۱/۴۲ | ۱۴/۹۰ | ۲۸/۴۵ |
| ۱۳۸۴ | ۲/۱۹ | ۳/۶۸ | ۴/۷۱ | ۵/۷۲ | ۶/۸۶ | ۸/۱۷ | ۹/۷۷ | ۱۲/۰۷ | ۱۶/۱۰ | ۳۰/۷۶ |
| ۱۳۸۷ | ۲/۳۶ | ۳/۹۱ | ۵/۰۱ | ۶/۱۱ | ۷/۲۳ | ۸/۵۴ | ۱۰/۱۴ | ۱۲/۳۱ | ۱۶/۰۵ | ۲۸/۳۶ |
| **مناطق روستایی** | | | | | | | | | | |
| **سال** | **دهک اول** | **دهک دوم** | **دهک سوم** | **دهک چهارم** | **دهک پنجم** | **دهک ششم** | **دهک هفتم** | **دهک هشتم** | **دهک نهم** | **دهک دهم** |
| ۱۳۷۵ | ۱/۴۵ | ۳/۱۲ | ۴/۴۲ | ۵/۶۶ | ۶/۹۷ | ۸/۳۶ | ۱۰/۱۵ | ۱۲/۵۷ | ۱۶/۴۶ | ۳۰/۸۴ |
| ۱۳۸۴ | ۱/۷۹ | ۳/۳۶ | ۴/۵۶ | ۵/۷۲ | ۶/۹۲ | ۸/۳۱ | ۹/۹۷ | ۱۲/۲۹ | ۱۶/۲۱ | ۳۰/۸۷ |
| ۱۳۸۷ | ۱/۷۸ | ۳/۳۹ | ۴/۶۵ | ۵/۸۴ | ۷/۰۴ | ۸/۳۶ | ۱۰/۰۵ | ۱۲/۳۵ | ۱۶/۱۶ | ۳۰/۳۸ |

مأخذ: نتایج تحقیق.

چنین وضعیتی را می‌توان برای مناطق روستایی مشاهده نمود.

### ۷-۱. تحلیل براساس ضریب جینی، شاخص تایل و آتکینسون

جدول (۲) روند ضریب جینی، شاخص تایل و آتکینسون را در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۷ در مناطق شهری و روستایی نشان می‌دهد.

**جدول ۲. ضریب جینی، شاخص تایل و آتکینسون شهری و روستایی برحسب مخارج سرانه خانوار**

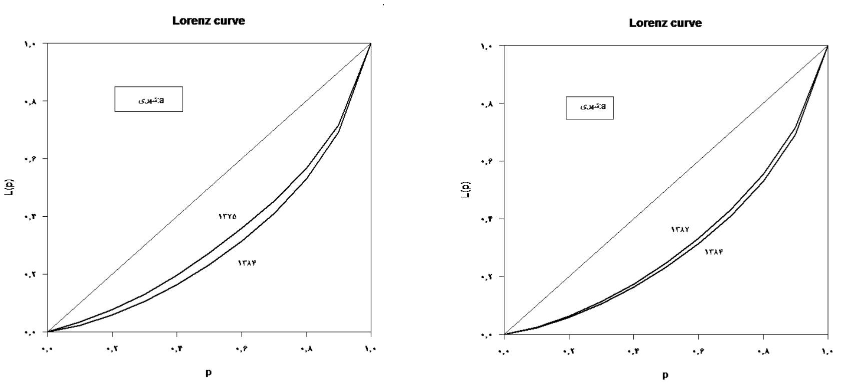
| سال | ۱۳۷۵ | ۱۳۸۴ | ۱۳۸۷ |
|---|---|---|---|
| ضریب جینی شهری | ۰/۳۳۹۳ | ۰/۳۹۴۶ | ۰/۳۶۹۱ |
| ضریب جینی روستایی | ۰/۴۱۳۵ | ۰/۴۰۴۵ | ۰/۳۹۹۲ |
| شاخص تایل شهری | ۰/۱۸۸۲ | ۰/۲۶۵۸ | ۰/۲۳۲۲ |
| شاخص تایل روستایی | ۰/۳۱۵۴ | ۰/۲۸۹۵ | ۰/۲۸۳۴ |
| ضریب آتکینسون شهری | ۰/۰۹۲۷ | ۰/۱۲۴۷ | ۰/۱۰۸۹ |
| ضریب آتکینسون روستایی | ۰/۱۴۰۱ | ۰/۱۳۲۳ | ۰/۱۲۹۱ |

مأخذ: نتایج تحقیق.

محاسبات نمایا نگر آن است که در مناطق شهری، ضریب جینی در سال ۱۳۸۴ نسبت به سال ۱۳۷۵ افزایش یافته که نشان‌دهنده افزایش نابرابری در هزینه سرانه خانوار و کاهش رفاه اجتماعی و در نتیجه افزایش نابرابری در توزیع درآمد می‌باشد، اما متعاقباً تحت‌تأثیر سیاست‌های تعدیل اقتصادی، میزان نابرابری در سال ۱۳۸۷ نسبت به سال ۱۳۸۴ روند نزولی کندی را داشته است که دلالت بر عادلانه‌تر شدن توزیع درآمد دارد. در مناطق روستایی نیز ضریب جینی تقریباً روند نزولی را نشان می‌دهد. همچنین این امر با نتایج به‌دست‌آمده از شاخص‌های تایل و آتکینسون نیز هماهنگی دارد.

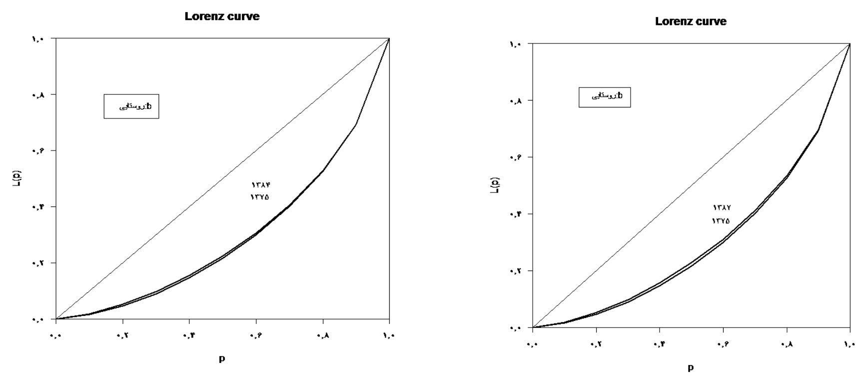
### ۷-۲. تحلیل براساس منحنی لورنتس و تعمیم منحنی لورنتس

نمودار (۱) نشان می‌دهد که در مناطق شهری توزیع هزینه سرانه خانوار، در سال ۱۳۷۵ نسبت به سال ۱۳۸۴ و ۱۳۸۷ و همچنین در سال ۱۳۸۷ نسبت به سال ۱۳۸۴ تسلط لورنتس دارد.



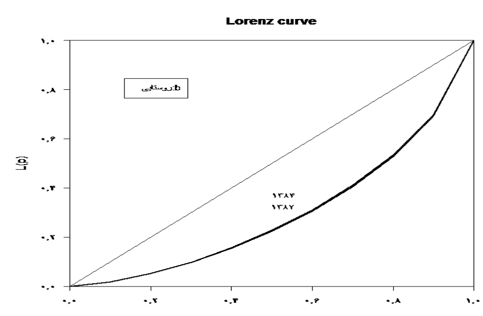

**نمودار ۱. مقایسه منحنی‌های لورنتس مناطق شهری در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸٤ و ۱۳۸۷**

قرار گرفتن منحنی لورنتس سال ۱۳۸۷ بالاتر از منحنی لورنتس سال ۱۳۸۴ نشان می‌دهد که توزیع هزینه سرانه خانوار و در پی آن توزیع درآمد در مناطق شهری تا حدودی بهبود یافته و عادلانه‌تر شده است. نمودار (۲) نشان می‌دهد که در مناطق روستایی تسلط لورنتس محسوسی در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۷ وجود ندارد و تقریباً در این مناطق توزیع درآمد عادلانه بوده است.

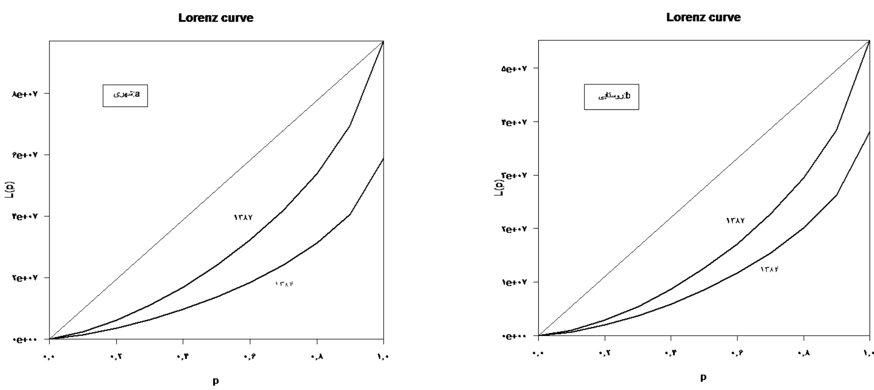



**نمودار ۲. مقایسه منحنی‌های لورنتس مناطق روستایی در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸٤ و ۱۳۸۷**

از آنجا که منحنی‌های لورنتس تحت‌تأثیر میانگین توزیع قرار نمی‌گیرند از این منحنی‌ها می‌توان تنها در رتبه‌بندی توزیع‌ها از نظر نابرابری و نه از نظر رفاه اجتماعی استفاده نمود. این نقیصه را می‌توان با استفاده از مفهوم منحنی‌های لورنتس تعمیم‌یافته شاراکس (۱۹۸۳) برطرف نمود.



منحنی‌های لورنتس تعمیم‌یافته مربوط به مناطق شهری و روستایی در سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۷ در نمودار (۳) ترسیم شده است.




**نمودار ۳. منحنی‌های لورنتس تعمیم‌یافته در مناطق شهری و روستایی**

منحنی لورنتس تعمیم‌یافته سال ۱۳۸۴ هم در مناطق شهری و هم مناطق روستایی پایین‌تر از منحنی لورنتس تعمیم‌یافته در سال ۱۳۸۷ قرار می‌گیرد، بنابراین می‌توان گفت که رفاه اجتماعی افزایش یافته است. هر چند این افزایش بر اساس یک روش ترتیبی بود و به کمیتی عددی منتهی نشد و امکان تجزیه و تحلیل چندانی را در اختیار ما قرار نمی‌دهد. به‌علاوه، در این روش در بسیاری از مواقع منحنی‌ها متقاطع بوده و امکان قضاوت را فراهم نمی‌آورند.

## ۸. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

دراین پژوهش با استفاده از داده‌های هزینه خانوار مرکز ایران و با استفاده از شاخص‌هایی همچون ضریب جینی، منحنی لورنتس و منحنی لورنتس تعمیم‌یافته، شاخص تایل و آتکینسون، نابرابری در توزیع درآمد به تفکیک مناطق شهری و روستایی در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۷ بررسی شد.

در یک نتیجه‌گیری کلی برای شاخص‌های توزیع درآمد در کشور نتیجه گرفته می‌شود که در دوره مورد بررسی شدت نسبی نابرابری درآمد درکشور کاهش یافته، اما میزان کاهش آن بسیار محدود بوده و در مجموع حاکی از ناکارامدی سیاست‌های توزیعی اعمال‌شده است.

از مقایسه ضریب جینی محاسبه‌شده برای مناطق شهری و روستایی می‌توان نتیجه گرفت که توزیع درآمد شهری نسبت به توزیع درآمد روستایی مناسب‌تر است و در واقع توزیع درآمد در مناطق روستایی پرنوسان‌تر و نامتعادل‌تر است که ضروری است تا سیاستگذاران به بهبود توزیع درآمد در روستا توجه جدی داشته باشند.

با توجه به اینکه تقریباً نتایج به‌دست‌آمده از مقدار ضریب جینی، شاخص تایل و ضریب آتکینسون بسیار به هم نزدیک می‌باشد، بنابراین سیاستگذاران می‌توانند از شاخص تایل و ضریب آتکینسون به‌عنوان جایگزین ضریب جینی استفاده نمایند.

## منابع


اطلاعات مرکز آمار ایران.

Atkinson, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory,* Vol. 2, PP. 244-263.

Atkinson, A. B. (1983), *The Economics of Inequality*, 2nd Edition, Clarendon Press, Oxford.

Atkinson, A. B. (1987), On the Measurement of Poverty, *Econometrica*, Vol. 55, No. 4, PP. 749-764.

Gastwirth, J. L. (1971), "A General Definition of the Lorenz Curve", *Econometrica*, Vol. 39, PP. 1037-1039.

Gini, C. (1912), *Variabilita' e Mutabilita, Studio Economicogiuridici*, Universita di Cagliari Anno III, Parte 2a, Reprinted in C, PP. 211-382.

Kakwani, N. (1984),"Welfare Ranking of Income Distributions", *Advanced in Econometrica*, Vol. 3, PP. 191-214.

Kleiber, C. & S. Kotz (2003), *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*, Hoboken, NJ: Johnwiley.

Lorenz, M. O. (1905), *Methods of Measuring the Concentration of Wealth,* J. Amer, Statist, Assoc, Vol. 9, PP. 209-219.

Sen, A. K. (1974), "Informational Bases of Alternative Welfare Approaches, Aggregation and Income Distribution", *Journal of Public Economics*, Vol. 3, PP. 387-403.

Shorrocks, A. F. (1983), Ranking Income Distributions, *Economica*, Vol. 50, PP. 3-17.

Yitzhaki, S. & I. Olkin (1991), "Concentration Indices and Concentration Curve", Ink.Mosler and M.Scarsini (eds) Stochastic Orders and Decisions under Risk, Institute of Mathematical Statistics: Lecture-Notes Monograph Series, Vol. 19, PP. 380-392.

Yitzhaki, S. (1998), *More Than a Dozen Alternative Ways of Spelling Gini in D. J. Slottje,* ed., Research on Economic Inequality, Vol. 8, PP. 13-30.

Yitzhaki, S. (2003), "Gini Mean Difference: A Superior Measure of Variability for Non-Normal Distributions", *METRON- International Journal of Statistics LXI*, Vol. 2, PP. 285-316.

Yitzhaki, S. & E. Schechtman (2005), "The Properties of the Extended Gini Measures of Variability and Inequality", *METRON*, *LXIII,* Vol. 3, PP. 401-433.

Theil, H. (1967), *Economics and Information Theory*, North Holland, Amesterdam.