مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۷۱ / زمستان ۱۳۸۴ / صفحات ۲۱۰-۱۷۱

براورد و ارزیابی سازگاری شاخص‌های نابرابری اقتصادی با استفاده از ریزداده‌ها در ایران[1]

اسمعیل ابونوری*

اسماعیل اسناوندی**

تاریخ دریافت: ۸۳/۱۰/۲۲ تاریخ پذیرش: ۸۴/۴/۱۴

چکیده

حساسیت در نابرابری فرهنگی، سیاسی، اقتصادی و اجتماعی کشورها، تلاش در دقت اندازه‌گیری آن را ضرورت بخشیده است. در این راستا به انواع شاخص‌های نابرابری ساخته و ارتقای کیفیت داده‌ها توجه شده است. در اثر گسترش روزافزون فناوری، حجم حافظه و سرعت پردازش اطلاعات کامپیوترها، کارت‌ها و مبادلات الکترونیکی، تحولات عظیم اطلاعات و پدیده ریزدادها (میکرودیتا) در راه است. هدف اساسی این مقاله، کاربرد ریزداده‌های توزیع هزینه (درآمد) برای براورد دقیق‌تر نابرابری اقتصادی در ایران و استفاده از این فرصت برای آزمون سازگاری شاخص‌های نابرابری مطرح در زمینه توزیع درآمد بوده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق نشان می‌دهد که میانگین ضریب جینی مناطق شهری در دوره (۱۳۷۹-۱۳۸۰) در مقایسه با دوره (۱۳۷۵-۱۳۷۸) به‌طور معناداری افزایش یافته است، در حالی‌که میانگین ضریب جینی مناطق روستایی در دوره‌ها، تفاوت معناداری از نظر آماری نداشته است. بر اساس یافته‌های تحقیق با احتیاط می‌توان استنباط کرد که شروع برنامه پنجساله سوم با افزایش نابرابری در توزیع درآمد همراه شده است. برنامه دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی در سال ۱۳۷۸ پایان یافت. روند کاهشی- افزایشی در مناطق شهری و افزایشی- کاهشی در مناطق روستایی بین سال‌های ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۷۸ معرف عدم وجود سیاست‌های مشخص و مؤثر در زمینه توزیع درآمد بوده است.

طبقه‌بندی JEL: C14، D31 و D63.

کلید واژه: نابرابری، ضریب تغییرات، ضریب جینی، شاخص تایل، شاخص دالتون، شاخص اتکینسن، ریزداده‌ها، ایران.

۱- این مقاله از پایان‌نامه کارشناسی ارشد اسماعیل اسناوندی با عنوان "بررسی توزیع درآمد و نابرابری درآمدی در ایران با استفاده از ریزداده‌ها" با راهنمایی دکتر اسمعیل ابونوری در دانشگاه مازندران، استخراج شده است.

* دانشیاراقتصادسنجی و آمار اجتماعی، بخش اقتصاد دانشگاه مازندران. تلفن:۰۹۱۱۱۱۱۱۲۱۷۶ و Email:abounoories@yahoo.com.

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی.

۱- مقدمه

برای انعکاس نابرابری متناظر با هر توزیع درآمد شاخص‌های متفاوتی مطرح و برای براورد آنها اغلب از اطلاعات مقطعی گروه‌بندی شده، استفاده می‌شود. با تحول در جمع‌آوری اطلاعات، در حال حاضر دسترسی به‌ریزداده‌ها به‌صورت گروه‌بندی نشده و پردازش آنها به‌وسیله کامپیوترهای شخصی مقدور شده است. هدف اصلی در این تحقیق براورد شاخص‌های نابرابری مطرح شده با استفاده از ریزداده‌ها یا میکرودیتا[1] است. برای این منظور از ریزداده‌های موجود در مرکز آمار ایران برای دوره ۱۳۷۵-۱۳۸۰ استفاده شده است. با بررسی روند نابرابری توزیع درآمد (هزینه) در مناطق شهری و روستایی ایران و مقایسه آنها، ارزیابی دقیق‌تر سیاست‌های اجرا شده در سال‌های گذشته ممکن می‌شود.

برای بررسی توزیع درآمد و اندازه‌گیری نابرابری درآمد، شاخص‌ها و ضرایب گوناگونی مطرح شده است. با توجه به‌ویژگی این شاخص‌ها، هفت شاخص اساسی نابرابری؛ ضریب پراکندگی، انحراف از میانگین نسبی، انحراف از میانه نسبی، واریانس لگاریتم درآمدها، ضریب جینی، شاخص تایل و شاخص اتکینسن با استفاده از ریزداده‌های هزینه خانوارهای موجود و در دسترس مرکز آمار ایران براورد شده است.

داده‌های آماری سازماندهی شده را می‌توان به‌دو دسته، یکی گروهی نقطه‌ای و دیگری گروهی فاصله‌ای[2] تقسیم کرد؛ داده‌های گروهی فاصله‌ای ممکن است به‌صورت بی‌انتها[3] باشند[4]. داده‌های توزیع درآمد، هزینه یا پس‌انداز اغلب به‌صورت گروهی فاصله‌ای بی‌انتها در دسترس قرار داشته‌اند. در سال‌های اخیر پیدایش کامپیوترهای قوی و پدیده انواع کارت‌ها، بازارها و تجارت الکترونیکی به‌تدریج موجب ایجاد پدیده داده‌های الکترونیکی به‌صورت میکرودیتا (ریزداده‌ها) شده است. اخیراً ارائه میکروداده‌های توزیع درآمد بعضی از کشورها و قدرت

1- Microdata.
2- Abounoori E. and P. McCloughan, 2003.
3- Open end.
۴- ابونوری (در دست چاپ در دانشگاه مازندران).

کامپیوترهای شخصی این فرصت و امکان را فراهم آورد تا انـدازه‌گیـری دقیـق‌تـر شاخص‌های نابرابری صورت گیرد.

هدف از این تحقیق کاربرد ریزداده‌های توزیع هزینـه (درآمـد) بـرای محاسـبه دقیق‌تر انواع شاخص‌های نابرابری در ایران است. دسترسی بـه‌ایـن نـوع اطلاعـات همچنین امکان تحلیل حساسیت سطح نابرابری برحسب انواع شاخص‌ها را فراهم کرده است.

اطلاعات توزیع درآمد (هزینـه) در ایـران از سـال ۱۳۴۹ سـالانه و بـه‌صـورت مستمر و گروه‌بندی شده به‌وسیله مرکز آمار ایـران و معمـولاً بـا دو سـال تـأخیر به‌تفکیک مناطق شهری و روستایی انتشار یافته اسـت. اکنـون امکـان دسترسـی به‌اطلاعات گروه‌بندی نشده (ریزداده‌ها) با قابلیت خواندن در محیط نرم‌افزار اکسل فراهم شده است. درنتیجـه، ایـن فرصـت پـیش آمـده اسـت تـا در ایـن تحقیـق شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد به‌صورت دقیق‌تر براورد و سازگاری آنها آزمـون شود. بنابراین، در این تحقیق به‌ترتیب دو پرسش و یک فرضیه به‌این شکل مطرح شده است:

۱. سطح نابرابری توزیع درآمد خانوارها در ایران بـه‌تفکیـک منـاطق شـهری و روستایی در سال‌های اخیر چقدر بوده است؟

۲. روند نابرابری در ایران به‌تفکیک مناطق شهری و روستایی ایران چگونه بوده است؟

۳. شاخص‌های مختلف نابرابری توزیع درآمد سازگار هستند.

آگاهی دقیق‌تـر از سـطح نـابرابری و رونـد آن از دیـدگاه اقتصـاد اجتمـاعی و سیاسی ، به‌ویژه در نظام مردمسالاری دینی از اهمیت فوق‌العاده برخوردار است.

این مقاله در پنج بخش تدوین شده است: بخش دوم به‌مرور جامعی از ادبیـات و پیشینه تحقیق اختصـاص یافتـه اسـت. در بخـش سـوم بـه‌نـوع، جمـع‌آوری و سازماندهی اطلاعات اشاره می‌شود. در بخش چهارم انـواع شـاخص‌هـای نـابرابری براورد شده، سازگاری بین آنهـا بررسـی خواهـد شـد و سـرانجام نتیجـه‌گیـری و پیشنهادات در بخش پنجم ارائه می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات شاخص‌های نابرابری اقتصادی و ویژگی‌های آنها

شاخص‌های نابرابری درآمد به‌دو طبقه اصلی تقسیم شده است. یکی نابرابری درآمد در درون جامعه معروف به‌شاخص نابرابری درون توزیعی [۱]، دیگری نابرابری درآمد در بین جوامع موسوم به‌شاخص نابرابری بین توزیعی [۲] یا ضریب فاصله اقتصادی.

۲-۱- شاخص‌های نابرابری درون توزیعی [۳]

پارتو [۴] (۱۸۹۶) شاخص ($\alpha>1$) الگوی مطرح خود را به‌صورت شاخص نابرابری تفسیر کرد؛ افزایش α مبین افزایش نابرابری در توزیع درآمد است. لورنس (۱۹۰۵) منحنی معروف را برای نشان دادن توزیع درآمد و ارزیابی نابرابری معرفی کرد. جینی [۵] (۱۹۱۰) با ارائه منحنی لورنس متناظر با الگوی پارتو تفسیر شاخص آلفای پارتو را مورد انتقاد قرار داد. سپس، جینی(۱۹۱۲) یک شاخص آزادتوزیع و اسکالر عمومی را بر اساس تفاضل میانگین جینی پیشنهاد کرد. ساموئلسن [۶] (۱۹۶۵) و چیپمن [۷] (۱۹۷۴) این موضوع را دوباره مطرح کردند. ساموئلسن [۸] استدلال کرد که تنها تحت شرایط معینی، تفسیر پارتو قابل تصدیق است. به‌این منظور، ساموئلسن با دسته [۹] توزیع‌های یکسان پارتو ـ لوی [۱۰]، نه با بخشی از این دسته، یعنی مدل پارتو که تابعی چهار پارامتری است، کار کرد. چیپمن به‌نتیجه‌ای متناقض رسید [۱۱]. دالتون [۱۲] (۱۹۲۰) هفت ویژگی زیر را برای یک

1- Intradistribution Inequality Measure (Intra-DIM).
2- Interdistribution Inequality Measure (Inter-DIM).
3- Intra-DIMs
4- Pareto.
5- Gini.
6- Samuelson.
7- Chipman.
8- Samuelson , P. A., 1965.
9- Class.
10- Pareto - Levy.

۱۱- زیرا، در الگوی پارتو، میانگین درآمد، یعنی $\mu = E(X) = \alpha x^* /(\alpha - 1)$ با افزایش مقدار α (با ثابت ماندن حداقل درآمد x^*)، افزایش می‌یابد.

12- Dalton, H. (1920).

شاخص نابرابری مطلوب معرفی کرد:

۱) اصل انتقال (اصل پیگو ـ دالتون): طبق این اصل، اگر مقداری از درآمد یک فرد جامعه به‌فرد دیگری انتقال یابد. در صورتی‌که به‌ترتیب، تفاوت درآمد بین دو فرد درگیر انتقال افزایش یا کاهش پیدا کند و یا بدون تغییر بماند، شاخص نابرابری درون توزیعی نیز باید افزایش یا کاهش پیدا کرده و یا بدون تغییر بماند. چنانچه دو دریافت‌کننده درآمد A و B به‌ترتیب با درآمدهای x-d و x (d>0) را در نظر بگیریم، اصل انتقال مستلزم آنست که هر انتقالی مانند 0<h<d از B به A شاخص نابرابری درون توزیعی را کاهش دهد. قضیه زیر این ویژگی را همیشه تأمین می‌کند[1]:

قضیه: شاخص نابرابری درون توزیعی که امید ریاضی یک تابع اکیداً محدب است، از اصل انتقال در همه سطوح متغیر (درآمد یا هزینه) پیروی می‌کند:

$$I = E(V(X)) = \int_0^{\infty} V(x)dF(x) \qquad (۱)$$

در این‌جا I بیان‌گر شاخص نابرابری درون توزیعی، F تابع توزیع تجمعی (CDF) و V بیان‌گر تابع اکیداً محدب درآمد x است. قضیه برای هر تابع دیفرانسیلی پیوسته مانند V(x) نتیجه می‌دهد که حساسیت نسبی شاخص نابرابری درآمد (IIM) برای هر واحد درآمد انتقالی از فردی با درآمد x به‌فردی با درآمد x-d، d>0، برابر است با:

$$T(x)=V'(x)-V'(x-d) \qquad (۲)$$

۲) اصل عدم حساسیت نسبت به‌تغییر متناسب کلیه درآمدها (اصل استقلال از میانگین درآمد جامعه): بر مبنای این اصل، در صورتی‌که درآمد کلیه افراد جامعه مورد بررسی به‌یک نسبت افزایش یا کاهش یابد، شاخص نابرابری درون توزیعی نباید هیچ‌گونه تغییری کند. به‌عبارت دیگر، اندازه شاخص باید مستقل از مقیاس اندازه‌گیری درآمد، میزان نسبی درآمد و میانگین درآمد افراد جامعه باشد.

۳) اصل حساسیت نسبت به‌تغییر برابر کلیه درآمدها: بر پایه این اصل، در

1- Atkinson, A. B. (1970).

صورتی‌که به‌درآمد کلیه افراد جامعه، مقدار درآمد مشخصی اضافه شود، اندازه شاخص نابرابری درون توزیعی باید کاهش یابد و بالعکس. قبول این اصل مستلزم قبول اصل دوم است. به‌عبارت دیگر قبول هر یک از این دو اصل متضمن قبول دیگریست چه با پذیرش آن، افزایش یا کاهش مقدار معینی از درآمد کلیه افراد جامعه موجب می‌شود که در صورت اول، افزاش نسبی درآمدهای پایین بیشتر از افزایش نسبی درآمدهای بالا بوده و در نتیجه، اندازه شاخص کاهش پیدا کند و در حالت دوم، کاهش نسبی درآمدهای بالا کمتر از کاهش نسبی درآمدهای پایین بوده و در نتیجه آن، اندازه شاخص باید افزایش یابد. بنا بر این اصل، در صورتی‌که بردار درآمد X' با افزودن مقدار معین d واحد به‌درآمد کلیه افراد بردار x به‌دست آید به شرط آن‌که $d \neq 0$ باشد. به‌عبارت دیگر اگر بردار X' به‌صورت $X' = x_1 + d, x_2 + d, \text{K}, x_n + d$ باشد و شاخص نابرابری درون توزیعی را با I(x) نشان دهیم خواهیم داشت:

اگر $d > 0$ باشد، باید رابطه $I(X') < I(X)$ و چنانچه d<0 باشد، باید رابطه $I(X') > I(X)$ صادق باشد.

۴) اصل عدم حساسیت نسبت به‌تغییر متناسب تعداد افراد کلیه گروه‌ها و سطوح درآمدی: طبق این اصل، اگر تعداد افراد کلیه گروه‌ها و سطوح درآمدی یک الگوی توزیع درآمد به‌یک نسبت تغییر کند، اندازه شاخص نابرابری درون توزیعی نباید تغییر کند. به‌عبارت دیگر، شاخص باید مستقل از تعداد افراد مورد بررسی باشد.به این ترتیب، اگر n_i تعداد افراد جامعه در سطح درآمدی x_i در بردار درآمد X باشد و تعداد افراد با درآمد x_i' در بردار درآمد X' (که دارای همان سطوح درآمدی بردار درآمد X است) معادل kn_i باشد، به‌شرط آن‌که k>0 باشد، همیشه باید رابطه $I(X) = I(X')$ برقرار باشد.

۵) اصل تقارن[1]: براساس این اصل، شاخص نابرابری درون توزیعی تنها باید به‌توزیع درآمدها بستگی داشته و با سایر ویژگی‌های افراد مانند ثروت، سواد،

1- Principle of Symmetry.

جایگاه اجتماعی و غیره ربطی نداشته باشد. یعنی اگر جایگاه درآمدی تعدادی از افراد جامعه با ویژگی‌های متفاوت، جابه‌جا شود، نباید هیچ‌گونه تغییری در شاخص نابرابری پدید آید.

۶) اصل بهنجارسازی[1]: دامنه شاخص نابرابری درون توزیعی باید در فاصله [0,1] باشد.اندازه شاخص در حالت برابری کامل (نابرابری کامل) توزیع درآمد، مساوی صفر (یک)خواهد بود.

۷) اصل عملیاتی[2]: شاخص نابرابری درون توزیعی باید براوردی نامبهم، مستقیم و منحصربه‌فرد از نابرابری درآمد باشد. به‌عبارت دیگر، همه پژوهش‌گرانی که از توزیع درآمد برازش شده یا مشاهده شده استفاده می‌کنند، مستقل از درجه حساسیت ذهنی‌شان، اندازه شاخص نابرابری معینی را فراهم آورند.

۱-۱-۲- ارزیابی شاخص‌های نابرابری درون توزیعی[3]

شاخص‌های نابرابری درون توزیعی را می‌توان در دو طبقه بررسی کرد: الف) شاخص‌های اثباتی (عینی)[4] که در آنها به‌طور مستقیم و صریح از تابع رفاه اجتماعی و قضاوت‌های ارزشی مبتنی بر آن استفاده نمی‌شود. ب) شاخص‌های اخلاقی (قیاسی)[5] که براساس مقایسه حداکثر رفاه اجتماعی(ناشی از توزیع برابر درآمدها بر مبنای ترجیحات جامعه) و میزان از دست دادن بخشی از این رفاه اجتماعی(ناشی از توزیع نابرابر درآمدها)تعریف می‌شود. شاخص‌های اخلاقی توسط دالتون(۱۹۲۰)، اتکینسن(۱۹۷۰)[6]، ششینکسی(۱۹۷۲)[7]، داس گوپتا(۱۹۷۳)[8]، رودسچایلد و استیگلیتز(۱۹۷۳)[9]، سن(۱۹۷۴)[10]، کاندر(۱۹۷۵)[1]،

1- Principle of Normalization.
2- Principle of Operationality.
۳- ابوالفتحی قمی،۱۳۷۱.
4- Positive Measure.
5- Normative Measure.
6- Atkinson.
7- Sheshinksi.
8- Dasgupta.
9- Rothschild & Stiglitz.
10- Sen.

کلم(۱۹۷۶)[۲] و کاکوانی(۱۹۸۰) مورد بحث وبررسی قرار گرفت. آنان بیان داشتند که، شاخص‌های اثباتی نیز تلویحا تعدادی فروض درباره شکل تابع رفاه اجتماعی را شامل می‌شوند و بر پایه این باور شاخص‌های اخلاقی را مطرح کردند.

۱-۱-۱-۲- شاخص‌های اثباتی (عینی)

ضریب تغییرات[۳]: برای براورد میزان نابرابری در یک توزیع درآمد می‌توان از واریانس(σ^2) آن توزیع استفاده کرد. بنابراین، واریانس توزیع درآمد در یک جامعه برابر است با

$$\sigma^2 = \frac{1}{N}\sum_{k=1}^{k=N} N_k(x_k-\mu)^2, \quad \sum N_k = N \qquad (۳)$$

اگر متغیر پیوسته باشد، می‌توان نوشت:

$$\sigma^2 = \int_0^{\infty}(x-\mu)^2 f(x)dx = \int_0^{\infty}(x-\mu)^2 dF(x) \qquad (۴)$$

این شاخص اصل انتقال را تأمین می‌کند ولی اصل دوم[۴] را به‌دلیل حساس بودن اندازه واریانس به‌اندازه توان دوم ضریب افزایش یا کاهش درآمدها فراهم نمی‌کند، همچنین اندازه این شاخص همیشه مثبت بوده و ناقض اصل ششم است. واریانس دارای واحد معین نبوده، به‌مقدار میانگین در جامعه حساس نیست. برای اجتناب از این کاستی‌ها. شاخص ضریب تغییرات معرفی شده است؛ $CV = \frac{\sigma}{\mu}$. این شاخص از اصل دوم پیروی نکرده، همچنان اصل ششم را نقض می‌کند: دامنه آن بین صفر و $\sqrt{n-1}$ واقع است. در حالت برابری کامل، میزان درآمد هریک از افراد جامعه برابر میانگین درآمد جامعه است. بنابراین،

$$CV = \frac{1}{\sqrt{n}\mu}[\sum_{i=1}^{n}(\mu-\mu)^2]^{1/2} = \frac{1}{\sqrt{n}\mu} * (0) = 0 \qquad (۵)$$

1- Kondor.
2- Kolm.
3- Coefficient of Variation (CV).
۴- به قسمت ویژگی‌های شاخصهای نابرابری درون توزیعی رجوع کنید.

در حالت نابرابری کامل، کل درآمد جامعه $(n\mu)$ به یک فرد اختصاص یافته، بقیه افراد جامعه، (n-1) نفر، هیچ‌گونه درآمدی ندارند. از این‌رو:

$$CV = \frac{1}{\sqrt{n}\mu}[\sum_{i=1}^{n-1}(0-\mu)^2 + (n\mu-\mu)^2]^{1/2} = \frac{1}{\sqrt{n}\mu}[(n-1)\mu^2 + (n-1)^2\mu^2]^{1/2} \quad (۶)$$

$$CV = \frac{1}{\sqrt{n}\mu}[\mu(n-1)(\mu+n\mu-\mu)]^{1/2} = \sqrt{n-1} \quad (۷)$$

بنابراین، هرگاه تعداد افراد جامعه بیش از دو نفر باشد، اندازه ضریب تغییرات از یک بیشتر خواهد شد و در حالت خاصی که n بسیار بزرگ باشد اندازه شاخص به‌سمت بی‌نهایت میل می‌کند.

انحراف از میانگین نسبی[1]: یکی از راه‌های بررسی نابرابری درآمد در تمام دامنه توزیع درآمد، مقایسه درآمد هر یک از افراد جامعه مورد بررسی با میانگین درآمد جامعه و براورد میانگین قدر مطلق این انحراف‌ها است:

$$D = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}|x_i - \mu| \quad (۸)$$

چون این شاخص به‌صورت تابع قدر مطلق انحراف‌های درآمد افراد جامعه است، استفاده از آن برای اندازه‌گیری میزان نابرابری با محدودیت همراه است. در بررسی‌های توزیع درآمد از شاخص انحراف از میانگین نسبی به‌ترتیب نسبت به‌میانگین و میانه؛ $M(\mu)$ و $M(m)$، استفاده می‌شود. شاخص انحراف از میانگین نسبی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$M(\mu) = \frac{D}{\mu} = (n\mu)^{-1}\sum_{i=1}^{n}|x_i - \mu| \quad (۹)$$

که در حالت پیوسته بودن متغییر تصادفی درآمد، با رابطه زیر بیان می‌شود:

$$M(\mu) = \int_0^{\infty}(|x-\mu|)dF(x)/\mu \quad (۱۰)$$

با این حال در بیشتر نوشته‌های مربوط به‌توزیع درآمد، نصف $M(\mu)$ به‌عنوان انحراف از میانگین نسبی استفاده می‌شود. یعنی:

1- Relative Mean Deviation.

$$M(\mu) = \int_0^{\infty} (|x-\mu|)dF(x)/2\mu \qquad (۱۱)$$

شاخص میانگین قدر مطلق انحراف‌ها توسط وان بورتکیویچ[1] و شاخص انحراف از میانگین نسبی توسط برسیانی- تورونی[2] (۱۹۳۷) استفاده شده است.

انحراف از میانگین نسبی $M(\mu)$ و $M(m)$ نسبت به‌انتقال درآمدها، به‌ترتیب، به‌طرف یکسانی از میانگین و میانه حساس نیست. به‌عبارت دیگر، از اصل اول پیروی نمی‌کند. همچنین دامنه شاخص انحراف از میانگین نسبی $M(\mu)$ بین صفر و $\frac{n-1}{n}$ است. زیرا، در حالت برابری مطلق:

$$M(\mu) = \frac{1}{2n\mu}\sum_{i=1}^{n}|\mu-\mu| = \frac{1}{2n\mu}\times(0) = 0 \qquad (۱۲)$$

و در حالت نابرابری مطلق:

$$M(\mu) = \frac{1}{2n\mu}\sum_{i=1}^{n-1}M\mu - \mu M + \frac{1}{2n\mu}M\mu - \mu M + \frac{1}{2n\mu}\sum_{i=1}^{n-1}\mu + \frac{1}{2n\mu}\times\mu(n-1) = \frac{n-1}{n} \qquad (۱۳)$$

است. پس، در صورتی که تعداد افراد جامعه به‌اندازه کافی بزرگ باشد، $\frac{n-1}{n}\approx 1$ خواهد شد که بیان‌گر برقراری اصل ششم است. ولی شاخص انحراف از میانگین نسبی $M(m)$ دارای این ویژگی نیست. زیرا:

$$M(\mu) = F(\mu) - L(\mu) \quad , \quad M(m) = F(m) - L(m) = 1/2 - L(m) \qquad (۱۴)$$

در این‌جا $M(\mu)$ حداکثر تفاضل بین تابع توزیع یکسان و منحنی لورنز است، از این‌رو $M(m) < M(\mu)$ می‌شود. مشابه با شاخص انحراف از میانگین نسبی، شاخص‌های دیگری برای اندازه‌گیری نابرابری درآمد پیشنهاد شده است:

- پیترا[3]، یک شاخص نابرابری را به‌صورت نسبت مساحت بزرگ‌ترین مثلث محاط در منطقه تمرکز(منطقه بین منحنی لورنز توزیع درآمد و خط برابری کامل) به‌مساحت مثلث زیر خط برابری کامل (که مبین حالتی است که درآمد جامعه کاملاً نابرابر توزیع شده باشد) تعریف کرد. اندازه شاخص پیترا برابر با اندازه

1- Von Bortkiewicz.
2- Bresciani - Turroni.
3- Pietra.

انحراف از میانگین نسبی است.

- ینتما[1]، نیز شاخصی را به‌صورت تفاوت بین نسبتی از افراد جامعه که درآمد آنان کمتر از میانگین درآمد جامعه است، از یک طرف و سهم درآمدی تعلق گرفته به‌آنان از طرف دیگر، تعریف کرد. واضح است که شاخص اینتما، همان شاخص انحراف از میانگین نسبی است.

- کوزنتس[2] (۱۹۵۷)، یک شاخص را به‌صورت نصف مجموع قدر مطلق انحرافات شیب منحنی لورنز در هر یک از نقاط آن از شیب این منحنی در نقطه متناظر با میانگین درآمد کل جامعه (عدد یک) تعریف کرد. این تعریف مبین آنست که شاخص کوزنتس نیز بر شاخص انحراف از میانگین نسبی منطبق است.

- شوتز[3] (۱۹۵۱)، هم شاخصی را به‌صورت اندازه مطلق تفاوت بین نسبتی از کل جمعیت جامعه که در گروه پایین درآمدی قرار دارند (که به‌نظر او، افرادی را شامل می‌شود که درآمد آنان از میانگین درآمد جامعه کمتر است) و سهمی از درآمد کل جامعه که توسط آنان کسب شده است، تعریف کرد.به این ترتیب دیده می‌شود که این شاخص نیز با شاخص انحراف از میانگین نسبی تفاوتی ندارد.

واریانس لگاریتم درآمدها: یکی از روش‌هایی که با کاربرد آن می‌توان به‌انتقالات درآمدی بین افراد کم درآمدتر، در مقایسه با دارندگان درآمدهای زیاد وزن و اهمیت داد، تبدیل قدرمطلق درآمدها به‌مقادیری است که برای درآمدهای کمتر، اهمیت بیشتری را در نظر بگیرد و هر چه درآمدها افزایش یابد، وزن کمتری برای آنها قائل شود. تبدیل لگاریتمی درآمدها دارای این ویژگی است.شاخص واریانس لگاریتم درآمدها با تصریح گیبرات[4] از مدل لگ نرمال[5] مرتبط است.

واریانس لگاریتم درآمدها (σ^2) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

1- Yentema.
2- Kuznets.
3- Schutz.
4- Gibrat.
5- Lognormal.

$$\sigma^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\log x_i - \mu_{\log x})^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\log x_i - \log M_g)^2 \qquad (۱۵)$$

که در آن میانگین لگاریتم درآمدها، همان لگاریتم میانگین هندسی درآمدها است:

$$\mu_{\log x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log x_i = \log(\prod_{i=1}^{n} x_i)^{1/n} = \log M_g \qquad (۱۶)$$

در صورتی‌که درآمد افراد جامعه یک متغیر تصادفی پیوسته باشد، واریانس لگاریتم درآمدها را می‌توان به‌صورت $\sigma^2 = \int_0^{\infty}(\log x - \log M_g)^2 dF(x)$ نوشت. از خصوصیات این شاخص آن است که اگر توزیع درآمد مورد بررسی دارای توزیع لگ نرمال باشد، واریانس لگاریتم درآمدها، براورد حداکثر درست‌نمایی[1] واریانس آن توزیع درآمد است.

این شاخص با تابع رفاه اجتماعی دارای رفاه اجتماعی نهایی فزاینده، هماهنگی دارد. از اشکالات شاخص واریانس لگاریتم درآمدها این است که، هر چه درآمدها افزایش یابد، حساسیت آنها نسبت به‌انتقالات درآمدی کمتر می‌شود، تا جایی‌که اصل انتقال نقض می‌شود؛ در مقایسه دو توزیع درآمد متفاوت، ممکن است منحنی لورنز برابرتر (نزدیک‌تر به‌خط برابری کامل) توزیع نابرابرتر تلقی شود. انتقال درآمد از فردی با درآمد بیشتر به‌فردی با درآمد کمتر، به‌شرطی موجب کاهش اندازه این شاخص می‌شود که درآمد افراد درگیر انتقال درآمدی کمتر از eM_g (e مبنا لگاریتم طبعی است) باشد. اگر درآمدها بیشتراز eM_g باشد، انتقال درآمدی موجب افزایش اندازه این شاخص شده و اصل اول نقض می‌شود. اشکال دیگر شاخص واریانس لگاریتم درآمدها این است که دامنه تغییرات این شاخص بین صفر (در حالت برابری کامل توزیع درآمد) و بی‌نهایت (در حالت نابرابری توزیع درآمد و بزرگ بودن تعداد جامعه) است؛ بنابراین، اصل ششم برقرار نخواهد بود.

1- Maximum Likelihood.

ضریب جینی: بدون شک می‌توان گفت که در بررسی‌های توزیع درآمد، ضریب جینی متداول‌ترین شاخص نابرابری درآمد است و به‌همین دلیل از جنبه‌های مختلف و گوناگون تعبیر و تفسیر شده است.

از نظر آماری، ضریب جینی عبارتست از نسبت اندازه نابرابری توزیع درآمد مورد بررسی به‌حداکثر اندازه نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع درآمد کاملاً نابرابر. از نظر ترسیمی، ضریب جینی عبارتست از نسبت مساحت لورنز (سطح بین منحنی لورنز توزیع درآمد و خط برابری کامل توزیع درآمد) به‌مساحت مثلث زیر خط برابری کامل توزیع درآمد (نابرابری مطلق شرایطی که تمام درآمد جامعه به‌یک فرد تعلق داشته و سایرین هیچ درآمدی نداشته باشند؛ اندازه حداکثر نابرابری ممکن همواره مساوی ۱/۲ است). بنابراین، اندازه ضریب جینی یک الگوی توزیع درآمد، مساوی دو برابر مساحت لورنز آن توزیع است. از نظر روانی، هر فرد جامعه مورد بررسی در مقایسه درآمد خود با درآمد هر یک از افراد دیگر جامعه هنگامی که متوجه شود که در مقایسه دیگران دارای درآمد کمتری است، دچار تأثر و افسردگی می‌شود.حال اگر میزان و اندازه این تأثر و افسردگی متناسب با تفاوت این درآمدها از یکدیگر در نظر گرفته شود، ضریب جینی عبارت از میانگین مجموع کلیه این تأثرات و افسردگی‌ها برای تمامی جفت درآمدهای ممکن مربوط به‌همه افراد جامعه است. از این دیدگاه ضریب جینی به‌این ترتیب نیز بیان شده است که در صورت وجود حق انتخاب بین درآمد فعلی و هر درآمد دیگر کلیه افراد جامعه آن درآمدی را انتخاب می‌کنند که میزان آن بیشتر است (اگر درآمد فعلی فرد از درآمد دیگری که حق انتخاب آن را دارد کمتر باشد، فرد مورد نظر، آن درآمد دیگر را انتخاب می‌کند و بر عکس). در نتیجه، از این حق انتخاب منفعتی را به‌دست می‌آورد که ضریب جینی عبارت از متوسط منفعت مورد انتظار کسب شده توسط هر یک از افراد جامعه، بر اثر داشتن حق انتخاب قرار گرفتن به‌جای هر فرد دیگر جامعه، تقسیم بر میانگین درآمد جامعه (حداکثر اندازه این منفعت) است.

در تعریف، ضریب جینی عبارت است از نسبت متوسط مجموع قدر مطلق

تفاوت بین کلیه جفت درآمدها[۱] (Δ) به‌حداکثر اندازه ممکن این تفاوت (متناظر با نابرابری کامل در توزیع درآمد، یعنی 2μ). بنابراین، ضریب جینی (G) در توزیع ناپیوسته را می‌توان به‌صورت زیر نوشت[۲]:

$$G=\frac{\Delta}{2\mu}=\frac{1}{2\mu}\times\frac{1}{n^2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left|x_i-x_j\right| \qquad (۱۷)$$

$$=1-\frac{1}{n^2\mu}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\min(x_i,x_j)=1+\frac{1}{n}-\frac{2}{n^2\mu}[nx_1+(n-1)x_2+K+x_n]$$

که در آن از تساوی $\left|x_i-x_j\right|=x_i+x_j-2\min(x_i,x_j)$ استفاده شده است. به‌همین ترتیب، ضریب جینی یک متغیر تصادفی پیوسته را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$G=\frac{\Delta}{2\mu}=\frac{1}{2\mu}\int_0^\infty\int_0^\infty|x-y|f(x)f(y)dxdy$$

$$=\frac{1}{2\mu}\int_0^\infty\int_0^\infty|x-y|dF(x)dF(y)$$

$$=\frac{1}{2\mu}\int_0^\infty[\int_0^\infty(x-y)f(y)dy+\int_x^\infty(y-x)f(y)dy]f(x)dx \qquad (۱۸)$$

$$=\frac{1}{\mu}\int_0^\infty[xF(x)-\mu F_1(x)]f(x)dx$$

که در آن با استفاده از تساوی $\frac{1}{\mu}\int_0^\infty xF(x)f(x)dx=1-\int_0^\infty F_1(x)f(x)dx$ می‌توان نوشت:

$$G=1-2\int_0^\infty F_1(x)f(x)dx \qquad (۱۹)$$

این عبارت را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد و برعکس:

$$G=2\int_0^1[F(x)-F_1(x)]dF(x) \qquad (۲۰)$$

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

2- Cowell(1998, p. 25).

اگر به‌اختصار $z = F(x)$ نوشته شود، $l(z) = F_1(x)$ خواهد بود. درنتیجه، خواهیم داشت:

$$G = 2\int_0^1 [z - l(z)]dz \qquad (۲۱)$$

بر مبنای تعریف منحنی تمرکز و رابطه آن با منحنی لورنز و ضریب جینی، این شاخص را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$G = \frac{2}{\pi\mu}\mathrm{cov}[x, F(x)] \qquad (۲۲)$$

ضریب جینی دارای تمام ویژگی‌های شاخص‌های نابرابری درون توزیعی بیان شده در قسمت پیشین است. به‌عنوان مثال، ضریب جینی اصل دوم را تأمین می‌کند. زیرا، تغییر متناسب تمام درآمدها بر مقدار ضریب جینی بی‌اثر است:

$$G' = \frac{1}{2n^2(k\mu)}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left|kx_i - kx_j\right| \qquad (۲۳)$$

$$G = \frac{1}{2n^2\mu k}\times k\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left|x_i - x_j\right| \qquad (۲۴)$$

ضریب جینی از اصل سوم پیروی می‌کند؛ زیرا، در صورت اضافه شدن مقدار d به‌کلیه درآمدها خواهیم داشت:

$$G' = \frac{1}{2n^2(\mu + d)}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left|(x_i + d) - (x_j + d)\right|$$

$$= \frac{1}{2n^2(\mu + d)}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left|x_i - x_j\right| < G \qquad (۲۵)$$

در صورت کم شدن مقدارd از کلیه درآمدها، می‌توان نوشت:

$$G'' = \frac{1}{2n^2(\mu - d)}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left|(x_i - d) - (x_j - d)\right|$$

$$= \frac{1}{2n^2(\mu - d)}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left|x_i - x_j\right| > G \qquad (۲۶)$$

بنابراین، مشاهده می‌شود که با اضافه (کم) شدن میزان معینی درآمد به‌کلیه

درآمدها، اندازه شاخص جینی کاهش (افزایش) می‌یابد. این شاخص اصل ششم را نیز تأمین می‌کند. چون، در حالت برابری کامل توزیع درآمد:

$$G = \frac{1}{2n^2\mu}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}|\mu-\mu| = 0 \qquad (۲۷)$$

و در حالت نابرابری مطلق توزیع درآمد:

$$G = \frac{1}{2\mu}\times\frac{1}{n^2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}|x_i - x_j|$$

$$= 1+\frac{1}{n}-\frac{2}{n^2\mu}\{(nx_1)+[(n-1)x_2]+K+x_n\}$$

$$= 1+\frac{1}{n}-\frac{2}{n^2\mu}\{(n\times 0)+[(n-1)\times 0]+K+n\mu\} \qquad (۲۸)$$

$$= 1+\frac{1}{n}-\frac{2}{n} = \frac{n-1}{n}$$

اگر n به‌اندازه کافی بزرگ باشد، اندازه ضریب جینی به‌سمت یک میل می‌کند و اصل بهنجارسازی را به‌همراه دارد.

شاخص تایل[1]: شاخص تایل، بر پایه مفهوم انتروپی[2] در نظریه اطلاع[3] استوار است[4]. شاخص‌های اثباتی متکی بر نظریه اطلاع (برای ویژگی‌هایی که آنها برآورده نمی‌کنند) از دو جهت قابل توجه‌اند. این دو مورد عبارتند از: الف- اساس

1- Theil's Index.
2- Entropy.
3- Information Theory.

۴- به طور خلاصه ، در نظریه اطلاع ، هرگاه p احتمال اتفاق واقعه E باشد محتوی اطلاعاتی مورد انتظار (Expected Information Content) این پیام (Message) تابع نزولی احتمال p است.توابع متفاوتی برای بیان این محتوی اطلاعاتی ارائه شده است.تابع پیشنهادی شانون (Shonon) برای محتوی اطلاعاتی مورد انتظار از احتمال p عبارتست از $H(p) = \log p^{-1} = -\log p$ که در حالت p=0 و p=1 به ترتیب برابر با بینهایت و صفر خواهد بود. در حالت بسیار ساده، انتروپی میانگین محتوی‌های اطلاعاتی مورد انتظار از وقوع دو واقعه E و غیرE [یعنی H(p) و H(1-p)] به ترتیب با احتمالات هر یک از دو واقعه [یعنی p و (1-p)] تعریف می‌شود. بنابراین، H=pH(p)+(1-p)H(1-p)=plog(1/p)+(1-p)log(1/1-p). در حالت کلی، انتروپی مربوط به n واقعه E_i محتوی اطلاعاتی مورد انتظار $H(p_i)$ با احتمال وقوع p_i برابراست با $i = 1,2,K,n$ و اندازه انتروپی بین صفر (در حالتی که احتمال وقوع یکی از وقایع مورد نظر $H = \sum_{i=1}^{n} pH(p_i) = \sum_{i=1}^{n} p_i \log\frac{1}{p_i}$ مساوی یک و احتمال وقوع سایر وقایع برابر صفر باشد) و logn (در حالتی که احتمال وقوع کلیه واقعه‌های مورد نظر مساوی یکدیگر و برابر 1/n باشد) تغییر می‌کند.

نمی‌کنند) از دو جهت قابل توجه‌اند. این دو مورد عبارتند از: الف- اساس نظریه اطلاع هیچ معنایی در زمینه نابرابری اقتصادی ندارد، ب- برابری کامل هنگامی که حداکثر انتروپی، یعنی حداکثر بی‌نظمی، موجود باشد به‌دست می‌آید، در صورتی‌که برابری کامل فقط می‌تواند در سایه نظم کامل اجتماعی به‌حداکثر رسانده شده فراهم شود. بر اساس تعریف، اگر جامعه مورد بررسی دارای n فرد باشد، کل درآمد جامعه برابر $\sum_{i=1}^{n} x_i$ و درآمد سرانه آن معادل $\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i$ است که هر دو بزرگ‌تر از صفرند (شرط لازم و کافی برای وجود این امر آن است که حداقل درآمد یکی از افراد جامعه بزرگ‌تر از صفر باشد). بر این اساس، سهم درآمدی هر یک از افراد جامعه $q_i = \frac{1}{n} \times \frac{x_i}{\bar{x}}$ خواهد بود. در نتیجه انتروپی مربوط به‌این توزیع درآمد عبارت است از:

$$H = \sum_{i=1}^{n} q_i \log \frac{1}{q_i} = \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{n\bar{x}} \log \frac{n\bar{x}}{x_i} \qquad (۲۹)$$

شاخص تایل به‌صورت تفاضل انتروپی مربوط به‌توزیع درآمد مورد بررسی از انتروپی مربوط به‌توزیع درآمد کاملاً برابر (مساوی logn) تعریف می‌شود. بنابراین، شاخص تایل(T) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$T = \log n - H = \log n - \sum_{i=1}^{n} q_i \log \frac{1}{q_i}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} q_i (\log n + \log q_i) = \sum_{i=1}^{n} q_i \log n q_i \qquad (۳۰)$$

$$= \sum_{i=1}^{n} q_i \log \frac{q_i}{p_i} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{\bar{x}} \log \frac{x_i}{\bar{x}}$$

در صورتی‌که درآمد افراد جامعه متغیر تصادفی پیوسته در نظر گرفته شود، رابطه فوق به‌صورت زیر خواهد بود:

$$T = \int_0^{\infty} \left(\frac{x}{\mu}\right) \log\left(\frac{x}{\mu}\right) dF(x) \qquad (۳۱)$$

بنابراین، اندازه شاخص تایل بین صفر (در حالت برابری کامل توزیع درآمد) و logn (در حالت نابرابری کامل توزیع درآمد) تغییر می‌کند. پس، اندازه آن مستقل از تعداد افراد جامعه نیست. از این رو، شاخص تایل از اصل ششم پیروی نمی‌کند. برای محدود کردن دامنه تغییرات این شاخص بین صفر و یک و تبدیل آن به‌شاخصی نسبی می‌توان از رابطه تبدیلی $T' = \frac{T}{\log n}$ استفاده کرد. باید در نظر داشت که این تبدیل، مفهوم نابرابری مورد اندازه‌گیری شاخص تایل را تا حدی تغییر می‌دهد و تجزیه پذیری شاخص تایل را ناممکن می‌کند.

۲-۱-۱-۲- شاخص‌های اخلاقی (قیاسی)

مشاهده شد که شاخص‌های اثباتی توزیع درآمد توجه مستقیم به‌ترجیحات (مطلوبیت) جامعه، تابع رفاه فردی و تابع رفاه اجتماعی نداشته و در عمل به‌صورت ابزاری آماری، بر مبنای اندازه‌گیری میزان پراکندگی درآمد افراد جامعه، به‌تجزیه و تحلیل الگوی توزیع درآمد، تعیین میزان نابرابری درآمد آن و مقایسه الگوهای توزیع درآمد می‌پردازند. با این وجود، این‌گونه شاخص‌ها نیز مفهومی از رفاه اجتماعی را به‌طور ضمنی در بر دارند. آیا بدون استفاده از فرض‌های صریح در ارتباط با تابع رفاه اجتماعی، امکان رتبه‌بندی کامل الگوهای توریع درآمد، اندازه‌گیری نابرابری درآمد آنها و تعیین میزان تفاوت و اختلاف نابرابری درآمد این الگوها وجود دارد یا خیر؟ دالتون اعتقاد داشت که در عمل شاخص‌های اثباتی متفاوت، رتبه‌بندی یکسانی از الگوهای توزیع درآمد ارائه می‌دهند. در این تحقیق این باور دالتون به‌صورت تجربی آزمون می‌شود.

اتکینسن اثبات کرد که در مقایسه و رتبه‌بندی الگوهای توزیع درآمد دارای میانگین درآمد یکسان، اگر منحنی لورنز این الگوها همدیگر را قطع نکنند، بدون توجه به‌شکل تابع رفاه اجتماعی آنها (به استثنای فزاینده بودن و مقعر بودن)، آن توزیع درآمد برابرتر است که منحنی لورنز آن به‌خط برابری کامل نزدیک‌تر باشد. اگر منحنی‌های لورنز توزیع درآمد یکدیگر را قطع کنند، امکان این رتبه‌بندی بدون در

نظر گرفتن تابع رفاه اجتماعی صریح میسر نیست. چنانچه الگوهای توزیع درآمد مورد بررسی دارای میانگین درآمد متفاوتی باشند، تنها در صورتی یک توزیع درآمد از دیگری برابرتر است که منحنی‌های لورنز آنها یکدیگر را قطع نکند، میانگین درآمد توزیع برابرتر حتماً بیشتر از میانگین درآمد سایر توزیع‌ها باشد و منحنی لورنز مربوط به‌آن در سراسر طول منحنی درون منحنی لورنز سایر الگوها و نزدیک‌تر به‌خط برابری کامل باشد. در صورت تحقق این سه شرط، بدون توجه به‌شکل تابع رفاه اجتماعی این الگوها می‌توان نسبت به‌ارجحیت یکی از آنها بر دیگری تصمیم گرفت. در غیراین صورت، بدون در نظر گرفتن یک تابع رفاه اجتماعی صریح، امکان رتبه‌بندی آنها وجود ندارد (در استدلال اتکینسن، الگوی توزیع درآمدی ارجح و برابرتر است که رفاه اجتماعی حاصل از آن بیشتر از سایر الگوهای مورد بررسی باشند). به‌این ترتیب او نتیجه‌گیری می‌کند که امکان رتبه‌بندی کامل الگوهای توزیع درآمد، بدون تعیین شکل دقیق و خصوصیات تابع رفاه اجتماعی جامعه وجود ندارد. درنتیجه، لازم است تا خصوصیات و فرض‌های حاکم بر تابع مطلوبیت فردی و تابع رفاه اجتماعی جامعه در ابتدا تعیین شود تا بتوان برمبنای اصل رجحان، توزیع درآمد متناظر با رفاه اجتماعی بیشتر را رتبه‌بندی کرد.

اگر رابطه بین تابع رفاه اجتماعی (SWF)[1]، تابع رفاه و مطلوبیت فردی $U(x)$ به‌صورت زیر نشان داده شود،

$$SWF = \int_0^{\infty} U(x)f(x)dx = \int_0^{\infty} U(x)dF(x) \qquad (۳۲)$$

توزیع $f(x)$ در صورتی برابرتر و ارجح از توزیع $f^*(x)$ است که به‌ازای تمام $U(x)$ها[2] رابطه زیر برقرار باشد:

$$\int_0^z [F(x) - F^*(x)]dx \le 0 \qquad 0 \le z \le \infty \qquad (۳۳)$$

برای برخی از x‌ها $F(x) \neq F^*(x)$

پس، تعیین خصوصیات و شکل تابع رفاه اجتماعی، امکان اندازه‌گیری نابرابری

1- Social Welfare Function.

۲- توابع مطلوبیتی که مشتق اول آنها بزرگ‌تر از صفر و مشتق دوم آنها کوچک‌تر یا مساوی صفر است.

درآمد و میزان تفاوت نابرابری درآمد الگوهای مورد بررسی را در اختیار قرار می‌دهد. این شاخص‌های نابرابری به‌شاخص‌های اخلاقی (قیاسی) معروف شده‌اند. بنابراین، شاخص‌های اخلاقی نابرابری توزیع درآمد شامل آن شاخص‌هایی است که نابرابری درآمد و رفاه اجتماعی یک جامعه را مستقیم به‌یکدیگر مربوط ساخته، حداکثر رفاه اجتماعی را متناظر با آن توزیع درآمد می‌داند که کل درآمد جامعه به‌طور مساوی بین افراد تقسیم شده باشد. به‌این ترتیب، با اندازه‌گیری میزان کاهش رفاه اجتماعی حاصل از توزیع نابرابر در میان افراد جامعه، میزان نابرابری را براورد می‌کند. از این رو تشخیص تابع رفاه اجتماعی مناسب در کانون اهمیت اندازه‌گیری این شاخص‌ها قرار دارد. مهم‌ترین شاخص‌های اخلاقی عبارتند از:

شاخص دالتون: دالتون(۱۹۲۰) اولین بار، از اندازه‌گیری میزان نابرابری درآمدی به‌وسیله شاخص‌های اثباتی را انتقاد کرد؛ که شاخص نابرابری باید مستقیما از طریق یک تابع رفاه اجتماعی به‌دست آورده شود. بنابراین، او پیشگام در معرفی شاخص‌های اخلاقی محسوب می‌شود. او برای تعریف و تبیین شاخص (اخلاقی) فرض کرد که اول، رفاه اجتماعی جامعه عبارت از حاصل جمع مطلوبیت‌های فردی افراد آن جامعه است؛ دوم، مطلوبیت‌های فردی افراد جامعه تابعی از میزان درآمد آنها است؛ سوم، تابع مطلوبیت فردی همه افراد جامعه یکسان و مشابه است؛ و چهارم، تابع مطلوبیت فردی تابعی کاملاً مقعر است و در نتیجه مطلوبیت نهایی حاصل از درآمد نزولی بوده و حداکثر رفاه اجتماعی در صورتی تأمین می‌شود که کل درآمد جامعه به‌طور یکسان و مساوی بین افراد آن توزیع شود. به‌این ترتیب، تابع رفاه فردی تابعی فزاینده فرض شده است که شتاب افزایش آن با افزایش درآمد فرد کاهش پیدا می‌کند.

مجموعه فرض‌های بالا بیان‌گر این امر هستند که تابع رفاه اجتماعی جامعه تابعی تجزیه‌پذیر، قابل تجمیع و متقارن از درآمدهای افراد جامعه است. همین فرض‌ها موجب می‌شوند تا متوسط حاصل جمع مطلوبیت‌های فردی حاصل از کلیه درآمدهای x_i در یک توزیع نابرابر درآمدها، کوچک‌تر از مطلوبیت حاصل از میانگین درآمد جامعه باشد. یعنی:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} U(x_i) < U(\mu) \qquad (۳۴)$$

که در آن U تابع مطلوبیت فردی است. اگر تابع مطلوبیت فردی درآمدهای جامعه دارای توزیع پیوسته باشد، می‌توان نوشت:

$$\int_0^{\infty} U(x_i) f(x) dx < U(\mu) \qquad (۳۵)$$

شاخص دالتون (D) عبارت از حاصل تقسیم میزان تفاوت رفاه اجتماعی حاصل از توزیع درآمد مورد بررسی با توزیع درآمد کاملاً برابر، بر حداکثر اندازه این تفاوت است (یعنی تفاوت رفاه اجتماعی حاصل از توزیع کاملاً برابر درآمد جامعه با حداقل رفاه اجتماعی در یک جامعه بدون درآمد که مساوی صفر است). به‌عبارت دیگر، این شاحص میزان کاهش نسبی رفاه کل جامعه در مقایسه با حداکثر رفاه اجتماعی ممکن را به‌مثابه میزان نابرابری درآمدی در نظر می‌گیرد. پس، می‌توان نوشت:

$$D = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} U(x_i)}{nU(\mu)} \qquad (۳۶)$$

که در صورت پیوسته بودن تابع مطلوبیت فردی افراد جامعه، خواهیم داشت:

$$D = 1 - \frac{\int_0^{\infty} U(x) dF(x)}{U(\mu)} \qquad (۳۷)$$

نزولی بودن تابع مطلوبیت نهایی موجب می‌شود تا این شاخص از اصل اول پیروی کند. اندازه شاخص دالتون در حالت برابری کامل توزیع درآمد مساوی صفر است، ولی ممکن است در حالت نابرابری کامل توزیع درآمد مساوی یک نباشد. به‌عبارت دیگر، اصل ششم را نقض می‌کند. برای این‌که دامنه تغییرات این شاخص بین صفر و یک محدود شود، کاکوانی شاخص تعدیل شده دالتون (D^*) را به‌صورت زیر پیشنهاد کرد:

$$D^* = \frac{nU(\mu) - \sum_{i=1}^{n} U(x_i)}{nU(\mu) - (n-1)U(0) - U(n\mu)} \qquad (۳۸)$$

شاخص دالتون مستقل از واحد اندازه‌گیری درآمد نبوده و در نتیجه افزایش یا کاهش کلیه درآمدها، به‌ترتیب، موجب کاهش یا افزایش اندازه این شاخص می‌شود که باعث نقض اصل دوم خواهد شد. البته دالتون با پیشنهاد اصل افزایش متناسب درآمدها و پذیرش آن، بر وجود ویژگی فوق در شاخص خود واقف بوده و آن را قابل قبول می‌داند.

اتکینسن این انتقاد را بر شاخص دالتون وارد می‌کند که اندازه آن در نتیجه تبدیل خطی تابع U(x) تغییر کرده و بسته به‌نوع تبدیل، مقادیر متفاوتی را ارائه می‌دهد. کاکوانی حالت بسط یافته انتفاد اتکینسن را در حالتی که تابع مطلوبیت فردی به‌صورت U(x)=logx باشد، موردبررسی قرار داده و نشان می‌دهد که شاخص دالتون در صورت تبدیل خطی تابع مطلوبیت فردی، U(x)=alogx+، به‌صورت زیر درخواهد آمد:

$$D^{**} = 1 - \frac{a\int_0^{\infty} \log x f(x)dx + c}{a\log\mu + c} \qquad (۳۹)$$

که وابسته به‌اندازه a و c است.البته این وابستگی بر جهت رتبه‌بندی الگوهای توزیع درآمد تأثیری ندارد، لیکن بر اندازه شاخص دالتون در تعیین میزان نابرابری درآمدی جامعه اثر می‌گذارد. اتکینسن برای از بین بردن اثر تبدیل خطی بر اندازه شاخص نابرابری درآمدی، شاخص جدیدی را پیشنهاد کرد.

شاخص اتکینسن: اتکینسن اعتقاد دارد که در یک جامعه مفروض، شاخص اقتصادی نابرابری درآمدی شاخصی است که متکی بر نظام رجحان‌های افراد آن جامعه باشد. به‌عبارت دیگر، شاخص نابرابری درآمدی هنگامی از نقطه نظر اقتصادی قابل قبول و مطلوب است که مبین نابرابری رفاه فردی ناشی از توزیع نابرابر درآمد در میان افراد آن جامعه باشد. او با این اعتقاد شاخص‌های اثباتی نابرابری را مورد شک قرار داده و ضمن انتقاد بر شاخص دالتون (از دیدگاه تغییر اندازه ناشی از تبدیل خطی تابع مطلوبیت آن) شاخصی را براساس مفهوم «سطح

درآمد معادل توزیع برابر (معادل درآمدی توزیع برابر)»[1] پیشنهاد کرد.

به بیان اتکینسن در یک توزیع درآمد مفروض، معادل درآمدی توزیع برابر (x_{EDE}) درآمد سرانه‌ای است اگر به‌طور مساوی به‌هر یک از افراد جامعه تخصیص داده شود کل رفاه اجتماعی حاصل از آن دقیقا برابر با کل رفاه اجتماعی است که به‌وسیله توزیع درآمد مفروض ایجاد می‌شود.

چون در شاخص اتکینسن تابع مطلوبیت U تابعی مقعر در نظر گرفته می‌شود، دارای تابع رفاه نهایی غیرافزایشی است. در نتیجه، اندازه x_{EDE} همیشه کوچک‌تر یا مساوی μ خواهد بود. به‌این ترتیب، هر چه الگوی توزیع درآمد برابرتر باشد، اندازه x_{EDE} به‌میانگین حسابی درآمد جامعه نزدیک‌تر خواهد بود تا جایی‌که در یک الگوی توزیع درآمد کاملاً برابر، اندازه x_{EDE} مساوی μ می‌شود. بنابراین، شاخص اتکینسن به‌صورت زیر تعریف شده است:

$$A = 1 - \frac{x_{EDE}}{\mu} \qquad (۴۰)$$

پس، به‌طور ضمنی فرض شده است که تابع رفاه اجتماعی جامعه (SWF) تابعی فزاینده از میانگین درآمد جامعه و تابعی کاهنده از میزان نابرابری درآمد (A) جامعه است. یعنی:

$$SWF = nU[\mu(1-A)] = nUx_{EDE} \qquad (۴۱)$$

برای این‌که اصل عدم حساسیت نسبت به‌تعییر متناسب کلیه درآمدها توسط این شاخص تأمین شود، اتکینسن تابع مطلوبیت زیر را پیشنهاد کرد:

$$U(x) = A + B\frac{x^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \qquad (\varepsilon \neq 1) \qquad (۴۲)$$

$$U(x) = \log_e(x) \qquad (\varepsilon = 1)$$

که در آن ε حساسیت نسبت به‌نابرابری[2] درجامعه است. البته برای این‌که تابع مطلوبیت فردی افراد جامعه تابعی مقعر باشد لازم است که اندازه ε حتماً بزرگ‌تر یا مساوی صفر باشد ($\varepsilon \geq 0$). با توجه به‌این تابع مطلوبیت، شاخص

1- Equally Distributed Equivalent Level of Income.
2- Inquality Aversion.

نابرابری اتکینسن برابر است با $A(\varepsilon)=1-[\sum_{i=1}^{n}(\frac{x_i}{\mu})^{1-\varepsilon}f(x_i)]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$. در صورت پیوسته بودن مطلوبیت افراد جامعه، می‌توان نوشت:

$$A(\varepsilon)=1-\frac{[\int_0^{\infty}s^{1-\varepsilon}dF(x)]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}}{\mu} \qquad (۴۳)$$

اگر ε بین صفر و یک در نظر گرفته شود، اندازه x_{EDE} مساوی $\mu(\frac{1}{n})^{\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}}$ خواهد شد. در این حالت اگر n به‌سمت بی‌نهایت میل کند مقدار x_{EDE} به‌سمت صفر میل می‌کند. بنابراین، اگر n به‌اندازه کافی بزرگ نباشد، اندازه شاخص اتکینسن کمتر از یک خواهد شد.

شاخص اتکینسن از تمام ویژگی‌های شاخص نابرابری درون توزیعی به‌استثنای اصل هفتم پیروی می‌کند ولی به‌روشنی می‌توان مشاهده کرد که اندازه شاخص اتکینسن تابعی از اندازه انتخابی برای ε است. این وابستگی چنان است که با تغییر اندازه ε حتی موجب تغییر اساسی در رتبه‌بندی الگوهای توزیع درآمد می‌شود. انتخاب اندازه مناسب برای ε به‌طور کلی ذهنی است و این امر، ضعف این شاخص محسوب می‌شود.

وجود یا عدم وجود ویژگی‌های مطلوب شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد در جدول ۱ نشان داده شده است. در میان این شاخص‌ها، تنها ضریب جینی دارای تمام ویژگی‌های مطلوب است.

شاخص‌های نابرابری درون توزیعی را می‌توان با استفاده از توزیع درآمد مشاهده شده (آزادتوزیع) یا برازش شده (پارامتریک) براورد کرد. اگر اندازه بررسی‌های نمونه‌ای توزیع درآمد به‌نظریه نمونه بزرگ اختصاص داده شود آگاهی از واریانس متناظر براوردگر شاخص نابرابری درون توزیعی ضروری است. کندال و استوارت[1] (۱۹۵۸) استنتاج کرده‌اند که واریانس ضریب تغییرات، تفاضل میانگین

1- Kendall & Stuart.

جینی و انحراف میانگین پیرو یک رهیافت مشابه واریانس دیگر شاخص‌ها نیز می‌توانند براورد شوند و آزمون فرضیه متناظر با شاخص‌ها را انجام داد.

جدول۱- ویژگی‌های شاخص‌های نابرابری

شاخص‌های نابرابری درآمد	تعریف ریاضی	ویژگی ۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
شاخص‌های اثباتی(عینی)								
ضریب تغییرات	$CV = [\int_0^\infty (x-\mu)^2 dF(x)]^{\frac{1}{2}} / \mu$	بله	بله	بله	بله	بله	خیر	بله
انحراف از میانگین نسبی (w,r,t,μ)	$M(\mu) = \int_0^\infty (\lvert x-\mu \rvert) dF(x) / 2\mu$	خیر	بله	بله	بله	بله	بله	بله
انحراف از میانگین نسبی(w,r,t,m)	$M(m) = \int_0^\infty (\lvert x-m \rvert) dF(x) / 2\mu$	خیر	بله	بله	بله	بله	خیر	بله
واریانس لگاریتم درآمدها	$\sigma^2 = \int_0^\infty (\log x - \log M_g)^2 dF(x)$	خیر	بله	بله	بله	بله	خیر	بله
ضریب جینی	$G = E(\lvert X-\mu \rvert) / 2\mu = 1 - 2\int_0^1 L dF$	بله	بله	بله	بله	بله	بله	بله
شاخص تایل	$T = \int_0^\infty (\frac{x}{\mu}) \log(\frac{x}{\mu}) dF(x)$	بله	بله	بله	بله	بله	خیر	بله
شاخص‌های اخلاقی(قیاسی)								
شاخص دالتون	$D = 1 - \int_0^\infty U(x) dF(x) / U(\mu)$	بله	خیر	بله	بله	بله	خیر	خیر
شاخص اتکینسن	$A(\varepsilon) = 1 - [\int_0^\infty s^{1-\varepsilon} dF(x)]^{1/(1-\varepsilon)} / \mu$	بله	بله	بله	بله	بله	بله	خیر

بررسی‌های نمونه‌ای توزیع درآمد که درطبقات درآمدی پراکنده شده‌اند براوردهای آزادتوزیع شاخص‌های نابرابری درون توزیعی را فراهم می‌کنند. این براوردگرها به‌طور نظام‌مند کمتر از حد استاندارد براورد می‌کنند. برای شناسایی و کاهش مشکل این تورش گاستویرث[1] (۱۹۷۵) رهیافت براورد حدود بالا و پایین ضریب جینی، شاخص تایل و دیگر شاخص‌ها پیشنهاد کرد:

$$I = \frac{\int_0^\infty h(x) dF(x)}{h(\mu) - 1} \qquad (۴۴)$$

1- Gastwirth.

در این‌جا $h(x)$ تابعی محدب و μ امید ریاضی درآمد است. در همین راستا، مهران (۱۹۷۵) با استفاده از رابطه فوق و $I = E(V(X)) = \int_0^{\infty} V(x)dF(x)$ نتیجه گرفت:

$$V(x) = \frac{h(x)}{h(\mu)} - 1 \qquad (۴۵)$$

می‌توان ثابت کرد که همه شاخص‌های اثباتی بیان شده در جدول ۱ از این شرط پیروی می‌کنند. شاخص‌های اخلاقی با توابع مطلوبیت مقعر (یا به‌طور کلی شبه مقعر) $U(x)$ تصریح می‌شوند، از این رو شاخص نابرابری درون توزیعی دالتون نیز به‌رابطه (۱) تعلق دارد.

حدود گاستویرث نیز براورد فاصله‌ای از شاخص‌های نابرابری درون توزیعی را ارائه می‌دهد، به‌این شرط که این شاخص‌ها از مدل‌های توزیع درآمد برازش شده منتج شده باشند. بنابراین، شرط لازم و نه کافی برای پذیرش خوبی برازش مدل این است که شاخص نابرابری براورد شده، درون این فاصله واقع شود[۱].

۲-۲- شاخص‌های نابرابری بین توزیعی

شاخص نابرابری بین توزیعی یا ضریب فاصله اقتصادی عددی است که تفاوت درآمدی بین جوامع دریافت‌کننده درآمد را نشان می‌دهد. این شاخص درجه نسبی فراوانی یک جمعیت نسبت به‌دیگر جوامع را ارائه می‌دهد و مکمل اطلاعات حاصل از شاخص نابرابری درون توزیعی به‌حساب می‌آید. دو رهیافت اصلی، مقایسه نابرابری بین توزیعی بین جوامع با درجه متفاوتی از فراوانی اقتصادی را بررسی می‌کنند.

نخستین رهیافت، تجزیه شاخص نابرابری درون توزیعی را برای محاسبه توزیع نسبی نابرابری که توسط اقتصاد اجتماعی یا ویژگی‌های جغرافیایی و منشأ درآمد ایجاد شده را ارائه می‌دهد. در این رهیافت از روش آنالیز واریانس پیروی می‌شود.

۱- برای مثال به ابونوری (۱۳۷۱ و ص ۱۶۰-۱۶۲) مراجعه شود.

بهاچاریا و ماهالانویبس[1] (۱۹۶۷)، پیات[2] (۱۹۷۶) و هندرسن و راولی[3] (۱۹۷۸) روش‌های تجزیه ضریب جینی و روش تجزیه شاخص انتروپی تایل را معرفی کردند.

دومین رهیافت، شاخص نابرابری بین توزیعی جدیدی را طرح می‌کند که نابرابری بین جوامع دریافت‌کننده درآمد را براورد خواهد کرد. دیگوم[4] (۱۹۸۰) یک طبقه D_r (r واقعی) از شاخص نابرابری درون توزیعی را تعریف کردو ضریب‌های D_0 و D_1 را برای اندازه‌گیری نابرابری، بین مناطقی در کانادا و نژادهایی در ایالات متحده آمریکا به‌کار گرفت.

ضریب D_r، نرمال شده d_r در فاصله [0,1] است.اگر توابع توزیع تجمعی (CDF) درآمد به‌ترتیب $F_1(x)$ و $F_2(y)$ و $E(Y)>E(X)$ باشد و همچنین تابع اندیکاتور[5] $I(X,Y)$ به‌صورت $I(X,Y)=0$ اگر $X>Y$، $I(X,Y)=1$ اگر $X<Y$ و $I(X,Y)=1/2$ اگر $X=Y$ (این مورد هنگامی‌که توزیع گسسته باشد مناسب است) باشد، آنگاه:

$$r \neq 0,\ d_r = (E[I(X,Y)(Y-X)^r \,|\, E(Y) > E(X)])^{1/r} \qquad (۴۶)$$

$$d_0 = E(I(X,Y) \,|\, E(Y) > E(X)) \qquad (۴۷)$$

می‌توان ثابت کرد که d_r تابع افزایشی یکنواختی از r است. مقدار انتخابی r درجه حساسیت نابرابری درون توزیعی را مشخص می‌کندکه نرمال شده آن به‌صورت $D_r = (d_r - d_r^*)/(\Delta - d_r^*)$ است.

علامت d_r^* با مقدار d_r بر اساس فرضیه صفر مرتبط است. به‌عبارت دیگر، اگر دو جامعه دارای توزیع درآمد یکسان باشند، آنگاه حداکثر مقدار d_r برابر $\Delta = E(|Y-X|)$ خواهد بود. این امر در مورد دو توزیع مختلف نیز صادق

1- Bhattacharya & Mahalanobis.
2- Pyatt.
3- Henderson & Rowley.
4- Dagum , C., Econometrica , 48, 1980.
5- Indicator Function.

است. زیرا؛

$$D_1 = (E(Y) - E(X))/\Delta \quad (۴۸)$$

$$D_0 = 2E_2(F_1(Y)) - 1 \quad (۴۹)$$

$E_i(.)$ به‌ازای $i = 1, 2$ نشان‌دهنده امید ریاضی که توسط iامین PDF مورد سنجش واقع می‌شود.

برای این‌که شاخص نابرابری بین توزیعی D_r (r واقعی) به‌طور معنادار مخالف صفر باشد، فرض صفر باید به‌صورت $H_0 : F_1(y) \equiv F_2(y)$ آزمون شود. برای آزمون این فرض، می‌توان از آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف[1] دو نمونه‌ای یک‌طرفه استفاده کرد.

امروزه با در دسترس قرار گرفتن ریزداده‌های هزینه و درآمد تحقیق در مورد چگونگی توزیع درآمد و هزینه نیز گسترش یافته است. اهیگینس و استفسن و شماوس[2] (۱۹۸۹) با استفاده از ریزداده‌های مرکز مطالعه درآمد لوکزامبورگ[3] (LIS) توزیع درآمد را به‌روش ناپارامتریکی برای هفت کشور نروژ، بریتانیا، کانادا، آلمان، سوئد، ایالات متحده آمریکا و اسراییل در سال ۱۹۸۱ محاسبه و مقایسه کردند.

پنداکر[4] (۱۹۹۸) با ریزداده‌های مقطعی هزینه و درآمد کانادا، تغییرات در توزیع درآمد و مصرف خانوارها را در دوره زمانی ۱۹۹۲ - ۱۹۷۸ بررسی کرد. پنداکر با روش ناپارامتریکی و استفاده از ریزداده‌های مرکز بررسی‌های هزینه خانوارهای کانادا (FES)[5] دریافت که توزیع درآمد و مصرف خانوارها بین سال‌های ۱۹۷۸ تا ۱۹۹۰ برابرتر و از سال ۱۹۹۲ نابرابرتر شده است.

ابونوری و مک کلاهان[6] (۲۰۰۰) با استفاده از ریزداده‌های ارائه شده از طرف

1- Kolmogorov – Smirnov Test.
2- Ohiggins.M. &G. Stephenson & G. Schmaus, 1989.
3- Luxembourg Income Study.
4- Pendakur. k., 1998.
5- Family Expenditure Surveys.
6- Abounoori. E and P. McCloughan, 2000.

بانک جهانی، نابرابری در کشورهای ارمنستان، بلغارستان، استونی، لهستان، گرجستان، لاتیوا، روسیه و اسلوواکی را به‌صورت پارامتریکی و ناپارامتریکی براورد کردند.

گارنر و ترل[1] (۲۰۰۱) توزیع درآمد خانوارها را با ریزداده‌های مرکز بررسی بودجه خانوار[2] (FBS) در دوره‌گذار اسلوواکی بررسی کردند.آنها پس از محاسبه شاخص‌های نابرابری بروش ناپارامتریکی دریافتند که نابرابری در این دوره در اسلوواکی افزایش یافته است.

هاردینگ و گرینول[3] (۲۰۰۱) روند نابرابری هزینه و درآمد خانوارهای استرالیایی را با استفاده از ریزداده‌های مرکز مطالعات هزینه خانوارها (ABS)[4] بررسی کردند. آنها پس از محاسبه ضریب جینی، شاخص نابرابری چندک‌ها، میانه و میانگین دریافتند که نابرابری درآمدی در دهه ۱۹۹۰ نسبت به‌دهه ۱۹۸۰ افزایش یافته، ولی نابرابری هزینه ثابت مانده است.

۳- جمع‌آوری و سازماندهی اطلاعات

حساسیت نابرابری توزیع درآمد در صحنه سیاست و اقتصاد کشورها، تلاش در دقت اندازه‌گیری آن را ضرورت بخشیده است. سرشماری اطلاعات مربوط به‌توزیع درآمد کشورها اگر نه غیرممکن، بسیار پرهزینه بوده و اجرای سالانه آن مقدور نیست. این اطلاعات برای کشورها به‌صورت نمونه‌گیری با حجم نمونه زیاد جمع‌آوری و پس از پردازش به‌صورت گروه‌بندی شده در تعدادی طبقات آنهم معمولاً با انتهای باز[5] انتشار یافته است. در سال‌های اخیر، با افزایش حافظه و سرعت کامپیوترهای شخصی و نرم‌افزارهای موجود امکان دسترسی و پردازش

1- Garner. T. and K. Terrell, 2001.

2- Family Budget Surveys.

3- Harding. A. and H. Greenwell, 2001.

4- Australian Bureau of Statistics.

5- Open-ended grouped data.

اطلاعات «ریزداده‌ها» فراهم شده است[۱]. بنابراین، امکانات پژوهش بر اساس ریزداده‌ها و کاهش اهمیت نظریه‌های کوچک نمونه‌ها[۲] در راه است. معمولاً حجم ریزداده‌ها به‌چندین هزار بالغ می‌شود. ریزداده‌ها نوعی داده‌های جزیی مربوط به‌واحدهای اقتصادی انفرادی (مانند خانوار یا شرکت) است، درحالی‌که کلان داده‌ها مربوط به‌گروه یا طبقه خاصی از واحدهای اقتصادی است. بنابراین، در صورت وجود، کاربرد ریزداده‌ها بر سایر انواع داده‌های آماری ترجیح داده می‌شود. ریزداده‌ها علاوه بر این‌که حاوی اطلاعات بیشتر است، مشکلات کلی هم‌افزایی کلان داده‌ها را ندارد و براورد مدل‌های دارای روابط رفتاری عملی بنگاه‌های انفرادی را مقدور می‌کند. این‌گونه داده‌ها را نمی‌توان همواره در دسترس عموم قرارداد، چون جمع‌آوریشان پر هزینه است و انتشارشان ممکن است اطلاعات محرمانه یا انحصاری را فاش کند.

طرح آمارگیری از هزینه خانوارها در ایران، برای اولین بار در سال ۱۳۱۴ هجری شمسی توسط بانک ملی ایران انجام شد. در آن سال از ۶۱۲ خانوار نمونه

۱- انواع داده‌های آماری در سه گروه سری‌های زمانی (Time series)، مقطعی (Cross section)، داده‌های مرکب (Pooling data) کلی طبقه‌بندی شده‌اند. داده‌های سری‌های زمانی، داده‌هایی هستند که در طی یک دوره زمانی جمع‌آوری می‌شوند مانند داده‌های تولید ناخالص ملی (GNP)، اشتغال، بیکاری، عرضه پول و غیره. این داده‌ها در فواصل منظم زمانی مانند روزانه (قیمت سهام)، هفتگی (عرضه پول)، ماهانه (نرخ بیکاری)، فصلی (GNP) و سالانه (بودجه دولت) گردآوری می‌شوند. همچنین می‌توانند کمی (مانند قیمت، درآمد، عرضه پول) یا کیفی، مانند جنس (زن و مرد)، وضعیت اشتغال (شاغل و غیرشاغل)، وضعیت تأهل (متأهل و مجرد) باشند: متغیرهای کیفی بصورت متغیرهای مجازی یا دو دوای از هر حیث می‌توانند به اندازه متغیرهای کمی اهمیت داشته باشند. داده‌های مقطعی بر اساس یک یا چند متغیر در یک زمان مشخص جمع آوری می‌شوند مانند سرشماری دهساله جمعیت توسط مرکز آمار ایران. داده‌های تلفیقی (مرکب) ترکیبی از عناصر هر دو دسته از داده‌های مقطعی و سری‌های زمانی است. نوع ویژه ای از این داده‌های مرکب وجود دارد که داده‌های گزینشی و یا همچنین داده‌های جزئی (Panel data) نامیده شده‌اند. در این داده‌ها واحد داده‌های آماری مقطعی یکسان در طول زمان مورد بررسی قرار می‌گیرد. مثلاً مرکز آمار ایران در فواصل دوره‌ای آمار خانه‌های مسکونی را جمع آوری کرده و در این بررسی، از خانوارهای یکسان (افرادی که در یک محل زندگی می‌کنند) برای پی بردن به این که آیا تغییری در وضعیت مسکن و شرایط مالی آن خانوارها از هنگام آخرین آمارگیری به‌وجود آمده یا خیر، مصاحبه می‌کند. داده‌های بدست آمده از مصاحبه‌های مکرر با خانوارهای مذکور در فواصل زمانی، اطلاعات مفیدی را در مورد پویایی رفتار خانوار ارائه می‌کنند.

2- Small samples.

در ۲۸ شهر به‌منظور دستیابی به‌ضرایب مصرف برای محاسبه شاخص هزینه زندگی، آمارگیری به‌عمل آمد. در سال ۱۳۳۸ پس از وقفه نسبتاً طولانی، دوباره آمارگیری دیگری از هزینه خانوار توسط آن بانک انجام شد. این آمارگیری که با هدف تجدیدنظر در ضرایب اهمیت کالا و خدمات مورد استفاده در شاخص هزینه زندگی انجام شد، تعداد ۳۲۳۲ خانوار نمونه در ۲۳ شهر را تحت پوشش قرار داد.از این سال تا سال ۱۳۴۴ امکان اجرای آمارگیری از هزینه‌های خانوار، در کشور فراهم نشد ولی در سال ۱۳۴۴ طرح مزبور که پرسش‌هایی نیز در زمینه درآمد خانوار به‌آن اضافه شده بود، توسط بانک مرکزی ایران در نقاط شهری کشور اجرا شد. در سال ۱۳۵۳ تعداد شهرهای مورد بررسی به‌۷۴ شهر افزایش یافت. این بررسی تا سال ۱۳۵۷ در سطح ۷۴ شهر ادامه یافت ولی در سال ۱۳۵۸ فقط در شهر تهران صورت پذیرفت. طی سال‌های ۶۲ -۱۳۶۱ این بررسی با مشارکت مرکز آمار ایران به‌مورد اجرا گذاشته شد و از سال ۱۳۶۳ تاکنون انجام بررسی سالیانه بودجه خانوار در مناطق شهری کشور توسط بانک مرکزی ادامه یافته است.

مرکز آمار ایران از سال ۱۳۴۷ تقریباً هر سال[1] مبادرت به‌جمع‌آوری اطلاعات هزینه و درآمد خانوار در مناطق شهری و روستایی را جمع‌آوری کرده و آن را با عنوان طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارها (متأسفانه) با حدود ۲ سال وقفه منتشر ساخته است. این مرکز از سال ۱۳۶۳ (همراه با پیشرفت فناوری اطلاعاتی) اطلاعات حاصل از نمونه‌برداری خانوار را به‌صورت خام یا ریزداده در رایانه ذخیره کرده است. چون این اطلاعات از ابتدا در محیط Dos پردازش شده است، قابلیت استفاده در نرم‌افزارهای جدیدی چون Excel و Eviews را دارا نیست. از سال ۱۳۷۵ این مرکز ریزداده‌های طرح هزینه و درآمد خانوار را تحت برنامه ویژه‌ای که در محیط Windows قابل اجرا است، فراهم کرد. به‌این علت در این مقاله از

۱- به‌استثنای سال‌های ۱۳۵۵، ۱۳۵۷ و ۱۳۶۰ مناطق شهری و ۱۳۵۹ و ۱۳۶۰ مناطق روستایی و در نتیجه ۱۳۵۵، ۱۳۵۷، ۱۳۵۹ و ۱۳۶۰ کل کشور.

ریزداده‌های مرکز آمار ایران از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ استفاده شده است. پس از انتقال این اطلاعات به‌محیط Excel عملیات محاسباتی لازم انجام شده است. تعداد نمونه‌های این طرح هر ساله با توجه به‌رشد جمعیت افزایش پیدا می‌کند. تعداد متوسط مشاهدات استفاده شده تقریباً ۲۴ هزار خانوار ایرانی اعم از شهری و روستایی را در بر می‌گیرد که به‌دلیل حجم زیاد داده‌ها ارائه آنها در این تحقیق مقدور نیست. تعداد خانوارهای نمونه‌برداری شده در طرح درآمد و هزینه بین سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ در جدول ۲ خلاصه شده است.

جدول۲- حجم نمونه به‌تفکیک مناطق شهری و روستایی

سال	تعداد خانوارهای نمونه در مناطق شهری	تعداد خانوارهای نمونه در مناطق روستایی
۱۳۷۵	۱۰۹۷۷	۱۰۹۸۷
۱۳۷۶	۱۰۹۶۸	۱۰۹۸۲
۱۳۷۷	۸۲۸۵	۹۱۹۲
۱۳۷۸	۱۲۷۳۱	۱۴۷۳۳
۱۳۷۹	۱۲۳۲۰	۱۴۶۲۱
۱۳۸۰	۱۲۳۳۷	۱۴۶۲۴

منبع: مرکز آمار ایران (سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۸۰)

۴- براورد شاخص‌های نابرابری و تحلیل حساسیت آنها

دستیابی به‌هر هدف منوط به‌شناخت هر چه دقیق‌تر وضعیت موجود است. به‌دلیل فقدان اطلاعات و آمار به‌صورت ریزداده‌ها، قلمرو زمانی این کنکاش به‌سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ محدود شده است. بااین وجود، این بازه سال‌های انتهایی برنامه پنجساله دوم و ابتدایی برنامه پنجساله سوم را دربردارد. با بررسی این دوره می‌توان به‌ارزیابی سیاست‌های اجرا شده دولت پرداخت

۴-۱- شاخص‌های نابرابری در ایران (به تفکیک مناطق شهری و روستایی)

برای رسیدن به‌پاسخ‌های تحقیق شاخص‌های ضریب تغییرات، انحراف از

میانگین نسبی، انحراف از میانه نسبی، واریانس لگاریتم درآمدها، ضریب جینی، شاخص تایل و شاخص اتکینسن با استفاده از روش ناپارامتریک (آزادتوزیع) براساس ریزداده‌ها به‌تفکیک خانوارهای شهری و روستایی براورد شده است؛ شاخص اتکینسن با چهار درجه حساسیت به‌نابرابری متفاوت (ε)، با مقدارهای۱/۵، ۲، ۲/۵، ۳ به‌طور جداگانه براورد شده است. نتایج حاصل برای مناطق شهری و روستایی به‌ترتیب در جدول‌های ۳ و ۴ خلاصه شده است. مقدار شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد در جدول ۳ و نمودار رسم شده در شکل۱ روند کاهشی نابرابری را از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۷۷ و سپس افزایش آن را تا سال ۱۳۸۰ در مناطق شهری نشان می‌دهند. روند تغییرات ضریب تغییرات در مناطق شهری از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۶ صعودی و سپس همچون شاخص‌های دیگر است.

جدول ۳- ضرایب توزیع درآمد در مناطق شهری طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰

شاخص نابرابری		۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰
ضریب تغییرات		۰/۹۲۱۷	۰/۹۴۲۹	۰/۸۸۱۲	۰/۹۱۵۹	۰/۹۴۹۷	۰/۹۴۶۱
انحراف از میانگین نسبی		۰/۲۸۹۱	۰/۲۸۱۹	۰/۲۸۱۵	۰/۲۸۳۵	۰/۲۸۸۷	۰/۲۹۲۴
انحراف از میانه نسبی		۰/۲۷۰۱	۰/۲۶۲۴	۰/۲۶۲۵	۰/۲۶۵۳	۰/۲۶۸۰	۰/۲۷۱۰
واریانس لگاریتم درآمدها		۰/۱۱۱۶	۰/۱۰۲۸	۰/۱۰۴۹	۰/۱۰۵۳	۰/۱۰۸۰	۰/۱۰۸۴
ضریب جینی		۰/۴۰۴۶	۰/۳۹۵۶	۰/۳۹۳۵	۰/۳۹۷۰	۰/۴۰۴۱	۰/۴۰۶۵
شاخص تایل		۰/۱۲۷۴	۰/۱۲۴۵	۰/۱۱۹۷	۰/۱۲۳۰	۰/۱۲۸۷	۰/۱۳۴۲
شاخص اتکینسن	ε = ۱/۵	۰/۳۵۸۹	۰/۳۳۹۳	۰/۳۴۱۳	۰/۳۴۳۷	۰/۳۵۲۰	۰/۳۵۵۶
	ε = ۲	۰/۴۶۳۹	۰/۴۳۴۵	۰/۴۴۱۴	۰/۴۴۱۷	۰/۴۴۸۲	۰/۴۵۳۸
	ε = ۲/۵	۰/۵۷۲۰	۰/۵۲۹۳	۰/۵۴۲۹	۰/۵۴۰۵	۰/۵۴۰۶	۰/۵۶۴۵
	ε = ۳	۰/۶۷۷۸	۰/۶۲۲۳	۰/۶۴۳۰	۰/۶۳۹۰	۰/۶۲۷۵	۰/۷۰۷۶

منبع: با استفاده از ریزداده‌هاو به‌وسیله نرم‌افزار اکسل براوردشده است.

مقدار شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد در جدول ۴ و نمودار رسم شده در شکل ۲ روند افزایشی نابرابری از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۷۷ و سپس کاهش آن را تا سال ۱۳۸۰ در مناطق روستایی نشان می‌دهند. شاخص واریانس لگاریتم درآمدها و شاخص اتکینسن با درجات حساسیت ε = ۲، ε = ۲/۵ و ε = ۳ این روند را به‌طور کامل نشان نمی‌دهند.

جدول ۴- ضرایب توزیع درآمد در مناطق روستایی طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰

شاخص نابرابری		۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸	۱۳۷۹	۱۳۸۰
ضریب تغییرات		۰/۹۴۶۳	۰/۹۹۰۷	۰/۹۹۳۴	۰/۹۷۷۴	۰/۹۸۵۶	۰/۹۰۶۴
انحراف از میانگین نسبی		۰/۳۰۱۹	۰/۳۰۱۰	۰/۳۱۵۱	۰/۳۰۶۵	۰/۳۰۶۱	۰/۲۹۹۲
انحراف از میانه نسبی		۰/۲۸۳۷	۰/۲۸۲۶	۰/۲۹۳۱	۰/۲۸۷۵	۰/۲۸۶۶	۰/۲۸۲۰
واریانس لگاریتم درآمدها		۰/۱۴۵۶	۰/۱۴۰۹	۰/۱۴۹۳	۰/۱۳۹۱	۰/۱۳۹۶	۰/۱۳۳۰
ضریب جینی		۰/۴۲۳۰	۰/۴۲۳۰	۰/۴۳۹۸	۰/۴۲۷۸	۰/۴۲۹۴	۰/۴۱۷۵
شاخص تایل		۰/۱۳۷۹	۰/۱۴۱۰	۰/۱۴۹۸	۰/۱۴۱۳	۰/۱۴۱۱	۰/۱۳۱۹
شاخص اتکینسن	$\varepsilon = ۱/۵$	۰/۴۲۹۳	۰/۴۲۳۶	۰/۴۳۹۴	۰/۴۱۷۳	۰/۴۱۹۵	۰/۴۰۱۵
	$\varepsilon = ۲$	۰/۵۹۰۶	۰/۵۹۰۴	۰/۵۷۵۲	۰/۵۴۸۴	۰/۵۵۲۷	۰/۵۲۹۵
	$\varepsilon = ۲/۵$	۰/۷۶۸۶	۰/۷۸۹۰	۰/۷۰۷۱	۰/۶۸۲۸	۰/۶۹۵۳	۰/۶۶۳۷
	$\varepsilon = ۳$	۰/۸۹۱۵	۰/۹۱۳۱	۰/۸۱۳۷	۰/۸۰۱۳	۰/۸۲۱۲	۰/۷۸۹۹

منبع: با استفاده از ریزداده‌ها و به‌وسیله نرم‌افزار اکسل براورد شده است.

تمامی شاخص‌ها به‌استثنای ضریب تغییرات، نابرابری بیشتری را در مناطق روستایی نسبت به‌مناطق شهری نشان می‌دهند، به‌طوری‌که اختلاف نابرابری درآمدی بین مناطق شهری و روستایی از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۷ رو به‌افزایش است و پس از آن تا سال ۱۳۸۰ کاهش می‌یابد. اختلاف نابرابری در بین مناطق شهری و روستایی در سال ۱۳۸۰ کمتر از سال ۱۳۷۵ است. در مورد ضریب تغییرات نیز این روند تا سال ۱۳۷۹ صدق می‌کند. در سال ۱۳۸۰ نابرابری در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی شده است.

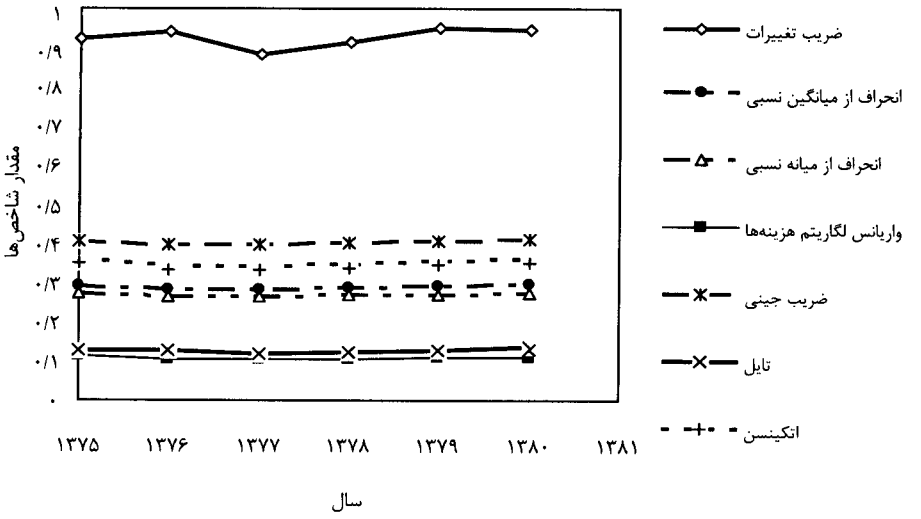
۲-۴- تحلیل حساسیت شاخص‌ها

برای تحلیل حساسیت، شاخص‌های فوق (شاخص اتکینسن تنها با درجه حساسیت $\varepsilon = ۱/۵$) به‌تفکیک مناطق شهری و روستایی در نمودارهای ۱ و ۲، رسم شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، روند نابرابری هر یک از شاخص‌ها، روند سایر شاخص‌ها را قطع نکرده است. بنابراین، نشان‌گر سازگاری در انعکاس روند و رتبه‌بندی این شاخص‌هاست. به‌عبارت دیگر، روند و رتبه‌بندی نابرابری به‌نوع شاخص‌های براورد شده حساس نیست.

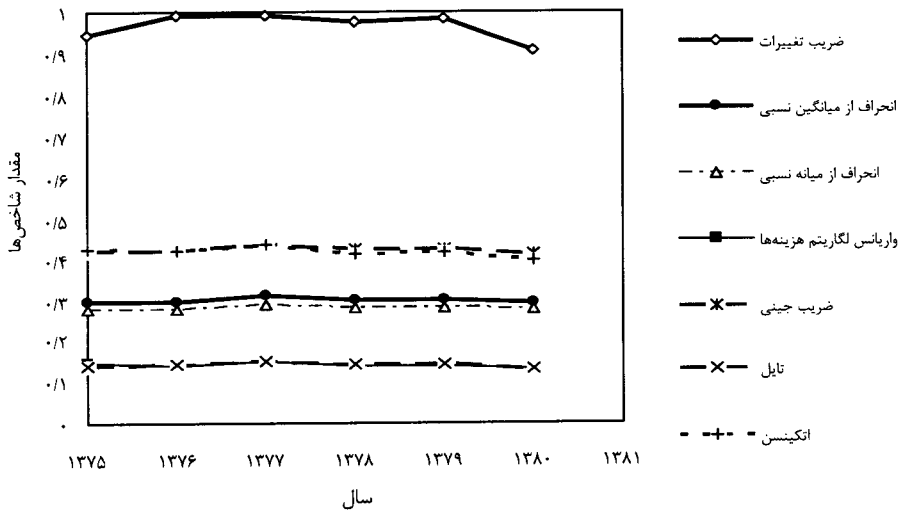
برای آزمون معنادار بودن تفاوت نابرابری در دوره قبل و بعد از سال ۱۳۷۸ از آزمون تفاوت میانگین‌ها به‌صورت زیر استفاده شده است:

$$\begin{cases} H_0 : \mu_1 = \mu_2 \\ H_1 : \mu_1 < \mu_2 \end{cases}$$

به‌این منظور ابتدا آزمون تفاوت واریانس‌ها انجام شده که حاکی از برابری واریانس‌ها در دوره‌های مذکور است. بر این اساس آزمون فرض تفاوت میانگین‌ها (با واریانس‌های برابر) به‌کار برده شده است. این آزمون برای ضرائب جینی در مناطق شهری حاکی از آنست که در سطح معنای ۵ درصد فرض H_0 رد می‌شود. به‌عبارت دیگر در مناطق شهری از آزمون فرضیه‌های تحقیق نشان می‌دهد که میانگین ضریب جینی مناطق شهری در دوره (۱۳۷۹-۱۳۸۰) در مقایسه با دوره (۱۳۷۵-۱۳۷۸) به‌طور معناداری افزایش یافته است، در حالی‌که میانگین ضریب جینی مناطق روستایی در دوره‌ها، تفاوت معناداری از نظر آماری نداشته است.



نمودار ۱- روند شاخص‌های مختلف نابرابری توزیع هزینه خانوارها در مناطق شهری ایران



نمودار ۲- روند شاخص‌های مختلف نابرابری توزیع هزینه خانوارها در مناطق روستایی ایران

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف تحقیق حاضر بررسی توزیع درآمد و نابرابری درآمدی در ایران (به تفکیک مناطق شهری و روستایی) در طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۸۰ بوده است. برای این منظورهفت شاخص نابرابری مهم مانند ضریب تغییرات، انحراف از میانگین نسبی، انحراف از میانه نسبی، واریانس لگاریتم درآمدها، ضریب جینی، شاخص تایل و شاخص اتکینسن با استفاده از ریزداده‌های مرکز آمار ایران براورد شده‌اند. نتایج تحقیق به‌طور خلاصه حاکی از آنست که:

- روند نابرابری در مناطق شهری از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۷۷ کاهشی بوده و پس از آن تا سال ۱۳۸۰ روند افزایشی داشته است.

- روند نابرابری در مناطق روستایی بیان‌گر سیر صعودی نابرابری در سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۷ و سپس کاهش نابرابری تا سال ۱۳۸۰ بوده است.

- هر یک از شاخص‌های نابرابری روند یکسانی را به‌تفکیک برای مناطق شهری و روستایی نشان می‌دهند; این امر بیان‌گر سازگاری رتبه‌بندی شاخص‌های مذکور است، به‌عبارت دیگر روند و رتبه‌بندی تغییرات نابرابری به‌نوع شاخص‌ها

حساس نبوده است.

- پدیده قابل توجه آن است که نابرابری در مناطق روستایی در دوره مورد مطالعه، همواره بیشتر از نابرابری در مناطق شهری بوده است. اختلاف نابرابری بین مناطق شهری و روستایی از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۷ رو به‌افزایش بوده و پس از آن تا سال ۱۳۸۰ کاهش یافته است.

- نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق نشان می‌دهد که میانگین ضریب جینی مناطق شهری در دوره (۱۳۷۹-۱۳۸۰) در مقایسه با دوره (۱۳۷۵-۱۳۷۸) به‌طور معناداری افزایش یافته است، در حالی‌که میانگین ضریب جینی مناطق روستایی در دوره‌ها تفاوت معناداری از نظر آماری نداشته است. بر اساس یافته‌های تحقیق با احتیاط می‌توان استنباط کرد که شروع برنامه پنجساله سوم با افزایش نابرابری در توزیع درآمد همراه شده است.

- برنامه دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی در سال ۱۳۷۸ پایان یافت؛ روند کاهشی - افزایشی در مناطق شهری و افزایشی - کاهشی در مناطق روستایی بین سال‌های ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۷۸ معرف عدم وجود سیاست‌های مشخص و مؤثر در زمینه توزیع درآمد بوده است، چون در طی برنامه دوم توسعه، نابرابری دارای روند یکسانی نبوده است.

با پیشرفت فناوری اطلاعاتی، استفاده از ریزداده‌ها میسر شده است. به‌کارگیری این نوع از داده‌ها یافته‌های دقیق‌تری را در اختیار پژوهش‌گران قرار می‌دهد. پیشنهاد می‌شود جمع‌آوری و بهنگام‌سازی ریزداده‌ها برای بررسی‌های اقتصادی گسترش یابد. ریزداده‌های مرکز آمار ایران به‌آسانی در نرم‌افزارهای جدید قابل استفاده نیست. بنابراین، توصیه می‌شود مرکز آمار ایران با امکانات تحت مدیریت خود، اطلاعات خام موجود در آرشیوهای خود را به‌صورت ریزداده‌های قابل خواندن با بسته‌های نرم‌افزاری متداول مانند Excel فراهم کرده، و در عصر به‌اصطلاح فناوری اطلاعات، با سرعت و دقت، شکاف تقریباً ۲ ساله بین جمع‌آوری و انتشار اطلاعات را کاهش دهد.

فهرست منابع

۱- ابونوری اسمعیل (در دست چاپ)، *آمار توصیفی و کاربرد آن*، دانشگاه مازندران، بابلسر.

۲- ابونوری اسمعیل، (۱۳۷۱)، *معرفی یک الگوی جدید توزیع درآمد*، مجله برنامه و توسعه، شماره اول، صص ۱۵۰-۱۷۱.

۳- ابوالفتحی قمی، ابوالفضل، (۱۳۷۱)، *درآمدی بر شناخت شاخص‌های نابرابری درآمد و فقر*، مرکز آمار ایران.

۴- سن،آمارتیا، (۱۳۷۷)، *اخلاق و اقتصاد*، ترجمه حسن فشارکی، مؤسسه نشر و پژوهش شیرازه.

۵- سهرابی، حمید و آقاجانزاده سلمانی، مدیک، (۱۳۶۰)، *مطالعه تطبیقی وضع درآمدها و هزینه‌ها در مناطق شهری ایران ۵۷-۱۳۵۱*، دفتر برنامه‌ریزی اجتماعی و نیروی انسانی، سازمان برنامه و بودجه.

۶- سهرابی، حمید و آقاجانزاده سلمانی، مدیک، (۱۳۶۱)، *شاخص‌های توزیع درآمد در ایران ۴۶-۵۹*، سازمان برنامه و بودجه.

۷- مرکز آمار ایران (۱۳۶۴)، *مقایسه اجمالی شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد در سال‌های ۱۳۴۷ تا ۱۳۶۱*، مرکز آمار ایران.

۸- مرکز آمار ایران، (۱۳۶۴)، *شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد در کل کشور ۶۱-۶۵*، مرکز آمار ایران.

۹- مرکز آمار ایران، (۱۳۷۷)، *اندازه شاخص‌های فقر و نابرابری توزیع درآمد در ایران طی سال‌های ۷۵-۶۵*، مرکز آمار ایران.

9- Abounoori, E.(2000), "A Simple Income Distribution Model and the Gini Coefficient", Department of Economics and Accounting university of Liverpool.

10- Abounoori Esmaiel and Patrick McCloughan, (2000), "Measuring the Gini Coefficient: An Empirical Assessment of Non-parametric and Parametric Methods", *Liverpool Research Papers in Economics, Finance and Accounting*, 22 p.

11- Abounoori Esmaiel and Patrick McCloughan(2003), "A Simple way to Calculate the Gini Coefficient for Grouped as well as Ungrouped Data", *Applied Economics Letters*, Vol. 10, pp. 505-509.

12- Atkinson, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality", *J. Econ. Theory*, Vol. 2, pp. 244-263.

13- Cowell Frank A.(1998), "Measurment of Inequality", *Distributional Analysis Research Programme*, Discussion Paper No. DARP36, London

School of Economics, 95p.
14- Cutler, D. and Katz, l.(1992), "Rising Inequality? Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980's", *American Economic Review*, 82(2), pp.546-51.
15- Garner, T. and Terrell, k.(2001), "Some Explanations for Changes in the Distribution of Household Income in Slovakia:1988 and 1996", *The Economics of Transition*, 6(5), pp.3-38.
16- Harding, A. and Greenwell, H.(2001), "Trends in Income and Expenditure Inequality in the 1980s and 1990's", Paper Presented to the 30th Annual Conference of Economists, 24(sep).
17- Ohiggins, M. & Stephenson, G. & Schmaus, G.(1989), "Income Distribution and Redistribution:A Microdata Analysis for Seven Countries", *Review of Income and Wealth*, 35(1), pp.107-131.
18- Oshima, H.T.(1973), "Employment and Income Policies for Iran. Income Distribution", *Mission Working Paper*, ILO, Geneva.
19- Pendakur, k. (1998), "Changes in Canadian Family Income and Family Consumption Inequality Between 1978 and 1992", *Rev. Incom. Weaith.*, 44(2), pp.259-283.
20- Pesaran, M.H.(1974), "Income Distribution Trends in Rural and Urban of Iran". Tehran, Bank Markazi Iran .
21- Pittau, M. G. and Zelli, R.(2002), "Income Distribution in Italy:A Nonparametric Analysis, Statist". *Meth. Appl.*, 9(Spring), pp.35-49.
22- Pyaatt , G. and Chen , C. and Fei , J.(1980), "The Distribution of Income by Factor Components", *Journal of Economics*, pp.451-473.
23- Schultz, T. P.(1998), "Inequality in the Distribution of Personal Income in the World : How It Is Changing and Why", *Jour. Popul..Econ.*, 11(spring), pp.307-344.
24- Sen , A. K. (1973), "On Economic Inequality", Oxford University Press, New York .
25- Wang , H. (1995), "Income and Expenditure Inequality of Elderly Households:An Analysis Using The Gini Coefficient", *Family Economics and Resource Management Biennial*, 3(2), pp.56-68.