فصلنامهٔ علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، سال هفتم، شماره ۲۸

# نابرابری درآمدی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۶۳

**حسین راغفر*، آزاده ابراهیمی****

***طرح مسأله:*** *در این مقاله تغییرات نابرابری در ایران طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۵بررسی می‌گردد.*

***روش:*** *با استفاده از آمار هزینه و درآمد خانوارها، تغییرات نابرابری درآمدی به تفکیک مناطق شهری و روستایی در ایران محاسبه می‌شود. به این منظور از ضریب جینی، ضریب تغییرات، ضریب انحراف میانگین نسبی، شاخص تایل و سنجهٔ آتکینسون استفاده می‌شود. در انجام محاسبات از نرم افزارهای Excel و Stata استفاده شده است.*

***یافته‌ها:*** *این پژوهش نشان می‌دهد که روند نابرابری بر حسب شاخص‌های محاسبه شده در طول دوره بیست و سه ساله مورد بررسی، علی‌رغم فراز و نشیب‌های زیاد به جز دو سال پایانی مورد مطالعه روند نزولی را طی کرده است.*

***نتایج:*** *مقادیر نابرابری محاسبه شده با شاخص‌های مختلف سازگاری دارند، و تنها در مورد ضریب تغییرات سازگاری کم‌تری وجود دارد. در ارتباط با سنجهٔ آتکینسون، این شاخص با پارامترهای $\varepsilon=0/25$ و $\varepsilon=0/5$ برای ایران مناسب‌تر وسازگارتر با روند عمومی مقادیر نابرابری اندازه‌گیری شده برحسب شاخص‌های دیگر است.*

*در مجموع برای اقدامات سیاستی توصیه می‌شود که شاخص‌های نابرابری ضریب جینی، ضریب انحراف میانگین نسبی، شاخص تایل و سنجهٔ آتکینسون راهنمای عمل سیاست‌گذاران قرار گیرد.*

***کلید واژه‌ها: سنجه آتکینسون، شاخص تایل، ضریب انحراف نسبی از میانگین، ضریب تغییرات، ضریب جینی، نابرابری***

***تاریخ دریافت: ۸۶/۹/۱۵ تاریخ پذیرش: ۸۷/۵/۸***

* دکتر اقتصاد، عضو هیأت علمی دانشگاه الزهرا <raghfar@alzahra.ac.ir>

** کارشناس ارشد اقتصاد

**مقدمه**

موضوع فقر و غنا همواره از دغدغه‌های جامعه بشری بوده و با پیدایش علم اقتصاد از زمان آدام اسمیت تا کنون مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. در سال‌های اخیر به دلیل گسترش اجرای سیاست‌های اقتصادی واگذاری گسترده‌تر به بخش خصوصی، شاهد رشد فقر و نابرابری در بیش‌تر کشورهای جهان بوده‌ایم (Fieids, 2001; Chakravorty, 2006).

افزایش رفاه اقتصادی و کاهش فقر یکی از اهداف اصلی برنامه‌های توسعه اقتصادی در هر کشوری است و فراهم آوردن شرایط مناسب برای زندگی تمام اقشار جامعه وظیفهٔ اصلی کارگزاران و مسئولین اقتصادی کشور تلقی می‌شود. در کشور ما علاوه بر تدوین و اجرای برنامه‌های توسعهٔ پنج ساله، اقدامات حمایتی دیگری نیز برای مقابله با فقر به طور ویژه طراحی شد و به اجرا درآمد. با این وجود به نظر می‌رسد که عوامل متعددی مانند رکود اقتصادی، بیکاری شدید، تغییرات جمعیتی و سایر عوامل اجتماعی ـ اقتصادی همراه با اتخاذ روش‌های معمولی تأمین نیازهای مردم (به شکل یارانه‌های عام و غیر هدف‌مند) سبب گردیده تا هم چنان با معضل فقر و عواقب ناشی از آن در سطح کشور درگیر باشیم. بنابراین طراحی و اجرای برنامه‌های جدید در جهت مبارزه با فقر و نابرابری، ضروری به نظر می‌رسد.

در این تحقیق، به بررسی تغییرات صورت گرفته در نابرابری درآمد با توجه به توزیع مناطق شهری و روستایی می‌پردازیم. معیارهای نابرابری بر حسب حساسیت آن‌ها به اختلاف درآمد در بخش‌های مختلف توزیع متفاوت است.

**۱) پیشینهٔ مطالعه**

با توجه به تنوع مطالعات انجام شده و محدودیت حجم مقاله، برای مرور بر تحقیقات صورت گرفته در این جا فقط به یکی از این موارد بسنده می‌کنیم. ذاکر هنجنی (۱۳۸۶)، به بررسی نابرابری درآمدی در تهران در سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۳ پرداخته و از سه شاخص ضرایب جینی، آتکینسون و تایل استفاده کرده است. مطالعهٔ حاضر علاوه بر شاخص‌های

یاد شده، دو شاخص اضافی دیگر را افزوده و این شاخص‌ها را علاوه بر دورهٔ یاد شده، برای دو سال نخست برنامه چهارم توسعه نیز اضافه کرده است. نتایج به دست آمده در این‌جا در مورد دامنهٔ معنی‌دار ضریب آتکینسون نتایج مطالعهٔ قبلی را تأیید می‌کند. ضمناً مطالعهٔ حاضر نشان می‌دهد که به جز شاخص ضریب تغییرات، چهار شاخص دیگر برای اندازه‌گیری نابرابری می‌توانند راهنمای مناسبی برای سیاست‌گزاران باشند.

## ۲) چارچوب نظری

هریک از آماره‌هایی که در این تحقیق به‌عنوان شاخص نابرابری مورد توجه قرار گرفته است، الگوی توزیع درآمد جامعه را به شکل خاصی تفسیر کرده و میزان نابرابری آن را به گونه‌ای اندازه‌گیری می‌کند (Atkinson, 1970; Atkinson, 1983; Couiter, 1989; Fieids, 2007) بنابراین آگاهی از کم و کیف فرایند این تفسیر و چگونگی این اندازه‌گیری برای استفادهٔ بهینه از این شاخص‌ها ضروری است. ضرورتی که در زیر به اجمال به آن پرداخته می‌شود.

### ۱-۲) ضریب جینی

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 محتوی و خصوصیات مثبت و منفی آن ارائه شده است.

اصولاً ضریب جینی به عنوان یک شاخص نسبی به صورت اندازهٔ نسبت میزان نابرابری درآمد در جامعهٔ مفروض به حداکثر اندازهٔ ممکن نابرابری در یک الگوی توزیع درآمدِ کاملاً ناعادلانه تعریف شده است. بر پایه این تعریف، در صورتی که افراد جامه در انتخاب درآمد خود مختار باشند، همهٔ آن‌ها درآمدهای بالاتر 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 یک منفعت مورد انتظار محروم می‌بیند. این محرومیت ناشی از تفاوت درآمد کنونی آن‌ها با درآمد مورد انتظارشان می‌باشد. بر این

اساس، ضریب جینی عبارت است از نسبت متوسط مجموع قدرمطلق کلیهٔ جفت درآمدها در الگوی توزیع درآمد جامعهٔ مفروض (به مثابهٔ محرومیت ناشی از نابرابری توزیع منافع) به اندازهٔ این قدر مطلق، در یک الگوی توزیع درآمد کاملاً عادلانه (به مثابهٔ بیش‌ترین اندازهٔ ممکن محرومیت ناشی از نابرابری توزیع منافع). (Sen , 1973[1]).

در این دو حالت ضریب جینی (G) به صورت روابط زیر تعریف می‌شود:

$$G=1-\sum_{i=1}^{n}(p_{i+1}-p_i)[L_i(p)+L_{i+1}(p)] \qquad (۱$$

$$G=\frac{1}{2\mu}\times\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\left|x_i-x_j\right|}{n^2}=1+\frac{1}{n}-\frac{2}{n^2\mu}\left[nx_1+(n-1)x_2+(n-2)x_3+...+x_n\right] \qquad (۲$$

می‌توان نشان داد:

الف) ضریب جینی ویژگی‌های سهولت برآورد، وضوح محتوی و مفهوم، محدود بودن دامنهٔ تغییرات بین صفر و یک، عدم حساسیت نسبت به تغییر متناسب کلیهٔ درآمدها و حساسیت نسبت به تغییر ثابت کلیهٔ درآمدها را تأمین می‌کند؛

ب) ویژگی‌های حساسیت متفاوت نسبت به انتقال درآمد بین افراد دارای رتبهٔ متفاوت در الگوی توزیع درآمد (اصل انتقال نزولی) و تجزیه‌پذیری در ضریب جینی مصداق ندارد؛

ج) ویژگی حساسیت نسبت به انتقال درآمد بین افراد جامعه (اصل پیگو ـ دالتون) در مواردی در این شاخص نابرابری تأمین نمی‌شود؛

د) در صورتی که منحنی لورنزِ الگوی توزیع درآمد دو جامعه همدیگر را قطع نکنند، ضریب جینی شاخص مناسبی برای رتبه‌بندی میزان نابرابری آن‌ها می‌باشد؛ ولیکن اگر این دو منحنی همدیگر را قطع کنند، ضریب جینی ممکن است رتبه بندی نادرستی از نابرابری آن‌ها را نشان دهد.

---

۱. ترجمهٔ این کتاب توسط مؤسسهٔ عالی پژوهش تأمین اجتماعی، تحت عنوان **در باب نابرابری درآمدی** در سال۱۳۸۲ به چاپ رسیده است.

### ۲-۲) سهم نسبی درآمدی دهک‌ها

سهم نسبی درآمدی دهک‌ها (به مثابه حالت خاصی از چندک‌های درآمدی مانند چارک‌ها، پنجک‌ها و از این قبیل) و ترکیب منتخب آن (مانند سهم نسبی درآمدی چهل درصد افراد کم درآمد، چهل درصد افراد با درآمد متوسط و بیست درصد افراد پردرآمد) گرچه در بررسی‌های مربوط به نابرابری توزیع درآمد به‌طور وسیع مورد استفاده قرار می‌گیرد و محتوی مفهومی آن‌ها نیز بسیار ساده، ملموس و قابل درک است، اما بیش از آن که یک شاخص نابرابری الگوی توزیع درآمد باشند، حالات خاصی از نحوهٔ نمایش این الگوی توزیع هستند.

هر دهک مبین ده درصد از افراد جامعهٔ مفروض است. بنابراین با توجه به نحوهٔ مرتب کردن افراد در الگوی توزیع درآمد، دهک اول نشان‌دهندهٔ ده درصد افراد دارای کم‌ترین درآمد و به همین ترتیب دهک دهم نشان‌دهنده ده درصد افراد دارای بیش‌ترین درآمد می‌باشد؛ هم‌چنان‌که چهل درصد افراد کم درآمد نشان‌دهندهٔ مجموع چهار دهک اول تا چهارم، چهل درصد افراد با درآمد متوسط نشان‌دهندهٔ مجموع چهار دهک پنجم تا هشتم و بیست درصد افراد پردرآمد نشان‌دهندهٔ مجموع دهک‌های نهم و دهم است.

سهم نسبی درآمدی دهک‌ها (و یا ترکیب‌های منتخب آن) نشان‌دهندهٔ نسبتی (درصدی) از کل درآمد جامعه است که در اختیار هر دهک (یا ترکیب‌های منتخب آن) قرار دارد. واضح است که اندازهٔ مقداری این سهم نسبی به موازات بزرگ‌تر شدن رتبهٔ دهک‌ها افزایش می‌یابد. بر این اساس، نسبت سهم نسبی درآمدی دهک دهم به سهم نسبی درآمدی دهک اول شاخصی است که شدت نسبی نابرابری درآمدی میان پردرآمدترین و کم‌درآمدترین دهک‌های جامعه را اندازه‌گیری می‌کند.

### ۲-۳) انحراف میانگین نسبی[1]

شاخص انحراف میانگین نسبی (یا شاخص حداکثر شکاف درآمدی) با فرمول زیر تعریف

1. Relative Mean Deviation

می‌شود که در آن M شاخص حداکثر شکاف درآمدی، μ متوسط درآمد جامعه و n تعداد افراد جامعه می‌باشد.

$$M = \frac{\sum_{i=1}^{n} |X_i - \mu|}{2n\mu} = \frac{\sum_{i=1}^{n} |X_i - \mu|}{2\sum_{i=1}^{n} X_i} \quad (۳$$

ثابت شده است که:

الف) از نظر هندسی، اندازهٔ این شاخص برابر با حداکثر فاصلهٔ بین منحنی لورنز الگوی درآمد جامعه و خط برابری کامل توزیع درآمد است. این فاصله هنگامی به حداکثر می‌رسد که در سطح درآمد، معادل متوسط درآمد جامعه اندازه گیری می‌شود.

ب) از نظر مقداری، اندازهٔ این شاخص برابر با قدر مطلق ما به التفاوت فراوانی نسبی تجمعی درآمدهای کم‌تر از متوسط درآمد جامعه و فراوانی نسبی تجمعی تعداد دارندگان این درآمدها می‌باشد.

ج) از نظر مفهومی و کاربردی، اندازهٔ این شاخص نشان‌دهندهٔ درصدی از درآمد کل جامعه است که از درآمد دارندگان درآمد بالاتر از متوسط درآمد جامعه (به اندازهٔ تفاوت این درآمدها با متوسط درآمد جامعه) باید کسر شده و به دارندگان درآمد کم‌تر از متوسط درآمد جامعه (به اندازهٔ تفاوت این دو سطح درآمد) اضافه شود تا این که الگوی توزیع درآمد جامعه، توزیع کاملاً عادلانه شده و درآمد همهٔ افراد جامعه برابر متوسط درآمد جامعه شود.

د) ویژگی‌های سهولت برآورد، وضوح مفهوم و محتوی، محدود بودن دامنهٔ تغییرات بین صفر و یک، عدم حساسیت نسبت به تغییر متناسب کلیه درآمدها، حساسیت نسبت به تغییر ثابت کلیه درآمدها و عدم حساسیت نسبت به تغییر متناسب تعداد دارندگان درآمد با این شاخص تأمین می‌شود؛ در حالی‌که ویژگی‌های حساسیت متفاوت نسبت به انتقال درآمد بین افراد دارای رتبهٔ متفاوت در الگوی توزیع درآمد (اصل انتقال نزولی[1]) و تجزیه‌پذیری در آن مصداق نداشته و حساسیت نسبت به انتقال درآمد بین افراد جامعه به میزانی کم‌تر از تفاوت درآمد آنان (اصل انتقال پیگو ـ دالتون )را نیز در مواردی تامین نمی‌کند.

1. Diministing Transfer Principle

### ۴-۲) شاخص تایل

همهٔ شاخص‌های نابرابری معرفی شده در بندهای قبل، شاخص‌های عینی متکی بر منحنی لورنز و توابع توزیع مرتبط آن هستند، در حالی‌که شاخص تایل متکی بر مفهوم «انتروپی»[1] در «نظریه اطلاعات» است (Theil, 1967). بر پایهٔ این نظریه، انتروپی وقایع محتمل قابل قبول در یک محیط اطلاعاتی (H) برابر با مجموع موزون محتوی اطلاعاتی این وقایع (با ضریب وزنی احتمال وقوع آن) است که محتوی اطلاعاتی هر واقعه به نوبهٔ خود تابع نزولی احتمال وقوع آن است (یعنی هر چه احتمال وقوع یک واقعه بیش‌تر باشد، محتوی اطلاعاتی این واقعه کم‌تر است) و طبق رابطهٔ زیر تعریف می‌شود:

$$H = \sum_{i=1}^{n} P_i H(P_i) = \sum_{i=1}^{n} P_i \log 1/P_i \qquad (۴$$

در این رابطه $H$ انتروپی (محتوی اطلاعاتی) کل یک محیط اطلاعاتی، $P_i$ احتمال وقوع واقعهٔ $i$ و $H(P_i)$ محتوی اطلاعاتی (انتروپی) این واقعه است و نزولی بودن محتوی اطلاعاتی هر واقعه نسبت به احتمال وقوع آن به صورت $\log 1/P_i$ در نظر گرفته شده است. می‌توان نشان داد که اندازهٔ انتروپی یک محیط اطلاعاتی بین حداقل صفر (در حالتی که احتمال وقوع یکی از وقایع قابل وقوع در محیط اطلاعاتی مساوی یک بوده و در نتیجه، احتمال وقوع سایر وقایع قابل وقوع این محیط اطلاعاتی مساوی صفر باشد) و حداکثر $\log n$ (در حالتی که احتمال وقوع همه وقایع قابل وقوع در یک محیط اطلاعاتی برابر یکدیگر و مساوی $\frac{1}{n}$ باشد) تغییر می‌کند.

بر این اساس الگوی توزیع درآمد برابر مجموع موزون (با ضریب وزنی سهم درآمدی هر یک از افراد) انتروپی درآمد هر یک از افراد جامعه (لگاریتم معکوس سهم درآمدی آن فرد) است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

1. Entropy

$$H = \sum_{i=1}^{n} \frac{X_i}{n\mu} \log \frac{n\mu}{X_i} \qquad (۵$$

با توجه به آن‌چه در مورد دامنهٔ تغییرات اندازهٔ انتروپی یک محیط اطلاعاتی گفته شد، اندازهٔ انتروپی یک الگوی توزیع درآمد کاملاً عادلانه برابر با $\log n$ ($n$ تعداد دارندگان درآمد است) و در یک الگوی توزیع درآمد کاملاً غیرعادلانه مساوی صفر است.

تایل شاخص نابرابری الگوی توزیع درآمد جامعه را به صورت تفاضل اندازهٔ انتروپی این الگوی توزیع درآمد از انتروپی یک الگوی توزیع درآمد کاملاً عادلانه تعریف می‌کند:

$$T = \log n - \sum_{i=1}^{n} \frac{X_i}{n\mu} \log \frac{n\mu}{X_i} \qquad (۶$$

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

$$T = \frac{1}{n} \sum \frac{X_i}{\mu} \log \frac{X_i}{\mu} \qquad (۷$$

در ارتباط با ویژگی‌های شاخص تایل می‌توان نشان داد:

الف) اندازهٔ این شاخص بین صفر (برای الگوی توزیع درآمد کاملاً عادلانه) و $\log n$ (برای الگوی توزیع درآمد کاملاً ناعادلانه) تغییر می‌کند؛ لذا ویژگی محدود بودن دامنهٔ تغییرات بین صفر و یک (که اختصاص به شاخص‌های نسبی دارد) در این شاخص مصداق ندارد. برای تبدیل شاخص تایل به یک شاخص نسبی، از شاخص تایل تعدیل شده ($T' = \frac{T}{\log n}$) می‌توان استفاده کرد.

ب) شکل رابطهٔ شاخص تایل بستگی به تابع نزولی محتوی اطلاعاتی دارد که برای وقوع هر یک از درآمدها در الگوی توزیع درآمد در نظر گرفته می‌شود.

ج) سایر ویژگی‌های یک شاخص نابرابری مطلوب (یعنی سهولت برآورد، وضوح مفهوم و محتوی، عدم حساسیت نسبت به تغییر متناسب کلیه درآمدها، حساسیت نسبت به

تغییر ثابت کلیه درآمدها و عدم حساسیت نسبت به تغییر متناسب تعداد دارندگان درآمد، حساسیت نسبت به انتقال درآمد بین افراد جامعه، حساسیت متفاوت نسبت به انتقال درآمد بین افراد دارای رتبهٔ متفاوت در الگوی توزیع درآمد و تجزیه‌پذیری) در این شاخص مصداق دارد.

### ۵-۲) شاخص آتکینسون

آتکینسون (Atkinson, 1970) مانند برخی دیگر از محققان توزیع درآمد، اعتقاد دارد که شاخص نابرابری توزیع درآمد نباید صرفاً یک آمارهٔ نشان‌دهندهٔ پراکندگی در این الگوی توزیع باشد، بلکه باید دارای محتوی و مفهوم صریح اقتصادی بوده و از آن جمله، دربرگیرندهٔ ملاحظات ناشی از تابع مطلوبیت فردی و اجتماعی ناشی از درآمدِ در اختیار افراد جامعه باشد. او برای تأمین این منظور مفهومی را تحت عنوان «معادل درآمدی توزیع کاملاً برابر»[1] تعریف می‌کند و آن را درآمد سرانه‌ای می‌داند که اگر به تمام افراد جامعه داده شود، مطلوبیت کل حاصل از آن، معادل مطلوبیت کلی است که از الگوی توزیع درآمد کنونی در جامعهٔ مفروض به دست می‌آید؛ بنابراین، وی معادل درآمدی توزیع کاملاً برابر ($X_{EDE}$)را به صورت رابطه زیر تعریف می‌کند که درآن $U$ نشان‌دهندهٔ تابع مطلوبیت درآمد در جامعهٔ مفروض است:

$$X_{EDE} = X|[nU(X_{EDE}) = \sum_{i=1}^{n} U(X_i)] \qquad (۸$$

در شاخص آتکینسون تابع مطلوبیت $U$ تابعی مقعر است، بنابراین تابع مطلوبیت نهاییِ ناشی از آن نزولی است و در نتیجه $X_{EDE}$ بستگی به شکل تابع مطلوبیت $U$ دارد و همواره کوچک‌تر از $\mu$ است، مگر آن که الگوی توزیع درآمد در جامعهٔ 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

1. Equality Distributed Equivalent Level of Income

صورت کلی زیر تعریف می‌شود:

$$A=1-\frac{X_{EDE}}{\mu} \qquad (۹$$

آتکینسون اشکال زیر را برای تابع مطلوبیت $U$ پیشنهاد می‌کند که در آن $\varepsilon$ پارامتر «گریز از نابرابری»[1] است.

$$(\varepsilon \neq 1, \varepsilon \geq 0) \quad U(X)=a+b\frac{X^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \qquad (۱۰$$

$$(\ \varepsilon = 1\ )\ \ \mathrm{U(X)} = \log(\mathrm{x})$$

بر پایهٔ این توابع مطلوبیت، شاخص آتکینسون به صورت زیر در می‌آید که در آن $n_i$ تعداد افراد دارای درآمد $x_i$ می‌باشد:

$$A=1-\left[\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{X_i}{\mu}\right)^{1-\varepsilon}.\frac{n_i}{n}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \qquad (۱۱$$

می‌توان نشان داد که:

الف) اگر مطلوبیت نهایی درآمد برای افراد جامعه تناسب معکوس با مبلغ درآمد آنان داشته باشد (یعنی $\frac{dU}{dX}=\frac{1}{X}$)، تابع مطلوبیت متناظر با آن $U=\log X$ خواهد بود و در نتیجه، معادل درآمدی توزیع کاملا برابر، معادل میانگین هندسی درآمد افراد جامعه (یعنی $X_{EDE}=\prod_{i=1}^{n}X_i^{\frac{1}{n}}$) می‌شود و شاخص آتکینسون به صورت رابطهٔ زیر در می‌آید. این رابطه متناظر با رابطهٔ شاخص آتکینسون در حالتی است که $\varepsilon = 1$ باشد:

$$\mathrm{A} = 1\ G/\mu \qquad (۱۲$$

ب) اگر مطلوبیت نهایی درآمد افراد جامعه متناسب با معکوس مجذور مبلغ درآمد آنان

1. Inequality Aversion

باشد (یعنی $\frac{dU}{dX}=\frac{1}{Y^2}$)، تابع مطلوبیت متناظر با آن $U(X)=-\frac{1}{X}$ بوده و معادل درآمد توزیع کاملاً برابر نیز معادل میانگین هارمونیک درآمد افراد در الگوی توزیع درآمد جامعه مفروض می‌شود.

$X_{EDE}=\frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{x_i}}$ و شاخص آتکینسون متناظر با آن به صورت رابطهٔ زیر در می‌آید. این رابطه متناظر با شاخص آتکینسون در حالتی است که $\varepsilon = 2$ باشد:

$$A = 1 - H/\mu \qquad (۱۳$$

در ارتباط با شاخص آتکینسون گفتنی است که:

الف) اندازهٔ این شاخص بستگی به تابع مطلوبیت فردی و تابع رفاه اجتماعی (تابع مطلوبیت درآمد برای کل جامعه) در جامعهٔ مفروض دارد و لذا ممکن است برای دو الگوی توزیع درآمد متفاوت، به یک اندازه باشد؛ ضمن آن که اندازهٔ آن نیز می‌تواند در خارج از محدوده بین صفر و یک قرار گیرد.

ب) در این شاخص، تابع مطلوبیت درآمد برای همهٔ افراد جامعه یکسان در نظر گرفته شده و علاوه برآن، رفاه جمعی جامعه برابر با مجموع رفاه (مطلوبیت) فردی آحاد جامعه است. بر این دو فرض، اشکالات نظریِ متعددی وارد شده است (Sen, 1973).

ج) این شاخص نسبت به تغییر متناسب درآمد کلیهٔ افراد جامعه حساسیت نشان می‌دهد. به بیان دیگر، شاخصی نسبی و متأثر از واحد اندازه‌گیری درآمد در جامعهٔ مفروض است.

د) این شاخص اصل حساسیت نسبت به انتقال درآمد بین افراد جامعه (اصل پیگو ـ دالتون) و اصل حساسیت متفاوت نسبت به انتقال درآمد بین افراد دارای رتبه‌های مختلف در الگوی توزیع درآمد (اصل انتقال نزولی) را تأمین می‌کند.

## ۳) روش مطالعه

در این تحقیق از ریز داده‌های حاصل از آمارگیری بودجهٔ خانوارها در مرکز آمار ایران در سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۶۳ استفاده شده است. این آمار از طریق نمونه‌گیری حاصل می‌شود و در آن، خانوارها آخرین یا جزئی‌ترین واحد نمونه‌گیری را تشکیل می‌دهند. تعداد نمونه در سال ۱۳۶۳، ۲۷۱۴۸ خانوار (۴۶ درصد روستایی و ۵۴ درصد شهری) و در سال ۱۳۸۵، ۳۰۹۱۰ خانوار (۵۴ درصد روستایی و ۴۶ درصد شهری) است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، مخارج تعدیل شده می‌باشد که نحوهٔ به دست آمدن آن به شرح زیر است:

با توجه به بعد و ترکیب خانوار (منظور از بعد خانوار، تعداد افراد خانوار و منظور از ترکیب خانوار تفاوت در سن، جنسیت و ویژگی‌های دیگر اعضای خانوار است)، مقایسهٔ سطح رفاه خانوارها با یکدیگر مشکل می‌باشد. 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 مورد نیاز یک خانوادهٔ سه نفره شامل پوشاک، مسکن، برق و دیگر موارد سه برابر یک خانواده یک نفره نخواهد بود. با استفاده از شاخص‌های مقیاس‌های معادل، می‌توان مخارج خانوارهای با ابعاد متفاوت را با یکدیگر مرتبط ساخت. این شاخص‌ها عموماً بر اساس مواردی مانند بعد خانوار، سن اعضاء خانوار و غیره محاسبه می‌شود. مقیاس‌های معادل خانوار را می‌توان یک راه اقتصادی برای وارد کردن تاثیر خصوصیات جمعیتی خانوار ـ یعنی تمام خصوصیاتی که ما علاوه بر سطح مخارج و قیمت‌ها به عنوان عوامل موثر در الگوی مصرف خانوار می‌شناسیم ـ در الگوی مصرف خانوار دانست، که در قالب یک ضریب برای خانوار مورد بررسی نسبت به خانوار مرجع در نظر گرفته می‌شوند. به عبارت دیگر، مقیاس‌های معادل خانوار را می‌توان به عنوان عاملی تفسیر کرد که تأثیرات ناشی از خصوصیات خانوار مورد بررسی را نسبت به خانوار مرجع ما در قالب یک ضریب متبلور می‌سازد و با اعمال این ضریب، الگوی تقاضای خانوار مورد نظر نسبت به خانوار مرجع قابل قیاس می‌گردد.

از سوی سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه، روش‌های متداولی برای لحاظ

نمودن هزینه‌های معادل در مطالعات مختلف پیشنهاد شده است که عبارت‌اند از مقیاس معادل سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه، مقیاس پیشنهادی سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و مقیاس ریشهٔ مجذور. که در این تحقیق از روش آخر استفاده شده است (Dagum & Ferrari , 2004).

با در نظر گرفتن صرفه جویی‌های حاصل از مقیاس درآمد، سرانهٔ تعدیل شدهٔ هر عضو خانواده برابر خواهد بود با:

$$W_{ij} = \frac{Y_i}{S_i^{\varepsilon}} \qquad (۱۴$$

$W_{ij}$: درآمد سرانهٔ تعدیل شدهٔ عضو j ام از خانوار i

$Y_i$: درآمد کل خانوار i

$S_i$: بعد خانوار

ε: عامل تصحیح برای در نظر گرفتن صرفه جویی‌های حاصل از مقیاس که تحت عنوان کشش مقیاس معادل نامیده می‌شود.

ε می‌تواند مقادیر بین صفر و یک را اختیار نماید، که هر چقدر این مقدار کم‌تر باشد صرفه‌جویی‌های حاصل از مقیاس بزرگ‌تری در نظر گرفته شده است. ε =0 خانوارها را بدون توجه به بعدشان در نظر می‌گیرد و در واقع فرض می‌کند که مخارج خانوار مستقل از بعد خانوار است و ε =1 فرض می‌کند که هیچ صرفه جویی حاصل از مقیاسی وجود ندارد. در مطالعات اخیر سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه، ε =0/5 در نظر گرفته شده است که همان روش ریشهٔ مجذور است؛ بدین معنا که درآمد هر عضو خانوار برابر با درآمد کل خانوار تقسیم بر ریشهٔ دوم بعد خانوار خواهد بود. در این تحقیق از این روش بهره گرفته شده است.

از آن‌جا که تشکیل خانوار با حضور حداقل دو عضو آغاز می‌شود و در این حالت صرفه جویی های حاصل از مقیاس ناچیز خواهند بود، خانوار دو نفره به عنوان خانوادهٔ

مرجع در نظر گرفته شده و مقیاس معادل خانوارهای ۱ تا ۱۳ نفره و بیش‌تر بر این اساس محاسبه شده است. نتایج این محاسبه در جدول شمارهٔ ۱ آمده است.

**جدول۱: مقیاس معادل**

| بعد خانوار | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ | ۸ | ۹ | ۱۰ | ۱۱ | ۱۲ | ۱۳ و بیشتر |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معادل خانوار پایه (دو نفره) | ۰/۷ | ۱ | ۱/۲۲ | ۱/۴۱ | ۱/۵۸ | ۱/۷۳ | ۱/۸۷ | ۲ | ۲/۱۲ | ۲/۲۳ | ۲/۳۴ | ۲/۴۵ | ۲/۵۵ |

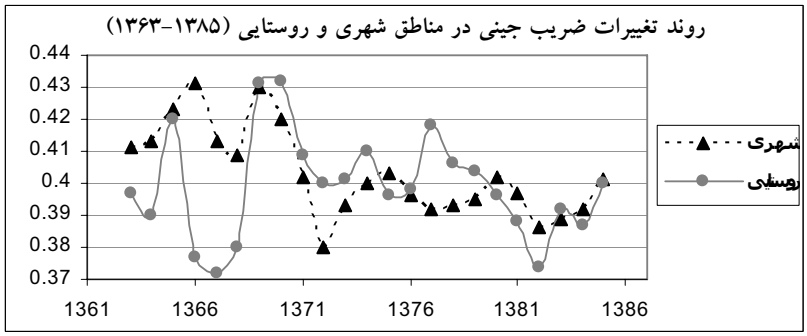
منبع: یافته‌های پژوهش، محاسبه شده بر اساس مقیاس ریشهٔ مجذور

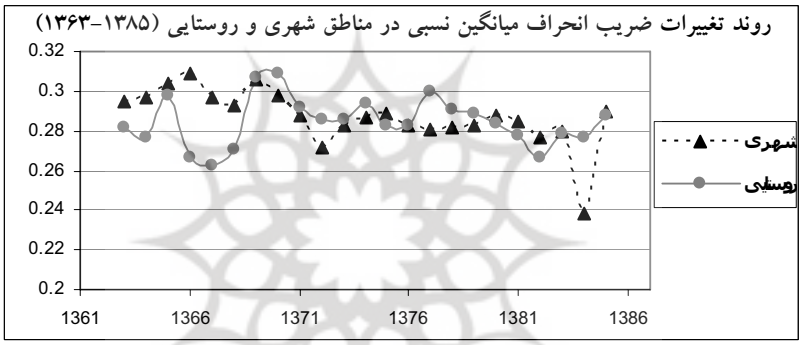
## ۴) یافته‌ها

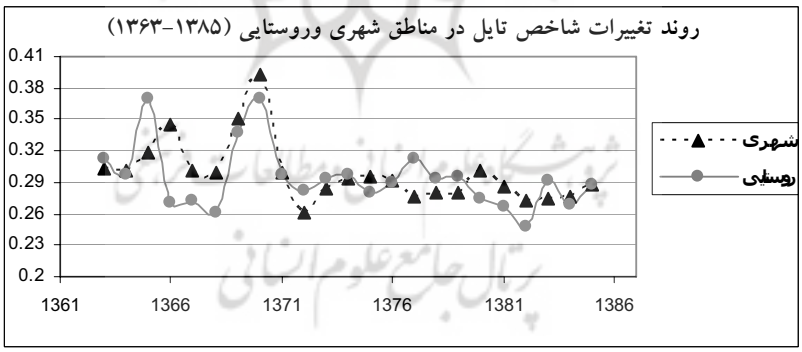
در نمودار شمارهٔ ۱ روند تغییرات شاخص‌های نابرابری در مناطق شهری و مناطق روستایی طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۶۳ نشان داده شده است. روند تغییرات ضریب جینی، ضریب انحراف میانگین نسبی، شاخص تایل و ضریب تغییرات در مناطق شهری و روستایی نیز نشان می‌دهد علی‌رغم فراز و نشیب‌های زیادی که این شاخص‌ها طی دورهٔ مذکور داشته‌اند، اما روند این تغییرات به طور کلی به جز سه سال پایانی نزولی بوده است. هم چنین تغییرات شاخص‌های نابرابری سازگاری دارند، یعنی در سال‌هایی که ضریب جینی افزایش یافته است، شاخص تایل و شاخص انحراف میانگین نسبی نیز افزایش یافته‌اند و برعکس. نکته مهم این است که روند تغییرات ضریب جینی و شاخص انحراف میانگین نسبی، در قیاس با شاخص تایل، با یکدیگر سازگاری بیش‌تری دارند، اما روند تغییرات ضریب تغییرات با شاخص‌های دیگر نابرابری سازگاری کم‌تری دارد.

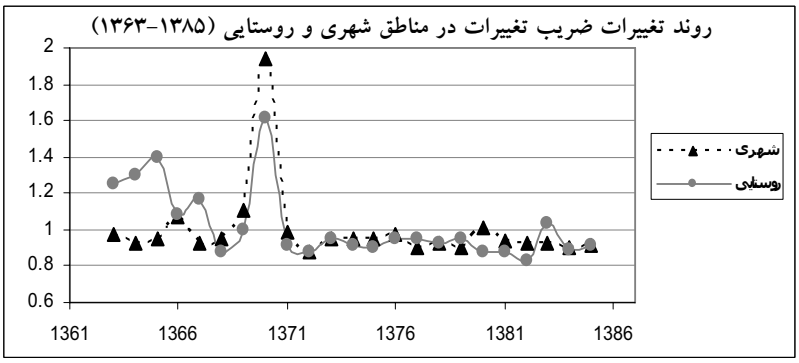
پرتال جامع علوم انسانی

**نمودار۱: روند تغییرات شاخص‌های نابرابری در مناطق شهری و روستایی (۱۳۸۵-۱۳۶۳)**



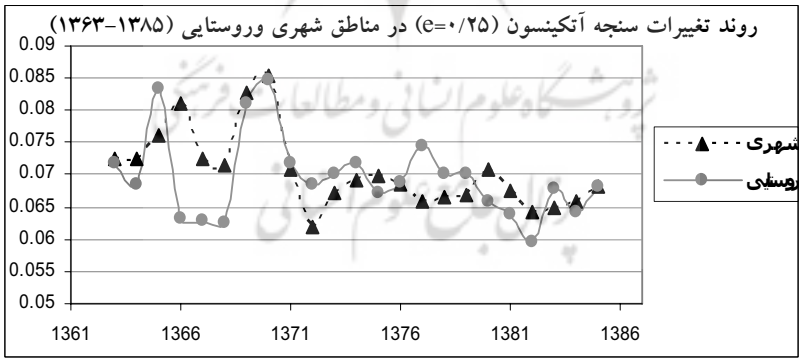



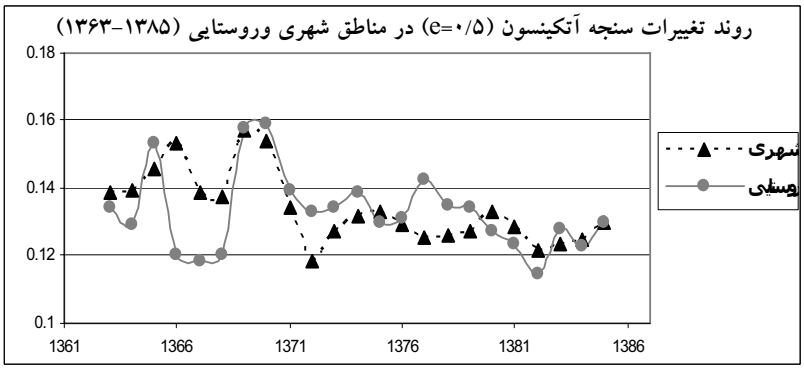


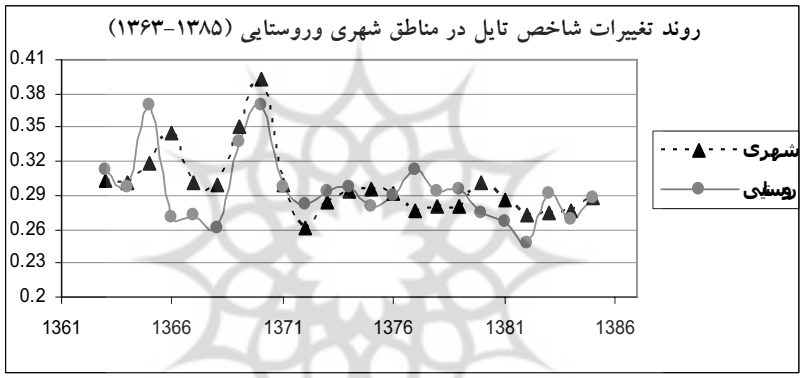

منبع: نتایج پژوهش

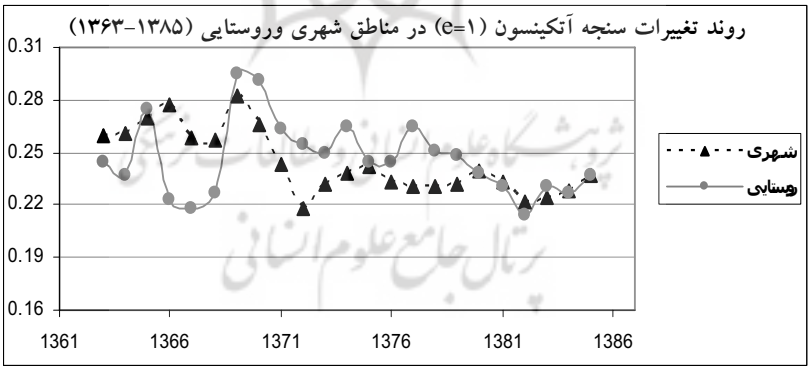
در نمودار شمارهٔ ۲ روند تغییرات سنجهٔ آتکینسون با مقادیر متفاوت پارامتر انزجار از نابرابری در مناطق شهری و مناطق روستایی نشان داده شده است. با مقایسهٔ روند تغییرات نابرابری سنجهٔ آتکینسون با شاخص‌های نابرابری دیگر ملاحظه می‌کنیم که این شاخص به ترتیب با پارامترهای $\varepsilon$=0.25، $\varepsilon$=0.5، $\varepsilon$=0.75 و $\varepsilon$=1 سازگاری بیش‌تری با دیگر شاخص‌های نابرابری دارد؛ از این‌رو پیشنهاد می‌شود در محاسبات این سنجه برای سیاست‌گذاران مقدار $\varepsilon$=0.5 استفاده شود که مقدار میانی دامنهٔ مقادیر $\varepsilon$ بین صفر و یک است.

**نمودار۲: روند تغییرات سنجهٔ آتکینسون در مناطق شهری (۱۳۸۵-۱۳۶۳)**






منبع: نتایج پژوهش

در جدول شمارهٔ ۲ نتایج حاصل از برآورد شاخص‌های نابرابری در مناطق شهری و روستایی طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۶۳ آورده شده است. در جدول شمارهٔ ۳ نتایج حاصل از برآورد سنجهٔ آتکینسون با استفاده از مقادیر متفاوت پارامتر انزجار از نابرابری خلاصه شده است.

**جدول ۲: شاخص‌های نابرابری مناطق شهری برای سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۵**

| شاخص نابرابری | ضریب جینی | | انحراف میانگین نسبی | | ضریب تغییرات | | شاص تایل | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| سال | شهری | روستایی | شهری | روستایی | شهری | روستایی | شهری | روستایی |
| ۱۳۶۳ | ۰/۴۱ | ۰/۳۹۷ | ۰/۳ | ۰/۲۸۲ | ۰/۹۸ | ۱/۲۵۱ | ۰/۳ | ۰/۳۱۳ |
| ۱۳۶۴ | ۰/۴۱ | ۰/۳۹ | ۰/۳ | ۰/۲۷۷ | ۰/۹۳ | ۱/۲۹۶ | ۰/۳ | ۰/۲۹۸ |
| ۱۳۶۵ | ۰/۴۲ | ۰/۴۲ | ۰/۳ | ۰/۲۹۸ | ۰/۹۶ | ۱/۴۰۱ | ۰/۳۲ | ۰/۳۶۹ |
| ۱۳۶۶ | ۰/۴۳ | ۰/۳۷۷ | ۰/۳۱ | ۰/۲۶۷ | ۱/۰۷ | ۱/۰۸۱ | ۰/۳۵ | ۰/۲۷۱ |
| ۱۳۶۷ | ۰/۴۱ | ۰/۳۷۲ | ۰/۳ | ۰/۲۶۳ | ۰/۹۲ | ۱/۱۶۷ | ۰/۳ | ۰/۲۷۲ |
| ۱۳۶۸ | ۰/۴۱ | ۰/۳۸ | ۰/۲۹ | ۰/۲۷۱ | ۰/۹۵ | ۰/۸۸ | ۰/۳ | ۰/۲۶۱ |
| ۱۳۶۹ | ۰/۴۳ | ۰/۴۳۱ | ۰/۳۱ | ۰/۳۰۷ | ۱/۱۱ | ۱/۰۰۱ | ۰/۳۵ | ۰/۳۳۷ |
| ۱۳۷۰ | ۰/۴۲ | ۰/۴۳۲ | ۰/۳ | ۰/۳۰۹ | ۱/۹۴ | ۱/۶۰۸ | ۰/۳۹ | ۰/۳۷ |
| ۱۳۷۱ | ۰/۴ | ۰/۴۰۹ | ۰/۲۹ | ۰/۲۹۲ | ۰/۹۹ | ۰/۹۱۷ | ۰/۳ | ۰/۲۹۷ |
| ۱۳۷۲ | ۰/۳۸ | ۰/۴ | ۰/۲۷ | ۰/۲۸۶ | ۰/۸۸ | ۰/۸۸۲ | ۰/۲۶ | ۰/۲۸۲ |
| ۱۳۷۳ | ۰/۳۹ | ۰/۴۰۱ | ۰/۲۸ | ۰/۲۸۶ | ۰/۹۵ | ۰/۹۴۹ | ۰/۲۸ | ۰/۲۹۴ |
| ۱۳۷۴ | ۰/۴ | ۰/۴۱ | ۰/۲۹ | ۰/۲۹۴ | ۰/۹۵ | ۰/۹۱۴ | ۰/۲۹ | ۰/۲۹۸ |
| ۱۳۷۵ | ۰/۴ | ۰/۳۹۶ | ۰/۲۹ | ۰/۲۸۳ | ۰/۹۵ | ۰/۸۹۶ | ۰/۳ | ۰/۲۸ |
| ۱۳۷۶ | ۰/۴ | ۰/۳۹۸ | ۰/۲۸ | ۰/۲۸۳ | ۰/۹۸ | ۰/۹۵ | ۰/۲۹ | ۰/۲۸۹ |
| ۱۳۷۷ | ۰/۳۹ | ۰/۴۱۸ | ۰/۲۸ | ۰/۳ | ۰/۹ | ۰/۹۵ | ۰/۲۸ | ۰/۳۱۲ |
| ۱۳۷۸ | ۰/۳۹ | ۰/۴۰۶ | ۰/۲۸ | ۰/۲۹۱ | ۰/۹۳ | ۰/۹۳ | ۰/۲۸ | ۰/۲۹۴ |
| ۱۳۷۹ | ۰/۴ | ۰/۴۰۴ | ۰/۲۸ | ۰/۲۸۹ | ۰/۹۱ | ۰/۹۴۹ | ۰/۲۸ | ۰/۲۹۵ |

**ادامهٔ جدول ۲**

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱۳۸۰ | ۰/۴ | ۰/۳۹۶ | ۰/۲۹ | ۰/۲۸۴ | ۱/۰۱ | ۰/۸۷۳ | ۰/۳ | ۰/۲۷۵ |
| ۱۳۸۱ | ۰/۴ | ۰/۳۸۸ | ۰/۲۹ | ۰/۲۷۸ | ۰/۹۴ | ۰/۸۷۲ | ۰/۲۹ | ۰/۲۶۷ |
| ۱۳۸۲ | ۰/۳۹ | ۰/۳۷۴ | ۰/۲۸ | ۰/۲۶۷ | ۰/۹۲ | ۰/۸۳۴ | ۰/۲۷ | ۰/۲۴۸ |
| ۱۳۸۳ | ۰/۳۹ | ۰/۳۹۲ | ۰/۲۸ | ۰/۲۷۹ | ۰/۹۲ | ۱/۰۳۴ | ۰/۲۸ | ۰/۲۹۱ |
| ۱۳۸۴ | ۰/۳۹ | ۰/۳۸۷ | ۰/۲۴ | ۰/۲۷۷ | ۰/۹۱ | ۰/۸۸۶ | ۰/۲۸ | ۰/۲۶۸ |
| ۱۳۸۵ | ۰/۴ | ۰/۴ | ۰/۲۹ | ۰/۲۸۸ | ۰/۹۲ | ۰/۹۱۸ | ۰/۲۹ | ۰/۲۸۷ |

منبع: نتایج پژوهش

**جدول ۳: شاخص آتکینسون برای سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۵**

| سال | $A(\varepsilon = 0.25)$ | | $A(\varepsilon = 0.5)$ | | $A(\varepsilon = 0.75)$ | | $A(\varepsilon = 1)$ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | شهری | روستایی | شهری | روستایی | شهری | روستایی | شهری | روستایی |
| ۱۳۶۳ | ۰/۰۷۲۳۱۷ | ۰/۰۷۱۸۷۳ | ۰/۱۳۸۹۵۲ | ۰/۱۳۴۴۳۳ | ۰/۲۰۱۲۲۳ | ۰/۱۹۱۱۹ | ۰/۲۶۰۱۶ | ۰/۲۴۴۱۷ |
| ۱۳۶۴ | ۰/۰۷۲۳۸۴ | ۰/۰۶۸۵۴۷ | ۰/۱۳۹۴۴۴ | ۰/۱۲۸۸۸۹ | ۰/۲۰۲۰۴۶ | ۰/۱۸۴۳۲۶ | ۰/۲۶۰۹۶ | ۰/۲۳۶۶۱۵ |
| ۱۳۶۵ | ۰/۰۷۶۰۲۹ | ۰/۰۸۳۳۰۱ | ۰/۱۴۵۷۸۸ | ۰/۱۵۳۶۵۱ | ۰/۲۱۰۱۸۶ | ۰/۲۱۶۲۹ | ۰/۲۷۰۱۲۶ | ۰/۲۷۴۲۶۶ |
| ۱۳۶۶ | ۰/۰۸۱۱ | ۰/۰۶۳۲۶۶ | ۰/۱۵۳۰۶۸ | ۰/۱۲۰۰۱۹ | ۰/۲۱۷۷۶۴ | ۰/۱۷۲۷۵۴ | ۰/۲۷۶۶۷۵ | ۰/۲۲۲۹۲۲ |
| ۱۳۶۷ | ۰/۰۷۲۳۵۷ | ۰/۰۶۲۸۰۷ | ۰/۱۳۸۹۵۷ | ۰/۱۱۸۳۴۲ | ۰/۲۰۰۵۸۴ | ۰/۱۶۹۵۶۵ | ۰/۲۵۸۰۰۵ | ۰/۲۱۸۱۵۵ |
| ۱۳۶۸ | ۰/۰۷۱۶۲۶ | ۰/۰۶۲۴۶ | ۰/۱۳۷۵۶۵ | ۰/۱۲۰۳۱۹ | ۰/۱۹۸۹۸۱ | ۰/۱۷۴۸۶۳ | ۰/۲۵۶۸۴۲ | ۰/۲۲۷۲۱۲ |
| ۱۳۶۹ | ۰/۰۸۲۵۶۸ | ۰/۰۸۱۲۰۲ | ۰/۱۵۶۹۶۹ | ۰/۱۵۸۰۶۹ | ۰/۲۲۸۵۰۲ | ۰/۲۳۵۵۶۱ | ۰/۲۸۲۲۳۳ | ۰/۲۹۴۴۹۵ |
| ۱۳۷۰ | ۰/۰۸۵۲۴۵ | ۰/۰۸۴۷۶۷ | ۰/۱۵۳۸۴ | ۰/۱۵۹۲۲۷ | ۰/۲۱۳۵۳۹ | ۰/۲۲۸۴۷۷ | ۰/۲۶۵۳۲۷ | ۰/۲۹۰۹۷۶ |
| ۱۳۷۱ | ۰/۰۷۰۶۷۴ | ۰/۰۷۱۷۱۱ | ۰/۱۳۴۱۰۳ | ۰/۱۳۹۴۸۸ | ۰/۱۹۲۵۲ | ۰/۲۰۵۳۸۹ | ۰/۲۴۲۷۲۷ | ۰/۲۶۳۷۹۲ |
| ۱۳۷۲ | ۰/۰۶۱۹۵۲ | ۰/۰۶۸۳۹۴ | ۰/۱۱۸۳۱۳ | ۰/۱۳۳۳۲۱ | ۰/۱۷۰۲۰۹ | ۰/۱۹۶۵۳۸ | ۰/۲۱۷۶۲۳ | ۰/۲۵۴۳۶۹ |
| ۱۳۷۳ | ۰/۰۶۷۰۳۳ | ۰/۰۷۰۰۰۴ | ۰/۱۲۷۱۸۵ | ۰/۱۳۴۲۰۵ | ۰/۱۸۱۸۶۴ | ۰/۱۹۴۶۵۱ | ۰/۲۳۱۶۷۴ | ۰/۲۵۰۰۲۸ |
| ۱۳۷۴ | ۰/۰۶۹۲۵۳ | ۰/۰۷۱۷۵۶ | ۰/۱۳۱۶۸۸ | ۰/۱۳۸۹۶۶ | ۰/۱۸۹۳۴۵ | ۰/۲۰۲۷۶۹ | ۰/۲۳۷۷۸۱ | ۰/۲۶۴۴۳۲ |
| ۱۳۷۵ | ۰/۰۶۹۹۶۱ | ۰/۰۶۷۲۸۵ | ۰/۱۳۲۷۸۲ | ۰/۱۲۹۷۸۹ | ۰/۱۸۹۷۰۳ | ۰/۱۸۸۷۳۲ | ۰/۲۴۱۷۸۶ | ۰/۲۴۴۷۰۵ |
| ۱۳۷۶ | ۰/۰۶۸۵۲۵ | ۰/۰۶۸۷۰۸ | ۰/۱۲۹۲۳۷ | ۰/۱۳۱۴۰۸ | ۰/۱۸۳۷۹۹ | ۰/۱۸۹۶۷۷ | ۰/۲۳۲۹۲۳ | ۰/۲۴۴۹۶۴ |

**ادامهٔ جدول ۳**

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱۳۷۷ | ۰/۰۶۵۸۷۴ | ۰/۰۷۴۴۷۷ | ۰/۱۲۵۵۹ | ۰/۱۴۲۶۵۴ | ۰/۱۸۰۰۷۸ | ۰/۲۰۵۵۴۸ | ۰/۲۳۰۱۹ | ۰/۲۶۴۱۴۸ |
| ۱۳۷۸ | ۰/۰۶۶۴۵۷ | ۰/۰۷۰۳۱۸ | ۰/۱۲۶۳۲۱ | ۰/۱۳۴۹۵۱ | ۰/۱۸۰۷۴۶ | ۰/۱۹۴۹۰۹ | ۰/۲۳۰۶۸۶ | ۰/۲۵۱۰۷۸ |
| ۱۳۷۹ | ۰/۰۶۶۷۱۶ | ۰/۰۷۰۰۹۷ | ۰/۱۲۷۰۵۳ | ۰/۱۳۴۰۵۸ | ۰/۱۸۱۹۴۹ | ۰/۱۹۳۱۱۵ | ۰/۲۳۲۲۵۲ | ۰/۲۴۸۲۹۵ |
| ۱۳۸۰ | ۰/۰۷۰۷۱۲ | ۰/۰۶۶۰۰۱ | ۰/۱۳۳۱۸۵ | ۰/۱۲۷۱۹۸ | ۰/۱۸۹۰۷۵ | ۰/۱۸۴۲۹ | ۰/۲۳۹۶۶۲ | ۰/۲۳۷۹۳۸ |
| ۱۳۸۱ | ۰/۰۶۷۶۸۳ | ۰/۰۶۴۰۳۸ | ۰/۱۲۸۳۶۶ | ۰/۱۲۳۳۱۶ | ۰/۱۸۳۱۸۲ | ۰/۱۷۸۶۸۱ | ۰/۲۳۳۰۸۹ | ۰/۲۳۰۸۶۹ |
| ۱۳۸۲ | ۰/۰۶۴۲۹۷ | ۰/۰۵۹۵۴۸ | ۰/۱۲۱۸۴۲ | ۰/۱۱۴۵۲۲ | ۰/۱۷۳۸۴۱ | ۰/۱۶۵۶۵۶ | ۰/۲۲۱۲۶۱ | ۰/۲۱۳۵۷۵ |
| ۱۳۸۳ | ۰/۰۶۴۹۵۴ | ۰/۰۶۷۸۹۵ | ۰/۱۲۳۳۵۱ | ۰/۱۲۷۷۷۶ | ۰/۱۷۶۳۰۷ | ۰/۱۸۱۷ | ۰/۲۲۴۷۶۷ | ۰/۲۳۱۱۱۷ |
| ۱۳۸۴ | ۰/۰۶۵۷۶۷ | ۰/۰۶۴۰۶ | ۰/۱۲۵۰۶ | ۰/۱۲۲۶۲۷ | ۰/۱۷۸۷۸۳ | ۰/۱۷۶۶۰۵ | ۰/۲۲۷۷۳۳ | ۰/۲۲۶۷۷۹ |
| ۱۳۸۵ | ۰/۰۶۸۱۶۸ | ۰/۰۶۸۱۸۲ | ۰/۱۲۹۸ | ۰/۱۲۹۹ | ۰/۱۸۵۷۳۱ | ۰/۱۸۶۰۳۲ | ۰/۲۳۶۶۱۱ | ۰/۲۳۷۵۱۷ |

منبع: نتایج پژوهش

## ۵) نتیجه‌گیری

به عنوان یک نتیجهٔ عمومی از تحلیل اندازهٔ شاخص‌های نابرابری درآمد در کشور می‌توان گفت که در طول دورهٔ بیست و سه سالهٔ مورد بررسی (۱۳۶۳ تا ۱۳۸۵)، علی‌رغم فراز و نشیب های میزان نابرابری درآمدی در میان خانوارهای کشور، شدت نسبی نابرابری درآمد در کشور روندی کاهنده داشته و در دو سال آخر (دو سال اول برنامهٔ چهارم) این روند فزاینده است؛ ولیکن میزان کاهش آن بسیار محدود و غیر مؤثر بوده و در مجموع، حاکی از ناکارآمدی سیاست‌های توزیعی اعمال شده و تأثیر پذیری الگوی توزیع درآمد از عوامل غیرسیاستی است که در مناطق شهری و روستایی کشور نیز به ترتیب متفاوتی تأثیر گذاشته و موجب افزایش یا کاهش نابرابری توزیع درآمد شده‌اند. هم چنین تغییرات شاخص‌های نابرابری با یکدیگر مطابقت داشته است؛ یعنی در سال‌هایی که ضریب جینی افزایش یافته است، شاخص تایل و شاخص انحراف میانگین نسبی نیز افزایش یافته‌اند و برعکس. نکته مهم این است که ضریب جینی و شاخص انحراف میانگین نسبی، در قیاس با شاخص تایل، با یکدیگر سازگاری بیش‌تری دارند. اما روند تغییرات ضریب تغییرات با

شاخص‌های دیگر نابرابری سازگاری کم‌تری دارد.

### ۱-۵) مناطق شهری

برخی از مهم‌ترین ویژگی‌های الگوی توزیع درآمد در میان خانوارهای جامعهٔ شهری کشور، در فاصلهٔ سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۵ بدین قرار است:

اندازهٔ ضریب جینی الگوی توزیع درآمد خانوارهای شهری کشور با تغییر بین حداقل ۰/۳۸۰ در سال ۱۳۷۲ و حداکثر ۰/۴۳۱ در سال ۱۳۶۶ نشان‌دهندهٔ روندی همراه با فراز و نشیب در میزان نابرابری این الگوی توزیع است که اندازهٔ آن در ابتدای دورهٔ زمانی مورد بررسی ۰/۴۱۱ و در پایان این دوره زمانی ۰/۴۰۱ می‌باشد؛ در حالی‌که اندازهٔ شاخص انحراف میانگین نسبی در الگوی توزیع درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۶۳ در حدود ۲۹/۵ درصد است و اندازهٔ متناظر آن در سال ۱۳۸۵ در حدود ۲۹ درصد می‌باشد. بر پایهٔ برآوردهای انجام شده، بیش‌ترین اندازهٔ این شاخص در حدود ۳۰/۹ درصد (در سال۱۳۶۶) و کم‌ترین اندازهٔ آن در حدود ۲۷/۲ درصد (در سال۱۳۷۲) است.

اندازهٔ شاخص ضریب تغییرات الگوی توزیع درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۶۳ در حدود ۰/۹۷۵ است که اندازهٔ متناظر آن در سال ۱۳۸۵ در حدود ۰/۹۱۷ می‌باشد. بر پایهٔ برآوردهای انجام شده، بیش‌ترین اندازهٔ این شاخص در حدود ۱/۹۳۷ (در سال ۱۳۷۰) و کم‌ترین اندازهٔ آن در حدود ۰/۸۷۷ (در سال ۱۳۷۲) است.

اندازهٔ شاخص تایل الگوی توزیع درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۶۳ در حدود ۰/۳۰۳ است که اندازهٔ متناظر آن در سال ۱۳۸۵ در حدود ۰/۲۸۷ می‌باشد. بر پایهٔ برآوردهای انجام شده، بیش‌ترین اندازهٔ این شاخص در حدود ۰/۳۹۲ (در سال۱۳۷۰) و کم‌ترین اندازه آن در حدود ۰/۲۶۱ (در سال۱۳۷۲) است.

اندازهٔ شاخص آتکینسون الگوی توزیع درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۶۳ در حدود ۰/۱۳۹ است که اندازهٔ متناظر آن در سال ۱۳۸۵ در حدود ۰/۱۳۰ می‌باشد. بر پایهٔ برآوردهای انجام شده، بیش‌ترین اندازهٔ این شاخص در حدود ۰/۱۵۷ (در سال ۱۳۶۹) و

کم‌ترین اندازهٔ آن در حدود ۰/۱۱۸ (در سال۱۳۷۲) است.

سهم نسبیِ درآمدیِ ده درصد کم درآمدترینِ خانوارهای شهری کشور در روندی نسبتاً پیوسته، افزایش یافته و از ۲/۱ درصد در ابتدای دوره به ۲/۶۷ درصد در سال پایانی آن ترقی کرده است.

سهم نسبیِ درآمدیِ ده درصدِ پردرآمدترینِ خانوارهای شهری کشور نه تنها کاسته نشده است، بلکه در مواردی افزایش هم داشته است. اندازهٔ این سهم نسبی در سال ۱۳۶۳ در حدود ۲۹/۳ درصد و در سال ۱۳۸۵ در حدود ۲۹/۶۱ درصد می‌باشد. بر پایهٔ تغییرات سهم نسبی درآمدی کم درآمدترین و پردرآمدترین خانوارهای شهری کشور، اندازهٔ نسبت سهم درآمدی دهک دهم خانوارهای شهری کشور به سهم درآمد متناظر آن برای خانوارهای دهک اول این جامعه نشان می‌دهد که در سال ۱۳۶۳، خانوارهای پردرآمد جامعهٔ شهری کشور ۱۴ برابر خانوارهای کم درآمد این جامعه درآمد داشته‌اند، که اندازهٔ متناظر آن در سال ۱۳۸۵ در حدود ۱۱ برابر است.

### ۲-۵) مناطق روستایی

برخی از مهم‌ترین ویژگی‌های الگوی توزیع درآمد در میان خانوارهای جامعهٔ روستایی کشور، در فاصله سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۵ به قرار زیر است.

اندازهٔ ضریب جینی الگوی توزیع درآمد خانوارهای روستایی کشور با تغییر بین حداقل ۰/۳۷۲ در سال ۱۳۶۷ و حداکثر ۰/۴۳۲ در سال ۱۳۷۰ نشان‌دهندهٔ روندی همراه با فراز و نشیب در میزان نابرابری این الگوی توزیع است که اندازهٔ آن در ابتدای دورهٔ زمانی مورد بررسی ۰/۳۹۷ و در پایان این دورهٔ زمانی ۰/۴۰۰ می‌باشد.

در حالی‌که اندازهٔ شاخص حداکثر شکاف درآمدی در الگوی توزیع درآمد خانوارهای روستایی کشور در سال ۱۳۶۳ در حدود ۲۸/۲ درصد است، اندازهٔ متناظر آن در سال ۱۳۸۵ در حدود ۲۸/۸ درصد می‌باشد. بر پایهٔ برآوردهای انجام شده، بیش‌ترین اندازهٔ این شاخص در حدود ۳۰/۹ درصد (در سال۱۳۷۰) و کم‌ترین اندازهٔ آن در حدود ۲۶/۳ درصد

(در سال ۱۳۶۷) است.

اندازهٔ شاخص ضریب تغییرات الگوی توزیع درآمد خانوارهای روستایی کشور در سال ۱۳۶۳ در حدود ۱/۲۵۱ است، که اندازهٔ متناظر آن در سال ۱۳۸۵ در حدود ۰/۹۱۸ می‌باشد. بر پایهٔ برآوردهای انجام شده، بیش‌ترین اندازهٔ این شاخص در حدود ۰/۸۸۶ (در سال ۱۳۷۰) و کم‌ترین اندازهٔ آن در حدود ۰/۸۳۴ (در سال ۱۳۸۲) است.

اندازهٔ شاخص تایل الگوی توزیع درآمد خانوارهای روستایی کشور در سال ۱۳۶۳ در حدود ۰/۳۱۳ است، که اندازهٔ متناظر آن در سال ۱۳۸۵ در حدود ۰/۲۸۷ می‌باشد. بر پایهٔ برآوردهای انجام شده، بیش‌ترین اندازهٔ این شاخص در حدود ۰/۳۷۰ (در سال ۱۳۷۰) و کم‌ترین اندازهٔ آن در حدود ۰/۲۴۸ (در سال ۱۳۸۲) است.

اندازهٔ شاخص آتکینسون الگوی توزیع درآمد خانوارهای روستایی کشور در سال ۱۳۶۳ در حدود ۰/۱۳۴ است، که اندازهٔ متناظر آن در سال ۱۳۸۵ در حدود ۰/۱۳۰ می‌باشد. بر پایهٔ برآوردهای انجام شده، بیش‌ترین اندازهٔ این شاخص در حدود ۰/۱۵۹ (در سال ۱۳۷۰) و کم‌ترین اندازهٔ آن در حدود ۰/۱۱۵ (در سال ۱۳۸۱) است.

سهم نسبی درآمدی ده درصد کم درآمدترین خانوارهای روستایی کشور در روندی نسبتاً پیوسته، افزایش یافته و از ۲/۳۳ درصد در ابتدای دوره به ۲/۶۲ درصد در سال پایانی آن ترقی کرده است.

سهم نسبی درآمدی ده درصد پردرآمدترین خانوارهای روستایی کشور نه تنها کاسته نشده، بلکه در مواردی افزایش هم داشته است. اندازهٔ این سهم نسبی در سال ۱۳۶۳ در حدود ۲۹/۲۴ درصد و در سال ۱۳۸۵ در حدود ۲۹/۶۵ درصد می‌باشد.

بر پایهٔ تغییرات سهم نسبی درآمدی کم‌درآمدترین و پردرآمدترین خانوارهای روستایی کشور، اندازهٔ نسبت سهم درآمدی دهک دهم خانوارهای روستایی کشور به سهم درآمد متناظر آن برای خانوارهای دهک اول این جامعه نشان می‌دهد که در سال ۱۳۶۳ خانوارهای پردرآمد جامعه شهری کشور ۱۳ برابر خانوارهای کم‌درآمد این جامعه درآمد داشته‌اند و اندازهٔ متناظر آن در سال ۱۳۸۵ در حدود۱۱ برابر است.

شاخص‌های محاسبه شده حکایت از نابرابری زیاد درآمدی و مصرف در ایران دارد. نوسانات نسبتا شدید شاخص‌های فقر در بعضی از سال‌ها، و نیز روند تحولات نابرابری در بلندمدت نشان از آن دارد که سیاست‌های اقتصادی در ایران با هدف کاهش فقر و نابرابری تنظیم نشده‌اند و اصولا توزیع درآمد از جمله دغدغه‌های سیاست‌گزاران و برنامه‌ریزان کشور طی دورهٔ مورد مطالعه نبوده است. نوسانات شدید نابرابری طی این دوره حکایت از دو نکته دارد: نخست این‌که نمونه‌های آماری مورد پیمایش از یک سال به سال دیگر تغییر می‌کنند و داده‌های مصرف و درآمد خانوارهای متفاوتی در محاسبات لحاظ شده است؛ نکتهٔ دوم این‌که اصولا تاثیر سیاست‌های اقتصادی بر فقر و نابرابری طی دورهٔ مورد مطالعه بیش‌تر تابع درآمدهای نفتی دولت‌ها بوده است تا سیاست‌های هدف‌مند دولت‌ها برای کاهش فقر و نابرابری.

اساساً یکی از اهداف پایه‌ای مطالعات فقر و نابرابری، دریافت تصویر صحیحی از چگونگی وضعیت این دو پدیده و ارائهٔ سیاست‌ها و راهکارهای مقابله با آن‌ها از سوی دولت‌ها است. نوسانات شدید درآمدهای نفتی طی سال‌های مورد مطالعه خود را به وضوح در سیاست‌های اقتصادی دولت‌ها متجلی کرده است. به دنبال کاهش شدید درآمدهای نفتی هم‌چون سال ۱۳۶۵، درجه‌ای از رکود اقتصادی و کاهش مخارج عمومی دولت‌ها را شاهدیم که این امر به نوبهٔ خود موجب افزایش فقر و توسعهٔ نابرابری در جامعه می‌شود. افزایش بی‌سابقهٔ درآمدهای نفتی از سال‌های ۱۳۸۴ به بعد نیز موجب بروز پدیدهٔ بیماری هلندی در کشور می‌شود. مشابه چنین پدیده‌ای را طی سال‌های ۱۳۵۳ و ۱۳۵۴ در اقتصاد ایران شاهدیم. افزایش شدید درآمدهای نفتی نوعا موجب افزایش نرخ مبادلهٔ ارز به زیان صادرات می‌شود و هم‌زمان، به دلیل فقدان انضباط مالی لازم در دولت‌ها افزایش شدید واردات را به دنبال دارد. هر دو این پدیده‌ها، در طرف عرضهٔ اقتصاد موجب کاهش تولید در داخل و افزایش رکود، و در طرف تقاضا افزایش شدید تقاضا را به دنبال داشته است. همین امر سبب بروز تورم لجام گسیخته در اقتصاد کشور شده است. نوعا قربانیان تورم شدید گروه‌های درآمدی متوسط و پایین و کسانی هستند که درآمدهای ثابت

دارند. فقرا به دلیل فقدان قدرت چانه زنی و دارایی‌هایی که در اثر تورم قیمت آن‌ها نیز افزایش می‌یابد (مثل زمین و مسکن)، بازندگان اصلی پدیدهٔ بیماری هلندی و تورم شدید در اقتصاد هستند. فقدان تورهای ایمنی اجتماعی سبب می‌شود که بیش‌ترین آسیب در سیاست‌های اقتصادی دولت‌ها، در هر دو موردِ رکود و تورم، متوجه گروه‌های درآمدی متوسط و پایین باشد. راه حل مقابله با رکود و تورم و منطقی کردن استفاده از درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی مثل نفت و گاز، که سرمایه‌های بین نسلی هستند و متعلق به نسل‌های دیگر نیز می‌باشند، تبدیل سرمایه‌های طبیعی به اشکال دیگری از سرمایه‌های انسانی، زیرساخت‌ها، ظرفیت‌های تولیدی و سرمایه‌های محیط زیستی است.

تخصیص درآمدهای ارزی به صورت سرمایه‌گذاری در آموزش و پرورش، آموزش عالی و تحقیقات موجب افزایش سرمایه‌های انسانی در کشور و ارتقا تولید و بهره‌وری ملی می‌شود. می‌توان انتظار داشت که سرمایهٔ انسانیِ بالاتر در نسل حاضر تضمین‌کنندهٔ سرمایه انسانی بالاتر در نسل‌های بعدی باشد و این امر به نوبهٔ خود در بلند مدت موجب کاهش فقر و نابرابری‌های اقتصادی ـ اجتماعی شود. سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها به کاهش هزینه‌های تولید و ارتقا کارایی و ترغیب سرمایه‌گذاری‌های بیش‌تر در کشور کمک می‌کنند. هر دو نوع سرمایه‌گذاری انسانی و زیرساخت‌ها زمینه‌ساز شکل‌گیری ظرفیت‌های جدید تولیدی به صورت احداث کارخانه‌ها و توسعهٔ ماشین‌آلات شکل دیگری از سرمایه‌های بین نسلی را محقق می‌کنند. حفظ محیط زیست و نیز سرمایه‌گذاری در قلمرو سرمایه‌های طبیعی نیز می‌تواند به شکل‌گیری توسعهٔ متوازن در مناطق مختلف کشور کمک کند. کلیهٔ این اشکال سرمایه به توسعهٔ ظرفیت‌های تولیدی، اشتغال، درآمد و بنابراین کاهش فقر و نابرابری و تقویت انسجام اجتماعی می‌انجامند.

پرتال جامع علوم انسانی

## منابع

## References


– ذاکر هنجنی، حمیده. (۱۳۸۶)، «نابرابری درآمدی در ایران»، **فصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی رفاه اجتماعی**، شمارهٔ ۲۴.

- Atkinson, A.B. (1970), "On the Measurement of Inequality", **Journal of Economic Theory**, No.2.
- Atkinson, A.B. (1983), **The Economics of Inequality**, 2nd ed., Oxford, Clarendon Press.
- Chakravorty, S. (2006), **Fragments of Inequality**, London, Routledge.
- Coulter, P.B. (1989), **Measuring Inequality**, Boulder, Westview Press.
- Cowell, F.(1998), **Measurement of Inequality**, London, London Scool of Economics.
- Dagum, Camilo & Guido, Ferrari. (2004), **Household Behaviour, Equivalence Scale, Welfare and Poverty**. Heidelberg, Phisica-Verlag.
- Fields, G. A. (2001), **Distribution and Development**, Cambridge, The MIT Press.
- Kakwani, N.C. (1980), **Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Implications**, Oxford University Press.
- Sen, A. (1973), **On Economic Inequality**, Oxford, Colrendon Press.
- Theil, H. (1967), **Econometrics and Information Theory**, Amesterdam, North Hollad.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی