سنجش نابرابری درآمدی در بین استان‌های ایران
(رویکرد عینی و قیاسی از شاخص‌های ایستای ناپارامتریک)

باقر درویشی[1]
استادیار اقتصاد دانشگاه ایلام
محمدنبی شهیکی‌تاش[2]
استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۱/۲۰
تاریخ تأیید: ۹۱/۰۵/۲۴

چکیده

هدف این مقاله سنجش میزان نابرابری درآمد با استفاده از شاخص‌های ناپارامتریک در بین استان‌های کشور است. برای ارزیابی میزان نابرابری از ضریب جینی، ضریب تایل و شاخص هرفیندال به عنوان شاخص‌های عینی و از ضریب دالتون و اتکینسون به عنوان شاخص‌های قیاسی استفاده شده است. برای بررسی نابرابری درآمدی در بین استان‌های کشور، از داده‌های مربوط به GDP سرانه حقیقی بدون نفت در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۶ استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در بیست استان درآمد سرانه پایین‌تر از متوسط کشور می‌باشد در حالی که در استان تهران درآمد سرانه ۱/۷ برابر متوسط کشور است. در شانزده استان نیز درآمد سرانه پایین‌تر از ۵۰ درصد درآمد سرانه استان تهران است. درآمد سرانه استان سیستان و بلوچستان پایین تر از ۲۵ درصد درآمد سرانه استان تهران می باشد و هیچ‌کدام از استان‌های مورد بررسی درآمد سرانه‌ای بالاتر از ۸۰ درصد استان تهران را ندارند. مقایسه رتبه استان‌های مختلف براساس بالاترین درآمد سرانه در ابتدا و انتهای دوره مورد بررسی نشان‌دهنده تحرک‌پذیری ضعیف استان‌ها است و ضریب همبستگی بین رتبه استان‌ها در ابتدا و انتهای دوره مورد بررسی بسیار نزدیک به یک و برابر با ۹۷ درصد می‌باشد. نتایج حاصل از شاخص‌های نابرابری نشان می‌دهد که بیشترین نابرابری در سال‌های ۱۳۸۰و ۱۳۸۲ وجود داشته است. نکته قابل توجه دیگر این است که رتبه‌بندی شاخص‌های جینی، دالتون و اتکینسون مشابه بوده و نوسان آن‌ها نیز زیاد است در حالی که شاخص‌های تایل و هرفیندال رتبه‌بندی متفاوتی را ارائه می‌نمایند و نوسان آن‌ها نیز بسیار ناچیز است. نوسان بالای شاخص‌هایی که اصل ضعیف انتقال را برآورده می‌سازند و باثبات بودن شاخص‌هایی که اصل انتقال قوی را برآورده می‌کنند نشان می‌دهد که در طی دوره مورد بررسی، اختلاف درآمدی بین استان‌های ثروتمند یا بین استان‌های ثروتمند و کم درآمد زیاد شده اما شکاف بین استان‌های محروم تغییر چندانی نکرده است.

واژگان کلیدی: شاخص‌های نابرابری جینی، تایل، هرفیندال، اتکینسون، دالتون، استان های ایران، درآمد سرانه
طبقه‌بندی موضوعی: D31, D39

مقدمه

یکی از مباحث پایه در تحلیل‌های اقتصاد منطقه‌ای، چگونگی توزیع منابع و امکانات در بین مناطق جغرافیایی می‌باشد، به گونه‌ای که منجر به عدم تعادل منطقه‌ای نگردد. به عبارت دیگر، در نظریات اقتصاد منطقه‌ای اعتقاد بر آن است که نحوه تخصیص منابع و فرصت‌های اقتصادی در بین مناطق جغرافیایی

«نویسنده مسئول»
1. Email: darvishi_b@yahoo.com
2. Email: Mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

می‌باید به گونه‌ای باشد که همگرایی منطقه‌ای شکل گیرد. اکنون در این مقاله به دنبال بررسی شدت عدم تعادل منطقه‌ای از حیث سرانه تولید ناخالص منطقه‌ای در کشور می‌باشیم. پاسخ علمی به این مسئله می‌تواند از نظر عملی الگوی سیاست‌گذاری مناسبی در زمینه تخصیص و توزیع منابع، امکانات و فرصت‌ها در اختیار سیاست‌گذاران بخش عمومی کشور برای رفع عدم تعادل‌های ایجاد شده قرار دهد.

واقعیت‌های مشهود در بیش از سی استان کشور بیانگر آن است که به دلیل برخی از مواهب جغرافیایی و منطقه‌ای، برخی از استان‌ها به عنوان مناطق توسعه یافته‌تر شناخته می‌شوند؛ به عبارتی سرانه تولید ناخالص داخلی برخی از استان‌ها بسیار زیاد و برخی اندک است. همچنین توزیع جمعیت در استان‌های کشور به صورت ناهمگن می‌باشد و در برخی استان‌ها تراکم جمعیت نسبت به مساحت استان بسیار زیاد و در برخی اندک است. از طرفی الگوهای سیاستی و تابع رفاه اجتماعی کشور به گونه‌ای بوده که برخی استان از نظر زیرساخت‌های لازم برای رشد، بهره‌مندتر از سایر استان‌ها می‌باشند. اکنون سؤالات محوری در این مقاله آن است که وضعیت توزیع درآمد و نابرابری سرانه تولید ناخالص داخلی در استان‌های ایران به چه میزان است؟ آیا عدم تعادل معنی‌داری بین استان‌های کشور در توزیع درآمد وجود دارد یا خیر؟ میزان تحرک درآمدی در بین استان‌ها در طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶ چگونه بوده است؟

در این مقاله تلاش بر آن است که از زوایای مختلف و با استفاده از شاخص‌های عینی و قیاسی به این سؤالات پاسخ داده شود. از این رو در بخش دوم مقاله به مبانی نظری شاخص‌های ناپارامتریک تحقیق اشاره شده است. در این بخش به اختصار، به ساختار محاسباتی شاخص‌های عینی (شاخص جینی، تایل و هرفیندال) و شاخص‌های قیاسی (اتکینسون و دالتون) پرداخته شده و با بررسی مختصات هر یک از شاخص‌ها، تلاش نموده‌ایم تا ویژگی‌های هر یک از این معیارها بررسی شود. در بخش سوم با استفاده از اطلاعات سرانه تولید ناخالص داخلی استان‌ها در ابتدا تصویری کلی از وضعیت نابرابری در بین استان‌های ایران ارائه شده و سپس با استفاده از شاخص تایل، هرفیندال، جینی، اتکینسون و دالتون، ارزیابی از سطح نابرابری در بین استان‌ها در طی دوره ۱۳۸۰- ۱۳۸۶ ارائه گردیده و در نهایت رتبه‌بندی از شدت نابرابری ارائه شده است. در پایان در بخش چهارم به جمع بندی و تحلیل مهم‌ترین یافته‌های تحقیق پرداخته شده است.

قابل ذکر است که در ایران مطالعات متنوعی توسط امینی و همکاران (۱۳۹۰)، ابونوری و همکاران (۱۳۸۹)، ترابی و همکاران (۱۳۸۸)، فطرس و معبودی (۱۳۸۷)، خداداد کاشی و همکاران (۱۳۸۶)، شهیکی و همکاران (۱۳۸۶)، ابونوری و اسناوندی (۱۳۸۴)، ارسلان بد (۱۳۸۳)، محمودی (۱۳۸۳)، طراز کار و زیبایی (۱۳۸۳)، صادقی (۱۳۷۴)، پژویان (۱۳۷۳)، پروین (۱۳۷۲)، حقیقت (۱۳۷۱) و ابونوری (۱۳۷۱) انجام شده است. اما قلمرو اکثر این

مطالعات سنجش و ارزیابی نابرابری میان دهک‌های درآمدی در کشور بوده است. اما در این مقاله از زاویه متفاوتی به وضعیت توزیع درآمد در ایران پرداخته شده است. به عبارت دیگر، در این مقاله شدت نابرابری و تحرک درآمدی در بین استان‌های بررسی شده است.

۱- مبانی نظری

شاخص‌های ایستای توزیع درآمد را می‌توان به دو دسته شاخص‌های عینی و قیاسی تقسیم کرد. شاخص‌های عینی، شاخص‌هایی هستند که به طور مستقیم و صریح از مفهوم رفاه اجتماعی و قضاوت‌های ارزشی مبتنی بر آن استفاده نمی‌کنند و عمدتاً ابزارها و معیارهای آماری هستند که برای اندازه‌گیری پراکندگی صفت مورد مطالعه در بین افراد جامعه به کار گرفته می‌شوند. شاخص‌های عینی به وسیله اقتصاددانانی چون اتکینسون[1] و بنتزل[2] مورد نقد قرار گرفت. زیرا آنان معتقد بودند که هر معیار نابرابری باید منعکس کننده رجحان‌های جامعه، رفاه فردی و اجتماعی باشد. این دیدگاه منجر به معرفی شاخص‌هایی گردید که به آن شاخص‌های قیاسی می‌گوییم. این معیارها بر اساس حداکثر رفاه اجتماعی (ناشی از توزیع عادلانه درآمدها بر اساس رجحان افراد) و میزان از دست دادن بخشی از این رفاه (که نشان‌دهندهٔ توزیع ناعادلانه درآمدها است) تنظیم شده‌اند. در این مقاله برای ارزیابی نابرابری از شاخص‌های هرفیندال (H)، ضریب جینی (G) و شاخص تایل (T) به عنوان مهم‌ترین شاخص‌های عینی استفاده شده است. در جدول (۱) به روابط محاسباتی این شاخص‌ها اشاره شده است.

جدول(۱): شاخص‌های عینی سنجش نابرابری

ردیف	شاخص	رابطه محاسباتی	توضیحات
۱	شاخص هرفیندال(H)	$H=\sum_{i=11}^{n} s_i^{\,2}$	y_i درآمد هر فرد و $s_i=\frac{y_i}{n\bar{y}}$ سهم وی از کل درآمد جامعه می‌باشد.
۲	ضریب جینی(G)	$G=\frac{\Delta}{2\bar{Y}}=\frac{1}{2\bar{Y}}.\frac{1}{n^2}\sum_{i}^{n}\sum_{j}^{n}\lvert y_i-y_j\rvert$	از نظر جبری ضریب جینی عبارت است از نسبت متوسط قدر مطلق تفاوت بین کلیه جفت درآمدها (یعنی Δ) به حداکثر اندازه ممکن این تفاوت. (که در حالت نابرابری کامل مساوی $2\bar{Y}$ است)[3]

1. Atkinson
2. Bentzel
۳. لازم به ذکر است که اگر منحنی لورنز دو یا چند توزیع درآمد همدیگر را قطع نکنند ضریب جینی معیار مناسبی برای رتبه‌بندی آن‌ها است.

۳	شاخص تایل(T)	$T = Log\,(n) - \sum_{i}^{n} S_i \log(\frac{1}{s_i})$ $= \frac{1}{n}\sum_{i}^{n} \frac{Y_i}{\bar{Y}} Log\left(\frac{Y_i}{\bar{Y}}\right)$	شاخص تایل به صورت تفاضل آنتروپی توزیع درآمد مورد بررسی از آنتروپی توزیع درآمد کاملاً عادلانه (که همیشه مساوی Log (n)است) تعریف می‌شود. در این رابطه $S_i = \frac{Y_i}{n\bar{Y}}$ می‌باشد.

منبع: درفمن (۱۹۷۹) و امیل و کویل (۱۹۹۹)

همانگونه که بیان شد، شاخص‌های عینی توزیع درآمد هیچ‌گونه توجه مستقیمی به تابع رفاه فردی، تابع رفاه اجتماعی و ترجیحات جامعه ندارند. منتقدین شاخص‌های عینی بر این باورند که بدون بکارگیری فرض‌هایی در مورد تابع رفاه اجتماعی و ترجیحات اجتماعی امکان رتبه‌بندی کامل الگوهای توزیع درآمد، اندازه‌گیری نابرابری و تعیین میزان نابرابری در بین الگوهای مختلف توزیع درآمد وجود ندارد. اتکینسون شرایطی را معرفی می‌کند که در صورت تحقق آن‌ها رتبه‌بندی شاخص‌های عینی از الگوهای توزیع درآمد با رتبه‌بندی تابع رفاه اجتماعی یکسان خواهد بود. در صورت تحقق این شرایط می‌توان به وسیله شاخص‌های عینی و بدون بکارگیری توابع رفاه اجتماعی الگوهای مختلف توزیع درآمد را رتبه‌بندی کرد که این شرایط عبارتند از: ۱- در مقایسه الگوهای توزیع درآمد با میانگین درآمدی یکسان، اگر منحنی لورنز این الگوها همدیگر را قطع نکنند بدون توجه به شکل تابع رفاه اجتماعی (به جز فزاینده و مقعر بودن) الگوی توزیع درآمدی عادلانه‌تر است که منحنی لورنز آن به خط برابری نزدیک‌تر باشد.۲- اگر منحنی لورنز چند الگوی توزیع درآمد همدیگر را قطع کنند امکان رتبه‌بندی آن‌ها بدون توجه به توابع رفاه اجتماعی وجود ندارد.۳- اگر میانگین درآمد الگوهای توزیعی مختلف متفاوت باشد، تنها در صورتی می‌توان آن‌ها را رتبه‌بندی کرد که منحنی‌های لورنز آن‌ها همدیگر را قطع نکنند، میانگین درآمدی الگوی عادلانه‌تر بزرگ‌تر از میانگین بقیه باشد و منحنی لورنز آن به خط برابری نزدیک‌تر باشد. دیدگاه اتکینسون را می‌توان به صورت آماری بیان نمود. به عبارتی اگر تابع مطلوبیت فردی را با U(m) نمایش دهیم می‌توان تابع رفاه اجتماعی را به شکل $W = \int_{a}^{b} U(x) f(x) dx$ تعریف کرد که در این رابطه حد بالای درآمد جامعه b و حد پائین آن صفر فرض شده است. $f(x)$ تابع توزیع درآمد افراد جامعه است و توزیع $f(x)$ در صورتی نسبت به توزیع $f^*(x)$ عادلانه‌تر و ارجح‌تر است (با توجه به معیار رفاه اجتماعی) که رابطه زیر برقرار باشد (Cowell, 2000: 86).

$$\int_{0}^{z} (f(x) - f^*(x) dx \le 0 \qquad 0 \le Z \le b$$

بنابراین شاخص‌های قیاسی، شاخص‌های توزیع درآمدی می‌باشند که نابرابری و رفاه اجتماعی یک جامعه را مستقیماً به یکدیگر مرتبط می‌دانند و حداکثر رفاه اجتماعی را متناظر با حالتی می‌دانند که در آن درآمد به طور یکسان بین افراد جامعه توزیع شده باشد. این شاخص‌ها از طریق مقایسه حداکثر رفاه اجتماعی حاصل از توزیع برابر درآمدها با رفاه اجتماعی حاصل از توزیع واقعی درآمدها در جامعه، میزان کاهش رفاه اجتماعی حاصل از توزیع نامتعادل درآمد بین افراد جامعه و میزان نابرابری را برآورد می‌کنند. از این رو در این مقاله برای ارزیابی دقیق‌تر وضعیت نابرابری در استان‌های ایران از شاخص اتکینسون (A_ε) و شاخص دالتون (D_ε) به عنوان شاخص‌های قیاسی سنجش نابرابری استفاده شده است. در جدول (۲) به روابط محاسباتی این شاخص‌ها اشاره شده است.

جدول(۲): شاخص‌های قیاسی سنجش نابرابری

ردیف	شاخص	رابطه محاسباتی	توضیحات
۱	شاخص اتکینسون	$A_\varepsilon = 1 - \left[\sum_{i=1}^{n} \left[\frac{y_i}{\bar{y}} \right]^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$	اتکینسون شاخص را معرفی کرد که متکی برمفهوم معادل درآمدی توزیع متعادل[1] می‌باشد. در تابع ذکر شده ε پارامتر گریز از نابرابری[2] و A_ε شاخص اتکینسون است.
۲	شاخص دالتون	$D_\varepsilon = 1 - \frac{\bar{y}^{1-\varepsilon}\left[1-A_\varepsilon\right]^{1-\varepsilon} - 1}{\bar{y}^{1-\varepsilon} - 1} \quad if \quad \varepsilon \neq 1$ $D_\varepsilon = 1 - \frac{\log(\bar{y}\left[1-A_\varepsilon\right])}{\log(\bar{y})} \quad if \quad \varepsilon = 1$	در این رابطه D_ε شاخص دالتون، A_ε شاخص اتکینسون، $\bar{Y}$ میانگین درآمد و ε پارامتر نابرابری گریزی است .

منبع: اتکینسون(۱۹۷۵) و کویل(۲۰۰۰)

قابل ذکر است که هر یک از شاخص‌های ذکر شده، مبتنی بر اصولی است. در جدول (۳) اصول مرتبط با یک شاخص نابرابری معرفی شده است و در جداول (۴) و (۵) مختصات هر شاخص بر اساس «اصول پایه‌ای در شاخص‌های نابرابری» که به اصول دالتون معروف است، اشاره شده است.

1. Equally distributed equivalent Level of income
2. Inequality Aversion

جدول(۳): اصول مرتبط با شاخص نابرابری

ردیف	اصل	توضیحات
۱	محدود بودن دامنه تغییرات شاخص به بازهٔ صفر و یک	از لحاظ تجربی این محدودیت موجب تسهیل در ارزیابی و مقایسه الگوهای مختلف توزیع می‌شود. در این شرایط، در حالت برابری کامل مقدار شاخص برابر صفر و در حالت نابرابری کامل برابر یک می‌گردد. اما این رابطه لزوماً برای کلیه شاخص‌های نابرابری برقرار نیست.
۲	استقلال مقیاس[۱]	استقلال مقیاس بدان معنا است که اگر درآمد کلیه افراد جامعه با نسبت یکسانی تغییر کند (افزایش یا کاهش یابد) مقدار شاخص نابرابری نباید تغییر کند.
۳	اصل جمعیت[۲]	این اصل بیان می کند که میزان نابرابری در توزیع کیک نباید به تعدادی افرادی که کیک بین آن‌ها توزیع می‌شود وابسته باشد.
۴	اصل ضعیف انتقال[۳] یا اصل پیگو – دالتون	این اصل بیانگر این است که انتقال مقدار معینی درآمد بین دو فرد از جامعه اگر موجب شود تفاوت درآمد بین دو فرد زیاد، کم یا بدون تغییر بماند شاخص نابرابری نیز باید به ترتیب افزایش، کاهش یا بدون تغییر باقی بماند.
۵	اصل انتقال قوی[۴]	بر اساس این اصل باید به انتقال درآمد بین فقراء بیش از انتقال درآمد بین افراد پر درآمد و ثروتمند اهمیت داده شود.
۶	اصل تجزیه‌پذیری[۵]	یک معیار نابرابری به صورت جمع‌پذیر تجزیه‌پذیر است اگر بتوان آن را بر حسب جمع وزنی مقادیر نابرابری محاسبه شده برای گروه‌های جمعیتی به علاوه نابرابری حاصل از تفاوت بین میانگین درآمد گروه‌ها نوشت.[۶]

منبع: کویل(۲۰۰۰)

جدول شماره (۴): ویژگی شاخص‌های نابرابری بر اساس اصول تجزیه‌پذیری و اصول انتقال

شاخص	اصول تجزیه‌پذیری		اصول انتقال	
	تجزیه‌پذیر	تفکیک‌پذیر	انتقال ضعیف	انتقال قوی
ضریب جینی	-	+	+	-
شاخص تایل	+	+	+	+
شاخص هرفیندال	+	+	+	+
شاخص دالتون	+	+	+	-
شاخص اتکینسون	+	+	+	-

منبع: کوگا (۱۹۷۳)، فوستر (۱۹۸۳) و کویل (۲۰۰۰)

1. Income Scale Independence
2. Principle of population
3. Weak Principle of Transfer
4. Strong Principle of Transfer
5. Decompositions

۶. در این بخش باید دو مفهوم تجزیه‌پذیری و تفکیک‌پذیری را از یکدیگر جدا کرد. منظور از تجزیه‌پذیری این است که اگر جامعه به تعداد معینی زیرگروه تقسیم شود میزان نابرابری درآمد مربوط به کل جامعه به صورت جمع وزنی میزان نابرابری در داخل گروه‌ها قابل بیان باشد. براساس این ویژگی می‌توان سهم نسبی نابرابری درآمد هر یک از گروه ها در نابرابری کل را تعیین کرد. در مقابل مفهوم تفکیک‌پذیری را داریم که بیان می‌کند اگر نابرابری درآمد در کل جامعه به گونه‌ای به صورت مجموع نابرابری درآمد در داخل گروه‌ها و در بین گروه‌ها تقسیم شود که جمع وزنی نابرابری در داخل گروه‌ها با جمع نابرابری داخل زیرگروه‌ها یکسان نباشد در این صورت می‌گوییم که نابرابری کل به نابرابری در بین گروه‌ها و در داخل گروه‌ها تفکیک شده است.

جدول شماره (۵): ویژگی شاخص‌های نابرابری بر اساس اصول جمعیت و مقیاس و دامنه تغییرات

شاخص	دامنه تغییرات	استقلال جمعیت	استقلال مقیاس	ویژگی شاخص
ضریب جینی	$[0,1]$	+	+	به انتقال درآمد بین افراد کم درآمد و انتقال درآمد بین افراد ثروتمند اهمیت یکسانی می‌دهد.
شاخص تایل	$[0, Logn]$	+	+	به انتقال درآمد بین افراد کم درآمد نسبت به انتقال درآمد بین افراد ثروتمند اهمیت بیشتری می‌دهد.
شاخص هرفیندال	$[\frac{1}{n},1]$	با افزایش جمعیت کاهش می یابد	+	به انتقال درآمد بین افراد کم درآمد نسبت به انتقال درآمد بین افراد ثروتمند اهمیت بیشتری می‌دهد.
شاخص دالتون	$if\varepsilon > 0[0,1]$ $if\varepsilon < 0\left[\frac{1-n^{-\varepsilon}}{1-\bar{y}^{\varepsilon-1}}\right]$	–	–	به انتقال درآمد بین افراد کم درآمد و انتقال درآمد بین افراد ثروتمند اهمیت یکسانی می‌دهد.
شاخص اتکینسون	$if\varepsilon \geq 0[0,1]$	+	+	به انتقال درآمد بین افراد کم درآمد و انتقال درآمد بین افراد ثروتمند اهمیت یکسانی می‌دهد.

منبع: فروسینی(۱۹۸۵) و کویل(۲۰۰۰)

با توجه به جداول (۴) و (۵) ذکر نکات زیر در مورد شاخص‌های استفاده شده در این مقاله حائز اهمیت است:

۱- معیار نابرابری که بهترین معیار باشد وجود ندارد و محقق باید بر اساس هدف مورد نظر خود دست به انتخاب بزند به عنوان مثال اگر محقق علاقه مند به بررسی نابرابری در بین گروه‌های با درآمد متوسط است ضریب جینی معیار مناسبی خواهد بود اما اگر مایل است به نابرابری در بین فقراء نسبت به نابرابری در بین ثروتمندان وزن بیشتری بدهد دیگر ضریب جینی معیار مناسبی نیست و باید از معیارهایی استفاده کند که اصل قوی انتقال را برآورده می‌کنند. اگر بخواهیم نابرابری در سن، متوسط سال‌های تحصیل و یا اندازه شهرها را بررسی کنیم باید برخلاف نابرابری درآمد به انتقال‌های صورت گرفته در قسمت‌های بالا، پایین و میانی توزیع وزن یکسانی داده شود به همین دلیل در این موارد بهتر است از معیارهایی استفاده شود که اصل قوی انتقال را برآورده نمی‌کنند.

۲- معیارهای ارائه شده در این بخش لزوماً توزیع‌های مختلف درآمد را به صورت یکسان رتبه‌بندی نمی‌کنند.

۳- برآورده ساختن کلیه اصول آکسیوماتیک به وسیله یک معیار به مفهوم بهتر بودن آن معیار نسبت به بقیه معیارها نیست.

۴- از طریق معیارهای ارائه شده در این بخش نمی‌توان چگونگی تحول و تطور درآمد افراد جامعه در طی زمان و درجه تحرک درآمد آنان برای انتقال بین سطوح درآمدی مختلف را بررسی نمود که برای رفع این مشکل از معیارهای پویای مرتبط با توزیع درآمد استفاده می‌شود.

۵- معیارهای ارائه شده در این بخش برآوردگرهای نقطه‌ای هستند که از طریق آن‌ها نمی‌توان به صورت آماری تفاوت توزیع‌ای مختلف درآمد یا توزیع درآمد در طول زمان را بررسی کرد، بلکه برای این کار بهتر است از معیارهایی که به روش پارامتریک برآورده می‌شوند استفاده کنیم.

۶-تفاوت شاخص‌های نابرابری در حساسیت به درآمد طبقات مختلف (اصل انتقال قوی) در مقایسه نابرابری در بین کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه نتایج مهمی در بردارد. اتکینسون (۱۹۷۰) استدلال می‌کند که معیارهایی که بیشترین حساسیت را نسبت به درآمد طبقات پایین جامعه دارند نابرابری در کشورهای در حال توسعه را کمتر و نابرابری در کشورهای توسعه‌یافته را بیشتر نشان می‌دهند اما معیارهایی که به درآمد طبقات بالای جامعه حساس هستند عکس حالت فوق عمل می‌کنند. بلا[1] (۱۹۷۷) معتقد است که این نتیجه‌گیری به خاطر این است که در کشورهای در حال توسعه درصد بالایی از جمعیت را افراد فقیر تشکیل می‌دهند که وضعیت درآمدی همگنی دارند و درصد پایینی از جمعیت را ثروتمندان تشکیل می‌دهند که تفاوت درآمدی بین آن‌ها شدید است در حالی که در کشورهای توسعه یافته عکس حالت فوق را شاهد هستیم.

۲ - محاسبه و تحلیل شاخص‌ها

در بخش قبل به شاخص‌های عینی و قیاسی و ویژگی هر یک از شاخص اشاره شد. اکنون در این بخش درصددیم با استفاده از شاخص‌های معرفی شده در بخش قبل وضعیت توزیع درآمد در بین استان‌های کشور را بررسی نماییم. در این تحقیق برای محاسبه شاخص‌های نابرابری در بین استان‌های کشور، از داده‌های مربوط به GDP سرانه حقیقی بدون نفت استان‌ها استفاده شده است. قابل ذکر است که داده‌های این مقاله از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۶ تهیه شده است[2]. در ادامه قبل از ارزیابی شاخص‌های نابرابری تلاش شده با آنالیز

1. Blau

۲. هنگام بکارگیری معیارهای سنجش نابرابری باید مشخص شود که درآمد به چه صورت تعریف شده است. به عنوان مثال آیا درآمد عایدی سرمایه، اجاره منتسب به مسکن شخصی، هدایا و کار بدون دستمزد را شامل می‌شود یا خیر؟ آیا منابع درآمدی در نظر گرفته شده‌اند یا خیر؟ در اکثر مطالعات از معیارهایی چون ثروت و یا مصرف استفاده شده است البته در برخی از مطالعات از مفهوم گسترده‌تری به نام رفاه انسانی نیز استفاده شده است. اگر این فرض را بپذیریم که افراد مختلف از هر واحد درآمد مطلوبیت یکسانی به دست می‌آورند آنگاه می‌توان از درآمد به عنوان متغیر ارزیابی نابرابری استفاده کرد. اما چون محاسبه مجموع درآمد افراد که کلیه اجزای ذکر شده در فوق را شامل شود کار مشکلی است و آمار مربوط به آن موجود نمی‌باشد، در اکثر مطالعات از جمله در این مقاله از هزینه‌ها به عنوان معیار درآمد دائمی استفاده شده است.

داده‌های GDP سرانه حقیقی، تصویری از وضعیت استان‌ها نسبت به متوسط کشور در جداول (۶) و (۷) ارائه گردد. سپس بعد از ارائه سیمای کلی از میزان نابرابری در استان‌های کشور، با توجه به شاخص‌های تحقیق به طور دقیق‌تر ابعاد این مسئله بررسی شده است.

همانگونه که در جدول (۶) مشاهده می‌شود، در استان سیستان و بلوچستان درآمد سرانه کمتر از ۵۰ درصد درآمد سرانه کشور است و در بیست استان درآمد سرانه پایین‌تر از متوسط کشور می‌باشد در حالی که در استان تهران درآمد سرانه ۱/۷ برابر متوسط کشور است.

جدول (۶): نسبت درآمد سرانه به میانگین کشور بر اساس میانگین درآمد سرانه در دوره ۱۳۸۰-۱۳۸۶

طبقات درآمدی	نام استان	درآمد سرانه استان به میلیون ریال
کمتر از ۵۰٪	سیستان و بلوچستان	۷
۵۰ – ۷۵٪	کردستان	۹/۷
	کهکیلویه و بویر احمد	۱۰/۴
	لرستان	۱۰/۶
	آذر بایجان غربی	۱۰/۷
	چهار محال بختیاری	۱۱/۱
	ایلام	۱۱/۳
	کرمانشاه	۱۱/۵
	اردبیل	۱۱/۸
	گلستان	۱۲/۵
	همدان	۱۲/۷
	زنجان	۱۳/۱
۷۵ – ۱۰۰٪	خراسان رضوی	۱۳/۶
	قم	۱۴/۳
	گیلان	۱۴/۳
	فارس	۱۴/۷
	آذر بایجان شرقی	۱۵/۴
	کرمان	۱۶
	خراسان جنوبی	۱۶/۱
	خراسان شمالی	۱۷
۱۰۰ – ۱۲۵٪	مازندران	۱۷/۹
	خوزستان	۱۸/۴
	قزوین	۱۹/۱
	یزد	۱۹/۴
	هرمزگان	۱۹/۵
	اصفهان	۱۹/۸
	سمنان	۲۰/۷
	بوشهر	۲۰/۹
بیشتر از ۱۲۵٪	استان مرکزی	۲۲/۹
	تهران	۲۹/۹
متوسط کشور		۱۷/۶

منبع: پژوهش جاری

در جدول (۷) متوسط درآمد سرانه استان‌های مختلف کشور با استان تهران مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد که در شانزده استان درآمد سرانه پایین‌تر از ۵۰ درصد درآمد سرانه استان تهران است.

جدول(۷): میانگین درآمد سرانه استان‌های کشور در دوره ۱۳۸۰- ۱۳۸۶ نسبت به استان تهران

طبقات درآمدی	نام استان	درآمد سرانه استان
کمتر از ۲۵٪	سیستان و بلوچستان	۲۳/۵
۲۵ -٪۵۰	کردستان	۲۳/۵
	کهکیلویه و بویر احمد	۳۴/۷
	لرستان	۳۵/۴
	آذر بایجان غربی	۳۵/۹
	چهار محال بختیاری	۳۷/۱
	ایلام	۳۷/۹
	کرمانشاه	۳۸/۶
	اردبیل	۳۹/۵
	گلستان	۴۱/۸
	همدان	۴۲/۳
	زنجان	۴۳/۹
	خراسان رضوی	۴۵/۵
	قم	۴۷/۹
	گیلان	۴۸
	فارس	۴۹/۲
۵۰ - ٪۷۵	آذر بایجان شرقی	۵۱/۶
	کرمان	۵۳/۷
	خراسان جنوبی	۵۳/۷
	خراسان شمالی	۵۶/۸
	مازندران	۶۰
	خوزستان	۶۱/۵
	قزوین	۶۳/۹
	یزد	۶۴/۸
	هرمزگان	۶۵/۳
	اصفهان	۶۶/۳
	سمنان	۶۹/۲
	بوشهر	۷۰/۱
۷۵ -٪۱۰۰	استان مرکزی	۷۶/۷

منبع: پژوهش جاری

در استان سیستان و بلوچستان این رقم پایین‌تر از ۲۵ درصد درآمد سرانه استان تهران است وهیچ‌کدام از استان‌های مورد بررسی درآمد سرانه‌ای بالاتر از ۸۰ درصد استان تهران ندارند و فقط در دو استان درآمد سرانه بین ۷۰ تا ۸۰ درصد استان تهران است . مقایسه رتبه استان‌های مختلف بر اساس بالاترین درآمد سرانه در ابتدا و انتهای دوره مورد بررسی نشان‌دهنده تحرک‌پذیری ضعیف استان‌ها است و ضریب همبستگی بین رتبه استان‌ها در ابتدا و انتهای دوره مورد بررسی بسیار نزدیک به یک و برابر با ۹۷ درصد است. در ادامه سه شاخص نابرابری عینی (جینی، تایل و هرفیندال) و دو شاخص نابرابری قیاسی (اتکینسون و دالتون به ازای مقادیر مختلف نابرابری گریزی) را محاسبه نموده‌ایم که نتایج مربوطه در جدول (۸) آمده است.

جدول(۸): شاخص‌های قیاسی و عینی نابرابری برای درآمد سرانه حقیقی استان‌های کشور

شاخص	شاخص‌های عینی			شاخص قیاسی (اتکینسون و دالتون بر مبنای پارامترهای مختلف)					
	جینی	هرفیندال	تایل	اتکینسون $A(\varepsilon)$			دالتون $D(\varepsilon)$		
سال	*Gini*	H	T	$\varepsilon=.1$	$\varepsilon=.5$	$\varepsilon=1$	$\varepsilon=.1$	$\varepsilon=.5$	$\varepsilon=1$
1380	0.2452	0.0403	0.1097	0.0878	0.1054	0.1268	0.0921	0.0813	0.0617
1381	0.3131	0.0406	0.1102	0.1620	0.1790	0.1996	0.1647	0.1320	0.0896
1382	0.2662	0.0404	0.1097	0.1140	0.1307	0.1508	0.1138	0.0923	0.0619
1383	0.3031	0.0409	0.1137	0.1489	0.1662	0.1872	0.1458	0.1137	0.0717
1384	0.3070	0.0403	0.1123	0.1601	0.1759	0.1950	0.1549	0.1172	0.0702
1385	0.2764	0.0400	0.1118	0.1296	0.1453	0.1646	0.1241	0.0939	0.0552
1386	0.3044	0.0410	0.1137	0.1529	0.1702	0.1915	0.1449	0.1078	0.0608
حداقل مقدار	0	.035	0	0	0	0	0	0	0
حداکثر مقدار	1	1	1.45	1	1	1	1	1	1

منبع: پژوهش جاری

نتایج حاصل از ضریب جینی نشان می‌دهد که مقدار حداکثر و حداقل این شاخص به ترتیب ۰/۳۱ و ۰/۲۴ است که نشان‌دهنده پایین بودن میزان نابرابری در بین استان‌های کشور می‌باشد. همانطور که قبلاً ذکر شد ضریب جینی به نابرابری بین استان‌های با درآمد متوسط و پایین نسبت به نابرابری بین استان‌های پردرآمد وزن بیشتری می‌دهد با این حال رفتار تقریباً باثبات ضریب جینی در طی دوره مورد بررسی نشان‌دهنده آن است که نابرابری در بین استان‌های میانی و کم درآمد تغییر چندانی نکرده است. نتایج به دست آمده برای شاخص‌های تایل و هرفیندال نیز از مقدار حداقل این شاخص‌ها فاصله چندانی ندارد که نشان‌دهنده پایین بودن میزان نابرابری است. شاخص‌های تایل و هرفیندال به دلیل رعایت اصل انتقال قوی به انتقالات درآمدی در بین استان‌های با درآمد پایین نسبت به انتقالات درآمدی در بین استان‌های با درآمد بالا اهمیت

بیشتری می‌دهند. عدم تغییر معنی‌دار این شاخص‌ها در طی دوره مورد بررسی می‌تواند نشان‌دهنده عدم تغییر یا تغییر ناچیز در جایگاه درآمدی استان‌های محروم نسبت به یکدیگر باشد.

نتایج شاخص‌های قیاسی که رفاه از دست رفته به دلیل وجود نابرابری را اندازه‌گیری می‌کنند نشان‌دهنده افزایش رفاه از دست رفته است که با افزایش پارامتر نابرابری گریزی در شاخص اتکینسون افزایش می‌یابد، در حالی که این وضعیت در مورد شاخص دالتون صادق نیست ولی این امر با مبانی نظری مرتبط با شاخص دالتون که در آن جهت تغییرات شاخص در اثر تغییر در پارامتر نابرابری گریزی مبهم است سازگار است. همان طور که مشاهده می‌شود با افزایش پارامتر نابرابری گریزی مقدار شاخص اتکینسون افزایش می‌یابد، افزایش این پارامتر به مفهوم دادن وزن بیشتر به انتقالات درآمدی بین استان‌های محروم نسبت به استان‌های با درآمد بالاست، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در طی دوره مورد بررسی انتقالات درآمدی در بین استان‌های با درآمد پایین بیشتر از انتقالات درآمدی در بین استان‌های با درآمد بالا بوده است. در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که در طی دوره مورد بررسی میزان نابرابری پایین بوده و تغییر زیادی در جایگاه استان‌ها نسبت به همدیگر چه در طبقات میانی و چه در طبقات پایین درآمدی صورت نگرفته است.

شاخص‌های محاسبه شده در فوق به صورت ناپارامتریک محاسبه شده‌اند به همین دلیل نمی‌توان به صورت آماری میزان نابرابری در سال‌های مختلف را با یکدیگر مقایسه نمود. اما مقادیر مطلق شاخص در سال‌های مختلف نشان می‌دهد که در بین سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۶ شاهد بیشترین نابرابری در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۲ می‌باشیم. نکته قابل توجه دیگر این است که رتبه‌بندی شاخص‌های جینی، دالتون و اتکینسون مشابه بوده در حالی که شاخص‌های تایل و هرفیندال رتبه‌بندی متفاوتی را ارائه می‌نمایند. همچنین رتبه‌بندی حاصل از شاخص‌های دالتون و اتکینسون به ازای مقادیر مختلف پارامتر نابرابری گریزی تفاوتی ندارند.

جدول(۹): رتبه سال‌های مختلف بر اساس بیشترین نابرابری بر حسب شاخص‌های قیاسی و عینی

شاخص	جینی	هرفیندال	تایل	دالتون $D(\varepsilon)$			اتکینسون $A(\varepsilon)$		
سال	Gini	H	T	$\varepsilon=1$	$\varepsilon=.5$	$\varepsilon=.1$	$\varepsilon=1$	$\varepsilon=.5$	$\varepsilon=.1$
1380	7	5	7	7	7	7	7	7	7
1381	1	3	5	1	1	1	1	1	1
1382	6	4	6	6	6	6	6	6	6
1383	4	2	2	4	4	4	3	3	3
1384	2	6	3	2	2	2	2	2	2
1385	5	7	4	5	5	5	5	5	5
1386	3	1	1	3	3	3	4	4	4

منبع: پژوهش جاری

دقت در مقادیر شاخص‌های نابرابری برای سال‌های مختلف نشان‌دهنده تغییرات بسیار ناچیز شاخص‌هایی است که اصل انتقال قوی را رعایت می‌کنند به طوری که می‌توان گفت مقدار شاخص‌های تایل و هرفیندال در طی زمان تقریباً باثبات بوده‌اند در حالی که میزان نوسان شاخص‌هایی که فقط اصل ضعیف انتقال را برآورده می‌سازند بیشتر است. در اصل ضعیف انتقال در اثر انتقال درآمد بین دو فرد نابرابری افزایش یا کاهش می‌یابد اگر میزان تفاوت درآمدی بین دو فرد ذکر شده افزایش یا کاهش یابد اما میزان تغییر نابرابری را مشخص نمی‌سازد از طرف دیگر در این اصل فرقی نمی‌کند که این انتقال درآمدی بین دو فرد ثروتمند، دو فرد فقیر یا دو فرد متوسط صورت پذیرد. در واقع در اصل ضعیف، انتقال درآمد بین دو فرد، فارغ از جایگاه افراد در الگوی توزیع درآمد و قدر مطلق درآمد آن‌ها، موجب تغییر شاخص نابرابری می‌شود.

اما در اصل انتقال قوی به انتقال درآمد بین فقراء بیش از انتقال درآمد بین افراد پر درآمد و ثروتمند اهمیت داده می‌شود. در نتیجه اگر این اصل برآورده شود اندازه شاخص نابرابری به ازای مقدار معینی انتقال درآمدی بین دو فرد با درآمد پایین در مقایسه با همین میزان انتقال درآمد بین دو فرد با درآمد بالا به میزان بیشتری تغییر می‌کند. با توجه به دو اصل انتقال قوی و ضعیف، نوسان بالای شاخص‌هایی که اصل ضعیف انتقال را برآورده می‌سازند و باثبات بودن شاخص‌هایی که اصل انتقال قوی را بر آورده می‌سازند، نشان می‌دهد که در طی دوره مورد بررسی اختلاف درآمدی بین استان‌های ثروتمند یا بین استان‌های ثروتمند و کم درآمد زیاد شده اما شکاف بین استان‌های محروم تغییر چندانی نکرده است.

نتیجه‌گیری

در این مقاله دو هدف عمده دنبال شد یکی معرفی شاخص‌های نابرابری و مقایسه و تحلیل آن‌ها و دیگری بررسی نابرابری درآمدی در بین استان‌های کشور. در راستای هدف اول شاخص‌های ناپارامتریک نابرابری در دو دسته‌بندی شاخص‌های عینی و قیاسی معرفی و مورد مقایسه قرار گرفتند. نتایج حاصل از بررسی شاخص‌های مختلف نشان می‌دهد که معیار نابرابری که بهترین معیار باشد وجود ندارد و محقق باید بر اساس هدف مورد نظر خود دست به انتخاب بزند به عنوان مثال اگر محقق علاقمند به بررسی نابرابری در بین گروه‌های با درآمد متوسط است ضریب جینی معیار مناسبی خواهد بود اما اگر مایل است به نابرابری در بین فقرا نسبت به نابرابری در بین ثروتمندان وزن بیشتری بدهد دیگر ضریب جینی معیار مناسبی نیست و باید از معیارهایی استفاده کند که اصل قوی انتقال را برآورده می‌کنند. همچنین تفاوت شاخص‌های نابرابری در حساسیت به درآمد طبقات مختلف (اصل انتقال قوی) در مقایسه نابرابری در بین کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه نتایج مهمی در بردارد. اتکینسون (۱۹۷۰) استدلال می‌کند که معیارهایی که بیشترین حساسیت را نسبت به درآمد طبقات پایین جامعه

دارند نابرابری در کشورهای در حال توسعه را کمتر و نابرابری در کشورهای توسعه یافته را بیشتر نشان می‌دهند. برای بررسی نابرابری درآمدی در بین استان‌های کشور داده‌های مربوط به GDP سرانه حقیقی بدون نفت در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۶ را به کار گرفته‌ایم. نتایج نشان می‌دهد که در استان سیستان و بلوچستان درآمد سرانه کمتر از ۵۰ درصد درآمد سرانه کشور است و در بیست استان درآمد سرانه پایین‌تر از متوسط کشور می‌باشد در حالی که در استان تهران درآمد سرانه ۱.۷ برابر متوسط کشور است. نتایج حاصل از مقایسه درآمد سرانه استان‌های مختلف با استان تهران نشان می‌دهد که در شانزده استان درآمد سرانه پایین‌تر از ۵۰ درصد درآمد سرانه استان تهران است، درآمد سرانه استان سیستان و بلوچستان پایین‌تر از ۲۵ درصد درآمد سرانه استان تهران است وهیچ‌کدام از استان‌های مورد بررسی درآمد سرانه‌ای بالاتر از ۸۰ درصد استان تهران را ندارد. مقایسه رتبه استان های مختلف بر اساس بالاترین درآمد سرانه در ابتدا و انتهای دوره مورد بررسی نشان‌دهنده تحرک‌پذیری ضعیف استان‌ها است و ضریب همبستگی بین رتبه استان‌ها در ابتدا و انتهای دوره مورد بررسی بسیار نزدیک به یک و برابر با ۹۷ درصد می‌باشد. نتایج حاصل از شاخص‌های نابرابری نشان می‌دهد که بیشترین نابرابری در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۲ وجود داشته است. نکته قابل توجه دیگر این است که رتبه‌بندی شاخص‌های جینی، دالتون و اتکینسون مشابه بوده و نوسان آن‌ها نیز زیاد است در حالی که شاخص‌های تایل و هرفیندال رتبه‌بندی متفاوتی را ارائه می‌کنند و نوسان آن‌ها نیز بسیار ناچیز است. نوسان بالای شاخص‌هایی که اصل ضعیف انتقال را برآورده می‌سازند و باثبات بودن شاخص‌هایی که اصل انتقال قوی را برآورده می‌سازند نشان می‌دهد که در طی دوره مورد بررسی اختلاف درآمدی بین استان‌های ثروتمند یا بین استان‌های ثروتمند و کم درآمد زیاد شده اما شکاف بین استان‌های محروم تغییر چندانی نکرده است.

منابع

الف- فارسی

۱. ابونوری، اسماعیل؛ خوشکار، آرش؛ داوودی، پدرام؛ «**تجزیه شاخص نابرابری تایل برحسب استان‌های ایران**»، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۳۶.

۲. ابونوری، اسماعیل؛ اسناوندی، اسماعیل؛ «**برآورد و ارزیابی سازگاری شاخص‌های نابرابری اقتصادی به وسیله میکرودیتا**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۷۱.

۳. ارسلان بد، محمدرضا؛ «**تغییرات توزیع درآمد در مناطق روستایی و شهری ایران**»، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳۸۳، شماره ۴۵.

۴. بختیاری، صادق؛ ***تحلیلی از توزیع درآمد با استفاده از روش پارامتریک***، انتشارات معاونت امور اقتصادی و دارایی، ۱۳۸۲.

۵. پروین، سهیلا؛ **زمینه‌های اقتصادی فقر در ایران**، رسالهٔ دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، ۱۳۷۲.

۶. ترابی، تقی، کاوند، حسین؛ باقری، فریده؛ **ساختار نابرابری در اقتصاد ایران**، رفاه اجتماعی، ۱۳۸۸، شماره ۳۳.

۷. طرازکار، محمدحسن؛ و زیبایی، منصور؛ **بررسی معیارهای رفاه اجتماعی و توزیع درآمد و فقر در جوامع روستایی و شهری (مطالعه موردی فارس ،اصفهان و سمنان)**، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۳۸۳، شماره ۴۸.

۸. فطرس، محمدحسن؛ معبودی، رضا؛ بررسی رابطه نابرابری درآمدی و نابرابری مخارج مصرفی در ایران طی دوره ۱۳۵۸-۱۳۸۵، فصلنامه اقتصاد مقداری، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، ۱۳۸۷، شماره ۱۸.

۹. قائدامینی، غلامرضا؛ شریفیان ثانی، مریم؛راغفر، حسین؛ صالحی، مسعود؛ «**روند نابرابری در هزینه کالاهای منتخب سبد مصرف خانوارهای تهرانی در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۸۶**»، رفاه اجتماعی، ۱۳۹۰، شماره ۴۰.

۱۰. شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ درویشی، باقر؛ و شهیکی‌تاش، مهیم؛ «**بررسی توزیع درآمد با رویکرد ناپارامتریک در ایران**»، نامه مفید، ۱۳۸۶، شماره ۶۳.

۱۱. عبادی، جعفر؛ شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ «**بررسی نابرابری درآمد در جهان به روش ناپارامتریک ودلایل آن(۱۹۶۰-۲۰۰۰)**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۴، شماره ۷۲.

۱۲. خداداد کاشی، فرهاد و حیدری، خلیل؛ «**بررسی توزیع درآمد در ایران کاربرد شاخص تایل، اتکینسون و ضریب جینی**»، پژوهش‌نامه اقتصادی پژوهشکده علوم اقتصادی، ۱۳۸۷، شماره ۸.

۱۳. محمودی، وحید؛ «**بررسی تحولات توزیع درآمد در برنامه اول توسعه (۱۳۶۸-۱۳۷۳)**»، پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۳۸۳، شماره ۳.

۱۴. منطقی، خسرو؛ «**معیارهای اندازه‌گیری نابرابری تیل**»، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۱۳۸۰، شماره۲.

ب- لاتین

15. A . Cowell; 2000, ***Measuring Inequality***, published by Oxford University Press, Third Edition.
16. Aigner, D. J. and A. J. Heins; 1967, "**A Social Welfare view of the measurement of income equality**", Review of Income and Wealth 13 (3), 12-25.
17. Amiel, Y. and F. A. Cowell; 1992, "**Measurement of income inequality: Experimental test by questionnaire**", Journal of Public Economics 47, 3-26.
18. Amiel, Y. and F. A. Cowell; 1994a, **Income inequality and social welfare**, In J. Creedy (Ed.), Taxation, Poverty and Income Distribution, pp. 193-219. Edward Elgar.
19. Amiel, Y. and F. A. Cowell; 1999, ***Thinking about Inequality***, Cambridge: Cambridge University Press.
20. Atkinson, A. B; 1970, "**On the measurement of inequality**", Journal of Economic Theory 2, 244-263.
21. Atkinson, A. B; 1975, **The distribution of wealth in Britain in the 1960s - the estate duty method re-examined**, In J. D. Smith (Ed.), The Personal Distribution of Income and Wealth. New York: National Bureau of Economic Research.
22. Champernowne, D. G; 1974, "**A comparison of measures of income distribution**", Economic Journal 84, 787-816.
23. Dorfman, P; 1979, **A formula for the Gini coefficient**, Review of Economics and Statistics 61, 146-149.

24. Foster, J. E; 1983, "**An axiomatic characterization of the Theil measure of income inequality**", Journal of Economic Theory 31, 105-121.
25. Frosini, B. V; 1985, **Comparing inequality Measures**, Statistica 45, 299-317
26. Kuga, K; 1973, **Measures of income inequality: An axiomatic approach Discussion Paper 76**, Institute of Social and Economic Research, Osaka University.
27. Kuga, K; 1979, **Comparison of inequality measures: a Monte Carlo study**, Economic Studies Quarterly 30, 219-235.
28. Kuga, K; 1973, **Measures of income inequality: An axiomatic approach** , Discussion Paper 76, Institute of Social and Economic Research, Osaka University.

ضمیمه (۱)

در ایـــن مقالـــه از شـــاخص دالتـــون و اتکینـــسون در راســـتای ارزیـــابی قیاســـی نـــابرابری در استان‌های ایران استفاده شده است. در این ضمیمه با جزئیات مبانی نظری استخراج این شاخص‌ها ذکر شده است.

الف) شاخص دالتون

دالتون با نقد شاخص‌های عینی، بنیانگذار شاخص‌های قیاسی توزیع درآمد است. دالتون جهت معرفی شاخص خود: ۱) رفاه اجتماعی را به صورت حاصل جمع مطلوبیت‌های افراد جامعه در نظر گرفت. ۲) مطلوبیت افراد را به صورت تابعی از درآمد آن‌ها تعریف کرد و تابع مطلوبیت افراد را یکسان در نظر گرفت. ۳) فرض نمود که تابع مطلوبیت فردی تابعی مقعر است. در این صورت مطلوبیت نهایی درآمد نزولی بوده، و حداکثر رفاه زمانی حاصل می‌شودکه کل درآمد به طور یکسان بین افراد جامعه توزیع شود. فروض ذکر شده بیانگر آن است که تابع رفاه اجتماعی جامعه تابعی تجزیه‌پذیر، قابل تجمیع و متقارن از درآمدهای افراد است. این فروض موجب می‌شوند که رابطه $\frac{1}{n}\sum_{i}^{n} U(x_i) \le W(\bar{x})$ برقرار گردد. با توجه به بحث فوق شاخص دالتون به صورت زیر تعریف می‌شود (Aigner and Heins, 1967: 14).

$$D_A = \frac{W(\bar{x}) - \frac{1}{n}\sum_{i}^{n} U(Xi)}{W(\bar{x})} = 1 - \frac{\sum U(Xi)}{nW(\bar{x})}$$

$$D_A = 1 - \frac{\int_{\cdot}^{b} U(X) f(X) dx}{W(\bar{x})}$$

که $W(\bar{x})$ حداکثر رفاه اجتماعی حاصل از توزیع عادلانه درآمدها و $\frac{1}{n}\sum_{i}^{n} U(Xi)$ رفاه اجتماعی حاصل از توزیع درآمد موجود می‌باشد. شاخص دالتون در شرایط توزیع برابر درآمد برابر صفر است. این شاخص مستقل از واحد اندازه‌گیری درآمد نیست یعنی اصل استقلال مقیاس را برآورده نمی‌کند. تابع مطلوبیت را می‌توان به صورت زیر معرفی کرد (Amiel and Cowell, 1999: 112).

$$U(yi) = \frac{y_i^{1-\varepsilon} - 1}{1 - \varepsilon}$$

لذا شکل تبعی شاخص دالتون در این شرایط به صورت زیر است .

$$D_\varepsilon = 1 - \frac{\bar{y}^{1-\varepsilon}[1-A_\varepsilon]^{1-\varepsilon} - 1}{\bar{y}^{1-\varepsilon} - 1} \quad if \quad \varepsilon \neq 1$$

$$D_\varepsilon = 1 - \frac{\log(\bar{y}[1-A_1])}{\log(\bar{y})} \quad if \quad \varepsilon = 1$$

در روابط فوق A_ε شاخص اتکینسون می‌باشد که در ادامه معرفی خواهد شد، $\overline{Y}$ میانگین متغیر مورد بررسی و ε پارامتر نابرابری گریزی است. بعد از معرفی شاخص اتکینسون در مورد رابطه این پارامتر و میزان نابرابری اندازه گیری شده به وسیله شاخص دالتون بحث خواهیم کرد. اتکینسون این اشکال را بر شاخص دالتون وارد نمود که اندازه این شاخص در اثر تبدیل خطی تابع U(X) تغییر می‌کند و بسته به تبدیل‌های مختلف مقادیر متفاوتی را به دست می‌دهد. اتکینسون برای برطرف کردن این مشکل شاخص جدیدی را معرفی کردکه در ادامه به معرفی آن می‌پردازیم.

ب) شاخص اتکینسون

اتکینسون ضمن انتقاد از شاخص دالتون از نقطه‌نظر تغییر اندازه آن در اثر تبدیل خطی تابع مطلوبیت، شاخص جدیدی را معرفی کرد که متکی برمفهوم معادل درآمدی توزیع متعادل[1] می‌باشد. به بیان اتکینسون معادل درآمدی توزیع متعادل X_{EDE} عبارت است از درآمد سرانه‌ای که اگر به طور مساوی بین افراد جامعه توزیع شود رفاه اجتماعی حاصل از آن برابر با رفاه اجتماعی حاصل از توزیع درآمد موجود شود و به صورت $X_{EDX} = X\left|\left(U(X_{EDX})\int_a^b f(X)dx = \int_a^b U(X)f(X)dx\right)\right.$ تعریف می‌شود. رابطه فوق نشان می‌دهد که اندازه X_{EDX} تابع نظام ترجیحات افراد جامعه است. از آنجا که فرض شده است U تابعی مقعر است و مطلوبیت نهایی نزولی است بنابراین X_{EDX} همیشه کوچک‌تر یا مساوی $\overline{X}$ است که هرچه توزیع درآمد عادلانه‌تر باشد X_{EDX} به $\overline{X}$ نزدیک‌تر و در حالت برابری کامل $\overline{X} = X_{EDX}$ است. با توجه به بحث فوق اتکینسون شاخص خود را به صورت $A = \frac{\overline{X} - X_{EDX}}{\overline{X}} = 1 - \frac{X_{EDX}}{\overline{X}}$ تعریف کرده است. اندازه شاخص اتکینسون در حالت برابری کامل صفر و در حالت نابرابری کامل لزوماً یک نخواهد شد. جهت برآورده ساختن اصل عدم حساسیت نسبت به مقیاس ، اتکینسون تابع مطلوبیت زیر را پیشنهاد کرد (Atkinson, 1975: 12).

$$W(X) = A + B\frac{X^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} \quad , \ if \quad \varepsilon \neq 1$$

$$W(X) = Log_e(x) \quad , \ if \quad \varepsilon = 1$$

که در تابع فوق ε پارامتر گریز از نابرابری[2] است و تغییر آن موجب ایجاد توابع مطلوبیتی می‌شود که ویژگی‌های متفاوتی نسبت به اصل انتقال قوی دارند. برای اینکه تابع مطلوبیت افراد جامعه مقعر باشند باید ε در محدودیت $\varepsilon \geq 0$ صدق کند. با توجه به تابع مطلوبیت فوق الذکر شاخص نابرابری اتکینسون به

1. Equally distributed equivalent Level of income
2. Inequality Aversion

صورت $A=1-[\sum_{i}^{n}(\frac{x_i}{x})^{1-\varepsilon}f(x_i)]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ است. در این شاخص اگر $\varepsilon=0$ تابع مطلوبیت اتکینسون خطی شده و $X_{EDX}=\overline{X}$ می‌شود، در این صورت در شرایط نابرابری کامل A صفر خواهد بود یعنی در دو حالت برابری کامل و نابرابری کامل شاخص صفر می‌شود که ناشی از انتخاب تابع مطلوبیت است که موجب می‌شود تا تابع رفاه اجتماعی نسبت به انتقال درآمد خنثی بوده و اصل انتقال ضعیف را برآورده نسازد. همچنین اگر $0\prec\varepsilon\prec 1$ در این صورت $X_{EDX}=\bar{X}\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}}$ و اگر $n\to\infty$ در این صورت $X_{EDX}\to 0$ در نتیجه اگر n به اندازه کافی بزرگ نباشد اندازه A کمتر از یک خواهد شد.

در شاخص اتکینسون برای برآورده شدن اصل انتقال ضعیف، تابع مطلوبیت فردی باید دارای ویژگی نابرابری گریزی ثابت (ضدیت نسبی ثابت با نابرابری) بوده و برای تأمین اصل انتقال قوی باید دارای ویژگی گریز نسبی فزاینده از نابرابری باشد.

در تابع مطلوبیت پیشنهادی اتکینسون هرچه ε بزرگ‌تر شود حساسیت شاخص نسبت به انتقال درآمدی بین افراد کم درآمد جامعه در مقایسه با انتقال درآمدی بین افراد پردرآمد بیشتر خواهد شد. اندازه شاخص اتکینسون تابعی از اندازه ε است و رتبه‌بندی الگوهای مختلف توزیع درآمد براساس شاخص اتکینسون تابعی از اندازه انتخابی ε خواهد بود. با توجه به تابع مطلوبت معرفی شده در بخش قبل شکل تبعی شاخص اتکینسون به صورت زیر است.

$$A=\begin{cases}1-\frac{1}{\mu}\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}y_i^{1-\varepsilon}\right)^{1/(1-\varepsilon)} & \text{for } \varepsilon\in[0,1)\\ 1-\frac{1}{\mu}\left(\prod_{i=1}^{N}y_i\right)^{1/N} & \text{for } \varepsilon=1,\end{cases}$$

با توجه به روابط فوق می‌توان شاخص اتکینسون را به صورت زیر نوشت.

$$A_\varepsilon=1-\left[\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{y_i}{\bar{y}}\right]^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

با مرتب کردن رابطه فوق و مشتق گرفتن نسبت به پارامتر ε رابطه زیر به دست می‌آید.

$$\log(1-A_\varepsilon)+\frac{1-\varepsilon}{1-A_\varepsilon}\frac{\partial A_\varepsilon}{\partial\varepsilon}=\frac{\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{y_i}{\bar{y}}\right]^{1-\varepsilon}\log\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)}{\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{y_i}{\bar{y}}\right]^{1-\varepsilon}}$$

دو متغیر $x_i,\overline{x}$ را به صورت زیر تعریف می‌کنیم.

$$x_i=[y_i/\bar{y}]^{1-\varepsilon}\qquad \overline{x}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i$$

اگر $y_i\geq 0$ آنگاه خواهیم داشت که $x_i\geq 0$ و $\overline{x}$ را می‌توان به صورت زیر نوشت.

$$\overline{x}=[1-A_\varepsilon]^{1-\varepsilon}$$

با توجه به روابط فوق عبارت زیر به دست می‌آید.

$$\frac{\partial A_\varepsilon}{\partial \varepsilon} = \frac{1 - A_\varepsilon}{\bar{x}\,[1-\varepsilon]^2}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \log(x_i) - \bar{x}\log\bar{x}\right]$$

در رابطه فوق جمله اول سمت راست نمی‌تواند منفی باشد زیرا $1 \le A_\varepsilon \le 0 \,, 0 \ge \bar{x}$ است. با توجه به اینکه $XLog(X)$ تابعی محدب است بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که جمله دوم در سمت راست نیز غیرمنفی است. بنابراین $0 \ge \frac{\partial A\varepsilon}{\partial \varepsilon}$ می‌باشد یعنی برای هر توزیع درآمدی از شاخص اتکینسون با افزایش پارامتر نابرابری گریزی افزایش می‌یابد اما نتایج به دست آمده برای شاخص اتکینسون ممکن است در مورد شاخص دالتون صادق نباشد. در مورد شاخص دالتون مشاهده شد که این شاخص به ازای مقادیر مختلف ε به صورت زیر تعریف می‌شد.

$$D_\varepsilon = 1 - \frac{\bar{y}^{1-\varepsilon}\,[1 - A_\varepsilon]^{1-\varepsilon} - 1}{\bar{y}^{1-\varepsilon} - 1} \quad \text{if } \varepsilon \neq 1$$

$$\vdots$$

$$D_\varepsilon = 1 - \frac{\log(\bar{y}\,[1 - A_1])}{\log(\bar{y})} \quad \text{if } \varepsilon = 1$$

در روابط فوق زمانی که ε افزایش می یابد مقدار $\bar{y}^{1-\varepsilon}$ کاهش می یابد اما مقدار A_ε افزایش می‌یابد بنابراین با توجه به روابط فوق جهت تغییرات شاخص دالتون در اثر افزایش ε مشخص نیست. اما برای توزیع درآمد فرضی که در آن $y_1 = 1 \,,\; y_2 = y$ و y_2 مقداری ثابت و متفاوت از یک است می‌توان نشان داد که با افزایش پارامتر ε شاخص دالتون همواره افزایش خواهد یافت.

ضمیمه(۲)

جدول(۱۰): سابقه بررسی توزیع درآمد در ایران

نام نویسنده	سال	ابزار مورد استفاده	نتیجه تحقیق
امینی و همکاران (۱۳۹۰)	۸۴-۱۳۶۸	ضریب جینی، ضریب تغییرات، ضریب انحراف میانگین نسبی و شاخص تایل	توزیع هزینه‌های بهداشتی در مناطق شهری کشور متعادل‌تر از مناطق شهری تهران و توزیع این هزینه‌ها در مناطق روستایی استان تهران متعادل‌تر از روستاهای کشور می‌باشد.
ابونوری و همکاران (۱۳۸۹)	۱۳۸۶	شاخص تجزیه پذیر تایل	نتایج حاصل نشان داده است که نابرابری میان استانی در مناطق شهری و روستایی به ترتیب ۸٪ و ۱۱٪ از کل نابرابری بوده است.
ترابی و همکاران (۱۳۸۸)	۸۴-۱۳۷۶	ضریب جینی و آنتروپی	ضریب جینی، نابرابری در طول ۱۰ سال اخیر دارای روند نزولی بوده است.
فطرس و معبودی (۱۳۸۷)	۸۵-۱۳۵۸	شاخص واریانس لگاریتم ها و ضریب جینی	یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که مقدار نابرابری مخارج مصرفی کمتر از مقدار نابرابری درآمدی است.
خداداد کاشی	۱۳۸۵	شاخص تایل، اتکینسون و	نابرابری در مناطق برخوردار کشور بیشتر از مناطق

(۱۳۸۷)		ضریب جینی	محروم می‌باشد.
شهیکی و همکاران (۱۳۸۶)	۱۳۴۷- ۱۳۸۳	ضریب جینی، هرفیندال، تایل و نسبت دهکی	شدت نابرابری در طی زمان کاهش یافته است.
عبادی و شهیکی تاش (۱۳۸۴)	۲۰۰۰- ۱۹۶۰	ضریب جینی، ضریب شانن و شاخص هرفیندال – هیرشمن	ضریب جینی بیانگر افزایش نابرابری درآمد در جهان در دهه اخیر است .همچنین شاخص شانن و شاخص هرفیندال –هیرشمن نشان می‌دهد که عامل افزایش نابرابری، افزایش شکاف درآمدی در کشورهای فقیر می‌باشد.
ابونوری و اسناوندی (۱۳۸۴)	۱۳۸۰- ۱۳۷۵	ضریب جینی،ضریب تغییرات،تایل، اتکینسون ،واریانس لگاریتم داده ها	روند کاهشی – افزایشی در مناطق شهری و افزایشی –کاهشی در مناطق روستایی بین سال‌های ۷۸-۷۵ معرف عدم وجود سیاست‌های مشخص در زمینه توزیع درآمد است.
ارسلان بد (۱۳۸۳)	۱۳۷۸- ۱۳۶۵	ضریب جینی ،دهک‌هاو نسبت درآمد خانوارهای شهری به روستایی	توزیع درآمد کل ایران و مناطق شهری و روستایی در سال ۱۳۷۵ نسبت به ۱۳۶۵ کاهش یافته است.
محمودی (۱۳۸۳)	۱۳۷۳- ۱۳۶۸	ضریب جینی و شاخص‌های تعمیم یافته آنتروپی	توزیع درآمد در ایران چوله براست است و درجه نابرابری در ایران نسبتاً بالا است.
طراز کار و زیبایی (۱۳۸۳)	۱۳۷۹	ضریب جینی،ضریب تایل و آتکینسون	توزیع ناعادلانه درآمد در مناطق روستایی بیشتر از شهری بوده است (در سه استان فارس، اصفهان وسمنان).
صادقی (۱۳۷۴)	۱۳۷۲- ۱۳۷۰ - ۱۳۵۶	انواع شاخص های نابرابری	وضعیت انواع شاخص‌های نابرابری در سال ۷۲ بهتر از سال‌های دیگر بوده است در مورد شهرها هم همینطور ولی در مورد روستاها رقم ثابت بوده است
پژویان (۱۳۷۳)	۱۳۶۹ - ۱۳۶۸	ضریب جینی و سهم دهک‌ها	ضریب جینی و سهم دهک‌ها در طول دوره تغییر نکرده (هم شهری و هم روستایی). در سال ۶۵ بدترین وضعیت وجود داشته است
حقیقت (۱۳۷۱)	۱۳۶۸ - ۱۳۶۶ - ۱۳۵۶	انواع شاخص‌های توزیع	توزیع بعد از انقلاب بهتر از قبل از انقلاب بوده است.
ابونوری (۱۳۷۱)	۱۳۵۶- ۱۳۵۰	ضریب جینی	ضریب جینی۰/۴۳۹ در سال ۵۱ به ۵۲۸٪ در سال ۵۶ افزایش یافته است در حالی که میانگین درآمد از ۶۷۷۹ریال به ۲۶۳۰۹ ریال افزایش داشته است .

منبع: پژوهش جاری

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی