فصلنامه اقتصاد کاربردی
شماره اول / تابستان ۱۳۸۹

بررسی تحولات نابرابری درآمد در مناطق شهری و روستایی کشور با بکارگیری منحنی لورنز بتا (۱۳۸۶-۱۳۷۶)

دکتر کامبیز هژبر کیانی [۱]
علیرضا مرادی [۲]

تاریخ دریافت: ۸۸/۷/۲ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱/۳۰

چکیده

در این مقاله سعی شده است که با بکارگیری داده‌های گروه‌بندی شدهٔ بودجهٔ خانوار، انتشار یافته توسط مرکز آمار ایران و با استفاده از منحنی لورنز بتای معرفی شده در تیکینز (۱۹۸۷)، به تفکیک برای مناطق شهری و روستایی کشور علاوه بر استخراج منحنی لورنز و ضریب جینی، سایر سنجه های نابرابری را در دورهٔ زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۶ بدست آوریم. سپس برای بررسی روند تحولات نابرابری درآمد دورهٔ مذکور را به دو دورهٔ مکمل ۸۰-۱۳۷۶ و ۸۶-۱۳۸۱ تقسیم کرده و با بهره‌گیری از تکنیک "بوت استرپ" اقدام به تشکیل یک جامعهٔ آماری ساختگی زده‌ایم تا بتوانیم مقایسه‌ای را در خصوص توزیع درآمد ارائه کنیم. نتایج بدست آمده حکایت از آن دارد که در نیمهٔ دوم دورهٔ تحت بررسی (۸۶-۱۳۸۱) وضعیت توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی بهتر شده است.

طبقه‌بندی JEL: O15, D31, C16

واژه‌های کلیدی: توزیع درآمد، ضریب جینی، منحنی لورنز بتا، سهم دهکهای درآمدی، بوت استرپ.

۱- استاد دانشکدهٔ علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی و دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران khkiani@yahoo.com
۲- عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی کرمانشاه و دانشجوی دکتری اقتصاد واحد علوم وتحقیقات تهران- مسئول مکاتبات info@radinworks.com

۱- مقدمه

منحنی لورنز ارتباط بین فراوانی نسبی تجمعی دهکهای درآمدی (افراد یا خانوار) را با فراوانی نسبی تجمعی درآمدی، برقرار می‌سازد. اگر p فراوانی نسبی تجمعی جمعیت (دهکهای درآمدی) و q فراوانی نسبی تجمعی درآمد باشد، آنگاه منحنی لورنز را بصورت تبعی می‌توان چنین نوشت:

$$q = L(p) \quad , \quad 0 \le p \le 1 \quad , \quad 0 \le q \le 1 \qquad \text{رابطهٔ (۱)}$$

مقدار p برابر با ارزش تابع توزیع در نقطهٔ x و مقدار q نیز برابر با مقدار گشتاور مرتبهٔ اول تابع توزیع است. در حالتی که توزیع احتمالی درآمد جامعه پیوسته باشد، p و q عبارتند از:

$$p = F(x) = \int_0^x f(t)dt$$

$$q = F_1(x) = \frac{1}{\mu}\int_0^x t.f(t).dt \qquad \text{رابطهٔ (۲)}$$

منظور از $f(\circ)$ تابع چگالی توزیع درآمد و منظور از μ هم میانگین آن است.
کاکوانی[1] (۱۹۸۰) خواص ذیل را برای تابع لورنز $L(\circ)$ استخراج کرده است:

$$\begin{cases} L(0) = 0 \quad , \quad L(1) = 1 \\ L'(p) = \dfrac{x}{\mu} \ge 0 \\ L''(p) = \dfrac{1}{\mu.f(x)} > 0 \\ L(p) \le p \end{cases} \qquad \text{رابطهٔ (۳)}$$

بطور سنتی معمولاً توزیع درآمد توسط توابع چگالی احتمال مانند پاره تو[2]، لوگ نرمال، گاما و... در نظر گرفته می‌شود و از این توابع برای تخمین و تفسیر ضرایب نابرابری استفاده می‌شود. هریک از این توابع نظری در کاربردها نقاط ضعفی را از خود بروز

1. Kakwani (1980)
2. Pareto

داده‌اند. برخی از نویسندگان تلاش کرده‌اند که توزیع درآمد را توسط منحنی لورنز و نه توسط توابع چگالی احتمال بررسی کنند. کاکوانی و پادر[1] (۱۹۷۶)، راشه، گافنی، کو و آبست[2](۱۹۸۰) و گوپتا[3] (۱۹۸۴) و تیکینز[4] (۱۹۸۷) در این خصوص تلاش‌هایی را مبذول داشته‌اند. تیکینز (۱۹۸۷) در مقاله‌ای تحت عنوان " منحنی لورنز بتا " از تابع چگالی احتمال بتای ناقص برای $L(p)$ بهره جسته و نتایج بسیار جالبی را بدست می‌آورد که تمامی خواص ذکر شده توسط کاکوانی را ارضاء می‌کند. تنها عیبی که این شیوه (شیوهٔ استفاده از منحنی لورنز بجای توابع احتمالی) دارد، این است که اگر $L'(p)$ معکوس ناپذیر باشد، در این صورت بطور تحلیلی نمی‌توان تابع چگالی احتمال توزیع درآمد را بدست آورد. هرچند که تیکینز (۱۹۸۷) این عیب را چندان جدی تلقی نمی‌کند.

۲- سنجه های نابرابری و منحنی لورنز

پریرینها[5] (۱۹۸۷) اکثر سنجه‌های نابرابری را که از میانگین مستقل هستند را چنین استخراج کرده است:

$$E[H\left(\frac{x}{\mu}\right)] = \int_{-\infty}^{+\infty} H\left(\frac{x}{\mu}\right) f(x)dx \qquad \text{رابطهٔ (۴)}$$

که $H(\circ)$ یک تابع حقیقی مقدار محدب است.

با بهره‌گیری از روابط (۳) و (۲) می‌توان را بطهٔ اخیر را چنین نوشت:

$$E[H\left(\frac{x}{\mu}\right)] = \int_{0}^{1} H[L'(p)]\,dp \qquad \text{رابطهٔ (۵)}$$

با این کار بوضوح می‌توان دید که دیگر نیازی به $f(x)$ نیست.

بطور دقیق‌تر می‌توان نشان داد که در این صورت خانوادهٔ آنتروپی تعمیم یافته[6] را می‌توان چنین بیان نمود.

1. Kakwani & Podder (1973)
2. Rasche, R, Gaffney , A. Koo, N. Obst (1980)
3. Gupta (1984)
4. Teekens (1987)
5. Pereirinha (1987)
6. Generalized Entropy

$$\begin{cases} I_c(x)=\dfrac{1}{c(c-1)}\{\int_0^1 [L'(p)]^c\,dp-1\} & ,\quad c\neq 0\,,1 \\ I_0(x)=-\int_0^1 Ln[L'(p)]\,dp & ,\quad c=0 \\ I_1(x)=\int_0^1 L'(p)Ln[L'(p)]\,dp & ,\quad c=1 \end{cases}$$ رابطهٔ (۶)

همان طوری که از این روابط مشخص است، سنجه‌های نابرابری آنتروپی تعمیم یافته نیز فقط مستلزم $L'(p)$ است.

حال ما به مهمترین سنجهٔ نابرابری می‌رسیم که ضریب جینی است و جزء هیچ کدامیک از دو ردهٔ سنجه های نابرابری فوق نیست. کاکوانی نشان داده است که می‌توان ضریب جینی را چنین نوشت:

$$G=\frac{2}{\mu}\int_0^\infty x[F(x)-\frac{1}{2}]\,f(x)dx=\frac{2}{\mu}\int_0^\infty x.F(x)\,f(x).dx-1$$ رابطهٔ (۷)

با جانشین کردن (۳) در این رابطه داریم :

$$G=2\int_0^1 p.L'(p).dp-1$$ رابطهٔ (۸)

همان طوری که مشخص است، برای بدست آوردن ضریب جینی کافی است که اطلاعاتی در خصوص $L'(p)$ داشته باشیم.

۱. تابع بتای ناقص به عنوان منحنی لورنز :

تابع بتای ناقص را میتوان چنین تعریف کرد :

$$B(x;\alpha,\beta)=\frac{1}{B(\alpha,\beta)}\int_0^x t^{(\alpha-1)}.(1-t)^{\beta-1}\,dt$$ رابطهٔ (۹)

$$0\le x\le 1\,,\quad \alpha>0\quad,\quad \beta>0$$

که منظور از $B(\alpha,\beta)$ تابع بتا است که بصورت ذیل تعریف میگردد :

$$B(\alpha,\beta)=\int_0^1 t^{\alpha-1}.(1-t)^{\beta-1}dt\qquad,\qquad \alpha,\beta>0$$ رابطهٔ (۱۰)

در ضمن تابع بتا با تابع گاما مرتبط است بطوریکه داریم :

$$B(\alpha\ ,\ \beta)=\frac{\Gamma(\alpha).\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}$$ رابطهٔ (۱۱)

تابع بتای ناقص دلالت بر تابع بتای معرفی شده در رابطهٔ (۹) دارد با این وصف که محدودیت‌های خاصی بر پارامترهای α و β تحمیل می‌گردد، تا منحنی لورنز مناسبی برای تخمین ضریب جینی بدست آید.

$$L(p)=\frac{1}{B(\alpha\ ,\ \beta)}\int_0^p t^{(\alpha-1)}.(1-t)^{\beta-1}\ dt \qquad ,\quad \alpha\geq 1\quad ,\quad 0<\beta\leq 1$$ رابطهٔ (۱۲)

مشخص نمایی فوق را " منحنی لورنز بتا " می‌گویند، که همان طوری که تیکینز (۱۹۸۷) نشان داده است این تابع تمامی خواص بر شمرده شده توسط کاکوانی را ارضاء می کند. می‌توان نشان داد که در این وضعیت :

$$\int_0^1 p^k.L'(p)dp=\frac{\Gamma(\alpha+k).\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha).\Gamma(\alpha+\beta+k)}$$ رابطهٔ (۱۳)

برای $k=1$ و با توجه به رابطهٔ (۵-۲) ضریب جینی را میتوان چنین بدست آورد :

$$G=\frac{2\ \alpha}{\alpha+\beta}-1=\frac{\alpha-\beta}{\alpha+\beta}$$ رابطهٔ (۱۴)

۳- تخمین منحنی لورنز

تخمین منحنی لورنز بتا را میتوان از رگرسیون خطی لگاریتم $L'(p)$ که مشتق مرتبهٔ اول تابع لورنز بتا است بر متغیرهای مستقل رابطهٔ زیر بدست آورد :

$$Ln[L'(p)]=Ln(x)-Ln(\mu)=Ln[B(\alpha,\beta)]+(\alpha-1).Ln[p]+(\beta-1).Ln[1-p]+U$$ رابطهٔ (۱۵)

بعبارت دیگر داریم :

$$\underbrace{Ln(x)}_{Y}=\underbrace{Ln(\mu)+Ln[B(\alpha,\beta)]}_{\gamma_0}+\underbrace{(\alpha-1)}_{\gamma_1}.\underbrace{Ln[p]}_{Z_1}+\underbrace{(\beta-1)}_{\gamma_2}.\underbrace{Ln[1-p]}_{Z_2}+U$$ رابطهٔ (۱۶)

با تعویض متغیر داریم :

$$Y_i=\gamma_0+\gamma_1.Z_{1i}+\gamma_2.Z_{2i}+U_i$$ رابطهٔ (۱۷)

که Y_i : لگاریتم فراوانی نسبی تجمعی دهکها (جمعیت) منهای فراوانی نسبی تجمعی درآمد است.

می‌توانیم رابطهٔ (۱۷) را به صورت دیگری بازنویسی کنیم تا برای تخمین و محاسبات مورد نیاز کار را آسوده‌تر کنیم، اگر y_i (کوچک) درآمد گروه i ام باشد، p_i (کوچک) درصدی از جمعیت است که در دهک i ام باشد، در نتیجه میتوان روابط ذیل را تعریف کرد:

$$\begin{cases} \mu = \sum_{i=1}^{10} p_i y_i \\ q_i = p_i y_i / \mu \\ P = \sum_{i=1}^{10} p_i \end{cases}$$ رابطهٔ (۱۸)

و اگر $q = \sum_{i=1}^{10} q_i$، رابطهٔ (۱۷) دقیقاً معادل رابطهٔ(۱۹) خواهد بود :

$$Ln[p-q] = Ln[\theta] + \gamma.Ln[p] + \delta.Ln[1-p] + U$$ رابطهٔ (۱۹)

اثبات می‌گردد که ضریب جینی را می‌توان چنین محاسبه کرد :

$$G = 1 - 2\int_0^1 L(p).dp = 2\theta B(\gamma+1, \delta+1)$$ رابطهٔ (۲۰)

پس با مشخص شدن تابع منحنی لورنز که در عمل تابع بتای ناقص بود براحتی می‌توان سهم دهکهای مختلف درآمدی را بدست آورد. برای این منظور کافیست که تابع بتای ناقص را برای هر کدامیک از دهکها محاسبه کنیم :

رابطهٔ (۲۱) $B_F(1+G, 1-G) = \int_0^F p^G.(1-p)^{-G}.dp$ = سهم دهکهای اول تا دهک F ام

مثلاً برای محاسبهٔ سهم دهک پنجم کافی است که رابطهٔ فوق را برای F=0.5 محاسبه کرده و از رابطهٔ فوق بازاء F=0.4 تفریق کنیم.

٤- مروری بر داده‌های تحقیق

در این مقاله برای بررسی تحولات نابرابری درآمد از هزینه‌های مصرفی استفاده شده است. قاعدتاً در این‌صورت توزیع هزینه ها نابرابری را کمتر از توزیع درآمدها نشان می‌دهد، زیرا هرچه به سمت گروههای با درآمد بالا حرکت می‌کنیم، این گروه‌ها بخش

کوچکتری از درآمد خود را هزینه می‌کنند ولی در دهکهای پائینتر تمامی و یا بخش قابل توجهی از درآمد، هزینه می‌شود. از سوی دیگر، کوچک‌تر از یک بودن میل نهایی به مصرف سبب می‌گردد تا نابرابری در هزینه‌ها از نابرابری در درآمدها کمتر گردد. ولی به واسطهٔ اینکه خانوارها معمولاً برای بیان میزان واقعی درآمدهای خود مقاومت می‌کنند و در بیان هزینه‌ها چنین عمل نمی‌کنند، در این مطالعه، مانند مطالعات پیشین از داده‌های مخارج خانوارها استفاده شده است. داده‌های این مقاله از نتایج تفصیلی بودجهٔ خانوار در مناطق شهری و روستایی که توسط مرکز آمار ایران انتشار می‌یابد استفاده شده است.

۵- مروری بر مطالعات گذشته در ایران

با توجه به فراوانی نسبتاً زیاد کارهای صورت گرفته در خصوص بررسی وضعیت توزیع درآمد در ایران جدول (۱) به برخی از کارهای مهم اشاره می‌کند.

اوشیما (۱۹۷۳) ضریب جینی را در دورهٔ یاد شده بین ۰/۷-۰/۶ محاسبه کرده است. فرهاد مهران (۱۹۷۵) نابرابری در مناطق روستایی را کمتر از نابرابری در مناطق شهری می‌داند. پسران (۱۹۷۵) در طی دورهٔ مورد مطالعهٔ خود روند توزیع درآمد را رو به بدتر شدن می‌داند. مرکز آمار ایران نتیجه‌گیری می‌کند که توزیع درآمد پس از انقلاب عادلانه تر شده است. ابونوری (۱۳۷۱) در سال ۱۳۵۱ ضریب جینی را ۰/۴۴ و در سال ۱۳۵۶ ضریب جینی را ۰/۵۳ محاسبه کرده است. پژویان (۱۳۷۳) نتیجه‌گیری می‌کند که ضریب جینی و سهم دهکها در دورهٔ مورد بررسی تغییری نکرده است و در سال ۱۳۶۵ بدترین وضعیت در توزیع درآمد را داشته‌ایم. پاشا و سایرین (۱۳۸۶) از ضریب جینی، آنتروپی و آنتروپی تعمیم یافته برای بررسی وضعیت توزیع درآمد استفاده کرده و این شاخصها را برای کشور و استانها در سال ۱۳۸۰ محاسبه می‌کند، ضریب جینی برای کشور ۰/۳۷۳۳ محاسبه شده است.

جدول(۱)- اهم مطالعات انجام شده در خصوص وضعیت توزیع درآمد در ایران

محقق یا محققین	سال انجام	عنوان تحقیق	دورهٔ بررسی	سنجه های مورد بررسی
اوشیما	۱۹۷۳	سیاستهای بیکاری و درآمد برای ایرانی، توزیع درآمد	۱۳۴۸-۵۰	ضریب جینی
فرهاد مهران	۱۹۷۵	مالیاتها و درآمدها، توزیع بار مالیاتی	۱۳۵۱	سهم دهکها
هاشم پسران	۱۹۷۵	توزیع درآمد و معیارهای اصلی آن در ایران	۱۳۳۸-۵۳	ضریب جینی
حسن ذاکر و مهران	۱۳۵۶	توسعه اقتصادی و نابرابری آن در ایران	۱۳۳۸-۵۳	ضریب جینی و سهم دهکها
سازمان برنامه	۱۳۶۱	شاخص توزیع درآمد در ایران	۱۳۵۱-۵۷	شاخصهای مختلف نابرابری
شهنام طاهری	۱۳۶۸	توزیع درآمد در ایران و بررسی اقتصادسنجی علل نابرابری آن	۱۳۴۷-۶۳	سهم دهکها
مرکز آمار ایران	۱۳۶۹	شاخصهای نابرابری درآمد	۱۳۶۱-۶۸	ضریب جینی و سهم دهکها
اسماعیل ابونوری	۱۳۷۱	معرفی یک الگوی جدید توزیع درآمد	۱۳۵۰-۵۶	ضریب جینی و سهم دهکها
سعید صمدی	۱۳۷۱	بررسی تاثیر تورم بر توزیع درآمد ایران	۱۳۴۷-۶۷	تابع تقاضای مصرف
جمشید پژویان	۱۳۷۳	بررسی توزیع درآمد و الگوی مصرف جامعه های شهری و روستایی	۱۳۶۲-۶۸	ضریب جینی و سهم دهکها
محمود ضرابی	۱۳۷۵	معرفی یک الگوی جدید توزیع درآمد و کاربرد ان برای اقتصاد ایران	۱۳۷۳-۱۳۶۱	ضریب جینی
صادق بختیاری	۱۳۸۲	تحلیلی از توزیع درآمد با استفاده از روش پارامتریک	سالهای مختلف	ضریب جینی- شاخص زنگا [1]
پاشا و سایرین	۱۳۸۶	نابرابری درآمد در ایران سال ۱۳۸۰ و تجزیهٔ آن به استانها	۱۳۸۰	جینی - آنتروپی تعمیم یافته

٦- نتایج تخمین ضرایب جینی و سهم دهکها برای مناطق شهری

در ادامه این بخش با توجه به الگوی منحنی لورنز بتا اشاره شده در معادلـهٔ (۱۲) و بـا توجه به داده های مخارج بودجهٔ خانوار شـهری بـرای سـالهای ۱۳۷۶ الـی ۱۳۸۶ ضـریب

1. Zenga Index

جینی، سهم دهکها و نسبت سهم ۲۰٪ بالا به ۲۰٪ پائین نتایج را به تفکیک در جـداول (۲) الی (۷) گزارش کرده‌ایم. محاسبات این بخش با برنامه نویسـی در نـرم افـزار MATLAB نسخهٔ ۷/۸ محاسبه شده است.

جدول (۲)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق شهری سال ۷۷-۱۳۷۶

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.	Value in prac	Value in Equl.
Years	1376		1377	
Gini Coefficent	0.451507	0	0.437982	0
Share 1st decile	1.745336	10	1.857952	10
Share 2nd decile	3.174693	10	3.325323	10
Share 3rd decile	4.242144	10	4.405383	10
Share 4th decile	5.272049	10	5.439512	10
Share 5th decile	6.371581	10	6.53682	10
Share 6th decile	7.64212	10	7.797719	10
Share 7th decile	9.240739	10	9.375318	10
Share 8th decile	11.502527	10	11.593484	10
Share 9th decile	15.462948	10	15.446318	10
Share 10th decile	35.345863	10	34.222172	10
Share 1% Upp	10.145506	1	9.519753	1
Ratio 20U to 20L	12.664832	1	11.819164	1

جدول (۳)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق شهری سال ۷۹-۱۳۷۸

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.	Value in prac	Value in Equl.
Years	1378		1379	
Gini Coefficent	0.438264	0	0.441344	0
Share 1st decile	1.855546	10	1.829445	10
Share 2nd decile	3.32214	10	3.287515	10
Share 3rd decile	4.401955	10	4.364613	10
Share 4th decile	5.436016	10	5.39787	10
Share 5th decile	6.533391	10	6.495921	10
Share 6th decile	7.794515	10	7.759428	10
Share 7th decile	9.372579	10	9.3425	10
Share 8th decile	11.591688	10	11.571815	10
Share 9th decile	15.44681	10	15.451783	10
Share 10th decile	34.24536	10	34.49911	10
Share 1% Upp	9.532439	1	9.671884	1
Ratio 20U to 20L	11.83615	1	12.023293	1

جدول (٤)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق شهری سال ۸۱-۱۳۸۰

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.	Value in prac	Value in Equl.
Years	1380		1381	
Gini Coefficent	0.432458	0	0.401537	0
Share 1st decile	1.905555	10	2.190021	10
Share 2nd decile	3.387988	10	3.750929	10
Share 3rd decile	4.472661	10	4.855303	10
Share 4th decile	5.507965	10	5.89111	10
Share 5th decile	6.603779	10	6.97222	10
Share 6th decile	7.860088	10	8.195927	10
Share 7th decile	9.428339	10	9.703983	10
Share 8th decile	11.627752	10	11.789046	10
Share 9th decile	15.435455	10	15.332934	10
Share 10th decile	33.770418	10	31.318526	10
Share 1% Upp	9.274502	1	8.005523	1
Ratio 20U to 20L	11.492043	1	9.836895	1

جدول (٥)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق شهری سال ۸۳-۱۳۸۲

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.	Value in prac	Value in Equl.
Years	1382		1383	
Gini Coefficent	0.408954	0	0.415914	0
Share 1st decile	2.118926	10	2.053879	10
Share 2nd decile	3.661991	10	3.579612	10
Share 3rd decile	4.76262	10	4.676152	10
Share 4th decile	5.799262	10	5.713025	10
Share 5th decile	6.884882	10	6.802312	10
Share 6th decile	8.11747	10	8.042627	10
Share 7th decile	9.641157	10	9.580306	10
Share 8th decile	11.755043	10	11.720458	10
Share 9th decile	15.363811	10	15.389233	10
Share 10th decile	31.894838	10	32.442394	10
Share 1% Upp	8.294454	1	8.574257	1
Ratio 20U to 20L	10.208362	1	10.571079	1

جدول (٦)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق شهری سال ۸۵-۱۳۸٤

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.	Value in prac	Value in Equl.
Years	1384		1385	
Gini Coefficent	0.406003	0	0.460024	0
Share 1st decile	2.146991	10	1.677219	10
Share 2nd decile	3.697235	10	3.081884	10
Share 3rd decile	4.79943	10	4.140473	10
Share 4th decile	5.835813	10	5.166755	10
Share 5th decile	6.919713	10	6.266648	10
Share 6th decile	8.148848	10	7.542085	10
Share 7th decile	9.666404	10	9.152558	10
Share 8th decile	11.768923	10	11.440086	10
Share 9th decile	15.35199	10	15.46599	10
Share 10th decile	31.664654	10	36.066302	10
Share 1% Upp	8.17837	1	10.55861	1
Ratio 20U to 20L	10.058744	1	13.231984	1

جدول (۷)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق شهری سال ۱۳۸۶

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.
Years	1386	
Gini Coefficent	0.404977	0
Share 1st decile	2.156823	10
Share 2nd decile	3.70954	10
Share 3rd decile	4.812256	10
Share 4th decile	5.848527	10
Share 5th decile	6.931805	10
Share 6th decile	8.159714	10
Share 7th decile	9.675109	10
Share 8th decile	11.773643	10
Share 9th decile	15.347733	10
Share 10th decile	31.58485	10
Share 1% Upp	8.138337	1
Ratio 20U to 20L	10.007262	1

۷- استخراج منحنی لورنز بتا برای مناطق شهری

در روش بکار گرفته شده برای محاسبهٔ ضریب جینی و سهم دهکها در این مقاله همانطوریکه دیدیم از رابطهٔ ذیل برای منحنی لورنز بتا استفاده شد.

$$L(p)=\frac{1}{B(\alpha\ ,\ \beta)}\int_0^p t^{(\alpha-1)}.(1-t)^{\beta-1}\ dt \qquad ,\quad \alpha\geq 1 \quad ,\quad 0<\beta\leq 1$$

که با تخمین ضرایب رگرسیونی معادلهٔ (۲۰) میتوان با بهره گیری از یک نرم افزار محاسباتی قوی منحنی لورنز را بدست آورده و ترسیم کرد. محاسبات این بخش در پیوست شمارهٔ یک گزارش شده است.

۸- نتایج تخمین ضرایب جینی و سهم دهکها برای مناطق روستایی

در ادامه این بخش با توجه به الگوی منحنی لورنز بتا اشاره شده در معادلهٔ (۹) و با توجه به داده های مخارج بودجهٔ خانوار روستایی برای سالهای ۱۳۷۶ الی ۱۳۸۶ ضریب جینی، سهم دهکها و نسبت سهم ۲۰٪ بالا به ۲۰٪ پائین نتایج را به تفکیک در جداول (۸) الی (۱۳) گزارش کرده‌ایم.

جدول (۸)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق روستایی سال ۷۷-۱۳۷۶

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.	Value in prac	Value in Equl.
Years	1376		1377	
Gini Coefficent	0.464512	0	0.492313	0
Share 1st decile	1.642166	10	1.437584	10
Share 2nd decile	3.033604	10	2.744293	10
Share 3rd decile	4.087246	10	3.763273	10
Share 4th decile	5.111325	10	4.769326	10
Share 5th decile	6.211086	10	5.863393	10
Share 6th decile	7.488739	10	7.149117	10
Share 7th decile	9.105022	10	8.794516	10
Share 8th decile	11.405562	10	11.166743	10
Share 9th decile	15.465232	10	15.423049	10
Share 10th decile	36.450017	10	38.888706	10
Share 1% Upp	10.78247	1	12.268489	1
Ratio 20U to 20L	13.542328	1	15.657679	1

جدول (۹)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق روستایی سال ۷۹-۱۳۷۸

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.	Value in prac	Value in Equl.
Years	1378		1379	
Gini Coefficent	0.492014	0	0.480751	0
Share 1st decile	1.439673	10	1.520102	10
Share 2nd decile	2.747314	10	2.862586	10
Share 3rd decile	3.766702	10	3.896797	10
Share 4th decile	4.772988	10	4.911248	10
Share 5th decile	5.86716	10	6.008698	10
Share 6th decile	7.15285	10	7.29225	10
Share 7th decile	8.797999	10	8.926993	10
Share 8th decile	11.16954	10	11.27131	10
Share 9th decile	15.423854	10	15.448559	10
Share 10th decile	38.86192	10	37.861458	10
Share 1% Upp	12.251566	1	11.629097	1
Ratio 20U to 20L	15.633035	1	14.735552	1

جدول (۱۰)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق روستایی سال ۸۱-۱۳۸۰

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.	Value in prac	Value in Equl.
Years	1380		1381	
Gini Coefficent	0.462054	0	0.448394	0
Share 1st decile	1.661297	10	1.770772	10
Share 2nd decile	3.059998	10	3.209015	10
Share 3rd decile	4.116373	10	4.279531	10
Share 4th decile	5.141684	10	5.310575	10
Share 5th decile	6.241545	10	6.409776	10
Share 6th decile	7.518016	10	7.678297	10
Share 7th decile	9.131153	10	9.272315	10
Share 8th decile	11.424613	10	11.524355	10
Share 9th decile	15.465851	10	15.460391	10
Share 10th decile	36.23947	10	35.084975	10
Share 1% Upp	10.659305	1	9.998215	1
Ratio 20U to 20L	13.371317	1	12.464334	1

جدول (۱۱)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق روستایی سال ۸۳-۱۳۸۲

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.	Value in prac	Value in Equl.
Years	1382		1383	
Gini Coefficent	0.414711	0	0.41701	0
Share 1st decile	2.065004	10	2.043777	10
Share 2nd decile	3.593771	10	3.566729	10
Share 3rd decile	4.691057	10	4.662575	10
Share 4th decile	5.727928	10	5.699436	10
Share 5th decile	6.816621	10	6.789251	10
Share 6th decile	8.055643	10	8.03073	10
Share 7th decile	9.590951	10	9.570553	10
Share 8th decile	11.72662	10	11.714772	10
Share 9th decile	15.385089	10	15.39292	10
Share 10th decile	32.347316	10	32.529259	10
Share 1% Upp	8.5253	1	8.61912	1
Ratio 20U to 20L	10.507401	1	10.629514	1

جدول (۱۲)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق روستایی سال ۸۵-۱۳۸٤

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.	Value in prac	Value in Equl.
Years	1384		1385	
Gini Coefficent	0.461005	0	0.415931	0
Share 1st decile	1.669506	10	2.053722	10
Share 2nd decile	3.07129	10	3.579412	10
Share 3rd decile	4.128814	10	4.675941	10
Share 4th decile	5.154632	10	5.712814	10
Share 5th decile	6.254515	10	6.80211	10
Share 6th decile	7.530458	10	8.042443	10
Share 7th decile	9.142227	10	9.580155	10
Share 8th decile	11.432633	10	11.72037	10
Share 9th decile	15.465964	10	15.389291	10
Share 10th decile	36.149961	10	32.443742	10
Share 1% Upp	10.607189	1	8.574952	1
Ratio 20U to 20L	13.29915	1	10.571984	1

جدول (۱۳)- ضریب جینی و سهم دهکها برای مناطق روستایی سال ۱۳۸٦

Gini Coefficents & share of Deciles

Statistic	Value in prac	Value in Equl.
Years	1386	
Gini Coefficent	0.381909	0
Share 1st decile	2.387306	10
Share 2nd decile	3.992007	10
Share 3rd decile	5.103137	10
Share 4th decile	6.133741	10
Share 5th decile	7.1999	10
Share 6th decile	8.396931	10
Share 7th decile	9.860132	10
Share 8th decile	11.864966	10
Share 9th decile	15.232963	10
Share 10th decile	29.828916	10
Share 1% Upp	7.284866	1
Ratio 20U to 20L	8.923664	1

۹- استخراج منحنی لورنز بتا برای مناطق روستایی

در روش بکار گرفته شده برای محاسبهٔ ضریب جینی و سهم دهکها در این مقاله همانطوریکه دیدیم از رابطهٔ ذیل برای منحنی لورنز بتا استفاده شد.

$$L(p)=\frac{1}{B(\alpha\ ,\ \beta)}\int_0^p t^{(\alpha-1)}.(1-t)^{\beta-1}\ dt \qquad ,\quad \alpha\geq 1\quad ,\quad 0<\beta\leq 1$$

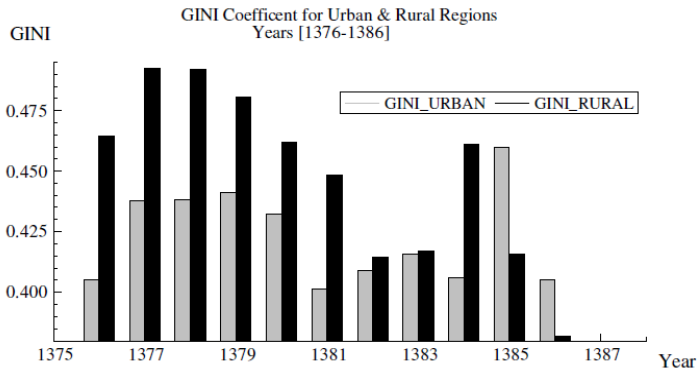
که با تخمین ضرایب رگرسیونی معادلهٔ (۲۰) میتوان با بهره گیری از یک نرم افزار محاسباتی قوی مانند STATA منحنی لورنز را استخراج کرد به پیوست شمارهٔ دو مراجعه شود.

۱۰- مقایسهٔ ضرایب جینی و سهم دهکها برای مناطق شهری وروستایی

نتایج بدست آمده از برازش و محاسبهٔ سنجه های مهم نابرابری توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی برای سالهای تحت بررسی را میتوان بطور خلاصه در تصویر (۱) و جدول (۱۴) ملاحظه کرد، این نتایج دال بر نابرابری بیشتر در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری است.

تصویر (۱) – ضرایب جینی مناطق شهری و روستایی کشور

(ستونهای تیره معرف ضریب جینی مناطق روستایی است)



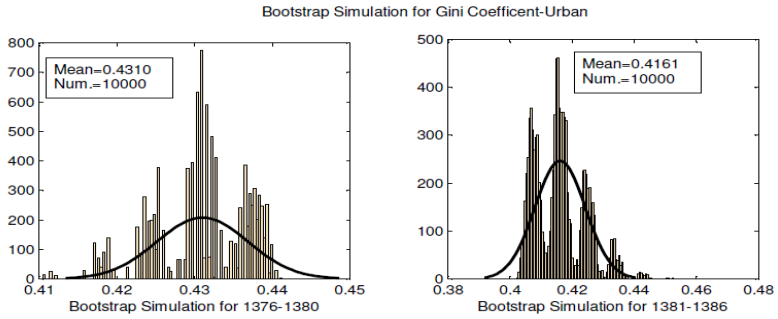
حال پرسشی که بایستی به آن پاسخ داده شود این است که آیا نابرابری درآمد در مناطق روستایی و شهری رو به بهبود بوده و یا وضعیت روبه بدتر شدن است ؟ برای پاسخ دادن به این پرسش داده های مورد بررسی را به تفکیک مناطق شهری و روستایی به دو دامنهٔ تقریباً برابر تقسیم کرده، بطوری که سالهای (۱۳۸۰-۱۳۷۶) شامل پنج مشاهده یک زیر نمونه و داده های سالهای (۱۳۸۶-۱۳۸۱) شامل شش مشاهده، یک زیر نمونه دیگر را تشکیل می‌دهد. سپس از ضریب جینی این سال‌ها برای مقایسهٔ استفاده کرده‌ایم تا روند توزیع درآمد را مطالعه کنیم. چون داده‌های نمونه‌های یاد شده تعداد اندکی دارند، پس نمی‌توان با استفاده از روش‌های متداول، در خصوص بهبودی و یا بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد اظهار نظر کرد. ولی با بهره گیری از روش شبیه سازی بوت استرپ[1] که همان نمونه‌گیری با جایگذاری است، می‌توان حجم نمونه را آنقدر افزایش داد، تا بتوان استنتاج آماری انجام داد. برای این مقصود ما در هر کدام از زیر نمونه های یاد شده که یکی شامل پنج مشاهدهٔ و دیگری شامل شش مشاهدهٔ ضریب جینی است، با بکارگیری شبیه‌سازی بوت استرپ که شاخه‌ای از مطالعات مونت کارلو در اقتصادسنجی است، اقدام به ده هزار بار نمونه‌گیری با جایگذاری کرده‌ایم. تصاویر (۲) و (۳) چگونگی توزیع احتمالی ضریب جینی را در هر زیر نمونه و برای هر کدامیک از مناطق شهری و روستایی نشان می‌دهد. نتایج بوت استرپ ضریب جینی در مناطق شهری حکایت از آن دارد که در خلال سالهای (۱۳۸۰-۱۳۷۶) میانگین ۰/۴۳۱ و در خلال سالهای (۱۳۸۶-۱۳۸۱) میانگین ضریب جینی ۰/۴۱۶۱ است، که این به مفهوم کاهش متوسط ضریب جینی در زیر نمونهٔ دوم است. همین نتایج برای مناطق روستایی صدق می‌کند، بطوریکه در خلال سالهای (۱۳۸۰-۱۳۷۶) میانگین ۰/۴۶۹۵ و در خلال سالهای (۱۳۸۶-۱۳۸۱) میانگین ضریب جینی ۰/۴۲۸۷ است. محاسبات این بخش توسط برنامه نویسی در نرم افزار MATLAB نسخهٔ ۷/۸ محاسبه شده است.

1. Effron, B. & R. Tibshirani (1993)

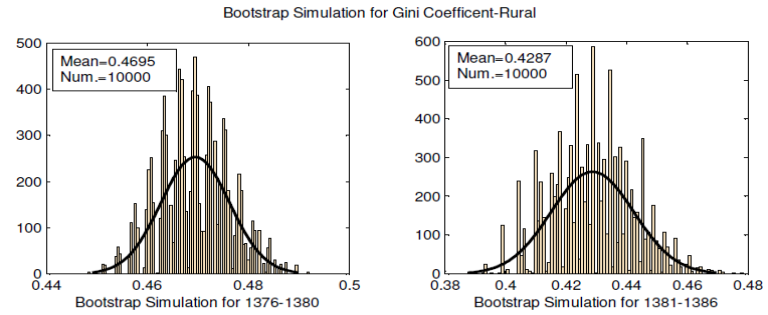
جدول (۱٤)- سنجه های مهم در توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی

سال	شهری			روستایی		
	سهم ۱۰٪ پائینی	سهم ۱۰٪ بالایی	نسبت ۲۰٪ بالا به ۲۰٪ پائین	سهم ۱۰٪ پائین	سهم ۱۰٪ بالایی	نسبت ۲۰٪ بالا به ۲۰٪ پائین
۱۳۷۶	۲/۱۵۸	۳۱/۵۸	۱۲/۶۶	۱/۶۴	۳۶/۴۵	۱۳/۵۴
۱۳۷۷	۱/۸۵۸	۳۴/۲۲	۱۱/۸۲	۱/۴۳	۳۸/۸۸	۱۵/۶۵
۱۳۷۸	۱/۸۵	۳۴/۲۴	۱۱/۸۳	۱/۴۴	۳۸/۸۶	۱۵/۶۳
۱۳۷۹	۱/۸۲	۳۴/۵	۱۲/۰۲	۱/۵۲	۳۷/۸۶	۱۴/۷۳
۱۳۸۰	۱/۹	۳۳/۷۷	۱۱/۴۹	۱/۶۶	۳۶/۲۴	۱۳/۳۷
۱۳۸۱	۲/۱	۳۱/۳۱	۹/۸۳	۱/۷۷	۳۵/۰۸	۱۲/۴۶
۱۳۸۲	۲/۱۲	۳۱/۸۹	۱۰/۲	۲/۰۶	۳۲/۳۵	۱۰/۵
۱۳۸۳	۲/۰۵	۳۲/۴۴	۱۰/۵۷	۲/۰۴	۳۲/۵۲	۱۰/۶۳
۱۳۸۴	۲/۱۴۷	۳۱/۶۶	۱۰/۰۶	۱/۶۶	۳۶/۱۵	۱۳/۲۹
۱۳۸۵	۱/۶۷	۳۶/۰۶	۱۳/۲۳	۲/۰۵	۳۲/۴۴	۱۰/۵۷
۱۳۸۶	۲/۱۵	۳۱/۵۸	۱۰	۲/۳۸	۲۹/۸۲	۸/۹۲

تصویر (۲)- توزیع ضریب جینی مناطق شهری با استفاده از روش بوت استرپ (۱۰۰۰۰ تکرار)



تصویر(۳)- توزیع ضریب جینی مناطق روستایی با استفاده از روش بوت استرپ (۱۰۰۰۰ تکرار)



۱۱- نتیجه گیری

براساس نتایج بدست آمده در خلال سالهای مورد بررسی، کمترین مقدار ضریب جینی در مناطق شهری ۰/۴۰۱۵ در سال ۱۳۸۱ و بیشترین آن معادل ۰/۴۶ در سال ۱۳۸۵ است. با تقسیم دورهٔ زمانی۱۳۸۶-۱۳۷۶ به دو زیر دورهٔ مکمل ۸۰-۱۳۷۶ و ۸۶-۱۳۸۱ و با بهره گیری از شبیه‌سازی بوت استرپ میانگین ضریب جینی با ۱۰۰۰۰ بار تکرار از ۰/۴۳۱۰ برای زیر دورهٔ نخست به ۰/۴۱۶۱ برای زیر دورهٔ دوم کاهش یافته است. در مناطق روستایی در دورهٔ مورد بررسی بیشترین مقدار ضریب جینی ۰/۴۹۲۳ برای سال ۱۳۸۷ و کمترین مقدار ۰/۳۸۱۹ برای سال ۱۳۸۶ است. روند حرکت ضریب جینی در مناطق روستایی با توجه به زیر دوره های اشاره شده در فوق، به سمت بهبود حرکت می‌کند، بطوریکه میانگین ضریب جینی بدست آمده از شبیه سازی بوت استرپ با ۱۰۰۰۰ بار تکرار در دورهٔ۸۰-۱۳۷۶ از ۰/۴۶۹۵ به ۰/۴۲۸۷ در هر دورهٔ ۸۶-۱۳۸۱ کاهش یافته است. مقایسهٔ نتایج برای مناطق شهری و روستایی حکایت از آن دارد که در دورهٔ مورد بررسی، ضریب جینی در تمامی سال‌ها به استثنای سال ۱۳۸۶ همواره در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری بیشتر بوده است.

منابع و ماخذ

۱) ابونوری اسماعیل. " معرفی یک الگوی جدید توزیع درآمد "، برنامه و توسعه، موسسهٔ عالی پژوهش در بنامه ریزی و توسعه، دورهٔ دوم، شمارهٔ یک، تهران، ۱۳۷۱.

۲) بختیاری، صادق. " تحلیلی از توزیع درآمد با استفاده از روش پارامتریک "، معاونت امور اقتصادی وزارت دارایی، تهران، پائیز ۱۳۸۲.

۳) پاشا، عین ا...، احمد زنده دل و اسفندیار معصومی، " نابرابری توزیع درآمد در ایران سال ۱۳۸۰ و تجزیهٔ ان به استانها : استفاده از آنتروپی تعمیم یافته و ضریب جینی "، مجلهٔ اقتصاد و مدیریت، سال ۱۸، شمارل ۷۳، تابستان ۱۳۸۶.

۴) پژویان، جمشید. " بررسی توزیع درآمد و الگوی مصرف جامعه های شهری وروستایی طی دورهٔ سالهای ۶۸-۱۳۶۲ ". مجلهٔ اقتصادی، سال ۹، شمارهٔ ۳، مرداد، ۱۳۷۳.

۵) ذاکر هنجی، حسین و فرهاد مهران. " توسعه اقتصادی و نابرابری های درآمد در ایران "، دفتر مدیریت آمارهای مالی و محاسبات ملی، مرکز آمار ایران، بهمن ۱۳۵۶.

۶) سازمان برنامه و بودجه " مطالعهٔ تطبیقی وضع درآمد و هزینه ها در مناطق شهری ایران (۵۷-۱۳۵۱)"، تهران ۱۳۶۱.

۷) مرکز آمار ایران. " خلاصه ای از شاخصهای نابرابری توزیع درآمد در ایران (۱۳۶۵و۶۸-۱۳۶۵) ". تهران، اسفند ۱۳۶۹.

8) Datt, Gaurav (1998), "Computational Tools for Poverty Measurement and Analysis," FCND Discussion Paper, No. 50, Food Consumption and Nutrition Division, International Food Policy Research Institute, Washington, DC.Datt.

9) Effron, B. & R. Tibshirani (1993), " An Introduction to the Bootstrap " Chapman & Hall. Inc. London.

10) Gupta, M.R.,(1984), " functional form for estimating the Lorenz curve", Econometrica , 52, pp. 1313-1314.

11) Kakwani, Nanak C. (1977), "Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis," Econometrica, Vol. 45, No. 3, pp. 719-727, April.

12) Kakwani, Nanak C. and Nripesh Podder (1973), "On the Estimation of Lorenz Curves from Grouped Observations," *International Economic Review*, Vol. 14, No. 2, pp. 278-292, June.

13) Kakwani, Nanak C. and Nripesh Podder (1976), "Efficient Estimation of the Lorenz Curve and Associated Inequality Measures from Grouped Observations," *Econometrica*, Vol. 44, No. 1, pp. 137-148,

14) KLEIBER,CHRISTIAN & SAMUEL KOTZ, (2003),"Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences",John Wiley and sons Publication ,New York.

15) Martinez,W.L. & Martinez, A. R, (2002), " Computational statistics Handbook with MATLAB" , Chapman & Hall/CRC. Washington,D.C.

16) Mehran, F. (1975), " INCOME DISTRIBUTION OF Iran , Statistics of Inequality " , Geneva, ILO.

17) Odekon, M (2006)," Encyclopedia of World Poverty ",Sage Publications,London.
18) Oshima, H.T. ,(1973) , " Employment and Income Policies for Iran, Income Distribution " , Mission Working Paper, Geneva, ILO.
19) Rasche, R.H. ,Gaffney, A.Y.C., Koo, N. Obst(1980)," Functional Forms for estimating the Lorenz curve." Econometrica, 48, 1061-1063.
20) Ravallion, Martin and Monika Huppi (1991), "Measuring Changes in Poverty: A Methodological Case Study of Indonesia During an Adjustment Period", *World Bank Economic Review*, Vol. 5:57-84.
21) Teekens, R. (1987), " The Beta-Lorenz Curve " , Publication office Indtitute of Social Studies the Hague, The Netherlands, Working Paper No, 35.
22) Villaseñor, José A. and Barry C. Arnold (1989), "Elliptical Lorenz Curves," *Journal of Econometrics*, Vol. 40, pp. 327-338.

پیوست شماره(۱)

منحنیهای لورنز مناطق شهری در طی دورهٔ زمانی (۱۳۸۶-۱۳۷۶) که بـا اسـتفاده از برنامـه نویسی در نرم افزار STATA نسخهٔ ۱۰ بدست آمده است.

تصویر (٤) منحنهای لورنز سالهای (۱۳۷۹-۱۳۷٦) در مناطق شهری

تصویر (۵) منحنهای لورنز سالهای (۱۳۸۳-۱۳۸۰) در مناطق شهری

تصویر (٦) منحنهای لورنز سالهای (١٣٨٦-١٣٨٤) در مناطق شهری

پیوست شماره(۲)

منحنیهای لورنز مناطق روستایی در طی دورهٔ زمانی (۱۳۸۶-۱۳۷۶) که با استفاده از برنامه نویسی در نرم افزار STATA نسخهٔ ۱۰ بدست آمده است.

تصویر (۷) منحنهای لورنز سالهای (۱۳۷۹-۱۳۷٦) در مناطق روستایی

تصویر (۸) منحنهای لورنز سالهای (۱۳۸۳-۱۳۸۰) در مناطق روستایی

تصویر (۹) منحنهای لورنز سالهای (۱۳۸٦-۱۳۸٤) در مناطق روستایی