۴

برآورد الگوی توزیع درآمد مناطق شهری و روستایی ایران
با استفاده از اشکال مختلف تابعی تصریح‌شده (پارامتریک) برای منحنی لورنز

بیتا رحیمی بدر *

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۲/۲۵

چکیده

این مطالعه با هدف برآورد الگوی توزیع درآمد لورنز در ایران اقدام به تخمین گزیده‌ای از مهم‌ترین مدل‌های پارامتریک برای داده‌های ایران به تفکیک مناطق شهری و روستایی نموده است. بدین‌ترتیب ضمن تحلیل روند توزیع درآمد و مقایسه آن در بین مناطق شهری و روستایی، براساس معیارهای خوبی برازش مناسب‌ترین الگو از میان الگوهای مورد بررسی برای جوامع شهری و روستایی ایران در سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۸۳ و ۱۳۸۸ تعیین شد.

بر این اساس نتایج نشان داد که برای جامعه شهری به‌ترتیب مدل‌های Chotikapanich، Ortega و Rasche در سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۸۳ و ۱۳۸۸ به‌عنوان مدل‌های برتر و در ارتباط با جامعه روستایی مدل Rasche در هر سه سال بهترین و مناسب‌ترین الگو از نظر برازش با داده‌های مورد بررسی است. علاوه‌بر این بررسی روند نابرابری توزیع درآمد در هر دو جامعه طی دوره ۸۸-۱۳۷۸ حاکی از بهبود وضعیت توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی طی دوره مذکور می‌باشد. همچنین مقایسه بین توزیع درآمد جمعیت شهری و روستایی طی دوره مورد بررسی، نشان داد که در ابتدای دوره، جامعه روستایی از وضعیت درآمدی نابرابرتری برخوردار بوده ولی به‌تدریج با بهبود وضعیت توزیع درآمد، جامعه روستایی توزیع برابرتری را نسبت به شهر در انتهای دوره نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: *توزیع درآمد، منحنی لورنز، مدل‌های پارامتریک*

طبقه‌بندی Jel: *C13، C16، D33*

---

* استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرج

b.rahimi@kiau.ac.ir

مقدمه

توزیع عادلانه درآمد به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های توسعه اقتصادی توجه بسیاری از اقتصاددانان، سیاست‌گذاران و کارگزاران دولتی را به خود اختصاص داده است؛ به‌طوری‌که تاکنون مطالعات بسیاری پیرامون نحوه اندازه‌گیری و برآورد توزیع درآمد و بررسی اثرات عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی بر آن انجام شده است. از مهم‌ترین دلایل گرایش و توجه محققان به موضوع توزیع درآمد، می‌توان به پیامدهای توزیع عادلانه درآمد بر افزایش رفاه اجتماعی و کاهش فقر اشاره نمود. از بعد اجتماعی افزایش رفاه موجب کاهش جرائم، افزایش اعتماد به نفس و همبستگی اجتماعی شده و از بعد اقتصادی کاهش فقر با تأثیری که بر بهبود سلامت، بهداشت، تغذیه و آموزش دارد، باعث افزایش بهره‌وری اقتصادی و توسعه می‌شود.

به‌دلیل اهمیت موضوع از دیرباز مطالعات بسیاری در زمینه اندازه‌گیری و برآورد توزیع درآمد انجام گرفته؛ به‌طوری‌که بسیاری از این مطالعات در ارتباط با مباحث تئوری و آماری نحوه اندازه‌گیری توزیع درآمد بوده و بدین‌ترتیب در ادبیات موضوع روش‌های فراوانی برای برآورد نابرابری پیشنهاد شده است. در اکثر این روش‌ها تئوری منحنی لورنز پایه و اساس نظریات ارائه‌شده را تشکیل می‌دهد و روش‌های پیشنهادی درواقع رهیافت‌هایی برای نحوه برآورد دقیق‌تر و صحیح‌تر منحنی لورنز با توجه به داده‌های مورد بررسی است. در واقع این روش‌ها به‌دنبال فرض نادرست وجود همگنی و عدم نابرابری در زیرگروه‌های درآمدی در روش مبتنی‌بر داده‌های گروه‌بندی‌شده به‌وجود آمدند که از این نقطه‌نظر، نقص روش‌های قبلی را برطرف می‌سازند. بدین‌ترتیب این رهیافت‌ها از دیدگاهی پیوسته و تابعی،

منحنی لورنز و معیارهای نابرابری مستخرج از آن را برآورد می‌نمایند.

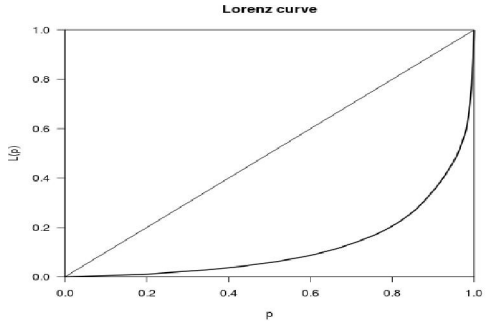
هدف این مطالعه برآورد منحنی لورنز به تفکیک مناطق شهری و روستایی با استفاده از مدل‌های پارامتریک است. بدین‌ترتیب ضمن تحلیل روند توزیع درآمد و مقایسه آن در بین مناطق شهری و روستایی، بهترین مدل پارامتریک براساس معیارهای خوبی برازش برای جوامع شهری و روستایی ایران در سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۸۳ و ۱۳۸۸ تعیین می‌شود. بر این اساس مبانی نظری و پیشینه تحقیق، پس از مقدمه در بخش‌های دوم و سوم آورده شده است. بخش چهارم شامل مدل تحقیق و روش‌های برآورد بوده و بخش چهارم، داده‌ها و نتایج تجربی و بحث پیرامون این نتایج می‌باشد و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌گردد.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

منحنی توزیع درآمد لورنز نشان‌دهنده ارتباط بین نسبت تجمعی دارندگان درآمد یا جمعیت (بر روی محور افقی) و نسبت تجمعی درآمد دریافت‌شده توسط جمعیت (بر روی محور عمودی) می‌باشد، به‌شرط آنکه گروه‌های جمعیتی برحسب میزان درآمد به‌شکل صعودی مرتب شده باشند. بدین‌ترتیب هر نقطه از منحنی لورنز مبین سهمی از کل درآمد جامعه است که توسط نسبتی از افراد کسب شده که دارای مقدار معینی درآمد یا کمتر از آن هستند. نمودار شماره (۱) منحنی تابع توزیع درآمد لورنز را نشان می‌دهد. همان‌گونه که گفته شد، در این نمودار نسبت تجمعی جمعیت بر روی محور افقی و نسبت تجمعی درآمد بر روی محور عمودی قرار دارد. میزان درآمد از راست به چپ در طول منحنی لورنز توزیع می‌شود. در شرایط ایده‌آل، درآمد بین افراد جامعه به‌صورت مساوی توزیع می‌شود (خط برابری کامل). در این حالت منحنی لورنز به‌صورت یک خط مستقیم با زاویه ۴۵ درجه نسبت به محور افقی ترسیم می‌شود که شیبی برابر با یک دارد و کلیه افراد جامعه درست به اندازه میانگین، درآمد دریافت می‌کنند. ازآنجا که توزیع درآمد در دنیای واقعی برابر نیست، منحنی لورنز زیر خط برابری کامل قرار می‌گیرد. بنابراین شدت تحدب این منحنی تعیین‌کننده میزان نابرابری در توزیع می‌باشد.[1]

۱. مساحت بین خط برابری کامل و منحنی لورنز، ضریب جینی نام دارد که یکی از مهم‌ترین

نمودار شماره (۱). منحنی لورنز



به‌منظور تعیین فرم تابعی منحنی لورنز، درآمد به‌صورت یک متغیر تصادفی پیوسته درنظر گرفته می‌شود. اگر فرض شود که این متغیر تصادفی (X) به‌ترتیب دارای توابع چگالی احتمال و توزیع تجمعی احتمال به‌صورت‌های f(x) و F(x) باشد، می‌توان مقدار P را از رابطه زیر برابر نسبتی از جمعیت تعریف کرد که مساوی یا کمتر از مقدار z درآمد دریافت می‌کنند.

(۱)

$$P= F(z)=\int_0^z f(t)dt$$

بنابراین میزان درآمد z را می‌توان از معکوس تابع توزیع احتمال به‌دست آورد:

(۲)

$$z= F^{-1}(P) = q(p)$$

به‌طوری‌که q تابع چندک یا کوانتایل[1] است و معمولاً در رابطه با توابع لورنز به‌صورت دهک[2] درنظر گرفته می‌شود. به‌عبارت دیگر تابع چندک تابعی است که با استفاده از آن می‌توان جامعه آماری را در فاصله ۰ تا ۱ نرمالیزه کرد. این امر امکان مقایسه بین جوامع مختلف را بدون توجه به مقیاس آنها تسهیل می‌کند.

گستورث (۱۹۷۱) از توابع فوق برای استخراج فرم تابعی منحنی لورنز

شاخص‌های تعیین نابرابری توزیع درآمد است و از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$G = 1 - 2\int_0^1 f(x)dx$$

1. Quantile

۲. چندک‌ها راهی برای تقسیم یک توزیع آماری به فواصلی با احتمال‌های مساوی هستند، به‌طوری‌که احتمال وقوع هر فاصله برابر P است؛ به‌عنوان مثال برای دهک‌ها احتمال هر فاصله برابر ۰/۱ است.

به‌صورت رابطه شماره (۳) استفاده کرد.

(۳)

$$L(P) = \frac{\int_0^P q(t)dt}{\int_0^1 q(t)dt}$$

به‌طوری‌که صورت کسر، مجموع درآمدهایی را نشان می‌دهد که P درصد جمعیت دارای این مقدار درآمد یا کمتر هستند و مخرج کسر نیز مجموع درآمد کل جمعیت است. L(P) بیانگر نسبت تجمعی کل درآمد است، که توسط نسبت تجمعی جمعیت (P) دریافت می‌شود. البته به شرط اینکه جمعیت براساس میزان درآمد به‌صورت صعودی مرتب شده باشد. می‌توان ثابت کرد که مخرج کسر برابر با میانگین (μ) متغیر تصادفی درآمد است. با توجه به رابطه شماره (۴) که بیانگر میانگین یا امید ریاضی متغیر تصادفی است:

(۴)

$$\mu = \int_0^\infty x.f(x)dx$$

و روابط زیر:

$$X = F^{-1}(P) \rightarrow x = q(p)$$
$$P = F(x) \rightarrow dP = f(x)dx$$

و جایگذاری این روابط در رابطه میانگین (۴) می‌توان نتیجه گرفت که:

(۵)

$$\mu = \int_0^1 q(p)dp$$

بنابراین رابطه ۳ به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

(۶)

$$L(P) = \frac{1}{\mu}\int_0^P q(t)dt$$

با توجه به تابع توزیع احتمالی متغیر تصادفی درآمد در منطقه مورد بررسی، به‌سادگی می‌توان تابع منحنی لورنز را از رابطه شماره (۶) استخراج کرد. بدین‌ترتیب در ادبیات موضوع با استفاده از روش فوق اشکال مختلفی از توابع لورنز ارائه شده است؛ که به این توابع فرم‌های پارامتریک منحنی لورنز گفته می‌شود. به‌طورکلی اگر شکل تابعی پارامتریک منحنی لورنز به‌صورت $Y = L(P;\theta)$ نشان داده شود، به‌طوری‌که P نسبت تجمعی جمعیت و θ برداری از پارامترهای

نامعلوم باشد، احراز شرایط زیر الزامی است.

(i) $L(0;\theta) = 0$;

(ii) $L(1;\theta) = 1$;

(iii) $L'(P;\theta) > 0$;

(iv) $L''(P;\theta) > 0$.

با نگاهی کلی به مجموعه رهیافت‌های برآورد توزیع درآمد در ادبیات موضوع می‌توان آنها را در ۴ گروه به‌شرح زیر طبقه‌بندی نمود.

در گروه یا رهیافت اول، فرضیات ویژه‌ای برای تابع توزیع آماری درآمد درنظر گرفته می‌شود و سپس پارامترهای تابع توزیع درآمد برآورد می‌گردد و از این طریق منحنی لورنزی حاصل می‌شود که با فرضیات درنظرگرفته‌شده در رابطه با تابع توزیع درآمد و پارامترهای آن سازگاری کامل دارد. در این زمینه می‌توان به مطالعات Mcdonald & Xu (1995) و Mcdonald (1984) اشاره نمود.

در رهیافت دوم که اولین‌بار توسط ***ریو*** و ***اسلاتجی*** (Ryu and Slottje, 1996) در سال ۱۹۹۶ در مقاله‌ای با عنوان «دو فرم تابعی انعطاف‌پذیر برای تخمین منحنی لورنز» ارائه شد، دو شکل تابعی از منحنی لورنز، توسط بسط تابع معکوس توزیع درآمد در شکل سری چندجمله‌ای نمایی استخراج می‌شود. آنها در این رهیافت به‌منظور برقراری شرایط تحدب منحنی لورنز از روش‌های اقتصادسنجی بیزین استفاده کردند.

هنگامی‌که دسترسی به داده‌های درآمدی به‌صورت جزئی (خرد) و در سطح خانوارها امکان‌پذیر باشد، نیز می‌توان از برآوردهای ناپارامتریک منحنی لورنز استفاده کرد که اساس رهیافت سوم را تشکیل می‌دهد. ازجمله مهم‌ترین مطالعات انجام‌شده با استفاده از رهیافت اخیر، عبارتند از مطالعات (Beach & Davidson, 1983; Bishop et al, 1989 & Gastwirth and Gail, 1985).

رهیافت دیگری که سهولت استفاده از آن موجب کاربرد ویژه این روش در بسیاری از پژوهش‌های مرتبط با موضوع شده است، نوع چهارم طبقه‌بندی حاضر می‌باشد. این رهیافت که موسوم به رهیافت پارامتریک می‌باشد، متناسب با داده‌های گروه‌بندی‌شده درآمد بوده و عبارت از تصریح یک فرم تابعی مناسب برای منحنی

لورنز و برآورد مستقیم آن از طریق روش‌های اقتصادسنجی است.[1] ***ویلفردو پارتو*** (Vilfredo Pareto, 1895) نخستین فردی بود که یک مدل توزیع درآمد در شکل یک تابع چگالی احتمال پیشنهاد داد. البته مطالعات تجربی که بعدها براساس مدل پیشنهادی پارتو انجام شد، حاکی از دقت توزیع پارتو در سطوح بالای درآمدی و ضعف این مدل در توصیف دنباله توزیع و سطوح پایین‌تر درآمد بود. ***آمون*** (Ammon, 1895) نیز در سال ۱۸۹۵ برای برآورد توزیع درآمد لورنز از تابع چگالی احتمال توزیع گاما استفاده کرد. این توزیع مجدداً در سال ۱۹۷۴ توسط ***سالم*** و ***مونت*** (Salem & Mount, 1974) معرفی شد؛ به‌طوری‌که کاربرد آن در مطالعات سال‌های اخیر بسیار گسترده شده است.

از دیگر مطالعات مطرح در زمینه برآورد مدل‌های پارامتریک منحنی لورنز می‌توان به مطالعات Basmann et al, 1990; Chotikapanich, 1993; Sarabia, 1999; Kakwani & Podder, 1973, 1976,1980; Chotikapanich & Griffiths, 2003; Abdalla & Hassan, 2004; Gastwirth, 1972; Rohde, 2008 اشاره نمود.

در ایران مطالعات بسیاری در مورد اندازه‌گیری و برآورد نابرابری توزیع درآمد در نقاط مختلف کشور انجام شده، که عمدتاً به‌صورت محاسبه شاخص‌های متداول نابرابری است و کمتر مطالعه‌ای می‌توان یافت که از کاربرد رهیافت‌های پیش‌گفته برای برآورد منحنی لورنز بهره‌مند باشد. به‌عنوان نمونه اولین کوشش در این زمینه توسط ***اوشیما***[2] در سال ۱۳۴۸ انجام شده است که بر پایه آمارهای بودجه خانوار بانک مرکزی انجام گرفت. مطالعه اوشیما نشان‌دهنده توزیع نابرابر درآمد در مناطق شهری بوده و ضریب جینی مورد محاسبه در این مطالعه ۰/۶ برآورد شد.

ذاکر هنجی و ***مهران*** (۱۳۵۶) طی مطالعه‌ای ضریب جینی، سهم دهک‌های درآمدی و نسبت هزینه سرانه شهر به روستا را با استفاده از اطلاعات هزینه خانوار در سال‌های ۱۳۵۳–۱۳۳۸ برآورد نمودند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که نابرابری در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی بوده است. همچنین در این دوره ضریب جینی و سهم بیستک بالای درآمدی در مناطق شهری افزایش یافته ولی در مناطق

۱. از معایب این روش می‌توان به درنظر نگرفتن شدت و شکاف فقر اشاره نمود.

2. Oshima

روستایی وضعیت باثبات‌تری نشان داده شد.

مرکز آمار ایران در سال ۱۳۷۱ با استفاده از اطلاعات توزیع هزینه خانوار در سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۶۸ ضریب جینی و سهم دهک‌های درآمدی را برآورد کرد. مطابق نتایج این گزارش، روند نابرابری در مناطق روستایی طی دوره مورد بررسی روبه‌افزایش بوده درحالی‌که در مناطق شهری و کل کشور کمترین و بیشترین نابرابری به‌ترتیب در سال‌های ۱۳۶۹ و ۱۳۷۰ اتفاق افتاده است.

صادقی (۱۳۷۴) با استفاده از داده‌های گروه‌بندی‌شده بودجه خانوار ضریب جینی، شاخص تایل، سهم دهک‌های درآمدی و چندین شاخص دیگر را در استان اصفهان و کل کشور در سال‌های ۱۳۵۶ و دوره ۱۳۷۲-۱۳۷۰ برآورد کرده است. نتایج، نشان داد که نابرابری در استان اصفهان و کل کشور طی دوره ۱۳۷۲-۱۳۷۰ تقریباً یکسان بوده ولی در سال ۱۳۵۶ نابرابری در توزیع درآمد استان اندکی کمتر از کشور بوده است.

حق‌جو نیز در سال ۱۳۷۶ به‌منظور برآورد ضریب جینی و سهم چندک‌های مختلف درآمدی، از اطلاعات گروه‌بندی‌شده بودجه خانوار استان مازندران طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۵۰ استفاده کرد. بر این اساس طی این دوره اختلاف معناداری بین سطح نابرابری اقتصادی در مناطق شهری و روستایی استان و کشور وجود نداشته است.

محمودی (۱۳۸۳) با استفاده از داده‌های بودجه خانوار در سال‌های ۱۳۶۸ و ۱۳۷۳ تحولات توزیع درآمد در برنامه اول توسعه را بررسی کرد. در این مطالعه با استفاده از مخارج تعدیل‌شده فردی از برآورد ۴ شاخص نابرابری ضریب جینی، میانگین انحرافات لگاریتمی، شاخص تایل و نصف مربع ضریب تغییرات برای توصیف تغییرات توزیع درآمد از زوایای مختلف استفاده شده است. نتایج نشان داد که توزیع درآمد در ایران چوله به راست بوده و بین مناطق شهری و روستایی فاصله معناداری وجود دارد.

ابونوری و ***خوشکار*** (۱۳۸۵) با استفاده از اطلاعات مقطعی توزیع درآمد، ضریب جینی و سهم بیستک‌های درآمدی را به تفکیک استان‌های کشور طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۹ برآورد کردند. نتایج نشان داد که استان گلستان در سال‌های ۱۳۷۹ و

۱۳۸۰ و استان خراسان در سال ۱۳۸۱ به‌ترتیب با ضرایب جینی ۰/۵۲۳، ۰/۵۴۴ و ۰/۴۹۶ در بالاترین سطح نابرابری استان‌های کشور قرار داشته‌اند. در مقابل استان‌های هرمزگان، سمنان و خوزستان به‌ترتیب در سال‌های ۱۳۷۹، ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ با ضرایب جینی ۰/۲۴۸، ۰/۲۵۴ و ۰/۲۸۲ دارای کمترین سطح نابرابری در میان استان‌های کشور بوده‌اند.

مرکز آمار ایران در مطالعه‌ای دیگر در سال ۱۳۸۷ روند توزیع درآمد در ایران را به تفکیک مناطق شهری و روستایی طی دوره ۱۳۸۶- ۱۳۷۶ بررسی نمود. نتایج براساس محاسبه شاخص جینی نشان داد که نابرابری در توزیع درآمد در مناطق روستایی و شهری کل کشور طی این دوره درحال نزول است.

مدل تحقیق و روش برآورد

در ادبیات مربوط به استخراج مدل‌های پارامتریک لورنز، توابع متعددی از منحنی لورنز با تعداد پارامترهای مختلف ارائه شده است. دامنه این توابع از مدل‌های تک‌پارامتری تا مدل‌های ۴ پارامتری گسترده است.[1] پارتو (۱۸۹۵) اولین فردی بود که اقدام به استخراج یک مدل تک‌پارامتری برای منحنی لورنز از تابع چگالی احتمال نمود. فرم تابعی مدل پیشنهادی پارتو به‌صورت رابطه شماره (۷) می‌باشد.

(۷)

$$L_p(P) = 1 - (1-P)^{(\alpha-1)/\alpha} \qquad \alpha>1$$

به‌طوری‌که P نسبت تجمعی جمعیت و α پارامتر مدل است. از دیگر مدل‌های مهم تک‌پارامتری لورنز می‌توان به مدل چوتیکاپانیچ (Chotikapanich, 1993) اشاره کرد:

(۸)

$$L_c(P) = \frac{e^{\alpha P} - 1}{e^{\alpha} - 1} \quad \alpha>0$$

از میان توزیع‌های دوپارامتری لورنز در ادبیات موضوع، توزیع‌های ویبال (Bartlets & van Metelel, 1975)، لوگ‌نرمال (Gibrat, 1931) اورتگا (Ortega *et al* (1991) گاما (Salem & Mount, 1974) و راچ (Rasche *et al*, 1980) مطرح‌تر می‌باشند. همچنین در رابطه با

۱. برای آشنایی بیشتر با مدل‌های مختلف تابع لورنز به مطالعه Sarabia *et al* (1999) مراجعه شود.

مهم‌ترین توابع لورنز با سه پارامتر می‌توان به توابعی که از توزیع‌های گامای تعمیم‌یافته (Amoroso (1924-25) and Taille (1981)، Beta (Kakwani, 1980)، Sarabia (Sarabia et al (1999)، Burr12 (Singh – Maddala(1976) و Burr3 (Dagum, 1977) استخراج شده‌اند، اشاره نمود.

کوول (Cowell, 1995) در ارتباط با توابع لورنز با بیش از ۳ پارامتر معتقد است که علاوه‌بر پیچیدگی این توابع، تفسیر و تخمین پارامترهای این مدل‌ها بسیار مشکل بوده و عنوان می‌کند که توابع چگالی احتمال با دو پارامتر، بهترین گزینه جهت مدلسازی و برآورد دقیق منحنی‌های لورنز به‌شمار می‌آیند.

نخستین گام برای سنجش میزان نزدیکی مقادیر شبیه‌سازی یا پیش‌بینی‌شده با مقادیر واقعی متغیرهای درون‌زا مشاهده نمودار مربوط به مقادیر پیش‌بینی‌شده و مقادیر واقعی متغیر می‌باشد. اما ضروری است که این نمودارها را با شاخص‌های کمی دقیقی همراه کرد. یکی از شاخص‌هایی که به‌طور معمول برای تشخیص میزان نزدیکی مقادیر برازش‌شده به مقادیر واقعی استفاده می‌شود، شاخص تایل است که در این مطالعه از این شاخص به‌منظور انتخاب مدل برتر از میان مدل‌های برآوردشده برای منحنی لورنز استفاده می‌گردد. این معیار خوبی برازش[1] تحت عنوان «شاخص خطای اطلاعات»[2] که توسط تایل (Theil, 1967, 1975) معرفی شده و در مطالعات ***چوتیکا پانیچ*** و ***گریفیتس*** (۲۰۰۲) و ***عبدالله*** و ***حسن*** (۲۰۰۸) نیز به‌کار برده شده است، می‌باشد. در این معیار که توسط رابطه شماره (۹) بیان می‌شود، $\hat{y}$ سهم پیش‌بینی‌شده درآمد است که از مدل تخمینی به‌دست می‌آید و y نیز مقادیر سهم‌های مشاهده‌شده یا واقعی درآمد می‌باشد.

(۹)

$$I = \sum_{i=0}^{m} yi \, log \left(\frac{yi}{\hat{y}i}\right)$$

بدین‌ترتیب هر تابعی که دارای مقادیر I کمتری باشد، برازش بهتری را داراست و نسبت به مدل‌های دیگر برتری دارد. بنابراین در یک حالت حدی، به‌دست آوردن مقدار صفر برای این شاخص، حاکی از وجود برازش کامل مدل با داده‌ها است.

1. Goodness of Fit

2. Information Inaccuracy Index

در این مطالعه بـا اسـتفاده از دهـک‌هـای هزینـه ـ درآمـد[1] خانوارهـای شـهری و روستایی که از مرکز آمار ایران طی سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۸۳و ۱۳۷۸[2] اخذ شد، مـدل‌هـای پارامتریک پیشنهادی لورنز به‌شرح جدول شماره (۱)، توسط نرم‌افزار EViews و با کاربرد روش حداقل مربعات غیرخطی[3] (NLS) برآورد و مقایسه شد. سپس با استفاده از معیـار خوبی برازش معرفی‌شده در بخش قبل، بهترین مدل، متناسب با داده‌های مورد بررسـی به تفکیک جوامع شهری و روستایی طی سال‌هـای مـورد بررسـی تعیـین شـد. در ایـن جدول α، δ، γ پارامترهای مدل‌ها می‌باشند و P نسبت‌هـای تجمعـی جمعیـت را نشـان می‌دهد. ضمن اینکه e عدد نپر می‌باشد.

جدول شماره (۱). مهم‌ترین توابع پارامتریک لورنز

نام توزیع	تابع لورنز L(P)	پارامترها
Kakwani & Podder	$Pe^{-\alpha(1-P)}$	$\alpha>0$
Gupta	$P^{\alpha P-1}$	$\alpha>1$
Cotikapanich	$\frac{e^{\alpha P}-1}{e^{\alpha}-1}$	$\alpha>0$
Ortega	$P^{\alpha}[1-(1-P)^{\delta}]$	$\alpha\geq0,\quad 0<\delta\leq1$
Rasche	$[1-(1-P)^{\delta}]^{\alpha}$	$\alpha\geq1,\quad 0<\delta\leq1$
Sarabia	$P^{\alpha}[1-(1-P)^{\delta}]^{\gamma}$	$\alpha\geq0,\quad \gamma\geq1,\quad 0<\delta\leq1$
Beta(Kakwani)	$P-\alpha P^{\delta}(1-P)^{\gamma}$	$\alpha\geq0,\quad 0<\gamma\leq1,\quad 0<\delta\leq1$

ماخذ: (Chotikapanich & Griffiths, 2002)

بحث و نتایج

بررسی داده‌های هزینه خانوار طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهـد کـه در منـاطق شهری کشور ۳۰ درصد فقیر جامعه ۱۰ درصد درآمد را به خود اختصاص داده‌انـد؛ این درحالی است که ۳۰ درصد ثروتمند جامعه در حـدود ۶۰ درصـد درآمـد را در اختیار دارند. همچنین با نگاهی به داده‌های جوامع روستایی می‌توان دریافت تقریبـاً همین نسبت در مناطق روستایی نیز رعایت شده است.

نتایج برآورد پارامترهای این الگوهای مورد بررسی به‌همراه انحراف اسـتاندارد

---

۱. در این پژوهش به علت غیرقابل‌اعتماد بودن داده‌های آماری مربوط به درآمد خـانوار در ایـران، از آمار مربوط به هزینه‌های مصرفی خانوارها برای سنجش نابرابری در توزیع درآمد استفاده شده است.

۲. با توجه به اینکه آخرین اطلاعات در دسترس سال ۱۳۸۸ بود، این سال انتخاب شد. دلیل انتخاب سال‌های ۱۳۸۳و ۱۳۷۸ هم درنظر گرفتن دوره‌های پنج‌ساله بود، به‌طـوری‌کـه رونـد طـی ۱۰ سـال به‌طور تقریبی محاسبه شود.

3. Non-linear Least Squares

مربوط به هر پارامتر برای سال‌های موردنظر به تفکیک جوامع شـهری و روسـتایی بـه‌ترتیـب در جـداول شـماره (۲) و (۳) آورده شـده اسـت. بـا توجـه بـه نتـایج به‌دست‌آمده از این جداول، کلیه پارامترها در سطح یک درصد معنی‌دار مـی‌باشـند. همچنین مقادیر به‌دست‌آمده برای کلیه پارامترها به‌جز پارامترهـای مـدل پیشـنهادی Sarabia، در مطابقت کامل با محدوده تعیین‌شده در تئوری (ستون سوم جدول شماره ۱) قرار دارند. به‌دلیل عدم تطابق مـدل Sarabia[1] بـا محـدوده درنظرگرفتـه‌شـده، در ارتباط با داده‌های ایران، نسبت به حذف این مدل اقدام شد.

با توجه به مقادیر برآوردشده در ارتباط با پارامترهای نابرابری می‌تـوان نتیجـه گرفت که میزان نابرابری در توزیع درآمد در جوامع شهری طی دوره ۱۰ ساله مورد بررسی، یعنی از سال ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۸ دارای روند کاهشی بوده است.

جدول شماره (۲). نتایج برآورد مدل‌های پارامتریک لورنز در جوامع شهری

تابع لورنز	۱۳۸۸		۱۳۸۳		۱۳۷۸	
	پارامترهای برآوردی	انحراف استاندارد	پارامترهای برآوردی	انحراف استاندارد	پارامترهای برآوردی	انحراف استاندارد
Kakwani & Podder	=α۱/۷۶۵	۰/۱۰۸۱	=α۱/۸۵۷	۰/۱۱۶۲	=α۱/۹۵۲	۰/۱۱۴۰
Gupta	=α۵/۸۴۷	۰/۶۳۱۶	=α۶/۴۰۳	۰/۷۴۴۳	=α۷/۰۴۵	۰/۸۰۲۸
Cotikapanich	=α۲/۶۵۸	۰/۱۱۸۳	=α۲/۷۶۹	۰/۱۲۷۰	=α۲/۸۸۳	۰/۱۲۲۵
Ortega	=α۰/۴۳۴ δ=۰/۵۴۸	۰/۰۱۱۵ ۰/۰۰۴۷	=α۰/۴۷۵ δ =۰ /۵۴۰	۰/۰۰۳۹ ۰/۰۰۱۲	=α۰/۵۴۹ δ=۰/۵۴۲	۰/۰۰۹۲ ۰/۰۰۲۷
Rasche	=α۱/۳۹۴ δ= ۰/۶۲۶	۰/۰۰۸۵ ۰/۰۰۳۸	=α۱/۴۲۹ δ= ۰/۶۲۵	۰/۰۰۷۹ ۰/۰۰۳۴	=α۱/۴۹۷ δ= ۰/۶۳۷	۰/۰۱۲۶ ۰/۰۰۵۲
Sarabia	=α−۱/۰۴ δ =۰ /۷۳۶ = ۲/۳۷۶γ	۰/۰۲۷۰ ۰/۰۰۲۰ ۰/۰۲۵۹	=α۰/۴۸۱ δ=۰ /۵۳۸ = ۰/۹۹۴γ	۰/۰۸۲۹ ۰/۰۱۸۲ ۰/۰۷۳۲	=α۰/۶۱۶ δ= ۰/۵۲۷ = ۰/۹۴۱γ	۰/۱۸۰۶ ۰/۰۴۱۷ ۰/۱۵۸۰
Beta(Kakwani)	=α۰/۷۷۱ δ = ۱/۰۰۷ = ۰/۵۱۶γ	۰/۰۱۰۶ ۰/۰۱۴۰ ۰/۰۰۶۳	=α۰/۷۳۳ δ=۰/۹۳۸ = ۰/۴۷۴γ	۰/۰۰۶۳ ۰/۰۰۸۷ ۰/۰۰۳۹	=α۰/۷۶۹ δ=۰/۹۴۱ = ۰/۴۸۷γ	۰/۰۰۶۳ ۰/۰۰۸۳ ۰/۰۰۳۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱. فرم تابعی این مدل با داده‌های آماری دهک‌های هزینه‌ای ایران دارای عدم تطابق می‌باشـد؛ لـذا پارامترهای الگوی مذکور با استفاده از داده‌های ایران فروض اصلی الگو را تأمین نمی‌کنند. ایـن امـر به این دلیل است که در این روش داده‌های گروه‌بندی‌شده درآمد به اشکال تابعی پارامتریکی کـه از قبل (معمولاً با استفاده از مثال‌هایی خاص) تعیین شده‌اند، برازش داده می‌شود. بنـابراین بسـیاری از مدل‌های پارامتریک برای برخی داده‌های واقعی گروه‌بندی‌شده غیرقابل‌اعتماد هسـتند؛ زیـرا مقـادیر به‌دست‌آمده برای پارامترهای مدل در خارج از محدوده تعیین‌شده قرار می‌گیرند و حتی شـکل مـورد نظر منحنی لورنز را هم تأمین نمی‌کند.

جدول شماره (۳). نتایج برآورد مدل‌های پارامتریک لورنز در جوامع روستایی

تابع لورنز	۱۳۸۸		۱۳۸۳		۱۳۷۸	
	پارامترهای برآوردی	انحراف استاندارد	پارامترهای برآوردی	انحراف استاندارد	پارامترهای برآوردی	انحراف استاندارد
Kakwani & Podder	۱/۶۸۵α=	۰/۱۰۵۲	۱/۹۷۱α=	۰/۱۲۲۰	۲/۰۷۸α=	۰/۱۲۱۷
Gupta	۵/۳۹۴α=	۰/۵۶۷۶	۷/۱۷۹α=	۰/۸۷۵۸	۷/۹۸۸α=	۰/۹۷۲۵
Cotikapanich	۲/۵۶۰α=	۰/۱۱۷۱	۲/۹۰۵α=	۰/۱۳۰۴	۳/۰۳۱α=	۰/۱۲۷۸
Ortega	۰/۴۰۱α=	۰/۰۱۰۵	۰/۵۱۲α=	۰/۰۰۸۱	۰/۵۸۱α=	۰/۰۰۹۹
	δ=۰/۵۵۵	۰/۰۰۳۴	δ=۰/۵۲۸	۰/۰۰۲۳	δ=۰/۵۲۶	۰/۰۰۲۷
Rasche	۱/۳۶۵α=	۰/۰۰۴۹	۱/۴۶۰α=	۰/۰۰۱۸	۱/۵۲۱α=	۰/۰۰۲۵
	δ=۰/۶۲۸	۰/۰۰۲۲	δ=۰/۶۱۸	۰/۰۰۰۸	δ=۰/۶۲۶	۰/۰۰۱۰
Sarabia	۰/۴۸۴α=-	۰/۰۷۹۵	۰/۰۰۳α=-	۰/۰۵۸۵	۰/۰۶۸α=-	۰/۰۸۲۳
	δ=۰/۶۹۰	۰/۰۰۸۵	δ=۰/۶۱۹	۰/۰۰۸۴	δ=۰/۶۳۵	۰/۰۱۰۷
	۱/۸۱۸γ =	۰/۰۷۵۳	۱/۴۶۳γ =	۰/۰۵۳۷	۱/۵۴۸γ =	۰/۰۷۵۸
Beta(Kakwani)	۰/۷۲۷α=	۰/۰۰۶۷	۰/۷۸۵α=	۰/۰۰۵۸	۰/۸۲۵α=	۰/۰۰۵۴
	δ=۰/۹۸۰	۰/۰۰۹۵	δ=۰/۹۷۰	۰/۰۰۷۶	δ=۰/۹۷۹	۰/۰۰۶۷
	۰/۵۰۳γ =	۰/۰۰۴۳	۰/۴۸۶γ =	۰/۰۰۳۴	۰/۴۹۶γ =	۰/۰۰۳۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ارتباط با جوامع روستایی نیز پارامترهای برآوردشده در کلیهٔ مدل‌ها حاکی از کاهش روند نابرابری طی سال‌های مورد بررسی می‌باشد. به‌عنوان مثال براساس جدول شماره (۳)، مقادیر برآوردشده برای پارامتر α مربوط به مدل Kakwani & Podder، از ۲/۰۷۸ در سال ۱۳۷۸ به ۱/۹۷ در سال ۱۳۸۳ رسیده و در سال ۱۳۸۸ به رقم ۱/۶۸ کاهش یافته است. این امر بیانگر کاهش نابرابری در توزیع درآمد جمعیت روستایی طی دوره‌های پنج‌ساله مورد بررسی است. بدین‌ترتیب نتایج حاصل از سایر مدل‌ها نیز در جداول فوق مؤید روند نزولی نابرابری توزیع درآمد در ایران طی دوره مورد بررسی است.

در ادامه ابتدا مدل برتر لورنز به تفکیک جمعیت شهری و روستایی طی سال‌های مورد بررسی با استفاده از شاخص تایل تعیین می‌گردد؛ سپس نابرابری توزیع درآمد در جوامع شهری و روستایی براساس مدل‌های برتر با یکدیگر مقایسه می‌شوند.

با توجه به جدول شماره (۴) که مقادیر شاخص تایل را برای مدل‌های پارامتریک لورنز طی سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد، می‌توان نتیجه گرفت که مدل برتر لورنز برای جوامع شهری ایران در سال ۱۳۷۸ مدل Chotikapanich است. زیرا مقدار به‌دست‌آمده از شاخص تایل برای این مدل نسبت به سایر مدل‌ها دارای فاصله کمتری با صفر است. همان‌طور که در ستون سوم جدول مذکور مشاهده

می‌شود، کوچک‌ترین مقدار از لحاظ قدر مطلق برابر ۰/۰۰۰۸ است کـه مربـوط بـه مدل Chotikapanich می‌باشد.

در سال ۱۳۸۳ مدل برتر با توجه به مقادیر جدول، مدل Ortega مـی‌باشـد. ایـن مدل که یک مدل دو پارامتری لورنز است، حداقل مقدار مطلق شاخص تایل را برابر با ۰/۰۰۰۳، به خود اختصاص داده است. پس از مدل مذکور، مدل Chotikapanich با مقدار شاخص ۰/۰۰۰۹، بهترین برازش را با داده‌های جمعیت شهری ایران در سال ۱۳۸۳ نشان می‌دهد.

مقادیر شاخص خوبی برازش برای سال ۱۳۸۸، حاکی از برتری مدل Rasche ـ که آن نیز یک مدل دو پارامتری است ـ نسبت به سایر مدل‌هاست. مقـدار شـاخص تایل برای این مدل برابـر ۰/۰۰۱۸ بـوده کـه در مقایسـه بـا مـدل Ortega کـه دارای کمترین مقدار پس از مدل Rasche از شاخص تایـل مـی‌باشـد، در حـدود کمتـر از ۰/۰۰۱ واحد اختلاف دارد.

نکته قابل توجه در این جدول این است که مدل‌هـای تـک‌پـارامتری Gupta و Kakwani & Podder که همواره دارای مقادیر یکسانی از شاخص تایل هستند، در کلیـه سـال‌هـای مـورد بررسی از بیشترین مقدار مطلق این شاخص برخوردارند. بنـابراین نسـبت بـه سـایر مـدل‌هـا دارای کمترین میزان برازش برای داده‌های جمعیت شهری ایران می‌باشند.

جدول شماره (۴). نتایج آزمون خوبی برازش مدل‌های پارامتریک لورنز در جوامع شهری

تابع لورنز	۱۳۸۸	۱۳۸۳	۱۳۷۸
Information Inaccuracy Index			
Kakwani & Podder	۰/۰۰۷۸	۰/۰۰۴۱	۰/۰۰۲۴
Gupta	۰/۰۰۷۸	۰/۰۰۴۱	۰/۰۰۲۴
Cotikapanich	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۸
Ortega	۰/۰۰۲۹	-۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۰۹
Rasche	۰/۰۰۱۸	-۰/۰۰۱۵	-۰/۰۰۲۱
Beta(Kakwani)	-۰/۰۰۳۰	-۰/۰۰۱۴	-۰/۰۰۲۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقادیر شاخص خوبی برازش تایل در ارتباط با جوامع روستایی طـی سـال‌هـای مـورد بررسی در جدول شماره (۵) آورده شده است. مطابق نتایج این جدول، مـدلRasche بـا اختلاف معنی‌داری نسبت به سایر مدل‌ها برای هر سه سال مورد بررسی به‌عنـوان مـدل برتر تعیین شد؛ به‌طوری‌که مقادیر مطلق شاخص تایل برای این مدل طی سال‌هـای ۷۸، ۸۳ و ۸۸ به‌ترتیب برابر ۰/۰۰۰۴، ۰/۰۰۰۲ و ۰/۰۰۱۲ می‌باشد. پس از مدل Rasche مـدل

Beta با اختصاص مقادیر مطلق ۰/۰۰۱۱، ۰/۰۰۱۲ و ۰/۰۰۱۸ از شاخص تایل به‌ترتیب برای سال‌های ۱۳۸۸–۱۳۷۸ در مقام دوم از نظر خوبی برازش قرار دارد.

مدل‌های تک‌پارامتری Gupta و Kakwani & Podder نیز مانند آنچه در جدول شماره (۴) در ارتباط با جوامع شهری مشاهده شد، ضمن آنکه از مقادیر یکسان شاخص تایل برخوردارند، همواره دارای بیشترین مقدار این شاخص نیز هستند که نشان‌دهنده توانایی کمتر این مدل‌ها جهت برازش با داده‌های مورد بررسی می‌باشد.

جدول شماره (۵). نتایج آزمون خوبی برازش مدل‌های پارامتریک لورنز در جوامع روستایی

تابع لورنز	۱۳۸۸	۱۳۸۳	۱۳۷۸
Information Inaccuracy Index			
Kakwani & Podder	۰/۰۰۶۳	۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۷۷
Gupta	۰/۰۰۶۳	۰/۰۰۸۰	۰/۰۰۷۷
Cotikapanich	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۴۰	۰/۰۰۳۴
Ortega	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۹
Rasche	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴
Beta(Kakwani)	۰/۰۰۱۸	-۰/۰۰۱۲	-۰/۰۰۱۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به‌منظور مقایسه منحنی‌های توزیع درآمد لورنز در جوامع شهری و روستایی، از مدل‌های برتر که توسط شاخص خوبی برازش تایل به تفکیک و طی سال‌های مورد بررسی تعیین شد، استفاده می‌گردد. همان‌گونه که توضیح داده شد، در سال ۱۳۷۸ مدل تک‌پارامتری Chotikapanich برای جوامع شهری و مدل دو پارامتری Rasche برای جوامع روستایی ایران به‌عنوان مدل‌های برتر انتخاب شدند. بنابراین با توجه به برآوردهای صورت‌گرفته، مدل‌های فوق را می‌توان به‌صورت روابط ۱۰ و ۱۱ به‌ترتیب برای جوامع شهری و روستایی در سال ۱۳۷۸ در نظر گرفت:

(۱۰)

$$L(P) = \frac{e^{2.883p} - 1}{e^{2.883} - 1}$$

(۱۱)

$$L(P) = [1 - (1 - p)^{0.62}]^{1.5\ 21}$$

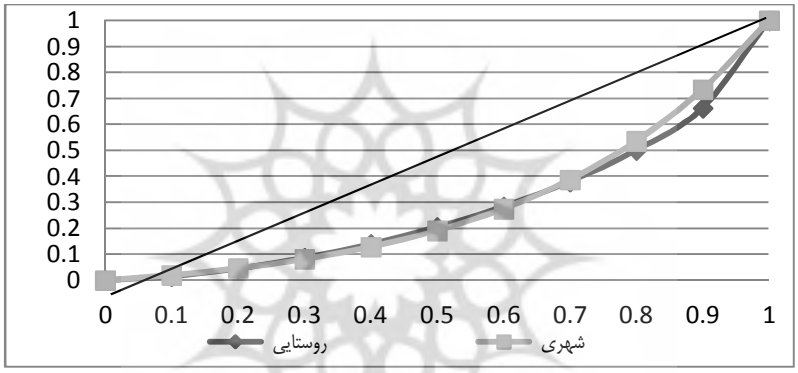
جدول شماره (۶) که درصد سهم دهک‌های جمعیتی از درآمد را بین جوامع شهری و روستایی مقایسه می‌کند، براساس روابط فوق برای سال ۱۳۷۸ تنظیم شده است. نمودار شماره (۲) نیز منحنی‌های لورنز جوامع شهری و روستایی را در سال مذکور با هم مقایسه می‌نماید.

جدول شماره (۶). درصد سهم دهک‌های جمعیتی از درآمد در سال ۱۳۷۸ براساس مدل‌های برتر منحنی لورنز

	شهری	روستایی
سهم ده درصد فقیرترین جمعیت (دهک اول)	۲	۱/۵
دهک دوم	۲/۶	۳
دهک سوم	۳/۵	۴/۱
دهک چهارم	۴/۷	۵/۳
دهک پنجم	۶/۳	۶/۵
دهک ششم	۸/۴	۷/۹
دهک هفتم	۱۱/۲	۹/۶
دهک هشتم	۱۴/۹	۱۲/۱
دهک نهم	۱۹/۹	۱۶/۲
سهم ده درصد ثروتمندترین جمعیت (دهک دهم)	۲۶/۵	۳۳/۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار شماره (۲). منحنی‌های برتر لورنز برای جوامع شهری و روستایی در سال ۱۳۷۸



با نگاهی به جدول شماره (۶) می‌توان دریافت که پایین‌ترین دهک درآمدی یا فقیرترین قشر جامعه شهری تنها ۲ درصد درآمد را در سال ۱۳۷۸ به خود اختصاص داده‌اند که این در مقایسه با جامعه روستایی در همین سال ۰/۵ واحد درصد بیشتر است.

همان‌طور که در نمودار شماره (۲) نیز قابل مشاهده است، در ارتباط با مقایسه توزیع درآمد از دهک اول تا هفتم در جوامع شهری و روستایی نمی‌توان قضاوت درستی کرد و تنها می‌توان به‌صورت کلی بیان نمود که ۷۰ درصد جمعیت شهری ۱۱ درصد درآمد را به خود اختصاص داده‌اند که این در مورد جمعیت روستایی به حدود کمتر از ۱۰ درصد می‌رسد. اما از دهک هشتم به بعد، یعنی برای قشر پردرآمد جامعه اختلاف توزیع درآمد بین جمعیت شهری و روستایی به‌وضوح قابل مشاهده است؛ به‌طوری‌که دهک هشتم جمعیت شهری در حدود ۱۵ درصد از درآمد را در اختیار داشته؛ درحالی‌که ۱۲ درصد درآمد مختص دهک مشابه جمعیت روستایی است. در

رابطه با جمعیت روستایی این اختلاف درآمدی در دهک‌های پایین‌تر توزیع نشده است؛ بلکه در اختیار دهک دهم یعنی ده درصد ثروتمند جامعه قرار گرفته است. همان‌گونه که در جدول شماره (۶) قابل مشاهده است، ۱۰درصد بالای جمعیت روستایی در حدود ۳۴ درصد از درآمد را به خود اختصاص داده‌اند، که در مقایسه با جمعیت شهری که برابر ۲۶/۵ درصد است، در حدود ۷ واحد درصد بیشتر است. در نمودار نیز نابرابری بیشتر جمعیت روستایی نسبت به جمعیت شهری از دهک هشتم کاملاً مشخص است؛ به‌طوری‌که منحنی لورنز جامعه روستایی از خط برابری کامل نیز فاصله بیشتری گرفته است و تقعر آن بیشتر می‌باشد.

مدل‌های برتر منحنی لورنز تعیین‌شده در سال ۱۳۸۳ برای جوامع شهری و روستایی به‌ترتیب برابر با مدل‌های دو پارامتری Ortega و Rasche بود؛ به‌طوری‌که فرم تابعی این مدل‌ها با توجه به مقادیر برآوردشده برای پارامترها به‌صورت روابط ۱۲ و ۱۳ می‌باشند.

(۱۲)

$$L(P) = p^{0.47}\left[1-(1-p)^{0.54}\right]$$

(۱۳)

$$L(P) = \left[1-(1-p)^{0.61}\right]^{1.46}$$

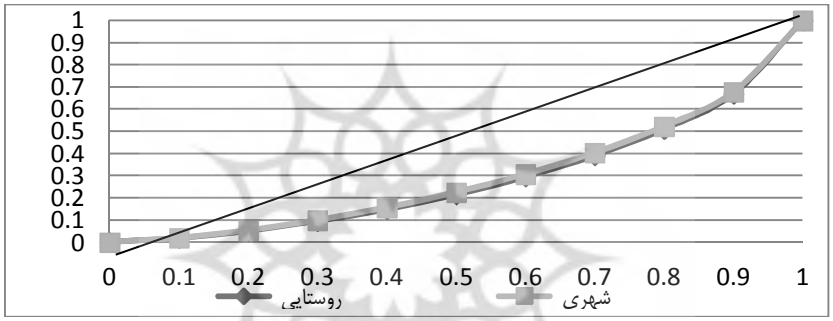
جدول شماره (۷) سهم دهک‌های جمعیتی از درآمد را در سال ۱۳۸۳ براساس مدل‌های برتر ۱۲ برای جامعه شهری و ۱۳ برای جامعه روستایی نشان داده و مقایسه می‌کند. با توجه به اطلاعات این جدول و نمودار شماره (۳) تنها دهک‌های میانی جمعیت شهر و روستا در اختصاص درآمد با هم اندکی متفاوت هستند. به‌طوری‌که می‌توان اظهار کرد که درآمد در جامعه روستایی به‌ویژه برای قشر متوسط نسبت به جمعیت شهری در این سال نابرابرتر توزیع شده است. مطابق جدول مذکور، دهک دهم جمعیت یا ده درصد ثروتمند جامعه شهری در حدود ۳۲ درصد درآمد را به خود اختصاص داده‌اند؛ درحالی‌که رقم مشابه برای جوامع روستایی برابر ۳۳ درصد است که این خود حاکی از نابرابری بیشتر، هرچند اندک روستا نسبت به شهر است.

جدول شماره (۷). درصد سهم دهک‌های جمعیتی از درآمد در سال ۱۳۸۳ براساس مدل‌های برتر منحنی لورنز

	شهری	روستایی
سهم ده درصد فقیرترین جمعیت (دهک اول)	۱/۸	۱/۸
دهک دوم	۳/۴	۳/۲
دهک سوم	۴/۶	۴/۴
دهک چهارم	۵/۷	۵/۴
دهک پنجم	۶/۹	۶/۶
دهک ششم	۸/۱	۷/۹
دهک هفتم	۹/۷	۹/۶
دهک هشتم	۱۱/۹	۱۱/۹
دهک نهم	۱۵/۴	۱۵/۹
سهم ده درصد ثروتمندترین جمعیت (دهک دهم)	۳۲/۲	۳۳/۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار شماره (۳). منحنی‌های برتر لورنز برای جوامع شهری و روستایی در سال ۱۳۸۳



مدل‌های برتر تعیین‌شده در سال ۸۸ برای هر دو جامعه یکسان هستند. همان‌طورکه روابط ۱۴ و ۱۵ نشان می‌دهند، مدل دو پارامتری Rasche به‌عنوان مدل برتر در این سال برای جوامع شهری و روستایی انتخاب شدند.

(۱۴)

$$L(P) = [1 - (1 - p)^{0.62\ 61.3\ 94}]$$

(۱۵)

$$L(P) = [1 - (1 - p)^{0.62\ 81.3\ 65}]$$

با مقایسه درصد سهم دهک‌های جمعیتی در جوامع شهری و روستایی در جدول شماره (۸)، و با نگاهی به منحنی‌های لورنز در نمودار شماره (۴) می‌توان دریافت که اگرچه ساختار توزیع درآمد در این سال در هر دو جامعه بسیار مشابه بوده و به هم نزدیک است، اما درآمد در جامعه شهری اندکی نابرابرتر توزیع شده است.

مطابق جدول شماره (۸) فقیرترین قشر جامعه یا دهک اول در جامعه شهری و

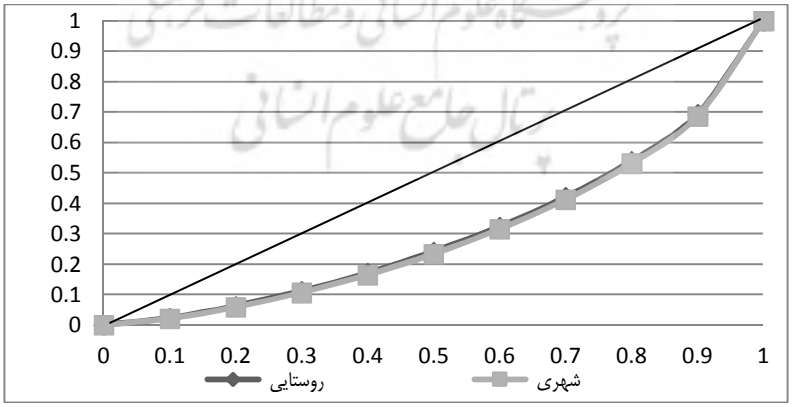
روستایی در حدود ۲ درصد درآمد را دریافت می‌کنند. دهک دوم با ۰/۲ واحد درصد اختلاف در حدود ۴ درصد درآمد را به‌خود اختصاص داده‌اند؛ به‌طوری‌که در این سال جمعیت شهری از درآمد نسبی کمتری برخوردار است. به همین ترتیب درصد سهم‌ها در دهک‌های بعدی نشان می‌دهد که جمعیت شهری با اختلاف بسیار کم از نابرابری بیشتری نسبت به جمعیت روستایی برخوردار است. درنهایت ثروتمندترین قشر جامعه شهری ۳۱ درصد درآمد را دریافت می‌کنند که این در مورد بخش روستایی به ۳۰/۶ درصد می‌رسد. همان‌گونه که گفته شد، این اختلاف بسیار نامحسوس بوده به‌طوری‌که منحنی‌های لورنز نیز در نمودار شماره (۴) تقریباً بر روی هم قرار دارند؛ اما با کمی دقت می‌توان دریافت که منحنی لورنز جامعه روستایی از تقعر کمتری برخوردار بوده و به خط برابری کامل نزدیک‌تر است.

جدول شماره (۸). درصد سهم دهک‌های جمعیتی از درآمد در سال ۱۳۸۸ براساس مدل‌های برتر منحنی لورنز

	شهری	روستایی
سهم ده درصد فقیرترین جمعیت (دهک اول)	۲/۱	۲/۳
دهک دوم	۳/۷	۳/۹
دهک سوم	۴/۸	۴/۹
دهک چهارم	۵/۸	۵/۹
دهک پنجم	۶/۹	۷
دهک ششم	۸/۲	۸/۲
دهک هفتم	۹/۷	۹/۷
دهک هشتم	۱۱/۹	۱۱/۸
دهک نهم	۱۵/۵	۱۵/۴
سهم ده درصد ثروتمندترین جمعیت (دهک دهم)	۳۱/۳	۳۰/۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار شماره (۴). منحنی‌های برتر لورنز برای جوامع شهری و روستایی در سال ۱۳۸۸



نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

با توجه به اهمیت اندازه‌گیری و برآورد توزیع درآمد در راستای توسعه اقتصادی کشور از نقطه‌نظر پیامدهایی که توزیع عادلانه درآمد بر افزایش رفاه اجتماعی و کاهش فقر دارد، در این مطالعه با استفاده از رهیافت پارامتریک، اقدام به برآورد و تحلیل توزیع درآمد به تفکیک مناطق شهری و روستایی کشور شد. این رهیافت که متناسب با داده‌های گروه‌بندی‌شده درآمد بوده، عبارت از تصریح یک فرم تابعی مناسب برای منحنی لورنز و برآورد مستقیم آن از طریق روش‌های اقتصادسنجی است. بدین‌ترتیب ابتدا ساختار توزیع درآمد جوامع شهری و روستایی ایران با استفاده از برآورد منتخبی از مدل‌های پارامتریک لورنز طی سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۸۳ و ۱۳۸۸ تعیین شد. سپس مدل برتر در هر سال با استفاده از شاخص خوبی برازش تایل به تفکیک جوامع شهری و روستایی انتخاب شد. بر این اساس برای جامعه شهری به‌ترتیب مدل‌های Chotikapanich، Ortega و Rasche در سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۸۳ و ۱۳۸۸ به‌عنوان مدل‌های برتر تعیین شدند. در ارتباط با جامعه روستایی مدل Rasche در هر سه سال بهترین مدل از نظر برازش با داده‌های مورد بررسی بود. در بخش تجزیه‌وتحلیل نتایج، ابتدا روند نابرابری توزیع درآمد در جامعه شهری و روستایی به‌صورت جداگانه مورد بررسی قرار گرفت. سپس ساختار توزیع درآمد و منحنی‌های لورنز بر پایه مدل‌های برتر در هر سال میان جوامع شهری و روستایی مقایسه شد. بر این اساس مهم‌ترین نتایج تحقیق شامل مواردی به‌شرح ذیل بودند:

۱. روند نابرابری توزیع درآمد در هر دو جامعه طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۷۸ نسبتاً کاهشی می‌باشد؛ یعنی درواقع شدت نسبی نابرابری درآمد در کشور کاهنده، ولی میزان کاهش آن بسیار محدود می‌باشد.

۲. مقایسه بین توزیع درآمد جمعیت شهری و روستایی طی دوره مورد بررسی، نشان داد که در ابتدای دوره، جامعه روستایی از وضعیت درآمدی نابرابرتری برخوردار بوده ولی به‌تدریج با بهبود وضعیت توزیع درآمد، جامعه روستایی توزیع برابرتری را نسبت به شهر در انتهای دوره نشان می‌دهد.

۳. با توجه به نتایج حاصل از تعیین مدل‌های برتر می‌توان نتیجه گرفت که مدل‌های دو پارامتری لورنز توانایی و کارایی بیشتری برای برآورد منحنی‌های لورنز از خود نشان می‌دهند.

با توجه به موارد فوق می‌توان نتیجه گرفت که اگرچه بهبود نسبی روند توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۷۸ نشان‌دهنده سیاست‌های نسبتاً کارای تأمین اجتماعی و بازتوزیع درآمد دولت می‌باشد، اما با نگاهی به آمار رشد اقتصادی[1] در این دوره می‌توان به روند نوسانی اما در مجموع نزولی آن اشاره نمود.[2] بنابراین توزیع مجدد درآمد به نفع گروه‌های درآمدی پایین‌تر هرچند به‌طور اندک، موجب کاهش تولید ناخالص داخلی کشور شده که مؤید وجود یک رابطه منفی بین بهبود نابرابری و رشد اقتصادی است. مهم‌ترین دلیل رابطه منفی بین بهبود توزیع درآمد و رشد اقتصادی، فزونی میل نهایی به پس‌انداز و درنتیجه انباشت سرمایه در اقشار ثروتمند جامعه نسبت به فقرا است. بنابراین بهبود توزیع درآمد سبب افزایش میل نهایی به مصرف و کاهش میل نهایی به پس‌انداز در کل جامعه می‌شود. این امر کاملاً مطابق با نظریه‌های کلاسیک اقتصادی است که حاکی از به‌وجود آمدن انگیزه لازم برای انباشت سرمایه و رشد اقتصادی در شرایط نابرابری درآمد می‌باشد، و برای سال‌های طولانی در عرصه اقتصادی مسّلط بوده و به‌عنوان یک واقعیت مسلم در برنامه‌های توسعه اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه تلقی می‌شده، نیز هست.

در این راستا می‌توان به مطالعات ***اردشیری*** در سال ۱۳۷۴ در بررسی آثار تغییرات توزیع درآمد بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش تحلیل داده ــ ستانده و ***شیرازی*** در سال ۱۳۷۵در بررسی اثر بازتوزیع درآمد بر متغیرهای کلان اقتصادی اشاره نمود؛ به‌طوری‌که این دو مطالعه نیز به این نتیجه مشترک دست یافته‌اند که توزیع مجدد درآمد به نفع گروه‌های درآمدی پایین‌تر موجب کاهش تولید محصول ناخالص داخلی شده است.

---

۱. مطابق آمار رسمی بانک مرکزی میزان رشد اقتصادی با احتساب نفت از ۳۰/۷ در سال ۱۳۸۳ به ۷/۸ درصد در سال ۱۳۸۸ رسیده است.

۲. بدیهی است کاهش رشد اقتصادی، منعکس‌کننده عواملی مانند بیکاری و ... می‌باشد.

علاوه‌بر این بهبود نسبی توزیع درآمد روستایی در پایان دوره می‌تواند حاکی از افزایش مهاجرت دوره‌ای از روستا به شهر و افزایش مداوم روند شهرنشینی باشد؛ به‌طوری‌که مطابق نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۹۰ کل کشور، روند شهرنشینی برخلاف روستانشینی روبه‌افزایش است. مطابق این آمار میزان شهرنشینی در سال ۱۳۹۰ در حدود ۷۱/۴ درصد بوده که نسبت به سال ۱۳۸۵، ۲/۹ واحد درصد افزایش یافته است. از سوی دیگر متوسط رشد سالانه جمعیت شهری ۲/۱۴ درصد بوده که در مقایسه با جامعه روستایی (۰/۶۳) در حدود ۱/۵ واحد اختلاف وجود دارد. بدیهی است که کاهش منطقه‌ای جمعیت، امکان دسترسی برابرتری را برای بهره‌برداری از منابع تولید ایجاد می‌کند.

با توجه به موارد فوق پیشنهاد می‌شود:

۱. سیاست‌گذاران در جهت تعدیل نابرابری درآمد همراه با رشد اقتصادی تلاش نمایند. بدین منظور ضروری است که رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد را مورد توجه قرار دهند. زیرا سیاست‌گذار اقتصادی نمی‌تواند از برنامه‌ریزی برای دستیابی به اهداف مشخص برای این دو مؤلفه غافل بماند؛ بلکه باید همواره این دغدغه وجود داشته باشد که آیا برای تسریع در رشد اقتصادی باید سطحی از نابرابری درآمد را پذیرفت و آیا برای بهبود در توزیع درآمد، باید به کند شدن رشد اقتصادی تن داد؟

۲. دولت در جهت حفظ، تداوم و مدیریت اجرایی صحیح سیاست‌های پولی و مالی توزیع مجدد درآمد از قبیل وضع مالیات، اعطای یارانه، قیمت‌گذاری، و... اقدام نماید.

۳. سرمایه‌گذاری‌های بهداشتی، برق‌رسانی، آبرسانی و توسعه شبکه‌های آبیاری و زهکشی، احداث راه‌های روستایی و تأسیس مراکز آموزشی در مناطق روستایی سبب بهبود توزیع درآمد و کاهش مهاجرت روستایی می‌شود. به همین دلیل پیشنهاد می‌گردد که دولت با سرمایه‌گذاری در موارد فوق در مناطق روستایی از مهاجرت کاسته و در بهبود نابرابری درآمد مؤثر باشد.

۴. تأمین حداقل معیشت گروه‌های کم‌درآمد و اقشار آسیب‌پذیر جامعه به‌ویژه در شهرها که شامل بهره‌مندی از بهداشت عمومی، برخورداری از آموزش و

پرورش عمومی، داشتن حداقل سرپناه قابل قبول و امنیت غذایی می‌شود، پیشنهاد می‌شود.

۵. در مطالعات آتی با استفاده از مدل‌های برتر دو پارامتری لورنز اقدام به تعیین و تحلیل انواع شاخص‌های نابرابری گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

الف ـ فارسی

ابونوری، اسمعیل و آرش خوشکار. ۱۳۸۵. «اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی»، ***تحقیقات اقتصادی***، شماره ۷۷، ۹۵-۶۵.

براتی، علی‌اکبر. تابستان ۱۳۸۵. «بررسی وضعیت توزیع درآمد در بین خانوارهای روستایی شهرستان قوچان»، ***علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی***، سال دهم، شماره ۲، صص ۲۶-۱۷.

حسینی، مریم و عباس نجفی. ۱۳۸۸. «توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران (۱۳۸۶-۱۳۶۳)»، ***تحقیقات اقتصاد کشاورزی***، شماره ۳، صص ۱۶۵-۱۴۷.

حق‌جو، ناصرالدین. ۱۳۷۶. «برآورد الگوی نابرابری هزینه و منحنی انگل در استان مازندران»، ***پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد***، مازندران: دانشگاه علوم و فنون مازندران.

خداداد کاشی، فرهاد و خلیل حیدری. زمستان ۱۳۸۷. «بررسی توزیع درآمد در ایران کاربرد شاخص تایل، اتکینسون و ضریب جینی»، ***پژوهشنامه اقتصادی***، سال ۸، شماره ۴، ویژه‌نامه طرح تعدیل اقتصادی، صص ۱۷۹-۱۵۱.

داوودی، پرویز و محمدعلی براتی. تابستان ۱۳۸۶. «بررسی آثار سیاست‌های اقتصادی بر توزیع درآمد در ایران»، ***پژوهشنامه بازرگانی***، شماره۴۳، صص ۳۲۲-۲۸۳.

ذاکر هنجنی، حمیده. ۱۳۸۵. «اندازه‌گیری نابرابری درآمد در ایران»، ***پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد***، تهران: دانشگاه الزهرا.

ذاکرهنجی، حسین و فرهاد مهران. ۱۳۵۶. «توسعه اقتصادی و نابرابری درآمد در ایران»، ***دفتر مدیریت آمارهای مالی و محاسبات ملی***، مرکز آمار ایران، تهران.

صادقی، لیلا. ۱۳۷۴. «بررسی تطبیقی توزیع درآمد در ایران و استان اصفهان در سال‌های ۱۳۵۶، ۷۲-۱۳۷۰»، ***پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد***، اصفهان: دانشگاه اصفهان.

محمودی، وحید. زمستان ۱۳۸۳. «بررسی تحولات توزیع درآمد در برنامه اول توسعه (۷۳-۱۳۶۸)»، ***پژوهشنامه بازرگانی***، شماره ۳۳، صص ۱۵۳-۱۲۹.

مرکز آمار ایران. ۱۳۷۱. «گزارش در زمینه شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد در ایران»، تهران.

مرکز آمار ایـران. ۱۳۷۸. »توزیـع درآمـد در خانوارهـای شـهری و روسـتایی ایـران (۸۶-۱۳۷۶)»، دفتر آمارهای جمعیت، نیروی کار و سرشماری، تهران.

ب ـ انگلیسی

Abdalla, Ibrahim M. and Hassan, Mohamed Y. 2004. "Maximum Likelihood Estimation of Lorenz Curves Using Alternative Parametric Model", ***Metedoloski zvezki***, Vol. 1, No. 1, pp.109-118.

Basmann, R.L., Hayes, K.J., Slottje, D.J., and Johnson, J.D. 1990. "A General Functional form for Approximating the Lorenz Curve", ***Journal of Econometrics***, No.43, pp.77-90.

Beach, C.M. and Davidson, R. 1983. "Distribution-Free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares", ***Review of Economic Studies***, No. 50, pp.723-735.

Bishop, J.A., Chakraborti, S. and Thistle, P.D. 1989. "Asymptotically Distribution-Free Statistical Inference for Generalized Lorenz Curves", ***Review of Economics and Statistics***, No. 71, pp. 725-727.

Chotikapanich, Duangkamon. 1993. "A Comparison of Alternative Functional Forms for the Lorenz Curve", ***Economic Letters***, Vol. 2, No. 41, pp.129–138.

Chotikapanich, Duangkamon. and Griffith, William E. 2002. "Estimating Lorenz curves using a Dirichlet distribution", ***Journal of Business and Economic Statistics***, No. 20, pp. 290-295.

Gastwirth, J.L. 1972. "The estimation of the Lorenz curve and Gini index", ***Review of Economics and Statistics***, No. 54, pp.306-316.

Kakwani, N.C. 1980. "On a Class of Poverty Measures", ***Econometrica***, No. 48, pp. 437-446.

Kakwani, N.C. and Podder, N. 1979. "Efficient estimation of the Lorenz curve and associated inequality measures from grouped data", ***Econometrica***, No.44, pp. 137-148.

McDonald, J. B. 1984. "Some Generalized Functions for the Size Distribution of Income", ***Econometrica***, No.52, pp.647-663.

McDonald, J.B. and Xu, Y.J. 1995. "A Generalization of the Beta Distribution with Applications", ***Journal of Econometrics***, No. 66, pp.133-152.

Oshima, H. 1973. "Income Distribution, Employment and Income Policies in Iran", ***Mission Working Paper***, N.II, World Employment Program. I.L.O.

Ortega, P., Fernandez, M.A., Lodoux, M. and Garcia, A. 1991. "A New Functional Form for Estimating Lorenz Curves", ***Review of Income and Wealth***,

No. 37, pp.447-452.

Rasche, R.H., Gaffney, J., Koo, A. and Obst, N. 1980. "Functional Forms for Estimating the Lorenz Curve", ***Econometrica***, No. 48, pp. 1061-1062.

Rohde, N. 2008. "An Alternative Functional Form for Estimating the Lorenz Curve", ***School of Economics***, University of Queensland, Australia.

Ryu, H.K. and Slottje, D.J. 1996. "Two Flexible Functional Form Approaches for Approximating the Lorenz Curve", ***Journal of Econometrics***, No. 72, pp. 251-274.

Sarabia, J-M, Castillo, E. and Slottje, D.J. 1999. "An Ordered Family of Lorenz Curves", ***Journal of Econometrics***, No. 91, pp. 43-60.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی