



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال هشتم، شماره‌ی ۱۶، نیمه‌ی دوم ۱۳۹۲

برآورد و مقایسه‌ی نابرابری توزیع درآمد با روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک

اسمعیل ابونوری*

الناز ذوقی**

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۲/۳۰

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۰/۲۹

چکیده

حساسیت در نابرابری فرهنگی، سیاسی، اجتماعی و اقتصادی، تلاش در دقت اندازه‌گیری آن را ضرورت بخشیده است. هدف اساسی در این مقاله، کاربرد ریزداده‌های توزیع درآمد (هزینه) برای برآورد دقیق‌تر نابرابری اقتصادی به روش ناپارامتریک و پارامتریک با استفاده از ریزداده‌های طبقه‌بندی شده و بدون طبقه‌بندی، به تفکیک استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ و مقایسه‌ی این روش‌ها برای انتخاب روشی مناسب برای محاسبه‌ی ضریب جینی است.

نتایج به دست آمده حاکی از آن است که روش ناپارامتریک در استفاده از داده‌های گروهی با یک نواخت فرض کردن توزیع در درون طبقات نابرابری درون طبقه‌ای را نادیده می‌گیرد و ضریب جینی استان‌ها را کمتر برآورد می‌کند. در مقابل، روش پارامتریک با شناخت تابع توزیع درآمد جامعه، از نابرابری توزیع در درون هر گروه چشم‌پوشی نمی‌کند. بنابراین، اگر خوبی برازش الگو تأیید شود، برای مطالعه‌ی توزیع درآمد استفاده از روش پارامتریک بر ناپارامتریک به ویژه برای داده‌های طبقه‌بندی شده باز آنها ترجیح داده می‌شود.

واژه‌های کلیدی: نابرابری توزیع درآمد، ضریب جینی، روش پارامتریک، روش ناپارامتریک، ایران

طبقه‌بندی JEL: D31, D63, C14

* نویسنده‌ی مسئول - استاد گروه اقتصاد دانشگاه سمنان

Email: esmaiel.abounoori@gmail.com

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران

۱- مقدمه

برای انعکاس نابرابری متناظر با هر توزیع درآمد شاخص های متفاوتی مطرح و برای برآورد آن ها از اطلاعات مقطعی مندرج در جدول توزیع فراوانی طبقه ای گروه بندی شده، استفاده می شده است. با تحول در جمع آوری اطلاعات، در حال حاضر دسترسی به ریزداده ها به صورت تکی (یعنی برای هر واحد آماری) و پردازش آن ها با کامپیوترهای شخصی مقدور شده است. برای مطالعه ی توزیع درآمد و اندازه گیری نابرابری روش های متفاوت مطرح شده است. استفاده از روش های مناسب همانند سایر مطالعات کمی تا حدودی بستگی به نوع داده ها دارد.

داده های آماری سازماندهی شده را می توان به دو دسته ی یکی گروهی نقطه ای و دیگری گروهی فاصله ای^۱ تقسیم کرد؛ داده های گروهی فاصله ای ممکن است به صورت بی انتها^۲ باشند (ابونوری، ۱۳۸۶). داده های توزیع درآمد، هزینه یا پس انداز اغلب به صورت گروهی فاصله ای بی انتها در دسترس قرار داشتند. در سال های اخیر پیدایش کامپیوترهای قوی و پدیده ی انواع کارت های اعتباری، بازارها و تجارت الکترونیکی به تدریج موجب ایجاد پدیده ی داده های الکترونیکی به صورت ریزداده ها شده است، که امکان اندازه گیری دقیق تر شاخص های نابرابری را فراهم ساخته است.

با توجه به گستره ی پهناور جغرافیای ایران و در راستای برنامه ریزی منطقه ای، مطالعه ی سطح نابرابری به تفکیک استان ها از اهمیت بالایی برخوردار است. شناخت استان های دارای توزیع نابرابرتر درآمد، برای اعمال سیاست های اقتصادی خردمندان در راستای متعادل کردن توزیع درآمد، ضروری است. بر این اساس هدف اصلی این تحقیق برآورد شاخص نابرابری درآمد در میان استان ها، با روش پارامتریک و ناپارامتریک و مقایسه ی این روش ها است. برای این منظور آمار و ارقام مربوط به توزیع درآمد یا هزینه در سطح استان ها، به صورت کتابخانه ای و بر اساس نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار به تفکیک مناطق شهری و روستایی به صورت ریزداده برای دوره ی ۱۳۷۹-۱۳۸۵ استفاده شده است.

1-Abounoori E. and P. McCloughan

2-Open end

برای بررسی توزیع درآمد و اندازه گیری نابرابری درآمد، شاخص ها و ضرایب گوناگونی مطرح شده است. با توجه به ویژگی این شاخص ها، هفت شاخص اساسی نابرابری، از بین ضریب پراکندگی، انحراف از میانگین نسبی، انحراف از میانه نسبی، واریانس لگاریتم درآمدها، ضریب جینی، شاخص تایل و شاخص اتکینسن با استفاده از ریزداده های هزینه ی خانوارهای موجود و در دسترس مرکز آمار ایران قابل برآورد است. در تحقیق حاضر به دلیل این که در میان این شاخص ها، تنها ضریب جینی دارای تمام ویژگی های مطلوب است (ابونوری و اسنوندی ۱۳۸۴)، از شاخص ضریب جینی برای اندازه گیری توزیع نابرابر درآمد در میان استان ها استفاده می شود. این مقاله در پنج بخش تدوین شده است: بخش دوم به مرور جامعی از کلیات و پیشینه ی تحقیق اختصاص یافته است. در بخش سوم به نوع، جمع آوری و سازماندهی اطلاعات اشاره می شود. در بخش چهارم شاخص ضریب جینی به روش پارامتریک و ناپارامتریک برآورد شده، مقایسه ای میان این روش ها به صورت گروه بندی شده و بدون گروه بندی انجام خواهد گرفت و سرانجام در بخش پنجم، نتیجه گیری و پیشنهادها ارائه می شود.

۲- مروری بر پژوهش های مربوط به شاخص های نابرابری اقتصادی

شاخص های نابرابری را به دو روش ناپارامتریک^۱ (آزاد از تابع توزیع) و پارامتریک^۲ (براساس تابع توزیع) می توان برآورد کرد. همان طوری که ابونوری و مک کلاهان^۳ (۲۰۰۳) اشاره دارند، روش ناپارامتریک که آزاد از توزیع است، تنها با استفاده از نقطه های نمونه (مشاهدات) صورت می گیرد (مانند استفاده از چند بر لورنس^۴ و محاسبه ضریب جینی متناظر با آن). از دیدگاه های نظریه های نمونه گیری علم آمار، شاخص حاصل از نمونه (آماره) دارای خطای نمونه گیری است و برابر شاخص متناظر جامعه (پارامتر) نمی باشد. روش ناپارامتریک نابرابری درون گروهی را یک نواخت (بسته به نوع روش مورد استفاده، حداقل یا حداکثر) فرض می کند. بنابراین انتظار می رود که

1-Method. 1 Nonparametric.

2-Parametric Method.

3-Abounoori and McCloughan

4-Lorenz Polygon.

شاخص های برآورد شده با روش ناپارامتریک دچار تورش کم برآوردی یا بیش برآوردی شده باشند. در مقابل روش پارامتریک با شناخت تابع توزیع درآمد جامعه، نابرابری درون هر گروه توزیع را غیر یک نواخت فرض می کند. در نتیجه، اگر خوبی برازش الگوی روش پارامتریک تأیید شود، برای مطالعه توزیع درآمد استفاده از الگوهای پارامتریک پیشنهاد می شود.

در سال های گذشته به دلیل نبود سیستم های الکترونیکی و نرم افزارهای کارآمد مناسب، اطلاعات به صورت گروه بندی توسط مرکز آمار ایران (معمولاً در ۱۰ گروه) در دسترس بود. استفاده از این اطلاعات به دلیل انتهای باز (ابتدای طبقه ی اول و انتهای طبقه ی آخر) و هم چنین عدم ارائه ی میانگین طبقات، روش ناپارامتریک با تورش غیر قابل قبول همراه می شد.^۱ الگوهای مهم کاربردی مطرح شده در زمینه ی تحقیقات پارامتریک توزیع درآمد شخصی، الگوی گاما، الگوی پاراتو، الگوی لگ نرمال، الگوی پیشنهادی سالم و مونت^۱ (۱۹۷۴)، کاکاوانی و پودر^۲ (۱۹۷۶)، سینق و مادلا^۳ (۱۹۷۶)، راسجی، گافنی، کو و ابست^۴ (۱۹۸۰)، داگام^۵ (۱۹۸۰)، گاپتا^۶ (۱۹۸۴)، راو و تام^۷ (۱۹۸۷)، تام^۷ (۱۹۸۷)، اورنگا، مارتین، فرندیوز، لادوکس و گارسیا^۸ (۱۹۹۱)، چوتیکاپنچ^۹ (۱۹۹۳)، چوتیکاپنچ^۹ (۱۹۹۳)، اوگونگ و راو^{۱۰} (۱۹۹۶) و الگوی پیشنهادی ابونوری (۲۰۰۳) است.

امروزه با در دسترس قرار گرفتن ریزداده های هزینه و درآمد، تحقیق درباره ی چگونگی توزیع درآمد و هزینه نیز گسترش یافته است. ابونوری و خوشکار (۱۳۸۶)، با استفاده از اطلاعات مقطعی توزیع درآمد (هزینه)، ضریب جینی و سهم بیستک های درآمدی (هزینه) به تفکیک استان های کشور در سال های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۱ را با روش پارامتریک برآورد کردند.

1-Salem and Mount

2-Kakwani and Podder

3-Singh and Maddala

4-Rasche, Gaffiney, Koo and Obset

5-Dagum

6-Gupta

7-Rao and Tam

8-Ortega and Martin and Fernindez and Ladoux and Garcia

9-Chotikapnich

10-Ogwang and Rao

برآورد و مقایسه ی نابرابری توزیع درآمد با روش های پارامتریک..... ۱۷

اهیگینس و استفسن و شماوس^۱ (۱۹۸۹) با استفاده از ریزداده های مرکز مطالعه ی درآمد لوکزامبورگ^۲ (LIS) توزیع درآمد را به روش ناپارامتریکی برای هفت کشور نروژ، بریتانیا، کانادا، آلمان، سوئد، ایالات متحده آمریکا و اسرائیل در سال ۱۹۸۱ محاسبه و مقایسه کردند.

پنداکر^۳ (۱۹۹۸) با ریزداده های مقطعی هزینه و درآمد کانادا، تغییرات در توزیع درآمد و مصرف خانوارها را در دوره ی زمانی ۱۹۷۸-۱۹۹۲ بررسی کرد. پنداکر با روش ناپارامتریکی و استفاده از ریزداده های مرکز بررسی های هزینه ی خانوار کانادا^۴ (FES) کانادا^۴ (FES) دریافت که توزیع درآمد و مصرف خانوارها بین سال های ۱۹۷۸ تا ۱۹۹۰ برابرتر و از سال ۱۹۹۲ نابرابرتر شده است.

ابونوری و مک کلاهان^۵ (۲۰۰۰) با استفاده از ریزداده های ارائه شده از طرف بانک جهانی، نابرابری در کشورهای ارمنستان، بلغارستان، استونی، لهستان، گرجستان، لاتیوا، روسیه و اسلوواکی را به صورت پارامتریکی و ناپارامتریکی برآورد کردند.

گارنر و ترل^۶ (۲۰۰۱) توزیع درآمد خانوارها را با ریزداده های مرکز بررسی بودجه ی خانوار^۷ (FBS) در دوره ی گذار اسلوواکی بررسی کردند. آنان پس از محاسبه ی شاخص های نابرابری به روش ناپارامتریکی دریافتند که نابرابری در این دوره در اسلوواکی افزایش یافته است.

هاردینگ و گرینول^۸ (۲۰۰۱) روند نابرابری هزینه و درآمد خانوارهای استرالیایی را با استفاده از ریزداده های مرکز مطالعات هزینه ی خانوارها^۹ (ABS) بررسی کردند. آن ها پس از محاسبه ی ضریب جینی، شاخص نابرابری چندک ها، میانه و میانگین دریافتند که نابرابری درآمدی در دهه ی ۱۹۹۰ نسبت به دهه ی ۱۹۸۰ افزایش یافته، ولی نابرابری هزینه ثابت مانده است.

1-Ohiggins.M. &G.STEPHENSON & G. Schmaus

2-Luxemboug Income Study

3-Pendakur. K.

4-Family Expenditure Surveys

5-Abounoori. E and P. McClougham

6-Garner. T. AND K. Terrell

7-Family Budget Surveys

8-Harding. A. and H. Greenwell

9-Australian Bureau of Statistics

۳- روش شناسی تحقیق

حساسیت نابرابری توزیع درآمد در صحنه ی سیاست و اقتصاد کشورها، تلاش در دقت اندازه گیری آن را ضرورت بخشیده است. در سال های اخیر، با افزایش حافظه و سرعت کامپیوترهای شخصی و نرم افزارهای موجود امکان دسترسی و پردازش اطلاعات «ریز داده ها» فراهم شده است. ریز داده ها جزئی مربوط به واحدهای اقتصادی انفرادی (مانند خانوار و شرکت) است؛ در حالی که کلان داده ها مربوط به گروه یا طبقه ی خاصی از واحدهای اقتصادی است. بنابراین، در صورت وجود، کاربرد ریز داده ها بر سایر انواع داده های آماری ترجیح داده می شود. ریز داده ها علاوه بر این که حاوی اطلاعات بیش تر است، مشکلات کلی هم افزایی کلان داده ها را ندارد و برآورد مدل های دارای روابط رفتاری عملی بنگاه های انفرادی را مقدور می کند.

مرکز آمار ایران از سال ۱۳۴۷ تقریباً هر سال مبادرت به جمع آوری اطلاعات هزینه و درآمد خانوار در مناطق شهری و روستایی کرده و آن را با عنوان طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارها (متاسفانه) با حدود ۲ سال وقفه منتشر ساخته است. این مرکز از سال ۱۳۶۳ (همراه با پیشرفت فناوری اطلاعاتی) اطلاعات حاصل از نمونه برداری خانوار را به صورت اطلاعات خام یا ریز داده در رایانه ذخیره کرده است. در این تحقیق از ریز داده های مرکز آمار ایران از سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ استفاده شده است.^۲

تعداد نمونه های این طرح هر ساله با توجه به رشد جمعیت افزایش پیدا می کند. به دلیل حجم زیاد داده ها ارائه ی آن ها در این تحقیق مقدور نیست. تعداد خانوارهای نمونه برداری شده در طرح درآمد و هزینه میان سال های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ در جدول شماره ی یک خلاصه شده است.

جدول شماره ی یک - حجم نمونه به تفکیک مناطق شهری و روستایی

سال	تعداد خانوار نمونه در مناطق شهری	تعداد خانوار نمونه مناطق روستایی
۱۳۷۹	۱۲۳۲۰	۱۴۶۲۱
۱۳۸۰	۱۲۳۳۷	۱۴۶۲۴
۱۳۸۱	۱۵۱۱۴	۱۷۰۳۸
۱۳۸۲	۱۰۹۵۹	۱۲۱۷۵
۱۳۸۳	۱۱۶۱۹	۱۲۹۱۵
۱۳۸۴	۱۲۹۲۵	۱۳۹۷۰
۱۳۸۵	۱۴۱۷۵	۱۶۷۳۵

منبع: مرکز آمار ایران (سال های ۱۳۷۹-۱۳۸۵)

۳-۱- برآورد ضریب جینی با روش ناپارامتریک

برای محاسبه ی ضریب جینی با ریزداده ها و استفاده از روش ناپارامتریک (با توجه به چندبر لورنز)، بعد از مرتب کردن هزینه (درآمد) خانوارها به صورت صعودی، فراوانی نسبی تجمعی خانوار و هم چنین فراوانی نسبی تجمعی هزینه ی خانوارها را به دست آورده، سپس از رابطه ی زیر ضریب جینی محاسبه می شود. برای داده های طبقه بندی شده با توجه به این که داده های توزیع هزینه در ایران (همانند بسیاری از کشورها) به صورت گروهی و بی پایان است. یعنی، همان گونه که در جدول های ارائه شده توسط مرکز آمار ایران مشاهده می شود، حد بالای ردیف آخر بدون انتها یا باز است. برای رفع این مشکل به ساده ترین شکل ممکن حد بالای آخرین ردیف دو برابر حد بالای ردیف قبل در نظر گرفته شده است.^۳

ضریب جینی با استفاده از نرم افزار اکسل از رابطه ی زیر به دست می آید، که در آن x_i فراوانی نسبی تجمعی خانوار و y_i فراوانی نسبی تجمعی هزینه خانوارهای ردیف i می باشد:^۴

$$G = 1 - \sum_{i=0}^{k-1} (y_{i+1} + y_i)(x_{i+1} - x_i)$$

۲-۳- برآورد ضریب جینی با روش پارامتریک

الگوی مورد استفاده در این پژوهش برای برآورد ضریب جینی با روش پارامتریک، الگوی پیشنهاد شده توسط ابونوری (۲۰۰۳) است، که خوبی برازش آن از سوی آزمون های مختلف تأیید شده است. این الگو به صورت تابع توزیع زیر معرفی شده است:

$$F(Y) = 1 - 1 / (1 + sY^{1/g}) \quad (1-4)$$

که در آن $F(Y)$ فراوانی نسبی تجمعی واحدهای آماری دریافت کننده درآمد تا سطح Y می باشند. پارامتر g ضریب جینی متناظر با منحنی لورنز را نشان می دهد. برای برآورد پارامترهای این الگو از روش حداقل مربعات معمولی^۱ (OLS) می توان استفاده کرد. با خطی کردن، می توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$\ln \{F(Y) / [1 - F(Y)]\} = \ln s + (1/g) \ln Y \quad (2-4)$$

بنابراین، می توان $\ln \{F(Y) / [1 - F(Y)]\}$ را بر حسب $\ln(Y)$ با روش حداقل مربعات معمولی و در بعضی استان ها برای رفع مشکل خودهمبستگی با روش حداقل مربعات تکراری^۲ (ILS) برآورد کرد. ضریب جینی به دست آمده از برازش الگو پارامتریک به صورت طبقه بندی شده در جدول شماره ی چهار خلاصه شده است (جزئیات بیش تر در جداول پیوست نمایش داده شده است).

۳-۳- اطلاعات توزیع هزینه در استان های ایران

برای برآورد شاخص نابرابری درآمدی به تفکیک استان ها از گزارش های بررسی بودجه ی خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار ایران در دوره ی ۱۳۷۹-۱۳۸۵ استفاده شده است. مرکز آمار ایران با نمونه گیری از تعدادی خانوارها (به تفکیک شهری و روستایی) در هر استان، بر اساس نتایج به دست آمده، خانوارها را در گروه های مختلف درآمدی و هزینه ای جای می دهد. به دلیل دوگانگی فاحش اقتصاد ایران، مرکز آمار ایران نمونه گیری را به تفکیک مناطق شهری و روستایی در هر استان انجام داده است. برای برآورد ضریب جینی استان ها در کل باید داده های توزیع هزینه (درآمد) مناطق شهری و روستایی هر استان را باهم ادغام کرد: برای ترکیب داده های گروه بندی شده در جدول های فاصله ای، به پیروی از ابونوری (۱۳۷۱ و ۱۳۷۶)، از نسبت

1-Ordinary Least Squares

2-Iterative Least Squares

برآورد و مقایسه ی نابرابری توزیع درآمد با روش های پارامتریک..... ۲۱

تعداد خانوارهای شهری و روستایی در هر استان به صورت زیر استفاده شده است ابونوری و خوشکار(۱۳۸۵):

$$RHR_i = 1 - UHR_i \quad (1), \quad UHR_i = \frac{UHN_i}{OHN_i} \quad (2)$$

که در آن ها UHN_i و UHR_i به ترتیب تعداد و نسبت خانوارهای شهری و روستایی در استان i ، OHN_i تعداد کل خانوارهای استان i و RHR_i نسبت خانوارهای روستایی در استان i بوده است. اگر $UHN_i(K)$ و $RHN_i(K)$ به ترتیب تعداد خانوارهای نمونه شهری و روستایی در گروه هزینه ای K از استان i و UN_i و RN_i به ترتیب حجم خانوارهای نمونه شهری و روستایی در استان i باشند، میانگین وزنی (μ_i) فراوانی نسبی خانوارهای شهری و روستایی در استان i را می توان به صورت زیر به دست آورد:

$$\mu_i = \left[\frac{UHN_i(K)}{UN_i} UHR_i + \frac{RHN_i(K)}{RN_i} RHR_i \right] \quad (3)$$

با استفاده از میانگین وزنی فراوانی نسبی خانوارهای شهری و روستایی در گروه های مختلف هزینه ای می توان فراوانی نسبی تجمعی کل خانوارها (شهری و روستایی) در هر استان را به دست آورد. اشاره به دو نکته در مورد استفاده از فرمول (۳) ضروری است. نخست آن که، تعداد خانوارهای شهری و روستایی در استان ها در دوره ی ۱۳۷۹-۱۳۸۵، با استفاده از جمعیت و بعد خانوار در هر استان به دست آمده است.^۵ نکته ی بعدی آن که در سال های یاد شده حدود هزینه ی خانوارها که در نمونه گیری مرکز آمار ایران به کار رفته، در مناطق شهری و روستایی متفاوت است. برای ترکیب تعداد خانوارهای شهری و روستایی در هر گروه هزینه در استان ها با تقلیل تعداد گروه های هزینه از ۱۰ گروه هزینه ای به ۹ گروه هزینه ای حدود طبقات در مناطق شهری و روستایی یکسان شده است.

۴- برآورد و مقایسه ی نابرابری در توزیع هزینه(درآمد) به روش پارامتریک و

ناپارامتریک

ضریب جینی حاصل از روش پارامتریک و ناپارامتریک براساس ریزداده ها و داده های طبقه بندی شده به تفکیک برای استان های ایران در جدول شماره ی چهار و پنج تقدیم شده است.

جدول شماره ی چهار - برآورد ضریب جینی با روش پارامتریک و ناپارامتریک برای ریزداده ها به تفکیک استان ها طی سال های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵

روش سال استان	پارامتریک							ناپارامتریک						
	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵
آذربایجان شرقی	۰.۴۲۹۹	۰.۴۶۹۳	۰.۴۸۲۹	۰.۴۹۷۲	۰.۴۸۵۴	۰.۴۰۸۳	۰.۴۶۳۳	۰.۴۱۲۴	۰.۴۳۴۷	۰.۴۴۰۴	۰.۴۰۲۰	۰.۴۲۹۹	۰.۳۹۴۸	۰.۴۱۴۷
آذربایجان غربی	۰.۴۲۳۰	۰.۴۲۳۳	۰.۴۲۰۰	۰.۴۵۲۶	۰.۳۸۶۴	۰.۴۰۵۲	۰.۴۳۰۶	۰.۳۷۷۸	۰.۳۹۶۲	۰.۴۰۶۴	۰.۳۹۶۷	۰.۳۸۸۰	۰.۳۸۴۴	۰.۳۹۰۷
اردبیل	۰.۴۶۵۳	۰.۴۰۸۷	۰.۴۱۹۵	۰.۴۸۵۸	۰.۴۱۴۸	۰.۴۴۶۶	۰.۴۵۸۸	۰.۴۲۵۸	۰.۴۲۲۹	۰.۳۸۱۳	۰.۴۲۴۳	۰.۴۰۱۶	۰.۴۰۶۷	۰.۴۰۶۰
اصفهان	۰.۵۱۵۸	۰.۵۰۶۲	۰.۴۸۹۰	۰.۴۴۱۴	۰.۴۸۶۷	۰.۴۹۸۳	۰.۴۹۶۶	۰.۴۲۹۵	۰.۴۴۴۴	۰.۴۱۴۴	۰.۳۸۲۳	۰.۴۲۱۹	۰.۴۲۸۳	۰.۴۱۸۱
ایلام	۰.۴۴۴۲	۰.۴۰۰۶	۰.۴۴۷۸	۰.۳۷۳۳	۰.۳۹۳۲	۰.۳۸۰۲	۰.۳۶۶۵	۰.۳۵۲۱	۰.۳۶۰۳	۰.۳۵۹۶	۰.۳۵۹۵	۰.۳۶۸۱	۰.۳۶۰۱	۰.۳۶۲۲
بوشهر	۰.۳۹۳۹	۰.۴۸۲۴	۰.۳۹۵۷	۰.۴۰۹۵	۰.۳۹۵۱	۰.۳۶۲۵	۰.۳۹۱۱	۰.۳۸۱۷	۰.۳۷۴۴	۰.۳۴۳۹	۰.۳۴۶۶	۰.۳۶۹۸	۰.۳۴۳۵	۰.۳۶۲۴
تهران	۰.۴۰۶۱	۰.۴۲۲۲	۰.۴۱۱۰	۰.۴۰۹۶	۰.۳۸۱۶	۰.۳۸۱۴	۰.۴۰۸۳	۰.۳۹۸۶	۰.۴۰۹۲	۰.۴۰۹۹	۰.۳۸۶۱	۰.۳۸۰۸	۰.۴۰۶۷	۰.۴۰۴۱
چهارمحال و بختیاری	۰.۴۱۲۹	۰.۴۲۲۸	۰.۴۴۶۰	۰.۴۳۰۲	۰.۳۵۰۷	۰.۳۵۷۷	۰.۳۶۴۰	۰.۳۸۷۰	۰.۳۷۵۶	۰.۳۸۴۳	۰.۳۵۵۵	۰.۳۳۳۵	۰.۳۵۶۳	۰.۳۶۰۷
خراسان	۰.۵۳۸۱	۰.۵۱۹۰	۰.۵۳۰۳	۰.۴۹۰۵	۰.۴۸۸۸	۰.۴۷۲۳	۰.۴۷۸۲	۰.۴۶۶۴	۰.۴۵۸۱	۰.۴۷۰۳	۰.۴۳۰۲	۰.۴۲۰۹	۰.۴۴۴۷	۰.۴۴۶۵
خوزستان	۰.۳۵۸۳	۰.۲۸۹۶	۰.۲۶۴۵	۰.۳۳۶۹	۰.۳۰۶۲	۰.۳۲۲۷	۰.۳۳۹۱	۰.۳۳۴۱	۰.۲۹۶۶	۰.۲۷۱۱	۰.۲۴۷۱	۰.۲۵۵۴	۰.۳۷۰۸	۰.۳۶۸۷
زنجان	۰.۵۱۰۷	۰.۴۸۵۳	۰.۵۱۵۲	۰.۴۱۴۱	۰.۴۲۱۸	۰.۴۳۵۴	۰.۴۰۸۴	۰.۴۵۴۰	۰.۴۱۶۳	۰.۴۲۰۹	۰.۳۷۸۶	۰.۳۹۸۸	۰.۳۹۶۵	۰.۳۸۱۲
سمنان	۰.۴۶۹۰	۰.۴۸۴۵	۰.۵۱۴۴	۰.۴۱۵۹	۰.۳۴۹۸	۰.۳۸۴۰	۰.۳۹۳۴	۰.۳۷۹۶	۰.۳۹۶۲	۰.۳۷۴۴	۰.۳۵۶۴	۰.۳۷۲۴	۰.۳۸۰۳	۰.۳۸۰۶
سیستان و بلوچستان	۰.۴۴۰۲	۰.۴۷۲۶	۰.۴۶۱۴	۰.۴۴۶۳	۰.۴۶۱۷	۰.۴۰۹۷	۰.۴۰۷	۰.۴۴۸۲	۰.۴۶۶۷	۰.۴۶۰۳	۰.۴۶۴۳	۰.۴۲۵۹	۰.۴۰۶۶	۰.۴۰۷۹
فارس	۰.۴۵۲۹	۰.۴۴۵۶	۰.۴۰۹۴	۰.۳۷۹۱	۰.۴۲۸۶	۰.۴۳۱۴	۰.۴۵۹۷	۰.۴۰۲۱	۰.۴۰۶۰	۰.۳۸۵۶	۰.۳۶۱۹	۰.۴۰۲۰	۰.۴۰۹۶	۰.۴۰۳۰
قزوین	۰.۴۰۴۸	۰.۴۱۳۶	۰.۴۳۷۱	۰.۴۶۳۴	۰.۳۶۹۴	۰.۳۸۶۷	۰.۴۱۱۹	۰.۴۲۰۹	۰.۴۰۵۸	۰.۳۶۸۲	۰.۳۵۵۵	۰.۳۷۳۸	۰.۳۷۳۸	۰.۳۸۵۳
قم	۰.۳۳۷۷	۰.۴۴۴۸	۰.۴۳۸۶	۰.۳۷۷۰	۰.۴۳۶۹	۰.۴۴۴۹	۰.۴۱۳۲	۰.۲۹۹۹	۰.۴۴۹۳	۰.۳۹۵۳	۰.۳۹۵۴	۰.۳۹۵۴	۰.۴۰۱۸	۰.۴۰۱۵
کردستان	۰.۴۴۹۹	۰.۴۳۸۵	۰.۴۱۴۵	۰.۳۷۴۲	۰.۳۵۴۶	۰.۳۷۳۸	۰.۳۹۶۶	۰.۴۰۲۱	۰.۳۹۴۶	۰.۳۹۱۸	۰.۳۸۱۳	۰.۳۵۵۴	۰.۳۷۳۷	۰.۳۵۰۵
کرمان	۰.۴۷۴۴	۰.۴۶۲۳	۰.۴۷۶۳	۰.۴۴۶۱	۰.۴۷۴۰	۰.۴۸۹۵	۰.۴۷۵۲	۰.۴۳۶۴	۰.۴۱۳۶	۰.۴۲۱۵	۰.۴۱۷۹	۰.۴۱۸۵	۰.۴۱۱۴	۰.۴۵۳۳
کرمانشاه	۰.۴۷۲۱	۰.۴۶۷۷	۰.۴۶۵۲	۰.۴۰۳۹	۰.۴۱۷۱	۰.۴۰۵۰	۰.۴۳۶۴	۰.۳۷۸۶	۰.۴۱۷۸	۰.۴۰۸۴	۰.۳۷۹۰	۰.۴۱۳۳	۰.۳۸۷۹	۰.۴۲۰۷
گیلکولوبه و بویراحمد	۰.۵۱۱۲	۰.۵۰۰۴	۰.۴۳۲۲	۰.۳۹۸۱	۰.۴۴۴۳	۰.۴۶۸۸	۰.۴۷۲۶	۰.۴۴۹۴	۰.۴۲۸۹	۰.۴۰۲۵	۰.۴۰۶۶	۰.۴۲۵۶	۰.۴۲۶۲	۰.۴۶۶۶
گلستان	۰.۵۱۷۴	۰.۵۳۶۶	۰.۴۸۷۴	۰.۴۸۲۷	۰.۴۶۳۳	۰.۴۷۷۵	۰.۴۷۴۲	۰.۴۶۱۸	۰.۴۷۶۰	۰.۴۵۲۶	۰.۴۵۷۴	۰.۴۴۹۷	۰.۴۴۸۶	۰.۴۴۴۴
گیلان	۰.۴۵۶۷	۰.۴۷۲۶	۰.۴۱۶۳	۰.۳۶۰۱	۰.۴۱۳۷	۰.۴۳۷۷	۰.۴۳۴۶	۰.۴۲۳۷	۰.۴۱۳۷	۰.۳۹۴۰	۰.۳۹۵۲	۰.۳۶۱۲	۰.۴۰۷۴	۰.۴۲۲۹
لرستان	۰.۴۱۳۲	۰.۴۰۷۶	۰.۴۰۵۷	۰.۳۵۷۶	۰.۳۸۲۳	۰.۳۷۵۸	۰.۴۲۸۸	۰.۳۶۷۰	۰.۳۷۵۵	۰.۳۶۱۱	۰.۳۶۰۰	۰.۳۴۲۱	۰.۳۶۴۳	۰.۳۷۷۰
مازندران	۰.۴۳۸۹	۰.۴۳۴۸	۰.۴۵۲۵	۰.۴۱۶۵	۰.۴۰۰۳	۰.۴۳۴۸	۰.۴۵۴۳	۰.۴۰۳۷	۰.۳۹۴۹	۰.۳۹۹۸	۰.۳۸۱۶	۰.۴۰۸۲	۰.۴۲۸۴	۰.۴۲۴۵
مرکزی	۰.۵۰۶۸	۰.۵۰۲۷	۰.۴۴۱۱	۰.۴۶۴۲	۰.۴۸۶۷	۰.۴۹۷۲	۰.۴۸۹۱	۰.۴۲۰۵	۰.۴۳۴۶	۰.۳۸۹۱	۰.۳۹۶۴	۰.۴۵۷۷	۰.۴۲۸۷	۰.۴۳۱۹
هرمزگان	۰.۴۳۹۰	۰.۵۰۷۶	۰.۴۶۵۳	۰.۴۰۳۵	۰.۴۶۶۲	۰.۴۷۸۰	۰.۴۵۰۷	۰.۳۴۹۳	۰.۴۱۲۴	۰.۳۹۰۹	۰.۳۷۸۴	۰.۴۳۲۸	۰.۴۱۹۴	۰.۴۳۴۸
همدان	۰.۴۹۵۱	۰.۴۴۷۵	۰.۴۱۲۴	۰.۴۷۳۳	۰.۳۸۷۹	۰.۴۷۶۲	۰.۴۶۲۰	۰.۴۷۵۱	۰.۴۰۴۰	۰.۳۸۷۶	۰.۳۸۶۳	۰.۳۸۶۵	۰.۴۱۶۵	۰.۴۲۳۱
یزد	۰.۵۰۸۳	۰.۴۶۷۰	۰.۵۷۱۶	۰.۵۰۷۸	۰.۴۸۳۰	۰.۴۷۸۱	۰.۴۸۲۴	۰.۴۳۴۱	۰.۴۳۹۷	۰.۴۵۴۵	۰.۳۸۶۳	۰.۴۲۷۴	۰.۴۲۷۷	۰.۴۰۳۳

برآورد و مقایسه ی نابرابری توزیع درآمد با روش های پارامتریک..... ۲۳

جدول شماره ی پنج - برآورد ضریب جینی با روش پارامتریک و ناپارامتریک برای داده های طبقه بندی شده به تفکیک استان ها طی سال های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵

استان	پارامتریک							ناپارامتریک						
	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵	۷۹	۸۰	۸۱	۸۲	۸۳	۸۴	۸۵
آذربایجان شرقی	۰.۴۲۰۰	۰.۳۹۰۹	۰.۴۷۸۲	۰.۴۴۷۹	۰.۴۶۲۹	۰.۵۴۹۶	۰.۴۷۱۲	۰.۴۱۰۴	۰.۴۶۲۲	۰.۴۵۱۸	۰.۴۲۲۳	۰.۳۸۵۰	۰.۴۵۵۹	۰.۴۰۴۱
آذربایجان غربی	۰.۳۹۰۰	۰.۳۲۹۵	۰.۴۲۸۷	۰.۴۶۴۶	۰.۳۵۳۷	۰.۴۲۴۲	۰.۳۸۰۰	۰.۳۶۲۲	۰.۳۸۹۸	۰.۳۹۵۸	۰.۴۰۵۹	۰.۳۶۶۲	۰.۴۴۵۶	۰.۳۹۳۵
اردبیل	۰.۴۵۶۶	۰.۳۵۰۶	۰.۴۲۵۲	۰.۴۵۴۷	۰.۴۷۶۵	۰.۴۷۲۲	۰.۴۰۵۱	۰.۳۹۲۰	۰.۳۸۶۳	۰.۳۹۲۴	۰.۳۵۱۷	۰.۴۵۱۰	۰.۴۵۸۰	۰.۳۸۸۸
اصفهان	۰.۴۵۳۸	۰.۴۹۴۹	۰.۴۰۲۶	۰.۳۹۳۳	۰.۴۵۷۲	۰.۵۱۸۹	۰.۴۶۳۱	۰.۴۱۹۹	۰.۴۵۱۸	۰.۴۰۲۳	۰.۳۸۵۰	۰.۳۸۱۷	۰.۳۴۴۴	۰.۳۶۱۷
ایلام	۰.۳۸۲۲	۰.۴۱۳۰	۰.۴۴۳۶	۰.۴۰۰۲	۰.۳۹۴۶	۰.۴۰۶۰	۰.۳۴۴۴	۰.۳۸۵۰	۰.۳۸۱۷	۰.۳۴۴۴	۰.۳۸۵۰	۰.۳۸۱۷	۰.۳۴۴۴	۰.۳۶۱۷
بوشهر	۰.۳۴۰۲	۰.۳۷۲۱	۰.۴۰۵۶	۰.۴۱۴۸	۰.۴۱۲۷	۰.۴۰۸۴	۰.۴۱۷۶	۰.۳۷۰۱	۰.۳۶۷۱	۰.۳۷۷۹	۰.۳۶۶۷	۰.۳۷۵۰	۰.۴۱۳۸	۰.۳۴۴۴
تهران	۰.۴۰۴۶	۰.۴۰۰۶	۰.۳۹۲۵	۰.۳۲۸۹	۰.۳۵۵۷	۰.۴۰۲۶	۰.۳۶۶۶	۰.۴۱۶۱	۰.۴۲۲۹	۰.۳۹۸۶	۰.۳۷۲۴	۰.۳۹۵۲	۰.۴۲۲۶	۰.۵۷۲۵
چهارمحال و بختیاری	۰.۳۵۶۹	۰.۳۵۳۷	۰.۲۸۹۹	۰.۳۴۹۲	۰.۳۲۷۲	۰.۴۲۹۲	۰.۳۶۰۰	۰.۳۶۴۶	۰.۳۷۱۱	۰.۳۸۲۸	۰.۳۷۱۱	۰.۳۷۱۱	۰.۴۲۴۲	۰.۳۶۶۸
خراسان	۰.۴۲۶۵	۰.۳۸۱۸	۰.۴۹۶۲	۰.۴۹۶۲	۰.۴۷۸۶	۰.۵۱۲۳	۰.۵۶۷۸	۰.۴۷۲۲	۰.۴۲۳۹	۰.۴۲۷۲	۰.۴۲۷۴	۰.۴۳۵۵	۰.۴۹۷۳	۰.۴۴۴۵
خوزستان	۰.۳۷۱۸	۰.۳۰۴۹	۰.۲۸۲۴	۰.۳۳۶۰	۰.۳۷۵۳	۰.۳۹۹۱	۰.۴۰۱۶	۰.۳۴۴۲	۰.۲۹۷۶	۰.۲۸۴۴	۰.۲۶۶۴	۰.۳۴۸۱	۰.۴۱۶۳	۰.۳۶۶۳
زنجان	۰.۴۶۹۹	۰.۴۷۸۸	۰.۴۹۲۷	۰.۴۲۲۹	۰.۴۲۲۳	۰.۵۰۱۳	۰.۳۹۲۳	۰.۴۱۲۸	۰.۴۲۲۳	۰.۴۱۲۸	۰.۴۲۲۳	۰.۳۹۲۳	۰.۴۶۶۸	۰.۳۸۶۴
سمنان	۰.۳۳۱۲	۰.۲۵۴۲	۰.۳۴۲۲	۰.۳۸۶۷	۰.۳۶۴۲	۰.۴۵۴۲	۰.۳۵۹۰	۰.۳۸۶۶	۰.۳۴۱۰	۰.۳۷۳۳	۰.۳۵۷۲	۰.۴۲۳۵	۰.۳۸۸۵	۰.۳۸۸۵
سیستان و بلوچستان	۰.۳۱۳۶	۰.۵۰۶۹	۰.۴۸۴۷	۰.۵۱۴۴	۰.۴۶۶۲	۰.۵۱۶۷	۰.۴۷۴۹	۰.۴۵۴۲	۰.۴۴۰۲	۰.۴۴۱۳	۰.۴۴۲۰	۰.۴۲۵۴	۰.۴۶۵۷	۰.۴۲۰۷
فارس	۰.۴۲۱۸	۰.۳۹۸۴	۰.۳۸۴۸	۰.۳۹۷۱	۰.۴۱۲۳	۰.۴۷۸۵	۰.۴۷۴۹	۰.۳۸۵۵	۰.۳۷۷۶	۰.۳۷۲۹	۰.۳۲۳۷	۰.۳۷۷۸	۰.۴۴۸۹	۰.۳۸۱۵
فروین	۰.۴۲۱۷	۰.۳۷۹۱	۰.۳۳۳۴	۰.۴۵۰۸	۰.۴۱۳۷	۰.۴۲۴۹	۰.۴۶۷۷	۰.۴۰۰۰	۰.۳۶۶۷	۰.۳۷۱۰	۰.۳۸۴۰	۰.۳۷۱۴	۰.۴۴۴۰	۰.۳۷۶۰
قم	۰.۲۸۵۲	۰.۳۶۵۸	۰.۳۷۹۸	۰.۳۷۱۲	۰.۳۳۱۹	۰.۵۰۲۵	۰.۳۷۷۶	۰.۳۰۴۷	۰.۳۸۰۶	۰.۳۹۷۵	۰.۳۵۶۲	۰.۳۷۷۹	۰.۴۳۵۹	۰.۳۸۰۵
کردستان	۰.۳۴۸۸	۰.۳۳۴۱	۰.۴۰۳۰	۰.۳۶۶۷	۰.۳۴۸۵	۰.۴۲۱۵	۰.۴۱۷۸	۰.۴۰۲۹	۰.۳۵۷۴	۰.۳۸۷۶	۰.۳۴۸۰	۰.۳۳۹۱	۰.۴۱۷۲	۰.۳۵۷۶
کرمان	۰.۴۸۰۱	۰.۳۸۰۳	۰.۴۷۲۹	۰.۵۲۰۵	۰.۴۵۷۸	۰.۴۴۱۱	۰.۳۷۷۸	۰.۴۲۲۷	۰.۴۰۴۷	۰.۴۱۶۵	۰.۴۲۰۶	۰.۴۰۸۰	۰.۴۷۰۰	۰.۴۲۴۴
کرمانشاه	۰.۳۲۱۷	۰.۴۵۱۱	۰.۴۳۴۵	۰.۴۲۹۵	۰.۵۱۳۲	۰.۴۷۵۰	۰.۴۳۶۸	۰.۴۲۳۷	۰.۴۱۲۸	۰.۳۸۸۹	۰.۳۸۹۰	۰.۴۵۲۳	۰.۴۰۱۱	۰.۴۰۱۱
کهگیلویه و بویراحمد	۰.۴۸۲۹	۰.۳۲۹۹	۰.۴۲۶۱	۰.۳۹۸۶	۰.۴۸۱۹	۰.۴۴۴۲	۰.۴۸۷۹	۰.۴۱۹۳	۰.۴۰۲۸	۰.۴۱۷۲	۰.۴۰۶۶	۰.۴۲۶۳	۰.۴۹۵۲	۰.۴۴۲۶
گلستان	۰.۵۲۳۲	۰.۵۴۳۵	۰.۴۸۲۰	۰.۵۷۵۰	۰.۴۲۷۸	۰.۵۹۸۷	۰.۵۷۶۳	۰.۴۲۴۴	۰.۴۶۷۶	۰.۴۴۴۹	۰.۴۴۵۱	۰.۴۴۴۰	۰.۴۹۲۴	۰.۴۳۱۲
گیلان	۰.۴۴۷۱	۰.۴۵۵۳	۰.۴۰۷۵	۰.۴۱۶۸	۰.۳۷۴۳	۰.۴۷۴۸	۰.۴۴۴۷	۰.۴۰۸۷	۰.۴۰۴۰	۰.۳۹۶۸	۰.۳۷۹۰	۰.۳۶۲۷	۰.۴۵۹۰	۰.۴۰۴۲
لرستان	۰.۳۸۲۹	۰.۴۱۰۴	۰.۴۰۱۹	۰.۳۴۲۴	۰.۳۷۵۴	۰.۴۲۱۶	۰.۳۸۳۱	۰.۳۵۴۹	۰.۳۸۲۵	۰.۳۸۲۵	۰.۳۴۴۴	۰.۳۴۱۰	۰.۴۴۲۸	۰.۳۷۳۱
مازندران	۰.۴۲۰۸	۰.۳۷۲۳	۰.۳۹۷۹	۰.۴۲۸۴	۰.۳۸۴۱	۰.۵۰۰۱	۰.۳۸۴۱	۰.۳۸۴۱	۰.۳۶۴۳	۰.۳۷۸۳	۰.۳۴۴۸	۰.۳۵۸۷	۰.۴۶۰۸	۰.۳۴۸۵
مرکزی	۰.۴۱۵۰	۰.۴۷۲۴	۰.۴۲۷۲	۰.۳۹۷۳	۰.۵۱۸۲	۰.۵۶۴۹	۰.۴۷۵۷	۰.۴۰۹۰	۰.۴۰۰۰	۰.۳۹۸۴	۰.۳۸۵۹	۰.۴۱۳۰	۰.۴۷۸۳	۰.۴۱۷۳
هرمزگان	۰.۳۴۸۰	۰.۳۱۷۷	۰.۳۶۰۷	۰.۴۹۲۷	۰.۵۲۶۰	۰.۴۹۹۱	۰.۳۳۹۴	۰.۳۹۸۳	۰.۳۹۱۹	۰.۳۹۱۹	۰.۴۰۲۲	۰.۴۴۵۱	۰.۴۴۴۷	۰.۳۹۸۹
همدان	۰.۳۹۲۳	۰.۴۳۰۵	۰.۴۱۵۶	۰.۳۹۴۲	۰.۳۸۸۸	۰.۴۸۱۰	۰.۴۵۸۹	۰.۴۱۸۸	۰.۴۰۴۱	۰.۴۰۷۳	۰.۳۶۲۰	۰.۳۷۶۳	۰.۴۹۰۴	۰.۴۱۵۳
یزد	۰.۳۴۵۶	۰.۳۹۲۶	۰.۴۸۲۹	۰.۳۸۷۴	۰.۲۹۲۵	۰.۵۲۰۶	۰.۵۱۳۸	۰.۴۱۰۹	۰.۴۱۸۳	۰.۴۲۵۱	۰.۳۶۶۱	۰.۳۵۹۰	۰.۵۰۰۳	۰.۳۸۱۰

منبع: با استفاده از ریز داده ها و داده های طبقه بندی شده و با استفاده از نرم افزار

اکسل و ایویوز برآورد شده است.

در روش پارامتریک ضریب جینی براساس الگوی ابونوری (۲۰۰۳) $F(y) = 1 - 1 / (1 + sy^{1/g})$ و با استفاده از نرم افزار ایویوز برآورد شده است. در این الگو y درآمد (در ریزداده ها) ولی حد بالای درآمد (در داده های طبقه بندی شده) و $F(y)$ فراوانی نسبی تجمعی خانوارهایی که تا آن درآمد دارند، است. در روش ناپارامتریک ضریب جینی به صورت $G = 1 - \sum_{i=0}^{k-1} (y_{i+1} + y_i)(x_{i+1} - x_i)$ و با استفاده از نرم افزار اکسل به دست آمده است. (x_i فراوانی نسبی تجمعی خانوار است).

با توجه به نتایج درج شده در جدول های شماره ی چهار و پنج ضریب جینی برآورد شده با روش پارامتریک طبقه ای در بیش از نیمی از موارد بیش تر از ناپارامتریک طبقه ای است. درباره ی مقایسه میان روش پارامتریک با ریزداده ها و ناپارامتریک، در اکثر موارد ذکر شده در جدول های بالا روش پارامتریک بیش از ناپارامتریک ضریب جینی را برآورد می کند. استفاده از توزیع درآمد مشاهده شده (آزاد توزیع) یا برازش شده (پارامتریک)، بیش از ۶۲ درصد شاخص نابرابری درآمد در میان استان ها را بیش تر از شاخص نابرابری درآمد (ضریب جینی) با روش ناپارامتریک (طبقه بندی شده و بدون طبقه بندی)، برآورد می کند. نتایج حاصل شده، همان طوری که ابونوری (۲۰۰۳) اشاره کرده را تأیید می کند و همان طور که انتظار می رفت، شاخص های برآورد شده با روش ناپارامتریک دچار کم برآوردی (Underestimation) می باشد.

روش پارامتریک بدون گروه بندی، ۵۹.۶۹ درصد بیشتر از روش پارامتریک گروه بندی شده برآورد می کند. هم چنین در مورد روش ناپارامتریک طبقه بندی شده و بدون طبقه بندی، ۵۷ درصد از مواردی که با روش ناپارامتریک بدون طبقه بندی شده با استفاده از ریزداده ها محاسبه شده اند، ضریب جینی استان های مختلف را بیش تر از روش ناپارامتریک طبقه بندی شده برآورد کردند.

نتایج حاصل مبین این نکته است که محاسبه ی ضریب جینی با روش پارامتریک و ناپارامتریک بدون طبقه بندی به دلیل استفاده از ریزداده ها و حجم بیش تری از اطلاعات (به جای داشتن ۱۰ طبقه ی هزینه یا درآمد، به تعداد خانوار هر استان چه شهری و چه روستایی طبقه داریم)، نسبت به طبقه بندی شده بسیار دقیق تر از طبقه بندی شده است.

برآورد و مقایسه ی نابرابری توزیع درآمد با روش های پارامتریک..... ۲۵

همان گونه که جدول زیر نیز نشان می دهد، با مقایسه ی میانگین و میانه روش ها در تأیید این مطلب که روش ناپارامتریک شاخص ضریب جینی را کمتر از روش پارامتریک برآورد می کند، صحه می گذارد و هم چنین نشان می دهد که پراکندگی ضریب جینی در میان استان ها در روش پارامتریک بیش تر از روش ناپارامتریک است. بیشینه و کمینه ی ضریب جینی با روش پارامتریک طبقه بندی شده به ترتیب مربوط به استان های گلستان در سال ۱۳۸۴ و خوزستان ۱۳۸۲، پارامتریک بدون طبقه بندی استان های یزد و خوزستان هر دو در سال ۱۳۸۱ و روش ناپارامتریک بدون طبقه بندی، گلستان ۱۳۸۰ و خوزستان ۱۳۸۲، ناپارامتریک طبقه بندی شده، تهران در سال ۱۳۸۵ و خوزستان در سال ۱۳۸۲ است.

جدول شماره ی شش - محاسبه ی شاخص های مرکزی برای روش های ذکر شده

روش استان	پارامتریک بدون طبقه بندی	ناپارامتریک بدون طبقه بندی	پارامتریک طبقه بندی شده	ناپارامتریک طبقه بندی شده
میانگین	۰.۴۳۷۱	۰.۴۰۰۷	۰.۴۲۲۲	۰.۴۰۱۱
میانه	۰.۴۳۸۷	۰.۴۰۲۱	۰.۴۲۱۱	۰.۳۹۹۰
انحراف معیار	۰.۰۴۹۵	۰.۰۳۶۱	۰.۰۶۵۶	۰.۰۴۰
بیشینه	۰.۵۷۱۶	۰.۴۷۶۰	۰.۵۹۸۷	۰.۵۷۲۵
کمینه	۰.۲۶۴۵	۰.۲۴۷۱	۰.۲۳۶۰	۰.۲۶۶۴

منبع: با استفاده از نرم افزار ایویوز

به هرحال داده های منتشر شده از سوی مرکز آمار ایران حاصل از نمونه گیری است و دارای خطای معیار است. یکی از مزیت های الگوی (ابونوری، ۱۳۷۱، و ۲۰۰۳) آن است که توانست واریانس ضریب جینی را به صورت زیر بدست آورد:

$$Var(g) = g^4(1-g)^2 [\psi(2-g) - \psi(1-g)]^2 \sigma_{1/g}^2$$

نماد ψ معرف تابع دی گاما کامل^۱ است. در صورت برآورد واریانس ضریب جینی، می توان آزمون معنا دار بودن و برآورد فاصله ای ضریب جینی جامعه را نیز اجرا کرد. کاربرد الگوی ناپارامتریک برای داده های طبقه بندی شده با خطای زیاد همراه است؛ زیرا در اکثر موارد حد پایین طبقه ی اول و حد بالای طبقه ی آخر توزیع درآمد

$$1-\psi(n) = \frac{d\Gamma(n)}{dn}, \quad \text{in which } \Gamma(n) = \int_0^{\infty} e^{-t} t^{n-1} dt$$

بی انتها است. در بعضی از موارد میانگین طبقات در دسترس نیست که به ناچار باید از نماینده ی طبقات استفاده کرد. در این صورت، محاسبه ی نماینده ی طبقات اول و آخر بدون قضاوت شخصی مقدور نمی باشد.

در انجام روش پارامتریک، برای برآورد ضریب جینی^۶ ۲۸ استان در هفت سال، ۱۹۶ بار الگوی ابونوری بر داده های طبقه بندی شده و به همان تعداد بر ریزداده ها برازش شده است: الگوی مذکور در تمام موارد کاملاً معنادار و شاخص خوبی برازش در تمام موارد به استثنای استان ایلام (۹۴ درصد) بالاتر از ۹۹ درصد بوده است. خوبی برازش این الگو بر ریز داده ها حدوداً " بین ۷۷ تا ۹۹ درصد بوده است. نتایج برازش به دلیل حجم زیاد، تنها برای داده های طبقه بندی شده پیوست شده است.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادها

هدف تحقیق حاضر ارزیابی شاخص نابرابری در توزیع درآمد به روش ناپارامتریک و مقایسه آن با روش پارامتریک بوده است. برای این منظور از داده های توزیع درآمد (هزینه) خانوارها به صورت ریزداده ها، و به صورت طبقه بندی شده برای ایران به تفکیک استان ها طی سال های ۱۳۷۹-۱۳۸۵ استفاده شده است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که طبق ابونوری (۲۰۰۳) روش ناپارامتریک نسبت به پارامتریک ضرایب جینی استان ها را کمتر برآورد می کند. در مقابل، روش پارامتریک با شناخت تابع توزیع درآمد جامعه، نابرابری درون هر گروه توزیع را غیر یک نواخت فرض می کند. در نتیجه، اگر خوبی برازش الگوی روش پارامتریک تایید شود، برای مطالعه ی توزیع درآمد استفاده از الگوهای پارامتریک (بدون گروه بندی بر گروه بندی شده) بر ناپارامتریک و هم چنین ناپارامتریک بدون طبقه بندی بر طبقه بندی شده ترجیح داده می شود.

گرچه هدف اصلی در این تحقیق مقایسه ی نظری و تجربی برآورد نابرابری در توزیع هزینه (درآمد) به روش ناپارامتریک و پارامتریک بوده است، توجه به میزان نابرابری در ایران به تفکیک استان ها طی سال های ۱۳۷۹-۱۳۸۵ نیز مفید خواهد بود. با توجه به جدول های درج شده در بخش ۴ ضریب جینی استان گلستان در سال ۱۳۸۴ و استان خوزستان در سال ۱۳۸۲ به ترتیب با ضریب جینی ۰.۵۹۸۷ و ۰.۲۳۶۰

بالاترین و پایین ترین سطح نابرابری را در بین استان های دیگر و سال های مورد تحقیق دارا هستند (روش پارامتریک با استفاده از داده های طبقه بندی شده).

با پیشرفت فناوری اطلاعاتی، استفاده از ریزداده ها میسر شده است. به کارگیری این نوع از داده ها یافته های دقیق تری را در اختیار پژوهش گران قرار می دهد. پیشنهاد می شود جمع آوری و به هنگام سازی ریزداده ها برای بررسی های اقتصادی گسترش یابد. بنابراین، توصیه می شود مرکز آمار ایران با امکانات تحت مدیریت خود، این اطلاعات خام را به صورت ریزداده های قابل خواندن با بسته های نرم افزاری متداول مانند اکسل فراهم کند، و با سرعت و دقت بیش تر این شکاف ۲ ساله میان جمع آوری و انتشار اطلاعات را کاهش دهد.

یادداشت ها:

۱- برای محاسبه ی نماینده ی طبقه ها (به جای میانگین طبقات) باید مقدار ابتدایی طبقه ی اول و مقدار انتهایی طبقه ی آخر با قضاوت های موضوعی حدس زده می شد. بدیهی است که ضریب جینی به این نقاط حساس بوده و با تورش شدید همراه می شد.

۲- اطلاعات خام خریداری شده از مرکز آمار ایران به علت حجم زیاد به صورت فشرده (زیپ شده) است و قابل خواندن با نرم افزار اکسس و اکسل است: برای استخراج داده های مورد نیاز به صورت آسان تر می توان از نرم افزار اکسس استفاده کرد.

۳- برای بحث پیرامون این نکته و رفع منطقی مشکل در صورت علاقه به اسمعیل ابونوری (۱۳۷۱-۲۰۰۳) به ترتیب در مجله ی برنامه و بودجه یا مجله ی علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز مراجعه کنید.

۴- برای توضیح ساده تر به ابونوری (۱۳۸۶) مراجعه شود.

۵- داده های بعد خانوار استان ها با فرض برابری بعد خانوار نمونه با بعد خانوار جامعه، از نتایج آمار گیری بودجه ی خانوار (توسط تعداد افراد خانه وار) استان ها به تفکیک مناطق شهری و روستایی استخراج شده است

۶- دوره ی زمانی مورد بررسی در تحقیق حاضر از سال ۱۳۷۹ بوده است، در حالی که تقسیم بندی استان ها از ۲۸ به ۳۰ استان در سال ۱۳۸۲ انجام شده است. بنابراین، توزیع درآمد در ایران به تفکیک ۲۸ استان ارزیابی شده است.

فهرست منابع

- Abounoori Esmail (1371), Introduction of a New Income Distribution Model, *Journal of Planning and Budget*, No. 1, PP. 150-171.
- Abounoori Esmail (1386), **Descriptive Statistics and the Application**, University of Mazandaran, Babolsar.
- Abounoori Esmail and A. Khoshkar (1385), "The Effect of Macroeconomic Indices on Income Distribution in Iran: Cross Province Study", *Journal of Economic Research, Tehran University, Faculty of Economics*, No. 77, PP. 65-95.
- Abounoori Esmail and E. Asnavandi (1984), "Estimation and Evaluation of Consistency of Economic Inequality Indices Using Microdata in Iran", *Journal of Economic Research, Tehran University, Faculty of Economics*, No. 71, PP. 171-210.
- Abounoori Esmail and Patrick McCloughan (2000), *Measuring the Gini Coefficient: An Empirical Assessment of Non-parametric and Parametric Methods*, *Liverpool Research Papers in Economics*, Department of Economics and Accounting, University of Liverpool, 22p.
- Abounoori Esmail and Patrick McCloughan(2003), «A Simple Way to Calculate the Gini Coefficient for Grouped as well as Ungrouped Data», *Applied Economics Letters*, Vol.10, PP. 505-509.
- Abounoori, E.(2003), «Modeling the Income Distribution and Gini Coefficient Using the Log-Logistic Distribution», *Journal of Social Sciences and Humanities of Shiraz University*, Vol. 19. No. 2, PP.13-23.
- Abounoori, E.(2003), *A Simple Income Distribution Model and the Gini Coefficient*, Department of Economics and Accounting, University of Liverpool.
- Chotikapanich, D.(1993), «A Comparison of Alternative Functional Forms For the Lorenz Curve», *Economic Letters*, Vol. 3, PP. 187-192.

- Dugum, C. (1980), «The Generation and Distribution of Income, the Lorenz Curve and Gini Ratio», *Economic Letters*, Vol. 33, PP. 327-367.
- Garner, T. and Terrell, K.(2001), «Some Explanations for Changes in the Distribution of Household Income in Slovakia:1988 and 1996», *The Economics of Transition*. 6(5), PP. 3-38.
- Gupta, M. R. (1984), «Functional Forms for Fitting the Lorenz Curve», *Econometrica*, Vol. 52, PP. 1313-1314.
- Harding, A and Greenwell, H.(2001), «Trends in Income and Expenditure Inequality in the 1980's and 1990's», Paper *Presented to the 30th Annual Conference of Economists*, 24(sep).
- Kakwani, N. C. and N. Podder (1976), «On Estimation of Lorenz Curve and the Associated Inequality Measures from Grouped Data», *Econometrica*, Vol. 44, PP. 1-28.
- Ogwang, T and U. L. G. Rao (1996), «A New Functional Form fore Approximating the Lorenz Curve», *Economic Letters*, Vol. 52, PP. 21-29.
- Ohiggins, M. & Stephenson, G. & Schmaus, G. (1989), «Income Distribution and Redistribution: A Microdata Analysis for Seven Countries», *Review of Income and Wealth*, 35(1), PP.170-131.
- Ortega, P., G. Martin, A. Fenindes, M. Ladoux and A. Garcia(1991), «A New Functional Form for Estimating Lorenz Curves», *The Review of Income and Wealth*, Vol. 37, PP. 447-452.
- Pendakur, k.(1998), «Changes in Canadian Family Income and Family Consumption Inequality Between 1978 and 1992», *Review of Income and Wealth*, 44(2), PP. 259-283.
- Pittau, M. G. and Zelli, R.(2002), «Income Distribution in Italy: A Nonparametric Analysis», *Statist, Meth. Appl.*, 9(Spring), PP. 35-49.

- Rao, U. L. G. and A. Y. Tam,(1987), «An Empirical Study of Selection and Estimation of Alternative Models the Lorenz Curve», *Journal of Applied Statistics*, Vol. 14, PP. 275-280.
- Rasche, R. H, J. Gaffney, A. Y. C. Koo and N. Obset (1980), «Functional Form for Estimating the Lorenz Curve», *Econometrica*, Vol. 48, PP. 1061-1062.
- Salem, A. B. and T. D. Mount (1974), «A Convenient Descriptive Model of Income Distribution», *Econometrica*, Vol. 42, PP. 1115-1127.
- Singh, S. K. and G. S. Maddala (1976), «A Functional for the Size Distribution of Incomes», *Econometrica*, Vol. 44, No. 5, PP. 963-970.
- Statistical Center of Iran (1364), **Brief Comparison of the Income Distribution Indices during 1347 until 1361.**
- Statistical Center of Iran (1364), **The Income Distribution Indices concerning Whole Country 1361-1365.**
- Statistical Center of Iran (1377), **Poverty and Income Distribution Indices in Iran during 1365-1375.**
- Statistical Center of Iran (1387), **Income Distribution in Urban and Rural Households concerning the Whole Country 1376-1386**, Office of Population Statistic, Labor Force and Census.