

مشخصه‌سازی‌هایی برای ترتیب‌های لورنتس در خانواده‌ی توزیع‌های درآمد

زهرا بهدانی،[†] غلامرضا محتشمی برزادران^{‡*} و یدالله و افعی^{*}

[†] مجتمع آموزش عالی بهبهان
[‡] دانشگاه فردوسی مشهد
^{*} دانشگاه بیرجند

چکیده: منحنی لورنتس یکی از مهم‌ترین ابزار گرافیکی برای اندازه‌گیری نابرابری اقتصادی است، که برای اولین بار در سال ۱۹۰۵ توسط ماکس اوتو لورنز معرفی شد و از آن پس در زمینه‌های متنوع مورد مطالعه و بررسی قرار گرفت و هم‌اکنون به‌عنوان یک موضوع کاملاً شناخته‌شده در تحقیقات علمی کاربرد دارد. ترتیب لورنتس یک ترتیب جزئی و یک ابزار ساده برای مقایسه‌ی تغییرپذیری متغیرهای تصادفی نامنفی است که در بسیاری از زمینه‌ها از جمله اقتصاد، مطالعات اجتماعی و قابلیت اعتماد اهمیت دارد. بسط و توسعه این منحنی و ترتیب‌های لورنتس در بسیاری از علوم کاربردهای فراوانی را خواهد داشت که ما بیش‌تر به مشخصه‌هایی از این مفاهیم در آمار با تکیه بر کاربرد آن در اقتصاد توجه خواهیم نمود. در این مقاله در راستای تحقیقات انجام شده ابتدا خانواده‌ی توزیع بتا را معرفی و سپس حالت‌های خاص آن را با جایگذاری مقادیر خاص روی پارامترها و یا حالت‌های حدی به دست می‌آوریم. در ادامه ویژگی‌ها و مشخصه‌سازی‌هایی از ترتیب لورنتس برای خانواده‌ی توزیع درآمد را بیان کرده و این ترتیب‌ها را به لحاظ نظری برای توزیع‌های مختلف مقایسه خواهیم کرد. متغیرهای تصادفی نظیر منحنی‌های لورنتس سلسله‌مراتبی دارای ترتیب‌سازی لورنتس ساده‌تری می‌باشند که در بخشی از مقاله به بیان مشخصه‌های آن‌ها می‌پردازیم. در نهایت منحنی لورنتس و ضریب جینی خانوارهای ایران در سال ۱۳۸۴ را برآورد می‌کنیم و داده‌های درآمد استان خراسان جنوبی را برحسب داده‌های درآمد شهری و روستایی ترتیب‌سازی می‌کنیم.

* نویسنده‌ی عهده‌دار مکاتبات

دریافت: ۱۳۸۸/۱۰/۱۵، پذیرش: ۱۳۸۹/۸/۲۵

واژگان کلیدی: توزیع درآمد؛ منحنی لورنتس؛ ضریب جینی؛ ترتیب لورنتس؛ ترتیب ستاره؛ ترتیب محدب.

۱- مقدمه

شاید بارها این جمله که ثروتمندان هر روز ثروتمندتر و فقرا فقیرتر می‌شوند را شنیده باشید. بیان این جمله حکایت از وجود نابرابریهای اقتصادی در جامعه دارد. در خصوص توزیع درآمد، قرن بیستم شاهد تلاش‌های بی‌سابقه‌ای در جهت کاهش جدی عدم تعادل (ناهمواری‌های اقتصادی) بوده است. توزیع‌های مثبت آماری به‌عنوان ابزاری مهم با نقش بسیار ارزنده در تجزیه و تحلیل داده‌های مثبت به کار می‌روند. با شناسایی منطقی یک توزیع معتبر و مناسب برای داده‌های کمی اقتصادی، استنباط‌ها و تفسیر نتایج به‌راحتی انجام می‌پذیرد. منحنی لورنتس بر اساس داده‌های توزیع درآمدها، بین طبقات مختلف - که غالباً به‌طور غیر عادلانه صورت می‌گیرد، بدین معنی که اقلیتی از بین طبقات مختلف جامعه سهم بزرگی از درآمد ملی را به خود تخصیص می‌دهند و بقیه‌ی درآمد بین گروه‌های متعدد دیگر توزیع می‌شود- حاصل می‌گردد.

در این مقاله ابتدا خانواده‌ی توزیع بتا، که از مهم‌ترین توزیع‌های درآمد و یک حالت کلی از دیگر توزیع‌های درآمد می‌باشد را معرفی کرده سپس به معرفی منحنی لورنتس به‌عنوان مهم‌ترین ابزار گرافیکی برای مقایسه‌ی نابرابری‌های اقتصادی می‌پردازیم و در ادامه ترتیب لورنتس را تعریف کرده و برخی از مشخصه‌های آن را برای خانواده‌ی توزیع درآمد بیان می‌کنیم. در نهایت منحنی لورنتس و ضریب جینی متناظر با داده‌های درآمد ایران در سال ۱۳۸۴ را برآورد می‌کنیم و داده‌های درآمد استان خراسان جنوبی را برحسب داده‌های درآمد شهری و روستایی ترتیب‌سازی می‌کنیم. از جمله تحقیقات انجام‌شده در سال‌های اخیر می‌توان به [۲]، [۷]، [۱۵]، [۱۱] و در ایران به [۱] اشاره کرد.

۲- توزیع‌های درآمد

ویلفرد پاراتو اولین کسی بود که یک مدل از توزیع درآمد را به شکل یک تابع چگالی احتمال معرفی کرد [۱۶]. در آمار، توزیع‌های احتمال زیادی وجود دارد که برای مدل‌سازی توزیع متغیرهای تصادفی پیوسته به کار می‌روند ولی از میان تمامی توزیع‌های احتمال،

توزیع‌های احتمال پیوسته با مقادیر نامنفی که عموماً چوله می‌باشند برای مدل‌سازی توزیع درآمد مورد استفاده قرار می‌گیرند. توزیع بتای پنج پارامتری و حالت‌های خاص آن را می‌توان یکی از مهم‌ترین اعضای خانواده‌ی توزیع درآمد دانست و معرفی کرد.

۲-۱- خانواده توزیع‌های بتا

توزیع بتای تعمیم‌یافته یک توزیع پنج پارامتری و دارای تابع چگالی احتمال زیر است ([۱۱]):

$$f(x) = y = \frac{ax^{ap-1} \left\{ 1 - (1-c) \left(\frac{x}{b} \right)^a \right\}^{q-1}}{b^{ap} B(p, q) \left\{ 1 + c \left(\frac{x}{b} \right)^a \right\}^{p+q}}, \quad x > 0, 0 < y^a < b^a$$

(۱)

که $B(p, q) = \frac{\Gamma(p)\Gamma(q)}{\Gamma(p+q)}$ ، $a, b, p, q > 0$ ، $0 \leq c \leq 1$ و $\Gamma(\cdot)$ تابع گاما است.

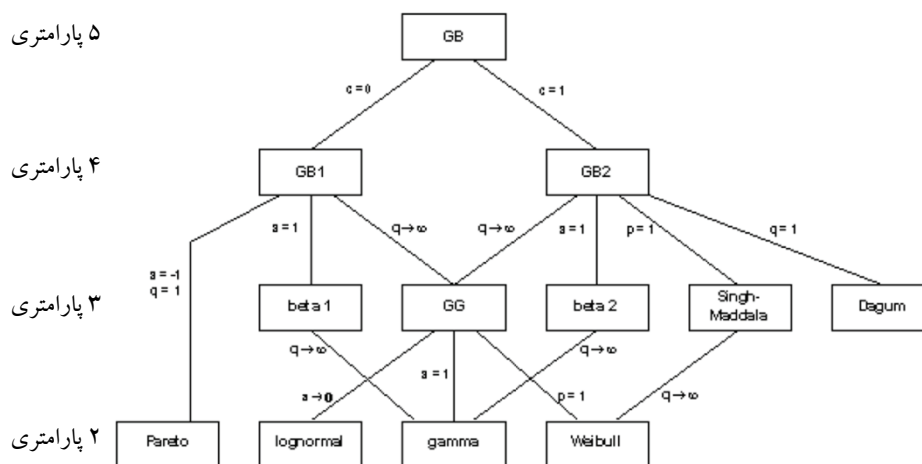
اگر در رابطه‌ی (۱)، $c = 1$ تابع چگالی احتمال بتا تعمیم‌یافته‌ی نوع دوم (فلر پاراتو یا پاراتو تعمیم‌یافته $GB_2(a, b, p, q)$) را نتیجه می‌دهد. در توزیع بتای تعمیم‌یافته‌ی نوع دوم اگر $p = 1$ ، $a = 1$ و $q = 1$ توزیع به ترتیب با توزیع‌های سینگ مادالا ($SM(a, b, q)$)، بتای نوع دوم ($B_2(b, p, q)$) و داگم ($D(a, b, p)$) هم‌ارز است. هم‌چنین با جایگذاری $p = a = 1$ توزیع لوماکس (پاراتوی نوع دوم) و $p = q = 1$ توزیع لگ لوژستیک (فیسک) نتیجه می‌شود و اگر $a = p = q = b = 1$ توزیع لگ لوژستیک تعمیم‌یافته‌ی استاندارد و $a = q = 1$ توزیع لوماکس معکوس را نتیجه می‌دهد. توزیع گامای تعمیم‌یافته نیز با قرار دادن $q \rightarrow \infty$ و $b = q^{1/a} \beta$ حاصل می‌شود و از آن‌جائی که توزیع‌های گاما و وایبل نیز حالت‌های خاص گامای تعمیم‌یافته‌اند لذا حالت‌های حدی از GB_2 نیز به‌شمار می‌روند.

با قرار دادن $c = 0$ در رابطه‌ی (۱) توزیع بتای تعمیم‌یافته‌ی نوع اول ($GB_1(a, b, p, q)$) را داریم که در این رابطه اگر $q = 1$ و $a = -1$ توزیع پاراتو، $a = 1$ توزیع بتای نوع اول و $q \rightarrow \infty$ توزیع گامای تعمیم‌یافته را نتیجه خواهد

داد. توزیع‌های بنینی، دیویس و چامپرنون نیز از دیگر توزیع‌های درآمد می‌باشند که برای مطالعه‌ی آن‌ها [۱۱] می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. در راستای تحقیقات جانسون و کوتز [۹] یک حالت کلی از همه‌ی توزیع‌های درآمد که به توزیع بتای تعمیم‌یافته‌ی نه پارامتری مشهور است را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$(۲) \quad f(x) = cx^{-a} \left\{ 1 - g \left(\frac{x}{b} \right)^\lambda \right\}^{q-1} \left\{ 1 + h \left(\frac{x}{c} \right)^\mu \right\}^r, \quad 0 \leq x \leq b$$

که در آن $r, \mu, h, q, \lambda, b, g, a, c$ پارامترهای توزیع می‌باشند. بسیاری از توزیع‌های درآمد را می‌توان با جایگذاری مقادیر خاص روی پارامترها و یا حالت‌های حدی به دست آورد. با قرار دادن $e^{-\mu} = a_1$, $c = a_1 a_p$, $r = -1 - a_p$, $a = 1 - a_p$ و $h = 1$ و $g = 0$ در رابطه‌ی (۲) یک توزیع سینگ مادالا با پارامترهای a_1 و a_p نتیجه می‌شود. ولی کار کردن با توزیع بالا به دلیل زیاد بودن تعداد پارامترهای آن مشکل است. شکل ۱ رابطه‌ی بین توزیع بتای تعمیم‌یافته (پنج پارامتری) را با چند توزیع دیگر نشان می‌دهد ([۴]).



شکل ۱- چند حالت کلی از خانواده‌ی توزیع بتا و رابطه‌ی بین آن‌ها

۳- منحنی لورنتس

منحنی لورنتس برای اولین بار در سال ۱۹۰۵، توسط ماکس اوتو لورنز معرفی شد و از آن زمان، این منحنی در مطالعه‌ی توزیع‌های درآمد در اقتصاد جزء مهم‌ترین ابزارها بوده است اگر تابع چندک (تابع معکوس F^{-1}) برای متغیر تصادفی X با تابع توزیع F به صورت زیر تعریف شود:

$$F^{-1}(t) = \sup \{x : F(x) \leq t\}, \quad t \in [0, 1]$$

آن‌گاه منحنی لورنتس آن $(L(u))$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$(۳) \quad L(u) = \frac{1}{E(X)} \int_0^u F^{-1}(t) dt, \quad u \in [0, 1]$$

نتایج زیر برای منحنی لورنتس به طور مستقیم از رابطه‌ی (۳) نتیجه می‌شود:

- L روی $[0, 1]$ پیوسته با $L(0) = 0$ و $L(1) = 1$ است.
- L یک تابع صعودی است.
- L یک تابع محدب است.

بر عکس هر تابع با این ویژگی‌ها یک تابع لورنتس از یک توزیع آماری معین است. شاخص‌های بسیاری بر اساس منحنی لورنتس تعریف می‌شوند ضریب جینی از مهم‌ترین اندازه‌هایی است که برای سنجش میزان نابرابری درآمد در جامعه کاربرد دارد. ضریب جینی اولین بار در سال ۱۹۱۲ توسط کورادو جینی [۸] معرفی شد و به صورت دو برابر ناحیه‌ی بین منحنی لورنتس و خط قطر، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$G = 2 \int_0^1 \{u - L(u)\} du = 1 - 2 \int_0^1 L(u) du$$

که همواره نامنفی و مقداری بین صفر و یک خواهد بود و بهترین حالت آن وقتی است که مقدار آن برابر صفر باشد و این وقتی اتفاق می‌افتد که $L(u) = u$ باشد.

۴- ترتیب‌های لورنتس

روش‌ها و ابزار متفاوتی برای مقایسه‌ی تغییرپذیری و پراکندگی توزیع‌های احتمال وجود دارد مانند واریانس، برد، میانه، واریانس لگاریتم و در این میان ترتیب‌ها و از جمله ترتیب لورنتس یک ابزار ساده برای مقایسه‌ی تغییرپذیری متغیرهای تصادفی نامنفی است. ترتیب لورنتس یکی از ترتیب‌های تصادفی است که با توجه به منحنی لورنتس متغیرهای تصادفی نامنفی X_1 و X_2 با میانگین‌های متناهی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$X_1 \geq_L X_2 \Leftrightarrow F_1 \geq_L F_2 \Leftrightarrow L_1(u) \leq L_2(u), \quad \forall u \in [0, 1]$$

که X_1 بزرگ‌تر از X_2 در حالت لورنتس خوانده می‌شود و یا گوییم F_1 ناهمواری کم‌تری نسبت به F_2 نمایش می‌دهد. ترتیب‌های تصادفی ستاره و محدب ترتیب لورنتس را نتیجه می‌دهند و به صورت زیر تعریف می‌شوند:

تعریف ۱. گوییم متغیر تصادفی X از نظر ترتیب محدب کوچک‌تر از متغیر تصادفی Y است و می‌نویسیم $X \leq_{CX} Y$ ، اگر به ازای هر تابع محدب h داشته باشیم:

$$E[h(X)] \leq E[h(Y)], \quad h: R \rightarrow R.$$

تعریف ۲. برای دو متغیر تصادفی نامنفی X و Y با توابع توزیع F و G و توابع چنک F^{-1} و G^{-1} ، گوییم متغیر تصادفی X از نظر ترتیب ستاره ای کوچک‌تر از متغیر تصادفی Y است و می‌نویسیم $X \leq_* Y$ ، اگر $\frac{G^{-1}(u)}{F^{-1}(u)}$ به ازای هر $u \in (0, 1)$ صعودی باشد.

شیکد و شانتی‌کومار برای متغیرهای تصادفی نامنفی X و Y با میانگین‌های متناهی تعریف $\frac{X}{E(X)} \leq_{CX} \frac{Y}{E(Y)}$ را برای ترتیب لورنتس ارائه دادند [۱۷]. با استفاده از تعریف منحنی لورنتس کاملاً مشخص است که ترتیب لورنتس نسبت به مقیاس پایا است:

$$X_1 \geq_L X_2 \Leftrightarrow aX_1 \geq_L bX_2 \quad a, b > 0.$$

و می‌توان نشان داد که برای متغیرهای تصادفی نامنفی X_1 و X_2 با میانگین‌ها و واریانس‌های متناهی به ترتیب $E(X_1)$ و $E(X_2)$ و σ_1^2 و σ_2^2 داریم:

$$F_1 \leq_L F_2 \Rightarrow \left(\frac{\sigma_1}{E(X_1)} \right)^2 \leq \left(\frac{\sigma_2}{E(X_2)} \right)^2.$$

قضیه ۱. اگر X_1 و X_2 دو متغیر تصادفی مثبت با میانگین متناهی و توابع چنبدک

$$F_1^{-1}(t) \text{ و } F_2^{-1}(t) \text{ باشد و اگر } U(t) = \frac{F_1^{-1}(t)}{F_2^{-1}(t)}, \text{ آن گاه:}$$

$$(1) \text{ اگر } X_1 \geq_L X_2 \text{ در } U(t) \text{ در } (0,1) \text{ صعودی باشد.}$$

$$(2) \text{ اگر } X_1 \leq_L X_2 \text{ در } U(t) \text{ در } (0,1) \text{ نزولی باشد.}$$

$$(3) \text{ اگر } X_1 =_L X_2 \text{ در } U(t) = C \text{ در } (0,1) \text{ مقداری ثابت باشد.}$$

قضیه ۲ رابطه‌ی بین ترتیب لورنتس و ترتیب ستاره را بیان می‌کند.

قضیه ۲ ([۱۷]). فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی نامنفی با میانگین متناهی باشد. اگر $X \leq_* Y$ آن گاه $X \leq_L Y$.

این قضیه کاربردی از قسمت ۱ قضیه ۱ می‌باشد.

کلفسجو رابطه‌ی بین ترتیب ستاره و ترتیب لورنتس را بدون ساختن هیچ محدودیتی روی میانگین‌های دو توزیع اثبات کرد [۱۰]. در حقیقت او ثابت کرد که

$$X \leq_* Y \text{ نتیجه می‌دهد } \frac{L_G(u)}{L_F(u)} \text{ صعودی است در } u \in [0,1] \text{ که در نتیجه}$$

$$L_F(u) \geq L_G(u) \text{ برای } u \in [0,1].$$

مثال ۱. اگر $P(X=1)=P(X=2)=\frac{1}{4}$ و $P(Y=2)=P(Y=5)=\frac{1}{4}$ آنگاه

$$\frac{G^{-1}(u)}{F^{-1}(u)} = \begin{cases} 2 & 0 < u \leq 1/2, \\ 5/2 & 1/2 < u < 1. \end{cases}$$

تابعی صعودی است یعنی $X \leq_* Y$ و در نتیجه $X \leq_L Y$ ([۱۷]).

قضیه ۳ ([۷]). فرض کنید $g(x)$ یک تابع پیوسته و اکیداً صعودی باشد. اگر $\mu^* = E\{g(X)\}$ موجود باشد آن گاه $L^*(u)$ (منحنی لورنتس $Y = g(X)$) موجود و نتایج زیر برقرار است:

$$(۱) \quad L^*(u) \geq L(u) \quad \text{اگر} \quad \frac{g(x)}{x} \quad \text{اکیداً نزولی باشد.}$$

$$(۲) \quad L^*(u) = L(u) \quad \text{اگر} \quad \frac{g(x)}{x} \quad \text{ثابت باشد.}$$

$$(۳) \quad L^*(u) \leq L(u) \quad \text{اگر} \quad \frac{g(x)}{x} \quad \text{اکیداً صعودی باشد.}$$

خواننده را برای مشاهده اثبات این قضیه به [۷] ارجاع می‌دهیم.

جدول ۱ برخی از توزیع‌های خاص را با مشخص کردن $Y = g(X)$ و استفاده از قضیه ۳ ترتیب‌سازی می‌کند که توسط نویسندگان انجام شده است.

۵- توزیع‌های پارامتری از منحنی‌های لورنتس

با توجه به اهمیت منحنی لورنتس [۱۴] در تحلیل‌های اقتصادی و آماری ناهمواری‌های درآمد، مدل‌های پارامتری زیادی برای تقریب منحنی‌های لورنتس تجربی پیشنهاد شده‌اند. اخیراً یک خانواده از منحنی‌های لورنتس را که ترکیبی از دیگر منحنی‌های لورنتس می‌باشد (منحنی‌های لورنتس سلسله مراتبی) معرفی شده است که در این دیدگاه از هر منحنی لورنتس L_0 دنباله منحنی‌های بعدی، تعمیمی از مدل اولیه L_0 خواهد بود.

- $L_1(u; \alpha) = u^\alpha L_0(u)$ ، $0 < u < 1$ ، که یا $\alpha \geq 1$ یا $0 \leq \alpha < 1$ و $L_0'''(u) \geq 0$.

- $L_\gamma(u; \gamma) = \{L_0(u)\}^\gamma$ ، $0 < u < 1$ ، که $\gamma \geq 1$.

- $L_{\alpha, \gamma}(u; \alpha, \gamma) = u^\alpha \{L_0(u)\}^\gamma$ ، $0 < u < 1$ و $\alpha, \gamma \geq 1$.

یک مزیت این دیدگاه محاسبه‌ی آسان ترتیب‌های لورنتس است در حقیقت:

جدول ۱- ترتیب‌سازی لورنتس برای برخی از توزیع‌ها با استفاده از قضیه‌ی ۳

Y و X	تابع $y = g(x)$	وضعیت تابع $\frac{g(x)}{x}$ در کل دامنه	ترتیب لورنتس
$X \sim B(\alpha, \beta)$ $Y \sim F(2\alpha, 2\beta)$	$g(x) = \frac{\beta}{\alpha} \cdot \frac{x}{1-x}$	یک تابع صعودی	$L_Y(u) \leq L_X(u)$
$X \sim \exp(\lambda)$ $Y \sim \text{wei}(\alpha, \lambda)$	$g(x) = x^{1/\alpha}$	برای $\alpha > 1$ یک تابع صعودی و برای $0 < \alpha < 1$ یک تابع نزولی و برای $\alpha = 1$ ثابت	برای $\alpha > 1$ ، $L_Y(u) \leq L_X(u)$ برای $\alpha < 1$ ، $L_Y(u) \geq L_X(u)$ برای $\alpha = 1$ ، $L_Y(u) = L_X(u)$
$X \sim \text{Par}(\alpha, x)$ $Y \sim \exp(\alpha)$	$g(x) = \log(x)$	برای $x > e$ یک تابع نزولی	برای $x > e$ ، $L_Y(u) \geq L_X(u)$
$X \sim \ln(\mu, \sigma')$ $Y \sim N(\mu, \sigma')$	$g(x) = \log(x)$	برای $0 < x < e$ یک تابع صعودی و برای $x = e$ ثابت	برای $0 < x < e$ ، $L_Y(u) \geq L_X(u)$ برای $x = e$ ، $L_Y(u) = L_X(u)$

- $L_1(u; \alpha_1) \geq_L L_1(u; \alpha_2)$ اگر و فقط اگر $\alpha_1 \geq \alpha_2 > 0$.
- $L_2(u; \gamma_1) \geq_L L_2(u; \gamma_2)$ اگر و فقط اگر $\gamma_1 \geq \gamma_2 > 0$.
- یک ترکیب از حالت‌های قبیل نتایج را برای L_3 نتیجه می‌دهد.

۶- ترتیب لورنتس برای خانواده‌ی توزیع‌های درآمد

بعد از اتکینسون، [۳]، در زمینه‌ی ترتیب‌های تصادفی و از جمله ترتیب لورنتس برای مقایسه‌ی توزیع‌های درآمد تلاش‌های زیادی انجام گرفته است ولی تلاش‌های اخیر فقط ویژگی‌هایی از ترتیب لورنتس در خانواده‌ی توزیع‌های درآمد پارامتری را مشخصه‌سازی نموده است. ترتیب لورنتس برای تابع‌های چگالی احتمال یک و دو پارامتری ساده مانند لگ‌نرمال و پاراتو دارای فرم خطی است. برای مثال برای توزیع پاراتو داریم:

$$L(u) = 1 - (1-u)^{\frac{1}{\alpha}}, \quad 0 < u < 1.$$

می‌توان نشان داد:

$$X_1 \geq_L X_2 \Leftrightarrow \alpha_1 \leq \alpha_2.$$

به عبارت دیگر در توزیع پاراتو با افزایش پارامتر α منحنی لورنتس متناظر با آن توزیع نیز افزایش می‌یابد و از منحنی لورنتسی با پارامتر α کوچک‌تر، بالاتر است و برای توزیع لگ‌نرمال منحنی لورنتس آن به صورت زیر است:

$$L(u) = \Phi\{\Phi^{-1}(u) - \sigma^2\}, \quad 0 < u < 1$$

و این نتیجه می‌دهد که $X_1 \geq_L X_2 \Leftrightarrow \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$ ([۱۱]). به عبارت دیگر در توزیع لگ‌نرمال هر چه پارامتر σ^2 بیش‌تر باشد تابع لورنتس پایین‌تر خواهد بود. در خانواده‌های سه و چهار پارامتری ترتیب لورنتس دیگر دارای فرم خطی نیست.

قضیه ۴ ([۱۲]). فرض کنید X_1 و X_2 متغیرهای تصادفی نامنفی و $X_1 \sim GB_2(a_1, b_1, p_1, q_1)$ و $X_2 \sim GB_2(a_2, b_2, p_2, q_2)$ در این صورت:

- (۱) اگر $a_1 p_1 \leq a_2 p_2$ ، $a_1 q_1 \leq a_2 q_2$ و $a_1 \leq a_2$ آنگاه $X_1 \geq_L X_2$
 (۲) اگر $X_1 \geq_L X_2$ آنگاه $a_1 p_1 \leq a_2 p_2$ و $a_1 q_1 \leq a_2 q_2$.

از آنجا که بیش‌تر توزیع‌های درآمد حالت خاصی از توزیع GB_2 اند لذا قضیه‌ی بالا برای همه‌ی زیرخانواده‌های این توزیع نیز نتایج زیر را ارائه می‌دهد [۱۲].
 برای توزیع سینگ مادلا $SM(a, b, q) \equiv GB_2(a, b, 1, q)$ داریم:

$$X_1 \geq_L X_2 \Leftrightarrow a_1 \leq a_2 \text{ و } a_1 q_1 \leq a_2 q_2.$$

برای توزیع داگم با $D(a, b, p) \equiv GB_2(a, b, p, 1)$ داریم:

$$X_1 \geq_L X_2 \Leftrightarrow a_1 \leq a_2 \text{ و } a_1 p_1 \leq a_2 p_2.$$

برای توزیع بتای نوع دوم، $B_2(b, p, q) \equiv GB_2(1, b, p, q)$

$$X_1 \geq_L X_2 \Leftrightarrow p_1 \leq p_2 \text{ و } q_1 \leq q_2,$$

و برای توزیع لگ لوژستیک یا پاراتو $LL(a,b) \equiv GB_2(a,b,1,1)$ داریم:

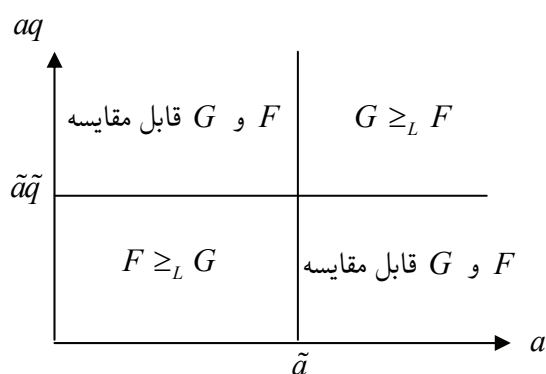
$$X_1 \geq_L X_2 \Leftrightarrow a_1 \leq a_2$$

شکل ۲ تجزیه‌ی فضای (a, aq) را برای ترتیب لورنتس بین توزیع‌های $F \sim SM(a, q)$ و $G \sim SM(\tilde{a}, \tilde{q})$ نشان می‌دهد [۲].

قضیه‌ی بعد مشخصه‌هایی از ترتیب لورنتس را برای دو توزیع متفاوت بیان می‌کند.

قضیه‌ی ۵ ([۱۲]). فرض کنید یکی از شرط‌های زیر برقرار باشد:

- ۱- $X \sim GG(\tilde{a}, \tilde{p}), Y \sim GB_2(a, p, q)$ با $\tilde{a}\tilde{p} \geq a$ و $aq > 1$ و $\tilde{a} \geq a$
 - ۲- $X \sim GB_1(a, p, q), Y \sim GB_2(\tilde{a}, \tilde{p}, \tilde{q})$ با $\tilde{a}\tilde{q} > 1$ و $\tilde{a} \geq a$ ، $aq > \tilde{a}\tilde{q}$ و $ap \geq \tilde{a}\tilde{p}$
 - ۳- $X \sim GB_1(a, p, q), Y \sim GG(\tilde{a}, \tilde{p})$ با $ap \geq \tilde{a}\tilde{p}$ و $\tilde{a} \geq a$
- آن‌گاه $X \leq_L Y$.



شکل ۲- تجزیه‌ی فضای (a, aq) برای ترتیب لورنتس توزیع‌های $F \sim SM(a, q)$ و $G \sim SM(\tilde{a}, \tilde{q})$

در نتیجه می‌توان حالت خاص این قضیه را برای زیرخانواده‌هایی از این توزیع‌ها بیان کرد. نتیجه‌ی ۱ ([۱۲]). اگر یکی از شرایط زیر برقرار باشد:

$$X \sim G(\tilde{p}), Y \sim B_2(p, q) \text{ با } \tilde{p} \geq p \text{ و } q > 1$$

$$X \sim W(\tilde{a}), Y \sim SM(a, q) \text{ با } \tilde{a} \geq a \text{ و } aq > 1$$

$$X \sim E(1), Y \sim L(q) \text{ با } q > 1$$

$$X \sim W(\tilde{a}), Y \sim LL(a) \text{ با } \tilde{a} \geq a > 1$$

$$X \sim GG(\tilde{a}, \tilde{p}), Y \sim D(a, p) \text{ با } \tilde{a} \geq a \text{ و } \tilde{a}\tilde{p} \geq ap, a > 1$$

آن‌گاه $X \leq_L Y$.

قضیه‌ی بعد به بیان ویژگی‌های ترتیب لورنتس برای میانگین نمونه می‌پردازد.

$$\text{قضیه‌ی ۶ ([۲]). برای هر } n, \bar{X}_n \leq_L \bar{X}_{n-1}$$

جدول ۲ که توسط نویسندگان تهیه شده است شرایط لازم برای برقراری ترتیب لورنتس بین برخی از توزیع‌های درآمد را نشان می‌دهد. رابطه‌ی واقع در سطر i ام و ستون j ام جدول شرط لازم و کافی برای برقراری ترتیب لورنتس برای توزیع واقع در خانه‌ی j ام سطر اول جدول و خانه‌ی i ام ستون اول می‌باشد.

۷- مثال‌های کاربردی

شکل ۳ منحنی لورنتس خانوار ایران در سال ۱۳۸۴ را نشان می‌دهد، این شکل منحنی لورنتس متناظر با داده‌های هزینه‌ی خانوار نمونه‌گیری شده از طرح «آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی» سال ۱۳۸۴ می‌باشد. جدول ۳ مقدار ضریب جینی متناظر با این منحنی‌ها را نشان می‌دهد.

شکل ۴ منحنی لورنتس داده‌های درآمد حاصل از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری شهری و روستایی خانوار استان خراسان جنوبی (سمت راست) و ضریب جینی هر یک را نشان می‌دهد. همان‌طور که از شکل مشخص است در این سال در کشور، داده‌های درآمد خانوار شهری ناهمواری کم‌تری نسبت به افراد روستایی نشان می‌دهد به بیان دیگر خانوار شهری استان از نظر ترتیب لورنتس کوچک‌تر از خانوار روستایی آن می‌باشند در حالی که در

جدول ۲- ترتیب‌سازی برای متغیرهای تصادفی X_1 و X_2 (توزیع‌های واقع در سطر اول مربوط به متغیر تصادفی X_2 می‌باشد) داریم: $X_1 \geq_L X_2$

	X_1	X_2
$BY(b_1, p_1, q_1)$	$BY(a_1, b_1, p_1, q_1)$	$BY(a_2, b_2, p_2, q_2)$
$q_1 \geq 1$	$a_1 \leq a_2$	$a_1 \leq a_2$
$p_1 \leq a_1 p_2$	$a_1 p_1 \leq a_2 p_2$	$a_1 p_1 \leq a_2 p_2$
$q_1 \leq a_1 q_2$	$a_1 q_1 \leq a_2 q_2$	$a_1 q_1 \leq a_2 q_2$
$p_1 \leq p_2$	$a_1 \leq a_2$	$a_1 \leq a_2$
$q_1 \geq 1$	$a_1 p_1 \leq a_2 p_2$	$a_1 p_1 \leq a_2 p_2$
	$1 \leq a_1$	$1 \leq a_2$
$p_1 \leq p_2$	$a_1 \leq a_2$	$a_1 \leq a_2$
$q_1 \geq 1$	$a_1 p_1 \leq a_2 p_2$	$a_1 p_1 \leq a_2 p_2$
	$1 \leq a_1$	$1 \leq a_2$
$q_1 \leq q_2$	$a_1 \leq a_2$	$a_1 \leq a_2$
$a_1 q_2 \geq 1$	$a_1 q_1 \leq a_2 q_2$	$a_1 q_1 \leq a_2 q_2$
$p_1 \leq p_2$	$p_1 \leq p_2$	$p_1 \leq p_2$
$q_1 \leq q_2$	$a_1 q_1 \geq 1$	$a_1 q_1 \geq 1$

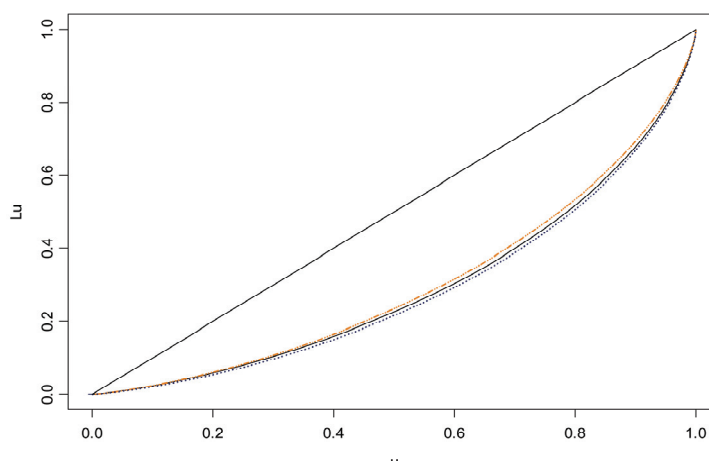
جدول ۳- ضریب جینی داده‌های خانوار شهری و روستایی در سال ۱۳۸۴

هزینه‌ی روستایی	هزینه‌ی شهری	هزینه‌ی کل
۰/۳۹۹	۰/۴۱۶	۰/۴۳۲
ضریب جینی		

استان، منحنی لورنتس درآمد خانوار شهری و روستایی متقاطع و نسبتاً مشابه است و با توجه به ضریب جینی آن‌ها می‌توان گفت خانوار روستایی در ردیف درآمدهای حاصل از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری دارای تغییرات و ناهمواری کم‌تری نسبت به خانوار شهری می‌باشند.

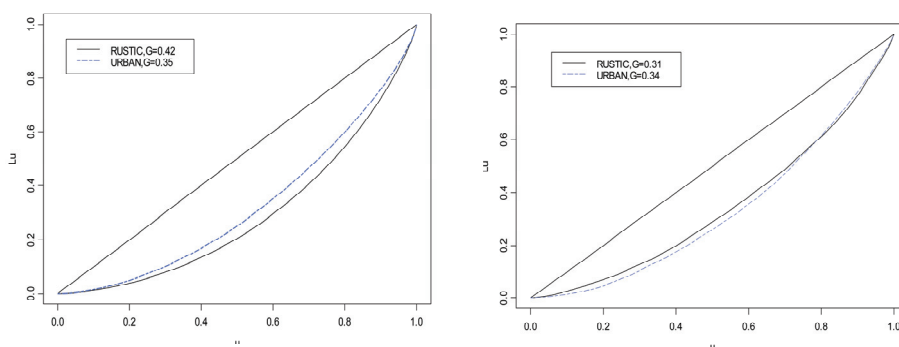
۸- نتیجه

در این تحقیق به بررسی مشخصه‌هایی از ترتیب‌های لورنتس برای برخی از خانوادگی توزیع‌های درآمد پرداختیم و برخی از شرایط لازم و کافی برای برقراری ترتیب لورنتس بین متغیرهای تصادفی این توزیع‌ها را ذکر نمودیم و مشاهده کردیم که این ترتیب‌ها در خانواده‌های چند پارامتری غیر خطی، ولی در خانواده‌ی یک و دو پارامتری دارای فرمی خطی می‌باشند. نتایج تحقیقات روی هزینه‌های شهری و روستایی کشور در



شکل ۳- منحنی لورنتس برای داده‌های هزینه‌ی کشور در سال ۱۳۸۴ (شهری ممتد و روستایی خط‌چین)

سال ۱۳۸۴ بیان‌گر ناهمواری بیش‌تر هزینه‌ی شهرنشینان نسبت به روستاییان بود. از طرفی مقایسه‌ی درآمد مزد و حقوق‌بگیری کشور و استان خراسان جنوبی در این سال ناهمواری کم‌تر در استان نسبت به کشور را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد در میان این قشر از جامعه در استان، روستاییان دارای ضریب جینی کم‌تری (۰/۳۱) نسبت به شهرنشینان (۰/۳۴) هستند. در حالی که در کشور روستاییان دارای ضریب جینی (۰/۴۲) بالاتر از ضریب جینی شهرنشینان (۰/۳۵) می‌باشند. ترتیب‌های تصادفی یکی از مهم‌ترین ترتیب‌های تصادفی است که در بسیاری از زمینه‌ها و شاخه‌های علوم، کاربرد دارد و در ادامه‌ی این تحقیق کارهای زیادی از جمله ترتیب‌های لورنتس برای توزیع آماره‌های مرتب بر اساس یک نمونه‌ی تصادفی X_1, X_2, \dots, X_n یا توزیع رکوردها نیز قابل بررسی و محاسبه می‌باشد که در بعضی شرایط نکات جالبی را نتیجه می‌دهد. در راستای تحقیقات کوچار [۱۳]، بارتزویچ [۵] و بارتزویچ و اسکولیموسکا [۶] ترتیب‌های لورنتس برای آماره‌های مرتب، رکوردها و توزیع‌های وزنی از موضوعات جالب توجه می‌باشد که به‌عنوان ادامه‌ی تحقیق مد نظر قرار گرفته است.



شکل ۴- منحنی لورنتس داده‌های درآمد حاصل از مشاغل مزد و حقوق‌بگیری افراد شهری (خط ممتد) و افراد روستایی (خط چین) استان خراسان جنوبی (نمودار سمت راست) و کشور (نمودار سمت چپ)

سپاس‌گزاری

نویسنده‌ی اول این مقاله از حمایت پژوهشکده‌ی آمار و نویسنده‌ی دوم از حمایت قطب داده‌های تربیتی و فضای دانشگاه فردوسی مشهد تشکر می‌نمایند.

مرجع‌ها

- [۱] پروین، سهیلا (۱۳۸۴). نقش انواع درآمدها در نابرابری توزیع درآمد در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۵، صص ۱۱۱-۱۲۸.
- [2] Arnold, B.C, Villasenor, J.A. (1985). Lorenz ordering of mean and medians. *Statistics & Probability Letters*, **4**, 47-49.
- [3] Atkinson, A.B. (1970). On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*. **2**, 244-263.
- [4] Bandourian, R., McDonald, J. (2002). A comparison of parametric models of income distribution across countries and over time. Luxembourg income study working paper. No, 305.
- [5] Bartoszewicz, J. (2005). Dispersive ordering between order statistics and spacings from an IRFR distribution. University of Wroc Law.
- [6] Bartoszewicz, J., Skolimowska, M. (2006). Preservation of classes of life distributions under weighting. *Statistics & Probability Letters*, **76**, 587-596.
- [7] Fellman, J. (1976). The effect of transformations of Lorenz curves. *Econometrica*. **44**, 823-824.
- [8] Gini, C. (1912). Variabilita' e mutabilita, studio Economicogiuridici, universita di Cagliari Anno III, Parte 2a, reprinted in C, 211-382.
- [9] Johnson, N.Lm., Kotz, S. (1970). *Continuous Univariate Probability Distributions*. Houghton Mifflin, Boston.

- [10] Klefsjo, B. (1984). Reliability interpretations of some concepts from economics. *Naval Res. Logistics Quart.* **31**, 301–308.
- [11] Kleiber, C., Kotz, S. (2003). *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*, Wiley, New York.
- [12] Kleiber, Ch. (1999). On the Lorenz order within parametric families of income distributions. *The Indian Journal of Statistics.* **61**, 514–517.
- [13] Kochar, S. (2006). Lorenz ordering of order statistics. *Statistics & Probability Letters*, **76**, 1855–1860.
- [14] Lorenz, M.O. (1905). Method of measuring the concentration of wealth. *Journal of the American Statistical Association.* **9**, 209–219.
- [15] Moothathu, T.S.K., (1991). On the sufficient condition for two non-intersecting Lorenz curves. *The Indian Journal of statistics.* **53**, series, B. pt, 2, 268–274.
- [16] Pareto, V. (1895). La Legge della Domanda, *Giornale degli Economisti*, Gennaio. 59–68.
- [17] Shaked, M., Shanthikumar, J. (1994). *Stochastic Orders and Their Applications*. Academic Press, New York.

زهرآ بهدانی
کارشناس ارشد آمار
بهبهان، مجتمع آموزش عالی بهبهان، گروه ریاضی.
رایانشانی: zbehdani@yahoo.com

غلامرضا محتشمی برزادران
دکتری آمار
مشهد، دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده‌ی علوم ریاضی، گروه آمار.
رایانشانی: grmohtashami@um.ac.ir

یدالله واقعی
دکتری آمار
بیرجند، دانشگاه بیرجند، دانشکده‌ی علوم، گروه آمار.
رایانشانی: ywaghei@yahoo.com