

论现有收入分配不均等性指标的缺陷与改进^{*}

崔友平

(山东经济学院, 山东 济南 250014)

[摘要] 目前使用的收入分配不均等性指标(如 Gini 系数、相对平均离差、变异系数、对数标准差、Thail 熵指数、Atkinson 指数、GEN 指数等), 都存在与 Lorenz 函数不能一一对应的缺陷, 其原因在于这些指标无法反映收入不均等的形成机制, 这个问题可以通过 K 值的调整得到解决。

[关键词] 收入分配; Lorenz 函数; K 值

[中图分类号] F22

[文献标识码] A

[文章编号] 1000-971X(2008)01-0028-05

一、收入分配不均等性指标的缺陷: 与 Lorenz 曲线的非一一对应性

Lorenz 曲线(在国内译为洛伦兹曲线、洛伦茨曲线)是由奥地利统计学家 M. Lorenz 在 1905 年为研究财富、土地和工资的分配是否公平而提出的, 其特点是能够精确地反映收入在不同人群中的分布情况, 但由于它是一条曲线, 而不是用数值表示的指标, 所以实用性大打折扣。1912 年意大利统计学家 C. Gini 根据 Lorenz 曲线设计出了一个衡量收入分配差距不均等性的指标, 被称为 Gini 系数(在国内译为基尼系数、吉尼系数), 随后, 经济学家和统计学家陆续设计出相对平均离差、变异系数、对数标准差、Thail 熵指数、Atkinson 指数、GEN 指数等反映收入分配不均等性的统计指标。这些指标的使用, 丰富了收入分配问题的研究工具, 但它们本身都存在一个无法解决的难题, 即它们与 Lorenz 曲线都不存在一一对应性关系, 不同的 Lorenz 曲线可能计算出相同的收入分配不均等性指标。这说明, 收入分配不均等性指标并不能反映 Lorenz 函数所反映的全部内容。下面以 Gini 系数为例证明收入分配不均等性指标与 Lorenz 函数的非一一对应性质。

将 Lorenz 曲线的函数记为 $L(x)$, 显然它是 $[0, 1]$ 上的非负、非减、凸的可测函数。具有如下性质:

$$1. L(x) \geq 0, 0 \leq x \leq 1; L(0) = 0, L(1) = 1$$

$$2. L'(x) \geq 0, 0 \leq x \leq 1$$

$$3. L''(x) \geq 0, 0 \leq x \leq 1$$

由于不同总体的收入分布对应于不同的 Lorenz 曲线, 其 Lorenz 函数是不同的, 所以, 不同总体的收入分配与 Lorenz 曲线形成了一一对应的关系。

如果将 Gini 系数记为 G, 则有:

$$G = 2 \int_0^1 [x - L(x)] du(x) = 1 - 2 \int_0^1 L(x) du(x)$$

这里的积分为勒贝格(Lebesgue)积分。

为了证明 Gini 系数与 Lorenz 函数的非一一对应关系, 我们取两个函数

$$L_1(x) = x^3, 0 \leq x \leq 1$$

$$L_2(x) = 1 - \sqrt[3]{1-x}, 0 \leq x \leq 1$$

可以证明 $L_1(x), L_2(x)$ 都具有 Lorenz 函数的 3 个性质, 所以均为 Lorenz 函数, 且 $L_1(x) \neq L_2(x)$ 。如果记对应于 $L_1(x), L_2(x)$ 的 Gini 系数分别为 G1、G2, 显然有:

^{*} 本文是山东省自然科学基金项目“和谐社会框架下的收入分配监测预警系统研究”(项目编号: Y2005H09)和国家社科基金项目“行业垄断对收入分配影响效应的实证分析与对策研究”(项目编号: 07BJY047)的阶段性成果。课题组成员金玉国、董长瑞、栾光旭、王文平等同志参加了本文的讨论。

[作者简介] 崔友平(1964—), 山东文登人, 山东经济学院副院长、教授。主要研究方向: 经济理论。

$$G_1 = 1 - 2 \int_0^1 L_1(x) du(x) = 1 - 2 \int_0^1 x^3 dx = 1 - \frac{2}{4} = 0.5$$

$$G_1 = 1 - 2 \int_0^1 L_2(x) du(x) = 1 - 2 \int_0^1 (1 - \sqrt[3]{1-x}) dx$$

$$= 1 - \frac{2}{4} = 0.5$$

可见, 根据不同的 Lorenz 函数可以计算出相同的 Gini 系数。更一般地, 对于两个 Lorenz 函数 $f(x)$, $g(x)$, 即使 $f(x) \neq g(x)$ 二者的勒贝格积分值却可能是相等的。这就证明了 Lorenz 函数与 Gini 系数的非一一对应关系。类似地, 我们可以证明其它衡量收入分配不均等性的指标与 Lorenz 函数也非一一对应。

二、收入分配不均等性指标与 Lorenz 曲线的非一一对应的原因

之所以收入分配不均等性指标与 Lorenz 曲线是非一一对应的, 其根本原因在于不同总体收入分配的不均等性形成的原因不同, 收入分配不均等性指标只能反映收入分配不均等的程度, 而不能说明收入分配不均等性形成原因的类型和特征。以下以 Gini 系数为例, 说明这个问题。从逻辑上讲, 在任何社会、任何国家、任何时候, Gini 系数的值皆可以在 0-1 间变化, 其大小与国家的贫富、所处的历史时期、社会政治制度并无直接关系。两条具有不同性质的 Lorenz 曲线可能具有相同的 Gini 系数。下面是部分国家的 Gini 系数资料:

表 1 部分国家 1994 年人均 GDP 和 Gini 系数资料

| 国家 | 越南 | 孟加拉国 | 印度 | 中国 | 埃及 | 印尼 | 罗马尼亚 | 俄罗斯 | 泰国 | 巴西 |
|----------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 人均 GDP (美元) | 200 | 220 | 320 | 530 | 720 | 880 | 1270 | 2650 | 2410 | 2970 |
| Gini 系数 (%) | 35.7 | 28.3 | 33.8 | 37.6 | 32.0 | 31.7 | 25.5 | 49.6 | 46.2 | 63.4 |

资料来源: 世界银行:《1996 年世界发展报告》, 中国财政经济出版社, 1996 年, 第 186-199 页。

直观地看, Gini 系数的大小与人均 GDP 的大小没有明显的对应关系。这十个国家的 Gini 系数与人均 GDP 的相关系数仅为 0.4814, 没有通过显著性水平 5% 的显著性检验(临界值为 0.632)。笔者对在《1996 年世界发展报告》有资料的 87 个国家的数据进行定量分析, 也验证了这一点。

Gini 系数的大小不但与经济发展水平无关, 而且与社会的稳定与否无直接关系, 这曾经令许多研究者感到困惑。其实这也与 Gini 系数不能反映收入分配不均等性的形成机制, 不能反映 Lorenz 函数的全部内容有关。实际上, 与收入差距的大小相比, 与社会稳定与否关系更密切的是收入分配差距是如何形成的, 即收入分配不均等性的形成机制问题。收入分配不均等性的形成机制是有合理与不合理之分的(当然, 这个合理与否也仅仅是从经济角度相对而言的。因为从人道主义角度讲, 完全平均分配才是最合理的)。对于在合理的收入分配的机制下产生的收入分配差距, 社会的容忍度就要高一些。而在不合理的收入分配机制下产生的收入分配差距, 社会的容忍度就要低一些。对收入差距的社会容忍度大小, 直接影响社会的稳定程度。因此, 相对于收入不平均程度而言, 我们更应当关心收入分配不均等性的形成机制问题。而这恰恰是目前的 Gini 系数等收入分配不均等性指标所无法反映的。

总之, 收入差距的大小与国别、时代、社会制度并无显著的对应关系, 但其形成机制的特征则随着国别、时代、社会制度的不同而不同。收入差距的形成原因不同肯定会影响到 Lorenz 曲线的具体函数形式, 但并不一定影响 Gini 系数(或其它收入分配不均等性指标)的大小。这就是收入分配不均等性指标与 Lorenz 曲线的非一一对应的根本原因。

三、收入分配不均等性形成原因的理论模式

近年来, 许多学者对居民收入分配差距形成机制问题进行了深入的研究。仅在国内, 学者就对我国居民收入分配差距的形成原因提出了许多解释, 如居民收入来源说、“公有制经济收入差异倒 U 曲线”及其“阶梯形变异”说、改革开放政策影响说、多重二元结构影响说、制度因素说和市场机制及管理缺陷说等。这些研究为我们提供了很好的思路。其实, 从历史的角度看, 同时为了分析的方便, 可以将收入分配不均等性的所有形成原因抽象为两种最基本的理论模式:

1. 按权分配型。这里的“权”, 泛指社会中存在的一切特权及与此有关的各种垄断因素, 如身份、户籍、种族、性别等。在“权”面前, 人从一生下来就是不平等的。每个社会成员获得财富的份额取决于其

特权的大小, 身份门第的高低、户籍的类型, 等等。由于社会上充满身份性的壁垒和特权的羁绊, 所以, 个人并不能成为权力平等的竞争主体, 这就是马克思所讲的“权力捉弄财产”的社会分化类型, 故亦可称之为等级分化型。中世纪的封建制宗法社会的收入分配不均等性形成机制是比较典型(而非纯粹)的按权分配型。

2. 按能分配型。即收入分配的多寡取决于机会均等条件下各人“能”的差异。这里的“能”泛指在平等竞争的社会中, 社会成员获取经济利益的一切手段和能力。按能分配又包括按资分配和按劳分配。在按资分配的社会(资本主义社会)中, 利润率的平均化规律和等价交换原则代替了一切宗法等级、身份的壁垒, 使一切人都处在了机会均等的自由竞争中(至少在形式上如此)。由于权利和机会均等, 所以资本在初始状态也是“按能分配”的。至于按劳分配, 按照理论, 它就是根据每个社会成员付出劳动的数量和质量进行个人消费品的分配。按资分配和按劳分配有相同的特点: 即它们都是根据人人都有而非垄断性的“天赋特权”而不是根据由少数人垄断的封建特权进行分配。相比而言, 这种体现了人的自由和社会文明的进步。

四、收入分配不均等性形成原因的量化测度

(一) 按权分配模式的 Lorenz 曲线

由于特权、身份、等级等因素的垄断性和排他性, 社会成员按权由大到小排列, 成一金字塔型分布, 即随着“权”由小到大, 人数越来越少。这一特征如表现在直角坐标系中, 近似地呈指数分布。可以证明, 按权分配下收入分配或财富分配的 Lorenz 曲线呈一右偏的偏弓型。当社会的等级越森严, 特权越多、自由竞争的因素越少, 即金字塔越尖时, 这一右偏的幅度越大。在按权分配模式中, 尽管 Gini 系数有大有小, 右偏的程度亦有差异, 但右偏这一特征是不会改变的(见图 1、图 2)。

(二) 按能分配模式下的 Lorenz 曲线

用统计学的语言讲, “能”的分配呈近似的正态分布。这是因为如果处在完全的平等竞争机制下, 能力超群的社会成员和能力明显偏低的社会成员都是少数, 绝大多数是能力中等者, 这就与权的金字塔状分布形成了对比。且社会的自由度越高, 竞争越

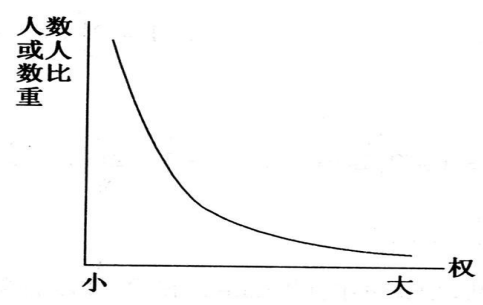


图 1 “权”的理论分布(近似指数分布)

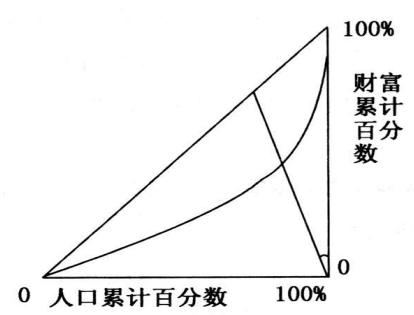


图 2 按权分配 Lorenz 曲线(偏弓形)

充分, 能的分布越接近正态分布。与此相对应, 按能分配模式下收入分配或财富分配的 Lorenz 曲线近似地呈“正弓”型。正弓型的内凸点(顶点)和(1, 0)点的连线与纵轴之间大致呈 45° 的夹角(图 2)。随着理论上的初始状态的破坏和财富与资本的集聚, Lorenz 曲线可能越来越弯, 导致 Gini 系数越来越大, 但只要公平竞争的原则不被特权和垄断取代, Lorenz 曲线的正弓型特征是不会改变的(图 3、图 4)。

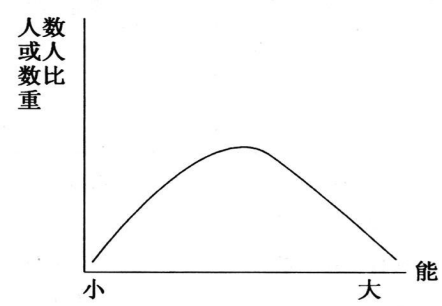


图 3 “能”的理论分布(近似指数分布)

(三) K 分析

很显然, 完全按权分配和完全按能分配的“纯”

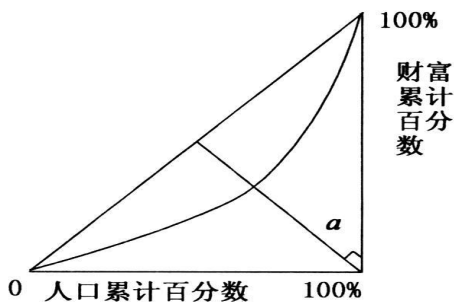


图4 按能分配 Lorenz 曲线(偏弓形)

社会形态是仅限于理论上的分析,在现实社会中是不存在的。在传统的封建宗法社会中,尽管是按权分配为主体,但也不否认多少也存在着按能分配的因素,如同一社会层次中的人(拥有的“权”相同),比较聪明和勤奋的人往往更容易致富;而在典型的按劳分配的社会主义社会,“权”的差异(如城市居民身份和农村居民身份)也会对一个人的收入有所影响,所以我们曾经引以为荣的“按劳分配”中实际上掺杂了许多的“按权分配”的成分(只要看看我国巨大的城乡差距,就可知吾言不谬)。

因为现实社会收入分配不均等性的形成机制中包括了按权分配和按能分配两种因素,所以我们试图通过测算这两个因素在收入分配中的作用大小来判断社会分化究竟与哪一种理论模式更接近。由于按权分配模式下的 Lorenz 曲线具有右偏的特征,而按能分配模式下的 Lorenz 曲线呈近似的正弓型,因此我们可以通过衡量收入分配 Lorenz 曲线右偏的程度,来达到对社会分化类型的判断。其方法如下:

1. 绘制收入分配的 Lorenz 曲线。
2. 作通过 Lorenz 曲线的内凸点(顶点)与坐标(1,0)点的直线 AB。
3. 测量 AB 与纵轴的夹角 α 。
4. 求夹角 α 的正切 $K, K = \tan \alpha$ 。

显然,若 Lorenz 曲线的顶点坐标为 (x_0, y_0) , 则 K

$$= \frac{1 - x_0}{y_0}。$$

K 是一个重要的分析指标。由于 $0 \leq \alpha \leq 45^\circ$, 所以 $0 \leq K \leq 1$ 。 $K = 0$ 时,说明是最“彻底”的按权分配(即全社会收入被一个具有某种特殊身份的人所拥有); $K = 1$ 时(即 $\alpha = 45^\circ$), Lorenz 曲线呈正弓型,说明

社会是完全的按能分配。这两种极端情况一般是不可能存在的,所以在现实社会中, $0 < K < 1$ 。我们可以通过 K 的大小,来说明收入分配差距形成机制或社会分化模式的类型,所以 K 又可称为分化模式系数。 K 值越靠近 0,说明社会中按权分配的因素越多; K 值越接近 1,则说明社会中按能分配的因素越多。一般而言,我们可以使用如下判别标准: K 值在 0-0.3 之间说明是典型的按权分配模式; K 值在 0.3-0.4 之间说明是按权分配为主的混合分配模式; K 值在 0.4-0.6 之间说明是混合分配模式;在 0.6-0.8 之间,是按能分配为主的混合分配模式; K 值在 0.8-1 之间,说明社会是典型的按能分配模式。

五、基于 K 分析对收入分配不均等性指标的调整

由于目前的收入分配不均等性指标不能反映收入分配不均等性形成原因的信息,为了改变这一缺陷,需要将反映收入分配不均等性形成原因的指标 K 引入,从而形成一个经过 K 值调整后的收入分配不均等性指标,这个指标既要能够与 Lorenz 函数一一对应,又要能够综合反映收入差距的大小及其形成原因的合理性。为此,首先要明确两个价值判断标准:

1. 在同样的收入分配差距形成机制下,收入分配差距越小越好。
2. 在同样的收入分配差距下,收入分配差距形成机制中按能分配的比重越大越好,即按能分配较按权分配更为合理。

以 Gini 系数为例,如果将其记为 G ,经过 K 值调整后的 Gini 系数记为 G' 。调整方法如下:

$$G' = GW_1 + (1 - K)W_2$$

其中, W_1 和 W_2 分别是 G 和 K 的权数, $W_1 + W_2 = 1$ 。至于 W_1 和 W_2 的具体取值,取决于研究者对收入分配和分配方式相对重要性的判断。

这个经过 K 值调整后的 Gini 系数 G' 有三个性质:

1. 可以证明,尽管 G 和 K 与 Lorenz 函数都不是一一对应的,但它们的线性组合 G' 与 Lorenz 函数一一对应。
2. $0 \leq G' \leq 1$ (因为 $0 \leq G \leq 1, 0 \leq K \leq 1; W_1 + W_2 = 1$)

= 1)。因为收入分配差距越小, G 越小; 按权能分配的成分越多, K 越大, 从而(1- K) 的数值越小, 所以, G' 数值越小, 说明收入分配差距的适度性越好; 反之亦然。

3. 按权分配的成分增加, 对收入差距有扩大的作用(因为在 G 一定的前提下, K 值减小, 意味着 G' 增大; 反之亦然)。按能分配的成分增加, 对收入差距有缩小的作用(因为在 G 一定的前提下, K 值增大, 意味着 G' 减小; 反之亦然)。

为了说明这种方法, 我们选取了几个国家的收入分配资料如表 2 所示:

| 表 2 部分国家居民收入分配资料 | | | | | | |
|------------------|-------------|------|-------|-------|-------|-------|
| 居民比重(五分法) | | 最穷的 | 第 2 个 | 第 3 个 | 第 4 个 | 最富的 |
| | | 20% | 20% | 20% | 20% | 20% |
| 收入 比重 (%) | 印度(1992 年) | 8. 5 | 12. 1 | 15. 8 | 21. 1 | 42. 6 |
| | 中国(1992 年) | 6. 2 | 10. 5 | 15. 8 | 23. 6 | 43. 9 |
| | 泰国(1992 年) | 5. 6 | 8. 7 | 13. 0 | 20. 0 | 52. 7 |
| | 巴西(1989 年) | 2. 1 | 4. 9 | 8. 9 | 16. 8 | 67. 5 |
| | 美国(1985 年) | 5. 3 | 11. 9 | 17. 9 | 25. 0 | 39. 9 |

资料来源: 世界银行: 《1996 年世界发展报告》, 中国财政经济出版社, 1996 年, 第 181- 199 页。

根据上述资料可绘制 5 条 Loren 曲线, 通过计算机模拟, 有关指标如下:

按照 K 值的大小, 上述 5 国按印度- 中国- 巴西- 泰国- 美国的顺序, 相比而言, 在收入分配不公和社会分化的原因中, 权的差异因素越来越少, 能力的差异因素越来越多。K 分析的结论与定性分析的结论是基本一致的, 这也从另一侧面说明了 K 分析的有效性。当然, 不同国家也不可以一概而论。例如, 印度中国同属于按权分配为主的混合模式, 但印度可能主要是与传统的社会种姓制度有关, 而中国则主要是与严格的城乡分隔的户籍制度有关。同时, 我们还可以看出, K 值大小与 Gini 系数大小并无对应关系, 说明收入分配差距的形成机制(社会分化模式) 与收入分配差距的大小并无直接联系, 而各国按调整后的 Gini 系数排序与按未调整的 Gini 系数排序是有所不同的: 巴西、泰国和美国的 K 值较大, 实际上对 Gini 系数起了缩减的作用; 而中国、印度

两国的 K 值较小, 实际上对 Gini 系数起了扩大的作用。按 Gini 系数排序, 中国排在第 3 位, 而按调整后的 Gini 系数排序, 中国则排名第 2。K 值的调整作用在这里得到了体现。

| 表 3 部分国家 K 值、Gini 系数与调整后的 Gini 系数 | | | | | | |
|-----------------------------------|--------|----------------|---------|----|---|----|
| 国家 | K 值 | 收入不均等性 形成机制 | Gini 系数 | | 调整后的 Gini 系数 | |
| | | | G | 排序 | $G' = G \times 0. 5 + (1 - K) \times 0. 5_0$ | 排序 |
| 印度(1992 年) | 0. 442 | 按权分配为主的混合模式 | 0. 338 | 4 | 0. 448 | 3 |
| 中国(1992 年) | 0. 477 | 按权分配为主的混合模式 | 0. 376 | 3 | 0. 450 | 2 |
| 泰国(1992 年) | 0. 704 | 按能分配为主的混合模式 | 0. 462 | 2 | 0. 379 | 4 |
| 巴西(1989 年) | 0. 568 | 混合分配模式 | 0. 634 | 1 | 0. 533 | 1 |
| 美国(1985 年) | 0. 802 | 典型按能分配模式 | 0. 326 | 5 | 0. 262 | 5 |

注: 印度、中国、泰国、巴西的 Gini 系数资料直接引自世界银行: 《1996 年世界发展报告》, 中国财政经济出版社, 1996 年, 第 197- 198 页。美国的数据是作者根据表 2 资料计算出的。表中, 计算 G' 时的两个权数各取 0. 5。

其它的收入分配不均等性指标只要也作类似调整, 就完全可以解决其与 Lorenz 函数不——对应的缺陷。

参考文献:

[1] 金玉国. 收入分配与社会分化模式的计量分析[J]. 统计研究, 1997, (06) .

[2] 蒋洪浪. 收入分配不均等性的衡量问题[J]. 贵州工学院学报, 1996, (02) .

[3] 林燕平. 关于基尼系数局限性的几点探讨[J]. 数量经济技术经济研究, 2001, (06) .

[4] 林幼平, 张澍, 吴艳. 近年来中国居民收入分配不均等性问题研究综述[J]. 经济评论, 2002, (06) .

[5] 秦晖, 苏文. 田园诗与狂想曲- 关中模式与前近代社会的再认识[M]. 北京: 中央编译出版社, 1996.

[6] 谢丽萍, 薛榛. 洛伦茨(M. O. Lorenz) 曲线和基尼(C. Gini) 系数的计算机实现[J]. 河南职技师院学报, 2000, (02) .

[7] 曾国安, 罗光强. 关于居民收入差距的几个问题的思考[J]. 当代财经, 2002, (09) .

(责任编辑: 刘 军)