

数量经济 技术经济 研究

The

Journal of Quantitative
& Technical Economics

2012.1

第29卷 第1期

Vol. 29, No. 1

中国社会科学院 主管
数量经济与技术经济研究所 主办

李平主编
(月刊)

目 录

《数量经济技术经济研究》 第八届编辑委员会

顾问 (以姓氏笔画为序)

乌家培 方 新 王慧炯
张守一 李京文 汪同三
陈锡康 周 方 郑玉歆
贺 铿 钟学义

主 编 李 平

副主编 何德旭 齐建国
李雪松 李金华

编 委 (以姓氏笔画为序)

王乃静 王文举 王宏伟
王国成 王维国 史代敏
刘树成 朱平芳 朱宪辰
许 冰 许承明 余永定
佟仁城 张屹山 张昕竹
张 晓 张晓峒 张 涛
李子奈 李文军 李 军
李志军 李 青 李逸举
李善同 李富强 汪向东
沈 艳 陈年红 陈畴镛
宗 刚 杭 斌 赵乐东
赵国庆 唐齐鸣 唐绍祥
梅国平 樊 益 彭 战
曾宪初 葛新权 雷家骥
樊明太

编辑部主任 李金华

编辑部副主任 彭 战

电话: (010)85195717

传真: (010)65250322

http://iqte.cass.cn

E-mail: bjb-iqte@cass.org.cn

技术效率、技术进步、要素积累与中国农业经济增长

——基于SFA的经验分析

..... 匡远凤 (3)

中国主导产业演变及其原因研究: 基于DPG方法

..... 李 娜 王 飞 (19)

闲暇效应与内生增长

——基于中国和瑞典数据的分析研究

..... 魏 翔 庞世明 (34)

探索农村食品消费结构的转变规律

——一个嵌入时间路径的LA/AIDS模型的应用

..... 王志刚 许前军 (50)

基于结构分解的居民消费品载能碳排放变动分析

..... 朱 勤 彭希哲 吴开亚 (65)

我国城镇正规就业与非正规就业工资差异的实证研究

——基于分位数回归与分解的发现

..... 魏下海 余玲铮 (78)

基本养老保险参保行为分析: 精算模型与政策模拟

..... 吴永求 冉光和 (91)

局部平稳性未知条件下STAR模型的线性性检验

..... 张凌翔 张晓峒 (100)

随机波动率LIBOR市场利率动态模型的理论估计

与蒙特卡罗模拟 马俊海 张 强 (118)

基于曲率为结构权重的对基尼系数几何算法的改进

..... 冯振华 李金叶 崔道忠 (135)

指数条件异方差过程中检验跳跃现象的方法

..... 史秀红 [日] 小林正人 (145)

平滑转换自回归模型的平稳性问题研究 赵春艳 (152)

撰稿者须知(摘要) (封三)

基于曲率为结构权重的 对基尼系数几何算法的改进^①

冯振华 李金叶 崔道忠

(新疆大学经济与管理学院)

【摘要】本文在原始基尼系数几何算法的基础上,考虑结构这一重要因素,以洛伦兹曲线的平均曲率作为面积的权重,计算得出较为合理的、更加全面的基尼系数的数值,并以2009年我国城镇和农村实际收入状况为例,通过曲率的相应变化特点,分析结构因素对我国收入分配差距的影响及其原因。

关键词 基尼系数 洛伦兹曲线 收入差距 曲率 结构

中图分类号 F126.2 文献标识码 A

The Improvement of Geometric Algorithms of Gini Coefficient Based on Taking Curvature as Structural Weight

Abstract: The paper basing on geometric algorithms of the original Gini coefficient, considering the important factor of the structure, and taking the average curvature of the Lorenz Curve as the weight of area, calculates the more reasonable and more comprehensive value of the Gini coefficient and takes real urban and rural income status in 2009 of China as an example, through corresponding changing characteristics of curvature, analyses the influences of structural factors on China's income gap and their causes.

Key words: Gini Coefficient; Lorenz Curve; Income Gap; Curvature; Structure

引 言

基尼系数(Gini Coefficient)最早由意大利经济学家基尼(Corrado Gini)于1912年提出,因其计算方法简便,易于理解和掌握,并且界定了反映居民之间收入分配差异程度的数值区间,可以较为客观、直观地反映和衡量居民之间的贫富差距,进而监控和防范居民内部出现贫富两极分化,至今已经成为国际上用来综合考察居民收入差距状况的一个重要分析指

^① 本文获得国家社科基金重大项目“维护新疆社会大局稳定与国家安全”(09&ZD008),教育部文科基地重大项目“新形势下新疆跨越式发展研究”(10JJD850003)以及新疆大学世川良—优秀研究生科研项目资助。

标,并在世界范围内得到广泛认同和普遍采用。然而,在基尼系数实际应用的近一百年间,其受到的挑战和质疑声亦从未间断,究其原因是由于其高度抽象性,使得该系数在具体测算收入分配差异时,不可避免地存在某些缺陷,例如,不能区分和反映洛伦茨曲线(Lorenz Curve)的偏度和峰度、不同收入分布特征等。因此,如何改进基尼系数,使其更好地在测度收入不平等程度方面发挥作用,成为基尼系数研究的一个热点问题,尤其对于现阶段正处于经济转型关键期的我国而言,在居民收入分配问题日趋严重的局势下,科学合理地测量基尼系数无疑在理论和实践上都具有十分重要的意义。

一、文献综述

基尼系数的界定和计算方法主要有代数方式和几何方式两种。在代数方式中,现在常用的基尼系数即相对基尼系数(Relative Gini Coefficient)^①的一般计算公式可以表示如下(Sen, 1997; Champernowne 和 Cowell, 1998):

$$G = 1/2n^2\mu \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |y_j - y_i|$$

其中, $|y_j - y_i|$ 表示任何一对样本的收入差的绝对值, n 是样本数量, μ 是收入均值。上式的数学含义为不同样本(个体收入)两两之间数据差值(包括样本与其自身的差值)对样本均值比的算数平均值的一半,本质上衡量的是所有个体两两之间的不平等,测量的是所有个体收入对总平均收入的偏离。由于该方法计算量较大且算法相对复杂,并未得到广泛普及和流行。尽管如此,许多学者还是从不同角度,针对基尼系数不同方面的缺陷提出了卓有见地的修正或改进公式。有的采用修正加权变异系数对基尼系数进行替代(王志江等, 2006),还有的利用改进标准差系数作为基尼系数的替换指标(洪兴建, 2002)等,虽然该研究可能克服了基尼系数的一些缺点,但同时自身可能又存在其他缺陷,或者丧失了基尼系数原有的一些优点,比如良好的直观性和明确的经济意义等。而目前更为通用的测算基尼系数的方法是简单、直观的几何算法,该方法又称洛伦兹曲线法(简称洛法)。其具体计算过程如图1所示,首先通过积分计算出洛线与绝对平均线围成的面积 S_A ,再由绝对不平均线

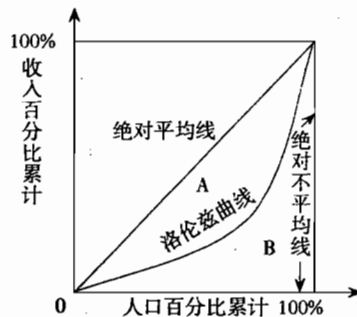


图1 洛伦兹曲线

^① 基尼系数的初始测算公式为: $\Delta = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |x_j - x_i| / n(n-1)$, $0 < \Delta < 2\mu$ (相关符号含义参见下文相对基尼系数公式), 亦称绝对基尼系数(Absolute Gini Coefficient)。经系数调整后,使其值介于 $[0, 1]$, 得相对基尼系数。详见《新帕雷格拉夫经济学辞典》。

与绝对平均线围成的面积 $S_A + S_B = 0.5$, 可得基尼系数 $G = S_A / (S_A + S_B) = S_A / 0.5 = 2S_A = 1 - 2S_B$ 。其思想在于用实际收入不平等的面积在极端不平等情况面积中的占比来衡量收入分配差距。

然而, 对该方法的质疑和批评也相应较多, 主要集中在基尼系数的值与洛线的非一一对应性, 即相同的基尼系数可以对应不同的洛线, 这就导致了在基尼系数相同的条件下, 无法进一步判断收入分配状况的优劣程度。例如在不同的社会财富分布结构下, 即便是基尼系数相等, 人们的贫富差异程度是可以不相同的。正如图 2 和图 3 所示, 当两条洛线 l 与 s 相交时, 若 $S_A = S_B$ (见图 2), $S_A = S_B + S_C$ (见图 3), 则均有 $G_l = G_s$, 但显然两图中曲线 l 与 s 的实际收入分配状况迥异。关于这个问题学者们也提出了各具特色、特点鲜明的修正或改进方法, 周黎等 (2005) 考虑曲线偏度特征提出加权基尼系数法区分不同的洛伦兹曲线, 但该方法却遗漏了峰度问题故并未完全解决此类问题, 且加权是以修正基尼系数为基础的, 未能较好地将偏度加入原基尼系数计算方法之中。事实上, 钟学义 (2005) 通过严密的数学理论推导证明了任何改进的基尼系数以及基尼系数自身与洛伦兹曲线 (函数) 之间都不可能建立一一对应的关系, 亦即单一指标无法映射收入分布的全部特征, 基尼系数对洛线的非唯一性无法克服或解决, 其原因也是显而易见的, 把多维数据转换到一维, 难免会造成大量性质的遗失。

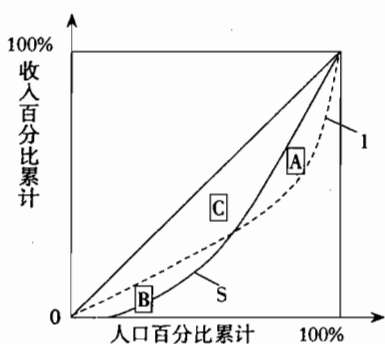


图 2 $S_A = S_B$ 时洛伦兹曲线

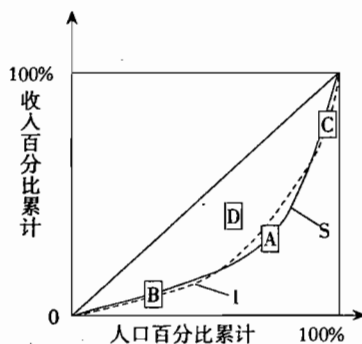


图 3 $S_A = S_B + S_C$ 时洛伦兹曲线

于是, 学者们退而求其次, 不再追求单一指标全面反映收入特征, 转变思路, 通过只反映曲线的部分特征, 使基尼系数的计算结果相对全面完整。为了较好地反映内部实际收入差异部分特征, 体现收入分布较为重要方面的特点, 一种方式是添加一个调整项, 认为低收入阶层理应更加受到重视, 故采用低收入阶层相对处境指标来对原基尼系数进行相应的调整 (苍玉权, 2004; 王志江等, 2006), 然而重点突出低收入阶层的相对状况, 不仅规范性色彩浓厚 (实际上从数学的角度, 低收入阶层与其他阶层对总平均收入偏离的贡献地位是平等的), 且该法又带来了两个不可回避的问题: 低收入阶层比例的选择依据以及标准型洛线具体表达式的确定, 并且该处理显然都带有一定的主观性。另一种方式则是借助额外的一个或多个辅助性指标, 目的是补充说明洛线的某些局部或整体特点, 使基尼系数更加合理、尽可能充分地反映实际收入不平等程度。世界银行公布的各年《世界发展指标》中用来评估收入差距时采用将基尼系数与五分收入份额法结合使用的方法。周平 (2008) 利用贡献度和将收入按构成进行要素分解贡献率指标, 并辅以所选人群与其他人群的收入差距倍率来部分表征内部不平等程度。该方式选择指标毕竟有限, 且指标的设计方法多样, 往往突出学者认为重要或关注的方面, 标准因人而异并不统一, 故而重点很难体现。无论是添加并未真正融入

基尼系数自身的计算之中,还是借助相关指标,这种思路的共同缺陷在于比较片面地反映分布的某些特点且选择重点主观性强,标准不一致。进而学者们又另辟蹊径从整体上提出标准参照洛线以取代绝对平均线的思想,封建强(2000)将收入分配均匀增长的二次曲线 $y = ax^2 + (1-a)x$ 定义为满意曲线,用洛伦兹曲线与满意曲线比较计算出满意偏差度,再结合基尼系数来说明既定收入差距水平下,实际收入分布结构与标准分布结构的偏离。这种方法的实质是提出了一种相对基尼系数(满意偏差度),而满意曲线就是新的标准参考系,但该法同样存在基尼系数相等时(不等时亦然),满意偏差度与洛伦兹曲线的唯一性问题,且基尼系数与满意偏差度此大彼小时,又无以判断两种收入分配的优劣,因而可操作性不强。如果说封建强的研究仅是把基尼系数与满意度曲线同时运用,刘泽仁(2000)则直接提出用相对公平线做参照更合理,该文实质上在同一发展阶段内比较时(不同发展阶段亦采用相对公平线与绝对公平线对比),抛弃了原基尼系数,建议采用相对基尼系数,并且该法所谓的标准洛伦兹曲线(相对公平线)是通过某种“平均化”的方式从同一阶段各国分配差异中得到的,然其过于理想化,实际上即便同处一个发展阶段,各国的收入分配结构也会不尽相同甚至是大相径庭(完全相同的分布理论上并不存在),众数是不存在的,而取相似曲线近似视作同类,并且仍然不能唯一确定,相似度又难以把握。此外其他平均化方法就更加复杂而不具操作性如算数平均,如何将曲线分布无限细分进而平均,故该法中的标准洛伦兹曲线很难求得。采用相对平均线思路面临的共同难题为在标准洛伦兹曲线的选择上主观性强因而争议较多,实现起来可操作性差。

事实上,对于社会的收入分配结构(有纺锤形、金字塔形、哑铃形等形态),从社会稳定性的角度来看,比较认可的是纺锤型社会结构,即中等收入人群比例庞大,高收入与低收入阶层占比较小,但其收入分布的具体形式仍不确定,故而绝对平均线的参照地位一时还难以撼动,新的洛伦兹曲线标准还有待于作进一步的研究与探讨。综上所述,学者们对基尼系数几何算法的修正或改进,实质是围绕着基尼系数不能映射收入分布特征展开的,目的是要尽可能反映洛伦兹曲线结构,是对这一缺陷的弥补与补充,从而最大程度上克服该结构问题。

鉴于以上既有研究成果及相关结论,本文着重针对更为常用的几何法进行改进,从洛伦兹曲线本身出发,结合基尼系数实际经济含义和自身特点,针对洛法中未考虑结构因素进行改进,在结构和数量两方面综合考察收入差距,将曲率有机合理地融入具体计算之中,尝试提出以曲率为结构权重的几何算法,从而在整体上反映实际结构问题,以期克服其不足之处。

二、曲率为权重的基尼系数洛法算法改进

由于基尼系数存在结构性缺陷,不能反映实际收入分布特征,而收入分配的结构特点又是通过洛线的弯曲程度体现的,因此洛伦兹曲线自身的曲率性质就成为反映收入结构的关键,故本文从完善基尼系数本身算法的角度,通过增补结构因素(引入曲率)来达到进一步修正的目的。从某种意义上说,结构比数量更能反映问题本质,因而更加重要或有必要引入^①,以使其数值更加全面准确。在经济学上,洛伦兹曲线越弯曲表明对不公平的扭曲程度

^① 现实的例子是中、美两国之间的基尼系数十分接近(据世界银行报告与美国人口普查局数据,2009年中、美两国该指标值分别为0.47和0.468),但我国民众对收入差距的反映程度却远比美国强烈得多,其中一个很重要的原因就是两国之间收入结构存在着较大差异(美国中产阶级庞大,而我国趋于两级分化),然基尼系数对此却毫无解释力,这充分表明其计算中并没有考虑结构这一重要因素。

越大, 收入分配越不均衡, 又因曲线的重要整体结构特点弯曲度于数学上恰有曲率表示, 曲线越是弯曲, 曲率则越大。这样, 绝对公平线曲率为零, 代表平均分配, 因此洛线曲率越大, 代表收入分配越不公平。以面积表示不平等的绝对量, 用曲率作为权重, 表明在既有分配格局下, 实际形成的收入差距量, 故所得改进后的基尼系数公式为:

$$G' = S_A \cdot \bar{K}_l / [(S_A + S_B) \cdot \bar{K}_s] \quad (1)$$

其中^① $K = |y''| / (1+y'^2)^{3/2}$, \bar{K} 为平均曲率, 洛伦兹曲线为连续平滑曲线, 故取积分均值。

下面考察分配的极端情形, 即绝对不平均线的曲率求法。由于该线为折线, 不适用式(1)中的曲率公式。对于折线的平均曲率, 我们通过极限的思想方法实现。根据广义曲线的定义, 任何一条连续的线条都可称之为曲线, 包括曲线、直线、折线、线段、圆弧等, 折线应适用于原始曲线平均曲率的公式 $\bar{K} = |\Delta\alpha/\Delta s|$, 再由极限思想, 洛线的变化趋势可逐渐逼近绝对不平均线, 如图4所示, 这亦与该线的经济含义的由来有着异曲同工之妙, 由洛线的变化趋势亦可说明代表极端收入分配状况的绝对不平等线适用式(1), 在图4中显然有, 折线的夹角 $\Delta\alpha = \pi/2$, 弧长 $\Delta s = 2$, 故 $\bar{K}_s = \bar{K} = |\pi/2/2| = 0.785$ 。于是, 式(1)可简化为:

$$G' = S_A \cdot \bar{K}_l / 0.5 \times 0.785 = S_A \cdot \bar{K}_l / 0.393 \quad (2)$$

这样, 在给定洛线 l 表达式 $y = f(x)$ 后, 可根据曲率公式先求出该曲线曲率表达式 $K = k(x)$, 对其在 $[0, 1]$ 上取积分均值, 便得平均曲率 \bar{K}_l , 再将 S_A 与 \bar{K}_l 代入式(2), 就可得到改进后的基尼系数 G' 。

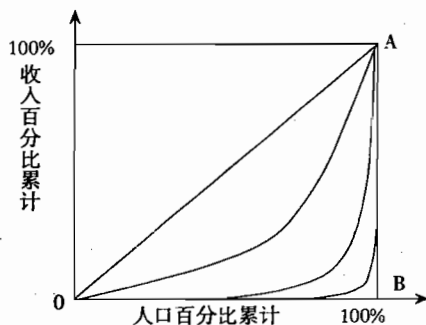


图4 洛伦兹曲线逐渐逼近绝对不平等线情况

三、计算过程及结果分析

本文以2009年我国城镇和农村实际收入分配情况为例来说明该算法的具体应用。首先计算城镇基尼系数, 由《中国统计年鉴2010》按收入等级分城镇居民家庭基本情况中平均每人可支配收入相关数据, 并对数据进行拟合^②, 所得洛伦兹曲线回归方程为:

^① 此处曲率公式中的绝对值符号亦可去除, 由洛伦兹曲线的定义可知其为非凸性, 二阶导恒为非负值, 故曲线曲率非负。

^② 鉴于对洛伦兹曲线拟合的最佳形式尚无统一说法, 本文采用多项式模型, 原因在于其拟合效果较好, 简单直观, 简便常用, 且方程易于求导。

$y_{\text{城镇}} = 8.845x^6 - 23.168x^5 + 23.259x^4 - 10.971x^3 + 2.9691x^2 + 0.0659x$ ^①，通过 Maple 9.5 数学软件对函数在 $[0, 1]$ 上取积分，得 $S_B = 0.334$ ，从而 $S_A = 0.5 - S_B = 0.166$ ，再由曲率公式得 $K_l = \frac{|265.350x^4 - 463.360x^3 + 279.108x^2 - 65.826x + 5.9382|}{[1 + (53.070x^5 - 115.840x^4 + 93.036x^3 - 32.913x^2 + 5.9382x + 0.0659)^2]^{3/2}}$ ，对该式取积分均值 $\bar{K}_l = \int_0^1 k(x) dx = 0.893$ ，由式 (2) 可求出 $G'_{\text{城镇}} = 0.377$ ($G_{\text{城镇}} = 0.332$)。本文将上述计算过程中的原始数据如表 1。

表 1 2009 年全国按收入等级分城镇居民家庭基本情况

项目	最低收入户 (10%)	低收入户 (10%)	中等偏下户 (20%)	中等收入户 (20%)	中等偏上 (20%)	高收入户 (10%)	最高收入户 (10%)
平均每人可支配收入 (元)	5253.23	8162.07	11243.55	15399.92	21017.95	28386.47	46826.05

由以上计算结果可以看出，2009 年我国城镇基尼系数是 0.332，考虑了结构因素后，改进的基尼系数增加为 0.377，虽仍处于相对合理区间，但改进的基尼系数显然更加全面合理。这种直接参照原基尼系数国际区段标准^②，并不十分严格，理由详见结束语相关论述，此处以说明方法为要。

我们也可以利用 Maple 9.5 软件通过绘制 $K_l = k(x)$ 在 $[0, 1]$ 上的图像，来进一步说明居民收入分布的特征，如图 5 所示，当 $k(x) = 1$ 时，可解得在 $[0, 1]$ 上，只有一个实根 $x = 0.120$ ，即当 $x \in [0, 0.120)$ 时， K 值在 1 以上，最大时为 5.9；当 $x \in (0.120, 1]$ 时， K 值一直保持在较低水平且均在 1 以下， \bar{K} 值较大主要是由于前者所致（实际差异量较小，因为这部分人群绝对收入量终究很小）。这说明我国城镇居民中低收入群体的分配结构最不合理，在制定相关政策时，应重点关注这部分群体。同理，也可以对中等和高收入群体进行类似的分析，毕竟在这两部分人群中也各出现了一个峰值，可作相应的细分，但重要性显然不及前者。

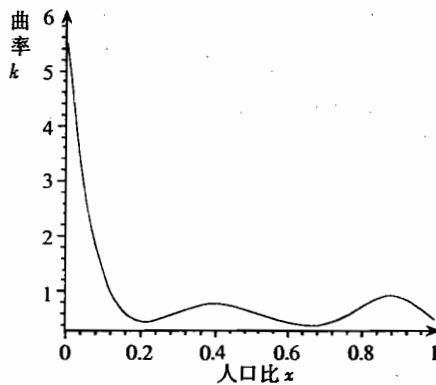


图 5 城镇洛线曲率图

① 在拟合结果的选择上，遵循 $R^2 = 1$ 时曲线尽可能多通过离散各点，同时在保证拟合效果前提下，为简化，使方程幂次最小。

② 按照联合国规定，基尼系数的区段划分标准为：0~0.2，收入绝对平均；0.2~0.3，收入比较平均；0.3~0.4，收入相对合理；0.4~0.5，收入差距较大；0.5~1，收入差距悬殊。

下面，我们继续来测算农村基尼系数，由统计年鉴按收入五等份分农村居民家庭基本情况中平均每人纯收入原始数据，进行拟合可得回归方程为： $y_{农村} = 2.3949x^5 - 4.0981x^4 + 2.397x^3 + 0.12x^2 + 0.1863x$ ，利用 Maple 9.5 软件对其在 $[0, 1]$ 上积分得 $S'_B = 0.312$ ，于是 $S'_A = 0.5 - S'_B = 0.188$ ，进而可得：

$$K'_i = \frac{|47.8980x^3 - 49.1772x^2 + 14.382x + 0.24|}{[1 + (11.9745x^4 - 16.3924x^3 + 7.191x^2 + 0.24x + 0.1863)^2]^{3/2}}$$

$\bar{K}'_i = \int_0^1 k(x)dx = 0.771$ ，最后计算得出 $G'_{农村} = 0.369$ ($G_{农村} = 0.376$)。上述计算过程所用相关数据见表 2。

表 2 2009 年我国按收入五等份分农村居民家庭基本情况

项目	低收入户	中低收入户	中等收入户	中高收入户	高收入户
人均纯收入(元)	1549.30	3110.10	4502.08	6467.56	12319.05

本文计算的改进后的农村基尼系数小于城镇（与原基尼系数计算结果相反），这主要是因为 $\bar{K}'_i < \bar{K}_i$ 起了主导作用。如果库兹涅茨倒“U”形曲线（Kuznets Inverted U Curve）假说成立，这便能很好地解释为什么我国农村分配结构优于城镇，原因在于农村发展水平和阶段滞后于城镇，仍处在结构不断调整时期，也就是库兹涅茨曲线的第一个阶段，分配结构问题和矛盾还需要时间进一步地展开和释放，也许库兹涅茨假说在说明结构问题上更具有说服力。

看似农村收入结构较城镇更加合理，问题没那么严重，但农村的内部收入分配结构却很不均衡，仍然不可掉以轻心；且由于 $G_{农村} > G_{城镇}$ ，说明在实际差异量上，农村也有待于作出相应的调整。这正体现了矛盾的对立统一。农村整体分配结构较城镇合理，但内部格局问题纷繁分散，而城镇收入关系则相对简单集中，体现了各自不同发展阶段的特点。通过曲率的图像作辅助分析如图 6 所示，我们便一目了然，农村的分配结构较城镇要复杂得多，出现了“两级分化”的现象。图中，不仅低收入群体不平等程度较高，高收入人群也极不平均，造成了整体结构的既有幅度扭曲，相比之下，低收入群体平均曲率还大于富裕人群，在制定经济政策时更应区别对待，予以适当倾斜。

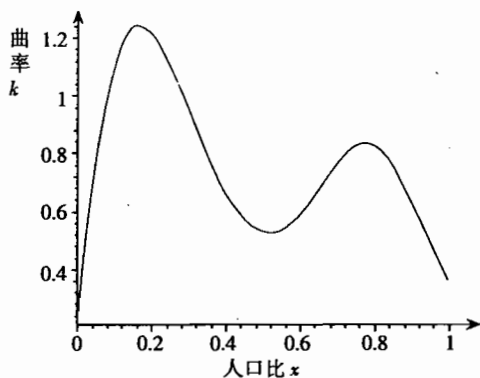


图 6 农村洛线曲率图

四、结 论

第一, 该算法针对基尼系数的结构问题, 从完善其自身性质出发, 通过引入曲率度量结构要素, 以期全面测度数量和结构、整体衡量收入差距, 而不是单纯地将其作为辅助指标, 仅从某个侧面孤立地补充说明分布特点。

第二, 曲率指标的优点在于反映洛伦兹曲线的弯曲程度, 即对公平的扭曲程度, 既可作为结构权重修正基尼系数的不足, 在具体应用中也可通过绘制其曲线图, 根据研究需要针对不同收入阶层分段对其进行独立分析, 进而通过深入揭示其变化规律, 衡量不同阶层的实际收入分布状况或收入差距对绝对平均的扭曲, 反映各个阶层收入分布的特征和分配关系的合理性。对特定阶层分段计算实际收入差距量 $S_i \cdot \bar{k}_i$ ($i=1, \dots, n$), 比较各收入群体的相对差异。采用曲率单独反映结构特点, 从而有效弥补了基尼系数与洛伦兹曲线不能一一对应的缺陷。

第三, 本文旨在修正几何算法本身不能反映收入差距结构特征的缺点, 并不追求克服唯一性问题, 且从实证分析的角度来看, 基尼系数是对个体离中趋势或实际收入不平等程度的测算, 因此贫困阶层与富裕阶层对收入差距的偏离贡献度并无区别, 而曲线的平均曲率是一个完整综合性的曲线指标, 不存在片面反映某个阶层收入分布的问题, 故而此法广泛全面、简便易行, 也不需要任何形式的所谓标准洛伦兹曲线为参照系, 客观性强。

通过上述计算过程, 我们进一步明确了该算法的实际运用, 由式(2)式可知, G' 与 G 并无明确的大小关系, 这取决于 \bar{K}_i/\bar{K}_s 值与1的相对大小。由于 $0 \leq \bar{K}_i < 1.111$ (如图4, $0 \leq \Delta\alpha < \pi/2$, $\sqrt{2} \leq \Delta s \leq 2$, 直线的曲率为0), $0 \leq \bar{K}_i/\bar{K}_s < 1.414$, 故 G' ($0 \leq G' < 1.414$)^① 的取值实际上也并不必然小于1, 原因是绝对不平均线所代表的极端分配关系, 在绝对数量上, $S_A=0.5$ 是最大值, 但在结构上, 由于99%的赤贫者虽都没有财富, 但对他们来说这也是一种绝对平等, 只是1%的富人占据了全部社会财富才打破这种平均状态, 因此其结构的不合理并不是最严重的, 实际对不公平的扭曲程度也不是最大的, 平均曲率 $\bar{K}_i=0.785$ 的值未取得极大值, 这种数量与结构的不一致就造成了实际收入差异量 $S_A \cdot \bar{K}_i=0.393$ 也不是最大的, 同时说明了分配结构的不合理性亦很好地体现在了计算结果之中。

事实上原始基尼系数值并不要求属于 $[0, 1]$, 这与基尼的初衷也是一致的, 只是后来的学者为适应实际应用和便于参照与比较, 才进行标准化的结果。当然, 也可以对 G' 采取某种方式标准化, 最直接和最简便的方法就是除以系数1.414 (或 G'_{\max}), 以使其取值范围在 $[0, 1]$ 上, 并可对照经调整的基尼系数国际标准区段, 进行相应的判断。

① 对于 $0 \leq G' < 1.414$, 需要说明的是这里未考虑洛伦兹曲线的拟合形式 (未给定), 仅是通过不等式性质, 对所有情况确定其取值范围 (当 \bar{K}_i 趋近于1.111时, S_A 相应趋近于0, 故 G'_{\max} 实际值要比1.414小, 并不趋近该值)。根据连续函数在闭区间上的最值定理, 可知 G' 一定存在最大值。事实上, 洛伦兹曲线有无穷多条, 形式可多种多样, 只有由面积、弧长、曲率三者的约束关系确定了其极端 (最值) 情形的具体表达式, S_A 与 \bar{K}_i 的一一对应关系方可相应确定, 才能进一步求得 G'_{\max} 。

参考文献

- [1] Atkinson. A. B. , 1970, *On the Measurement of Inequality* [J], *Journal of Economic Theory*, (2), 244~263.
- [2] Beach, Charles, 1977, *Cyclical Sensitivity of Aggregate Income Inequality* [J], *Review of Economics and Statistics*, (59), 56~66.
- [3] Ben Porath. E. , I. Gilboa, Linear Measures, 1994, *The Gini Index, and the Income-Equality Trade-off* [J], *Journal of Economic Theory*, (64), 443~467.
- [4] Bishop. John A. , Formby, John P. , Smith. W. James, 1990, *Lorenz Dominance and Welfare: Changes in the U. S. Distribution of Income, 1967~1986* [J], *Review of Economics and Statistics*, (73), 134~139.
- [5] Blackorby. C. , Donaldson. D. , 1978, *Measures of Relative Equality and Their Meaning in Terms of Social Welfare* [J], *Journal of Economic Theory*, (18), 59~80.
- [6] Blackorby. C. , Bossert. W. , Donaldson. D. , 1994, *Generalized Ginis and Cooperative Bargaining Solutions* [J], *Econometrica*, (62), 161~178.
- [7] Bossert. W. , 1990, *An Axiomatization of the Single-Series Ginis* [J], *Journal of Economic Theory*, (18), 180~187.
- [8] Bourguignon. F. , Morrisson. C. , 1990, *Income Distribution, Development and Foreign Trade: A Cross-sectional Analysis* [J], *European Economic Review*, (34), 1113~1132.
- [9] Braun. Denny, 1988, *Multiple Measurements of U. S. Income Inequality* [J], *Review of Economics and Statistics*, (60), 398~405.
- [10] Chakravarty, Satya R. , 1988, *Extended Gini Indices of Inequality* [J], *International Economic Review*, (29), 147~156.
- [11] Cowell. F. A. , 1980, *On the Structure of Additive Inequality Measures* [J], *Review of Economic Studies*, (47), 521~531.
- [12] Cowell. F. A. , Mehta, F. , 1982, *The Estimation and Interpolation of Inequality Measures* [J], *Review of Economic Studies*, (49), 273~290.
- [13] Cowell. F. A. , 2000, *Chapter 2 Measurement of Inequality* [J], *Handbook of Income Distribution*, (1), 87~166.
- [14] Dasgupta. P. , Sen. A. K. , Starret. D. , 1973, *Notes on the Measurmeny of Inequality* [J], *Journal of Economic Theory*, (6), 180~187.
- [15] Deininger K. . L. Squire, 1996, *A New Data Set Measuring Income Inequality* [J], *World Bank Economic Review*, (10), 565~591.
- [16] Deininger K. . L. Squire , 1998, *New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth* [J], *Journal of Development Economics*, (57), 259~287.
- [17] Donaldson. D. , Weymark. J. A. , 1980, *A Single-Parameter Generalization of the Gini Indices of Inequality* [J], *Journal of Economic Theory*, (22), 67~86.
- [18] Donaldson. D. , Weymark. J. , 1983, *Ethically Flexible Gini Indices for Income Distributions in the Continuum* [J], *Journal of Economic Theory*, (29), 353~358.
- [19] Duclos, J. Y. , 2000, *Gini Indices and the Redistribution of Income* [J], *International Tax and Public Finance*, (7), 141~162.
- [20] Kakwani. N. C. , Podder. N. , 1976, *Efficient Estimation of the Lorenz Curve and the Associated Inequality Measures from Grouped Data* [J], *Econometrica*, (44), 137~148.
- [21] Mehran. F. , 1976, *Linear Measures of Income Inequality* [J], *Econometrica*, (44), 805~809.
- [22] Ram. R. , 1988, *Economic Development and Income Inequality: Further Evidence on the U-curve*

- Hypothesis [J], *World Development*, (16), 1371~1376.
- [23] Ryu. H. K., Slottje, D. J., 1996, *Two Flexible Functional Form Aroaches for Aroximating the Lorenz Curve* [J], *Journal of Econometrics*, (72), 251~274.
- [24] Thurow, Lester. 1970, *Analyzing the American Income Distribution* [J], *American Economic Review*, (60), 261~269.
- [25] Tomson Ogowang, U. L. Gouranga Rao, 2000, *Hybrid Models of the Lorenz Curve* [J], *Economics Letters*, (69), 39~44.
- [26] Weymark. J., 1981, *Generalized Gini Inequality Indices* [J], *Mathematical Social Sciences*, (1), 409~430.
- [27] Yitzhaki. S., 1979, *Relative Deprivation and the Gini Coefficient* [J], *Quarterly Journal of Economics*, (93), 321~324.
- [28] Yitzhaki. S., 1983, *On an Extension of the Gini Index* [J], *International Economic Review*, (24), 617~628.
- [29] 苍玉权:《论基尼系数的局限及调整》[J],《数量经济技术经济研究》2004年第4期。
- [30] 封建强:《基尼系数与满意度曲线》[J],《统计研究》2000年第11期。
- [31] 洪兴建:《基尼系数的不足及改进标准差系数》[J],《统计教育》2002年第5期。
- [32] 洪兴建、李金昌:《关于基尼系数若干问题的再研究——与部分学者商榷》[J],《数量经济技术经济研究》2006年第2期。
- [33] 李实:《对基尼系数估算与分解的进一步说明——对陈宗胜教授评论的再答复》[J],《经济研究》2002年第5期。
- [34] 李实:《对收入分配研究中几个问题的进一步说明——对陈宗胜教授评论的答复》[J],《经济研究》2000年第7期。
- [35] 李实、罗楚亮:《中国城乡居民收入差距的重新估计》[J],《北京大学学报(哲学社会科学版)》2000年第2期。
- [36] 李实、李婷:《库兹涅茨假说可以解释中国的收入差距变化吗》[J],《经济理论与经济管理》2010年第3期。
- [37] 李实、赵人伟:《中国居民收入分配再研究》[J],《经济研究》1999年第4期。
- [38] 刘泽仁:《用洛伦兹曲线方法反映社会分配不公平程度的有关问题研究》[J],《山西统计》2000年第1期。
- [39] 王志江、胡日东:《修正加权变异系数:度量收入分配平等程度的有用指标》[J],《数量经济技术经济研究》2006年第6期。
- [40] 王志江、胡日东:《基尼系数调整方法的进一步研究》[J],《商业研究》2006年第20期。
- [41] 杨俊、张宗益:《中国经济发展中的收入分配及库兹涅茨倒U假设再探讨》[J],《数量经济技术经济研究》2003年第2期。
- [42] 周黎、王斌、韩彪:《一种改进的Gini系数》[J],《数量经济技术经济研究》2005年第5期。
- [43] 周平:《基尼系数局限性及其修正》[J],《山东财政学院学报(双月刊)》2008年第4期。
- [44] 钟学义:《质疑〈一种改进的Gini系数〉》[J],《数量经济技术经济研究》2005年第8期。

(责任编辑:王喜峰)

《数量经济技术经济研究》

2012 年征订启事

本刊为中国社会科学院主管、中国社会科学院数量经济与技术经济研究所主办、国内外公开发行的经济类学术月刊。

本刊宗旨：努力反映中国数量经济学、技术经济学的最新发展方向，推介两学科的前沿性研究成果。

本刊倡导严谨务实的学风，鼓励学术争鸣和观点交锋，重视基础理论研究，注重发表原创性、有学术价值的论文。

本刊为月刊，每月 5 日出版，每期 160 页，每本定价为 20 元，全年定价 240 元。本刊邮发代号：2-745，订阅者可向全国各地邮局订阅。

若直接向本刊杂志社订阅，汇款请由工商银行汇至：工行北京东四南支行。

账 号：0200001009089123311

户 名：中国社会科学院数量经济与技术经济研究所

电 话：(010) 85195717

传 真：(010) 65250322

本刊网址：<http://iqte.cass.cn>

本刊邮箱：bjb-iqte@cass.org.cn

2012 年第 1 期

每月 5 日出版

国内外公开发行

ISSN 1000-3894



国际刊号 ISSN1000-3894

国内刊号 CN11-1087/F

邮发代号 2-745

国内订购 全国邮局、《数量经济技术经济研究》
杂志社

国外订购 中国人文科学发展公司

广告许可证 京东工商广字第 0024

本刊地址 100732 北京建国门内大街 5 号

开户银行 工行北京东四南支行

户 名 中国社会科学院数量经济与
技术经济研究所

账 号 0200001009089123311

印 刷 北京佳艺恒彩印刷有限公司

定 价 20.00 元