第 30 卷第 9 期
2013 年 9 月
统计研究
Statistical Research
Vol. 30, No. 9
Sep. 2013

拓展基尼系数及其应用的拓展研究

戴平生

内容提要: 本文探讨适合组数据的拓展基尼系数计算公式,给出了协方差、回归系数等算法,论证了拓展基尼系数满足的若干公理性质; 纠正了现有拓展集中度指数计算中存在的问题,重新定义了拓展健康不平等测度和健康绩效指数; 给出税收拓展累进性指数,并利用税收边际效应定义了一个新的税收累进性测度。同时使用以上方法,对我国各地区孕产妇保健的公平性、地方财政收入的税收累进性进行了实证分析。

关键词: 拓展基尼系数; 组数据; 健康不平等; 税收累进性
中图分类号: C812　　文献标识码: A　　文章编号: 1002 - 4565(2013) 09 - 0069 - 10

An Extended Study on the Extended Gini Index and its Application

Dai Pingsheng

Abstract: This Paper discusses computing extended Gini index for grouped data, promotes new methods of covariance and slope for Gini index, proves several characters of extended Gini index which satisfied with poverty axioms, corrects some mistakes about extended concentration index, redefines extended health equality index and health effective, gives several defines for tax progressive, and defines a new measurement of tax progressive with tax relative marginal effect. Applying above methods to maternal mortality rate and revenue of local government by region in China, empirical analysis of health equality and tax progressive are carried on.

Key words: extened Gini index; grouped data; health equality; tax progressive

一、引言

Yitzhaki(1983) 在一个由 Kakwani(1980) 给出的不平等指数的基础上,定义了现在被学者广为接受的连续收入分布的拓展基尼系数。一些学者对于离散收入分布的个体数据也进行了尝试,如 Donaldson 和 Weymark (1980, 1983) , Chakravarty (1988) 都给出了自己的定义,但直到若干年后才由 Chotikapanich 和 Griffiths(2001) 给出了离散收入分布组数据形式的拓展基尼系数。在其间或之后的若干年中,一些学者对拓展基尼系数的性质、算法及其应用领域进行了探索,不断丰富着拓展基尼系数的内涵和外延。

Lerman 和 Yitchaki(1985) 给出了连续收入分布拓展基尼系数的两个等价形式,不仅使用协方差计算拓展基尼系数,而且给出了连续收入分布条件下拓展基尼系数按收入来源分解的形式; Wagstaff (2002) 把拓展基尼系数延伸到集中度指数,并应用拓展集中度指数研究健康不平等、健康绩效评价等卫生计量经济学中的有关问题,并试图解决个体数据拓展集中度指数的回归方程算法; 戴平生和林文芳(2012) 通过离散化连续收入分布拓展基尼系数,给出组数据拓展基尼系数的一个等价形式,借助拓展基尼系数的收入份额法导出离散收入分布条件下组数据拓展基尼系数按组群分解和按收入来源分解的公式,并给出两类分解的统一形式以及相应的社会福利含义。本文在总结前人对拓展基尼系数研究的基础上,试图在以下方面有所创新: 一是给出离散收入分布组数据拓展基尼系数的两种新算法,协方差算法和加权最小二乘法; 二是给出组数据拓展基尼系数的区间估计; 三是把不平等厌恶参数引入到税收累进性指数,定义税收拓展累进性 K 指数和 S 指数,并给出一个新的测度税收累进性的指数; 同时,纠正现有拓展健康不平等指数中一些错误算法,解决组数据拓展健康不平等指数的区间估计问题。

二、拓展基尼系数的若干算法

Yitchaki(1983)对拓展基尼系数的定义源于基尼系数的几何算法,在连续收入分布条件下对洛伦茨曲线的收入份额加权,以改变不同收入份额的权重。设收入分布洛伦茨曲线平面坐标为(F,L),其中F为收入分布函数也是累计人口份额、L为累计收入份额,v表示不平等厌恶参数,则拓展基尼系数G(v)定义为:

$$G(v)=1-\int_0^1 L(F)K(v,F)dF,\ K(v,F)=v(v-1)(1-F)^{v-2},\ v>1 \tag{1}$$

(一)连续收入分布拓展基尼系数的其他算法

通过恒等变形,可以得到式(1)拓展基尼系数的几种等价形式。

1. 收入赤字法。

利用分部积分,容易导出下面的式(2)与式(1)是等价的。

$$G(v)=\int_0^1 (F-L(F))K(v,F)dF,\ K(v,F)=v(v-1)(1-F)^{v-2},\ v>1 \tag{2}$$

被积函数F−L(F)反映了累计收入份额与累计人口份额的不相匹配,称为"收入赤字"。当v>2时,权函数K(v,F)关于F是递减的,与权函数相乘意味着前面的收入赤字的权重大于后面的收入赤字权重,说明重视收入的不平等;当1<v<2时,情况恰好相反;当v=2时,权函数与收入分布无关,拓展基尼系数等同于普通的基尼系数。

2. 协方差法。

设收入为y,收入密度函数为$f(y)$,其中y满足$a\leqslant y\leqslant b$。连续收入分布基尼系数有以下参数形式:

$$\begin{cases} F(y)=\int_a^y f(t)\,dt, & \mu=\int_a^b tf(t)\,dt \\ L(y)=\dfrac{1}{\mu}\int_a^y tf(t)\,dt, & dL=\dfrac{yf(y)}{\mu}dy \end{cases}$$

由式(1)利用分部积分,可以得到以下关系:

$$G(v)=1-\int_0^1 L(F)K(v,F)dF=1-v\int_0^1(1-F)^{v-1}dL(F)=-\frac{v}{\mu}\int_a^b yf(y)\left((1-F)^{v-1}-\frac{1}{v}\right)dy=-\frac{v}{\mu}\mathrm{cov}(y,(1-F)^{v-1}) \tag{3}$$

3. 多项式法。

容易证明:

$$\begin{aligned}&\frac{1}{\mu}\int_a^b((1-F)-(1-F)^v)\,dy\\&=-\frac{v}{\mu}\int_a^b yf(y)\left((1-F)^{v-1}-\frac{1}{v}\right)dy\\&=-\frac{v}{\mu}\mathrm{cov}(y,(1-F)^{v-1})\Leftrightarrow G(v)\\&=\frac{1}{\mu}\int_a^b((1-F)-(1-F)^v)\,dy\end{aligned} \tag{4}$$

协方差法和多项式法最早由Lerman和Yitchaki(1985)给出,他们以类比基尼系数的方式产生多项式方法,并用于推导协方差表达式。

(二)离散收入分布组数据拓展基尼系数算法

对于组数据,设$y_1,y_2,\cdots,y_n$依次为第$1,2,\cdots,n$组人群的平均收入(不妨假定已按递增排列),q_1,$q_2,\cdots,q_n$为相应的人口数,q为总人口数;记$p_i=q_i/q$表示第i组的人口占总人口的比例,简称为第i组的人口份额;让$F_0=0$,F_i称为至第i组的累计人口份额即$F_i=p_1+\cdots+p_i$;另外记$S=q_1y_1+\cdots+q_ny_n$,让$L_0=0$,L_i称为至第i组的累计收入份额即$L_i=(q_1y_1+\cdots+q_iy_i)/S(i=1,2,\cdots,n)$。组数据拓展基尼系数,无法简单地从连续形式中得出。Chotikapanich和Griffiths(2001)将连续收入分布的洛伦茨曲线通过较为复杂的折线化过程,导出了式(1)的组数据离散形式"

$$G(v)=1+\sum_{i=1}^n\frac{L_i-L_{i-1}}{F_i-F_{i-1}}((1-F_i)^v-(1-F_{i-1})^v) \tag{5}$$

1. 收入份额法。

利用分部积分公式将式(1)变形,并进行离散化处理可以得到与式(5)相同的结果,表述为以下各组收入份额的线性组合:

$$G(v)=\sum_{i=1}^n\frac{q_iy_i}{S}\omega_i(v),\ \omega_i(v)=1+\frac{(1-F_i)^v-(1-F_{i-1})^v}{F_i-F_{i-1}} \tag{6}$$

其中组合系数满足$p_1\omega_1+\cdots+p_n\omega_n=0$。由于式(6)是收入份额的线性组合,因此十分方便拓展基尼系数按组群分解和按收入来源分解。

2. 协方差法。

要得到组数据拓展基尼系数的协方差算法,不能简单地将式(3)进行离散化处理。下面给出v=2时组数据基尼系数的协方差形式,可以看出其中的问题。根据式(6)可以得到基尼系数的收入份额法形式:

$$G = \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i y_i}{S} \omega_i, \ \omega_i = F_i + F_{i-1} - 1$$

因而有：

$$G = \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i y_i}{S} (F_i + F_{i-1} - 1)$$
$$= \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i y_i}{q\mu} (F_i + F_{i-1} - 1)$$
$$= \frac{2}{\mu} \sum_{i=1}^{n} p_i y_i \left(\frac{F_i + F_{i-1}}{2} - \frac{1}{2} \right)$$
$$R_i \overset{记}{=} \frac{F_i + F_{i-1}}{2} \longrightarrow G = \frac{2}{\mu} \mathrm{cov}(y_i, R_i)$$

其中 μ 为总体的平均收入。显然 R_i 不同于 F_i，根据收入份额法组合系数的性质，可以得到它满足 $p_1 R_1 + \cdots + p_n R_n = 1/2$，即 R_i 的均值等于 $1/2(i = 1, 2, \cdots, n)$。Kakwani 等人（1997）也给出了这一组数据集中度指数的协方差计算公式，但没有公式的推导过程。对应于组数据拓展基尼系数我们有：

$$G(v) = \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i y_i}{S} \omega_i(v)$$
$$= -\frac{v}{\mu} \sum_{i=1}^{n} p_i y_i \left(\frac{1 - \omega_i(v)}{v} - \frac{1}{v} \right)$$
$$= -\frac{v}{\mu} \mathrm{cov}\left(y_i, \frac{1 - \omega_i(v)}{v} \right) \quad (7)$$

实际上基尼系数的协方差形式在于它的经济含义，即对于连续收入分布它恰好是收入与收入分布函数的协方差，但对于拓展基尼系数这种经济含义除去 v = 2 已经不存在了，与收入对应的只是收入分布函数的函数罢了。因此在组数据中，不必过于刻意于具体形式，最简单的就是把拓展基尼系数表述为收入与组合系数的协方差，组合系数本身就形成了一个分布列，对应的人口份额就是概率，且分布列的均值为 0，即：

$$G(v) = \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i y_i}{S} \omega_i(v) = \frac{1}{\mu} \mathrm{cov}(y_i, \omega_i) \quad (8)$$

3. 回归系数法。

由拓展基尼系数的协方差方法，容易联想到简单一元线性回归模型的斜率估计结果也是协方差，因此可以构造一个简单的一元线性回归模型，使得斜率的估计值恰好等于拓展基尼系数。下面从式（8）出发，利用待定系数法结合加权最小二乘法建立线性回归模型：

$$k y_i t_i = \alpha t_i + \beta \omega_i(v) t_i + \varepsilon_i, \ (i = 1, 2, \cdots, n)$$

其中 k 为待定系数，这里的 ε_i、t_i 分别为误差项和加权函数（取 $t_i^2 = p_i, i = 1, 2, \cdots, n$）。

让误差平方和最小，通过极值求解可以得到截距、斜率参数估计满足的等式：

$$\hat{\alpha} = k\mu, \ \hat{\beta} = \frac{k Cov(y_i, \omega_i)}{\sigma_\omega^2} = \frac{k\mu G}{\sigma_\omega^2} \Rightarrow k = \frac{\sigma_\omega^2}{\mu},$$
$$\hat{\beta} = G, \ \hat{\alpha} = \sigma_\omega^2$$

这样截距、斜率的估计值分别为组合系数的方差和收入拓展基尼系数。因此，设定 k 将 $k y_i$ 关于 ω_i 进行线性回归，使用加权最小二乘法（WLS）估计参数 β 也可以得到基尼系数的计算值。使用的一元线性回归模型为：

$$\frac{\sigma_\omega^2}{\mu} y_i \sqrt{p_i} = \alpha \sqrt{p_i} + \beta \omega_i(v) \sqrt{p_i} + \varepsilon_i,$$
$$(i = 1, 2, \cdots, n) \quad (9)$$

由于回归方程的引入使得我们可以进行参数估计的统计检验，并进一步对拓展基尼系数进行区间估计。

4. 反序表述法。

基尼系数的数据处理要求将收入按递增顺序排列。从计算拓展基尼系数收入份额法的组合系数可以发现，将收入按递减顺序排列其表达式可以变得具体而简化。Donaldson 和 Weymark（1983）将个体数据中的收入从大到小排序，给出了个体数据的拓展基尼系数反序表达式。设个体收入为 $y_1^0 \geqslant y_2^0 \geqslant \cdots \geqslant y_n^0$，那么拓展基尼系数有如下算法：

$$G(v) = 1 - \frac{1}{n^v \mu} \sum_{i=1}^{n} [i^v - (i-1)^v] y_i^0$$

只是该算法并不适用于组数据。对于组数据拓展基尼系数可以导出下面的反序表达式：

$$G(v) = 1 - \frac{1}{n\mu} \sum_{i=1}^{n} \frac{F_i^v - F_{i-1}^v}{p_i} y_i^0 \quad (10)$$

其中人口份额 p_i 和 F_i 都是与个人收入的反序排列相对应的（$i = 1, 2, \cdots, n$）。拓展基尼系数除以上给出的算法外，还可以推导出其他与基尼系数类似的算法，这方面的拓展研究可从基尼系数的其他算法中得到启发。

三、拓展基尼系数的重要性质

现有对拓展基尼系数性质的研究，还主要集中在拓展基尼系数按组群分解和按来源分解等实用技术层面。Lerman 和 Yitchaki（1985）利用拓展基尼系

数的协方差算法，给出拓展基尼系数按收入来源分解的公式，Lazaridis(2000) 将仅适用于个体数据收入来源分解的基尼系数边际效应分析方法(Stark et al.，1986) 推广到拓展基尼系数; 利用式(6) 导出的组数据拓展基尼系数按组群分解和按来源分解的公式，可以将边际效应分析发展成为拓展基尼系数分解研究的一种通用工具。作为一类不平等指数，拓展基尼系数一方面从指数本身应该满足对称性、齐次性、人口无关性、强洛伦茨一致性和零标准化的基本要求(万广华，2004)；另一方面还要考察是否满足不平等指数的公理化设定。利用式(6) 的算法容易验证，拓展基尼系数满足上述 5 条基本要求，下面主要考察拓展基尼系数的公理化性质。

Kakwani(1980) 在贫困测度单调性公理和转移性公理(Sen，1976) 的基础上，提出了不平等指数的单调敏感性公理和转移敏感性公理，建议对转移敏感性公理从两个选项中选择其中一个。社会科学中的公理体系不同于自然科学中的公理化，并不是说不满足某项公理就不能作为测度不平等的指数，而是说一个不平等指数是否具有某一优良属性。因上述公理是针对个体间的收入关系进行讨论的，下面给出拓展基尼系数具体的个体数据表达式:

$$G(\nu) = \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i}{S}\omega_i ,\ \omega_i = 1 + n\left[\left(1-\frac{i}{n}\right)^v - \left(1-\frac{i-1}{n}\right)^v\right]$$

$$S = \sum_{i=1}^{n} y_i ,\ v > 1 \tag{11}$$

1. 单调性公理。

不平等指数的单调性公理，是指在不改变相对收入地位的制度设计下，减少低收入者的收入会增大收入不公平性，增加低收入者的收入会减小收入不公平性。拓展基尼系数满足不平等指数的单调性公理，下面用定理 1 来加以叙述。

定理 1: 设个体收入$\{y_i,\ i=1,2,\cdots,n,\ n\in N\}$满足$0<y_1\leqslant y_2\leqslant\cdots\leqslant y_n$，对于公式(11) 定义的$\{\omega_i,\ i=1,2,\cdots,n\}$和$G(\nu)$，低收入者$k$的收入变化为$\Delta y_k$，记$y_0=0$满足$y_{k-1}\leqslant y_k+\Delta y_k\leqslant y_{k+1}$，若$\Delta y_k<0$，则$\Delta G(\nu)>0$; 若$\Delta y_k>0$，则$\Delta G(\nu)<0$。

证明: 在拓展基尼系数中第k个收入者对应的收入份额组合系数ω_k，根据组合系数的定义性质，低收入者应满足$\omega_k<0$。记$S'=S+\Delta y_k$有:

$$\Delta G(v) = \sum_{i\neq k}\frac{y_i}{S'}\omega_i + \frac{y_k+\Delta y_k}{S'}\omega_k - G(v)$$

$$= \frac{S}{S'}G(v) + \frac{\Delta y_k}{S'}\omega_k - G(v) = -\frac{\Delta y_k}{S'}[G(v) - \omega_k]$$

其中$G(\nu)-\omega_k>0$。因此若$\Delta y_k<0$，则$\Delta G(\nu)>0$; 若$\Delta y_k>0$，则$\Delta G(\nu)<0$。政府设定的最低工资标准、生活保障，以及满足横向公平性(不改变收入地位) 的累进性税收设计，都是改善收入公平性的具体事例。

2. 转移性公理。

不平等指数的转移性公理，是指在不改变相对收入地位的制度设计下，低收入者的收入向高收入者转移支付会增大收入的不公平性，反过来低收入者从高收入者获得转移支付则会改善收入的不公平性。拓展基尼系数也满足不平等指数的转移性公理，下面用定理 2 来加以叙述。

定理 2: 设个体收入$\{y_i,\ i=1,2,\cdots,n,\ n\in N\}$满足$0<y_1\leqslant y_2\leqslant\cdots\leqslant y_n$，对于公式(11) 定义的$\{\omega_i,\ i=1,2,\cdots,n\}$和$G(\nu)$，低收入者$i$和高收入者$j$有$1\leqslant i<j<n$，记$y_0=0$满足$y_{i-1}\leqslant y_i-\Delta y_i\leqslant y_{i+1}$和$y_{j-1}\leqslant y_j+\Delta y_i\leqslant y_{j+1}$; 若$\Delta y_i>0$，则$\Delta G(\nu)>0$; 若$\Delta y_i<0$，则$\Delta G(\nu)<0$。

证明: 由于收入仅仅在低收入者i和高收入者j间转移，n个个体的总收入不变，因为只有第i个个体和第j个个体的收入发生变化，我们有:

$$\Delta G(v) = \frac{\omega_i-\omega_j}{S}(-\Delta y_i) = \frac{\Delta y_i}{S}(\omega_{k+i}-\omega_i) = \frac{n\Delta y_i}{S}\Delta_i(k),\ k=j-i,\ k>0$$

$$\Delta_i(k) = \left(1-\frac{k+i}{n}\right)^v - \left(1-\frac{k+i-1}{n}\right)^v - \left(1-\frac{i}{n}\right)^v + \left(1-\frac{i-1}{n}\right)^v$$

显然$\Delta_i(0)=0\ (j=i)$，对$\Delta_i(k)$关于k求导数得:

$$\frac{\partial\Delta_i(k)}{\partial k} = -\frac{v}{n}\left[\left(1-\frac{k+i}{n}\right)^{v-1} - \left(1-\frac{k+i-1}{n}\right)^{v-1}\right] > 0,\ v>1$$

即$\Delta_i(k)$为k的增函数，所以对$k\geqslant 1$有$\Delta_i(k)>\Delta_i(0)=0$，因此对于$\nu>1$，当$\Delta y_i>0$时，$\Delta G(\nu)>0$; 当$\Delta y_i<0$时，$\Delta G(\nu)<0$。

3. 单调敏感性公理。

不平等指数的单调敏感性公理，是指在不改变

相对收入地位的制度设计下,如果将低收入者的收入向较高收入者转移,低收入者的位次越低带来的收入不公平性越大; 如果低收入者从较高收入者获得转移支付,低收入者的位次越低带来的收入不公平性就越小。拓展基尼系数也满足不平等指数的单调敏感性公理,单调敏感性实为转移性公理下的单调敏感性,下面用定理 3 来加以叙述。

定理 3: 设个体收入$\{y_i, i=1,2,\cdots,n, n\in N\}$满足$0<y_1\leqslant y_2\leqslant\cdots\leqslant y_n$,对于公式(11)定义的$\{\omega_i, i=1,2,\cdots,n\}$和$G(\nu)$,低收入者$i$和高收入者$j$有$1\leqslant i<j<n$,记$y_0=0$满足$y_{i-1}\leqslant y_i-\Delta y_i\leqslant y_{i+1}$和$y_{j-1}\leqslant y_j+\Delta y_i\leqslant y_{j+1}$; 若$\Delta y_i>0$,则$\Delta G(\nu)>0$且为$i$的减函数; 若$\Delta y_i<0$,则$\Delta G(\nu)<0$且为$i$的增函数。

证明: 在定理 2 的证明过程中,已经论证了转移支付下的拓展基尼系数的符号变化,现在主要考虑其强度变化的单调性:

$$\Delta G(v)=\frac{\Delta y_i}{S}(\omega_j-\omega_i)=\frac{n\Delta y_i}{S}\Delta(i,j)$$

$$\Delta(i,j)=\left(1-\frac{j}{n}\right)^v-\left(1-\frac{j-1}{n}\right)^v-\left(1-\frac{i}{n}\right)^v+\left(1-\frac{i-1}{n}\right)^v$$

将$\Delta(i,j)$关于i求偏导数,对于固定的j有:

$$\frac{\partial\Delta(i,j)}{\partial i}=\frac{v}{n}\left[\left(1-\frac{i}{n}\right)^{v-1}-\left(1-\frac{i-1}{n}\right)^{v-1}\right]<0, v>1$$

即$\Delta(i,j)$为i的减函数,因此对于$\nu>1$,当$\Delta y_i>0$时,$\Delta G(\nu)>0$且为i的减函数; 当$\Delta y_i<0$时,$\Delta G(\nu)<0$且为i的增函数。

4. 转移敏感性公理。

不平等指数的转移敏感性公理,是指在不改变相对收入地位的制度设计下,让收入位次差距一定的每对穷人和富人进行转移支付,被转移收入的穷人其位次越低,收入的不公平性越大; 获得转移支付的穷人其位次越低,收入的不公平性越小。与单调敏感性公理不同,转移敏感性公理对高收入者进行了位次差距约束,因此要求更高。当$\nu>2$时,拓展基尼系数满足转移敏感性公理,下面用定理 4 来加以叙述。

定理 4: 设个体收入$\{y_i, i=1,2,\cdots,n, n\in N\}$满足$0<y_1\leqslant y_2\leqslant\cdots\leqslant y_n$,对于公式(11)定义的$\{\omega_i, i=1,2,\cdots,n\}$和$G(\nu)$,低收入者$i$有$1\leqslant i<n$,记$y_0=0$满足$y_{i-1}\leqslant yi\text{-}dyi\leqslant y_{i+1}$和$y_{i+k-1}\leqslant y_{i+k}+dy_i\leqslant y_{i+k+1}$,$k$为固定的自然数($i+k\leqslant n$)。当$\nu>2$时,若$\Delta y_i>0$,则$\Delta G(\nu)>0$且为$i$的减函数; 若$\Delta y_i<0$,则$\Delta G(\nu)<0$且为$i$的增函数。

证明: 在定理 2 的证明过程中,已经论证了转移支付下的拓展基尼系数的符号变化,现在主要考虑其位次差距约束下强度变化的单调性:

$$\Delta G(v)=\frac{\Delta y_i}{S}(\omega_{k+i}-\omega_i)=\frac{n\Delta y_i}{S}\Delta_i(k)$$

$$\Delta_i(k,\nu)=\left(1-\frac{i+k}{n}\right)^v-\left(1-\frac{i+k-1}{n}\right)^v-\left(1-\frac{i}{n}\right)^v+\left(1-\frac{i-1}{n}\right)^v$$

根据在定理 2 证明过程中的结果,有: 当$\nu>1$时$\Delta_i(k,\nu)>0$(前面没有把ν列为一个变量)。下面对$\Delta_i(k,\nu)$关于i求导数,可以得到:

$$\frac{\partial\Delta_i(k,\nu)}{\partial i}=-\frac{v}{n}\left[\left(1-\frac{k+i}{n}\right)^{v-1}-\left(1-\frac{k+i-1}{n}\right)^{v-1}-\left(1-\frac{i}{n}\right)^{v-1}+\left(1-\frac{i-1}{n}\right)^{v-1}\right]=-\frac{v}{n}\Delta_i(k,v-1)$$

因此当$\nu-1>1$,即$\nu>2$时,$\Delta_i(k,\nu-1)>0$也成立。于是导出$\Delta_i(k,\nu)$对于固定的 k 是 i 的减函数,说明当$\Delta y_i>0$时,$\Delta G(\nu)$为 i 的减函数; 当$\Delta y_i<0$时,$\Delta G(\nu)$为 i 的增函数。注意到当$\nu=2$时$\Delta_i(k,1)=0$,因此基尼系数并不满足转移敏感性公理。拓展基尼系数正是通过对收入赤字的加权处理($\nu>2$)满足转移敏感性公理①,从而改善了基尼系数作为不平等指数的合理性。

从以上的讨论可以获得这样的结论,拓展基尼系数满足单调性、转移性、单调敏感性等公理,当$\nu>2$时还满足转移敏感性公理,因此它是一个具有优良特性的不平等指数,也说明拓展基尼系数作为一种不平等指数有其自身的合理性。

四、健康不平等指数的拓展

健康不平等问题近 20 年来一直受到了国内外卫生经济学者的关注,Wagstaff 等人(1991)对测度健康不平等的方法进行了归纳和比较,在极差、基尼系数、伪基尼系数、平均差异指数、回归斜率、集中度指数 6 种方法中,他们更倾向于回归斜率和集中度

① 转移敏感性有两种定义,一种是关于收入位次差距固定,另一种是关于收入差距固定,见 Kakwani(1980)。

指数,实际上回归斜率是集中度指数的协方差形式[①]。显然,相关研究者对社会经济状态下的健康不平等更为关注,集中度指数能够很好地满足这一要求(Kakwani et al. ,1997) 。Wagstaff(2002) 类比拓展基尼系数,将拓展集中度指数引入了健康不平等的研究。

(一) 健康不平等的拓展集中度指数

收入基尼系数可以用 2 倍的单位正方形中的洛伦茨曲线与对角线围成的面积直观表述,而洛伦茨曲线是在人均收入按递增排序下,由以累计人口份额为横坐标,累计收入份额为纵坐标的点形成的; 如果考虑收入有若干种来源,用其累计收入份额代替曲线中的总体累计收入份额,横坐标并不改变,那么计算出来的指数就是伪基尼系数; 将收入指标替换为健康指数,按健康水平排序,相应地就可以定义健康不平等的基尼系数和伪基尼系数。如果其水平的递增顺序排列,或按数据采集先后排序,任意两个变量累计份额的类比洛伦茨曲线称为集中度曲线,对应的指标就称为集中度指数。不同于基尼系数介于 0 ~1 之间的性质,集中度指数可正可负更为灵活,且介于 －1 ~1 之间。例如,按人均收入水平递增的顺序排列,以累计收入份额为横坐标,累计健康份额为纵坐标,可以定义与收入相关的集中度指数,得到与收入相关的健康不平等指数。显然基尼系数、伪基尼系数都可以视为集中度指数的特例,而收入份额法同样适用于集中度指数。Wagstaff(2002) 引入的拓展集中度指数可以表述为:

$$C(v) = 1 - \frac{v}{n\mu}\sum_{i=1}^{n} y_i (1 - R_i)^{v-1}$$

$$R_i = \frac{2i-1}{2n},\ v > 1 \tag{11}$$

其中 y 为健康指标,是按个体收入水平递增的顺序排列的。作者将拓展集中度指数应用于对健康不平等的研究,由于可以同时考虑平均健康水平与健康公平性因素,作者类比基尼系数的社会福利含义,还定义了健康绩效指数:

$$I(v) = [-C(v)]\mu = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i v (1 - R_i)^{v-1} \tag{12}$$

其中的不平等厌恶参数 ν 的取值,取决于政策制定者或研究者的态度。当取值 $\nu = 2$ 时,拓展集中度指数就是标准的集中度指数; 当取值 $\nu < 2$ 且趋向于 1 时,表明不关心或漠视公平性; 当取值 $\nu > 2$ 且增大时,表明更重视健康不平等。因此,健康不平等的拓展集中度指数引入了人们对道德伦理的考量,融合了经济学、流行病学和公共卫生等学科。常用的健康指数有死亡率,如 5 岁以下儿童死亡率、孕产妇死亡率; 儿童保健情况,如 5 岁以下重度营养不良比重、新生儿 2. 5 公斤以下比量; 疾病暴露人群患病率,自评价健康指标等。

Wagstaff(2002) 的创新性工作对健康不平等的研究产生了积极的影响,国内外大多数对健康不平等的研究都借鉴了他的算法和范式。只是式(11) 的推导并不严密,公式只有在个体数据充分多的情况下才近似成立。主要原因是作者忽略了连续分布与离散分布的差异,出现了前面推导式(7) 过程中提出应注意的问题。由于个体数据仅仅是组数据的特例,下面给出组数据的拓展集中度指数公式。

定义 1: 拓展集中度指数由下面的式子给出:

$$C(v) = 1 - \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i y_i}{S} w_i(v)$$

$$w_i(v) = \frac{(1 - F_{i-1})^v - (1 - F_i)^v}{p_i},\ v > 1 \tag{13}$$

其中 F_i 是累计人口份额,对应于人均收入递增排序。式(13) 可以由式(6) 直接得到。

定义 2: 健康不平等测度对应于拓展集中度指数的健康绩效指数为:

$$I(v) = \sum_{i=1}^{n} y_i [(1 - F_{i-1})^v - (1 - F_i)^v] \tag{14}$$

容易验证,当 $\nu = 1$ 时,I(1) 的健康绩效值就是所有人口的平均健康水平。类似拓展基尼系数,组数据的收入份额法、协方差法、回归系数法等计算公式也适用于拓展集中度指数。由于拓展集中度指数可以比拓展基尼系数更为灵活,因而还有更大的拓展空间,对其性质的探索仅仅是个开始。从实际应用角度看,利用回归系数法可以通过加权最小二乘估计,获得拓展集中度指数及其区间估计。

(二) 我国 2010 年地区间孕产妇保健的不平等分析

数据来源于 2011 年和 2005 年的《中国卫生统计年鉴》,妇幼保健部分的《各地区孕产妇保健情况》,使用的指标为孕产妇死亡率中的市级、县级和合计数,还有各地区的活产数。首先利用活产数、合

① 在本文中将回归斜率法称为回归系数法。

计的死亡率推算总的孕产妇人数，即暴露人口总数；然后利用联立方程组求解暴露总人口中的市、县两级的暴露人口数。同时考虑高危产妇比重指标，得到基础的地区分析数据。2004 年是我国发生“非典”后的第 1 年，一般认为“非典”后我国政府在改善公共医疗公平性方面进行了较大的努力。表 1 给出相关指标的描述统计量。

表 1　我国孕产妇的高危比重与死亡率描述统计

类型	2004				2010			
	最大值	最小值	平均值	总人数	最大值	最小值	平均值	总人数
高危产妇	34.5%	6.1%	12.38%	1348860	42.6%	7.2%	17.12%	2434206
总体死亡	310.4	10.8	45.2	4922	174.8	3.6	19.2	2737
市级死亡	120.3	9.8	29.8	1367	69.4	4.9	15.8	959
县级死亡	321.6	7.2	56.3	3555	179.4	1.8	21.8	1778

注: 死亡率为每 10 万人的死亡人数，总人数的单位为人; 2004 年暴露人口为 10897536 人，2010 年为 14221394 人。

从表 1 可以看出，2010 年各地区高危产妇占全部产妇的比重平均为 17.12%，高出 2004 年的 12.38% 近 5 个百分点，其中 2010 年最高的 4 个地区依次为浙江(42.6%) 、天津(36.2%) 、北京(35%) 和江苏(33.8%) ; 最低的 4 个地区依次为西藏(7.2%) 、海南(9.2%) 、青海(9.8%) 和贵州(10.6%) 。说明高危产妇比重高的地区都集中在经济发达的省份，而高危产妇通常具有年龄大、工作强度高等特点，事实上，这些地区由于经济的快速发展，市场竞争更为激烈，年轻人为使自己更具有竞争力，为后代营造更好的物质条件，更多地选择晚婚晚育; 而高危产妇比重低的地区则经济相对落后，市场化程度低，工作生活压力较小。2010 年各省高危产妇的比重明显高于 2004 年，表明这种状况在进一步加剧。从孕产妇死亡率的变化看，2010 年每 10 万人中的孕产妇死亡人数由 2004 年的 45.2 人下降到 19.2 人，县级的孕产妇死亡率与市级相比下降幅度更大，差距明显缩小，表明我国“非典”后县市两级的医疗卫生条件有了极大的改善。

下面将各地区的高危孕妇比重、总体、市级及县级孕产妇死亡率按人均地区生产总值 GDP，从小到大排序，计算与收入相关的拓展集中度指数。其中各地区的全部年末人口数、GDP 取自相应年度的《中国统计年鉴》。不平等厌恶参数分别取 1.5、2、4、6 和 8，结果列于表 2。高危产妇比重表现为倾向(亲) 富人的不平等，即经济发达地区的女性生育时发展为高危孕妇的可能性更大，这与统计描述的结果是一致的。孕产妇死亡率则体现为倾向穷人的不平等，无论在市级还是在县级，即经济欠发达地区的孕产妇死亡率要高于经济发达地区。从不平等厌恶参数对应的不平等指数来看，总体上不平等指数都随着研究者厌恶程度的提高而上升; 与“非典”结束的 2004 年相比较，2010 年的高危孕产妇不平等指数都有一定程度的上升，市级孕产妇死亡率都有一定程度的下降，县级的孕产妇死亡率则在不减小经济欠发达地区权重的情况下($\nu \geq 2$) ，不平等程度都有一定程度的上升。

利用式(9) 同样可以通过一元线性方程模型，得到高危产妇比重、孕产妇死亡率与收入相关的拓展集中度指数，并由线性回归方程得到各拓展集中度指数的标准差，最终给出它们的区间估计。表 3 为各健康指标拓展集中度的标准差，根据不同的显著性水平由拓展集中度指数和标准差就能计算其区

表 2　我国孕产妇与地区收入相关的高危与死亡集中度指数

类型	2004					2010				
	$\nu=1.5$	$\nu=2$	$\nu=4$	$\nu=6$	$\nu=8$	$\nu=1.5$	$\nu=2$	$\nu=4$	$\nu=6$	$\nu=8$
高危产妇	0.0934	0.1263	0.1401	0.1405	0.1462	0.0899	0.1268	0.1644	0.1783	0.1875
总体死亡	-0.1365	-0.2242	-0.3912	-0.4768	-0.5465	-0.1188	-0.1977	-0.3778	-0.4906	-0.5775
市级死亡	-0.1263	-0.2142	-0.3977	-0.4778	-0.5279	-0.1187	-0.1970	-0.3520	-0.4292	-0.4901
县级死亡	-0.1091	-0.1722	-0.2883	-0.3614	-0.4249	-0.1051	-0.1758	-0.3512	-0.4616	-0.5369

表 3　我国孕产妇与地区收入相关的高危与死亡集中度指数的标准差

类型	2004					2010				
	$\nu=1.5$	$\nu=2$	$\nu=4$	$\nu=6$	$\nu=8$	$\nu=1.5$	$\nu=2$	$\nu=4$	$\nu=6$	$\nu=8$
高危产妇	0.0256	0.0447	0.0957	0.1290	0.1552	0.0226	0.0395	0.0849	0.1152	0.1392
总体死亡	0.0329	0.0536	0.1118	0.1533	0.1859	0.0366	0.0595	0.1179	0.1578	0.1899
市级死亡	0.0200	0.0310	0.0662	0.0975	0.1237	0.0243	0.0393	0.0827	0.1152	0.1409
县级死亡	0.0344	0.0569	0.1162	0.1559	0.1867	0.0410	0.0667	0.1301	0.1732	0.2085

间估计的左右端点。

根据标准差的估算结果，对于给定的 5% 的显著性水平，可以得到各健康指标拓展集中度指数的区间估计。如 2010 年高危产妇与收入相关的集中度指数为 0.1268，标准差为 0.0395，于是相应的区间估计为(0.0494，0.2042)。从表 3 可以发现，各健康指标与收入相关的拓展集中度指数的标准差，随着不平等厌恶参数的增大而增大，即拓展集中度指数的区间估计的长度变长。

五、税收的拓展累进性指数

基于量能课税的原理，国内外经济学者对税收调节收入分配公平性的作用进行了研究。Kakwani(1977)在税收不改变纳税人相对收入地位的设定下，从税前税后基尼系数的增量中提取了一个因子，它等于按税前人均收入递增排序的税收集中度指数与税前收入基尼系数的差值，该因子被称为测度税收累进性的 K 指数。几乎与此同时，Suits(1977)也按税前人均收入递增顺序排列，以累计收入份额 L_i 为横坐标，累计税收份额 T_i 为纵坐标构造了类比洛伦茨曲线(L_i，T_i)($i = 1,2,\cdots,n$)，计算相应的不平等指数用于测度税收的累进性，后来被称为税收累进性的 S 指数。下面利用拓展集中度指数，将这两个税收累进性测度进行拓展研究，并给出一个新的税收累进性测度。

1. 税收累进性的拓展 K 指数。

Kakwani(1977)的税收累进性测度指数可以用收入份额法表示为:

$$K = C_T - G = \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i T_i}{S_T}(F_i + F_{i-1} - 1) - \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i y_i}{S_y}(F_i + F_{i-1} - 1) \qquad (15)$$

其中 y_i、T_i 分别表示第 i 组的人均税前收入和人均税收额，F_i 仍然表示对应于人均税前收入递增排序的累计人口份额($i = 1,2,\cdots,n$)。利用拓展基尼系数和拓展集中度指数的定义，把式(15)进行拓展，可以得到税收累进性的拓展 K 指数。

定义 3: 税收拓展集中度指数与税前收入拓展基尼系数之差，称为拓展 K 指数。即:

$$K(v) = C_T(v) - G(v) = \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i T_i}{S_T}\omega_i(v) - \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i y_i}{S_y}\omega_i(v) \qquad (16)$$

其中 ω_i($i = 1,2,\cdots,n$)由式(6)给出。

2. 税收累进性的拓展 S 指数。

利用收入份额法，Suits(1977)的税收累进性测度指数可以表示为:

$$S = \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i T_i}{S_T}(L_i + L_{i-1} - 1) \qquad (17)$$

其中 L_i、T_i 分别表示对应于人均税前收入递增排序的，至第 i 组的累计人口份额和累计税收份额($i = 1,2,\cdots,n$)。

定义 4: 税收拓展 S 指数由下面的式子给出:

$$S(v) = \sum_{i=1}^{n} \frac{q_i T_i}{S_T}\omega_i(v),\ \omega_i(v) = 1 + \frac{(1 - L_i)^v - (1 - L_{i-1})^v}{L_i - L_{i-1}},\ v > 1 \qquad (18)$$

显然，收入份额法在不平等厌恶参数仅出现在组合系数中，因而处理起来十分方便。

3. 新的税收累进性测度。

根据组数据拓展基尼系数相对边际效应的定义，税前收入可以分解为税后收入、税收两部分，税收关于拓展基尼系数的边际效应 M 可以表示为:

$$M(v) = s(T) - \frac{S_T}{S_y},\ s(T) = \frac{1}{G(v)}\sum_{i=1}^{n} \frac{q_i T_i}{S_y}\omega_i(v) \qquad (19)$$

其中 y 表示税前收入，S_T/S_y 为平均税率，$s(T)$ 是税收对税前收入基尼系数的贡献率。ω_i($i = 1,2,\cdots,n$)则由式(6)给出。可以证明税收边际效应与 K 指数满足以下关系:

$$K(v) = \frac{S_y}{S_T}\left(s(T) - \frac{S_T}{S_y}\right)G_y = \frac{S_y}{S_T}M(v)\,G_y$$

说明税收边际效应 M 与拓展 K 指数的符号一致。因此，税收边际效应 M 可以用于测度税收的累进性，这里称之为 M 指数，M 指数大于 0 等价于“税收是累进的”。

定义 5: 税收关于税前收入拓展基尼系数的贡献率与税收收入份额之差，称为税收累进性的拓展 M 指数。

税收累进性的拓展 M 指数，其计算方法由式(18)给出。让不平等厌恶参数等于 2，就可以得到普通 M 指数的定义。

定义 6: 税收累进性的 M 指数为:

$$M = s(T) - \frac{S_T}{S_y},\ s(T) = \frac{1}{G}\sum_{i=1}^{n} \frac{q_i T_i}{S_y}(F_i + F_{i-1} - 1) \qquad (20)$$

它赋予了税收累进性新的经济含义，即税收关

于税前收入基尼系数的贡献率大于平均税率。由于各税种的税前收入基尼系数贡献率是可加的，各税种的平均税率也是可加的，因此各税种的 M 指数具有可加性。作为测度税收累进性的新方法，M 指数的可加性比 K 指数、S 指数的各税种收入份额的加权平均更为便捷。

4. 我国 2010 年地区收入各税项的累进性。

下面考察各种税收的拓展累进性测度关于截面数据的适用性。这里使用了 2010 年 31 个省市自治区(不含港澳台) 的地区生产总值(GDP) 、财政收入中各税种分项收入数据、年末人口数的数据，这些数据直接取自 2011 年《中国统计年鉴》中的相关数表。表 4 给出了地区收入(以 GDP 为代理变量) 地方税收各税种的累进性测度，它们分别由拓展 S 指数、拓展 K 指数、新的税收累进性拓展 M 指数的定义，以及基尼系数增量的计算公式得到。

不平等厌恶参数分别取值为 1.5、2 和 4，根据表 4 的计算结果可以发现，拓展 K 指数不是随着参数取值增大而增大，如总税收的拓展 K 指数呈倒 U 型的变化，由于拓展 K 指数等于税收拓展集中度指数减去税前收入拓展基尼系数的差值，两个部分都受到了参数取值的影响，因而出现了增减变化同时存在的情形; 拓展 S 指数或呈现增大变化趋势，或者相反，它类比洛伦茨曲线，仅横坐标受不平等厌恶参数取值的影响，或表现为随参数取值的增大而增大，即增大了税收的累进性质(如营业税) ，或随参数取值的增大而减小，即增大税收的累退性质(如资源税) 。需要特别指出的是，其中城市维护建设税的标准累进性测度($\nu=2$) ，K 指数是累退的，S 指数是累进的，出现两种相反的结论。由于基尼系数增量小于 0，可以认为 S 指数不及 K 指数稳健。

拓展集中度指数对于研究者来说，通常希望加大低收入者权重能够增大不平等。因此，对于税收拓展累进性测度，预期随着不平等厌恶参数的增大税收累进性减弱。本文提出的新的测度税收累进性 M 指数，其计算结果很好地满足了随着参数取值的增大税收累进性减弱的性质。拓展 M 指数等于税收关于税前收入拓展基尼系数的贡献率减去税收收入份额，仅贡献率随着参数取值变化，因此呈现一定的规律性。由于 M 指数具有可加性，各税种的税收累进性可以通过叠加得到总税收的累进性指数，因而作为税收的标准累进性测度($\nu=2$) ，我们更倾向于采用税收边际效应的 M 指数，M 指数不仅具有可加性的便利，而且以上分析表明它比 K 指数、S 指数更为稳健。

六、结论

本文在连续收入分布拓展基尼系数的基础上，对组数据拓展基尼系数的算法进行了更为深入的研究，提出了拓展基尼系数三种新的计算方法: 协方差法、回归系数法和反序描述法。对拓展基尼系数的公理化性质进行了探索，发现它满足单调性公理、转移性公理和单调敏感性公理，当 $\nu>2$ 时还满足转移

表 4　　我国 2010 年地区国民生产总值(GDP) 地方税收各税种的拓展累进性测度

税种	基尼系数增量	$\nu=1.5$			$\nu=2$			$\nu=4$		
		M 指数	K 指数	S 指数	M 指数	K 指数	S 指数	M 指数	K 指数	S 指数
总税收	0.0083	0.0450	0.0874	0.0915	0.0343	0.1040	0.1273	0.0228	0.0958	0.1475
增值税	0.0010	0.0055	0.0670	0.0682	0.0045	0.0852	0.0996	0.0033	0.0880	0.1256
营业税	0.0023	0.0142	0.0823	0.0890	0.0100	0.0904	0.1172	0.0057	0.0705	0.1220
企得税	0.0025	0.0135	0.1701	0.1745	0.0108	0.2111	0.2482	0.0080	0.2176	0.3050
个得税	0.0010	0.0055	0.1802	0.1873	0.0043	0.2179	0.2612	0.0030	0.2151	0.3115
资源税	-0.0002	-0.0011	-0.1674	-0.1628	-0.0010	-0.2281	-0.2533	-0.0008	-0.2576	-0.3408
城建税	-0.0001	0.0001	0.0047	0.0118	-0.0002	-0.0122	0.0035	-0.0006	-0.0511	-0.0301
房产税	0.0003	0.0018	0.1247	0.1239	0.0015	0.1646	0.1875	0.0012	0.1785	0.2454
印花税	0.0002	0.0009	0.1170	0.1180	0.0008	0.1506	0.1728	0.0006	0.1624	0.2221
地用税	0.0001	0.0003	0.0188	0.0092	0.0005	0.0499	0.0376	0.0007	0.0890	0.0942
地增税	0.0005	0.0025	0.1240	0.1225	0.0021	0.1661	0.1884	0.0017	0.1804	0.2492
车船税	0.0000	0.0001	0.0160	0.0157	0.0001	0.0215	0.0235	0.0000	0.0243	0.0332
耕地税	-0.0003	-0.0013	-0.0952	-0.0898	-0.0012	-0.1377	-0.1428	-0.0012	-0.1838	-0.2102
契税	0.0007	0.0036	0.0922	0.0937	0.0029	0.1159	0.1377	0.0020	0.1130	0.1679
其他	-0.0001	-0.0006	-0.4485	-0.3746	-0.0006	-0.7816	-0.7030	-0.0008	-1.2939	-1.2728

注: 这里国内增值税简称增值税 "企得税"、"个得税"即为企业所得税、个人所得税 "城建税"、"地用税"、"地增税"、"耕地税"即为城市维护建设税、城镇土地使用税、土地增值税和耕地占用税 "其他"表示除以上之外的其他税收。

敏感性公理。

将不平等厌恶参数进一步引入到拓展集中度指数，纠正了原有的个体数据拓展集中度指数计算公式中存在的错误，给出了组数据健康不平等指数和健康绩效评价的计算公式；将组数据集中度指数应用于我国 2004、2010 年孕产妇保健的健康不平等研究，发现高危产妇具有倾向于富人的不平等，即经济发达地区的孕妇更容易成为高危的孕产妇。但孕产妇死亡具有倾向于穷人的不平等，即经济欠发达地区孕产妇有更高的死亡率，市级和县级的地区间孕产妇死亡率表现为倾向于穷人的不平等，而县级的孕产妇死亡率的不平等高于市级，说明经济发达地区拥有更多的医疗资源。2010 年与 2004 年的对比分析表明，高危孕产妇比重的地区不平等有进一步加大的趋势，说明经济发达地区女性的工作压力出现增大趋势；但孕产妇死亡率的地区间不平等，无论市级和县级都趋于改善，说明地区间医疗资源的差距出现缩小趋势。

将不平等厌恶参数引入到税收的累进性测度，定义了拓展 K 指数和拓展 S 指数，同时利用税收边际效应给出了一种新的税收累进性拓展 M 指数，它与拓展 K 指数具有完全相同的符号，具有可加性。对我国 2010 年地区财政收入中的各种税收进行累进性分析，发现总税收关于地区收入在地区间是累进的，增值税、营业税、企业所得税和个人所得税都是累进的。实证中通过对标准累进性($\nu=2$) 的分析和比较，发现 K 指数比 S 指数更为稳健，M 指数作为一种新的税收累进性测度，因其具有可加性、稳健性等特点，更受研究者关注，它提供了税收累进性的一种新的经济含义：税收关于税前收入基尼系数的贡献率大于平均税率。

参考文献

[1] 戴平生，林文芳. 拓展基尼系数及其居民消费应用研究 [J]. 统计研究，2012(6)：18 – 26.

[2] Chakravarty S. R. Extended Gini Indices of Inequality [J]. International Economic Review，1988(1)：147 – 156.

[3] Chotikapanich D.，Griffiths W. On Calculation of the Extended Gini Coefficient [J]. Review of Income and Wealth，2001(4)：541 – 547.

[4] Donaldson D.，Weymark J. A. A Single Parameter Generalization of the Gini Indices of Inequality [J]. Journal of Economic Theory，1980(1)：67 – 86.

[5] Donaldson D.，Weymark J. A. Ethically Flexible Gini Indices for Income Distributions in the Continuum [J]. Journal of Economic Theory，1983(2)：353 – 358.

[6] Kakwani，N. C.，"Measurement of Tax Progressivity：An International Comparison"，The Economic Journal，1977，87(345)，71 – 80.

[7] Kakwani N. C. On a class of poverty measures [J]. Econometrica，1980(2)：437 – 446.

[8] Kakwani N. C.，Wagstaff A.，Van Doorslaer E. Socioeconomic Inequalities in Health：Measurement Computation，and Statistics Inference [J]. Journal of Econometrics，1997(77)：87 – 103.

[9] Lazaridis P. Decomposition of Food Expenditure Inequality：An Application of the Extended Gini Coefficient to Greek Micro-Data [J]. Social Indicators Research，2000(52)：179 – 193.

[10] Lerman R. I.，Yitzhaki S. Income Inequality Effects by Income Source：A New Approach and Applications to the United States [J]. The Review of Economics and Statistics，1985(1)：151 – 156.

[11] Sen A. K. Poverty：An Ordinal Approach to Measurement [J]. Econometrica，1976(2)：219 – 231.

[12] Stark O.，Taylor J. E.，Yitzaki，S. Remittances and inequality [J]. The Economic Journal，1986(383)：722 – 740.

[13] Suits D. B. Measurement of Tax Progressivity [J]. The American Economic Review，1977(4)：747 – 752.

[14] Wagstaff，A.，P. Paci，and E. Van Doorslaer，"On the Measurement of Inequalities in Health"，Social Science and Medicine，1991，(33)，545 – 557.

[15] Wagstaff A. Inequality Aversion，Health Inequalities and Health Achievement [J]. Journal of Health Economics，2002(4)：627 – 641.

[16] Yitzhaki S. On an Extension of the Gini Index [J]. International Economic Review，1983(3)：617 – 628.

作者简介

戴平生，男，广东兴宁人，2004 年毕业于厦门大学统计系，获经济学博士学位，现为厦门大学经济学院副教授、硕士生导师，教育部计量经济学重点实验室(厦门大学)、福建省统计科学重点实验室(厦门大学)兼职研究员。研究方向为数量经济学、经济统计。

(责任编辑：程　晞)