

不平等的度量与分解

万广华*

摘要 本文从实证研究需要的角度,较为完整地叙述了收入分配的度量及其分解,包括常用不平等指数的构建和计算,随机占优分析,以及基尼系数、泰尔指数和基于回归方程的分解。虽然没有对应用性文献进行综述,但简要讨论了研究我国不平等时应该注意的主要问题。

关键词 不平等指数,收入分配,基于回归方程的分解

一、引言

在现实生活中,不平等几乎无处不在。比如说各人健康状况不同、各地气候存在差异、各年龄组的工作经历和社会资本有别。当然,经济学和社会学界关注较多的是经济变量的不平等,尤其是收入的不平等。从根本上说,生活质量、幸福程度或福利水平的不平等最为重要,但它们的度量至今仍存在不少理论和应用上的问题。在一定条件下,特别是对发展中国家而言,收入是决定幸福和福利的极为重要的因素,所以本文主要讨论收入不平等的度量和分解。但文中所涉及的概念、原理和方法也可用来度量和分解其他变量的不平等。

不平等(包括收入不平等)的存在是导致不少社会、经济、甚至政治问题的根本原因。严重的不平等往往被上升为不公平,而如果有相当比例的人感受到不公平时,与之相关的不平等就会带来犯罪、骚乱甚至暴动。针对我国的实证研究表明,收入不平等对国民经济的增长不利(Wan *et al.*, 2006),对人们的健康也是有害的(Li and Zhu, 2006),还影响内需、增加贫困(万广华, 2008)。当然,绝对的平等也是不公平的。究竟不平等维持在什么程度为最佳是个极难解答的问题。至于用基尼系数等于0.4作为警戒线,则很值得商榷,因为一个社会对不平等的接纳程度既取决于它的文化和历史,又取决于不平等的动态演变过程,还与政府的一系列政策密切相关。

毋庸置疑,可以从不同的角度或层面研究不平等。但测算不平等的高低

* 云南财经大学财政与经济学院。通信地址:云南省昆明市龙泉路237号,650221;E-mail:guanghuawan@yahoo.com。作者衷心感谢姚洋教授在本文写作过程中的支持与建议。

和变化趋势,并寻找影响不平等的原因是最为基础的。所以,本文将注重不平等的度量和分解。由于文献浩瀚,我们以评述经典文献为主,实证和有关中国不平等研究的成果将留待他人加以综述。

二、不平等的度量

不平等的度量听上去很简单,无非是指某个变量在人们之间的差异,但仔细考虑一下并非如此。举一个极其简单的例子,设三个人的收入为(4, 4, 1),通过再分配,他们的收入变为(4, 3, 2)。欲比较这二个收入分配状况似乎并不是那么简单。特别地,如果贫困线为3.5,再分配还使贫困人口增加了。众所皆知,在大多数情况下,用于研究收入分配的样本规模不可能为三,往往是成百上千,甚至数以万计。

(一) 早期文献

有关不平等的文献可以追溯到李嘉图的要素收入分配理论(Richardo, 1817)。该理论的核心是,利息、利润源于资本要素,工资源于劳动要素,地租源于土地要素。根据古典经济学理论,利息由资本家获得,工资由劳动者获得,而地租则由地主获得。所以要素收入分配基本上能体现国民收入在不同社会阶层之间的分布。亚当·斯密在《国富论》中虽然提出了产品价格是由要素收入决定的,但他并未明确提出要素收入分配理论(Schumpeters, 1954)。

18世纪末期以来,资本家、工人和地主之间的界限变得越发模糊,因为这三者都可能进行投资以获得利润,也都可能提供劳动力以获取工资,以至于Kaldor(1955)在他的新要素收入分配理论里明确提出了工人利润的概念。再后来,人力资本的概念被引进经济学,这样一来,要素收入分配便很难反映一个国家的收入分配或其不平等状况了。

如果说李嘉图从宏观的角度开创了收入分配研究的先河,那么帕累托则是从微观层面研究收入不平等的鼻祖。他第一次提出了用统计(密度或分布)函数描述收入分配的理论。后来基尼构建了著名的基尼系数。再后来,人们又提出了动态占优分析方法。

(二) 统计分布方法

收入作为一个变量,必定有与之对应的统计分布函数。只要知道了这些函数的形式及其性质,就可以借用数学和统计工具对收入分布进行分析。最早提出用统计方法研究不平等的是Pareto(1895),他的理论推导源于对收入分配数据的实证观察。这与柯布-道格拉斯生产函数的产生同出一辙。

用 Y 代表收入变量,与之对应的观察值用 y 表示,将样本规模为 N 的收

入观察值从小到大排序，并以 y_1, \dots, y_N 来代表 (y_N 为最高收入， y_1 为最低收入)，这时我们可以得到如图 1 所示的累积分布函数。

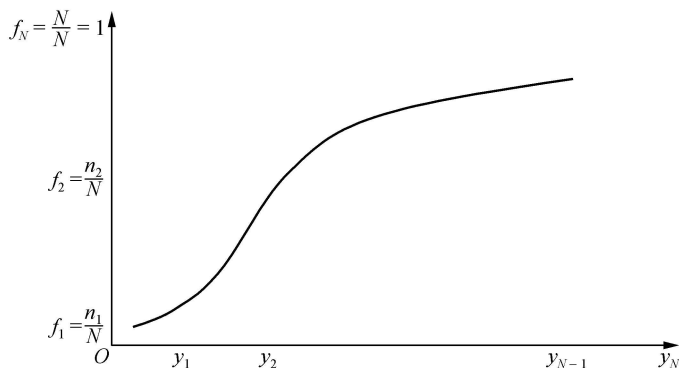


图 1 收入的累积分布函数

图 1 中， n_1, n_2, \dots, N 代表收入少于或等于 y_1, y_2, \dots, y_N 的人数。比如说，第一组有 n_1 人，他们的收入小于或等于 y_1 ；第二组有 n_2 人（包含第一组的 n_1 人），他们的收入小于或等于 y_2 。显然，最后一组有 N 人（即包含整个样本），因为所有人的收入都小于或等于 y_N 。

为得到图中的经验曲线，Pareto (1895) 将 n 与 y 之间的数量关系设定为对数线性的：

$$\log n_j = A + \alpha \log y_j,$$

即

$$n_j = e^A y_j^\alpha = B y_j^\alpha, \quad (1)$$

当 $Y = y_N$ 时，有：

$$N = B y_N^\alpha, \quad (2)$$

将 (1) 式和 (2) 式相除可得：

$$\frac{n_j}{N} = \left(\frac{y_j}{y_N} \right)^\alpha.$$

因为 $\frac{n_j}{N}$ 可以被看成 $[0, 1)$ 区间上均匀分布的随机变量，所以可以定义

$S(y) = \frac{n_j}{N}$ 为收入变量 Y 的反累积分布函数。这样一来，

$$S(y) = \left(\frac{y_j}{y_N} \right)^\alpha, \quad (3)$$

便成为描绘收入的 Pareto 函数。

其实，由 (3) 式表示的只是 Pareto 函数的第一种类型。后来 Pareto

(1896, 1897) 又提出了第二种和第三种类型的 Pareto 分布函数。缘于 Pareto 的开创性研究, 不少经济学家、统计学家和计量经济学家又提出了各种不同的统计函数形式, 其中较著名的包括 Gamma (March, 1898; Salem and Mount, 1974), 广义 Gamma (Amoroso, 1924—1925), 对数正态分布 (Gibrat, 1931), Beta (Thurow, 1970) 以及 Singh-Maddala (1976) 等, 与此相关的文献综述请参见 Bandourian *et al.* (2002)。

具体说来, 寻找收入变量的统计分布函数有以下几个方面的意义或用途: 第一, 早期的统计数据有限, 常常是以分组的形式公布的, 而欲研究收入分配, 尤其是估算贫困指数, 则最好使用个人或家计观察值。这时, 只有通过用分组数据估算收入分布函数(密度、累积分布函数或是反累积分布函数), 然后产生微观数据。这一用途在过去的 20 年中由于大量住户调查数据的出现而受到忽视。但近来又有复苏的迹象, 主要是因为学术界开始研究全球不均等的长期趋势, 而早期的数据往往还是以分组形式存在的。同时, 不少国家至今仍未公开家计调查数据。第二, 一旦收入分布函数的参数被估算出来, 在有些情况下, 它们可直接作为度量不均等的指标, 如 Pareto 分布的 α 、对数正态分布的方差等。在另外一些情况下, 这些参数可直接用来计算常规不均等指标, 如 Beta 函数的参数就可以用来计算基尼系数(见 Datt and Ravallion, 1992)。第三, 收入变量统计分布函数一旦被确定, 就意味着该变量的分布性质已知, 这有助于收入模型的设定。举例来说, 国内外有不少人用标准线性计量经济模型估算收入或工资方程, 这显然包含着收入变量为正态分布的假设。如果这一假设不成立, 相应的计量模型就是有误的。而检验该假设的方法之一便是确定收入变量的分布性质。第四, 众所周知, 统计数据往往包含误差, 所以说用原始数据度量不平等难免会受到这些误差的影响。在这些误差为白噪音的情况下, 可以通过估算统计分布函数, 再用所得的参数或产生的微观数据来度量不平等, 后者就较少受到误差的影响了。

(三) 洛伦茨曲线和随机占优分析

在 Pareto 创建统计分布方法十年后, Lorenz (1905) 提出了研究收入分配的图形法, 这里的图形就是著名的洛伦茨曲线。该曲线是建立在这样一个理念上的: 如果每个人都拥有同样数量的收入, 则不平等为零。在有 N 个人的情况下, 这意味着每人获取的收入是总量的 $1/N$ 。当且仅当每人所获得的收入比例与其所占人口比例不一致时, 不平等就产生了。据此, 我们可以用收入比例和人口比例之间的关系来研究不平等。从某种意义上讲, Pareto 的统计分布方法也是旨在挖掘这二个比例之间的关系。

将这二个比例按照人均收入从低到高排序, 并计算它们的累加值。然后用这二个累加值绘制一张散点图, 图的横轴为人口比例的累加值, 纵轴为收入比例的累加值, 二者均在 $(0, 1)$ 区间取值。用一条平滑的曲线将这些点连

接起来，便得到所谓的洛伦茨曲线了。当分配绝对平均时，这两个累加值总是相等的，这时洛伦茨曲线为通过原点斜率为 45° 的直线。在分配不平等的情况下，洛伦茨曲线总是在这条直线的下方。显然，洛伦茨曲线越是接近 45° 的直线，不平等程度就越低，而随着洛伦茨曲线往右下方移动，它所代表的不平等程度就越高。最为极端的情况是，该曲线与 X 、 Y 轴（将纵轴移至图的右边）重合，这时所有的收入由最后一个或一组人获得。其实，基尼系数的值就等于洛伦茨曲线与 45° 直线间的面积（用 Z 表示）除以直线下的面积。因为直线下的面积为 $1/2$ ，所以基尼系数可以表示为 $2Z$ 。在分配绝对平等时， $Z=0$ ，基尼系数为零。在分配最为不平等时， $Z=1/2$ ，基尼系数为 1。

严格地说，分析不平等最好是使用洛伦茨曲线。在比较不同地区或不同年份的收入差距时，我们应该比较与之对应的洛伦茨曲线，然后判断不平等的变化趋势。比如说，图 2 是我国农村区域间、城市区域间在 1987 年和 2002 年的收入洛伦茨曲线。显然，2002 年的两条线都在 1987 年两条线的右下方，所以说，我国农村、城市区域间的差异无疑是上升了。另外，在同一年份，农村的洛伦茨曲线总是在城市的右下方，说明农村区域间的差距高于城市区域间的差距。更为重要的是，1987 年农村与城市的洛伦茨曲线比较接近，而在 2002 年它们的距离拉开了，这说明农村区域差异增加的速度比城市快。

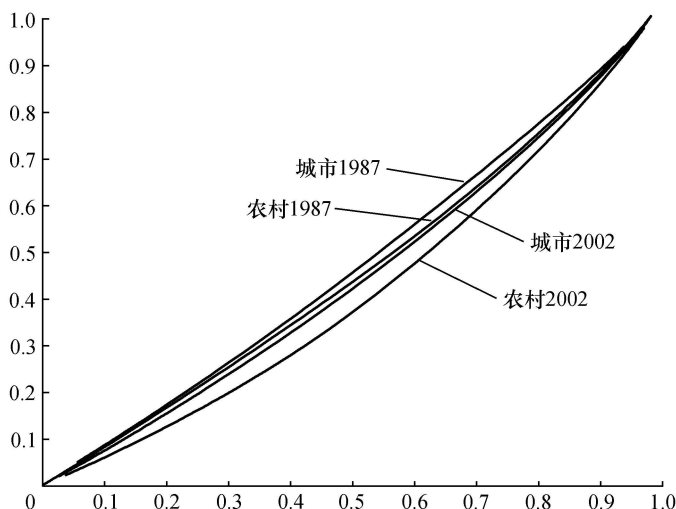


图 2 中国农村与城市收入的洛伦兹曲线：1987 年与 2002 年

其实，上面这个例子已经使用了随机占优分析方法。该方法的创始人是 Quirk and Saposnik (1962)。他们的初衷是提供一个风险决策的分析方法。在风险决策理论里，人们可以将对应于不同选择的结果用累积分布函数（CDF）表示出来。当一个 CDF 完全位于另一个 CDF 的右边时，与前者对应的选择

便是最优的。在 CDF 完全不交叉的情况下的这种分析方法被称为一阶占优, 它的运用只要求决策人对决策结果的边际效用为正。不难推断, 在 CDF 交叉的情况下, 一阶占优就不可使用了。这时可以使用二阶占优。二阶占优的方法是由 Fishburn (1964) 提出的。该方法假设决策人是厌恶风险的, 这时可以比较 CDF 下面的面积。如果 CDF 下面的总面积较小, 与之对应的选择为二阶占优。后来人们还提出了三阶占优的方法 (Whitemore, 1970; Hammond, 1974)。但三阶占优与不平等分析相关度较低, 故不作赘述。

将随机占优分析引进不平等研究的是 Atkinson (1970)。经过推导, 他发现用洛伦茨曲线作二二对比等价于二阶占优分析。这就是说, 只要我们厌恶不平等, 同时认可转移支付原理 (见下文), 便可通过比较洛伦茨曲线来判断不平等的高低和变化。在文献中, 这种方法也被称作洛伦茨占优。

用洛伦茨曲线进行随机占优分析非常直观, 但它的应用存在两大问题。第一, 当洛伦茨曲线交叉时, 我们难以判断哪条线代表的收入分配更加不平等。这时需要对洛伦茨曲线进行分段比较并作出主观判断。比如说, 一个社会的上层比另一个社会的上层更不平等, 但是下层却更加平等, 这时我们很难辨别哪个社会更加平等。第二, 这种直观的方法不够简洁, 如果需要分析很多年份和很多地区的不均等, 洛伦茨图形极有可能变得无法辨认。这就是为什么人们往往舍弃随机占优分析转而使用度量不平等指标的原因。

(四) 不平等的度量指标

第一个使用指数度量不平等状况的是 Pareto, 他曾建议用 α 来度量收入不均等, 但这个建议遭到 Gini (1909, 1910) 的质疑。与此同时, Gini (1910) 提出了基于洛伦茨曲线的一个指标, 并认为该指标比 Pareto 的 α 更为稳健 (相对于经济社会状况)。四年后, 他提出了著名的基尼系数 (参见 Gini, 1914)。与众多新方法或新思想一样, 基尼系数提出后很快遭到各方面的围攻, 但最终被人们所接受, 并成为使用最多的不平等指标。另一组常用的是广义熵 (Generalized Entropy, GE) 指数, 由 Theil (1967) 提出并扩展 (见 Theil, 1972)。而 Atkinson (1970) 首次提出了依据社会福利函数来建立不平等指标的方法论, 并推导出著名的 Atkinson 指标。在同一篇文章中, Atkinson 将随机占优方法引进了不平等的研究。

概括地说, 不平等指标可分为两大组。一组是绝对指标, 最为出名的为 Kolm (1976a, 1976b) 指数。它们的特性在于有量纲。也就是说, 它们的大小与度量单位有关。在国内比较常见的有方差和收入差 (最高值减最低值)。如果用这组指标衡量收入分配, 经济增长总是带来收入不平等的上升。举例来说, 缘于经济发展, 首富的收入增加了 10% (从 10 000 元到 11 000 元), 同时, 最穷的人的收入却增加了 15% (从 5 000 元到 5 750 元)。应该说, 这样的经济增长带来的是不平等的下降, 但用收入差表示的不平等却从 5 000 元

上升到 5 250 元了。绝对指标的另一缺陷是，当我们改变度量单位时，尽管收入分配没有发生任何变化，但这些指标给出的不平等却会变化。比如将一组给定的工资用分而不是元来表示时，其方差就会增加 10 000 倍。第二组指标是所谓的相对指标，判断相对指标的标准在于它是否满足“齐次性”（Homogeneity）。齐次性是数学里的一个概念，下面我们再作解释。

从理论上讲，一个好的相对指标需要具备以下一些性质：第一，匿名性或无名性（Anonymity）。举例来说，某样本含有收入不同的一组人，在用这些收入观察值度量不平等时，若对调任意两个人，指标值应该保持不变。换句话说，度量结果只和观察数值有关，而和观测对象的地位、身份没有任何关系。第二，齐次性（Homogeneity）。这个性质要求，当变换度量衡单位时，指标值估算结果不受影响。在很多国家，收入一般是用元作为衡量单位的，把它换成分或百元，计算结果应该不变。换句话说，将所有观察值同乘或同除以一个常数，不平等的值应该保持不变。但如果同加或同减一个正数，不平等的值应该下降或上升。第三，人口无关性（Population Independence），指样本的体积大小不影响度量结果。如果考虑一个大的国家（如中国，有 13 亿人口）和一个小的国家（几十万人），只要收入分配状况一样，同时数据样本具有代表性，不平等指标给出的值应该一样。举例而言，一个教室有 20 人，收入都不相同，可以用某个指标来度量这些人之间收入的不平等。如果把每个人都复制一下，样本容量增加了一倍，达到 40 人，但收入分配状况未变。任何一个好的指标，用这两个样本测出的收入不平等程度应该是一样的。第四，由 Dalton (1920) 提出的转移性原则（Principle of Transfers）。从根本上说，该原则要求当一笔收入由富人转给穷人后（但不改变穷人的相对位置），不均等必须下降或保持不变。第五，强洛伦茨一致性（Strongly Lorenz-Consistent）。这是要求和洛伦茨曲线具有一致性。设想有两条洛伦茨曲线 A 和 B，当 AB 重合时，它们代表的不平等相同；当 A 完全在 B 的右边时，B 的不平等程度更高。一个好的相对指标应该能够准确描述这些关系。这一性质也意味着，在度量收入分配的时候，应该把所有的样本观测值、所有的样本信息都用进来。遗憾的是，国内很多人在讲到城乡差距时，常常喜欢这样表达：上海的人均收入在 80 年代初是西部某省农村的三倍。虽然倍数是无量纲的，所以不是一个绝对指标，但它的计算只用了两个省市的观察值，舍弃了大部分样本数据，所以不是一个好指标。第六，标准化（Normalization）。该性质是指当且仅当每人的收入相同时，不平等必为零。

国内外用得最多的相对指标是基尼系数。基尼系数有很多不同的算法，在作者看来，最简单的是使用矩阵。借助于 Excel 或其他计算机软件，这一计算非常简单。这里，我们只需要三个矩阵，其中两个是向量矩阵。第一个是行向量 P ，包含人口比例。如果要研究不同省份之间的收入差别，将每个省份人口占全国人口的比例算出来，按照人均收入由小到大排列就得到 P 矩阵。

另一个是列向量 I ，它的获得步骤与 P 相同，唯一的差别在于它包含的是收入比例。 Q 是一个方阵，它的上方是 $+1$ ，下方是 -1 ，对角是 0 。把 PQI 相乘，就可以得到基尼系数了。

基尼系数被广泛运用是因为它有四个特点：第一，它较为古老也最为流行；第二，它介于 0 和 1 之间，其他指数则依赖样本的数值会处在不同的区间；第三，它满足上述相对指标的六个性质；第四，它本身是有含义的，而大多数相对指标的数值没有实质性的经济学含义。在收入分配为绝对公平的情况下， 10% 的人口应该拥有 10% 的收入，但是如果 10% 的人拥有 25% 的收入，这两个百分比的差额 15% 就是基尼系数。以此类推，如果中国的收入基尼系数确实是 0.4 ，那就意味着全国最为富裕的 20% 的人口占有全国收入的 60% ，而剩下的 80% 的人口只得到全国收入的 40% 。进一步地，富裕阶层人口的平均收入是穷人的 6 倍。

但是，基尼系数有两个不足。首先是它对富人的观察值比较敏感，如果样本中富裕人群的收入数据误差较大（这是常常发生的），那么基尼系数的估算值就很不可靠；其次，同一数量的转移收入如果转移到样本众数附近，其带来的不平等的下降比转移到收入底层更大，这不太合理。

除基尼系数外，常用的相对指标还包括广义熵（Generalized Entropy, GE）指数。用 Z_j 代表收入观察值， μ 代表平均收入， N 代表样本体积， f_j 代表人口比例，广义熵指数的表达式为：

$$GE = \frac{1}{a(1-a)} \sum_j f_j \left[1 - \left(\frac{Z_j}{\mu} \right)^a \right],$$

在上式中 a 为一常数，代表厌恶不平等的程度。 a 值越小，它所代表的厌恶程度越高。取 $a=0$ ，我们得到所谓的平均对数离差，又称第二泰尔指数 T_0 ，也称泰尔-L 指数：

$$T_0 = \sum_j f_j \ln \frac{\mu}{Z_j},$$

取 $a=1$ ，我们得到所谓的泰尔指数，又叫泰尔第一指数 T_1 ，也称泰尔-T 指数。

$$T_1 = \sum_j f_j \frac{Z_j}{\mu} \ln \frac{Z_j}{\mu},$$

当 $a=2$ 时，广义熵指数就等价于统计中常用的变异系数平方的 $1/2$ 。显然，选用变异系数，而非 T_1 或 T_0 来度量不平等意味着我们对收入差异持更加接纳的态度。

除了上述的一系列指标外，还有对数方差和较为著名的 Atkinson 指标。后者可以定义为

$$\text{Atkinson} = 1 - \prod_j \left(\frac{Z_j}{\mu} \right)^{f_j}.$$

但 Atkinson 指数遭到了 Dagnum (1990) 的批判, 因为与之对应的社会效用函数没有考虑各人在收入阶梯上的相对位置, 只考虑了人们的收入绝对值。Dagnam (1990) 还发现, 基尼系数背后的社会福利函数没有这一缺陷。近来人们还发现, Atkinson 指数和 GE 指标存在一一对应的单调转换关系 (Shorrocks and Slottje, 2002, p. 101)。另外, GE 指标中常用的 T_0 和 T_1 , 均能用于不平等的分解。这样一来, 在使用 GE 指标后就没有必要考虑 Atkinson 指数了。至于对数方差 (即将收入求对数后, 然后计算方差), 它是一个相对指标, 但它不满足前述的转移性原则, 所以不是一个好指标。

对于这么多不平等指标, 我们应该如何筛选? 基本上可以说, 绝对指标不宜采用。在相对指标中进行选择比较困难。根据 Dagnum (1990), 任何一个常用的不平等指标都存在与之对应的社会福利函数, 它是收入水平的增函数, 同时是不平等的减函数, 不平等对社会总福利的影响取决于福利函数的凹性。反过来说, 任一常用的福利函数也总有与之对应的不平等指标。所以说, 每一个不平等指标都暗含一个厌恶不平等的参数。这也是为什么不同的指标常常给出不同的结论。据此, 笔者认为最好是几个指标同时使用。但是假若研究目的是探讨分项收入对总收入不平等的贡献, 或是探讨组间差异和组内差异对总不平等的贡献, 不平等指标的可分解性就显得很重要了。

三、不平等的分解

不平等分解的目的是挖掘总不平等的构成和起因, 以便寻找相关政策以减少不平等。传统的分解方法可分为不平等水平的分解和不平等变化的分解。前者是看某个不平等程度 (如 0.4 的基尼系数) 是由哪些因素构成的, 而后者则看其变化 (如基尼系数由 0.2 上升为 0.4) 是由哪些因素引起的。用基尼系数来分解不平等的变化是由本文作者 1997 年在北大中国经济研究中心作客座研究时提出的 (见万广华 (1998), 或万广华 (2006, 第十章)), 这一方法在 2001 年由收入分配研究的领军人物之一 Podder 等作了一些修正。传统的分解方法还可分为要素子成分 (又称为分项收入分解) 和人口分组 (又称为子样本分解)。前者最好使用基尼系数, 而后者最好采用 GE 指标。我们将先讨论传统的分解方法, 然后介绍最新的分解方法, 即基于回归方程的不平等分解。有必要指出, 不平等水平及不平等变化的分解往往不是唯一的。缺乏唯一性并非是不平等研究所特有的, 很多指数的分解都缺乏唯一性。

(一) 传统分解方法 I: 不平等水平的要素子成分分解或分项收入分解

子成分分解法的目标是把总量 Y 的不平等分解到组成 Y 的各个要素子成

分 Y_i 上去。这里, Y 可表示为:

$$Y = \sum_i Y_i. \quad (4)$$

直到 20 世纪 70 年代后期, 子成分分解法往往借用所谓的“前-后”原理, 即分项收入 Y_k 对总不平等的贡献被定义为 C_k :

$$C_k = I(Y) - I(Y | Y_k = 0), \quad (5)$$

其中 I 代表不平等指标。但这种思路存在一大缺陷, 即 C_k 的大小取决于 Y 的定义。举例来说, 我们试图分析工资税对总收入不平等的影响, 用 T_w 代表工资税, T_Y 代表收入税, S 代表税前收入, 基于“前-后”原理, 工资税 T_w 对 S 不平等的影响可定义为 $I(S) - I(S - T_w)$ 或 $I(S - T_Y) - I(S - T_Y - T_w)$, 而这二个估算值往往是不相等的。

从 70 年代后期开始, 人们陆续提出新的分解思路。较为麻烦的是, 总收入不平等往往很难表示为分项收入的不平等之加权和。举例说:

定义总收入为 Y ,

$$Y = Y_1 + Y_2,$$

这时 Y 变异系数的平方 (不平等的度量指标之一) 为

$$CV^2(Y) = (\delta_{Y_1}^2 + \delta_{Y_2}^2 + r\delta_{Y_1}\delta_{Y_2})/\mu_y^2,$$

式中 δ 代表均方差, CV 代表变异系数, r 为 Y_1 和 Y_2 之间的相关系数, μ 代表期望值。显而易见, 在 $r=0$ 的情况下, 总收入的不平等 (由 CV^2 代表) 可以表示为分项收入的不平等之和 (用标准化后的分项收入方差表示)。在 $r=1$ 的情况下, 总收入基尼系数或泰尔指数也可表示为分项收入的基尼系数或泰尔指数的加权和。但是, 分项收入之间完全不相关和完全相关的情况在现实中基本不存在, 所以某一分项收入不平等的下降并不一定意味着总不平等的下降。这里的影响取决于该分项收入的均值是否发生了变化, 还取决于它与其他分项收入的相关度。

用基尼系数进行子成分分解被很多人认为是 Fei, Ranis and Kuo (1978) 提出的:

$$G(Y) = \sum_{i=1}^K S_i G(Y_i) R_i, \quad (6)$$

其中 G 代表基尼系数, S 代表收入份额, R 代表相对相关系数。 R 是两个相关系数的商, 其分母为分项收入与其排序 (Rank) 的相关系数, 而分子为分项收入与总收入排序的相关系数。其实早于 Fei, Ranis and Kuo (1978), Kakwani (1977) 经推导得到

$$G(Y) = \sum_{i=1}^K S_i C(Y_i), \quad (7)$$

在上式中， C 代表集中系数，该系数在 $(-1, 1)$ 区间取值，既代表分项收入 Y_i 的不平等程度，同时还暗含了 Y_i 与总收入的相关关系。它的计算与基尼系数的计算几乎一样，可用前面提到的矩阵法，但人口和分项变量比例仍然按总量指标的均值从小到大排列，而不是按分项收入的均值从小到大排列。如果使用后者进行排序，就得到分项收入的基尼系数而非集中系数了。显然，Kakwani (1977) 的方法与 Fei, Ranis and Kuo (1978) 的方法没有本质区别，只不过前者将 $G(Y_i) \cdot R_i$ 定义为 $C(Y_i)$ 罢了。根据 (6) 式，分项收入对总不平等的贡献取决于它在总收入中的比重 S_i 、其自身的不平等程度 $G(Y_i)$ 和它与总收入的相关度 R_i 。

显然，总收入的基尼系数是分项收入集中系数（注意不是分项收入的基尼系数）的加权平均，其权数为分项收入在总收入中的比例。用这个比例乘以对应的集中系数就得到该分项变量对总量不均等的贡献。使用 (7) 式可将农户纯收入的不均等分为由第一产业收入、第二产业收入以及其他收入构成的组成成分。事实上，这种分解对于研究转移性收入的影响特别有用。众所周知，转移性收入是通过财政和税收的手段实现的，和政府决策密切相关，这些政策的作用究竟有多大，就可采用不均等水平的要素分解来分析。在这里，我们可以定义总收入 = 工资 + 奖金 + 财产收入 + 转移性收入。通过要素分解，可以看出这四项目收入，包括转移性收入，对总收入不平等的贡献有多大。

Lerman and Yitzhaki (1985) 提出了分项收入变化对总不平等的边际分析法，用 e_i 代表 Y_i 的百分比变化，可以定义 $\partial G(Y)/\partial(e_i)/G(Y) = S_i G(Y_i) R_i / G(Y) - S_i$ 为相对边际效应（即收入 Y_i 增加的百分比对总不平等的效应）。显然，分项收入对总不平等的边际效应取决于它在总不平等中的贡献额和它在总收入中的份额。当分项收入对总不平等的贡献（由 $S_i G(Y_i) R_i / G(Y)$ 代表）大于其在总收入中的份额（用 S_i 代表），该项收入的增长必定导致总不平等的上升；反之亦然。显而易见，当分项收入对总不平等的贡献发生变化时，有可能缘于三种因素：它的自身不平等发生变化，它的收入比重发生变化，或它与总收入的相关度发生变化。试想某一分项收入变得非常不均等，但如果同时它在总收入中的重要性大大下降，那么它对总不平等的贡献就有可能上升或下降，这一点在实证研究中必须格外注意。

传统的不平等水平的要素子成分分解有两个缺陷。首先，它要求数据是可加的，因此它不能被用来分解物质资本、人力资本、经济政策等投入的贡献。因为我们一般不能获取相关数据从而将总收入直接表达为这些投入带来的收入之和。其次，由某一要素带来的收入是由该要素的禀赋程度及要素回报率二者决定的。比如说物质资本对总收入不均等的贡献一方面取决于资本

存量的分布不均(如上海人拥有的资本存量比陕西多),另一方面则由资本的回报率不同而引起的(如上海的房产投资回报率高于陕西)。但传统分解法无法将这二者的影响区分开来。

(二) 传统分解方法 II: 不平等水平的人口分组分解或子样本分解

在研究不平等时,人们常需要分析总不平等究竟在多大程度上缘自不同群组之间的差异(与之相对的是组内差异)。数据样本可以按教育水平、性别、年龄、种族来分组,也可按照地理位置(如农村和城市)或就业部门来分组,如将全国的不均等分解为子样本之间(东、中、西,或城乡间)和子样本内部的不均等。大多数情况下,人们只按一个范畴分组。近年来有人提出按两个或两个以上的范畴(如先按教育程度,再按年龄等)分组,但实证中用得不多。

有关子样本分解的代表性著作有 Bourguignon (1979), Cowell (1980), Shorrocks (1980, 1984, 1988), Cowell and Kuga (1981), Foster and Shneyerov (2000)。子样本分解往往使用 GE 指标,尤其是第二泰尔指数 T_0 。将样本分组后,可以计算各个子样本的第二泰尔指数,然后用子样本的人口比例进行加权得到所谓的组内贡献,将总的 T_0 减去组内贡献就得到所谓的组间贡献。人们通常将组间贡献归咎于用来分组的范畴变量。比如说,可把我国分为由 62 个区域组成(除港澳台),每省有两个区域分别为城市和农村。这时可将 31 个农村区域看成一个子样本,计算农村地区间的第二泰尔指数;同样地计算城市地区间的第二泰尔指数。将这两个值用城乡人口比例加总便得到组内贡献。当然全国即总体的不均等可以简单地用 62 个区域的数据得到。在我国,由城乡分割导致的组间贡献不小于 50%,进而可以得出结论,城乡分割是造成我国地区差异的主要原因。

Bourguignon (1979) 证明, T_0 是唯一可以用人口比重作为权数的相加可分解 (additive decomposable) 指标,而第一泰尔指数 T_1 是唯一可以用收入比重作为权数的相加可分解不平等指数。Shorrocks (1980) 则证明整个广义熵指数族皆是相加可分解的,其权数可表示为 $f_i S_i^a$, 其中 a 为广义熵指数的参数。Shorrocks and Wan (2005) 指出,使用 T_0 指标的优点是分解结果不取决于是先计算组间贡献还是组内贡献,而且所用权数的和为 1。在使用其他不平等指数时,这些优点就会丢失。例如,当权数为 $f_i S_i^a$ 时 (f_i 为人口比重),除非 a 为 0 或 1,权数之和就会大于或小于 1,这时组内差异就不是一个加权平均数了,同时组间或组内差异的值取决于先计算那一项。在这些情况下,组间贡献值与 $(1 - \sum f_i S_i^a)$ 成比例 (Theil, 1967)。

用基尼系数进行子样本分解,始于 Soltow (1960)。早期的尝试还包括 Bhattacharya and Mahalanobis (1967), Mehran (1974), Mangahas (1975) 以及 Pyatt (1976)。事实上,有多种方法可以用来将基尼系数进行子样本分解。取决于平均收入的定义(算术平均、几何平均或其他),组内(间)差异的定

义，权数（收入份额、人口份额或是混合）的使用，各个方法给出的结果都不相同。如果子样本间的收入不重叠，那么基尼系数也是相加可分解的（见 Ebert, 1988）。这时组内贡献可表示为子样本的基尼系数乘以人口份额的加权，剩下的便是组间贡献。在子样本间收入有重叠时，残差项不可避免要出现。这时，可以先定义组内贡献为以收入份额为权数的各组基尼系数的和，将剩余部分定义为组间贡献。反过来，也可以用组平均收入替代相关组的个人收入，然后计算基尼系数，并定义为组间贡献，剩余部分为组内贡献。残差项的出现一度被认为是基尼系数的缺陷，但近来有人认为它提供了子样本间收入重叠的信息（Silber, 1989, Yitzhaki and Lerman, 1991, Lambert and Aronson, 1993, Yitzhaki, 1994, Sastry and Kelkar, 1994）。他们分别提出了不同的分解公式，并赋予相应的残差项不同的含义。

传统的子样本分解方法也有两大缺陷。首先该分解结果取决于分的组数的多少。一般地说，组间贡献会随着分组的个数不断增加。在分析种族歧视时，我们可以将总样本分为白人和非白人两组，也可以分为白、黄、黑三组，甚至可以分得更多。假如我们得到组间贡献分别为 10%、15% 和 38%，那么很难说究竟哪个数值真正代表种族歧视。第二个缺陷是，子样本之间的差异往往不仅仅是由用来分组的范畴变量决定的。比如说男女在收入方面的差异不一定或不仅仅反映雇主的性别歧视，因为男女两组人之间还可能存在着教育、健康程度等方面的差异。简单地将组间贡献归咎于分组范畴变量而不控制其他变量，是值得商榷的。

（三）传统分解方法 III：不平等变化的分解

不平等水平的分解旨在分析总不平等的构成，而不平等变化的分解则可以发现导致不平等上升或下降的原因。用变异系数平方的一半作为不平等指标，Jenkins (1995) 提出的分解方法可表示为：

$$\Delta I = \sum_{i=1}^K \Delta [r_i s_i \sqrt{I \cdot I_i}], \quad (8)$$

r_i 为分项收入与总收入的相关系数， I 为 $0.5CV^2$ 。

由 (7) 式所代表的基尼系数的分解固然有用，但某项收入对总不均等的贡献也许不大，却可能是导致其变化的重要因子。有关基尼系数变化的分解，是本文作者在万广华 (1998) 中推出的。定义该变化为 ΔG ，并用 t 和 $t+1$ 下标代表时间，基尼系数的变化可以表示为：

$$\begin{aligned} \Delta G &= \sum_{i=1}^K S_{i+1} C_{i+1} - \sum_{i=1}^K S_i C_i \\ &= \sum_{i=1}^K (S_{i+1} C_{i+1} - S_i C_i), \end{aligned}$$

类似 ΔG , 可以定义 $\Delta S_i = S_{i+1} - S_i$, $\Delta C_i = C_{i+1} - C_i$ 。这样一来, 我们就可以用 $\Delta S_i + S_i$ 替代式中的 S_{i+1} , 同时用 $\Delta C_i + C_i$ 替代 C_{i+1} , 然后稍加整理, 可以得到

$$\Delta G = \sum_{i=1}^K C_i \Delta S_i + \sum_{i=1}^K S_i \Delta C_i + \sum_{i=1}^K \Delta C_i \Delta S_i, \quad (9)$$

(9) 式表明, 基尼系数的变化可以分解为三大部分: (1) $\sum_{i=1}^K C_i \Delta S_i$ 代表由收入比重变化引起的收入差异的上升或下降; (2) $\sum_{i=1}^K S_i \Delta C_i$ 代表由收入集中系数变化引起的基尼指数的上升或下降; (3) $\sum_{i=1}^K \Delta C_i \Delta S_i$ 代表前两项共同变化引起的收入差异的上升或下降。因为收入比重的变化与经济结构的调整密切相关, 我们可以将 $C_i \Delta S_i$ 称为结构性效应, 而称 $S_i \Delta C_i$ 为收入集中效应。

对基尼系数的变化进行分解其意义是很明显的。如果一个国家试图缩小收入差异, 有必要分析导致该差异变化的主要来源是结构性效应, 还是收入集中效应。不难理解, 处理结构性效应的政策是不同于处理收入集中效应的政策的。特别是对于中国的现状来说, 由结构性效应引起的收入差异的变化是暂时的, 也是正常的。一旦中国完成国民经济的重大调整, 这种结构性效应将大大削弱, 甚至消失。我们认为著名的 Kuznets 假设本质上与结构性效应相关。

换句话说, 上述基尼系数变化的分解为这一著名的假设提供了强有力的理论基础。

(四) 以回归方程为基础的分解

长期以来, 经济学家们一直尝试使用以回归方程为基础的方法分解不平等。Oaxaca (1970) 和 Blinder (1973) 首次提出了分解两组人群之间收入均值差异的方法。Juhn, Murphy and Pierce (1993) 对这一方法进行了扩展, 使得对组间差异的分解可以建立在收入变量的整个分布上, 而不仅仅是收入分布的均值之差。Bourguignon, Fournier and Gurgran (2001) 放松了 Juhn, Murphy and Pierce (1993) 收入决定函数为线性模型的限制。显然, 这些学者们都致力于解释群体(如: 女性和男性)间的收入分配差异, 他们并没有量化各个单独的收入决定因素对总不平等的贡献份额。DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) 提出的半参数法和 Deaton (1997) 提出的非参数法主要根据密度函数去描述和比较收入的总体分布。这些方法未将收入与其决定因素相联系, 无法分析收入分配的决定因素。

Fields and Yoo (2000) 及 Morduch and Sicular (2002) 提出了以回归方

程为基础的不平等分解框架。该框架能够使所有不平等的决定因素都得到识别和量化，也可以包含任意数目的变量甚至代理变量。这两点是传统的分解方法所不具备的。然而，目前以回归方程为基础的不平等分解方法仍存在以下几方面的不足：（1）对于回归方程形式的限制。Fields and Yoo（2000）（本文简称 FY）使用了半对数形式的收入决定函数。而 Morduch and Sicular（2002）（本文简称 MS）要求使用标准的线性函数。（2）对于不平等度量指标的限制。FY 只能使用变异系数的平方（ CV^2 ）来衡量不平等。该指标违背了至关重要的转移性原则。另一方面，MS 只能使用可加的不平等指标。在对 MS 的论文仔细研究后发现：他们的方法仅适用于分解第一泰尔指数，其他度量指标要么不能用（如泰尔第二指数或基尼系数），要么无法得到正确的结果（如变异系数）。（3）其他限制。FY 只能分解对数收入而非原始收入变量的不平等，而 MS 的方法隐含收入变量为正态分布的假设。这一假设在计量经济学中较为流行，但在收入分配领域是不可接受的。

本文作者在 2002 年提出了最新的方法，它将回归方程和夏普里值分解原理有机地结合在一起。该方法及其运用已经在《收入和财富评论》、《发展经济学评论》、《比较经济学杂志》等国际权威期刊上刊发。前二篇发表后一直被列为阅读最多或下载最多的文章。回归方程将所要研究的目标变量如收入、消费，与目标变量的决定因素如人力资本、家庭特征、职业性质、性别、年龄等建立一个数量关系。夏普里值原理则建立在合作博弈论的基础上，可以用来将目标变量的不平等分解为决定因素的贡献。与以往的方法相比，我们的新方法有很多优势。第一，它对不平等指标的使用没有任何限制，基尼系数、泰尔指数或其他任何不均等指标皆可使用。第二，它允许加入所有能控制的变量，因而分解结果较之以前更为精确和可信。第三，它不要求预先设定的等式（如总收入等于分项收入之和），只要能够估算出回归方程就可以了。当然，它也可以应用于预先设定的等式（见万广华和张藕香，2008）。第四，它对回归方程也没有什么限制，可以是高度非线性的，可以包含交互项，还可以是联立方程中的一个模型。该方法的详细介绍和应用可参照 Wan（2002，2004），万广华（2006），与此相关的软件可向作者免费索取。

四、研究我国不平等需要注意的几个问题

国内有关不平等的研究仍存在几个问题或误区。第一，用什么变量来研究不平等，是收入还是消费？因为只有消费才能带来效用，我们更倾向于使用消费数据。当然，决定消费的最重要因素是收入，所以用收入作为消费的代理变量也未尝不可。即便是用收入也还存在是用净收入还是总收入，是用税前收入还是用可支配收入等问题。近些年来国内外都有人使用

联合国计划开发署的人类发展指数来度量不平等,这是衡量福利不平等的初步尝试。

第二,我国不同地区存在价格水平上的差异(其他国家如俄罗斯,甚至美国也存在类似情况),往往是越为富裕的地方价格水平越高。因此,不考虑价格水平在地区间的差异就会高估不平等程度。关于这一点,作者早在1998年发表在《经济研究》上的文章中就有讨论,但国内不少学者尚未注意到这个问题。当然,随着时间的转移,价格水平也会变化,如果不作跨年度的比较,只要用地区价格水平指数去胀就行。否则,有关变量还应用各年的价格指数去胀。大多数情况下人们使用CPI,这主要是因为CPI用起来方便,其他价格指数也可以考虑。

第三,不少研究忽略不同地区的人口数目,这是错误的。我们可以通过一个简单的例子来作说明。假如一个国家可以简单地分为东西部,东部全是富人而西部相对来说全是穷人。再假如东西部的人均收入分别是15000元和5000元。在东西部人口相等或不考虑人口数量的情况下,这时基尼系数为0.25。如果东部人口占10%,而西部的穷人占90%,这时实际的基尼系数是0.15。这时若对换东西部人口,基尼系数则变成了0.06。很显然,基尼系数所暗含的“厌恶不平等”的参数是偏向于穷人的。换句话说,它更加接纳富人较多而穷人较少的社会,而厌恶穷人较多富人较少的社会。其实,基尼系数的这一性质是比较符合情理的。一个多数人贫困而少数人富裕的社会是比大多数人富裕而少数人贫困的社会更加难以接受,也更加难以管理。但忽略人口权数就不能体现基尼系数和其他不平等指标的这一重要的隐含性质。

第四,取决于实证分析所用数据,我国的不平等可以分为东、中、西,省市间,城乡间,县市间,乡村间,家庭之间或个人之间不同的情况。当使用某一个或一组不平等数据时,必须搞清楚它们所代表的是哪一个加总程度的不平等。比如说,人们常说我国的收入差异已经很高,是指地区之间,还是指人与人之间?它们是不可比的。当然不同加总程度上的不平等是有一定关系的。比如说,县与县之间的不平等等于省与省之间的不均等与省内县与县之间不平等的加权平均。

五、尚待研究的问题

常言道,钱不是万能的,所以收入不平等既不能完全反映福利或效用或幸福程度的不平等,也不能完全反映经济不平等。但非收入变量的观察值往往缺失或不完整。因此,一个潜在的研究领域便是根据非收入信息对收入变量加以调整,以获得所谓的等值收入或有效收入。当然,更为理想的是把不平等定义为一个多维的概念,将非收入因素与收入一并用以分析不平等并获得多维空

间的一个单值指标。

另外，人们常常基于不平等估算结果提出种种改革建议，而不考虑这些建议对减少不平等究竟有多大作用。在大多数情况下，我们对不平等估算值缺乏严格的统计检验方法，不知道分析结果是否显著。如果一个政策建议暗含的效果很小，或不显著，这种建议就不应被政府采用。

研究不平等的主要障碍之一是数据缺失。虽然某个国家或地区的家计调查数据无法获得，但常常能拿到人口和收入百分比的数据，比如最穷的 10% 人口得到 5% 的收入，最富裕的 10% 人口得到 40% 的收入……一个可行的思路是在洛伦茨曲线上确定这些点，然后“产生”成千上万的数据（见 Shorrocks and Wan, 2008）。

参 考 文 献

- [1] Aitchison, J., and J. Brown, *The Lognormal Distribution*. Cambridge: Cambridge University Press, 1957.
- [2] Amoroso, L., “Ricerche intorno alla curva dei redditi”, *Annali di Matematica Pura ed Applicata*, 1924—25, Serie 4—21, II: 123—157.
- [3] Atkinson, A., “On the Measurement of Inequality”, *Journal of Economic Theory*, 1970, 2(4), 224—263.
- [4] Bandourian, R., J. McDonald, and R. Turvey, “A Comparison of Parametric Models of Income Distribution across Countries and over Time”, Luxembourg Income Study Working Paper No. 305, 2002.
- [5] Bhattacharya, N., and B. Mahalanobis, “Regional Disparity in Household Consumption in India”, *Journal of the American Statistical Association*, 1967, 62(317), 143—162.
- [6] Blinder, A., “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *Journal of Human Resources*, 1973, 8(3), 436—455.
- [7] Bourguignon, F. “Decomposable Income Inequality Measures”, *Econometrica*, 1979, 47(4), 901—920.
- [8] Bourguignon, F., M. Fournier, and M. Gurgand, “Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979—94”, *Review of Income and Wealth*, 2001, 47(2), 139—63.
- [9] Cowell, F. “On the Structure of Additive Inequality Measures”, *Review of Economic Studies*, 1980, 47(3), 521—531.
- [10] Cowell, F., “Multilevel Decomposition of Theil’s Index of Inequality”, *Review of Income and Wealth*, 1985, 31(2), 201—205.

- [11] Cowell, F. , and S. Jenkins, “How Much Inequality Can We Explain? A Methodology and an Application to the United States”, *Economic Journal* , 105(429), 421—430.
- [12] Cowell, F. , and K. Kuga, “Inequality Measurement: An Axiomatic Approach”, *European Economic Review* , 1981, 15(3), 287—305.
- [13] Dagum, C. , “On the Relationship between Income and Inequality Measures and Social Welfare Functions”, *Journal of Econometrics* , 1990, 43(1—2), 91—102.
- [14] Dalton, H. , “The Measurement of the Inequality of Incomes”, *Economic Journal* , 1920, 30 (199), 348—361.
- [15] Das, T. , and A. Parikh: “Decomposition of Inequality Measures and a Comparative Analysis”, *Empirical Economics* , 1982, 7(1—2), 23—48.
- [16] Datt, G. , and M. Ravallion, “Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty measures: A Decomposition with Application to Brazil and India in the 1980s”, *Journal of Development Economics* , 1992, 38(2), 275—295.
- [17] Deaton, A. , *The Analysis of Household Surveys*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1997.
- [18] DiNardo, J. , N. Fortin, and T. Lemieux, “Labour Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973—1992: A Semi-parametric Approach”, *Econometrica* , 1996, 64(5), 1001—1044.
- [19] Ebert, U. , “Measurement of Inequality: An Attempt at Unification and Generalization”, *Social Choice and Welfare* , 1988, 5(2—3), 147—169.
- [20] Fei, J. , G. Ranis, and S. Kuo, “Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components”, *Quarterly Journal of Economics* , 1978, 92(1), 17—53.
- [21] Fields, G. , and G. Yoo, “Falling Labour Income Inequality in Korea’s Economic Growth: Patterns and Underlying Causes”, *Review of Income and Wealth* , 2000, 46(2), 139—159.
- [22] Fishburn, P. , *Decision and Value Theory*. New York: Wiley, 1964.
- [23] Foster, J. , and A. Shneyerov, “Path Independent Inequality Measures”, *Journal of Economic Theory* , 2000, 91(2), 199—222.
- [24] Gibrat, R. , *Les Inegalites Economiques*. Paris: Sirey, 1931.
- [25] Gini, C. , “Il diverso accrescimento delle classi sociali e la concentrazione della ricchezza”, *Giornale degli Economist* , 1909, 20, 27—83.
- [26] Gini, C. , “Indici di concentrazione e di dipendenza”, *Atti della III riunione della Societa Italiana per il Professo delle Scienze* , 1910, 453—469.
- [27] Gini, C. , “Sulla misura della concentrazione e della variabilita dei caratteri”, *Atti del R. Istituto Veneto di SS. LL. AA.* , 1914, 73, 1203—1248.

- [28] Hammond, J. , “Simplifying the Choices between Uncertain Prospects Where Preference is Nonlinear”, *Management Sciences*, 1974, 20(7), 1047—1072.
- [29] Jenkins, S. , “Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971—86”, *Economica*, 1995, 62(245), 29—63.
- [30] Juhn, C. , K. Murphy, and B. Pierce, “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill”, *Journal of Political Economy*, 1993, 101(3), 410—42.
- [31] Kakwani, N. , “Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis”, *Econometrica*, 1977, 45(3), 719—27.
- [32] Kaldor, N. 1956, “Alternative Theories of Distribution”, *Review of Economic Studies*, 23(2), 83—100.
- [33] Kolm, S. , “Unequal Inequalities, I”, *Journal of Economic Theory*, 1976a, 12(3), 416—442.
- [34] Kolm, S. , “Unequal Inequalities, II”, *Journal of Economic Theory*, 1976b, 13(1), 82—111.
- [35] Lambert, P. , and J. Aronson, “Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited”, *Economic Journal*, 1993, 103(420), 1221—1227
- [36] Lerman, R. , and S. Yitzaki, “Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Application to the United States”, *Review of Economics and Statistics*, 1985, 67(1), 151—156.
- [37] Li, H. , and Y. Zhu, “Income, Income Inequality, and Health: Evidence from China”, *Journal of Comparative Economics*, 2006, 34(4), 668—693.
- [38] Lorenz, M. , “Methods of Measuring Concentration of Wealth”, *Journal of the American Statistical Association*, 1905, 9, 209—219.
- [39] Mangahas, M. , “Income Inequality in the Philippines: a Decomposition Analysis”, World Employment Programme Working Paper No. 12, Geneva, ILO, 1975.
- [40] March, L. “Quelques exemples de distributions de salaries”, *Journal de la Societe Statistique de Paris*, 1898, 193—206, 241—248.
- [41] Mehran, F. , “Decomposition of the Gini Index, A Statistical Analysis of Income Inequality”, Income Distribution and Employment Program Working Paper, Geneva, ILO, 1974.
- [42] Morduch, J. , and T. Sicular, “Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China”, *Economic Journal*, 2002, 112(476), 93—106.
- [43] Oaxaca, R. , “Male-Female Wage differences in Urban Labour Markets”, *International Economic Review*, 1973, 14(3), 693—709.
- [44] Pareto, V. “La legge della domanda”, *Giornale degli Economist*, 1895, 12, 59—68.
- [45] Pareto, V. , “Ecrits sur la courbe de la repartition de la richesse”, *Oeuvre Completes de Vilfredo Pareto*, Publiees sous la Direction de Giovanni Busino. Geneve; Librairie Droz, 1896.
- [46] Pareto, V. *Cours d'economie Politique*. Geneve; Librairie Droz, 1897.

- [47] Pyatt, G. , “On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients”, *Economic Journal*, 1976, 86(342), 243—255.
- [48] Quirk, J. , and R. Saposnik, “Admissibility and Measurable Utility Functions”, *Review of Economic Studies*, 1962, 29(2), 140—146.
- [49] Ricardo, D. (1817), *On the Principles of Political Economy and Taxation*, 3rd Edition. New York: W. W. Norton, 1921.
- [50] Salem, A. , and T. Mount, “A Convenient Descriptive Model of Income Distribution: the Gamma Density”, *Econometrica*, 1974, 42(6), 1115—1127.
- [51] Schumpeter, J. , *History of Economic Analysis*. Oxford: Oxford University Press, 1954.
- [52] Sastry, D. , and U. Kelkar, “Note on the Decomposition of Gini Inequality”, *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76(3), 584—586.
- [53] Shorrocks, A. , “The Class of Additively Decomposable Inequality Measures”, *Econometrica*, 1980, 48(3), 613—625.
- [54] Shorrocks, A. , “Inequality Decomposition by Factor Components”, *Econometrica*, 1982, 50(1), 193—211.
- [55] Shorrocks, A. , “Inequality Decomposition by Population Subgroups”, *Econometrica*, 1984, 52(6), 1369—1385.
- [56] Shorrocks, A. , “Aggregation Issues in Inequality Measurement”, in Eichhorn, W. (ed.), *Measurement in Economics*. New York: Physica-Verlag, 1988, 429—451.
- [57] Shorrocks, A. , and D. Slotje, “Approximating Unanimity Orderings: An Application to Lorenz Dominance”, *Journal of Economics*, 2002, Supplement 9, 91—118.
- [58] Shorrocks, A. , and G. Wan, “Spatial Decomposition of Inequality”, *Journal of Economic Geography*, 2005, 5(1), 59—82.
- [59] Shorrocks, A. , and G. Wan, “Ungrouping Income Distributions: Synthesising Samples for Inequality and Poverty Analysis”, in Basu, K. , and K. Ravi (eds.), *Welfare, Development, Philosophy and Social Sciences: Essays for Amartya Sen's 75th Birthday*. Oxford: Oxford University Press, 2008.
- [60] Silber, J. , “Factor Components, Population Subgroups and the Computation of the Gini Index of Inequality”, *Review of Economics and Statistics*, 1989, 71(1), 107—115
- [61] Singh, S. , and G. Maddala, “A Function for the Size Distribution of Incomes”, *Econometrica*, 1976, 44, 963—970.
- [62] Soltow, L. , “The Distribution of Income Related to Changes in the Distributions of Education, Age and Occupation”, *Review of Economics and Statistics*, 1960, 42(4), 450—453.

- [63] Theil, H., *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North-Holland Publishing Co., 1967.
- [64] Theil, H., *Statistical Decomposition Analysis*. Amsterdam: North-Holland Publishing Co., 1972.
- [65] Thurow, L., "Analyzing the American Income Distribution", *American Economic Review*, 1970, 48(2), 261—269.
- [66] Yitzhaki, S., and R. Lerman, "Income Stratification and Income Inequality", *Review of Income and Wealth*, 1991, 37(3), 313—329.
- [67] Yitzhaki, S., "Economic Distance and Overlapping of Distributions", *Journal of Econometrics*, 1994, 61(1), 147—159.
- [68] 万广华, "中国农村区域间居民收入差异及其变化的实证分析", 《经济研究》, 1998 年第 5 期, 第 37—42 页。
- [69] Wan, G., "Regression-based Inequality Decomposition: Pitfalls and A Solution Procedure", WIDER Discussion Paper, 2002.
- [70] 万广华, "解释中国农村区域间的收入不平等: 一种基于回归方程的分解方法", 《经济研究》, 2004 年第 8 期, 第 117—125 页。
- [71] Wan, G., "Accounting for Income Inequality in Rural China", *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32(2), 348—363.
- [72] 万广华, 《经济发展与收入不均等方法和证据》。上海: 上海三联书店, 2006 年。
- [73] Wan, G., "Understanding Regional Poverty and Inequality Trends in China: Methodological and Empirical Issues", *Review of Income and Wealth*, 2007, 53(1), 28—34.
- [74] 万广华, "中国的反贫困: 仅有高经济增长够吗? 联合国发展经济学研究院政策简报, 2008 年第 4 期。
- [75] Wan, G., *Inequality and Growth in Modern China*. Oxford: Oxford University Press, 2008a.
- [76] Wan, G., *Understanding Inequality and Poverty in China: Methods and Applications*. New York: Palgrave MacMillan, 2008b.
- [77] Wan, G., M. Lu, and Z. Chen, "The Inequality-Growth Nexus in the Short Run and Long Run: Empirical Evidence from China", *Journal of Comparative Economics*, 2006, 34(4), 654—667.
- [78] Wan, G., M. Lu, and Z. Chen, "Globalization and Regional Inequality in China", *Review of Income and Wealth*, 2007, 53(1), 35—59.
- [79] 万广华、张藕香、伏润民, "1985—2002 年中国农村的地区收入不平等: 趋势、起因和政策含义", 《中国农村经济》, 2008 年第 3 期, 第 4—15 页。
- [80] Wan, G., and Z. Zhou, "Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data", *Review of Development Economics*, 2005, 9(1), 107—120.

- [81] Whitmore, G. , “Third-degree stochastic dominance”, *American Economic Review*, 1970, 60(3), 457—459.
- [82] Zhang, Y. , and G. Wan, “The Impact of Growth and Inequality on Rural Poverty”, *Journal of Comparative Economics*, 2006, 34(4), 694—712.

Inequality Measurement and Decomposition: A Survey

GUANGHUA WAN

(*Yunnan University of Finance and Economics*)

Abstract This survey paper reviews theories and methodological issues regarding income distribution. In particular, it discusses existing and newly developed frameworks for inequality measurement and inequality decomposition.

JEL Classification C02, D31, D63