

收入不平等的要素来源分解

周明海*

内容提要 本文对收入不平等的要素来源分解研究进行了系统回顾。首先，本文介绍了基尼系数、方差和变异系数等几种不平等指标的要素来源分解方法，探讨了这些方法之间的差别和联系，并考察了传统要素来源水平分解方法中存在的几个重要问题。其次，本文考察了要素收入不平等的变动分解，既讨论了要素来源分布变成某种理想情况时的影响，又考察了要素来源在时间演进过程中对不平等的贡献。再次，本文还讨论了收入不平等要素来源分解的拓展研究，重点关注了收入不平等的嵌套分解和基于回归的收入不平等分解。论文最后进一步讨论了要素来源分解的唯一性问题，并总结了要素来源分解方法的应用研究。同时，本文还结合中国家庭收入调查（CHIP）1995年和2002年数据对收入不平等的要素来源分解方法进行了应用，使述评更具现实和针对性。

关键词 收入不平等 要素来源分解 分解唯一性

一 引言

2008年全球金融危机爆发后，学界将收入不平等视为造成大衰退（Great Recession）的一个重要原因。著名的“占领华尔街”运动和大受欢迎的《21世纪资本论》（托马斯·皮凯蒂，2014）将矛头直指高收入群体和资本要素。因此，收入不平等重新成为当前全球经济学家的热门研究主题。就中国而言，目前横亘在未来发展道路

* 周明海，宁波诺丁汉大学，电子邮箱：Minghai.Zhou@nottingham.edu.cn。本文得到国家社会科学基金青年项目“要素和个体收入分配的联动机制及其调整对策研究”（批准号：12CJY017）和浙江省哲学社会科学重点研究基地课题“中国的代际流动性及其机理研究”（批准号：14JDLB01Z）的资助。感谢北京师范大学中国收入分配研究院中国家庭收入调查（Chinese Household Income Project, CHIP）的数据支持。

上的重大障碍之一，同样是高企的收入不平等。因此，理解收入不平等的成因无论对美国这样的发达国家还是对中国这样的新兴经济体，都显得尤为重要。

理解不平等成因的一个重要思路是将收入不平等进行分解，考察不平等的贡献因素。目前，收入不平等的分解主要分为两类。一是将收入不平等按照人口特征（如年龄、性别、地域和种族等）进行分解，通常被称为收入不平等的组群分解。二是将收入不平等按收入来源（如工资性收入、财产性收入、经营性收入和转移性收入等）进行分解，通常被称为收入不平等的要素来源分解。前者考察经济中是否存在由于年龄、性别、地域和种族等人口特征所导致的歧视问题，而后者则回答参与创造收入的资本和劳动等各种要素对不平等的贡献程度。

本文将重点回顾收入不平等的第二类分解，即收入不平等的要素来源分解。本文第二部分介绍几种收入不平等指标的要素来源分解方法，探讨这些方法之间的差别和联系，并考察要素来源水平分解方法中存在的几个重要问题。第三部分介绍三种收入不平等变动的要素来源分解方法：基于“反事实”的不平等变动分解、基于合作博弈框架的夏普里值分解和基于时间演进的不平等变动分解。第四部分讨论收入不平等要素来源分解的拓展和延伸，即收入不平等的嵌套分解和基于回归的收入不平等分解。第五部分进一步讨论要素来源分解的唯一性问题。最后对全文进行总结并指出要素来源不平等分解的应用问题。

二 要素来源的水平分解

个体或家庭总收入是不同类型收入来源的总和。改革开放以后，农村家庭的收入中既有农业收入，又有非农收入。随着资本市场的发展，居民收入中除工资性收入以外，还包括股票利息和房屋租金等财产性收入。不同类型收入通常和参与生产的要素相对应，如工资性收入与劳动要素相对应，财产性收入则对应于资本要素。一般的，令 Y_i 为第 i 户家庭 ($i=1, 2, \dots, n$) 的总收入， Y_{ik} 为该家庭从要素来源 k ($k=1, 2, \dots, K$) 获取的收入。因此， n 户家庭总收入的分布为 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ ，其中要素来源 k 的分项收入分布为 $Y_k = (Y_{1k}, Y_{2k}, \dots, Y_{nk})$ 。假设各要素来源互不相容^①，且各要素来源之和为总收入。由此可知：

① 总可以将收入清楚地划分为某种特定要素来源的收入，一种收入不可能既是工资性收入又是财产性收入。

$$Y = \sum_{k=1}^K Y_k \quad (1)$$

收入不平等的要素来源分解，就是考察各种不同类型的收入来源对总收入不平等的贡献程度。一般的，令总收入不平等指标为 $I(Y)$ ，则收入不平等要素来源分解的一般框架可表示为：

$$I(Y) = \sum_{k=1}^K S_k(Y_k, Y) \quad (2)$$

其中， $S_k(Y_k, Y)$ 代表要素来源 k 对总收入不平等的贡献，它是要素来源分项收入 Y_k 和总收入 Y 的函数，且满足要素分解的四大特性：连续性、对称性、独立性和一致性（Shorrocks, 1982）。

（一）基尼系数的要素来源分解

对基尼系数的要素来源分解较其他不平等指标更早出现。19 世纪 70 年代，一系列研究就对基尼系数按要素来源进行了解析（Rao, 1969；Kakwani, 1977；Fei et al., 1978；Fields, 1979；Pyatt et al., 1980）。这些研究将总收入的基尼系数分解为各要素分项集中率的加权平均，即：

$$G(Y) = \sum_{k=1}^K \frac{\mu_k}{\mu} C(Y_k/Y) \quad (3)$$

其中， $G(Y)$ 表示总收入的基尼系数， μ_k 为要素来源 k 的收入均值， μ 为总收入的均值， μ_k/μ 可视为要素来源 k 占总收入的比重^①， $C(Y_k/Y)$ 为要素来源 k 的集中率（Concentration Ratio）。需要说明的是，要素来源 k 的集中率与该要素基尼系数 $G(Y_k)$ 的计算公式几乎一致，唯一的差别是基尼系数须按要素来源 k 的大小进行排序计算得到，而集中率则按总收入的大小进行排序计算得到。因此，一些文献也把集中率称为“伪基尼”（Pseudo Gini）（Pyatt et al., 1980）。由于集中率暗含了要素来源 k 与总收入的排序相关性，因此可以进一步将集中率表示为要素基尼系数 $G(Y_k)$ 与排序相关性比率 $R(Y, Y_k)$ 的乘积。分解公式（3）可进一步表示为：

$$G(Y) = \sum_{k=1}^K \frac{\mu_k}{\mu} G(Y_k) R(Y, Y_k) \quad (4)$$

其中，排序相关性比率可表示为要素来源 Y_k 与总收入排序 $r(Y)$ 及与自身收入排序 $r(Y_k)$ 的相关系数或协方差之比（Fields, 1979；Pyatt et al., 1980），即：

① 这就是通常说的要素收入份额（Factor Income Share），也可被称为功能性收入分配（Functional Income Distribution）。

$$R(Y, Y_k) = \frac{\text{cor}[Y_k, r(Y)]}{\text{cor}[Y_k, r(Y_k)]} = \frac{\text{cov}[Y_k, r(Y)]}{\text{cov}[Y_k, r(Y_k)]} \quad (5)$$

其中, $r(\cdot)$ 为总收入 Y 或要素来源 Y_k 的排序函数, $\text{cor}[\cdot]$ 为相关性函数, $\text{cov}[\cdot]$ 为协方差函数。Lerman & Yitzhaki (1985) 使用累积分布函数 $F(\cdot)$ 替换排序函数 $r(\cdot)$ 构造上述相关性比率, 并将其称为“基尼相关性”(Gini Correlation):

$$R(Y, Y_k) = \frac{\text{cov}[Y_k, F(Y)]}{\text{cov}[Y_k, F(Y_k)]} \quad (6)$$

事实上, 由于累积分布函数与排序函数呈正比例关系, 因而由两者构造的排序相关性比率也是等价的。如公式(4)所示, 要素来源 k 对总收入不平等的贡献可分解为三项的乘积, 即要素收入份额 μ_k/μ 、要素基尼系数 $G(Y_k)$ 和要素排序相关比 $R(Y, Y_k)$ 的乘积。第一部分可解释为要素间的功能性收入分配 (Functional Income Distribution) 关系, 第二部分可看作要素内部的规模性收入分配 (Size Income Distribution) 关系, 第三部分则体现了要素分项与总收入间的排序相关关系。Shorrocks (1982) 将上述分解称为基尼系数的“自然分解”(Natural Decomposition)。

(二) 方差的要素来源分解

基尼系数的分解法则只适用于基尼系数本身。为了构建不依赖于特定不平等指标的分解法则, Shorrocks (1982) 通过构建一系列基本公理, 给出了要素来源分解的一般框架, 并称其为要素来源的“自然分解”。该分解法则将要素来源 k 对总不平等的贡献 $S_k(Y_k, Y)$ 视为要素分项收入的加权平均:

$$S_k(Y_k, Y) = \sum_{i=1}^n a_i(Y) Y_{ik} \quad (7)$$

其中权重为 a_i , 是总收入 Y 的函数。以方差 σ^2 分解为例, 要素来源 k 的贡献可表示为:

$$S_k(\sigma^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \mu) Y_{ik} = \text{cov}(Y_k, Y) \quad (8)$$

因此, 要素来源 k 的贡献恰好等于其与总收入的协方差。可以从另一个角度考虑上述方差分解公式, 要素来源 k 的贡献也可以被看作该要素来源 k 的方差及其与其他要素来源 j 的交互项之和, 即:

$$S_k(\sigma^2) = \sigma^2(Y_k) + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq k}}^K \rho_{jk} \sigma(Y_j) \sigma(Y_k) = \text{cov}(Y_k, Y) \quad (9)$$

其中, ρ_{jk} 为要素来源 j 和要素来源 k 的相关系数, $\sigma(\cdot)$ 为要素来源 j 或 k 的标准差。Shorrocks (1982) 认为, “自然分解”法则的含义是, 要素来源 k 的贡献既包括

该要素本身的方差，也包括与该要素相关的要素间协方差的一半。

由于不平等指标本身可表示为总收入的加权平均，因此该要素来源 k 对总不平等的贡献百分比可以表示为：

$$s_k(Y_k, Y) = \frac{S_k(Y_k, Y)}{I(Y)} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i(Y) Y_{ik}}{\sum_{i=1}^n a_i(Y) Y_i} \quad (10)$$

Shorrocks (1982) 研究发现，将上述公式应用于方差 σ^2 、变异系数 CV 和广义熵指数 I_2 ^① 三种不平等指标时，分解结果相同。要素来源 k 的贡献比例均可表示为要素来源 k 和总收入的协方差与总收入方差之比：

$$s_k(Y_k, Y) = \frac{\text{cov}(Y_k, Y)}{\sigma^2(Y)} \quad (11)$$

(三) 泰尔指数的要素来源分解

上述自然分解规则也可应用于广义熵指数中的泰尔指数 T_1 和泰尔指数 T_0 。其对应基于“自然分解”的要素来源 k 的贡献比例为：

$$s_k(T_1) = \frac{\sum_{i=1}^n \log(Y_i/\mu) Y_{ik}}{\sum_{i=1}^n \log(Y_i/\mu) Y_i} \quad (12)$$

$$s_k(T_0) = \frac{\sum_{i=1}^n \log(\mu/Y_i) (Y_{ik}/Y_i)}{\sum_{i=1}^n \log(\mu/Y_i)} \quad (13)$$

尽管泰尔指数的分解并不如方差和基尼系数的分解结果直观和易于解释，但泰尔指数的分解结果具备额外属性，Morduch & Sicular (2002) 称其为“一致可加性”，Paul (2004) 则称其为“负性”。他们都认为，当要素来源 k 为正值且在所有家庭平均分配时，该要素来源对不平等的贡献应为负值。方差和基尼系数的分解并不满足这一特性，而是将这样的要素来源贡献视为零。由于泰尔指数的分解可以反映平均分配要素来源的负贡献特性，上述两篇文献均建议采用泰尔指数的要素来源分解。

① 广义熵指数 I_2 是变异系数 CV 平方的一半。

(四) 传统要素来源分解中的主要问题

传统的要素来源分解方法存在一些问题。最主要的问题是上述分解规则并不唯一 (Shorrocks, 1982, 1983)。具体来说可分为三个方面。首先是同一不平等指标存在多重分解规则。以基尼系数为例, 其可以表示为不同的表达式, 但不同表达式的自然分解结果不尽相同。当基尼系数表达式为:

$$G(Y) = \frac{2}{n^2\mu} \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) Y_i \tag{14}$$

则要素来源 k 对总不平等的贡献百分比可表示为如下形式:

$$s_k(Y_k, Y) = \frac{S_k(Y_k, Y)}{G(Y)} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i(Y) Y_{ik}}{\sum_{i=1}^n a_i(Y) Y_i} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) Y_{ik}}{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) Y_i} \tag{15}$$

当基尼系数表达式为:

$$G(Y) = \sum_{i=1}^n \frac{G(Y)}{n\mu} Y_i \tag{16}$$

则要素来源 k 对总不平等的贡献百分比直接等于该要素的收入份额 μ_k/μ :

$$s_k(Y_k, Y) = \frac{S_k(Y_k, Y)}{G(Y)} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i(Y) Y_{ik}}{\sum_{i=1}^n a_i(Y) Y_i} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{G(Y)}{n\mu} Y_{ik}}{\sum_{i=1}^n \frac{G(Y)}{n\mu} Y_i} = \frac{\mu_k}{\mu} \tag{17}$$

事实上, 对于任何一个不平等指标, 有无穷多个潜在的分解规则。更一般地, 所有其他可能的潜在分解规则都可以表示为:

$$s_k(Y_k, Y) = \hat{s}_k + \sum_{j=1}^{n-1} \lambda_j \sum_{i=1}^n \beta_{ji} Y_{ik} \tag{18}$$

当 \hat{s}_k 为给定的某种特殊分解方法 (如自然分解法) 时, 式 (18) 为要素来源 k 对总不平等的贡献比例。等式右边第二项为其他分解方法可能增加或减少的贡献比例, 其中 λ_j 和 β_{ji} 为任意实数。当选择不同的 λ_j 时, 任一要素贡献比例的取值范围可从负无穷到正无穷。更为棘手的是, 分解规则的非唯一性使得选择合理的分解方法成为困难, 因而是传统分解方法的最主要弊端。

传统分解方法的第二个问题是, 在同一分解规则下, 不平等指标间的分解结果也不尽相同。如前所述, 对于每一种不平等指标, 我们都可以采用自然分解法进行分解。然而, 给定同一数据, 基尼系数的自然分解结果与其他不平等指标不同。类似, 广义熵指数 I_2 、 T_1 和 T_0 的分解结果也各不相同, 仅方差 σ^2 、变异系数 CV 和广义熵指数 I_2

的分解结果相同。以中国农村为例，表 1 为按照农业收入、非农收入和转移性收入三种来源并使用自然分解规则对 6 种不平等指标进行分解的结果^①。可以看到，各种分解结果不尽相同。方差 σ^2 、变异系数 CV 、广义熵指数 I_2 、基尼系数 G 和泰尔指数 T_1 的分解结果中，所有收入来源的贡献均为正，非农收入的贡献最大，占到 2/3 以上。泰尔指数 T_0 的分解结果中，农业收入的贡献为负，表明农业收入有减缓收入不平等的作用；对应的，非农收入的贡献则接近 300%。

表 1 各种不平等指标的自然分解法结果

不平等指标	单位：%		
	农业收入	非农收入	转移性收入
方差 σ^2 、变异系数 CV 和广义熵指数 I_2	17.65	76.29	6.07
基尼系数 G	26.46	67.38	6.16
泰尔指数 T_1	3.89	88.76	7.35
泰尔指数 T_0	-220.34	299.92	20.42

资料来源：根据 1995 年和 2002 年中国家庭收入调查（CHIP）农村部分个体和家庭收入信息计算得到。

尽管 Shorrocks（1983）认为，任意分解规则对于任何不平等指标都适用，因而选取分解规则问题与选取不平等指标问题是可以完全分开的。然而，给定某种分解规则，由于各不平等指标存在不同特性，因而要素来源的分解结果依赖于特定的不平等指标。泰尔指数的分解确实具有“负性”优势，但这也造成了分解结果不易解释的困难。因此，传统分解规则的另一弊端是，给定某种分解方法后存在选择不平等指标的困难。

传统分解方法的第三个问题是，就方法论而言，广为采用的自然分解法则实质上并不统一。以基尼系数为例，当其表达式为式（14）的通常情况时，分解结果中分项收入 Y_{ik} （ $i=1, 2, \dots, n$ ）不根据分项收入大小按升序排列，其排序须与总收入 Y_i （ $i=1, 2, \dots, n$ ）保持一致。表 2 表明，排序规则的不同将直接影响收入分项基尼系

① 我们利用中国家庭收入调查（CHIP）1995 年和 2002 年农村部分的收入信息考察收入不平等的要素来源分解问题。中国家庭收入调查的抽样方法与国家统计局的住户调查类似。根据农村部分的调查问卷，农村家庭收入由成员个体收入和家庭经营收入两部分组成。我们将个体收入归总至家庭并与家庭经营收入合并考察，因而研究的基本单位为家庭。1995 年农村家庭样本为 7998 个，2002 年则为 9200 个。更多有关 1995 年和 2002 年 CHIP 调查的抽样和数据信息，请参见 Li et al. (2008)。有关本文对 1995 年和 2002 年农村家庭收入的统计性描述，请参见附表 1。

数的数值，从而影响最终的分解结果。如果以按各收入分项大小排序计算的基尼系数为基础，各收入分项的贡献比例之和小于100%。按总收入排序调整后的“伪基尼”系数为基础，各收入分项的贡献比例之和才等于100%。目前，只有基尼系数的自然分解对特定排序规则存在要求，而其他不平等指标则并不需要。因而，基尼系数的自然分解虽然从公式上与其他不平等指标具有一致性，但在严格意义上，其分解规则仍具相当的特殊性。

表2 基尼系数自然分解法中排序规则的影响

基尼系数及分解	农业收入	非农收入	转移性收入
收入分项的基尼系数	0.44	0.67	0.85
排序调整的“伪基尼”	0.24	0.56	0.51
分项基尼的分解结果(%)	20.02	32.75	4.17
“伪基尼”的分解结果(%)	26.46	67.38	6.16

资料来源：根据1995年和2002年中国家庭收入调查（CHIP）农村部分个体和家庭收入信息计算得到。

因此，传统要素来源分解规则的非唯一性以及给定分解规则后不平等指标的选取困难，使计算和解释各收入分项的贡献比例变成了毫无意义的课本练习题。针对传统分解方法存在的主要问题，Shorrocks（1982）试图寻找额外的约束条件并使所有不平等指标都适用唯一分解规则。他认为要解决分解的非唯一性问题，只需增加两个附加条件即可。第一个附加条件为均等要素分项的标准化，即当某一要素收入分项在所有家庭平均分配时，该要素收入分项的贡献为零。第二个附加条件为两要素分项的对称性，即当将总收入分为相互可置换的两要素收入分项时，这两个要素分项对总收入不平等的贡献相等，均为50%。Shorrocks（1982）证明，当附加前述两个条件后，就可以找到唯一的分解规则。这一分解规则恰好为方差 σ^2 和广义熵指数 I_2 的自然分解规则，即要素来源 k 和总收入的协方差与总收入方差的比值（式11）。然而，这两个附加条件的合理性也受到较多的质疑。当要素来源 k 在所有家庭平均分配时，该要素来源的加入将缩小总体不平等水平，因而其对不平等的贡献应为负值。均等要素的标准化假设则破坏了“负性”原则（Morduch & Sicular, 2002; Paul, 2004）。另一方面，要素的对称性假设将要素排序视为不重要的因素，这与基尼系数的分解精神显然出入较大。我们将在本文的第五部分对要素排序问题做进一步讨论。

三 要素来源的变动分解

(一) 基于“反事实”的变动分解

目前为止，我们通过对不平等指标直接进行分解，来考察要素来源 k 对总收入不平等的贡献。另一种考察要素来源 k 贡献的思路可视为“间接法”或“反事实法”。Shorrocks (1982) 考察了两种“反事实”的情形。第一种是假设除要素来源 k 外，其他要素来源均为平均分配的情形，考察要素来源 k 作为唯一不平等来源时对总体收入不平等的贡献。这种情形可具体表示为：

$$s_k(Y_k, Y) = \frac{I[Y_k + (\mu - \mu_k)e]}{I(Y)} \quad (19)$$

其中， e 为取值为 1 的 n 维向量。式 (19) 实质上在考察一个“反事实”的分布，其将要素来源 k 的收入保持不变，并将其他收入来源进行平均再分配。如果该分布的不平等程度仍然较高，或者相对总体不平等 $I(Y)$ 占较高比例，那么可以认为要素来源 k 对总收入不平等具有重要贡献。

与此类似，Shorrocks (1982) 提出的第二种情形是考察消除要素来源 k 的收入不平等后，整体收入不平等的下降程度。这种情形可具体表示为：

$$s_k(Y_k, Y) = \frac{I(Y) - I(Y - Y_k + \mu_k e)}{I(Y)} \quad (20)$$

式 (20) 考察了另一个“反事实”分布，其用要素来源 k 的均值向量 $\mu_k e$ 替代向量 Y_k ，并考虑均等化要素来源 k 后的效果。如果均等化要素来源 k 后不平等程度显著缩小，则可认为要素来源 k 对总收入不平等具有重要贡献。理论上，这两种“反事实”的情形适用于任何不平等指标。在实际运用中，Shorrocks (1982) 发现，只有方差 σ^2 和广义熵指数 I_2 的自然分解结果能和两种“反事实”结果相互联系，其自然分解结果恰好为两种“反事实”分解结果的算术平均值^①。然而，其他不平等指标则与两种“反事实”结果没有明确的联系。表 3 利用 CHIP 数据列出了六种不平等指标的“反事实”分解结果，并与自然分解结果进行比较。我们确实发现了 Shorrocks (1982) 所说的情况，除方差 σ^2 和广义熵指数 I_2 外，大部分不平等指标的两种“反事实”结果的算术平均与自然分解结果不同。

① 即表 3 中第 3 行数值为前两行的算术平均。

表 3 反事实与自然分解法的联系

不平等指标及分解结果		农业收入	非农收入	转移性收入
方差 σ^2 和广义熵指数 I_2	反事实 1	22.01	78.16	3.82
	反事实 2	13.28	74.41	8.31
	自然分解法	17.65	76.29	6.07
变异系数 CV	反事实 1	46.91	88.41	19.55
	反事实 2	6.88	49.42	4.25
	自然分解法	17.65	76.29	6.07
基尼系数 G	反事实 1	48.94	80.03	10.20
	反事实 2	14.34	46.92	4.88
	自然分解法	26.46	67.38	6.16
泰尔指数 T_1	反事实 1	25.19	72.50	4.13
	反事实 2	19.20	70.66	8.77
	自然分解法	3.89	88.76	7.35
泰尔指数 T_0	反事实 1	23.40	60.96	3.33
	反事实 2	30.96	72.78	11.43
	自然分解法	-220.34	299.92	20.42

资料来源：根据 1995 年和 2002 年中国家庭收入调查（CHIP）农村部分个体和家庭收入信息计算得到。

不仅如此，这两种“反事实”的情形更多地是理论上的构造，在现实生活中很难找到直接熨平某种要素来源收入不均等的例子。Lerman & Yitzhaki（1985）以及 Podder（1993）提出的第三种“反事实”情形则更贴近实际，并具有较强的政策含义。考虑对要素来源 k 进行征税或补贴的情形，即将要素来源 k 的分布乘以接近于 1 的 n 维向量，则该要素来源收入规模将整体缩小或扩大，而其不平等程度仍保持不变。因此，第三种“反事实”的情形意味着考察要素来源规模的边际变动对总体不平等的影响（Lerman & Yitzhaki，1985）。与前两种“反事实”构造不同，第三种“反事实”的情形仅适用于基尼系数的分解。对于基尼系数的分解公式（4）来说，第三种情形意味着要素来源 k 的收入均值 μ_k 发生边际变动，而要素基尼系数 $G(Y_k)$ 与排序相关性比率 $R(Y, Y_k)$ 保持不变。考察要素来源规模的边际变动对总体不平等的影响，则可表示为总体收入不平等 $G(Y)$ 对要素来源 k 的收入均值 μ_k 变动弹性（Podder，1993）：

$$\eta_k = \frac{\mu_k}{G(Y)} \frac{dG(Y)}{d\mu_k} = \frac{\mu_k}{G(Y)} \left[\frac{\partial G(Y)}{\partial \mu_k} + \frac{\partial G(Y)}{\partial \mu} \frac{d\mu}{d\mu_k} \right] \quad (21)$$

该弹性可表示为由要素来源 k 的收入均值 μ_k 变动带来总收入不平等 $G(Y)$ 的变动程度。经过演算，式（21）最终可表示为：

$$\eta_k = \frac{\mu_k}{G(Y)} \frac{dG(Y)}{d\mu_k} = \frac{\frac{\mu_k}{\mu} G(Y_k) R(Y, Y_k)}{G(Y)} - \frac{\mu_k}{\mu} \quad (22)$$

式(22)表明,要素来源 k 规模的边际变动对总体不平等的影响,为要素来源 k 基尼系数“自然分解”的贡献比例与该要素来源 k 占总收入比重的差值。由式(22)易知,所有要素弹性的和为零($\sum \eta_k = 0$)。不仅如此,表4表明,尽管农业收入对不平等的贡献小于非农收入,但其规模边际变动对总不平等的效应比非农收入更大,且有助于缓解收入不平等。尽管第三种“反事实”情形仅适用于基尼系数分解,由于基尼系数的分解项及其规模边际效应易于解释、符合直觉和贴近现实,因而是目前采用较多的分解方法。

表4 基尼系数自然分解法及要素来源 k 的规模边际效应

基尼系数及分解	农业收入	非农收入	转移性收入
要素收入比重 μ_k/μ	0.46	0.49	0.05
要素基尼系数 $G(Y_k)$	0.44	0.67	0.85
排序相关比 $R(Y, Y_k)$	0.54	0.84	0.60
要素贡献率 $s_k(Y_k, Y)$	26.46	67.38	6.16
规模边际效应 η_k	-0.19	0.18	0.01

资料来源：根据1995年和2002年中国家庭收入调查(CHIP)农村部分个体和家庭收入信息计算得到。

(二) 基于合作博弈的夏普里值分解

尽管传统分解方法得到了广泛应用,但传统方法存在分解规则不唯一和分解结果依赖特定不平等指标的问题,这促使经济学家利用新思路讨论收入不平等的要素来源分解。由于收入不平等的要素来源分解问题与合作博弈中参与者的成本分配问题有明显的类似性,Sastre & Trannoy (2002)、Chantreuil & Trannoy (2011)、Charpentier & Mussard (2011)以及Shorrocks (2013)建议,将著名的夏普里值(Shapley Value)分解方法用于讨论要素来源对收入不平等的贡献问题。Shapley (1953)的原创性贡献主要讨论合作博弈中参与者如何分配由合作产生的剩余问题。由于参与者的贡献与加入合作博弈的顺序有关,夏普里法则利用各种合作的可能情况,将每个参与者所有可能的边际贡献进行加权平均,并据此决定参与者的分配额度。Sastre & Trannoy (2002)认为,可将各要素来源对不平等的贡献视为合作博弈参与者对合作价值的贡献,因而夏普里分解方法则可巧妙地运用于收入不平等的要素来源分解。

具体来讲,要素来源夏普里分解方法的思路与上述“反事实”的变动分解方法十

分接近。要素来源的夏普里分解将消除要素来源 k 的收入不平等对整体收入不平等的影响视作该要素的边际贡献。由于总收入由多种要素来源组成，因此消除要素来源不平等的顺序不同，其对整体收入不平等的边际影响也存在差异。给定某要素来源 k ，考虑所有消除不平等的不同顺序后，将该要素的所有可能的边际贡献进行算术平均，就可得到该要素来源的夏普里值，并可据此计算该要素来源的贡献值。

利用夏普里分解方法，我们须定义要素来源的集合 $k = \{1, 2, \dots, K\}$ ，同时定义要素来源的子集 $b = \{\{1\}, \{2\}, \{1, 2\}, \dots, \{1, 2, \dots, K\}\}$ ，易知子集元素的数量为 2^K 。因此，要素来源 k 对整体收入不平等的绝对贡献可表示为 Sh_k ，即要素来源 k 的夏普里值：

$$Sh_k(Y_k, Y) = \sum_{\substack{b \subset k \\ B \in b}} \frac{(B-1)!(K-B)!}{K!} [I(Y^e(b)) - I(Y^e(b - \{k\}))] \quad (23)$$

其中， $Y^e(b)$ 表示子集 b 的各要素与均等化子集 b 外的各要素的和， $(b - \{k\})$ 为将子集剔除要素来源 k 后的集合， $I(\cdot)$ 为不平等函数。由于夏普里值表示各要素来源的绝对贡献值，据此，我们可将其转化为相对贡献的百分比：

$$sh_k(Y_k, Y) = \frac{Sh_k(Y_k, Y)}{\sum_{k=1}^K Sh_k(Y_k, Y)} \quad (24)$$

根据 Sastre & Trannoy (2002) 的思路，表 5 利用六种不平等指标进行夏普里分解。可以看到，方差 σ^2 和广义熵指数 I_2 的分解结果相同，其他分解结果则不尽相同。更有意思的是，对于方差 σ^2 和广义熵指数 I_2 来说，夏普里分解结果与自然分解结果完全相同。这表明，至少在特定不平等指标下，不同的分解方法可以得到一致的分解结果。

表 5 各不平等指标的夏普里分解结果

单位：%

不平等指标	农业收入	非农收入	转移性收入
方差 σ^2 和广义熵指数 I_2	17.65	76.29	6.07
变异系数 CV	24.33	66.34	9.33
基尼系数 G	30.76	62.59	6.65
泰尔指数 T_1	22.12	71.50	6.38
泰尔指数 T_0	26.70	66.39	6.90

资料来源：根据 1995 年和 2002 年中国家庭收入调查 (CHIP) 农村部分个体和家庭收入信息计算得到。

(三) 基于时间变动的分解

基于“反事实”分解的思路是，给定要素来源 k 的某种假想状态，将达到这种假

想状态所引起的不平等变动与原不平等进行比较，获得该要素对总体不平等的贡献。基于时间变动的分解，则考察不平等上升或下降的主要原因，即某要素来源 k 不平等变动对总体不平等变动的贡献。因此，时间因素的引入导致我们从关心要素来源 k 对总体不平等“水平”的贡献到对总体不平等“变动”的贡献。根据前面各不平等指标的水平分解，我们可以考察相应的变动分解。

Jenkins (1995) 专门考察了广义熵指数 I_2 的变动分解。以广义熵指数 I_2 为例，要素来源 k 对总不平等的贡献百分比可表示为：

$$s_k(Y_k, Y) = \rho_k \frac{\mu_k}{\mu} \sqrt{\frac{I_{2k}}{I_2}} \quad (25)$$

其中， ρ_k 为要素来源 k 与总收入的相关系数， I_{2k} 为要素来源 k 的广义熵指数。根据公式 (25)，广义熵指数 I_2 的变动则可分解为：

$$\Delta I_2 = \sum_{k=1}^K s_{k,t+1} I_{2,t+1} - \sum_{k=1}^K s_{k,t} I_{2,t} = \sum_{k=1}^K S_{k,t+1} - \sum_{k=1}^K S_{k,t} = \sum_{k=1}^K \Delta S_k \quad (26)$$

因此，广义熵指数 I_2 的变动可视为各要素绝对贡献变动的累加和，要素来源 k 对广义熵指数 I_2 变动的贡献则为绝对贡献变动与 I_2 整体变动的比值 ($\Delta S_k / \Delta I_2$)。当然，这一分解思路也可以用于其他不平等指标。根据 Jenkins (1995) 的思路，表 6 利用六种不平等指标对不平等变动进行了分解。CHIP 数据分析表明，中国农村家庭收入在 1995 年至 2002 年期间发生了显著的结构变化。一方面家庭农业收入的不平等在增加，另一方面非农收入的不平等在下降。由于非农收入的重要性在不断增加，家庭总收入的不平等在此期间略微下降（见附表 2）。表 6 中大部分分解结果表明，农业收入和非农收入对不平等下降起到正向的贡献作用^①，即两个要素收入来源均减缓了总体不平等。我们认为农业收入的正向贡献来源于其比重的下降，而非农收入的正向贡献来源于其不平等程度的下降。受其重要性上升的影响，转移性收入则在一定程度上增加了收入的不平等。从表 6 中还可以看到，与水平分解类似，基于时间变动的分解结果在各不平等指标之间不尽相同。同时，尽管方差 σ^2 、变异系数 CV 和广义熵指数 I_2 的水平分解结果相同，但三者基于时间变动的分解结果却不同，这表明基于时间的变动分解也存在分解结果依赖不平等指标的特性。

① 方差的变动分解是个例外，这主要是农村家庭收入提高使得绝对方差变大，从而导致各要素对方差变动的贡献也为正。泰尔指数 T_0 的分解结果也较特殊，这与其在水平分解结果中的特殊性一致。

表6 各不平等指标基于时间变动的分解结果

单位：%

不平等指标	农业收入	非农收入	转移性收入
方差 σ^2	8.69	45.11	46.21
变异系数 CV	19.92	84.77	-4.68
广义熵指数 I_2	22.08	92.41	-14.49
基尼系数 G	66.22	59.09	-25.31
泰尔指数 T_1	0.88	113.57	-14.45
泰尔指数 T_0	-377.08	575.90	-98.82

注：在此例中， $t+1$ 为 2002 年， t 为 1995 年，因此不平等变动为 2002 年与 1995 年的差值。

资料来源：根据 1995 年和 2002 年中国家庭收入调查（CHIP）农村部分个体和家庭收入信息计算得到。

Wan (2001) 和万广华 (2008) 提出了另一种收入不平等变动分解思路并将其应用于基尼系数。由基尼系数的分解公式 (3) 可知，基尼系数可表示为各要素收入份额 μ_k/μ 与各要素集中率 $C(Y_k/Y)$ 乘积的累加和。基于该公式，基尼系数的变动可分解为：

$$\Delta G = \sum_{k=1}^K \Delta \varphi_k C_{k,t} + \sum_{k=1}^K \varphi_{k,t} \Delta C_k + \sum_{k=1}^K \Delta \varphi_k \Delta C_k \quad (27)$$

为了公式的简洁，我们将 $C_{k,t}$ 表示为 t 时刻要素来源 k 的集中率，将 $\varphi_{k,t}$ 表示为 t 时刻要素来源 k 占总收入的比重 μ_k/μ 。因此，基尼系数的变动可以分解为三大部分：第一部分为 $\sum \Delta \varphi_k C_{k,t}$ ，表示要素来源 k 占总收入比重变化带来的基尼系数变动；第二部分为 $\sum \varphi_{k,t} \Delta C_k$ ，表示要素来源 k 集中率变化带来的基尼系数变动；第三部分为 $\sum \Delta \varphi_k \Delta C_k$ ，表示为要素来源 k 集中率和收入比重共同变化带来的基尼系数变动。万广华 (2008) 将前两部分分别称为“结构效应”和“收入集中效应”，并认为这两种效应对理解中国收入不平等的变化十分有用。

借鉴 Burtless (1999) 区别统计相关性与排序相关性的思路，Fournier (2001) 给出了要素来源分解的排序相关性方法，并考察了两种影响收入分布变动的效应：一是要素来源 k 边际分布变动效应，二是该要素来源与总收入的排序相关性变动效应。前一种效应保持要素来源 k 与总收入排序不变且保持其他要素来源边际分布不变，考察要素来源 k 的边际分布变动对总收入分布变动的的影响。后一种效应则保持各要素来源边际分布不变，考察要素来源 k 与总收入排序相关变动的的影响。尽管这一方法并未解

决 Shorrocks (1982) 提出的各要素相关性分享规则非唯一性问题^①, Fournier (2001) 认为该方法具有非参估计和不依赖特定不平等指标的优点。然而, 我们发现在具体应用此方法考察中国台湾地区的收入分配变动时, 作者仍须用洛伦茨曲线对两种效应进行数值模拟。周明海 (2015) 认为, 如果将基尼系数分解公式 (4) 重新组合, 基尼系数则可表示为各要素的加权基尼系数 $(\mu_k/\mu)G(Y_k, Y)$ 与各要素排序相关比 $R(Y_k, Y)$ 乘积的累加和。因此, 基尼系数的变动可分解为:

$$\Delta G = \sum_{k=1}^K \Delta \bar{G}_k R_{k,t} + \sum_{k=1}^K \bar{G}_{k,t} \Delta R_k + \sum_{k=1}^K \Delta \bar{G}_k \Delta R_k \quad (28)$$

为了公式的简洁, 我们将 $\bar{G}_{k,t}$ 表示为 t 时刻要素来源 k 的加权基尼系数^②, 将 $R_{k,t}$ 表示为 t 时刻要素来源 k 的排序相关比。因此, 基尼系数的变动同样可以分解为三大部分: 第一部分为 $\sum \Delta \bar{G}_k R_{k,t}$, 表示要素来源 k 的加权基尼系数变化带来的总体不平等变动; 第二部分为 $\sum \bar{G}_{k,t} \Delta R_k$, 表示要素来源 k 的排序相关比变化带来的总体不平等变动; 第三部分为 $\sum \Delta \bar{G}_k \Delta R_k$, 表示要素来源 k 的加权基尼系数和排序相关比共同变化带来的总体不平等变动。事实上, 前两项可以被视为 Fournier (2001) 所谓的“边际分布变动效应”和“排序相关性变动效应”。

根据 Wan (2001)、万广华 (2008) 以及 Fournier (2001) 和周明海 (2015) 的两种分解思路, 表 7 为基尼系数变动的分解结果。第一种分解方法表明收入集中效应占主导, 第二种分解方法表明排序相关效应占支配地位。另外, 两种方法的交互效应均相对较小。

表 7 基尼系数的两种分解思路及结果

	基尼系数变动	收入结构效应	收入集中效应	交互效应
分解方法 1	-0.0559	0.0319	-0.0813	-0.0066
	100.00	-57.09	145.34	11.75
	基尼系数变动	边际分布效应	排序相关效应	交互效应
分解方法 2	-0.0559	-0.0076	-0.0521	0.0037
	100.00	13.54	93.09	-6.63

注: 在此例中, $t+1$ 为 2002 年, t 为 1995 年, 因此不平等变动为 2002 年与 1995 年的差值。

资料来源: 根据 1995 年和 2002 年中国家庭收入调查 (CHIP) 农村部分个体和家庭收入信息计算得到。

① 即公式 (9) 中要素间协方差 $\rho_{jk} \sigma(Y_j) \sigma(Y_k)$ 在各要素间的分享规则并不唯一。Shorrocks (1982) 提议的自然分解法将要素间协方差平均分配给要素 Y_j 和要素 Y_k , 其他分解法的分享规则可与此不同。

② 其为要素来源 k 的基尼系数 $G(Y_k, Y)$ 与要素来源 k 占总收入比重 μ_k/μ 的乘积, μ_k/μ 为权重。

四 要素来源分解的拓展和延伸

尽管传统要素来源分解存在分解方法不唯一的问题，基尼系数 G 、方差 σ^2 、变异系数 CV 和广义熵指数 I_2 的自然分解法则被经济学家们广泛用于分析各国家收入不平等及其原因。在此基础上，研究者根据问题的具体需要，对传统要素来源分解进行了拓展和延伸。比如有些研究致力于解决嵌套分解的问题，另一些研究则希望考察不可加的收入决定因素对收入不平等的贡献问题。

(一) 要素来源的嵌套分解

要素来源的分解研究通常将工资性收入、财产性收入、经营性收入和转移性收入作为主要的收入来源进行分析。然而，就每项收入而言，我们又可以对其进一步细分，如将工资性收入细分为基本工资和奖金。Boisvert & Ranney (1991) 认为，就政策角度而言，理解细分收入项对主要收入分项不平等的影响与收入分项对总体不平等的影响同等重要。因此，他们提出了以两层要素来源为例的嵌套分解方法。

假设要素来源 k 可进一步细分为 J_k 个收入分项，令 Y_{kj} 为要素来源 k 的第 j ($j=1, 2, \dots, J_k$) 个细分项。以基尼系数的自然分解为例，要素来源 k 的收入不平等分解公式可表示为：

$$G(Y_k) = \sum_{j=1}^{J_k} \frac{\mu_{kj}}{\mu_k} G(Y_{kj}) R(Y_k, Y_{kj}) \quad (29)$$

将式 (29) 代入式 (4)，我们可以得到两层要素的嵌套分解公式：

$$G(Y) = \sum_{k=1}^K \frac{\mu_k}{\mu} \left[\sum_{j=1}^{J_k} \frac{\mu_{kj}}{\mu_k} G(Y_{kj}) R(Y_k, Y_{kj}) \right] R(Y, Y_k) \quad (30)$$

式 (30) 表明，我们可以先计算细分收入项 Y_{kj} 对要素来源 k 不平等的贡献，再计算要素来源 k 对总收入不平等的贡献，从而更准确地估算出要素来源 k 影响的主要来源。如果进一步细分要素来源的收入分项，我们甚至可以获得 n ($n > 2$) 层要素的嵌套分解公式。

然而，要素来源 k 对总体收入不平等的重要影响可能并非来自细分收入分项的不平等，而是来自该要素来源 k 的地区不平等。因此，另一种思路是将要素来源分解与组群分解相互嵌套，从而考察地区不平等如何通过要素来源 k 传导到总体收入不平等。Tsui (1998) 将要素来源 k 的贡献进一步分解为地区内和地区间的贡献，提出了要素和地区的嵌套分解方法。

假设共有 G 个地区，令 Y_{kg} 为要素来源 k 的第 g ($g=1, 2, \dots, G$) 个地区。以方差分解为例，要素来源 k 对总收入不平等的贡献，可表示为要素来源 k 和总收入的协方差与总收入方差之比（公式 11），其可进一步分解为地区内分项 w_k 和地区间分项 b_k ：

$$s_k(Y_k, Y) = w_k + b_k \quad (31)$$

地区内分项 w_k 可进一步表示为：

$$w_k = \sum_{g=1}^G \frac{n_g}{n} \frac{\sigma^2(Y_g)}{\sigma^2(Y)} s_{kg}(Y_{kg}, Y_g) \quad (32)$$

其中， n_g 为第 g 个地区中的家庭数目， $s_{kg}(Y_{kg}, Y_g)$ 为第 g 个地区中要素来源 k 的贡献比例。式（32）表明地区内分项 w_k 是地区内要素来源 k 的贡献比例 $s_{kg}(Y_{kg}, Y_g)$ 的加权平均，其中权重为第 g 个地区人口比重 n_g/n 和第 g 个地区收入方差与总体收入方差比值 $\sigma^2(Y_g)/\sigma^2(Y)$ 的乘积。

地区间分项 b_k 可进一步表示为：

$$b_k = \frac{\text{cov}(M_k, M)}{\sigma^2(M)} \frac{\sigma^2(M)}{\sigma^2(Y)} \quad (33)$$

其中， $M = (m_1, m_2, \dots, m_G)$ 为总收入在各地区中的均值分布， $M_k = (m_{1k}, m_{2k}, \dots, m_{Gk})$ 为要素来源 k 在各地区中的均值分布。考虑地区间贡献时，潜在的假设条件是地区内部不存在任何收入差异。也就是说，尽管不同地区的家庭收入仍然存在差异，地区内部的家庭收入被设为均等。式（33）表明，地区间分项 b_k 可表示为两项表达式的乘积。第一项可解释为不存在地区内收入差异时要素来源 k 的相对贡献比例，第二项则为地区间收入均值的方差与总收入方差的比值。与分层要素的嵌套分解一样，要素和地区的嵌套分解也能帮助我们更准确地分析要素来源 k 影响的主要来源。

（二）基于回归的要素来源分解

当我们把收入差异解释为年龄、性别、教育和地区等不同性质的影响因素时，我们需要用回归方程进行考察，从而避免因这些因素不可加性带来的麻烦。Fields & Yoo (2000) 以及 Morduch & Sicular (2002) 提出，可以将收入决定方程和要素来源分解相结合，讨论这些不可加影响因素对整体收入不平等的贡献。

假设收入决定方程为线性函数：

$$Y = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k X_k + \varepsilon \quad (34)$$

其中， X 为诸如年龄、性别、教育和地区等的解释变量， β 为回归系数， α 为常数项， ε 为方程的残差项。利用微观数据，我们可以得到各回归系数和残差项的估计值，

从而得到总收入的估计值，即：

$$\hat{Y} = \hat{\alpha} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k X_k + \hat{\varepsilon} \quad (35)$$

因此总收入的估计值为常数项、影响要素项和残差项三部分的总和。因此，根据方程（10），我们可以对所有影响收入的回归变量进行分解，计算它们对整体收入不平等的贡献比例。

$$s_k(\hat{\beta}_k X_k, Y) = \frac{\sum_{i=1}^n a_i(Y) \hat{\beta}_{ik} X_{ik}}{\sum_{i=1}^n a_i(Y) Y_i} \quad (36)$$

当然，我们也可以将式（36）表示成协方差与方差的比例关系：

$$s_k(\hat{\beta}_k X_k, Y) = \frac{\text{cov}(\hat{\beta}_k X_k, Y)}{\sigma^2(Y)} \quad (37)$$

需要注意的是，所有回归变量的贡献和小于 1，剩余部分为常数项和不能被回归变量所解释的残差项的贡献比例。尽管上述方法可以解决任意不可加的收入决定因素对整体不平等的贡献问题，这样的方法也存在对回归方程形式的限定和对不平等指标的限制等问题（Wan, 2002；万广华, 2008）。Wan（2002）将收入决定方程设成更一般的形式，并结合 Shorrocks（2013）提出的夏普里分解框架处理常数项和残差项的贡献比例问题，从而改进了上述方法中存在的种种限制。Cowell & Fiorio（2011）则将回归方程的思想进一步运用到组群分解，从而把两大分解思路纳入了统一的框架。

五 关于分解唯一性的进一步讨论

（一）基尼系数分解与方差分解的相互联系

与其他不平等指标不同，基尼系数的要素来源分解结果与收入及其要素来源的排序有着重要的关系。如公式（5）和（6）所示，排序相关比是基尼系数分解结果的重要组成部分。当消除要素来源与总收入的排序差异时，基尼系数的分解结果又是怎样的呢？事实上，Fei et al.（1978）^① 提出构建要素来源与总收入线性方程组的方法来消

^① 许多后续研究直接将 Fei et al.（1978）用回归方法得到的“伪基尼”与集中率等同起来。事实上，两者存在显著差别。集中率只消除了要素来源与总收入的排序差异，而回归方法使要素来源与总收入完全线性相关。

除要素来源与总收入的排序差异，从而使总收入的基尼系数完全等于各要素来源估计值的基尼系数加权平均，具体的回归方程为以下形式：

$$Y_k = \alpha_k + \beta_k Y + \varepsilon_k \quad (38)$$

可以看到，与式（34）的回归方程恰好相反，式（38）中被解释变量是要素来源收入 Y_k ，而解释变量则为总收入 Y 。其中， α_k 、 β_k 和 ε_k 则分别为常数项、回归系数和残差项。同样，利用微观数据，可以得到各回归系数和残差项的估计值，从而得到各要素来源收入的估计值：

$$\hat{Y}_k = \hat{\alpha}_k + \hat{\beta}_k Y + \hat{\varepsilon}_k \quad (39)$$

直接利用基尼系数的分解公式（4），可以得到总收入的基尼系数为各要素来源收入估计值的加权平均，其权重为各要素来源占总收入的比重：

$$G(Y) = \sum_{k=1}^K \frac{\mu_k}{\mu} G(\hat{Y}_k) \quad (40)$$

值得注意的是，与公式（4）不同，公式（40）意味着要素来源估计值与总收入的排序相关比 $R(Y, \hat{Y}_k)$ 等于 1，即要素来源的排序和总收入的排序差异已经被完全消除而不重要了。因此，我们可以利用上述数据重新计算利用回归方法的基尼系数分解结果，如表 8 所示。“回归法”基尼系数分解所得的要素来源贡献比重与回归方程（38）中 β_k 的估计值一致。根据一元线性回归模型， β_k 的估计值则可表示为自变量和因变量的协方差 $\text{cov}(Y, Y_k)$ 与自变量方差 $\sigma^2(Y)$ 之比：

$$\beta_k = \frac{\text{cov}(Y, Y_k)}{\sigma^2(Y)} \quad (41)$$

比较公式（11）和（41），我们发现“回归法”的基尼系数分解与方差自然分解方法计算的要素贡献公式完全相同。利用 CHIP 数据，我们进一步验证了“回归法”基尼系数的分解和方差自然分解的一致性（见表 8）。不仅如此，我们还发现与“回归法”基尼系数分解不同，方差分解对使用要素来源数据原值和估计值是不敏感的（见表 8 中的最后两行）。这意味着，方差自然分解背后的潜在假设是，各要素来源收入分项与总收入完全线性相关。前面提到，Shorrocks（1982）提出将两要素分项的对称性条件作为唯一分解规则的必要条件。这一条件认为，当两要素可相互置换时，其对总收入不平等的贡献是均等和对称的。根据上述分析，我们认为这个两要素对称性条件也可表示为各要素来源收入分项与总收入的完全线性相关假设。因此，通过构建以各要素来源为被解释变量、总收入为解释变量的回归方程组，我们可以将基尼系数和方差分解进行统一。另外，我们还知道，方差和基尼系数分解结果同时满足 Shorrocks

(1982) 均等要素标准化条件, 但这一条件因为破坏了“负性”原则, 对泰尔指数等其他不平等指标并不适用。尽管我们仍没有得到不依赖于不平等指标的唯一分解方法, 但“回归法”基尼系数分解与方差自然相一致的分解结果, 至少可以作为收入不平等的要素来源分解的基准结果。

表8 “回归法”基尼系数分解及其与方差分解的比较

分解结果	农业收入	非农收入	转移性收入
要素收入比重 μ_k/μ	0.4581	0.4925	0.0493
要素基尼系数 $G(\hat{Y}_k)$	0.1576	0.6338	0.5033
排序相关比 $R(Y, \hat{Y}_k)$	1.0000	1.0000	1.0000
“回归法”基尼系数分解(%)	17.65	76.29	6.07
公式(39)中 β_k 的估计值	0.1765	0.7629	0.0061
方差的自然分解(%)	17.65	76.29	6.07
“回归法”方差分解(%)	17.65	76.29	6.07

资料来源: 根据1995年和2002年中国家庭收入调查(CHIP)农村部分个体和家庭收入信息计算得到。

(二) 方差分解的一致性问题

以方差和基尼系数为例, 上一节我们讨论了不同不平等指标分解结果可能存在的联系。本节我们则讨论同一种不平等指标下不同分解方法结果的一致性。从前面的讨论来看, 大多数不平等指标的分解结果并没有在不同分解方法下稳健一致。然而, 方差分解则是明显的例外。方差的自然分解可以被看作两种方差“反事实”分解方法的算术平均(表3)。方差的自然分解与方差的夏普里分解结果完全一致(表5)。方差的自然分解不仅与“回归法”基尼系数分解相同, 且与“回归法”方差分解完全一致(表8)。因此, 方差分解结果在不同方法下的稳健性说明, 将方差自然分解结果作为要素来源不平等分解的基准组至少具有应用意义上的合理性。

六 总结和应用

本文对收入不平等的要素来源分解进行了系统回顾。上世纪七八十年代, 经济学家主要关注基尼系数、方差和变异系数等少数几种不平等指标的要素来源分解, Shorrocks (1982) 试图用自然分解方法对各种不平等指标的分解进行统一。然而, 传统分解存在三大问题: 一是同一不平等指标存在多重分解规则; 二是同一规则下的各不平等分解结果不尽相同; 三是广为采用的自然分解法则实质上并不统一。虽然

Shorrocks (1982) 给出了两个额外约束条件, 使所有不平等指标都适用唯一的分解规则, 但这两个约束条件的合理性则受到较多质疑。不仅如此, 传统的要素收入不平等分解实质上是静态和水平意义上的分解。因此, 后续研究致力于考察要素收入不平等的变动分解, 一种思路讨论要素来源变成某种理想分布情况时的影响, 如“反事实法”和夏普里分解。另一种思路则考察某种要素来源在时间演进过程中对不平等的贡献情况, 并从结构的角度分析要素来源收入与总收入的不平等的动态演化关系。收入不平等要素来源分解方法的出现, 使得我们能够讨论更为复杂的收入结构及其不平等来源, 例如讨论要素分层嵌套和要素和地区相互嵌套等问题。结合回归方程, 要素来源分解方法还可以将原本不可加的收入决定因素进行比较, 定量考察它们对总收入不平等的影响和贡献。尽管要素来源分解的唯一性问题仍然悬而未决, 方差的分解结果似乎不随分解方法的改变而改变, 因而可以考虑作为分解结果的基准组。如果将各要素来源对总收入进行一元线性回归, 并将估计值作为新的要素来源分项进行基尼系数分解, 新分解结果则与方差分解一致。这表明基尼系数分解和方差自然分解的主要差异在于是否考虑要素来源与总收入的排序相关性。

要素来源分解广泛应用于讨论发达国家和发展中国家收入不平等演化及其原因。有关发达国家的研究通常关注家庭结构对收入不平等的影响, 比如讨论户主、配偶和子女收入的重要性 (Shorrocks, 1983; Lerman & Yitzhaki, 1985; Podder, 1993; Jenkins, 1995; Paul, 2004)。对于发展中国家的研究往往讨论农村经济结构转变带来的收入不平等变化, 例如中国的农村工业化使得农村家庭越来越依赖于非农工资性收入, 收入不平等的重要来源也自然地由农业收入向非农收入转变 (张平, 1992; 朱玲, 1992; Khan et al., 1993; Hare, 1994; Rozelle, 1994; Cheng, 1996; Tsui, 1998)。由于数据可得性的原因, 部分研究直接将省作为横截面的观测点考察区域间农村收入不平等的来源, 但得到了与利用微观调查数据类似的结论 (蔡昉, 1994; Yao, 1997; 万广华, 1998)。同样, 由于数据可得性, 少部分早期研究利用加总后的家庭收入分组数据进行要素来源分解 (Fei et al., 1978; Pyatt et al., 1980)。然而, 分组数据存在对要素来源分项不平等、要素来源和总收入相关关系估计失真等问题 (Fields, 1979), 因而利用微观住户调查数据考察要素来源分解更为可靠。随着微观数据的可得性增加, 后续大部分要素来源分解以住户为基本研究单位。尽管各应用研究对总收入的要素来源划分存在差异, 但基本围绕四大类收入来源展开, 即工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入。表 9 将要素来源分解在各国应用研究进行了总结, 列出了现有各国应用研究的要素来源划分规则、所利用的分解方法、数据类型和数据名称或

来源等信息。我们期望,对收入不平等的要素来源分解研究进行总结和讨论,有助于推进这一研究领域更深入和系统的认识,也为后续进一步深化收入不平等分解研究提供基础。

表9 要素来源分解的应用研究列表

文 章	要素来源类型	分解方法	数据类型	数据名称或来源	国家和地区
Fei et al. (1978)	城镇:家庭收入 = 财产性收入 + 工资性收入;农村:家庭收入 = 农业收入 + 财产性收入 + 工资性收入	“回归法”基尼系数分解	家庭收入分组数据	中国台湾地区行政院主计总处(DGBAS)	中国台湾地区
Fields (1979)	城镇:家庭收入 = 财产性收入 + 工资性收入 + 经营性收入 + 转移性收入	基尼系数分解	家庭收入微观和分组数据	PRESFAM	哥伦比亚
Pyatt et al. (1980)	城镇和农村:家庭收入 = 农业收入 + 财产性收入 + 工资性收入	基尼系数分解	家庭收入分组数据	中国台湾地区行政院主计总处(DGBAS)	中国台湾地区
Shorrocks (1983)	家庭收入 = 夫妻应税收入(劳动收入 + 资本收入) + 转移性收入 + 其他家庭成员收入 - 税收	传统要素来源分解方法	家庭收入微观数据	密歇根收入动态调查(MSID)	美国密歇根
Lerman & Yitzhaki (1985)	家庭收入 = 户主工薪收入 + 户主经营收入 + 配偶收入 + 其他家庭成员收入 + 转移收入 + 财产收入	基尼系数分解 + 变动分解	家庭收入微观数据	美国人口普查(CPS)	美 国
Stark et al. (1986)	农村:家庭收入 = 非汇款收入 + 国内汇款收入 + 美国至墨西哥汇款收入	基尼系数分解 + 变动分解	家庭收入微观数据	个人微观住户调查	墨西哥
Silber (1989)	家庭收入 = 社保收入 + 私有养老金收入 + 工资收入 + 其他收入	基尼系数分解 + 变动分解	家庭收入微观数据	美国退休史研究(RHS)	美 国
Boisvert & Ranney (1991)	城镇和农村:挣得收入 + 财产收入 + 转移收入 + 其他货币收入 + 非货币收入	基尼系数分解 + 嵌套分解	家庭收入微观数据	收入和项目参与调查(SIPP)	美 国
张平 (1992)	农村:家庭收入 = 工资收入 + 非农经营收入 + 农业收入 + 财产收入 + 其他收入	基尼系数分解	家庭收入微观数据	中国住户和收入调查(CHIP)	中 国

续表

文 章	要素来源类型	分解方法	数据类型	数据名称或来源	国家和地区
朱玲 (1992)	农村:家庭收入 = 工资收入 + 非工资收入 + 家庭非农业收入 + 农业收入 + 资产收入 + 住房租金 + 公共转移收入 + 私人转移收入	基尼系数分解	家庭收入微观数据	中国住户和收入调查(CHIP)	中 国
Khan et al. (1993)	农村:生产活动收入 + 工资 + 房屋出租 + 非工资企业收入 + 财产收入 + 其他;城镇:工作人员现金收入 + 退休人员现金收入 + 非工作人员收入 + 实物补助和收入 + 房屋出租 + 私营企业收入 + 财产收入 + 其他	基尼系数分解	家庭收入微观数据	中国住户和收入调查(CHIP)	中 国
Podder (1993)	家庭收入 = 挣得的收入 + 非挣得的收入 + 政府补助	基尼系数分解 + 变动分解	家庭收入微观数据	家庭支出调查	澳大利亚
蔡昉 (1994)	农村:农村社会总产值 = 农业 + 工业 + 建筑业 + 运输业 + 服务业	基尼系数分解	分省产值数据	中国国家统计局	中 国
Hare (1994)	农村:家庭收入 = 农业收入 + 自雇收入 + 工资收入 + 其他收入	基尼系数分解	家庭收入微观数据	个人微观住户调查	中国广东
Rozelle (1994)	农村:家庭收入 = 农村工业收入 + 种植收入 + 畜牧收入 + 其他收入	基尼系数分解	家庭收入微观数据	个人微观住户调查	中 国
Jenkins (1995)	家庭收入 = 夫妻工薪收入 + 夫妻经营收入 + 投资收益 + 其他收入 + 社会保险和救助 - 收入税 - 雇员保险金贡献	广义熵指数 + 变动分解	家庭收入微观数据	英国家庭支出调查	英 国
Cheng (1996)	农村:家庭收入 = 家庭经营收入(种植收入 + 非种植收入) + 非家庭经营收入(乡镇企业工资 + 财产性收入)	基尼系数分解	家庭收入微观数据	澳大利亚阿德莱德大学中国经济研究组	中国五省
Jäntti (1997)	城镇和农村:(户主 + 配偶)挣得收入 + 自营收入 + 财产收入 + 保险收入 + 其他收入 - 税收	广义熵指数 + 变动分解	家庭收入微观数据	卢森堡收入研究(LIS)	加拿大、荷兰、英国、美国和瑞典
Yao (1997)	农村:家庭收入 = 农业收入 + 非农收入	基尼系数分解	分省收入数据	中国国家统计局	中 国

续表

文 章	要素来源类型	分解方法	数据类型	数据名称或来源	国家和地区
Cancian & Reed (1998)	城镇和农村:家庭收入 = 丈夫收入 + 妻子收入 + 其他收入	变异系数和基尼系数分解	家庭收入微观数据	美国人口普查 (CPS)	美 国
万广华 (1998)	农村:家庭收入 = 工资 + 经营 + 其他收入	基尼系数分解 + 时间变动	分省收入数据	中国国家统计局	中 国
Tsui (1998)	农村:家庭收入 = 农业收入 + 非农收入 + 税收和转移支付 + 汇款收入 + 其他	基尼系数分解 + 嵌套分解	家庭收入微观数据	中国农村住户调查 (RHS)	中国(广东和四川)
Fournier (2001)	城镇和农村:家庭收入 = (户主、配偶、子女和其他) 工资性收入 + 经营性收入	非参要素来源分解的排序相关性法	家庭收入分组数据	中国台湾地区行政院主计总处 (DGBAS)	中国台湾地区
Sastre & Trannoy (2002)	家庭收入 = 挣得收入 + 资本收入 + 转移收入	夏普里分解	家庭收入微观数据	卢森堡收入研究 (LIS)	英 国
Paul (2004)	家庭收入 = 经营收入 + 工薪收入 + 财产收入 + 子女收入 + 年金 + 其他收入 + 政府补助	泰尔指数和阿特金森指数分解	家庭收入微观数据	家庭支出调查	澳大利亚
Barba (2013)	家庭收入 = 工薪收入 + 自营收入 + 养老金和其他转移收入 + 房租和金融资产收入 + 利息收入 + 隐含租金	基尼系数分解 + 时间变动	家庭收入微观数据	意大利银行收入和财富调查 (SHIW)	意大利

附录:

为了分析的方便,我们将1995年和2002年CHIP数据中的农村家庭收入分为三项,分别为农业收入、非农收入和转移性收入。其中,农业收入指从家庭农业经营中得到的毛收入减去生产成本;非农收入主要包括个人工资性收入在家庭层面的加总、非农经营活动净收入、财产性收入和其他收入;转移性收入包括私人转移支付和从国家或集体所获得的补贴。由于农村家庭收入与住户规模高度相关,我们将农村家庭收入除以住户规模得到农村家庭人均收入。与Khan & Riskin (1998, 2005)对收入的定义不同,本文考察的农村家庭收入为税前收入,且不包括自有住房租金价值的估算。附表1为1995年和2002年农村家庭收入及其分项的描述性统计情况。从增长率来看,由于1995年至2002年期间农村消费物价指数上升8.1%,剔除价格上升的影响后,农村人均家庭收入的年增长率为4.61%。其中农业收入增长缓慢,仅为1.12%;非农收入增长

高于总收入3个百分点，为7.74%；转移性收入尽管占比较小，但增长迅速，其增速高达16.03%。从比例来看，农业收入和非农收入此消彼长，前者比重有所下降，后者比重有所上升，两者比重在40%~50%之间。转移性收入的高增长使其比重有所上升，从1995年的3.59%上升至2002年的5.75%。

附表1 农村人均家庭收入及其构成

收入来源	1995年		2002年		年实际增长率(%)
	均值(元)	比例(%)	均值(元)	比例(%)	
农业收入	1131.00	51.77	1318.99	42.20	1.12
非农收入	975.43	44.65	1626.89	52.05	7.74
转移性收入	78.35	3.59	179.85	5.75	16.03
总收入	2184.78	100.00	3125.72	100.00	4.61

资料来源：根据1995年和2002年中国家庭收入调查(CHIP)农村部分个体和家庭收入信息计算得到。

附表2给出了1995年和2002年农村家庭收入及其分项不平等情况。除方差外，所有不平等指标均显示农村人均家庭收入的不平等水平在1995-2002年间有所下降，其中农业收入不平等有所上升，而非农收入不平等则明显下降，恰与两者比重变化相反。同时，转移性收入不平等在1995-2002年间略微下降。

附表2 农村人均家庭收入及其构成的不平等情况

不平等指标	1995年				2002年			
	总收入	农业收入	非农收入	转移性收入	总收入	农业收入	非农收入	转移性收入
方差 σ^2	6713659	1252327	5255973	108248	7728867	1971135	6157688	435411
变异系数 CV	1.19	0.99	2.35	4.20	0.89	1.06	1.53	3.67
广义熵指数 I_2	0.70	0.49	2.76	8.82	0.40	0.57	1.16	6.73
基尼系数 G	0.43	0.39	0.73	0.84	0.37	0.47	0.60	0.84
泰尔指数 T_1	0.36	0.27	0.93	1.69	0.26	0.35	0.64	1.61
泰尔指数 T_0	0.31	0.26	1.12	1.54	0.24	0.38	0.86	1.57

资料来源：根据1995年和2002年中国家庭收入调查(CHIP)农村部分个体和家庭收入信息计算得到。

参考文献：

蔡昉(1994)，《农村发展不平衡的实证分析与战略思考》，《农村经济与社会》第3期，

第7-15页。

托马斯·皮凯蒂(2014),《21世纪资本论》,北京:中信出版社。

万广华(1998),《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》第5期,第36-41页。

万广华(2008),《不平等的度量与分解》,《经济学(季刊)》第1期,第347-368页。

张平(1992),《中国农村区域间居民的收入分配》,《经济研究》第2期,第62-69页。

周明海(2015),《中国城镇居民收入分配:要素来源与要素结构》,宁波诺丁汉大学经济学院工作论文。

朱玲(1992),《非农产业活动对农户收入分配格局的影响》,《经济研究》第3期,第23-30页。

Barba, Aldo(2013). On the Link between Functional and Personal Distribution in Italy. In Enrico Levrero, Antonella Palumbo & Antonella Stirati (ed.), *Sraffa and the Reconstruction of Economic Theory: Volume One*. London: Palgrave Macmillan, pp. 260 - 283.

Boisvert, Richard & Christine Ranney (1991). The Budgetary Implications of Reducing U. S. Income Inequality Through Income Transfer Programs. *Agriculture Economics Research Bulletin, Department of Agricultural Economics, Cornell University*, No. 91 - 6.

Burtless, Gary(1999). Effects of Growing Wage Disparities and Changing Family Composition on the U. S. Income Distribution. *European Economic Review*, 43(4), 853 - 865.

Cancian, Maria & Deborah Reed(1998). Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality. *The Review of Economics and Statistics*, 80(1), 73 - 79.

Chantreuil, Frédéric & Alain Trannoy (2011). Inequality Decomposition Values. *Annals of Economics and Statistics*, 101/102, 13 - 36.

Charpentier, Arthur & Stéphane Mussard (2011). Income Inequality Games. *Journal of Economic Inequality*, 9(4), 529 - 554.

Cheng, Yuk-shing(1996). A Decomposition Analysis of Income Inequality of Chinese Rural Households. *China Economic Review*, 7(2), 155 - 167.

Cowell, Frank & Carlo Fiorio(2011). Inequality Decompositions—A Reconciliation. *Journal of Economic Inequality*, 9(4), 509 - 528.

- Fei, John, Gustav Ranis & Shirley Kuo(1978). Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components. *The Quarterly Journal of Economics*, 92(1), 17 – 53.
- Fields, Gary(1979). Income Inequality in Urban Colombia: A Decomposition Analysis. *Review of Income and Wealth*, 25(3), 327 – 341.
- Fields, Gary & Gyeongjoon Yoo(2000). Falling Labor Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes. *Review of Income and Wealth*, 46(2), 139 – 159.
- Fournier, Martin (2001). Inequality Decomposition by Factor Component: A “Rank-Correlation” Approach Illustrated on the Taiwanese Case. *Louvain Economic Review*, 67(4), 381 – 403.
- Hare, Denise(1994). Rural Nonagricultural Activities and Their Impact on the Distribution of Income: Evidence from Farm Households in Southern China. *China Economic Review*, 5(1), 59 – 82.
- Jäntti, Markus(1997). Inequality in Five Countries in the 1980s: The Role of Demographic Shifts, Markets and Government Policies. *Economica*, 64(255), 415 – 440.
- Jenkins, Stephen(1995). Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971 – 86. *Economica*, 62(245), 29 – 63.
- Kakwani, Nanak(1977). Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis. *Econometrica*, 45(3), 719 – 727.
- Khan, Azizur & Carl Riskin (1998). Income and Inequality in China: Composition, Distribution and Growth of Household Income, 1988 to 1995. *The China Quarterly*, 154, 221 – 253.
- Khan, Azizur & Carl Riskin(2005). China's Household Income and Its Distribution, 1995 and 2002. *The China Quarterly*, 182, 356 – 384.
- Khan, Azizur, Keith Griffin, Carl Riskin & Renwei Zhao(1993). Sources of Income Inequality in Post-Reform China. *China Economic Review*, 4(1), 19 – 35.
- Lerman, Robert & Shlomo Yitzhaki(1985). Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States. *The Review of Economics and Statistics*, 67(1), 151 – 156.
- Li, Shi, Chuliang Luo, Zhong Wei & Ximing Yue(2008). Appendix: The 1995 and 2002 Household Surveys: Sampling Methods and Data Description. In Björn Gustafsson, Shi Li & Terry Sicular (ed.), *Inequality and Public Policy in China*. New York: Cambridge

- University Press, pp. 337 – 353.
- Morduch, Jonathan & Terry Sicular (2002). Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China. *The Economic Journal*, 112(476), 93 – 106.
- Paul, Satya(2004). Income Sources Effects on Inequality. *Journal of Development Economics*, 73(1), 435 – 451.
- Podder, Nripesh(1993). The Disaggregation of the Gini Coefficient by Factor Components and Its Applications to Australia. *Review of Income and Wealth*, 39(1), 51 – 61.
- Poyatt, Graham, Chau-nan Chen & John Fei (1980). The Distribution of Income by Factor Components. *The Quarterly Journal of Economics*, 95(3), 451 – 473.
- Rao, Vasala (1969). Two Decompositions of Concentration Ratio. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A(General)*, 132(3), 418 – 425.
- Rozelle, Scott(1994). Rural Industrialization and Increasing Inequality: Emerging Patterns in China's Reforming Economy. *Journal of Comparative Economics*, 19(3), 362 – 391.
- Sastre, Mercedes & Alain Trannoy (2002). Shapley Inequality Decomposition by Factor Components: Some Methodological Issues. *Journal of Economics*, 77(1), 51 – 89.
- Shapley, Lloyd(1953). A Value for N-person Games. *Annals of Mathematics Study*, 28, 307 – 317.
- Shorrocks, Anthony (1982). Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 50(1), 193 – 211.
- Shorrocks, Anthony(1983). The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(2), 311 – 326.
- Shorrocks, Anthony (2013). Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value. *Journal of Economic Inequality*, 11(1), 99 – 126.
- Silber, Jacques(1989). Factor Components, Population Subgroups and the Computation of the Gini Index of Inequality. *The Review of Economics and Statistics*, 71(1), 107 – 115.
- Stark, Oded, Edward Taylor & Shlomo Yitzhaki (1986). Remittances and Inequality. *The Economic Journal*, 96(383), 722 – 740.
- Tsui, Kai-yuen (1998). Factor Decomposition of Chinese Rural Income Inequality: New Methodology, Empirical Findings, and Policy Implications. *Journal of Comparative Economics*, 26(3), 502 – 528.
- Wan, Guanghua(2001). Changes in Regional Inequality in Rural China: Decomposing the

Gini Index by Income Sources. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 45(3), 361 – 381.

Wan, Guanghua (2002). Regression-based Inequality Decomposition: Pitfalls and a Solution Procedure. *UNU/WIDER Discussion Paper*, No. 101.

Yao, Shujie (1997). Decomposition of Gini Coefficients by Income Factors: A New Approach and Application. *Applied Economics Letters*, 4(1), 27 – 31.

Decomposition of Income Inequality by Factor Components: A Survey

Zhou Minghai

(University of Nottingham Ningbo China)

Abstract: This paper systematically reviews studies of income inequality decomposition by factor components. Firstly, this paper introduces factor decomposition methods of several inequality measures such as Gini coefficient, variance and coefficient of variance. We discuss the differences and connections among these methods and examine several important issues about the traditional factor decomposition methods. Secondly, the paper discusses the decomposition of changes in factor income inequality. We not only discuss the impacts when factor components are changed into some hypothetical and ideal distribution, but also examine the income inequality contribution by factor components over time. Thirdly, this paper discusses some extensions of factor decomposition of income inequality, focusing on nested decomposition and regression-based decomposition of income inequality. Finally, the paper discusses the issue of uniqueness of factor decomposition and concludes by summarizing the applied empirical studies of different decomposition methods for various countries or regions. Meanwhile, by using 1995 and 2002 Chinese Household Income Project (CHIP) data, we illustrate issues concerning decomposition of income inequality by factor components in a more realistic context.

Keywords: income inequality, decomposition by factor components, uniqueness of decomposition

JEL Classification: D31, D63, O15, N15

(责任编辑：西 贝)