

以购买力平价测算基尼系数的尝试

北京大学中国经济研究中心宏观组*

摘要 本文采用购买力平价的思想,探讨编制地区间价格指数的方法,进行我国内部地区间的价格水平比较,并且利用地区间价格指数将名义收入转换为实际收入,重新测算基尼系数。地区间价格指数显示,我国的地区间价格水平差异大,可贸易商品地区间价格差异相对较小,不可贸易商品地区间价格差异相对较大;各地价格水平与居民名义收入水平呈正相关关系,因此,各地居民实际收入差距小于名义收入差距,以居民实际收入测算的基尼系数较小。

关键词 基尼系数,购买力平价,地区价格差异

基尼系数是一个以基尼(Gini)的名字命名的综合统计指标,有关基尼系数的研究从未停顿。国内学术界关于基尼系数的讨论通常集中在收入分配差距的趋势、成因及评价这几个方面,较少涉及基尼系数的测算过程和方法。迄今为止,我国的基尼系数的测算都是使用居民名义收入。但是与名义收入相比,居民实际收入水平更能代表居民的真实生活水平和真实贫富程度。为了更为准确地衡量我国居民的真实贫富差距,本文采用购买力平价的思想,探讨编制地区间价格指数的方法,进行我国内部地区间的价格水平比较,并且利用地区间价格指数将名义收入转换为实际收入,重新测算基尼系数。

一、以居民实际收入测算基尼系数的合理性分析

(一) 基尼系数的变化趋势和特点

改革开放以来,我国经济的高速增长和居民生活水平的大幅度提高已成为举世瞩目的事实,但是作为衡量居民收入分配差距的重要指标,我国的基尼系数随着经济发展和人均收入水平的上升呈现出扩大趋势,2002年就已经超过0.4这一国际警戒线(周文兴,2005),引起了广泛的注意。在上升过程中,基尼系数表现出两个明显的特征,一是相对于总体基尼系数,农村内部基尼系数和城镇内部基尼系数较小。图1显示了改革开放以来,城镇基尼系数、农村基尼系数和全国基尼系数的变化趋势。二是相对全国基尼系数,地区内基尼系数较小。从1997年、2002年两年的数据来看,我国农村基尼系数

* 执笔人:易纲,张燕姣,北京大学中国经济研究中心。通讯作者及地址:张燕姣,北京大学中国经济研究中心204室,100871;电话:(010)51891506;E-mail: terrizhang@gmail.com。

有两大地域性特点:全国农村基尼系数高于各省农村基尼系数(唯一的例外是1997年云南农村的基尼系数);全国范围内收入越低的省份,省内农村基尼系数越高。

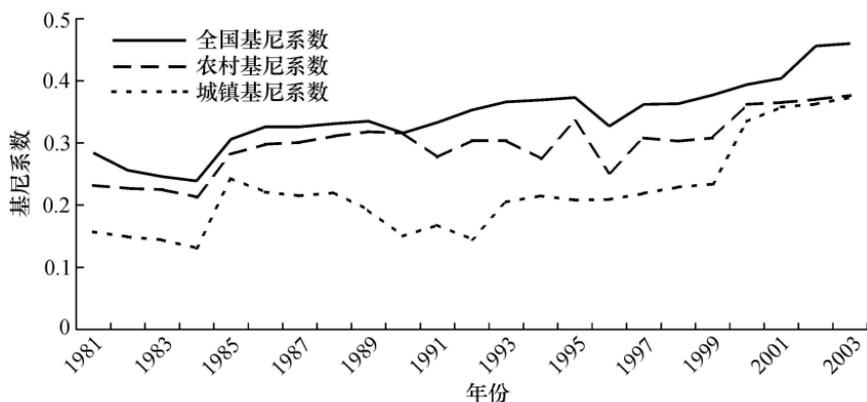


图1 改革开放以来全国、城镇及农村基尼系数对比

数据来源:周文兴(2005)。

采用泰尔指数分解方式对全国范围的名义收入差距进行考察,可以证明:城乡差距与地区间差距是造成基尼系数偏大的重要原因。

表1是1995年和2002年泰尔指数在城镇内部、农村内部和城乡之间分解所得的各部分贡献率。城乡之间差距的贡献率有所增加,由1995年的35.9%上升到2002年的43%,已经达到相当大的比重。

表1 全国个人收入差距在城乡之间的分解

	城镇内部	农村内部	城乡之间
2002年贡献率(%)	18.5	38.5	43
1995年贡献率(%)	11.4	52.7	35.9

数据来源:李实、岳希明(2004)。

图2是对泰尔系数做地带间分解得到的地带间差异和地带内差异对整体

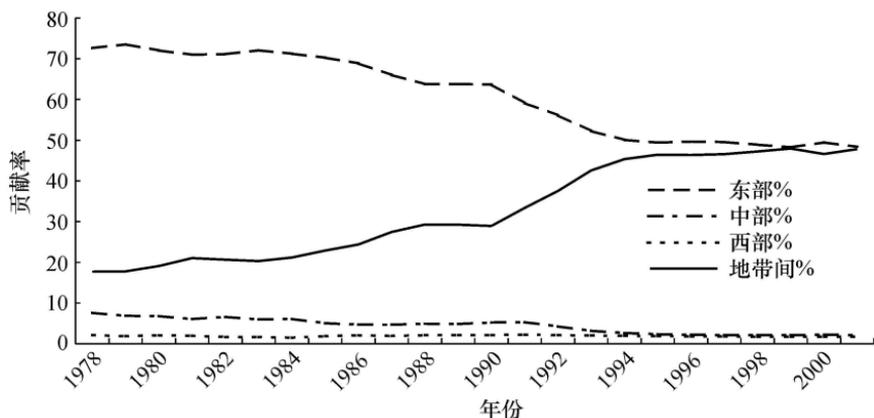


图2 地带之间和地带内差异对整体差异的贡献率(1978—2001)

资料来源:鲁凤、徐建华(2004)。

基尼系数贡献率的对比图。地带间差距对全国收入差距的贡献率在 2001 年已经接近 50%，成为一个不可忽视的因素。

（二）计算反映居民实际生活水平差距的基尼系数

中国地域广阔，地区之间发展不平衡，中国经济的转轨过程中，不同地区市场化进程也有所不同，这些因素造成了我国显著的地域间差异。我国的地域性差异不仅表现为城乡间、地带间的名义收入差距，也表现为城乡间、地带间价格水平的差异。我国居民名义收入与物价水平的双重地域性差异决定了居民的名义收入无法真实反映居民的实际生活水平。

目前我国的基尼系数都是运用名义收入测算，若想更准确地衡量我国的贫富差距，测算一个能够真实反映居民实际生活水平差异的基尼系数是非常有意义的。

（三）影响居民实际生活水平的因素

决定居民实际生活水平的首要因素是居民的实际收入，而这一指标由居民的名义收入与当地的价格水平共同决定。江小涓、李辉（2005）对我国 36 个大中城市的价格水平进行初步考察，得到一个方向性结论：我国地区之间实际收入差距小于名义收入差距。

城乡公共产品是除居民实际收入外影响居民实际生活水平与质量的另一种因素。我国的二元经济结构导致我国城乡公共产品的供给体制不均衡，城市公共产品的供给与质量远胜于农村地区。但是与此同时，城市的发展为居民的生活质量带来了很多不可忽视的负面影响，例如空气污染、交通堵塞、生活节奏紧张、犯罪率增加、人口密度高、居住拥挤，都使居民的实际生活水平与生活质量大打折扣。综合来看，公共产品供给失衡究竟对城乡居民实际生活水平差距造成怎样的影响，无法简单得出结论。因此，本文暂不考虑公共产品供给所带来的影响，仅用居民实际收入水平来衡量居民实际生活水平差距。

此外，商品的品质与质量也是影响居民实际生活水平的重要因素。同种商品的品质与质量在各地间可能有所差异，这种情况在不可贸易商品中较为常见。例如，不同地区理发店制作相同发型的价格不可避免地存在着差异，但不可否认的是，不同地区理发店所提供的服务质量可能也是存在着差异的，只有通过抽样过程中的细致工作尽量减少这种差异，例如在各地选取相同品牌、同等规格、质量的可贸易品，以及水平相近的不可贸易品作为价格监测的规格商品。由于人力物力的原因，我们不能亲自进行价格采样，所能做的非常有限，只能谨慎处理和选择现有数据，以降低商品质量差异带来的影响。

(四) 用居民的实际收入计算基尼系数

由于我国地域广阔,又具有特殊的户籍制度,中国劳动力在地区间及城乡间的流动受到限制,我国内部地区间的比较与国际比较具有一定的相似性。因此,利用购买力平价思想计算反映地区间价格差异的横截面价格指数是可行的。用所得的横截面价格指数对居民名义数据进行处理,可以得到居民实际收入数据,进而测算基尼系数衡量居民的实际收入差距。

二、编制地区间价格指数

编制反映地区间价格差异的横截面指数 CSI (Cross-Section Index) 的基本思路是:选择满足一致性、可比性、代表性、相同代表性原则的商品和服务作为规格品,根据其价格编制综合指数。编制横截面价格指数,需要两方面的数据:一是居民支出基本分类的数据,作为计算横截面价格指数的权重;二是所选取的规格品的价格数据。

根据研究目的,将全国(或者所考察的区域)划分为 n 个地区编制指数,对第 $i(i=1, \dots, n)$ 个地区,用对应的横截面价格指数 CSI_i 去处理该地区的名义收入数据,从而剔除地区间、城乡间的人民币购买力失衡带来的基尼系数测算偏差。将规格品分为 K 个基本分类,先计算每个基本分类下的价格指数,再汇总为综合指数。

(一) 居民基本分类一级

采用最小间隔树法¹ (Minimum-Spanning Tree Method, 简称 MST) 计算不同地区间各个基本分类一级的横截面价格指数。共设 K 个基本分类,每个基本分类下选取 m_k 种规格品, $k=1, \dots, K$, 则规格品总数为 $m = \sum_{k=1}^K m_k$ 。由于地域上的差别,各个地区间的代表性商品不尽相同,将所有在当地有代表性的商品和服务以“*”标记。任意选取两地区 $i, j \in [1, n]$ 进行比较,计算分为四个步骤。

第一步,计算拉氏价格比率,即各个基本分类下对基准地区有代表性的商品和服务的价格比率。

$$L_{ij} = [(P_{i1}/P_{j1}^*)(P_{i2}/P_{j2}^*) \cdots (P_{ir}/P_{jr}^*)]^{\frac{1}{r}}, \quad (1)$$

¹ 最小间隔树法是澳大利亚学者 Robert J. Hill 在 1993 年亚太地区国际比较项目数据处理时,提出的一种新的购买力平价汇总方法,参见 Hill(1999)。余芳东(2005)对包括最小间隔树法在内的购买力平价多边比较方法作了详实的整理和汇总。本文选用最小间隔树法这一多边比较方法进行价格比较的汇总,是考虑到我国各地区之间、城乡之间消费模式和消费结构都有所不同,运用这一方法可以保证双边比较的地区之间具有较好的可比性,从而选取误差最小的双边比较组合。

其中 r 是基准地区 j 的具有代表性的规格品的数目, $r \leq m_k$ 。

第二步, 计算帕氏价格比率, 即计算各个基本分类下对伙伴地区有代表性的商品和服务的价格比率。

$$P_{i/j} = [(P_{i1}^*/P_{j1})(P_{i2}^*/P_{j2}) \cdots (P_{it}^*/P_{jt})]^{1/t}, \quad (2)$$

其中 t 为伙伴地区 i 具有代表性的规格品的数目, $t \leq m_k$ 。

第三步, 利用最小间隔树方法, 寻找基本分类水平上的多边比较的最佳组合方式。

最小间隔树法利用拉氏指数和帕氏指数的特殊性质, 利用双边比较的结果选择最佳组合方式。由于帕氏指数与拉氏指数构成实际值的边界², 两个对比地区的帕氏和拉氏指数值之差 (Paasche-Laspeyres Spread, 即 PLS) 越小, 其比较结果越准确。在 n 个地区间进行两两双边比较, 得到如下矩阵

$$\begin{pmatrix} \text{PLS}_{11} & \text{PLS}_{12} & \cdots & \text{PLS}_{1n} \\ \text{PLS}_{21} & & \ddots & \vdots \\ \vdots & & & \\ \text{PLS}_{n1} & \cdots & & \text{PLS}_{nm} \end{pmatrix}.$$

任意两个地区之间的 PLS 值为:

$$\text{PLS}_{ij} = \log [\max (P_{ij}, L_{ij}) / \min (P_{ij}, L_{ij})], \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{PLS}_{ji} &= \log [\max (P_{ji}, L_{ji}) / \min (P_{ji}, L_{ji})] \\ &= \log \left[\max \left(\frac{1}{L_{ij}}, \frac{1}{P_{ij}} \right) / \min \left(\frac{1}{L_{ij}}, \frac{1}{P_{ij}} \right) \right]. \end{aligned} \quad (4)$$

若 $P_{ij} > L_{ij}$, 则有

$$\text{PLS}_{ij} = \log P_{ij} - \log L_{ij}, \quad (5)$$

$$\text{PLS}_{ji} = \log \frac{1}{L_{ij}} - \log \frac{1}{P_{ij}} = \log P_{ij} - \log L_{ij} = \text{PLS}_{ij}. \quad (6)$$

当 $i = j$ 时,

$$\text{PLS}_{ii} = \log [\max (P_{ii}, L_{ii}) / \min (P_{ii}, L_{ii})] = \log 1 = 0. \quad (7)$$

因此 n 个地区两两比较所得的 PLS 矩阵是一个对角线为 0 的 $n \times n$ 矩阵。

当 n 个地区进行比较时, 会产生 n^{n-2} 个间隔树, 即 n^{n-2} 种不同的组合方式, 每个间隔树中有 $n-1$ 个双边比较, 依次将它们连成多边比较。每一个间隔树中的 $n-1$ 个 PLS 都从 PLS 矩阵中得来。设 $S = n^{n-2}$, 第 S 个间隔树的

² 一般认为, 当价格与数量权重变动成正比例时, 帕氏公式计算结果上偏, 拉氏公式下偏; 当价格与数量权重变动成反比例时, 拉氏公式计算结果上偏, 帕氏公式下偏。

PLS 值为

$$PLS_S = \sum_{i=1}^{n-1} PLS_{is}, \quad s \in [1, S]. \quad (8)$$

在 S 个间隔树中进行比较, 取最小间隔分布组合

$$\min \left(\sum_{i=1}^{n-1} PLS_{i1}, \sum_{i=1}^{n-1} PLS_{i2}, \dots, \sum_{i=1}^{n-1} PLS_{iS} \right). \quad (9)$$

根据这个最小间隔树分布, 进行各个地区之间的双边比较, 并依次连接成为多边比较。

第四步, 根据所选定的最佳组合计算每一基本分类下各地区间多边比较所得的购买力指数。以选定的最佳组合方式为参加比较的各个地区排序, 并计算 i, j 两地区间的 Fisher 价格比率

$$F_{ij} = [L_{ij} \cdot P_{ij}]^{\frac{1}{2}}, \quad j = i + 1, \quad (10)$$

得到 K 个基本分类下各地区的横截面价格指数

$$\begin{pmatrix} F_{12}^1 & F_{23}^1 \cdots & F_{(n-1)n}^1 \\ F_{12}^2 & \ddots & F_{(n-1)n}^2 \\ \vdots & & \\ F_{12}^K & F_{23}^K & F_{(n-1)n}^K \end{pmatrix}.$$

$F_{i(i+1)}^k$ 下标的两个数字, 前者表示的是所考察地区的编号, 后者表示基准地区的编号; 上标 k 表示规格商品基本分类的编号。如 F_{12}^1 表示以第二个地区为基准, 在第一个基本分类下的第一个地区的相对横截面价格指数。在上述矩阵中

$$F_{ij}^k = \frac{1}{F_{ji}^k}, \quad (11)$$

$$F_{ij}^k = F_{i(i+1)}^k \cdots F_{(j-1)j}^k, \quad j > i. \quad (12)$$

因此, 将所得的双边比较矩阵转化为多边比较, 只需以某地区的横截面价格指数为 1, 对双边比较矩阵作标准化。例如, 以第 n 个地区的价格为基准, 将其价格指数标准化为 1, 可以得出各个基本分类下, 第 i 个地区的横截面价格指数, $i=1, \dots, n-1$

$$\begin{pmatrix} CSI_1^1 & CSI_2^1 \cdots & CSI_{n-1}^1 \\ CSI_1^2 & \ddots & CSI_{n-1}^2 \\ \vdots & & \\ CSI_1^K & CSI_2^K & CSI_n^K \end{pmatrix}, \quad (13)$$

其中 CSI_i^k , $i=1\cdots n$, $k=1\cdots K$ 表示第 i 个地区在第 k 个基本分类下的价格指数。

若第 i 个地区, 基本分类 k 下某居民可支配收入为 y_i^k , 则利用横截面价格指数对其处理, 所得的物品量意义上的实际收入为 $\frac{y_i^k}{CSI_i^k}$ 。

(二) 基本分类以上一级

在基本分类以上, 以各地区基本分类的平均支出比重为权重汇总价格指数

$$CSI_i = \frac{1}{\sum_{k=1}^K \left[\frac{W_k^*}{CSI_i^k} \right]}, \quad i = 1\cdots n, \quad (14)$$

其中

$$W_k^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{e_{ik}}{\sum_{k=1}^K e_{ik}} \right). \quad (15)$$

若第 i 个地区, 某居民可支配收入为 y_i , 则利用横截面价格指数对其处理, 所得的物量意义上的实际收入为 $\frac{y_i}{CSI_i}$ 。

三、实证部分

本文所采用的数据来自《中国物价年鉴(2004)》及历年《中国统计年鉴》。由于我国目前对外公布的统计数据有限, 本文分别考察 36 个大中城市的价格差异, 25 个省、自治区、直辖市农村地区的价格差异及其对基尼系数的影响。

(一) 考察 36 个大中城市之间的价格差异和收入差距

由于数据样本有限, 选取 76 种规格商品, 共分为四大类: 食品、衣着及日常用品、居住(包括住房、水电气)、服务及其他(包括教育、医疗、交通及通信)。表 2 为 36 个大中城市价格比较的规格商品目录。

表2 36个大中城市价格比较规格商品目录

基本分类	规格商品
食品	绿豆(一级)、粳米标一、面粉特一粉、面粉标准粉、玉米粉精制、花生油一级桶装(5升)、色拉油一级桶装(5升)、鲜猪肉去骨后腿肉、鲜牛肉去骨后腿肉、白条鸡开膛上等、草鱼(活,750克左右一条)、菠菜新鲜一级、芹菜新鲜一级、大白菜新鲜一级、油菜新鲜一级、黄瓜新鲜一级、冬瓜新鲜一级、萝卜新鲜一级、茄子新鲜一级、西红柿新鲜一级、土豆新鲜一级、尖椒新鲜一级、圆白菜新鲜一级、大葱新鲜一级、韭菜新鲜一级、芦柑一级、苹果红富士一级、鸭梨一级、香蕉国产一级、西瓜地产主销一级、豆腐、白砂糖、鲜奶500ml、国产红塔山硬84mm盒、啤酒青岛355ML11度、葡萄酒长城干红750ML11度
衣物及日用品	衣物 女式纯棉棉毛衫(宜而爽普通全棉L号)/件、女式纯棉棉毛裤(宜而爽普通全棉L号)/件、男式纯棉背心(宜而爽普通全棉L号)/件 日用品 香皂舒肤佳125G、洗衣粉白猫超浓缩400G、洗发液飘柔二合一200ML、黄金饰品纯金24K/克
居住	住房 住房综合租金、普通物业管理费元/月平方米、大学生公寓住宿费四人间元/年 水电气 居民生活用水不含污水处理费元/吨、污水处理费元/吨、居民用电220V元/百千瓦时、液化石油气民用议价元/罐
交通及通信	公共汽车普通一票制、出租汽车租价普通桑塔纳基价、移动电话资费中国移动本地通话费元/次分钟、移动电话资费中国联通本地通话费元/次分钟
服务	娱乐 有线电视收费/年 医疗 挂号费普通门诊复诊、注射费肌肉注射元/次、手术费阑尾元/例、住院费普通病房(四人间)元/床日、检查费CT头颅元/次 教育 大学学费普通综合性院校元/学年、大学学费艺术性院校元/学年、大学学费师范院校元/学年、高中学费重点学校元/学年、高中学费普通学校元/学年、普通职业高中学费元/学年、普通初级中学学费元/学年、普通小学学费元/学年

经调整后的指数以北京为基准。表3所显示的是按综合指数由高到低排序的36个大中城市的各项分类指数。用某城市的名义收入除以该城市的综合价格指数,便得到该地的相对实际收入(以北京为基准)。

36个大中城市的横截面价格指数可以验证关于地区价格差异的两个结论:

第一,住房和服务是典型的非贸易商品,因此价格的地域间差异大于食品、衣着及日用品类的可贸易商品。从四类商品的价格指数来看,住宅和服务的地区差距比较大,住房价格最高的城市是广州市,最低是兰州市(不考虑拉萨,由于数据原因,在住房这一基本分类中,拉萨不参与比较),两者横截面指数之比是2.48。同时,服务类商品这一基本分类下,深圳的指数最高,为1.7208,最低的是兰州,为0.5880,前者是后者的2.93倍。相比之下,食品、衣着及日用品这两类商品在各大城市间价格差异相对比较小,最高与最低价格指数之比分别为1.67和1.45。

值得注意的是,居住这一基本分类下所选取的规格商品不是房价,而是各种租金,若取房价数据进行比较,价格差异将比租金的地区间差异更大。房租与房地产价格之间是成正相关关系的,两者的变动方向基本一致,但房租与房价相比相对稳定,当市场供求矛盾超出一定范围或出现投机现象时,

会出现房价上升速度快于房租上升速度的情况（谢经荣、吕萍、乔志敏，2002）。

第二，总体来看，东部地区价格水平高，中西部地区价格水平低，价格水平与经济发展水平呈正相关关系。价格水平前十位的城市中有 90% 是东部城市，而价格水平最低的十个城市 80% 是中西部城市。

表 3 2003 年 36 个大中城市横截面分类价格指数

城市	综合	服务	食品	居住	衣物及 日用品	城市	综合	服务	食品	居住	衣物及 日用品
深圳	1.387	1.721	1.3895	1.159	0.998	贵阳	0.94	0.7446	1.144	0.897	1.029
广州	1.261	1.343	1.291	1.231	1.198	重庆	0.939	0.7828	1.119	0.912	0.989
上海	1.207	1.319	1.2528	1.195	1.02	太原	0.928	0.8474	1.029	0.776	1.081
拉萨	1.165	1.003	1.459		1.355	呼和浩特	0.928	0.8566	1.074	0.593	1.08
厦门	1.151	1.3	1.2117	0.887	1.017	南昌	0.9	0.7942	1.037	0.742	1.026
海口	1.137	1.232	1.1549	0.982	1.14	武汉	0.898	0.8334	1.042	0.717	0.936
福州	1.089	1.17	1.0804	0.901	1.197	沈阳	0.891	0.8048	1.01	0.569	1.127
南京	1.051	1.09	1.0662	0.986	1.106	南宁	0.885	0.8658	0.907	0.823	1.025
杭州	1.02	0.985	1.1845	0.815	0.978	大连	0.882	0.8711	0.916	0.728	1.037
宁波	1.008	1.066	1.1382	0.588	0.989	石家庄	0.878	0.8479	0.935	0.792	0.978
北京	1	1	1	1	1	成都	0.867	0.7827	0.973	0.711	1.012
长春	0.977	0.89	1.1581	0.8	0.98	西宁	0.855	0.6326	1.099	0.521	1.007
济南	0.973	1.047	1.0165	0.694	1.023	西安	0.834	0.6794	1.018	0.594	1.064
长沙	0.972	1.169	0.8714	0.804	1.017	郑州	0.83	0.7373	0.938	0.706	0.963
哈尔滨	0.961	0.856	1.1276	0.695	1.099	银川	0.807	0.5923	1.02	0.646	0.997
青岛	0.959	0.981	1.0576	0.732	0.954	兰州	0.801	0.588	1.022	0.497	1.029
合肥	0.95	0.909	1.0382	0.828	1.029	乌鲁木齐	0.798	0.6593	1.08	0.619	1.071
天津	0.946	0.973	0.9817	0.758	1.052	昆明	0.793	0.7077	0.885	0.598	0.987

表 4 各基本分类下商品价格差异比较

	综合指数		衣着及日用品		食品		居住		服务及其他	
	城市	指数值	城市	指数值	城市	指数值	城市	指数值	城市	指数值
最高价格指数	深圳	1.3868	拉萨	1.3546	拉萨	1.459	广州	1.2311	深圳	1.7208
最低价格指数	昆明	0.7926	武汉	0.936	长沙	0.8714	兰州	0.4965	兰州	0.588
最高/最低		1.75		1.447		1.674		2.48		2.927

为考察居民名义收入与当地价格水平的相关关系，以北京为基准，求出各大中城市的相对名义收入，例如，北京居民的人均名义收入为 12454 元，上海居民的人均名义收入为 13250 元，则以北京为 100，上海市居民的相对名义收入为 106.39。图 3 是 36 个大中城市的横截面价格指数与城市的人均名义收入的对比图，居民名义收入指数以北京为 100 进行计算。两者的相关系数为 0.77，其变动趋势大体一致。名义收入与价格水平的高度相关性，说明各大城市之间的人均实际收入差距低于各大城市间的名义收入差距。

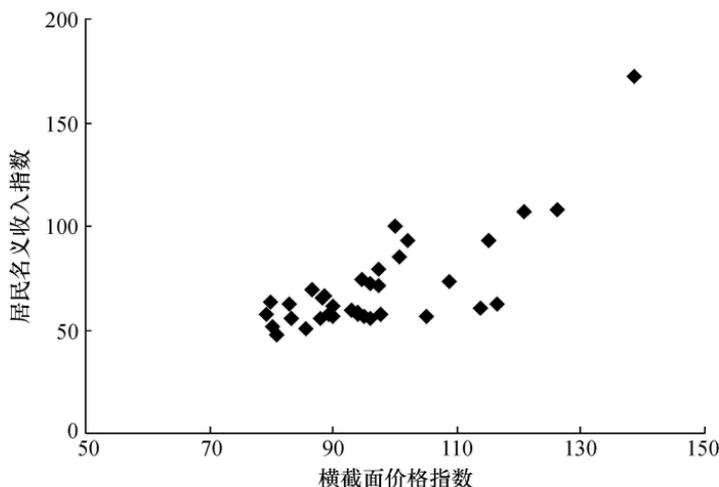


图3 2003年36个大中城市的价格水平与居民名义收入散点图

(二) 考察25个省、自治区的农村省间价格差异和收入差距

由于数据的局限性,本文考察除北京、上海、天津、重庆、西藏、青海之外的25个省、自治区农村地区的价格差异和收入差距问题。选取20种规格商品,分为居住和服务(包括交通与通信、医疗服务、教育与娱乐)两个基本分类。表5为规格品目录。

表5 25个省、自治区农村地区价格比较规格商品目录

基本分类	规格商品
居住	水电 农村居民用电完成农网改造到户价220V、农村居民用电未完成农网改造到户价220V、排灌用电、农村居民生活用水、农村灌溉用水
	住房 宅基地农业户口使用
通信	农村电话通话费 本地网营业区内每次三分钟
服务	医疗 挂号费乡镇医院普通门诊复诊、注射费(乡镇医院肌肉注射)、住院费普通病房(4人间)乡镇医院、检验费尿常规5项指标(乡镇医院)
	娱乐 农村有线电视收费
教育	农村小学学费、农村初中学费、农村高中学费

以河北为基准,记河北省农村的横截面价格指数为1,可以测算出2003年各省农村地区之间居住、服务两个基本分类下的横截面价格指数。作为不可贸易品的居住和服务类商品在各省农村间的价格差距比较明显,居住类价格指数最高的是广西壮族自治区农村,为1.6480,最低的是黑龙江省农村,为0.6322,前者是后者的2.6倍。服务类价格指数最高与最低的分别是广东省农村和甘肃省农村,两者的比值为3.6。

在计算综合横截面价格指数时,假设各地食品、衣着及日用品的指数均为1,即忽略这两类商品的价格差异,可得到如表6所示的综合价格指数。

表 6 2003 年 25 个省、自治区农村地区横截面分类价格指数

地区	横截面 价格指数	居住	服务	地区	横截面 价格指数	居住	服务
广东	1.4063	1.3221	2.2717	云南	1.0422	1.3336	0.9097
湖南	1.2002	1.4893	1.1628	安徽	1.0395	1.2888	0.9575
吉林	1.1755	1.4276	1.3581	湖北	1.0224	0.9085	1.1231
浙江	1.1369	1.0364	1.3882	河北	1	1	1
福建	1.1231	1.1074	1.3627	宁夏	0.9945	1.0032	0.9804
广西	1.1033	1.648	0.9293	新疆	0.9935	1.1513	0.8654
海南	1.0993	1.6414	1.1628	贵州	0.9928	0.9529	0.9982
辽宁	1.096	0.8739	1.3852	四川	0.9843	0.7751	1.054
陕西	1.0818	1.1079	1.188	山西	0.9831	1.0173	0.9383
山东	1.069	1.1163	1.1598	河南	0.9778	1.2069	0.7845
内蒙古	1.0655	1.0351	1.1774	黑龙江	0.9634	0.6322	1.1043
江西	1.0644	1.3002	1.0882	甘肃	0.8896	1.0455	0.6245
江苏	1.0517	0.6401	1.3453				

以河北省农村居民人均名义收入为基准，即以河北省农村居民名义收入为 100，将各省农村居民的人均名义收入换算成相对名义收入，同时，将各省农村的横截面价格指数乘以 100，以便于考察各地横截面价格指数与名义收入变动趋势的相关性。图 4 即为两指标的散点图，可以看出，25 个省、自治区农村地区居民的名义收入与当地的物价水平也具有正相关性，地区间居民的实际收入差距小于名义收入差距。

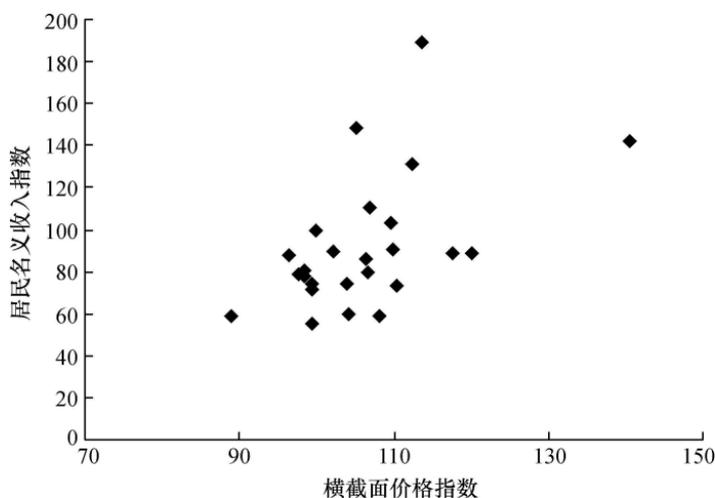


图 4 2003 年 25 个省、自治区价格水平与居民名义收入散点图

(三) 测算基尼系数，考察剔除地区间价格水平差异对基尼系数的影响

分别以居民名义收入数据与实际收入数据为基础，计算样本区域的基尼系数。在计算 36 个大中城市的基尼系数时，利用原始的基尼系数计算公式，

即(2)式,结果分别为0.16与0.11。请注意,这里计算的是36个大中城市之间的基尼系数,即用每个城市名义收入的平均值和实际收入的平均值计算的基尼系数,而不是我们常用的一般意义的基尼系数。计算25个省、自治区农村地区的基尼系数时,选择几何法传统公式

$$G = 1 - \sum_{i=1}^n p_i(2Q_i - w_i), \quad Q_i = \sum_{k=1}^i w_k, \quad (16)$$

其中, w_i 为第 i 组收入占总收入的比重, Q_i 为第 i 组收入累计百分比, p_i 为第 i 组人口占总人口的比重。各个省份收入数据与人口数据均取自历年《中国统计年鉴》。根据这一公式,先后采用人均名义收入与实际收入数据测算,25个省、自治区农村地区的基尼系数分别为0.13与0.11。同样,本文所计算的是25个省、自治区农村地区之间的基尼系数,采用的数据是每个省、自治区居民收入的平均值,并没有包括各个省、自治区内部的居民收入差距。

综合本文的实证研究,考虑地区间的价格差异,利用各地居民实际收入测算基尼系数,与利用名义收入测算所得基尼系数如表7所示。

表7 考虑地区间价格差异前后基尼系数比较

	36个大中城市	25个省、自治区农村地区
基尼系数(名义收入)	0.16	0.13
基尼系数(实际收入)	0.11	0.11
价格调整后变化率	-31%	-15%

我国农村与城市局部地区的基尼系数测算结果显示,剔除各地价格水平因素,基尼系数的降低幅度分别为31%与15%。可以推断,全国范围的基尼系数在剔除各地价格水平差异因素后,也会有所下降。首先,作为考查对象的36个大中城市分布于我国的各个省区,所考察的农村地区也包括除直辖市与西藏之外的全部省区。样本区域覆盖范围广,对全国区域都具有代表性。其次,从对36个大中城市的实证研究来看,我国城市中居民名义收入与价格收入成正比,尤其是在住房和服务类商品上,物价水平与居民名义收入的正相关性表现得非常显著。我国25个省、自治区农村地区的实证研究显示,我国农村地区价格水平与名义收入也呈现正相关关系。由此可见,我国全国范围内的城市、农村都表现出价格水平和居民名义收入的正相关关系,也就是说剔除各地价格水平差异,各地实际收入差距应当小于名义收入差距。由基尼系数的分解可知,只要城乡价格水平与城乡居民收入水平没有显著的负相关性,剔除价格差异因素,全国基尼系数的测算值会减小。

四、基本结论及局限性

（一）基本结论

基尼系数是用于考察收入分配差距的重要指标，在计算基尼系数时，采取的数据不同，所得的基尼系数具有不同的政策含义，以居民实际收入测算的基尼系数反映了居民实际生活水平的差距。

利用价格指数剔除地区间价格差异的影响，所得居民的实际收入与名义收入相比可能变大，也可能变小。名义收入与实际收入的分布不同，因此以两者为基础衡量的收入分配差距也有所不同。通过编制横截面价格指数，以居民实际收入测算基尼系数在理论上是可行的，并且新的基尼系数能够更加真实地反映各地居民的实际生活水平。

本文探讨了编制横截面价格指数的方法，并在实证部分将这一思想实现，分别计算了 36 个大中城市以及 25 个省、自治区农村地区两组横截面价格指数，得到各个地区居民的实际收入，并进一步用居民实际收入测算基尼系数。实证部分所得结果显示，各地区居民名义收入与当地价格水平呈正相关关系，用实际收入测算的基尼系数小于用名义收入计算的基尼系数，这一结果说明我国城市内部及农村内部样本区域的居民实际收入差距小于居民名义收入差距。

以居民的实际收入作为衡量我国居民贫富水平的基础，以基尼系数为衡量我国居民收入分配差距的指标，本文结果意味着，现有文献对我国居民的贫富差距可能存在高估。

（二）局限性

由于数据的局限性，本文还存在着一些问题，有待进一步完善。

一方面，价格数据有限，计算横截面价格指数时样本过少，容易造成代表性不足的问题，引起偏误。尤其是在测算 25 个省、自治区农村横截面价格指数时，食品、衣着与日用品方面的价格数据也缺乏，影响横截面价格指数的测算。另一方面，在有限的样本中也存在着潜在问题：同种商品在各地取样时很难保证同质性。虽然对我们来说，这是一个不可控的因素，但是这一问题关系到样本数据的准确性，也会影响到测算的结果。

鉴于目前统计数据所存在的问题，建议有关统计部门建立相应的统计制度，加强常规性的价格统计调查、测算工作，以便取得更为全面、准确的统计数据，为研究我国居民的收入差距打下良好的基础。只有这样，才能帮助我们正确认识我国居民收入差距的现状，为采取相应的对策做好准备，促进我国社会经济的健康和谐发展。

参考文献

- [1] Hill, Robert J., "Comparing Price Levels Across Countries Using Minimum-Spanning Trees", *The Review of Economics and Statistics*, 1999, 81(1), 135—142.
- [2] 江小涓、李辉, "我国地区之间实际收入差距小于名义收入差距——加入地区间价格差异后的一项研究", 《经济研究》, 2005年第9期, 第11—18页。
- [3] 孔泾源主编, 《中国居民收入分配年度报告2004》。北京: 经济科学出版社, 2004年。
- [4] 李实, "11.8:1 解码收入差距", 《数据》, 2005年第7期, 第23—25页。
- [5] 李实、岳希明, "中国城乡收入差距调查", 《财经》, 2004年第3期, 第30—38页。
- [6] 李实、赵人伟, "中国居民收入分配再研究", 《经济研究》, 1999年第4期, 第3—17页。
- [7] 鲁凤、徐建华, "中国区域经济差异: 来自 Gini 系数和 Theil 系数的实证", 《中国东西部合作研究》, 2004年第1卷, 第60—85页。
- [8] Shorrocks, Anthony F., "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, 1980, 48(3), 613—626.
- [9] 谢经荣、吕萍、乔志敏, 《房地产经济学》。北京: 中国人民大学出版社, 2002年。
- [10] 余芳东, 《中国购买力平价和经济实力的国际比较研究——国际比较项目(ICP)方法的实证分析》。北京: 中国统计出版社, 2005年。
- [11] 赵人伟, "对我国经济改革二十年的若干思考——特点、经验教训和面临的挑战", 《经济社会体制比较》, 1999年第3期, 第9—16页。
- [12] 赵人伟, "关于收入分配改革若干问题的思考", 《中国经贸导刊》, 2003年第22期, 第6—7页。
- [13] 赵人伟、李实, "中国居民收入差距的扩大及其原因", 《经济研究》, 1997年第9期, 第19—28页。
- [14] 赵人伟、李实, "对我国收入分配现状的三点基本判断", 《经济学文摘》, 1999年7月, 第39页。
- [15] 赵人伟、李实、卡尔·李思勤主编, 《中国居民收入分配再研究——经济改革和发展中的收入分配》。北京: 中国财政经济出版社, 1999年。
- [16] 周文兴, 《中国: 收入分配不平等与经济增长——公共经济与公共管理的制度创新基础》。北京: 北京大学出版社, 2005年。

Recalculation of Gini Index: an Attempt with PPP Theory

MACRO GROUP OF CHINA CENTER
FOR ECONOMIC RESEARCH, PEKING UNIVERSITY
(Peking University)

Abstract This paper combines the PPP theory and the calculation of Gini Index in order to evaluate the income inequality more exactly. We discuss the methods to generate a cross-section price index. Using the index we can transform the nominal income into real income in PPP sense, and so calculate a revised real gini index. The cross-section price index indicates obvious difference among the prices of different areas, and further more a positive correlation of price and nominal income across different areas. Compared with the price difference of tradable commodities, the price difference of nontradable commodities is more significant.

JEL Classification D31, F31, R00