

# 我国省际基本公共服务均等化程度评价研究

李齐云<sup>1</sup> 朱洁<sup>1</sup> 孔德馨<sup>1</sup> 李征宇<sup>2</sup>

(1. 山东大学经济学院, 山东 济南 250100; 2. Tilburg University, Tilburg, The Netherland 5000LE)

**[摘要]** 通过构建评价指标体系,对2001-2011年各省份基本公共服务供给水平进行了整体评估。研究发现,供给水平逐年提高,省际间均等化程度有所改善。经济发展水平、地方政府财政能力、城镇化率和五年规划纲要对公共服务指数有正向效应,人口密度和儿童抚养比与指数负相关。通过主元分析将观测值分成发展程度较高、中等和较低三类地区。政府要加快职能转变,深化财税体制改革,稳步推进城乡人口基本公共服务全覆盖。

**[关键词]** 基本公共服务;均等化;正义原则;评价指标体系;公共服务指数

**[DOI 编码]** 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2015.04.009

**[中图分类号]**F062 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2015)04-0068-11

## 一、引言及文献研究回顾

### (一) 文献综述

基本公共服务均等化是当前政府、社会和学界普遍关注的问题。随着我国经济社会的快速发展,公共服务供给不均等的两大表现—总量不足和结构失衡是否得到了改善?很多学者采用不同方法进行了分析。朱柏铭(2009)认为评价基本公共服务均等化程度的关键在于不同辖区内居民感受到的公共服务性价比水平,即公共服务的边际效用与其边际成本之比是否大致相等。<sup>[1]</sup>部分研究使用公共服务支出所占比重或人均公共服务支出等指标衡量公共服务供给水平。宋文昌(2009)发现分税制改革后,省际间公共服务差距变大。<sup>[2]</sup>董振海(2010)认为2003-2008年间北京各县区公共医疗卫生支出增长迅猛,但区县间的不均衡性呈缓慢上升的趋势。<sup>[3]</sup>

许多研究选取具体服务项目指标,构建指标体系以求出公共服务指数和其变异系数或泰尔系数。陈昌盛和蔡跃洲(2007)发现公共服务供给总体水

平偏低,发展不平衡,效率低水平趋同。<sup>[4]</sup>安体富和任强(2008)认为从2000到2006年,地区间公共服务水平的差距逐渐扩大。<sup>[5]</sup>Zhang和Tang(2013)发现从1996至2006年,省际均等化程度较低,且并未得到改善。<sup>[6]</sup>安体富和任强(2012)发现从2000年至2010年,省际间基本公共服务水平的差距并没有减小。<sup>[7]</sup>王晓玲(2013)研究发现基本公共服务的供给水平整体偏低,大部分省区处于中低层次;分布格局为东高西低,但省际差异并不明显。<sup>[8]</sup>部分学者选择某些公共服务领域进行研究:郭宏宝(2008)发现教育均等化程度相对较高,义务教育阶段最为均等。<sup>[9]</sup>刘成奎和王朝才(2011)研究了城乡间基本公共服务供给的差距,认为均等化程度总体上得到改善,政府政策推动作用显著。<sup>[10]</sup>

针对基本公共服务供给现状成因的研究中,以财政支出指标代表公共服务供给水平的实证研究相对较多。吕炜和王伟同(2008)认为地方政府财政能力和城镇化率对公共服务供给有正向效应。<sup>[11]</sup>王伟同(2007)发现东北地区公共服务供给绩效的差

**[基金项目]** 本文是国家社会科学基金重点项目“深化税收制度改革与完善地方税体系研究”(项目编号:14AZD023)、国家社会科学基金项目“深化税收体制改革研究”(项目编号:13BJY155)和山东省社会科学规划研究项目“人口流动背景下的均等化财政转移支付制度研究”(项目编号:12BJJJ04)的阶段性成果。

**[作者简介]** 李齐云(1955-),男,山东曹县人,山东大学经济学院教授、博士生导师。主要研究方向:财政学。

异是地方政府发展策略、政府行为偏好等内在因素造成的。<sup>[12]</sup>宋文昌(2009)认为财政分权和地方政府竞争实质上加剧了公共服务的供给不足。部分研究构建公共服务指数作为内生变量。<sup>[2]</sup>杨林等(2009)发现人均财政收入和财政自给能力对青岛公共服务水平有正向影响。<sup>[13]</sup>Zhang 和 Tang(2013)认为地方经济发展水平、财政分权程度、市场化和对外开放程度以及城镇化率都和公共服务的均等化程度显著正相关,转移支付作用并不显著。<sup>[6]</sup>对公共服务具体项目进行个例分析的实证研究相对较少。Khaleghian(2004)以儿童免疫为研究对象,发现在低收入国家,分权促进了儿童免疫发展;在中收入国家,分权对地方公共服务供给有负向效应。<sup>[14]</sup>Robalino 等(2001)认为财政分权的提高促进了新生儿死亡率的下降。<sup>[15]</sup>

## (二) 主要研究思路

现有评价体系构建和分析模式存在不足,主要表现在三个方面:第一,评价方法和高阶指标的合成方式缺少科学规范的分析;第二,指标体系中的满意值、极值等评价参考值的选取主观性较强;第三,构建方法对评价结果和地区排名的潜在影响缺乏分析。

Rawls(1999)将福利水平定义为“社会基本产品”(Social Primary Goods),提出正义原则的一般表述:所有社会价值,包括自由与机会、收入与财富以及自尊的基础,都应该平等地分配,除非任何价值的不平等分配对于每一个社会成员都是有利的。<sup>[16]</sup>本文认为罗尔斯正义原则与基本公共服务均等化二者存在内在的契合。从这一理论出发,选取具体服务项目指标,构建评价指标体系,对我国基本公共服务供给水平进行整体评估。其次,选取基本公共服务指数作为内生变量,通过计量分析探究其成因。最后,通过主元分析,探究数据集结构,对地域进行划分。

## 二、构建基本公共服务评价指标体系

借鉴相关多维度评价指标体系研究(安体富和任强,2008;刘成奎和王朝才,2011;郭宏宝,2007;Human Development Report,1994,2010),本文采用综合评价法构建基本公共服务指数。<sup>[5,10,17-19]</sup>基本思路是选取描述基本公共服务各个维度的单项指

标,选定上界和下界将指标原始值标准化,为每个单项指标赋予权重,加总求均值得出维度指数,最后将维度指数加总求和得出整体评估指数。

### (一) 标准化极值的选择

本文使用极值法对单项指标原始值进行线性转化,如式(1)所示,目的有二:一是去除单项指标的单位,将其转化为统一量度形式,使其具有可比性;二是通过对原始值的转化,建立 $[0,1]$ 的变化区间。

$$I(x, m_x, M_x) = \frac{x - m_x}{M_x - m_x} \quad (1)$$

其中, $I(x, m_x, M_x)$ 和 $x$ 分别代表指标的标准化值和观测值, $M_x$ 和 $m_x$ 是用于缩放的上界和下界。边界值的使用可以量化该地区服务水平与“最低标准”和“最高水平”之间的差距,但也带来了隐患:标准化值的大小和排序对边界值的变化极为敏感(Panigrahi 和 Sivramkrishna, 2002; Kovacevic, 2010)。<sup>[20-21]</sup>为保证合成指数具有可比性,固定值和时间序列数据中的极值都是边界值可行的选择。上界可以理解为基本公共服务供给的理想水平,由于缺少足够的案例研究为服务项目赋予固定阈值,因此选择观测值中的最大值作为上界。所有指标的下界设定为0,“0”可以理解为“自然状态或霍布斯状态”——在极端特殊的情况下,比如战争爆发或极端灾难发生时,地方政府失去提供公共服务的能力(Hobbes,2002)。<sup>[22]</sup>标准化公式调整为:

$$I(x, 0, M_{x,T}) = \frac{x - 0}{M_{x,T} - 0} \quad (2)$$

$x$ 是指标的原始值, $M_{x,T}$ 是时间序列中指标 $x$ 的最大值。边界值下界为0,表示“自然无序状态(Natural Anarchy)”或“霍布斯值(Hobbesian Value)”。

通过改变边界值,本文检验了标准化值对边界值变化的敏感性,发现上界的变化只影响指标值的大小,而改变下界则对指标值大小和排序都有影响。增大上界会导致指数均值、标准差和平均间距的减小,降低了合成指数的分化区别能力;而减小下界则会提高指数的分化区别能力。因此,上述边界值设置方案是合理有效的。公式(2)可以理解为 $x$ 占最大值的比重,即Herrero等(2010)(2012)<sup>[23-24]</sup>推荐的形式,这一方法操作简单,既不影响指数排序和观

测值之间的相对估值关系,也不影响相关边际替代比率,从另一个角度提供了有力佐证。

## (二) 指标权重的赋予

如何为子指标赋予权重是一个棘手的难题,理想的权重代表了各组成部分对于最终结果的影响或贡献。本文中赋予权重的依据是每项公共服务对于居民生活幸福程度的贡献。

理论上说,基本公共服务指数的权重赋予方案可以从个人偏好的视角来决定,通过社会调研和统计分析来获得。HDI 研究中有类似的社会调研尝试,Chowdhury 等(2006)邀请学者为 HDI 的组成指标打分(0-10),但最终得出的赋权方案和权重均等模式并无显著不同。<sup>[25]</sup> 打分者的学术、社会、经济和地理特征会影响其决策。因此,样本容量小的、缺乏代表性的样本分析会丧失解释力,但根据本指标体系进行大规模调研则难以实现。

在实践中,权重均等方案是基于所有公共服务对于个人均等重要的前提,同样也难找到一个先验原理支持赋予某项指标比其他指标更高的权重(Ul-Haq, 1996)。<sup>[26]</sup> 正如 Kelley (1991) 辩称的那样:为任何一种赋权方案辩护都是困难的。<sup>[27]</sup> 总而言之,均等的赋权方案理论上不够完美,但实践上较为可行。

## (三) 加总公式的选择

算术平均数求和公式(3)广泛用于加总维度指标。

$$BPSI = \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^n I_{di}) \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

其中,  $I_{di}$  代表维度  $i$  的指数,假定维度总数为  $n$ 。这一加总公式虽然简单直观,但是存在三个问题:第一,缺少理论上的论证支撑。第二,应用该公式的前提是假定各维度之间具有完全可替代性,存在较大争议(Desai, 1991; Chowdhury, 1991; Palazzi 和 Lauri, 2013; Nathan 等, 2008)。<sup>[28-31]</sup> 如果决策者力图使基本公共服务指数最大化,根据完全替代性假设,可能会选择“拐点解(Corner Solutions)”,即仅仅着力于改善某项服务,完全无视其他方面(Klugman 等, 2011)。<sup>[32]</sup> 第三,采用加法合成函数得出的指数排序对于单项指标标准化非常敏感(Kovacevic, 2010; Herrero 等, 2012)。<sup>[21, 24]</sup>

本文借鉴相关研究 Chakravarty (2003, 2011) 和

Herrero 等(2010, 2012),采用公理化方法(Axiomatic Method)推导加总公式。<sup>[33-34, 23-24]</sup> 假设辖区内有个居民,  $N = \{1, 2, \dots, n\}$ 。存在基本公共服务项目集合  $M = \{1, 2, \dots, m\}$  需要评估,集合元素包括社会保障、基础教育、公共医疗、基础设施建设和环境安全。该辖区的公共服务状态定义为一个  $n$  排、 $m$  列的矩阵  $X$ , 元素  $x_{ij}$  表示居民消费的公共服务项目  $j$  的评估值。每个服务项目的评估值均已进行了标准化,在区间  $[0, 1]$  内变动。所有可容许的公共服务状态矩阵的空间可定义为  $\Omega = [0, 1]^m$ 。极值矩阵  $X^0$  和  $X^*$  分别是由 0 和 1 组成的两个特例。 $x_j$  是矩阵  $X$  的第  $j$  列,代表第  $j$  列对应的公共服务维度对辖区所有人的贡献。定义向量  $0_n(j)$  和  $1_n(j)$  分别代表矩阵  $X^0$  和  $X^*$  的第  $j$  列。去除矩阵  $X$  第  $j$  列的  $x_j$ , 可以得到一个  $n \times (m-1)$  阶的矩阵  $X_{-j}$ 。将这两部分组合得到  $X = (X_{-j}, x_j)$ 。下面给出公共服务评价指数的定义:

公共服务评价指数是一个连续单值的映射:  $I: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ , 为公共服务项目提供实数形式的评估,其中  $\Omega$  是  $[0, 1]$  的  $k$  重笛卡尔乘积,  $\mathbb{R}$  是实数集。

下面给出公共服务评价指数相互独立的 5 个特性。

1. 单调性: 对于任意  $X, X' \in \Omega$ , 如果  $x_{ij} > x'_{ij}$  对于所有的  $i \in N$  和  $j \in M$  都成立, 那么  $I(X) > I(X')$ 。即当居民消费的基本公共服务的水平提高时, 评估值也会随之提高。

2. 对称性: 对于任意  $X \in \Omega$ , 对矩阵的列进行任意排列,  $I(X)$  保持不变。即所有公共服务维度同等重要。

3. 成比例性: 令  $X(\alpha) = \alpha [1_n(1), \dots, 1_n(m)]$ , 对于任意  $\alpha \in [0, 1]$ ,  $I(X(\alpha)) = \alpha$ 。当公共服务的供给水平都一致时, 指数值相同。

4. 下界性: 对于所有的  $X, X' \in \Omega, j \in M, I(X) > I(X'_{-j}, 0_n(j))$  恒成立。当第  $j$  列属性元素都是 0 时, 矩阵  $X$  是由  $M-1$  列元素组成的最差情况(Bossert 和 Peters, 2000)。<sup>[35]</sup> 换言之, 当某一类公共服务项目以最低水平供给时, 不同公共服务项目维度之间不存在交换。即当  $x_{ij} = 0$  对于某个属性列  $j \in M$  和所有  $i \in N$  成立时, 基本公共服务评价指数的值最小。将下界性和单调性、成比例性结合: 对于所有  $i \in N$

和  $j \in M, I(X_{-j}, 0_n(j)) = 0$ 。

5. 可分性: 对于所有的  $X, X' \in \Omega$ , 并且所有的  $X, X' > X^0$ , 任意  $j \in M, I(X_{-j}, x_j) \geq I(X'_{-j}, x_j) \Rightarrow I(X_{-j}, x'_j) \geq I(X'_{-j}, x'_j)$ 。如果公共服务状态  $X$  至少和状态  $X'$  一样好, 而且两个矩阵具有相同的列  $x_j$ , 第  $j$  列  $x_j$  变成不同的元素列  $x'_j$ , 两状态矩阵之间的关系不变。

给定基本公共服务评价指数满足上述 5 条公理和公共服务状态矩阵  $X$ , 定义一个等值  $\varepsilon(x_j) \in \mathbb{R}$ , 与矩阵  $X$  的第  $j$  列的分布相一致。  $\varepsilon(x_j)$  独立于  $X_{-j}$ , 表示如下:

$$I(X) = I(X_{-j}, 1_n(j) \varepsilon(x_j)) \quad (4)$$

可得出以下定理:

定理: 公共服务评价指数  $I(\cdot)$  满足单调性、对称性、成比例性、下界性和可分性, 当且仅当指数形式为  $I(X) = \prod_{j \in M} (\varepsilon(x_j))^{1/m}$ ,  $\varepsilon(x_j)$  是  $x_j$  的等值。

证明: 假定公共服务评价指数  $I$  满足全部 5 条特性。存在函数  $f_1(\cdot)$  和  $g_1(\cdot)$ , 使函数  $I(X)$  写为如下形式 (Keeney 和 Raiffa, 1976)。<sup>[36]</sup>

$$I(X) = f_1(x_j) + g_1(x_j) I(X_{-j}, 1_n(j)) \quad (5)$$

令  $X = (X_{-j}^0, x_j)$ , 有  $f_1(x_j) = 0$ 。令  $X = (X_{-j}^*, x_j)$ , 有  $g_1(x_j) = I(X_{-j}^*, x_j)$ 。

$$I(X) = I(X_{-j}^*, x_j) \times I(X_{-j}, 1_n(j)) \quad (6)$$

定义函数  $I_1(X_{-j}) = I(X_{-j}, 1_n(j))$  满足下界性和可分性。存在公共服务项目  $k \neq j$ , 根据可分性, 存在函数  $f_2(\cdot)$  和  $g_2(\cdot)$  使:

$$I_1(X_{-j}) = f_2(x_k) + g_2(x_k) I_1(X_{-|j,k|}, 1_n(k)) \quad (7)$$

令  $X_{-j} = (X_{-|j,k|}, x_k)$ ,  $X_{-j}^* = (X_{-|j,k|}^*, x_k)$ , 可得:

$$I_1(X_{-j}) = I_1(X_{-|j,k|}^*, x_k) \times I_1(X_{-|j,k|}, 1_n(k)) \quad (8)$$

根据  $I_1(X_{-j})$  的定义, 有:

$$I(X_{-j}, 1_n(j)) = I(X_{-k}^*, x_k) \times I(X_{-|j,k|}, 1_n(j), 1_n(k)) \quad (9)$$

代入式(6), 可得:

$$I(X) = I(X_{-j}^*, x_j) \times I(X_{-k}^*, x_k) \times I(X_{-|j,k|}, 1_n(j), 1_n(k)) \quad (10)$$

对所有服务维度重复上述过程, 可得:

$$I(X) = I(X_{-1}^*, x_1) \times I(X_{-2}^*, x_2) \times \cdots \times I(X_{-m}^*, x_m) \quad (11)$$

令  $\xi_j(X_j) = I(X_{-j}^*)$ , 代入式(11), 可得:

$$I(X) = \prod_{j \in M} \xi_j(X_j) \quad (12)$$

根据对称性, 对于所有  $j, k \in M, \xi_j(\cdot) = \xi_k(\cdot) = \xi(\cdot)$ 。可以得出:

$$I(X) = \prod_{j \in M} \xi(X_j) \quad (13)$$

$\varepsilon(x_j)$  是  $x_j$  的等值, 且独立于  $X_{-j}$ 。使用均值定理可证明  $\varepsilon(x_j)$  对于  $X_{-j}^*$  是存在的。下面证明  $\varepsilon(x_j)$  对于任意  $X_{-j}$  是存在的, 即  $I(X_{-j}, x_j) = I(X_{-j}, 1_n \varepsilon(x_j))$ 。

$$\xi(X_j) = I(X_{-j}^*, x_j) = I(X_{-j}^*, 1_n \varepsilon(x_j)) = \xi(1_n \varepsilon(x_j)) \quad (14)$$

$$I(X_{-j}, x_j) = \prod_{k \neq j} \xi(X_k) \times \xi(X_j) = I(X_{-j}, 1_n \varepsilon(x_j)) \quad (15)$$

根据成比例性和等值的定义, 有:

$$\varepsilon(x_j) = I(1_n \varepsilon(x_j), \dots, 1_n \varepsilon(x_j)) = [\xi(1_n \varepsilon(x_j))]^m \quad (16)$$

对于所有  $j \in M, \xi(X_j) = [\varepsilon(x_j)]^{1/m}$ 。代入式(13), 可得:

$$I(X) = \prod_{j \in M} \xi(X_j) = \prod_{j \in M} [\varepsilon(x_j)]^{1/m} \quad (17)$$

辖区内个人对公共服务消费水平的分布不是本文关注的重点, 矩阵的列均值足以用于计算基本公共服务评价指数。定义  $\mu(x_j)$  为矩阵中第  $j$  列元素的均值。

$$\varepsilon(x_j) = \mu(x_j) \quad (18)$$

其中,  $I$  在第  $J$  列元素中是分布中立的。根据对称性可知,  $I$  的值在所有维度中都是分布中立的。将式(18)代入定理, 可得:

$$I(X) = \prod_{j \in M} [\mu(x_j)]^{1/m} \quad (19)$$

即满足单调性、对称性、成比例性、下界性和可分性的加总函数为几何平均数。无独有偶, 自 2010 年起, HDI 的计算开始使用几何加总函数 (HDR, 2010, 2011, 2013)。<sup>[19, 37-38]</sup> 理论证明和 HDI 的例子均说明几何平均数公式(20)更为合适。

$$BPSI = (\prod_{i=1}^n I_{di})^{1/n} \quad i = 1, \dots, n \quad (20)$$

其中,  $I_{di}$  代表维度的指标值, 指标体系包含  $n$  个维度。

以基础教育和公共医疗为例, 等服务曲线 (Iso-services Curves) 如图 1 所示。  $I_a$  为加法函数加总得出的合成指数  $I_a = (x_E + x_M)/2$ 。  $x_E$  和  $x_M$  分别代

表子指标基础教育和医疗服务的评价。I<sub>a</sub>由一条线性的等服务曲线表示,斜率不变,即具有完全替代性。当教育指数下降时,医疗指数需要提高以保证合成指数值不变。

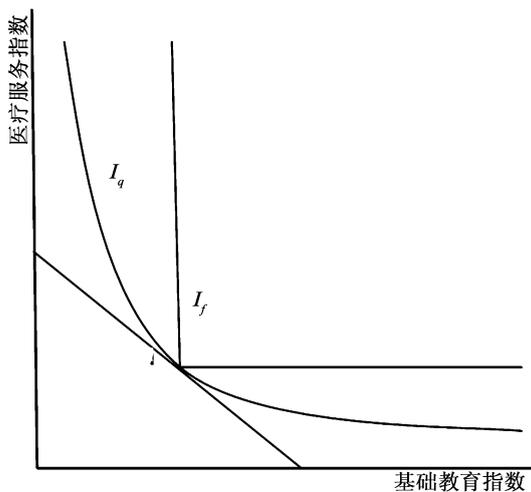


图1 基于不同替代性假设的等服务曲线

令参数  $a > 0, b > 0$ , 里昂惕夫加总函数  $I_r = \min(ax_E, bx_M)$ , 由曲线  $I_r$  表示, 具有完全互补性。提高合成指数的唯一途径是同时提高所有维度指标。

几何平均数  $I_g = (x_E \times x_M)^{1/2}$  对应的等服务曲线处于二者之间, 说明  $I_g$  具有互补性和替代性。实际上, 同时具有一定的替代性和互补性是合理的。一方面, 可以通过提高某一个公共服务维度的水平以弥补表现相对较差的服务维度。例如, 尽管辖区内人均公共交通工具数量较少, 但如果该辖区的环境优美, 那么居民也会有较高的幸福感和满意度。另一方面, 居民需要至少享有最低标准的某些服务, 才能有可能会享受其他公共服务。

使用几何平均数加总公式的前提下, 指标标准化受边界值影响较小。如果对任一子指标, 比如  $x_E$ , 乘以标量参数  $\gamma$ , 如式(21)所示:

$$I_g = (\gamma x_E \times x_M)^{1/2} = \gamma^{1/2} (x_E \times x_M)^{1/2} \quad (21)$$

这等同于对原式乘以同一个标量, 不会影响结果的排序。如果使用算术平均数公式(22), 标量的变化会影响子指标的相对权重。

$$I_a = \frac{1}{2}(\gamma x_E + x_M) \quad (22)$$

### 三、对我国 2001 - 2011 年公共服务数据的分析

#### (一) 指标体系的基本架构

本文从 5 个方面评估基本公共服务供给的总体

水平, 包括: 社会保障、基础教育、公共医疗、基础设施建设和环境安全。基本公共服务均等化旨在保障所有公民都有平等享有公共服务的途径, 也就是追求机会自由 (Sen, 2002)。[39] 举例来说, 个人有权利参加基本医疗保险, 假设各地区的参保标准相同, 那么该项服务的可获得性就可以用“覆盖率”来衡量。如果两个地区的参保率相同, 那么可以简单地认为两个地区的居民享受到了相同水平的服务。本文从产出的角度选择单项指标以评估服务可获得性和供给水平, 构建了包括 3 个层级、5 个维度、19 个单项指标的基本公共服务评价指标体系, 如表 1 所示。

表 1 基本公共服务评价指标体系

合成指数	维度	单项指标
基本公共服务指数	社会保障	养老保险覆盖率 (%)
		医疗保险覆盖率 (%)
		失业保险覆盖率 (%)
	基础教育	普通小学师生比 (%)
		普通初中师生比 (%)
		普通高中师生比 (%)
	公共医疗	每千人医疗床位数
		每千人医师数
		每千人护士数
	基础设施建设	每单位面积公路里程数 (公里)
		每万人拥有公共交通工具
		人均城市道路面积 (平方公里)
		用水普及率 (%)
		燃气普及率 (%)
		每千人公共电话数
	环境安全	城市排水管道密度 (公里/平方公里)
		人均公园绿地面积 (公里)
		每万人工业废水处理设施数

#### (二) 评估结果

计算基本公共服务指数 (BPSI) 包括两个步骤。第一步, 生成维度指数。选定最大值作为对应指数的上界, 对单项指标进行标准化, 公式如下:

$$I_s = \frac{x}{\max(x)} \quad (23)$$

其中,  $I_s$  代表单项指标的标准化值,  $x$  和  $\max(x)$  分别是实际值和最大值。

计算维度内单项指标值的几何平均数, 即维度指数, 公式如下:

$$I_d = (\prod_{s=1}^m I_s)^{1/m} \quad s = 1, \dots, m \quad (24)$$

其中,  $I_d$  代表维度指数, 维度中单项指标总数为  $m$ 。

选取各维度指数最大值作为上界, 对维度指数

$I_d$  进行标准化。

$$I_d = \frac{\text{geometrimean}}{\text{maximum mean}} \quad (25)$$

第二步,将维度指标加总求几何平均数,得出基本公共服务指数(BPSI)。

$$BPSI = (\prod_{d=1}^n I_d)^{1/n} \quad d = 1, \dots, n \quad (26)$$

其中, $I_d$  代表维度指标,共有  $n$  个服务维度。

我国 2001 - 2011 年 31 个省份的基本公共服务指数如表 2 所示。

表 2 各地区基本公共服务指数

地区	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
北京	0.59	0.59	0.61	0.62	0.64	0.68	0.68	0.74	0.79	0.77	0.81
天津	0.57	0.60	0.61	0.63	0.64	0.65	0.71	0.71	0.73	0.73	0.76
河北	0.35	0.35	0.36	0.39	0.40	0.42	0.51	0.54	0.53	0.59	0.63
山西	0.39	0.38	0.39	0.42	0.45	0.49	0.53	0.57	0.60	0.61	0.66
内蒙古	0.33	0.34	0.35	0.38	0.39	0.41	0.47	0.50	0.53	0.55	0.58
辽宁	0.45	0.46	0.47	0.49	0.51	0.53	0.59	0.60	0.61	0.64	0.66
吉林	0.35	0.35	0.38	0.38	0.40	0.42	0.49	0.50	0.52	0.53	0.55
黑龙江	0.38	0.39	0.39	0.40	0.41	0.42	0.48	0.50	0.53	0.54	0.55
上海	0.63	0.61	0.64	0.65	0.62	0.63	0.68	0.73	0.74	0.74	0.83
江苏	0.39	0.40	0.42	0.45	0.47	0.50	0.59	0.63	0.65	0.65	0.71
浙江	0.44	0.43	0.47	0.49	0.52	0.53	0.62	0.67	0.71	0.73	0.76
安徽	0.27	0.26	0.27	0.29	0.30	0.34	0.40	0.42	0.44	0.47	0.52
福建	0.37	0.38	0.41	0.43	0.45	0.45	0.52	0.55	0.58	0.60	0.64
江西	0.27	0.28	0.29	0.31	0.32	0.34	0.43	0.46	0.48	0.49	0.54
山东	0.37	0.36	0.38	0.40	0.42	0.48	0.56	0.59	0.62	0.62	0.68
河南	0.30	0.30	0.31	0.33	0.34	0.36	0.43	0.43	0.45	0.48	0.51
湖北	0.34	0.33	0.35	0.35	0.37	0.40	0.48	0.49	0.51	0.52	0.60
湖南	0.32	0.31	0.33	0.34	0.37	0.38	0.46	0.47	0.49	0.51	0.54
广东	0.38	0.39	0.40	0.42	0.42	0.43	0.51	0.58	0.60	0.61	0.67
广西	0.30	0.27	0.29	0.31	0.33	0.35	0.42	0.43	0.46	0.47	0.49
海南	0.36	0.35	0.35	0.38	0.37	0.37	0.43	0.46	0.48	0.51	0.56
重庆	0.27	0.27	0.29	0.32	0.34	0.37	0.45	0.46	0.50	0.54	0.57
四川	0.28	0.26	0.32	0.34	0.35	0.36	0.43	0.45	0.47	0.49	0.54
贵州	0.22	0.23	0.24	0.27	0.28	0.29	0.36	0.37	0.38	0.41	0.44
云南	0.32	0.31	0.32	0.33	0.34	0.34	0.41	0.43	0.44	0.46	0.53
西藏	0.00	0.00	0.16	0.16	0.18	0.22	0.24	0.26	0.28	0.32	0.38
陕西	0.32	0.31	0.34	0.36	0.37	0.39	0.48	0.51	0.54	0.60	0.61
甘肃	0.28	0.25	0.29	0.31	0.32	0.33	0.40	0.41	0.43	0.45	0.49
青海	0.31	0.30	0.32	0.34	0.35	0.37	0.43	0.45	0.45	0.47	0.53
宁夏	0.31	0.29	0.35	0.36	0.38	0.41	0.47	0.51	0.54	0.55	0.60
新疆	0.36	0.37	0.38	0.40	0.42	0.43	0.51	0.52	0.55	0.58	0.61

数据来源:根据《中国统计年鉴 2002 - 2012》、《中国劳动统计年鉴 2002 - 2012》、《中国卫生统计年鉴 2008 - 2012》、《中国教育统计年鉴 2002 - 2004》整理计算得出。

表 3 列出了基本公共服务指数的概要统计量。均值逐年增加,说明基本公共服务总体供给水平在

逐年提高。变异系数总体上呈下降趋势,说明省际基本公共服务供给水平的均等化程度提高了。

表 3 基本公共服务指数的概要统计量

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
均值	0.35	0.35	0.37	0.39	0.40	0.42	0.49	0.51	0.54	0.56	0.60
最大值	0.63	0.61	0.64	0.65	0.64	0.68	0.71	0.74	0.79	0.77	0.83
最小值	0.00	0.00	0.16	0.16	0.18	0.22	0.24	0.26	0.28	0.32	0.38
标准差	0.112	0.115	0.102	0.102	0.100	0.101	0.097	0.106	0.109	0.100	0.102
变异系数	0.321	0.331	0.275	0.263	0.250	0.239	0.199	0.207	0.202	0.180	0.170

#### 四、基本公共服务指数的决定因素

型如式(27)所示:

##### (一) 模型设定与变量描述

为分析基本公共服务指数的决定因素,对 2001 - 2011 年 31 个省份的数据进行分析,构建计量模

$$\text{bps}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{den}_{i,t} + \alpha_2 \text{gdp}_{i,t} + \alpha_3 \text{exp}_{i,t} + \alpha_4 \text{upr}_{i,t} + \alpha_5 \text{cdr}_{i,t} + \alpha_6 \text{une}_{i,t} + \alpha_7 \text{dpc}1_t + \alpha_8 \text{dpc}2_t + \alpha_9 \text{dpc}3_t + \alpha_{10} \text{dpc}4_t + \varepsilon_{i,t} \quad (27)$$

其中,  $i$  和  $t$  分别代表地区  $i$  和年份  $t$ 。内生变量  $bpsi_{i,t}$  表示  $i$  地区  $t$  年基本公共服务指数。den 表示每平方公里人口数, 即地区人口密度; gdp 表示人均 GDP(千元), 即地区经济发展水平; exp 表示人均财政支出(千元), 即地方政府财政能力; upr 表示城镇人口比重, 即城镇化率; cdr 为儿童抚养比; une 为失业率。为检验国民经济和社会发展五年规划纲要对公共服务供给的影响, 本文设定了 4 个虚拟变量, dpc1, dpc2, dpc3, dpc4 将对应年份的变量设为 1, 其余年份设为 0, 分别用于测度规划颁布后第 1 年至第 4 年的影响。数据来源为历年《中国统计年鉴》。

### (二) 实证研究方法

使用 White Test 检验模型的异方差性。由于使用了地区性特征变量, 加之地区间可能存在某些未观测到的和遗漏的异质性, 计量模型可能会与个体效应有关。因此使用三种检验: Fisher Test 检验混合 OLS 回归估计量 ( $H_0$ ) 和个体固定效应估计量 ( $H_1$ ), Breush Pagan Test 比较混合 OLS 回归估计量 ( $H_0$ ) 和随机效应估计量 ( $H_1$ ), 以及 Hausman Test 比较个体随机效应 ( $H_0$ ) 和个体固定效应 ( $H_1$ )。检验结果如表 4 所示, 使用稳健标准差的个体固定效应模型较为合适。

	统计值	概率 p 值
White Test	200.46	0.0000
Fisher Test	22.01	0.0000
Breush Pagan Test	319.49	0.0000
Hausman Test	63.11	0.0000

### (三) 计量分析结果

计量回归结果如表 5 所示, 重点关注个体固定效应估计量, 模型拟合程度较高, 拟合优度为 0.89。变量 den 高度显著并和被解释变量负相关, 人口密度每增加一单位会导致公共服务指数下降 0.0002 个单位。原因是公共医疗服务和教育等俱乐部产品在消费上具有一定程度的竞争性, 会随着人口密度的增大导致个人消费的减少。变量 gdp 代表地方经济发展水平, 是高度显著且对公共服务指数有正向作用, 每增加 1 单位会导致服务指数上升 0.0039 个单位。变量 exp 代表地方政府的财政能力, 高度显著且和被解释变量正相关, 每增加 1 单位会导致公共服务指数增加 0.008 个单位。

城镇化率每提高 1 单位会导致公共服务指数提高 0.0051 个单位。造成这一现象的原因可能有两点: 一方面, 现行的公共政策倾向于向城镇人口提供更多的基本公共服务, 因此城镇人口比例越高, 基本公共服务的总体水平也会越高; 另一方面, 出于数据可得性的考虑, 评价体系中选取的城镇指标相对较多。儿童抚养比对基本公共指数有负向作用, 每提高一单位会导致指数下降 0.0032 个单位。家庭儿童较多会对某些特定的公共服务产生较大的需求, 在我国实行计划生育政策的现状下, 高儿童抚养比一般出现在落后地区。除虚拟变量之外, 其他虚拟变量都是显著的, 且对基本公共服务指数有正向作用。说明五年规划纲要引领促进了基本公共服务供给水平的提高。其中变量的系数最大, 说明在发展规划颁布后的第二年公共服务水平改善程度最大。

表 5 计量分析结果

变量	混合最小二乘法	固定效应	随机效应
Constant	0.345 *** (0.0650)	0.299 *** (0.101)	0.313 *** (0.0683)
den	-3.35e-05 ** (1.22e-05)	-0.000215 *** (5.00e-05)	-8.22e-05 *** (1.92e-05)
gdp	0.00614 *** (0.00100)	0.00392 *** (0.00120)	0.00378 *** (0.00107)
exp	-0.00280 (0.00256)	0.00798 *** (0.00191)	0.00625 *** (0.00163)
upr	0.00192 ** (0.000886)	0.00511 ** (0.00217)	0.00433 *** (0.00132)
cdr	-0.00305 ** (0.00122)	-0.00315 *** (0.00110)	-0.00411 *** (0.00102)
une	-0.00150 (0.00956)	-0.00773 (0.0111)	-0.00627 (0.00795)
dpc1	-0.000504 (0.00707)	0.0103 *** (0.00364)	0.00631 (0.00441)
dpc2	0.00415 (0.00415)	0.0125 *** (0.00412)	0.00878 ** (0.00387)
dpc3	0.00640 (0.00456)	0.00828 ** (0.00396)	0.00500 (0.00410)
dpc4	9.02e-05 (0.00368)	-0.00365 (0.00343)	-0.00413 (0.00352)
观测值	341	341	341
R <sup>2</sup>	0.851	0.890	

注: 括号中是稳健标准差。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

## 五、评估地区的结构划分

### (一) 主元分析的数据描述

本文使用主元分析法 (Principal Component Analysis) 对评估地区进行结构划分, 该方法可以有效地降低数据维度和分析复杂数据集的结构, 对观测

值进行分类(Jolliffe,1986;Le Maux 等,2011)。<sup>[40,41]</sup>  
选择我国 2001 - 2011 年的面板数据进行主元分析,

并额外选取了若干地区特征向量,数据描述和概要  
统计量见表 6。

表 6 主元分析使用的额外变量概要统计量

变量	描述	最小值	最大值	均值	标准差
udi	城镇人口可支配收入(千元)	5.27	36.23	12.41	5.59
children	儿童(0-14岁)人口比重(%)	7.56	31.19	18.87	4.82
elder	65岁及以上人口比重(%)	4.47	16.38	8.59	1.90
edr	老年人抚养比(%)	6.65	21.88	11.82	2.48
pip	文盲人口占15岁及以上人口比重(%)	1.70	54.86	9.89	7.68

数据来源:根据《中国统计年鉴 2002 - 2012》整理计算得出。

(二) 主元分析结果

主元分析的结果如图 2 所示,图中描绘了 12 个

变量的相对位置,并与其对应省份保持一致。图中的  
数字为 31 个省份的编号,和表 7 中的设定一致。

表 7 主元分析中省份的序号

地区	序号	地区	序号	地区	序号	地区	序号	地区	序号	地区	序号
北京	1	吉林	7	福建	13	广东	19	云南	25	新疆	31
天津	2	黑龙江	8	江西	14	广西	20	西藏	26		
河北	3	上海	9	山东	15	海南	21	陕西	27		
山西	4	江苏	10	河南	16	重庆	22	甘肃	28		
内蒙古	5	浙江	11	湖北	17	四川	23	青海	29		
辽宁	6	安徽	12	湖南	18	贵州	24	宁夏	30		

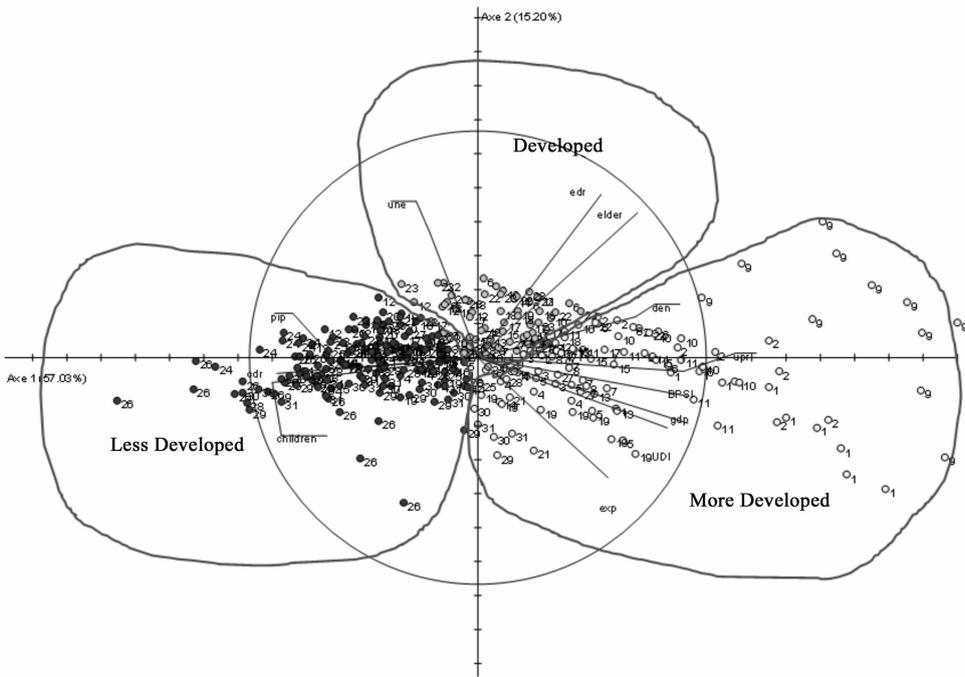


图 2 主元分析的结果图示

主元分析结果区分力较强,主要表现在两方面:  
一是观测值分布的离散性较大,并未集中在坐标系的  
中央,横轴方向上的排列尤其分散;二是表 8 中的  
统计数据说明前两个主分量解释了总方差的  
72.23%。因此,易于解释主元分析的结果图示,并  
对数据集进行分类。

表 8 给出了主元分析中变量的正向和负向效应  
值。对于第一个主分量(横轴),存在一对高人均

GDP、高城镇化率与高儿童人口比、高儿童抚养比  
的对立关系。而第二个主分量(纵轴)由较高的老年  
人比重和高人均财政支出构成。基于这两种对立关  
系可以将观测值分为两类:发展程度较高的地区,位  
于东南象限;发展程度相对不高的地区,位于西北象  
限。根据人口密度的不同,西北象限的观测值又可  
以分成两组:一是发展程度中等的地区,人口密度较  
大、老年人口比重高;二是发展程度较低的地区,儿

童抚养比高。具体特征如下:

表8 解释变量的主元分析结果

	坐标轴1 (+57.03%)		坐标轴2 (+15.20%)	
正向效应	bpsi	+12.0%	edr	+29.0%
	gdp	+12.0%	elder	+22.0%
	upr	+11.0%	une	+16.0%
	udi	+10.0%	den	+1.0%
	den	+7.0%		
	elder	+7.0%		
负向效应	children	-12.0%	exp	-15.0%
	cdr	-11.0%	udi	-5.0%
	pip	-5.0%	gdp	-4.0%
			bpsi	-1.0%

1. 发展程度较高的地区 (More Developed Regions): 基本公共服务指数均值最高, 达到 0.60。人口密度均值和城镇化率都是最高, 分别为 739 人每平方公里和 60.83%。该区域的经济水平较高, 人均 GDP 均值为 3.8 万元, 人均财政支出均值达 6380 元。该区域还有以下特征: 较高的人均城镇人口可支配收入 (1.8 万元), 老年人口比重较高 (9.60%), 低失业率 (3.46%), 儿童人口比重较低 (24.32%), 儿童抚养比和老年人抚养比相对较低, 分别为 19.00% 和 12.64%, 以及最低的文盲率 (5.14%)。主要位于我国东部区域, 比如北京和上海。

2. 发展程度中等的地区 (Developed Regions): 基本公共服务指数均值为 0.44。人均 GDP 均值为 1.69 万元。人均财政支出均值最低, 只有 2580 元, 这和该区域较高的人口密度有关。老年人口比重 (9.94%) 和老年人抚养比 (13.76%) 为三组最高。主要分布在我国东北和中部地域, 包括辽宁和重庆等。

3. 发展程度较低的地区 (Less Developed Regions): 基本公共服务指数均值最低, 只有 0.35。人口密度最低, 大约是 193 人每平方公里。人均 GDP 只有 1.03 万元, 城镇人口人均可支配收入最低, 只有 8750 元。儿童人口比重和儿童抚养比较高, 分别为 22.55% 和 32.36%; 文盲率最高, 达到 13.54%。主要地处我国西部地域, 包括贵州和西藏等。

## 六、研究结论与政策建议

### (一) 研究结论

为评估我国基本公共服务供给水平和省际均等化程度, 本文构建了多维度指标体系, 对社会保障、

医疗服务、基础教育、基础设施建设和环境安全等 5 个方面的公共服务进行了总体评价。研究表明, 从 2001 年至 2011 年, 各地区基本公共服务的供给水平在不断提高, 省际均等化程度总体上得到了改善。

主元分析对各省份的结构划分较为清晰, 可分为发展程度较高的地区, 主要在东部地域; 发展程度中等的地区, 主要位于中部和东北地域; 发展程度较低的地区, 主要位于西部地域。实证分析发现, 地方经济发展水平和政府财政能力是公共服务水平提高的基础, 城镇化率和国家发展规划对公共服务水平的改善都有较强的正向效应。

### (二) 政策建议

地方政府的发展规划和支出行为偏好影响着公共服务的供给水平。应当纠正单纯以经济增长速度评定政绩的偏向, 加快政府职能转变, 加强地方政府公共服务、社会管理、环境保护等职责, 加强各类公共服务的提供。对于事务性管理服务, 可以引入竞争机制, 通过合同、委托等方式加大购买公共服务力度。

公共服务地区间不均等程度的改善, 内靠本地区经济实力的增强, 外靠中央财政再分配政策。要深化财税体制改革, 建立事权和支出责任相适应的制度。对于区域性公共服务, 中央和地方按照事权划分相应承担和分担支出责任, 中央可通过安排转移支付将部分事权支出责任委托地方承担。对于跨区域且对其他地区影响较大的公共服务, 中央通过转移支付承担一部分地方事权支出责任。

在城镇化过程中, 公共服务供给总体上有所提高, 要推进以人为核心的城镇化, 同时统筹城乡发展, 优先考虑制度覆盖城乡全体居民, 再逐步提高统筹层次和保障水平。要加强农民工职业培训和保障随迁子女义务教育, 把进城落户农民完全纳入城镇住房保障和社会保障体系, 稳步推进城镇基本公共服务常住人口全覆盖。

### 参考文献:

- [1] 朱柏铭. 从性价比角度看“基本公共服务均等化”[J]. 财贸经济, 2009, (10): 69-74.
- [2] 宋文昌. 财政分权, 财政支出结构与公共服务不均等的实证分析[J]. 财政研究, 2009, (03): 56-60.

[3]董振海. 北京市公共服务均等化的财政视角分析[J]. 地方财政研究,2010,(04):42-46.

[4]陈昌盛,蔡跃洲. 中国政府公共服务——体制变迁与地区综合评估[M]. 北京:中国社会科学出版社,2007.

[5]安体富,任强. 中国公共服务均等化水平指标体系的构建——基于地区差别视角的量化分析[J]. 财贸经济,2008,(06):79-82.

[6]Zhang Qi - chun,Tang Xue - bing. Dynamic Evaluation and Determinants of China's Inter - Regional Equalization of Basic Public Services [J]. Ekonomska istra? ivanja,2013,26(1):49-68.

[7]安体富,任强. 中国省际基本公共服务均等化水平的变化趋势:2000年至2010年[J]. 财政监督,2012,(10):20-23.

[8]王晓玲. 我国省区基本公共服务水平及其区域差异分析[J]. 中南财经政法大学学报,2013,(03):23-29.

[9]郭宏宝. 公共服务均等化:理论评价与实际应用[J]. 当代财经,2008,(03):29-33.

[10]刘成奎,王朝才. 城乡基本公共服务均等化指标体系研究[J]. 财政研究,2011,(08):25-29.

[11]吕炜,王伟同. 我国基本公共服务提供均等化问题研究——基于公共需求与政府能力视角的分析[J]. 财政研究,2008,(05):10-18.

[12]王伟同. 地方政府公共服务提供能力与绩效——基于东北三省样本的相对分析[J]. 地方财政研究,2007,(11):27-30.

[13]杨林,陈书全,张晴. 青岛市城乡基本公共服务供给均等化实证研究[J]. 地方财政研究,2009,(10):32-37.

[14]Khaleghian P. Decentralization and Public Services; the Case of Immunization [J]. Social Science & Medicine,2004,59(1):163-183.

[15]Robalino D A, Picazo O F, Voetberg A. Does Fiscal Decentralization Improve Health Outcomes?: Evidence from a Cross - country Analysis [M]. World Bank, Africa Technical families, Human Development,2001.

[16]Rawls J. A Theory of Justice [M]. Harvard university press,1999.

[17]郭宏宝. 财政视角下公共服务均等化的功效系数评价——以教育均等化为例[J]. 财贸经济,2007,(01):42-46.

[18]Human Development Report. New Dimensions of Human Security. Oxford University Press,New York,1994.

[19]Human Development Report. The Real Wealth of Na-

tions; Pathways to Human Development [M]. Palgrave Macmillan,2010.

[20]Panigrahi R, Sivramkrishna S. An Adjusted Human Development Index: Robust Country Rankings with Respect to the Choice of Fixed Maximum and Minimum Indicator Values [J]. Journal of Human Development,2002,3(2):301-311.

[21]Kovacevic M. Review of HDI Critiques and Potential Improvements[J]. Human Development Research Paper,2010,(33).

[22]Hobbes T. Leviathan [M]. Peterborough,2002.

[23]Herrero C, Martínez R, Villar A. Multidimensional Social Evaluation: An Application to the Measurement of Human Development [J]. Review of Income and Wealth, 2010, 56(3):483-497.

[24]Herrero C, Martínez R, Villar A. A Newer Human Development Index [J]. Journal of Human Development and Capabilities, 2012, 13(2):247-268.

[25]Chowdhury S, Squire L. Setting Weights for Aggregate Indices: An Application to the Commitment to Development Index and Human Development Index [J]. Journal of Development Studies, 2006, 42(5):761-771.

[26]Ul Haq M. Reflections on Human Development [M]. Oxford University Press, 1996.

[27]Kelley A C. The Human Development Index: "Handle with Care" [J]. Population and Development Review, 1991:315-324.

[28]Desai M. Human Development: Concepts and Measurement [J]. European Economic Review, 1991, 35(2):350-357.

[29]Chowdhury O H. Human Development Index: A Critique [J]. Bangladesh Development Studies, 1991, 19(3):125-7.

[30]Palazzi P, Lauri A. The Human Development Index: Suggested Corrections [J]. PSL Quarterly Review, 2013, 51(205).

[31]Nathan H S K, Mishra S, Reddy B S. An Alternative Approach to Measure HDI [J]. Indira Gandhi Institute of Development Research (IGIDR), Working Paper, WP - 2008 - 001, 2008.

[32]Klugman J, Rodríguez F, Choi H J. The HDI 2010: New Controversies, Old Critiques [J]. The Journal of Economic Inequality, 2011, 9(2):249-288.

[33]Chakravarty, S. R. A Generalized Human Develop-

ment Index. *Review of Development Economics*, 2003, 7(1), 99 - 114.

[34] Chakravarty, S. R. A Reconsideration of the Tradeoffs in the New Human Development Index. *Journal of Economic Inequality*, 2011, (9): 471 - 474.

[35] Bossert W, Peters H. Multi - attribute Decision - making in Individual and Social Choice [J]. *Mathematical Social Sciences*, 2000, 40(3): 327 - 339.

[36] Keeny R L, Raiffa H. *Decisions with Multiple Objectives: Preferences and Value Tradeoffs* [M]. J. Wiley, New York, 1976.

[37] UNDP. *Human Development Report 2011. Sustain-*

*ability and Equity: A Better Future for All* [J]. 2011.

[38] UNDP. *Human Development Report 2013. The Rise of the South: Human Progress in a Diverse World* [J]. 2013.

[39] Sen, A. *Rationality and Freedom* [M]. Harvard University Press, Cambridge, 2002.

[40] Jolliffe I T. *Principal Component Analysis* [J]. Springer - verlag, New York, 1986.

[41] Le Maux B, Minardy F, Magalhaes C. *Determinants of Electoral Outcomes: A Simple Test of Meltzer and Richard's Hypothesis* [R]. Condorcet Center for political Economy, 2011.

(责任编辑:郝 涛)

## Evaluation on the Inter - provincial Equalization of Basic Public Services Provision in China

LI Qiyun<sup>1</sup>, ZHU Jie<sup>1</sup>, KONG Dexin<sup>1</sup>, LI Zhengyu<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China; 2. Tilburg University, Tilburg, the Netherland 5000LE)

**Abstract:** An evaluation index system is built to assess the basic public services provision for 31 regions from 2001 to 2011. It is proved that the level of basic public service supply is improving, while the difference in provision among regions is decreasing. Results show that the local economic condition, fiscal capacity of local government, urbanization rate and National Development Planning have positive impacts on the performance of the BPSI, while the population density and children dependency ratio have negative correlations with the BPSI. Observed regions are classified into three groups by applying the Principal Component Analysis, including More Developed Regions, Developed Regions and Less Developed Regions. Governments should promote the transformation of functions, deepen the reform of fiscal system and steadily promote full coverage of basic public services on urban and rural populations.

**Key Words:** basic public service; equalization; Principles of Justice; evaluation index system; Basic Public Service Index

