

# 中国农村地区公共卫生资源投入 比城市地区更无效吗<sup>\*</sup>

刘海英 (吉林大学数量经济研究中心 长春 130012)

纪红军 (吉林大学商学院 长春 130012)

**内容提要** 基于投入的非径向压缩测度效率结果表明,2005—2009年中国城乡公共卫生服务系统的投入产出技术效率总体呈下降趋势。相对于城市而言,中国农村地区的技术效率较高,说明农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心的平均运营效率高于城市医院。无论农村还是城市地区,医疗机构固定资产投入的可压缩比都高于卫生从业人员,说明中国公共卫生医疗机构的设施和设备投入存在着相对结构性“过剩”。进一步的配置无效测度表明,中国城乡公共卫生资源配置无效程度呈现先下降后上升的趋势,其中城市地区的配置无效程度平均要高于农村地区,但差距逐年递减。

**关键词** 公共卫生资源 非径向压缩 三阶段 DEA 配置无效

## 一、引言

医疗卫生事业关系到国计民生,是经济社会改革亟待解决的重点问题。近几年中国政府对医疗卫生事业的投入增长较快,2005—2009年政府卫生支出从1552.53亿元增加到4685.6亿元,占卫生总费用的比例从17.93%上升到27.23%<sup>①</sup>。在这样背景下,如何发挥公共卫生资源的投入产出效率非常重要。目前的现实情况是,城市的各大三级医疗机构“过度”使用,各大医院一号难求、通宵排队现象屡见不鲜;与此相反,某些乡镇和社区一、二级医疗机构的卫生资源却出现了闲置,部分地区农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心的病床利用率甚至为零。汪金鹏(2006)认为,农村公共卫生资源既存在投入不足,又存在资源闲置的低效运行状态。政府卫生部门的官方报告也承认农村和社区基层公共卫生资源的利用效率偏低的事实<sup>②</sup>。这些现象的出现,极有可能再次主导和强化政府在公共卫生资源配置过程中制定朝城市地区医疗机构的倾斜政策。然而,仅凭中国城乡医疗机构病床使用情况,还不足以断言公共卫生资源在城市医院的投入产出效率高于农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心。这是因为,医疗卫生机构提供的产出主要包含普通诊疗服务和住院服务两部分,病床使用率只反映了其中住院服务方面。在农村和城市地区医疗机构的效率评价中,如果强调住院服务需求,那么

<sup>\*</sup> 基金项目:国家社科基金项目(编号:10CJL021)、教育部重点研究基地重大项目(编号:08JJD790153)、中国博士后科学基金特别资助项目(编号:200902493)、吉林大学“985工程”“中国经济分析与预测哲学社会科学创新基地”和吉林大学基本科研业务费科学前沿与交叉学科项目资助

<sup>①</sup> 数据来自于《2010年中国卫生统计年鉴》

<sup>②</sup> 具体参见2009年4月13日《瞭望》新闻周刊《新医改投入机制走向》中的“基层卫生服务体系不健全,存量资源利用效率较低”部分所述

必须同时引入相应住院服务的价格数据,才能从公共卫生资源配置效率视角真实反映医疗机构投入产出效率情况。因此,公共卫生资源投入产出效率评价并不取决于医疗服务市场某些特定需求状况。基于此,科学地评估中国公共卫生资源在农村和城市地区的投入产出效率差异非常必要,而这也是本研究要解决的问题。

## 二、相关研究述评

运用非参数数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)方法测度公共卫生资源投入产出效率的相关研究,主要集中在微观和中观两个层面。前者更多侧重于具体卫生医疗机构微观个体的绩效评估问题。比如 Tsai et al. (2002) 选取总运营费用作为投入变量,选取病人住院天数以及门诊病人总数作为产出变量,运用非参数 DEA 方法对 27 家英国国民健康服务机构的效率进行了测度和分析。Josses M. Kirigia et al. (2004) 将临床医生和护士数量、实验室技术人员数量和床位数等作为投入变量,将各种疾病的诊疗次数作为产出变量,应用同样方法对肯尼亚 32 家公共健康中心的技术效率进行了测度,结果表明有 44% 的公共健康中心是技术无效的。Nick Kontodimopoulos et al. (2006) 选取医生和护士人员数以及床位数作为投入变量,选取住院及门诊(包括急诊)病人数量和预防性医疗服务数量作为产出变量,对希腊农村地区 17 家小规模医院的效率进行了测度分析。Kirsi Vitikainen et al. (2009) 在应用非参数 DEA 方法评价 40 家芬兰医院的效率时,选择了总运营成本作为投入变量,而产出变量则采取了患者人数和患者在医院接受检查、手术等治疗活动的总数两种不同的定义方式,对比分析了不同产出定义下的效率变化。

不同于这些具体医疗机构的运营效率评价,很多学者在运用非参数 DEA 方法评估公共卫生医疗服务效率时,将研究对象从微观决策单元放大至不同的区域公共卫生经济系统。比如 Donna Retzlaff-Roberts et al. (2004) 选择了社会环境、生活方式和健康支出等作为投入变量,将婴儿死亡率以及期望寿命作为产出变量,运用 DEA 方法测算了 27 个 OECD 国家医疗卫生资源利用的技术效率。张宁等(2006) 在研究中将各地区人口的平均预期寿命作为产出变量,投入变量则选取了各地区千人卫生技术人员数、千人卫生机构床位数和人均卫生总费用,运用 DEA 技术对中国各地区的健康生产效率进行了测度。张纯洪等(2009) 认为,考虑人口死亡率这一“非合意”产出因素,中国 30 个省际地区卫生经济系统投入产出技术效率测度结果确实有显著差异。刘海英等(2010) 在研究中将中国农村和城市地区默认为相同地位的决策评价单元(Decision Making Unit, DMU),并在此基础上对比分析了中国 60 个农村和城市地区公共卫生经济系统的技术效率,得出中国农村地区卫生经济生产率增长速度快于城市的结论。

上述研究无论是基于卫生医疗机构微观个体,还是公共卫生经济系统,基本都属于公共卫生医疗服务的投入产出技术效率研究范畴<sup>\*</sup>,而并没有涉及公共卫生资源的配置效率问题。除此之外,农村地区的公共卫生医疗服务效率的评价也很少受到关注,即便刘海英等(2010) 在研究中提到了中国农村和城市地区的效率对比,但其仍未考虑中国农村和城市地区的“禀赋”差异对决策评价单元投入产出效率的影响<sup>\*\*</sup>。

事实上,中国经济的“二元”发展模式导致公共卫生资源在农村和城市之间的分布也是不均衡

\* 当决策评价单元集中于具体的卫生医疗服务机构时,基于传统 DEA 的效率测度结果反映了微观经济主体的运营效率;而当研究对象扩展至卫生经济医疗服务系统时,则反映的是其投入产出技术效率

\*\* 运用非参数方法测度决策评价单元投入产出技术效率,其假设前提是所有决策评价单元具有类似的运营能力,不能有太大的禀赋差异

的。城市医疗机构占据了大部分公共卫生资源 而社区服务中心和农村乡镇卫生院仍然面临着缺医少药状态。因此 在研究中国公共卫生医疗服务系统投入产出绩效时 必须要考虑中国在公共卫生与基本医疗服务方面存在巨大城乡差距这一事实。本文利用三阶段 DEA 调整方法 将中国农村和城市地区的公共卫生医疗服务投入产出系统纳入到统一可比的效率测度框架 运用基于投入的非径向压缩技术 揭示中国公共卫生资源在农村和城市地区的效率差异 以期对中国未来医改过程中农村和城市地区公共卫生资源的优化配置有所启示。

### 三、研究方法

本文拟分别采用剔除不可控因素的 DEA 三阶段调整和非径向 DEA 测度技术效率两种理论方法。前者能够解决中国农村和城市地区医疗卫生服务系统在效率测度过程中处于不同地位的问题 后者则可以揭示价格数据缺失情况下农村和城市地区公共卫生资源配置失衡问题\*。

#### (一) 剔除不可控因素影响的 DEA 三阶段调整

运用非参数数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)方法测度决策评价单元(Decision Making Unit, DMU)相对技术效率时 若要使 DMU 的相对技术效率具有可比性 隐含的前提是要求所有 DMU 处于相同或类似的外部环境 即投入要素禀赋和产出的质量不应该具有异质性。然而 在不可控因素或随机扰动作用下 各个 DMU 的投入要素禀赋或产出质量等总会有所不同。若要准确测度 DMU 的相对技术效率 必须剔除环境不可控因素和随机扰动等技术效率测度的影响 而三阶段 DEA 模型能够有效解决这类问题。本文关于剔除不可控因素对第 j 个决策评价单元 DMU<sub>j</sub> 效率影响的三个阶段可分解如下:

第一阶段: 运用传统基于投入的 DEA 模型测度 DMU<sub>j</sub> 相对技术效率, 计算其投入松弛 (Slacks)\*\* 即投入的无效部分。这里假定该投入无效是由系统本身、不可控因素和随机扰动所引致。

第二阶段: 运用随机前沿分析(Stochastic Frontier Analysis, SFA)方法把不可控因素纳入 同时分解第一阶段中得到的每个 DMU<sub>j</sub> 中的投入松弛。假设模型中有 G 个不可控因素 则 SFA 回归模型\*\*\*表示为:

$$S_{mj} = f^m(Z_j; \beta^m) + v_{mj} + u_{mj}, \quad m = 1, 2, \dots, M, \quad j = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

其中  $S_{mj} = x_{mj} - X_m \lambda$  表示第一阶段中第 j 个 DMU 的第 m 个投入变量的冗余值。Z<sub>j</sub> 表示第 j 个 DMU 的不可控变量。β<sup>m</sup> 为不可控变量的参数。v<sub>mj</sub> 表示随机因素对投入松弛的影响 并假定 v<sub>mj</sub> ~ N(0, σ<sup>2</sup><sub>vm</sub>)。u<sub>mj</sub> 表示系统自身纯粹技术无效对投入松弛的影响 并假定 u<sub>mj</sub> ~ N(μ<sup>m</sup>, σ<sup>2</sup><sub>um</sub>)。定义 γ<sup>m</sup> = σ<sup>2</sup><sub>um</sub> / (σ<sup>2</sup><sub>vm</sub> + σ<sup>2</sup><sub>um</sub>) 特别地 当 γ<sup>m</sup> → 1 时 系统自身因素的影响占主导地位; 当 γ<sup>m</sup> → 0 时 随机因素的影响起主要作用。

然后 利用 SFA 模型的回归结果(β<sup>m</sup>, σ<sup>2</sup><sub>vm</sub>, σ<sup>2</sup><sub>um</sub>)调整每个决策评价单元(Decision Making Unit, DMU)的投入项 目的是将所有 DMU 调整至相同的外部环境。调整的方式有两种: 一种是以处在最差外部环境的 DMU 为标准 对于其他所有处于相对较好外部环境的 DMU 选择增加其投入的调整方法; 另一种方法是以处在最好外部环境的 DMU 为标准 其他所有处于相对较差外部环境的 DMU 选

\* 中国农村和城市地区公共卫生服务系统投入产出变量的价格数据没有相关统计可查。事实上在公共卫生经济领域 即便是微观医疗机构(医院)投入产出的价格数据 由于涉及商业利益竞争等原因 也很难通过调研获得

\*\* 篇幅所限 基于传统 DEA 方法测度相对技术效率模型方法略去。投入松弛是指被考察对象的实际投入与最佳投入前沿的距离差。若使用产出导向法 则得到产出差额值 原理相同

\*\*\* 此模型中函数形式 f<sup>m</sup>(Z<sub>j</sub>; β<sup>m</sup>) 因为没有先验的理论方法 因此本文采用简单的线性形式

择减少其投入的调整方法。本文选用第一种调整方法,对各个 DMU 投入量的调整如下:

$$x_{mj}^A = x_{mj} + [\max\{f^m(Z_j; \hat{\beta}^m)\} - f^m(Z_j; \hat{\beta}^m)] + [\max\{\hat{v}_{mj}\} - \hat{v}_{mj}]$$

$$m = 1, 2, \dots, M \quad j = 1, 2, \dots, N \quad (2)$$

其中  $x_{mj}^A$  表示第  $j$  个 DMU 的第  $m$  个投入变量经过调整后的数值。第一个中括号部分表示不可控因素影响的调整,第二个中括号部分表示随机因素的调整。

为得到随机误差的估计值  $\hat{v}_{mj}$ ,本文采用 Jondrow(1982)年提出的方法进行计算。计算方法如下:

$$\hat{E}[v_{mj} | v_{mj} + u_{mj}] = S_{mj} - f^m(Z_j; \hat{\beta}^m) - \hat{E}[u_{mj} | v_{mj} + u_{mj}] \quad (3)$$

$$E[u_{mj} | v_{mj} + u_{mj}] = \mu_* + \sigma_* \frac{f(-\mu_*/\sigma_*)}{1 - F(-\mu_*/\sigma_*)} \quad (4)$$

其中  $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ,  $\mu_* = -\sigma_u^2 \varepsilon / \sigma^2$ ,  $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$ ,  $\varepsilon = S_{mj} - f^m(Z_j; \hat{\beta}^m)$ 。

第三阶段:将调整后的投入产出数据代入基于投入的非径向效率测度模型,能够获得所有决策评价单元(Decision Making Unit, DMU)在相同外部环境下的相对可比技术效率。

### (二) 基于投入非径向压缩的决策评价单元技术效率和配置无效的测度

在传统非参数数据包络分析方法测度效率的研究框架下,决策评价单元(Decision Making Unit, DMU)的配置效率等于其投入产出的成本效率与技术效率之比。要获得配置效率首先必须测度 DMU 的成本效率,而成本效率测度的前提是投入(产出)变量的价格数据为已知。然而,在价格数据未知情况下,通过基于投入的非径向压缩技术(Färe, Grosskopf and Lovell, 1994),不仅能测度出技术效率,而且还能够在效率测度过程中计算出每种投入要素的可压缩比<sup>\*</sup>。更进一步,基于投入的径向与非径向方法所测度的效率差还可以用来表征决策评价单元(Decision Making Unit, DMU)配置无效程度,尽管其可能只反映决策评价单元全部配置无效的一部分<sup>\*\*</sup>。

与传统基于投入径向等比例压缩的测度方法不同,非径向测度效率方法要求每一种投入要素都可以按不同的比例进行压缩,显然,基于投入的非径向平均压缩比一定高于径向。因此,基于投入非径向压缩的技术效率一定小于或等于径向方法测度的技术效率。在规模报酬不变,在强可处置性(C, S)条件下,基于投入径向压缩的技术效率可以表示为(5)式:

$$F_i(u^j, x^j | C, S) = \min\{\lambda: \lambda x^j \in L(u^j | C, S)\} \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (5)$$

同理,在(C, S)条件下,基于投入的非径向压缩测度的技术效率可以表示为(6)式:

$$E_i(u^j, x^j | C, S) = \min\left\{ \sum_{n=1}^N \frac{\lambda_n}{N}; (\lambda_1 x_{j1}, \dots, \lambda_N x_{jN}) \in L(u_j | C, S), \lambda_n \geq 0, n = 1, 2, \dots, N \right\}$$

$$j = 1, 2, \dots, J \quad (6)$$

其中  $F_i(u^j, x^j | C, S)$  和  $E_i(u^j, x^j | C, S)$  分别为规模报酬不变,在强可处置性条件下,第  $j$  个决策评价单元(DMU <sub>$j$</sub> )基于投入的径向和非径向方法测度的技术效率; $u_j$  和  $x_j$  分别为(DMU <sub>$j$</sub> )的产出和投入向量; $\lambda$  为所有投入要素径向等比例压缩比; $\lambda_n$  为第  $n$  种投入要素的压缩比; $L(u_j | C, S)$  为产出等于  $u_j$

\* 基于投入的 Russell 测度效率方法最早由 Färe, R., Grosskopf, S., Lovell (1978) 提出,并认为 Russell 测度效率方法是基于 Debreu - Farrell 和单一投入(部分压缩)效率测度方法一种综合。Zieschang(1984)提出,非径向 Russell 测度效率方法本质上是两步径向的 Debreu - Farrell 测度

\*\* 笔者认为,非径向方法特指投入要素经过径向等比例压缩到投入前沿后,可在前沿面上继续重新调整投入要素的不同组合,调整原则是在某种投入变量在不增加其他投入的前提下,在前沿移动过程中尽可能地减少自身投入,或者称之为投入向量中任意分量尽可能被压缩。可以推出,非径向压缩投入过程中不能进一步按照价格比例通过投入要素间替代进行调整,故其测度结果必然小于或等于根据要素价格比调整的配置效率。尽管如此,基于非径向的投入压缩过程仍然体现了某些要素投入相对“过剩”或“配置失衡”的一种状态,在价格数据未知情况下,降低了投入的总成本

的投入可行集。基于此,第  $j$  个决策评价单元( DMU <sub>$j$</sub> ) 的配置无效率程度就可以表示为(7) 式:

$$A_i(u^j, x^j | C, S) = F_i(u^j, x^j | C, S) - E_i(u^j, x^j | C, S) \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (7)$$

#### 四、中国农村和城市地区公共卫生资源投入产出效率的差异对比

##### (一) 变量选择、数据的描述性统计及三阶段 DEA 调整

作为中国公共卫生资源投入的主要载体,本文选择 2005—2009 年中国 30 个省际的农村和城市地区的公共卫生医疗服务系统作为研究样本\*。其中城市公共卫生医疗服务系统对应于各地区所有医院,农村公共卫生医疗服务系统对应于农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心\*\*两类医疗机构。其中,投入变量选择农村和城市地区卫生医疗机构的卫生从业人员数(  $X_1$  ) 和固定资产(  $X_2$  ); 产出变量选择农村和城市地区卫生医疗机构的诊疗人次(  $Y_1$  ) 和入院人数(  $Y_2$  )\*\*\*。

表 1 2005—2009 年中国农村和城市地区卫生医疗机构的投入、产出及不可控变量的描述性统计 (%)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<b>农村</b>				
$x_1$ ( 乡镇和社区卫生机构从业人员增长率)	9.6741	7.2168	2.4414	39.7832
$x_2$ ( 乡镇和社区卫生机构固定资产增长率)	32.1419	24.9303	6.3033	118.6384
$Y_1$ ( 两类医疗机构诊疗人次增长率)	11.8418	7.3492	-0.1489	35.0486
$Y_2$ ( 两类医疗机构入院人数增长率)	23.9263	14.7351	-11.9197	50.3330
H ( 卫生行业人员年工资增长率)	16.2679	3.8898	8.4834	25.2160
<b>城市</b>				
$x_1$ ( 医院卫生从业人员增长率)	5.5356	2.1627	1.2060	9.7080
$x_2$ ( 医院固定资产增长率)	24.9005	20.4592	9.2340	102.6240
$Y_1$ ( 医院诊疗人次增长率)	8.5646	1.8496	5.0079	13.0473
$Y_2$ ( 医院入院人数增长率)	13.7258	2.5728	9.4065	20.8130
H ( 卫生行业人员年工资增长率)	15.4619	4.0003	1.2382	21.6466

数据来源:  $X_1$ 、 $X_2$ 、 $Y_1$  和  $Y_2$  的数据来自于 2006—2010 年中国卫生统计年鉴。其中由于  $X_2$  只有地区总量数据,因此本文依据中国各地区城市医院、农村乡镇卫生院及社区服务中心的床位数占全部公共卫生医疗机构床位数的比例进行了相应调整。变量 H 数据来自于 2006—2010 年中国统计年鉴

在运用基于投入的非径向压缩技术测度效率之前,为了消除农村和城市地区卫生从业人员素质差异等不可控因素对测度结果的影响,必须要对 60 个决策评价单元的投入变量进行调整,使得样本

\* 样本中农村和城市地区是基于中国省际划分,由于数据质量问题,其中不包含西藏。另外,中国自 2005 年才开始统计公共卫生医疗机构的资产与负债情况

\*\* “十一五”期间,中国南方经济发达地区的乡村或街道卫生院大都改名成为社区卫生服务中心。比如上海农村地区的所有乡镇卫生院都已经改名为社区卫生服务中心。因此,本文仍将其归为农村公共卫生医疗服务系统

\*\*\* 住院服务和诊疗服务是卫生医疗机构的两大基本服务内容。本文之所以选择入院人数而不选择出院人数作为产出,在于强调宏观地区的医疗卫生服务系统的服务处理能力,而且,二者的地区统计数据所差无几

中 30 个城市和 30 个农村地区处于相同的外部环境。首先, 固定资产投入(  $X_2$  ) 不需要调整。这是因为, 无论城市还是农村, 货币化计量的固定资产已经反映了农村和城市地区卫生医疗机构设施和设备投入的真实差异。其次, 从卫生从业人员数投入(  $X_1$  ) 来看, 中国经济的城乡“二元化”导致了农村和城市卫生从业人员素质存在巨大差异, 从业人员数量并不能完全体现农村和城市地区医疗机构的真实劳动投入差异。因此, 作为不可控因素, 农村和城市卫生医疗机构从业人员素质的不同对效率测度结果的影响必须予以剔除。基于此, 本文选择中国农村和城市卫生医疗机构从业人员素质(  $H$  ) 作为不可控变量, 具体以城市和乡镇卫生行业从业人员的年平均工资水平来衡量<sup>\*</sup>。各个变量的描述性统计如表 1 所示。

按照前文所述 DEA 三阶段调整的计算逻辑, 剔除卫生医疗机构从业人员素质(  $H$  ) 因素对效率测度结果的影响, 重新调整农村和城市各地区医疗机构卫生从业人员投入, 结果如表 2 所示。

表 2 2005—2009 年中国农村和城市地区医疗机构卫生从业人员投入调整前后的描述性统计 ( % )

变量	均值	标准差	最小值	最大值
城市				
$X_1$ ( 调整前医院卫生从业人员增长率)	5. 5356	2. 1627	1. 2060	9. 7080
$AX_1$ ( 调整后医院卫生从业人员增长率)	6. 3168	2. 2897	1. 6687	10. 0305
农村				
$X_1$ ( 调整前医院卫生从业人员增长率)	9. 6741	7. 2168	2. 4414	39. 7832
$AX_1$ ( 调整后医院卫生从业人员增长率)	10. 9580	7. 0842	2. 7083	37. 5702

调整之前城市地区卫生从业人员增长率的最小值和最大值出现在吉林和广东, 而调整后则变为吉林和福建, 广东则排第二位; 调整之前农村地区卫生从业人员增长率的最小值和最大值出现在湖北和北京, 而调整后仍然不变。

## (二) 中国公共卫生资源在农村和城市地区的技术效率差异及配置无效分析

在 DEA 三阶段调整基础上, 首先将原有投入产出变量中的  $X_1$  替换为  $AX_1$ , 然后将各年度 60 个地区的截面数据分别输入非径向压缩测度效率程序 NR1. 0 界面, 运行程序并整理结果, 则投入要素可压缩比以及非径向技术效率测度结果如箱形图 1 所示。

其中,  $ER$  和  $EU$  分别代表农村和城市地区的非径向技术效率;  $KER$  和  $KEU$  分别代表农村和城市地区医疗机构固定资产投入的可压缩比倒数;  $LER$  和  $LEU$  分别代表农村和城市地区医疗机构卫生从业人员投入可压缩比倒数。压缩比衡量了要素资源投入可能被压缩的空间, 压缩比越大, 意味着要素投入无效程度越高, 反之相反。

从图 1 可以明显看出, 2005—2009 年期间无论农村还是城市地区, 公共卫生资源的投入产出技术效率都呈现出下降趋势。尽管如此, 公共卫生资源在中国农村地区的技术效率还是普遍高于城市, 这说明农村地区乡镇卫生院和社区卫生服务中心的平均运营效率要高于城市医院。而两种公共卫生资源在农村和城市地区的压缩比则表明, 无论农村还是城市地区, 医疗机构固定资产投

<sup>\*</sup> 笔者认为, 农村和城市地区卫生医疗机构从业人员的素质体现了其人力资本价值。在劳动力要素自由流动的市场化条件下, 从业人员的平均工资水平显然是其人力资本价值的实现

入的可压缩比都高于卫生从业人员投入,这说明中国公共卫生医疗机构的固定资产投资存在着相对结构性“过剩”,即无论农村还是城市地区,和卫生从业人员投入相比,公共卫生医疗机构的设施和设备投入冗余严重。

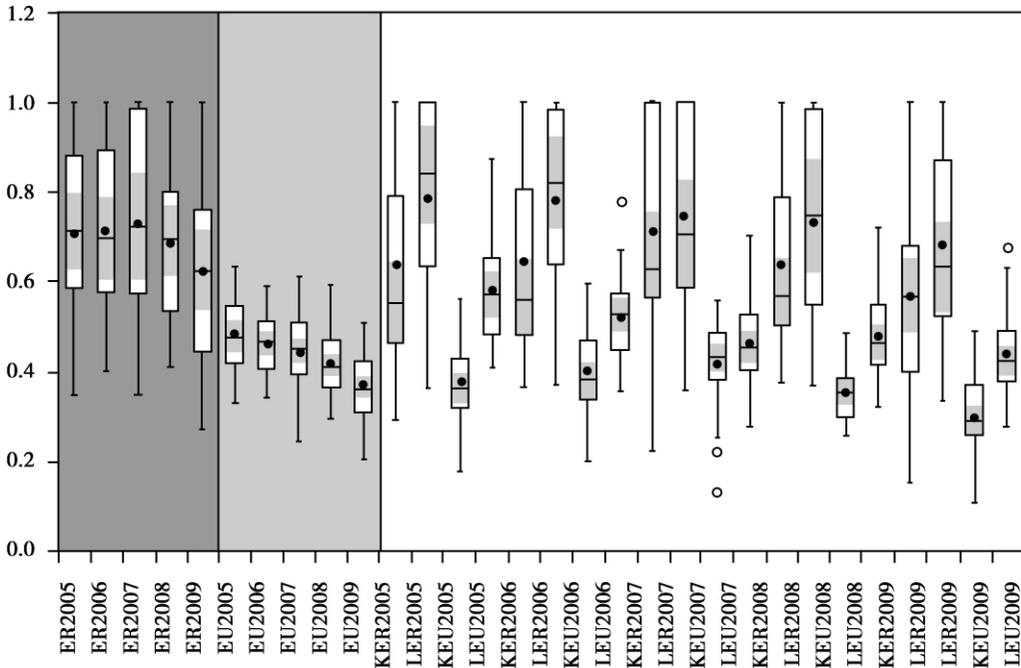


图1 2005—2009年公共卫生资源在中国农村和城市地区之间的投入产出技术效率对比

本文运用基于投入的传统径向技术效率测度方法,借助于 onfront2.1 软件测度出 2005—2009 年中国农村和城市地区医疗机构的技术效率  $F_i$ ,结合上文非径向测度的技术效率  $E_i$ ,构造公共卫生资源在中国农村和城市各地区的配置无效率测度模型  $A_i = F_i - E_i$ 。其中  $F_i$  和  $E_i$  分别代表基于投入的径向和非径向技术效率。相应农村地区医疗机构公共卫生资源的配置无效率可以表征为  $AR_i = FR_i - ER_i$ ,城市地区医疗机构公共卫生资源配置无效率可以表征为  $AU_i = FU_i - EU_i$ ,其中  $ER_i$  和  $EU_i$  分别为农村地区和城市地区的非径向技术效率, $FR_i$  和  $FU_i$  分别为农村地区和城市地区的径向技术效率。中国农村和城市地区医疗机构公共卫生资源配置无效的计算结果如箱形图 2 所示。

由图 2 可以看出,2005—2009 年中国农村和城市地区公共卫生资源配置无效情况总体呈先下降后上升趋势。其中,城市地区的配置无效程度平均要高于农村地区,但这种差距却在逐年递减。按照前述理论,本文所测度的配置无效仅仅是由要素投入比例失衡所导致\*。根据非径向效率测度过程中固定资产投资要素相对更高的可压缩比,不难推出,中国公共卫生医疗设施、设备等固定资产投资过高,而卫生从业人员投入却相对不足,这种投入的结构性失衡是公共卫生资源在中国农村和城市地区配置无效产生的主要根源。而对于 2008 年以来公共卫生资源配置无效状况恶化的趋势,仍然可以解释为政府主导的公共卫生医疗设施、设备过量投入。自金融危机以来,中国“刺激经济”的投资计

\* 由于无投入要素的价格数据,故其中并不包含价格数据已知条件下,要素之间通过相互替代达到成本最小化过程中所引致的配置无效

划催生了各个行业大量的基础设施建设, 公共卫生行业当然也不例外, 最终结果使得中国公共卫生医疗机构的固定资产投入短期“相对过剩”严重, 加剧了公共卫生资源要素投入的结构性失衡, 配置无效状态必然恶化。

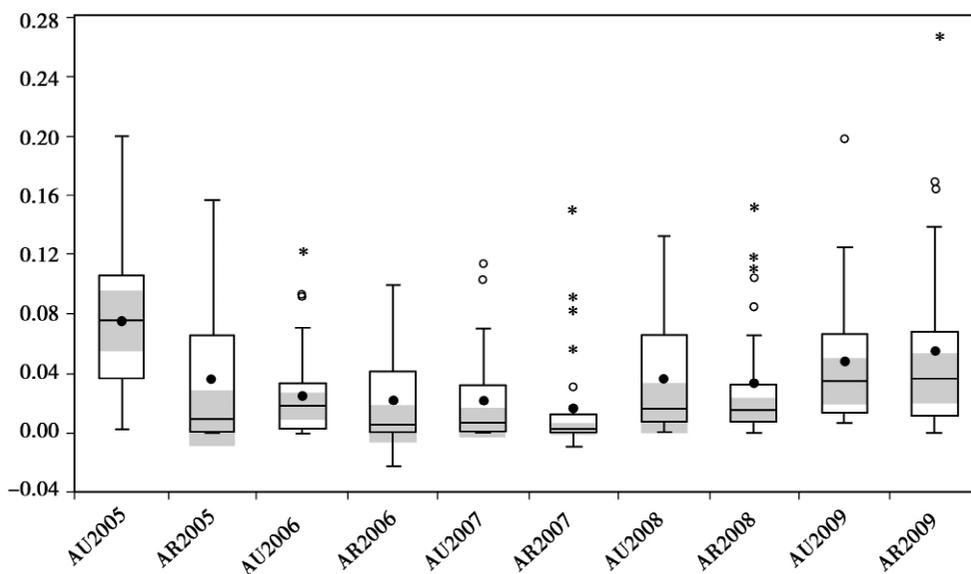


图2 2005—2009年公共卫生资源在中国农村和城市地区之间配置无效程度的对比

此外, 农村地区公共卫生资源配置无效低于城市的原因, 可以从表1和表2中农村和城市地区公共卫生资源要素投入增长率的对比中找到答案。2005—2009年中国农村地区医疗机构的卫生从业人员增速大约是城市地区的2倍, 而固定资产增长速度则不到城市地区的1.5倍, 而由于中国公共卫生资源在农村和城市地区的配置无效主要是由固定资产投入过多所引致, 当然也就很容易解释公共卫生资源在农村地区的配置无效程度为何低于城市地区。

### 五、研究结论

本文运用剔除不可控因素影响的三阶段DEA方法, 将中国30个省际的农村和城市地区公共卫生医疗服务投入产出系统纳入到一个统一可比的研究框架内, 在投入变量价格数据缺失情况下, 运用基于投入的非径向压缩技术, 揭示出公共卫生资源在中国农村地区的投入产出效率高于城市, 而且要素资源配置的无效程度也相对低于城市地区。具体研究结论如下:

1. 2005—2009年公共卫生资源在中国农村和城市地区的投入产出技术效率都呈现出下降的趋势。但是相对于城市地区而言, 农村地区的技术效率普遍相对较高, 说明中国农村地区的乡镇卫生院和社区卫生服务中心总体运营效率要好于城市医院。

2. 在非径向技术效率测度过程中, 无论农村还是城市地区, 医疗机构固定资产投入的可压缩比都高于卫生从业人员投入, 这说明和卫生从业人员投入相比, 中国农村和城市地区卫生医疗机构的设施和设备投入都存在着严重冗余。

3. 公共卫生资源在中国农村和城市地区的配置无效状态总体呈先下降后上升的趋势, 其中城市地区的配置无效程度平均要高于农村地区, 但这种差距却逐年递减。

## 参 考 文 献

1. P. F. Tsai ,C. Mar Molinero ,A variable returns to scale data envelopment analysis model for the joint determination of efficiencies with an example of the UK health service ,European Journal of Operational Research ,2002 ,141( 1)
2. Joses M. Kirigia ,Ali Emrouznejad ,Luis G. Sambo ,Nzoya Munguti ,Wilson Liambila ,Using data envelopment analysis to measure the technical efficiency of Public Health Centers in Kenya ,Journal of Medical Systems ,2004 28( 2)
3. Nick Kontodimopoulos ,Panagiotis Nanos ,Dimitris Niakas ,Balancing efficiency of health services and equity of access in remote areas in Greece ,Health Policy ,2006 76(1)
4. Kirsi Vitikainen ,Andrew Street ,Miika Linna ,Estimation of hospital efficiency—Do different definitions and casemix measures for hospital output affect the results ,Health Policy ,2009 ,89( 2)
5. Donna Retzlaff-Roberts ,Cyril F. Chang ,Rose M. Rubin ,Technical efficiency in the use of health care resources: a comparison of OECD countries ,Health Policy 2004 69( 1)
6. H. O. Fried ,C. A. K. Lovell ,S. S. Schmidt and S. Yaisawarng ,Accounting for environmental effects and statistical noise in data envelopment analysis ,Journal of Productivity Analysis ,2002 ,17( 2)
7. James. Jondrow ,On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model ,Journal of Econometrics ,1982 ,19( 3)
8. Färe ,R. ,Grosskopf ,S. ,Lovell ,C. A. K. ,Production Frontiers ,Cambridge: Cambridge University Press ,1994
9. 汪金鹏 . 我国农村公共卫生体系现状及宏观改革措施 . 中国卫生资源 2006( 2)
10. 张 宁 胡鞍钢 郑京海 . 应用 DEA 方法评测中国各地区健康生产效率 . 经济研究 2006( 7)
11. 张纯洪 刘海英 . 中国区域卫生经济系统的投入产出技术效率测度研究 . 中国卫生经济 2009( 7)
12. 刘海英 张纯洪 . 中国城乡卫生经济系统投入产出动态效率的对比研究 . 农业经济问题 2010( 2)

责任编辑 方 静