

中国农村地区医疗机构的服务效率 真的比城市低吗？*

——基于三阶段 DEA 调整后产出非径向扩张测度效率的新证据

刘海英^{1, 2} 张纯洪²

(¹ 吉林大学数量经济研究中心; ² 吉林大学商学院)

内容提要: 本文采用了三阶段 DEA 调整医疗服务产出方法, 在此基础上运用非径向扩张技术, 测度了中国城市和农村地区医疗机构的服务效率。研究表明, 不考虑卫生从业人员素质在中国城市和农村卫生医疗机构之间存在严重差别这一事实, 城市地区医院和农村乡镇卫生院(包括社区服务中心)的服务效率确实相差不大, 但是, 如果剔除这一因素对中国城市和农村医疗机构服务效率的影响, 则会发现城市医院的“真实”服务效率明显低于农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心, 而这与传统观点认为农村医疗机构服务效率偏低并不一致。进一步的研究表明, 城市地区医院的配置无效程度之所以高于农村地区, 其主要原因在于城市地区医院所提供的住院服务效率相对更低。

关键词: 医疗机构 三阶段 DEA 非径向技术 诊疗服务效率 住院服务效率

一、问题提出

中国医疗卫生资源长期以来呈“二元化”分布格局, 医疗卫生资源过度集中在城市地区, 城市中 80% 的卫生医疗资源集中在三甲医院, 而农村地区医疗卫生资源相对短缺, 乡镇和社区卫生服务能力十分薄弱。从源头上看, 医疗卫生资源来自于卫生总费用, 其中包含政府、社会和个人支出三个部分。尽管个人卫生支出占卫生总费用的比例在逐年上升, 但政府预算卫生支出的增长同样比较迅速。2005~2009 年, 政府卫生支出从 1552.53 亿元增加到 4685.6 亿元, 相对比例从 17.93% 上升到 27.23%^①。个人卫生支出的最终选择决定于医疗卫生服务市场状况, 鉴于城市地区三甲医院集中了绝大部分医疗卫生优势资源, 故个人卫生支出流入城市地区的可能性很大。至于政府卫生支出, 至少从目前看都是直接投入各地区公共卫生部门, 根据政府卫生部门的官方报告^②, 大部分支出最终也流入城市的各级医疗机构。因此, 尽管个人卫生支出和政府卫生支出形成医疗卫生资源的资金路径不相同, 但最终结果一致, 即进一步加剧了医疗卫生资源在中国城乡之间分布不均衡的状态。与此相呼应的现实是, 目前城市地区三甲医院存在“过度”使用情况, 北京、上海等地的各大医院

*本文系国家社会科学青年基金项目“中国城乡公共卫生经济系统投入产出绩效对比研究”(项目编号: 10CJL021) 的阶段成果。

^①数据来源: 2010 年《中国卫生统计年鉴》, 中华人民共和国卫生部(www.moh.gov.cn)。

^②具体参见:《新医改投入机制走向》,《瞭望》新闻周刊, 2009 年 4 月 13 日。

更是“一号难求”，甚至出现了看病通宵排队现象；与此相反，某些乡镇和社区一级、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命名用率甚至为零。这些现象的出现，极有可能强化政府进一步认同农村地区医疗机构服务效率偏低观点^①。然而，仅凭农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心病床使用率偏低这一事实，还不足以断言城市医疗机构服务效率高于农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心，这是因为，医疗机构提供的产出不仅包含涉及病床使用率的住院服务，还包括普通诊疗服务，而诊疗服务更能体现出医疗机构所提供服务的价值^②。因此，综合考虑医疗机构提供的诊疗服务和住院服务，中国城市和农村地区医疗机构究竟哪个投入产出（服务）效率更高？为保证政府的卫生支出决策的准确性，需要对中国“二元化”医疗机构的服务效率作出科学评估，而这正是本文要研究解决的问题。

二、文献简要述评

对医疗机构服务效率的评价多数采用非参数数据包络分析（data envelopment analysis, DEA）方法。从这种方法的应用对象来看，主要集中在微观和中观两个层面，前者多侧重于对具体医疗机构微观个体的绩效评估。例如，Tsai and Molinero（2002）选取总运营费用作为投入变量，选取病人住院天数和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。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。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和分析。Vitikainen et al.（2009）在应用非参数 DEA 方法评价芬兰 40 家医院的效率时，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，对比分析了不同产出定义之下的效率变化。不同于对这些具体医疗机构运营效率的评价，很多学者运用非参数 DEA 方法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，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，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，对中国各地区的健康生产效率进行了测度。张纯洪、刘海英（2009）研究发现，考虑人口死亡率这一“非合意”产出因素，中国 30 个省份卫生经济系统投入产出技术效率的测度结果确实有显著差异。刘海英、张纯洪（2010）在研究中将中国农村和城市地区默认为地位相同的决策评价单元（decision making unit, DMU），在此基础上对比分析了 60 个农村和城市地区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快于城市的结论。

^①本文提到的农村地区医疗机构为广义范围，特指医疗卫生资源相对较少、级别较低的医疗机构，既包含农村乡镇卫生院，还包括社区卫生服务中心。此外，上述官方报告（《瞭望》新闻周刊，2009 年）在“基层卫生服务体系不健全，存量资源利用效率较低”部分的阐述中，认为农村和社区基层公共卫生资源的利用效率偏低。

^②和住院服务相比，诊疗服务反映了医务人员的技术贡献，更能体现医疗服务的价值，理应受到重视。然而，目前在中国，患者接受住院服务所发生的费用，包含药费和检查费等，却比诊疗服务费用高出许多倍，这是医疗服务价值和价格相背离的不正常状态。新医改政策中明确提出要改变医疗机构的“以药养医”的状态，降低药费和检查费用，提高诊疗服务价格。

上述研究无论是基于微观医疗机构，还是医疗机构，在效率评价过程中均采用了等比例压缩投入或扩张产出的径向 DEA 方法，并没有对不同 DMU 的投入要素禀赋或产出特性予以区分，尤其对于中国城市和农村地区医疗机构服务效率评价的相关研究，并没有考虑到城乡“二元化”医疗机构的投入要素禀赋存在严重差别。中国经济的“二元”发展模式，导致医疗卫生资源在中国城市和农村地区的分布也是不均衡的。城市医院占据了大部分资源，既包括更先进的医疗设施和设备，又包括大量高素质的卫生从业人员，而农村乡镇卫生院和社区服务中心则面临着医疗卫生资源短缺^①的状态。因此，在研究中国地区医疗机构服务效率时，必须要考虑医疗卫生资源分配在城乡之间存在巨大差距这一事实。基于此，本文在接下来的研究中拟利用三阶段 DEA 调整产出的方法，剔除卫生从业人员素质等不可控因素对中国城市和农村地区医疗机构产出效率的影响。在此基础上，将中国城市和农村地区的医疗机构纳入一个统一可比的效率测度框架，然后运用基于产出的非径向扩张技术，揭示出中国城市和农村地区医疗机构服务效率的真实差异。

三、基于三阶段 DEA 的城市和农村地区医疗机构产出调整

运用非参数数据包络分析 (DEA) 方法测度决策评价单元 (DMU) 相对技术效率时，若要使 DMU 的相对技术效率具有可比性，隐含的前提是所有 DMU 要处于相同或类似的外部环境之中，然而，在不可控因素^②或随机扰动的作用下，处于不利外部环境中的 DMU 的相对技术效率将会被低估。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对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。

(一) 剔除不可控因素影响的三阶段 DEA 调整方法

三阶段 DEA 模型最早由 Fried et al.(2002)提出。剔除不可控因素对第 j 个决策评价单元(DMU _{j})效率影响的三个阶段可分解如下：

第一阶段：运用传统的基于产出的 DEA 模型测度 DMU _{j} 相对技术效率，计算其产出松弛(slacks)^③，即产出没有达到其前沿的部分。这里假定该产出无效是由系统本身、不可控因素和随机扰动所引致的。

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 _{j} 中的产出松弛。假设模型中包含不可控因素，则 SFA 回归模型^④表示为：

$$S_{mj} = f^m(Z_j; \beta^m) + v_{mj} + u_{mj} \quad (1)$$

(1) 式中， $m = 1, 2, \dots, M$ ； $j = 1, 2, \dots, J$ ；下同。 $S_{mj} = Y_m \lambda - y_{mj}$ ，其中， Y_m 为所有 DMU _{j} 第 m 个产出所构成的向量， λ 为权重向量， y_{mj} 为第 j 个 DMU _{j} 的第 m 个产出向量， S_{mj} 表示第一阶段中 DMU _{j} 的第 m 个产出变量的冗余值； Z_j 表示 DMU _{j} 的不可控变量； β^m 为不可控变量的参数； v_{mj} 表示随机因素对产出松弛的影响，并假定 $v_{mj} \sim N(0, \sigma_{vm}^2)$ ； u_{mj} 表示系统自身纯粹技术无效对产出松弛的影响，并假定 $u_{mj} \sim N(\mu^m, \sigma_{um}^2)$ 。定义 $\gamma^m = \sigma_{um}^2 / (\sigma_{vm}^2 + \sigma_{um}^2)$ 。特别地，

^①严格意义上说，和医疗设施设备相比，农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心更缺乏高水平的医务从业人员。

^②所谓不可控因素是指影响 DMU 的运营环境，又超出 DMU 系统自身控制范围的因素，例如投入要素禀赋、运营制度环境等。

^③篇幅所限，基于传统 DEA 方法测度相对技术效率的模型方法略去。产出松弛是指被考察对象的最佳产出前沿与实际产出的距离。

^④此模型中函数形式 $f^m(Z_j; \beta^m)$ 没有先验的理论方法，因此，本文采用简单的线性形式。

当 $\gamma^m \rightarrow 1$ 时，系统自身因素的影响占主导地位；当 $\gamma^m \rightarrow 0$ 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 $(\hat{\beta}^m, \hat{\sigma}_{vm}^2, \hat{\sigma}_{um}^2)$ 调整每个 DMU 的产出项，目的是将所有 DMU 调整至具有相同的外部环境。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，选择减少其产出的调整方法；另一种是以处在最好外部环境的 DMU 为标准，对于其他所有处于相对较差外部环境的 DMU，选择增加其产出的调整方法。为了使调整后的产出不出现负值，本文选用第二种调整方法，具体的调整模型如下：

$$y_{mj}^A = y_{mj} + \left[f^m(Z_j; \hat{\beta}^m) - \min \{ f^m(Z_j; \hat{\beta}^m) \} \right] + \left[\hat{v}_{mj} - \min \{ \hat{v}_{mj} \} \right] \quad (2)$$

(2) 式中， y_{mj}^A 表示第 j 个 DMU 的第 m 个产出变量经过调整后的数值。第一个中括号部分表示剔除不可控因素影响的产出调整，第二个中括号部分表示剔除随机因素影响的产出调整。随机因素仅仅表示“bad luck”和“good luck”等偶发因素对效率测度的干扰。由于中国城市和农村地区医疗机构“二元化”状态的相对稳定性，故本文不考虑随机因素对 DMU 效率测度的影响。

第三阶段：将调整后的产出数据代入基于产出的非径向效率测度模型，能够获得所有 DMU 在相同外部环境下的相对可比技术效率。

(二) 变量选择及描述性统计

本文选择 2005~2009 年中国 30 个省份的城市和农村地区医疗机构作为研究样本^①。其中，城市地区医疗机构对应于各地区所有医院，农村地区医疗机构对应于乡镇卫生院和社区卫生服务中心^②两类医疗机构。投入变量选择各地区医疗机构的卫生从业人员数量 (X_1 ，人) 和固定资产存量 (X_2 ，万元)；产出变量选择城市和农村地区医疗机构的诊疗服务 (Y_1 ，人次) 和住院服务 (Y_2 ，入院人数)^③。

从投入变量看，中国城市和农村地区医疗机构的两类投入要素禀赋存在差距。固定资产存量 (X_2) 体现了医疗设施及设备的投入规模及质量，尽管城市和农村地区医疗设施及设备的先进性存在现实差距，但这种差距已经反映在经货币化计量的固定资产 (X_2) 之中。相比之下，卫生从业人员数量 (X_1) 并不能真实地反映城市和农村地区医疗机构人力资源投入的差别，这是因为，城市医院集中了绝大部分高素质的医疗卫生从业人员，而农村地区医疗卫生从业人员的素质则相对较低。截至 2009 年末，城市医院本科以上学历医师的平均比例为 60.5%，而农村乡镇卫生院的该比例仅为 8.8%，农村社区卫生服务中心本科以上学历医师的比例也不过为 30.7%^④。在运用基于产出的非径向扩张方法测度技术效率之前，必须要剔除城市和农村地区卫生从业人员素质差异对效率测度的影响。本文选择中国城市和农村地区医疗机构从业人员素质 H 作为三阶段 DEA 中的不可控因素，具体以城市和农村地区卫生行业从业人员的年平均工资水平 (元)^⑤来衡量。除此之外，为了更好地剔除外

^①中国自 2005 年才开始统计医疗机构的资产与负债情况，鉴于本文投入变量包括各地区医疗机构的固定资产存量，由于西藏数据存在质量问题，故样本截面单元选择了不包含西藏在内的其余 30 个省份。

^②“十一五”期间，中国南方经济发达地区的乡镇或村（街道）卫生院大多改名为社区卫生服务中心。比如，上海农村地区所有乡镇卫生院都已经改名为社区卫生服务中心。鉴于此，本文将农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心均纳入农村地区医疗机构统一处理。

^③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。本文中对于住院服务选择了总入院人数而没有选择出院人数作为产出变量，在于强调地区医疗机构的服务处理能力。事实上，二者的地区统计数据相差无几。

^④数据来源：2010 年《中国卫生统计年鉴》。

^⑤本文认为，城市和农村地区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体现。

部运营环境的影响，本文还引入了城市和农村地区的区位因素哑变量（城市=1，农村=0）作为不可控因素。投入、产出和医疗从业人员素质等变量增长率的描述性统计如表 1 所示，其中各个变量增长率定义如下：

表 1 2005~2009 年间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	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
农村地区					
X_1	乡镇和社区卫生机构从业人员数	40279.83	28024.78	3585.8	94299.4
X_2	乡镇和社区卫生机构固定资产（万元）	564640.9	405796.3	41161.35	1644867
Y_1	两类医疗机构诊疗人次	30208854	23727052	2669556	81984148
Y_2	两类医疗机构入院人数	909408.9	774483.1	44685.4	3198597
H	乡镇地区卫生行业人员年工资（元）	19314.59	8720.882	10376.24	51979.58
城市地区					
X_1	医院卫生从业人员数	118038.9	65323.09	15944	265497
X_2	医院固定资产（万元）	1944353	1361678	305963.5	2199701
Y_1	医院诊疗人次	54559647	43529936	5920743	2.23E+08
Y_2	医院入院人数	2199701	1339283	291147.4	5344988
H	城市地区卫生行业人员年工资（元）	28375.9	10269.7	18775.46	57396.04

注： 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 <http://www.moh.gov.cn>。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计算调整。变量 H 数据来自于 2006~2010 年中国统计年鉴。

（三）三阶段 DEA 剔除不可控因素后的产出调整

按照前文所述 DEA 三阶段调整的计算逻辑，在规模报酬不变（constant returns to scale, CRS）条件下，运行 Onfront2.0 软件计算基于产出的技术效率，获得权重向量 λ ，据此计算出产出松弛。在此基础上，运用 Frontier4.1 软件估计随机前沿分析（SFA）模型（1），各变量系数的极大似然估计结果如表 2 所示。

表 2 产出松弛随机前沿分析（SFA）的极大似然估计结果

产出松弛	2005 年		2006 年		2007 年	
	$Slack Y_1$	$Slack Y_2$	$Slack Y_1$	$Slack Y_2$	$Slack Y_1$	$Slack Y_2$
β_0 （常数项）	8.24E+06	4.53E+05	3.91E+06	5.50E+05	2.71E+06	8.63E+05
β_1 （区位因素）	3.17E+07	1.16E+06	3.80E+07	1.71E+06	4.32E+07	2.32E+06
β_2 （从业人员素质）	3.35E+02	-1.01E+01	6.33E+02	-1.04E+01	6.41E+02	-1.87E+01
产出松弛	2008 年		2009 年			
	$Slack Y_1$	$Slack Y_2$	$Slack Y_1$	$Slack Y_2$		
β_0 （常数项）	9.92E+06	1.41E+06	1.72E+07	2.13E+06		
β_1 （区位因素）	5.32E+07	3.00E+06	6.87E+07	4.03E+06		
β_2 （从业人员素质）	4.34E+02	-3.06E+01	4.46E+02	-3.69E+01		

产出松弛度量了基于产出的全部技术无效程度。从表 2 中的回归结果可以看出，无论是诊疗服务松弛（ $Slack Y_1$ ）还是住院服务松弛（ $Slack Y_2$ ），城市区位因素对其贡献均为正，从这一点来

看，与农村地区相比，城市地区医疗机构趋于相对无效。从业人员素质对两类产出松弛产生了不同影响：对于诊疗服务而言，地区医疗卫生从业人员素质越高，则产出无效程度越高；而住院服务产出刚好相反，从业人员素质越高，则产出无效程度越低。

根据调整模型（2），剔除不可控因素（ H ）和区位因素对效率测度结果的影响，重新调整中国城市和农村地区医疗机构的两个产出变量——诊疗服务 Y_1 （人次）和住院服务 Y_2 （入院人数），使城市和农村地区医疗机构处于相同的外部运营环境，结果表明，无论农村还是城市，调整后两类产出增长率的均值都有所增加。然而，两类产出在城市和农村地区的增加幅度并不相同。其中，对于诊疗人次 Y_1 而言，调整前后城市地区和农村地区增长幅度的差别不大，均不到3个百分点；而对于入院人数 Y_2 而言，调整前后农村地区医疗机构入院人数的平均增长幅度（30.71个百分点）远远高于城市地区（11.67个百分点）。

四、中国城市和农村地区医疗机构服务效率和配置无效的对比

（一）基于产出非径向扩张的技术效率和配置无效的测度方法

在以传统径向方法测度产出技术效率的框架下，决策评价单元的每一种产出均以相同的比例朝产出前沿扩张。在规模报酬不变，强可处置性（ C, S ）条件下，基于产出径向扩张的技术效率可以表示：

$$F_o(x^j, u^j | C, S) = \max \{ \theta : \theta u^j \in P(x^j | C, S) \} \quad (3)$$

（3）式中， $F_o(x^j, u^j | C, S)$ 为规模报酬不变且强可处置性条件下，第 j 个决策评价单元 DMU_j 基于产出的径向技术效率； u^j 和 x^j 分别为 DMU_j 的产出和投入向量； θ 为所有投入要素径向等比例扩张的倍数； $P(x_j | C, S)$ 为投入等于 x^j 的产出可行集。

与传统的基于产出径向等比例扩张的测度方法不同，在基于产出非径向（non-radial）扩张技术测度效率的过程中，每一种产出都能以不同的扩张比例朝产出前沿面扩张^①。在（ C, S ）条件下，基于产出非径向扩张测度的技术效率可以表示为：

$$RM_o(x^j, u^j | C, S) = \max \left\{ \sum_{m=1}^M \frac{\theta_m}{M} : (\theta_1 u_{j1}, \dots, \theta_m u_{jm}) \in P(x_j | C, S) \right\} \quad (4)$$

（4）式中， $RM_o(x^j, u^j | C, S)$ 为规模报酬不变，强可处置性条件下，第 j 个决策评价单元（ DMU_j ）基于产出的非径向技术效率； u^j 和 x^j 分别为 DMU_j 的产出和投入向量； θ_m 为第 m 种产出扩张倍数， $\theta_m \geq 0$ ； $P(x_j | C, S)$ 为投入等于 x^j 的产出可行集。

在非参数 DEA 测度技术效率的研究范式下，产出的配置效率被定义为其收入效率（output revenue efficiency）与径向技术效率之比。产出的收入效率没能达到最佳^②，主要是由两方面原因造成的：其一是产出未按照径向等比例扩张达到“数量”最大化，其二是产出在前沿面上没有按照产

^①基于产出非径向测度效率方法，Russell 非径向测试效率方法最早由 Deprins and Simar（1983）提出，后来 Färe et al.（1985；1994）又对其进行了细致分析。和传统径向测度方法不同，Russell 非径向测度效率方法能够将产出分两步扩张。第一步为传统径向方法扩张，第二步为在产出前沿上继续可能性扩张，即可在产出前沿面上继续调整产出的不同组合，调整原则为：某种产出在不减少其他产出的前提下，在产出前沿面上移动过程中尽可能地增加自身，或者称之为产出向量中的任意分量尽可能沿不同方向扩张，因此，其产出综合扩张比率一定高于用径向方法测度的技术效率。
^②产出的收入效率达到最佳是指在产出前沿上，产出乘以价格所获得的收入值最大那一点的产出组合。

出价格调整导致其未达到“收入”最大化。前者通过提高其径向技术效率来改善，后者则通过提高其配置效率来改善。由于提高配置效率的前提是价格数据为已知，但是本文研究认为，在价格数据未知的情况下，基于产出的非径向效率与径向效率的比值，也可以用来表征决策评价单元（DMU）由于产出结构失衡所导致的配置无效，尽管它可能只反映 DMU 产出整体配置无效中的一部分^①。

按照这种理论，在产出价格未知的情况下，第 j 个决策评价单元 (DMU_j) 由于产出结构失衡所导致的配置无效可表示为：

$$A_o(x^j, u^j | C, S) = RM_o(x^j, u^j | C, S) / F_o(x^j, u^j | C, S) \quad (5)$$

(5) 式中， $A_o(x^j, u^j | C, S)$ 越大，意味着基于产出结构失衡所导致的配置无效程度越高。

(二) 基于产出非径向的中国城市和农村地区医疗卫生服务效率对比

首先，将调整前后的各年度截面数据，分别输入基于产出非径向扩张测度效率程序 NR2.0 界面，运行程序得到三阶段 DEA 调整产出前后的非径向效率计算结果。城市和农村地区医疗机构的产出都属于医疗服务范畴，因此。同产出径向技术效率一样，产出非径向技术效率也代表了不同地区医疗机构的综合服务效率，其值越大，说明实际产出距离产出前沿越远，综合服务效率也越低。2005~2009 年间，在三阶段 DEA 调整产出之前，城市医院和农村乡镇卫生院（包括社区服务中心）的综合服务效率相差并不大。但是，如果考虑到卫生从业人员素质和区位因素的影响，则会发现，中国农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心的综合服务效率平均水平要明显高于城市医院。或者说，如果忽视不可控因素的影响，城市医院的综合服务效率将会被高估。不仅如此，剔除不可控因素影响的城市医院综合服务效率近年来呈逐年降低趋势。

上文测度的综合服务效率是诊疗和住院两类产出非径向效率（服务效率）的算术平均。为进一步探查中国城市地区医疗机构服务效率低于农村的内在原因，本文在程序计算过程中专门分离了诊疗服务和住院服务技术效率。从服务效率自身的结构来看，2005~2006 年间，无论是城市还是农村地区，诊疗服务效率和住院服务效率均相差不大；但自 2007 年以后，诊疗和住院服务效率之间的差距明显增大。从服务效率的地区差距来看，2005~2009 年间，无论是诊疗服务 Y_1 还是住院服务 Y_2 ，农村地区医疗机构的服务效率总体上均高于城市。更进一步发现同诊疗服务效率相比，中国城市和农村地区医疗机构在住院服务效率方面的差距明显更大，而且这种差距近年来有进一步增大的趋势。

(三) 基于产出结构失衡的中国城市和农村地区医疗机构配置无效对比

在三阶段 DEA 调整产出的基础上，首先借助于 Onfront2.1 软件，测度基于模型 (3) 的径向技术效率 F_o ，然后根据模型 (5)，计算中国城市和农村地区医疗机构产出结构失衡所导致的产出配置无效。2005~2006 年间，城市和农村地区的产出配置无效程度相差不大；而 2007 年以后，城市地区医院的产出配置无效程度明显高于农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心。本文中产出配置无效是由非径向效率和径向效率的比值来界定的，产出配置无效程度越高，意味着产出非径向扩张的综合比例越大。城市和农村地区诊疗和住院服务效率在 2007 年以后出现的差距扩大现象，不难得出，城市地区医院的产出配置无效程度之所以高于农村地区，主要原因在于其所提供的住院服务相对不足。同农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心相比，城市地区医院所提供的住院服务远未达到其“本应该”

^①本文中产出非径向效率等于各个产出扩张比例的算术平均。如果把产出非径向效率比作收入效率，其隐含的假定是所有产出“价格”都相同。基于此，产出非径向效率的测度过程可以描述为：根据产出“价格”，在产出前沿上通过调整不同产出的组合，使之达到产出“收入”最大化。尽管不能严格按照真实的产出价格进行收入最大化调整，但其与径向技术效率的比值还是体现了产出配置效率。

提供的服务水平。

城市地区医院提供住院服务相对不足的可能原因在于，首先，全国绝大多数疑难病患者过度集中于城市医院，这对以住院人次作为产出效率评价指标的城市医院来说是不利的。其次，城市地区享受公费医疗等较好医疗保障的一类“特殊”群体，在不必要住院的情况下却仍可能占用大量病房和病床资源，这也使得城市医院的住院服务效率下降。但是，不论基于何种原因，对比现实中城市医院“人满为患”的住院现象就能发现，住院服务效率低下似乎并不影响患者对城市医院住院服务需求的特殊偏好。

然而，这里应当强调的是，中国城市地区医院服务效率低于农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心的研究结论，是在剔除中国城乡医疗机构从业人员素质和区位因素影响后评测出来的。所以，现实中城市地区医疗机构相对较高素质的卫生从业人员的投入，能够弥补其服务的低效率。或者可以解释为，正是城市地区各级医院拥有相对较高水平的医务人员，加之信息不对称的医疗市场环境和人们对健康问题的过度担心，才最终导致中国城市和农村地区医疗机构住院服务需求呈“两极分化”的状态。而且，近三年来城市和农村地区医疗机构产出配置无效差距的变化趋势表明，如果不改变住院就要“拥挤”到城市医院这种现状，城市地区医院医疗服务“拥挤”和“事实低效”的情境将长期存在。

五、研究结论和启示

首先，中国城市和农村地区医疗机构的非径向效率测度表明，如果忽视中国城市和农村地区医疗机构的从业人员素质存在严重差别这一事实，城市地区医院和农村乡镇卫生院（包括社区卫生服务中心）的服务效率相差不大。但是，如果考虑这一因素对中国城市和农村医疗机构服务效率的影响，则会发现城市医院的“真实”服务效率被高估，或者说中国农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心的综合服务效率平均要高于城市医院。

其次，中国城市和农村地区医疗机构诊疗和住院服务效率的测度结果表明，同诊疗服务效率相比，住院服务效率在中国城市医院和农村地区医疗机构之间差距更大，并且这种差距有进一步增大的趋势。进一步研究表明，2005~2006年间，由于产出结构失衡导致的配置无效在中国城市和农村地区医疗机构之间差别不大；而2007年以后，城市地区医院的产出配置无效程度则明显高于农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心，主要原因在于其所提供的住院服务相对不足。

值得注意的是，中国城市地区医院的“真实”服务效率低于农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心这一研究结论，是在剔除不可控因素的影响后评测出来的。然而，正是由于城市地区医院拥有相对较高素质的卫生从业人员，加之信息不对称的医疗市场环境和人们对健康问题的过度担心，中国城市和农村地区医疗机构的住院服务需求才最终呈“两极分化”的状态。若要改变这种现状，不仅要提高城市地区医院的运营效率尤其是住院服务效率，而且更重要的是，增加农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心高水平医师的投入。具体而言：

第一，建立有效机制防止“特权”和“特钱”阶层对城市医院有限医疗卫生资源的侵占，提高城市地区医院的“真实”医疗服务效率水平。本文研究结论表明，按照目前所支配的医疗卫生资源，城市地区医院还应该大幅度提高其医疗服务能力，尤其是在住院服务方面。而靠简单追加医疗卫生资源投入来扩大服务能力供给不仅不能有效解决问题，反而会加剧人们朝医疗卫生资源聚集地“集中”。因此，提高城市医院的运营管理效率更为重要。以住院服务为例，中国城市各级医院似乎更偏好于用服务价格来调节医院床位使用率，因为这能为其带来最大利润。显然，对于集中了大部分优

势医疗卫生资源并处于医疗服务市场垄断地位的城市医院，面对至今仍没有享受相对公平统一的医疗卫生保障的全体国民来说，用医疗服务价格这个手段调节医疗服务需求是极端错误的。最终的结果是，由国家全额或高比例支付医疗费用的“特权”一族会毫无顾忌地挤占和浪费有限的医疗卫生资源，富有的“特钱”一族也会如此，而普通患者的“挤入”则充当了城市医院提高医疗服务价格的借口。随着医疗服务价格的不断升高，大多数普通患者最后基本被排斥在外，这也是中国出现“看病难”的最根本原因。而且，无论公立还是私立性质，城市地区各级医院几乎都是以利润最大化为经营目标，医务工作者也多被医院内部利益分配机制所诱惑，甚至有偏离医者职业操守之实。因此，如果不改变城市医院的“盈利模式”，“看病难”的现象将很难获得有效改善。

第二，提高有限医疗卫生资源在中国城乡之间的配置效率，建立高素质卫生从业人员从城市向农村地区转移的有效机制，真正打破城市医疗机构在医疗服务市场中的垄断地位。调整医疗卫生资源在中国城市和农村地区的配置，这并不是一个新举措，因为政府近年来一直在增加对农村和社区基层医疗机构的医疗卫生资源投入。表1中统计数据表明，2005~2009年间，中国农村地区医疗机构卫生从业人员的增速大约是城市地区的2倍，而医疗设施、设备等固定资产投入的增长速度大约是城市地区的1.5倍。尽管政府近年来增加了对农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心的投入，但并没有明显改善中国城乡医疗卫生服务的“二元化”问题。而且，据本文研究结论可知，农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心真正缺少的是高水平的医疗从业人员，这才是调整医疗卫生资源配置结构的关键。

然而，单纯依靠行政或经济手段，让城市医院的高素质人力资本向农村乡镇卫生院和社区卫生服务中心转移，其困难是可想而知的。为了提高农村基层医疗机构的医疗服务能力和技术水平，国家卫生部、财政部和中医药管理局在“十一五”期间共同启动了“万名医师支援农村卫生工程”，具体办法是卫生行政部门对城市某些医疗机构进行政策宣传和分配名额，配合以每人每年2.4万元的财政补贴拨付。但是，从近年来各地区就医的实际情况来看，上述措施依然不能改变“看病难”的现状。事实上，在医疗服务需求通过市场化方式满足和城乡“二元”医疗供给体制共存条件下，建立城市医院高水平医务人员向农村和社区基层医疗单位的转移机制，远非简单的行政命令和财政补贴手段就能达到，至少在目前中国仍然是一个复杂而艰巨的课题。

参考文献

- (1) Tsai, P. F. and Molinero, C. M.: 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*, Vol. 141, No. 1, pp. 21-38, 2002.
- (2) Kirigia, J. M.; Emrouznejad, A.; Sambo, L. G.; Munguti N. and Liambila, W.: Using Data Envelopment Analysis to Measure the Technical Efficiency of Public Health Centers in Kenya, *Journal of Medical Systems*, Vol. 28, No. 2, pp. 155-166, 2004.
- (3) Kontodimopoulos, N.; Nanos, P. and Niakas, D.: Balancing Efficiency of Health Services and Equity of Access in Remote Areas in Greece, *Health Policy*, Vol. 76, No. 1, pp. 49-57, 2006.
- (4) Vitikainen, K.; Street, A. and Linna, M.: Estimation of Hospital Efficiency—Do Different Definitions and Casemix Measures for Hospital Output Affect the Results, *Health Policy*, Vol. 89, No. 2, pp. 149-159, 2009.
- (5) Retzlaff-Roberts, D.; Chang, C. F. and Rubin, R. M.: Technical Efficiency in the Use of Health Care Resources: a Comparison of OECD Countries, *Health Policy*, Vol. 69, No. 1, pp. 55-72, 2004.

(6) Fried, H. O.; Lovell, C. A. K.; Schmidt, S. S. and Yaisawarng, S.: Accounting for Environmental Effects and Statistical Noise in Data Envelopment Analysis, *Journal of Productivity Analysis*, Vol.17, No. 2, pp. 157-174, 2002.

(7) Deprins, D. and Simar L.: On Farrell Measures of Technical Efficiency, *Recherches Economiques de Louvain*, Vol. 49, No. 2, pp. 123-137, 1983 .

(8) Färe, R.; Grosskopf, S. and Lovell, C. A. K.: *The Measurement of Efficiency of Production*, Kluwer-Nijhoff, 1985.

(9) Färe, R.; Grosskopf, S. and Lovell, C. A. K.: *Production Frontiers*, Cambridge: Cambridge University Press, 1994.

(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 年第 7 期。

(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 年第 7 期。

(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对比研究》,《农业经济问题》2010 年第 2 期。

(责任编辑: 贾 伟)

(上接第 54 页)

参考文献

(1) Kotler, P. and Levy, J.: Broadening the Concept of Marketing, *Journal of Marketing*, Vol. 33, No.1, 1969.

(2) Sartwelle, James; O'Brien, Daniel; Tierney, William and Eggers Tim: The Effect of Personal and Farm Characteristics upon Grain Marketing Practices, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 32, No.1, 2000.

(3) Boger, Silke and Contractal, Q.: A Transaction Cost Approach to the Polish Hog Market, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 28, No. 3, 2001.

(4) 卜卫兵、李纪生:《我国原料奶生产的合作模式及效率分析——以江苏省为例的实证研究》,《农业经济问题》2007 年第 6 期。

(5) 周曙东、朱红根、卞琦娟、王玉霞:《种稻大户订单售粮行为的影响因素分析》,《农业技术经济》2008 年第 5 期。

(6) 丰志培、常向阳:《中药材产业合作模式选择的影响因素分析——基于安徽省中药饮片企业的实证研究》,《农业技术经济》2010 年第 5 期。

(7) 王济川、郭志刚:《Logistic 回归模型——方法与应用》,高等教育出版社,2001 年。

(责任编辑: 陈秋红)

(上接第 64 页)

(18) 万俊毅、彭斯曼、肖雪峰:《农户对产业化联盟的认知分析:以赣南脐橙业为例》,《农业经济问题》2009 年第 8 期。

(19) 毋俊芝、安建平:《农民组织化程度与农业经济增长方式的转变》,《农业经济问题》2009 年第 5 期。

(20) 杨震林、吴毅:《转型期中国农村公共品供给体制创新》,《中州学刊》2004 年第 1 期。

(21) 叶兴庆:《论农村公共产品供给体制的改革》,《经济研究》1997 年第 6 期。

(22) 尹成杰:《关于农业产业化经营的思考》,《管理世界》2002 年第 4 期。

(23) 张军、蒋琳琦:《中国农村公共产品供给制度的变迁:理论视角》,《世界经济文汇》1997 年第 5 期。

(24) 张益丰、刘东、李月强:《工业反哺农业的组织创新路径研究综述》,《财贸研究》2010 年第 6 期。

(25) 周立群、曹利群:《农村经济组织形态的演变与创新——山东省莱阳市农业产业化调查报告》,《经济研究》2001 年第 1 期。

(责任编辑: 贾 伟)