

中国各省市城市维护服务效率研究^{*}

林 勇, 连洪泉

(华南师范大学 经济与管理学院, 广东 广州 510006)

摘 要:文章采用 DEA 两阶段方法对中国各省市城市维护服务效率进行了分析。第一阶段 DEA 研究结果显示,各省市城市维护服务效率水平不高,28 个省市各年平均效率值呈现倒 U 形趋势。第二阶段回归结果表明,总体来看,财政赤字、人均所得税税收收入、城市规模和开放程度对城市维护服务效率有显著促进效应,而教育程度与效率水平呈现显著负相关关系,西部地区与东中部地区存在显著区域差异效应。从细分样本看,西部地区与东中部地区、大中小不同规模城市的维护服务效率的硬约束和外部性效应存在异质性。实证结果对改善各省市公共服务水平有启示意义。

关键词:公共服务效率;硬约束效应;外部性效应

中图分类号:F292 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)09-0095-14

一、引 言

在现实生活中,政府部门往往是公共服务的主要供给者。如何评价其公共服务供给效率,探究其供给效率的主要影响因素,这是政府供给公共服务效率研究的两个核心问题。在评价公共服务效率之前,我们往往需要有效界定并成功获取公共服务所对应的投入和产出数据。从定量研究视角看,政府提供的总体公共服务的投入和产出界定问题和数据获得相对容易,而具体公共服务的投入和产出界定特别是数据获得则相对较难,因而国内诸多公共服务效率研究更多的是集中评价政府提供的总体公共服务效率(李永友,2009;陈诗一和张军,2008),对具体公共服务效率如城市维护服务效率的研究则很鲜见。

由于城市维护服务涉及城市道路、排水、排污、环境卫生等城市公共设施、城市住宅建设及其他公用事业的建设和维护,该项公共服务的好坏直接影响公众对政府的认知和评价,也制约着城市居民的幸福程度。鉴于该项公共服务对政府的公众形象和居民的幸福感有着至关重要的作用,而已有理论研究还未对这一问题进行分析,本文试图借鉴已有公共服务效率研究成果,采用 DEA 两阶段方法评价中国各省市城市维护服务效率,为改善我国各省市城市

收稿日期:2013-06-16

基金项目:国家社会科学基金项目(12BJL057)

作者简介:林 勇(1960—),男,广东汕头人,华南师范大学经济与管理学院教授,博士生导师;

连洪泉(1984—),男,广东汕头人,华南师范大学经济与管理学院讲师。

维护服务效率的政策措施提供借鉴意见。

二、文献回顾

(一)政府供给公共服务效率的评价。如何对政府部门提供的公共服务效率进行评价?传统经济学的基本思路主要是利用相关产品价格和产量信息,通过价格与产量乘积得到相应单位的投入和产出价值,进而比较产出与投入比值即生产率,由最高生产率推定为最优生产效率。不过,对于政府部门,由于不存在其提供的公共服务市场价格,很难获得对应的具体价格和产量信息,此时如何评价政府部门供给的公共服务效率就是一个难题(Afonso 和 Fernandes,2008)。由 Charnes 等(1978)创建的数据包络分析(Data Envelopment Analysis,简称 DEA)提供了解决这一难题的一种方法,它评价不同决策单位相对于最优生产前沿面的效率以满足对效率问题的评估要求。从现有研究看,国内外研究主要采用政府财政支出作为政府提供公共服务的投入,而与该项财政支出相对应的一些指标则作为政府供给公共服务的产出,然后运用 DEA 方法研究政府供给总体或具体公共服务的效率问题。代表性研究见表 1。

表 1 政府供给公共服务效率的代表性研究

研究类别	作者(时间)	数据特征	研究对象	投入指标	产出指标
政府供给总体公共服务效率研究	Afonso 和 Fernandes (2008)	2001 年截面数据	葡萄牙市政府服务效率	人均市财政支出	社会服务,基础教育,文化服务,卫生设施,组织机构,道路基础设施 ^a
	Balaguer-Coll 等(2007)	1995 年截面数据	西班牙巴伦西亚地区市政府服务效率	工资和薪酬,商品和服务支出,现金转移支付,资本转移支付,资本支出	总人口,路灯总数,垃圾总数,街道基础设施面积,公园面积,产品质量
	解莹(2007)	1997—2004 年面板数据	政府效率	人均税收	人口,65 岁以上人口比,每万人病床数,公路密度,每万人在校小学生数
	陈诗一和张军(2008)	1978—2005 年面板数据	地方政府财政支出效率	人均财政支出	采用教育、医疗卫生和基础设施三类指标的简单加权平均来得到政府总产出指标
政府供给具体公共服务效率研究	Bosch 等(2000)	1994 年截面数据	西班牙垃圾服务效率	集装箱,卡车数量,工人数	垃圾吨数
	Burgat 和 Jeanrenaud (1994)	1992 年*截面数据	瑞士市政府垃圾服务效率	运输容量,年行政管理人员工作时间,收集垃圾频率,距离处理点的距离	回收废弃物吨数
	Bouckaert (1992)	1987 年截面数据	比利时火灾服务效率	火灾服务总支出	扑灭火灾以及防止火灾产生的数量,保护的居民数量和房产价值
	韩华为和苗艳青(2010)	1997—2007 年面板数据	地方政府卫生支出效率	各省年度政府预算卫生支出	卫生机构数,卫生技术人员数,卫生机构床位数
	李胜文等(2010)	1986—2007 年面板数据	环境效率	从业人员和资本存量,污染投入指标 ^b	工业增加值

注:(1)a 处代理变量:社会服务采用 65 岁以上人口占当地居民总数的比例。基础教育采用两个指标:一是人均校舍建筑量,采用托儿所、小学和初中学校建筑数量占适龄受教育居民人数的比例;二是毛入学率。文化服务,采用图书馆使用者占总体居民数量的比例。卫生设施,采用自来水供给量和固体废弃物收集量。组织机构,采用建筑许可证数量。道路基础设施,采用市政府维持的人均居民道路长度。(2)b 处指标以工业废水、废气和固体废物产生量合并而成。(3)* 表示该文中数据年份不详,由该文引用的工作论文推知截面数据最迟在 1992 年。

从表 1 可以看出,有关政府部门供给公共服务效率的研究可分两类:一类是评价政府供给总体公共服务效率,如 Afonso 和 Fernandes(2008)对葡萄牙市政府效率的评价、陈诗一和张军(2008)对中国地方政府财政支出效率的研究等;另一类是评估具体公共服务供给效率,如 Bosch 等(2000)关于垃圾回收服务的效率分析、Burgat 和 Jeanrenaud(1994)对城市固定废物回收服务效率的研究、Bouckaert(1992)对当地消防服务的效率分析、韩华为和苗艳青(2010)对地方政府卫生支出效率的研究等。

从采用的投入和产出分析看,除 Bosch 等(2000)、Burgat 和 Jeanrenaud(1994)以及李胜文等(2010)采用产出模型外,其他研究大多采用投入模型,原因在于总体或具体公共服务的财政投入是政府能够控制的。而从采用的具体投入和产出指标看,财政支出指标是大多数政府供给公共服务效率研究的投入指标,产出指标各异,不过共同思路是用几项指标来量化与投入相关的产出。从主要研究结论看,政府供给公共服务效率低下,政府部门可以在不增加政府支出的条件下提高公共服务供给水平,或者在已有公共服务水平上减少不必要的开支。

(二)政府供给公共服务效率的主要影响因素。究竟哪些因素会影响政府供给公共服务效率水平?由已有研究成果可概括出如图 1 所示的政府供给公共服务效率的主要影响因素及影响路径。

图 1 表明,政府供给公共服务效率的主要影响因素分为两大类:内部因素和外部因素。内部因素涉及财政赤字、财政收入来源等因素,政府部门赤字水平越高,或者某项财政收入越少,会直接影响政府供给某项公共服务的投入水平,并间接制约产出水平,由此形成影响政府供给公共服务效率的硬约束效应。已有研究也证实了这一观点。

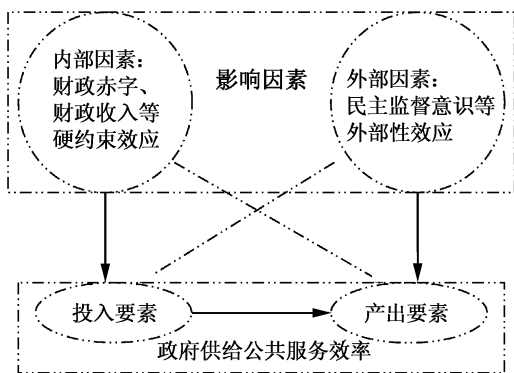


图 1 政府供给公共服务效率影响因素及路径

例如,Balaguer-Coll 等(2007)对西班牙巴伦西亚地区市政府供给公共服务效率的研究发现,地方政府财政赤字越多,地方财政支出越受限,资源浪费越少,政府供给公共服务效率水平越高。而当地方有不同的自有财政收入来源时,收入越高,资源调动机会越多,资源浪费空间越大,政府供给公共服务效率越低。Afonso 和 Fernandes(2008)对葡萄牙市政府供给公共服务效率的实证分析也印证了类似的观点。由此,我们得到:

假说 1:地方财政赤字和收入来源会对政府供给公共服务效率产生硬约

束效应,具体表现为:财政赤字水平越高,财政收入来源越少,政府供给公共服务的效率越高。

从外部因素看,居民民主和监督意识是政府供给公共服务效率的重要影响因素。其背后的逻辑是,居民民主意识越强,其公共品供给偏好信息可得到充分表达,这会直接影响公共服务的产出水平;同时,居民监督意识越强,对政府部门的财务公开和透明度要求越高,这迫使政府部门公共决策受到更大监督压力,间接影响公共服务投入水平。因此,居民民主和监督会产生影响政府供给公共服务效率的外部性效应。尽管居民民主和监督意识在实证研究中很难量化,但是它们与当地经济发展水平、开放程度、居民收入水平和受教育程度等因素密切相关,因而通过实证研究后者与效率水平的关系,可以间接证实居民民主监督对政府供给公共服务效率的外部性效应。已有经验研究表明,居民收入水平、地区开放程度、居民受教育程度越高,政府部门受到的监督压力越大,政府供给公共服务效率会上升(陈诗一和张军,2008;韩华为和苗艳青,2010)。也有研究发现,发达地区或者城市规模较大省市的政府供给公共服务效率相对更高(陈诗一和张军,2008;金相郁,2006)。^①而当居民面临更高的人均纳税比例时,居民要求政府财务公开的意愿更强,政府部门受到的监督强度上升,此时政府供给公共服务效率往往更高(Balaguer-Coll 等,2007)。由此,我们得到:

假说 2:民主监督会对政府供给公共服务效率产生外部性效应,具体表现为:经济发展水平、地区开放程度、城市规模和居民受教育水平越高,政府供给公共服务效率越高。

三、研究设计

(一)模型构建。对城市维护服务效率水平,根据本文研究需要,考虑到各省市实情,其有能力控制的是地方财政支出,产出是外生变量,因此本文采用 DEA 投入模型计算政府供给城市维护服务这一项具体公共服务的效率水平。^②其投入模型可表述如下:

S 表示观测值,有 J 个投入, I 个产出。投入向量为 $x^s = (x_1^s, x_2^s, \dots, x_J^s, \dots, x_I^s) \in R_+^I$, 产出向量为 $y^s = (y_1^s, y_2^s, \dots, y_I^s, \dots, x_I^s) \in R_+^I$, 产出技术为 $F = \{(x, y) | x \text{ 产出 } y\}$ 。给定产出产量 y^s , 投入集合可表示为:

$L(y^s) = \{x | (x, y^s) \in F\}$ 。我们可以把总成本向量表示为 $TC^s = p^s x^s$ 。

按照 Färe 等(1994)的定义,成本最小化通过求解下述数学规划问题得到:

$$\begin{aligned} OE^s &= \min_{\theta, \lambda} \theta \\ \text{s. t. } &\begin{cases} TC^s \theta - \lambda c \geq 0 \\ -y^s + \lambda M \geq 0 \\ \sum \lambda = 1 \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, C 表示包含 S 个总成本向量, M 是一个包含 S 个产出向量的矩阵, λ 表示 S 个观测值强度水平的活动向量。活动向量 λ 允许包括实际的生产计划带隐含偏好的技术, 在上述方程当中表示为凸集。选择合适的投入向量 x^* 和产出变量 y^* , 求解上述数学线性规划问题可得到成本最小化的效率前沿面 OE^* 。对处在效率前沿面的观察值, 效率值 Eff 为 1; 低效率(或无效率)观察值会偏离效率前沿面, 效率值 Eff 小于 1; 偏离效率前沿面的程度越大, 效率值 Eff 就越小。^③

在获得效率值的基础上, 为了验证前文论述的公共服务效率水平的硬约束效应和外部性效应假说, 借鉴 Afonso 和 Fernandes(2008)以及陈诗一和张军(2008)做法, 本文用财政赤字(Deficit)、营业税和企业所得税占当地财政决算收入份额(Taxopcrate)、各地资源禀赋收入(Taxresrate)等变量来度量中国各省市城市维护服务效率水平的内部影响因素; 而对外部影响因素, 则采用人均所得税收入的对数(Logtaxp)、当地人均 GDP 对数(Logpgdp)、城市规模(Citysize)、开放程度(Open)、受教育程度(Edu)以及区域虚拟变量(Regindex2 和 Regindex3)来间接度量各省市居民的民主和监督意识, 在此基础上采用如下回归方程分析效率水平的影响因素:

$$\begin{aligned} Eff_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Defict_{it} + \beta_2 Taxopcrate_{it} + \beta_3 Taxresrate_{it} + \beta_4 Logtaxp_{it} \\ & + \beta_5 Logpgdp_{it} + \beta_6 Citysize_{it} + \beta_7 Open_{it} + \beta_8 Edu_{it} \\ & + \beta_9 Regindex2_{it} + \beta_{10} Regindex3_{it} + \epsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

考虑到效率值 Eff 在 $[0, 1]$ 区间, 对处于效率前沿面的点, 效率值均为 1, 而且各效率值之间还存在相互依赖关系, 为便于第二阶段对效率值进行回归分析, 现有研究有三种处理方法: 第一种方式是在第一阶段构建以零为界的 DEA 效率分值(Andersen 和 Petersen, 1993; Lovell 等, 1994); 第二种方式是在第二阶段采用修正最小二乘法(Ray, 1991)。第一种方式对 DEA 效率值的构建形式不同于原有 DEA 方法, 而且即使构建以零为界的 DEA 效率值, 依然没有解决 DEA 效率值的相互依赖问题。第二种方式则没有解决 DEA 效率值为 1 的情形, 存在瑕疵(De Borger 和 Kerstens, 1996)。因此, 本文不采用这两种解决方式。而第三种方法则在第二阶段采用截断 Tobit 方法, 它可解决效率值为 1 的情形; 对效率值的相互依赖问题, Simar 和 Wilson (2007)建议在 Tobit 回归中采用 bootstrap 方法。然而, McDonald(2009)发现, 对 DEA 效率值的第二阶段分析方法, Tobit 有时并不合适, 而最小二乘法 OLS 得到的反而是一个一致估计量。^④为此, 本文回归分析主要采用 OLS, 稳健性回归采用 Tobit 带 bootstraps 方法(下文简称 Tobit 回归)。

(二)数据来源和指标选取。本文数据来自《中国统计年鉴》。受限于投入产出数据, 时间跨度为 1998—2006 年。其中 2000 年之前(包括 2000 年)数据来自《1949—2000 新中国五十年统计资料汇编》, 2000 年之后的数据主要来自各年

的《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》和各省市区各年度统计年鉴,少数缺失数据通过查找统计公报补齐。由于西藏、四川和重庆这三个省份缺失数据较多,本文去除这三个省份数据,最终样本数据为全国 28 个省市 1998—2006 年的平衡面板数据。为了消除物价的影响,我们以 1997 年为基期,对国内生产总值采用基期为 1997 年的国内生产总值指数进行平减,对各类财政支出和收入变量采用基期为 1997 年的物价指数计算其实际值。同时,为了消除各省市的规模差异,本文采用的投入和产出变量均用总值除以人口数,即采用人均值。

为了度量中国各省市城市维护服务效率水平,根据所获得数据,本文参照 Afonso 和 Fernandes(2008)以及陈诗一和张军(2008)的做法,采用地方财政支出的人均城市维护费支出(x)作为投入变量,为了避免各省市工资水平差异的影响,对人均城市维护费支出除以各省市真实职工工资水平(基期为 1997);^⑤考虑到城市维护建设费支出主要用于城市道路、排水、排污、环境卫生等城市公共设施、城市住宅建设及其他公用事业的建设和维护,本文选择城市道路长度、面积作为城市道路公共设施代理变量,用城市清扫面积、垃圾清运量和公园面积作为城市排污和环境卫生等公共设施代理变量,选择城区建成面积作为城市住宅建设代理变量,用路灯数作为其他公用事业建设和维护的代理变量。同时,为了避免城市规模的影响,各变量均除以各省市总人口数以消除规模效应。产出变量如下:(1)人均城市建成区面积(y_1);(2)人均城市实有铺装道路长度(y_2);(3)人均城市实有铺装道路面积(y_3);(4)人均城市路灯数(y_4);(5)人均城市公园面积(y_5);(6)人均城市清扫面积(y_6);(7)人均城市生活垃圾清运量(y_7)。投入产出变量描述性统计见表 2。

表 2 投入产出变量描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
y_1	252	0.244	0.129	0.074	0.811
y_2	252	1.776	1.342	0.425	10.369
y_3	252	2.530	1.926	0.377	11.840
y_4	252	70.085	51.099	8.019	259.934
y_5	252	1.005	0.875	0.253	7.389
y_6	252	2.075	1.411	0.185	7.369
y_7	252	0.142	0.187	0.026	2.829
x	252	51.092	34.640	11.406	228.168

为了分析中国各省市城市维护服务效率中的政府财政硬约束效应和民主监督外部性效应,对政府财政的内部因素,我们用各省市财政决算总支出除以各省市财政决算总收入来度量财政赤字水平(Deficit)。财政收入用两个指标度量,一个是用各省市财政决算中营业税加企业所得税再除以年末财政决算收入,以衡量各省市营业税和企业所得税占财政决算收入份额(Taxopcrate);另一个则是禀赋收入份额(Taxresrate),用各省市财政决算收入中的资源税加土地使用税再除以年末财政决算收入,以衡量各省市财政决算收入中自有

资源的收入份额。民主监督的外部因素则通过经济发展水平、地区开放程度、城市规模和居民受教育水平等指标间接度量。其中经济发展水平采用两个度量指标：一是人均所得税收入的对数(Logtaxp)，二是人均 GDP 的对数(Logpgdp)。开放程度(Open)则用各省市进出口总额除以各省市 GDP，其中进出口总额采用《中国统计年鉴》中公布的各年度人民币汇率(中间价)转换为人民币。城市规模(Citysize)用各省市非农业人口数占各省市总人口的比例度量。受教育程度(Edu)用各省市专科和本科在校生数量除以总人口数度量。为了控制东中西部三大区域民主和监督意识的差异，我们采用中部(Regindex2)和西部(Regindex3)地区虚拟变量。具体来说，对 Regindex2，当各省市属于中国中部地区时，取值为 1，否则取值为 0。对 Regindex3，当各省市属于中国西部地区时，取值为 1，否则取值为 0。^⑥变量描述性统计见表 3。

表 3 各解释变量描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
Deficit	252	2.099	0.811	1.134	5.628
Taxopcrate	252	0.368	0.086	0.218	0.647
Taxresrate	252	0.024	0.018	0.001	0.105
Logtaxp	252	3.615	0.961	1.753	6.493
Logpgdp	252	8.691	0.533	7.638	10.150
Citysize	252	0.345	0.174	0.110	0.887
Open	252	0.321	0.409	0.030	1.750
Open2	252	0.269	0.593	0.001	3.063
Edu	252	0.009	0.007	0.001	0.036
Edu2	252	0.000	0.000	0.000	0.001
Regindex2	252	0.321	0.468	0.000	1.000
Regindex3	252	0.250	0.434	0.000	1.000

四、实证结果分析

(一)中国各省市城市维护服务效率评价。本文依据表 2 投入产出数据，使用 DEAP 软件计算得到效率值(见表 4)。由表 4 可得中国各省市城市维护服务效率的三个特征：

第一，从 1998—2006 年总体情况看，各省市城市维护服务效率水平差异甚大。北京、黑龙江、上海、湖北和青海这 5 个省份的城市维护服务效率都处在有效前沿面上，效率值均为 1；而湖南、江西、内蒙古、陕西和云南的效率值则分别处在倒数五名，效率值为 0.279—0.843 不等。这表明，对这五个省份来说，约有 15.7%—72.1%的资源被浪费。

第二，分年度看，各省市总体平均效率值呈先上升后下降的倒 U 形趋势，2002 年达到最高，平均效率水平为 0.825，之后呈缓慢下降趋势。各省市各年度呈现不同变化趋势。除北京、黑龙江、湖北、青海和上海五个省份一直处于有效前沿面之外，海南和天津在 1998—2001 年处于前沿面，之后几年有所变

动,但效率值均较高。宁夏和广东的效率值在前几年较低,后几年则上升到前沿面上。

第三,1998—2006 年有效值比例为 25%—36%不等,表明各年有 64%—75%的省市城市维护服务效率有进一步改善的空间。而总体来看,252 个效率值中有 79 个有效值,占全样本的 31%,平均效率值为 0.761,意味着 1998—2006 年各省市的城市维护建设支出平均浪费近 23.9%的资源。这一结论与 Afonso 和 Fernandes(2003)对 51 个葡萄牙市政府的效率评价发现市政府浪费 49%的资源形成对比,也与陈诗一和张军(2008)发现平均相对效率分别为 0.8496 和 0.8584 而浪费资源约 15%的结论相近。

表 4 各省市城市维护服务效率值

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	均值
安徽	0.643	0.590	0.649	0.646	0.738	0.823	0.794	0.982	1	0.763
北京	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.000
福建	0.613	0.637	0.649	0.686	0.911	0.902	0.999	1	0.813	0.801
甘肃	0.507	0.583	0.551	0.765	0.885	0.910	0.696	0.815	0.820	0.726
广东	0.719	0.902	0.977	1	1	1	1	1	1	0.955
广西	0.878	0.721	0.764	0.777	0.786	0.614	0.638	0.817	0.774	0.752
贵州	0.531	0.384	0.515	0.589	0.659	0.871	0.741	0.808	1	0.678
海南	1	1	1	1	0.814	0.824	0.734	0.826	0.764	0.885
河北	0.678	0.769	0.685	0.731	0.681	0.716	0.571	0.539	0.572	0.660
河南	0.672	0.608	0.557	0.668	0.700	0.774	0.648	0.787	0.791	0.689
黑龙江	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.000
湖北	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.000
湖南	0.446	0.421	0.408	0.644	0.600	0.531	0.541	0.603	0.574	0.530
吉林	0.651	1	1	1	1	1	1	0.859	0.756	0.918
江苏	0.589	0.625	0.467	0.549	0.723	0.758	0.753	0.605	0.767	0.648
江西	0.419	0.448	0.468	0.488	0.564	0.663	0.547	0.546	0.465	0.512
辽宁	0.980	1	1	0.871	0.979	0.838	0.660	0.618	0.812	0.862
内蒙古	0.617	0.524	0.555	0.577	0.510	0.417	0.509	0.473	0.372	0.506
宁夏	0.613	0.637	0.693	1	1	1	1	1	1	0.883
青海	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.000
山东	0.467	0.561	0.577	0.525	0.679	0.595	0.612	0.564	0.598	0.575
山西	0.608	0.642	0.672	0.831	1	0.943	0.700	0.656	0.558	0.734
陕西	0.470	0.442	0.468	0.437	0.528	0.448	0.402	0.491	0.479	0.463
上海	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1.000
天津	1	1	1	1	1	1	0.454	0.356	0.531	0.816
新疆	0.753	0.560	0.588	0.878	0.900	0.856	0.718	0.749	0.591	0.733
云南	0.363	0.279	0.361	0.524	0.671	0.546	0.538	0.640	0.843	0.529
浙江	0.546	0.545	0.504	0.664	0.773	0.631	0.777	0.784	0.945	0.685
均值	0.706	0.710	0.718	0.780	0.825	0.809	0.751	0.769	0.779	0.761
有效值比例	25%	32%	32%	36%	36%	32%	29%	29%	32%	31%

注:效率值是采用投入方向 VRS 模型 Malmquist 指数计算得到的 VRS TE 值,有效值比例是指效率值为 1 的样本量占总样本量(28)的百分比。

(二)中国各省市城市维护服务效率的影响因素分析。究竟是硬约束或外部性效应单一作用,或是两者共同作用,才使中国各省市城市维护服务效率呈现上述三个特征?我们利用式(2)展开分析。从表 5 看,OLS 和 Tobit 回归总体通过显著性检验。各变量系数符号一致,显著性水平相当,模型回归结果具

有稳健性。

从表 5 结果看,内部因素的财政赤字系数均为正,且在 OLS 和 Tobit 回归中通过 1%显著性水平检验。这表明,在其他因素不变的情形下,财政赤字会对城市维护服务效率产生正向影响,这与 Balaguer-Coll 等(2007)的研究结果相吻合。财政赤字比例每上升 1%,城市维护服务效率水平平均提高 0.135%。这一结果支持假说 1 中财政赤字对政府供给公共服务效率水平的硬约束效应。其背后原因在于,随着财政赤字比例上升,地方政府财政支出面临的硬性约束更大,而这种硬性约束会迫使地方政府对财政支出的具体项目更加敏感且更有意识控制财政支出,或是尽可能多地满足居民的公共服务需求,因而其城市维护服务效率水平更高。Taxresrate 和 Taxopcrate 的系数为正,但未能通过显著性检验,这与 Balaguer-Coll 等(2007)得到的负相关关系正好相反,全样本回归结果不支持假说 1 中关于财政收入来源对公共服务效率的硬约束效应。其原因可能在于我国 1994 年分税制改革后,随着各省市营业税、企业所得税和资源禀赋收入可支配份额的增加,各省市财政赤字的外在硬性约束条件有所缓解,因而不显著影响各省市城市维护服务效率。

表 5 城市维护服务效率影响因素分析

		因变量:效率值	
		OLS	Tobit 回归
		系数值	系数值
内部因素	Deficit	0.135*** (0.019)	0.194*** (0.037)
	Taxopcrate	0.206(0.215)	0.443(0.324)
	Taxresrate	0.600(0.886)	0.289(1.322)
外部因素	Logtaxp	0.096*** (0.036)	0.097* (0.051)
	Logpgdp	-0.051(0.049)	-0.023(0.074)
	Citysize	0.374*** (0.105)	0.658*** (0.157)
	Open	0.113** (0.045)	0.212** (0.091)
	Edu	-9.646*** (2.826)	-13.508*** (4.251)
	Regindex2	-0.001(0.032)	0.031(0.043)
	Regindex3	-0.147*** (0.045)	-0.157** (0.063)
	_cons	0.438(0.363)	-0.057(0.572)
	sigma _cons		0.210*** (0.014)
N		252	252
R ² (伪 R ²)		0.389	0.707
F 统计值		29.672***	
chi2			201.904***

注:(1)Tobit 回归采用 Bootstrap 方法,按通用方法重复 1 000 次,括号内表示稳健性标准差;(2)*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%显著性水平(下表同);(3)模型因变量右截断有 79 个,左截断为 0 个。

从表 5 的外部因素看,人均所得税收入 Logtaxp 对各省市城市维护效率

具有显著的促进效应,其人均所得税收入的对数每上升 1%,当地城市维护服务效率水平显著提高 0.096%。原因在于,随着人均所得税收入水平的上升,居民要求地方政府官员控制财政支出和财政支出公开化、透明化的意识更强,这种民主监督有助于改进城市维护服务效率。这验证了假说 2 的民主监督外部性效应。对人均所得税收入和财政赤字的系数进行 Wald 检验,结果表明两者系数值在通常水平上并无显著差异($F=1.03$, $P=0.3119$)。这说明人均所得税带来的民主监督的外部性效应可与财政赤字的硬约束效应相媲美。此外,开放程度系数显著为正,在 OLS 和 Tobit 回归中均通过 5% 显著性水平检验;受教育水平的系数显著为负,在不同的回归方法中均通过 1% 显著性水平检验。开放程度的结果与陈诗一和张军(2008)相吻合,表明地区开放程度越高,地方政府城市维护服务效率越高,这意味着开放程度会对地方政府供给服务行为产生监督效应。这一结果验证了假说 2 中关于开放程度会形成明显的民主监督外部性效应论断。开放程度每上升 1%,政府供给城市维护服务效率水平提高 0.113%。受教育水平的负效应与陈诗一和张军(2008)正好相反,也与平新乔和白洁(2006)的不相关结论不一致。这可能意味着教育使个体变得更“理性”,在政治集体行动中可能更倾向选择不监督的“搭便车”行为,这使当地政府面临的监督压力减少。

从外部因素的其他变量看,西部地区虚拟变量呈现显著负效应,中部地区虚拟变量不显著。这表明,中部和东部地区的城市维护服务效率并不存在显著差异,而西部地区的平均效率水平比东部地区明显要低 0.147 个单位。地区差异效应也印证了陈诗一和张军(2008)得到的财政支出效率在东中西部地区存在显著差异的结果。此外,城市规模系数显著为正。这表明,各省市城市维护服务效率存在城市规模效应,城市规模越大,各省市城市维护服务效率越高,城市规模每扩大一个百分点,其效率水平增加 0.374%。区域和城市规模的回归结果同样支持假说 2 中有关民主监督对公共服务效率存在显著外部性效应的论断。

考虑到区域和城市规模的效率差异,我们进一步探究不同地区或者城市规模的城市维护服务效率的硬约束效应和外部性效应是否存在异质性。为此,我们将全样本按区域和不同城市规模进行划分:前者把东中部地区作为一个样本,西部地区为另一个样本,各样本分别占全样本的 75% 和 25%;后者则按各省市城市规模系数大小进行划分,以 25% 和 50% 两个关键性数值划分为小规模、中等规模和大规模三个类别,各占全样本的 44%、38% 和 18%。回归结果见表 6。

表 6 表明,城市维护服务效率的硬约束效应和外部性效应确实呈现区域异质性。对东中部地区来说,三个内部因素的系数均未通过 10%、5% 和 1% 的显著性水平检验;而在外部因素中,人均所得税收入则呈现显著的正效应,城市规

表 6 考虑地区和城市规模差异的城市维护服务效率影响因素分析：OLS 回归

		因变量：效率值				
		区域差异 Regindex3		城市规模差异 Citysize		
		=0	=1	<25%	≥25%，<50%	≥50%
		东中部地区	西部地区	小规模	中等规模	大规模
内部因素	Deficit	0.020(0.060)	0.169 *** (0.022)	0.192 *** (0.037)	0.067 ** (0.031)	0.176(0.134)
	Taxopcrate	−0.114(0.272)	0.023(0.503)	0.315(0.201)	0.242(0.624)	1.059 *** (0.387)
	Taxresrate	0.545(0.957)	−9.012 *** (2.992)	2.303(1.582)	−3.744 ** (1.556)	3.636 * (1.871)
外部因素	Logtaxp	0.102 ** (0.045)	0.096 ** (0.047)	0.078 ** (0.039)	0.039(0.071)	0.083(0.086)
	Logpgdp	−0.090(0.058)	−0.303 *** (0.108)	−0.207 *** (0.056)	0.003(0.127)	0.008(0.107)
	Citysize	0.487 *** (0.128)	1.510 *** (0.392)			
	Open	0.074(0.054)	0.029(0.487)	0.331 *** (0.048)	−0.082(0.154)	0.084(0.076)
	Edu	−8.795 ** (3.488)	−0.949(4.926)	−2.109(3.822)	−4.996(6.474)	−13.266 *** (4.506)
	Regindex2			−0.095 ** (0.045)	0.028(0.062)	0.037(0.167)
	Regindex3			−0.316 *** (0.052)	−0.025(0.079)	−0.311(0.202)
	_cons	1.054 * (0.540)	2.211 ** (0.853)	1.668 *** (0.515)	0.567(1.133)	−0.214(0.878)
样本量		189	63	111	95	46
样本量占全样本比例		75%	25%	44%	38%	18%
F 统计值		20.608 ***	25.875 ***	25.913 ***	4.730 ***	6.812 ***
R ²		0.301	0.765	0.595	0.176	0.573

模同样会对城市维护服务效率产生正向影响，受教育水平则呈现显著的负效应。这意味着对东中部地区来说，各省市城市维护效率的提升主要依赖于民主监督的外部性效应。对西部地区，内部因素的财政赤字系数在 1% 水平上显著为正，禀赋收入份额系数显著为负，对两者系数进行 Wald 检验，结果表明财政赤字系数显著不同于禀赋收入份额系数绝对值(F=8.78，P=0.0045)。这说明财政赤字对西部地区城市维护服务效率的硬性约束效应明显低于其资源禀赋收入诱导的效率低下效应。从外部因素看，人均所得税收入和城市规模的效应显著为正，而人均 GDP 的效应则显著为负。这说明若要提高西部地区各省市效率水平，需要同时完善政府部门内部治理结构和提高居民民主监督意识。

从不同城市规模看，不同规模城市的维护服务效率的硬约束效应和外部性效应同样存在异质性。对非农业人口占比不到 1/4(即小于 25%)的各省市来说，当地财政赤字、人均所得税收入和开放程度会对城市维护服务效率产生显著的正效应，而人均 GDP 的效应则显著为负，并且中部地区和西部地区的省市还存在明显的区域差异效应。这说明，为了提高小规模城市的维护服务效率，需要依赖政府部门内部的财政赤字硬性约束效应和外部的民主监督力量。对非农业人口占比在 25%—50% 的中等规模各省市来说，财政赤字对城市维护服务效率产生了显著的正效应，禀赋收入份额则产生负效应。这意味着对中等城市规模的地方政府而言，其内部硬约束效应对效率水平具有决定性作用，财政赤字程度越高，硬约束越明显，效率越高；而禀赋收入份额越高，其财政支出约束越低，资源浪费越明显，效率越低。对非农业人口占比超过一半(≥50%)的大城市规模的各省市而言，Taxopcrate 和 Taxresrate 的系数显著为正，而 Edu 的系数显著为负。这说明大规模城市的维护服务效率的提高依赖于完善的政府部门内部治理结构。Tobit 回归得到的稳健结果与表 6 的

OLS 回归结果基本一致,表明表 6 主要结果具有稳健性。

五、结论与政策含义

本文运用 DEA 两阶段方法对中国 28 个省市的城市维护建设服务效率进行了评价,并分析了城市维护服务效率的主要影响因素及其硬约束和外部性效应。第一阶段分析结果表明,中国各省市的城市维护服务效率不高,分年度看呈倒 U 形趋势,不少省市还存在效率改善空间。第二阶段回归分析结果表明,从全样本看,财政赤字、人均所得税税收收入、城市规模和开放程度对城市维护服务效率有显著促进效应,而当地的受教育程度则与城市维护服务效率呈负相关关系。细分样本发现,东中部地区和西部地区及大、中和小三种不同城市规模类型的城市维护服务效率的硬约束和外部性效应存在异质性。对东中部地区来说,居民民主监督的外部性效应对效率水平起决定性作用,西部地区效率水平则同时受政府的硬约束效应和民主监督的外部性效应影响。分不同城市规模看,小规模城市的公共服务效率受硬约束和外部性效应的影响,中等规模和大规模城市的效率水平则主要取决于硬约束效应。

由本文分析结果,可得到三个政策启示:其一,各省市城市维护服务项目的财政支出规模应该加大,以进一步使该项财政支出能够满足各城市发展及人们基本的城市公共服务需要。其二,为了提高各省市地方政府供给公共服务效率,针对不同地区和规模的城市,可以强化城市具体公共服务项目的内在硬性约束效应或提高民主监督的外部性效应。其三,有效的城市维护服务效率治理途径和方式需要考虑区域和城市规模的差异性。西部地区或小规模城市的维护服务效率治理可从硬约束和外部性效应两个途径入手,采取多重举措提高效率水平;东中部地区则可侧重民主监督的外部性效应;对中等和大规模城市,可侧重改善政府内部治理结构。

* 感谢审稿人和编辑中肯的意见,感谢中国人民大学经济学院刘凤良教授、周业安教授、于泽副教授以及华南师范大学经济与管理学院李增福教授对本文的修改意见,也感谢中国人民大学经济学院韩松副教授和魏权龄教授对 DEA 研究方法的指导,文责自负。连洪泉为本文通讯作者。

注释:

- ①感谢审稿人指出城市规模和集聚对城市维护效率的差异性影响效应,本文实证结果支持这一论断。
- ②投入模型主要参考 Balaguer-Coll 等(2007)。
- ③实际成本偏离最小化成本 OE^* 的程度与效率值 Eff 的对应关系可参见 Färe 等(1994)。
- ④感谢匿名审稿人指出本文原稿在估计方法上的瑕疵,并提供了这样一个最新研究结果的线索。
- ⑤当地工资水平会影响地方人均城市维护费支出,因而排除工资水平对财政支出的影响

效应，可使效率测度结果具有更好的可比性。感谢匿名审稿人指出这一数据处理技巧。

⑥中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南 9 个省份，西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆等 10 个省市。本文舍去重庆、四川和西藏一市二省，西部省份在本文只有 7 个。

主要参考文献：

- [1]陈诗一，张军. 中国地方财政支出效率研究：1978—2005[J]. 中国社会科学，2008，(4)：65—78.
- [2]韩华为，苗艳青. 地方政府卫生支出效率核算及影响因素实证研究——以中国 31 个省份面板数据为依据的 DEA-Tobit 分析[J]. 财经研究，2010，(5)：4—15.
- [3]金相郁. 中国城市规模效率的实证分析：1990—2001 年[J]. 财贸经济，2006，(6)：78—82.
- [4]李胜文，李新春，杨学儒. 中国的环境效率与环境管制：基于 1986—2007 年省级水平的估算[J]. 财经研究，2010，(2)：59—68.
- [5]李永友. 我国财政支出结构演进及其效率[J]. 经济学(季刊)，2010，(1)：307—332.
- [6]平新乔，白洁. 中国财政分权与地方公共品的供给[J]. 财贸经济，2006，(2)：49—55.
- [7]王小鲁. 中国城市化路径与城市规模的经济学分析[J]. 经济研究，2010，(10)：20—32.
- [8]Afonso A, Fernandes S. Assessing and explaining the relative efficiency of local government[J]. Journal of Socio-Economics, 2008, 37(5):1946—1979.
- [9]Andersen P, Petersen N C A. Procedure for ranking efficient units in data envelopment analysis[J]. Management Science, 1993, 39(10):1261—1264.
- [10]Balaguer-Coll M T, Prior D, Tortosa-Ausina E. On the determinants of local government performance: A two-stage nonparametric approach[J]. European Economic Review, 2007, 51(2):425—452.
- [11]Bosch N, Pedraja F, Suarez-Pandiello J. Measuring the efficiency of Spanish municipal refuse collection services[J]. Local Government Studies, 2000, 26(3):71—90.
- [12]Bouckaert G. Productivity analysis in the public sector: The case of the fire service[J]. International Review of Administrative Sciences, 1992, 58(2):175—200.
- [13]Burgat P, Jeanrenaud C. Technical efficiency and institutional variables[J]. Swiss Journal of Economics and Statistics, 1994, 130(4):709—717.
- [14]De Borger B, Kerstens K. Cost efficiency of Belgian local governments: A comparative analysis of FDH, DEA, and econometric approaches[J]. Regional Science and Urban Economics, 1996, 26(2):145—170.
- [15]Färe R, Grosskopf S, Norris M, et al. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries[J]. The American Economic Review, 1994, 84(1):66—83.
- [16]Färe R, Grosskopf S, Norris M. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries: Reply[J]. American Economic Review, 1997, 87(5):1040—1044.

- [17]Kaltheth J, Rattso J. Spending and overspending in local government administration: A minimum requirement approach applied to Norway[J]. European Journal of Political Economy, 1995, 11(2):239—251.
- [18]Ray S C. Resource-use efficiency in public schools: A study of connecticut data[J]. Management Science, 1991, 37(12):1620—1628.
- [19]Simar L, Wilson P W. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes[J]. Journal of Econometrics, 2007, 136(1):31—64.
- [20]Tulkens H. On FDH efficiency analysis: Some methodological issues and applications to retail banking, courts, and urban transit[J]. Journal of Productivity Analysis, 1993, 4(1—2):183—210.

On the Efficiency of Urban Maintenance Services in Chinese Provinces and Cities

LIN Yong, LIAN Hong-quan

(School of Economics & Management, South China Normal University,
Guangzhou 510006, China)

Abstract: This paper employs two-stage DEA to analyze the efficiency of urban maintenance services in Chinese provinces and cities. The first-stage DEA shows that the efficiency of urban maintenance services in Chinese provinces and cities is at a low level, and the average efficiency scores in each year is featured by an inverted U-shape trend. And the second-stage regression results indicate that as a whole, fiscal deficit, per capita income tax, urban scale and openness have the significant promotion effects on the increase in the efficiency of urban maintenance services, and education level is negatively related to the efficiency of urban maintenance services. However, there are significant differences between the western region and the eastern and central regions. The empirical results based on the subdivided sample conclude that the hard constraint and external effects of the efficiency of urban maintenance services are heterogeneous between the western region and the eastern and central regions and among large, medium-sized and small cities. The empirical results provide enlightenment for the improvement of urban public services.

Key words: public services; efficiency; hard constraint effect; external effect
(责任编辑:许 柏)