

# 民间资本参与是否增进了中国 城市基础设施绩效<sup>\*</sup>

苑德宇

**内容提要:** 本文基于中国 35 个大中城市 2002 - 2009 年面板数据实证考察了民间资本参与对城市基础设施绩效的影响。结果发现,民间资本参与度的变化当期显著推动了城市基础设施绩效的改进,但其长期效应并不显著;不同地区产生了迥异的效应:东部地区的民间资本参与度变化仅在当期对城市基础设施绩效产生正向显著影响,而中西部地区相应效应却仅存在于滞后期;国内民间资本参与显著增进了城市基础设施的绩效,而国际资本参与的相应效应却并不显著。

**关键词:** 民间资本; 城市基础设施; 绩效

**中图分类号:** C812

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1002 - 4565(2013)02 - 0023 - 09

## Has Non-Governmental Capital Participating-in Improved the Performance of Municipal Infrastructure in China

Yuan Deyu

**Abstract:** In this paper, the author does an empirical study on the impact of non-governmental capital participating-in on the performance of municipal infrastructure based on the panel data of 35 major cities from 2002 to 2009 in China. The results display that: Changes of participating-in level of non-governmental capital significantly promoted the performance of municipal infrastructure in current, but related long-term effects were not significant; It had different effects in different areas: in eastern area, effects of the changes of non-governmental capital's participating-in on performance of municipal infrastructure were significantly positive only in the current, while the similar effects in mid-west area were only in the lag; Domestic non-governmental capital's participating-in brought about a significant improvement in municipal infrastructure's performance, but international capital's was not significant.

**Key words:** Non-Governmental Capital; Municipal Infrastructure; Performance

### 一、引言

传统的计划经济体制下,政府作为城市基础设施的唯一投资主体,包揽了基础设施的规划、投资、经营管理等各个环节。进入 20 世纪 90 年代以来,中国城市基础设施领域效仿欧美发达国家,进行了多元化投资主体的引入和市场化改革。历时 20 余年,基础设施投资的市场化改革是否取得了成效,学术界出现迥异的看法。学者们普遍认为中国逐步开放城市基础设施,大量民间资本不断进入该领域,缓解了地方政府资金短缺的同时,由于产权界定和竞争引入,在一定程度上提高了整个基础设施领域的

效率。然而,城市基础设施投资市场化改革的快速推进带来了一系列的问题,如普遍服务的价格攀升质量难以保障、国有资产流失、环境污染等,这引起了诸多学者对基础设施投资市场化的质疑(傅涛等 2006; 王俊豪等 2011),有学者甚至针对城市供水行业提出“供水应退回公益性,实现‘供水归公’”(洪觉民 2010)。面对上述质疑,需要客观地、科学地审视如下问题:民间资本参与投资是否真实提高了城市基础设施的绩效?如何利用市场化有效地增

<sup>\*</sup> 本文为国家社科基金重大项目“扩大内需的财税政策研究”(09&ZD032)和中国博士后科学基金资助项目“我国公共投资与民间投资关系研究:理论与实证”(20100481207)的阶段性成果。

进城市基础设施的绩效?

从国外研究文献来看,自20世纪80年代开始,众多学者就对城市基础设施市场化能否增进绩效的问题进行了实证研究。Wallstern(2001)利用30个非洲和拉丁美洲国家电信行业的数据研究发现,私有化降低了行业进入门槛,并有效降低了电信产品价格。Fink和Mattoo等(2002)利用国际电信联盟(ITU)86个发展中国家1985-1999年数据进行进一步检验,发现民营化结合独立管制可以使电信产品的质量获得最大幅度的提高。Andres(2004)、Andres和Foster等(2006)利用拉丁美洲国家电信行业数据进行研究,得到了与Fink和Mattoo等(2002)相似的结论。Faria和Souza等(2005)对2002年巴西国有供水企业和私人供水企业的效率差异进行比较,发现后者仅在边际上比前者更有效。Gassner和Popov等(2009)利用71个发展中或转型国家1200多个企业的数据研究了民间资本参与对城市供水和供电绩效的影响,结果发现因私人部门具有更高的劳动生产率和管理效率,使得民间资本参与的企业比国有或其他类型企业具有更好的业绩表现。Clarke和Kosec等(2009)基于20世纪90年代拉丁美洲3个国家的家庭调查数据对私人资本参与对供水和污水处理覆盖率的影响进行实证研究,结果发现使用自来水和排水设施的家庭比例随着私人部门参与不断增加,但是在较穷家庭中,该比例变化却与私人资本的参与无明显关系。Estache和Rossi(2002)利用1995年亚洲和非洲29个国家50家供水企业的调查数据,就民间与国有部分进行对比发现,民间与国有部门效率并没有显著的差异。此外,一些文献通过案例对相关问题进行研究,部分学者认为私人部门参与城市基础设施能够有效提高产品质量,并降低运营成本(Crampes和Estache,1996);也有些学者认为私人部门参与并不能带来绩效改善,并且可能因为价格等问题引起社会不满(Kirkpatrick和Parker,2005)。

在国内,关于市场化对城市基础设施绩效影响的实证和案例研究的文献并不多,且起步较晚。胡一帆、宋敏等(2006)利用世界银行关于中国国有企业1996-2001年的调查数据研究发现,由民营机构控股、彻底民营化的企业比国有控股、部分民营化的企业有更好的绩效表现。王宏伟和郑世林等(2011)运用中国35个重点城市1998-2008年的面

板数据研究发现,私人部门进入显著提高了城市供水行业综合生产能力和用水普及率,而且国际资本比国内民营资本进入对提高行业绩效更为显著。王芬和王俊豪(2011)利用中国城市数据实证研究发现,民营化对增加城市水务产业供水总量和利润均有显著影响,但民营化对提高生产效率和普遍服务水平均没有显著影响。周耀东和余晖(2005)通过案例研究认为,早期的城市供水市场化由于缺乏正式的制度来解决政府与被管制企业之间的风险分担问题,最终以政府的高价回购而告终。郑世林(2010)实证研究发现,民营化对不同电信业绩指标的影响并非一致表现为显著。

总而言之,无论国外还是国内关于民间资本参与城市基础设施能否增进绩效的研究文献,并未得到一致的结论。仅就国内相关研究文献而言,至少存在三方面缺陷:第一,研究采用了较长时间跨度的数据,而对研究结论可能产生的结构性变化考虑不足,这无疑降低了实证结果的可信性;第二,无较好指标来衡量民间资本参与城市基础设施的程度,有些文献仅用“民间资本是否参与”作为核心变量进行研究,这在一定程度限制了研究结论对现实解释力;第三,大部分文献仅集中于某一行业进行研究,缺乏从宏观上对“民间资本参与能否增进城市基础设施绩效”的判定。本文拟在现实观察的基础上,力求克服上述研究缺陷,并利用科学方法,客观地评价民间资本参与对中国城市基础设施绩效的影响。

## 二、现实考察

### (一)城市基础设施投资市场化改革的进程

在中国,城市基础设施投资市场化进程主要包括三个阶段:第一阶段,20世纪80年代中期至90年代初为原始阶段,城市基础设施建设主要以向民间举债为主,同时引进外资,扩大投资规模。在此阶段,政府作为单一的投资主体,国有企业垄断经营的格局并未改变,民营资金参与投资的范围还相当狭窄(陈冬,2006)。第二阶段,1990年中期至2001年属于市场化改革的准备阶段,伴随着部分城市公共事业(水务、燃气等)的经营权与管理权向民间资本开放,中国在吸引国外资本和国内民间资本进入城市基础设施投资的力度也在不断加大。民间资本的参与打破了之前国有企业完全垄断的局面,在一定程度上克服了城市基础设施建设的资金短缺问题,

同时也为未来市场化改革指明了方向。第三阶段,2002年至今,为城市基础设施投资市场化改革的有效发展阶段。鉴于在市场化改革准备阶段所取得的成效和国外的成功经验,中国开始对城市基础设施投资进行大幅度的市场化改革。2001年12月,国家计委出台《关于促进和引导民间投资的若干意见》(简称《意见》)表示:凡是鼓励和允许外商投资进入的领域,均鼓励和允许民间投资进入;在投资核准、融资服务、财税政策等方面,对非公有制企业和其他所有制企业一视同仁,实行同等对待;鼓励和引导民间投资以独资、合作、联营、参股、特许经营等方式,参与经营性的基础设施和公益事业项目建设。《意见》的实施标志着中国城市基础设施投资市场化改革的正式开始。此后,为了进一步鼓励和引导民间资本参与至基础设施领域,消除民间资本进入城市基础设施领域的政策壁垒,国务院又于2005年和2010年分别出台了“非公36条”和新“非公36条”。新旧“非公36条”明确了民间资本被允许参与至城市供水、供气、供热、污水和垃圾处理、公共交通、城市园林绿化等基础设施建设中去,并从多处出台配套措施,这为中国城市基础设施投资市场化改革的有效进行铺平了道路。

(二)有效市场化改革阶段的城市基础设施绩效的变化

随着城市基础设施投资市场化改革的持续推进,在2002-2009年,中国城市基础设施绩效得到了有效的改善。对比各地区部分城市基础设施指标水平发现:①用于衡量城市基础设施绩效指标的水平呈现东部地区显著高于中部和西部地区城市的状态;而中部地区和西部地区城市基础设施指标的水平相差不大,如中部和西部地区城市的“人均城市道路面积”出现大致相同的情况。②中部和西部地区城市基础设施绩效的发展速度明显快于东部地区城市,而中西部地区城市基础设施绩效呈现同步发展的态势。可见,在这期间,中国城市基础设施发展迅速、绩效水平提高显著,但不同地区间显现一定的差异。

综上所述,中国城市基础设施绩效的快速提升,恰与中国城市基础设施投资大幅度市场化改革阶段相吻合。那么,是否是民间资本参与基础设施投资促进了基础设施绩效的提升?如果与民间资本参与有关,是外资还是国内民营资本主导基础设施绩效

的提高?如果与民间资本参与无关,究竟其是源于哪些非市场化改革因素的推动?这些问题需要进行严格而系统的经验研究去探讨。近些年来,中国大中城市(包括直辖市、省会城市和计划单列市)的基础设施市场化改革较为活跃,同时这些城市也是民营资本最为关注和进入最多的地区,本文将利用这些城市的面板数据对上述问题进行研究。

### 三、模型设定、方法选择及数据处理

#### (一)计量模型设定及回归方法说明

本文主要目标是考察民间资本参与度对城市基础设施绩效的实证影响。考虑到某年基础设施发挥的作用并不仅是本年投资的结果,而且通常要依赖之前的资本积累。基于此,笔者将实证模型设为动态形式,即:

$$\ln perf_{it} = a + \rho \ln perf_{it-1} + \sum_{j=0} \delta_j \ln pricap_{it-j} + \phi \ln Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i = 1, 2, \dots, N$ 表示不同的地区, $t = 1, 2, \dots, T$ 表示不同的年份; $perf$ 表示城市基础设施的绩效水平; $pricap$ 表示民间资本在城市基础设施领域的参与度; $Z$ 为除民间资本参与度之外的其他解释变量和控制变量组成的向量; $\mu$ 为地区效应,用于控制不可观测因素对因变量的影响; $\varepsilon$ 为随机误差项。可以看到,式(1)为自回归分布滞后模型(ARDL),在一定程度上反映民间资本参与度对城市基础设施绩效变动的动态调整过程。

此外,民间资本按来源可分为国际资本和国内民间资本。笔者将此分类引入式(1)中,得到如下扩展模型:

$$\ln perf_{it} = a + \rho \ln perf_{it-1} + \sum_j \eta_j \ln inpricap_{it-j} + \sum_k \xi_k \ln outpricap_{it-k} + \phi \ln Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $inpricap$ 和 $outpricap$ 分别表示国内民间资本和国际资本在城市基础设施领域的参与度。

由上述实证模型可以看到,因变量的滞后项出现在方程的右边,故会导致内生性问题的出现。当内生性问题存在时,传统地依靠带有固定效应或随机效应模型的OLS回归法得到的估计系数有偏(Biased),且就估计参数进行的统计推断也会失效。Anderson和Hsiao(1981)通过一阶差分并选用因变量2阶滞后项及2阶的差分滞后项作为工具变量,

给出了 AH 法, 尽管这种方法从理论上给出了系数的一致估计, 但不是有效的; Arellano 和 Bond(1991) 在 AH 工具变量法的基础上给出了差分广义矩估计法(DIF-GMM), 该方法采用(t-2)期前的因变量的滞后项作为因变量一阶差分滞后项的工具变量, 从而得到一致且更为有效的估计量。然而, 进一步研究认为差分广义矩法估计量的有限样本特性较差, 较易受到弱工具变量的影响, 从而使估计出现偏误。Arellano 和 Bover(1995) 和 Blundell 和 Bond(1998) 给出了另外一种克服上述问题的估计方法——系统广义矩法(SYS-GMM), 该方法相对于差分广义矩法增加了因变量的一阶差分的滞后项作为水平方程(Level Equation)的工具变量。蒙特卡罗模拟实验表明, 在有限样本下, 系统广义矩法比差分广义矩法估计的偏差更小, 有效性更高(Blundell, Bond 和 Windmeijer, 2000)。

(二) 变量与数据

1. 因变量: 城市基础设施综合绩效水平(perf)。

城市基础设施可大体分为 5 类, 即供排水设施、能源

设施、交通设施、邮电通讯设施和环境设施。因此, 城市基础设施的绩效评价体系大体可用这 5 类设施的相关指标加以反映, 评价指标如表 1 所示。

在选定了城市基础设施发展评价所需的指标后, 笔者利用德尔菲法(Delphi)和层次分析法(AHP)对各指标的权重进行科学测度。首先向评估专家们发放问卷调查表, 咨询专家对各级指标的意见, 并要求其给出权重值, 经过多次咨询后得出各个指标的初始分值。在对各个指标的分值进行综合以后, 再利用层次分析法(AHP), 科学分析各级指标的相应权重<sup>①</sup>。所得各级指标的权重系数如表 1 所示。

对表 1 中各指标的数据进行无量纲化处理, 再乘以相应权重系数并进行加总后, 就可得到度量城市基础设施综合绩效水平的数据。

2. 核心解释变量及控制变量。(1) 民间资本参与度(pricap)。笔者摒弃一些学者采用的仅表示“民间资本是否参与”虚拟变量的做法, 而使用能相对准确衡量城市基础设施领域“民间资本参与度”

表 1 城市公共基础设施绩效评价指标

分项	权重 1	序	指标名称/单位	权重 2	备注
供排水设施	0.12	1	供水普及率(%)	0.28	使用公共供水人口/城区人口
		2	供水管道密度(km/km <sup>2</sup> )	0.25	城市供水管道长度/建成区面积
		3	排水管道密度(km/km <sup>2</sup> )	0.17	城市排水管道长度/建成区面积
		4	年供水量(万吨)	0.30	每年城市公共供水设施供水总量
		5	年液化石油气供气总量(万吨)	0.20	每年城市液化石油气供气总量
能源设施	0.14	6	年供电量(万千瓦时)	0.40	每年城市供电总量
		7	供气管道密度(km/km <sup>2</sup> )	0.20	人工煤气、液化石油气和天然气的供气管道长度/建成区面积
		8	管道燃气普及率(%)	0.20	使用人工煤气、液化石油气和天然气的人口/城区人口
交通设施	0.43	9	人均道路面积(m <sup>2</sup> )	0.25	城市道路总面积/城区人口
		10	路网密度(km/km <sup>2</sup> )	0.25	城市道路长度/市区面积
		11	每万人拥有汽(电)车量(辆)	0.25	城市公共汽(电)车辆数/城区人口
		12	年汽(电)车客运总量(人·次)	0.25	每年城市公共汽(电)车客运人次总数
		13	每百万人电话用户数(户)	0.24	城区固定(移动)电话用户数/城区人口
邮电通讯设施	0.06	14	每百万人互联网用户数(户)	0.44	城区互联网用户数/城区人口
		15	年电信业务量(亿元)	0.22	每年市区电信业务收入
		16	邮政局分布密度(处/100km <sup>2</sup> )	0.10	城区邮政局所个数/市区面积
		17	每百万人拥有公厕数(座)	0.18	城市公共厕所数/城区人口
环境设施	0.25	18	污水处理率(%)	0.42	污水集中处理量/污水排放总量
		19	人均公共绿地面积(m <sup>2</sup> )	0.20	城区公共绿地面积/城区人口
		20	建成区绿化覆盖率(%)	0.20	建成区绿化覆盖面积/建成区面积

资料来源: 作者整理得到。

<sup>①</sup> 在指标层次确立之后, 对同一层次的指标进行两两比较, 依据专家咨询给出的评价构建判断矩阵(通常计算所有专家个体判断矩阵的算术平均数和标准差, 剔除超过平均值两个标准差以上的数据, 再计算算术平均数, 以此作为专家群对这一指标的综合判断信息); 对判断矩阵每一列进行正规化, 并按行加总和作归一化处理, 即求得各指标的相对权重系数; 对判断矩阵进行一致性检验, 如果一致性检验指标满足  $C.I. = (\lambda_{max} - n) / (n - 1) \leq 0.1$ , 表示判断矩阵具有一致性, 据此计算的权重系数是可以接受的, 否则需对判断矩阵进行重新构造。

的变量作为核心解释变量,具体用“投资于城市基础设施的‘民间资本额占总固定资产投资额’的比重”来衡量。此外,笔者将核心解释变量扩展为“国内民间资本参与度”(inpricap)和“国际资本参与度”(outpricap)两个变量,以区分城市基础设施投资中民间资本的不同来源。(2)控制变量。包括人均国内生产总值(capgdp)和人口密度(popden),分别表示城市人均收入水平、城市人口与面积的相对情况。其中,人均国民生产总值(capgdp)具体用各城市 GDP 平减指数(2002 年为基期)计算得到的城市真实 GDP 除以年非农人口数(年初与年末人口数的平均值)来衡量。

3. 数据说明及主要变量的描述性统计。本文研究运用的数据样本包括了 2002 - 2009 年中国 26 个省座城市(其中,由于数据缺失,不包含拉萨市),4 个直辖市和 5 个计划单列市(大连、青岛、深圳、厦门和宁波),一共 35 个城市的相关数据。各变量原始数据主要来源于《中国统计年鉴》(2003 - 2010)、《中国城市建设统计年鉴》(2002 - 2009)、《中国城市统计年鉴》(2002 - 2009)以及《中经网统计数据库》。主要变量的简单描述性统计如表 2 所示。

在表 2 中,笔者对城市基础设施中民间资本总体参与度、国内民间资本参与度和国际资本参与度作了描述性统计。由表 2 中均值可以看到,2002 - 2009 年 35 个大中城市基础设施投资中的民间资本所占份额已超过 72%,这说明城市基础设施建设资金中绝大多数来源于民间资本,而国内资本是这些民间资本的主要组成部分。

#### 四、计量结果及分析

基于上文所得数据,笔者利用动态面板模型的相关回归方法对计量模型进行估计。为了全方位考察民间资本参与度对城市基础设施发展的影响,笔者首先基于全部样本数据对模型(1)进行回归;接着,将 35 个大中城市划分为东部和中西部 2 大区

域,以进一步检验不同地区间的效应差异;最后,区分参与城市基础设施建设民间资本的不同来源,再对模型(2)进行回归。

##### (一)全部地区城市回归结果及分析

表 3 前两列分别是利用混合截面最小二乘法(POLS)、固定效应模型估计法(FE)估计的结果;后五列分别为工具变量二阶段 2SLS、差分广义矩估计法(DIF-GMM)和系统广义矩估计法(SYS-GMM)的估计结果。

从前两列的回归结果可以看到,因变量的滞后项均高度显著(1%的显著性水平下显著),且拟合优度均在 80%以上,可以确定城市基础设施绩效水平滞后项的真实系数应介于 0.470 ~ 0.924 之间。观察后五列的回归结果,不同的回归方法所得到的因变量滞后项系数存在一定差别,除了工具变量估计法和二步差分广义矩估计法(DIF2)所得结果外,其余估计所得因变量的滞后项系数均位于上文确定的真实范围内。对比表 3 第(4)、(6)和(7)列,各变量系数的估计结果无论在正负方向方面,还是在显著性方面均具有较高的一致性。从这三列回归结果的相关检验来看,一步差分广义矩估计(DIF1)、系统广义矩估计(一步估计 SYS1 和二步估计 SYS2)均通过了“模型设定恰当”检验(模型残差序列存在显著的 1 阶自相关,但不存在 2 阶自相关)和 Sargan 检验(p 值大于 0.1),而且两列系统广义矩估计结果也通过了差分 Sargan 检验。考虑到在有限样本下,系统广义矩估计比差分广义矩估计具有明显的优势,故下文笔者主要对表 3 中系统广义矩(SYS-GMM)估计结果进行分析。

观察表 3 第(6) - (7)列回归结果发现:①民间资本参与显著推动了城市基础设施绩效的改进,但这种显著效应仅发生在当期,在滞后期却不显著。这种民间资本参与有益于促进城市基础设施绩效的结果,在一定程度上是对产权理论的一种验证,即私人部门比国有部门在增进绩效上具有天然的优势

表 2 主要变量的描述性统计

变量	变量描述	观察值数	平均值	标准差	最大值	最小值
infper	测得的综合绩效水平	280	1.000	0.435	2.975	0.417
pricap	投资于城市基础设施的民间资本额占总投资额的比重	280	0.726	0.211	1.000	0
inpricap	城市基础设施建设来自于国内的民间资本占总投资额的比重	280	0.705	0.212	1.000	0
outpricap	城市基础设施建设来自于国外资本占总投资额的比重	280	0.021	0.057	0.720	0
capgdp	人均 GDP(元)	280	43205.1	22779.3	124007.8	8050.0
popden	人口密度(人)	280	1423.9	866.3	4397.4	155.0

数据来源:作者计算整理得到。

表 3 民间资本参与度对城市基础设施绩效影响的回归结果

变量	混合截面 OLS 估计 (1)	固定效应模型估计 (2)	工具变量 2SLS 估计 (3)	差分广义矩估计		系统广义矩估计		
				DIF1 (4)	DIF2 (5)	SYS1 (6)	SYS2 (7)	SYS2 (8)
$\ln(\text{infper}_{it-1})$	0.924 *** (44.27)	0.470 *** (3.71)	0.929 *** (39.18)	0.559 *** (4.02)	0.454 *** (19.02)	0.866 *** (11.41)	0.907 *** (16.67)	0.904 *** (16.73)
$\text{pricap}_{it}$	0.0146 ** (2.49)	0.0313 * (1.87)	0.0144 (1.41)	0.0506 * (1.65)	0.0304 *** (3.76)	0.0133 * (1.72)	0.0188 * (1.67)	0.0143 (0.91)
$\text{pricap}_{it-1}$	0.0024 (0.80)	0.0041 (0.25)	0.0341 ** (1.98)	0.0280 (0.86)	0.0409 *** (5.54)	0.0082 (0.46)	0.0027 (1.09)	-
$\ln(\text{capgdp}_{it})$	0.0150 (1.00)	0.191 *** (8.21)	0.0317 * (1.84)	0.207 *** (5.18)	0.257 *** (4.73)	0.0438 ** (2.01)	0.215 * (1.80)	0.728 * (1.78)
$\ln(\text{popden}_{it})$	0.0181 * (1.91)	0.0041 (1.15)	0.0080 (0.74)	0.0227 (0.53)	-0.215 (-1.27)	-0.0042 (-1.21)	0.0258 *** (2.78)	0.0259 *** (2.73)
常数项	0.125 (1.32)	-1.928 *** (-6.98)	-0.392 * (-1.75)	-	-	-0.279 (-0.72)	-0.380 (-1.14)	-0.379 (-1.08)
R <sup>2</sup>	0.94	0.82	0.94	-	-	-	-	-
F 统计量 (Wald 卡方统计量)	785.5 [0.000]	82.9 [0.000]	2835.9 [0.000]	42.09 [0.000]	32.88 [0.000]	1108.35 [0.000]	606.59 [0.000]	450.77 [0.000]
$m_1$	-	-	-	-2.34 [0.019]	-1.99 [0.047]	-2.10 [0.036]	-1.87 [0.062]	-1.87 [0.062]
$m_2$	-	-	-	-0.20 [0.839]	-0.18 [0.855]	-0.02 [0.986]	-0.02 [0.981]	-0.01 [0.993]
Sargan 检验	-	-	-	46.82 [0.318]	30.85 [0.917]	29.58 [0.999]	32.46 [0.996]	25.62 [1.000]
差分 Sargan 检验	-	-	-	-	-	28.16 [0.970]	25.08 [1.000]	30.04 [0.958]
观察值数	245	245	175	210	210	245	245	245

注:1. 因变量为  $\ln(\text{infper}_{it})$ ; 2. 表中圆括号内数据为异方差稳健的 t 统计量,方括号内数据为 p 值或 z 值; 3. \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

(Alchian, 1965; Kornai 和 Weibull, 1983; Boycko 等, 1996; 王宏伟、郑世林等, 2011)。  
 ② 民间资本参与对增进城市基础设施的绩效并未产生显著的长期效应(表 3 第(8)列)。这可能是由贷款仍为近年民间资本参与城市公共基础设施的主要形式决定的。此类贷款是以政府为主体举借的,其目的是为了缓解城建中财政资金紧张问题,但这种来源的资金实质上与政府财政资金并无差别,只不过是当前透支未来财政收入而已。如此,民间资本虽然参与了城市基础设施领域,但并没有改变其国有产权的本质。  
 ③ 经济发展水平有利于促进该城市基础设施发展。这与我们的直观认识是一致的,即一个城市的经济发展水平越高,其基础设施通常也就越完善。当然,如果一个城市拥有较好的基础设施,反过来也会促进经济发展,从而带动城市基础设施的进一步完善。此外,在 SYS1 和 SYS2 回归结果中,人口密度对城

市基础设施发展的影响效应并没有出现一致的显著性和系数正负方向。

(二) 分地区回归结果及分析

表 4 中所列为分地区的回归结果,前三列和后三列分别为基于东部地区城市样本和中西部地区城市样本的回归结果,所用估计方法主要为系统广义矩法(SYS1 和 SYS2)和差分广义矩法(DIF2)。在表 4 中,东部城市和中西部城市各列回归结果均通过了二次差分残差项检验和 Sargan 检验,系统广义矩估计结果也通过了差分 Sargan 检验,这表明模型设定和工具变量的选择均具有合理性。但是,考虑到计量结果的有效性(因变量滞后项的系数是否位于其真实值的合理范围内),笔者仅选择表 4 第(3)列和第(6)列的回归结果进行分析并对比不同地区间的效应差异。

对比表 4 中第(3)列和第(6)列结果,可以看

表 4 分地区民间资本参与对城市基础设施绩效影响的回归结果

变量	东部城市			中西部城市		
	DIF2(1)	SYS1(2)	SYS2(3)	DIF2(4)	SYS1(5)	SYS2(6)
$\ln(\text{infper}_{i-1})$	0.474 <sup>***</sup> (3.05)	0.971 <sup>***</sup> (40.53)	0.899 <sup>***</sup> (19.41)	0.316 <sup>**</sup> (2.36)	0.920 <sup>***</sup> (10.23)	0.814 <sup>***</sup> (5.85)
$\text{pricap}_i$	0.0267 <sup>*</sup> (1.75)	0.0453 <sup>**</sup> (2.09)	0.0479 <sup>*</sup> (1.94)	0.0282(0.63)	-0.0380(-0.86)	-0.0564(-0.81)
$\text{pricap}_{i-1}$	0.00445(0.89)	0.0115(1.21)	0.0218(1.49)	0.0700 <sup>*</sup> (1.95)	0.0413 <sup>**</sup> (2.49)	0.0572 <sup>*</sup> (1.70)
$\ln(\text{capgdp}_i)$	0.242 <sup>***</sup> (3.73)	0.0114 <sup>*</sup> (1.95)	0.0143 <sup>*</sup> (1.87)	0.271 <sup>***</sup> (4.76)	0.0252(1.00)	0.0585(1.43)
$\ln(\text{popden}_i)$	-0.0122(-0.13)	0.0217 <sup>**</sup> (2.43)	0.0198 <sup>***</sup> (3.00)	0.0153(0.73)	0.0298(1.32)	-0.0845 <sup>*</sup> (-1.87)
常数项	-	-0.0432(-0.24)	0.503 <sup>*</sup> (1.65)	-	-0.465(-1.31)	-0.302 <sup>*</sup> (-1.78)
F 统计量( Wald 卡方统计量)	246.87[0.000]	10196.03[0.000]	20416.87[0.000]	677.22[0.000]	1791.76[0.000]	1390.00[0.000]
$m_1$	-2.67[0.008]	-1.95[0.051]	-1.91[0.056]	-2.43[0.015]	-1.76[0.078]	-1.63[0.103]
$m_2$	-1.29[0.195]	-0.86[0.391]	-0.84[0.400]	-1.05[0.293]	-0.91[0.362]	-0.86[0.387]
Sargan 检验	49.96[0.249]	68.57[0.161]	68.57[0.161]	60.10[0.054]	60.33[0.356]	60.33[0.356]
差分 Sargan 检验	11.98(1.000)	13.40[1.000]	13.40[1.000]	10.13[1.000]	12.17[1.000]	12.17[1.000]
观察值数	102	119	119	108	126	126

注:1. 因变量为  $\ln(\text{infper})$ ; 2. 根据 POLS 和 FE 回归结果(表中未给出)东部地区城市基础设施绩效水平滞后项的真实系数应介于 0.321~0.943 之间,中西部地区相关系数介于 0.463~0.807 之间; 3. 其余同表 3。

到:①东部地区因变量滞后项的系数比中西部地区城市的要大,即东部地区城市基础设施发展比中西部地区城市表现出更大的“棘轮效应”。出现这种情况可能的原因是:相比于中西部地区城市,东部地区城市基础设施已建设得更为完善、发展水平更高,城市基础设施在当期所发挥的作用更大程度地依赖之前的基础设施积累。②在东部地区,民间资本参与度的变化在当期对城市基础设施绩效产生了正向显著的影响,而其滞后效应虽然仍为正,却变得不够显著;而在中西部地区,民间资本参与度的变化对城市基础设施绩效产生的正向显著影响却仅发生在滞后期,当期效应不仅为负,而且较不显著。东部地区城市与中西部地区城市出现如此差异,可能是由于民间资本参与这两大类地区城市基础设施所起到的作用不同造成的。相比于中西部地区城市,民间资本参与东部地区城市的基础设施领域后,其作用更多地体现于改进技术、更新设备等方面,而更少地用于拓展或完善某类公共设施方面。很显然,前者比后者具有更短的作用时滞。③东部地区城市人口密度对城市基础设施绩效产生了正向显著影响,而在中西部地区城市却出现相反的效应。可能的原因是,东部地区城市通常拥有相对较完善的基础设施,并且相关资金供给充足,尽管城市化所导致的人口密度增加可能对城市基础设施产生压力,但这却表明了东部地区城市基础设施可以得到更为充分的利用和有效的完善;而中西部城市通常面临着比东部城市更“硬”的“基础设施约束”(已有基础设施积累和相关资金供给),故中西部地区城市人口密度增

加产生了与东部地区城市相迥异的效应状态。

### (三) 区分资本不同来源的回归结果及分析

笔者利用差分广义矩法(DIF1 和 DIF2)和系统广义矩法(SYS1 和 SYS2)对模型(2)进行回归,并将结果列于表 5 中,以区分国际资本参与和国内民间资本参与对城市基础设施绩效产生的影响差异。结果显示:

第一,国内民间资本参与增进了中国城市基础设施的绩效。从表 5 中各列结果可以看到,国内民间资本参与度每提高 1 个百分点,在当期可显著地促进城市基础设施绩效水平改进 0.021%~0.040%;但在滞后期,国内民间资本参与度却未对城市基础设施绩效的改进产生一致显著的效应。这说明,国内民间资本参与中国城市基础设施建设后,在一定程度上缓解和克服了在国有完全垄断基础设施经营下效率低下、管理落后等问题,从而提高了中国城市基础设施的绩效水平。

第二,国际资本参与可能会更大程度地提高城市基础设施的绩效水平。由表 5 所列结果可以看到,尽管国际资本参与度的系数比国内民间资本参与度的更大,但其并不显著。可能的解释是,国际资本进入中国城市基础设施领域后,专业投资商带来了国外先进的技术和经营管理经验,在推动中国基础设施绩效改进方面有更大的优势。但在目前,进入中国基础设施领域的国际资本所占比例仍然较小,而且这些为数不多的资金大都被赋予较强的功利性(没有显著经济效益的项目,很难受到国际资本的青睐),在相应监管机制缺失的情况下,这部分

表 5 国际和国内民间资本参与度对城市基础设施绩效影响的回归结果

变量	DIF1 ( 1)	DIF2( 2)	SYS1( 3)	SYS2( 4)
inpricap <sub>it</sub>	0.0322 <sup>*</sup> ( 1.95)	0.0401 <sup>**</sup> ( 2.00)	0.0205 <sup>*</sup> ( 1.67)	0.0297 <sup>*</sup> ( 1.81)
inpricap <sub>it-1</sub>	0.0334( 1.11)	0.0105( 1.26)	-0.0026( -0.90)	0.0163( 1.45)
outpricap <sub>it</sub>	0.0780( 1.11)	0.0818( 1.60)	0.0869( 1.29)	0.129( 1.56)
outpricap <sub>it-1</sub>	0.0023( 0.04)	0.0010( 0.60)	0.0383( 0.75)	0.0062( 0.03)
ln( infper <sub>it-1</sub> )	0.408 <sup>**</sup> ( 2.16)	0.469 <sup>*</sup> ( 1.97)	0.903 <sup>***</sup> ( 19.70)	0.907 <sup>***</sup> ( 14.02)
ln( capgdp <sub>it</sub> )	0.279 <sup>***</sup> ( 6.31)	0.275 <sup>***</sup> ( 5.27)	0.0234( 1.31)	0.0160( 0.70)
ln( popden <sub>it</sub> )	-0.185( -1.48)	-0.230( -1.46)	0.0233 <sup>**</sup> ( 2.51)	0.0223 <sup>**</sup> ( 2.17)
常数项	-	-	-0.382( -1.51)	-0.319( -1.07)
F( Wald 卡方) 统计量	259.13( 0.000)	159.97( 0.000)	4189.94[0.000]	1748.14( 0.000)
m <sub>1</sub>	-2.13[0.033]	-1.95[0.051]	-1.99[0.047]	-1.85[0.064]
m <sub>2</sub>	-0.24[0.810]	-0.15[0.880]	-0.01[0.990]	-0.04[0.970]
Sargan 检验	26.70[1.000]	26.70[1.000]	25.97[1.000]	25.97[1.000]
差分 Sargan 检验	-	-	26.37[1.000]	26.37[1.000]
观察值数	210	210	245	245

注:1. 因变量为 ln( infper) ;2. 其余同表 3。

资金在增进城市基础设施绩效方面的作用难免是不明显的。此外,一些地方政府将国际资本引入城市基础设施建设领域,其实仅是招商引资的一种形式,这就决定了政府并不太关注外资对增进城市基础设施绩效的作用,而是更关注外资带来的政绩效益。政府目标如此“异化”,最终也会削弱国际资本参与对城市基础设施发展的促进作用。

### 五、稳健性检验

为了保证检验结果的稳健性,一方面,笔者将时间虚拟变量( dum 2005) 引入到基准模型( 式( 1) ) 中,以控制 2005 年“非公 36 条”的出台可能引起回归结果的结构变化;另一方面,笔者将基准模型中因变量用其一阶差分形式替代,以考察民间资本参

与度对城市基础设施绩效的直接影响,所得回归结果列于表 6 中。结果显示:

第一,虚拟变量( dum 2005) 对城市基础设施绩效的影响效应为正,但并不显著。这说明,2005 年中国政府出台的“非公 36 条”在一定程度上扫除了民间资本进入基础设施领域的制度障碍,但并未在增进城市基础设施绩效方面起到显著作用。对比表 6 中第( 3) 列与表 3 中第( 7) 列的估计结果,笔者还发现,在实证模型中引入时间虚拟变量后,并未使核心解释变量的回归结果( 系数方向和显著性) 发生明显变化,这说明前文所得实证结论具有可信性。

第二,民间资本参与度在当期显著推动了城市基础设施绩效的变化,但其滞后期该效应并不

表 6 稳健性检验结果

	因变量: ln( infper <sub>it</sub> )			因变量: Δ ln( infper <sub>it</sub> )	
	DIF2( 1)	SYS1( 2)	SYS2( 3)	FE_ROB( 4)	FE_TW( 5)
ln( infper <sub>it-1</sub> )	0.347 <sup>**</sup> ( 2.22)	0.921 <sup>***</sup> ( 17.62)	0.918 <sup>***</sup> ( 15.65)	-	-
pricap <sub>it</sub>	0.0361 <sup>*</sup> ( 1.85)	0.0279 <sup>**</sup> ( 2.12)	0.0185 <sup>*</sup> ( 1.78)	0.0396 <sup>**</sup> ( 2.53)	0.0281 <sup>**</sup> ( 1.98)
pricap <sub>it-1</sub>	0.0137( 1.24)	0.0117( 1.02)	0.0089( 0.95)	0.0072( 0.42)	0.0021( 0.67)
ln( capgdp <sub>it</sub> )	0.139 <sup>***</sup> ( 2.87)	0.0208( 0.81)	0.0214( 0.86)	0.0277( 1.05)	0.0407 <sup>**</sup> ( 1.99)
ln( popden <sub>it</sub> )	-0.0008( -0.01)	0.0195 <sup>**</sup> ( 2.05)	0.0198 <sup>**</sup> ( 2.24)	-0.0293( -0.74)	-0.0190( -0.37)
dum2005 <sub>t</sub>	0.0172( 0.71)	0.0334( 1.09)	0.0316( 1.30)	-	-
常数项	-	-0.296( -0.91)	-0.344( -1.05)	-0.502( -0.29)	0.807 <sup>***</sup> ( 3.17)
组内 R <sup>2</sup>	-	-	-	0.172	0.352
F( Wald 卡方) 统计量	65.15( 0.000)	567.31( 0.000)	739.09[0.000]	6.03[0.000]	5.19[0.000]
m <sub>1</sub>	-1.63[0.104]	-2.11[0.035]	-1.94[0.052]	-	-
m <sub>2</sub>	-0.03[0.978]	-0.03[0.974]	-0.01[0.990]	-	-
Sargan 检验	30.96[0.945]	23.74[1.000]	23.74[1.000]	-	-
差分 Sargan 检验	-	26.77[0.961]	26.77[0.961]	-	-
观察值数	210	245	245	210	210

显著,这与前文利用动态模型回归所得实证结论相印证。

## 六、结论及政策启示

民间资本参与是否增进了中国城市基础设施绩效?本文运用中国35个大中城市2002-2009年面板数据进行实证研究,最终得到了如下几点结论:①民间资本参与度的变化在当期显著推动了城市基础设施绩效的改进,但并未产生显著的长期效应。②不同地区的效应存在一定程度的差异:在东部地区,民间资本参与度的变化仅在当期对城市基础设施绩效产生了正向显著的影响;而在中西部地区,民间资本参与度的变化对城市基础设施绩效产生的正向显著的影响却仅存在于滞后期。③国内民间资本的参与显著增进了城市基础设施的绩效水平,而国际资本参与可能更能促进城市基础设施绩效水平的提高,但通常并不显著。

以上结论使我们全面认识了民间资本参与城市基础设施领域所带来的效果,同时也给我们提供了诸多重要启示。第一,应进一步放松和规范民间资本的市场准入规制,以吸引更多民间资本参与到城市基础设施领域中去,提升其增进绩效的作用。第二,强化对有民间资本进入,特别是有国际资本进入的城市公共事业产品的定价与质量的监管。因为,有效的监管可以为维护投资者和消费者两方面的利益提供可信承诺,对于吸引长期民间资本以满足对充足可靠的基础设施服务的需求是十分重要的(世界银行,2004)。第三,加快转变民间资本进入基础设施领域的方式,即由传统政府举债为主的方式逐渐向附带经营管理权的多元化投资方式转变。

### 参考文献

- [1] Andres, L., Foster, V. and Guasch, L.. The Impact of Privatization on the Performance of the Infrastructure Sector, The Case of Electricity Distribution in Latin American Countries [M]. World Bank Policy Research Working Paper 2006, No. 3936.
- [2] Andres, L.. The Impact of Privatization on Firms in the Infrastructure Sector in Latin American Countries. University of Chicago Dissertation, 2004.

- [3] Clarke, G., Kosec, K. and Wallaten, S.. Has Private Participation in Water and Sewerage Improved Coverage? Empirical Evidence from Latin America [J]. Journal of International Development, 2009(21): 327-361.
- [4] Crampes C, Estache A.. Regulating Water Concessions: Lessons from the Buenos Aires Concession [M]. Public Policy for the Private Sector, World Bank: Washington DC, 1996.
- [5] Estache, A. and Rossi, A.. How Different is the Efficiency of Public and Private Water Companies in Asia? [J]. World Bank Economic Review, 2002(16): 139-148.
- [6] Fink, C., Mattoo, A. and Rathindran, R.. An Assessment of Telecommunications Reform in Developing Countries [J]. Information Economics & Policy, 2003(15): 443-466.
- [7] Kirkpatrick, C. and Parker, D.. Domestic Regulation and the WTO: the Case of Water Services [J]. World Economy, 2005(28): 1491-1508.
- [8] Wallsten, J.. An Econometric Analysis of Telecom Competition, Privatization and Regulation in Africa and Latin America [J]. Journal of Industrial Economics, 2001(49): 1-19.
- [9] Zhang, Y., Parker, D. and Kirkpatrick, C.. Competition, Regulation, and Privatization of Electricity Generation in Developing Countries. Does the Sequencing of the Reforms Matter? [J]. Quarterly Review of Economics and Finance, 2005(45): 358-379.
- [10] Andres, L., Foster, V. and Guasch, L.. Private Participation in Infrastructure in the Latin American Region [M]. World Bank, 2007.
- [11] 洪觉民. 供水行业的改革要像“公交优先”一样强调公益性 [J]. 城镇供水, 2010(1): 17-18.
- [12] 胡一帆, 宋敏, 张俊喜. 竞争、产权、公司治理三大理论的相对重要性及其交互关系 [J]. 经济研究, 2005(9): 49-60.
- [13] 王宏伟, 郑世林和吴文庆. 私人部门进入对中国城市供水行业的影响 [J]. 世界经济, 2011(6): 84-99.
- [14] 郑世林. 市场竞争还是产权改革提高了电信业绩效 [J]. 世界经济, 2010(6): 118-139.
- [15] 周耀东, 余晖. 政府承诺缺失下的城市水务特许经营——成都、沈阳、上海等城市水务市场化案例研究 [J]. 管理世界, 2005(8): 58-64.

### 作者简介

苑德宇,男,1981年生,安徽省宿州市人。2010年6月毕业于厦门大学获经济学博士学位,现为中国社会科学院财经战略研究院财政研究室助理研究员、博士后。研究方向为财税理论与政策、区域经济理论。

(责任编辑:周晶)