

政府公共投资、地区经济增长与效应差异

——基于我国省级面板数据的经验分析

苑德宇 陈 工

内容提要:本文构建一个包含民间经济、地方政府等主体在内的内生增长模型,考察了公共投资对经济增长的影响机制。理论分析表明,地区均衡经济增长率与公共政策之间的关系并不明确。基于我国省级面板数据进行经验分析,结果表明:公共投资在当期显著地促进了经济增长,而在滞后期却一致、显著地抑制了经济增长;在长期中,我国公共投资对经济增长的总体影响并不明显,但区域间存在较大差异,即东部地区公共投资显著抑制了经济增长,而中、西部地区的该效应却相反。

关键词:公共投资 地区经济增长 系统广义矩法

作者简介:苑德宇,中国社会科学院财政与贸易经济研究所助理研究员、博士后, 100836;

陈 工,厦门大学研究生院副院长,厦门大学财政系教授、博士生导师, 361005。

中图分类号:F812.45 文献标识码:A 文章编号:1002-8102(2011)12-0037-09

一、引言

公共投资是用于提供并形成公共资本的资金支出行为,主要表现为政府建立和改善公共基础设施而进行的投资活动。在市场经济体制下,政府不能在微观层次上直接介入企业的活动领域,其进行的公共投资活动仅被限定于公共领域。然而,公共投资能否带动经济增长、能在多大程度上带动经济增长,一直备受关注。

Aschauer(1989)利用总量生产函数,将公共投资作为劳动和私人资本之外第三类投入要素,对美国的公共投资与经济增长及生产率之间的关系进行实证分析,指出公共投资支出比公共消费支出对私人产出的影响较大;核心公共基础设施如高速公路、电力设施等的生产性最强,教育基础设施次之。Munnell(1990a,1990b)、Easterly 和 Rebelo(1993)等也利用了美国相关数据进行了实证研究,并得到与 Aschauer(1989)相似的结论。Berndt 和 Hansson(1992)利用瑞典的时间序列数据实证分析,认为公共投资增加会减少私人部门的成本,从而刺激生产扩张带来经济增长。Demetriades 等(2000)利用 12 个 OECD 国家的面板数据分析,认为在短期内公共基础设施对产出和经济增长的回报率较低,但从长期来看却具有较高的回报率。Moreno 等(2002)构建了公共基础设施与生产成本之间关系的局部静态均衡模型,并利用西班牙的制造业数据进行实证分析,结果显示,无论在短期还是在长期,公共投资对于降低生产成本提高生产率都是有贡献的。Mamatzakis(2007)基于利润函数构建测量公共投资回报率的理论框架并对全要素生产率进行分解,利用墨西哥的产业数据进行实证分析,认为公共基础设施具有生产性,会产生逐渐递减的利润回报。

Evan 和 Karras(1994)利用美国 48 个州 1970—1986 年的面板数据进行分析,结果表明,政府当前的教育支出对私人生产具有显著的促进作用,而公共投资却无明显作用;就整体而言,政府支

出在统计上对经济产出具有显著负作用。Devarajan 和 Zou(1996)对 43 个发展中国家的 20 年数据进行实证研究,发现政府公共资本性支出和人均增长率存在负相关关系;并指出如果生产性支出被过度使用就会变成非生产性的,发展中国家过度的公共投资是不当的。Ghali(1998)基于突尼斯时间序列数据,利用协整技术考察了公共投资对私人资本构成和经济增长的长期影响,结果显示,在短期内公共投资对私人投资具有负面影响,在长期中公共投资对私人投资 and 经济增长都具有负面影响。

综上,学术界对公共投资经济增长效应问题的判断存在较大差异,具体表现在以下两个方面:一是基于发达国家,如美国、西班牙等数据的研究较多地认为公共投资能促进经济增长,而基于发展中国家的相关研究则主要认为公共投资对经济增长并无显著作用,甚至有负作用;二是虽然研究同一国家(地区),但基于实证方法和数据不同,所得结论却可能相反。因此,要准确判断公共投资与经济增长之间的关系,不仅要考虑地区差异因素,还要选择合理的研究方法和数据。本文将在内生经济增长理论的基础上考察公共投资对地区经济增长的影响机制,并构建动态实证模型,利用我国省级面板数据对公共投资的经济增长效应进行经验分析,以厘清我国公共投资和经济增长之间的现实关系。

二、理论分析

在本部分中,我们将基于 Barro(1990)提出的内生经济增长理论,构建相应理论模型,以考察公共投资对经济增长的影响机制。

假设总体经济中存在一个中央政府和 N 个地方政府,其中,中央政府负责制定统一经济政策,如主要税收政策。对于每一个地方政府,它们都奉行平衡预算准则,利用所得税为公共投资筹资。令所得税税率为 τ ,该税率由中央政府制定,各地方政府一致执行。由此,在 t 时,任意一个地方政府 i 的预算约束方程式可写为:

$$GI_{it} = \tau Y_{it} \quad (1)$$

其中, GI 和 Y 分别为公共投资和产出。

假设每个地方政府辖区内的物质生产部门均利用私人资本(K_{it})和公共投资(GI_{it})进行生产,且生产函数满足如下 Cobb-Douglas 生产函数形式:

$$Y_{it} = A_i K_{it}^\alpha GI_{it}^\gamma, \alpha + \gamma = 1 \quad (2)$$

其中, A_i 为除公共资本以外其他因素带来的技术进步或技术效率,在地区 i 中为常数; $\alpha > 0$ 和 $\gamma > 0$ 分别为私人资本与公共投资的产出弹性。

将式(1)代入式(2)后化简,整理得到人均产出(y_{it})的表达式:

$$y_{it} = A_i^{\frac{1}{1-\gamma}} k_{it}^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} \tau^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} \quad (3)$$

其中, k 为单位劳动私人资本存量。

物质生产部门的产出用于消费、私人资本积累、税收和折旧等方面。这样,每个地方政府辖区内人均私人资本的积累满足下列关系式:

$$\dot{k}_i = (1 - \tau)y_{it} - c_{it} - \delta k_{it} \quad (4)$$

其中, δ 是常数,表示私人资本的折旧率; c 为代表性个体的消费。

地方政府辖区内的代表性个体,在政府决策、初始资本(k_0)和初始消费(c_0)给定条件下,在式(4)约束下,选择消费(c_{it})和私人资本(k_{it})以实现其一生效用最大化。在此,我们采用跨期不变替代弹性效用函数:

$$\max_{c_{it}, k_{it}} U = \int_0^\infty \frac{c_{it}^{1-\sigma}}{(1-\sigma)} e^{-\rho t} dt \quad (5)$$

其中, $\rho > 0$ 为贴现因子; $\sigma > 0$ 为消费跨期替代弹性的倒数。利用汉密尔顿函数求解上述最优化问题,得到一阶最优条件为:

$$c_i^{-\sigma} = \lambda_i e^{\rho t} \tag{6}$$

其中, λ 为共态变量, 表示私人资本的影子价格。由 λ 的运动方程, 可以得到:

$$\frac{\dot{\lambda}_i}{\lambda_i} = \delta - (1 - \tau) A_i^{\frac{1}{1-\gamma}} \tau^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} \tag{7}$$

当经济达到平衡增长状态(BGP)时, 各地区的代表性个体的消费和人均产出以相同的增长率变动。设 φ_i 为地区 i 经济处于平衡增长状态时的增长率, 则有:

$$\frac{\dot{y}_i}{y_i} = \frac{\dot{c}_i}{c_i} = \varphi_i \tag{8}$$

把式(8)代入式(6)中, 化简得到:

$$\frac{\dot{\lambda}_i}{\lambda_i} = -\sigma\varphi_i - \rho \tag{9}$$

进一步地, 联立式(7)和式(9), 有:

$$\varphi_i = \frac{[(1 - \tau) A_i^{\frac{1}{1-\gamma}} \tau^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} - \rho - \delta]}{\sigma} \tag{10}$$

由式(10)可以看到, 地区平衡增长率与其公共政策之间的关系并不明确。一方面, 公共投资作为投入要素进入私人部门生产函数中, 公共投资水平的提升会带来私人部门产出增长率的增加; 另一方面, 平衡增长率又负相关于税率, 这是因为, 税收为公共投资融资时, 税率的提高不仅降低了私人资本的回报率, 而且减少了私人资本积累。结合式(10)和式(1), 可以证明: 当中央政府制定的所得税税率为 $\tau^* = \gamma$ 时, 平衡增长率达到最大值。

此外, 还需要注意的是, 上述分散经济的平衡增长路径与当经济中存在善意社会计划者时有所差异。实际上, 一个社会计划者, 在约束条件 $\dot{k}_i = y_i - c_i - \delta k_i - g_i$ 下, 最大化式(5), 有:

$$\varphi_i = \frac{[A_i^{\frac{1}{1-\gamma}} \tau^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} - \rho - \delta]}{\sigma} \tag{11}$$

比较式(10)和式(11), 显然可以发现, 分散经济的竞争性均衡是无效率的, 即社会计划者经济可以获得一个更高的地区平衡增长率。这是因为, 在新的约束条件下, 社会计划者没有宣布所得税情况, 使得在分散经济中被忽略的税收外部效应在社会计划者经济中被内生化了, 从而扩大了私人资本积累。

三、经验分析

在上文中, 我们利用理论模型分析了作为私人部门生产要素的公共投资对经济增长的影响, 但结果表明, 两者之间关系并不明确。以下, 我们将以我国现实数据为基础对其进行经验分析。

(一) 实证模型设定与估计方法选择

考虑到现实中的经济增长是一个动态过程, 即一个地区的经济增长速度不仅与当前因素有关, 而且还受过去因素的影响。在此, 我们构建动态面板数据模型, 以考察公共投资对经济增长的影响:

$$y_{it} = \beta y_{it-1} + \gamma g_{it} + \xi' Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{12}$$

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; y 代表经济增长速度; g 代表公共投资水平; Z 表示除公共投资变量之外的其他解释变量和控制变量组成的向量; μ_i 为地区效应, 用于控制不可观测因素对因变量的影响; ε_{it} 为随机误差项。

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(只要 $s < t$ 时, y_{it-s} 与 u_{it} 相关)出现; 同时, 前文理论分析表明公共投资与经济增长之间具有双向影响关系, 这也可能引发解释变量的内生性问题。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。为了有效地克服上述情况给方程估计所带来的问题, 根据一般经验做法, 选用工具变量法(IV)及

广义矩法(GMM)对方程进行估计将会得到较为一致的估计结果。

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,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结果。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,从而使得估计时出现偏误。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,^①有效性更高(Blundell, Bond 和 Windmeijer, 2000)。

(二)变量与数据

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>yr</i>	203	10.51	2.97	2.59	27.67
<i>gi</i>	203	17.49	6.36	8.01	34.36
<i>pi</i>	203	26.19	10.68	10.33	65.45
<i>gdp</i>	203	6939.28	5815.39	1470.02	36180.91
<i>hum</i>	203	7.71	1.04	4.80	11.15
<i>trdp</i>	203	32.02	41.24	3.47	174.94
<i>urb</i>	203	15.67	7.81	6.37	48.71

资料来源:作者计算整理得到。

1. 因变量与解释变量。因变量选取能较好反映我国省级经济增长速度的指标——人均产出增长率(*yr*);相应地,反映公共投资水平的解释变量选取公共投资比率(*gi*)指标。^②其中,前者用各省真实人均产出(以 1995 年不变价格)增长率乘以 100 衡量;后者用各省公共投资额占该地区产出的比重乘以 100 衡量。

2. 其他解释变量及控制变量。(1)私人投资比率(*pi*):与公共投资比率相类似,用各省的私人投资额占地区产出的比重乘以 100 衡量,用于反映私人资本积累的相应影响。(2)经济发展水平(*mgdp*):用各省真实人均产出(以 1995 年不变价格)5 年移动平均值表示,用于捕获省际间可能存在的经济收敛效应(郭庆旺等, 2009)。(3)人力资本水平(*hum*):用各省人均受教育年限表示,用于衡量各省的人力资本情况。(4)外贸依存度(*trdp*):用各省的对外贸易总额占该地区产出的比重乘以 100 表示,它与人力资本指标共同控制技术因素对经济增长的影响。(5)劳动城镇化度(*urb*):用各省城镇就业人口数占该地区人口总数的比重乘以 100 衡量,用于捕捉城市化进程、产业结构调整及劳动力市场情况的影响。(6)政策虚拟变量(*dum02*):用于获取我国 2002 年所得税制改革给各省经济增长带来的结构性变动,设定 2002 年以后各年份为 1,其余年份为 0。

以上各变量的时间跨度均为 1995—2008 年,^③原始数据来源于《中国统计年鉴》、《中国固定资产投资统计年鉴》和《中经网统计数据库》等。除政策虚拟变量外,其余变量的样本数据主要取自我国 29 个省、自治区和直辖市^④的相关统计资料,并以自然对数形式进入模型。主要变量的统计性描述见表 1 所示。

(三)计量结果及分析

① 在有限样本情况下,差分 GMM 的估计系数相对于系统 GMM 会出现下偏(downward bias)。

② 公共投资数据处理及获得方法详见陈工、苑德宇(2009)。

③ 各变量均取 2 年(连续)算术平均值作为观察样本。

④ 西藏因部分数据资料缺失,将其舍弃;四川与重庆数据合并处理。

在图1中,我们给出了全国层次以及东部地区、中部地区和西部地区省份^①的公共投资与经济增长之间关系的散点图。从图中可以直观看到,去除其他因素后,基于全国层次考察,公共投资与经济增长之间关系极其微弱;基于东部、中部和西部地区省份的考察,公共投资与经济增长之间分别存在负相关、正相关和正相关关系。这说明,公共投资对经济增长影响可能存在区域性差异。下面,我们将基于实证模型(12),利用相关回归方法,对公共投资与经济增长之间的关系作进一步估计和分析。^②

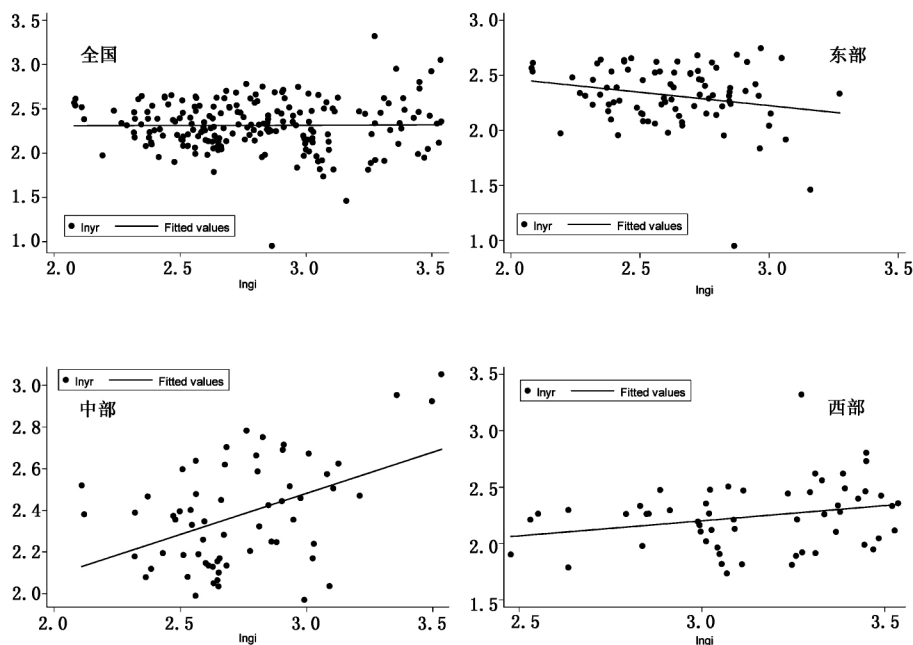


图1 各经济区域中公共投资与经济增长之间关系:散点图

先考察全国层次公共投资对经济增长的影响。在表2中,我们给出了相应回归结果,其中,前两列分别是混合截面最小二乘估计(POLS)和固定效应模型估计结果,后四列是差分广义矩估计(DIF-GMM)和系统广义矩估计(SYS-GMM)结果。从前两列的回归结果看,公共投资率及滞后项、私人投资率等指标的估计系数均显示了较强的稳健性;两列因变量滞后项的估计系数均高度显著,并界定人均产出增长率的真实系数应该处于0.342~0.523之间。从第(3)列和第(4)列的估计结果来看,各变量系数大小、方向和显著性方面并无较大差别,且人均产出增长率滞后项系数均介于上述真实值范围内,这说明了无论是一步差分广义矩估计(DIF1)还是二步差分广义矩估计(DIF2)所得结果均具有较强的一致性。此外,差分广义矩估计的Arellano-Bond AR(1)和AR(2)检验结果显示,模型残差序列均存在显著1阶自相关但不存在2阶自相关,即模型设定可取;相应地,Sargan检验结果显示了工具变量选择的有效性。在系统广义矩估计结果中,虽然第(5)列和第(6)列均通过了二次差分残差项(AR(2))检验、Sargan检验及差分Sargan检验,但在二步系统广义矩估计(SYS2)中,因变量1阶滞后项系数超出了其真实值的范围。因此,我们认为一步系统广义矩估计(SYS1)获得了比SYS2更为一致的估计结果。

① 东部地区包括北京、上海、天津、山东、辽宁、河北、江苏、浙江、福建、广东、广西、海南12省市;中部地区包括吉林、黑龙江、内蒙古、山西、河南、安徽、湖北、湖南、江西9省;西部地区包括了陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、云南、贵州、四川(重庆)8省市。

② 在实证模型中加入了私人投资率变量,以控制公共投资通过挤进私人投资而产生的经济增长效应。

表 2 公共投资的经济增长效应:基于全国层次

	混合截面 OLS 估计 (1)	固定效应 模型估计 (2)	差分广义矩估计		系统广义矩估计		
			DIF1 (3)	DIF2 (4)	SYS1 (5)	SYS2 (6)	SYS1 (7)
$\ln(yr_{t-1})$	0.523*** (9.24)	0.342*** (5.09)	0.357*** (4.38)	0.382*** (4.19)	0.456*** (5.74)	0.528*** (6.32)	0.494*** (4.94)
$\ln(gi_u)$	0.271*** (2.67)	0.283*** (3.02)	0.412** (1.97)	0.503* (1.79)	0.316* (1.65)	0.244* (1.86)	-0.028 (-0.42)
$\ln(gi_{t-1})$	-0.284** (-2.51)	-0.334*** (-3.60)	-0.362** (-2.06)	-0.423** (-2.42)	-0.217 [‡] (-1.50)	-0.323** (-2.17)	—
$\ln(pi_u)$	0.263* (1.81)	0.252* (1.94)	0.237** (2.16)	0.252*** (2.64)	0.123* (1.69)	0.172* (1.77)	0.153** (2.07)
$\ln(mgdp_u)$	-0.105 (-0.94)	0.082 (0.70)	-0.135 (-1.11)	-0.072 (-0.28)	0.230** (1.98)	0.145 [‡] (1.50)	0.064 (0.30)
$\ln(hum_u)$	0.570* (1.92)	0.418*** (2.75)	1.604*** (2.80)	1.047* (1.73)	0.092 (0.72)	-0.067 (-0.31)	-0.102 [‡] (-1.46)
$\ln(trdp_u)$	-0.059 (-0.98)	-0.052 (-0.67)	-0.130 (-1.11)	-0.083 (-0.54)	-0.137** (-2.04)	-0.075 (-0.83)	-0.082 (-1.21)
$\ln(urb_u)$	-0.150** (-2.45)	-0.018 (-0.21)	-0.008 (-0.05)	-0.070 (-0.46)	0.124 (1.12)	-0.160* (-1.85)	0.131 [‡] (1.42)
$dum02_u$	0.132*** (5.63)	0.201*** (4.12)	0.092** (2.00)	0.103*** (3.29)	0.204*** (4.17)	0.137*** (3.62)	0.179*** (4.05)
R ²	0.80	0.82	—	—	—	—	—
F 统计量	30.18 [0.000]	18.90 [0.000]	—	—	—	—	—
m ₁	—	—	[0.028]	[0.012]	[0.019]	[0.037]	[0.016]
m ₂	—	—	[0.394]	[0.390]	[0.617]	[0.742]	[0.601]
Sargan 检验	—	—	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
差分 Sargan 检验	—	—	—	—	[0.264]	[0.315]	[0.278]
观察值数	174	174	145	145	174	174	174

注:①“***”、“**”、“*”和“[‡]”分别表示在 1%、5%、10%和 20%的显著性水平下显著。②表中“()”内数据为异方差稳健的 t 统计量; “[]”内数据为 p 值。③在同方差假设条件下,用 Sargan 统计量来检验矩条件是否存在过度识别,原假设为差分 GMM 工具变量为正确的,在表中汇报了 p 值;差分 Sargan 检验是用来验证系统 GMM 估计所施加的额外的工具变量(水平方程)的有效性,在表中也给出了对应的概率值。④m₁ 和 m₂ 分别代表 Arellano-Bond AR(1)和 AR(2)的检验统计量,用于考察一次差分残差序列是否存在一阶和二阶自相关,其原假设为不存在自相关。

观察第(3)、(4)和(5)列的回归结果发现:(1)当期公共投资率的变动对人均产出增长率变化有一致、显著的正效应,但滞后期公共投资率的相应效应却变为负。公共投资的经济增长效应之所以出现上述跨期变化,可能的原因是:在当期,公共投资仅为一种特殊形式的固定资产投资,与私人投资相类似(当期私人投资率的弹性系数显著为正),是拉动需求、促进经济增长的一个有效途径;然而,当前公共投资增加,意味着未来税负将加重,根据“李嘉图等价”定理,私人部门会在未来缩减消费水平,可能导致公共投资在滞后期对经济增长有抑制作用。从长期看来,公共投资对经济增长的促进作用并不明显。(2)政策虚拟变量系数显著为正。这说明了,2002 年中央地方所得税分享制度改革对经济增长有明显的积极作用。这可能因为,所得税划归中央后,更合理地分配了中央和地方的财政收入,从而强化了政府公共产品的配置效率。(3)私人投资率的系数一致显著为正;经济发展水平、人力资本水平、外贸依存度及劳动城镇化度等指标的系数估计结果,在上述各列间呈现一定差异。

接着,我们分别就东、中和西部地区省份数据对公共投资与经济增长之间关系进行回归,并从区域间差异的角度分析之。

表 3 公共投资经济增长效应的 GMM 估计结果:基于东部地区省份

	DIF1 (1)	DIF2 (2)	DIF2 (3)	DIF2 (4)	SYS1 (5)	SYS1 (6)
$\ln(yr_{t-1})$	0.442*** (5.58)	0.498*** (6.19)	0.531*** (6.42)	0.410*** (4.68)	0.506*** (6.37)	0.533*** (7.64)
$\ln(gi_{it})$	0.294 [‡] (1.62)	0.250** (2.47)	-0.177 [‡] (-1.58)	0.214** (2.33)	0.162 [‡] (1.44)	-0.114 [‡] (-1.60)
$\ln(gi_{t-1})$	-0.347 [‡] (-1.46)	-0.473*** (-2.88)	—	-0.350* (-1.70)	-0.308** (-2.11)	—
$\ln(pi_{it})$	0.343** (2.45)	0.460** (2.61)	0.276*** (3.14)	0.320** (2.08)	0.254*** (2.49)	0.273* (1.89)
$\ln(mgdpi_{it})$	-0.050 (-0.71)	0.034 (0.28)	0.082 (0.63)	—	0.212* (1.81)	0.089 (0.78)
$\ln(hum_{it})$	1.531* (1.98)	-0.078 (-0.56)	-0.073 (-0.37)	—	-0.102 (-0.51)	-0.232 (-1.08)
$\ln(trdpi_{it})$	-0.252 [‡] (-1.60)	-0.069 (-0.10)	-0.052 (-0.08)	—	-0.144* (-1.67)	-0.212*** (-2.82)
$\ln(urb_{it})$	0.118 [‡] (1.44)	0.237** (2.06)	0.141* (1.89)	—	-0.062 (-0.52)	-0.032 (-0.17)
$dum02_{it}$	0.140*** (3.09)	0.072 [‡] (1.51)	—	0.162*** (4.21)	0.109*** (3.66)	0.129** (2.25)
m_1	[0.033]	[0.040]	[0.048]	[0.037]	[0.042]	[0.038]
m_2	[0.767]	[0.845]	[0.820]	[0.756]	[0.792]	[0.750]
Sargan 检验	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
差分 Sargan 检验	—	—	—	—	[0.191]	[0.226]
观察值数	60	60	60	60	72	72

注:利用混合截面 OLS 估计和固定效应估计得到模型(12)中因变量滞后项的系数分别为 0.492 和 0.323;其余同表 2。

表 3 是对东部地区的估计结果。表中前四列采用的是差分广义矩估计(DIF1 和 DIF2),后两列是系统广义矩估计(SYS1 和 SYS2),结果显示,与表 2 中相似,公共投资率的变动在当期对人均产出增长率的影响作用显著为正,而在滞后期变为负;不同的是,在东部地区,后者的弹性系数的绝对值一致地大于前者,即滞后期公共投资对经济增长有更大的抑制作用。通过第(3)列和第(6)列回归,进一步证明了东部地区公共投资的变动对该地区经济增长的总体效应为负,这与前文散点图(图 1)所描述的结果相一致。对于其他变量,私人投资率的提高对本地区的经济增长有显著促进作用;外贸依存度提高抑制了本地区的经济增长,但并非一致显著;政策虚拟变量对本地区经济增长亦具有显著的促进作用。此外,各列回归结果均通过了二次差分残差项(AR(2))检验和 Sargan 检验,系统广义矩估计(SYS1 和 SYS2)结果也通过了差分 Sargan 检验;第(1)列、第(2)列和第(5)列因变量滞后项的估计系数高度显著,且均处在其真实值的合理范围(0.323~0.492)内,这说明了表中回归结果具有一致性。

表 4 给出了中部地区和西部地区的主要回归结果。在表中,我们主要采用了 DIF1 和 SYS1 两种估计方法。表中各列的回归模型亦均通过了残差序列的相关性检验(AR(2))和矩条件过度识别检验(Sargan 检验和差分 Sargan 检验),这说明了模型设定及工具变量的选择均具有合理性。

表 4 公共投资经济增长效应的 GMM 估计结果:基于中部和西部地区省份

	中部地区			西部地区		
	DIF1 (1)	SYS1 (2)	SYS1 (3)	DIF1 (4)	SYS1 (5)	SYS1 (6)
$\ln(yr_{t-1})$	0.306** (2.43)	0.467*** (4.17)	0.470*** (4.12)	0.263*** (3.95)	0.420*** (4.92)	0.428*** (5.04)
$\ln(gi_{it})$	0.397*** (2.85)	0.336** (2.32)	0.139** (2.08)	0.470* (1.84)	0.387*** (3.12)	0.121* (1.99)
$\ln(gi_{t-1})$	-0.213** (-2.08)	-0.250* (-1.96)	—	-0.242 [‡] (-1.55)	-0.290** (-2.02)	—
$\ln(pi_{it})$	0.301*** (2.71)	0.194 [‡] (1.60)	0.136** (2.14)	0.101*** (2.70)	0.243*** (3.17)	0.181* (1.94)
$\ln(mgdp_{it})$	-0.016 (-0.08)	-0.082 [‡] (-1.51)	-0.048* (-1.82)	-0.484* (-1.85)	-0.060 (-0.27)	0.074 (0.42)
$\ln(hum_{it})$	0.156 (1.22)	0.260* (1.78)	0.211* (1.44)	1.072 (0.31)	0.537*** (2.71)	0.480** (2.03)
$\ln(trdp_{it})$	-0.108 (-0.99)	0.052 (0.49)	0.070 (1.06)	0.142*** (2.44)	0.006 (0.02)	0.013 (0.50)
$\ln(urb_{it})$	0.019 (0.42)	0.040 (0.71)	0.138* (1.82)	0.156 [‡] (1.44)	-0.062 (-0.53)	-0.039 (-0.25)
$dum02_{it}$	0.094* (1.85)	0.130 [‡] (1.38)	0.145*** (3.22)	0.282*** (2.71)	0.323*** (3.64)	0.264** (2.52)
m_1	[0.020]	[0.009]	[0.016]	[0.028]	[0.017]	[0.018]
m_2	[0.680]	[0.890]	[0.944]	[0.782]	[0.674]	[0.691]
Sargan 检验	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
差分 Sargan 检验	—	[0.49]	[0.389]	—	[0.334]	[0.359]
观察值数	45	54	54	40	48	48

注:基于中部地区省份数据,利用混合截面 OLS 估计和固定效应估计得到模型(12)因变量滞后项的系数分别为 0.484 和 0.301,基于西部地区省份数据回归得到上述系数分别为 0.433 和 0.270;其余同表 2。

通过观察表 4 中回归结果,并与前文东部地区所得结论对比,发现:(1)从系数的显著性水平来看,因变量的滞后项、公共投资率当期及滞后项、私人投资率等指标的估计系数均在限定的显著性水平下显著,这与前文基于全国层次的回归结果(表 2)和东部地区省份的回归结果(表 3)相类似。但从系数大小比较来看,中部地区因变量滞后项系数相对大于西部地区的,而东部地区该回归系数又相对大于中部和西部地区的,即经济增长的路径依赖性(或“棘轮”效应)呈现东、中、西依次递减排列。之所以出现这种趋势,可能与我国地区产业结构差异有关,相比于中、西部地区,东部地区的资本密集型和技术密集型产业较多,当期的经济产出较高程度地依赖前期资本投入和技术研发,即经济增长表现出较强的跨期依赖性。(2)当期公共投资率增加对人均产出增长率的作用为正,而滞后期该作用为负,这与基于全国层次和东部地区省份所得回归结果相同。但比较当期和滞后期公共投资率系数大小时发现,前者大于后者,即在中部和西部地区,公共投资均在总体上促进了该地区的经济增长,且在长期中,中部和西部地区公共投资对经济增长贡献相差不大(前者为 0.26,后者为 0.21)。之所以出现中、西部地区公共投资的经济增长效应与东部地区之间不一致,可能的原因有两个方面:第一,从地方来看,中、西部地区经济发展水平落后于东部地区,致使地方政府主导的投资水平要明显低于东部地区,这也使得中、西部地区公共投资在推动经济增长方面显得更具效率。第二,中央财政收入主要来源于各地区的税收贡献,然而,财政用于公共工程项目的资金却没

有完全遵循地区税收贡献分配,即实际出现了地区间的公共投资形式的收入转移支付。当上述区间转移支付明显出现时,中、西部地区 and 东部地区相同的数额的公共投资所承担的税负成本,前者要比后者小。(3)中、西部地区的私人投资均显著推动了经济增长,与东部地区相同。但从私人投资对经济增长的贡献来看,中、西部地区小于东部地区。

四、结论与政策启示

本文在内生经济增长理论的基础上,构建了一个包含民间经济、地方政府等主体的理论模型,考察了公共投资对经济增长的影响机制。然后,基于我国 29 个省、自治区和直辖市的相关面板数据,利用动态模型及相关回归方法对我国公共投资的经济增长效应进行了经验分析,并对东、中和西部各地区间效应差异做了比较。

理论分析结果表明,地区平衡增长率与其公共政策(所得税)之间的关系并不明确,即公共投资既可以作为投入要素提升私人部门产出增长率;也可以作为税负抑制私人资本积累。经验分析结果显示,无论在全国层次,还是各地区层次上,当期的公共投资行为均显著地促进了经济增长,而滞后期该项行为却又显著地抑制了经济增长。从长期而言,全国层次的公共投资对经济增长的影响并不明显,且各地区间公共投资的经济增长效应存在较大差异。在东部地区,公共投资显著抑制了经济增长;而在中部和西部地区,公共投资的作用却相反。此外,经验分析结果还表明,地区经济增长的“棘轮”效应呈现东、中、西依次递减态势;私人投资是推动经济增长的重要力量;2002 年的所得税分税制改革无论在东部地区还是中、西部地区均显著地刺激了经济增长。

鉴于以上研究结论,为维稳经济和统筹区域发展,我国政府应在保持公共投资合理规模、完善公共投资机制的基础上,在今后的公共投资中重点进行区域结构调整,即努力提高中、西部地区公共投资在全国公共投资总量中的比重。

参考文献:

1. 陈工、苑德宇:《我国公共投资挤占私人投资了吗?》,《财政研究》2009年第12期。
2. 郭庆旺、贾俊雪等:《中央财政转移支付与地区经济增长》,《世界经济》2009年第12期。
3. Arellano and Bover, Anther Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, Vol 68, 1995, pp 29-52.
4. Aschauer, D. A., Does Public Capital Crowd out Private Capital?. *Journal of Monetary Economics*, Vol 24, 1989, pp 171-188.
5. Barro, R., Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, Vol 98, 1990, pp 103-125.
6. Baltagi, B., *Econometric Analysis of Panel Data*, Hoboken, USA: John Wiley & Sons Ltd, 2005.
7. Berndt, E. and Hansson, B., Measuring the Contribution of Public Infrastructure Capital in Sweden. *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol 94, 1992, pp 151-168.
8. Blundell, Bond and Windmeijer, Estimation in Dynamic Panel Data Models: Improving on the Performance of the Standard GMM Estimator. In B. Baltagi. (eds.), *Non-stationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, *Advances in Econometrics*, Vol 15, 2000, pp 53-91.
9. Devarajan, S. and Zou, H., the Composition of Public Expenditure and Economic Growth. *Journal of Monetary Economics*, Vol 37, 1996, pp 313-344.
10. Demetriades p. and Theofanis P. Mamuneas T., Intertemporal Output and Employment Effects of Public Infrastructure Capital; Evidence from 12 OECD Economics. *The Economic Journal*, Vol 110, 2000, pp 687-712.
11. Easterly, W. and Rebelo, S., Fiscal Policy and Economic Growth; an Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics*, Vol 32, 1993, pp 417-458.
12. Evans and Karras, Are Government Activities Productive? Evidence from a Panel of U. S. States. *The Review of Economics and Statistics*, Vol 76, 1994, pp 1-11.
13. Ghali, K. H., Public Investment and Private Capital Formation in a Vector Error-Correction Model of Growth. *Applied Economics*, Vol 30, 1998, pp 837-844.
14. Mamatzakis, C., An Analysis of the Impact of Public Infrastructure on Productivity Performance of Mexican Industry. CESifo Working Paper, NO. 2099, 2007.
15. Moreno, López-Bazo and Artis, Public Infrastructure and the Performance of Manufacturing Industries: Short-and Long-Run Effects. *Regional Science and Urban Economics*, Vol 32, 2002, pp 97-121.
16. Munnell Alicia, How Does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance? in A. Munnell (ed.): *Is There a Shortfall in Public Capital Investment?* Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1990b.
17. Munnell Alicia, Why Has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment. *New England Economic Review*, Vol 2, 1990a, pp 3-22.

责任编辑:南 强