

我国公共投资挤占私人投资了吗？

——基于动态面板数据模型的实证分析

陈 工 苑德宇

公共投资是我国促进区域经济发展最重要的政策工具之一。早在 20 世纪 80 年代中期,我国政府就大力推行以增加必要基础设施为主要目的的公共投资政策。事实证明,这次公共投资在改善投资环境、鼓励和吸引私人投资方面起到了重要作用。时隔 20 余年,为应对美国“次贷”危机的冲击,我国政府为维稳经济于 2008 年底再次出台了加大公共投资的政策。尽管此次以扩大国内居民消费需求为主要目的,但作为拉动经济增长的重要组成——投资需求所受影响亦不容忽视。因此,在当前背景下,厘清公共投资和私人投资关系对于政府制定合宜的经济政策具有重要的现实意义。

到目前为止,国内外学者对公共投资与私人投资关系的研究并未得到一致的结论。其主要原因有二:其一是研究角度单一,大部分学者仅从公共资本的生产性(productivity)角度对公共投资与私人投资的关系进行剖析,而其他研究角度则相对较少;其二是不同文献所采用的公共资本的样本数据差异较大。本文试图从理论分析出发,构建反映私人投资与公共投资关系的动态面板模型,并利用我国 29 个省、自治区和直辖市 1994—2007 年相关面板数据进行经验检验,以期对公共投资与私人投资之间关系作准确判断。

一、理论框架

我们考虑 Argimon 等(1997)和 Lopez(2001)给出的世代交叠模型。假定经济中的人口规模不变,并以代际交叠的形式存在。每个代表性个体都生存两期:在第 1 期,他在劳动力市场提供 1 单位劳动获得工资收入,在向政府缴纳税收并留有一定储蓄后,其余的用于消费;在第 2 期,他消费第 1 期的储蓄及利息收入。这样有:

$$c_t^1 = w_t - \tau_t - s_t \quad (1)$$

$$c_{t+1}^2 = (1+r_{t+1})s_t \quad (2)$$

其中, c_t^1 和 c_{t+1}^2 分别为代表性个体在年轻 t 期和年老 $t+1$ 期的消费; w_t 为工资率, τ_t 为政府向个人年轻时的征税, s_t 为储蓄, r_{t+1} 为个体在老年时的利率。对于政府,税收收入用于公共支出,即政府消费和公共投资两个方面。

代表性个体的效用函数由下式给出:

$$U = \phi(c_{gt})\lambda \ln(c_t^1) + (1-\lambda)\ln c_{gt} + \frac{1}{1+\rho} [\lambda \ln(c_{t+1}^2) + (1-\lambda)\ln c_{gt+1}] \quad (3)$$

其中, c_g 为政府消费, λ 为代表性个体对私人消费的相对偏好, ρ 为折现率; $\phi[\cdot]$ 是用于获取私人消费 c 和政府消费 c_g 之间是互补还是替代关系的函数^①。

在约束条件(1)和(2)下,我们选择储蓄 s_t , 最大化代表性个体一生的效用 U , 有:

$$s_t = \xi(w_t - \tau_t) \quad (4)$$

其中, 参数 $\xi = 1/[1+(1+\rho)\phi] > 0$ 。

对于厂商,我们假定在每个时期 t , 社会生产均使用了私人资本 K 、公共资本 K 以及劳动 L 进行三种要素并按照 Cobb-Douglas 生产函数进行,即社会生产函数为:

$$Y_t = A K_t^\alpha G_t^\beta L_t^{1-\alpha-\beta} \quad (5)$$

其中, A 为规模报酬参数; $\alpha, \beta (> 0)$ 分别为私人资本和公共资本在社会生产中的贡献比例,且 $\alpha + \beta < 1$ 。社会产品用于政府消费或私人消费以及公共投资或私人投资。

为简便考虑,我们把式(5)转化为单位劳动生产函数形式,并设定私人资本和公共资本在每一期会完全折旧。这样就有:

$$y_t = A i_t^\alpha i_{gt}^\beta \quad (6)$$

其中, y_t 为第 t 期单位劳动产出; i_t 和 i_{gt} 分别为 t 期私人投资和公共投资。

如果要素市场是完全竞争的,最大化厂商的利润,就有:

$$1+r_t = \alpha A i_t^{\alpha-1} i_{gt}^\beta = \alpha \frac{Y_t}{i_t} \quad (7)$$

$$w_t = (1-\alpha-\beta) A i_t^\alpha i_{gt}^\beta = (1-\alpha-\beta)y_t \quad (8)$$

根据 Walras 定理,经济的竞争性均衡条件为:

$$i_t = \xi[(1-\alpha-\beta)y_t - \tau_t] \quad (9)$$

$$\tau_t - \sigma_t = \tilde{c}_{gt} + \tilde{i}_{gt} \quad (10)$$

在这里, (9) 式为资本市场均衡条件; (10) 式为政府预算约束条件, 其中, σ_t 为在 t 期中央政府和地方政府之间收入转移净额^②, \tilde{c}_{gt} 和 \tilde{i}_{gt} 分别表示地方税收收入用于政府消费和公共投资的部分; 政府消费和公共投资的价格均单位化为 1。

把 (10) 式代入 (9) 式, 并利用厂商利润最大化的条件, 我们得到私人投资的表达式为:

$$i_t = \frac{\xi}{\xi} \frac{[\alpha(c_{gt} + i_{gt}) + \alpha^2 y_t]}{(1-\beta)(1+r_t) - \alpha} \quad (11)$$

其中, $c_{gt} = \tilde{c}_{gt} + \gamma \sigma_t$, $i_{gt} = \tilde{i}_{gt} + (1-\gamma)\sigma_t$, γ 表示政府间收入转移净额 σ 中固定用于政府消费的比例。

这样, 我们可以根据 (11) 式, 把私人投资表达式写为简单的函数形式, 即:

$$i_t = i(y_t, i_{gt}, c_{gt}, r_t) \quad (12)$$

在 (12) 式中, 私人投资正相关于单位劳动产出水平, 负相关于利率。然而, 政府消费对于私人投资的影响却是不明确的, 这是因为, 政府用于非生产性消费支出增加就要求对居民征收更多的税, 从而挤占私人的消费或储蓄, 当政府消费与私人消费为互补, 即 $\phi' > 0$ 时, 私人投资减少; 反之, 私人投资则可能增加。公共投资对私人投资的影响亦是可正可负。这是因为, 一方面, 与政府消费相类似, 公共投资作为公共支出的一部分, 它的扩张同样要求居民税负加重, 从而挤占私人投资或消费; 另一方面, 公共投资对私人投资还存在一个弥补效应 (complementary effect), 即公共基础设施增加会提高私人投资的生产率, 从而刺激了私人投资。我们把 (12) 式写为线性函数形式, 并作为本文经验分析的理论框架。

二、实证模型设定与回归方法

(一) 实证模型设定。

在上文的理论分析中, 由于代际之间时间较长, 故假定资本完全折旧具有一定的合理性, 然而, 在利用连续的年份数据进行分析时, 却要考虑资本对私人投资的影响。但考虑到一个地区的私人资本存量可能与该地区产出之间存在强相关性, 因此, 我们用人均产出作为私人资本的代理变量; 又考虑到固定资产的投资周期往往大于 1 年, 且前后期之间具有持续性, 故我们把基准实证模型设定为动态形式:

$$\ln(p_{it}) = \delta_0 + \delta_1 \ln(p_{i,t-1}) + \delta_2 \ln(g_{it}) + \delta_3 \ln(y_{it}) + \delta_4 \ln(gc_{it}) + \delta_5 \ln(rr_{it}) + \delta_6 dum98_{it} + c_i + \mu_{it} \quad (13)$$

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; 因变量 $\log(p_{it})$ 为地区人均私人投资的对数; 自变量 $\log(g_{it})$ 为地区人均公共投资的对数; $\ln(y)$, $\ln(gc)$ 和 $\ln(rr)$ 分别为地区人均产出、人均政府消费和利率的对数; $dum98$ 为政策虚拟变量; c_i 为个体异质性, 用于描述各地区不可观测因素对私人投资的影响; μ_{it} 为随机误差项。

(二) 回归方法介绍。

由本文所构建的实证模型 (13) 式可以看到, 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 (只要 $s < t$ 时, $\ln(p_{it})_{t-1}$ 与 u_{it} 相关) 的出现; 同时, 考虑到在理论模型中, 误差项可能存在移动平均过程, 传统地依靠带有固定效应或随机效应模型的 OLS 回归, 会造成估计系数有偏 (Biased)。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 DIF-GMM 估计量有限样本的特性较差, 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 DIF-GMM 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, SYS-GMM 比 DIF-GMM 估计的偏差更小^③, 有效性更高 (Blundell, Bond & Windmeijer, 2000)。

三、变量与数据

(一) 公共投资和私人投资。

从已有文献来看, 学者们对我国的公共投资或公共资本界定并不一致。国际货币基金组织将公共资本项目划分为固定资产购置、储备的购置以及政府的资本性转移 (胡乐亭等, 1999)。吴国权等 (2003) 认为, 公共投资是政府在基础设施和公共服务领域中的投资, 其形成的资本为公共资本。陈志国 (2005) 将政府预算内和预算外的资本性支出作为公共投资, 包括基本建设、流动

资金、改造资金、地质勘探、支农支出等项目。然而,根据他们定义所获公共投资的数据涉及大量估算,从而大大降低了可靠性。

观察《中国统计年鉴》、各地方统计年鉴以及《中国固定资产投资年鉴》给出数据发现,我国各省、自治区、直辖市全社会固定资产投资按国民经济行业可划分为农林牧渔业、采矿业、建筑业、房地产业、交通运输和仓储业、地质勘探和水利管理业、煤气水电生产和供应业、制造业、教育文化艺术和广播电视业、科学研究和综合服务业、卫生体育和社会福利业、金融业、国家机关和社会团体等 18 类。其中,交通运输和仓储、地质勘探和水利管理、煤气水电生产和供应、教育文化艺术和广播电视、科学研究和综合服务、卫生体育和社会福利、国家机关和社会团体等行业固定资产投资具有公共性,作为公共投资(GI)^④,其余行业的全社会固定资产投资之和作为私人投资(PI)。根据公共投资所形成资本的功能性质不同,可进一步将公共投资分为生产性公共投资(PGI)和社会性公共投资(SGI),其中,生产性公共投资包括交通运输和仓储、地质勘探和水利管理、煤气水电生产和供应等行业的投资;社会性公共投资包括教育文化艺术和广播电视、科学研究和综合服务、卫生体育和社会福利、国家机关和社会团体等行业的投资,用 gi 、 pi 、 pgi 和 sgi 分别表示公共投资、私人投资、生产性公共投资和社会性公共投资的人均形式。

(二)其他变量。

利率(rr)用中国人民银行公布的 2 年期存款利率^⑤描述;人均政府消费(gc)用人均政府行政事业费支出作为代理变量;人均产出(y)用人均国内生产总值表示;政策虚拟变

表 1

主要变量的统计性质

变量	观察值数	均值	标准差	最大值	最小值
pi	406	2401.10	2504.19	12601.78	203.55
gi	406	1370.91	1043.05	6931.46	148.29
y	406	8466.83	6733.08	47931.05	1527.48
gc	406	48.55	27.78	162.21	9.42
rr	406	4.08	3.27	11.70	1.51

资料来源:经作者计算整理得到。

量($dum98$)设定 1998 年以后年份为 1,其余年份为 0^⑥。

(三)数据的来源、处理及变量描述。

本文是用全国 29 个省、自治区和直辖市^⑦1994—2007 年公共投资与私人投资相关数据进行分析。其原始数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国固定资产投资年鉴》、《中国区域经济年鉴》相关年份,以及中经网统计数据库、中国人民银行网站等。对于以现价表示各名义变量,均使用相应的价格指数将其调整为真实值,其中,对于公共投资、私人投资数据采用了各省相应年份的固定资产投资价格指数进行了调整;对于政府消费和利率,利用居民消费价格指数进行调整;各省产出均为以不变价格计算的真实值。各价格指数均选择 1994 年为基期。表 1 给出了主要变量的描述统计。

四、估计结果及分析

基于上文数据,我们利用动态面板数据模型的相关回归方法,对(13)式进行估计,具体结果如表 2 所示。

表 2 中第(1)列和第(2)列分别报告了混合截面最小二乘估计(POLS)和固定效应估计(FE)的结果。我们发现,固定效应估计所得因变量滞后项的系数(0.735)小于 POLS 回归得到的相应系数(0.907);

公共资本项在这两次估计中表现出强不稳定性,即在 POLS 回归中公共资本对私人资本有显著的挤出效应(系数为-0.037,在 5%的显著性水平下显著),而在 FE 回归中公共资本对私人资本的影响则为正,且不显著;其他自变量回归系数的符号与前文的理论预期基本相符。

第(3)—(7)列分别报告了工具变量估计、差分广义矩(DIF-GMM)估计和系统广义矩(SYS-GMM)估计得到的回归结果,其中,DIF-GMM 估计和 SYS-GMM 估计分别给出了一步和二步的回归结果。可以看到,第(3)—(5)列因变量滞后项的估计系数相差不大,均集中在 0.698 左右;相比之下,第(6)、(7)列因变量滞后项的估计系数变化较大(分别为 0.975 和 0.837)。第(4)列一步差分广义矩估计(DIF1)和第(5)列二步差分广义矩估计(DIF2)所得自变量的回归系数表现出较强一致性,其中,公共投资对私人投资的影响均为挤进(挤进效应均大于 0.1,且在 5%的显著性水平显著);其他变量系数的大小、方向和显著性也较相似(利率项除外)。比较第(6)列一步系统广义矩估计(SYS1)和第(7)列二步系统广义矩估计(SYS2)的回归结果,公共投资项的系数相同(均为 0.073),利率一致显著地挤出了私人投资,而产出项、政府消费项在这两种估计方法中差异较大。此外 DIF-GMM 估计和 SYS-GMM 估计

表 2

公共投资对私人投资影响的回归结果

估计方法 变量	混合截面 OLS 估计(1)	固定效应 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)
$\ln(pi_{it-1})$	0.907*** (11.76)	0.735*** (15.50)	0.698*** (17.09)	0.697*** (11.97)	0.699*** (10.03)	0.975*** (26.87)	0.837*** (13.61)
$\ln(gi_{it})$	-0.037** (-1.79)	0.151 (1.12)	0.013** (2.27)	0.106** (1.72)	0.142** (2.04)	0.073** (2.29)	0.073*** (3.72)
$\ln(y_{it})$	0.023 (0.64)	0.604*** (6.87)	0.644*** (8.16)	0.182*** (5.80)	0.522*** (5.23)	-0.126 (-0.50)	0.194* (1.57)
$\ln(gc_{it})$	-0.053*** (-2.50)	-0.252*** (-4.58)	-0.243*** (-5.01)	-0.348*** (-3.79)	-0.294** (-1.92)	-0.059 (-0.50)	-0.046 (-0.59)
$\ln(rr_{it})$	-0.181*** (-4.17)	-0.071 (-0.29)	-0.059** (-2.03)	0.010 (0.39)	-0.040 (-0.73)	-0.175*** (-4.38)	-0.179*** (-2.73)
$dum98_{it}$	-0.120 (-0.98)	-0.116 (-0.91)	-0.076** (-1.97)	0.015 (0.38)	0.025 (0.51)	-0.095 (-0.93)	-0.106 (-1.23)
cons	0.178 (1.00)	-4.735*** (-7.17)	-4.812*** (-8.66)	-	-	0.361* (1.55)	-0.059 (-1.10)
R ²	0.978	0.947	0.948	-	-	-	-
F统计量	3207.68	2063.09	5.07	-	-	-	-
m ₁	-	-	-	[0.001]	[0.003]	[0.001]	[0.004]
m ₂	-	-	-	[0.274]	[0.243]	[0.130]	[0.143]
Sargan 检验	-	-	-	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
差分 Sargan 检验	-	-	-	-	-	[0.137]	[0.137]
观察值数	377	377	348	348	348	377	377

注:①“***”、“**”和“*”分别表示在 1%、5%和 10%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。

表 3

社会性或生产性公共投资对私人投资影响的 SYS-GMM 估计结果

变量	SYS1(1)	SYS2(2)	SYS1(3)	SYS2(4)	SYS1(5)	SYS2(6)
$\ln(pi_{it-1})$	0.971*** (21.47)	0.865*** (9.86)	0.943*** (27.48)	0.844*** (10.78)	0.960*** (28.84)	0.827*** (11.52)
$\ln(sgi_{it})$	-0.014 (-0.62)	0.025 (0.85)	-0.025 (-0.80)	0.036 (1.04)	-	-
$\ln(pgi_{it})$	0.021** (1.95)	0.089*** (2.69)	-	-	0.028** (1.70)	0.106*** (2.54)
$\ln(y_{it})$	0.023* (1.52)	0.172*** (2.93)	0.073* (1.45)	0.244** (2.22)	0.074* (1.43)	0.119** (1.79)
$\ln(gc_{it})$	0.003 (0.12)	0.096 (1.04)	0.005 (0.22)	0.004 (0.16)	0.001 (0.12)	0.005 (0.34)
$\ln(rr_{it})$	-0.125*** (-4.29)	-0.089*** (-2.93)	-0.123*** (-4.16)	-0.122*** (-3.11)	-0.121*** (-4.32)	-0.098** (-2.17)
$dum98_{it}$	-0.043 (-1.22)	-0.018 (-0.36)	-0.027 (-0.79)	-0.021 (-0.52)	-0.032 (-0.99)	-0.028 (-0.70)
cons	0.189 (0.93)	-0.241 (-0.77)	0.381** (1.77)	0.408 (0.66)	0.333* (1.45)	-0.224 (-0.36)
m ₁	[0.001]	[0.006]	[0.001]	[0.003]	[0.001]	[0.005]
m ₂	[0.156]	[0.130]	[0.134]	[0.143]	[0.132]	[0.144]
Sargan 检验	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
差分 Sargan 检验	[0.163]	[0.163]	[0.211]	[0.211]	[0.190]	[0.190]
观察值数	377	377	377	377	377	377

注:同表 2。

均通过了 Arellano-Bond 二阶自相关检验和 Sargan 过度识别检验,且 SYS1 和 SYS2 也均通过了系统广义矩估计额外工具变量有效性的检验。下文,按 SYS2 所给估计结果进行分析。^④

表 2 第(7)列的回归结果显示,在短期内,公共投资挤进了私人投资,即一个地区公共投资水平每提高 1%就会显著地提高当地私人投资 0.073%;在长期中,该挤进效应更大,为 $0.448(=\frac{0.073}{1-0.837})$ 。私人投资正相关于人均产出,这说明地区的经济发展或私人资本存量与私人投资间存在着显著“螺旋”上升的趋势。此外,政府消费增加并未对私人投资产生显著影响;作为投资的机会成本,存款利率增加会显著地抑制私人投资;政策虚拟变量对私人投资影响也不显著。

为了进一步判断公共投资对私人投资影响是否存在结构性差异,我们实证考察了社会性公共投资和生产性公共投资与私人投资的关系。其相应的 SYS-GMM 回归结果如表 3 所示。

从表 3 中回归结果我们发现,生产性公共投资显著地挤进了私人投资,且此结论在表中相关回归中表现得相当稳健;社会性公共投资与私人投资的相关性在 SYS1 和 SYS2 回归中并不一致,且均不显著;产出项、政府消费项、利率项及政策虚拟变量对私人投资影响效应的方向、显著性与表 2 中第(7)列回归结果并无较大差别。由此判断,公共投资挤进私人投资的现象,并非发生在所有公共投资领域,而是仅存在于生产性公共投资中。相比而言,社会性公共投资相对于私人投资却已经处于“饱和”状态。

社会性公共投资对私人投资的影响之所以呈现“饱和”,可能的原

因主要有三个方面:(1)经济结构的制约。目前我国粗放型经济仍占主导地位,政府用于公路、机场、能源供应等生产性公共基础设施的投资对于直接增加私人投入、促进经济发展作用是不言而喻的;相比之下,以扩大人力资本为目的的教育、医疗卫生等社会性公共投资的作用则略显微弱。(2)社会性公共投资的消费性。例如政府投资于教育基础设施方面,由于人力资本形成具有有时滞性,使得政府投资活动在开始一段时间内只表现为消费活动,又因政府部门的资金来源于私人部门,这样,政府的投资增加就表现出了挤出私人投资和消费的倾向。(3)社会性公共资本利用效率低下。近年来,我国教育、医疗卫生等社会性公共基础设施有了较大幅度的改善,但由于“上学难”、“看病贵”、“公共卫生设施即建即废”等现象普遍存在,致使私人部门花费在教育、医疗、卫生等方面的支出实际上并未减少,相反,政府用于这些方面的投资投入却通过税收渠道挤占了私人投资或消费。

五、结论与政策启示

本文通过世代交叠理论构建了反映私人投资与公共投资之间关系的动态面板模型,并利用我国 29 个省、自治区、直辖市 1994—2007 年的相关面板数据进行经验检验。结果显示,我国公共投资在总体上显著挤进了地方私人投资;但不同性质的公共投资对私人投资的影响效应却存在差异,即生产性公共投资成为挤进私人投资的主要成分,而社会性公共投资对私人投资挤进挤出作用却不明显。

基于以上分析,在当前全球经济危机的大背景下,我国政府要有

效地扩大内需、维稳经济,不仅要加大公共投资力度,同时要对公共投资结构作合理调整,将政府的投资方向集中于对私人投资有挤进作用的生产性公共投资上。

参考文献(略)

作者单位:厦门大学财政系
(责任编辑 刘静武)

①设定 $\phi(0)=1$;当 $\phi'>0$ 时,政府消费和私人消费是互补关系,反之则为替代关系。

②当中央政府对某地区的转移支付额与投资额之和大于该地方政府上缴中央的收入时, $\sigma<0$;反之,则 $\sigma>0$ 。此外,假定在任意 t 期,均有 $\sum_i \sigma_i=0$ 。

③在有限样本的情况下,DIF-GMM 的估计系数相对于 SYS-GMM 来说存在下偏(downward bias)的情况。

④虽然这些行业中有一部分已经有了民间投资进入,但公共部门仍为这些行业的投资主体,且投资最终形成公共资本。在本文中,我们将这些行业的民间投资亦归入公共投资部分。

⑤1994—2007 年间,我国对人民币 2 年期存款利率进行了 16 次调整。本文采用的利率为加权的利率水平,即某年度内利率有变动的,按照不同利率水平在该年度内使用的月份数进行加权。

⑥我国在 1997 年后开始推行积极的财政政策,同时加大公共投资力度。

⑦西藏因部分数据资料缺失,故将其舍弃;四川和重庆合并考虑。

⑧由于固定效应估计(FE)倾向于低估因变量滞后项的系数,而混合截面最小二乘估计(POLS)则倾向于高估其系数,合理的自变量滞后项系数的估计结果应该介于这两种方法所得结果之间(Bond et al, 2001)。据此判断,本文合理回归结果中因变量滞后项系数应介于 0.735 和 0.907 间。比较表 2 第(3)—(7)列因变量滞后项的估计系数,很容易发现,除 SYS2 外,其他方法所得的估计值均超出这一范围。因此, SYS2 为更为有效的估计。