

地市级地区间基本建设公共支出的相互影响<sup>\*</sup>

尹 恒 徐琰超

内容提要: 本文考察中国地市级地区间基本建设公共支出相互影响的机制和特征, 主要包括溢出效应和竞争效应。由于地市级基本建设支出的正外部性, 溢出效应使得相邻地区基本建设支出间负相关; 由于中国特有的地方官员激励结构, 地区间经济增长的竞争会导致基本建设公共支出正相关。本文使用中国地市级地区 2002—2005 年数据检验这两个影响渠道。经验分析发现了溢出效应和竞争效应存在的证据。

关键词: 溢出效应 标尺竞争 空间计量 外部性

## 一、引言

地区间公共支出会相互影响。理论文献中讨论得比较充分的影响渠道包括外部性和财政竞争 (Wilson, 1999)。正外部性带来的溢出效应使得某地区公共支出的效果惠及周边地区 (Gordon, 1983), 这些地区的该项支出会相应减少。地方政府间财政竞争包括吸引流动生产要素的经济竞争 (例如 Keen and Marchand, 1997), 或者政府官员寻求晋升或连任的政治竞争 (例如标尺竞争, 参见 Besley and Case, 1995)。为了提高本地区的经济绩效, 地方政府间公共支出政策会相互模仿或参照。

Case et al. (1993) 提供了地区间公共支出相互影响的开创性经验研究。他们使用美国州的预算数据估计了一个支出决定方程, 发现美国各州的人均公共支出存在显著正相关关系。此后, 国外检验地方政府间财政政策互动的经验文献迅速发展起来。例如, Figlio et al. (1999) 讨论了地方财政的福利支出; Saavedra (2000) 讨论了地方财政对家庭的补助支出; Revelli (2003) 估计了地方财政的环境和文化支出; Baicker (2005)、Borck et al. (2006) 分析了地方财政总支出; Lundberg (2006) 分析了地方财政的娱乐支出。最近国内学者也开始讨论地方政府间公共支出的经验关系。李永友和沈坤荣 (2008) 用 1995 年和 2005 年的省级数据, 发现基本建设支出在 1995 年没有显著的相互影响, 而在 2005 年则具有了显著且稳健的策略互补。王守坤和任保平 (2008) 发现中国省级政府在财政行为方面存在着显著的策略性行为 and 正向相关性。李涛和周业安 (2009) 用 1999—2005 年中国省级数据讨论了省级政府间的支出竞争。

本文就中国地市级地区间基本建设公共支出的相互影响展开经验和理论分析, 试图深入考察不同的影响机制及其特征。论文提出一个契合中国地方政府决策环境的政治经济模型, 讨论基本建设公共支出的溢出效应和地方政府间竞争效应。论文使用中国地市级地区 2002—2005 年的数据, 运用 Kelejian & Prucha (1998, 1999) 提出的、对中型和大样本而言更加稳健的广义空间两阶段最小二乘法 (GS2SLS) 方法, 并定义独特的相邻矩阵以分析和检验这两种影响渠道。经验分析发现了显著的溢出效应和竞争效应, 存在标尺竞争的同省地区间基本建设公共支出正相关, 地理相邻地

<sup>\*</sup> 尹恒、徐琰超, 北京师范大学经济与工商管理学院, 邮政编码: 100875, 电子信箱: yheng@bnu.edu.cn。感谢国家自然科学基金 (项目号: 70773010) 和国家社会科学基金重大项目 (项目号: 06&ZD014) 的资助。也感谢匿名评审人的宝贵建议。当然, 文责自负。

区间基本建设支出则负相关。

论文第二部分建立理论模型;第三部分讨论经验模型与估计方法;第四部分介绍数据和经验分析结果;第五部分总结全文。

## 二、基本建设支出相互影响的简单模型

下面尝试在一个综合了政治经济和内生增长模型的框架中,讨论地方基本建设公共支出相互影响的渠道及性质。设经济中包括两个同质的地区  $i$  和  $-i$ 。每个地区政府和居民的决策按照 leader-follower 结构:地方政府先确定现期财政政策;本地居民在给定政策下进行生产、消费和储蓄决策,以最大化其预期终生福利;地方政府选择财政政策时纳入了本地居民的决策。<sup>①</sup>

首先考虑代表性地区  $i$  的政策选择。根据中国的垂直管理体制,设地区  $i$  政策由地方官员(本文指地方主要负责人)确定,他们主要对上级负责。<sup>②</sup>经济增长是上级考核下级官员政绩的核心内容,经济增长绩效相对突出的官员获得提拔(Li and Zhou 2005)。也就是说,同一上级管辖的地方官员间存在着针对经济增长率的标尺竞争(周黎安(2007)称之为“晋升锦标赛”)。借鉴 Besley & Case(1995),将地方官员的目标设定为最大化其升迁概率,后者不仅取决于本地的经济增长表现,还取决竞争对手地区的增长率。具体地,地区  $i$  的官员的优化问题为:

$$\max_{\eta_i} \Pr[\Omega(\eta_i, \eta_{-i}) > \varepsilon_i] \quad (1)$$

$\eta_i$  表示地区  $i$  的经济增长率,  $\eta_{-i}$  为竞争对手地区的增长率。 $\varepsilon_i$  服从于期望为 0, 方差为  $\theta^2$  的正态分布。为简便,设  $\Omega(\eta_i, \eta_{-i}) = \beta_0 + \beta_1 \eta_i + \beta_2 \eta_{-i}$  为线性函数,<sup>③</sup>从而:

$$\Pr[\Omega(\eta_i, \eta_{-i}) > \varepsilon_i] = \Phi\left(\frac{\beta_0 + \beta_1 \eta_i + \beta_2 \eta_{-i}}{\theta^2}\right) \quad (2)$$

$\Phi(\cdot)$  为正态分布的分布函数。设  $\beta_1 > 0$ , 即给定竞争对手的增长率,地区  $i$  增长率越高,该地区官员升迁的概率就越大。又设  $\beta_2 < 0$ , 即竞争对手的增长率越高,地区  $i$  官员升迁概率越小。

地区  $i$  的经济增长率取决于本地居民的生产、消费和储蓄行为。居民在给定现期政策前提下,以最大化预期终身福利为目标,作出生产、消费和资本积累决策。设地方公共支出包括生产性(本文以基本建设支出为代表)和福利性两方面职能。具体地,代表性地区  $i$  的生产函数为:

$$F_i(K_i, L_i, P_i, P_{-i}) = [\gamma P_i^\xi + (1 - \phi(s)) P_{-i}^\xi]^\frac{\alpha}{\xi} K_i^\beta L_i^{1-\alpha-\beta} \quad (3)$$

$K_i$  表示地区  $i$  的资本。 $L_i$  表示地区  $i$  的劳动力。设人口总量不变,从而  $L_i$  为常数。 $P_i$  表示本地区的政府基本建设支出,  $P_{-i}$  表示对手地区的政府基本建设支出。其中  $0 < \xi < 1$ ,  $0 < \alpha < 1$ ,  $0 < \beta < 1$ ,  $1/2 < \gamma < 1$ ,  $0 < \phi(s) < 1$ 。这样的设定表明地方政府的基本建设支出具有正的外部性。 $s$  表示  $i$  和对手地区  $-i$  之间的距离,  $\partial \phi(s) / \partial s > 0$ , 且  $\lim_{s \rightarrow 0} \phi(s) = \gamma$ ,  $\lim_{s \rightarrow +\infty} \phi(s) = 1$ 。这表明  $s$  越大(距离越远),则政府支出的外部性越弱。

生产函数满足规模报酬不变,从而人均形式的生产函数为  $f_i(k, p_i, p_{-i}) = [\gamma p_i^\xi + (1 - \phi(s)) p_{-i}^\xi]^\frac{\alpha}{\xi} k_i^\beta$ , 小写字母表示人均量。设资本市场是充分竞争的,地区  $i$  的利率(资本收益率)等于资本的边际生产率:

① 由于问题的复杂性,论文对模型的时间结构进行了简化。这可以称为一个拟动态框架:基于地方政府官员的短期行为特征,论文讨论当期在任官员的财政政策选择,本质上是一个静态的框架;由于涉及到经济增长率,论文运用一个简化的增长框架分析居民预期终生福利最大化及相应的经济增长率,因而也纳入了动态分析的因素。

② “政治集中”与“经济分权”的中国式分权受到学界广泛关注。大量的文献从这一角度来解释中国经济增长。例如 Qian & Roland(1998)。

③ 相当于假定升迁概率为 probit 形式。

$$r_i = \beta [\gamma p_i^\xi + (1 - \phi(s)) p_{-i}^\xi] \frac{\alpha}{\xi} k_i^{\beta-1} \quad (4)$$

设剩余的产出(包括公共投入对生产的贡献)作为工资率  $w_i$  分配给居民。

地区  $i$  的代表性居民既从私人消费获得效用,也享受来自于政府支出的福利。即期效用函数为  $u(c_i, g_i)$ ,  $c_i$  为代表性居民的私人消费,  $g_i$  为福利性政府支出。具体地,设即期效用函数为如下可加加分的形式:

$$u(c_i, g_i) = \frac{c_i^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \psi(g_i). \quad (5)$$

$\psi' > 0$ , 即福利性政府支出越多,代表性居民的效用水平越高。

地区  $i$  的代表性居民当期收入扣除消费支出和政府的一次性总赋税  $T_i$ ,<sup>①</sup>剩下的资源用于积累资本  $k_i$ 。设资本折旧率为 0:

$$\frac{dk_i}{dt} = w_i + r_i k_i - c_i - T_i$$

政府维持平衡预算,即  $S L_i T_i = g_i + p_i$ 。这是经济中的共同信息。这样,代表性居民的问题是:

$$\max_{\{c_i, k_i\}} \int_0^\infty \left[ \frac{c_i^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \psi(g_i) \right] e^{-\rho t} dt \quad (6)$$

$$\text{Subject to: } \frac{dk_i}{dt} = w_i + r_i k_i - c_i - \frac{1}{L_i} (g_i + p_i)$$

$\rho > 0$  为贴现因子。根据动态优化问题(6)得到地区  $i$  的预期经济增长率:

$$\eta_i = \frac{\dot{c}_i}{c_i} = \frac{r_i - \rho}{\sigma} = \frac{\beta [\gamma p_i^\xi + (1 - \phi(s)) p_{-i}^\xi] \frac{\alpha}{\xi} k_i^{\beta-1} - \rho}{\sigma} \quad (7)$$

可见地区  $i$  的预期经济增长率受本地及对手地区政府的基本建设支出  $p_i$  和  $p_{-i}$  的影响。<sup>②</sup>根据(7),地区基本建设公共支出间因经济增长率而存在相互影响,这种相互影响由反应函数  $p_{-i} = p_{-i}(p_i)$  刻画。

回到地区  $i$  官员的决策问题。给定反应函数,地区  $i$  官员在平衡预算约束下选择政策变量  $p_i$  最大化其升迁概率。根据(2)和(7),得到地方官员  $i$  的最优生产性支出的一阶条件:<sup>③</sup>

$$\beta_1 \left[ \gamma p_i^{\xi-1} + \frac{dp_{-i}}{dp_i} (1 - \phi(s)) [p_{-i}(p_i)]^{\xi-1} \right] + \beta_2 \left[ \gamma [p_{-i}(p_i)]^{\xi-1} \frac{dp_{-i}}{dp_i} + (1 - \phi(s)) p_i^{\xi-1} \right] = 0 \quad (8)$$

根据(8)式,在对称均衡时反应函数的斜率为:

$$\frac{dp_{-i}}{dp_i} = \frac{-\beta_1 \gamma - \beta_2 (1 - \phi(s))}{\beta_1 (1 - \phi(s)) + \beta_2 \gamma} \quad (9)$$

由此得到关于地区间基本建设公共支出相互影响的如下性质。

命题 1(溢出效应):当距离  $s$  和相关参数满足条件:  $-\frac{\beta_1}{\beta_2} > \frac{\gamma}{(1 - \phi(s))}$  时,有  $\frac{dp_{-i}}{dp_i} < 0$ 。特别地,

① 假定地方政府选定现期的一次总付税。政府和居民都预期政府收支规模会以与消费相同的增长率增长。论文主要关注公共支出,对税收进行了简化处理。

② (7)式中政府的福利性公共支出和税收政策不影响经济增长率,这一结果来自于模型选取了可加加分即期效用函数和非扭曲的一次总付税。当然,福利性公共支出和税收政策会影响人均产出、消费和福利水平。

③ 注意到(7)式中包括资本存量  $k_i$ 。这与内生增长理论中常见的设定存在差异,后者一般假定可积累生产要素的边际生产率不会递减。本文的模型本质上是一个静态框架,主要讨论现任官员的财政政策选择。在短期公共支出可以很快调整,而资本存量比较稳定。因此可以认为在政府选择现期政策时资本存量给定,不考虑  $p_i$  对  $k_i$  的影响,以避免出现复杂的微分博弈。

当  $\beta_2 = 0$  ,有  $\frac{dp_i}{dp_{-i}} < 0$  。这表明溢出效应会导致相邻地区公共支出负相关。<sup>①</sup>

这一命题给出了地区间基本建设公共支出相互排挤的条件。当  $\beta_2$  的绝对值相对较小,即竞争对手地区的增长表现对本地区官员晋升概率的影响较小;或者距离  $s$  比较小,即相邻地区的基础设施投入对本地生产性影响较大,此时相邻地区的基本建设公共支出越大,则本地的支出就会越小。直观地,在这些情况下基础设施投入的外部效应超出地区官员间的竞争效应。 $\beta_2 = 0$  时不存在竞争效应,纯粹是溢出效应。

命题 2(竞争效应):当距离  $s$  和相关参数满足条件:  $\frac{\gamma}{(1 - \phi(s))} > -\frac{\beta_1}{\beta_2} > \frac{(1 - \phi(s))}{\gamma}$  时,有  $\frac{dp_{-i}}{dp_i} > 0$ 。特别地,当  $s \rightarrow \infty$  ,有  $\frac{dp_i}{dp_{-i}} > 0$ 。竞争效应会导致相邻地区公共支出正相关。

这一命题给出了地区间基本建设公共支出相互推进的条件。当  $\beta_2$  的绝对值相对较大、距离  $s$  也比较大时,地区官员间的竞争效应超出。地方官员间就经济增长率展开的升迁竞争,使得他们竞相增加生产性公共支出,从而导致相邻地区间公共支出的反应函数斜率为正。 $s \rightarrow \infty$  时为纯粹的竞争效应,不存在溢出效应。

### 三、经验模型与估计方法

讨论地区间财政政策相互影响的经验文献大都使用空间计量模型(Revelli 2005)。空间计量模型起源于解决横截面数据间的空间依赖性,正好为分析地区间公共支出的相互影响提供了有力的工具。本文的经验模型综合了空间自相关模型(SAR)和空间误差模型(SEM),具体地:

$$Y = \rho WY + X\beta + u \quad (10)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (11)$$

$Y$  为地方基本建设公共支出,  $X$  为控制向量,  $W$  为  $n \times n$  阶方阵。 $\varepsilon$  为独立同分布的随机扰动,  $E(\varepsilon) = 0$ ,  $\text{var}(\varepsilon) = \sigma^2$ 。地区间可能共同面临社会、经济等因素的冲击,这些无法测度的因素对被解释变量的影响会使得扰动项  $u$  表现出类似序列相关的特征。忽视这种相关性将导致系数的估计发生偏误。解决这一问题的思路是允许扰动项  $u$  以(11)式的形式相关。

权重矩阵  $W$  是模型的关键,地区间的相互关系通过它体现。(10)式中  $WY$  定义作为解释变量的虚拟地区支出,是对本地区支出有影响的相关地区支出的加权平均,通过它将相互影响正式纳入模型中。这样  $\rho$  成为识别地区间公共支出相互影响的关键参数,其显著性和符号是检验公共支出相互影响的试金石。

权重矩阵的选择也是本文分离溢出效应和竞争效应的关键设计。根据上节得到的溢出效应和竞争效应的性质,直观的选择是地理相邻矩阵和行政相邻矩阵。前者的元素定义为:

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{如果 } i \text{ 和 } j \text{ 地理接壤;} \\ w_{ij} = 0, & \text{其它。} \end{cases} \quad (12)$$

根据命题 1,溢出效应在地理上相邻的地区间最强。用地理相邻矩阵形成的(10)式中虚拟地区  $WY$ ,是某地区的所有地理接壤地区基本建设支出的加权平均。如果溢出效应存在,则这些地理接壤地区的支出都会挤出本地区的相应支出,即  $\rho$  显著为负。

行政相邻矩阵的元素定义如下:

<sup>①</sup> 由于篇幅原因,这里略去证明过程。

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, \text{如果 } i \text{ 和 } j \text{ 属于同一省;} \\ w_{ij} = 0, \text{其它。} \end{cases} \quad (13)$$

如前所述,在“政治集中”与“经济分权”的体制下同一个上级管辖的地方官员构成政治竞争对手。他们经常参加上层政府组织的活动,彼此之间相互了解。这样同省的地市级区间基本建设支出存在竞争。用行政相邻矩阵形成的虚拟地区  $WY$  正是某地区的所在省内其它地区基本建设支出的加权平均。根据命题 2,竞争效应在这些同省辖区内最强,而且会互相模仿和攀比,即  $\rho$  显著为正。

然而,上述地理相邻和行政相邻的划分存在重叠。地理相邻矩阵等于 1 的元素有 1984 个,其中属于同一个省的有 1100 个,占 55.4%;行政相邻矩阵有 4272 个元素为 1,其中 1110 个地理接壤,占 26.0%。这就是说,地理相邻矩阵重叠了部分因属于同一省而导致的竞争效应;同样,行政相邻矩阵也重叠了部分因地理相邻带来的溢出效应。为了消除这种重叠性,我们进一步定义纯粹地理相邻矩阵和纯粹行政相邻矩阵,其元素分别如下:

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, \text{如果 } i \text{ 和 } j \text{ 地理接壤且不属于同一省;} \\ w_{ij} = 0, \text{其它。} \end{cases} \quad (14)$$

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, \text{如果 } i \text{ 和 } j \text{ 属于同一省且地理不接壤;} \\ w_{ij} = 0, \text{其它。} \end{cases} \quad (15)$$

以下经验分析中主要使用这两个方阵。<sup>①</sup>

用 OLS 估计空间模型是有偏的和不一致的,常规的估计方法是极大似然估计(Anselin,1988)。然而,最近的研究发现极大似然估计方法存在较大的问题(Arraiz et al.,2008)。首先,需假定残差服从正态分布或其它特定分布,并且同方差。第二,不能处理其他的内生性问题(除因滞后因变量造成的内生性外)。第三,需要计算权重矩阵的特征值。如果样本容量比较大,计算复杂程度就会很高。第四,极大似然估计方法缺乏大样本渐进理论的支持。Arraiz et al. 的模拟实验提供了在异方差的情况下如果用极大似然估计会产生非一致性的经验证据。最近几年 Kelejian & Prucha (1999,2001,2004) 等提出的广义空间两阶段最小二乘法(Generalized spatial Two-stage least squares,GS2SLS),可以很好地解决上述的问题。该方法针对中型样本和大样本而言,计算更加方便,结果更加稳健。它不需要对模型的误差项进行正态或其他分布的假定,就能够得到有效和一致的估计量(Kelejian and Prucha,1998)。

本文采用 GS2SLS 进行估计。包括三个步骤:第一,找到  $Y$  的工具变量集合  $H$  (包含  $X$  和  $WX$ ),对(10)进行无截距项的两阶段最小二乘回归,得到残差;第二,利用第一步的残差进行 GMM 的估计,得到  $\lambda$  的估计值  $\hat{\lambda}$ ,按照 Kelejian & Prucha(1999) 的建议本文采用非线性联立方程组估计方法;第三,对原方程做 Cochrane-Orcutt 变换, $Y^* = Y - \hat{\lambda}WY$  和  $X^* = X - \hat{\lambda}WX$ ,再对(10)进行两阶段最小二乘估计。

#### 四、数据与分析结果

下面检验地区间基本建设支出的相互影响是否具有理论预期的性质。本文数据来源于《中国城市统计年鉴》、各省统计年鉴和财政部国库司与预算司合编的《全国地市县财政统计资料》。<sup>②</sup>地

① 以下对矩阵进行了行标准化,使行之和为 1,从而元素具有权重的含义。

② 与财政相关的数据如财政供养人口、财政基本建设支出、省级财政总支出和地市级财政总支出等取自于《全国地市县财政统计资料》;社会经济数据如各省人口总数、各地市级地区人口总数、各地区 GDP、第二产业占比和农业人口总数等来自于《中国城市统计年鉴》和各省统计年鉴。

市级财政基本建设分项支出数据在各年均出现了不同的缺失现象,2004 年的数据最为全面,本文主要使用该年 333 个地市级地区数据。<sup>①</sup>作为敏感性分析,本文利用 2002、2003 和 2005 年的数据进行进一步的验证。

被解释变量为地市级财政人均基本建设支出。<sup>②</sup>借鉴地方公共支出经验文献(如 Revelli 2005; Baicker 2005; Borck 2006),基本模型中选取了以下控制变量:人均 GDP,地区经济发展水平不同,财政收入和支出结构可能不同,从而人均基本建设支出会有系统差异。第二产业占 GDP 比重,控制地区产业结构引起的财政支出差异。人口密度,由于公共物品提供的边际成本不变或者递减,人口密度较大的地区人均基本建设支出一般较小。农业人口比重,由于农村和城市对公共物品的偏好不同,人口结构的差异可能造成公共支出的差异。财政供养人口<sup>③</sup>比重,定义为财政供养人口除以地区总人口。这一比重越高,财政支出面临的约束就会越大,可能会对人均基本建设支出造成一定的负面影响。计划单列市和省会城市虚拟变量,由于这些地区的政治地位、在区域经济中的重要性和官员的行政级别往往比其他地市级地区高,可能造成支出结构的差异。

我们还控制了表征财政分权体制下地区财政自由度和相对财力特征的一组变量,包括本级收入比重、省内相对财力和国内相对财力。本级收入比重定义为地方本级财政收入除以地方总收入(总支出),由于财政分权体制下存在收入权力和支出责任划分不对等,出现纵向财政不平衡,地方大量财政收入来自于上级财政的转移支付,这可能影响支出结构。省内相对财力定义为地区人均总财政支出除以省级人均总财政支出,以控制因财政分权度不同造成的财政支出结构差异。由于省内相对财力仅度量在同一个省级政府管理下不同地区之间的财力差别,而缺乏对全国总体财力差距的控制,为此我们还引入国内相对财力,该变量定义为地方人均财政支出的对数值除以全国地市级地区平均人均财政支出对数值。

作为敏感性分析,我们还控制了以下变量:地区特征虚拟变量,区分东部、中部和西部地区。这有助于缓解横截面数据分析中的异质性问题。省委书记换届选举的虚拟变量,省级负责官员的换届可能带来省内政策方面的系统变化,而导致地市级政府的支出行为的变化。政府规模变量,即地区财政总支出占地区 GDP 的比重。各地区财政规模不同,支出结构可能不同。

如前节所述,我们使用纯粹地理相邻矩阵(14)和纯粹行政相邻矩阵(15)检验地方政府基本建设支出的溢出效应和竞争效应。<sup>④</sup>表 1 和表 2 分别列示广义空间两阶段最小二乘法(GS2SLS)估计结果。在回归之前先进行了 Moran I 检验,<sup>⑤</sup>结果表明两个模型中人均基本建设支出都存在空间相关关系。 $\lambda$  也是显著的,这表明选择空间误差结构是必要的。我们特别关心虚拟地区支出的影响,即参数  $\rho$ 。据表 1  $\rho$  显著为负。其他条件不变,由地理相邻构成的虚拟地区的人均基本建设支出

① 地市级样本河北 11 个、山西 11 个、内蒙古 12 个、辽宁 14 个、吉林 10 个、哈尔滨 13 个、江苏 13 个、浙江 11 个、安徽 17 个、福建 9 个、江西 11 个、山东 17 个、河南 17 个、湖北 13 个、湖南 14 个、广东 20 个、广西 14 个、海南 2 个、四川 21 个、贵州 9 个、云南 16 个、西藏 7 个、陕西 10 个、甘肃 14 个、青海 8 个、宁夏 5 个、新疆 14 个,共计 333 个。出于可比性的考虑,本文剔除了四个直辖市(北京、上海、天津、重庆),两个行政特区(香港、澳门)及台湾省。

② 《全国地市县财政统计资料》中地方财政支出分类包括:基本建设支出、林业支出、水利和气象支出、科学支出、教育事业费、社会保障支出、医疗卫生支出、行政管理费和公检法支出和其他支出。

③ 财政供养人口为行政人员、事业单位人员、国家职工、集体职工、离退人员、财政预算拨款及财政补助开支的年末长休人数和其他财政供养人员的总和。

④ 我们还用权重矩阵(12)和(13)进行了估计,包括下面的各种敏感性分析,所得到的结论与用(14)和(15)的结果相同。这其实不难理解。虽然矩阵(12)和(13)中溢出效应和竞争效应出现了重叠,但这两个矩阵的差异和侧重是明显的。在地理相邻矩阵元素为 1 的情形中只有 55.4% 属于同一个省,这可以理解为用地理相邻构成的虚拟对手地区,代表 100% 溢出效应,叠加了 55.4% 的竞争效应,溢出效应居于主导。同样,在行政相邻矩阵元素为 1 的情形中只有 26% 同时又是地理接壤的,用行政相邻矩阵构成的虚拟对手地区,代表 100% 的竞争效应,只叠加了 26% 的溢出效应,竞争效应居于主导。

⑤ Moran I 检验主要是检验数据是否存在空间相关。

增加 1 单位,本地区该项支出减少约 0.28 单位。据表 2  $\rho$  显著为正。其他条件不变,行政相邻构成的虚拟地区人均基本建设支出增加 1 单位,本地区该项支出约增加 0.34 单位。估计结果为理论部分的预期提供了有力的证据:地市级地区间基本建设公共支出存在溢出效应,它引起地区间该项支出负相关;地市级政府间也存在基本建设公共支出的竞争,竞争效应使得相邻地区该项支出正相关。

在表 1 和表 2 中,财政供养人口比重对地区基本建设公共支出发挥显著的负面影响,财政供养人口比重较高的地区,基本建设公共支出较低。本级收入比重越高的地区,基本建设支出也会较低;省内相对财力较高,基本建设支出会较高。另外,农业人口比重的影响也比较显著,比重越高的地方基本建设支出越低。我们没有发现人均 GDP 水平及其结构、是否为计划单列市和省会城市等因素对基本建设公共支出存在显著影响。

以上结论对控制变量的引入是否敏感?下面在基本回归方程中加入不同的控制变量,考察  $\rho$  在统计和经济意义上的显著性是

表 1 溢出效应的 GS2SLS 估计:纯粹地理相邻矩阵

变量名	第一步		第二步		第三步	
	参数	t 值	参数	t 值	参数	t 值
$\rho$	-0.08	-0.87			-0.28**	-2.79
人均 GDP	0	1.25			0	1.73
第二产业比重	-0.55	-0.39			-2.69	-1.85
人口密度	0.03	0.75			0.05	0.97
农业人口比重	-124.01	-1.63			-152.28	-1.84
财政供养人口比重	-5885.75***	-3.96			-5529.69***	-3.69
本级收入比重	-350.18***	-3.37			-342.35***	-3.43
省内相对财力	382.1***	19.11			393.49***	19.9
国内相对财力	124.05	1.12			95.39	0.81
计划单列市和省会	-27.16	-0.52			-40.32	-0.77
常数项					75.56	1.78
$\lambda$			0.4***	38.79		
Moran I	6.57					

注:1.\*表示 5% 的显著水平,\*\*表示 1% 的显著水平,\*\*\*表示 0.1% 的显著水平。2. 空间计量方法要求数据齐全,所以每一次回归的样本量都是固定的 333 个。表 2 和表 3 与此相同。

表 2 竞争效应的 GS2SLS 估计:纯粹行政相邻矩阵

变量名	第一步		第二步		第三步	
	参数	t 值	参数	t 值	参数	t 值
$\rho$	0.65***	4.36			0.34**	2.75
人均 GDP	0	0.45			0	1.31
第二产业比重	-0.59	-0.44			0.02	0.02
人口密度	0	-0.05			0.01	0.29
农业人口比例	14.66	0.18			-207.99**	-2.77
财政供养人口比例	-5478.72***	-3.77			-3592.96**	-2.72
本级收入比重	-184.35	-1.74			-223.29*	-2.40
省内相对财力	423.54***	19.51			353.57***	18.13
国内相对财力	-161.19	-1.29			-9.48	-0.05
计划单列和省会	-30.01	-0.59			-37.48	-0.72
常数项					32.63	0.12
$\lambda$			-0.69***	-9.26		
Moran I	7.26					

否发生变化。这些控制变量主要包括:反映地区特征的虚拟变量,如东部和西部地区虚拟变量;反映政策变化的虚拟变量,以省委书记换届为代表;①政府规模的变量。②表 3 的第 2 至 4 列是使用纯

① 省委书记换届的虚拟变量:若当年某地区所属的省份出现省委书记换届,则该变量设定为 1,否则设定为 0。

② 用财政总支出水平与地区 GDP 的比重来衡量。

粹地理相邻矩阵进行回归的结果,第5至7列显示了利用纯粹行政相邻矩阵回归的结果。Moran I 检验表明所有的回归方程中被解释变量间都存在一定程度的空间相关关系。 $\lambda$ 也都是显著的,表明控制扰动项的空间相关是恰当的。检验参数  $\rho$  的显著性和符号也是稳健的:地理相邻地区间的人均基本建设支出显著负相关,而行政相邻地区间的人均基本建设支出显著正相关。

我们还分别使用了2002、2003和2005年数据,利用同样的方法进行了敏感性分析,表4报告了第三阶段的回归结果。Moran I 检验显示的确存在空间相关。 $\lambda$ 也表明扰动项存在显著的空间相关。使用2002年、2003年和2005年地市级数据回归得到的结果与2004

年横截面数据回归结果一致,检验参数  $\rho$  的结果仍然是稳健的。地理相邻地区的人均基本建设支出之间显著负相关;行政相邻地区的人均基本建设支出之间显著正相关。

## 五、总结性评论

本文运用中国地市级地区2002—2005年数据和最新的检验方法,识别出地区间基本建设公共支出相互影响的渠道及其特征。经验分析得到相当稳健的结果。地市级地区间基本建设支出的溢出效应和竞争效应相当显著,影响方向刚好相反。文章提出的契合中国地方政府决策环境的政治经济模型,能够比较满意地理解地区间基本建设支出相互影响的性质。一方面,地方财政基本建设支出具有正外部性,地区间公共支出存在“搭便车”的倾向,造成相邻地区基本建设支出间呈现负相关。另一方面,由于地方官员的政治升迁与当地经济增长绩效挂钩,地方官员出于晋升激励或上级经济增长绩效考核的要求,其基本建设公共支出会相互攀比,从而导致同一辖区内地方政府基本建设支出的正相关。当然,并不能据此做出竞争效应能够有效地纠正基本建设投入外部性的简单

表3 敏感性分析:控制其它变量

变量名	纯粹地理相邻矩阵			纯粹行政相邻矩阵		
$\rho$	-0.30** -3.03	-0.29** -2.90	-0.26* -2.21	0.48*** 3.75	0.48*** 3.83	0.60*** 4.55
东部地区	105.62** 3.09	107.80** 3.13	114.94*** 3.74	51.8 1.90	53.23* 1.98	82.02* 2.52
西部地区	27.37 0.80	29.3 0.85	55.96 1.73	-19.57 -0.79	-15.84 -0.64	15.43 0.54
省委书记换届		16.69 0.63	-7.18 -0.31		19.97 0.98	7.83 0.32
政府规模			-956.5*** -5.56			-1360.8*** -7.41
常数项	86.37* 2.04	83.4* 1.98	-1.03 -0.07	288.24 0.97	309.98 1.05	69.91 0.21
$\lambda$	0.41*** 40.36	0.41*** 39.74	0.81*** 5.57	-0.45*** -6.37	-0.47*** -6.74	-0.1* -1.96
Moran I	7.42	7.51	8.51	6.29	6.3	6.52

注:1. 省略了第一阶段的结果。2. 其他控制变量还包括人均GDP、第二产业比重、人口密度、农业人口比例、财政供养人口比例、本级收入比重、省内相对财力、国内相对财力、计划单列和省。3. 每个变量第二行为  $t$  统计。下同。

表4 敏感性分析:2002、2003和2005年数据

变量名	2002		2003		2005	
$\rho$	-0.15** -2.72	0.39*** 4.40	-0.19* -2.11	0.41*** 4.06	-0.16* -2.1	0.37** 2.90
$\lambda$	0.51*** 17.53	-0.07*** -3.96	0.26*** 26.47	0.2*** 7.40	0.35*** 25.54	0.44*** 40.31
使用矩阵类型	纯粹地理相邻	纯粹行政相邻	纯粹地理相邻	纯粹行政相邻	纯粹地理相邻	纯粹行政相邻
Moran I	6.82	6.83	7.73	7.42	7.34	7.68

注:1. 由于篇幅原因,2002、2003和2005年的回归表格中只报告了  $\rho$  和  $\lambda$  的回归参数。2. 其它控制变量包括:人均GDP、第二产业比重、人口密度、农业人口、财政供养人口比重、本级收入比重、省内相对财力、国内相对财力、计划单列市和东西部虚拟变量。



判断。<sup>①</sup>从根本上解决公共支出外部性问题,需要合理配置不同层次政府的支出责任。

识别地区间公共支出相互影响基本事实的意义也正在于此。中国1994年分税制改革对不同层次政府间的收入关系作了较大调整,然而在支出责任的纵向划分方面并没有做出相应的努力。在随后十几年里,这一状况没有系统的、实质性的改变。经济发展和经济结构演变,使得不同层次政府间事权和支出责任界定不清的问题变得越来越突出。明确、清晰地界定政府间纵向支出责任,已经成为完善财政分权体制的迫切要求。而理清地区间公共支出相互影响的性质,是合理配置公共支出的纵向责任的一项重要基础性工作。本文只是就地市级基本建设支出做出初步尝试。全面系统地把握各项政府支出的相互影响,有待进一步的研究。

#### 参考文献

- 沈坤荣、付文林 2006 《税收竞争、地区博弈及其增长绩效》,《经济研究》第6期。
- 李涛、周业安 2009 《中国地方政府间支出竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据》,《管理世界》第2期。
- 李永友、沈坤荣 2008 《辖区间竞争、策略性财政政策与FDI增长绩效的区域特征》,《经济研究》第5期。
- 王守坤、任保平 2008 《中国省级政府间财政竞争效应的识别与解析:1978—2006年》,《管理世界》第11期。
- 尹恒、朱虹 2011 《县级财政的生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》第1期。
- 周黎安 2007 《中国地方官员的晋升竞赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- Anselin, L. 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic.
- Baicker, K. ,2005, "The Spillover Effects of State Spending", *Journal of Public Economics*, Vol. 89, 529—544.
- Besley, T. and Case, A. ,1995, "Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-setting, and Yardstick Competition", *American Economic Review*, Vol. 85, 25—45.
- Borck, R., Caliendo, M. and Steiner, V. , 2006, "Fiscal Competition and the Composition of Public Spending: Theory and Evidence", IZA working paper, No. 2428.
- Case, A., Hines, J. and Rosen, H. , 1993, "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States", *Journal of Public Economics*, Vol. 52, 285—307.
- Figlio, D., Kolpin, V. and Reid W. , 1999, "Do States Play Welfare Games?" *Journal of Urban Economics*, Vol. 46, 437—454.
- Geys, B. and Revelli F. , 2009, "Decentralization, Competition and the Local Tax Mix: Evidence from Flanders", Department of Economics, University of Torino.
- Gordon, R. H. , 1983, "An Optimal Taxation Approach to Fiscal Federalism", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 98, 567—586.
- Li H. and Zou H. , 1998, "Income Inequality Is not Harmful for Growth: Theory and Evidence", *Review of Development Economics*, Vol. 2(3), 318—34.
- Keen M. and Marchand, M. , 1997, "Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending", *Journal of Public Economics*, Vol. 66, 33—53.
- Kelejian, H. and Prucha, R. , 1998, "A Generalized Spatial Two - stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 17, 99—121.
- Kelejian, H. and Prucha, R. , 1999, "A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model", *International Economic Review*, Vol. 40, 509—533.
- Kelejian, H. and Prucha, R. , 2001, "On the Asymptotic Distribution of the Moran I Test Statistic with Applications", *Journal of Econometrics*, Vol. 104, 219—257.
- Kelejian, H. and Prucha, R. , 2004, "Estimation of Systems of Spatially Interrelated Cross Sectional Equations", *Journal of Econometrics*, Vol. 118, 27—50.
- Lundberg, J. , 2006, "Spatial Interaction Model of Spillovers from Locally Provided Public Services", *Regional Studies*, Vol. 40, 631—644.
- Revelli, F. , 2003, "Reaction or Interaction? Spatial Process Identification in Multi-tiered Government Structures", *Journal of Urban*

<sup>①</sup> 尹恒和朱虹(2011)指出地方官员经济增长绩效的竞争会导致地方财政生产性支出偏向。而且,这种支出竞争还可能导致重复建设。感谢审稿人指出这种可能性。

*Economics* , Vol. 53 , 29—53.

Revelli , J. , 2005 , “On Spatial Public Finance Empirics” , *International Tax and Public Finance* , Vol. 12 , 475—492.

Saavedra , L. , 2000 , “A Model of Welfare Competition with Evidence from AFDC” , *Journal of Urban Economics* , Vol. 47 , 248—279.

Wilson , J. D. , 1999 , “Theories of Tax Competition” , *National Tax Journal* , Vol. 52 , 269—304.

## On the Interactions of Local Public Infrastructure Expenditure in China

Yin Heng and Xu Yanchao

( School of Economics and Business Administration , Beijing Normal University )

**Abstract:** This paper discusses theoretically and empirically channels through which local public infrastructure expenditure interaction in China. On one hand , local governments have the incentive to expand infrastructure investment to pump up GDP growth rate; on the other hand , the positive externality of infrastructure investment will give adjacent areas the urge to take “free ride” , resulting in downfall of infrastructure investment in these areas. Two different types of adjacency matrix are choosed to identify interactions. Using Chinese prefecture areas data from 2002 to 2005 , the results show that areas within the same province exhibit positive correlation in public infrastructure expenditure , while adjacent areas geographically exhibit negative correlation.

**Key Words:** Yardstick Competition; Spillover; Spatial Econometrics; Externalities

**JEL Classification:** C51 , H23 , H5

( 责任编辑:唐寿宁)( 校对:晓 鸥)

~~~~~  
( 上接第 41 页)

## The Driving Force of China Economic Growth and Transformation Prospect: An Analysis from Final Demand Perspective

Liu Ruixiang and An Tongliang

( Nanjing Audit University; Nanjing University )

**Abstract:** Investigating the driving force of China economic growth from final demand perspective can provide new ideas for the transformation of China economic development pattern. With the systematic analysis of the input-output data issued by NSB , the driving force of China economic growth from 1987 to 2007 is researched on the basis of non-competitive input-output model. Result shows that: ( 1 ) The pulling effect induced by final demand ( including consumption , investment , and export ) has been weaken. The current production-induced effect is mainly in the industrial sector , and quickly shifts from light to heavy industry. ( 2 ) The structure of China economic dependency between 1987 and 2007 has changed fundamentally from “domestic dependent” to “export-oriented”. ( 3 ) Final demand is the main driving force of China economic growth , but final demand structure has changed during this period. In addition , this paper provides suggestions for China economic transformation and also expands the conclusion of Lau et al.

**Key Words:** Final Demand; Economic Growth; Input-output; Induced and Dependency Structure

**JEL Classification:** O11 , C67

( 责任编辑:成 言)( 校对:昱 莹)