

城际政府公共投资策略 互动行为及其形成机制

——基于 278 个地级及以上城市数据的实证分析

汪 冲

(南京财经大学 财政与税务学院, 江苏南京 210046)

摘 要:文章基于 2007 年收支分类改革后新的预算科目和 278 个地级及以上城市的数据,运用 SLM、SEM、Durbin 和 SAC 空间计量模型以及 ML 估计和工具变量 GMM 估计方法,通过设定相邻、地表距离和最临近三种空间地理矩阵以及工业化水平、土地出让金收入占比、房地产投资占比、城市化水平和 FDI 五种经济变量空间矩阵,对当前城市政府间公共投资类财政支出的策略互动情况进行了评估与甄别。结果发现,城市政府在相邻地理位置上的显著互动——以策略互补为主,具有特定的外部性范围和变化轨迹,而工业禀赋型、“土地”财政型和 FDI 型策略互动的影响则具有同质性,且总体低于以外溢效应和标尺效应为主要源泉的地理空间位置上的策略互动水平。最后,文章对相应理论和政策含义进行了探讨。

关键词:策略互动行为;空间计量;城市政府

中图分类号:F062.6;F299.27 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)02-0004-13

一、引言与文献回顾

政府间财政支出的策略互动是近年来公共经济学研究的一个热点。政府间支出策略互动的形成机制较为复杂,既可能来自财政竞争,包括地方政府之间的税收竞争(Brueckner 和 Saavedra, 2001; Feld 和 Kirchgassner, 2001)、公共服务和福利竞争(Saavedra, 2000),也可能仅仅是跨区域公共品或辖区公共品的成本与收益外溢问题(Dalhby, 1994; Brueckner, 2003),还可能是锦标赛竞争所形成的激励机制(Besley 和 Case, 1995),以及中国基于 GDP 政绩考核和官员任免激励所形成的“自上而下标尺竞争”的策略互动影响(周黎安, 2004; Tsui 和 Wang, 2004; 张晏, 2005)。

实证研究运用空间计量经济模型来揭示政府策略互动的替代与互补性

收稿日期:2010-11-18

基金项目:国家自然科学基金项目(70663012);教育部人文社会科学研究基金项目(09YJC790137)

作者简介:汪 冲(1979—),男,安徽宣城人,南京财经大学财政与税务学院讲师,经济学博士。

质,但国内外研究对此存在很大争议。^①邵军(2007)、卢洪友和龚锋(2007)、李永友和沈坤荣(2008)以及郭庆旺和贾俊雪(2009)发现 2006 年之前一段时期内中国省级建设性支出具有显著的策略互补,而李涛和周业安(2009)的回归模型则表明这一结论并不成立。

从目前的研究进展看,这一领域的研究重点和难点体现在:(1)对地方政府间策略互动行为形成机制的深入剖析。郭庆旺等(2009)和陆军等(2010)注意到区分不同的空间权重矩阵具有重要意义,即需要区分不同类型空间权重矩阵对地方政府间策略互动行为的影响,以更好地识别策略互动行为的形成机制和影响因素。^②(2)如何更准确地估算地方政府的反应函数。李涛等(2009)和陆军等(2010)均使用了 SLM 模型,现有研究仅考虑被解释变量空间滞后项存在着共同冲击所导致的扰动项的空间相关性,但是,相关理论表明解释变量也可能存在空间相依,还可能同时存在空间滞后相关和空间误差相关,^③只考虑一方面可能会导致系数估计值的偏误(Kelejian 和 Prucha, 1998)。(3)统计口径和数据问题。现有研究普遍以省会城市作为省份的地理位置来构造空间权重矩阵的做法存在不妥,并且,都是针对 2007 年财政收支分类改革以前省级政府间的策略互动行为,大部分研究使用了基本建设支出这一口径,改革使预算科目发生巨大变化,对一般预算、基金预算和预算外以及“土地财政”、非税收入和国有资源(本)收支情况也有了更全面的展示,应当构造更为准确与科学的变量指标。

本文基于我国地级及以上城市的数据,运用空间计量模型就我国地方政府间策略互动行为的模式、特征与形成机制做实证研究。本文进一步细化考察不同参数的地理相邻、地表距离和最临近三种空间权重矩阵以及工业化水平、土地出让金收入占比、房地产投资占比、城市化水平和 FDI 五种经济禀赋矩阵。在估算地方政府财政支出反应函数时,本文采用 SLM、SEM、SDM 和 SAC 空间计量模型,通过极大似然估计(ML)以及工具变量的两步和迭代空间广义矩估计(Spatial GMM)互相佐证以全面考察策略互动的影响,以认识和理解我国地方政府间策略互动行为的模式及其形成机制。

二、计量模型与数据说明

空间计量模型通过构建空间权重矩阵,对某一辖区所有“邻居”的支出水平进行加权,从而检验该辖区全部“邻居”的支出对该辖区支出水平的影响,而权重体现各个辖区间关于某一特定变量(地理位置或经济禀赋)的“相邻”程度。目前,学术界研究中国地方政府间财政支出策略互动的影响往往采用以下两种空间计量模型(郭庆旺等,2009;李涛等,2009):

$$G_{it} = \rho WG_t + X_{it}\beta + u_{it} \quad (1)$$

$$\begin{cases} G_{it} = X_{it}\beta + u_{it} \\ u_{it} = \lambda W u_t + \epsilon_{it} \end{cases} \quad (2)$$

其中: G_{it} 为第 t 年 第 i 个辖区的财政支出水平; G_t 为 $(N \times 1)$ 列向量, 表示第 t 年的财政支出水平; X_{it} 为第 t 年 第 i 个辖区的所有外生和控制变量; u_{it} 和 ϵ_{it} 都为随机误差项((1)式中要求误差项独立同分布); ρ 、 β 和 λ 为待估参数。 W 为 $(N \times N)$ 的空间权重矩阵, 用于界定各种形式的辖区间“相邻”程度。上述两种模型分别反映了辖区间的预算支出存在的空间相依性(空间滞后相关模型, SLM)和由于误差项中包括共同的随机冲击而使辖区间预算支出表现出某种相关性(空间误差相关模型, SEM)。

但是, 将空间滞后相关和空间误差相关分割开加以估计可能会导致系数估计值的偏误(Kelejian 和 Prucha, 1998), 这是因为两者可能同时存在, 即辖区间的支出行为既存在因果关系, 又受共同的相关随机冲击的影响(SAC 模型), 其表达式为:

$$\begin{cases} G_{it} = \rho W G_t + X_{it}\beta + u_{it} \\ u_{it} = \lambda W u_t + \epsilon_{it} \end{cases} \quad (3)$$

除了上述三种模型外, 解释变量族可能存在的空间相关性也是一个越来越受重视的因素(LeSage, 2004; Mur 和 Angulo, 2005; Kakamu, 2007), Durbin 模型为:

$$G_{it} = \rho W G_t + \beta_2 W X_t + X_{it}\beta_1 + u_{it} \quad (4)$$

我们尝试对运用不同空间权重矩阵的各类空间模型进行估计, 通过对估计结果的比较和相关统计量的检验, 选择拟合效果最佳的模型, 以更好地确认导致城市间预算支出交互影响的原因和渠道。与计量模型相关的还有下述问题。

1. 估计方法的选择。为了解决内生性问题, 目前主流的空间计量估计方法有两类: 极大似然估计(ML)和工具变量法(IV), 两者各有利弊, 工具变量法不像极大似然估计那样依赖于误差正态分布假定, 对误差项中的随机冲击较稳健。假如空间滞后模型使用了有效的工具变量法, 即便是不可观察的共同冲击(空间误差相关)也不会对空间滞后项的估计值产生影响(Kelejian 和 Prucha, 1998), 这有利于甄别不同类型的空间计量模型。Kelejian 和 Prucha (1999)、Bell 和 Bockstael(2000)证明广义矩估计(GMM)得出的估计结果是一致的、无偏的。为此, 我们选择解释变量的一阶和二阶空间滞后项作为工具变量(Brueckner, 2003), 以两步和迭代广义矩估计来估计策略互动效应。由于极大似然估计可以通过似然值的比较对模型空间特征的真正源泉进行鉴别, 我们使用 ML 估计和 GMM 估计来综合比较。

2. 空间权重矩阵的设定。本文采取先验设定的方法, 根据空间模型的经济含义设定了两类空间权重矩阵。

第一类是地理空间权重矩阵。依据外溢效应理论可知, 外溢效应主要发

生在地理相邻的辖区之间,即某一辖区的居民享受到相邻辖区提供的公共服务或承担相邻辖区公共服务的额外成本,由此导致辖区之间在制定预算支出政策时产生相互影响;此外,由于信息不对称、居民偏好差异和辖区特征,锦标竞争理论中居民(投票人)评判本辖区政府绩效的标杆更可能是相邻辖区政府;而上级政府实施的“相对绩效”评价和官员晋升激励所推动的“自上而下的标尺竞争”,在中国当前委任制和“下管一级”的行政结构中,也应该更多地发生在同一行政区划的各个相邻辖区政府;财政竞争效应在当前区域经济发展的大背景下,也在一定程度上发生在东中西部逐步递进的相邻辖区之间。为更精准地刻画地理位置上的互动影响,本文使用了多种参数设定下的地理相邻矩阵(contiguity matrix)、地表距离(distance matrix)和最临近矩阵(nearest neighbor matrix),通过比较不同矩阵下的估计结果和相关统计检验,考察策略互动效应的空间范围和外部性程度。对地理相邻矩阵(Wbin),分别设定250公里、500公里和1000公里的相邻间距;对地表距离逆矩阵(Winv),根据各个城市的经度和纬度计算出城市间的地表距离,逆矩阵系数分别设定为50、20、10和5,系数越小,空间范围越大;对最临近矩阵(Wknn),分别设定每一辖区5个、10个、15个和25个地理位置最接近的“邻居”。对每一类矩阵都进行了行标准化处理,使之行和为1。

第二类是经济禀赋权重矩阵。构造经济禀赋空间权重矩阵更多是为了反映“财政竞争”,即各辖区通过制定差异化的税收或公共支出政策,吸引劳动和资本的流入,辖区政府根据资源竞争的结果调整自身的政策。经济发展水平越接近的辖区,它们之间产生竞争和攀比的可能性越大(卢洪友,2009),这就为辖区间的支出策略互动提供了一个独特的观察视角。如果财政竞争是地方政府策略互动行为的主要形成机制,那么经济禀赋相近的辖区政府之间的策略互动行为将会更突出;反之则意味着标尺效应和支出外溢效应可能是地方政府策略互动行为的主要形成机制。因此,和经济禀赋空间相邻矩阵的估算结果进行对比将有助于识别到底是哪种机制在地方政府策略互动的形成中发挥了主要作用。为此,本文重点考察了工业化水平(Weco1)、土地财政情况(Weco2 - Weco4)和外商直接投资水平(Weco5)三种类型的经济禀赋空间权重矩阵。其中,工业化水平是以每一城市限额以上工业企业数量平均的工业总产值(自然对数值)衡量工业化发展的规模和阶段;为全面反映城市化与土地财政情况,分别使用土地出让金收入占比、城市化水平和房地产投资占全社会资本形成比重三者进行衡量;以外商直接投资水平(自然对数值)加权而成的空间权重矩阵来表示“招商引资”、外向型经济和国际分工的禀赋情况。

3. 变量与数据。为尽可能避免多重共线性和异方差,所有变量均以自然对数或比重的形式出现。被解释变量包括现有财政收支体系中三种预算类型的7项投资性支出,分别是农林水事务一般预算和预算外支出、交通运输一般

预算和预算外支出、工业商业金融事务一般预算和预算外支出以及基金预算中的投资性支出。^④

解释变量除空间加权项外,还包括政府间投资博弈和增长竞争理论以及实证文献中揭示的重要变量。围绕经济建设和基础设施支出竞争(Keen 和 Marchand,1997;张军等,2007),辖区政府会通过其他非规范手段从私人部门获取可以使用的资源或减少其必要的支出义务,包括预算外收入膨胀和各种形式的隐性债务(李永友等,2008)。预算软约束增加了辖区政府持续扩大财政支出的能力,软的预算约束和分权型财政体制反过来进一步增加了辖区政府获取预算外可控资源的能力(平新乔,2007)。这种内在机制对地方政府形成了一种“驱赶”效应:逐步使地方政府将财政收入重点由预算内转到预算外、由预算外转到非预算,将收入来源从依靠企业转到依靠农民负担和土地征收、从侧重“工业化”转到侧重“城市化”(周飞舟,2009)。为此,本文构造了下述反映地方政府行为特征的重要变量:土地出让金收入占一般预算收入比重(land_r)、预算外收入与预算收入比重(exa_r)、房地产投资占全社会固定资产投资比重(inv_r)和城市化水平(年末城镇人口/年末总人口,urban_r)。

同时,按照现有财政分权和增长竞争文献的通行做法,本文添加了若干社会、经济指标作为计量模型的控制变量,包括外商直接投资水平(自然对数值)、产业结构(第三产业占比)、固定资产存量(自然对数值)、人口密度(人/平方公里)的自然对数值、职工平均工资水平(自然对数值)、城镇登记失业率和人力资本水平(在校大学生数占劳动人口比重的5年期移动均值)。

数据主要来源于《全国地市县财政统计资料》、《中国城市统计年鉴》和各省统计年鉴。全国地级及以上城市的经度与维度数据来自Yu(2009)的采集与整理。剔除缺失严重的样本,总观测值数量为278。所有变量的描述性统计见表1。

表1 变量的统计分析结果(观测值=278)

	名 称	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
ln_agri	一般预算农林水事务支出	11.036	11.07	0.671	7.88	13.55
ln_agri_exa	预算外农林水事务支出	7.41	7.34	1.45	2.70	11.20
ln_trp	一般预算交通运输事务支出	9.62	9.66	0.92	6.36	12.66
ln_trp_exa	预算外交通运输事务支出	7.63	7.93	1.98	0	11.88
ln_indu	一般预算工业、商业、金融等事务支出	10.37	10.26	0.97	7.94	14.74
ln_indu_exa	预算外工业、商业、金融等事务支出	6.14	6.48	2.11	0	11.10
ln_infra_fd	基金预算公共投资性支出	11.53	11.45	1.30	7.77	15.31
land_r	土地出让金收入占一般预算收入比重	0.21	0.10	0.86	0.0001	0.95
exa_r	预算外收入与预算收入比重	0.14	0.09	0.31	0.01	3.64
inv_r	房地产投资占全社会固定资产投资比重	0.14	0.13	0.08	0.01	0.50
urban_r	城镇居民占辖区居民总数的比重	0.36	0.30	0.19	0.08	1
ln_fdi	外商直接投资	9.07	9.19	2.31	0	13.58
ln_den	人口密度	5.73	5.88	0.90	1.57	7.79

续表 1 变量的统计分析结果(观测值=278)

	名 称	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
umempty_r	失业率	0.04	0.04	0.02	0.005	0.27
ind_stru	第三产业占 GDP 比重	0.36	0.35	0.08	0.09	0.72
ln_aver_wage	职工平均工资	9.93	9.89	0.24	9.16	10.81
college_r	每百人中大学生人数	1.39	0.64	1.93	0	11.02
ln_invest	全社会固定资产投资	14.91	14.78	0.89	12.92	17.61
ln_prod	单位限额以上工业企业总产值	2.40	2.39	0.57	1.01	4.81

注:前缀“ln_”表示变量的自然对数值,后缀“_r”表示相应比重。限于篇幅,各个空间权重矩阵下的空间滞后变量的统计分析结果此处省略。

三、实证结果与分析

为了确认导致城市间预算支出交互影响的原因和渠道,本文先针对被解释变量(SLM 模型)、解释变量(durbin 模型)和误差项(SEM 模型)进行 ML 估计,确定空间相依性的来源。如果同时存在多种空间相依性,则使用 SAC 模型进行联合估计,并使用空间滞后模型的工具变量 GMM 估计加以佐证,最终根据统计值、系数估计和模型拟合情况等判断能否取得一致结论,或在不同模型中进行合理取舍。本文先以预算外农林水事务支出为例,说明模型的筛选过程。表 2 和表 3 报告了不同参数设置下地表距离矩阵(Winv)、最临近矩阵(Wknn)和地理相邻矩阵(Wbin)以及 5 种经济禀赋空间矩阵(Weco1 - Weco5)的 Wald 检验和似然比检验以及空间加权项的系数估计值(rho 和 lambda)。

表 2 模型设定的拉格朗日乘数检验结果(预算外农林水事务支出)

矩 阵	W-LAG	L-LAG	W-ERR	L-ERR	W-DUR	W-SAC	L-SAC
Wknn (knn=5)	18.88 (0.000)	17.54 (0.000)	10.28 (0.001)	8.85 (0.003)	1.28 (0.258)	71.87 (0.000)	29.17 (0.000)
Wknn (knn=15)	27.16 (0.000)	23.96 (0.000)	21.95 (0.000)	15.87 (0.000)	0.41 (0.520)	38.35 (0.000)	24.87 (0.000)
Wknn (knn=20)	31.10 (0.000)	26.66 (0.000)	28.31 (0.000)	19.06 (0.000)	1.115 (0.291)	31.17 (0.000)	26.66 (0.000)
Wknn (knn=25)	23.10 (0.000)	20.29 (0.000)	23.09 (0.000)	15.64 (0.000)	0.018 (0.894)	21.43 (0.000)	20.34 (0.000)
Winv (dband=50)	19.23 (0.000)	17.79 (0.000)	8.05 (0.005)	7.24 (0.007)	1.864 (0.172)	56.99 (0.000)	27.37 (0.000)
Winv (dband=20)	18.84 (0.000)	17.45 (0.000)	7.79 (0.005)	7.03 (0.008)	1.92 (0.166)	52.89 (0.000)	26.24 (0.000)
Winv (dband=10)	19.59 (0.000)	18.13 (0.000)	8.82 (0.003)	7.89 (0.005)	2.54 (0.111)	48.19 (0.000)	25.4 (0.000)
Winv (dband=5)	18.84 (0.000)	17.53 (0.000)	8.85 (0.003)	7.96 (0.005)	2.79 (0.095)	48.35 (0.000)	25.11 (0.000)
Wbin (250km)	15.84 (0.000)	14.33 (0.000)	9.06 (0.003)	7.18 (0.007)	0.009 (0.923)	23.92 (0.000)	15.55 (0.000)
Wbin (500km)	9.22 (0.002)	8.34 (0.004)	10.45 (0.001)	7.2 (0.007)	2.64 (0.104)	7.99 (0.018)	8.65 (0.013)
Wbin (1 000km)	0.36 (0.547)	0.34 (0.561)	0.09 (0.771)	0.09 (0.764)	2.96 (0.130)	1.832 (0.400)	1.192 (0.551)

续表 2 模型设定的拉格朗日乘数检验结果(预算外农林水事务支出)

矩 阵	W-LAG	L-LAG	W-ERR	L-ERR	W-DUR	W-SAC	L-SAC
Weco1	8.48 (0.004)	8.26 (0.004)	1.29 (0.256)	1.29 (0.256)	1.99 (0.16)	19.288 (0.000)	15.24 (0.000)
Weco2	9.02 (0.000)	8.78 (0.000)	1.758 (0.185)	1.748 (0.186)	1.752 (0.186)	22.72 (0.000)	16.43 (0.000)
Weco3	8.19 (0.004)	7.98 (0.005)	0.89 (0.343)	0.90 (0.342)	1.71 (0.191)	20.14 (0.000)	15.77 (0.000)
Weco4	7.43 (0.006)	7.26 (0.007)	1.02 (0.312)	1.02 (0.312)	1.60 (0.205)	18.40 (0.000)	14.39 (0.000)
Weco5	9.19 (0.002)	8.94 (0.003)	1.78 (0.182)	1.78 (0.182)	2.9 (0.089)	23.51 (0.000)	16.89 (0.000)

注:前缀“W-”和“L-”分别表示空间系数的 Wald 检验和似然比检验结果,后缀“LAG”、“ERR”、“DUR”和“SAC”分别表示空间滞后相关等四种空间计量模型,括号内数字为 p 值。

可以看出,预算外农林水事务支出模型中同时存在空间滞后相关和空间误差相关,这在 SAC 模型的检验中也能得到体现,绝大多数的 LM 检验都在 0.1%的显著性水平上拒绝空间项系数为 0 的设定。但是解释变量的空间滞后并不突出,Durbin 模型并没有通过相关检验。从经济禀赋权重矩阵看,模型也拒绝了 durbin 模型和 SEM 模型的设定,比较 SLM 模型和 SAC 模型的检验结果,也能发现 SAC 模型更为适宜。

从空间系数估计情况看,16 种空间权重矩阵下的估计结果基本都能通过 1%的显著性水平检验(估计结果略)。为判断 SAC 模型的稳健与否,按照前文所述,本文使用 SLM 模型的工具变量两步和迭代 GMM 估计加以佐证,工具变量为解释变量的一阶和二阶空间滞后项,并进行了工具变量过度识别的 Sargan 检验和 Hansen 检验、弱外生性检验(Cragg-Donald Wald F 检验)以及弱工具变量稳健性干预检验(Anderson canon. corr. LM 检验)。这样,结合工具变量 GMM 估计和四种空间模型 ML 估计结果及统计检验,能够接受预算外农林水事务支出的 SAC 模型。综合 7 种支出在四种模型和两种估计方法下的估计结果,最终筛选出 14 个回归模型(如表 3 和表 4 所示)。

在控制变量方面,基于地理空间矩阵和经济禀赋矩阵的回归结果较稳定,系数估计值也较接近。地方政府行为变量 land_r、exa_r、inv_r 和 urban_r 与基金预算投资性支出的相关关系最显著。土地财政收入高会激励地方政府进一步加大投资性支出,而稀缺性流动资本越高则会促使城市政府加大对预算外交通运输和基金预算投资以及工业商业金融事务的支出,但是不利于农林水等相关领域的公共投资。房地产投资占全社会总投资的比重和全社会固定资本存量与公共投资支出存在正相关关系,表明各城市公共投资与私人投资,特别是房地产投资之间存在互补关系;而城市化水平与公共投资水平存在负相关关系,可能的原因是,城市化水平高的地区,基础设施往往比较完善,居民

表 3 “拐点状态”下地理空间模型系数估计值
(基于“最临近”空间权重矩阵)

被解释变量		预算外 农林水事务 支出	一般预算 农林水事务 支出	预算外 交通运输 支出	一般预算 交通运输 支出	预算外 工业、商业、 金融支出	一般预算 工业、商业、 金融支出	基金预算 投资支出
模型		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		SAC	SLM	SAC	SAC	SLM	SLM	SLM
矩阵参数水平		knn=5	knn=20	knn=5	knn=5	knn=10	knn=20	knn=10
解 释 变 量	rho	0.54*** (8.18)	0.38*** (3.21)	−0.42** (−1.96)	−0.17 (−0.92)	0.24** (2.48)	0.19** (2.25)	0.23*** (3.39)
	lambda	−0.65*** (−4.04)		0.53*** (3.93)	0.44*** (3.32)			
	land_r	−0.26** (−2.32)	0.02 (0.42)	0.02 (0.13)	0.06 (0.72)	−0.05 (−0.26)	0.08 (1.27)	0.38*** (4.65)
	exa_r	1.29*** (4.27)	0.1 (0.73)	0.48 (0.91)	0.10 (0.41)	0.91 (1.64)	−0.19 (−1.18)	−0.69*** (−3.18)
	Inv_r	1.51 (1.57)	0.86** (1.96)	0.97 (0.52)	1.09 (1.29)	2.66 (1.41)	1.14** (2.02)	3.57*** (4.77)
	urban_r	−0.99*** (−3.18)	−0.77*** (−4.79)	0.47 (0.62)	−0.65* (−1.93)	−0.14 (−0.22)	0.23 (1.12)	−0.91*** (−3.34)
	ln_fdi	0.12*** (3.3)	−0.004 (−0.29)	0.15** (2.08)	−0.11*** (−3.28)	0.18** (2.50)	0.03 (1.60)	0.11*** (4.00)
	den	−0.0002 (−1.48)	−0.0002* (−1.66)	−0.0002 (−0.52)	−0.001*** (−2.86)	−0.001 (−0.84)	0.0003*** (2.68)	0.0001 (0.69)
	unemploy_r	−0.27 (0.11)	2.64** (2.31)	−9.66** (−2.08)	3.79* (1.79)	−0.07 (−0.01)	4.40*** (3.01)	4.39** (2.27)
	Ind_stru	0.02* (1.71)	0.02*** (3.98)	−0.01 (−0.80)	0.01 (1.56)	0.01 (0.76)	0.01** (2.21)	0.007 (1.08)
	ln_awage	0.31 (0.99)	−0.67*** (−5.02)	−1.71*** (−2.97)	−0.77*** (−2.96)	1.24** (2.14)	−0.17 (−0.98)	0.09 (0.41)
	college_r	−0.1** (−2.21)	−0.06*** (−3.06)	−0.07 (−0.83)	−0.03 (−0.78)	−0.12 (−1.51)	−0.003 (−0.16)	0.01 (0.21)
	ln_invest	0.52*** (5.00)	0.68*** (14.48)	0.86*** (4.14)	0.79*** (8.65)	0.62*** (3.12)	0.72*** (11.96)	0.74*** (9.23)
Wald test		18.84***	71.87***	24.79***	22.75***	6.14**	5.08***	11.52***
Likelihood ratio test		17.45***	29.17***	7.48***	15.0***	5.83**	4.97***	11.06***
Moran I test		4.58***	3.93***	2.39**	2.68***	5.01***	8.62***	6.65***

注：***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内为 z 或 t 统计值,下表同。

对公共基础设施的需求相对较低;人力资本水平与政府各类型公共投资也存在负相关关系,说明从支出结构看,人力资本与物质资本的积累存在替代关系;而平均工资水平越高,则不利于城市政府进一步扩大公共投资。

对三种地理空间矩阵,地表距离矩阵和相邻矩阵的回归方程估计结果揭示了城市政府间策略互动存在一个明确的边界,超出这一边界,策略互动行为或趋于稳定,或不再具有统计意义上的显著性。如预算外农林水事务支出的策略互动集中在 250—500 公里范围内,超出这一范围,这种投资策略互动不再显著。那么,既定范围内的策略互动一定是逐步递减的单调趋势吗?研究

表 4 空间模型的系数估计值(FDI 权重矩阵)

被解释变量		预算外 农林水事务 支出	一般预算 农林水事务 支出	预算外 交通运输 支出	一般预算 交通运输 支出	预算外 工业、商业、 金融支出	一般预算 工业、商业、 金融支出	基金预算 投资支出
模型		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		SAC	SLM	SAC	SAC	SLM	SLM	SLM
矩阵参数水平		knn=5	knn=20	knn=5	knn=5	knn=10	knn=20	knn=10
解释变量	rho	0.30*** (4.79)	0.11*** (3.05)	0.08* (1.77)	0.14*** (3.18)	0.20 (1.16)	0.01 (0.18)	0.09*** (2.95)
	lambda	−0.25*** (−3.30)				−0.24 (−1.21)	−0.04 (−0.69)	
	land_r	−0.17 (−1.49)	0.02 (0.52)	−0.06 (−0.29)	0.05 (0.61)	−0.41 (−0.41)	0.08 (1.29)	0.39*** (4.66)
	exa_r	1.12*** (3.53)	0.08 (0.61)	0.84 (1.53)	0.12 (0.48)	1.02* (1.91)	−0.17 (−1.04)	−0.69*** (−3.06)
	Inv_r	2.17** (2.06)	0.91** (2.07)	3.13* (1.68)	0.99 (1.18)	2.39 (1.28)	1.15 (2.03)**	4.03*** (5.26)
	urban_r	−0.71*** (−4.44)	0.14 (0.20)	−0.79*** (−2.57)	−0.003 (−0.00)	0.32 (1.56)	−0.75*** (−2.70)	
	den	0.0001 (0.01)	−0.0002** (−2.11)	0.0001 (0.11)	−0.0006*** (−3.55)	0.0001 (0.17)	0.0004*** (3.45)	0.0003* (1.76)
	unemploy_r	1.29 (0.46)	3.22*** (2.84)	−9.75** (−2.01)	4.18* (1.92)	−0.22 (−0.05)	4.85*** (3.32)	5.14*** (2.58)
	Ind_stru	0.02** (2.15)	0.01*** (3.69)	−0.003 (−0.19)	0.01 (1.08)	0.02 (1.45)	0.01*** (2.53)	0.01 (1.60)
	ln_awage	0.46 (1.4)	−0.66*** (−4.94)	−2.16*** (−3.81)	−0.59** (−2.28)	0.95* (1.65)	−0.19 (−1.09)	−0.01 (−0.04)
	college_r	−0.15*** (−2.99)	−0.06*** (−3.09)	−0.09 (−1.11)	−0.02 (−0.59)	−0.11 (−1.22)	−0.01 (−0.56)	−0.02 (−0.44)
	ln_invest	0.74*** (7.34)	0.68*** (17.82)	1.04*** (6.43)	0.59*** (8.07)	0.77*** (3.27)	0.79*** (16.08)	0.94*** (14.02)
Wald test		23.51***	9.31***	3.14*	10.12***	1.46	0.58	8.71***
Likelihood ratio test		16.90***	9.08***	3.10*	9.80***	0.70	0.58	8.52***
Moran I 检验		6.34***	3.17***	2.26**	2.92***	0.99	2.97***	3.71***

表明,并不尽然,最相邻矩阵的回归方程估计结果对此提供了直观说明,表 3 为处于“拐点状态”下地理空间模型系数的估计值。研究表明,农林水事务支出、工业商业金融事务支出以及基金预算投资支出的策略互动是一种先增后降的非线性趋势,各自存在一个相应的拐点。在地理位置最临近的 5 个“邻居”范围内,这种策略互动尽管显著,但表现并不突出,只有在特定范围内(最临近的 10 个、15 个,甚至 20 个“邻居”范围内),城际政府的策略互动性才能达到极值水平,超出这一地域范围,策略互动进入持续下降通道。相比较而言,只有交通运输支出具有鲜明的区间内单调递减性质(表 3 模型(3)和模型(4)的矩阵参数)。

政府策略互动的替代与互补性质是现有这一研究领域关注的重点,本研究表明(见表 3),从地理位置看,工业、商业和金融支出、农林水事务支出和基金预算投资性支出均具有显著的策略互补性(表 3 模型(1)、模型(2)和模型(5)至模型(7)),而交通运输支出则表现出一定程度的策略替代性(表 3 模型

(3)和模型(4)),一般预算交通支出的系数估计值没有通过显著性检验,而预算外交通运输支出却在95%的置信水平上存在策略替代;而表5则表明,从经济禀赋看,城际政府在农林水事务、交通运输支出和基金预算投资这三大类支出方面具有鲜明的财政竞争效应(表4模型(2)至模型(4)、模型(7)),而工业、商业和金融事务支出方面则没有显著的策略互动特征(表4模型(5)和模型(6))。四种空间模型和两种估计方法得出的系数估计值以及检验结果都一致证明了这一点。

如前所述,比较地理空间模型和经济禀赋空间模型的估计结果能够进一步识别策略互动的形成机制。本文所构建的5种经济禀赋空间权重矩阵分别反映了工业禀赋型、“土地”财政型和FDI型策略互动。结果显示,除经济禀赋矩阵下的工业商业金融事务支出不存在策略互动特征以及交通运输支出在地理邻近位置上表现出策略替代特征之外,其余3种支出在经济禀赋条件下的策略互补程度都明显低于基于地理相邻位置的互补程度。例如,在预算外农林水事务支出方面,不同地理空间权重下SAC模型的 ρ 系数ML估计值在0.48—0.58之间,工具变量两步和迭代GMM估计结果在0.54—0.82之间,且均在1%的水平上显著,检验结果能够证实显著存在策略互动,这明显高于基于五种经济禀赋矩阵的策略互动程度。空间矩阵Weco1—Weco5下ML和GMM估计的 ρ 值都在0.30左右。由于地理位置上的空间相依性主要是由支出外溢和锦标竞争效应所决定,而基于同一经济禀赋下的空间相关性更多地体现了财政竞争效应,这说明基于地理位置的策略互动超出了基于经济禀赋的策略互动。而工业禀赋型、“土地”财政型和FDI型三种策略互动的相似性,也说明了中国当前城际政府竞争的同质性,工业化程度高的地区更容易通过推进城市化和吸引稀缺性流动资本来提升竞争力,而城市化和争夺资本的绩效也往往取决于工业化水平。

综观全文,我们得到以下实证结论:

第一,基于地理位置的城市政府间策略互动是以策略互补为主,同时个别类型财政支出也存在策略替代。这种互动随地域范围的扩大而逐渐减弱,但一些互动行为具有门槛效应,表现为先增长后下降的特征。

第二,工业化水平、土地出让金收入、房地产投资、城市化水平和FDI经济权重矩阵下的财政型策略互动具有相似性,策略互补式的影响程度较为接近,并共同偏好一些投资支出类型,城际政府的公共投资竞争具有强烈的同质化倾向。

第三,城市间基于地理位置的支出策略互动超过了基于经济变量的财政策略互动,这意味着以外溢效应和标尺效应为主要源泉的地理空间上的支出策略互动大于基于经济禀赋的财政竞争策略互动。

四、进一步讨论与政策建议

从支出外溢与财政竞争和标尺竞争的关联看,交通运输支出具有明显的正外部性,它会诱使相邻政府的“搭便车”行为,出现某一辖区政府支出会使相邻辖区政府削减相应开支的现象。由于城市地理位置相对邻近,这种互动可能会远远超出现有研究中以省会城市坐标作为省际政府地理相邻位置时所发现的程度。此外,道路交通支出外溢的收益较为直接与明显,不像生产技术和生产率的外溢那样模糊,也不存在明显的时滞。而在锦标竞争和财政竞争驱使下,道路交通这一类公共基础设施是决定城市竞争力的核心要素之一,它具有与支出外溢方向相反的策略互补性质。^⑤这意味着,个别公共投资支出类型具有地理相邻位置上的策略替代性质,是由特定公共品内在属性所决定的支出外溢效应在当期超出了另外两种效应时出现的现象。

而经济禀赋权重矩阵条件下一些支出项目没有表现出策略互动特征,这是我国特有的政府治理结构的必然体现。我国在长期经济分权过程中保持了政治上的高度集权,积极实施以GDP为主的政绩考核制度。在政治集权和政绩考核机制下,地方政府官员具有GDP竞争的激励,即基于上级政府评价的“自上而下的标尺竞争”。这样,在有限任期和缺乏事后责任追究背景下,一些不能直接提高其招商引资和经济增长竞争力的支出项目往往不被重视,包括工业、商业和金融等事务这样的城市“软环境”和社会性支出。^⑥而城际政府的公共投资竞争则具有强烈的同质化倾向,这无疑是政治集权和经济分权交错结构的必然结果,面对以GDP为主的政绩考核制度和上级政府评价,地方政府和地方官员积极参与“自上而下的标尺竞争”,主动效仿其他地方的相关政策和制度安排,这种相互学习和影响不断强化,必然使地方官员的行为具有同质性,避免了地方政府行为上的分化。

那么,为什么地理空间上的支出策略互动会大于基于经济禀赋的财政竞争策略互动呢?基于政治集权与经济分权的内在逻辑,财政竞争与锦标竞争之间理应存在一定的层次性和内在属性差异。财政竞争归根结底是在中国特有的政府治理机制下产生的一个表象,而基于政绩考核和官员任免激励的“自上而下”的锦标竞争才是塑造中国当前地方政府治理机制的内在因素。基于中国当前的委任制结构和“下管一级”的行政体制,锦标竞争效应更多地应该发生在同一行政区划的各个相邻辖区政府之间,这样,不难理解地理空间上的支出策略互动会大于基于经济禀赋的财政竞争策略互动。

这就意味着,为避免支出策略互动中产生“逐底竞次”的低水平均衡格局和引导地方政府向合意的政府间竞争格局转型,需要改变目前的锦标竞争格局中以GDP为主的政绩考核制度,优化多任务、多时期和多代理人下的委托代理机制,实施更为科学的相对绩效评估。同时,积极建立反映辖区居民偏好

的财政竞争机制,并根据不同类型公共投资在地区间外溢和策略互动中的外部性特征和空间范围,运用转移支付和绩效预算等手段建立相应的调节机制,减少效率损失和结构扭曲。

注释:

- ①关于国内外研究的总结,可参见 Brueckner(2003)、Revelli(2005)、李涛和周业安(2009)的综述。
- ②不同类型的空间权重矩阵会使结果出现较大差异,对这一问题的详细介绍可参见 Gérard 等(2010)。
- ③卢洪友和龚锋(2009)使用了 SLM、SEM 和 SAC 模型来估计省级政府基本建设支出的策略互动情况,但是研究中使用的地理权重矩阵和经济禀赋权重矩阵较为粗略。
- ④根据统计口径,基金预算收入主要有国有土地使用权出让金和公路收费,基金预算支出主要用途是城市建设、公共事业、“三农”支出、廉租房建设和灾后重建。为了剔除“吃饭财政”效应或人口基数影响,更加准确地反映公共投资支出效应,本文也考察了以辖区年末总人口和财政供养人口平均的被解释变量,实证结果没有显著差异。
- ⑤如表 4 模型(3)和模型(4)所示,预算内外的交通运输支出在经济禀赋空间权重矩阵条件下,就表现出了显著的当期策略互补性质。
- ⑥事实上,两种类型预算支出在地理相邻位置上所表现出的策略互补性质,都只有 95% 的置信水平。

参考文献:

- [1]卢洪友,龚锋.政府竞争、“攀比效应”与预算支出受益外溢[J].管理世界,2007,(8):12—22.
- [2]李涛,周业安.中国地方政府间支出竞争研究——基于中国省际面板数据的经验证据[J].管理世界,2009,(2):12—22.
- [3]郭庆旺,贾俊雪.地方政府间策略互动行为、财政支出竞争与地区经济增长[J].管理世界,2009,(10):17—27.
- [4]陆军,李玉萍.区域税收空间相关性的理论检验方法研究——以京津冀大都市区为例[J].财贸经济,2010,(1):56—62.
- [5]Anselin Luc, Rosina Moreno. Properties of tests for spatial error components[J]. Regional Science and Urban Economics, 2003, 33(5): 595—618.
- [6]Baltagi B H, S H Song, W Koh. Testing panel data regression models with spatial error correlation[J]. Journal of Econometrics, 2003, 117(1): 123—150.
- [7]Baltagi Badi H, Seuck Heun Song, Byoung Cheol Jung, Won Koh. Testing for serial correlation, spatial autocorrelation and random effects using panel data[J]. Journal of Econometrics, 2007, 140(1): 5—51.
- [8]Bordignon M, F Cerniglia, F Revelli. In search of yardstick competition: A spatial analysis of Italian municipality property tax setting[J]. Journal of Urban Economics, 2003, 54(2): 199—217.
- [9]Bosch Núria, Albert Solé-Ollé. Yardstick competition and the political costs of raising taxes: An empirical analysis of Spanish municipalities[J]. International Tax and Public Finance, 2007, 14(1): 71—92.

- [10]Devereux Michael P,Ben Lockwood,Michela Redoano.Do countries compete over corporate tax rates? [J].Journal of Public Economics,2008,92(5—6):1210—1235.
- [11]Foucault M,T Madies,S Paty.Public spending interactions and local politics,empirical evidence from French municipalities[J].Public Choice,2008,137(1):57—80.
- [12]Gérard Marcel,Hubert Jayet,Sonia Paty.Tax interactions among Belgian municipalities:Do interregional differences matter? [J].Regional Science and Urban Economics, 2010,40(5):336—342.

Strategic Interaction of Public Investment Among City Governments and Its Formation Mechanism: Empirical Study Based on the Data of 278 Prefecture-level or Other Large-and-medium-sized Cities

WANG Chong

(School of Public Finance and Taxation, Nanjing University of
Finance & Economics, Nanjing 210046, China)

Abstract: Based on new budget subjects after income and expenditure classification reform in 2007, and the data of 278 prefecture-level or other large-and-medium-sized cities, this paper applies spatial econometric models such as SLM, SEM, Durbin and SAC, ML estimation and instrumental variables GMM estimation methods to evaluate current strategic interaction of public investment among city governments through three geographical space matrices and a space matrix containing five economic variables, namely industrialization level, the percentage of land transfer income, the percentage of real estate investment, urbanization level and FDI. The results show that strategic interaction among city governments with regard to adjacent locations is featured by strategic complementarity and has specific external scope and changing trend, while the strategic interaction based on industrial endowment, land and FDI is homogeneous and its entire level is lower than the one of strategic interaction with regard to locations caused by spillover effects and yardstick effects. At the end, it discusses corresponding theories and policy implications.

Key words: strategic interaction; spatial econometrics; city government

(责任编辑 许 柏)