

县级基础教育财政支出的外部性分析*

——兼论“以县为主”体制的有效性

李世刚 尹恒

摘要：基础教育财政支出“以县为主”体制的有效性，取决于支出外部性和偏好异质性间的权衡。造成支出外部性的主要原因包括外溢效应和竞争效应，它们都使得县级财政基础教育支出偏离有效率的水平。但它们引起的支出相互影响的性质却是不同的：前者是支出相互替代，后者是支出竞次。利用县级财政的面板数据的实证分析发现，相邻县的财政基础教育支出间呈显著的负相关关系，表明外溢效应是产生基础教育支出外部性的支配性因素。为了纠正基础教育财政支出偏低的情况，上级财政应该承担更多的基础教育支出责任。

关键词：县级基础教育 财政支出 外溢效应 财政竞争

作者李世刚，北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生（北京 100875）；尹恒，北京师范大学经济与工商管理学院教授（北京 100875）。

一、引言

从2001年起，中国基础教育开始实行“在国务院领导下，由地方政府负责、分级管理、以县为主的体制”，^① 县级政府成为基础教育财政支出的主体。^② 从2002年开始，乡镇一级承担的教育事业费比重持续减少，从2002年的21.17%减少到2006年的10.32%，5年下降了近10个百分点。同期地市级和省级政府承担的教育事业费比重基本保持不变，中央政府的支出份额甚至略微下降。与之相应，县级政府承

* 感谢国家自然科学基金（71173019）、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关题目（11JZD015）和教育部新世纪优秀人才支持计划的资助。同时感谢王善迈、李实、袁连生、孙志军、刘泽云、杨娟和匿名审稿人的有益建议。文责自负。

① 《国务院关于基础教育改革与发展的决定》（2001年5月29日）国发〔2001〕21号。

② 2002年5月，国务院办公厅发布了《国务院办公厅关于完善农村义务教育管理体制的通知》，进一步明确细化了县级政府在中小学教育投资中的责任。

担的教育事业费比重持续上升,从2002年的38.66%上升到2006年的50.67%。从这个角度来讲,2001年开始的“以县为主”体制改革确实实现了最初的改革目标。

但是,“以县为主”的体制并没有从根本上解决基础教育公共开支偏少的问题。对此,很多学者进行了深入的研究。李成贵、高如峰认为,县级政府财力比较困难,由它们承担基础教育支出,必然会导致支出的不足,建议提高中央和省级财政对基础教育的投入水平。^① 乔宝云等则从财政分权的角度出发,认为在中国特有的行政集权和财政分权体制下,地方官员更热衷于基础设施投资等经济方面的支出,因而压缩短期内对GDP增长贡献不大的基础教育支出,建议将基础教育财政支出的责任转移到较高层级的政府。^②

表1 各级政府教育事业费支出占比

单位:%

年份	乡镇级	县级	地市级	省级	中央	地方
1998	—	—	—	—	9.21	90.79
1999	—	—	—	—	8.35	91.65
2000	—	—	—	—	7.96	92.04
2001	—	—	—	—	7.81	92.19
2002	21.17	38.66	17.49	14.73	7.95	92.05
2003	17.45	42.24	17.45	14.69	8.18	91.82
2004	14.96	45.80	17.76	14.96	6.53	93.47
2005	12.20	47.86	17.83	15.95	6.16	93.84
2006	10.32	50.67	17.83	15.01	6.18	93.82

注:2002年之前及2006年之后,《中国财政年鉴》中没有统计细分省级、地市级、县级、乡镇级的教育事业费支出。—表示没有相应的数据。2006年之后财政支出科目调整,公开的统计数据只有教育支出,缺乏教育事业费,与之前年份不可比。

资料来源:中华人民共和国财政部:《中国财政年鉴》,北京:中国财政经济出版社,1999—2007年各年份。

鉴于“以县为主”体制的这些问题,2005年初财政部和教育部组织实施了针对贫困地区学生的“两免一补”工作。^③ 同年,国务院开始研究并在年底提出深化农村义务教育经费保障机制的改革。^④ 这次改革主要目的是解决中西部落后地区农村

- ① 李成贵:《农村义务教育投入:主体确认与增长机制研究》,《中国农村经济》2003年第11期;高如峰:《中国农村义务教育财政体制的市政分析》,《教育研究》2004年第5期。
- ② 乔宝云、范剑勇、冯兴元:《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》2005年第6期。
- ③ 从2005年春季学期起,对全国592个扶贫开发工作重点县农村义务教育阶段所有贫困家庭的学生,全部免书本费和免杂费,并逐步补助寄宿生生活费。
- ④ 2005年12月20日,国务院印发了《国务院关于深化农村义务教育经费保障机制改革的通知》,要求按照“明确各级责任、中央地方共担、加大财政投入、提高保障水平、分步组织实施”的基本原则,将农村义务教育全面纳入财政保障范围,建立中央和地方分项目、按比例分担的农村义务教育经费保障机制。西部地区于2006年、中东部地区于2007年全面实施。

义务教育投入不足的问题，主要手段是在明确中央、地方各自承担份额的前提下，增加对义务教育的补助投入。^①而对于东部发达地区而言，义务教育的经费依然主要由县级政府承担。这些改革的政策意图在于“完善‘以县为主’管理体制”。^②

时至今日，基础教育公共支出依然不足。在“以县为主”体制下，县级政府是基础教育公共支出的主要承担者。深入分析县级政府的基础教育支出行为，有助于更好地理解“以县为主”体制，探讨更有效的政府间基础教育公共支出责任的配置方式。

如何有效划分各级政府的支出责任，一直是财政分权体制下政府间关系的核心问题。对于诸如国防这一类全国性公共物品而言，答案是明确的，^③支出责任应该配置给中央政府。对于基础教育而言，却远非如此。^④公共物品政府间配置问题的系统讨论较早见于 Oates 1968 年的论文。他认为，提供地方性公共物品的责任应该归地方政府。其逻辑侧重于居民偏好的差异性：地方政府更加接近居民，可以对地方居民的多样化需求做出更灵敏的反应。^⑤在 1972 年的经典著作中，Oates 又提出，地方性公共物品应该由在空间上受益和付费相匹配的最低一级政府来提供。^⑥这里，他强调地区间财政支出的外溢效应（spill-over effect）。Besley 对这一领域理论研究的总结是：政府间公共品提供责任配置的有效性，取决于居民偏好的异质性和公共支出的外溢效应之间的权衡。^⑦

① 比如，2006 年要求西部地区农村义务教育阶段中小學生全部免除学杂费，中央和地方分担比例为 8:2；2007 年，中部地区和东部地区农村义务教育阶段中小學生全部免除学杂费，中央和地方分担比例中部地区为 6:4，东部地区除了直辖市外，依各省财力分别确定分担比例。

② 见《国务院关于深化农村义务教育经费保障机制改革的通知》（2005 年 12 月 20 日）国发〔2005〕43 号。http://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content_185157.htm.

③ Paul A. Samuelson, "The Pure Theory of Public Expenditure," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 36, no. 4, 1954, pp. 387-389.

④ 理论上，基础教育的公共物品属性（全国性还是地方性）并不明确；实践上，也少见将支出责任全部配置给中央政府，特别是对于人口较多、幅员辽阔的国家。本文试图丰富对基础教育公共品属性的理解。

⑤ Wallace E. Oates, "The Theory of Public Finance in a Federal System," *Canadian Journal of Economics*, vol. 1, no. 1, 1968, pp. 37-54.

⑥ Wallace E. Oates, *Fiscal Federalism*, New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972. 这类类似于财政等效（fiscal equivalence）原则，见 Mancur Olson, "The Principle of 'Fiscal Equivalence': The Division of Responsibilities among Different Levels of Government," *The American Economic Review*, vol. 59, no. 2, 1969, pp. 479-487.

⑦ Timothy Besley and Stephen Coate, "Centralized versus Decentralized Provision of Local Public Goods: A Political Economy Approach," *Journal of Public Economics*, vol. 87, no. 12, 2003, pp. 2611-2637.

在这一框架内,本文从基础教育的外部性角度,讨论其公共物品属性,探讨将其配置给县级政府的效率。我们抽象掉县级地区间居民对于基础教育需求的异质性。这样,基础教育公共支出配置的效率主要取决于外部性水平。与之前的研究不同,我们同时考察了外溢效应和竞争效应这两种不同的外部性机制,并将前者进一步区分为基础教育支出本身的外溢效应和政府生产性支出的外溢效应。竞争效应可以源自财政竞争^①或政治竞争,^②在中国特定的政治经济环境下它们具有十分相似的性质,都可能导致地方政府之间在基础教育公共支出上的相互模仿和竞次,本文将它们统称为竞争效应。从理论上把握基础教育公共支出外部性的性质,在经验上识别出各种机制的现实相关性,是讨论其支出责任纵向配置有效性的前提。这正是本文努力的方向。

本文建立一个契合县级政府决策环境的分析框架,讨论基础教育财政支出外部性的各种机制及其相互影响的性质。理论分析表明,竞争效应和基础教育财政支出本身的外溢效应,会导致基础教育财政支出的不足,而财政生产性支出的外溢效应有助于提高政府的基础教育支出水平。这些机制所引起的地区间基础教育财政支出的反应函数也不同:竞争效应会导致地方政府间在教育支出上的竞次(同向),溢出效应却会导致地方政府间在教育支出上的相互替代(反向)。这样,可以通过观察地区间基础教育公共支出相互影响的性质,识别产生支出外部性的不同机制,为支出责任纵向配置有效性的讨论提供基础。

从Case等的开创性研究开始,^③检验地方政府财政支出间相互关系的文献迅速涌现。^④国内一些学者也开始利用省级截面或面板数据,分析省级政府间的财政策

① Michael Keen and Maurice Marchand, "Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending," *Journal of Public Economics*, vol. 66, no. 1, 1997, pp. 33-53.

② Timothy Besley and Anne Case, "Incumbent Behavior: Vote-Setting, Tax-Seeking, and Yardstick Competition," *The American Economic Review*, vol. 85, no. 1, 1995, pp. 25-45.

③ Anne C. Case and Harvey S. Rosen, "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States," *Journal of Public Economics*, vol. 52, no. 3, 1993, pp. 285-307.

④ 例如, David N. Figlio, Van W. Kolpin and William E. Reid, "Do States Play Welfare Games?" *Journal of Urban Economics*, vol. 46, no. 3, 1999, pp. 437-454; Federico Revelli, "Reaction or Interaction? Spatial Process Identification in Multi-Tiered Government Structures," *Journal of Urban Economics*, vol. 53, no. 1, 2003, pp. 29-53; Federico Revelli, "On Spatial Public Finance Empirics," *International Tax and Public Finance*, vol. 12, no. 4, 2005, pp. 475-492; Katherine Baicker, "The Spillover Effects of State Spending," *Journal of Public Economics*, vol. 89, no. 3, 2005, pp. 529-544; Johan Lundberg, "Spatial Interaction Model of Spillovers from Locally Provided Public Services," *Regional Studies*, vol. 40, no. 6, 2006, pp. 631-644; Jan K. Brueckner, "Partial Fiscal Decentralization," *Regional Science and Urban Economics*, vol. 39, no. 1, 2009, pp. 23-32.

略互动。^①但在市、县级层面上的相关研究则比较少。^②利用2002—2005年的县级财政面板数据,本文得到十分稳健的结果:相邻县级地区基础教育财政支出间存在很强的相互替代关系,表明外溢效应是最主要的外部性机制。当然,很难区分基础教育支出本身的外溢效应和生产性公共支出的外溢效应。但是,在当前中国地方政府更偏向于GDP而不注重福利支出的背景下,^③我们可以认为基础教育支出本身的外溢效应占主导。这样,如果不考虑县级间居民对基础教育的偏好差异(我们认为可以忽略),让较高层次的政府来承担更多的基础教育支出责任,应该更为有效。

本文余下部分的安排如下:第二部分是理论模型;第三部分讨论支出相互影响的经验识别方法;第四部分介绍数据和检验结果;第五部分为总结。

二、理论模型

公共物品提供责任配置给哪一层级的政府更有效,取决于外部性的范围与居民偏好异质性间的权衡。我们认为,距离相近(或同一市)的县级地区居民对基础教育的偏好,不会存在很大的差异,需要讨论的主要是外部性问题。

我们判断,对于中国县级财政基础教育支出而言,外部性最有可能的机制是外溢效应和竞争效应。外溢效应包括基础教育财政支出本身的外溢效应和政府生产性支出的外溢效应。前者主要是由于居民和学生的流动性,相邻区间在一定程度上能够分享基础教育公共支出的成果;^④后者源自本地的生产性支出可能惠及周边地区。竞争效应可能源自多个方面:地区间政府的相互模仿、地方官员谋求连任或晋

① 例如,沈坤荣、付文林:《税收竞争、地区博弈及其增长绩效》,《经济研究》2006年第6期;王守坤、任保平:《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》2008年第11期;李涛、周业安:《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》2009年第2期;李婧、谭清美、白俊红:《中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究》,《管理世界》2010年第7期;王美今、林建浩、余壮雄:《中国地方政府财政竞争行为特征识别:兄弟竞争与父子争议是否并存?》,《管理世界》2010年第3期。

② 在地市级层面上的研究,如尹恒、徐琰超:《地市级地区间基本建设财政支出的相互影响》,《经济研究》2011年第7期;在县级层面上的研究,如吴玉鸣:《县域经济增长集聚与差异:空间计量经济实证分析》,《世界经济文汇》2007年第2期。

③ 这是比较符合中国现实的设定,参见尹恒、朱虹:《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》2011年第1期。

④ 我们认为重要的渠道是生源流动。虽然小学和初中阶段实行教育区制管理,但在实际操作中并非泾渭分明,尤其对于学生居住比较分散的农村县。在农村,我们经常观察到家长会选择让孩子在距离更近、教学质量更好的学校就读。至于高中阶段,这种现象就更加普遍。

升而展开的“标尺竞争”(yardstick competition), 或者旨在吸引流动性生产要素的税收竞争、支出竞争。不过这些竞争效应对于基础教育财政支出的影响在本质上是一样的, 这里以吸引资本的财政支出竞争为代表进行分析。

假定考虑两个地区: 本地区 i 和相邻地区 $-i$ 。代表性地方(县级)政府 i 的财政收入为外生给定的 T_i 。这主要是考虑到中国的县级政府没有税率设定权, 且其大部分收入来自于上级政府的转移支付。外生财政收入可以简化问题, 但不会影响本文的基本结论。政府支出用于两个方面: 生产性支出 P_i 和基础教育公共支出 E_i 。借鉴 Barro,^① 设定生产性公共支出进入生产函数: $Y_i = K_i^\alpha L_i^{1-\alpha} P_i^{1-\alpha}$ 。其中 Y_i 为产出, L_i 为人口, K_i 为资本, $0 < \alpha < 1$, α 为资本的产出弹性。不考虑人口增长, 将两地区人口标准化为 1, 这样生产函数变为: $Y_i = K_i^\alpha P_i^{1-\alpha}$ 。为了使分析简化, 不考虑资本的积累, 设两个地区的资本总量为 K 。基础教育公共支出 E_i 可以看成是地方政府为本地居民提供的福利。这样, 地区 i 代表性居民的福利取决于私人消费, 也取决于基础教育财政支出。地区 i 政府的目标为 $U_i = \beta \ln(K_i^\alpha P_i^{1-\alpha}) + (1-\beta) \ln E_i$, 其中, $0 < \beta < 1$, β 代表地方生产总值(GDP)在政府目标中的权重。^②

如果地区政府的基础教育支出具有外溢效应, 那么本(相邻)地区政府的基础教育支出不仅使本地居民受益, 还惠及周边地区。具体地, 地区 i 居民得到的基础教育福利为 $\ln(E_i + \phi E_{-i})$, ϕ 为代表外溢效应强度的参数, $0 \leq \phi < 1$ 。 ϕ 越大, 外溢效应越大, $\phi = 0$ 时, 外溢效应为零。

我们还考虑政府生产性支出的外溢效应。相邻地区政府之间可以分享到彼此的生产性公共支出, 生产函数设为: $Y_i = \beta \ln [K_i^\alpha (P_i + \phi P_{-i})^{1-\alpha}]$ 。其中 ϕ 表示生产性支出的外溢强度参数, $0 \leq \phi < 1$ 。

我们以地方政府通过增加生产性公共品支出吸引资本的竞争代表竞争效应。为了使问题简化, 设两个地区的资本总量固定为 K , $K = K_i + K_{-i}$ 。资本可以自由流动, 因此均衡时, 两个地区资本回报相同:

$$\frac{\partial Y_i}{\partial K_i} = \alpha K_i^{\alpha-1} (P_i + \phi P_{-i})^{1-\alpha} = \frac{\partial Y_{-i}}{\partial K_{-i}} = \alpha K_{-i}^{\alpha-1} (P_{-i} + \phi P_i)^{1-\alpha}$$

由此可以解出均衡的资本量:

$$K_i = \frac{P_i + \phi P_{-i}}{(P_i + P_{-i})(1 + \phi)} K \quad (1)$$

(1) 式表明, 在资本总量 K 给定的情况下, 本地区的资本量 K_i 占总资本 K 的

① Robert J. Barro, "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*, vol. 98, no. 5, 1990, pp. 103-125.

② 由于不考虑资本的积累, 代表性居民的消费就等于 GDP, 因此可设代表性居民的总效用为 $U_i = \beta' \ln(K_i^\alpha P_i^{1-\alpha}) + (1-\beta') \ln E_i$ 。我们的设定可以涵盖多种政府行为模式。如当 $\beta' = \beta$, 地方政府完全以本地居民的福利为目标; 当 $\beta' = 1$, 地方政府只关心本地 GDP。

比重，与本地区的生产性公共支出 P_i 正相关，与相邻地区政府的生产性公共支出 P_{-i} 负相关。也即是说，本地区政府可以通过增加生产性支出，吸引更多的资本，进而创造更多的产出（即收入）。

考虑地区政府 i 的决策问题：

$$\begin{aligned} \max_{P_i, E_i}: & U_i = \beta \ln [K_i^\alpha (P_i + \varphi P_{-i})^{1-\alpha}] + (1-\beta) \ln (E_i + \phi E_{-i}) \\ \text{s. t.} & \begin{cases} P_i + E_i = T_i \\ K_i = (1-\theta) \frac{K}{2} + \theta \frac{P_i + \varphi P_{-i}}{(P_i + P_{-i})(1+\varphi)} K \\ P_{-i} + E_{-i} = T_{-i} \end{cases} \end{aligned}$$

在这里， θ 表示有无竞争效应的 0/1 变量。 θ 等于 0 时，表示无竞争效应，本地资本为固定的 $\frac{K}{2}$ ； θ 等于 1 时，表示有竞争效应，本地资本受本地政府生产性支出和相邻地区政府生产性支出共同影响。

上述问题的一阶条件如下：

$$\begin{aligned} & \frac{\alpha\beta\theta(1-\varphi)(T_{-i}-E_{-i})}{\frac{1-\theta}{2}(1+\varphi)(T_i-E_i+T_{-i}-E_{-i})+\theta[T_i-E_i+\varphi(T_{-i}-E_{-i})]} \\ & + \frac{(1-\alpha)\beta(T_i-E_i+T_{-i}-E_{-i})}{T_i-E_i+\varphi(T_{-i}-E_{-i})} = \frac{(1-\beta)(T_i-E_i+T_{-i}-E_{-i})}{E_i+\phi E_{-i}} \quad (2) \end{aligned}$$

考虑对称均衡的情形，均衡的教育支出为：

$$E^* = \frac{2(1+\varphi)(1-\beta)T}{[\alpha\theta(1-\varphi)+2(1-\alpha)]\beta(1+\phi)+2(1+\varphi)(1-\beta)} \quad (3)$$

由 (3) 式，可以得到如下基本结论：

结论 1: $E_{\theta=1}^* < E_{\theta=0}^*$ 。存在竞争效应时，基础教育财政支出比不存在竞争效应时的基础教育财政支出少。容易证明，此时福利水平（代表性居民的效用）更低。

结论 2: $\frac{\partial E^*}{\partial \phi} = \frac{-2(1+\varphi)(1-\beta)[\alpha\theta(1-\varphi)+2(1-\alpha)]\beta T}{\{[\alpha\theta(1-\varphi)+2(1-\alpha)]\beta(1+\phi)+2(1+\varphi)(1-\beta)\}^2} < 0$ 。基础教育财政支出的外溢效应，会使得基础教育财政支出偏少。且外溢效应越大，支出越少，福利水平也越低。

结论 3: $\frac{\partial E^*}{\partial \varphi} = \frac{4(1-\beta)(\alpha\theta+1-\alpha)(1+\phi)\beta T}{\{[\alpha\theta(1-\varphi)+2(1-\alpha)]\beta(1+\phi)+2(1+\varphi)(1-\beta)\}^2} > 0$ 。政府生产性支出的外溢效应，会使得基础教育财政支出增加。

可以这样来理解结论 3：当政府生产性支出存在外溢效应时，政府会在生产性公共支出上相互搭便车，进而减少生产性公共支出，在总收入固定的情况下，必然的结果便是教育支出的增加。这表明，生产性支出的外溢效应，有助于缓解基础教育支出外溢效应带来的基础教育支出偏少问题。但是，在现实中这一机制的作用可

能非常有限：第一，政府对GDP的看重程度可能远远超过对居民福利的看重程度；第二，政府支出在生产性支出和教育支出上并不是严格的非此即彼的关系。

结论 4: $\frac{\partial E^*}{\partial \beta} = \frac{-2(1+\varphi)[\alpha\theta(1-\varphi)+2(1-\alpha)](1+\phi)T}{\{[\alpha\theta(1-\varphi)+2(1-\alpha)]\beta(1+\phi)+2(1+\varphi)(1-\beta)\}^2} < 0$ 。政府效用函数中对教育赋予的权重越低，基础教育财政支出越少。

以上模型向我们展示了各种可能的外部性对于基础教育财政支出的影响机制。为了分析各种机制的现实相关性，下面尝试从理论模型中导出一些可供检验的经验命题。将一阶条件(2)式两边取全微分，整理后在均衡处有：

$$\frac{dE_i}{dE_{-i}} = A \left\{ \frac{\alpha\theta^2(1-\varphi)^2 - 4(1-\alpha)\varphi}{\alpha\theta(1-\varphi) + 2(1-\alpha)} - \frac{\phi\beta[\alpha\theta(1-\varphi) + 2(1-\alpha)]}{1-\beta} \right\} \quad (4)$$

其中，A为正常数。分别考虑如下几种情形：

情形 1: $\theta=0$ 、 $\phi=0$ 、 $\varphi=0$ ，即：不存在竞争效应，也不存在外溢效应。

$$\frac{dE_i}{dE_{-i}} = 0 \quad (5)$$

此时，相邻地区基础教育财政支出间没有反应关系。

情形 2: $\theta=0$ 、 $0 < \phi < 1$ 、 $\varphi=0$ ，即：不存在竞争效应，但基础教育支出存在外溢效应，政府生产性支出不存在外溢效应。

$$\frac{dE_i}{dE_{-i}} = -2A \frac{\phi\beta(1-\alpha)}{1-\beta} < 0 \quad (6)$$

(6)式表明，当基础教育财政支出存在外溢效应时，由于相邻政府间在基础教育财政支出上相互搭便车，基础教育财政支出之间将存在替代关系。

情形 3: $\theta=0$ 、 $\phi=0$ 、 $0 < \varphi < 1$ ，即：不存在竞争效应，基础教育财政支出不存在外溢效应，但政府生产性支出存在外溢效应。

$$\frac{dE_i}{dE_{-i}} = -2A\varphi < 0 \quad (7)$$

(7)式表明，当政府生产性支出存在外溢效应时，相邻政府的基础教育财政支出间存在替代关系。这是容易理解的。当相邻地区政府增加教育财政支出时，在总财政收入一定的情况下，其生产性公共支出必将减少，那么，本地区在生产性支出上占到的便宜就变少了，即 $P_i + \varphi P_{-i}$ 减少，效用最大化的本地区政府就会相应地减少其教育财政支出，将更多的钱转投到生产性公共支出上。

情形 4: $\theta=1$ 、 $\phi=0$ 、 $\varphi=0$ ，即：存在竞争效应，但不存在外溢效应。

$$\frac{dE_i}{dE_{-i}} = A \frac{\alpha}{2-\alpha} > 0 \quad (8)$$

(8)式表明，竞争效应会使得相邻地区政府教育支出间反应关系为正。这一结果也不难理解。若相邻地区政府*-i*减少教育支出 E_{-i} ，将更多的收入配置到生产性支出 P_{-i} 上，这将使得资本从地区*i*流向相邻地区*-i*。对此，本地政府*i*的反应就

是增加生产性投资 P_i 来阻止资本外流, 必然的结果就是减少教育支出 E_i 。也就是说, 地区政府之间在基础教育财政支出上存在竞次。

当 $\theta=1$ 、 $0 < \phi < 1$ 、 $0 < \varphi < 1$ 时, 即竞争效应、教育支出的外溢效应和生产性支出的外溢效应均存在时, $\frac{dE_i}{dE_{-i}}$ 的符号不确定。此时反应函数的性质取决于现实中各种外部性机制的相对强度, 是一个经验问题。

三、经验分析思路

本部分讨论如何通过经验方法, 以识别相邻地区县级政府在基础教育财政支出上的反应函数关系。对此, 空间计量是合适的方法。我们所选择的空间计量模型如下:

$$E_i = \alpha + \lambda \sum_j w_{ij} E_j + X_i \gamma + \epsilon_i \quad (9)$$

$$\epsilon_i = \rho \sum_j w_{ij} \epsilon_j + u_i \quad (10)$$

其中, E 为县级人均教育财政支出,^① X 为控制变量。 $\sum_j w_{ij} E_j$ 代表相邻地区加权的人均支出。 λ 的符号和显著性是判断支出相互影响关系的核心工具。我们关心的是地区政府对相邻地区教育财政支出的策略反应, 必须排除因地区共同的外生扰动带来的支出相关性。为此在模型中引入了残差项的空间相关性。

要估计模型 (9) 和 (10), 关键是解决 $\sum_j w_{ij} E_j$ 的内生性问题。最常用的方法是 Anselin 提出的极大似然 (ML) 估计。^② 将 (9) 和 (10) 式写成矩阵形式, 假定扰动项服从正态分布:

$$E = \lambda WE + X\gamma + \epsilon, \quad \epsilon = \rho W\epsilon + u, \quad u \sim N(0, \sigma^2 I)$$

得到 $u = (I - \rho W) (I - \lambda W) E - (I - \rho W) X\gamma$, 进而可以利用极大似然方法估计出参数 λ 、 ρ 、 γ 。

另一种方法是 Kelejian 和 Prucha 提出的广义空间两阶段最小二乘估计 (GS2SLS)。^③ 这一方法不需要对模型的误差项进行正态或其他分布的假定, 也能够

① 考虑到学生地区间流动的可能性, 这比利用生均教育公共支出作为因变量更合适。我们控制中小學生占总人口的比重, 以及农村人口比重、人口密度等代表人口结构特征的变量。

② Luc Anselin, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

③ Harry Kelejian and Ingmar R. Prucha, "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, no. 1, 1998, pp. 99-121; Harry Kelejian and Ingmar R. Prucha, "A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model," *International Economic Review*, vol. 40, no. 2, 1999, pp. 509-533.

得到有效和一致的估计量。最近使用这一方法的文献逐渐增多。^① 它包括三个步骤：第一步，找到 WE 的工具变量集合 H，H 包含 X、WX、W²X，^② 对 (9) 式进行无截距项的两阶段最小二乘回归，得到残差。第二步，利用第一步的残差进行 GMM 估计，得到 λ 的估计值 $\hat{\lambda}$ 。第三步，对原方程做 Cochrane-Orcutt 变换， $E^{**} = E - \hat{\lambda}WE$ ， $X^{**} = X - \hat{\lambda}WX$ ，再对 (9) 式进行两阶段最小二乘估计。^③ 为了保证结果的稳健性，本文将同时采用极大似然和广义空间两阶段最小二乘法进行估计。

上面的空间计量模型是针对横截面数据的。利用横截面数据估计，可能会遗漏各县不随时间而变化的异质性因素，进而造成估计的偏误，比如各县的历史文化传统。文化氛围浓厚的县教育财政支出可能相对较高，而这种文化氛围在区域上可能出现聚集。也就是说，地理位置相邻或同属一个行政区划（市）的几个县，可能因文化氛围相近，使得它们之间的教育公共支出存在正相关的趋向。如果忽略了这种可能性，我们关心的参数 λ 就可能发生偏误。另一个可能影响估计结果的因素是地理环境，如多山地区因交通原因，人均教育成本较高，而相邻地区的地理环境更有可能相近，如果忽略了这种地理因素的影响，参数 λ 的估计也会有偏。解决地区不随时间变化的异质性问题，最好的办法是利用面板数据（panel data）模型。加入地区不随时间变化的异质性因素后，估计模型变为：

$$E_{it} = \alpha + \lambda \sum_j w_{ij} E_{jt} + X_{it} \gamma + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho \sum_j w_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it} \quad (12)$$

ω_i 为不随时间变化的地区异质性因素。有两种方法处理这种面板数据模型：将 (11) 式两边同时减去样本在时间维度上的均值（demean）；或者将 (11) 式差分。两种方法都可以将 ω_i 消去。由于我们采用的是 2002—2005 年县级层面的数据，总样本量超过 7000 个，空间计量所要求的矩阵运算超过了 Stata 的运算能力，本文选择使用第二种方法。利用差分方法还有一个额外的好处：地方政府的财政支出具有基数效应，即当年的支出是比照上一年或前几年的支出规模来制定的，^④ 因此，支出基数上

① 例如，Sebastian Hauptmeier, Ferdinand Mittermaier and Johanner Rincke, “Fiscal Competition over Taxes and Public Inputs: Theory and Evidence,” European Central Bank Working Paper, no. 1033, March 2009; 李涛、周业安：《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》2009年第2期；尹恒、徐琰超：《地市级地区间基本建设财政支出的相互影响》，《经济研究》2011年第7期。

② 实质上，这里是利用相邻地区外生变量的加权值做本地区基础教育公共支出的工具变量。

③ 详细过程可参见 David M. Drukker, Ingmar R. Prucha and Rafal Raciborski, “Maximum-Likelihood and Generalized Spatial Two-Stage Least-Squares Estimators for a Spatial-Autoregressive Model with Spatial-Autoregressive Disturbances,” Stata Technical Report, 2011. http://econweb.umd.edu/~prucha/Papers/WP_spreg_2011.pdf.

④ 尹恒、朱虹：《县级财政生产性支出偏向研究》，《中国社会科学》2011年第1期。

的相关,可能并不是源于政府间策略互动的结果,而仅仅是源于历史和支出惯性。差分代表的是财政支出的增量,可以更好地体现政府间教育财政支出的策略互动。

空间相邻矩阵 W 的选取是另一个重要的问题。一般有两种方法刻画空间相邻:样本之间是否在地理上接壤;或者选择一定长度的距离半径,看样本之间的距离是否处在所选取的距离半径以内。事实上,由于县的面积一般并不大,教育的外部性并不局限于地理上接壤的县之间。因此,选择距离半径的方法更符合本文的检验目标。我们构造的基本空间相邻矩阵 W^{50km} 如下,其元素为:

$$W_{ij}^{50km} = \begin{cases} 1/d_{ij} & i \neq j \text{ 且 } d_{ij} \leq 50km \\ 0 & i \neq j \text{ 且 } d_{ij} > 50km \\ 0 & i = j \end{cases}$$

具体而言,我们先找到各县城的经纬度坐标,^① 以此计算任意两个县城之间的距离,^② 如果距离小于或等于 50km,^③ 则将二者定义为相邻,在空间矩阵中将权重设为二者距离的倒数;如果二者距离大于 50km,则定义为不相邻,在空间矩阵中将权重设为 0。根据空间计量通行的方法,我们将权重矩阵的对角线赋值为 0,且在回归时将矩阵进行标准化,使得每行的元素之和等于 1。作为敏感性分析,我们还考虑了距离半径为 100km 时的空间矩阵 W^{100km} 。

考虑到学生在同一地级市内流动可能更加容易,我们还构造了同市相邻矩阵 W^{city} ,其元素如下:

$$W_{ij}^{city} = \begin{cases} 1 & i \neq j \text{ 且 } i, j \text{ 同市} \\ 0 & i \neq j \text{ 且 } i, j \text{ 不同市} \\ 0 & i = j \end{cases}$$

作为敏感性分析,我们还根据空间距离和行政区这两个维度,构造了四个空间相邻矩阵: W^{d-city} 、 W^{city-d} ,其中 $d=50km$ 或 $100km$,他们的元素分别为:

- ① 县城经纬度坐标数据来源于国家基础地理信息系统网站: <http://nfgis.nsd.gov.cn/default.asp>。与我们的县级财政数据库相比对,如果国家基础地理信息系统网站上提供的县城经纬度数据有缺失,我们利用 Google 地图 (<http://maps.google.com/>) 逐一查找,将坐标补全。
- ② 根据经纬度来生成距离,我们利用的是 Stata 提供的 `spmat idistance` 命令,这个命令可以直接由两地之间的经纬度坐标,计算出两地间的直线距离,单位为 km。
- ③ 中国幅员辽阔,各省的地形、人口分布差异也很大,东部人口密集省份的相邻县之间的距离在 20km 左右,但西部人口稀少省份的相邻县之间距离可能达到 80km,甚至 100km。因此我们选了一个差不多平均的距离 50km。我们也考虑过对不同的省份使用不同的距离,但是这种分地区的距离选择也带有主观性,而且在县一级层面上构造空间矩阵这种处理过于复杂,因此未采用。为了使我们的结论更加可靠,我们还选取了 100km 来构造空间相邻矩阵。

$$W_{ij}^{d-city} = \begin{cases} 1 & i \neq j \text{ 且 } i, j \text{ 距离小于等于 } d, \text{ 不同市} \\ 0 & i = j \text{ 或 } i \neq j \text{ 但 } i, j \text{ 距离大于 } d \end{cases}$$

$$W_{ij}^{city-d} = \begin{cases} 1 & i \neq j \text{ 且 } i, j \text{ 同市, 距离大于 } d \\ 0 & i = j \text{ 或 } i \neq j \text{ 但不同市} \end{cases}$$

四、数据和检验结果

我们使用 2002—2005 年农村县和县级市的财政及社会经济数据进行检验。^① 为了使样本之间具有可比性, 我们剔除了北京、天津、上海、重庆四个直辖市以及西藏、海南省区的样本。由于空间计量回归对数据的要求较高, 而我们所拥有的数据每年都有不同程度的缺失和极端值, 去掉这些样本之后, 每年的样本量有些差异, 不过每年的样本量依然在 1800 个左右 (见表 2)。

控制变量 X 包括以下三类。

人口结构变量: 中小學生占总人口比重, 预期该比重越高, 人均教育财政支出越大。乡村人口比重, 该比重越高的地区, 一般而言, 经济发展水平会越差, 从而人均教育公共支出水平应该越低。但在控制了经济发展水平的情况之下, 乡村人口比重越高的地区, 因为人口居住相对分散, 人均教育投入成本可能会更高, 所以其系数符号不确定。人口密度, 该密度越大, 因规模效应可以节约人均教育支出, 预期该变量对人均教育支出具有负向影响。

县级财政变量: 人均财政收入, 财政收入越多的地区用于投入教育的财政资金将更加充裕, 预期该变量对人均教育财政支出有正向的影响。财政供养人口, 非教师的财政供养人口会挤占教育财政支出,^② 但是财政供养人口中还包括了教师, 因此财政供养人口又会与教育财政支出正相关, 其系数符号不确定。转移支付占总财政收入的比重, 这一变量代表了县级政府对上级政府的财政依赖水平, 同时它也可以作为收入分权程度的代理变量。根据分权对教育支出影响的研究文献^③的结论, 预期该变量系数为正。

① 本文所使用的财政数据来源于各年《全国地市县财政统计资料》, 北京: 中国财政经济出版社, 社会经济数据来源于国家统计局编撰的各年《中国县(市)社会经济统计年鉴》, 北京: 中国统计出版社。

② 李祥云、陈建伟:《财政分权视角下中国县级义务教育财政支出不足的原因分析》,《教育与经济》2010年第2期。

③ 例如, 乔宝云、范剑勇、冯兴元:《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》2005年第6期; 林江、孙辉、黄亮雄:《财政分权、晋升激励和地方政府义务教育供给》,《财贸经济》2011年第1期; 成刚、萧今:《省以下财政分权、转移支付与基础教育供给——基于1994—2001年江西省县级数据的分析》,《教育与经济》2011年第1期。

县域经济发展变量：人均地区生产总值、第二产业比重、第三产业比重，这三个变量都反映经济发展水平。经济发展水平越高的地区，其教育投入的数量也应该越大，预期它们的系数为正。

表 2 是主要变量的基本统计描述。从时间维度来看，2002 年到 2005 年，县级政府人均教育财政支出的绝对额逐年提高，与此同时，人均地区生产总值、人均财政收入的绝对额也逐年增多。同时，对于县级政府而言，转移支付占总财政收入的比重也在逐年提高，从 2002 年的 67% 增加到 2005 年的 70.9%。值得注意的是，中小学生在总人口中的比重是逐年下降的，2002 年该比重为 16.3%，到了 2005 年，这一比重下降到 14.8%。

表 2 所用变量的描述性统计

年 份	2002		2003		2004		2005	
	均 值	标准差	均 值	标准差	均 值	标准差	均 值	标准差
人均教育财政支出	4.967	0.433	5.030	0.400	5.174	0.417	5.316	0.417
中小學生比重	0.163	0.037	0.162	0.037	0.157	0.038	0.148	0.039
农村人口比重	0.824	0.152	0.825	0.144	0.827	0.134	0.822	0.145
人口密度	0.029	0.031	0.029	0.027	0.029	0.027	0.029	0.027
人均财政收入	5.130	0.707	5.257	0.702	5.345	0.795	5.473	0.902
转移支付比重	0.670	0.158	0.671	0.151	0.696	0.157	0.709	0.170
财政供养人口	9.193	0.705	9.282	0.595	9.285	0.597	9.319	0.613
人均 GDP	8.438	0.703	8.576	0.691	8.733	0.735	8.910	0.766
第二产业比重	0.342	0.146	0.368	0.147	0.388	0.151	0.385	0.160
第三产业比重	0.331	0.089	0.327	0.081	0.0317	0.086	0.327	0.090
样本量	1824		1769		1791		1823	

注：人均教育财政支出、人均财政收入、人均 GDP 和财政供养人口均为取自然对数后的值。将各年的绝对数据按分省的 GDP 平减指数平减到 2002 年，使得数据年度可比。没有考虑在 2002 年时各省的价格水平差异，因为我们依赖的是对数差分的估计结果，而对数差分相当于增长率，这只需要我们保证各省各年的数据可比即可。

样本中没有包括城区，这主要是基于两点考虑。第一，城区的经济结构与农村县（及县级市）差距太大，政府在教育支出上的决策不具有可比性；第二，城区的教育支出中，不仅包含了基础教育，还包含了大学及其他职业教育的支出，与农村县的教育支出不可比。剔除了城区的数据会对估计结果产生什么影响？我们认为，农村县政府更有可能搭中心城区政府的便车，即当中心城区的基础教育支出增加时，农村县政府将减少基础教育支出。因此，如果不考虑城区的教育财政支出，会使估计的替代性程度偏小。不过，我们关心的是教育财政支出是否有显著的外溢效应，如果在“偏小”的情况下，依然能检测到显著的替代关系，那么遗漏城区的教育财政支出就不会影响基本结论。

表3 截面数据回归

年份	2002		2003		2004		2005	
	GS2SLS	ML	GS2SLS	ML	GS2SLS	ML	GS2SLS	ML
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
λ	-0.0279*** (-7.19)	-0.0278*** (-7.19)	-0.0221*** (-5.95)	-0.0225*** (-6.05)	-0.0196*** (-5.19)	-0.0199*** (-5.29)	-0.0243*** (-6.41)	-0.0245*** (-6.47)
ρ	0.380*** (14.17)	0.378*** (15.09)	0.376*** (13.87)	0.380*** (14.58)	0.384*** (15.64)	0.392*** (15.96)	0.432*** (18.42)	0.440*** (19.09)
σ^2		0.0584*** (29.53)		0.0504*** (29.01)		0.0563*** (29.21)		0.0559*** (29.3)
样本量	1824	1824	1769	1769	1791	1791	1823	1823

注：*、**、***分别表示显著性水平为10%、5%和1%，下同。为了节省空间，这里只报告使用 W^{50km} 矩阵的回归结果，也略去了其他控制变量，这些控制变量和表4相同。GS2SLS为广义空间两阶段最小二乘方法，ML为极大似然方法，下同。

先看截面数据回归的结果。在截面数据回归中，我们尝试加入省、市的虚拟变量，但是加入省、市虚拟变量之后，GS2SLS方法所构造的工具变量矩阵不再满秩，因此无法进行估计，而ML方法由于变量太多，估计极为耗时，因此只是在回归方程中加入了代表东部地区和西部地区的虚拟变量。^① 据表3，两种方法的估计结果基本一致， λ 的值在0.02左右，且均在1%水平下显著异于零。但是， λ 的绝对值很小。根据之前的分析，我们有理由怀疑 λ 的绝对值被低估了。当然，这只有与面板数据回归结果相比较，才能得到确切的答案。另外，值得注意的是，扰动项的空间自回归系数 ρ 的值为正，且在1%水平下显著异于零，这说明对其控制是有必要的。

表4 面板数据结果

矩阵	W^{50km}		W^{100km}		W^{city}	
	GS2SLS	ML	GS2SLS	ML	GS2SLS	ML
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
λ	-0.118*** (4.41)	-0.0746*** (3.80)	-0.182*** (6.45)	-0.268*** (10.03)	-0.261*** (6.54)	-0.209*** (7.09)
中小學生比重	0.415*** (4.31)	0.409*** (4.25)	0.379*** (4.00)	0.345*** (3.67)	0.338*** (3.60)	0.343*** (3.63)
农村人口比重	-0.00678 (-0.24)	-0.00604 (-0.21)	-0.00662 (-0.24)	-0.0107 (-0.40)	-0.00663 (-0.25)	-0.00591 (-0.22)
人口密度	-0.676*** (-6.47)	-0.700*** (-6.61)	-0.637*** (-6.37)	-0.604*** (-6.14)	-0.585*** (-6.24)	-0.603*** (-6.32)

① 东部地区包括：河北、辽宁、江苏、浙江、山东、福建、广东；中部地区包括：吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、山西、内蒙古、广西；西部地区包括：陕西、甘肃、青海、宁夏、四川、贵州、云南、新疆。

续表 4

矩 阵	W ^{50km}		W ^{100km}		W ^{city}	
	GS2SLS	ML	GS2SLS	ML	GS2SLS	ML
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人均财政收入	0.613*** (64.00)	0.615*** (64.81)	0.623*** (63.74)	0.620*** (64.16)	0.643*** (64.14)	0.647*** (67.00)
转移支付占 总财政收入比重	1.921*** (39.46)	1.936*** (39.95)	1.868*** (37.3)	1.852*** (36.72)	1.907*** (38.37)	1.928*** (38.93)
财政供养人口	-0.0209* (-1.72)	-0.0223* (-1.83)	-0.0246** (-2.08)	-0.0231** (-1.98)	-0.00908 (-0.76)	-0.0102 (-0.85)
人均地区 生产总值	0.0468*** (10.05)	0.0480*** (10.25)	0.0482*** (10.13)	0.0469*** (9.91)	0.0407*** (8.27)	0.0419*** (8.45)
第二产业比重	-0.0428 (-1.25)	-0.0386 (-1.12)	-0.0523 (-1.53)	-0.0495 (-1.46)	-0.0891** (-2.56)	-0.0847** (-2.43)
第三产业比重	0.0985** (2.29)	0.104** (2.4)	0.0865** (2.01)	0.0879** (2.06)	0.0723* (1.68)	0.0760* (1.76)
常数项	0.0374*** (9.28)	0.0316*** (9.05)	0.0450*** (8.14)	0.0506*** (9.82)	0.0547*** (8.16)	0.0460*** (8.58)
ρ	0.295*** (11.17)	0.269*** (12.72)	0.510*** (21.62)	0.557*** (24.29)	0.501*** (23.19)	0.477*** (25.32)
σ^2		0.0203*** (49.83)		0.0188*** (48.67)		0.0182*** (47.4)
样本量	5267	5267	5267	5267	5267	5267

表 4 报告了面板数据回归的结果。模型 (1)、(2) 使用的是以 50km 为半径的矩阵；模型 (3)、(4) 将距离扩大到 100km，模型 (5)、(6) 使用同市相邻矩阵 W^{city} 。十分稳健、明确的信息是，不管距离远还是近，不管是地理相邻还是行政同市，也不管使用哪一种估计方法， λ 都在 1% 水平下显著异于零，而且所有情况下 λ 的值都为负。尤其值得注意的是， λ 的绝对值比截面数据回归的结果平均扩大了 10 倍，这与我们之前的分析是一致的，遗漏不随时间变化的异质性因素（如文化氛围、地理环境等）会使得估计结果的绝对值偏小。相比之下，同市矩阵 (5) 和 (6) 中 λ 的绝对值明显增加，在同一地市级行政区内基础教育财政支出的外溢效应更强，这可能是因为学生在同市内流动性更强。有点奇怪的是， λ 的绝对值在距离半径为 50km 时，比 100km 时要小，这可能是因为距离更近时，竞争效应增加更快些。但是， λ 的值依然显著为负，表明外溢效应依然强于竞争效应。

大部分控制变量符号与预期一致，唯一例外是第二产业比重，系数为负。我们发现，第二与第三产业比重间相关系数达 -0.603，表明平均而言，第二产业比重越高的县，其第三产业比重越低。如果说第三产业比重越高的地区经济越发达，那么这些地区的第二产业比重其实越低。这样，第二产业比重系数为负就可以理解了。

为利用影响范围的差异，进一步分析不同的外部性机制，表 5 列示了不同权重

矩阵的估计结果。矩阵 $W^{50km-city}$ 和 $W^{100km-city}$ 测量距离在 50km 或 100km 以内，但却不属于同一市的相互影响；矩阵 $W^{city-50km}$ 和 $W^{city-100km}$ 测量处于同一市，但距离超过 50km 或 100km 的相互影响。结果表明，不管是属于同市还是距离相近（小于等于 50km 或 100km）， λ 在统计上都很显著（除了模型（2）），且符号为负。同时，我们还看到，利用矩阵 $W^{city-50km}$ 和 $W^{city-100km}$ 的回归 λ 系数绝对值，要大于利用矩阵 $W^{50km-city}$ 和 $W^{100km-city}$ 回归的结果，这也说明同一市内的外溢效应可能更强。

表 5 面板数据结果：多种权重矩阵

矩 阵	$W^{50km-city}$		$W^{city-50km}$		$W^{100km-city}$		$W^{city-100km}$	
	GS2SLS	ML	GS2SLS	ML	GS2SLS	ML	GS2SLS	ML
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
λ	-0.0633** (-2.22)	-0.0144 (-0.74)	-0.187*** (-6.17)	-0.163*** (-6.50)	-0.0465* (-1.83)	-0.134*** (-5.38)	-0.0903*** (-6.35)	-0.131*** (-7.77)
ρ	0.159*** (5.23)	0.122*** (5.52)	0.439*** (20.85)	0.431*** (21.44)	0.266*** (10.64)	0.344*** (12.34)	0.286*** (15.57)	0.346*** (15.83)
σ^2		0.0214*** (51.09)		0.0188*** (48.23)		0.0205*** (49.99)		0.0200*** (49.53)

注：为了节省空间，略去了其他控制变量，这些控制变量与表 4 相同。

总之，经验分析得到十分稳健的结果：相邻（地理相邻或同市）县级基础教育财政支出间存在显著的相互替代关系——相邻县政府的教育财政支出增多，本县的相应支出减少。

五、结论性评论

利用 2002—2005 年的县级财政数据，经验分析的结果十分稳健。无论是地理上相邻或属于同一地级市的县级教育财政支出之间，都存在很强的替代性，反应函数为负。根据前面的理论分析，这表明现实中外溢效应占据主导地位。当然，从理论上没法进一步区分生产性公共支出的外溢效应和基础教育财政支出本身的外溢效应。不过，依然可以从中国政治经济环境下可能的参数空间中，获得一些信息。在只存在生产性公共支出外溢时，反应函数 $\frac{dE_i}{dE_{-i}} = -2A\phi < 0$ ；在只有基础教育公共支出外溢时，反应函数 $\frac{dE_i}{dE_{-i}} = -2A \frac{\phi\beta(1-\alpha)}{1-\beta} < 0$ 。比较二者可以发现，若政府更关心 GDP (β 越大)，^① 那么后者的绝对值将更大，也就是说基础教育财政支出的外溢效应将占主导。另一方面，表 5 的回归结果也可以支持这一推理。根据表 5，同一市内的外溢效应更强。如果生产性公共支出的外溢效应只与地理距离有关，而与行政

① 尹恒、朱虹：《县级财政生产性支出偏向研究》，《中国社会科学》2011 年第 1 期。

区划无关,^①那么,同一市内的外溢效应更强,就只能由基础教育财政支出本身的外溢效应来解释,因为学生在同一市内流动更加容易。^②这样,基础教育财政支出的外溢效应,就更可能是“以县为主”体制下,基础教育财政支出低于有效率水平的主要原因。

当然严格地说,分析财政支出责任纵向配置的有效性,需要在居民偏好的异质性与公共支出的外部性间权衡。如果公共支出的受益范围超出了提供支出的边界,上级政府承担更多的支出责任更有效;然而,随着支出责任的上移,偏好的地区异质性会增加,不仅地区内统一的支出共识难以形成,^③政府对居民的需求可能会更不敏感。讨论中国基础教育财政支出“以县为主”体制的有效性,也需要具体把握其支出外部性和偏好异质性的性质。就支出外部性而言,本文的检验结果表明,基础教育财政支出本身的外溢效应可能是最主要的机制。就偏好的异质性而言,根据基础教育的性质,可以认为,中国居民对于基础教育的看法和需求并不存在很大的差异,尤其是在地市或省层面上。这样,本文的分析可以得到如下结论:为了纠正基础教育财政支出偏低的状态,改善公共支出效率,上级政府应该承担更多基础教育支出责任。^④

实现这一点的途径,可以通过提高上级政府对基础教育的匹配性转移支付。在现行体制下,进一步加大上级财政、尤其是省级财政乃至中央财政对于基础教育转移支付的力度,有助于缓解基础教育公共支出不足的状况。从长期来看,合适的选择是进行更具结构性的体制调整,将基础教育公共支出事权上收到更高层级的政府。为此,可能需要更为细致的考虑:上收到哪一级政府更为合适,是整体上收还是部分上收?基础教育支出的不同部分,可能具有不同的外部性特征。例如,是应该提高公用经费财政拨款的层级,还是增加事业费?是教师工资由更高层级政府统筹,还是其仅统筹教育基本建设经费?这些是进一步深入研究的方向。

〔责任编辑:梁华 责任编辑:许建康〕

① 这是合理的,例如邻县修建的水泥公路,不管与其是否属同一地级市,本县都可以享受到其带来的便利。

② 笔者在多次实地调研中都感受到,生源的地区间流动特别是同一地(市)内流动,呈现扩大的趋势。当然并不能据此引申出对基础教育阶段生源地区间流动的总判断。笔者认为,这是一个很有意义的经验研究方向。

③ Alberto Alesina, Reza Baqir and William Easterly, “Public Goods and Ethnic Divisions,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, no. 4, 1999, pp. 1243-1284.

④ 值得注意的是,除了学生在同级地区间的横向流动加大外,最近在基础教育领域也呈现出生源“向上流动”的现象,越来越多的学生流向地级市甚至省会城市。笔者在各地的调研中都对此有强烈感受。这也从另一侧面,为上级政府应该承担更多基础教育支出责任的政策建议,提供了支持。