

资本集聚、税收互动与纵向税收竞争

汪 冲*

摘 要 依据 2003—2007 年中国 26 个省区 269 个城市的面板数据,通过构造 3 维误差成分结构的空 间 计 量 模 型,以 及 工 具 变 量 两 步 sys-GMM 估 计、双 重 固 定 效 应 法 和 多 重 空 间 权 重 矩 阵 设 置,本 文 发 现 政 府 层 级 之 间 存 在 显 著 的 纵 向 税 收 外 部 性。这 种 互 补 性 质 的 策 略 互 动 影 响 不 同 于 西 方 理 论 考 虑 的 具 有 充 分 和 稳 定 税 收 管 辖 权 的 各 级 政 府 会 由 于 共 享 税 基 产 生 交 互 影 响,而 是 上 级 政 府 基 于 政 治 和 行 政 权 威,面 向 辖 内 下 级 政 府 实 施 的 具 有 利 维 坦 特 征 的 税 收 驱 赶 和 “挤 压”影 响,是 一 种 纵 向 政 府 层 级 间 的 “税 收 竞 争”。

关键词 纵 向 税 收 外 部 性, 辖 区 税 收 策 略 互 动, 资 本 集 聚, 动 态 GMM, 空 间 计 量

一、引 言

辖区政府间税收竞争理论认为,为了争夺稀缺的流动性资本,地方政府会产生一种“逐底竞次”型的无效均衡,地方政府的税率将会低于最优水平;而政府层级间的税收外部性理论则证明:共享税基条件下政府层级之间会产生一种类似于“公地悲剧”的共同资源问题,地方政府会征收高于最优水平的税收,即过度征税问题(Keen and Kotsogiannis, 2002)。这两种方向相反的效应结合在一起将会怎样?总体上来看,现有研究认为难以有理论上的确切答案,需要实证检验两种影响的最终结果(Esteller-Moré and Sollé-Ollé, 2002)。

当前,空间经济学框架越来越多地用于辖区税收竞争研究。理论不仅发现资本的集聚将会对辖区税收产生正的外部性影响,而且,开始探讨经济的集聚与扩散过程中辖区政府税收行为的演化。理论认为,辖区间税收策略互动影响程度与表现形式受到了地区差距、经济一体化程度、基础设施、技术和“知识”外溢程度、“贸易成本”的影响——纳什均衡解、边角解,以及不

* 南京财经大学财政与税务学院。通信地址:江苏省南京市文苑路 3 号南京财经大学财政与税务学院, 210046;电话:(025)68021518;E-mail:wangchong_wch@gmail.com。本文系国家自然科学基金项目(编号:70663012)的后继成果,并属“江苏高校优势学科建设工程项目”资助成果以及国家自然科学基金项目(编号:70973050)、教育部人文社会科学研究青年基金项目(编号:09YJC790137)和南京财经大学科研基金项目(编号:C0806、A2010001)的阶段性成果。作者衷心感谢两位匿名审稿人所提出的大量宝贵的建设性意见,但文责自负。

存在纳什均衡都是辖区税收策略互动影响中的可能结局。

同时,尽管中国是一个共享税种为主的税制结构,但是纵向税收外部性的文献却寥寥无几,只有吕冰洋(2009)在对政府间形式多样的税收分权按契约方式进行归类的基础上,从政府征税激励角度分析了税权配置中可能产生的政府层级间外部性问题,他提出了一个中央政府税收收入集中度和地方政府税收努力之间的两难命题——如果单纯提高中央政府税收收入集中度,会降低地方政府积极性和税基规模,二者之间存在一种替代式影响。

本文关注另一种理论可能性,即基于中国独特的政府治理机制,政府层级之间具有利维坦特征的税收层层驱赶和“挤压”效应,我们将这种策略互补式的影响称之为纵向的税收竞争。为了证明这一点,本文吸收空间经济学的观点和视角,结合辖区税收竞争来考察政府层级之间的纵向税收外部性问题,这不仅因为脱离了空间集聚这一前提,会难以准确判断税收互动影响的性质,同时也由于横向与纵向的税收外部性本身就交织在一起(Revelli, 2003),需要统筹加以辨别。

本文接下来的安排如下:第二部分是从传统理论回顾、空间经济学的启示和基于中国现实的理论深化这三个层次引出本文的研究主题,第三部分是建立相应的技术路线和回归模型,第四部分报告实证结果,最后是总结与启示。

二、理论分析

(一) 传统理论的回顾

Mieszkowski (1972)、Mieszkowski and Zodrow (1989)、Wilson (1986) 开创的税收竞争观点认为资本具有流动性,但短期供给固定。资本的税率由两部分组成——基础(平均)税率和地区间的差异税率。平均税率是对资本的固定供给部分征税,资本所有者不能够规避;而差异税率会激励资本在地区间流动,最终达到资本的净税后报酬相等的均衡格局。在资本的短期内供给固定和非充分流动假设下,地方政府围绕流动资本展开的竞争会造成一种“逐底竞次”型的无效均衡——地方政府竞相降低税率、提供税收优惠以吸引资本流入本地辖区。¹

¹ 税收竞争的另外一种观点是由 Tiebout-Oates-Hamilton 模型提出,即居民“用脚投票”机制驱使下,地方政府之间围绕财产税基的竞争会提高地方公共品的供给效率,改善社会福利,Brennan and Buchanan (1977,1980)也持同样观点,认为竞争将会抑制政府收入最大化的利维坦行为。此外,由 Besley and Case (1995)开创的“锦标竞争”模型尽管考虑的是居民“用手投票”机制,其结论仍然是政府间的竞争将会改善辖区社会福利。上述理论流派与本文中考虑的税收竞争理论学说形成分歧,Zodrow(2001)认为分歧产生的原因是由不同的研究假设所致,理论的生命力依赖于不同研究假设在现实中的可靠性。Sennoga *et al.* (2007)针对发达市场经济国家、发展中国家和转型经济体,评价了两种理论流派所依赖的研究假设。在发展中国家和转型经济体中,由于资本的总供给短期内固定以及流动性不充分、现实中普遍不成立居民“用脚投票”和“用手投票”机制、地方政府缺乏充分的财政管辖权,加上财产税基的规模、政府垄断、税收管理和法制环境等因素制约,税收竞争产生“逐底竞次”无效均衡局面的可能性更大。

一些研究开始从理论上同时考察横向与纵向税收外部性的互动影响, Boadway and Keen (1996)、Dahlby (1996)、Wrede (1999) 是这一类研究的早期代表。Keen and Kotsogiannis (2002) 以资本所得税为对象, 基于一个生命周期条件下的储蓄型资本供给模型研究了联合效应, 研究发现, 究竟何种效应占据上风, 取决于储蓄的资本利息率的弹性, 如果储蓄有弹性, 那么, 横向的外部性将会超过纵向, 辖区政府的税率将会更低。Brülhart and Jametti (2006) 的研究表明, 综合横向和纵向外部性来看, 在中央政府和地方政府规模既定条件下 (即居民对全国性的公共产品和地方性的公共品的需求偏好既定), 何种效应更强取决于中央政府和地方政府的税基弹性。纵向外部性随中央政府税基弹性的增加而增加, 与地方政府税基弹性成反比。此外, 中央政府相对于地方政府的规模越大, 纵向财政外部性越大。Marius and Mario (2006) 则考虑了政府相对规模的影响, 而 Tillmann *et al.* (2008) 的研究表明一国融入国际资本市场的程度越高, 纵向外部性越突出。

为了检验上述理论观点, 特别是检验辖区间税收策略互动影响, 空间计量模型得到普遍运用, 其基本思路是通过辖区经、纬度数据构建空间加权矩阵, 对某一辖区“邻居”的税收变量进行加权, 以检验该辖区“邻居”的税收变量对该辖区变量水平的影响, 权重则体现出各个辖区间关于地理位置或经济禀赋的“相邻”或“相似”程度。为了解决空间加权项所导致的内生性偏误, 研究普遍使用极大似然估计法 (ML) 和工具变量广义矩法 (IV-GMM), 其中, 工具变量法广义矩法可以对误差干扰保持稳健, 具有更好的统计性质。郭杰和李涛 (2009) 首次使用了空间权重矩阵设置下的动态面板数据方法 (DPD), 这一方法被认为是可以集中考察被解释变量 (辖区税收变量) 的空间相关性, 同时又对共同冲击所导致的扰动项的空间相关性 (误差空间相关) 和解释变量的空间相关性保持稳健, 这样, 可以剥离残差项和解释变量族的空间相关性, 集中考察辖区间税收行为是否存在因果关联。

(二) 空间经济学的启示

基于迪克希特—斯蒂格利茨 (D-S) 的垄断竞争假设、常数替代弹性 (CES) 效用函数和“冰山贸易成本”这三个理论要素,² 空间经济学理论使用报酬递增的垄断竞争框架下的一般均衡模型来研究集聚问题 (Krugman, 1991), 这一研究框架很快被运用到税收竞争领域。Andersson and Forslid (2003)、Baldwin and Krugman (2004) 的研究表明, 集聚效应将会产生流动性要素的租金, 促使辖区税收上升, 进而提高了均衡时的税率水平。这是因为资本在特定地区大量聚集时, 对于辖区内的每家企业和正在区位决策的企

² 这三者被合称为“DCI框架”, 可参见 Baldwin *et al.* (2003) 的总结。

业而言,都可以带来正的外部性,这种外部性包括更低的“贸易成本”、更好的市场潜力,以及知识和技术外溢,那么辖区政府可以从这些选择在本地经营的企业所赚取的利润中获取一定比例的租金,使得地方政府有机会通过提高流动要素的征税而获得集聚租,即拥有经济集聚优势的地方政府并不需要降低低税率的方式来吸引资本流入,相反,集聚租金(agglomeration rent)使得辖区政府对于临近辖区的税收政策反应减弱,这一点与税收竞争理论的主流结论形成反差。这在一系列实证检验,如 Brülhart and Jemetti (2006)、Hill (2008)、Charlot and Paty (2010) 的研究中都得到了证实。³

不仅如此, Haufler and Wooton (2009) 的研究进一步发现了空间集聚视野下辖区税收竞争具有非单调演化轨迹。⁴在地区 a 、 b 的非对称均衡中(地区 a 的规模更大),最优税率函数表明了集聚租和消费者—价格效应的互动影响。每个企业都会为了节省“贸易成本”,获得更多利润而选址于较大的地区。这使得地区 a 可以征收比对称均衡中更高的税率水平;而相对较小的地区则不得不通过降低税收或提供补贴以补偿本地辖区企业的区位优势。理论的直观含义在于,在基础设施水平、经济一体化程度等因素的影响下,既定辖区的“贸易成本”会发生变化,这将会对辖区间税收竞争产生重要影响。过高和过低的“贸易成本”水平下都不会产生税收竞争——很低的“贸易成本”下,地区差距越大,经济活动越容易向优势地区集聚,“强者恒强”的局面产生了税收竞争的纳什边角解;而过高的“贸易成本”使得企业对所有地区都没有流入的激励,税收竞争无从谈起,从而不存在纳什均衡解。

在纳什均衡内部解中,税收竞争的策略性质依然取决于辖区之间的“贸易成本”和地区间经济差距。对于优势地区而言,可以率先享受到集聚租,制定为正的税率水平或提高税率,而弱势地区则仍然会制定较低的税率水平,或者提供补贴以吸引资本或企业流入。既定贸易成本条件下,地区差距越大,越有可能产生策略替代式的税收竞争格局。随着经济一体化程度的提高、基础设施条件的改善,或者其他所有能够改善“贸易成本”条件的因素作用下,经济的集聚(扩散)最终改善本地经济的落后程度,弱势地区也有望跨越各自的“拐点”,与优势地区一起共同参与策略互补性质的税收竞争格局。

这就表明,不仅人口和资本的要素集聚对辖区税收行为具有重要影响,

³ 在经济集聚与税收竞争(或者是国际税收协调)的框架下,异质性企业(Baldwin *et al.*, 2009)、寡头垄断型企业(Haufler *et al.*, 2010)、商品税竞争(Behrens *et al.*, 2007; 2009)、关税竞争(Chao-Cheng Mai *et al.*, 2009)、区域内税收竞争(Hühnerbein *et al.*, 2010)、政治决策(Gallo, 2010)等问题也先后得以展开。在中国背景下,空间经济学视野下的税收竞争研究也开始受到重视(雷根强, 2009; 吴斌等, 2010; 付文林, 2010)。

⁴ 上述结论不仅存在于税收竞争领域,在公共支出领域,特别是基础设施竞争中, Fenge *et al.* (2009) 的研究也证实,公共支出的策略互动影响程度与表现形式受到了由经济一体化程度、基础设施、技术和“知识”外溢程度等因素所决定的“贸易成本”条件的影响——纳什均衡解、边角解,以及无解都是公共支出策略互动影响中的可能结局。

空间范围也是检验和判断辖区税收竞争行为的一个核心要素。从方法论意义上来看,如果脱离了空间集聚这一前提,可能难以准确判断税收互动影响的性质。

(三) 基于中国现实的理论深化

从理论背景来看,由于西方财政分权体制中的中央和地方政府均具有较为稳定和充分的税收管辖权,共享税种和共享税收收入规模相对有限,理论隐含将辖区间和政府层级间的税收外部性视为两个相对独立和分离的系统,这一点从国外矫正纵向税收外部性损失的理论与政策建议中就可以看出。Boadway *et al.* (1998)、Dahlby *et al.* (2003) 认为中央政府可以通过实施“斯塔克伯格领导”战略,以矫正地方政府的这种财政外部性;而 Caplan *et al.* (2000)、Hoyt (2001) 的模型则表明中央政府也可以通过实施“跟随”战略以达到最优状态。上述思路要求中央政府具有完全信息,能够有针对性地实施纵向的转移支付,也由此受到一些质疑 (Brühlhart and Jemetti, 2006),但是,理论关注的是转移支付调控,而不是基于政治与法律权威直接干预辖区政府的税收行为,这本身就说明了辖区税收竞争与纵向外部性之间的外生属性。

中国的财政分权是基于政治上的高度集权体制,这种集权体制下实施以 GDP 增长为主要内容的政绩考核制度,并以官员任免制度为依托。正是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” (张晏和龚六堂, 2005),这种为增长而竞争的激励成为中国政府推动经济增长的动力源泉之一 (周黎安, 2004; Tsui and Wang, 2004)。

基于这种政府治理模式,我们对纵向税收外部性可能就有了一个新的解读。当中央或高层级地方政府为了特定目标需要筹集更多的收入以满足政府职能、宏观调控、政治权威等目标时,可能面临两种税收行为选择:一是中央政府直接凭借对税收司法权、征管权和收益权方面的自由裁量权限,调整税收分权的契约性质和内容,寻求能够更多获得税收收益份额的契约设计。典型如 1994 年分税制改革中就明确提出“提高两个比重”,与财政包干办法相比,分税合同契约形式使得税收风险和收益在中央和地方政府之间得以明确和清晰,税收激励作用明显,税收征管效率明显提高 (高培勇, 2006; 吕冰洋等, 2007),“两个比重”得以迅速改观;另一种策略则是强化政治权威下的官员政绩考核,以期通过辖区间的 GDP 增长竞争“做大做强税基”,这将会在中长期内通过提高税收收入的总量进而提高中央政府收入。

何种行为假设更为可靠? 本文的一个假说是二者兼而有之,即在 GDP 增长作为政绩考核内容和高度集权的政治背景下,中央政府既会通过强化辖区间的增长竞争,也会更改税权配置来获得足够财力以实现特定目标,例如满足全国范围内社会保障和教育公共品需求、宏观经济的稳定,又比如通过大规模的转移支付来实现地区间均衡。这样,中央政府对地方政府就形成了一

种基于政治和行政权威的驱赶机制——通过政绩考核强化辖区间的竞争，促使经济增长和财政收入总量扩大，并通过修改税收契约以获得更高的收入份额和更有利的税收分成地位；进而，又通过政治和行政权威下的政绩考核和官员任免，使得地方政府在新的税收契约下展开新一轮的“做大做强本级税基”运动。只有这样，才能破解税收征管激励中的一个两难问题——如果单纯提高中央政府税收收入集中度，会降低地方政府积极性和税基规模（吕冰洋，2009），否则，就难以满足中央政府的筹资需求、宏观目标和政治权威等多重目标。从这一角度来看，就不难理解为什么从1994年分税制改革后的十多年来，一些原地方性税种能够成功地被划为共享税，或者被逐渐归并，分税合同也由此具有向分成税收契约合同过渡的趋势。此时，税收策略互动影响具有两种驱动力——辖区间为争夺稀缺性流动资本而展开的税收竞争，以及本级与上级政府之间的“税收竞争”。前者是现有研究普遍注意到的由GDP增长竞争所导致的辖区间税收竞争，其反映的是政治集权下的政府治理目标和模式；而后者同样是基于政治与行政权威，反映的却是政府层级之间的一种具有税收收入利维坦特征的层层驱赶和“挤压”效应。

基于这样的理由，需要对现有实证框架进行改进，特别是解决计量模型可能存在的内生性识别问题。即便是两步系统广义矩估计（sys-GMM, Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998）这样的DPD方法，仍然需要事先设定模型和变量属性，否则，就会产生明显的结论差异。对于西方财政分权体制，将纵向外部性视为辖区间税收反应函数的外生影响是合适的，但是，中国现实背景下，辖区间的税收竞争和纵向的税收外部性二者具有共同的驱动机制和影响因素（基于政治和行政权威下的税收利维坦行为假说，表现为残差项中的不可观测变量），那么，二者都应属于辖区税收反应函数中的前定或内生变量范畴。

基于文献梳理和理论分析，本文拓展分析框架，将纵向税收外部性和资本集聚统一纳入到税收竞争的研究范畴，革新现有研究的技术路线和实证方法，以期更加科学、完整地认识当前中国现实背景下的纵向与横向税收外部性问题。

三、技术路线与计量模型

融合空间经济学视野，并考虑了纵向税收外部性的辖区策略性税收竞争模型可以表达为

模型一：

$$t_{it} = \alpha_i^{\otimes} + \phi \text{agglo}_{it} + \varphi \text{den}_{it} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\mu} + u_{it} + \zeta_i + \xi_{it}. \quad (1)$$

模型二：

$$t_{it} = \alpha t_{it}^{\otimes} + \phi \text{agglo}_{it} + \varphi \text{den}_{it} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\omega}_j + u_{it} + \zeta_i + \xi_t, \\ \boldsymbol{\omega}_j = \kappa t_{jt} + v_{jt}. \quad (2)$$

模型三：

$$t_{it} = \alpha t_{it}^{\otimes} + \phi \text{agglo}_{it} + \varphi \text{den}_{it} + \hat{\kappa} \hat{t}_{j(i,t)t} + v_{j(i,t)t} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\mu} + u_{it} + \zeta_i + \xi_t. \quad (3)$$

上述三个模型中，下标符号 t 和 i 、 j 分别表示年份、城市及其对应的省份， t_{it} 、 t_{jt} 为城市和省本级税收变量， $\hat{t}_{j(i,t)t}$ 表示省本级税收变量的代理变量， t_{it}^{\otimes} 为邻近城市税收变量的空间加权项，即

$$t_{it}^{\otimes} = \sum_{j \neq i}^{\otimes} \omega_{ij} t_{jt}, \quad \text{且} \quad \sum_{j \neq i}^{\otimes} \omega_{ij} = 1,$$

其中， ω_{ij} 是以城市地理位置界定的权重，其和被标准化为 1。 ζ_i 和 $\boldsymbol{\omega}_j$ 分别为城市和省区的固定效应， ξ_t 表示年度固定效应， agglo_{it} 和 den_{it} 表示集聚变量， \mathbf{x}_{it} 为控制变量向量， u_{it} 和 v_{jt} 为误差项， α 、 ϕ 、 φ 、 κ 和 $\boldsymbol{\mu}$ 为待估参数和向量。

模型（1）是使用 sys-GMM 方法考察横向的辖区间税收策略互动影响，特别是考虑了空间经济理论的观点，即资本集聚的影响和辖区政府税收策略行为的非单调变化属性。

模型（2）和（3）均是在模型（1）的基础上进一步考虑纵向税收外部性的影响，唯一的差别在于省本级税收变量。模型（2）是遵循西方纵向税收外部性理论框架，将省本级税收变量视为外生变量，并使用双重固定效应法对三维误差成分结构中的省本级税收变量进行估计，以判断省本级税收对辖区税收行为会产生何种影响。具体程序是：第一步，对模型（1）展开 sys-GMM 估计，获得剥离资本集聚、土地财政、工业化禀赋、FDI 等因素影响后的残差值 Res_{it} ；第二步，利用双重固定效应法（Andrews *et al.*, 2006）对城市实际税率水平和残差值 Res_{it} 展开回归，获得省区的固定效应 $\boldsymbol{\omega}_j$ ；第三步，对 $\boldsymbol{\omega}_j$ 和省本级税收变量展开稳健 OLS 估计，考察省本级税收变量的影响 κ 。

而模型（3）是基于本文“纵向税收竞争”假说，即纵向税收与横向税收外部性是一个内在统一的整体，两者由共同的机制所驱动和制约，由此，在建模策略上将省本级和城市一级的税收变量均作为前定或内生变量。按照 Brühlhart and Jemetti（2006）的理论模型，将省本级税率与辖区内各城市税率的比值 t_j/t_i 作为省本级税收变量的代理变量 $\hat{t}_{j(i,t)t}$ ，这一代理变量将设置为模型的内生变量，以反应省本级税收行为对辖区内各城市的纵向影响，并同样采用 sys-GMM 方法，这样也解决了“省—城市”非平衡面板数据条件下省本级税收变量与城市回归方程中截距项的多重共线性及内生偏误问题。

与上述计量模型相关的问题还包括：

(一) 内生变量设定

除了将省本级税收变量作为内生变量以考察纵向税收外部性的性质之外,我们还依据相关理论将以下两类变量的属性设定为内生:一类是集聚变量。人口、资本在空间上的集聚都是空间经济学理论的核心要素,空间上的集聚不仅产生了消费者和工业生产内部的经济关联(包括后向关联和前向关联),也使得技术外溢和“干中学”效应所形成的“知识”关联成为可能(Fujita and Thisse, 2003; Berliant *et al.*, 2006a, 2006b),这种关联效应表现为一种循环累积的因果关系,是完全内生于经济系统的正反馈机制。因此,我们利用人口密度和已成片开发建设、具备市政公用设施和公共设施的城市建成区(而不是城市行政区划)面积上的固定资产投资额来反映人口和资本在空间上的集聚,并将其设定为内生变量。

另一类则是直接影响城市政府税收行为的财政变量,包括城市财政对转移支付的依存度,即转移支付与城市政府一般预算收入的比值,以及城市政府的土地财政变量。税收的纵向外部性理论高度重视转移支付,认为其可以改造辖区政府的收益函数,矫正其策略性税收行为。同时,大量研究证实当前中国现实中的辖区政府竞争涉及多种模式,包括税收竞争和土地竞争等,由于这些竞争模式会表现出GDP增长绩效的差异,会驱使辖区政府的竞争手段发生转型(李永友等,2008)。这就意味着辖区政府的税收行为会受到转移支付和土地财政情况的直接影响,三者都是特定政府治理模式下的产物。

在依据相关理论进行判断的基础上,使用Hayashi内生性检验加以佐证,其原假设是模型设定的某一或多个内生变量应作为外生变量,检验的基本思路是将该变量分别作为内生或外生变量展开GMM/IV回归,根据两种回归模型下的Sargan-Hansen工具变量有效性检验结果来比较判断。不同于Durbin-Wu-Hausman检验,Hayashi内生性检验的C统计量值在异方差情形下也能保持稳健。

(二) 空间权重矩阵的运用

本文通过不同的空间权重矩阵来考察辖区税收互动的非单调变化趋势。由理论分析可知,既定的地区经济禀赋条件下,辖区间税收竞争的程度与性质取决于受到经济体一体化程度、基础设施条件、技术和“知识”外溢影响的“贸易成本”条件的影响,不同的“贸易成本”条件使得地区税竞争具有边角解 \Leftrightarrow 非单调变化的内部解 \Leftrightarrow 无解的结果;从逆反思路来看,这就意味着在既定基础设施、经济一体化程度及“贸易成本”条件下,随着空间范围的变化,税收策略竞争情况必然会表现出一种非单调变化的趋势(可以将“贸易成本”条件理解为空间范围,二者呈一种同向变动关系,即空间范围越大,

“贸易成本”越高)。因此,本文构造了 3、5、10、20 和 30 个空间地理位置最邻近“邻居”的空间权重矩阵,分别在模型中展开回归。

同时,多种空间权重矩阵设置下的回归模型还可以检验纵向税收竞争的稳定性。由前文理论分析可知,在“下管一级”的政治和行政治理结构下,由于“自上而下”的标尺竞争和政绩考核机制面向的都是各自辖区内所属政府,这种纵向驱动的“税收竞争”理应集中在本辖区内部,但是,在高度同质化的治理结构和博弈格局下,辖区政府的税收反应很可能会是一种类似普遍的行为,这样,每个辖区的税收变量因为具有相似的变化规律,使得总体上的纵向政府层级间的税收影响具有了统计意义的显著性——上级政府的和辖区政府税收变量之间表现出正的相关性,并且,这种互补性质的策略互动影响理应不受到空间范围的限制。

(三) 回归方法和检验程序

本文采用的两步系统广义矩法 (sys-GMM) 特别适用于时期较短,但单位数较多 (Small T, Large N) 的样本,但要求不存在高阶序列相关。其依据模型和变量设定,使用滞后或差分处理的内生变量来构造回归模型差分和水平方程的工具变量矩阵,以消除异质性条件下的内在性偏误。同时,对空间计量模型使用广义矩回归方法 (GMM),能够保证参数估计结果的一致性和无偏性 (Kelejian and Prucha, 1999; Bell and Bockstael, 1998, 2000)。

在空间计量模型的检验方面,我们使用 Moran's I 指数来反映变量在空间上的相关性,其取值范围介于 -1 — 1 ,若其数值大于 0 ,说明空间存在正自相关,数值越大说明空间分布的正自相关性越强;若其数值小于 0 ,说明空间相邻的单元之间不具有相似的属性,数值越小则说明各空间单元差异性越大;若其数值为 0 ,则说明该空间服从随机分布。同时,针对被解释变量 (SLM 模型)、解释变量 (SDM 模型) 和误差项 (SEM 模型) 分别使用极大似然估计方法,展开空间相关性检验,假如同时存在多种空间相关性,则使用 SAC 模型进行联合估计。

在工具变量选择方面,按照空间计量文献 (Kapoor *et al.*, 2007),内生变量的空间加权项往往都能满足工具变量的有效性要求。但是,有限样本如果过度使用工具变量将会产生严重偏误 (Hansen *et al.*, 2008)。因此,采用如下程序从潜在的工具变量族中进行寻优:第一步,根据模型和内生变量设定,确立潜在的工具变量族;第二步,对于潜在的工具变量集合使用 GMM/IV 法进行估计,根据 Kleibergen-Paap 识别不足和 Kleibergen-Paap 弱识别检验的卡方、 F 统计量值来判断工具变量的相关性,其原假设是工具变量与内生变量不相关,或者仅仅是弱相关关系;第三步,使用 Hansen 外生性检验来判断工具集的有效程度,即工具变量是否与误差项不相关,并在模型中得以正确识别;第四步,对于工具变量集子集进行冗余度 LM 检验,其基本思路

是通过剔除若干工具后是否改善了方程估计值的渐进效率(卡方统计量值)来检验冗余。

(四) 样本和数据来源

与中央和省之间仍然具有较为明显的分税制特征相比,省与城市之间具有明显的分成制特征,这是由于基层财政可供独立划分的税种已经很少了,直觉上,分成制更容易实施纵向税收竞争;并且,中国的政府治理中,基层辖区政府促进GDP增长和“做大做强本级税基”的特征可能会更加突出;这些都意味着城市样本可能存在更为显著的纵向税收竞争效应,同时,为了能在足够大的空间范围考察空间经济学的观点,本文最终选择了城市样本。

2002年是1994年分税制改革之后又一个重大的财税体制改革年,这一年实施的所得税分享改革的实质是为了加强财政收入集中向分成合同转变(吕冰洋,2009)。同时,受到城市一级财政数据的出版周期限制和2007年收支分类改革的影响,为了保证数据口径的统一和完整,将样本区间最终选为2003—2007年。尽管样本的时期较短,但是单位数较多(269个),总观测值数达到1345个,远远超过一般的省级样本,结合特定的回归方法,能够保证回归结果的统计性质。由于我国财政层级体制和行政层级体制并不完全对应,按照纳入样本的城市之间应具有独立、平级的财政关系这一要求,选择的是与省本级财政具有直接隶属关系的地级市和副省级省会城市,不包括直辖市和计划单列市,也不包括民族自治州和地区。考虑到近年来各省陆续试点、推广“省直管县”财政体制改革,地市以下各级政府的财政关系变动较大,为避免混淆,样本中没有纳入县级市,而是按照行政隶属关系将其归并到各自的地(市),这样,样本中的每个城市是指包括了城市本级和辖区内县级市、县(区)在内的一个整体性的市级财政单位。

数据主要来源于《全国地市县财政统计资料》和《中国城市统计年鉴》。剔除缺失严重的样本后,包括26个省区的269个城市和1345个观测值,其经度与纬度数据来自Yu(2009)的采集与整理。变量的定义和描述性统计结果分别见表1和表2。

表1 各变量的定义

符号	指标名称	定义及单位
t_i	城市实际税率	城市地方税收入(不含税收返还)/城市GDP(%)
t_j	省本级实际税率	省本级地方税收入(不含税收返还)/省区GDP(%)
\hat{t}_i	省本级实际税率的代理变量	省本级实际税率/辖区内各城市实际税率(%)
land	土地财政	城市土地出让金收入/财政一般预算收入(%)
rev	转移支付依存度	转移支付总额(含税收返还)/财政一般预算收入(%)
agglo	资本集聚	固定资产投资总额/城市建成区面积(自然对数值)
den	人口密度	人/平方公里(自然对数值)

(续表)

符号	指标名称	定义及单位
prod	工业化禀赋	国有及年销售收入 500 万元以上非国有工业企业总产值 (百万元)/相应企业数量
fdi	外商直接投资	外商直接投资水平(自然对数值)
urban	城市化水平	年末城镇人口/年末总人口(%)
struc	产业结构	第三产业规模占 GDP 比重(%)
bulid	建设用地比例	城市建设用地占市辖区面积比重(%)
une	失业率	年末城镇登记失业率(%)
trf	转移支付结构	专项转移支付/一般性转移支付(%)

表 2 主要回归变量的统计分析结果(观测值=1345)

名称	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
t_i	5.811	5.558	2.248	1.136	23.509
t_j	1.497	1.45	0.651	0.44	4.27
\hat{t}_i	29.792	26.068	18.399	4.330	176.296
land	26.551	23.472	9.056	0	61.698
rev	49.12	48.51	0.372	10.23	83.81
agglo	5.036	4.977	1.266	1.009	8.837
den	5.69	5.818	0.896	1.547	7.886
prod	102.10	78.15	104.31	12.34	1300
fdi	8.425	8.725	2.47	0	12.882
urban	32.61	29.42	0.181	10.9	92.31
struc	32.654	33.705	7.36	12.87	52.65
bulid	7.703	4.48	8.719	0.04	70.58
une	4.620	3.897	0.033	0.621	15.42
trf	120.32	54.97	14.39	1.632	664.32

注:限于篇幅,此处省略了 5 个空间权重矩阵下的变量空间加权项的统计分析结果。

四、实证结果与分析

表 3 报告了空间相关性的检验结果,结果表明,税收函数显著存在空间自相关和空间误差相关。表 3 中, ρ 表示被解释变量(辖区税收变量)的空间相关系数,即空间自相关,而 λ 是误差项的空间相关系数,从检验结果来看,不管是 Wald 检验和似然比检验结果,都能显著拒绝 ρ 或 λ 为 0 的原假设,这在 SAC 模型的检验中也能得到体现。但是解释变量族却不存在显著的空间相关性,SDM 模型中的解释变量族空间加权项大都没有通过相关检验。这不仅说明了采用空间计量模型的必要性,也证明了工具变量法的适宜性。工具变量法的优势在于对误差项中的随机冲击保持稳健。假如空间滞后模型使用了有效的工具变量,即便是不可观察的共同冲击(空间误差相关)也不会对空间自相关项的估计值产生影响(Kelejian and Prucha, 1998),这样,既可以剔除残差项空间相关性,同时又更加准确地分析辖区间税收互动影响。

表 3 空间相关性的检验结果

年份	空间自相关系数 ρ	空间误差相关系数 λ	Durbin' 解释变量族	Moran'I 指数
2003	Chi2(1)=24.08***	Chi2(1)=29.19***	Chi2(11)=10.89	0.1567
	Chi2(1)=21.221***	Chi2(1)=23.17***	Chi2(12)=18.45	Z 值=6.338***
2004	Chi2(1)=17.11***	Chi2(1)=23.09***	Chi2(11)=17.68	0.1541
	Chi2(1)=15.58***	Chi2(1)=18.46***	Chi2(12)=7.972	Z 值=6.331***
2005	Chi2(1)=12.188***	Chi2(1)=18.38***	Chi2(11)=16.95	0.1594
	Chi2(1)=11.396***	Chi2(1)=15.00***	Chi2(12)=7.881	Z 值=6.58***
2006	Chi2(1)=8.283***	Chi2(1)=19.97***	Chi2(11)=16.77	0.1544
	Chi2(1)=7.88***	Chi2(1)=16.48***	Chi2(12)=10.086	Z 值=6.272***
2007	Chi2(1)=19.12***	Chi2(1)=26.56***	Chi2(11)=26.19***	0.1719
	Chi2(1)=17.15***	Chi2(1)=20.83***	Chi2(12)=8.79	Z 值=6.954***

注:(1) 本表是以 n 值最邻近空间权重矩阵为例的, $n=10$;(2) *** 表示在 1% 水平上显著, Chi2 分别表示 Wald 检验和似然比检验的卡方统计值, 其原假设均为相关系数为 0;(3) Moran'I 指数中报告的是随机性检验结果。

表 4 则是模型 (1) 和 (3) 的内生变量集的外生性检验结果, 检验结果显著拒绝了这些内生变量为外生的原假设。以这些内生变量为基础, 按照前文中明确的程序对其时间滞后项和空间加权项进行优选与诊断。最终确定的回归模型的一阶差分方程工具包括城市税率的二阶时间滞后项, 以及土地财政、转移支付依存度、资本集聚、人口密度、省本级税率代理变量五个内生(前定)变量的一阶时间滞后值; 而水平方程工具变量包括上述五个变量的 1 阶差分项, 以及资本集聚变量的 1 阶和 2 阶空间加权项。表 5 和表 8 报告了这一工具集的表现。其中, 过度识别检验分别报告了每个回归方程的 Sargan 检验(原假设为不稳健, 但不存在过多工具变量)和 Hansen 检验(原假设为稳健, 但会受到过多工具变量干扰)的卡方统计值, 应将二者结合起来加以判断。从结果来看, 绝大多数都至少能在 5% 显著性水平上同时拒绝两个检验的原假设, 这就说明上述工具变量集是稳健的, 工具集的冗余度得到了控制。此外, 外生性检验 (GMM) 和 (IV) 分别报告了针对广义矩和工具变量的卡方检验的 P 值结果, 检验结果表明不能拒绝工具变量的外生性假设。总体而言, 依照理论基础和四阶段的寻优与诊断处理, 工具变量集合的相关性和有效性得到了较好兼顾。

表 4 内生变量的内生性检验结果

变量	内生变量的内生性检验	
\hat{i}_i	Chi-sq(1)=24.329*	P 值=0.0000
t_i	Chi-sq(1)=18.58***	P 值=0.0000
agglo	Chi-sq(1)=32.687***	P 值=0.0000
den	Chi-sq(1)=18.464***	P 值=0.0000
land	Chi-sq(1)=7.613***	P 值=0.0058
rev	Chi-sq(1)=3.113*	P 值=0.0777

注:(1) 本表是以 n 值最邻近空间权重矩阵为例的, $n=10$;(2) *** 表示在 1% 水平上显著。

表 5 模型(1)估计结果(观测值数=1345)

空间权重矩阵		被解释变量：城市税率												
		wm=3			wm=5			wm=10			wm=20			wm=30
t^{\otimes}		0.4384 (2.50)**	0.4778 (2.62)***	0.6629 (2.50)***	0.5111 (1.68)*	0.1380 (0.43)								
aggl0		0.5709 (2.71)***	0.4974 (2.27)**	0.4880 (1.18)	0.7643 (1.97)**	1.1449 (3.01)***								
den		1.9262 (2.76)***	1.8738 (2.87)***	1.6295 (2.89)***	1.7403 (3.06)***	2.3752 (3.66)***								
land		0.0022 (2.34)**	0.0019 (2.01)**	0.0021 (2.37)**	0.0022 (2.76)***	0.0025 (2.71)***								
rev		-0.0069 (-1.28)	-0.0075 (-1.41)	-0.0073 (-1.29)	-0.0083 (-1.48)	-0.0083 (-1.49)								
prod		-0.0042 (-0.97)	-0.0035 (-0.82)	-0.0061 (-1.34)	-0.0078 (-1.76)*	-0.0066 (-1.40)								
fdi		0.1030 (0.50)	0.1350 (0.60)	0.0493 (0.24)	0.0468 (0.20)	0.0503 (0.21)								
urban		0.0423 (1.63)	0.0432 (1.78)*	0.0444 (1.83)*	0.0463 (1.90)*	0.0421 (1.46)								
struc		-0.0001 (-0.00)	-0.0045 (-0.09)	-0.0052 (-0.11)	-0.110 (-0.22)	-0.0187 (-0.38)								
bulid		0.1105 (1.99)**	0.0839 (1.74)*	0.0825 (1.72)*	0.0829 (1.66)*	0.0947 (1.68)*								
une		-0.5427 (-2.00)**	-0.4445 (-1.66)*	-0.5052 (-1.99)**	-0.4583 (-1.70)*	-0.4626 (-1.67)*								
trf		0.0001 (0.03)	0.0001 (0.17)	0.0001 (0.24)	0.0002 (0.38)	0.0005 (0.69)								
const.		11.5273 (3.46)***	10.6067 (2.73)***	9.5159 (2.62)***	9.8376 (2.30)**	13.8586 (3.32)***								
AR(1)和 AR(2)		(-3.08)*** (639.43)***	(-2.96)*** (759.52)***	(-2.92)*** (548.17)***	(-2.68)*** (457.74)***	(-2.68)*** (463.05)***								
过度识别检验		(67.75)	(75.20)**	(82.22)**	(80.02)*	(82.06)**								
外生性检验(GMM)		0.275	0.206	0.187	0.253	0.336								
外生性检验(IV)		0.271	0.266	0.236	0.589	0.684								

注：(1)***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为z或卡方统计值。(2)过度识别检验报告的是Sargan和Hansen检验平方统计值。(3)外生性检验(GMM)和(IV)分别报告的是针对GMM和IV的Hansen test excluding group和Difference(null H=exogenous)卡方检验的P值结果。

除了报告计量模型(1)、(3)的估计结果,表5和表8还报告了模型回归方法上的检验结果。所有模型的一阶差分序列 Arellano-Bond 检验结果表明不能拒绝一阶自相关,但不能接受二阶自相关,这预示着城市税收不存在高阶序列相关性质,符合采用系统广义矩方法的基本要求。

表5报告了辖区内税收竞争的结果与性质。比较5种空间权重下的估计结果,可以发现临近辖区税收变量的空间加权项 t^{\otimes} 的系数估计值均为正,这说明了辖区内存在策略互补性质的竞争格局,并且,互动影响程度呈现出“先上升,后下降”的非单调变化趋势,在空间权重矩阵 $w_n=3$ 下,系数估计值为 0.4384,并在 5%水平上显著;进而,估计值从 0.4778 ($w_n=5$, 1%水平上显著)上升至 0.6629 ($w_n=10$, 1%水平上显著);随着空间范围的进一步扩大,在空间权重矩阵 $w_n=20$ 下, t^{\otimes} 估计值下降为 0.5111,仅在 10%水平上显著;当使用空间权重矩阵 $w_n=30$ 时, t^{\otimes} 系数估计值仅为 0.1380,且没有通过显著性检验。辖区间的税收竞争没有局限在 3 个“邻居”这一狭小的空间范围内,但是,在 20 或 30 个“邻居”的空间范围内,各城市之间过高的贸易成本条件意味着纳什均衡无解成为可能。从直观上说,辖区政府较少关注与自己相距甚远,或者经济关联度较弱的辖区政府税收行为,更多只会关注具备可比性的一些临近“对手”。因此,只有在特定的空间范围下(在本模型中是周边 10 个“邻居”范围内),辖区政府的策略性税收行为才能在统计上表现得最为明显。

同时,表5还报告了资本和人口集聚,以及贸易成本条件对辖区内税收竞争的影响。集聚变量 *aggl* 和 *den* 的系数估计值普遍为正,这说明资本和人口的空间集聚对于辖区税收产生了一个正的外部性影响,使得地方政府可以通过提高征税而获得集聚租,即拥有经济集聚的地方政府并不需要通过降低税率的方式来吸引资本流入。并且,这种正的外部性影响与辖区政府税收竞争程度呈反向变化关系,即税收竞争最为激烈的情况下,集聚租的影响最为微弱,在 $w_n=10$ 下, *aggl* 系数估计值没有通过显著性检验,变量 *den* 的系数估计值为 1.6295,两个变量的系数估计值和显著性程度都低于其余四种空间矩阵下的表现。对应辖区税收竞争程度随空间范围扩大的倒 U 形变化轨迹,资本和人口的空间集聚所产生的集聚租对于辖区税收行为的正外部性影响呈现出一种 U 形变化趋势。

表6和表7则报告了计量模型(2)关于省区固定效应及省本级税收变量的估计结果。表6的结果是通过双重固定效应法对不同空间权重矩阵设置条件下城市税收函数的省区固定效应进行估计,由于估计中使用了一阶差分处理,此时观测值数已减为 1076。表6报告了省区固定效应的 Fisher 检验的 F 统计值。此外,由于需要方差-协方差矩阵的逆矩阵以获得显著性检验的置信区间,按照 Martin (2010) 的建议,表6中残差变量和常数项系数估计值结果的 t 检验结果是通过插值法获得。表7报告的是将模型(1)(表6)的 26 个省区的固定效应与省本级税收变量展开稳健普通最小二乘估计的结果,观

测值数为 104。

表 6 模型(2)的省区固定效应估计结果(观测值数=1076)

被解释变量:城市实际税率水平					
空间权重矩阵	$\omega_n=3$	$\omega_n=5$	$\omega_n=10$	$\omega_n=20$	$\omega_n=30$
模型(1)残差项	0.3727 (4.12)***	0.431 (3.89)***	0.412 (4.01)***	0.442 (4.022)***	0.411 (3.922)***
常数项	1.856 (3.696)***	1.675 (3.999)***	1.741 (3.206)***	1.65 (3.336)***	1.744 (2.997)***
固定效应					
城市	1.702	1.655	1.701	1.707	1.678
省区	0.596	0.594	0.584	0.604	0.626
相关性	0.266	0.288	0.263	0.281	0.300
固定效应检验					
城市	$F=10.144$ *** $P=0.000$	$F=9.659$ *** $P=0.000$	$F=10.255$ *** $P=0.000$	$F=10.308$ *** $P=0.000$	$F=9.692$ *** $P=0.000$
省区	$F=0.000$ $P=1.000$	$F=0.000$ $P=1.000$	$F=0.000$ $P=1.000$	$F=0.000$ $P=1.000$	$F=0.000$ $P=1.000$
总体	$F=14.509$ *** $P=0.000$	$F=14.114$ *** $P=0.000$	$F=14.550$ *** $P=0.000$	$F=15.086$ *** $P=0.000$	$F=14.720$ *** $P=0.000$
调整 R^2	0.8205	0.822	0.822	0.824	0.820
误差均方根	0.830	0.826	0.826	0.821	0.829
$F(296,779)$	17.60***	17.77***	17.84***	18.04***	17.64***

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

表 7 模型(2)省本级税收变量的 OLS 稳健估计结果(观测值数=104)

被解释变量:城市税收函数的省区固定效应					
空间权重矩阵	$\omega_n=3$	$\omega_n=5$	$\omega_n=10$	$\omega_n=20$	$\omega_n=30$
省本级税率水平	0.439 (4.42)***	0.445 (4.66)***	0.441 (4.68)***	0.468 (5.02)***	0.480 (4.85)***
常数项	1.168 (6.94)***	0.989 (6.25)***	1.059 (6.68)***	0.930 (6.06)***	1.004 (6.19)***
R^2	0.152	0.161	0.162	0.175	0.169
误差均方根	0.728	0.712	0.706	0.715	0.748
$F(1,102)$	19.58***	21.72***	21.90***	25.16**	23.57***

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

表 6 和表 7 估计结果说明了并不能将省本级税收变量视为城市税收行为的外生变量。表 7 中各种空间权重矩阵条件下的省本级税率水平变量的系数估计值均显著为正,省本级税收变量固然是构成各省区的固定效应影响的一个显著因素。但是,根据“省—城市”这种特殊的误差成分结构所采用的双重固定效应估计结果表明,城市税收反应函数中并不存在显著的省区固定效应,表 6 中关于省区固定效应检验的 F 统计值和 P 值结果都说明了这一点,这就意味着西方纵向税收外部性的理论和实证框架并不适用于中国现实。

表 8 报告的模型(3)结果中,除了人口和资本集聚得到与模型(1)类似的结论之外,更重要的是证实了省本级税收量对城市税收行为具有内在影

响。在5个空间权重矩阵下的估计结果中,省本级税收代理变量的系数估计值分别为0.0525、0.0528、0.0535、0.0573和0.0586,均在1%水平上显著,这说明省本级政府如果提高税收分成的实际比率(省本级与城市政府实际税率的比值),将会对城市实际税率水平产生显著为正的影响,二者具有策略互补性质的关系。从一般的税收征管激励角度来看,省级政府如果提高税收分成比率,将会对城市政府产生负面激励,但是,基于政治和行政权威,通过政绩考核和官员任免的激励,可以驱使城市政府展开持续的“做大做强省本级税基”运动,反映在辖区税收函数中就是积极提升本辖区的实际税率水平。

同时,这种策略互补式的驱赶和“挤压”效应普遍存在于政府层级之间,并不受到空间地理范围的限制。省本级税收代理变量的系数估计值和显著性检验结果都较为接近。这种普遍的、稳定的“纵向税收竞争”效应必然是由基于政治和行政权威的高度同质化的政府治理机制和博弈格局所决定,这一点和前文中发现的辖区间税收竞争程度随空间范围发生非单调变化的表现相比,具有重要的差别。

五、结论与启示

综合上述分析,对中国现实背景下的税收外部性有了这样的一个完整认识:除了现有研究普遍注意到的辖区税收竞争之外,现实中显著存在纵向的税收外部性。这种互补性质的策略互动影响不同于西方理论所认为的那样,具有充分和稳定税收管辖权的各级政府会由于共享税基问题而产生交互影响,而是上级政府基于政治和行政权威,面向辖区内下级政府实施的具有利维坦特征的税收驱赶和“挤压”影响,是一种纵向政府层级间的“税收竞争”。这种驱赶和“挤压”效应普遍、稳定地蕴涵于政府治理机制之中,并不受到空间地理范围的限制。而横向的税收竞争不仅会受到辖区内资本集聚状况的影响,同时,还由经济一体化程度、基础设施、技术和“知识”外溢程度等因素所决定的“贸易成本”这一外生条件所决定,从而辖区间税收竞争程度还会在空间范围上表现出显著的非单调变化趋势。

从实践层面来看,这预示着为了纠正策略性的税收竞争,应当结合当前我国经济活动的空间布局情况加以设计,如城市群、城市带和都市圈等,建立更具针对性的税收协调机制和转移支付制度,尤其是需要完善信息公开和激励约束机制。当然,更关键之处仍然是需要改变目前的“自上而下”标尺竞争格局中以GDP为主的政绩考核制度,优化多任务、多时期和多位代理人的委托-代理机制,实施更为科学的相对绩效评估和政府层级间的税权配置,通过优化辖区政府的预算自主权和税收管辖权,抑制税收竞争的弊端,建立真正意义上的地方税体系,塑造辖区收支组合能够注重公共服务和公共利益,敏锐响应辖区居民偏好的税收竞争格局。

表 8 模型(3)估计结果(观测值数=1345)

空间权重矩阵		被解释变量:城市税率													
		wm=3			wm=5			wm=10			wm=20			wm=30	
$t \otimes$		0.3026	(2.34)**	0.3970	(2.62)**	0.6010	(3.20)**	0.4081	(1.96)**	0.2501	(1.15)				
\hat{t}		0.0525	(5.56)**	0.0528	(5.30)**	0.0535	(5.22)**	0.0573	(5.37)**	0.0586	(5.50)**				
aggl0		0.6961	(2.50)**	0.6182	(2.27)**	0.3953	(1.21)	0.5532	(1.76)**	0.6516	(2.13)**				
den		1.2039	(3.05)**	1.0793	(2.71)**	0.8900	(1.83)**	1.4440	(2.98)**	1.7409	(3.39)**				
land		0.0010	(1.11)	0.0008	(0.77)	0.0006	(0.56)	0.0009	(0.99)	0.0015	(1.84)**				
rev		-0.0015	(-0.57)	-0.0012	(-0.48)	-0.0008	(-0.39)	-0.0027	(-0.97)	-0.0023	(-0.63)				
prod		0.0022	(0.46)	0.0025	(0.52)	0.0018	(0.36)	0.0027	(0.55)	0.0037	(0.69)				
fdi		-0.1468	(-1.20)	-0.1427	(-1.11)	-0.1480	(-1.16)	-0.0969	(-0.67)	-0.0815	(-0.52)				
urban		0.0098	(0.70)	0.0107	(0.78)	0.0156	(0.98)	0.0129	(0.73)	0.0106	(1.47)				
struc		0.0868	(2.45)**	0.0863	(2.62)**	0.0942	(2.58)**	0.0971	(2.57)**	0.0932	(2.39)**				
bulid		-0.0199	(-0.57)	-0.0336	(-1.04)	-0.0362	(-1.14)	-0.0421	(-1.16)	-0.0339	(-0.86)				
unc		-0.3817	(-2.42)**	-0.3443	(-2.25)**	-0.4526	(-3.56)**	-0.4528	(-2.89)**	-0.4523	(-2.74)**				
trf		0.0009	(1.40)	0.0009	(1.64)	0.0009	(1.50)	0.0010	(1.49)	0.0010	(1.47)				
const.		8.3185	(3.46)**	7.3334	(3.16)**	6.4039	(2.20)**	9.5565	(3.06)**	11.6069	(3.60)**				
AR(1)和 AR(2)		(-2.30)**	(0.08)	(-2.23)**	(-0.18)	(-2.33)**	(0.21)	(-2.26)**	(0.25)	(-2.24)**	(0.30)				
过度识别检验		(847.17)**	(95.49)**	(832.16)**	(95.75)**	(670.38)**	(88.36)**	(709.00)**	(95.34)**	(796.25)**	(99.23)**				
外生性检验(GMM)		0.197	0.127	0.145	0.113	0.530	0.244	0.330	0.242	0.327	0.321				
外生性检验(IV)		0.129	0.146	0.118	0.192	0.543	0.502	0.356	0.277	0.322	0.118				

注:(1)**、*和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内为 z 或卡方统计值。(2)过度识别检验报告的是 Sargan 和 Hansen 检验卡方统计值。(3)外生性检验(GMM)和(IV)分别报告的是针对 GMM 和 IV 的 Hansen test excluding group 和 Difference(null H=exogenous)卡方检验的 P 值结果。

参 考 文 献

- [1] Andrews, M., T. Schank, and R. Upward, "Practical Fixed-Effects Estimation Methods for the Three-way Error-Components Model", *Stata Journal*, 2006, 6(4), 461—481.
- [2] Andersson, F., and R. Forslid, "Tax Competition and Economic Geography", *Journal of Public Economic Theory*, 2003, 5(2), 279—303.
- [3] Anselin, L., and R. Moreno, "Properties of Tests for Spatial Error Components", *Regional Science and Urban Economics*, 2003, 33(5), 595—618.
- [4] Anselin, L., H. Jayet, and J. Le Gallo, "Spatial Econometrics and Panel Data Models", in Matyas, L., and P. Sevestre (eds.), *Handbook of Panel Data Econometrics*. Dordrecht: Kluwer, 2007.
- [5] Arellano, M., and O. Bover, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), 29—52.
- [6] Baldwin, R., R. Forslid, P. Martin, G. Ottaviano, and F. Robert-Nicoud, *Economic Geography and Public Policy*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2003.
- [7] Baldwin, R., and P. Krugman, "Agglomeration, Integration and Tax Harmonisation", *European Economic Review*, 2004, 48(1), 1—23.
- [8] Baldwin, R., and T. Okubo, "Tax Reform, Delocation, and Heterogeneous Firms", *Scandinavian Journal of Economics*, 2009, 111(4), 741—764.
- [9] Baltagi, B., and M. Pesaran, "Heterogeneity and Cross Section Dependence in Panel Data Models: Theory and Applications Introduction", *Journal of Applied Econometrics*, 2007, 22(2), 229—232.
- [10] Baltagi, B., H. Seuck, C. Byoung, and W. Koh, "Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects Using Panel Data", *Journal of Econometrics*, 2007, 140(1), 5—51.
- [11] Baltagi, B., S. Song, and W. Koh, "Testing Panel Data Regression Models with Spatial Error Correlation", *Journal of Econometrics*, 2003, 117(1), 123—150.
- [12] Berliant, M., S. Peng, and P. Wang, "Welfare Analysis of the Number and Locations of Local Public Facilities", *Regional Science and Urban Economics*, 2006a, 36(2), 207—226.
- [13] Berliant, M., R. Reed III, and P. Wang, "Knowledge Exchange, Matching, and Agglomeration", *Journal of Urban Economics*, 2006b, 60(1), 69—95.
- [14] Blundell, R., and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115—143.
- [15] Blundell, R., and S. Bond, "GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions", *Econometric Reviews*, 2000, 19(3), 321—340.
- [16] Boadway, R., and M. Keen, "Efficiency and the Optimal Direction of Federal-state Transfers", *International Tax and Public Finance*, 1996, 3(2), 137—155.
- [17] Bordignon, M., F. Cerniglia, and F. Revelli, "In Search of Yardstick Competition: A Spatial Analysis of Italian Municipality Property Tax Setting", *Journal of Urban Economics*, 2003, 54(2), 199—217.
- [18] Borck, R., and M. Pflüger, "Agglomeration and Tax Competition", *European Economic Review*, 2006, 50(3), 647—668.
- [19] Brühlhart, M., and M. Jametti, "Vertical versus Horizontal Tax Externalities: An Empirical Test", *Journal of Public Economics*, 2006, 90(10—11), 2027—2062.

- [20] Candau, F., "Urban Costs, Trade Costs and Tax Competition", *Revue d'économie politique*, 2008, 118(5), 625—661.
- [21] Caplan, A., R. Cornes, and E. Silva, "Pure Public Goods and Income Redistribution in a Federation with Decentralized Leadership and Imperfect Labor Mobility", *Journal of Public Economics*, 2000, 77(2), 265—284.
- [22] Charlot, S., and S. Paty, "Do Agglomeration Forces Strengthen Tax Interactions?" *Urban Studies*, 2010, 47(5), 1099—1116.
- [23] Cornelissen, T., "The Stata Command feldsvreg to Fit a Linear Model with Two High-dimensional Fixed Effects", *Stata Journal*, 2008, 8(2), 170—189.
- [24] Dahlby, B., "Fiscal Externalities and the Design of Intergovernmental Grants", *International Tax and Public Finance*, 1996, 3(3), 397—412.
- [25] Devereux, M., B. Lockwood, and M. Redoano, "Do Countries Compete over Corporate Tax Rates?" *Journal of Public Economics*, 2008, 92(5—6), 1210—1235.
- [26] Esteller-Moré, A., and A. Solé-Ollé, "Tax Setting in a Federal System: The Case of Personal Income Taxation in Canada", *International Tax and Public Finance*, 2002, 9(3), 235—257.
- [27] Fenge, R., M. von Ehrlich, and M. Wrede, "Public Input Competition and Agglomeration", *Regional Science and Urban Economics*, 2009, 39(5), 621—631.
- [28] Fujita, M., and J. Thisse, "Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Loses from It?" *Japanese Economic Review*, 2003, 54(2), 121—145.
- [29] Gallo, F., "Resisting Economic Integration When Industry Location Is Uncertain", *European Economic Review*, 2010, 54(3), 467—482.
- [30] Gérard, M., H. Jayet, and S. Paty, "Tax Interactions among Belgian Municipalities: Do Interregional Differences Matter?" *Regional Science and Urban Economics*, 2010, 40(5), 336—342.
- [31] 郭杰、李涛, "中国地方政府间税收竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据", 《管理世界》, 2009 年第 11 期, 第 54—73 页。
- [32] Hansen, C., J. Hausman, and W. Newey, "Estimation with Many Instrumental Variables", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2008, 26(4), 398—422.
- [33] Hauffer, A., and I. Wooton, "Competition for Firms in an Oligopolistic Industry: The Impact of Economic Integration", *Journal of International Economics*, 2009, 80(2), 239—248.
- [34] Hill, B., "Agglomerations and Strategic Tax Competition", *Public Finance Review*, 2008, 36(6), 651—677.
- [35] Hoyt, W., "Tax Policy Coordination, Vertical Externalities, and Optimal Taxation in a System of Hierarchical Governments", *Journal of Urban Economics*, 2001, 50(3), 491—516.
- [36] Kapoor, M., H. Kelejian, and I. Prucha, "Panel Data Models with Spatially Correlated Error Components", *Journal of Econometrics*, 2007, 140(1), 97—130.
- [37] Keen, M., and C. Kotsogiannis, "Does Federalism Lead to Excessively High Taxes?" *American Economic Review*, 2002, 92(1), 363—370.
- [38] Kelejian, H., and I. Prucha, "A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model", *International Economic Review*, 1999, 40(2), 509—533.
- [39] 李永友、沈坤荣, "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》, 2008 年第 5 期, 第 58—69 页。
- [40] 吕冰洋, "政府间税收分权的配置选择和财政影响", 《经济研究》, 2009 年第 6 期, 第 16—27 页。
- [41] Mieszkowski, P., "The Property Tax: An Excise Tax or A Profits Tax?" *Journal of Public Economics*, 1972, 1(1), 73—96.
- [42] Mieszkowski, P., and G. Zodrow, "Taxation and the Tiebout Model: the Differential Effects of Head Taxes, Taxes on Land Rents, and Property Taxes", *Journal of Economic Literature*, 1989, 27(3), 1098—1146.

- [43] Newey, W., and F. Windmeijer, “Generalized Method of Moments with Many Weak Moment Conditions”, *Econometrica*, 2009, 77(3), 687—719.
- [44] Revelli, F., “Reaction or Interaction? Spatial Process Identification in Multi-tiered Government Structures”, *Journal of Urban Economics*, 2003, 53(1), 29—53.
- [45] Roodman, D., “How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata”, *Stata Journal*, 2009, 9(1), 86—136.
- [46] Pflüger, Michael and Jens Süekum, “Integration, agglomeration and welfare.” *Journal of Urban Economics*, 2008, 63(2), 544—66.
- [47] Takatsuka, H., and D. Zeng, “Dispersion Forms: An Interaction of Market Access, Competition, and Urban Costs”, *Journal of Regional Science*, 2009, 49(1), 177—204.
- [48] Tsui, K., and Y. Wang, “Between Separate Stoves and A Single Menu: Fiscal Decentralization in China”, *The China Quarterly*, 2004, 177(1), 71—90.
- [49] Wrede, M., “Tragedy of the Fiscal Common? Fiscal Stock Externalities in A Leviathan Model of Federalism”, *Public Choice*, 1999, 101(3), 177—193.
- [50] Wilson, J., “A Theory of Interregional Tax Competition”, *Journal of Urban Economics*, 1986, 19(3), 296—315.
- [51] Yu, Y., “CHINA_SPATDWM: Stata Module to Provide Spatial Distance Matrices for Chinese Provinces and Cities.” Statistical Software Components S457059, Boston College Department of Economics. (<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457059.html>, 2009)
- [52] Zodrow, G., and P. Mieszkowski, “Pigou, Tiebout, Property Taxation, and the Underprovision of Local Public Goods”, *Journal of Urban Economics*, 1986, 19(3), 356—370.
- [53] Zodrow, G., “The Property Tax as A Capital Tax: A Room with Three Views”, *National Tax Journal*, 2001, 54(1), 139—56.
- [54] 张晏、龚六堂, “分税制改革、财政分权与中国经济增长”, 《经济学(季刊)》, 2005 年第 5 卷第 1 期, 第 75—108 页。
- [55] 周黎安, “晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因”, 《经济研究》, 2004 年第 6 期, 第 33—40 页。

Capital Agglomeration, Strategic Tax Interaction and Vertical Tax Competition

CHONG WANG

(*Nanjing University of Finance and Economics*)

Abstract Based on panel data of 269 cities in 26 provinces during the period 2003—2007, this paper constructs spatial econometric models with a three-dimensional error component structure to study vertical tax competition among local governments. Our models also feature an instrumental two-step sys-GMM estimation and a two-way fixed-effect method with a multiple spatial weight matrix. We confirm the existence of significant vertical tax externalities between levels of government.

JEL Classification H77, H210, E620