

论文

美国佐治亚州县际财产税模仿： 一个空间分析的研究案例

赵志荣*

【摘要】采用美国佐治亚州 159 个县 1970—2002 年的面板数据，运用三种不同的财产税测量方法检验财产税的空间交互作用：财产税厘计税率、人均财产税收入和财产税占个人收入比率。空间分析结果显示，地理位置相近的县由于策略性的税收交互作用而倾向于采用比较相近的财产税收水平。三种测量方式的邻近效应排名显示，财产税的交互作用的主要驱动机制是（基于标尺竞争的）税收模仿而非（基于资源流动的）税收竞争，因为相邻地域在税收上的空间相互影响，主要取决于公众对税收负担的感知。

【关键词】财产税 空间分析 税收模仿 税收竞争 税收负担感知

【中图分类号】 D63

【文献标识码】 A

【文章编号】 1674 - 2486 (2018) 02 - 0090 - 24

一、引言

大多数地方公共财政方面的经验研究都用地区的经济、政治、人口学特征来解释财政收入或支出的水平或其构成（Inman, 2002）。但是，理论模型和随机观察都显示，一个地区的预算决策会受到邻近地区的相关决策的影响（Brueckner, 2006）。对地方财政行为的实证研究需要考虑地方政府之间财政的相互作用。

本文主要关注的是地方政府之间财产税的空间交互作用。对很多国家的研究都表明，同级地方政府税收水平的设置会受彼此影响（Bordignon et al., 2003），但对美国地方政府的类似研究还很少（Brueckner & Saavedra, 2001）。

* 赵志荣，美国明尼苏达大学 Hubert H. Humphrey 公共事务学院，副教授。感谢匿名评审人的意见。

同时，财产税的交互作用的问题依然令人困惑，因为其可能产生于两种机制：一是由于资源流动所引起的税收竞争，二是基于标尺竞争而产生的税收模仿。尽管这两个模型存在理论差异，但是由于二者的表现趋于“观察等价”（Observationally Equivalent），因而在经验研究中很难进行区分（Brueckner & Saavedra, 2001: 226）。

本文采用美国佐治亚州 159 个县 1970—2002 年面板数据检验财产税的空间交互作用，对财产税的测量采用了三种方法：财产税厘计税率、人均财产税收入和财产税占个人收入比率。这三种测量方法彼此相关度不高，可以按照“感知的”和“有效的”税收负担对之进行排序。本研究通过对这三种测量方式进行分解，为解决税收竞争和税收模仿的影响提供了新的方法，因为这两个模型会得出不同的邻近效应的排名。如果税收竞争是主要的驱动机制，那么财产税的交互作用就与实际的税收负担有关，反之，如果是税收模仿，则与公众感知的税负有关。

本研究有几个目标：第一，运用新发展的空间分析方法，用三种不同的测量方法将财产税收水平的空间分布加以可视化并进行分析（Anselin et al., 2004）。第二，运用空间回归和 Robust - LM 检验来判断财产税交互作用（邻近效应）是否存在（Anselin, 2005）。最后，比较和评估用不同的财产税测量方式得到的财产税水平的交互作用，根据结果判断所观测的税收交互作用的主要驱动机制是税收模仿还是税收竞争。除了以上提及的研究目标，本文也是展示空间分析的多种方法——包括探索性空间数据分析（Exploratory Spatial Data Analysis）和空间回归（Spatial Regressions）——及其在公共管理研究中的应用。

本文结构安排如下。第二部分简要回顾了有关政府间财政交互作用的文献，并提出本研究的一个总的分析框架。第三部分主要关注财产税交互作用的两种竞争性的解释。第四部分探讨本研究的背景，提出研究假设。第五和第六部分提供了大量的实证检验。其中，第五部分主要描述空间分析的过程和结果，第六部分详述空间回归的两个步骤，即运用 Robust - LM 检验的横截面回归和面板数据回归。最后为结论部分，总结本文的发现，解释理论和政策启示，探讨未来研究的方向。

二、政府间财政交互作用

财政决策的空间交互作用在预算支出和预算收入方面都可能出现。在预算支出方面，财政交互作用可能因为支出溢出效应或策略性福利措施（Strategic

◆ 论文

Benefit Setting) 产生。传统的“溢出”模型假定一个地区的公共服务支出可能会对邻近的辖区的居民产生有益或有害的影响 (Gordon, 1983)。哈利·凯莱简 (Harry H. Kelejian) 和丹尼斯·鲁滨逊 (Dennis P. Robinson) (Kelejian & Robinson, 1993) 发现一个县的警察支出受到邻近县的警察支出的积极影响, 原因在于边境犯罪活动可跨越性。詹姆斯·默多克 (James C. Murdoch) 等 (Murdoch et al., 1993) 研究指出邻近社区的娱乐性支出 (Recreation Expenditures) 是负相关关系, 因为娱乐支出作为一种公共物品, 其效益可以外溢到附近社区。也有研究表明州政府可能会进行导致“向下竞争” (A Race to the Bottom) 的策略性福利设置——州政府为了避免吸引穷人进而导致资源紧张, 在邻近的州削减了福利支出后也会削减本州的福利支出 (Saavedra, 2000; Case et al., 1989)。

在预算收入方面, 邻近辖区可能会出于竞争或模仿行为而复制彼此的税收构成或税收水平。首先, 有一批文献已经对新税源的政策扩散进行了研究。詹姆斯·阿尔姆 (James Alm) 等 (Alm et al., 1993) 发现, 1980 年以后, 州是否发行彩票的一个决定性因素是邻近的州是否已经发行了。类似地, 赵志荣 (Zhao, 2005) 指出如果邻近的县已经征收了地方可选销售税 (Local Option Sales Tax, LOST), 则佐治亚县就更可能会采取这项政策。第二, 很多经验研究已经证明了政府间的税收水平的空间交互作用的存在。交互作用可能是垂直的, 发生在地方政府和州政府之间或州政府和联邦政府之间。比如, 蒂莫西·贝斯勒 (Timothy J. Besley) 和哈维·罗森 (Harvey S. Rosen) (Besley & Rosen, 1998) 的研究就表明州会提高州汽油税以回应联邦汽油税的变化。交互作用也可能是横向的, 因为同级地方政府在设置其税收水平时会相互影响。这种交互作用在很多国家都有。比如: 德国 (Buettner, 2001)、比利时 (Heyndels & Vuchelen, 1998)、西班牙 (Solé Ollé, 2003)、意大利 (Bordignon et al., 2003)、瑞士 (Feld & Kirchgassner, 2001)、法国 (Feld et al., 2003)、英国 (Revelli, 2001) 和加拿大 (Brett & Pinkse, 2000)。对于美国, 华勒斯·奥茨 (Wallace E. Oates) (Oates, 1988: 70) 认为“州和地方政府官员会痛苦认识到其他辖区的税率, 并试图防止与其他地区的税率差异太大”。但是, 美国的相关经验研究多数还停留在州政府层面, 比如: 安妮·凯斯 (Anne C. Case) 等 (Case et al., 1993)、贝斯勒和凯斯 (Besley & Case, 1995)、沃尔特·赫蒂奇 (Walter Hettich) 和斯坦利·温纳 (Stanley L. Winer) (Hettich & Winer, 1999)、乔纳森·罗克 (Jonathan C. Rork) (Rork, 2003) 和鲁本·埃尔南德斯-穆里洛 (Ruben Hernandez - Murillo) (Hernandez - Murillo, 2003) 等的研究。只有两个研究是在地方层面的, 分别为海伦·拉德 (Helen F. Ladd) (Ladd, 1992)、简·布吕克纳 (Jan K. Brueckner) 和鲁

兹·萨维德拉 (Luz A. Saavedra) (Brueckner & Saavedra, 2001) 的研究。

三、财产税的空间交互作用：税收竞争与税收模仿

本研究主要关注地方政府之间财产税的交互作用。初看上去，对这种交互作用的研究很多，且结果也比较一致。拉德 (Ladd, 1992) 对 1978 年和 1985 年美国的县的样本分析结果显示，邻近县的财产税负每增加一美元会导致本县财产税负增加 50 美分。布鲁诺·海因德尔斯 (Bruno Heyndels) 和杰夫·傅伦 (Jef Vuchelen) (Heyndels & Vuchelen, 1998) 在对比利时 589 个市分析的基础上，得到个人所得税和财产税率的空间相关系数 (邻近效应水平) 在 0.5 - 0.7 之间。弗德里克·列维里 (Federico Revelli) (Revelli, 2001) 运用英国非都会区的面板数据分析得到财产税税率的空间相关系数为 0.4 - 0.6。最后，布吕克纳和萨维德拉 (Brueckner & Saavedra, 2001) 发现了波士顿大都会区 70 个城市的财产税依赖的证据，但邻近效应在不同的时间段不一样，取决于邻近区域如何界定。

然而，公共财政学者对财产税的交互作用的问题依然疑惑重重，因为两种竞争性的理论解释仍然纠缠不清，难以分离。第一种解释是“税收竞争”。这种解释来源于查尔斯·蒂博特 (Charles M. Tiebout) (Tiebout, 1956) 模型，这个模型假定辖区会为移动的税基而彼此相互竞争。一个辖区不能比另外一个辖区的税率高太多，否则公司或者居民就会搬走，进而破坏税基。对此的一份调查，可以参见约翰逊·威尔逊 (Johnson D. Wilson) (Wilson, 1999) 的文章。对财产税交互作用的另外一种解释是基于标尺竞争的“税收模仿”，这个观点由皮埃尔·萨蒙 (Pierre G. Salmon) (Salmon, 1987) 提出，被贝斯勒和凯斯 (Besley & Case, 1995) 延伸。根据这个模型，公众不能直接评估一个政府的绩效，但是他们可以看到邻近地区的税收水平，从而用这个信息作为“标尺”来判断他们选举的官员有没有在浪费资源。根据这种标尺比较的预期，选举官员在进行决策时会考虑其他辖区的税收政策 (Bordignon et al., 2002)。

虽然这两个解释模型并不是互斥的，但是税收竞争和税收模仿是可能导致财产税交互作用的两种不同的机制 (Hirschman, 1970)。税收竞争假定了一个理性回应函数，每个政府都会独立选择使其辖区内的居民 (和企业) 的福利最大化的税收政策，但是税基的流动性使得邻近辖区的税收水平不会出现很大差异 (Wilson, 1999)。而税收模仿强调信息不对称和有限理性。地方政府不知道如何为了福利最大化而选择最优税收结构，居民也没有足够的能力准确判断不

◆ 论文

同地区的税收和服务。结果，选举官员会为了避免标尺竞争的政治压力而故意将他们的税收水平设置成与公众感知到的邻近辖区税收水平一致。此外，这两种机制可能会有不同的规范性影响。在传统意义上，税收竞争被认为是有害的，因为会导致税收水平降到很低，进而引起公共服务供给不足（Oates，1972）。^①但基于标尺竞争的税收模仿被认为是有益的，因为能够帮助公众保证政府负责（Besley & Case，1995）。

尽管税收竞争和税收模仿存在理论上的差异，但是何者是财产税交互作用的主要机制还不能立即明确，因为两种模型的经验表现是“观察等价”的（Brueckner & Saavedra，2001：226）。为了解决这种模棱两可的问题，近期的几篇研究提供了辅助性的证据，总体上都支持税收模仿。贝斯勒和凯斯（Besley & Case，1995）研究发现一个辖区的选举结果既取决于本辖区的税率，也取决于邻近辖区的税率，这表明标尺竞争的存在。在加拿大，克雷格·布莱特（Craig Brett）和乔里斯·平克瑟（Joris Pinkse）（Brett & Pinkse，2000）指出，市政府层面税收变化的正向空间交互作用（Positive Spatial Interaction）不能用税基竞争来解释。在意大利，马西莫·博尔迪尼翁（Massimo Bordignon）等（Bordignon et al.，2003）的研究表明，税率的策略性交互作用只会发生在市长改选的辖区，证据支持税收模仿而非税收竞争。

四、佐治亚州的县际财产税模仿：测量和假设

本研究用佐治亚州 159 个县从 1970—2002 年的面板数据^②对财产税的交互作用进行检验。佐治亚州的县为研究财政交互作用提供了很好的样本，原因有三。佐治亚州是美国 50 个州中拥有县的数量第二多的州，为分析提供了足够大的样本量。佐治亚州的县的平均面积小于全国平均水平，县之间的地理相似性为空间依赖的表现和检验提供可能。更重要的是，佐治亚州的县的制度同质性高——提供的服务水平相似，面临的政治、经济和政府间的约束条件相同。用一个州的县的数据尽管有损样本的代表性，但比拉德（Ladd，1992）用全国范围内的样本有其优势，即县之间的可比性。

① 有些学者对税收竞争的影响有不同的看法，参见威尔逊和大卫·怀尔德森（David E. Wildasin）（Wilson & Wildasin，2001）的研究。

② 数据通过多种来源收集得到。财政数据，包括财产税和地区销售税来源于佐治亚税务局出版的统计报告（Georgia Department of Revenue，1970 - 2003），社会经济数据的主要来源是佐治亚县指南（Bachtel & Boatright，1982 - 2003）。

佐治亚州的县的财产税水平可以用三种方式进行测量。第一种测量方式是财产税的厘计税率 (Property Tax Millage Rate, MILLAGE)，表示“感知的”(Perceived) 财产税负水平。在整个佐治亚州，地方财产税的税基估值都统一设定为市场估值的 40%，因此财产税厘计税率可以直接在县际间进行比较。财产税厘计税率对居民和选举官员是高度可见的，财产税厘计税率每年都是公开决定，在佐治亚州^①的县预算文件中会进行时间序列和跨区域的比较。地方居民可以用比较结果来判断其财产税是不是比邻近地区的高 (Santerre, 1988)；选举官员用之来维护他们的税收政策的正当性，或展示他们吸引地方投资的比较优势 (Dye, 1990)。然而，财产税厘计税率并不能准确反映财产税水平，因为这种测量方式既不与人口数量挂钩，也不与个人收入挂钩。第二种测量是人均财产税收入 (Capita Property Tax Revenue, PCPTR)，在经济学文献中经常被用于测量公共服务的单位成本 (Brueckner & Saavedra, 2001)。对于地区居民来说，人均财产税收入也是可见的，因为财产税经常是每年一次性上缴或每半年上缴一次 (Wallin, 2004)，但是又因为人们无法直接比较辖区之间的人均财产税收入，因此其可见度没有财产税厘计税率那么高。人均财产税收入对选举官员多少是清楚的，因为政客对其辖区的总预算规模和总人口非常敏感，知道两个数字就能非常容易计算出人均财产税收入。最后一种测量方式是“有效的”(Effective) 财产税负 (PBURDEN)，计算方式是财产税收入占个人总收入的比率。这种测量方式受到政府间关系咨询委员会 (Advisory Commission of Intergovernmental Relations) 的倡导 (ACIR, 1986)，这个比率将税收规模和支付能力联系起来，因而被认为是更能反映真实的财产税负的指标 (Mikesell, 2003)。然而，这个比例的可见性最差，地方居民和选举官员都无法轻易进行估计，因此他们在决策时也很少使用这个指标。

表 1 对这三种测量方式进行了比较。从财产税厘计税率 (MILLAGE) 到人均财产税收入 (PCPTR) 再到财产税收入占个人总收入的比率 (PBURDEN)，一方面，可见性逐渐递减，另一方面，其所反映的真实财产税负水平逐渐上升 (从“感知的”税负到“有效的”税负)。双变量相关分析进一步证实了这个结果：财产税收入占个人总收入的比率与人均财产税收入的相关性 ($r = 0.79$) 比与财产税厘计税率的相关性 ($r = 0.31$) 更高。这三个测量指标彼此相关性不高恰好证明了在分析财产税交互作用时将三者分别作分析的必要性。更重要的是，通过对财产税的不同测量方式进行区分，本研究提供了一个解决税收竞争和税

^① 在其他的州，(规定的) 厘计税率可能无法直接用于不同的财产税评估税率地区之间的比较 (参见：Mikesell, 2003)。

◆ 论文

收模仿的影响的新方法。如果（基于理性反应函数的）税收竞争是财产税交互作用的主要驱动机制，那么财产税收入占个人总收入的比率——测量实际财产税负的最好指标——的邻近效应应该是最强的，而财产税厘计税率——与有效税负关系最弱的指标——的邻近效应应该是最弱的。相反，如果税收模仿是主要的机制，那么预期结果则相反。因为财产税厘计税率的可见性最高，是地方居民进行辖区间比较最容易使用的“标尺”，也是选举官员考虑邻近县的财产税水平时的关键因素。

表 1 财产税水平的三种测量方式

		感知税负 ←	→ 有效税负
高可见度	MILLAGE (财产税厘计税率)	$r = 0.42$	$r = 0.31$
↑ ↓		PCPTR (人均财产税收入)	$r = 0.79$
	低可见度		PBURDEN (财产税/收入)

注：协方差是根据 1970—2002 年佐治亚州的县级数据计算。

资料来源：作者自制。

本研究的实证检验包含三个步骤。第一个步骤是用 *GeoDa* 软件^①将财产税测量的空间分布加以可视化并进行分析（Anselin et al., 2004）。空间可视化（Spatial Visualization）是探索性分析的一个强大的工具，经常被用于空间分析的第一步，比如，空间可视化可以辨别出在非空间数据中看不到的分布，为进一步进行检验提供可能的解释变量。不管是因为税收竞争还是税收模仿，如果一个县的财产税水平受到邻近县的影响，应该都会呈现出相似财产税水平的县聚集在一起的空间分布。第一组假设为：

H1 - a：财产税厘计税率的分布呈现正空间自相关；

H1 - b：人均财产税收入的分布呈现正空间自相关；且

H1 - c：财产税收入占个人总收入的比率的分布呈现正空间自相关。

第二个步骤运用空间回归来识别“空间滞后”和“空间误差”（Brueckner, 2006）。二者是在空间计量经济学（Spatial Econometrics）中最常用的模型。“空间滞后”模型假定相邻地区的因变量彼此直接互相影响，在回归方程式右侧

① *GeoDa* 软件是 *SpaceStat* 软件的再创和升级版（Anselin, 1992），一般用于空间计量分析。

加入了“空间滞后”变量从而将空间依赖引入模型。而空间误差模型则假定观察到的因变量的空间依赖是存在空间相关性的遗漏自变量所导致的，因此空间误差模型检验的是相邻地区的残差自相关。对于本研究来说，财产税水平的空间分布可能因为策略性交互作用的行为（空间滞后）产生，或可能因为存在空间相关（空间误差，如果没有完全控制住）的随机干扰所致。为了判断财产税交互作用的主要驱动机制是税收竞争还是税收模仿，需要首先确定交互作用（空间滞后）真的存在，而非因为空间误差导致的假象。^①提出的相关假设为：

H2 - a：以财产税厘计税率为因变量的空间模型会有显著空间滞后；

H2 - b：以人均财产税收入为因变量的空间模型会有显著空间滞后；且

H2 - c：以财产税收入占个人总收入的比率为因变量的空间模型会有显著空间滞后。

最后一个分析步骤是比较分别用财产税厘计税率、人均财产税收入、财产税收入占个人总收入的比率作为因变量的三个空间回归的估计结果。如果基于标尺竞争的税收模仿是财产税交互作用的主要驱动机制，那么空间相互依赖性的程度应该与财产税测量方式的可见性正相关。

H3：空间滞后的显著性大小所表示的邻近效应对财产税厘计税率最强，对财产税收入占个人总收入的比率最弱。

五、财产税水平的空间分布可视化与分析

本研究采用等值域图来表现财产税水平的空间分布，并使用探索性空间数据分析（Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA），包括全域的或区域的关联模式分析（Moran's Tests）展现并检验空间自相关的水平（Anselin et al., 2004）。如，根据2001财政年度的数据建立的等值域图显示在图1上面一层。每个图分别描述了财产税厘计税率、人均财产税收入、财产税收入占个人总收入的比率的空间分布，颜色越黑表示财产税水平越高。正如本文预期的那样，图1显示三幅图都表现出一种聚集的空间分布模式：很明显，不管作图时采用的是哪种测量方式，财产税水平相近的县都倾向于聚集在一起。

为了评估“聚集”的程度，本研究为每种财产税的测量方式都建立了一个空间滞后变量，该变量是拥有公共边界的县的平均值^②，然后再用空间滞后变量

① 有关空间回归的技术细节会在下节进行讨论。

② 空间权重矩阵会在接下来进行讨论。

◆ 论文

建立一个 Moran 散点图 (Moran Scatter Plot)。Moran 散点图是由 X 轴表示对应的变量 (Variable of Interest)、Y 轴表示空间滞后向量 (Anselin, 1996) 所组成的散点图, 回归线的斜率 (列在 Moran 散点图的上端) 是 Moran's I 值, 其取值在 -1 (完全离散) 到 1 (完全相关, 或聚集) 之间, 常被用于测量空间自相关, 即在邻近区域一些变量之间存在关联性。

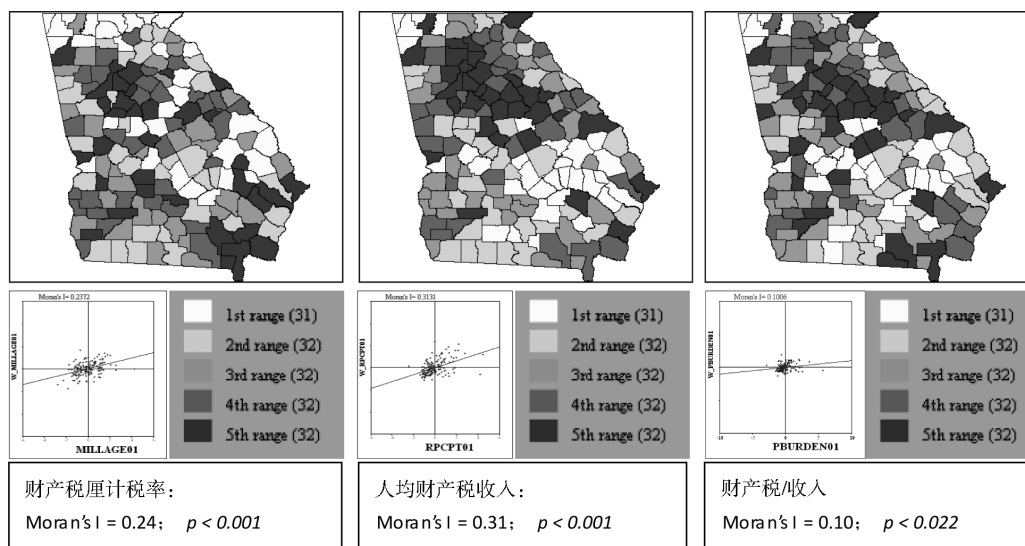


图1 三种财产税测量方式的空间分布模式 (2001)

资料来源: 作者自制。

例如, 在图一的左侧, 在财产税厘计税率的分位数图 (Quintile Map) 下面即 Moran 散点图, 对应的 Moran's I 为 0.24, 代表财产税厘计税率的空间自相关水平为 0.24。分析表明, 如果不计实际空间相邻关系而把这些县进行 999 次的随机空间组合, 能获得高达 0.24 的 Moran's I 的可能性仅为 0.001, 也即财产税厘计税率的空间自相关在 0.001 水平上显著。图一的其他部分显示了人均财产税收入和财产税收入占个人总收入的比率的分位数图和 Moran 散点图。人均财产税收入的 Moran's I 为 0.31, 在 0.001 的水平上显著; 财产税收入占个人总收入的比率的 Moran's I 为 0.10, 在 0.05 的水平上显著。

本研究用 FY1993 至 FY2002 的数据进行了相同的检验, 在表 2 中汇总了计算的 Moran's I 和相应的显著性水平。显然, 跨年份的“集聚”的空间分布呈现出一致性。因此证据明显支持假设 H1 - a、H1 - b 和 H1 - c。财产税的不同测量方式之间存在一个显著的差别, 即如显著性水平所示, 财产税收入占个人总收入的比率的空间自相关的一致性比财产税厘计税率和人均财产税收入的更弱。

美国佐治亚州县际财产税模仿：一个空间分析的研究案例◆

这暗示有效财产税的策略性交互作用如果存在，可能要比另外两个更弱。

表2 三种财产税测量方式的 Moran's I 和 P 值 (1993)

	财产税厘计税率 (MILLAGE)		人均财产税收入 (PCPTR)		财产税收入占个人总收入的比率 (PBURDEN)	
	Moran's I	p - value	Moran's I	p - value	Moran's I	p - value
2002	0.231	0.001	0.356	0.001	0.109	0.007
2001	0.237	0.001	0.313	0.001	0.101	0.022
2000	0.227	0.001	0.301	0.001	0.093	0.025
1999	0.240	0.001	0.275	0.001	0.070	0.060
1998	0.251	0.001	0.272	0.001	0.061	0.080
1997	0.271	0.001	0.257	0.001	0.064	0.070
1996	0.259	0.001	0.272	0.001	0.075	0.050
1995	0.254	0.001	0.421	0.001	0.186	0.001
1994	0.282	0.001	0.377	0.001	0.177	0.001
1993	0.238	0.001	0.373	0.001	0.151	0.003

资料来源：作者自制。

需要注意，空间自相关的水平取决于如何定义邻近的县。在上述检验中，用于计算 Moran's I 的空间矩阵是根据“邻边”(Rook)规则而定的，也就是说有相邻边界的县才算做邻近。另外一种常见的空间矩阵是基于“邻边带角”(Queen)规则，县和县之间只要有任何邻近的点，不仅包括共同边也包括共同节点都算邻近 (Anselin, 2002)。用“邻边带角”规则得到的邻接数量一定多于或等于用“邻边”规则得到的数量。此外，在表2中采用的是一阶的空间相邻矩阵，而空间权重矩阵可以用多阶进行界定。比如，一个基于“邻边”规则的二阶邻接矩阵不仅包括共享边界的直接相邻的地区，还包括相邻地区的相邻地区。在本研究中，我们比较了基于“邻边”和“邻边带角”两种规则、以及一阶或二阶相邻总共四种空间矩阵下的 Moran's I。结果表明，用其他空间矩阵的得到的结果比表2的更弱，这表明在本研究这个特定背景下的空间自相关在基于“邻边”的一阶邻近地区表现最为明显。^①

除了表示全域型(在整个州内)聚集水平的 Moran's I，空间分析也可以运

① 这些结果没有在本文中报告，但是需要的话可以申请获得。

◆ 论文

用基于局部 Moran 统计量的区域型空间自相关系数 (Local Indicators of Spatial Autocorrelation, LISA) (Anselin, 1995)。LISA 统计量可以服务于两个目的。一方面,可以用于区分区域中某些部分出现的局部统计特点 (Local Pockets of Nonstationarity) 指标,或者热点 (Hot Spots)。另一方面,可以用于评估个体地区对全局集聚规模的影响,并且识别“异常值” (Outliers)。图 2 是 LISA 分析的一个例子,根据 FY 2001 年的人均财产税收入计算。图 2 左侧的是 LISA 聚集图,用不同类型的空间关联度描述了局部 Moran's I 统计量的显著性。对应的显著性图在图 2 的右侧,显著性水平用深颜色阴影表示。图 2 的总体分布描绘出亚尔兰大 MSA 区域是高财产税水平的聚集区,佐治亚州南部乡村地区是较低财产税的聚集区。有趣的是,这个分布并不一致,还可以识别出几个空间特异值 (Spatial Outliers)。为了政策目的或为财产税交互作用提供更细微的差异,我们需要对这些空间特异值进行进一步验证。^①

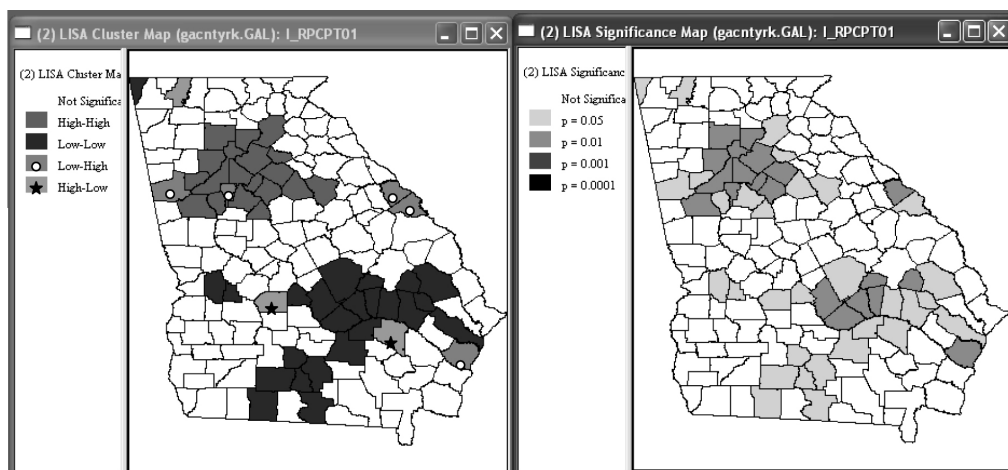


图 2 人均财产税收入的 LISA 分析图 (2001)

资料来源: 作者自制。

六、空间回归: 探究税收模仿

上一节的 Moran 检验结果得出了财产税收水平的空间自相关的证据,但是并不能辨别出空间分布背后的驱动因素。空间自相关可能是因为税收交互作用的策略性行为产生,也可能是因为随机干扰的影响,比如税基的浮动性——可能

^① Carroll、Clayton、Columbia、Richmond 和 McIntoch 五个县的财产税收水平显著低于周围的县; 相反, Dooly 和 Appling 县的财产税收水平显著高于周围的县。

与邻近辖区存在空间相关性。由于这两个原因导致了空间计量中的两个基本模型——“空间滞后模型”和“空间误差模型”（Anselin, 2002）。

（一）计量模型

在空间滞后模型中，一个地区（在本研究中是佐治亚州的县）的因变量（财产税）不仅取决于自变量，而且取决于邻近地区的因变量（Brueckner, 2006）。模型表达如下：

$$y_i = \rho W_{ij} y_j + X_i \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中 y 是 $n \times 1$ 列因变量的观察值向量； W 是 $n \times n$ 阶空间权重矩阵，代表其他辖区（ j ）与辖区 i 的相关性； ρ （ $|\rho| < 1$ ）是空间自回归参数，表明相邻区域之间的影响程度； X 是 k 个外生变量观察值的 $n \times k$ 阶矩阵； β 是 $k \times 1$ 阶回归系数向量； ε 是随机误差序列向量。由于存在空间滞后，不同辖区的 y 的值是内生决定的（Jointly Determined）。结果，公式（1）的参数的 OLS 估计是不一致的。为了解决这个问题，一般用两种常见的方法，即最大似然法（ML）和工具变量（IV）法（Brueckner, 2006）。

即使空间滞后不存在，因变量的空间自相关也可能因为部分相关的随机干扰产生。如果这些随机干扰可以用自变量完全控制住，那么空间滞后系数就会近似于 0。但是如果一些遗漏变量存在空间相关性，那么误差项也是空间相关的。^① 空间误差模型的表达式如下：

$$y_i = X_i \beta + \phi_i; \quad \phi_i = \lambda W_{ij} \phi_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中 W_{ij} 指的是空间权重矩阵，跟空间滞后模型类似； ϕ_i 是辖区 i 的误差项，当 $W_{ij} \neq 0$ 时与 ϕ_j 相关； λ （ $|\lambda| < 1$ ）是空间相关误差的参数。如果忽略空间误差，则根据外生变量 X 得到的 y 的估计就是错误的。为了解决这个问题，需要运用 Robust LM 检验（Anselin et al., 1996）来检验空间滞后和空间误差是否存在。

（二）实证模型设定（Empirical Specifications）

空间回归的因变量是财产税厘计税率、人均财产税收入和财产税收入占个人总收入的比率，可能因空间滞后或空间误差而受到邻近的县的相关取值的影响。空间权重矩阵还是按照一阶“邻边”法计算。据此， $W_{ij} = 1$ 表示与辖区 i

^① 在因变量与环境或资源变量如空气、水质或地理特征相关的情况下，会经常碰到这个问题（Brueckner 2006）。

◆ 论文

有共同边界的辖区 j ； $W_{ij}=0$ 表示没有共同边界。空间权重用行标准化所以每个 i 的权重总和为1。因此，县 i 的空间滞后取值（ $W_{ij}y_j$ ）是邻近县的平均值，县 i 的空间误差取值（ $W_{ij}\phi_j$ ）是邻近县的误差项 ϕ 的平均值。

为了得到策略性税收交互作用的结论，控制其他可能影响县的财产税收水平的因素非常重要。这些因素可以分为四大类：人口统计学因素、财政因素、政治因素和经济因素。人口统计学因素包括人口规模、人口年增长率、教育程度、自有住房数量（Homeownership）、65岁以上人口比重。人口规模越大的县，工业化程度越高，其税基更大也更多样，因此税源相对充足、财产税率和税负可能相对更小。人口的变化对财产税水平可能有消极影响，人口增长越快的县，税基不断扩大，汲取财政收入的能力也不断增加，因此不需要增加财产税。教育程度对财产税水平有积极的影响，因为教育程度越高的人对公共物品的需要更高（Nice，1987）。相反，由于老年人倾向于反对税收，因此老龄化程度高的县可能财产税水平低（Sharkansky，1970）。自有住房数量、自有房屋的占比可能与财产税水平负相关，因为自有房主对财产税负更敏感（Blackley & DeBoer，1987）。

财政因素包括财产税的税基加总（Property Tax Digest）、未铺设公路的比重及佐治亚州的县两大非财产税税收收入——普通目的地方可选销售税（General Purpose Local Option Sales Tax，LOST）和特殊目的地方可选销售税（Special Purpose Local Option Sales Tax，SPLOST）——的可获得性有关。财产税的税基加总是全县财产税评估值的总和，可能与厘计税率负相关^①，但对财产税另外两种测量方式的影响不明确。未铺设的公路比重表示服务承诺较低，可能与较低的财产税水平相关。根据佐治亚州的法律，普通目的地方可选销售税是用于地方财产税的减免（Durning，1992），因此有相应税收的县的财产税更低（Jung，2001）。最后，特殊目的地方可选销售税较高的地方，也可能有比较低的财产税，因为前者可以为资本项目提供额外资金，因此可以取代财产税以满足相关需求（Jung，2002）。

政治原因是共和党在州长选举中得到的选票比重。这个变量可能与财产税水平负相关，因为若相信共和党的意识形态的选民比重较高，则这些县的税收征收就更难（Nice，1987）。最后，本研究也控制了一些经济因素，包括人均个人所得税、失业率和贫困水平。这些变量的定义、均值和标准差可参见表3。

^① 财产税税基总和越高的县，财政汲取能力越高，因此可以用相对较低的税率征收充足的税收。

美国佐治亚州县际财产税模仿：一个空间分析的研究案例◆

表3 变量定义、均值和标准差（1970—2002）

变量	定义	均值	标准差
因变量：			
<i>MILLAGE</i> :	在一个县的非建制区所征收的财产税厘计税率	23.81	6.54
<i>PCPTR</i> :	人均财产税，总财产税收入除以总人口，按2000年美元不变价	397.15	184.98
<i>PBURDEN</i> :	财产税收入占个人总收入的比率，财产税收入/个人收入总额	22.42	8.29
自变量：			
<i>Spatial-lag</i> :	<i>MILLAGE</i> 、 <i>PCPTR</i> 和 <i>PBURDEN</i> 各自的空间权重矩阵	——	——
<i>POPLG</i> :	人口数量，logged	9.84	1.06
<i>POPCHNGE</i> :	年度人口变化	1.62	2.51
<i>EDULEVEL</i> :	25岁及以上至少拥有大学学历的居民占比重	10.09	5.89
<i>AGE65</i> :	65岁以上人口比重	11.20	3.63
<i>HMOWNER</i> :	自有住房的比重	68.48	9.63
<i>DIGESTLG</i> :	人均财产税税基中和，美元	9.66	0.42
<i>UNPAVED</i> :	未铺设地方道路的比重	36.43	17.15
<i>LOST</i> :	哑变量，有征收 <i>LOST</i> 记为1，否则为0	0.63	——
<i>SPLOST</i> :	哑变量，有征收 <i>SPLOST</i> 记为1，否则为0	0.32	——
<i>REPUB</i> :	州长选举中共和党得票比重	51.43	17.51
<i>INCOMELG</i> :	人均收入（按2000年美元不变价），logged	9.75	0.24
<i>UNEMPLOY</i> :	失业率	5.64	2.52
<i>POVERTY</i> :	贫困线以下人口比重	21.92	9.15

资料来源：作者自制。

（三）截面空间回归：空间滞后还是空间误差？

本研究运用 Robust LM 检验（Anselin et al., 1996）来验证观测到的空间分布是源于真实的税收交互作用还是因为空间相关的随机干扰。首先，对根据“邻边”规则计算的邻接空间权重矩阵进行 OLS 模型估计。然后根据五个拉格朗日乘数检验（LaGrange Multiplier Tests）来判定空间依赖的性质（Anselin, 2005）。

最开始进行的两个检验（LM-Lag 和 Robust LM-Lag）是要验证空间滞后

◆ 论文

模型，另外两个检验（LM - Error 和 Robust LM - Error）验证的是空间误差模型，最后一个检验 LM - SARMA，是检验空间滞后和空间误差模型都包涵的一个高阶模型。模型的决策过程开始于标准的 LM - Error 和 LM - Lag 检验统计量。如果这些检验结果都不拒绝原假设，则可以用 OLS 的结果。如果只有一个 LM 检验统计量拒绝原假设，则应该选用相应的回归模型。如果两个 LM 检验统计量都拒绝原假设，则需要比较两个稳健检验结果，选择统计量显著性最高的模型。如果出现很不常见的情况，即两个 Robust LM 检验统计量都不显著，那可能是因为存在一个包含空间滞后和空间误差的高阶模型，具体可以根据 LM - SARMA 检测的显著性来判断。^①

Robust LM 检验的一个缺陷是目前只能用于截面数据，软件处理面板数据的功能还没有开发出来（Anselin，2002）。为了找到策略性税收交互作用的证据，本研究对 1983—2002 年的 20 个截面数据进行了 Robust LM 检验，依次用三个财产税的测量指标为因变量。针对模型选择的 60 次检验结果参见表 4。^②

表 4 拉格朗日乘数检验的空间滞后或空间误差

	财产税厘计税率	人均财产税收入	财产税/收入
2002	空间滞后*	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
2001	空间滞后*	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
2000	空间滞后	空间滞后	空间滞后
1999	空间滞后*	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
1998	空间滞后*	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
1997	空间滞后*	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
1996	空间滞后*	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
1995	空间滞后	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
1994	空间滞后	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
1993	空间滞后	空间滞后	非空间滞后非空间误差
1992	非空间滞后非空间误差	空间滞后	非空间滞后非空间误差
1991	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
1990	非空间滞后非空间误差	空间滞后	非空间滞后非空间误差

① 更多技术性问题可参见卢克·安瑟兰（Luc Anselin）和奥列格·斯米尔诺夫（Oleg Smirnov）（Anselin & Smirnov，1996）的文章。

② 显著性水平为 0.1。所有这些检验的每个输出结果都可以通过申请获取。

美国佐治亚州县际财产税模仿：一个空间分析的研究案例◆

(续上表)

	财产税厘计税率	人均财产税收入	财产税/收入
1989	空间滞后	空间滞后	非空间滞后非空间误差
1988	空间滞后	空间滞后	空间误差
1987	空间滞后*	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
1986	空间滞后	非空间滞后非空间误差	非空间滞后非空间误差
1985	空间滞后	空间滞后	非空间滞后非空间误差
1984	空间滞后*	空间滞后	非空间滞后非空间误差
1983	空间滞后*	空间误差	空间滞后*

注：* 结果表明是包含空间滞后和空间误差的高阶模型。

资料来源：作者自制。

两个关键的观察结果非常突出。首先，财产税水平的空间依赖的性质非常复杂，而且随时间的变化而变化。以人均财产税收入为例，20 年的检验中有 8 年是空间滞后，1 年空间误差，另外 11 年既不是空间滞后也不是空间误差。这表明财产税的交互作用可能取决于具体情况，需要在未来研究中进一步探讨。第二，不同财产税测量方式的空间依赖性存在明显差异。对于财产税厘计税率来说，虽然 Robust LM 检验表明空间滞后和空间误差是结合的，但大多数年份都是空间滞后比较显著。^① 对于人均财产税收入来说，大概一半的时间是空间滞后比较显著。对于这两个指标来说，在总体上空间滞后比空间误差对空间依赖的影响更大。但对于财产税收入占个人总收入的比率来说，只有两年空间滞后是显著的。多数年份空间依赖的性质都不明确。这些结果表明，用财产税厘计税率和人均财产税收入衡量的财产税交互作用要更强，用财产税收入占个人总收入的比率衡量的要更弱，与税收模仿的假设一致。

(四) 运用工具变量的面板空间滞后回归

这一步分析是运用工具变量法对 1970—2002 年的面板数据的空间滞后的系数进行估计。空间滞后模型的一个主要困难是等式 (1) 右边的税收水平是内生的，因为本身和邻近地区的税收水平是同时决定的 (Anselin, 1988)。为了去掉内生性，一个常见的做法是运用工具变量法 (Figlio et al., 1999)。空间回归中

^① 空间滞后和空间误差的结合与实际税收交互作用的推断不矛盾。因为预算决策是渐进的，一年的税收政策 (空间滞后) 会对下一年的决策产生残留的影响 (空间误差)。

◆ 论文

典型的工具变量法是用 X 和 WX 对 W_y 进行回归, 用拟合值作为工具代替 W_y (Brueckner, 2006)。本研究采用了一种不同的工具, 即用 W_y 的滞后一年。^① 这个工具是外生的, 但与 W_y 高度相关, 因为财产税的决策更倾向于渐进的 (Wildavsky & Caiden, 2001)。此外, 用这个新的工具变量可以显著减少计算量且易于理解。

运用面板数据让本研究还具有两个优势。通过对 30 年的数据进行纵向观察, 研究可以发现因为某个时间变化因素的偶然性所导致的财产税在某些年份中年份被隐藏和被歪曲的情况, 进而找出财产税交互作用的总体分布 (如表 4 所示)。此外, 本文运用的固定效应面板数据分析, 可以通过县的截面将不随时间变化的 (可观测和不可观测的) 群体特征控制住。这种方法在即使存在空间误差依赖的情况下也能产生 β 系数一致性估计 (Kelejian & Prucha, 1998)。

表 5 用工具变量法进行的面板数据空间分析

	财产税厘计税率		人均财产税收入		财产税/收入	
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. E.</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. E.</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. E.</i>
Spatial – lag:	0.52 **	0.03	0.36 **	0.04	0.10 **	0.03
POPLG:	-0.78	0.65	-62.51 **	15.04	-2.63 **	0.79
POPCHNGE:	-0.15 **	0.04	-3.03 **	0.84	-0.14 **	0.04
EDULEVEL:	0.06	0.04	11.49 **	1.03	0.18 **	0.06
AGE65:	-0.08 **	0.02	-1.96 **	0.48	-0.12 **	0.03
HMOWNER:	0.28 **	0.03	5.66 **	0.59	0.41 **	0.03
DIGESTLG:	-4.72 **	0.29	277.23 **	6.53	16.3 **	0.35
UNPAVED:	-0.04 **	0.02	-0.12	0.36	-0.04 *	0.02
LOST:	-1.07 **	0.22	-18.61 **	5.14	-0.88 **	0.27
SPLOST:	0.76 **	0.16	11.90 **	1.93	1.27 **	0.19
REPUB:	-0.01 *	0.01	-0.71 **	0.16	-0.04 **	0.00
INCOMELG:	3.64 **	0.84	49.77 **	19.12	-16.5 **	1.00
UNEMPLOY:	0.01	0.03	0.73	0.73	0.03	0.04
POVERTY:	0.01	0.02	0.07	0.57	-0.01	0.03
Cons.	12.33	11.13	-2 689.34	262.64	24.42	13.63

① 有学者 (Hayashi & Boadway, 2001) 用了相似但不同的方法, 他们假定交互作用会存在时间滞后, 他们使用了公式右侧 W_y 的时间滞后来完全避免内生性的问题。

美国佐治亚州县际财产税模仿：一个空间分析的研究案例◆

(续上表)

	财产税厘计税率	人均财产税收入	财产税/收入
# of observation:	3 801.00	3 799.00	3 799.00
R - square (within):	0.43	0.66	0.46

注：*： $p < 0.05$ ；**： $p < 0.01$ 。空间滞后项 (W_{y_t}) 的工具变量是其一年之后的值 ($W_{y_{t-1}}$)。参数是用固定效应回归进行估计。尽管县的效应在表中没有体现，但在进行回归时已经将其控制住了。

资料来源：作者自制。

本研究对三个因变量——财产税厘计税率、人均财产税收入和财产税收入占个人总收入的比率都采用了同样的模型推测（见表3），估计结果参见表5。模型的拟合优度是合理的，R - Squares 在 0.43 - 0.46 之间，与之前的研究如列维里（Revelli, 2001）得到的结论是一致的。

所有的财产税测量方式的邻近效应都在 0.01 的水平上显著。这为财产税交互作用的一组假设（H2 - a、H2 - b 和 H2 - c）提供了强有力的支持。至于效应的大小，不同财产税的测量方式之间存在很大的差异。财产税厘计税率的空间滞后系数为 0.52，即邻近县的财产税厘计税率每提高 1 个单位，则本县的财产税厘计税率会提高 0.52。相比之下，邻近县人均财产税收入或财产税收入占个人总收入的比率每提高一个单位，则本县会随之相应增加 0.36 或 0.10。要注意，空间滞后系数是一个表示相应变化水平的百分比。因此，对三种财产税测量方式的估计系数进行对比是有意义的。财产税厘计税率的邻近效应最强，人均财产税收入次之，财产税收入占个人总收入的比率最弱，这与财产税交互作用跟感知的税收水平而非实际税负相关的期望（H3）恰好一致。这证明了财产税交互作用的主要驱动机制是基于标尺竞争的税收模仿，而非基于资源流动的税收竞争。

以上的结果与之前的研究所得到的效应的大小非常相近：在比利时，海因德尔斯和傅伦（Heyndels & Vuchelen, 1998）发现个人所得税和财产税率的空间相关系数在 0.5 - 0.7 之间；在英国，列维里（Revelli, 2001）得到的财产税的邻近效应在 0.4 - 0.6 之间。但是，本研究与拉德（Ladd, 1992）用 1978 - 1985 年美国的县的样本数据得到的研究结果不一致。拉德发现，县的税负的邻近效应为 0.5 - 0.8，但本研究所得到的（财产税收入占个人总收入的比率）系数远低于这个水平（0.1）。这种差异可能是因数据覆盖范围不同和模型推测的不同所致。

◆ 论文

其他变量的估计结果在这里也值得简要探讨一下。首先,大多数的人口统计学变量都会对财产税收水平有显著影响。人口规模越大、增长越快的县,其财产税收水平越低。教育程度与人均财产税收入和财产税收入占个人总收入的比率正相关。^①老年人口比例越高,则财产税水平越低。一个未预料到的结果是,自有住房数量对所有财产税的测量指标都有正向影响。^②在财政因素方面,财产税税基总和越高的县会有较低的财产税厘计税率、但较高的人均财产税收入和财产税收入占个人总收入的比率。公路的比重对厘计税率和财产税收入占个人总收入的比率有消极影响。有普通目的地方可选销售税的县,其财产税水平显著更低,这与假设一致。但是,特殊目的地方可选销售税的结果有些违反常识——会导致财产税水平更高。^③结果同样显示共和党票数比例越高的县,三种财产税的测量方式的系数都为负。

七、讨论

总而言之,本研究验证了美国佐治亚州的县的财产税的空间依赖性,财产税水平使用了三种不同的测量方式:财产税厘计税率、人均财产税收入、财产税收入占个人总收入的比率。首先,本文用探索性空间分析对三种财产税的测量方式的空间聚集分布进行识别(支持了 H1-a、H1-b 和 H1-c)。地理位置相近的县,财产税水平越相似,有共同边界县的空间自相关最强。尽管 Moran 统计量在不同的年份有略微的差异,但是每种财产税测量方式的显著性水平仍然是一致的。此外,用区域 Moran' I 进行的 LISA 分析为空间聚集和空间特异值都提供了一些额外的信息,可以在后续研究中进一步加以检验。

第二,研究运用 Robust LM 检验(Anselin, 2005)来判定所观察到的空间分布是因为实际的税收交互还是只是随机干扰。对 20 年的数据的一系列检验结果表明,财产税水平的空间依赖的性质复杂多变,但总体上,空间滞后而非空间误差是财产税厘计税率、人均财产税收入的空间依赖的主要因素,但财产税收入占个人总收入的比率的结果没有那么清晰。在大多数年份,财产税厘计税率的空间滞后非常明确,但财产税收入占个人总收入的比率的空间滞后并不明

① 教育程度对财产税厘计税率的影响不显著。

② 一个可能的解释是,在工业化程度低的县自有房屋数量更高,而其收入汲取能力较低,政府为了获得充足的财政收入不得不提高税收水平。

③ 特殊目的地方可选销售税和财产税的因果关系可能是反方向的,财产税水平越高的县可能更愿意采用特殊目的地方可选销售税来增加资本支出。

确，这可能表明空间依赖与税收的可见性息息相关。

最后，研究用 1970—2002 年的面板数据，运用工具变量法对空间滞后系数进行了估计。三种财产税测量方式的邻近效应都非常显著，强有力支持了策略性税收交互作用（支持了 H2 - a、H2 - b 和 H2 - c）。在作用的大小方面，财产税厘计税率的空间滞后系数是 0.52，即邻近县的平均财产税厘计税率每提高 1 单位，则一个县的财产税厘计税率会提高 0.52。人均财产税收入的空间滞后系数为 0.36，财产税收入占个人总收入的比率的空间滞后系数为 0.10。邻近效应的排名再次表明，基于税收可见性的税收模仿是财产税交互作用的主要驱动机制（支持了 H3）。

本研究不仅丰富了地方财政交互作用的研究，而且增进了对地方预算行为的理解。虽然显著财产税交互作用的发现实属意料之中，但本研究是第一次尝试使用不同的税收测量方法对复杂现象进行分解，邻近效应的大小差别可能有五倍之多。公众对“感知的”税收测量比对“实际的”税收测量的反应更大，这与人的“有限理性”和易受“财政幻觉”影响的概念是一致的（Buchanan, 1967）。这其中有很严肃的政策意涵。贝斯勒和凯斯（Besley & Case, 1995）认为，税收竞争和标尺竞争利于公众保证政府的问责。然而，要是公众只有他们最能看到的不精确、甚至有问题的“标尺”怎么办？提供能够为公众所接受和易于理解的更好的绩效指标（即“标尺”）是地方政府的责任。比如，这些指标应该将感知的和实际的税负联系起来，将税负和支出需要联系起来，将支出和服务努力联系起来，甚至将服务努力与服务结果联系起来。另一方面，地区居民建立外部机制来鼓励和促进有效的“标尺竞争”也有所帮助。这些机制可能需要州政府、政策研究者、非营利性的公民团体的共同努力：州政府可以建立一个地方税收水平和服务质量的集中的数据库交流中心（Centralized Data Clearinghouse）；政策研究者可以进行跨区域的财政研究并传播研究结果；公民团体可以积极加强对政府预算过程的理解，提高对财政问题的关注，积极参与财政决策。

本研究是对地方财政交互作用进行更深入研究的第一步。正如本文所发现的那样，财产税的显著空间依赖表明，空间的概念应该被纳入对地方公共财政和公共政策分析的实证研究中。近几年来，得益于技术的发展（Brueckner, 2006; Anselin, 2002）和对空间整合社会科学（Spatially Integrated Social Science）的积极倡导（Goodchild et al., 2000），空间分析方法在很多其他的社会经济或政治现象的研究中被广泛采纳。但是，在公共财政和预算领域，这一研究方法还应用甚少。

◆ 论文

本研究的一个逻辑延伸是探究税收模仿的偶然性，尤其是模仿行为是否和怎样受到政治、经济或政府间限制等条件的影响（Brueckner & Saavedra, 2001）。另外一个延伸是要检验在财产税模仿中可能存在的信息不对称——地方政府可能有动机将自己的税率提高到邻近辖区的水平，但是如果邻近辖区的税率降低，他们不太可能再将自己的税率降回去。不过，空间方法可以被用于研究地方收入和支出决策的很多其他方面，进而形成对地方财政交互作用的更为全面的认识。本研究开启了更大的研究计划，未来还需投入更多努力。

参考文献

- ACIR. (1986). *Tax Capacity of the States*. Washington, D. C: Advisory Commission on Intergovernmental Relations.
- Alm, J., McKee, M. & Skidmore, M. (1993). Fiscal Pressure, Tax Competition, and the Introduction of State Lotteries. *National Tax Journal*, 46(4): 463 – 76.
- Anselin, L. (1992). *SpaceStat, a Software Program for Analysis of Spatial Data*. Santa Barbara, CA: National Center for Geographic Information and Analysis (NCGIA), University of California.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association—LISA. *Geographical Analysis*, 27: 93 – 115.
- Anselin, L. (1996). The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association. In Fischer, M. M., Scholten, H. J., Unwin, D. & European Science Foundation. Eds. *Spatial Analytical Perspectives on GIS*. London; Bristol, PA: Taylor & Francis.
- Anselin, L. (2002). Under the Hood: Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models. *Agricultural Economics*, 27(3): 247 – 267.
- Anselin, L. (2005). *Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook*. Available at (Apr. 8, 2018): <http://www.econometrics.com.ar/wp-content/uploads/11/geodaworkbook.pdf>.
- Anselin, L., Bera, K., Florax, R. & Yoon, M. (1996). Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26: 77 – 104.
- Anselin, L. & Smirnov, O. (1996). Efficient Algorithms for Constructing Proper Higher Order Spatial Lag Operators. *Journal of Regional Science*, 36(1): 67 – 89.
- Anselin, L., Syabri, I. & Kho, Y. (2004). *Geoda: An Introduction to Spatial Data Analysis*. Available at (Apr. 8, 2018): <http://www.unc.edu/~emch/gisph/geodaGA.pdf>.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Hingham, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Bachtel, D. C. & Boatright, S. R. Eds. (1982 – 2003). *The Georgia County Guide*. Athens, Georgia: Center for Agribusiness and Economic Development, University of Georgia.
- Besley, T. J. & Case, A. C. (1995). Incumbent Behavior: Vote Seeking, Tax Setting and Yardstick

美国佐治亚州县际财产税模仿：一个空间分析的研究案例◆

- Competition. *American Economic Review*, 85(1): 25 – 45.
- Besley, T. J. & Rosen, H. S. (1998). Vertical Externalities in Tax Setting: Evidence from Gasoline and Cigarettes. *Journal of Public Economics*, 70(3): 383 – 398.
- Blackley, P. R. & DeBoer, L. (1987). Measuring Basic Wants for State and Local Public Goods: A Preference Independence Transformation Approach. *Review of Economics and Statistics*, 69(3): 418 – 425.
- Bordignon, M. , Cerniglia, F. & Revelli, F. (2002). *In Search for Yardstick Competition: Property Tax Rates and Electoral Behavior in Italian Cities*. In CESifo Working Paper No. 644.
- Bordignon, M. , Cerniglia, F. & Revelli, F. (2003). In Search of Yardstick Competition: A Spatial Analysis of Italian Municipality Property Tax Setting. *Journal of Urban Economics*, 54(2): 199 – 217.
- Brett, C. & Pinkse, J. (2000). The Determinants of Municipal Tax Rates in British Columbia. *Canadian Journal of Economics*, 33(3): 695 – 714.
- Brett, C. & Pinkse, J. (2000). The Determinants of Municipal Tax Rates in British Columbia. *Canadian Journal of Economics*, 33(3): 695 – 714.
- Brueckner, J. K. (2006). Strategic Interaction among Governments. In Arnott, R. & McMillen, D. Eds. *A Companion to Urban Economics*. Boston: Blackwell Publishing.
- Brueckner, J. K. & Saavedra, L. A. (2001). Do Local Governments Engage in Strategic Property—Tax Competition?. *National Tax Journal*, 54(2): 203 – 229.
- Buchanan, J. M. (1967). The Fiscal Illusion. In *Public Finance in Democratic Process: Fiscal Institutions and Individual Choice*. Chapel Hill: University of North Carolina Press.
- Buettner, T. (2001). Local Business Taxation and Competition for Capital: The Choice of the Tax Rate. *Regional Science and Urban Economics*, 31(2 – 3): 215 – 245.
- Case, A. C. , Jr. Hines, J. R. & Rosen, H. S. (1989). *Copycatting: Fiscal Policies of States and Their Neighbors*. NBER Working Paper No. w3032.
- Case, A. C. , Rosen, H. S. & Jr. Hines, J. R. (1993). Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States. *Journal of Public Economics*, 52(3): 287 – 307.
- Durning, D. W. (1992). *Distributing Georgia's General – Purpose Local – Option Sales Tax Revenues: An Examination of the Present Policy and Some Options*, Public Policy Research Series. Athens, Ga: Carl Vinson Institute of Government The University of Georgia.
- Dye, T. R. (1990). The Policy Consequences of Intergovernmental Competition. *CATO Journal*, 10(1): 59 – 73.
- Feld, L. P. , Josselin, J – M. & Rocaboy, Y. (2003). Tax Mimicking among Regional Jurisdictions. In Marciano, A. & Josselin, J – M. Eds. *From Economic to Legal Competition: New Perspectives on Law and Institutions in Europe*. New Horizons in Law and Economics. Cheltenham, U. K. and Northampton, Mass. : Elgar.
- Feld, L. P. & Kirchgassner, G. (2001). Income Tax Competition at the State and Local Level in

◆ 论文

- Switzerland. *Regional Science and Urban Economics*, 31(2 - 3): 181 - 213.
- Figlio, D. , Kolpin. V. & Reid, W. (1999) . Do States Play Welfare Games?. *Journal of Urban Economics*, 46: 437 - 454.
- Georgia Department of Revenue. (1970 - 2003) . *Statistical Report*. Atlanta, GA: Georgia Department of Revenue.
- Goodchild, M. F. , Anselin, L. , Appelbaum, R. P. & Harthorn, B. H. (2000) . Toward Spatially Integrated Social Science. *International Regional Science Review*, 23(2): 139 - 159.
- Gordon, R. H. (1983) . An Optimal Taxation Approach to Fiscal Federalism. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(4): 567 - 586.
- Hayashi, M. & Boadway, R. (2001) . An Empirical Analysis of Intergovernmental Tax Interaction: The Case of Business Income Taxes in Canada. *The Canadian Journal of Economics*, 34 (2): 481 - 503.
- Hernandez - Murillo, R. (2003) . Strategic Interaction in Tax Policies among States. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 85(3): 47 - 56.
- Hettich, W. & Winer, S. L. (1999) . *Democratic Choice and Taxation: A Theoretical and Empirical Analysis*. Cambridge, U. K; New York: Cambridge University Press.
- Heyndels, B. & Vuchelen, J. (1998) . Tax Mimicking among Belgian Municipalities. *National Tax Journal*, 51: 89 - 101.
- Hirschman, A. O. (1970) . *Exit, Voice, and Loyalty; Responses to Decline in Firms, Organizations, and States*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Inman, R. (2002) . Market, Government and the 'New' Political Economy. In Auerbach, A. J. & Feldstein, M. S. *Handbook of Public Economics*. Amsterdam; New York: Elsevier.
- Jung, C. (2001) . Does the Local - Option Sales Tax Provide Property Tax Relief? The Georgia Case. *Public Budgeting and Finance*, 21(1): 73 - 86.
- Jung, C. (2002) . *The Impact of the Special Purpose Local Option Sales Tax (SPLOST) on Local Government Finance in Georgia, Public Policy Research Series*. Athens, Ga: Carl Vinson Institute of Government, University of Georgia.
- Kelejian, H. H. & Prucha, I. 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*, 17: 99 - 121.
- Kelejian, H. H. & Robinson, D. P. (1993) . A Suggested Method of Estimation for Spatial Interdependent Models with Autocorrelated Errors, and an Application to a County Expenditure Model. *Papers in Regional Science*, 72(3): 297 - 312.
- Ladd, H. F. (1992) . Mimicking of Local Tax Burden among Neighboring Counties. *Public Finance Quarterly*, 20(4): 450 - 467.
- Mikesell, J. L. (2003) . *Fiscal Administration: Analysis and Applications for the Public Sector*. Belmont,

美国佐治亚州县际财产税模仿：一个空间分析的研究案例◆

- Calif: Wadsworth Pub. Co.
- Murdoch, J. C. , Rahmatian, M. & Thayer, M. A. (1993) . A Spatially Autoregressive Median Voter Model of Recreation Expenditures. *Public Finance Quarterly*, 21(3) : 334 – 350.
- Nice, D. C. (1987) . State Party Ideology and Policy Making. *Policy Studies Journal*, 13: 780 – 796.
- Oates, W. E. (1972) . *Fiscal Federalism*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Oates, W. E. (1988) . On the Nature and Measurement of Fiscal Illusion: A Survey. In Brennan, G. , Grewal, B. S. & Groenewegen, P. Eds. *Essays in Honor of Russell Matthews*. Sydney: Australian National University Press.
- Revelli, F. (2001) . Spatial Patterns in Local Taxation: Tax Mimicking or Error Mimicking?. *Applied Economics*, 33(9) : 1101 – 1107.
- Rork, J. C. (2003) . Coveting Thy Neighbors' Taxation. *National Tax Journal*, 56(4) : 775 – 787.
- Saavedra, L. A. (2000) . A Model of Welfare Competition with Evidence from AFDC. *Journal of Urban Economics*, 47(2) : 248 – 279.
- Salmon, P. G. (1987) . Decentralization as an Incentive Scheme. *Oxford Review of Economic Policy*, 3 (2) : 24 – 43.
- Santerre, R. E. (1988) . Representative Versus Direct Democracy: A Tiebout Test of Relative Performance: Reply. *Public Choice*, 56(1) : 73 – 76.
- Sharkansky, I. (1970) . *Policy Analysis in Political Science*, Markham Political Science Series. Chicago: Markham Pub. Co.
- Solé Ollé, A. (2003) . Electoral Accountability and Tax Mimicking: The Effects of Electoral Margins, Coalition Government, and Ideology. *European Journal of Political Economy*, 19(4) : 685 – 713.
- Tiebout, C. M. (1956) . A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5) : 416 – 424.
- Wallin, B. A. (2004) . The Tax Revolt in Massachusetts: Revolution and Reason. *Public Budgeting & Finance*, 24(4) : 34 – 50.
- Wildavsky, A. B. & Caiden, N. (2001) . *The New Politics of the Budgetary Process*. New York: Longman.
- Wilson, J. D. (1999) . Theories of Tax Competition. *National Tax Journal*, 52(2) : 269 – 304.
- Wilson, J. D. & Wildasin, D. E. (2001) . Tax Competition: Bane or Boon?. *Journal of Public Economics*, 88(6) : 1065 – 1091.
- Zhao, Z. (2005) . Motivations, Obstacles, and Resources: The Adoption of the General Purpose Local Option Sales Tax in Georgia Counties. *Public Finance Review*, (33) : 721 – 746.

责任编辑: 牛美丽

regression analysis on the floating population was used to find out whether sex, the household type, the income, education, employment status, or other factors, had a significant impact on the floating population's purchase of commercial housing. This study found that the housing provident fund played a significant role in housing purchases for this population. If provided access to the housing provident fund, the floating population was more inclined to buy commercial housing in their place of work. However, the proportion of the floating population that owned housing as a result of fund access was very low. Therefore, the government should urge enterprises to support the housing provident fund for the floating population, thus promoting the settlement and integration of the floating population into cities.

Key Words Housing Provident Fund; The Floating Population; The House Purchase

Urban Public Resource Allocation and Household Housing Asset Investment: Research Based on the China Social Survey (2006 – 2015)

..... Xiaoke Yang & Jing Wang

Abstract The paper analyzes the driving forces of housing asset investment in urban households using the Chinese Social Survey 2006 – 2015 dataset. The analyses focus on testing these driving forces from two perspectives: capital appreciation and the improvement of public goods. Based on an analysis of 10 years' worth of data, China's urban families are among the capital – driven interests. Two income groups have the highest capital – driven interests: low – income, high – risk preference families and high – income, high – risk preference families. As for the impact of public goods on household housing investment, community infrastructure was an important factor in reducing the amount of housing investment. As opinions of local compulsory education and health service improved, the tendency to invest in housing gradually decreased. In the long run, urban governments should constantly improve the allocation of urban public goods, and effectively guarantee the availability of high quality education and medical services to middle – and low – income citizens.

Key Words Housing Asset; Risk Preferences; Residential Sorting; Allocation of Public Goods

● ARTICLES

Property Tax Mimicking in Georgia Counties, USA: A Spatial Data Analysis

..... Zhirong Zhao

Abstract Using panel data of 159 Georgia counties (1970 – 2002) , this study examines the spatial interaction of property taxes measured in three different ways: property tax millage rates , per capita property tax revenue , and property tax – income ratios. Spatial analysis reveals that counties located near each other tended to have similar property tax levels due to strategic tax interactions. The ranking of neighboring effects for the three measures demonstrates that the driving mechanism of property tax interaction was tax mimicking (based on yardstick competition) rather than tax competition (based on resource flow) ; in other words , what mattered most in spatial dependence was perception.

Key Words Property Tax; Spatial Data Analysis; Tax Mimicking; Tax Competition; Tax Burden Perception

Incentive Structure , Resource Constraint , and Regulation Cost: An Empirical Investigation of the Effect of the Organizational Capabilities of Social Health Insurance Agency on Medical Cost Inflation

..... Kai Liu & Alex Jingwei He

Abstract The newest round of health care reform in China has produced a paradox: while social health insurance coverage has expanded rapidly , healthcare costs and out – of – pocket expenditures have increased quickly too. Previous studies focused on the role payment methods played in curbing medical costs , but few investigated the impact of the organizational capabilities of the relevant social health insurance agencies. Employing a mixed – methods design , this study examines the effects of incentive structure , resource constraints , and regulation costs for these insurance agencies as they relate to medical cost inflation. Based on fieldwork in three Chinese cities , the study’s qualitative results attribute the weak role insurance agencies play in cost containment to lack of incentives , insufficient resource input , and high regulation costs. Using panel data analysis , the study’s quantitative findings show a lack of incentives and insufficient financial resources lead to medical cost inflation. This paper suggests the government could improve the organizational capabilities of social health insurance agencies and third – party purchasing by reforming their incentive structures and investing financial resources.

Key Words Social Health Insurance Agency; Organizational Capability; Medical Cost Inflation