# 基于空间计量模型的中国县级政府间 税收竞争的实证分析\*

## 龙小宁 朱艳丽 蔡伟贤 李少民

内容提要:本文基于空间计量模型,利用我国 2000—2006 年县级企业所得税税率和营业税税率的面板数据,对我国县级政府之间的税收竞争问题进行了定量研究。研究表明:第一,我国县级政府在其辖区内的企业所得税税率和营业税税率上都存在着显著的正向空间竞争行为;第二,县级政府在外资企业税率上的空间竞争程度要明显高于它在内资企业税率上的空间竞争程度;第三,县级政府与地级市外邻县之间的空间竞争程度显著高于它与地级市内邻县的空间竞争程度;第四,位于内陆省份的县相对位于沿海省份的县,其对邻县的税收政策更加敏感,说明前者在与邻县的竞争过程中更加注重税收上的竞争。在此基础上,本文提出相应的政策建议。

关键词:税收竞争 空间计量 所得税 营业税

## 一、引言

1994年分税制改革之后,中央政府的财政税权在一定程度上下放给地方。虽无权决定税种的开征和名义税率的设定,但地方政府可通过税收优惠、税收先征后返、减免收费等方式变相降低实际税率,以增强自身吸引生产要素的竞争力,而这种地方政府间的税收竞争行为,也被认为是推动中国经济快速增长的主要推动力(Qian & Weingast,1997;Xu,2011),或者是诸多不良经济社会后果的源泉(周业安等,2004;周黎安,2004)。可是另一方面,只有较少的研究为地区税收竞争的存在提供证据,并且实证结果并不一致(沈坤荣、付文林,2006;李永友、沈坤荣,2008;郭杰、李涛,2009;张宇麟、吕旺弟,2009)。特别是在2002年企业所得税改革之后,大量企业直接向国税局缴纳所得税,而国税局由中央统一管理,地方税收竞争的可能性更加值得商榷。

从理论上讲,只要中央和地方有税收分成的安排,地方政府就具备了进行税收竞争的可能性。而在现实中,地方政府可以通过先征后返等途径来降低税率。①在本文中,我们以中国县级政府为对象,深入研究了我国地方间税率的正向竞争,或称税收模仿(Ladd,1992;Heyndels & Vuchelen,1998;Allers & Elhorst,2005;郭杰、李涛,2009)。

我们的实证发现:首先,我国县级政府在其辖区内企业的所得税税率和营业税税率上都存在着

<sup>\*</sup> 龙小宁,厦门大学王亚南经济研究院和经济学系,邮政编码:361005,电子信箱:cxlong.wise@gmail.com;朱艳丽,厦门大学王亚南经济研究院,邮政编码:361005,电子信箱:zhuyanli\_921@126.com;蔡伟贤,厦门大学经济学院财政系,邮政编码:361005,电子信箱:wxcai@foxmail.com;李少民,美国欧道明大学,电子信箱:sli@odu.edu。本文受国家自然科学基金(71273217)、国家自然科学基金青年项目(71103151),以及福建省自然科学基金软科学项目(2012R0084)的资助。感谢周黎安、徐立新提出的建设性意见,并感谢参加"首届厦门'制度的经济研究'国际研讨会"的专家和学者的热烈讨论。非常感谢两位匿名评审专家提出的宝贵意见,使本文得到实质性改进。当然,文责自负。

① 参见如下关于重庆市向企业提供税收优惠的报道: http://www.nbd.com.cn/articles/2012 - 05 - 17/654492.html。此外,根据《企业会计制度》的规定,企业所得税减免采取先征后返的方式时,在财务报表上直接显示为所得税的减少。

显著的正向空间相关性,支持税收竞争假说;其次,针对外资企业的所得税税率和营业税税率的县级空间竞争程度都要明显高于在内资企业相应税率上的县级空间竞争程度,与外资流动性高于内资流动性的经济推论相一致;第三,对于县辖区内企业的所得税税率和营业税税率,县与地级市外邻县的空间竞争程度显著高于它与地级市内邻县的空间竞争程度,意味着地级市内部对县级税收竞争可能存在协调作用;第四,对于县辖区内企业的所得税税率和营业税税率,位于内陆省份的县相比位于沿海省份的县对邻县的税收政策更加敏感,说明前者在与邻县的竞争过程中更加注重税收上的竞争。

本文结构安排如下:第二部分提供文献综述,并前瞻本文的主要研究问题及贡献;第三部分介绍空间计量模型的构建和解释变量的选取,并进行数据描述;第四部分是实证分析结果和讨论;而最后部分是本文的结论与启示。

## 二、文献综述和本文创新之处

鉴于税收竞争在一国经济发展中的重要性,国外学者已在这方面展开了大量的讨论。Allers & Elhorst(2005)列举了近 20 篇利用最大似然估计(Maximum Likelihood Estimation, MLE)方法和工具变量(Instrumental Variables, IV)方法研究地方政府税收竞争的实证结果,其中绝大部分文献都支持税收竞争假说,即税收竞争反应系数为正。比较有代表性的文献有 Ladd(1992)、Besley & Case (1995)、Heyndels & Vuchelen (1998)、Brueckner & Saavedra (2001)、Hernández-Murillo (2003)、Coughlin et al. (2007)和 Jacobs et al. (2010)等,针对多国的分析均得出类似的结论,区别仅仅在于税收竞争程度的差异。此外,有一少部分学者发现了不同的研究结果。如 Rork(2003)发现税收竞争反应系数会因税种不同而呈现差异,其估计结果介于 -0.24 和 0.64 之间。Lyytikäinen (2012)发现邻近城市的财产税税率对于本市的财产税税率没有显著影响。

对于我国税收竞争的研究,国内学者近些年也进行了许多有益的探索和讨论。早期关于税收竞争的研究使用的都是截面数据,如沈坤荣、付文林(2006)发现,省际间税收竞争反应系数介于 - 0.3 和 - 0.1 之间,并且 2003 年的税收竞争反应系数与 1992 年相比有所下降。李永友、沈坤荣(2008)基于 1995 年和 2005 年我国各省单位资本税收负担率的截面数据,发现省际间税收竞争反应系数显著为正,范围为 0.03 - 2.21。考虑到截面数据本身的缺陷,学者们开始采用面板数据研究地方政府之间的税收竞争问题。郭杰、李涛(2009)基于 1999—2005 年省际面板数据的研究发现,各省份的增值税、企业所得税、财产税的税收竞争反应系数显著为正,并且均高于国外的估计结果,而各省份的营业税、个人所得税的税收竞争反应系数显著为负。张宇麟、吕旺弟(2009)基于1994—2007 年我国省际面板数据的研究发现,省际间税收竞争反应系数显著为正。可见,关于我国地区之间的税收竞争,已有研究并无定论。

相比以往的研究,本文有以下创新之处:首先,初次采用县级面板数据,好处有二:一是从我国现行政府结构来看,县级政府相比其上级政府,在税收政策的执行上更加重要并具有更灵活的实际操作性,非常值得进一步予以实证考察。然而,据笔者了解,目前尚未有针对我国县级政府的税收竞争研究。此外,我们还可以使用面板数据来控制时间上全国性政策变化等因素对地方税率的共同影响,如2001年的人世和2002年的企业所得税改革等。与以往的研究不同,我们的税率数据由我国大中型工业企业数据库的企业级数据加总而来,因而具有两个特点:计算出的企业级税率更加准确;并可以根据不同的企业类型计算不同的平均税率,比如可以针对不同所有制的企业计算不同的平均税率。基于数据的可获得性,本文实际考察的税率有两个:企业所得税税率和企业营业税税率。

其次,目前国内对于内、外资企业税收竞争程度的比较研究还相对匮乏。随着中国经济的日益 开放,越来越多的外资企业开始进入中国市场寻求发展空间。为了争夺资源、吸引资本和先进技术 流人,加快本地区的经济发展,提高执政业绩和效率,地方政府之间针对资本等生产要素的竞争越来越激烈。由于外资比内资更容易流动,某一区域的税率一旦稍高于临近区域的税率,便可能引起外资的流出,因此相比较内资,地方政府应该有更强的针对外资的税收竞争。为了对我国县级政府在其辖区内内、外资企业的所得税税率和营业税税率上的税收竞争程度进行对比分析,本文分别选取内资企业和外资企业的平均所得税税率和营业税税率作为空间计量模型的因变量,进行空间计量分析,研究发现,针对外资企业的所得税税率和营业税税率的县级空间竞争程度都要明显高于在内资企业相应税率上的县级空间竞争程度,与外资流动性高于内资流动性的经济推论相一致。

最后,将分区制的空间面板模型应用于我国县级政府之间的税收竞争研究也是本文的主要贡献之一。国内已有的税收竞争文献中使用的均为线性空间计量模型(空间自相关模型;空间误差模型),即研究范围中所有的地方政府都具有相同的空间自相关系数或者空间误差系数。然而,这一假定在实际分析中往往是不准确的。具体而言,同一地级市辖区内县之间的竞争,应该会受到地级政府的统一部署而有所削弱,因此县级税收竞争在不同地级市之间会比在同一地级市范围内程度更高。此外,随着全球一体化的进程和我国加入世贸总协定,各地区必将逐步减少依赖税收减免政策等手段来吸引外资的作法。而沿海地区已经更深更快地融入到国际化中,应该能够较快地走出对税收减免等优惠政策的单纯依赖(王霞,2009),因此税收竞争在我国不同区域间可能会出现不同的表现形式:内陆地区间的税收竞争会比沿海地区间更为激烈。而线性空间计量模型却由于本身的局限性无法刻画和测度这种非对称效应。考虑到线性空间计量模型本身的局限性,本文采用Elhorst & Fréret(2009)提出的分区制的空间面板模型,为同一地级市辖区内外的县级政府、沿海和内陆地区的县级政府分别设定不同的空间自相关系数,对上述非对称效应逐一进行分析和验证。

## 三、计量模型的构建与数据描述

#### (一)空间计量模型

与传统计量模型相比,空间计量模型考虑了经济学中普遍存在的空间依赖性(Anselin,1988), 也即一个地区的样本观测值依赖于其他地区的观测值,观测值在空间上缺乏独立性,而且空间相关 的程度和模式由地区之间的绝对和相对位置所决定。空间依赖性在空间计量模型中体现在因变量 和误差项的滞后项上,因此,空间计量模型可以分为两种基本模型,即空间自回归模型(Spatial Auto-Regressive Model,SAR)和空间误差模型(Spatial Error Model,SEM)两类。

SAR 模型主要用于研究相邻地区的行为直接对整个系统内其他地区的行为产生影响(溢出效应)的情况,其空间依赖性在因变量的滞后项上体现,数学表达式为:

$$y_{ii} = \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij} y_{ji} + X_{ii} \beta + \varepsilon_{ii}$$
 (1)

式中, $\rho$  为税收竞争反应系数,度量了相邻区域观测值对本区域观测值的影响程度; $W_{ij}$ 为经过行标准化处理后的空间权重矩阵 W 的矩阵元素; $y_{ii}$ 为因变量,指的是区域 i 在年度 t 的观测值; $\sum_{j=1}^{N}W_{ij}y_{ji}$ 则为空间滞后因变量,指的是在年度 t 除区域 i 外其他相邻区域观测值的加权平均值; $X_{ii}$ 为外生解释变量;B 为解释变量  $X_{ii}$ 的回归系数; $E_{ii}$ 为残差扰动项。

SEM 模型则主要用来研究地区间的相互关系通过误差项的结构关联来实现的情况,其空间依赖性在误差项的滞后项上体现,数学表达式为:

$$y_{ii} = X_{ii}\beta + \varepsilon_{ii} \tag{2}$$

$$\varepsilon_{ii} = \lambda \sum_{j=1}^{N} W_{ij} \varepsilon_{ji} + u_{ii}$$
 (3)

式中, $\lambda$  为空间误差系数,度量了相邻区域由于因变量的误差冲击对本区域观测值的影响程度; $\sum_{j=1}^{n}$   $W_{ij}\varepsilon_{ij}$  为空间滞后误差变量,指的是在年度 t 除区域 i 外其他相邻区域观测值的误差冲击的加权平均值; $u_{ii}$  为残差扰动项;其他参数的含义与(1)式相同。

由于空间滞后因变量和空间滞后误差变量的存在分别违背了传统计量模型中解释变量严格外生和残差扰动项独立同分布的假设,因此上述两类模型均需要借助 IV 或者 MLE 等方法来进行估计。使用 IV 方法的文献包括 Ladd(1992)、Case(1993)、Brett & Pinkse(2000)、Heyndels & Vuchelen (1998)、Buettner(2001)和 Revelli(2001)等;使用 MLE 方法的文献可以参见 Besley & Case(1995)、Büttner(1999)、Brueckner & Saavedra(2001)和 Bordignon et al. (2003)等。相比 MLE 方法,IV 方法虽然不需要假定回归方程中残差扰动项的分布,但是参数的估计值往往会超出其定义域的范围,而且在实际分析中很难选择出"好"的工具变量。而 MLE 方法则不存在此类问题。此外,使用 MLE 方法得到的似然值还可以用来进行模型比较和检验。因而,本文采用 James P. LeSage 的空间计量经济学 matlab 工具包①中的 MLE 方法来实现对空间计量模型的估计。

## (二)县级政府间税收竞争的模型设定

为了研究县之间针对辖区内企业税率而主动进行的税收竞争,我们以 SAR 模型为基准模型。② 在(1)式中,因变量为县级政府辖区内企业的所得税税率或营业税税率;外生解释变量包括私营股份、港澳台股份、外资股份、采掘业资产额占比和公用事业资产额占比五个变量。私营、港澳台及外资股份比例等三个所有制变量的引入是为了控制企业所有制对实际税率的影响,而采掘业占比和公用事业占比的引入则是为了控制各行业间的实际税率差别。③ 空间权重矩阵 W 为经过行标准化处理后的一阶地理邻接矩阵,其矩阵元素  $W_{ij}=w_{ij}/\sum_{i=1}^{N}w_{ij}$ ,其中:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{区域} i \text{ 和区域} j \text{ 相邻} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

式中 $i=1,2,\cdots,N;j=1,2,\cdots,N$ 。特别提醒的是,W的所有对角线元素都为0。

在此基础上,我们进一步针对内资企业和外资企业的税收竞争进行对比分析。同样地,基于(1)式,只是因变量分别变为县辖区内内、外资企业的所得税税率或者营业税税率,其它设定与基准模型相同。此外,我们还可以分析地级市内邻县和地级市外邻县税收竞争的非对称效应,因为需要假定县与地级市内邻县的税收竞争反应系数和它与地级市外邻县间的竞争反应系数不同,我们考虑如下两区制的空间自回归模型:

$$y_{ii} = \rho_1 \sum_{j=1}^{N} W_{ij,1} y_{ji} + \rho_2 \sum_{j=1}^{N} W_{ij,2} y_{ji} + X_{ii} \beta + \varepsilon_{ii}$$
 (4)

式中, $\rho_1$  和  $\rho_2$  分别代表地级市内邻县和地级市外邻县的税收竞争反应系数。 $W_{ij,1}$  和  $W_{ij,2}$  分别为空间权重矩阵  $W_1$  和  $W_2$  的矩阵元素。具体而言, $W_{ij,1}=w_{ij,1}/\sum\limits_{i=1}^{N}w_{ij,1}$  , $W_{ij,2}=w_{ij,2}/\sum\limits_{i=1}^{N}w_{ij,2}$  ,其中:

① James P. LeSage 的空间计量经济学 matlab 工具包来源于 http://www.spatial-econometrics.com/。值得一提的是,Kelejian & Prucha(1999)认为,当空间权重矩阵的维数很大时,由于高维空间权重矩阵的特征值很难可靠地估计,MLE 方法可能存在问题。针对这一问题,Barry & Pace(1999)提出了可以采用蒙特卡罗模拟方法来近似对数似然函数中雅克比行列式的自然对数。这种方法在 James P. LeSage 的空间计量经济学 matlab 工具包已经得到很好的实现。

② 相比之下,SEM 模型通过误差项之间的关联来体现空间相关性,不能充分体现地方政府的主动竞争。下文的数据分析也 更支持 SAR 模型的选择(见第四部分的实证分析结果)。

③ 本文使用的企业数据样本包括制造业、采掘业和公用事业三类行业,为了控制税收政策在大类行业间的差别,我们需要控制各地区的三类行业构成。鉴于制造业一般占有最高的比例,我们根据计量模型中的惯例,选其比例为缺省变量,因而控制采掘业和公用事业的比例。

同样,令 W1和 W2的所有对角线元素等于0,其它设定与基准模型相同。

最后,沿海省份和内陆省份的税收政策敏感性的对比分析也可以基于(1)式进行,只要假定位于沿海省份的县和位于内陆省份的县的税收竞争反应系数不同。类似于(4)式,我们考虑如下两区制的空间自回归模型(Elhorst & Fréret,2009):

$$y_{ii} = \rho_1 \sum_{i=1}^{N} \widetilde{W}_{ij,1} y_{ji} + \rho_2 \sum_{i=1}^{N} \widetilde{W}_{ij,2} y_{ji} + X_{ii} \beta + \varepsilon_{ii}$$
 (5)

式中, $\rho_1$  和  $\rho_2$  分别代表位于沿海省份的县和位于内陆省份的县的税收竞争反应系数或者税收竞争 敏感性系数。 $\widetilde{W}_{ij,1}$  和  $\widetilde{W}_{ij,2}$  分别为空间权重矩阵  $\widetilde{W}_1$  和  $\widetilde{W}_2$  的矩阵元素。 $\widetilde{W}_1 = MW$ , $\widetilde{W}_2 = (I-M)W$ ,其中 I 为单位对角矩阵,W 为经过行标准化处理后的一阶地理邻接矩阵,M 为对角矩阵,其对角元素  $M_{ii}$  的含义如下:

$$M_{ii} = \begin{cases} 1 & \text{区域 } i \text{ 位于沿海省份} \\ 0 & \text{区域 } i \text{ 位于内陆省份} \end{cases}$$

同样,令 W1和 W2的所有对角线元素等于0,其它设定与基准模型相同。

#### (三)样本和数据说明

本文分析的数据为 2000—2006 年我国县级企业所得税税率和营业税税率的面板数据,由我国大中型工业企业数据库企业级数据加总计算得来。① 具体地说,为计算每个县的工业企业平均企业所得税税率,我们针对该县算出所有工业企业在每一年中的企业所得税总额,再除以所有工业企业在每一年中的利润总额。同理,我们用营业税的加总除以营业收入总额来得到平均营业税税率。② 由于数据存在缺失值,因而在对(二)中的四个问题进行具体分析时样本量会存在差异。

表1报告了本文使用的主要回归变量的描述统计,其中上半部分针对所有的县(无论县内是否有外资),而下半部分则针对境内有外资的县,因此内资企业、外资企业平均税率只对下半部分表中的样本计算。需要解释的是,在表1中,变量 W\*企业所得税税率、W\*内资企业所得税税率、W\*内资企业所得税税率、W\*外资企业所得税税率、W\*企业营业税税率、W\*内资企业营业税税率和 W\*外资企业营业税税率,分别表示除县级政府本身之外的所有其他相邻县级政府对应企业所得税税率、内资企业所得税税率、内资企业营业税税率、内资企业营业税税率和外资企业营业税税率的加权平均值。这些变量是下文空间计量分析中的核心元素。

## 四、实证分析结果

#### (一)全域空间自相关分析

全域空间自相关 Moran's I 指数(吴玉鸣,2006;胡霞、魏作磊,2006;吴玉鸣、何建坤,2008;李林

① 大中型工业企业数据库由富奥华美(HMI INFO LTD)提供(网址; www. allmyinfo. com),是目前针对中国工业企业的研究中使用较多且质量较高的数据库(Brandt et al.,2012)。数据库中的样本包括所有国有工业企业以及销售额超过500万元的其他所有制工业企业;平均而言,数据库样本中包含的企业其总产值占全国工业总产值的85%—90%(Girma et al.,2009; Chandra & Long,2013)。另外,此数据库中只包括具有独立法人资格的企业,因此无需担心企业所得税不在企业所在地缴纳。

② 在加总中我们排除税额或收入为零的企业,但包括这些零值计算分析的结果与上面的作法结果非常接近。由于我国县级行政编码在年度之间进行过多次调整,因此在数据的使用过程中,根据国家统计局的行政代码表进行了同一地区在各年份间的匹配。

表 1

主要回归变量的描述统计

		(1)			(2)	
变量	平均值	中位数	标准差	平均值	中位数	标准差
私营股份	0. 232	0. 171	0. 213	0. 227	0. 165	0. 215
港澳台股份	0. 039	0.000	0. 093	0. 038	0.000	0. 093
外资股份	0. 043	0.000	0, 094	0.041	0.000	0. 093
采掘业资产额占比	0. 102	0.009	0. 201	0. 103	0.008	0. 204
公用事业资产额占比	0. 211	0. 123	0. 231	0. 223	0. 127	0. 246
企业所得税税率	0. 166	0. 156	0.112		_	_
W*企业所得税税率	0. 164	0. 161	0.065		_	
企业营业税税率		_		0.016	0. 008	0. 029
W*企业营业税税率	_	_	_	0.015	0. 011	0.014
, + E	(3)			(4)		
变量	平均值	中位数	标准差	平均值	中位数	标准差
私营股份	0. 231	0. 180	0. 192	0. 229	0. 177	0. 192
港澳台股份	0. 076	0. 028	0. 123	0.071	0. 024	0. 121
外资股份	0. 081	0. 038	0.114	0. 077	0. 032	0. 112
采掘业资产额占比	0.057	0.004	0. 133	0.065	0. 005	0. 148
公用事业资产额占比	0. 155	0. 094	0. 173	0. 157	0. 094	0. 177
内资企业所得税税率	0. 180	0. 181	0. 095		_	<del>-</del>
₩*内资企业所得税税率	0. 160	0. 172	0.082			
外资企业所得税税率	0. 103	0. 086	0.096	_		
₩*外资企业所得税税率	0. 093	0. 090	0.069	_	_	_
内资企业营业税税率		-	_	0.016	0.008	0. 034
W*内资企业营业税税率	<del>-</del>	_	_	0.013	0.009	0. 016
外资企业营业税税率		_		0.007	0.001	0. 019
₩ * 外资企业营业税税率				0.006	0.003	0. 011

注:(1)给出我国企业所得税县级平均税率的描述统计,样本为地级市内外邻县和位于沿海与内陆省份的县的对比分析所对应的数据,样本量为12124;(2)给出我国企业营业税县级平均税率上的描述统计,样本为地级市内外邻县和位于沿海与内陆省份的县的对比分析所对应的数据,样本量为12558;(3)给出内资企业和外资企业分别对应的县级平均企业所得税税率的描述统计,样本为可以同时计算内资企业和外资企业县级平均企业所得税税率的数据,样本量为4823;(4)给出内资企业和外资企业分别对应的县级平均企业营业税税率的描述统计量,样本为可以同时计算内资企业和外资企业县级平均企业营业税税率的数据,样本量为5635。

等,2011) 是从空间整体上刻画研究观测值  $Y_i$  ( $i=1,2,\cdots,N$ ) 空间分布的集聚情况,其计算公式如下所示:

Moran's 
$$I = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} W_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} W_{ij}}$$

其中, $S^2 = \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2/N$ , $\bar{Y} = \sum_{i=1}^N Y_i/N$ , $Y_i$  表示县 i 的所得稅稅率或营业稅稅率,N 为样本中县的总数, $W_i$ 为一阶地理邻接矩阵的矩阵元素。图 1 为 2000—2006 年县辖区内企业的所得稅稅率和营业稅稅率的 Moran's I 值随时间变化的柱状图。如图所示,2000—2006 年各县之间的企业平均所46

得税税率和平均营业税税率都呈现出正向的空间相关特征,并且企业所得税税率的 Moran's I 值要明显大于企业营业税税率的 Moran's I 值,也即县级所得税税率的空间相关性更强。

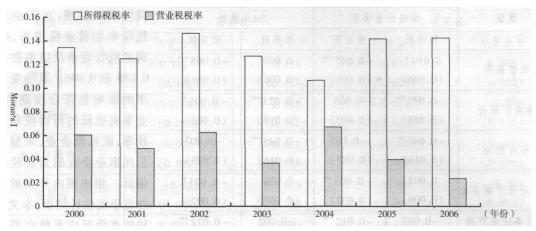


图 1 2000—2006 年县级政府辖区内企业的所得税率和营业税税率的 Moran's I 值

#### (二)回归分析

上面结果显示企业所得税税率及营业税税率在各县之间呈现出正向的空间相关性。这一规律虽与区域税收竞争的理论假设相一致,但这种地区间的税收相关性,也可能是因为区域税收竞争以外的其他原因造成的。比如,各地区间税收政策之间可能会因受相同的中央政策的影响而存在相关性。① 为解决这一问题,本文遵循文献中的一般方法,引入空间权重矩阵的数据,来检验区域竞争理论的推论是否得到实证支持。也即,我们对以下理论推论进行检验:假设区域竞争真实存在,那么区域竞争的强度应该随空间相关性的减弱而逐渐减小,特别是边界相邻的地区之间区域竞争的可能性应该高于不相邻的地区之间。反之,如果是其他因素对区域间相关性的影响,则不应该有这样的规律性。例如,中央政策对各地区税收政策的影响程度,可能会因各地区与首都之间距离的不同而受到不同程度的影响,但不应该因为受影响的两地区是否相邻,就产生不同的影响。因此,如果实证结果表明,边界相邻的各县之间存在税率的相关性而不相邻的各县之间不存在这种相关性,则支持区域竞争的理论,而不支持对区域间税率相关性的其他解释,包括中央政策对各地区税收政策的影响。

接下来,本文即采用空间计量模型来对我国县级政府间的税收竞争问题进行分析。表 2 中(1)和(2)列给出的传统计量模型估计结果显示,对于县级政府辖区内企业的所得税税率和营业税税率,Moran's I 指数都显著为正,县级之间的企业所得税税率和营业税税率上的确存在着显著的正向空间相关性,需要使用空间计量模型。(1)和(2)中各拉格朗日乘子(Lagrange Multiplier,LM)的比较进一步帮助我们判断空间计量模型的具体形式。结果表明,SAR模型相比 SEM模型表现更好(Anselin,2005;温海珍等,2011),因此在下文中将基于 SAR模型来对我国县级政府间的税收竞争进行分析。② 在所有模型中,我们还控制两类固定效应一空间固定效应和时间固定效应,以控制随区域但不随时间变化以及随时间但不随区位变化的两类不可观察因素的影响。

#### 1. 总税率分析

为了从总体上判断和度量县级政府在其辖区内企业的所得税税率和营业税税率上税收竞争的性质和程度,我们分别对这两种税率进行空间计量分析。表 2 中(3)—(4)列给出县级政府辖区内

① 感谢匿名审稿人提出的中肯意见,让我们更深入地思考并更好地说明这个问题。

② 此外,SAR模型的拟合优度和自然对数似然函数值(Log likelihood,Log L)也均大于 SEM模型。

双名 尽机以重庆生作 DAII 庆生时间以始末	表 2	传统计量模型和	SAR 模型的估计结果
-------------------------	-----	---------	-------------

	(1)	(2)	(3)	(4)	
模型	传统计	量模型	SAR	模型	
	所得税	营业税	所得税	营业税	
私营股份	0.010	- 0. 005 ***	0.009	- 0. 005 ***	
松宫成份	(0.006)	(0.001)	(0.006)	(0.001)	
港澳台股份	-0.073***	- 0. 005 *	- 0. 073 ***	- 0. 005 *	
<b>老</b> 英口及切	(0.018)	(0.003)	SAR 所得税 0.009 (0.006)	(0.003)	
外资股份	- 0. 049 ***	- 0. 003	- 0. 049 ***	-0.003	
21 TAX TO	(0.016)	(0.003)	所得税 0.009 (0.006) -0.073 *** (0.018) -0.049 *** (0.016) 0.006 (0.009) -0.005 (0.008) 包含 12124 1732 0.088 *** (0.012) 0.4789 0.0024	(0.003)	
<b>尼据业资产额占比</b>	0.007	-0.003**	所得税 0.009 (0.006) -0.073 *** (0.018) -0.049 *** (0.016) 0.006 (0.009) -0.005 (0.008) 包含 12124 1732 0.088 *** (0.012) 0.4789 0.0024	- 0. 003 **	
, 一	(0.009)	(0.002)	(0.009)	(0.002)	
公用事业资产额	-0.005	-0.012***	- 0. 005	-0.012***	
占比	(0.008)	(0.001)	(0.008)	(0.001)	
县固定效应	包含	包含	包含	包含	
年固定效应	包含	包含	包含	包含	
观测值个数	12124	12558	12124	12558	
县个数	1732	1794	1732	1794	
			0. 088 ***	0. 046 ***	
ρ		_	(0.012)	(0.001	
R <sup>2</sup>	0.0023	0.0082	0. 4789	0.7602	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.0020	0. 0079	0. 0024	0.0083	
$\sigma^2$	0.0065	0.0002	0.0065	0.0002	
空间依赖性诊断					
Moran's I(error)	7. 202 ***	3. 539 ***			
LM(lag)	52. 651 ***	13. 176 ***}			
R-LM(lag)	2.932*	2. 180			
LM (error)	51. 810 ***	12. 498 ***		-	
R-LM (error)	2. 091	1.502			

注:\*\*\*、\*\*、\*\*分别表示通过1%、5%、10%水平的显著性检验。括号中的数值表示回归系数估计值的标准差。

企业的所得税税率和营业税税 率的 SAR 模型估计结果。从中 我们可以发现,对于企业所得 税税率和营业税税率,估计得 到的税收竞争反应系数分别为 0.088 和 0.046。其他变量对税 率的影响也符合预期,外资企 业享有更低的所得税和营业税 税率,而私营企业、采掘业以及 公用事业企业的营业税税率也 偏低。相比国内外文献中对税 收竞争的估计结果,本文得到的 税收竞争反应系数在符号上与 绝大多数文献相同,但在数值上 偏小。因此,国内已有文献中基 于省级地方政府的税收数据估 计得到的税收竞争反应系数可 能在一定程度上高估了我国地 区间的税收竞争程度。

## 2. 内外资企业比较分析

为了对我国县级政府在其辖区内内资企业和外资企业的所得税税率和营业税税率上的税收竞争程度进行对比分析,我们分别选取内资企业和外资企业的平均所得税税率和营业税税率作为因变量,进行空间计量分析。这部分研究也可用来进一步检验区域税收竞争理论的适应性。表3中的(1)—(2)和(3)—(4)分别给出县

级政府辖区内内资企业和外资企业的所得税税率和营业税税率的 SAR 模型估计结果。

从结果发现,对于企业所得税税率,内资企业的税收竞争反应系数为 0.014,而外资企业的反应系数则为 0.024;对于企业营业税税率,内资企业的税收竞争反应系数为 0.002,而外资企业的税收竞争反应系数则为 0.010。通过对外资企业的税收竞争反应系数是否显著大于内资企业的税收竞争反应系数进行检验,结果证明:对于企业所得税税率和营业税税率,外资企业的税收竞争反应系数均显著大于内资企业的税收竞争反应系数。换句话说,相比内资企业,我国县级政府在外资企业的所得税和营业税上的空间竞争更加激烈,在一定程度上说明我国县级政府为了吸引更多的外资企业为其辖区带来先进技术和资本,往往会更容易针对外资企业实施减税政策,或给予超国民税收待遇,以增加本地区的吸引力。因为外资比内资具有更高的流动性,故而要求地方政府有更优惠的招商引资政策,这一实证发现与经济理论的预测相一致。

丰	2
70	.)

内资vs外资

	(1)	(2)	(3)	(4)	
模型	所得稅		营业税		
•	内资企业	外資企业	内资企业	外资企业	
常数项	0. 181 *	0. 114	0.023	0.009	
帝 剱 坝	(0.105)	(0. 124)	<b>一</b> 内资企业	· (0, 022)	
私营股份	- 0. 009	0. 015	- 0. 011	-0.002	
松宫成切	(0.010)	(0.012)	特別を   内資企业	(0.002)	
港澳台股份	0. 007	-0. 081 ***	传 內資企业  0. 023 (0. 023)  -0. 011*** (0. 002)  -0. 005 (0. 004)  -0. 008** (0. 003)  -0. 007** (0. 003)  -0. 018*** (0. 002)  包含  包含  5635  805  0. 002** (0. 001)  0. 8552  0. 0155	-0.006*	
<b>冷灰百成切</b>	(0.020)	(0.024)		(0.003)	
外资股份	-0.021	-0.079 ***	-0.008**	-0.003	
外 英 AX 'W'	(0.019)	(0.023)	情 内資企业 0. 023 (0. 023) -0. 011*** (0. 002) -0. 005 (0. 004) -0. 008** (0. 003) -0. 018*** (0. 002) 包含 包含 5635 805 0. 002** (0. 001) 0. 8552 0. 0155	(0.003)	
<b>亚根山发光畅上山</b>	0.032 *	-0.044 **	特別   特別   特別   特別   特別   10.023   (0.023 )	-0.001	
采掘业资产额占比	(0.018)	(0.021)	(0.003)	(0.003)	
公用事业资产额	-0.010	-0.011	- 0. 018 ***	- 0. 006 ***	
占比	(0.013)	(0.015)	(0.002)	(0.002)	
县固定效应	包含	包含	包含	包含	
年固定效应	包含	包含	包含	包含	
观测值个数	4823	4823	5635	5635	
县个数	689	689	805	805	
	0. 014 ***	0. 024 ***	0. 002 **	0. 010 ***	
p	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	
原假设为 p1 = p2 的 z 统计量	-7.071	-5.657			
z统计量的p值	0. 000	0. 000			
2	0. 5321				
$R^2$	0. 3694	0. 3694	0. 8552	0. 5725	
	0.0013				
Adjusted R <sup>2</sup>	0. 0054	0. 0054	0. 0155	0. 0020	
2	0.0042				
$\sigma^2$	0.0058	0. 0058 0. 0002	0. 0002		
	6364. 505		16501 001	16010 055	
Log L	5557. 191	5557. 191	16521.054	16810. 079	

注:\*\*\*、\*\* 、\* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验。括号中的数值表示回归系数估计值的标准差。

#### 3. 地级市内外竞争比较

鉴于同一地级市辖区内的各个县均受同一地级市政府管辖,各县之间不仅存在竞争关系,也同时需要按照地级市的部署进行相互协调,因此,县级政府与地级市内邻县的税收竞争程度和它与地级市外邻县间的竞争应该存在不同的规律。针对这种可能性,我们对县级政府与地级市内邻县和它与地级市外邻县的税收竞争进行非对称效应分析。具体做法是,将 SAR 模型的空间滞后因变量分成两个区制:区制1表示与县级政府位于相同地级市的邻县中企业税率的加权平均;区制2表示与县级政府位于不同地级市的邻县中企业税率的加权平均。区制1和2的税收竞争反应系数分别反映了县与地级市内邻县和它与地级市外邻县的税收竞争程度。

表4中(1)和(2)汇报了针对地级市内外邻县税收竞争的非对称效应分析结果。结果显示:对于企业所得税税率,县与地级市内邻县的税收竞争反应系数为0.082,而它与地级市外邻县的税收竞争反应系数则为0.135;对于营业税税率,县与地级市内邻县的税收竞争反应系数为0.006,而它与地级市外邻县的税收竞争反应系数则为0.223。类似于内外资企业税收竞争程度的对比分析,我们对县与地级市外邻县的税收竞争反应系数是否显著大于它与地级市内邻县的税收竞争反应系数进行了检验。从表4中给出的非对称效应 t 检验的统计量和其相应的 p 值可以看出,在5%的显著性水平下,县与地级市外邻县的税收竞争反应系数显著大于它与地级市内邻县的税收竞争反应系数,说明对于县辖区内企业的所得税税率和营业税税率,县与地级市外邻县的税收竞争程度显著高于它与地级市内邻县的税收竞争程度,意味着地级市内部对县级税收竞争确实可能存在协调作用。具体而言,县级政府相对市级政府是低一层次的地方政府,一个地级市辖区内的县政府往往会拥有一个共同的经济发展目标,因而在税收竞争的过程中,竞争的程度往往会受到共同目标的约束,但是与地级市外的邻县则可以在更宽松的政治环境中进行税收竞争。

表 4

非对称效应分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
模型	地级市内 vs 地级市外		沿海 vs 内陆	
	所得税	营业税	所得税	营业税
位于相同地级市的邻县(位于沿海省份	0. 082 ***	0.006	0. 033	0.015
的县)对应的税收竞争反应系数 p <sub>1</sub>	(0.017)	(0.017)	(0.023)	(0.023)
位于不同地级市的邻县(位于内陆省份	0. 135 ***	0. 223 ***	0. 136 ***	0. 071 ***
的县)对应的税收竞争反应系数 p <sub>2</sub>	(0.021)	(0.021)	(0.016)	(0.016)
位于相同地级市的邻县(位于沿海省份的县)对应的税收竞争反应系数 P1 位于不同地级市的邻县(位于内陆省份的县)对应的税收竞争反应系数 P2 私营股份 港澳台股份 外资股份 采掘业资产额占比 县固定效应 年固定效应 年固定效应 死测值个数 县个数 R² Adjusted R² σ² Log L 原假设为 P1 = P2 的统计量	0.009	- 0. 005 ***	0.009	- 0. 005 ***
	(0.006)	(0.001)	(0.006)	(0.001)
港連台股份	- 0. 073 ***	- 0. 005	-0.073 ***	-0.005*
<b>冷漠日放切</b>	(0.018)	(0.003)	(0.018)	(0.003)
外海股份	- 0. 049 ***	- 0. 003	- 0. 050 ***	-0.003
of the tot	(0.016)	(0.003)	(0.016)	(0.003)
of the st. Me who also be it.	0.006	-0.003**	0. 005	- 0. 004 ***
木拙业黄广领占比	(0.009)	(0.002)	(0.009)	(0.002)
∧ 151 mar .11. Mar may about 1 − 1 1.	- 0. 006	- 0. 012 ***	所得税 0.033 (0.023) 0.136*** (0.016) 0.009 (0.006) -0.073*** (0.018) -0.050*** (0.016)	- 0. 012 ***
公用事业资产领占比	(0.008)	(0.001)	(0.008)	(0.001)
县固定效应	包含	包含	包含	包含
年固定效应	包含	包含	包含	包含
观测值个数	12124	12558	12124	12558
县个数	1732	1794	1732	1794
$R^2$	0. 4789	0. 7608	0. 4794	0. 7602
Adjusted R <sup>2</sup>	0. 3914	0.7206	0. 3920	0. 7200
$\sigma^2$	0. 0065	0.0002	0. 0065	0.0002
Log L	13312. 060	35658. 023	13318. 186	35641. 104
原假设为 P <sub>1</sub> = P <sub>2</sub> 的统计量	- 1. 972	- 7. 931	-3.655	- 1. 940
t 统计量的 p 值	0. 024	0.000	0.000	0. 026

注:\*\*\*、\*\*分别表示通过1%、5%、10%水平的显著性检验。括号中的数值表示回归系数估计值的标准差。

#### 4. 沿海内陆敏感性比较

相比内陆省份,沿海地区有较高的国际化参与度,且有较长时间的税收竞争历史,因而可能更加注重比税收竞争这类原始的优惠政策手段更高等的区域竞争形式,比如本地区投资环境的整体提高等。基于这种可能性,本文还对我国位于沿海省份的县和位于内陆省份的县对邻县的税收政策的敏感性进行了对比分析。与上面的分析相似,假定位于沿海和内陆省份的县所对应的税收竞争反应系数不相同,我们将 SAR 模型的空间滞后因变量分成两个区制,区制 1 和区制 2 的税收竞争反应系数分别反映了位于沿海省份的县和位于内陆省份的县对其邻县税收政策的敏感程度。

表 4 中 (3) 和 (4) 列给出了位于沿海省份的县和位于内陆省份的县对邻县的税收政策的敏感性对比分析结果。我们发现,对于企业所得税税率,位于沿海省份的县的税收竞争反应系数为 0.033,而位于内陆省份的县的税收竞争反应系数则为 0.136;对于企业营业税税率,位于沿海省份的县的税收竞争反应系数为 0.015,而位于内陆省份的县的税收竞争反应系数则为 0.071。同样,对位于内陆省份的县的税收竞争反应系数是否显著大于位于沿海省份的县的税收竞争反应系数进行检验的结果显示,在 5% 的显著性水平下,位于内陆省份的县的税收竞争反应系数要显著大于位于沿海省份的县的税收竞争反应系数要显著大于位于沿海省份的县的税收竞争反应系数,说明对于县辖区内企业的所得税税率和营业税税率,位于内陆省份的县相比位于沿海省份的县对邻县的税收政策更加敏感,说明前者在与邻县的竞争过程中仍然更加注重税收上的竞争,而后者之间则可能存在比税收竞争更高级的区域竞争形式。

### 五、结论与启示

本文利用 2000—2006 年我国县级企业所得税税率和营业税税率的面板数据,构建了空间自回归模型和两区制的空间自回归模型,对我国县级政府之间的税收竞争问题进行了定量研究。研究发现如下结果:我国各县的平均企业所得税率和营业税率均与其邻县的相应税率呈显著的正相关关系,支持县级政府之间存在税收竞争的说法。① 此外,我们发现的中国县级政府之间的税收竞争强度,相比以往大部分研究中的发现都更为稳健:我们得到的企业所得税和营业税的竞争反应系数分别为 0.09 和 0.05,而以往研究发现的竞争反应系数有的高达 2.21,有的却只有 0.03,还有的甚至为负。因此,我们认为本文的研究发现了较为稳健的县级税收竞争的证据,但是税收竞争强度要低于国外各州之间的竞争强度,原因可能是资本在我国各县之间的流动仍存在不少阻碍,因此县级政府间没有更大的税收竞争压力。

第二个发现是县级政府针对外资的税收竞争要比针对内资的强度更大。这与外资的流动性更高,因而对县级政府产生了更大竞争压力的理论推断相一致,也表明税收竞争在本世纪早期仍是我国地方政府吸引外资的主要手段。所幸的是,另外两个发现可以减轻我们对各地政府之间可能出现恶性税收竞争的担忧。一方面,同属一个地级市的县级政府之间的税收竞争要比不同地级市之间县级税收竞争程度弱,表明地级政府可以对其辖区内的地区政府实施一定的协调作用。另一方面,我们发现经济发展水平和国际化程度均较高的沿海地区对税收竞争的依赖呈减弱之势。这一点与其他研究一致,表明这些地区可能已经在采取制度环境竞争等更高端的竞争来吸引外资。例如,王霞(2009)讨论过苏州等沿海地区通过优化本地区投资环境的方式来吸引外资的案例。

税收竞争一方面被认为是中国经济快速发展的主要推动力,另一方面也带来税基损失、税负扭

① 同时,以上结果在多种不同的情况下都保持稳健,包括使用不同的估计方法(SEM 或 SAR)、不同的县样本、不同的控制变量以及不同的估计模型设定。特别地,我们收集整理县级经济发展水平和财政收支数据,来考虑经济发展水平和财政自主程度对县级政府税收决策的影响,并发现两者对县级税收竞争均无显著的影响。由于篇幅限制,这些结果没有包含在文中。有兴趣的该者可以与作者联系。

曲和地区间经济发展的差距拉大。更多的实证研究将帮助我们更好地评价税收竞争对地方经济和全国经济的全面影响,但如果给定地方和中央政府对税收竞争的偏好,本文的研究结果则可以帮助政府部门更好地制定相关政策。鉴于目前对恶性税收竞争的普遍关注(周业安等,2004;周黎安,2004),我们以此为例来说明本文研究成果的政策意义。为了减少不利于地区和全国经济发展的税收竞争这种短期行为,本文给出以下政策建议:首先,应该重点关注流动性大的生产要素的税收竞争,如外资等,考虑建立全国性的税收监管制度,这与2002年企业所得税改革中将所得税的收缴统一归国税系统的初衷应该是一致的;其次,应该充分利用省、地政府对其下辖地方政府的管理和协调作用,以减少辖区内的税收竞争;最后,应该帮助地方政府培育新的制度竞争机制,如投资环境的改善等,而沿海地区的发展经验可以为内陆地区提供借鉴。

由于本研究中的估计方法要求样本中的县级数据没有任何缺失,而部分县由于个别变量的数据缺失导致被剔除出样本,因此本文得出的结论只能反映出我国绝大多数县级政府的税收竞争现状,这是本文研究的欠缺之处。此外,税收竞争可能只是我国地方政府制度竞争中的一种较低等竞争形式。如何判断和度量我国地方政府制度竞争中的其他竞争形式的性质和程度,将是我们未来的研究主题之一。随着"营改增"方案的试点和推广,增值税在我国经济和财税方面将日益重要,未来的研究应该更多着眼于增值税的研究,而增值税改革和推广的相关研究,将需要从针对其他税种(包括所得税和营业税)的研究中汲取有价值的成果。

#### 参考文献

郭杰、李涛,2009:《我国地方政府间税收竞争研究——基于我国省级面板数据的经验证据》,《管理世界》第11期。

胡霞、魏作磊,2006:《中国城市服务业发展差异的空间经济计量分析》,《统计研究》第9期。

李林、丁艺、刘志华,2011:《金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析》,《金融研究》第5期。

李永友、沈坤荣,2008:《辖区间竞争、策略性财政政策与 FDI 增长绩效的区域特征》,《经济研究》第 5 期。

沈坤荣、付文林,2006:《税收竞争、地区博弈及其增长绩效》、《经济研究》第6期。

王霞,2009:《FDI对中国制度变迁的影响——兼论中国的外资政策选择》,中国经济出版社。

温海珍、张之礼、张凌,2011:《基于空间计量模型的住宅价格空间效应实证分析:以杭州市为例》、《系统工程理论与实践》第9期。

吴玉鸣,2006:《空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究》,《数量经济技术经济研究》第5期。

吴玉鸣、何建坤,2008:《研发溢出、区域创新集群的空间计量经济分析》,《管理科学学报》第4期。

张宇麟、吕旺弟,2009:《我国省际间税收竞争的实证分析》,《税务研究》第6期。

周黎安,2004:《晋升博弈中政府官员的激励与合作》,《经济研究》第6期。

周业安、冯兴元、赵坚毅,2004:《地方政府竞争与市场秩序的重构》,《中国社会科学》第1期。

Allers, M. A., and J. P. Elhorst, 2005, "Tax Mimicking and Yardstick Competition among Local Governments in the Netherlands", International Tax and Public Finance, 12 (4), 493—513.

Anselin, L., 1988, Spatial Econometrics: Methods and Models, Kluwer, Dordrecht.

Anselin, L., 2005, Exploring Spatial Data with GeoDa<sup>TM</sup>: a Workbook, IL, USA: Spatial Analysis Laboratory, Department of Geography, University of Illinois.

Barry, R. P., and R. K. Pace, 1999, "Monte Carlo Estimates of the Log Determinant of Large Sparse Matrices", Linear Algebra and its Applications, 289, 41-54.

Besley, T., and A. Case, 1995, "Incumbent Behavior: Vote Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition", American Economic Review, 85, 25-45.

Bordignon, M., F. Cerniglia, and F. Revelli, 2003, "In Search of Yardstick Competition: a Spatial Analysis of Italian Municipal Property Tax Setting", Journal of Urban Economics, 54, 199-217.

Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. F. Zhang, 2012, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", Journal of Development Economic, 97(2), 339-351.

Brett, C., and J. Pinkse, 2000, "The Determinants of Municipal Tax Rates in British Columbia", Canadian Journal of Economics, 33, 695-714.

Brueckner, J. K., and L. A. Saavedra, 2001, "Do Local Governments Engage in Strategic Property-Tax Competition?", National Tax Journal, 54, 203-230.

Buettner, T., 2001, "Local Business Taxation and Competition for Capital: The Choice of the Tax Rate", Regional Science and Urban Economics, 31, 215—245.

Büttner, T., 1999, "Determinants of Tax Rates in Local Capital Income Taxation: a Theoretical Model and Evidence from Germany", Finanzarchiv, 56, 363—388.

Case, A., 1993, "Interstate Tax Competition after TRA86", Journal of Policy Analysis and Management, 12, 136-148.

Chandra, P., and C. Long, 2013, "VAT Rebates and Export Performance in China: Firm-level Evidence", Journal of Public Economics, 102, 13-22.

Coughlin, C., T. Grarrett, and R. Hernández-Murillo, 2007, "Spatial Dependence in Models of State Fiscal Policy Convergence", Public Finance Review, 35, 361—384.

Elhorst, J. P., and S. Fréret, 2009, "Evidence of Political Yardstick Competition in France Using a Two-Regime Spatial Durbin Model with Fixed Effects", Journal of Regional Science, 49, 931—951.

Girma, S., Y. D. Gong, H. Görg, and Z. H. Yu, 2009, "Can Production Subsidies Explain China's Export Performance? Evidence from Firm-level Data", Scandinavian Journal of Economics, 111(4), 863-891.

Hernández-Murillo, R., 2003, "Strategic Interaction in Tax Policies among States", Federal Reserve Bank of St. Louis, 85, 47—56. Heyndels, B., and J. Vuchelen, 1998, "Tax Mimicking among Belgian Municipalities", National Tax Journal, 51, 89—101.

Jacobs, J., J. Lightart, and H. Vrijburg, 2010, "Consumption Tax Competition among Governments: Evidence from the United States", Int Tax Public Finance, 17, 271—294.

Kelejian, H. H., and I. R. Prucha, 1999, "A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model", International Economic Review, 40, 509—533.

Ladd, H. F., 1992, "Mimicking of Local Tax Burdens among Neighboring Counties", Public Finance Quarterly, 20, 450-467.

Lyytikäinen, T., 2012, "Tax Competition among Local Governments: Evidence from a Property Tax Reform in Finland", Journal of Public Economics, 96, 584—595.

Qian, Y.Y., and B. R. Weingast, 1997, "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives", Journal of Economic Perspectives, 11, 83—92.

Revelli, F., 2001, "Spatial Patterns in Local Taxation: Tax Mimicking or Error Mimicking?", Applied Economics, 33, 1101—1107.

Rork, J. C., 2003, "Coveting Thy Neighbors' Taxation", National Tax Journal, 66, 775—787.

Xu, C.G., 2011, "The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development", Journal of Economic Literature, 49(4), 1076—1151.

# An Empirical Analysis of Spatial Tax Competition among Chinese Counties Based on Spatial Econometric Models

Long Xiaoning<sup>a</sup>, Zhu Yanli<sup>a</sup>, Cai Weixian<sup>a</sup> and Li Shaomin<sup>b</sup>
(a: Xiamen University; b: Old Dominion University)

Abstract: Using spatial econometric models, the paper explores the issue of spatial tax competition among Chinese counties using county level panel data of corporate income and sales tax rates between 2000 and 2006. Our findings include: First, there exists significant and positive spatial tax competition with respect to income and sales tax rates for firms among Chinese counties; Second, the intensity of spatial tax competition with respect to income and sales tax rates for foreign firms among Chinese counties is greater than that for domestic firms; Third, the competition intensity among neighboring counties within the same prefecture is smaller than that among neighboring counties located in different prefectures; Fourth, the sensitivity of counties in inland provinces to tax rate changes in neighboring counties is larger than that of counties in coastal provinces, which suggests a greater emphasis on tax competition in the inland provinces. We also make corresponding policy recommendations.

Key Words: Tax Competition; Spatial Econometrics; Income Tax; Sales Tax

JEL Classification: H20, H70, O20, O50, P30

(责任编辑:唐寿宁)(校对:晓 鸥)