

FDI与中国各城市的税收收入

——基于221个城市数据的空间面板分析

逯建 杨彬永

摘要：本文基于2003–2011年中国221个城市之间的地理距离，建立空间面板计量模型，测算FDI的流入究竟是否增加了中国各城市的税收收入。研究发现：FDI对税收增长具有负向作用，FDI每增加1%，各城市的税收收入将减少大约0.31%至0.37%，且城市的税收收入与周边城市呈现显著的正向相关关系。其原因可能在于各地方政府出于增加就业、促进地区GDP增长或提高政绩的需要，采用各种税收减免、税收奖励等吸引外资的经济政策。这种优惠政策一方面推动了GDP的增长，但另一方面却不可避免地造成地方政府的财政资源流失，使地方政府陷入“囚徒困境”。为此各地方政府应协调FDI政策，尽量在促进经济发展的同时促进税收收入的增长。

关键词：FDI；税收收入；空间计量模型；政策竞争

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2015.09.001

引言

改革开放以来，吸引FDI一直是中国经济发展的重要战略之一。FDI被普遍认为是“资本、技术、营销、管理的结合体”（Cheng and Kwan, 2000）。2010年中国FDI流入量首次超过1000亿美元，位列全球第二，发展中国家第一（数据来自于2011年世界投资报告）。Prasad和Wei（2005）也指出，自1994年以来中国吸引了流入新兴市场经济体FDI的1/3，流入亚洲新兴市场经济体FDI的60%。

与国内投资相比，外资通常具有更高的技术与管理水平、更高的生产效率，并因此成为地方政府招商引资中的重点，所以中国政府的一个政策目标是通过吸引外资来促进地区经济发展。由于FDI的流入，直接引起的就是涉外税收收入的增长，FDI的增加还可以通过带动中国经济的增长从而间接促进税收收入的增加，以及由外资流入引起的要素价格上升带动了国民收入的增加，因此从收入角度来看，FDI的发展可能会引起我国税收收入的增长。

但是，各地方政府出于增加就业、促进地区GDP增长或提高政绩的需要，通常会采取包括低价甚至无偿出让土地、税收减免、税收奖励等各种税费优惠政策，通过

[基金项目] 本文是国家社科基金青年项目（13CJL067）、教育部人文社会科学研究青年基金项目（12YJC790132）、西南财经大学“中央高校经费”创新团队研究项目（JBK130504）的资助成果。

逯建：西南财经大学国际商学院 611130 电子信箱：lambertless@126.com；杨彬永：西南财经大学国际商学院。

降低外商投资企业的实际税收负担水平来吸引FDI流入本地区。这种优惠政策一方面推动了GDP的增长,但另一方面却不可避免地造成地方政府的财政资源的流失。

吸引FDI和税收收入的增加对于国家经济生活和社会发展具有深远的意义和作用,但面对FDI对政府税收收入可能存在的正负关系影响,还需通过实证来验证中国的现实情况究竟如何。为了深入地研究这个问题,本文吸收空间计量经济学的方法,考察了2003-2011年中国221个城市的FDI对税收的贡献影响,从而为中国现阶段更好地引进FDI提供现实依据。

一、文献综述

关于FDI的传统研究大都集中在以下几个方面:一是对东道国经济增长的研究。Balasubramanyam(1996)认为根据内生增长理论,FDI可以看做资本存量和相关技术的组合,因此FDI可以通过不同途径促进经济增长。FDI对东道国经济增长的影响主要取决于外资企业对内资企业技术进步的外溢效应(于津平,2004)。魏后凯(2002)认为,FDI对中国区域经济增长的影响不一,对西部地区GDP增长的正效应并不显著,但对东部地区GDP增长具有十分显著的正效应。二是FDI的技术溢出效应。沈坤荣和耿强(2001)认为FDI的大量流入会通过技术外溢效应不断提高东道国的技术水平和组织效率。程惠芳(2002)认为FDI的流入促进了中国全要素生产率的增长,通过技术进步和内生技术溢出推动内生经济增长。三是FDI区位分布的空间效应分析。何兴强等(2008)通过对1985-2005年间中国154个城市的FDI区位分布的空间效应进行检验,得出各个城市之间空间效应显著,某城市的FDI流入量会随周边城市FDI的增加而增加,周边城市的市场规模越大,则某城市的FDI流入越多,周边城市的FDI不可测因素也会影响各城市的FDI流入。四是FDI对中国进出口的影响。FDI企业的产出在短期和长期均能较强地促进中国出口贸易(高铁梅等,2006)。杨逸(2000)认为FDI对促进中国对外贸易尤其是工业制成品出口有重要作用。

地方政府对FDI的税收减免或补贴是否可以增加东道国福利呢?Black和Hoyt(1989)认为在某种程度上,各城市和州可以利用免税期和企业竞争来改善在公共物品和服务供给方面的固有的扭曲,这种竞争能够提高福利水平。Chris Doyle和Sweder van Wijnbergen(1984)发现一旦某个企业进入到一个国家并且产生了固定成本,这个国家的议价能力会提高。其他地区对该企业的相关吸引力会下降,由于已经支付了东道国的沉没成本,所以东道国可以利用这种锁住效应来提高税率。Bond和Samuelson(1986)认为当一个国家比FDI企业更了解本国的生产率时,免税期(与统一税率截然相反)可能是企业和国家之间议价的结果。在国家的生产率未知时,免税期充当信息信号的作用:东道国在企业进入早期对其提供补贴,当企业产生固定成本时,东道国利用企业已经产生的沉没成本向企业征税。一个高生产率的国家的身份可能会提供免税期。低生产率国家不能复制免税期,因为未来税率需要弥补第一期补贴的成本,当企业得知该国属于低生产率时便会退出该国。

东道国提供的补贴类型有在运营初期的免税期、减税、现金津贴、贷款补贴以及劳动力培训奖励,这些补贴方式已经在发达国家和发展中国家广泛实践,并且在

吸引外商投资中扮演着非常重要的角色，见表1所示^①。

表1 东道国对于外商投资企业的激励

公司名称 (选址地点)	完成日期	公司投资额 (百万)	政府激励形式
Motorola (Quebec)	1999	\$300	工资税减免，低成本空间
Mercedes (Alabama)	1993	\$250	土地免费，一年员工工资，财产税减免，工资税减免
Toyota	1988	\$800	职业培训，土地购买援助，场地准备，技能中心，公路改善，对日本员工和家庭的教育规划
Diamond-Star (Illinois)	1988	\$650	职业培训，道路、水、污水处理和改善，土地购买援助，房产税扣减
Isuzu/Fuji (Indiana)	1983	\$500	职业培训，道路、水、下水道改善，土地征用援助，针对日本工人和家庭的1000,000美元文化转型基金
三星 (中国西安)	2012	\$30000	对项目进行巨额财政补贴、“10免10减半”所得税优惠、项目运行补贴、土地及建筑无偿提供，并为项目修建高速公路、地铁等交通设施和生活配套
富士康 (中国廊坊)	2007	\$99	税收、用水用电、供暖、劳动力供给、员工培训

资料来源：<http://www.eeo.com.cn/2012/0414/224531.shtml>；中国新闻周刊：争抢富士康——富士康北伐。

地方政府为了吸引FDI而实行的一系列补贴措施对税收收入而言有害处抑或有好处？Kato H. (2015)认为当贸易成本足够低时，如果一国对跨国公司的税收优惠政策和补贴政策的承诺可信，则该国将会吸引到所有跨国公司的FDI从而能够产生集聚效应；反之，如果两国对跨国公司的税收优惠政策和补贴政策的承诺都不可信，则两国吸引到的跨国公司数量相当；马捷等(2012)认为政府FDI补贴政策会影响跨国公司的FDI选择，当考虑针对一家多产品跨国企业的情形时，FDI竞争可能会使各竞争国的社会福利遭受帕累托损失；Behrens和Picard认为，地方政府对外商投资企业的非合作的投标竞争可能会导致竞次^②，这种情况下政府就会屈从于无效率的低税率和过度慷慨的投资激励。因此政府间争夺FDI资本的结果一方面推动了GDP的增长，但另一方面却不可避免地造成地方政府的财政资源流失。优势地区可以率先享受到集聚租金，制定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；周黎安等(2009)认为外商投资者在华投资在很大程度上依赖于地区政府的投资政策和行政审批。这在很大程度上造成外资企业从地方政府那里得到的实际优惠的不透明性，因为地方政府为了更有把握地吸引外资可能会采取“暗补”的措施，这在一定程度上加重了地方政府的税收负担。

辖区政府间税收竞争理论认为，地方政府为了争夺稀缺的流动性资本会“逐底竞争”，各地方政府设置低于最优水平的税率和导致政府收入损失过度的税收优惠(Keen and Kotsogiannis, 2002)。Slemrod (2004)、Ghinamo等(2010)指出资本的流动性促进了税收竞争，从而降低了有效税率和名义税率。竞次式的税收竞争策

①参见Eric W.Bond et al.(1986)。

②竞次(race to the bottom)：用以描述通过剥夺劳动、耗费资源、损坏环境而达到增长的做法。

略不是一个可持续性的策略,可能会导致各个地方政府陷入“囚徒困境”——尽管各个地方政府均希望通过引入更多的外商直接投资来获取更高意义上的经济增长,但实际结果可能会降低各地方政府的税收收入。李永友、沈坤荣(2008)认为辖区间的财政竞争会降低辖区吸收FDI溢出效应的能力,使FDI的增长绩效减少,这在一定程度上反而会不利于税收收入。Davies R. B. (2005)认为潜在的东道主通过提供公司特定的税收减免来竞争FDI,这些竞争减少了地方政府的税收。

FDI的流入贡献了GDP的增长,而GDP的增长又促进税收的增长,那么FDI是否会导致税收的增长呢?中国各城市间的FDI与税收增长究竟是否存在空间相关性?FDI对税收增长有怎样的影响呢?与已有文献相比,本文特点在于:首先,第一次提出并实证研究了地方政府对FDI的补贴是否增加了各地税收收入;其次,本文运用空间计量方法计算各城市间的地理距离对彼此间FDI和税收的影响;最后,从更微观的城市层面,本文的样本为中国221个地级市,将各城市的异质性考虑在内,为细致深入分析问题提供了保障。

二、实证方法与数据说明

(一) 实证方法

本文主要采用的是空间计量的方法进行实证分析,但在空间计量分析之前,本文还是采用普通最小二乘(OLS)和面板数据(Panel data)进行分析。而空间计量模型是在原来横截面或面板数据上,加上横截面单位的位置信息(或相互距离),以此衡量样本之间的空间相关性。使用空间计量模型能很好地体现城市税收收入与FDI的空间相关特征,从而能更好地拟合中国地区经济发展的特征以及各地的竞争程度。

结合以往文献中对税收收入增长的研究,本文的模型建立如下:

空间自回归模型(简称SAR模型,又称做空间滞后模型)

$$\text{Intax} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{FDI} + \alpha_2 \ln \text{gdp} + \lambda \text{Wy} + \text{X}\beta + \varepsilon \quad (1)$$

空间杜宾模型(简称SDM模型)

$$\text{Intax} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{FDI} + \alpha_2 \ln \text{gdp} + \text{X}\beta + \text{WX}\delta + \varepsilon \quad (2)$$

为了便于对比,建立不考虑空间效应下的普通面板模型:

$$\text{Intax} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{FDI} + \alpha_2 \ln \text{gdp} + \text{X}\beta + \varepsilon \quad (3)$$

其中,Intax代表因变量, ΔFDI 代表自变量,W为已知的空间权重矩阵(定义见下文), λ 用来刻画空间依赖性,度量空间滞后Wy对y的影响,称为“空间自回归系数”,WX δ 表示来自于邻居自变量的影响, δ 为相应的系数向量。

(二) 主要变量及数据来源说明

1.各城市税收收入。税收收入是本文的被解释变量,本文从中国各省份统计年鉴得到中国221个城市2003-2011年的税收收入额,将税收收入取对数。记为被解释变量Intax,单位为亿元。

2.外商直接投资额。外商直接投资额是本文的解释变量。外商投资的涌入一方面可能带来涉外税收的增长,另一方面各地方政府为了争夺FDI而给与外商投资企业低价甚至无偿出让土地、税收减免、税收奖励等各种税费优惠政策加重了财政负

担。本文选取各城市实际利用外资额，并依据当年人民币兑美元的年平均汇率将单位转化为人民币。在总体样本考察中，本文采用本年实际利用外资额与上一年的差额 Δ FDI来衡量各城市引资水平。记为IFDI，单位为十万元。

3.各城市经济总量。用各城市的国内生产总值表示，可以反映一个城市的经济发展状况，而税收收入始终与经济发展紧密联系，可以想见税收随经济规模的扩大而相应增加，所以该项符号预期为正。取对数后记为 \ln gdp，单位为亿元。

4.产业结构。鉴于我国的税收收入主要来源于第二产业和第三产业，因此笔者以第二、三产业产值之和占GDP比重的变化作为衡量产业结构变动的指标，以此来分析产业结构变化对税收的影响，预期符号为正。记为gdpsh。

5.空间权重矩阵。记区域*i*与区域*j*之间的距离为 w_{ij} ，则空间权重矩阵W定义如下：

$$W = \begin{pmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{pmatrix} w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}} & i \neq j \\ \frac{1}{3} \sqrt{\frac{s}{\pi}} & i = j \end{cases}$$

当*i*≠*j*时， d_{ij} 距离代表空间距离关系文献常用的球面最短距离， d_{ij} 的具体算法是将各城市的经纬度作为该城市的代表点，测量不同城市之间的最短球面距离，借助于球面坐标的距离计算公式来计算：

$$d_{ij} = R * \arccos[\sin(\text{lat}1)\sin(\text{lat}2) + \cos(\text{lat}1)\cos(\text{lat}2)\cos(\text{long}1 - \text{long}2)]$$

R表示地球的平均半径6371公里，从Goole Earth中查得城市经纬度的数据，两个城市的经度弧度和纬度弧度分别用($\text{long}1, \text{lat}1$)和($\text{long}2, \text{lat}2$)来表示。当*i*=*j*时，s表示该城市的面积， π 表示圆周率。

除上述因素外，税收收入的增长还一定程度上受到其他因素的影响，为使经验研究结果更具有说服力，尽量减小遗漏变量所造成的估计误差，在具体模型中还添加了其他控制变量(X)，包括：社会消费品零售总额、固定资产投资额、建筑业总产值。为了减小多重共线性的影响，在模型研究中以上3个控制变量分别取该变量值占各城市GDP的

比重来表示该变量对税收的影响，分别记为gcmsales、givfix、gbuild。

根据以上所需变量，本文采用市际年度数据，同时考虑到数据可得性，样本区间选定为2003-2011年。数据主要来源于中国各省份统计年鉴。此外还因某些城市数据不可得性，最终用于实证分析的为2003-2011年间中国221个城市的面板数据。

三、实证结果分析

本文以2003-2011年全国221个地级及以上城市为样本，首先利用传统估计方法对普通面板数据模型进行分析。对模型进行Hausman检验的结果强烈拒绝随机效应

表2 变量统计指标

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
Intax	1989	3.439	1.217	-2.120	8.380
IFDI	1768	3.635	127.0	-2997	3016
lngdp	1989	6.425	1.021	3.580	9.862
gdpsh	1989	0.853	0.0933	0.551	0.999
gcmsales	1989	0.354	0.279	0.0296	5.714
givfix	1989	0.499	0.332	0.0441	6.901
gbuild	1989	0.290	0.511	0.00196	5.451

资料来源：中国各省份统计年鉴。

的原假设，认为应该使用固定效应模型。本文给出了全国221个城市的税收与FDI的OLS、个体固定效应模型(FE)、最小二乘虚拟变量模型(LSDV)^③、个体和时间双向固定效应(TW)模型的估计结果，具体见表3。

从表3的估计结果来看，各种回归方法稳健地显示，IFDI的系数在1%的显著水平下都显著为负，且4个估计值差别很小。表明外商直接投资对税收有显著的负向效应，FDI的流入不一定会使得税收增长。各城市国内生产总值(gdp)对税收收入的增长有显著的正向作用，跟预期符号相同。此外，产业结构、社会消费品零售总额、固定资产投资和建筑业总产值在5%的显著水平下为正，表明对税收收入增长具有正向作用。以固定效应为例，实证结果表明某一城市的本年度FDI比上一年度FDI每增加1个百分点，平均说来本年度的税收收入将减少0.357%；国内生产总值每增加1%，平均说来税收收入将增加1.012%；二三产业比重每提高1个百分点，平均说来税收收入将增加1.965个百分点；社会消费品零售总额、固定资产投资、建筑业总产值每增加1%，平均说来税收收入将分别增加0.614%、0.368%、0.343%。

但是，如果仅仅采用OLS估计可能不会得到无偏和一致的参数估计量，空间范围也是检验和判断FDI对税收增长贡献的一个核心要素(汪冲，2012)。从方法论意义上来看，如果脱离了空间这一前提，可能难以准确判断FDI影响税收的准确性。同时一些学者的研究表明外商直接投资的溢出效应存在空间差异(罗雨泽等，2008；符森，2009)，如果在研究过程中忽视了空间效应，会导致估计结果出现偏差，因而需要在研究过程中纳入空间因素。为了测度各城市FDI与税收增长在地理空间上的集聚程度，本节采用空间计量数据分析方法，运用空间自相关Moran's I值(莫兰指数I)来分析FDI与税收增长究竟是否存在空间相关性。

利用STATA软件可以计算中国221个城市税收和FDI的全局空间自相关值(Moran's I值)并检验其显著性。表4给出了2003-2011年间中国各城市税收收入和FDI的Moran's I值和p值。

由表4可知，在1%的显著水平下，全局空间自相关指标“莫兰指数I”强烈拒

表3 未考虑空间效应下的面板模型回归结果

变量	OLS	FE	LSDV	TW
IFDI	-0.310*** (0.104)	-0.357** (0.114)	-0.357*** (0.122)	-0.332*** (0.108)
lngdp	0.864*** (0.0350)	1.012*** (0.0474)	1.012*** (0.0507)	0.391*** (0.0488)
gdpsh	2.979*** (0.317)	1.965*** (0.581)	1.965*** (0.621)	1.032*** (0.310)
gcmsales	0.682*** (0.206)	0.614** (0.267)	0.614** (0.285)	0.419*** (0.116)
givfix	0.442*** (0.0957)	0.368*** (0.103)	0.368*** (0.110)	0.0859** (0.0341)
gbuild	0.136*** (0.0336)	0.343*** (0.0505)	0.343*** (0.0540)	0.108*** (0.0383)
Constant	-5.147*** (0.277)	-5.242*** (0.487)	-5.543*** (0.583)	-0.543 (0.401)
样本数	1768	1768	1768	1768
Adj.R ²	0.780	0.622	0.895	0.701
城市个数	221	221	221	221

注：中括号里的是标准差；***，**和*分别表示通过1%、5%和10%的显著水平，下表同。

^③通过在原方程中引入(n-1)个虚拟变量(如果没有截距项，则引入n个虚拟变量)来代表不同的个体，满足扰动项与各期解释变量均不相关的强假定，得到对个体异质性u_i的估计。

绝“无空间自相关”的原假设，可以认为我国各城市的税收收入和FDI存在空间自相关，即各城市的税收和FDI存在空间依赖性，可以理解为不同的地区政府在制定本地区税收或吸引FDI时，出于相互竞争或者博弈的考虑，会考虑周边城市的税收水平和FDI。

为了更好地反映空间效应下FDI对税收的影响，本文接下来采用空间自回归模型和空间杜宾模型对变量加以回归。由于本文是对中国各城市的FDI对税收收入的贡献进行的分析，所考察的截面单位是221个地级市，而且由于各个地区的地理特定效应对于FDI的流入及税收征收具有重要意义，因此下文建立的空间计量模型，也基于固定效应进行。在固定效应模型中，截距项可分为地区固定效应和时间固定效应。考虑到各城市税收收入的时空变化，本文将从单一地区固定效应、单一时间固定效应及双向（地区、时间）固定效应分别估计空间面板数据SAR模型和SDM模型，检验空间效应是否在FDI对税收的贡献研究中产生显著影响。

当存在空间相关性时，Anselin（1988）建议采用极大似然估计法（MLE）来估计SAR和SDM的参数。借鉴Anselin的分析方法，本文采用极大似然估计法（MLE）对空间计量模型进行估计。极大似然估计法（MLE）一方面能够克服传统OLS估计中变量因内生性问题而产生的估计偏误（Anselin, 1988; Blonigen et al., 2007）；另一方面可以科学地反映各城市的税收收入和FDI之间的空间依赖性程度，准确度量FDI对税收收入的影响。

在SAR模型中，在空间固定效应、时间固定效应和双向固定效应项下，模型的各项解释变量系数都通过了显著性检验，说明各城市税收收入增长确实存在地区特征和阶段性特征。但是根据空间自回归系数 λ 的显著性来看，SAR中的空间固定效应是较优选择。

由SAR模型空间效应回归结果可以得出，IFDI的系数显著为负，表明某一城市的本年度FDI比上一

表4 税收和FDI的Moran's I值

年份	税收			FDI		
	Moran's I	Z值	P-value	Moran's I	Z值	P-value
2003	0.194	16.332	0.000	0.144	10.142	0.000
2004	0.195	16.705	0.000	0.149	10.541	0.000
2005	0.199	17.208	0.000	0.136	11.895	0.000
2006	0.193	16.231	0.000	0.149	10.521	0.000
2007	0.185	15.419	0.000	0.145	10.210	0.000
2008	0.181	14.936	0.000	0.152	10.894	0.000
2009	0.186	15.186	0.000	0.151	10.787	0.000
2010	0.182	14.542	0.000	0.147	10.464	0.000
2011	0.167	13.974	0.000	0.147	10.608	0.000

表5 SAR面板模型回归结果

变量	空间固定效应	时间固定效应	双向固定效应
IFDI	-0.313*** (0.101)	-0.253*** (0.0973)	-0.340*** (0.113)
lngdp	0.374*** (0.0469)	0.789*** (0.0441)	0.404*** (0.0587)
gdpsh	0.943*** (0.281)	2.976*** (0.343)	1.077*** (0.347)
gcmsales	0.376*** (0.101)	0.769*** (0.189)	0.431*** (0.122)
givfix	0.0910*** (0.0317)	0.245*** (0.0717)	0.0897** (0.0356)
gbuild	0.110*** (0.0340)	0.130*** (0.0364)	0.111*** (0.0406)
λ	0.686*** (0.0374)	0.120 (0.332)	-0.269 (0.509)
样本数	1768	1768	1768
Adj.R ²	0.698	0.785	0.752
城市个数	221	221	221

年度FDI每增加1个百分比，平均说来本年度的税收收入将减少0.313%，引言中所提到“各地方政府出于各种政绩需要通过降低外商投资企业的实际税收负担水平的各种税费优惠政策来吸引FDI流入本地区”的设想在此得到验证，这就不可避免地导致FDI与税收收入呈负相关关系。各城市的经济水平每提高1%，平均说来税收收入会增加0.3740%，地区经济水平是外商FDI区位选择的重要依据，而城市经济水平越高，市场需求潜力越大，跨国公司能够通过直接并购或建立子公司等方式获取更多利润；产业结构每优化1个百分点，平均说来税收收入会增加0.943个百分点，产业结构的优化能够提高创税能力，高科技、房地产等高税负和税收能力强的产业和行业比重的提高，推动了税收收入的增长。此外社会消费品零售总额、固定资产投资、建筑业总产值每增加1%，平均税收收入分别增加0.376%、0.091%、0.110%。

当考虑空间固定效应时，空间自回归系数 λ 的值为0.686且符号为正，由于 λ 最大不能大于1，因此0.686的 λ 值相对来说比较大，且在1%的水平上高度显著，说明某一地区的税收收入与周边地区的税收收入呈显著的正相关关系，周边城市税收收入水平每降低1%，本城市的税收收入平均来说将降低大约0.686%，这一结论与陈强（2014）提出的不同地区的政府出于相互博弈或者相互竞争的考虑（如竞相吸引FDI），在制定本地区税收时，会考虑周边地区税收水平的结论一致。

结合表4中关于Moran's I的分析，表明了空间相关是显著存在的，此种情况下，采用空间计量模型是正确的选择。从模型中解释变量系数的估计结果来看，表5中3种固定效应下的各项解释变量系数都通过了显著性检验。

在SDM模型中，在空间固定效应、时间固定效应和双向固定效应项下，模型的各项解释变量系数都通过了显著性检验，说明各城市税收收入增长确实存在地区特征和阶段性特征。但是根据空间自回归系数 δ 的显著性来看，SDM中的空间固定效应是较优选择。

由SDM模型空间效应回归结果可以得出，IFDI的系数显著为负，表明某一城市的本年度FDI比上一年度FDI每增加1个百分比，平均说来本年度的税收收入将减少0.332%。各城市的经济水平每提高1%，平均说来税收收入会增加0.311%；产业结构每优化1个百分点，平均说来税收收入会增加

表6 SDM面板模型回归结果

变量	空间固定效应	时间固定效应	双向固定效应
IFDI	-0.332*** (0.107)	-0.274*** (0.099)	-0.468*** (0.139)
lngdp	0.311*** (0.0549)	0.773*** (0.0470)	0.410*** (0.0598)
gdps	0.960*** (0.290)	2.976*** (0.352)	1.085*** (0.347)
gcmsales	0.533*** (0.149)	0.769*** (0.189)	0.435*** (0.120)
givfix	0.0253 (0.0321)	0.235*** (0.0732)	0.0471 (0.0412)
gbuild	0.114*** (0.0353)	0.125*** (0.0362)	0.116*** (0.0409)
W*IFDI		0.917* (0.455)	0.476 (0.476)
W*lngdp	0.448** (0.223)		
W*gcmsales	(0.558)		
W*givfix	0.495*** (0.168)		0.3614* (0.211)
δ	0.357** (0.159)	-0.00354 (0.365)	-0.268 (0.509)
样本数	1768	1768	1768
Adj.R ²	0.697	0.784	0.764
城市个数	221	221	221

0.960个百分点。此外社会消费品零售总额、固定资产投资、建筑业总产值每增加1%，平均说来税收收入分别增加0.533%、0.0253%、0.114%。与SAR模型的估计结果相差不大。

当考虑空间固定效应时，空间自回归系数 δ 的符号为正，且在5%的水平上高度显著。说明某一地区的税收收入与周边地区的外商直接投资额呈显著的正相关关系，周边城市外商直接投资额水平每降低1%，本城市的税收收入平均来说将降低大约0.357%， $W*lngdp$ 、 $W*gcmsales$ 、 $W*givfix$ 表示来自邻居自变量的影响，分别在5%、5%、1%的水平下显著，表明周边城市的经济总量、社会消费品零售总额、固定资产投资会对本城市的税收收入产生显著影响。

为了分析FDI对中国区域税收的影响，本文采用普通OLS回归和空间自回归（SAR模型）分别对东、中、西部地区的数据进行计量分析，结果如表7所示。

由表7可以看出，无论采用OLS回归还是SAR模型，东部地区的FDI对税收具有十分显著的正效应，而中部地区和西部地区并不显著，这与Kamalakanthan

等（2005）的调查结果相一致：流入中国和印度的外商直接投资的一个显著特征是过度集中于沿海地区，由此造成了沿海和内陆地区间的收入差距（Kamalakanthan、Laurenceson，2005）。从东部地区来看，当采用OLS估计时，某一城市的本年度FDI比上一年度FDI每增加1个百分点，平均说来本年度的税收收入将减少0.366%；当考虑空间固定效应时，空间自回归系数 λ 的值为0.571且符号为正，且在1%的水平上高度显著，说明东部地区各城市的税收收入与周边城市的税收收入呈显著的正相关关系，周边城市税收收入水平每降低1%，本城市的税收收入平均来说将降低大约0.571%，结果与表5相一致。

从表3与表5、表6、表7的对比能够看出，空间计量模型能够充分考虑空间相关性对市域税收收入增长的影响，使回归结果更趋于稳健与合理。普通面板模型和空间计量模型回归结果中共有项的显著性变化很小，但有些回归系数变化较大，如

表7 东、中、西地区OLS和SAR面板模型回归结果

变量	OLS			SAR		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
lfdi	-0.366*** (0.104)	0.531 (0.942)	0.0189 (0.685)	-0.263*** (0.0938)	0.280 (0.579)	-0.185 (0.123)
lngdp	1.140*** (0.0305)	0.704*** (0.0303)	1.009*** (0.0229)	0.572*** (0.0841)	0.329*** (0.0929)	0.842** (0.391)
gdps	1.281*** (0.386)	3.208*** (0.274)	2.322*** (0.212)	0.543 (0.822)	0.874*** (0.308)	-0.181 (0.476)
gcmsales	0.431*** (0.0760)	1.595*** (0.191)	-1.267*** (0.212)	0.210* (0.116)	0.759*** (0.264)	0.398 (0.724)
givfix	1.079*** (0.117)	0.0143 (0.0693)	0.169** (0.0658)	0.498*** (0.0945)	0.0796** (0.0319)	0.0553 (0.0634)
gbuild	0.146*** (0.0291)	0.923*** (0.152)	0.0491 (0.146)	0.0612 (0.0449)	0.0939 (0.142)	0.205*** (0.0717)
常数项	-5.856*** (0.264)	-4.552*** (0.274)	-4.622*** (0.162)			
λ				0.571*** (0.0643)	0.678*** (0.0717)	0.295 (0.324)
样本数	704	632	432	704	632	432
Adj.R ²	0.8079	0.6196	0.9057	0.763	0.589	0.842
城市个数	88	79	54	88	79	54

各城市经济总量、产业结构等。各项的系数符号与预期相同，IFDI的符号在1%的水平下显著为负，各城市经济总量、产业结构、社会消费品零售总额、建筑业总产值的系数为正且显著，说明外商直接投资与税收收入有显著的负相关关系，FDI的流入不一定会使得税收增长，而各城市经济水平的提高、产业结构的优化、社会消费品零售总额的增加、固定资产投资增多、建筑业总产值的提高与税收收入增加有显著的正相关关系。

四、结语

为了考察中国221个城市FDI对税收增长的贡献作用，本文探索性采用了普通面板和包含空间自回归模型（SAR）及空间杜宾模型（SDM）等在内的空间面板模型，研究表明，各城市国内生产总值（GDP）对税收收入的增长有显著的正向作用。此外，产业结构、社会消费品零售总额、固定资产投资和建筑业总产值对税收收入增长具有明显的正向作用。而本文重点关注的外商直接投资对税收的增长有显著的负向效应，FDI每增加1%，各城市的税收收入将减少大约0.31%至0.37%，且城市的税收收入与周边城市呈现显著的正向相关关系。周边城市税收收入水平每降低1%，本城市的税收收入平均来说将降低大约0.357%至0.686%，说明各地存在明显的税收竞争效应。

原因可能在于各地方政府出于增加就业、促进地区GDP增长或提高政绩的需要，通常会采取包括低价甚至无偿出让土地、税收减免、税收奖励等各种税费优惠政策，通过降低外商投资企业的实际税收负担水平来吸引FDI流入本地区。这种优惠政策一方面推动了GDP的增长，但另一方面却不可避免地造成地方政府的财政资源流失。尽管各个地方政府均希望通过引入更多的外商直接投资来获取更高意义上的经济增长，但实际结果可能会降低各地方政府的税收收入，导致各个地方政府陷入“囚徒困境”。

为了避免地方政府由于FDI竞争导致的财政资源的流失，地方政府应该通过有效合作强化协调发展的能力，优化政府间的资源配置，消除地方保护主义，提高各级政府化解经济全球化所带来风险的能力，做到互利共赢。另外，通过法规的形式明确中央政府和地方政府的的关系，中央政府合理有效管理和规范地方政府的短期行为并控制地方政府竞争，必要时要求地方政府重新评估并清理减税、减免土地出让收入等激励性投资优惠政策，避免地方政府因为招商引资而进行无序化、有害化竞争，从而建立地方政府间透明的竞争秩序，保证我国税收的合理增长。

[参考文献]

- 符森，(2009)“地理距离和技术外溢效应”，《经济学（季刊）》第8卷第4期。
何兴强、王利霞，(2008)“中国FDI区位分布的空间效应研究”，《经济研究》第11期。
罗雨泽、朱善利、陈玉宇等，(2008)“外商直接投资的空间外溢效应：对中国区域企业生产率影响的经验检验”，《经济学（季刊）》第7卷第2期。
汪冲，(2012)“资本集聚、税收互动与纵向税收竞争”，《经济学（季刊）》第1期。
王滨，(2010)“FDI技术溢出，技术进步与技术效率——基于中国制造业1999-2007年面板数据的经验研

- 究,”《数量经济技术经济研究》第2期。
- 余壮雄、王美今、章小韩,(2010)“FDI进入对我国区域资本流动的影响,”《经济学季刊》第10卷第1期。
- 钟昌标,(2010)“外商直接投资地区间溢出效应研究,”《经济研究》第1期。
- 周黎安、陶婧,(2009)“政府规模,市场化与地区腐败问题研究,”《经济研究》第1期。
- Anselin L.,(1988)“Spatial Econometrics: Methods and Models,”*Springer Science & Business Media*.
- Black D A., Hoyt W H.,(1989)“Bidding for Firms,”*The American Economic Review*, 1249-1256.
- Blonigen B A.,Davies R B.,Waddell G R.,et al.,(2004)“FDI in Space: Spatial Autoregressive Relationships in Foreign Direct Investment,”*European Economic Review* 51 (5) , 1303-1325.
- Bond E W.,Samuelson L.,(1986)“Tax Holidays as Signals,”*The American Economic Review*,820-826.
- Cheng, L. K.,and Kwan, Y.K.,(2000)“What are the Determinants of the Location of ForeignDirect Investment? The Chinese Experience,”*Journal of International Economics* 51 (2) , 379-400.
- Chris Doyle., Sweder Van Wijnbergen.,(1994)“Taxation of Foreign Multinationals: A Sequential Bargaining Approach to Tax Holidays,”*International Tax and Public Finance* 1 (3) , 211-225.
- Davies R B.,(2005)“State Tax Competition for Foreign Direct Investment: A Winnable War?”*Journal of International Economics* 67 (2) , 498-512.
- Ghinamo M., Panteghini P M., Revelli F.,(2010)“FDI Determination and Corporate Taxcompetition in a Volatile World,”*International Tax and Public Finance* 17 (5) , 532-555.
- Keen, M.,and C. Kotsogiannis.,(2002)“Does Federalism Lead to Excessively High Taxes?”*American Economic Review* 92 (1) , 363-370.

(责任编辑 王 瀛)

FDI and Tax Income of Chinese Cities: A Spatial Panel Analysis Based on Data of 221 Cities

LU Jian YANG Bin - yong

Abstract: By building a spatial econometric model based on the geographical distance among the 221 cities in China from 2003 to 2011, this paper examines whether FDI inflow increases the tax income of cities in China. It is found that FDI has a negative impact on tax increase, with 1% increase in FDI resulting in 0.31% - 0.37% decrease in tax income. The tax income of a city has a significantly positive impact on that of the neighboring cities, possibly as a result of the economic policies for attracting foreign investment introduced by local governments such as various tax breaks and tax incentives set up in order to improve employment, promote regional GDP growth or boost administrative achievements. While these preferential policies can promote GDP growth, they could inevitably bring about the loss of financial resources of the local governments which may put the local government into “prisoner’s dilemma”. To address this, local governments should well coordinate their policies on FDI and manage to promote the tax income growth while working on the economic development.

Keywords: FDI; Tax income; Spatial econometric model; Policy competition