

行政空间邻接与土地财政传导效应

——基于武汉城市圈实证分析

张安录¹,刘 炼¹,曾 晨^{1,2}



(1.华中农业大学 公共管理学院,湖北 武汉 430070; 2.中国科学院 地理科学与资源研究所,北京 100101)

摘 要 以武汉城市圈为例,基于行政地位对土地财政具有空间效应的假设,根据不同行政地位(主城区、远郊区、区、县级市、县)的土地出让金差异划分归类,在分析不同类别行政区的空间邻接关系的基础上,嵌入多策略的空间权重矩阵建立空间滞后模型,研究行政空间邻接关系对地方政府土地财政收入的重要作用。结果显示:人均 GDP、城镇居民人均可支配收入、地均固定资产投资和土地财政高度正相关,第二产业增加值占比、地均财政收入对土地财政产生负向影响;土地财政受不同行政地位之间空间传导效应的影响,2013 年、2015 年土地财政在处于中心城区附近的主城区与远郊区、区之间的空间互动性更强,这一发现肯定了相对落后地区对土地财政的依赖性,强行政权力地区拥有最具价值的土地发展机会。

关键词 行政空间邻接;土地财政传导效应;多策略;空间回归;武汉城市圈

中图分类号:F 301.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2018)06-0123-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.06.016

中国一直以来实行的是行政管理层次和财政层次相统一的制度,一级政府掌控一级财权^[1]。Henderson 认为中国城市管理体制的特征是“大管小”^[2],这种体制会导致财政和资本流向高行政级别的城市^[3],因而行政体制与财政收入关系紧密。在现行的经济、政治、土地管理制度下,地方政府成为土地财政的主导动力。20 世纪 90 年代中期的“分税制”改革后土地出让金全额划归地方所有,使得地方政府将城市土地利用和城市经营的重点放在土地出让金和相关税收上,城市经营最终的关注点落到了土地财政上^[4]。2002 年所得税调整后营业税成为地方主体税种,房地产和建筑行业作为营业税的主要税源,驱使地方政府倚重房地产和基建,尽管从 2016 年 5 月 1 日起房地产、建筑业等营业税的主体税种纳入营改增,但房地产税的逐步出台,加之地方官员政绩考核制度催化作用与土地征收补偿制度保障功能^[5],为地方政府凭借出让土地获得土地财政提供了制度激励。

就行政地位和土地财政的关系而言,行政区划类别不同,获得的土地发展权利和机会也不一样。一方面,不同行政级别的城市受到资本与财政的政策利好程度不同,城市扩张所依赖的土地资源在空间分配上存在着等级差异;目前中国的土地资源配受行政主导——按行政权力等级配置征地指标^[6]。级别高的行政单元一般用地指标多,项目审批权限大,拥有信贷支持等诸多利好因素,得以凭借行政力量影响土地资源空间配置^[3],而土地资源配置的规模、类型、扩张方式与空间布局直接影响土地财政收入。另一方面,在中央政府以建设用地指标控制城市无序扩张的政策背景下,建设用地指标从上到下的层级分配体系导致行政级别越高的城市也更容易获得较多的建设用地指标,这部分用地指标有些因为缺乏有效需求难以成为储备用地,而是以低价卖出,以刺激地方经济增长,获取土地

收稿日期:2018-03-16

基金项目:国家自然科学基金项目“农地城市流转中土地价值创造过程、价值捕获机制与利益共享政策”(71873053);国家自然科学基金项目“经济社会双重转型下土地转换效率测度及效率改进政策调控原理研究”(71573101);国家自然科学基金项目“区域管制的空间外溢效应对城镇土地集约利用的影响机理及优化路径——以长江中游城市群为例”(4177010355);国家自然科学基金项目“行政区划调整对城市蔓延的影响机理——基于空间互动的视角”(41501179)。

作者简介:张安录(1964-),男,教授,博士;研究方向:土地资源经济学。

财政来源和长期的税收收入^[7]。

土地财政传导效应,即由于行政区空间邻接关系的差异,某地区政府通过利用土地资源追求土地财政最大化的做法,会对其他地区产生示范效应。土地财政积累高的地区往往由于经济发展利好传导至其他地区,受到启示的地区出现效仿邻域政府土地财政行为的现象。李郁等检验了土地财政增长存在横向竞争模仿的策略互动^[8];王美今等研究了地方政府策略互动特性从相互模仿转变为分税制改革后的差异化^[9];唐鹏等证实了地方政府间的土地财政策略出现空间模仿效应的互动行为,地方政府在实施土地出让策略中的模仿效应表现为土地出让面积竞争,土地引资策略的模仿效应表现为对大规模资本的追逐^[10]。虽有诸多学者证实了地方政府土地财政收入具有传导效应,县域之间存在空间策略互动特征,但是具体在何种空间相邻关系下空间互动性更强的问题尚未解决,行政地位和土地财政的空间化联系还不太清楚。中国目前的财税体制为地方政府追求土地财政提供了制度激励,直接体现为耕地非农化和城市扩张加剧,而行政区划调整也会导致地方政府财力差异。因此本文以武汉城市圈为例,纳入空间效应来探讨土地财政所受到的行政影响,在空间回归中将“多策略”下的空间关系整合到空间权重矩阵中,模拟行政空间邻接关系变化,空间回归的结果用来验证行政地位对土地财政的空间效应,以识别在不同行政区空间相邻关系下,土地财政传导效应的特征和强度,旨在对今后政府探索城市圈的机构设置、行政区划调整策略以及合理地方土地财政积累提供可能的参考建议。

一、研究区域概况与数据来源

1. 研究区域概况

武汉城市圈,亦称武汉“1+8”城市圈,地处湖北省东部。武汉城市圈是以武汉市为核心组建的,包括武汉市及其周围的黄石、鄂州、孝感、黄冈、咸宁、仙桃、潜江和天门 8 个城市及下属县市,共 48 个县域,其中主城区 7 个,分别是洪山区、江岸区、江汉区、硚口区、青山区、武昌区、汉阳区;远郊区 6 个,分别是蔡甸区、东西湖区、汉南区、黄陂区、江夏区、新洲区;县级市占 10 个,分别是安陆市、赤壁市、大冶市、汉川市、麻城市、潜江市、天门市、仙桃市、武穴市、应城市;县和区共 25 个,以上所提及之外的其他县域。选择武汉城市圈作为研究案例,是因为它是中国中部地区规模最大、发展速度较快、战略地位较高的城市群^[11]。而且在过去 20 年间,武汉城市圈集聚了一个完整的县级行政管理体系,因此,本文选取较为典型的武汉城市圈进行研究^[12]。

2. 数据来源

本文使用的数据包括湖北省国土资源厅提供的 2011 年、2013 年和 2015 年湖北省各县域的土地利用现状数据(土地总面积、城镇用地面积),武汉城市圈的部分社会经济数据(常住总人口、常住城镇人口、GDP、全社会固定资产投资等),以及从 CREIS 中指数据房地产数据信息系统获取的武汉城市圈 48 个县域的土地出让金数据^①。此外,还从湖北统计年鉴、湖北年鉴、武汉城市圈各市统计年鉴(2012、2014、2016)^②,以及武汉城市圈 48 个县域的政府门户网站收集了地方公共财政预算收入、城镇居民人均可支配收入等社会经济数据。本文将土地利用数据、行政区划数据和社会经济统计数据在 Arcgis 中进行入库处理,结合 Arcgis 的 shp 文件,形成一个完整的空间数据库。

二、研究方法

1. 土地财政收入测度

根据土地财政的收入来源和认识范围差异,土地财政被定义为广义和狭义两种层面。狭义的土地财政指政府通过出让方式进行土地使用权交易获得土地收入,普遍以土地出让金来衡量,这部分收

① 数据来源:CREIS 中指数据房地产数据信息系统。

② 数据来源:湖北统计年鉴、湖北年鉴、武汉城市圈各市统计年鉴(2012、2014、2016)。

入由于公开透明程度更高,数据可获得性强,且是地方土地财政收入构成的主体部分,因而以土地出让金指标衡量地方政府土地财政被学术界广泛采用^[13-14]。广义的土地财政指通过土地和房地产业获取的全部收入^[15]。在实证分析中,广义的土地财政收入很难衡量,且在广义的土地财政收入中,土地出让金仍然占有较大的比重^[16],现阶段众多地区地方政府仍借助于出让土地最大限度地获得土地出让金。

从地方政府财政来源来看,土地出让收入在我国地方财政收入中有着举足轻重的地位,加之与土地相关的政府税收收入和非税收入,共同构成地方政府最重要的财政预算外收入,形成名副其实的土地财政,即地方政府的“第二财政”^[17]。从这个意义上讲,在地方政府以土地为主的财政收入体系中,土地出让收入可以用来衡量土地财政水平。当然也鉴于县域尺度的土地相关税收收入、非税收入数据难以获取,而地级市、县级市等多元化县市的出现,其中更低层级的地市级政府对土地财政的依赖更加明显^[18],凸显了从县域尺度研究土地财政的必要性。因此本文研究行政空间邻接关系对地方政府土地财政影响时,用土地出让金概念衡量土地财政水平,土地出让金越高,土地财政积累越高。

2. 指标选取

不同行政区类型(即主城区、远郊区、区、县级市、县等)的土地财政收入水平是由土地上的资本、劳动、技术等投入要素综合作用的结果。本文选取地均固定资产投资指标来表征单位土地上所投入的资本要素;城镇化率体现城市化水平,人口密度反映区域人口集中状况,故选取城镇化率和人口密度指标作为劳动要素;地均财政收入、人均GDP、第二产业增加值占比、第三产业增加值占比、城镇居民可支配收入从产出水平、产值结构和技术采纳等构成技术要素,不同行政单元的技术水平对地均财政收入、人均GDP、第二产业增加值占比、第三产业增加值占比、城镇居民可支配收入等经济总量和经济结构有重要影响。行政区类型的变化会引起地区资本、劳动、技术等社会经济要素层面的变化,因而我们选取与之息息相关的8个社会经济指标,即地均固定资产投资、城镇化率、人口密度、地均财政收入、人均GDP、第二产业增加值占比、第三产业增加值占比、城镇居民可支配收入,将其作为自变量,以土地出让金作为因变量,采取逐步回归法,通过设定 p 值小于0.05的检验水平先筛选得到与土地财政相关性较高的变量。

3. 多策略构建

假设一个行政单元的土地财政收入对其邻域财政产生影响,这种影响随着所嵌入的行政地位的空间邻接关系而变化。“多策略”建模是依据武汉城市圈48个县域单元的行政等级差异,形成了主城区、远郊区、区、县级市、县五种不同的行政区类型,不同行政单元的地均财政收入不同,因此,我们根据各县域土地出让金均值的差异和武汉城市圈实际存在的主城区、远郊区、区、县级市、县的空间相邻性设计 n 种策略,土地出让金均值相似的行政地位合并为一个行政类别,将武汉城市圈48个县域划分为若干组,形成不同行政区空间邻接关系的“多策略”,“多策略”建模的主要目的在于比较不同类型的县域相邻结构所产生的空间效应下,土地出让金受邻居的影响差异。

4. 空间自相关和空间回归模型

空间自相关分析是用来检验具有空间位置的某要素的观测值是否显著地与其相邻空间点上的观测值相关联的方法,本文选取全局空间自相关来说明自变量与因变量之间的相互关系,采用最为常用的Moran's I 指数来描述空间自相关关系。

Anselin^[19]为了解释自变量和因变量之间存在的空间相关性,定义在空间计量中的空间线性回归的基本形式为:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \mu \quad (1)$$

式(1)中, y 表示因变量,是一个 n 维向量, X 表示解释变量, ρ 是反映变量 y 空间自相关的参数, β 是与解释变量 $X(n \times k)$ 相关的 $(k \times 1)$ 维参数向量, W_1 是与空间自回归相关的 $n \times n$ 维空间权重矩阵,通常在实际应用中是相等的, μ 是随机项。空间加权项系数 ρ 的正负、大小表征地方政府间土地财政相互模仿的策略互动的方向性与强度, ρ 显著为正表明地方政府土地财政存在相互模仿的策略互动,而显著为负说明存在差异化的策略互动^[9]。通过引入参数 λ 来反映空间关系的放大比例尺,从

而建立不同策略下的空间权重矩阵。

本文的目的是研究在县域层面行政空间邻接关系对地方政府土地财政的影响,度量空间效应即单个区域某变量变动对其他区域影响^[20],由于各地区土地财政存在横向相互模仿的策略互动或标尺模仿行为,因此经典的线性回归模型难以满足本研究要求,而空间滞后模型则表示的是因变量 y 除了受到自变量 x 和误差项的影响之外,同时还受到周围邻域单元因变量 y 的影响,考虑了因变量的空间自相关性^[8],即考虑了一部分邻域效应的影响,因而更适合本研究。

三、结果及分析

1.不同行政地位的土地财政差异

为了对比分析 2011—2015 年间土地财政的变化,本文选取武汉城市圈 48 个县域 2011 年(a,b)、2013 年(c,d)和 2015 年(e,f)的数据,从空间上直观分析不同行政地位的城镇用地占比和土地出让金分级图的差异,如图 1。

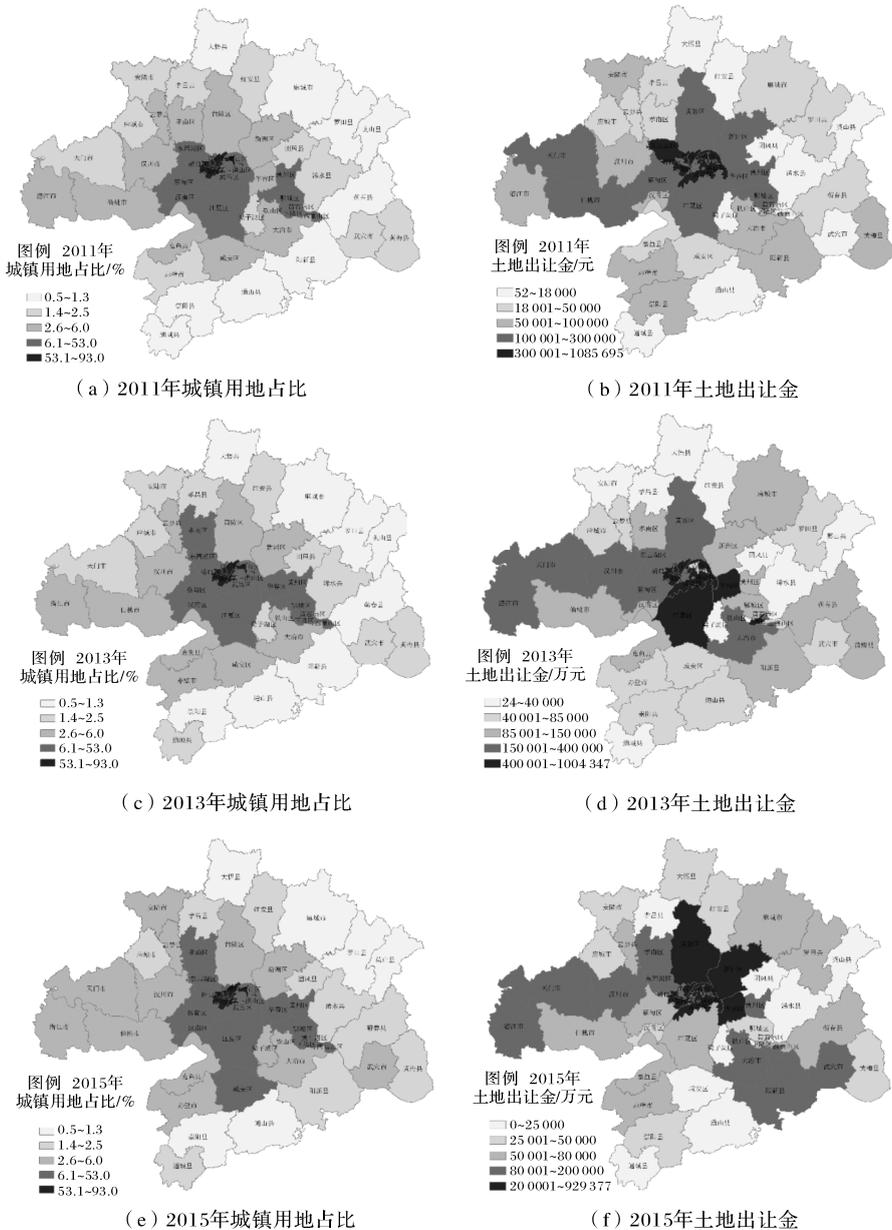


图 1 城镇用地占比和土地出让金空间分布

整体而言,2011—2015年,城镇用地面积占比低的地区主要分布在远离地级市城区的下属县,这些地区多处于武汉城市圈外围的东北部、南部地区,而城镇用地面积占比高的地区多集中在地级市附近的城区,环绕武汉市北部相邻县,东南部与区相邻,西部与县级市相邻,土地镇化发展以武汉市城区向四周辐射递减分布;土地财政在城市扩张过程中表现出明显差异,在市、区、县三级行政单元中,土地财政的最高值出现在市区、最低值出现在县级城市,处于长江流域沿线的行政区土地财政积累水平相对更高,南北两侧以及东北部较低,武汉市属于湖北省省会城市、武汉城市圈中心城市,所辖的主城区和远郊区均属于地级市下的区,且是地级市下经济发展水平处于领先地位的行政区,财权和行政权的优势突出,高速的城市化水平和二、三产业占比贡献了大量的土地财政收入,土地财政的空间格局围绕武汉市城区呈现出与行政地位相对应的变化,表现出“高级别-高财政”的关联集聚特征。土地财政的空间分布与城镇用地占比的空间格局较为吻合,这一定程度上说明了土地财政的积累与城镇用地扩张密切相关。

值得注意的是,在2013—2015年,位于地级市辖区的土地出让金上升明显(表1),接近武汉市远郊区,由此证实了行政地位对土地财政收入存在影响且不断强化,县区级城市经济发展水平相对落后,羸弱的税基和地方财政预算内收入无法满足城市基础设施建设的硬性支出,凸显了愈发依赖于土地财政的现实^[14]。纵向对比2011年、2013年和2015年三年的数据,发现2015年各个行政类别的土地财政均出现不同程度的下降,究其原因,土地财政实际上是引致需求的结果,消费者对于住房、商业地产或产品的需求引致生产者对土地的需求,从而产生土地财政。在各用地类型出让收入中,商业、住宅用地占较大比重,由2005年的75%提高到2015年的88%^①,因此房地产市场景气差异将直接导致地区土地财政收入的差异^[8]。2015年我国供给侧结构性改革加快推进,固定资产投资特别是房地产投资增速大幅回落,经济增速放缓,土地市场需求不足,尤其是面临去产能的工商业用地需求减少,对于土地出让收入减收影响较大。

可见,土地财政不仅与城镇用地扩张关系紧密,也与行政地位高度相关,一定程度上还受市场环境的影响。

表1 不同县域类型土地出让金均值

万元

年份	武汉市主城区	武汉市远郊区	区	县级市	县
2011	635 782	180 805	53 265	87 208	24 635
2013	613 192	242 465	162 205	139 400	54 487
2015	460 849	137 284	122 787	71 633	41 806

2.不同的空间策略

通过初步分析2011年、2013年和2015年各县域土地出让金均值的差异,发现2011年区、县级市、县非常接近(表1),说明行政区划关系对区、县级市、县的影响程度几乎相同,因而本研究2011年中将区、县级市、县一起考虑分析,将2013年的远郊区/区/县级市合并考虑,将2015年的远郊区和区、县和县级市合并考虑(表2),于是在两县域间2011年产生了6种不同的空间相互关系,2013、2015年分别产生5种不同的空间相互关系(武汉城市圈的行政区划关系不存在主城区与县级市/县相邻的情况)(表2)。“多策略”模型中,经典回归模型意味着不考虑行政区划的管理状态和相互关系,即默认任何一种空间相互关系对土地出让金都产生相同的影响力,本文定义此种策略为策略0。由于策略0是普通“0—1”型空间回归模型的运用,因此2011年、2013年和2015年只对剩余的16个策略进行比较分析,2011年多策略下形成的空间权重矩阵分别为 $W_{11,1}$ 、 $W_{11,2}$ 、 $W_{11,3}$ 、 $W_{11,4}$ 、 $W_{11,5}$ 、 $W_{11,6}$,2013年分别为 $W_{13,1}$ 、 $W_{13,2}$ 、 $W_{13,3}$ 、 $W_{13,4}$ 、 $W_{13,5}$,2015年分别为 $W_{15,1}$ 、 $W_{15,2}$ 、 $W_{15,3}$ 、 $W_{15,4}$ 、 $W_{15,5}$,将其引入空间回归模型。

3.行政地位对土地财政的空间效应

(1)驱动因子的选择和分析。通过逐步回归对2011、2013、2015年各种重要变量的组合都进行了

① 数据来源于《中国国土资源年鉴》(2006、2016)。

回归分析,结果如表 3 所示,2011 年和 2013 年 X_5 (人均 GDP)、 X_6 (第二产业增加值占比)、 X_8 (城镇居民人均可支配收入)的组合都与土地财政有着显著的相关性,2015 年 X_1 (地均固定资产投资)、 X_4 (地均财政收入)、 X_8 (城镇居民人均可支配收入)组合与土地财政的相关性优于 X_5 、 X_6 、 X_8 的组合。究其原因,从 2011—2015 年各行政区的土地出让金均值变化(表 1)分析可知,2015 年在土地市场需求不足的环境下,土地出让金的驱动因子变成了与土地出让金变化息息相关的地均固定资产投资、地均财政收入和城镇居民人均可支配收入。

表 2 “多策略”模型的具体说明

2011 年策略	假设	空间权重矩阵
策略 11_0	普通“0—1”型空间回归	W_{11_0}
策略 11_1	强调主城区与主城区相邻,空间互动更为强大	W_{11_1}
策略 11_2	强调主城区与远郊区相邻,空间互动更为强大	W_{11_2}
策略 11_3	强调主城区与县/县级市/区相邻,空间互动更为强大	W_{11_3}
策略 11_4	强调远郊区与远郊区相邻,空间互动更为强大	W_{11_4}
策略 11_5	强调远郊区与县/县级市/区相邻,空间互动更为强大	W_{11_5}
策略 11_6	强调县/县级市/区与县/县级市/区相邻,空间互动更为强大	W_{11_6}
2013 年策略	假设	空间权重矩阵
策略 13_0	普通“0—1”型空间回归	W_{13_0}
策略 13_1	强调主城区与主城区相邻,空间互动更为强大	W_{13_1}
策略 13_2	强调主城区与远郊区/区/县级市相邻,空间互动更为强大	W_{13_2}
策略 13_3	强调远郊区/区/县级市与远郊区/区/县级市相邻,空间互动更为强大	W_{13_3}
策略 13_4	强调远郊区/区/县级市与县相邻,空间互动更为强大	W_{13_4}
策略 13_5	强调县与县相邻,空间互动更为强大	W_{13_5}
2015 年策略	假设	空间权重矩阵
策略 15_0	普通“0—1”型空间回归	W_{15_0}
策略 15_1	强调主城区与主城区相邻,空间互动更为强大	W_{15_1}
策略 15_2	强调主城区与远郊区/区相邻,空间互动更为强大	W_{15_2}
策略 15_3	强调远郊区/区与远郊区/区相邻,空间互动更为强大	W_{15_3}
策略 15_4	强调远郊区/区与县级市/县相邻,空间互动更为强大	W_{15_4}
策略 15_5	强调县级市/县与县级市/县相邻,空间互动更为强大	W_{15_5}

注:某一策略例如策略 11_1,表示空间权重矩阵 W_{11_1} ,即当 i 县域单元和 j 县域单元为两主城区相邻时 $W_{ij} = \lambda$,其余均为 1。在上述 2011 年、2013 年和 2015 年的 16 个策略中,令 λ 的取值为 2,因为当 λ 等于 1 时,即为策略 0 所述策略,在前文中已进行了回归分析。

在利用空间回归法研究行政空间邻接关系对土地财政收入的影响之前,再次对解释变量和被解释变量利用最为传统的最小二乘法(OLS)进行回归分析(表 3)。

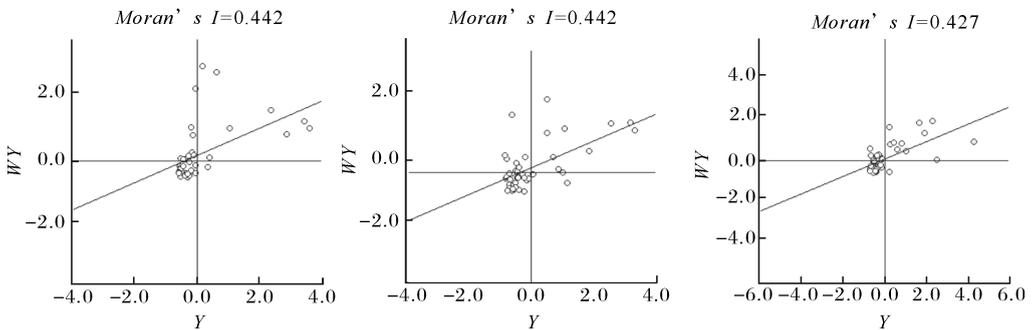
表 3 最小二乘法回归结果

变量	2011 年		变量	2013 年		变量	2015 年	
	系数	t -Probability		系数	t -Probability		系数	t -Probability
X_5	23 744.06	0.041	X_5	29 020.33	0.003	X_1	2.34	0.084
X_6	-515 661.82	0.006	X_6	-509 516.44	0.001	X_4	-16.92	0.093
X_8	41.03	0.000	X_8	26.20	0.000	X_8	28.88	<0.000
	$R^2 = 0.632$			$R^2 = 0.641$			$R^2 = 0.475$	

从结果中可以看出, R^2 在 2011、2013 年分析中均大于 0.5,说明自变量和因变量之间有较好的拟合度。2011 年和 2013 年的模型中,第二产业增加值占比对土地出让金产生显著的负向影响,人均 GDP、城镇居民人均可支配收入对土地出让金产生显著的正向影响。具体来看,第二产业增加值占比的提高并未带来地方政府土地出让金的提升,究其原因,相对而言第三产业的附加值更高,其住宅和商业用地的出让价格远高于工业用地,而第二产业占比的提高一定程度上挤占了第三产业在 GDP 中的比重,因此当第二产业增加值占比提高的时候,已经难以刺激到土地财政的提升。人均 GDP 和城镇居民人均可支配收入则作为经济强度指数从产出结果角度影响土地出让金水平,人均 GDP 和城镇居民人均可支配收入的增加从侧面反映出城市整体经济水平的进步,大量投资的兴起,这将直接激活当地土地市场,依赖土地财政的地方政府出现财税增收效应。

2015 年的模型中,地均固定资产投资与土地出让金高度正相关,地均财政收入则与土地出让金负相关。地均固定资产投资之所以能够对土地出让金产生正效应是因为其既可以作为投资要素直接促进土地出让金增长,也可以产生溢出效应间接促进土地财政积累。而地均财政收入这一变量,从经济总量与税基的关系来看,分税制改革后,中央、地方的分成比例基本固定,地方财政收入很大程度上取决于经济规模,总量经济增加意味着税基扩大,地方财政收入也就越大,因而地均财政收入高的地区往往也是经济发展水平高度发达的城市,从这一角度来看,地均财政收入高的地区,对于土地财政的依赖性降低^[8]。

(2)空间自相关检验。利用空间自相关中的 Moran's I 系数来观察土地出让金的空间格局,结果也与之前的空间格局分布(图 1)一致。2011 年、2013 年和 2015 年土地出让金的 Moran's I 系数(图 2)分别为 0.442、0.437、0.427,表明 3 个年份因变量都具有显著的正向空间自相关性,这也正说明了武汉城市圈土地财政积累呈现集聚效应,遵循区域化的格局,验证了以土地出让金为衡量标准的地方政府土地财政具有空间滞后模型的潜在效用。



(g) 土地出让金(2011 年) (h) 土地出让金(2013 年) (i) 土地出让金(2015 年)

图 2 Moran's I 系数分布

(3)不同策略下的行政空间邻接关系分析结果。总结空间回归的结果(如表 4),2011 年的研究显示,变量的空间系数检验结果不显著,土地财政传导效应弱,空间互动特征不明显,表明土地财政行为并未能对邻域产生强而有力的影响。房地产市场的政策属性决定了土地财政收入易受国家宏观调控影响,具有显著的波动性特征^[21]。2010 年,国务院出台了史上最严厉的房地产调控“国十条”政策,2011 年 1 月继续提出“新国八条”政策,大幅度提高了贷款首付比例和贷款利率,房地产作为商品市场,国家对其实行严格限贷规定,将作为启示性政策传导至上游要素市场的土地供应,直接影响地方政府土地出让金及相关税费收入,地方政府受到自上而下的制度约束,土地财政行为被抑制,因而导致 2011 年土地财政传导效应并不明显。2013、2015 年的研究表明,所有 10 种策略下的空间系数都显著为正,表明地方政府土地财政行为由之前不存在明显空间互动逐渐转变为存在彼此竞争模仿的空间互动,可见近几年来土地财政的变化开始出现空间传导效应。当某些地区通过采取一定的财政竞争策略而取得优势时,其他地区就会进行经验学习、复制和效仿,即一个地区的土地财政行为会传导到邻近地区,一个地区在出让土地时会参照自己“邻居”的状况而实施相应的“卖地”举措,从而不落后于他人,地方政府以出让土地、招商引资来发展地区经济的模式被广泛采用,这种行政区县间的相互模仿行为即为土地财政传导效应^[9]。在 2013 年和 2015 年,分别是 W13_1 和 W15_2 权重矩阵的空间系数值最大,表明 2013 年在两主城区相邻的策略中土地财政产生了最显著的空间传导效应,2015 年在主城区与远郊区/区相邻的策略中产生了最显著的空间传导效应,2015 年的空间回归结果证实了土地财政与城市扩张密切相关,远郊区/区受到主城区土地财政传导效应的影响,大多通过城市扩张的路径实现土地财政积累,这为确定某些县或县级市由于受其邻近地区土地财政变化的传导效应,是否应该谨慎考虑被提升或转化为城区提供了理论依据,这一结论也有利于政策制定者明确土地财政治理重点,降低地方政府发展经济的路径依赖,优化产业结构调整。

此外,2011—2015 年空间系数由负转正,表明横向互动特性从差异化到相互模仿的转变,显示出

地方政府的土地财政行为从根据地区实际情况制定政策到相互效仿出让土地模式的转变,其行为开始出现区域集聚效应,结果也检验了地方政府土地财政行为受传导效应影响存在显著的空间互动特性。

表 4 不同策略下的空间模型结果

2011 年策略		人均 GDP(X_5)	第二产业增加值 占比(X_6)	城镇居民人均 可支配收入(X_8)	空间系数 (ρ)	R^2
$W_{11,0}$	系数	24 944.356	-531 302.559	46.594	-0.144	0.641
	Z-Probability	0.021	0.002	0.000	0.390	
$W_{11,1}$	系数	24 717.404	-531 923.164	45.644	-0.112	0.635
	Z-Probability	0.023	0.002	0.000	0.502	
$W_{11,2}$	系数	24 814.521	-525 753.559	46.514	-0.140	0.642
	Z-Probability	0.021	0.002	0.000	0.392	
$W_{11,3}$	系数	25 027.461	-534 049.140	45.754	-0.150	0.641
	Z-Probability	0.021	0.001	0.000	0.377	
$W_{11,4}$	系数	24 909.535	-534 079.475	47.008	-0.155	0.642
	Z-Probability	0.021	0.001	0.000	0.355	
$W_{11,5}$	系数	24 482.340	-532 569.517	48.308	-0.180	0.643
	Z-Probability	0.022	0.001	0.000	0.284	
$W_{11,6}$	系数	25 170.251	-536 573.035	46.563	-0.146	0.642
	Z-Probability	0.020	0.001	0.000	0.381	
2013 年策略		人均 GDP(X_5)	第二产业增加值 占比(X_6)	城镇居民人均 可支配收入(X_8)	空间系数 (ρ)	R^2
$W_{13,0}$	系数	25 923.692	-493 823.555	18.334	0.307	0.635
	Z-Probability	0.002	0.000	0.010	0.024	
$W_{13,1}$	系数	25 612.081	-488 735.323	16.440	0.344	0.644
	Z-Probability	0.002	0.000	0.021	0.008	
$W_{13,2}$	系数	25 407.270	-490 690.176	18.027	0.324	0.639
	Z-Probability	0.002	0.000	0.010	0.015	
$W_{13,3}$	系数	27 031.873	-495 530.103	18.324	0.295	0.633
	Z-Probability	0.001	0.000	0.012	0.034	
$W_{13,4}$	系数	26 274.771	-490 438.186	18.911	0.285	0.634
	Z-Probability	0.002	0.000	0.008	0.036	
$W_{13,5}$	系数	25 568.694	-493 080.136	18.226	0.311	0.635
	Z-Probability	0.002	0.000	0.011	0.022	
2015 年策略		地均固定资产 投资(X_1)	地均财政收入 (X_4)	城镇居民人均 可支配收入(X_8)	空间系数(ρ)	R^2
$W_{15,0}$	系数	2.703	-21.125	25.164	0.322	0.498
	Z-Probability	0.026	0.019	0.000	0.027	
$W_{15,1}$	系数	2.645	-20.705	25.353	0.290	0.501
	Z-Probability	0.030	0.023	0.000	0.050	
$W_{15,2}$	系数	2.649	-20.806	24.436	0.358	0.509
	Z-Probability	0.026	0.019	0.000	0.010	
$W_{15,3}$	系数	2.692	-20.627	25.579	0.283	0.492
	Z-Probability	0.029	0.025	0.000	0.062	
$W_{15,4}$	系数	2.696	-20.945	25.356	0.311	0.495
	Z-Probability	0.027	0.021	0.000	0.033	
$W_{15,5}$	系数	2.69	-21.03	24.96	0.325	0.499
	Z-Probability	0.026	0.020	0.000	0.024	

四、结论与启示

通过对土地财政的测度与分析、行政空间邻接关系对地方政府土地财政的影响这两个方面的分析,针对武汉城市圈地方土地财政的变化的实证结果表明:第一,2011—2015年,不同行政地位的土地财政收入差异明显,非省会地级市所辖县级市、县的土地财政相对落后,武汉市主城区一直居首位,

这也证实了近几年来各县市土地财政水平的差距;第二,人均GDP、第二产业增加值占比、城镇居民人均可支配收入、地均固定资产投资、地均财政收入和土地财政变化高度相关,人均GDP、城镇居民人均可支配收入、地均固定资产投资产生正向影响,第二产业增加值占比、地均财政收入则产生负向影响,暗示了现阶段地方经济发展仍存在对土地要素投入的过度依赖,地方政府采用依靠出让土地以刺激地方经济活力的模式;第三,近几年来,土地财政收入受不同行政地位之间的传导效应影响,开始出现空间互动特征。当某一行政区与主城区相邻,土地财政收入更有可能提高,这一发现肯定了相对落后地区对土地财政收入的依赖性,强行政权力地区拥有最具价值的土地发展机会。这说明在分析一个地区的土地财政所受影响时,如果只考虑本地区的土地财政现状,忽略周边地区土地财政行为对该区域的潜在影响,便会导致研究结果的偏误。适当考虑由于空间结构产生的外部性,可以较好地评估行政区空间邻接关系对土地财政造成的影响。

由此得到的政策启示是:①利益驱动在一定程度上强化了土地财政,主城区土地价值高,地方政府潜在卖地动力更强,城市外围区域存在土地财政相互竞争,由于土地财政传导效应效仿城市土地出让行为,催生了周边区域的土地财政积累,直接体现为耕地非农化,然而这种做法不利于城市可持续发展。②地方政府土地财政努力与城市扩张密切相关,土地财政治理的重点不是县级城市,而是高度发达的城市主城区,以及城市扩张热点区域的大中城市远郊区、地级市辖区,这对于实现城市理性扩张、精明增长意义重大。③行政区划的升格也会带来城市扩张和土地财政的不健康发展,政府要有计划地控制县改区,不盲目改制,做到有序调整,否则会带来新一轮的土地财政热潮。

参 考 文 献

- [1] 陈承新. 德国行政区划与层级的现状与启示[J]. 政治学研究, 2011(1): 72-83.
- [2] HENDERSON J V. Urbanization in China: policy issues and options [EB/OL]. [2015-06-02]. https://www.nathanschiff.com/webdocs/grad_urban/Henderson_Urbanization_China_Policy_2009.pdf.
- [3] 张耀宇, 陈利根, 宋璐怡. 中国城市用地扩张驱动机制的差异性研究[J]. 资源科学, 2016, 38(1): 30-40.
- [4] 王玉波. 土地财政与城市用地规模关系地域差异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(4): 76-83.
- [5] 王玉波. 土地财政区域差异与替代融资机制研究[J]. 经济地理, 2015, 35(10): 163-170.
- [6] 周其仁. 城乡中国(下)[M]. 北京: 中信出版社, 2014.
- [7] 刘涛, 曹广忠. 中国城市用地规模的影响因素分析——以2005年县级及以上城市为例[J]. 资源科学, 2011, 33(8): 1570-1577.
- [8] 李郁, 洪国志, 黄亮雄. 中国土地财政增长之谜——分税制改革、土地财政增长的策略性[J]. 经济学(季刊), 2013, 12(4): 1141-1160.
- [9] 王美今, 林建浩, 余壮雄. 中国地方政府财政竞争行为特性识别: “兄弟竞争”与“父子争议”是否并存? [J]. 管理世界, 2010(3): 22-31, 187-188.
- [10] 唐鹏, 石晓平, 曲福田. 地方政府竞争与土地财政策略选择[J]. 资源科学, 2014, 36(4): 702-711.
- [11] TAN R, LIU Y, LIU Y, et al. Urban growth and its determinants across the Wuhan urban agglomeration, Central China[J]. Habitat international, 2014(44): 268-281.
- [12] ZENG C, ZHANG A, LIU L, et al. Administrative restructuring and land-use intensity——a spatial explicit perspective[J]. Land use policy, 2017(67): 190-199.
- [13] 牟燕, 钱忠好. 破解地方政府土地财政困境的路径选择研究[J]. 中国土地科学, 2015, 29(12): 18-25.
- [14] 邹秀清, 田娜. 中国土地财政的区域差异与演进过程——基于287个地级市的面板数据[J]. 资源科学, 2015, 37(11): 2162-2171.
- [15] 刘红梅, 张志斌, 王克强. 我国土地财政收入研究综述[J]. 开发研究, 2008(1): 141-144.
- [16] 李尚蒲, 罗必良. 我国土地财政规模估算[J]. 中央财经大学学报, 2010(5): 12-17.
- [17] 刘志广. 我国地方政府财政收入来源及其规模[J]. 地方财政研究, 2010(4): 14-19.
- [18] 席小瑾, 梁劲锐, 杨建飞. 地方财政竞争是否提高了公共基础设施投资效率? [J]. 华东经济管理, 2017(12): 114-123.
- [19] ANSELIN L. Spatial econometrics: methods and models[M]. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [20] LESAGE P, PACE R. Introduction to spatial econometrics[M]. Florida: CRC Press, 2009.
- [21] 娄成武, 王玉波. 中国土地财政中的地方政府行为与负效应研究[J]. 中国软科学, 2013(6): 1-11.