



城市土地边际生产率的空间计量分析

钟国辉,郭忠兴*,汪险生

(南京农业大学 公共管理学院,江苏 南京 210095)

摘要:以柯布—道格拉斯生产函数为基础模型,构建以相邻省份的共同边界线长度和经济发展水平作为空间权重的固定效应空间滞后模型,并利用我国2000—2011年的省级面板数据,实证分析各省份城市土地边际生产率。结果表明:(1)我国二、三产业经济增长存在空间溢出性;(2)在考虑空间溢出性的条件下,城市土地边际生产率包含城市土地直接边际生产率和城市土地间接边际生产率,同时各省份的城市土地间接边际生产率一般低于城市土地直接边际生产率;(3)从城市土地平均边际生产率的大小来看,较高区域依次是福建、上海和河北等地区,较低区域依次是宁夏、新疆和海南等地区。因此,中央政府可依据各省份城市土地平均边际生产率高低差别化配置城市土地,从而提高城市土地总产出,促进经济增长。

关键词:城市土地;边际生产率;空间溢出性;固定效应空间滞后模型

中图分类号:F205;F293.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2014)01-0068-07

城市土地作为一项基本的生产要素和稀缺性资源,是城市经济增长不可或缺的,而我国经济增长对提供劳动力就业机会^[1]、减少贫困^[2]以及居民收入提高等具有重要作用,因此在城市土地有限的条件下,如何在各区域配置城市土地,促进经济增长就具有重要意义。19世纪70年代,新的分析工具促进了新古典经济学的发展,而其中尤为重要的就是边际分析的方法,边际分析在资源配置过程中具有重要意义^[3]。因此本文将重点分析各区域城市土地边际生产率,为城市土地配置提供参考依据。而地理学第一定律表明,在空间上,任何事物几乎都存在或强或弱的空间相关性^[4]。随着对外开放和市场化改革政策的不断深入,我国各区域之间的市场障碍也不断得到消除,促进了商品和生产要素在各区域之间的流动,改进了资源配置效率。使得对于某区域的劳动、资本等生产要素和技术进

入区域之外的市场提供了可能性,同时反过来外部区域的经济增长也为该区域的商品提供了良好的市场环境,意味着一个区域的经济增长拉动周围区域经济增长的作用也不断得到显现,即区域经济增长出现了空间溢出效应^[5]。所以在分析城市土地边际生产率时,不仅要考虑城市土地对本区域的影响,同时也要考虑其对相邻区域的影响。因此本文主要由以下几部分组成,首先在考虑空间溢出性的条件下,定义城市土地边际生产率以及分析城市土地边际生产率在城市土地配置过程中的作用机制;其次构建固定效应空间滞后模型以及推导城市土地边际生产率的测算公式;第三是利用我国2000—2011年相关数据实证分析各省份城市土地边际生产率,并得出结论与建议。

收稿日期:2013-09-30

基金项目:国家自然科学基金项目“城市扩展与农地资源可持续利用”(70603015);中央高校基本科研业务费专项资金项目“农村资产管理与社区治理”(KYZ201130)

作者简介:钟国辉,男,南京农业大学公共管理学院博士生,研究方向为土地经济与管理。

郭忠兴,男,南京农业大学公共管理学院教授,博士生导师,博士,主要研究方向为土地经济与管理。

汪险生,男,南京农业大学公共管理学院博士生,研究方向为土地经济与管理。

*郭忠兴为通讯作者。

一、城市土地边际生产率及其在城市土地配置中的作用机制

在考虑空间溢出性的条件下,城市土地不仅对本区域经济增长具有影响,同时也对相邻区域经济增长具有影响。因此城市土地边际生产率应包含城市土地直接边际生产率(即一区域增加一单位城市土地,该区域自身增加的产出)和城市土地间接边际生产率(即由于该区域增加一单位城市土地,促使其相邻区域增加的产出)。城市土地边际生产率在城市土地配置过程中的作用机制见图 1。图 1 中横轴为城市土地面积;纵轴为城市土地边际生产率;并假设 A 区域与 B 区域相邻;A 区域城市土地边际生产率曲线为 EF,城市土地面积为 MI,此时城市土地边际生产率为 mp_1 ;B 区域城市土地边际生产率曲线为 CD,城市土地面积为 NI,此时城市土地边际生产率为 mp_2 。

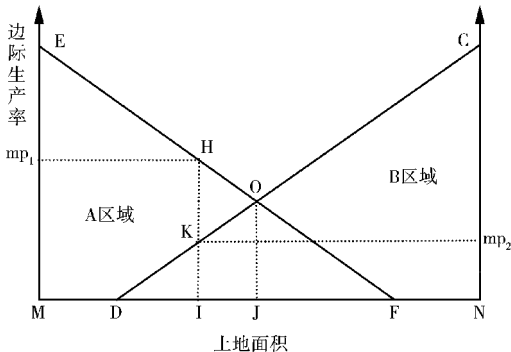


图 1 城市土地边际生产率在城市土地配置中的作用机制

从图 1 可知,在 A 区域城市土地面积为 MI 和 B 区域城市土地面积为 NI 的现状下,A 区域的城市土地边际生产率 mp_1 高于 B 区域的城市土地边际生产率 mp_2 ,此时 A 区域城市土地的产出为 $EMIH$ ^①,B 区域城市土地的产出为 $CNIK$,总产出为 $EMIH+CNIK$ 。由于 A 区域的边际生产率高于 B 区域的边际生产率,如果将 IJ 的城市土地配置到 A 区域,那么 A 区域城市土地的产出将为 $EMJO$,而 B 区域城市土地的产出将为 $CNJO$,总产出将变为 $EMNCO$,相对于将 IJ 的城市土地配置到 B 区域,总产出将增加 HKO 。因此,在城市土地一定的条件下,将城市土地配置到边际生产率较高的区域,将会增加城市土地总产出。从而可依据各区域城市土地边际生产率高低,差别化配置城市土地,边际生产率高的区域优先考虑城市土地配置,边际生

产率低的区域可考虑减缓或减少城市土地配置,进而提高城市土地总产出,促进经济增长。因此各区域城市土地边际生产率的大小可为城市土地配置提供参考依据,接下来本文将通过构建模型实证分析各区域城市土地边际生产率。

二、研究方法

1. 基础模型

柯布—道格拉斯生产函数可用来分析国家或地区的投入与产出关系,而土地、资本、劳动力是投入生产过程的基本要素^[6],因此柯布—道格拉斯生产函数可表示为:

$$Y_{it} = AL_{it}^{a_1} L_{it}^{a_2} M_{it}^{a_3} e^{\varepsilon_{it}} \quad (1)$$

对式(1)两边同时取自然对数可得:

$$\ln Y_{it} = \ln A + a_1 \ln L_{it} + a_2 \ln K_{it} + a_3 \ln M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $i,t=1,2,\cdots,n$; Y_{it} 表示总产出; L_{it} 表示劳动力; K_{it} 表示资本存量; M_{it} 表示城市土地; a_1, a_2, a_3 分别表示投入的劳动力、资本存量和城市土地的弹性系数; A 为综合技术水平; ε_{it} 为随机干扰项。

2. 空间计量模型

(1) 固定效应空间滞后模型

以克鲁格曼为代表的新经济地理学认为,研究城市的形成和经济发展时,不应该把各个城市作为一个独立的经济单元来看待,而应了解各城市之间的相互关系。Anselin^[7] 也认为几乎所有的空间数据都具有空间相关性或空间依赖性的特征,因此传统的计量模型估计结果将可能产生偏差。空间相关性在空间回归模型中主要体现在因变量或误差项的滞后项,两种基本的空间计量经济学模型是空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SAR)。空间误差模型主要研究相邻区域因变量的误差冲击对本区域因变量观测值的影响,而空间滞后模型主要研究在某一区域的空间溢出效应(即扩散现象)。Fingleton 等^[8] 认为经济增长在不同区域的外溢性主要来源于生产技术扩散或生产要素的外部性等,随机冲击导致各区域经济外溢的作用较小,因此空间滞后模型更有利于解释空间溢出效应。所以本文采用空间滞后模型,同时面板数据模型主要有固

^① 由于城市土地边际生产率包含城市土地直接边际生产率和城市土地间接边际生产率,所以 A 区域城市土地的产出 $EMIH$ 包含两部分,一是自身区域增加的产出;二是由于空间溢出效应而导致 B 区域增加的产出,下同。

定效应模型和随机效应模型,考虑到本文采用我国31个省份作为研究对象,样本数据几乎为全部母体,因此本文选择固定效应空间滞后模型研究我国城市土地边际生产率。

设 tF 为时间固定效应的 T 维列向量, sF 为地区固定效应的 N 维列向量,分别表示如下:

$$tF = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_T)^T, sF = (a_1, a_2, \dots, a_N)^T \quad (3)$$

则对应于每个观测值的时间与地区固定效应的列向量分别如下所示:

$$\delta = tF \otimes i_N, a = i_T \otimes sF \quad (4)$$

其中 i_N 和 i_T 分别为 N 维和 T 维元素全为1的列向量,再设矩阵 C 为:

$$C = I_T \otimes W \quad (5)$$

上式中 I_T 为 T 维单位时间矩阵, W 为 $N \times N$ 的空间权重矩阵。Anselin 认为空间滞后模型因变量的影响因素会通过空间传导机制作用于其他区域。^[9]因此在基础模型中加入空间滞后被解释变量得到固定效应空间滞后模型为:

$$\ln Y_{it} = a_1 \ln L_{it} + a_2 \ln K_{it} + a_3 \ln M_{it} + \rho C \ln Y_{it} + \alpha + \delta + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中 ρ 为空间滞后项系数,表示经济增长的空间溢出效应,指相邻省份经济增长提高1%,则该省份经济增长提高 $\rho\%$,因此在考虑空间溢出性的条件下,城市土地直接产出弹性(城市土地供给对自身产出的影响)为 a_3 ,间接产出弹性(城市土地供给对相邻省份产出的影响)为 $\rho \cdot a_3$ 。式(6)不仅考虑了各省份经济增长的时间和空间的异质性,而且将空间滞后项放入到柯布一道格拉斯生产函数中,它可以很好地解释相邻省份之间的空间溢出性,以及纠正传统计量模型出现的模型误设问题。然而空间计量模型虽有众多优点,但也有可能由于引入空间滞后项而带来模型的多重共线性问题,这也许是空间计量模型的不足之处。

(2) 空间权重选取

空间权重选取是构建空间计量模型的重要内容之一,已有文献一般采用距离权重矩阵或二进制邻近空间权重矩阵^[10-11]。距离权重一般采用相邻省会之间的距离作为权重,而二进制邻近空间权重则是指,相邻时权重为1,若不相邻,则权重为0。而各省份空间溢出性一方面应该与各省份共同边界线的长度更为密切,因为共同边界线的长度越长,劳动力和资本等要素的流动才可能更频繁,技术溢出的辐射范围才可能更广,而省会之间的距离

与共同边界线的长度并不存在相关性,意味着以省会之间的距离作为权重将可能导致估计结果出现偏差;另一方面,空间溢出性还应与经济发展水平有关,如果经济发展水平越高,资本和技术等溢出效应的程度将可能更强。因此为避免估计结果产生偏差,本文以相邻省份的共同边界线长度和经济发展水平作为空间权重,其计算方法为:

$$W = \begin{cases} \frac{X_{ij} \cdot Y_j}{\sum_{j=1} X_{ij} \cdot Y_j} & i \text{ 省份与 } j \text{ 省份相邻} \\ 0 & \text{不相邻} \end{cases} \quad (7)$$

X_{ij} 表示 i 省份与 j 省份共同边界线的长度; $X_{ij} \cdot Y_j$ 表示共同边界线长度与 j 省份经济发展水平的乘积,将其标准化之后作为空间权重,同时若不相邻,则 W 为0。

(3) 空间相关性检验

空间相关性检验主要有 Moran 指数、LM-lag 和 Robust LM-lag 等。但是传统上上述指标一般用于空间截面回归模型的检验,而不适合直接用于空间面板数据模型的检验。而本文的模型为面板数据模型,因此借鉴何江等^[12]将分块对角矩阵 C 代替 Moran 指数等统计量方程式中的空间权重矩阵的方法,将上述检验指标从空间截面模型扩展到空间面板模型。

3. 城市土地边际生产率测算方法

在考虑空间溢出性的条件下,城市土地边际生产率包含城市土地直接边际生产率和城市土地间接边际生产率。城市土地直接边际生产率表示自身城市土地增加一单位,自身产出增加的数量;城市土地间接边际生产率表示自身城市土地增加一单位,相邻省份产出增加的数量。由于城市土地直接产出弹性为 a_3 ,间接产出弹性为 $\rho \cdot a_3$,假设 i 省份与 j 省份相邻,依据经济学理论可知, i 省份城市土地直接边际生产率可表示为:

$$MP_1 = \frac{\Delta Y_i}{\Delta M_i} = \frac{\Delta Y_i/Y_i}{\Delta M_i/M_i} \cdot \frac{Y_i}{M_i} = a_3 \cdot \frac{Y_i}{M_i} \quad (8)$$

MP_1 表示城市土地直接边际生产率; Y_i 表示 i 省份产出, M_i 表示 i 省份城市土地面积。

i 省份城市土地间接边际生产率可表示为:

$$MP_2 = \frac{\Delta Y_j}{\Delta M_i} \quad (9)$$

由于 $a_3 = \frac{\Delta Y_i/Y_i}{\Delta M_i/M_i}$,以及在考虑空间溢出性和空间权重的条件下,可知 $\rho \cdot W_j = \frac{\Delta Y_j/Y_j}{\Delta Y_i/Y_i}$,显然,

$$MP_2 = a_3 \cdot \rho \cdot W_j \cdot \frac{Y_j}{M_i} \tag{10}$$

MP_2 表示城市土地间接边际生产率; Y_j 表示 j 省份产出。

当 i 省份周围有多个省份与其相邻时, i 省份城市土地边际生产率可表示为:

$$MP = MP_1 + MP_2 = a_3 \cdot \frac{Y_i}{M_i} + \sum_{j=1} a_3 \cdot \rho \cdot W_j \cdot \frac{Y_j}{M_i} \tag{11}$$

因此,城市土地边际生产率会受到城市土地直接边际生产率与城市土地间接边际生产率的综合影响。城市土地直接边际生产率会受到自身产出、自身城市土地面积以及直接产出弹性的影响,而城市土地间接边际生产率会受到相邻省份产出、自身城市土地面积、空间权重以及间接产出弹性的影响。同时只要求解上述参数,就可以计算各区域城市土地边际生产率、直接边际生产率以及间接边际生产率。

三、实证分析

1. 变量选择及数据说明

城市土地: 本文以我国 2000 年至 2011 年 31 个省份的相关数据作为研究对象,并利用各省份城市建成区面积表示城市土地,建成区面积根据《中国统计年鉴》整理而得。但由于 2010 年北京、2008 年、2009 年上海等建成区面积数据缺失,所以本文利用 Eviews 软件对所缺失的数据进行预测,预测结果是 2010 年北京建成区面积为 1543 平方公里,2008 年、2009 年上海建成区面积分别为 928 平方公里和 982 平方公里。

总产出: 利用各省份二、三产业增加值表示总产出,二、三产业增加值数据根据《国研网统计数据库》整理而得。考虑到数据的可比较性和合理性,本文利用城市居民消费价格指数将各省份二、三产业增加值折现到基期年(2000 年为基期年),城市居民消费价格指数来源于《中国统计年鉴》。

资本存量: 利用各省份二、三产业资本存量表示。虽然我国目前各类统计年鉴中并没有现成的二、三产业资本存量数据,但是张军等^[13]和王小鲁等^[14]利用永续盘存法估算了我国各省份的资本存量,而徐现祥等^[15]也分产业估算了我国各省份的资本存量,但时间跨度仅仅至 2002 年,而本文研究的时间跨度为 2000—2011 年。因此本文利用永续

盘存法来估算 2000—2011 年我国各省份二、三产业资本存量。

永续盘存法为:

$$K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta) + I_{it} \tag{12}$$

基于式(12)核算资本存量,必须知道以下四个变量:一是当年投资 I ;二是折旧率 δ ;三是投资品价格指数;四是基期年资本存量 K 。本文采用各省二、三产业当年固定资产投资额作为当年投资,二、三产业年固定资产投资额整理于《国研网统计数据库》;而对于当年折旧率,Young^[16]认为折旧率应为 6%,但王小鲁等^[14]则认为应该是 5%,考虑到合理性,本文采用二者的平均值 5.5% 作为二、三产业资本存量的折旧率;对于投资品价格指数本文采用固定资产投资价格指数表示,固定资产投资价格指数来源于《中国统计年鉴》;基期年资本存量,本文借鉴徐现祥等^[15]的研究成果,将其所计算的各省份 2000 年二、三产业资本存量作为基期年的资本存量。

劳动力投入: 以各省份二、三产业从业人员表示劳动力投入,二、三产业从业人员的数据整理于《中国经济与社会发展统计数据库》。

相邻省份共同边界线长度: 从国家基础地理信息系统获取的全国 1 : 400 万省界矢量地图,经投影转换成西安 1980,东经 108 度为零度经线的高斯克吕格平面投影,运用 Arcgis 的分析工具(Analysis Tools),Overlay 中的 Intersect 工具分别提取全国各省的共同边界线,最后利用 Arcgis 中计算弧线长度的功能,计算得到全国各省共同边界线的长度。另外,海南与广东虽然隔海相望,但考虑到海南与广东无论是海上交通还是空中交通,联系都已十分密切,尤其在 2004 年粤海铁路开通,两省之间联系更加方便,因此本文假设海南与广东也是相邻的。

各省份经济发展水平: 采用各省份 2000 年至 2011 年二、三产业增加值的平均值表示。建成区面积,二、三产业增加值,二、三产业资本存量,二、三产业从业人员和相邻省份共同边界线长度的数据统计描述见表 1。

从相邻省份的共同边界线长度和二、三产业增加值可以看出,最大值与最小值之间相差悬殊,离散系数分别为 67.55% 和 104.13%,意味着各省份的共同边界线长度和经济发展水平存在比较大的差异,如果相邻省份之间取相同的权重,空间计量模型的估计结果将可能会产生比较大的偏差。其他指标也反映了我国各省经济在改革开放之后虽

然都获得了较快发展,但是各省份指标数据的最大值与最小值之间相差也较大,意味着各省份发展水平的不平衡。从离散系数也可看出,离散程度最大

指标为二、三产业增加值,表明各省份经济增长之间的差异要大于其他指标。

表 1 我国各省份 2000—2011 年各指标数据的统计描述

指标	最大值	最小值	平均值	标准差	离散系数
建成区面积(平方公里)	4 829.26	68.99	1 060.01	816.34	77.01%
二、三产业增加值(亿元)	39 699.71	81.14	6 213.20	6 470.06	104.13%
二、三产业资本存量(亿元)	131 352.92	1592.03	25 768.67	21 232.33	82.40%
二、三产业从业人员(万人)	4 533.40	33.20	1 308.71	995.52	76.07%
相邻省份共同边界线(千米)	2 438.14	25.16	738.28	498.72	67.55%

2. 模型估计结果

空间计量经济模型不适合利用最小二乘法来估计,因为在空间滞后模型中,最小二乘法估计结果不仅是有偏的而且还是非一致的^[12]。因此,空间计量经济学模型一般采用 ML 方法估计。但本文所利用的是空间面板数据,ML 方法一般在空间计量经济学的截面数据的回归过程中使用,直接在

空间面板数据上使用也是有问题的^[17]。目前的解决途径是,利用蒙特卡罗的方法来近似对数似然函数中雅克比行列式的自然对数^[18],通过使用 Lesage 和 Elhorst 编制的空间计量经济学程序并利用 Matlab 软件就可实现这种方法,即可估计空间面板数据模型。估计结果见表 2(双向固定即同时固定时间与地区):

表 2 固定效应空间滞后模型估计结果

模型	a_1	a_2	a_3	ρ	常数项	Corr ²
地区固定效应	0.25 *** (4.10)	0.26 *** (6.54)	0.41 *** (7.44)	0.59 *** (20.08)	-3.86 (-0.34)	0.95
时间固定效应	0.26 *** (7.60)	0.44 *** (12.70)	0.51 *** (12.64)	0.08 *** (5.45)	-1.90 (-0.02)	0.95
双向固定效应	-0.03 (-0.63)	0.06 (1.70)	0.18 *** (3.93)	-0.28 *** (-4.32)	8.45 *** (3.50)	0.07
空间相关性检验	Moran 指数 0.35 ***		LM-lag 130.00 ***		Robust LM-lag 74.54 ***	

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著;小括号中的数据为 t 统计量。

从空间相关性检验可知,Moran 指数、LM-lag 和 Robust LM-lag 均在 1% 的水平上显著,意味着如果不考虑空间相关性,传统回归模型的估计结果将会产生偏差。而所构建的模型中的自变量是否能够解释因变量的大部分变异主要依据拟合优度,但是传统的 R² 是基于残差平方和的分解,并不适合对空间计量模型的分析^[19],Verbeek^[20]认为可以用拟合值与实际值的相关系数的平方来表示空间效应模型的拟合优度,即 Corr²。从 Corr² 可看出,双向固定效应模型的拟合优度为 0.07,拟合优度较低,而时间固定效应模型与地区固定效应模型均为 0.95,意味着模型中的自变量很好地解释了因变量的大部分变异。

从 a_1 和 a_2 可知,双向固定效应模型的 a_1 和 a_2 仅为 -0.03 和 0.06,估计的劳动力投入和资本存量的直接产出弹性偏低,并且二者均不显著,而从 ρ 看,双向固定效应模型的估计值为负,进一步反映双向固定效应模型不适合对本文进行经济解释。而地区固定效应模型和时间固定效应模型的

a_1 、 a_2 、 a_3 和 ρ 均在 1% 的显著性水平上显著,也进一步表明二者估计结果的合理性。从地区固定效应模型与时间固定效应模型可知,一省份的相邻省份二、三产业增加值提高 1%,则该省份二、三产业增加值提高 0.08% ~ 0.59%,表明我国二、三产业经济存在较强的空间溢出性;我国资本存量和劳动力投入的直接产出弹性分别为 0.26 ~ 0.44 和 0.25 ~ 0.26;城市土地直接产出弹性为 0.41 ~ 0.51,间接产出弹性为 0.04 ~ 0.24,意味着城市土地供给每增加 1%,本省份二、三产业增加值将提高 0.41% ~ 0.51%,相邻省份二、三产业增加值将提高 0.04% ~ 0.24%。因此从城市土地产出弹性来看,直接产出弹性要高于间接产出弹性,表明为追求自身经济增长,整体上我国各区域具有扩张自身城市土地面积的激励。

3. 城市土地边际生产率测算结果

依据式(8)、式(10)和式(11),就可以分别测算城市土地直接边际生产率、间接边际生产率和边际生产率,由于 ρ 、 W 、 a_3 已知,而 Y 、 M 本文将分别利用各省 2000—2011 年二、三产业增加值与建成

区面积的平均值表示。表 3 中平均边际生产率指地区固定效应模型和时间固定效应模型所测算的边际生产率的平均值,而各省份排序方式是依据城市土地平均边际生产率的大小排序。

表 3 各省份城市土地边际生产率

单位:元/m²

排序	省份	平均边际 生产率	地区固定效应模型			时间固定效应模型		
			边际生产率	直接边际生产率	间接边际生产率	边际生产率	直接边际生产率	间接边际生产率
1	福建	589	670	367	303	508	457	51
2	上海	584	565	472	93	603	587	16
3	河北	531	650	282	368	412	350	62
4	江苏	485	545	309	236	424	384	40
5	浙江	435	442	328	114	428	408	19
6	内蒙古	427	535	213	322	319	264	54
7	江西	409	501	217	284	318	270	48
8	湖南	406	472	242	229	340	302	39
9	陕西	383	407	270	137	359	336	23
10	青海	382	453	218	235	311	271	40
11	山东	380	402	270	132	358	336	22
12	河南	376	414	249	165	338	310	28
13	天津	369	348	307	41	389	382	7
14	云南	358	391	241	150	325	300	25
15	广西	355	428	196	232	283	243	39
16	广东	329	327	256	71	331	319	12
17	安徽	323	391	175	216	254	218	36
18	重庆	312	338	214	124	287	266	21
19	山西	307	319	225	95	296	280	16
20	四川	297	316	209	107	278	259	18
21	北京	290	279	237	41	302	295	7
22	贵州	281	299	197	101	263	246	17
23	湖北	270	289	187	102	250	233	17
24	甘肃	242	288	137	151	196	170	26
25	吉林	226	252	146	107	199	181	18
26	辽宁	225	217	182	35	232	226	6
27	西藏	216	263	117	146	170	145	25
28	黑龙江	186	188	142	46	184	176	8
29	海南	175	165	146	18	185	182	3
30	新疆	164	151	141	10	177	175	2
31	宁夏	125	117	105	12	132	130	2

从表 3 可知,城市土地直接边际生产率较高区域主要集中在上海、福建和浙江等地区,意味着这类区域的自身产出与自身城市土地面积之比也相对较高,如果在该类区域增加城市土地面积,将会使其自身带来较高的产出,而较低区域主要集中在宁夏、西藏和甘肃等地区,由于这类区域城市土地直接边际生产率较低,导致在该类区域增加城市土地面积所带来的直接产出也会相对较低;从城市土地间接边际生产率看,间接边际生产率较高区域主要集中在河北、内蒙古和福建等地区,由于城市土地间接边际生产率较高,因此如果在这类区域增加城市土地面积,其给相邻区域带来的产出也会相对较高,而城市土地间接边际生产率较低区域主要集中在新疆、宁夏和海南等地区,因此在这类区域增加城市土地面积,给相邻区域带来的产出也会相对

较低;从城市土地平均边际生产率来看,较高区域依次是福建、上海和河北等地区,而较低区域依次是宁夏、新疆和海南等地区,由于城市土地边际生产率综合了城市土地直接边际生产率与城市土地间接边际生产率的影响,它反映了如果在具有较高城市土地边际生产率的区域增加城市土地,带来的总产出也会较高,反之则会较低。因此为促进经济增长,政府可优先考虑在城市土地平均边际生产率较高区域增加城市土地面积。同时从整体来看,各区域城市土地间接边际生产率要低于直接边际生产率,意味着城市土地面积增加给自身带来的产出要高于给相邻省份带来的产出,同时由于间接产出弹性低于直接产出弹性,意味着将一单位城市土地配置给自身带来的产出,要高于将这一单位城市土地配置给相邻区域而由于相邻区域的空间溢出性

给自身带来的产出。因此各省份为促进自身的经济增长,都有增加自身城市土地面积的激励。

四、结论与建议

本文以相邻省份的共同边界线长度和经济发展水平作为空间权重的空间计量经济学方法,并利用我国2000—2011年省级面板数据研究各省份城市土地边际生产率,得出的主要结论有:(1)我国二、三产业经济增长存在空间溢出性,当一省份城市土地每增加1%,该省份二、三产业增加值将提高0.41%~0.51%,而与其相邻的省份二、三产业增加值将提高0.04%~0.24%;(2)城市土地边际生产率包含城市土地直接边际生产率和城市土地间接边际生产率,而各省份城市土地间接边际生产率一般低于直接边际生产率,同时由于间接产出弹性低于直接产出弹性,意味着各省份为促进自身的经济增长,都有增加自身城市土地面积的激励;(3)从城市土地边际生产率看,直接边际生产率较高区域主要集中在上海、福建和浙江等地区,较低区域主要集中在宁夏、西藏和甘肃等地区,间接边际生产率较高区域主要集中在河北、内蒙古和福建等地区,较低区域主要集中在新疆、宁夏和海南等地区,而平均边际生产率较高区域依次是福建、上海和河北等地区,较低区域依次是宁夏、新疆和海南等地区。

因此,一方面由于城市土地的稀缺性,中央政府可以考虑将有限的城市土地优先配置到平均边际生产率较高的福建、上海和河北等区域,而对于平均边际生产率较低的宁夏、新疆和海南等区域可以减少或减缓配置,从而提高城市土地总产出,促进我国经济增长;另一方面应完善相关法律法规,减少区域之间的地方保护主义行为,以及加快基础设施建设,促进区域之间的交流和融合,从而提高区域之间的空间溢出性。

参考文献:

- [1] 张车伟,蔡昉. 就业弹性的变化趋势研究[J]. 中国工业经济,2002,170(5):22-30.
- [2] 胡鞍钢,胡琳琳,常志霄. 中国经济增长与减少贫困[J]. 清华大学学报:哲学社会科学版,2006,21(5):15-24.
- [3] 哈里·兰德雷斯,大卫·C·柯南德尔. 经济思想史:4版[M]. 周文,译. 北京:人民邮电出版社,2011:232.
- [4] Tobler A W. Lattice Tuning [J]. Geographical Analysis,

1979,11(1):36-44.

- [5] 潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应[J]. 经济研究,2012(1):54-65.
- [6] 沃尔特·尼克森. 微观经济理论:9版[M]. 朱幼为,译. 北京:北京大学出版社,2008:163-179.
- [7] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models [M]. Dordrecht: Kluwer Academic publishers,1988:56-57.
- [8] Fingleton B. Regional Economic Growth and Convergence: Insights from Spatial Econometric Perspective [M]. Berlin: Springer-Verlag,2004:89-98.
- [9] Anselin L. Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics [J]. International Regional Science Review,2003(26):153-166.
- [10] 吴玉鸣. 中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算——基于空间计量经济模型的实证[J]. 中国农村经济,2011(6):25-37.
- [11] 叶剑平,马长发,张庆红. 土地要素对中国经济增长贡献分析——基于空间面板模型[J]. 财贸经济,2011(4):111-124.
- [12] 何江,张馨之. 中国区域经济增长及其收敛性:空间面板数据分析[J]. 南方经济,2006(5):44-51.
- [13] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004(10):35-44.
- [14] 王小鲁,樊纲. 中国经济增长的可持续性——跨世纪的回顾与展望[M]. 北京:经济科学出版社,2000:56-66.
- [15] 徐现祥,周吉梅,舒元. 中国省区三次产业资本存量估计[J]. 统计研究,2007,24(5):6-13.
- [16] Young A. Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China During the Reform Period [J]. The Journal of Political Economy,2000(111):1220-1261.
- [17] Kelejian H H, Prucha I R. A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model [J]. International Economic Review, 1999(40):509-533.
- [18] Barry R, Pace R K. A Monte Carlo Estimator of the Log Determinant of Large Sparse Matrices [J]. Linear Algebra and its Applications, 1999(289):41-54.
- [19] 季民河,武占云,姜磊. 空间面板数据模型设定问题分析[J]. 统计与信息论坛,2011,26(6):3-9.
- [20] Verbeek M. A Guide to Modern Econometrics [M]. Wiley:3rded. Chichester,2004:35-39.

(责任编辑:刘浩)

(英文摘要下转第82页)