

# 不同经济发展阶段下城市用地扩张 与土地财政收入关系研究

——基于 264 个城市的实证

赵 可<sup>1</sup>, 徐唐奇<sup>2</sup>, 李 平<sup>3</sup>, 张安录<sup>1</sup>



(1. 华中农业大学 土地管理学院, 湖北 武汉 430070; 2. 长安大学 地球科学与资源学院, 陕西 西安 710054;  
3. 湖北工业大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430068)

**摘要** 城市用地扩张与土地财政现象是经济发展到一定阶段的产物, 两者存在耦合关系。利用中国大陆地区 264 个城市 2002—2011 年数据, 采用面板数据分析方法对两者的关系进行了研究, 结果表明: 随着经济发展阶段的提升, 城市用地规模与土地财政收入呈递增趋势, 组内差距扩大, 两者具有相关性; 城市用地扩张对土地财政收入增长的贡献随经济发展水平的提高而增加; 在不同的经济发展阶段, 城市用地扩张都是土地财政收入增长的 Granger 原因, 但仅在全面工业化阶段存在反向关系。在现有制度设计下, 城市用地扩张增加了土地供给, 但仍满足不了城市因经济发展、城市化与工业化产生的用地需求, 是土地财政产生的根本原因, 土地财政的增长是城市用地扩张的必然结果; 在全面工业化阶段, 地方政府为获取更多土地财政收入付出的努力推动了城市用地的扩张。

**关键词** 土地经济; 城市用地扩张; 土地财政; 面板数据

**中图分类号:** F 301.21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2015)04-0095-06

**DOI 编码** 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2015.04.015

1980 年中国大陆地区城市建设用地规模为 6 720 km<sup>2</sup>, 2012 年增长到 45 750.7 km<sup>2</sup>, 年均扩张率高达 6.38%。城市用地的快速扩张引致大量农地向城市流转, 使土地所有权、土地用途和土地覆被发生变化, 一方面, 引起不可逆转的经济问题、社会问题和生态环境问题, 另一方面, 使土地增值<sup>[1]</sup>, 为城市政府带来大量的土地相关收益。近年来, 一些地方出现政府对土地相关收益高度依赖, 依靠经营土地增加可支配财源的现象, 被学界称为土地财政。城市用地快速扩张与土地财政现象是经济发展到一定阶段的特定产物, 两者之间存在耦合关系, 对此关系的研究不仅有利于深化认识城市用地扩张的机理, 掌握土地财政产生的原因, 还有利于政府制定相关调控政策。

学术界关于城市用地扩张与土地财政收入关系的研究主要涉及 2 个方面: 一是城市用地扩张对土

地财政收入变化的影响。地方政府通过城市扩张能够增加其可支配税收, 与城市扩张相关的税收主要包括建筑业和房地产业的营业税和所得税<sup>[2]</sup>, 这些税收是广义土地财政收入的一部分。除税收外, 获取土地出让收入也是政府热衷于城市扩张的原因。2003 年 Z 省 S 县、J 市和 Y 市的土地出让收入分别占预算外收入的 69%、58% 和 60%<sup>[3]</sup>。二是土地财政收入对城市用地扩张的驱动作用。地方政府在实现土地财政的过程中, 大量出让建设用地, 客观上加速了城市建成区的扩张<sup>[4]</sup>。分税制后形成的中国式的财政分权激励了地方政府的土地出让行为, 加快了城市规模的扩张<sup>[5]</sup>, 地方政府对城镇扩张的热衷, 主要原因在于可使地方政府财政税收最大化<sup>[6]</sup>。土地出让收益、土地税收对城市用地扩张有明显的正激励<sup>[7]</sup>, 也有学者认为土地出让收入会显著推动城市扩张, 但土地税的增长可以遏制城市用地扩张<sup>[8]</sup>。

收稿日期: 2015-02-25

基金项目: 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“建立城乡统一的建设用地市场”(14JZD009); 国家自然科学基金项目“国土空间管制下土地非均衡发展及空间外部性扩散机理与区域发展政策研究”(71373095); 国家自然科学基金青年基金项目“城市用地扩张的碳排放效应与减碳公共政策研究”(71403045)。

作者简介: 赵 可(1979-), 男, 讲师, 博士; 研究方向: 土地资源经济与房地产经济。E-mail: ccnuzhaoke@163.com

除上述研究外,有学者基于理论视角探讨土地财政与城市扩张的相关性,提出随着城市的扩张,土地财政收入先上升,后下降的假设<sup>[9]</sup>,土地财政收入与城市扩张可能呈倒 U 型关系,但没有进行实证检验。

已有文献多探讨城市用地扩张与土地财政收入耦合关系中的一个方面,且没有分析两者的关系在不同的经济发展阶段下的变化特征,不利于全面认清两者的关系。因此,本文利用全国地级及以上 264 个城市 2002—2011 年数据,研究在不同的经济发展阶段下城市用地扩张与土地财政收入的关系。

## 一、思路与方法

为获取土地财政收入,地方政府需持有可供出让的土地,这些土地来源于:一是农地城市流转,即农地在其内在自发流转机制和外在人为激化或加速机制的作用下,由农村向城市的转移<sup>[10]</sup>,将该部分土地定义为增量建设用地;二是回收的城市建成区内因使用期满、被依法没收、旧城改造或弃置等土地,将该部分土地定义为存量建设用地。在现行的土地管理制度下,无论是土地数量,还是开发成本,前者比后者更具优势<sup>[11]</sup>,且存量建设用地交易费用较高,因此地方政府更倾向于增量建设用地,造成城市用地不断向外扩张<sup>[9]</sup>。城市扩张增加了土地市场的供给量,但在实施严格耕地保持制度下,仍然难以满足市场主体因工业化、城市化与快速经济发展产生的用地需求,土地价格不断攀升,土地相关收益源源不断。因此城市用地扩张与土地财政收入存在耦合关系。

本文目的在于检验不同经济发展阶段下,城市用地扩张与土地财政收入变化的关系,因采用的面板数据具有时间序列特征,可能非平稳,为提高实证结论的稳健性,研究主要采用以下计量方法。

(1) 面板单位根检验。利用 LLC、IPS 和 Fisher-ADF 等方法检验城市建设用地与土地财政收入变量的平稳性。LLC 检验假定不同的截面有共同的单位根过程,而 IPS 和 Fisher-ADF 检验假定不同的截面具有不同的单位根过程。

(2) 面板协整检验。采用 Pedroni 检验考察城市用地规模与土地财政收入变量间的协整关系,该检验建立在 Engle-Granger 协整检验理论基础之上,为基于残差构造的面板数据协整检验方法。

(3) 面板协整估计。变量间存在协整关系条件

下,应采用 FMOLS 与 DOLS 估计,这 2 种估计方法能提供最优的估计量。本文采用这 2 种估计方法估计城市用地扩张对土地财政收入的影响。

(4) 面板 Granger 因果关系检验。传统 Granger 因果关系检验主要用于处理时间序列数据,不适用于面板数据,Pesaran 等通过构建 VECM 模型的方法解决该问题<sup>[12]</sup>,其检验分两步:第一步,估计固定效应模型,得到误差项的估计值  $\hat{e}_{1it}$ 、 $\hat{e}_{2it}$ ;第二步,构建 VECM 模型,将误差修正项(即  $\hat{e}_{1it-1}$ 、 $\hat{e}_{2it-1}$ )纳入模型,采用系统 GMM 估计误差修正模型,再根据回归系数的显著性判断 Granger 因果关系方向。

## 二、数据来源及处理

土地财政的内涵有广义与狭义之分,广义的土地财政包括土地出让收入、与房地产业相关的税收、以土地为抵押品的融资收入,狭义的土地财政仅指土地出让收入。土地出让收入是土地相关收益的主体,如 2010 年全国土地性财税收益为 33 994.3 亿元,其中土地出让收入 27 464.5 亿元,占土地相关收益总规模的 80.8%<sup>[13]</sup>,结合数据的可获取性,本文选取土地出让收入测度土地财政收入的规模,单位为万元。土地出让收入数据来源于《中国国土资源年鉴》(2003—2012),并利用 30 个省、市、自治区的消费者价格指数对各省域范围内城市的土地出让收入数据进行价格平减,消费者价格指数来源于《中国统计年鉴》(2003—2012)。2002—2005 年城市建设用地面积数据来源于《中国城市建设统计年报》(2002—2005),2006—2011 年数据来源于《中国城市建设统计年鉴》(2006—2011)。城市用地规模的单位为  $\text{km}^2$ 。

本文选取舒帮荣等关于各发展阶段上下限的平均值作为起始点<sup>[14]</sup>,将 2011 年人均 GDP 介于 8 937~28 300 元之间的城市划分为处于工业化初期阶段,仅有昭通市人均 GDP 略低于 8 937 元,也归并到该阶段,共有 105 个城市;将人均 GDP 处于 28 300~75 962 元之间的城市归并为处于全面工业化阶段,包括绍兴、青岛、乐山等 136 个城市;将人均 GDP 在 75 962 元以上的城市划分为处于后工业化阶段,包括大庆、东营、南京等 23 个城市,多为东部地区城市或资源型城市。表 1 为变量的描述性统计结果。

表1 变量描述性统计结果

发展阶段	变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
工业化初期阶段	L	105	47.77	30.13	2.81	225.00
	M	105	98 987.49	13 3 242.90	13.73	1 139 348.00
全面工业化阶段	L	136	103.98	111.58	4.99	994.54
	M	136	390 956.20	70 4 531.90	165.63	7 581 840.00
后工业化阶段	L	23	314.55	319.16	31.55	1 425.87
	M	23	1 591 156.00	2 235 152.00	71.33	13 352 498.00

注:L表示城市建设用地规模,单位为 $\text{km}^2$ ;M表示土地财政收入,单位为万元(下同)。

根据表1,可以发现,在不同的经济发展阶段,城市用地规模与土地财政收入具有明显的差异性。在工业化初期阶段、全面工业化阶段和后工业化阶段,城市用地规模的平均值分别为47.77、103.98、314.55  $\text{km}^2$ ,土地财政收入的平均值为98 987.49、390 956.20、1 591 156.00万元,都表现出递增趋势,而且随着经济发展阶段的提升,城市建设用地规模与土地财政收入的标准差都在增加,表明组内城市之间的差距在扩大。描述性统计结果表明,城市用

地规模与土地财政收入间存在相关性。

### 三、结果分析

#### 1. 面板单位根检验

对于平稳的变量,可直接进行回归估计与Granger因果关系检验,但面板序列往往存在单位根,直接估计或进行因果关系检验的结果值得怀疑,必须先进行单位根检验。本文利用LLC、IPS和Fisher-ADF方法检验数据的平稳性,结果见表2。

表2 面板单位根检验结果

发展阶段	变量	LLC	IPS	Fisher-ADF
工业化初期阶段	L	10.499 8(1.000 0)	2.964 7(0.998 5)	229.705 0(0.123 4)
	M	0.099 2(0.539 5)	3.388 6(0.999 6)	191.433 0(0.816 3)
	$\Delta L$	-21.456 3(0.000 0) <sup>a</sup>	-14.574 9(0.000 0) <sup>a</sup>	620.331 0(0.000 0) <sup>a</sup>
	$\Delta M$	-13.166 3(0.000 0) <sup>a</sup>	-6.354 7(0.000 0) <sup>a</sup>	462.406 0(0.000 0) <sup>a</sup>
全面工业化阶段	L	23.383 6(1.000 0)	5.198 1(1.000 0)	217.178 0(0.992 1)
	M	16.424 7(1.000 0)	1.525 0(0.936 4)	321.390 0(0.021 2) <sup>b</sup>
	$\Delta L$	-20.888 0(0.000 0) <sup>a</sup>	-16.425 5(0.000 0) <sup>a</sup>	822.172 0(0.000 0) <sup>a</sup>
	$\Delta M$	-17.986 0(0.000 0) <sup>a</sup>	-9.987 1(0.000 0) <sup>a</sup>	665.877 0(0.000 0) <sup>a</sup>
后工业化阶段	L	4.698 5(1.000 0)	-1.390 3(0.082 2) <sup>c</sup>	96.366 1(0.000 0) <sup>a</sup>
	M	2.924 6(0.998 3)	0.667 5(0.747 8)	47.842 0(0.397 9)
	$\Delta L$	-11.282 0(0.000 0) <sup>a</sup>	-6.221 1(0.000 0) <sup>a</sup>	137.782 0(0.000 0) <sup>a</sup>
	$\Delta M$	-9.541 5(0.000 0) <sup>a</sup>	-3.429 9(0.000 3) <sup>a</sup>	130.134 0(0.000 0) <sup>a</sup>

注:括号内数值为P值;a、b、c分别表示在1%、5%和10%显著性水平上显著;滞后阶数根据SIC准则自动选取; $\Delta L$ 、 $\Delta M$ 为L、M的一阶差分序列。

由表2可知,在各发展阶段,城市建设用地规模与土地财政收入的水平值都存在单位根,但一阶差分序列在1%水平上拒绝原假设。因此,城市建设用地规模与土地财政收入变量都为二阶单整序列,即 $L \sim I(2)$ , $M \sim I(2)$ 。

#### 2. 面板协整检验

单位根检验结果表明城市建设用地与土地财政收入同阶单整,符合协整检验的条件,本部分检验两者是否存在协整关系。研究利用Pedroni法检验变量间的协整关系,结果见表3。

Pedroni认为对于较短的时间T,group ADF统计量最优,panel ADF统计量次之,panel rho和group rho统计量较差<sup>[15]</sup>。group ADF、panel ADF

检验结果表明:在1%显著性水平上,在不同的经济发展阶段,都拒绝城市建设用地与土地财政收入间不存在协整关系的原假设。panel PP和group PP统计量也都在1%水平上显著。因此,在不同的经济发展阶段,城市建设用地规模与土地财政收入均存在协整关系。

#### 3. 面板协整方程估计

如果变量间存在协整关系,普通OLS估计量有偏且不具有一致性,应采用FMOLS与DOLS估计,可以得到满意的估计结果。本研究采用FMOLS与DOLS估计以土地财政收入为被解释变量,以城市建设用地规模为解释变量的协整方程,结果见表4。

表 3 Pedroni 协整检验结果

统计量	工业化初期阶段		全面工业化阶段		后工业化阶段	
	无个体趋势项	含个体趋势项	无个体趋势项	含个体趋势项	无个体趋势项	含个体趋势项
Panel	-0.623 5	-1.049 3	0.893 2	0.126 1	0.126 1	-0.120 4
v-Statistic	(0.733 5)	(0.853 0)	(0.185 9)	(0.449 8)	(0.449 8)	(0.547 9)
Panel	-0.874 7	4.207 5	-3.121 4 <sup>a</sup>	-3.105 0 <sup>a</sup>	-3.105 0 <sup>a</sup>	1.124 9
rho-Statistic	(0.190 9)	(1.000 0)	(0.000 9)	(0.001 0)	(0.001 0)	(0.869 7)
Panel	-8.148 3 <sup>a</sup>	-11.305 4 <sup>a</sup>	-11.441 0 <sup>a</sup>	-14.980 5 <sup>a</sup>	-14.980 5 <sup>a</sup>	-7.684 9 <sup>a</sup>
PP-Statistic	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
Panel	-10.157 3 <sup>a</sup>	-15.870 0 <sup>a</sup>	-12.471 8 <sup>a</sup>	-17.234 1 <sup>a</sup>	-17.234 1 <sup>a</sup>	-6.849 2 <sup>a</sup>
ADF-Statistic	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
Group	3.335 0	7.448 6	1.780 1	3.521 7	3.521 7	3.205 3
rho-Statistic	(0.999 6)	(1.000 0)	(0.962 5)	(0.999 8)	(0.999 8)	(0.999 3)
Group	-9.400 1 <sup>a</sup>	-13.577 3 <sup>a</sup>	-13.353 4 <sup>a</sup>	-17.865 8 <sup>a</sup>	-17.865 8 <sup>a</sup>	-6.957 0 <sup>a</sup>
PP-Statistic	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
Group	-12.494 8 <sup>a</sup>	-16.991 8 <sup>a</sup>	-13.754 0 <sup>a</sup>	-20.093 6 <sup>a</sup>	-20.093 6 <sup>a</sup>	-5.303 2 <sup>a</sup>
ADF-Statistic	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)

注:括号内数值为 P 值; a 表示在 1%水平上显著。

表 4 面板协整方程估计结果

估计方法	工业化初期阶段	全面工业化阶段	后工业化阶段
FMOLS	66 17.52 <sup>a</sup> (20.560 9)	8 413.16 <sup>a</sup> (22.218 3)	14 225.48 <sup>a</sup> (7.991 7)
DOLS	5 829.31 <sup>a</sup> (16.986 5)	9 742.03 <sup>a</sup> (24.503 4)	15 839.06 <sup>a</sup> (8.420 2)

注:括号内数值为 T 值; a 表示在 1%水平上显著。

结果表明:在不同的经济发展阶段,城市用地扩张对土地财政收入增长的贡献存在差异性。城市用地每扩张 1 km<sup>2</sup>,分别为处于工业化初期阶段、全面工业化阶段、后工业化阶段的城市带来 6 617.52 万元(5 829.31 万元)、8 413.16 万元(9 742.03 万元)和 14 225.48 万元(15 839.06 万元)的土地财政收入,即城市用地扩张对土地财政收入增长的贡献随经济发展水平的提高而增加,这是因为不同发展阶段的城市存在土地级差收益,经济越为发达的城市,通常地价水平也越高。

4. 面板因果关系检验

本文分两步检验城市用地扩张与土地财政收入间的 Granger 因果关系,第一步估计:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_{1i} + \delta_1 t + \beta_{1i} L_{it} + e_{1it} \quad (1)$$

$$L_{it} = \alpha'_0 + \alpha_{2i} + \delta_2 t + \beta_{2i} M_{it} + e_{2it} \quad (2)$$

式中,  $M_{it}$ 、 $L_{it}$  分别表示土地财政收入、城市建设用地规模,  $i = 1, 2, \dots, N$ ,  $N$  为城市个数,  $t = 2002, 2003, \dots, 2011$ 。  $\alpha_0$ 、 $\alpha'_0$  为截距项,  $\alpha_{1i}$ 、 $\alpha_{2i}$  为个体固定效应,  $\delta_1$ 、 $\delta_2$  为时间趋势项系数,  $\beta_{1i}$ 、 $\beta_{2i}$  为回归系数,  $e_{1it}$ 、 $e_{2it}$  为误差项。

第二步,构建 VECM 模型:

$$\Delta M_{it} = \sum_{j=1}^m \beta_{1j} \Delta M_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_{1j} \Delta L_{i,t-j} + \rho_{1i} + \varphi_1 \hat{e}_{1i,t-1} + \Delta e_{1it} \quad (3)$$

$$\Delta L_{it} = \sum_{j=1}^m \beta_{2j} \Delta L_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_{2j} \Delta M_{i,t-j} + \rho_{2i} + \varphi_2 \hat{e}_{2i,t-1} + \Delta e_{2it} \quad (4)$$

采用系统 GMM 估计式(3)、(4),估计结果见表 5。

Sargan 检验表明,在 4%水平上,所有模型的工具变量个数不存在过度识别问题,在 5%的水平上,工业化初期阶段的第一个方程过度识别,但因 P 值为 0.0463,与 5%非常接近,近似认为不存在过度识别问题。所有模型 AR(2)不显著,残差都不存在二阶序列相关。检验结果如下:

其一,在工业化初期阶段,城市用地扩张是土地财政收入增长的 Granger 原因,反向关系有待采用其他方法验证,因被解释变量为  $\Delta L_{it}$  的方程的 AR(1)值在 10%水平上不显著。处于工业化初期阶段的城市,多为三四线城市,这些城市的工业化水平低,经济发展相对滞后,人口规模小,对外来人口的吸引力也较小,房地产市场发展相对滞后,政府为获取更多土地财政收入付出的努力对推动城市扩张的作用并不明显。

其二,在全面工业化阶段,城市用地扩张与土地财政互为 Granger 因果关系。处于全面工业化阶段的城市,工业化进程较快,第三产业快速增长,能够为社会提供更多的就业岗位,吸收大量的外来务工人员,这些城市具有更高的规模经济和集聚经济效益,土地生产率更高,对开发商更具有吸引力,政府积极经营土地,建设工业园区、实施旧城改造、开发新城,以获取更大规模的土地财政收入,对城市扩张有明显的推动作用。

表 5 面板 Granger 因果关系检验结果

变量	工业化初期阶段		全面工业化阶段		后工业化阶段	
	$\Delta M_{it}$	$\Delta L_{it}$	$\Delta M_{it}$	$\Delta L_{it}$	$\Delta M_{it}$	$\Delta L_{it}$
$\Delta M_{i,t-1}$	0.048 7 (1.116 4)	-1.31E-05 <sup>a</sup> (-9.552 5)	-0.505 2 <sup>a</sup> (-33.164 2)	-5.84E-06 <sup>a</sup> (-7.476 7)	-0.508 0 <sup>a</sup> (-175.177 3)	-9.98E-06 <sup>a</sup> (-68.448 3)
$\Delta M_{i,t-2}$	-0.148 3 <sup>a</sup> (-5.802 6)	-1.54E-05 <sup>a</sup> (-10.202 5)	-0.511 2 <sup>a</sup> (-54.627 5)	-7.23E-06 <sup>a</sup> (-12.046 8)	-0.391 2 <sup>a</sup> (-331.256 0)	-2.95E-06 <sup>a</sup> (-36.585 4)
$\Delta L_{i,t-1}$	-963.973 9 <sup>a</sup> (-11.999 4)	0.331 6 <sup>a</sup> (25.778 1)	-349.546 0 <sup>a</sup> (-4.444 9)	-0.361 6 <sup>a</sup> (-53.043 4)	288.964 2 <sup>a</sup> (16.552 0)	0.102 2 <sup>a</sup> (44.492 8)
$\Delta L_{i,t-2}$	92.357 0 <sup>a</sup> (1.669 6)	0.067 8 <sup>a</sup> (10.943 3)	-704.316 1 <sup>a</sup> (-7.290 2)	-0.194 0 <sup>a</sup> (-42.725 0)	1 579.102 0 <sup>a</sup> (198.807 5)	-0.056 8 <sup>a</sup> (-46.020 6)
$ECM_{i,t-1}$	-0.686 2 <sup>a</sup> (-12.724 1)	-1.478 3 <sup>a</sup> (-69.321 0)	-0.204 5 <sup>a</sup> (-14.937)	-0.552 8 <sup>a</sup> (-61.156 8)	-0.059 5 <sup>a</sup> (-12.980 3)	-1.349 0 <sup>a</sup> (-365.998 1)
Sargan 检验	67.950 9 (0.046 3)	63.256 7 (0.098 7)	65.526 1 (0.069 3)	42.194 2 (0.549 3)	17.933 3 (0.460 1)	18.177 8 (0.444 0)
AR(1)	-3.697 0 (0.000 2)	-1.034 7 (0.300 8)	-1.849 2 (0.064 4)	-1.796 9 (0.072 4)	-4.202 5 (0.000 0)	-1.168 9 (0.242 4)
AR(2)	0.634 9 (0.525 5)	0.013 2 (0.989 5)	0.050 2 (0.960 0)	0.272 2 (0.785 5)	0.169 4 (0.865 5)	-0.767 1 (0.443 0)

注:各回归系数括号内的数值为  $T$  值; Sargan 检验行、AR(1)及 AR(2)行括号内数值为  $P$  值;  $a$  表示在 1% 水平上显著;  $ECM_{i,t-1}$  为误差修正项,在被解释变量为  $\Delta M_{it}$ 、 $\Delta L_{it}$  方程中分别表示  $\hat{e}_{1t-1}$  与  $\hat{e}_{2t-1}$ 。

其三,在后工业化阶段,城市用地扩张是土地财政收入增长的 Granger 原因,反向关系有待进一步验证,因被解释变量为  $\Delta L_{it}$  的方程的 AR(1) 值在 10% 显著性水平下也同样不显著。处于后工业化阶段的的城市,实体经济发达,产业集聚经济效益高,经济发展、城市化与工业化对土地刚性需求大,城市快速扩张带来的土地收益可观,对财政收入的贡献能力强。处于后工业化阶段的的城市,城市用地扩张驱动力主要源于经济发展、城市化、工业化对用地的需求,而非源于政府为追求土地财政所付出的努力。

综上,城市用地扩张在不同的经济发展阶段都带动了土地财政收入的增长,但仅在全面工业化阶段,地方政府为获取更多土地财政收入付出的努力,才导致城市用地的扩张。本研究结果与蒋震<sup>[16]</sup>、王丰龙和刘云刚<sup>[17]</sup>的研究结论基本一致,蒋震认为工业化引致的土地需求是土地财政产生的源泉。本文认为不仅工业化,经济发展、城市化也会产生用地需求,三者的共同作用才是土地财政产生的源泉。王丰龙和刘云刚认为自分税制实施开始(考虑到政策效果,自 1996 开始),土地越来越成为推动地方财政收入增长的格兰杰原因,但反向关系并不成立。我们认为在全面工业化阶段,土地财政收入的增长推动了城市用地扩张。本研究与刘琼等<sup>[8]</sup>的研究结果有一定的差异,他们认为在全国层面及东部、西部地区土地出让收入的增长可以显著推动城市用地扩张。

#### 四、结论与讨论

研究对不同经济发展阶段下城市用地扩张与土

地财政间的关系进行了考察,得到以下结论:随着经济发展阶段的提升,城市用地规模与土地财政收入呈递增趋势,组内差距不断扩大,两者存在相关性;在不同的经济发展阶段,城市用地扩张对土地财政收入增长的贡献存在差异,随经济发展水平的提高而增加;在不同的经济发展阶段,城市用地扩张都是土地财政的 Granger 原因,但仅在全面工业化阶段存在反向关系。城市用地扩张虽增加了土地供给,但仍满足不了经济发展、城市化与工业化产生的用地需求,是土地财政产生的根本原因,土地财政的增长是城市用地扩张的必然结果,但在全面工业化阶段,地方政府为获取土地财政收入的努力是城市用地扩张的重要原因。

与其他学者的研究视角不同,本文将城市用地扩张与土地财政收入纳入同一系统研究,既研究了不同经济发展阶段下城市用地扩张对土地财政收入增长的贡献,也考察了两者的 Granger 因果关系。本文研究结论主要基于城市层面数据得出,能否适应其他空间尺度还需要进一步探讨;其次,受数据可获取性的影响,论文只是选取土地出让收入表征土地财政规模,可能会低估城市用地扩张与土地财政收入的相互作用;最后,本文没有研究不同类型土地的出让与土地财政收入间的关系,政府在出让工业用地、居住用地及商业用地时,选取不同的出让方式,会影响土地财政收入的规模与结构,进一步研究可以围绕这些问题展开。

## 参 考 文 献

- [1] 张安录.可转移发展权与农地城市流转控制[J].中国农村观察,2000(2):20-25.
- [2] 蒋省三,刘守英,李青.土地制度改革与国民经济成长[J].管理世界,2007(9):1-9.
- [3] 刘守英,蒋省三.土地融资的财政和金融风险——来自东部一个发达地区的个案[J].中国土地科学,2005,19(5):3-9.
- [4] 郭贯成,汪劭杰.地方政府土地财政的动机、能力、约束与效应:一个分析框架[J].当代财经,2013(11):25-35.
- [5] 踪家峰,杨琦.中国城市扩张的财政激励——基于1998—2009年我国省级面板数据的实证分析[J].城市发展研究,2012,19(8):89-94.
- [6] 国务院发展研究中心土地课题组.土地制度、城市化与财政金融风险——来自东部一个发达地区的个案[J].改革,2005(10):12-17.
- [7] 李涛,邹一南,谷继建.城市用地扩张中地方政府的土地财政行为选择与制度优化——基于土地收益与供求的分析[J].中国行政管理,2015(2):114-119.
- [8] 刘琼,欧豪,盛业旭,等.不同类型土地财政收入与城市扩张关系分析——基于省际面板数据的协整分析[J].中国人口·资源与环境,2014,24(12):32-37.
- [9] 周昕皓,胡妍.新制度经济学视角下土地财政与城市扩张的相关性分析[J].城市发展研究,2010,17(12):19-22.
- [10] 张安录.城乡生态经济交错区农地城市流转机制与制度创新[J].中国农村经济,1999(7):43-49.
- [11] 赵力.土地财政压力下的城市规划思考[J].城市规划,2013,29(12):83-87.
- [12] PESARAN H M, SHIN Y, SMITH R P. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels[J]. Journal of the American Statistical Association, 1999(94):621-634.
- [13] 王玉波,唐莹.中国土地财政地域差异与转型研究[J].中国人口·资源与环境,2013,23(10):151-159.
- [14] 舒帮荣,朱建军,李永乐,等.不同经济发展阶段下城市用地规模扩张动力研究——基于省际面板数据的考察[J].中国土地科学,2013,27(11):65-71.
- [15] PEDRONI P. Panel cointegration: asymptotic and finite samples properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis[J]. Econometric Theory, 2004 (20):597-625.
- [16] 蒋震.工业化水平、地方政府努力与土地财政:对中国土地财政的一个分析视角[J].中国工业经济,2014(10):33-45.
- [17] 王丰龙,刘云刚.中国城市建设用地扩张与财政收入增长的面板格兰杰因果检验[J].地理学报,2013,68(12):1595-1606.

## Relationship between Urban land Expansion and Land Finance at Different Stages of Economic Development

——An Empirical Study Based on Panel Data from 264 Cities

ZHAO Ke<sup>1</sup>, XU Tang-qi<sup>2</sup>, LI Ping<sup>3</sup>, ZHANG An-lu<sup>1</sup>

(1.College of Land Administration, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070;

2.School of Earth Science and Resources, Chang'an University, Xi'an, Shanxi, 710064;

3.College of Economics and Management, Hubei University of Technology, Wuhan, Hubei, 430068)

**Abstract** Urban land expansion and land finance are the products when the economy develops to the certain phases, which have the coupling relationship. Based on the data from 264 cities in mainland China from 2002 to 2011, this paper uses panel data to analyze the relationship between urban land expansion and land finance. The result shows that with the escalation of economic development, scale of urban land utilization and land finance income show the increasing tendency, the gap is broadening and the two have correlation. The contribution of urban land expansion to land finance has increased with the improvement of economic development. During different stages of economic development, urban land expansion is always the Granger cause of the increase of land finance income, but they have reversed relationship only in the overall industrialization phase. Under the current institutions, urban land expansion enhances the land supply, but it still cannot meet the land demand from the urban economic development, urbanization and industrialization, which is the fundamental reason for the land finance and the increase of land finance is the natural result of urban land utilization. In the overall industrialization phase, local governments push forward the expansion of urban land in order to acquire more land finance income.

**Key words** land economy; urban land expansion; land finance; panel data

(责任编辑:金会平)