《经济问题探索》2014年第10期

# 土地财政收入来源对中国工业企业的发展效应研究

# ——基于地级市土地出让数据的实证分析

# 邓博文

(厦门大学,福建厦门361005;云南大学,昆明650091)

摘 要:近年来地方政府因财政收入依赖土地出让收入形成"土地财政",并影响了整个社会经济中企业的发展。本文将企业的发展分解为企业规模扩大、生产力提升的规模效应(数量效应与质量效应),以及处于技术前沿或跨越发展进入技术前沿引致企业生产力提升的技术效应。利用1999-2009年中国286个地级市土地出让与工业企业面板数据,本文发现土地财政收入有利于企业规模扩张中的数量效应,而没有质量效应;结果同时显示土地财政收入制约着企业技术效应的发挥。由此对土地财政的依赖性在一定程度上"驱逐"了那些对中国未来经济持续发展有积极影响的企业。

关键词: 土地财政收入; 企业发展; 规模效应; 技术效应

#### 一、引言

企业发展是一国或地区经济增长的主导性力量。企业对经济增长的贡献来自于分工与专业化带来的生产规模的扩张,以及由此引致的创新而改变企业技术前沿。新古典经济学认为,企业规模的扩张具有规模经济效应,而规模经济效应是经济发展的驱动力[12]。此外,Acemoglu et al. (2003) 认为保持技术的领先地位,使一国技术水平处于世界前沿是获得持续竞争优势的关键<sup>[3]</sup>。这一观点对企业同样适用,技术创新越来越成为影响企业边界的重要因素,处于技术前沿的企业发展越好。由此,企业的发展涵盖了生产规模扩张与技术前沿的保持或跨跃。中国改革开放所带来的经济增长本身就是企业规模扩张与技术前沿跨跃式发展所产生的巨大成就。但与此同时,企业的发展因受到中国制度约束而影响其对中国经济持续发展的贡献。

从我国经济的特征事实来看,中国式分权结构硬化了地方政府的预算约束,推高了房价,造成地方政府依赖土地财政。统计显示,2003-2007年间,中国地级市城市平均每年土地出让收入占当年预算内财政收入的比例超过一半,土地财政收入已经成为地方财政收入的主要来源,这使得地方政府财政收入更多地依赖土地出让收入而非来自企业的税收收入。有观点

认为,近年来我国地方政府土地财政行为导致了高地价,进而使大中城市房价居高不下<sup>[4,5]</sup>。而持续繁荣的房地产市场不仅导致地方政府过度依赖土地出让来增加财政收入,还影响了工业企业的投资和经营行为,导致工业企业参与房地产投资,进而可能有损于企业创新能力。

已有研究显示土地财政是指地方政府通过出让城市土地获得土地出让金,并以此作为其财政收入的重要来源<sup>[6,7]</sup>。1994年分税制改革后,地方政府财政支出压力促使地方政府出让土地获得财政收入以弥补财政收支缺口<sup>[8,9]</sup>。作为地方政府预算外收入的重要来源,土地出让收入不仅拓宽了财政收入的来源渠道,而且土地收入比从企业征税所得更为容易<sup>[10]</sup>。土地财政弱化了地方政府在改善城市投资环境、鼓励工业企业生产投资和创新方面的动力。

也有研究认为土地出让通过增加财政收入而有益于企业生产的扩张。地方政府利用土地优惠政策 "招商引资",促使地方经济增长[11,12]。在企业投产经营之后,地方政府对企业征税以获得财政收入[13,14]。<sup>①</sup>地方政府低价供给工业企业土地,降低企业的土地获得、使用成本以吸引和促进企业投资和生产,有利于企业生产活动的扩张。对此,亨利·乔治定理指出当存在

作者简介:邓博文 (1980-), 男, 厦门大学王亚南经济研究院博士研究生, 云南大学发展研究院讲师, 研究方向: 城市经济学。

① 工业企业的税负主要是增值税和企业所得税,且以增值税为主。(中国注册会计师协会编、税法、北京:经济科学出版社, 2010 年 3 月)

企业聚集所产生的生产正外部性时,城市总的级差地租等于城市纯公共物品支出加上对生产正外部性的补贴<sup>[16,17,18]</sup>。这意味着,企业聚集于城市并产生正生产外部性时,为进一步获取企业聚集的好处,地方政府应利用财政收入来补贴企业生产投资和创新。傅十和和洪俊杰(2008)发现了中国城市存在工业企业聚集生产正外部性的证据<sup>[19]</sup>。上述研究提示了土地财政通过改变地方政府收入结构从而影响企业的创新活动,但当前地方政府土地财政对企业发展会产生什么影响在文献中并未得到回答。

本文认为企业的发展实际上是由企业生产规模扩张与技术前沿改变两方面共同构成的,前者实质上是解释了没有任何外生技术进步时的生产力进步,即企业生产力仅由企业生产规模的提高而提升,称之为规模效应;后者实质上是保持或跨跃技术前沿而使企业获得了额外的生产力进步[20]。李彬联和何东霍(2012)在Acemoglu et al. (2003)的基础上探讨了企业在不同技术水平下的创新行为,认为处于技术前沿或善于抓住机会进入技术前沿的企业,其发展水平较高,称之为技术效应[21]。中国土地财政对这两方面的效应会是怎样的?这一问题国内学者较少关注。从已有文献与现实特征判断,本文认为,中国土地财政实质上在推高企业规模效应的同时抑制了企业的技术效应。

# 二、模型设定与数据说明

#### (一) 模型设定

本文使用工业企业生产规模、工业企业效率、城市创新、以及新企业数量等作为企业发展的度量指标; 而使用城市土地出让收入测度土地财政,以度量土地 出让收入作为投入要素对企业发展的影响。模型设定 如下②:

$$Y_{1ii} = \beta_1 LandRev_{ii} + X_{ii}\gamma_1 + \alpha_i + T_i + \epsilon_{ii}$$
 (1)

其中i和t分别表示城市和年份;Y,是企业发展 的规模效应与技术效应的指标变量。规模效应指标包 括工业企业增值税、主营业务收入、以及工业企业资 产利润率。工业企业生产规模实质上是企业生产规模 的增量变化,反映的企业发展的数量水平特征;而工 业企业效率则强调了要素投入的效率,这意味着企业 要素投入的质量。因此,本文的规模效应分解为数量 效应与质量效应两个方面。技术效应包括城市创新与 新企业数量两个指标,这两个指标实质上体现了企业 处于技术前沿的程度、以及获取机会跨越技术前沿活 动的频繁程度。LandRev 是土地出让收入; X 是城市特 征控制变量;  $β_1$  和  $γ_1$  分别是待估系数; α 和 T 分别是 城市固定效应和时间固定效应; ε是误差项。本文关 注系数 β, , 如果土地财政对企业发展的效应是抑制性 的,那么该系数估计值为负;反之,如果土地财政有 利于企业发展,则该系数估计值为正。

#### (二) 数据说明

本文使用数据包括: (1)包括全国除西藏外 1999 - 2009 年 30 个省、自治区和直辖市的 286 个地级市城市数据,其中部分年份城市数据缺失; (2)来源于《中国国土资源年鉴》(2000 - 2008)和《中国国土资源统计年鉴》(2009 - 2010)的土地出让收入数据;(3)来自于"2004年全国工商注册登记数据库"的工业企业注册登记数据<sup>3</sup>; (4)其他数据来源于《中国城市统计年鉴》(2000 - 2010)与《中国专利全文数据库》。另外,在进行相关模型估计时,我们对原始数据利用消费者价格指数进行了物价调整,转化为实际价格数据。④主要数据基本情况如下表所示。

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
土地出让收入 (百万元)	3080	2240. 19	6250. 02	0	106994. 4	
工业企业增值税 (百万元)	3068	2862. 65	4976. 15	11. 55	69074	
工业企业主营业务收入(百万元)	3084	83218. 15	180422. 3	15. 97	2605823	
工业企业资产利润率	2976	0.06	0. 06	-0.11	1. 18	
发明专利申请量 (个)	3069	253. 11	1369. 96	0	29326	

表 1 样本统计性描述

② 需要说明的是利用新增企业数量以反映市场中企业家的"创业"活动的频繁程度,对这一模型进行估计时采用的差分方法,但篇幅限制,本文未列出模型设定,备索。

③ 数据来源为: 厦门大学王亚南经济研究院、厦门大学"计量经济学"教育部重点实验室以及福建省统计科学重点实验室(厦门大学)。由于数据的限制,该数据的最新数据只到 2004 年 9 月。该数据只包含了至 2004 年 9 月止还在运营的企业,不包括以前登记注册但在此前关闭的企业。因此我们只分别计算 2002 年和 2003 年中各地级市城市的工业企业注册登记数量,其前提假设是一年内停运的新生企业数的比例较小。

④ 我们计算了以 1990 年为基准年的 CPI 指数,然后利用此指数把收入数据调整为 1990 年不变价格收入。我们在利用 CPI 指数调整收入数据时,使用的是省级 CPI 指数,即每年在同一个省的城市收入数据都使用同一个 CPI 指数进行调整。

	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
外观设计专利申请量 (个)	3069	306. 3	1253. 38	0	20679
实用新型专利申请量(个)	3069	326. 43	1022. 28	0	19650
工业从业人员数 (千人)	3061	232. 1	332. 89	3. 7	3405. 3
公路里程 (公里)	3089	7046. 95	6268. 35	53	110950
在岗职工(千人)	3089	368. 32	435. 56	13. 6	5702. 6
高等教育在校生数 (千人)	3003	47. 8	99. 39	0	846. 32
企业竞争指数	3061	3. 8	1. 9	0. 43	24. 21053
总人口 (千人)	3089	4193. 33	2942. 62	145. 5	30750

注: 表中各收入数据和价格数据均为名义值。企业竞争指数是由工业企业数除以工业从业人员数计算所得, 表示工业从业人员每千人对应的工业企业数量。

#### 三、模型估计结果

(一) 土地财政收入来源对中国工业企业的生产 规模效应 I: 数量效应

如果地方政府财政依赖土地出让收入而非来自企业的税收收入,这会弱化地方政府在促进企业投资和生产活动方面的激励。于是,如果这种机制存在的话,地方政府土地出让收入就与度量企业生产规模的指标变量负相关或者不相关;反之,如果土地财政有利于企业生产活动,那么,土地出让收入和企业生产规模会呈正相关。下面我们使用工业企业增值税和工业企业主营业务收入两个变量来衡量企业生产规模指标,以检验上述影响机制。

# 1. 土地财政收入来源对工业企业增值税的影响

工业企业增值税反映了企业生产规模的变化。⑤ 如果土地财政减少了地方政府在促进企业生产和投资方面的激励,如减少改善投资环境的努力等,那么,土地出让收入和工业企业增值税之间就不会有正相关关系。我们通过计量模型(1)考查土地出让收入与工业企业增值税间的关系,同时控制如下城市特征变量:

工业从业人员数和公路里程。模型估计时,为了考虑时间滞后效应,在某些模型中控制了相关变量的滞后项。表2是工业企业增值税模型估计结果。

在表2中,所有模型中的被解释变量都是工业企 业增值税的对数值,关键解释变量是土地出让收入的 对数值,模型估计时都控制了城市固定效应和年份固 定效应。城市固定效应可以控制不可观测且只和城市 相关而不随时间变化的因素,如城市的地理位置、行 政地位等,而年份固定效应则可以控制一些只随时间 变化而不随城市个体改变的因素,如中央政府的政策 等。我们同时还使用了城市聚类 (clustered) 标准误, 以控制可能的异方差和残差的城市序列相关。表 2 中 模型的估计结果显示,在(1) - (4) 列中土地出让 收入的系数估计值都为显著为正。这表明,土地财政 与由工业企业增值税作为企业生产规模指标显著正相 关,其弹性值为0.02左右,表明土地财政收入每增加 1%,企业生产活动的规模会扩大0.02%。考虑到土地 财政收入额巨大,这个很小的弹性值仍具有经济上的 重要性。

表 2 土地财政收入来源对工业企业增值税影响模型

	工业企业增值税 ( 对数) t				
	(1)	(2)	(3)	(4)	
土地出让收入(对数)t	0. 0247 * *	0. 0165	0. 0244 * *	0. 0216 * *	
	( 0. 0109)	( 0. 0107)	( 0. 0094)	( 0. 0096)	
土地出让收入 (对数) t-1		0. 0219 * *		0.0191 * *	
		( 0. 0093)		( 0. 0082)	
工业从业人员数 (对数) t			0.4076 * * *	0.4550 * * *	
			( 0. 0498)	( 0. 0883)	

⑤ 增值税是对每一生产流通环节的增值额进行征税 "从理论上讲,增值额是指生产经营者生产经营过程中新创造的价值额。……增值额是劳动者新创造的价值,从内容上讲大体相当于净产值或国民收入。""就一个生产单位而言,增值额是这个单位商品销售收入额或经营收入额扣除非增值项目(相当于物化劳动……)价值后的余额。这个余额,大体相当于该单位活劳动创造的价值"(中国注册会计师协会编、税法、北京:经济科学出版社,2010年3月,p. 31.)。

工业从业人员数 (对数) t-1				0. 0873*
				(0.0521)
公路里程(对数) t			0.0698 * *	0.0968 * * *
			(0.0341)	(0.0325)
公路里程(对数) t −1				-0.0049
				( 0. 0262)
调整的可决系数	0. 95	0. 96	0. 96	0. 96
观测值	3056	2756	3036	2731

注: 表 2 中所有模型的被解释变量都是工业企业增值税 (对数值),关键解释变量是土地出让收入 (对数值),且所有模型都控制了城市固定效应和年份固定效应。小括号内数字为城市聚类 (clustered) 标准误。"t"和"t-1"分别表示当期和滞后一期。\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

2. 土地财政收入来源对工业企业主营业务收入的 影响

如姜汝祥(2011)分析,在高涨的房地产价格形势下,工业企业可能受较高的房地产市场利润驱使而投资房地产业,可能的结果是不利于企业的主营业务活动;另一方面,如果企业只是策略性地投资房地产市场,在获取投资高回报的同时加大对其主营业务的投入,也可能出现工业企业主营业务收入随房地产市场的繁荣而增多的情形,也即土地出让收入与工业企业主营业务收入正相关。于是,我们通过上述计量模型(1)式考查土地出让收入与工业企业主营业务收入间的关系,同时控制变量工业从业人员数和公路里程,

其他模型设定与上一小节的一致。表 3 是相关模型估计结果。

表3中所有模型的被解释变量都是工业企业主营业务收入的对数值,关键解释变量是土地出让收入的对数值,且所有模型都控制了城市固定效应和年份固定效应,模型的其他设定与表2中的一致。表3所显示的模型估计结果与表2相似。关键解释变量土地出让收入的系数估计值显著为正。

综合表 2 和表 3 的模型估计结果表明土地财政与 衡量企业发展的数量效应指标变量正相关。注意到即 使使用滞后一年的土地出让收入,结果也基本一样, 说明土地财政有利于工业企业扩大生产规模。

表 3 土地财政收入来源对工业企业主营业务收入影响模型

	工业企业主营业务收入(对数) t				
	(1)	(2)	(3)	(4)	
土地出让收入 (对数) t	0. 0257 * *	0. 0048	0.0274 * * *	0. 0105	
	( 0. 0105)	( 0. 0100)	(0.0091)	( 0. 0094)	
 土地出让收入 (对数) t-1		0.0318 * * *		0. 0325 * * *	
		( 0. 0110)		( 0. 0099)	
			0. 3397 * * *	0. 2817	
			( 0. 0846)	( 0. 2466)	
工业从业人员数 (对数) t-1				0. 1604	
				( 0. 1407)	
公路里程(对数) t			0.0670 * *	0. 0791 * * *	
			( 0. 0305)	( 0. 0270)	
 公路里程 (对数) t-1				0. 0074	
				(0.0218)	
	0. 97	0. 97	0. 97	0. 97	
观测值	3071	2766	3048	2738	

注: 表 3 中所有模型的被解释变量都是工业企业主营业务收入 (对数值),关键解释变量是土地出让收入 (对数值),且所有模型都控制了城市固定效应和年份固定效应。小括号内数字为城市聚类 (clustered) 标准误。"t"和 "t-1"分别表示当期和滞后一期。\*、\*\*、\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

(二) 土地财政收入来源对中国工业企业的生产规模效应Ⅱ: 质量效应

企业利润率衡量生产活动过程中各种投入要素的利用效率。我们使用工业企业资产利润率(企业利润与固定资产之比)度量工业企业效率。如果土地财政对企业生产活动、研发投资活动以及城市投资环境的改善有促进作用,那么,基于企业家经营的企业效率可能会得到改善。我们使用上述计量模型(1)来考查土地财政与企业效率间的关系,模型估计结果如表4

所示。

表4中所有模型的被解释变量都是工业企业资产利润率,关键解释变量是土地出让收入的对数值,且模型估计时都控制了城市固定效应和年份固定效应,模型的其他设定与上一节模型设定相似。表4表明关键解释变量土地出让收入的系数估计值在所有模型中为正,但统计上都不显著,表示土地出让收入与工业企业效率没有显著的相关关系。

表 4	╅╏┩┰┢╗╅╅	λ 本泡が工	"业企业效率影响模型

		工业企业资产利润率 t				
	(1)	(2)	(3)	(4)		
土地出让收入(对数) t	0. 0013	0. 0015	0. 0014	0. 0016		
	( 0. 0014)	( 0. 0016)	(0.0014)	( 0. 0016)		
土地出让收入 (对数) t-1		0. 0009		0.0008		
		(0.0014)		(0.0014)		
工业从业人员数 (对数) t			0. 0079	0. 0041		
			(0.0052)	(0.0095)		
工业从业人员数 (对数) t-1				0.0060		
				( 0. 0064)		
公路里程(对数) t			0. 0021	0. 0065		
			(0.0052)	(0.0081)		
公路里程 (对数) t-1				-0.0094		
				(0.0063)		
调整的可决系数	0. 53	0. 52	0. 53	0. 52		
观测值	2,964	2,724	2,952	2,702		

注: 表 4 中所有模型的被解释变量都是工业企业资产利润率,关键解释变量是土地出让收入(对数值),且所有模型都控制了城市固定效应和年份固定效应。小括号内数字为城市聚类(clustered)标准误。"t"和"t-1"分别表示当期和滞后一期。\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

(三) 土地财政收入来源对中国工业企业发展的 技术效应

### 1. 土地财政收入来源对城市创新的影响

我们使用城市专利申请量度量城市创新。专利分为三种:发明专利、外观设计专利和实用新型专利。为了考查土地财政对城市创新的影响,我们既使用这三种专利的申请量总和,也分别使用三种专利类型的专利申请量作为被解释变量,并使用上述计量模型(1)式进行相关估计。

由于研发从投入到产出有时滞性,故我们使用滞后期(取滞后三期)土地出让收入考查土地财政的影响,模型估计结果如表5所示。模型估计时还控制了城市特征因素:(1)城市在岗职工数衡量研发创新的

劳动投入;(2)高等教育在校生数作为城市人力资本存量的度量变量;(3)企业竞争指数(由工业企业数除以工业从业人员数计算所得),表示工业从业人员每千人对应的工业企业数量,该数值越大,表示城市中工业企业之间的竞争越激烈,而竞争能促进创新<sup>[22 23]</sup>。从表 5 中模型估计结果可看出,在控制了城市固定效应和年份固定效应后,关键解释变量滞后期土地出让收入(对数值)的系数估计值为正,但显著性较弱(仅在 10% 显著性水平上统计显著)。为了检验结果的稳健性,我们也尝试了土地出让收入的多种滞后期数,如当期、滞后一期、滞后二期等,但关键解释变量城市专利申请量的系数估计值都不显著。因此,这表明土地财政对城市创新只有微弱的正的影响。

表 5 土地财政收入来源对城市创新影响模型

	总专利申请量 (对数) t	发明专利 申请量 (对数) t	外观设计 专利申请量 (对数) t	实用新型 专利申请量 (对数) t
	(1)	(2)	(3)	(4)
土地出让收入 (对数) t-3	0. 0292*	0. 0374*	0. 0309	0. 0313*
	( 0. 0167)	( 0. 0222)	( 0. 0269)	( 0. 0182)
城市在岗职工数 (对数) t-3	0. 1695	0. 3565 * *	0. 2445	0. 3295 * *
	( 0. 1606)	( 0. 1636)	( 0. 2979)	( 0. 1337)
高等教育在校生数 (对数) t-3	0. 0396	0. 0686	0. 0735	0. 0352
	( 0. 0484)	( 0. 0500)	( 0. 0682)	( 0. 0541)
企业竞争指数 t-3	0. 0095	0. 0175	0. 0467	0. 0140
	( 0. 0220)	(0.0231)	( 0. 0307)	( 0. 0180)
调整的可决系数	0. 95	0. 93	0. 89	0. 95
观测值	2,008	1,992	1,935	1,998

注: 表 5 中 (1) - (4) 模型的被解释变量分别是总专利申请量 (对数值)、发明专利申请量 (对数值)、外观设计发明专利申请量 (对数值) 和实用新型专利申请量 (对数值),关键解释变量是滞后三期土地出让收入 (对数值),且所有模型都控制了城市固定效应和年份固定效应。小括号内数字为城市聚类 (clustered) 标准误。"t"和"t-3"分别表示当期和滞后三期。\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

## 2. 土地财政收入来源对新企业数量的影响

利用 "2004 年全国工商注册登记数据库"中的工业企业注册登记信息,分别计算 2002 年和 2003 年中各市的工业企业注册登记数量。使用 2001 - 2002 年的土地出让收入和 2002 - 2003 年企业数量数据,构建了一个两期城市面板。在控制工业企业从业人数和企业竞争指数等变量的同时,利用 2002 - 2003 年间的新企

业数量对 2001 - 2002 年间的土地出让收入增量回归,估计结果如表 6 所示。第 1 列回归结果显示,土地出让收入增量变量的系数估计值显著为负(1% 的显著性水平),这表明土地财政不利于新企业建立(这个结果在加入了省份固定效应以及城市人口变动等因素后也基本一样)。⑥

表 6 土地财政收入来源对新企业数量影响模型

	工业企业登记数 2003 - 2002				
	(1)	(2)	(3)	(4)	
土地出让收入 2002 - 2001	-0. 1797 * *	-0. 2478 * *	-0. 2538 * *	-0.2565 * *	
	(0. 0805)	(0. 0975)	(0. 0942)	(0. 0932)	
工业从业人员数 2002 - 2001			0. 7329	0. 5259	
			(1.5873)	(1.5425)	
企业竞争指数 2002 - 2001			-72. 3214	-71.9764	
			( 63. 3220)	( 65. 1282)	
城市总人口 2002 - 2001				0. 6271	
				( 0. 6458)	
省份虚拟变量	否	是	是	是	

⑥ 产生这个结果的原因之一可能是部分创业的资本和企业家活动转移到了房地产市场上去了,但检验这个假设超出了本文的研究 范围。

调整的可决系数	0.08	0. 45	0. 45	0. 45
观测值	281	281	280	280

注: 表 6 中所有模型中被解释变量是 2002 到 2003 年工业企业登记注册数量的增量,关键解释变量是 2001 年到 2002 年土地出让收入的增量。小括号内数字为省份聚类 (clustered) 标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

#### 四、结论

鉴于企业发展对一国或地区经济增长和发展的重要性,本文利用中国地级市城市土地出让数据,考查了地方政府土地财政收入对工业企业发展的规模效应和技术效应,发现土地财政收入有利于企业规模扩张中的数量效应,而没有质量效应;对企业技术效应有制约作用。这表明地方政府对土地财政收入的依赖不利于中国未来经济的持续发展。本文结论可作为政府制订相关土地政策的经验研究依据。

## 参考文献:

- [1] Marshall, Alfred. Principles of Economics [M]. London: Macmillan and Co., Ltd, 1920 (8th edition, first published in 1890).
- [2] Krugman, Paul R., Maurice Obstfeld. International Economics: Theory and Policy [M]. Mass.: Addison Wesley, 1997.
- [3] Acemoglu, Daron, Philippe Aghion, and Fabrizio Zilibotti. Vertical Integration and Distance to Frontier [J]. Journal of the European Economic Association, 2003, vol. 1 (2-3):630-638.
- [4] 王岳龙. 地价对房价影响程度区域差异的实证分析——来自国土资源部楼盘调查数据的证据[J]. 南方经济,2011,(3): 29-42.
- [5] 宫汝凯. 分税制改革、土地财政和房价水平 [J]. 世界经济文汇,2012,(4):90-104.
- [6] 陈国富,卿志琼. 财政幻觉下的中国土地财政——一个法经济学视角[J]. 南开学报(哲学社会科学版),2009,1:69-78.
- [7] 杨圆圆."土地财政"规模估算及影响因素研究[J].财贸经济,2010,(10):69-76.
- [8] 孔善广. 分税制后地方政府财事权非对称性及约束激励机制变化研究[J]. 经济社会体制比较, 2007,1: 36-42.
- [9] 卢洪友,袁光平,陈思霞,卢盛峰. 土地财政根源"竞争冲动"还是"无奈之举"?——来自中国地市的经验证据[J]. 经济社会体制比较,2011,1: 88-98.
- [10] 姜汝祥. 土地财政正在摧毁中国企业家精神 [N]. 中国经营报, http://news.cb.com.cn/html/19/n

-492019. html, 2011 - 2 - 26.

- [11] 陈志勇,陈莉莉. 财政体制与地方政府财政行为探讨——基于治理"土地财政"的视角[J]. 中南财经政法大学学报,2009,2: 42-47.
- [12] 张青,胡凯. 中国土地财政的起因与改革[J]. 财贸经济,2009,9: 77-81.
- [13] 刘守英,蒋省三. 土地融资与财政和金融风险——来自东部一个发达地区的个案[J]. 中国土地科学,2005,5: 3-9.
- [14] 赵燕菁,庄淑亭. 基于税收制度的政府行为解释[J]. 城市规划,2008,4: 22-32.
- [15] 中国注册会计师协会. 税法[M]. 北京: 经济科学出版社,2010.
- [16] Arnott, R.. Optimal city size in a spatial economy [J]. Journal of Urban Economics, 1979, 6(1): 65 89.
- [17] Arnott, R.. Does the Henry George theorem provide a practical guide to optimal city size? [J]. American Journal of Economics and Sociology, 2004, 63 (5): 1057 1090.
- [18] Arnott, R. J. and J. E. Stiglitz. Aggregate land rents, expenditure on public goods, and optimal city size [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1979, 93 (4): 471-500.
- [19] 傅十和,洪俊杰. 企业规模、城市规模与集聚经济[J]. 经济研究,2008,11: 112-125.
- [20] Sachs, J. and Yang X.. Gradual Spread of Market led Industrialization [R]. Harvard Center for International Development, Working Paper No. 11, 1999.
- [21] 李彬联,何东霞. 技术前沿、企业能力与组织模式[J]. 当代经济研究,2012,(12): 53-59.
- [22] Glaeser, E. L., H. D. Kallal, Jose A. Scheinkman, and A. Shleifer. Growth in cities [J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(6): 1126-1152.
- [23] 迈克尔·波特[著]; 李明轩, 邱如美[译]. 国家竞争优势[M]. 北京: 华夏出版社, 2002.

(编辑校对:孙敏 陈崇仁)