

土地财政、投资依赖与经济粗放型增长

刘会洪, 易绵阳

(湖南工业大学 经贸学院, 湖南 株洲 412007)

[摘要] 对2003-2011年全国除西藏外的30个省级地区进行的实证分析表明,投资比重不断提高与这一时期形成的土地财政有着显著的关系;相比而言,经济发达地区对土地财政、对投资的依赖程度要小,而中部地区对土地财政与投资的依赖程度最高,经济欠发达的中部地区过于依赖土地财政和房地产业来发展经济,更加强化了我国经济的粗放型增长模式。

[关键词] 土地财政; 投资比重; 粗放型增长; 房地产业

[中图分类号] F202 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1674-117X(2016)05-0017-06

Research on Land Finance , Investment Reliance and Extensive Economic Growth

LIU Huihong, YI Mianyang

(School of Economics and Trade, Hunan University of Technology, Zhuzhou, Hunan 412007 China)

Abstract: Empirical analysis of 30 provincial regions of China in 2003-2011 showed there is a significant relationship between the proportion of investment and the land finance ; Comparatively speaking, developed areas has less reliance on land finance and investment while the central areas rely on them most. The over economic reliance on land finance and real estate industry of underdeveloped central areas further strengthen China's extensive economic growth pattern .

Key words: land fiance; the proportion of investment; extensive economic growth; real estate

改革开放以来的30多年里,我国的经济增长率年均达到了9%以上,这使得我国在2010年超越日本成为全球第二大经济大国。但我国的经济高速增长,始终摆脱不了“粗放式”的标签。尽管早在1995年党的十四届五中全会就提出要转变经济增长模式,从粗放型增长模式向集约型增长模式转变,但遗憾的是,这一目标并没有实现。而造成粗放型增长模式难以转变的原因很多,其中一个重要原因是经济增长过于依赖投资,投资在国民产出中的比重不断提高。并且,在过去的十多年,伴随着投资比重上升的同时,资本产出率却在不断下降(见表1)。资本产出率的下降,既有资本边际效率下降的原因,也有

大量投资处于低效投资甚至无效投资状态的原因。而大多数低效投资是由政府投资(包括政府部门及其平台公司的直接投资和国有企业投资)形成的,因为与私人投资相比,政府投资对资本回报率的要求与风险的控制都较低。国有企业在面对环境不确定性时,较小的融资约束为其管理层追求政治与经济利益提供了资金支持,因而会进行无效投资,出现投资过度。^[1]另一方面,地方政府对政治利益与经济利益的追求,有动机、也有能力利用手中掌握的资源,直接进行投资活动,如基础设施建设、政绩工程等。由于政府投资目标的多重性,以及缺乏市场机制约束,容易形成过度投资、低效投资^[2]。同时,在过去

收稿日期: 2016-05-11

基金项目: 国家社科基金项目“房地产持续调控下土地财政困境与转型研究”(12CJY100)

作者简介: 刘会洪(1974-),男,湖南新化人,湖南工业大学副教授,博士,研究方向为城市与房地产经济;易绵阳(1977-),男,湖南涟源人,湖南工业大学教授,博士,研究方向为金融与经济史。

十多年中,人们注意到,政府投资正成为全社会投资的主导力量,国进民退成为一种趋势,政府投资对私人投资产生了很强的挤出效应。而政府投资能如此大范围、长时期地成为整个社会投资的主导力量,可能与这一时期逐步形成的土地财政有莫大关系。也就是说,地方政府通过土地财政获得了巨额资金,可以大规模地介入城市基础设施建设、土地一级开发、开发区建设、招商引资,甚至直接参与房地产开发与工商业投资。并且,通过土地开发、基础设施建设与招商引资,使得土地升值,从而获得更多土地出让收入及土地贷款,能够更大规模地参与到新的城市建设与土地开发中,形成滚动式快速发展。这一发展

模式,一方面推动了城市的快速扩张和城市基础设施的不断改善,促进了经济的快速增长;另一方面,也使得以政府投资为主的投资比重不断增大,经济对房地产业依赖度不断提高。政府对市场经济干预能力加强,直接强化了经济的粗放型而非集约型增长。^{[3]79}因此,本文将从土地财政的视角,分析土地财政对投资,进而对经济粗放型增长的影响,研究角度是从省级层面进行实证分析。本文结构安排如下:第一部分是一个文献综述,第二部分是从省级层面测算各地区的经济增长粗放度,第三部分是实证分析土地财政对全社会投资的影响,最后是结论。

表 1 2003 - 2012 年的资本产出率、固定资产投资/GDP

年份	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年
实际资本/实际产出	3.90	3.87	3.88	3.96	4.09	4.22	4.58	4.77	4.91	5.32
名义固定资产投资/名义 GDP	0.40	0.42	0.45	0.47	0.49	0.51	0.60	0.62	0.59	0.64

(注:实际资本与实际产出均以 1982 年作为基期)

一 文献综述

一些学者测度了我国过去几十年的经济增长的粗放度。如高志英、廖丹清利用 C - D 生产函数和索洛增长方程,测度了我国 1953 - 1993 年的经济增长的粗放度,结果表明这 41 年间要素投入贡献率达到了 91.8%,其中资本投入的贡献率达到了 80.8%,粗放型增长特征明显。^{[4]11-13}杨玉华、罗斌也运用索洛余值方程对我国 1952 - 2009 年经济增长的因素进行了测度,发现资本贡献率为 39.85%,劳动贡献率为 25.13%,全要素贡献率为 35.02%,其中改革开放前与改革开放后资本贡献率分别为 39.74%、39.93%,劳动贡献率分别为 38.68% 和 14.86%,全要素贡献率分别为 21.59% 和 45.21%,整体上经济仍然属于粗放型增长,但改革开放后,粗放度降低,技术进步的贡献率大幅上升。^[5]张军、施少华对 1953 - 1998 年的经济增长因素进行了分析,计量结果表明全要素贡献率为 13.9%,其中改革开放前为 -3.9%,改革开放后为 28.9%,我国整体上经济增长表现为较高的粗放型增长,但改革开放后粗放度有所降低。^{[6]23}

虽然人们对我国仍处于粗放型增长没有异议,但对于导致粗放型增长的原因却有不同看法。勒涛、黄晓鹏认为政府对土地、原材料等要素价格的人为管制,导致要素价格低于其市场价值,使得粗

放型增长模式被锁定。^[7-8]付强对我国 1978 - 2006 年的技术进步进行了测算,提出地方保护使得企业失去创新的动力,进而形成经济的粗放增长。^{[3]77-79}张憬、沈坤荣运用 1991 - 2005 年的省级面板数据,对地方财政分权背景下地方政府干预与区域金融发展对经济增长的影响进行了实证分析,结果表明地方政府对金融机构资金的配置,固化了以依赖资本投入和积累速度提高的粗放型增长模式。^[9]

人们也从土地财政的角度,探讨土地财政对固定资产投资,对经济增长的影响。谢安忆选取了 2001 - 2009 年全国数据,探讨了土地财政与固定资产投资及经济增长的关系,结果表明土地财政与后两者有显著的相关关系,并且土地财政是固定资产的 Granger 原因。^[10]杜雪君等使用了 1999 - 2005 年省级面板数据,分析了经济增长与土地财政的关系,结果表明土地财政对经济增长存在显著影响,其影响机制是通过提高地方政府的积极性,增加了地方政府的收入与支出,并进而增加了固定资产投资,而推动经济增长。^[11]胡华的研究表明,房价增速在一定范围时,对经济增长是正面的,但超出一定范围时,则对经济增长产生了负面影响。^[12]

以上文献表明,学者们对我国经济增长仍处于粗放型增长的判断并无异议,并且从要素价格扭曲、地方保护、政府干预等多个角度探讨了导致粗

放型增长锁定的原因,这些因素,实质上都指向了政府或以直接投资的方式介入市场,或干预市场活动来影响企业投资,导致投资效率低下,出现粗放型增长路径锁定。前述文献虽然提到了土地财政对经济增长有促进作用,但多数是从全国或一个地区进行时间序列分析,有的从省级层面进行面板数据分析,但其时间段较早。因此,本文拟利用 2003-2011 年的省级面板数据进行实证分析,探讨土地财政的形成与发展对全社会投资、进而对经济粗放型增长的影响。

二 经济增长粗放度的计算

目前对于经济增长中的全要素贡献率的测度,很多学者是采用前沿生产函数来测度,将全要素贡献率分为技术进步、规模效率与技术效。^[13]但由于本文只计算要素投入对经济增长的贡献,不涉及对全要素贡献率的分解,因此,我们还是采用传统的索洛余值法来计算经济增长的粗放度。

宏观生产函数采用 C-D 生产函数,经济增长为索洛增长模型,按照一般定义,粗放度指的是经济增长中要素投入的贡献率,即有:

$$\vartheta = (\alpha L' + (1 - \alpha)K')/Y' \tag{1}$$

其中 ϑ 为粗放型指数, L' 、 K' 、 Y' 分别为劳动、资本和产出的增长率, α 和 $(1 - \alpha)$ 分别为劳动和资本的产出系数。

根据高志英等^{[4]10}的划分方法,当 $\vartheta \geq 0.5$ 时,经济为粗放型增长;

当 $0 \leq \vartheta < 0.5$ 时,经济为集约型增长。

粗放型增长又可以划分为:

当 $0.5 \leq \vartheta < 0.7$ 时,为低度粗放型增长;

当 $0.7 \leq \vartheta < 0.8$ 时,为中度粗放型增长;

当 $0.8 \leq \vartheta < 1$ 时,为高度粗放型增长;

当 $\vartheta \geq 1$ 时,为超高度粗放型增长。

本文对 2003 年至 2011 年全国除西藏外的 30 个省级地区的经济增长的粗放度进行测度。其中劳动产出弹性和资本产出弹性,根据张军、施少华的计算结果,分别取值为 0.4 和 0.6。^{[6]21} 各省市的 GDP 采用实际 GDP 数据,以 1982 年基期,通过 GDP 折算指数计算出实际 GDP,再计算出历年的实际 GDP 增长数据;劳动力增长人数,《中国统计年鉴》中有城镇单位就业人数与城镇私营单位及个体就业人数,这个数据没有包括农村劳动力人数,不

能反映整个地区劳动力人数的变化,因而我们采取各省市的当年常住总人口,并计算出人口增长率,作为劳动力增长的替代数据;资本的数据,由于没有存量数据,只有增量数据(投资)。因此,这里要计算存量,首先要确定基期的存量,然后根据折旧率,和通货膨胀率等因素,计算出每年的资本存量,进而求得资本的增长率。对于基期资本存量的计算,一些学者采用 $k_0 = i_0/(g + \delta)$ 这一计算公式,其中 k_0 为基期资本存量, i_0 为基期投资, g 为投资增长率, δ 为折旧率^[14]。但这一计算公式存在一定缺陷,因为现实中基期资本存量与投资增长率、折旧率没有直接关系。我们在这里提出一种新的计算方法,即通过折旧率来测算资本存量。假设折旧率为 5%,如果要计算 2003 年的资本存量,可以这样计算:1983 年的全部资本到了 2003 年的价值为 0,1984 年新增资本(即 1984 年的投资)到了 2003 年的价值为当年价值的 0.05 倍,1985 年的新增资本(即 1985 年的投资)到了 2003 年的价值为当年价值的 0.1 倍,以此类推,将 1984 年至 2002 年的投资乘以相应的折旧率再加总,再加上 2003 年的投资,就得到了 2003 年的资本存量。当然计算时,要先扣除通货膨胀率的影响,这里以 1982 年作为基期,先计算每年的实际投资,然后根据上述方法计算出 2003-2011 年实际资本存量及资本增长率。这里的数据来自于历年《中国统计年鉴》《新中国 60 年统计资料汇编》、中经网数据库。

由公式(1)可求出每个省市 2003-2011 年的经济增长的粗放指数。下表是各省市 2003-2011 年平均的粗放指数。

表 2 各省市 2003-2011 年平均的经济增长粗放度指数

地区	粗放指数	地区	粗放指数	地区	粗放指数
北 京	0.692	安 徽	0.940	四 川	0.797
天 津	0.791	福 建	0.834	贵 州	0.706
河 北	0.946	江 西	0.999	云 南	0.845
山 西	0.965	山 东	0.886	陕 西	0.775
内蒙古	0.866	河 南	0.961	甘 肃	0.831
辽 宁	0.971	湖 北	0.715	青 海	0.745
吉 林	1.043	湖 南	0.777	宁 夏	0.738
黑龙江	1.044	广 东	0.722	新 疆	0.891
上 海	0.607	广 西	0.839	全 国	0.838
江 苏	0.767	海 南	0.645		
浙 江	0.822	重 庆	0.835		

从表 2 中可以看出,所有省市都处于粗放型增长阶段,其中只有北京、上海、海南三省市为低度粗放型增长,而吉林、黑龙江处于超高度粗放增长。分地区来看,东部地区平均粗放指数为 0.789,中部地区为 0.915,西部地区为 0.816,中部地区最高,而东部地区最低,这可能说明东部地区正逐步实现产业结构调整与产业升级,但中部地区经济增长对投资依赖度很高,消费拉动与技术推动力弱。

三 土地财政影响投资的实证分析

(一)模型设定与变量描述

对于土地财政的内涵,目前学术界是从狭义与广义两个角度来进行界定,狭义的土地财政范畴包括包括土地出让收入、房地产市场的各种税费、通过土地抵押所获得的贷款及债务收入等。^[15]而广义的土地财政范畴则在上述基础上,还包括了通过低价出让工业用地来进行招商引资,由此导致的经济发展所带来的税收的增加,如企业增值税、营业税、所得税的增加。^[16]不管是哪个口径的土地财政概念,土地出让收入都是其中最主要的部分。为了测算土地财政对投资的影响,这里选取全国除西藏外的 30 个省级地区,对土地财政与投资的关系进行实证分析。以全社会固定资产投资 TZ 作为被解释变量,以土地财政 TD 作为解释变量,同时以新增贷款 CZ 作为控制变量,建立省级面板数据计量方程。数据来自于历年《中国统计年鉴》《新中国 60 年统计资料汇编》《中国国土资源年鉴 2013》,时间段为 2003-2011 年。土地财政数据由于各地区土地债务数据难以获得,房地产税收数据难以准确划分,我们选择各地区土地出让收入作为反映土地财政的代理变量,贷款数据为各地区各年新增贷款,固定资产投资为包括城乡在内的各地区全社会固定资产投资。取各变量的对数,建立如下方程:

$$\ln TZ_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} \ln TD_{it} + \chi_{it} \ln DKZL_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

其中 i=1,2……,30; t=2003,2004,……2011

表 3 样本数据描述			单位:亿元			
变量	定义	观测数	均值	标准误	最小值	最大值
TZ	固定资产投资	270	5 288	4 830	276	26 750
TD	土地收入	270	463	641	1.6	4 582
DKZL	新增贷款	270	1 629	2 042	-3 027	13 000

(二)序列的平稳性检验

在进行实证检验前,先对各变量进行平稳性检

验,以减少伪回归。使用 ADF—Fisher 方法对各变量序列进行单位根检验,检验形式根据观测时序图确定,Intz 序列为含趋势项和截距项,Intd 和 lndkzl 序列为仅含截距项,检验结果如表 4。

表 4 变量序列单位根检验

Variable	Method	Statistic	Prob.
Intz?	ADF - Fisher Chi - square	56.6530	0.5988
DIntz?	ADF - Fisher Chi - square	107.7483	0.0002
Intd?	ADF - Fisher Chi - square	21.1637	1.0000
DIntd?	ADF - Fisher Chi - square	205.0904	0.0000
lndkzl?	ADF - Fisher Chi - square	44.6003	0.9313
Dlndkzl?	ADF - Fisher Chi - square	182.9843	0.0000

从表 4 可以看出,三个变量序列均存在单位根,但其一阶差分序列都为平稳序列,因此,可能存在协整关系,下面进行协整检验。

(三)协整检验

使用 Engle - Granger 协整检验法对(2)式的残差序列 μ_{it} 进行平稳性检验,结果如表 5 所示,残差序列没有单位根,为平稳序列,说明(2)式的各变量存在协整关系。

表 5 残差序列 μ_{it} 的平稳性检验

Method	Statistic	Prob.	sections	Obs
ADF - Fisher Chi - square	114.001	0.0000	30	199
PP - Fisher Chi - square	172.063	0.0000	30	204

(四)面板数据的模型选择与回归结果分析

对面板数据进行回归分析,需要选择模型的形式,首先需要确定有没有个体效应,如果存在个体效应,则还需确定是个体固定效应还是个体随机效应。有无个体效应,可通过 F 检验来进行判定,F 统计量计算公式如下:

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u) / [(NT - k - 1) - (NT - N - k)]}{SSE_u / (NT - N - k)} = \frac{(SSE_r - SSE_u) / (N - 1)}{SSE_u / (NT - N - k)}$$

其中 SSE_r 表示约束模型,即混合估计模型的残差平方和, SSE_u 表示非约束模型,即个体固定效应回归模型的残差平方和。通过 eviews 软件计算,可得 SSE_r 为 46.21, SSE_u 为 14.59。可计算出 F 统计量:

$$F = \frac{(46.21 - 14.59) / (30 - 1)}{14.59 / (30 * 8 - 30 - 2)} = 15.96$$

再查询 F 统计量表,知 $F_{0.05}(29,208) = 1.79$ 。因而,F 统计量要大于 5% 置信度下的临界值,说明模型存在个体效应。接下来利用 Hausman 统计量检验来选择是建立个体固定效应模型还是个体随机效应模型。检验结果见表 6。

表 6 个体随机效应检验

Test Summary	Chi - Sq. Statistic	Chi - Sq. d. f.	Prob.
Cross - section random	0.000 000	2	1.000 0

表 6 结果显示,应建立个体随机效应模型。建立个体随机效应模型进行回归,结果见表 7。

表 7 模型回归分析

Variable	Coefficient	Std. Error	t - Statistic	Prob.
C	-0.931386	0.659278	-1.412736	0.1591
LNDKZL	0.098032	0.014545	6.739780	0.0000
LNTD	0.520666	0.030660	16.98203	0.0000

表 8 东部、中部、西部地区土地收入对固定资产投资影响的回归检验

地区	C	lnTD	lnDK	Adjusted R - squared	Durbin - Watson stat
东部地区	-1.404 7	0.351 8 ***	0.272 8 ***	0.78	1.30
	(-1.573)	(5.196 7)	(3.338 3)		
中部地区	-2.100 8 ***	0.662 4 ***	0.056 4 ***	0.81	0.9
	(-2.784 0)	(15.888 0)	(4.476 9)		
西部地区	-1.389 4	0.314 5 ***	0.306 4 ***	0.83	1.52
	(-1.201 9)	(5.424 4)	(3.083 3)		

*** 表示在 1% 的置信度水平下显著,表中数字为系数值,括号中数字为 t 统计值。

从表 8 可以看到,东部、中部、西部三个地区土地财政对投资存在显著的影响,其中中部地区的影响程度最大,土地收入增长 1 个百分点,将导致投资增长 0.66 个百分点,东部与西部地区的影响程度相差无几。从地区层面看,土地财政对投资的影响程度,与粗放型指数的地区差异基本一致,说明土地财政通过对投资的影响,而对粗放型经济增长产生了推动作用。

中部地区土地收入对投资的影响系数较大,表明中部地区投资水平对土地财政及房地产业的依赖程度很高,这可能说明中部地区为了加快经济增长,采取了城市扩张、土地经营的模式来推动经济增长,而东部地区由于产业发达、企业众多,投资对房地产业的依赖程度较弱,西部地区则可能由于人口较少,房地产市场发展较为滞后,因而投资对房地产业及土地财政的依赖程度没有中部地区高。

其中 Adjusted R - squared 为 0.78, Durbin - Watson stat 为 0.99。

由表 7 可以看出,土地财政及新增贷款均对投资有显著影响,并且土地财政的影响效应更大,土地收入每增长 1 个百分点,将导致投资增加 0.52 个百分点。检验结果表明,过去十多年土地收入的快速增长,极大地增强了地方政府干预经济的能力,通过直接投资或招商引资等间接手段,对投资产生了较大的促进作用,支撑了经济的高速增长,同时也提高了经济增长对投资的依赖程度,强化了经济粗放型增长的路径锁定。

前面通过计算粗放型指数,知道中部地区的粗放型指数最高,而东部地区这一数值最低。因此这里我们也分别对东部、中部、西部三个地区进行实证分析,检验土地财政对投资的影响程度。

本文通过计算经济增长的粗放度指数,表明我国粗放型增长特征仍非常明显,从粗放型指数的计算公式,可以知道投资比重过高是粗放型增长的主要原因。而对全国部分地区的回归检验表明,土地财政及房地产业对投资的影响较为明显,说明土地财政的出现及发展加强了投资在经济增长中的作用,强化了粗放型增长的路径锁定。同时,分地区的实证检验表明,中部地区经济增长的粗放度最高,并且土地财政对投资的促进作用也最为明显,这说明中部地区经济增长对房地产业的依赖程度很高,投资过于畸重土地财政及房地产业,这对于提升中部地区竞争力、转变经济增长模式是一个障碍。从本文的分析中,还可以得到如下启示:

第一,地方政府通过土地财政,大搞城市扩张与土地经营,导致了許多空城、鬼城,同时还出现房价高与房子闲置率高的“双高”情形。过高的房价阻碍了城市化进程,也提高了普通居民特别是年轻

人的生活成本,抑制其生活水平的改善。因此,地方政府应该通过土地出让及税收而获得的财政收入,建立完善的住房保障体系,让普通居民特别是年轻人不再为了房子而严重降低生活水准,能为促进消费释放更多的购买力,这将有助于经济增长由投资驱动向消费驱动转型。

第二,地方政府的土地财政,以及把房地产业作为支柱产业,制造了房地产业的繁荣,使得资金从制造业向房地产业大规模转移,制造业失去技术创新、产业升级的足够资金支持,产业结构与竞争层次停留于初级结构与残酷的价格竞争阶段;另一方面,房地产业的高资本、低技术的特征,使得房地产业的快速发展既没有带来资本产出比率的提高,也不能明显地带来技术水平的进步。因此,欠发达的中西部地区要提高竞争能力及实现集约式经济增长,关键还是要发展制造业及其他非房地产业。

第三,地方政府通过土地财政,虽然短期内获得了城市建设加快与经济快速增长的好处,但不断上涨的房价也使企业的经营成本不断提高,如劳动力成本因为房价上涨而提高,物业租赁成本也因为房价上涨而提高,产品价格也因为高昂的房租而居高不下,这将降低企业的竞争力,出现产业的空心化,从而使一个地区甚至一个国家的竞争力降低。因此房地产价格的高涨,长期来说会损害一个地区乃至国家竞争能力的提高。这对于经济欠发达的中西部地区来说,要提高本地区企业的竞争能力,需要抑制房价的过快上涨,并逐步减少经济对房地产业的依赖程度。

参考文献:

- [1] 申慧慧,于鹏,吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究,2012(7):124.
- [2] 范子英. 土地财政的根源:财政压力还是投资冲动[J]. 中国工业经济,2015(6):29-30.
- [3] 付强. 地区行政垄断、技术进步与粗放型经济增长:基于我国1978-2006年技术进步的实证测算[J]. 经济科学,2008(5):77-79.
- [4] 高志英,廖丹清. 对我国经济增长方式粗放度的计量分析[J]. 江汉论坛,2000(6):10-13.
- [5] 杨玉华,罗斌. 中国经济增长方式转型的动力源泉及其因素分解:基于中国1952-2009年的实证分析[J]. 河北经贸大学学报,2011(4):40-41.
- [6] 张军,施少华. 中国经济全要素生产率变动:1952-1998[J]. 世界经济文汇,2003(2):21-23.
- [7] 勒涛. 中国转型期粗放式经济增长模式探讨[J]. 改革,2005(8):36-37.
- [8] 黄晓鹏. 加快经济增长方式转变关键在政府推动制度变迁[J]. 中国社会科学院研究生院学报,2006(4):102-104.
- [9] 张憬,沈坤荣. 地方政府干预、区域金融发展与中国经济增长方式转型:基于财政分权背景的实证研究[J]. 南开经济研究,2008(6):138.
- [10] 谢安忆. 中国“土地财政”与经济增长的实证研究[J]. 经济论坛,2011(7):5-7.
- [11] 杜雪君,黄忠华,吴次芳. 中国土地财政与经济增长:基于省级面板数据的分析[J]. 财贸经济,2009(1):61-63.
- [12] 胡华. 房价视角下的经济增长率与城乡收入差距关系[J]. 湖南工业大学学报(社会科学版),2014(4):22.
- [13] 张乐,曹静. 中国农业全要素生产率增长:配置效率变化的引入——基于随机前沿生产函数法的实证分析[J]. 中国农村经济,2013(3):5-6.
- [14] 赵志耘,杨朝峰. 中国全要素生产率的测算与解释:1979-2009[J]. 财经问题研究,2011(9):6.
- [15] 刘明慧,路鹏. 地方土地财政收益分配:基本逻辑与转型路径[J]. 财经问题研究,2014(2):74-75.
- [16] 高聚辉,伍春来. 分税制、土地财政与土地新政[J]. 中国发展观察,2006(11):12-13.

责任编辑:黄声波