

中国地方土地财政收入增长 影响因素实证研究

——基于1995—2008年中国省际面板数据的分析

王克强¹, 胡海生¹, 刘红梅²

(1. 上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433;

2. 上海师范大学 商学院, 上海 200234)

摘要:文章运用面板数据模型考察了中国省际土地财政收入^①增长的影响因素, 分别利用动态效应模型和阈值效应模型进行了估计, 探究各因素在空间和时间发生变化时的影响规律。研究表明, 各因素在不同时间、不同阈值效应下对土地财政收入的影响不尽相同: 土地财政收入增长具有明显的路径依赖特征, 前期的增长会形成惯性而影响后期的增长; 一个地区财政压力较大、事权和财权不平衡程度加深、房价上涨会导致该地区土地财政收入增长, 但随着经济发展和产业结构变化, 这些影响又会有所不同。因此, 财税体制改革需要充分考虑地区经济发展和产业结构的差异性, 在不同发展程度的地区采用不同的措施。

关键词:土地财政; 地方财政; 财税体制; 征地; 制度

中图分类号:F812.41 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2012)04-0112-11

一、引言

土地财政收入是指财政收入中依靠土地(包括房产)运作而获得的收入。其主要来源有两个方面: 一是通过出让土地获取的土地出让金, 二是发展房地产业带来的相关税费收入。本文考察的土地财政收入具体包括土地出让收入、土地租赁收入、房产税、城镇土地使用税、土地增值税、耕地占用税、契税、城市建设维护税和房地产企业所得税。在全国土地财政收入总体增长的同时, 各地区的增长出现了明显的阶段性差异。探究中国各地区土地财政收入增长和差异的动态原因, 并进一步分析影响差异的因素, 能为深化财政体制改革、实现地方经济持续发展提供启示。

收稿日期: 2011-12-15

基金项目: 国家社科基金重大项目(08AJL009); 国家社科基金项目(08BJL041); 上海市教育委员会科研重点创新项目(09ZS78)

作者简介: 王克强(1969—), 男, 甘肃庄浪人, 上海财经大学公共经济与管理学院教授, 博士生导师;
胡海生(1978—), 男, 安徽庐江人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士生;
刘红梅(1970—), 女, 山西孟县人, 上海师范大学商学院教授。

二、研究综述

国内学者认为导致土地财政收入增长的主要原因有:(1)财税制度存在缺陷。税制改革后财权向上集中,而事权却不断向下转移,城市扩张、土地出让成为地方政府扩充税源最有效的途径(刘守英、蒋省三,2005;等等)。(2)土地制度存在缺陷。地方政府之所以大规模出让土地,主要是因为土地的溢价收益基本由地方政府享有(陈志勇、陈莉莉,2010;朱丽娜、石晓平,2010)。(3)GDP政绩观的驱使。为了彰显政绩,地方政府有强烈动机利用手中可用之权,大兴土木,招商引资,发展房地产业(周彬、杜两省,2010),增加土地财政收入(陶然等,2007)。

由于国外发达国家的土地基本以私有为主,地方政府的财政收入主要体现为财产税。国外关于财产税和地方财政竞争的理论研究比较典型的有 Tiebout(1956)理论。Tiebout 模型经过多年的发展,目前已成为地方公共财政领域重要的理论基础。Hoyt(1990)对资本和居民的流动是否影响当地公共服务支出进行了实证检验,说明地方政府税收的主要来源应为财产税。近年有较多学者侧重于检验地区的公共服务水平和居民流动之间的关系,以此验证 Tiebout“用脚投票”假设的正确性(Spencer 等,2008)。上述国外学者研究主要阐述的思想是:为发展地方经济,地方政府之间必然会存在争夺资本和人口的竞争;为在竞争中取得优势,地方政府会提供优惠的税率和良好的公共服务,并对土地等供给弹性较弱的财产征税,从而财产税成为了地方的主体税种。

本文构建了中国土地财政收入的影响因素模型,并进行了定量分析,以期解释中国地方土地财政收入快速增长的原因。

三、模型设定、变量选择及其描述

(一)模型设定和变量选择。本文在国内外有关地方财政收入模型的基础上,构建了中国地方土地财政收入增长的影响因素模型。Borcherding 和 Deacon(1972)及 Bergstrom 和 Goodman(1973)提出了地方财政收入模型,指出地方政府的财政收入和支出水平主要受三个因素影响:居民收入水平(PI)、中央转移支付(CT)和人口密度(PD)。据此,地方政府的财政收入(RVE)可表示为:

$$RVE=f(PI,CT,PD) \quad (1)$$

根据中国的实际,我们认为这些变量也会对土地财政收入产生影响。本文拟以“人均 GDP”(PCGDP)指标来代替居民收入水平(PI),拟以“人均中央转移支付”(PCCT)指标来表示中央转移支付(CT),拟以“地方总人口/地方国土面积”(POPD)指标来衡量人口密度。

由于资本和居民是可以流动的,地方政府之间为了竞争必然选择合适的税率,以免挤出资本和居民,并尽可能提高公共服务水平。Haughwout 和 In-

man (2005)提出了一个地方财政竞争的一般均衡模型,认为一个地区的税率(τ_{tax})、利率(R)是影响地区财政收入的重要变量。

考虑到目前中国的财税体制中,各地方政府虽然有一定的税收减免、返还权利,但总体上全国各地区的税率是相同的,且税率变化相对较小,故本文不将税率(τ_{tax})作为直接影响土地财政收入的因素,而将中国目前财政体制的相关变量作为替代指标对财税系统的影响进行度量。参考 Zhang 和 Zou (1998)、贾俊雪等(2011)等对财政体制指标的设定,我们从财事权不平衡程度(LOLER)和地方对中央补助的财政依赖度(CTLR)两个方面反映地方政府的财政压力状况。中央对各省的转移支付(PCCT)与各省自身的财力密切相关,且各地方对中央补助的依赖度更能够衡量地方政府的财政分权现状,故我们以 CTLR 替代 PCCT。

本文将上述变量全部作为影响地方政府财政收入(RVE)的因素,同时这些变量也是影响地方土地财政收入(LRVE)的因素,也即:

$$LRVE=f(PCGDP, POPD, R, LOLER, CTLR) \quad (2)$$

除上述因素外,我们认为现行的土地相关制度也是导致土地财政收入快速增长的原因。影响土地财政收入的土地制度主要是征地制度和出让制度,而影响这两者的主要因素有:土地价格、城市化率(CITI)、房价(HOUPR)、产业结构(AGRI)和人均耕地面积(AREA)。考虑到产业结构与 CITI 高度相关,且 AGRI 更能够反映产业用地需求,我们剔除变量 CITI,选用 AGRI 指标来分析。考虑到 POPD 与 AREA 也密切相关,通常人口密度较大的地区人均可播种面积较小,且 AREA 还能衡量土地资源禀赋,故用 AREA 替代 POPD。

各地区土地财政收入规模是本文的研究对象,因各省人口、面积等具体情况不同,为客观反映各省土地财政收入情况,本文以“人均土地财政收入”(LFRPC)指标来衡量土地财政收入的绝对值情况。另外,东、中、西部地区的土地财政发展可能也会有所不同,因此我们设置了地区哑变量(MIDDLE 表示中部, WEST 表示西部)。结合以上分析,中国地方土地财政收入(LFRPC)的影响因素模型可表示为:

$$LFRPC=f(PCGDP, R, LOLER, CTLR, AREA, HOUPR, AGRI, MIDDLE, WEST) \quad (3)$$

(二)各变量的样本描述。见表 1 所示。

表 1 变量的统计性描述

变量名	变量含义	指标公式	最大值	最小值	平均值	中位值	标准差
LFRPC	人均土地财政收入规模(元/人)	地方土地财政收入/地方总人口	4 465.7000	4.2645	312.4200	124.1400	554.5000
PCGDP	经济发展程度和居民收入水平(元/人)	地方 GDP/地方总人口	73 124	1 853	12 334	8 785.4	10 996
R	贷款利率(%)	年末一年期金融机构法定贷款利率	10.9800	5.3100	6.7371	5.8500	1.7947

续表 1 变量的统计性描述

变量名	变量含义	指标公式	最大值	最小值	平均值	中位值	标准差
LOLER	地方事权和财权的不平衡程度	(地方人均财政支出/全国人均中央财政支出)/(地方人均财政收入/全国人均中央财政收入)	2.1748	0.1815	1.0257	1.0075	0.4077
CTLR	地方财政依赖度	地方接受中央的转移支付/地方财政收入	0.8256	0.1168	0.4829	0.5013	0.1484
AREA	人均播种面积(亩/人)	地方农作物播种面积/地方总人口	4.7400	0.2710	1.8435	1.8307	0.7987
HOUPR	房地产市场发展水平(元/平方米)	商品房销售年均价格	12 418	396	2 178	1 787	1 426
AGRI	产业发展情况	第一产业占地区生产总值的比重	0.3644	0.0080	0.1698	0.1680	0.0823

注：由于全面的土地出让金数据从 1995 年才能获得，故我们选择 1995—2008 年的除西藏以外的 30 个大陆省际数据。数据主要来源于历年《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》、《中国税务年鉴》、《中国国土资源年鉴》、《中国土地年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》、《中国人口统计年鉴》、《中国房地产市场统计年鉴》和各省统计年鉴。

四、中国地方土地财政收入增长影响因素的实证分析

(一)动态效应估计。土地财政收入的增长可能存在路径依赖，当期土地财政的形成会影响下一期，即土地财政的形成是一个动态变化的过程。为动态估计土地财政收入的增长情况，我们建立如下模型：

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^M \beta_{0j} Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^M \beta_{1j} P_{i,t-j} + \beta_2 Z_{i,t} + u_i + \epsilon_{it} \tag{4}$$

其中，M 为最大滞后阶数，P 为内生解释变量（ $\forall t, E(Z_{it} \epsilon_{it}) \neq 0$ ）（ $s < t$ 时， $E(Z_{it} \epsilon_{is}) \neq 0$ ； $s \geq t$ 时， $E(Z_{it} \epsilon_{is}) = 0$ ），Z 为外生解释变量（ $\forall t, E(Z_{it} \epsilon_{it}) = 0$ ）。

在估计动态面板模型时，需要解决内生性带来的估算偏差问题，我们采用 Arellano 和 Bover(1995)以及 Blundell 和 Bond(1998)提出的系统 GMM 对模型进行估计，以较好地解决弱工具变量和部分序列相关问题。

我们首先对(4)式中的变量进行甄别：(1)目前土地财政主要被地方用于生产性财政支出，对地方经济的发展会起到明显的促进作用，因而土地财政会对 PCGDP 产生影响，我们将 PCGDP 作为内生变量加以考量。房价快速上涨带动了土地需求的增加，造成土地价格上涨；同样，地价上升会导致商品房成本增加，进而房价上涨，因而 HOUPR 也作为内生变量考察。考虑到目前土地出让金是土地财政的主要来源，土地出让金中很大一部分来自于新增建设用地，土地财政收入增长会导致土地需求增加，从而人均播种面积减少，故 AREA 也作为内生变量考察。(2)土地财政收入是地方政府财政收入的一部分，其规模直接影响地方政府的财政压力，从而会对地方的 LOLER 和 CTLR 产生影响。但考虑到目前中央政府给予地方的补助和与地方的分权比例是由中央政府控制的，并不完全参照地方土地财政收入的规模，我们将 LOLER 和 CTLR 设定为前定变量。土地财政直接用于投资，通常更多地用于第二产业

的发展,其对一个地区的 AGRI 会产生影响,但考虑到产业结构的调整往往需要一段较长的时间,故而我们将 AGRI 也设定为前定变量。(3)我们将 R 和哑变量设定为严格的外生变量。

为方便比较,我们将模型 1a 中的变量都设定为外生变量,模型 1b 中哑变量外的其他变量均设定为前定变量,模型 1c 中哑变量外的其他变量设定为内生变量。表 2 给出了估计结果。表 2 中 Arellano-Bond AR(1)和 AR(2)检验表明,模型 1d 残差序列存在显著的一阶自相关但不存在二阶自相关,意味着

表 2 LFRPC 影响因素的面板数据动态估计

	模型 1a	模型 1b	模型 1c	模型 1d
LFRPC _{t-1}	0.1706 (0.025)***	0.4668 (0.068)***	0.4387 (0.038)***	0.5665 (0.054)***
LFRPC _{t-2}	-0.2302 (0.016)***	-0.0318 (0.041)	-0.0477 (0.041)	-0.1189 (0.044)***
PCGDP	0.0460 (0.006)***	0.0068 (0.009)	0.0143 (0.005)***	0.0046 (0.005)
PCGDP _{t-1}	0.0166 (0.003)***	0.0147 (0.005)***	0.0008 (0.008)	-0.0069 (0.009)
LOLER	260.1225 (82.297)***	186.8041 (51.518)***	193.7792 (55.236)***	132.8668 (40.128)***
LOLER _{t-1}	-466.3053 (51.129)***	-241.3739 (51.651)***	-308.2714 (27.896)***	-180.7719 (42.639)***
CTLR	-120.6929 (588.930)	115.6033 (382.764)	-548.5121 (439.782)	-941.9225 (500.226)*
CTLR _{t-1}	-601.2857 (468.567)	-710.2245 (326.056)**	-218.3763 (249.511)	-882.4599 (349.741)**
AREA	414.3012 (278.044)	60.3308 (209.998)	251.7282 (305.035)	504.8764 (268.507)
AREA _{t-1}	-804.1994 (296.365)***	-318.2688 (242.639)	-431.7518 (279.201)	-538.1854 (206.484)***
HOUPR	-0.0782 (0.024)***	0.0127 (0.028)	0.0263 (0.016)*	0.0218 (0.016)
HOUPR _{t-1}	0.0991 (0.017)***	0.1153 (0.018)***	0.1687 (0.030)***	0.1557 (0.027)***
AGRI	-2 089.6460 (2 216.312)	36.1166 (2 075.290)	143.5263 (1 015.043)	-1 315.3790 (1 355.897)
AGRI _{t-1}	4 337.2870 (2 169.666)**	703.4733 (1 021.208)	-142.5382 (1 232.555)	-3 194.4500 (1 496.224)**
R	21.7999 (14.937)	-0.7588 (8.083)	-1.3491 (7.535)	21.3715 (11.064)**
MIDDLE	552.1679 (137.833)***	1 828.0590 (2 152.606)	560.4092 (379.655)	-363.7287 (433.128)
WEST	449.3910 (143.804)***	952.2614 (524.170)**	693.0318 (334.238)**	244.7658 (311.665)
常数项	32.8836 (88.961)	-295.2625 (963.832)	110.8834 (445.246)	1 252.8660 (654.320)
Arellano-Bond AR(1)	-1.2219	-1.2349	-1.15	-1.7238*
Arellano-Bond AR(2)	0.78171	-1.3516	-1.8065	-0.31362
Sargan test	16.5624	19.9218	16.7040	14.1459
有效样本数	360	360	360	360
Wald 值	781 698.36	180 830.62	120 971.69	270 329.31
Wald 值 P 值	0	0	0	0

注:(1)括号内为系数的标准差;(2)t-1 和 t-2 分别表示滞后一阶和滞后二阶;
(3)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著(下表同)。

这个模型设定总体上是可取的；而另外三个模型不存在一阶自相关，说明模型的设定可能存在偏误。另外，表 2 中各模型 Sargan 统计量均不显著，即不能拒绝模型工具变量联合有效的原假设，说明模型中选取的工具变量是合适的。最后，从模型的整体显著性（Wald 值）看，模型 1d 也高度显著。这说明模型 1d 的设置较合理，即 LFRPC 的影响因素存在内生性问题，需要将其中一些变量作为内生变量或前定变量加以考虑。

由模型 1d 可见，LFRPC 的滞后一阶和二阶作用显著，系数相反，说明 LFRPC 存在较明显的增长惯性，但惯性会减弱。当期和滞后一期的 PCGDP 对 LFRPC 的影响不显著。当期 LOLER 对 LFRPC 的影响为促进作用，说明当期地方事权和财权越不平衡，该地区土地财政收入规模越大，但滞后一期 LOLER 的影响却相反。当期和滞后一期的 CTRL 对 LFRPC 的影响系数均为负，说明中央补助的提高能够减缓地方政府对土地财政的依赖。滞后一期 AREA 的影响系数为负，说明人均播种面积的减少的确会导致土地财政增加。滞后一期 HOUPR 的系数为正，而当期的系数不显著，说明当期房价的上涨对当期土地财政收入规模影响不显著，但会导致以后土地财政收入增加。滞后一期 AGRI 对 LFRPC 的影响系数为负，说明农业比重较高的地区，土地财政规模相对较小，随着第二、三产业的发展，工业、住宅和商业用地需求量的增加，土地财政也会大幅增加。R 的系数为正，说明利率的上升，会导致地方政府融资成本上升，为筹措建设资金，地方可能倾向于发展土地财政。

（二）阈值效应估计。上述研究表明，各因素对 LFRPC 的影响可能存在较明显的跨时差异。这意味着各影响因素与土地财政收入增长之间可能并非单纯的线性关系。为此，本文进一步利用 Hansen（1999）提出的阈值效应模型（贾俊雪和郭庆旺，2008），考察各变量对土地财政收入的阈值效应。

1. 模型设定。我们建立阈值面板数据模型如下：

$$Y_{it} = u_i + \theta_1 N_i + \beta_1 X_{it} I(\text{Thre}_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 X_{it} I(\gamma_1 < \text{Thre}_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 X_{it} I(\text{Thre}_{it} > \gamma_2) + e_{it} \quad (5)$$

其中， Y_{it} 为因变量， Thre_{it} 表示阈值变量， γ_1 和 γ_2 为阈值参数， $\gamma_1 < \gamma_2$ ， $I(\cdot)$ 为指示函数， X_{it} 表示与阈值相对应的目标解释变量， N_i 表示其他非目标解释变量。我们分别将 PCGDP、LOLER、CTRL、AREA、HOUPR 和 AGRI 作为阈值变量对因变量进行实证检验，以考察各目标解释变量对土地财政的影响是否存在阈值效应。

2. 估计结果。我们首先利用似然比检验是否存在阈值效应，然后在此基础上进行面板估计，具体检验和估计结果见表 3。

当 PCGDP 为阈值变量时，每个目标解释变量均出现了阈值效应。目标解释变量为 PCGDP 时（考察的是 PCGDP 自身的非线性影响），阈值分别为 35 783 元和 39 622 元。即当某省人均 GDP 超过 35 783 元时，PCGDP 对 LFR-

表 3 LFRPC 主要影响因素的阈值效应

目标 解释变量	阈值变量	PCGDP	LOLER	CTLR	AREA	HOUPR	AGRI
PCGDP	原假设 1	38.4371**	43.8464*	45.1001*	84.7066***	46.3000*	89.6102**
	原假设 2	28.5234**	20.3550	27.3745	85.3689**	20.7476	92.7186**
	原假设 3	7.5483			8.1311		5.7011
	γ_1	35.783	1.4390	0.2803	0.3054	4.684	0.0218
	γ_2	39.622			0.5997		0.0304
	β_1	0.0317***	0.0241***	0.0448***	0.0363***	0.0309***	0.0386***
	β_2	0.0452***	0.0412***	0.0326***	0.0515***	0.0461***	0.0544***
	β_3	0.0410***			0.0267***		0.0252***
LOLER	原假设 1	47.9250**	14.5390	16.4413	16.0780	24.6624	113.6117***
	原假设 2	19.1596					55.5773**
	原假设 3						14.9613
	γ_1	37.058					0.0218
	γ_2						0.03039
	β_1	1.9265					336.2281***
	β_2	206.6438***					584.5315***
	β_3						10.0850
CTLR	原假设 1	28.4484**	5.4465	19.7567	26.2710	8.4950	44.8865*
	原假设 2	12.5589					68.7843**
	原假设 3						18.6544
	γ_1	46.122					0.0108
	γ_2						0.0304
	β_1	82.8510					8.252, 3630***
	β_2	2.390, 01***					2.587, 5130***
	β_3						91.5788
AREA	原假设 1	38.2266*	10.4532	13.3800	33.8361	6.7146	32.1455
	原假设 2	10.7756					
	原假设 3						
	γ_1	46.122					
	γ_2						
	β_1	-123.5947					
	β_2	1.393, 8650***					
	β_3						
HOUPR	原假设 1	33.1048**	48.6874**	29.1964	33.1822	13.4134	68.4032**
	原假设 2	37.1292**	20.1051				40.8560***
	原假设 3	7.4893					21.6471
	γ_1	35.783	1.4353				0.02182
	γ_2	39.622					0.0304
	β_1	0.0820***	-0.0180				0.1469***
	β_2	0.1841***	0.0924***				0.2888***
	β_3	0.1486***					0.0630**
AGRI	原假设 1	30.3529*	2.4126	15.4009	50.1110	8.2371	98.4673***
	原假设 2	19.2530					89.2391***
	原假设 3						9.6551
	γ_1	37.058					0.0108
	γ_2						0.0304
	β_1	-1.864, 398***					-152.703***
	β_2	-1.864, 1680					-37.069.11***
	β_3						-1.335, 676***

注：(1)原假设 1、2 和 3 各行的数值为似然比检验统计值，原假设 1 为目标解释变量不存在阈值效应，原假设 2 为不存在第二个阈值，原假设 3 为不存在第三个阈值。(2)阈值均是经过 400 次迭代算出。(3)似然比检验显著性 P 值是通过 300 次 bootstrap 得到。(4) β_1 为小于 γ_1 时目标解释变量的系数， β_2 为大于 γ_1 小于 γ_2 时目标解释变量的系数， β_3 为大于 γ_2 时目标解释变量的系数。(5)限于篇幅，表中略去了其他解释变量的估计结果。

PC 的促进作用会增强；随着人均 GDP 的进一步增加而超过 39 622 元，PCG-

DP 对 LFRPC 的促进作用会略微减弱。这表示随着经济的发展,地区土地财政经历了一个“增长—加快增长—增速趋缓”的过程。当目标解释变量为 LOLER 时,PCGDP 的阈值为 37 058 元,即当 PCGDP 超过该阈值时,LOLER 对 LFRPC 的促进作用会大幅增强。这意味着发达地区的财事权越不平衡将导致土地财政更快的增长,故需适当提高发达地区的财权水平。当 CTLR 为目标解释变量时,当 PCGDP 超过 46 122 元时,CTLR 对土地财政的促进作用会增强,意味着对发达地区增加中央转移支付会导致该地区土地财政规模更快的增长。当目标解释变量为 AREA 时,PCGDP 的阈值也为 46 122 元,目标解释变量的系数分别为 -123.5947 和 1 393.865。这说明经济略欠发达地区中人均播种面积大的地区(即潜在可征用土地资源丰富),土地财政增加,而在经济发达地区,可征用土地禀赋多时,土地财政将大幅增加,这可能是因为经济发达地区的土地资源本来就紧张,一旦土地禀赋增加,土地出让收入将大幅增加。当 HOUPR 为目标解释变量时,PCGDP 的阈值分别为 35 783 元和 39 622 元,HOUPR 的系数分别为 0.0820、0.1841 和 0.1486。这表示当人均 GDP 超过一定程度时,房价的上涨对土地财政的促进作用会增强;而随着人均 GDP 的进一步增加而达到一定阈值,房价的促进作用会减弱。当目标解释变量为 AGRI 时,PCGDP 的阈值为 37 058 元,当人均 GDP 小于该阈值时,AGRI 对 LFRPC 的影响显著为负,当人均 GDP 大于该阈值时,AGRI 的影响不显著,这意味着一个地区的第二、第三产业占比提高将促进土地财政增长,但当人均 GDP 超过一定阈值时,这种促进作用将变得不明显。

当 LOLER 为阈值变量时,仅 PCGDP 和 HOUPR 对 LFRPC 的影响存在阈值效应。当 PCGDP 为目标解释变量,LOLER 的阈值为 1.4390,PCGDP 的影响系数分别为 0.0241 和 0.0412。这表示当一个地区的财事权不平衡程度超过一定阈值时,人均 GDP 的增加将导致土地财政收入更快的增长。当目标解释变量为 HOUPR 时,在 LOLER 小于 1.4353 时,房价的上涨对土地财政增长没有显著作用;在 LOLER 大于 1.4353 时,房价的上涨将导致土地财政收入显著增加。

当 CTLR 为阈值变量时,仅 PCGDP 对 LFRPC 的影响存在阈值效应,阈值为 0.2803,PCGDP 的影响系数分别为 0.0448 和 0.0326。即在中央补助占财政收入比重高于 0.2803 的地区,人均 GDP 的增长对土地财政的促进作用会减弱。

当 AREA 为阈值变量时,也仅 PCGDP 存在阈值效应,阈值分别为 0.3054 和 0.5997,PCGDP 的系数分别为 0.0363、0.0515 和 0.0267。即当一个地区对中央补助的依赖度超过 30.54% 时,PCGDP 对土地财政的促进作用会增强;随着依赖度的继续提高,PCGDP 对土地财政的促进作用会大幅减弱。

当 HOUPR 为阈值变量时,也仅 PCGDP 存在阈值效应,阈值为 4 684,目标解释变量 PCGDP 的系数分别为 0.0309 和 0.04619。这意味着房价超过

4 684元/平方米时,人均 GDP 对土地财政的促进作用会增强,即在房价高的地区,经济增长对土地财政的促进作用会增强。

当 AGRI 为阈值变量时,大部分目标解释变量对土地财政收入的影响存在阈值效应。当目标解释变量为 PCGDP 时,阈值分别为 0.0218 和 0.0304,PCGDP 的系数分别为 0.0386、0.0544 和 0.0252。即当农业产值超过一定比值时,PCGDP 对 LFRPC 的促进作用会增强;随着农业产值比重的进一步增加,PCGDP 对 LFRPC 的促进作用会略微减弱。当 LOLER 为目标解释变量时,AGRI 同样存在两个阈值,LOLER 对 LFRPC 的促进作用也经历了一个“增长—加快增长—增速趋缓”的过程。这说明在农业产值比重较高或较低的地区,财事权不匹配程度对土地财政的增长作用相对较弱。当 CTRL 为目标解释变量时,AGRI 同样存在两个阈值。由表 3 可见,随着农业比重的提高,CTRL 对 LFRPC 的促进作用会逐步减弱。当 HOUPR 为目标解释变量时,AGRI 也存在两个阈值。从表 3 可以看出,在农业比重较高的地区,房价对土地财政收入的促进作用会大幅降低。最后,当 AGRI 为目标解释变量时(即自身的非线性影响),存在两个阈值,分别为 0.0108 和 0.0304。从表 3 可以看出,当农业产值比重在两个阈值区间,其对土地财政的阻碍作用最大,反过来,第二、三产业比重的提高会导致土地财政收入的更快增长。

五、结论和启示

本文利用动态效应和阈值效应模型,考察了各因素对 LFRPC 的影响。多个变量对土地财政收入的影响是一个动态、非线性过程。

根据上述实证分析,本文得到如下结论:(1)土地财政收入增长具有明显的路径依赖特征,前期的增长会形成惯性而影响后期的增长。(2)利率提高会使地方政府融资成本上升,为满足财政投资建设需求,地方会更多地出让土地。同时,利率的提高通常会伴随准备金率的提高,导致银行信贷资金的紧张,从而使地方政府更多地通过土地进行融资。(3)事权和财权的不平衡会导致地方土地财政收入增长。(4)财政压力较大的地区,土地财政规模较大,中央补助的提高能够减缓地方政府对土地财政的依赖,但对发达地区提高补助无助于其土地财政规模的减少,扩大该类地区的财权效果会更好。(5)人均播种面积与土地财政增加密切相关,土地财政增加很大程度上缘于耕地面积的减少。(6)房价上涨会使土地财政收入增加,并存在明显的滞后作用。(7)第二、三产业比重的增加会导致土地财政规模的扩大;同时,产业结构制约着多个变量对土地财政收入的影响程度,存在明显的阈值效应。总体来看,在农业产值占比适中的地区,各个变量对土地财政收入的影响更大。

从以上结论中我们可以得到如下启示:(1)地方事权和财权的不平衡会导致地方土地财政收入增长。因此,适当扩大地方财权有利于地方降低对土地

财政的依赖,在发达地区作用会更加明显。(2)在财政压力大的地区,土地财政收入规模会扩大。目前我国中部地区大部分省份的财政实力比东部地区弱,而接受的中央补助与西部地区相比又比较少,财政压力比较大,这种压力扩大有可能导致中部地区更加依赖土地财政。因此,提高对中部地区的转移支付,减轻其财政压力,有助于该类地区财政更加健康地发展。(3)当期的房价上涨会推动后期地方土地财政收入增加,为防止地方对土地财政过于依赖,需要保持房地产市场的稳定,以保证地方财政的健康发展。(4)目前土地出让金是地方政府土地财政最主要的来源,土地出让导致地方对土地财政更加依赖;由于土地出让金不具有可持续性,土地出让完毕可能使地方财源高度紧张;为使地方财源更具可持续性,可考虑逐步开征房产税,以降低对土地出让金的依赖,并有益于房地产市场的稳定。

注释:

①目前土地财政收入主要由省、市、县三级政府获得,但考虑到很多相关税收和土地出让收入无法分解到市、县级,本文以省级土地财政数据作为研究对象,省级数据包括了省和市、县级数据。

主要参考文献:

- [1]陈志勇,陈莉莉.“土地财政”:缘由与出路[J].财政研究,2010,(1):29—34.
- [2]贾俊雪,郭庆旺,宁静.财政分权、政府治理结构与县级财政解困[J].管理世界,2011,(1):30—39.
- [3]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.
- [4]皮建才.中国地方政府间竞争下的区域市场整合[J].经济研究,2008,(3):115—124.
- [5]陶然,袁飞,曹广忠.区域竞争、土地出让与地方财政效应:基于1999—2003年中国地级城市面板数据的分析[J].世界经济,2007,(10):15—27.
- [6]Spencer B, Walsh R P. Do people vote with their feet? An empirical test of Tiebout[J]. American Economic Review, 2008, 98(3): 843—863.

Empirical Study on Influential Factors of Local Land Financial Revenue Growth in China: Analysis Based on Inter-province Panel Data from 1995 to 2008

WANG Ke-qiang¹, HU Hai-sheng¹, LIU Hong-mei²

(1. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. Business College, Shanghai Normal University, Shanghai 200234, China)

Abstract: This paper analyzes the influential factors of local land finan-

cial revenue growth in China based on inter-province panel data model and employs dynamic effect model and threshold effect model to estimate the influential factors. Then it explores the influential rules under the changes in space and time. The results are shown as follows: firstly, the effects of influential factors on land financial revenue vary with the time and threshold effects; secondly, the land financial revenue growth is significantly characterized by route dependence and the early growth will affect the latter growth owing to the inertia; thirdly, bigger financial pressure, a more serious imbalance between executive power and financial power and increasing housing prices in a region give rise to local land financial revenue growth, and these effects differ as local economic development and industrial structures change. Therefore, the reform of financial and tax system should fully take account of the differences of local economic development and industrial structures and take measures in regions consistent with their development levels.

Key words: land finance; local public finance; financial and tax system; land acquisition; institution (责任编辑 许 柏)

(上接第 15 页)

axis, vertical axis and horizontal axis respectively, and tries to construct a theoretical analytical framework which integrates structure analysis based on regional disparity and relationship analysis based on spatial interaction. Then it employs the deformation of coefficient of variation and Dendros-Sonis model taking spatial horizontal and vertical connections into account to make an empirical analysis of the relationship between regional disparity and spatial interaction in 8 economic regions of China from 1978 to 2008. It arrives at conclusions as follows: firstly, the economic disparity in 8 economic regions can be classified into three forms, namely benign, neutral and malignant; secondly, under heterogeneous space, China is oriented by planned space and the multi-layer spatial interaction models differ according to different interaction forms caused by the effect of vertical connection on horizontal connection; thirdly, the coordinated development from malignant regional disparity to benign regional disparity requires the formation of the suitability between complementary relationship and competition relationship.

Key words: heterogeneous latecomer power; regional disparity; spatial interaction; coordinated development (责任编辑 许 柏)