

# 土地财政错觉、私人投资与经济增长

——基于省级面板数据的分析

邹薇 刘红艺\*

**内容提要** 本文探讨土地财政对私人投资而言,究竟是“攫取之手”还是“援助之手”,进而对经济增长有怎样的影响。在实证研究中,本文利用中国1998-2011年的省级面板数据,建立了动态面板的计量模型,运用系统GMM(广义矩方法)进行估计,检验了土地财政对全国以及东、中、西部地区经济增长与人均私人投资增长的作用机制。实证结果发现:(1)现阶段中国地方政府对于土地财政的依赖存在“土地财政错觉”现象;(2)土地财政对东、中、西部地区经济增长的作用程度不尽相同,其中东部地区经济增长主要受到土地出让面积与土地出让收入两条渠道的影响,前者对经济增长具有正向作用;而关于土地出让收入,东部地区地方财政自由度警戒线为0.74,中部地区经济增长对土地出让收入的直接依赖强度高于东部地区,西部地区对土地的依赖程度并不明显;(3)土地财政拉动私人投资主要存在于东部地区,对中、西部地区的私人投资并不存在拉动作用。

**关键词** 土地财政 私人投资 经济增长 动态面板 系统GMM

## 一 引言与相关文献综述

改革开放以来,社会资源要素的有效配置对中国经济长期发展具有重要意义。其

\* 邹薇,武汉大学经济与管理学院,电子邮箱:zouwei@whu.edu.cn;刘红艺,武汉大学经济与管理学院,电子邮箱:justinliu@whu.edu.cn。本项研究得到了国家社会科学基金重大招标项目(011&ZD006)和重点项目(010AZD013)的资助,特此致谢。

中，自 20 世纪 90 年代末起，中国土地成交价款持续攀升<sup>①</sup>。城市扩张与经济发展所需土地要素的释放，有助于建设资金的积累，吸引外来务工农民进城，在中国工业化、城市化进程中扮演了极其重要的角色<sup>②</sup>。但近年来，土地财政问题也日益引发关注。土地财政一般被解释为地方政府依靠增量土地所创造的财政收入，包括了土地出让收入与建筑业、房地产带来的相关税费。从理论上讲，中国政府作为土地要素的所有者，从土地资源配取得相关收入本无可厚非。然而，如果地方政府过度依赖土地财政促进经济增长，就会产生过度挤占农用地、土地补偿机制缺位、房地产价格上升过快、土地抵押贷款引致宏观风险增加等问题。

为什么会形成所谓“土地财政”？许多学者认为原因在于 1994 年分税制改革的不完善所导致的地方政府事权与财权不匹配。也有些学者认为，现行的政绩考核方式迫使地方政府盲目追求“GDP（国内生产总值）政绩观”，对地方政府形成财政与政治两方面的激励与约束（Blanchard & Shleifer, 2000；Tsui & Wang, 2004），为地方政府开发土地财政提供了动因。还有一些学者认为现行土地管理制度所存在的问题是土地财政形成的内因。地方政府作为负责国有土地管理与经营的主体，当农用地转为城镇建设用地时，拥有土地一级市场的垄断力量，为其追求土地收益最大化提供了潜在的职能便利。更进一步，由于土地占用、建筑业和房地产业的营业税、所得税和耕地占用税等均为地方享有，这就使得地方政府有动机采取“低征用高出让”的做法并过度倚重新建筑业与房地产业，从而形成恶性循环，导致房价过高现象。

从图 1 可以发现，在分税制背景下，从 1994 年起地方政府开始出现预算内财政收支赤字缺口，21 世纪以来该财政收支缺口一直处于 70% 左右（宫汝凯，2012）。由于地方政府将 75% 的增值税和 60% 的企业所得税上缴中央<sup>③</sup>，地方财政收入占全国财政总收入的比重由 1993 年的 77.98% 下降到 2012 年的 52.09%。其中，2002 年的这一比重为 45.04%，是 1994 年分税制改革后地方财政收入占财政总收入的最低比重。然而，在地方财权大幅度降低的同时，地方财政支出占财政总支出的比重反而由 1993 年的 71.74% 提高到 2012 年的 85.10%；地方支出与国家支出的比重较高，2000 年的 65.25% 竟为近 24 年来的最低比重。反观中央财权与事权的盈余财政收支缺口持续放

① 据国土资源部统计，仅 1989 - 1992 年间，土地出让成交价款年平均增长达 226.98%。

② 现有文献与相关政府文件也有使用“城镇化”这一术语，本文对此不做严格区分。

③ 国务院决定，从 2004 年起，中央与地方所得税收入分享比例继续按中央分享 60%、地方分享 40% 执行。参见国发 [2003] 26 号文件。

大，中央与国家支出比在2012年下降至14.90%，这就迫使向上负责的地方政府不得不将“攫取之手”伸向预算外收入，造成了土地财政的无奈之举（武康平、闫勇，2012；贾康、刘微，2012）<sup>①</sup>。从2000年起，城镇房地产事业的发展、工业化与城镇化进程的快速推进，为土地财政创造了膨胀的借口。2000年土地出让成交价款占地方收入的比重仅为9.3%，2003年达到了55.04%，2010年上升至历史最高比重的67.24%，且土地出让成交价款与国家财政收入比重呈现同步变化趋势。可见，不单单是地方政府，甚至国家层面对于土地财政的依赖程度也愈发明显。

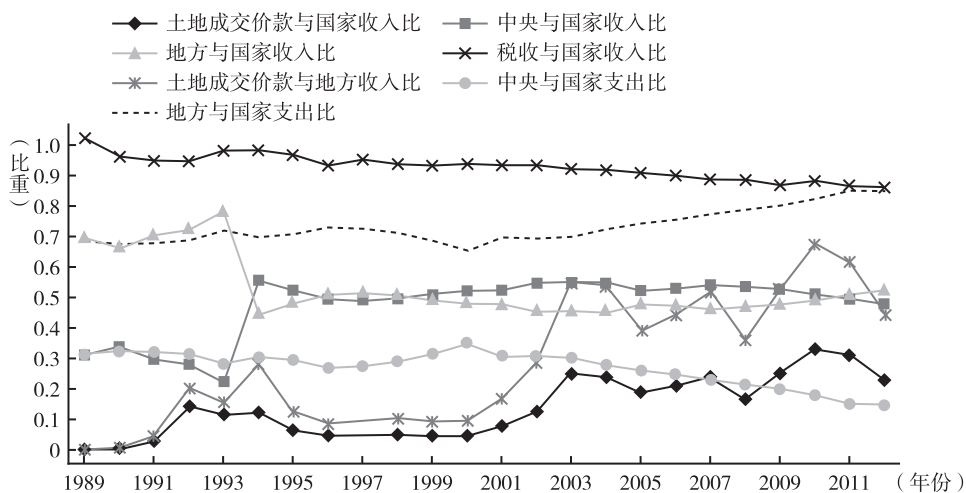


图1 土地出让成交价款与各财政收支比重变化情况

注：1997年的土地成交价款数据缺失。

资料来源：土地成交价款数据来自历年《中国国土资源统计年鉴》和《国土资源统计公报》，财政收支数据来自历年《中国统计年鉴》。

目前大多数文献都认为，土地财政对经济增长具有促进作用。杜雪君等（2009）发现，中国土地财政对经济增长存在显著的影响。陶然等（2007）发现，协议出让土地对未来税收增加具有显著的影响。而在进一步深入的研究中，陶然等（2009）指出，土地以低价协议出让的方式已成为地区竞争的一种重要手段。梁若冰和韩文博（2011）探讨了土地出让的空间效应，发现土地出让对城市经济增长有着正向的促进作用，并指出商住用地出让的地区差异将扩大现存地区的经济差距。陈志勇和陈莉莉（2011）

① 虽然自2007年1月1日起，土地出让金收支专户、土地出让金全额进入地方预算，但国有土地出让收益的分配和管理机制没有明确细化，相对预算内资金而言，仍相对灵活。

研究发现，财税体制的调整驱使地方政府通过土地出让收入促进经济增长。中国经济增长前沿课题组（2011）则认为，随着中国近年来进入大力发展城镇化阶段，土地要素被重估，导致了政府的“土地财政”，扩张了公共基础设施的投资，推动了土地城市化和区域经济增长。李勇刚等（2013）发现，晋升激励与土地财政同样对经济增长产生正向影响，且存在区域差异，东部地区小于中西部地区。

然而，这些实证研究单纯地考察土地出让收入与地区经济增长的关联，忽略了一个非常值得关注的问题，即目前中国工业化用地“廉价”供应的“土地财政”模式是否有利于私人投资增长和产业升级呢？关于土地财政对私人投资的影响，目前国内外的研究还存在许多分歧。Devarajan et al.（1996）研究认为基础的工业和农业为效率低下的国有企业经营，公共投资与私人投资表现出的是替代关系，即公共投资“挤出”私人投资；Lin（1994）、Aschauer（1989）则认为用于公共服务的政府支出扩张能够提高对私人投资产生的外溢效应，提高资本的边际产出，即公共资本“挤进”了私人投资。从国内学者的研究来看，陈浪南和杨子暉（2007）通过实证研究发现，政府公共投资对私人投资具有挤进效应，而社会文教费则具有挤出影响；张勇和古明明（2011）认为以追逐GDP为目标的地方政府，过度的公共投资挤出了私人资本，是造成私人投资不足的主要原因；而陈屹立和邵同尧（2012）则从官员腐败的角度分析了其对私人投资的抑制影响；罗长远和赵红军（2003）通过构建一个甄别机制模型，发现地方政府一旦追求剩余最大化只会导致其他投资者间产生分离，致使私人投资低于社会最优水平。此外，基于美国公司的实证研究发现，正的土地价格冲击将会对私人投资产生正的直接冲击（Liu et al.，2011），原因是美国70%的商业和工业以抵押资产担保贷款（Berger & Udell，1990），他们通过公司的资产负债表发现土地为私人投资提供了重要的抵押贷款价值，说明土地在一定程度上为私人投资创造了融资平台。不同于美国的情形，中国土地归国家所有，地方政府有权力与能力利用土地出让或向银行抵押贷款，为基础设施建设等公共投资融资。因此，中国土地财政影响私人投资的具体机制是怎样的，这个问题尚待研究。

本文认为，尽管中国的城市化率（以城镇人口占总人口的比例计算）已经从改革开放之初的17.92%上升到2012年的52.57%，但是仅从单个指标测度城市化进程并不全面。城市化必须与工业化、现代化相伴相生，应当推动相应产业的发展与非农收入的增长，刺激经济中最具活力的私人投资，这样才能在长期提高城市发展水平与人民生活质量，形成可持续发展的城市化。如果“以地生财”只是解决地方公共投资资金的来源，而没有带动私人投资的增长和产业升级，其后果实际上是“伪城市化”。为

此, 本文将研究的问题是, 在分税制的背景下, 地方政府通过垄断土地资源所获取的土地财政收入到底能否有助于地方经济增长? 不同地区对土地财政的依赖程度是否相同? 土地财政是否面临极限? 除此之外, 土地财政对私人投资而言, 是攫取之手、还是援助之手呢?

本文通过建立一个理论模型表明, 只有在满足特定条件时, 土地财政才能有助于私人资本积累, 从而促进经济增长。同时鉴于目前国内关于土地财政的衡量指标尚存争议, 本文利用 1998 - 2011 年 30 个省 (自治区、直辖市) 的面板数据进行动态面板的实证分析, 得到了以下结论: (1) 就整体经济增长而言, 当前的土地财政短期内有助于经济增长, 但总体上看, 地方政府对于土地财政的依赖存在“土地财政错觉”现象; (2) 土地财政对东、中、西部三大地区经济增长的作用程度不尽相同; 在东部地区, 土地财政的作用机制主要来自土地出让收入与土地出让面积两条渠道, 土地出让面积对经济增长具有正向作用; 关于土地出让收入, 东部地区同样存在错觉现象, 其地方财政自由度警戒线为 0.74; 中部地区的经济增长则表现出对土地出让收入有直接依赖作用, 且强度高于东部地区; 西部地区的经济增长对土地的依赖程度并不明显; (3) 土地财政拉动私人投资主要存在于东部地区, 对中、西部地区的私人投资并不存在拉动作用。

## 二 理论模型

本文将资本分为私人资本与公共资本。假定公共资本的主要来源包括预算内财政收入与预算外财政收入。结合当前中国的实际情况, 中国的公共资本的作用主要是强调政府支出直接刺激经济的影响 (左翔、殷醒民, 2013), 地方政府主要将公共财力投向经济性公共品, 其中以道路、电力、能源、通信和城镇建设等基础设施为代表, 这与中国从 1998 年起施行的积极财政政策密切相关。值得注意的是, 中国城镇建设资金主要来源于土地出让收入, 可以假定土地出让金为公共资本的来源之一<sup>①</sup>。为此, 我们通过构造政府公共资本直接影响产出的经济增长模型, 来探讨土地财政对经济发展的影响。

设定柯布 - 道格拉斯形式的总量生产函数如下:

---

<sup>①</sup> 例如, 2012 年《中国城市建设统计年鉴》表明, 2011 年的城镇建设资金达 11781.7189 亿, 其中土地出让金就达 6586.5142 亿, 占比为 55.9%。

$$Y = F(K, L, G) = AK^\alpha L^\beta G^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

$K$ 、 $L$ 、 $G$ 分别为私人资本、劳动与公共资本， $\alpha > 0$ 、 $\beta > 0$ 分别是它们的产出弹性。将式(1)变为人均形式得：

$$y = f(k, g) = A \cdot k^\alpha g^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

对式(2)两边关于私人资本  $k$  与公共资本  $g$  分别求导得：

$$f_k(k, g) = \alpha A \cdot k^{\alpha-1} g^{1-\alpha-\beta} \quad (3)$$

$$f_g(k, g) = (1 - \alpha - \beta)A \cdot k^\alpha g^{-\alpha-\beta}$$

结合前文假设，人均公共资本主要包括人均预算内财政收入  $r$  与人均预算外财政收入，其中人均预算外财政收入主要是人均土地已出让价值  $t_1$ ：

$$g = g(r, t_1) \quad (4)$$

通常地，土地净资本价值与已出让的土地价值及未来土地的稀缺程度有关，而已出让土地的价值越高，越有可能产生不必要的交通运输成本和低效率的土地开发，对公共资本产生负面影响 (Clawson, 1962; Bahl, 1968)。同时，已出让的土地价值受到总量土地资源  $l$  的约束，且通过每个时期的土地租金衡量，即无限期土地租金的贴现加总， $t_1 = \bar{r}/s$ ，其中  $\bar{r}$  为平均租金， $s$  为贴现率。因此，人均土地净资本价值与已出让的土地价值存在如下关系：

$$t = (a_0 + a_1 t_1)(l - a_1 t_1), \quad a_1 > 0 \quad (5)$$

式(5)说明人均土地净资本价值将直接受到已出让土地价值的正向影响，但同时还要受到土地稀缺程度与相关土地过度利用、土地无效率使用的限制。因此，人均土地净资本价值与已出让土地价值之间存在着“倒U”型关系。更进一步，不妨假设式(4)为一次函数线性形式，即：

$$g = b_0 + b_1 r + b_2 t_1, \quad b_1, b_2 > 0 \quad (6)$$

将式(6)代入式(5)，并作整理，得到人均土地净资本价值与人均公共资本的关系为：

$$t = d_0 - d_1 r - d_2 r^2 + d_3 g - d_4 g^2 + d_5 r \cdot g, \quad d_1, d_2, d_3, d_4, d_5 > 0 \quad (7)$$

政府土地净资本价值的积累将对私人资本产生影响，因此私人资本的累积方程为：

$$\dot{k} = f(k, g) - c - \delta k + t \quad (8)$$

在式(7)、(8)的约束下，假设政府的目标是消费者效用最大化：

$$\max_{c, k, g} \int_0^{\infty} e^{-\rho t} u(c(t)) dt \quad (9)$$

其中， $c(t)$  为人均消费， $u(\cdot)$  为 CRRA (constant relative risk aversion, 不变相对风

险厌恶) 即期效用函数,  $\rho$  为贴现率, 初始私人资本  $k(0)$  为已知常数。可构造汉密尔顿函数如下:

$$H = \frac{c(t)^{1-\theta} - 1}{1-\theta} + \lambda [f(k, g) - c - \delta k + d_0 - d_1 r - d_2 r^2 + d_3 g - d_4 g^2 + d_5 r \cdot g] \quad (10)$$

其中,  $\lambda$  表示私人资本的影子价格, 可得到满足最优化的一阶条件及欧拉方程:

$$\frac{\partial H}{\partial c} = u'(c) - \lambda = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial H}{\partial g} = \lambda [f_g(k, g) + d_3 - 2d_4 g + d_5 r] = 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial H}{\partial \lambda} = f(k, g) - c - \delta k + d_0 - d_1 r - d_2 r^2 + d_3 g - d_4 g^2 + d_5 r \cdot g = 0 \quad (13)$$

$$\dot{\lambda} = -\frac{\partial H_c}{\partial k} + \rho \lambda \quad (14)$$

于是, 可得长期稳态均衡条件下  $k^*$ 、 $g^*$ 、 $c^*$  之间的关系:

$$\alpha A \cdot k^{*\alpha-1} g^{*1-\alpha-\beta} - \rho - \delta = 0 \quad (15)$$

$$(1 - \alpha - \beta) A \cdot k^{*\alpha} g^{*-\alpha-\beta} + d_3 - 2d_4 g^* + d_5 r^* = 0 \quad (16)$$

$$A \cdot k^{*\alpha} g^{*1-\alpha-\beta} - c - \delta k^* + d_0 - d_1 r^* - d_2 r^{*2} + d_3 g^* - d_4 g^{*2} + d_5 r^* \cdot g^* = 0 \quad (17)$$

将式 (6) 取在均衡条件下, 代入 (16) 式消去  $r^*$ , 并联立式 (15), 可得均衡的人均私人资本与已出让土地价值的一阶求导关系为:

$$k^{*'}(t_1) = \frac{b_2 d_5}{-b_1 \beta A B \cdot k^{*\frac{\alpha-1}{1-\alpha-\beta}} + (d_5 - 2d_4 b_1) \cdot \left(\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}\right) \cdot \left(\frac{\rho+\sigma}{\alpha A B}\right) \cdot k^{*\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}} \quad (18)$$

其中,  $B = \left(\frac{\rho+\sigma}{\alpha A}\right)^{\frac{\alpha-\beta}{1-\alpha-\beta}} > 0$ 。式 (18) 表明, 已出让土地价值对私人资本的激励

作用是不确定的, 即只有在人均预算内财政收入与公共资本间的交叉项对土地净资本价值的边际贡献  $d_5$  满足  $(d_5 - 2d_4 b_1) > 0$  的条件下, 已出让的土地价值才有可能促进人均私人资本的增加; 相反, 则不利于私人投资增加。这意味着, 要想通过土地财政对经济增长提供持续的积极作用, 必须对公共投资和私人投资均提供有效刺激, 而且应满足的条件是, 土地配置与财政分配要相互契合, 不能单纯为丰富地方财政收入而实行土地财政。该理论模型表明, 土地财政只是在一定条件下有可能促进公共资本的形成和私人资本积累, 进而有利于增长; 但是如果不能有效刺激私人

投资，则过度依赖土地财政将会阻碍未来的经济发展。下面我们通过实证研究加以进一步检验。

### 三 计量模型与数据来源

#### (一) 计量模型设定及估计方法

依照理论模型的设定，对式（2）两端同时进行对数变换再取全微分后，即可得到人均产出增长率关于各要素增长率的方程。本文以此考察私人投资增长与公共投资增长对经济增长的影响。具体的静态与动态经济增长模型设定如下<sup>①</sup>：

$$D. \ln gdp_{it} = \beta_1 D. \ln pi_{it} + \beta_2 D. \ln gi_{it} + \gamma L. \ln Land_{it} + \sigma Fd_{it} * L. \ln Land_{it} + X'_{it} \beta + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$D. \ln gdp_{it} = \beta_0 L. D. \ln gdp_{it} + \beta_1 D. \ln pi_{it} + \beta_2 D. \ln gi_{it} + \gamma L. \ln Land_{it} + \sigma Fd_{it} * L. \ln Land_{it} + X'_{it} \beta + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

除此之外，为了考察土地财政对私人投资增长的影响，将私人投资增长的模型设定如下：

$$D. \ln pi_{it} = \beta_1 D. \ln gdp_{it} + \beta_2 D. \ln gi_{it} + \beta_3 r_t + \gamma L. \ln Land_{it} + \sigma Fd_{it} * L. \ln Land_{it} + X'_{it} \beta + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$$D. \ln pi_{it} = \beta_0 L. D. \ln pi_{it} + \beta_1 D. \ln gdp_{it} + \beta_2 D. \ln gi_{it} + \beta_3 r_t + \gamma L. \ln Land_{it} + \sigma Fd_{it} * L. \ln Land_{it} + X'_{it} \beta + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

其中， $D. \ln gdp_{it}$ 、 $D. \ln pi_{it}$  和  $D. \ln gi_{it}$  分别表示人均实际 GDP、人均私人投资和人均公共投资的对数增长率，而  $L. D. \ln gdp_{it}$ 、 $L. D. \ln pi_{it}$  和  $L. \ln Land_{it}$  则分别为相应变量的一阶滞后项。本文使用的是面板数据，下标  $i$ 、 $t$  分别表示省份和时间， $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\gamma$  和  $\sigma$  是被解释变量分别针对个别变量的估计系数， $\alpha_i$  是不可观测的地区效应， $\lambda_t$  是不可观测的时间效应， $\varepsilon_{it}$  是扰动项。计量模型分别使用了两类面板模型，其一是静态面板模型的固定效应与随机效应，其基本设定如式（19）和（21）所示，主要作为动态面板模型的基准，以作对比；其二是动态面板模型，如式（20）与（22），是本文进行实证检验主要考虑的模型。

我们注意到，式（20）与（22）的动态面板模型右边分别包含了被解释变量的一

<sup>①</sup> 式（19）对应于双向固定效应面板模型，如果实际样本模型在 Hausman 检验下为随机效应模型，则回归结果将以随机效应模型估计结果表出，模型（20）相同，故不再赘述。



阶滞后项,由此存在内生性问题,若采用普通最小二乘(OLS)估计方法,得到的估计量往往不满足一致性。Arellano & Bond (1991)提出了一阶差分广义矩估计量(first-difference GMM,简称FD-GMM)。即首先利用一阶差分消除个体效应,再采用水平变量的滞后项作为差分方程中前定变量和内生变量的工具变量,以此消除模型中存在的内生性问题。然而,在FD-GMM中,水平变量的滞后项往往都是弱工具变量,造成估计量可能存在严重的小样本偏误。为此,Arellano & Bover (1995)和Blundell & Bond (1998)提出了系统广义矩估计量(system GMM,简称系统GMM),该方法进一步考虑了水平方程以及更多的矩条件。Bond & Windmeijer (2002)研究发现,相比于差分估计量,系统GMM估计量的小样本偏误显著降低。

本文采用的数据类型为 $N = 30, T = 14$ ( $N$ 为个体数, $T$ 为年限数),符合系统GMM的要求,故在此采用系统GMM方法来分别估计动态面板模型(20)与(22),以克服个体异质性与模型的内生性问题。需要注意的是,使用该模型必须满足扰动项 $\varepsilon_{it}$ 不存在序列相关,如果差分后的干扰项只存在一阶自相关而不存在二阶自相关,就可以认为这一假设是合理的。在随后的实证结果中,本文给出了二阶自相关检验统计量AR(2)。同时,为了检验工具变量的合理性,文中还给出了检验过度识别约束的Sargan估计量(Sargan, 1958)。

## (二) 变量选取、数据说明与描述性统计

关于公共投资和私人投资,中国目前尚无正式统计,学者对于如何估算也存在不同口径和争议。本文参照廖楚晖和刘鹏(2005)、陈浪南和杨子晖(2007)等,按投资资金来源分类,将国家预算资金作为公共投资的代理变量。不同的是,考虑到外商投资的所有权是属于外国政府和外国公民(汲凤翔,2002),本文按资金来源定义的私人投资还扣除了利用外资,即把国内贷款、自筹资金及其他资金之和作为私人投资的代理变量。此外,由于1998-2002年间部分地区或年份出现相关数据缺失,本文采用固定资产投资剔除法对剩余缺失的私人投资数据进行有效估计(刘渝琳、郭嘉志,2008;陈屹立、邵同尧,2012)。具体公式为:私人投资 = 全社会固定资产投资 - 外商直接投资 - 政府公共支出,其中政府公共支出 = 地方财政支出企业挖潜 + 地方财政支出基本建设拨款,相关数据来自中经专网<sup>①</sup>。

<sup>①</sup> 由于2007年政府收支科目改革,取消了“基本建设拨款”和“财政支出企业挖潜”等科目,该科目及表中无单独反映的支出科目都列于“其他支出”新科目中,故本文没有采用该口径对私人投资进行计算。

在私人投资增长的计量模型中，我们引入了投资者较为敏感的变量利率  $r_t$ ，与陈工和苑德宇（2009）研究类似，采用了中国人民银行公布的两年期存款利率<sup>①</sup>。我们选取的影响经济增长、投资的相关变量  $X_{it}$  中包括：预算内财政分权度、人力资本存量、税负水平、经济对外开放程度与物价水平。其中预算内财政分权度  $Fd_{it}$ ，也称为地方财政自由度，采用财政自给率（一般预算收入/一般预算支出）作为度量指标，比值越高，表示地方政府预算内支出更多地通过本级财政收入融资，更少地依赖中央的转移支付。1994年分税制以来，地方政府预算内财政持续赤字，导致地方政府有动力依靠“以地生财”和“以地引资征税”为本级财政支出止血，甚至牟取暴利。因此，本文在式（19）-（22）中引入地方财政自由度与土地变量一阶滞后项的交叉项  $Fd_{it} * L.lnLand_{it}$ ，来反映地方分权度与土地财政对经济增长、私人投资的作用，并考察土地财政对经济增长的影响是否依赖于地方本级的财政自由度，以进一步考察土地财政影响私人投资的内在机制。

对于其他相关变量，本文利用高中及以上教育水平人口的占比作为人力资本存量的代理变量，模型估计时采用该指标的一阶滞后项（ $L.edu$ ）；税负水平采用广义宏观税负表示，即各地区一般预算内财政收入占各地区GDP的比重，记做  $PT$ ；采用以人民币度量的外商直接投资（FDI）占GDP的比重来度量（记做  $FDI\_ind$ ）经济对外开放程度；使用商品零售价格指数表示通货膨胀率（ $Inf$ ）。以上数据大部分取自《新中国60年统计资料汇编》以及《中国统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》、历年各省、自治区、直辖市统计年鉴（其中河北省为《河北经济统计年鉴》）。

关于土地财政水平指标的选取，国内外学者口径各不统一。国外研究主要以地租（Clawson, 1962; Bahl, 1968; Starrett, 1981）或者根据土地市场的出售价格（Davis & Heathcote, 2007）来衡量土地价值。由于中国土地市场的特殊性，国内学者关于土地价值的选取不尽相同。陶然等（2007）考虑土地出让的规模效应，采用了土地出让宗数；杜雪君等（2009）选用了土地出让成交价款；陈志勇和陈莉莉（2011）计算出土地出让成交价款与地方本级财政收入比重进行衡量；中国经济增长前沿课题组（2011）则通过计算单位面积的土地成交价格来考察地价对产业结构的影响；梁若冰和韩文博（2011）、左翔和殷醒民（2013）均采用了土地出让面积作为衡量土地财政的指标。基

① 不同于陈工和苑德宇（2009）的按月加权计算方法，考虑指标的精确性，我们采用了按天加权平均的计算方法，计算出每年的两年期平均存款利率，其中1998-2011年间，两年期存款利率进行了22次调整。

于稳健性原则,本文分别选取了土地出让宗数、人均实际土地出让成交价款(土地出让收入)、人均土地出让面积与土地出让的单位面积价格来进行计量模型的实证检验(分别记为  $land\_n$ 、 $pland\_p$ 、 $plandsq$  和  $price\_land$ )。考虑到土地征用、出让和开发需要一定时间,土地对经济增长及私人投资的影响可能存在时滞,因此本文引入土地出让收入和土地出让面积的一阶滞后项,并将重点考察土地出让收入。土地相关的数据均取自1999-2012年《中国国土资源年鉴》。

本文采用的是全国30个省、自治区和直辖市1998-2011年的相关数据进行分析<sup>①</sup>。文中对于以现价表示的名义变量,均使用相应的价格指数平减为实际值,其中公共投资与私人投资均采用历年各省份的固定资产投资价格指数进行调整,固定资产投资价格指数来源于历年的《中国固定资产投资统计年鉴》。土地出让成交价款采用商品零售价格指数进行调整;产出以不变价格进行相应平减。各项价格指数均以1998年为基期。表1是对主要变量的描述性统计。

表1 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
国内生产总值(亿元)	420	7552	8163	220.9	53210
人口数(万人)	420	4286	2596	502.8	10505
私人投资(亿元)	420	3806	4646	98.02	29167
公共投资(亿元)	420	172.3	193.5	5.470	1398
一般预算内收入(万元)	420	6.328e+06	7.848e+06	127718	5.510e+07
一般预算内支出(万元)	420	1.100e+07	1.080e+07	440914	6.710e+07
外商直接投资(亿美元)	420	33.86	49.28	0.0495	321.3
地方财政自主度	420	0.527	0.184	0.148	0.951
通货膨胀率(%)	420	0.933	2.946	-5.500	10.60
受高中及以上教育人口比例(%)	420	19.32	8.341	5.491	53.86
土地出让宗数(宗数)	420	5229	5831	13	63214
土地出让面积(公顷)	420	5691	6314	24	37946
土地出让收入(万元)	420	3.103e+06	5.547e+06	1140	4.580e+07
土地价格(万元/公顷)	420	429.4	651.8	6.007	6127
利率(%)	420	3.121	0.901	2.250	5.243

注:为了使数据呈现得更加直观,本表的变量均没有经过对数变换,但在实证检验中将采用对数形式。各地区人口总数均以常住人口计算。人民币计价的进出口总额均按照当年美元对人民币汇率中间价换算。

资料来源:作者根据整理数据计算得到。

<sup>①</sup> 本文的面板数据不包括港澳台地区,也未包括西藏自治区(因其缺少相关的固定资产投资价格指数)。

## 四 实证结果

本文的实证分析分成以下两个部分：其一，基于全国层面的数据，考察土地财政分别对经济增长与私人投资增长的静态效应，为动态面板估计提供一个较好的基准；其二，采用动态面板模型，实证检验与土地财政相关联的各变量对全国、东中西三大地区的区域经济及私人投资增长的作用机制，尤其检验土地财政对于私人投资是否具有拉动作用。

### （一）静态面板模型

本文的静态面板模型均包括了不可观测的个体效应与时间效应，实证检验的主要结果参见表2。表2所有回归的因变量考察的是地区人均实际GDP的对数增长率。除了基本的控制变量外，关于土地财政水平变量衡量，本文在此使用了土地出让宗数的对数值、人均实际土地出让成交价款（土地出让金）当期和一阶滞后项的对数值、人均土地出让面积当期及一阶滞后项的对数值、土地出让的单位面积价格四种指标分别进行固定效应与随机效应回归。第（1）~（4）列FE1~FE4（fixed effects）分别表示的是这四种指标所对应的固定效应回归结果；而第（5）~（8）列RE1~RE4（random effects）分别表示的是这四种指标所对应的随机效应回归结果。

表2 土地财政对经济增长的静态效应

变 量	(1)FE1	(2)FE2	(3)FE3	(4)FE4	(5)RE1	(6)RE2	(7)RE3	(8)RE4
	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>
<i>D. lnpi</i>	0.0781 *** (0.0206)	0.0798 *** (0.0194)	0.0761 *** (0.0193)	0.0873 *** (0.0203)	0.0940 *** (0.0189)	0.0910 *** (0.0182)	0.0939 *** (0.0181)	0.102 *** (0.0193)
<i>D. lngi</i>	-0.00209 (0.00422)	-0.000481 (0.00417)	-0.00385 (0.00379)	-0.00312 (0.00396)	-0.00326 (0.00403)	-0.00122 (0.00402)	-0.00400 (0.00380)	-0.00394 (0.00388)
<i>FDI_ind</i>	0.132 (0.161)	0.0898 (0.155)	0.187 (0.149)	0.261 (0.164)	0.0725 (0.113)	0.0327 (0.113)	0.116 (0.0906)	0.170 * (0.0934)
<i>Fd</i>	0.104 (0.122)	0.0942 (0.0609)	-0.0715 * (0.0396)	-0.0683 (0.0434)	0.00498 (0.0745)	0.0572 (0.0370)	-0.0336 ** (0.0155)	-0.0466 *** (0.0177)
<i>PT</i>	-0.00203 (0.00258)	-0.00251 (0.00223)	-0.00144 (0.00256)	-0.00388 (0.00299)	-0.00262 * (0.00144)	-0.00207 * (0.00125)	-0.00180 (0.00133)	-0.00278 ** (0.00138)
<i>L. edu</i>	-0.000749 (0.00103)	-0.000391 (0.00105)	-0.000952 (0.00113)	-0.00105 (0.00112)	-0.000263 (0.000393)	0.000221 (0.000436)	0.000221 (0.000400)	0.000142 (0.000421)

续表

变 量	(1)FE1	(2)FE2	(3)FE3	(4)FE4	(5)RE1	(6)RE2	(7)RE3	(8)RE4
	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>
<i>Inf</i>	-0.00805 *** (0.00199)	-0.00799 *** (0.00198)	-0.00815 *** (0.00207)	-0.00788 *** (0.00217)	-0.00802 *** (0.00193)	-0.00798 *** (0.00194)	-0.00828 *** (0.00195)	-0.00805 *** (0.00209)
<i>lnplandsq</i>	0.00729 * (0.00385)				0.00658 * (0.00379)			
<i>L. lnplandsq</i>	0.0128 ** (0.00628)				0.00493 (0.00347)			
<i>Fd * L. lnplandsq</i>	-0.0203 (0.0120)				-0.00559 (0.00737)			
<i>lnpland_p</i>		0.00268 (0.00375)				0.00321 (0.00336)		
<i>L. lnpland_p</i>		0.0138 *** (0.00458)				0.0124 *** (0.00397)		
<i>Fd * L. lnpland_p</i>		-0.0244 *** (0.00700)				-0.0199 *** (0.00648)		
<i>price_land</i>			-6.64e-06 (8.81e-06)				-6.50e-06 (8.56e-06)	
<i>L. price_land</i>			-4.69e-06 (9.88e-06)				-4.48e-06 (9.48e-06)	
<i>lnland_n</i>				-0.00246 (0.00446)				-0.00143 (0.00289)
<i>L. lnland_n</i>				0.000413 (0.00197)				0.00197 (0.00144)
常数项	-0.0580 (0.0782)	0.0216 (0.0365)	0.121 *** (0.0288)	0.148 *** (0.0454)	0.109 * (0.0565)	0.118 *** (0.0363)	0.210 *** (0.0188)	0.210 *** (0.0332)
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Hausman <i>p</i> 值	0.0211	0.0286	0.0176	0.0213	—	—	—	—
观测数	390	390	390	390	390	390	390	390
R <sup>2</sup>	0.536	0.545	0.532	0.520				

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。括号内为标准误。

资料来源：作者根据整理数据计算得到。

从表 2 可以发现，以上土地财政的衡量指标的估计结果在两种效应估计下不尽相同，其中固定效应的估计结果显示出人均土地出让面积与人均实际土地出让收入对经济增长的影响存在显著的时滞现象，与我们的预期相符；而随机效应的估计结果中，人均土地出让面积仅存在当期影响。Hausman 检验拒绝了随机效应与固定效应无差异的假设，这里主要接受固定效应的结果。具体地，由于本文对于土地出让面积与土地出让成交价款所采用的计量模型为线性对数模型，从第（1）与（2）列的回归结果发

现，前一期人均土地出让面积每增长1%，导致当期经济增长仅为0.0128%。结合实际情况来看，1998-2011年，人均土地出让面积由每万人0.497公顷增长到每万人2.487公顷，年平均增长13.19%，且最高增长率为2001年的84.58%，意味着在此期间从人均土地出让面积规模层面上看，其对全国经济增长的贡献年平均仅为 $0.1688\% = 13.19 \times 0.0128\%$ ，最高也仅为 $1.0826\% = 84.58 \times 0.0128\%$ 。另外，值得注意的是，地方财政自由度与一阶滞后的人均实际土地出让收入的交互项对经济增长存在显著的抑制作用，而一阶滞后的人均实际土地出让收入对经济增长却具有刺激作用，由此说明了土地财政对经济增长的影响具有不确定性，且依赖于地方财政自由度，这与理论模型得到的结论一致。本模型表明，一旦地方财政自由度超过 $0.5656 = 0.0138/0.0244$ ，土地财政将不利于经济增长；反之，则在一定程度上促进经济增长。本文在此将估计系数比值 $\gamma/\sigma$ 的绝对值称之为“地方财政自由度警戒线”。上述实证结果折射出，如若当前中国地方政府财政自由度过高，试图通过采用依赖土地财政的方式来发展经济，其实际上是过度地挥霍土地资源，反而抑制了经济增长，也就是地方政府产生了“土地财政错觉”。

为了探讨土地财政对于私人投资的影响，本文基于(21)式进行静态计量分析，实证研究结果参见表3。表3中的第(1)~(4)列与第(5)~(8)列分别报告的是固定效应与随机效应的结果。然而关于主要土地变量的结果中，仅第(1)、(3)与(7)列的结果存在一定的显著性，Hausman检验结果拒绝了(7)列的随机效应和(1)列的固定效应，故第(3)列是我们关注的重点。从第(3)列可见，土地财政对私人投资增长的影响存在明显的价格效应，即同期地价过高将导致租金上升，进而提高商品成本，理性的私人投资者会降低投资力度。这也说明了现阶段地方政府过度依赖土地财政，随着土地出让的数量持续增加，一旦后期土地资源出现匮乏，供不应求的局面将会导致地价持续攀升，土地价格冲击势必会对私人投资，进而对经济增长产生负面影响。

表3 土地财政对私人投资增长的静态效应

变 量	(1) FE1	(2) FE2	(3) FE3	(4) FE4	(5) RE1	(6) RE2	(7) RE3	(8) RE4
	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>
<i>D. lngdp</i>	0.831 *** (0.260)	0.883 *** (0.268)	0.794 *** (0.237)	0.919 *** (0.257)	1.065 *** (0.201)	1.035 *** (0.194)	1.039 *** (0.181)	1.107 *** (0.194)
<i>D. lngi</i>	0.0205 (0.0167)	0.0262 (0.0173)	0.0206 (0.0179)	0.0252 (0.0179)	0.0307 ** (0.0154)	0.0351 ** (0.0176)	0.0305 * (0.0168)	0.0332 ** (0.0164)

续表

变 量	(1) FE1	(2) FE2	(3) FE3	(4) FE4	(5) RE1	(6) RE2	(7) RE3	(8) RE4
	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>	<i>D. lnpi</i>
<i>FDI_ind</i>	-0.227 (0.399)	-0.241 (0.389)	-0.396 (0.317)	-0.0113 (0.356)	0.349 (0.349)	0.146 (0.288)	0.208 (0.242)	0.521 ** (0.254)
<i>Fd</i>	-0.991 ** (0.360)	-0.554 *** (0.181)	-0.527 *** (0.131)	-0.502 *** (0.134)	-0.300 (0.241)	-0.0143 (0.116)	-0.0324 (0.0471)	-0.106 ** (0.0533)
<i>PT</i>	0.0181 ** (0.00667)	0.0146 ** (0.00685)	0.0229 *** (0.00630)	0.0149 ** (0.00683)	0.000186 (0.00349)	-0.00176 (0.00232)	0.000200 (0.00235)	-0.000255 (0.00295)
<i>L. edu</i>	0.000289 (0.00278)	0.000172 (0.00271)	0.00110 (0.00251)	0.000340 (0.00252)	-0.000654 (0.000917)	-0.00113 (0.000712)	-0.000547 (0.000686)	-0.000344 (0.000765)
<i>Inf</i>	0.00563 (0.00503)	0.00617 (0.00516)	0.00345 (0.00447)	0.00678 (0.00530)	0.00281 (0.00531)	0.00376 (0.00485)	0.00175 (0.00463)	0.00393 (0.00529)
<i>r</i>	-0.0467 *** (0.0125)	-0.0502 *** (0.0138)	-0.0414 *** (0.0115)	-0.0405 *** (0.0123)	-0.0975 *** (0.0177)	-0.0970 *** (0.0172)	-0.103 *** (0.0174)	-0.0970 *** (0.0174)
<i>lnplandsq</i>	0.0234 ** (0.00909)				0.0120 (0.00795)			
<i>L. lnplandsq</i>	-0.0164 (0.0204)				-0.00740 (0.0134)			
<i>Fd * L. lnplandsq</i>	0.0511 (0.0409)				0.0221 (0.0208)			
<i>lnpland_p</i>		0.0174 (0.0103)				0.0148 (0.00914)		
<i>L. lnpland_p</i>		0.000956 (0.0129)				0.0109 (0.0130)		
<i>Fd * L. lnpland_p</i>		0.00695 (0.0195)				-0.0166 (0.0173)		
<i>price_land</i>			-6.73e-05 *** (1.50e-05)				-5.67e-05 *** (1.52e-05)	
<i>L. price_land</i>			3.62e-05 (2.19e-05)				3.84e-05 * (2.04e-05)	
<i>lnland_n</i>				0.0175 (0.0130)				0.00992 (0.00640)
<i>L. lnland_n</i>				0.00330 (0.00720)				0.000829 (0.00522)
常数项	0.240 (0.223)	0.206 (0.128)	0.260 *** (0.0874)	0.0925 (0.191)	0.321 ** (0.131)	0.232 ** (0.105)	0.383 *** (0.0797)	0.263 *** (0.0925)
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Hausman <i>p</i> 值	—	—	0.0113	—	0.2380	0.3803	—	0.6587
观测数	390	390	390	390	390	390	390	390
R <sup>2</sup>	0.578	0.569	0.583	0.568				

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。括号内为标准误。

资料来源：作者根据整理数据计算得到。

表3中的实证结果还表明，土地出让宗数对私人投资增长并无显著影响；国内生产总值的增长将很大程度拉动私人投资增加；而地方财政自由度对私人投资增长的作用显著为负，即地方在扩大财政自由度的同时，将会挤占私人投资机会；另外，利率也显著地抑制了私人投资增长。

表2和表3所概括的静态计量模型揭示了土地财政影响经济增长、私人投资的机制，但是该静态估计结果存在三点问题：一是税收负担水平与经济增长不存在相关性，对私人投资增长具有显著的刺激作用，这与现实不符；二是回归方程的控制变量应包含GDP增长的滞后项，此时数据可能存在序列相关；三是从经济理论上讲，土地价格过高将抬高投资与相关产业的成本，不利于经济增长，但回归结果却显示不存在相关性。为稳健性起见，本文将在下面的动态面板计量模型分析中加以矫正，同时还将讨论土地财政对于东、中、西部三大地区经济增长影响的区域差异性。

## (二) 动态面板模型

我们先探讨了土地财政影响中国经济增长的动态面板模型，表4的第(1)和(2)列显示的是经济增长关于人均实际土地出让收入滞后项的一阶差分(first difference)的结果，分别为一阶段与两阶段估计的结果。第(3)、(4)和(5)列反映的是土地变量分别为人均土地出让收入一阶滞后项、人均土地出让面积一阶滞后项和土地价格所对应的经济增长模型，均为采用系统GMM估计得到的结果<sup>①</sup>。由第(1)~(5)列所示的AR(2)与Sargan检验的 $p$ 值可知，采用系统GMM估计模型式(20)时，均不存在二阶序列相关和过度识别问题。第(6)和(7)列分别报告的是混合回归与固定效应回归的结果。

表4 中国经济增长与土地财政的动态面板计量：FD与sys-GMM估计

变 量	(1)FD_1s	(2)FD_2s	(3)sys_GMM1	(4)sys_GMM2	(5)sys_GMM3	(6)OLS	(7)FE
	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>
<i>L. D. lngdp</i>	0.160 (0.196)	0.131 (0.307)	0.353 *** (0.0896)	0.422 *** (0.0915)	0.292 *** (0.0791)	0.314 *** (0.0564)	0.145 *** (0.0471)
<i>D. lnpi</i>	0.0548 ** (0.0230)	0.0596 (0.0378)	0.0714 *** (0.0196)	0.0775 *** (0.0211)	0.0776 *** (0.0185)	0.0921 *** (0.0180)	0.0781 *** (0.0196)
<i>D. lngi</i>	0.00593 (0.00530)	0.00688 (0.00598)	0.00265 (0.00549)	0.00104 (0.00549)	-0.00233 (0.00513)	0.000911 (0.00583)	0.00203 (0.00484)

① 由于本文的静态计量模型已表明，土地出让宗数对经济增长和私人投资增长的影响均不显著，故本文在此将其舍去，主要探讨其他三个变量的影响。



续表

变 量	(1)FD_1s	(2)FD_2s	(3)sys_GMM1	(4)sys_GMM2	(5)sys_GMM3	(6)OLS	(7)FE
	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>	<i>D. lngdp</i>
<i>L. edu</i>	0.00127 (0.00123)	0.000133 (0.00137)	0.000313 (0.000379)	-0.000202 (0.000372)	0.000162 (0.000299)	9.89e-05 (0.000279)	-0.000203 (0.00103)
<i>Fd</i>	0.473 *** (0.129)	0.555 ** (0.234)	0.117 ** (0.0546)	0.0670 (0.0818)	-0.0244 ** (0.0110)	0.0497 (0.0305)	0.125 * (0.0632)
<i>FDI_ind</i>	-0.204 (0.295)	-0.310 (0.387)	-0.0951 (0.0890)	-0.0839 (0.0948)	-0.0212 (0.0726)	-0.0312 (0.0820)	0.00909 (0.157)
<i>PT</i>	-0.00905 (0.00667)	-0.00930 (0.00721)	-0.00157 (0.00106)	-0.00282 *** (0.00102)	-0.00208 ** (0.000969)	-0.00154 * (0.000844)	-0.00128 (0.00246)
<i>Inf</i>	-0.00853 *** (0.00240)	-0.00683 ** (0.00261)	-0.00920 *** (0.00211)	-0.00949 *** (0.00222)	-0.00995 *** (0.00200)	-0.00881 *** (0.00214)	-0.00883 *** (0.00189)
<i>L. lnpland_p</i>	0.0329 *** (0.00803)	0.0349 *** (0.0125)	0.0131 *** (0.00388)			0.00840 ** (0.00356)	0.0141 *** (0.00463)
<i>Fd * L. lnpland_p</i>	-0.0639 *** (0.0179)	-0.0696 ** (0.0279)	-0.0244 *** (0.00824)			-0.0139 *** (0.00478)	-0.0263 *** (0.00736)
<i>L. lnplandsq</i>				0.00383 (0.00455)			
<i>Fd * L. lnplandsq</i>				-0.00870 (0.00748)			
<i>price_land</i>					-5.89e-06 *** (1.95e-06)		
常数项						0.100 *** (0.0259)	0.0954 ** (0.0446)
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
AR(2) <i>p</i> 值	0.401	0.635	0.151	0.121	0.185		
Sargan <i>p</i> 值	0.171	0.171	0.430	0.467	0.103		
观测数	330	330	360	360	360	360	360
R <sup>2</sup>						0.555	0.522

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。括号内为标准误。AR(2) 零假设为差分后残差为二阶自相关。Sargan 零假设为工具变量过度识别约束有效。

资料来源：作者根据整理数据计算得到。

引人注意的是，通过对比一阶差分 (FD) 与系统 GMM 的估计结果，即第 (1)~(3) 列显示的结果，可以发现一阶段和两阶段一阶差分的结果将会低估 GDP 增长的滞后项的解释力度，同时放大其他解释变量的系数绝对值。通过对比第 (3)、(6) 及 (7) 列，我们发现一阶滞后的人均实际土地出让收入的 OLS 估计量与固定效应估计量分别下偏和上偏于其真实值 (Roodman, 2009)，说明前面的静态面板模型高估了土地财政对经济增长的影响。第 (3) 列结果说明，在考虑动态因素后，地方财政自由度对经济

增长产生了显著的正向影响，与此同时，土地财政对经济增长的影响仍明显为正，且依然依赖于地方财政自由度，此时的地方财政自由度警戒线略微下降为 0.5369。如果仅考虑前一期人均土地出让收入的影响，其每增长 1%，对经济增长贡献仅为 0.0131%；其次，在长期中其贡献率也仅为  $0.0202\% = 0.0131\% / (1 - 0.353)$ ，说明持续依赖土地财政来发展经济，始终不是长远之计。另外，在第 (3) ~ (4) 列的动态模型中，不同于静态模型，人均土地出让面积对经济增长并无显著的正向影响，而此时价格效应对经济增长产生明显的抑制作用，且过高的税负水平同样对经济增长造成负向影响，与我们前述预期相符。此外，无论是静态模型还是动态模型，私人投资增长均显著地推动经济增长。由第 (3) 列可知，如果人均私人投资的对数增长率为 1%，短期均衡时人均 GDP 对数增长率为 0.0714%；在长期均衡下，人均 GDP 对数增长率则达到了  $0.1104\% = 0.0714 * 1\% / (1 - 0.353)$ 。回归结果表明，现阶段私人投资对中国经济增长发挥了重要的作用，但对总体经济的拉动程度仍远远不够。

进一步地，本文将区分东、中、西部<sup>①</sup>，以考察不同地区土地财政对经济增长的影响，从而反映各地区对土地财政的依赖程度的差异情况。同样地，遵循前述计量模型的设定，我们还是利用系统 GMM 对三大地区分别进行检验，并区分不同土地变量的情况，回归结果如表 5 所示。

表 5 东、中、西三大地区经济增长与土地财政的动态面板计量：sys-GMM 估计

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	东 部			中 部			西 部		
	sysGMMlp	sysGMMsq	sysGMMp	sysGMMlp	sysGMMsq	sysGMMp	sysGMMlp	sysGMMsq	sysGMMp
	<i>D. lngdp</i>								
<i>L. D. lngdp</i>	0.231 ** (0.0951)	0.255 ** (0.0946)	0.277 *** (0.0872)	0.321 *** (0.0464)	0.311 *** (0.0509)	0.303 *** (0.0643)	0.308 *** (0.0725)	0.298 *** (0.0807)	0.309 *** (0.0799)
<i>D. lnpi</i>	0.0852 *** (0.0180)	0.0953 *** (0.0209)	0.0972 *** (0.0200)	0.0476 (0.0461)	0.0500 (0.0532)	0.0513 (0.0477)	0.0754 ** (0.0270)	0.0750 ** (0.0290)	0.0751 ** (0.0282)
<i>D. lngi</i>	0.00449 (0.00808)	0.000302 (0.00914)	0.00100 (0.00861)	-0.0171 (0.0112)	-0.0118 (0.0134)	-0.0173 (0.0141)	0.00854 (0.00779)	0.00823 (0.00759)	0.00770 (0.00678)

① 参照王小鲁和樊纲 (2004) 的区域划分方法，这里的东部地区包括北京、天津、上海、浙江、江苏、福建、广东、辽宁、山东、河北和海南等 11 个省份，中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等 8 个省份，西部地区包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 11 个省份。为便于说明，将省、自治区和直辖市统称为省份，下同。

续表

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	东 部			中 部			西 部		
	sysGMMlp	sysGMMsq	sysGMMp	sysGMMlp	sysGMMsq	sysGMMp	sysGMMlp	sysGMMsq	sysGMMp
	<i>D. lnrgdp</i>								
<i>L. edu</i>	-0.000135 (0.000753)	-0.000959 (0.000583)	-0.000445 (0.000712)	0.000652 (0.000405)	-4.89e-05 (0.000747)	0.000494 (0.000543)	0.00136 (0.000763)	0.00158* (0.000731)	0.00143** (0.000613)
<i>Fd</i>	0.275** (0.0878)	0.0942 (0.0741)	0.00357 (0.0128)	0.336 (0.216)	0.252 (0.367)	0.0568 (0.0603)	0.0296 (0.0869)	-0.0441 (0.161)	-0.0383 (0.0309)
<i>FDI_ind</i>	-0.107 (0.0838)	-0.111 (0.0997)	-0.0537 (0.0836)	0.0349 (0.200)	0.0961 (0.169)	0.0588 (0.167)	0.485 (0.345)	0.383 (0.254)	0.293 (0.252)
<i>PT</i>	-0.00178 (0.00204)	-0.00162 (0.00209)	-0.000948 (0.00232)	-0.00213 (0.00233)	-0.00526 (0.00596)	-0.00234 (0.00211)	-0.00184 (0.00254)	-0.00263 (0.00238)	-0.00252 (0.00238)
<i>Inf</i>	-0.0106*** (0.00147)	-0.0110*** (0.00167)	-0.0109*** (0.00134)	-0.0113* (0.00534)	-0.0119** (0.00498)	-0.0114** (0.00419)	-0.00939*** (0.00286)	-0.00961*** (0.00273)	-0.00961*** (0.00254)
<i>L. lnpland_p</i>	0.0333*** (0.0103)			0.0343* (0.0180)			0.00632 (0.00642)		
<i>Fd * L. lnpland_p</i>	-0.0450** (0.0152)			-0.0512 (0.0423)			-0.0130 (0.0196)		
<i>L. lnplandsq</i>		0.0115* (0.00544)			0.0186 (0.0172)			-0.00490 (0.00811)	
<i>Fd * L. lnplandsq</i>		-0.00909 (0.00653)			-0.0155 (0.0337)			0.00277 (0.0152)	
<i>price_land</i>			-3.28e-06 (2.96e-06)			5.24e-05 (3.26e-05)			1.35e-05 (1.39e-05)
常数项	-0.0559 (0.0550)	0.0399 (0.0430)		-0.0748 (0.0990)			0.116* (0.0554)	0.197* (0.0988)	
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
AR(2) <i>p</i> 值	0.464	0.789	0.702	0.884	0.881	0.933	0.580	0.583	0.515
Sargan <i>p</i> 值	0.282	0.320	0.309	0.161	0.099	0.168	0.164	0.222	0.289
观测数	132	132	132	96	96	96	132	132	132

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。括号内为标准误。AR(2) 零假设为差分后残差为二阶自相关。Sargan 零假设为工具变量过度识别约束有效。

资料来源：作者根据整理数据计算得到。

根据表 5 的估计结果可以发现：首先，仅东部地区的人均土地出让面积与 GDP 增长在 10% 显著性水平下保持着显著的相关性，东部地区的土地出让收入对经济增长的路径仍然显著依赖地方财政自由度。计算出东部地区地方财政自由度的警戒线为  $0.74 = 0.0333/0.045$ ，且私人投资增长对东部地区的经济增长显示出明显的刺激作用，领先于全国水平，由此我们认为较高的地方财政自由度警戒线使得东部地区的地方政

府产生了加速土地出让的冲动，试图据此加速城市化进程和地区经济发展，同样产生了“土地财政错觉”现象。其次，中部地区的土地出让收入在10%的显著性水平下对经济增长为直接的正向刺激作用，其对GDP增长的贡献度高于东部地区，且对财政自由度的依赖并不显著。不同于东部，中部地区的基础设施及其相关产业较东部而言相对落后，私人投资对经济增长的影响并不显著，从而使得中部的地方政府只能通过土地财政丰富地方财政收入和促进经济增长，实为无奈之举。再次，从西部地区估计的结果来看，土地财政对西部地区经济发展并无太大作用，主要是因为西部地区产业与人才的流失导致土地资源的闲置与无人开发，土地价值低。西部地区需要通过私人投资刺激经济增长，但私人投资的贡献度明显小于东部地区。由此明显地反映了中国目前土地财政的畸重畸轻现象。对土地财政的路径依赖主要出现在东部和中部地区，“土地财政错觉”在较为发达的东部地区尤为突出。除此之外。其他变量的显著性与GDP总量的关系与前文差别不大，同时除了第(5)列以外，全部模型均通过了AR(2)与Sargan检验。

下面我们着重考察土地财政对私人投资增长的作用机制，并基于中国不同地区的比较，研究其对私人投资影响的差异性。首先，我们把东部地区单独划分出来，就不同土地变量对人均私人投资增长的影响，与全国层面的实证结果进行比较（参见表6）。

表6 全国及东部沿海地区的私人投资与土地财政的动态面板计量：sys-GMM估计

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全 国			东部沿海地区		
	private_GMMlp	private_GMMsq	private_GMMp	private_GMMlp	private_GMMsq	private_GMMp
	<i>D. lnpi</i>					
<i>L. D. lnpi</i>	-0.0198 (0.111)	-0.00139 (0.104)	-0.00968 (0.103)	-0.169 (0.128)	-0.159 (0.113)	-0.128 (0.114)
<i>D. lngdp</i>	0.934 *** (0.279)	0.932 *** (0.277)	0.921 *** (0.252)	1.391 *** (0.433)	1.355 ** (0.526)	1.485 ** (0.469)
<i>D. lngi</i>	0.0261 (0.0221)	0.0247 (0.0217)	0.0231 (0.0223)	0.000436 (0.0319)	-0.00103 (0.0363)	0.00303 (0.0362)
<i>L. edu</i>	-0.000937 (0.000841)	-0.00129 (0.000778)	-0.000351 (0.000781)	-0.000129 (0.00186)	-9.16e-05 (0.00197)	0.000588 (0.00194)
<i>r</i>	-0.0115 (0.0224)	-0.0275 (0.0210)	0.00566 (0.0168)	-0.0611 (0.0388)	-0.0782 * (0.0365)	0.00533 (0.0326)
<i>Fd</i>	0.00139 (0.143)	-0.0869 * (0.0497)	-0.0270 (0.0462)	-0.0172 (0.305)	-0.245 *** (0.0650)	-0.158 ** (0.0663)
<i>PT</i>	-0.00169 (0.00263)	-0.000889 (0.00292)	0.00164 (0.00292)	-0.00537 (0.00587)	-0.00169 (0.00596)	0.00121 (0.00712)

续表

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全 国			东部沿海地区		
	private_GMMlp	private_GMMsq	private_GMMp	private_GMMlp	private_GMMsq	private_GMMp
	<i>D. lnpi</i>					
<i>Inf</i>	0.000789 (0.00664)	0.00112 (0.00723)	-0.000409 (0.00623)	0.00268 (0.0135)	0.00640 (0.0172)	0.000338 (0.0137)
<i>FDI_ind</i>	0.189 (0.309)	0.211 (0.299)	0.147 (0.282)	0.696 *** (0.188)	0.721 *** (0.137)	0.621 *** (0.196)
<i>L. lnpland_p</i>	0.0208 (0.0142)			0.0671 ** (0.0269)		
<i>Fd * L. lnpland_p</i>	-0.0187 (0.0189)			-0.0462 (0.0411)		
<i>lnplandsq</i>		0.0191 ** (0.00757)			0.0439 *** (0.0109)	
<i>price_land</i>			-3.97e-05 *** (6.32e-06)			-3.71e-05 *** (6.14e-06)
时间效应	是	是	是	是	是	是
AR(2) <i>p</i> 值	0.538	0.405	0.491	0.930	0.375	0.533
Sargan <i>p</i> 值	0.127	0.139	0.151	0.207	0.248	0.208
观测数	360	360	360	132	132	132
省份数量	30	30	30	11	11	11

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。括号内为标准误。AR(2) 零假设为差分后残差为二阶自相关。Sargan 零假设为工具变量过度识别约束有效。

资料来源：作者根据整理数据计算得到。

表 6 中第 (1)~(3) 列示全国层面的实证分析结果。在动态模型下，滞后项系数并不显著，由此表明现阶段土地的供应方式对长期私人投资增长不存在显著影响。第 (2) 和 (3) 列表明，中国土地对私人投资的影响主要通过现期土地出让规模与土地价格两个渠道来传递<sup>①</sup>。其中，土地出让面积的增长，致使私人投资者能够容纳更多的资本和劳动力，且投资过程中存在“干中学”与规模经济，进而促进经济增长。然而现阶段中国地方政府通过对土地进行招拍挂等方式出让，无形中造成了地价过高，抑制私人投资，与第 (3) 列的结果相符。此外，第 (2) 列还表明，地方财政自由度将在土地出让面积增长过程中抑制私人投资增长，原因在于政府为提供公共品和相关基础设施，导致了对私人投资用地的侵占现象。

① 土地出让面积对于私人投资者来说视为沉没成本，故表现为同期相关性。

我们将不同地区进行了对比研究，表6中第(4)~(6)列显示了东部沿海地区的实证分析结果。从中可见，前一期的人均土地出让收入对当期私人投资增长具有显著的正向影响，且不存在对地方财政自由度的依赖，而人均土地出让面积对私人投资的拉动作用的程度及显著性均高于全国水平。不仅如此，土地价格对投资增长的抑制作用也明显低于全国水平。对外开放程度也显著地拉动私人投资增长（表现为第(3)、(4)、(5)列的  $FDI\_ind$  系数显著为正）。表6中的全部模型均通过了AR(2)与Sargan检验。

我们还详细分析了中部和西部地区土地财政对私人投资的影响情况<sup>①</sup>。相比之下，不论是土地出让收入还是土地出让面积都不对私人投资产生显著影响，单位土地出让价格对私人投资有负面影响，但统计上并不显著。原因在于中西部地区经济增长水平相当落后，地方政府把通过土地出让获取的财政收入大量投入到基础设施建设等领域，目前尚未起到拉动私人投资的作用。西部地区所对应的模型均通过了AR(2)与Sargan检验，而估计中部地区的三个模型则在5%显著性水平下通过Sargan检验。

## 五 结论及建议

中国经济已经历了三十多年的较快发展，但是地区经济发展差距依然突出。一方面，现行财政分权下的财权与事权不匹配，催生出了地方政府的急功近利偏向和地方行政权力无序扩张倾向，而土地财政正是这种“GDP追求”和“为增长而竞争”的路径依赖下的产物。另一方面，地方政府对土地要素的垄断和对经济的过多干预，导致了各地“粗放型”增长模式，结果土地财政在充实地方政府财政收入的同时，不能有效地引致私人投资，甚至对私人投资有抑制作用。

本文通过建立理论模型和基于中国省级面板数据的实证分析模型，表明地方政府利用其对土地一级市场的垄断，对土地财政激励的过度追求并不能对经济增长产生持续正向的影响。本文构建了土地财政影响经济增长与私人投资增长的三个路径：土地出让收入、土地出让面积及土地出让价格，建立了动态面板模型，并采用系统GMM的估计方法进行估计，实证研究发现：(1)现阶段中国地方政府对于土地财政的依赖存在“土地财政错觉”现象。从全国层面上讲，土地主要依从土地出让收入与土地出让价格路径影响经济增长。其中，土地价格对经济增长存在显著的抑制作用；而土地出

<sup>①</sup> 受限于篇幅，本部分结果未能汇报，读者若有兴趣可以向我们索取。

让收入对经济增长的影响则依赖于地方财政自由度，一旦地方财政自由度高于警戒线，土地财政将显著抑制经济增长，且土地出让收入对经济增长贡献率甚微，我们计算得到全国层面的地方财政自由度警戒线为0.5369。(2) 不同地区对土地财政产生了不同程度的路径依赖。其中东部地区经济增长与土地财政的关联，来自土地出让收入及土地出让面积两个渠道，土地出让面积对经济增长具有正向作用，而关于土地出让收入，东部地区同样存在“土地财政错觉”现象，其地方财政自由度警戒线为0.74；中部地区表现出对土地出让收入的直接依赖，且依赖程度高于东部地区；西部地区对于土地的依赖程度并不明显。(3) 目前土地财政拉动私人投资主要存在于东部及沿海地区，而对中西部地区的私人投资并不存在拉动作用。在全国范围上，土地出让面积对私人投资有刺激作用，而土地价格则对私人投资有抑制作用，总体影响并不确定。

基于本文的分析，我们认为现阶段中国以土地财政式的粗放型经济发展并非长远之策。具体表现为，在东部地区激进的经济发展导致土地资源挥霍现象和依赖土地财政的冲动之举；而产能单一、基础设施不完善的中西部地区则表现为对土地财政的无奈之举。本文认为，伴随着城市化进程的推进，土地要素在其中扮演了至关重要的作用。然而以人口城市化衡量的城市化率并不能准确刻画中国真实的城市化水平，中国式城市化的实质应当是推动相应产业的发展与非农收入的增长，刺激经济中最具活力的私人投资，从本质上拉动城市发展水平与提高人民生活质量，提供一个可持续增长的城市化路径。而“以地生财”如若没有工业化的推进与私人投资的跟进，只会造就高楼林立下的空城、鬼城和负担高额房贷的城市居民，最后呈现的结果是“伪城市化”。因此，必须正视“土地财政错觉”，加快转变经济发展方式，寻求高效的、集约型的土地资源配置模式，有效推动城市化、工业化的发展。

## 参考文献：

- 陈工、苑德宇 (2009)，《我国公共投资挤占私人投资了吗？——基于动态面板数据模型的实证分析》，《财政研究》第12期，第9-13页。
- 陈浪南、杨子晖 (2007)，《中国政府支出和融资对私人投资挤出效应的经验研究》，《世界经济》第1期，第49-59页。
- 陈屹立、邵同尧 (2012)，《地方政府腐败会影响私人投资积极性吗？——基于动态面板模型的系统GMM分析》，《南方经济》第2期，第39-49页。

- 陈志勇、陈莉莉（2011），《财税体制变迁、“土地财政”与经济增长》，《财贸经济》第12期，第24-29页。
- 杜雪君、黄忠华、吴次芳（2009），《中国土地财政与经济增长——基于省际面板数据的分析》，《财贸经济》第1期，第60-64页。
- 官汝凯（2012），《分税制改革、土地财政和房价水平》，《世界经济文汇》第4期，第90-104页。
- 汲凤翔（2002），《民间投资的概念和统计方法》，《北京统计》第11期，第39-40页。
- 贾康、刘微（2012），《“土地财政”：分析及出路——在深化财税改革中构建合理、规范、可持续的地方“土地生财”机制》，《财政研究》第01期，第2-9页。
- 李勇刚、高波、许春招（2013），《晋升激励、土地财政与经济增长的区域差异——基于面板数据联立方程的估计》，《产业经济研究》第1期，第100-110页。
- 梁若冰、韩文博（2011），《区域竞争、土地出让与城市经济增长：基于空间面板模型的经验分析》，《财政研究》第8期，第48-51页。
- 廖楚晖、刘鹏（2005），《中国公共资本对私人资本替代关系的实证研究》，《数量经济技术经济研究》第7期，第35-43页。
- 刘渝琳、郭嘉志（2008），《FDI、政府公共支出、私人投资与经济增长——基于东部、中部和西部省际面板数据差异化分析》，《国际贸易问题》第6期，第57-65页。
- 罗长远、赵红军（2003），《外国直接投资、国内资本与投资者甄别机制》，《经济研究》第9期，第49-57页。
- 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖（2009），《地区竞争格局演变下的中国转轨：财政激励和发展模式反思》，《经济研究》第7期，第21-33页。
- 陶然、袁飞、曹广忠（2007），《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》，《世界经济》第10期，第15-27页。
- 王小鲁、樊纲（2004），《中国地区差距的变动趋势和影响因素》，《经济研究》第1期，第33-44页。
- 武康平、闫勇（2012），《土地财政：一种“无奈”选择更是一种“冲动”行为——基于地级城市面板数据分析》，《财政研究》第10期，第56-60页。
- 张勇、古明明（2011），《公共投资能否带动私人投资：对中国公共投资政策的再评价》，《世界经济》第2期，第119-134页。
- 中国经济增长前沿课题组（2011），《城市化、财政扩张与经济增长》，《经济研究》第11期，第4-20页。



- 左翔、殷醒民 (2013), 《土地一级市场垄断与地方公共品供给》, 《经济学 (季刊)》第2期, 第693-718页。
- Arellano, Manuel & Olympia Bover (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Arellano, Manuel & Stephen Bond (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Aschauer, David (1989). Does Public Capital Crowd Out Private Capital? *Journal of Monetary Economics*, 24(2), 171-188.
- Bahl, Roy (1968). A Land Speculation Model: The Role of The Property Tax as a Constraint to Urban Sprawl. *Journal of Regional Science*, 8(2), 199-208.
- Berger, Allen & Gregory Udell (1990). Collateral, Loan Quality and Bank Risk. *Journal of Monetary Economics*, 25(1), 21-42.
- Blanchard, Olivier & Andrei Shleifer (2000). Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia. *NBER Working Paper*, No. 7616.
- Blundell, Richard & Stephen Bond (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Bond, Steve & Frank Windmeijer (2002). Finite Sample Inference for GMM Estimators in Linear Panel Data Models. *London Institute for Fiscal Studies Working Paper Series*, No. CWP04/02.
- Clawson, Marion (1962). Urban Sprawl and Speculation in Suburban Land. *Land Economics*, 38(2), 99-111.
- Davis, Morris & Jonathan Heathcote (2007). The Price and Quantity of Residential Land in the United States. *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2595-2620.
- Devarajan, Shantayanan, Vinaya Swaroop & Heng-fu Zou (1996). The Composition of Public Expenditure and Economic Growth. *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 313-344.
- Lin, Steven (1994). Government Spending and Economic Growth. *Applied Economics*, 26(1), 83-94.
- Liu, Zheng, Pengfei Wang & Tao Zha (2011). Land-Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations. *NBER Working Paper*, No. 17045.
- Roodman, David. (2009). How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System

GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86 – 136.

Sargan, John (1958). The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. *Econometrica*, 26(3), 393 – 415.

Starrett, David (1981). Land Value Capitalization in Local Public Finance. *Journal of Political Economy*, 89(2), 306 – 327.

Tsui, Kai-yuen & Youqiang Wang (2004). Between Separate Stoves and a Single Menu: Fiscal Decentralization in China. *The China Quarterly*, 177, 71 – 90.

## **The Illusion of Land Finance, Private Investment and Economic Growth: A Dynamic Panel Data Approach for Provincial Data in China**

Zou Wei & Liu Hongyi

(Economics and Management School, Wuhan University)

**Abstract:** This paper studies the effect of land finance on private investment and economic growth. In empirical analysis, we use provincial data in China to establish dynamic panel econometric models to test whether and how much land finance has presented effect on economic growth and private investment at national level, as well as in different regions. Our findings are as follows: (1) there is “land finance illusion” of local governments; (2) there are significant differences in land finance in east, central and west areas; in the east, the area of land transfer is positively correlated with growth, while the income of land transfer has produced path dependence; the central region presents even higher dependence on land finance; the west region does not show significant dependence on land finance; (3) land finance presents positive effect on inducing private investment in east region, while in central and west regions, land finance has negative or insignificant effect on private investment.

**Keywords:** land finance, private investment, economic growth, dynamic panel, system GMM

**JEL Classification:** C23, E62, Q15

(责任编辑: 贾 朋)