

地方政府竞争、土地垄断供给 与城市化发展失衡

谢冬水

(湖南科技大学 商学院, 湖南 湘潭 411201)

摘 要:文章基于地方政府竞争和土地垄断供给的双重视角,利用中国 1999—2012 年的省级面板数据,对人口城市化与空间城市化的发展失衡现象及其内在机理进行了系统研究。理论研究发现,地方政府间以经济增长和财政收入增加为导向的竞争机制,为地方政府偏重推进空间城市化、忽视推进人口城市化提供了内在激励,而土地由政府垄断供给则为地方政府通过经营土地来实施这种偏重空间城市化的行为提供了手段。这两个因素叠加在一起,导致了人口城市化与空间城市化的发展失衡。实证检验发现,地方政府间竞争越激烈,土地供给数量越多,人口城市化与空间城市化发展失衡的程度就越严重。这表明,地方政府竞争和土地垄断供给对城市化发展失衡确实存在显著正向影响。推进地方政府竞争模式和土地供给制度改革,是实现中国人口城市化与空间城市化均衡发展的有效途径。

关键词:地方政府竞争;土地垄断供给;城市化;发展失衡

中图分类号:F291.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)04-0102-10

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2016.04.010

一、引 言

在过去的 20 多年里,中国的城市化进程发展迅速,城市化已成为推动中国经济快速增长的一个重要引擎(Ding 和 Lichtenberg, 2010)。如何继续保持高速的城市化进程,成为当前中国经济发展的关键问题。但是,不容忽视的是,中国城市化推进的重点和方向也存在一定程度的偏差,其中一个突出的表现就是人口城市化与空间城市化的发展失衡,人口城市化水平严重滞后于空间城市化水平(蔡继明等, 2013)。原因何在? 其背后的作用机制是什么? 本文将在考虑地方政府竞争和土地垄断供给的分析框架下,对这一问题展开理论和实证研究。近年来,中国人口城市化滞后于空间城市化的发展失衡问题引起了学者们的高度关注,并对这种现象提出了众多解释,但都不尽如人意。如与本文最为接近的是熊柴和高宏(2013)的研究,他们利用 2000—2009 年的省级数据从中国式分权视角对城市化发展失衡问题进行了探讨,发现中国式分权下的财政分权和地方政府竞争是导致人口城市化与空间城市化发展失衡的重要原因。不过,中国式分权框架对地方政府城市化策略的分析仅仅探讨了激励问题,即在财政分权和地方政府竞争的相互作用下,地方政府官员具有偏重空间城市化、忽视人口城市化的激励。仅仅从激励角度来解释城市化发展失衡是不够的,只有进一步

收稿日期:2015-11-24

基金项目:国家社会科学基金青年项目(13CJL049);湖南省社会科学基金项目(14YBA164);

作者简介:谢冬水(1980—),男,湖南耒阳人,湖南科技大学商学院副教授,硕士生导师。

揭示出地方政府偏重推进空间城市化、忽视推进人口城市化的能力是如何实现的,故事才算完整。

事实上,在当前的地方政府治理和激励机制下,地方政府除了具有为经济增长而竞争的主观努力外,同时还垄断着土地供给一级市场,掌握了土地要素的供给,在发展地区经济中,土地供给成为地方政府最重要的经济权力。正是这种地方政府垄断下的土地供给,为地方政府实施偏重空间城市化、忽视人口城市化的策略提供了有力手段。基于此,本文试图从地方政府竞争和土地垄断供给的双重视角,为理解人口城市化与空间城市化发展失衡提供一个逻辑一致的理论和实证分析框架。我们认为,地方政府间以 *GDP* 为核心的竞争机制,为地方政府官员热衷于推进空间城市化、忽视推进人口城市化提供了制度激励,土地垄断供给则为地方政府通过土地征用和出让来实现上述城市化偏向行为提供了手段。这两个因素叠加在一起,共同导致了中国人口城市化与空间城市化的发展失衡。本文首先在一个考虑地方政府竞争和土地垄断供给的分析框架下,通过构建地方政府城市化决策模型,探讨地方政府竞争、土地垄断供给与城市化发展失衡之间的逻辑关系和作用机理,继而利用 1999—2012 年的省级面板数据对理论结论进行实证检验,进一步解释导致人口城市化与空间城市化发展失衡的内在机制,为促进中国人口城市化与空间城市化均衡发展提供有益参考。

二、理论模型

(一)地方政府行为。地方政府没有独立税权,但可以通过垄断土地供给获取大量的土地收入。一个有代表性的地方政府的收入主要由两部分构成:一是通过出让土地获取土地出让收入;二是根据中央政府统一规定的税率 t 对总产出征税并按照固定比例 σ 获得税收。地方政府的支出包括四个部分:一是地方政府自身的消费支出,二是提供生产性的公共基础设施支出,三是地方政府在征地过程中对土地原使用者进行征地补偿的支出,四是城市户籍人口和转为城市市民的农业转移人口提供公共服务的支出。我们把经济中的主体分为三类,分别为有城市户籍在城市工作的人、从农村到城市工作并转为城市市民的农业转移人口以及农村户籍到城市工作的农民工。为简化分析,假定劳动力数量等于人口数量,并且不考虑人口增长。在此基础上,假设地方政府辖区内城市户籍人口的总量固定不变为 n ,从农村到城市工作且转为城市市民的农业转移人口数量为 L ,保有农村户籍的农民工数量外生给定为 N 。受户籍制度的限制,一般只有城市市民才能享受政府提供的公共服务,农民工则缺乏此种权利。假设地方政府需要为城市户籍人口和每一个新增城市人口提供公共服务的支出成本为 $\theta(\theta > 0)$, θ 越大,意味着地方政府为人口城市化提供公共服务的单位支出成本越大。这样,地方政府的预算约束为:

$$G + I + mR + \theta(n + L) = pR + t\sigma Y \quad (1)$$

其中: G 表示地方政府官员自身的消费支出, I 表示地方政府的生产性公共基础设施支出, R 为地方政府垄断的土地供给数量, p 是土地出让价格, m 是征用每单位土地的补偿成本, Y 表示辖区内企业的产出水平。

基于 Cai 和 Treisman(2005)的研究,我们假设地方政府是部分自利的,其效用来自三个部分:一是 *GDP* 增长所带来的可能的政治晋升效用;二是地方政府官员自身在职消费的效用,这里直接用地方政府自身的消费 G 表示;三是地方政府也关心辖区内居民(城市户籍人口和人口城市化进程中农业转移人口)的福利,用辖区内城市户籍人口和农业转移人口的总消费 C 表示其福利效用函数。基于以上考虑,并借鉴已有文献的做法(Cai 和 Treisman,

2005;王贤彬等,2014),我们把地方政府的效用函数设定为:

$$U=Y+G+\delta C \quad (2)$$

其中:参数 δ 度量了地方政府在为增长而竞争模式下对人口城市化的相对偏好程度。这里假设 $0<\delta<1$,即在为增长而竞争的体制下,地方政府将不够重视城市户籍人口和农业转移人口的福利,因此具有较低的 δ 值。

(二)消费者行为。人口城市化进程中城市户籍人口和农业转移人口的收益主要来自两个方面:一是享受由地方政府提供的公共服务收益;二是在城市就业的工资收入 w 。农业转移人口的支出主要由从农村向城市流动的迁移成本构成。假定人均迁移成本为 s ,则总迁移成本为 sL 。由于本模型是静态的,不考虑储蓄行为,因此经济主体会将收入全部用于消费。这样,人口城市化进程中城市户籍人口和农业转移人口的总预算约束为:

$$C=(w+\theta)n+(\omega+\theta-s)L \quad (3)$$

(三)企业行为。假定地方政府辖区内企业的总量生产函数为:

$$Y=K^\alpha R^\beta [A(n+L)]^\gamma N^\varphi I^\mu \quad (4)$$

其中: K 为资本, A 为城市户籍人口和转为城市市民的农业转移人口相对于农民工的效率差异,这种差异可能源自于人力资本的差异。地方政府提供的生产性公共基础设施 I 起到改善本地生产效率的作用,因而进入生产函数(王贤彬等,2014)。 $\alpha>0,\beta>0,\gamma>0,\varphi>0,\mu>0$,且 $\alpha+\beta+\gamma+\varphi+\mu<1$,这说明生产中还存在其他的生产要素投入。企业的目标是追求其税后利润最大化,其成本有三:物资资本成本 rK 、土地购置成本 φR 和劳动力投入成本 $w(n+L)$ 及 w_0N ,其中 r 为利率, φ 为土地购置价格, w_0 为农民工工资,考虑到劳动力市场分割,假设 $w>w_0$ 。在现行土地制度下,地方政府是土地的垄断供给者,决定土地的供给数量和供给价格,因此企业的土地购置价格恰好等于地方政府的土地出让价格,即 $\varphi=p$ 。假设企业在完全竞争市场上出售其最终产品,销售价格标准化为1。这样,企业面临的最优化问题为:

$$\text{Max}_{K,R,n+L,N} (1-t)Y - \varphi R - w(n+L) - w_0N \quad (5)$$

由(5)式的一阶最大化条件,可以得到土地的土地出让价格为:

$$p=\varphi=\beta(1-t)K^\alpha R^{\beta-1}[A(n+L)]^\gamma N^\varphi I^\mu =\beta(1-t)Y/R \quad (6)$$

(四)均衡与比较静态分析。将(1)式、(3)式、(4)式和(6)式代入(2)式并整理,可以得到地方政府的效用最大化问题为:

$$\text{Max}_{R,L} [1+t\sigma+\beta(1-t)]Y + [\delta(\omega+\theta-s)-\theta]L + [\delta(\omega+\theta)-\theta]n - mR - I \quad (7)$$

(7)式的一阶最大化条件为:

$$[1+t\sigma+\beta(1-t)]\gamma K^\alpha R^\beta A^\gamma (n+L)^{\gamma-1} N^\varphi I^\mu = \theta - \delta(\omega+\theta-s) \quad (8)$$

$$[1+t\sigma+\beta(1-t)]\beta K^\alpha R^{\beta-1} [A(n+L)]^\gamma N^\varphi I^\mu = m \quad (9)$$

将(8)式除以(9)式,可以很容易得到人均土地供应量(π)为:

$$\pi=R/(n+L)=[\theta-\delta(\omega+\theta-s)]/m(\beta/\gamma) \quad (10)$$

(10)式中人均土地供应量可以作为空间城市化水平与人口城市化水平之间差距的一种度量,人均土地供应量越大,说明以土地面积增加为表现形式的城市空间扩张相对于城市人口增加越快,从而人口城市化滞后于空间城市化的发展失衡也越严重。在此基础上,由(10)式可以得到:

$$\partial\pi/\partial\delta<0,\partial\pi/\partial\theta>0,\partial\pi/\partial m<0 \quad (11)$$

上式的经济含义是:地方政府对人口城市化的重视程度(δ)越低,其为人口城市化提供

公共服务的支出成本(θ)越大,征地成本(m)越低,则人均土地供应量就越大,人口城市化滞后于空间城市化的发展失衡也就越严重。这一发现显示出中国城市化发展失衡的制度根源。一方面,在以经济增长为导向的地方政府竞争机制下,地方政府成为增长竞争型政府。推进人口城市化不但对经济增长的短期效果不显著,还需要地方政府承担高昂的社会成本(即具有较大的 θ 值),因此,地方政府对推进人口城市化缺乏动力,从而具有较小的 δ 值。另一方面,在土地垄断供给的制度安排下,地方政府掌握着对土地要素的自由支配权,从而使其有能力为从城市空间扩张中获取更多的财富而设定较低的征地补偿价格,因而具有较小的 m 值。这样,在地方政府竞争机制和土地垄断供给这两个因素的共同作用下,地方政府在城市化发展方向上便具有明显的偏重推进空间城市化、忽视推进人口城市化的倾向,从而导致了城市化发展失衡。

三、计量模型、变量选取与数据说明

(一)计量模型设计。为了检验本文的理论命题,我们构建如下计量模型:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Com_{it} + \alpha_2 Land_{it} + \rho X_{it} + u_i + \theta Trend_t + \epsilon_{it} \quad (12)$$

其中:下标 i 和 t 分别表示省份和时间, y_{it} 为被解释变量(*Urban*),表示城市化发展失衡程度。 Com_{it} 和 $Land_{it}$ 为本文的两个核心解释变量,分别表示地方政府竞争强度和地方政府垄断的土地供给数量, X_{it} 是一组控制变量。 α_0 是常数项, ρ 是系数矩阵, α_1 和 α_2 是实证分析所关注的待估参数,分别度量地方政府竞争和土地垄断供给对城市化发展失衡的影响。 ϵ_{it} 为随机误差项, u_i 为不随年份变化的地区固定效应, $Trend_t$ 为时间趋势,以控制时间效应。

上式是典型的面板数据模型,在回归过程中,首先,本文将采用固定效应模型(*FE*模型)和随机效应模型(*RE*模型)进行估计,并通过*Hausman*检验来确定哪一模型更有效。其次,使用能够有效克服异方差与序列相关问题的固定效应模型(*SCC*模型)来修正*FE*模型。最后,为检验稳健性,本文还用了面板校正标准误模型(*PCSE*模型)进行回归。需要注意的是,(12)式属于静态面板模型,可能会因为存在测量误差和遗漏变量而引发内生性问题,从而导致估计结果产生偏误。而且(12)式没有考虑被解释变量(城市化发展失衡程度)可能存在的序列自相关问题:即城市化失衡具有某种惯性,因为当期城市化失衡可能受到前期城市化失衡的影响。为此,本文还使用了动态面板估计方法,构建如下动态面板数据模型:

$$y_{it} = \alpha_0 + \beta y_{i,t-1} + \alpha_1 Com_{it} + \alpha_2 Land_{it} + \rho X_{it} + u_i + \theta Trend_t + \epsilon_{it} \quad (13)$$

(13)式中,等式右边增加了城市化发展失衡的一阶滞后项($y_{i,t-1}$)。借鉴Caldeira(2012)的做法,我们采用一步稳健系统*GMM*估计方法进行动态面板估计。

(二)变量选取与数据说明

1. 被解释变量。在现有文献中,城市用地规模增长弹性系数(城市用地增长率/城市人口增长率)是衡量城市化发展失衡的重要指标,目前国际公认的该弹性系数的合理阈值是1.12,当其值大于1.12时,则说明空间城市化快于人口城市化。根据这一弹性系数标准,本文将城市化发展失衡程度定义为: $Urban = (\text{城市建设用地面积增长速度} / \text{城镇非农业户口人口增长速度}) / 1.12$ 。当 $Urban \leq 1$ 时,说明城市空间扩张速度小于或等于城市人口的增长速度,此时没有城市化发展失衡现象;当 $Urban > 1$ 时,说明人口城市化滞后于空间城市化,此时存在城市化发展失衡现象,且 $Urban$ 值越大,说明城市化发展失衡问题越严重。城市建设用地面积增长速度和城镇非农业户口人口增长速度均以1998年为固定基期。

2. 核心解释变量:地方政府竞争和土地垄断供给量。基于本文的研究目的,我们参照

张军等(2007)的做法,采用各地人均实际利用外商直接投资的对数值($\ln fdipc$)作为地方政府竞争的代理变量,一个地区的人均实际利用外商直接投资数量越多,意味着该地区的竞争强度越大。外商直接投资均按照当年美元对人民币汇率中间价均值进行换算。关于土地垄断供给量,我们采用国有土地出让面积对数($\ln land$)作为地方政府垄断下土地供给量的代理变量。为了保证检验结果的稳健性,本文还采用土地出让收入对数($\ln landrev$)进行了稳健性检验。

3. 控制变量。在已有文献的基础上,本文选取了一些社会经济变量作为控制变量。具体包括:(1)经济发展水平($\ln GDPpc$),用各省人均GDP的对数值表示。(2)工业化水平($Indus$),用地区GDP中第二产业和第三产业所占比重表示。(3)财政收支压力($Fispress$),我们将财政收支压力表示为:(地方政府财政支出-财政收入)/财政收入,该值越大表明财政收支压力越大。而财政收支压力越大,地方政府就可能越需要依靠推进空间城市化来增加财源,并且也越没有动力推进需要增加财政支出的人口城市化。(4)政府支出规模($Expend$),以各省财政支出占地区GDP的比重表示。(5)公共服务供给水平($Welfare$),用各省公共服务支出占地区总财政支出的比重表示,公共服务支出包括医疗卫生支出、教育支出和社会保障支出。(6)经济开放程度($Open$),用各省当年按美元对人民币平均汇率折算的进出口总额与GDP的比值表示。(7)城乡收入差距($Inequality$),以城市居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值表示。(8)政策虚拟变量(Dum),考虑到自2006年开始,中央政府相继出台了一系列约束地方政府土地出让和土地出让金管理方面的法律法规,本文以2006年为分界点(2006年及其之后的年份为1,其他年份为0)作为政策虚拟变量,以控制土地调控政策对城市化发展失衡的影响。

本文选取的样本为1999—2012年全国30个内陆省、自治区和直辖市的数据,西藏某些年份的关键数据缺失,故将其剔除。土地出让面积和土地出让收入的数据来自2000—2013年的《中国国土资源年鉴》,城市建设用地面积的数据来自2000—2013年《中国环境统计年鉴》,城镇非农业户口人口的数据来自2000—2013年的《中国人口和就业统计年鉴》,外商直接投资、人均GDP数据来自Wind资讯数据库,其他数据均来自2000—2013年的《中国统计年鉴》。见表1。

表1 变量的说明和描述性统计

变量名	变量含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$Urban$	城市化发展失衡程度	420	5.108	3.731	0.000	27.536
$\ln fdipc$	人均外商直接投资对数(元)	420	5.649	1.504	1.770	8.811
$\ln land$	土地出让面积对数(公顷)	420	8.214	1.151	4.396	10.544
$\ln landrev$	土地出让收入对数(万元)	420	13.853	1.956	7.039	17.640
$\ln GDPpc$	人均GDP对数(元)	420	9.654	0.774	7.842	11.442
$Indus$	工业化水平(%)	420	86.185	7.102	62.100	99.400
$Fispress$	财政收支压力	420	1.199	0.893	0.052	5.745
$Expend$	政府财政支出占GDP比重(%)	420	17.549	7.876	6.296	61.211
$Welfare$	公共服务支出占总财政支出比重(%)	420	31.760	4.978	19.503	43.227
$Open$	进出口总额/GDP	420	0.334	0.435	0.032	1.840
$Inequality$	城乡收入差距	420	2.969	0.603	1.871	4.759
Dum	2006年及以后为1,其他为0	420	0.500	0.501	0.000	1.000

四、实证结果与分析

(一)静态面板估计。

1. 基本回归结果。表2回归结果显示,模型1和模型2只包含地方政府竞争和土地垄断供给两个核心解释变量,并不控制其他变量。从估计结果可以发现,所关心的作为衡量地方政府竞争的变量——人均实际利用外资的系数为正,且在1%水平上高度显著,表明地方政府竞争强度越高,人口城市化与空间城市化的发展失衡程度就越严重。作为衡量土地垄断供给的变量——国有土地出让面积的系数也在1%的水平上显著为正,说明地方政府垄断下的土地供给已成为地方政府“经营城市”、发展经济的重要手段,如果垄断更多的国有土

地出让,地方政府将更加有激励偏重推进空间城市化而忽视推进人口城市化。这初步验证了本文的理论结论。为了消减因遗漏重要变量而可能产生的内生性问题,我们在模型 3 和模型 4 中加入了其他控制变量。结果显示,加入经济发展水平等控制变量以后,模型的拟合程度得到了显著提升,地方政府竞争和土地垄断供给的影响系数依然显著为正。这进一步验证了本文理论分析中所得出的结论:地方政府间竞争越激烈,土地垄断供给规模越大,人口城市化与空间城市化的发展失衡程度就越严重。可能的原因是,以 GDP 为核心的地区间竞争机制激励地方政府为获取更多的财政收入、促进经济的更快增长,而更加偏向于推进空间城市化;土地垄断供给则使得地方政府可以将更多的与土地相关的资源和收益配置到城市空间扩张之中,从而导致了人口城市化滞后于空间城市化的发展失衡。

表 2 静态面板回归结果:基准回归

模型序号	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
模型形式	FE/SCC	RE	FE/SCC	RE	FE/SCC	RE
Lnfdipc	0.828*** (4.52)	0.680*** (3.10)	0.317* (1.97)	0.385 (1.54)		
Lnland	1.378*** (5.17)	1.110*** (5.09)	1.265*** (6.40)	0.901*** (4.12)	0.898*** (4.19)	0.498* (1.72)
Lnfdipc × Lnland					0.063** (2.96)	0.071** (2.32)
LnGDPpc			3.860** (2.52)	3.878*** (3.27)	3.618** (2.32)	3.682*** (3.10)
Indus			0.414*** (7.41)	0.257*** (3.66)	0.407*** (7.32)	0.255*** (3.69)
Fispress			1.863** (2.75)	1.565*** (2.68)	1.935** (2.94)	1.637*** (2.81)
Expend			-0.224** (-2.89)	-0.098* (-1.84)	-0.219** (-2.97)	-0.095* (-1.79)
Welfare			-0.013** (-2.49)	-0.043 (-0.98)	-0.009* (-2.30)	-0.037 (-0.84)
Open			-4.657*** (-3.11)	-5.124*** (-5.79)	-4.828*** (-3.14)	-5.221*** (-5.91)
Inequality			-1.931** (-2.80)	0.043 (0.07)	-1.776** (-2.53)	0.153 (0.24)
Dum			-1.079** (-2.64)	-1.039** (-2.20)	-1.112** (-2.70)	-1.080*** (2.29)
时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-8.734*** (-3.88)	-6.172*** (-3.50)	-64.807*** (-4.91)	-55.715*** (-6.23)	-60.852*** (-4.59)	-52.117*** (-5.70)
Hausman 检验	0.004		0.004		0.004	
样本量	420	420	420	420	420	420
R ²	0.127	0.127	0.288	0.267	0.293	0.273

注:括号内的数据为系数的 t 值(FE/SCC 模型)或 z 值(RE 模型);***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平;Hausman 检验中报告的是 P 值。下表同。

需要注意的是,地方政府竞争与土地垄断供给量之间可能存在内在关联,例如陶然等(2009)认为地方政府间竞争机制会促进地方政府大量出让土地。因此,这两者的内在关联对城市化发展失衡的影响机制可能是:地方政府竞争会通过增加土地供给量而间接推动城市化失衡。为了捕获这种间接影响机制,我们在模型 5 和模型 6 中加入了地方政府竞争和土地供给量的交互项。同时,为了避免地方政府竞争对城市化发展失衡的直接影响效应可能会掩盖上述间接影响效应,我们在加入交互项的回归中省去了地方政府竞争的独立项。从模型 5 和模型 6 的回归结果可以发现,地方政府竞争和土地供给量交互项的系数高度显著为正,说明地方政府竞争和土地供给量对城市化失衡除了具有直接的推动作用之外,还存在在地方政府竞争通过增加土地供给量而间接推动城市化发展失衡的影响机制。

在控制变量中,经济发展水平的系数都为正值,且在统计上十分显著,说明经济发展水平对城市化发展失衡具有显著的正向作用。可能的原因在于:经济越发达的地区,土地的经济价值越大,地方政府推进以土地为核心的空间城市化所获得的收益往往也越高,因而这些地区的政府更热衷于推进空间城市化。工业化水平的系数显著为正,说明中国的工业化进程起到了加剧城市化发展失衡的作用。可能的原因是,中国的工业化具有明显的侧重资本密集型产业的投资倾向,这种资本密集型投资倾向往往需要地方政府投入大量的土地资源做铺垫,但这一工业化过程对吸纳农村劳动力转移就业和定居的拉动作用十分有限,进而造成人口城市化长期滞后于空间城市化。财政收支压力的影响系数显著为正,表明财政收支压力加剧了城市化的发展失衡程度。可能的原因是财政收支压力越严峻的地区,地方政府

往往越热衷于推进空间城市化以缓解财政压力,并且也越缺乏动力推进需要承担财政负担的人口城市化,从而导致城市化发展失衡程度越严重。财政支出规模的系数显著为负,表明在当前地方政府面临财政压力的情况下,增加地方政府的可支配财力将有利于降低城市化发展失衡程度。公共服务供给水平的影响系数显著为负,说明公共服务供给水平的提高具有促进城市化均衡发展的作用。原因在于,公共服务是影响人口城市化的一个重要因素,提高政府的公共服务支出水平可以有效促进人口城市化,从而有助于人口城市化与空间城市化的均衡发展。经济开放程度和城乡收入差距的系数都显著为负,说明经济开放程度的提高和城乡收入差距将有助于吸引人口迁移,从而可以起到推动人口城市化进而降低城市化发展失衡的作用。政策虚拟变量的系数显著为负,说明中央政府出台的一系列约束地方政府土地出让的政策对空间城市化扩张具有抑制作用,有助于城市化的均衡发展。

2. 稳健性检验与分析。为了验证基准回归模型估计结果的可靠性,表3是对基准模型进行稳健性检验的结果。依据 Hausman 检验的结果,随机效应模型均被拒绝,因此我们只报告经 SCC 模型修正的固定效应模型的估计结果。首先,考虑到地方政府竞争和土地垄断供给对城市化发展失衡的影响不一定表现在当期,其影响很可能具有滞后效应,同时为了缓解可能存在的反向因果关系,模型7和模型8采用核心解释变量的滞后一期作为替代变量进行稳健性检验。从模型7和模型8的回归结果中不难发现,滞后的地方政府竞争和滞后的土地供给量及其交互项对城市化发展失衡的影响依然显著为正,说明地方政府竞争和土地垄断供给量对城市化发展失衡的影响是持续的。其次,为了进一步克服异方差和自相关性问题,模型9和模型10使用面板校正标准误(PCSE)估计方法进行了回归。结果显示,使用面板校正标准误对主要结果基本没有影响,而且模型的拟合程度均得到显著提升,这说明本文的实证结果是稳健的。最后,考虑到核心变量的选取问题,模型11和模型12用土地出让收入替代土地出让面积,作为土地垄断供给量的代理变量。从回归结果中可以看出,地方政府竞争和土地出让收入的系数都显著为正,两者的交互项也依然为正但不显著,这在一定程度上说明本文的实证结果不取决于变量的特定形式,替换核心变量不会影响估计结果的稳健性。从表3其他控制变量看,其系数符号和显著性都与表2的基准模型保持一致,这进一步说明本文的实证结果是稳健的。

表3 静态面板回归结果:稳健性检验

模型序号	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11	模型12
模型形式	FE/SCC	FE/SCC	PCSE	PCSE	FE/SCC	FE/SCC
Lnfdipc	0.403* (1.97)		0.460** (2.00)		0.380* (2.01)	
Lnland	1.037*** (3.45)	0.631* (1.91)	0.757*** (2.67)	0.385 (1.27)		
Lnfdipc×Lnland		0.071*** (3.29)		0.065** (2.20)		
Lnlandrev					0.375*** (3.09)	0.291* (2.01)
Lnfdipc×Lnlandrev						0.021 (1.61)
LnGDPpc	4.460** (2.40)	4.234** (2.26)	2.743 (1.51)	2.589 (1.41)	5.171** (2.79)	5.236** (2.83)
Indus	0.446*** (6.93)	0.446*** (6.64)	0.338*** (3.74)	0.342*** (3.86)	0.404*** (6.93)	0.420*** (6.88)
Fispress	2.100** (2.83)	2.175** (3.03)	0.966 (1.47)	1.018 (1.56)	1.950** (2.71)	2.018** (3.01)
Expend	-0.196** (-2.72)	-0.191** (-2.73)	-0.124* (-1.94)	-0.121* (-1.92)	-0.202** (-2.72)	-0.202** (-2.71)
Welfare	-0.058** (-2.62)	-0.054** (-2.60)	-0.019** (-2.33)	-0.017* (-1.68)	-0.053** (-2.37)	-0.053** (-2.29)
Open	-5.370** (-2.86)	-5.559** (-2.90)	-4.721** (-2.08)	-4.814** (-2.11)	-4.397** (-2.47)	-4.402** (-2.39)
Inequality	-2.102** (-2.23)	-1.939* (-2.00)	-0.788 (-0.93)	-0.697 (-0.82)	-1.031* (-1.79)	-1.077 (-1.63)
Dum	-0.712 (-1.52)	-0.744 (-1.60)	-0.958 (-1.29)	-0.977 (-1.31)	-1.253** (-2.29)	-1.239** (-2.25)
时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-69.256*** (-4.31)	-65.581*** (-4.09)	-49.757** (-2.52)	-46.164** (-2.29)	-72.803*** (-4.75)	-72.977*** (-4.68)
Hausman 检验	0.014	0.015			0.047	0.040
样本量	390	390	420	420	420	420
R ²	0.278	0.282	0.499	0.498	0.239	0.238

(二)动态面板估计。根据表4动态面板模型的回归结果,Hansen检验结果不能拒绝过度识别的原假设,表明工具变量的选择是有效的;AR(1)和AR(2)结果表明在Arellano-Bond检验中,模型差分误差项只存在一阶自相关而不存在二阶自相关,说明系统GMM估计是适用的。在模型13—18的动态面板模型各项回归结果中,城市化发展失衡的滞后项显著为正,且系数比较稳定,表明城市化发展失衡具有较强的持续性和自我强化趋势。模型13和模型14没有控制其他变量,回归结果显示出与静态面板数据模型相似的结果,我们关心的核心变量——衡量地方政府竞争的外商直接投资和衡量土地垄断供给的国有土地出让面积以及两者的交互项,均对城市化发展失衡具有显著的正向影响。模型15和模型16加入了经济发展水平等控制变量,由结果可见,外商直接投资和国有土地出让面积及其交互项对城市化发展失衡的影响系数依然显著为正,这说明地方政府竞争和土地垄断供给确实对城市化发展失衡有着正向的直接和间接促进作用。为检验稳健性,模型17和模型18使用土地出让收入指标替换土地出让面积,结果显示,地方政府竞争以及地方政府竞争和土地供给量交互项的影响系数显著为正,土地出让收入的结果不显著但符号依然为正。表4控制变量的系数符号大多与前文静态分析的结果一致,说明本文的动态估计结果是稳健有效的。

表4 动态面板回归结果:一步稳健系统GMM估计

模型序号	模型13	模型14	模型15	模型16	模型17	模型18
L1,Urban	0.376*** (3.08)	0.394*** (6.03)	0.377*** (2.94)	0.371*** (2.93)	0.447*** (3.81)	0.445*** (3.77)
Lnfdipc	1.279* (1.71)		1.256** (2.44)		1.153** (2.29)	
Lnland	1.655* (1.81)	0.817*** (2.95)	0.623* (1.89)	0.100** (2.21)		
Lnfdipc × Lnland		0.059** (2.12)		0.104** (1.95)		
Lnlandrev					0.021(0.08)	0.202(0.63)
Lnfdipc × Lnlandrev						0.066** (2.18)
LnGDPpc			1.414(0.88)	2.136(1.30)	1.015 (0.74)	1.451 (1.01)
Indus			0.044 (0.74)	0.033 (0.73)	0.053(0.72)	0.043(0.72)
Fispress			2.157* (1.69)	2.168* (1.81)	1.651 (1.41)	1.803 (1.57)
Expend			-0.113(-1.06)	-0.116(-1.07)	-0.119(-1.24)	-0.123(-1.26)
Welfare			-0.050(-1.03)	-0.033(-0.76)	-0.085* (-1.76)	-0.080* (-1.81)
Open			-1.897* (-1.64)	-1.700 (-1.50)	-2.106* (-1.93)	-2.087** (-2.00)
Inequality			1.095* (1.79)	0.929* (1.65)	0.949* (1.69)	0.862* (1.73)
Dum			-0.619(-1.37)	-0.692(-1.56)	-0.555(-1.31)	-0.538(-1.27)
时间趋势	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-14.417* (-1.64)	-4.623*** (-2.57)	-25.162* (-1.65)	-24.421* (-1.64)	-16.035* (-1.43)	-14.526(-1.23)
AR(1)	0.017	0.000	0.013	0.014	0.018	0.021
AR(2)	0.762	0.687	0.411	0.458	0.354	0.403
Hansen 检验	0.088	0.079	0.193	0.235	0.235	0.210
样本量	390	390	390	390	390	390

注:括号内的数据为系数的z值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;AR(1)、AR(2)和Hansen检验给出的是相应的P值;L1,Urban表示Urban的滞后一期。

总体而言,上述多维度的实证分析结果很好地支持了本文的理论命题:地方政府竞争和土地垄断供给是构成中国城市化发展失衡的两个重要的制度性因素。在地方政府竞争和土地由地方政府独家垄断供给这两个因素的共同作用下,地方政府将更加热衷于推进空间城市化,而在推进人口城市化上则投入不足,从而导致人口城市化与空间城市化发展失衡。因此,若能改变政绩考核下的以经济增长为导向的地方政府竞争模式,打破土地由地方政府独家垄断供给的格局,将有助于促进人口城市化与空间城市化的均衡协调发展。

五、结论与政策建议

本文在地方政府竞争和土地垄断供给的双重背景下,通过建立地方政府城市化决策模型,探讨了人口城市化与空间城市化发展失衡的制度根源和形成机理。理论模型分析表明,地方政府间以GDP为核心的竞争模式和土地的政府垄断供给方式,分别为地方政府偏重推进空间城市化、忽视推进人口城市化提供了制度激励和能力保障,使地方政府在城市化发展方向上更

加偏向于推进空间城市化以增加财政收入、实现经济快速增长和改善政绩,而对推进会增加地方财政负担且对地区经济增长短期效果不显著的人口城市化则热情不足,从而造成了城市化的发展失衡。利用1999—2012年省级面板数据的实证研究很好地支持了理论模型的结论,而且基于静态面板估计和动态面板估计的一系列稳健性检验都表明实证结果是稳健的。本文的研究发现对进一步认识和理解我国的城市化具有重要的现实意义。城市化的核心应该是人的城市化,而不是仅仅是追求城市空间的扩张和城市规模的扩大。当前我国人口城市化与空间城市化已处于比较严重的发展失衡状态,人口城市化明显滞后于空间城市化。加快人口城市化进程,控制空间城市化过度扩张,应成为我国现阶段和今后城市化发展的重要任务。本文的研究表明,我国城市化发展失衡主要是在地方政府竞争和土地垄断供给的双重制度作用下,由地方政府主导和推动的。因此,要扭转我国城市化发展失衡的局面,就必须推动地方政府竞争模式和土地制度两方面的配套改革。基于此,我们提出如下政策建议:

(1)完善政绩考核机制,改进地方政府竞争模式。虽然以GDP为核心的地方政府竞争模式在整体上具有诸多积极意义,但其对城市化发展失衡的负向激励作用同样不容忽视。为了推进城市化协调发展,应不失时机地调整政绩考核机制,改变以经济增长为主导的政绩观,逐步减小GDP、财政收入和国内外直接投资等指标在政绩考核中的权重,更多地加入对社会福利、公共服务以及地方公众满意度等方面的考核维度,并引入人口城市化方面的考核指标,推动地方政府间的竞争模式从单一的“为增长而竞争”向“为公共服务而竞争”转变,从而在激励机制上改变地方政府对人口城市化和空间城市化的不同反应,使其能够积极推动人口城市化,并减少片面注重追求城市空间扩张的动机。(2)改革财政体制,构建与城市化协调发展相适应的地方税收制度体系。从短期来看,需要降低地方政府在土地出让收入中的分成比例,抑制地方政府利用土地供给从城市空间扩张中获取财政收入的动机。同时,增加土地出让收入用于为农业转移人口提供公共服务和社会福利的比重。而从长远来看,则需要调整中央与地方的财政关系,改变目前地方政府财权与事权不对等的格局,赋予地方政府更多的与事权相对应的财权,积极探索开征适应城市化协调发展要求、能为地方政府提供稳定持久税收来源的房产税和物业税,使地方政府的财政收入增长从过度依赖不可持续的“土地财政”,转向依靠稳定可持续的税收收入上来,从根本上消除地方政府热衷于推进空间城市化的内在激励,引导人口城市化与空间城市化走向同步协调发展之路。(3)改革土地制度,建立城乡统一的土地市场。一方面,逐步扩大农村集体建设用地的流转范围,允许农村集体建设用地直接进入城市土地一级市场,打破目前由地方政府独家垄断土地供给、导致土地价格扭曲的局面,从源头上遏制地方政府依托推进空间城市化获取巨额土地收入的渠道;另一方面,进一步放松对农村承包地和宅基地的转让权管制,允许农村承包地和宅基地具有买卖和抵押融资等权能,让农民从农村承包地和宅基地中获得更多的财产性收入,从而提高农业转移人口在城市永久定居和转为城市市民的能力,进而加快人口城市化的进程。

主要参考文献:

- [1]蔡继明,熊柴,高宏.我国人口城市化与空间城市化非协调发展及成因[J].经济学动态,2013,(6):15—22.
- [2]黄少安,陈斌开,刘姿彤.“租税替代”、财政收入与政府的房地产政策[J].经济研究,2012,(8):93—106.
- [3]刘守英.中国城乡二元土地制度的特征、问题与改革[J].国际经济评论,2014,(3):9—25.
- [4]孙秀林,周飞舟.土地财政与分税制:一个实证解释[J].中国社会科学,2013,(4):40—59.
- [5]王贤彬,张莉,徐现祥.地方政府土地出让、基础设施投资与地方经济增长[J].中国工业经济,2014,(7):31—43.
- [6]熊柴,高宏.人口城镇化与空间城镇化的不协调问题研究——基于财政分权的视角[J].政治经济学研究,

- 2013,(1):173—185.
- [7]左翔,殷醒民.土地一级市场垄断与地方公共品供给[J].经济学(季刊),2013,(2):693—718.
- [8]Caldeira E. Yardstick competition in a federation: Theory and evidence from China[J]. *China Economic Review*, 2012, 23(4): 878—897.
- [9]Deng X, Huang J, Rozelle S, et al. Economic growth and the expansion of urban land in China[J]. *Urban Studies*, 2010, 47(4): 813—843.
- [10]Ding C, Lichtenberg E. Land and urban economic growth in China[J]. *Journal of Regional Science*, 2011,51(2):299—317.
- [11]Xu C. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(4): 1076—1151.
- [12]Ye L, Wu A M. Urbanization, land development, and land financing: Evidence from Chinese cities[J]. *Journal of Urban Affairs*, 2014, 36(S1):354—368.
- [13]Yew C P. Pseudo-urbanization? Competitive government behavior and urban sprawl in China[J]. *Journal of Contemporary China*, 2012, 21(74): 281—298.

Local Government Competition, Monopolized Land Supply and Urbanization Development Imbalance

Xie Dongshui

(School of Business, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, China)

Abstract: From the dual perspectives of local government competition and monopolized land supply, this paper makes a systematic study of the phenomena on of China's development imbalance between population urbanization and spatial urbanization and its inherent mechanism by using the provincial panel data from 1999 to 2012. The theoretical model shows that local government competition oriented by economic growth and the increase in fiscal revenues provides inherent incentives for local governments' biased emphases on the advancement of spatial urbanization and their neglect of the advancement of population urbanization and monopolized land supply by governments offers means for the implementation of local governments' biased emphases on the advancement of spatial urbanization through land business. The two factors together lead to the development imbalance between population urbanization and spatial urbanization. The empirical test comes to the conclusion that more intense local government competition results in more land supply and more serious development imbalance between population urbanization and spatial urbanization. It shows that local government competition and monopolized land supply actually have the significantly positive effects on urbanization development imbalance. The advancement of the reform of local government competition modes and monopolized land supply system is the valid route to the development balance between population urbanization and spatial urbanization in China.

Key words: local government competition; monopolized land supply; urbanization; development imbalance

(责任编辑 许 柏)