

政策偏向、省会首位度与城市规模分布

段巍, 吴福象, 王明

[摘要] 2010年后,部分省份强化了提升省内中心城市首位度的政策导向,这种以行政手段提升首位度的做法,会对城镇格局以及居民福利产生怎样的影响?本文基于量化空间模型,将影响城市规模的因素分解为生产率、用地指标、用地结构、就业机会、外生舒适度与住房有效供给率等维度,利用反事实方法评估了提升首位度的相关政策对居民福利、GDP以及城市规模分布的影响。研究发现:①当省级层面给予省会及副省级城市更多用地指标时,可以在提高这些城市首位度的同时提升总体GDP水平,但会导致均衡时居民福利水平有所降低;②GDP与福利的非同步变动,源于户籍制度影响下人口要素与土地要素的空间错配,即省会及副省级城市人口集聚不足而一般地级市用地约束加强;③若降低落户门槛或消除省内城市间住房有效供给率的差异,均能使GDP与福利水平同时提高,且城市规模分布向Zipf定律收敛。为此,以提升经济密度为导向,以渐进的户籍改革为手段推动人口向省会及副省级城市集聚,多管齐下提高省会及副省级城市住房有效供给水平,是优化城市规模分布、实现新型城镇化高质量发展的关键。

[关键词] 省会首位度; 城市规模分布; 量化空间模型; 户籍制度; 福利评价

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)04-0042-19

一、问题提出

党的十九大报告将实施区域协调发展战略列为建设现代化经济体系的主要内容之一,并提出“以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局”。在城市群之中,不同规模城市所承载的社会事务管理和知识再生产的职能具有天然的差异。一方面,大城市能通过集聚各类要素,充分发挥规模经济效应;另一方面,中小城市为城镇化提供了广阔的腹地,能有效缓解大城市拥挤、污染等“大城市病”。二者同为城市群的有机组成部分,缺一不可。问题在于,在城镇化中后期,政策着力点应落在哪一类城市,才能实现城市群内部的协调发展。为此,2019年政府工作报告在深入推进新型城镇化的工作任务中,明确提出“坚持以中心城市引领城市群发展”。进一步强化中心城市的

[收稿日期] 2019-09-10

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“中国城镇体系协调发展研究:测度、成因与绩效评价”(批准号71873062);国家自然科学基金青年项目“数字通用技术扩散下中国制造业的创新集成与价值链跃迁研究”(批准号71903086);教育部人文社会科学研究青年项目“基于W型价值链的中国制造业转型升级研究”(批准号19YJC790024)。

[作者简介] 段巍,南京大学经济学院助理研究员,经济学博士;吴福象,南京大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士;王明,清华大学社会科学学院博士研究生。通讯作者:吴福象,电子邮箱:fxiangwu@nju.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

引领作用,不仅关系城镇格局的优化,还是解决城镇化过程中就业、住房等民生问题的重要途径。

为了让城市规模划分标准能够更好地适应新型城镇化发展的新形势和新要求,2014年国务院将中国城市规模划分标准调整为“五类七档”。根据“五类七档”的指引,在中小型城市有序开放落户限制的情况下,大型以上规模城市出现政策分化:北京、上海等超大城市严格控制规模,甚至制定了人口疏解计划;而部分省级政府将提升省会或副省级城市首位度作为发展目标,并出台了如行政区划调整、人才落户等一系列政策措施。在此背景下,以省会及副省级城市为代表的“新一线城市”正进入人口与房价快速增长的通道。与此同时,大量一般地级市人口规模持续收缩。可以预见,在提升省会及副省级城市首位度的政策导向下,中国城市规模分布格局正在重塑。

关键的问题是:为何在中国城镇化进程中会出现提升省会及副省级城市首位度的政策导向?事实上,2009年《世界银行发展报告》就已经指出,人口和经济活动日益集中是任何一个经济体发展进程中的必经之路(世界银行,2009)。换言之,省级政府通过政策手段提升省会及副省级城市的首位度^①,正是源自当前城市规模体系过于扁平化。大量文献也表明,中国城市规模分布与标准的 Zipf 定律相比有所偏离(Au and Henderson,2006;梁琦等,2013),尤其表现为大城市数量偏少、规模偏小,且有扁平化加剧的趋势(Fujita et al.,2004;李松林和刘修岩,2017)。此外,魏守华等(2015)利用 Gibrat 定律测算发现,中国的中等规模城市也普遍偏小和偏少。

关于当前城市规模分布形成的原因,过往的研究主要围绕制度性因素展开。其中,最为重要的维度是户籍制度。由于规模越大的城市其落户门槛越高(梁琦等,2013),抑制了人口向大城市集聚,导致城市规模分布趋向扁平化(刘修岩和李松林,2017)。同时,生产要素配置在空间上的扭曲,也在一定程度上影响了城市规模分布的演化。例如,陈诗一等(2019)提出,资本配置扭曲是导致中国大中城市偏少、小城市数目过多的重要原因。陆铭等(2015)、余吉祥和沈坤荣(2019)对土地资源的配置进行了研究。前者发现,2003年后偏向中西部的土地供应,推高了东部地区的工资与房价;后者发现,土地供应的总量与结构由不同层级政府所控制的体制,导致人口、土地和住房的空间错配。

上述研究见仁见智,对中国城市规模分布优化具有一定的政策借鉴意义。不过,囿于研究的时效性,现有研究并未专门分析当前“遍地开花”的“强省会”政策是如何改变资源配置的,也鲜有从这一视角切入来探讨中国城市规模分布的优化问题。事实上,中国城市具有特色鲜明的行政层级(魏后凯,2014),使得省会及副省级城市在财政、教育、医疗、文化等方面的资源集聚度要远远高于省内一般地级市(王垚等,2015)。如果将中国城市规模分布与城市行政等级体系相比较则不难发现,中国大型城市偏少的一个重要原因,正是行政等级较高的省会及副省级城市规模“不够大”^②。而提升省会及副省级城市首位度,又是弥补大城市缺位的一种可行途径,符合中国城市发展的客观规律(余壮雄和张明慧,2015)。从相关数据分析看(见表1),中国直辖市、省会及副省会城市、一般地级市的平均人口规模在2000—2017年分别增长了72.03%、63.44%、78.10%,省会及副省级城市平均人口规模增长率最低。不过,2010年之后,中国省会及副省级城市的建设用地指标增量要显著高于

① 首位度的一般计算方法是用首位城市与第二位城市的规模之比衡量。不过,在一些政策性文件中,省会及副省级城市并非省内首位城市,但依然有提升首位度的政策导向,因此,本文用省会城市及副省级城市城镇人口规模占全省城镇人口的比重作为首位度的衡量指标。

② 根据十九届中央第一轮巡视的各省整改进展通报,巡视组在山东、福建、辽宁、黑龙江、江苏等省份的反馈意见中提及“省会城市功能作用发挥不够”“副省级城市的功能作用发挥不够”等问题,各省份整改措施包括“提升省会城市功能和中心城市首位度”“加强政策支持”等。详细资料请参见中共中央纪律检查委员会网站(<http://www.ccdi.gov.cn>)各省省委关于巡视整改进展情况的通报。

其他等级城市。尤其是 2017 年之后,中国省会及副省级城市人均建设用地面积,要高出直辖市与一般地级市 20% 以上。这意味着,2010 年后部分省级政府对省会及副省级城市的政策偏向明显加强。在这种政策导向下,省会及副省级城市的 GDP 占比有所提高,并伴随地价工资比持续上升^①。问题是,为何省会及副省级城市偏向型的用地指标分配,会导致这些城市 GDP 提升,人口占比反而下降呢?这种以改变土地资源供给偏向的政策导向是否能提升城镇居民的福祉?本文将从理论上对这一政策导向的有效性进行评估。

表 1 2000—2017 年中国各等级城市演变情况

时间	城市等级	平均规模(万人)	人口占比(%)	人均建设用地 (平方米/人)	GDP 占比(%)	地价工资比
2000	直辖市	1054.94	9.78	57.56	12.18	0.17
	省会/副省级城市	338.84	24.34	45.82	27.91	0.19
	一般地级市	115.82	65.88	39.44	59.91	0.17
2010	直辖市	1574.69	9.85	72.07	12.03	0.67
	省会/副省级城市	483.09	23.41	76.91	27.41	0.48
	一般地级市	170.09	66.74	61.80	60.56	0.25
2017	直辖市	1814.82	9.53	76.70	12.24	1.02
	省会/副省级城市	553.19	22.51	92.38	28.59	0.72
	一般地级市	206.27	67.96	67.89	59.18	0.20

注:表中人口数据均为地级市的城镇人口数量。

资料来源:2000 年、2010 年人口数据来源于第 5 次、第 6 次全国人口普查数据,2017 年人口数据来源于各城市统计公报;人均建设用地数据由城市建设用地面积除以城镇人口得到,城市建设用地数据来源于相应年份的《中国城市建设统计年鉴》;地价数据来源于相应年份《中国国土资源统计年鉴》中土地出让成交款项与出让面积之比;GDP 和工资数据来源于相应年份的《中国城市统计年鉴》。

基于上述特征事实,本文构建量化空间模型(Quantitative Spatial Model),并在参数校准后匹配 2010 年中国地级市数据,通过一系列反事实分析估计省会扩张型政策的影响。借鉴 Desmet and Rossi-Hansberg(2013)的模型,将劳动力迁移的内生因素分为工资、房价和舒适度三个方面(Holmes and Sieg, 2015; Diamond, 2016; Couture and Handbury, 2017)。为了契合中国城镇化的特征事实,引入政策干预下的城市用地约束,将层级政府决策与城市土地市场的均衡相关联。其中,土地要素不仅提供居民所需的住房,还作为生产要素进入生产函数(Krebs and Pflüger, 2018)。土地市场的均衡构建了中国城镇化的动力机制:地方政府通过土地出让获得财政收入,并用于提高城市总产出与公共服务水平,进而吸引人口流入。

政策评价方面,本文认为,城市规模分布定律并非唯一的评价标准。在以人为核心的新型城镇化中,更应关注城市规模变化对城市居民的福祉的影响。因此,本文综合福利标准、GDP 变动与城市规模分布演变情况对提升省会首位度的政策效果进行评估。福利评价可以参照三种福利主义标准(吴福象和蔡悦, 2014):①帕累托改进标准,即政策实施后,所有城镇居民福利均不会降低;②功利主

^① 由于 2014 年后不再出版《中国区域经济统计年鉴》,无法获得 2017 年地级市房价数据,因此本文用地价工资比(土地出让平均价格除以在岗职工平均工资)作为房价收入比的替代指标。

义标准,即政策制定者的目标在于提升城镇居民的总体福利;③罗尔斯主义福利标准,即政策的评价标准为效用最低人群的福利水平改进情况。由于本文模型构筑于经典的城市经济学假设之上,即在劳动力流动的情况下所有劳动力福利均等化,此时帕累托标准与功利主义标准具有内在一致性。因此,本文选择功利主义福利函数作为政策的评价标准。反事实结果显示,如果省级层面依靠单一的用地指标偏向的手段来推动省会及副省级城市扩张,虽然可以引导更多生产要素向生产率较高的省会及副省级城市集聚,并提升总体的产出水平,但无法实现功利主义标准下的福利改进。因为在户籍制度的约束下,人口流向不能与土地、资本等要素的增量在空间中有效相匹配,这不仅降低了大城市的集聚效率,还加强了一般地级市的用地约束。而逐步减少户籍制度的约束,或提高省会及副省级城市住房有效供给率,均可以同时提升均衡福利与GDP水平,并使城市规模分布更接近Zipf定律。

本文主要的创新有两点:①基于省会管理功能和空间边界扩张的现实基础,对可能实施的相关政策进行量化和评估。而以往的研究则主要针对不同行政等级城市的资源配置能力进行实证检验,抑或是从理论角度定性分析城市规模演化,并未对省会及副省级城市的政策性扩张进行探讨。本文研究的边际贡献正是基于此,通过引入量化空间模型以及福利经济学标准和分析方法,对省会政策性扩张后的城市体系以及居民福利水平进行定量分析。②将中国城镇化进程和等级体系中的政策约束引入空间均衡模型。一方面,将土地市场均衡与政府的政策相关联;另一方面,引入户籍制度的影响,考虑人口流动限制下的空间均衡。

本文余下内容安排如下:第二部分基于中国城镇化的特征事实,构建量化空间模型,推演空间均衡方程组;第三部分对模型中的参数进行校准,并对城市特征变量进行测算;第四部分对模型的核心机制进行计量检验,验证量化模型是否能解释中国城市的规模与房价;第五部分设计了三类反事实分析,估计提升省会及副省级城市首位度的相关政策对居民福利、GDP和城市规模分布的影响;第六部分是考虑规模经济效应的进一步反事实分析;第七部分为结论与政策建议。

二、政策约束下的城市规模量化空间模型

本文在Desmet and Rossi-Hansberg(2013)量化空间模型的基础上,根据中国城镇化的特征事实进行了三点扩展:①将土地要素纳入分析框架,区分了进入生产函数的生产性用地与提供居住功能的非生产性用地,并在非生产性用地上引入住房有效供给率这一因素;②将城市舒适度(Amenities)分解为外生禀赋、地方公共服务与落户成本三部分,通过对地方政府行为的分析,明晰了城市人口规模变化对城市舒适度的影响机制;③引入层级政府,将省级政府的政策偏向、地方政府的发展偏向作为人口规模和房价的决定因素,突出了政府行为对劳动力迁移的影响。

经济系统由 m 个异质性城市组成,每个城市存在三部门:①生产部门。生产一般消费品,拥有规模报酬不变的生产技术。②住房部门。为城市居民提供住房消费,不考虑建筑成本,房价由人口、工资、居住土地供应数量内生决定。③政府部门。将土地出让给生产部门和住房部门,获得土地租金作为财政收入,并将财政收入用于提供城市的公共服务,因而城市生活舒适度内生于地方政府的财政支出水平。经济系统中存在劳动力、资本与土地三种要素。其中,劳动力受雇于所在城市的生产部门,根据所获效用水平在城市之间迁移;资本要素可以无成本流动,在城市间收益率相等;土地要素不可流动,用于生产部门与住房部门。

1. 模型基本设定

假设每一个城市都拥有生产部门,生产部门的产出即为城市生产总值。所有城市的生产技术相

同,但生产率及要素投入水平不同。设城市 j 生产部门的生产函数为:

$$Y_j = A_j K_j^{1-\alpha-\beta} (\psi_j N_j)^\alpha L_{l,j}^\beta \quad (1)$$

(1)式中, Y_j 表示生产部门的产出量; A_j 为城市全要素生产率; K_j 、 $\psi_j N_j$ 和 $L_{l,j}$ 分别表示资本、劳动力和土地的投入数量; 参数 α 、 $\beta \in (0, 1)$, 分别表示生产中劳动力和土地要素的产出份额; ψ_j 表示总人口 N_j 中的就业比例。需要说明的是, ψ_j 的大小还反映了城市中的就业机会, 是劳动力迁移的关键因素之一。由于劳动力池共享效应是马歇尔外部性原理中集聚经济的特征之一, 本文在基准事实分析中先考虑 ψ_j 外生的情况, 而在后续检验中考虑 ψ_j 内生于城市规模的情况。

根据(1)式生产函数求解生产者支出最小化问题, 可得各要素反需求函数为:

$$w_j = \alpha A_j K_j^{1-\alpha-\beta} (\psi_j N_j)^{\alpha-1} L_{l,j}^\beta \quad (2)$$

$$\bar{r}_k = (1-\alpha-\beta) A_j K_j^{-\alpha-\beta} (\psi_j N_j)^\alpha L_{l,j}^\beta \quad (3)$$

$$r_{l,j} = \beta A_j K_j^{1-\alpha-\beta} (\psi_j N_j)^\alpha L_{l,j}^{\beta-1} \quad (4)$$

其中, w_j 表示工资, 为劳动力所获得的全部收入; $r_{l,j}$ 表示生产性用地的土地租金; \bar{r}_k 为资本收益率, 假定资本可以在城市间自由流动, 因此各个城市资本回报率相等, 且为常数。

在消费者行为方面, 假定系统中所有消费者都是同质的。消费者收入用于购买一般性消费品以及住房, 同时消费者的效用还取决于居住城市所带来的舒适度。参考 Diamond(2016), 将代表性消费者效用函数设定为:

$$U_j = \zeta \ln C_j + (1-\zeta) \ln z_j + S_j - \zeta \ln \zeta \quad (5)$$

(5)式中, C_j 表示消费一般消费品数量, $\zeta \in (0, 1)$ 为一般消费品的支出份额; z_j 表示消费的住房面积; S_j 表示城市 j 的特质性舒适度。

代表性消费者的预算约束为:

$$p C_j + r_{H,j} z_j \leq \psi_j w_j \quad (6)$$

(6)式中, $r_{H,j}$ 表示城市的住房租金。不失一般性, 标准化一般消费品价格 $p=1$ 。求解(5)式、(6)式的消费者效用最大化问题, 可以得到消费者对两类产品的消费数量分别为:

$$C_j = \zeta \psi_j w_j \quad (7a)$$

$$r_{H,j} z_j = (1-\zeta) \psi_j w_j \quad (7b)$$

2. 短期均衡分析

城市内部短期均衡由劳动力市场和住房市场出清所决定。考虑城市建设用地供给约束。城市土地规划是限制城市规模的核心因素之一(Kichko, 2018; Duranton and Puga, 2019)。根据中国目前的土地相关管理法规, 城市建设用地指标先由中央分配给省级政府, 再由省级政府分解到各个区县, 最后再由各个区县自身合理规划土地用途, 即用于生产和非生产性土地的划分(余吉祥和沈坤荣, 2019)。因此, 可以设定城市建设用地供给的总量约束条件为:

$$L_{H,j} + L_{l,j} = \bar{L}_j \quad (8)$$

(8)式中, \bar{L}_j 表示省级政府划拨给地方政府的建设用地指标, 这一总量约束对地方政府来说是外生的。不过, 地方政府对城市建设用地的用途划分具有一定的自主权, 使得地方政府在推进城镇化的过程中对生产性用地的偏好存在差异。例如, 中国城市化过程中“先产后城”或“先城后产”这两

种城镇化路径(丛海彬等,2017):当地方政府偏向于以产业发展带动城市发展时,通常会增加生产性用地比重,用以进行招商引资活动;当地方政府倾向于提升公共服务能力吸引人口时,通常会增加非生产性用地供给,用以建设大型基础设施以及城市住房开发。设定:

$$L_{I,j} = \phi_j \bar{L}_j \quad (9)$$

(9)式中, ϕ_j 表示城市生产性用地的比重,其值反映了地方政府的发展偏向。

考虑住房市场的均衡条件。住房市场出清条件为居民支出等于住房总租金,即有:

$$r_{H,j} \tau_j L_{H,j} = (1-\zeta) w_j \psi_j N_j \quad (10)$$

(10)式中, τ_j 表示住房有效供给率,为量化模型中城市房价的结构性误差(Structural Error),即房价中不能由城市人口、工资和非生产性建设用地面积解释的部分,其值由住房容积率、住房空置率等多方面因素综合决定。由于住房总供给面积固定,因此可知居民住房消费数量为:

$$z_j = \frac{\tau_j L_{H,j}}{N_j} \quad (11)$$

结合(10)式和(11)式,可得均衡时城市住房租金表达式:

$$r_{H,j} = \frac{(1-\zeta) w_j \psi_j N_j}{\tau_j L_{H,j}} \quad (12)$$

考虑地方政府的收入与支出。地方政府是土地的垄断供给者,在不考虑税收的环境中,地方政府的收入来源于土地租金。由此可以得到地方政府支出的预算约束条件:

$$G_j = r_{H,j} \tau_j L_{H,j} + r_{I,j} L_{I,j} \quad (13)$$

(13)式中, G_j 表示城市 j 的地方政府所获得的全部财政收入。地方政府将财政收入用于提供城市居民的公共服务,进而影响了城市特质性舒适度。因此,可以将舒适度的表达式写为:

$$S_j = a_j + \gamma \ln(G_j/N_j) - \kappa \ln N_j \quad (14)$$

(14)式中,城市特质性舒适度 S_j 可以分解为三部分:①外生舒适度 a_j ,其值取决于气候、环境、文化等外生禀赋;②地方政府提供的公共服务水平 $\gamma \ln(G_j/N_j)$,由政府支出水平、城市人口规模以及地方政府的支出效率 γ 所决定;③城市落户成本 $\kappa \ln N_j$,其值取决于城市规模以及非负的落户限制系数 κ 。需要说明的是,尽管现阶段户籍制度不会限制劳动力选择就业城市,但是在许多城市中,户籍人口和非户籍人口在公共服务方面的差距显著存在,使得流动人口无法完全享受本地公共服务。借鉴梁琦等(2013)的设定,假设城市规模越大落户门槛越高,迁入居民在规模越大的城市中享受医疗、教育等排他性公共服务就越困难。

3. 长期均衡分析

长期均衡时,劳动力在城市间不再流动,各城市人口达到一个稳定的状态。此时,劳动力在各城市获得的效用相等。设均衡时劳动力的效用水平为 \bar{U} ,则对城市 j ,有:

$$\zeta \ln C_j + (1-\zeta) \ln z_j + S_j - \zeta \ln \zeta = \bar{U} \quad (15)$$

系统中总人口 \bar{N} 是固定的,因此城市总人口满足约束条件:

$$\sum_j N_j = \bar{N} \quad (16)$$

联立(2)—(4)式、(8)—(15)式,可以得到空间均衡时各城市人口规模表达式:

$$\ln N_j = B_1 \left[B_2 + \left(\frac{1}{B_1} - \kappa \right) \ln \bar{L}_j + \frac{\zeta + \gamma}{\alpha + \beta} (\ln A_j + \alpha \ln \psi_j + \beta \ln \phi_j) + (1 - \zeta) \ln \tau_j (1 - \phi_j) + a_j - \bar{U} \right] \quad (17)$$

其中, $B_1 = \frac{\alpha + \beta}{\beta(\zeta + \gamma) + (\alpha + \beta)(1 - \zeta + \kappa)}$, $B_2 = \zeta \ln \alpha + \gamma \ln [\alpha(1 - \zeta) + \beta] + \frac{(\zeta + \gamma)(1 - \alpha - \beta)}{\alpha + \beta} \ln \frac{1 - \alpha - \beta}{\bar{r}_\kappa}$ 。

从(17)式的表达式可以看出,均衡时城市规模取决于:①系统中的结构参数 $\alpha, \beta, \zeta, \gamma$ 取值;②资本收益率 \bar{r}_κ , 落户限制参数 κ ;③城市特征变量 $A_j, a_j, \bar{L}_j, \phi_j, \tau_j$;④均衡效用水平 \bar{U} 。利用(17)式对各城市特征变量求偏导,可知:① N_j 关于 $A_j, a_j, \bar{L}_j, \tau_j$ 单调递增。② N_j 与 ϕ_j 的关系是非线性的。当 ϕ_j 较小时, ϕ_j 增大会导致 N_j 增加;当 ϕ_j 较大时, ϕ_j 增大会导致 N_j 降低。由各变量对城市人口规模的影响情况,可以得到:

命题 1:在政策约束下的城市规模量化空间模型中,城市人口规模与生产率、舒适度、建设用地指标、住房有效供给率、就业机会呈正相关关系,与生产性用地比重呈倒 U 型关系。

命题 1 揭示了量化空间模型中各个城市特征变量对城市规模的影响。从城市生产部门看,城市生产率越高,劳动边际产出就越高。高生产率城市对应高工资,对劳动力有较强的集聚作用。不过,本文基础模型中城市生产率设定为外生变量,这实际上是一个较强的假设。下文将进一步讨论城市规模对生产率反向影响的情况。

土地要素的总量和结构会对城市人口规模产生多方面影响:①总量上讲,城市建设用地指标越多,用于生产和居住的土地要素就越充裕,城市人口规模也就会越大;②用地结构方面,过高或过低的“生产性用地”比重均会抑制劳动力流入,城市规模与“生产性用地”比重呈倒 U 型关系;③从住房有效供给率看,城市非生产性用地上供应的可供交易的住房数量越多,城市规模就越大。

此外,城市舒适度对劳动力流动的影响也十分重要。外生因素方面,由于各城市气候、环境、文化等禀赋差别较大,这些因素会直接进入劳动者的效用函数,从而影响最终人口规模分布。户籍制度通过影响舒适度,亦对城市人口规模有显著的影响。一方面,规模越大的城市落户成本越高,户籍制度对城市规模的约束就越大;另一方面,城市人口对用地指标的弹性与 κ 呈负相关关系,即户籍制度越严格,土地扩张对城市人口规模提升带来的边际效应就越低。

除了城市人口规模外,城市的房价水平同样是影响城市发展的重要内生变量。将(17)式代入(12)式,并对各变量求偏导,可以得知, r_{Hj} 关于 A_j, a_j, ϕ_j, ψ_j 单调递增,关于 τ_j 单调递减。由此得到:

命题 2:在政策约束下的城市规模量化空间模型中,城市房价与城市生产率、舒适度、生产性用地比重、就业机会呈正相关关系,与住房有效供给率呈负相关关系。

命题 2 与命题 1 相似,揭示了城市特征变量与城市住房租金之间的关系。与决定人口规模的因素相似,高生产率与高舒适度不仅导致城市人口扩张,还能导致城市房价同步上涨,这一结论与实际情况相符,即大城市通常表现出高人口规模、高房价的特征。

从用地结构看,生产性用地的比重与房价呈正相关关系,这是因为生产性用地比重提高会挤出居住用地的供给,导致房价升高。人口和房价关于住房有效供给率的偏导数符号相反,意味着住房有效供给率的提高可以通过缓解房价上涨来引致城市扩张。

命题 1 和命题 2 从理论上推演出了影响城市人口与住房价格的因素,在本文余下部分需要先基于中国地级市层面数据对命题 1 与命题 2 进行实证检验。若中国现状与模型机制相匹配,则再利用模型进行反事实分析。

三、参数校准与城市特征变量测算

1. 模型结构参数校准

参数值的设定决定了最终的空间均衡状态,也是将模型与数据匹配的关键(王子和周雁翎,2019)。本文需要设定的外生参数是 $\alpha, \beta, \zeta, \gamma, \kappa$ 。

(1)生产部门。劳动报酬份额的参数 α 的值根据Bai et al.(2006)测算的结果,设定为0.4779。Bai et al.(2006)所估计的资本份额为0.5221,但这一估计中资本的内涵较为宽泛,不仅包括机器、厂房等传统的资本概念,还包括土地要素。在将土地作为生产要素进行估计的文献中,Hsieh and Moretti(2019)、潘士远等(2018)将土地要素的份额设定为厂商的利润份额。参考这一思路,设定 $\beta=0.0800$ ^①,此时可以得到资本报酬份额为0.4421。

(2)消费部门。住房支出份额参考孙文凯和罗圣杰(2011)、潘士远等(2018)所设定值0.333,将一般商品支出份额参数设定为 $\zeta=0.6670$ 。

(3)政府部门。政府部门在进行公共支出时通常存在效率问题。根据陈诗一和张军(2008)测算,地方政府平均支出相对效率为0.8500,故本文设定舒适度的财政支出弹性为 $\gamma=0.8500$ 。

(4)户籍制度。户籍制度对人口流动有显著影响,大量研究认为,户籍制度导致了城市规模分布偏离标准的Zipf定律。因而本文将不同的落户限制参数 κ 取值代入模型进行模拟,当 $\kappa=0.1385$ 时,消除户籍制度的影响可以使得城市规模分布符合Zipf定律。因此本文设定 $\kappa=0.1385$ 。

此外,城市均衡人口还取决于资本收益率 \bar{r}_κ 。由于假定资本自由流动,因此沿用Bai et al.(2006)测算的结果,设定资本收益率 $\bar{r}_\kappa=0.2008$ 。

2. 城市特征变量测算

根据人口规模表达式(17)式与住房租金表达式(12)式可知,系统均衡状态是由结构参数与城市特征变量 $A_j, a_j, \bar{L}_j, \phi_j, \tau_j$ 共同刻画的。各特征变量测算方法如下:

(1)城市建设用地指标 \bar{L}_j 、用地结构 ϕ_j 。用地指标 \bar{L}_j 由《中国城市建设统计年鉴》(2010)中工业用地、仓储用地、对外交通用地、居住用地这四项的面积加总所得。其中,工业用地、仓储用地、对外交通用地视为生产性用地。 ϕ_j 的值可由生产性用地面积与用地总量相比得到。

(2)城市生产率 A_j 。城市生产率的估计方法参考Desmet and Rossi-Hansberg(2013)的做法,不需要直接测算城市资本存量,根据C-D形式生产函数性质,将城市资本存量用产出与资本收益率表示。即有城市生产率估算方程:

$$A_j = \frac{Y_j}{K_j^{1-\alpha-\beta} (\psi_j N_j)^\alpha L_{l,j}^\beta} = \frac{Y_j^{\alpha+\beta}}{[(1-\alpha-\beta)/\bar{r}_\kappa]^{1-\alpha-\beta} (\psi_j N_j)^\alpha L_{l,j}^\beta} \quad (18)$$

将相关数据代入(18)式即可计算出城市的生产率水平。其中,外生参数 α, β, γ 与资本收益率 \bar{r}_κ 根据前文设定的参数值代入;城市总产出水平用该城市的第二产业与第三产业增加值之和衡量,数据来源于《中国城市统计年鉴》(2010)。

(3)就业机会 ψ_j 。利用劳动力数量与城镇常住人口之比衡量。其中,劳动力数量用年末单位从业人员与城镇私营和个体从业人员两项之和衡量,数据来源于《中国城市统计年鉴》(2010);城镇常住

^① 《中国工业经济统计年鉴》(2010)显示,全国规模以上工业企业主营业务收入利润率为8%左右。

人口数据来源于 2010 年第六次全国人口普查数据。

(4)外生舒适度 a_j 。估计方法参考 Desmet and Rossi-Hansberg(2013),将 2010 年第六次人口普查数据中城镇人口数量以及各参数、各城市特征变量代入(17)式,反向求解各城市的外生舒适度 a_j 。均衡效用水平设定为 $\bar{U} = 1$ 。

(5)住房有效供给率 τ_j 。住房有效供给率的估计方法与舒适度估计方法相似,即利用已知的内生变量房价数据,反向求解外生变量住房有效供给率的值。根据(2)—(4)式和(12)式,可以构建住房有效供给率的估计方程:

$$\ln \tau_j = B_3 + \frac{1}{\alpha + \beta} \ln A_j + \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \ln \psi_j N_j + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \ln L_{I,j} - \ln L_{H,j} - \ln r_{H,j} \quad (19)$$

(19)式中,常数 $B_3 = \ln \alpha (1 - \zeta) + \frac{1 - \alpha - \beta}{\alpha + \beta} \ln \frac{1 - \alpha - \beta}{\bar{r}_K}$ 。城市住房租金 $r_{H,j}$ 数据根据《中国区域经济统计年鉴》(2010)中住宅平均价格乘以资本收益率求得。其余数据来源前文已有所描述或估算。

四、城市人口规模与房价影响因素的实证检验

1. 计量模型设定

在反事实估计之前,本部分先对量化空间模型的核心推论进行实证检验,以验证模型是否与现实数据具有良好的匹配性。根据命题 1 和命题 2,可以设定回归方程^①:

$$\ln N_j = \beta_{N,0} + \beta_{N,1} \ln A_j + \beta_{N,2} \ln \bar{L}_j + \beta_{N,3} \ln \phi_j + \beta_{N,4} \ln (1 - \phi_j) + \beta_{N,5} \ln \psi_j + \beta_{N,6} a_j + \beta_{N,7} Hk_j + \varepsilon_{N,j} \quad (20)$$

$$\ln p_{H,j} = \beta_{H,0} + \beta_{H,1} \ln A_j + \beta_{H,2} \ln \phi_j + \beta_{H,3} \ln \psi_j + \beta_{H,4} a_j + \varepsilon_{H,j} \quad (21)$$

(20)式为城市规模影响因素的回归方程,(21)式为城市房价影响因素回归方程。被解释变量 N_j 代表城市人口规模,采用 2010 年第六次人口普查数据中各地级市城镇常住人口数据衡量;被解释变量 $p_{H,j}$ 表示城市房价水平,与房租的关系式为 $p_{H,j} = r_{H,j} / \bar{r}_K$,数据来源于《中国区域经济统计年鉴》(2010); $\varepsilon_{N,j}$ 和 $\varepsilon_{H,j}$ 表示模型的结构误差。回归选取中国 2010 年 286 个地级市的样本^②。

模型中各解释变量为:①生产率 A_j 。数据来源于前文计算,根据命题 1 和命题 2 的结论,回归系数 $\beta_{N,1}$ 、 $\beta_{H,1}$ 预期符号为正。②城市建设用地指标 \bar{L}_j 。回归系数 $\beta_{N,2}$ 预期符号为正。③生产性用地占比 ϕ_j 。回归系数 $\beta_{N,3}$ 、 $\beta_{N,4}$ 、 $\beta_{H,2}$ 预期符号均为正。④就业机会 ψ_j 。源于前文计算的总人口中的就业比例,其回归系数 $\beta_{N,5}$ 、 $\beta_{H,3}$ 的预期符号为正。⑤外生舒适度 a_j 。源于前文计算,其回归系数 $\beta_{N,6}$ 、 $\beta_{H,4}$ 的预期符号均为正。⑥户籍制度 Hk_j 。以 2000 年城市常住人口除以户籍人口的比值作为替代变量,因为在户籍制度越严格的城市,常住人口与户籍人口的比值较大。其回归系数 $\beta_{N,7}$ 的预期符号为负。数据来源于 2000 年的第五次中国人口普查数据。各变量描述性统计如表 2 所示。

2. 回归结果分析

利用 2010 年中国 286 个地级市数据对(20)、(21)式进行回归,结果如表 3 所示。表 3 不仅报告了回归结果,还列出了各回归系数的理论预测符号。从表 3 的回归结果可以看出,各回归系数符号

① 由于 τ_j 的测算方法来源于房价均衡表达式的残差,因此在式中不加入这一项进行回归。

② 因数据缺失,从地级市样本中剔除了拉萨市。

与命题 1、命题 2 的理论预测基本一致。表 3 第 2 列报告了(20)式的回归结果,其中,城市生产率和城市建设用地面积的回归系数在 1%的显著性水平下为正,且城市生产率每提升 1%,可以使得城市规模提升 5.15%;城市建设用地面积每提升 1%,城市规模提升 0.54%。从用地结构变量回归结果看, $\ln\phi_j$ 的回归系数也在 1%的显著性水平下为正,但 $\ln(1-\phi_j)$ 的回归系数并不显著。城市居民的就业机会、城市舒适度的回归系数也是在 1%的显著性水平下为正,就业机会每提升 1%,可以使得城市规模提升 2.21%;城市舒适度每提升 1%,可以使得城市规模提升 1.64%。户籍制度对于城市规模的负面影响同样也在 1%的水平下显著,落户成本每提升 1%,可以使得城市规模减小 0.09%。从(20)式各项的回归结果看,各项的回归系数符号与理论预测结果基本吻合,即命题 1 得到了验证。

表 2 各变量描述性统计

变量	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
N_j	城镇人口(万人)	286	223.6645	233.3306	21.6362	2055.5100
$p_{H,j}$	住房平均价格(万元/平方米)	286	0.3675	0.2648	0.1395	1.8954
A_j	全要素生产率	286	3.2866	0.7425	1.4925	7.9687
\bar{L}_j	城市建设用地面积(平方千米)	286	104.9563	141.4698	6.8200	1302.2280
ϕ_j	生产性用地占比	286	0.5482	0.08890	0.1530	0.7764
ψ_j	就业机会	286	0.3694	0.1031	0.1337	0.8061
a_j	外生舒适度	286	3.2022	0.7129	0.3316	5.1912
Hk_j	2000 年城市常住人口与户籍人口之比	286	1.0335	0.3558	0.7067	5.7329

表 3 人口与房价影响因素回归结果

被解释变量 $\ln N_j$				被解释变量 $\ln p_{H,j}$			
回归系数	回归结果	稳健标准误	理论预测符号	回归系数	回归结果	稳健标准误	理论预测符号
$\beta_{N,1}$	5.1492***	(0.2614)	+	$\beta_{H,1}$	4.5532***	(0.2924)	+
$\beta_{N,2}$	0.5410***	(0.0186)	+	$\beta_{H,2}$	0.4853***	(0.0768)	+
$\beta_{N,3}$	0.5893***	(0.1184)	+	$\beta_{H,3}$	2.5522**	(0.1601)	+
$\beta_{N,4}$	0.2089	(0.1439)	+	$\beta_{H,4}$	1.2263***	(0.09318)	+
$\beta_{N,5}$	2.2115***	(0.1370)	+				
$\beta_{N,6}$	1.6368***	(0.0803)	+				
$\beta_{N,7}$	-0.0889***	(0.0302)	-				
$\beta_{N,0}$	-5.4927***	(0.4142)		$\beta_{H,0}$	-7.440***	(0.4695)	
观测值	286			286			
R ²	0.9220			0.6461			

注:***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表3第6列报告了(21)式的回归结果。结果显示,城市生产率、生产性用地比重、就业机会与舒适度的回归系数均在1%的显著性水平上为正,与理论模型预测结果一致,即拥有高生产率、高生产性用地比重、高舒适度与高就业机会的城市住房价格也会越高。其中,城市生产率每提高1%,城市房价会提高4.55%;城市生产用地占比提高1%,城市房价上涨0.49%;就业机会每提升1%,可以使得城市房价上涨2.55%;城市舒适度每提高1%,城市房价上涨1.23%。因此,(21)式的回归系数亦与命题2预测结果相一致。

综合上述命题看,基于中国2010年人口普查数据的计量检验结论与理论模型预测基本一致,即本文构建的模型对中国城市规模以及城市的房价具有较好的解释力。下文将利用量化空间模型对影响省会及副省级城市首位度的政策进行反事实分析。

五、城市规模分布的反事实分析

反事实分析的思路是,赋予某一特征变量或参数新的取值,基于(17)式的空间均衡方程求解反事实均衡状态。本文设计了三类反事实分析:①保持省级层面用地指标不变,给予省会及副省级城市更多的建设用地指标,同时削减省内其他一般地级市用地指标;②逐渐减少各城市的落户成本;③消除城市生产率、就业机会、用地结构、住房有效供给率等特征变量在省内的影响。

1. 省会城市用地指标变动的反事实分析

由表1的特征事实可知,2010—2017年各省份内部的用地指标更多地向省会及副省级城市倾斜。因此,本部分反事实分析设定如下:①保持省级层面土地总指标不变,即不考虑区域间土地指标配置的偏向性(陆铭等,2015);②将所有省会及副省级城市的建设用地指标分别提高10%、20%^①;③省内其他地级市城市建设用地按同一个比例缩小,以保持省级层面总用地指标不变;④四个直辖市城市建设用地面积不变。对于其他城市特征变量均控制不变,初始状态效用水平设为1。通过(17)式求解反事实均衡人口,结果如图1所示。

图1为初始真实状态与反事实结果中城市规模分布的向下累计比率图,并标注了反事实均衡相较真实状态的福利与GDP变动率。反事实结果显示,当增加省会城市及副省级城市10%的建设用地指标时,均衡福利水平变为0.9965,较初始状态下降了0.35%;当增加省会20%建设用地指标时,均衡福利水平变为0.9916,福利较初始状态下降了0.84%。上述福利结果表明,在维持各省用地指标不变的情况下,省级政府增加对省会及副省级城市用地指标的偏向,会导致整体福利水平小幅下降,因而调整土地偏向的政策并不符合帕累托改进标准和功利主义社会福利标准。但从GDP的变化看,当增加省会城市及副省级城市10%、20%的建设用地供给时,GDP总量大幅增加,增幅分别为7.78%、15.81%。

从城市人口分布看,当增加省会及副省级城市用地指标时,大型城市数量和规模均有所扩大,小型城市规模有所缩小,而特大型城市规模变化较小。主要原因在于,省会及副省级城市人口规模多处于300万人—1000万人,增加省会及副省级城市土地供应,扩张了这一区间内部分城市的规模,使得城市规模分布改变。不过,初始状态人口规模最大的三个城市为直辖市,由于城市特征未改变,因此人口规模只有小幅度变化,比如北京、上海各增长了10万人左右。从这一角度讲,增加省会及副省级城市用地指标的确能在一定程度上提升首位度,但相应的代价是挤出省内其他城市的用地指标,使得均衡福利水平小幅下降。

^① 对于新疆,乌鲁木齐建设用地面积无法依照此方法扩大20%,否则会造成负面积的一般地级市出现。因此两次反事实分析都取乌鲁木齐扩张10%。

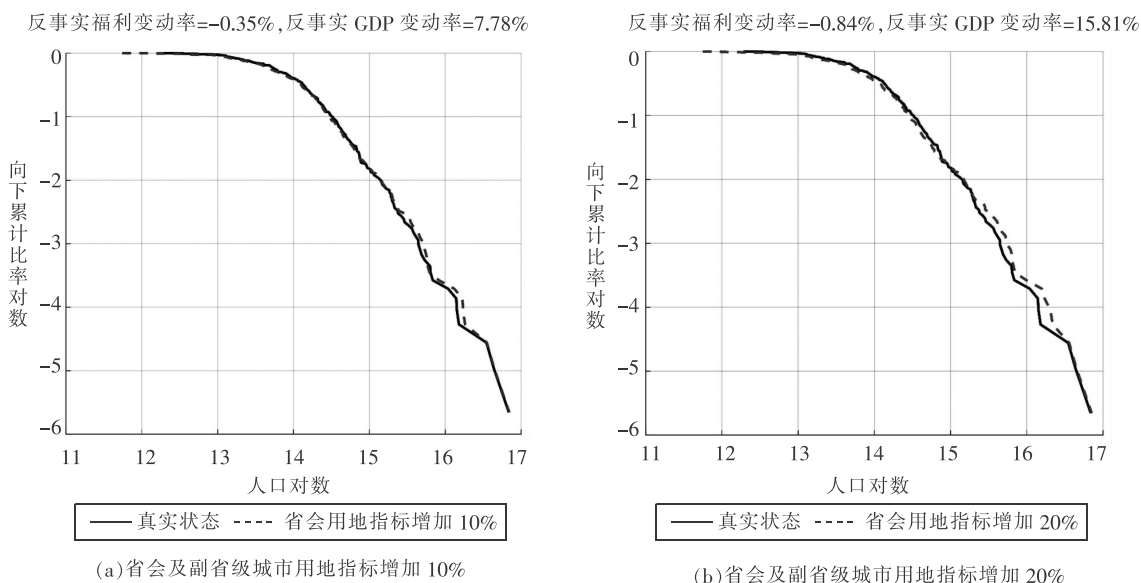


图1 省会及副省级城市建设用地指标增加的反事实结果

注：图中横轴为城市人口规模对数，纵轴为向下累计比率对数，即人口规模大于特定值的城市的比率。

考虑到省会及副省级城市首位度差异较大，尤其是东部地区大部分的省会及副省级城市的首位度低于所有省份的平均值，而多数西部地区省会及副省级城市的首位度高于均值。本文调整反事实分析策略，仅对首位度低于均值的省会及副省级城市增加用地指标^①。反事实结果显示^②，当只对部分首位度较低的省会及副省级城市增加用地指标时，福利降幅为0.11%与0.38%，GDP增幅为5.99%与11.95%，即福利与GDP的变动程度均要小于全部省会及副省级城市用地指标增加带来的变动程度。同时，从人口分布看，只增加部分省会及副省级城市10%的用地指标，对初始城市体系影响较小；而当增加20%的用地指标时，调整了用地指标的省份中，小型城市会有较为明显的规模收缩，而省会与副省级城市规模有所扩张，与图1中反事实结果相近。

上述反事实结果表明，增加用地指标的手段推动了省会城市人口规模的扩张，使得整个城市体系中以省会城市及副省级城市为代表的大城市数量增加、一般地级市规模收缩。从GDP的变动情况看，更多的人口集聚在了生产率较高、用地指标较多的省会及副省级城市，因此GDP获得了更为明显的增长。反事实结果与表1中2010—2017年省会城市的演化路径相一致。不过，由于均衡福利有所降低，这种通过改变土地资源配置来扩张特定城市规模的手段具有效率导向的特征，并不符合帕累托标准下的福利改进标准。

进一步分析可知，福利与GDP变动不同步的原因在于，(17)式中城市规模的用地指标弹性为 $B_1(1/B_1 - \kappa) = 1 - \frac{(\alpha + \beta)\kappa}{\beta(\zeta + \gamma) + (\alpha + \beta)(1 - \zeta + \kappa)}$ 。当户籍制度存在即 $\kappa > 0$ 时，增加省会及副省级城市的用地指标带来的人口增长边际效应，随户籍制度的严格程度升高而降低。因此，在户籍制度的限制下，省会及副省级城市土地增量无法与人口增量相匹配，导致人口与土地的空间错配。同时，在省级层面

① 首位度低于均值的省会及副省级城市为：济南、南京、青岛、厦门、呼和浩特、郑州、南宁、宁波、太原、深圳、合肥、福州、杭州、广州、南昌、沈阳、大连。
 ② 详细结果参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

用地指标不变的情况下,一般地级市用地约束进一步加强,而部分人口未能向给予了更多用地指标的省会及副省级城市流动,所以造成了少量福利损失。

2. 落户限制放松的反事实分析

大量文献指出,户籍制度是限制中国城市规模的主要原因。上一部分的反事实结果亦表明,户籍制度的存在可能导致省会偏向型的土地政策产生福利损失。鉴于此,本部分逐步降低落户门槛,求解反事实空间均衡,考察户籍制度渐进改革下的 GDP、福利与城市规模分布。具体而言,将不同的落户成本系数代入(17)式中进行求解,结果如表 4 所示。

表 4 结果显示,当逐步放松落户限制后,均衡福利与 GDP 水平均有大幅上升。其中,当落户成本均等化即 $\kappa=0$ 时,福利提升幅度为 69.48%,GDP 增长 97.05%。对比相近的文献,刘修岩和李松林(2017)估算的落户成本均等化后福利增进为 55.58%—73.08%,与本文估计结果相近。由此可见,在落户限制逐渐放松后,人口逐渐向禀赋较好的城市集聚,不仅获得了大城市所带来的高舒适度,还因为这些大城市具有较高的生产率水平,从而提升了整体的 GDP 水平。

从城市规模分布看,随着户籍制度的放松,帕累托指数逐渐向 1 收敛,即人口规模分布逐渐由分散化向集聚化演化。其中,首位城市(上海)规模由最初的 2056 万人变为无落户限制下的 3170 万人;省会及副省级城市平均规模由 483 万人增长到 553 万人。相应地,生产率、舒适度等禀赋水平较低的一般地级市持续收缩,各省份的首位度不断提高。随着省会及副省级城市集聚度提高的同时,其房价亦将逐渐提高。

落户限制放松的反事实结果表明,即使在不改变土地资源配置的情况下,当人口流动趋近自由化,人口也会自发地向禀赋条件较好的直辖市、省会及副省级城市流动。人口流动将会推动大城市的规模和数量同步增长,城市规模分布向标准的 Zipf 定律趋近。因此,当用地指标再分配与落户限制放松并行的情况下,可以在实现福利与 GDP 正向变动的情况下优化城市规模分布。

表 4 户籍制度改革的反事实分析

	均衡福利	GDP 变动率	帕累托指数	首位城市规模 (万人)	省会平均规模 (万人)	省会平均房价 (万元/平方米)
初始状态	1.0000	0.0000	1.2039	2055.5098	483.0943	0.6486
$\kappa=0.10$	1.1898	0.2093	1.1413	2329.9307	503.4586	0.6864
$\kappa=0.08$	1.2894	0.3345	1.1107	2482.9741	513.8016	0.6965
$\kappa=0.06$	1.3897	0.4721	1.0813	2643.3828	523.9544	0.7063
$\kappa=0.04$	1.4907	0.6233	1.0531	2811.2893	533.8953	0.7158
$\kappa=0.02$	1.5924	0.7890	1.0260	2986.8112	543.6026	0.7249
$\kappa=0.00$	1.6948	0.9705	1.0001	3170.0510	553.0551	0.7337

注:计算帕累托指数的方法是:将城市按人口规模降序排列,对方程 $\ln r=C_0-\theta \ln N_r$ 进行回归。其中, r 为序号,回归系数 θ 即为帕累托指数。Zipf 定律是指 $\theta=1$ 时的城市规模分布。

3. 其他城市特征变量的反事实分析

理论模型与计量检验均证实了城市生产率、舒适度、用地结构、就业机会与住房有效供给率对城市规模的影响。除了增加省会及副省级城市的用地指标外,通过改变其他因素来重塑城市规模分

布也是一种可取的政策选择。从现状看,省会城市或副省级城市在禀赋条件和资源配置上通常具有优势,因此在其他特征维度上也与省内其他城市有所不同。若改变这些特征变量的值,将对城市体系造成较大影响。本部分的反事实分析方法为:将省内各城市间某一项特征变量的差异消除,即将某一变量的省内全城市平均值赋予省内所有城市,控制其他特征变量不变,考察新的城市均衡人口与房价水平^①。结果如表5所示。

表5报告了在消去城市生产率、就业机会、生产性用地比重与住房有效供给率在各省内城市间的差异后的反事实结果。从均衡福利水平看,四种情况下福利水平均有提升,分别较初始状态提升了12.95%、8.69%、0.80%、10.31%。据此可知,城市之间禀赋差异以及地方政府发展路径的不同,均会造成社会总体福利水平降低。不过,反事实GDP结果却显示不同的变动情况。相较于初始状态,反事实GDP变动率分别为-17.28%、-20.14%、-0.44%、17.42%。即消除城市之间生产率、用地结构与就业机会的差异后,会造成GDP水平有不同程度的下降。尤其是消除生产率与就业机会差异后,GDP降幅分别为17%、20%左右,这意味着城市间禀赋的均等化并不能使得GDP与福利水平同时提升。四项反事实结果中,仅消除住房有效供给率的差异后,GDP水平和福利水平同时提升,原因在于省会及副省级城市住房有效供给率要显著低于一般地级市,因而反事实结果中省会及副省级城市人口增长、房价降低,引致了GDP与福利水平同时增长。

表5 消除各省内某一特征变量差异后的反事实结果

	均衡福利	GDP变动率	帕累托指数	平均房价 (万元/平方米)	省会平均规模 (万人)	省会平均房价 (万元/平方米)
初始状态	1.0000	0.0000	1.2039	0.3675	483.0943	0.6486
消除 A 差异	1.1295	-0.1728	0.8531	0.4536	383.3317	0.7055
消除 ψ 差异	1.0869	-0.2014	0.9936	0.3972	356.3036	0.4505
消除 ϕ 差异	1.0080	-0.0044	1.2087	0.3626	473.8811	0.6113
消除 τ 差异	1.1031	0.1742	1.0891	0.2946	588.4970	0.3980

从表5还可以看出,在消除某一特征变量的差异之后,城市间的人口发生了较大规模的重置。当生产率的差异消除后,小城市的规模大幅度收缩,大城市的规模有所增长,但超大城市规模有所减小,总体而言城市规模分布更为集中化。进一步,计算反事实均衡时城市人口分布的帕累托指数,结果从初始状态的1.2039分别变为0.8531、0.9936、1.2087和1.0891(参见表5),城市规模分布向标准的Zipf定律收敛。相比整体情况而言,在前两个反事实结果中,省会及副省级城市平均规模有所缩小。当消除用地结构差异后,城市规模分布的变化较小,帕累托指数未发生变化。但是省会及副省级城市的平均规模略微上升,原因在于省会及副省级城市生产性用地比例相对一般地级市略高,因此在消除用地结构的差异后,人口有所提升。同时,消除用地结构差异后,由于城市人口与用地结构呈倒U型关系,因此生产性用地比重较大或较小的城市人口增幅最大、房价涨幅最高。房价方面,在

① 某一变量省内全城市取平均的意义在于消去了这一变量对省内人口规模的影响,考察这一情况下省会及副省级城市规模和房价的变化。

城市平均房价涨幅不大的情况下,省会及副省级城市平均房价有略微下降,这是因为省会及副省级城市住房用地供给增加,导致房价下降。

而在消除住房有效供给率的差异之后,城市规模分布出现了较大范围的调整,帕累托指数降为 1.0891,与标准的 Zipf 定律中帕累托指数 1 较为接近。具体而言,小城市规模有了一定程度缩小,而 500 万人以上大城市数量由初始状态的 21 个变为 28 个。由于省会及副省级城市住房有效供给率相较于省内一般地级市偏低,因而在消除住房有效供给率的差异后,省会及副省级城市平均人口规模由 483 万人增加到 588 万人。其中,东部沿海省份的省会城市及副省级城市规模扩张较为明显,比如,深圳、广州、南京、厦门、青岛、福州等城市规模增幅均超过 20%。与此同时,许多省会及副省级城市房价有所下降,给居民带来的福利效应显著。

六、进一步反事实分析:考虑城市规模经济效应

规模经济效应是城市发展过程中不可忽视的重要因素。由于基准反事实分析中并未考虑规模经济效应,因而本部分引入城市规模经济效应,以验证结论的稳健性。这里,城市规模经济效应包括两种:①城市规模对生产率的影响。大城市的企业与劳动力通常具有更高的生产率水平。一方面,大城市可以产生明显的集聚外部性,在马歇尔外部性和雅各布斯外部性的影响下,城市生产率随城市规模增长而提高;另一方面,异质性企业或劳动力的自选择效应也会造成高生产率市场主体向大城市集聚(Combes et al., 2012)。②城市规模对就业机会的影响。根据马歇尔外部性理论可知,城市规模扩张可以扩大本地劳动力池,从而减少劳动力搜寻合适工作的时间,即提升就业机会。综上,设定生产率、就业机会与城市规模之间的关系式:

$$A_j = \tilde{A}_j \left(\frac{N_j}{L_{1j}} \right)^\omega, \psi_j = \tilde{\psi}_j N_j^\xi \quad (22)$$

(22)式表明,城市生产率与就业密度或城市规模呈正相关关系,表现为城市规模或就业密度每提升 1%,生产率可以提升 $\omega\%$;城市就业机会与城市规模呈正相关关系,表现为城市规模每提升 1%,生产率可以提升 $\xi\%$ 。下面对反映规模经济效应的参数进行设定。①参数 $\omega > 0$ 反映生产率的城市就业密度弹性。根据张海峰和姚先国(2010)测算结果,设定 $\omega = 0.027$ 。②参数 $\xi > 0$ 反映劳动力就业机会的城市规模弹性。参考陆铭等(2012)估算结果,设定 $\xi = 0.04$ 。

将(22)式代入(17)式,再求解反事实均衡,结果如表 6 所示。

表 6 结果对比图 1、表 5 基准结果可知,在引入规模经济效应的影响后,不论是反事实均衡福利还是反事实城市规模,均与基准反事实估计的结果相近。在考虑城市的规模经济效应后,所有省会及副省级城市用地指标增加 10%、20%时,均衡福利分别变为 0.9966—0.9970、0.9919—0.9929,与基准估计结果的 0.9965、0.9916 相似,略高于基准结果。消除某一特征变量的反事实估计中,福利变动情况均与基准结果相近,即某一特征变量在省内平等化后福利均能获得一定的提升。

进一步地,对比 GDP 反事实的结果则不难看到,在考虑规模效应之后,消除省内城市生产率的差异,将会造成更大幅度的 GDP 水平下降。尤其是在消除生产率的反事实结果中,GDP 会下降 14.65%—20.56%。就业机会方面,消除 $\tilde{\psi}$ 差异相较于消除 ψ 差异,GDP 降幅更小,原因在于就业机会的高低很大程度上取决于人口规模。因此,在将内生于城市规模的部分剔除时,反事实 GDP 变动较小。另外,在消除住房有效供给率的反事实结果中,考虑规模经济效应会使得反事实 GDP 进一步提高,原因在于提高大城市住房供给水平可以更有效地发挥规模经济效应。

表 6 考虑城市规模经济效应后的反事实均衡结果

	主要指标	省会用地面积增加 10%	省会用地面积增加 20%	消除 A 或 \tilde{A} 的差异	消除 ψ 或 $\tilde{\psi}$ 的差异	消除 ϕ 的差异	消除 τ 的差异
仅考虑生产率的规模效应	福利水平	0.9969	0.9926	1.1477	1.0962	1.0088	1.1063
	GDP 变动	0.0754	0.1532	-0.2056	-0.1944	0.0079	0.2528
	帕累托指数	1.1420	1.0894	0.7946	0.9615	1.2027	1.0711
仅考虑就业机会的规模效应	福利水平	0.9966	0.9919	1.1403	1.1187	1.0081	1.1053
	GDP 变动	0.0869	0.1779	-0.1465	-0.0564	-0.0037	0.2257
	帕累托指数	1.1343	1.0754	0.8180	0.9373	1.2089	1.0769
同时考虑两类规模效应	福利水平	0.9970	0.9929	1.1619	1.1297	1.0088	1.1092
	GDP 变动	0.0853	0.1747	-0.1665	-0.3146	0.0103	0.3388
	帕累托指数	1.1359	1.0782	0.7535	0.8990	1.2022	1.0553

最后,再对比城市规模分布的变化结果。与基准结果相似,在用地指标增加 10%和 20%后,省会及副省级城市会获得一定的扩张,从而使得帕累托指数向 1 收敛。在规模经济作用下,集聚的正反馈机制得到加强,省会及副省级城市人口平均规模要略高于基准反事实估计结果。在消除各特征变量的反事实结果中,帕累托指数亦要略低于基准反事实估计的结果。即考虑规模经济效应后,改变城市之间的资源配置,更容易形成高集聚度的城市规模分布体系。

七、结论与政策建议

1. 主要结论

本文基于长期以来在层级政府政策约束下城镇化的典型事实,构建量化空间模型用以解释中国城市扩张的微观机制,从理论和实践两个层面对各地提升省会及副省级城市首位度政策导向进行了评估。理论模型推演的主要结论有:①城市生产率水平越高、舒适度越高、城市建设用地指标越多、就业机会越多、住房有效供给率越高,空间均衡时城市人口规模就越大,并且生产性用地比重与城市人口规模呈倒 U 型关系;②城市生产率、舒适度、就业机会、生产性用地比重提升,均能促进房价上涨,而住房有效供给率提高可以有效抑制房价。

进一步地,本文利用 2010 年地级市统计数据进行政策反事实分析,研究发现:①在中国现行的城市等级体系中,城市用地指标与其产出和经济福利并未形成正向变动关系。比如,省会及副省级城市用地指标分别增加 10%、20%时,GDP 水平分别提升 7.54%—8.69%、15.32%—17.79%,而福利水平却降低 0.30%—0.35%、0.71%—0.84%。事实上,这一反事实结果与 2010—2017 年间中国城市体系的演进趋势相一致。②中国省会及副省级城市用地指标的增加,并没有带来福利的增进。主要原因在于,在中国城市化进程中“产”“城”“人”的空间分布长期不一致,尤其是户籍制度的限制,约束了人口流动,使得人口城镇化与土地城镇化在空间上不能高效匹配。③减少落户限制,不仅可以有效提升 GDP、均衡福利,也能优化城市规模分布。根据本文测算,如果完全消除户籍制度的限制,

大约可以提升 69.48% 的福利水平,以及 97.05% 的 GDP 水平。④省会及副省级城市住房有效供给率,较省内一般地级市明显偏低。反事实定量分析发现,在消除城市间住房有效供给率的差异之后,大部分省会及副省级城市规模扩张会十分明显,而房价并不会同步升高,城市规模分布反而向 Zipf 定律收敛。

本文主要聚焦于探究土地资源配置偏向的相关政策对城市规模分布的影响,然而事实上,城市行政等级对城市发展的影响是多方面的,未来研究考虑在如下几个方向进行改进:①一般来讲,城市规模扩张必然导致产业要素的转移(余壮雄和李莹莹,2014),省会及副省级城市在产业集聚的同时,是否能辐射周边城市,这一重要问题需要深入探讨。未来可从区域价值链的视角对城市格局优化进行分析,将产业链分工与生产力布局考虑在内,从而更为全面刻画“强省会”政策对产业发展效率的影响。②在高铁通勤时代,中国的高铁网络强化了省会及副省级城市的核心结点地位,使得这些高等级的城市通过兴建高速铁路枢纽,不仅强化了其交通核心区位优势,而且虹吸了外围的高端要素和产业。未来可以立足于交通网络布局的规划,评估接入高铁交通网络的城市中各个关键节点城市的规模演化。③尽管省会及副省级城市通常具有较好的公共服务资源,但在规模迅速扩张后,这些公共资源是否可以满足人民日益增长的美好生活需要,城市发展是否会产生“鲍莫尔成本病”,这些问题需要在未来进一步细化研究。

2. 政策建议

(1)提升省会及副省级城市首位度,需要促进“人”“地”“公共服务”的有效匹配。这就意味着,单纯依靠政策和土地等资源倾斜,虽然可以在短期内提升省会及副省级城市的首位度,促进经济发展,但也可能会带来潜在的福利损失,不符合新型城镇化高质量发展阶段以人民为中心的福祉要求。相反,在土地资源配置偏向省会及副省级城市的情况下,最佳方案是逐步放松省会及副省级城市的落户限制,让省内居民能更多地向禀赋较好的中心城市集聚。为此,作为城市管理者,根据人才技能与就业岗位匹配原理,不仅需要针对人才出台“零门槛”的落户政策,吸引创新创业人才集聚;还需要加强对非技能劳动力的技能培训,避免因生活性服务业成本高企而引致居民福利水平降低。同时,需要不断提升省会及副省级城市公共服务水平,逐步实现对新迁入非技能劳动力公共服务供给的均等化。

(2)强化省会及副省级城市的辐射带动效应,依靠产业“双迁”塑造区域价值链。坚持全国一盘棋,在提升省会及副省级城市首位度的过程中着重突出中心城市的引领带动作用,而不是依靠政策红利虹吸全省资源塑造“虚胖”的大城市。城市群或省级层面统筹规划产业“双迁”,构筑错位发展的区域价值链。利用高铁网络建设的契机,构建省会及副省级城市“一小时都市圈”,围绕高铁新城建设,打造科技、商务、商贸、物流等融合的枢纽,实现企业总部向省会及副省级城市集中,形成“综合性+区域性”总部经济;同时,利用跨行政区产能合作与园区共建的模式,将省会及副省级城市产业链内低技能劳动力密集型环节向周边中小城市和小城镇扩散,促进中小城市和小城镇形成具有比较优势的特色战略产业集群。

(3)多管齐下提升省会及副省级城市住房的有效供给水平,同时要坚决贯彻落实党中央“房住不炒”的长期方针。一方面,贯彻租购同权思想,要完善共有产权房、公共租赁住房等住房供应的相关配套的贷款、法律与物业服务政策,尽可能将城市内部分闲置的工业用地与商业用地改建为公共租赁住房,提高住宅用地上共有产权房数量,提升这两类住房的供给水平。另一方面,要紧凑规划非生产性用地空间,对于人口密度较高的城市,合理放松容积率管制约束,限制低容积率住宅用地的供给比率,提升非生产性用地容纳人口的能力。同时,要加强对人口流入城市投机性购房的限制和数据

的动态监测。对于城市的新城区开发建设的配套住宅,要加强对购房资格的严格审核,推行省会及副省级城市房产税改革和试点,对长期空置性住房实行管控。

(4)提升省会及副省级城市的社会管理功能,强化综合性总部经济优势,强化科学技术的转化和牵引能力,强化自上而下顶层设计思想的贯彻效能。发挥省内中心城市的规模效应,将经济密度作为重要的考核指标,提升城市存量空间的发展质量,适当放松增量指标约束。在综合性中心城市,注重对生产就业功能的集聚化发展,瞄准经济的运行周期,适时对城市的老城区产业进行更新,重点将空置和闲置的写字楼、产业用地进行再改造,发展创新创业、文化创意高度集聚化的楼宇经济。此外,要选择一些产业基础和禀赋条件比较好的省会及副省级城市,积极试点智慧城市建设,强化智慧城市和数字基础设施的建设,推动政府办公服务数字化,以信息化、数字化、智能化的方式打造智慧型城市,提升整体的空间发展效率。

[参考文献]

- [1]陈诗一,张军.中国地方政府财政支出效率研究:1978—2005[J].中国社会科学,2008,(4):66-79.
- [2]陈诗一,刘朝良,冯博.资本配置效率、城市规模分布与福利分析[J].经济研究,2019,(2):133-147.
- [3]丛海彬,段巍,吴福象.新型城镇化中的产城融合及其福利效应[J].中国工业经济,2017,(11):62-80.
- [4]梁琦,陈强远,王如玉.户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化[J].中国社会科学,2013,(12):36-59.
- [5]李松林,刘修岩.中国城市体系规模分布扁平化:多维区域验证与经济解释[J].世界经济,2017,(11):146-171.
- [6]刘修岩,李松林.房价、迁移摩擦与中国城市的规模分布——理论模型与结构式估计[J].经济研究,2017,(7):65-78.
- [7]陆铭,高虹,佐藤宏.城市规模与包容性就业[J].中国社会科学,2012,(10):48-67.
- [8]陆铭,张航,梁文泉.偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J].中国社会科学,2015,(5):59-83.
- [9]潘士远,朱丹丹,徐恺.中国城市过大抑或过小?——基于劳动力配置效率的视角[J].经济研究,2018,(9):68-82.
- [10]世界银行.2009年世界发展报告:重塑世界经济地理[M].北京:清华大学出版社,2009.
- [11]孙文凯,罗圣杰.基于几种自有住房处理方法的中国城镇CPI重新估计[J].世界经济,2011,(8):87-111.
- [12]王焱,王春华,洪俊杰,年猛.自然条件、行政等级与中国城市发展[J].管理世界,2015,(1):41-50.
- [13]王子,周雁翎.结构模型在国际贸易研究中的应用[J].中国工业经济,2019,(4):62-80.
- [14]魏后凯.中国城市行政等级与规模增长[J].城市与环境研究,2014,(1):4-17.
- [15]魏守华,周山人,千慧雄.中国城市规模偏差研究[J].中国工业经济,2015,(4):5-17.
- [16]吴福象,蔡悦.中国产业布局调整的福利经济学分析[J].中国社会科学,2014,(2):96-115.
- [17]余吉祥,沈坤荣.城市建设用地指标的配置逻辑及其对房地产市场的影响[J].经济研究,2019,(4):116-132.
- [18]余壮雄,李莹莹.资源配置的“跷跷板”:中国的城镇化进程[J].中国工业经济,2014,(11):18-29.
- [19]余壮雄,张明慧.中国城镇化进程中的城市序贯增长机制[J].中国工业经济,2015,(7):36-51.
- [20]张海峰,姚先国.经济集聚、外部性与企业劳动生产率——来自浙江省的证据[J].管理世界,2010,(12):45-52.
- [21]Au, C. C., and J. V. Henderson. Are Chinese Cities Too Small[J]. Review of Economic Studies, 2006,73(3):549-576.
- [22]Bai, C. E., C. T. Hsieh, and Y. Qian. The Return to Capital in China[R]. NBER Working Paper, 2006.
- [23]Combes, P. P., G. Duranton, L. Gobillon, D. Puga, and S. Roux. The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection[J]. Econometrica, 2012,80(6):2543-2594.
- [24]Couture, V., and J. Handbury. Urban Revival in America, 2000 to 2010[R]. NBER Working Paper, 2017.
- [25]Desmet, K., and E. Rossi-Hansberg. Urban Accounting and Welfare [J]. American Economic Review, 2013,103(6):2296-2327.
- [26]Diamond, R. The Determinants and Welfare Implications of U.S. Workers' Diverging Location Choices by

- Skill: 1980—2000[J]. *American Economic Review*, 2016,106(3):479–524.
- [27]Duranton, G., and D. Puga. Urban Growth and Its Aggregate Implications[R]. NBER Working Paper, 2019.
- [28]Fujita, M., T. Mori, J. V. Henderson, and Y. Kanemoto. Spatial Distribution of Economic Activities in Japan and China [A]. Henderson, J. V., and J. F. Thisse. *Handbook of Regional and Urban Economics Volume 4*[C]. Amsterdam: Elsevier, 2004.
- [29]Holmes, T. J., and H. Sieg. Structural Estimation in Urban Economics [A]. Duranton, G., J. V. Henderson, and W. C. Strange. *Handbook of Regional and Urban Economics Volume 5*[C]. Amsterdam: Elsevier, 2015.
- [30]Hsieh, C. T., and E. Moretti. Housing Constraints and Spatial Misallocation [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019,11(2):1–39.
- [31]Kichko, S. Competition, Land Price, and City Size[R]. SSRN Working Paper, 2018.
- [32]Krebs, O., and M. Pflüger. How Deep is Your Love? A Quantitative Spatial Analysis of the Transatlantic Trade Partnership[J]. *Review of International Economics*, 2018,26(1):171–222.

Policy Bias, Primacy of Provincial Capital and City-size Distribution

DUAN Wei¹, WU Fu-xiang¹, WANG Ming²

(1. Economic School, Nanjing University, Nanjing 210093, China;
2. School of Social Science, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: Since 2010, some provinces have strengthened the policy orientation of improving the primacy of central cities within the province. How will this practice of promoting primacy through administrative means affect the urban pattern and residents' welfare? Based on a quantitative spatial model, this paper decomposes the determinants of city size into dimensions such as productivity, land quota, land structure, employment opportunities, exogenous amenities and effective housing supply rate, and uses the counterfactual method to evaluate the impact of policies to improve the primacy on residents' welfare, GDP and city-size distribution. The results show that: ①When provincial capitals and sub-provincial cities were given more land quota, the overall GDP level could be increased while the primacy of these cities was increased, but the residents' welfare would be reduced. ②The asynchronous change of GDP and welfare results from the spatial misallocation of population factors and land factors under the influence of hukou system, that is, the population concentration of provincial capitals and sub-provincial cities is insufficient and the land constraints of prefecture-level cities are strengthened. ③If the threshold for settling down is lowered or the difference in the effective housing supply rate between cities within the province is eliminated, both GDP and welfare can be improved, and the city-size distribution converges to Zipf's law. Therefore, it is key to optimize the city-size distribution and realize the high-quality development of new-type urbanization to promote the agglomeration of population to provincial capitals and sub-provincial cities by means of increasing economic density and gradual hukou registration reform, and to improve the effective housing supply rate of provincial capital and sub-provincial cities in a multi-pronged way.

Key Words: primacy; city-size distribution; quantitative spatial model; hukou registration; welfare evaluation

JEL Classification: D58 R13 R52

[责任编辑:许明]