

【国民经济】

中国城市规模偏差研究

魏守华, 周山人, 千慧雄

(南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心, 江苏 南京 210093)

[摘要] 有别于探讨单个城市最优(绝对)规模的研究,本文从城市体系角度,运用Gibrat对数正态分布定律,以2011年为例,检验中国287个地级以上城市的实际规模与理论规模偏差,并划分出偏大、合理和偏小三种类型:偏大城市集中在300万以上人口规模的特大城市,偏小城市集中在人口规模100万左右的中等城市,而通常以绝对规模衡量的人口50万以下的小城市却相对合理。进一步地,构造居民效用最大化目标函数,分析市场机制下的集聚效应和政府引导下的公共服务对城市规模偏差的影响。多元Logistic回归结果表明:偏大城市由显著的集聚效应和优越的公共服务共同引致,其中,集聚效应通过提高生产效率、促进多样化就业和提升工资水平等途径推进城市规模过度增长,然而拥挤效应开始显现;相对偏小的中等城市尽管有一定的集聚效应,但滞后的教育、医疗等公共服务却制约了城市规模的合理增长。该结果间接表明,绝对规模小的城市因具有的公共服务功能超越了经济发展功能而相对合理。因此,中国城市体系优化的重点是加快发展具有一定集聚效应而公共服务相对滞后的中等城市。

[关键词] 城市规模; 集聚效应; 公共服务; Gibrat定律; 偏差

[中图分类号]F291.1 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)04-0005-13

一、问题提出

关于城市规模的研究一直是城市经济学的核心议题^[1-3]。一种视角是分析城市绝对规模的合理性,如周一星^[4]从集聚效应角度将城市规模分为最小门槛规模、最大门槛规模、最优城市规模和合理城市规模;王小鲁和夏小林^[5]估算出中国最优城市规模应在100万—400万人口。诚然,合理的城市规模有助于提高资源配置效率,然而,现实中的城市规模千差万别。截至2012年,在中国,既有上海、北京等5个人口超过1000万的特大城市,又有250个20万以下人口的小城市,更不用说数以千(万)计的小城镇,因此,最优城市规模只能是理想状态,很难适用于每个城市。另一种视角是从城市体系角度探讨城市规模的相对合理性,其基本思想是一个经济体内大中小城市的数量及其对应

[收稿日期] 2015-01-20

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“双重集聚外部性驱动下我国城市群的经济空间结构演变与政策引导”(批准号71473115);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“长三角‘一核九带’均衡协调发展研究”(批准号12JJD790034);国家社会科学基金重大项目“支撑未来中国经济增长的新战略区域研究”(批准号14ZDA024)。

[作者简介] 魏守华(1969—),男,安徽巢湖人,南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心副教授,理学博士;周山人(1991—),男,江苏南通人,南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心硕士研究生;千慧雄(1980—),男,河南焦作人,南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心博士后,经济学博士。

的规模是有规律地分布的^[5]。Auerbach^[6]、Singer^[7]认为可以用帕累托分布来描述这种分布规律。其中,以 Zipf^[8]的序位—规模对数线性分布定律和 Gibrat^[9]的城市规模服从对数正态分布定律最为著名。从近年来中国城市化进程看,大城市尤其是特大城市迅速膨胀、中小城市和小城镇相对萎缩的两极分化倾向越来越明显^[10]。那么,如何从城市体系角度科学地评价中国城市规模的分布特征或城市相对规模的合理性呢?

集聚效应是城市发展的基础^[2]。大城市因良好的集聚效应具有高劳动生产率、包容性就业和工资效应等优势,而小城市由于产业基础薄弱,集聚效应不足而缺乏活力^[11],市场机制决定大中小城市绝对规模的差异。从城市体系角度,人口在城市间的迁移状况决定城市的相对规模,而迁移意愿则取决于市场机制的集聚效应(就业、工资等)和政府引导的公共服务(生态、教育、医疗等)之间的合力。换言之,大城市依托卓越的集聚效应、小城市依托良好的生活环境,形成各具特色和具有相对吸引力的共存体系,是合理的,也是必要的。

长期以来,中国城市发展方针是以绝对规模为导向,如曾经实施的“严格控制大城市、积极发展小城市”战略,既制约了上海等大城市发展,又没能有效促进小城市发展,而当放松城市规模管制,又引致大城市超常规发展,“城市病”日益显现。目前,随着中国城市化的深入发展,优化城市体系结构、促进大中小城市协调发展越来越成为国家城镇化战略的重点,中共“十八大”报告明确提出要“构建科学合理的城市化格局”。为此,本文将有关城市绝对规模与相对规模的理论予以融合,分析中国城市体系规模分布的特征及其合理性,从集聚效应和公共服务视角,探究影响城市规模偏差的内在机理,试图揭示制约中国城市体系协调发展的关键因素。

二、中国城市规模分布特征及其偏差测算

从系统论角度对城市规模分布的描述通常有两种方法:帕累托分布和对数正态分布,分别由 Zipf^[8]和 Gibrat^[9]提出,并相应命名为 Zipf 定律和 Gibrat 定律。前者被广泛地运用到中国城市规模分布研究中,而后者则极少。然而,Zipf 定律的运用存在一些不足,如只适用于描述“最上层”城市、存在“门槛”限制等,若直接运用,则会造成偏误^[12,13]。Gibrat 定律则认为“城市增长率与规模无关”,即在这种均衡增长模式下,城市规模将服从对数正态分布,不存在“门槛城市”的要求,更适用于全样本分析。鉴此,本文检验 Gibrat 定律是否适用于描述中国城市规模分布,并求出各城市实际规模与理论规模的偏差,由此划分出偏大、合理、偏小三类城市。

1. 中国城市规模分布的 Gibrat 定律检验

以 2011 年中国 287 个地级以上城市的市辖区人口为研究对象,其规模记为 S 。根据 Gibrat 定律,规模 S 服从对数正态分布,即 $\ln S \sim N(u, \sigma^2)$,其中, u 和 σ 分别表示城市规模对数值的均值和标准差。Matlab 软件提供了专门用于拟合正态分布的 Normfit 函数,根据样本对象,均值 u 和标准差 σ 对应的参数值分别为 13.75 和 0.76。

如果城市的实际规模和理论规模存在偏差,那么,这种偏差会反映在累积分布函数(CDF)上。根据 Gibrat 定律,城市规模理论上的累积分布函数 $F(\cdot)$ 可以表示为:

$$F(\ln S) = \int_{-\infty}^{\ln S} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot e^{-\frac{(x-u)^2}{2\sigma^2}} dx \quad (1)$$

而实际的累积分布函数 $F^*(\cdot)$ 可以通过城市序位和规模的关系求得。设城市总数为 N , 规模小于或等于 S 的城市个数用 $N \times F^*(\ln S)$ 表示;假定规模为 S 的城市序位为 R , 规模小于或等于 S 的城市个数可表示为 $N - R + 1$, 即:

$$N \times F^*(\ln S) = N - R + 1 \rightarrow F^*(\ln S) = \frac{N - R + 1}{N} \quad (2)$$

图 1 给出了 $\ln S$ 的频率分布直方图及拟合的正态分布曲线。由图可见,灰色的直方图构成一个

“钟型”区域,较好地填充了正态分布曲线的内部空隙,表明 $\ln S$ 是符合正态分布的。图 2 给出了理论累积分布函数和实际累积分布函数的比较结果。可以看到,实际的散点几乎在理论累积分布曲线附近紧密分布,形态基本一致。这说明用 Gibrat 定律的对数正态分布来描述中国城市规模分布特征是合适的。

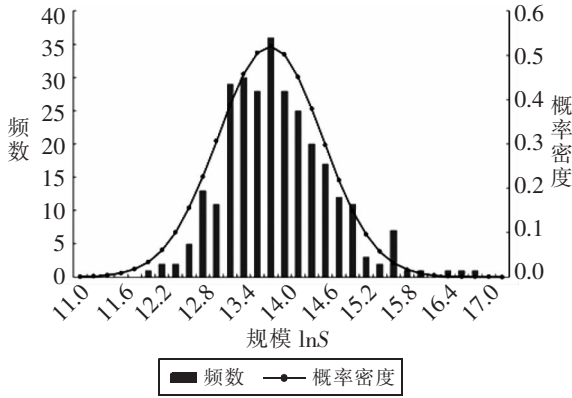


图 1 密度曲线与频率分布直方图

资料来源:根据《中国城市统计年鉴》(2012)计算并绘制。

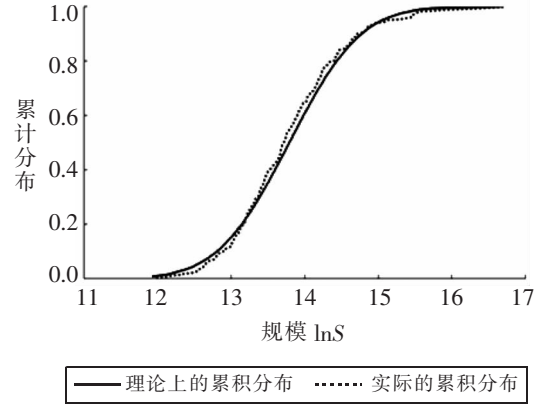


图 2 理论累积分布与实际累积分布比较

资料来源:根据《中国城市统计年鉴》(2012)计算并绘制。

2. 城市实际规模与理论规模偏差的测算

对数正态分布较好地拟合了中国城市规模的实际分布,大部分城市散点都分布在累积分布曲线附近,但有些城市的散点离累积分布曲线较远,构成了实际规模对 Gibrat 定律的偏差。为测算各个城市的偏差程度,需要测算城市理论规模的大小($\ln S^c$)。根据 u 和 σ 的参数值,若规模 S 的城市排名为 R ,该城市的散点应该落在图 2 的累积分布曲线上,即 $F(\ln S) = F^*(\ln S)$;另外, $\ln S$ 服从 $N(u, \sigma^2)$ 的正态分布,则 $\frac{\ln S - u}{\sigma}$ 服从标准正态分布 $N(0, 1)$,有:

$$F(\ln S) = \Phi\left(\frac{\ln S - u}{\sigma}\right) \quad (3)$$

$$\frac{N - R + 1}{N} = F^*(\ln S) = F(\ln S) = \Phi\left(\frac{\ln S - u}{\sigma}\right) \quad (4)$$

$$\ln S^c = \Phi^{-1}\left(\frac{N - R + 1}{N}\right) \cdot \sigma + u \quad (5)$$

这里, Φ 表示标准正态分布的累积分布函数,可由正态分布表得出, Φ^{-1} 是 Φ 的反函数。式(5)用来求各个城市的理论规模,即在 Gibrat 定律成立的条件下,排名为 R 的城市的理论规模大小。

接着测算城市实际规模与理论规模的偏差。用 $\ln S$ 表示实际的城市规模,将偏差定义为“城市实际规模与 Gibrat 定律预测的理论规模之差”,即为:

$$\ln S - \ln S^c = \ln\left(\frac{S}{S^c}\right) \quad (6)$$

根据式(6),2011年全国287个地级以上城市的规模偏差测算结果见图3。从中可以发现:①偏差散点整体上呈现“勺形”分布;②偏差大于0.2的城市构成“勺柄”,主要为特大城市;③偏差为负的城市构成“勺底”,主要为中等规模城市;④偏差在0—0.2之间的城市构成“勺沿”,既包括绝对规模小的城市,又包括绝对规模较大的城市。

3. 基于规模偏差的城市分类

González-Val^[4]根据美国城市实际规模与理论规模的偏差度,划分出极度偏大、适度偏大、合理和偏小四种类型,本文借鉴其分类方法并结合中国城市规模偏差的分布特点,将全国287个地级以

上城市划分为偏大($Y=1$)、合理($Y=0$)和偏小($Y=-1$)三类^①:

$$\begin{cases} Y=1: \ln(\frac{S}{S^c}) > 0.2 \\ Y=0: 0 \leq \ln(\frac{S}{S^c}) \leq 0.2 \\ Y=-1: \ln(\frac{S}{S^c}) < 0 \end{cases} \quad (7)$$

偏大城市是指偏差大于 0.2 的城市,集中在 300 万以上人口规模、全国排名前 28 的城市,占总样本数的 9.8%。这些城市绝对规模大,多分布在东部沿海地区,如上海、北京、广州等,还包括中部的武汉、长沙以及西部的重庆、成都、西安等。这些城市大多具有悠久的发展历史、良好的交通区位条件,属于全国性或区域性政治、经济或文化中心城市。

合理规模城市是指偏差在 0—0.2 之间的城市,共有 77 个城市,占样本总数的 26.8%,包括两类城市:一类是人口 50 万以下的小城市(60 个),平均人口规模为 39.1 万人,主要分布在中西部地区。它们处于中国城市体系的末端,绝对规模虽小但相对规模合理,具有区位条件较差、发展基础薄弱、腹地范围狭小等特点,可称为“天然合理的小城市”。另一类是“发展合理的大城市”,主要是平均人口规模在 250 万左右的较大城市(17 个),包括东部发展良好的城市,如宁波、苏州、无锡、常州等,还包括中西部的省会城市,如合肥、南昌、兰州等。这些城市虽然绝对规模较大,但从城市体系角度看,其规模也是合理的。

偏小城市是指偏差为负的城市,集中在 50 万—200 万人口规模的 182 个城市,平均人口规模为 103 万,但主要为 100 万以下的中等城市,占总样本数的 63.4%,大致可分为:①特大城市“阴影”下的城市,如绍兴、嘉兴、镇江、保定、廊坊等;②东部发展中的城市,如茂名、惠州、威海、盐城、宿迁等;③矿产资源型城市,如鞍山、包头、淮南、大庆、攀枝花等;④中西部发展条件较好的城市,如株洲、马鞍山、十堰、九江、北海等。这些城市有一定人口规模,工(矿)业经济相对发达,有较大发展潜力。

三、理论解释、计量模型与变量说明

1. 理论解释

关于城市规模偏差的原因,主要有以下几种观点:①城市自身特征决定,如 Black and Henderson^[15]认为城市的地理位置(距离出海口的远近、内陆地区的中心性)对城市规模有显著影响,Soo^[16]则认为政治因素尤其在发展中国家有明显影响;②市场集聚效应决定,包括从本城市角度分析中间投入品规模经济、技术外溢等的影响^[15,17,18],又包括从区域角度分析城市功能定位对外辐射效应的影响^[14,19,20];③多因素综合决定,如魏后凯^[10]认为中国特色的城市规模偏差受传统发展理念、资源配置偏向、市场极化效应、农民迁移意愿和政府调控失效等综合影响。这些研究偏重于解释城市

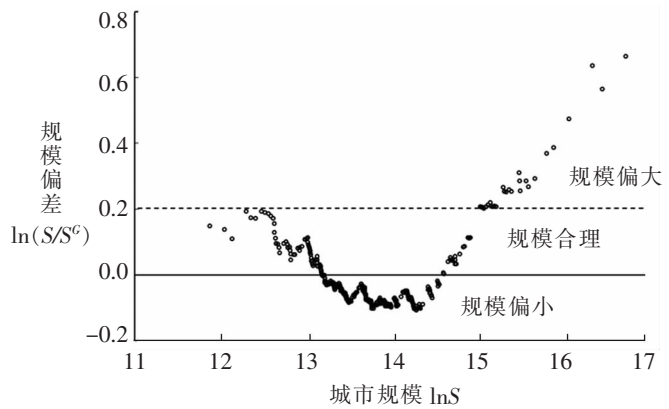


图 3 基于 Gibrat 定律的中国城市规模偏差

资料来源:根据《中国城市统计年鉴》(2012)计算并绘制。

① 关于样本城市的分类,按以下原则:偏差的正负性直接决定经济意义,因而将偏差小于 0 的城市划分为“偏小城市”。结合 2014 年国务院颁发的《关于调整城市规模划分标准的通知》及其政策意向,将市辖区人口在 300 万以上的城市划为“偏大(特大)城市”,下限的代表性临界城市为深圳(327.9 万人)。将那些处于正偏差与临界偏差之间(偏差值在 0—0.2 之间)的城市划分为合理规模城市(右合理),其上限的代表性临界城市为苏州(285.2 万人)。鉴于小城市的偏差值在 0—0.2 之间,将其归类为合理规模城市(左合理)。在这个划分过程中,偏大与合理城市的临界偏差值定为 0.2,因为代表性临界城市(深圳、苏州)的划分与国务院《关于调整城市规模划分标准的通知》较为吻合。

绝对规模的影响因素,但不能很好地解释城市相对规模的偏差,即从城市体系角度,回答为什么有些城市规模相对合理,而有些城市相对规模偏大或偏小。

城市规模增长取决于城市人口的自然增长和迁移量(净迁入或迁出)。通常情况下,城市间的自然增长率较为接近,因而城市相对规模的增长取决于人口迁移量。O'Sullivan^[2]认为最优城市规模下居民能实现其效用最大化,而居民效用函数取决于城市集聚效应(就业、工资等)和公共服务(生态、教育、医疗等)的合力效应,并影响居民在城市间的迁移意愿。Gibrat 定律存在的前提是“城市增长率与规模无关”,即最优城市体系条件下所有城市的增长率都保持在自然增长率水平。换言之,城市相对规模的偏差主要取决于城市间人口流动的差异。基于此,本文通过扩展 Gabaix^[12]的模型,分析一个经济体人口在城市间迁移(流动)条件下城市体系规模分布的均衡解,即居民最大化其效用函数,由此对城市相对规模偏差的影响。

假定城市 i 在 t 时点,居民数为 N_i^0 。 $t+1$ 时点城市居民数来自两部分:①城市人口的自然增长 δN_i^0 ;②人口的迁移 N_i^y (迁入或迁出)。 ΔN_i 表示城市人口净变化, γ_i 表示城市人口增长率,则有:

$$\Delta N_i = N_i^y + \delta N_i^0 \quad (8)$$

$$\gamma_i = (N_i^y / N_i^0) + \delta \quad (9)$$

若 Gibrat 定律成立,即“城市增长率与规模无关”,则全国所有城市的增长率都应保持在自然增长率 δ 水平。因此,造成城市规模偏离 Gibrat 定律的原因来自于人口的迁移 N_i^y 。人口迁移取决于迁移的收益与成本比较,即居民最大化其效用函数。

(1)生产函数和工资方程。假设城市居民就业分布在 x 个产业部门,单个产业就业为 n_x ,总就业为 $\sum n_x$ ^①。O'Sullivan^[2]认为城市通过劳动分工至少产生两类集聚效应:①专业化集聚效应,如 Marshall^[21]所论述的劳动力市场共享、信息流动、集聚中交易成本的节省;②多样化集聚效应,如 Jacobs^[22]所论述的中间投入品规模经济。由此可得到类似于 Au and Henderson^[23]关于城市集聚经济的生产函数^②:

$$Y_i = A(\cdot)_i \pi(N_i^0) N_i^0 f(N_i^y / N_i^0) (x n_x)^\gamma n_x^{\gamma(1-\rho)/\rho} \quad (10)$$

其中, $\gamma \geq 1, \rho < 1, A(\cdot)_i$ 为 i 城市的技术水平, $f(N_i^y / N_i^0)$ 是递增凹函数, $A(\cdot)_i N_i^0 f(N_i^y / N_i^0)$ 代表常数规模报酬生产函数, $\pi(N_i^0)$ 代表专业化集聚效应, $(x n_x)^\gamma n_x^{\gamma(1-\rho)/\rho}$ 代表多样化集聚效应。名义工资方程(w_i^y)可通过式(10)的劳动投入求导得到,即:

$$w_i^y = A(\cdot)_i \pi(N_i^0) f'(N_i^y / N_i^0) (x n_x)^\gamma n_x^{\gamma(1-\rho)/\rho} \quad (11)$$

(2)效用函数。城市居民的效用函数为 $U_i = a_i \lambda(N_i^0) w_i$,其中, a_i 表示城市的舒适度,主要来自公共服务,包括学校、医院、文化基础设施、环境生态等; $\lambda(N_i^0)$ 表示城市居民的生活成本,包括通勤成本、房价和租金等; w_i 代表城市的工资水平。城市的居民会努力追求效用最大化,即 $\max[a_i \lambda(N_i^0) w_i]$ 。

① 通常情况下,所有城市家庭就业比例接近(如三口之家平均就业为 1.8 人),城市人口规模和就业是常数比例关系,因此,本文忽略城市总人口和总就业之间的区别。

② 其城市生产函数 $Y_i = A(\cdot)_i (N_i^0)^\varepsilon (N_i^x)^\beta f(N_i^y / N_i^0) (\int (n_x^x)^\rho dx)^{\gamma/\rho} (x n_x)^\gamma n_x^{\gamma(1-\rho)/\rho}$, 式中, $\beta + \gamma = 1, 0 < \rho < 1, \varepsilon > 0$ 。 Y_i 表示城市总产出, $A(\cdot)_i$ 表示纯技术水平, N_i^0 表示城市所有就业, n_x^x 表示专用劳动力, $\pi(N_i^0) = (N_i^0)^\varepsilon$ 表示劳动力“蓄水池”效应(专业化效应);若中间投入品呈对称性,则 $Y_i = A(\cdot)_i \pi(N_i^0) N_i^0 f(N_i^y / N_i^0) (x n_x)^\gamma n_x^{\gamma(1-\rho)/\rho}$, 其中 $(x n_x)^\gamma n_x^{\gamma(1-\rho)/\rho}$ 表示来自多种中间投入品的外部效应(多样化效应)。

(3)均衡状态。将工资方程(11)代入效用函数,进一步推导可得:

$$\frac{U_i}{f'(N_u^y/N_u^0)} = a_{ui} A(\cdot)_i \lambda(N_i^0) \pi(N_i^0) (x n_x)^\gamma n_x^{\gamma(1-\rho)/\rho} \quad (12)$$

在等式左边, $\frac{U_i}{f'(N_u^y/N_u^0)}$ 表示由于不同城市效用差异而引致的人口迁移差异,这是导致城市规模偏差的主要原因。效用高的城市吸引较多的迁入者,城市规模实际增长率会超过 Gibrat 定律预测的自然增长率,即 $N_u^y > 0, \gamma_u > \delta, \ln(S/S^C) > 0$; 效用低的城市人口迁入少,甚至净迁出,城市规模小于 Gibrat 定律的理论规模,则有 $N_u^y < 0, \gamma_u < \delta, \ln(S/S^C) < 0$ 。在等式的右边,城市为居民提供的效用主要取决于两组因素:①市场机制引致的集聚效应,包括城市的技术水平 $A(\cdot)_i$ 、集聚的专业化 $\pi(N_i^0)$ 和多样化效应 $(x n_x)^\gamma n_x^{\gamma(1-\rho)/\rho}$,还包括集聚的收益与成本,如 $\lambda(N_i^0)$ 表示的通勤成本、房价和租金等。②城市的舒适度矢量组 a_{ui} 主要来自公共服务,包括学校、医院、文化基础设施、税收政策、环境生态等。

这样,城市规模的偏大、合理或偏小取决于集聚效应与公共服务的共同作用。若两者都有积极效应,则城市规模偏大;若两者的综合效应不足,则城市规模偏小;若两者综合效应适中,则城市规模合理。至于集聚效应或公共服务具体指标的影响程度,将进一步运用计量回归来测度。

2. 计量模型与变量说明

根据上述均衡分析,得到城市规模偏差的计量方程,即:

$$\ln(S/S^C) = \alpha_0 + \beta \ln A \text{ggl} + \lambda \ln P \text{serv} + \eta \ln \text{Control} + \varepsilon \quad (13)$$

式中, $\ln(S/S^C)$ 表示城市规模的偏差度,回归时以偏大、合理、偏小城市组的形式出现。

第一组变量 ($A \text{ggl}$) 反映城市的集聚效应。选取如下指标:①科技活动人员比重,反映城市创新与知识溢出及由此产生的技术水平 $A(\cdot)_i$;②用制造业就业比重表示专业化效应,因为 O'Sullivan^[2] 认为制造业是城市的基础性出口部门并由此驱动城市增长;③生产性服务业比重,反映中间投入品带来的多样化效应^①;④用工资水平反映集聚对外部人口的吸引力;⑤用城市人口密度表示拥挤效应,反映企业地租或居民的房价。

第二组变量 ($P \text{serv}$) 反映城市的公共服务,主要包括“硬件”的基础设施和“软件”的公共服务。“硬件”的基础设施选择:①人均固定资产投资,反映整体基础设施投入水平;②市内交通投入水平,反映城市通勤的便捷性;③人均绿地面积,反映城市生态状况。“软件”的公共服务选择人均教师数、医生数、图书数,分别衡量城市的教育、医疗卫生和文化水平^②。随着中国由小康向现代化迈进,公共服务对城市规模的影响越来越大。

第三组变量 (Control) 用来反映城市的自身特征,如 Black and Henderson^[24] 认为城市本身是异质性的 (Heterogeneous), 包括政治、历史 (如初始条件)、地理位置等差异,作为控制变量。本文选择:①采矿业就业人员比重,反映自然资源对城市规模的影响;②FDI 产值比重,反映城市对外经济联系状况,如中国东部沿海对外联系程度高而内陆城市联系程度低;③城市旅客周转量,反映城市交通地理位置,如郑州、武汉等交通枢纽城市的国内经济联系程度高;④选择 1991 年的人均 GDP,反映初始经济条件对后期发展的影响。各变量具体含义及测度见表 1。

《中国城市统计年鉴》(2012) 提供了全国 287 个地级以上城市上述变量的基本数据,再结合城市分组,可计算出 2011 年相关变量的均值,如表 2 所示。偏大城市的集聚效应和公共服务的多数指

① 严格意义上,科技(研发)活动也是生产性服务业,但为了对比城市间技术水平差异,将其分离出来考察。

② 为保持指标量级的一致性,分别选择每万人大中小学教师人数、每万人医生数、每百人拥有的图书作为教育、医疗卫生、文化设施指标,这样有助于增强回归系数的显著性。

标都高于其他城市组;与绝对规模最小的城市组相比,偏小城市组(中等城市)的集聚效应指标略高而公共服务指标却明显较小。

表 1 变量的含义与测度方法

变量		含义	测度方法
集聚效应	<i>tech</i> :技术水平	城市创新能力和知识溢出效应	科技活动人员数占就业人员总数的比重(%)
	<i>spe</i> :专业化效应	作为出口部门的制造业水平	制造业就业人数占总就业人数的比重(%)
	<i>div</i> :多样化效应	中间投入品规模效应	生产性服务业就业数占总就业数的比重(%)
	<i>wag</i> :工资效应	集聚的正效应,增加城市吸引力	工资水平(百元,扣除地区间物价影响)
	<i>cong</i> :拥挤效应	衡量地租、房价和通勤成本	市区人口除以建成区面积(人/平方公里)
公共服务	<i>edu</i> :教育水平	教育水平对城市规模的影响	每万人大中小学教师人数(人/万人)
	<i>med</i> :医疗水平	医疗水平对城市规模的影响	每万人医生数(人/万人)
	<i>cul</i> :文化水平	文化水平对城市规模的影响	每百人拥有的图书(册/百人)
	<i>infra</i> :基础设施状况	基础设施对城市规模的影响	固定资产投资除以城市人口规模(百元/人)
	<i>trans</i> :市内交通状况	公共交通对城市规模的影响	每万人拥有公共汽车数(辆/万人)
<i>env</i> :生态环境状况	生态环境对城市规模的影响	人均绿地面积(平方米/人)	
城市特征	<i>resou</i> :矿产资源状况	矿产资源对城市规模的影响	采矿业就业数与工业就业数比值(%)
	<i>open</i> :开放水平	国际经济联系对城市规模的影响	FDI企业产值占工业总产值的比重(%)
	<i>locat</i> :交通区位条件	国内经济联系对城市规模的影响	航空铁路公路周转数与全市域人口比值(%)
	<i>econ</i> :初始经济条件	初始条件对后期发展的影响	初始年份(1991年)的人均GDP(万元)

资料来源:作者整理。

表 2 2011 年相关变量的统计性描述(均值)

变量		偏大城市 (绝对规模最大)	右合理城市 (绝对规模较大)	左合理城市 (绝对规模最小)	偏小城市 (绝对规模中等)
集聚效应	<i>tech</i> :技术水平	2.7621	1.7412	1.2313	1.3532
	<i>spe</i> :专业化效应	48.4101	54.1785	52.3052	57.6312
	<i>div</i> :多样化效应	18.5136	12.8525	10.7095	11.4105
	<i>wag</i> :工资效应	463.3023	410.3214	346.1125	358.1231
	<i>cong</i> :拥挤效应	1535.1142	1705.8012	602.1924	950.8021
公共服务	<i>edu</i> :教育水平	142.5812	133.2501	127.8094	115.9465
	<i>med</i> :医疗水平	37.4196	31.4658	35.9783	29.6321
	<i>cul</i> :文化水平	202.0401	101.6921	74.3312	66.4185
	<i>infra</i> :基础设施状况	512.0039	489.0583	335.8101	307.3116
	<i>trans</i> :市内交通状况	15.1569	10.0503	6.2875	6.5823
<i>env</i> :生态环境状况	62.1325	37.0912	46.3112	36.9105	
城市特征	<i>resou</i> :矿产资源状况	4.5102	6.4275	21.0086	14.7196
	<i>open</i> :开放水平	30.0301	29.3221	9.7532	16.6086
	<i>locat</i> :交通区位条件	62.3210	36.1075	23.0812	27.8002
	<i>econ</i> :初始经济条件	505.7904	151.8194	79.1901	70.3413

资料来源:根据《中国城市统计年鉴》(2012)测算。

四、回归方法与结果解释

在做回归检验时,如果将城市规模偏差值视为一个连续变量,则除了它本身难以被精确测算之外,考察相关因素对偏差值的影响程度不具有很大的实际意义。为此,本文将其由连续变量转化为

离散变量,既有助于解决测算时精确性的不足问题(单个城市偏差的小幅波动不改变组别),又能比较敏感地揭示出相关因素对城市组别(偏大或偏小城市组)的影响。因变量的离散特性决定了采用离散选择模型回归更适合。为此,采用多元 Logistic 回归模型测算各个解释变量影响城市偏差的概率。

1. 回归方法

多元 Logistic 模型假设,如果决策者 i 在 $(0-J)$ 项可供选择方案中选择第 j 项,那么,其效用 $U_{ij}=B_j \cdot X_i + \varepsilon_{ij}$ 且 $U_{ij} > U_{ik} (k \neq j)$, 选择概率可表示为:

$$P(y_i=j) = P(U_{ij} > U_{ik}) = e^{B_j \cdot X_i} / \sum_{j=0}^J e^{B_j \cdot X_i} \quad (14)$$

式中, X 是 i 的因素向量, B 是系数向量, ε_{ij} 是随机误差。选择基组 b 作为参照系,构造 j 组与 b 组的概率比表达式 ϕ , 用于衡量“相对概率”:

$$\phi_{j/b} = \frac{P(y_i=j)}{P(y_i=b)} = e^{B_j \cdot X_i} \quad (15)$$

对式(15)两边取对数,为 $\ln \phi_{j/b} = \ln \frac{P(y_i=j)}{P(y_i=b)} = B_j \cdot X_i$ 。回归系数向量 B_j 表示解释变量对决策者选择 j 或 b 的相对影响, B_j 越大,选择 j 的概率就越高。本文将合理规模城市组设定为 b 组,将偏大或偏小城市组设为 j 组。为更深入地揭示相关因素对 j 组偏差的影响,在式(15)中引入时间维度,以 2011 年为主要考察时点,以 2001 年、2006 年为比较时点,考察上述影响因素在不同时点的作用差异。

2. 回归结果及其解释

(1) 偏大城市组。运用式(7),测算出 2011 年、2006 年、2001 年的偏大城市数分别为 28 个、21 个、17 个。选择对应年份的“合理”规模城市作为比较对象,运用式(15)所得回归结果见表 3。变量系数为正,则表明该指标会增加城市偏大的概率;反之,将促使城市趋于合理规模。

反映集聚效应的变量结果显示:①大多数反映集聚效应变量的系数为正,表明集聚效应显著地增加城市偏大的概率,且集聚效应的影响越来越大;从 2001 年到 2006 年,再到 2011 年,多数集聚效应变量的系数逐步增大且显著性增强。②多样化效应和工资效应最为显著地影响城市偏大的概率。具体地,用生产性服务业占总就业比重表示的多样化效应(中间投入品规模经济)在所有变量中的系数最大且显著性高。Jacobs^[22]指出大城市主要受益于多样化效应,并以曼哈顿为例,论证中间投入品的规模经济效应;特大城市的总部经济、高技术企业集聚都离不开中间投入品规模经济,特别是生产性服务业的“润滑剂”功能。工资效应也较显著地促进城市规模的正偏差,工资水平既是城市集聚效应的结果,又是人口迁入的直接动力。陆铭等^[11]发现大城市无论对高教育程度还是低教育程度劳动力就业都有促进作用;杨仁发^[25]对中国 269 个城市的实证结果表明,“制造业集聚对地区工资水平的影响显著为负,服务业聚集显著提高地区工资水平”。目前,中国特大城市服务业集聚而中小城市制造业集聚的城市间分工格局正在形成,城市间工资差距明显,特大城市不仅吸引高教育背景的优质人才,还能包容农民工和保姆等劳务人员涌入,加剧了城市规模的正偏差。③技术水平变量的系数显示,城市技术水平微弱地促进大城市的正偏差,一定程度上反映了中国大城市发展仍处于资本驱动阶段,技术或知识驱动力不强。④专业化效应的回归系数略微为负但统计上不显著,说明用制造业占总就业比重表示的专业化效应对城市规模偏差的影响不大。有的偏大城市以服务业为主(如北京等),有的则以制造业为主(如天津等),使得该指标的回归系数缺乏统计意义,说明制造业就业比重与城市规模偏差无必然联系。⑤拥挤效应开始显现并有助于偏大城市的“合理回归”。其变量系数由 2001 年的正数转为 2006 年和 2011 年的负数,且统计学显著性增强,即用市辖区人口密度衡量拥挤效应的回归系数由不明显转变为负数且统计学显著,说明大城市过高的人口密度通过通勤、污染、房价等方式增加了居民生活成本,降低了对外来人口的吸引力。事实上,“北上广”等特大城市目前“超负荷”严重,高房价等拥挤效应迫切需要这些城市“瘦身”。

表 3 多元 Logistic 回归结果 (偏大城市组)

变量		2001	2006	2011
集聚效应	<i>tech</i> : 技术水平	0.0032**(0.0141)	0.0071**(0.0261)	0.0121**(0.0460)
	<i>spe</i> : 专业化效应	0.0001(0.8588)	0.0021(0.1369)	-0.0041(0.1921)
	<i>div</i> : 多样化效应	0.0551**(0.0478)	0.0961**(0.0362)	0.1251*** (0.0039)
	<i>wag</i> : 工资效应	0.0151*** (0.0000)	0.0211** (0.0201)	0.0331** (0.0261)
	<i>cong</i> : 拥挤效应	0.0011(0.1513)	-0.0031*(0.0589)	-0.0142** (0.0421)
公共服务	<i>edu</i> : 教育水平	0.0281** (0.0219)	0.0642** (0.0214)	0.1012** (0.0338)
	<i>med</i> : 医疗水平	0.0172** (0.0342)	0.0144*** (0.0061)	0.0212** (0.0379)
	<i>cul</i> : 文化水平	-0.0042(0.2421)	-0.0031(0.7072)	0.0032(0.7621)
	<i>infra</i> : 基础设施状况	0.0911*** (0.0042)	0.1262** (0.0281)	0.0723*** (0.0061)
	<i>trans</i> : 市内交通状况	0.0542** (0.0211)	0.0361** (0.0149)	0.0231** (0.0157)
	<i>env</i> : 生态环境状况	-0.0047(0.6312)	0.0038(0.3032)	0.0001(0.4851)
城市特征	<i>resou</i> : 矿产资源状况	-0.0342*(0.0521)	-0.0218(0.2453)	-0.0508(0.3621)
	<i>open</i> : 开放水平	0.0121*** (0.0061)	0.0072*(0.0723)	0.0487(0.2792)
	<i>locat</i> : 交通区位条件	0.0491** (0.0372)	0.0538** (0.0161)	0.0368*** (0.0023)
	<i>econ</i> : 初始经济条件	0.0279** (0.0274)	0.0311*(0.0517)	0.0268*** (0.0085)
偏大(合理)城市数	17(90)	21(99)	28(77)	
R ²	0.5793	0.6232	0.6781	

注:***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%水平显著;括号内数值为 wald 值的 p 统计量。2001 年、2006 年和 2011 年全国地级以上城市数分别为 266 个、286 个和 287 个。

资料来源:作者整理。

表 3 中关于公共服务的回归结果表明:①绝大多数反映公共服务变量的系数为正且显著,说明公共服务对大城市的正偏差有明显影响。事实上,这些偏大城市主要为直辖市、省会城市、副省级城市,长期以来就是中国政治经济文化中心,教育、医疗等优质的公共资源都优先配置在这些核心大城市,吸引大量居民争相“挤进”大城市,成为城市规模正偏差的重要原因。②教育、医疗等“软件”公共服务作用显著。2011 年教育水平的系数为 0.1012,影响程度最大。中国重点高等院校由于历史原因多布局于这些特大城市,尤其是中国高考入学制度使许多“有条件”的家庭为了子女入学而“移民”。同时,医疗水平对城市规模有明显的正影响。医疗服务作为健康生活的保障,是居民的基本需求之一。特大城市拥有先进的医疗设备、高技能的医务人员和相对健全的医疗保障体系,而中小城市的医疗水平明显滞后,不只是“看病贵”,更存在“看病难”、“看疑难杂病更难”的问题,城市之间医疗水平的差距影响着人口迁移。此外,理论上,城市的文化水平会增强城市的吸引力,然而,回归结果却显示出文化水平对城市规模正偏差的影响不显著,这可能与中国还处于由小康向现代化迈进、尚未进入全面追求文化品质的发展阶段有关。③硬件类的基础设施状况、市内交通状况对城市的正偏差都有显著影响,尽管影响力随着时间推移而逐步减弱。这说明良好的城市基础设施和市内交通是城市发展的必要条件,正如 O’Sullivan^[2]的观点,城市通过修建发达的交通网络,如地铁、轻轨等,增加通达性和降低通勤成本,有助于吸引外来人口,促进规模的扩大。④生态环境指标的回归系数不显著,一方面反映中国大城市发展过程中对生态环境的重视力度不够,如近年来频发的雾霾现象,另一方面说明城市居民对生态环境的意识和要求还不够。

表 3 中反映城市自身特征变量的回归结果显示,初始经济条件、开放水平、交通区位条件对城市规模的正偏差都产生积极影响,不过,矿产资源是负影响。这些偏大城市几乎都拥有优越的初始经济条件、高开放水平和良好的交通区位条件,且很少依赖于矿产资源,与矿产资源有关的产业逐步萎缩。总体上,城市自身特征影响着城市规模的偏差,这与 Black and Henderson^[24]、Soo^[16]等众多研

究结果一致。

(2)偏小城市组。运用式(7),测算出2011年、2006年、2001年偏小城市数分别为182个、166个、159个。选择对应年份的“合理”城市组为比较对象,运用式(15)所得回归结果见表4。变量系数为正,则表明该指标会增加城市偏小的概率;反之,则促使城市趋于合理规模。

结果显示:①多数反映集聚效应变量的系数普遍较小,且有的为正,有的为负或者统计意义不显著,说明偏小城市有一定的集聚效应但不够显著。具体地,技术水平和专业化效应两个指标的系数显著为正,说明这些城市有一定的正集聚效应。因为这些城市具有一定的规模,并以工(矿)业为主(如矿产资源型城市),表2的变量统计性描述也表明其技术水平和专业化水平不是最低,因而当技术和专业化程度提高时,就会导致技术、资本替代劳动,降低工(矿)业对城市就业的带动效应,“异常地”增加城市规模偏小的概率。②反映多样化效应指标的系数显著为负,说明增强多样化效应有利于偏小城市向合理规模的“回归”。事实上,大城市阴影下的城市、东部发展中的城市以及矿产资源型城市的生产性服务业水平并不是绝对低,而是偏重于工(矿)业经济,生产性服务业发展相对不足,这在表2的变量统计性描述中也能得到验证。根据O’Sullivan^[2]等城市经济学理论,当城市发展到一定阶段,多样化经济对城市规模的作用会越来越明显,这些城市需要通过发展生产性服务业和多样化经济促进城市规模的扩展。③偏小城市不存在显著的工资效应(系数较小且缺乏统计学显著性)。这些城市以工业为主,工资水平总体不高,不过,工资的系数由2001年的正值转为2006年和2011年的负值,说明其有助于降低中等城市偏小的概率(相对基准组城市略有工资效应)。④偏小城市不存在显著的拥挤效应,因为其系数较小且缺乏统计学显著性,不过其系数由负(2001年)转正(2006年和2011年),表明这些城市有拥挤效应的苗头,毕竟其城市绝对规模或人口密度往往高于基准组(绝对规模小的城市)的对应值。

表4中关于公共服务变量的回归结果表明:①大多数反映公共服务变量的系数显著为负,如软件类的教育和医疗水平、硬件类的城市基础设施和市内交通状况,说明增强公共服务有助于降低城

表4 多元 Logistic 回归结果(偏小城市组)

变量		2001	2006	2011
集聚效应	<i>tech</i> :技术水平	0.0011*(0.0740)	0.0062*(0.0721)	0.0022*(0.0825)
	<i>spe</i> :专业化效应	0.0021*(0.0645)	0.0052*(0.0618)	0.0021**(0.0411)
	<i>div</i> :多样化效应	-0.0011**(0.0240)	-0.0022**(0.0441)	-0.0052**(0.0191)
	<i>wag</i> :工资效应	0.0089(0.2203)	-0.0011(0.0182)	-0.0079(0.1562)
	<i>cong</i> :拥挤效应	-0.0062(0.9151)	0.0158(0.7142)	0.0254(0.7776)
公共服务	<i>edu</i> :教育水平	-0.0204**(0.0351)	-0.0453**(0.0135)	-0.0721**(0.0223)
	<i>med</i> :医疗水平	-0.0123*** (0.0048)	-0.0182*** (0.0089)	-0.0163*** (0.0068)
	<i>cul</i> :文化水平	0.0032(0.1234)	0.0001(0.1692)	0.0061(0.2334)
	<i>infra</i> :基础设施状况	-0.0182** (0.0149)	-0.0122** (0.0358)	-0.0142* (0.0591)
	<i>trans</i> :市内交通状况	-0.0242* (0.0941)	-0.0391* (0.0759)	-0.0181* (0.0762)
	<i>env</i> :生态环境状况	-0.0031(0.2271)	0.0001(0.8093)	-0.0011(0.5301)
城市特征	<i>resou</i> :矿产资源状况	-0.0081** (0.0459)	-0.0021* (0.0019)	0.0061* (0.0652)
	<i>open</i> :开放水平	-0.0154** (0.0143)	0.0134* (0.0821)	0.0071(0.0132)
	<i>locat</i> :交通区位条件	0.0064(0.1324)	-0.0081(0.1633)	0.0132(0.1271)
	<i>econ</i> :初始经济条件	0.0078(0.2214)	0.0148(0.6534)	0.0072(0.2371)
	偏小(合理)城市数	159(90)	166(99)	182(77)
	R ²	0.6473	0.6384	0.6841

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%水平显著;括号内数值为wald值的p统计量。

资料来源:作者整理。

市偏小的概率。事实上,表2的统计性描述也表明,偏小城市在教育、医疗等公共服务指标上不仅远低于右合理的较大城市(如宁波、“苏锡常”等),甚至还低于左合理的(绝对规模最小的)城市,因而公共服务是城市规模偏小的重要原因。②上述指标系数在不同年份的差异表明,软件类的教育和医疗水平影响程度越来越大,而硬件类的城市基础设施和市内交通状况的作用相对下降。这主要与城市发展阶段有关。随着城市经济实力的增强,用于城市基础设施的投入不断增大,城市基础设施发展迅速,硬件条件与其他城市组的相对差距在减小;这些城市还处于偏重经济增长而相对忽略全面城市化,甚至以牺牲生活质量为代价的发展阶段,如教育和医疗等软件类公共服务的投入相对滞后(至少人均量不足)。以教育为例:中国教育资源,特别是优质的教育资源集中在特大城市,苏州等合理规模城市也可以利用经济实力吸引国内外著名高校设立分校,而中等城市无论在行政级别还是经济实力方面都没有优势,而且有一定的人口规模,所以,教育资源丰裕度甚至不如绝对规模最小的城市组,后者往往由于国家的“照顾”而拥有一些地方性院校。另外,城市文化水平和生态环境的影响程度较小,与其对偏大城市的影响类似。

城市自身特征变量的回归结果显示:大多数城市自身条件,如初始经济条件、交通区位、开放水平对城市偏小并无显著影响,这既不同于偏大城市,又不支持 Soo^[6]等关于城市规模与自身因素有关的研究。偏小城市分为特大城市“阴影”下的城市、东部发展中的城市以及中西部发展条件较好的城市,其发展条件并不差。不过,丰富的矿产资源在初期有助于城市规模的扩张,但当城市发展到一定规模时,采矿业的“产业刚性”反而会影响产业转型,致使城市规模偏小。

五、结论及政策含义

本文从城市体系角度,在证实中国城市规模分布服从 Gibrat 定律的对数正态分布基础上,估算了 2011 年中国 287 个地级以上城市实际规模与理论规模的偏差,对于城市规模的偏差(偏大或偏小),运用效用最大化理论,从市场主导的集聚效应和政府引导的公共服务等方面予以解释,并运用定性响应模型的多元 Logistic 回归方法,实证检验影响偏差的关键因素。

1. 研究结论

(1)依据实际规模与理论规模的偏差划分出偏大、合理、偏小三组城市。相对于合理规模城市,偏大城市集中在 300 万以上人口的特大城市。偏小城市并不是通常意义上绝对规模最小的城市,而是集中于平均规模在 100 万左右但主要为 100 万以下的中等城市,包括特大城市“阴影”下的城市、东部发展中的城市、中西部发展条件较好的城市、矿产资源型城市。这些中等城市有一定的人口规模,工(矿)业经济相对发达,实际规模小于理论规模,有较大发展潜力。这一发现打破了通常的绝对规模小则城市偏小的认识误区,创新性地发现中等规模城市的“塌陷”是制约中国城市体系协调发展的“症结”。

(2)市场机制作用下的集聚效应和政府引导下的公共服务是导致城市规模偏差的重要原因。偏大城市不仅具备显著的集聚效应,如工资效应和服务业带动效应,而且各类软硬件公共服务也具有明显的积极影响,不过,拥挤效应开始显现,如高昂的租金成本。偏小城市虽有一定的集聚效应,但不够显著,如制造业有一定就业带动效应而生产性服务业带动效应不显著,导致偏小的关键是相对滞后的公共服务,如教育、医疗等服务不足的“拖累”效应。相对于偏大或偏小城市,“发展合理的大城市”无论是集聚效应还是公共服务都相对良好,而“天然合理的小城市”具有的公共服务功能超越经济发展功能,属于区位条件差、腹地范围狭小而天然的“合理”。

2. 政策含义

(1)中国城市体系协调发展的关键是中等规模城市的“崛起”。长期以来,绝对规模是中国城市化战略的重要导向,而且在政策上往往偏重于“两头”,如“严格控制大城市、积极发展小城市”,但事实上,小城市因缺乏集聚效应而发展缓慢,大城市由于显著的集聚效应和良好的公共服务又难以控

制规模,导致“大城市偏大、小城市偏小”的尴尬局面。本文认为,中国城市体系协调发展的关键恰恰是政策上长期忽视、公共服务相对滞后但具备一定集聚效应、发展潜力大的中等城市,正是由于这些中等城市的“断档”且没能承担大城市和外围小城镇之间“二传手”的功能,导致大城市偏大和小城市“小而全”。

(2)针对城市规模偏差的不同类型,国家应采取分类引导的策略。目前,大城市偏大主要源于过度的集聚效应,中等城市偏小主要由于公共服务相对滞后。因此,控制规模偏大城市的关键在于落实国家主体功能区的优化发展区战略,推进产业升级和功能升级。大城市要“舍得”向外围转移相对次要的产业(如低技能劳动密集型产业),疏散过度的集聚效应,提升集聚的质量,促进城市规模合理化。对于中等城市(相对偏小城市),积极实施国家主体功能区的重点发展区战略,进一步加强集聚效应,如大城市“阴影”下的中等城市承接大城市产业转移,中西部发展基础较好的城市以产业集聚带动人口集聚,矿产资源型城市以服务业促进产业转型,但更为重要的是,提升这些城市的公共服务,包括地方政府“以人为本”的城市化道路,中央政府对教育、医疗等资源的空间合理布局。对于相对规模合理的小城市,遵循其公共服务功能超越经济发展功能的基本规律,在提供良好公共服务的基础上,有选择地发展特色经济,追求“精致城市”的发展道路。

(3)全国“一盘棋”与区域性城市群内部协调发展相结合。一方面,在全国范围内努力促进大中小城市协调发展,优化城市体系布局;另一方面,由于地区经济、人口分布、发展历史等差异,中国 20 多个不同城市群发展阶段存在差异,需要依据城市群具体特点采取针对性策略。对于东部相对成熟的城市群,积极实施均衡发展战略,如长江三角洲城市群,可通过加快发展嘉兴、绍兴、镇江等大城市阴影下的中等城市缓解上海、杭州、南京进一步膨胀的压力,还可通过行政区划调整方式,加快中小城市发展,如近期江苏省探讨江阴由县级市升级为地级市以加快发展。对于发展中的城市群,在提升核心城市集聚力的同时,推进发展条件良好的中小城市扩张,如“长株潭”城市群采取的“3+5”发展战略——以长沙、株洲、湘潭 3 市为核心,带动外围的岳阳、常德、益阳、娄底、衡阳 5 市形成有序的城市体系。对于发育中的城市群,尚处于要素向核心城市集聚的阶段,在合理规划核心城市发展规模的基础上,着手培育一些有潜力的中等城市,如云南省的“滇中城市群”,既要强化昆明的核心圈层,又要构筑曲靖、玉溪和楚雄的带动圈层,由此增强辐射范围,加快城市群的形成与发展。

[参考文献]

- [1]周一星. 城市地理学[M]. 北京:商务印书馆, 1995.
- [2]O'Sullivan, A. Urban Economics[M]. New York: McGraw-Hill, 1996.
- [3]Fujita, M., P. Krugman, and A. J. Venables. The Spatial Economy[M]. MA: MIT Press, 1999.
- [4]王小鲁,夏小林. 优化城市规模,推动经济增长[J]. 经济研究, 1999, (9):22-29.
- [5]Christaller, W. The Central Places of Southern Germany [M]. Translated by Baskin, J. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1967.
- [6]Auerbach, F. Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration [J]. Petermann's Geographische Mitteilungen, 1913,59 (2):74-76.
- [7]Singer, H. W. The Courbe Des Populations: A Parallel to Pareto's Law [J]. Economic Journal, 1936,46(4): 254-263.
- [8]Zipf, G. K. Human Behavior and the Principle of Least Effort[M]. MA: Addison-Wesley, 1949.
- [9]Gibrat, R. Les Inégalités Economiques[M]. Paris: Recueil Sirey, 1931.
- [10]魏后凯. 中国城镇化进程中两极化倾向与规模格局重构[J]. 中国工业经济, 2014, (3):18-30.
- [11]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):47-66.
- [12]Gabaix, X. Zipf's Law and the Growth of Cities[J]. American Economic Review, 1999, 89(2):129-132.
- [13]Eeckhout, J. Gibrat's Law for (All) Cities[J]. American Economic Review, 2004,94(5):1429-1451.
- [14]González-Val, R. Deviations from Zipf's Law for American Cities: An Empirical Examination [J]. Urban

- Studies, 2011,48(5):1017–1035.
- [15]Black, D., and V. Henderson. Urban Evolution in the USA [J]. *Journal of Economic Geography*, 2003,3(4): 343–372.
- [16]Soo, K. T. Zipf’s Law for Cities: A Cross–Country Investigation [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2005,35(3):239–263.
- [17]Glaeser, E. Are Cities Dying[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1998,12(1):139–160.
- [18]Duranton, G. Urban Evolutions: The Fast, the Slow, and the Still [J]. *American Economic Review*, 2007,97(2):197–221.
- [19]Capello, R., and R. Camagni. Beyond Optimal City Size: An Evaluation of Alternative Urban Growth Patterns [J]. *Urban Studies*, 2000,37(9):1479–1496.
- [20]Glaeser, E., and J. M. Shapiro. Urban Growth in the 1990s: Is City Living Back [J]. *Journal of Regional Science*, 2003,43(1):139–165.
- [21]Marshall, A. *The Principles of Economics*[M]. London: Macmillan, 1920.
- [22]Jacobs, J. *The Economy of Cities*[M]. New York: Vintage, 1969.
- [23]Au, C. C., and V. Henderson. Are Chinese Cities Too Small [J]. *Review of Economic Studies*, 2006,73(2): 549–576.
- [24]Black, D., and V. Henderson. A Theory of Urban Growth [J]. *Journal of Political Economy*, 1999,107(2): 252–284.
- [25]杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于中国 269 个城市的实证研究[J]. *管理世界*, 2013,(8):41–52.

Study on the Deviation of City Size in China

WEI Shou-hua, ZHOU Shan-ren, QIAN Hui-xiong

(Center for the Yangtze River Delta’s Socioeconomic Development of Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Different from the existing studies that focused on a single city’s optimal size, this paper employs Gibrat’s law of logarithm normal distribution to test deviations between the actual size and ideal size of 287 Chinese prefecture-level cities in 2011 from the perspective of cities’ system, and correspondingly classifies them into relatively large, normal and small cities in terms of their positive, zero or negative deviation. In common sense, those cities with more than three million population are relatively large; Surprisingly, those medium-sized cities with average population of one million are relatively small while the 60 least cities with less than half a million population are relatively normal. By building a utility function of urban residents, we explain how the deviation is affected by agglomeration effects from market forces and public services from governments. Multiple logistic regression is used, and the results demonstrate that the large cities are relatively large, which is jointly caused by significant agglomeration effects and sufficient public services. As for the role of agglomeration effects, positive ones such as promoted production efficiency, varieties of employment and raised wage induce the large cities over-growing while negatively crowding effects help hold them to a reasonable level. The results also reveal that the medium-sized cities are relatively small, which is resulted from deficient public services such as educational and medical services despite being affected by weakly positive agglomeration effects at the same time. In addition, the results further imply that those small cities are reasonable for their responsibility of social services rather than economic growth. Therefore, the medium-sized cities should be paid more attention in order to optimize the Chinese system of cities, because they might own bright prospects based on agglomeration effects to a certain extent.

Key Words: city size; agglomeration effect; public service; Gibrat law; deviation

JEL Classification: O18 R11 R12

[责任编辑:覃毅]