doi. 10. 3724/1005-0566. 20260310

最优城市层级:理论框架与实证检验

胡晨光[1],范晓庆[1],孙久文[2],夏致远[1]

(1. 浙江工业大学经济学院,浙江　杭州　310023;2. 中国人民大学应用经济学院,北京　100872)

摘　要:本文基于经济增长的"实践"标准和城市位序—规模幂律分布演化的视角,通过构建分析城市层级演化影响城市经济增长的理论框架,以2003—2016年中国环渤海大都市带为研究对象,探究影响城市经济增长的最优城市层级,尝试为推动大都市带城市经济协调发展的政策实践提供理论借鉴和决策支撑。研究表明:(1)城市体系存在一个能够促进城市经济增长的最优城市位序—规模幂律分布,但并不存在"齐普夫定律"意义上的最优分布;(2)城市基础设施存量增加对城市规模空间分布集中促进城市经济增长的正向调节作用,受市场机制资源配置效率的影响;(3)推进城市体系城市规模空间分布最优,关键在于通过政府合理调控,有效发挥市场机制对资源配置的决定性作用。研究丰富了城市体系城市规模空间分布的理论研究,其结论可为推动落实中国城市组团化网络化发展战略,促进城市协调发展提供重要理论借鉴与决策参考。

关键词:城市层级;幂律分布;大都市带;城市经济增长

中图分类号:F061. 5　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1005 - 0566(2026)03 - 0109 - 13

Optimal urban hierarchy: A theoretical framework with empirical evidence

HU Chenguang[1], FAN Xiaoqing[1], SUN Jiuwen[2], XIA Zhiyuan[1]

(1. *School of Economics*, *Zhejiang University of Technology*, *Hangzhou* 310023, *China*;
2. *School of Applied Economics*, *Renmin University of China*, *Beijing* 100872, *China*)

Abstract: Building on the "pragmatic" criterion of economic growth and the evolutionary perspective of the rank-size power law distribution, this study constructs a theoretical framework to analyze how the evolution of urban hierarchy influences urban economic growth. Taking China's Bohai Rim Megalopolis as the research subject for the period 2003 - 2016, it investigates the optimal urban hierarchy influencing urban economic growth, aiming to provide theoretical insights and decision-making support for policies that promote coordinated economic development in Megalopolis. The study shows that an optimal rank-size power-law distribution exists within the urban system that promotes economic growth, yet this optimal distribution does not align with the configuration implied by "Zipf's Law". The extent to which increased urban infrastructure stock can positively moderate the spatial concentration of city sizes and thereby promote economic growth is constrained by the efficiency of market mechanisms in resource allocation. Achieving an optimal spatial distribution of city sizes within an urban system hinges on effective government regulation that enables the market mechanism to play a decisive role in resource allocation. This study enriches the theoretical comprehension of the spatial distribution of urban size within urban systems. The findings provide substantial theoretical references and policy implications for promoting China's strategy of clustered and networked urban development and facilitating coordinated urban growth.

Key words: urban hierarchy; power law distribution; Megalopolis; urban economic growth

基金项目:国家社会科学基金重大项目(18ZDA067);浙江省软科学基金重点项目(2022C25031)。

作者简介:胡晨光(1973—),男,江西南昌人,经济学博士,浙江工业大学健行特聘教授、博士生导师,浙江工业大学现代化产业体系研究院副院长、区域与城市发展研究院院长,研究方向为区域与城市经济、产业经济。通信作者:孙久文。

中国城镇化发展方针历经 40 余年探索,确立了通过大中小城市协调发展推动经济高质量发展的重大战略。构建大中小城市协调发展格局,控制城市体系内城市发展合理规模,促进经济效益与社会效益相统一,是实现以人为本新型城镇化的重要途径。然而,如何确定城市体系中城市规模协调发展的判别标准,在理论和实践领域仍是一个多凭经验判断、悬而未决的难题。难点有两方面:一是如何合理界定城市体系;二是如何通过实践检验确立其城市规模空间最优分布规律。不解决上述难题,就无从回答城市体系城市发展的合理规模,以及城市协调发展的判别标准这样的问题。在合理界定城市体系基础上,探究其城市规模协调发展内在机制及其判别标准,对贯彻 2025 年 7 月中央城市工作会议精神,优化现代化城市体系,推动城市组团化与网络化协调发展,具有重要理论借鉴与决策参考价值。

不少文献将齐普夫指数(Zipf's Exponent)或帕累托指数(Pareto Index)为 1 的城市位序—规模幂律分布视为城市体系最优城市层级[1-3]。然而,有研究表明,齐普夫定律的成立依赖于城市样本的上尾部分[4-6][和城市定义方式[3,7-8]。但若只选取城市样本的上尾部分进行分析,可能导致估计偏误,因为即使真实分布不是帕累托(或齐普夫)分布,仍可能得到符合该定律的幂律系数[9-10]。城市定义通常被区分为行政城市、功能城市和自然城市三方面[11],有文献认为,相较于行政定义,基于功能定义的城市区域能更准确地拟合齐普夫定律[7];而采用自然城市定义时,甚至可能观察到一种纯形式的齐普夫分布[12]。然而,基于功能城市或自然城市进行讨论的文献,同样会因对城市定义认知的主观特性,特别会因难为城市分布服从齐普夫定律的必要性提供合理解释,而遭受质疑。正如早期文献所述:齐普夫定律作为规律的合理性,仍缺乏充足理论基础[13]和足够实证研究支持[14-15]。

将齐普夫指数严格等于 1 视为判断城市体系最优城市层级的标准,其实质仍是一种缺乏实践检验的“先验”判断。尽管有研究基于齐普夫定律探讨了城市体系形成机制、齐普夫定律的存在性及其偏离对资源配置效率的影响,然而迄今为止,学界仍缺乏从城市位序—规模幂律分布演化视角,对城市层级演化影响城市经济增长机制的深入探讨,及基于经济增长实践标准对最优城市层级的探索研究。Henderson[16]关于城市首位度的研究,对齐普夫定律构成了事实上的挑战。他提出:如果一个国家的城市分布服从帕累托指数为 1 的齐普夫定律,则根据首位度和最大城市的规模就可确定该国其他城市的规模。Henderson 从经济增长视角对最优首位度进行了深入研究,结果表明:城市最优首位度会随国家规模和经济发展水平的不同而发生变化。这一结论间接否定了齐普夫定律。Henderson 的研究为本文评估最优城市位序—规模幂律分布,提供了以经济增长绩效改善为导向的实践标准。本文据此构建了包含生产函数和计量模型的分析框架,以 2003—2016 年中国环渤海大都市带(京津冀鲁辽)为研究对象,对齐普夫定律的存在性进行再检验,并探究影响城市经济增长的最优城市层级。

本研究的边际贡献主要有以下 4 方面。

第一,不同于以国家层面城市规模的上尾城市[4,6]或跨国界的城市集合[17-18]为城市体系对齐普夫定律的研究,本文参考胡晨光等[19],选取大都市带作为城市体系对最优城市层级进行研究,以凸显城市体系“系统功能”。城市体系划分的核心在于反映体系特点,即其内部城市间要存在明显的经济地理联系,特别是首位城市对城市体系内部要素流动和经济发展等要发挥辐射和带动作用。小国首位城市的辐射能力影响全国,全国可视为一个城市体系。大国幅员辽阔,城市众多,单个大城市的影响力无法辐射全国,国家内部便会形成多个大都市带,如中国的环渤海、长三角(沪苏浙)和粤闽。跨国划定城市体系的问题在于要素流动受国家行政边界限制,首位城市难以对其他国家城市经济发展发挥辐射和带动作用。由大国所有城市或上尾城市构成的“城市体系”,如美国所有普查城市或上尾城市,这些城市组合相较于大都市带城市体系而言,其不少城市地理位置

相隔遥远,经济地理联系不明显,甚至缺乏,其首位城市难以很好发挥对其他城市的辐射和带动作用。这些城市与其被称为城市体系,或许被称为“城市集合”更合适。相较之下,大都市带作为大国参与国际经济竞争的核心载体[20-21],其内部城市之间地理空间相连、要素禀赋相近、经济联系密切,首位城市对周边城市经济发展具有辐射和带动作用,所有城市借助紧密的经济地理联系构成功能完整的城市体系。

第二,与将城市简单等同于完全城市化区域的研究相比,本文将城市定义为按行政区域划分的地级以上城市,这有助于突显城市作为独立经济单元所应具备的功能完整性和系统自主性。借鉴 Henderson[16]这样界定城市地理边界的原因为:首先,定义城市区域存在困难。例如,瑞士、奥地利和芬兰完全城市化意味着 60% ~65% 的城市化率,美国这一比率为 70%,而中国城市化率只有 30% 的时期,却有约 70% 的人口生活在“城市”范围内(城市管辖范围);其次,城市化是城市经济发展过程中农业资源转移和现代制造业发展的副产品,城市化不是城市经济增长的动力,城市集聚才是影响经济增长的重要因素;最后,城市化差异对城市经济增长的影响主要体现在城市化进程方面,而城市化进程的差异则主要表现为城市劳均(或人均)资本存量和产业结构方面的差异。本文在构建计量模型研究城市位序—规模幂律分布演化对城市经济增长的影响时,通过引入劳均非基础设施资本存量和产业结构变量,控制了城市化进程差异对城市经济增长的影响①。此外,由于“有为政府”的影响,相较于按功能含义[3,7]或自然含义[12,23]定义城市,按行政区划定义城市对城市位序—规模幂律分布演化进行研究,更能反映城市内部各要素间的强经济联系。

第三,将齐普夫指数引入生产函数分析框架,构建了一个用于检验最优城市位序—规模幂律分布的理论框架。与已有文献[2-3]将齐普夫定律视为城市规模分布效率基准不同,本文基于经济增长的实践标准,将城市位序—规模分布的幂律特征(齐普夫指数)动态化,并嵌入生产函数,构建动态分析最优城市位序—规模幂律分布的理论框架,为后续理论研究和决策实践提供新思路。

第四,本文通过在生产函数分析框架中引入基础设施调节项,系统考察基础设施对最优城市—位序规模幂律分布的调节机制,拓展了对基础设施影响城市经济增长的研究维度。作为影响经济增长的关键要素,基础设施在城市经济发展中具有基础性和先导性作用。现有文献主要从投入产出的直接效应[24]或者传导机制[21]等视角,探讨基础设施对产出、全要素生产率等宏观变量的影响。与既有研究形成补充,本文发现城市基础设施还可通过外部性调节城市位序—规模幂律分布对城市经济增长的影响。

一、机制分析与研究假说

城市层级反映城市体系内城市规模的空间分布格局,构成城市外在发展环境。其演化既可能通过城市间分工协作促进体系内各城市经济增长,又可能通过城市间要素和市场争夺抑制各城市经济增长。城市层级演化究竟是促进还是抑制城市体系内各城市经济增长,取决于上述两种力量对比。这种影响并非一成不变,会随着城市层级的演化而发生改变。

既有关于城市层级形成机制的理论文献,主要可归纳为三方面。第一,Christaller[25]和 Lösch[26]的中心地理论提出,商品存在市场规模经济和运输成本的替代,不同地理位置的城市集聚商品种类的能力不同,这种差异导致了城市层级产生。第二,Henderson[27]认为城市层级产生原因主要有:首先,规模经济导致城市产业(人口)集聚,城市规模过大产生外部不经济,城市规模经济与外部不经济相互作用给城市居民带来的净效用与城市规模呈倒 U 型关系;其次,由于城市外部经济源于特定

① 许庆明等[22]提出“城市发展要尊重经济发展规律,城市化进程要以工业化和现代化为核心稳妥推进”。城市化是工业化和现代化的产物,劳均非基础设施资本存量和产业结构是反映工业化、现代化进程的变量,控制上述两变量差异对城市经济增长的影响,实质就控制了城市化差异对城市经济增长的影响。

的产业集聚,外部不经济源于城市规模,因而推动无相互溢出的产业集聚毫无意义,每个城市应专业化集聚一个或几个存在外部经济的产业;最后,城市规模经济程度会随着城市产业专业化集聚类型变化而变化,而最优城市规模取决于城市产业专业化集聚的类型。第三,Fujita 等[28]认为上述 Henderson 的研究本身就是空间分析,而 Christaller 等的分析缺乏微观基础,因而 Fujita 等通过外生人口增长引起市场潜力函数改变,以及不同产业具有不同市场潜力函数的分析来研究城市层级形成。上述文献从规模经济、外部经济、微观机制等方面探讨了城市层级的形成机制,但未见文献从城市位序—规模幂律分布维度探讨城市层级演化影响城市经济增长的机制,或基于经济增长实践标准探讨最优城市位序—规模幂律分布。

探讨城市体系城市位序—规模幂律分布演化对城市经济增长的影响机制,难点在于明确城市位序—规模幂律分布影响城市经济增长的渠道。从经济增长视角分析,在资本、劳动等生产要素贡献明确的情况下,影响经济增长的其他因素通常包括制度、技术和资源配置。城市位序—规模幂律分布不属于制度和技术范畴,它只能通过影响城市资源配置效率影响经济增长。

本文通过将齐普夫指数引入科布—道格拉斯生产函数的全要素生产率部分,刻画城市体系城市位序—规模幂律分布演化对城市经济增长的影响。公式(1)用 Y_i 表示 i 城市生产总值,K_i 表示 i 城市基础设施资本存量,K_{ip} 表示 i 城市非基础设施资本存量,L_i 表示 i 城市劳动人口,A_i 表示 i 城市全要素生产率。公式(1)两端除以城市劳动人口并取对数得到公式(2)。公式(2)用 y_i 表示 i 城市劳均国内生产总值,k_i 表示 i 城市劳均基础设施存量,k_{ip} 表示 i 城市劳均非基础设施资本存量,ln 表示对变量取自然对数,$\beta_1 = (\alpha_1 + \alpha_2 + \beta - 1)$。公式(2)表明,影响城市产出的关键因素除劳均基础设施存量、劳均非基础设施资本存量、劳动人口外,还包括全要素生产率。如果说城市位序—规模幂律分布通过影响城市资源配置效率进而影响全要素生产率,那么可以用公式(3)来刻画城市位序—规模幂律分布对全要素生产率的影响。*chs* 表示测度城市位序—规模幂律分布的齐普夫指数,齐普夫指数是帕累托指数的倒数,当 *chs* 大于 1 时,越趋向于 $+\infty$,城市规模空间分布越集中;当 *chs* 小于 1 时,越趋向于 0,城市规模空间分布越均衡。

$$Y_i = A_i K_i^{\alpha_1} K_{ip}^{\alpha_2} L_i^{\beta} \tag{1}$$

$$\ln y_i = \ln A_i + \alpha_1 \ln k_i + \alpha_2 \ln k_{ip} + \beta_1 \ln L_i \tag{2}$$

$$\ln A_i = F(chs) \tag{3}$$

现有文献虽未系统研究城市体系城市位序—规模幂律分布演化对城市经济增长的影响机制,但为本文基于动态比较优势理论分析这一机制提供了 3 个方面的启示。

首先,城市位序—规模幂律分布演化通过重塑城市间专业化分工,对城市全要素生产率产生影响。城市体系内,城市间商品和产业空间分布的差异,实质反映的是生产分工差异。现有文献主要从商品和产业的市场规模去探讨城市分工差异。然而追根溯源,比较优势才是产业集聚与分工演进的深层动因[20]。忽视比较优势,就无法解释城市体系内各城市集聚产业的分工和城市位序—规模幂律分布的动态演化。城市规模在推动产业集聚发展中固然关键,但大城市若失去比较优势,将面临衰退风险;相反,小城市一旦获得比较优势,其产业集聚规模会持续扩大,从而推动城市规模扩张。中国深圳的增长奇迹就是例证。在城市体系内,各城市遵循和发挥各自比较优势发展经济,才会有基于市场规模优势的不同商品和产业在不同城市间的生产分工。

根据动态比较优势理论,区域按比较优势分工发展会催生新的比较优势,促使区域产业结构高级化发展[20]。城市体系中,各城市基于动态比较优势推动产业升级,通过促进生产要素集聚、扩散和城市层级演变,能有效防止要素过度集聚。随着生产要素的集聚与扩散,以及城市动态比较优势变化,原本适宜于城市发展的产业,可能因城市经济发展所引发的商务成本攀升和要素禀赋变化,逐渐向城市外围区域迁移,以寻求新的发展空间。一个城市的产业转移和结构升级,往往伴随

着其他城市产业的转移和结构升级。市场机制作用下,无论城市体系内城市间要素集聚与扩散如何演变,只要各城市遵循动态比较优势发展经济,要素在城市体系内的集聚与扩散所引起的城市位序—规模幂律分布变化,定然伴随着城市分工效率的提升。这是因为遵循城市比较优势的分工能够有效避免要素错配,提升各城市资源配置效率。

其次,城市位序—规模幂律分布演化会通过改变城市体系的外部性特征,对城市全要素生产率产生影响。城市是产业集聚的综合体,而城市体系则因城市在相邻空间集聚,构成更为广泛空间产业集聚的综合体。外部性包括金钱外部性和技术外部性,它不仅是产业集聚的原因,也是产业集聚的结果,在产业集聚的循环累积过程中具有重要作用[20]。早期文献主要探讨城市内外部性对其生产率的影响,然而随着对城市体系内城市间或更为广泛的区域间外部性的重视,一些研究开始关注增长或技术的空间溢出效应[29-31]。更广泛区域的金钱空间外部性,主要表现为产业为降低运输成本而在邻近城市聚集。胡晨光[20]、Porter[32]在讨论产业集群的地理边界时,明确阐述了这种聚集,并指出产业集群能够跨越城市、州乃至国家的界限。遵循城市发展动态比较优势的城市位序—规模幂律分布演化,能够促进城市体系内城市间要素和人口流动。这种流动是要素和人口顺应城市经济发展外部环境变化,在更大空间寻求金钱和技术外部性匹配的反应,能通过持续改善城市资源配置效率,促进其经济增长。

最后,城市位序—规模幂律分布演化会通过影响城市集聚经济与集聚不经济,对城市全要素生产率产生影响。Henderson[16]的研究表明,适度提高首位城市在全国的首位度,有利于发挥首位城市的集聚作用,促进创新和知识外溢,提高国家生产率。如果城市体系城市规模服从帕累托分布,且帕累托分布指数为零,那么城市体系中的所有要素资源都集中在一个城市,这会引发过度集聚。过度集聚会导致城市通勤成本增加[33],部分生产性和创新性要素资源会被挤占用来维持城市生活质量[34],这将降低城市生产效率。帕累托指数从零开始在一定范围内逐渐变大,意味着要素资源在城市体系内空间分布相对更为分散、配置优化,首位城市的集聚不经济减少,其他城市的规模经济、集聚经济上升,这将有利于所有城市全要素生产率的提升。

遵循城市经济发展动态比较优势的城市位序—规模幂律分布演化,从分工、外部性和集聚经济三方面对城市体系内城市资源配置效率产生影响。这些影响相互联系、相互作用:城市体系内城市间产业分工、外部性的改变伴随着要素在城市间集聚与扩散,以及城市集聚经济的变化,反之亦然。当反映城市位序—规模幂律分布的帕累托指数突破某临界值,其继续变大就意味着城市体系内要素过于分散、城市规模过小,这不利于相关城市分工效率、外部性和集聚经济发挥,帕累托指数增加将抑制城市经济增长。

综上分析可知,齐普夫(帕累托)指数作为表征城市体系的城市规模分布特征的核心指标,其变化对城市全要素生产率或经济增长并非呈简单线性影响,而是具有倒 U 型影响,存在使经济绩效最大化的最优值。当齐普夫指数为最优值时,城市体系能够实现专业化分工效率最大化、空间外部性最优匹配以及集聚经济与集聚不经济的动态平衡,从而最大限度地促进城市全要素生产率提升和经济增长。

在考察城市位序—规模幂律分布的演化影响时,若考虑基础设施的调节作用,那么基础设施存量增加能否正向调节城市规模空间分布的集中,促进城市经济增长?这难以一概而论。如果城市不存在基础设施存量过低或投资过度,且城市规模空间分布集中促进城市经济增长,那么其经济性基础设施存量增加通常能通过改善投入产出联系的金钱外部性和知识外溢的技术外部性,有效降低企业经营成本,促进城市知识外溢和资源配置效率提升。城市社会性基础设施存量增加,通常会带来社会性基础设施服务改善,这不仅有利于改善城市劳动人口生活和工作环境,还能增强其体力和智力水平。这同样有助于促进城市知识溢出,为城市创造新的分工优势和更高质量的外

部性,进一步促进城市经济增长。

如果城市位序—规模幂律分布偏离最优太远,城市基础设施投资相对于城市发展需求容易出现错配。实际齐普夫指数小于最优齐普夫指数,表明城市体系内城市规模空间集聚程度不够,首位城市规模相对较小,非首位城市规模相对较大;大于最优齐普夫指数,则与之相反。实际齐普夫指数偏离最优过远,表明实际城市规模相对最优城市规模过大或过小。不论是首位还是非首位城市,规模相对过大或过小,均表明城市集聚经济有待改善。对于规模相对过小的城市,由于集聚经济不明显,其经济性基础设施存量增加可能助推要素资源外流,或基础设施投资利用不充分,不利于城市经济增长;社会性基础设施存量增加可能由于城市规模过小而存在投资过度或错配情况。城市规模相对过大,其经济性基础设施存量增加则可能助推城市发展的"虹吸效应"或者"资源错配",导致要素资源过度集聚,使用于生产和创新的资源被用于维持生活质量;社会性基础设施存量增加同样可能因城市集聚不经济或"资源错配"而难以发挥其对城市经济增长的促进作用。

然而,政府调控通常可有效发挥市场机制在资源配置中的决定性作用,城市层级一般不会大幅偏离城市体系的最优层级,基础设施投资相对于城市规模的空间分布,不易产生显著资源错配。这时城市相应基础设施存量增加,能通过其对资源配置的正外部性影响,正向调节城市规模空间分布集中,促进城市经济增长。基于上述分析,本文提出以下假说。

假说 1:城市体系存在促进城市经济增长的最优城市位序—规模幂律分布,城市位序—规模幂律分布演化对城市经济增长的影响呈倒 U 型。

假说 2:城市基础设施存量越高,城市规模空间分布集中对城市经济增长的促进作用越强。

二、研究设计

(一)数据来源

由于中国 2003 年起采用新的行业分类标准核算基础设施,为保证研究数据统计口径一致性,本文参考胡晨光等[21]的研究方法,以 2003 年为基期,通过构建环渤海大都市带 2003—2016 年地级以上城市面板数据集,探究城市位序—规模幂律分布演化对城市经济增长的影响机制,以及基础设施对这一机制的调节影响。环渤海大都市带凭借其内部城市之间密切的经济地理联系,构成完整的城市体系,是研究最优城市层级的理想有限总体。其中,环渤海大都市带涵盖 44 个地级以上行政区划城市,以北京为首位城市。

研究城市位序—规模幂律分布所用的常住人口、劳动人口、GDP、GDP 指数、产业增加值和固定资产投资等变量数据,均来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》,以及相应城市统计年鉴的原始和经处理后的数据。基础设施流量数据来源于各城市相关年份统计年鉴,固定资产投资价格指数来源于相关年份《中国统计年鉴》。因统计部门未报告各地级以上城市固定资产投资价格指数,在计算各城市基础设施存量和非基础设施资本存量时,本文以《中国统计年鉴》中各城市所属省(直辖市)固定资产投资价格指数代替。

(二)变量设计

1. 被解释变量

本文经济增长以劳均实际 GDP 测度。基于各城市公布的 GDP 指数,以 2003 年为基期,计算出相应实际 GDP,然后除以各市劳动人口数,得到劳均实际 GDP。

2. 核心解释变量

(1)齐普夫指数。本文根据环渤海大都市带城市年度截面数据,参照 Gabaix 等[5]提出的消除齐普夫指数估计偏误的方法,通过公式(4)进行计量回归得到齐普夫指数。

$$\ln P_i = d - q\ln(R_i - 0.5) + \varepsilon_i \qquad (4)$$

根据胡晨光等[21]的做法,i 城市规模用常住人口 P_i 测度。d 为常数项,R_i 为 i 城市在城市体系中常住人口规模实际排序,q 为齐普夫指数,即前文 chs,ε_i 为扰动项。

(2)劳均基础设施(总体)存量,以及劳均经济性、社会性基础设施存量。用城市相应基础设施实际存量除以劳动人口数测度。基础设施实际存量参照胡晨光等[21]的做法,采用永续盘存法进行计算。

3. 控制变量

(1)劳均非基础设施资本存量。以各市实际非基础设施资本存量除以劳动人口测度。参照胡晨光等[21]的做法,计算各市实际非基础设施资本存量的综合折旧率为9.64%。

(2)劳动人口。数据主要来源于《中国区域经济统计年鉴》和各市相关年份统计年鉴,部分数据根据各市统计年鉴提供的三次产业就业数据,或者城乡就业数据进行加总获得,测度单位为万人。石家庄市统计年鉴没有提供该市2014—2016年就业数据,本文根据该市统计局相关研究人员[35]提供的数据进行估算(2016年该市城乡就业人员数为562.05万人,2014—2016年均增速0.3%,据此推算出2014年、2015年就业人数)。

(3)产业结构。以各市第三产业与第二产业增加值之比测度。

本文劳均GDP、劳均基础设施存量、劳均非基础设施资本存量测度单位均为:元/人。

(三)描述性统计

表1报告了根据公式(4)进行回归的结果,所有年度的齐普夫指数估计值均在1%水平上显著,齐普夫指数值总体呈上升趋势,表明研究期大都市带城市规模空间分布逐渐变得更为集中。

表1　齐普夫指数

年份	Zipf指数	常数项	R^2
2003	0.566	7.639	0.778
2004	0.569	7.653	0.775
2005	0.573	7.670	0.778
2006	0.578	7.693	0.782
2007	0.585	7.719	0.789
2008	0.594	7.750	0.797
2009	0.601	7.779	0.803
2010	0.606	7.808	0.810
2011	0.613	7.831	0.814
2012	0.618	7.851	0.818
2013	0.623	7.870	0.822
2014	0.628	7.887	0.828
2015	0.631	7.900	0.825
2016	0.629	7.895	0.819

注:Zipf指数和常数项均在1%水平上显著,R^2为调整拟合优度。

表2为被解释变量和核心解释变量的统计性描述。变异系数表明,除年度间齐普夫指数外,本文其他变量差异显著,这表明该地区城市间发展差异较大。

表2　变量统计描述

变量	劳均实际GDP	齐普夫指数	劳均基础设施	劳均经济性基础设施	劳均社会性基础设施
均值	60 270.590	0.601	30 343.220	25 504.930	4 838.290
标准差	39 535.050	0.023	29 561.330	25 789.540	4 824.740
变异系数	0.655	0.038	0.974	1.011	0.997
最大值	224 407.300	0.631	233 867.900	212 394.700	28 930.240
最小值	6 907.143	0.566	1 409.043	915.020	15.690
观测数	616	616	616	616	616

(四)计量模型与估计方法

1. 计量模型

根据前文对城市位序—规模分布演化影响城市经济增长的理论分析,本文引入计量模型(6)、模型(7),对假说1和假说2进行验证。引入模型(6)的依据在于将公式(3)的$\ln A_i$视为齐普夫指数一次项和二次项的函数,即$\ln A_i = F(chs) = G(chs, chs^2)$,用于考察大都市带城市位序—规模分布演化对城市经济增长的影响;引入模型(7)的依据在于将公式(3)的$\ln A_i$视为齐普夫指数一次项、二次项及其一次项与基础设施(劳均)调节项的函数,即$\ln A_i = F(chs) = G(chs, chs^2, chs \times \ln k_i)$。此外,本文还在模型(6)、模型(7)基础上,通过引入经济性、社会性基础设施k_{ei}、k_{si}替代基础设施k_i,以考察不同类型基础设施的调节影响。模型中i表示不同城市,t表示时间,ε_i为随机扰动项,X表示控制变量取对数后构成的控制变量向量矩阵,μ_i代表个体固定效应。

$$\ln y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 chs_t + \gamma_2 chs_t^2 + \gamma_3 \ln k_{it} + X_{it}\gamma_4 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln y_{it} = \rho_0 + \rho_1 chs_t + \rho_2 chs_t \times \ln k_{it} + \rho_3 chs_t^2 + \rho_4 \ln k_{it} + X_{it}\rho_5 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

2. 估计方法

Wooldridge[36]提出如果观测值非随机抽样,应选择固定效应模型。本文环渤海大都市带城市体系为有限总体,故计量回归采用固定效应模型。本文使用面板时间序列数据,为避免时间固定效应吸收核心解释变量时期影响导致估计偏差,参照胡晨光等[19],模型仅控制个体固定效应。本文采用杜宾—吴—豪斯曼检验方法检验核心解释变量是否存在内生性,然而该方法在检验城市层级指数内生性时遇到挑战:因模型(6)引入了该变量二次项,不同次项间存在统计依赖,进而难以单独

检验某次项内生性。为解决这一难题,本文将被检验变量的其他次项作为遗漏变量纳入残差部分,依次检验该变量某次项的内生性。在依次检验中,如果变量所有被检验的某次项均未表现出内生性,则判断模型(6)该变量所有次项外生,即 $E(\varepsilon_i \mid x^m) = 0$。$m$ 代表城市层级变量 x 的某次项。这是由于检验模型新残差项 $\widehat{\varepsilon_{it}}$,可被视作各类遗漏变量以及其他可能的内生性来源因素的线性组合,即 $\widehat{\varepsilon_{it}} = \sum_{j \neq m} \gamma_j x_t^j + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{ikt} x_{ikt} + v_{it}$,其中 x_t^j 表示城市层级指数的其他次项,$\sum_{k=1}^{n} \gamma_{ikt} x_{ikt}$ 可用变量 U_{it} 予以表示,其代表模型(6) $\widehat{\varepsilon_{it}}$ 剔除 v_{it} 随机扰动项以及待检验变量遗漏的其他次项与系数乘积之和后的部分。因为 $\mathrm{Cov}(x^m, v_{it}) = 0$,如果检验显示核心解释变量 x^m 与残差项 $\widehat{\varepsilon_{it}}$ 不相关,则 $Cov(x^m, \widehat{\varepsilon_{it}}) = Cov(x^m, U_{it}) + \sum_{j \neq m} \gamma_j Cov(x_t^j, x^m) = 0$。尽管计量模型在理论方面,存在依次被检验变量的某次项与上述遗漏变量的协方差及其系数乘积之和同时为零的情形,但在实际统计中这种可能性微乎其微,可视为零。故若上述依次被检验变量的某次项均和 $\widehat{\varepsilon_{it}}$ 不相关,可认为其和 $\widehat{\varepsilon_{it}}$ 包含的所有变量均不相关,变量外生。这种方法的有效性在于:通过判断被检验变量与模型残差项不相关,进而推断被检验变量与残差包含的多变量不相关,从而排除遗漏变量、互为因果或测量误差等因素导致内生性问题的可能。因而如果按上述检验方法依次检验的被检验变量的某次项均外生,可认为模型(6)(7)所包含的城市层级变量所有次项外生。

本文针对非线性核心解释变量城市层级指数,以及另一核心解释变量基础设施进行的内生性检验表明,环渤海大都市带城市层级制指数所有次项外生,但城市相关基础设施变量存在内生性。由于本文研究数据为静态面板数据,为克服变量内生对计量回归带来的偏误,本文参考胡晨光等[19]的做法,通过弱工具变量检验、内生性检验和过度识别检验等方法筛选有效工具变量,在此基础上采取经典 GMM 估计方法处理模型核心解释变量的内生性。筛选外生工具变量方法为:一是采取杜宾—吴—豪斯曼检验方法直接对模型相关解释变量进行内生性检验,在恰好识别条件下,以其一阶滞后项作为工具变量,筛选模型严格外生变量,其理论依据为严格外生变量的滞后项仍为外生变量②;二是结合已筛选出的外生工具变量,在满足“至少恰好识别”前提下,加入额外工具变量包括相关解释变量滞后项,通过过度识别检验推断额外工具变量是否外生。为准确解释调节效应模型中原变量系数的含义,本文在对调节项进行交互前对所有交互变量进行了去中心化处理。

三、估计结果

(一)最优城市位序—规模幂律分布

因模型中城市层级变量经检验不存在内生性,且模型在不考虑核心解释变量基础设施内生性时,残差项存在异方差、自相关及截面相关,为解决这些因素对估计有效性的影响,表 3 第(1)(2)列根据模型(6),分别从基础设施总体,及经济性与社会性基础设施分类两层面,采用 Driscoll-Kraay 稳健标准误进行回归。该方法在不考虑基础设施变量内生性时,通过控制空间和时间维度的双重影响,有效控制了异方差、自相关和截面相关问题。回归结果表明,城市系统在演化过程中呈现出某种内在秩序:无论是基础设施总体还是区分经济性、社会性基础设施,环渤海大都市带均存在最优城市位序—规模幂律分布。

在考虑模型(6)基础设施总体,或经济性、社会性基础设施变量内生性时,为避免内生性带来估计偏误,表 3 第(3)列、第(4)列在回归时采用了本文设计的 GMM 估计方法对模型相应基础设施变量的内生性进行处理。该方法通过寻找与解释变量相关但与其他误差项不相关的工具变量,进行 GMM 估计,有效解决了内生性问题。与第(1)列、第(2)列相比,第(3)列、第(4)列的回归结果

② 在保证工具变量强相关前提下,若工具变量内生或被检验变量内生,理论层面杜宾—吴—豪斯曼内生性检验结果必然内生。这是因为工具变量内生,无论被检验变量是否内生,检验结果内生,而工具变量外生、被检验变量内生,检验结果也内生。

进一步表明,无论基础设施是否处理内生性,环渤海大都市带均存在最优齐普夫指数,城市位序—规模幂律分布演化对城市经济增长的影响呈倒 U 型。假说 1 得到实证支持。

表 3　最优城市位序—规模幂律分布

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
chs	89.768*** (23.762)	90.240*** (24.388)	72.165*** (8.947)	73.375*** (8.876)
chs^2	-63.327*** (19.605)	-63.707*** (20.116)	-48.642*** (7.561)	-49.663*** (7.507)
$\ln k_i$	-0.004 (0.011)	—	-0.015 (0.013)	—
$\ln k_{ei}$	—	-0.004 (0.005)	—	-0.019 (0.015)
$\ln k_{si}$	—	-0.002 (0.010)	—	0.002 (0.012)
Weak identification test	—	—	1 149.932 (19.93)	504.697 (13.43)
Hansen J statistic	—	—	0.172	0.175
Endogeneity test	—	—	0.002	0.003
R^2	0.979	0.979	0.979	0.979

注:(1)括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示在 $p<0.01$、$p<0.05$、$p<0.10$ 时有统计学意义。R^2 为拟合优度;(2) *Weak identification test*"( )"内为 Stock—Yogo 检验 10% 显著性水平的临界值,*Hansen J statistic*、*Endogeneity test* 为 p 统计值;(3)非 GMM 估计未报告工具变量检验结果;(4)受论文篇幅所限,常数项及控制变量回归结果未予报告。下同。

(二)估计方法的稳健性讨论

鉴于本文提出的通过遗漏模型非线性变量其他次项,依次检验其不同次项是否均外生,从而判断原模型非线性变量所有次项外生的方法,难以通过计量方法进行直接验证;故本文通过构建更一般的计量模型对此进行讨论,以论证该方法的一般性。首先设定公式(8)表示的原始模型,其中 y 是被解释变量,x 是非线性核心解释变量,Z 是控制变量向量矩阵,μ 是误差项。

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + Z\gamma + \mu, E(\mu) = 0 \quad (8)$$

本文采用杜宾—吴—豪斯曼检验方法,通过遗漏非线性变量其他次项,分两步对该变量所有次项的外生性进行检验,第一步遗漏 x^2,检验 x 的外生性。估计模型为公式(9),检验协方差 $Cov(x,e) = Cov(x,u) + \beta_2 Cov(x, x^2) = 0$③,即 $Cov(x,u) = -\beta_2 Cov(x,x^2)$。第二步遗漏 x,检验 x^2 的外生性。估计模型为公式(10),检验协方差 $Cov(x^2,\delta) = Cov(x^2,u) + \beta_1 Cov(x, x^2) = 0$,即 $Cov(x^2,\mu) = -\beta_1 Cov(x,x^2)$。为证明所有被依次检验变量的外生性,本文采用反证法进行证明:在设定 $Cov(x, x^2) \neq 0$ 条件下,分别考虑依次被检验变量只有一个内生,或者同时存在内生性原假设情况下,是否存在被检验变量检出外生的可能。之所以要设定 $Cov(x,x^2) \neq 0$,是因为若 $Cov(x,x^2) = 0$,依次检验外生性结果即为真实结果,与原假设矛盾。

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + Z\gamma + e, \quad e = \mu + \beta_2 x^2 \quad (9)$$

$$y = \beta_0 + \beta_2 x^2 + Z\gamma + \delta, \ \delta = \mu + \beta_1 x \quad (10)$$

对于一个变量具有内生性的情况,本文仅分析 x 存在内生性的情况(x^2存在内生性的分析过程与 x 类似,结论一致)。由于 $Cov(x^2,\delta) = 0$,可知 $\beta_1 Cov(x,x^2) = 0$,则 $\beta_1 = 0$。然而,若 $\beta_1 = 0$,则模型(9)不成立。若依次检验的变量 x、x^2同时存在内生性,由依次被检验变量与残差协方差同时为 0 的条件可知,$\beta_1 Cov(x,u) - \beta_2 Cov(x^2,u) = 0$,且 $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0$。然而,对于数据生成过程随机的协方差 $Cov(x^2,\mu)$、$Cov(x,\mu)$ 而言,这一事件是在二维概率空间 $P(\beta_1 Cov(x,u) - \beta_2 Cov(x^2,u) = 0) = 0$ 的零测度事件。

反证法表明,本文估计方法具有稳健性。如果依次采用公式(9)、公式(10)被检验的非线性变量均外生,则公式(8)这些变量均外生。本文所提出的检验方法成立的充要条件为 $Cov(x,x^2) = 0$,而 $Cov(x,x^2) = 0$ 取决于 x 函数的特殊分布形式及其协方差的计算过程④。本文依次针对环渤海大都市带城市层级指数一次项、二次项变量内生

③ 采用杜宾—吴—豪斯曼检验方法对变量检验,如果检验表明被检验变量外生,则统计层面该变量应视为严格外生,其与误差项不存在同期和跨期相关。故本文针对被检验变量协方差的讨论,是在严格外生基础上的讨论,该变量与误差项的同期和跨期协方差均为 0。非线性核心解释变量与误差项协方差的分析,不必区分同期变量和跨期变量。

④ 例如,假定齐普夫指数服从均匀分布,根据本文数据,其一次项与二次项同期协方差为 0.000 4,该值在统计学意义上与零无显著差异。

性检验的结果表明,该指数一次项和二次项均为外生变量⑤。

(三)基础设施的调节效应

地方政府分权竞争为中国东部沿海地区经济发展提供了良好基础设施[37],这些设施通常可以为地方经济发展提供正外部性。因而,如果环渤海城市规模空间分布集中促进城市经济增长,且城市基础设施投资相对于城市规模空间分布无资源错配,假说 2 可以预期得到验证。为克服变量内生对回归结果的偏误影响,表 4 第(1)列 ~ 第(3)列在根据模型(7)回归时,采用 GMM 回归方法对基础设施变量及其交互项的内生性进行处理。结果表明,假说 2 仅在社会性基础设施存量方面得到验证。

表 4　基础设施的调节影响

变量	(1)	(2)	(3)
chs	79.358 *** (12.797)	74.799 *** (13.015)	96.055 *** (10.596)
chs^2	-54.627 *** (10.773)	-50.895 *** (10.946)	-68.909 *** (8.969)
$chs \times \ln k_i$	0.197 (0.264)	—	—
$chs \times \ln k_{ei}$	—	0.059 (0.263)	—
$chs \times \ln k_{si}$	—	—	0.712 *** (0.193)
$\ln k_i$	-0.015 (0.013)	—	—
$\ln k_{ei}$	—	-0.027 * (0.015)	-0.007 (0.012)
$\ln k_{si}$	—	0.012 (0.011)	0.006 (0.011)
Weak identification test	842.478 (13.43)	522.685 (13.43)	249.039 (13.43)
Hansen J statistic	0.193	0.228	0.321
Endogeneity test	0.002	0.006	0.003
R^2	0.979	0.979	0.980

表 4 结果表明,环渤海大都市带市场机制对城市资源配置效率的决定性作用可能发挥不充分,这使其基础设施总体以及经济性基础设施投资相对于城市规模进一步空间集中的需求,可能存在投资过度或不足,其存量增加并没有通过金钱和技术外部性的综合作用优化城市规模空间分布演化的资源配置效率。但在城市社会性基础设施方面,其存量增加较好地适应了城市规模进一步集中需求,正向调节城市层级促进城市经济增长。

四、进一步分析

环渤海大都市带城市规模空间分布是否存在资源错配,而使其基础设施总体和经济性基础设施对城市层级最优值正向调节影响不显著?本文通过测算环渤海最优城市层级指数,对此进行进一步分析。表 5 报告了基于表 4 回归结果,环渤海大都市带城市基础设施总体及分类型基础设施存量面板数据均值,以及 2016 年相应城市基础设施存量最大值与最小值所测算的最优齐普夫指数。环渤海城市基础设施总体及经济性基础设施存量的调节效应不显著,故其调节的最优齐普夫指数可采用全样本均值测算。

表 5 显示,环渤海无论是基于城市基础设施总体存量或分类型基础设施存量面板数据均值,还是基于 2016 年相应基础设施存量最大值与最小值的调节测算,其最优齐普夫指数均显著偏离“先验”为 1 的最优齐普夫指数。显然,理论上并不存在所谓数值为 1 的“唯一”最优齐普夫指数。对比表 5 环渤海 2016 年最优齐普夫指数与表 1 的实际值可知,其城市层级结构相对扁平化,实际齐普夫指数小于最优值。具体而言,均值水平上实际齐普夫指数偏离最优 17.2%(实际值为 0.601,最优值为 0.726),这一结果表明环渤海市场机制对资源配置的决定性作用发挥不够充分,其城市位序—规模幂律分布偏离最优较远。

表 5　基础设施存量调节下的最优齐普夫指数

大都市带	总体	经济性	社会性
均值	0.726	0.735	0.697
最大值(2016)	0.726	0.735	0.750
最小值(2016)	0.726	0.735	0.711

⑤ 如果基础设施不分类,模型依次对齐普夫指数一次项、二次项进行的内生性检验 P 值分别为 0.470 5、0.867 9;如果将基础设施分为经济性、社会性,则依次进行的一次项、二次项内生性检验 P 值分别为 0.452 8、0.843 8。

图1报告了环渤海大都市带各城市2016年的实际人口规模,以及基于基础设施总体存量调节下的最优齐普夫指数和公式(4)计算所得的最优人口规模。研究发现,北京作为首位城市,其最优人口规模超实际值152万人(最优规模为2 325.11万人)。除首位城市外,其他城市的最优人口规模均低于实际值。其中,有24个城市的实际人口规模数偏离最优值100万人以上。这一结果,有力支持了本文环渤海大都市带城市人口规模空间分布失衡程度较高的分析。

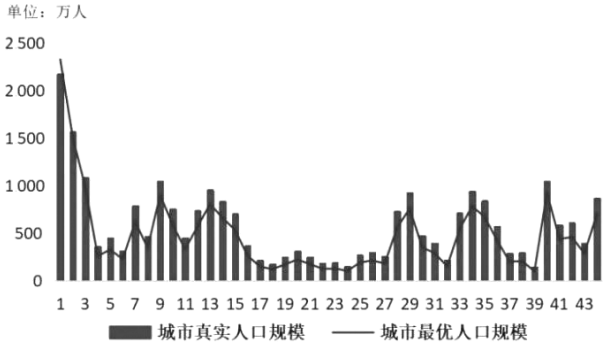

图1　2016年环渤海城市人口规模的空间分布

已有研究[38-39]表明,环渤海大都市带市场化程度显著低于长三角和粤闽大都市带。这种市场化进程的差异是其内部城市体制机制和市场活力相对不足、要素流动不畅和资源配置效率不高的产物。环渤海与长三角、粤闽大都市带相比,具有相对较低的资源配置效率,这在涉及城市生产性服务业相对多样化的研究中[19],也得到证实。优化环渤海城市规模空间分布,促进城市经济增长,亟需深化其体制机制改革、优化政策调控,以突破城市间要素流动障碍,激发市场活力、提升资源配置效率。一方面,要遵循各城市经济发展的动态比较优势,通过体制机制变革和合理的政策调控,优化城市规模空间分布,增强城市发展动能;另一方面,要适应城市层级演化需求,提升城市基础设施投资效率,发挥基础设施,特别是基础设施总体及经济性基础设施的正外部性,以正向调节城市层级、促进城市经济增长。

表4回归结果显示,环渤海城市社会性基础设施存量的提升,可有效增强城市规模集中对经济增长的促进效应。其城市社会性基础设施存量水平越高,最优齐普夫指数越大,反之则越小。因而,在基础设施正向调节城市层级促进城市经济增长的情况下,如果相应的城市基础设施未被充分利用,可通过政府主导的体制机制改革和政策调控优化,有效提升城市经济活力、扩大就业规模。这些措施通过提高基础设施的利用效率、降低劳均基础设施存量,可降低最优城市规模空间分布集中度。这可使首位城市具有较低最优人口规模,非首位城市具有较高最优人口规模,从而使各城市实现真实人口规模和最优人口规模的趋同。

五、总结性评论

“问题是时代的声音,回答并指导解决问题是理论的根本任务”[40]。自齐普夫定律提出70余年来,尽管部分研究把符合齐普夫定律的城市位序—规模分布视为城市体系最优城市层级,然而长期以来此观点持续面临质疑。在此背景下,如何优化大都市带城市体系的城市位序—规模幂律分布,促进区域协调发展,既是“时代之问”,也是理论研究亟待解决的问题。

本文基于经济增长实践标准,以环渤海大都市带为研究对象的研究表明,未出现城市规模过度集中时,大都市带齐普夫指数上升,即城市规模空间分布的适度集中有利于促进区域协调发展。在这一过程中,城市基础设施存量增加能否正向调节城市规模空间分布的集中促进城市经济增长,受市场机制对资源配置效率影响。城市体系存在最优城市位序—规模幂律分布,但并不存在“齐普夫定律”意义上的最优分布。最优齐普夫指数除受基础设施调节影响外,还与城市体系内的体制机制与市场活力等因素密切相关,这些因素共同决定城市资源配置效率。本文可为促进大都市带城市协调发展,推动大中小城市协调发展战略落地,提供重要理论依据与政策启示。

(1)城市发展既要摒弃将齐普夫指数为1作

为城市层级最优值的“先验”判断,又要避免脱离城市体系协调发展要求,过度追求单个城市大规模甚至超大规模发展。城市建设需立足经济发展的实践标准,遵循城市体系最优城市位序—规模幂律分布的内在规律,发挥各城市经济发展的比较优势,去追求城市规模空间分布的“适度集中”。

(2)推进城市体系内城市规模空间分布最优,关键在于通过政府合理调控,有效发挥市场机制对资源配置的决定性作用。一方面,要借助市场机制优化资源配置,推动城市体系中首位城市和非首位城市人口规模适度集中,充分发挥首位城市对其他城市的辐射和带动作用;另一方面,要通过合适的政策调控,培育创新生态、建设创新城市,持续增强城市动能,以推动城市劳动就业水平提升,发挥基础设施调节城市层级促进城市经济增长的作用。特别是在基础设施具有正向调节功能前提下,通过提高城市就业水平,降低劳均基础设施资本存量,可以有效提升城市资源承载能力,降低最优城市层级。

(3)实现中国大都市带城市经济协调发展,需要达成一个相对合理的最优城市位序—规模幂律分布。这需要通过政策协同与体制机制创新,打破行政壁垒,推动大都市带内各城市及各区域,包括都市圈、新区、开发区及其相互之间,实现要素自由流动与产业协同布局,构建共建共享的发展格局。具体应通过建立健全跨区域协同治理机制,着力破除制约要素流动的体制机制障碍,促进劳动力、资本、技术等生产要素在大都市带内自由流动与优化配置。在此基础上,持续推进基础设施互联互通,以交通、信息等基础设施网络完善为依托,有效降低要素流动成本,进一步强化大都市带首位城市的辐射带动作用,提升非首位城市的产业承接与功能承载能力,加快构建层级分明、功能互补、协调发展的现代化城市体系。通过构建跨城市创新合作平台,推动产学研深度融合,提升大都市带城市整体创新动能,以创新驱动城市就业水平提升,从而不断增强城市资源承载能力,推动城市最优层级向更高效、更合理方向调整。

参考文献:

[1]许学强, 周一星, 宁越敏. 城市地理学展[M]. 北京:高等教育出版社, 1997:126.

[2]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): 36-59,105.

[3] LI P F, LU M. Urban systems: understanding and predicting the spatial distribution of China's population [J]. China & world economy, 2021, 29(4): 35-62.

[4] GABAIX X. Zipf's law and the growth of cities [J]. American economic review[J]. 1999, 89(2): 129-132.

[5] GABAIX X, IBRAGIMOV R. Rank-1/2: asimple way to improve the OLS estimation of tail exponents[J]. Journal of business & economic statistics, 2011, 29(1): 24-39.

[6]IOANNIDES Y M, SKOURAS S. US city size distribution: robustly pareto, but only in the tail [J]. Journal of urban economics,2013,73(1): 18-29.

[7]ROZENFELD H D, RYBSKI D, GABAIX X, et al. The area and population of cities: new insights from a different perspective on cities[J]. American economic review, 2011, 101(5): 2205-2225.

[8] TIRINDELLI E M, LYONS R C. The rise and fall of urban concentration in Britain: Zipf, Gibrat and Gini across two Centuries[J]. The annals of regional science, 2024, 73: 1995-2018.

[9]EECKHOUT J. Gibrat's Law for (all) cities[J]. American economic review, 2004, 94(5): 1429-1451.

[10]EECKHOUT J. Gibrat's Law for (all) cities: reply [J]. American economic review, 2009,99(4): 1676-1683.

[11]ARSHAD S, HU S, ASHRAF B N. Zipf's law and city size distribution: a survey of the literature and future research agenda [J]. Physica A: statistical mechanics and its applications, 2018, 492: 75-92.

[12]JIANG B, JIA T. Zipf's law for all the natural cities in the United States: a geospatial perspective[J]. International journal of geographical information science, 2011, 25(8): 1269-1281.

[13]KRUGMAN P. Confronting the mystery of urban hierarchy [J]. Journal of the Japanese and international economies, 1996, 10(4): 399-418.

[14]SOO K T. Zipf's law for cities: across-country investigation [J]. Regional science & urban economics, 2005, 35(4): 239-263.

[15]VERBAVATZ V, Barthelemy M. The growth equation of cities[J]. Nature, 2020, 587: 397-401.

[16]HENDERSON, J V. The urbanization process and economic growth: the so-what question[J]. Journal of economic growth, 2003,8(1): 47-71.

[17]LUCKSTEAD J, DEVADOSS S. Do the world'slargest cities follow Zipf's and Gibrat's laws? [J]. Economics letters, 2014, 125(2): 182-186.

[18]SCHMIDHEINY K, SUEDEKUM J. The pan-european population distribution across consistently defined functional urban areas[J]. Economic letters, 2015, 133: 10-13.

[19]胡晨光, 唐奇, 孙久文, 等. 最优生产性服务业相对多样化水平研究:一个大都市带城市经济增长的视角[J]. 中国软科学, 2025(4): 101-112.

[20]胡晨光. 产业集聚与集聚经济圈的演进[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2014:1-176.

[21]胡晨光, 孙久文, 王婷婷. 基础设施、城市规模与大都市带城市经济增长:一个中介效应与调节效应的综合分析框架[J]. 中国软科学, 2020(10): 85-95.

[22]许庆明, 胡晨光. 中国沿海发达地区的城市化与工业化进程研究:基于转型升级与国际比较的视角[J]. 中国人口科学, 2012(5): 14-22,111.

[23]JIANG B, YIN J J, LIU Q L. Zipf's law for all the natural cities around the world[J]. International journal of geographical information science, 2015, 29(3): 498-522.

[24]STRAUB S. Infrastructure and development:acritical appraisal of the macro-level literature[J]. Journal of development studies, 2011, 47(5): 683-708.

[25]CHRISTALLER W. Central places in southern Germany [M]. London: Prentice Hall,1966.

[26]LÖSCH A. The economics of location. trans[M]. New Haven:Yale University Press, 1954.

[27]HENDERSON J V. The sizes and types of cities[J]. The American economic review, 1974, 64(4): 640-656.

[28]FUJITA M, KRUGMAN P, MORI T. On the evolution of hierarchical urban systems[J]. European economic review, 1999, 43(2): 209-251.

[29]YING L G. Understanding China's recent growth experience: aspatial econometric perspective[J]. The annals of regional science, 2003, 37(4): 613-628.

[30]符淼. 地理距离和技术外溢效应:对技术和经济集聚现象的空间计量学解释[J]. 经济学(季刊), 2009, 8(4): 1549-1566.

[31]文余源. FDI 溢出对高经济产出区的增长影响[J]. 数量经济技术经济研究, 2013,30(12): 3-20.

[32]PORTER M E. Clusters and the new economics of competition[J]. Harvard business review, 1998, 76(6): 77-90.

[33]DURANTON G, PUGA D. Nursery cities: urban diversity, process innovation, and the life cycle of products[J]. American economic review, 2001, 91(5): 1454-1477.

[34]BLACK D, HENDERSON J V. A theory of urban growth [J]. Journal of political economy,1999, 107 (2): 252-284.

[35]徐珍, 段银平, 刘文育. 新常态下石家庄市劳动就业情况研究[J]. 统计与管理, 2018(10):34-38.

[36]WOOLDRIDGE J M. Introductory econometrics:amodern approach[M]. Cincinnati, OH:South-Western College, 2000: 473-474.

[37]张军, 高远, 傅勇, 等. 中国为什么拥有了良好的基础设施?[J]. 经济研究, 2007(3): 4-19.

[38]樊刚, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京:经济科学出版社, 2011:265.

[39]王小鲁, 樊刚, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2019:216-217.

[40]习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗:在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[M]. 北京:人民出版社, 2022:20.