

孙斌栋, 张之帆, 李琬. 中国省域人口空间结构特征及其对经济绩效的影响——基于实体城市的空间识别 [J]. 地理科学, 2021, 41(11): 1884-1896. [Sun Bindong, Zhang Zhifan, Li Wan. Characteristics and impact of population spatial structure on economic performance in China based on spatial identification of physical cities. Scientia Geographica Sinica, 2021, 41(11): 1884-1896.] doi: 10.13249/j.cnki.sgs.2021.11.002

中国省域人口空间结构特征及其对经济绩效的影响 ——基于实体城市的空间识别

孙斌栋^{1,2,3}, 张之帆^{1,2,3}, 李琬^{1,2,3,4}

(1. 华东师范大学中国现代城市研究中心, 上海 200062; 2. 华东师范大学中国行政区划研究中心, 上海 200241;
3. 崇明生态研究院, 上海 202162; 4. 郑州大学商学院, 河南 郑州 450001)

摘要: 基于 LandScan 全球人口和 ESA 全球土地利用数据, 构建 2000—2015 年中国省域人口空间结构数据库, 刻画省域人口空间结构的时空格局, 进而运用面板固定效应法、两阶段最小二乘法和差分 GMM 法探索空间结构对省域经济绩效的影响及这种影响对不同规模省域的差异, 最后从省会城市集聚(不)经济的角度分析其内在机制。结果发现: ① 2000—2015 年, 中国所有省会城市的人口规模都得到了显著增加, 省域人口空间结构存在单中心化的演变趋势, 且中西部地区省域人口空间结构相对偏单中心化; ② 对所有省份尤其是人口规模相对较小的省份而言, 人口空间结构单中心化倾向于提高省域经济效率, 而对人口规模相对大的省份, 人口空间结构单中心化很可能不利于省域经济效率的提高; ③ 省会城市自身已经初显集聚不经济的迹象。

关键词: “强省会”战略; 人口空间布局; 单中心化人口空间结构; 经济绩效; 省域

中图分类号: F299.2; F129.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-0690(2021)11-1884-13

近年来, 基于“强省会”战略的部署, 不少省份希望通过引导资源向省会城市集聚, 做大做强“头部”, 进而辐射带动整个省域经济的发展。典型的如, 江苏省提出要“努力建成首位度高的省会城市”, 河南省出台《郑州建设国家中心城市行动纲要(2017—2035 年)》, 四川成都代管县级市——简阳市, 陕西西安代管区——西咸新区, 山东省地级市——莱芜市并入济南, 吉林长春代管县级市——公主岭市。与此同时, 国家层面不断强调要增强中心城市的综合承载力和资源优化配置能力。这意味着中国的空间发展政策正发生变化, 从以沿海对外开放、西部大开发、中部崛起和东北振兴为代表的“梯度推进”模式, 转换到设立国家中心城市与国家级新区和推动城市群一体化发展的“中心辐射”模式^[1]。“强省会”战略的一个重要表现就是

省会城市具有更高的人口首位度, 进而呈现单中心化的特征。随之而来的问题是, 这种“中心辐射”模式是否真的有效? 具体而言, 偏单中心化的人口空间布局是否能拉动整个省域的经济发展的呢? 现有的理论和实证研究尚不足以直接回答这一问题。

本文基于全球人口数据和土地利用数据识别实体城市并提取其常住人口, 构建 2000—2015 年中国省域人口空间结构数据库, 分析全国省域人口空间结构的时空格局, 并探究人口空间结构对省域经济绩效的影响。与以往文献相比, 本文探索了以往较少涉及的省域人口空间结构对经济绩效的影响及其内在机制, 尝试解决由于常住人口数据不可得导致的人口空间结构测度误差问题, 借以处理经济发展会反向影响人口空间结构的因果识别问题。研究不仅为深入理解人口空间结构的

收稿日期: 2021-03-12; 修订日期: 2021-08-24

基金项目: 国家社会科学基金重大项目 (17ZDA068)、国家自然科学基金项目 (41901184、42071210)、中国博士后科学基金项目 (2019M650080、2020T130194) 资助。[Foundation: Major Program of National Social Science Foundation of China (17ZDA068), National Natural Science Foundation of China (41901184, 42071210), China Postdoctoral Science Foundation (2019M650080, 2020T130194).]

作者简介: 孙斌栋 (1970—), 男, 河北阜平人, 教授, 博导, 主要从事城市地理、经济地理与城市规划研究。E-mail: bdsun@re.ecnu.edu.cn

通讯作者: 李琬。E-mail: lw1436@163.com

动力机制——集聚经济和集聚不经济的博弈提供了实证证据,且有助于从人口空间结构的角度回应现阶段“强省会”发展战略是否有效,检验新时期“中心辐射”空间发展模式的有效性,为中国新型城镇化战略实施提供参考。

1 理论框架及相关文献综述

以克鲁格曼为代表的新经济地理学在规模报酬递增的框架下把空间纳入了主流经济学模型,诠释了集聚经济和集聚不经济影响区位选择的作用机制,集聚经济和集聚不经济也成为分析人口空间结构影响经济绩效的关键理论。除此之外,大尺度的区域人口空间结构还涉及多个空间主体之间相互作用的理论,主要包括网络外部性和集聚阴影理论,这 2 个理论又被称为“区域性的集聚经济和集聚不经济(neighboring agglomeration economies and diseconomies)”^[2]。具体而言,资源要素在空间上集聚,会通过学习、共享、匹配等机制获得集聚经济^[3-5],进而借助交通、信息等不断完善的基础设施实现网络外部性^[6],先“虹吸”再“辐射”,“以点带面”地促进整个地区的经济发展。按照这个逻辑,“强省会”的人口空间结构有助于提升省域经济效率。然而,理论上还存在另一种可能,“强省会”的策略并非一定有利于整个省域经济发展。首先,资源的过度集聚会产生诸如拥堵、污染、高房价、公共卫生危机等集聚不经济的效应^[7,8],高首位度的省会城市会日渐掣肘于自身这一瓶颈;其次,省会城市对周边地区资源要素的“虹吸”会使得周边地区形成一个不利于发展的阴影区,产生“灯下黑”的集聚阴影效应^[9-11],进而不利于整个地区的发展(图 1)。因此,从理论上判定“强省会”的单中心空间结构是否有利于整个省域经济发展,取决于上述 2 种不同效应的对比。

“强省会”的人口空间结构能否提高经济效率在实证检验上也面临诸多挑战。第一,人口空间结构的测度往往存在误差。受制于现有公开数据的统计口径,空间结构的测度很难基于常住人口的城市实体。一般而言,统计年鉴上的户籍人口与真实的常住人口在规模上相距甚远,且通常高估了小城市的人口规模,而低估了大城市的人口规模,这就使得人口向首位城市集聚的现象会在数据上被“掩盖”。而且基于可操作考虑,现有年

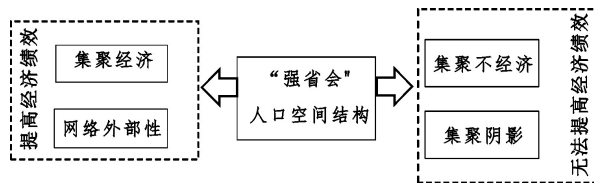


图 1 “强省会”的人口空间结构对经济绩效影响的理论框架

Fig.1 The theoretical framework of the impact of population spatial structure with a strong capital on economic performance

鉴统计的人口均是一定行政范围内的全部人口,这就不可避免地将一些破碎的人口集聚区统计为同一个城市,或导致空间上连续分布的人口由于被行政边界切分而归入不同的城市。这些都使得人口空间结构在测度上出现偏误。第二,人口空间结构和经济发展是互为因果的。举例来说,不仅人口向省会集聚的单中心式空间结构会促进省会的经济发展,这种由单中心引致的经济发展也会使其后续发展锁定该路径,进而使人口空间结构布局更加单中心化。这种双向因果关系会使得实证结果的可信性大打折扣。尽管上述两方面的实证挑战是人口空间结构研究领域普遍认可的难题和前沿^[12,13],但在现有省域尺度人口空间结构影响经济绩效的研究中,这两个实证挑战均未得到良好应对。谢小平等^[14]、徐长生等^[15]分别基于统计年鉴人口测度了省域首位度以及赫芬达尔指数,这就使人口空间结构的测度存在一定偏误。刘修岩等^[16]虽然较好的解决了空间结构的测度问题,但并未处理人口空间结构和经济绩效二者间的反向因果关系。

总之,上述理论和实证研究为人口空间结构和经济绩效关系的分析提供了许多有价值的洞见,但仍存在诸多不足,人口空间结构对经济绩效的作用尚不确定,人口空间结构的测度尚存误差,人口空间结构与经济发展的反向因果问题尚未得到良好处理。

2 省域人口空间结构的测度及其时空特征

2.1 实体城市及其人口的识别和提取

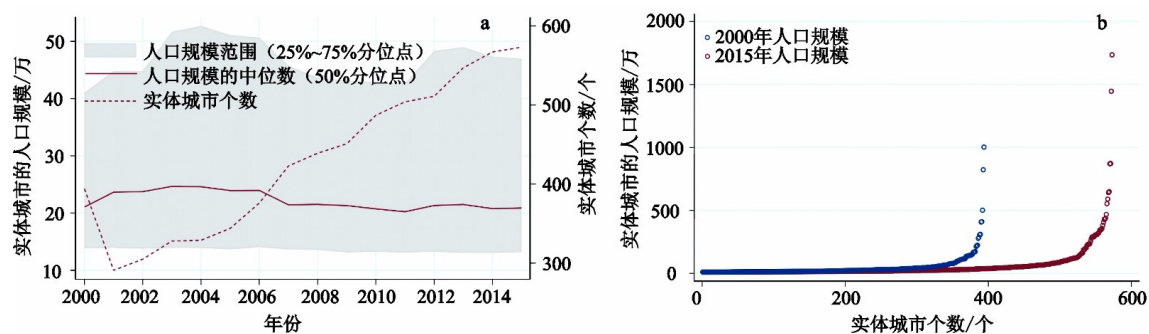
准确识别城市实体并提取与之相应的常住人口规模是可靠地测度人口空间结构的前提,也是空间结构实证研究中面临的一大挑战。中国的城

市范围与行政地域紧密相关,但行政地域往往还包含了乡村地区^[17,18],因此简单地以行政范围代替城市实体必然使得人口规模在统计时出现偏差,无法准确地反映中国城市的真实情况。然而,关于如何界定中国的城市实体一直缺乏公认的标准。2008年国务院发布的《统计上划分城乡的规定》给出了最新的城市实体地域官方界定,但这一标准总体上仍属于定性判断,可操作性有限。与此同时,随着遥感技术的进步,越来越多的研究开始借助遥感影像提取不透水面来识别城市实体^[19]。不透水面主要由阻碍水自然渗入土壤的人工建筑物组成,是人类居住区的主要用地类型划分依据^[20],能切实反映出城市景观的空间范围。除了真实的城市景观外,规模也是识别实体城市的一个重要指标,只有当人口聚集到一定的规模,才能称其为城市^[21]。因此,本文利用欧洲航天局(European Space Agency, ESA)发布的全球土地利用数据提取不透水面用地($0.3\text{ km}\times 0.3\text{ km}$),并结合美国能源部橡树岭国家实验室开发的LandScan的全球人口数据,重新识别了中国城市实体。其中,LandScan是能真实反映常住人口(包括就业和居住)的数据库,是全球最为准确、可靠,具有最佳分辨率($1\text{ km}\times 1\text{ km}$)的全球人口动态统计分析数据库。本文具体识别城市地区中未包含中国港澳台地区。

本文识别实体城市并提取人口的具体过程如下:①将ESA用地数据重新采样到与人口数据相同的分辨率,即 $1\text{ km}\times 1\text{ km}$;②提取欧洲航天局用地数据中的不透水面用地作为候选实体城市区域,并与人口数据进行空间匹配,剔除无人口数据的不透水面;③将空间相邻且有人口数据的不透水面进行合并,得到连片的人口聚集区。在这

些连片集聚区中,部分年份出现了跨越地级市边界的连片不透水面,如江门-中山-佛山-广州-东莞-深圳-汕头-潮州-揭阳和杭州-绍兴。据此判断这种连片很可能是基础建设一体化的结果,而非已经真正地实现了同城化,因此在识别时进一步使用地级市行政区边界对这些跨越地级市边界的连片不透水面进行了切割;④以10万人口作为城市门槛,提取人口大于门槛人口的聚集区作为实体城市,并提取其上相应的人口规模。事实上,对于城市规模的门槛一直存在争议。国际上常以10万人口作为城市的识别门槛^[22,23],国内学者在识别城市时也多使用10万人口作为划分中国城市与县城的界限^[24],因此本文也沿袭了这一做法。

图2展示了基于上述数据和方法所识别出的实体城市个数(图2a)及其人口规模(图2b)。首先,从识别实体城市的规模来看,本文识别的实体城市基本可靠。图2a中城市的人口规模的中位数约为22万人,且中位数偏向靠近25%分位点而相对远离75%分位点,这反映了中国小城市数量多且存在超大规模的特大城市的事实。2000年和2015年的城市个数和规模(图2b)也同样证实绝大部分的实体城市规模偏小,但超过500万人口的城市其人口规模在15年间有大幅增长。其次,从实体城市的个数来看,城市个数随着时间的推移稳定增加,这也与中国城镇化不断推进的事实相符。最后,从实体城市的空间分布来看,本文的识别亦是可信的。这些城市主要分布在城镇化水平相对较高的胡焕庸线以东地区,实体城市的空间范围随着年份的增加也不断扩大。东部地区识别的实体城市主要包括行政意义上的地级市和发展相对较好的县级城市,如广东梅州市行政区范



未含港澳台数据

图2 中国实体城市个数及其人口规模

Fig.2 The number and population size of physical urban area in China

围内识别出 3 个实体城市(梅州市、兴宁市和五华县);中部地区的实体城市则主要是地级市,如湖北省每个地级市行政区范围基本对应一个实体城市;西部地区的实体城市相对较少,甚至部分城镇化落后的地级市无法识别出实体城市,如四川省的甘孜县和阿坝藏族羌族自治州。

2.2 人口空间结构的测度

基于上述识别的实体城市及人口规模,本文参考以往文献^[25-27],使用 3 种常见的测度指标来衡量人口空间结构:首位度指数、赫芬达尔指数和帕累托指数。首位度指数(Primacy)是指省域内省会城市人口规模占整个省域的人口比重,公式如下:

$$P = S_1 / S \quad (1)$$

式中, P 为首位度指数, S_1 表示省会城市的人口规模, S 表示全省人口总数。该指数越大,表明省会城市的人口空间结构越趋向单中心,反之,人口空间结构则趋向多中心。

本文的首位度指数特指省会首位度,主要考虑到本文对省会城市的特殊关注。事实上,绝大部分省的首位城市即为省会城市,在识别的实体城市中,只有山东省、福建省和广东省部分年份的首位城市不是省会城市。此外,本文也尝试过使用首位城市规模与全省人口之比作为首位度指数,其分析结果与省会首位度保持一致。

赫芬达尔指数(HHI)被定义为省域内各城市人口规模占总人口比重的平方和,计算公式如下:

$$H = \sum_{i=1}^n \left(\frac{S_i}{S} \right)^2 \quad (2)$$

式中, H 为赫芬达尔指数, S_i 为省域内第 i 个城市的人口规模, n 为省域内城市的个数。与 Primacy 重点关注首位城市相比,HHI 通过平方项放大了省域内规模相对较大的城市的权重,该指数越高,省域人口空间结构越趋向单中心分布,反之则趋向多中心分布。

帕累托指数(Pareto)则是通过拟合城市位序和规模的对数关系来衡量人口的空间分布。为最大限度地降低拟合时可能出现的估计偏差,将位次减去 1/2 处理^[28],具体公式如下:

$$\ln(R_i - 0.5) = \alpha - \beta \ln(S_i), \quad (3)$$

式中, R_i 表示城市 i 在省域内的人口规模排序, α 为常数, β 为帕累托指数。与前 2 个指数相比,

Pareto 对省域中所有的城市赋予相同的权重,且与前 2 个指数不同,该指数越大,人口空间结构越趋向于多中心分布,反之则趋向单中心分布。

2.3 省域人口空间结构的典型特征

在进行实证分析之前,本文首先展示了所识别省会实体城市在人口规模上的变化(图 3)。整体而言,中国所有省会城市在 2000—2015 年的人口规模都得到了显著增加。从增长的绝对值来看,广州、杭州、成都、武汉、南京等发展基础较好的省会人口增加最多,其中广州 15 a 间人口增加了 464 万,而海口、西宁、兰州、银川等省会的吸引力有限,人口增加相对较少。从增长的相对值来看,乌鲁木齐、银川、贵阳、合肥的增幅最大,其中乌鲁木齐在 15 a 间人口的相对增长率为 707%,银川为 528%,中西部地区人口朝地区性大城市集中的趋势明显。

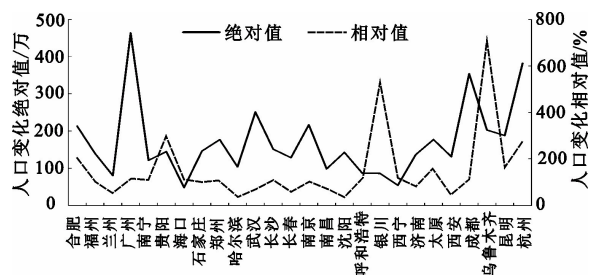


图3 2000—2015 年部分省会城市人口变化

Fig.3 The population change in provincial capital cities in 2000-2015

结合人口空间结构指数,通过分析人口空间结构的马尔科夫转换概率矩阵(表 1),探索省域人口空间结构的时间趋势。为计算马尔科夫转换概率矩阵,需要将人口空间结构明确的分为单中心和多中心两类。参考以往研究^[29],本文分别采用绝对值和相对值将人口空间结构进行划分。其中,单、多中心人口空间结构分界线的相对值取全部省域人口空间结构指数的均值和中位数,绝对值则选择 1(帕累托分布公认的稳态值)和 0.5(首位城市人口规模占全省的 1/2)。需要指出的是,空间结构的变化具有连续性,因此单中心和多中心的划分并非绝对的。此处依据某一门槛进行划分是为了更加清晰地揭示人口空间结构转变的规律性。

由表 1 可知,矩阵对角线上(人口空间结构保持原状态)的概率值普遍大于非对角线(人口空间

表1 省域单/多中心人口空间结构的马尔科夫转换概率矩阵

Table 1 Markov transition matrix for provincial mono-/polycentric population spatial structure

划分依据			2015年					
			首位度指数		赫芬达尔指数		帕累托指数	
			多中心	单中心	多中心	单中心	多中心	单中心
2000年	均值	多中心	0.833	0.167	0.944	0.056	0.588	0.412
		单中心	0	1	0.250	0.750	0.333	0.667
	中位数	多中心	0.813	0.187	0.813	0.187	0.353	0.647
		单中心	0	1	0	1	0.333	0.667
	1或0.5	多中心	0.947	0.053	—	—	0.667	0.333
		单中心	0	1	—	—	0.5	0.5

注:矩阵中每个数值代表了2000—2015年省域从横行空间结构状态转换到纵列空间结构状态的概率;由于赫芬达尔指数含义不直观,未采用绝对值对其进行划分;未含西藏、港澳台数据。

结构状态发生变化),且绝大部分对角线上概率值均在50%以上,最高达100%,即在研究时段内中国省域人口空间结构整体相对稳定,大多数保持原有的状态。进一步地,从表示人口空间结构状态发生转变的非对角线上的概率来看,多中心向单中心转变的概率基本大于反方向转变概率,其中多中心向单中心转变的平均概率为25.5%,而单中心向多中心转变的平均概率仅为17.7%。总体来说,中国省域人口空间结构的时间演变较为缓慢,存在单中心化的微弱趋势。

由于人口空间结构在时间上具有稳定性,本文使用2015年省域人口空间结构指数描述各省人口空间结构的基本空间格局。据图4,青海、宁夏、四川、陕西、云南等中西部地区省份的人口空间结构相对偏单中心分布(颜色越深表明人口空间结构越偏向单中心),而东部沿海地区省份的人口空间结构更倾向于多中心。造成这种空间分布的原因可能是东部沿海地区的大城市往往面临严峻的高地/房价、交通拥堵等“城市病”问题,同时东部地区适合发展的空间充足,中小城市发展繁荣,这就导致了人口布局的相对分散;而在中西部地区,由于发展受自然条件、基础设施等因素掣肘,人口往往集中于省内中心城市,进而使其人口空间结构呈现偏单中心特点。

3 人口空间结构与经济绩效

3.1 研究模型与数据

借鉴以往相关研究^[12,30],本文采用修正后的柯布-道格拉斯生产函数来分析省域人口空间结构

对其经济绩效的影响,基本模型方程如下:

$$Y = AK^k L^l H^h \quad (4)$$

式中, Y 为总产出, K 为固定资本存量, L 为劳动力, H 为人力资本存量, k 、 l 、 h 为弹性系数,效率参数 A 反映了省域城市人口空间结构、集聚经济等对产出的影响。由于规模报酬不变($k+l+h=1$),方程(4)可以改写为:

$$\left(\frac{Y}{L}\right) = A \left(\frac{K}{L}\right)^k \left(\frac{H}{L}\right)^h \quad (5)$$

式中,人均产出是人均固定资本存量、人均人力资本存量以及效率项 A 的函数,对方程(5)两边同时取对数,将乘法形式转换成线性随机形式,方程如下:

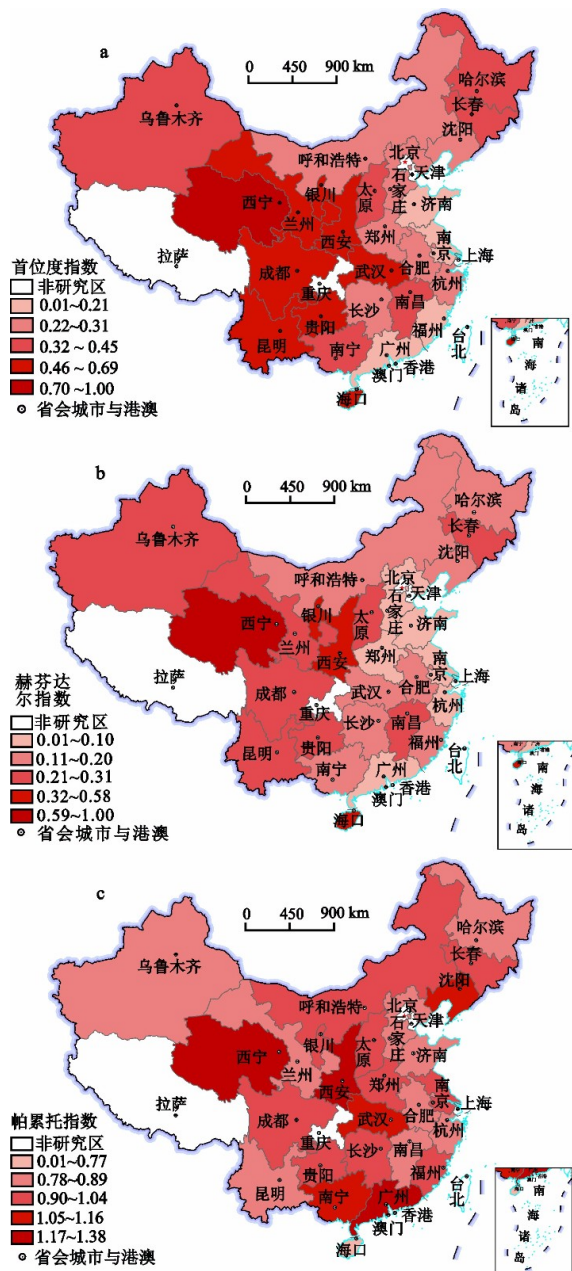
$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \theta_0 + k \ln\left(\frac{K}{L}\right) + h \ln\left(\frac{H}{L}\right) + \sum_j \theta_{j+1} X_j + \epsilon \quad (6)$$

效率项在方程(6)中转化为一组系数为 θ_{j+1} 的变量 X_j ,包括人口空间结构、人口规模(人)、土地面积(km^2)、产业结构(%)、外资干预(%)、政府干预(%)、道路基础设施($\text{km}/\text{人}$)以及地区和时间固定效应, θ_0 为常数项, ϵ 则为随机扰动项。

作为被解释变量的经济绩效采用2000—2015年各省实际GDP总量除以识别的城市人口规模来衡量,其中GDP数据去除了第一产业产值,并根据平减指数调整为2000年不变价;核心解释变量人口空间结构指数,采用首位度指数、赫芬达尔指数和帕累托指数来测度。

其余解释变量及其数据来源具体说明如下:

① 人口规模与土地面积: 本文将基于人口和用地



审图号 GS(2019)1825 号; 未含西藏、港澳台数据
图 4 2015 年人口空间结构指数的地理分布

Fig.4 The geographical distribution of population spatial structure indexes in 2015

数据提取的实体城市人口和土地面积数据汇总到省域, 得到省域层面上所有实体城市的人口规模与土地面积。人口规模和土地面积均为集聚效应的代理变量^[4], 二者相互影响, 须同时纳入分析。

② 人均固定资本存量与人均人力资本存量: 物质和人力资本是公认的影响经济绩效的重要因素^[31,32]。固定资本存量采用永续盘存法, 以 2000 年资本存量为基期计算而来; 人力资本存量参考彭国华^[33],

以不同受教育程度劳动力的比例为权重计算出各省各年劳动力平均受教育年数, 再结合教育回报率系数计算而来, 数据来自《中国劳动统计年鉴》^[34]。

③ 政府干预与外资干预: 一般而言, 适当的政府干预和外商投资有助于区域经济发展, 但过度的政府干预和外商投资也会导致市场扭曲以及外资干预。本文分别采用除去科技、教育、卫生、国防支出后的地方财政支出占 GDP 的比重以及实际利用外商直接投资额占 GDP 的比重来表示政府和外资干预, 其中外商直接投资额根据每年平均汇率转化为人民币计价, 数据来自各省统计年鉴。

④ 产业结构: 产业结构优化升级是经济持续增长的推动力, 本文采用第二产业和第三产业增加值之比来表示产业结构。⑤ 道路基础设施: 良好的道路基础设施能促进贸易往来, 并刺激知识传播, 进而带来经济增长。文中采用人均等级公路里程表示道路基础设施水平。⑥ 固定效应: 包括地区效应、时间效应、分地区的时间效应, 其中分地区的时间效应为省域虚拟变量与年份虚拟变量的乘积, 用来更加细致地控制各个省自身的时间趋势。另外, 本文的研究对象中不包括直辖市、港澳台和西藏, 即本文只囊括 2000—2015 年 26 个省、自治区, 资本、政府、产业结构和道路的数据均来自于《中国统计年鉴》^[35]。

3.2 基准实证结果

采用面板固定效应法分析省域人口空间结构对经济绩效的影响, 回归结果如表 2 所示, 其中模型(1)~(3)中仅加入了人口空间结构以及与之最为密切的集聚效应变量, 模型(4)~(6)则是按照式(4)加入其它控制变量。整体来看, 模型有着较高的解释力, 调整 R^2 高达 0.98。

从核心解释变量的估计结果来看(表 2), 除了 Primacy 外, 在不同的控制变量组合下, 代表单中心程度的 HHI 呈现正显著, 而表示多中心程度的 Pareto 则为负显著。具体来说, 人口空间结构朝单中心变化 1%, 经济效率提高 0.061%~0.101%。

此外, 代表集聚效应的人口规模变量呈现负显著, 土地面积变量正显著, 意味着集聚不经济已经显现, 值得警惕。其他控制变量的结果与以往研究基本一致。表 2 发现人均固定资本存量、人均人力资本存量、偏向二产的产业结构、人均等级公路里程均呈正显著, 促进了经济绩效的提高; 政府支出占 GDP 比重、FDI 占 GDP 比重则为负显著, 这

表 2 基于面板省域人口空间结构与经济绩效

Table 2 The provincial population spatial structure and economic performance with the approach of panel fixed effect

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	首位度指数	赫芬达尔指数	帕累托指数	首位度指数	赫芬达尔指数	帕累托指数
人口空间结构(ln)	-0.013 (-0.489)	0.068*** (3.172)	-0.101*** (-4.072)	0.001 (0.037)	0.062*** (4.205)	-0.061*** (-3.574)
人口规模(ln)	-1.117*** (-42.269)	-1.108*** (-42.638)	-1.145*** (-38.881)	-0.692*** (-17.741)	-0.675*** (-17.826)	-0.682*** (-17.367)
土地面积(ln)	0.041 (1.574)	0.067** (2.525)	0.060** (2.201)	0.054*** (2.975)	0.078*** (4.183)	0.065*** (3.471)
人均固定资本存量(ln)				0.234*** (13.217)	0.239*** (13.790)	0.242*** (13.300)
人均人力资本存量(ln)				0.081*** (3.013)	0.085*** (3.225)	0.082*** (3.101)
政府干预(ln)				-0.134*** (-6.494)	-0.122*** (-6.047)	-0.147*** (-6.347)
外资干预(ln)				-0.005 (-1.358)	-0.008** (-2.195)	-0.007* (-1.724)
产业结构(ln)				0.049*** (3.458)	0.043*** (3.113)	0.039*** (2.668)
道路基础设施(ln)				0.067*** (6.339)	0.070*** (6.795)	0.069*** (6.474)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
各省时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	416	416	393	416	416	393
调整 R^2	0.986	0.987	0.986	0.994	0.994	0.994

注: 1. 由于部分年份省域只识别出1个实体城市, Pareto指数无法计算, 因此(3)和(6)的样本量较其他组有所减少, 下同; 2. 括号内为 t 值, 下同; 3. **、*和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著, 下同; 4. 空白为无此项; 未含西藏、港澳台数据。

就说明过多的政府干预和过度的依赖外资都会给经济绩效带来不利影响。

3.3 反向因果问题的处理

上述发现尚没有处理可能会导致二者关系出现偏误的反向因果问题。为了更加严谨地识别人口空间结构对经济绩效的影响, 本文进一步使用两阶段最小二乘法(TSLS)和差分 GMM 法重新对二者关系进行检验。这两种方法均为解决反向因果问题的常用方法, 其基本逻辑都在于通过工具变量“过滤”掉经济发展对人口空间结构的反向影响, 使实证结果只反映人口空间结构对经济发展的影响, 但二者工具变量的来源不同。具体来说, TSLS 的工具变量是根据研究主题引入的外生变

量, 本文引入地表坡度为空间结构的工具变量。GMM 的工具变量则是研究模型内嵌的, 对于差分 GMM 而言, 其工具变量为模型中相应变量的多阶滞后变量。需要说明是: ① 本文只使用了差分 GMM 而非系统 GMM, 主要是因为使用系统 GMM 的前提假设之一是被解释变量的增长与个体效应不相关。在本文中, 这一前提就意味着要求经济增长速度与省域特征无关, 而中国各省的经济发展还远非接近稳态的经济体, 各省之间差异明显且对经济增长的影响无法忽略。② 本文使用地表坡度作为工具变量的合理性在于: 一方面坡度较大的地区不利于经济活动大规模面状铺开, 故倾向形成分散的多中心式人口空间结构^[36,37], 表 3

表 3 基于两阶段最小二乘和差分 GMM 的回归结果

Table 3 Regression results based on TSLS and differential GMM

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TSLS			差分GMM		
	首位度指数	赫芬达尔指数	帕累托指数	首位度指数	赫芬达尔指数	帕累托指数
人均GDP滞后项(ln)	—	—	—	0.187*** (8.218)	0.121*** (6.883)	0.234*** (13.715)
人口空间结构(ln)	0.263* (1.759)	0.139** (2.168)	-0.097*** (-2.905)	0.598*** (7.184)	0.586*** (11.215)	-0.059** (-2.106)
人口规模(ln)	-0.612*** (-9.378)	-0.655*** (-15.803)	-0.687*** (-17.894)	-0.244*** (-4.783)	-0.257*** (-6.970)	-0.142*** (-5.384)
土地面积(ln)	0.092*** (3.009)	0.106*** (3.569)	0.071*** (3.777)	0.447*** (16.119)	0.567*** (15.986)	0.150*** (11.815)
人均固定资本存量(ln)	0.236*** (11.029)	0.245*** (13.560)	0.244*** (13.741)	0.462*** (11.236)	0.453*** (12.793)	0.600*** (24.952)
人均人力资本存量(ln)	0.119*** (3.060)	0.089*** (3.349)	0.086*** (3.310)	0.055 (1.005)	0.041 (0.916)	0.109** (2.362)
政府干预(ln)	-0.162*** (-5.488)	-0.108*** (-4.635)	-0.138*** (-5.883)	-0.083** (-2.606)	-0.059** (-2.426)	-0.029* (-1.771)
外资干预(ln)	-0.019** (-2.101)	-0.012** (-2.480)	-0.009** (-2.060)	0.009 (1.343)	0.003 (0.590)	-0.022*** (-3.976)
产业结构(ln)	0.016 (0.657)	0.035** (2.307)	0.036** (2.433)	0.181*** (12.253)	0.167*** (20.587)	0.174*** (14.717)
道路基础设施(ln)	0.081*** (5.405)	0.074*** (6.850)	0.069*** (6.602)	0.225*** (5.147)	0.265*** (7.532)	0.064*** (9.172)
地区固定效应	控制	控制	控制	—	—	—
时间固定效应	控制	控制	控制	—	—	—
各省时间趋势	控制	控制	控制	—	—	—
样本量	416	416	393	364	364	344
调整R ²	0.985	0.990	0.991	—	—	—
C-D Wald F	8.242	20.662	108.891	—	—	—
AR(1)	—	—	—	0.372	0.848	0.001
AR(2)	—	—	—	0.540	0.589	0.008
Hansen	—	—	—	0.484	0.484	0.680

注: 1. 模型(1)C-D Wald F 检验值略低于经验值10, 因此使用对弱工具变量敏感性更低的有限信息最大似然估计(LIML)的两阶段工具变量回归; 2. 模型(6)无法通过GMM残差项的自相关检验, 故不宜对此模型进行过多解读; 3. “—”为无此项; 未含西藏、港澳台数据。

的 C-D Wald F 检验值也从统计上确认坡度基本达到了工具变量相关性的要求。另一方面作为自然地理因素, 地表坡度难以对本文所研究的短时间段的经济增长产生直接影响^[38,39]。为使工具变量具有时变性, 在具体回归中还进一步引入年度虚拟变量与地表坡度进行交互, 获得随时间变化的

工具变量。地表坡度来源于中国科学院地理空间数据云提供的 30 m×30 m DEM 数字高程图。

整体而言, 处理反向因果问题后并未改变本文的核心结论, 即偏单中心的人口空间结构有利于经济绩效的提高。具体来说, 人口空间结构朝单中心变化 1%, 经济效率从原本的提高 0.061% 增

长到 0.097%~0.598%，这都表明人口空间结构对经济的作用在不处理反向因果的模型中很可能被低估了。总之，使用两阶段最小二乘法(TSLS)和差分 GMM 法的回归再次证实，省域人口空间结构确实影响了经济绩效，且人口空间结构趋向单中心对经济绩效有着明显的促进作用。换言之，“强省会”的空间发展模式能提高全省的经济绩效。除此之外，人口规模变量和土地面积依然呈现负显著和正显著，省域中的集聚经济可能仍占据主导地位，但集聚不经济的预兆依然存在。

4 省会人口规模异质性分析

4.1 不同人口规模省域的分组检验

考虑到省域出现集聚不经济的预兆，本部分

按省域人口规模进行分组，进一步检验空间结构对经济绩效的影响是否会在不同人口规模的省份中有所差异。理论上，集聚不经济会随着人口增加而愈加突出，因此在规模相对较大的省域中，集聚不经济很可能占据主导地位进而使得偏单中心的人口空间结构布局不利于提高经济绩效，并预期“强省会”模式很可能失效；而在人口规模相对小的省域中，仍需发挥集聚经济的优势，故而偏单中心的人口空间结构能对经济绩效起到推进作用，十分适用“强省会”模式。

此处使用更加严谨的两阶段最小二乘法和差分 GMM 法分组检验人口空间结构对经济绩效的影响。表 4 发现，不同规模分组下人口空间结构的系数方向基本相反，而在 TSLS 回归中，人口规模

表 4 按人口规模分组的回归结果

Table 4 The regression results by different population size

按人口规模分组的TSLS回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	首位度指数		赫芬达尔指数		帕累托指数	
	大	小	大	小	大	小
人口空间结构(ln)	-3.368 (-1.083)	0.231*** (2.408)	-0.530 (-1.079)	0.130*** (2.820)	0.175** (2.257)	-0.163*** (-2.691)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
各省时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
C-D Wald F	0.029	12.779	1.402	22.742	54.319	20.357
样本量	208	208	208	208	208	185
调整 R^2	0.304	0.990	0.980	0.993	0.995	0.991

按人口规模分组的差分GMM

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	首位度指数		赫芬达尔指数		帕累托指数	
	大	小	大	小	大	小
人口空间结构(ln)	-0.466*** (-3.583)	0.262 (1.651)	-0.347*** (-2.586)	0.190** (2.263)	1.461** (2.190)	-0.119 (-0.581)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	182	182	182	182	182	162
AR(1)	0.592	0.034	0.163	0.046	0.076	0.056
AR(2)	0.951	0.772	0.832	0.585	0.104	0.010
Hansen	0.471	0.343	0.354	0.341	0.800	0.823

注：①“大”表示规模相对大的省份，人口规模超过各省人口规模均值的中位数，“小”表示规模相对小的省份，人口规模低于各省人口规模均值的中位数；②其他控制变量与表2的控制变量一致；未含西藏、港澳台数据。

偏小的省份其人口空间结构通常是显著的, 差分 GMM 回归中, 人口规模偏大省份其人口空间结构通常是显著的。即, 在人口规模相对较小的省份中, 偏单中心的人口空间结构更有可能提高经济绩效; 与之相反, 在人口规模相对较大的省份中, 偏单中心的人口空间结构布局更有可能阻碍经济绩效的提高。即, “强省会”战略更适合规模相对较小的省份; 而人口相对较大的省份, 已经不适合引导人口进一步集聚, “强省会”不再适用。

4.2 基于省会人口规模的机制分析

除了受省域人口规模的影响, 偏单中心的人口空间布局有利于提高省域经济效率的发现也可能与首位城市所处集聚阶段有关。作为绝大多数省域内规模最大的城市, 省会城市往往能最先捕捉到集聚不经济, 而如果省会城市尚未到集聚不经济的阶段, 就可以推断省域中的其他城市也应该处于需要进一步集聚人口发挥集聚经济的阶段。结合偏单中心有利于提高省域经济效率的发现, 可以预期, 首位城市尤其是人口规模相对较小省份中的首位城市很可能仍处于集聚经济阶段。因此本部分聚焦省会城市, 期冀从首位城市所处集聚阶段中探索人口空间结构影响经济绩效的机制。

表 5 模型(1)~(3)展示了省会人口规模及土地面积对省会自身经济发展(即省会人均 GDP)的

固定面板回归结果。受数据获得性限制, 省会层面的固定资本、人力资本指标分别使用人均社会固定资产总额和在校生人均受教育年限来测度, 与省域层面变量略有差异。与预期相悖, 本文发现省会人口规模均表现为负显著, 且相应的省会土地规模也表现为负显著或不显著。换言之, 省会城市人口规模的扩大并不利于其自身经济的发展, 甚至在人口规模较小的省份依然如此, 即中国的省会城市普遍已经进入集聚不经济阶段。这一发现与人口空间布局趋向单中心有利于省域经济绩效的结论方向不一致, 可以两方面结合起来理解:

① 虽然省会城市已经进入集聚不经济阶段, 但其经济效率仍高于省域其他城市, 如 2000—2015 年省会平均人均 GDP 水平(82 190 元/人)远超省域平均水平(41 579 元/人), 这就使得引导人口进入省会城市对整个省域的经济绩效来说仍是有效的。② 省会城市还可能通过“借出”规模或功能^[40,41]辐射带动省域其他城市发展。为此, 本文在表 5 模型(4)~(6)中进一步以包括省会在内的省域人均 GDP 为核心被解释变量, 检验省会城市人口规模的作用。结果发现, 虽然土地面积仍然是负显著或不显著, 但省会城市的人口规模尤其是在人口较小的省份里, 的确倾向于正向影响全省经济绩效。综合这 2 组结果, 本文认为虽然省会城市本身已经普遍进入集聚不经济阶段, 但省会城市

表 5 人口规模与土地面积对省会及省域经济影响机制分析

Table 5 Mechanistic analysis of population size and land area on provincial capital and provincial economy

	省会人均GDP			省域人均GDP		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	大	小	全样本	大	小
省会人口规模(ln)	-0.972*** (-29.049)	-0.786*** (-15.424)	-1.035*** (-16.988)	0.037 (1.508)	0.026 (1.099)	0.072* (1.720)
省会土地面积(ln)	-0.028 (-1.371)	-0.053*** (-2.804)	0.039 (0.963)	-0.038** (-2.198)	-0.094*** (-5.334)	-0.008 (-0.294)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	367	201	166	416	208	208
调整R ²	0.991	0.996	0.985	0.994	0.997	0.992

注: ①“大”表示规模相对大的省份, 人口规模超过各省人口规模均值的中位数, “小”表示规模相对小的省份, 人口规模低于各省人口规模均值的中位数; ②其他控制变量与表2的控制变量一致。③模型(1)~(3)对应的省会层面控制变量为城市层面变量, 数据来自《中国城市统计年鉴》^[35]; 未含西藏、港澳台数据。

的人口集聚仍有利于整个省域经济发展,后者也与基本结论中偏单中心的人口空间结构有利于提高整个省域经济绩效相符。综上,人口空间结构影响经济绩效的机制十分复杂,集聚经济和集聚不经济的博弈在不同的空间尺度表现不尽相同。

5 结论与启示

本文基于全球人口数据和土地利用数据识别了实体城市,构建了2000—2015年中国省域人口空间结构数据库,在分析省域人口空间结构时空格局的基础上,运用固定面板效应法、两阶段最小二乘法和差分GMM法探究了人口空间结构对省域经济绩效的影响,及这种影响对不同规模省域的差异,且从省会的集聚(不)经济的角度分析其内在机制。研究发现:①2000—2015年,中国省会城市的人口规模均得到了显著增加。中国省域人口空间结构的时间演变较为缓慢,存在单中心化的演变趋势;比较而言,中西部地区省域人口空间结构相对单中心化,而东部沿海地区的人口空间结构则相对多中心化。②对所有省份尤其是人口规模相对较小的省份,人口空间结构趋向单中心有助于提高省域经济效率,而从人口规模相对大的省份看,人口空间结构趋向单中心很可能不利于省域经济效率的提高。③省会城市自身已经初显人口规模(甚至包括土地规模)的集聚不经济迹象。

基于以上研究我们可以得到以下启示。首先,以“强省会”战略为代表的“中心辐射”空间发展模式值得期待,尤其是在人口规模相对较小的省份。其次,警惕伴随“强省会”而来的集聚不经济。目前集聚不经济的预兆在省域层面上已经开始显现,且省会城市已普遍进入集聚不经济阶段,亟需通过加大交通等基础设施建设,或加强城市智能管理等治理“大城市病”。同时,鉴于偏单中心的人口空间结构有助于提高省域经济效率,引导人口向省会以外的其他大城市集聚以培育省域副中心城市是值得重视的新思路。需要特别指出的是,单中心人口空间结构倡导的是人口的相对集聚,绝非单单引导人口流向首位城市。最后,要关注“强省会”战略背景下的中小城市发展,人口空间结构趋向单中心有利于省域经济绩效提高并不意味着对中小城市放任不管。可能的思路是,对于发展基础比较好的中小城市,要注重打通与省会城市联

系的通道,建立有效的产业分工协作,切实发挥省会的辐射带动作用;而对于可能出现收缩的中小城市,需理性看待并转变城市惯性的增量发展思路,引导“精明收缩”。

本文也存在一些不足,尤其是对人口空间结构影响经济绩效的机制分析仍是相对初步的,未来研究需要进一步深化对集聚经济和集聚不经济这组矛盾动力源的探索。

参考文献(References):

- [1] 徐琴. 省域发展的空间逻辑——兼论“强省会”战略的地方实践[J]. *现代经济探讨*, 2020(6): 107-110. [Xu Qin. The spatial logic of provincial development: Local practice of “Strong provincial capital” strategy. *Modern Economic Research*, 2020(6): 107-110.]
- [2] Sun B, Li W, Zhang Z et al. Is polycentricity a promising tool to reduce regional economic disparities? Evidence from China's prefectural regions[J]. *Landscape and Urban Planning*, 2019, 192: 103667.
- [3] Duranton G, Puga D. Micro-foundations of urban agglomeration economies[M]//Henderson J V et al. Handbook of regional and urban economics (Volume 4). Amsterdam: Elsevier-North Holland, 2004: 2063-2117.
- [4] Combes P P, Gobillon L. The empirics of agglomeration economics[M]//Duranton G et al. Handbook of regional and urban economics (Volume 5). Amsterdam: Elsevier-North Holland, 2015: 247-348.
- [5] Roca J D L, Puga D. Learning by working in big cities[J]. *Review of Economic Studies*, 2017, 84(1): 106-142.
- [6] Glaeser E L, Ponzetto G A M, Zou Y. Urban networks: Connecting markets, people, and ideas[J]. *Papers in Regional Science*, 2016, 95(1): 17-59.
- [7] Richardson H W. The costs of urbanization: A four-country comparison[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1987, 35(3): 561-580.
- [8] Combes P P, Duranton G, Gobillon L. The costs of agglomeration: House and land prices in French cities[J]. *The Review of Economic Studies*, 2019, 86(4): 1556-1589.
- [9] Fujita M, Krugman P R, Venables A J. The spatial economy: Cities, regions, and international trade[M]. Cambridge: The MIT Press, 1999.
- [10] 孙东琪, 张京祥, 胡毅, 等. 基于产业空间联系的“大都市阴影区”形成机制解析——长三角城市群与京津冀城市群的比较研究[J]. *地理科学*, 2013, 33(9): 1043-1050. [Sun Dongqi, Zhang Jingxiang, Hu Yi et al. The formation of metropolitan shadow from the perspective of industry spatial contacts: A comparison between Changjiang River Delta and Beijing-Tianjin-Hebei metropolitan region. *Scientia Geographica Sin-*

- ica, 2013, 33(9): 1043-1050.]
- [11] 孙斌栋, 丁嵩. 大城市有利于小城市的经济增长吗?——来自长三角城市群的证据[J]. 地理研究, 2016, 35(9): 1615-1625. [Sun Bindong, Ding Song. Do large cities contribute to economic growth of small cities? Evidence from Yangtze River Delta in China. *Geographical Research*, 2016, 35(9): 1615-1625.]
- [12] Meijers E J, Burger M J. Spatial structure and productivity in US metropolitan areas[J]. *Environment and Planning A*, 2010, 42(6): 1383-1402.
- [13] Li W, Sun B, Zhao J et al. Economic performance of spatial structure in Chinese prefecture regions: Evidence from night-time satellite imagery[J]. *Habitat International*, 2018, 76: 29-39.
- [14] 谢小平, 王贤彬. 城市规模分布演进与经济增长[J]. 南方经济, 2012(6): 58-73. [Xie Xiaoping, Wang Xianbin. The evolution of city size distribution and economic growth. *South China Journal of Economics*, 2012(6): 58-73.]
- [15] 徐长生, 周志鹏. 城市首位度与经济增长[J]. 财经科学, 2014, 9(9): 59-68. [Xu Changsheng, Zhou Zhipeng. Law of the prime city and economic growth. *Finance & Economics*, 2014, 9(9): 59-68.]
- [16] 刘修岩, 李松林, 秦蒙. 城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择[J]. 管理世界, 2017(1): 51-64. [Liu Xiuyan, Li Songlin, Qin Meng. Urban spatial structure and regional economic efficiency: A model choice for China's urbanization development path. *Management World*, 2017(1): 51-64.]
- [17] 周一星, 史玉龙. 建立中国城市的实体地域概念[J]. 地理学报, 1995, 50(4): 285-301. [Zhou Yixing, Shi Yulong. Toward establishing the concept of physical urban area in China. *Acta Geographica Sinica*, 1995, 50(4): 285-301.]
- [18] 威伟, 王开泳. 中国城市行政地域与实体地域的空间差异及优化整合[J]. 地理研究, 2019, 38(2): 207-220. [Qi Wei, Wang Kaiyong. City administrative area and physical area in China: Spatial differences and integration strategies. *Geographical Research*, 2019, 38(2): 207-220.]
- [19] Gong P, Li X, Zhang W. 40-Year (1978-2017) human settlement changes in China reflected by impervious surfaces from satellite remote sensing[J]. *Science Bulletin*, 2019, 64(11): 756-763.
- [20] 匡文慧. 城市土地利用/覆盖变化与热环境生态调控研究进展与展望[J]. 地理科学, 2018, 38(10): 1643-1652. [Kuang Wenhui. Advance and future prospects of urban land use/cover change and ecological regulation of thermal environment. *Scientia Geographica Sinica*, 2018, 38(10): 1643-1652.]
- [21] 江曼琦, 席强敏. 中国主要城市化地区测度——基于人口聚集视角[J]. 中国社会科学, 2015(8): 26-46+204-205. [Jiang Manqi, Xi Qiangmin. Identification of main urbanized areas in China—The perspective of population agglomeration. *Social Sciences in China*, 2015(8): 26-46+204-205.]
- [22] Henderson J V, Wang H G. Urbanization and city growth: The role of institutions[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2006, 37(3): 283-313.
- [23] Rosen K T, Resnick M. The size distribution of cities: An examination of the Pareto law and Primacy[J]. *Academic Press*, 1980, 8(2): 165-186.
- [24] 万庆, 吴传清, 罗翔, 等. 中国城市规模分布时空演化特征——基于“五普”和“六普”人口统计数据的实证研究[J]. 经济地理, 2018, 38(4): 81-90. [Wan Qing, Wu Chuanqing, Luo Xiang et al. Spatial and temporal evolution characteristics of China's city size distribution. *Economic Geography*, 2018, 38(4): 81-90.]
- [25] Hall P G, Pain K. The polycentric metropolis: Learning from mega-city regions in Europe[M]. London: Earth Scan, 2006.
- [26] Meijers E J. Measuring polycentricity and its promises[J]. *European Planning Studies*, 2008, 16(9): 1313-1323.
- [27] 覃成林, 李红叶. 西方多中心城市区域研究进展[J]. 人文地理, 2012, 27(1): 6-10. [Qin Chenglin, Li Hongye. Progress of studies on polycentric urban region in western countries. *Human Geography*, 2012, 27(1): 6-10.]
- [28] Gabaix X, Ibragimov R. Rank-1/2: A simple way to improve the OLS estimation of tail exponents[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2011, 29(1): 24-39.
- [29] 李琬, 孙斌栋, 刘倩倩, 等. 中国市域空间结构的特征及其影响因素[J]. 地理科学, 2018, 38(5): 672-680. [Li Wan, Sun Bindong, Liu Qianqian et al. The features and determinants of spatial structure in Chinese prefecture-level city regions. *Scientia Geographica Sinica*, 2018, 38(5): 672-680.]
- [30] Zhang T, Sun B, Li W. The economic performance of urban structure: From the perspective of polycentricity and monocentricity[J]. *Cities*, 2017, 68: 18-24.
- [31] 杜群阳, 俞航东. 中国多维城市空间结构与地区收入差距[J]. 地理科学, 2020, 40(5): 720-729. [Du Qunyang, Yu Hangdong. Multidimensional urban spatial structure and regional income disparity. *Scientia Geographica Sinica*, 2020, 40(5): 720-729.]
- [32] Schultz T W. Investment in human capital[J]. *The American Economic Review*, 1961, 51(1): 1-17.
- [33] 彭国华. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J]. 经济研究, 2005(9): 19-29. [Peng Guohua. The disparity of income, TFP and the convergence hypothesis in Chinese provinces. *Economic Research Journal*, 2005(9): 19-29.]
- [34] 国家统计局. 中国劳动统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2000-2015. [National Bureau of Statistics. China labour statistical yearbook. Beijing: China Statistics Press, 2000-2015.]
- [35] 国家统计局. 中国统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2000-2015 [National Bureau of Statistics. China statistical yearbook. Beijing: China Statistics Press, 2000-2015.]
- [36] 黄光宇. 山地城市空间结构的生态学思考[J]. 城市规划, 2005(1): 57-63. [Huang Guangyu. Ecological thinking over spatial structure of hilly city. *City Planning Review*, 2005(1): 57-63.]
- [37] 罗瑾, 刘勇, 岳文泽, 等. 山地城市空间结构演变特征: 从沿河

- 谷扩展到多中心组团式扩散[J]. 经济地理, 2013, 33(2): 61-67. [Luo Jin, Liu Yong, Yue Wenzhe et al. Evolution of urban spatial structure in a mountainous city: Transforming from linear expansion along valleys to polycentric urban development. *Economic Geography*, 2013, 33(2): 61-67.]
- [38] 刘冲, 周黎安. 高速公路建设与区域经济发展: 来自中国县级水平的证据[J]. 经济科学, 2014(2): 55-67. [Liu Chong, Zhou Li'an. Highway construction and regional economic development: Evidence from China at the county level. *Economic Science*, 2014(2): 55-67.]
- [39] 孙超, 唐云锋. 城市房价波动与产业结构调整——来自空间溢出视域的经验证据[J]. 产业经济研究, 2020(5): 100-113. [Sun Chao, Tang Yunfeng. Urban house price fluctuation and industrial structure adjustment: Empirical evidence from the spatial spill-over horizon. *Industrial Economics Research*, 2020(5): 100-113.]
- [40] Alonso W. Urban zero population growth[J]. *Daedalus*, 1973, 102(4): 191-206.
- [41] Meijers E J, Burger M J, Hoogerbrugge M M. Borrowing size in networks of cities: City size, network connectivity and metropolitan functions in Europe[J]. *Papers in Regional Science*, 2016, 95(1): 181-198.

Characteristics and Impact of Population Spatial Structure on Economic Performance in China Based on Spatial Identification of Physical Cities

Sun Bindong^{1,2,3}, Zhang Zhifan^{1,2,3}, Li Wan^{1,2,3,4}

(1. *The Center for Modern Chinese City Studies, East China Normal University, Shanghai 200062, China*; 2. *Research Center for China Administrative Division, East China Normal University, Shanghai 200241, China*; 3. *Institute of Eco-Chongming, Shanghai 202162, China*; 4. *Business School, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, Henan, China*)

Abstract: Based on the global population data from LandScan and land use data released by the European Space Agency, this paper identifies physical urban areas and extracts their populations. On this basis, we constructed a database of the population's spatial structure of China's provinces for 2000-2015 and analyzed the spatial and temporal patterns of provincial population spatial structure. Further, this paper uses fixed panel, two-stage least square method and difference GMM method to investigate the effect of population spatial structure on provincial economic performance, and how this effect varies across different sizes. We also probe the underlying mechanisms from the perspective of the agglomeration (dis) economy of the provincial capital. The following findings were reached. First, during the period 2000-2015, the population size of all provincial capitals in China has increased significantly. In terms of the spatial structure index, the temporal evolution of China's provincial population spatial structure is relatively modest, with a tendency towards monocentricity; in the central and western regions, the provincial population spatial structure is relatively monocentric, while in the eastern coastal regions the population spatial structure tends to be polycentric. Second, for all provinces, especially those with relatively small populations, a monocentric population spatial structure facilitates economic efficiency throughout the province. Third, judging from the economic development of the provincial capital cities themselves, China's capital cities have entered the stage of agglomeration diseconomy, while considering the economic development of the whole province, the provincial capital cities have a clear boosting effect.

Key words: “Strong provincial capitals” strategy; population spatial structure; monocentricity of population spatial structure; economic performance; provincial territory