

我国中部地区城市群多中心结构的生长效应¹

王磊，李成丽

(武汉大学中国中部发展研究，湖北武汉 430072)

【摘要】多中心城市群是要素在经过多重集聚扩散后形成的空间均衡，已成为城市群发展的政策目标。我国城镇化水平发展时间较短，地区差异较大，因此需结合具体城市群的发展阶段研究其空间优化问题。基于 2005~2014 年中部六大城市群的市域数据，从人口规模分布和产业空间布局两个维度出发，定量分析其城市群空间结构对地区经济增长的影响。研究表明：(1) 在控制了其他影响因素之后，城市群人口空间结构会对经济增长的影响呈现倒“U”型曲线特征，即由单中心向多中心结构转变；(2) 产业布局的空间集中对城市群经济增长具有正向促进作用。这一结论对中部地区如何合理有效引导要素等资源流动来拓展发展新空间、优化发展新格局和提升经济发展效率和城镇化质量具有一定的参考价值 and 政策意义。

【关键词】多中心城市群 人口规模分布 业空间布局 经济增长 中部地区

【中图分类号】 F129.9 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004-8227 (2018) 10-2231-10

DOI: 10.11870/cjlyzyyhj201810009

20 世纪 80 年代以来，随着经济全球化和区域经济一体化的不断发展，一方面全球范围的要素资源不断向发达国家和地区的特大城市集聚，形成了具有较高密度的全球城市，另一方面为了避免集聚不经济，包括创新在内的一些人口和经济活动又开始向其边缘区转移。要素经过多重不断的集聚和扩散，从而产生了在形态和功能上具有多中心特征的城市群。城市之间通过便捷的交通和通讯走廊产生联系，实现了总体经济效应的最大化。因此，作为城市群发展的高级阶段，多中心城市群已成为席卷全球的趋势。在欧洲，多中心已成为各层次空间规划的理论工具与政策目标。在北美，多中心也被列入美国 2050 远景规划的重要议题。我国在《主体功能区规划》、《新型城镇化规划》、《十三五规划》等重要国家战略中，也明确提出了多中心网络化的开发格局。

2016 年，我国城镇化水平已经达到 57.35%，与世界平均水平基本持平，不仅与发达国家 80% 的城镇化水平还存在相当距离，而且城镇化发展不均衡不充分的问题比较突出。不均衡表现为不同地区之间的城镇化发展差异较大。2014 年，东中西部城镇化水平分别为 62%、48.5% 和 44.8%。因此，不同地区城镇化面临的主要矛盾和主要任务存在比较显著的差别。不充分表现为我国城镇化发展的历时还不长，且由于地域分割形成的利益藩篱等原因，要素未能通过市场化的多重集聚和扩散形成优化的分布格局。如各地在产业招商方面的逐底竞争导致产业集聚程度较低，户籍制度和城市规划与管理的既有格局导致了城市对人口的吸纳能力不足。这些都使得我国城镇化具有特殊性、复杂性和差异性，需要在把握城镇化一般规律的基础上，结合各地区的发展实际，因势利导地优化要素流动和分布的格局。

中部地区包括湖北、湖南、安徽、江西、河南、山西六省，地理位置承东启西、衔南接北，是近年来我国经济发展较快的

¹收稿日期:2017-12-27; 修回日期: 2018-03-23

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目(13YJC630167); 武汉大学青年学者学术创新团队(WHU2016024)

作者简介: 王磊(1977~), 男, 教授, 研究方向为城市与区域经济发展、空间结构演化与治理转型.E-mail:leiwang@whu.edu.cn

区域之一。2016年发布的《促进中部地区崛起“十三五”规划》将中部地区定位为新型城镇化重点区，这意味着未来5a内将有大量人口和产业进入城市地区。因此，如何优化当前的人口流向和产业分布，从而使城镇化成为稳增长的重要引擎，又如何结合我国现代化新征程的发展走势，指明未来要素分布的新动向，从而使城市成为创新的空间和希望的空间，就需要结合中部地区当前的发展实际和城镇化的一般规律深入分析，通过拓展新空间，打造新格局，使我国在新时代为世界经济持续稳定增长作出贡献，并为更多发展中国家和地区提供重要的经验。

1 文献综述

城市群空间结构是人类活动与功能组织在城市地域上的空间投影，包括经济空间结构、人口分布结构、产业空间布局等^[1]，其可分为单中心和多中心两种分布模式。前者是指人口或资源集中分布在该城市体系中单个城市，城市间主次分明，首位城市主导地位突出。后者则是指城市资源均匀分布在多个城市，各城市共同分担核心城市的职能，城市之间主从关系不明确。在新经济地理学的框架下，可以通过人口和产业两个维度来观察城市群的空间结构朝向其均衡状态的不断演化，这也是其经济绩效不断提升的过程^[2]。

城市群空间结构的测度是考察人口和产业在城市之间的分布及功能联系。首先，关于人口空间结构的测度主要有位序-规模法则、城市首位度、赫芬达尔指数等，其中位序-规模法即是指理想状态下的城市体系中，一个城市的位序与其规模成反比，其偏离程度即为Zipf指数。该方法被西方学者广泛推崇。其次，关于产业在城市间的分布的测度主要包括空间基尼系数、EG指数和SP指数等，综合考虑企业和所处城市的规模以及城市间的空间距离等因素，SP指数的实际应用性更广，其不仅能够反映空间距离不同所导致的集聚程度差异，也更具有可操作性。上个世纪八十年代以来，不少国内学者也开始从人口规模分布、产业集聚、贸易自由化、产业关联度等视角对我国城市及城市体系空间结构和演进机理等进行剖析^[3-6]。部分研究发现，我国城市的规模分布趋于扁平化，且绝大多数低于其最优规模，户籍制度和行政壁垒对于要素自由流动的限制是其主要原因^[7,8]。

经济绩效是判断空间组织优劣的重要标准，合理有序的空间结构有利于促进经济的协调可持续发展^[9]。国内外对空间结构的形成机制、结构特征、验证实际与理论法则的相符程度等已有了广泛探讨，但对城市空间结构的经济增长效应的研究甚少且结果上不统一，其观点大体可以分为三类：一是单中心空间结构支持论。相关研究表明，高就业密度和高首位度以及较高的居住可达性等都会对劳动生产率的提高产生正效应，并且这种正效应随着劳动市场区的扩大而增强，而分散化的空间布局阻碍了该区域社会和经济的的一体化，使其未能获得类似其他大都市区的优越性和地位^[10,11]。在我国，城市空间结构呈现出规模普遍较小和体系扁平化的特征，而这种“扁平化”不利于形成统一的劳动力和产品市场，使得劳动和资本等的空间组织处于分散状态，无法发挥城市的规模经济和集聚效应^[12-14]。二是多中心空间结构支持论。这类研究表明劳动生产率与多中心性程度呈正相关关系，都市区多中心性程度越高，则都市区的劳动的生产率更高，这种多中心结构的优势主要源于在多中心网络状结构下生产活动的专业化和劳动分工的实现^[15-17]。三是空间结构的生长效应不明显。部分研究表明，多中心结构与经济增长并无显著关系，而集聚分散对城市经济增长的作用取决于城市规模大小^[18,19]。

然而，现有研究大多以单个城市为对象，基本围绕人口规模分布的演化规律、测度方法、结构特征等进行研究，甚少结合人口分布和产业布局两个维度的特征，以城市群的增长效应为切入点，提出有利于经济增长、提高经济效率和缩小地区间差距的空间优化措施。故本文从人口和产业两个维度出发，运用位序-规模法则、产业空间分散度测度了中部地区六大城市群2005-2014年人口和产业的的空间结构特征，并在此基础上采用固定效应模型研究了城市群空间结构的生长效应，从而为当前中部地区拓展崛起新空间、优化发展新格局提供合理化建议。

2 研究方法 with 数据

2.1 研究区域与数据来源

本文的研究区域是中部六大城市群，即太原都市圈、武汉城市圈、长株潭城市群、环鄱阳湖城市群、江淮城市群、中原城市群。所辖城市依据 2010 年《全国主体功能区规划》划分(表 1)，时间跨度为 2005-2014 年。鉴于数据的可得性，计算各指标时剔除县级市汾阳市、济源市、仙桃市、潜山市和天门市。所有原始数据均来自各省和各市《统计年鉴》(2004-2015)、《中国城市统计年鉴》(2004-2015)和《中国区域经济统计年鉴》(2004-2015)，并采用内插法对个别城市统计年鉴中缺失数据进行补齐。

表 1 中部地区六大城市群及所辖城市

Tab. 1 Six major urban agglomerations and its cities in Central China

城市群	所辖城市
太原都市圈	太原、长治、忻州、临汾、汾阳
江淮城市群	合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、巢湖、池州、宣城
环鄱阳湖城市群	南昌、景德镇、九江、鹰潭、上饶
中原城市群	郑州、开封、洛阳、平顶山、新乡、焦作、许昌、漯河、济源
武汉城市圈	武汉、黄石、鄂州、孝感、黄冈、咸宁、仙桃、潜山、天门
长株潭城市群	长沙、株洲、湘潭、衡阳、岳阳、常德、益阳、娄底

2.2 城市群空间结构测度

2.2.1 人口规模分布

城市规模与其在所在区域城市规模的排序之间存在规律，即位序规模法则，该法则由捷夫(G. K. Zipf)于 1949 年提出，其在对发达国家城市规模结构分布研究过程中发现城市的位序和规模呈现出理想的直角双曲线关系，如式(1)所示：

$$P_i = P_1 / R_i \quad (1)$$

式中： P_i 表示第 P_i 个城市的人口； P_1 表示最大城市的人口规模； R_i 表示按城市规模从大到小的第 i 城市位序。而在随后的研究过程中，众多学者在各自研究中不断对其进行普遍化和一般化转变，用于描述一国或一个地区的城市体系状况，逐渐形成以下公式：

$$(2) P_i = P_1 / R_i^q \quad (2)$$

捷夫公式是上述公式 $q=1$ 的特殊情况，对式(2)取自然对数后：

$$\ln P_i = \ln P_1 - q \ln R_i \quad (3)$$

式(3)中 q 是参数，即指数。当 $q=1$ 时，说明该城市群的城市按等级规模分布，接近理想状态；当 $q>1$ 时，说明城市群规模分布较为集中，服从首位单中心分布，且 q 值越大单中心性越明显；当 $q<1$ 时，说明城市人口分布较为分散，中间位序城市较为发达，且 q 值越小多中心度越高。

2.2.2 产业空间布局

相较于人口分布的趋稳，产业在城市间的分布则受到行业特征、技术水平，乃至地理和历史路径等多种因素的影响，从而具有不同的集聚状态，因此需纳入城市间的空间距离进行测度。而衡量产业地理集中的指标如变异系数、集中度、区位熵等，这些指标尽管描述了产业在各地区间分布的不均衡程度，但未考虑这些地区间的距离，即忽视了空间因素。因此，考虑到地区间的空间关系，本文选取产业的空间分散度指数即 SP 指数^[20]，来衡量中部地区城市群产业布局的空间结构。具体公式如下：

$$SP_i^k = \alpha \sum_{r=1}^R \sum_{s=1}^R (C_r^k C_s^k \delta_{r,s}) \quad (4)$$

其中， SP_i^k 表示 i 城市群 k 产业的 SP 指数； α 为常数； C_r^k 、 C_s^k 分别为衡量各城市群内部 r 城市和 s 城市第 k 种产业占该区域的比重； δ_{rs} 为两地区之间的距离。SP 值越小，说明产业分布越集聚；反之，产业越分散。空间分散指数考虑了空间结构因素对产业地理集中的影响，因此更适合于经济地理分析。

由于以户籍人口或非农人口作为指标来测度城市人口规模存在一定偏差，通常采用常住人口来反映城市人口规模^[7]。结合数据的可获得性，本文主要采用市辖区年末人口作为城市人口规模的衡量指标；而产业数据选取制造业 30 行业的就业人口；距离数据采用城市群内各城市之间的铁路里程距离(单位：km²)，并将两地区间的距离除以所有城市间配对距离的总和，以标准化距离权重。同时 α 取 100，以防 SP 指数过小。

2.3 实证研究方法

2.3.1 模型设定

借鉴 Ciccone 和 Meijers 等学者的做法^[21, 22, 15]，结合相关数据的可得性，采用修正后的 C-D 生产函数来衡量城市群空间结构对经济增长的影响，其方程如下：

$$Y = AK^\kappa L^\lambda H^\xi N^\nu \quad (5)$$

$$\frac{Y}{L} = A \left(\frac{K}{L}\right)^\kappa \left(\frac{H}{L}\right)^\xi \left(\frac{N}{L}\right)^\nu \quad (6)$$

为消除量纲影响，对等式两边取对数，如下：

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \theta_0 + \kappa \ln\left(\frac{K}{L}\right) + \xi \ln\left(\frac{H}{L}\right) + \nu \ln\left(\frac{N}{L}\right) + \sum \theta_{j+1} X_j + \varepsilon \quad (7)$$

上述方程中 Y、K、H、N 分别代表名义产出、资本存量、人力资本和建设用地。 X_j 表示控制变量组， κ 、 ξ 、 ν 分别是各变量的对应系数 θ_0 为常数项， ε 为残差。该方程表示：人均产出取决于人均资本存量、人力资本和人均建设用地、变量组 X_j 包括本文的核心变量位序规模指数 q、产业空间分散度指数 sp。

就人均产出而言，其主要解释变量还包括外商直接投资、政府干预程度和产业结构等。基于现有文献和上述理论模型，本文将实证模型设定如下：

$$\ln PG_{it} = \alpha_i + \beta Q_{it} + \sum_j \delta_j X_j + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln PG_{it} = \alpha_i + \beta SP_{it} + \sum_j \delta_j X_j + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式中：i 表示城市群（i=1, 2, …, 6）；t 表示年份，跨度为 2005~2014。核心变量 Q_{it} 、 SP_{it} 反映城市群的空间结构特征， X_j 为控制变量组。

2.3.2 变量选取及说明

被解释变量。以各城市群人均国内生产总值来衡量经济发展程度。现有研究中衡量经济绩效的指标包括名义总产值和人均收入等，本文选取“人均 GDP”（单位：元/人），以消除城市人口总量增长的带来的影响，使城市群空间结构对经济绩效的影响更具针对性。

解释变量。①人口规模分布。采用上文所测算的位序规模指数 q 作为城市群空间结构的测度。指数越大，城市群空间结构单中心度越强。城市首位度越高，城市群核心城市人口集聚程度越高，首位特征越突出。②产业空间布局。本文采用包含空间距离的产业空间分散度 sp 指数来衡量产业的空间布局，该指标可以通过城市间的距离进行测算，不仅能够反映空间距离不同所导致的集聚程度差异，也有更强的可操作性。其中，产业数据为城市群制造业规模以上工业企业的全部从业人员年平均数，取城市群内所有城市 sp 指数均值来反映该城市群制造业空间布局特征。均值越大，各个行业在城市群各城市间分布较分散，城市群的制造业空间结构趋于均衡；均值越小，空间结构趋于集聚状态。

控制变量。①人均资本存量 k 。以固定资本存量除以年末总人口（元/人）。以 2005 年为基期，采用永续盘存法估算，计算公式为： $K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t/P_t$ 。其中基期存量该城市 GDP 占所在省份 GDP 比重，再乘以靖学青估算的 2005 年省份资本存量^[23]。其中 δ 为折旧率，借鉴单豪杰计算得到的 10.96%^[24]。②人力资本 edu 。以各城市群普通中学和高等学校在校生数占该城市群总人口之比。③人均建设用地 $land$ 。以城市群各城市市辖区城市建设用地面积之和除以城市群总人口之比（ m^2 /人）。④外商直接投资 fdi 。以城市群各城市实际使用外资额之和占该城市群 GDP 之比来衡量城市群的经济开发程度。⑤政府干预程度 gov 。以各城市群地方财政支出占该城市群 GDP 之比来衡量其经济活动受政府干预的程度。⑥产业结构 ind_ser 以各城市群第二三产业产值占该城市群 GDP 之比来衡量城市群的经济结构。

表 2 样本数据描述性统计

Tab. 2 Descriptive statistics of sample data

变量	观察值	均值	标准误	最小值	最大值
lnpgdp	60	10.22	0.440	9.318	10.93
Q	60	1.005	0.300	0.532	1.554
SP	60	2.052	0.799	1.112	3.581
lnland	60	3.171	0.241	2.733	3.851
lnk	60	10.81	0.762	9.281	12.11
lnedu	60	-2.455	0.147	-2.947	-2.244
fdi	60	0.028 0	0.012 5	0.003 79	0.055 8
gov	60	0.128	0.027 8	0.080 8	0.185
Ind_ser	60	1.412	0.863	-0.700	2.847

3 结果分析

3.1 空间结构特征分析

本文采用位序规模法则和产业空间分散度分别对中部地区城市群人口空间结构和产业空间布局特征进行测度。结果表明，中部地区城市群空间结构特征不仅存在人口与产业的维度差异，同一维度下的不同城市群也存在较大差异。

首先，人口维度下中部地区城市群空间结构特征及变化趋势不尽相同（图 1）。2005~2014 年武汉城市圈、环鄱阳湖城市群和太原都市圈的指数 q 始终位于均衡值 1 之上，表现出单中心特征，且朝多中心结构演化，其中武汉城市圈中心城市人口集中度最高，且变动幅度最大。而长株潭城市群、中原城市群和江淮城市群则处于人口分散布局状态，并逐渐向中心城市集聚，表现出前一组相反的空间特征。总体来看，中部地区城市群的 zipf 指数沿不同方向趋近于 1，呈现出收敛迹象，表明中部地区城市群的空间结构正趋于不断优化调整的过程中。

其次，产业维度下中部地区各城市群空间结构均呈现出分散布局的趋势（表 3）。从横向来看，太原都市圈和环鄱阳湖城市群 SP 均值水平较高，城市群内产业的空间布局较为分散；而江淮城市群、中原城市、武汉城市圈和长株潭城市群 SP 均值水平始终位于 2 以下，意味着该类城市群的产业空间分布相对集中。从纵向来看，2005~2014 年，中部地区城市群 SP 均值均出现不同幅度的增长，其中太原都市圈和武汉城市圈增幅最大，表明其以制造业衡量的城市群产业空间布局逐渐向多中心化方向发展。

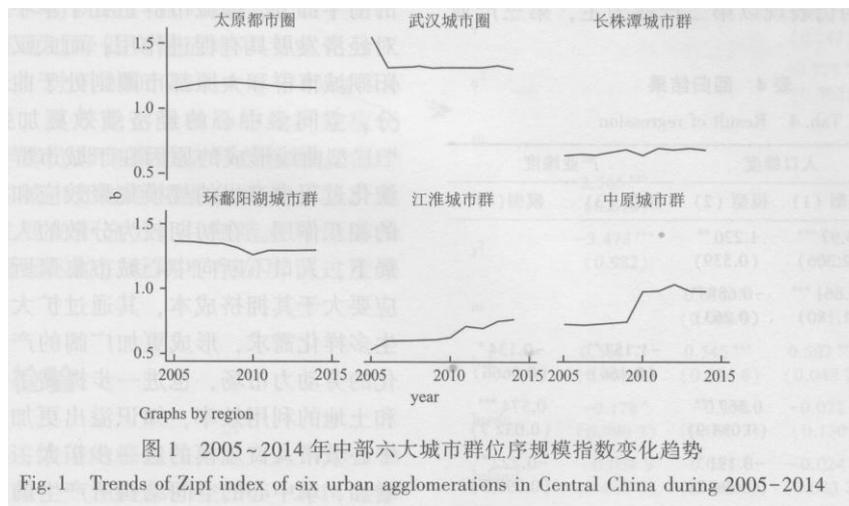


表 3 2005~2014 年中部六大城市群 SP 均值

Tab. 3 Average value of SP index of six urban agglomerations in Central China during 2005-2014

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
太原都市圈	3.06	2.92	3.22	3.29	3.37	3.25	2.87	3.01	2.91	3.58
江淮城市群	1.52	1.57	1.64	1.62	1.65	1.69	1.68	1.65	1.69	1.68
环鄱阳湖城市群	3.12	3.22	3.19	3.11	3.18	3.16	3.02	3.06	3.14	3.18
中原城市群	1.55	1.53	1.55	1.57	1.58	1.56	1.51	1.54	1.55	1.57
武汉城市圈	1.50	1.49	1.47	1.27	1.67	1.62	1.71	1.69	1.82	1.83
长株潭城市群	1.11	1.17	1.18	1.22	1.25	1.26	1.30	1.31	1.28	1.20

3.2 回归结果分析

本文对面板数据分别利用混合 OLS 估计、固定效应模型和随机效应模型进行初步估计，并通过 F 检验和 Hausman 检验选择最终估计方法，检验结果显示，在 10% 的显著性水平下，2005-2014 年中部六大城市群空间结构对经济增长的影响选择固定效应模型效果更好。并且根据上文绘制的核心解释变量 q 的散点图，加入该变量的二次项。表 4 报告了该回归结果。

首先，简要说明控制变量的参数估计。从模型（2）和模型（4）中可以看出，①实物资本存量的经济促进作用显著且符合理论预期；②城市建设用地面积和政府财政支出虽符合预期符号但不显著，前者不显著的原因在于，随着劳动力、资本、技术、等生产要素对经济增长的贡献度不断提高，土地资源的贡献度逐渐下降。当贡献度降低到一定程度时经济增长与建设用地将逐

渐出现脱钩。而中部地区经济正处于快速发展阶段，其劳动力资本、技术创新等要素正发挥着巨大作用，相比之下土地资源作用并不显著。后者原因是：在完善的市场机制下，政府对经济的干预会挤出私人投资，产生挤出效应，降低市场运行效率，进而阻碍经济增长，但中部地区的市场机制尚不完善，其政府对地方经济的发展还存在一定的积极效应，故其对经济的负作用也不显著；③人力资本显著性虽高但并不符合预期符号，其原因可能有二：一是中部地区的人力资本输出可能与实际工作需求不符，出现企业与劳动结构性不匹配的情况，致使人力资本对城市群经济增长的贡献度不高。二是数据选取受限，研究中的人力资本是用城市群普通中学和高等学校在校生数占比近似代替；④外商直接投资对城市群的经济贡献不符合理论预期。这可能与六大城市群对外开放经济度不高有关，总体水平偏低和城市群之间协调合作机制缺乏状况并存，投资的效应尚未显著的释放出来；⑤从产业结构来看，二三产业比的经济效应为正且显著，说明现阶段中部地区六大城市群的经济增长动力中工业制造业贡献度最高，产业结构仍表现以第二产业为主，第三产业为辅。

表 4 回归结果
Tab. 4 Result of regression

变量	人口维度		产业维度	
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
q	15.97 州 (2.306)	1.220** (0.539)		
q ²	-7.661 ... (1.180)	-0.688" (0.263)		
sp			-1.157 ** (0.466)	-0.134* (0.0666)
lnk		0.567 ... (0.034 9)		0.574 ... (0.032 7)
lnedu		-0.191 ** (0.094 2)		-0.222 ** (0.099 3)
lnland		-0.031 2 (0.060 3)		-0.027 1 (0.061 5)
gov		-1.095 (0.894)		-0.567 (0.878)
fdi		-4.381 ... (1.539)		-5.345*** (1.320)
ind_ser		0.025 4*** (0.009 28)		0.032 4*** (0.009 13)
Constant	2.585 ** (1.121)	3.472 州 (0.289)	7.844 (10) (0.959)	4.009 *** (0.253)
样本数	60	60	60	60
R ²	0.483	0.988	0.5883	0.987
模型	FE	FE	FE	FE

注：回归结果由 Stata14.0 给出，括号内为各个变量系数的稳健标准差，***p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1.

其次，我们考察城市群人口空间结构对经济增长的影响。模型(1)为未引入控制变量情况下城市群人口空间结构的一元回归，回归结果表明，位序规模指数 q 的回归系数为正，而其二次项系数为负，且在 10%的水平下显著。这一结果表明，人口维度下城市群空间结构的中心化与经济增长存在非线性相关关系，城市群人口空间结构演化对经济增长的影响呈现倒“U”型曲线，即随着人口规模分布的单中心化，城市群的经济增长水平逐渐提高，但当位序规模指数 q 超过转折点后，城市群人口空间结构的多中心化更利于经济增长。这也与“威廉姆斯假说”相一致。模型(2)在引入控制变量后，位序规模指数及其二次项的方向均未发

生变化且至少在 5%的水平下显著，再次表明城市群人口空间结构与经济增长之间存在倒“U”型曲线特征。通过对比中部地区六个城市群位序规模指数发现：截止 2015 年，长株潭城市群、江淮城市群和中原城市群处于曲线的前半部分，即城市群正处于单中心化阶段，并对经济发展具有促进作用；而武汉城市圈、环鄱阳湖城市群和太原都市圈则处于曲线的中后段部分，空间多中心的经济绩效更加显著。这一倒“U”型曲线形成的原因在于城市群人口空间结构演化过程中产生的规模集聚效应和拥挤成本之间的相互作用。在初期较为分散的人口规模分布格局下，人口不断向中心城市集聚所产生的集聚效应要大于其拥挤成本，其通过扩大消费市场和产生多样化需求，形成更加广阔的产品市场和专业化的劳动力市场，也进一步提高了公共服务设施和土地的利用效率，知识溢出更加显著；但随着中心城市人口规模的进一步扩大，拥挤成本不断增加，单中心的空间结构所产生的集聚经济效益逐渐被不断增加的拥挤成本所抵消，市场拥挤所产生的竞争提升、交通拥堵、环境恶化、生活成本上升等集聚不经济因素逐渐浮现，城市群经济发展放缓，特别是中心城市的发展速度快速放缓。与此同时，随着其他城市基础设施和配套服务的完善与城市间交通通达性的提高，中心城市人口开始向周边中小城市扩散，新的集聚中心逐渐形成，使得城市群人口空间结构朝着多中心网络化结构发展。

最后，我们再考察城市群产业空间布局对经济增长的作用。从模型(3)和模型(4)中可以看出，变量 sp 的系数分别为-1.157 和-0.134，并通过了 5%和 10%的显著性检验。说明以制造业的地理集中衡量的城市群产业空间结构对经济增长产生正向促进作用，这种作用主要表现为：制造业在某一城市的集聚将提高会产生本地市场效应，并通过价格指数效应和实际工资效应吸引就业人口和资本的流入，区域范围内出现极核城市，以其强大的集聚和辐射能力提升整个城市群的经济增长。这一结论与上文的关于城市群人口空间结构的经济作用机制不一致，其原因在于：制造业的地理集中所产生的规模集聚效应要大于人口集聚的效应，即产业空间集聚的拐点要迟于人口集聚的拐点，这种集聚效应包括了对城市人口的效应和对制造业本身的作用。前者通过运输交易成本和能源资源消耗的降低，不断满足消费者的多样化需求并提供大量的就业岗位，进一步扩大产品市场和劳动力市场。后者则表现为同一产业在中心城市的集聚进一步加强产业之间的空间联系，降低信息不对称并促进产业竞争，推动技术创新和产业升级；而上下游产业的集聚也将通过降低交易成本 and 专业化分工促进经济增长。对于 2005~2014 年中部地区 6 个城市群来说，其产业空间布局的经济效应仍处于曲线左半部分即集聚效应释放阶段。由于目前中部地区城市还处于工业化中期，其产业尤其制造业发展尚不充分，且制造业可以布局在郊区等较偏远区位，近期不存在所谓过度集聚的问题。

4 稳健性检验

为确保上述结论的稳健性，本文从两个方面进行稳健性检验：一方面是利用 2005~2014 年中部地区 6 个城市群的平衡面板数据，构建新的被解释变量和核心解释变量指标进行稳健性检验；二是通过改变样本区间，截选中部地区的部分城市群包括武汉城市圈、环鄱阳湖城市群和长株潭城市群，即长江中游城市群 2005~2014 年的面板数据进行稳健性检验。

4.1 指标变化的稳健性检验

首先，检验回归结果对于解释变量变化的稳健性。本文将通过替换核心解释变量指标的方法来检验。因此，针对人口维度模型中的位序-规模指数，这里将采用马克·杰斐逊 (Jefferson, M) 提出的城市首位度 (二城市指数) 来替换，通过衡量城市群首位城市人口占城市群总人口之比，以表达城市群人口规模结构；针对产业维度模型中的 SP 指数，这里将采用产业区位熵 $M1t$ 来替代 (其反映集聚状态的符号与 SP 指数相反)，用以捕捉城市群经济增长中的经济集聚度和产业专业化程度。其估计结果如表 5 中模型 (5)、模型 (6) 所示。其次，检验回归结果对于被解释变量变化的稳健性。原模型中被解释变量是以人均 GDP (pgdp) 来表示，其中人口数据为各城市群内部市辖区年末人口总和。对此，这里将以劳动人口代替总人口，采用劳均 GDP (lgdp) 来测量中部城市群的经济增长程度。其中，劳动人口为剔除农林牧副渔业后的年末平均从业人员数 (单位：万人)。其估计结果如模型 (7)、模型 (8) 所示。

通过比较表 5 与表 4 的回归结果可见，不论是替换被解释变量指标还是解释变量指标，替换后模型的相关解释变量除了在系数数值和显著程度上有所差别外，其与原模型符号完全一致。这意味着当以劳均 GDP、城市首位度和区位熵作为人均 GDP、位

序规模指数和 SP 指数的替代变量时，城市群人口规模结构和产业空间布局的变化对经济增长的影响同样表现出与前文结论的一致性，说明前文的回归结论是稳健可靠的。

表 5 不同测度指标的稳健性检验

Tab. 5 Robust test

变量	被解释变量		被解释变量: lnlgdp	
	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)	模型 (8)
q			1.923** (0.743)	
q ²			-0.778** (0.362)	
sp				-0.115**
s	2.566 ... (0.816)			(0.056 9)
s ²	-3.478**** (0.982)			
m		0.018 ** (0.008 9)		
Ink	0.561 ... (0.033 5)	0.545 ... (0.034 6)	0.507 *** (0.048 2)	0.641 ... (0.027 9)
Inedu	-0.178* (0.090 3)	-0.158 (0.096 7)	-0.072 6 (0.130)	-0.167* (0.084 8)
Inland	-0.034 9 (0.057 7)	0.021 7 (0.065 8)	-0.024 2 (0.083 2)	-0.050 7 (0.052 5)
gov	-0.746 (0.854)	0.172 (0.939)	-3.068 ** (1.232)	-1.412* (0.749)
fdi	-4.133*** (1.401)	-4.319*** (1.369)	-2.450 (2.123)	-3.475 *** (1.127)
ind_ser	0.026 7 ... (0.008 86)	0.034 8 *** (0.009 14)	0.048 8 *** (0.012 8)	0.018 5** (0.007 79)
Constant	3.619*** (0.242)	4.257 ... (0.303)	8.394*** (0.399)	2.179* (0.216)
样本数	60	60	60	60
R ²	0.989	0.987	0.953	0.991
模型	FE	FE	FE	FE

注：回归结果由 Stata14.0 给出，括号内为各个变量系数的稳健

标准差，*** p<0. 01, **p<0. 05,* p<0. 1.

4.2 样本区间改变的稳健性检验

前文利用中部地区 6 个城市群 2005~2014 年的面板数据进行回归估计，但各个省份的经济发展程度和人口规模却存在差异，尤其是长江中游地区与非中游地区，尚不能确保城市群空间结构变化对经济增长影响的空间一致性。因而，此部分选取中部地区长江中游城市群（包括武汉城市圈、长株潭城市群和环鄱阳湖城市群）2005~2014 的面板数据，尝试改变样本区间，进一步

测度前文结论的稳健性。具体结果如表 4 所示。

表 6 长江中游城市群空间结构对经济增长的影响及稳健性检验

Tab. 6 Regression of the Middle Reaches of the Yangtze River and its robust test

变量	模型(9) lnpgdp	模型(10) lnpgdp	模型(11) lnpgdp	模型(12) lnpgdp
q	2.923 * (1.562)			
q^2	-1.365 ** (0.574)			
s		2.948 ** (1.213)		
s^2		-3.868 *** (1.106)		
sp			-0.213 ** (0.109)	
m				0.0678 ** (0.025 4)
$\ln k$	0.550 *** (0.043 9)	0.569 *** (0.037 7)	0.575 *** (0.045 1)	0.598 *** (0.042 0)
$\ln edu$	-0.129 (0.085 5)	-0.114 (0.087 7)	-0.193 (0.130)	-0.0552 (0.097 7)
$\ln land$	-0.003 67 (0.059 5)	-0.017 8 (0.058 2)	-0.016 4 (0.074 7)	0.086 7 (0.077 2)
gov	-1.268 (1.250)	-1.106 (1.159)	-1.310 (1.376)	-1.717 (1.250)
fdi	-7.141 ** (2.736)	-5.707 * (2.785)	-9.696 ** (3.494)	-2.947 (3.760)
ind_ser	-0.001 51 (0.013 1)	0.005 56 (0.014 3)	0.017 8 (0.016 0)	0.029 2 * (0.015 2)
<i>Constant</i>	2.950 *** (0.898)	3.726 *** (0.497)	4.473 *** (0.451)	4.804 *** (0.435)
样本数	30	30	30	30
R^2	0.994	0.994	0.990	0.992
个体数	3	3	3	3

注：回归结果由 Stata14.0 给出，括号内为各个变量系数的稳健标准差，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

表 6 中模型 (9) 和模型 (10) 表明在长江中游城市群范围内，以位序规模指数衡量的人口规模结构对经济增长的影响仍呈现出倒“U”型趋势，以 SP 均值衡量的产业空间布局的增长效应也依旧表现出单中心集聚效应，这与前文的回归结论相一致；模型 (11) 和模型 (12) 则列出了替换指标后的检验结果，进一步表明本文的回归对样本区间的改变仍是稳健的。

5 结论与建议

本文利用 2005~2014 年中中部地区六大城市群面板数据,综合运用位序-规模法则、产业空间分散度测度了城市群空间结构的中心度,并对其的经济绩效进行了检验。研究结果表明:①在控制了其他影响因素之后,城市群人口空间结构会对经济增长的影响呈现倒“U”型曲线特征,即由单中心向多中心转变;②产业布局的空间集中对城市群经济增长具有正向促进作用。这两点结论看似矛盾,但在中部地区当前发展实际的背景下,实则统一。

(1) 作为传统的农业大省和革命老区,中部地区城镇化水平较低,意味着要素尚处于首轮集聚过程,中心城市的首位度普遍处于持续提高中,但辐射带动力仍不足。因此,部分中心城市需进一步集聚人口,如长株潭城市群、江淮城市群和中原城市群正处于人口向中心城市集聚的阶段,单中心结构所具有的规模经济和集聚经济正发挥巨大作用,应该通过户籍和土地联动改革来优化区域的资源配置,引导人口和就业向中心城市流动,促进城市规模向特大城市集中分布,从而优化城市群空间结构,提升城市群的经济效率;而另一部分已经面临较大人口压力的城市,在基本空间格局无法在短期内发生根本性改变的情况下,需通过公共服务均等化和结合产业布局,加快形成多极发展的态势,从而有步骤地疏解人口,降低拥挤成本。如武汉城市圈、环鄱阳湖城市群和太原都市圈的中心城市人口正向外流动。对此,应当坚持和强化多中心均衡发展的城市空间战略,防止城市外围“摊大饼”式的无序扩展,实现有层次、有秩序的差异化发展模式,在培育有初始优势的中小城市成为次中心同时,增强新城、新区及开发区的集聚人口的能力,以防沦为“鬼城”。

(2) 由于受计划经济时期工业布局的影响,中部地区是我国装备制造业的重要基地,工业结构以资本密集型制造业为主,且由于历史路径等原因,中部地区的对内对外开放程度和市场一体化程度不高,从而造成制造业的产业同构度较高,市场集中度较低。因此,优化中部地区城市群的工业分布所面临的主要矛盾是需要进一步提高工业的集中度,从而产生规模经济,降低生产成本。因此,应当基于利益共享等原则,通过建设“工业飞地”“生态飞地”,积极引导产业在大城市的集聚,充分发挥中心城市主导产业的集聚和辐射作用,并通过投资优惠和政策吸引等手段吸引上下游关联产业,完善主导产业链,从而实现城市群的良性互动和持续发展。(3) 发展经济的目的是服务于人对于美好生活的需要,而人的活动和创造能够使经济更快更好地实现发展,这意味着我们需要通过产业和人口的良性互动来推动经济的发展和实现更加美好的生活。在创新驱动的政策指向和中部地区的具体背景下,对于人口集中度不高的城市群,应通过在中心城市布局资本密集型工业来吸引更多的人口流入,并为产业升级积累必要的物质资本和人力资本;而对于人口集中度较高的城市群,应将现有劳动和资本密集型工业向具有一定要素条件和产业基础的地区疏散,在带动区域人口分布格局变化,形成多极发展格局的同时,自身引入知识密集型产业和高素质人才,改变人口结构和产业结构,在中部地区率先建成先进制造业中心和新型城镇化重点区。

参考文献:

- [1] 柴彦威. 城市空间[M]. 北京: 科学出版社, 2000. CHAI Y W. Urban Space [M]. Beijing: The Science Publishing Company, 2000.
- [2] ANAS A, ARNOTT R, SMALL K A. Urban spatial structure [J]. Journal of economic literature, 1998, 36(3): 1426-1464.
- [3] 宁越敏, 严重敏. 我国中心城市的不平衡发展及空间扩散的研究[J]. 地理学报, 1993, 4(02) : 97-104. .
NING Y M, YAN C M. The uneven development and spatial diffusion of Chinese central cities [J]. Acta Geographica Sinica, 1993, 4 (02): 97-104.
- [4] 江曼琦, 王振坡, 王丽艳. 中国城市规模分布演进的实证 研究及对城市发展方针的反思[J]. 上海经济研究, 2006 (06) : 29-35.

JIANG M Q, WANG Z P, Wang L Y. An empirical study on the evolution of urban size distribution in China and Reflection on the policy of urban development [J]. Shanghai Economic Review, 2006(06) : 29-35.

[5] 顾朝林.城市群研究进展与展望[J].地理研究, 2011, 30(05) : 771-784.

GU C L. Study on urban agglomeration: Progress and prospects [J]. Geographical Research, 2011, 30(05) : 771-784.

[6] 柯善咨, 赵曜.产业结构、城市规模与中国城市生产率[J].经济研究, 2014(04) : 76-88, 115.

KE S Z, ZHAO Y. Industrial structure, city size and urban productivity in China [J]. Economic Research Journal, 2014 (04) : 76-88, 115.

[7] 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. LIANG Q, CHEN Q Y, WANG R Y. Household registration reform, labor mobility and optimization of the urban Hierarchy [J]. Social Sciences in China, 2013 (12) : 36-59.

[8] 刘兴华, 张学良, 李鲁.中国城市体系规模结构: 特征 事实与经验阐释[J].财经研究, 2015, 41(11): 108- 123.

LIU X H, ZHANG XL, LI L. The size distribution of cities in China: stylizes facts and experiences demonstration[J]. Journal of Finance and Economics, 2015 , 41(11) : 108-123.

[9] 张浩然, 衣保中.城市群空间结构特征与经济绩效——来 自中国的经验证据[J].经济评论, 2012(01): 42-47, 115.

ZHANG H R, YI B Z. Spatial structure and economics perform- ance[J]. Economic Review, 2012 (01) : 42-47, 115.

[10] CERVERO R. Efficient urbanisation: economic performance and the shape of the metropolis [J]. Urban Studies, 2001, 38 (10) : 1651-1671.

[11] LAMBREGTS B. Polycentrism: boon or barrier to metro-politan competitiveness? the case of the randstad holland [J]. Built Environment, 2006, 32(2): 114-123.

[12] FUJITA M, MORI T, HENDERSON J V, et al. Chapter 65- spatial distribution of economic activities in Japan and China [J]. Handbook of Regional & Urban Economics, 2004(4): 2911-2977.

[13] 陈良文, 杨开忠, 沈体雁, 等.经济集聚密度与劳动生产 率差异——基于北京市微观数据的实证研究 U].经济学 (季刊), 2008, 8(04) : 99-114.

CHEN L W, YANG K Z, SHEN T Y, et al. The density of economic agglomeration and labor productivity: a micro-empiri-cal study on Beijing [J] • China Economic Quarterly, 2008, 8 (04) : 99-114.

[14] 袁志刚, 绍挺.土地制度与中国城市结构、产业结构选 择[J].经济学动态, 2010(12): 28-35.

YUAN Z G, SHAO T. Land system, urban structure and industrial structure selection in China[J]. Economic Perspectives,

2010(12): 28-35.

[15] MEUERS E J, BURGER M J. Spatial Structure and Productivity in US Metropolitan Areas [J]. Environment and Planning A, 2010, 42(6) : 1383-1402.

[16] 韦亚平, 赵民. 都市区空间结构与绩效——多中心网络结构的解释与应用分析[J]. 城市规划, 2006(04): 9-16.

WEI Y P, ZHAO M. Spatial structure and performance of metropolis: interpretation and application of polycentric structure[J]. City Planning Review, 2006 (04) : 9-16.

[17] 孙斌栋, 王旭辉, 蔡寅寅. 特大城市多中心空间结构的经济绩效——中国实证研究 U]. 城市规划, 2015, 39(08): 39-45.

SUN B D, WANG XH, CAI Y Y. The Economic Performance of the Poly centric Spatial Structure of Mega-cities: Based on the Models of Urban Economics[J]. Urban Planning Forum, 2015 , 39(08): 39-45.

[18] LEE B. Urban spatial structure, commuting and growth in US Metropolitan Areas[D]. A Dissertation Presented to the Faculty of the Graduate School, University of Southern California, 2006.

[19] 李佳铭, 张文忠, 孙铁山. 中国城市群集聚特征与经济绩效[J]. 地理学报, 2014, 69(4): 474-484.

LI J M, ZHANG W Z, SUN T S, et al. Characteristics of clustering and economic performance of urban agglomerations in China[J]. Acta Geographica Sinica, 2014, 69(4) : 474-484.

[20] MIDELFART-KNARVIK K H, OVERMAN H G, RENDING S J, et al. The location of european industry [J]. European Economy, 2002 (02) : 213-269.

[21] CICCONE A, HALL R E. Productivity and the density of economic activity [J]. American Economic Review, 1996, 86(1) : 54-70.

[22] CICCONE A. Agglomeration effects in Europe [J]. European Economic Review, 2002, 46(2) : 213-227.

[23] 靖学青. 中国省际物质资本存量估计: 1952~2010[J]. 广东社会科学, 2013(02) : 46-55.

JING X Q. The estimation of provincial material capital stock in China: 1952-2010[J]. Social Sciences in Guangdong, 2013 (02) : 46-55.

[24] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952~2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10): 17-31.

SHAN H J. Reevaluation of China' s capital stock: 1952-2006[J] . The Journal of Quantitative o& technical Economics, 2008(10) : 17-31.