

# 优化都市圈空间结构：小城镇和乡村发展的视角\*

汪增洋

**摘要：**科学认识小尺度空间要素流动的演化趋向，对优化都市圈空间结构和细化区域政策尺度具有重要意义。本文从小城镇发展空间分化的角度，以城镇化潜力大的中部地区为研究对象，考察都市圈空间结构及其对乡村发展的影响。研究发现，小城镇人口增长率与其到中心城市距离之间表现为“∞”形曲线关系，毗邻省会城市的小城镇具有更快的人口增速。使用夜间灯光数据测度小城镇增长，这种“∞”形曲线关系仍然存在。研究表明，都市圈具有由大都市区、都市区、小都市区构成的多中心空间结构，以及大都市区→都市区→小都市区的演化过程。以自然地理条件和明清时期古城墙规模等数据构造工具变量的实证研究发现，以县城为核心建设小都市区以及促进其融入（大）都市区有利于促进乡村发展。进一步利用多时点 DID 模型检验高铁开通产生的扩散效应对县城的影响，结果显示，高铁开通对区位优势较好、发展潜力大和拥有较大城市辐射力的县城，具有更为明显的规模提升作用。本文的研究结论为国家支持都市圈发展、推动以县城为重要载体的城镇化和提升潜力地区城镇化水平提供了经验证据。

**关键词：**都市圈 都市区 小城镇 乡村发展 县城

**中图分类号：**F323.6; F724.6 **文献标识码：**A

## 一、引言

党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》指出，城乡融合发展是中国式现代化的必然要求，必须统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴，促进城乡要素平等交换、双向流动。细化区域政策空间、优化城镇空间结构，发挥不同层级城市连接和带动乡村发展的作用，是推动城乡融合发展的重要支撑。在大尺度空间上，中国形成了以东、中、西、东北四大板块为基本“面”，以京津冀协同发展、长三角一体化发展、长江经济带建设、粤港澳

---

\*本文研究受到国家社会科学基金项目“都市圈产业空间组织优化促进城乡融合发展的机制和路径研究”（编号：22BJL066）、国家自然科学基金项目“新型城镇化与城市产业结构优化：耦合机制、空间匹配效应与政策设计”（编号：71974002）和安徽省哲学社会科学规划项目“合肥都市圈与南京都市圈产业空间组织比较研究”（编号：AHSKY2020D35）的资助。

大湾区建设、成渝经济圈建设、黄河流域生态保护和高质量发展等为“点轴”的区域政策空间（魏后凯等，2020）。党的十八大以来，在以人为核心、以高质量为导向的新型城镇化战略下，确立了“19+2”城市群的城镇化总体布局，都市圈进一步被确定为重点区域政策空间。都市圈成为重点区域政策空间，缘于都市圈中心城市聚散效应是实现大中小城市协同发展和引领区域发展的根本动力，也是细化城市群的“点”政策空间、推动城镇化高质量发展的支撑。2019年《国家发展改革委关于培育发展现代化都市圈的指导意见》提出，强化城市间专业化分工协作，培育发展现代化都市圈，为城市群高质量发展和经济转型升级提供重要支撑。2019年国家发展改革委等十八部门联合印发《国家城乡融合发展试验区改革方案》，提出在一些都市圈大中城市外围设立11个城乡融合发展试验区，打造城乡产业协同发展先行区。这表明为推动城乡融合发展和乡村振兴，国家在进一步深化细化都市圈这一“点”层面的政策空间。从城乡关系演进上看，2022年中国常住人口城镇化率超过65%，城镇化进入城乡融合阶段，推动都市圈的中心城市功能向周边扩展和产业分工协作发展，激活中小城市和小城镇活力，有利于城乡融合发展。中国都市圈已成为叠加城镇化战略、区域发展战略和乡村振兴战略等多重国家发展战略的政策空间。在加快推动新型城镇化和乡村振兴发展的背景下，研究都市圈空间结构特征和演化趋向、都市圈空间结构优化对乡村发展的影响以及县城在都市圈空间结构中处于何种角色，具有重要意义。

都市圈空间结构特征及其优化属于城镇化模式的学术讨论范畴。关于采用什么样的城镇化模式和优先发展哪类规模城镇一直是学术研究的热点。有研究发现，中国早期“控制大城市规模、合理发展中等城市、积极发展小城市”的城镇化方针，导致城市集中度偏低、规模偏小，不仅损失了经济效率，也没有缩小居民收入差距（陆铭等，2012）；相反，人口向大城市集中有利于经济效率提高和经济结构转型（王小鲁，2010；陈飞和苏章杰，2021）。当前，中国以城市群为主体、以都市圈为主要支撑的大中小城市协调发展的城镇化模式已形成共识，并得到了相关实证研究的支持。已有研究发现，以城市群为主体、以都市圈为支撑的城镇化模式，有利于提高地区经济效率和缩小地区差距（原倩，2016；刘修岩等，2017），这是因为城市间产业功能分工发展产生了超越单个城市的区域集聚效应（Meijers et al., 2016；李培鑫和张学良，2021）。赵奎等（2021）认为，省会大城市优先发展能够带动周边中小城市发展，应通过优先发展大城市进而带动临近中小城市发展，实现以都市圈为载体的大中小城市协调发展。庄羽和杨水利（2021）、吴传清和孟晓倩（2022）发现，省会城市首位度对省域创新和经济发展水平具有倒“U”形影响。这表明在发挥大城市发展带动能力的同时，适时利用大城市的扩散效应推动中小城市发展，有利于促进经济发展。

城镇化有利于经济增长和收入提高，然而什么样的城镇化模式有利于乡村发展和包容性增长尚不清楚。一方面，发展大城市有利于增强集聚经济效应和创造就业机会，加快吸收乡村人口向非农部门转移，以及通过增加乡村产品需求提高乡村居民收入。另一方面，小城市和小城镇与乡村腹地紧密联系，促进小城市和小城镇发展有利于低技能劳动力就业和改善乡村市场准入，有利于向乡村提供现代生产生活设施和传播新思想、农业知识（Berdegué et al., 2015），从而促进乡村发展和居民收入提高。Christiaensen and Todo（2014）利用51个发展中国家跨国数据研究发现，发展大城市有利于经济增长

但对乡村发展没有作用，大城市以外的非农人口增长有利于包容性增长。有学者对印度的研究发现，小城镇增长有利于降低乡村贫困，但发展大城市对降低乡村贫困没有明显作用（Gibson et al., 2017），在扩散效应的影响下大城市附近的小城镇增长较快（Tripathi and Mitra, 2022）。Chen and Partridge（2013）研究发现，中国大城市增长不利于乡村发展，而中等城市的扩散效应对乡村发展具有积极影响。这些研究表明，从乡村发展的角度上看，发展大城市未能最大化总量增长，需要促进不同等级规模城市协调发展。城镇化发展过程伴随着城镇空间格局的优化调整。Cuberes et al.（2021）对美国城镇化过程的研究发现：城镇化早期阶段，在回流效应起主导作用的影响下，毗邻城市地区的人口下降；城镇化中后期阶段，在扩散效应起主导作用的影响下，毗邻城市地区的人口增长明显，城区扩大的城镇化转向都市区化。刘建娥和凌巍（2023）研究认为，中国城镇化已从以追求收入增长的市场性流动转向家庭式就近迁移的社会性流动新阶段，新生代家庭综合效益最大化的理性权衡彰显，县域城镇化成为新生代体面进城的重要策略，城镇化形成了“大中城市迁移”“县域就近就地迁移”“返乡回流”的多元格局。以上研究表明，考察城镇化模式对乡村发展的影响，需考虑不同等级规模城市和城镇空间格局调整的影响，需要以比城市更小的空间单元作为分析对象。然而，现有文献大多以城市为对象研究城镇化模式，空间单元较大，难以从小尺度的城镇空间格局调整和乡村发展的维度分析城镇化模式问题。

发达国家的经验表明，在城镇化中后期阶段，城区扩大的城镇化会转向都市区化，小城镇增长和收缩加速分化发展。在小尺度空间上小城镇增长和收缩分化发展，反映了城镇空间结构的演化趋向。以小城镇为分析空间单元考察都市圈空间结构演化趋向及其对乡村发展的影响，可为细化都市圈政策空间和推动乡村振兴提供决策参考。

基于中部地区城镇化比较低、潜力大，以及近年来合肥都市圈、武汉都市圈、郑州都市圈、长株潭都市圈、南昌都市圈快速发展的考虑，本文选择中部地区为研究对象，这样也能避免样本异质性较大所产生的实证分析偏误。本文的边际贡献有两点：第一，不同于已有以城市为对象的研究，本文以城镇体系中最底层的小城镇为研究对象，考察小尺度空间都市圈空间结构及其对乡村发展的影响。第二，区别于已有文献主要基于增长和效率目标的研究视角，本文从小城镇和乡村发展的视角研究中国城镇化空间模式问题，以期为促进发展的平衡性、协调性、包容性和实现共同富裕提供镜鉴。

## 二、现实需要和研究假说

### （一）优化都市圈空间结构的现实需要

城镇空间结构表现为“城市—都市区—都市圈—城市群—大都市带”的演变过程（方创琳等，2011），都市圈在城镇空间结构体系中发挥着承上启下的作用。从都市区、都市圈和城市群的概念上看，都市区是由城市城区与周边邻近地区基于高频通勤联系形成的一体化“生活圈”；都市圈是以大都市区为核心形成的具有紧密产业分工与功能协作“产业圈”；城市群是两个以上的都市圈突破边界，发生空间耦合或功能整合形成的产业协作区（申明锐等，2023）。城镇空间结构具有循环往复的演进发展特

征，低层级城镇空间单元发展推动高层级城镇空间单元发展，同时高层级城镇空间单元发展也会带动低层级城镇空间单元发展。近年来长三角城市群的高质量一体化发展，带动了上海、南京、杭州、合肥、苏锡常、宁波都市圈发展，都市圈发展又带动大都市区、都市区和小都市区的发展<sup>①</sup>，大都市区、都市区和小都市区发展也支撑了都市圈发展。位于大都市区、都市区和小都市区的城区和乡村之间的城乡连续体，是城乡融合互动的纽带和载体。加快中国城乡融合和乡村发展应采取两方面的城乡融合空间路径：一方面应推动市区与郊区的空间融合促进城乡连续体的建设，另一方面要促进县城与延伸区的城乡连续体建设（刘守英和龙婷玉，2022）。也就是说，要通过促进大都市区、都市区和小都市区发展推动城乡融合和乡村发展。

2019年国家发展改革委印发的《关于培育发展现代化都市圈的指导意见》提出，构筑功能一体、空间融合的城乡体系，在都市圈率先实现城乡融合发展。2022年中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见》指出，县城对促进新型城镇化建设、构建新型工农城乡关系具有重要意义，要推进一批具有良好区位优势和产业基础、资源环境承载能力较强、集聚人口经济条件较好的县城建设。2024年国务院印发的《深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划》提出，依托中心城市辐射带动周边市县共同发展，培育一批同城化程度高的现代化都市圈，引导大中小城市和小城镇协调发展、集约紧凑布局。以上城镇化政策演进表明，需要细化都市圈的政策空间和突出县城的作用，优化都市圈空间结构，促进都市圈高质量发展。都市区是都市圈的基本构成单元，优化都市圈空间结构、细化都市圈的政策空间，需要促进都市区的发展。在都市圈中一些县城距离城市较远，按照日常高频通勤标准不能被划入都市区，但在产业关联上与都市圈的大中城市联系密切，以及作为城乡联系的枢纽拥有范围广大的乡村腹地，具有较大发展潜力。这就需要推进这些县城发展成为小都市区的中心城市，形成由大都市区、都市区和小都市区组成的多中心都市圈空间结构，释放和叠加不同层级城市的发展动能，促进更大范围的城乡连续体形成和乡村发展。美国也曾为协调地区和城乡发展提供可辨识空间，在2000年设立了500多个小都市区，这些小都市区主要分布于大都市区的边缘（曹升生，2011）。在中国早期城镇化阶段，以小城镇发展为主导的“镇化”的经济效率较低，20世纪90年代以来，城镇化转向以大城市发展为主导的“市化”，推动了经济快速增长，但造成了城乡发展失衡。在推进全体人民共同富裕的中国式现代化背景下，应将都市圈中的都市区作为推动“市化”与“镇化”有机结合的载体，促进城乡连续体发展、城乡融合和乡村振兴。

## （二）促进小城市发展、优化都市圈空间结构的机理分析

城镇空间结构演化源于集聚向心力与扩散离心力的共同作用，借鉴Combes et al.（2005）等提出的综合货币外部性和技术外部性形成的向心力与离心力图形分析框架，可分析都市圈空间结构演化。

---

<sup>①</sup>都市区是城市与毗邻外围区之间基于稳定的通勤流而形成的中心城市与毗邻外围区有着密切社会经济联系的区域。其中：以大城市为中心形成的都市区经济实力强、影响范围广，被称为大都市区；以小城市为中心形成的都市区影响范围较小，被称为小都市区；以中等城市为中心形成的都市区可称为狭义的都市区。大都市区的影响力扩展到周边城市，进而形成以大都市区为核心，连接周边都市区和小都市区的都市圈。

该框架假定劳动力流动由实际工资水平决定，劳动力从低工资地区流向高工资地区，向心力与离心力通过影响实际工资驱动城镇空间结构演变。

新经济地理学城市阶层体系理论表明，随着到中心城市距离的增加，市场潜力货币外部性形成的工资曲线具有“∞”形特征（Fujita et al., 1999）。城市经济学理论认为，随着到中心城市距离的增加，技术外部性形成的工资曲线不断下降，扩散离心力生活成本曲线也不断下降（见图1）。实际工资是集聚向心力形成的工资水平和扩散离心力形成的生活成本的差值，随着到中心城市距离的增加，实际工资曲线表现为“∞”形特征（见图2），即劳动需求曲线具有“∞”形特征。假定劳动供给曲线是完全弹性的，则在中心城市的一定距离之外存在次中心城市，在它们之间是“集聚阴影”区。较大的“集聚阴影”区使得城市发展限于城区的发展，毗邻城市的郊区发展缓慢。

城市经济学“借用规模”理论认为，毗邻城市的郊区可“借用”城市集聚效应，同时避免较高的集聚负外部性（Burger et al., 2015）。首先，城市产业投入产出关联和通勤便捷的集聚效应可扩展到城市郊区（Lucas and Rossi-Hansberg, 2002）；其次，城市郊区可分享城市多样化消费选择带来的高生活舒适度（Glaeser et al., 2001）；最后，城市高房价等方面的离心力会使得人口和经济活动向城市郊区扩散。在“借用规模”起重要作用的情况下，城市郊区获得了较大集聚效应，使得城镇化发展由城区化转向都市区化，“集聚阴影”区缩小，城乡之间通勤便捷、生活便利的城乡连续体得到发展，成为城乡融合发展的载体（见图2）。

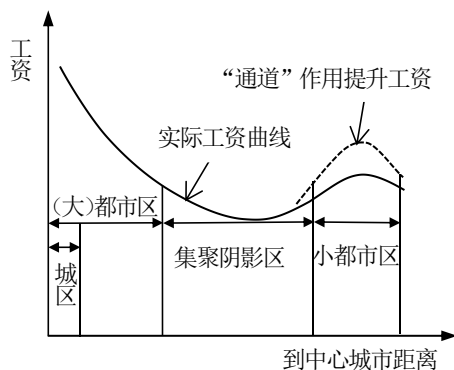


图1 工资曲线和生活成本曲线的空间变动

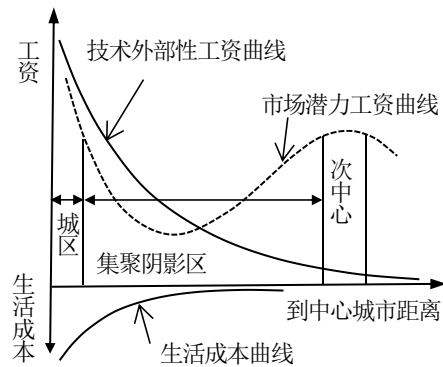


图2 实际工资曲线的空间变动

交通发展降低了长距离通勤成本、运输成本，距离大中城市较远的小城市可利用交通“通道”获得城市集聚效应（Cuberes et al., 2021），从而形成跳跃式扩散效应，使得（大）都市区外围的小城市及其形成的小都市区发展加快。城市间功能分工发展使中小城市不仅可以通过交通“通道”向中心城市“借用规模”，而且可以通过“借用功能”（Meijers et al., 2016），进一步促进小城市为核心的小都市区发展。如果说地级市是都市区的中心城市，那么小都市区的次中心主要是一些距离地级市较远的县城和县级市城区<sup>①</sup>。县城是全县的社会经济中心，尤其是一些人口大县的县城具有较大的本地市场潜力。目前，中国绝大多数的县城拥有与中心城市相连接的高等级公路和铁路，能够利用交通“通

<sup>①</sup>为便于文字表述，本文以下部分在不对县城和县级市城区进行区分的情况下，所提及的县城包括县级市城区。

道”形成扩散效应，和县域本地市场潜力叠加，具有发展成小都市区核心城市的潜力。

以上分析表明，在大都市区和都市区中心城市的外围存在以县城为核心的小都市区。大都市区中心城市对毗邻外围区具有更强的“借用规模”集聚效应，从而优先促进大都市区的形成。这与近年来中国省会大城市和毗邻省会的地区快速发展一致。大都市区及其中心城市还是整个都市圈形成和发展的引擎，能够带动大都市区外围的都市区和小都市区发展。

基于以上分析，本文提出研究假说 H1：都市圈的大都市区优先发展，能够带动以县城为核心的小都市区发展。

### （三）都市圈发展对小城镇和乡村发展的影响

在经济发展早期阶段，农业发展推力是城镇化的主要动力。农业发展产生的需求拉动作用，使得服务于乡村市场的小城镇快速发展。这一时期存在数量众多的小城镇，缺少大中城市，不构成城镇等级体系。1978年起，中国实行了农村家庭承包经营制度，促进了农业发展和农民收入提高，乡村市场需求的释放，推动了乡镇企业和小城镇发展。改革开放初期，小城镇主导的城镇化发展与经济发展早期阶段的城镇化特征一致。20世纪90年代后，改革开放及外资引进带来的现代工业发展使得经济活动主要向城市集中，中国城镇化以城市发展为主导，大量小城镇开始处于发展停滞衰落状态。

近年来，区域一体化发展使得经济活动集聚倾向进一步增强，城镇化表现出大城市化和都市圈化的发展趋向，城市对外围地区的扩散效应和回流效应增强，导致都市圈小城镇增长和收缩空间分化发展加速。“借用规模”形成的扩散效应使得毗邻中心城市的小城镇成长为城乡连续体的节点，回流效应使得距离城市较远的小城镇衰落。受城市对外围地区扩散效应和回流效应的影响，都市圈次中心城市的县城外围小城镇也表现为，毗邻县城的小城镇成长为城乡连续体的重要节点、远离县城的小城镇趋于衰落。依据中心地理论，县城是全县的消费和服务中心，县城发展使得原来分散于小城镇供应的商品和服务转变为由县城供应，导致远离县城的小城镇收缩发展。因此，随着小城镇到中心城市距离的增加，小城镇增长表现为“∞”型曲线空间特征，这种空间分化发展特征是城区城镇化向都市圈化和都市圈多中心化发展的反映。

综上，本文提出研究假说 H2：小城镇发展空间分化反映出都市圈具有由大都市区、都市区、小都市区构成的多中心空间结构。

促进都市圈中县城发展形成多中心都市圈空间结构，有利于优化要素空间配置，推进新型城镇化和乡村全面振兴有机结合，加快城乡融合和乡村发展。首先，县城发展通过降低基础设施和公共服务供给成本，减少乡村居民市民化成本，有利于促进乡村劳动力转向非农产业和人口就近城镇化，实现大中小城市和小城镇协调发展、城乡融合发展（陆铭和李鹏飞，2023）。其次，县城发展推动的人口就近城镇化，有利于农业适度规模经营和农业现代化发展，进而促进农民收入增长。再次，适度扩大县城规模、提升县城功能，有利于“借用”集聚效应承接大城市转移产业，实现大中小城市产业发展优势互补、协同发展，促进县域非农产业和乡村产业发展。最后，县城是县域工业化与城镇化互动的主要载体，适度扩大县城规模、提升县城功能，直接影响吸纳农业转移人口的能力和人力资本的积累，

决定着城镇化能否为工业化提供更加有效的支持（叶振宇，2023），进而影响城乡要素双向流动、乡村参与工业化进程和农民的经济机会以及由此带来的收入提升。

基于上述分析，本文提出研究假说 H3：都市圈以县城为核心的小都市区发展有利于乡村发展。

### 三、实证研究设计和特征事实

#### （一）都市圈空间结构检验

1.被解释变量。本文以小城镇镇区人口增长率作为被解释变量，从小城镇增长和收缩发展的角度检验都市圈空间结构。考虑到小城镇人口统计资料可能存在数据质量不高的问题，夜间灯光数据可较好地表征经济活动状况（徐康宁等，2015），本文还使用小城镇夜间灯光值增长率作为被解释变量进行稳健性检验。小城镇夜间灯光值的计算方法如下：首先，利用 ArcGIS 软件以小城镇行政多边形矢量数据，对夜间灯光栅格数据进行掩膜处理；然后，将小城镇的栅格夜间灯光值加总。为剔除小城镇乡村地区夜间灯光值变动的的影响，将夜间灯光值小于 1 的栅格剔除后再进行加总。

2.核心解释变量。核心解释变量为小城镇到最近地级及以上城市的地理距离一次项、二次项和三次项<sup>①</sup>。用地理距离而不是用交通距离，是因为小城镇到城市的交通距离难以获取，更重要的是使用地理距离能够避免交通距离内生于小城镇发展所带来的计量偏误。核心解释变量还包括县城哑变量和临近省会城市哑变量。

3.控制变量。控制变量包括小城镇初期的工业化水平、城镇化水平、人口密度、镇区人口规模，以及重点镇哑变量、市区镇哑变量。初期小城镇镇区人口规模，用于控制小城镇自身集聚效应对人口增长的影响。考虑到小城镇镇区人口规模差异较大，在计量回归中对其取对数处理。初期工业化水平用于控制城镇化基本动力工业化的影响。初期城镇化水平和人口密度用于控制劳动力供给因素对小城镇镇区人口增长的影响，城镇化水平越低、人口密度越大，劳动力供给曲线越富有弹性。这些变量根据 2009 年的数值测度，用于控制发展基础对小城镇镇区人口增长的影响。在稳健性检验中，用初期夜间灯光值的对数和以上哑变量，控制发展基础和发展条件对小城镇夜间灯光值增长的影响。

4.样本选择和数据来源。本文以中部五省安徽、河南、江西、湖南、湖北为实证分析样本区域。主要原因是：江西、湖南、湖北大部分地区属于长江中游城市群，河南属于中原城市群，安徽属于长三角城市群，五省均属于中国城镇化的主体空间。近年来，上述五省的城镇化水平快速提升，但仍低于全国平均水平，城镇化发展潜力大。而且，该五省是中国的粮食主产区，在经济发展初期阶段形成了大量服务乡村经济发展的小城镇。近年来，合肥都市圈、武汉都市圈、郑州都市圈、长株潭都市圈、南昌都市圈快速发展，小城镇增长和收缩分化发展明显，以这五省为研究对象能够更好地考察都市圈空间结构特征和演变趋向。

<sup>①</sup>地理距离为小城镇政府驻地到地级及以上城市主城区政府驻地的球面距离。省会南京市对毗邻安徽省地区的经济发展影响较大，小城镇与城市间距离的计算包括南京市。本文中其他距离的测算采用相同的做法。

比较统计资料发现，2009—2015年的乡镇行政区划调整很小，2017年后没有公布小城镇镇区人口数据，因此，本文中小城镇镇区人口增长率的计算时间范围选择2009—2015年。NPP-VIIRS夜间灯光数据与DMSP-OLS夜间灯光数据相比，具有更高的空间分辨率，可更准确地反映小尺度空间的经济活动水平。NPP-VIIRS夜间灯光栅格数据来源于Elvidge et al. (2021)合成处理的年度数据。小城镇初期的工业化水平、城镇化水平、人口密度、镇区人口规模变量、镇区人口增长率的计算，数据来源于2010年《中国建制镇统计资料》和2016年《中国县域统计年鉴（乡镇卷）》。县级市城区人口数据来源于2009年和2015年《中国城市建设统计年鉴》，县级市初期的工业化水平、城镇化水平、人口密度的计算，数据来源于2010年《中国县域统计年鉴》。是否为重点镇根据2014年7月住房和城乡建设部、国家发展改革委等部门公布的全国重点镇名单确定<sup>①</sup>。

表1为变量定义和描述性统计结果。

变量	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
镇区人口增长率	镇区人口年均增长速度(%)	5.4872	12.1972	-43.3025	147.6071
到城市的距离	小城镇到最近地级及以上城市的地理距离(千米)	45.0573	25.4154	0.5638	174.3504
初期工业化水平	小城镇二三产业从业人员数/全部从业人员数	0.4894	0.2099	0.0016	1
初期城镇化水平	镇区人口/小城镇行政区总人口	0.2221	0.2140	0.0012	1
初期人口密度	小城镇行政区总人口/行政区面积(人/平方千米)	7.0401	14.6581	0.0636	105
初期镇区人口规模	初期镇区人口数(万人)	0.10141	1.5468	0.0036	15.8028
重点镇哑变量	是否为重点镇：是=1，否=0	0.1860	0.3891	0	1
市区镇哑变量	小城镇是否位于地级及以上城市市区：是=1，否=0	0.1215	0.3267	0	1
县城哑变量	是否为县城或县级市城区：是=1，否=0	0.0921	0.2892	0	1
临近省会城市哑变量	到最近的城市是否为省会：是=1，否=0	0.0176	0.1314	0	1

5. 计量模型。借鉴许政等(2010)检验中国城市体系空间特征的做法，本文以小城镇为分析单元，并将县城放入估计样本以它们到地级及以上城市的距离一次项、二次项和三次项作为核心解释变量建立回归方程。回归方程如下：

$$grow = \alpha_0 + \alpha_1 dist + \alpha_2 dist^2 + \alpha_3 dist^3 + \alpha_4 ptown + \alpha_5 ctown + \varphi X + \mu \quad (1)$$

(1)式中： $grow$ 为小城镇镇区人口增长率或夜间灯光值增长率； $dist$ 为小城镇到城市的距离； $ctown$ 为县城哑变量，用于检验县城是否具有较强的发展潜力，判断在省会城市和地级市的中心城市之外是否存在次中心城市； $ptown$ 为临近省会城市哑变量，用于检验是否以省会城市为核心的大都市区的人口和经济集聚能力更强； $X$ 为其他控制变量， $\mu$ 为随机扰动项。

<sup>①</sup>资料来源：《住房和城乡建设部等部门关于公布全国重点镇名单的通知》，[https://www.mohurd.gov.cn/gongkai/zhengce/zhengcefilelib/201407/20140731\\_218612.html](https://www.mohurd.gov.cn/gongkai/zhengce/zhengcefilelib/201407/20140731_218612.html)。



## （二）都市圈空间结构优化促进乡村发展检验

1.核心解释变量：县城规模。县政府驻地所在镇的行政区包含有乡村地区，用行政区人口测度县城规模会产生高估。中国多数县的县城空间范围已超出县政府驻地所在镇的行政区范围，以行政区人口测度县城规模会造成低估。为避免以上问题，本文采用组合 Landscan 全球人口分布数据和夜间灯光数据测度县城人口规模，以县政府驻地 10 千米的缓冲区范围内、夜间灯光栅格像元值大于 2 且人口像元值大于 500 人的栅格，形成的凸包多边形作为县城的空间范围。为剔除县城空间内存在少量乡村地区的影响，用县城空间内夜间灯光像元值大于 1 的所有栅格的人口总数测度县城人口规模<sup>①</sup>。

2.工具变量。优越的自然地理条件使得一些地方发展较早，并在“第二自然”的自我强化效应作用下持续发展（Krugman, 1993）。历史上的古城墙对地方经济发展也具有类似的长期影响（Du and Zhang, 2018）。自然地理条件和历史上的古城墙，仅通过路径依赖影响现在的经济发展，是比较好的工具变量。自然地理条件和历史上古城墙等数据是不随时间变化的，本文借鉴 Dong et al.（2021）构造面板工具变量的做法，用县城人口规模对古城墙规模等数据乘以每年全国城镇人口增速作为解释变量进行回归，将回归拟合值作为工具变量，回归方程如下：

$$\ln counscale_{it} = \alpha + \beta \ln(Z_i \times urbanpop_t) + \mu_{it} \quad (2)$$

（2）式中： $\ln counscale_{it}$  为  $i$  县域  $t$  年县城人口规模的对数； $Z$  为古城墙规模、自然地理条件等变量，包括古城墙的长度和邮政驿运的功能、地方重要性等级<sup>②</sup>哑变量，以及平均地表粗糙度、平均海拔、年降雨量等自然地理变量； $urbanpop_t$  为  $t$  年的全国城镇人口增速； $\mu_{it}$  为随机扰动项。由于一些县域历史上没有古城墙，共获得 249 个县域的工具变量。

3.控制变量。县域经济发展水平、金融发展水平、医疗水平、教育水平、农业机械化水平等变量，用于控制县域经济社会因素对农民收入的影响。地级市规模和省会城市规模两个变量用于控制城市经济辐射作用对县域农民收入的影响。省会城市和地级市城市规模用市区地区生产总值测度，使用城市经济规模是为了更好地反映经济集聚效应的影响。为捕捉城市辐射扩散效应的距离衰减特性，使用县城到最近地级以上城市的距离进行调整<sup>③</sup>。

4.数据来源。人口栅格数据来源于美国能源部橡树岭国家实验室开发的 LandScan 全球人口分布数据<sup>④</sup>。夜间灯光数据使用由 Chen et al.（2020）调整的两种夜间灯光数据（DMSP-OLS 和 NPP-VIIRS）的可比数据。历史上古城墙规模和邮政驿运的功能、地方重要性等级等数据来源于 Skinner et al.（2008）整理的中国明清时期古城墙规模等方面的数据。县域年降雨量根据国家青藏高原科学数据中心提供的

<sup>①</sup>关于县城空间范围划定，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录中的图 1、图 2 及其说明。

<sup>②</sup>清朝时期以“冲”“繁”“疲”“难”四项因素划分州县等级。

<sup>③</sup>调整公式为： $cityscale = cityGDP / d^2$ ， $provscale = provGDP / d^2$ 。其中： $d$  为县城到城市的距离， $cityGDP$  为地级市市区的地区生产总值， $provGDP$  为省会城市市区的地区生产总值。地区生产总值均使用 2008 年基期的不变价。

<sup>④</sup>资料来源：LandScan 全球人口分布数据，<https://landscan.oml.gov>。

1千米分辨率降水量数据计算得到<sup>①</sup>。县域平均海拔和平均地表粗糙度根据美国奋进号航天飞机的雷达地形测绘 SRTM 数据计算得到，原始数据来源于中国科学院地理科学与资源研究所资源环境科学数据平台<sup>②</sup>。县域医疗水平、教育水平等控制变量方面的数据来源于 2009—2021 年《中国县域统计年鉴》以及各省份统计年鉴和县统计公报，少数缺失数据通过插值补齐。地级及以上城市市区地区生产总值数据来源于 2009—2021 年历年《中国城市统计年鉴》。

5. 计量模型。为考察促进以县城为核心的小都市区发展形成的多中心都市圈空间结构对乡村发展的影响，本文建立如下回归方程：

$$\ln income_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln counscale_{it} + \beta_2 \ln cityscale_{it} + \beta_3 \ln provscale_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中： $\ln income_{it}$  为  $i$  县域  $t$  年农民收入水平的对数，用于测度县域乡村发展水平； $\ln counscale_{it}$  为  $i$  县域  $t$  年县城规模的对数，用于测度小都市区中心城市规模； $\ln cityscale_{it}$  为  $i$  县域到最近地级市在  $t$  年的城市规模的对数， $\ln provscale_{it}$  为  $i$  县域到最近省会城市在  $t$  年的城市规模的对数，用于控制多中心都市圈空间结构不同层级城市的辐射扩散效应对县域乡村发展的影响； $X_{it}$  为县域层面的控制变量，包括县域经济发展水平、金融发展水平、医疗水平、教育水平、农业机械化水平。 $\varepsilon_{it}$  由城市和县个体效应、时间效应以及服从独立同分布的随机扰动项四部分构成。县域农民收入水平用农村居民人均可支配收入测度，使用省份农村居民消费价格指数调整为 2008 年基期的不变价。样本的时间范围为 2008—2020 年。

表 2 为变量定义和描述性统计结果。

表 2 变量定义和描述性统计结果

变量	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
农民收入水平	农村居民人均可支配收入（元）	11133	4916	2186	37154
县城规模	利用人口栅格和夜间灯光栅格数据测度县城人口规模（万人）	7.5906	6.4681	0.0761	45.1204
地级市规模	县城到最近地级市市区的地区生产总值/到其距离的平方项（万元/平方千米）	7122	22927	23	366150
省会城市规模	县城到最近省会城市市区的地区生产总值/到其距离的平方项（万元/平方千米）	4406	14900	66	301948
经济发展水平	地区生产总值/县域人口数（元）	29112	21240	3440	244957
金融发展水平	居民储蓄存款余额/地区生产总值	0.7175	0.2802	0.0545	2.0858
医疗水平	医院和卫生院床位数/县域人口数（张/万人）	34.8942	17.1686	5.8910	181.6389
教育水平	中学生人数/县域人口数（人/百人）	5.0627	1.3249	1.2291	12.7914
农业机械化水平	农业机械总动力/县域人口数（万千瓦/万人）	0.9107	0.4469	0.0556	3.9032

注：农民收入水平、县城规模、地级市规模、省会城市规模、经济发展水平等变量在实证分析中取对数处理。

<sup>①</sup>资料来源：国家青藏高原科学数据中心，<https://data.tpcd.ac.cn/zh-hans/data/faac7605-a0f2-4d18-b28f-5cee413766a2>。

<sup>②</sup>资料来源：中国科学院地理科学与资源研究所资源环境科学数据平台，<https://www.resdc.cn/Default.aspx>。

### （三）特征事实

本文利用第五次、第六次和第七次人口普查资料，分析中部五省地级及以上城市市区、县级市和县的人口增长变动情况。2000—2020年，中部五省地级及以上城市市区人口增长速度加快，而县和县级市人口在不断下降，反映了城市主导的城镇化发展特征和以大中城市为核心的（大）都市区是集聚人口的主要载体（见表3）。通过计算到最近省会城市不同距离范围县和县级市的人口变动情况，可以发现，50千米以内的县和县级市在2000—2010年出现人口负增长，但在2010—2020年年均增长率达到了0.5%以上，50千米以外的县和县级市在2000—2020年人口一直下降。进一步计算到最近地级城市不同距离范围县和县级市的人口变动情况，可以发现，到最近地级城市20千米以内的县和县级市在2000—2010年人口下降速度较快，但在2010—2020年人口下降速度明显减慢，20千米以外的县和县级市在2000—2020年人口一直快速下降。以上统计事实初步表明，以省会城市为核心的大都市区和以地级市为核心的都市区是都市圈集聚人口的主要载体。

表3 中部五省县、县级市和地级及以上城市市区人口数和人口年均增长率

		普查人口数（万人）			人口年均增长率（%）	
		2000年	2010年	2020年	2000—2010年	2010—2020年
县		17303	16711	15757	-0.3480	-0.5858
县级市		6358	5854	5635	-0.8239	-0.3795
地级及以上城市市区		30497	31504	32918	0.3251	0.4400
到最近省会城市不同距离范围的县和县级市（千米）	<50	1501	1490	1576	-0.0681	0.5591
	50~100	5109	4659	4298	-0.9198	-0.8023
	100~200	10384	9864	9293	-0.5125	-0.5936
	200~300	4788	4702	4413	-0.1813	-0.6314
	>300	1879	1849	1811	-0.1620	-0.2070
到最近地级城市不同距离范围的县和县级市（千米）	<20	3102	2959	2928	-0.4699	-0.1079
	20~40	7293	7040	6606	-0.3526	-0.6340
	40~80	11353	10657	10058	-0.6306	-0.5774
	>80	1912	1906	1799	-0.0305	-0.5740

表4报告了利用2014年和2019年《中国城市建设统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》计算的城市实体空间城市的城区和县城的人口变化情况<sup>①</sup>。

表4 中部五省城市实体空间的城区和县城的人口变动情况

	2014年（万人）	2019年（万人）	人口年均增速（%）
县城常住人口	3739	4189	2.3000
县级市城区常住人口	1641	1720	0.9519

<sup>①</sup>城市实体空间是以非农业用地为主体的城市型景观空间，接近于城市建成区的空间范围。城区人口主要集中于城市建成区，因此可用城区人口反映城市实体空间的人口规模。

表 4 (续)

地级市城区常住人口	3834	4197	1.8236
省会城市城区常住人口	1586	1904	3.7144

从表 4 可以看出，2014—2019 年，城市城区和县城具有较快的人口增长速度，省会城市城区常住人口增长最快，其次是县城，再次是地级市城区，最后是县级市城区。省会城市城区常住人口增长最快，表明都市圈中大都市区的中心城市会优先发展。县城人口增长较快主要是因为，县一般比县级市具有更大的乡村腹地，县城是人口就近城镇化的主要载体。这表明以一些县城为核心的小都市区具有发展潜力。

表 5 报告了 2009—2015 年小城镇镇区人口增速的空间变动情况。从表 5 可以看出，2009—2015 年，到城市不同距离范围的小城镇镇区人口平均增速表现为先下降、再上升、再下降的“∞”形变动特征。这一现象初步表明，在（大）都市区中心城市之外存在次中心城市。

表 5 2009—2015 年小城镇镇区人口增速的空间变动

到城市距离（千米）	0~5	5~10	10~15	15~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45
平均人口增速（%）	17.3745	6.0864	7.2552	4.8049	4.2314	5.7848	5.0672	4.9945	5.3620
到城市距离（千米）	45~50	50~55	55~60	60~65	65~70	70~75	75~80	80~85	85~90
平均人口增速（%）	5.4052	5.8888	4.9338	5.6236	5.0356	5.9589	5.7334	4.0122	5.0412
到城市距离（千米）	90~95	95~100	100~105	105~110	110~115	115~120	120~125	125~130	130~135
平均人口增速（%）	5.8877	7.3415	7.5456	5.9199	5.1271	7.6019	4.3962	5.4986	-0.8048

#### 四、实证结果及分析

##### （一）都市圈空间结构检验结果

1. 基准回归结果。小城镇之间的距离较小，相邻小城镇在发展上存在竞争与合作的空间相关性，相似自然条件也会导致空间相关性。由于小城镇之间空间相互作用的范围较小，根据小城镇政府驻地矢量产生的泰森多边形建立边界空间权重矩阵，对小城镇镇区人口增长率进行空间相关性检验，结果显示，小城镇镇区人口增长率存在显著的空间相关。回归方程的拉格朗日乘数检验结果显示，有必要使用空间计量模型进行实证分析。空间计量模型有空间误差模型（SEM）、空间滞后模型（SAR）、空间滞后误差模型（SARMA）等多种类型，拉格朗日乘数检验结果显示，使用 SARMA 模型更好。空间滞后模型（SAR）和空间杜宾模型（SDM）的似然比检验结果显示，使用 SDM 模型更好。进一步用赤池信息量准则（AIC）比较 SDM 模型和 SARMA 模型两个嵌套空间计量模型显示，SARMA 模型具有更好的拟合性。没有使用空间杜宾模型（SDM）更重要的原因是：第一，计量模型中包括重点镇、市区镇等多个哑变量，哑变量与其空间滞后项高度相关，使用 SDM 模型会产生比较严重的多重共线性问题。第二，乡镇级区域在行政区面积、人口规模、产业结构等方面的异质性较大，采用 SARMA 模型可缓解误差项不同质的问题（Kelejian and Prucha, 2010）。基于将 SARMA 模型回归结果与基本空间计量模型 SEM 模型和 SAR 模型回归结果比较和验证稳健性的需要，表 6 报告了 SEM、SAR、

SARMA 等多种模型的回归结果，可以看出，核心变量到城市的距离一次项、二次项和三次项的系数均在 1%的水平上显著性，且系数符号分别为负、正、负，即随着到城市距离的增加，小城镇镇区人口增长率呈现“∞”形曲线特征。

表 6 都市圈空间结构检验的基准回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	SEM (ML)		SAR (ML)		SARMA (ML)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
到城市的距离一次项	-0.2207***	0.0573	-0.1977***	0.0508	-0.1921***	0.0503
到城市的距离二次项	0.0032***	0.0009	0.0028***	0.0008	0.0028***	0.0008
到城市的距离三次项	-1e-05***	4e-06	-1e-05***	4e-06	-1e-05***	1e-06
初期工业化水平	6.5575***	0.9700	6.5682***	0.9389	6.5407***	0.9345
初期城镇化水平	-20.7852***	1.4692	-20.6964***	1.3985	-20.5761***	1.396
初期人口密度	-0.0631***	0.0242	-0.0560**	0.0227	-0.0541**	0.0224
初期镇区人口规模	-1.7560***	0.2187	-1.7188***	0.2056	-1.7043***	0.203
重点镇哑变量	3.4832***	0.4673	3.4709***	0.4700	3.4555***	0.4702
市区镇哑变量	-0.0231	0.6872	-0.0837	0.6390	-0.0973	0.6263
县城哑变量	8.4170***	0.7989	8.1297***	0.8002	8.0221***	0.8056
临近省会城市哑变量	4.4434***	1.5295	3.6255***	1.3221	3.4484***	1.2934
常数项	24.8602***	2.1747	23.0832***	2.0339	22.6332***	2.105
空间滞后项			0.1853***	0.0233	0.2249**	0.0667
空间误差项	0.1905***	0.0245			-0.0474	0.0791
观测值数	4157		4157		4157	
对数似然值	-15936		-15934		-15934	

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中 ML 表示使用极大似然估计。

表 7 中，镇区人口增长率为被解释变量的 SARMA 模型空间效应分解结果显示，到城市的距离一次项、二次项和三次项的间接效应与直接效应方向一致，直接效应和间接效应的同向叠加，使得随着到城市距离的增加，小城镇镇区人口增长率表现出更为明显的“∞”形曲线特征。从图 3 (a) 可以看出，“∞”形曲线一开始的下降部分较为倾斜，表明毗邻（大）都市区中心城市的小城镇相较于毗邻小都市区中心城市的小城镇具有更快的人口增速，城市“借用规模”效应对（大）都市区中的小城镇发展具有更大的作用。临近省会城市哑变量系数显著为正，表明临近省会城市的小城镇具有更快的增长。大都市区具有优先发展的特点，都市圈多中心发展表现为大都市区→都市区→小都市区的演化过程，与假说 H1 一致。县城哑变量系数显著为正，表明一些距离地级及以上城市较远的县城是小都市区的中心城市。以上结果表明，小城镇发展具有空间分化特征，毗邻城市的小城镇与城市一体化发展成为（大）都市区的一部分，大量远离城市的小城镇处于收缩发展状态，但也有一些远离城市的小城镇具有和县城一起形成小都市区的潜力，与假说 H2 一致。

表 7 核心解释变量的空间效应分解结果

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
被解释变量：镇区人口增长率						
到城市的距离一次项	-0.1939***	0.0475	-0.054***	0.0243	-0.2479***	0.0607
到城市的距离二次项	0.0028***	0.0007	8e-04***	0.0003	0.0036***	0.0011
到城市的距离三次项	-1e-05***	4e-06	-3e-06***	1e-06	-1e-05***	5e-06
被解释变量：夜间灯光值增长率						
到城市的距离一次项	-1.1212***	0.1459	0.1873***	0.0348	-0.9339***	0.1328
到城市的距离二次项	0.0142***	0.0023	-0.0024***	0.0005	0.0118***	0.0021
到城市的距离三次项	-5e-05***	1e-05	9e-06***	2e-06	-4e-05***	8e-06

注：\*\*\*表示 1%的显著性水平。

2.稳健性检验：改变估计方法。为检验最大似然估计（ML）回归结果的稳健性，本文使用广义最小二乘法（FGLS）、空间两阶段最小二乘法（S2SLS）分别估计 SEM 模型和 SAR 模型，利用考虑异质性的广义空间两阶段最小二乘法（FGS2SLS）估计 SARMA 模型（Kelejian and Prucha, 2010）。结果显示，变量的系数和显著性水平没有明显变化<sup>①</sup>。

3.稳健性检验：替换被解释变量。用小城镇夜间灯光值增长率作为被解释变量进行稳健性检验，回归结果显示<sup>②</sup>，到城市的距离一次项、二次项和三次项的系数均在 1%的水平上显著，且系数符号分别为负、正、负。从图 3（b）可以看出，小城镇夜间灯光值增长率与到城市距离之间关系的“∞”形曲线上凸部分不明显，即经济次中心没有人口次中心表现得明显。

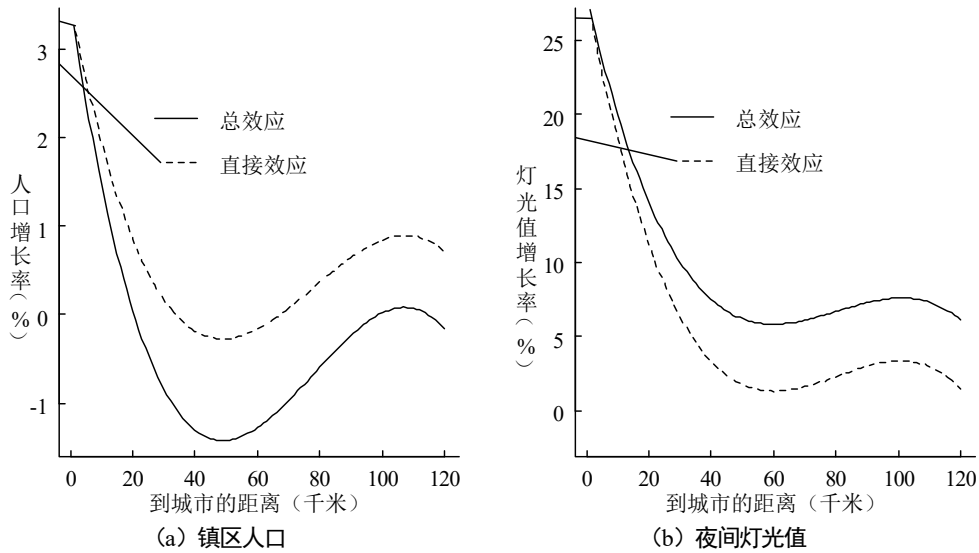


图 3 小城镇增长的空间特征

<sup>①</sup>因篇幅所限，详细估计结果未在此报告，有兴趣者可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 1。

<sup>②</sup>因篇幅所限，详细估计结果未在此报告，有兴趣者可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 2。

从表 7 中夜间灯光值增长率为被解释变量的 SARMA 模型空间效应分解结果可以看出，直接效应和间接效应的方向相反，而以镇区人口增长率为被解释变量的间接效应与直接效应方向是相同的。也就是说，间接效应使得小城镇镇区人口增长率“∞”形曲线特征更为明显，但减弱了小城镇夜间灯光值增长“∞”形曲线特征。在夜间灯光值增长率为被解释变量的情况下，到城市的距离一次项的间接效应为正，表明城郊地区的经济活动具有空间溢出效应。其原因是：在产业升级的影响下城市中心土地利用“退二进三”，导致制造业向城郊转移和集聚，城市服务业与制造业发展的互动效应增强（魏守华等，2016），使得城郊地区的产业空间关联较强。在夜间灯光值增长率为被解释变量的情况下，到城市的距离二次项的间接效应为负，表明小都市区中心城市的县城外围小城镇间经济活动具有负向空间溢出效应，可能的原因是农副产品加工等资源型产业在县域经济中比重较大，产业链短、空间分布较为分散。这也反映出县域现代产业发展不足，产业发展对人口向县城集中的支撑力不足，这与贺雪峰（2021）的研究观点一致。

4. 稳健性检验：控制省会城市的空间效应。以上通过加入小城镇临近省会城市哑变量，控制省会城市影响的空间效应，但可能仍难以控制省会城市对大范围空间上小城镇增长影响的空间特征。在解释变量中加入小城镇到省会城市的距离一次项和二次项<sup>①</sup>，可进一步控制省会城市对小城镇影响的空间特征。表 8（1）列和（4）列分别是加入小城镇到省会城市的距离一次项和二次项，以镇区人口增长率和小城镇夜间灯光值增长率为被解释变量的回归结果。可以看出，到城市的距离一次项、二次项和三次项的系数和显著性没有发生明显变化，小城镇到省会城市的距离一次项和二次项分别显著为负和显著为正，与理论上省会城市的空间效应具有“∞”形曲线特征一致。

中国绝大多数地级市可以形成都市区，但这些都市区并不是都位于都市圈之中，也就是说以上研究样本包含了都市圈以外的小城镇。位于都市圈之中的小城镇受都市圈多层次中心城市的影响，会具有更为明显的增长与收缩空间分化特征。分析都市圈内的小城镇增长与收缩空间分化特征，能更好地检验都市圈发展的多中心特征。鉴于近些年省会都市圈的快速发展，以省会都市圈内的小城镇为样本进行实证检验。采用原倩（2016）的做法，将 150 千米作为省会城市的影响范围，以距离省会城市 150 千米以内的小城镇为样本进行计量检验。小城镇到省会城市的距离二次项的影响范围在 150 千米以外，在省会都市圈样本的回归中没有加入小城镇到省会城市的距离二次项。表 8（2）列和（5）列是剔除距离省会城市 150 千米以外的小城镇样本的回归结果，可以看出，到城市的距离一次项、二次项和三次项的显著性水平没有发生明显的变化。对比图 3，从图 4 可以看出，都市圈小城镇增长“∞”形曲线具有更大的“振幅”，表明叠加大都市区中心城市、都市区中心城市的辐射扩散效应，使得省会都市圈中的小城镇具有更加明显的增长和收缩空间分化特征，进一步验证了假说 H1 和假说 H2。

5. 稳健性检验：剔除县城。以上用县城哑变量揭示县城是次中心城市。本部分将县城从样本中剔除，将小城镇到县城的距离加入回归方程，进一步检验县城是否可作为次中心城市。表 8（3）列以镇

<sup>①</sup>没有加入小城镇到省会城市的距离三次项，是因为二次项的影响空间范围已达到小城镇距离省会城市的最远距离。因篇幅所限，省会城市影响的空间范围可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附图 3。

区人口增长率为被解释变量的回归结果显示，小城镇到县城的距离显著且系数为正，表明县城对毗邻小城镇的人口回流效应较大，反映了县城是人口集聚的中心。表8（6）列以夜间灯光值增长率为被解释变量的回归结果显示，小城镇到县城的距离显著且系数为负，即距离县城较近的小城镇经济增速较快。这可能是因为，县城是县域主要的居住生活空间，工业园、农业产业园等生产空间主要在县城的外围。这也恰反映了县城具有发展成为小城市的潜力，县城是小都市区的中心城市。

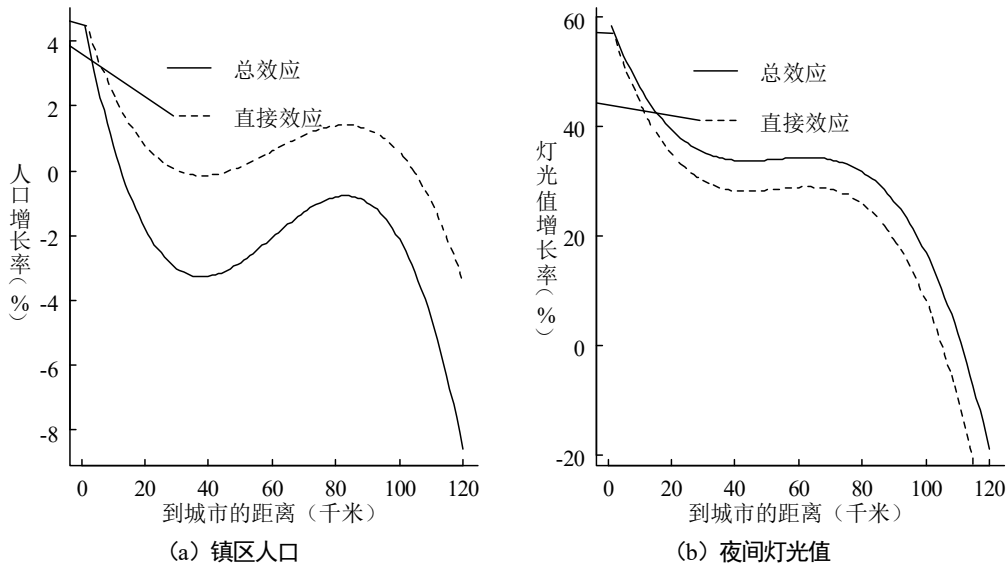


图4 省会都市圈小城镇增长的空间特征

表8 稳健性检验：考虑省会城市的空间效应和剔除县城

变量	镇区人口增长率 SARMA (FG2SLS)			夜间灯光值增长率 SARMA (FG2SLS)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	省会都市圈	剔除县城	全样本	省会都市圈	剔除县城
到城市的距离一次项	-0.1803*** (0.0565)	-0.3104** (0.1222)	-0.1396*** (0.0656)	-1.1024*** (0.1398)	-1.8795*** (0.2512)	-1.2812*** (0.1550)
到城市的距离二次项	0.0027*** (0.0009)	0.0060** (0.0025)	0.0022*** (0.0010)	0.0147*** (0.0023)	0.0364*** (0.0055)	0.0168*** (0.0026)
到城市的距离三次项	-1e-05*** (4e-06)	-3e-05** (1e-05)	-1e-05*** (5e-06)	-0.0001*** (1e-05)	-0.0002*** (3e-05)	-0.0001*** (1e-05)
到省会城市的距离一次项	-0.0154** (0.0075)	-0.0122* (0.0070)	-0.0176** (0.0093)	-0.0956*** (0.0296)	-0.1259*** (0.0244)	-0.1071*** (0.0330)
到省会城市的距离二次项	3e-05* (1e-05)		4e-05* (2e-05)	0.0001* (0.0001)		0.0002* (0.0001)
到县城的距离			0.0348* (0.0194)			-0.4583*** (0.0572)



表 8 (续)

县城哑变量	8.0296*** (1.2134)	6.5693*** (1.2134)		20.5771*** (0.9234)	17.1902*** (1.2653)	
常数项	23.7931 (3.2550)	19.3497 (4.6108)	45.6972 (4.0464)	90.3241 (3.6166)	104.6425 (4.6897)	107.0023 (4.1863)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
空间滞后和误差项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	4157	2020	3774	4424	2254	3803

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中为标准误。

(二) 都市圈空间结构优化促进乡村发展的检验结果

1. 基准回归结果。表 9 (1) 列 OLS 估计结果显示，县城规模对县域农民收入具有显著的促进作用，表明以县城为核心建设小都市区有利于促进乡村发展，假说 H3 得到验证。最近城市为省会城市的县受省会城市空间扩散效应的影响为主，而最近城市为地级市的县域会受到省会城市和地级市空间扩散效应的共同影响。为剔除这种差异的可能干扰，将最近城市为省会城市的县域剔除进行回归，表 9 (2) 列显示，回归结果没有发生明显变化。

表 9 都市圈空间结构优化促进乡村发展的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS 全样本	OLS 剔除最近城市为省会	IV 全样本	IV 剔除最近城市为省会
县城规模	0.0238*** (0.0065)	0.0254*** (0.0071)	0.1182*** (0.0403)	0.1251*** (0.0457)
地级市规模	0.0937** (0.0382)	0.0977** (0.0390)	0.1333*** (0.0426)	0.1544*** (0.0436)
省会城市规模	-0.0617 (0.0873)	-0.0521 (0.0901)	-0.0477 (0.1048)	0.0068 (0.1079)
经济发展水平	0.1954*** (0.0303)	0.1962*** (0.0318)	0.1552*** (0.0501)	0.1448*** (0.0533)
金融发展水平	0.1668*** (0.0279)	0.1643*** (0.0282)	0.1822*** (0.0382)	0.1763*** (0.0396)
医疗水平	0.0006** (0.0003)	0.0007** (0.0003)	0.0009** (0.0004)	0.0010** (0.0004)
教育水平	0.0112*** (0.0030)	0.0109*** (0.0031)	0.0064* (0.0036)	0.0052 (0.0037)
农业机械化水平	0.0357*** (0.0104)	0.0324*** (0.0107)	0.0473*** (0.0148)	0.0485*** (0.0159)
常数项	5.7027*** (0.8725)	5.5754*** (0.8987)		

表9 (续)

市、县和年度固定效应	控制	控制	控制	控制
不可识别检验			25.35 [0.0000]	34.80 [0.0000]
弱工具变量检验			28.88	41.58
10%偏误临界值			16.38	16.38
观测值数	4933	4701	3189	3035
R <sup>2</sup>	0.9768	0.9761	-0.0036	-0.0194

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号中为县域聚类标准误；②不可识别检验使用Kleibergen-Paap rk LM 检验，方括号中为p值，弱工具变量检验使用Kleibergen-Paap rk Wald F 检验；③在IV估计中R<sup>2</sup>为负，但并不影响估计结果的可靠性。

表9(3)列和(4)列分别报告了全部样本县和剔除最近城市为省会城市的县的工具变量回归结果，不可识别检验结果和弱工具变量检验结果表明，模型是可识别的、不存在弱工具变量问题。县城规模的IV估计系数远大于OLS估计系数，表明OLS估计存在明显的向下估计偏误，这可能是由县城规模和遗漏变量负相关造成的。县城规模扩大和乡村教育、医疗等公共服务向县城集中使乡村人才等发展要素回流，对农民收入提高产生了阻碍作用。经济发展水平、金融发展水平、医疗水平、教育水平、农业机械化水平的系数为正，与预期一致。地级市规模的系数显著为正，但省会城市规模的系数不显著。

2.分时期估计。本文将时期分为2008—2014年和2015—2020年，考察不同层级中心城市对县域农民收入的影响。表10的回归结果显示，县城规模的系数基本不存在时期变化，省会城市规模和地级市规模的系数存在明显的时期变化。2008—2014年省会城市规模的系数显著为负、地级市规模的系数不显著；2015—2020年省会城市规模和地级市规模的系数均显著为正，省会城市规模的系数明显更大。这表明都市圈中心城市对乡村经济发展的影响先表现为回流效应、后表现为扩散效应，与假说H1一致。

表10 都市圈空间结构优化促进乡村发展的分时期回归结果

变量	2008—2014年		2015—2020年	
	(1) OLS	(2) IV	(3) OLS	(4) IV
县城规模	0.0170*** (0.0060)	0.0877*** (0.0265)	0.0128*** (0.0048)	0.0786*** (0.0296)
地级市规模	0.0267 (0.0441)	0.0538 (0.0513)	0.1340*** (0.0437)	0.1417** (0.0601)
省会城市规模	-0.5717*** (0.1087)	-0.5650*** (0.1344)	0.6092*** (0.0596)	0.5427*** (0.0807)
常数项	9.5921*** (1.2021)		2.8725*** (0.4360)	
其他控制变量		控制		控制
市、县和年度固定效应		控制		控制

表 10 (续)

不可识别检验		27.43 [0.0000]		35.32 [0.0000]
弱工具变量检验		28.04		16.32
10%偏误临界值		16.38		16.38
观测值数	2620	1698	2313	1491
R <sup>2</sup>	0.9709	-0.0550	0.9937	-0.0465

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号中为县域聚类标准误。②不可识别检验使用 Kleibergen-Paap rk LM 检验，方括号中为 p 值；弱工具变量检验使用 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验。

3.稳健性检验：替换工具变量和工具变量排他性检验。根据地理条件和历史上古城墙规模等变量构造工具变量可满足外生性假设，但采用线性回归模型的拟合值作为工具变量，可能存在过度拟合问题导致外生性不满足。为缓解这一问题，本文借鉴 Achten and Lessmann (2020) 的方法，使用机器学习随机森林模型构造工具变量，将样本随机分为训练集（占 63%）和测试集（占 37%），将县域地理条件和古城墙规模等变量作为输入变量，用训练集训练随机森林模型，再将模型得出的预测值作为工具变量。表 11（1）～（3）列分别为使用工具变量的全样本和分时期样本的回归结果。不可识别检验和弱工具变量检验结果表明模型是可识别的、不存在弱工具变量问题，核心解释变量和主要控制变量的回归结果与表 9 和表 10 的回归结果一致。

工具变量还应满足排他性要求。为利用过度识别检验判断工具变量的排他性，同时加入基于线性回归拟合构造的工具变量和基于机器学习随机森林模型构造的工具变量进行回归分析。表 11（4）列 Hansen 检验的 p 值为 0.0954，接近于 0.1，可以接受工具变量与误差项不相关，说明工具变量的排他性能够满足。为检验工具变量仅通过内生解释变量起作用的排他性要求，将工具变量直接放入基准回归模型回归，检验工具变量是否直接对被解释变量产生影响。表 11（5）列的结果显示，核心解释变量仍然显著，工具变量的系数很小且不显著。工具变量作用于县域经济发展水平是影响农民收入的可能途径，为进一步检验工具变量仅通过内生解释变量起作用，将县域经济发展水平作为被解释变量进行回归。表 11（6）列的结果显示，工具变量的系数很小且不显著。以上检验结果表明，工具变量满足排他性要求。

表 11 稳健性：替换工具变量和工具变量排他性检验

变量	农民收入水平					经济发展水平
	(1) 全样本	(2) 2008—2014年	(3) 2015—2020年	(4) 全样本	(5) 全样本	(6) 全样本
县城规模	0.0546*** (0.0208)	0.0503** (0.0211)	0.0411* (0.0242)	0.0796*** (0.0222)	0.0217*** (0.0052)	0.0307*** (0.0022)
地级市规模	0.1408*** (0.0406)	0.0553 (0.0502)	0.1499** (0.0594)	0.1379*** (0.0410)	0.1428*** (0.0006)	0.4056*** (0.0000)

表 11 (续)

省会城市规模	-0.0541 (0.1020)	-0.5849*** (0.1330)	0.5609*** (0.0748)	-0.0516 (0.1024)	-0.0549 (0.5919)	-0.5530*** (0.0001)
经济发展水平	0.1814*** (0.0458)	0.1339*** (0.0493)	0.0401** (0.0187)	0.1711*** (0.0467)	0.1934*** (0.0000)	
金融发展水平	0.1937*** (0.0361)	0.1335*** (0.0416)	0.0192 (0.0212)	0.1892*** (0.0365)	0.1987*** (0.0000)	-0.7185*** (0.0000)
医疗水平	0.0010** (0.0004)	0.0015** (0.0007)	0.0004*** (0.0002)	0.0009** (0.0004)	0.0010** (0.0109)	0.0017*** (0.0015)
教育水平	0.0085** (0.0034)	0.0040 (0.0038)	-0.0016 (0.0014)	0.0077** (0.0034)	0.0096*** (0.0046)	-0.0117*** (0.0035)
农业机械化水平	0.0425*** (0.0137)	0.0784*** (0.0188)	-0.0049 (0.0133)	0.0444*** (0.0139)	0.0403*** (0.0036)	0.0195 (0.2565)
工具变量					0.0063 (0.1129)	0.0062 (0.2024)
市、县和年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
不可识别检验	41.87 [0.0000]	27.77 [0.0000]	15.20 [0.0001]	44.14 [0.0000]		
弱工具变量检验	53.07	34.71	15.77	29.86		
10%偏误临界值	16.38	16.38	16.38	19.93		
Hansen检验				2.78 [0.0954]		
观测值数	3189	1698	1491	3189	3189	3189
R <sup>2</sup>	0.1333	0.0447	0.1694	0.0962	0.9785	0.9879

注：①\*\*\*和\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号中为县域聚类标准误。②不可识别检验使用 Kleibergen-Paap rk LM 检验，方括号中为 p 值；弱工具变量检验使用 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验。

4.稳健性检验：剔除县级市和替换核心解释变量。尽管县和县级市都属于县级行政单位，但县级市拥有更大的社会管理权限，经济上以非农产业为主，城镇化水平一般更高。与县级市相比，县的乡村人口比重大、数量多，县城拥有的本地市场潜力往往更大，但县城规模一般小于县级市。为了避免样本异质性可能对回归结果的影响，将县级市剔除进行稳健性检验。回归结果显示，县城规模、地级市规模和省会城市规模的系数符号及其显著性的变化，与表 11 的回归结果相比都没有发生较大变化<sup>①</sup>。

以上用夜间灯光像元值大于 1 的所有栅格的人口总数测度县城人口规模，可能包含乡村人口而造成高估县城规模。为缓解这一问题，采用县城空间范围夜间灯光像元值大于 2 的所有栅格的人口总数测度县城人口规模进行回归分析。回归结果显示，县城、地级市规模和省会城市的系数符号及其显著性的时期变化，都没有发生较大变化。本文还采用《中国城市建设统计年鉴》《中国县城建设统计年

<sup>①</sup>因篇幅所限，详细估计结果未在此报告，有兴趣者可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 3。

鉴》提供的县级市城区和县城人口数测度县城规模进行回归分析<sup>①</sup>，回归结果显示，县城规模系数显著为正且明显较大，表明加强县城建设促进深度城镇化有利于乡村发展。

## 五、进一步研究：交通“通道”的作用及其异质性

### （一）交通“通道”的作用

理论分析部分认为县城能够通过交通“通道”利用城市辐射扩散效应提升规模，本部分使用2008—2020年县域面板数据检验高铁开通对县城规模的影响。建立回归方程如下：

$$counscale_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 hsr_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

(4)式中： $counscale_{it}$ 表示*i*县*t*年的县城人口规模，测度方法同前。 $hsr_{it}$ 表示*i*县的县城在*t*年的高铁开通情况， $hsr=1$ 表示有高铁开通， $hsr=0$ 表示没有高铁开通。 $\mu_{it}$ 包含城市、县和时间固定效应以及随机扰动项。 $X_{it}$ 为县域随时间变化的控制变量，包括县域的财政自给率、人口规模、医院和卫生院床位数、中学生人数、农业机械总动力，以及中心城市规模等变量。中心城市规模用于控制城市辐射扩散效应对县城规模的影响，为捕捉中心城市辐射扩散效应的距离衰减特性，使用同前文分析中类似的方法，用最近城市城区人口除以县城到城市距离的平方项测度，分为最近地级市规模和最近省会城市规模两个变量。之所以用城市人口规模而没有用城市经济规模，是因为被解释变量是县城人口规模。财政自给率用财政一般预算收入和财政一般预算支出之差与县域生产总值的比值测度，用于控制政府城市建设投入对县城人口规模扩大的作用。县域人口规模、医院和卫生院床位数、中学生人数用于控制人口供给和公共服务对县城人口规模的影响。农业机械总动力用于控制农业人口向城镇迁移的推力作用。高铁站开通数据来源于历年《全国铁路旅客列车时刻表》，其他数据来源同前。

已有研究大多根据区域内是否建有高铁站点，将样本设置为处理组和控制组。事实上，一些县域虽没有高铁站，但县城距离县域外的高铁站较近，等同于开通了高铁。为避免这一问题，参考孙德芳等（2012）对基本生活圈的划分，将距离高铁站在15千米以内的县城设置为处理组，距离高铁站15千米以外的县城设置为控制组。高铁站具有较强的空间溢出效应，使得距离高铁站超过15千米以外的控制组县城受益，为缓解空间溢出导致的控制组不是无干预状态的问题，将距离高铁站15~30千米的县城从控制组中剔除。在高铁开通的时间设置上，将上半年开通高铁的县城设置为前1年开通，将下半年开通高铁的县城设置为当年开通。在高铁开通的前1~2年高铁和高铁站已开始建设，并对县城建设和人口集中产生影响，基于此，在上述县城开通高铁时间设置的基础上，提前1年设置高铁开通时间。采用事件研究法进行平行趋势检验，将高铁开通的前1年作为基准期，从图5可以看出，在高铁开通之前开通高铁县城和未开通高铁县城的县城规模估计系数均不显著异于0，表明满足平行趋势假设。

<sup>①</sup>《中国县城建设统计年鉴》中统计范围为县城的包括：第一，县政府驻地的镇、乡或街道办事处地域（城关镇）；第二，县城公共设施、居住设施和市政公用设施等连接到的其他镇（乡）地域；第三，常住人口在3000人以上独立的工矿区、开发区、科研单位、大专院校等特殊区域。

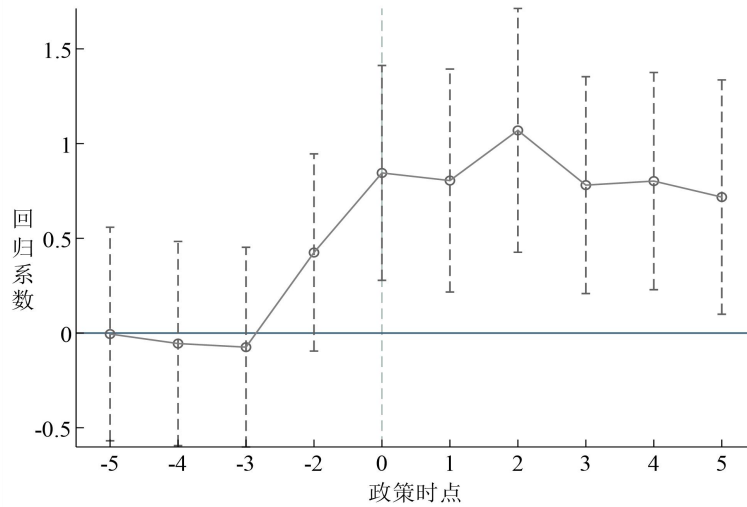


图5 平行趋势检验

注：图中垂直虚线表示 95%的置信区间。

表 12 中，（1）列为仅控制地级市和省会城市规模的回归结果，（3）列为在（1）列基础上加入更多控制变量的回归结果。可以看出，高铁开通的影响均在 10%的水平上显著，高铁开通可使得县城人口增加 0.3 万人以上。采用倾向得分匹配法（PSM）可缓解处理组和控制组县域在可观测变量上的差异，满足后门准则增强因果推断。选择反映人口规模、经济发展实力和公共服务水平的县域人口数、财政自给率、医院和卫生院床位数等变量作为匹配变量，经倾向得分匹配后，选出匹配后的新样本重新检验<sup>①</sup>。从表 12（2）列和（4）列的 PSM 估计结果可以看出，高铁开通的影响在 10%的水平上显著。受 2020 年新冠疫情的影响，人口返乡回流可能使得县城人口增加，导致高估高铁开通的影响。从表 12（5）列可以看出，剔除 2020 年的样本后的回归结果没有发生明显变化。从控制变量上看，省会城市规模具有显著的正向影响，与大都市区中心城市具有较强的发展带动作用一致；财政自给率、医院和卫生院床位数具有显著的正向影响，表明提升基础设施和公共服务水平有利于提高县城人口吸引力。农业机械总动力的系数显著为负，这可能是因为其推力作用主要是推动农业人口向县域之外转移。

表 12 交通“通道”对县城规模的影响结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	PSM	OLS	PSM	OLS
高铁开通	0.3931** (0.1889)	0.3587* (0.1916)	0.3503** (0.1743)	0.3301* (0.1763)	0.4349** (0.1896)
地级市规模	3.2687 (6.6155)	3.2454 (6.5692)	3.1388 (5.2614)	3.1995 (5.1982)	3.7883 (5.8669)
省会城市规模	13.5946* (7.6033)	13.3975* (7.5452)	12.7464** (6.1905)	12.5374** (6.1257)	11.6032* (6.7665)

<sup>①</sup>因篇幅所限，匹配结果可登录《中国农村经济》网站查看本文附录中的图 4 和表 4。

表 12 (续)

财政自给率			4.4246*** (1.3309)	4.3626*** (1.4806)	4.4341*** (1.1706)
人口规模			0.0049 (0.0148)	0.0034 (0.0145)	0.0058 (0.0143)
医院和卫生院床位数			10.2554*** (1.3003)	10.1937*** (1.3191)	9.3764*** (1.1903)
中学生数			-0.1106 (0.1200)	-0.1116 (0.1218)	-0.0983 (0.1182)
农业机械总动力			-0.0147** (0.0059)	-0.0138** (0.0063)	-0.0111* (0.0060)
常数项	6.0859*** (0.3353)	6.2044*** (0.3414)	5.5570*** (1.0679)	5.6806*** (1.0754)	5.2527*** (1.0311)
市、县和年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	4108	3975	4108	3975	3987
R <sup>2</sup>	0.9058	0.9039	0.9149	0.9129	0.9156

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中数值为县域聚类标准误。

### (二) 交通“通道”作用的异质性

通过交通“通道”发挥的城市辐射扩散效应，对不同区位县城的规模提升作用可能存在较大差异。一方面，距离城市比较偏远、处于区位优势弱的县，交通改善不仅对其经济发展的作用较小，而且会加快人口外流进而不利于县城规模扩大。另一方面，具有区位优势强的县会因交通改善，促进先进生产要素流入，使得县域经济和县城规模得到提升。为检验高铁开通对不同区位县城的影响，分别对到城市不同距离的样本进行分组回归分析。表 13 (1) 列显示，对于距离城市 30 千米以内的县城，高铁开通的影响不显著。这可能是因为，距离城市比较近的县城一般有快速公路与城市相连接，高铁的作用较弱。表 13 (2) ~ (5) 列显示，高铁开通对距离城市 30~100 千米县城的规模提升作用明显，对距离城市 100 千米以上县城的规模提升作用不显著，表明高铁开通对区位优势较好的县城影响较大。因此，应增强和发挥县城与城市的交通“通道”功能，推动以县城为核心的小都市区融入大都市区和都市区发展，促进都市圈空间结构优化。

表 13 交通“通道”作用：对到城市不同距离县城人口规模的影响结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<30千米	30~80千米	50~100千米	80~110千米	>100千米
高铁开通	0.1134 (0.2229)	0.3123* (0.1826)	0.3657** (0.1846)	0.3479* (0.1984)	0.2608 (0.1883)
地级市规模	2.1963 (4.6977)	-6.6128 (6.1323)	-3.0249 (6.2698)	-3.8431 (6.1831)	-4.3706 (6.7123)

表 13 (续)

省会城市规模	11.7906** (5.7558)	21.8166*** (6.7172)	18.2028** (7.0291)	18.7499*** (6.9550)	18.9262** (6.6498)
常数项	6.7185*** (1.7491)	6.3454*** (1.1364)	6.5477*** (1.1997)	6.9002*** (1.4887)	6.7763*** (1.8502)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
市、县和年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	1703	3289	3003	2028	1885
R <sup>2</sup>	0.9035	0.9133	0.9157	0.9085	0.9132

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中数值为县域聚类标准误。

县城自身的发展潜力和所能“借用”的城市辐射力，决定了交通“通道”的城市辐射扩散效应发挥，进而对县城人口规模产生影响。为检验县城发展潜力的影响，将高铁开通变量与县城人口规模哑变量的交互项、高铁开通变量与县域经济规模哑变量的交互项放入解释变量进行回归。县城人口规模哑变量的设定方式为：县城人口数大于样本均值，变量取值 1，否则取值为 0。县域经济规模哑变量的设定方式为：县域生产总值大于样本均值，变量取值 1，否则取值为 0。为检验县城所能够“借用”的城市辐射力的影响，将高铁开通变量与地级市规模哑变量的交互项、高铁开通变量与省会城市规模哑变量的交互项放入解释变量进行回归。地级市规模哑变量的设定方式为：地级市规模大于样本均值，变量取值 1，否则取值为 0。省会城市规模哑变量的设定方式为：省会规模大于样本均值，变量取值 1，否则取值为 0。从表 14 的回归结果可以看出，高铁开通变量与 4 个哑变量的交互项系数显著为正，表明县城的发展潜力和所拥有的城市辐射力，是影响县城利用城市辐射扩散效应提升规模的重要因素。

表 14 交通“通道”的县城规模提升作用：发展潜力和城市辐射力的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
高铁开通	-0.3586** (0.1792)	-0.5787*** (0.2144)	0.0298 (0.1981)	0.0815 (0.1912)
高铁开通×县域经济规模哑变量	1.5031*** (0.2388)			
高铁开通×县城人口规模哑变量		2.0411*** (0.3310)		
高铁开通×地级市规模哑变量			1.4722*** (0.4536)	
高铁开通×省会城市规模哑变量				1.2109*** (0.3939)
地级市规模	2.9307 (5.2538)	3.4189 (4.9437)	1.4481 (5.4794)	4.5755 (4.7159)
省会城市规模	12.8110** (6.1840)	12.1052** (6.0115)	13.7787** (6.3152)	10.6239* (5.7699)



表 14 (续)

常数项	5.2490*** (1.0636)	6.0741*** (1.0390)	5.5976*** (1.0496)	5.3142*** (1.0689)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
市、县和年度固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值数	4108	4108	4108	4108
R <sup>2</sup>	0.9173	0.9186	0.9161	0.9159

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中数值为县域聚类标准误。

## 六、结论和政策启示

都市圈已成为国家和区域经济发展的重要引擎。理解都市圈空间结构特征和演化趋向，有助于为优化资源配置、促进区域和城乡协调发展提供理论和决策依据。本文对城镇化潜力大的中部地区小城镇增长和收缩发展空间分化的研究表明，都市圈由大都市区、都市区、小都市区构成，以县城为核心的小都市区具有发展潜力，大都市区优先发展能够带动小都市区发展。考察县城发展对农民收入影响的研究结果表明，促进以县城为重要载体的城镇化建设，形成多中心都市圈空间结构有利于乡村发展。本文进一步分析了高铁开通对县城规模提升的影响，以考察交通“通道”对城市辐射扩散效应发挥的作用。研究发现，高铁开通对区位优势较好、拥有较大发展潜力和城市辐射力的县城具有更为明显的规模提升作用。

本文研究结论具有如下五点政策启示。第一，在推动乡村振兴的背景下，在将城市群、都市圈相继作为细化区域政策空间单元之后，应进一步细化区域政策空间，将都市区作为区域政策的重要空间单元。加强都市圈交通“通道”建设，促进都市圈一体化发展，充分利用都市圈大中城市的辐射带动作用，推动以县城为重要载体的城镇化建设，促进以县城为核心的小都市区发展。通过促进大都市区、都市区、小都市区发展，形成空间范围广泛的城乡共生的生产生活空间，促进城乡融合和乡村振兴。第二，推动以县城为重要载体的城镇化建设，优化城镇化格局和促进城乡融合发展，要处理好县城与乡村、县城与大城市的两大关系。一方面，要推动毗邻城市的小城镇和县城融入（大）都市区发展；另一方面，要推动一些距离中心城市较远、具有发展潜力的县城发展为小城市、形成小都市区，增强县城连接城乡发展的枢纽作用。第三，积极利用大城市周边小城市、小城镇疏解大城市的功能。把大城市的一些优质资源向周边小城市和小城镇转移，推动都市圈的人口和产业合理布局，避免过度集中于中心大城市，促进大中小城市协调发展。第四，促进大中小城市协调发展，充分发挥不同层级中心城市对乡村发展的带动作用。近年来，中国省会城市和省会大都市区发展迅速，表现出与大都市区优先发展规律一致的特征。但也应该看到，中国省会大都市区迅速发展导致一些非省会城市和都市区发展相对滞后，适时促进都市圈的次中心城市发展，有利于发挥城市间“1+1>2”的协同效应，提高都市圈的人口和产业承载力，也有利于释放和叠加不同层级中心城市的发展动能对乡村发展的带动作用。第五，适度扩大县城规模、提升县城功能，促进县域工业化与城镇化互动发展和城乡融合发展。在突

出市场力量和效率原则,促进资源和公共服务向大城市和中心城区集中以增强其发展带动作用的同时,要支持县域产业发展、县城公共设施和服务水平提升,适度扩大县城规模、提升县城功能,为县域工业化与城镇化互动发展提供有效的支撑载体,推动城乡要素双向流动和乡村参与工业化进程。

#### 参考文献

- 1.曹升生,2011:《略论美国小都市区》,《世界地理研究》第4期,第84-90页。
- 2.陈飞、苏章杰,2021:《城市规模的工资溢价:来源与经济机制》,《管理世界》第1期,第19-32页。
- 3.方创琳、姚士谋、刘盛和,2011:《2010中国城市群发展报告》,北京:科学出版社,第11页。
- 4.贺雪峰,2021:《农民进城与县域城市化的风险》,《社会发展研究》第3期,第11-20页。
- 5.李培鑫、张学良,2021:《城市群集聚空间外部性与劳动力工资溢价》,《管理世界》第11期,第121-136页。
- 6.刘建娥、凌巍,2023:《中国县域城镇化再抉择——社会性流动的重大转向与系统性构建》,《社会学研究》第3期,第23-44页。
- 7.刘守英、龙婷玉,2022:《城乡融合理论:阶段、特征与启示》,《经济学动态》第3期,第21-34页。
- 8.刘修岩、李松林、秦蒙,2017:《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》,《管理世界》第1期,第51-64页。
- 9.陆铭、高虹、佐藤宏,2012:《城市规模与包容性就业》,《中国社会科学》第10期,第47-66页。
- 10.陆铭、李鹏飞,2023:《区位与分工:论统一大市场建设下的县域城镇化》,《农业经济问题》第1期,第18-28页。
- 11.申明锐、王紫晴、崔功豪,2023:《都市圈在中国:理论源流与规划实践》,《城市规划学刊》第2期,第57-66页。
- 12.孙德芳、沈山、武廷海,2012:《生活圈理论视角下的县域公共服务设施配置研究——以江苏省邳州市为例》,《规划师》第8期,第68-72页。
- 13.王小鲁,2010:《中国城市化路径与城市规模的经济学分析》,《经济研究》第10期,第20-32页。
- 14.魏后凯、年猛、李玟,2020:《“十四五”时期中国区域发展战略与政策》,《中国工业经济》第5期,第5-22页。
- 15.魏守华、陈扬科、陆思桦,2016:《城市蔓延、多中心集聚与生产率》,《中国工业经济》第8期,第58-75页。
- 16.吴传清、孟晓倩,2022:《虹吸还是溢出?——“强省会”战略的经济增长极效应分析》,《安徽大学学报(哲学社会科学版)》第1期,第124-136页。
- 17.徐康宁、陈丰龙、刘修岩,2015:《中国经济增长的真实性的检验:基于全球夜间灯光数据的检验》,《经济研究》第9期,第17-29页。
- 18.许政、陈钊、陆铭,2010:《中国城市体系的“中心—外围模式”》,《世界经济》第7期,第144-160页。
- 19.叶振宇,2023:《以产业转型升级激发县域经济活力》,《人民论坛》第20期,第55-59页。
- 20.原倩,2016:《城市群是否能够促进城市发展》,《世界经济》第9期,第99-123页。
- 21.庄羽、杨水利,2021:《“强省会”战略对区域创新发展的影响——辐射还是虹吸?》,《中国软科学》第8期,第86-94页。
- 22.赵奎、后青松、李巍,2021:《省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析》,《经济研究》第3期,第150-166页。

23. Achten, S., and C. Lessmann, 2020, "Spatial Inequality, Geography and Economic Activity", *World Development*, Vol. 136, 105114.
24. Berdegué, J. A., F. Carriazo, B. Jara, F. Modrego, and I. Soloaga, 2015, "Cities, Territories, and Inclusive Growth: Unraveling Urban-Rural Linkages in Chile, Colombia, and Mexico", *World Development*, Vol. 73: 56-71.
25. Burger, M. J., E. J. Meijers, M. M. Hoogerbrugge, and J. M. Tresserra, 2015, "Borrowed Size, Agglomeration Shadows and Cultural Amenities in North-West Europe", *European Planning Studies*, 23(6): 1090-1109.
26. Chen, A., and M. D. Partridge, 2013, "When Are Cities Engines of Growth in China? Spread and Backwash Effects Across the Urban Hierarchy", *Regional Studies*, 47(8): 1313-1331.
27. Chen, Z., B. Yu, C. Yang, Y. Zhou, S. Yao, X. Qian, C. Wang, B. Wu, and J. Wu, 2020, "An Extended Time-Series (2000-2023) of Global NPP-VIIRS-Like Nighttime Light Data", <https://doi.org/10.7910/DVN/YGIVCD>, Harvard Dataverse, V5, UNF:6:qMXz0adYK5q7pFqKgsCFOQ== [fileUNF].
28. Christiaensen, L., and Y. Todo, 2014, "Poverty Reduction During the Rural-Urban Transformation-The Role of the Missing Middle", *World Development*, Vol. 63: 43-58.
29. Combes, P. P., G. Duranton, and H. G. Overman, 2005, "Agglomeration and the Adjustment of the Spatial Economy", *Papers in Regional Science*, 84(3): 311-349.
30. Cuberes, D., K. Desmet, and J. Rappaport, 2021, "Urban Growth Shadows", *Journal of Urban Economics*, Vol. 123, 103334.
31. Dong, L., R. Du, M. Kahn, C. Ratti, and S. Zheng, 2021, "'Ghost Cities' versus Boom Towns: Do China's High-Speed Rail New Towns Thrive?", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 89, 103682.
32. Du, R., and J. Zhang, 2018, "Walled Cities and Urban Density in China", *Papers in Regional Science*, 98(3): 1517-1539.
33. Elvidge, C. D., M. Zhizhin, T. Ghosh, F. Hsu, and J. Taneja, 2021, "Annual Time Series of Global VIIRS Nighttime Lights Derived from Monthly Averages: 2012 to 2019", *Remote Sensing*, 13(5): 922.
34. Fujita, M., P. Krugman, and T. Mori, 1999, "On the Evolution of Hierarchical Urban Systems", *European Economic Review*, 43(2): 209-251.
35. Glaeser E. L., K. Jed, and S. Albert, 2001, "Consumer City", *Journal of Economic Geography*, 1(1): 27-50.
36. Gibson, J., G. Datt, R. Murgai, and M. Ravallion, 2017, "For India's Rural Poor, Growing Towns Matter More Than Growing Cities", *World Development*, Vol. 98: 413-429.
37. Lucas R. E., and E. Rossi-Hansberg, 2002, "On the Internal Structure of Cities", *Econometrica*, 70(4): 1445-1476.
38. Kelejian, H. H., and I. R. Prucha, 2010, "Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances", *Journal of Econometrics*, 157(1): 53-67.
39. Krugman, P., 1993, "First Nature, Second Nature, and Metropolitan Location", *Journal of Regional Science*, 33(2): 129-144.
40. Meijers, E. J., M. J. Burger, and M. M. Hoogerbrugge, 2016, "Borrowing Size in Networks of Cities: City Size, Network Connectivity and Metropolitan Functions in Europe", *Papers in Regional Science*, 95(1): 181-198.
41. Skinner, G. W., Z. Yue and M. Henderson, 2008, "ChinaW-Cities, County Seats and Yamen Units (1820-1893)", <https://doi.org/10.7910/DVN/JCT5NE>, Harvard Dataverse, V2, UNF:3:F3FTB3OM8GrAmXL4otsBVA== [fileUNF].

42.Tripathi, S., and A. Mitra, 2022, “Shedding Light on Unnoticed Gems in India: A Small Town’s Growth Perspective”, *Land Use Policy*, Vol. 120, 106239.

(作者单位：安徽财经大学经济学院)

(责任编辑：小林)

## Optimizing the Spatial Structure of Metropolitan Areas: A Perspective of Small Town and Rural Development

WANG Zengyang

**Abstract:** Scientific understanding of production factor mobility trends in small-scale space is critical for optimizing the spatial structure of metropolitan areas and refining the scale of regional policies. From the perspective of differentiated small town development, this paper studies the spatial structure of metropolitan areas and its impact on rural development, focusing on the central regions with significant urbanization potential. The study finds a “∞” curve relationship between the population growth rate of small towns and their distance to the central city, with small towns adjacent to provincial capital cities having faster population growth. Using night light data to measure small towns’ growth, the results show the “∞” curve relationship still exists. The findings reveal that metropolitan areas have a multi-center spatial structure composed of large metropolitan regions, metropolitan regions, and small metropolitan regions, with an evolution process of large metropolitan regions → metropolitan regions → small metropolitan regions. Using the scales of ancient city walls in the Ming and Qing Dynasties and natural geographical conditions to construct instrumental variables for endogeneity problems, empirical analysis finds that county town-centered small metropolitan areas and promoting their integration into (large) metropolitan areas are conducive to rural development. Further utilizing the multi-period Difference-in-Differences (DID) model to examine the diffusion effects of high-speed rail (HSR) opening on county towns, the study finds HSR opening has a more pronounced scale-enhancing effect on county towns with better location advantages, great development potential, and large urban radiation. This paper provides empirical evidence for the relevant national policies to support the development of metropolitan areas, promote urbanization with county towns as an important carrier, and enhance urbanization levels in potential regions.

**Keywords:** Metropolitan Areas; Metropolitan Regions; Small Towns; Rural Development; County Towns