

创新型城市试点政策影响共同富裕的机理探析

——基于空间溢出视角的思考

陈莉,杨春苗

(安徽建筑大学经济与管理学院,安徽合肥230022)

摘要: 创新是实现全体人民共同富裕的重要支撑。以全国280个地级市为样本,通过构建空间计量模型探究创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理,结果发现:在2006—2021年期间,我国共同富裕水平整体呈现显著上升趋势,而且先富城市带动后富城市趋势明显;创新型城市试点政策不仅可以促进试点城市共同富裕,还能带动邻近城市共同富裕,且该效应在东中部城市、非资源型城市和中心城市表现得更强烈。因此,未来应通过重视城市共同富裕的空间关联、强化城市共同富裕的空间溢出效应、优化政策实施的地区差异化等有力措施,加快推进共同富裕的前行步伐。

关键词: 创新型城市;共同富裕;试点政策;空间溢出效应;地区差异化

中图分类号: F127;F129 **文献标识码:** A **文章编号:** 1674-5094(2025)04-0071-16

在党的二十大上,习近平总书记强调,要“扎实推进共同富裕”^[1]。目前,我国社会主义尚处于初级阶段,实现共同富裕面临诸多挑战^[2]。尤其是发展的不均衡性与不充分性这一核心问题尚未得到根本解决,中等收入群体所占比例相对较低,城乡和区域发展鸿沟以及社会群体间的收入分配差异依然显著。以城乡差距为例,2008年以来,党和国家实施了一系列以平衡城乡发展为目标的政策措施,城乡收入不平等情况得到有效缓解。到2020年,城乡收入比率已由2002年的3.09降至2.62,城乡发展差距显著缩小,但是城乡经济发展不均衡状态至今仍然存在^[3-4]。要实现共同富裕,就必须解决这些问题,确保所有社会成员在积累人力资源、参与经济社会发展活动、分享发展成果上享有平等的权利与机会^[5]。

推进实现共同富裕,选取部分城市和乡村进行试点是一条有效的路径。试点是中国共产党在革命战争年代积累的宝贵斗争经验与独特的治理智慧,其核心在于“先试后推、以点带面”的政策实施路径^[6]。试点的本质就是创新。今天,创新是驱动高质量发展的主要动力,可以有效应对环境变迁,不断增强发展的平衡性、协调性与包容性,为实现共同富裕注入强大的内生动力^[7]。试点和创新有机结合的创新型城市试点政策,则是创新驱动发展战略的关键,其宗旨是强化城市可持续发展和创新驱动,有效助力“做大蛋糕”和“分好蛋糕”^[8-9],与共同富裕在目标上十分契合。该政策自2008年实施以来,至今已经覆盖全国103个城市。那么,创新型城市试点政策能否有效推动共同富裕呢?实施创新型城市试点对邻近城市的共同富裕是否产生影

基金项目: 国家社会科学基金后期资助项目“‘四化同步’的时代意蕴与实践履”(21FKSB048)。

作者简介: 陈莉,安徽建筑大学经济与管理学院教授,博士,博士生导师,研究方向:创新型城市和区域经济。

引文格式: 陈莉,杨春苗. 创新型城市试点政策影响共同富裕的机理探析——基于空间溢出视角的思考[J]. 西南石油大学学报(社会科学版),2025,27(04):71-86.

响以及是否存在城市间差异呢?本研究拟就该类问题进行较为深入的探索,以期为实现共同富裕尽绵薄之力。

一、文献综述

当前,与本研究相关的成果主要集中在创新型城市试点政策的实施效果、共同富裕的测度与实现路径以及城市创新对共同富裕的影响等方面。通过梳理相关文献,笔者发现,学界就创新型城市试点政策在促进城市创新、推进绿色发展以及提升城市经济韧性等方面的研究已取得较多成果,但较少从空间溢出视角探讨该政策的效果。尤其是如何通过创新型城市试点政策推动共同富裕目标实现方面,还存在着一定的研究空间。因此,笔者将从空间溢出效应的视角深入探析创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理。

(一) 创新型城市试点政策效果研究概况

当前针对创新型城市试点政策效果的研究,主要围绕创新创业、绿色发展以及经济发展等展开。在创新创业方面,白俊红、张艺璇、卞元超认为,创新型城市试点政策可以有效提升试点城市的创业活跃度^[10],并通过改善城市创新生态来提升城市创新水平^[11]。在绿色发展方面,王晗等通过分析创新型城市试点政策对绿色创新效率的影响,认为该政策不仅关乎技术创新本身,更在于试点政策如何推动环境友好型创新^[12]。聂长飞等从绿色全要素生产率的视角出发,认为创新型城市试点政策对中国经济发展模式向绿色转型具有显著的推动作用^[13]。刘成坤等发现,创新型城市试点政策可以推动试点城市以及邻近城市的包容性绿色增长^[14]。在经济发展方面,常哲仁、韩峰、钟李隽仁认为,试点政策主要通过人才集聚和创新成果的产出赋能城市经济韧性^[15],增强城市应对经济波动的能力,对区域经济发展的促进作用具有时效性^[16]。卢现祥等从有效市场和有为政府两个维度出发,指出创新型城市试点政策对经济韧性的提升作用具有持续增强的趋势^[17]。

(二) 共同富裕测度与实现路径研究概况

共同富裕是实现人民对美好生活向往的关键。科学的共同富裕测度标准是了解和掌握共同富裕实现情况的重要工具,近年来学界为此进行了不懈的努力。在共同富裕测度方面,刘培林、钱滔、黄先海从富裕程度和成果共享的视角出发,构建了共同富裕的测度体系^[18-19]。钞小静等认为,共同富裕应涵盖收入、发展与民生三个方面,并在此基础上采用横纵向拉开档次法和BP神经网络分析法进行测度^[20]。郁建兴等在强调全民平等参与高质量发展、共享发展成果这一核心理念的基础上,从发展性、共享性和可持续性三个维度构建了共同富裕的指标体系^[21]。在共同富裕的实现路径方面,李实和朱梦冰指出,推进收入分配制度改革是实现共同富裕的关键举措之一^[21]。罗富政等通过分析省级面板数据,发现共同富裕存在“先富带后富”效应,认为区域协调发展对于推动共同富裕具有重要意义^[22]。刘伟丽等和孙德尔等指出,数字技术可以有效促进共同富裕的实现^[23-24]。张云和柏培文认为,数智化技术有助于缩小省份之间的相对收入差距^[25]。陈姝兴等认为,风险资本对共同富裕的影响表现为“先促进后抑制”的倒U型效应^[26]。总体而言,现有研究在共同富裕的测度与实现路径方面提供了丰富的理论支持和实证分析,但多聚焦于省级层面共同富裕指标体系的构建,且是从宏观层面研究区域整体共同富裕状况,缺乏对省内不同城市共同富裕水平之间差异的分析。因此,从城市视角对共

同富裕展开深入探讨显得尤为重要。

(三) 城市创新对共同富裕的影响研究概况

党的二十大报告提出的“完善科技创新体系与促进区域协调发展”战略要求,为我国破解发展不平衡问题、推动共同富裕提供了新思路。创新型城市试点政策作为国家创新体系的空间载体,可以通过知识溢出、要素重构等机制产生空间经济效应,推动区域协调发展。针对城市创新对共同富裕的影响,现有研究已取得了初步的成果。李洪涛等研究发现,中心城市科技创新不仅能够显著促进本区域的共同富裕,而且可以带动周边地区的共同发展^[27]。马野青等从居民幸福感的视角研究后认为,创新型城市可以为居民提供更多、更好的就业机会和公共服务,进而促进共同富裕的实现^[28]。也就是说,城市创新对共同富裕的影响不仅体现在宏观经济发展层面,还体现在居民生活质量和社会福利的提升上。总体而言,现有研究揭示了城市创新通过经济增长和要素配置对共同富裕的促进作用,然而较少将创新型城市试点政策和共同富裕纳入同一框架去探析二者的空间效应。因此,从空间溢出视角探析创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理十分必要。

二、研究假设

当前,协同推进区域协调发展与共同富裕进程,是我国经济社会发展的核心命题。创新型城市试点政策作为国家发展战略的重要组成部分,自2008年启动以来,在激发城市创新活力、优化产业结构、增强经济韧性等方面取得了显著成效。然而,创新成果是否能够跨越地理边界,通过空间溢出效应带动邻近城市实现共同富裕,仍缺乏系统的实证检验。在我国,东部、中部和西部地区的经济梯度具有显著差异,资源型与非资源型城市的创新禀赋存在较大差异,中心城市与周边城市的行政资源分配也不均衡,意味着政策效果的空间异质性特征亟待深入研究。因此,从空间溢出视角探索创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理,分析其在不同区域、不同资源条件的城市中的实施效果,对于优化政策实施路径、推动区域协调发展具有重要的理论与现实意义。

(一) 创新型城市试点政策对共同富裕的影响

根据区域创新系统理论^[29],城市作为区域创新网络的核心节点,是创新资源的汇聚地和创新成果的重要源泉。区域创新系统通过各城市之间的协同创新,可以实现创新资源的优化配置和创新成果的有效转化。就创新型城市试点政策来说,其不仅可以通过经济、人才、技术等要素的集聚效应推动创新创业的发展^[30-32],还将通过提升城市的创新创业水平,推动经济结构升级,增强国家竞争力,为实现共同富裕提供有力的支撑^[33]。具体而言,在政策支持层面,创新型城市试点通过政府推出的税收减免、资金援助和人才引进等优惠政策,为企业、高校及科研机构等创新主体的成长和发展提供有力支持^[34]。这些优惠政策可以有效降低创新创业成本,提高创业成功率,加速地方经济增长,为实现城市共同富裕注入活力。在资源共享方面,创新型城市试点政策通过搭建创新创业平台,建立产学研合作桥梁,能够打破创新资源的条块分割和信息孤岛现象,使前沿技术、科研成果及高端人才在平台上汇聚、碰撞和融合,实现资源的优化配置与高效利用^[35]。在这个过程中,高校和科研机构的理论成果将通过企业的市场转化能力迅速转化为生产力,企业也能够依托高校和科研机构的知识储备不断地升级产品和服

务,开拓市场空间,从而加快创新成果的转化速度,扩大成果的共享范围,促进邻近城市实现共同富裕。也就是说,创新型城市试点政策在促进本地城市共同富裕的过程中,可以通过空间溢出效应促进邻近城市实现共同富裕。基于此,笔者提出本研究的核心假说 H_1 :创新型城市试点政策不仅能够促进试点城市实现共同富裕,而且能够带动邻近城市实现共同富裕。

(二) 创新型城市试点政策和共同富裕的空间异质性影响

1. 区域异质性

在我国,东部、中部与西部地区在经济总体实力、人力资源素质和技术创新能力方面存在着较大的差异,因此,创新型城市试点政策对这些地区城市的共同富裕的影响也会存在区域差异性。一般来说,东部地区城市优越的地理位置和坚实的经济基础有助于其迅速融入国际创新体系。这不仅有助于试点城市实现产业结构升级,还能提升其周边城市的创新能力,从而推动共同富裕的实现。中部地区城市处于东西部地区经济辐射的节点位置,具有较大的发展潜力,但受限于较弱的高端要素集聚能力与滞后的市场化协作机制,创新型城市试点政策对共同富裕的驱动效应以及空间溢出效应相对东部地区而言就可能有限。至于西部地区城市,产业结构单一、福利体系不全、生态环境脆弱且易受自然灾害影响等问题制约着其发展速度,因此创新型城市试点的政策效果转化为经济增长和共同富裕的难度就可能较大。同时,西部地区的创新成果还面临扩散通道有限的问题,从而导致政策的空间溢出效应也较为微弱。据此分析,笔者提出研究假说 H_2 :创新型城市试点政策对共同富裕的作用效果存在区域异质性。

2. 资源条件异质性

资源条件是影响政策效果的重要因素。根据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,我国资源型城市以矿产、森林等自然资源的开采和初级加工为主导产业,城市发展高度依赖特定的自然资源。这种依赖使得资源型城市在创新型城市试点政策实施过程中面临诸多挑战,包括难以吸引高端人才、科技创新投入不足、产业结构刚性明显等问题,进而导致资源型城市缺乏长期的创新动力^[36],难以通过实施创新型城市试点政策实现经济高质量发展和共同富裕。相比之下,非资源型城市具有多元化的经济基础和完善的基础设施,更容易吸引政策支持 and 外来投资,从而加速创新进程,推动共同富裕。同时,非资源型城市的创新成果能够通过更加完善的交通与信息网络扩散至周边地区,产生更广泛的空间溢出效应,推动区域整体共同富裕水平的提升。据此,笔者提出研究假说 H_3 :创新型城市试点政策对共同富裕的作用效果存在城市资源条件异质性。

3. 城市行政等级异质性

笔者认为,城市行政等级不同会导致创新型城市试点政策实施效果不同,进而对共同富裕产生差异化的影响。一般来说,中心城市通常位于国家和地区的核心地带,享有丰富的资源配置、强大的财政支持及较高的创新能力。因此,在创新型城市试点政策实施过程中,中心城市能够更好地吸引投资、促进科技创新和实现产业结构升级,从而有效促进经济增长和社会公平,最终赋能共同富裕^[37]。然而,中心城市发展成果多集中于本地,其创新型城市试点政策对共同富裕的驱动效应有可能难以辐射至周边地区。相比之下,周边城市虽面临资源匮乏、创新能力不足的挑战,但创新型城市试点政策的实施可以让其借鉴周边城市的成功经验和创新成

果,通过产业合作、技术交流及人才共享等途径,其不仅可以提升本地的创新能力,还能通过知识和技术的扩散效应带动周边城市的经济发展,从而形成正向的空间溢出效应。据此,笔者提出研究假说 H_4 :创新型城市试点政策对共同富裕的作用效果存在城市行政等级异质性。

三、研究设计

为了深入探析创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理,笔者采用空间杜宾模型进行相关研究。在模型设定方面,考虑到政策的时间滞后效应、量纲差异以及潜在的异方差问题,本研究对创新型城市试点政策进行了滞后一期处理,并对所有变量进行对数化处理,以增强模型的稳健性。在变量测量和数据收集方面,本研究以2006—2021年期间的280个地级市为研究对象,采用熵权TOPSIS法计算共同富裕指数,并选取政府财政水平、外商投资水平、科技支出、就业结构和基础设施水平等作为控制变量,以全面分析创新型城市试点政策的效果。

(一) 模型设定

为了客观评估创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理,本研究在考虑政策的时间滞后效应、量纲差异以及潜在的异方差问题后,将创新型城市试点政策进行滞后一期处理,同时对所有变量进行对数化处理^[37]。以此为基础,笔者构建了能够有效捕捉城市间共同富裕空间交互作用并反映其他城市创新型试点政策对共同富裕影响的空间杜宾模型,具体如下所示:

$$\begin{aligned} \text{Lncop}_{i,t} = & \alpha_0 + \rho_0 w_{i,j} \sum_{j=1}^N \text{Lncop}_{i,t} + \alpha_2 \text{did}_{i,t-1} + \rho_1 w_{i,j} \sum_{j=1}^N \text{did}_{i,t-1} + \rho_2 w_{i,j} \\ & \sum_{j=1}^N \text{LnX}_{i,t} + \rho_3 \sum \text{LnX}_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \sigma_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

在式(1)中, i 表示城市, t 表示年份; $\text{lncop}_{i,t}$ 为被解释变量共同富裕; $\text{did}_{i,t-1}$ 表示解释变量创新型城市试点政策滞后一期,即在 $t-1$ 期成为创新型城市试点的城市,其在 $t-1$ 期的赋值为1,否则为0; $\text{LnX}_{i,t}$ 代表一系列控制变量, α_2 为创新型城市试点的时间滞后项系数; ρ_0 至 ρ_3 分别为空间效应系数,当 $\rho_i(i=0-3)$ 大于0时,即具有正向空间效应,反之则为负向空间效应。

另外,式(1)中的 $w_{i,j}$ 代表反地理距离权重矩阵,其矩阵构建如下:

$$w_{i,j} = \begin{cases} \frac{1}{d_{i,j}}, & (i \neq j) \\ 0, & (i = j) \end{cases} \quad (2)$$

在式(2)中, $w_{i,j}$ 是以城市间距离的倒数构建的反地理距离权重矩阵, $d_{i,j}$ 表示地级市 i 和地级市 j 之间的球面距离。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:共同富裕(lncop)

本研究认为,共同富裕指标体系应包括发展性、共享性、可持续性。其中,发展性是实现共同富裕的基石,共享性意味着确保改革发展红利普及大众,可持续性是为了确保发展的长远性和全面性。为此,笔者参考陈丽君和孙学涛等的研究思路^[38-40],从发展性、共享性和可持续性3个维度来量化共同富裕,构建出包含10项二级指标、21项三级指标的共同富裕水平评价指标

体系(见表1)。

表1 共同富裕水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标量化	属性
发展性	富裕度	农村居民人均可支配收入	城市统计年鉴调查数据	+
		城镇居民人均可支配收入	城市统计年鉴调查数据	+
		人均社会消费品总额	社会消费品总额/常住人口	+
	群体共同度	常住人口城镇化率	城镇常住人口/总人口	+
		城镇登记失业率	城镇登记失业人数/(在岗职工平均人数+城镇登记失业人数)	-
	区域共同度	人均GDP	地区GDP/当地常住人口	+
		城乡居民收入倍差	城镇/农村居民人均可支配收入	-
共享性	医疗健康	每万人医院卫生院床位数	医院卫生院床位数/常住人口	+
		每万人执业或助理医师数	执业或助理医师数/常住人口	+
	文化教育	人均教育支出	教育总支出/常住人口	+
		公共图书馆图书藏量	年末总人口/公共图书馆图书总藏量	+
	基础设施	每万人拥有公共汽车数	公共汽车数/常住人口	+
		人均城市道路面积	城市道路面积/年末总人口	+
	信息化水平	互联网用户接入率	互联网用户数/常住人口	+
		移动电话普及率	移动电话数/常住人口	+
	可持续性	高质量发展	每万人绿色专利申请量	绿色专利申请量/常住人口
GDP增长率			(当年GDP-上年GDP)/当年GDP	+
财政水平		财政分权度	政府财政一般收入/政府财政一般支出	+
		人均财政收入	政府财政一般收入/总人口	+
生态环境		一般工业固体废物综合利用率	一般工业固体废物综合利用率=(当年工业固体废物产生量+综合利用往年贮存量)	-
		建成区绿化覆盖率	建成区绿化覆盖面积/建成区面积	+

2. 核心解释变量:创新型城市试点政策(*did*)

本研究以创新型城市试点政策确立实施时间与颁布时间为基础,构建出双重差分项创新型城市试点政策(*did*)作为核心解释变量。分析时,若样本城市在考察期内被批准为创新型试点城市,则从获批当年起其*did*赋值为1,否则为0。在研究中,笔者根据国家创新型城市试点的批准名单和获批年份,将2008年至2018年期间获批的78个创新型城市作为处理组,其余的202个非试点城市则为对照组。

3. 控制变量

为了深入分析创新型城市试点政策对共同富裕的影响,笔者参考前期相关研究^[28,39],设定了如下控制变量:政府财政水平(*lnfin*),以政府财政收入占地区生产总值的比重表示;外商投资水平(*lnfdi*),以城市实际利用外商投资额与地区生产总值之比表示;科技支出(*lnks*),以科学技术支出占政府财政一般支出的比重表示;就业结构(*lnjj*),以第三产业就业人员数与地区就业总人数的比值表示;基础设施水平(*lnjc*),以人均公路货运量表示。

在此基础上,本研究使用2006—2021年期间280个城市的数据构建出平衡面板数据,用以分析创新型城市试点政策对共同富裕的影响。需要说明的是,研究所用数据均来源于《中国城市统计年鉴》、各省市县统计年鉴、EPS数据库以及国家与地方的社会经济统计公报等官方网站,并采用线性插值法对少量缺失值进行了填补,最终获得如表2所示的各变量的描述性统计结果。

表 2 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	共同富裕指数	<i>cop</i>	4480	-1.683	-1.686	0.236	-2.413
解释变量	创新型城市试点	<i>did</i>	4480	0.156	0	0.363	0
控制变量	外商投资水平	<i>lnfdi</i>	4480	-4.667	-4.413	1.401	-13.24
	政府财政水平	<i>lnfin</i>	4480	-2.700	-2.688	0.381	-3.976
	科技支出	<i>lnks</i>	4480	-4.599	-4.559	0.954	-15.54
	基础设施水平	<i>lnjc</i>	4480	-1.624	-1.589	0.771	-5.611
	就业结构	<i>lnjj</i>	4480	-0.640	-0.609	0.282	-2.312

四、实证分析

为了探究创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理,本研究首先使用 ArcGIS10.8 软件绘制出样本城市共同富裕的时空格局演变图,并据此分析城市共同富裕的时空演变特征。在此基础上,笔者通过计算全局莫兰指数和局部莫兰指数分析共同富裕的空间相关性,然后采用空间杜宾模型(SDM)探析创新型城市试点政策对共同富裕的影响,并通过一系列稳健性检验来确保结果的可靠性,最后从区域、资源条件和城市等级三个视角对创新型城市试点政策和共同富裕之间的空间异质性影响进行分析。

(一) 城市共同富裕的时空演变特征

为了清晰地呈现中国城市共同富裕的时空演变特征,本研究采用科学的四分位法,结合 2006 年、2011 年、2016 年和 2021 年的共同富裕指数,将样本城市的共同富裕水平划分为低共同富裕水平(0~0.11)、中等共同富裕水平(0.11~0.22)、中高共同富裕水平(0.22~0.33)和高共同富裕水平(0.33~0.44)四个等级,并采用 ArcGIS 10.8 软件绘制出共同富裕的时空演变图(见图 1)。从图 1 可以看到,2006 年,我国城市共同富裕呈现出区域不均衡的特征,大多数城市的共同富裕处于较低水平,仅有少部分东部沿海城市处于中高水平;2011 年,仍然仅有少部分东部沿海城市的共同富裕处于中高水平;2016 年,共同富裕处于中高水平的城市群体从东部沿海地区逐渐向内陆地区蔓延,样本城市的共同富裕均稳步提升至中等及以上水平;2021 年,大部分地级市共同富裕达到中高水平,共同富裕处于高水平的城市数量也逐步增多。从空间分布层面来看,不同地理分区的城市共同富裕水平也存在着显著差异。由图 1 的 2021 年共同富裕指数图可知,东部沿海地区共同富裕水平显著高于中部地区和东北地区。笔者认为,这可能与东部沿海地区优越的地理位置和政策优势有关。也就是说,东部沿海地区实施对外开放政策较早,拥有相对稳固的经济基础和较高的市场化成熟度,吸引了大量的资金、技术和人才,从而有效推动了其共同富裕的前进步伐。相比之下,中部和东北地区受自然条件、历史基础和发展阶段等因素的制约,共同富裕水平相对较低,区域发展不平衡问题依然较为突出。当然,随着时间的推移,中国城市共同富裕水平整体呈现出显著的上升趋势,各地区之间共同富裕差距也在逐渐缩小。目前,国内外研究多聚焦在城市创新对共同富裕的影响这一方面,鲜少有学者从空间溢出视角研究创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理,因此笔者拟在该方面进行一些尝试性的探索。

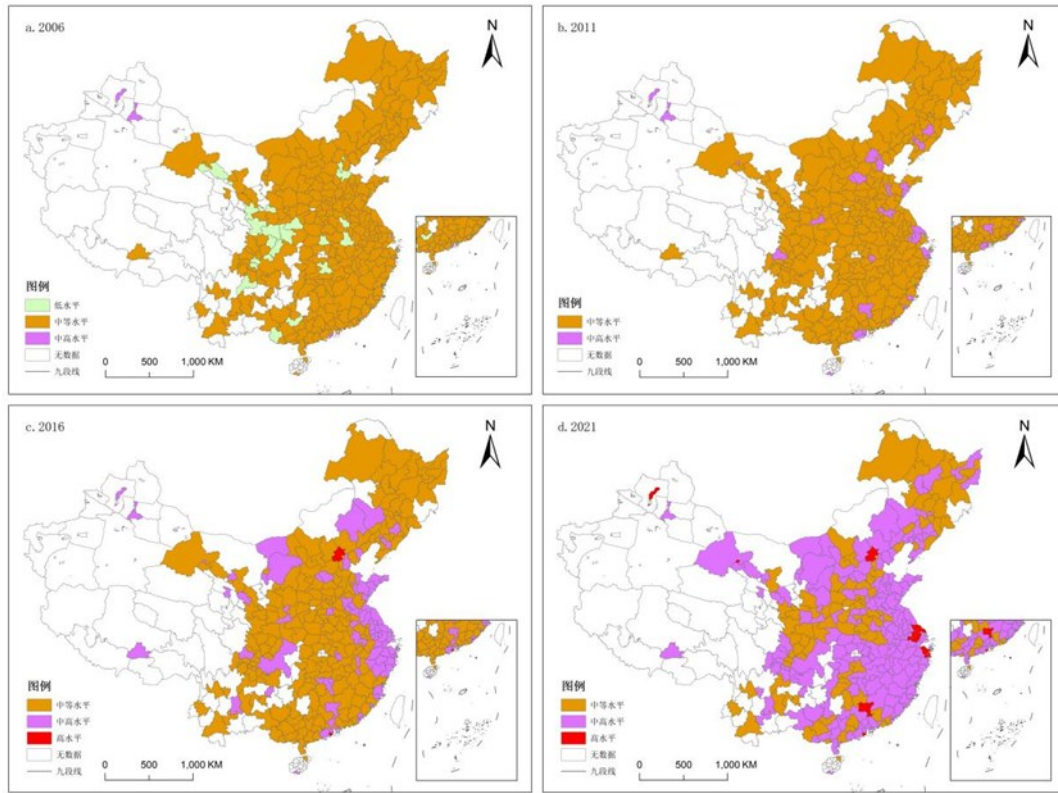


图1 我国地级市共同富裕的时空演变图

注:本图基于自然资源部标准地图服务网站审图号为GS(2024)0650号的标准地图制作,底图无修改。

(二) 城市共同富裕的空间相关性

在进行空间回归分析之前,笔者首先采用全局 Moran's I 指数对共同富裕的空间自相关性进行检验,结果如表3所示。从表3可见,2006-2021年 Moran's I 指数均显著大于0,并且具有波动上升趋势,由2006年的0.064增加至2021年0.094,表明共同富裕具有显著的正向空间相关性。同时,随着时间的推移,这种正向空间相关性逐渐增强。

表3 城市共同富裕的全局莫兰指数

年份	Moran's I	Z	P-value	年份	Moran's I	Z	P-value
2009	0.068	13.743	0.000	2017	0.086	17.197	0.000
2010	0.074	14.865	0.000	2018	0.092	18.340	0.000
2011	0.072	14.576	0.000	2019	0.093	18.644	0.000
2012	0.070	14.241	0.000	2020	0.094	18.857	0.000
2013	0.078	15.720	0.000	2021	0.094	18.835	0.000
2014	0.075	15.122	0.000				

在本研究中,全局莫兰指数(Moran's I)的计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{i,j}} \quad (3)$$

在式(3)中, S^2 表示样本方差, X_i 和 X_j 分别表示第*i*个和第*j*个城市的空间观测值。需要说明的是,Moran's I 指数的取值范围在 -1 到 1 之间,其大小反映了各城市间共同富裕水平的空

间集聚程度。具体而言,当 Moran's I 指数大于 0 时,表示共同富裕存在着空间正相关关系;当 Moran's I 指数小于 0 时,表示共同富裕存在着空间负相关关系;而当 Moran's I 指数等于 0 时,则表示共同富裕的各单元分布呈随机性,不存在空间联系。

为了更直观地展现相邻城市间共同富裕的空间联系,笔者进一步采用 Moran 散点图对 2006 年和 2021 年的共同富裕局部 Moran's I 指数进行分析,结果如图 2 所示。在散点图中,四个象限分别代表高一高(HH)、低一高(LH)、低一低(LL)和高一低(HL)聚集区。由图 2 可以看到,2006 年, Moran's I 值零散分布于坐标轴的四个象限中,表明该时段共同富裕没有显著的空间相关性。然而,到了 2021 年, Moran's I 值处于第一、第三象限的城市数量显著增多,而处于第二、第四象限的城市数量明显减少。此时,我国城市共同富裕在空间上呈现出明显的正向相关性,大多数城市的共同富裕 Moran's I 值聚集于第 I 象限与第 III 象限,形成了“富者邻富,贫者伴贫”的空间格局。也就是说,高共同富裕水平城市倾向于与高共同富裕水平城市聚集,而低共同富裕水平城市则倾向于与低共同富裕水平城市聚集。这一情况进一步表明,从空间溢出视角研究创新型城市试点政策对共同富裕的影响很有必要。

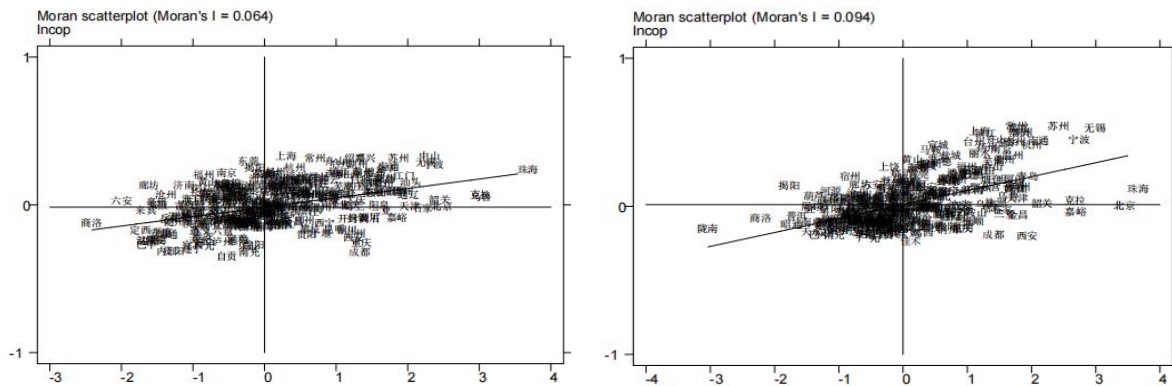


图 2 2006 年(左)和 2021 年(右)共同富裕局部莫兰指数分布图

(三) 创新型城市试点政策对共同富裕的影响

为了客观分析创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理,笔者借鉴韩峰等人以及 Elhorst 的做法^[41-43],对空间计量模型进行了适宜性检验,结果如表 4 所示。从表 4 可见, LM 检验的各项参数均在 1% 显著性水平下拒绝原假设,表明空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)均可适用于本研究的数据; Hausman 检验的统计值在 1% 显著性水平下显著为正,初步说明可以选择固定效应的空间杜宾模型(SDM)展开分析; Wald 和 LR 检验结果均在 1% 的显著性水平上拒绝了原假设,表明采用双向固定的空间杜宾模型展开空间计量分析,能够更好地捕捉共同富裕指数中的空间滞后效应以及误差项中的空间自相关性。

表 4 空间计量模型的适宜性检验结果

检验参数		W
		检验值
LM 检验	LM-error	2.9e+04***
	Robust-LM-error	2.8e+04***
	LM-Lag	601.913***
	Robust-LM-Lag	198.491***
Hausman 检验		991.83***
Wald 检验	Wald-SDM/SAR	184.60***

续表4 空间计量模型的适宜性检验结果

检验参数	W	
	检验值	
	<i>Wald-SDM/SEM</i>	240.99***
LR 检验	<i>LR-SDM/SAR</i>	197.28***
	<i>LR-SDM/SEM</i>	40.35***
LR时间一个体效应检验	<i>LR-both/ind</i>	213.07***
	<i>LR-both/time</i>	9049.88***

注:***表示在1%的水平上统计显著。

基于以上分析结果,本研究采用双向固定的空间杜宾模型进行了空间计量分析,结果如表5所示。在表5中,从列(1)和列(2)可知,创新型城市试点政策对试点城市共同富裕的赋能效应和对周边城市的空间溢出效应的回归系数均在1%的显著性水平下为正,表明创新型城市试点政策不仅能显著赋能试点城市共同富裕,还能通过空间溢出效应带动周边城市实现共同富裕。由此,本研究的核心假说 H_1 得到验证。

表5 创新型城市试点政策对共同富裕的影响效应结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	空间效应	空间溢出效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>did</i>	0.036*** (0.004)	0.362*** (0.045)	0.042*** (0.004)	1.555*** (0.354)	1.597*** (0.355)
<i>lnfdi</i>	0.005*** (0.001)	0.040*** (0.009)	0.005*** (0.001)	0.168*** (0.042)	0.173*** (0.042)
<i>lnfin</i>	0.033*** (0.005)	0.030 (0.038)	0.034*** (0.005)	0.214 (0.139)	0.248* (0.138)
<i>lnks</i>	0.006*** (0.002)	0.057*** (0.013)	0.007*** (0.002)	0.241*** (0.067)	0.248*** (0.068)
<i>lnjj</i>	0.005 (0.006)	-0.087 (0.056)	0.003 (0.007)	-0.312 (0.256)	-0.309 (0.255)
<i>lnjc</i>	0.008*** (0.002)	0.096*** (0.021)	0.009*** (0.002)	0.406*** (0.122)	0.415*** (0.122)
个体和时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Spatial</i>		0.743***	/	/	/
<i>rho</i>		(0.057)	/	/	/
<i>Log-likelihood</i>		7156.931	/	/	/
<i>N</i>	4480.000	4480.000	4480.000	4480.000	4480.000
<i>R²</i>	0.387	0.387	0.387	0.387	0.387

注:*,**、***、分别代表在10%、5%、1%的水平上显著,()内数值为稳健标准误。下同。

需要说明的是,单纯分析地区内和地区间的空间溢出效应可能导致结果出现偏误^[43]。为了克服这一局限,本研究采用偏微分方程将创新型城市试点政策对共同富裕的作用效应分解为直接效应、间接效应和总效应,具体如表5列(3)至列(5)所示。从表5的列(3)至列(5)的回归结果可以看出,创新型城市试点政策(*did*)的回归系数在直接效应、间接效应和总效应中仍显著为正,让假说 H_1 得到了进一步的验证。同时,间接效应的回归系数(1.555)显著大于直接效应的回归系数(0.042),说明创新型城市试点政策的空间溢出效应在整体影响中占据了主导地位,其对周边城市的带动作用远大于对本地城市的直接影响。究其原因,笔者认为,可能是因为创新型城市试点政策在实施过程中所引发的技术进步、产业升级和资源配置优化等成果,往往不会只局限于试点城市内部,而是常常通过产业转移、技术扩散、人才流动等渠道,将创新成果和经济增长的红利传递给周边城市,带动了区域整体共同富裕水平的提升。综上所述,创

新型城市试点政策不仅能够促进试点城市实现共同富裕,而且能够带动邻近城市实现共同富裕。

(四) 稳健性检验

为了进一步验证表 5 中空间计量分析得出的核心结论的稳健性,本研究通过五种途径进行稳健性检验。第一,鉴于创新型城市试点政策为虚拟变量,无法排除同期其他政策的潜在干扰,故本研究将 2009 年中国首推的国家自主创新示范区(*gdid*)纳入模型。第二,国务院 2015 年发布的《关于大力推进大众创业万众创新若干政策措施的意见》可能模糊空间计量分析的结果,故本研究在模型中加入了创新型城市试点与 2015 年时间虚拟变量的交互项,以缓解因政策效果识别不清而产生的回归偏误。第三,回归结果还可能受到 2020 年新冠疫情的影响,故分析时剔除了 2020 年和 2021 年的样本。第四,经济发展水平等城市层面的因素可能对创新型城市试点政策的选择与共同富裕具有重要影响,遗漏这些关键变量可能无法准确反映创新型城市试点政策对共同富裕的真实影响,故笔者根据《第一财经新闻》旗下新一线城市研究所公布的城市名单,剔除了一线和新一线城市的样本^①。第五,针对创新型城市试点政策与共同富裕可能同时会受到某些不可观测的地区因素影响的问题,本研究选择 1984 年高校数量作为工具变量(*IV*),构建了创新型城市试点政策与 1984 年高校数量的交互项(*IV*×*did*),并使用两阶段最小二乘法(2SLS)展开内生性分析。需要说明的是,选择 1984 年高校数量作为工具变量,在于其与人力资本紧密相关、能够影响创新型城市试点的设立,并且时间久远、具备外生性特征。在此基础上,本研究得到稳健性回归结果(如表 6 所示)。从表 6 可知,创新型城市试点政策的直接效应(*did*)、空间溢出效应(*W*×*did*)和创新型城市的虚拟变量与 1984 年高校数量的交互项(*IV*×*did*)的回归系数均在 1% 的显著性水平下显著为正,表明在经过一系列稳健性分析后,创新型城市试点政策对共同富裕的影响情况仍与前述的空间计量分析结果保持一致,本研究核心结论的稳健性得到了进一步证实。

表 6 稳健性检验结果

变量	国家自主 创新示范区	改变模糊 窗口期	排除疫情影响	剔除一线和 新一线城市	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lncop</i>	<i>lncop</i>	<i>lncop</i>	<i>lncop</i>	<i>did</i>	<i>lncop</i>
直接效应(<i>did</i>)	0.030*** (0.004)	0.035*** (0.004)	0.038*** (0.004)	0.027*** (0.004)		0.095*** (0.011)
空间溢出效应(<i>W</i> × <i>did</i>)	0.418*** (0.049)	0.367*** (0.044)	0.319*** (0.048)	0.441*** (0.053)		
<i>gdid</i>	0.026*** (0.005)					
<i>IV</i> × <i>did</i>					0.036*** (0.000)	
<i>LM</i> 统计量						1517.83***
<i>C-D Wald F</i>						2284.30
<i>D</i> -统计量						
<i>Sargan</i> 统计量						0.000
10% max <i>IV</i> size						16.38
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES

①参见《第一财经新闻》新一线城市研究所网站, <https://www.yicai.com/news/102130290.html>。

续表6 稳健性检验结果

变量	国家自主 创新示范区	改变模糊 窗口期	排除疫情影响	剔除一线和 新一线城市	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
时间和 个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	4480	4480	4480	4480	4480	4480
R ²	0.358	0.479	0.359	0.356	0.629	

(五) 空间异质性分析

在前述的表5中,空间计量回归分析结果已经揭示,创新型城市试点政策不仅能够直接促进试点城市的共同富裕,而且可以通过空间溢出效应提高邻近城市的共同富裕水平。然而,我国地域广阔,城市之间资源禀赋差异大且等级体系明显,创新型城市试点政策在不同区域、不同资源类型和不同等级的城市的实施效果可能不同,进而导致其对共同富裕的促进效应以及空间溢出效应产生明显的差异。因此,本研究将样本城市按照不同区域、不同资源类型和不同等级进行划分,并以此为基础展开异质性分析。

1. 区域的异质性

考虑到中国东部、中部和西部地区在经济、人力资本和技术水平上存在较大差异,可能影响创新型政策对城市共同富裕的赋能效应,本研究根据国家统计局的分类标准,将样本城市分为东部、中部和西部地区,再次采用式(1)对分样本展开回归,结果如表7所示。从表7列(1)至列(3)可以看到,从直接效应回归系数来看,创新型城市试点政策对东部和中部地区共同富裕具有显著的正向推动作用;相比之下,在西部地区,创新型城市试点政策的回归系数显著为负,表明其对西部地区共同富裕存在显著的抑制作用。笔者分析空间溢出效应还发现,创新型城市试点政策对共同富裕的促进作用在东部及中部地区均存在显著的空间溢出效应,且东部地区的溢出效应显著大于中部地区,而在西部地区的空间溢出效应则不显著。概而言之,回归结果与理论分析一致,表明创新型城市试点政策对共同富裕的作用效果存在区域异质性,假设H₂得到验证。

表7 异质性分析结果

变量	东部城市	中部城市	西部城市	资源型城市	非资源型城市	中心城市	周边城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>did</i>	0.050*** (0.007)	0.045*** (0.005)	-0.015* (0.009)	0.011 (0.008)	0.042*** (0.004)	0.077*** (0.028)	0.024*** (0.005)
<i>W×did</i>	0.173** (0.085)	0.116*** (0.031)	0.028 (0.119)	0.101 (0.087)	0.142*** (0.041)	0.157 (0.135)	0.268*** (0.046)
N	1600	1600	1280	1776	2704	576	3904
R ²	0.530	0.140	0.400	0.302	0.385	0.423	0.352
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

2. 资源条件的异质性

在现实中,资源型城市与非资源型城市在资源依赖、产业结构和创新能力等方面存在显著的差异,进而可能对创新型城市试点政策赋能共同富裕产生显著影响。本研究基于《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,将样本城市划分为资源型和非资源型城市,研究创

新型城市试点政策对不同资源类型城市共同富裕的影响,结果如表7的列(4)和列(5)所示。从表7可以发现,创新型城市试点政策对非资源型城市的共同富裕具有显著的促进作用,其直接效应(did)和溢出效应($W \times did$)的回归系数分别为0.042和0.142,均显著为正。这一情况表明创新型城市试点政策对非资源型城市共同富裕的赋能效应可由试点城市向周边城市扩散。然而,对于资源型城市来说,创新型城市试点政策的直接效应和空间溢出效应的回归系数均不显著,说明其对资源型城市共同富裕的作用效果不明显。换言之,回归结果与理论分析一致,表明创新型城市试点政策对共同富裕的作用效果存在城市资源条件的异质性,假设 H_3 得到验证。

3. 城市行政等级的异质性

一般来说,不同行政等级的城市在资源配置、政策执行力度以及创新能力等方面存在着差异,这无疑会影响创新型城市试点政策对共同富裕的作用效果。本研究参照我国行政体制,将直辖市、省会城市和副省级城市划为中心城市,其余地级市则为周边城市^[44],分类考察创新型城市试点政策对不同行政等级城市共同富裕的影响,结果如表7的列(6)和列(7)所示。从表7可见,从直接效应回归系数来看,创新型城市试点政策对中心城市和周边城市的共同富裕均有显著促进作用,且中心城市的回归系数显著大于周边城市。然而,在空间溢出效应方面,中心城市的创新型城市试点政策空间溢出效应的回归系数不显著,表明创新型城市试点政策无法显著带动其周边城市实现共同富裕。相比之下,周边城市创新型城市试点政策则能够显著带动周边城市共同富裕,表明在周边城市实施试点政策具有较强的区域辐射能力。总之,回归结果与理论分析一致,表明创新型城市试点政策对共同富裕的作用效果存在城市行政等级异质性,假设 H_4 得到验证。

五、现实意义

城市作为科技创新的重要空间载体,在推动经济结构转型升级、缓解区域发展不平衡问题以及提升民众福祉方面发挥着重要作用。今天,创新型城市试点政策作为推动城市创新发展和实现经济发展成果共享的重要策略,已在各地广泛实施。然而,如何通过创新型城市试点政策的实施有效实现资源的更公平配置与社会福祉的更均衡分布,仍是当前亟待深入探讨的议题。本研究从空间溢出视角探析创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理,期望能为相关政策制定提供有益的理论指导。

(一) 基本结论

本研究基于2006—2021年全国280个城市的面板数据,从发展性、共享性和可持续性三个维度出发,运用熵权TOPSIS方法测算共同富裕指数。同时,通过构建双向固定的空间杜宾模型,深入剖析创新型城市试点政策对共同富裕的影响机理,得到了三个基本结论。第一,在2006年至2021年期间,城市间共同富裕差距正在逐渐缩小,呈现出了“富者邻富,贫者伴贫”的空间格局。第二,创新型城市试点政策对共同富裕的赋能效应可由试点城市向周边城市扩散。第三,创新型城市试点政策对东部和中部地区的城市、非资源型城市以及周边城市共同富裕的推动作用具有空间溢出性,同时对中心城市共同富裕具有显著的促进作用。然而,创新型城市试点政策对西部地区共同富裕表现出显著的抑制作用。此外,创新型城市试点政策在资源型

城市的影响效能不显著。

(二) 政策建议

深入推进创新型城市试点政策,促进共同富裕在全国范围均衡发展是当前的重要任务。基于实证研究的结论,笔者就实施创新型城市试点政策促进共同富裕提出三点参考措施。

1. 完善区域协同发展机制,均衡推进共同富裕进程。不仅要通过构建要素流通枢纽平台,促进资源、技术、人才等关键要素在区域间自由流动与高效共享,而且应积极鼓励和支持共同富裕水平相对较低的地区积极申报创新型城市试点,借助政策红利吸引创新资源流入,提升当地城市的创新能力和经济发展水平,从而带动共同富裕水平的整体提升。

2. 完善政策保障支持体系,奠定共同富裕坚实基础。政策设计应突出社会公平原则,确保创新成果惠及广大群众,防止资源过度集中。加大对创新型城市试点政策的财政投入、提供税收优惠等措施,激发企业的创新活力。建立健全社会保障体系和就业服务体系,推动社会和谐发展。

3. 推动不同政策有效适配,促进不同区域协调发展。一方面,将创新型城市试点政策向东部和中部地区、非资源型城市及周边城市倾斜,增加试点城市数量,充分发挥创新型城市试点政策的正向空间溢出效应。另一方面,对于西部地区的城市,尤其是资源型城市,通过加强基础设施建设解决交通、通信和公共服务设施等发展方面的瓶颈问题,同时加强环保治理,提高资源利用效率,增强区域的吸引力和发展潜力。此外,中心城市应进一步提升科技创新能力,加大科研投入力度,完善知识产权保护制度,通过设立技术转移中心、举办技术对接会等形式帮助周边城市,最终实现共同发展、共同富裕。

参考文献

- [1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[J]. 中华人民共和国国务院公报, 2022(30):4-27.
- [2] 李实, 朱梦冰. 推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现[J]. 管理世界, 2022, 38(01):52-61, 62, 76.
- [3] 杨修娜, 万海远, 李实. 我国中等收入群体比重及其特征[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2018, 33(06):10-22.
- [4] 吴吉圣. 在破解新时代社会主要矛盾中推进共同富裕[J]. 西南石油大学学报(社会科学版), 2024, 26(05):63-71.
- [5] 李实, 朱梦冰. 中国经济转型40年中居民收入差距的变动[J]. 管理世界, 2018, 34(12):19-28.
- [6] 晏艳阳, 王娟, 卢彦瑾. 创新型城市试点建设的“以点带面”效应研究[J]. 科研管理, 2022, 43(07):20-28.
- [7] 燕连福, 杜若旗. 以创新发展促进全体人民共同富裕的科学意涵、基本遵循与未来指向[J]. 吉首大学学报(社会科学版), 2024, 45(03):1-12.
- [8] 张晓波. 促进共同富裕的政治经济学分析[J]. 理论视野, 2022(02):46-52.
- [9] 李海舰, 杜爽. 推进共同富裕若干问题探析[J]. 改革, 2021(12):1-15.
- [10] 白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(06):61-78.
- [11] 王翔翔, 刘瀑. 城市发展转型提升创新水平吗? ——来自国家创新型城市试点的证据[J]. 经济经纬, 2023, 40(02):34-44.
- [12] 王晗, 何泉吟, 许舜威. 创新型城市试点对绿色创新效率的影响机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(04):105-114.
- [13] 聂长飞, 卢建新, 冯苑, 等. 创新型城市建设对绿色全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境,

- 2021,31(03):117-127
- [14] 刘成坤,张茗泓,刘泽平,等.创新驱动政策能否助力经济实现“绿色包容”目标?——基于国家创新型城市试点的准自然实验[J].大连理工大学学报(社会科学版),2024,45(05):40-53.
- [15] 常哲仁,韩峰,钟李隽仁.创新试点政策能够提高城市经济韧性吗?——来自准自然实验的证据[J].经济问题,2023(04):105-112.
- [16] 陈晨,张广胜.国家创新型城市政策、高端生产性服务业集聚与地区经济高质量发展[J].财贸研究,2020,31(04):36-51.
- [17] 卢现祥,滕宇法.创新驱动政策如何提升城市经济韧性:基于有效市场和有为政府的机制分析[J].中国软科学,2023(07):102-113.
- [18] 刘培林,钱滔,黄先海,等.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界,2021,37(08):117-129.
- [19] 陈宗胜,杨希雷.论中国共同富裕测度指标和阶段性进展程度[J].经济研究,2023,58(09):79-97.
- [20] 钞小静,任保平.新发展阶段共同富裕理论内涵及评价指标体系构建[J].财经问题研究,2022(07):3-11.
- [21] 郁建兴,任杰.共同富裕的理论内涵与政策议程[J].政治学研究,2021(03):13-25,160.
- [22] 罗富政,程抗.发展中大国“先富带后富”效应的计量评价——基于中国省级面板数据的非线性最小二乘法估计[J].湖南师范大学社会科学学报,2024,53(04):39-50.
- [23] 刘伟丽,陈腾鹏.数字经济是否促进了共同富裕?——基于区域协调发展的研究视角[J].当代经济管理,2023,45(03):1-10.
- [24] 孙德尔,谷国锋.高质量发展视角下数字经济对共同富裕的影响研究[J].中央民族大学学报(哲学社会科学版),2024,51(05):162-176.
- [25] 张云,柏培文.数智化如何影响双循环参与度与收入差距——基于省级—行业层面数据[J].管理世界,2023,39(10):58-83.
- [26] 陈姝兴,丁任重.风险资本的二重性与共同富裕——基于中国省级面板数据的实证研究[J].经济社会体制比较,2024(05):64-77.
- [27] 李洪涛,王丽丽.中心城市科技创新、学习效应对区域共同富裕的影响[J].科技进步与对策,2023,40(18):33-41.
- [28] 马野青,倪一宁,王自锋.城市创新发展对共同富裕的影响研究——基于居民幸福感的视角[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2023,25(04):123-140.
- [29] Cooke P. Regional innovation systems: Institutional and organisational dimensions[J]. Research Policy, 2004, 26(4-5):475-491.
- [30] 顾昕,柳鲲鹏.创新政策与城市新质生产力的形成——基于国家创新型城市试点的准自然实验[J/OL].科学学研究,1-13(2024-11-20)[2025-03-21].<https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20241120.001>
- [31] 苏涛永,郁雨竹,潘俊汐.低碳城市和创新型城市双试点的碳减排效应——基于绿色创新与产业升级的协同视角[J].科学学与科学技术管理,2022,43(01):21-37.
- [32] 张涵.创新型城市试点的创新集聚效应分析:一项准自然实验[J].科技进步与对策,2021,38(04):45-52.
- [33] 程广斌,靳瑶.创新能力提升是否能够增强城市经济韧性?[J].现代经济探讨,2022(02):1-11,32.
- [34] 王晓红,张少鹏,张奔.创新型城市试点政策与城市产学研知识流动——基于长三角城市群的空间DID模型分析[J].科学学研究,2021,39(09):1671-1682.
- [35] 张菲菲,刘刚,沈镭.中国区域经济与资源丰度相关性研究[J].中国人口·资源与环境,2007(04):19-24.
- [36] 周阳.国家中心城市:概念、特征、功能及其评价[J].城市观察,2012(01):132-142.
- [37] 张淑惠,孙燕芳.新基建对区域“创新—生态—经济”耦合协调发展的影响——基于空间溢出效应和传导机制的检验[J].中国人口·资源与环境,2023,33(10):187-198.
- [38] 陈丽君,郁建兴,徐铤娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021,37(04):5-16,2.
- [39] 孙学涛,于婷,于法稳.新型城镇化对共同富裕的影响及其作用机制——基于中国281个城市的分析[J].广东财经大学学报,2022,37(02):71-87.

- [40] 汤晓龙. 文旅融合发展促进共同富裕的路径研究——以北部湾城市群为例[J]. 四川旅游学院学报, 2024(6):61-67.
- [41] 韩峰, 谢锐. 生产性服务业集聚降低碳排放了吗? ——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(03):40-58.
- [42] ELHORST P J. Matlab software for spatial panels[J]. Int Reg Sci Rev, 2014, 37(03):389-405.
- [43] Lesage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton, US: CRC Press Taylor&Francis Group, 2009: 19-44
- [44] 文丰安. 数字经济发展、要素配置效率与城市绿色生产效率[J]. 产业经济研究, 2023(03):57-71, 86.

责任编辑: 李桂东

编辑部网址: <http://sk.swpuxb.com>

The Impact of Pilot Policies for Innovation-driven Cities on Common Prosperity: A Perspective Based on Spatial Spillover Effects

CHEN Li, YANG Chunmiao

(School of Economics and Management, Anhui Jianzhu University, Hefei Anhui, 230022, China)

Abstract: Innovation serves as a crucial foundation for achieving common prosperity for all citizens. Using a sample of 280 prefecture-level cities across China, this study constructs a spatial econometric model to investigate the impact mechanism of the pilot policies for innovation-driven cities on common prosperity. The results reveal that, between 2006 and 2021, the overall level of common prosperity in China showed a significant upward trend, with wealthier cities driving the development of less affluent cities. The pilot policy not only promotes common prosperity in the pilot cities but also stimulates common prosperity in neighboring cities. This effect is particularly pronounced in eastern and central regions, non-resource-based cities, and central cities. Therefore, it is essential to accelerate the advancement of urban common prosperity by emphasizing the spatial interdependence of urban common prosperity, by strengthening the spatial spillover effects, and by optimizing regional differentiation in policy implementation.

Keywords: innovation-driven cities; common prosperity; pilot policy; spatial spillover effect; regional differentiation