

多中心空间结构、要素跨市流动与 民营经济活力

马俊峰¹, 徐子尧², 邓国营²

(1.广西大学 经济学院,广西 南宁 530004; 2.四川大学 经济学院,四川 成都 610065)

摘要:多中心空间结构是提高要素流动效率的基础,提高要素流动效率是提振民营经济活力的关键。在此背景下,文章利用LandScan全球人口分布高分辨率数据集构造城市多中心空间结构指标,借助2001—2022年城市—行业—年份层面民营企业工商注册数据构造民营经济活力指标,结合人口普查、专利转让和异地投资数据构建的劳动力、技术和资本跨市流动指标,考察城市多中心空间结构对民营经济活力的影响及其作用机制。研究发现,城市多中心空间结构有利于提振民营经济活力,体现在城市多中心度和多中心数增加了民营企业增量和存量,并且这种促进作用存在中心外围、内陆沿海和城市群内外异质性。机制检验表明,城市多中心空间结构通过吸引外市人口流入、技术转入和资本进入,提振民营经济活力。进一步考察发现,多中心空间结构对市场化环境更好、信用环境更优和用工就业环境更稳定的城市的民营经济活力提振作用更强。研究结论表明,现阶段多中心空间结构的城市发展模式有助于缓解集聚不经济问题,推动民营经济发展。

关键词:多中心空间结构;民营经济;劳动力流动;技术流动;资本流动

中图分类号:F061.5;F290 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-0150(2025)05-0063-15

一、引言

党的二十大报告明确提出,优化民营企业发展环境,依法保护民营企业产权和企业家权益,促进民营经济发展壮大。党的二十届三中全会继续强调,要坚持致力于为非公有制经济发展营造良好环境和提供更多机会的方针政策,着手推进民营经济促进法的制定,为构建高水平社会主义市场经济体制提供支撑。民营经济作为推动中国式现代化的生力军,在税收贡献、国内生产总值贡献、技术创新成果贡献、城镇劳动就业贡献和企业数量贡献方面分别占比50%、60%、70%、80%和90%以上,其活力强弱直接关乎整个经济社会运行的繁荣与稳定。然而,不容乐观的是,当前民营经济发展正面临总量震荡与趋势收缩、横向竞争加剧与纵向升级受阻、创新质量下降与转型动能不足的三重压力(任晓猛等,2022),如何化解民营经济发展的结构性、

收稿日期:2025-06-27

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金西部和边疆地区项目“异质性劳动力配置、技术空间扩散与资本跨区域流动研究”(24XJC790007);广西高校人文社会科学重点研究基地中国边疆经济研究院创新培育项目“劳动力市场整合赋能一体化技术市场建设的机制与对策研究”(25ZGBJY04)。

作者简介:马俊峰(1994—),男,河北沧州人,广西大学经济学院讲师、硕士生导师;
徐子尧(1972—),女,辽宁丹东人,四川大学经济学院教授、博士生导师(通信作者);
邓国营(1980—),男,山东泰安人,四川大学经济学院教授、博士生导师。

体制性和周期性问题已成为亟待解决的重要问题之一。有学者指出,促进要素流动有助于突破民营经济发展困境,通过营造有利于要素流动的公平公正的营商环境,提高要素流动服务效率,民营经济活力会得到显著提升(刘戒骄,2019)。不过,不合理的城市空间结构可能会提高要素跨市流动的制度成本,不利于提振民营经济活力。相较于所有经济活动均集中在同一主要中心或核心区域的单中心空间结构而言,多中心空间结构使得多个相对独立的中心或区域承担不同的功能和角色,更能促进区域内的经济多样性和灵活性,减轻单中心发展的压力。鉴于此,本文选择从要素流转视角分析多中心空间结构如何影响民营经济活力,旨在从优化空间结构的途径降低民营经济发展所需的要素成本。

空间结构作为城市经济学领域重点关注的研究问题,既有文献集中于从城市群、省域和市域三个维度剖析其经济后果。城市群和省域维度的研究侧重于考察城市间空间结构对劳动收入、全要素生产率、空气污染、乡村振兴、区域创新和收入差距等影响,市域维度的研究重点分析城市内部空间结构如何影响居民幸福感、土地利用效率、创新绩效和经济效率。然而,民营经济作为经济发展的主力军,关于其是否会受城市空间结构的影响,目前尚不得知。现有研究更多是从营商环境、政策环境、法治环境、融资环境、市场化环境、政府竞争等视角考察民营经济发展,发现优化营商环境、提供公正的政策环境、形成透明的法治环境、创造优良的融资环境是提振民营经济活力的关键所在(刘志彪,2019;童有好,2019),地方政府采取为促进经济增长而进行的吸引外资竞争有助于提高行政效率,推动民营经济发展(才国伟等,2012),市场化进程推进引起的激励结构变化通过激发企业家创新创业精神,壮大民营经济规模(程俊杰,2016)。

鉴于此,本文借助LandScan全球人口分布高分辨率数据集构造城市多中心空间结构指标,利用全国工商注册企业数据计算城市—行业—年份层面民营企业增量和存量,考察城市多中心空间结构如何影响民营经济活力。相较于已有研究而言,本文边际贡献体现在两方面:

一是分析视角的创新,本文不仅丰富了城市内部空间结构外部性的文献,还为政府制定优化城市空间结构的政策提供了指引。过往研究侧重于从城市群和省域维度分析城市间空间结构对全要素生产率(石敏俊等,2023)、空气污染(Sun等,2020)、绿色发展效率(Liu等,2024)、区域创新(马为彪,2023)和收入差距(Zhang等,2023)等影响,从市域维度探讨城市内部空间结构如何影响城市均衡发展(李金锴和钟昌标,2022)、创新绩效(王桥等,2021)、经济效率(Yang等,2024)和污染集聚(Xia等,2024)等。与此不同,本文利用工商注册企业数据构造城市—行业—年份层面民营经济活力指标,创新性地考察城市多中心空间结构对民营经济活力的影响,拓展了城市空间结构经济结果的相关研究,有助于政府制定更利于推动民营经济发展的空间模式的政策。

二是作用机制的创新,本文不仅拓展了民营经济活力影响机制的文献,还为政府出台激发民营经济活力的政策提供了参考。已有研究主要围绕制度如何影响民营经济发展进行研究,聚焦于从宏观视角探讨营商环境、政策环境、法治环境、市场化环境等外部环境对民营经济发展的影响(刘戒骄,2019;才国伟等,2012;马忠新,2021;洪阳等,2022;孔祥利和张倩,2023),大多认为融资约束和信贷歧视是制约民营经济发展的作用机制。与此不同,本文利用人口普查、专利转让和异地投资数据构建劳动力、技术和资本跨市流动指标,创新性地从跨市流转视角分析民营经济发展的影响机制,有利于政府从推动要素市场整合和要素市场一体化建设的视角完善提振民营经济活力的政策。

二、文献综述、理论分析与研究假说

(一) 文献综述

本文主要考察城市空间结构如何影响民营经济活力,与此相关的文献有两支:一支文献侧重于考察城市空间结构的外部性;另一支文献聚焦于分析民营经济活力的影响因素。与本文关联性较高的文献是探讨城市空间结构与经济发展的研究。

空间结构是城市经济学领域重点关注的议题,既有研究主要考察城市群内部、省份内部和城市内部空间结构的外部性,包括企业生产效率、空气污染、绿色发展、乡村振兴、收入差距、区域创新等。从城市群视角来看,一部分研究认为城市群内部多中心结构会减少空气污染(Sun等,2020)、提高绿色发展效率(Liu等,2024)、缓解拥堵对企业全要素生产率的消极影响(石敏俊等,2023),并通过促进要素流动和优化产业结构缩小群内城乡收入差距(Zhang等,2023);另一部分研究认为城市群内部多中心结构无助于协调发展,会阻碍乡村振兴(王彩艳和刘修岩,2023)。从省份内部视角来看,过往研究发现省份内部多中心空间结构有助于要素流动和市场一体化(陈旭和邱斌,2021),对省域经济效率提高具有积极作用(刘修岩等,2017),表现为通过缓解资源错配和加速要素流动提升了区域创新能力(马为彪,2023)。从城市内部视角来看,一部分研究认为城市内部单中心空间结构更有利于提高土地利用效率和市域经济效率(Liao等,2023; Peng等,2023),多中心空间结构不仅会通过基础设施共享和知识空间溢出渠道抑制人口规模较小和密度较低的城市均衡发展(李金锴和钟昌标,2022; Li和Liu, 2018; Yang等, 2024),还会通过扩大知识流动距离和降低集聚优势减少城市创新绩效(王桥等, 2021; Li和Du, 2022);另一部分研究认为城市多中心空间结构会抑制收入两极分化(Sun等, 2023),提高经济效率和经济绩效,尤其是中小城市、西部城市和高人口密度城市(Zhang等, 2017; Li和Liu, 2018; Pan等, 2024; 陈旭和邱斌, 2020),表现为多中心结构通过减少生产性服务集聚和缓解资本要素市场扭曲降低污染集聚(Xia等, 2024),通过促进市场一体化、加速要素流动和提高全要素生产率,推动中国企业全球价值链地位攀升(陈旭等, 2019),通过优化产业结构促进人口规模较大和密度较高的城市均衡发展(李金锴和钟昌标, 2022)。然而,民营经济作为经济发展的主要动力源,发挥着“56789”的作用,关于其是否会受到城市内部空间结构的影响却鲜有探讨,仅个别研究考察了城市空间结构对经济活力、文化活力、生活质量、社会治理、空间质量和夜间活力的影响(Liu和Shi, 2022)。

既有研究主要以制度为立足点,探讨受制度影响的营商环境、政策环境、法治环境、融资环境和市场化环境等在民营经济发展中起到的作用。才国伟等(2012)研究表明,地方政府采取为促进经济增长而进行的吸引外资竞争有助于提高行政效率,推动民营经济发展。程俊杰(2016)研究指出,市场化进程推进引起的激励结构变化通过激发企业家创新创业精神,壮大民营经济规模。马忠新(2021)研究发现,历史上开埠通商和商帮兴起对当今营商环境改善有深远影响,营商环境改善推动了民营企业发展。洪阳等(2022)研究表明,国有经济与民营经济存在共生发展的关系,国有经济发展会推动市场规模扩大,有助于民营企业发展。孔祥利和张倩(2023)研究指出,市场准入负面清单制度推崇的还权市场、引导资本和有为政府导向,使得民营经济准入机制更公平、准入范围更清晰和准入效能更高效。

综上所述,可以看出一部分文献从城市群和省域视角考察空间结构对空气污染、绿色发展、全要素生产率、收入差距、乡村振兴、区域创新和经济效率的影响,另一部分文献从城市内部视角探讨空间结构如何影响知识溢出、协调发展和经济效率。然而,民营经济作为经济发展

的主力军,尚未有研究探讨城市内部空间结构如何影响民营经济活力。鉴于此,本文利用工商注册企业微观数据构造民营经济活力指标,剖析城市内部空间结构对民营经济活力的影响,旨在为政府制定提振民营经济活力的空间发展方案提供参考。

(二) 理论分析与研究假说

本文认为城市多中心空间结构会避免集聚不经济问题,通过“分散的集中”效应激发民营经济活力。中国城市在快速扩张中普遍面临单中心集聚悖论,尽管向心集聚能获得规模经济,但是伴随城市规模扩大,集聚不经济问题日益凸显,表现为通勤成本飙升、地价上涨、环境压力加剧等问题,集聚不经济不利于民营经济发展。在单中心空间结构下,要素向核心区过度集中导致资源配置效率递减,会挤压土地与劳动力成本敏感的民营企业发展空间。与单中心空间结构不同,多中心空间结构通过在区域尺度形成“分散的集中”(商玉萍等,2023),重构要素分布格局(陈旭等,2019),促进城市均衡发展(李金锴和钟昌标,2022)和增强城市经济韧性(张安伟和胡艳,2023),有助于激发民营经济活力。过往研究指出,增强要素流动是民营经济高质量发展的关键所在,通过发挥政府与市场的双重引导作用,畅通高技能劳动力要素、技术要素和资本要素的流转渠道,有利于增强民营经济活力(刘戒骄,2019)。基于此,本文提出核心研究假说:

假说1:城市多中心空间结构有利于形成“分散的集中”效应,激发民营经济活力。

尽管部分研究发现城市多中心结构会促进经济发展,但是未探讨城市多中心空间结构如何影响民营经济活力。结合城市多中心空间结构会加速要素流动(陈旭和邱斌,2021)和增强要素流动会促进民营经济发展(刘戒骄,2019)的观点,本文尝试从劳动力要素流入、技术要素转入和资本要素进入的视角打开多中心空间结构影响民营经济活力的“黑箱”。

首先,本文认为城市多中心空间结构通过创造就业机会和便利交通出行来吸引外市人口流入,外市人口流入会通过结构优化效应和规模提升效应来激发民营经济活力。就城市多中心空间结构与外来人口流入而言,城市多中心空间结构不仅通过分散经济活动,促进产业多元化和专业化发展,创造新就业岗位、扩大就业市场规模,为外来人口提供多元化的职业选择,吸引人口流入,还通过完善交通网络体系,实现中心区域互联互通,降低外出通勤成本和时间,为外来人口提供舒适的交通出行环境,吸引人口流入。就外来人口流入与民营经济活力而言,外来人口进入不仅通过优化劳动力年龄结构和人力资本结构,填补民营经济产业链各环节的技能缺口和缓解民营经济面临的本地劳动力老龄化压力,提振民营经济活力,还通过扩大本地消费需求规模,带动生产性服务业发展,激发民营经济活力。基于此,本文提出第一条机制假说:

假说2:城市多中心空间结构通过吸引劳动力要素流入,提振民营经济活力。

其次,本文认为城市多中心空间结构通过加速知识溢出和促进研发合作来吸引外市技术转入,外市技术转入通过创新协同效应和知识重组效应来激发民营经济活力。就城市多中心空间结构与外市技术转入而言,城市多中心空间结构不仅通过构建多样化的产业体系和创新生态系统,形成特色产业集群和创新网络,促进各中心区域间的知识流动,加速本地知识外溢,知识溢出会提高本地技术水平和创新实力,增强对外地技术的吸引力(杨东亮等,2024),还通过构建开放的创新生态系统,促进跨区域合作创新,合作创新会促进知识与技术的深入融合,吸引外地技术转入。就外市技术转入与民营经济活力而言,外市技术转入不仅通过降低民营企业获取半成熟化技术的成本,助力技术链条整合和跨界创新共同体构建,激发民营经济活力,还通过加速跨界知识重组创新,助力多元交叉技术产生和跨界知识重组,提振民营经济活力。

基于此,本文提出第二条机制假说:

假说3:城市多中心空间结构通过吸引技术要素转入,提振民营经济活力。

最后,本文认为城市多中心空间结构通过优化投资环境和提升城市价值来吸引外市资本进入,外市资本进入通过改善融资环境和加剧市场竞争来增强民营经济活力。就城市多中心空间结构与资本跨市流入而言,城市多中心空间结构不仅通过促使各中心区域根据自身特点和优势,形成差异化产业定位、投资策略和服务体系,丰富投资选择、降低投资成本和提高预期回报率,吸引外市资本进入(刘志彪,2019;童有好,2019),还通过完善硬件基础设施,实现空间布局优化和功能定位提质的目标,提升城市整体价值和长期潜力,促进外地资本流入。就资本跨市流入与民营经济活力而言,外地资本进入不仅通过提供资本支持来改善本地民营企业的融资环境,提振民营经济活力,还通过竞争产生的鲶鱼效应来提升本地民营企业的内在实力,促进民营企业发展。基于此,本文提出第三条机制假说:

假说4:城市多中心空间结构通过吸引资本要素进入,提振民营经济活力。

三、研究设计

(一)模型设定

为考察城市多中心空间结构对民营经济活力的影响,本文构造如下线性模型:

$$private\ economy_{jht} = \alpha_0 + \alpha_1 spatial\ structure_{jt-1} + \beta' X_{jt-1} + \mu_j + \omega_h + \rho_t + \varepsilon_{jt-1} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量为第t年城市j行业h民营经济活力(*private economy*),解释变量为第t-1年城市j多中心空间结构(*spatial structure*), X_{jt-1} 为控制变量矩阵, β' 为控制变量系数矩阵。为减轻不随时间变动的行业特征和省份特征造成的遗漏变量问题,本文控制了行业固定效应(μ_j)、城市所在省份固定效应(ω_h)和年份固定效应(ρ_t)。为避免反向因果问题,将解释变量和有时间变动性的控制变量进行了滞后一期处理。为便于理解系数的经济学含义,本文对解释变量和连续型控制变量进行了标准化处理。

(二)变量定义与数据来源

1.被解释变量:民营经济活力,包括民营企业增量和存量两个维度。本文借助2001—2022年全国工商注册企业数据构造民营经济活力指标——民营企业存量和增量,在基准回归中以城市—行业—年份层面民营企业新注册数量和存续数量代表民营企业增量和存量。在稳健性检验中,本文以城市—行业—年份层面个体工商户增量和存量、个体工商户与民营企业增量和存量反映民营经济活力。考虑到市场活力不仅体现在进入端,也反映在退出端,即能否及时退出市场也反映了市场出清刻画的民营经济活力,因此本文还以民营企业注销数量、个体工商户注销数量、民营企业新注册数量与注销数量之差、个体工商户新注册数量与注销数量之差来测度民营经济活力。

2.解释变量:城市多中心空间结构,以ESDA法构造的城市多中心度和多中心数刻画。参考袁超君和乔艺波(2024)的做法,本文利用2000—2021年美国能源部橡树岭国家实验室陆地扫描全球人口分布高分辨率数据集,借助探索性空间数据分析法(ESDA)识别中国城市市域(不含农村地区),构造城市多空间结构指标——多中心度和多中心数。具体如下:首先,基于顶点相邻原则构建空间相邻矩阵,以局部莫兰指数及其显著程度筛选出城市市域范围内总体人口密度和人口密度空间滞后值高于城市人口密度均值且在1%水平下显著的栅栏样本;其次,遵照顶点相邻原则将全部相邻栅栏合并为多边形,将人口最多的多边形视为主城区,考虑到河流水系可能造成城市建成区碎片化,故将距离主城区两公里范围以内的多边形并入主城区,通过

重复杂并实现全部多边形至主城区距离均大于两公里的目的；最后，将面积大于1平方公里和人口总数多于5万人的城市市域视为主中心及次中心。为减少测量误差，本文在稳健性检验中改变了识别城市主中心及次中心的面积阈值和人口阈值。

3.控制变量：由于本文涉及的解释变量和被解释变量具有较强经济属性，为避免坏控制变量问题，本文主要控制了无时变特征的自然特征和历史变量，包括城市质心经纬度、地形起伏度、河流密度（河流总长度与扣除水域面积的行政区面积之比）、到本省省会城市距离（公里）、到他省省会城市距离（公里）、到港口最近距离（公里）、到海岸线最近距离（公里）、民国时期铁路开通（虚拟变量）、明朝时期驿站数量，数据来自中国地形起伏度公里网格数据集、国家基础地理信息中心和哈佛大学地理分析中心。同时，考虑到城市多中心空间机构与民营经济活力之间可能存在反向因果问题，本文控制了滞后一期的前定变量，包括人口密度（人/平方公里）和夜间灯光亮度年度均值，数据来自全球网格化人口数据集和中国长时间序列夜间灯光数据集。

（三）描述性统计

表1展示了总体描述性统计结果。从行业维度来看，2000—2020年绝大多数省份民营企业增量和存量呈现持续增长态势，民营经济活力愈发繁荣。从空间维度来看，2000—2020年东部地区民营企业增量占比和存量占比最高、东北地区民营企业增量占比和存量占比最低，2000—2015年西部地区民营企业增量占比和存量占比高于中部地区，2020年起中部地区民营企业增量占比和存量占比反超西部地区。从时间维度来看，2000—2020年东部地区民营企业增量占比和存量占比逐渐减少、中部地区民营企业增量占比和存量占比陆续增加，西部地区民营企业增量占比和存量占比呈现波动中提高的走势，东北地区民营企业增量占比和存量占比持续下降。从空间维度来看，尽管民营经济活力总体上稳中有升，但是地区间民营经济活力差异较大，体现在民营企业增量和存量的标准差是其均值8倍左右，表现为民营经济活力时空分布存在明显差异。限于篇幅未呈现分行业维度、分时间维度和分空间维度的描述性统计结果，留存备索。

表1 描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	P25	P75	最大值
民营企业增量	2473392	26.6193	230.9070	0.0000	1.0000	10.0000	50636
民营企业存量	2473392	144.4996	1172.0530	0.0000	7.0000	61.0000	217075
城市多中心度	2473392	0.3736	0.1863	0.0000	0.2949	0.5014	0.9889
城市多中心数	2473392	5.3643	3.0868	1.0000	3.0000	7.0000	26.0000
经度	2473392	114.6894	6.4298	84.8740	111.1343	118.9568	131.1573
纬度	2473392	33.0815	6.3250	18.2479	28.4520	37.5393	50.2496
地形起伏度	2473392	0.6212	0.6811	0.0013	0.1172	0.3681	3.8138
河流密度	2473392	0.2217	0.1695	0.0170	0.1295	0.2643	1.3994
到本省省会距离	2473392	168.2009	143.7581	0.0000	93.1937	233.4155	1258.2630
到他省省会距离	2473392	1072.6210	554.3615	0.0000	621.8848	1476.3260	2595.8260
到港口最近距离	2473392	416.4464	380.0946	1.7745	107.6960	635.8671	2780.6790
到海岸线最近距离	2473392	432.7702	377.7626	1.6734	128.8353	668.3537	2754.9940
民国时期铁路开通	2473392	0.3986	0.4896	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
明朝时期驿站数量	2473392	3.9280	4.0706	0.0000	0.0000	6.0000	19.0000
人口密度	2473392	532.4970	570.5244	5.7763	209.1033	683.8163	6019.8530
夜间灯光亮度	2473392	7.6912	8.6942	0.0492	1.9107	10.1506	56.6745

四、实证分析

(一) 基准回归

表2为基准回归结果,列(1)和列(3)被解释变量为民营企业增量,列(2)和列(4)被解释变量为民营企业存量,列(1)和列(2)解释变量为城市多中心度,列(3)和列(4)解释变量为城市多中心数。结果表明,城市多中心度和多中心数在1%显著性水平上增加了民营企业增量和存量。背后的经济意义是多中心度每增加1个标准差,民营企业增量和存量分别增加3.25家和15.23家,多中心数每增加1个标准差,民营企业增量和存量分别增加4.59家和19.20家。限于篇幅未汇报完整结果,留存备索。

表2 基准回归

变量	(1)民营企业增量	(2)民营企业存量	(3)民营企业增量	(4)民营企业存量
城市多中心度	3.2472*** (0.9515)	15.2302*** (5.4165)		
城市多中心数			4.5870*** (1.1701)	19.1960*** (5.9758)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	2473 536	2473 392	2473 536	2473 392

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号中为城市聚类稳健标准误。

(二) 内生性处理

在基准回归中,本文将解释变量和时变性控制变量进行了滞后一期处理,排除了反向因果问题。不过,仍可能存在遗漏变量和测量误差引起的内生性问题,导致无法得出因果推论。就遗漏变量而言,尽管本文控制了大量无时变特征的距离类变量和历史类变量以及人口密度和夜间灯光亮度,极大地减轻了遗漏变量问题,但是仍无法完全避免其他不可观测因素的影响。就测量误差而言,本文基于美国能源部橡树岭国家实验室陆地扫描全球人口分布高分辨率数据集,借助探索性空间数据分析法构造城市多中心空间结构指标,可能存在因识别方法和数据来源不同产生的测量误差问题。为此,参考Yang等(2024)的做法,本文从几何学视角为滞后一期的城市多中心空间结构构造工具变量,以滞后两期的城市空间形态紧凑度作为其工具变量,并利用两阶段最小二乘法进行回归。其中,城市空间形态紧凑度属于几何形态指标,借助中国科学院资源环境科学与数据中心多时期土地利用遥感监测数据集构造得来,取值越大代表城市空间形态越松散,构造过程详见马俊峰和徐子尧(2025)。之所以选择以滞后两期的城市空间形态紧凑度作为滞后一期的城市多中心结构的工具变量,原因是过去城市空间形态会影响当前城市空间结构,松散的空间形态会造成要素不集聚和资源不集中,不利于城市多中心发展,城市在要素和资源难以集中的情况下城市会被迫选择单中心空间结构。在控制住地形起伏度、河流密度等非时变特征和人口密度、夜间灯光亮度等时变特征后,极大地减少了空间形态通过空间结构以外的渠道影响民营经济活力的可能性。

表3为工具变量法结果。第一阶段结果表明,滞后两期的城市空间形态紧凑度在1%水平下减少了城市多中心度和多中心数,印证了松散的空间形态下城市更倾向于谋求单中心空间发展模式的观点,Cragg-Donald Wald F和Kleibergen-Paap rk Wald F统计量大于10%水平下弱工具变

量检验的临界值,Anderson-Rubin Wald统计量和Stock-Wright LM S统计量在5%或1%水平下拒绝了工具变量与解释变量不存在显著相关性的原假设,说明工具变量选取合适且不存在弱工具变量问题。第二阶段结果表明,城市多中心度和多中心数在5%水平下增加了民营企业增量和存量,支持了基准回归结果。

表3 工具变量法

第二阶段				
变量	(1)民营企业增量	(2)民营企业存量	(3)民营企业增量	(4)民营企业存量
城市多中心度	17.5269** (7.0453)	80.9131** (37.2483)		
城市多中心数			19.5970** (7.6718)	90.4728** (40.6169)
第一阶段				
变量	(1)城市多中心度	(2)城市多中心度	(3)城市多中心数	(4)城市多中心数
城市空间形态紧凑度	-0.8479*** (0.2149)	-0.8479*** (0.2149)	-0.7583*** (0.1983)	-0.7583*** (0.1983)
Cragg-Donald Wald F	56586.8456	56586.8456	63351.0480	63351.0480
Kleibergen-Paap rk Wald F	15.562	15.562	14.620	14.620
Kleibergen-Paap rk LM	12.198	12.198	11.602	11.602
Anderson-Rubin Wald test	7.66***	5.90**	7.66***	5.90**
Stock-Wright LM S	7.09***	5.70**	7.09***	5.70**
行业固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	2331076	2330963	2331076	2330963

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号中为城市聚类稳健标准误。如无特殊说明,后文标准误、控制变量和固定效应均同基准回归,为节省篇幅不再汇报相应内容。

(三)稳健性检验

1.被解释变量稳健性检验。首先,本文以个体工商户增量和存量刻画民营经济活力,结果表明城市多中心度和多中心数在1%水平下增加了个体工商户增量和存量。其次,本文以个体工商户与民营企业总增量和总存量衡量民营经济活力,结果表明城市多中心度和多中心数在1%水平下增加了个体工商户与民营企业总增量和总存量。然后,考虑到民营经济活力包括进入和退出两端,能否及时清退僵尸企业实现市场出清也反映了经济活力,为此本文以民营企业退出数量和个体工商户退出数量表征民营经济活力,结果表明城市多中心度和多中心数在1%水平下增加了民营企业退出数量,分别在5%和1%水平下增加了个体工商户退出数量。最后,本文以民营企业净增量和个体工商户净增量测度民营经济活力,净增量以新注册数量与注销数量之差表示,结果表明城市多中心度和多中心数在1%水平下增加了民营企业净增量和个体工商户净增量,限于篇幅未汇报完整结果,留存备索。

2.解释变量稳健性检验。首先,为减轻数据源不同产生的测量误差,本文选择更换城市多中心空间结构指标的数据源,以GloPOP全球网格化人口数据集构造城市多中心度和多中心数指标。结果表明,城市多中心度在1%水平下增加了民营企业增量和存量,城市多中心数在5%水平下增加了民营企业增量和存量。其次,为避免特殊形态城市的影响,本文删除了双核城市,即多中心数为2的城市。结果表明,城市多中心度分别在1%和5%水平下增加了民营企业增

量和存量,城市多中心数分别在1%和5%水平下增加了民营企业增量和存量。最后,本文改变构造城市多中心度指标的面积阈值和人口阈值,分别以面积大于1平方公里和人口大于3万人、面积大于2平方公里和人口大于3万人作为确定最终城市市域主中心和次中心的依据,依次得到城市多中心度1和多中心数1、城市多中心度2和多中心数2四个指标。结果表明,在改变阈值范围后,滞后1期的城市多中心度1和多中心数1、多中心度2和多中心数2在1%水平下减少了民营企业增量和存量。

3.排除非线性关系猜想。如果城市多中心结构有利于提振民营经济活力,那么是不是城市多中心度越高越好?该问题本质上是对非线性关系的检验,即城市多中心结构对民营经济活力是否存在倒U型影响。结果表明,在加入城市多中心空间结构二次项后,城市多中心度和多中心数二次项在10%水平下减少了民营企业增量和存量,但是由于倒U型右半部分不完整,因此不存在城市多中心结构对民营经济活力的倒U型影响。可能的解释是当下中国各城市仍处于发展多中心结构的扩张阶段,尚未触及多中心结构的上限,因此多中心结构对提振民营经济活力的利仍大于弊。限于篇幅未汇报完整结果,留存备索。

五、机制检验

理论分析部分指出,城市多中心空间结构通过影响要素跨市流动作用于民营经济活力,即多中心结构通过吸引外市人口流入、外市技术转入和外市资本进入提振民营经济活力。为检验作用机制,首先,利用2005年全国1%人口抽样调查、2010年全国人口普查和2015年全国1%人口抽样调查微观数据构造外市人口流入指标,以城市承接的外市人口数量刻画外市人口流动(马俊峰和徐子尧,2025);其次,借助incoPat全球专利数据构造外市技术流入指标,以城市承接的外市专利数量测度外市专利转入(马俊峰和徐子尧,2025);最后,利用上市公司对外设立子公司数据构造外市资本进入指标,以城市承接的外市子公司数量衡量外市资本进入(马俊峰等,2025)。[表4](#)结果表明,城市多中心度和多中心数在10%水平下增加了外市人口流入,外来人口流入在10%水平下增加了民营企业增量,见Panel A;城市多中心度和多中心数在1%水平下增加了外市技术转入,外市技术转入在1%水平下增加了民营企业增量和存量,见Panel B;城市多中心度和多中心数在1%水平下增加了外市资本进入,外市资本进入在1%水平下增加了民营企业增量和存量,见Panel C。可见,城市多中心结构通过吸引劳动力要素流入、技术要素转入和资本要素进入,提振了民营经济活力。

为增强稳健性,本文进行了如下补充。首先,本文利用腾讯地图和新浪微博等地理标识信息数据统计外来人口流入规模(马俊峰,2025),结果表明城市多中心度和多中心数在1%水平下增加了腾讯人口流入和新浪微博人口流入,腾讯人口流入和新浪微博人口流入在1%水平下增加了民营企业增量和存量。进一步,本文利用2005年全国1%人口抽样调查、2010年全国人口普查和2015年全国1%人口抽样调查数据构造分年龄段、分学历水平和分流动动因的外来人口流入指标。分年龄段结果表明,城市多中心度和多中心数对15岁至35岁和60岁以上外来人口流入无显著影响,分别在5%和10%水平下增加了35岁至60岁外来人口流入;15岁至35岁外来人口流入对民营企业增量和存量无显著影响,35岁至60岁外来人口流入在10%水平下增加了民营企业存量,60岁以上外来人口流入分别在1%和5%水平下增加了民营企业增量和存量。可见,多中心空间结构通过吸引中间年龄段外来人口流入来优化劳动力年龄结构,促进民营企业增长。分学历水平结果表明,城市多中心度和多中心数对高技能人口跨市流入和低技能人口跨市流

入无显著影响,说明多中心空间结构未通过改善劳动力技能结构来促进民营企业增长。分流动因结果表明,城市多中心度和多中心数分别在5%和1%水平下增加了因学习培训跨市人口流入,对因工作就业、随迁投靠、拆迁搬家、婚姻嫁娶和寄挂户口跨市人口流入无显著影响,因学习培训跨市人口流入在10%水平下增加了民营企业存量,说明多中心空间结构通过吸引带来新人力资本的因学习培训跨市人口流入,提振了民营企业活力。限于篇幅未汇报完整结果,留存备索。

表4 机制检验

Panel A				
变量	(1)外市人口流入	(2)外市人口流入	(3)民营企业增量	(4)民营企业存量
城市多中心度	5.9215 [*] (3.1664)		2.3000 ^{***} (0.7784)	
城市多中心数		5.7387 [*] (3.3409)		18.1030 ^{***} (6.2937)
外市人口流入			2.7530 [*] (1.6042)	3.3400 (7.9621)
控制变量和固定效应	是	是	是	是
样本量	312952	312952	312952	312929
Panel B				
变量	(1)外市技术转入	(2)外市技术转入	(3)民营企业增量	(4)民营企业存量
城市多中心度	133.4721 ^{***} (45.2194)		2.3514 ^{***} (0.8345)	
城市多中心数		188.1203 ^{***} (46.1283)		8.2657 [*] (4.2806)
外市技术转入			20.1418 ^{***} (5.4478)	136.5030 ^{***} (21.4929)
控制变量和固定效应	是	是	是	是
样本量	2241344	2241344	2241344	2241207
Panel C				
变量	(1)外市资本进入	(2)外市资本进入	(3)民营企业增量	(4)民营企业存量
城市多中心度	25.9417 ^{**} (10.8151)		1.4571 ^{**} (0.6021)	
城市多中心数		34.8214 ^{***} (11.2629)		0.9026 (3.7334)
外市资本进入			23.5484 ^{***} (4.8134)	171.9501 ^{***} (21.8253)
控制变量和固定效应	是	是	是	是
样本量	2387274	2387274	2387274	2387135

其次,本文将专利转入细分为发明专利转入、实用新型专利转入和外观设计型专利转入,结果表明城市多中心度和多中心数分别在1%和5%水平下增加了发明专利转入、在5%水平下增加了实用新型专利转入、分别在1%和5%水平下增加了外观设计型专利转入,发明专利转入、实用新型专利转入和外观设计型专利转入在1%水平下增加了民营企业增量和存量。限于篇幅未汇报完整结果,留存备索。

六、异质性分析

考虑到多中心空间结构对民营经济活力的影响可能因城市而异,为此本文分析了多中心结构对民营经济活力的影响是否存在中心外围、内陆沿海和城市群内外异质性。

首先,从中心—外围角度来看,表5中Panel A结果显示城市多中心度和多中心数对中心城市民营企业增量和存量无显著影响,城市多中心度分别在5%和10%水平下增加了外围城市民营企业增量和存量,城市多中心数在1%水平下增加了外围城市民营企业增量和存量。其中,本文将直辖市、省会城市、副省级城市和计划单列市视为中心城市,其他城市视为外围城市。这意味着相较于中心城市而言,多中心空间结构对外围城市民营经济活力影响更大,该现象背后反映的是外围城市面临更高的要素流动壁垒,当多中心空间结构形成后,外围城市能够更充分地激活劳动力成本优势和摆脱创新资源隔离困境,更好地提振民营经济。

表5 异质性分析

	(1)民营企业 增量	(2)民营企业 存量	(3)民营企业 增量	(4)民营企业 存量	(5)民营企业 增量	(6)民营企业 存量	(7)民营企业 增量	(8)民营企业 存量
Panel A	中心城市				外围城市			
城市多中心度	1.1639 (6.6202)	9.1845 (34.9386)			0.8100** (0.3601)	3.5072* (1.9344)		
城市多中心数			-3.5581 (4.8283)	-18.7867 (25.2687)			2.2613*** (0.5187)	9.5136*** (2.5677)
控制变量和固定 效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	539100	539013	539100	539013	1934436	1934379	1934436	1934379
Panel B	沿海城市				内陆城市			
城市多中心度	3.1586 (2.4348)	18.3300 (15.4416)			2.9425*** (0.7498)	12.2045*** (3.1555)		
城市多中心数			3.9173* (2.3570)	18.4610 (14.3345)			5.0763*** (1.0350)	21.8655*** (4.1542)
控制变量和固定 效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1116067	1115937	1116067	1115937	1357468	1357454	1357468	1357454
Panel C	非五大城市群城市				五大城市群城市			
城市多中心度	2.4128*** (0.7126)	10.5168*** (3.4083)			3.7001 (2.5632)	17.1973 (15.9330)		
城市多中心数			4.6533*** (0.8837)	20.3513*** (4.3062)			4.1182* (2.4295)	14.0976 (13.7043)
控制变量和固定 效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	1526019	1525917	1526019	1525917	947517	947475	947517	947475

其次,从内陆—沿海角度来看,表5中Panel B结果表明城市多中心度在10%水平下增加了沿海城市民营企业增量,城市多中心度和多中心数在1%水平下增加了内陆城市民营企业增量和存量,意味着多中心空间结构对内陆城市的民营经济活力影响更大。这可能与沿海地区因水系分割导致要素流动的物理连通成本更高和沿海地区在全球化背景下要素流动受国际外部因素影响更大有关。

最后,从城市群内外来看,表5中Panel C结果表明城市多中心度和多中心数在1%水平下增

加了非五大城市群城市民营企业增量和存量,城市多中心度对五大城市群城市民营企业增量和存量无显著影响,城市多中心数在10%水平下增加了五大城市群城市民营企业增量,这意味着多中心空间结构对非五大城市群城市民营经济活力的提振作用更大。可能的解释是城市群内部已形成更紧密的联系,城市内部多中心空间结构对民营经营活力的影响小于城市群内部多中心空间结构对民营经济活力的影响。

七、进一步考察

既然城市多中心空间结构对增加民营经济活力有积极作用,那么如何发挥多中心空间结构的民营经济提振作用显得尤为重要。在此背景下,本文分别从市场化环境、社会信用环境和用工就业环境三方面进行考察,并构造调节效应模型考察三者对多中心空间结构与民营经济活力的影响。具体而言,本文以城市所属省份市场化指数刻画市场化环境,取值越大代表市场化水平越高,数据来自中国分省份市场化指数数据库;以城市失信自然人数量测度社会信用环境,取值越大说明社会信用环境越差,数据来自中国失信被执行人名单([马俊峰, 2025; 徐子尧等, 2022](#));以城市发生的劳动纠纷案件数量衡量用工就业环境,取值越大代表用工就业环境越不稳定,数据来自中国裁判文书网。限于篇幅未汇报完整结果,留存备索。

从市场化环境来看,结果表明城市多中心度与市场化环境的交互项分别在1%和5%水平下增加了民营企业增量和存量,城市多中心数与市场化环境的交互项在1%水平下增加了民营企业增量和存量,说明市场化环境的改善会强化多中心空间结构的民营经济活力促进作用。该结论印证了制度变迁的民营经济发展促进效应,以市场化进程推进为代表的制度变迁会产生激励结构变化,促进民营经济发展([程俊杰, 2016](#))。

从社会信用环境来看,结果发现城市多中心度与社会信用环境的交互项在1%水平下减少了民营企业增量和存量,城市多中心数与社会信用环境的交互项在1%水平下减少了民营企业增量和存量,说明社会信用环境的恶化会削弱多中心空间结构对民营经济活力的正向影响,即多中心空间结构的民营经济活力提振作用在社会信用环境更优的城市更强。以上结果表明民营企业在生产经济活动中可能存在因信贷歧视引起的融资约束问题,改善社会信用环境能有效缓解信贷歧视([童有好, 2019](#))。

从用工就业环境来看,结果表明城市多中心数与用工就业环境的交互项分别在5%和1%水平下减少了民营企业增量和存量,意味着劳动纠纷案件数量的增加会削弱多中心空间结构对民营经济活力的正向影响。换言之,多中心结构的发展模式对用工就业环境更稳定城市民营经济活力的提振作用更大。换言之,民营经济发展离不开稳定的劳动力用工环境,稳定的劳动力成本是支撑民营企业发展关键。

八、研究结论与政策启示

提振民营经济活力是稳定经济社会大盘的关键所在,促进要素有序流动对增强民营经济活力至关重要。基于此,本文选择从城市空间发展模式的视角出发,考察多中心空间结构如何通过影响要素跨市流转作用于民营经济活力。具体而言,本文利用美国能源部橡树岭国家实验室陆地扫描全球人口分布高分辨率数据集构建城市多中心度和多中心数指标,借助全国工商注册企业数据构造城市—行业—年份层面民营企业增量与存续数量指标。研究发现,城市多中心空间结构会增强民营经济活力,增加民营企业增量和存量,并且对增强外围城市、内陆城市、非五大城市群城市的民营经济活力更明显。机制检验表明,城市多中心空间结构通过吸引

劳动力要素流入、技术要素转入和资本要素进入,提振民营经济活力。进一步考察发现,多中心结构的民营经济活力提振效应在市场化环境更好、信用环境更优和用工就业环境更稳定的城市更明显。尽管本文借助全量工商注册企业数据构造民营经济活力指标,并利用工具变量法识别多中心空间结构影响民营经济活力的因果关系,但是本文研究对象停留在宏观层面,未能从微观层面剖析城市多中心空间结构如何影响民营企业经营行为。据此,未来研究可结合民营企业微观数据深入分析多中心空间结构的经济后果。结合研究结论,本文提出如下政策建议:

1.鼓励城市因地制宜发展多中心空间结构,补足单中心空间结构集聚不经济的短板,为民营经济发展奠定集聚经济基础。本文研究发现城市多中心空间结构更能提振外围城市、内陆城市、非五大城市群城市的民营经济活力。为此,提出如下建议:一是政府应强化规划引领与差异化发展,基于城市资源禀赋来制定差异化的多中心空间发展规划,通过科学布局产业和服务体系,避免同质化竞争,为民营经济提供多样化的集聚平台;二是政府应基于补足单中心短板和促进均衡发展的目标,针对单中心城市存在的交通拥堵、环境污染、成本上升等问题,通过建设卫星城、副中心等方式,有效疏解中心城区功能,缓解集聚不经济现象;三是政府应构建区域协同机制,建立跨区域协调合作机制,促进城市间在交通、公共服务等领域的协同治理,为民营经济在多中心格局下的顺畅运行提供制度保障。

2.减少要素跨区域流动的有形壁垒和无形屏障,促进劳动力、技术和资本有序流动,为增强民营经济活力供给充足的生产要素。本文研究发现,城市多中心度和多中心数通过吸引外市人口流入、外市技术转入和外市资本进入,提振民营经济活力。基于此,提出如下建议:一是政府应在多中心区域加强教育、医疗、住房等公共服务设施建设,吸引并留住外来人口;二是政府应建立跨区域的创新合作机制,促进科研机构、高校与企业之间的产学研合作,完善知识产权保护制度,吸引外地技术转入;三是政府应着力改善投资环境,通过简化投资审批流程,提高投资便利化水平,降低企业投资成本,吸引外地资本进入。

3.多维度优化民营经济发展所需的外部环境,为民营经济发展创造更好的市场环境、更优的信用环境和更稳定的用工就业环境。本文发现更好的市场化环境、更优的社会信用环境和更稳定的用工就业环境会增强城市多中心结构的民营经济活力促进效应。鉴于此,提出建议:一是政府应加强反垄断和反不正当竞争执法,保障各类市场主体公平竞争的权利,加大力度营造民营经济发展所需的公平竞争的市场环境;二是政府应建立健全社会信用体系,加大对失信行为的惩戒力度,为民营企业发展提供可靠的信用支撑;三是完善就业服务体系,提供就业指导等服务,吸引和留住优秀人才,为民营经济提供智力支持。

主要参考文献:

- [1]才国伟,钱金保,鲁晓东.外资竞争、行政效率与民营经济发展[J].世界经济,2012,(7).
- [2]陈旭,邱斌.多中心结构、市场整合与经济效率[J].经济学动态,2020,(8).
- [3]陈旭,邱斌.多中心空间结构与劳动收入——来自中国工业企业的证据[J].南开经济研究,2021,(2).
- [4]陈旭,邱斌,刘修岩,等.多中心结构与全球价值链地位攀升:来自中国企业的证据[J].世界经济,2019,(8).
- [5]程俊杰.制度变迁、企业家精神与民营经济发展[J].经济管理,2016,(8).
- [6]洪阳,兰传春,洪功翔.国有经济与民营经济共生发展的市场规模效应研究[J].经济理论与经济管理,2022,(2).
- [7]孔祥利,张倩.市场准入负面清单制度引导规范民营经济发展的价值导向、制度安排与施策重点[J].南开经济研究,2023,(12).
- [8]李金锴,钟昌标.中国城市空间结构对经济均衡发展的影响[J].经济与管理研究,2022,(9).

- [9] 刘戒骄. 增强要素流动促进民营经济高质量发展[J]. 经济纵横, 2019, (4).
- [10] 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).
- [11] 刘志彪. 平等竞争: 中国民营企业营商环境优化之本[J]. 社会科学战线, 2019, (4).
- [12] 马俊峰. 破壁通衢, 智联九垓: 人口跨市流动与城市间合作创新[J]. 财经研究, 2025, (4).
- [13] 马俊峰, 杜志强, 高雅婷, 等. 空间结构差异、生产要素流动与跨区域供应链稳定性[J]. 财经科学, 2025, (7).
- [14] 马俊峰, 徐子尧. 劳动力市场一体化与全国统一技术市场——基于人口跨市流动与专利转让的研究[J]. 财贸经济, 2025, (5).
- [15] 马为彪. 多中心空间结构对区域创新的影响[J]. 现代经济探讨, 2023, (5).
- [16] 马忠新. 营商制度环境与民营经济发展——基于营商文化“基因”的历史考察与实证[J]. 南方经济, 2021, (2).
- [17] 任晓猛, 钱滔, 潘士远, 等. 新时代推进民营经济高质量发展: 问题、思路与举措[J]. 管理世界, 2022, (8).
- [18] 商玉萍, 潘洲, 孟美侠. 中国城市多中心空间战略的创新绩效研究——基于集聚经济与舒适度的视角[J]. 经济学(季刊), 2023, (3).
- [19] 石敏俊, 张瑜, 郑丹. 单中心或多中心: 城市群空间结构对TFP的影响[J]. 中国经济问题, 2023, (3).
- [20] 童有好. 营造民营经济高质量发展环境的若干问题及对策[J]. 经济纵横, 2019, (4).
- [21] 王彩艳, 刘修岩. 城市群多中心空间结构对乡村振兴的影响——基于中国19个城市群的实证分析[J]. 经济地理, 2023, (1).
- [22] 王桥, 刘修岩, 李迎成. 空间结构、城市规模与中国城市的创新绩效[J]. 中国工业经济, 2021, (5).
- [23] 徐子尧, 马俊峰, 陈百助, 等. 信用环境与股市参与[J]. 财贸经济, 2022, (12).
- [24] 杨东亮, 任治超, 郑鸽. 城市群多中心空间结构对知识溢出的影响[J]. 浙江社会科学, 2024, (11).
- [25] 袁超君, 乔艺波. 中国城市空间结构演化特征和路径——基于290个地级及以上城市的实证[J]. 地理与地理信息科学, 2024, (1).
- [26] 张宏伟, 胡艳. 多中心空间结构与城市经济韧性[J]. 财经研究, 2023, (9).
- [27] Li Y C, Du R. Polycentric urban structure and innovation: Evidence from a panel of Chinese cities [J]. Regional Studies, 2022, 56(1): 113–127.
- [28] Li Y C, Liu X J. How did urban polycentricity and dispersion affect economic productivity? A case study of 306 Chinese cities [J]. Landscape and Urban Planning, 2018, 173: 51–59.
- [29] Liao X, Fang C L, Shu T H, et al. Spatiotemporal impacts of urban structure upon urban land-use efficiency: Evidence from 280 cities in China [J]. Habitat International, 2023, 131: 102727.
- [30] Liu D X, Shi Y S. The influence mechanism of urban spatial structure on urban vitality based on geographic big data: A case study in downtown Shanghai [J]. Buildings, 2022, 12(5): 569.
- [31] Liu P X, Zhong F L, Han N. Efficiency and equity: Effect of urban agglomerations' spatial structure on green development efficiency in China [J]. Sustainable Cities and Society, 2024, 108: 105504.
- [32] Pan H Z, Yao Y L, Ming Y, et al. Whither less is more? Understanding the contextual and configurational conditions of polycentricity to improve urban agglomeration efficiency [J]. Cities, 2024, 149: 104884.
- [33] Peng D, Wang Z Q, Jiang M H, et al. Polycentric spatial patterns and urban economic growth quality: A discussion from fintech development [J]. Finance Research Letters, 2023, 55: 103932.
- [34] Sun B D, Han S S, Li W. Effects of the polycentric spatial structures of Chinese city regions on CO₂ concentrations [J]. Transportation Research Part D: Transport and Environment, 2020, 82: 102333.
- [35] Sun Y F, Wang Z H, Yang T, et al. Polycentric cities and income polarization in China: Does city spatial structure matter? [J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2023, 67: 380–387.
- [36] Xia X C, Sun H, Tang J, et al. Can polycentric urban spatial structures reduce pollution aggregation? [J]. Ecological Indicators, 2024, 166: 112461.
- [37] Yang Y T, Caset F, Derudder B. Does urban polycentricity contribute to regional economic growth? Empirical evidence from a panel of Chinese urban regions [J]. Regional Studies, 2024, 58(5): 1018–1032.
- [38] Zhang D Y, Kong Q X, Shen M. Does polycentric spatial structure narrow the urban-rural income gap? Evidence from six urban clusters in China [J]. China Economic Review, 2023, 80: 101999.

[39] Zhang T L, Sun B D, Li W. The economic performance of urban structure: From the perspective of Polycentricity and Monocentricity [J]. *Cities*, 2017, 68: 18–24.

Multi-centered Spatial Structure, Cross-city Flow of Factors, and Vitality of the Private Economy

Ma Junfeng¹, Xu Ziyao², Deng Guoying²

(1. School of Economics, Guangxi University, Guangxi Nanning 530004, China; 2. School of Economics, Sichuan University, Sichuan Chengdu 610065, China)

Summary: As a driving force behind China's modernization, the private sector contributes over 50% of tax revenue, 60% of GDP, 70% of technological innovation outcomes, 80% of urban employment, and 90% of the number of enterprises. Its vitality directly affects the prosperity and stability of the entire socio-economic system. However, the current development of the private economy is facing three major pressures: overall fluctuations and trend contraction, intensified horizontal competition and obstacles to vertical upgrading, and declining innovation quality and insufficient transformation momentum. Addressing the structural, institutional, and cyclical issues in the development of the private economy has become one of the most urgent problems to be resolved, and the key lies in creating a fair and just business environment conducive to the flow of factors of production and improving the efficiency of factor mobility services.

Against this backdrop, this paper utilizes the LandScan global population distribution high-resolution dataset to construct an indicator of urban multi-centered structure, employs private enterprise business registration data at the city-industry-year level from 2001 to 2022 to construct an indicator of private economy vitality, and combines labor, technology, and capital inter-city flow indicators derived from census, patent transfer, and inter-regional investment data to examine the impact of urban multi-centered spatial structure on private economy vitality and its underlying mechanisms. The study finds that a multi-centered spatial structure of cities is conducive to enhancing the vitality of the private economy, as evidenced by the fact that higher multi-centeredness and a greater number of centers increase both the increment and stock of private enterprises. This promotion effect exhibits heterogeneity across the core-periphery, inland-coastal areas, and intra- and inter-urban agglomeration dimensions. Mechanism testing indicates that a multi-centered spatial structure enhances the vitality of the private economy by attracting population inflows, technology transfers, and capital inflows. Further analysis reveals that the revitalizing effect of a multi-centered spatial structure on the private economy is stronger in cities with better market environments, superior credit environments, and more stable labor and employment environments. The study concludes that, at present, a multi-centered structure helps alleviate agglomeration inefficiencies and promote the development of the private economy.

Key words: multi-centered spatial structure; private economy; labor mobility; technology mobility; capital mobility

(责任编辑: 倪建文)