

撤乡并镇与乡村振兴:发展和治理的逻辑解释

赖德胜，张振，卜涛，唐代盛

[摘要] 乡镇行政区划调整通过配置微观行政资源,对乡村振兴战略全面推进发挥重要作用。本文以2018年四川省行政建制体系结构化改革为一项准自然实验,利用2012—2020年四川省169个县级面板数据,采用交错DID方法,分析撤乡并镇对乡村振兴的政策效果。研究发现:撤乡并镇对乡村振兴有显著的促进作用,且通过了一系列稳健性检验;撤乡并镇通过行政区划调整的发展逻辑和治理逻辑两重作用机制促进乡村振兴,然而短期内这两种作用机制表现为竞争关系,协同效应尚未显现;撤乡并镇在不同经济发展基础和不同治理方法地区的政策效果具有异质性,在经济基础较弱地区政策红利释放更为明显。理论上,本文将乡村振兴置于行政区划调整的逻辑框架之中,论证微观的乡镇行政区划调整对乡村振兴的外部性;实践上,本文的研究结论提供了有益的政策启示:乡村振兴要用好行政区划调整的资源配置效应,催化发展逻辑和治理逻辑协同效应,形成中国乡村振兴战略的“混动力”机制。

[关键词] 撤乡并镇；发展逻辑；治理逻辑；乡村振兴

[中图分类号] F120 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2022)12-0052-19

一、引言

乡村振兴的对象是乡村。根据《中华人民共和国乡村振兴促进法》,乡村是指城市建成区以外具有自然、社会、经济特征和生产、生活、生态、文化等多重功能的地域综合体,包括乡镇和村庄等。根据发展现状、区位条件、资源禀赋等客观因素,村庄又被划分为四种不同类型,其中,现有规模较大的中心村和其他仍将存续的一般村庄作为集聚提升类村庄,是乡村振兴的重点对象,说明乡村的规模、数量、密度是需要关注的重要因素。县级和乡级政府是乡村经济布局的关键行政区划,其规模、数量、密度等的调整并非是一个自然的过程,必须通过行政区划的调整来实现。因此,研究乡镇行政区划调整对乡村振兴的影响具有重要意义。

行政区划是国家治理重要组成部分,是国家权力再分配和政策制定的基础,兼具管理和空间双重属性,可被视为国家权力在地理空间的投影(Chung, 2008)。行政区划调整具有巩固基层政权、促

[收稿日期] 2022-08-19

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“实现更加充分、更高质量就业研究”(批准号22ZDA094)。

[作者简介] 赖德胜,中央党校(国家行政学院)社会和生态文明教研部教授,博士生导师,经济学博士;张振,北京交通大学经济管理学院博士研究生;卜涛,北京交通大学经济管理学院博士研究生;唐代盛,北京交通大学经济管理学院教授,博士生导师,法学博士。通讯作者:唐代盛,电子邮箱:dstang@bjtu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的有益建议,文责自负。

进经济发展等功能(王贤彬和聂海峰,2010)。纵观行政区划调整的历史,经历了从政治逻辑到发展逻辑并向治理逻辑转变的过程。其中,政治逻辑强调行政区划调整背后所蕴含的政治博弈、话语建构及其对国家政权建设带来的影响,行政区划调整过程映射着国家统治权力的变迁,是国家分权与集权互为消涨的“场域”(Site),关乎区域乃至国家内部权力平衡,涉及不同层级政府之间复杂的博弈(张践祚等,2016)。发展逻辑强调削弱行政区划对区域发展的壁垒效应,使行政区与经济区相互适应(刘君德,2006);治理逻辑强调政府管理和服务效率的提高,存在“小而众多的地方政府有着更高的管理和服务效率,大政府具备有效协调辖区内公共事务”的长期争议(Ye, 2009)。

中国行政区划调整遵循着同样的演变进路。改革开放以后,行政区划调整作为一种政府工具和资源,主要解决国家“行政区”与“经济区”矛盾问题,发展逻辑取代政治逻辑成为行政区划调整的根本性目的。党的十九大报告指出,中国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。公众对社会经济诉求多元化,改革、转型与服务等意涵被更多强调,治理逻辑进入行政区划调整话语场域。一些学者较为深入地探讨了行政区划调整对地区经济增长和社会治理效率的作用机制(金太军,2007;高琳和高伟华,2018),认为行政区划调整促进生产要素的空间流动与配置,通过产业集聚和生产专业化,以及要素生产率提高等方式对经济增长产生正向影响(王贤彬和聂海峰,2010;陆铭,2017)。行政区划调整不仅从形式上重塑国家空间和组织结构,而且对城市、区域乃至整个国家的社会经济发展带来深远影响。

在改革开放以来中国行政区划历次调整中,对于省级行政区划有两次大的调整,分别是1988年设立海南省和1997年设立重庆直辖市。省级以下行政区划调整主要是撤地设市、撤县设市(区)、撤县设区和撤乡并镇。撤县设市是学术界最为关注的行政区划调整模式,认为大中型城市通过撤县设市方式扩大城市规模、促进城镇化发展和提升城市经济规模化水平,达到促进经济增长的最终目的(唐为,2019;魏守华等,2020)。但是,中国也存在逆向撤县设市现象,例如,1990年河南省撤舞钢区、设县级舞钢市,2011年安徽省撤居巢区、设县级巢湖市。撤县设市等行政区划调整对经济增长并非简单的正向作用,二者存在复杂的作用机制和路径(高琳,2011)。小城镇是城市之尾、农村之首,产业结构接近于城市,但与农村经济联系更为密切(孔祥智,2000)。乡镇治理是国家治理的微观基础,基层政权是国家政权向乡村社会延伸的“神经末梢”,直接关系国家治理目标能否顺利实现(付伟和焦长权,2015)。在某种意义上,乡镇撤并作为微观的行政体制调整,对地区经济增长的影响机理更为复杂。学术界对乡镇行政区划调整的研究,最深入的是1994年取消农业税所引发的乡镇体制改革(周黎安和陈烨,2005)。这一轮改革强调乡镇行政区划调整的政治逻辑,表现为政治博弈和权力平衡(Jia et al., 2020),较少关注市场经济作用。2018年四川省谋划和启动了一场涉及面广泛、影响深远的重大基础性改革,即乡镇行政区划和村级建制调整改革(简称“两项改革”)。“两项改革”以行政建制体系结构化改革为突破口,通过行政区划调整促进资源整合、提升资源配置效率和乡镇治理效率,有利于在微观尺度上促进市场规模和经济增长,实现基层治理体系的深度重构和行政效能提升(Titl et al., 2021),强调了乡镇行政区划调整的发展逻辑和治理逻辑。这一轮改革区别于区县层面及以上行政区划调整,也同上一轮农业税改革引发的乡镇行政区划调整有质的区别,为一系列相关问题的探讨提供了很好的研究对象。

本文论证了撤乡并镇对乡村振兴的影响水平和作用机制。首先,利用新新经济地理理论构建撤乡并镇影响乡村振兴的理论模型,数学推导和求解基本模型与总效应、发展逻辑与发展效应,以及治理逻辑与治理效应,在行政区划调整演化的逻辑框架下构建乡村振兴影响机理;其次,采用2012—2020年四川省169个县级面板数据和交错DID方法,实证检验撤乡并镇对乡村振兴的影响,

并验证撤乡并镇助力乡村振兴的发展逻辑和治理逻辑及其协同效应;最后,从地区经济基础和治理方法上展开撤乡并镇与乡村振兴的异质性分析。

本文的边际贡献主要有三点:①区别于区县层面及以上行政区划调整,论证更为微观的乡镇行政区划调整对乡村振兴是否具有正外部性;②基于行政区划调整演化视角,将乡村振兴置于行政区划调整逻辑框架之中,从理论和实证两个角度探究乡镇行政区划调整促进乡村振兴的影响机理和实施路径;③采用交错DID方法检验撤乡并镇对乡村振兴的影响水平和作用机制,通过分离各个政策处理队列和设置政策处理持续时间,识别政策事件和个体固定效应上投影之和,得到一个更为真实的估计系数。

二、改革背景

改革开放以来,中国进行过两次大规模撤乡并镇。第一次是1994年农业税费改革后,乡(镇)政府财政收入大幅缩减,无法维持正常运行,通过撤乡并镇精简乡(镇)政府人员和机构,减少政府财政开支,减轻农民税收,改变行政干预方式。第二次是2018年试点、2019年实施、2021年完成的四川省“两项改革”。这一轮改革以基层行政区划及村级建制优化为政策对象,主要目的是减少建制乡镇数量,完善乡村振兴治理基础。其中,2018—2020年,乡镇行政区划调整为“前半篇”,主要是调整减量,形成数量上的物理变化;2021年,乡镇行政区划调整进入“后半篇”的质量变化,推动“物理合并”产生“化学反应”。

“两项改革”前,四川省乡镇(街道)数量有4610个,居全国第一,相当于排位第二的河南省和第三的河北省的总和,具有“多、小、密、弱”特征,对要素流动性、市场边界和专业分工产生强约束,难以形成规模收益和集聚效应,不利于乡村振兴战略推进。在中央对区域发展和行政区划工作的一系列重要指示下,四川省委省政府成立乡镇行政区划调整改革领导小组及办公室,2018年以来先后起草、试点并实施《关于推进乡镇行政区划调整改革的指导意见》,以及4个实施方案,包括《四川省乡镇行政区划调整改革实施方案》《四川省乡镇行政区划调整改革机构设置和干部安置配套政策》《四川省乡镇区划调整改革投资配套政策》和《四川省乡镇行政区划调整改革财政配套政策》。四川省地形地貌复杂多样,被划分为平原地区、丘陵地区、山区和地广人稀高原地区,通过分类实施解决“乡镇怎么并”问题。其中,A类乡镇为平原地区,改革后平均户籍人口6万人以上,辖区面积80平方公里左右;B类为丘陵地区,平均户籍人口3万人以上,辖区面积60平方公里左右;C类为山区,平均户籍人口1.5万人以上,辖区面积120平方公里左右;D类为高原地区,不做具体要求,如民族乡原则上不调整。通过设置机构和配置编制、安置干部职工和转变政府职能,解决“政策怎么定”“风险怎么控”“组织怎么抓”等问题。

“两项改革”通过试点加强风险管理,2018年选择代表不同地形地貌类别的自贡市、遂宁市、宜宾市、乐山市夹江县、南充市顺庆区和仪陇县3市3县(区)先行先试。2019年正式实施乡镇行政区划调整改革方案,第一批为非贫困县和已脱贫摘帽县,第二批为未脱贫摘帽县,在脱贫摘帽后启动。2021年凉山州脱贫摘帽7个县乡镇行政区划调整方案获四川省政府批复,本轮乡镇行政区划调整全部完成。通过“两项改革”,四川省减少乡镇(街道)1509个,减幅32.7%,乡镇(街道)平均户籍人口由1.8万人增至2.9万人,平均辖区面积由106平方公里增至156.7平方公里,实现“面积扩大、人口集中、资源整合、要素聚集、结构优化”的改革目标。

第一次与第二次大规模撤乡并镇有着本质区别:①改革性质不同。1994年农业税改革引发的

乡镇行政体制改革是政治逻辑下的行政区划调整,2018年“两项改革”是发展逻辑和治理逻辑下的行政区划调整。②改革目的不同。第一次改革出于解决财政问题的目的,第二次改革出于经济增长、乡村振兴的目的,这也是本研究的意义所在。③改革措施不同。第一次改革缺乏配套措施和改革立法,第二次改革试点先行并配套“1+4”政策方案。进一步,四川省地形地貌具有多个类别,辖区内市(州)和区县(市)经济增长、社会发展和人力资本等差异明显,可将其视为全国的一个缩影,作为一项外部冲击的“准自然实验”研究,找到撤乡并镇对乡村振兴可能的影响。

三、理论框架

1. 模型构建

撤乡并镇的本质是通过乡镇撤并扩大市场规模。新新经济地理学基于市场规模解释企业集聚行为和生产效率变化(Melitz and Ottaviano, 2008; Ottaviano, 2012),对撤乡并镇的乡村振兴效应具有较好的解释性。本文在 Ottaviano (2012)模型基础上,建立了一个简单的经济地理模型,解析乡镇数量变化如何通过企业行为和政府管辖规模影响居民收入,以解释行政区划调整对乡村振兴的影响机理。撤乡并镇对于微观经济集聚和基层政府治理规模化的实现具有重要意义,这不仅是行政区划调整促进经济增长宏观理论的微观解释,更是制度手段促进经济高质量发展的重要实践依据。乡镇范围和规模的扩大在一定程度上促进了地区经济集聚和企业竞争,使得高效率企业得以存活而低效率企业退出市场(Melitz and Ottaviano, 2008),通过提高生产效率和经济集聚路径,实现乡村振兴发展逻辑。乡镇政府数量与乡镇辖区规模存在一定的约束关系,乡镇数量减少意味着辖区规模扩大,管辖地域和管辖人口数量增加有利于治理规模化(Hawkins et al., 1991),实现乡村振兴治理逻辑。撤乡并镇通过促进经济集聚和治理规模化实现对乡村振兴的助力作用,以此作为本文理论解析和模型构建的基础。

本文对理论模型提出三个前提假设:①撤乡并镇通过撤销与合并的形式将某一乡镇合并到另一乡镇,使得单个乡镇辖区人口(或面积)增加;②撤乡并镇仅发生在县域内部,乡镇撤销与合并使得县域内部乡镇数量减少,同一县域内乡镇数量与乡镇人口数量(或面积)存在反比关系;③为便于分析,假定乡镇经济体生产同质产品(农产品)和异质产品(工业品)两类产品。

(1)消费。假设一个封闭的乡镇经济体,其人口数量(或面积)为 L ,是县域经济体内部乡镇数量 M 的减函数,存在关系式 $L = M^\beta$ 。而且每单位人口(或每单位面积)效用函数受到同质产品 q_0 和异质产品 $q(w)$ 影响,具有一致的消费偏好,将其效用函数设定为拟线性效用函数,形式如下:

$$U = q_0 + \alpha \int_0^N q(w) dw - \frac{\gamma}{2} \int_0^N (q(w))^2 dw - \frac{\eta}{2} \left(\int_0^N q(w) dw \right)^2 \quad (1)$$

其中, q_0 和 $q(w)$ 分别表示同质产品和异质产品(即农产品和工业品),劳动者自行生产同质产品,异质产品生产需要企业参与。 α 表示消费者对异质产品的消费偏好, γ 表示消费者对消费多品种异质产品的偏好, η 表示异质产品间的替代关系。假定异质产品具有可变替代弹性,随着竞争者数量增加,企业价格加成会减少,当产品价格过高时,消费需求下降为0,需要保证异质产品价格 $p(w) < p^*$ (当 $p(w) = p^*$ 时, $q(w) = 0$)。 N 表示封闭经济体中异质产品种类,每家企业只生产一种产品,生产企业数量与异质产品种类相同,即市场中共有 N 家企业从事生产。

假设每个消费者对异质产品具有正向消费需求,消费者效用最大化时,异质产品反需求函数为:

$$p(q(w); N) = \alpha - \gamma q(w) - \eta Q^N(N) \quad (2)$$

其中, $Q^*(N) = \int_0^N q(w)dw$ 。模型具有对称性, 将异质产品标识 w 省略, 由式(2)可得单个消费者的需求函数为:

$$q(p; N) = \frac{1}{\gamma} \left(\frac{\alpha\gamma + \eta N \tilde{p}}{\gamma + \eta N} - p \right) \quad (3)$$

其中, $\tilde{p} = \frac{\int_0^N p(w)dw}{N}$ 为商品的平均价格指数。市场对某类异质性产品总需求函数及其反函数分别如式(4)和式(5)所示:

$$Q(p; N, L) = q(p; N)L = \frac{p^*(N) - p}{\gamma}L \quad (4)$$

$$p(Q; N, L) = p^*(N) - \frac{\gamma Q}{L} \quad (5)$$

注意到消费需求为正, 需保证 $p < \frac{\alpha\gamma + \eta N \tilde{p}}{\gamma + \eta N} = p^*(N)$ 。

(2) 生产。同质产品生产遵循完全竞争模式, 劳动力作为唯一投入要素, 生产 1 单位同质产品需要 1 单位劳动力, 依据边际成本定价规则可知: 同质产品价格与劳动力工资 ω 相等。异质产品生产遵循垄断竞争模式, 异质产品生产同样仅需要投入劳动力, 生产 1 单位异质产品需要 c 单位劳动力, 其概率分布的密度函数是 $g(c)$, 累积分布函数是 $G(c)$, 且 $G(c) = (\frac{c}{c^M})^k$, 其中, c^M 为企业生产的最大边际成本, $k \geq 1$ 为参数。市场中有 N_e 个潜在企业准备进入市场, 同一县域内乡镇数量 M 减少使得市场规模扩大, 当市场规模扩大时, 准备进入市场的潜在企业数量 N_e 会增加(平新乔和魏军锋, 2001), 因此, 乡镇数量 M 与潜在企业数量 N_e 之间满足 $N_e = M^{-\mu}$ 。

用 $\pi(Q; N, L) = [p(Q; N, L) - \omega c]Q$ 表示利润, 企业利润最大化的产量 $Q(c, N, L)$ 为:

$$Q(c, N, L) = \frac{L}{2\gamma} [p^*(N) - \omega c] \quad (6)$$

只有当企业边际成本 $c < c^* = \frac{p^*(N)}{\omega} \in [0, c^M]$ 时, 企业才有利可图。潜在企业 N_e 进入市场的概率 $\rho = G(c^*)$, 市场中实际存活的企业数量 $N = \rho N_e$, 可得市场中存活企业数量 N 为:

$$N = G(c^*) N_e = \left(\frac{p^*(N)}{\omega c^M} \right)^k N_e \quad (7)$$

由式(7)可得, 均衡下进入企业与潜在企业数量的关系为 $N(N_e)$ 。直观地, $\frac{\partial N}{\partial N_e} > 0$ 。

又由 $p^*(N) = \frac{\alpha\gamma + \eta N \tilde{p}}{\gamma + \eta N}$, 得到市场中临界边际成本 c^* 与企业数量 N 的关系:

$$c^*(N) = \frac{2\gamma(k+1)\alpha}{\omega [\eta N + 2\gamma(k+1)]} \quad (8)$$

进入企业的总产量 $Q^r(N_e; L)$ 为:

$$Q^r(N, N_e, L) = N_e \int_0^{c^*(N)} Q(c, N, L) dG(c) = \frac{NL\omega\alpha(\omega c^M)^k [\eta N + 2\gamma(k+1)]^{k-1}}{[2\gamma(k+1)\alpha]^k} \quad (9)$$

劳动者获得的总收入为:

$$\Omega(N, N_e, L) = \omega Q^r(N, N_e, L) = \frac{NL\omega\alpha(\omega c^M)^k [\eta N + 2\gamma(k+1)]^{k-1}}{[2\gamma(k+1)\alpha]^k} \quad (10)$$

2. 模型求解

(1) 基本模型与总效应。由以上理论模型可知,总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 是企业数量 N 和乡镇人口数量(或面积) L 的函数。结合 $N_e = M^{-\mu}$ 和式(7),以及 $L = M^{-\beta}$,求解乡镇数量 M 对总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 的影响机制。将式(10)对乡镇数量 M 求全微分,有:

$$\frac{d\Omega}{dM} = \frac{\partial\Omega}{\partial N} \frac{\partial N}{\partial N_e} \frac{\partial N_e}{\partial M} + \frac{\partial\Omega}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial M} < 0 \quad (11)$$

式(11)表明,乡镇数量 M 减少带来总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 增加,即撤乡并镇对乡村振兴有正向外部性。这种影响效应通过增加企业数量 N 和乡镇人口数量(或面积) L 这两个机制实现,乡镇数量 M 对总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 的影响效应可分解为 $\frac{\partial\Omega}{\partial N} \frac{\partial N}{\partial N_e} \frac{\partial N_e}{\partial M}$ 和 $\frac{\partial\Omega}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial M}$ 两种效应,下面对这两种效应逐一分析。

(2) 发展逻辑与发展效应。将式(10)对企业数量 N 求偏导,有:

$$\frac{\partial\Omega}{\partial N} = \frac{L\omega(\omega c^M)^k [k\eta N + 2\gamma(k+1)]}{\alpha [2\gamma(k+1)]^2} \left[\frac{\eta N + 2\gamma(k+1)}{2\gamma(k+1)\alpha} \right]^{k-2} > 0 \quad (12)$$

由式(12)可知,企业数量 N 增加对总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 增加有正向影响效应。考虑到 $N_e = M^{-\mu}$ 和 $\frac{\partial N}{\partial N_e} > 0$,可知:

$$\frac{\partial\Omega}{\partial N} \frac{\partial N}{\partial N_e} \frac{\partial N_e}{\partial M} < 0 \quad (13)$$

因此,乡镇数量 M 减少使得市场内潜在企业数量 N_e 增加,并进一步催生更多企业进入。 N 增加,使得总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 增加。换句话说,乡镇数量减少使原来分割的两个市场融合为一个市场,打破了小市场的空间隔离和行政壁垒,因而扩大了市场规模,驱使更多潜在企业进入。企业数量增加直接促使经济集聚效应,进而增加总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 。

同时,企业数量增加加剧市场竞争,促使企业提高生产效率,导致临界边际生产成本降低。由式(8)可求得上述推论:

$$\frac{\partial c^*}{\partial N} = -\frac{2\gamma(k+1)\alpha\eta}{\omega[\eta N + 2\gamma(k+1)]^2} < 0 \quad (14)$$

企业数量 N 增加会降低临界边际成本 c^* ,上述推论得以验证:企业数量增加致使市场竞争加剧,企业必须创新以提高生产效率,才能在市场中存活,进而降低市场临界边际成本 c^* 。

综上所述,乡镇数量减少会促进企业数量增加,企业数量增加一方面直接带来集聚经济效应,增加总收入 $\Omega(N, N_e, L)$;另一方面加剧市场竞争,促使企业创新以提高生产效率,降低地区临界边际成本。这两条路径主要通过影响市场内企业集聚和生产效率,促进总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 增加,因而共同构成撤乡并镇助力乡村振兴的发展逻辑, $\frac{\partial\Omega}{\partial N} \frac{\partial N}{\partial N_e} \frac{\partial N_e}{\partial M}$ 为撤乡并镇助力乡村振兴的发展效应。

撤乡并镇带来乡镇数量减少,促使地区内企业数量增加,形成集聚经济和提高生产效率,实现经济增长,助力乡村振兴。在发展经济学的分析框架下,经济集聚受限和生产效率不足正是制约经济增长的关键因素(李晓萍等,2015)。尤其在二元经济体制下,城乡要素不合理流动(Attack et al., 2021),农村要素回报率偏低(Markey et al., 2008),土地无法跨行政区流转(杨学成和曾启,1994),

农业生产专业分工和规模化受限(冒佩华和徐骥,2015),是中国农村地区经济增长受阻的重要原因。撤乡并镇使得乡镇有更大的资源配置半径,有助于生产要素自由流动、专业分工和规模生产,劳动力流动和集聚等形成人力资本积累,增强企业生产效率和经济集聚功能(江曼琦和席强敏,2015),为乡村振兴提供经济层面的可行路径。据此提出:

假说1:撤乡并镇通过提升生产效率和推动经济集聚,对乡村振兴产生正向影响。

(3)治理逻辑与治理效应。将式(10)对乡镇人口数量(或面积) L 求偏导,有:

$$\frac{\partial \Omega}{\partial L} = \frac{N\omega\alpha(\omega c^y)^k [\eta N + 2\gamma(k+1)]^{k-1}}{[2\gamma(k+1)\alpha]^k} > 0 \quad (15)$$

由式(15)可知,乡镇人口数量(或面积) L 增加对总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 有正向影响效应。考虑到 $L = M^{-\beta}$,可知:

$$\frac{\partial \Omega}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial M} < 0 \quad (16)$$

因此,乡镇数量 M 减少会增加单个乡镇人口数量(或面积) L ,进而使得总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 增加。乡镇人口数量(或面积) L 增加包含两层含义:一是乡镇管辖人口数量增加;二是乡镇辖区面积扩大。乡镇数量 M 减少带来乡镇行政管辖地理空间整合和人口集聚,乡镇拥有更多治理责任和更大自主权,提升治理效率,实现总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 增加。

综上所述,乡镇数量减少整合辖区地理空间和人口资源,实现政府治理空间规模化和人口规模化,增加总收入 $\Omega(N, N_e, L)$ 。这两条路径主要通过乡镇政府管辖范围扩大促进治理效率提升,因而共同构成撤乡并镇助力乡村振兴的治理逻辑, $\frac{\partial \Omega}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial M}$ 为撤乡并镇助力乡村振兴的治理效应。

撤乡并镇后更容易形成整合型政府,实现政府治理效率提升。现有学者对细碎型政府和整合型政府的研究发现,细碎型政府能为居民和企业提供更为多样化和丰富的公共物品(Tiebout, 1956),但经济规模效应随之消失(Oates, 2008)。整合型政府具备在更大地区层面上统一管治和调度的权力(Hawkins et al., 1991),为居民和投资者提供更加广泛的公共服务,保证财政资源在地区间均衡配置(Lowery, 2000),对地区经济增长具有正向作用(Leland and Thurmaier, 2010)。撤乡并镇形成的整合型乡镇政府实现深度重构和行政效能的全面提升,为乡村振兴提供有效治理的基础。据此提出:

假说2:撤乡并镇通过乡镇政府治理空间规模化和人口规模化,对乡村振兴产生正向影响。

四、研究设计

1. 研究方法

本文将四川省撤乡并镇视为一项准自然实验,将发生撤乡并镇区县(市)视为处理组,将未发生的视为对照组,采用双重差分法(Differences-in-Differences, DID)分析四川省撤乡并镇政策效果。经过手动梳理发现,撤乡并镇区县(市)在2018年共有24个,2019年有111个,2020年有31个,未发生撤乡并镇区县(市)有16个。本轮撤乡并镇分三个批次实施,为减少传统DID方法的估计偏误,本文最终选用交错DID方法验证撤乡并镇对乡村振兴的影响水平和作用机制。

考虑到处理组和对照组并非随机选择,容易产生选择性偏差以及由此造成的内生性问题,匹配估计量可以解决交错DID方法中处理组和对照组在受到撤乡并镇影响前不完全具备共同趋势假设所带来的问题(刘瑞明和赵仁杰,2015),通过倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM)寻找

与处理组区县(市)相似的对照组区县(市)。利用四川省各区县(市)2012年的期初值进行匹配,并剔除没有匹配成功的对照组样本和处理组样本,最终构成本文的研究样本。

2. 模型设定

为更好地估计政策净效应,采用交错 DID 模型研究撤乡并镇对乡村振兴外部性。交错 DID 模型通过分离各个政策处理队列和设置政策处理持续时间,弥补传统 DID 方法估计政策处理效应的不足(de Chaisemartin and D'Haultfoeuille, 2020)。基于式(10)构建交错 DID 基准模型,如下所示:

$$Y_{it} = \sum_{c=0}^c \sum_{p=0}^{P_c} \beta_{cp} did_{cpit} + \sum_{n=1}^n \alpha X_{it} + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中, $i(=1, 2, \dots, 169)$ 为区县(市), $t(=2012, 2013, \dots, 2020)$ 为年份。 Y_{it} 为区县(市) i 在 t 年乡村振兴变量; c 为根据各区县(市)实施撤乡并镇时点划分的政策处理队列,撤乡并镇分别于2018年、2019年和2020年实施,划分为4个政策队列,即 $c = 0, 1, 2, 3$,未实施撤乡并镇的县(市)归为 $c = 0$ 队列,2018年、2019年和2020年实施撤乡并镇的县(市)分别归为 $c = 1, 2, 3$ 队列; P_c 为政策处理队列 c 接受政策处理最长持续时间, $P_c = 0, 1, \dots, 3$,即2018年接受撤乡并镇干预持续时间为3,依此类推,2020年政策干预持续时间为1,始终未接受政策干预持续时间为0; did_{cpit} 为一个指示变量,表示区县(市) i 是否属于队列 c 且同时在 P_c 期接受政策处理,若满足, $did_{cpit} = 1$,否则 $did_{cpit} = 0$; β_{cp} 为本文关注的撤乡并镇对乡村振兴影响的净效应。 X_{it} 为其他影响乡村振兴因素构成的控制变量, ν_i 、 τ_t 、 ε_{it} 分别为区县(市)个体固定效应、年份固定效应和残差项。此外,在界定乡村振兴政策是否实施的具体年份时,本文按照四川省人民政府对乡镇行政区划调整批复年份定义政策实施年份。

3. 样本确定与变量选择

(1)数据来源与样本确定。乡村产业以农村第一、二、三产业融合发展为路径根植于县域(刘彦随,2018),因此,本文将撤乡并镇的乡村振兴影响定位到县域层面,数据主要来源于《四川省统计年鉴》(2013—2021)、《中国县域统计年鉴》(2013—2021),部分数据手动整理。需要说明的是,本文在梳理四川省三批“两项改革”区县(市)名单时发现,金川县、九寨沟县、若尔盖县、大竹县和会东县在2019年和2020年均进行了撤乡并镇,将上述5个县的数据剔除。四川省共有183个区县(市),剔除上述5个县后,余下的178个区县(市)作为本文样本。进一步利用2012年期初值对撤乡并镇实施的区县(市)样本进行匹配,采用带宽0.05核匹配方法,剔除未匹配成功的样本,保留169个区县(市)作为最终研究样本。2020年数据存在部分缺失问题,利用组内插值方法填补。所有价格指标利用GDP平减指数平减到2010年可比价格,剔除物价变化带来的估计偏误。

(2)被解释变量。乡村振兴“二十字”方针明确了乡村振兴战略目标,产业兴旺是经济基础,生态宜居是环境基础,乡风文明是文化基础,治理有效是社会基础,生活富裕是根本目标(黄祖辉,2018)。本文立足于生活富裕这一根本出发点和最终落脚点,选择四川省各区县(市)DMSP/OLS灯光均值^①对数 $\ln Y$ 作为乡村振兴替代变量。其主要原因有以下两点:①基于模型推导,撤乡并镇通过发展逻辑和治理逻辑促进居民收入增长,而灯光数据恰好能够反映一个地区的收入水平和贫富程度,是一个较好的乡村振兴替代变量(Bluhm and Krause, 2022);②相比于DMSP/OLS灯光总值,

^① 夜间灯光数据是由美国军事气象卫星 Defense Meteorological Satellite Program(DMSP)搭载的 Operational Linescan System(OLS)传感器获取的数据。DMSP/OLS 传感器能够探测到小规模居民地、车流等发出的低强度灯光。因此,夜间灯光作为人类活动的表征,能够成为人类活动监测研究的良好数据来源。本文使用 DMSP/OLS 稳定灯光数据,该数据是消除云及火光等偶然噪声影响后,对全年可见光和灰度值进行平均化处理得到。

DMSP/OLS灯光均值所反映的居民收入对乡村振兴更具解释力。乡村振兴战略是农村社会经济发展指导原则,居民收入是一个地区反映乡村振兴的核心变量。同时,生产效率和经济集聚是产业兴旺必要条件,对经济增长产生正的外部性(陆铭,2017),行政管辖扩大(空间规模化)和管辖人口增加(人口规模化)有助于统一调度和配置地区资源,空间规模化和人口规模化是治理有效的题中之义(傅勇,2010)。基于以上逻辑,本文将乡村振兴置于行政区划调整逻辑框架之中,采用居民收入(地区灯光均值对数)作为最终被解释变量,以发展逻辑(生产效率和经济集聚)和治理逻辑(空间规模化和人口规模化)作为渠道变量,展开撤乡并镇对乡村振兴的政策效果分析。

(3)核心解释变量。本文研究撤乡并镇是否有助于乡村振兴,将是否属于队列 c 、是否在 P_c 期接受政策处理交互项(did_{cpui})作为核心解释变量。如果交互项估计系数显著为正,说明撤乡并镇对乡村振兴有显著促进作用;交互项估计系数显著为负,说明其对乡村振兴有显著抑制作用。

(4)控制变量。本文选择可能对乡村振兴产生影响,且撤乡并镇对其并没有显著影响的因素作为控制变量。城镇化、固定投资和教育是经济增长重要因素,土地灌溉是农业发展基础(朱孔来等,2011),在县域内受撤乡并镇影响不大^①。因此,本文构造的控制变量包括社会维度的城镇化率($Urban$),经济维度的人均全社会固定资产投资额对数(Inv)、土地灌溉率($Irrig$),以及教育维度的小学师生比(Pri_stu)、普通中学师生比(Mid_stu)。通过对倾向得分匹配后处理组与对照组变量均值t检验发现,处理组被解释变量居民收入均值显著高于对照组,符合预期;地区特征变量仅城镇化率($Urban$)存在差异,其他变量在处理组与对照组均值不存在显著差异,经PSM处理后的样本在一定程度上排除自选择问题。

五、实证结果及分析

1. 基准回归模型估计

(1)平行趋势检验。PSM可靠性取决于“条件独立性”假设是否被满足,要求匹配后的处理组与对照组在政策实施前可观测变量不存在显著差异,从而构造出反事实结果。交错DID方法估计结果无偏的一个前提是处理组与对照组之间满足平行趋势假设,否则交错DID方法会高估或者低估事件发生的效果,本文采用事件研究法验证是否满足交错DID方法的平行趋势假设。将政策实施的当期作为基准期,如果平行趋势假设成立,撤乡并镇对乡村振兴的影响只会发生在政策实施后,在政策实施前,处理组与对照组变动趋势不存在显著差异。平行趋势检验结果表明,政策实施前的估计系数不显著异于0,政策实施后第一期的估计系数开始显著大于0,即处理组与对照组在政策实施前不存在显著差异,在政策实施后存在显著差异,表明处理组与对照组满足平行趋势检验。

(2)撤乡并镇对乡村振兴的影响效应。为更清晰地识别撤乡并镇对乡村振兴的政策效应,本文分别在未引入地区特征变量和引入地区特征变量基础上检验交错DID模型,结果如表1第(1)、(2)列所示。第(1)列结果显示,在未加入任何地区特征变量情况下,交互项 did 估计系数为0.10,在1%水平上显著为正,实施撤乡并镇地区的居民收入相较于未实施地区增长9.55%,撤乡并镇对乡村振兴有显著促进作用。第(2)列引入地区特征变量后,交互项 did 估计系数0.10且显著为正,估计系数相对第(1)列有所上升,实施撤乡并镇地区的居民收入相较于未实施地区增长9.72%。结果表明,撤乡并镇显著提高了政策实施地区的居民收入,有助于乡村振兴的实现。

^① 描述性统计结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表1 撤乡并镇对乡村振兴的影响

lnY	PSM 匹配后样本		未匹配全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.0955*** (0.0230)	0.0972*** (0.0226)	0.0964*** (0.0220)	0.0983*** (0.0216)
c=1	0.0445*** (0.0120)	0.0421*** (0.0120)	0.0459*** (0.0119)	0.0435*** (0.0119)
c=2	0.0211*** (0.0057)	0.0220*** (0.0056)	0.0222*** (0.0054)	0.0231*** (0.0054)
c=3	-0.0049* (0.0028)	-0.0037 (0.0029)	-0.0052* (0.0028)	-0.0042 (0.0028)
2018	0.0089** (0.0041)	0.0076* (0.0040)	0.0090** (0.0039)	0.0076** (0.0038)
2019	0.0837*** (0.0160)	0.0799*** (0.0158)	0.0862*** (0.0141)	0.0828*** (0.0142)
2020	0.0831*** (0.0268)	0.0914*** (0.0264)	0.0793*** (0.0265)	0.0875*** (0.0258)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
区县(市)固定效应	是	是	是	是
N	1521	1521	1602	1600
R ²	0.4158	0.4362	0.4086	0.4272

注:括号内为稳健标准误,聚类到县级层面;*** 表示 $p<0.01$, ** 表示 $p<0.05$, * 表示 $p<0.1$ 。以下各表同。

就撤乡并镇队列政策效应而言,2018年和2019年队列($c=1$ 和 $c=2$)的政策效应显著为正,2020年队列($c=3$)的估计系数为负,但不显著,表明撤乡并镇在不同队列的政策效应存在异质性,越早实施撤乡并镇队列的政策效应越明显,政策持续时间与政策效应释放存在正向关系,随着政策干预时间的推移,撤乡并镇助力乡村振兴效应越显著。从时间动态效应看,撤乡并镇助力乡村振兴的边际效应逐渐增大,长期而言对乡村振兴的促进效应有增强趋势。表1第(3)、(4)列报告倾向得分匹配前样本数据的模型回归结果,交互项 did 估计系数大小和显著水平与第(1)、(2)列结果并无差异,撤乡并镇队列效应和时间边际效应也与第(1)、(2)列一致,表明基准回归结果具有稳健性。

2. 稳健性检验

(1) 替换核心解释变量。本文使用交错 DID 模型的核心解释变量为是否属于队列 c 、是否在 P_c 期接受政策处理交互项(did_{cpit}),检验了撤乡并镇对居民收入增长的方向性影响,但并不能量化乡镇数量变化对居民收入影响。利用区县(市)各年份乡镇政府数量替换政策实施交互项(did_{cpit}),作为新的核心解释变量。实施撤乡并镇后,一个区县(市)乡镇政府数量减少,若与居民收入呈负向关系,表明乡镇政府数量减少有利于居民收入增长,即对乡村振兴有助力作用。回归结果如表2第(1)、(2)列所示,发现乡镇政府数量对居民收入有显著为负的影响,表明区县(市)内乡镇政府数量越少,居民收入水平越高。乡镇政府数量减少确实有利于乡村振兴,证实了撤乡并镇对乡村振兴的助力作用,表明基准回归结果具有稳健性。

(2) 替换被解释变量。为丰富乡村振兴指标含义,本文进一步选用人均储蓄额对数作为乡村振

兴的替代变量。在诸多乡村振兴研究文献中,生活富裕指标中人均储蓄额权重较高(张挺等,2018),最能显著测量和预测乡村振兴的实现程度。回归结果如表2第(3)、(4)列所示,撤乡并镇对人均储蓄额有显著为正的影响。撤乡并镇对乡村振兴有显著促进作用,基准回归结果稳健性得以证实。

表2 稳健性检验:替换变量

lnY	(1)	(2)	(3)	(4)
乡镇政府数量	-0.0030*** (0.0010)	-0.0031*** (0.0011)		
did			0.0991** (0.0459)	0.1013** (0.0427)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
区县(市)固定效应	是	是	是	是
N	1521	1521	1521	1521
R ²	0.9707	0.9718	0.7883	0.8016

(3)剔除其他政策的影响。撤乡并镇对乡村振兴的影响过程可能还会受到其他政策因素干扰,导致撤乡并镇净效应或许存在某种偏误。本文梳理可能影响乡村振兴的其他政策性事件:①2012年和2015年,四川省分别有86个、88个区县(市)乡镇被纳入“百强建设小镇行动”;②2018年四川省委农村工作委员会、四川省发展和改革委员会等8部门联合印发《关于开展乡村振兴规划试点工作的通知》和《关于四川省县域乡村振兴规划编制的指导意见》,确定22个区县(市)和30个乡镇开展乡村振兴规划试点工作;③2018年四川省农业和农村体制改革专项小组印发《关于开展城乡融合发展综合改革试点的指导意见》,确定30个区县(市)作为城乡融合发展综合改革试点;④2018年四川省人民政府印发《关于深入推进经济发达镇行政管理体制改革的实施意见》,确定32个镇作为全省经济发达镇行政管理体制改革试点。

为剔除上述政策对撤乡并镇助力乡村振兴的影响,本文构建了是否被列为百强小镇建设行动地区(*BQ*)、乡村振兴规划试点地区(*RRP*)、城乡融合发展综合改革试点地区(*URP*)、经济发达镇行政管理体制改革试点地区(*EDP*)4个虚拟变量,若区县(市)被列为政策试点地区,虚拟变量赋值为1,否则为0。逐次将4个虚拟变量加入交错DID模型验证,回归结果如表3所示,交互项*did*估计系数始终显著为正,与基准回归模型相比并无明显变化,且4项政策虚拟变量均不显著。结果表明,撤乡并镇政策效应没有受到上述4项政策的显著影响,基准回归结果具有稳健性。

(4)安慰剂检验。①提前政策时间。通过构造“反事实”政策发生时间点进行安慰剂检验,若在虚拟政策时间点下撤乡并镇的乡村振兴效应不显著,则证明基准回归结果稳健。在基准回归中,撤乡并镇发生时间分别为2018年、2019年和2020年,将政策时间分别提前至2015年、2016年和2017年。估计结果如表4所示,回归结果均不显著,证实基准回归结果稳健。②随机样本和政策时间。为进一步检验本文结果是否由不可观测因素驱动,给每个样本对象随机抽取样本期作为政策时间,进行安慰剂检验。本文进行500次随机抽样,并代入交错DID模型回归。结果显示,交互项*did*估计系数集中在0附近,均远小于基准回归估计系数,超过90%的交互项*did*估计系数的p值大于0.1,表明基准回归估计结果不太可能受不可观测因素扰动。

表3 稳健性检验:剔除其他政策因素干扰

lnY	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
did	0.0938*** (0.0228)	0.0954*** (0.0223)	0.0913*** (0.0236)	0.0936*** (0.0234)	0.0901*** (0.0234)	0.0923*** (0.0231)	0.0893*** (0.0241)	0.0916*** (0.0236)
BQ	-0.0126 (0.0250)	-0.0126 (0.0249)	-0.0122 (0.0251)	-0.0122 (0.0249)	-0.0108 (0.0251)	-0.0110 (0.0249)	-0.0106 (0.0252)	-0.0109 (0.0250)
RRP			0.0111 (0.0251)	0.0080 (0.0253)	-0.0013 (0.0265)	-0.0032 (0.0267)	-0.0046 (0.0271)	-0.0058 (0.0272)
URP					0.0405 (0.0331)	0.0368 (0.0321)	0.0381 (0.0324)	0.0349 (0.0314)
EDP						0.0155 (0.0300)	0.0127 (0.0286)	
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
区县(市)固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	1521	1521	1521	1521	1521	1521	1521	1521
R ²	0.4161	0.4366	0.4163	0.4367	0.4177	0.4378	0.4179	0.4379

表4 稳健性检验:提前政策时间

lnY	(1)	(2)
did	0.0234 (0.0278)	0.0312 (0.0272)
控制变量	否	是
年份固定效应	是	是
区县(市)固定效应	是	是
N	1521	1521
R ²	0.4375	0.4554

六、机制检验

1.发展逻辑检验

撤乡并镇助力乡村振兴的发展逻辑主要通过提高生产效率和促进经济集聚实现。乡镇行政区划调整意味着基层经济版图重塑,乡镇具有更大的资源配置半径,对生产要素流动、生产效率提升、技术进步和产业集聚等产生影响(陆铭,2017)。尤其是破除行政壁垒后,劳动力流动和产业集聚会提升生产效率和促进经济集聚(师傅和沈坤荣,2013),对乡村振兴有重要影响。为验证上述可能存在的路径,本文利用全要素生产率^①作为生产效率替代变量,利用规模以上工业企业数量取对数作为经济集聚替代变量。在控制地区特征基础上进行机制检验,明确撤乡并镇这一外生冲击是否构成乡村振兴的发展逻辑。对生产效率和经济集聚机制检验结果如表5第(1)、(2)列所示。撤乡并镇对地区全要素生产率提高和促进经济集聚有显著促进作用。在新新经济地理理论、新经济增长理论等经济学理论中,生产效率提高和经济集聚是一个地区经济增长和规模报酬递增的关键影响

^① 全要素生产率的固定效应估计假定太过于苛刻,存在自身无法克服的问题,本文选用 Olley and Pakes (1996)的估计方法(又称两步法或OP法),利用鲁晓东和连玉君(2012)提供的估计步骤计算各区县(市)的全要素生产率。

因素(Ottaviano et al., 2002)。这表明撤乡并镇确实可以通过提升生产效率和促进经济集聚表征的发展逻辑,实现对乡村振兴的促进作用,证实本文的假说1。

表5 撤乡并镇对乡村振兴影响的机制检验

	发展逻辑机制		治理逻辑机制	
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	生产效率	经济集聚	空间规模化	人口规模化
did	0.0473** (0.0195)	0.1594° (0.0864)	0.8279*** (0.0852)	0.2863*** (0.0131)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
区县(市)固定效应	是	是	是	是
N	1111	1521	1520	1521
R ²	0.4157	0.1006	0.3090	0.7650

2. 治理逻辑检验

撤乡并镇助力乡村振兴的治理逻辑主要通过空间规模化和人口规模化实现。本轮撤乡并镇是为突破农村经济发展问题进行的一次行政区划调整,撤乡并镇带来的直接变化就是行政区划的调整,包括行政空间变化和管辖人口数量变化,政府治理从细碎型结构演化为整合型结构,产生了有利于辖区规模化管理的正外部性(Hawkins et al., 1991),由此构成乡村振兴的治理逻辑。借鉴高琳和高伟华(2018)方法构建空间规模化和人口规模化指标,采用辖区地理空间面积(平方千米)取对数和人口数量(万人)取对数,分别表示空间规模化和人口规模化。本文将空间规模化和人口规模化作为撤乡并镇影响乡村振兴的渠道变量,在控制地区特征基础上进行机制检验,结果如表5第(3)、(4)列所示。撤乡并镇的空间规模化效应和人口规模化效应十分显著,撤乡并镇对治理逻辑渠道变量的影响得以证实。农业税费改革后,乡镇政府自主权和资源配置能力削弱,导致乡镇政府治理效率下降,而四川省撤乡并镇带来的空间规模化和人口规模化强化了乡镇政府治理能力。尤其在中国,政府规模化治理对地区经济增长影响重大(马拴友,2000),有学者检验了政府规模扩大的经济增长效应,发现政府规模与经济增长呈正相关(Ram, 1989)。这表明撤乡并镇确实通过空间规模化和人口规模化表征的治理逻辑,实现对乡村振兴的促进作用,证实本文的假说2。

七、扩展分析

1. 发展逻辑与治理逻辑调节效应

乡村振兴“二十字方针”从内涵上可以区分为经济增长和乡村治理(姜长云,2018),从这一点出发,乡村振兴的关键目标暗含于行政区划调整演变的发展逻辑和治理逻辑。在经济高质量发展阶段,发展逻辑与治理逻辑协同有助于更好实现乡村振兴。本文在理论模型中已证实,乡镇数量减少导致市场规模扩大并促进经济集聚和生产效率提升,市场范围(治理逻辑)与集聚经济(发展逻辑)在理论上存在一种正向逻辑关系。但也有研究指出,无论农业生产还是工业制造,市场规模与生产效率协调性受到诸多外部因素影响(陈丰龙和徐康宁,2012),并不存在明确的逻辑相关性。为探明撤乡并镇影响乡村振兴过程中发展逻辑与治理逻辑是否有效协同,本文利用发展逻辑(生产效率和经济集聚)和治理逻辑(空间规模化和人口规模化)作为彼此的调节变量(温忠麟等,2005),采用调

节效应模型识别发展逻辑与治理逻辑是否存在协同效应。

构建如式(18)所示调节效应模型,其中, $moderator_u$ 为调节变量, Z_u 为主效应变量,调节效应由交互项 $Z_u \times moderator_u$ 的系数 β_3 展现,若交互项估计系数显著为正,说明具有正向调节作用,若显著为负,说明具有负向调节作用,若不显著,则表明不存在调节作用。

$$Y_{iu} = \beta_0 + \beta_1 Z_{iu} + \beta_2 moderator_{iu} + \beta_3 Z_{iu} \times moderator_{iu} + \lambda_i X_{iu} + \nu_i + \tau_i + \varepsilon_{iu} \quad (18)$$

表6第(1)列报告了治理逻辑变量空间规模化作为主效应变量、发展逻辑变量生产效率和经济集聚作为调节变量的估计结果,空间规模化与发展逻辑替代变量交互项估计系数不显著,不存在显著调节效应。表6第(2)列报告了治理逻辑变量人口规模化作为主效应变量、发展逻辑变量生产效率和经济集聚作为调节变量的估计结果,与生产效率交互项估计系数显著为负,与经济集聚交互项估计系数不显著。第(1)、(2)列结果表明,发展逻辑会弱化治理逻辑对乡村振兴的促进作用。第(3)、(4)列分别展示了发展逻辑变量生产效率和经济集聚作为主效应变量、治理逻辑作为调节变量的估计结果,空间规模化对生产效率和经济集聚不存在调节效应,人口规模化对生产效率和经济集聚有负向调节效应,表明治理逻辑同样弱化发展逻辑对乡村振兴的助力作用。为进一步验证上述调节效应稳健性,本文将发展逻辑与治理逻辑4个渠道变量和4个交互项一并纳入调节效应模型,如表6第(5)列所示。结果发现,空间规模化与发展逻辑不存在调节效应,人口规模化与发展逻辑存在显著为负的调节效应,表明发展逻辑与治理逻辑之间存在一定的抑制作用。

表6 撤乡并镇发展逻辑与治理逻辑调节效应

lnY	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
空间规模化	0.1659 (0.1593)		0.0706 (0.1544)	0.1020* (0.0539)	0.0835 (0.1674)
人口规模化		0.5345* (0.2949)	0.5356* (0.2938)	0.2176** (0.0954)	0.5622* (0.3132)
生产效率	-0.0802 (0.0670)	0.1711** (0.0810)	-0.0086 (0.0753)		-0.0279 (0.0725)
经济集聚	0.0826 (0.0756)	0.0043 (0.0410)		0.0539 (0.0463)	0.0777 (0.0889)
空间规模化×生产效率	0.0033 (0.0132)		0.0052 (0.0138)		0.0081 (0.0140)
空间规模化×经济集聚	-0.0168 (0.0210)			0.0020 (0.0118)	-0.0097 (0.0203)
人口规模化×生产效率		-0.0606*** (0.0227)	-0.0599** (0.0288)		-0.0502* (0.0280)
人口规模化×经济集聚		0.0537 (0.0486)		-0.0575*** (0.0204)	-0.0300 (0.0466)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
区县(市)固定效应	是	是	是	是	是
N	1111	1111	1111	1521	1111
R ²	0.9617	0.9454	0.9622	0.9809	0.9623

综上,撤乡并镇虽然能通过发展逻辑和治理逻辑对乡村振兴产生促进作用,但这两种机制的协同效应尚未展现,甚至相互制约。发展逻辑与治理逻辑的负向调节关系可能主要由以下原因所致:

①经济发展与有效治理之间本就存在着一种制约关系(陈诗一和陈登科,2018),致使发展逻辑与治理逻辑在某一时点呈现负向调节关系。②政策实施的阶段性。撤乡并镇“前半篇”主要体现为行政区划调整的物理变化,“后半篇”重在催生化学反应。因此,撤乡并镇的物理变化在两条逻辑路径上各自助力乡村振兴,但短期内两条逻辑路径并不能有效互动。随着撤乡并镇“后半篇”实施,将有可能实现这两条逻辑路径协同推进乡村振兴,形成行政区划调整助力乡村振兴的“混动力”机制。

2. 基于经济发展基础的异质性分析

经济发展基础对政策红利释放和政策接受具有不同的效果(张国建等,2019)。为深入探讨撤乡并镇对不同经济发展基础地区乡村振兴影响的异质性,本文基于区县(市)经济基础分组进行异质性分析。一方面,撤乡并镇是在原有乡镇基础上的撤销与合并,对乡村振兴的实现主要依靠市场力量调整,并未直接进行资源补给和分配,因此这一政策实施具有无差异性;另一方面,地形地貌作为第一地理要素^①的重要指标,对经济增长有显著贡献(刘清春和王铮,2009)。因此,基于地貌特征构建分组虚拟变量group1,视平原地区为经济发展基础较好的地区(group1 = 1),丘陵、山地、高原等为经济发展基础薄弱的地区(group1 = 0)。分组回归结果如表7所示。

表7 撤乡并镇异质性分析:经济发展基础

lnY	经济发展基础较好地区		经济发展基础薄弱地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.0448 (0.0470)	0.0723* (0.0439)	0.1118*** (0.0225)	0.1081*** (0.0221)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
区县(市)固定效应	是	是	是	是
N	540	540	981	981
R ²	0.5699	0.5941	0.3839	0.4002

表7估计结果表明,撤乡并镇对经济发展基础较好地区无显著影响,在经济发展基础薄弱地区有助于居民收入增长,促进乡村振兴的实现。理论上,经济发展基础较好地区对新政策接受速度快、接受程度好,政策效果好;经济发展基础较差地区对新政策接受速度慢,政策改革深度欠缺,从而导致政策效果差异。表7估计结果与理论并不一致,可能原因是经济发展基础较好的平原地区城市化程度高、经济效率高,撤乡并镇对乡村振兴影响的边际贡献较小;而经济发展基础薄弱的丘陵、山地、高原等地区,撤乡并镇作为一个契机释放了经济发展基础薄弱地区的经济潜力,对乡村振兴的助力更为显著,这也为全国经济落后地区实施乡村振兴战略提供了经验启示。

3. 基于地区自治的异质性分析

四川省是中国主要民族聚集区,地区自治是其中一项重要政治制度。自治制度是国家为促进民族地区发展而施行的一种偏向性政策,对于本轮四川省无差别撤乡并镇而言,二者是否会产生相得益彰的效果呢?四川省有3个自治州共48个自治县,通过倾向得分匹配,保留37个自治县样本,将其他地区作为非民族自治地区样本。基于是否地区自治,构建分组虚拟变量group2,民族自治地区赋值为1(group2 = 1),非民族自治地区赋值为0(group2 = 0)。分组回归结果如表8所示。

^① 第一地理要素是指自然地理环境,主要包括地形地貌、气候、水资源、农业生产潜力等细分要素。

表8 撤乡并镇异质性分析:是否民族自治

lnY	民族自治地区		非民族自治地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	-0.0016 (0.0034)	-0.0018 (0.0033)	0.0780** (0.0355)	0.0763** (0.0336)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
区县(市)固定效应	是	是	是	是
N	333	333	1188	1188
R ²	0.2272	0.2428	0.5023	0.5216

表8估计结果表明,在民族自治地区,撤乡并镇对乡村振兴没有显著促进作用,在非民族自治地区,撤乡并镇对乡村振兴有显著促进作用。可能原因有:①民族自治地区不同民族的民风民俗差异决定了无法统一管理和行政区撤并,本轮撤乡并镇原则之一就是“民族乡原则上不作调整”,导致撤乡并镇在民族自治地区政策力度不大,政策红利无法完全释放;②民族自治地区在2020年初完成脱贫攻坚,2020年10月开始撤乡并镇,前文已证实撤乡并镇的政策红利释放存在一定滞后期,因而撤乡并镇在民族自治地区的政策效应仍待进一步检验。

八、结论与政策含义

本文基于2012—2020年县域层面数据,采用交错DID方法,检验了撤乡并镇对乡村振兴的影响水平和作用机制。结果发现:①撤乡并镇对乡村振兴有显著的促进作用,且通过了一系列稳健性检验;②撤乡并镇通过行政区划调整的发展逻辑和治理逻辑促进乡村振兴,短期内这两种作用机制表现出竞争关系,协同效应尚未显现;③撤乡并镇在不同经济发展基础和不同治理方法的地区具有异质性,政策红利释放在经济发展基础薄弱地区表现更为明显,民族自治地区受政策实施力度、范围和时间进程的约束,政策红利释放不明显。撤乡并镇政策的异质性发现,为全国范围内乡村振兴的实现提供了一条新的路径,也为发展逻辑和治理逻辑下的微观行政区划调整提供了可借鉴的先例。

撤乡并镇对乡村振兴作用机制的检验结果具有较好的理论价值。有别于区县层面及其以上行政区划调整文献,本文论证了更为微观的乡镇行政区划调整对乡村振兴的外部性问题,基于行政区划调整演化视角,将乡村振兴置于行政区划调整逻辑框架之中,探究了乡镇行政区划调整促进乡村振兴实现的作用机制和实施路径。在集聚经济(一般认为是城市经济)理论方面,撤乡并镇扩展集聚经济研究视野,深化农业经济中的集聚经济研究,为乡村振兴战略提供了一种新的理论视角。

本文的政策含义如下:①用好行政区划调整的资源配置功能。如果制度不能恰当地反映资源稀缺性和经济机会,经济中就会出现行为扭曲(North, 1990)。一方面,撤乡并镇作为一种更为微观的行政区划调整方式,自身即是乡村振兴的重要制度性资源。将撤乡并镇作为一种重要政策工具和稀缺资源,使用调整机制破除行政壁垒、扩大市场范围,提升地区经济竞争和产出效率。另一方面,通过撤乡并镇重构行政建制,减少要素资源过度分割和重复消耗,促进人口、资本和技术等生产

要素自由流动,优化生产要素空间配置、生产力布局和经济活动空间组织,实现农业生产规模经济和组织化程度。②注重通过行政区划调整的发展逻辑和治理逻辑作用于乡村振兴。撤乡并镇发展逻辑通过提升经济集聚和生产效率两条路径促进乡村振兴,需要从多个方面增强农业相关产业和经济活动向经济地理空间集中的作用力,重视分工、交易费用和市场范围关系,实现分工水平提高与市场范围扩大之间的正反馈效应;治理逻辑通过空间规模化和人口规模化两条路径实现乡村振兴,需要促进整合型结构政府的形成,以及现代治理能力和治理体系的深刻变革;未来还要催化发展逻辑与治理逻辑协同效应,形成乡村振兴实现的“混动力”机制。③撤乡并镇的异质性效应为精准施策提供了政策启发。撤乡并镇在不同性质地区的政策效应差异较大,要杜绝行政区划调整政策“一刀切”,对经济发展条件不同和治理方法不同地区,可以考虑通过共性和个性兼顾的实现路径达成行政区划调整政策红利的有效释放。

〔参考文献〕

- [1]陈丰龙,徐康宁.本土市场规模与中国制造业全要素生产率[J].中国工业经济,2012,(5):44-56.
- [2]陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,(2):20-34.
- [3]付伟,焦长权.“协调型”政权:项目制运作下的乡镇政府[J].社会学研究,2015,(2):98-123.
- [4]傅勇.财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给[J].经济研究,2010,(8):4-15.
- [5]高琳.快速城市化进程中的“撤县设区”:主动适应与被动调整[J].经济地理,2011,(4):573-577.
- [6]高琳,高伟华.竞争效应抑或规模效应——辖区细碎对城市长期经济增长的影响[J].管理世界,2018,(12):67-80.
- [7]黄祖辉.准确把握中国乡村振兴战略[J].中国农村经济,2018,(4):2-12.
- [8]江曼琦,席强敏.中国主要城市化地区测度——基于人口聚集视角[J].中国社会科学,2015,(8):26-46.
- [9]姜长云.科学理解推进乡村振兴的重大战略导向[J].管理世界,2018,(4):17-24.
- [10]金太军.从行政区行政到区域公共管理——政府治理形态嬗变的博弈分析[J].中国社会科学,2007,(6):53-65.
- [11]孔祥智.当前农村小城镇发展中存在的主要问题和对策建议[J].管理世界,2000,(6):156-164.
- [12]李晓萍,李平,吕大国,江飞涛.经济集聚、选择效应与企业生产率[J].管理世界,2015,(4):25-37.
- [13]刘君德.中国转型期“行政区经济”现象透视——兼论中国特色人文—经济地理学的发展[J].经济地理,2006,(6):897-901.
- [14]刘清春,王铮.中国区域经济差异形成的三次地理要素[J].地理研究,2009,(2):430-440.
- [15]刘瑞明,赵仁杰.西部大开发:增长驱动还是政策陷阱——基于PSM-DID方法的研究[J].中国工业经济,2015,(6):32-43.
- [16]刘彦随.中国新时代城乡融合与乡村振兴[J].地理学报,2018,(4):637-650.
- [17]陆铭.城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来[J].经济学(季刊),2017,(4):1499-1532.
- [18]鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J].经济学(季刊),2012,(2):541-558.
- [19]马拴友.政府规模与经济增长:兼论中国财政的最优规模[J].世界经济,2000,(11):59-64.
- [20]冒佩华,徐骥.农地制度、土地经营权流转与农民收入增长[J].管理世界,2015,(5):63-74.
- [21]平新乔,魏军锋.中国汽车工业的市场规模和企业数量研究[J].经济研究,2001,(11):52-62.
- [22]师傅,沈坤荣.政府干预、经济集聚与能源效率[J].管理世界,2013,(10):6-18.
- [23]唐为.分权、外部性与边界效应[J].经济研究,2019,(3):103-118.
- [24]王贤彬,聂海峰.行政区划调整与经济增长[J].管理世界,2010,(4):72-85.
- [25]魏守华,杨阳,陈珑隆.城市等级、人口增长差异与城镇体系演变[J].中国工业经济,2020,(7):5-23.
- [26]温忠麟,侯杰泰,张雷.调节效应与中介效应的比较和应用[J].心理学报,2005,(2):268-274.
- [27]杨学成,曾启.试论农村土地流转的市场化[J].中国社会科学,1994,(4):16-22.
- [28]张国建,佟孟华,李慧,陈飞.扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J].中国工业经济,2019,(8):

136–154.

- [29] 张践祚, 刘世定, 李贵才. 行政区划调整中上下级间的协商博弈及策略特征——以SS镇为例[J]. 社会学研究, 2016,(3):73–99.
- [30] 张挺, 李闽榕, 徐艳梅. 乡村振兴评价指标体系构建与实证研究[J]. 管理世界, 2018,(8):99–105.
- [31] 周黎安, 陈烨. 中国农村税费改革的政策效果: 基于双重差分模型的估计[J]. 经济研究, 2005,(8):44–53.
- [32] 朱孔来, 李静静, 乐菲菲. 中国城镇化进程与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 2011,(9):80–87.
- [33] Atack, J., R. A. Margo, and P. W. Rhode. Industrialization and Urbanization in Nineteenth Century America [J]. Regional Science and Urban Economics, <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2021.103678>, 2021.
- [34] Bluhm, R., and M. Krause. Top lights: Bright Cities and Their Contribution to Economic Development [J]. Journal of Development Economics, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2022.102880>, 2022.
- [35] Chung, H. State Regulation and China's Administrative System: A Spatial Perspective [J]. China Review, 2008, 8(2): 201–230.
- [36] de Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects [J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964–2996.
- [37] Hawkins, B. W., K. J. Ward, and M. P. Becker. Governmental Consolidation as a Strategy for Metropolitan Development [J]. Public Administration Quarterly, 1991, 15(2): 253–267.
- [38] Jia, J., X. Liang, and G. Ma. Political Hierarchy and Regional Economic Development: Evidence from a Spatial Discontinuity in China [J]. Journal of Public Economics, <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104352>, 2020.
- [39] Leland, S. M., and K. Thurmaier. Promises Made, Promises Kept [M]. Washington DC: Georgetown University Press, 2010.
- [40] Lowery, D. A. Transactions Costs Model of Metropolitan Governance: Allocation versus Redistribution in Urban America [J]. Journal of Public Administration Research and Theory, 2000, 10(1): 49–78.
- [41] Markey, S., G. Halseth, and D. Manson. Challenging the Inevitability of Rural Decline: Advancing the Policy of Place in Northern British Columbia [J]. Journal of Rural Studies, 2008, 24(4): 409–421.
- [42] Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano. Market Size, Trade, and Productivity [J]. Review of Economic Studies, 2008, 75(1): 295–316.
- [43] North, D. C. Institutions, Institutional Change and Economic Performance [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [44] Oates, W. E. On the Evolution of Fiscal Federalism: Theory and Institutions [J]. National Tax Journal, 2008, 61(2): 313–334.
- [45] Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263–1297.
- [46] Ottaviano, G. I. P. Agglomeration, Trade and Selection [J]. Regional Science and Urban Economics, 2012, 42(6): 987–997.
- [47] Ottaviano, G. I. P., T. Tabuchi, and J. Thisse. Agglomeration and Trade Revisited [J]. International Economic Review, 2002, 43(2): 409–435.
- [48] Ram, R. Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data; Reply [J]. American Economic Review, 1989, 79: 191–203.
- [49] Tiebout, C. M. A Pure Theory of Local Expenditures [J]. Journal of Political Economy, 1956, 64(5): 416–424.
- [50] Titl, V., K. De Witte, and B. Geys. Political Donations, Public Procurement and Government Efficiency [J]. World Development, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105666>, 2021.
- [51] Ye, L. Regional Government and Governance in China and the United States [J]. Public Administration Review, 2009, 69: S116–S121.

Township-Town Merger and China's Rural Revitalization: Logical Interpretation of Development and Governance

LAI De-sheng¹, ZHANG Zhen², BU Tao², TANG Dai-sheng²

(1. Department of Social Governance and Ecological Advancement, Party School of the Central Committee of CPC (National Academy of Governance);
2. School of Economics and Management, Beijing Jiaotong University)

Abstract: The object of rural revitalization is rural areas, which includes towns (grassroots administrative areas under the jurisdiction of counties and autonomous counties), townships (grassroots administrative areas of rural areas; townships and towns are at the same level, but townships are smaller in population and weaker in economy than towns), and villages. However, the adjustment of the scale, quantity, and density of townships and towns is not a natural process, which must be realized through the adjustment of administrative boundaries between townships and towns. The historical adjustment of administrative boundaries has experienced the transformation from political logic to development logic, and to governance logic. As the microscopic adjustment of administrative boundaries, the township-town merger (small townships merge with large towns) is mainly driven by development logic and governance logic. Different from the adjustment of administrative boundaries at the district and county level and above, the influence mechanism of the township-town merger on regional economic growth is more complex. Therefore, it is of great theoretical and practical significance to study the effect and mechanism of the township-town merger on rural revitalization.

This study examines the effect and mechanism of the township-town merger on rural revitalization in China. First, it analyzes the theoretical mechanism of the township-town merger to promote rural revitalization. Our theoretical model of rural revitalization affected by the township-town merger is constructed based on the theory of "new" new economic geography, which further get the basic model and total effect, development logic and its effect, and governance logic and its effect. On the one hand, the theoretical analysis shows that the township-town merger realizes the development logic of rural revitalization by promoting economic agglomeration and improving production efficiency. On the other hand, through the spatial scale and population scale of governance from township and town governments, the township-town merger exerts a positive impact on rural revitalization, which realizes the governance logic of rural revitalization. Second, we use the panel data of 169 districts and counties in Sichuan Province from 2012 to 2020 and the method of staggered difference-in-differences (DID) to test the expectation of our theoretical model. The empirical analysis shows that the township-town merger significantly improves residents' income in the areas where the policy is implemented, which has a significant positive externality on China's rural revitalization. The above effect was additional tested by a series of robustness tests, which show the result that the positive externality of the township-town merger on rural revitalization in China is still robust. The mechanism test shows that the township-town merger can realize its positive promoting effect on rural revitalization, driven by the development logic from improving production efficiency and economic agglomeration and by the governance logic from spatial scale and population scale. The results of the moderating effect show that the synergistic effect between development logic and governance logic has not yet been exerted. The heterogeneity analysis shows that the dividend release of the township-town merger is more obvious in areas with a weak level of economic development and different governance methods.

This study provides a new theoretical perspective for China's rural revitalization. First, it is beneficial for deepening the research on agglomeration economy in agricultural development, and making good utilization on the resource allocation effect of administrative boundaries in rural revitalization. Second, it is necessary to further catalyze the synergistic effect between the development logic and governance logic, so as to form a "hybrid" mechanism for rural revitalization. Third, it needs to consider the realization path of both commonness and individuality to achieve the released policy dividends from the adjustment of administrative boundaries.

In conclusion, this study has the following contributions. First, it demonstrates that the adjustment of administrative boundaries between townships and towns has a positive externality on China's rural revitalization. Second, the rural revitalization strategy is nested in the logical framework of adjusting administrative boundaries, and it further explores the influence mechanism and implementation path of the rural revitalization strategy driven by the township-town merger from both theoretical and empirical perspectives. Third, it uses the staggered DID method, which separate each policy processing queue and setting the duration of policy processing, and it can identify the sum of both policy and individual fixed effects to obtain a more realistic estimate.

Keywords: township-town merger; development logic; governance logic; rural revitalization

JEL Classification: O21 R12 R58

[责任编辑:覃毅]