 DOI:10.12088/PKU.jjkx.2024.01.04

基层治理改革与县域经济发展*
——基于乡镇合并改革的经验证据

韦 欣 徐 佳

摘 要：乡镇是我国公共服务供给的“最后一公里”，科学有效的乡镇行政区划设置是国家基层治理的基础。本文基于2000—2019年我国乡镇合并的准自然实验，运用双重差分法考察乡镇区划改革对县域经济发展的影响。研究表明，乡镇合并提高了县级经济发展水平，促进县域人均生产总值增长约2.6%，其正向影响随时间推移逐年增强。机制分析表明，乡镇合并能够充分发挥公共服务的规模效应，带来生产要素的合理流动与集聚，吸引企业进入与新增投资，从而推动县域经济的增长。异质性分析表明，乡镇合并改革的规模效应在胡焕庸线以东和长珠三角地区得到了较好的发挥，显著促进了产业结构升级。本文探索了乡镇区划改革对县域经济增长的影响机制，为当前行政区划的科学设置与基层公共服务的有效供给提供了学理依据和政策参考。

关键词：乡镇合并 公共服务 规模效应 集聚效应 县域经济

中图分类号：F293 **JEL分类号**：R12 H41 H83

一、引 言

乡镇作为我国行政区划的基础单元，是公共服务供给的“最后一公里”，也是国家基层治理现代化的根基所在。党的十八大以来，习近平总书记高度重视我国行政区划工作，强调“行政区划本身也是一种重要资源，用得好就是推动区域协同发展的更大优势，用不好也可能成为掣肘”（习近平，2014）。乡镇和街道治理体制的建设是推进国家治理体系和治理能力现代化的基础性工作。截至2019年12月，我国共有乡镇总数37 613个。随着经济高速发展和城市化进程的不断推进，原有的乡镇行政区划格局难以满足经济结构动态调整的需求，乡镇发展面临着土地分散、人口老龄化、村庄空心化等严峻挑战。在此背景下，乡镇级别的区划改革能够优化空间资源，有效提升基层空间治理水平，促进城乡公共服务均等化，具有极为重要的战略意义。

过去二十余年，全国的乡镇区划调整工作在政府的主导下顺利进行。2001年，中华人民共和国民政部（以下简称“民政部”）、原中华人民共和国农业部（以下简称“原农业部”）等七部委联合出台了《关于乡镇行政区划调整工作的指导意见》，明确了

* 韦欣，北京大学习近平新时代中国特色社会主义思想研究院，E-mail：pku.weixin@pku.edu.cn；徐佳（通信作者），对外经济贸易大学金融学院，E-mail：jia.xu@uibe.edu.cn。本文为国家社会科学基金青年项目“乡村振兴战略下基层行政区划调整治理效能研究”（项目编号：21CZZ018）的阶段性成果。本文感谢国家自然科学基金青年项目“中国家庭负债行为及其宏观影响分析理论内涵、测度体系与风险传染”（项目编号：72003029）的资助。感谢匿名评审专家和编辑部在本文写作过程中提出的宝贵意见，文责自负。

“乡镇合并、机构精简、人员分流”的乡镇机构改革方向。2021 年，中共中央国务院《关于加强基层治理体系和治理能力现代化建设的意见》指出，要“优化乡镇（街道）行政区划设置，确保管理服务有效覆盖常住人口”。这些改革举措促进了乡镇区划设置的科学调整，构建了简约高效、多方协同的基层治理新格局。众多研究表明，行政区划边界会造成空间分割，导致区域经济活动的异质性和不连续性，从而可能阻碍经济增长（Alesina 和 Zhuravskaya，2011）。尤其是在行政区划细碎化的格局下，地方政府之间可能产生过度竞争从而带来制度壁垒，进一步阻碍要素的自由流动和市场的一体化（王贤彬和聂海峰，2010；胡家勇，2016）。目前，我国正面临土地要素制约和经济结构转型的双重挑战，如何通过优化基层行政区划设置，促进公共服务的空间布局与经济功能相匹配，推动城乡经济一体化发展，成为行政区划改革研究的重要议题。在实际应用中，如何根据城市化进程动态调整政府规模，优化基层政府数量和所辖范围，打破原有行政区划之间的市场壁垒，重塑经济的空间格局，推动各类要素和服务的优化配置，也是需要进一步研究的实践问题。

关于行政区划改革如何影响经济增长的研究主要集中在“撤县设区”“省直管县”等区县及以上级别的改革。例如，李郇和徐现祥（2015）发现撤县设区能够促进基础设施投资，推动产业转移和房地产消费，进而带动经济增长。卢盛峰等（2017）发现撤县设区强化了辖区政府在公共服务事务上的支出，对县域经济发展起到了促进作用。唐为（2019）研究了撤县设区改革，发现地级市政府的统筹能力得到了强化，原市辖区和被合并县交界处的经济活动水平得到了提高。刘冲等（2014）发现，省直管县改革通过增加财政收入刺激了经济增长，但这种行政分权方式仍然依赖投资带动，未能从根本上提高生产率和资源配置效率。贾俊雪等（2013）发现，省直管县改革抑制了县域经济的增长，但在一定程度上有助于改革县域的财政解困。才国伟和黄亮雄（2010）发现，省直管县对于经济增长的促进效果要弱于强县扩权，两种措施共同使用对提高财政支出和经济增长的作用更为明显。

基层行政单元的合并重组并非中国特有，各国学者都曾对相关改革进行过研究，并为学界所持续关注，这一问题的核心在于政府的最优规模与公共服务供给效率之间的相互关系（Alesina 和 Spolaore，1997；Alesina 和 Spoloore，2003）。例如，Hawkins 等（1991）认为，基层行政单元的数量与其管辖范围呈现此消彼长的关系，增加乡镇数量的同时减小乡镇管辖面积，会影响基层公共服务供给的规模效应。Hansen 等（2014）基于丹麦 2003—2011 年的数据，发现区划合并在短时间内改善了地方政府的财政状况。Egger 等（2022）在德国 1998—2013 年区划改革数据上的研究发现，主动的合并可以显著提高地区的经济活跃度，而被动的合并则不利于地区的经济发展。Pickering 等（2020）则研究了日本的区划改革，发现政府会给予合并后人口密度更大、城镇化程度更高地区更多的公共服务支持。

国内乡镇合并等区县以下级别的基层行政区划改革研究业已见诸文献，但主要以案例分析和个别省份的事实证据为主。例如，罗宏翔和哈颖（2005）基于理论分析认为乡镇合并有利于农村空间结构的优化；鲁静芳和左停（2006）以苏北案例发现乡镇合并对产业结构优化有正向影响；贺大兴（2012）发现乡镇合并能够减轻农民负担，改善农村

经济结构，但减少了公共服务供给；赖德胜等（2022）基于四川省的数据发现，乡镇合并对乡村振兴有促进作用，在经济基础较弱的地区效果更为显著；刘穷志和苗高杰（2019）基于河南省2005年的改革发现精简乡镇行政机构有助于财政解困。然而，从公共服务规模效应角度探究乡镇合并对经济的影响在文献中鲜有涉及。因此，本文基于中国乡镇合并的准自然实验，采用双重差分法分析乡镇区划改革对县域经济发展的影响及其机制。研究表明，乡镇合并改革提高了县域经济的发展水平，使人均生产总值增长约2.6%。机制分析表明，乡镇合并能够更好地发挥公共服务的规模效应，改善资源配置效率，提高企业产出水平，从而促进地方经济的集聚与增长。

本文相对于现有文献的贡献主要体现在以下几个方面：首先，本文采用了严谨的实证方法，全面系统地研究了我国乡镇合并改革对县域经济发展的作用以及其影响机制，为深化国家基层治理现代化体制改革提供了经验参考和理论依据。其次，本文从两个方面深入探讨了乡镇合并对县域经济增长的作用机制，即公共服务的规模效应和经济发展的集聚效应。乡镇合并能够有效促进公共服务的规模效应，提高资源配置效率，进而提升企业产出水平，从而推动地方经济集聚与增长。最后，乡镇合并改革对经济增长的影响存在区域差异。在人口密度较高的地区，基础设施等公共服务的边际成本较低，能够更好地发挥正外部性，有利于促进经济发展的规模效应。在长三角和珠三角城市群，乡镇合并能够有效地推动产业结构升级；而在胡焕庸线①以西地区，改革则能够显著促进第一产业的发展。以上结论为公共服务供给与经济增长的关系提供了乡镇级别的经验证据，丰富了相关文献的研究内容。

二、改革背景及理论分析

（一）乡镇行政管理体制历史沿革

乡镇行政管理体制历史沿革是中国行政管理演进的重要组成部分，其变迁反映了中国政治制度和社会组织的演进历程。自周代“乡制”确立起，乡镇作为国家治理的最基层单元，历经秦、隋、唐、宋、元、明、清等朝代的变革和完善，逐渐成为中国政治体系的基石。在20世纪，特别是中华人民共和国成立后，中国乡镇行政管理体制经历了多次重大变革。20世纪50年代初期，乡级政府得到广泛建立，人民公社制度成为农村基层政府的组织形式，初步形成了较强的基层治理能力。80年代后期，我国开始重构国家政权与乡村社会的关系，推动了“乡政村治”的基层格局，逐步形成以乡政府为主导、村级自治为基础的新格局。然而新建乡的规模普遍较小，建制镇的数量迅速增加，“包产到户”带来的乡村生产资源分化与支配性权力增长相互背离的现象逐渐凸显。1986年后正式开展的乡镇撤并工作，旨在解决乡镇数量过多、职能重叠等问题，提高乡镇行政管理的效率和质量。此轮乡镇撤并在2002年达到高峰（见图1），地区分布上以四川省最多，江苏省及山东省次之（见图2）。在此后的改革中，乡镇机构改革持续进行，通过合并、

① 胡焕庸线，又称黑河—腾冲线，从黑龙江省黑河市到云南省腾冲市，大致为45度倾斜直线。胡焕庸线是一条反映我国人口发展水平和经济社会格局的分界线，其东侧分布着我国94%的人口（2000年第五次全国人口普查资料）。

精简机构等方式，逐步实现了乡镇机构的精简化和职能的转变。

十八大以来，我国在基层治理现代化建设方面持续加大力度。2018 年中共中央印发的《深化党和国家机构改革方案》指出，应借鉴经济发达镇行政管理体制改革试点经验，适应街道、乡镇工作特点和便民服务需要，构建简约高效的基层管理体制。2021 年中共中央国务院在《关于加强基层治理体系和治理能力现代化建设的意见》指出，要优化乡镇（街道）行政区划设置，确保管理服务有效覆盖常住人口。这些改革方案和意见强调了简约高效、优化乡镇行政区划设置以及提升基层治理效能等目标，旨在进一步强化基层治理，提升乡镇行政管理体制的适应性和便民服务水平，为中国治理体系和治理能力现代化提供更为坚实的基础，以“基层之治”夯实“中国之治”。乡镇行政管理体制的演进历程反映了中国政治制度的发展脉络，也是国家治理能力因应时代需要不断完善与提升的缩影。

图 1　1997—2020 年乡镇合并改革趋势

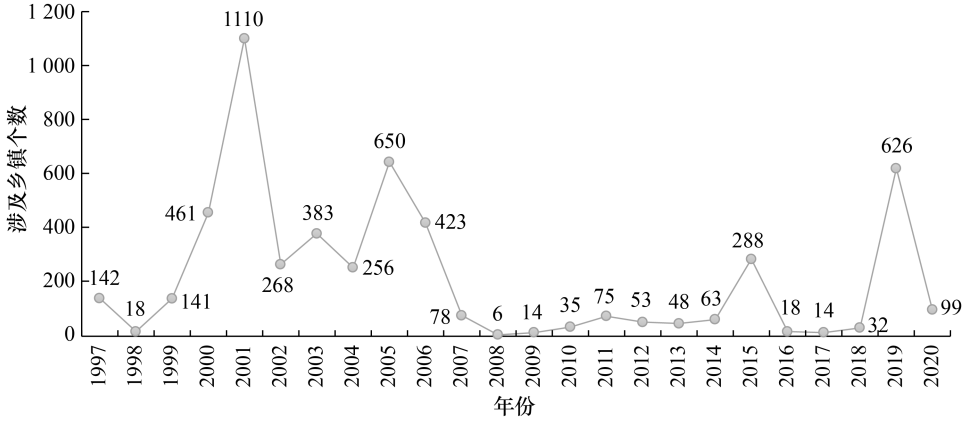
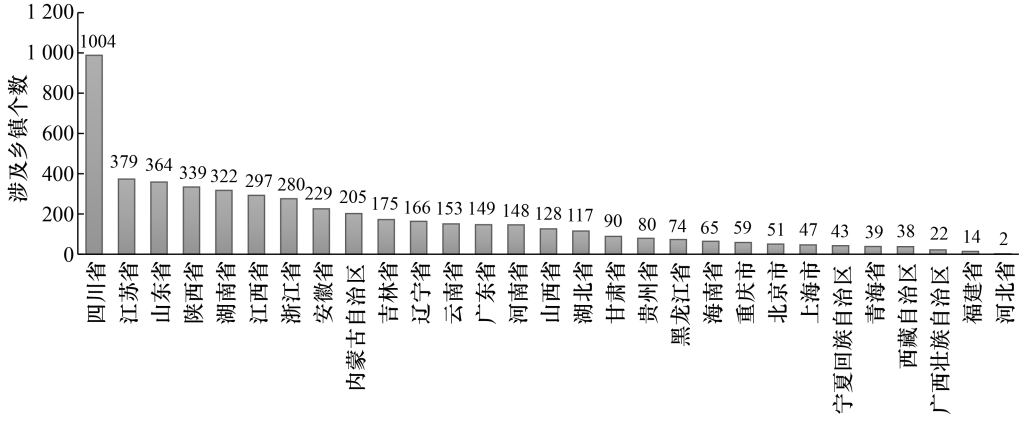


图 2　1997—2020 年乡镇合并改革的地区分布



注：乡镇合并改革数据系作者从民政部网站手工收集整理。

（二）理论分析

中国乡镇普遍位于县域，具有规模不一、地形多样、人口分布不均的特点，其平均人口密度相对城市中心区域较低，人口集聚度也较为分散。乡镇合并改革通过将规模较

小的多个乡镇合并为规模较大的乡镇，可能产生两种主要作用机制——规模效应和拥挤效应。规模效应体现在乡镇合并后，地方公共服务和基础设施得到了提升，这是由于更大规模的乡镇可以更有效地配置资源，提高服务供给效率，从而促进地方经济的发展。然而，随着合并规模的增加，人们对公共服务的异质性偏好可能增加，这会导致公共服务的拥挤效应，即公共服务提供效率下降。在整体乡镇合并改革进程中，根据县域样本远多于城市样本的现实情况，以及县域乡镇平均人口密度较低、人口集聚度较低的特征，乡镇合并的规模效应可能明显高于拥挤效应。合并后形成的更大规模的乡镇能够更好地利用资源，提升公共服务和基础设施的效能，为地方经济的稳健增长提供有效支持，从而推动地方经济的整体发展。由此，本文提出假说 1。

假说 1：乡镇合并改革对县域经济发展水平具有显著提升效果。

乡镇合并为地区经济发展带来了多维效应。首先，在行政管理层面，合并能够降低行政人员和财政开支，节约行政管理资源，降低基础设施建设单位成本。合并后的乡镇具有更大规模的基础设施需求，如路网交通、互联网、水电等。规模化建设能够降低这些基础设施的建设成本，更高效地服务更大规模的乡镇，从而公共服务效率得以提高，企业营商、交通、管理、信息沟通等成本有所降低，能够吸引更多企业投资进入该区域，促进现有企业的扩张和投资规模增长，并进一步产生集聚效应，实现资源的优化配置，推动地方经济增长。经济发达地区的工业发展水平较高、生产要素较充足、基础设施建设及投资环境良好，且县域财政实力相对较强，更易吸引外来资金和人才。乡镇合并后，资源重新得到合理配置，进一步推动了经济的高速发展。同时，这些地区以二三产业为主，拥有大量高科技产业，合并后通过合理资源配置，有助于产业的进一步升级调整，提升区域经济的竞争力和发展潜力。综上所述，本文提出假说 2。

假说 2：乡镇合并通过提高基础设施的利用效率，可以促进资本生产要素流动，推动企业集聚和经济发展。

人口规模对地区的规模效应有着重要影响。大城市通常具有较强的规模效应，这一效应体现在人口集聚能够提升大城市公共服务和基础设施的使用效率，进而降低人均公共成本，增强规模效应。然而，人口规模越大的地区也越有可能吸引更多的人口集聚。人口流入增多会促使地方政府提供更多的公共服务，从而进一步推动经济增长；相反，人口流出会减少地方政府对公共物品的提供，可能减缓经济增长速度（Tiebout，1956；王伟同和魏胜广，2016）。此外，乡镇合并涉及大量的协调与管理工作，包括不同乡镇的行政管理和人力资源整合、新制度的建立与执行等，从而会增加管理的复杂性，可能导致政策实施和执行效率下降，影响公共服务的质量和效率。同时，合并后如果地区人口过密过高，可能会带来公共服务的拥挤效应，使公共服务提供效率下降，阻碍规模效应的发挥。根据上述分析，本文认为在人口集聚地区，更易发挥规模效应，能够更有效地优化资源配置、提升公共服务效率，进而推动地方经济的健康发展。而政策的不利影响可能主要集中在那些土地面积大但人口相对较少的乡镇合并样本。由此，本文提出假说 3。

假说 3：乡镇合并在人口集聚地区能够更有效地发挥规模效应，提升公共服务的使用效率，进而推动当地经济的增长。

三、研究设计

（一）计量模型构建

本文以 2000—2019 年间各乡镇合并改革的实施作为准自然实验，将样本时间内进行乡镇合并改革的区县作为实验组，未实施乡镇合并的区县作为对照组，采用双重差分法估计乡镇合并改革对县域经济增长的影响，具体实证模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Merger_{it} + (X_i \times \lambda_t)\theta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，被解释变量 Y_{it} 表示 i 区县在 t 年的经济发展水平。$Merger_{it}$ 为核心解释变量，当 i 区县在第 t 年已经实施乡镇合并改革时取值为 1，否则取值为 0。γ_i 是县级固定效应，以控制不随时间变化的地区特征，从而将实验组与对照组的固有差异予以剔除，如自然条件、产业基础和区位条件差异等；λ_t 是年份固定效应，以剔除随时间变化的各种影响因素，如宏观经济形势、经济发展周期等；由于某些区县的固有特征既可能对该区县是否进行乡镇合并改革产生影响，也可能对经济发展随时间变化的趋势产生影响，因此，本文参照 Li 等（2016）的做法，在双重差分模型中控制了区县初始特征（X_i）与年份固定效应的交互项，从而允许区域特征对被解释变量的影响在改革前后各期有所差异。本文还对所选择的控制变量进行了随机性检验，在计量回归中进一步控制各城市和区县的特征变量。β_1 是本文关心的回归系数，代表乡镇合并改革对区县经济发展的影响，若 β_1 显著大于 0，表明乡镇合并改革对经济增长有促进作用。ε_{it} 为随机扰动项。本文将标准误聚类到县级层面。

（二）数据说明与描述性统计

（1）被解释变量。本文选取区县总量 GDP 的自然对数、人均 GDP 的自然对数和单位土地面积 GDP 的自然对数来衡量经济发展水平。其中，区县 GDP 度量经济增长的总量状况，人均 GDP 反映单位人口的经济产出，地均 GDP 则反映行政区域内每平方公里的经济产出。此外，本文选取区县第一产业比重、第二产业比重和第三产业比重来衡量区县的产业结构。

（2）解释变量。通过查阅民政部县级以下行政区划变更情况以及各省政府官方网站，我们手工整理了 2000—2019 年全国 9 376 个改革乡镇、2 628 个改革区县名称及其改革时间，利用以上信息构建核心解释变量 $Merger_{it}$，并作如下处理：剔除无下设乡镇的区县；对被解释变量进行前后 1%缩尾法处理；剔除数据缺省样本。

（3）控制变量。本文控制了一系列可能影响县域和城市经济增长水平的变量。在城市层面，就业状况以每万人从业人员数的自然对数衡量，公共服务以小学在校学生数的自然对数衡量。在区县层面，行政区面积以区县当年行政区划面积的自然对数衡量，人口规模以区县当年户籍人口的自然对数衡量，公共服务以医院和卫生院床位数的自然对数衡量，金融服务以居民储蓄存款余额的自然对数和年末金融机构各项贷款余额自然对数衡量。各级行政区的产业结构均以第二、第三产业生产总值比重衡量。这些数据来源于历年《中国县（市）社会经济统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及各市县统计年鉴等。本文使用的主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1　描述性统计

变量名称	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
城市层面					
城市就业人数对数	30 660	3. 560	0. 672	1. 276	6. 477
城市二产占比	30 637	46. 785	10. 138	9. 000	89. 700
城市三产占比	30 637	36. 635	7. 669	8. 500	85. 340
城市小学在校学生数对数	30 644	3. 503	0. 657	1. 099	12. 363
区县层面					
区县国民生产总值对数	30 631	13. 416	1. 097	10. 674	16. 038
区县人均生产总值对数	30 535	9. 654	0. 901	7. 595	11. 982
区县单位面积生产总值对数	30 472	5. 898	1. 361	2. 376	9. 161
区县面积对数	30 642	7. 520	0. 778	1. 609	11. 513
区县户籍人口对数	30 566	3. 768	0. 710	0. 583	5. 725
区县二产占比	30 292	42. 421	14. 324	9. 885	78. 929
区县三产占比	30 305	34. 736	9. 750	0. 040	82. 959
区县居民储蓄存款余额对数	30 527	12. 901	1. 221	5. 609	17. 193
区县年末金融机构各项贷款余额对数	30 421	12. 673	1. 243	7. 175	18. 313
区县医院床位数对数	30 138	6. 935	0. 814	2. 565	9. 579

（三）一阶段回归结果

结合截至 2019 年底已经进行乡镇合并改革的 726 个区县的特征，本文尝试提取影响乡镇合并改革区县选择的先决因素，以控制发生改革区县选择可能存在的内生性问题。本文以“是否已进行‘乡镇合并’”作为因变量，以区县层面的行政面积、区县户籍人口、一产比重、二产比重、电话用户数、财政收入、财政支出、居民储蓄、金融机构贷款、小学在校学生数、医院床位数和福利院床位数，以及城市层面的 GDP、就业人数、一二产比重、财政收入、财政支出和小学在校学生数为解释变量，同时控制区县固定效应和基期变量×年份固定效应。回归结果如表 2 所示。结果标明，区县是否进行乡镇合并改革主要受区县面积、区县人口规模、区县产业结构、区县金融服务情况和区县公共服务，以及所在城市的经济水平、就业规模、产业结构和公共服务的影响。因此，在回归模型中应加入上述特征变量，以控制发生改革区县选择可能存在的内生性问题。

表 2　乡镇合并改革区县选择的随机性检验结果

	是否已进行“乡镇合并”
区县面积	−0. 479**
	（0. 218）
区县户籍人口	−0. 910**
	（0. 427）
区县一产占比	−0. 347**
	（0. 169）
区县二产占比	1. 714
	（1. 123）

（续表）

	是否已进行“乡镇合并”
区县电话用户数	-0.299
	（0.382）
区县财政收入	0.254
	（0.553）
区县财政支出	0.399
	（0.882）
区县居民储蓄存款余额	0.411***
	（0.150）
区县年末金融机构各项贷款余额	0.166**
	（0.080）
区县小学在校学生数	-0.475
	（1.643）
区县医院床位数	0.148*
	（0.076）
区县社会福利院床位数	-0.240
	（0.299）
城市 GDP	0.128***
	（0.035）
城市就业人数	-0.256**
	（0.123）
城市一产比重	0.598**
	（0.263）
城市二产比重	-0.974***
	（0.278）
城市财政收入	-0.549
	（0.666）
城市财政支出	0.145
	（0.713）
城市平均工资	0.659
	（2.434）
城市小学在校学生数	0.968***
	（0.247）
区县固定效应	是
基期变量×年份固定效应	是
观测数	30 466

注：***、**、*为在1%、5%、10%的水平上显著。

四、实证结果

（一）基准结果

乡镇合并改革可能对所在区县的经济发展水平产生明显的促进作用，其具体表现在

经济总量的提升、人均生产总值和地区平均生产总值的增长，本文首先对假说 1 进行检验。鉴于乡镇合并改革具备分阶段逐步推进的特征，本文在对模型（1）进行估计的基础上，采用 Baker 等（2021）提出的交错双重差分法，来评估乡镇合并改革对经济的影响，结果详见表 3。第（1）—（3）列仅控制了县级固定效应和年份固定效应，结果发现，乡镇合并改革对区县生产总值、人均生产总值和地区平均生产总值的影响估计系数均为正数，且在 1%显著性水平上通过检验，这表明乡镇合并改革明显促进了区县的经济增长。第（4）—（6）列在此基础上增加了县级和城市层面的控制变量，以控制遗漏变量偏误，观察到乡镇合并的系数绝对值虽有所减小，但乡镇合并的规模效应仍然显著。第（7）—（9）列报告了交错双重差分法的估计结果，发现乡镇合并对区县经济增长的促进作用依然显著。以上结果表明，乡镇合并改革能够有效地促进县级经济的增长。

表 3　乡镇合并改革对区县经济增长的影响

	经济发展水平						交错 DID		
	总量 GDP（1）	人均 GDP（2）	地均 GDP（3）	总量 GDP（4）	人均 GDP（5）	地均 GDP（6）	总量 GDP（7）	人均 GDP（8）	地均 GDP（9）
乡镇合并改革	0.065***	0.063***	0.061***	0.028***	0.026***	0.027***	0.051**	0.059**	0.046**
	（0.013）	（0.014）	（0.013）	（0.010）	（0.010）	（0.010）	（0.021）	（0.024）	（0.022）
区县控制变量	否	否	否	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	否	否	否	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数	30 422	30 391	30 203	30 422	30 391	30 203	30 422	30 391	30 203
R^2	0.491	0.429	0.445	0.969	0.985	0.981	0.971	0.982	0.980

注：***、**、*为在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为聚类（cluster）到区县层面的标准误；后同。

（二）稳健性检验

1. 检验平行趋势假设

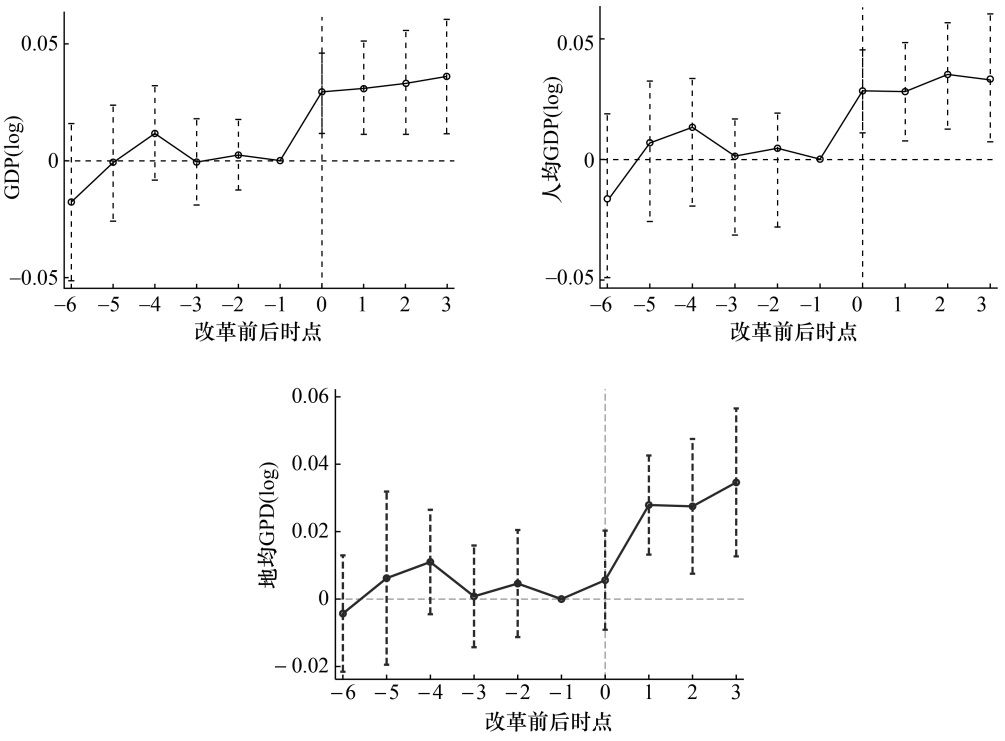
从基准回归结果来看，乡镇合并改革对地方经济增长带来了显著的正向影响。但使用双重差分法进行政策效果估计需要满足一定的前提假设，即在政策发生前，实验组和对照组之间不存在系统性差异。为了检验平行趋势假定，本文采用事件研究法，检验乡镇合并改革前后年份经济增长的动态变化，具体构建模型如式（2）所示：

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j\geqslant -6,\ j\neq -1}^{j} \gamma_j Merger_{t_{i0+j}} + (X_i \times \lambda_t)\theta + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \qquad (2)$$

其中，Y_{it} 为总量 GDP 和人均 GDP。$Merger_{t_{i0+j}}$ 代表实施乡镇合并前后的事件窗口虚拟变量，t_{i0} 为区县 i 实施乡镇合并改革当年，t_{i0+j} 表示改革前 2—6 年及以前年份，或改革后 0—3 年及以后年份的各个时期，改革前 1 年为对照组。借鉴 Fajgelbaum 等（2020）的做法，本文将小于或等于-6 的相对年份统一设置为-6，将大于或等于 3 的相对年份统一设置为+3，由此得到以相对年份-6 和+3 为基准年份的估计系数。其余变量设定与基准模型相同，标准误仍然聚类到区县层面。估计结果如图 3 所示。结果显示，γ_j（j<0）估计系数均不显著，表明在乡镇合并之前，实验组与对照组的区县总量与人均 GDP 趋势没

有明显差异，因此满足事前平行趋势。而实验组改革之后，其与对照组的区县经济发展水平差异才开始显现，且随时间推移呈现逐步增强趋势，这在很大程度上表明乡镇合并的确促进了区县经济增长，且影响具有长期持续性。为了进一步检验乡镇合并对地方经济增长密度的影响，本文继续考察地均 GDP 的实证结果。其中，地均 GDP = 区县当年 GDP 产值/当年所辖地区面积，其余变量设定与方程（2）相同，标准误聚类到区县层面，估计结果与 GDP 总量及人均 GDP 结果类似。

图 3　平行趋势检验



2. 其他稳健性检验

（1）干扰政策：扩权强县和省直管县。在样本期间，除了乡镇合并改革，其他改革也可能对结果产生干扰，尤其是部分省份 2004 年起还实施了扩权强县、省直管县等改革。省直管县为市县之间财政体制上的分权，扩权强县则是市县之间行政管理权限上的分权，都是旨在打破既有体制对区县经济发展的束缚而将权力下放的改革举措。为了剔除这两项改革的影响，本文在基准回归模型的基础上，加入了“是否扩权强县”“是否省直管县”两个控制变量。在区县被列为扩权强县的当年及以后，虚拟变量“是否扩权强县”取值为 1，否则取值为 0，同理构造虚拟变量“是否省直管县”，然后将这两个控制变量分别加入基准回归，结果如表 4 所示。由表 4 的结果可知，在考虑以上区县财权和事权改革的干扰因素后，乡镇合并改革对地方经济增长影响的估计系数依然显著为正，表明乡镇合并改革显著提升了区县的经济发展水平，这与前文得到的估计结果基本一致。

表 4　扩权强县和省直管县政策稳健性结果

	剔除扩权强县改革效应			剔除省直管县改革效应		
	GDP （1）	人均 GDP （2）	地均 GDP （3）	GDP （4）	人均 GDP （5）	地均 GDP （6）
乡镇合并改革	0.030***	0.031***	0.029***	0.026**	0.026**	0.027**
	（0.010）	（0.010）	（0.011）	（0.012）	（0.011）	（0.011）
扩权强县改革	−0.034***	−0.034***	−0.035***			
	（0.012）	（0.011）	（0.012）			
省直管县改革				0.064***	0.063***	0.066***
				（0.023）	（0.020）	（0.022）
区县控制变量	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	30 422	30 391	30 203	30 422	30 391	30 203
R^2	0.964	0.962	0.964	0.963	0.960	0.963

（2）干扰政策：“乡财县管”改革。在同一时期，“乡财县管”改革在全国范围内推行，这一改革实行县乡“预算共编、账户统设、集中收支、采购统办、票据统管”的财政管理方式，由县级财政部门直接管理并监督乡镇财政收支。乡财县管可能从优化财政支出结构和降低税费负担两个方面促进地方经济发展。为了剔除这一改革的潜在影响，本文引入了相关虚拟变量。若某区县当年已经实施乡财县管改革，则取值为 1，否则取值为 0，结果如表 5 所示。在控制了乡财县管改革的影响后，β_1 的系数依然显著为正，表明乡镇合并改革显著提升了县域经济水平，与此前得到的估计结果基本一致。

表 5　乡财县管政策稳健性结果

	GDP （1）	人均 GDP （2）	地均 GDP （3）
乡镇合并改革	0.032***	0.031***	0.031***
	（0.010）	（0.010）	（0.010）
乡财县管改革	0.053**	0.049**	0.046*
	（0.026）	（0.024）	（0.026）
区县控制变量	是	是	是
城市控制变量	是	是	是
区县固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测数	30 422	30 391	30 203
R^2	0.964	0.962	0.965

（3）安慰剂检验。为了进一步排除可能存在的遗漏变量对实证分析有效性的影响，本文借鉴 Lu 等（2017）的方法，在样本中随机抽取与实验组数量相等的区县作为模拟实验组，每次抽取得到的剩余区县为模拟对照组，重复随机抽样 500 次后，运用模型（1）分别对模拟样本组进行估计，由此得到核心解释变量 $Merger_{it}$ 的 500 组估计系数，作为进一步的安慰剂检验。① 由估计系数的密度分布可知，随机回归系数均值接近于 0，远小于本文基准回归中的真实回归系数，说明在 500 次的随机抽样中，合并政策对随机抽取的实验组影响并不显著。这在一定程度上排除了一些不可观测的因素以及其他替代性解释对估计结果的干扰。

五、影响机制分析

过于分散的乡镇布局和小规模的乡镇往往会增加乡镇内生产和服务的成本，从而带来规模效益下降从而经济效益下降的问题。乡镇合并改革的主要目的在于通过增大乡镇规模来降低公共服务供给的成本，促进资源和要素的自由流动，推动市场一体化发展，并增强乡镇的集聚效应（Alesina 和 Spolaore，1997；2003）。然而，随着乡镇规模的扩大，人们对公共服务偏好的多样性可能会增加，从而导致集体行动和协商的成本上升，公共物品的供给效率下降。本部分将从乡镇改革的微观影响、公共服务与乡镇规模之间的关系以及人口流动与集聚等角度，深入探讨乡镇合并对当地经济活动的影响机制。

（一）公共基础设施与企业的集聚效应

从微观层面来看，乡镇合并会对辖区内企业的投资、进入和生产等微观决策产生影响。在乡镇合并之前，只有属于特定乡镇的企业才能充分享受该乡镇提供的基础设施等公共服务。然而，在合并之后，辖区内部的一体化打破了原有行政边界所造成的市场壁垒和流动障碍。这种变化一方面可以扩大企业的市场范围，另一方面可以使合并前属于其他乡镇的企业获得更加全面多样的公共服务资源。这种变革提高了企业的进入意愿和投资规模，促进了企业集聚和生产规模的扩大，从而推动了地方经济的增长。本文选择了改革后区县内规模以上工业企业单位数的对数、固定资产投资的对数、规模以上工业总产值的对数作为衡量企业进入、投资和生产的变量，以探究乡镇合并对企业微观经济活动的影响，回归结果如表 6 所示。第（1）—（3）列的结果表明，乡镇合并提高了企业的进入数、企业的投资规模和生产总量。这说明乡镇合并有助于促进企业的进入和投资等生产活动，进而推动了经济的增长。基于以上发现，本文进一步以区县人均道路面积的自然对数与是否发生过乡镇合并的交互项作为核心解释变量，来研究区县公共服务供给水平与乡镇合并的交互作用对县级经济增长的影响。第（4）—（7）列的结果显示，区县原有的基础设施供给水平越高，就越能够通过乡镇合并促进企业的进入和投资，提升企业的生产水平，进而推动区县人均 GDP 的增长。这个结果验证了假说 2，即乡镇合并

① 因篇幅所限，本文省略了安慰剂检验结果，感兴趣的读者可向作者索取。

通过发挥公共物品的规模效应可以分摊公共服务的供给成本，提高公共物品的使用效率，从而促进县级经济的增长。

表 6　公共基础设施与企业的集聚效应

	规上工企单位数（1）	规上工企总产值（2）	固定资产投资（3）	规上工企单位数（4）	规上工企总产值（5）	固定资产投资（6）	人均 GDP（7）
乡镇合并改革	0.127***	0.082**	0.125***	0.132***	0.115***	0.087**	0.137***
	（0.031）	（0.041）	（0.037）	（0.027）	（0.034）	（0.038）	（0.031）
乡镇合并×区县人均道路面积				0.124***	0.163***	0.159***	0.063**
				（0.023）	（0.031）	（0.035）	（0.030）
区县控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	30 412	30 412	30 255	30 412	30 412	30 255	30 462
R^2	0.882	0.933	0.854	0.911	0.921	0.938	0.936

（二）人口流动与公共服务的规模效应

自 20 世纪 80 年代以来，中国人口流动规模和速度显著增加。通常情况下，人口规模较大的地区往往具有更显著的规模效应。一方面，人口集聚能够提高大城市公共服务和基础设施的使用效率，减少人均公共成本，增强规模效应。另一方面，人口规模较大的地区往往更具吸引力，能够吸引更多人口聚集。随着人口流入增加，地方政府对公共服务的供给也会相应增加，进而促进经济增长；相反，如果人口流出增加，地方政府对公共物品的供给也会减少，可能导致经济增长放缓（Tiebout，1956；王伟同和魏胜广，2016）。

我们计算了乡镇合并改革前各乡镇的人口规模与乡镇平均面积的比值，以此作为各乡镇的人口密度指标，并在区县层面进行了求均值处理。我们将人口密度排名在全国前 1/4 的区县定义为乡镇人口密度大的区县，将人口密度排名在全国后 1/4 的区县定义为乡镇人口密度小的区县。表 7 呈现了分组回归的结果。从第（1）列和第（2）列的结果可以看出，在乡镇人口密度大的区县中，乡镇合并改革对区县经济增长具有显著的促进作用，但在乡镇人口密度小的区县中则没有显著影响。这两列结果一起证实了乡镇合并改革的作用机制与规模效应相关。与此同时，人口流动可能对公共物品的规模效应产生影响。高经济发展水平的城市拥有更多且更高质量的教育资源和就业机会等公共服务，对人才的吸引力更大。当人口流入数量在城市可承载范围内，公共服务的规模效应得以充分发挥。相比之下，经济发展相对滞后、公共服务相对薄弱的地区，公共服务的规模效应则较弱。在建立人口流动指标方面，本文以净流入人口（指改革前该区县年均常住人口减去改革前该区县年均户籍人口）与改革前该区县年均户籍人口的比值作为评估各

区县人口流动情况的指标。该指标大于 0 表示人口净流入，小于 0 时表示人口净流出。我们将此指标用于模型（1）的分组回归，结果如表 7 第（3）列和第（4）列所示。乡镇合并改革能够显著提升人口流入地的经济增长，但对人口流出地的经济提升作用不显著。这表明乡镇合并能够通过人口集聚的优势充分发挥规模效应，促进经济增长，由此假说 3 得以验证。

表 7　人口流动与公共服务的规模效应

	地均 GDP			
	人口密度高 （1）	人口密度低 （2）	人口流入地 （3）	人口流出地 （4）
乡镇合并改革	0.045***	0.003	0.031***	−0.001
	（0.010）	（0.0102）	（0.007）	（0.054）
区县控制变量	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	19 971	10 455	20 315	10 249
R^2	0.828	0.879	0.967	0.963

六、异质性分析

（一）城乡差异——县与市辖区

相对于市辖区，县级政府的财权和事权相对独立，地级市政府对其直接干预力度较小。因此，相较于市辖区，县级政府更有激励通过乡镇合并来发挥规模效应。此外，一般而言，县的公共服务供给相对于市辖区更为有限。通过乡镇合并促进县域公共服务的集中供应，能够提高公共服务的使用效率，从而推动县域经济的发展。为了考察乡镇合并对经济增长的影响是否在城乡之间存在差异，我们将样本区县划分为县和市辖区两组，并分别采用模型（1）进行估计，检验结果如表 8 所示。可以看到，乡镇合并对县的经济提升均在 5%及以上水平显著为正，说明乡镇合并能够促进县层面经济水平的提高。同时，市辖区层面的乡镇合并对本辖区的经济总量有提升作用，但对人均 GDP 和地均 GDP 并无显著影响。这可能是因为市辖区的基础设施等公共物品相对较为完善，增长空间有限，且城区公共物品的服务人数较多，通过辖区合并进一步发挥规模效应的空间较小。因此，乡镇合并对县级层面经济增长的促进作用更为显著，有助于缩小城乡差距，促进城乡协调发展。

表 8　城乡异质性

	县域层面			市辖区层面		
	GDP （1）	人均 GDP （2）	地均 GDP （3）	GDP （4）	人均 GDP （5）	地均 GDP （6）
乡镇合并改革	0.031***	0.023**	0.019**	0.045**	0.018	0.012
	（0.009）	（0.010）	（0.009）	（0.022）	（0.019）	（0.021）
区县控制变量	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数	25 466	25 436	25 512	5 094	5 045	5 066
R^2	0.971	0.986	0.982	0.952	0.975	0.963

（二）城市化水平差异——长三角、珠三角城市群

中国城市化发展具有非均衡性，长三角和珠三角城市群的城市经济发展水平以及区域经济一体化程度相对较高。这两个城市群具备更强的规划建设统筹能力和财政转移支付能力，因此能够更加有效地带动其他区域经济的发展。为了验证这一假设，我们根据样本区县所属地理位置将样本分为两组进行估计，结果如表 9 所示。第（1）列和第（5）列显示，乡镇合并改革对这两个经济带的区县地均 GDP 均有显著的提升效果。就产业结构而言，第（2）—（4）列以及第（6）—（8）列显示，乡镇合并改革显著促进了珠三角城市群区县第一产业比重的下降和第二、第三产业比重的提升，并推动了长三角城市群第三产业的发展。综上所述，研究结果表明，乡镇合并改革对长三角和珠三角城市群的区县地均 GDP 有显著的正向影响，并在推动这两个城市群的产业结构升级方面能够发挥重要作用。值得注意的是，相较于对经济总量增长的影响，乡镇合并对产业结构升级的促进作用更为显著。

表 9　城市化水平异质性

	长三角城市群				珠三角城市群			
	地均 GDP （1）	一产占比 （2）	二产占比 （3）	三产占比 （4）	地均 GDP （5）	一产占比 （6）	二产占比 （7）	三产占比 （8）
乡镇合并改革	0.019***	−0.015	−0.830	0.051***	0.035***	−0.290	0.340*	0.072***
	（0.006）	（0.670）	（1.251）	（0.017）	（0.011）	（0.275）	（0.172）	（0.024）
区县控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数	1 650	1 384	1 399	1 384	380	371	365	360
R^2	0.985	0.874	0.866	0.894	0.991	0.845	0.884	0.871

（三）地理区位差异——胡焕庸线

区域经济发展不均衡是我国当前经济发展的突出现象。“胡焕庸线”被认为是中国人口地理分布的重要分界线，可以反映区域发展不均衡的基本特征（戚伟等，2015；吴瑞君和朱宝树，2016）。本文根据区县所属城市的地理位置将样本区域划分为胡焕庸线以东和胡焕庸线以西地区，并采用模型（1）进行回归分析，结果如表 10 所示。乡镇合并对胡焕庸线以东地区的经济发展有显著的促进作用，而对胡焕庸线以西地区则没有显著影响。这一现象的可能原因在于，胡焕庸线以东地区地形平坦、气候适宜，具有较好的工业和城市发展的基础条件，公共服务和基础设施较为完善，人口密度较高。在乡镇合并之后，胡焕庸线以东地区的乡镇由于单位面积的公共服务和基础设施的覆盖率提高，规模效应得以释放，能够更加有效地促进生产要素的有效配置，推动第一产业向第二产业更快地转移，加快产业结构升级。而胡焕庸线以西地区地理环境较为恶劣，基础设施相对落后，人口分布较为分散，产业结构单一，主要依赖畜牧业等。因此，乡镇合并虽然有利于第一产业的规模化发展，但由于单位面积的公共服务和基础设施覆盖率仍然较低，合并之后难以形成适宜于工业化和城市化发展的产业集聚效应和空间规模效应，从而限制了产业结构的升级和城市化水平的提高。

表 10　地理区位异质性

	胡焕庸线以东地区				胡焕庸线以西地区			
	地均 GDP（1）	一产占比（2）	二产占比（3）	三产占比（4）	地均 GDP（5）	一产占比（6）	二产占比（7）	三产占比（8）
乡镇合并改革	0.023**	−0.368	0.412	0.012	0.014	0.210**	−0.230	−0.076
	（0.010）	（0.251）	（0.406）	（0.323）	−（0.030）	（0.082）	（0.156）	（0.124）
区县控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数	28 493	28 156	28 077	27 862	2 070	2 282	2 195	2 129
R^2	0.966	0.701	0.789	0.726	0.962	0.713	0.747	0.797

七、结论与政策启示

当前我国处于经济结构转型的关键时期，基层政府需要更高效地组织和提供公共服务，并由建设型政府转向服务型政府。基于 2000—2019 年我国乡镇合并的准自然实验，本文采用双重差分法探究了基层行政单元合并对县域经济发展和产业结构的影响。研究结果显示，乡镇合并改革提升了县域经济发展水平，使县域人均产值增长约 2.6%，其正向影响在改革实施之后逐年增强。机制分析显示，乡镇合并后，地方政府能够更加有效地提供公共服务和基础设施，以公共服务的规模效应促进企业投资和进入，提高产出水平，推动地方经济的发展。进一步研究发现，乡镇合并改革对胡焕庸线以东地区和长珠三角城市群的影响更为显著，能

更加有效地促进产业结构的升级。

基于以上结论，本文提出以下政策建议：首先，应因地制宜地推动改革，谨慎而有效地利用行政区划资源。各地政府应根据区域发展目标、公共服务水平和禀赋优劣势，有针对性地进行区划调整，理性并及时地推动乡镇合并，避免盲目跟风。其次，乡镇合并在精简行政机构、降低管理成本、提高公共服务供给效率方面能够发挥积极作用，促进资源的优化配置。因此，合并后应合理调整人员规划，建立灵活的监督机制，并将政策评估效果纳入地方考核机制，以提高公共服务供给的有效性，实现县域经济的可持续发展。最后，乡镇合并改革也要注意结合人口流动趋势顺“势”而为，更好地发挥公共服务的规模效应，推动整个地区的一体化协调发展。

参考文献：

1. 才国伟、黄亮雄：《政府层级改革的影响因素及其经济绩效研究》［J］，《管理世界》2010 年第 8 期，第 73—83 页。
2. 胡家勇：《试论社会主义市场经济理论的创新和发展》［J］，《经济研究》2016 年第 7 期，第 4—12 页。
3. 贾俊雪、张永杰、郭婧：《省直管县财政体制改革、区县经济增长与财政解困》［J］，《中国软科学》2013 年第 6 期，第 22—29、52 页。
4. 赖德胜、张振、卜涛、唐代盛：《撤乡并镇与乡村振兴：发展和治理的逻辑解释》［J］，《中国工业经济》2022 年第 12 期，第 52—70 页。
5. 李郇、徐现祥：《中国撤县（市）设区对城市经济增长的影响分析》［J］，《地理学报》2015 年第 8 期，第 1202—1214 页。
6. 刘冲、沙学康、张妍：《交错双重差分：处理效应异质性与估计方法选择》，《数量经济技术经济研究》2022 年第 9 期，第 177—204 页。
7. 刘冲、乔坤元、周黎安：《行政分权与财政分权的不同效应：来自中国区县的经验证据》［J］，《世界经济》2014 年第 10 期，第 123—144 页。
8. 刘穷志、苗高杰：《精简乡镇行政机构有助于县级财政解困吗？——来自河南省“乡镇合并”改革的准自然实验证据》［J］，《经济社会体制比较》2019 年第 4 期，第 107—117 页。
9. 鲁静芳、左停：《乡镇撤并的城镇化效应的实证研究——以苏北地区的城镇化改革》［J］，《城市发展研究》2006 年第 6 期，第 52—57 页。
10. 卢盛峰、陈思霞、张东杰：《政府推动型城市化促进了县域经济发展吗》［J］，《统计研究》2017 年第 5 期，第 59—68 页。
11. 罗宏翔、哈颖：《乡镇合并与农村空间结构优化》［J］，《财贸经济》2005 年第 4 期，第 91—94 页。
12. 贺大兴：《乡镇撤并改革和农村经济增长》［J］，《南方经济》2012 年第 10 期，第 51—62 页。
13. 戚伟、刘盛和、赵美风：《“胡焕庸线”的稳定性及其两侧人口集疏模式差异》［J］，《地理学报》2015 年第 4 期，第 551—566 页。
14. 唐为：《分权、外部性与边界效应》［J］，《经济研究》2019 年第 3 期，第 103—118 页。
15. 习近平：《在北京市考察工作结束时的讲话》（2014 年 3 月 26 日）［A］，载于中共中央文献研究室编，《习近平关于社会主义经济建设论述摘编》，中央文献出版社，2017 年。
16. 王贤彬、聂海峰：《行政区划调整与经济增长》［J］，《管理世界》2010 年第 4 期，第 42—53 页。
17. 王伟同、魏胜广：《人口向小城市集聚更节约公共成本吗》［J］，《财贸经济》2016 年第 6 期，第 146—

160 页。
18. 吴瑞君、朱宝树：《中国人口的非均衡分布与“胡焕庸线”的稳定性》[J]，《中国人口科学》2016 年第 1 期，第 14—24、126 页。
19. Alesina, A., Zhuravskaya, E., 2011, “Segregation and the Quality of Government in a Cross Section of Countries” [J], *American Economic Review*, Vol. 101, No. 5: 1872-1911.
20. Alesina, A., Spolaore, E., 1997, “On the Number and Size of Nations” [J], *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 4: 1027-1056.
21. Alesina, A., Spolaore, E., 2003, *The Size of Nations* [M], MIT Press.
22. Baker, A., Larcker, D. F., Wang, C. C., 2021, “How Much Should We Trust Staggered Difference-In-Differences Estimates?” [J], *Journal of Financial Economics*, Vol. 144, No. 2: 370-395.
23. Egger, P. H., Köthenbürger, M., Loumeau, G., 2022, “Local Border Reforms and Economic Activity” [J], *Journal of Economic Geography*, Vol. 22, No. 1: 81-102.
24. Fajgelbaum, P. D., Goldberg, P. K., Kennedy, P. J., 2020, “The Return to Protectionism” [J], *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 135, No. 1: 1-55.
25. Hansen, S. W., Houlberg, K., Pedersen, L. H., 2014, “Do Municipal Mergers Improve Fiscal Outcomes?” [J], *Scandinavian Political Studies*, Vol. 37, No. 2: 196-214.
26. Hawkins, B. W., Ward, K. J., Becker, M. P., 1991, “Governmental Consolidation as A Strategy for Metropolitan Development” [J], *Public Administration Quarterly*, Vol. 15, No. 2: 253-267.
27. Li, P., Lu, Y., Wang, J., 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China” [J], *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 18-37.
28. Lu, Y., Tao, Z., Zhu, L., 2017, “Identifying FDI Spillovers” [J], *Journal of International Economics*, Vol. 107: 75-90.
29. Pickering, S., Tanaka, S., Yamada, K., 2020, “The Impact of Municipal Mergers on Local Public Spending: Evidence from Remote-Sensing Data” [J], *Journal of East Asian Studies*, Vol. 20, No. 2: 243-266.
30. Tiebout, C. M., 1956, “A Pure Theory of Local Expenditures” [J], *Journal of Political Economy*, Vol. 64, No. 5: 416-424.

Grassroots Governance Reform and County-level Economic Development: Evidence from Township Merger Reform in China

Wei Xin[1], Xu Jia[2]
(1. Institute of Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era, Peking University)
(2. School of Banking and Finance, University of International Business and Economics)

Abstract: Townships serve as the crucial link in providing public services in China, forming the bedrock of grassroots governance. This paper delves into the quasi-natural experiment involving

township mergers between 2000 and 2019, employing the difference-in-difference method to assess the impact of township merger reforms on county-level economic development. Findings reveal that township merger has notably bolstered county-level economic development, propelling a roughly 2.6% surge in per capita GDP growth. Over time, this positive impact has steadily escalated. Mechanism analysis suggests that township mergers would optimize the scale effect of public services by fostering rational flow and concentration of production factors, and promoting business entry and fresh investments, thereby stimulating county-level economic expansion. Heterogeneity analysis demonstrates that the scale effect of township merger reforms has been more pronounced in the east area of the *Hu Huanyong Line*, and in the Yangtze River Delta and Pearl River Delta, which has significantly spurred industrial structure upgrading. This paper probes into the mechanisms influencing county-level economic growth through township merger reforms, providing new insights for the strategic delineation of administrative divisions and the effective provision of grassroots public services.

Keywords: township merger; public services; economies of scale; agglomeration effect; county-level economy

JEL Classification: R12; H41; H83