

突破城市发展的边界：

撤县设区与城市内部协同发展

陈方豪 叶菁菁*

摘 要 如果城市的扩张受到低效的行政边界制约，合理调整这一边界将为城市发展带来增益。本文借助撤县设区改革在时空上推进的差异，使用双重差分模型综合评估了该项政策带来的增量与再分配效应。我们发现撤县设区加强了新老城区之间的协同发展，促进了外来人口的定居，扩大了城市整体的规模经济。本文借助撤县设区改革说明合理调整行政关系、消除行政摩擦对于城市化的重要作用，对于我国城市群发展战略具有借鉴意义。

关键词 行政兼并，协同发展，城市化

* 陈方豪，暨南大学经济学院；叶菁菁，中南财经政法大学财政税务学院。通信作者及地址：陈方豪，广州市天河区黄埔大道西 601 号暨南大学经济学院，510632； E-mail: chenfanghao@jnu.edu.cn。作者特别感谢陆铭、张晓波、李力行、两位匿名审稿专家提供的宝贵意见，以及中国留美经济学会 2020 北美年会、东北财经大学金融学院双周学术论坛、上海交通大学“城市内部的空间政治经济学”研讨会所有与会者的讨论与建议。当然文责自负。

一、引言

地方政府之间的权责关系通常是根据行政边界划定的。这些行政边界的形成往往延续了历史的传统，还因路径依赖而鲜有发生变动，在经济社会环境发生快速变化的时代里有可能变得逐渐低效，甚至阻碍经济的发展。自 20 世纪末起，经济高速发展的同时，我国经历了人类史上罕有的快速城市化，在短短的十多年间，总计约 2.6 亿人口由农村迁移到城市，城镇人口比率由 0.3 攀升至 0.5（见图 1）。伴随着这一进程的是政府“有形之手”深度参与（李强等，2012），以及大量地方政府行政关系上的调整，具体而言，一项为“撤县设区”的行政区划改革在全国范围内被广泛推行。该改革允许一个城市以兼并其周边县域的方式，扩大城市区域的范围，为城市建设筹措更多的用地，从而容纳更多的城镇人口。简而言之，撤县设区既是一项行政区划的改革，又是地方政府推进城市化的重要政策工具。在我国，行政兼并是如何与城市化相结合的？行政兼并作为一种推进城市化的政策工具是否达到其预期的目标？其背后的作用机制如何？这些都是本文致力于回答的问题。

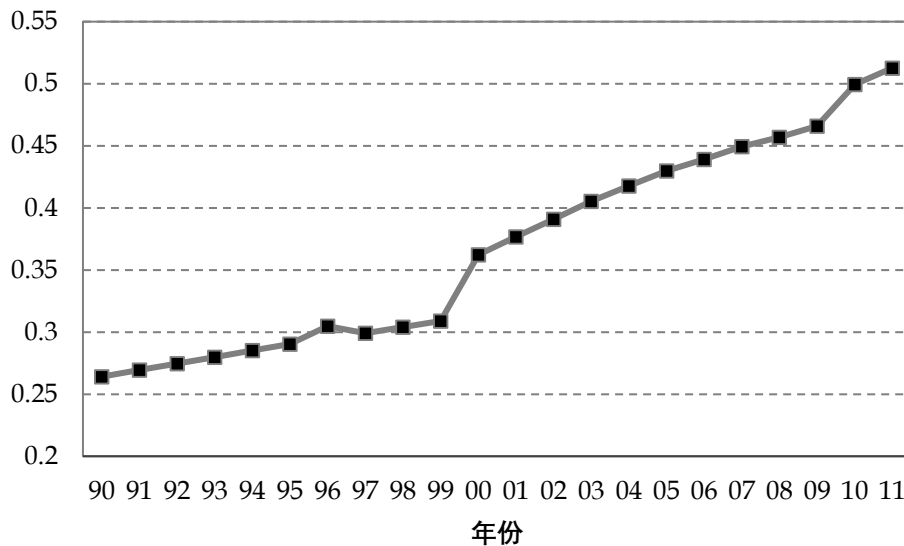


图 1 中国城镇人口比例

资料来源：《中国劳动统计年鉴》，1990 年-2011 年

撤县设区的政策出发点是在我国的分权体制下，不同的行政区之间存在着严重的因行政摩擦产生的市场分割问题。其表现是跨行政区之间要素无法自由流动，而且邻近的行政区划之间产业重复建设严重，合作不足（Young, 2000）。另一方面撤县设区也通过允许既有城市进一步扩张从而回应了我国城市规模不足的问题（陈钊和陆铭，2014；李松林和刘修岩，2017）。现有的对于撤县设区的研究侧重于探讨改革如何影响地方政府的行为（李郇和徐现祥，2015；卢盛峰和陈思霞，2017；张莉等，2018），以及评估其产生的经济影响（卢盛峰等，2017；邵朝对等，2018）。较少的文献从促进城市内部协同发展、发挥集聚效应、扩大城市规模经济（scale economies）的角度来论证撤县设区的逻辑（Henderson, 1974）。唐为和王媛(2015)作为后者的代表，侧重评估了撤县设区对于地级市整体产生的人口集聚效应。本文的贡献在于综合多来源的微观数据实证检验了撤县设区是否促进了城市内部的协同发

展,并进一步细化了行政摩擦被缓解之后集聚效应被内部化(internalize)的具体机制。相对于过往文献,本文综合了区县和地层面数据区分探讨了改革的增长和再分配效应,为理解撤县设区的作用机制补充了多角度的、综合的、城市内部的视角。

本文收集了一个时间跨度自1998年至2007年、涵盖几乎中国所有县级行政单位的经济发展、公共财政、交通基础设施、企业活动信息的综合数据库。利用撤县设区改革在时空上推进的进度差异,本文使用一个双重差分模型估计了该项政策带来的影响。本文的主要发现如下:第一,改制县在改革中显著受益,具体表现为具有更亮的夜间灯光,吸引到更多的来自外地、外省的移民定居。第二,改革后地级市整体的GDP、夜间灯光强度都有明显提高,说明撤县设区从整体上扩大了城市的规模经济,而不太可能只是重新分配了城市内部的既有经济资源。第三,政策发挥作用的微观机制如下:改制县更有可能增加对于公共服务、基础设施的投资,促进公共服务的均等化;通过投资交通基础设施与城区相连,促使本地市场一体化;改制县的制造业企业与城区产业结构的上下游关联越强、与城区共享的劳动力技能越相似,其生产率提高越明显,显示城区在改革后通过企业间的上下游匹配与劳动力流动向新城区产生协同溢出效应。总之,撤县设区为广大的外来人口创造了分享城市繁荣的落脚点,使得改制县成为了对移民来说具有极具吸引力的价值洼地——既可以享受城市的优质就业机会和公共服务,又同时可以保持低于老城区的居住、生活成本——从而促进了流动人口的定居与城市化。

党的十九大提出“以城市群作为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局”,构建科学合理的城市群已经成为一个明确的战略导向。本文借助撤县设区这一政策说明合理调整行政关系、消除行政摩擦对于城市经济建设与人口城市化的重要作用。这对于中心城市规模不断扩大、城市发展面临越来越多跨行政边界治理的当下具有重要的政策借鉴意义。

除了与研究撤县设区改革的文献直接相关外,本文还对以下三支文献有所贡献。首先是城市规模与集聚效应。城市通过发挥经济活动的集聚效应拉动经济增长(Duranton and Puga, 2004),而城市的规模则受制于集聚活动所产生的规模经济大小(Henderson, 1974)。大多数关于城市规模与集聚效应的研究侧重发达国家,对于发展中国家关注度不足。对于中国这样城市化进程受到较强行政干预的国家更是缺乏严格因果识别的研究。Au and Henderson (2006a)通过理论与实证说明中国的城市规模是被人为压低的,背后是原因严格的人口流动的限制(Au and Henderson, 2006b)。李松林和刘修岩(2017)考查了我国的城市规模分布,认为我国的城市规模分布与国际通行的齐夫(Zipf's)分布相比仍然过度扁平,这意味着我国的大中型城市仍有进一步扩张的潜力。相对于以往文献,本文的贡献在于借助撤县设区这一政府消除行政摩擦、推动城市化的准自然实验,提供了在中国情境下行政摩擦阻碍集聚效应发挥的因果识别,从而也与集聚效应识别这支文献相关(Greenstone et al., 2010; Zheng et al., 2017)。

其次是行政组织的结构与效率。包括我国在内的世界各国政府普遍采用层级式(hierarchical)的组织治理架构,针对集权与分权的讨论贯穿本支文献的始终(Mookherjee, 2013)。尽管已有文献从实证上探究了政府内部层级式结构改革,诸如撤县设市、省直管县等如何影响地方政府治理经济的绩效(Fan et al., 2012; Li et al., 2016; Bo, 2020),但相对较少的文献研究如何有效地协调平行行政单位之间的竞争与合作(Young, 2000)。我国自改革

开放以来进行了一系列集分权的行政改革 (Xu, 2011)。本文深入研究了撤县设区这一最新的、城市内部的行政区划改革的影响与机制, 从而丰富了相关的文献。

最后一支文献是城市化的人为推动因素。过往研究主要强调了政治上与财政上的动机 (Lichtenberg and Ding, 2009; Han and Kung, 2013; Wang et al., 2020), 本文则补充了内部化跨区域的集聚经济这一新视角。

本文的后续安排如下: 第二部分回顾撤县设区改革的制度背景; 第三部分介绍本文使用的数据与实证策略; 第四部分汇报本文的实证发现; 第五部分探讨了撤县设区的作用机制; 最后, 第六部分总结全文并提出相应的政策建议。

二、 制度背景

(一) 县与市辖区的差异

我国的区域行政层级体系包含四级¹, 如图 2 所示, 从最高级至最低级依次是中央政府、省级政府 (包括省、直辖市、自治区)、地级市政府 (包括市、地区、自治州、盟)、县级政府 (包括县、自治县、自治旗、县级市和市辖区)。在第四层级上, 虽然县与市辖区同为地级市政府的下辖行政单位, 但在职能定位、自主权上具有一定的差异, 体现为以下几点: 第一, 通常来说, 市辖区对应一个地级市的城市区域, 而县则对应郊区和农村区域²; 其次, 在财政计划上, 县具有相对的自主权, 而市辖区则受到地级市政府的直接统筹安排 (Li, 2011); 第三, 县政府具有相对完整的各类行政职能部门, 可以推行相对独立的基层治理, 市辖区则执行市政府的统一管辖; 第四, 作为一项从计划经济时期保留下来的制度遗产, 我国一直保留对于城市建设用地指标的控制 (陆铭等, 2015), 农业土地向工商业用地的转变需要受到“十八亿亩红线”政策的限制 (Yu, 2019), 这导致相对于市辖区, 定位偏向于农业生产、农业用地存量较多的县在发展工商业上受到限制; 第五, 一般来说, 市辖区的居民有更大比例持有城镇户口, 而县的居民有更大比例持有农村户口。城乡户口的制度性差异使得哪怕同属一个地级市内的居民所能享有的公共服务, 包括医疗、教育, 也是不均匀的 (夏怡然和陆铭, 2015)。

总而言之, 一方面相对于市辖区县具有较强的独立性, 但独立性的代价则是失去了一定与城区协同发展的机会。

(二) 撤县设区: 既是行政兼并, 又是城市扩张

随着我国的快速工业化和对人口流动限制的放松, 越来越多的人口从农村涌向城市 (Tombe and Zhu, 2019)。20 世纪末, 中央政府重新将推动城市化发展列为工作的重心。有了大政方针的定调, 各地政府如火如荼地开展一系列名为“撤县设区”的行政区划改革, 用以扩大城市的地域规模容纳更多的人口, 并为城市建设筹措更多的用地。具体而言, 撤县设区

¹ 原则上, 我国的区域行政层级还有第五级的建制, 即乡镇级政府, 包括乡、镇、街道、民族乡等。但乡镇级政府主要执行上级政府的指令, 几乎没有任何决策自主性, 故在本文中予以省略。

² 我国城乡划分标准在比乡镇更低的层级, 见 <http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjbz/tjyqhdmhcxhfdm/>。但通常来说市辖区所辖行政区域以城市区域为主, 县则以郊区和农村区域为主。为了保持一致性, 本文统一把地级市的市辖区覆盖范围视为市区, 其他地区视为郊区和农村。

改革将一个原本具有一定独立地位的县置于地市级政府的直接管辖下,并以行政兼并的方式扩充了本地市城市地区的地理范围。

从图 3 可以看出自 1999 年之后, 在我国县级行政单位中, 县和县级市的数目比重有了显著的下降, 而市辖区的数目比重在不断上升: 县(包括县级市)的数量由 1997 年的 2135 个降低到了 2013 年的 1981 个, 而市辖区的数量则相应地由 727 个增加到 872 个。附录 1 中进一步图示出了撤县设区改革在时空上的分布, 从中可以看出撤县设区改革的地理分布范围非常广泛, 在各时期、各地区、各规模的城市都有发生。据作者的统计, 从 1998 年至 2013 年, 总共有 32 万平方公里的土地由县转变为了市辖区, 规模达到了 1998 年全部市辖区面积的 65%。可以说, 作为一种政府主导的城市化发展手段, 撤县设区改革深刻地影响了中国的城市化发展格局(唐为和王媛, 2015)。

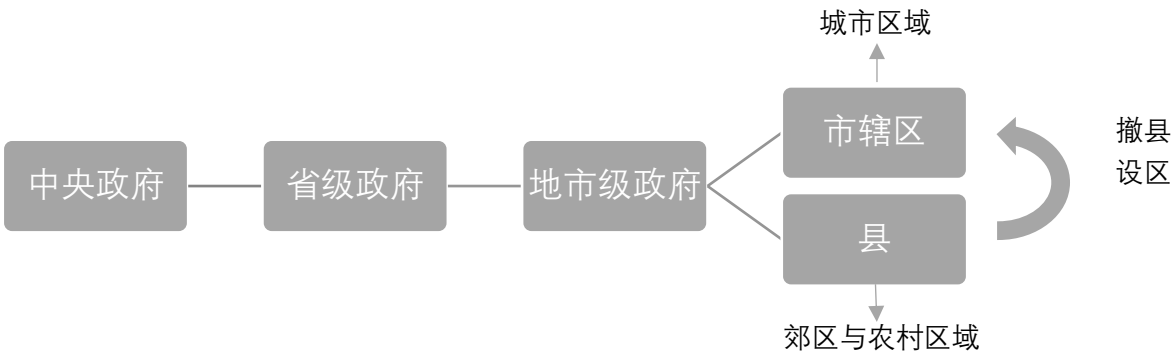


图 2 撤县设区改革示意图

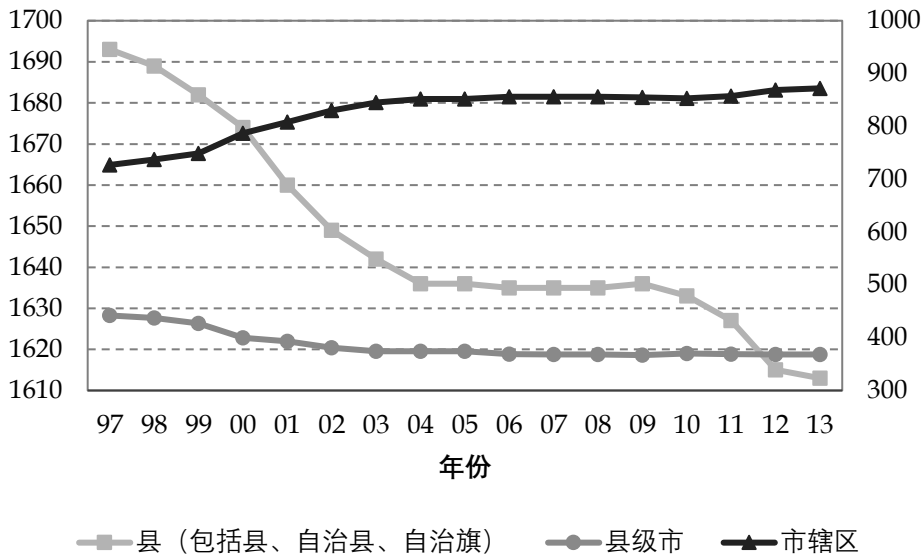


图 3 县级行政单位的数量，1997 年到 2013 年

注：县（包括自治县、自治旗）的数量适用于左侧的纵轴，县级市和市辖区的数量适用于右

侧的纵轴。

资料来源：《中国统计年鉴》，1997 年-2013 年。

三、数据与实证策略

（一）数据来源及变量构造

本文综合了多来源、多层级的数据以探究撤县设区改革对于区域发展的影响及其机制。附录 2 对本文使用的变量的来源与定义做了一个综合的简述。本小节旨在对各来源的数据和本文所作的处理进行逐一详细的说明。

1. 撤县设区改革

本文手动收集了 1998 年至 2013 年间所有的县级以上行政单位的行政区划变更信息，数据来自于民政部³，并从中提取出撤县设区发生的地区和时间。与撤县设区同时的其他县级行政区划改革，诸如省直管县（Li et al., 2016）、市内行政区划重组（Zhang and Wu, 2006）等，经常会导致行政边界的变化，因此我们将所有样本期间发生过除撤县设区以外改革的行政单位从研究样本中剔除。随后本文建立起样本期间所有区县级行政单位的一致编码，以保证改革发生前后可以一致地追溯同一个行政区域。

2. 区县层面经济发展与公共财政

本文综合 1998 年到 2007 年的《全国地市县财政统计资料》和各地《城市统计年鉴》，构造了一个包含 GDP、人口、工业产值、公共财政的分类支出等诸多变量的全面反映区县层面经济发展水平的数据库。

3. 交通基础设施建设

为了探究改革对于城市内交通基础设施建设的影响，本文搜集了两方面的新数据：第一，我们电子化了 1999 年与 2011 年两个截面的全国高速公路地图⁴；第二，本文通过互联网信息搜索构造了全国 1998 年至 2013 年区县层面的地铁建设信息，包括最早设立地铁站点的时间以及是否有线路与城区相连。

4. 夜间灯光数据

本文基于 DMSP-OLS 夜间灯光图像构造区县层面的夜间灯光强度作为反映区域经济发展的指标，并按秦蒙等（2019）的方法进行调整。具体的处理流程与讨论可参见附录 3。

5. 移民人口

我们根据 2000 年和 2010 年人口普查数据可以得到各区县在 2000 年和 2010 年的按来源地划分的移民数量。

6. 企业经营与生产率

本文使用 1998 年至 2007 年的全国规模以上工业企业数据库来研究撤县设区改革对于企业层面的经营活动与生产率的影响。该数据库是我国目前最全面的企业面板数据，虽然在企业规模上有截断（只收录国有企业和主营业务收入在 500 万元以上的非国有企业），但在

³ 网址为 <http://xzqh.mca.gov.cn/description?dcid=1>（数据提取时间：2019 年 7 月）。相同信息可在行政区划网（<http://www.xzqh.org/html/>）获取。

⁴ 高速公路地图的 GIS 数据来自 Baum-Snow et al.（2017）。

产出意义上对地区经济表现具有较高的代表性（Brandt et al., 2014）。

7. 投入-产出表

我们使用 2002 年国家统计局发布的 122 部门的投入产出表来了解行业之间的上下游关联，并综合多个数据源进一步构造企业层面与城区产业关联的指标。具体步骤请详见附录 8。

表 1 提供了一个本文所使用的所有变量的描述性统计。

（二）实证策略

1. 基准回归

为了评估撤县设区对于改制县的因果效应，本文参考 Li et al. (2016) 和 Bo (2020) 用以评估中国行政区划改革的研究框架，在基础的双重差分法（Difference-in-Difference）设定之外额外控制可能导致实验组与控制组在改革后产生差异化发展的初始“筛选条件”。具体而言，本文的基准回归方程设定如下：

$$Y_{cst} = \beta PostC2D_{ct} + \rho NeighborC2D_{ct} + \alpha_c + \gamma_{st} + \theta X_{c,98} \cdot \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中下标 c 、 s 和 t 分别代表区县、地级市、年份。 Y_{cst} 为一系列经济发展指标，包括地区的夜间灯光强度、GDP 与人均 GDP。 α_c 和 γ_{st} 分别为区县固定效应和地级市-年份固定效应，控制了区县固有的经济禀赋差异和地级市层面共同的时间趋势。 $PostC2D_{ct}$ 是我们关心的解释变量，当 $t \geq t_c$ ，即当前年份 t 为改制县 c 撤县设区时点 t_c 之后（含），则该变量取值为 1，否则为 0。 $NeighborC2D_{ct}$ 则是当前年份 t ，与区县 c 相邻的县发生了撤县设区之后（含）取值为 1，否则为 0。方程（1）设定的潜在假设是政策影响的对象之间是相对独立的，加入 $NeighborC2D_{ct}$ 旨在检验撤县设区潜在的空间溢出效应。如若不存在空间溢出效应，则我们预期 $\rho = 0$ 。 $X_{c,98}$ 为一组与中央政府文件设定的市辖区设立标准有关的变量的期初值（1998 年），包括非农人口占比、工业产值占比、人均 GDP 水平、人口密度、县中心到市中心的距离、是否与城区相接六个方面⁵。我们进一步将 $X_{c,98}$ 与一系列年份的固定效应交乘项加入回归来控制初始的“筛选条件”导致的时间上的发展趋势差异，以减轻潜在内生性的影响。最后， ε_{ct} 表示随机误差项。

本文的实证策略利用到了撤县设区在不同区县推行的时间差异。使用双重差分法的核心假设是改制县和非改制县的经济表现在改革不发生的情况下应该符合相同的变化趋势。为了正式地检验这一假设，我们还同时对区县层面的关注变量作如下的事件分析（event study）：

$$Y_{cst} = \sum_{\tau \in \{-4, -3, -2, 0/3, \geq -4\}} \beta^\tau t_to_C2D_{ct}^\tau + \sum_{\delta \in \{-4, -3, -2, 0/3, \geq -4\}} \rho^\delta t_to_NeighborC2D_{ct}^\delta + \alpha_c + \gamma_{st} + \theta X_{c,98} \cdot \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

其中 $\tau = t - t_c$ ，表示当前观测的年份 t 相对于区县 c 改革时点 t_c 的时间窗口， $t_to_C2D_{ct}^\tau$ 为一组哑变量，当前观测年份 t 的时间窗口为 τ 其取值为 1，其余情况为 0。作为基准组的时间窗口为 $\tau = -1$ ，因而所有 β^τ 的估计值应解读为相对于政策发生 1 年之前的效果。如果相同趋势假设成立，我们应该预期 β^τ 在 $\tau < 0$ 时不具有统计显著性。 $t_to_NeighborC2D_{ct}^\delta$ 和 ρ^δ 也采用类似的定义和解读，只不过 δ 是相对邻近县进行撤县设区时点的时间窗口。对 ρ^δ 的估计还提供了安慰剂检验的机会：如果改革的效应主要发生在本地，我们不应看到 ρ^δ 存在明显的时间趋势。

⁵ 对于改制县筛选流程和标准的探讨请详见附录 4。

表 1 描述性统计

变量	年份	观测数	均值	标准差
分组 A: 区县层面				
夜间灯光强度 (原始值)	1998-2013	42880	8.428	14.16
夜间灯光强度 (调整值)	1998-2013	42880	15.454	29.359
GDP 对数	1998-2007	21860	12.159	1.381
人均 GDP 对数	1998-2007	17243	8.481	.881
总人口数对数	2000,2010	5083	10.466	2.508
来自本地市的迁入人口对数	2000,2010	5053	9.568	1.517
来自本省其他地市的迁入人口对数	2000,2010	5071	8.558	1.677
来自其他省份的迁入人口对数	2000,2010	5071	8.046	1.841
人均社会性财政支出对数	1998-2007	18968	1.693	1.658
人均教育财政支出对数	1998-2007	18968	4.877	0.754
人均医疗财政支出对数	2003-2007	7797	3.839	0.907
人均基本建设财政支出对数	1998-2007	17365	0.45	3.262
与城区通过高速公路相连	1999,2011	5360	0.686	0.464
城乡高速公路数量	1999,2011	5360	2.058	2.419
与城区通过地铁相连	1999,2011	5360	0.013	0.0114
通过本地的地铁线路数量	1999,2011	5316	0.132	0.701
分组 B: 地市层面				
夜间灯光强度 (原始值)	1998-2007	2850	4.234	5.617
夜间灯光强度 (调整值)	1998-2007	2850	9.212	13.461
GDP 对数	1998-2007	2730	3.394	.8
人均 GDP 对数	1998-2007	2730	-2.387	.665
城区人口规模对数 (2000 年)	2000	2217	14.074	0.896
分组 C: 企业层面				
TFP (OLS)	1998-2007	195420	-0.043	0768
TFP (OP)	1998-2007	182492	0.083	0.785
雇员规模对数	1998-2007	195420	4.927	1.124
资本存量对数	1998-2007	195420	8.634	1.678
中间品使用对数	1998-2007	195420	9.419	1.495
人均工资对数	1998-2007	195420	2.118	0.829
存续时间 (年)	1998-2007	195420	11.127	11.306
政府资本占比	1998-2007	195420	0.189	0.374
港澳台资本占比	1998-2007	195420	0.095	0.268
外商资本占比	1998-2007	195420	0.078	0.242

资料来源：详见附录 2。

如无特殊说明，本文将研究时期限定在 1998 年至 2007 年⁶。最后，从始至终本文将标准误聚类于区县层面，以体现潜在异方差与时序相关性对于标准误估计的影响。

2. 区分政策的增量与再分配效应

在以简约式（reduced-form）回归评估一个区域性政策时，容易忽视的一点就是区分政策的增量与再分配效应。在本文的情境下，这意味着撤县设区有可能以牺牲地级市内其余区域的代价，例如吸引走了本该在其余区域的就业与投资，来获得了快速发展的机会。

为了区分政策的增量与再分配效应，本文首先采纳 Redding and Turner（2015）的建议，将我们的回归样本分为两组：一组由期初时为县的县级行政单位构成，即实验组（treatment group）与控制组（control group）；另一组则为期初时为市辖区的县级行政单位构成，即所谓的剩余组（residual group）。对于实验组，估计的回归方程和（1）至（2）式保持一致；对于剩余组，则将 $\beta PostC2D_{ct}$ 移除出方程（1），将撤县设区的政策冲击定义修改为邻近县发生的撤县设区改革再进行估计。如果撤县设区的再分配效应特别明显，则以县为样本时、或以市辖区为样本时估计系数 ρ 应显著为负。反之，则并没有直接证据表明撤县设区的效应是通过再分配实现的。

此外，因为我们在所有区县层面的回归中都控制了地级市-年份固定效应，如果有某些撤县设区的效应是通过地级市层面的共同趋势体现的，则无法被方程（1）和方程（2）所识别。为了检验撤县设区在地市层面的这部分增长效应，我们在地级市层面做如下的回归：

$$Y_{spt} = \beta PostC2D_{st} + \alpha_s + \gamma_{pt} + \theta X_{s,98} \cdot \gamma_t + \varepsilon_{st} \quad (3)$$

其中 $PostC2D_{st}$ 在地级市 s 所辖区县在样本期间首次发生撤县设区之后取值为 1，否则为 0。类似地，我们控制了地级市固定效应 α_s 、省份-年份固定效应 γ_{pt} 、地市层面的筛选标准与年份固定效应的交叉项 $X_{s,98} \cdot \gamma_t$ 。如果估计系数 β 显著大于 0，则证明撤县设区更有可能是产生了增长效应而非再分配效应。

最后，我们将样本进一步限定在 1998 至 2007 年至少发生过一次撤县设区的地级市所辖单位。这么做的理由在于排除一些城市化水平和经济发展较弱的偏远城市，尽可能保证样本的同质性。

四、实证结果

（一）撤县设区的经济效应：区县层面

⁶ 这么处理主要出于以下三个目的：首先，1998 年至 2007 年是本文使用的诸多数据来源中重叠最多的时间区间，可以保证实证结果的相互对照与一致性；其次，1998 年是中国城市化加速的元年（见图 1），也是撤县设区改革从零星案例到普遍化的起始点，非常适合作为研究的起始点；最后，从图 3 可以看出，2006 年之后撤县设区改革进入到一段停滞期，直到 2010 年之后才又恢复。本质上我国存在两轮的撤县设区改革，但是因为当前有限的数据库不允许我们观测到第二轮政策的长期影响，因此本文仍然将第一轮

（1998 年至 2007 年）的撤县设区改革作为研究对象。在附录 5 中我们将灯光数据的样本区间拓展到 2013 年，基准结论不改变。

表 2 汇报了方程 (1) 的基准估计结果⁷，从第 (1) 至第 (4) 列分别使用夜间灯光强度的原始值和调整值、GDP 对数、人均 GDP 对数作为被解释变量，从不同维度测度了撤县设区在区县层面的经济绩效。分组 A 使用的样本为 1998 年始时属于县的县级行政单位。第 (1) 列的结果显示，在撤县设区改革发生之后，改制县的平均夜间灯光强度显著提高了 0.6 个单位。考虑到 1998 年时全国县级行政单位的平均夜间灯光强度为 1.9 个单位，该效应不论在统计意义还是经济意义上都具有显著性。为了排除原始灯光数据“亮度超饱和”的影响，第 (2) 列改用调整后的夜间灯光强度来刻画经济活动，得到的政策效应更大，达到了 0.9 个单位，且在 5% 统计意义上保持显著性。出人意料的是，第 (3) 列和第 (4) 列并未得出撤县设区促进了改制县 GDP 或人均 GDP 提高的证据。一个合理的解释是：短期内，撤县设区主要带动的是土地开发与城市建设等粗放式的扩张，而非高质量的经济增长，从而引发在区县这一较小的空间尺度上 GDP 数据与灯光数据的偏离，这与秦蒙等 (2020) 的发现是保持一致的，即灯光数据刻画的城市蔓延并不完全等同于经济总量的增长。

尽管如此，在分组 A 中，无论使用夜间灯光数据还是 GDP 作为被解释变量，我们都没有发现改革对于邻近县的显著溢出，这初步排除了上述效应是由经济活动的再分配引起的。为了进一步排除空间再分配的可能性，分组 B 使用 1998 年始时属于市辖区的县级行政单位作为样本重新估计了方程 (1)，估计邻近县发生撤县设区对市辖区带来的影响，同样发现撤县设区并未带来显著的溢出效应。综合来说，并没有证据表明撤县设区挤出了周围区县的发展。

双重差分法的核心假设在于如果没有改革发生，那么改制县与非改制县的发展趋势应该保持一致。为了正式检验这一假说，本文采用了事件分析法，估计了方程 (2) 并将结果作于图 4⁸。图 4 支持了平行趋势假说：所有的本地撤县设区前的时间窗口哑变量系数都不具有统计显著性，相对地，改革之后的时间窗口哑变量系数开始具有统计显著性，且数值逐渐扩大，表明改制县与非改制县的发展趋势只在撤县设区发生之后才出现偏离。另外，所有邻近县撤县设区的时间窗口哑变量系数都不具有统计显著性，和基准回归的结果保持一致，通过了安慰剂检验。

综合本小节的发现我们得出结论：撤县设区促进了改制县的经济活动，且更有可能是一种增量效应而非再分配效应。

表 2 撤县设区的经济效应：区县层面

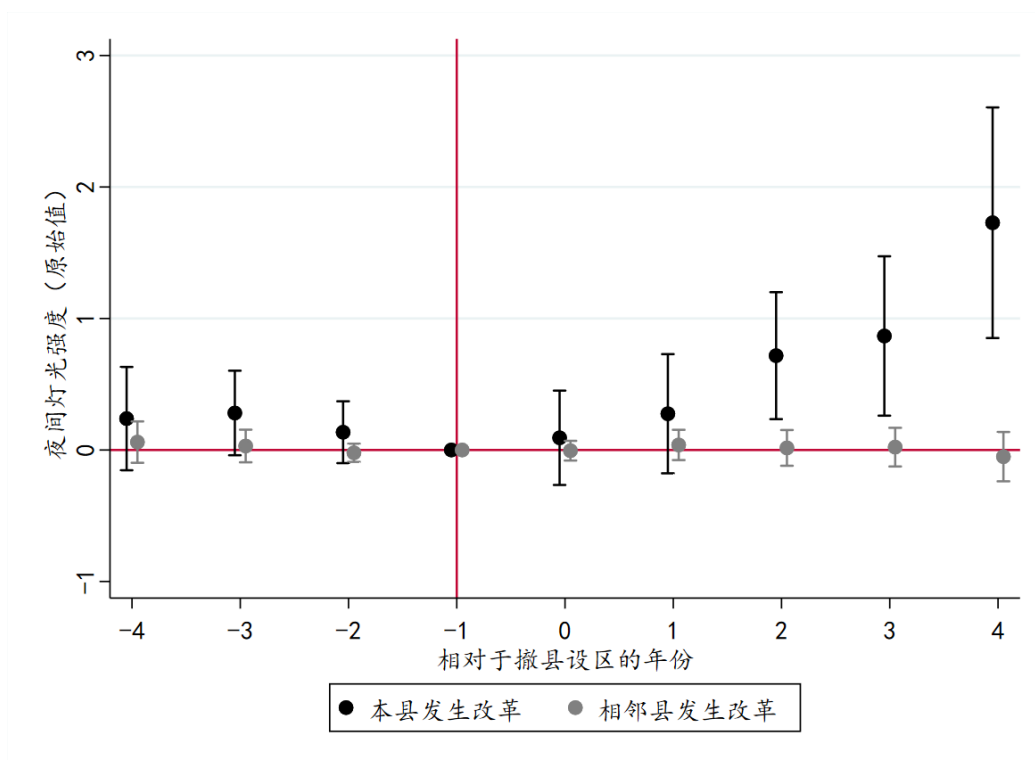
夜间灯光强度		GDP 对数	人均 GDP 对数
原始 均值	调整后 均值		
(1)	(2)	(3)	(4)
分组 A：样本为县			

⁷ 渐进 DID 的设定下，由于改革的时间点不同，不同批次之间可能存在异质性，因此假定多批次政策对样本处理效应相同的假设可能并不成立。为了应对这一担忧，本文按照 De Chaisemartin and d'Haultfoeuille (2020) 的思路对撤县设区在区县、地市层面的经济效应进行了重新估计，结果汇报于附录 6。

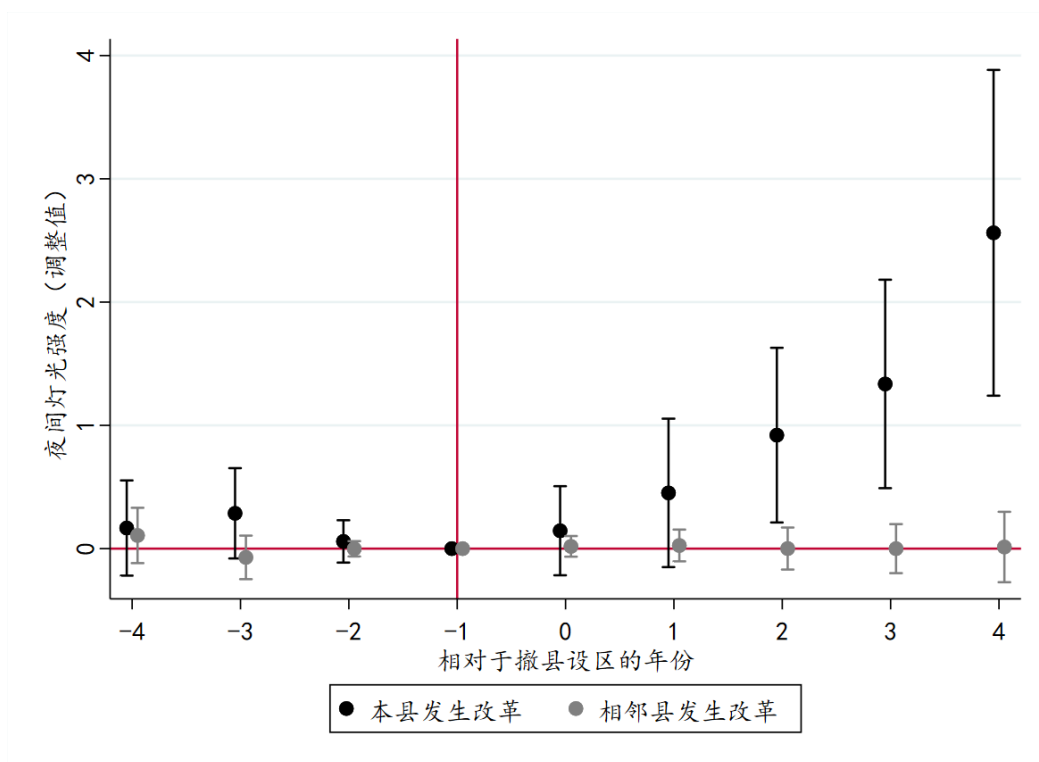
⁸ 针对市辖区样本的平行趋势检验（事件分析法）结果请详见附录 7。

撤县设区	0.592**	0.971**	0.032	0.070
	(0.264)	(0.390)	(0.059)	(0.077)
相邻县发生撤县设区	-0.017	-0.010	-0.043	-0.031
	(0.064)	(0.103)	(0.036)	(0.034)
观测数	7,920	7,920	6,911	6,791
调整后 R ²	0.980	0.992	0.898	0.801
分组 B：样本为市辖区				
相邻县发生撤县设区	-0.010	-0.045	-0.035	-0.015
	(0.357)	(0.518)	(0.076)	(0.073)
观测数	3,070	3,070	2,672	1,275
调整后 R ²	0.993	0.998	0.806	0.684
地级市-年份固定效应	Y	Y	Y	Y
区县固定效应	Y	Y	Y	Y
筛选标准×年份固定效应	Y	Y	Y	Y

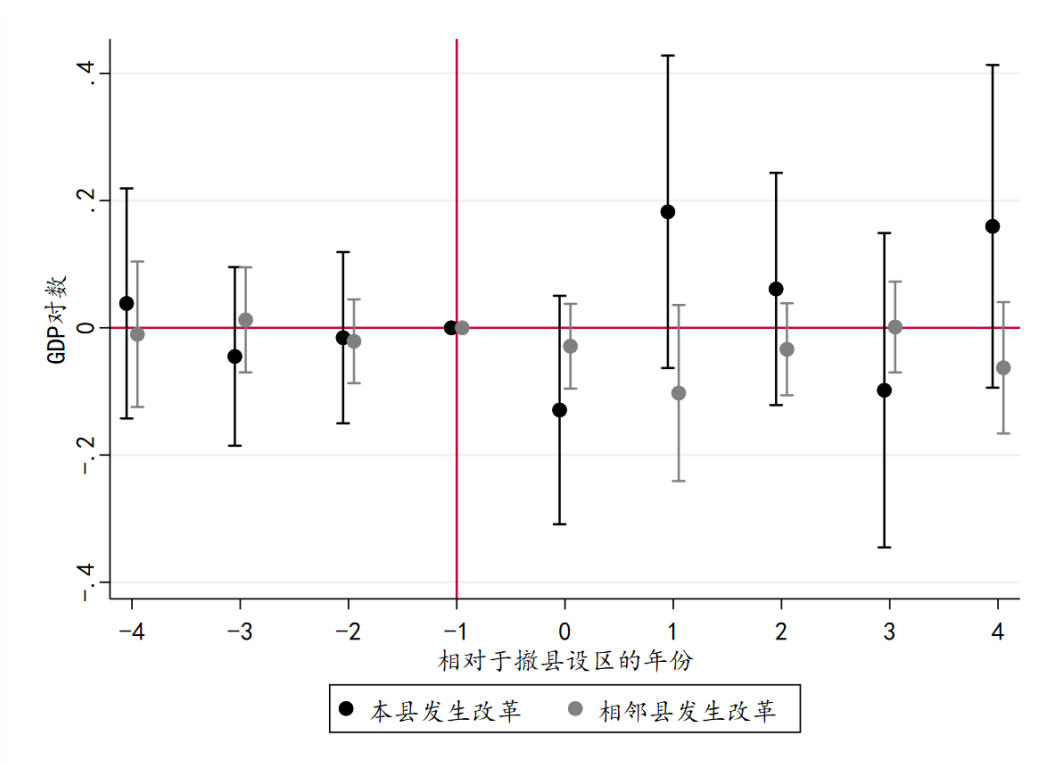
注：括号内为稳健标准差，聚类到区县层面。***, **, * 分别代表结果在 1%, 5%, 10% 统计意义上显著。



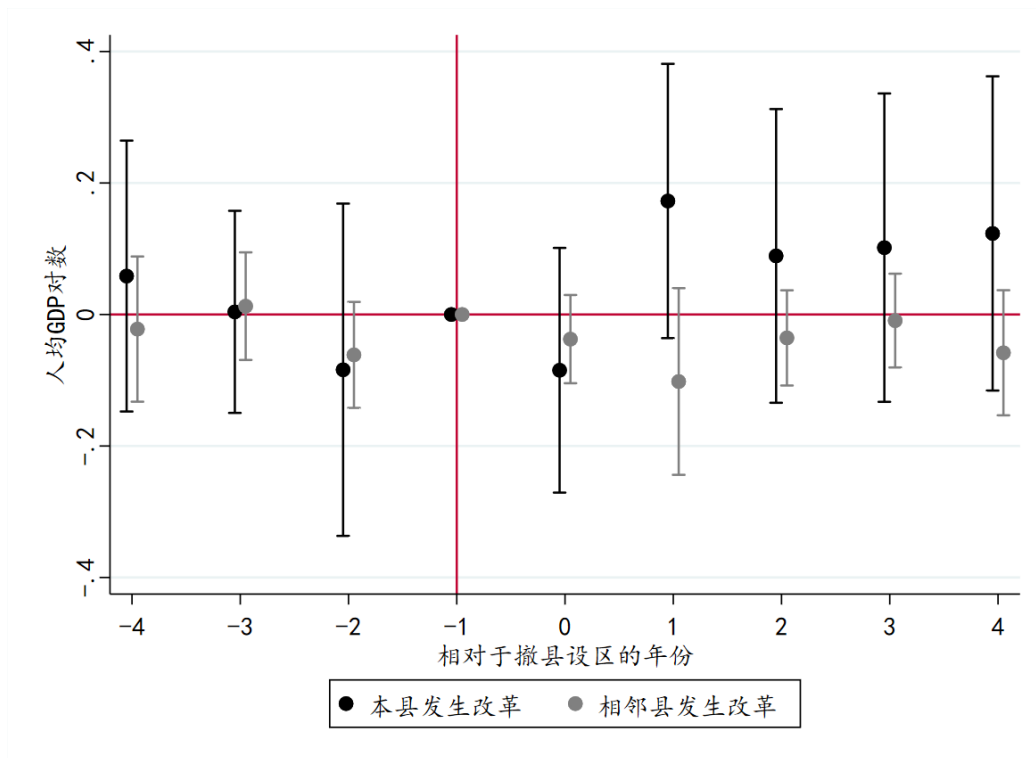
(a) 夜间灯光强度（原始值）



(b) 夜间灯光强度 (调整值)



(c) GDP 对数



(d) 人均 GDP 对数

图 4 撤县设区的影响：基于事件分析法的估计结果

注：横轴代表方程（3）中的 τ 或 δ ，竖轴为使用方程（3）估计 β^τ 和 ρ^δ 得到的结果。竖线表示估计值的 95%置信区间。

（二）撤县设区的经济效应：地市层面

表 3 撤县设区的经济效应：地市层面

	夜间灯光强度		GDP 对数	人均 GDP 对数
	原始 均值	调整后 均值		
	(1)	(2)	(3)	(4)
所辖区县首次撤县设区	0.432*	0.730**	0.114***	0.116***
	(0.235)	(0.346)	(0.041)	(0.041)
观测数	2,280	2,280	2,274	2,274
调整后 R2	0.983	0.995	0.862	0.806
省份-年份固定效应	Y	Y	Y	Y
地级市固定效应	Y	Y	Y	Y
筛选标准×年份固定效应	Y	Y	Y	Y

注：括号内为稳健标准差，聚类到区县层面。***, **, * 分别代表结果在 1%, 5%, 10% 统计

意义上显著。

区县层面的回归显示，在城市内部，撤县设区后的改制县的经济活动变得更加活跃。然而因为我们在所有区县层面的回归中都控制了地级市-年份固定效应，那些通过地级市层面的共同趋势体现的政策效应将会被固定效应所吸收，从而无法被方程（1）所识别。为了检验撤县设区在地市层面的这部分增长效应，我们在地级市层面估计了方程（3），结果展示于表 3 中。

表 3 的结果显示，当一个地级市所辖区县首次发生撤县设区之后，夜间灯光强度会有 0.4 到 0.7 个单位的提高，GDP 和人均 GDP 也有 11% 的提高，在经济意义和统计意义上都非常显著。这显示，撤县设区的改革对地级市整体产生正向的溢出效应。值得关注的一点是，我们在地市层面发现了区县层面并未发现的 GDP 效益。这可能是因为撤县设区在改制县短期内只产生了粗放的扩张效应，但综合来说，撤县设区促进了新旧城区之间的经济互补，在城市整体层面产生了正面效应，扩大了改革城市整体的规模经济。

（三）撤县设区对于移民流入的影响

撤县设区的最终目的是通过扩张城市边界的方式，促进人口城市化。以上几个小节的实证结果表明，在行政性壁垒被消除之后，改制县乃至地级市整体的经济发展显著受益。然而这些经济效益能否最终吸引移民的流入与定居，则仍待实证检验。已有文献提供证据表明在地市层面，撤县设区显著推动了人口城市化（唐为和王媛，2015）。本文从以下两个层面丰富了相关的探讨：第一，本文使用了更为细致的区县层面的数据，可以更为直接地分离出撤县设区改革对人口城市化的影响；第二，因为使用了比地市层面更加详细的数据，本文可以探讨了城市内部的移民流入结构的变化，从而揭示出一些新的信息。

主要结果展示于表 4。区县层面移民数据的来源为 2000 年和 2010 年的人口普查数据，以这两个截面的观测并按照来源地分别对撤县设区改革进行回归。观察分组 A 的结果我们发现，改革使得改制县吸引到更多的移民定居，来自相同地级市、相同省份其他地级市、其他省份的移民流入数分别提高了 30.9%、60.9% 和 52.7%，无论是统计意义上还是经济意义上都异常显著，且并未对邻近县产生溢出效应。使用市辖区样本的分组 B 结果则显示，邻近县发生撤县设区使得临近市辖区能够吸引到的其他省份的移民也显著上升了 27.7%。整体来说，撤县设区主要是促进了外地移民的流入，且新进入移民被更多地吸引向被兼并的改制县或与改制县邻近的城区，而非传统的城区或其他未发生改革的县域。

本小节的发现与基准回归的结果保持一致。我们认为一个合理的解释是撤县设区使得改制县成为了对移民更具包容性的一个价值洼地——既可以享受与城区关联获得的优质就业机会，又同时可以保持低于传统城区的居住、生活成本——这对于广大从农村地区背井离乡的打工者来说是很具有吸引力的。

表 4 撤县设区对移民流入的影响

移民流入对数：按来源分		
相同	同一省份	其他

	地级市 (2)	其他地级市 (3)	省份 (4)
分组 A：样本为县			
撤县设区	0.309** (0.122)	0.609*** (0.205)	0.527*** (0.186)
相邻县发生撤县设区	0.056 (0.074)	-0.008 (0.105)	-0.113 (0.115)
观测数	1,260	1,326	1,326
调整后 R ²	0.888	0.763	0.727
分组 B：样本为市辖区			
相邻县发生撤县设区	0.102 (0.068)	-0.093 (0.090)	0.277*** (0.094)
观测数	674	674	674
调整后 R ²	0.734	0.831	0.908
地级市-年份固定效应	Y	Y	Y
区县固定效应	Y	Y	Y
筛选标准×年份固定效应	Y	Y	Y
覆盖年份	2000、2010		

注：括号内为稳健标准差，聚类到区县层面。***, **, * 分别代表结果在 1%, 5%, 10% 统计意义上显著。

五、 机制分析

本小节致力于解释撤县设区带来经济效益背后的微观机制。我们首先从撤县设区作为一项行政区划改革的本质入手，研究行政关系的调整如何引起在地方政府对于公共品与公共服务投资增加，随后研究微观个体——企业与个人——如何应对这些变化，从而揭示出行政摩擦消除之后集聚效应发挥的具体机制。

（一）公共服务与交通基础设施投资：区县层面

当一个县被兼并成为城区的一部分（市辖区）时，横亘在县与市辖区之中的行政性与制度性屏障就被取消了，市政资源分配有了调整的机会。此时，地市层面的官员在晋升激励之下便有了更强的动机去投资新城区的公共品，从而促进本地市场一体化与城市扩张（Wang et al., 2020）。与我们预期的相一致，表 5 发现撤县设区之后改制县增加了对于医疗、基本建设领域的财政支出，这有利于促进被作为新城区的改制县提供与城区均等化的公共服务，增强对于外来人口的吸引力（夏怡然和陆铭，2015）。

在所有的公共品之中，交通基础设施通常位于地方政府市政建设的核心（Baum-Snow et al., 2017）。表 6 探究了撤县设区如何影响交通基础设施的建设。根据电子化的 1999 年和 2010 年的全国高速公路地图，我们提取出两个有意义的变量。首先是一个县是否与从市区 5

公里内出发的高速公路——我们定义为“城乡高速公路”——相连的哑变量，以及连接县与城区的城乡高速公路的线路数量。我们将 1999 年和 2010 年两个截面的长差分对撤县设区回归。撤县设区被定义为在 1999 到 2010 年期间发生撤县设区的改制县取 1，否则取 0。回归结果展示于第（1）列和第（2）列。我们发现改制县在这两个时间节点被连接到城区的概率提高了 3.1%（虽然并不显著，可能是因为很多区县在 1999 年已经被高速公路相连），线路数量显著增加了约 0.85 条。我们还根据网络搜索构建了全国 1998 年至 2013 年区县层面的地铁建设信息，包括最早设立地铁站点的时间以及线路是否与城区相连。我们将是否通过地铁与城区相连以及相应的线路数量的差分（从 1998 年到 2013 年）对撤县设区回归，结果展示于第（3）列和第（4）列，发现相比于非改制县，改制县被接入地铁的概率要高 8.3%，线路数量平均要多 0.17 条。

这部分的结果表明，撤县设区促进了地方政府在城乡一体化上的公共服务投入，特别是交通基础设施。这有助于吸引移民，促进市场融合，享受来自城区的集聚效应溢出。

表 5 机制 1：公共服务的投入

	人均 社会保障 财政支出 对数 (1)	人均 教育 财政支出 对数 (2)	人均 医疗 财政支出 对数 (3)	人均 基本建设 财政支出 对数 (4)
撤县设区	0.163 (0.153)	0.046 (0.046)	0.285*** (0.106)	0.040** (0.019)
相邻县发生撤县设区	0.035 (0.069)	-0.001 (0.015)	0.047 (0.049)	-0.003 (0.006)
观测数	7,567	7,567	3,717	3,862
调整后 R ²	0.776	0.913	0.890	0.618
地级市-年份固定效应	Y	Y	Y	Y
区县固定效应	Y	Y	Y	Y
筛选标准×年份固定效应	Y	Y	Y	Y

注：括号内为稳健标准差，聚类到区县层面。***, **, * 分别代表结果在 1%, 5%, 10% 统计意义上显著。

表 6 机制 2：交通基础设施与城市一体化

△通过城乡 高速公路 与城区相连 1999-2011	△ 城乡 高速公路 线路数量 1999-2011	△通过 地铁 与城区相连 1998-2013	△ 经过的 地铁 线路数量 1998-2013
-------------------------------------	-----------------------------------	---------------------------------	----------------------------------

	(1)	(2)	(3)	(4)
撤县设区	0.031 (0.071)	0.853* (0.516)	0.083* (0.043)	0.169** (0.079)
相邻县发生撤县设区	0.039 (0.031)	0.280** (0.142)	0.002 (0.003)	0.025 (0.016)
观测数	1,610	1,610	1,610	1,610
调整后 R ²	0.086	0.234	0.104	0.119
筛选标准	Y	Y	Y	Y

注：括号内为稳健标准差，聚类到区县层面。***, **, * 分别代表结果在 1%, 5%, 10% 统计意义上显著。

（二）集聚效应溢出：企业层面

我们借鉴 Greenstone et al. (2010) 和 Zheng et al. (2017) 的思路为每一家位于改制县的企业构造了其与其城区的一系列产业关联指标，以揭示撤县设区触发的溢出效应背后的具体机制。这些产业关联指标包含四个维度：包括上游关联、下游关联、职业相似性、技能相似性分别对应集聚效应的三个重要机制：匹配 (matching)、蓄水池 (pooling) 和学习 (learning)

(Duranton and Puga, 2004)。附录 8 中详细介绍了这些指标的构造过程。为了更好解读估计系数，这些产业关联指标都按 z-score 标准化为均值为 0 标准差为 1，数值越大则意味着企业与城区在该维度上与城区联系更为紧密。

我们将 $PostC2D_{ict}$ 与这些产业关联指标交乘起来加入一个标准的双重差分回归，估计如下方程 (5)：

$$TFP_{ict} = \beta PostC2D_{ict} + \beta PostC2D_{ct} \times Linkage_i + \alpha_i + \gamma_t + \theta X_{it} + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

其中 TFP_{ict} 为依照 Brandt et al. (2012) 计算的为位于区县 c 的企业 i 在第 t 年的全要素生产率。 $PostC2D_{ct}$ 在企业所在区县发生撤县设区改革之后取值为 1，否则为 0。为了减少混杂因素的影响，我们还控制了企业固定效应 α_i 、年份固定效应 γ_t 、以及一系列企业层面可能会影响生产效率的控制变量 X_{it} ，包括企业产出规模的对数、企业存续年数、政府资本占比、港澳台资本占比和外商资本占比。

表 7 汇报了相应的估计结果。从第 (1) 列至第 (4) 依次汇报了单一产业关联的交叉项的回归系数。第 (1) 列结果显示，企业与城区的上游关联每提高 1 个标准差，则其从撤县设区中获得的 TFP 增益就提高 2.2%，且这一效应在 1% 统计意义上显著，证明撤县设区在企业层面的溢出效应至少有一部分是由城区和改制县的上下游关联带动的⁹。第 (4) 列对技能相似性也发现了类似的、显著的 TFP 增益，说明劳动力流动产生的学习效应也带动了企业生产效率的提高。但相对地，第 (2) 列和第 (3) 列并没有发现下游关联和职业相似性对

⁹ 附录 9 进一步提供了该机制的支持性证据。我们将企业使用的各类要素与水平工资水平对撤县设区进行回归，发现在撤县设区之后，改制县的下游企业显著增加了对于中间品的使用，反之企业并没有显著增加对于资本、劳动力的使用。

于决定溢出效应的高低有统计意义上显著的影响。最后我们一次性将四个维度的产业关联交叉项同时加入回归。第（5）列的结果显示，下游关联和职业相似性交叉项的系数仍然保持不显著甚至转变为负，但上游关联与技能相似性交叉项的系数则大致保持不变，显著性也没有受到影响。

总而言之，本小节的发现支持了改制县与城区之间集聚效应的存在，具体机制是上下游的匹配效应与劳动力的学习效应。结合表 6 里的发现，我们的估计结果表明区域一体化的交通基础设施有助于降低交通成本，从而以提高上下游企业的匹配质量以及促进劳动力的流动的方式提高企业的生产率。本小节的结果还说明，撤县设区之后，跨行政区之间的产业协同与合作增加，有助于减轻市场分割的问题（Young, 2000）。

表 7 机制 3：匹配效应与学习效应

	TFP				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
撤县设区与下列变量的交乘项:					
上游关联	0.022*** (0.008)				0.023** (0.010)
下游关联		0.002 (0.017)			-0.018 (0.024)
职业相似性			0.227 (0.159)		0.185 (0.255)
技能相似性				0.669** (0.272)	0.672* (0.359)
观测数	39,636	40,991	41,109	41,109	39,553
调整后 R ²	0.423	0.420	0.421	0.421	0.422
企业层面控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y

注：本表的样本包括 1998 年到 2007 年位于至少发生过一次撤县设区的地级市的企业面板数据，并进一步将样本限制为至少需要在撤县设区发生的前一年到后一年存活的企业。括号内为稳健标准差，聚类到区县层面。***, **, * 分别代表结果在 1%, 5%, 10% 统计意义上显著。

六、 结论与政策建议

中国在 21 世纪的第一个十年中经历了前所未有的快速城市化。在行政关系层面这体现为许多城区周边的县被兼并与融合，成为市辖区，这个过程即是撤县设区。本文借助撤县设区改革在时空上推行的差异，利用一个双重差分模型发现撤县设区带来了显著的经济效益，

其来源是地区之间的行政摩擦消除之后城区与被改制区县之间的潜在的协同发展效应。

在新中国历史上已有过的致力于推动城市化的政策实践之中，撤县设区可能是最为成功的了。背后原因其实并不难理解：相比于建立起一群不具有规模经济的小城市让经济活动趋于分散，撤县设区消除了低效的行政边界带来的摩擦，允许既有的大中城市进一步扩张，通过集聚效应带动经济增长，这一点更加符合国际上城市化发展的自然规律。适逢我国在 21 世纪初加入 WTO，外部经济冲击为流动人口创造了大量的工业部门、城市里的就业机会，而撤县设区又刚好回应了这一需求。因而，对于像中国一样正在经历快速城市化的国家，适时地调整行政边界以反映经济规模的变化是很有必要的政策选择。

本文的发现对于当下城市群的发展战略也具有重要的借鉴意义。随着人口的不断集聚与中心城市范围的不断扩张，越来越多的经济行为需要跨越地市乃至省份的边界，以直辖市、地级市为单位的城市空间规划将会面临挑战。鉴于此，只有建立起高效的跨行政边界协调机制，尽量消除行政摩擦，保障跨区域之间要素的自由流动、公共品的供给，才能在长远有利于城市群的良性发展。

参考文献

- [1] Au, C. C. and Henderson, J. V., “Are Chinese Cities Too Small?”, *Review of Economic Studies*, 2006a, 73(3), 549-576.
- [2] Au, C. C. and Henderson, J. V., “How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China”, *Journal of Development Economics*, 2006b, 80(2), 350-388.
- [3] Baum-Snow, N., Brandt, L., Henderson, J. V., Turner, M. A. and Zhang, Q., “Roads, Railroads, and Decentralization of Chinese Cities”, *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99(3), 435-448.
- [4] Bo, S. “Centralization and Regional Development: Evidence from a Political Hierarchy Reform to Create Cities in China”, *Journal of Urban Economics*, 2020, 115, 103182.
- [5] Brandt, L., Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y., “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97, 339-351.
- [6] Brandt, L., Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y., “Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-level Data”, *China Economic Review*, 2014, 30, 339-352.
- [7] 陈钊、陆铭，“首位城市该多大”，《学术月刊》，2014 年第 5 卷第 46 期，第 5-16 页。
- [8] De Chaisemartin, C. and D'Haultfœuille, X., “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 2020, 110(9), 2964-2296
- [9] Donaldson, D. and Storeygard, A., “The View from Above: Applications of Satellite Data in Economics”, *Journal of Economic Perspectives*, 2016, 30(4), 171-98.
- [10] Duranton, G. and Puga, D., “Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies”, *Handbook of Regional and Urban Economics (Vol. 4)*, 2004, Elsevier, 2063-2117.
- [11] Fan, S., Li, L. and Zhang, X., “Challenges of Creating Cities in China: Lessons from a Short-lived County-to-City Upgrading Policy”, *Journal of Comparative Economics*, 2012, 40(3), 476-491.
- [12] Greenstone, M., Hornbeck, R. and Moretti, E., “Identifying Agglomeration Spillovers: Evidence from Winners and Losers of Large Plant Openings”, *Journal of Political Economy*, 2010, 118(3), 536-598.

- [13] Han, L. and Kung, J. K. S., “Fiscal Incentives and Policy Choices of Local Governments: Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2015, 116, 89-104.
- [14] Henderson, V., “The Sizes and Types of Cities”, *American Economic Review*, 1974, 64(4), 640-656.
- [15] Li, L., “The Incentive Role of Creating ‘Cities’ in China”, *China Economic Review*, 2011, 22(1), 172-181.
- [16] Li, P., Lu, Y., and Wang, J., “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China” *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [17] Lichtenberg, E. and Ding, C., “Local Officials as Land Developers: Urban Spatial Expansion in China”, *Journal of Urban Economics*, 2009, 66(1), 57-64.
- [18] 李郇、徐现详, “中国撤县(市)设区对城市经济增长的影响分析”, 《地理学报》, 2015 年第 8 期, 第 1202-1214 页。
- [19] 李强、陈宇琳、刘精明, “中国城镇化‘推进模式’研究”, 《中国社会科学》, 2012 年第 7 期, 第 82-100 页。
- [20] 李松林、刘修岩, “中国城市体系规模分布扁平化: 多维区域验证与经济解释”, 《世界经济》, 2017 年第 11 期, 第 144-169 页。
- [21] 陆铭、张航、梁文泉, “偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资”, 《中国社会科学》, 2015 年第 5 期, 第 59-83 页。
- [22] 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? ”, 《统计研究》, 2017 年第 5 期, 第 59-68 页。
- [23] 卢盛峰、陈思霞, “政府偏袒缓解了企业融资约束吗?——来自中国的准自然实验”, 《管理世界》, 2017 年第 3 期, 第 128-142 页。
- [24] Mookherjee, D., “Incentives in Hierarchies”, *Handbook of Organizational Economics*, 2013, Princeton University Press, 764–798.
- [25] 秦蒙、李松林、刘修岩, “城市蔓延如何影响地区经济增长? ——基于夜间灯光数据的研究”, 《经济学(季刊)》, 2019 年第 2 期, 第 527-550 页。
- [26] Redding, S. J. and Turner, M. A., “Transportation Costs and the Spatial Organization of Economic Activity”, *Handbook of Regional and Urban Economics (Vol. 5)*, 2015, Elsevier, 1339-1398.
- [27] 邵朝对、苏丹妮、包群, “中国式分权下撤县设区的增长绩效评估”, 《世界经济》, 2018 年第 10 期, 第 101-125 页。
- [28] Tombe, T. and Zhu, X., “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China” *American Economic Review*, 2019, 109 (5), 1843-72.
- [29] 唐为、王媛, “行政区划调整与人口城市化:来自撤县设区的经验证据”, 《经济研究》, 2015 年第 9 期, 第 72-85 页。
- [30] Wang, Z., Zhang, Q. and Zhou, L. A., “Career Incentives of City Leaders and Urban Spatial Expansion in China”, *Review of Economics and Statistics*, 2020, 102 (5), 897–911.
- [31] Xu, C., “The Fundamental Institutions of China’s Reforms and Development”, *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(4), 1076–1151.
- [32] 徐康宁、陈丰龙、刘修岩, “中国经济增长的真实性的检验: 基于夜间灯光数据的检验”, 《经济研究》, 2015 年第 9 期, 第 17-29, 57 页。

- [33] 夏怡然、陆铭, “城市间的‘孟母三迁’——公共服务影响劳动力流向的经验研究”, 《管理世界》, 2015 年第 10 期, 第 78-90 页。
- [34] Young, A., “The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China”, *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(4), 1091-1135.
- [35] Yu, Y., “Land-Use Regulation and Economic Development: Evidence from the Farmland Red Line Policy in China”, *Working Paper*, 2019, University of Columbia.
- [36] Zhang, J. and Wu, F., “China's Changing Economic Governance: Administrative Annexation and the Reorganization of Local Governments in the Yangtze River Delta”, *Regional Studies*, 2006, 40(1), 3-21.
- [37] Zheng, S., Sun, W., Wu, J. and Kahn, M. E., “The Birth of Edge Cities in China: Measuring the Effects of Industrial Parks Policy”, *Journal of Urban Economics*, 2017, 100, 80-103.
- [38] 张莉、皮嘉勇、宋光祥, “地方政府竞争与生产性支出偏向——撤县设区的政治经济学分析”, 《财贸经济》, 2018 年第 3 期, 第 65-78 页。

Growing Beyond Administrative Borders: County-to-District Reform and Mobilizing Intra-city Synergies

Fanghao Chen, Jingjing Ye*

Abstract: If urban expansion is constrained by inefficient administrative boundaries, eliminating such boundaries can lead to considerable gains for the city. We use a difference-in-difference model to estimate both the growth and reallocation effects of Chinese cities' annexations of nearby counties. We find consistent evidence that these annexations, which mobilize the synergies between the old and new urban areas, contributes to the urbanization process of China, and adds to the scale economies of the affected cities. Taken together, our findings shed light on the salience of adjusting administrative boundaries and eliminating administrative frictions on intra-city development, and have profound implications for the development of metropolitan areas in contemporary China.

Key words: Administrative Annexation, Development Synergy, Urbanization

JEL Code: O18, F15, H77

* Fanghao Chen, School of Economics at Jinan University; Jingjing Ye, School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law. Corresponding author: Fanghao Chen, School of Economics, Jinan University, Huangpu Avenue West 601, Tianhe District, Guangzhou, 510632; E-mail: chenfanghao@jnu.edu.cn.