

## 突破城市发展的边界：

### 撤县设区与城市内部协同发展

**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。自 1998 年起，我国许多地级市所辖的县在城市化进程中被兼并与改制为市辖区（统称为“撤县设区”）。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：（1）在区县层面，改制县在改革后具有更高的夜间灯光强度，吸引到了更多的来自外地的移民定居。我们没有发现显著的空间溢出效应，且这项改革在人口规模更大的地级市效果更加显著；（2）在地市层面，撤县设区提高了地级市整体的 GDP 和夜间灯光强度。这显示撤县设区促进了城市内部的协同发展，便利了新移民的职住分离，促进了流动人口的城市化，从而扩大了城市整体的规模经济。本文还揭示了其中的微观机制：撤县设区促进了公共服务在城市内部的均等化，并增加交通基础设施投资将改制县与城区相连；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。本文借助撤县设区这一政策说明了合理调整行政关系、消除行政摩擦对于城市内部协同发展的重要作用，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，集聚效应，城市化

## Growing Beyond Administrative Borders:

### County-to-District Reform and Mobilizing Intra-city Synergies

**Abstract:** If urban expansion is constrained by inefficient administrative boundaries, eliminating such boundaries can lead to considerable gains for the city. Starting from 1998, many counties in China are annexed or integrated into a nearby central city and become urban districts (*xian gai qu* in Chinese). Exploiting the staggered timings of these annexations, we use a difference-in-difference (DID) model to estimate both the growth and reallocation effects of the policy. We find that: (1) at county level, the annexed counties became brighter at night and attracted more immigrants from outside of the prefecture, after the annexation. Such effects did not spillover to neighboring counties and were stronger in larger cities. (2) at prefecture level, annexation led to higher GDP and brighter light. Our findings suggest that these annexations facilitate the separation of work and residence, which mobilizes the intracity synergies, contributes to the urbanization process of China, and adds to the scale economies of the reformed cities. We document that these effects are realized through equalization of public service within the city, and public investment in transportation infrastructure connecting the annexed county to the central city. The productivity gains are higher for continuing firms that have closer sectoral linkage with the urban core, through input-output linkage and labor pooling. Taken together, our findings shed light on the importance of adjusting administrative boundaries and eliminating administrative frictions on intra-city development, and have profound implications for the strategic design of the development of metropolitan areas in China.

**Key words:** Administrative Annexation, Development Synergy, Agglomeration, Urbanization

**JEL Code:** O18, F15, H77

## 一、引言

自 20 世纪末起，我国经历了人类史上罕见的快速城市化，其显著特征在于政府“有形之手”的深度参与，以及大量地方政府行政关系上的调整。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。行政兼并作为一种适时调整行政关系、重新界定行政边界的政策工具便应运而生了。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。

与一般西方国家不同的是，我国的城市化进程一直受到较强的行政管控与干预(李强等，2012)。然而从 1997 年至 2010 年，短短的十多年间，中国城市化却经历了一波爆炸式的发展，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）。行政兼并显然在背后扮演了重要的角色。在 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。在大政方针的定调下，一系列名为“撤县设区”的行政区划改革很快推广至全国。该项改革允许一个城市以兼并其周边县域的方式，扩大城区的范围，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。

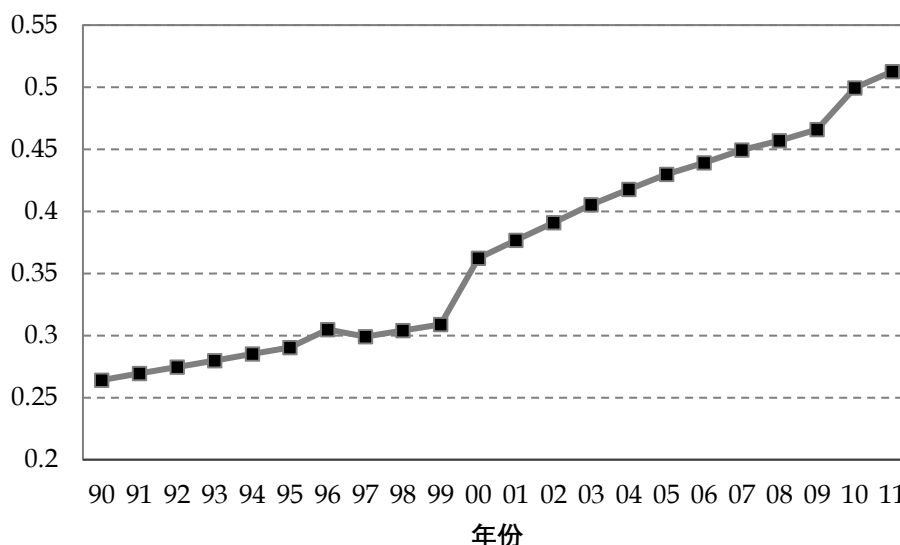


图 1 中国城镇人口比例

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(李郇和徐琨祥，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市层面的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, 且效果在城区人口规模更大的地级市效果更加显著, 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, 说明撤县设区主要是便利了新移民的职住分离, 从而扩大了城市整体的规模经济, 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。同时, 本文的发现还为广大正在或者即将经历高速城市化的发展中国家提供了宝贵的中国经验。

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)。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（Rosenthal and Strange, 2004; Greenstone et al., 2010; Zheng et al., 2017）。本文机制部分的发现也与最新文献 Cuberes et al. (2021) 相契合，验证了城市内部交通成本的变化确会影响大城市的集聚溢出效应。

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（Austin, 1999; 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）中国区域行政层级体系

为了在辽阔的疆域内施行有效的行政治理，新中国建立以来我国进行了多次的行政区划改革与调整，终于在 20 世纪 90 年代晚期形成了当下较为稳定的四级的行政层级体系<sup>1</sup>（Wu, 2002）。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）。

在区域行政层级体系中，较高层级的政府可以对其辖区内的较低层级行使管辖权力，包括下行政命令、调整财政税收和行政费用的标准、统筹地区发展的产业政策等等。但较低层级的政府也在规定范围内保留一定的自主权。其中，在第四层级上，县自历史上一直是我国基层政府的主要形式，而市辖区的设立则主要体现了我国改革开放之后“市管县”治理体制的确立和城市化的发展战略需要。虽然县与市辖区同为地级市政府的下辖行政单位，但相比与市辖区受到地级市政府的直接管辖不同，县具有较高的行政与财政自主权（Li, 2011）。

### （二）县与市辖区的差异

在我国，地理区域有城乡之分。通常来说，市辖区对应一个地级市的城市区域，而县则

---

<sup>1</sup> 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。

对应郊区和农村区域<sup>2</sup>。市辖区与县在行政体系中的定位和职能也有一定的差别。首先，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；其次，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；第三，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；第四，一般来说，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。

### （三）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，在我国的县级行政单位中，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。图 4 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）。

---

<sup>2</sup> 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。

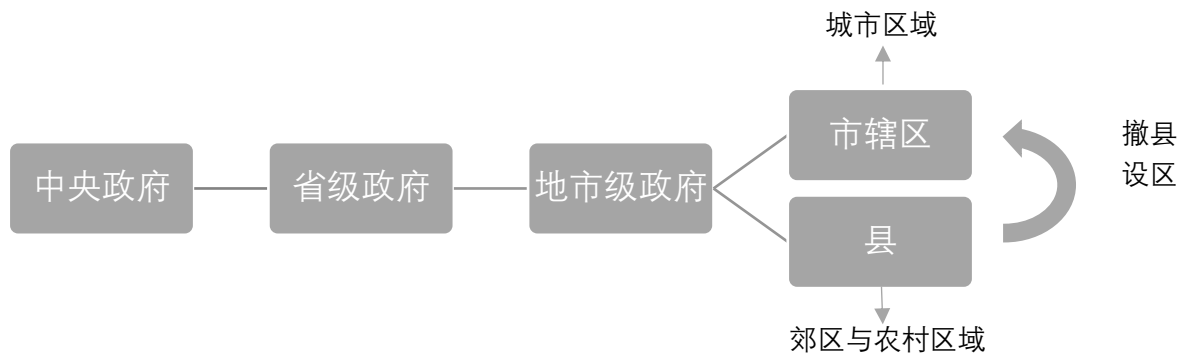


图 2 撤县设区改革示意图

注：本图描述了四级的中国区域行政层级体系。箭头由较高层级的政府指向较低层级的政府，实线表示较强的行政管理关系，虚线则表示较弱的行政管理关系。在地市级政府之下，一个县（包括县、县级市、自治县、自治旗）与一个市辖区相比具有较高的行政与财政自主权。撤县设区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市区的地理范围。

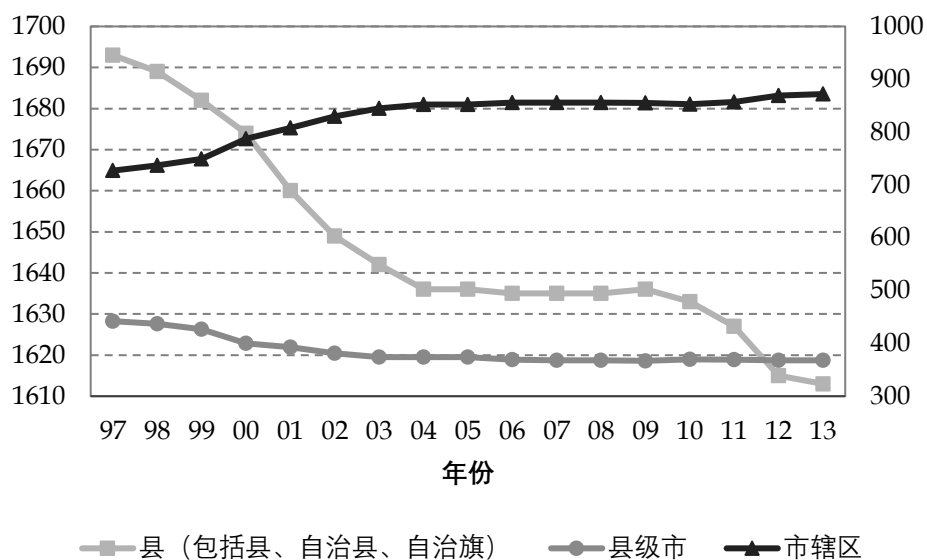
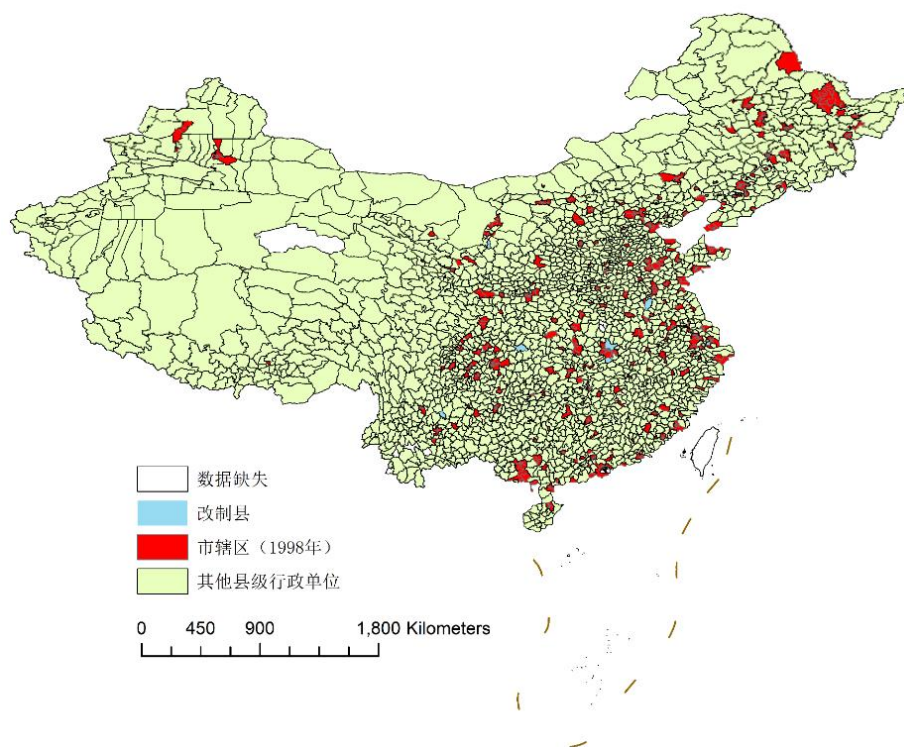


图 3 县级行政单位的数量，1997 年到 2013 年

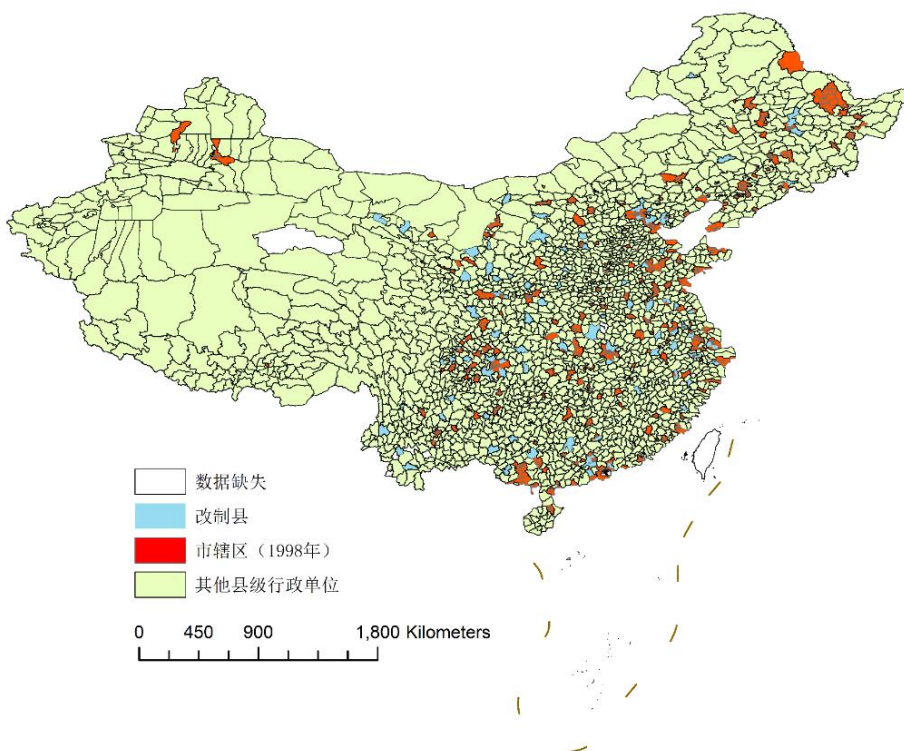
注：县（包括自治县、自治旗）的数量适用于左侧的纵轴，县级市和市辖区的数量适用于右侧的纵轴。

资料来源：《中国统计年鉴》，1997 年-2013 年。

1998



2007





2013

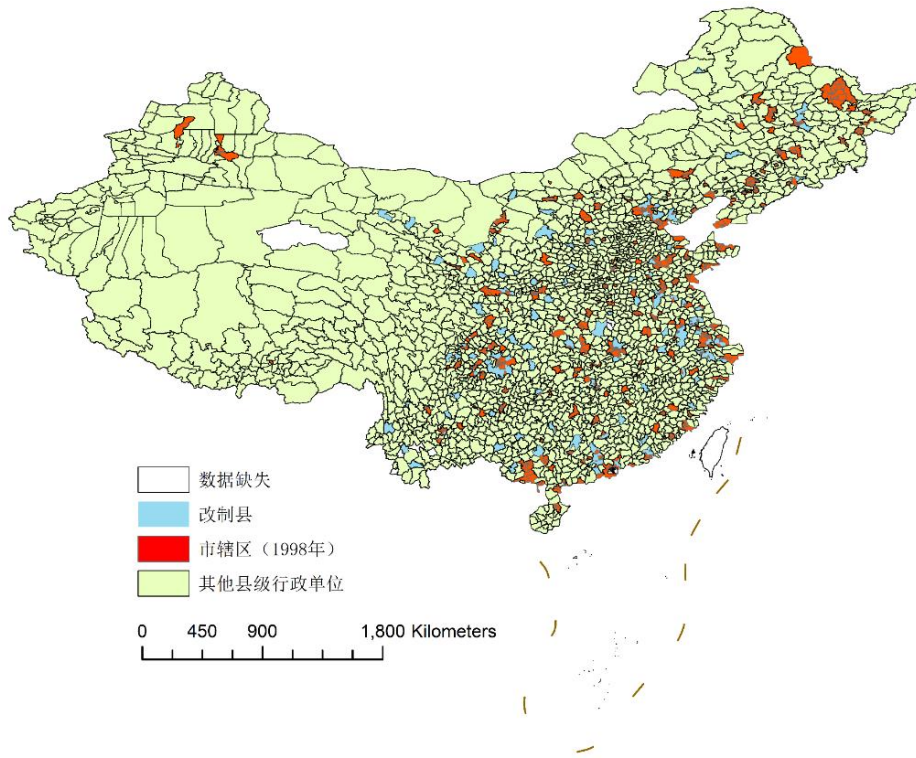


图 4 撤县设区改革的空間分布

资料来源：中华人民共和国民政部，<http://xzqh.mca.gov.cn/description?dcpid=1>（数据提取时间：2019 年 7 月）

### 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。附录表 A.1 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<sup>3</sup>，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

<sup>3</sup> 网址为 <http://xzqh.mca.gov.cn/description?dcpid=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。



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<sup>4</sup>；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

本文使用的夜间灯光强度作为区域经济活动的代理变量。数据的来源为美国国家海洋与大气管理局 (National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA) 的 DMSP-OLS 项目，提供了 1992 年至 2013 年地球表面本地时间 20:30 至 22:00 的年度灯光强度的数值。数据的分辨率比较高，一个栅格的分辨率约为 30"（对应赤道上 0.86 平方千米的区域）。每个栅格会被赋予一个 0 到 63 之间的值，数值越大则对应更高的亮度水平。

我们按照如下的顺序计算了区县层面的夜间灯光强度指标：首先，我们从国家基础地理信息数据库获取了我国 2008 年末的县级行政区划地图的 GIS 数据<sup>5</sup>；随后，我们将历年的 DMSP-OLS 夜间灯光图像与行政区划地图重叠；最后，我们根据落入各县级行政区划范围内的栅格灯光强度信息加总，得出其平均数作为地区经济活动的代理变量。

已有丰富的国内外文献发现夜间灯光与多数经济发展指标高度相关，并使用夜间灯光作为区域发展的代理变量（秦蒙等，2019；Donaldson and Storeygard, 2016；徐康宁等，2015）。特别地，秦蒙等（2019）指出原始的灯光强度存在“亮度超饱和”的现象。我们参照其建议与步骤对灯光数据进行修正，修正后栅格灯光的均值和标准差都有很大的提高，很多经济发达地区的栅格亮度都超过了 63。我们重新对各县级行政区划范围内的栅格灯光强度信息加总，得到调整后的灯光亮度的平均数作为地区经济活动的代理变量。

夜间灯光数据相对于传统经济发展指标如 GDP 的额外优势在于如下两点：第一，它相对客观地反映了人类社会的工业生产、商业活动、和能源消费，避免了地方官员对于统计数据的瞒报和干扰；第二，高分辨率的数据特性允许研究者计算出任意指定区域的夜间灯光强度，而不会因统计机构的缺乏或失职导致数据缺失。上述两个特性在研究中国区域经济发展的背景下具有十分重要的意义：首先，有晋升欲望的地方官员有激励去高报经济发展的指标，

---

<sup>4</sup> 高速公路地图的 GIS 数据来自 Baum-Snow et al. (2017)。本文作者感谢 Baum-Snow 教授的慷慨分享。

<sup>5</sup> 本文的研究样本剔除了所有在 1998 年和 2013 年期间发生过行政边界变化的县级行政单位，所以 2008 年末的行政区划地图可以适用。

从而可能会导致我们高估政策效应；其次，在我们的区县层面数据中，GDP 等传统经济发展指标经常出现缺失情况。数据的非随机缺失也可能导致政策效应估计的偏误。故而在后文我们倾向于将夜间灯光强度作为主要关注的被解释变量。

值得注意的是，灯光数据统计的是夜间的经济活动，在数据生成的 20:30 至 22:00 内，大部分通勤人员已离开工作地并回到居住地进行消费或休闲活动<sup>6</sup>。因此我们人为在城市内部，如若灯光数据与 GDP 指标存在背离，则很有可能反映的是职住分离的现象。

## 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。同时，我们通过追溯撤县设区改革发生的时间，可以倒推出各地市 2000 年时的市辖区整体人口规模，作为城市规模的代理变量。2000 年人口普查数据还提供了全国层面分行业的从业人员规模与教育水平信息。

## 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。该数据库包含全部国有工业企业以及主营业务收入在 500 万元以上的非国有工业企业。对于每一家企业，数据库除了报告名称、地址、行业分类、已经营年份、所有制结构等基本信息之外，还提供了一系列企业经营活动相关的财务信息。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，但在产出意义上对地区经济表现具有较高的代表性（Brandt et al., 2014）。我们还按照 Brandt et al.（2012）和 Brandt et al.（2014）的做法对数据进行了匹配清理，计算了企业层面的 TFP（全要素生产率），用以反映企业的生产效率。

## 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 5。

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：

---

<sup>6</sup> 参见滴滴出行的数据 <https://cloud.tencent.com/developer/article/1048157>。

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

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。 $\alpha_c$ 和 $\gamma_{st}$ 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的共同时间趋势。 $PostC2D_{ct}$ 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），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， $\varepsilon_{ct}$ 表示随机误差项。

显然，撤县设区改革并不是随机发生的。一个行政单位要由县转化为区，首先需要向其所在的市政府递交申请，并逐级获得省级政府、中央政府国务院的批准。随着经济改革与城市化的推进，我国政府出台过一系列关于行政区划城乡转化的指导性文件<sup>7</sup>，并为市辖区的设立制定了量化的标准，但在实践中这些量化标准并没有得到严格的执行（Fan et al., 2012）。本文在此假设，官方文件中所提及、强调的筛选变量，虽非完美的决定因素，但仍与一个县能够推行撤县设区存在正相关的关系。在官方文件的所有指标当中我们选择了与经济绩效最为直接相关、在区县层面可观测、期初值缺失较少的五个维度作为“筛选条件”的代理变量，包括非农人口占比、工业产值占比、人均GDP水平、人口密度、以及行政层级（包括省会城市、经济特区、沿海开放城市）。表2提供了1998年时改制县与非改制县在这五个维度上的比较，发现改制县相比于非改制县工业化水平更高、人均收入更高、人口更密集、在政治与经济上更受到政策照顾。这一定程度上说明，控制期初“筛选条件”的回归设计是合理的，否则可能会导致高估撤县设区的政策效应。

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 $\tau$ 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 $\beta^\tau$ 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 $\beta^\tau$ 在 $\tau < 0$ 时不具有统计显著性。 $t\_to\_NeighborC2D_{ct}^\delta$ 和 $\rho^\delta$ 也采用类似的定义和解读，只不过 $\delta$ 是相对邻近县进行撤县设区时点的时间窗口。对 $\rho^\delta$ 的估计还提供了—个安慰剂检验的机会：如果改革的效应主要发生在本地，我们不应看到 $\rho^\delta$ 存在明显的时间趋势。

<sup>7</sup> 重要的指导文件包括《关于调整设市标准和市领导县条件的报告》（1986）、《关于调整设市标准的报告》（1993）、《市辖区设置标准（征求意见稿）》（2014）等。

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：DMSP-OLS 夜间灯光数据、《全国地市县财政统计资料》(1998-2007)、《县域统

计年鉴》(1999-2007)、《城市统计年鉴》(1998-2007)、人口普查数据(2000, 2010)、全国规模以上工业企业数据库(1998-2007)等, 详见附录 1。

表 2 撤县设区的筛选标准: 改制县与非改制县的对比

|                 | 所有县级行政单位<br>(1998 年标准) |       |       | 改制县 |       |       | 非改制县 |       |       | 差距       |
|-----------------|------------------------|-------|-------|-----|-------|-------|------|-------|-------|----------|
|                 | 观测数                    | 均值    | 标准差   | 观测数 | 均值    | 标准差   | 观测数  | 均值    | 标准差   | (5)-(8)  |
| 筛选标准 (1998 年水平) | (1)                    | (2)   | (3)   | (4) | (5)   | (6)   | (7)  | (8)   | (9)   | (5)-(8)  |
| 非农人口占比          | 809                    | 0.136 | 0.090 | 111 | 0.161 | 0.095 | 698  | 0.132 | 0.089 | 0.029*   |
| 工业产值占比          | 805                    | 0.796 | 0.849 | 110 | 1.142 | 1.229 | 695  | 0.741 | 0.759 | 0.401*** |
| 人均 GDP (千元人民币)  | 808                    | 4.082 | 3.414 | 110 | 5.903 | 4.820 | 698  | 3.795 | 3.042 | 2.108*** |
| 人口密度 (万人每平方千米)  | 399                    | 0.103 | 0.152 | 110 | 0.092 | 0.142 | 313  | 0.106 | 0.154 | -0.014   |
| 省会城市            | 875                    | 0.129 | 0.336 | 117 | 0.402 | 0.492 | 758  | 0.087 | 0.282 | 0.315*** |
| 经济特区            | 875                    | 0.002 | 0.048 | 117 | 0.009 | 0.092 | 758  | 0.001 | 0.036 | 0.008*** |
| 沿海开放城市          | 875                    | 0.022 | 0.146 | 117 | 0.026 | 0.159 | 758  | 0.021 | 0.144 | 0.005    |

注: 本表比较了 1998 年所有改制县与非改制县在撤县设区筛选标准上的差异。样本包括所有按 1998 年始标准属于县的县级行政单位, 并将样本进一步限制从 1998 至 2007 年至少发生过一次的地级市所辖单位。撤县设区筛选标准的文字信息详见《关于调整设市标准的报告》(1993) 与《市辖区设立标准 (征求意见稿)》(2014)。\*\*\*, \*\*, \* 分别代表结果在 1%, 5%, 10% 统计意义上显著。

如无特殊说明, 本文将研究时期限定在 1998 年至 2007 年<sup>8</sup>。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。

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。正如 Redding and Turner (2015) 所指出的, 即使内生性的问题得到了妥善的解决, 通过比较作为控制组和实验组对象的差异而得到的政策效应估计也可能是误导性的, 因为经济的整体规模有可能没有发生变化。这其中的逻辑要害在于: 在空间一般

<sup>8</sup> 在附录 2 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。

均衡条件下，临近区域之间的误差项大概率是相关的。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  $\rho$  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  $\alpha_s$ 、省份-年份固定效应  $\gamma_{pt}$ 、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  $\beta$  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发展较弱的偏远城市，尽可能保证样本的同质性。

### 3. 城市规模的异质性影响

过往的文献一致认为中国城市的人口流入受到严格的管控（Henderson, 2006a; Au and Henderson, 2006b; Tombe and Zhu, 2019），因而大城市的规模是偏小的（Fan et al., 2012）。一个有益的异质性分析在于看撤县设区的效果如何随城市规模变化，我们对县样本估计如下方程：

$$Y_{cst} = \beta_1 PostC2D_{ct} + \beta_2 PostC2D_{ct} \cdot UrbanPop_{s,00} + \alpha_c + \gamma_{st} + \theta X_{c,98} \cdot \gamma_t + \varepsilon_{ct} \quad (4)$$

方程（4）与方程（1）的唯一差别为一个三重差分项  $PostC2D_{ct} \cdot UrbanPop_{p,00}$ ，其中  $UrbanPop_{s,00}$  为地级市  $s$  在 2000 年时的市辖区整体人口规模对数，作为城市规模的代理变量。

我们使用 2000 年时的市辖区整体人口规模对数作为城市规模的代理变量理由有两点。第一，从 2000 年人口普查中我们可以获得高质量的、高颗粒度的人口数据，然而其他数据来源的人口数据普遍存在缺失；第二，使用一个固定时点的人口规模可以避免城区人口随政策内生变动带来的影响。

在我国，因为过往观念上的阻碍，大规模的城市的发展更容易受到行政边界的制约，所以我们预期回归系数  $\beta_2$  应该为正。然而，特别是对于规模较小的城市，撤县设区的效应也可能为负，即  $\beta_1$  可能为负，这是因为行政边界的取消也有可能使得改制县的经济资源反被吸引

向原本规模经济不足的城区。

## 四、 实证结果

### （一）撤县设区的经济效应：区县层面

表 3 汇报了方程（1）的基准估计结果<sup>9</sup>，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 0.8 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 1.4 个单位，且在 1% 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：GDP 更多测度了生产方面的经济活动，而灯光数据则更多测度了人们在夜间消费方面的经济活动。如果一个城市内部存在较为显著的职住分离，则两者之间可以存在背离。换言之，撤县设区对于改制县的夜间消费活动而非生产活动提高得更为显著。

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 5<sup>10</sup>。图 5 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夜间经济活动，且更有可能是一种增量效应而非再分配效应。

<sup>9</sup>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 3。

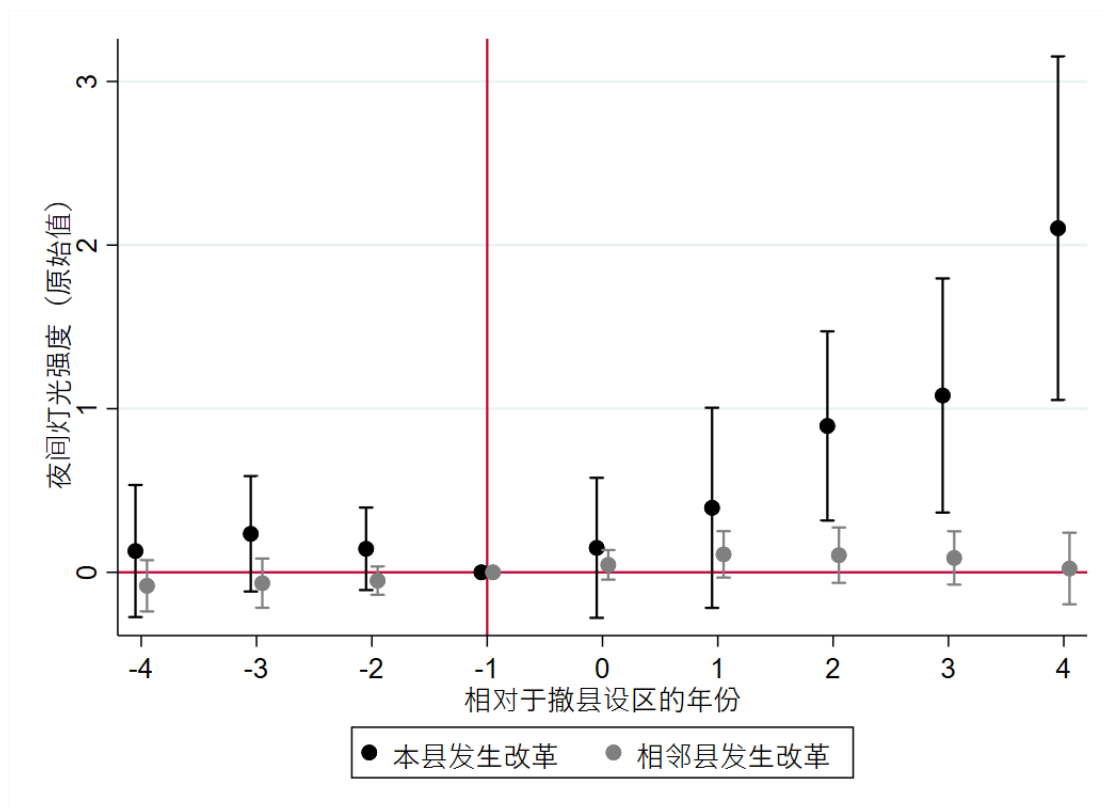
<sup>10</sup> 针对市辖区样本的平行趋势检验（事件分析法）结果请详见附录 4。



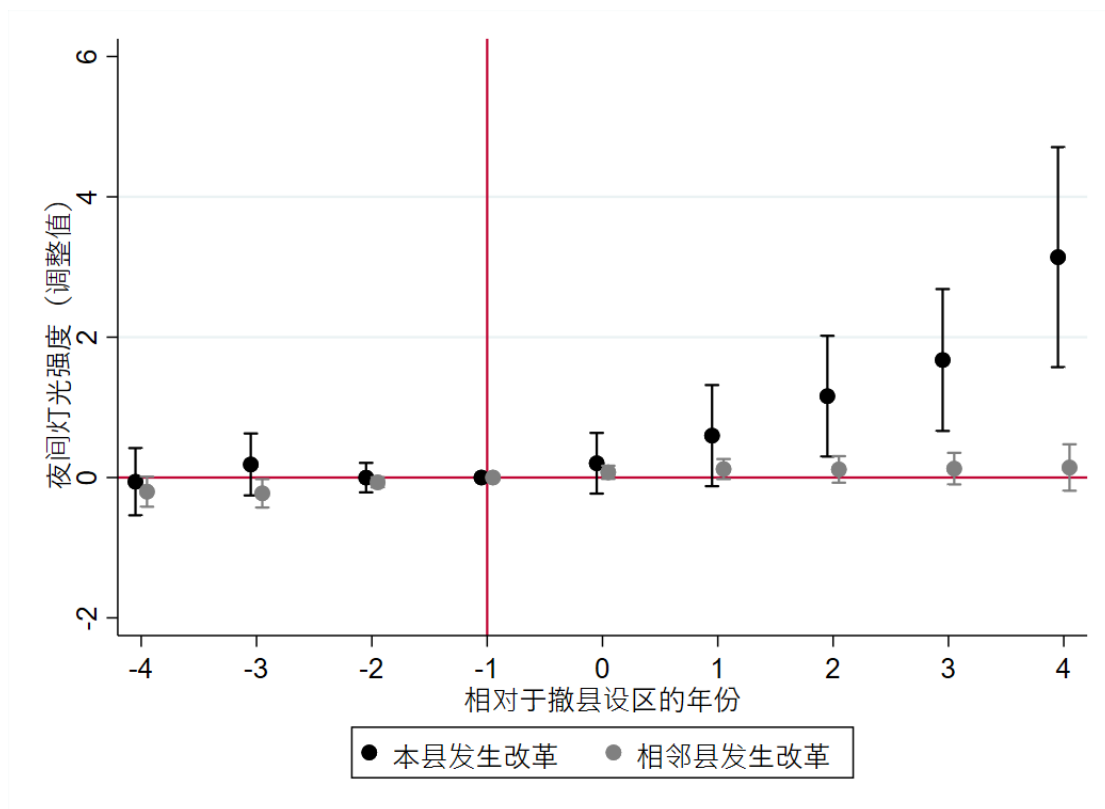
表 3 撤县设区的经济效应：区县层面

|                    | 夜间灯光强度             |                     | GDP<br>对数         | 人均 GDP<br>对数      |
|--------------------|--------------------|---------------------|-------------------|-------------------|
|                    | 原始<br>均值           | 调整后<br>均值           |                   |                   |
|                    | (1)                | (2)                 | (3)               | (4)               |
| 分组 A：样本为县          |                    |                     |                   |                   |
| 撤县设区               | 0.838**<br>(0.334) | 1.379***<br>(0.492) | 0.015<br>(0.062)  | 0.055<br>(0.081)  |
| 相邻县发生撤县设区          | 0.102<br>(0.072)   | 0.198*<br>(0.117)   | -0.024<br>(0.037) | -0.008<br>(0.036) |
| 观测数                | 7,920              | 7,920               | 6,911             | 6,791             |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.973              | 0.987               | 0.875             | 0.755             |
| 分组 B：样本为市辖区        |                    |                     |                   |                   |
| 相邻县发生撤县设区          | 0.431<br>(0.452)   | 0.548<br>(0.653)    | -0.055<br>(0.087) | -0.041<br>(0.077) |
| 观测数                | 3,070              | 3,070               | 2,672             | 1,275             |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.989              | 0.997               | 0.753             | 0.462             |
| 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                 |

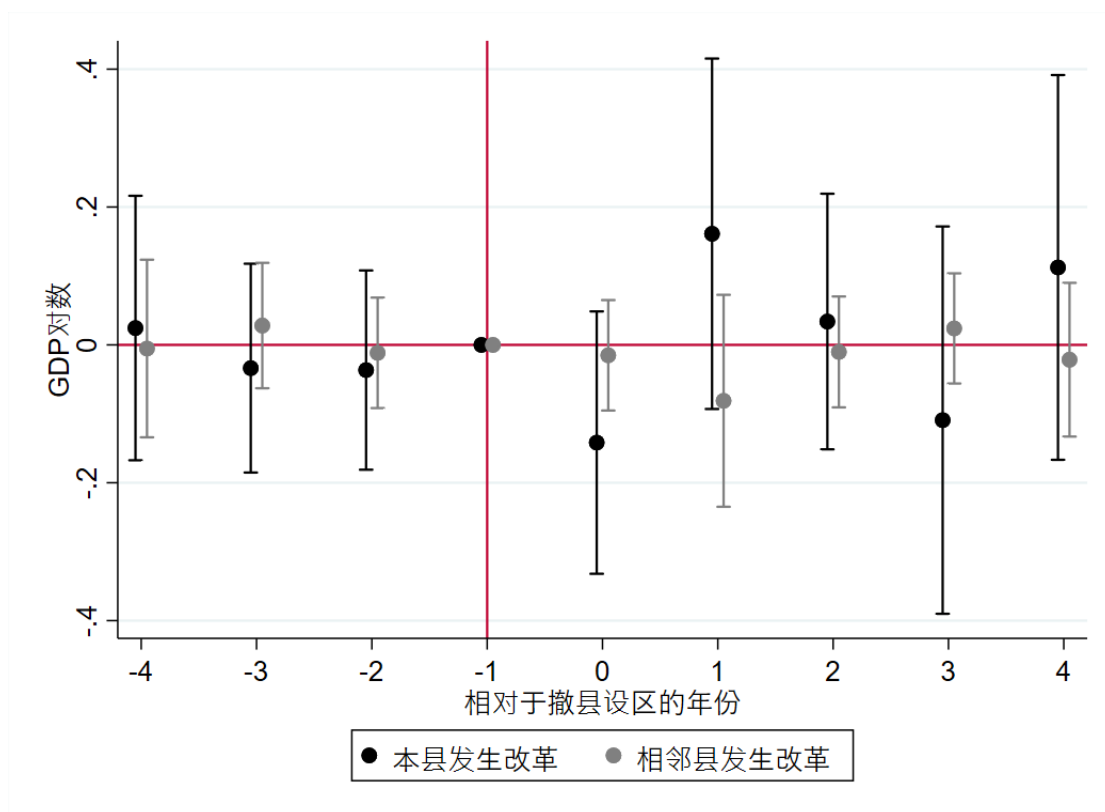
注：本表估计了撤县设区在区县层面的经济效应。样本包括 1998 年到 2007 年所有县级行政单位（包括市辖区和县）的面板数据，并将样本进一步限制在从 1998 至 2007 年至少发生过一次的地级市所辖单位。分组 A 中使用按 1998 年始标准属于县的县级行政单位作为回归样本，分组 B 中使用按 1998 年始标准属于市辖区的县级行政单位作为回归样本。被解释变量为一系列反映当地经济发展水平和活力的指标，包括夜间灯光强度的原始均值和调整后均值、GDP 对数、人均 GDP 对数。分组 A 的解释变量定义为当一个县级行政单位发生撤县设区当年之后取 1，否则为 0；分组 B 的解释变量定义为相邻区县发生撤县设区当年之后取 1，否则为 0。筛选标准包括该县级行政单位 1998 年时的非农人口占比、工业产值占比、人均 GDP、人口密度，以及是否属于省会城市、经济特区、沿海开放城市。回归中加入控制筛选变量与年份固定效应的交叉项以控制撤县设区时变的内生性。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。



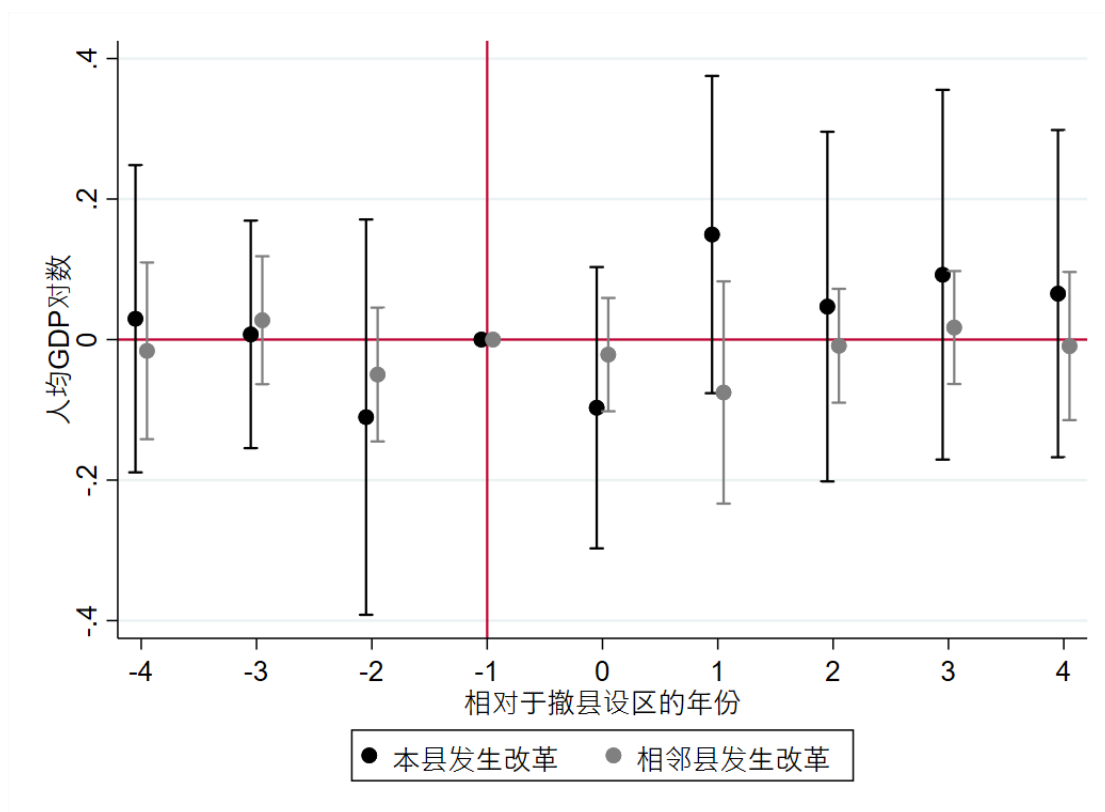
(a) 夜间灯光强度（原始值）



(b) 夜间灯光强度（调整值）



(c) GDP 对数



(d) 人均 GDP 对数

图 5 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 $\tau$ 或 $\delta$ ，图中的点表示分别以夜间灯光强度（原始值）、夜间灯光强度（调整值）、GDP 对数、人均 GDP 对数作为被解释变量使用方程（3）估计 $\beta^\tau$ 和 $\rho^\delta$ 得到的结果。竖线表示估计值的 95%置信区间。回归所使用的样本为从 1998 年至 2007 年至少发生过一次的地级市内、1998 年始为县（包括县、县级市、自治县、自治旗）的县级行政单位。

## （二）撤县设区的经济效应：地市层面

表 4 撤县设区的经济效应：地市层面

|                    | 夜间灯光强度            |                    | GDP<br>对数           | 人均 GDP<br>对数        |
|--------------------|-------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
|                    | 原始<br>均值          | 调整后<br>均值          |                     |                     |
|                    | (1)               | (2)                | (3)                 | (4)                 |
| 所辖区县首次撤县设区         | 0.432*<br>(0.235) | 0.730**<br>(0.346) | 0.114***<br>(0.041) | 0.116***<br>(0.041) |
| 观测数                | 2,280             | 2,280              | 2,274               | 2,274               |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 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：本表估计了撤县设区在地市层面的经济效应。样本包括 1998 年到 2007 年至少发生过一次的地级市。被解释变量为一系列反映当地经济发展水平和活力的指标，包括夜间灯光强度的原始均值和调整后的均值、GDP 对数、人均 GDP 对数。筛选标准包括该地级市 1998 年时的非农人口占比、工业产值占比、人均 GDP、人口密度，以及是否属于省会城市、经济特区、沿海开放城市。回归中加入控制筛选变量与年份固定效应的交叉项以控制撤县设区时变的内生性。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，撤县设区对于改制县的夜间消费活动而非生产活动提高得更为显著。然而，这并不意味着撤县设区对生产活动没有影响。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，因而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，我们在地市层面估计了方程（3），结果展示于表 4 中。

表 4 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。我们认为背后的原因在于撤县设区促

进了新移民的职住分离，使得更多的人可以在市区工作，但是在生活成本、居住成本较低的新城区生活，从而扩大了城市整体的规模经济。

### （三）城市规模的异质性影响

表 5 汇报了方程（4）的估计结果。本小节主要探究撤县设区在不同规模的城市产生的效果差异，其中我们关心的变量为政策变量与城市 2000 年市辖区人口规模的交叉项  $PostC2D_{cst} \cdot UrbanPop_{s,00}$ 。整体上说对于规模越大的城市，撤县设区对改制县产生的正面溢出效应越高。2000 年市辖区的人口每提高 1%，撤县设区所能提高的夜间灯光强度均值额外提高 1 到 1.5 个单位。虽然对于 GDP 对数和人均 GDP 对数我们没有得到统计显著的结果，但也没有证据表明城市规模会削弱撤县设区的影响。交叉项的系数与我们的预期以及过往文献的观察相一致，即我国大中城市普遍低于应有的最优规模（Au and Henderson, 2006a；陈钊和陆铭，2014；李松林和刘修岩，2017），而撤县设区改革将城市扩张的制度约束消除，释放了发展的潜能，并且这种效应在城区规模越大的城市越显著。

值得注意的一点是，第（1）和第（2）列非交叉项的撤县设区系数为负。简单的测算可以得出，只有当城区人口规模大于约 30 万的城市进行撤县设区才能得到显著为正的 policy 效果。这也和 Fan et al.（2012）的观察是一致的：过小的城市其实并没有达到发挥城市集聚效应的规模，过度蔓延扩张、“摊大饼”的发展方式有可能会分散本就不足的市政资源，反而削弱了老城区带动新城区发展的动力，甚至使得老城区对新城区产生虹吸。但我们也应注意到 30 万不是一个很高的城区人口指标，这也说明至少在我们的样本期间大多数的改制县都在撤县设区获得了正的经济效益。

表 5 撤县设区的异质性影响

|               | 夜间灯光强度              |                      | GDP<br>对数         | 人均 GDP<br>对数      |
|---------------|---------------------|----------------------|-------------------|-------------------|
|               | 原始<br>均值            | 调整后<br>均值            |                   |                   |
|               | (1)                 | (2)                  | (3)               | (4)               |
| 撤县设区          | -12.008*<br>(6.832) | -19.596*<br>(10.748) | -1.448<br>(1.172) | -1.539<br>(1.594) |
| 撤县设区 × 城区人口   | 0.961*<br>(0.498)   | 1.567**<br>(0.789)   | 0.103<br>(0.078)  | 0.111<br>(0.104)  |
| 观测数           | 5,850               | 5,850                | 5,109             | 5,057             |
| 调整后 R2        | 0.959               | 0.979                | 0.839             | 0.680             |
| 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：本表考察了撤县设区在区县层面的异质性影响。样本为从 1998 年至 2007 年至少发生过

一次的地级市内、1998 年始为县（包括县、县级市、自治县、自治旗）的县级行政单位。被解释变量为一系列反映当地经济发展水平和活力的指标，包括夜间灯光强度的原始均值和调整后的均值、GDP 对数、人均 GDP 对数。解释变量定义为当一个县级行政单位发生撤县设区当年之后取 1，否则为 0。城区人口为使用 2000 年人口普查数据构造的地级市层面市辖区人口总和的对数。筛选标准包括该县级行政单位 1998 年时的非农人口占比、工业产值占比、人均 GDP、人口密度，以及是否属于省会城市、经济特区、沿海开放城市。回归中加入控制筛选变量与年份固定效应的交叉项以控制撤县设区时变的内生性。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。

#### （四）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 6。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外地移民定居，相同省份其他地级市、其他省份的移民流入数分别提高了 49.3% 和 51.5%，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。此外，撤县设区对于相同地市的移民流入则没有显著影响。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市辖区能够吸引到的其他省份的移民也显著上升了 27.9%。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的县域。

本小节的发现与基准回归的结果保持一致。虽然本文没有利用到农户层面消费与迁徙行为的具体数据，但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 6 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              | 其他地级市              | 省份                  |
|                    | (2)              | (3)                | (4)                 |
| 分组 A：样本为县          |                  |                    |                     |
| 撤县设区               | 0.243<br>(0.175) | 0.493**<br>(0.196) | 0.515***<br>(0.176) |
| 相邻县发生撤县设区          | 0.018<br>(0.100) | -0.008<br>(0.100)  | -0.110<br>(0.114)   |
| 观测数                | 1,260            | 1,326              | 1,326               |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 1.213            | 0.758              | 0.728               |
| 分组 B：样本为市辖区        |                  |                    |                     |
| 相邻县发生撤县设区          | 0.097<br>(0.069) | -0.093<br>(0.090)  | 0.279***<br>(0.104) |
| 观测数                | 674              | 674                | 674                 |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.734            | 0.833              | 0.905               |
| 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：本表考察了撤县设区对于移民流入的影响。样本包括 1998 年到 2007 年所有县级行政单位（包括市辖区和县），并将样本进一步限制在从 1998 至 2007 年至少发生过一次的地级市所辖单位。分组 A 中使用按 1998 年始标准属于县的县级行政单位作为回归样本，分组 B 中使用按 1998 年始标准属于市辖区的县级行政单位作为回归样本。被解释变量为按来源划分的。分组 A 的解释变量定义为当一个县级行政单位发生撤县设区当年之后取 1，否则为 0；分组 B 的解释变量定义为相邻区县发生撤县设区当年之后取 1，否则为 0。移民数据的来源为 2000 年和 2010 年的人口普查数据。筛选标准包括该县级行政单位 1998 年时的非农人口占比、工业产值占比、人均 GDP、人口密度，以及是否属于省会城市、经济特区、沿海开放城市。回归中加入控制筛选变量与年份固定效应的交叉项以控制撤县设区时变的内生性。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 7 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 8 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 0.8 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 0.2 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，以劳动力与信息流动的形式享受来自城区的集聚效应溢出。

表 7 机制 1：公共服务的投入

|           | 人均<br>社会保障<br>财政支出<br>对数<br>(1) | 人均<br>教育<br>财政支出<br>对数<br>(2) | 人均<br>医疗<br>财政支出<br>对数<br>(3) | 人均<br>基本建设<br>财政支出<br>对数<br>(4) |
|-----------|---------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|
| 撤县设区      | 0.211<br>(0.165)                | 0.047<br>(0.051)              | 0.282**<br>(0.127)            | 0.037*<br>(0.019)               |
| 相邻县发生撤县设区 | 0.061<br>(0.068)                | 0.004<br>(0.015)              | 0.072<br>(0.053)              | -0.007<br>(0.006)               |
| 观测数       | 7,567                           | 7,567                         | 3,717                         | 3,862                           |

| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.737 | 0.898 | 0.835 | 0.612 |
|--------------------|-------|-------|-------|-------|
| 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：本表考察了撤县设区对于财政支出的影响。回归所使用的样本为从 1998 年至 2007 年至少发生过一次的地级市内、1998 年始为县（包括县、县级市、自治县、自治旗）的县级行政单位。被解释变量为一系列财政支出的指标，包括人均社会保障财政支出对数、人均教育财政支出对数、人均医疗财政支出对数、人均基本建设财政支出对数。解释变量定义为当一个县级行政单位或其相邻县发生撤县设区当年之后取 1，否则为 0。筛选标准包括该县级行政单位 1998 年时的非农人口占比、工业产值占比、人均 GDP、人口密度，以及是否属于省会城市、经济特区、沿海开放城市。回归中加入控制筛选变量与年份固定效应的交叉项以控制撤县设区时变的内生性。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 8 机制 2：交通基础设施与城市一体化

|                    | △通过城乡<br>高速公路<br>与城区相连<br>1999-2011<br>(1) | △ 城乡<br>高速公路<br>线路数量<br>1999-2011<br>(2) | △通过<br>地铁<br>与城区相连<br>1998-2013<br>(3) | △ 经过的<br>地铁<br>线路数量<br>1998-2013<br>(4) |
|--------------------|--|--|--|---|
| 撤县设区               | 0.031<br>(0.071)                           | 0.853*<br>(0.516)                        | 0.083*<br>(0.043)                      | 0.169**<br>(0.079)                      |
| 相邻县发生撤县设区          | 0.039<br>(0.031)                           | 0.280**<br>(0.142)                       | 0.002<br>(0.003)                       | 0.025<br>(0.016)                        |
| 观测数                | 1,610                                      | 1,610                                    | 1,610                                  | 1,610                                   |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.086                                      | 0.234                                    | 0.104                                  | 0.119                                   |
| 筛选标准               | Y  | Y  | Y                                      | Y                                       |

注：本表考察了撤县设区对于交通基础设施建设的影响。回归所使用的样本为从 1998 年至 2007 年至少发生过一次的地级市内、1998 年始为县（包括县、县级市、自治县、自治旗）的县级行政单位。被解释变量为一系列反映有助于城市一体化的交通基础设施的指标，包括是否通过城乡高速公路与城区相连以及相应的线路数量的差分（从 1999 年到 2011 年）、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）。其中，城乡高速公路的定义为从市中心 5 公里内出发的高速公路，相应的地图数据来源为 Baum-Snow et al. (2017)；地铁的数据来源为网络资料。解释变量定义为在 1999 到 2010 年期间发生撤县设区的改制县或其相邻县取 1，否则取 0。筛选标准包括该县级行政单位 1998 年时的非农人口占比、工业产值占比、人均 GDP、人口密度，以及是否属于省会城市、经济特区、沿海开放城市。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

我们仿照 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 5 中详细介绍了这些指标的构造过程。为了更好地解读估计系数，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  $\alpha_i$ 、年份固定效应  $\gamma_t$ 、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 9 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。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。

表 10 进一步提供了支持性的证据。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。这与表 9 的发现保持一致：撤县设区改善了城区与改制县的上下游匹配质量，提高了下游企业对城区上游企业的采购，最终结果是上下游双方的生产率都有所提升。生产率的提高最终反映在企业为工人开出更高的工资上，这进一步吸引移民进入。

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 8 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，这与最新的文献 Bernard et al. (2019) 的发现是一致的。我们为

这支文献补充了一个中国背景下的、城市内部的案例。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，相应的重复建设则应有所减少，有助于减轻市场分割的问题（Young, 2000）。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可以是很有效的政策选择。

表 9 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***<br>(0.008) |                  |                  |                    | 0.023**<br>(0.010) |
| 下游关联               |                     | 0.002<br>(0.017) |                  |                    | -0.018<br>(0.024)  |
| 职业相似性              |                     |                  | 0.227<br>(0.159) |                    | 0.185<br>(0.255)   |
| 技能相似性              |                     |                  |                  | 0.669**<br>(0.272) | 0.672*<br>(0.359)  |
| 观测数                | 39,636              | 40,991           | 41,109           | 41,109             | 39,553             |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 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：本表估计了撤县设区对于企业的异质性影响。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，以避免企业的进入退出对估计带来影响。被解释变量为企业层面的 TFP，计算方式详见 Brandt et al. (2012)。对于每一个受到撤县设区影响的企业，本文参考 Zheng et al. (2017) 构造了四个与城区产业关联指标，分别为：上游关联、下游关联、职业相似性、技能相似性。具体构造方法详见附录 5。本文关注的解释变量为撤县设区的哑变量。企业层面的控制变量包括企业产出的对数、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。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 10 机制 4：要素使用与要素成本

|                    | 雇员                | 资本                | 中间品                 | 人均                  |
|--------------------|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
|                    | 规模                | 存量                | 使用                  | 工资                  |
|                    | 对数                | 对数                | 对数                  | 对数                  |
|                    | (1)               | (2)               | (3)                 | (4)                 |
| 撤县设区               | -0.008<br>(0.008) | -0.008<br>(0.009) | 0.132***<br>(0.012) | 0.126***<br>(0.012) |
| 观测数                | 77,970            | 63,314            | 77,965              | 77,723              |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.863             | 0.938             | 0.847               | 0.501               |
| 企业层面控制变量           | Y                 | Y                 | Y                   | Y                   |
| 年份固定效应             | Y                 | Y                 | Y                   | Y                   |
| 企业固定效应             | Y                 | Y                 | Y                   | Y                   |

注：本表估计了撤县设区对于企业要素使用和要素成本的影响。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，以避免企业的进入退出对估计带来影响。被解释变量为雇员规模对数、资本存量对数、中间品使用对数、人均工资对数。解释变量定义为当一个县级行政单位发生撤县设区当年之后取 1，否则为 0。企业层面的控制变量包括企业产出的对数、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。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。结合实证证据，本文全景式地描绘了撤县设区发挥作用的过程。首先，行政关系的调整改变了地方政府的行为激励，提高了地方政府对于改制县即新城区的公共服务与城市一体化交通基础设施的投资（包括公路与地铁）。受益于公共品供给的均等化与市场一体化，旧城区与新城区之间潜在的集聚效应得到充分发挥，经济效益得到提高，这反过来又吸引更多的外部移民进入新城区享受城市的福利与集聚效应，产生一个正向循环，促进了城市内部的协同发展，流动人口的城市化与城市整体规模经济的扩大。

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（Fan et al., 2012; Bo, 2020），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。

但本文的发现并不意味着无限扩大城市规模是应有的政策导向，更不是要将所有人驱使到城市生活。与西方城市的发展历程相比，我国的城市化进程显然受到更强的行政力量干预，因此很多基于西方经验的理论和结论并不能直接生搬硬套。事实上，我们发现以撤县设区的形式扩张城市规模带来经济增长的结论可能仅仅体现了特殊的时代环境——撤县设区就是一在先前压抑城市规模的背景下，恰好回应了市场扩张需求的政策实验。在城市化率增长减缓的当下，相同的政策实践能否收获同等的经济增益是值得重新检验的。但毫无疑问，消除行政摩擦，将有利于公共品的提供，要素的流动，以及公共服务的均等化，这对于我国当前城市群发展战略具有重要意义。区域一体化、城市群的发展，既内生于经济发展的历程，另一方面也受制于行政力量的影响。城市化说到底还是人的城市化，是人们用脚投票出来的结果。在没有行政壁垒的前提下，城市的大与小，区域的繁荣与衰弱，都是人理性选择产生结果。作为政策制定者，其实无需刻意强调经济活动在最终结果上的平均，而应把重点工作放在打通区域之间交通上的、行政上的壁垒，构建一体化的市场，让各类要素自由流动，赋予人们更多的选择权。

本文的结论也对广大正在经历城市化的发展中国家具有借鉴意义。过去五十年以来，发展中国家普遍面临“没有增长的城市化”（urbanization without growth）的问题，即城市人口的扩张并没有带来相应的收入水平提高。相反，中国的城市化发展模式受到来自诸如世界银行（2014）等国际发展机构的肯定。本文能够提供的政策建议在于，伴随着发展历程中经济规模的快速变动，旧有的行政边界有可能变得低效，适时地调整行政关系、重组行政边界、消除行政摩擦有助于提高经济运行的效率。

最后需要指出的是，因为数据与技术的局限性，本文得出的结果并不能对撤县设区的整体福利效应以及分配效应做出确定性的判断。综合完整的分析需要基于一个充分考虑个体行为与复杂外部性的空间一般均衡模型。这已超出本文考虑的范围，但值得留待后续的研究。

## 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] Austin, D. A., “Politics vs Economics: Evidence from Municipal Annexation”, *Journal of Urban Economics*, 1999, 45(3), 501-532.
- [4] 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.
- [5] Bernard, A., Moxnes, A. and Saito, Y., “Production Networks, Geography, and Firm Performance”, *Journal of Political Economy*, 2019, 127(2), 639-688
- [6] Bo, S. “Centralization and Regional Development: Evidence from a Political Hierarchy Reform to Create Cities in China”, *Journal of Urban Economics*, 2020, 115, 103182.

- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 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。
- [10] Cuberes, D., Desmet, K. and Rappaport J., “Urban Growth Shadows”, *NBER Working Paper*, 2021, 28476.
- [11] De Chaisemartin, C. and D'Haultfoeulle, X., “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 2020, 110(9), 2964-2296
- [12] Donaldson, D. and Storeygard, A., “The View from Above: Applications of Satellite Data in Economics”, *Journal of Economic Perspectives*, 2016, 30(4), 171-98.
- [13] Duranton, G. and Puga, D., “Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies”, *Handbook of Regional and Urban Economics (Vol. 4)*, 2004, Elsevier, 2063-2117.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] Henderson, V., “The Sizes and Types of Cities”, *American Economic Review*, 1974, 64(4), 640-656.
- [18] Li, L., “The Incentive Role of Creating ‘Cities’ in China”, *China Economic Review*, 2011, 22(1), 172-181.
- [19] Li, P., Lu, Y., and Wang, J., “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China” *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [20] Lichtenberg, E. and Ding, C., “Local Officials as Land Developers: Urban Spatial Expansion in China”, *Journal of Urban Economics*, 2009, 66(1), 57-64.
- [21] 李郁、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。
- [22] 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。
- [23] 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。
- [24] 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。
- [25] 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。
- [26] 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。



- [27] Mookherjee, D., “Incentives in Hierarchies”, *Handbook of Organizational Economics*, 2013, Princeton University Press, 764–798.
- [28] 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。
- [29] 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.
- [30] Rosenthal, S. S. and Strange, W. C., “Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies”, *Handbook of Regional and Urban Economics (Vol. 4)*, 2004, Elsevier, 2119-2171.
- [31] 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。
- [32] Tombe, T. and Zhu, X., “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China” *American Economic Review*, 2019, 109 (5), 1843-72.
- [33] 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。
- [34] 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.
- [35] World Bank. “Urban China: Toward Efficient, Inclusive, and Sustainable Urbanization”, 2014, *The World Bank*, 88172, 1-583.
- [36] Wu, F., “China’s Changing Urban Governance in the Transition Towards a More Market-oriented Economy”, *Urban Studies*, 2002, 39(7), 1071–1093
- [37] Xu, C., “The Fundamental Institutions of China’s Reforms and Development”, *Journal of Economic Literature*, 2011,49(4), 1076—1151.
- [38] 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。
- [39] 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。
- [40] 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.
- [41] Yu, Y., “Land-Use Regulation and Economic Development: Evidence from the Farmland Red Line Policy in China”, *Working Paper*, 2019, University of Columbia.
- [42] 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.
- [43] 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.
- [44] 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。

## 附录

### 1.变量的来源与定义

表 A.1 变量的来源与定义

| 变量名         | 定义                             | 年份范围      | 来源                               |
|-------------|--------------------------------|-----------|----------------------------------|
| <b>区县层面</b> |                                |           |                                  |
| GDP         | GDP (千元)                       | 1998-2007 | 《全国地市县财政统计资料》，《县域统计年鉴》           |
| 人均 GDP      | GDP 除以总人口 (千元)                 | 1998-2007 | 《全国地市县财政统计资料》，《县域统计年鉴》           |
| 总人口         | 总人口 (万人)                       | 1998-2007 | 《全国地市县财政统计资料》，《县域统计年鉴》           |
| 夜间灯光强度(原始值) | 落入区县行政辖区内的所有网格灯光强度的均值          | 1998-2013 | DMSP-OLS                         |
| 夜间灯光强度(调整值) | 对夜间灯光强度(原始值)按照秦蒙等(2019)进行调整后的值 | 1998-2013 | 作者的计算                            |
| 工业产值占比      | 1998 年的工业产值除以 GDP              | 1998      | 《全国地市县财政统计资料》，《县域统计年鉴》           |
| 非农人口占比      | 1998 年的总人口减去农业人口后再除以总人口        | 1998      | 《全国地市县财政统计资料》，《县域统计年鉴》           |
| 人口密度        | 1998 年的总人口除以地理面积(万人每平方千米)      | 1998      | 《全国地市县财政统计资料》，《县域统计年鉴》           |
| 省会城市        | 省会城市取 1，否则取 0                  | 1998      |                                  |
| 经济特区        | 经济特区取 1，否则取 0                  | 1998      | 深圳、珠海、汕头、厦门                      |
| 沿海开放城市      | 沿海开放城市取 1，否则取 0                | 1998      | 大连、秦皇岛、天津、烟台、青岛、连云港、南通、上海、宁波、温州、 |

|                    |   |            |                         |
|--------------------|---|------------|-------------------------|
|                    |   |            | 福州、广州、北海                |
| 人均社会保障财政支出         | 人均社会保障财政支出除以总人口 (千元)                    | 1998-2007  | 《全国地市县财政统计资料》           |
| 人均教育财政支出           | 人均教育财政支出除以总人口 (千元)                      | 1998-2007  | 《全国地市县财政统计资料》           |
| 人均医疗财政支出           | 人均医疗财政支出除以总人口 (千元)                      | 2003-2007  | 《全国地市县财政统计资料》           |
| 人均基础建设财政支出         | 人均基础建设财政支出除以总人口 (千元)                    | 1998-2006  | 《全国地市县财政统计资料》           |
| 通过城乡高速公路与城区相连      | 至少 1 条从市中心 5 公里内出发的高速公路与本区县相连取 1, 否则取 0 | 1999, 2011 | Baum-Snow et al. (2017) |
| 城乡高速公路线路数量         | 从市中心 5 公里内出发、又与本区县相连的高速公路线路数量           | 1999, 2011 | Baum-Snow et al. (2017) |
| 通过地铁与城区相连          | 与本城区延伸而出的地铁相连取 1, 否则取 0                 | 1998, 2013 | 网络资料                    |
| 经过的地铁线路数量          | 从城区出发、又与本区县相连的地铁线路数量                    | 1998, 2013 | 网络资料                    |
| 移民定居者数量: 同一地级市     | 移民定居者数量: 来自同一地级市 (万人)                   | 2000, 2010 | 人口普查数据 (2000 年、2010 年)  |
| 移民定居者数量: 同一省份其他地级市 | 移民定居者数量: 同一省份其他地级市 (万人)                 | 2000, 2010 | 人口普查数据 (2000 年、2010 年)  |
| 移民定居者数量: 其他省份      | 移民定居者数量: 其他省份 (万人)                      | 2000, 2010 | 人口普查数据 (2000 年、2010 年)  |
| <b>地级市层面</b>       |   |            |                         |
| 夜间灯光强度 (原始值)       | 落入地市行政辖区内的所有网格灯光强度的均值                   | 1998-2013  | DMSP-OLS                |
| 夜间灯光强度 (调整值)       | 对夜间灯光强度 (原始值) 按照秦蒙等 (2019) 进行调整后的值。     | 1998-2013  | 作者的计算                   |
| GDP                | GDP (千元)                                | 1998-2007  | 《中国城市统计年鉴》              |
| 人均 GDP             | GDP 除以总人口 (千元)                          | 1998-2007  | 《中国城市统计年鉴》              |

|              |                                       |           |                |
|--------------|---------------------------------------|-----------|----------------|
| 城区人口（2000 年） | 2000 年地级市内市辖区人口综合                     | 2000      | 人口普查数据（2000 年） |
| <b>企业层面</b>  |                                       |           |                |
| TFP          | 全要素生产率，计算方式同 Brandt et al. (2012)     | 1998-2007 | 工业企业数据库        |
| 雇员规模         | 员工人数                                  | 1998-2007 | 工业企业数据库        |
| 资本存量         | 资本存量（万元）                              | 1998-2007 | 工业企业数据库        |
| 中间品使用        | 中间品使用价值（万元）                           | 1998-2007 | 工业企业数据库        |
| 人均工资         | 总工资除以员工数                              | 1998-2007 | 工业企业数据库        |
| 上游关联         | 企业与城区的上游关联，该数值越大，城区的产业结构位于本企业上游的份额越高。 | 1998-2007 | 见附录 5          |
| 下游关联         | 企业与城区的下游关联，该数值越大，城区的产业结构位于本企业下游的份额越高。 | 1998-2007 | 见附录 5          |
| 职业相似性        | 企业与城区的职业相似性，该数值越大，企业与城区使用的劳动力职业越相似    | 1998-2007 | 见附录 5          |
| 技能相似性        | 企业与城区的职业相似性，该数值越大，企业与城区使用的劳动力教育越相似    | 1998-2007 | 见附录 5          |

## 2. 样本区间的拓展

表 A.2 撤县设区的经济效应：样本区间的拓展

| 样本区间：              | 2008-2013 |         | 1998-2013 |          |
|--------------------|-----------|---------|-----------|----------|
| 被解释变量：             | 原始        | 调整后     | 原始        | 调整后      |
| 夜间灯光数据             | 均值        | 均值      | 均值        | 均值       |
|                    | (1)       | (2)     | (3)       | (4)      |
| 分组 A：样本为县          |           |         |           |          |
| 撤县设区               | 1.170***  | 0.918** | 1.937***  | 2.226*** |
|                    | (0.438)   | (0.391) | (0.458)   | (0.504)  |
| 相邻县发生撤县设区          | 0.299     | 0.120   | 0.350***  | 0.308**  |
|                    | (0.189)   | (0.136) | (0.122)   | (0.139)  |
| 观测数                | 4,752     | 4,752   | 12,672    | 12,672   |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.980     | 0.997   | 0.947     | 0.982    |
| 分组 B：样本为市辖区        |           |         |           |          |
| 相邻县发生撤县设区          | 0.354     | 0.325   | 0.577     | 0.566    |
|                    | (0.938)   | (0.519) | (0.739)   | (0.789)  |
| 观测数                | 1,842     | 1,806   | 4,912     | 4,816    |
| 调整后 R <sup>2</sup> | 0.991     | 1.000   | 0.976     | 0.996    |
| 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：本表估计了撤县设区在区县层面的经济效应。样本包括 1998 年到 2013 年所有县级行政单位（包括市辖区和县）的面板数据，并将样本进一步限制在从 1998 至 2013 年至少发生过一次的地级市所辖单位。分组 A 中使用按 1998 年始标准属于县的县级行政单位作为回归样本，分组 B 中使用按 1998 年始标准属于市辖区的县级行政单位作为回归样本。被解释变量为一系列反映当地经济发展水平和活力的指标，包括夜间灯光强度的原始均值和调整后均值、GDP 对数、人均 GDP 对数。分组 A 的解释变量定义为当一个县级行政单位发生撤县设区当年之后取 1，否则为 0；分组 B 的解释变量定义为相邻区县发生撤县设区当年之后取 1，否则为 0。筛选标准包括该县级行政单位 1998 年时的非农人口占比、工业产值占比、人均 GDP、人口密度，以及是否属于省会城市、经济特区、沿海开放城市。回归中加入控制筛选变量与年份固定效应的交叉项以控制撤县设区时变的内生性。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。

### 3. 渐进 DID 的回归权重调整

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。本小节按照 Chaisemartin and d'Haultfoeuille (2020) 的思路，使用 STATA 外部命令 `csdid` 对撤县设区在区县、地市层面的经济效应进行了重新估计，结果汇报于表 A.3。

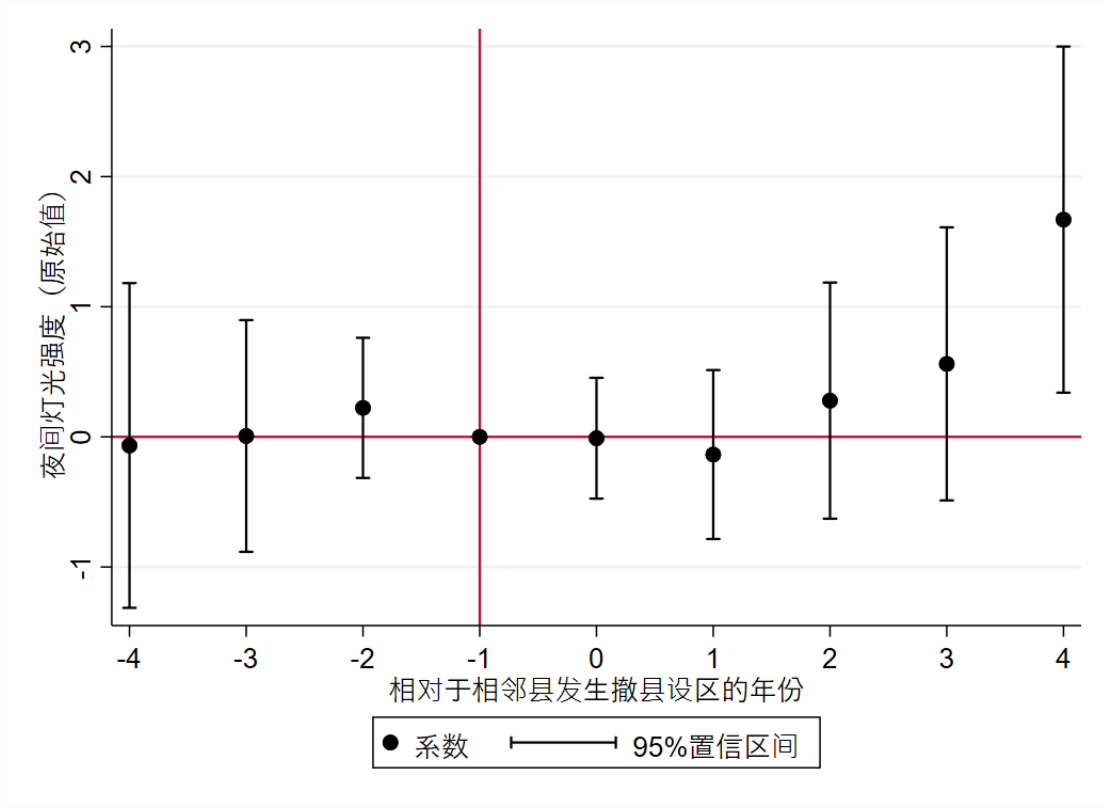
表 A.3 渐进 DID 的回归权重调整

|      | 夜间灯光强度              |                     | GDP<br>对数           | 人均 GDP<br>对数      |
|------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|
|      | 原始<br>均值            | 调整后<br>均值           |                     |                   |
|      | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)               |
| 区县层面 | 2.365***<br>(0.455) | 3.190***<br>(0.684) | 0.043<br>(0.037)    | 0.066<br>(0.046)  |
| 地市层面 | 0.105<br>(0.190)    | 0.165<br>(0.247)    | 0.665***<br>(0.012) | -0.110<br>(0.082) |

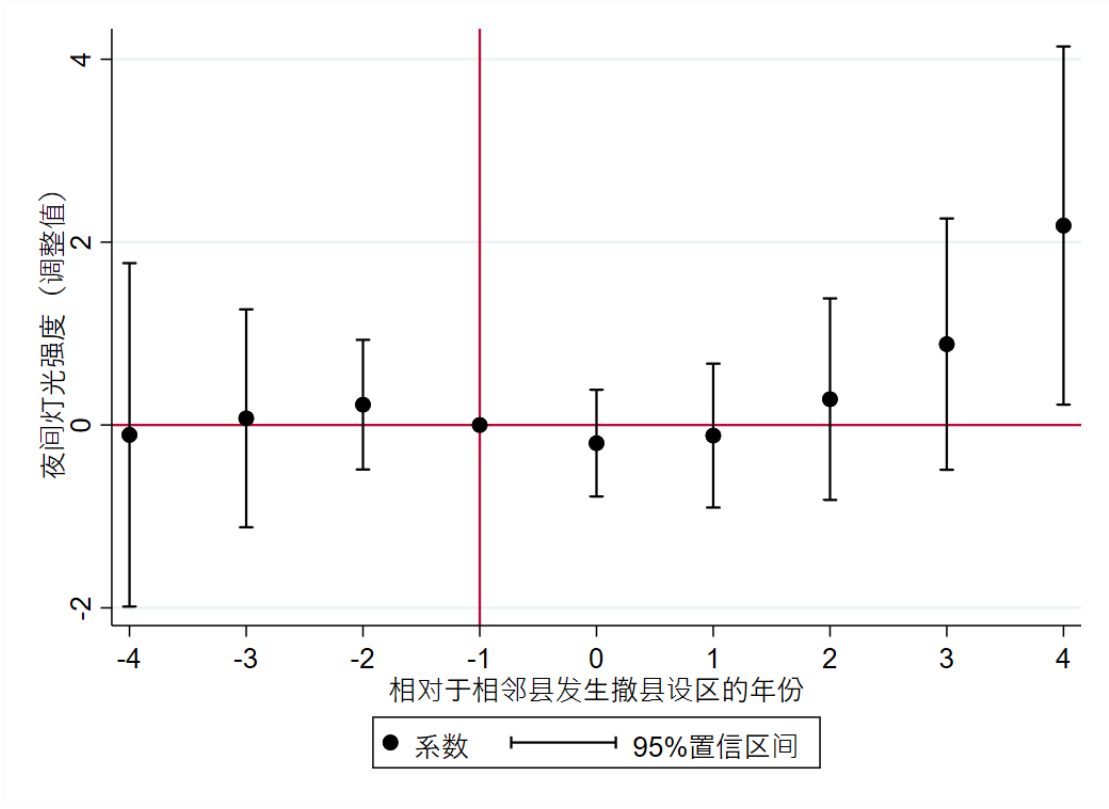
注：本表根据 Chaisemartin and d'Haultfoeuille (2020) 的思路，使用 STATA 外部命令 `csdid` (采用默认设定) 对撤县设区在区县、地市层面的经济效应进行了重新估计，并汇报撤县设区的 ATT (Average Treatment Effect on Treated)。区县层面的设定和表 3 的分组 A 保持一致，地市层面的设定和表 4 保持一致。括号内为标准差。\*\*\*, \*\*, \* 分别代表结果在 1%, 5%, 10% 统计意义上显著。

虽然数值大小和显著性有所变化，表 A.3 的结果在基本上与基准结果保持一致。且我们发现，撤县设区在区县层面对于提高灯光强度（即夜间的经济活动）更加显著，而在地市层面则对产出的提高更为显著，这显示撤县设区通过促进城市内部的职住分离来提高地市整体的经济效益。

4. 撤县设区的影响（市辖区）：基于事件分析法的估计结果

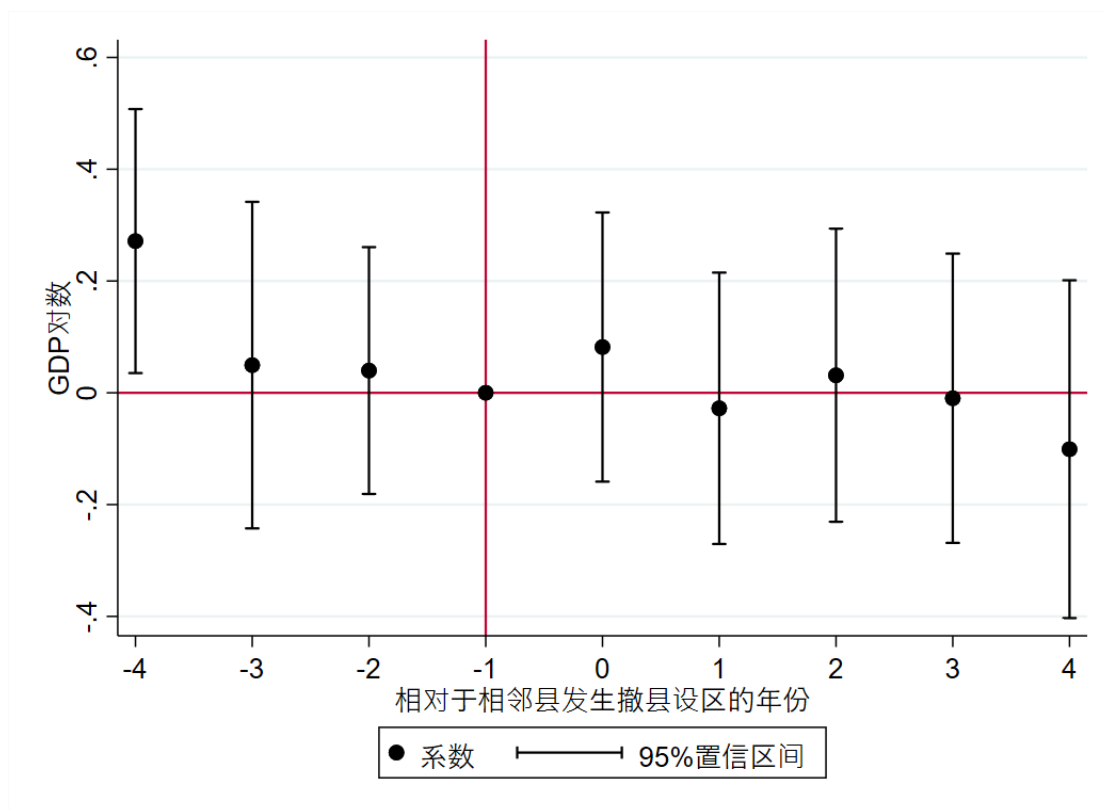


(b) 夜间灯光强度（原始值）

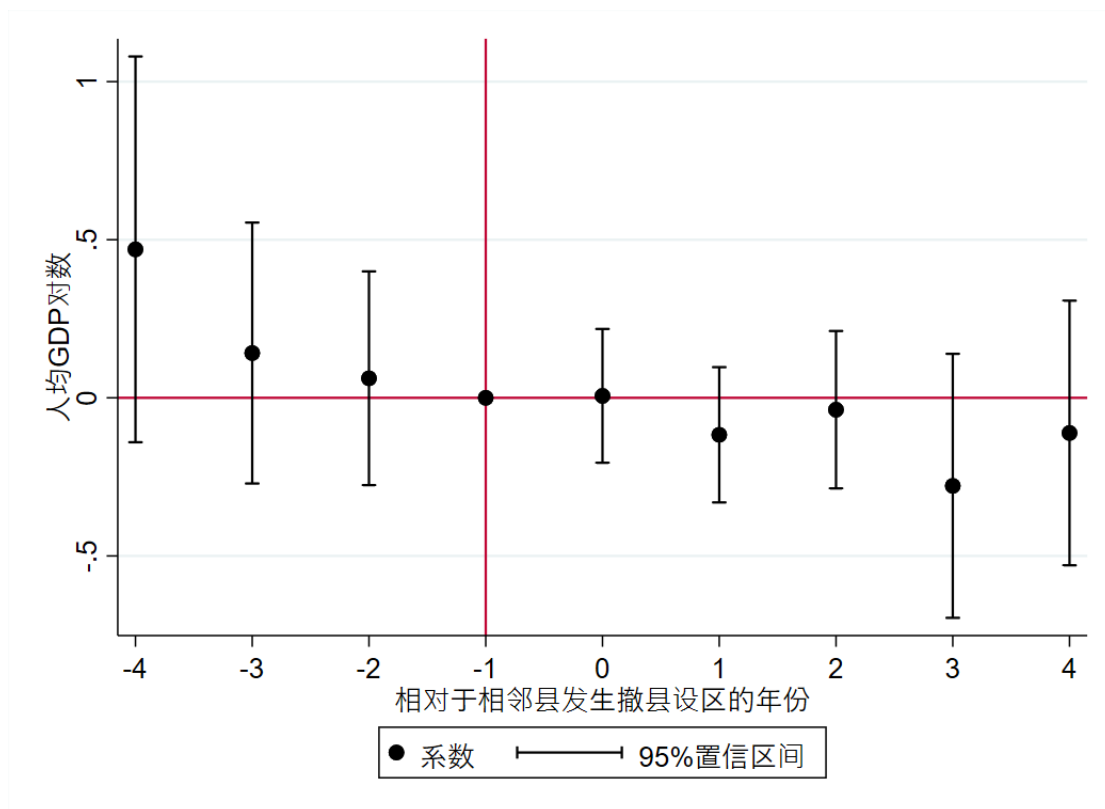


(b) 夜间灯光强度（调整值）





(c) GDP 对数



(d) 人均 GDP 对数

图 A.1 撤县设区的影响（市辖区）：基于事件分析法的估计结果

注：横轴代表方程（4）中的 $\tau$ ，图中的点表示分别以夜间灯光强度（原始值）、夜间灯光强度（调整值）、GDP 对数、人均 GDP 对数作为被解释变量使用方程（4）估计 $\beta^\tau$ 得到的结果。竖线表示估计值的 95%置信区间。回归所使用的样本为从 1998 年至 2007 年至少发生过一次的地级市内、1998 年始为市辖区的县级行政单位。

## 5. 企业层面产业关联指标的构造

为了理解撤县设区带来的城区集聚的溢出效应的微观机制，在本小节本文参考 Zheng et al.（2017）构造了一组企业层面与城区产业关联的指标，包括上下游关联、职业相似性、技能相似性——三组产业关联指标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）。

$input_{r \leftarrow q}$  定义为根据 2002 年投入产出表构造并加总到 2 位数行业计算出的产业  $q$  的产出中流向产业  $r$  的比例。根据 2000 年人口普查数据， $E_{qj}$  为产业  $q$  在地级市  $j$  市辖区的就业人数， $E_j$  为地级市  $j$  市辖区的就业人数。位于地级市  $j$  下辖改制县的产业  $r$  企业与市辖区的上游产业关联定义为

$$Input\ Linkage_{rj} = \sum_q (input_{r \leftarrow q} \frac{E_{qj}}{E_j})$$

该数值越大，城区的产业结构位于本企业上游的就业份额越高。类似地，我们可以构造企业与市辖区的下游产业关联为

$$Output\ Linkage_{rj} = \sum_q (Output_{r \rightarrow q} \frac{E_{qj}}{E_j})$$

唯一的差别是  $Output_{r \rightarrow q}$  为根据 2002 年投入产出表构造并加总到 2 位数行业计算出的产业  $r$  的产出中流向产业  $q$  的比例。该数值越大，城区的产业结构位于本企业下游的就业份额越高。

为了构造企业与市辖区职业相似性的指标，我们首先按如下公式计算产业  $r$  和产业  $q$  的职位相似性：

$$Occ\ Similarity_{rq} = 1/[0.5 \times (1 + \sum_o |\frac{E_{or}}{E_r} - \frac{E_{oq}}{E_q}|)]$$

其中  $E_{or}$  为 2000 年人口普查中职位  $o$ （总计 411 类别）在产业  $r$  中的就业人数， $E_r$  为 2000 年人口普查中产业  $r$  的总就业人数。 $E_{oq}$  和  $E_q$  定义类似。 $Occ\ Similarity_{rq}$  将会取一个 1 到 2 中间的值，该数值越大，产业  $r$  和产业  $q$  需求的职位就越相似。

我们调整  $Occ\ Similarity_{rq}$  的取值使之取一个 0 到 1 中间的值：

$$W_{rq} = \frac{Occ\ Similarity_{rq}}{\sum_q Occ\ Similarity_{rq}}$$

则位于地级市  $j$  下辖改制县的产业  $r$  的企业与市辖区所有产业的职业相似性定义为

$$Labor\ Similarity_{rj} = \sum_q (W_{rq} \frac{E_{qj}}{E_j})$$

其中 $E_j$ 是地级市 $j$ 市辖区的就业人数。

类似地,我们还可以构造地级市 $j$ 下辖改制县的产业 $r$ 的企业与市辖区所有产业的技能相似性:

$$Edu\ Similarity_{rq} = 1/[0.5 \times (1 + \sum_e \left| \frac{E_{er}}{E_r} - \frac{E_{eq}}{E_q} \right|)]$$

$$S_{rq} = \frac{Edu\ Similarity_{rq}}{\sum_q Edu\ Similarity_{rq}}$$

$$Skill\ Similarity_{rj} = \sum_q \left( S_{rq} \frac{E_{qj}}{E_j} \right)$$

其中,  $E_{er}$  表示根据 2000 年人口普查计算的教育程度 $e$  (总计 9 个类别<sup>11</sup>) 在产业 $r$ 的就业人数。

---

<sup>11</sup> 包括从未上过学、扫盲班、小学、初中、高中、中专、大学专科、大学本科、研究生。