

行政区划调整影响区域经济增长的双重效应

——基于新一轮撤县设市政策的实证分析

赵红军，侯蓉，张欣然
(上海师范大学 商学院，上海 200234)

摘要：行政区划调整一直是改革开放以来我国政府推动经济发展与社会治理的有效政策举措，但学界有关近年来新一轮撤县设市的政策效应尚未得到充分研究。文章基于我国2011-2020年246个县市的面板数据，使用双重差分法考察了新一轮撤县设市对区域经济增长的影响。结果发现，此轮撤县设市的政策效应喜忧参半。从正面影响来看，新一轮撤县设市主要通过招商引资、促进劳动力就业、提高金融发展水平和改善公共服务等渠道对当地经济发展产生了政策红利，但由于当地产业基础薄弱以及在现有晋升激励机制下地方官员将撤县设市作为施政目标，往往只重短期内达到设市目标而忽视长期发展，更多注重设市后城市基础设施建设而“挤出”当地工业和三产，结果导致区域经济产出在设市后呈现负向增长。从负向影响的异质性来看，那些越是发展水平落后的地区，这种负向影响越是明显；从时间动态效应上来看，这种负向影响在短期内较为显著，随着时间延长而变得不显著。文章的政策启示是经济相对落后的县级政府应理性看待撤县设市，要基于当地发展的产业基础等实际条件，客观评估撤县设市的必要性和科学性，在此基础上采取务实、持续的改革举措来释放相关的政策红利，避免注重短期面子工程而导致负面影响显现。

关键词：撤县设市；行政区划调整；经济增长；双重差分法

中图分类号：F061.5

一、引言

行政区划调整不仅是我国国家权力的空间配置方式，也是服务于区域经济建设的一项重要政策工具。改革开放四十五年来，为了适应不同阶段区域经济发展的需要，我国曾在行政区划调整上做过诸多尝试，例如撤县设市、撤县设区、省直管县等。习总书记曾强调，“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”^①。从我国现实来看，20世纪80-90年代的撤县设市曾被视为一项失败的政策，原因是很多地方未经仔细考量就盲目撤县设市，结果，不仅没有产生政策红利，反而出现区域“恶性竞争”、“假性城市化”等负面现象（范逢春和周淼然，2021；浦善新，2004）。鉴于此，1997年，撤县设市政策被国务院紧急叫停。十八大以来，随着我国新型城镇化战略以及区域协调发展的加快，2013年，被冻结了长达16年的撤县设市政策又迎来了重启。

对于县级政府而言，“县改市”之所以一直受到追捧，原因就在于“县改市”能够带来行政权力的下放和经济资源在市区范围内的转移支付（唐为，2019）。一是，撤县设市后，地方

收稿日期：2023-08-17

基金项目：国家社会科学基金重点项目（23AZD008）；国家社会科学基金重大项目（22&ZD067）；国家社会科学基金一般项目（18BJL003）

作者简介：赵红军（1970-），男，陕西白水人，上海师范大学商学院教授；

侯蓉（1999-），女，陕西岐山人，上海师范大学商学院硕士研究生；

张欣然（1997-），女，天津河西人，上海师范大学商学院硕士研究生。

^①2014年2月，习近平总书记在北京市考察工作结束时的讲话中指出，行政区划并不必然就是区域合作和协同发展的障碍和壁垒，行政区划本身也是一种资源，用得好是推动区域协同发展的更大优势，用不好则可能成为发展的掣肘。

政府的职权范围会明显扩大，自主发展权得到提升 (Fan et al., 2012)。二是，县级市在城市建设方面的用地指标通常会较大幅度增加 (Zhang and Zhao, 1998; Chung and Lam, 2004; Fan et al., 2012)。三是，撤县设市后县级市的城市维护建设税适用税率也会高出 2-5 个百分点，这就为当地政府带来了更多财政周转资金 (唐为, 2019)。四是，出于招商引资的目的，这种行政权力的扩大还会促使工业用地以更低的价格出让 (刘文华等, 2022)。第五，从官员晋升来看，一旦实现撤县改市，其市委书记就更可能成为地级市的常委 (Li, 2011)，并拥有了比县委书记更多的晋升机会。正因为如此，20 世纪 80-90 年代，全国范围内曾掀起了一股撤县设市的热潮。

现有关于上一轮撤县设市政策是否能促进地方经济增长的效应分析尚存在不少争议。有研究指出，新设立的县级市在经济增长和提供公共服务方面的表现差强人意，且无助于效率改善和内生增长动力的形成 (Fan et al., 2012; 刘晨晖和陈长石, 2019a)。另有研究表明，撤县设市政策能在长期内显著促进当地的经济水平，但其影响存在着显著的地区异质性 (唐为, 2019)；也有研究发现上一轮撤县设市的政策效应良莠并存 (刘晨晖和陈长石, 2019b)。

相比上一轮撤县设市而言，目前有关新一轮撤县设市政策效应的实证研究较为缺乏。比如，杨林和薛琪琪 (2017) 基于山东省市县经济关联度的分析发现，那些与所属市经济耦合度高但经济联系强度低的县 (市) 更适宜向“撤县设市”方向发展，但实际效应完全未知。类似的是，刘文华等 (2022) 研究发现新一轮撤县设市导致了工业用地价格的显著降低，但其对当地工业投资与经济增长的效果不得而知。随着新一轮撤县设市政策的解冻，部分学者认为新一轮撤县设市政策对推动新型城镇化、促进城乡区域协调发展可发挥更加积极的作用 (马祖琦, 2014; 宋迎昌, 2018; 程必定和林斐, 2019; 高进等, 2022)。然而，学界有关新一轮撤县设市对经济增长政策效应的评估尚未取得较大进展，这可能会误导下一步的“撤县设市”，使它们再次踩上“撤县设市”进程中所走过的“弯路”、“雷区”，从而非常不利于我国新型城镇化和城乡区域高质量协调发展。

鉴于此，本文使用 2011-2020 年我国 246 个县市的县级面板数据，通过构建双重差分模型，实证分析了新一轮撤县设市对区域经济增长的政策效应及其影响机制。研究发现主要体现在以下方面：首先，新一轮撤县设市对区域经济增长的影响喜忧参半，既通过招商引资、促进劳动力就业、提高金融发展水平和改善公共服务等渠道产生了政策红利，但同时由于当地薄弱的产业基础限制，撤县设市前地方官员在很强的晋升激励下的短视行为以及设市以后城市建设、道路建设盲目扩张使得工业投资、三产投资被“挤出”，结果破坏了经济增长的“元气”；其次，从总的政策效应看，结果显著为负，且这种负向影响具有明显的地区异质性，表现为越是经济发展水平落后的地区，这种负向影响越大；从时间效应看，这种负向影响随着时间的推移会逐步消失，在较长时期的调整以后，“撤县设市”的政策红利才可能显现出来。

相比已有研究，本文可能的边际贡献在于，一是使用双重差分方法对新一轮撤县设市的政策效应进行了最新的实证分析，弥补了现有文献更多只从理论层面的描述性解读；第二，本文研究发现新一轮撤县设市在短期内会对地方经济增长产生负面影响，但随着时间推移，这种负面影响会消失，这与以往研究认为上一轮撤县设市的政策效应短期内不显著而长期内能促进地方经济增长有很大不同；第三，当前国家有关区域宏观经济的政策导向是推动新型城镇化提质增效、注重大中小城市协调发展、预防只“注重短期政绩目标，只管铺摊子而不管长期绩效跟踪”，更大力度推动全国经济高质量发展。在此背景下，本文针对新一轮撤县设市政策效应及其内在机制的分析，希望能为其他相对落后县域通过夯实产业基础、扭转激励扭曲，务实地推进撤县设市提供合理科学的政策参考。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分介绍了撤县设市的制度背景并提出本文的研究假设；第三部分为研究设计；第四部分汇报主要的实证结果；第五部分讨论了新一轮撤县设市政策的作用机制；第六部分为结论和政策建议。

二、制度背景与研究假说

（一）制度背景

相比于我国其他的行政区划调整政策而言，撤县设市较为特殊，也颇为周折，先后经历了探索、冻结和重启三个阶段。撤县设市改革最早是在 1983 年开始实施的，随后，经国务院批准，民政部于 1986 年、1993 年分别出台了《关于调整设市标准和市领导县条件的报告》和《关于调整设市标准的报告》。在这期间，全国范围内掀起了一股“撤县设市热”。但由于过程中出现了所谓的假性城市化、恶性竞争、政绩攀比等诸多问题（刘文华等，2022；宋迎昌，2018），1997 年，国务院全面冻结了撤县设市的审批。2013 年党的十八届三中全会提出，“对具备行政区划调整条件的县可有序改市”，之后每年陆续有新获批的县级市，这表明撤县设市政策迎来了新一轮重启。2017 年的《政府工作报告》中明确指出“支持中小城市和特色小城镇发展，推动一批具备条件的县和特大镇有序设市”。此后 2018 年和 2019 年共有 22 个新获批的县级市。《2020 年新型城镇化建设和城乡融合发展重点任务》也提出“有序推进‘县改市’‘县改区’‘市改区’”，这意味着近年来新一轮撤县设市已成为国家推进新型城镇化的一项重要政策。党的二十大报告进一步明确指出，要全面推进乡村振兴，促进区域协调发展，深入实施新型城镇化战略。县级市是乡村振兴的重要依托，重启撤县设市有利于推动我国新型城镇化高质量发展（宋迎昌，2018），对于提升中小城市发展质量以及构建协调发展的区域经济格局具有重要意义。

表 1 显示了自 2013 年以来我国新获批的县级市名单，从中可以发现，截止 2020 年底，我国已有 42 个新设立的县级市。从其地理分布来看，除个别县级市位于东部地区外，其余大多数县级市主要分布在诸如黑龙江、陕西、四川、云南、贵州等中西部省份，这与上一轮撤县设市有很大不同。这样的事实使得我们不禁产生这样的疑问，即在那些经济相对落后地区撤县设市，能否避免上一轮撤县设市的负面效应、能否达到预期的政策目标，这就有待更多的实证检验。

表 1 2013 年以来新设立的县级市名单

年份	获批县级市	个数
2013	吉林扶余市、云南弥勒市、青海玉树市	3
2014	云南香格里拉市	1
2015	四川康定市、广西靖西市、云南腾冲市、四川马尔康市、黑龙江东宁市	5
2016	黑龙江抚远市、云南泸水市	2
2017	河北平泉市、浙江玉环市、陕西神木市、四川隆昌市、湖南宁乡市、贵州盘州市	6
2018	山西怀仁市、陕西彬州市、江苏海安市、黑龙江漠河市、湖北京山市、河北滦州市、安徽潜山市、山东邹平市、广西荔浦市、贵州兴仁市、云南水富市、甘肃华亭市	12
2019	四川射洪市、安徽广德市、河南长垣市、湖南邵东市、陕西子长市、黑龙江嫩江市、安徽无为市、云南澄江市、广西平果市、新疆库车市	10
2020	湖北监利市、江西龙南市、青海同仁市	3

资料来源：本表信息整理自国家民政部网站。

此外，为了推动中心城市发挥其带动作用，我国各地也在频繁地进行撤县（市）设区，值得注意的是，本文所研究的撤县设市与目前广受关注的撤县（市）设区不同之处在于：第一，撤县设市的主要目的是增加城市数量，而撤县（市）设区是为了扩张城市规模；第二，前者是将权力下放给县级市政府，而后者将权力收归到了地级市政府；第三，撤县设市后，县级市政府相对独立，而撤县（市）设区后，市辖区受地级市直接管辖；第四，前者的主要驱动力是县级政府，而后者主要驱动力是地级市政府。

（二）研究假说

理论上来说，撤县设市政策使得县级政府拥有了更大的经济自主权，同时，行政效率也会进一步提高，其隐含的行政扩权和财政分权就必然成为政府通过撤县设市来推动地方经济增长的重要原因（刘文华等，2022；Qian and Roland, 1998）。然而，撤县设市后经济自主权的扩大并不一定能为经济增长带来真金白银般的驱动效应，在很大程度上，这还要取决于当地的资源禀赋条件（唐为，2019）。如果政策未能与当地的禀赋和发展条件相适应，很可能无法真正释放政策红利。例如，刘瑞明和赵仁杰（2015）研究发现，在西部大开发的过程中，由于诸多相对短期的投资和资源开发而挤出了人力资本投入和产业升级改造投资，结果，反而导致西部大开发对经济发展的预期政策效应没有有效发挥。对新一轮撤县设市而言，由于促进区域协调发展的需要，此轮撤县设市政策呈现出明显的向中西部地区倾斜的特征，甚至还有一些西南或东北偏远地区的县也希望通过撤县设市改变落后面貌，这种形式的撤县设市其实属于政策照顾性的“县改市”，这就可能导致一些县在自身发展基础不好，城镇化率较低、非农产业基础不强的情况下，未经过充分论证就盲目撤县设市，结果，就容易出现撤县设市后当地可能无法充分发挥应有的政策红利，反而还会对当地经济发展产生不利影响。基于此，本文提出以下假说1。

假说1：新一轮撤县设市主要发生于中西部地区，由于先天基础条件不好，且政策照顾性强，因此，这可能会导致撤县设市的政策红利难以充分释放，从而，此轮撤县设市对当地区域经济增长的影响便具有不确定性。

更加具体来看，从撤县设市对经济增长的驱动效应来看，首先，撤县设市后的县级市往往被认为会具有更好的发展前景。毕竟对于企业和投资商来说，县级市肯定要比县更具有吸引力，而且县级市政府往往会以低于市场价格甚至划拨或协议出让工业用地的方式来扩大招商引资（刘文华等，2022）。其次，撤县设市后，县级市规模以上企业的数量通常会增加，大量与城市建设相关的工程也可能会创造出更多的就业岗位，这样就会吸引农村劳动力转移到城市就业，这就为区域经济增长注入了新的增长活力。此外，县升级为县级市后，地方所得到的金融支持通常会增强，这对区域经济增长也会产生正向促进作用。最后，由县升级为县级市后，县级市政府还会较大幅度增加在公共建设、公共服务上的投资，而公共建设和服务的改善也会推动当地的经济的发展。基于上述分析，本文提出以下假说2。

假说2：新一轮撤县设市可能会通过提升当地城市相关的公共建设来招商引资、促进劳动力就业、提高金融发展水平和改善公共服务等渠道而对当地经济发展带来一定政策红利。

另一方面，撤县设市对于区域经济增长也可能通过以下渠道产生阻滞效应。一是，如果当地的产业基础较为薄弱，例如规模以上企业数量少，并且如果缺少相应的人力、物力和技术条件，这就会导致撤县设市的政策红利难以充分释放。二是，从政府官员任命的逻辑来看，由于县级市的市委书记往往更可能成为地级市的市委常委（Li, 2011），所以对于上任初期、任期短的地方官员而言，设市前为争取设市升级，通常会实行一系列积极的经济政策，以期在短期取得好的政绩，但这种急功近利的行为往往会损害设市后地方经济增长的潜力（周黎安，2007）。相反，对于那些在同一职位工作时间过长或因年龄限制而感到晋升无望的官员来说，这种争取设市升级的动机就会弱很多（曹春方等，2014；邱善运等，2023）。三是，从产业“挤出”效应角度看，县级市政府对建设用地的支配权会更大（唐为，2019），可能就会导致撤县设市后地方政府倾向于开展大规模的造城运动（王旭阳和黄征学，2017）。这样，县级市在城市建设、基础设施建设方面的投资在总的投资金额不可能大幅度增加的情况下，很可能就会部分挤占县级市对原先工业和三产的投资；同时，若地方产业的发展由于未能得到足够的投资支持而处于相对落后状态，当地企业向政府缴纳的税收也会相应减少。基于此，本文提出以下假说3。

假说3：由于先天不太成熟的产业基础条件以及可能相对宽松的资格审批程序，新一轮撤县设市可能通过设市前地方官员的更强晋升激励扭曲以及设市后过快增加的地方城市建

设而挤出工业、三产投资并导致税收基础受损进而对当地经济发展产生负面影响。

综上所述，本文认为，新一轮撤县设市对于区域经济增长的政策效应具有较大的不确定性，其既可能通过各种政策红利驱动地方经济增长，也可能由于自身产业基础薄弱，更强的激励扭曲以及城市建设的“挤出”效应而对经济增长产生阻滞效应，最终的效果便取决于这两种因素的此消彼长与变动情况，具体影响机制和相关假说如图 1 所示。因此，新一轮撤县设市对经济增长的影响究竟是正向还是负向作用？这就需要进一步的实证研究来证明。

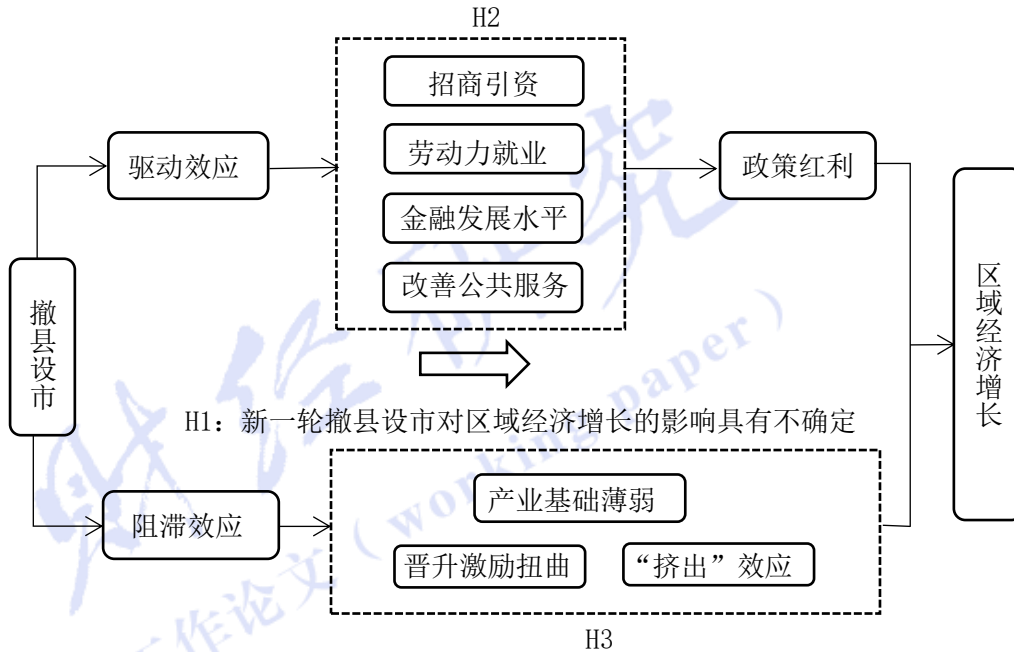


图 1 新一轮撤县设市对区域经济增长的影响机制

三、研究设计

(一) 模型设定与变量说明

由于撤县设市政策在各县实施的时间不同，本文采用如下的多期 DID 模型来进行估计：

$$\ln NL_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{post}_t + \beta_2 X_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， treat_i 表示是否实施撤县设市政策的虚拟变量， post_t 表示政策实施的时间虚拟变量，交乘项 $\text{treat}_i \times \text{post}_t = 1$ 的含义是，第 i 个县在第 t 年实施了撤县设市。本文的被解释变量为 $\ln NL_{it}$ ，使用夜间灯光亮度均值的对数形式进行代理。因此， β_1 是本文关心的估计系数。如果 $\beta_1 > 0$ ，则表示撤县设市促进了区域经济增长；如果 $\beta_1 < 0$ ，则表示撤县设市对区域经济增长产生了负向影响。

X_{it} 代表了一系列控制变量，结合现有研究（刘瑞明和赵仁杰，2015；邵朝对等，2018；晁恒等，2018；曹清峰，2020），本文具体选取了以下变量：投资水平（ $\ln \text{invest}$ ）用固定资产投资对数值衡量；第二产业占比（ seind ）用第二产业增加值占地区 GDP 比重表示；第三产业占比（ thind ）用第三产业增加值占地区 GDP 比重表示；政府规模（ gov ）用政府一般财政预算支出占地区 GDP 比重衡量；教育水平（ edu ）用中小學生数占总人口比重衡量；地区总人口（ $\ln \text{pop}$ ）以地区户籍人口数的对数形式来代理；金融发展程度（ finance ）用年末金融机构贷款余额占 GDP 比重来衡量；储蓄水平（ sav ）用城乡居民储蓄余额占地区 GDP 比重来衡量。此外， θ_i 表示地区固定效应， δ_t 表示时间固定效应， ε_{it} 是随机扰动项。

在机制分析部分，本文所使用到的变量除投资水平（ $\ln \text{invest}$ ）、第二产业占比（ seind ）、第三产业占比（ thind ）以外，还引入了以下变量：规上企业数量（ company ）用当地规模以

上企业数来衡量；从事农副业相关的劳动力（rlabor）用乡村从业人员数（万）来衡量；金融支持水平（perfin）用人均金融贷款余额来衡量；医疗公共服务水平（hlth）用医疗卫生机构床位数（千）来衡量；城市建设面积（ctyar）用各地区城市建设用地面积来衡量；人均道路面积（perrdar）用道路面积与人口的比值表示；人均税收（pertax）用财政税收与人口的比值表示。

在样本选择上，由于新一轮撤县设市从 2013 年开始陆续展开，本文将样本区间确定为 2011-2020 年，将 2013 年及之后国家民政部公布新设立的县级市作为实验组，参考刘文华等（2022）的做法，将隶属于同一地级市行政范围的县作为对照组，原因是它们在文化背景和经济发展水平上相似、具有较强的可比性。在经过筛选整理后，便得到 246 个县以及县级市的研究样本，其中实验组有 42 个县级市，对照组有 204 个县，分别涉及云南、四川、黑龙江、湖北等 20 个省份，名单见附录 1 所示。值得注意的是，本文所谓的新一轮撤县设市是指县层面整体的设市，不包含切块设市。比如，2011 年 8 月和 2019 年 8 月，经国务院批复，分别撤销巢湖市居巢区并设立县级巢湖市、撤销苍南县龙港镇并设立县级龙港市。由于切块设市前的区或镇与县层面的经济数据统计口径不一致，因此，在本文的实验组中并未纳入这两个样本。最终，用于本文实证分析的各变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lnnl	2458	-2.899	1.811	-8.296	0.649
lnpergdp	2460	0.946	0.677	-0.799	3.352
grpergdp	2460	0.094	0.119	-0.580	1.550
lninvest	2214	13.253	1.144	7.708	16.184
seind	2460	39.627	17.546	1.360	90.570
thind	2460	36.750	12.052	6.510	86.380
gov	2460	44.312	42.693	3.400	394.070
edu	2460	12.174	3.577	3	36.300
lnpop	2460	3.267	0.922	0.940	5.131
finance	2460	0.666	0.392	0	3.440
sav	2460	74.573	32.911	0	292.010
company	2310	69.789	115.825	0	1021
rlabor	2460	19.131	18.327	-2.830	175.510
perfin	2460	2.175	2.210	0	21.550
hlth	2460	1.347	1.156	0.051	8.286
ctyar	1486	11.633	10.417	0.440	94.200
perrdar	1471	4.761	3.340	0.566	35.841
pertax	2460	0.095	0.202	0	2.731

（二）数据来源

由于地方政府官员对 GDP 统计数据具有一定操纵的可能性，因此，目前不少文献使用夜间灯光数据来代理经济发展水平以解决 GDP 测量失真问题（范子英，2016；王贤彬等，2017；张俊，2017；郭峰等，2023）。现有研究中使用的夜间灯光数据有两种，一种是由美国国防气象卫星搭载的可见光成像线性扫描业务系统(DMSP/OLS)的数据，但该数据到 2013

年就已停止更新；另一种是由美国国家极轨卫星搭载的可见光近红外成像辐射仪（NPP/VIIRS）的数据，该数据是从 2012 年开始提供的。本文所使用的县级夜间灯光数据是基于自编码器模型的跨传感器校正方案进行修正的 2002-2020 年类 NPP-VIIRS 年度合成数据集（Chen et al.,2021），该数据已被验证具有较高的衔接质量（刘泠岑等，2023），因而可以用于本文的实证研究。

本文实证分析所使用的其他数据来源于《中国县域统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国城乡建设统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》、各省份统计年鉴以及国家统计局、民政部网站，部分缺失数据用 EPS 数据库和线性插值法进行补充，最终得到 246 个县市 2011-2020 年的县级面板数据。官员任期数据主要来源是百度百科的官员履历资料，经作者手动收集整理。

四、实证结果

（一）基准回归

基于上述回归模型（1），表 3 第（1）、（2）列报告了新一轮撤县设市对于地方经济增长的基准回归结果。第（1）列汇报了不加入任何控制变量的结果，第（2）列是考虑到投资、产业结构、政府规模、教育水平、人口、金融发展程度、储蓄水平等控制变量的结果。由第（2）列的结果可以发现，估计系数-0.123 与（1）列的结果并无较大差异，并且其显著水平还从 10%提高到 5%。这表明，新一轮撤县设市后，地方经济增长水平降低了 12.3%，并且这一结果与梁若冰和蓝天（2023）的研究非常类似，这就初步验证了本文的假说 1。

表 3 新一轮撤县设市对区域经济增长的作用

被解释变量	夜间灯光亮度均值 (lnnl)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
方程				
treat×post	-0.123* (-1.966)	0.123** (-2.093)	-0.037 (-0.444)	-0.023 (-0.274)
tr_×非长江经济带地区			-0.183* (-1.734)	
tr_×北方地区				-0.222** (-2.241)
lninvest		0.020 (0.605)	0.019 (0.567)	0.020 (0.608)
seind		0.015*** (2.967)	0.015*** (2.993)	0.015*** (3.010)
thind		0.012** (2.341)	0.012** (2.340)	0.012** (2.335)
gov		0.003 (1.443)	0.003 (1.458)	0.003 (1.457)
edu		0.029*** (2.698)	0.030*** (2.765)	0.029*** (2.735)
lnpop		1.641*** (3.244)	1.634*** (3.254)	1.617*** (3.219)
finance		0.217*** (2.942)	0.211*** (2.855)	0.208*** (2.817)
sav		-0.001 (-0.388)	-0.000 (-0.260)	-0.000 (-0.231)
常数项	-3.561*** (-83.876)	-10.788*** (-5.909)	-10.774*** (-5.940)	-10.735*** (-5.922)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
N	2458	2212	2212	2212
R ²	0.507	0.524	0.525	0.525

注：（1）括号中为 t 值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。（2）采用县级层面的聚类稳健回归。

（二）地区异质性分析

由于此轮撤县设市只有 5 个县级市位于东部省份，其余县级市均分布在中西部地区。受限于此轮撤县设市在东部地区的样本太少，难以确保结果的准确性，且考虑到我国长江经济带地区相较于非长江经济带地区经济发展水平通常更高，同时，南方的经济发展水平也普遍高于北方地区，因此，本文将地区虚拟变量设定为是否位于长江经济带地区、是否位于北方地区^①，在此基础上，本文将撤县设市和地区虚拟变量的交互项引入基准模型以检验地区异质性^②。结果见表 3 中（3）、（4）列所示，其中，第（3）列的变量 $tr_非长江经济带地区$ 的交互项估计系数在 10%水平上显著为负，这表明撤县设市政策在非长江经济带地区实施对经济增长产生了负向影响，且这种负向影响相比于长江经济带地区增强了 18.3%。而第（4）列的变量 $tr_北方地区$ 的交互项系数表明，撤县设市政策在北方地区实施对经济增长产生的负向影响相比于南方地区增强了 22.2%，且在 5%水平上显著。上述结果说明，新一轮撤县设市政策的实施效果具有明显的地区异质性，在经济发展水平较为落后的地区，由于缺乏良好的政策环境，政策基础也相对薄弱，结果使得撤县设市对经济增长的负向影响会更大。

（三）时间动态效应分析

由于撤县设市是一项行政区划改革，随着时间的延续，可能会涉及到管理权限的调整、审批权的下放、人事管理方面的调整等诸多事项，因此，本文设定如下计量模型来检验该政策的时间动态效应，式（2）中， $T=1,2,3,4,5,6$ 。

$$\ln NL_{it} = \lambda_0 + treat_i \times post_t \times afterT + \phi X_{it} + \eta_i + \nu_t + \omega_{it} \quad (2)$$

表 4 显示了相应的检验结果，其中， tr_after1 、 tr_after2 、 tr_after3 、 tr_after4 、 tr_after5 、 tr_after6 分别表示撤县设市 1 年、2 年、3 年、4 年、5 年、6 年后的政策效果，从中可见，撤县设市 1 年后对经济增长仍具有显著的负向影响，但系数 -0.092 相比于基准模型中估计系数 -0.123 的绝对值有所减小，说明该政策效果的负向影响在减弱。表 4 第（2）-（6）列的结果显示，撤县设市的负向影响随着时间推移不再显著，其中，表 4 第（4）列和第（6）列的估计系数的符号由负变为正，说明经过较长时期的调整 and 适应，撤县设市对经济增长的正向效应可能会显现出来，但这一结果并不具有统计上的显著性，意味着新一轮撤县设市的负面影响要逆转过来可能需要较长一段时间，至少在六年甚至更长。

表 4 新一轮撤县设市对区域经济增长影响的时间动态效应

被解释变量	夜间灯光亮度均值 (lnnl)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
方程						
tr_after1	-0.092* (-1.674)					
tr_after2		-0.038 (-0.893)				
tr_after3			-0.028 (-1.074)			
tr_after4				0.017 (0.933)		
tr_after5					-0.021 (-0.675)	

^① 南北方的划分以秦岭-淮河为分界线。

^② 此处是为考察撤县设市在经济较为发达和经济较为落后地区的政策效果的差异，未对本文的处理组和控制组的选择产生影响，在选择样本时，在经济较为发达地区，既有处理组的样本，也有相应的控制组的样本，在经济欠发达地区也是完全类似的处理，因此这种比较不会影响到对回归结果的估计。

tr_×after6						0.003 (0.202)
常数项	-10.829*** (-5.916)	-10.836*** (-5.910)	-10.813*** (-5.887)	-10.854*** (-5.910)	-10.848*** (-5.915)	-10.844*** (-5.913)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
N	2212	2212	2212	2212	2212	2212
R ²	0.523	0.523	0.523	0.523	0.523	0.523

注：（1）括号中为 t 值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。（2）采用县级层面的聚类稳健回归。（3）控制变量与基准回归一致。

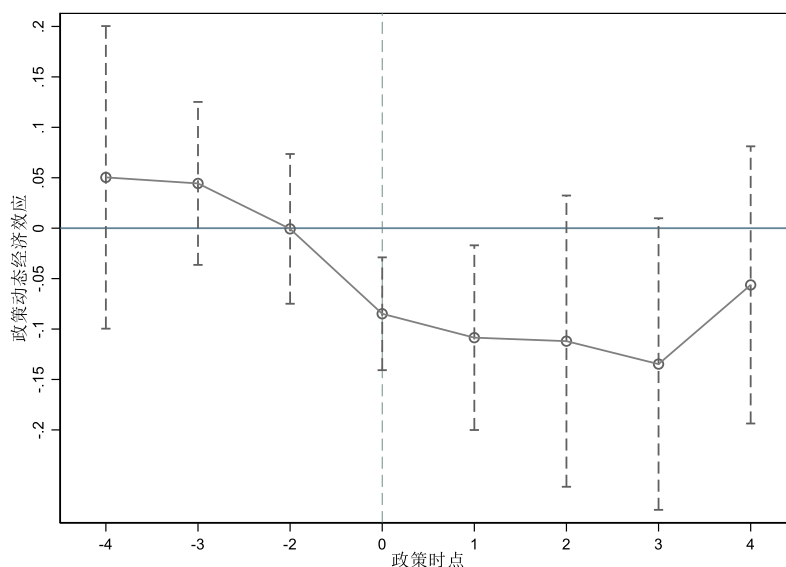
（四）稳健性检验

1. 平行趋势检验

参考国内外相关研究，本文利用事件研究法对平行趋势假设进行检验，相应的模型如式（3）所示：

$$\ln NL_{it} = \lambda_0 + \sum_{k=-4}^4 \alpha_k policy_{i,t-k} + \phi X_{it} + \eta_i + v_t + \omega_{it} \quad (3)$$

在式（3）中， $policy_{i,t-k}$ 表示撤县设市政策实施的虚拟变量。在本文的回归分析中，以政策实施前 1 期作为基准期，因此 $k \neq -1$ 。图 2 显示了平行趋势检验的结果。



注：空心圆点为估计系数，短虚线为 90% 水平上的置信区间。

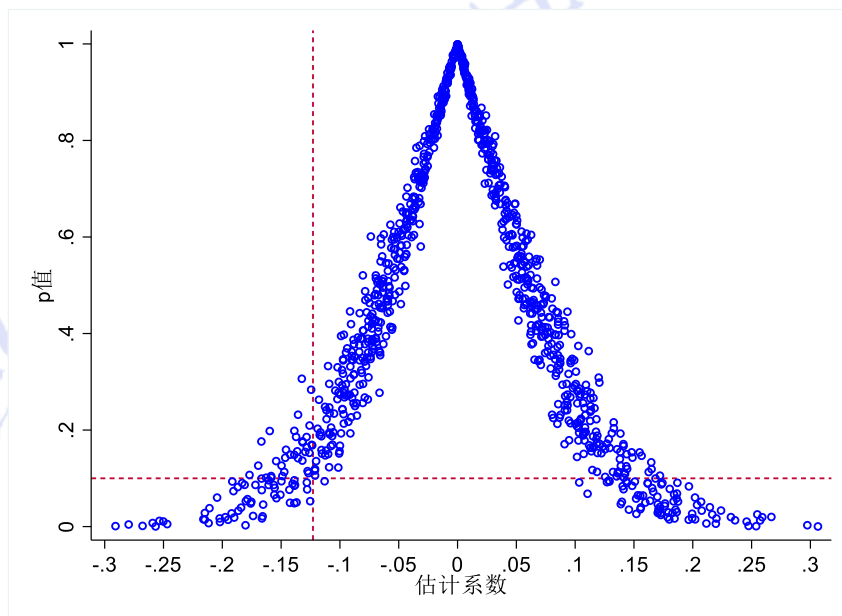
图 2 平行趋势检验

由图 2 所示的结果可以发现，撤县设市实施前的政策变量估计系数在统计上都不显著，这表明样本中实验组和对照组在撤县设市发生前的经济增长不存在显著差异，因此，满足平行趋势假设。另外，可以直观地看出，在政策实施一年后，政策变量的估计系数显著为负，从第 2 年开始，政策的负向效应不再显著，并且有逐渐转为正向影响的趋势。这进一步验证了上文的回归结果，即虽然新一轮撤县设市政策产生了负向影响，但这种影响并不会持续下去，随着时间的推移，当地各方面条件经过完善、成熟，将会促使政策红利缓慢释放，使得

撤县设市对经济增长的促进作用可能会缓慢显现出来，如前所述，这通常需要较长时间才能逆转。

2. 安慰剂检验

为了进一步检验本文的结果是由撤县设市这一政策导致的，而不会受到其他不可观测因素的影响，本文还进行了如下安慰剂检验。具体而言，本文在所有样本中随机选取 42 个县作为实验组，将其他县作为对照组，并随机设定撤县设市实施的时间。在进行随机抽样 1000 次后，按照式 (1) 进行回归，图 3 报告了 1000 次随机抽样政策变量估计系数的均值。由图中可以看出，所有估计系数的均值几乎都为 0，并且大多数估计系数的 p 值都大于 0.1，同时，真实估计系数与安慰剂检验的估计系数大小存在显著差异，这说明本文的估计结果并未受到其他不可观测因素的影响。



注：横轴表示“伪政策虚拟变量”估计系数的大小，纵轴表示 p 值大小，垂直虚线表示真实估计系数为-0.123，水平虚线表示 10%的显著性水平。

图 3 安慰剂检验

3. 替换被解释变量

为了确保基准回归结果的稳健性，接下来本文改用地区人均 gdp ($\ln\text{pergdp}$) 和人均 gdp 增长率 (grpergdp) 来进行稳健性分析。表 5 第 (1) 列报告了撤县设市对于人均 gdp 的影响，结果表明， $\text{treat} \times \text{post}$ 的估计系数在 10%水平上显著为负，说明撤县设市后当地人均 gdp 降低了 3.2%，同理，第 (2) 列报告的是撤县设市对人均 gdp 增长率的影响，结果说明撤县设市后当地人均 gdp 增长率降低了 6.1%，意味着撤县设市对人均 gdp 增长率同样具有显著的负向影响，这进一步验证了前文的结果。

表 5 更换被解释变量、改变时间节点、排除部分样本检验结果

被解释变量	人均 gdp ($\ln\text{pergdp}$)	人均 gdp 增长率 (grpergdp)	2017 年政策重启 ($\ln\text{nl}$)	排除涉及撤县设 区 ($\ln\text{nl}$)
方程	(1)	(2)	(3)	(4)
$\text{treat} \times \text{post}$	-0.032* (-1.664)	-0.061** (-2.459)	-0.153* (-1.906)	-0.161** (-2.521)
常数项	3.097*** (8.339)	1.339*** (2.855)	-11.089*** (-4.817)	-10.687*** (-5.168)
控制变量	是	是	是	是

时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
N	2214	2214	1592	1492
R ²	0.880	0.265	0.562	0.502

注：（1）括号中为 t 值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。（2）采用县级层面的聚类稳健回归。（3）控制变量与基准回归一致。

4. 改变政策重启时间节点

由于部分文章中将 2017 年视为新一轮撤县设市的重启时间，因此，本文将 2013-2016 年新设立的县级市和其对照组样本剔除，而保持原先的夜间灯光亮度作为被解释变量。相应的检验结果如表 5 第（3）列所示，估计系数在 10% 水平上依然显著为负，且系数绝对值变大。该结果表明，2017 年之后的撤县设市政策对区域经济增长仍有显著的负向影响，说明政策重启的时间并不会影响前述对该政策效应总体为负的评估结果。

5. 排除撤县设区政策影响

2013 年以后新一轮撤县设市展开的同时，我国的撤县设区政策也在频繁发生。如果某个县成为了地级市所辖区，可能会与同一地级市下的其他县争夺资源，从而影响对撤县设市政策效应的评估。为了避免撤县设区政策的干扰，本文排除了样本区间中所有发生撤县设区的地级市下的样本县。表 5 的第（4）列报告了除去所在地级市在 2011-2020 年间发生撤县设区的县市样本，结果表明撤县设市政策估计系数仍然在 5% 水平上显著且系数绝对值变大，这说明撤县设区政策对于本文评估撤县设市政策效应未产生影响。

6. 异质性处理效应检验

已有较多文献表明，当处理效应存在异质性时，由于政策实施的时间点不同，可能会存在先接受政策处理的个体成为后接受政策处理的个体的控制组时导致估计结果出现偏误的问题（Goodman-Bacon, 2021; Baker et al., 2022）。本文使用 Goodman-Bacon 分解法检验估计结果出现偏误的程度，由表 6 的 Goodman-Bacon 分解权重表中可以看出，坏处理效应 Later Treatment vs. Earlier Comparison 的估计值为-0.075，所占权重为 2.5%，而另外两组好的处理效应估计值都与本文 DID 估计量的系数较为接近，并且所占权重之和超过 95%，这说明不合适的处理效应的存在导致估计结果产生的偏误很小，因此，本文的结论是稳健的。

表 6 Goodman-Bacon 分解权重表

组别	估计值	权重
Earlier Treatment vs. Later Comparison	-0.106	0.042
Later Treatment vs. Earlier Comparison	-0.075	0.025
Treatment vs. Never treated	-0.125	0.934

五、机制分析

根据前文的理论分析，撤县设市既可能有政策红利也可能存在着政策阻滞效应，而当政策阻滞对区域经济增长产生的负向影响较大时，就会掩盖原有的政策红利释放，最终表现为撤县设市反而对经济增长产生了不利影响。因此，接下来，本文进一步考察撤县设市政策对经济增长的作用机制。参考江艇（2022）对中介效应分析提出的操作建议，本文只考察撤县设市政策对中介变量所产生的影响，该方法使用的前提是所提出的中介变量与原被解释变量的因果关系在理论上是直观的，且逻辑和时空关系上都较为接近，这样就不需要进一步检验中介变量对原被解释变量的作用。本文所提出的中介变量包括规模以上企业数量、农业相关劳动力转移、金融支持水平、公共服务、产业结构、城市建设、投资、税收等从理论和逻辑

上都与经济增长具有较强的因果关系，因此，符合这一方法的使用条件。借鉴 Dell(2011)的做法，本文将被解释变量依次替换为各个中介变量以检验相关影响渠道，模型设定如下，其中 MED_{it} 为相关中介变量。

$$MED_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \beta_2 X_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(一) 政策红利

根据前文分析，本节检验撤县设市通过增加规模以上企业数量、促进农村劳动力就业转移、提高地方金融支持水平和改善公共服务等渠道而促进区域经济增长的作用机制，表 7 报告了相应的检验结果。从表 7 第 (1) - (4) 列的结果可以发现，撤县设市显著增加了当地规模以上企业的数量，使得乡村从业人员数显著减少；此外，还显著提高了当地的金融支持水平，也改善了以医疗卫生为代表的公共服务条件。由此，假设 2 得到了验证。

表 7 政策红利释放的作用渠道

被解释变量	规模以上企业数量 (company)	农村劳动力 (rlabor)	金融支持水平 (perfin)	公共服务 (hlth)
方程	(1)	(2)	(3)	(4)
treat×post	13.796** (2.123)	-2.037** (-2.149)	0.713*** (3.364)	0.286*** (2.767)
常数项	-152.086*** (-2.760)	-71.941** (-2.310)	16.128*** (5.510)	-4.360*** (-3.438)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
N	2076	2214	2214	2214
R ²	0.207	0.093	0.720	0.427

注：(1) 括号中为 t 值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。(2) 采用县级层面的聚类稳健回归。(3) 控制变量与基准回归一致。

(二) 政策阻滞效应

1. 产业基础薄弱

根据前文的理论分析，本文使用面板分位数回归的方法来检验基于不同产业基础的政策效果，表 8 分别报告了在 10%、25%、50%、90% 这 4 个分位点上，撤县设市对于第二产业和第三产业占比的不同影响。^① 表 8 第 (1) - (4) 列的结果表明，当地第二产业位于 0-89 等较低分位点时，撤县设市对第二产业没有显著正向影响，甚至可能还不利于二产发展，而当分位点为 90 分位时，撤县设市才能够显著促进第二产业发展。类似的是，第 (5) - (8) 列的结果表明，当分位点为 50 分位以下时，撤县设市对第三产业未产生显著影响，但当分位点提升为 50-90 分位时，撤县设市对第三产业发展则具有显著正向影响。这意味着，撤县设市通过促进产业发展影响经济增长这一作用机制是有门槛条件的，只有当产业基础处于较高的水平时，撤县设市才能促进二产和三产的发展，反之，若当地的产业基础并未达到门槛条件，撤县设市还可能会阻碍政策红利释放，甚至不利于工业化和产业升级，当然也会阻碍地方经济增长。

^① 此处未影响到处理组与控制组的选择，本文在选择控制样本时，对处理组产业基础好的地区，选择产业基础相对好的作为控制组，对处理组产业基础较薄弱的地区，也选择了相应的类似地区作为控制组，因此，处理组和控制组之间本身是有可比性的。

表 8 产业结构面板分位数回归结果

变量	二产占比 (seind)				三产占比 (thind)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
方程	q=0.1	q=0.25	q=0.5	q=0.9	q=0.1	q=0.25	q=0.5	q=0.9
treat×post	-0.109 (-0.311)	-2.612*** (-9.923)	1.638 (1.558)	7.821*** (40.171)	0.607 (1.519)	0.300 (0.338)	1.968** (2.041)	4.390*** (3.699)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是
N	2214	2214	2214	2214	2214	2214	2214	2214

注：(1) 括号中为 z 值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。(2) 采用县级层面的聚类稳健回归。(3) 控制变量包含投资水平(lninvest)、政府规模(gov)、教育水平(edu)、地区总人口(lnpop)、金融发展程度(finance)、储蓄水平(sav)。

2. 官员晋升激励扭曲

在这一部分，本文进一步通过任期的长短来检验晋升激励扭曲这一影响渠道的作用。具体来说，在手动收集撤县设市前该地县委书记的履历后，将设市年份与县委书记上任年份相减即为该地县委书记距设市年的任期，并按照任期长短将样本划分为短任期组（3 年内）、中任期组（3-5 年任期）和长任期组（超过 5 年）^①。

表 9 报告了不同任期组下撤县设市对经济增长的影响效果。结果发现，短任期组的撤县设市对经济增长的负向影响在 1% 水平上显著，且估计系数绝对值比基准回归的系数更大，而在中任期组和长任期组，撤县设市对经济增长的负向影响不再显著。

表 9 不同任期下撤县设市对经济增长的影响

被解释变量	夜间灯光亮度均值 (lnnl)		
	短任期组	中任期组	长任期组
方程	(1)	(2)	(3)
treat×post	-0.176*** (-2.689)	0.001 (0.007)	-0.191 (-1.682)
常数项	-10.143*** (-4.003)	-11.043*** (-5.011)	-13.724*** (-2.938)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
N	1339	612	261
R ²	0.519	0.491	0.667

注：(1) 括号中为 t 值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。(2) 采用县级层面的聚类稳健回归。(3) 控制变量与基准回归一致。

本文进一步检验了不同任期组的撤县设市对经济增长影响的时间动态效应变化，表 10 报告了短任期组的回归结果。第 (1) 列的结果显示，政策实施一年后，撤县设市对短任期组样本的经济增长产生的负向影响在 5% 水平上显著，第 (2) ~ (4) 列的结果表明，政策实施 2 年、3 年和 4 年后，撤县设市对短任期组样本的经济增长的负向影响都不显著，但也并

^①虽然对照组样本不存在实际的设市年份，但由于同一地级市下的县之间更有可能在同期竞争撤县设市名额，因此本文在计算对照组官员任期时，采用将对照组所处地级市下的实验组设市年份作为该县假定的设市年份进行计算。

未产生显著的正向影响。此外,本文也对中长任期组的样本进行了检验,结果表明,中长任期组的撤县设市在政策实施 1~4 年后对经济增长影响的时间动态效应都不显著,限于篇幅,此处省略了相应回归结果。综上,上述回归结果证实了我们的分析与猜测,即短任期的县委书记在设市前会受到较强的晋升激励,实施了一些短时间内经济扩张性的政策^①但却对当地经济增长的潜力产生了损害,这导致撤县设市后需要较长的恢复、修整时期才能恢复元气,相反,较长的任期与晋升无望的长任期官员并未受到相应晋升激励而在设市前采取短期扩张行为,因此撤县设市不会通过晋升激励扭曲对中长任期组的经济增长产生显著的负向影响。

表 10 短任期组撤县设市对经济增长影响的时间动态效应

被解释变量 方程	被解释变量 (lnnl)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
tr_xafter1	-0.138** (-2.231)			
tr_xafter2		-0.062 (-1.248)		
tr_xafter3			-0.034 (-0.916)	
tr_xafter4				0.024 (0.806)
常数项	-10.146*** (-4.009)	-10.109*** (-3.987)	-10.083*** (-3.969)	-10.138*** (-3.994)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
N	1339	1339	1339	1339
R ²	0.517	0.516	0.516	0.516

注: (1) 括号中为 t 值, **、*、*** 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。(2) 采用县级层面的聚类稳健回归。(3) 控制变量与基准回归一致。

3. 城市建设“挤出”效应

按照前面理论分析部分的论述,撤县设市后可能会出现政府太过重视城市建设和基础设施投资,从而挤出了原本对第二产业、第三产业发展的支持,同时也会导致当地企业缴纳的税收减少,进而阻碍当地经济增长。

图 4 显示了撤县设市组和非撤县设市组 2011-2020 年全社会固定资产投资、城市建设面积和道路面积三个变量的变化趋势,由图中可以看出,图 4a 中的撤县设市组固定资产投资在 2016 年有一个拐点,这是因为 2016 年以后的县级市数量增加较多,所以相比非撤县设市组而言,撤县设市组的固定资产投资在 2016 年以后下降较大。但从图 4b 和图 4c 中可以看出,撤县设市组的城市建设面积和道路面积在 2016 年以后都大幅上升。对比三幅图可以发现,撤县设市组的固定资产投资与城市公共建设、道路面积之间存在较为明显的替代关系,这就证明了我们前面的猜测,即撤县设市组的城市公共建设对政府给企业的固定资产投资产生了显著的挤出效应。^②

^①为了达到设市标准,想要实现撤县设市的地方官员可能采取的短期扩张性措施包括盲目增加非农人口数、增加商住用地出让来实现短期内获取更多财政收入的目的,但这些措施的负面影响可能会在设市后显现出来。例如,非农人口过快增加不仅不利于产业结构的均衡发展,而且还可能会给城市带来人口和资源承载力等压力;为了获取土地出让金而过多地出让商住用地可能会导致土地资源浪费、资源分配不均等问题。

^②本文的固定资产投资是指来自《中国县域统计年鉴》的全社会固定资产投资指标,该指标包含企业自身的投资、政府对公共项目的投资以及政府对企业的投资等。其中,企业自身的投资一般是根据企业内部资金、自身情况等而进行的自主投资,这类投资主要根据企业的一般运行规律和市场情况进行,只有发现撤县设市成为一种确定的事件,并对企业运作产生实际影响时,企业才会行动起来。相对而言,政府给企业的固定资产投资如更新改造、研发投入等本身就是政府的政策工具,所以它往往就很容易受到当地政府政策变化、调整的影响。因此,在政府财力有限的背景下,如果撤县设市后政府在公共基础设施建设上的投资增加,那往往就会挤出了原本应在工业和服务业中投入的固定资产投资等。

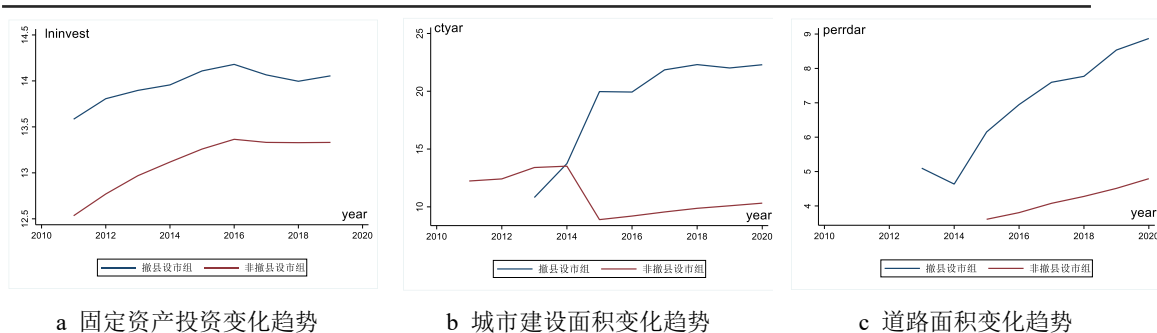


图 1 2011-2020 年样本组全社会固定资产投资、城市建设面积和道路面积变化趋势图

更进一步，表 11 报告了新一轮撤县设市通过“挤出”效应阻碍当地经济增长的影响渠道。由表 11 第（1）列和第（2）列的结果可见，撤县设市显著增加了城市建设用地面积和人均道路面积。相反，第（3）列的结果显示当地的固定资产投资显著减少。表 11 第（4）列和第（5）列的结果表明撤县设市并没有显著促进第二产业发展，同时对第三产业发展产生了显著的负向影响。另外，第（6）列的结果表明，撤县设市后当地的人均税收也显著减少。综上，假说 3 得到了验证。

表 11 “挤出”效应的影响渠道

被解释变量	城市建设用地面积 (ctyar)	人均道路面积 (perrdar)	固定资产投资 (lninvest)	二产占比 (seind)	三产占比 (thind)	人均税收 (pertax)
方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
treat×post	1.797* (1.715)	0.364** (2.100)	-0.287** (-2.538)	0.537 (0.542)	-1.621* (-1.751)	-0.049*** (-3.094)
常数项	-7.580 (-1.309)	12.337** (2.313)	7.274*** (3.954)	58.803*** (4.021)	24.162* (1.934)	0.572** (2.047)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
N	1241	1226	2214	2214	2214	2214
R ²	0.119	0.198	0.314	0.415	0.544	0.286

注：（1）括号中为 t 值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。（2）采用县级层面的聚类稳健回归。（3）第（3）列的控制变量不含固定资产投资水平 (lninvest)，第（4）、（5）列的控制变量不含二产占比 (seind) 和三产占比 (thind)，其余列的控制变量均与基准回归保持一致。

六、结论与政策建议

虽然新一轮撤县设市在推动新型城镇化进程、促进中小城市协调发展上被赋予了重要的政策意义，但该政策的实施对于区域经济增长并不总是带来政策红利。本文基于 2011-2020 年中国 246 个县市的的面板数据，考察了新一轮撤县设市政策对区域经济增长的影响效应，共得到如下结论：（1）此轮撤县设市虽然带来了政策红利，但也具有一定的负面影响；（2）进一步的机制分析表明，撤县设市虽然能通过增加规模以上企业数目、促进农村劳动力就业转移、提高金融支持水平和改善城市公共服务等而产生政策红利，但也会由于当地自身产业基础薄弱、官员晋升激励扭曲以及城市建设“挤出”效应而使得政策阻滞效应显现出来；（3）地区异质性分析表明，新一轮撤县设市对经济增长的负向影响在经济发展水平落后的地区更为

明显；(4)从政策的时间动态效应上来看，新一轮撤县设市对经济增长的负向影响只在政策实施一期后显著，这说明此轮撤县设市在短期内对经济增长产生了负向影响，但随着较长时期的调整这种负向影响会逐步消失。

本文的实证结果为新一轮撤县设市的后续工作提供了颇有意义的政策参考：第一，撤县设市虽然可以为地方经济增长带来政策红利，但各地方政府不能盲目一味追求县到县级市的转变，是否申报县级市需要基于当地区位优势、产业基础、资源环境等各方面条件合理决策。从本文实证结果来看，当地的第二产业占 GDP 比重和第三产业占 GDP 比重与其他县相比如果达到中等及以上水平，可以考虑设市；此外，决定申报前要对当地未来发展做好长远规划，因地制宜、扬长避短，引入适宜当地发展的重要产业，这才能助力产业结构升级，否则，撤县设市可能还会产生负面影响。第二，要尽快完善与撤县设市有关的地方官员晋升机制，要避免这种正向激励变成激励扭曲。例如，一些官员为使当地尽快达到县级市标准，而自己也获得晋升机会，于是就只注重短期经济扩张；还有可以为设市后的官员设置一个 2-3 年的留任期，等当地的产业、资源环境、建设各方面发展效果显现后再升任到新的岗位。第三，产业支持与城市建设要“齐头并进”。撤县设市后在注重城市建设的同时切忌不能忽视对工业与第三产业上的投资与支持，地方政府应设立产业扶持专项资金，专门用于对当地产业的发展与支持。第四，国家可以对新设立的县级市定期考核。例如，每三年对撤县设市的地方进行一次“回头看”，评估当地是否达到县级市的标准，对于未能达到标准的地方，可以取消县级市称号；此外，对于新设立县级市在经济建设和管理过程中出现的问题也应及时跟进。总之，高质量的区域经济发展的实现绝非撤县设市这么简单，而需要一系列精准细致的规划、落实以及精细的治理，才能确保制度落到实处，从而地方得到好处，否则，一项好的政策也可能成为造福一方和破坏一地并行的双刃剑。

参考文献：

- [1]曹春方,马连福,沈小秀. 财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资[J]. 经济学(季刊), 2014, (4): 1415-1436.
- [2]曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于 70 大中城市的经验证据[J]. 中国工业经济, 2020, (7): 43-60.
- [3]晁恒,满燕云,王砾,等. 国家级新区设立对城市经济增长的影响分析[J]. 经济地理, 2018, (6): 19-27.
- [4]程必定,林斐. 新生中小城市发展及行政区划调整[J]. 区域经济评论, 2019, (3): 96-102.
- [5]范逢春,周淼然. 撤县设市政策的变迁: 历程、逻辑与展望——基于历史制度主义的分析[J]. 北京行政学院学报, 2021, (5): 64-71.
- [6]范子英,彭飞,刘冲. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济研究, 2016, (1): 114-126.
- [7]高进,刘聪,李学毅. 县级行政区划调整与府际竞争——基于撤县设市与撤县(市)设区的比较[J]. 浙江社会科学, 2022, (10): 37-44+156.
- [8]郭峰,熊云军,石庆玲,等. 数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据[J]. 管理世界, 2023, (4): 16-33.
- [9]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 100-120.
- [10]梁若冰,蓝天. 行政区扩张、土地出让依赖与城市发展质量——基于卫星灯光数据的准实验研究[J]. 经济学(季刊), 2023, (3): 1019-1034.
- [11]刘晨晖,陈长石. 撤县设市、行政扩权与经济增长——基于断点回归方法的估计[J]. 经济评论, 2019a, (2): 154-168.
- [12]刘晨晖,陈长石. 撤县设市的溢出效应测度[J]. 城市问题, 2019b, (3): 4-11.

- [13]刘冷岑, 孙中孝, 吴锋, 等. 基于夜间灯光数据的中国县域发展活力与均衡性动态研究[J]. 地理学报, 2023, (4): 811-823.
- [14]刘瑞明, 赵仁杰. 西部大开发: 增长驱动还是政策陷阱——基于 PSM-DID 方法的研究[J]. 中国工业经济, 2015, (6): 32-43.
- [15]刘文华, 谢婷, 肖伟. 撤县设市、行政扩权与工业用地价格[J]. 经济科学, 2022, (6): 39-55.
- [16]马祖琦. 基于县制保护的“撤县设市”方案思考[J]. 江汉论坛, 2014, (3): 24-28.
- [17]浦善新. 中国设市模式探讨[J]. 建设科技, 2004, (16): 22-24.
- [18]邱善运, 白俊, 钱先航. 地方官员晋升激励与企业僵尸化——来自中国工业企业的微观证据[J]. 世界经济文汇, 2023, (2): 91-107.
- [19]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[J]. 世界经济, 2018, (10): 101-125.
- [20]宋迎昌. 新时代要做好“撤县设市”的大文章[J]. 人民论坛, 2018, (33): 75-77.
- [21]唐为. 经济分权与中小城市发展——基于撤县设市的政策效果分析[J]. 经济学(季刊), 2019, (1): 123-150.
- [22]王贤彬, 黄亮雄, 徐现祥, 等. 中国地区经济差距动态趋势重估——基于卫星灯光数据的考察[J]. 经济学(季刊), 2017, (3): 877-896.
- [23]王旭阳, 黄征学. 完善撤县设市的政策建议[J]. 中国经贸导刊, 2017, (33): 39-42.
- [24]杨林, 薛琪琪. “撤县设区”抑或“撤县设市”? ——基于市县经济关联度的视角[J]. 山东社会科学, 2017, (11): 132-138.
- [25]张俊. 高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济学(季刊), 2017, (4): 1533-1562.
- [26]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (7): 36-50.
- [27]Baker A C, F. L. David, C. Y. W. Charles. How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates[J]. Journal of Financial Economics, 2022: 370-395.
- [28]Chen Z, Yu B, Yang C, et al. An extended time-series (2000-2018) of global NPP-VIIRS-like nighttime light data from a cross-sensor calibration[J]. Earth System Science Data, 2021, 13(3): 889-906.
- [29]Chung J. H., T. Lam. China's 'City System' in Flux: Explaining Post-Mao Administrative Changes[J]. China Quarterly, 2004, 180(1): 945-964.
- [30]Dell M. The Persistent Effects of Peru's Mining Mita[J]. Econometrica, 2010, 78(6): 1863-1903.
- [31]Fan S, Li L, Zhang X. Challenges of creating cities in China: Lessons from a short-lived county-to-city upgrading policy[J]. Journal of Comparative Economics, 2012, 40(3): 476-491.
- [32]Goodman-Bacon A. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [33]Lixing Li. The incentive role of creating “cities” in China[J]. China Economic Review, 2010, 22(1): 172-181.
- [34]Qian Y, Roland G. Federalism and the Soft Budget Constraint [J]. The American Economic Review, 1998, 88(5): 1143-1162.
- [35]Zhang L., S. X. B. Zhao. Re-Examining China's 'Urban' Concept and the Level of Urbanization[J]. China Quarterly, 1998, (154): 330-381.

附录 1：撤县设市的对照组县名单

所处省份	对照组县名单	个数
河北	滦南、乐亭、迁西、玉田、承德、兴隆、滦平、隆化、丰宁*、宽城*、围场*	11
山西	应县、右玉	2
黑龙江	逊克、孙吴、呼玛、塔河、林口、桦南、桦川、汤原	8
江苏	如东	1
浙江	三门、天台、仙居	3
安徽	芜湖、繁昌、南陵、怀宁、太湖、宿松、望江、岳西、郎溪、泾县、绩溪、旌德	12
江西	信丰、大余、上犹、崇义、安远、定南、全南、宁都、于都、兴国、会昌、寻乌、石城	13
山东	惠民、阳信、无棣、博兴	4
河南	新乡、获嘉、原阳、延津、封丘	5
湖北	沙洋、公安、江陵	3
湖南	长沙、新邵、邵阳、隆回、洞口、绥宁、新宁、城步苗族*	8
广西	阳朔、灵川、全州、兴安、永福、灌阳、龙胜*、资源、平乐、恭城*、田东、德保、那坡、凌云、乐业、田林、西林、隆林*	18
四川	蓬溪、大英、威远、资中、泸定、丹巴、九龙、雅江、道孚、炉霍、甘孜、新龙、德格、白玉、石渠、色达、理塘、巴塘、乡城、稻城、得荣、汶川、理县、茂县、松潘、九寨沟、金川、小金、黑水、壤塘、阿坝、若尔盖、红原	33
贵州	水城、普安、晴隆、贞丰、望谟、册亨、安隆	7
云南	通海、华宁、易门、峨山*、兴平*、元江*、鲁甸、巧家、盐津、大关、永善、绥江、镇雄、彝良、威信、屏边*、建水、石屏、泸西、元阳、红河、金平*、绿春、河口、德钦、维西*、施甸、龙陵、昌宁、福贡、贡山*、兰坪*	32
陕西	三原、泾阳、乾县、礼泉、永寿、长武、旬邑、淳化、武功、延长、延川、志丹、吴起、甘泉、富县、洛川、宜川、黄龙、黄陵、府谷、靖边、定边、绥德、米脂、佳县、吴堡、清涧、子洲	28
甘肃	泾川、灵台、崇信、庄浪、静宁	5
青海	尖扎、泽库、河南蒙古、杂多、称多、治多、囊谦、曲麻莱	8
吉林	前郭尔罗斯*、长岭、乾安	3

注：带*号为自治县，上表对照组县共计 204 个。

The twofold impacts of administrative division adjustment on regional economic growth: An empirical analysis based on the new round of county-to-city upgrading policy

Summary: Since the reform and opening-up, administrative division adjustment has been an effective policy measure of our government to promote economic development and social governance. However, the academic circles have not fully studied the effects of the new round of county-to-city upgrading policy in recent years. In view of this, it is of great theoretical and practical significance to investigate the effects of the new round of county-to-city upgrading policy to promote the effective release of the policy dividend and give full play to its due positive policy effects.

Based on the county-level panel data of 246 counties and cities in China from 2011 to 2020, this paper empirically analyzes the policy effects and influencing mechanisms of the new round of county-to-city upgrading on regional economic growth by constructing a difference-in-differences method. The findings reveal that the policy effects are mixed. From the perspective of positive effect, the new round of upgrading policy has generated policy dividends for local economic development through channels such as attracting investment, promoting employment, enhancing financial development, and improving public services. However, due to the weak industrial foundations and the incentive mechanism for local officials to prioritize achieving the city-level status in the short term at the expense of long-term development vision, there has been a greater emphasis on the significant increase in urban infrastructure construction after the upgrading policy, which has “crowded out” local industry and tertiary sectors, resulting in negative growth of regional economic output after the upgrading policy. In terms of the heterogeneity of negative impacts, the less developed regions experience more pronounced negative impacts. Regarding the time dynamics, the negative impacts are more significant in the short term and become less significant over time.

This paper makes several potential contributions: First, it provides the latest empirical analysis of the policy effects of the new round of county-to-city upgrading using the difference-in-differences method, which fills the gap in existing literature that mostly focuses on descriptive interpretations of this round of the policy at the theoretical level. Second, this paper reveals that the new round of the policy has a short-term negative impact on local economic growth, but this negative effect diminishes over time. It differs significantly from the previous research, which has suggested that the effect of the previous round of policy is either insignificant in the short term or promotes local economic growth in the long term. Third, the current national policy guidance for regional macroeconomic aims to promote the quality and efficiency of new urbanization, emphasize the coordinated development of large and medium-sized cities, prevent a focus on short-term political performance goals while neglecting long-term performance tracking, and promote the high-quality development of the national economy. Under this policy background, this paper hopes to provide corresponding policy references for other relatively backward regions to realistically promote the policy by consolidating the industrial foundation and reversing the distortion of incentives.

Key words: county-to-city upgrading policy; administrative division adjustment; economic growth; difference-in-differences (DID)