

# 产业基础、激励扭曲与政策红利：基于新一轮撤县设市 政策效应的实证分析\*

文章所属专业委员会领域：城市与区域经济

**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。本文基于我国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好坏参半。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，但由于当地自身产业基础薄弱以及撤县设市后简单地通过增加建设用地、增加人均道路建设而“挤出”了当地的工业和三产，导致出现这种负面影响的原因在于地方官员晋升重短期效果而忽视长期跟踪的激励扭曲，所以区域经济产出总体上呈现负向增长。从负向影响的异质性来看，那些越是发展水平落后的地区，这种负向影响就越是明显；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。本文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，在此基础上要采用务实、持续的改革举措来释放相关的政策红利，纠正激励扭曲，避免相关负面影响的显现。

**关键词：**撤县设市 行政区划调整 经济增长 双重差分法

# 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。改革开放四十多年来,为了适应不同阶段区域经济发展的需要,我国曾经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”<sup>①</sup>。从现实情况来看,20世纪80-90年代的撤县设市曾被视为一项失败的政策,其典型表现是很多地方并未经过仔细考量就盲目撤县设市,结果,当地经济社会发展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(范逢春等,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建设用地指标通常会得到较大幅度增加,土地利用的自主权明显上升(Zhang and Zhao,1998; Chung and Lam,2004;Fan et al.,2012);三是,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,这就可以为县级政府带来更多的财政周转资金(唐为,2019)。四是,这种行政权力的扩大还会延伸到工业土地市场上,促使工业用地以更低的价格出让,并以此来招商引资(刘文华等,2022)。第五,从官员的晋升来看,一个县一旦实现撤县改市,这里的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。正是由于县级市所具备的如上政策优势,所以,20世纪80-90年代,全国范围内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。一些研究指出,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; 刘晨晖等, 2019)。另有研究表明,撤县设市政策的确能在长期内显著促进当地的经济水平,但其影响是有显著的地区异质性的(唐为,2019);此外,也有研究发现上一轮撤县设市的政策效应良莠并存,一方面,可能对周边区域的经济产生正向溢出效应,另一方面也可能对经济发展产生了负向竞争效应(刘晨晖等,2019)。

---

\* 赵红军,上海师范大学商学院,邮政编码:200234,电子信箱:hjzhao2002@163.com;侯蓉,上海师范大学商学院,邮政编码:200234,电子信箱:hour202209@163.com;张欣然,上海师范大学商学院,邮政编码:200234,电子信箱:zhangxinran185@163.com。本研究得到国家社科重点项目《中国式现代化的历史脉络与现实路径》(编号:23BJL052)和国家社科基金一般项目《改革开放四十年中国发展治理经验的经济贡献与世界影响》(编号:18BJL003)的研究资助。

<sup>①</sup> 2014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。

相比上一轮撤县设市而言，目前有关新一轮撤县设市政策的实证研究较为缺乏，且政策效应并未得到充分研究。比如，杨林等（2017）基于山东省市县经济关联度的视角发现，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，但实际效应却完全未知。类似的是，刘文华等（2022）以新一轮撤县设市为外生冲击研究了行政扩权对工业用地价格的影响，结果发现撤县设市导致了工业用地价格的显著降低。但这种工业用地价格的下降是否增加了当地的工业投资与经济增长，结果却不得而知。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以发挥更加积极的作用（马祖琦，2014；宋迎昌，2018；程必定等，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，这可能会误导相对落后地区下一步的“撤县设市”，使它们再次踩上新一轮“撤县设市”进程中一些地区所走过的“弯路”、“雷区”，也会非常不利于这些地区的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。本文的发现主要体现在以下几个方面：首先，新一轮撤县设市对区域经济增长的影响好坏参半，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一定的政策红利，但同时由于当地自身薄弱的产业基础以及激励机制的扭曲，而使得城市建设、道路建设盲目扩张，工业投资、三产投资被“挤出”，并且官员任期短的地区撤县设市后负面影响更大，反而需要更长的时间才能恢复增长元气；其次，从总的政策效应来看，结果显著为负，且这种负向影响具有明显的地区异质性，表现为在经济发展水平较为落后的地区，这种负向影响更大；从时间效应异质性来看，这种负向影响随着时间的推移会逐步消失，在经过较长时期调整后，“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是从理论层面针对新一轮撤县设市的描述性解读；既对撤县设市的政策效应进行了基础分析，还讨论了撤县设市的地区异质性、时间动态效应；第二，本文从规模以上企业数、乡村从业人员数、金融发展水平、公共服务四个角度分析了撤县设市对地方经济发展所产生的的政策红利；此外，还从产业基础薄弱的阻滞效应、激励扭曲的阻滞效应分析了撤县设市的负面效应；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“注重短期政绩目标，只管铺摊子而不管长期绩效跟踪”、推动全国经济高质量发展。在此大政策背景下，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地区通过夯实产业基础、扭转激励扭曲，务实地推进撤县设市提供相应的政策参考。

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，介绍本文所使用的模型、变量与数据来源；第四部分汇报主要的实证结果，包括撤县设市对区域经济增长的政策效应，进而分析其地区异质性和时间动态

效应，并给出稳健性检验结果；第五部分从政策红利、当地自身产业基础和激励扭曲三方面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，是指由原先的县升级为县级市。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，新设立的县级市数量大幅增长，并在全国范围内掀起了一股“撤县设市热”。据统计，截止到 1997 年年底，全国共有 391 个县进行了撤县设市（范逢春等，2021）。不过，当时的撤县设市大部分分布在东部沿海地区，中西部省份占比很少。然而，由于在此过程中一些地区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。在撤县设市政策冻结期间，由于撤县（市）设区频繁发生，导致我国县级市数量不增反降，另一方面，我国的城镇化水平已由 20 世纪 90 年代的 30% 左右上升到接近 60%，而县级市数量的减少导致了中小城市发展的滞后，这极大地制约了我国城镇化质量的提升<sup>①</sup>。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，说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’”，这说明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，推动构建优势互补、高质量发展的区域经济布局，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 年以来我国获批的县级市名单，从中可以发现，截止 2020 年年底，我国已有 42 个新设立的县级市。

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

<sup>①</sup> 2017 年 5 月，民政部有关司局负责同志就撤县设市相关问题接受《中国社会报》记者采访时指出，县级市数量的持续减少，导致中小城市发展滞后，带来大中小城市发展失衡、城镇化布局形态不合理、人口城镇化滞后、大城市病凸显等一系列矛盾和问题，制约了我国城镇化发展质量和效益的进一步提升。

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。

从新一轮撤县设市城市在全国的地理分布来看，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相比有很大不同。特别是近年来，中西部省份的撤县设市数量日益增多，撤县设市的轨迹也呈现出“由东部向中西部”倾斜的明显特征。但正是由于这样的分布特征，使得我们不禁产生这样的疑问，在这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。

## （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谋求通过撤县设市来推动地方经济增长的重要原因（刘文华，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，却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与发展条件相适应，很可能就无法真正释放政策红利、发挥其应有的效果。例如，刘瑞明等（2015）研究了西部大开发对西部地区经济发展的影响，结果发现西部大开发过程中存在着所谓的“政策陷阱”，也即由于短期的投资和资源开发挤出了人力资本投入和产业结构调整，结果，反而导致政策效应没有得到有效发挥。对新一轮撤县设市而言，为了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，其中还有一些撤县设市是发生在西南或东北的偏远地区，属于政策照顾性的“县改市”，这就非常可能导致一些县自身发展基础不好，城镇化率较低、非农业基础不强的地方，在经过充分论证的条件下就盲目撤县设市，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，反而可能还会对当地经济发展产生了不利影响。基于此，本文提出以下假说。

**假说 1：撤县设市虽然能带来一定政策红利，但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，既可能产生正向的驱动作用，也可能具有负面影响。**

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，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达到招商引

资的目的（刘文华等，2022），因此，撤县设市可能会通过吸引更多企业进入的方式，而促进区域经济增长。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各项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来就业，为区域经济增长注入新的增长动力。此外，县升级为县级市后，地方所得到的金融支持可能会增强，金融发展水平自然会有所提升，这对区域经济增长也会具有正向的促进作用。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。

**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产生阻滞效应。如果当地的产业基础较为薄弱，例如规模以上企业数量少，还有当地如果缺少相应的人力、物力和技术条件支持产业发展，就会影响到撤县设市政策红利的充分释放。同时，激励机制的扭曲也会阻碍政策红利发挥，这主要体现为产业“挤出”效应和官员的晋升激励扭曲。从产业“挤出”效应角度看，县级市政府的职权范围一般比县更大，特别是在城市建设上，县级市的建设用地指标一般会增加，县级市政府对建设用地的支配权也会更大（唐为，2019），这可能就会导致撤县设市后地方政府会倾向于开展大规模的造城运动（王旭阳等，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产业的投资，这就会导致地方产业发展跟不上城市开发建设的问题；同时，当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时，当地企业向政府缴纳的税收也会相应减少。从政府官员任命的逻辑角度来看，撤县设市后，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），在这种很强的晋升激励下，县政府的官员就会不遗余力地推动当地经济和其他各方面的发展，将争取县成为县级市作为他们短期的施政目标，好为自己的未来晋升通道创造机会。但在现有官员晋升体制下，这可能会产生所谓的晋升激励扭曲现象，也就是对于关心仕途的政府官员来说，为了达到较短期内晋升的目的，便可能会搞各种各样的政绩工程，甚至不惜更改统计数据，这种情况恐怕在缺乏经济资源和发展机会的落后地区表现得尤为明显（周黎安，2007）。基于此，本文提出以下假说。

**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，新一轮撤县设市可能通过政策“挤出”效应，即过快增加地方城市建设而挤出工业投资并导致税收基础受到负面影响，短任期官员的更强晋升激励扭曲等渠道而对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。

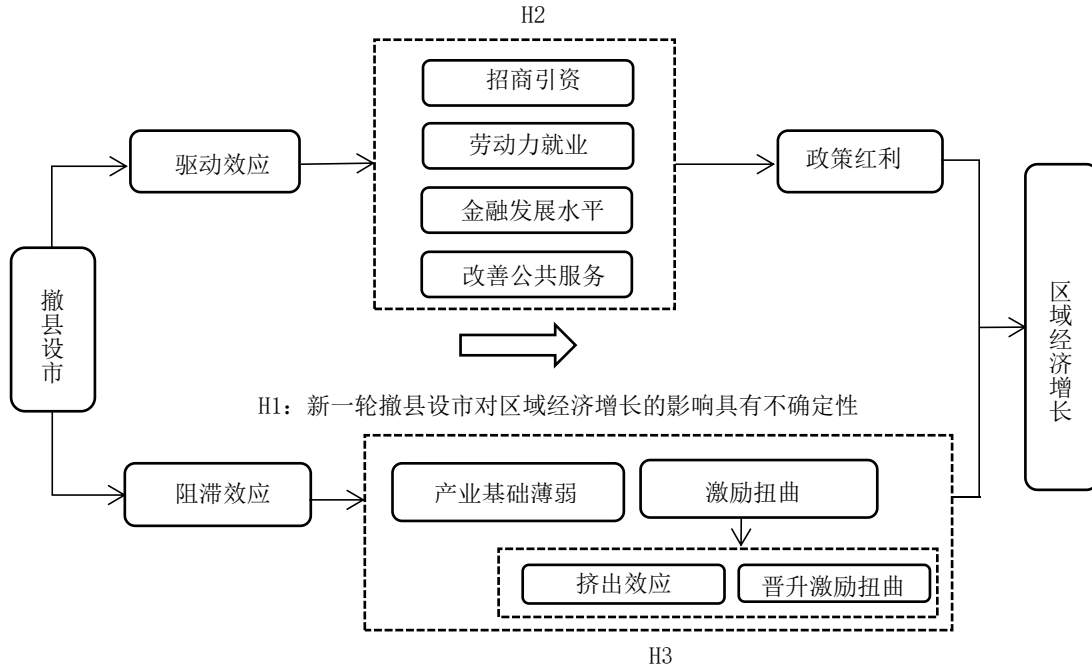


图 1 新一轮撤县设市对区域经济增长的影响机制

### 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 模型来估计新一轮撤县设市对新设立县级市经济增长所产生的政策效应：

$$\ln NL_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times post_t + \beta_2 X_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $treat_i$  取值为 0 或 1，表示是否实施撤县设市政策的虚拟变量，如果某县  $i$  实施过撤县设市，则  $treat_i=1$ ，反之，则  $treat_i=0$ ； $post_t$  表示政策实施的时间虚拟变量，如果在第  $t$  年实施了撤县设市，则  $t$  年及之后的  $post$  为 1，否则为 0。因此，交乘项  $treat_i \times post_t$  的含义是，如果第  $i$  个县在第  $t$  年实施了撤县设市，则  $treat_i \times post_t=1$ ；反之，则  $treat_i \times post_t=0$ 。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作为县区经济发展水平的代理变量；在稳健性检验中，本文使用地区人均 GDP 增长率 ( $grpergdp$ ) 作为被解释变量来验证前面回归结果的稳健性。因此， $\beta_1$  是本文主要关心的估计系数。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，包含了影响县区经济发展水平的其他因素，本文结合现有研究（刘瑞明等，2015；邵朝对等，2018；晁恒等，2018；曹清峰，2020），具体选取了以下变量：投资水平 ( $lninvest$ )，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 ( $lnpop$ )，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， $\theta_i$  表示地区固定效应， $\delta_t$  表示时间固定效应， $\varepsilon_{it}$  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 (*lninvest*)、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；从事农业副业相关的劳动力 (*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。本文所使用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
<i>lnnl</i>	2458	-2.909	1.869	-12.32	1.867
<i>grpergdp</i>	2460	0.0940	0.119	-0.580	1.550
<i>lninvest</i>	2214	13.25	1.144	7.708	16.18
<i>seind</i>	2460	39.63	17.55	1.360	90.57
<i>thind</i>	2460	36.75	12.05	6.510	86.38
<i>gov</i>	2460	44.31	42.69	3.400	394.1
<i>edu</i>	2460	12.17	3.577	3	36.30
<i>lnpop</i>	2460	3.267	0.922	0.940	5.131
<i>finance</i>	2460	0.666	0.392	0	3.440
<i>sav</i>	2460	74.57	32.91	0	292.0
<i>company</i>	2310	69.79	115.8	0	1021
<i>rlabor</i>	2460	19.13	18.33	-2.830	175.5
<i>perfin</i>	2460	2.175	2.210	0	21.55
<i>hlth</i>	2460	1.347	1.156	0.0510	8.286
<i>ctyar</i>	1486	11.63	10.42	0.440	94.20
<i>perrdar</i>	1471	4.761	3.340	0.566	35.84
<i>pertax</i>	2460	0.0950	0.202	0	2.731

在样本选择上，由于新一轮撤县设市是从 2013 年开始陆续展开的，且可获的县级市与县级数据最新只至 2020 年，故本文将样本区间定为 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，而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、具有更强的可比性。在经过筛选整理后，可得到实验组 42 个县级市，对照组 204 个县，名单见附录 1 所



示，分别涉及云南、四川、黑龙江、湖北等 20 个省份。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。

## （二）数据来源

目前，已有较多文献采用夜间灯光数据来衡量地区的经济发展水平（范子英，2016；王贤彬等，2017；郭峰等，2023；张俊，2017）。由于地方政府官员对 GDP 统计数据具有一定程度上操纵的可能性，因此，本文使用夜间灯光数据就可以解决 GDP 测量失真的问题。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。然而，这两种灯光数据在统计口径上存在较大差异，无法直接合并，使用前需要进一步修正。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可以用于实证研究（刘泠岑等，2023）。

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。从第（1）列的结果可见，在不加入任何控制变量时，撤县设市对经济增长具有负向影响，但只在 10%水平上显著。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、储蓄水平等都是影响地方经济增长的重要因素，因此，本文将上文所提到的控制变量全部纳入回归中，由第（2）列的结果可以发现，估计系数-0.1229 与（1）列的结果大小并无较大差异，并且其显著水平提高到 5%。这表明，新一轮撤县设市后，地方经济增长水平降低了 12.29%，并且这一效应在 5%水平上显著。这就初步验证了本文的假说 1，即新一轮撤县设市对区域经济增长总体上产生了负向影响。

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 ( $lnnl$ )
-------	---------------------

方程	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i> × <i>post</i>	<b>-0.1227*</b> (-1.97)	<b>-0.1229**</b> (-2.09)	-0.0366 (-0.44)	-0.0230 (-0.27)
<i>tr_</i> ×非长江经济带地区			<b>-0.1832*</b> (-1.73)	
<i>tr_</i> ×北方地区				<b>-0.2216**</b> (-2.24)
<i>lninvest</i>		0.0203 (0.61)	0.0190 (0.57)	0.0204 (0.61)
<i>seind</i>		0.0150*** (2.97)	0.0152*** (2.99)	0.0153*** (3.01)
<i>thind</i>		0.0124** (2.34)	0.0124** (2.34)	0.0123** (2.34)
<i>gov</i>		0.0031 (1.44)	0.0031 (1.46)	0.0031 (1.46)
<i>edu</i>		0.0294*** (2.70)	0.0299*** (2.76)	0.0294*** (2.74)
<i>lnpop</i>		1.6408*** (3.24)	1.6342*** (3.25)	1.6173*** (3.22)
<i>finance</i>		0.2174*** (2.94)	0.2109*** (2.86)	0.2080*** (2.82)
<i>sav</i>		-0.0006 (-0.39)	-0.0004 (-0.26)	-0.0003 (-0.23)
常数项	-3.5613*** (-83.88)	-10.7884*** (-5.91)	-10.7744*** (-5.94)	-10.7353*** (-5.92)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
<i>N</i>	2458	2212	2212	2212
<i>R</i> <sup>2</sup>	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

一项政策的实施是否能达到预期效果不仅取决于政策本身，而且也取决于当地的经济、政治和制度环境，这正是同一项政策在经济发展水平相差较大的地区间实施可能会产生完全不一样效果的重要原因。20世纪80、90年代的撤县设市主要发生在东部地区，相比之下，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。根据现阶段

我国区域经济发展状况，东部和中西部地区经济发展水平存在较大差异，因此，撤县设市的政策效应很有可能在不同地区间产生异质性影响。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<sup>①</sup>，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。

结果见表 3 中（3）、（4）列所示，其中，第（3）列的变量  $tr\_ \times$ 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 18.32%。而第（4）列的变量  $tr\_ \times$ 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 22.16%，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加大。

### （三）时间动态效应分析

撤县设市作为一项行政区划改革，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，这些可能会导致其政策效果无法很快显现出来，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。

$$\ln NL_{it} = \lambda_0 + treat_i \times post_t \times afterT + \varphi X_{it} + \eta_i + \nu_t + \omega_{it} \quad (2) \quad T=1, 2, 3, 4, 5, 6$$

表 4 显示了相应的检验结果，其中， $tr\_ \times after1$ 、 $tr\_ \times after2$ 、 $tr\_ \times after3$ 、 $tr\_ \times after4$ 、 $tr\_ \times after5$ 、 $tr\_ \times after6$  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-0.0920 相比于基准模型中估计系数-0.1229 绝对值有所减小，说明该政策效果的负向影响在减弱，第（2）列-第（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，第（4）列和第（6）列的估计系数符号变为正向，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 ( $lnnl$ )						
	方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$tr\_ \times after1$		<b>-0.0920*</b>					
		<b>(-1.67)</b>					
$tr\_ \times after2$			-0.0377				
			<b>(-0.89)</b>				

<sup>①</sup> 南北方的划分以秦岭-淮河为分界线。

<i>tr_×after3</i>				-0.0278		
				(-1.07)		
<i>tr_×after4</i>				0.0171		
				(0.93)		
<i>tr_×after5</i>				-0.0206		
				(-0.67)		
<i>tr_×after6</i>						0.0032
						(0.20)
常数项	-10.8291***	-10.8365***	-10.8130***	-10.8540***	-10.8478***	-10.8438***
	(-5.92)	(-5.91)	(-5.89)	(-5.91)	(-5.91)	(-5.91)
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
<i>N</i>	2212	2212	2212	2212	2212	2212
<i>R</i> <sup>2</sup>	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。

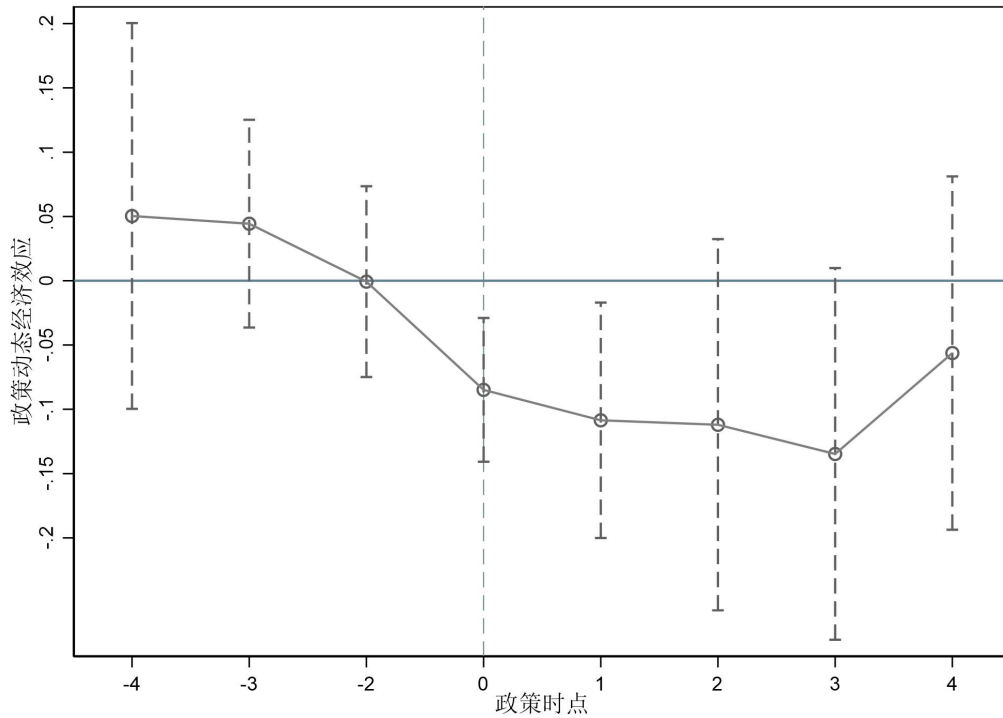
#### （四）稳健性检验

##### 1. 平行趋势检验

使用多期双重差分方法评估政策效应要满足一个重要前提条件是撤县设市成功的县级市（实验组）和未实施撤县设市政策的县（对照组）在政策实施前具有共同的增长趋势。参考国内外相关研究，本文利用事件研究法对共同趋势假设进行检验，为此设立如式（3）所示的模型：

$$\ln NL_{it} = \lambda_0 + \sum_{k=-5}^5 \alpha_k policy_{i,t-k} + \varphi X_{it} + \eta_i + \nu_t + \omega_{it} \quad (3)$$

式（3）中， $policy_{i,t-k}$  表示撤县设市政策实施的虚拟变量。假设某个县 *i* 在 *t-k* 时期成为县级市，则该变量取值为 1，否则为 0。例如，当 *k*=-2 时， $policy_{i,t+2}$  表示县 *i* 在 *t+2* 时期获批为县级市，其衡量撤县设市实施前两年的效应。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：

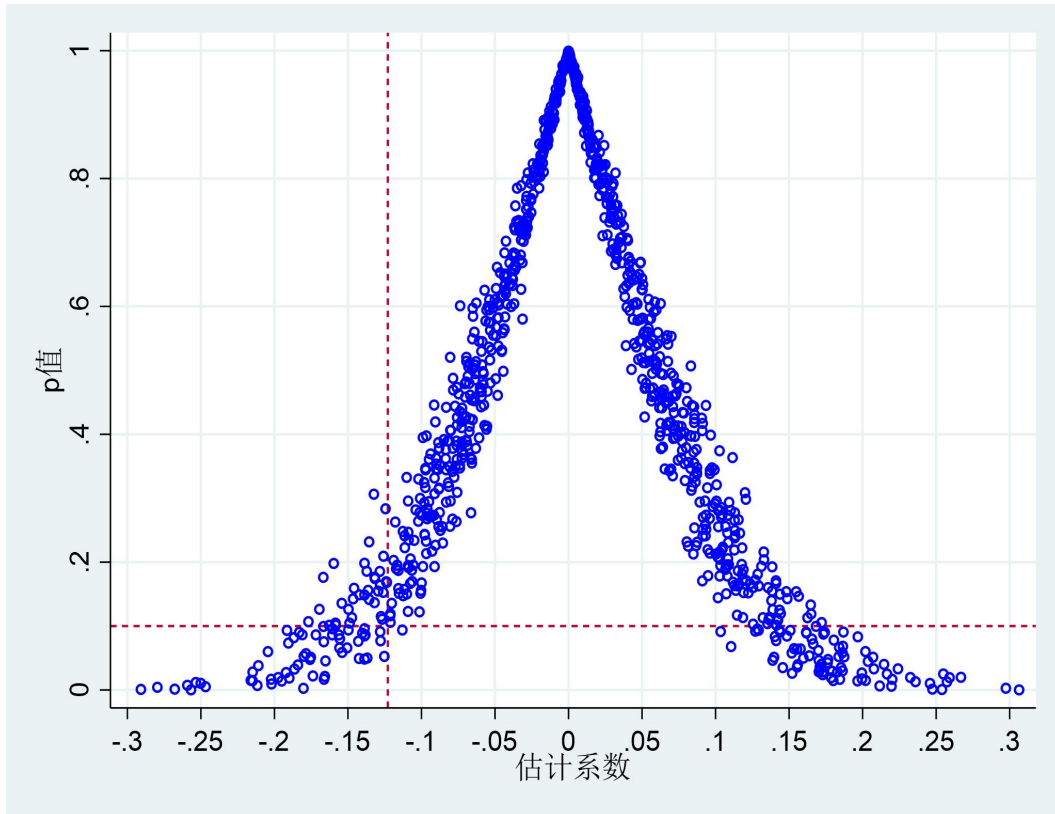
空心圆点为估计系数，短虚线为 90%水平上的置信区间。

图 2 共同趋势检验

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基本都不显著（除政策实施前第 4 年），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，满足共同趋势假设。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所导致的，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，并随机设定撤县设市实施的时间，假设这 42 个县实施了撤县设市政策，其他县为对照组。如果随机选取的“伪政策变量”的估计系数是显著的，说明基准回归结果出现了偏差。在进行随机抽样 1000 次之后，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-0.1229，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  $gdp$  ( $lnpergdp$ ) 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， $treat \times post$  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 3.22%，同理，第 (2) 列报告的是撤县设市对人均  $gdp$  增长率，结果说明撤县设市后当地人均  $gdp$  增长率降低了 6.12%，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 $gdp$ ( $lnpergdp$ )	人均 $gdp$ 增长率 ( $grpergdp$ )	2017 年政策重启 ( $lnnl$ )	排除涉及撤县设区 ( $lnnl$ )
方程	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat \times post$	<b>-0.0322*</b> (-1.66)	<b>-0.0612**</b> (-2.46)	<b>-0.1534*</b> (-1.91)	<b>-0.1605**</b> (-2.52)
常数项	3.0973*** (8.34)	1.3392*** (2.86)	-11.0894*** (-4.82)	-10.6871*** (-5.17)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是

个体固定	是	是	是	是
<i>N</i>	2214	2214	1592	1492
<i>R</i> <sup>2</sup>	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

由于新一轮撤县设市是从 2013 年逐步展开的，但没有明确的文件指出该政策何时正式重启，因此，部分文章中将 2017 年视为新一轮撤县设市的重启时间。为进一步验证 2017 年及之后的撤县设市政策效应，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（3）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。

## 五、机制分析

以上基准回归与稳健性检验结果均表明新一轮撤县设市政策对地区经济增长产生了负向影响，这一结果并不意外，梁若冰等（2023）研究发现撤县设区的地方政府由于太过关注利用土地出让获取财政收入和引资竞争，从而总体上导致了城市蔓延面积的增加和平均灯光亮度的下降，而同样作为一项地方政府推动城镇化的行政手段，撤县设市也可能通过一些机制导致总体政策效果表现出一定的负向影响。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

根据前文的分析，本文认为撤县设市的政策红利体现在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。表 6 报告了该政策红利的检验结果，其中，第 (1) 列和第 (2) 列的结果表明，撤县设市可以显著增加当地规模以上企业的数量，同时撤县设市使得乡村从业人员数减少，这说明该政策的实施促进了农村劳动力到城市就业，并且县级市规模以上企业数也明显增加。第 (3) 列结果表明撤县设市在 1% 水平上显著提高了当地的金融支持水平，第 (4) 列则表明撤县设市改善了以医疗卫生为代表的公共服务条件，且在 1% 水平上显著。以上结果验证了理论分析部分所提出的政策红利作用渠道，即撤县设市可以通过以上渠道促进当地经济增长。

表 6 政策红利释放的作用渠道

被解释变量	规模以上企业数 量 ( <i>company</i> )	农村劳动力 ( <i>rlabor</i> )	金融支持水平 ( <i>perfin</i> )	公共服务 ( <i>hlth</i> )
方程	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i> × <i>post</i>	<b>13.7964**</b> (2.12)	<b>-2.0365**</b> (-2.15)	<b>0.7129***</b> (3.36)	<b>0.2860***</b> (2.77)
常数项	-152.0857*** (-2.76)	-71.9413** (-2.31)	16.1275*** (5.51)	-4.3596*** (-3.44)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
<i>N</i>	2076	2214	2214	2214
<i>R</i> <sup>2</sup>	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) 产业基础薄弱的阻滞效应

上述分析表明，新一轮撤县设市对经济增长产生了负向影响，在验证了政策红利的影响渠道后，本文重点关注的是什么因素阻碍了政策红利的释放，导致原有对经济增长的促进作用没有显现出来。从当地的产业基础来看，工业和服务业的发展通常需要良好的产业支撑条件，例如专业化的劳动力、设备和技术等，只有当产业规模较大时所谓的产业集聚和规模效应才可能显现出来。然而，由于新一轮撤县设市主要发生于中西部地区，一些县缺乏产业发展最基本的支撑条件，产业基础薄弱程度可想而知，因此，很可能未能很好地利用撤县设市



所带来的政策红利，导致工业化和产业升级落后，进而阻碍地方经济增长。本文进一步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 7 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。

从第二产业占比来看，第（1）-（3）列结果表明，当地产业基础位于较低分位点时，撤县设市对第二产业没有显著影响，甚至可能不利于第二产业的发展，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。这说明该政策红利的释放对地方工业化发展具有明显的门槛效应，只有当第二产业比重较大、工业化程度较高时，撤县设市才会对当地工业化产生显著的促进作用。而从第三产业占比来看，当分位点在 10 分位和 25 分位时，撤县设市对第三产业未产生显著影响，随着分位点提升为 50-90 分位时，撤县设市对第三产业发展具有显著的正向影响，这说明撤县设市政策红利对第三产业发展也具有门槛效应，如果当地具有较好的三产基础，该政策就能促进当地产业结构升级。以上结果表明，撤县设市通过促进产业发展的渠道影响经济增长是有门槛条件的，如果当地的产业基础并未达到门槛条件，就会阻碍政策红利的释放，从而不利于工业化和产业升级，也未能促进地方经济增长。

表 7 产业结构面板分位数回归结果

变量	二产占比 ( <i>seind</i> )				三产占比 ( <i>thind</i> )			
	(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
<i>treat</i> × <i>post</i>	-1.4421 (-0.77)	<b>-2.6122***</b> (-9.92)	1.6384 (1.56)	<b>2.4762***</b> (7.05)	0.6066 (1.52)	0.2999 (0.34)	<b>1.9680**</b> (2.04)	<b>4.3901***</b> (3.70)
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
<i>N</i>	2214	2214	2214	2214	2214	2214	2214	2214

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）控制变量包含投资水平(*invest*)、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*)。

### （三）激励扭曲的阻滞效应

#### 1. “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，从而挤出了原本在工业产业方面的投资，如对第二产业、第三产业发展的支持减少，同时也会导致当地企业缴纳的税收减少，从而阻碍了当地经济增长。

表 8 报告了新一轮撤县设市通过挤出效应阻碍经济增长的影响渠道，第（1）列和第（2）列的结果表明，撤县设市显著增加了城市建设用地面积和人均道路面积。然而，第（3）列显示当地的固定资产投资显著减少，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作用。以上结果说明撤县设市后当地政府注重城市建设和基础设施投资，但对于企业固定资产投资产生了挤出，导致产业发

展支持落后于城市建设，从而无法通过产业结构渠道促进地方经济增长。虽然城市建设和基础设施改善对地区经济增长也有促进作用，但这些工程往往需要较长的时期才能完成，并发挥出相应的效果。另外，第（6）列的结果显示，撤县设市后当地的人均税收也显著减少，这主要是由于二、三产业发展受限使得企业缴纳的税收减少了，而税收减少也会对地方政府的治理能力和治理质量产生负向影响。

表 8 “挤出”效应的影响渠道

被解释变量	城市建设用地 面积 ( <i>ctyar</i> )	人均道路面积 ( <i>perrdar</i> )	固定资产投资 ( <i>lninvest</i> )	二产占比 ( <i>seind</i> )	三产占比 ( <i>thind</i> )	人均税收 ( <i>pertax</i> )
方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i> × <i>post</i>	<b>1.7972*</b>	<b>0.3635**</b>	<b>-0.2872**</b>	0.5368	<b>-1.6214*</b>	<b>-0.0491***</b>
	(1.72)	(2.10)	(-2.54)	(0.54)	(-1.75)	(-3.09)
常数项	-7.5796	12.3366**	7.2741***	58.8032***	24.1624*	0.5717**
	(-1.31)	(2.31)	(3.95)	(4.02)	(1.93)	(2.05)
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
<i>N</i>	1241	1226	2214	2214	2214	2214
<i>R</i> <sup>2</sup>	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）除（4）、（5）列控制变量不含二产占比和三产占比之外，其余列的控制变量均与基准回归保持一致。

## 2. 官员晋升激励扭曲

如前面理论部分所述，撤县设市后，在官员晋升激励下，对于任期长短不一的官员来说，他们面临的激励是不一样的，因此，对区域经济增长所产生的影响也是存在差异的。对于上任初期、任期短的地方官员而言，为争取设市升级，通常会积极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地方经济增长的潜力。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，这种促进经济快速增长的动机就会弱很多（曹春方等，2014；邱善运等，2023）。因此，这一部分进一步通过任期的长短检验晋升激励扭曲这一影响渠道。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，并按照均值将样本划分为短任期组和长任期组<sup>①</sup>。

表 9 报告了短任期组撤县设市对经济增长的影响效果。结果发现，撤县设市对经济增长的负向影响在 1% 水平上显著，且估计系数绝对值增大，并且从时间动态效应上看，与表 4 未分组的影响结果相比，这种负向影响持续时间更长。另外，在长任期组撤县设市对经济增长的负向影响就不再显著，且也未表现出显著的负向影响，表 10 的回归结果证实了我们上

<sup>①</sup> 根据计算结果，本文将县委书记任期小于等于 3 年的县市划入短任期组，任期大于 3 年的划入长任期组。

述的分析与猜测，即短任期的县委书记在设市前会受到较强的晋升激励，实施一些短时间内实现经济扩张的政策但可能会损害当地经济增长的潜力，从而导致设市后需要较长的恢复、修整时期才能恢复经济增长，相反，过长的任期与晋升无望的长任期也并不会对经济增长产生显著的正向影响。

表 9 短任期组撤县设市对经济增长的影响及时间动态效应

被解释变量	夜间灯光亮度均值 ( <i>lnl</i> )					
	方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>treat</i> × <i>post</i>		<b>-0.1802***</b> (-2.80)				
<i>tr_</i> × <i>after1</i>			<b>-0.1362**</b> (-2.16)			
<i>tr_</i> × <i>after2</i>				<b>-0.0953**</b> (-2.32)		
<i>tr_</i> × <i>after3</i>					-0.0524 (-1.50)	
<i>tr_</i> × <i>after4</i>						0.0080 (0.22)
常数项		-11.4019*** (-4.69)	-11.4063*** (-4.67)	-11.3890*** (-4.66)	-11.3481*** (-4.65)	-11.4245*** (-4.67)
控制变量		是	是	是	是	是
时间固定		是	是	是	是	是
个体固定		是	是	是	是	是
<i>N</i>		1197	1197	1197	1197	1197
<i>R</i> <sup>2</sup>		0.600	0.597	0.597	0.597	0.597

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。

表 10 长任期组撤县设市对经济增长的影响及时间动态效应

被解释变量	夜间灯光亮度均值 ( <i>lnl</i> )					
	方程	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>treat</i> × <i>post</i>		-0.0014 (-0.01)				
<i>tr_</i> × <i>after1</i>			-0.0352 (-0.38)			
<i>tr_</i> × <i>after2</i>				0.0425 (0.63)		

<i>tr_×after3</i>				0.0026 (0.07)	
<i>tr_×after4</i>					0.0260 (1.26)
常数项	-11.3226*** (-5.31)	-11.3160*** (-5.31)	-11.3255*** (-5.31)	-11.3244*** (-5.31)	-11.3452*** (-5.32)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
<i>N</i>	962	962	962	962	962
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.482	0.482	0.483	0.482	0.482

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。

## 六、结论与政策建议

近年来我国出台的各项政策文件曾多次提到“有序设市”、稳妥推进“县改市”，在当前推动新型城镇化提质增效、促进中小城市协调发展、稳健推进区域经济高质量发展的现实背景下，新一轮撤县设市被赋予了重要的政策意义。然而该政策的实施对于区域经济增长并不总是带来政策红利，还会因为各种原因产生阻滞效应，从而对经济增长产生不利影响。本文基于 2011-2020 年中国 246 个县市的面板数据，使用双重差分方法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，而且在经济发展水平较为落后的地区，这种负向影响会更大，在经过平行趋势检验、安慰剂检验等一系列稳健性检验后，结果依然稳健。（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和激励扭曲使得城市建设力度过大而“挤出”工业产业投资，阻碍二、三产业发展，同时导致人均税收减少，此外，由于短任期官员受到的晋升激励更强，为达到设市标准会采取一些短期扩张性政策，而破坏了长期经济增长的潜力，导致设市后需要较长时间才能恢复。（3）值得注意的是，本文的时间动态效应分析表明，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，之后不再显著并有转为正向效应的趋势，这说明此轮撤县设市对经济增长产生的负向影响会随着较长时期的调整才逐步消失。

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地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、资源环境等各方面发展条件合

理决策,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,助力产业结构升级,如果获批成功就应该利用好政策红利,规避政策扭曲可能带来的负面影响。第二,产业支持与城市建设要“齐头并进”,产业发展是带动地方经济增长的重要驱动力,设市后在注重城市建设的同时不能忽视对工业与第三产业上的投资与支持力度,地方政府应设立产业扶持专项资金,专门用于对当地的工业产业发展与支持。第三,县级市政府不能一味地只关注引进更多工业企业进入,重数量而忽略质量,应当按照当地的产业基础情况、所具备的资源优势合理选择新企业的引入,也要完善当地的营商环境以及其他资源设施,大力发展第二产业和第三产业,推动实现工业化和产业结构升级。第四,完善与撤县设市有关的地方官员晋升机制,撤县设市对于地方官员而言是一种晋升激励,但要避免这种激励变成阻碍,例如一些官员为使当地达到县级市标准获得晋升机会只注重短期内的经济扩张,而设市后也需要熟悉当地发展情况的官员负责落实相关发展规划,因此,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;同时,国家可以对新设立的县级市定期考核,例如每三年考察一次是否在县级市标准以上,若未达标将取消县级市称号,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解决。

## 参考文献

- 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)*,2014,13(04):1415-1436.
- 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,No.388(07):43-60.
- 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*,2018,38(06):19-27.
- 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(03):96-102.
- 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,No.135(05):64-71.
- 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*,2016,51(01):114-126.
- 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.
- 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,No.410(05):100-120.
- 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)*,2023,23(03):1019-1034.
- 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*,2019(02):154-168.
- 刘晨晖,陈长石.撤县设市的溢出效应测度[J].*城市问题*,2019,No.284(03):4-11.
- 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*,2023,78(04):811-823.
- 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,No.327(06):32-43.
- 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,No.252(06):39-55.

马祖琦.基于县制保护的“撤县设市”方案思考[J].江汉论坛,2014(03):24-28.

浦善新.中国设市模式探讨[J].建设科技,2004(16):22-24.

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,No.273(02):91-107.

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,2018,41(10):101-125.

宋迎春.新时代要做好“撤县设市”的大文章[J].人民论坛,2018,No.614(33):75-77.

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),2019,18(01):123-150.

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),2017,16(03):877-896.

6.

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.

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,No.267(11):132-138.

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),2017,16(04):1533-1562.

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,No.471(07):36-50.

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, *Earth Syst. Sci. Data*[J]. 2021,13(3):889-906.

Chung,J. H. ,and T.Lam,“China’s ‘City System’ in Flux:Explaining Post-Mao Administrative Changes”,*China Quarterly*,2004,180(1),945-964.

Dell, M. The Persistent Effects of Peru's Mining Mita [J] . *Econometrica*, 2010, 78( 6) : 1863—1903.

Lixing Li. The incentive role of creating “cities” in China[J]. *China Economic Review*, 2010, 22(1) : 172-181.

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.

Qian Y ,Roland G . Federalism and the Soft Budget Constraint[J]. *The American Economic Review*,1998,88(5):1143-1162.

Zhang,L.,and S. X. B. Zhao,“Re-Examining China’s ‘Urban’ Concept and the Level of Urbanization”,*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。

# **Industrial base, incentive distortion and policy dividend: An empirical analysis based on the effect of a new round of policy to abolish counties and establish cities**

Zhao Hongjun, Hou Rong, Zhang Xinran

(School of Finance and Business, Shanghai Normal University, Shanghai 200234, China)

**Abstract:** 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 policy effect of the new round of repealing county system and setting up city system in recent years. Based on the panel data of 246 counties and cities in China from 2011 to 2020, this paper investigates the impact of the new round of policy on regional economic growth by using the method of DID. The results show that the policy effect of this round of policy is mixed. From a positive perspective, the new round of withdrawal of counties and establishment of cities has produced policy dividends for local economic development mainly through channels such as attracting investment, promoting labor employment, improving financial development level and improving public services. However, due to the limitations of the local industrial base of the local area and the simple increase of construction land and per capita road construction after the repealing county system and setting up city system, the local industry and tertiary industry have been squeezed out. The reason for this negative impact lies in the incentive distortion of local officials' promotion that focuses on short-term results and ignores long-term tracking, so regional economic output generally shows negative growth. From the perspective of the heterogeneity of negative impact, the more backward the development level of the region, the more obvious the negative impact is; From the perspective of time dynamic effect, this negative effect is more significant in the short term, and becomes less significant with the extension of time. The policy implications of this paper is that the county-level governments with relatively backward economies should rationally view the withdrawal of counties and the establishment of cities, objectively evaluate the necessity and scientific nature of the policy based on the actual conditions such as the industrial base of local development. On this basis, pragmatic and sustained reform measures should be adopted to release the relevant policy dividends, correct the distortion of incentives, and avoid the emergence of relevant negative effects.

**Key words:** policy of repealing county system and setting up city system; administrative division adjustment; economic growth; DID