

行政区划调整赋能民营企业创新发展的机制研究 ——基于“撤县设区”的经验分析¹

徐光伟^{1, 2} 孙露¹ 刘星³

(1. 常州大学 商学院, 江苏 常州 213164;

2. 上海财经大学 工商管理博士后流动站, 上海 200433;

3. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400030)

【摘要】：行政壁垒导致的市场分割是制约民营企业创新发展的主要因素之一，行政区划调整须促进地区间的市场一体化才能有效赋能民营企业创新发展。“撤县设区”弱化了被撤并县域与市辖区之间的行政壁垒和市场分割，可以促进被撤并县域民营企业的人力资本水平提升和外部融资增加，并通过产业集聚的竞争加剧效应和创新成本降低效应激励民营企业的技术创新行为，进而促进民营企业创新发展。采用 2011—2020 年沪深 A 股民营上市公司数据的分析发现：“撤县设区”显著促进了被撤并县域民营企业研发强度和专利授权数的增长，其中存在“撤县设区—提升企业人力资本—创新投入和产出增加”“撤县设区—缓解企业融资约束—创新投入和产出增加”“撤县设区—促进地区产业集聚—创新投入和产出增加”3 条影响路径；“撤县设区”的民营企业创新促进效应主要体现在外部融资依赖程度较高的企业和东部地区的企业中，“撤县设区”促进了二三产业的民营企业创新，但对第一产业的民营企业创新具有负向影响；“撤县设区”并未对周边未撤并县域产生显著的“虹吸效应”。因此，行政区划调整应将构建统一大市场作为重点工作，营造更为开放公平共享的市场环境，并减少地方政府对市场的过度干预。

【关键词】：行政区划调整；撤县设区；民营企业创新；产业集聚；融资约束；人力资本；市场一体化

【中图分类号】：F207；F276. 5 **【文献标志码】**：A **【文章编号】**：1674-8131(2023) 01-0108-17

一、引言

改革开放后，随着市场经济体制改革的不断深化，我国的民营经济发展迅速，逐渐成为社会主义市场经济发展的重要力量。然而，随着我国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段，仅仅依靠数量上的规模扩张已不能适应发展环境的变化，如何尽快

¹ **【收稿日期】**：2022-11-02；**【修回日期】**：2023-01-05

【基金项目】：国家自然科学基金青年项目(72103026)；江苏省研究生科研创新计划项目(KYCX21_2775)；江苏省高等学校基础科学(自然科学)研究项目(21KJB630009)

【作者简介】：徐光伟(1986)，男，安徽滁州人；教授，博士，硕士生导师，主要从事公司财务与公司治理研究；E-mail: xuguangwei333@163.com。孙露(1997)，女，江苏泰州人；硕士研究生，主要从事公司财务与公司治理研究。刘星(1956)，男，河南镇平人；教授，博士，博士生导师，主要从事资本市场财务与会计问题研究。

实现创新驱动发展成为民营经济高质量发展亟待解决的核心问题。创新驱动发展的根本动力来自技术创新，而技术创新活动具有高投入、高风险、长周期等固有风险，与国有企业相比，民营企业因受其自身条件与成长模式的约束而面临更大的市场风险、人力资源瓶颈以及融资困难等问题，往往更倾向于规避创新风险，从而制约了民营企业的创新发展。在经济发展方式转型升级的关键时期，面对世界百年未有之大变局和国内社会主要矛盾的转化，必须破解民营企业的创新困境，有效推动民营企业创新发展。因此，有必要深入研究影响民营企业创新发展的各种因素及其影响机制，进而为促进民营企业创新行为、加快民营企业技术进步提供政策参考和策略启示。

在创新驱动发展和科技强国的战略背景下，如何破解民营企业的创新困境成为社会各界关注的焦点问题之一，关于民营企业创新影响因素的理论研究和经验分析也不断涌现。针对民营企业存在较大的融资约束以及高科技技术人才缺乏等现实困境，大量文献探讨了融资约束、政府补贴、国有股权参股、高管特性、产学研合作等对民营企业创新发展的影响机制(Oliviero et al, 2011;Yuan et al, 2018;罗军, 2018;韦浪 等, 2021;陈晓宇 等, 2022)^[1, 2, 3, 4, 5]。然而，相关研究大多针对民营企业自身的问题，而民营企业在技术创新过程中容易受外部政策与市场环境的干扰，比如，行政壁垒引发的市场分割会导致要素市场扭曲，从而降低民营企业获得创新资源的机会(Hsuet al, 2014;蔡庆丰 等, 2021)^[6, 7]。

在经济高速增长阶段，以 GDP 为核心的地方政府考核机制导致我国普遍存在基于行政区域的市场分割现象(周黎安, 2004)^[8]，而市场分割在一定程度上阻碍了民营企业创新发展。对此，我国推行了一系列行政区划调整政策，旨在解决行政壁垒引发的市场分割问题，推动市场一体化进程(吕越 等, 2021;周荣华 等, 2022)^[9, 10]。行政区划调整带来的经济效应受到学者们的关注，其中，“撤县设区”的政策效应是该领域研究的重点之一，但相关研究的结论并不完全一致，且大多集中在宏观和中观层面，针对微观主体行为的研究相对较少。部分学者探讨了“撤县设区”对企业行为 and 发展的影响，包括企业生产率、出口、融资约束、垂直分工、投融资趋向等(卢盛峰 等, 2016, 2017;邵朝对 等, 2018;郝闻汉 等, 2019;袁淳 等, 2022;陈刚 等, 2022)^[11, 12, 13, 14, 15, 16]，鲜见专门针对企业创新的文献。陈熠辉等(2022)研究了“撤县设区”对企业创新产出(专利申请)的影响，但其是针对所有企业的分析，且在产权性质异质性分析中发现“撤县设区”能够显著促进非国有企业创新，而对国有企业没有显著影响^[17]。可见，还有必要对“撤县设区”影响民营企业创新发展的内在机制进行更为深入的专门研究。

鉴于上述，本文在已有研究的基础上重点分析“撤县设区”赋能民营企业创新发展的内在机制。相比现有文献，本文的边际贡献主要在于：一是以民营企业为研究对象。目前国内有关于企业创新的研究较少单独针对民营企业，而民营企业在数量已占绝大多数并具有强烈的创新意愿和创新活力，而且相比国有企业，民营企业受行政区划调整的影响可能更大。因此，专门针对民营企业的研究具有重要价值。二是基于企业创新能力和意愿的微观视角分析“撤县设区”影响民营企业创新的路径和机制，并从创新投入和创新产出两个方面进行实证检验，能够更好地反映行政区划调整的微观经济效应及其作用条件，有利于深入认识和正确把握行政区划调整促进民营企业技术进步的实质及其优化路径，从而为进一步推动民营企业创新发展提供经验借鉴和政策启示。

二、制度背景和理论假说

1. 制度背景

改革开放以来，由于在地理区位、资源禀赋以及发展阶段等方面的差异，各地区间发展不平衡的问题凸显，推动和实现区域均衡发展迫在眉睫。在地方治理体系改革中，行政区划调整是重要措施之一，其中，在县级层面的行政区划调整以“撤县设市”和“撤县设区”为典型。对于直辖市和地级市政府来说，“撤县设区”就是将所辖的县改设为市辖区，这不仅扩大了中心城市的规模，也可以带动整个地区经济的经济发展(吉黎 等, 2019)^[18]。截至目前，“撤县设区”改革大致可以分为四个阶段(参见图 1):第一阶段是 1978 年到 1996 年，主要以“撤县设市”为主，“撤县设区”伴随出现，此阶段“撤县设区”的数量呈现平稳缓慢增长趋势。第二阶段是 1997 年到 2004 年，地方政府为了弥补“撤县设市”政策带来的“虚假城市化”问题，大力推行“撤县设区”改革，以进一步扩大城市规模，由此形成“撤县设区”的第一波高潮。第三阶段是 2005 年到 2010 年，在历经了 8 年的增长期后，“撤县设区”进入低潮期，这主要是因为大量农村人口的迁入造成城市市民化程度降低，与城镇化“以人为本”

的发展理念相悖。第四阶段是 2011 年以后，随着新型城镇化的不断推进，为缩小县市之间的差距，“撤县设区”改革迎来了新一轮高潮。

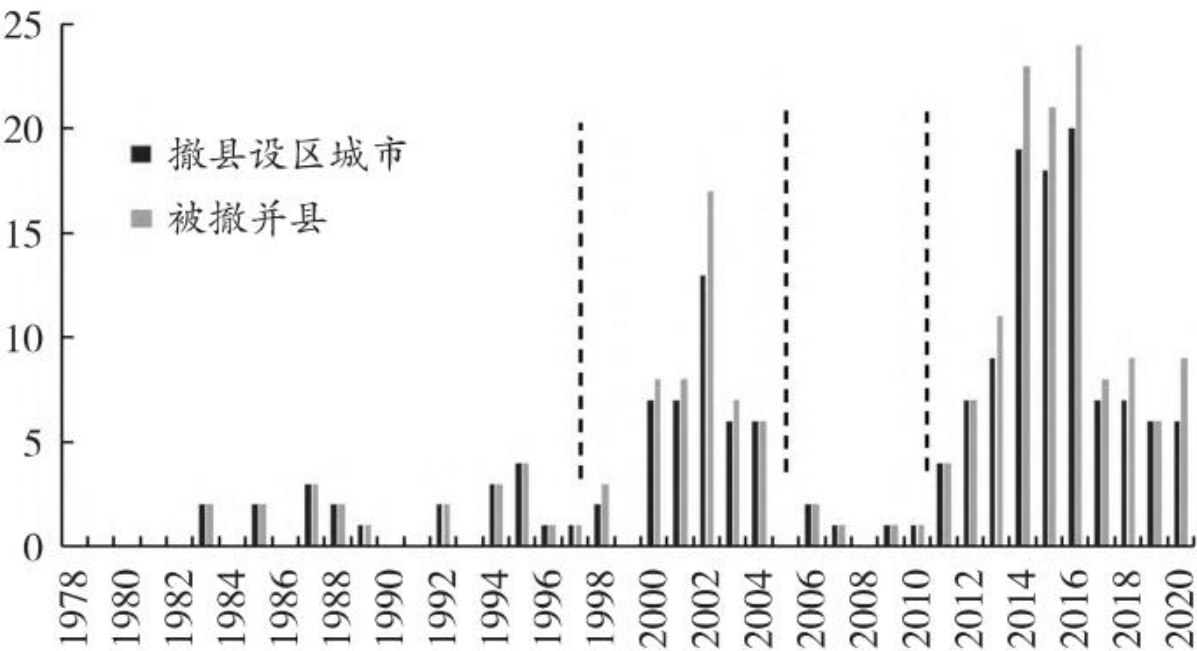


图 1 “撤县设区”城市和被撤并县个数（不包括直辖市）

2. “撤县设区”与民营企业创新

行政分权赋予了地方政府一定的行政权限和经济资源，并以此激励地方政府发展地方经济发展，但地方政府往往更关注本地的经济发展，具有保护本地市场的动机，正是由于这种地方保护主义的存在产生了行政区之间的市场分割(袁淳 等，2022)^[15]，而且这种市场分割不仅存在于省区之间，也存在于市域和县域之间。由于县级行政区与市辖区的设立标准不同，县级行政区和市辖区在行政管理上也存在较大差异。一方面，县级行政单位相较于市辖区而言拥有更多的事权和财权，使其更有动机和能力对本地市场进行干预，从而促进地方经济的发展；另一方面，市辖区由地级市政府直接管辖，其作为都市化经济区是市级政府管理和支持的重点。“撤县设区”的县级行政区成为市辖区后，市政府可以在城市规划、基础设施建设等方面进行统一规划，从而缓解被撤并县域与市辖区之间由于行政壁垒导致的市场分割，这将有助于企业创新。比如，“撤县设区”后被撤并县域与市辖区之间的交通联系通常会得到改善，进而有利于企业间的学习、交流(唐为，2019)^[19]，从而增强技术溢出效应。与此同时，县级行政区“撤县设区”后会得到地级市政府的更多支持，有利于其发展环境的改善，进而产生经济聚集效应，而经济资源和经济活动的聚集无疑有利于企业创新活动的活跃。

在“撤县设区”之前，县级政府为追求短期内本地 GDP 最大化，通常会利用财税及金融政策促进本地经济发展(邵朝对 等，2018)^[13]，然而在政府的“有形之手”下，获利更多的往往是国有企业，导致民营企业的发展反而受到制约。在“撤县设区”之后，一方面，原县级政府所面临的竞争压力减弱，其保护本地企业和市场的动机和行为随之减弱(陈熠辉 等，2022)^[17]；另一方面，原县级行政单位的一些决策权和自主权会被上移至市级政府，市辖区无权设置更多的行政壁垒(唐为 等，2015)^[20]。因此，县级行政区在变为市辖区之后，地方政府对市场的干预减弱，有利于缓解地区资源更多流向地方国有企业的市场扭曲，从而有利于创新资源更多流向民营企业，促进民营企业的创新活动。可见，“撤县设区”不仅有利于市县间的市场一体化，而且可以

通过经济集聚效应和资源配置优化渠道促进企业的创新活动(陈熠辉 等, 2022)^[17]。

基于上述分析, 本文提出假说 H1: “撤县设区”能够显著促进被撤并县域民营企业的创新行为。

3. “撤县设区”影响民营企业创新的机制

“撤县设区”对市县间市场一体化的促进会带来被撤并县域的经济集聚以及资源配置的优化, 然而宏观环境的改善能否真正促进民营企业创新发展, 还要看民营企业具体的创新行为选择。作为微观创新主体, 民营企业的创新行为取决于其创新能力和创新意愿。从民营企业的技术创新能力来看, 主要由其人力资本水平和研发资金投入决定; 从民营企业的技术创新意愿来看, 除受企业发展战略和经营模式以及管理者素质等内部因素的影响外, 还受到创新环境的影响, 比如市场竞争程度、技术溢出与创新成本等。那么, “撤县设区”如果能够影响到民营企业的人力资本状况、研发资金投入以及创新环境, 则可以通过改变民营企业的创新能力和创新意愿来对其技术创新行为产生影响。基于此, 本文主要通过分析以下 3 条路径来探究“撤县设区”影响民营企业技术创新的机制。

第一, “撤县设区”可以促进被撤并县域民营企业的人力资本水平提升, 进而增强其技术创新能力。受行政区域划分、城乡空间规划、人口户籍制度等影响, 劳动力市场分割的现象普遍存在, 限制了劳动力的自由流动, 并造成劳动力资源配置的扭曲。“撤县设区”会在很大程度上消除县市之间的劳动力市场壁垒, 行政壁垒的破除使劳动力市场分割得以缓解, 从而会促使更多的高素质人才流向被撤并县域(白俊红 等, 2020)^[21]。同时, 被撤并县域成为地级城市的外围城区, 中心城区对其的辐射带动作用增强, 基础设施和公共服务也与中心城区对接, 这不仅会增大被撤并县域对外地人才的吸引力, 也会抑制本地人才的流出(张光利 等, 2022)^[22]。比如, “撤县设区”后, 中心城区内的各种便利化交通设施(地铁、公交、城市道路等)延伸到被撤并县域内, 不但增强了经济社会各方面的相互连通, 也改善了被撤并县域的基础设施条件(唐为 等, 2015)^[20]。可见, “撤县设区”带来的人才流动改善了被撤并县域的人力资本状况, 而地区人力资本状况的改善无疑有利于民营企业人力资本水平的提高。此外, “撤县设区”促使县市区间经济和技术联系增强, 还可以为被撤并县域的民营企业创新提供更多更高层次的外部人力资本支持, 比如促进民营企业与中心城区科研机构、先进技术企业的技术合作等。因此, “撤县设区”改善了被撤并县域民营企业的人力资本供给结构和利用环境, 有利于其人力资本水平提高, 并为其开展更高水平的技术创新活动提供了更有力的人力支持。

第二, “撤县设区”可以缓解被撤并县域民营企业的外部融资约束, 进而有利于民营企业研发投入的增加。技术创新项目通常具有高投入、高风险、长周期的特点, 民营企业的自有资金难以满足研发投入的需求, 因而通常需要通过外部融资来解决技术创新的资金问题。但是, 由于其受所有权性质的影响, 民营企业往往比国有企业受到更大的融资约束, 较难获得来自资本市场的投资。在“撤县设区”前, 被撤并县域政府在行政审批、财政拨付、土地供应等方面具有较大的决策权, 且具有通过市场干预加快地区内企业发展的动机, 但是过多的市场干预和过快的经济发展也加剧了资源错配程度(彭洋 等, 2020)^[23]。比如, 政府通常倾向于将资源(资金)分配给利益关联方, 导致大规模的国有企业在资源(资金)获取上更具优势, 而资源过度向国有企业倾斜必然会挤出民营企业的资源获取, 从而加剧民营企业的融资约束问题(Tan, 2016)^[24]。“撤县设区”削弱了被撤并县域政府的行政自主权, 并降低了其地区经济发展激励, 使得地方政府会减轻对国有企业的支持力度和政治偏袒程度(卢盛峰 等, 2016; 张莉 等, 2018)^{[11][25]}, 从而缓解民营企业的融资约束。因此, “撤县设区”会弱化被撤并县域政府的市场干预行为, 提高资源配置效率, 使得民营企业面临的融资约束问题得到缓解(陈熠辉 等, 2022)^[17], 从而有效提高民营企业获取外部融资的能力, 使民营企业的技术创新能够得到更多的资金保障。

第三, “撤县设区”可以促进被撤并县域的产业集聚, 进而有利于民营企业积极开展技术创新活动。“撤县设区”将改善被撤并县域的基础设施条件和营商环境(闫永生 等, 2021)^[26], 促使更多的生产要素流入(张光利等, 2022)^[22], 从而形成集聚产业集聚。生产要素集聚为企业发展提供了有利条件, 会吸引更多企业进入, 企业集聚和发展带来的产业规模扩张形成产业集聚效应(郭其友 等, 2020)^[27], 而产业集聚为民营企业创新提供了肥沃的土壤。一方面, 产业集聚有效降低了民营企业的技术创新成本, 进而对其技术创新行为产生激励作用。产业集群可以使集群内的企业更接近市场和共享劳动力(Long et al, 2012)^[28], 提高

了企业与创新人才的匹配度，也降低了人才与企业间的搜寻成本；产业集聚使各企业之间进行接触、沟通和交流更加频繁和有效，有利于知识在特定的技术领域进行传播，形成更为开放、共享的技术交流局面，有助于企业获得技术知识溢出带来的益处 (Mccan et al, 2008; 陈刚 等, 2022)^{[16][29]}。产业集聚产生的劳动力共享和技术知识溢出可以使民营企业花费较小的成本获得较多的创新成果，从而可以激励其开展技术创新活动。另一方面，产业集聚加强了企业间的竞争程度，促使企业通过技术创新获取竞争优势。众多企业在同一地区集聚，虽然会产生规模效应，但也会带来竞争的加剧，而且市场竞争压力对民营企业尤甚，民营企业要在激烈的市场竞争中生存和发展，必须通过技术进步来占有市场，这将提高民营企业的技术创新意愿并驱使民营企业更为积极开展技术创新活动。

基于上述分析，本文提出假说 H2：“撤县设区”可以通过提升企业人力资本水平、增加企业外部融资和促进地区产业集聚等路径助力被撤并县域民营企业的创新发展。

4. “撤县设区”影响民营企业创新的异质性

在复杂多变的经济社会实践中，行政区划调整的政策效应受到很多因素的影响，因而通常会表现出多样化的异质性，“撤县设区”对民营企业创新的影响也是如此。基于前述理论机制，并借鉴陈熠辉等(2022)的研究^[17]，本文主要从企业、产业和区域层面进行如下异质性分析：

一是外部融资依赖程度高低的企业异质性。如前所述，缓解民营企业融资约束是“撤县设区”促进被撤并县域民营企业技术创新的重要路径之一，然而不同的民营企业受到的融资约束程度不同，对外部融资的依赖程度也不同。一般来讲，外部融资依赖程度较高的企业在生产经营和技术创新过程中需要更大的外部资金支持，在受到融资约束时，通常会将有限的资金优先用于维持其生产经营，即使有创新意愿也会因研发资金的不足而无法开展创新活动；此时，若融资约束得到缓解，将会激活其创新意愿，从而显著促进其创新行为。而对于外部融资依赖程度较低的企业，融资约束缓解对其资金状况的改善作用相对较小，因而带来的创新促进效应也就相对较弱。

二是第一产业与二三产业的产业异质性。对于不同产业的发展，“撤县设区”带来的政策效应可能存在差异。根据《市辖区设置标准》《行政区划管理条例》等政策法规，产业结构高级化是市辖区与县相区别的重要特征之一。“撤县设区”后，被撤并县域政府必然会加快本地的产业结构升级，使二三产业得到更快的发展。除了发展政策的引导外，随着招商引资的加强、配套服务的跟进，在交通、基建、民生等领域的生产建设项目将会增多，工业园区建设也将适时推进，从而使得二三产业在市政府的统筹规划下获得迅猛发展(庄汝龙 等, 2020)^[30]。因此，相比于第一产业，“撤县设区”对被撤并县域二三产业发展的促进作用更大，相应地，二三产业的民营企业将会得到更多的利益和发展机会，这也会体现在其技术创新方面，进而表现为“撤县设区”对二三产业民营企业的创新促进效应比对第一产业民营企业的创新促进效应更显著。

三是东部地区与中西部地区的区域异质性。由于我国不同地区间的经济社会发展存在显著差异，“撤县设区”产生的政策效应存在显著的区域异质性(郭其友 等, 2020)^[27]。从大的区域范围来看，我国的东部地区与中西部地区的发展水平存在明显差异，东部地区的创新能力、创新资源、创新环境和创新水平都领先于中西部地区，同时，市场化水平也高于中西部地区。一般而言，城市经济越发达越体现出扩散特征，对周边地区产生的辐射效应越强(庄汝龙, 2020)^[30]；相反，城市经济越落后越体现出集聚特征，对周边地区产生的辐射效应越弱。东部地区的先发优势使其资源获取能力以及经济活跃度明显优于中西部地区，“撤县设区”后，被撤并县域在周边城市辐射带动作用下能够更快地获得更多“输血”。因此，相比中西部地区，地处东部地区的被撤并县域在“撤县设区”之后更能激发当地民营企业的创新活力，促进民营企业的创新行为。

基于上述分析，本文提出假说 H3：“撤县设区”对外部融资依赖程度较高、二三产业(相对第一产业)和东部地区(相对中西部地区)的民营企业具有更强的创新促进效应。

三、研究设计

1. 模型构建与变量选取

为了考察“撤县设区”对民营企业创新的影响,本文将“撤县设区”改革视为一种准自然实验,同时考虑到各地区“撤县设区”实施的时间具有差异性,采用多期双重差分模型进行实证检验。参照 Liu 和 Qiu (2016)、孙天阳 (2020) 的方法^[31, 32], 构建基准模型 (1) 和 (2)。

$$Rd_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Treat_i \times post_{it-1} + Z \sum control_{it} + X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$lnpatents_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Treat_i \times post_{it-1} + Z control_{it} + X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (2)$$

其中, λ_i 表示个体(企业)固定效应, λ_t 表示时间(年份)固定效应, ε_{it} 和 ξ_{it} 表示随机扰动项。

(1) 被解释变量。

本文从创新投入和创新产出两个方面来刻画企业创新,因而设置以下两个被解释变量:一是“研发强度”(Rd),参考刘诗源等(2020)的方法^[33],采用“企业研发投入与营业收入之比”来衡量。二是“专利授权”(Inpatents),参考吉赞和杨青(2020)的方法^[34],采用“企业获得的专利授权数量加1的自然对数”来衡量。

(2) 核心解释变量。

借鉴郝闻汉等(2021)的方法^[14],双重差分项“县改区”(Treat $\times$ post)为时间和政策虚拟变量的交互项,若样本民营企业注册地所属县级行政区域实施了“撤县设区”赋值为1,否则赋值为0。

(3) 控制变量。

根据相关理论,企业的规模、年龄、盈利能力、治理结构、营运能力、偿债能力、政府补助、成长性等都会对企业创新行为产生影响,本文选取以下企业层面的控制变量:“企业规模”(企业总资产的自然对数)、“企业年龄”(企业成立年限的自然对数)、“资产回报率”(税后净利润/总资产)、“净资产收益率”(净利润/净资产)、“大股东持股比例”(第一大股东持股比例)、“总资产周转率”(营业收入净额/平均资产总额)、“资产负债率”(负债总额/资产总额)、“政府补贴”(政府补助/营业收入)、“营业收入增长率”(营业收入增长额/上年营业收入总额)。

(4) 特征向量(Xit)。

为了进一步控制时间和个体的随机性,并获得核心解释变量的无偏估计,参考蒋灵多等(2018)、孙天阳等(2020)的研究方法^{[32][35]},在计量模型中加入特征向量(Xit),即影响“撤县设区”选择的地区层面因素(前定变量)与年份虚拟变量的交乘项。根据《国务院批转民政部关于调整设市标准报告的通知》(国发[1993]第38号)以及民政部出台的《市辖区设置标准(征求意见稿)》,基于“撤县设区”的条件选取6个前定变量:“人口总数”(地区人口总数的自然对数)、“非农就业人口总数”(非农业就业人口数量的自然对数)、“地区GDP”(地区生产总值的自然对数)、“第二产业比重”(第二产业产值/地区生产总值)、“第三产业比重”(第三产业产值/地区生产总值)、“地方财政收入”(地方财政收入的自然对数)。

为验证“撤县设区”影响民营企业创新的机制,本文在模型(1)(2)的基础上构建中介效应模型(3)(4)(5):

$$M_{it} = \alpha_3 + \beta_3 Treat_i \times Post_{it-1} + Z \sum control_{it} + X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Rd_{it} = \alpha_4 + \beta_4 Treat_i \times Post_{it-1} + \theta_1 M_{it} + Z \sum control_{it} + X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \delta_{it} \quad (4)$$

$$lnpatents_{it} = \alpha_5 + \beta_5 Treat_i \times Post_{it-1} + \theta_2 M_{it} + Z \sum control_{it} + X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (5)$$

其中，中介变量(Mit)有3个：一是“企业人力资本”，参考廖进球和巫雪芬(2021)的做法^[36]，采用“研究生及以上职工数占员工总数的比例”来衡量，用以反映样本企业的人力资本水平。二是“企业外部融资”，借鉴Lang和Zhang的方法^[37]，采用“企业t年比t-1年的总负债和实收资本的增加额除以t-1年的总资产”来衡量，用以反映样本企业外部融资的增加情况，其值越大则企业外部融资约束缓解的程度越大。三是“地区产业集聚”，参照陈熠辉(2020)的做法^[17]，采用产业专业化水平(产值区位熵)来衡量，用以反映样本企业所属产业在本地的集聚程度，其值越大则产业集聚水平越高。

2. 样本选择与数据处理

本文以沪深A股的上市民营企业为研究样本，样本区间为2011—2020年。“撤县设区”变量的数据主要通过查阅我国县级以上行政区域划分的变更情况、国务院有关于行政区划变更的批复、行政区划网以及历年行政区划简册获得。其余数据分别来自国泰安数据库和统计年鉴。对样本企业进行如下筛选：剔除ST、*ST以及金融保险类和房地产类上市公司；考虑到直辖市特殊性，剔除北京、天津、上海、重庆的样本企业；剔除样本期间内没有进行“撤县设区”城市的企业样本。最终筛选出1074家民营企业样本，共获得观测值6716个。此外，为避免异常值的影响，对主要变量进行1%的双侧缩尾处理(Winsorize)。表1报告了主要变量的描述性统计结果。其中，“县改区”的均值为0.3777、标准差为0.4848，表明受到“撤县设区”影响的样本民营企业占到37.77%，且分布较为均衡。

表1 主要变量的描述性统计

变 量		均值	最小值	中位数	最大值	标准差	样本量
被解释变量	研发强度	4.3043	0.0310	3.6100	21.5700	3.5352	6716
	专利授权	2.6293	0	2.6391	5.9989	1.3520	6716
核心解释变量	县改区	0.3777	0	0	1	0.4848	6716
控制变量	资产回报率	0.0701	-0.6200	0.0787	0.3413	0.1235	6716
	净资产收益率	0.0485	-0.2617	0.0500	0.2200	0.0668	6716
	资产负债率	0.3741	0.0500	0.3567	0.8634	0.1901	6716
	营业收入增长率	0.1623	-0.4500	0.1000	1.9000	0.3371	6716
	总资产周转率	0.6550	0.1059	0.5700	2.4500	0.3870	6716
	企业规模	21.8500	19.9539	21.7357	24.9178	1.0542	6716
	大股东持股比例	33.3590	9.5196	32.1390	67.9652	13.3476	6716
	研发补贴	1.5186	0.0200	0.8294	11.6576	1.9935	6716
	企业年龄	2.5469	1.0986	2.5649	5.6733	1.1490	6716

中介变量	企业人力资本	0.011 3	0	0	0.465 1	0.035 0	6 716
	企业外部融资	4.169 9	0.551 7	4.045 5	7.270 9	1.102 3	6 716
	地区产业集聚	0.825 6	0.011 2	0.771 5	3.057 7	0.485 9	6 716

首先,进行前定变量删选。采用前述6个前定变量对“县改区”进行回归分析(见表2),结果显示只有“第三产业比重”的估计系数不显著,因而选用“人口总数”“非农就业人口总数”“地区GDP”“第二产业比重”“地方财政收入”5个变量构建特征向量进行实证检验。其次,对各变量进行相关性分析以及VIF检验(分析结果略,备索),结果显示各变量之间的相关系数均小于0.4,方差膨胀因子均小于3,表明不存在多重共线性的问题。

表2 前定变量对“县改区”的回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)
人口总数	-1.010 8*** (0.060 8)	-1.175 2*** (0.055 5)	-1.306 5*** (0.058 4)
非农就业人口总数	1.283 5*** (0.062 1)	0.719 2*** (0.058 8)	0.885 5*** (0.064 3)
地区GDP		0.455 7*** (0.010 9)	0.310 3*** (0.022 5)
第二产业比重		-0.018 2*** (0.000 6)	-0.015 1*** (0.001 9)
第三产业比重			0.001 9 (0.001 9)
地方财政收入			0.117 5*** (0.016 6)
常数项	-1.013 5*** (0.037 8)	-3.748 3*** (0.108 4)	-3.436 5*** (0.157 7)
R ²	0.186 6	0.381 3	0.386 3
F	779.54***	1 046.94***	712.62***
观测值	6 716	6 716	6 716

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%,5%,10%;括号内数值为Robust 标准差,下表同。

四、实证结果及分析

1. 基准模型分析及稳健性检验

双重差分法需要满足平行趋势假设条件,即在“撤县设区”前实验组与控制组民营企业的研发强度和专利授权数应具有相同的变化趋势。本文通过动态效应分析来进行平行趋势检验(见表3),结果显示:在“撤县设区”前实验组与控制组民营企业的研发强度和专利授权数没有显著差异,而在“撤县设区”后实验组的研发强度和专利授权数明显高于控制组,表明本文的研究样本满足平行趋势条件。

表3 动态效应检验结果

变 量	研发强度	专利授权
县改区(-2)	0.320 4(0.212 4)	-0.033 2(0.095 3)
县改区(-1)	0.443 5(0.419 4)	0.070 0(0.094 5)
县改区(0)	0.581 8*** (0.221 5)	0.019 4(0.093 0)
县改区(1)	0.381 7*(0.228 0)	0.179 7*(0.093 9)
县改区(2)	0.549 5**(0.234 3)	0.024 0**(0.094 4)
县改区(3)	0.530 4**(0.235 7)	0.207 7**(0.090 2)
控制变量	控制	控制
个体和时间固定效应	控制	控制
特征向量	控制	控制
R2	0.842 0	0.777 1
F	43.75***	35.61***
N	6 716	6 716

表 4 汇报了基准模型(1)(2)的回归结果。“县改区”对“研发强度”和“专利授权”的估计系数均显著为正，表明“撤县设区”显著促进了被撤并县域民营企业创新投入和创新产出的增长，假说 H1 得到验证。为保证分析结果的可靠性，进行如下稳健性检验：(1)为消除实验组与控制组企业本身存在差异带来的估计偏误，采用 PSM-DID 方法重新进行模型回归。以控制变量为匹配变量将实验组企业与控制组企业进行倾向得分匹配(匹配结果略，备索)，再采用匹配后(具有相似特征)的实验组和控制组样本进行双重差分检验，回归结果见表 5 的 Panel A，“县改区”的估计系数依然显著为正。(2)控制类似政策的影响。考虑到其他行政区划调整可能会对评估结果造成影响，根据是否进行了“省直管县”改革设置政策虚拟变量“省管县”，加入基准模型后重新进行回归，估计结果见表 5 的 Panel B，“县改区”的估计系数还是显著为正。(3)安慰剂检验。参考卢盛峰等(2021)的做法^[38]，随机选取实验组企业和政策实施时间，构造随机实验样本，再采用基准模型进行回归分析，重复进行 500 次随机实验分析，绘制出“县改区”对“研发强度”和“专利授权”的估计系数分布图(见图 2 和图 3)，可以发现估计系数集中分布在 0 值附近，进一步验证了本文分析结果的稳健性。

表 4 基准模型检验结果

变 量	研发强度	专利授权
县改区	0.271 9*** (0.099 3)	0.102 7** (0.049 2)
资产回报率	0.151 1(0.473 3)	0.038 3(0.234 5)
净资产收益率	-5.175 6*** (0.009 7)	-0.423 6(0.500 2)
营业收入增长率	-0.548 7*** (0.070 0)	-0.115 8*** (0.034 7)

总资产周转率	-0.777 0*** (0.133 9)	0.130 2** (0.066 3)
资产负债率	-2.399 4*** (0.242 5)	-0.073 6 (0.120 2)
企业规模	0.228 4*** (0.066 2)	0.448 6*** (0.032 8)
大股东持股比例	0.007 3* (0.004 1)	0.001 3 (0.002 0)
企业年龄	0.161 3*** (0.034 9)	0.285 4*** (0.017 3)
政府补贴	0.217 4*** (0.015 8)	0.016 5** (0.007 8)
常数项	-0.037 0 (0.440 0)	-8.577 9*** (0.713 4)
个体和时间固定效应	控制	控制
特征向量	控制	控制
R2	0.838 4	0.775 6
F	73.63***	57.81***
N	6 716	6 716

表 5 稳健性检验结果

变 量	PanelA:PSM-DID 检验		PanelB:控制“省直管县”的影响	
	研发强度	专利授权	研发强度	专利授权
县改区	0.563 1** (0.277 2)	0.054 3* (0.133 4)	0.245 1** (0.105 4)	0.0902* (0.052 4)
省管县			0.419 5 (1.058 9)	0.392 1 (0.283 0)
R2	0.826 8	0.796 9	0.840 4	0.776 4
F	8.81***	7.48***	65.23***	51.50***
N	1 493	1 493	6 716	6 716

注：本表所有模型均控制了控制变量、固定效应以及特征向量，限于篇幅，控制变量和常数项的估计结果略(备索)，下表同。

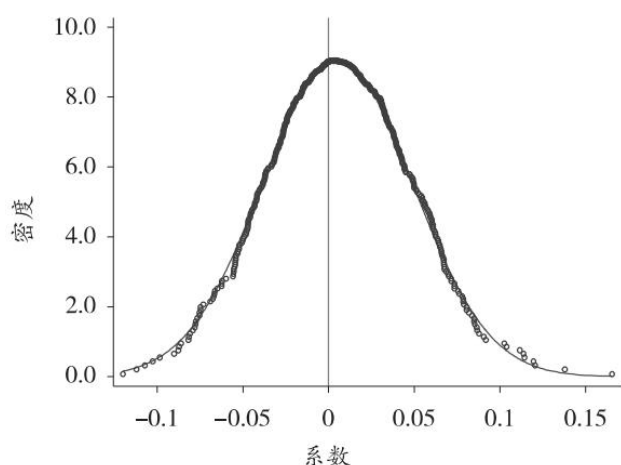


图2 “研发强度”的安慰剂检验结果

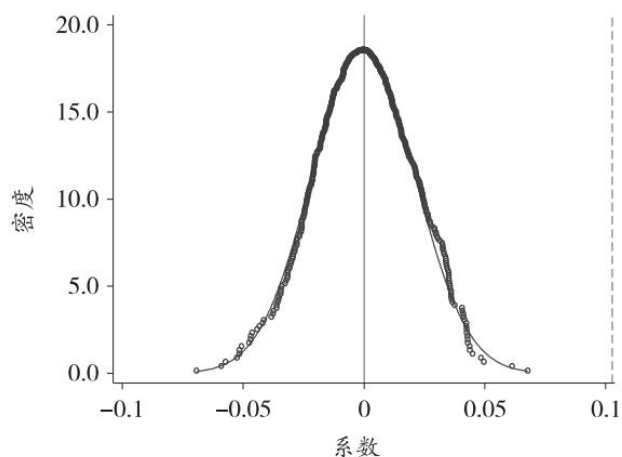


图3 “专利授权”的安慰剂检验结果

2. 中介效应检验结果

采用模型(3)(4)(5)分别检验“企业人力资本”“企业外部融资”“地区产业集聚”在“县改区”影响“研发强度”和“专利授权”中的中介效应，估计见表6。“县改区”对“企业人力资本”“企业外部融资”“地区产业集聚”的估计系数均在1%的水平上显著为正，表明“撤县设区”改革显著促进了被撤并县域民营企业的人力资本提升和外部融资增加以及产业的集聚；“企业人力资本”“企业外部融资”“地区产业集聚”对“研发强度”和“专利授权”的估计系数也均显著为正，表明民营企业人力资本和外部融资的增加以及地区产业的集聚可以显著促进民营企业的技术创新投入和产出；进一步对表6与4的系数进行比较，发现表6的系数较小，表明“企业人力资本”“企业外部融资”“地区产业集聚”在“县改区”影响“研发强度”和“专利授权”中均具有显著的部分中介效应。可见，在“撤县设区”促进被撤并县域民营企业创新发展中存在以下三条路径：“撤县设区—民营企业人力资本水平提高—民营企业技术创新投入和产出增加”“撤县设区—民营企业融资约束缓解—民营企业技术创新投入和产出增加”“撤县设区—地区产业集聚水平提高—民营企业技术创新投入和产出增加”。由此，假说H2得到验证。

表6 中介效应检验结果

Panel A	变量	企业人力资本	研发强度	专利授权
	县改区	0.163 6*** (0.016 1)	0.235 3** (0.132 2)	0.099 2*** (0.016 2)
	企业人力资本		0.223 7*** (0.020 0)	0.021 4*** (0.008 5)
	R ²	0.932 8	0.867 9	0.814 6
	F	34.41***	66.19***	43.70***
	N	6 716	6 716	6 716
	Sobel 检验、Goodman 检验		0.173 2***	0.007 8**
	中介效应		0.036 6***	0.003 5***
	中介效应占比		0.134 6	0.034 1

Panel B	变量	企业外部融资	研发强度	专利授权
	县改区	0.106 1*** (0.003 8)	0.258 6*** (0.099 3)	0.091 8*** (0.005 3)
	企业外部融资		0.125 1*** (0.046 0)	0.103 0* (0.058 0)
	R2	0.997 5	0.838 4	0.771 2
	F	99.17***	66.96***	59.06***
	N	6 716	6 716	6 716
	Sobel 检验、Goodman 检验		0.105 3***	0.088 0***
	中介效应		0.013 3***	0.010 9***
	中介效应占比		0.048 8	0.106 4
Panel C	变量	地区产业集聚	研发强度	专利授权
	县改区	0.184 8*** (0.006 9)	0.232 4*** (0.086 1)	0.068 3* (0.039 7)
	地区产业集聚		0.213 7*** (0.006 6)	0.186 0*** (0.006 9)
	R2	0.980 7	0.809 2	0.733 1
	F	61.3 4***	69.79***	53.94***
	N	6 716	6 716	6 716
	Sobel 检验、Goodman 检验		0.034 1***	0.006 2***
	中介效应		0.039 5***	0.034 3***
	中介效应占比		0.142 5	0.334 7

3. 异质性分析结果

本文采用分组检验的方法进行异质性分析。首先,借鉴 Acharya 和 Xu(2017)的方法^[39],测算样本企业的“外部融资依赖度”^①,根据其中位数将样本企业划分为“高外部融资依赖”和“低外部融资依赖”两个子样本,分别进行模型回归,估计结果见表 7 的 Panel A。在“高外部融资依赖”子样本中“县改区”对“研发强度”和“专利授权”的估计系数显著为正,而在“低外部融资依赖”子样本中“县改区”对“研发强度”和“专利授权”的估计系数不显著,表明“撤县设区”的民营企业创新促进效应主要体现在外部融资依赖程度较高的企业中。然后,根据所属产业将样本企业划分为“第一产业”“第二产业”“第三产业”3 个子样本,分别进行模型回归,估计结果见表 7 的 Panel B。在“第二产业”和“第三产业”子样本中“县改区”对“研发强度”和“专利授权”的估计系数显著为正,而“第一产业”子样本中“县改区”对“研发强度”和“专利授权”的估计系数显著为负,表明“撤县设区”促进了被撤并县域二三产业的民营企业创新,但对第一产业民营企业创新具有负向影响,这可能是由于被撤并县域的发展重心转向二三产业导致第一产业的民营企业发展滞后。最后,根据所在地区将样本企业划分为“东部地区”“中部地区”“西部地区”3 个子样本^②,分别进行模型回归,估计结果见表 7 的 Panel B。在“东部地区”子样本中“县改区”对“研发强度”和“专利授权”的估计系数显著为正,而在“中部地区”和“西部地区”子样本中“县改区”对“研发强度”和“专利授权”的估计系数不显著,表明“撤县设区”的民营企业创新促进效应主要体现在东部地区的企业中。由此,假说 H3

得到验证。

4. 进一步分析：虹吸效应的检验

前文分析表明，“撤县设区”改善了被撤并县域的发展环境，促进了人才等创新要素和产业在被撤并县域的集聚，进而推动了民营企业的创新发展。由此引发一个值得思考的问题：被撤并县域的要素和产业集聚是否来自对周围未撤并县域的“虹吸效应”？生产要素和生产力由欠发达地区流向发达地区的“虹吸效应”在市场经济中普遍存在，而关于“撤县设区”能否产生“虹吸效应”，郭其友和汪阳(2020)的研究发现未撤并县域的经济增长并未受到“撤县设区”的负面影响，并认为被撤并县域的产业集聚主要源自市辖区的生产要素再配置，而不是对周边未撤并县域资源的虹吸作用^[27]。那么，在“撤县设区”对民营企业创新的促进作用中是否存在“虹吸效应”？对此，本文进行如下检验：从控制组样本中抽取与原实验组接壤的样本，共同作为新的实验组构造新的双重差分项“县改区1”（政策实施时间不变），分别以“研发强度”“专利授权”“产业集聚”为被解释变量重新进行多期双重差分检验，回归结果见表8。“县改区1”的估计系数为负但均不显著，表明“撤县设区”在促进被撤并县域产业集聚和民营企业创新的同时，并未对周边未撤并县域的产业集聚和民营企业创新产生显著的负面影响，即不存在显著的“虹吸效应”。事实上，被撤并县域的产业集聚并不是通过攫取未撤并县域资源来实现的，而主要是由于市政府的产业规划调整(如工业园建设)以及县市间基础设施和经济联通的加强。可见，“撤县设区”对被撤并县域民营企业创新的促进并不以牺牲其他周边未撤并县域民营企业发展为代价，这也进一步印证了郭其友和汪阳(2020)的观点。

表 7 异质性分析结果

Panel A	变量	研发强度			专利授权		
		高外部融资依赖		低外部融资依赖	高外部融资依赖		低外部融资依赖
	县改区	0.354 0** (0.151 3)		0.016 1 (0.070 5)	0.113 2*(0.064 4)		0.024 0 (0.126 6)
	R2	0.856 7		0.823 6	0.715 1		0.877 6
	F	22.45***		43.41***	24.80***		23.80***
	N	3 355		3 364	3 355		3 364
Panel B	变量	研发强度			专利授权		
		第一产业	第二产业	第三产业	第一产业	第二产业	第三产业
	县改区	-0.697 9***	0.385 6***	1.141 2***	-1.609 6***	0.037 5***	0.102 9**
		(0.129 7)	(0.116 3)	(-0.072 1)	(0.441 1)	(0.004 5)	(0.052 0)
	R2	0.867 1	0.820 4	0.912 5	0.735 3	0.777 1	0.780 6
	F	5.57***	25.64***	7.79***	5.08***	54.42***	7.57***
	N	133	5 865	718	133	5 865	718
Panel	变量	研发强度			专利授权		

C		东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
	县改区	0.277 0***	0.188 9	0.194 4	0.120 4**	0.222 2	0.060 8
		(0.040 3)	(0.278 0)	(0.128 2)	(0.054 8)	(0.166 1)	(0.073 9)
	R2	0.728 2	0.835 3	0.678 3	0.763 5	0.787 7	0.786 7
	F	60.68***	12.69***	4.86***	40.32***	9.42***	5.90***
	N	4 175	1 687	854	4 175	1 687	854

表 8 虹吸效应检验 导出到 EXCEL

变量	研发强度	专利授权	产业集聚
县改区 1	-0.308 9(0.236 4)	-0.041 5(0.082 6)	-0.059 9(0.078 1)
R2	0.862 5	0.859 3	0.745 9
F	58.10***	54.43***	46.80***
N	6 716	6 716	6 716

五、结论与启示

创新是实现经济高质量发展的重要引擎，也是企业保持竞争优势的关键。各种形式的市场分割为民营企业的创新发展带来了阻碍，行政区划调整则是通过破除行政壁垒缓解地区间市场分割的有效措施之一。“撤县设区”是县级层面行政区划调整的一种典型改革，其民营企业创新促进效应的有效性和内在机制有待检验。从理论上讲，“撤县设区”一定程度上打破了被撤并县与市辖区之间的行政壁垒，有利于地区市场的一体化，从而可以通过提高创新要素的配置效率来促进被撤并县域民营企业创新发展。“撤县设区”加强了被撤并县域与中心城区之间的经济社会联系，并促使被撤并县域的基础设施和公共服务与中心城区对接，这会激励包括科技人才在内的各种生产要素更多地流入被撤并县域，并在市级政府的统筹规划下形成人才和产业集聚；人才集聚带来地区人力资源结构的优化和升级，这不仅可以提高民营企业自身的人力资本水平，而且可以为民营企业的技术创新提供更好的人力支持，从而有效提高民营企业的技术创新能力；产业集聚一方面通过人力资源共享和技术知识溢出降低创新成本进而对民营企业技术创新产生激励，另一方面通过加剧竞争促使民营企业通过技术创新来获取市场优势，从而有效提升民营企业的技术创新意愿；此外，“撤县设区”后的部分行政权利上移动弱化了被撤并县域地方政府的市场干预动机和行为，可以降低政策偏袒导致的资源(资金)配置扭曲，进而缓解民营企业技术创新的融资约束，增进民营企业的技术创新行为。

本文以沪深 A 股民营上市公司为研究样本，将“撤县设区”视为准自然实验，采用 2011—2020 的数据进行多期双重差分检验，分析显示：(1)“撤县设区”对被撤并县域民营企业的研发强度和专利授权数具有显著的正向影响，表明“撤县设区”产生了促进民营企业创新发展的政策效应；(2)企业人力资本水平、企业外部融资和地区产业集聚在“撤县设区”促进民营企业创新中具有显著的部分中介作用，表明存在“撤县设区—民营企业人力资本水平提高—民营企业技术创新投入和产出增加”“撤县设区—民营企业融资约束缓解—民营企业技术创新投入和产出增加”“撤县设区—地区产业集聚水平提高—民营企业技术创新

投入和产出增加”三条路径；(2)“撤县设区”对外部融资依赖程度较高的民营企业创新具有显著正向影响，而对外部融资依赖程度较低的民营企业创新影响不显著，进一步表明缓解融资约束是“撤县设区”促进民营企业创新发展的主要机制之一；(3)“撤县设区”对二三产业的民营企业创新具有显著正向影响，但对第一产业的民营企业创新具有显著负向影响，表明“撤县设区”更多地促进了被撤并县域的非农产业的发展，而对第一产业发展的带动作用不大；(4)“撤县设区”对东部地区的民营企业创新具有显著正向影响，而对中西部地区的民营企业创新影响不显著，表明“撤县设区”的民营企业创新促进效应大小受到中心城市辐射带动作用强弱的影响；(5)“撤县设区”对周边未撤并县域的产业集聚和民营企业创新没有显著影响，表明“撤县设区”对被撤并县域产业集聚和民营企业创新的促进作用并非通过对周边未撤并县域的“虹吸效应”来实现的。

基于以上研究结论，本文得出如下几点政策启示：第一，推动地区市场一体化是“撤县设区”产生促进民营企业创新发展的政策效应的根本原因，因此，行政区划调整应致力于构建全国统一大市场，有效破除行政壁垒下的市场分割，提高资源配置效率。第二，地方政府的过度干预是市场分割产生的重要原因之一，因此，应切实降低地方政府对市场的干预程度，充分发挥市场主体作用，实现“有为政府”和“有效市场”的深度耦合，使得民营企业能够通过市场机制获得开展创新活动所需资源。第三，融资约束是阻碍民营企业创新的关键因素之一，因此，地方政府还应积极引导市场，创造良好的营商环境，进一步优化地区创新环境，丰富地区创新资源，为民营企业的创新发展提供充分的外部融资保障。第四，在新发展阶段，实现城乡融合发展和共同富裕成为高质量发展的重要内容，因此，在行政区划调整过程中，促进城市和非农产业发展的同时也不能忽视农村和农业的发展，要统筹规划好被调整地区和关联地区的产业布局和发展格局，以更好地发挥其更大的政策效应。

参考文献

- [1] OLIVIERO A,CARBONI.R&D subsidies and private R&D expenditures:Evidence from Italian manufacturing data[J].International Review of Applied Economics,2011,25(4):419-439.
- [2] YUAN R,WEN W.Managerial foreign experience and corporate innovation[J].Journal of Corporate Finance,2018,48(2):752-770.
- [3] 罗军.融资约束与民营企业技术创新类型选择[J].软科学,2018,32(1):73-77.
- [4] 韦浪,赵劲松.非控股国有股权对民营企业创新水平的影响研究[J].财政研究,2021(10):114-129.
- [5] 陈晓宇,朱雅婷,陈东.产学研合作如何赋能民营企业高质量创新[J].工信财经科技,2022(3):97-115.
- [6] HSU P,TIAN X,YAN X.Financial development and innovation:Cross-country evidence[J].Journal of Financial Economics,2014,112(1):116-135.
- [7] 蔡庆丰,陈熠辉,林海涵.开发区层级与域内企业创新:激励效应还是挤出效应?——基于国家级和省级开发区的对比研究[J].金融研究,2021(5):153-170.
- [8] 周黎安.晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J].经济研究,2004(10):33-40.
- [9] 吕越,田琳,吕云龙.市场分割会抑制企业高质量创新吗?[J].宏观质量研究,2021,9(1):29-44.
- [10] 周荣华,余红心,李斯林.市场一体化对企业创新效率影响研究[J].现代管理科学,2022(4):131-140.

-
- [11] 卢盛峰, 陈思霞. 政策偏袒的经济收益: 来自中国工业企业出口的证据[J]. 金融研究, 2016(7):33-47.
- [12] 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[J]. 管理世界, 2017(5):51-65+188.
- [13] 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.
- [14] 郝闻汉, 袁淳, 耿春晓. 区域一体化政策能促进企业垂直分工吗?——来自撤县设区的证据[J]. 经济管理, 2021, 43(6):22-37.
- [15] 袁淳, 吕杰, 盛誉, 等. 行政区划调整与企业投资趋同——来自撤县设区的证据[J]. 管理评论, 2022(6):1-12.
- [16] 陈刚, 盛誉, 陈玥, 等. 行政区划调整与企业融资趋同——来自撤县设区的证据[J]. 中央财经大学学报, 2022(9):65-75.
- [17] 陈熠辉, 蔡庆丰, 林海涵. 政府推动型城市化会提升域内企业的创新活动吗?——基于“撤县设区”的实证发现与政策思考[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(2):465-584.
- [18] 吉黎, 邹埴场. 撤县设区后地方财力增强了吗?[J]. 财政研究, 2019(12):61-75+86.
- [19] 唐为. 分权、外部性与边界效应[J]. 经济研究, 2019, 54(3):103-118.
- [20] 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[J]. 经济研究, 2015, 50(9):72-85.
- [21] 白俊红, 刘怡. 市场整合是否有利于区域创新的空间收敛[J]. 财贸经济, 2020, 41(1):96-109.
- [22] 张光利, 薛慧丽, 兰明慧, 等. 行政区划调整与地区市场主体活力——基于“撤县设区”政策与创业活动的视角[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(4):84-97.
- [23] 彭洋, 许明, 卢娟. 区域一体化对僵尸企业的影响——以撤县设区为例[J]. 经济科学, 2019(6):80-91.
- [24] TAN Y, HUANG Y, WOO W T. Zombie firms and the crowding out of private investment in China[J]. Asian Economic Papers, 2016, 15(3):32-55.
- [25] 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[J]. 财贸经济, 2018, 39(3):65-78.
- [26] 闫永生, 邵传林, 刘慧侠. 营商环境与民营企业创新——基于行政审批中心设立的准自然实验[J]. 财经论丛, 2021(9):93-103.
- [27] 郭其友, 汪阳. “撤县设区”的区域经济平衡增长效应的研究[J]. 南京社会科学, 2020(9):39-48.
- [28] LONG C, ZHANG X. Patterns of China's industrialization: Concentration, specialization, and clusterings[J]. China Economic Review, 2012, 23(3):593-612.

[29] MCCANN B T, FOLTA T B. Location matters: Where we have been and where we might go in agglomeration research[J]. Journal of Management, 2008, 34(3): 532-565.

[30] 庄汝龙, 李光勤, 梁龙武, 等. 撤县设区与区域经济发展——基于双重差分方法的政策评估[J]. 地理研究, 2020, 39(6): 1386-1400.

[31] LIU Q, QIU L D. Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms' patent filings[J]. Journal of International Economics, 2016, 103(9): 166-183.

[32] 孙天阳, 陆毅, 成丽红. 资源枯竭型城市扶助政策实施效果、长效机制与产业升级[J]. 中国工业经济, 2020(7): 98-116.

[33] 刘诗源, 林志帆, 冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究, 2020, 56(6): 105-121.

[34] 吉赞, 杨青. 高铁开通能否促进企业创新: 基于准自然实验的研究[J]. 世界经济, 2020, 43(2): 147-166.

[35] 蒋灵多, 陆毅, 陈勇兵. 市场机制是否有利于僵尸企业处置: 以外资管制放松为例[J]. 世界经济, 2018, 41(9): 121-145.

[36] 廖进球, 巫雪芬. 高铁开通对企业专利质量的影响——来自上市公司的证据[J]. 当代财经, 2021(3): 3-14.

[37] LONG C, ZHANG X B. Cluster based industrialization in China: Financing and performance[J]. Journal of International Economics, 2011, 84(1): 112-123.

[38] 卢盛峰, 董如玉, 叶初升. “一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据[J]. 中国工业经济, 2021(3): 80-98.

[39] ACHARYA V, XU Z. Financial dependence and innovation: The case of public versus private firms[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 126(2): 227-446.

注释

①具体计算公式为: (资本性支出+研发支出-经营性现金流)/(资本性支出+研发支出)。

②东部地区包括河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南, 中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南, 西部地区包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西。