

撤县设区如何影响县域经济转型 ——基于企业创新绩效的视角

倪婷婷¹, 王跃堂^{2,3}, 朱敏洁⁴

(1. 南京财经大学 会计学院, 江苏 南京 210023; 2. 南京大学 长三角经济社会发展研究中心, 江苏 南京 210093; 3. 南京大学 商学院, 江苏 南京 210093; 4. 国网江苏省电力有限公司无锡供电分公司, 江苏 无锡 214062)

摘要: 县域经济转型是我国区域经济发展的新动力。作为市县合并方式的撤县设区改革, 究竟能否以及如何带动县域经济转型, 理论和实践层面都存在诸多争议。文章基于中国工业企业数据, 以县域企业创新绩效为切入点, 采用增广双重差分模型进行实证检验。研究表明, 撤县设区短期内抑制了被撤并县(市)企业的创新绩效, 且该负向效应呈现先加剧、后减弱的U形趋势。撤县设区主要通过增加县域企业进入率, 降低了企业创新绩效; 政府补贴和税收负担在其中起到了遮掩作用。异质性检验表明, 撤县设区对被撤并县企业创新绩效的负向效应主要体现在非普通城市、强竞争行业、非数字化行业、小规模、成长期企业中。由此得到的政策启示是, 撤县设区后新辖区政府应科学引导外部企业进入, 强化改革过渡期的政府财政扶持和精准性, 同时增强市县间产业关联性与互补性, 实现优势互补与错位发展。

关键词: 撤县设区; 企业创新绩效; 县域经济转型; 财政扶持

中图分类号: F812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2024)04-0077-15

一、引言

当下我国经济已由高速增长转向高质量发展阶段。高速城镇化对资本、劳动力和土地的低效利用正失去动力, 亟须推动高效、包容和高质量的新型城镇化发展模式。史有古训, “郡县治, 天下安”。二十大报告提出要推进以县城为重要载体的城镇化建设。随着中国经济进入新常态, 受县域经济自身技术创新缺乏且层次低的影响, 县域经济遭遇了较大的波动风险, 工业增加值和利润下滑明显。县域经济的转型升级, 不仅事关县域本身, 还涉及更大范围竞争态势的重构。近年来, 如火如荼的撤县设区改革试图以城市经济的集聚效应辐射带动县域经济增长。但有关撤县设区能否带动县域经济增长, 理论和实践层面都存在诸多争议。一方面, 城市经济对县域经济有辐射带动作用。《中国县域工业经济发展报告(2022)》显示当下我国县域经济向城市经济转型的趋势明显。杭州萧山市于2001年被撤并为萧山区, 原来的县域工业开始在城市

收稿日期: 2023-09-27

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71902082); 国家自然科学基金面上项目(72372065、71972096); 国家自然科学基金重点项目(72132004)。

作者简介: 倪婷婷(1986—), 女, 江苏盐城人, 南京财经大学会计学院副教授;

王跃堂(1963—), 男, 江苏丹阳人, 南京大学长三角经济社会发展研究中心、南京大学管理学院教授;

朱敏洁(1994—), 女, 江苏无锡人, 国网江苏省电力有限公司无锡供电分公司。

化战略下得以快速发展与提升。另一方面,中心城市也会吸收落后地区的资本和劳动,产生回流效应。2002年顺德市被撤并为顺德区,改革7年后顺德区成为广东省先行先试综合改革试点城市,享有地级市权限,从侧面表明原县(市)对撤县设区后发展的不满(李郇和徐现祥, 2015)。近年来,国家对撤县设区的态度经历了较大的变化。《国家发展改革委关于实施2018年推进新型城镇化建设重点任务的通知》(发改规划[2018]406号)指出,撤县设区是国家新型城镇化建设的重点任务之一,要稳步推进撤县(市)设区。2022年《政府工作报告》提出要严控撤县建市设区。然而,近十年撤县设区使全国增加了约120多个市辖区,撤县设区后市县间能否真正融合,是否会加速城乡两极分化,这是亟须回答的现实问题。

经济转型的微观层面是企业转型升级,这也是经济转型的最终落脚点(杨得前和刘仁济, 2017)。企业转型升级就是依靠自主创新,提高产品的技术含量,提升创新绩效。理论上撤县设区既可能通过集聚效应、规模效应和学习效应融入城市产业链,提高企业创新绩效,也可能引致竞争效应,从而抑制企业创新。本文以县域企业创新绩效为切入点,探讨撤县设区对县域经济转型的影响与机制,并结合城市异质性、行业异质性和企业异质性,考察撤县设区对不同类型企业创新绩效的差异。

本文可能的边际贡献主要有以下三点:首先,市场一体化背景下,城市对县域经济而言,究竟更多的是集聚效应还是竞争效应,是一个值得关注的现实问题。撤县设区是市县整合的主要手段,通过分析其对县域经济转型的内在机理,能丰富市县关系和“中心—外围”文献。其次,既丰富了县域经济转型文献,也有助于全面评价撤县设区改革。现有县域经济转型文献以理论分析为主,实证研究较少。产品创新是经济增长的内生动力之一。区域一体化后城市经济的集聚效应和竞争效应对企业创新活动的综合影响方向不确定,而相关研究却较为鲜见。本文以撤县设区为对象,发现区域一体化会抑制县域创新绩效,而政府补贴和税收负担在其中起到了缓冲作用。最后,本文为验证熊彼特假说在中国的适用性提供新的经验证据,也有助于厘清经济内循环下企业创新驱动的内在机理。有关熊彼特假说在中国情境中是否适用,政府扶持对企业创新的作用如何,现有研究结论存在争议。以往研究通常采用普通面板数据进行估计,无法规避内生性问题带来的估计偏误。本文借助撤县设区这一外生的准自然实验,考察在外部区域环境变化下不同行业竞争度、规模和垄断势力企业的创新行为变化,以及政府扶持对企业创新绩效的作用,能较好地解决内生性问题,有助于厘清市场一体化对企业创新驱动的内在机理。

二、理论分析与研究假设

撤县设区能通过缓解市县分割,影响县域企业创新绩效,进而作用于县域经济转型。一方面,改革加强了被撤县与中心城市的基础设施连接,使二者形成紧密的生产和生活共同体(唐为和王媛, 2015),减少了地级市与被撤县(市)间的自然性市场分割。另一方面,撤县设区后,被撤县(市)政府的部分财权事权上收,同时导致辖区内企业的财政支持和行政壁垒减少,最终减少制度性市场分割。本文将从微观企业创新出发,检验撤县设区对县域经济转型的效应与机制。图1为本文的研究逻辑图,列示了撤县设区对创新绩效的作用路径。

一条潜在的影响路径是,撤县设区对自然性市场分割和行政壁垒的缓解作用有助于吸引企业进入新设区,进而通过加强产业上下游溢出效应和同行业的竞争效应影响企业转型升级。第一,撤县设区通过接通中心城市与被撤县的基础设施,缓解自然性市场分割。完善的交通基础设施能通过增强可达性吸引新企业进入(周浩等, 2015)。第二,财政竞争下地方政府为巩固和攫取“租金”会设置各种障碍和壁垒(朱希伟等, 2005)。撤县设区能打破市辖区与原县级行政

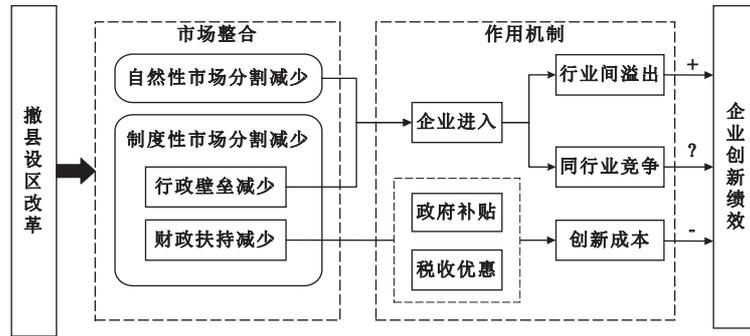


图1 逻辑框架图

注：“+”表示具有正向的促进作用，“-”表示具有反向的抑制作用，“？”表示作用不确定。

区的行政壁垒(唐为和王媛, 2015; 陈熠辉等, 2022), 摒除县域与原市辖区间的户籍、土地制度等体制性障碍, 缓解区域内产业在资源共享和人才流动上的市场分割(于斌斌和胡雅静, 2023), 从而有助于降低区县的边界效应(唐为, 2019)。撤县设区减少了市县间的行政壁垒, 会鼓励潜在企业进入新辖区。而企业的进入对新辖区内同行企业和上下游关联企业的影响存在差异。一方面, 地理距离上的接近增强了上下游企业间的业务往来, 上游中间投入品和先进技术示范形成溢出效应, 空间知识溢出推动人才、技术和资本等创新要素跨区域有序流动和优化配置, 进而提升区域内企业技术创新能力。并且创新成果可以不断向上下游产业链渗透延伸, 促进本区域及邻近区域工业行业创新绩效的提升(蔺鹏和孟娜娜, 2023)。大量来自相同或不同行业的企业和劳动力的集聚促进了企业间各种正式和非正式学习, 促进知识存量不断累积, 进而提升区域创新水平(Glaeser等, 1992)。邱楚芝和欧锦(2022)发现企业集聚对当地城市的创新能力具有显著促进作用。因此撤县设区后, 更大的市场规模带来的集聚效应和学习效应能激励企业进行产品创新, 提高创新绩效。另一方面, 同行业企业的进入可能会削弱当地企业的垄断势力, 引发低价竞争, 产生负面竞争效应。而创新是由更高的期望利润驱动的, 市场竞争的加剧将减少创新利润, 抑制创新研发; 但同时它也可能迫使县域企业更快地采纳新技术, 提高生产率, 产生正面竞争效应(沈坤荣和孙文杰, 2009), 因此, 由于企业进入而增强的同行业竞争对企业创新绩效的影响不确定。

另一条潜在路径是, 撤县设区削弱了新辖区政府对被撤县企业的财政扶持, 使企业进行创新活动的成本压力增加, 最终抑制企业创新绩效。政府的政策支持是企业提升创新绩效的关键因素。撤县设区弱化了基层政府的经济竞争和税收激励(吉黎和邹堃堃, 2019), 改革后县域企业获得的税收优惠与政府补贴明显下降(卢盛峰和陈思霞, 2016)。尽管有研究发现税收激励与补贴对创新的影响不同(韩慧媛等, 2023), 但大部分研究认为财政扶持会通过降低研发的边际成本有效刺激企业创新(Bloom等, 2002; Czarnitzki等, 2011; 靳卫东等, 2022; 肖鹏和代龙涛, 2023)。因此, 若失去了政府的财政扶持, 则企业创新活动中成本压力加大, 不仅会降低研发成功率, 还会增加企业风险, 从而降低企业创新绩效。

综上, 撤县设区对被撤并县企业创新绩效的作用方向尚不明确。若撤县设区更多地带来行业间溢出效应, 则会提高企业创新绩效; 若改革导致政府扶持减弱, 则会降低被撤并县企业创新绩效。但如果撤县设区产生了更明显的同行竞争效应, 则改革对企业创新绩效的影响不确定。并且若企业采用其他方式来应对改革, 则也可能导致实证结果不显著。由此, 本文提出以下竞争性假设:

Ha: 撤县设区提高了被撤并县(市)企业的创新绩效。

Hb: 撤县设区降低了被撤并县(市)企业的创新绩效。

三、模型的构建与数据说明

(一) 增产双重差分模型的设定

借鉴Li等(2016), 建立如下增产双重差分模型:

$$Innovation_{nit} = \alpha_0 + \theta CCM_{nit} + \omega X_{nit-1} + \varphi Treatment_n \times t + [S \times f(t)]' \eta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{nit} \quad (1)$$

其中, $Innovation_{nit}$ 表示 n 县(市) i 企业在 t 年的创新绩效。国内外文献大多从产出层面衡量创新绩效, 具体指标包括新产品产值和专利申请数。由于许多专利并未应用到企业生产中, 科研成果转化率较低, 而新产品产值包含了尚未取得专利但已应用于生产过程的创新, 比专利数据更全面地反映了企业技术和产品创新的经济价值(俞峰等, 2020)。企业转型升级是企业提高竞争能力和提高产品、服务的附加价值的过程, 是产业升级的微观层次(毛蕴诗和吴瑶, 2009)。因此可以通过识别创新形成的产品附加值变化, 捕捉撤县设区对被撤并县(市)企业转型升级的影响效应, 进而为评估撤县设区对县域经济转型的影响提供微观证据。

CCM_{nit} 代表撤县设区, 是 $Treatment_n$ 和 $Post_{nit}$ 的交互项; 若某县在样本区间内实施了改革, $Treatment_n$ 取值为1, 否则为0; 若 $t \geq t_{i0}$ 时, $Post_{nit}$ 取值为1, 否则为0, 其中 t_{i0} 是企业 i 受改革影响的起始年份^①。 X_{nit-1} 为控制变量, 参考李志远和余淼杰(2013)、王宛秋和马红君(2016), 控制变量包括企业规模(总资产的自然对数)、成长阶段(观测年份-成立年份)、资产负债率(总负债/总资产)、外部融资约束(利息支出/总资产)和无形资产(无形资产的自然对数)。 $Treatment_n \times t$ 表示处理组虚拟变量与年份的交乘项, 用以控制两组间的时间趋势差异, 同时控制地区、行业、年份和企业固定效应。由于改革县与非改革县的差异可能源于两者预先存在的某种差异, 直接使用双重差分模型估计将会产生偏误。为此, 本文参考倪婷婷和王跃堂(2022), 首先依据批准“设区”时所使用的标准^②, 确定撤县设区改革县(市)的5个关键选择标准 S : 距离中心城市的公里数、从事非农产业的人口比重、市辖区人口、第二产业产值比重以及人均财政收入。然后构建 S 与两种时间趋势项 $f(t)$ 的交乘项, 分别是与时间三阶多项式相乘, 即 $S \times t$ 、 $S \times t^2$ 、 $S \times t^3$, 以及与年份虚拟变量相乘, 即 $S \times \gamma_t$ 。

(二) 数据来源及描述

企业数据来自1999—2008年中国工业企业数据库。撤县设区和县(市)经济数据分别来自中国行政区划网、《中国区域经济统计年鉴》《全国地市县财政统计资料》。借鉴前人研究, 首先剔除了地址处于四个直辖市和西藏、既不设区也不管辖县的地级市以及注册地址处于市辖区的企业样本, 然后剔除中国工业企业数据库中的异常样本^③, 最后剔除有变量缺失值的样本, 得到651 850个样本。

①由于改革具体时间在年内分布有差异, 且撤县设区从批准到区建成和运转存在时滞, 因此将中央批准当年的下一年度视为政策开始发挥作用的时间节点。

②根据民政部2014年起草的《市辖区设置标准》, 直辖市和地级市设立市辖区需要达到一定的标准。第一, 须满足人口标准: 最小的市辖区人口不得少于25万人, 其中非农业人口不得少于10万人。第二, 县改区还需要满足硬性条件: 县域与城区的基础设施建设和国土开发利用连为一体, 部分区域已纳入城市总体规划的市区规划范围; 全县就业人口中从事非农产业的人口不低于70%; 第二产业、第三产业产值在国内生产总值中的比重达到75%以上; 全县国内生产总值、财政收入不低于上一年本市市辖区的平均水平或人均国内生产总值, 人均财政收入不低于上一年本市市辖区的平均水平。

③如剔除销售额、职工人数、总资产或固定资产净值缺失、职工人数少于8人的样本、销售额低于500万元、总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值或者累计折旧小于当期折旧以及除实收资本小于或等于0的样本。

四、实证结果分析与讨论

(一) 基准回归

表1为基准回归的结果。列(1)为不控制时间趋势的结果,结果显示撤县设区改革(CCM)与企业转型升级之间存在显著的负向关系。列(2)–(4)显示考虑处理组与对照组时间趋势后,撤县设区系数依然显著为负。俞立平等(2022)发现市场分割对创新的影响总体不相关,长期为负数,市场分割有利于低创新水平地区的创新。本文与其结论一致。相对于地级市而言,县创新水平较低,原有的市场分割在一定程度上保护了其创新活动,因此市县整合后县企业创新绩效明显下降。企业规模Size、成长阶段Growth、融资约束Fincons和无形资产Intang与创新绩效呈正相关关系。

(二) 稳健性检验

1. 变更创新绩效的衡量方式。借鉴刘冲等(2019)、张多蕾和邹瑞(2021),以新产品产值占比和专利数量等作为创新绩效的替代指标,进行回归检验,结果见表2。可以看出,CCM系数均显著为负,表明撤县设区明显降低了企业创新绩效,前文的研究结论稳健。

2. 平行趋势检验。研究者们通常选择处理前一期(-1期)或事件窗口的第一期作为基期,不过这种做法在相当长一段时间内仅仅是一种经验法则(张子尧和黄炜,2023)。由于研究样本中最早有-4期观测值,最晚有8期观测值,为避免多重共线性,本文以政策-4期为基期,以政策-1、-2和-3期的时间虚拟变量作为政策发生前平行趋势检验的参考年份,研究区间为(-3, 8)。为此,建立模型(2):

$$Innovation_{nit} = \alpha_0 + \beta_k \sum_{k>=-3}^{8+} D_{t0+k} + \omega X_{nit-1} + \varphi Treatment_n \times t + [S \times f(t)]' \eta + \gamma_t + \varepsilon_{nit} \quad (2)$$

其中,当企业*i*处于撤县设区改革开始前(后)*k*年时, D_{t0+k} 为1,否则为0。图2(a)显示,改革前三年的变量系数置信区间均穿过零点,平行趋势假设得到满足。撤县设区后企业转型升级显著为负,一直持续至改革后第八年;并且负向效应先加剧后减弱,呈U形趋势。Sun和Abraham(2021)提出,在动态效应分析中,某一时段处理效应的估计系数可能受到其他时段处理效应的干扰而产生权重偏误,即使满足平行趋势假设,双向固定效应模型也无法一致地估计各相对时期的平均处理效应,存在估计偏误。本文借鉴其做法,构造了窗口期(-3, 8)的交互权重估计量,结果见图2(b)。可以看出,改革前处理组和对照组之间的差异在统计上不显著,改革后处理组的创新绩效在第一、二、三、六、七、八年明显低于对照组,在第四、五年差异不显著,系数变化总体呈现U形。因此,前文撤县设区对企业创新绩效动态影响的结论基本稳健。

3. PSM-DID检验。本文先采用临近匹配法进行1:1匹配,然后对匹配样本采用双重差分方法

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
CCM	-0.445** (-2.161)	-0.460** (-2.415)	-0.465*** (-2.843)	-0.446*** (-2.646)
Size	0.059*** (3.550)	0.059*** (3.549)	0.051*** (3.158)	0.061*** (3.933)
Growth	0.003*** (3.074)	0.003*** (3.075)	0.002*** (2.614)	0.002*** (2.639)
Lev	0.001 (0.032)	0.001 (0.033)	0.002 (0.075)	-0.010 (-0.326)
Fincons	0.534** (2.060)	0.534** (2.060)	0.546** (2.160)	0.456* (1.814)
Intang	0.045*** (9.545)	0.045*** (9.545)	0.045*** (9.508)	0.044*** (10.882)
_cons	-0.831*** (-3.115)	-0.066 (-0.246)	-4.375** (-2.098)	-0.232 (-0.914)
处理组×年份	不控制	控制	控制	控制
S×f(t)	不控制	不控制	控制	不控制
S×γ _t	不控制	不控制	不控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	651 850	651 850	651 850	651 850
Within R ²	0.043	0.043	0.046	0.064

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为t值。标准误均经县(市)层面聚类调整。下同。

表 2 稳健性检验:企业转型升级变量的不同衡量方式

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	新产品产值/ 工业总产值	新产品产值/ 工业总产值	新产品产值/ 工业销售产值	新产品产值/ 工业销售产值	Ln(发明 专利数)	Ln(发明 专利数)	人均专利 拥有量	人均专利 拥有量
<i>CCM</i>	-0.015** (-2.170)	-0.015** (-2.290)	-0.015** (-2.119)	-0.016** (-2.254)	-0.009*** (-2.801)	-0.008*** (-2.595)	-0.000** (-1.975)	-0.000* (-1.689)
<i>Size</i>	0.002*** (4.753)	0.002*** (5.145)	0.002*** (4.698)	0.002*** (5.098)	0.006*** (9.400)	0.006*** (9.408)	0.000 (1.384)	0.000 (1.347)
<i>Growth</i>	0.000 (1.410)	0.000 (1.283)	0.000 (1.465)	0.000 (1.339)	-0.000** (-2.016)	-0.000** (-2.032)	0.000 (0.246)	0.000 (0.215)
<i>Lev</i>	0.001 (0.591)	0.000 (0.480)	0.001 (0.581)	0.000 (0.478)	-0.001 (-1.378)	-0.001 (-1.305)	-0.000 (-1.428)	-0.000 (-1.404)
<i>Fincons</i>	0.013 (1.523)	0.012 (1.450)	0.012 (1.394)	0.011 (1.321)	0.037*** (4.098)	0.037*** (4.068)	0.001* (1.686)	0.001* (1.669)
<i>Intang</i>	0.002*** (9.572)	0.002*** (10.257)	0.002*** (9.650)	0.002*** (10.368)	-0.000** (-1.967)	-0.000** (-2.227)	-0.000 (-0.950)	-0.000 (-0.930)
<i>_cons</i>	-0.198*** (-3.500)	-0.003 (-0.230)	-0.176*** (-3.007)	-0.033*** (-2.749)	0.035 (0.626)	-0.106*** (-10.286)	0.000 (0.231)	-0.000* (-1.662)
处理组×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>S×f(t)</i>	控制	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制	不控制
<i>S×γ_t</i>	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	651 726	651 726	651 729	651 729	651 850	651 850	651 850	651 850
Within R ²	0.025	0.029	0.025	0.029	0.007	0.007	0.001	0.001

注:由于工业销售产值存在缺失值,样本量少于651850。

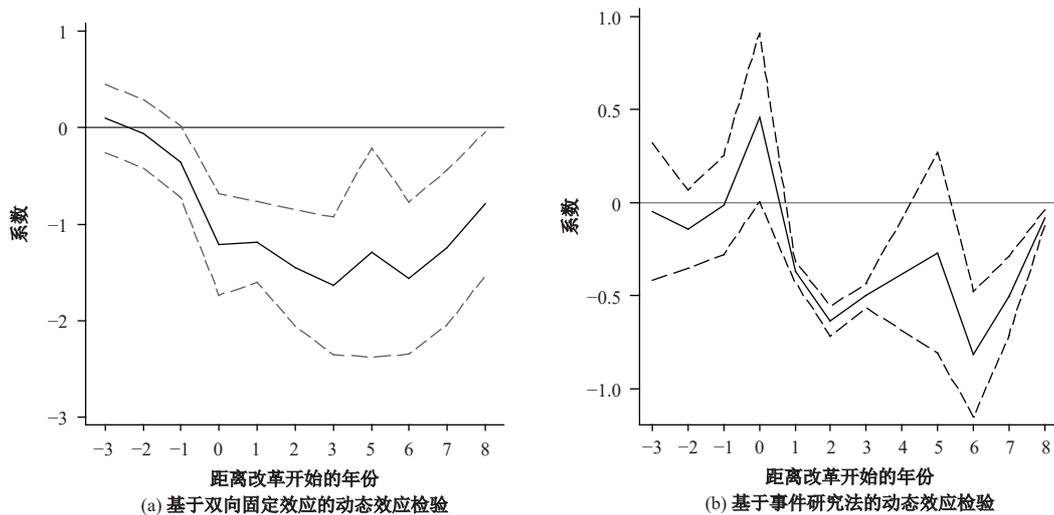


图 2 撤县设区改革效应动态图和基于事件研究法的动态效应图

注:图中的实线刻画的是回归系数,虚线为系数对应的95%置信区间。

检验研究结果的稳健性。表3左侧列示了Probit倾向得分模型结果,可以看出企业规模、资产负债率、外部融资约束以及县(市)年末总人口系数均在统计上显著。表3右侧为平衡性检验,检

验结果显示,处理组与对照组的特征变量t值在匹配前均存在显著差异,但在匹配后变量均不再存在系统差异;各匹配变量的标准化差异的绝对值小于3,且标准化差异的下降幅度均在88%以上,表明匹配质量较高。

表3 倾向得分匹配模型的估计结果和平衡性检验

变量	Probit模型	样本	均值差异检验		标准化差异检验		t相伴概率	
			处理组均值	控制组均值	标准化差异	降幅(%)	T统计量	p>t
Size	0.076*** (3.675)	匹配前	9.959	9.628	25.5	99.6	20.38	0.000
		匹配后	9.959	9.960	-0.1		-0.06	0.953
Lev	0.266** (2.366)	匹配前	0.621	0.558	23.3	88.8	18.19	0.000
		匹配后	0.621	0.628	-2.6		-1.50	0.133
Fincons	1.761*** (2.604)	匹配前	0.019	0.016	13.3	96.7	10.79	0.000
		匹配后	0.019	0.019	-0.4		-0.23	0.817
Popul	0.342* (1.751)	匹配前	13.578	13.37	42.5	97.0	31.49	0.000
		匹配后	13.578	13.572	1.3		0.79	0.429
常数项	-7.867*** (-2.946)		Ps R2	LR chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	
Pseudo R ²	0.027	匹配前	1965.63	910.56	0.000	26.1	24.4	
		匹配后	3.05	2.28	0.550	1.1	09	

注:圆括号内数值为纠正了异方差后的z统计量。

图3为核密度图,可以看出匹配质量较高。此时,处理组和控制组在政策实施前具有基本一致的特征,它们发生撤县设区的概率接近。在匹配样本的基础上,进一步对政策效应进行再估计,结果见表4。从中可以看出,撤县设区系数CCM均负向显著,表明撤县设区降低了被撤并县(市)企业创新绩效,研究结论稳健。

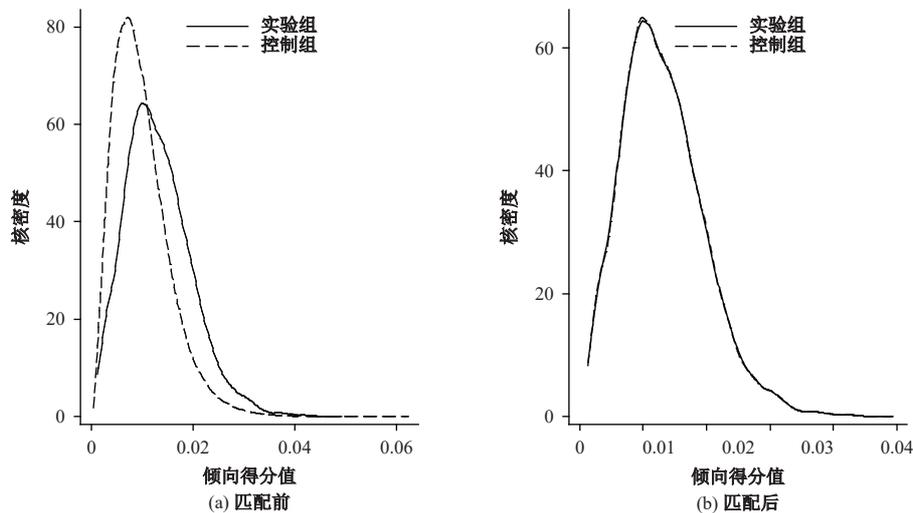


图3 倾向得分值概率分布密度函数图

4. 考虑企业迁移的影响^①。本文还需要排除一个竞争性假设,即撤县设区期间企业可能会转移到邻近县(市),从而导致撤并县(市)企业创新绩效下降。为此,本文借鉴Fowlie等(2012)的方法,间接考察企业通过迁移至邻近非改革县(市)可能带来的估计偏误。具体做法如下:首

^①感谢评审专家的宝贵建议。

先,删除有多个县(市)进行撤县设区改革的地级市样本。其次,通过百度地图获取县(市)经纬度,计算非撤并县(市)与被撤并县(市)之间的距离。最后,将非撤并县(市)与所在地级市的改革县的距离进行十等分,依次剔除距离在10分位内、20分位内、30分位内、40分位内及50分位内的县(市)样本,以检验撤县设区CCM的系数变化。表5显示CCM系数与基础回归基本一致,没有明显变化,研究结论稳健。

表4 稳健性检验结果:PSM-DID

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
CCM	-0.552** (-2.178)	-0.351* (-1.892)	-0.517** (-2.453)	-0.382* (-1.926)
Size	0.054 (0.606)	-0.003 (-0.032)	0.060 (0.686)	0.053 (0.604)
Growth	-0.006 (-0.844)	-0.007 (-0.925)	-0.006 (-0.851)	-0.005 (-0.720)
Lev	0.294** (2.095)	0.312** (2.318)	0.304** (2.140)	0.327** (2.179)
Fincons	-0.951 (-0.760)	-1.095 (-0.852)	-0.859 (-0.698)	-1.112 (-0.864)
Intang	0.026* (1.671)	0.040** (2.372)	0.022 (1.472)	0.022 (1.458)
_cons	-0.706 (-0.628)	9.203 (0.326)	-41.575 (-0.632)	-35.384 (-0.457)
处理组×年份	不控制	控制	控制	控制
$S \times f(t)$	不控制	不控制	控制	不控制
$S \times \gamma_i$	不控制	不控制	不控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	12964	12964	12964	12964
Within R ²	0.040	0.040	0.040	0.040

表5 稳健性检验:考虑企业迁移的影响

	(1) >10 th	(2) >20 th	(3) >30 th	(4) >40 th	(5) >50 th
CCM	-0.499*** (-16.561)	-0.500*** (-16.619)	-0.639*** (-6.086)	-0.625*** (-6.114)	-0.638*** (-6.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
处理组×年份	控制	控制	控制	控制	控制
$S \times \gamma_i$	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	632464	613237	590039	574319	553767
Within R ²	0.066	0.066	0.064	0.064	0.066

注:控制时间趋势 $S \times f(t)$ 的回归结果基本一致,限于篇幅没有列示,留存备索。

5.安慰剂检验。本文通过随机向不同县(市)分配撤县设区政策试点的方式,构建撤县设区改革虚拟样本,然后进行双重差分估计。重复操作100次后得到估计系数,均值为0.037,标准差

为0.232。结果见图4,从中可以发现,系数呈近似为0的正态分布,研究结论稳健。

6.其他稳健性检验。(1)Heckman两阶段回归。由于企业是否进行创新以及能否提升创新绩效是一种自选择行为,前文的估计结果可能存在自选择偏差偏误。行业中其他企业是否进行创新是影响本企业进行创新的重要因素(周铭山等,2017),而本企业最终的创新绩效更多地取决于自身因素。因此采用行业中其他企业创新决策作为排他性约束变量,进行Heckman两阶段回归。

(2)采用工具变量法来减少因撤县设区政策非随机性和内生性问题带来的估计偏误。借鉴李宁和周琦宇(2023),以地级市上一年市辖区数量占比的平方与县到所在地级市中心城市的质心距离的乘积(*Ratiodistance*)为工具变量。上述结果均进一步证明了撤县设区抑制县域企业创新绩效效应的稳健性。限于篇幅,未列示结果,留存备案。

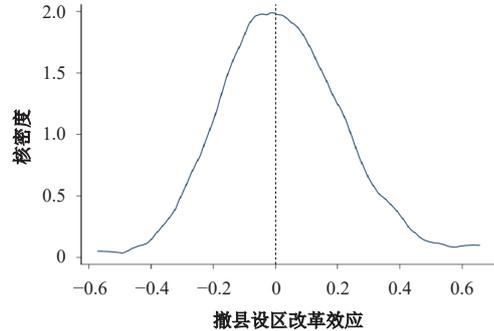


图4 安慰剂检验估计系数的核密度分布

五、影响机制与异质性分析

(一)影响机制分析

前文结果表明撤县设区改革抑制了被撤县(市)企业的创新绩效。结合理论分析,改革对县域企业的作用主要通过增加企业进入新辖区和减少新辖区政府对企业的财政扶持来实现。参考温忠麟等(2004),构建如下中介效应模型:

$$Innovation_{nit} = \alpha_0 + \theta CCM_{nt} + \omega X_{nit-1} + \varphi Treatment_n \times t + [S \times f(t)]' \eta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{nit} \quad (3)$$

$$M = \alpha_0 + \alpha CCM_{nt} + \omega X_{nit-1} + \varphi Treatment_n \times t + [S \times f(t)]' \eta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{nit} \quad (4)$$

$$Innovation_{nit} = \alpha_0 + \theta' CCM_{nt} + \beta M + \omega X_{nit-1} + \varphi Treatment_n \times t + [S \times f(t)]' \eta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{nit} \quad (5)$$

其中, M 表征三个中介变量: $Entry_{nt}$ 表示在 t 年 n 县辖区企业进入率, $Entry_{nt} = NE_{nt}/NT_{nt}$, NE_{nt} 为第 t 年进入 n 县辖区企业数量, NT_{nt} 为第 $t-1$ 年 n 县辖区企业总数; $Subsidy_{nit}$ 表示财政补贴,为企业获得的补贴的自然对数; $Taxburden_{nit}$ 表示所得税税负,为所得税占利润总额的比重。式(4)表示除撤县设区(CCM)外,将企业进入率($Entry_{nt}$)、补贴($Subsidy_{nit}$)和所得税税负($Taxburden_{nit}$)分别放入模型中。

1.企业进入的中介效应。由前文实证结果可得出结论:撤县设区对企业创新绩效的总效应显著为负。表6第(1)、(2)列是对县域企业进入率中介效应的检验结果。列(1)中撤县设区 CCM 系数显著为正,说明撤县设区改革明显促进了企业进入新辖区,但列(2)中企业进入率的系数不显著,需进行Sobel检验。检验结果发现企业进入率中介检验的Z值为-3.304,在统计上显著。因此,在撤县设区对被撤并县(市)企业创新绩效的抑制作用中,县域企业进入率起到了明显的中介作用。本文认为,撤县设区减缓了自然性市场分割和市县行政壁垒,明显增加了新设区企业进入率。当大量企业涌入市场后,会出现为抢占市场竞相压价的现象,并且对有限资源的抢夺也会抬高生产成本,从而抑制企业创新绩效。因此,在撤县设区改革中企业进入更多地引致县域同行竞争效应,过度竞争有碍于县域企业创新绩效的提升。

2.政府补贴与所得税负担的中介效应。表6中列(3)和列(5)中撤县设区系数均不显著,Sobel检验的Z值分别为-3.695和-1.767,均负向显著。比较 $\alpha\beta$ 与 θ' 系数可以发现二者系数相反,

因此所得税税负和财政补贴起到了遮掩作用,即由于财政扶持的存在,使得撤县设区下县域企业创新绩效没有出现更明显的下降。

表 6 撤县设区对县企业创新绩效的机制分析:中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	企业进入率中介效应		所得税税负中介效应		财政补贴中介效应	
<i>CCM</i>	0.424*** (2.891)	-0.347* (-1.782)	0.003 (0.092)	-0.447** (-2.080)	0.087 (0.446)	-0.489*** (-3.80)
<i>Entry</i>		-0.003 (-0.029)				
<i>Taxburden</i>				0.164*** (3.844)		
<i>Subsidy</i>						0.039*** (8.27)
处理组×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$S \times \gamma_i$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	651 785	651 785	641 581	641 581	529 541	529 541
Within R ²	0.274	0.066	0.007	0.065	0.016	0.044

注:由于企业所得税税负和补贴存在变量缺失值,因此观测值数量有所减少。

为进一步验证遮掩效应的存在,根据补贴和所得税负担的均值,将样本分为高低补贴组和税负组分别进行检验,结果见表7列(1)–(4)。可以看出,受政府财政扶持较少(补贴较少和税负较高)的企业创新绩效明显下滑,而受政府财政扶持较多的企业创新绩效没有下滑,财政扶持的遮掩效应得到进一步验证。此外,江艇(2022)指出,中介效应检验程序存在局限性,应避免反向因果的中介变量。为排除企业进入率的反向因果关系,借鉴黄贝等(2021)的方法,识别撤县设区下企业进入率与企业创新绩效之间是否存在反向因果关系,结果见表7列(5)和列(6)。

表 7 撤县设区对县企业创新绩效的机制分析:遮掩效应和中介效应的进一步验证

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Innovation_{nit}$ 高补贴组	$Innovation_{nit}$ 低补贴组	$Innovation_{nit}$ 高税负组	$Innovation_{nit}$ 低税负组	$Innovation_{nit+1}$	$Entry_{nit}$
<i>CCM</i>	0.460 (1.221)	-0.444* (-1.930)	-0.750*** (-10.355)	0.210 (0.592)		
$Entry_{nit} \times CCM$					-0.774** (-2.516)	
$Innovation_{nit-1} \times CCM$						0.016 (1.383)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
处理组×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$S \times \gamma_i$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	63 257	588 593	286 610	365 240	403 660	511 030
Within R ²	0.051	0.065	0.068	0.062	0.071	0.220

列(5)以企业 $t+1$ 期创新绩效为因变量, $Entry_m \times CCM$ 系数显著为负, 说明撤县设区下地区进入率越高, 下一期企业创新绩效越低。列(6)以 t 期企业进入率 $Entry_m$ 为因变量, $Innovation_{nit-1} \times CCM$ 为自变量, 检验撤县设区下企业创新绩效是否影响地区企业进入率, 即二者是否存在反向因果关系。可以发现, $Innovation_{nit-1} \times CCM$ 系数为正, 但在统计上不显著。由此可以认为地区企业进入率与企业创新绩效之间不存在反向因果关系, 企业进入率的中介效应得到验证。

3. 撤县设区对被撤并县(市)企业是否存在集聚效应。新经济地理学认为, 经济活动资源的空间配置是向心力和离心力相互作用的结果(李蕊等, 2023)。前面的理论分析指出, 撤县设区作为区域一体化政策, 对被撤并县(市)同时存在集聚效应和竞争效应。由于本文发现撤县设区明显降低了被撤并县(市)企业创新绩效, 因此前面机制检验中主要基于竞争效应考察撤县设区为何会降低企业创新绩效。那么, 一个关键的问题是撤县设区对被撤并县(市)是否存在集聚效应? 城市经济学认为集聚效应和规模效应有助于提升企业生产率。已有研究发现地区服务业集聚能促进制造企业升级(倪婷婷等, 2020), 撤县设区后城市集聚经济有助于提升被撤并县(市)的企业生产率(唐为和王媛, 2015)。为此, 本文从生产率角度进行验证, 表8显示 CCM 系数均显著为正, 表明撤县设区存在集聚效应, 企业生产率得以提升。结合上文基本回归结果, 表明撤县设区对企业的竞争效应大于集聚效应, 企业创新绩效下降。

表8 撤县设区对被撤并县(市)企业是否存在集聚效应

变量	(1) 全要素生产率	(2) 全要素生产率	(3) 全要素生产率
CCM	0.148** (2.094)	0.152*** (5.744)	0.140*** (6.345)
控制变量	控制	控制	控制
处理组 \times 年份	控制	控制	控制
$S \times f(t)$	不控制	控制	不控制
$S \times \gamma_t$	不控制	不控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	328248	328248	328248
Within R^2	0.060	0.142	0.143

(二) 异质性分析

1. 对熊彼特假说的验证。学者关于熊彼特假说是否成立进行了大量研究, 尚未取得一致结论。本文分别从行业集中度、企业规模和垄断势力三个层面验证该假说。其中行业集中度和企业垄断势力分别采用赫芬达尔指数和会计方法计算的成本加成率来衡量, 企业规模的衡量方法同上文。检验结果见表9。可以发现撤县设区中强竞争行业和小规模企业的创新绩效下降的幅度更大, 即当企业面临外部竞争冲击时, 垄断性行业和大规模企业的创新绩效受到的影响较小, 局部支持了“熊彼特假说”。就强竞争行业而言, 相似企业的进入加剧了生产要素和产品市场竞争, 造成生产成本的升高和产品价格的降低, 进一步导致产品附加值降低, 抑制了企业转型升级。而对于弱竞争行业, 同行企业进入引致的竞争效应相对较弱, 使改革对此类行业中的企业创新绩效的负面效应不明显。同理, 规模较小企业受到外部竞争的影响更大。列(5)和列(6)显示不同垄断势力强度企业的创新绩效均明显下降, 二者差异不明显。

2. 基于企业生命周期、数字化行业和城市规模的检验。以往研究表明处于不同生命周期的企业创新绩效存在较大差异。依据前人研究, 将年龄小于7年的企业界定为初创期企业, 将年龄

大于等于7年、小于12年的企业界定为成长期企业,将年龄为12年以上企业界定为成熟期企业。表10的列(1)–(3)列示了分样本检验结果。可以发现,在控制了企业年龄时间趋势后,撤县设区仅降低了成长期企业的创新绩效,对初创期和成熟期企业的影响不明显。可能的原因是成长期企业当面临较大外部竞争时,更倾向于减少创新,将更多的资源投入维持企业市场份额中。

在数字经济赋能县域城乡融合的背景下,撤县设区对于数字化转型企业的创新绩效影响如何?^①尽管中国工业企业数据库没有披露数字化转型的相关数据,但数字化转型具有明显的行业差异。因此,本文将“电子及通信设备制造业”“通用设备制造业”“专用设备制造业”“交通运输设备制造业”“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”“电气机械及器材制造业”界定为数字化行业,考察撤县设区对数字化行业和非数字化行业企业的影响。结果见表10第(4)、(5)列,可以看出撤县设区降低了非数字化行业企业的创新绩效,而对数字化行业中企业的创新绩效的负向影响不明显,这从侧面证实数字经济能赋能县域企业。

表9 异质性检验:对熊彼特假说的验证

变量	转型升级					
	(1) 强竞争行业	(2) 弱竞争行业	(3) 规模较大企业	(4) 规模较小企业	(5) 垄断势力强企业	(6) 垄断势力弱企业
<i>CCM</i>	-0.607*** (-2.863)	-0.071 (-0.363)	-0.257 (-1.562)	-0.974*** (-17.648)	-0.347*** (-6.233)	-0.695*** (-4.489)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
处理组×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$S \times \gamma_t$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	452 524	199 326	293 660	358 190	207 814	444 036
Within R ²	0.067	0.062	0.070	0.062	0.074	0.068

表10 异质性检验:基于生命周期、数字化行业和城市属性的检验

变量	(1) 初创期	(2) 成长期	(3) 成熟期	(4) 数字化行业	(5) 非数字化行业	(6) 非普通城市	(7) 普通城市
<i>CCM</i>	-0.048 (-0.255)	-0.332*** (-7.655)	-0.406 (-1.295)	-0.053 (-0.710)	-0.498** (-2.418)	-0.595*** (-10.907)	-0.065 (-0.198)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年龄时间趋势	控制	控制	控制	不控制	不控制	不控制	不控制
处理组×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$S \times \gamma_t$	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	326 137	156 918	168 795	114 967	536 883	167 644	484 206
Within R ²	0.053	0.078	0.061	0.081	0.062	0.104	0.065

城市规模和城市属性可能也会影响撤县设区的效应。一般认为,中心地区的经济增长对非中心地区的经济增长具有显著的扩散或回流作用。规模越大的城市,集聚经济越发达,在将创新资源扩散至周边地区的同时,也越可能产生虹吸作用。为此,本文将城市分为非普通城市(副省级城市和非副省级的省会城市)和普通城市,分样本检验结果见表10第(6)、(7)列。从中

①感谢评审专家的宝贵建议。

可见,改革明显降低了非省级城市或非副省级的省会城市中的新辖区企业的创新绩效,而对于普通城市的企业影响则不明显。回归结果表明,城市层级越高,撤县设区后新辖区面临的回流效应越明显,企业面临的市场压力进一步加大,创新空间受到挤压。研究结论为发改委提出的“超大城市慎重撤县设区”的要求提供了微观证据。

六、结论与政策建议

基于中国工业企业数据,本文以创新绩效为切入点,考察了撤县设区对县域经济转型的影响与机理,主要结论如下:(1)由于撤县设区增加了域内企业进入率,县域竞争加剧,短期内不利于县域经济转型;(2)撤县设区对县域企业创新绩效的抑制作用呈现先加剧后减弱的U形趋势;(3)政府扶持削弱了撤县设区对县域经济转型的负向冲击;(4)撤县设区改革主要减少了非普通城市、强竞争行业、非数字行业、小规模以及处于成长期的县企业的创新绩效。据此,本文提出如下政策建议:

第一,在以城市经济辐射带动县域经济发展的过程中,应增强市县间的产业关联性与互补性,实现优势互补与错位发展,并将此作为县域经济增长的新动力。本文发现尽管撤县设区提高了新辖区企业的全要素生产率,具有溢出效应和学习效应,但竞争效应大于溢出效应。研究表明县域经济转型要防止市场一体化下竞争加剧以及人才和创新资源向城市集聚而导致的县域创新要素稀缺与能力不足等问题。因此新辖区政府应积极融入地级市产业链,利用城市经济的集聚效应、规模效应和学习效应,助力企业转型升级。

第二,强化区域一体化过渡期的政府财政扶持力度,并通过识别和判断企业所处的生命周期阶段提高政府扶持政策的精准性。本文发现,在撤县设区对县域企业创新产生的短期负向冲击中,地方政府的财政扶持起到了遮掩作用;并且负向效应主要体现在成长期企业、非数字化行业和小规模企业中。成长期企业和小规模企业具有融资困难但创新积极性高等特点,当外部市场竞争加剧,这类企业的创新活动受到的冲击更大。政府在实施扶持政策前应识别企业所处生命周期阶段,对不同类型企业和不同生命周期企业实施差别政策策略:对于中小企业和处于成长期的企业,可以适当加大政府创新补贴政策的支持力度和范围;对于大型企业和成熟期企业,要鼓励其充分发挥自身优势,减少或慎重使用政府补贴政策,激励方式更多地以税收优惠政策为主。总之,积极推进数字化转型,或许是企业应对外部冲击的一个重要突破点。

主要参考文献:

- [1] 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,(2).
- [2] 韩慧媛,顾晓敏,陈娟娟.财税激励、数字金融与高新技术企业创新绩效——基于三大城市群的证据[J].会计与经济研究,2023,(5).
- [3] 黄贝,王霄,刘哲希.中国海外基础设施建设与当地冲突——基于水电站项目的实证分析[J].世界经济与政治,2021,(11).
- [4] 吉黎,邹埴塆.撤县设区后地方财力增强了吗?[J].财政研究,2019,(12).
- [5] 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).
- [6] 靳卫东,任西振,何丽.研发费用加计扣除政策的创新激励效应[J].上海财经大学学报,2022,(2).
- [7] 李宁,周琦宇.撤县设区对区域粮食生产的外溢效应分析[J].中国农村经济,2023,(5).
- [8] 李蕊,翟林营,张婕.外源性科技金融投入与企业创新效率[J].会计与经济研究,2023,(5).
- [9] 李郁,徐现祥.中国撤县(市)设区对城市经济增长的影响分析[J].地理学报,2015,(8).

- [10] 李志远, 余淼杰. 生产率、信贷约束与企业出口: 基于中国企业层面的分析[J]. 经济研究, 2013, (6).
- [11] 蔺鹏, 孟娜娜. 新型数字基础设施建设对中国工业绿色发展效率增长的影响研究[J]. 科研管理, 2023, (12).
- [12] 刘冲, 刘晨冉, 孙腾. 交通基础设施、金融约束与县域产业发展——基于“国道主干线系统”自然实验的证据[J]. 管理世界, 2019, (7).
- [13] 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).
- [14] 毛蕴诗, 吴瑶. 企业升级路径与分析模式研究[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2009, (1).
- [15] 倪婷婷, 王跃堂. 区域行政整合、要素市场化与企业资源配置效率[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, (11).
- [16] 倪婷婷, 王跃堂, 王帅. “营改增”改革、产业联动与制造业升级——基于减税与生产性服务业集聚的机制检验[J]. 上海财经大学学报, 2020, (4).
- [17] 邱楚芝, 欧锦文. 企业集聚、学习效应与城市创新——同行切磋, 还是跨界融合?[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2022, (5).
- [18] 沈坤荣, 孙文杰. 市场竞争、技术溢出与内资企业R&D效率——基于行业层面的实证研究[J]. 管理世界, 2009, (1).
- [19] 唐为. 分权、外部性与边界效应[J]. 经济研究, 2019, (3).
- [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, (9).
- [21] 王宛秋, 马红君. 技术并购主体特征、研发投入与并购创新绩效[J]. 科学学研究, 2016, (8).
- [22] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (5).
- [23] 肖鹏, 代龙涛. 财政补贴、税收优惠与创新激励: 效应分析与政策启示[J]. 经济与管理评论, 2023, (5).
- [24] 杨得前, 刘仁济. 税式支出、财政补贴的转型升级激励效应——来自大中型工业企业的经验证据[J]. 税务研究, 2017, (7).
- [25] 于斌斌, 胡雅静. 撤县设区的产能过剩化解效应[J]. 经济理论与经济管理, 2023, (7).
- [26] 俞峰, 钟昌标, 王成歧. 全球知识搜索与企业创新绩效: 基于两维度制度视角的实证分析[J]. 世界经济研究, 2020, (7).
- [27] 俞立平, 张宏如, 钟昌标, 等. 市场分割、创新政策与高技术产业创新[J]. 中国软科学, 2022, (5).
- [28] 张多蕾, 邹瑞. 会计信息质量、制度环境与企业创新绩效[J]. 财经问题研究, 2021, (8).
- [29] 张子尧, 黄炜. 事件研究法的实现、问题和拓展[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, (9).
- [30] 周浩, 余壮雄, 杨铮. 可达性、集聚和新建企业选址——来自中国制造业的微观证据[J]. 经济学(季刊), 2015, (4).
- [31] 周铭山, 张倩倩, 杨丹. 创业板上市公司创新投入与市场表现: 基于公司内外部的视角[J]. 经济研究, 2017, (11).
- [32] 朱希伟, 金祥荣, 罗德明. 国内市场分割与中国的出口贸易扩张[J]. 经济研究, 2005, (12).
- [33] Bloom N, Griffith R, Van Reenen J. Do R&D tax credits work? Evidence from a panel of countries 1979-1997[J]. *Journal of Public Economics*, 2002, 85(1): 1-31.
- [34] Czarnitzki D, Hottenrott H, Thorwarth S. Industrial research versus development investment: The implications of financial constraints[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2011, 35(3): 527-544.
- [35] Fowlie M, Holland S P, Mansur E T. What do emissions markets deliver and to whom? Evidence from southern California's NO_x trading program[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(2): 965-993.
- [36] Glaeser E L, Kallal H D, Scheinkman J A, et al. Growth in cities[J]. *Journal of Political Economy*, 1992, 100(6): 1126-1152.
- [37] Li P, Lu Y, Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.
- [38] Sun L Y, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175-199.

How does City-County Merge Affect Transformation of the County-level Economy: From the Perspective of Corporate Innovation Performance

Ni Tingting¹, Wang Yuetang^{2,3}, Zhu Minjie⁴

(1. School of Accounting, Nanjing University of Finance and Economics, Jiangsu Nanjing 210023, China;

2. Yangtze River Delta Economics and Social Development Research Center, Nanjing University, Jiangsu

Nanjing 210093, China; 3. Business School, Nanjing University, Jiangsu Nanjing 210093, China;

4. State Grid Wuxi Power Supply Company, Jiangsu Wuxi 214062, China)

Summary: As a vital link in China's five-level government structure, the county level bridges urban and rural areas, and plays a pivotal role in the central-local relations. Under the new normal, the county-level economy confronts greater volatility risks due to its low technological innovation capability. The transformation of the county-level economy is a new engine for China's regional economic development. It not only affects the county itself, but also entails the restructuring of a larger competitive landscape. There are many disputes in theory and practice about whether the reform of City-County Merge can facilitate the transformation of the county-level economy. The microlevel of economic transformation is the transformation and upgrading of enterprises. Based on the data of Chinese industrial enterprises, this paper takes the innovation performance of county enterprises as the entry point, and adopts an augmented DID model for empirical testing. The results indicate that the innovation performance of county enterprises is significantly impaired after the reform of City-County Merge, and the negative effect of the reform exhibits a U-shaped trend. The entry rate of county enterprises plays a mediating role in the effect of the reform of City-County Merge on curbing innovation performance, while subsidies and tax preference play a masking role. Heterogeneity analysis reveals that the negative effect of the reform of City-County Merge on the innovation performance of county enterprises is mainly manifested in enterprises in non-ordinary cities, enterprises in highly-competitive industries, enterprises in non-digital industries, small-scale enterprises, and growth-stage enterprises. The policy implication of this paper is that after the reform of City-County Merge, the new jurisdiction government should scientifically guide external enterprises to enter, reinforce the government's financial support and accuracy during the transformation period, and augment the industrial relevance and complementarity between cities and counties, so as to achieve complementary advantages and dislocation development.

Key words: City-County Merge; corporate innovation performance; transformation of the county-level economy; fiscal support

(责任编辑: 王西民)