

区域一体化如何影响县域企业市场势力

——兼论全国统一大市场下企业竞争优势重构

倪婷婷¹ 王跃堂²

(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研究中心/商学院,江苏南京 210093)

摘要:在国内大循环发展背景下,通过区域一体化减少地方保护和区域壁垒,是构建全国统一大市场的重要举措。本文以撤县设区这一准自然实验为对象,基于企业成本加成率,分析区域一体化对县域企业市场势力的影响与机理。研究发现:撤县设区改革降低了被撤并县(市)企业的成本加成率,减少了县域企业的市场势力,促进了县域竞争。机制检验显示,撤县设区通过提升被撤并县(市)企业进入率和减少政府补贴提高了企业边际成本,从而降低了成本加成率。异质性检验表明,撤县设区主要降低了垄断性较强行业、非普通地级市和市县产业同构度较高的县域企业的成本加成率。另外,本文还发现撤县设区改革期间被撤并县(市)企业进行的产品创新、技术创新和服务创新越多,其成本加成率增加越多。本文的研究表明,在国内大循环背景下,区域一体化通过引入竞争削弱了欠发达地区企业市场势力,但域内企业可以通过增加产品、技术和服务创新重构竞争优势,进而从总体上推动经济高质量发展。本文不仅能丰富区域一体化和县域城镇化研究,也能为欠发达地区企业竞争优势重构提供一定参考。

关键词:区域一体化;撤县设区改革;市场势力;成本加成率

中图分类号:F812 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2024)02-0096-13

一、引言

改革开放以来,我国通过充分利用国际市场,绕开国内市场分割造成的瓶颈,获得了经济的高速增长^[1]。随着国际金融危机常态化和全球贸易保护主义加剧,我国新一轮扩大开放面临的外部环境更加严峻复杂,外部市场出现了罕见的萎缩。因此提高经济发展内生动力,推动国内经济大循环是实现我国经济高质量发展的关键点。实践中,地方保护建立起的“小循环”和“小市场”阻碍了资源的自由流动与行政区之间的经济融合,加剧了重复建设,损害了公平竞争机制,阻碍了竞争性市场格局的形成。党的二十大强调要“破除地方保护和行政性垄断”。因此在新形势下,破除地方保护和壁垒,推

收稿日期:2023-09-28

基金项目:国家自然科学基金青年项目“区域行政整合与微观企业转型升级:基于撤县设区的准自然实验研究”(71902082);国家自然科学基金面上项目“养老保险统筹改革对企业劳动力配置的影响及机理研究”(72372065);国家自然科学基金重点项目“国有企业混合所有制改革机制研究”(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,硕士生导师;

王跃堂(1963—),男,江苏丹阳人,南京大学长三角经济研究中心/商学院教授,博士生导师。

动区域间的经济融合和协作,是建设全国统一大市场的题中之义。在我国五级政府结构中,县一级连接城乡、沟通条块,承上启下,是央地关系的关键。当下县域经济处于内部经济不集聚、外部行政边界明晰的典型状态。县域经济的资源整合能力有限,而行政区划壁垒造成的市县分割,也使其无法获得城市的创新要素。此外,省直管县改革截断了县与中心城市的联系,导致中心城市对周边县的经济扩散作用被抑制,加剧了县域市场分割^[2]。此外,近年来的铁路提速减少了列车在县域的停靠,其区位优势进一步恶化^[3]。

通过区域一体化,以城市经济带动县域经济转型是解决县域市场分割的着力点,其中撤县设区是一个重要手段。它通过将中心城市的县改为城市所辖的区,以推动县域经济向城市经济转化。2018年3月9日,国家发展改革委发布的发改规划〔2018〕406号文件指出“稳步推进撤县(市)设区,增强设区市辐射带动作用”。但城市规模的迅速扩大也会导致“城市病”和“拥挤效应”,甚至虹吸县域的发展资源。撤县设区的爆发式增长也带来了“假性城市化”问题,增加了城市的运行成本和风险。2022年中国政府工作报告指出,要提升新型城镇化质量,严控撤县建市设区。尽管撤县设区被暂停,但其作为区域一体化的重要方式,是否减少了地方保护和区域壁垒?会如何影响县域企业的市场势力?这些仍是亟需回答的现实问题。2022年5月,《关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见》提出县城城镇化将是我国区域发展的新动力。党的十九届五中全会与《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》也提出应推进以县城为重要载体的城镇化建设。因此,本文以撤县设区作为外生事件,探讨区域一体化对县域经济的影响与机理。

在宏观层面,既有文献测算了撤县设区对城市人口增长率^[4]和房价^[5]等方面的影响,并发现撤县设区对城市经济增长的影响呈现先升后降的倒U型轨迹^[6],在一定程度上提升了城市经济韧性^[7]。在微观层面,学者们发现撤并后的区域市场融合和城市集聚经济有助于提升被撤并县(市)企业的生产率^[4],促进创新^[8],但同时也加剧了县域企业的融资约束^[9],降低了企业出口绩效^[10]。国内学界关于撤县设区对县域企业的影响结论不一。更重要的是,撤县设区作为区域一体化的重要方式,其重要的功能是打破地区行政垄断,促进竞争,但目前很少有文献直接分析撤县设区对县域行政垄断和企业市场势力的影响。

理论上,城市经济具有溢出效应^[11],撤县设区后,更大的市场规模有助于增加区域内的知识外溢、劳动力和中间投入共享,提高企业的生产率,进而提高市场势力。但撤县设区也会带来更激烈的市场竞争,削弱原本受地方保护的县域企业的定价和盈利能力。那么撤县设区对县域企业市场势力的净影响如何?这是一个值得探究的问题。成本加成率是指价格偏离边际成本的幅度,用以反映企业在市场中的定价能力。该指标既包含了企业生产效率,也包含了企业的产品定价势力^[12],经常被用来度量区域市场变化的净效应^[13]。撤县设区将县域经济融入集聚的城市经济,而经济集聚的核心机制,最终都通过企业的价格行为和成本控制两方面发挥作用^[14]。因此采用成本加成率能较好地刻画撤县设区对被撤并县(市)企业市场势力的影响。

本文可能在以下三方面有所贡献。首先,丰富了撤县设区经济后果和县域城镇化文献。现有文献多关注撤县设区对中心城市和县域经济的宏观效应,对县域企业的分析也局限于具体企业行为。本文通过检验撤县设区改革前后企业成本加成率的变化,考察改革对县域企业市场势力的总体影响,更全面地评估了改革前后县域企业的生存状况。另外,区别于以定性研究和宏观研究为主的文献,本文着重从微观企业层面检验撤县设区对被撤并县经济的影响,既丰富了撤县设区经济后果文献,也为县域城镇化研究提供了实证证据。其次,丰富了市县关系和“中心—外围”文献,并为增长极与非均衡增长理论在我国的适用性提供了理论分析框架。市和县之间到底是一体化关系还是竞争关系,是学界争论的热点议题。增长极与非均衡增长理论是两类市县关系的理论基础。撤县设区作为市县整合手段,旨在发挥中心城市对县域的辐射带动作用。本文通过考察它对被撤并县企业市场势力的影响,为市县关系和两种理论的适用性提供了证据。最后,在推进区域一体化的过程中,欠发达地区企业的市场势力可能会受到较大冲击,如何更好地应对冲击,成为推动全国统一大市场建设的重要问题。本

文分析了撤县设区下不同垄断程度、地级市级别和市县产业同构度下县域企业的成本加成率的变化,以及企业是否采用产品升级、技术升级和服务升级策略的差异,既能丰富区域一体化研究,也能从实践层面为欠发达地区企业的竞争优势重构提供一定参考。

二、理论分析与假设提出

我国行政管理体制基本采用“中央—省(自治区、直辖市)—地(市)—县(市)—乡(镇)”的五级政府结构,其中县是连接城乡的枢纽。在“市管县”体制下,地级市政府更关注市辖区发展,甚至会抢占县域资源。为激发县域经济活力,地方政府进行了两种不同类型的改革:一类是分权改革,对县(市)下放财权和决策权,表现为省直管县改革和强县扩权改革;另一类是政府将其周边所辖的县(市)纳入其管辖范围,即撤县设区改革。撤县设区后,辖区政府由一级独立财政变为地级市的一种依附财政。原先县政府的属地税收扣除中央和省级分税后,基本留在县辖区,改革后新辖区剩下税收中相当一部分将被上级地市政府集中^[15]。

城市经济是以城市为载体,生产要素高度聚集,规模效应、集聚效应和扩散效应突出的区域经济。县域经济是城市发展的新动力。撤县设区是推动县域经济向城市集聚经济转型的重要手段。集聚经济具有“溢出效应”,即更大的市场规模有助于增加区域内的知识外溢、劳动力和中间投入共享,从而提高外围地区企业生产率。例如,唐为和王媛发现,撤并后的区域市场融合和城市集聚经济有助于提升被撤并县市的企业生产率^[4]。但集聚经济的效应并不局限于此,激烈的市场竞争也会削减企业的定价能力,挤占企业利润空间,降低企业的出口绩效^[11]。刘信恒发现产业集聚对企业成本加成率既有促进作用,也有抑制作用,总体而言抑制作用大于促进作用^[16]。那么,城市集聚经济对被撤并县(市)市场势力的净影响如何?企业又会采用何种应对策略?本文拟从溢出效应和竞争效应两方面来分析撤县设区对企业势力的影响。

(一)撤县设区、溢出效应与企业成本加成率

增长极理论认为中心城市能通过对原材料需求的增长带动外围地区发展^[17],即城市经济对县域经济有辐射带动作用。城市经济学认为,城市通过分享、匹配和学习效应促进经济增长,并且城市存在的人力资本外部性和技能互补性是城市规模经济最为重要的来源。撤县设区后,被撤并县(市)变为中心城市的新城区,行政壁垒削弱,降低了外部企业的进入成本,吸引大量企业入驻。大量企业入驻能提升城市人力资本外部性和集聚创新要素的能力,激励企业增加创新投入,提高生产率,降低企业的边际成本,从而提高成本加成率。《中国县域经济发展报告(2018)》中全国县域经济投资潜力100强显示,投资潜力县(市)分布在具有较大辐射能力的超大城市和特大城市的周围,且大多数距离核心大城市不足100公里,有的仅有几公里甚至接壤。撤县设区调整得当不仅能增强中心城市竞争力,还能辐射带动新辖区快速发展,促进其转型升级。例如,杭州萧山区和成都郫都区在撤县设区后顺利转型。因此,在溢出效应下,撤县设区可能会提高被撤并县(市)企业的成本加成率。

(二)撤县设区、竞争效应与企业成本加成率

非均衡增长理论提出经济增长存在扩散与回流效应^[18]。区域市场整合有利于地区间生产要素流通和企业间公平竞争。在市场分割的情境下,地方政府会构筑贸易壁垒限制外地企业进入,在相对封闭的市场中本地企业较少受外地企业威胁,容易垄断市场、获取超额利润。当市场整合后,外地企业可以进入本地市场,增加本地供给竞争^[19]。撤县设区作为区域行政整合的重要方式,打破了市区与县之间的行政分割,减少了行政壁垒导致的各种扭曲,促进了市场融合^[4]。例如,撤县设区会减少收费站数,而管辖区边界收费站数量是地方保护的重要体现,它会增加企业负担的运输成本。因此撤县设区在短期内会通过打破县与地级市的行政壁垒,促进城市内企业间的竞争;并且随着壁垒减少,城市外企业向城市内销售产品所带来的竞争加剧。这两种竞争效应可能通过以下两方面作用于成本加成率。其一,撤县设区改革后,企业进入的成本下降,企业进入率上升,从而给县域带来更激烈的市场竞争。激烈的市场竞争一方面会通过淘汰低效率企业,降低被撤并县企业的边际成本门槛值,即降

低了产品价格门槛值,从而降低企业的成本加成率。另一方面,当企业面临的外部竞争加剧后,会缩减生产规模韬光养晦^[20],从而边际成本会提高^[21];结合产品价格门槛值的下降,产品的平均价格降低,产品的需求弹性提高,最终导致成本加成率下降。其二,被撤并县政府财权上收,为当地企业提供的低成本要素会减少,以及中心城市要素高价格的溢出,总体上会导致生产要素价格上涨,企业边际成本提高,继而成本加成率下降。因此在竞争效应下,撤县设区会通过提高被撤并县(市)企业的边际成本和降低产品价格降低成本加成率。本文提出如下竞争性假设。

假设 1a:撤县设区改革会通过溢出效应提高被撤并县企业的成本加成率。

假设 1b:撤县设区改革会通过竞争效应降低被撤并县企业的成本加成率。

三、数据、变量与模型

(一)数据来源与处理

本文企业层面数据来源于中国工业企业数据库,包括 1999—2007 年中国全部国有及规模以上工业企业数据。样本区间的选择依据为:(1)从 2011 年起国家统计局“规模以上工业企业”的统计口径发生明显变化,年主营业务收入由 500 万元以上变为 2000 万元以上;(2)中国工业企业数据库起始年份为 1998 年,2008 年没有工业增加值数据,并且 2008 年及以后年份也没有工业中间投入指标,这使得成本加成率指标难以准确计量。在控制变量滞后一期后,最终样本区间为 1999—2007 年。尽管样本期没有囊括 2014 年左右的第二波改革高峰,但撤县设区前期沿着政策的预期运行,只是到后期负面作用大于正面作用。因此从这个角度看,仅包括第一个高峰期可能更适合。县区经济发展及财政数据分别来源于《中国区域经济统计年鉴》和《全国地市县财政统计资料》,以及国泰安 CSMAR 数据库。改革数据从行政区划网和各省政府网站收集整理而得。

首先,删除四个直辖市和西藏、既不设区也不管辖县的地级市,以及注册地址在市辖区的样本。其次,借鉴聂辉华等的研究^[22],以全部国有及规模以上非国有工业企业作为初始样本,剔除工业企业数据库中的异常值。如销售额小于 500 万的非国有企业、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、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,以及实收资本小于或等于 0 的样本。2005 年工业增加值由“工业总产值—工业中间投入+本期应交增值税”补充;2004 年的工业增加值和工业总产值均缺失,采用公式“工业增加值=销售收入+期末存货—期初存货—中间投入+增值税”估算。最后,剔除有变量缺失的观测值。最终得到 348 个地级市的 1761 个县(市)的 446126 个观测值。本文采用 Stata 15 处理数据。

(二)模型设定与变量选取

1. 双重差分模型的适用前提与撤县设区改革试点县(市)的选取标准

撤县设区改革的多省份分年逐步改革过程所呈现出的统计特征使它具备了准实验性质,为我们选用双重差分法识别改革效应提供了理论依据。本文将受到改革影响的县(市)样本企业作为“处理组”,将未受到改革变化影响的其他县(市)样本企业作为“对照组”。双重差分模型的适用前提是满足平行趋势假设。根据民政部 2014 年发布的《市辖区设置标准(征求意见稿)》,中心城市郊县(县级市)改设市辖区,需达到一系列标准才可纳入试点范围,即改革并非随机选择,不满足平行趋势假设。

本文根据试点地区选取标准,先确定撤县设区改革县的关键因素,即距离中心城市的公里数、从事非农产业的人口比重、第二产业产值比重和人均财政收入。表 1 中 Panel A 列示了处理组与对照组选择依据指标上的差异,可以发现处理组距离中心城市的公里数显著低于对照组,而从事非农产业的人口比重、第二产业产值比重以及人均财政收入显著高于对照组。这说明改革县(市)与非改革县(市)间存在较大差异。Panel B 为地区其他特征指标,列(3)显示,在不控制 Panel A 中 4 个选择标准指标情况下,相对于对照组,处理组的地区工业增加值、社会消费品零售总额、农业机械总动力和年末总户数这些指标明显更高。但是,如列(4)所示,控制影响试点县(市)的关键指标后,这些特征指标差异在统计上不再显著,处理组与对照组趋势更接近。

表 1

撤县设区选择依据与均值检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	处理组	对照组	均值差异	控制撤县设区标准后均值差异
Panel A: 撤县设区试点县(市)标准				
距离中心城市的公里数	3.0534	3.9841	-0.9307***	
从事非农产业的人口比重	0.7222	0.6992	0.0230***	
第二产业产值比重	0.4363	0.3716	0.0647***	
人均地区财政收入	-0.3614	-2.7653	2.4039***	
Panel B: 其他特征指标				
工业增加值	11.9599	11.0122	0.9477***	-0.0107
社会消费品零售总额	11.6472	11.1177	0.5295***	0.0161
农业机械总动力	3.2506	2.8838	0.3669***	-0.0196
年末总户数	11.8381	11.6353	0.2028***	-0.0805

注:所有收入指标均进行了消胀处理;绝对数指标和 Panel B 中特征指标进行了对数处理;***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。下表同。

为控制改革的非随机性而造成的偏误,借鉴 Li 等的研究^[23],建立增广双重差分模型(1):

$$Mkp_{mit} = \alpha_0 + \theta RCM_{mit} + \omega X_{mit-1} + \varphi Treatment_m \times t + S_t \times \gamma_t + \lambda_i + \sigma_d + \tau_m + \eta_t + \epsilon_{mit} \quad (1)$$

式(1)中, Mkp_{mit} 表示 m 县(市)i 企业在 t 年的成本加成率(p/c),计算方法将在下文详述。撤县设区 RCM_{mit} 是关键变量,其系数估计了撤县设区对改革县(市)企业成本加成率的影响。 $RCM_{mit} = Treatment_m \times Post_{mit}$,若某县(市)在样本期内进行了撤县设区改革, $Treatment_m$ 取值为 1,否则为 0; $Post_{mit}$ 为表示改革年份前后的变量,若样本年在县(市)改革当年及以后年份, $Post_{mit}$ 取 1,否则为 0。 X_{mit-1} 控制变量包括:(1)企业规模,为总资产的自然对数;(2)资产负债率,为总负债与总资产的比值;(3)中间要素投入比率,为中间投入占工业总产值的比重;(4)资本劳动比,为固定资产与全部从业人员年平均人数比值的自然对数;(5)资本产出比,为固定资产与工业总产值的比值;(6)企业动态,同时设置企业进入和退出虚拟变量,若样本企业 i 在第 t 年进入(或退出)m 县(市),虚拟变量取值为 1,否则为 0。所有连续变量均进行上下 1%水平缩尾处理。为减少地区差异和时间趋势的影响,在双重差分模型中进行了两处修正:一是增加 $Treatment_m \times t$,即处理组虚拟变量与年份的交乘项,以控制处理组与对照组之间的时间趋势差异;二是增加撤县设区试点县(市)选择标准 S_t (表 1 Panel A 中的 4 个变量)与年份虚拟变量的交互项,即 $S_t \times \gamma_t$ 。 λ_i 、 σ_d 、 τ_m 和 η_t 分别为企业、行业、地区和年度固定效应, ϵ_{mit} 为残差。

2. 企业成本加成率的计算方法

目前企业成本加成率的计算方法分为两大类:生产函数法和会计法。生产函数法包括双索洛余值法^[24]、Edmond 等^[25]以及 De Loecker 和 Warzynski 采用的方法^[12]。而会计法主要运用企业增加值、工资支出和中间投入成本等计算加成率^[26]。出于以下几点原因,本文采用会计法计算成本加成率:首先,会计法能提供更多有用的信息,且能体现行业差异^[27];其次,采用会计法计算加成率,可使结果不受经济周期和外部冲击的影响^[28];最后,生产函数法的局限在于需要企业层面的产品价格和数量数据,而中国工业企业数据库的统计指标多为会计指标。由此本文借鉴盛丹和王永进的研究^[28],采用会计法计算企业成本加成率。产品价格与边际成本的关系式为:

$$\left(\frac{p-c}{p}\right)_{mit} = 1 - \frac{1}{Mkp_{mit}} = \left(\frac{va-pr}{va+ncm}\right)_{mit} \quad (2)$$

式(2)中,p 为企业的产品价格,c 为边际成本, Mkp 为成本加成率,va 为工业增加值,pr 为企业本年应付工资总额,ncm 为净中间投入要素成本,采用工业中间投入衡量。可得:

$$Mkp_{mit} = \left(\frac{va+ncm}{ncm+pr}\right)_{mit} \quad (3)$$

四、实证检验与计量估计结果

(一)描述性统计分析

表2为主要变量的基本统计信息。处理组企业成本加成率的均值显著低于对照组。被撤并县(市)样本的撤县设区变量均值为0.0067,表示改革后观测值占总样本的比重为0.67%,意味着改革样本比重较低。在控制变量方面,可以看出除企业退出虚拟变量外,其他变量在处理组和对照组间差异较大。被撤并县(市)企业的规模、资产负债率、中间要素投入比和资本劳动比均显著高于非撤并县(市),而企业的资本产出比和企业进入均值则显著低于非撤并县(市)。

表2 主要变量描述性统计

变量	处理组县(市): Reform=1		对照组县(市): Reform=0		两组之差 (撤并组-非撤并组)	
	均值	标准差	均值	标准差	差值	标准差
成本加成率	1.2530	0.0010	1.3081	0.0005	-0.0550***	0.0013
撤县设区	0.0067	0.0004	0.0000	0.0000	0.0067***	0.0001
企业规模	9.6406	0.0056	9.6083	0.0021	0.0322***	0.0060
资产负债率	0.5888	0.0011	0.5630	0.0004	0.0258***	0.0013
中间要素投入比	0.7652	0.0004	0.7410	0.0002	0.0242***	0.0005
资本劳动比	3.9210	0.0051	3.9011	0.0019	0.0198***	0.0054
资本产出比	0.4555	0.0030	0.5433	0.0013	-0.0877***	0.0037
企业进入	0.3266	0.0020	0.3357	0.0008	-0.0091***	0.0022
企业退出	0.0803	0.0012	0.0783	0.0004	0.0020	0.0012

(二)回归检验

表3报告了基本回归结果。列(1)是仅控制企业层面因素的结果,可以发现撤县设区系数负向显著;列(2)是在列(1)的基础上控制了处理组与年份交乘项的结果,列(3)是在列(2)基础上控制了撤县设区试点县(市)选择标准与年份交乘项的结果。可以看出列(1)~(3)中撤县设区系数均为负向显著

表3 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	成本加成率	成本加成率	成本加成率
撤县设区	-0.0156** (-2.29)	-0.0153** (-2.25)	-0.0391* (-1.67)
企业规模	-0.0022 (-0.92)	-0.0022 (-0.92)	-0.0019 (-0.81)
资产负债率	-0.0244*** (-5.67)	-0.0244*** (-5.67)	-0.0232*** (-5.49)
中间要素投入比	0.0226 (0.98)	0.0226 (0.98)	0.0253 (1.11)
资本劳动比	0.0034** (2.12)	0.0034** (2.12)	0.0027* (1.71)
资本产出比	0.0005 (0.17)	0.0005 (0.17)	0.0022 (0.84)
企业进入	-0.0024 (-1.11)	-0.0023 (-1.10)	-0.0021 (-1.04)
企业退出	-0.0170*** (-3.37)	-0.0170*** (-3.37)	-0.0172*** (-3.52)
常数项	1.3056*** (42.99)	1.3256*** (42.98)	1.3673*** (4.45)
Treatment _m × t	未控制	控制	控制
S _i × γ _t	未控制	未控制	控制
观测值	446126	446126	446126
固定效应	控制	控制	控制
R ²	0.538	0.538	0.539

注:S_i指Panel A中撤县设区试点县(市)4个选择依据指标;括号值为t值,回归标准误差均经县(市)层面聚类调整。表中所指固定效应包括企业、行业、地区和年度层面的固定效应。下表同。

著,并且在控制了时间效应后,改革系数与显著性均有所下降,说明若不控制改革前差异的时间趋势,会高估改革效应。表3显示撤县设区改革显著降低了被撤并县(市)企业的成本加成率,企业市场势力下降。控制变量中,资产负债率的系数显著为负,表明企业杠杆率越高,成本加成率越小。资本劳动比的系数均为正向显著,意味着资本越密集的企业通常重视企业的设备更新和研发,成本加成率越高。企业退出变量的系数均为负向显著,表明改革退出企业的成本加成率更低。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势假设

图1为平行趋势图,横轴为距离改革发生前后的年份,纵轴代表的是回归系数。可以看出,除改革前3、5年外,改革前被解释变量系数的置信区间基本上都穿过零点,平行趋势假定基本满足。由于剔除企业层面变量缺失值会导致绘制平时趋势图时多个区间值缺失,此处采用未删减企业层面变量缺失值的总样本。下文还会通过安慰剂检验等方式检验结果稳健性。

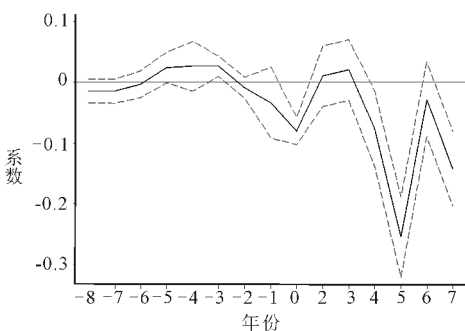
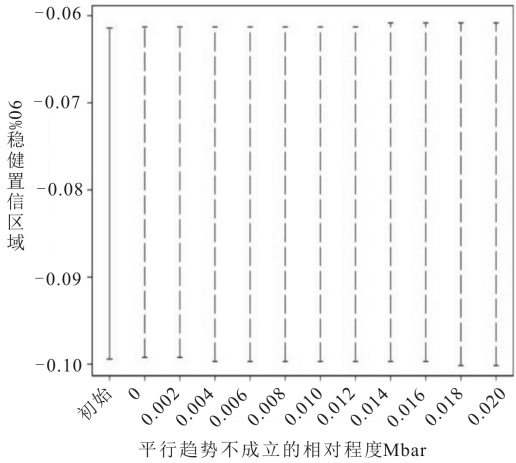


图1 平行趋势

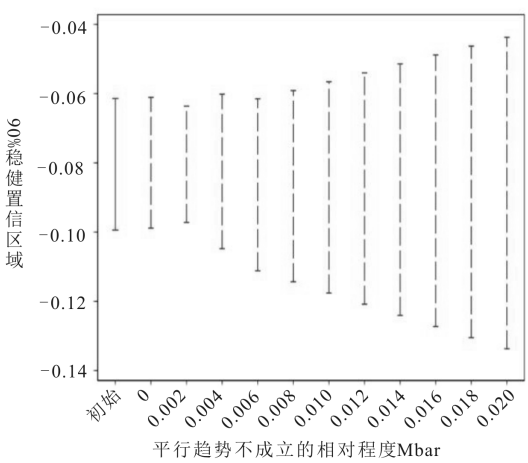
注:图中的实线刻画的是回归系数,虚线为系数对应的95%置信区间。

2. 平行趋势的敏感性检验

最新的双重差分文献表明,传统的平行趋势检验在统计意义上是低功效的,且可能造成估计偏差。Rambachan和Roth提出了在不满足平行趋势假设时的检验方法^[29],其思想是对处理后点估计量的置信区间进行推断和敏感性分析:一是构造与平行趋势的最大偏离程度;二是构造与上述偏离程度相对应的处理后点估计量的置信区间。本文参考许文立等的做法^[30],设置最大偏差度为标准误,以检验改革后处理效应的平行趋势敏感性。图2显示相对偏离程度限制下和平滑限制下政策实施年撤县设区对县(市)企业成本加成率的降低效应依然稳健。这表明即使平行趋势存在一定程度的偏离,撤县设区仍然对县(市)企业成本加成率具有显著的抑制作用。



(a) 相对偏离程度限制



(b) 平滑限制

图2 平行趋势假设敏感性检验

3. 安慰剂检验

为检验撤县设区对改革县(市)企业成本加成率的影响是否源于其他不可观测因素,本文借鉴Li等的做法^[23],对撤县设区试点年份与改革县(市)进行安慰剂检验。首先在1999—2007年随机选取某一年份为撤县设区改革年份,在所有地区中随机选取100个县(市)作为处理组,分别随机抽取100

次进行回归,由此得到 100 个随机政策冲击的估计系数。图 3 核密度分布图显示估计系数均值近似为 0 的正态分布,并且估计系数显著不同于表 3 的估计系数,因此可排除撤县设区对企业成本加成率的负向影响效应源于不可观测因素的可能性。

4.其他稳健性检验

本文还进行了 PSM-DID 检验、剔除财政“省直管县”和“扩权强县”改革地区样本以及计算“异质性—稳健”估计量等稳健性检验,结果均显示基本回归结果稳健。因篇幅限制,此处未报告具体回归结果。

五、撤县设区对成本加成率的影响机制与异质性检验

(一)撤县设区对企业成本加成率的影响机制:产品价格还是边际成本成本加成率是企业定价与边际成本之比,受企业的定价和成本两方面因素的影响^[31]。上文发现的撤县设区对企业成本加成率的降低作用可能主要来自产品价格和边际成本的变化。下文通过分别检验撤县设区对被撤并县(市)企业产品和边际成本的影响,考察改革对成本加成率的作用机制。工业企业数据库没有统计企业产品价格和边际成本信息,因此需要对其进行估计。由于全要素生产率与边际成本单调负相关,假定边际成本为全要素生产率的倒数,又由于成本加成率等于价格除以边际成本,所以企业价格可表示为成本加成的对数与全要素生产率对数之差^[32]。因此可以通过考察生产率的变化,间接反映撤县设区对边际成本的影响。具体做法是,首先采用全要素生产率作为边际生产成本的代理指标^[14],建立模型(4),以识别撤县设区的边际成本效应;其次,将全要素生产率加入撤县设区与成本加成率的方程中建立模型(5)进行回归,估计出控制边际成本效应后撤县设区的系数,即为价格效应。具体如下:

$$TFP_{mit} = \alpha_0 + \theta RCM_{mit} + \omega X_{mit} + \varphi Treatment_m \times t + S_t \times \gamma_t + \lambda_i + \sigma_d + \tau_m + \eta_t + \epsilon_{mit} \quad (4)$$

$$Mkp_{mit} = \alpha_0 + \theta RCM_{mit} + \psi TFP_{mit} + \omega X_{mit} + \varphi Treatment_m \times t + S_t \times \gamma_t + \lambda_i + \sigma_d + \tau_m + \eta_t + \epsilon_{mit} \quad (5)$$

根据表 4 列(1)边际成本效应的回归结果,可看出撤县设区后企业全要素生产率明显下降。由于全要素生产率与边际成本负相关,意味着改革后企业边际成本提高;列(2)显示控制了成本效应后,撤县设区的回归系数在统计上不显著,因此没有发现改革的价格效应。这说明撤县设区主要通过提高被撤并县(市)企业边际成本降低了成本加成率。一般认为经济集聚会带来生产率的提高,但也有文献发现集聚不利于生产率提高^{[11][14]}。可能的原因是经济集聚会带来生活成本、劳动和土地等要素成本上升等问题,进而对企业生产率产生负面影响。撤县设区后被撤并县(市)企业获得的政府扶持较少,且面临更加激烈的市场竞争,可能会提高企业的边际成本,进而企业市场势力降低。接下来,本文将分别检验撤县设区下政府扶持和市场竞争对边际成本的作用。

(二)撤县设区对边际成本的作用机制:地区企业进入率与财政扶持

上文发现成本加成率下降主要源于边际成本上升,而理论分析中边际成本上升的可能路径是地区企业进入率的提升和财政扶持(财政补贴和税收优惠)的减少。因此下文检验撤县设区对企业进入率、财政补贴和税负的影响,以考察撤县设区对企业边际成本的影响机制。具体地,地区竞争强度以

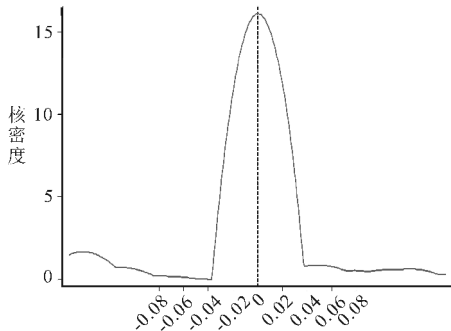


图 3 安慰剂检验

表 4 撤县设区对企业成本加成率的影响机制:产品价格还是边际成本

变量	(1)	(2)
	边际成本效应 全要素生产率	价格效应 成本加成率
撤县设区	-0.0502*** (-3.98)	0.0186 (0.93)
全要素生产率		1.1100*** (41.30)
控制变量	控制	控制
Treatment _m × t	控制	控制
S _t × γ _t	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	438383	438383
R ²	0.822	0.696

注:由于全要素生产率变量的缺失,导致回归样本少于 446126。

县(市)企业进入率 $Entry_{mit}$ 衡量,具体为当年新进入企业数目占县(市)企业总数的比重;财政补贴 $Subsidy_{mit}$ 采用政府补贴与总资产的比值衡量;所得税税负 $Taxburden_{mit}$ 由经过工业产值标准化的企业缴纳所得税衡量。以企业进入率为例,机制的检验方法如下:首先计算改革前县(市)企业进入率的均值,若样本企业所在县(市)企业进入率高于均值,则 $High_entr$ 取值为 1,否则为 0;如果低于均值则 Low_entr 取值为 1,否则为 0。接着在基础模型上增加 $RCM \times High_entr$ 和 $RCM \times Low_entr$ 两个交互项。同理,若改革前企业的财政补贴高于均值,则 $High_subs$ 取值为 1,其他为 0;低于均值, Low_subs 取 1,其他为 0。高税负 $High_tax$ 和低税负 Low_tax 两个虚拟变量的设置同上。同时增加 $RCM \times High_subs$, $RCM \times Low_subs$, $RCM \times High_tax$ 和 $RCM \times Low_tax$ 。具体模型如下:

$$Mkp_{mit} = \alpha_0 + \theta_1 RCM_{mit} \times High_entr_{mit} + \theta_2 RCM_{mit} \times Low_entr_{mit} + \omega X_{mit} + \varphi Treatment_m \times t + S_i \times \gamma_t + \lambda_i + \sigma_d + \tau_m + \eta_t + \epsilon_{mit} \quad (6)$$

$$Mkp_{mit} = \alpha_0 + \theta_1 RCM_{mit} \times High_subs_{mit} + \theta_2 RCM_{mit} \times Low_subs_{mit} + \omega X_{mit} + \varphi Treatment_m \times t + S_i \times \gamma_t + \lambda_i + \sigma_d + \tau_m + \eta_t + \epsilon_{mit} \quad (7)$$

$$Mkp_{mit} = \alpha_0 + \mu_1 RCM_{mit} \times High_tax_{mit} + \mu_2 RCM_{mit} \times Low_tax_{mit} + \omega X_{mit} + \varphi Treatment_m \times t + S_i \times \gamma_t + \lambda_i + \sigma_d + \tau_m + \eta_t + \epsilon_{mit} \quad (8)$$

表 5 撤县设区对边际成本的作用机制:地区企业进入率与财政扶持

	(1)	(2)	(3)
	全要素生产率	全要素生产率	全要素生产率
$RCM \times High_entr$	-0.0407 *** (-2.77)		
$RCM \times Low_entr$	-0.0855 *** (-6.68)		
$RCM \times High_subs$		-0.1063 *** (-6.79)	
$RCM \times Low_subs$		-0.0416 *** (-2.76)	
$RCM \times High_tax$			-0.0386 * (-1.70)
$RCM \times Low_tax$			-0.0528 *** (-2.65)
控制变量	控制	控制	控制
$Treatment_m \times t$	控制	控制	控制
$S_i \times \gamma_t$	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	438382	438382	438382
R^2	0.535	0.535	0.535

注:由于企业补贴和所得税税负变量的缺失,导致回归样本少于 446126。

检验结果见表 5。列(1)显示, $RCM \times High_entr$ 的系数小于 $RCM \times Low_entr$, 且 F 检验显著, 表明改革前低进入率地区的企业在撤县设区后面临更多的竞争冲击, 全要素生产率下降更明显, 边际成本上升更显著。企业进入率较低的地区, 行政垄断程度更高, 当面临更强竞争冲击时, 其受到的影响冲击更大。这侧面证明了撤县设区能够缓解县域的行政垄断。列(2)显示, 改革前高补贴组和低补贴组企业的全要素生产率在改革后均明显下降, 且高补贴组下降更明显, F 值检验比较两组的交互项系数发现系数差异显著。列(3)显示, 改革前高税负组和低税负组企业的全要素生产率在改革后均明显下降, F 检验不显著。换言之, 改革前受到更多政府扶持企业的全要素生产率受到了更多的冲击, 这可能源于改革后政策扶持减少。综上所述, 撤县设区可能通过增加企业进入率和减少政府扶持(主要是财政补贴), 促使企业边际成本提升, 进而降低了其成本加成率。

(三) 撤县设区对企业成本加成率影响的异质性分析

上文主要考察了平均意义上的撤县设区政策效果, 那么撤县设区改革对不同类型企业的影响是

否存在差异？本文分别从城市层级、市县产业同构程度以及行业竞争度层面进行检验。

1. 基于城市层级的异质性检验

城市规模反映了地区经济社会发展水平，也反映了一个地区的创新环境^[33]。因此本文将城市分为普通地级市和非普通地级市两类，其中非普通地级市包括副省级城市和非副省级的省会城市。异质性检验结果列示在表6列(1)和列(2)。改革明显降低了副省级城市或非副省级的省会城市中的新辖区企业的成本加成率，但对普通地级市企业影响不明显。这表明城市层级越高，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，盈利空间受到挤压。这与发改委对于超大城市限制撤县设区的内在逻辑一致。

2. 基于产业同构程度的异质性检验

产业同构会使增长极与外围地区形成竞争性地缘经济关系，外围地区更容易被虹吸。因此本文借鉴柳卸林等的研究^[34]，构建产业结构相似指数，然后从地区层面按均值将样本分为产业同构度高、低两组。回归结果见表6列(3)和列(4)，可以看出撤县设区后，市县产业同构度较低地区的企业成本加成率显著提高；而在市县产业同构度较高组，企业成本加成率显著下降。这表明撤县设区对县域企业竞争力的负向影响主要集中在产业同构度较高地区；而在市县产业同构度较低地区，企业可能获得了更多的城市经济溢出效应，使其定价能力明显提升。

3. 基于行业竞争度的异质性检验

由于创新具有高风险、高不确定性等特点，若创新活动受到非正常中断，企业将面临高昂的转换成本和沉没成本，两种成本均与企业所处的行业竞争水平紧密相关^[35]。因此本文检验了不同竞争强度行业中企业受撤县设区影响的差异，具体将赫芬达尔指数作为衡量行业竞争程度的指标。表6列(5)和列(6)显示弱竞争行业的撤县设区系数负向显著，而强竞争行业的撤县设区系数负向不显著。这说明撤县设区对被撤并县企业成本加成率的负效应主要存在于竞争程度较低的行业中。可能的原因是，强竞争行业的竞争压力较大，该行业中企业的成本加成率本身就较低，因此撤县设区对其作用有限；而弱竞争行业的企业集中度较低，个别企业具有一定垄断地位，因此撤县设区对该行业企业影响显著。从这个意义上看，撤县设区起到了打破弱竞争行业的垄断、促进市场竞争的作用，有利于社会福利提升。

表6 撤县设区对被撤并县企业成本加成率的影响：异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	普通地级市	非普通地级市	产业同构度低	产业同构度高	弱竞争行业	强竞争行业
撤县设区	-0.0265 (-1.30)	-0.0682*** (-3.64)	0.1268*** (4.34)	-0.0691*** (-8.90)	-0.0856*** (-3.41)	-0.0148 (-0.56)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Treatment _m × t	控制	控制	控制	控制	控制	控制
S _i × γ _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	371812	74314	75842	346021	126994	319132
R ²	0.219	0.237	0.2175	0.2197	0.250	0.215

六、撤县设区下县域企业的竞争优势重构策略

上文发现，撤县设区加强了县域竞争，县域企业市场势力下降。那么企业应当如何应对竞争冲击，重构竞争优势？科技创新是企业发展的动力，更是提升国家竞争力的关键^[36]。根据城市经济学理论，中心城市较强的集聚创新要素能力有助于促进县域企业创新，提升生产率，进而提高企业的成本加成率。那么撤县划区前后县域企业采用创新策略能否避免市场势力下降，甚至提高自身市场势力呢？为此，本文分别从产品创新、技术创新和服务创新三个层面检验企业创新策略的有效性。引入“撤县设区 × 新产品产值”“撤县设区 × 发明专利数量”和“撤县设区 × 制造业服务化”三个交互项，用以衡量撤县设区前后企业采用不同的创新策略对其市场势力的影响。其中制造业服务化以企业其他

业务收入占总收入的比重来衡量。表7显示三个交互项系数均正向显著,这表明在撤县设区前后,被撤并县(市)企业进行的产品创新、技术创新和服务创新越多,其成本加成率增加越多。这意味着尽管撤县设区导致企业的市场势力普遍受到削弱,但企业积极进行创新活动能够抵御竞争冲击的影响,实现竞争态势重构。

七、结论与政策启示

本文以1999—2007年中国工业企业为研究对象,以撤县设区为外生事件,实证检验区域一体化对企业市场势力的影响。研究发现:(1)撤县设区改革降低了被撤并县(市)企业的成本加成率,改革减少了县域企业的市场势力,促进了县域竞争;(2)撤县设区通过影响被撤并县(市)企业进入率和企业补贴提高了企业边际成本,从而降低了成本加成率;(3)撤县设区主要降低了垄断性较强行业、非普通地级市和市县产业同构度较高的县域企业的成本加成率;(4)尽管被撤并县(市)企业的市场势力普遍受到明显削弱,但企业积极进行创新活动能够抵御竞争冲击的影响,实现竞争态势重构。上述结论对于评估撤县设区对县域经济的影响和推动全国统一大市场建设具有借鉴意义。

首先,在推进区域一体化进程中,欠发达地区会受到较大竞争冲击,企业应充分利用集聚经济的溢出效应,依托城市的人力资本外部性和技能互补性,积极进行产品创新、技术创新和服务创新,提高市场竞争力,并通过分享、匹配和学习效应促进欠发达地区经济增长。随着地区壁垒的减少,企业增加创新活动应当成为外部冲击下竞争态势重构的重要着力点。地方政府可以借助互联网、物联网和大数据等数字技术,提供信息发布和创新辅导等服务,积极与高校和科研机构合作,为县域企业创新提供土壤。

其次,区域一体化政策不仅能减少地区行政垄断,还能够减少行业垄断,有利于要素市场化流动和提高城市资源配置效率。党的二十大报告再次强调要破除地方保护和行政性垄断。本文研究发现,撤县设区对行业垄断程度较高的县域企业形成了明显的负向冲击。这意味着改革减少了县域行业垄断,对于促进要素市场化配置和建立统一大市场具有重要意义。并且本文发现,撤县设区主要降低了市县产业同构度较高的县域企业市场势力,因此未来县域经济发展应注重构建县域比较优势与特色基础上的产业分工,引导县域经济上下游产业进入新辖区,促进产业联动,避免过多同质化企业进入而带来的价格竞争。

最后,稳定的地方财税政策是帮助县域企业应对外部竞争冲击的重要工具。地级市政府应设置改革过渡期,在过渡期延续原有的财政扶持政策,助力企业在过渡期内转型升级,助力企业走上高质量发展之路。本文研究发现,在撤县设区对县域企业产生的负向冲击中,地方政府财政扶持尤其是财政补贴的减少起到了明显的作用。这意味着在改革过渡期,新辖区政府经济工作中利用财税政策信号引导企业在行政区划调整中及时调整经营策略,使其能快速适应区划调整变化,从而助力县域经济高质量发展。

参考文献:

[1] 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):68—76.

表7 撤县设区下县域企业的竞争优势重构策略:创新活动

	(1)	(2)	(3)
	成本加成率	成本加成率	成本加成率
撤县设区×新产品产值	0.0141***		
	(16.34)		
撤县设区×发明专利数量		0.0171***	
		(2.90)	
撤县设区×制造业服务化			1.0995***
			(6.57)
控制变量	控制	控制	控制
Treatment _m ×t	控制	控制	控制
S _i ×γ _t	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	381555	446126	277898
R ²	0.610	0.539	0.622

注:由于新产品产值和制造业服务化变量的缺失,导致两列回归样本少于446126。

- [2] 蔡嘉瑶, 张建华. 财政分权与环境治理——基于“省直管县”财政改革的准自然实验研究[J]. 经济学动态, 2018(1): 53—68.
- [3] 宋小宁, 陈斌, 梁琦. 区位优势和县域行政管理费增长[J]. 经济研究, 2015(3): 32—46.
- [4] 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): 72—85.
- [5] 张清源, 苏国灿, 梁若冰. 增加土地供给能否有效抑制房价上涨——利用“撤县设区”的准实验研究[J]. 财贸经济, 2018(4): 20—34.
- [6] 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.
- [7] 卢现祥, 许诚, 张峰. 撤县设区对城市经济韧性的影响研究[J]. 财政研究, 2023(3): 63—77.
- [8] 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): 465—484.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 李晓萍, 李平, 吕大国, 等. 经济集聚、选择效应与企业生产率[J]. 管理世界, 2015(4): 25—37.
- [12] De Loecker, J., Warzynski, F. Markups and Firm-level Export Status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437—2471.
- [13] 赵瑞丽, 尹翔硕, 孙楚仁. 大城市的低加成率之谜: 集聚效应和竞争效应[J]. 世界经济, 2019(4): 149—173.
- [14] 沈鸿, 向训勇. 专业化、相关多样化与企业成本加成——检验产业集聚外部性的一个新视角[J]. 经济学动态, 2017(10): 81—98.
- [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): 136—156.
- [16] 刘信恒. 产业集聚、地区制度环境与成本加成率[J]. 中南财经政法大学学报, 2021(6): 127—141.
- [17] Boudeville, J. *Problems of Regional Economic Planning*[M]. Edinburgh: Edinburgh University Press, 1966: 1—20.
- [18] Myrdal, G. *Economic Theory and Underdeveloped Regions*[M]. New York: Harper & Row, 1957: 1—40.
- [19] 蔡真, 万兆. 区域市场整合与中国企业资本配置效率——基于中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 中国农村经济, 2023(11): 140—163.
- [20] 李磊, 卢坤豪. “引进来”能否“稳就业”——来自中国工业企业的微观证据[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2020(4): 80—95.
- [21] 毛其淋, 许家云. 跨国公司进入与中国本土企业成本加成——基于水平溢出与产业关联的实证研究[J]. 管理世界, 2016(9): 12—32.
- [22] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012(5): 142—158.
- [23] Li, P., Lu, Y., Wang, J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18—37.
- [24] Roeger, W. Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US Manufacturing[J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103(2): 316—330.
- [25] Edmond, C., Midrigan, V., Xu, D. Y. Competition, Markups, and the Gains from International Trade[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(10): 3183—3221.
- [26] Domowitz, I., Hubbard, R. G., Petersen, B. C. Business Cycles and the Relationship between Concentration and Price-cost Margins[J]. *The RAND Journal of Economics*, 1986, 102(1): 1—17.
- [27] Siotis, G. Competitive Pressure and Economic Integration: An Illustration from Spain, 1983-1996[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2003, 21(10): 1435—1459.
- [28] 盛丹, 王永进. 中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角[J]. 管理世界, 2012(5): 8—23.
- [29] Rambachan A., Roth, J. A More Credible Approach to Parallel Trends[J]. *Review of Economic Studies*, 2023, forthcoming.
- [30] 许文立, 孙磊. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023(7): 133—155.
- [31] 高超, 黄玖立. 进口、企业绩效与国民福利——文献回顾及对中国贸易强国建设的启示[J]. 中南财经政法大学学报, 2019(1): 99—108.
- [32] 刘啟仁, 黄建忠. 异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”[J]. 经济研究, 2015(12): 143—157.

- [33] 陶爱萍,刘秉东.互联网发展对城市创新的影响研究——基于中国 283 个城市面板数据的实证检验[J]. 经济与管理评论,2022(6):30—45.
- [34] 柳卸林,王宁,吉晓慧,等.中心城市的虹吸效应与区域协调发展[J].中国软科学,2022(4):76—86.
- [35] 张勇.客户管理层语调与企业研发投入——来自“管理层讨论与分析”文本的证据[J].会计与经济研究,2023(2):64—83.
- [36] 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):146—160.

**How Does Regional Integration Affect the Market Power of Enterprises in County:
On the Reconstruction of Competitive Advantages of Enterprises
under the Unified National Market**

NI Tingting¹ WANG Yuetang²

(1. School of Accounting, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China ;
2. Yangtze River Delta Economics and Social Development Research Center/Business School,
Nanjing University, Nanjing 210093,China)

Abstract: In the context of the new development pattern with domestic circulation as the mainstay, reducing local protectionism and regional barriers through regional integration is an important measure to build a unified national market. This paper takes the quasi-natural experiment of City-County Merge as the object and analyzes the impact and mechanism of regional integration on the market power of enterprises in county based on the markup of enterprises. The study finds that the reform of City-County Merge reduces the markup of enterprises in the merged counties (cities), reduces the market power of enterprises in county, and promotes county-level competition. The mechanism test shows that City-County Merge reduces the markup by increasing the entry rate of enterprises in the merged counties (cities) and reducing enterprise subsidies, thereby increasing marginal costs. Heterogeneity tests show that City-County Merge mainly reduces the markup of enterprises in industries with strong monopolies, non-ordinary prefecture-level cities, and high homogeneity of industrial structure in cities and counties. In addition, through the reform of City-County Merge, the more product innovation, technological innovation, and service innovation carried out by enterprises in merged counties (cities), the more their markup increases. The research shows that in the context of the domestic circular economy, regional integration weakens corporate market power in underdeveloped areas, but enterprises can reconstruct their competitive advantages by increasing product innovation, technological innovation, and service innovation to promote high-quality economic development. This paper not only enriches the research on regional integration and county urbanization, but also provides reference value for the reconstruction of competitive advantage of enterprises in underdeveloped areas from a practical perspective.

Key words: Regional Integration; Reform of City-County Merge; Market Power; Markup

(责任编辑:姜晶晶)