

# 高新技术企业减税激励与循环经济效率： 基于聚束识别的证据\*

阙薇 李远义 郭飞宇

**摘要：**减税激励对推动循环经济发展有促进作用，但高新技术企业认定中研发密度在刚性门槛处存在聚束现象，这对循环经济效率的影响尚需进一步明确。本文基于2013—2016年全国税收调查数据，应用聚束分析评估了中国高新技术企业认定项目减税激励政策对循环经济效率的多重影响。研究表明：首先，企业研发密度在相应门槛值右侧聚束，政策响应显著；其次，减税使得企业循环经济效率得以显著提升，异质性分析显示不同类型企业在地区环境规制强度、资金流动性和行业污染特征上存在显著差异；再次，“真”高新技术企业在差异化门槛处的效率提升显著高于“伪”高新技术企业，且政策红利沉淀效应在中小企业尤为突出；最后，动态效应证实了长期政策维持者效率提升幅度高于短期跨越者，尤其在中段门槛，前者循环经济效应显著高于后者，可能的原因在于中型企业规模适中、决策灵活，可快速响应政策，精准配置资源，促进发展升级。因此，优化政策设计、破除刚性门槛约束，是提升减税激励对循环经济效率促进作用的关键，如强化“伪高新”退出、实施差异化激励并动态校准研发门槛认定，以防范策略性行为对循环经济效率的折损。

**关键词：**聚束识别 高新技术企业认定 循环经济效率 策略性行为 动态响应

## 一、引言

在“创新驱动”和“绿色发展”的双重目标推进下，国家先后印发《国务院关于加快发展循环经济的若干意见》《循环经济发展战略及近期行动计划》等政策性文件，加速推进循环经济体系建设。2023年《“十四五”循环经济发展规划》更是明确提出“构建资源循环型产业体系”，要求通过政策耦合实现创新链与绿色链的协同发展。作为技术创新的主力军，高新技术企业的研发投入与绿色技术转化能力直接关乎循环经济效率提升(Ren & Albrecht, 2023; Zhou et al., 2020)，但技术研发所固有的长周期性、高风险性以及成果易模仿特性，可能导致企业研发的自我激励不足(温军、冯根福, 2012)。鉴于税收公共性特征，减税已成为弥补激励不足的一个重要政策性工具(Greenwald & Stiglitz, 1986; Bloom et al., 2002)。早在2008年4月，科技部、财政部和国家税务总局就联合颁布了《高新技术企业认定管理办法》，将高新技术企业的法定所得税税率定为15%，大大低于一般企业25%的税率，以鼓励加大企业研发投入、推动技术进步，实现绿色与高质量发展战略。这为本文探究“税收激励如何有效提升循环经济效率”提供了政策支持。

中国高新技术企业认定项目(China's InnoCom Program, CIP)在政策执行中以研发支出与销售收入的比例(研发密度)为门槛，这一刚性设计导致大量企业的研发密度被“锁定”在门槛值之上，使

\* 阙薇、李远义，湖南大学经济与贸易学院，邮政编码：410092，电子邮箱：quewei@hnu.edu.cn, 1417216482@qq.com；郭飞宇（通讯作者），太原科技大学经济与管理学院，邮政编码：030024，电子邮箱：guofeiyu@tyust.edu.cn。基金项目：国家自然科学基金青年项目“财政政策不确定性影响贸易高质量发展的机理识别、效应模拟与治理优化研究”（72103058）；湖南省科技创新计划（2022RC1245）。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

得企业在门槛右侧反常堆积(杨国超等,2017)。这一策略性操纵研发支出的“伪”创新行为,可能削弱减税激励对循环经济效率的促进作用。若该群聚现象确是因为企业存在策略性研发虚增而真实研发投入不足,那么该如何对比研发密度阈值附近企业循环经济效率的差异?如何识别虚增研发支出的“伪创新”效应?这种策略性操纵行为会在多大程度上损害CIP政策对循环经济效率的正面效果?企业响应CIP政策的行为是否会随着时间的变化存在动态分化效应?回答这些问题将有助于我们全面了解CIP政策对循环经济效率的双重影响。

本文以CIP减税激励为研究对象,采用Bunching聚束识别减税激励对企业循环经济效率的因果关系。就指标构建而言,现有循环经济效率多采用单一指标或静态模型(Lu et al., 2020),却忽视废弃物再利用这一核心维度可能导致政策评估存在的偏误。因此,亟须构建微观企业层面“生产—治理”两阶段资源循环再利用的综合测度框架,即通过企业投入端的能源利用效率和产出端的固体废物处理量等途径,从整体上提升循环经济效率。本文首先根据Lu et al.(2020)、杜春丽和成金华(2009)提出的微观层面循环经济效率测量指标,纳入生产阶段污染排放和治理阶段再生利用的动态转化框架,测算更贴合“过程闭环”本质特征的循环经济效率值;其次基于全国税调表2013—2016年近10万家企业数据,采用DEA-Game Cross Efficiency模型(Wu et al., 2009)将企业间策略互动纳入微观层面循环经济效率的计算。就方法论而言,本文采用聚束识别方法评估企业群聚特征的政策效果。高阶回归模拟门槛附近的反事实分布可为本文提供局部估计的意向处理效应(intent-to-treat effect, ITT)和平均处理效应(local average treatment effect, LATE)(Cengiz et al., 2019),因此,本研究的因果识别更加精确。Saez(2010)较早研究了超额累进税制下的群聚式分布,并开发了针对此类制度弯折点的群聚分析法;Kleven & Waseem(2013)在后续的研究中进行了拓展,使其可以应用于全额累进税制下的制度断层点(notch points),补全了群聚分析法在制度断点研究上的应用范围。群聚识别在税收(张航、范子英, 2019;李昊楠, 2021;刘蓉等, 2023;冯晨等, 2023;刘启仁等, 2023;高文静、施新政, 2024)、金融(Bachas et al., 2021;张红、汪小圈, 2021)、慈善(Homonoff et al., 2020)、教育(Diamond & Persson, 2016)等多领域得到应用,并逐渐成为一种国内外流行的因果识别方法。

本文借鉴Diamond & Persson(2016)、Chen et al.(2021)的研究思路,首先基于2013—2016年税调表定量研究了CIP减税激励与企业循环经济效率之间的因果关系,通过构建Wald估计模型(范子英等, 2022),分析了企业实际有效税率下降对循环经济效率的激励效应。其次,利用McCrary检验发现企业存在财务操纵行为。为了研究该行为对政策激励效应的损害,依据杨国超和芮萌(2020)的研究,将样本划分为“真伪”高新技术企业,以定量估计财务操纵行为给循环经济效率提升带来的损失。最后,进一步追踪了企业研发密度的动态路径,并研究了企业响应CIP政策的长短期效应。研究表明:(1)CIP减税激励提高了循环经济效率,特别地通过降低企业实际有效税率这一途径使得中型企业门槛值附近LATE值约达11.07,大、小型企业分别约实现0.86个和1.53个百分点的边际提升。此外,根据不同地区环境规制和资金流动程度以及行业污染属性,其政策效果呈现差异化特征。(2)企业可能通过调整销售收入和虚增研发支出的方式进行财务操纵,在一定程度上损害了CIP政策对企业循环经济效率的正面激励效果,表现在不同门槛值下“伪”高新技术企业ITT(0.441, 0.074, 0.108)显著低于“真”高新技术企业(1.752, 0.680, 4.097)。(3)追踪企业研发密度动态路径发现,长期政策维持者的循环经济效率提升幅度显著高于短期跨越者,尤其在中段门槛(0.04)时,前者CEE效应达到0.668,较后者高出22.1%。总体来看,CIP减税显著提升了循环经济效率,但企业策略性行为在一定程度上损害了这一正面效果。

本文的边际贡献在于:第一,纳入再利用视角的循环经济效率测度。本文构建涵盖资源投入、废弃物产出、排放处理再利用率的综合效率指标,将循环经济效率的测度拓展至“生产—治理”两阶段,突破传统静态与单一维度的指标局限。此外,本文基于全国税收调查表并匹配绿色发展数据库,采用DEA-Game Cross Efficiency模型测度了2013—2016年全国税收调查数据库中的近10万个企业的循环经济效率,从微观企业层面扩展了该指标的测度。该方法摒弃了传统DEA模型忽视各决策单

元存在策略互动特征的严重缺陷,将基于规模报酬可变(VRS)的非合作博弈假设纳入效率评测框架,更符合微观层面效率测度的实际状况。第二,应用聚束分析评估了CIP减税激励对循环经济效益率的影响。本文克服了传统双重差分和断点回归由于不存在反事实组而无法对政策进行检验的问题,引入聚束分析,深度刻画了企业研发行为在CIP政策差异化门槛值的聚束特征事实,结合企业对政策的意向处理效应、局部处理效应和Wald估计,系统评估CIP减税激励对企业循环经济效益率的影响,为优化提升循环经济效益率的相关政策提供方法论支持。第三,反事实模拟了研发操纵下企业循环经济效益率。由于CIP政策研发密度门槛的刚性设计可能导致企业策略性操纵研发支出,因此本文模拟了不同研发门槛处企业的反事实循环经济效益率,并定量估计“真伪”高新企业的ITT效应,据此评估了操纵行为对循环经济效益率的政策折损,此外还追踪了CIP减税政策的长短期效应。本文为调整研发密度门槛、引入差异化激励标准等政策优化提供了实证依据,助力实现“创新驱动”与“绿色发展”双重目标。

## 二、制度背景与研究假说

### (一)制度背景

以研发创新为动力促进企业技术进步是提高企业循环经济效益的核心,这一观点已经成为国内外学者的广泛共识(Zhou et al., 2020; Ren & Albrecht, 2023; Lehmann et al., 2022)。早在20世纪90年代,中国就开始设立国家高新技术产业开发区,而被认定的高新技术企业则可以按照15%的税率征收企业所得税,这一时期高新技术企业主要由地方政府的认定,具体认定条件和办法尚未形成统一标准。1999年,科技部、财政部和国家税务总局联合发布了《国家高新技术产业开发区高新技术企业认定管理暂行办法》,首次对开发区内的高新技术企业认定条件和管理办法进行了全国性规范,明确了开发区内高新技术企业的研发密度门槛为5%。2008年,《高新技术企业认定管理办法》废除了以往的认定办法,统一了开发区内外高新技术企业的认定标准,进一步明确了高新技术企业认定条件如下:(1)具有大专以上学历的科技人员占企业职工人数的30%以上,从事高新技术产品研究、开发的科技人员应占企业职工总数的10%以上。(2)企业的技术性收入与高新技术产品销售收入的总和应占企业当年收入比例的60%以上。(3)研究开发费用总额占销售收入总额的比例符合如下要求:最近一年销售收入小于5000万元的企业,比例不低于6%;最近一年销售收入在5000万元至2亿元的企业,比例不低于4%;最近一年销售收入在2亿元以上的企业,比例不低于3%。这一政策调整,规范了高新技术企业的认定标准,降低了认定难度,加大了对高新技术企业的支持力度。由表1可知,在2008年高新技术企业认定条件改革之后,3%、4%和6%的研发密度成为关键门槛值。

表1 2008年高新技术企业主要认定条件

|      | 销售收入            | 研发密度<br>(研发支出/销售收入) |
|------|-----------------|---------------------|
| 小型企业 | 销售收入≤5000万元     | 6%                  |
| 中型企业 | 5000万元<销售收入≤2亿元 | 4%                  |
| 大型企业 | 销售收入>2亿元        | 3%                  |

### (二)研究假设

关于减税激励影响循环经济效益率的文献涉及两支:第一支是循环经济效益率的测度。现有循环经济效益率评价多采用单一指标或静态模型,缺乏整合资源投入、废弃物再生与经济效益的综合性框架(杜春丽、成金华,2009)。忽视废弃物再利用这一核心维度与循环经济“减量化、再利用、资源化”的本质要求相悖,因此,亟须构建微观层面“生产—治理”两阶段全生命周期资源代谢过程的综合测度框架,尤其需嵌入“再利用”视角以反映循环再生过程。因此,本文遵循Lu et al.(2020)的研究,将生产阶段的排污产出作为治理阶段的投入,多阶段联动测度企业循环经济效益率指标,并基于全国税收

调查数据库 2013—2016 年近 10 万家企业数据,采用 DEA-Game Cross Efficiency 模型(Wu et al., 2009),在规模报酬可变(VRS)假设下将企业间策略互动纳入效率评估。第二支是减税激励的环境效应。赵永辉等(2023)利用三重差分模型发现,西部大开发减税政策使适配企业的化学需氧量排放量平均降低约 39.6%,废水排放量平均降低 35%。吕越等(2023)指出增值税转型改革通过“研发创新效应、清洁生产效应和规模扩张效应”降低 2.29% 污染排放。然而,上述研究多采用传统环境指标,对循环经济效率的综合性测度关注不足。现有文献关于税收政策影响环境绩效的传导机制主要聚焦于两个方面:其一,实质性减税政策通过双重路径发挥作用——既通过激励绿色创新产生技术选择效应,又通过淘汰低效企业形成市场选择效应(赵颖,2022);其二,程序上强化税收征管会通过促使污染产业转移而产生资源重置效应(李力行等,2022)。值得注意的是政策激励传导具有异质性,表现在对群聚区间外的小微企业而言,减税主要促进了其经营性固定资产投资,但是对非经营性固定资产投资和研发投入等行为没有显著作用(冯晨等,2023)。因此,减税对循环经济效率的影响可能因企业属性、规模、行业污染特征及区域资源禀赋差异而分化,然既有文献对此缺乏系统性分析。

假说 1: CIP 税收激励通过提高投入端能源利用效率和产出端固体废物处理量,驱动循环经济效率提升,且该影响受环境规制、资金流动特征与行业属性调节。

关于税收优惠对企业研发投入的线性激励效应,现有研究聚焦于企业研发强度增加(Bloom et al., 2002)、研发支出提升(刘啟仁等,2023)与研发活动边际成本降低(Dechezleprêtre et al., 2016)等。然而,此类研究忽视企业策略性反应,杨国超等(2017)发现为获得高新技术企业享有的减税优惠和政府补助,公司会操纵研发投入以达到高新技术企业认定门槛。然而樊勇等(2020)却验证了中国小微企业所得税优惠政策间断点附近并未形成显著聚束效应。Chen et al.(2021)进一步指出,研发支出显著增加的部分原因是企业将费用重新贴上研发标签,而结构估计显示重贴标签占报告研发的 24.2%,将使生产率提高 9%。CIP 减税激励实施以后,那些处于认定标准门槛左侧的企业为了能享受到优惠的所得税税率,会积极响应政策号召提高研发密度以满足最低门槛,最终在门槛值右侧形成聚集。这一聚束特征的存在可能影响减税激励的有效性判断,又在一定程度上反映出政策执行中的行为异化风险,为后续研究“真伪”高新企业分化效应奠定基础。

然而,减税激励究竟是推动绿色转型还是诱发策略性行为,学界尚未达成共识。前者认为,税收优惠可通过降低绿色技术成本促进环境改善(赵永辉等,2023;吕越等,2023);后者则指出,研发操纵可能导致“政策红利沉淀”,甚至引发“劣币驱逐良币”效应(杨国超等,2017)。这一争议源于现有研究多依赖传统回归方法,难以区分减税引致的真实技术升级与统计性操纵行为(如虚增研发费用),导致因果推断偏误(张航、范子英,2019)。若企业通过虚增研发支出获取税收优惠,其行为本质是将政策资源从“高效率”创新企业转移到“低效率”,导致循环经济效率的“政策损耗”。特别是在信息不对称的条件下,政府难以辨别高新技术企业的真伪,加之政策实施中潜在的寻租问题,以及地方政府官员的政绩与高新技术企业的数量挂钩等种种原因,会导致政府在认定过程中放宽标准或忽视审核严格性,对“伪”高新企业视而不见(Aboody & Lev, 2000)。杨国超等(2017)证实,群聚企业的研发操纵行为会降低其未来专利产出,且这一效应在民营企业中更显著;张红、汪小圈(2021)进一步指出,研发操纵企业倾向于选择“易量化、低风险”的研发项目,而非需长期投入的绿色技术突破。这种策略性选择将扭曲技术路径,可能导致虚增研发的企业在环境责任履行与绿色创新方面的投入强度比真实研发企业低。综上所述,有效区分减税政策对循环经济效果“真实创新”与“策略操纵”的异质性影响,将助力政策优化的靶向性。

假说 2: 研发策略性操纵行为或将导致“伪高新”企业挤占政策资源,CIP 政策对循环经济效率的促进作用可能被企业策略性行为部分对冲。

企业持续性研发投入通过技术路径锁定机制形成核心竞争力(Barney, 1991)。这种资源积累过程具有双重刚性:一方面,技术知识库的渐进式演进形成路径依赖性,使竞争对手难以通过简单模仿

实现赶超(Nelson & Winter, 1985);另一方面,专用性资产投资产生的沉没成本导致创新轨迹不可逆(Dierickx & Cool, 1989),迫使企业持续优化资源组合以维持竞争优势。相较而言,短期策略性跨越者(jumpers)通过研发费用重分类(如将行政管理支出资本化)或跨期调整等手段实现“账面合规”(Chen et al., 2021),其创新行为由于缺乏组织惯例支撑与技术迭代连续性,难以转化为真实生产力提升。而长期政策维持者(stayers)能够将政策约束内化为组织学习动力,进而实现绿色技术创新与全要素生产率的协同增长。策略性跨越者的研发操纵行为符合脱耦假说,即通过会计科目调整等“仪式性合规”满足显性政策要求,却回避实质性技术变革。Muthitacharoen et al.(2021)基于泰国增值税阈值的准自然实验发现,75%企业在政策临界点存在显著的营业额跨期调整行为。Ramírez-Rondán & Nelson(2020)的动态面板门槛模型显示,跨越税收优惠门槛后,高生产率企业将政策红利转化为研发强度提升,而低效企业则更多选择股利分配,这种异质性印证了资产互补性原理。Saez(2010)发现持久合规者收入长期稳定高于拐点,验证了税收制度设计对微观主体决策的扭曲效应。Chetty et al.(2013)关于美国不同社区对劳动所得税抵免政策的认知差异发现长期响应者能持续利用政策优化劳动决策,而短期响应者仅在政策宣传期被动调整行为。综上所述,持续性的研发投入能够通过组织学习和技术积累形成核心竞争力,而短期的策略性行为则难以产生实质性的创新绩效提升。

假说3:CIP政策对长期政策维持者的循环经济效益促进作用显著高于短期策略性跨越者。

### 三、研究设计与数据来源

#### (一)研究设计

本文借鉴Diamond & Persson(2016)关于制度断层点政策冲击的因果识别框架,基于聚束方法(Bunching)构建了企业研发密度调整对循环经济效益因果效应的估计体系。具体实施包含三步:首先,通过未受政策干预企业的分布特征,重构断点邻域内企业反事实分布;其次,基于未受政策干预企业的产出变量特征,估计操纵区间企业的反事实产出变量分布状态;最后,量化企业财务策略性行为引致的意向处理效应(ITT)。进一步地,为解析CIP税收减免政策对企业循环经济效益的激励作用,本文通过测度策略性行为对企业实际税率与循环经济效益的ITT影响,计算了CIP政策干预下的局部平均处理效应。

##### 1. 研发密度聚束特征与反事实模拟

群聚方法的理论基础在于通过未受政策干预的个体分布特征,构建受干预个体的反事实分布。为实现CIP政策效应的无偏估计,其核心环节在于精准界定企业可能策略性调整研发密度的临界区间。为此,需首先通过反事实分析框架,量化企业在研发密度调整受限情形下的理论频率分布。本文构造回归方程式(1),以未受政策冲击的对照组企业分布为基准,对受政策作用区间内的企业研发密度进行反事实估计,并据此绘制反事实企业研发密度分布图。

$$C_j = \sum_{k=0}^p \beta_k \cdot d_j^k + \sum_{i=d_l}^{d_r} \gamma_k \cdot I[i = d_j] + \epsilon_j \quad (1)$$

其中, $C_j$ 是格子 $j$ 内的企业数量;将观测到的企业研发密度记为 $d$ , $d_j$ 是区间 $j$ 内对应的研发密度; $p$ 是多项式的最高阶数。等式右侧的第一部分用 $p$ 阶多项式拟合无政策冲击时的频率分布,用于绘制反事实研发密度分布曲线,其可由式(2)得到:

$$C_j^0 = \sum_{k=0}^p \beta_k \cdot d_j^k \quad (2)$$

式(1)中右侧的第二部分是单独提取出制度断点附近的操纵区间,用于吸收现实分布中偏离反事实分布的程度, $I[i = d_j]$ 是操纵区间的指示函数,当 $d_j \in [d_l, d_r]$ 时, $I[i = d_j]$ 取1,否则取0; $\epsilon_j$ 是误

差项。在回归前需要确定3组参数，即多项式的最高次幂  $p$  以及操纵区间的左右界  $d_l$  和  $d_r$ 。由 Diamond & Persson(2016) 提供的一种数据驱动方法，即网格5-折交叉验证(5-fold Cross Validation) 方法来选择最优的多项式阶数  $p$  和操纵区间  $[d_l, d_r]$  这3个参数，以此有效避免人为主观识别操纵区间而产生的偏误。使用这种方法来确定  $(p, d_l, d_r)$  需要满足两个条件：一是使多项式拟合的均方误差和(MSE)最小；二是使  $B = M$ ，其中  $B$  表示由于操纵行为导致政策要求的最低标准右侧多出来的企业数量(bunching mass)， $M$  则表示左侧流失的企业数量(missing mass)，这个等式体现了政策响应者从政策要求的最低标准的左边移动到右边的过程：

$$B = \sum_{j=d}^{d_r} (C_j - C_j^0) \tag{3}$$

$$M = \sum_{j=d_l}^{\bar{d}} (C_j^0 - C_j) \tag{4}$$

在实证操作过程中，本文采用了以下步骤：首先，将企业研发密度均匀划分为145个单位的格子 bin，并将全样本随机分为五个互斥的子样本组；其次，对于每个候选阶数，依次选取一组作为验证集，其余四组作为预测集进行反事实分布估计和验证集预测，重复该过程五次(每次使用不同的验证集)，记录各阶数下五次预测的均方误差和(MSE)；最终选择使MSE最小的多项式阶数  $p$  作为最优阶数。确定最优  $[d_l, d_r]$  的标准为：给定任意一个操纵区间的下限，然后根据  $B = M$  的原则选出能够使均方误差和最小的一组，即是最终确定的  $[d_l, d_r]$ 。

### 2. 操纵区间企业反事实循环经济效率

在估计出反事实状态下企业分布的基础上，进一步估计操纵区间内企业有关产出指标的反事实状态，进而计算政策带来操纵行为的ITT。反事实状态下企业产出状态估计公式如下：

$$Y_j = \sum_{k=0}^p \theta_k (d_j)^k + \alpha \cdot \mathbf{I}\{d_j > \bar{d}\} + \epsilon_j \tag{5}$$

其中， $d_j$  是第  $j$  个格子中企业的研发密度； $p$  为多项式的阶数； $\epsilon_j$  为误差项； $\mathbf{I}\{d_j > \bar{d}\}$  为指示函数，表示企业的研发密度是否大于政策最低门槛值； $Y_j$  代表的是第  $j$  个格子 bin 中企业的各指标，包括企业的研发投入、固定资产投资、人力资本、能源利用效率、固废处理量和循环经济效率等，各指标均取第  $j$  个箱体的组内均值。这一部分继续使用第一步已经确定的分组的宽度、多项式的最高次幂以及操纵区间的左、右界等参数进行拟合回归。在计算过程中，需要先剔除式(5)中右侧第二项，拟合出非操纵区间企业的反事实产出状态，然后将其应用到操纵区间企业，才能得到操纵区间内每个格子 bin 内企业的反事实产出状态。

### 3. CIP政策与循环经济效率的因果识别

基于式(1)与式(5)的估计结果，可对操纵区间内企业的反事实分布及结果变量进行联合推断。通过加权整合反事实预测值与实际观测值，可精确识别减税政策引致策略性操纵行为的意向处理效应，并基于Wald估计量测算局部平均处理效应。ITT及LATE的计算过程如下：首先，计算操纵区间内企业在反事实状态下结果变量均值，假设操纵区间内的企业数量为  $X_1$  且均没有实施操纵行为，此时企业在反事实情况下结果变量的平均值，记做  $E(Y|X_1)$ 。其次，计算这  $X_1$  家企业真实状态下结果变量均值。假设在真实状态下， $X_1$  家企业中有  $X_2$  家企业实施了操纵行为，而剩余  $(X_1 - X_2)$  家企业没有实施操纵行为，真实状态下的平均值反映了操纵与非操纵两类企业的混合效应，记做  $E(Y|X_1 - X_2, X_2)$ 。最后，计算上述两者之间的差异，这种差异是由实施操纵行为的  $X_2$  家企业所驱动，其度量了减税政策导致的企业研发操控行为所带来的政策效果。具体的ITT计算公式如下：

$$ITT = E(Y|X_1 - X_2, X_2) - E(Y|X_1) = \frac{\sum_{i=1}^N Y_i - \sum_{j=1}^J \hat{C}_j \cdot \hat{Y}_j}{N} \tag{6}$$

其中,  $N$  为操纵区间的企业数量;  $Y_i$  为第  $i$  个企业的观测结果变量;  $j$  为操纵区间内子区间的数量;  $\widehat{C}_j$  为第  $j$  个子区间内反事实情况下的企业数量;  $\widehat{Y}_j$  为第  $j$  个子区间内反事实状态下的  $Y$ 。如果  $Y$  是企业的循环经济效益, 则 ITT 表明企业操纵行为导致了操纵区间内企业平均循环经济效益的变化; 如果  $Y$  是企业的能源利用效率, 则 ITT 表明企业操纵行为导致了操纵区间内企业的平均能源利用效率的变化。

## (二) 数据说明与指标度量

### 1. 数据说明

本文以高新技术企业认定条件改革为研究对象, 使用 2013—2016 年全国税收调查表数据作为研究基础并匹配绿色发展数据库, 测度循环经济效益, 识别了企业策略性行为及其与企业循环经济效益的因果关系。一方面, 2008 年政策出台后, 企业需要时间调整和响应, 且本文试图追踪企业研发密度的动态路径, 因此选取政策实施后的相对稳定时期; 另一方面, 本文采用了 DEA-Game Cross Efficiency 模型测量循环经济效益指标, 这需要一致的投入产出指标, 2013—2016 年数据实现了标准化收集, 而早期年份数据缺乏统一标准, 导致无法构建可比的反事实框架。此外群聚分析法具有局部特征, 它关注断层处变量分布, 只有当样本量足够大时才能得到可信的结论 (Kleven & Waseem, 2013), 而全国税收调查数据库的优势在于其统计了所有规模企业纳税信息, 并且数据库中所调查的企业覆盖了国民经济的所有行业, 该数据库中每年大概有 70 多万家企业, 为本文的研究提供了可靠的数据来源。

### 2. 指标度量

目前关于循环经济效益的测度, 主要包括单一指标法, 指标体系法以及 DEA 数据包络分析法。本文采用基于非合作博弈假设的 DEA 模型评估微观循环经济效益。Wu et al. (2009) 基于非合作博弈假设的 DEA 模型能够模拟部门之间的竞争与协作关系, 更好地反映企业内部循环经济的实际运作情况, 使各决策单元在相互评价中达成均衡解, 从而提供更加客观的效率值。<sup>①</sup> 本文借鉴 Lu et al. (2020) 和杜春丽、成金华 (2009) 的研究, 在此基础上构建了涵盖资源投入、废弃物产出、排放处理再利用率循环经济效益综合指标, 并拓展至“生产—治理”两阶段, 将生产阶段的排污产出作为治理阶段的投入, 充分体现实现循环经济“减量化、再利用、资源化”的原则。具体指标界定如表 2 所示:

表 2 循环经济效益测度的指标选取和说明

| 阶段   |    | 指标名称     | 计量单位   | 指标说明         |
|------|----|----------|--------|--------------|
| 生产阶段 | 投入 | 资本       | 万元     | 固定资产投资总额     |
|      |    | 劳动力      | 万人     | 年末职工人数       |
|      |    | 能源消耗     | 万吨标煤   | 电力、煤炭、油耗、天然气 |
|      | 产出 | 增加值      | 万元     | 企业增加值        |
|      |    | “三废”产生量  | 吨      | 废气、废水、固废产生量  |
| 治理阶段 | 投入 | 污染治理投资费用 | 万元     | 企业污染治理投资费用   |
|      |    | “三废”产生量  | 吨      | 废气、废水、固废产生量  |
|      | 产出 | 固废处理量    | 吨      | 固体费用处理量      |
|      |    | 空气浓度     | 微克/立方米 | 空气污染综合得分     |

注: (1) 能源投入主要采用了电力、煤炭、油耗和天然气等, 根据国家统计局发布的《综合能耗计算通则》GB/T2589—2020 中能源折算系数进行折算加总而来; (2) 税调表 2015 年企业增加值指标数据缺失, 通过查阅相关文献再借鉴国家统计局的具体定义得到计算方法, 即企业增加值 = 企业总产值 - 企业中间投入 + 本期应交增值税, 中间投入包括职工薪资、中间投入、固定资产投资等指标。

本文利用 Max-DEA-X 计算出 2013—2016 年企业的循环经济效益值。其中, 固定资产投资是企业当年新增的用于生产经营的固定资产; 由于相关科技研发人员信息在数据库中尚未披露, 本文使

<sup>①</sup> 受限于篇幅, 循环经济效益测度的 DEA-Game Cross Efficiency 模型在《经济学动态》官方网站本文链接附录表一。

用当年新增职工代替人力资本,采用年末职工和年初职工人数的差值来作为代理变量;能源利用效率用企业总产值与能源总投入的比值表示;固废处理量用企业固废产生量和排放量的差值表示。为保持稳健,对研发投入、新增固定资产和固废处理量取对数,并对能源利用效率指标进行标准化处理,表3为变量描述性统计。

表3 变量描述性统计

| 变量     | 变量代码 | 均值    | 标准差   | 最小值  | 最大值    |
|--------|------|-------|-------|------|--------|
| 循环经济效益 | CEE  | 0.069 | 0.099 | 0.00 | 1.00   |
| 研发投入   | R&D  | 2824  | 8646  | 2.00 | 53500  |
| 新增固定资产 | FA   | 21616 | 84669 | 0.00 | 525000 |
| 人力资本   | HC   | 0.476 | 38    | 0.00 | 13.348 |
| 能源利用效率 | EE   | 0.059 | 1.000 | 0.00 | 48.010 |
| 固废处理量  | SWD  | 3217  | 23829 | 0.00 | 20.197 |

#### 四、实证结果

##### (一)研发密度的聚束特征与反事实分布

###### 1. 企业对CIP政策响应的特征事实

本文将利用全国税收调查表2013—2016年的数据,识别企业在研发密度门槛处是否存在聚束现象,并使用McCrary检验识别企业进行财务操纵的途径。具体地,以企业研发密度为依据,以0.001为分组宽度,画出了每个格子中企业的数量,如图1所示。

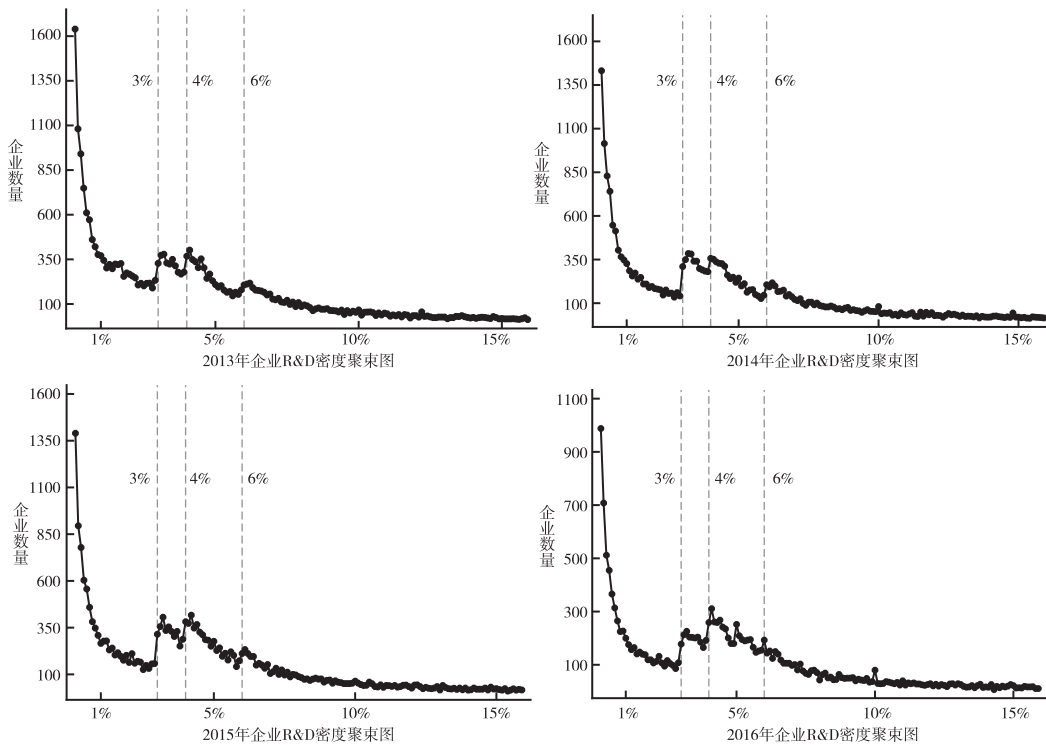


图1 2013—2016年企业聚束情况

可以发现,在CIP实施之后的2013—2016年间,企业在3%、4%和6%的门槛值右侧均出现了明显群聚现象,门槛值左侧出现了明显缺失。由于企业很难精确完美地群聚到单一门槛上,因此企业会选择在接近门槛值的一个区间内聚集。但是我们的不难看出,还是有一部分企业几乎是完美地将研

发密度锁定在门槛值上,这一现象说明企业存在财务操纵的可能,后续会进一步分析这一行为。

2. 无 CIP 政策时的反事实分布

进一步地,本文根据实证研究设计对企业的分布情况进行反事实拟合。基于式(1)一式(4)使用网格 5-折交叉验证方法,以 0.0002 的距离遍历数据计算出 2013—2016 年不同规模企业的最优多项式阶数和操纵区间。<sup>①</sup>以大型企业为例,确定了 2013—2016 年大型企业的最优阶数后该类型企业的最优操纵区间是 [0.0162, 0.0419], 格子大小为 0.001。图 2 给出了企业政策响应与否两种状态下的分布情况。其中,横轴是企业研发密度,纵轴是所在区间企业数量的密度,黑色实线表示估计的反事实分布曲线,圆点虚线代表观测到的实际分布,垂直虚线表示企业达到认定标准的最低门槛值,大、中、小型企业的门槛值分别为 0.03, 0.04, 0.06。通过对比 2013—2016 年不同规模企业的研发密度分布图和反事实分布图可看出,在门槛值右侧观测的频数分布明显高于反事实的频数分布,企业在右侧聚集,揭示了企业积极响应高新技术企业所得税优惠政策的事实;而在没有政策激励下的反事实估计曲线都较为平滑,且在门槛处的分布频数低于实际情况下的分布,证明了群聚现象(杨国超、芮萌, 2020; 张航、范子英, 2019),即在无 CIP 政策冲击存在时,门槛值左侧的部分企业在 CIP 实施后迁移至门槛值右侧。值得注意的是,2016 年观测到的研发密度存在多聚集点现象,可能归因于 CIP 政策修订的时滞效应,即 CIP 政策在 2016 年做出修订,将小型企业的研发密度由 0.06 降低到了 0.05, 然而中小企业相较于大型企业存在更多信息不对称,部分企业未能及时适应新规导致在旧政策阈值(0.06)处形成残余集聚。

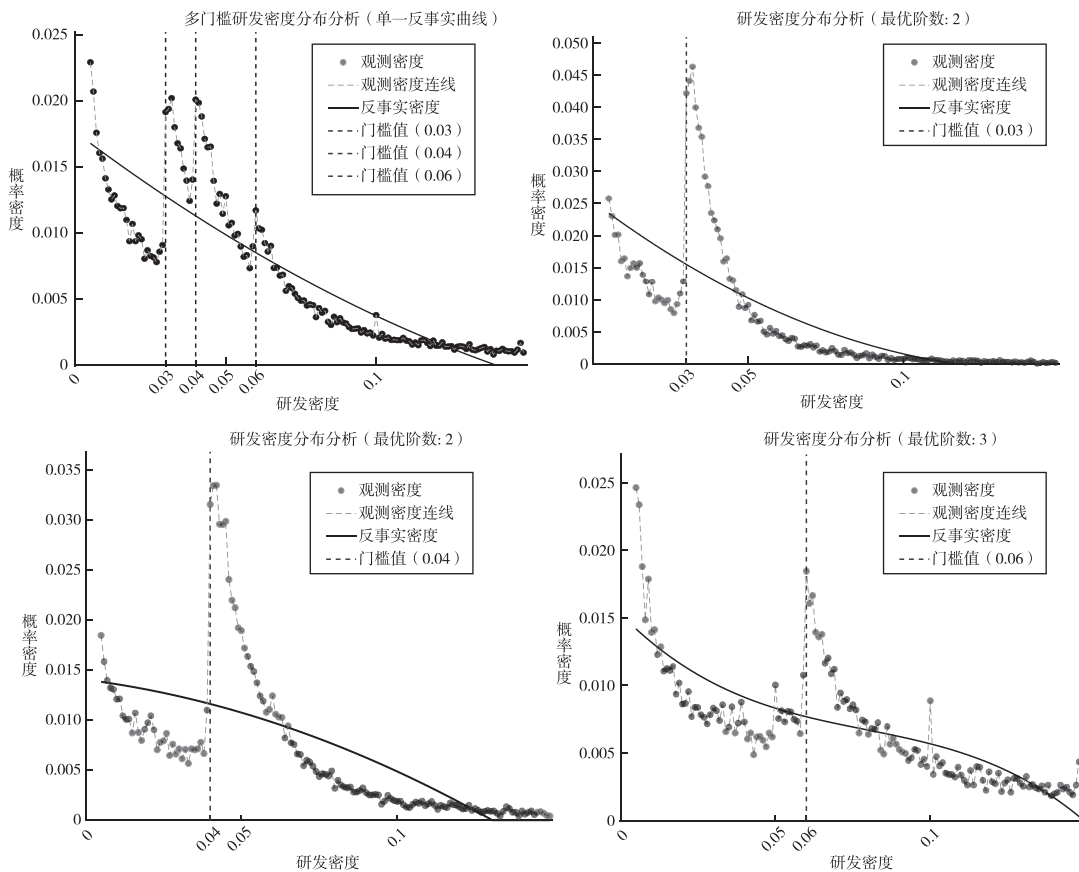


图 2 2013—2016 年不同规模企业研发密度的估计反事实分布情况

<sup>①</sup>2013—2016 年最优操纵区间数据、不同年度企业的反事实分布图同见《经济动态》官方网站本文链接附录附表 2.1、附表 2.2 和附图 2.1。

(二) CIP 政策与循环经济效益的识别结果

1. 因果识别

由于样本期间内企业有明显群聚特征,为进一步检验命题 1 是否成立,本文基于式(1)一式(6),利用 2013—2016 年税调表数据,通过计算群聚区间内企业循环经济效益的真实期望值和假设企业不能自由调整研发密度时反事实循环经济效益期望值的差,即意向处理效应来估计 CIP 如何驱动循环经济效益提升。为了进一步识别 CIP 减税激励对企业循环经济效益的因果效应,本文分别估计了不同门槛处的 ITT 值,并考察了减税对企业固定资产投资(FA)、人力资本(HC)以及生产端能源利用效率(EE)和再循环阶段固体废物处理量(SWD)的影响。估计结果如表 4 所示:

从表 4 的估计结果可以看出,CIP 政策实施对企业的循环经济效益值都有不同程度的提升作用。其中,基于大型企业 0.03 门槛值处,CIP 对企业循环经济效益的促进效果为 2.4%,中型企业 0.04 门槛值处为 62.0%,小型企业 0.06 门槛值处为 19.7%。从作用机制上来看:第一,不同门槛值下企业的研发支出均呈现显著增长,反映出 CIP 政策显著增加了企业研发投资,从而驱动循环经济效益的提升。第二,CIP 对不同门槛值处企业的新增固定资产和人力资本的投资都产生了显著提升作用,进一步印证了刘啟仁等(2023)的研究,实际性的研发努力在促进研发支出增长的同时,也会增加研发所需的固定资产和人力资本配套。第三,当 CIP 政策作用于能源利用效率时,在 0.03、0.04、0.06 三个门槛值处分别产生 0.051、0.701、0.113 的促进效应;同时,固废处理量在相同门槛下提升幅度分别达 0.126、2.811、0.829。说明企业生产过程中的能源利用效率及污染处理环节的固废处理能力显著提升,通过实施清洁生产技术改造和循环经济模式优化,整体促进了企业循环经济效益的提高。

表 4 CIP 对循环经济效益的聚类分析结果

| 门槛值  | CEE                   | ln(R&D)                | ln(FA)               | ln(HC)                | EE                    | ln(SWD)               |
|------|-----------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 0.03 | 0.024***<br>(25.954)  | 1.945***<br>(33.630)   | 0.729***<br>(23.152) | 0.253***<br>(22.434)  | 0.051***<br>(33.457)  | 0.126***<br>(34.085)  |
| 0.04 | 0.620***<br>(662.223) | 25.368***<br>(438.697) | 4.312**<br>(137.154) | 7.075***<br>(626.570) | 0.701***<br>(460.921) | 2.811***<br>(760.305) |
| 0.06 | 0.197***<br>(210.909) | 2.752***<br>(47.599)   | 2.535***<br>(80.490) | 2.260***<br>(200.150) | 0.113***<br>(74.342)  | 0.829***<br>(224.101) |

注:表中的数据表示 CIP 项目对各指标的意向处理效应;小括号内是 t 值,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。以下各表同。

本文基于聚类方法对上述估计结果进行了稳健性检验。采用了更换操纵区间的方式进行检验,上述聚类结果是基于最小化均方误差和  $B=M$  的原则计算出最优参数组合进行估计的,为避免带宽和区间选择对估计结果造成的影响,本文使用次优参数组合作为稳健性检验进行重新估计,结果均显著且与前文的基准估计结果一致,说明结论较为稳健。<sup>①</sup>综上所述,CIP 政策通过鼓励研发投入,促使企业增加固定资产和人力资本投资,提高投入端能源利用效率和产出端固体废物处理量,驱动循环经济效益提升。

2. 激励效应

通过认证的高新技术企业所得税税率由 25% 降为 15%,税率降低有利于刺激企业增加研发投入,促进企业循环经济效益的提高。然而,多数研究采用法定税率或名义税负率,对税收激励政策的绿色评估普遍存在“名义税率依赖”问题,导致对 CIP 政策真实效应的测算产生系统性偏差,进而高估政策的绿色效应(Zwick & Mahon, 2017)。为突破上述局限,本文通过因果推断框架测算 Wald 估计量,以实际有效税率(AETR)为核心工具变量,考察高新技术企业实际有效税率每降低 1% 而激励

<sup>①</sup>次优参数组合和稳健性见《经济学动态》官方网站本文链接附表 3.1、附表 3.2 和附表 3.3。

循环经济效益提升的实际值。

CIP改革与企业研发投入、实际税率都密切相关,因此对企业研发支出和实际有效税率的估计过程可以看作因果识别的第一阶段估计结果;而前文对循环经济效益的估计结果 $ITT_{CEE}$ 是简化式估计,它并没有将企业策略性行为所引起的税率变化考虑进来。为此,可以使用前文中相同的估计方法,将企业循环经济效益替换为企业所得税有效税率,估计出操控区间内企业实际有效税率的均值和假设不存在操控时企业实际有效税率均值的差异,即第一阶段估计值(first stage estimator, FSE)。进而依据Wald估计量,用 $ITT_{CEE}$ 和FSE的比值表示CIP冲击下企业的局部平均处理效应,即 $LATE = |ITT_{CEE}/FSE|$ , $ITT_{CEE}$ 表示企业循环经济效益变动的百分比,FSE表示企业实际有效税率下降的百分比,LATE为局部平均处理效应。因此,企业实际有效税率每降低一个百分点,企业对应地提高若干个百分点的循环经济效益,可视为高新技术企业税收优惠政策对企业循环经济效益的激励效应。

基于LATE方法的量化评估表明,CIP减税政策通过税率传导机制对循环经济效益产生了显著的促进作用,结果如表5所示。政策实施后,在0.03、0.04、0.06差异化门槛值处,企业实际有效税率分别平均实现2.8%、5.6%、12.9%的降幅,形成了阶梯式的税负减轻效应。这一结果验证了政策对不同规模企业的差异化调节作用。异质性分析显示,在大型企业0.03门槛值处,企业税率每降低1个百分点,循环经济效益约提升0.86个百分点;在中型企业0.04门槛值处,税率每降低1个百分点,效率提升约达11.07个百分点;在小型企业0.06门槛值处税率每降低1个百分点,效率约提升1.53个百分点。特别值得注意的是,中型企业表现出最强的政策边际效应,主要归因于其独特的规模与发展阶段特征。一方面,中型企业正处于快速发展和扩张阶段,对资金的迫切需求以及清晰的投资规划,使其能将减税释放的资金快速且精准地投入扩大生产、技术研发、设备更新或市场拓展等关键环节。这种资金的高效利用直接推动了企业效率的提升和经济的增长。另一方面,中型企业处于两种规模类型企业切换的缓冲地带,相较于大型企业,具有更简洁的决策流程,能迅速响应减税政策并精准配置资金,从而实现效率的快速提升。这种规模与灵活性的平衡,使得中型企业能够更有效地利用减税政策实现自身发展和升级(Boukattaya, 2025)。

表5 减税对企业循环经济效益的激励效应

| 估计项               | 0.03门槛                | 0.04门槛                 | 0.06门槛                |
|-------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| $ITT_{CEE}$       | 0.024***<br>(25.954)  | 0.620***<br>(662.223)  | 0.197***<br>(210.909) |
| FSE               | 0.028***<br>(29.004)  | 0.056***<br>(81.021)   | 0.129***<br>(431.417) |
| $ ITT_{CEE}/FSE $ | 0.857***<br>(p=0.000) | 11.071***<br>(p=0.000) | 1.527***<br>(p=0.000) |

### 3. 异质性分析

(1)不同环境规制强度。本部分基于波特假说考察不同环境规制强度下CIP政策对企业循环经济效益的差异化影响。根据蔡真、万兆(2024)的环境规制指标,将样本划分为强/弱环境规制地区。研究发现,相较于规制强度较弱的地区,处于强规制区域的企业,CIP政策对于其循环经济效益影响更大,激励效果更加明显。如表6所示,弱环境规制地区在0.04、0.06门槛值附近,CIP政策对企业的循环经济效益的提升分别为63.3%和17.5%,而在强环境规制地区则分别提升到了81.5%和25.1%,分别高出18.2、7.6个百分点,CIP政策在高环境规制地区效果更显著。这表明环境规制与市场激励机制存在协同作用,即严格的环境标准倒逼企业技术升级,叠加CIP税收优惠累积成本优势而形成规制压力与政策红利的双重驱动。然而,处于0.03门槛值附近企业的表现与上述结论截然相

反,可能源于大型企业存在环境规制的空间套利行为。具体而言,环境规制水平的区域差异会引发“污染避难所效应”,促使高污染产业从强规制地区向弱规制地区迁移(宋德勇等,2021)。大型企业“用脚投票”通过跨区转移高污染环节降低合规成本,而受限于资源约束的中小企业难以承担跨区域转移的固定成本,更倾向于通过工艺改进实现本地化转型。

表6 不同环境规制地区的循环经济效益分析结果

| 门槛         | 强环境规制               |                        |                        | 弱环境规制                 |                        |                       |
|------------|---------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|            | 0.03                | 0.04                   | 0.06                   | 0.03                  | 0.04                   | 0.06                  |
| <i>CEE</i> | 0.011***<br>(8.826) | 0.815***<br>(683.098)  | 0.251***<br>(209.945)  | 0.052***<br>(57.183)  | 0.633***<br>(702.590)  | 0.175***<br>(194.158) |
| $\ln(RD)$  | 0.484***<br>(9.257) | 20.421***<br>(1070.91) | 2.254***<br>(43.150)   | 4.449***<br>(75.583)  | 27.379***<br>(465.158) | 2.453***<br>(41.681)  |
| $\ln(FA)$  | 0.058***<br>(2.213) | 4.614***<br>(175.804)  | 4.420***<br>(168.379)  | 1.939***<br>(57.014)  | 6.999***<br>(205.876)  | 1.831***<br>(53.862)  |
| $\ln(HC)$  | 0.123***<br>(8.461) | 10.229***<br>(702.331) | 3.137***<br>(215.392)  | 0.145***<br>(16.660)  | 3.711***<br>(426.831)  | 1.341***<br>(154.258) |
| <i>EE</i>  | 0.029***<br>(8.008) | 1.196***<br>(330.511)  | 0.185***<br>(51.053)   | 0.051***<br>(112.651) | 0.375***<br>(836.68)   | 0.068***<br>(150.644) |
| $\ln(SWD)$ | 0.019***<br>(5.220) | 2.091***<br>(576.184)  | 0.8304***<br>(228.803) | 0.396***<br>(89.174)  | 3.535***<br>(796.609)  | 0.770***<br>(173.445) |

(2)不同资金流动性。资源基础观与融资约束理论表明通过增加营收、利润等资金流动可改善企业经营绩效进而激发企业绿色创新潜能(王海等,2023),因此本文考察了不同资金流动性企业循环经济效益的异质效应。如表7所示,以0.04门槛值为例,低资金流动性企业的*CEE*系数达0.757,而高流动性企业*CEE*系数仅为0.456,该差异在0.03~0.06门槛值区间内具有稳健性。研究表明,CIP政策通过双重路径产生差异化影响:第一,对于低流动性企业,政策现金流效应显著缓解融资约束,税负降低使研发投入弹性提升6.02倍,驱动固废资源化和人力资本投入增长约4倍,表明政策补齐了资源短板;第二,高流动性企业的绿色技术资本配置效率边际增幅仅为5.8%,印证管理惯性对政策信号的稀释效应。分析结果符合边际效用递减规律,CIP政策在低流动性群体中产生资源激活效应,表现为其政策弹性系数显著高于高流动性组,证实外部制度供给与企业内部资源禀赋存在动态耦合关系。

表7 不同资金流动性的企业循环经济效益分析结果

| 门槛         | 高资金流动性                 |                         |                        | 低资金流动性               |                        |                        |
|------------|------------------------|-------------------------|------------------------|----------------------|------------------------|------------------------|
|            | 0.03                   | 0.04                    | 0.06                   | 0.03                 | 0.04                   | 0.06                   |
| <i>CEE</i> | 0.059***<br>(11.973)   | 0.456***<br>(93.743)    | 0.126***<br>(26.508)   | 0.143***<br>(65.560) | 0.757***<br>(346.585)  | 1.723***<br>(785.406)  |
| $\ln(RD)$  | 17.489***<br>(224.028) | 103.363***<br>(1279.24) | 18.213***<br>(221.213) | 2.902***<br>(42.736) | 14.556***<br>(215.039) | 29.282***<br>(423.222) |
| $\ln(FA)$  | 6.289***<br>(59.966)   | 33.276***<br>(301.512)  | 4.210***<br>(39.363)   | 2.141***<br>(29.054) | 12.372***<br>(166.912) | 33.359***<br>(440.398) |
| $\ln(HC)$  | 0.705***<br>(19.030)   | 4.741***<br>(123.659)   | 1.078***<br>(28.774)   | 1.410***<br>(55.463) | 7.441***<br>(302.273)  | 16.873***<br>(682.992) |
| <i>EE</i>  | 0.413***<br>(133.337)  | 2.794***<br>(904.898)   | 0.641***<br>(209.140)  | 0.058***<br>(7.869)  | 0.285***<br>(39.717)   | 0.552***<br>(76.148)   |
| $\ln(SWD)$ | 1.512***<br>(73.657)   | 9.141***<br>(453.993)   | 1.697***<br>(80.590)   | 0.662***<br>(72.804) | 3.487***<br>(384.771)  | 7.874***<br>(855.022)  |

(3)不同行业污染程度。本文基于2015年《环境保护综合名录》划分企业污染属性,分析CIP政策对循环经济效率的异质性影响。表8数据显示,在0.03、0.04研发密度门槛处,低污染行业效率提升更高。以0.04门槛值为例,CIP政策使低污染行业循环经济效率提升73.5%,高于高污染行业的40.6%。这可能源于低污染行业通常以技术密集和知识创新为核心竞争力,其生产过程本身对资源消耗和污染排放的控制要求较高。在0.06门槛值处呈现反向规律:高污染小企业效率提升近2倍,远超低污染行业的16.9%。这与龙小宁和万威(2017)的研究结论相符,由于非高污染行业大中型企业的资本与技术储备优势显著,CIP政策能降低长期创新成本,推动系统性技术升级,并通过规模化应用和产业链协同放大政策效果。高污染行业的小型企业面临严格的环保合规压力,生存倒逼其优先采用短期见效的技术改造以迅速降低环保压力;而高污染行业的大中型企业因技术路径依赖与转型成本约束,政策效果相对受限。

表8 不同行业的企业循环经济效应分析结果

| 门槛      | 高污染行业                |                        |                        | 低污染行业                 |                        |                       |
|---------|----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|         | 0.03                 | 0.04                   | 0.06                   | 0.03                  | 0.04                   | 0.06                  |
| CEE     | 0.010***<br>(9.0743) | 0.406***<br>(391.359)  | 2.094***<br>(2017.1)   | 0.026***<br>(29.117)  | 0.735***<br>(823.436)  | 0.169***<br>(190.229) |
| ln(RD)  | 0.598***<br>(11.139) | 11.938***<br>(222.477) | 17.543***<br>(326.917) | 2.252***<br>(38.565)  | 32.877***<br>(562.997) | 2.682***<br>(45.930)  |
| ln(FA)  | 0.100***<br>(3.847)  | 1.534***<br>(59.164)   | 27.923***<br>(1077.3)  | 0.902***<br>(28.200)  | 7.038***<br>(219.980)  | 2.038***<br>(63.714)  |
| HC      | 0.009***<br>(11.112) | 0.274***<br>(331.479)  | 0.846***<br>(1022.9)   | 0.054***<br>(28.780)  | 0.669***<br>(356.515)  | 0.074***<br>(39.544)  |
| EE      | 0.010***<br>(11.112) | 0.274***<br>(331.479)  | 0.846***<br>(1022.9)   | 0.302***<br>(25.9413) | 9.196***<br>(789.948)  | 2.088***<br>(179.321) |
| ln(SWD) | 0.089***<br>(11.997) | 3.186***<br>(431.549)  | 13.719***<br>(1858.1)  | 0.130***<br>(42.345)  | 2.977***<br>(969.216)  | 0.598***<br>(194.770) |

### (三)企业策略性行为引致的效率损失

#### 1.企业策略性行为的特征事实

如果企业为了达到CIP规定的最低标准而进行财务操纵,从研发密度差异化门槛值左侧调整到门槛值右侧,将导致企业研发投入的虚增而真实的研发力度不足。这种制度套利行为将扭曲政策激励传导,最终抑制循环经济效率的真实增长。企业进行财务操纵有两种途径:一种是在会计上少计销售收入从而提高企业的研发密度;另一种是虚增研发投入,由于研发投入在会计准则中被归于费用类,而这种类型的费用很容易转移(Chen et al., 2021),企业可能将管理费用中的非研发支出标记为研发支出,导致企业虚增研发投入。为了检验企业是否存在财务操纵行为,本文使用McCrary检验判断销售收入和研发密度的核密度估计函数是否存在断点。具体地,首先检验企业是否在销售收入门槛值处存在断点,如果不存在断点则说明企业没有利用销售收入平滑等方式进行财务操纵;然后本文继续检验不同规模大小的企业在其研发密度门槛值处是否存在断点,来确定是否存在操纵行为。

图3和图4分别报告了销售收入和研发密度在断点处的McCrary检验结果。结果显示,在销售收入为5000万元和2亿元的门槛值处都存在明显的断点,且核密度检验的t值和p值分别为5.389(0.000)和2.385(0.017),检验结果证明在断点两侧的核密度检验结果在统计上是显著的,说明企业存在财务操纵行为。①同时对差异化研发密度门槛值处进行核密度检验,得到了同样的结论,即企业在其研发密度的门槛值处也存在断点。足以说明,CIP政策实施以后,企业为了达到认定标准,通过财务操纵行为,享受税收优惠。

①不同门槛处核密度检验t值与p值详见《经济学动态》官方网站本文链接附表4.1。

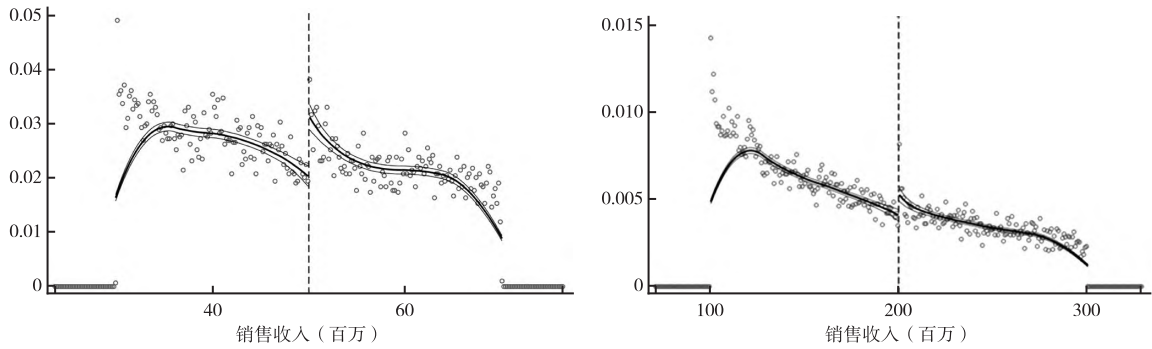


图3 销售收入的McCrary检验

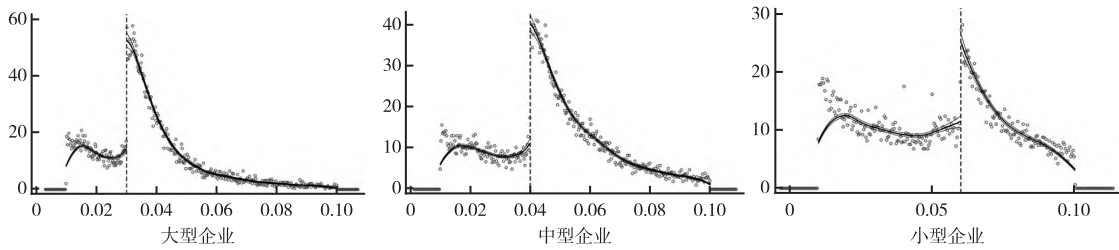


图4 研发密度0.03、0.04以及0.06门槛值的McCrary检验

## 2. 拟合企业反事实循环经济效率

前文的基准回归从全局视角出发,涵盖所有样本,包括未受影响的企业以及长期实质性响应政策的企业,评估了CIP政策对企业循环经济效率的整体净效应,又通过企业策略性行为的特征事实发现企业存在财务操纵行为。为了直观地观察企业的财务操纵行为对循环经济效率是否产生负面影响,本文根据式(5)反事实模拟政策门槛附近的样本,拟合了不同规模企业门槛值附近的反事实循环经济效率估计图,直观探究部分企业是否会通过财务操纵满足政策门槛,导致效率损失。

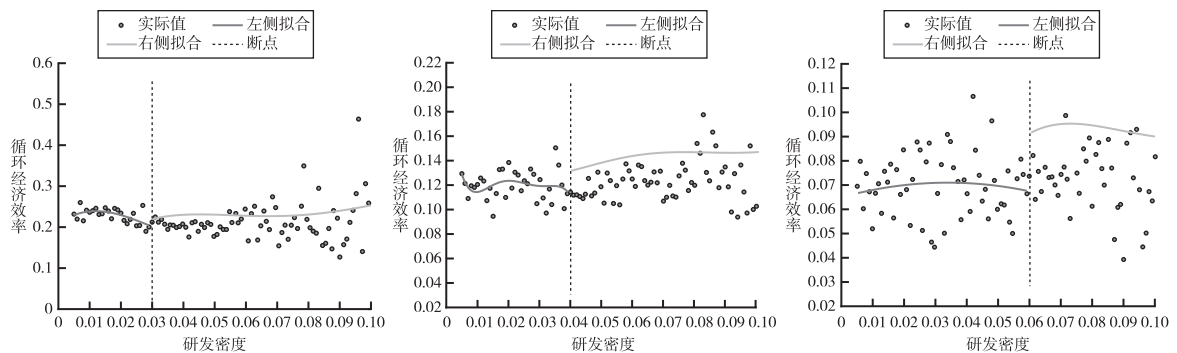


图5 差异化门槛附近循环经济效率的反事实估计

如图5所示,财务操纵行为对循环经济效率具有显著的抑制作用,表现为所有门槛值右侧企业的反事实效率拟合值均显著高于实际观测值,证实了财务操纵行为的负面影响存在系统性特征。这种抑制效应在不同门槛值处呈现明显差异:小型企业0.06门槛值处表现出最显著的反事实效率提升,表明财务操纵对其循环经济效率的扭曲效应最为严重;0.04门槛值处虽也存在反事实效率提升,但幅度相对较小;而0.03门槛值处的反事实效率与实际值差异最小,这可能源于其相对规范的财务管理制度。循环经济效率在不同门槛值处均呈现一定程度的扭曲,需定量估计策略性行为引致的效

率损失,为企业响应差异化政策设计提供参考。

3. 策略性行为引致的效率损失

不少企业为享受高新技术企业税收优惠会通过操纵研发投入的方式来满足认定门槛,这种迎合行为会大大削弱该政策对循环经济的激励效应,为了估计财务操纵行为对循环经济效率的损失程度,本文基于聚束分析的反事实估计探究真伪企业之间的效率损失。参照杨国超等(2017)的研究,将研发密度恰好超过法规门槛1%的公司定义为研发操纵公司。然而,研发操纵行为可能不仅存在于超额聚束部分(研发密度恰好超过门槛的企业),还可能存在于聚束门槛值左侧的一部分企业(研发密度略低于门槛的企业)。为保证检验严谨性,将门槛值左右两侧0.5%的企业定义为研发操纵公司,即“伪”高新技术企业,将剩下的样本视为“真”高新技术企业。具体而言,“伪”高新技术企业为:销售收入不超过5000万元的小型企业中,研发密度为[5.5%,6.5%)的企业;销售收入大于5000万元且不超过2亿元的中型企业中,研发密度为[3.5%,4.5%)的企业;销售收入超过2亿元的大型企业中,研发密度为[2.5%,3.5%)的企业,据此在样本期内估计策略性行为造成的循环经济效率损失。

由表9的估计结果可知,在不同研发密度门槛值条件下,“伪”高新技术企业的意向处理效应均显著低于“真”高新技术企业。具体而言,在大型企业0.03研发密度门槛值处,“伪”高新技术企业的ITT估计值仅为0.441,较“真”高新技术企业的1.752存在显著差距;类似地,在中型企业0.04门槛值和小型企业0.06门槛值条件下,“伪”高新技术企业的ITT值(分别为0.074和0.108)也显著低于“真”高新技术企业的对应值(分别为0.680和4.097)。这表明,研发投入的策略性操纵行为显著削弱了高新技术企业税收优惠政策对循环经济效率的激励效果。进一步分析发现,不同规模企业间的效应差异呈现梯度特征:在0.03研发密度门槛值处,两类企业的ITT差异相对较小,这可能源于大型企业通常具备更为完善的研发管理体系和组织惯性,即使存在一定程度的研发操纵,其既有的研发基础设施和人才储备仍能维持基本的绿色发展;相比之下,小型企业在0.06门槛值处的ITT差异最为显著,这反映出中小企业由于研发基础相对薄弱、创新资源有限,其研发操纵行为对真实循环经济产出的负面影响更为严重,导致政策激励效果的大幅衰减。上述结论与前文中对循环经济效率的反事实估计所得出的结论一致,这些发现为理解企业异质性在政策效应调节中的作用提供了新的经验证据。

表9 研发操纵对企业循环经济效应的损失检验

|        | “真”高新技术企业 |         | “伪”高新技术企业 |        |
|--------|-----------|---------|-----------|--------|
|        | ITT       | t值      | ITT       | t值     |
| 0.03门槛 | 1.752***  | 353.717 | 0.441***  | 96.651 |
| 0.04门槛 | 0.680***  | 138.551 | 0.074***  | 16.228 |
| 0.06门槛 | 4.097***  | 861.693 | 0.108***  | 22.884 |

五、进一步分析

既有研究表明,税收优惠政策对企业创新行为的影响具有显著的策略性响应特征,学者普遍关注税收优惠对研发投入的线性激励效应,或政策间断点附近的群聚现象,但缺乏对企业达标后行为的动态追踪。本文通过构建短期策略性反应(如突击增加研发投入以满足政策门槛)和长期实质性改进(持续提升研发强度推动技术升级)的两类企业响应行为,进一步分析了CIP减税激励对企业循环经济效率的差异化影响。Muthitacharoen et al.(2021)对泰国增值税起征点的分析,证实了部分企业仅在特定年份短暂跨越门槛,次年通过人为调整营业额退回免税区间,只有少数企业跨越门槛后持续合规纳税。因此,本文通过改进的聚束分析考察企业研发密度在2013—2016年的动态路径,结合Ramírez-Rondán & Nelson(2020)的门槛效应分析,研究了政策持续性影响企业循环经济效率的策略性反应。为了追踪企业研发密度在2013—2016年期间的变化路径,将企业划分为长期维持者(出现两年及以上达标)和短期跨越者(仅当年达标次年回落)两个样本,这一做法不仅符合中国高新

技术企业认定的本土特征(研发强度门槛的特定要求),还揭示了CIP政策的长期影响机制。动态分析结果如表10所示。

表10 CIP政策对循环经济效率的持续效应

| 门槛      | 长期政策维持者               |                        |                       | 短期政策维持者              |                        |                       |
|---------|-----------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|
|         | 0.03                  | 0.04                   | 0.06                  | 0.03                 | 0.04                   | 0.06                  |
| CEE     | 0.355***<br>(128.133) | 0.668***<br>(237.872)  | 0.424***<br>(152.484) | 0.199***<br>(86.765) | 0.547***<br>(245.183)  | 0.343***<br>(150.352) |
| ln(RD)  | 2.784***<br>(44.453)  | 5.153***<br>(84.489)   | 3.141***<br>(49.472)  | 6.009***<br>(78.589) | 15.624***<br>(207.866) | 8.641***<br>(110.199) |
| ln(FA)  | 7.589***<br>(130.695) | 14.739***<br>(256.531) | 9.979***<br>(171.429) | 2.254***<br>(24.921) | 7.219***<br>(79.725)   | 5.900***<br>(64.395)  |
| HC      | 4.740***<br>(143.571) | 8.764***<br>(267.992)  | 5.327***<br>(167.693) | 1.847***<br>(71.178) | 5.117***<br>(200.033)  | 3.271***<br>(126.394) |
| EE      | 0.238***<br>(30.068)  | 0.510***<br>(61.242)   | 0.392***<br>(46.772)  | 0.214***<br>(28.981) | 0.565***<br>(79.515)   | 0.325***<br>(46.050)  |
| ln(SWD) | 1.666***<br>(98.822)  | 3.146***<br>(184.267)  | 2.008***<br>(114.615) | 1.015***<br>(95.379) | 2.759***<br>(259.311)  | 1.696***<br>(160.813) |

数据显示,在0.03、0.04、0.06门槛值处,长期政策维持者的循环经济效应分别为0.355、0.668、0.424,而短期政策维持者则分别为0.199、0.547、0.343。尤其在中段门槛(0.04)时,长期维持者的CEE效应较短期政策维持者高出22.1%,表明长期政策维持者的循环经济效率提升效应显著高于短期政策维持者,可见政策持续性与激励强度的协同作用对循环效率提升具有重要影响。这一差异在控制变量层面得到进一步验证:(1)长期政策维持者的研发投入显著低于短期政策跨越者,说明后者存在明显的策略性研发操纵;(2)固定资产和人力资本的ITT值在长期样本中普遍高出短期样本,表明持续达标企业更倾向于通过实质性资源配置提升循环经济效率。这说明政策持续性要求能有效区分企业的创新动机,即当政策考核期延长至两年以上时,企业为维持资质进行的研发投入更可能转化为真实的技术积累,从而提升企业循环经济效率;而短期达标行为则会导致企业提高操纵行为损害政策实施效果。

## 六、结论与启示

本文以2008年高新技术企业所得税优惠新政为减税激励实验场景,基于2013—2016年全国税收调查数据,首先,运用群聚(Bunching)方法捕捉政策断点处企业的研发密度响应,刻画研发投入的门槛聚束效应;其次,采用非合作博弈假设的数据包络分析(GCE-DEA)从“生产—治理”两阶段动态测度企业循环经济效率值,构建了政策评估的反事实因果识别框架,探究了税收激励与企业循环效率之间的非线性关联,并基于Wald局部平均处理效应(LATE)估计,识别实际有效税率降低对循环效率的净效果;继而,区分“真假”高新技术企业,通过McCrary核密度检验甄别财务操纵行为引致的政策异化效应,构建反事实组量化测算循环效率损失;最后,考察短期策略性反应和长期实质性改进的两类企业响应行为,进一步分析了CIP政策对企业循环效率的动态效应。

研究结果表明:(1)在大型、中型和小型企业对应的门槛处分别提升循环经济效率2.4%、62%和19.7%。LATE估计显示,企业实际有效税率在差异化门槛值附近分别平均实现2.8%、5.6%、12.9%的降幅,且实际有效税率每降低1个百分点,循环效率提升幅度在大型、中型、小型企业群组中分别约达0.86、11.07、1.53个百分点。异质性检验表明,首先,资金流动性受限企业对政策激励的响应程度更为显著;其次,位于强环境规制地区的中小企业(特别是处于政策门槛值附近的企业),其效率提升幅度明显超过弱规制地区的同类企业;最后,在相同规模类型的企业中,低污染行业对循环效率的提升作用更为突出。(2)McCrary核密度检验揭示中小企业在认定门槛值处存在

显著断点跳跃,通过对“真伪”高新技术企业的分样本检验表明,“伪”高新技术企业的循环经济效率较真实组在0.03、0.04和0.06门槛值上分别低2.9、8.18和36倍,财务操纵行为导致政策净效应衰减显著,在一定程度上印证了“伪”高新技术企业存在过度的财务操纵行为,这将损害CIP政策对循环经济效率的正向激励。(3)政策动态分析表明,长期政策维持者的循环经济效率提升幅度显著高于短期跨越者,尤其在中段门槛(0.04),前者效应达0.668,较后者高出22.1%,验证了持续达标企业更倾向于通过实质性资源配置提升循环经济效率。

为提升高新技术企业税收政策对循环经济效率的激励效果,本文提出以下建议:第一,优化税收工具传导循环经济增效路径。基于税收优惠通过研发互补性资产、能源效率提升驱动循环经济效率提升的作用机制,可对研发投入超行业均值的企业实施递增抵扣,并将所得税减免与固废处理量挂钩,增强政策与环境绩效的联动。第二,实施差异化激励放大政策红利。根据中型企业税负弹性响应强度(11.071)显著高于大型企业(0.857)的结论,对于中小型企业,政府可提供更多直接性资金援助和技术支持,帮助克服创新初期障碍;对于大型企业,则可更偏向于激励其在研发和环保设备上的规模性投资。第三,建立动态监管机制应对财务操纵问题。针对财务操纵行为导致“伪”高新技术企业循环经济效率低于真实组2倍以上的证据,政府应制定更严格的财务报告标准和审计程序,整合税务稽查与大数据监测系统以确保企业的财务报告真实可靠。此外,加大财务违规的处罚力度、公开曝光违规企业或建立阶梯式惩罚规则等措施,强化“伪”高新退出。第四,建立动态的高新技术企业研发门槛认定机制。根据长期维持者循环经济效率提升幅度显著高于短期跨越者且其固定资产和人力资本投入更为稳定的结果,可实施滚动考核与动态监测,对持续达标企业给予阶梯式税收优惠,从而更精准地激励实质性创新,提升政策资源配置效率。

#### 参考文献:

- 蔡真 万兆, 2024:《公众参与与政府响应视角下的环境治理机制及效果》,《经济学动态》第5期。
- 杜春丽 成金华, 2009:《我国钢铁产业循环经济效率评价:2003—2006》,《产业经济研究》第5期。
- 樊勇 李昊楠 管淳, 2020:《小微企业所得税优惠间断点是否存在聚束效应》,《世界经济》第3期。
- 范子英 程可为 冯晨, 2022:《用地价格管制与企业研发创新:来自群聚识别的证据》,《管理世界》第8期。
- 冯晨 刘冰 叶永卫, 2023:《减税激励与异质性投资反应:来自小微企业的证据》,《管理世界》第11期。
- 高文静 施新政, 2024:《企业所得税并轨、所有权结构调整与企业生产率——基于群聚分析法的研究》,《经济学(季刊)》第1期。
- 李昊楠, 2021:《减税效率的提升路径——来自结构性减税时期小微企业应税收入弹性的证据》,《管理世界》第11期。
- 李力行 聂卓 席天扬, 2022:《多维度治理与国家能力:增值税征管和企业排污的视角》,《世界经济》第6期。
- 龙小宁 万威, 2017:《环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性》,《中国工业经济》第6期。
- 刘蓉 陈凌庆 王睿霆, 2023:《预算管理 with 减税效能提升——来自小微企业动态群聚的证据》,《经济研究》第8期。
- 刘啟仁 龙健雄 张展辉, 2023:《税收激励、研发支出与出口绩效——基于高新技术企业认定条件改革的聚束分析》,《中国工业经济》第4期。
- 吕越 张昊天 薛进军 赵旭杰, 2023:《税收激励会促进企业污染减排吗——来自增值税转型改革的经验证据》,《中国工业经济》第2期。
- 宋德勇 朱文博 王班班 丁海, 2021:《企业集团内部是否存在“污染避难所”》,《中国工业经济》第10期。
- 王海 郭冠宇 尹俊雅, 2023:《数字化转型如何赋能企业绿色创新发展》,《经济学动态》第12期。
- 温军 冯根福, 2012:《异质机构、企业性质与自主创新》,《经济研究》第3期。
- 杨国超 刘静 廉鹏, 2017:《减税激励、研发操纵与研发绩效》,《经济研究》第8期。
- 杨国超 芮萌, 2020:《高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应》,《经济研究》第9期。
- 张航 范子英, 2019:《群聚分析法:原理、争议及应用前景》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- 张红 汪小圈, 2021:《避免亏损与公开增发盈余管理的识别与估计:来自聚束设计的实证证据》,《金融研究》第4期。
- 赵颖, 2022:《减税激励与小微企业发展——基于所得税减半征收的证据》,《经济学动态》第5期。
- 赵永辉 罗宇 张明昂 储德银, 2023:《未预期的政策受益:减税激励与企业污染治理》,《财政研究》第5期。
- Aboudy, D. & B. Lev (2000), "Information asymmetry, R&D, and insider gains", *Journal of Finance*, 55(6):2747—

2766.

- Bloom, N. et al. (2002), "Do R&D tax credits work? Evidence from a panel of countries 1979–1997", *Journal of Public Economics*, 85(1):1–31.
- Bachas, N. et al. (2021), "Loan guarantees and credit supply", *Journal of Financial Economics*, 139(3):872–894.
- Barney, J.(1991), "Firm resources and sustained competitive advantage", *Journal of Management*, 17(1): 99–120.
- Boukattaya, S. (2025), "Corporate environmental performance, governance and financing decisions: Empirical evidence from France", *Environmental Challenges*, 19(1): 101169.
- Cengiz, D. et al. (2019), "The effect of minimum wages on low-wage jobs", *Quarterly Journal of Economics*, 134(3): 1405–1454.
- Chen, Z. et al. (2021), "Notching R & D investment with corporate income tax cuts in China", *American Economic Review*, 111 (7): 2065–2100.
- Chetty, R. et al. (2013), "Using differences in knowledge across neighborhoods to uncover the impacts of the EITC on earnings", *American Economic Review*, 103(7): 2683–2721.
- Diamond, R. & P. Persson (2016), "The long-term consequences of teacher discretion in grading of high-stakes tests", NBER Working Paper, No. w22207.
- Dierickx, I. & K.Cool (1989), "Asset stock accumulation and sustainability of competitive advantage", *Management Science*, 35(12): 1504–1511.
- Dechezleprêtre, A. et al. (2016), "Do tax incentives for research increase firm innovation? An RD design for R&D", NBER Working Paper, No. w22405.
- Greenwald, B. C. & J. E. Stiglitz (1986), "Externalities in economies with imperfect information and incomplete markets", *Quarterly Journal of Economics*, 101(2): 229–264.
- Homonoff, T. et al. (2020), "Balance sheet insolvency and contribution revenue in public charities", *Journal of Public Economics*, 186:104177.
- Kleven, H.J. & M.Waseem (2013), "Using notches to uncover optimization frictions and structural elasticities: Theory and evidence from Pakistan", *Quarterly Journal of Economics*, 128(2):669–723.
- Lehmann, C. et al. (2022), "Leveraging the circular economy: Investment and innovation as drivers", *Journal of Cleaner Production*, 360:132146.
- Lu, C. et al. (2020), "An integrated measurement of the efficiency of China's industrial circular economy and associated influencing factors", *Mathematics*, 8(9):1610.
- McCrary, J. (2008), "Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test", *Journal of Econometrics*, 142(2): 698–714.
- Muthitacharoen, A. et al. (2021), "VAT threshold and small business behavior: Evidence from Thai tax returns", *International Tax and Public Finance*, 28(5): 1242–1275.
- Nelson, R. R. & S. G.Winter (1985), *An Evolutionary Theory of Economic Change*, Harvard University Press.
- Ramírez-Rondán, N. & R.Nelson (2020), "Maximum likelihood estimation of dynamic panel threshold models", *Econometric Reviews*, 39(3): 260–276.
- Ren, Q. & J. Albrecht (2023), "Toward circular economy: The impact of policy instruments on circular economy innovation for European small medium enterprises", *Ecological Economics*, 207:107761.
- Saez, E. (2010), "Do taxpayers bunch at kink points?", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(3): 180–212.
- Wu, J. et al.(2009), "DEA game cross-efficiency approach to Olympic rankings", *Omega*, 37(4): 909–918.
- Zhou, X. et al. (2020), "Driving force for China's economic development under Industry 4.0 and circular economy: Technological innovation or structural change?", *Journal of Cleaner Production*, 271:122680.
- Zwick, E. & J. Mahon(2017), "Tax policy and heterogeneous investment behavior", *American Economic Review*, 107(1): 217–248.

## Tax Reduction Incentives for High-tech Enterprises and Circular Economy Efficiency: Evidence Based on Bunching

QUE Wei<sup>a</sup>, LI Yuanyi<sup>a</sup> and GUO Feiyu<sup>b</sup>

(a: Hunan University, Changsha, China;

b: Taiyuan University of Science and Technology, Taiyuan, China)

**Summary:** The R&D investment and the ability to transform green technologies of high-tech enterprises, the main driving forces of technological innovation, are directly related to the improvement of the efficiency of the circular economy. However, the inherent long cycle, high risk, and easy imitation of achievements in technological R&D may lead to insufficient self-motivation of enterprises in R&D. Given the public nature of taxation, tax reduction has become an important policy tool to make up for the insufficiency of incentives. However, China's InnoCom Program (CIP) is implemented with R&D density as the threshold. This rigid design has led to the R&D density of a large number of enterprises being "locked" above the threshold value, resulting in an abnormal accumulation of enterprises on the right side of the threshold. The "pseudo-innovative" behavior of strategically manipulating R&D expenditures may weaken the promoting effect of tax reduction incentives on the efficiency of the circular economy. How can we detect "pseudo-innovation" from inflated R&D spending? How severely does this manipulation weaken CIP's positive impact on circular economy efficiency? Will firms show dynamic differentiation in CIP responses over time? Addressing these issues reveals CIP's dual effects on circular economy efficiency.

Firstly, this paper incorporates the efficiency measurement of the circular economy from the perspective of reuse. This paper constructs a comprehensive efficiency index covering resource input, waste output, and the reuse rate of discharge treatment, and extends it to the two stages of production and treatment. The pollutant discharge output in the production stage is taken as the input in the treatment stage, breaking through the limitations of conventional static and single-dimensional indicators. Furthermore, based on the national tax survey form, this paper uses the DEA-Game Cross Efficiency model to measure the circular economy efficiency of nearly 100,000 enterprises in the national tax survey database from 2013 to 2016, expanding the measurement of this indicator at the enterprise level. Secondly, the impact of CIP tax reduction incentives on the efficiency of the circular economy was evaluated by applying the bunching analysis. This paper overcomes the problem that conventional difference-in-differences (DID) and regression discontinuity (RD) cannot test policies due to the absence of counterfactual groups. It introduces the cluster analysis and matches it with the national tax survey database and the green development database. Combined with the intention treatment effect, local treatment effect, and Wald estimation of enterprises on policies, it systematically assesses the impact of tax incentives on the circular economy efficiency of enterprises, providing methodological support for policies related to optimizing and enhancing the efficiency of the circular economy. Thirdly, counterfactual simulation is conducted on the loss of circular economy efficiency under the manipulation of research and development. This paper quantitatively estimates the ITT effect of "true and false" high-tech enterprises. Based on this, it assesses the policy depreciation of the circular economy efficiency caused by manipulation behavior, counterfactually simulates the loss values of the circular economy efficiency of enterprises at the R&D threshold under different circumstances, tracks the dynamic change path of the R&D density of enterprises, and evaluates the long-term and short-term effects of the CIP policy.

This paper has strong policy significance, indicating that optimizing policy design and breaking through rigid threshold constraints are key to enhancing the promoting effect of tax reduction incentives on the efficiency of the circular economy. Firstly, for enterprises with R&D investment exceeding the industry average, incremental deductions will be implemented, and income tax cuts will be linked to the volume of solid waste treatment. Secondly, for SMEs, the government can offer direct funding and technical aid to address early innovation barriers. For large firms, it should incentivize scaled-up R&D and environmental equipment investments. Thirdly, the government can toughen penalties for violations, name violators publicly, or implement tiered sanctions to phase out "pseudo-high-tech" firms. Fourthly, we can conduct rolling evaluations with dynamic oversight, granting tiered tax benefits to compliant firms to better drive real innovation.

**Keywords:** Bunching; InnoCom Program; Circular Economy Efficiency; Strategic Behavior; Dynamic Response

**JEL Classification:** C31, D21, E62

(责任编辑:木丰)

(校对:金禾)