

# 税收优惠促进了企业环保投资吗？

——基于中国私营企业调查数据的经验证据

张三峰, 陆海欣, 吴雪平

(南京信息工程大学 商学院, 南京 210044)

**摘要:** 基于 2006—2016 年 6 轮中国私营企业调查数据, 运用双重差分法检验了所得税优惠政策调整对企业环保投资的影响。研究发现: 所得税优惠政策调整显著促进了企业环保投资额增加, 这一结果在进行识别条件检验, 并进行安慰剂检验、预期效应检验、排除其他政策干扰和纠正样本选择偏倚后依然稳健。机制检验表明, 所得税优惠政策调整通过减轻税负和缓解企业融资约束, 进而激励企业增加环保投资。进一步的异质性分析表明, 所得税优惠政策调整对小规模、得到信贷支持和存在政治关联的企业环保投资产生了更大的促进效应, 但没有增加中部地区企业的环保投资。研究结论对通过产业政策与市场机制协同激励企业绿色发展有经验参考。

**关键词:** 税收优惠; 所得税; 产业政策; 环保投资; 私营企业

**中图分类号:** F810.42   **文献标志码:** A   **文章编号:** 1002—980X(2023)10—0001—13

## 一、引言

在污染防治方面进行投资不仅是企业承担环境责任的直观体现, 也是实现生态环境好转的重要保障和物质支撑。然而, 环保投资具有投资周期长、经济效益低的特点, 无法为企业带来即时、直接的经济流入 (Jiang et al, 2021)。此外, 在企业面临现金流约束的情况下, 增加环保投资还会造成较高的机会成本, 导致企业在短期内的生产力下降, 损害企业短期利润 (Gray and Shadbegian, 1995)。这些都导致企业缺乏环保投资的意愿, 如何通过适当的政策干预激励企业增加环保投资是国内外研究者关注的问题之一。

在环境政策工具的实施效果充满了不确定性之时, 经济学家们更倾向于采用市场化的产业政策工具, 特别是财政补贴、税收优惠等促进企业改善环境治理。有研究表明产业政策可以为企业提供更大的动力采用清洁生产技术或增加环保投资 (Farzin and Kort, 2000; 李晓萍等, 2019)。然而, 也有调查发现税收优惠等产业政策工具对企业绿色发展的促进效果有限 (辛璐等, 2019)。那么, 税收优惠等产业政策工具能否促进企业绿色发展? 已有文献尚未从准实验变化对这一问题进行因果推断。为此, 本文以 2008 年所得税优惠政策调整为准自然实验, 运用双重差分模型, 使用 2006—2016 年 6 轮中国私营企业调查数据, 实证检验产业政策工具对企业环保投资的影响及其机制。

与已有文献相比, 本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面: 第一, 评估了 2008 年《企业所得税法》中关于所得税优惠准实验性变化对中国私营企业环保投资的影响, 研究丰富了驱动企业绿色发展的因素领域文献, 为洞察中国功能性产业政策与市场机制协同激励企业绿色发展提供了崭新的视角; 第二, 不同于从地方财政紧缩 (Peng et al, 2021) 和环保税实施 (田利辉等, 2022) 的视角研究中国私营企业环保投资行为, 本文采用双重差分模型, 直接检验了所得税优惠, 这一产业政策工具的准实验变化对企业环保投资的影响, 研究弥补了所得税优惠政策变化对企业绿色发展研究缺乏因果推断的缺陷; 第三, 本文从减轻企业税收负担和缓解企业融资约束两个渠道, 刻画了所得税优惠对中国私营企业环保投资的影响机制, 为如何通过构建合理的绿色产业政策促进企业绿色高质量发展提供了微观经验证据。

**收稿日期:** 2023-08-07

**基金项目:** 国家社会科学基金“中国工业企业绿色技术创新的经济绩效、环境效应与激励政策研究”(20BJL042); 江苏省高校哲学社会科学项目“公司治理、绿色创新与节能减排: 基于中国上市公司数据的实证研究”(2019SJA0159)

**作者简介:** 张三峰, 博士, 南京信息工程大学商学院副教授, 研究方向: 企业创新、环境经济学; 陆海欣, 硕士, 南京信息工程大学商学院, 研究方向: 企业环境管理; 吴雪平, 南京信息工程大学商学院硕士研究生, 研究方向: 能源经济。

## 二、文献综述

首先,在驱动企业环保投资的因素研究方面。国内外研究者从内外部两个角度对驱动企业环保投资的因素进行了分析,且以经济合作发展组织(OECD)国家为对象的实证研究最为丰富。Aden等(1999)、Fowlie(2010)、Siedschlag和Yan(2020)分别发现韩国、美国及爱尔兰的环境规制可以显著提高企业的环保投资水平,并且这些研究还发现来自社区环保压力、同城同行业其他企业的环保投入的“同群效应”也会显著促进企业增加环保投资。在针对中国等发展中国家的研究中,有研究者发现排污费制度对企业购买治污设备的投资和设备运行的费用支出有显著的正向影响(Wang,2002)。使用上市公司数据的研究发现媒体关注会显著增加上市公司环保投资(王云等,2017)。在东南亚国家,对印尼企业的实证研究发现,企业嵌入全球价值链后,后发达国家消费者要求,这些企业的环保投资也会显著增加(Banerjee et al,2021)。

对于内部驱动因素的研究文献,已有文献大多将内部驱动因素作为调节变量纳入实证分析框架。例如,Haller和Murphy(2012)的研究表明,在政府监管与激励措施给定情况下,规模大、污染较严重的爱尔兰企业才会为减少污染做出最大的努力。在对中国企业的实证检验中,研究者发现有政治关系的企业显著降低了环境支出,但这仅适用于国有企业,私营企业则会投入更多的环保投资经费(Jiang et al,2021)。李强等(2016)和林雁等(2021)将政治关联区分为不同等级,结果发现企业(高管)政治关联等级越高,企业的环保投资越少。在新《环保法》实施后,刘媛媛等(2021)考察了不同薪酬激励模式导致的政策效应差异,发现在新的法律实施后,高管薪酬黏性水平越高或股权激励程度越高的企业,其环保投资提升幅度越大。

其次,在税收政策或税收优惠等产业政策对企业环保投资的影响研究方面。近年来,从税收方面考察其对企业环保投资行为的影响也逐渐增多。代表性文献是Farzin和Kort(2000),他们建立一个风险中性的竞争公司的动态模型,考察环境规制不确定性对企业环保投资的影响。结果发现,巨大的不确定性会减少企业减排投资,而在一定的门槛值范围内,较高的污染税会激励企业增加减排投资。近年来,中国政府逐步完善环境政策体系,采用包括税收抵免(优惠)、征收环保税等方式激励企业节约能源,减少污染排放。高培勇和毛捷(2013)使用2007—2011年税收行政数据,发现间接税税收优惠表现出一定的倾向性,增值税优惠政策可以促进环境保护和节能减排。更进一步地,Mao和Wang(2016)发现税收优惠抑制了某些隶属于中央政府的特定企业群体的煤炭消费,确实起到了保护环境的作用,但他们并未直接检验所得税税收抵免对企业环保投资的效应。杨旭东等(2020)的研究发现企业环保投资与企业实际税负显著负相关,且这种关系在民营企业中更为显著,这从反面印证了税收征管可以激励企业增加环保投资。谢东明和王平(2021)发现减税激励能够促进重污染企业环保投资的增加,田利辉等(2022)对环保“费改税”的研究也得出相似结论,而且他们还发现企业主要增加了预防性环保投资。

对于近年来中国政府的“营改增”改革,有研究者使用2006—2016年中国私营企业调查数据,分析了地方政府财政紧缩对企业污染减排支出的影响,结果发现地方政府的财政紧缩会显著降低企业污染减排支出,且在财政压力较大、环境监管较为宽松、环保成本较低的地区,这种负面影响更大(Peng et al,2021)。还有研究发现增值税分级改革通过促进企业环保固定资产投资减少了企业污染排放(Kong et al,2022)。

## 三、制度背景与理论机制分析

### (一)制度背景

改革开放以来,中国税收制度不断完善,1993年,国务院制定了《中华人民共和国企业所得税暂行条例》,取消了原来分别设置的国有企业所得税、国有企业调节税、集体企业所得税和私营企业所得税,对内资企业实行统一的企业所得税,并于1994年1月1日正式施行。2000年后,中国继续推行税制改革,2008年1月1日开始实施的新《企业所得税法》在所得税税率、优惠标准、抵扣范围等方面做出了重大调整,主要的变化体现在三个方面:一是取消内外资企业差别待遇,将外资企业纳入新税法的适用范畴,结束内外资企业所得税分立的局面,营造了税收公平的竞争环境;二是整体上降低税负,将一般企业的法定税率由原来的33%下调为25%,小型微利企业的所得税率为20%,非居民企业所得税率为10%,并且原先享受税收优惠的企业继续执行优惠政策,直至优惠期结束;三是将所得税的税收优惠体系转变为“以产业优惠为主、区域优惠为辅”,对农林牧渔、高科技、环保等产业给予针对性的支持,体现了加快转变经济发展方式的前瞻意识。

对于第三个方面,表1总结了2008年《企业所得税法》关于企业环保方面投资税收优惠政策的调整内容,

新《企业所得税法》规定,企业购置用于环境保护、节能节水、安全生产等专用设备的投资额,可按照设备投资额的10%进行抵免,并允许跨年结转抵免。同时,由于企业所得税率也下调至25%,从而使企业税后利润额增加,这也会激励企业在环保方面有更多的投资。更需要指出的是2008年修订的《企业所得税法》并不适用于独资企业和合伙企业,这两类企业按照《个人所得税法》进行纳税,这就为本文实验分组提供了良好的机遇。

表1 2008年《企业所得税》税收抵免政策的调整内容

| 变动内容      | 时间     |   |
|-----------|--------|---|
|           | 2008年前 | 2008年后  |
| 纳税主体      | 仅限内资企业 | 适用于除独资企业和合伙企业外,中国境内所有纳税企业                               |
| 环保投资抵免所得税 | 无      | 购置用于环境保护、节能节水、安全生产等专用设备的投资额,可按照设备投资额的10%,进行抵免,并允许跨年结转抵免 |
| 一般企业所得税率  | 33%    | 25%   |

## (二)理论机制分析

首先是税负减轻效应。新古典投资理论认为,所得税减税增加企业的税后净收益,这实际上为企业带来了直接、快速的“增量利润”,为企业拓展了利润空间,使企业拥有更多的可支配盈余,改善企业的现金流。一方面,针对企业环保投资的所得税优惠最直接的作用是企业减少了应纳所得税额,因为2008年环保投资的所得税优惠政策调整后,税收优惠对应的会计科目是“税金及附加”和“所得税费用”(谢东明和王平,2021),这两个科目的减少意味着企业税收负担减轻,反映在企业财务报表上则是企业的税后净利润增加,企业的财务绩效得以提升,对企业环保投资具有激励效应;另一方面,所得税税率降低和抵免能降低企业投资成本,进而激励企业加大在环保等方面的固定资产的投资。理论分析也得到了实证证据的支持,针对中国企业的研究已表明,对民营企业而言,企业的实际税负降低后,企业的环保投资会显著增加(杨旭东等,2020)。此外,修订后,企业在环境保护、节能节水等环保方面的投资,可按投资额的10%抵免企业所得税,这对企业而言,在一定程度上也会“对冲”环保投资的成本,还相当于产生了税后“增量利润”,从而激励企业加大环保投资(李增福,2010)。

其次是缓解企业融资约束。一方面所得税优惠降低了企业的预期税负,发挥着类似于“风险补贴”的作用(贾俊雪,2014),从而有利于提升企业在金融市场的形象,不仅增强企业外源融资能力,这使企业更有能力应对投资活动中的不确定性,进而提高其环保投资意愿;另一方面企业因环保投资减免所得税,将向债权人或投资者等利益相关者传递出企业积极的环境治理行为,帮助利益相关者了解企业的环境治理状况,为企业带来“声誉效益”,使企业更易获得金融机构的信赖,降低了金融机构等利益相关者与企业间信息不对称,改善企业的融资困境。也有文献发现,宽松的货币政策缓解企业融资约束后,会显著促进企业增加在环保方面的投资(Götz,2018)。

## 四、研究设计

### (一)模型构建

本文将2008年1月1日正式实施的《企业所得税法》中关于企业在环境保护方面投资的税收优惠政策调整视为一次外生的政策冲击,运用双重差分法评估企业所得税优惠准实验性改变对中国私营企业环保投资的影响。

在中国私营企业调查问卷中,第二部分企业情况中设有关于企业注册类型的问题,将私营企业划分为独资企业、合伙企业、有限责任公司及股份有限公司四类。根据2008年修订后的《企业所得税法》,此次税法调整并不涉及个人独资企业和合伙企业,因为这两类企业按照《个人所得税法》进行纳税,而在企业所得税改革期间,《个人所得税法》仅提高了个人收入的起征点,针对这两类企业的税收政策较为稳定。由此可知,这两类企业的环保投资在这一期间不会受到影响,这给本文运用双重差分法识别税收优惠政策对企业环保投资的影响效应提供了控制组。这里需要说明的是,2008年、2014年和2016年这三轮私营企业调查问卷中将私营企业划分为一人公司、独资企业、合伙企业、有限责任公司及股份有限公司五类。而中国《公司法》中的一人公司是指公司的出资全部属于单一股东的有限责任公司,这类公司也适用于《企业所得税法》,本文同样将其归入实验组。

遵循已有文献的做法(彭飞和范子英,2016),本文也将总样本划分为处理组(股份有限公司、有限责任公司和一人公司)和控制组(独资企业、合伙企业),参照 Wooldridge(2015)运用双重差分法处理混合截面数据的方法,构建如式(1)的模型。

$$epi_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 treat_i + \beta_2 post_t + \beta_3 treat_i \times post_t + \gamma X_{ijt} + \eta_j + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中:下标  $i$  为企业; $j$  为省份; $t$  为时间; $epi_{ijt}$  为被解释变量,表示企业每年的环保投资; $treat_i$  和  $post_t$  分别为处理组和时间虚拟变量,若企业属于处理组,即当企业是股份有限公司、有限责任公司和一人公司时, $treat_i$  取值为 1,否则取 0;在 2008 年之前,时间虚拟变量  $post_t$  取值为 0,之后则取 1; $treat_i$  与  $post_t$  的交互项是本文的核心变量,其系数  $\beta_3$  是研究关注的重点,体现了企业所得税改革中税收优惠政策调整所带来的企业环保投资变化的净效应。本文预期  $\beta_3$  显著为正,意味着在控制其他因素不变的情况下,企业所得税优惠政策对中国私营企业环保投资产生了显著的正向效应。模型中的  $X_{ijt}$  为控制变量集合,包括企业特征(企业年龄、企业规模、公司治理水平)、企业财务特征(是否获得信贷支持)、企业主特征(企业主性别、教育水平、政治关联); $\eta_j$  为省份固定效应; $\varphi_t$  为年份固定效应; $\varepsilon_{ijt}$  为残差项。此外,本文将模型中的标准误在省份层面聚类以缓解可能的组间相关问题。

## (二)变量选取

首先是被解释变量。环保投资( $epi$ ):在全国私营企业调查问卷中,有关于企业为治理污染进行投资的金额问题,本文根据企业对“您企业在上一年为治理污染投入了多少万元”这一问题的回答,将企业填报的治理污染投资金额加 1,然后取自然对数进行衡量。

其次是核心解释变量。企业所得税优惠政策净效应( $treat_i \times post_t$ ):根据私营企业调查问卷中企业注册的类型,本文确定该企业是否纳入处理组( $treat$ ),如果企业的注册类型为股份有限公司、有限责任公司和一人公司,则归为处理组,否则为控制组;对于所得税优惠政策实施时间( $post$ ),修订后的《企业所得税》于 2008 年 1 月 1 日施行,那么在 2008 年之前为 0,之后则取值为 1, $treat$  与  $post$  二者交乘则得到本文的政策变量。

最后是控制变量。对于企业特征变量,借鉴已有文献,本文选取企业年龄( $firm\_age$ )与企业规模( $size$ )衡量企业特征,分别用调查年份与企业注册成立年份的差值和企业雇佣员工数的对数值衡量。一般而言,规模越大的企业受到外界关注度越高,社会赋予它的责任也会越重,其受到社会监督和自身发展需求的影响会加大环保投入,因此企业规模( $firm\_size$ )是影响企业环保投资的重要因素,这一点也已经得到了相关研究的证实(Siedschlag and Yan, 2020),所以在实证中需要对其加以控制。此外,考虑到企业的环保行为还受到企业治理水平的影响,遂以企业是否设立监事会衡量公司治理水平( $firm\_govern$ ),纳入模型以控制其影响,若企业设有监事会,则该变量取值为 1,否则取 0。

对于企业财务特征变量。环保投资是一项短期成本大于收益的非经济项目投资,可能会对短期财务绩效产生负面影响,企业需要充足的资金保障以缓解财务成本压力。有学者也发现融资约束与企业社会责任有着密切的联系,信贷支持可以提升企业对环境问题的关注度并促使他们增加治污投资(Götz, 2018)。因此,在模型中引入了信贷支持变量( $financial\_support$ ),根据企业在调查年份是否存在金融类机构贷款对其进行衡量。根据私营企业调查问卷中企业对生产经营资金来源的问题的回答,当企业在各类金融机构(包括国有银行、股份制银行、城市商业银行和信用社、民间金融机构)有贷款余额时, $financial\_support$  取 1,否则取 0。

对于企业主个体特征变量。根据高层阶梯理论,企业的投资决策在很大程度上受到高管背景特征的影响(Hambrick and Mason, 1984),包括高管年龄、性别、教育水平、政治关联、工作经历等方面,不同的背景特征影响着高管的价值观与认知结构,最终通过个人决策行为影响企业投资战略的制定。据统计,中国私营企业中 70% 以上是家族企业,企业出资人一般为实际的管理者,掌控着企业各项战略决策,在企业的经营与成长中充当着重要的角色。根据数据的可获性,本文将企业主性别( $owner\_gender$ )、教育水平( $owner\_educ$ )和政治关联( $political\_conn$ )三个变量引入控制变量。

对于企业主性别( $owner\_gender$ )变量,当企业主为男性时,取值为 1,女性时取值为 0。现有研究发现,女性企业家更追求稳定、社会网络相对贫乏,而男性企业家则更具冒险精神、具有更强的风险偏好、能够通过社交网络获取更多资源支持(Boden et al, 2000),因此可能对环保投资持有积极的态度。教育水平( $owner\_educ$ )

用企业主受教育年限来衡量,本文根据调查问卷中关于企业家文化程度的问题进行重新赋值,如果企业家回答文化程度为小学及以下,则赋值为6年;为初中,则赋值为9年;为高中(中专),则赋值为12年;为大专,则赋值为15年;为大学(本科),则赋值为16年;研究生及以上为19年。教育水平反映着一个人的学识水平和思维能力,影响着其价值观与风险偏好,教育水平越高管理者做出的决策越理性,本研究预期,教育水平越高的企业主,越重视企业在环保方面的贡献,更加关注环保投资的长期效益。对于政治关联(*political\_conn*)变量,本文以企业主的参政情况来界定,若企业主担任人大代表或政协委员,*political\_conn*取1,否则取0。企业家的政治身份对企业环保行为有重要影响,一方面,从资源视角看,对企业而言政治关联是一种非常有价值的资源(聂辉华,2016),企业可以借此获得更多政府补助,在财务上为环保投资提供保障;另一方面,企业为了维系政企关系,也需要投入大量成本,这可能挤占企业环保投资所需资金,进而抑制了企业的环保投资(林雁等,2021)。

### (三)数据来源与描述性统计

本文使用的数据来源于2006—2016年全国私营企业调查数据,该调查是由中共中央统战部、中华全国工商业联合会、国家工商行政管理总局和中国民(私)营经济研究会共同组织的全国抽样调查。调查每两年进行一次,样本涵盖全国30个省、自治区、直辖市(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)的各个行业和各个类型的私营企业,调查内容包括企业主要出资人情况、企业生产经营状况及企业发展环境三大部分。自2006年,中国私营企业开始对私营企业前一年环保投资进行了问卷调查,为本文研究提供了良好的数据支持。此外,具有政府背景的相关机构参与调查也保证了数据的科学性与可靠性,诸多已有研究也表明中国私营企业调查数据所获得的样本数据能够较为详实地反映中国私营企业的总体发展状况(陈光金等,2018)。

由于每轮调查问卷统计的是前一年的数据,所以本文实际使用的是2005年、2007年、2009年、2011年、2013年、2015年这6年的调查数据。为缓解调查数据中的异常值造成的干扰,对所有连续型变量进行左右1%的缩尾处理。表2列示了主要变量的描述性统计结果,可以发现,企业环保投资变量(*epi*)的标准差为5.196,说明中国私营企业环保投资水平差距较大。在企业主特征方面,*owner\_educ*的均值为13.72,即样本中企业主的平均受教育年限为13.72年,平均受教育为高中以上,最大值为22年,为研究生及以上,这也说明私营企业间企业主教育程度波动幅度较大;由*owner\_gender*、*political\_conn*的均值可知,样本中大约有83.2%的企业主为男性,性别倾向较为明显,同时约35.6%的私营企业存在政治关联。

进一步,本文对所得税优惠政策改革前后处理组和控制组的均值进行了统计分析。表3的两组比较可以发现,在税收优惠改革之前,本文处理组企业环保投资额对数均值为3.103,在5%显著水平上略高于控制组企业,这意味着处理组和控制组企业的环保投资行为在所得税改革之前的差别并不很大,满足了控制组选择的基本条件。从改革后的均值看,处理组企业与控制组企业环保投资对数均值差距明显扩大,一定程度上表明所得税优惠发挥了激励效应,具体效应的大小后文进行估计。

对于企业主和企业层面的控制变量,根据表3均值比较还可以发现,无论是税收政策改革前还是改革后,处理组企业的规模、获得信贷支持与否、公司治理水平及企业政治关联状况都显著比控制组更具优势。这些特征所展现的差异也基本上反映了中国民营企业发展状况,因此后文实证检验需对这些异质性因素所产生的调节作用加以分析,从而有助于更好的发挥所得税优惠对企业环保投资产生的激励作用。

表2 描述性统计

| 变量                       | 观测值   | 平均值   | 标准差   | 最小值 | 最大值   |
|--------------------------|-------|-------|-------|-----|-------|
| <i>epi</i>               | 28086 | 3.331 | 5.196 | 0   | 15.41 |
| <i>owner_educ</i>        | 27699 | 13.72 | 2.832 | 6   | 22    |
| <i>owner_gender</i>      | 27976 | 0.832 | 0.374 | 0   | 1     |
| <i>firm_age</i>          | 27061 | 1.954 | 0.763 | 0   | 3.761 |
| <i>firm_size</i>         | 27159 | 3.115 | 1.983 | 0   | 10.65 |
| <i>political_conn</i>    | 28086 | 0.356 | 0.479 | 0   | 1     |
| <i>financial_support</i> | 28086 | 0.340 | 0.474 | 0   | 1     |
| <i>firm_govern</i>       | 25766 | 0.277 | 0.448 | 0   | 1     |

表3 均值统计与检验

| 变量                       | 全部样本数 |      | 改革前均值  |        |                 | 改革后均值  |        |
|--------------------------|-------|------|--------|--------|-----------------|--------|--------|
|                          | 处理组   | 控制组  | 处理组    | 控制组    | 均值差异            | 处理组    | 控制组    |
| <i>epi</i>               | 21123 | 6963 | 3.103  | 2.626  | 0.477***(0.000) | 3.649  | 2.862  |
| <i>owner_educ</i>        | 20771 | 6928 | 12.463 | 12.784 | -0.321**(0.003) | 14.414 | 13.377 |
| <i>owner_gender</i>      | 21037 | 6939 | 0.858  | 0.833  | 0.025*(0.014)   | 0.838  | 0.793  |
| <i>firm_age</i>          | 20200 | 6861 | 1.824  | 1.859  | -0.035(0.655)   | 2.048  | 1.917  |
| <i>firm_size</i>         | 20434 | 6725 | 4.032  | 3.472  | 0.560***(0.000) | 3.123  | 2.427  |
| <i>political_conn</i>    | 21123 | 6963 | 0.434  | 0.365  | 0.069***(0.002) | 0.369  | 0.266  |
| <i>financial_support</i> | 21123 | 6963 | 0.459  | 0.380  | 0.079***(0.000) | 0.317  | 0.266  |
| <i>firm_govern</i>       | 19821 | 5945 | 0.404  | 0.143  | 0.261***(0.000) | 0.302  | 0.113  |

注:括号内为均值比较的标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

## 五、回归结果及分析

### (一) 基准回归

本文运用双重差分法考察所得税优惠政策调整对私营企业环保投资的影响,对模型(1)进行估计,结果见表4。(1)列是未控制时间固定效应时的结果,可见,  $treat \times post_{08}$  的系数为正,在 10% 的水平上显著。在同时控制时间与地区固定效应后,结果如(2)列所示,控制其他条件不变时,  $treat \times post_{08}$  的系数在 5% 的水平上显著为正,与预期相符。这表明,企业所得税优惠政策显著促进了处理组私营企业环保投资水平的提升,基于本文的估计系数可知,所得税优惠政策使企业环保投资水平对数值平均增加了 49.3%,本文认为,这一结果与中国私营企业环保投资初始水平较低有关,在本文使用的数据中,大约有 60% 的企业未进行环保投资,从而税收优惠政策实施后,企业增加环保投资的积极性会极大提高。

从控制变量结果看,表4的(2)列显示企业规模、企业年龄、公司治理水平、企业主性别、企业主教育水平、政治关联、信贷支持也对企业环保投资水平产生了显著的影响。从企业特征来看,企业规模(*firm\_size*)、企业年龄(*firm\_age*)、公司治理水平(*firm\_govern*)的系数均显著为正,表明规模越大、存续时间越久、公司治理水平越高的私营企业环保投资水平也越高。从企业主特征来看,企业主为男性的企业环保投资水平更高,而企业主教育水平(*owner\_educ*)的系数与显著性并不稳定,与预期不符。企业主政治关联(*political\_conn*)变量的系数显著为正,表明有政治背景的企业倾向于投入更多资金到环保活动中。从企业财务特征来看,信贷支持变量(*financial\_support*)的系数显著为正,表明有信贷支持的企业环保投资越多,与已有研究相一致(Xu and Kim, 2022)。

### (二) 识别条件检验

#### 1. 平行趋势检验

在运用双重差分法进行评估时,存在一个重要的前提,即在政策调整之前处理组和控制组之间存在相同的变化趋势,否则将无法排除政策调整前的差异变动对本文的干扰。若处理组和控制组在政策调整前便存在不同的变化趋势,则说明在所得税优惠政策调整之前就已有差异变动影响了私营企业的环保投资,这就意味着企业环保投资的增加可能是由事前时间趋势不同引致,从而导致研究结论不可信。

本文采用三种方式进行检验。首先,绘制被解释变量在政策改革前后的时间趋势图(图1),如果平行趋势假设成立,处理组和控制组应该不存在显著差异。可以看出,在2008年《企业所得税法》修订之前的两轮观测数据中,处理组与控制组具有比较一致的发展趋势;此后处理组企业的增长趋势明显比控制组高,但两者发展趋势在2013年开始下降,即使如此,处理组的趋势线依然高于控制组。

其次,借鉴彭飞和范子英(2016)的假想实验方法进行平行趋势检验。假想实验是在税收优惠政策变化前后各选一个虚拟政策变化点,然后假设政策冲击发生在该时点,进而使用双重差分法估计政策效应。如果在虚拟的时点上政策效应也显著,就表明处理组和控制组没有共同的变化趋势,那么真实时点上的政策效应就存在偏误。遵循他们的处理方式,本文选择税收优惠变化之前的2006年和政策变化后的2010年分别作为虚拟政策变化点,同时为进一步避免真实政

表4 税收优惠政策与企业环保投资的基准回归

| 解释变量                     | (1)              | (2)              |
|--------------------------|------------------|------------------|
| $treat \times post_{08}$ | 0.406*(0.222)    | 0.493**(0.221)   |
| $post_{08}$              | 0.983***(0.197)  | 3.325***(0.227)  |
| $treat$                  | -0.412*(0.185)   | -0.507***(0.184) |
| $owner\_educ$            | 0.001(0.015)     | -0.030**(0.015)  |
| $owner\_gender$          | 0.552***(0.106)  | 0.502***(0.104)  |
| $firm\_age$              | 0.683***(0.056)  | 0.406***(0.057)  |
| $firm\_size$             | 0.553***(0.025)  | 0.932***(0.031)  |
| $political\_conn$        | 0.915***(0.095)  | 0.754***(0.094)  |
| $financial\_support$     | 1.312***(0.090)  | 0.926***(0.089)  |
| $firm\_govern$           | 0.606***(0.096)  | 0.493***(0.094)  |
| 年份固定效应                   | 否                | 控制               |
| 省份固定效应                   | 控制               | 控制               |
| 常数项                      | -2.711***(0.351) | -3.313***(0.362) |
| 样本量                      | 23348            | 23348            |
| $R^2$                    | 0.136            | 0.164            |
| $F$                      | 72.217           | 78.590           |

注:括号内为经过省份层面聚类调整后的标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

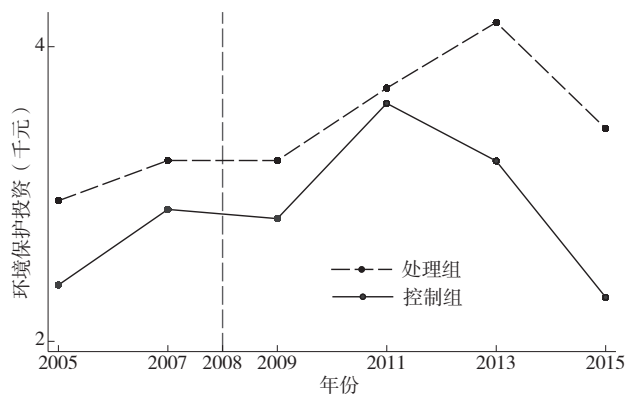


图1 处理组与控制组时间趋势图

策时点的干扰,本文也仅采用虚拟时点前后两期的数据进行估计。估计结果汇报在表5的(1)、(2)列,结果表明,被解释变量的系数在两个假想实验回归中都不显著,这也意味着平行趋势在2008年前不成立的可能性较小。

最后,采用事件分析法检验,进而分析政策动态效应。为此,在模型(1)的基础上对交互项进行调整,加入样本观测区间各年的虚拟变量 $year_t$ 与处理组虚拟变量 $treat_t$ 的交互项,以2005年为基准,具体模型设定如式(2)所示。

$$epi_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_i \sum_{t=2007}^5 year_t \times treat_t + \gamma X_{ijt} + \eta_j + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

如果控制组和处理组在2008年之前存在相似的时间趋势,那么2008年之前的交互项系数应当显著为0,其他符号的意义与式(1)相同。图2为平行趋势检验图,平行趋势检验图根据各交互项系数的估计结果及其95%水平的置信区间绘制而成。由图2可知,交互项系数在2008年之前的置信区间包含0,说明处理组与控制组企业的环保投资在2008年之前并不存在随年份变化的显著差异。

## 2. 安慰剂检验

本文还通过在全样本中随机抽取实验组进行安慰剂检验。具体来说,在进行500次随机抽样后按模型(1)进行回归,绘制出估计系数的核密度分布图。从图3可以发现, $treat_t \times post_t$ 的系数分布近似于均值为0的正态分布,而基准回归中 $treat_t \times post_t$ 的系数为0.493,显著异于安慰剂检验得到的系数,因此可排除企业所得税优惠政策调整对企业环保投资的政策效果取决于不可观测因素的可能性。

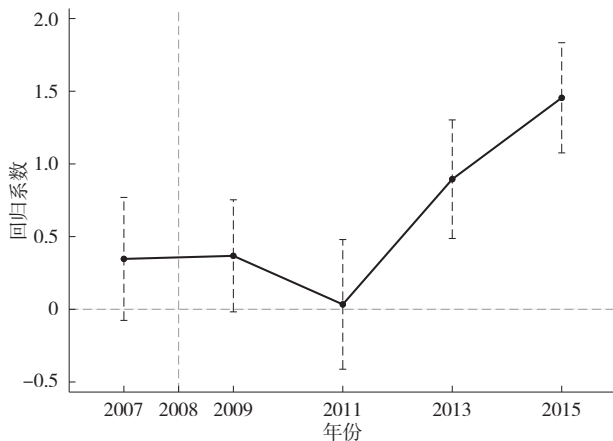


图2 平行趋势检验

| 变量                   | (1)               | (2)               |
|----------------------|-------------------|-------------------|
|                      | 2006年             | 2010年             |
| $treat \times$ 虚拟时点  | 0.173(0.565)      | -0.072(0.362)     |
| 虚拟时点                 | 0.468(0.483)      | 0.918*** (0.333)  |
| $treat$              | -1.060*** (0.371) | -0.254(0.302)     |
| $owner\_educ$        | 0.018(0.036)      | -0.002(0.023)     |
| $owner\_gender$      | 0.361(0.319)      | 0.401** (0.171)   |
| $firm\_age$          | 0.208(0.162)      | -0.074(0.101)     |
| $firm\_size$         | 0.962*** (0.087)  | 1.116*** (0.051)  |
| $political\_conn$    | 0.444* (0.260)    | 0.236(0.152)      |
| $financial\_support$ | 0.611*** (0.235)  | 0.397*** (0.146)  |
| $firm\_govern$       | 0.253(0.234)      | 0.446*** (0.146)  |
| 年份固定效应               | 控制                | 控制                |
| 省份固定效应               | 控制                | 控制                |
| 常数项                  | -2.186*** (0.826) | -2.835*** (0.582) |
| 样本量                  | 5538              | 10205             |
| $R^2$                | 0.165             | 0.165             |
| $F$                  | 10.892            | 29.852            |

注:括号内为经过省份层面聚类调整后的标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

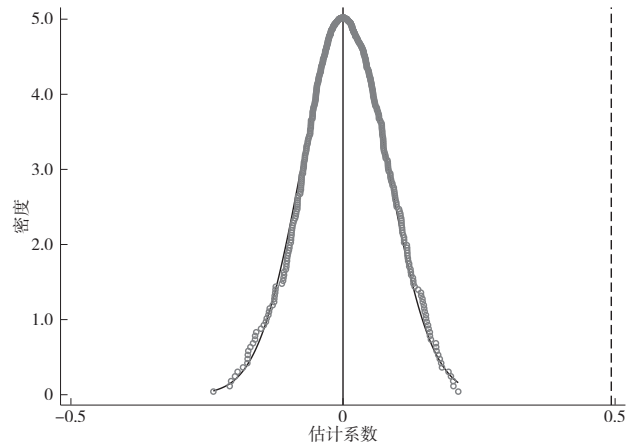


图3 随机处理后的估计系数分布(安慰剂检验)

## (三) 稳健性检验

### 1. 预期效应

将企业所得税优惠政策调整视为准自然实验的前提之一是该政策冲击是随机的,即在政策调整之前企业环保投资对其不会产生相应的反应。为了进一步加强研究的可信度,借鉴Lu等(2017)的方法,在模型(1)中加入 $treat \times post_{07}$ 进行估计,以考察企业环保投资在政策调整之前(2007年)对其是否有预期效应,其中 $post_{07}$ 为年份虚拟变量,将2007年及之后的年份取值为1,否则为0。若 $treat \times post_{07}$ 的系数显著,就说明中国私营企业在所得税优惠政策调整之前对该政策存在预期效应。预期效应结果呈现在表6的(1)列,结果显示, $treat \times post_{07}$ 的系数并不显著,而 $treat \times post_{08}$ 的系数仍然在5%的水平上显著为正,由此可知,在税收优惠政策调整之前,企业环保投资对该政策并无显著的预期效应,从而验证了基准回归结果的可靠性。

表 6 预期效应与排除其他政策的回归结果

| 解释变量                                       | (1)               | (2)               | (3)               | (4)               |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|  | 预期效应              | 税率提高              | 第一产业优惠政策          | 外资优惠政策            |
| <i>treat</i> × <i>post</i> <sub>08</sub>   | 0.547** (0.277)   | 0.148** (0.071)   |                   |                   |
| <i>treat</i> × <i>post</i> <sub>07</sub>   | 0.112 (0.368)     |                   |                   |                   |
| <i>treat</i>                               | -0.562** (0.250)  | 0.311*** (0.039)  |                   |                   |
| <i>post</i> <sub>08</sub>                  | 3.281*** (0.262)  | -1.316*** (0.368) | 3.684*** (0.161)  | 3.822*** (0.187)  |
| <i>farming</i> × <i>post</i> <sub>08</sub> |                   |                   | -0.332 (0.389)    |                   |
| <i>farming</i>                             |                   |                   | 1.044*** (0.336)  |                   |
| <i>fdi</i> × <i>post</i> <sub>08</sub>     |                   |                   |                   | -1.581 (1.340)    |
| <i>fdi</i>                                 |                   |                   |                   | 2.253** (1.124)   |
| <i>owner_educ</i>                          | -0.030** (0.015)  | -0.067** (0.026)  | -0.022 (0.015)    | -0.031* (0.018)   |
| <i>owner_gender</i>                        | 0.502*** (0.104)  | 0.354*** (0.109)  | 0.514*** (0.107)  | 0.579*** (0.127)  |
| <i>firm_age</i>                            | 0.406*** (0.057)  | 0.520*** (0.104)  | 0.469*** (0.059)  | 0.430*** (0.071)  |
| <i>firm_size</i>                           | 0.932*** (0.031)  | 0.949*** (0.052)  | 0.913*** (0.032)  | 0.934*** (0.038)  |
| <i>political_conn</i>                      | 0.754*** (0.094)  | 0.789*** (0.156)  | 0.717*** (0.097)  | 0.724*** (0.113)  |
| <i>financial_support</i>                   | 0.926*** (0.089)  | 0.626*** (0.163)  | 0.932*** (0.092)  | 0.924*** (0.109)  |
| <i>firm_govern</i>                         | 0.493*** (0.094)  | 0.750*** (0.242)  | 0.459*** (0.097)  | 0.506*** (0.110)  |
| 年份固定效应                                     | 控制                | 控制                | 控制                | 控制                |
| 省份固定效应                                     | 控制                | 控制                | 控制                | 控制                |
| 常数项  | -3.275*** (0.376) | -1.510*** (0.461) | -4.040*** (0.344) | -3.942*** (0.403) |
| 样本量  | 23348             | 5092              | 22295             | 17667             |
| <i>R</i> <sup>2</sup>                      | 0.164             | 0.162             | 0.163             | 0.164             |
| <i>F</i>                                   | 76.802            | 123.157           | 73.229            | 52.812            |

注:括号内为经过省份层面聚类调整后的标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

## 2. 排除其他税收政策干扰

采用双重差分法评估政策效应还需要排除其他政策的干扰,若无法分离出其他政策,则很可能在基准回归中高估所得税优惠政策对企业环保投资增长的贡献。

首先,2008年《企业所得税法》除环保投资抵税外,也将内资企业所得税的税率由33%下调到25%。所得税率的下调就意味着内资企业税负减轻,其税后可支配的利润增加,企业投资的可用资金也将随之增加,这将激励企业增加环保投资。那么,前文基准回归的估计系数就可能包含了税率下调带来的影响,从而高估税收优惠对企业环保投资的促进作用。幸运的是这次企业所得税率调整并不同步,一些地区原来是按照15%征收所得税。对这些地区而言,2008年《企业所得税法》对税率的调整是增加了企业应纳所得税,这为本文分离所得税率下降导致的高估政策效应提供了难得的“反事实”控制组。在这些地区,如果受政策影响的企业也同样存在环保投资抵免所得税效应,那么就可以佐证税收抵免政策在环保方面产生的积极意义。

根据国务院《关于实施企业所得税过渡优惠政策的通知》(国发[2007]39号),在深圳、珠海、厦门、汕头和海南5个经济特区内,所有非独资合伙企业都在所得税过渡优惠政策范围内,并规定这5个地区的企业自2008年起,5年内逐步过渡到25%的税率。因此,遵循彭飞和范子英(2016)的做法,本文以5个经济特区所有非独资合伙企业为处理组,全部样本的独资合伙企业为控制组,来检验5个地区的处理组企业在所得税税负上升时,是否依然增加企业的环保投资。如果回归系数显著为正,就说明税收抵免政策可以激励企业加大环保投资。回归结果呈现在表6的(2)列<sup>①</sup>,可以发现,本文的核心解释变量的系数显著为正,与基准回归结果基本一致,这意味着环保投资的税收抵免政策确实起到激励企业加大环保投资的作用。

其次,2008年《企业所得税法》对第一产业企业所得税也做了相应优惠规定,这可能对该行业企业的环保投资产生影响。为此,本文以企业是否从事农、林、牧、渔业来区分企业是否受到第一产业税收优惠的影响,设置处理组虚拟变量*farming*,在此基础上与时间虚拟变量进行交乘,检验第一产业税收优惠对企业环保投资的影响。回归结果汇报在表6的(3)列,结果表明,*farming* × *post*<sub>08</sub>的系数不显著,说明针对第一产业的税收优惠未对前文基准回归结果产生干扰。

最后,2008年中国将外资企业统一纳入《企业所得税法》管理,这一调整也可能影响企业的环保投资。为此,根据调查问卷中“关于企业主要出资人和资本构成问题”,本文将外商投资额占净资产比例不低于50%的定义为外资企业,赋值为1,低于49%的为内资企业,赋值为0,进而设置新的处理组虚拟变量*fdi*,然后与

① 由于2016年调查不再提供城市邮政编码,所以这一轮调查无法识别5个经济特区所属城市,因此纳入回归的样本量减少。

时间虚拟变量进行交乘,结果汇报在表6的(4)列,结果发现, $fdi \times post_{08}$ 系数依然不显著,这表明对外资企业的税收优惠并不构成对企业环保投资的冲击。

### 3. 样本选择偏倚

前文基准回归模型中被解释变量是企业环保投资额,然而调查数据中存在部分企业未进行任何环保投资,这可能会产生样本选择偏倚问题,进而导致有偏的回归结果。为此,本文将基准回归模型中被解释变量的测度方式采用离散变量的测度方式,即企业在问卷中填报了环保投资,并且其金额大于0的,赋值为1,否则为0。然后再进行回归,结果汇报在表7的(1)列。结果表明,本文关注的核心变量依然显著为正,这意味着基准回归结果未受样本选择偏倚的影响。

### 4. 改变聚类标准

在进行回归分析时,估计系数及其标准误会因固定效应及聚类标准变化而改变(陈登科,2020)。考虑到同一地区同行业的企业可能存在的相关性,本文在回归模型(1)中又控制了行业固定效应,同时将标准误聚类在行业-省份层面,这是由于中国私营企业调查对企业所属行业的划分较为粗糙,如果单独聚类在行业层面,难以满足聚类数量的要求,会造成估计精确度降低。回归结果汇报在表7的(2)列,结果表明,核心解释变量系数在10%水平上显著为正。这说明基准回归结论稳健。

### 5. 替换被解释变量测度方式

基准回归中的被解释变量采用企业环保投资总量的自然对数衡量,但企业规模及经营能力的不同也会影响企业环保投资行为,为缓解这些因素的影响,本文以企业环保投资与企业销售收入之比度量被解释变量。回归结果呈现在表7的(3)列,可以看出,交互项的系数依然显著为正,且与基准回归的估计系数变化不大。

## (四)影响机制检验

前文的实证结果表明,与控制组企业相比,企业所得税优惠政策的实施显著促进了处理组企业的环保投资。那么,所得税优惠政策又具体通过什么渠道对企业环保投资施加影响呢?基于前文的理论机制分析,本文尝试从减轻企业税负和缓解融资约束两个渠道进行实证检验,以便更好地厘清所得税优惠政策影响企业环保投资的作用机理。

为了验证这一作用路径,本文以企业的税收负担和感受的融资约束为被解释变量,采用回归模型(3)和模型(4)进行实证检验。

$$tax_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 treat_i + \beta_2 post_t + \beta_3 treat_i \times post_{08} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \eta_j + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$finan\_cons_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 treat_i + \beta_2 post_t + \beta_3 treat_i \times post_{08} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \eta_j + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

除被解释变量外,其余各变量的含义与回归模型(1)一致, $tax$ 和 $finan\_con$ 分别为企业税收负担和融资约束。关于企业税收负担变量的测度,借鉴彭飞和范子英(2016)的测度方式,以企业纳税额与企业销售收入之比进行度量;对于企业融资约束测度,结合使用的调查数据,并借鉴Ayyagari等(2010)的做法,根据企业各轮调查中对融资难度问题的回答进行度量<sup>②</sup>,具体而言,在2006—2012年问卷中,如果企业回答了银行贷款减少或有困难,就界定为企业受到融资约束,并赋值为1,否则为0;在2014—2016年问卷中,如果企业回答融

表7 其他方式的稳健性检验结果

| 解释变量                     | (1)               | (2)               | (3)               |
|--------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                          | 样本选择偏倚            | 聚类在行业-省份          | 替换被解释变量           |
| $treat \times post_{08}$ | 0.057*** (0.021)  | 0.385* (0.234)    | 0.459** (0.203)   |
| $treat$                  | 0.228*** (0.021)  | 2.975*** (0.389)  | 1.333*** (0.332)  |
| $post_{08}$              | -0.073*** (0.018) | -0.409* (0.238)   | -0.667*** (0.196) |
| $owner\_educ$            | -0.003*** (0.001) | -0.013 (0.014)    | -0.070*** (0.014) |
| $owner\_gender$          | 0.046*** (0.009)  | 0.467*** (0.078)  | 0.336*** (0.100)  |
| $firm\_age$              | 0.038*** (0.005)  | 0.508*** (0.051)  | 0.118* (0.067)    |
| $firm\_size$             | 0.079*** (0.003)  | 0.944*** (0.036)  | 0.406*** (0.043)  |
| $political\_conn$        | 0.061*** (0.008)  | 0.870*** (0.084)  | 0.429*** (0.090)  |
| $financial\_support$     | 0.078*** (0.008)  | 1.059*** (0.075)  | 0.622*** (0.065)  |
| $firm\_govern$           | 0.034*** (0.008)  | 0.574*** (0.098)  | 0.363** (0.138)   |
| 年份固定效应                   | 控制                | 控制                | 控制                |
| 省份固定效应                   | 控制                | 控制                | 控制                |
| 行业固定效应                   | 否                 | 控制                | 否                 |
| 常数项                      | -0.201*** (0.032) | -2.629*** (0.419) | -1.569*** (0.453) |
| 样本量                      | 23644             | 22012             | 19345             |
| $R^2$                    | 0.150             | 0.176             | 0.048             |
| $F$                      | 78.772            | 116.221           | 26.900            |

注:括号内为经过省份或行业-省份聚类调整后的标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

② 在本文使用的中国私营企业调查数据中,有关企业融资难度的调查问题各年并不完全一致。2006—2012年调查的是企业贷款有困难或减少的原因,2014—2016年则在调查企业的发展环境时询问企业融资难问题。

资难问题缓解了,就界定企业未受到融资约束,赋值为 0,否则赋值为 1。尽管这种测度方式具有主观性,但企业感受的融资难易程度事实上反映了企业经营中遇到的融资约束(张三峰和张伟,2016)。具体的回归结果汇报在表 8 中。

从表 8 的(1)列可以看出,以企业税收负担为被解释变量时,核心解释变量  $treat \times post_{08}$  的系数在 1% 的水平上显著为负,这一结果意味着所得税优惠政策的实施可以通过减轻企业税负增加企业自有资金,促使企业提高在污染治理方面的投资。由(2)列可知,当  $finan\_cons_{jt}$  为被解释变量时,  $treat \times post_{08}$  的系数在 1% 水平上也显著为负,说明环保投资税收抵免政策有助于缓解面临的融资约束,表明所得税优惠政策使企业融资能力得到提升,企业外源融资能力的提升,会通过增加污染治理固定资产投资,减少污染排放,这与已有研究结论一致(Kong et al, 2022; Götz, 2018)。

表 8 影响机制回归检验结果

| 解释变量                     | (1)               | (2)               |
|--------------------------|-------------------|-------------------|
|                          | 税收负担              | 融资约束              |
| $treat \times post_{08}$ | -0.160*** (0.061) | -0.018*** (0.003) |
| $post_{08}$              | 0.439*** (0.064)  | 1.329*** (0.324)  |
| $treat$                  | -0.020 (0.046)    | -1.616*** (0.562) |
| $owner\_educ$            | 0.011*** (0.004)  | -0.112*** (0.029) |
| $owner\_gender$          | 0.012 (0.032)     | 0.382** (0.193)   |
| $firm\_age$              | 0.003 (0.018)     | -0.230* (0.136)   |
| $firm\_size$             | 0.022*** (0.008)  | -1.079*** (0.076) |
| $political\_conn$        | 0.016 (0.025)     | -0.310* (0.186)   |
| $financial\_support$     | -0.113*** (0.024) | -0.439** (0.205)  |
| $firm\_govern$           | 0.025 (0.024)     | 0.301 (0.260)     |
| 年份固定效应                   | 控制                | 控制                |
| 省份固定效应                   | 控制                | 控制                |
| 常数项                      | -3.374*** (0.097) | -0.541 (0.546)    |
| 样本量                      | 18711             | 23113             |
| $R^2$                    | 0.287             | 0.152             |
| $F$                      | 86.582            | 44.533            |

注:括号内为经过省份层面聚类调整后的标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

### 六、进一步异质性分析

借助所得税优惠政策的调整,本文发现企业所得税优惠能够提升私营企业的环保投资水平,然而中国私营企业在内外部治理特征上存在显著差异,前文对处理组与控制组的描述性分析也发现,处理组企业的规模、获得信贷支持与否、公司治理水平及企业政治关联状况都显著比控制组更具优势,这就可能导致不同企业受税收优惠政策影响的程度也不同。

为此本文进行异质性分析,在模型(1)中加入  $treat_i \times post_i$  与拟考察的异质性变量的交互项,本文从企业特征与地区两个方面考察所得税优惠政策调整对企业环保投资影响的差异。在企业特征方面,分别考察在企业的规模、获得信贷支持与否、政治关联与公司治理水平调节下,税优惠政策对企业环保投资的影响程度,这四个变量的测度与基准回归模型一致,估计结果呈现在表 9 中。

表 9 异质性分析

| 解释变量   | (1)               | (2)               | (3)               | (4)              | 解释变量  | (1)               | (2)               | (3)               | (4)               |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|---|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| $treat \times post_{08}$                           | 0.948*** (0.247)  | 0.330 (0.225)     | 0.376* (0.224)    | 0.412* (0.227)   | $political\_conn$                               | 0.740*** (0.094)  | 0.757*** (0.094)  | 0.562*** (0.129)  | 0.755*** (0.094)  |
| $post_{08}$  | 3.409*** (0.229)  | 3.261*** (0.227)  | 3.306*** (0.227)  | 3.322*** (0.227) | $treat \times post_{08} \times political\_conn$ |                   |                   | 0.324** (0.164)   |                   |
| $treat$  | -0.526*** (0.184) | -0.503*** (0.184) | -0.511*** (0.184) | -0.470** (0.185) | $firm\_govern$                                  | 0.491*** (0.094)  | 0.495*** (0.095)  | 0.492*** (0.094)  | 0.352** (0.144)   |
| $owner\_educ$                                      | -0.029** (0.015)  | -0.031** (0.015)  | -0.031** (0.015)  | -0.031** (0.015) | $treat \times post_{08} \times firm\_govern$    |                   |                   |                   | 0.225 (0.182)     |
| $owner\_gender$                                    | 0.501*** (0.104)  | 0.504*** (0.104)  | 0.502*** (0.104)  | 0.502*** (0.104) | 年份固定效应  | 控制                | 控制                | 控制                | 控制                |
| $firm\_age$  | 0.402*** (0.057)  | 0.405*** (0.057)  | 0.404*** (0.057)  | 0.403*** (0.057) | 省份固定效应  | 控制                | 控制                | 控制                | 控制                |
| $firm\_size$                                       | 1.029*** (0.042)  | 0.938*** (0.031)  | 0.934*** (0.031)  | 0.933*** (0.031) | 常数项   | -3.678*** (0.377) | -3.188*** (0.364) | -3.213*** (0.365) | -3.282*** (0.363) |
| $treat \times post_{08} \times firm\_size$         | -0.149*** (0.047) |                   |                   |                  | 样本量   | 23348             | 23348             | 23348             | 23348             |
| $financial\_support$                               | 0.901*** (0.090)  | 0.643*** (0.125)  | 0.935*** (0.090)  | 0.928*** (0.089) | $R^2$   | 0.165             | 0.165             | 0.164             | 0.164             |
| $treat \times post_{08} \times financial\_support$ |                   | 0.496*** (0.168)  |                   |                  | $F$   | 78.837            | 76.799            | 76.989            | 76.813            |

注:括号内为经过省份层面聚类调整后的标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

首先,企业规模异质性。观察(1)列结果,可以发现  $treat \times post_{08} \times firm\_size$  的系数显著为负,企业规模越大,所得税优惠政策对企业环保投资水平的提升效应越小,这可能是因为:大规模的企业在盈利能力、信贷资源等方面更具优势,与小规模企业相比本来就拥有更多资源禀赋与外部保障,而且大规模企业环境治理水平较高,企业边际环保投资的成本也将提高较多,导致大规模企业在面对所得税优惠政策时反应不够敏感。

其次,企业获得信贷支持异质性。(2)列中  $treat \times post_{08} \times financial\_support$  的系数显著为正,说明在企业有金融机构提供信贷支持情况下,此时税收优惠政策的实施对企业环保投资的影响效应更大,这也充分说明及时、充足的资金融通可以有效保障企业环保投资活动,那么缓解企业由治污投资而对财务负担的担忧,将促使其增加环保投资。

再次,企业的政治关联与公司治理异质性。(3)列中  $treat \times post_{08} \times political\_conn$  的系数显著为正,意味着对于有政治关联的企业,其环保投资对税收优惠政策的响应程度更高,有政治关联的企业出于维系或加强政治联系的考虑,会调整自身投资行为,顺应环保形势要求,在改善企业环境治理形象方面会更加努力,从而企业会积极增加在环保方面的投资。此外,(4)列还观察到  $treat \times post_{08} \times firm\_govern$  的系数为正,但并不显著,说明不同的公司治理水平下,所得税优惠政策对企业环保投资的扩大效应并不存在显著差异。这也意味着企业治理能力并不会改变所得税优惠政策对企业治污投资的显著促进作用。

最后,企业所处区位异质性。中国各区域间经济发展不平衡,不同的地区在资源禀赋、生态环境质量、政府干预程度等方面存在较大差异,可能导致企业对税收优惠政策产生不同的反应,已有研究也发现企业环保投资决策受企业所处区位的影响(张三峰,2019)。为此,本文进一步考察在不同地区,所得税优惠政策对企业环保投资的激励。根据企业注册地,本文按照通常的标准,将样本企业划分为东部、中部和西部三个区域,然后进行检验,回归结果见表10的(1)~(3)列所示。

可以看出,  $treat \times post_{08}$  的系数在东部和西部地区均显著为正,这表明对东部和西部地区的私营企业而言,所得税优惠政策对其环保投资有显著的促进作用。然而,对于中部地区的私营企业,  $treat \times post_{08}$  的系数为正但不显著,所得税优惠政策的激励效应未能显现。可能的解释是,东部地区经济发展水平较高,地方政府及公众对环境质量也具有较高的追求,这会促使企业加大环保投资。对西部地区而言,由于地理位置偏僻、经济发展水平较低等因素,西部地区企业发展受到较多限制,导致西部地区企业的环保投资处于较低水平,进而会使西部地区的私营企业对于所得税优惠政策的敏感性更高。本文的这一回归结果表明,政府部门需考虑地区间在经济发展、生态环境等方面的固有差异,进而因地制宜的采取相应的对策,以最大化发挥政策优势和释放政策红利。

表10 所得税减免政策的地区差异性分析

| 解释变量                     | (1)               | (2)             | (3)              |
|--------------------------|-------------------|-----------------|------------------|
|                          | 东部地区              | 中部地区            | 西部地区             |
| $treat \times post_{08}$ | 0.590*(1.88)      | 0.182(0.23)     | 1.931**(2.37)    |
| $post_{08}$              | 3.913*** (11.75)  | 3.019*** (3.81) | 1.143 (1.33)     |
| $treat$                  | -0.703*** (-2.82) | -0.906 (-1.32)  | -1.808** (-2.55) |
| $owner\_educ$            | -0.056** (-2.54)  | -0.064 (-1.18)  | -0.070 (-1.39)   |
| $owner\_gender$          | 0.655*** (4.01)   | 0.562 (1.60)    | 0.385 (1.18)     |
| $firm\_age$              | 0.423*** (4.68)   | 0.248 (1.33)    | 0.122 (0.61)     |
| $firm\_size$             | 0.999*** (21.59)  | 0.961*** (9.54) | 0.877*** (8.69)  |
| $political\_conn$        | 0.650*** (4.73)   | 0.952*** (3.09) | 0.927*** (2.81)  |
| $financial\_support$     | 0.995*** (7.40)   | 1.159*** (4.03) | 0.880*** (2.92)  |
| $firm\_govern$           | 0.314** (2.16)    | 0.730** (2.33)  | 0.574* (1.87)    |
| 年份固定效应                   | 控制                | 控制              | 控制               |
| 省份固定效应                   | 否                 | 否               | 否                |
| 常数项                      | -2.109*** (-4.90) | -1.252 (-1.19)  | 0.824 (0.78)     |
| 样本量                      | 12750             | 5380            | 5218             |
| $R^2$                    | 0.146             | 0.171           | 0.151            |
| $F$                      | 90.447            | 21.335          | 17.607           |

注:括号内为经过省份层面聚类调整后的标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

## 七、结论与启示

自党的十九大报告提出“构建政府为主导、企业为主体、社会组织和公众共同参与的环境治理体系”以来,如何提升企业环保意识、促进企业增加环保投资在学术界受到了广泛关注。本文以2008年《企业所得税法》关于企业环保投资的所得税优惠政策调整为自然实验,利用2006—2016年中国私营企业调查数据,构造了包含6次企业调查数据的混合截面数据集,探讨企业所得税优惠对企业环保投入的影响及其内在机制,尝试在边际上为产业政策影响企业绿色投资行为研究提供新的认知。

本文发现:第一,2008年《企业所得税法》关于企业环保投资的所得税优惠政策显著促进了处理组私营企业环保投资水平,这一结论在考虑了回归模型的识别假设条件和其他一系列可能干扰估计结果的因素后

依然成立。第二,异质性影响表明,所得税优惠政策对于规模较小的企业、能得到信贷支持的企业及具有政治关联企业影响效果更突出;此外,所得税优惠政策显著促进了东部和西部地区企业的环保投资,而对中部地区企业的影响并不显著。第三,影响机制分析发现,所得税优惠政策产生显著激励效应主要源自政策调整后企业自由资金的增加及融资约束的缓解,具体表现为企业税负减轻和外源融资能力增强。

基于上述研究结论,本文的政策启示如下:①对政府而言,以生态文明建设为契机,持续完善与落实企业环保投资税收优惠等功能性产业政策工具,并综合运用事后奖励和事前扶持两种激励方式,发挥市场的基础性作用,促使企业增加环保投资。同时,完善环境税收制度体系,推动产业政策、市场机制和环境政策三方协同激励企业增加环保投资。②在政策实施中,要重视产业政策工具与环境政策工具的协同性,在实施命令-控制型政策工具时,可辅以金融政策工具,如为企业提供充足的信贷支持,并且对中小型企业采取更为优惠的政策等,这将能更有效的引导企业等市场主体增加绿色投资。③加大对中西部地区企业的税收优惠,相对于东部地区,中西部地区企业生产技术与设备更为落后,更需要税收优惠来更新企业生产技术与设备。④对企业而言,运用税收优惠政策能引导企业家在经营管理中转变“宁交罚款,也不愿投资治理污染”的理念,使私营企业主动将过程与源头治理污染理念融入到企业的生产经营中。通过政策的实施,使私营企业主意识到增加在环保方面的投资不仅可以减轻企业税收负担,使企业可支配资金增多,而且还能使企业更易获得金融机构的信贷支持。

### 参考文献

- [1] 陈登科, 2020. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 55(12): 98-114.
- [2] 陈光金, 吕鹏, 林泽炎, 等, 2018. 中国私营企业调查 25 周年: 现状与展望[J]. 南开管理评论, 21(6): 17-27.
- [3] 高培勇, 毛捷, 2013. 间接税税收优惠的规模、结构和效益: 来自全国税收调查的经验证据[J]. 中国工业经济, (12): 143-155.
- [4] 贾俊雪, 2014. 税收激励、企业有效平均税率与企业进入[J]. 经济研究, 49(7): 94-109.
- [5] 李强, 田双双, 刘佟, 2016. 高管政治网络对企业环保投资的影响: 考虑政府与市场的作用[J]. 山西财经大学学报, 38(3): 90-99.
- [6] 李晓萍, 张亿军, 江飞涛, 2019. 绿色产业政策: 理论演进与中国实践[J]. 财经研究, (3): 4-27.
- [7] 李增福, 2010. 税率调整、税收优惠与新企业所得税法的有效性——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济学家, (3): 16-19.
- [8] 林雁, 毛奕欢, 谭洪涛, 2021. 政治关联企业环保投资决策: “带头表率”还是“退缩其后”?[J]. 会计研究, (6): 159-175.
- [9] 刘媛媛, 黄正源, 刘晓璇, 2021. 环境规制、高管薪酬激励与企业环保投资——来自 2015 年《环境保护法》实施的证据[J]. 会计研究, (5): 175-192.
- [10] 聂辉华, 2016. 政企合谋——理解“中国之谜”的新视角[J]. 阅江学刊, 8(6): 5-15.
- [11] 彭飞, 范子英, 2016. 税收优惠、捐赠成本与企业捐赠[J]. 世界经济, 39(7): 144-167.
- [12] 田利辉, 关欣, 李政, 等, 2022. 环境保护税费改革与企业环保投资: 基于《环境保护税法》实施的准自然实验[J]. 财经研究, 48(9): 32-46.
- [13] 王云, 李延喜, 马壮, 等, 2017. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. 南开管理评论, 20(6): 83-94.
- [14] 谢东明, 2020. 地方监管、垂直监管与企业环保投资——基于上市 A 股重污染企业的实证研究[J]. 会计研究, (11): 170-186.
- [15] 谢东明, 王平, 2021. 减税激励、独立董事规模与重污染企业环保投资[J]. 会计研究, (8): 137-152.
- [16] 辛璐, 赵云皓, 逯元堂, 等, 2019. 我国环保产业税收优惠政策解读[J]. 中国环保产业, (8): 5-10.
- [17] 杨旭东, 沈彦杰, 彭宸宸, 2020. 环保投资会影响企业实际税负吗? ——来自重污染行业的证据[J]. 会计研究, (5): 134-146.
- [18] 张三峰, 2020. 中国私营企业治污投资与生产性投资研究[J]. 数量经济技术经济研究, 37(9): 141-159.
- [19] 张三峰, 张伟, 2016. 融资约束、金融发展与企业雇佣: 来自中国企业调查数据的经验证据[J]. 金融研究, (10): 111-126.
- [20] ADEN J, KYU-HONG A, ROCK M T, 1999. What is driving the pollution abatement expenditure behavior of manufacturing plants in Korea?[J]. World Development, 27(7): 1203-1214.
- [21] AYYAGARI M, DEMIRGÜÇ-KUNT A, MAKSIMOVIC V, 2010. Formal versus informal finance: Evidence from China[J]. The Review of Financial Studies, 23(8): 3048-3097.
- [22] BANERJEE S N, ROY J, YASAR M, 2021. Exporting and pollution abatement expenditure: Evidence from firm-level data [J]. Journal of Environmental Economics and Management, (105): 102403.

- [23] BODEN JR R J, NUCCI A R, 2000. On the survival prospects of men's and women's new business ventures[J]. *Journal of Business Venturing*, 15(4): 347-362.
- [24] FARZIN Y H, KORT P M, 2000. Pollution abatement investment when environmental regulation is uncertain[J]. *Journal of Public Economic Theory*, 2(2): 183-212.
- [25] FOWLIE M, 2010. Emissions trading, electricity restructuring, and investment in pollution abatement [J]. *American Economic Review*, 100(3): 837-69.
- [26] GÖTZ M, 2018. Financial constraints and corporate environmental responsibility[R]. Berlin: Leibniz Institute for Financial Research: Working Paper.
- [27] GRAY W B, SHADBEGIAN R J, 1995. Pollution abatement costs, regulation, and plant-level productivity[R]. NBER: Working Paper, No. 4994.
- [28] HALLER S A, MURPHY L, 2012. Corporate expenditure on environmental protection [J]. *Environmental and Resource Economics*, 51(2): 277-296.
- [29] HAMBRICK D C, MASON P A, 1984. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers[J]. *Academy of Management Review*, 9(2): 193-206.
- [30] JIANG X F, ZHAO C X, MA J J, et al, 2021. Is enterprise environmental protection investment responsibility or rent-seeking? Chinese evidence[J]. *Environment and Development Economics*, 26(2): 169-187.
- [31] KONG D, XIONG M, QIN N, 2022. Tax incentives and firm pollution[J]. *International Tax and Public Finance*, 30: 1-30.
- [32] LU Y, TAO Z, ZHU L, 2017. Identifying FDI spillovers[J]. *Journal of International Economics*, (107): 75-90.
- [33] MAO J, WANG C, 2016. Tax incentives and environmental protection: Evidence from China's taxpayer-level data [J]. *China Finance and Economic Review*, 4(1): 1-30.
- [34] PENG F, PENG L, MAO J, et al, 2021. The short-run effect of a local fiscal squeeze on pollution abatement expenditures: Evidence from China's VAT pilot program[J]. *Environmental and Resource Economics*, 78(3): 453-485.
- [35] SIEDSCHLAG I, YAN W, 2020. What drives firms' decisions to spend on environmental protection?[R]. Ireland: The Economic and Social Research Institute: Working Paper, No. 670.
- [36] WANG H, 2002. Pollution regulation and abatement efforts: Evidence from China [J]. *Ecological Economics*, 41(1): 85-94.
- [37] WOOLDRIDGE J M, 2015. *Introductory econometrics: A modern approach*[M]. Michigan: Cengage Learning.
- [38] XU Q, KIM T, 2022. Financial constraints and corporate environmental policies [J]. *The Review of Financial Studies*, 35(2): 576-635.

## Do Tax Incentives Stimulate the Investment in Environmental Protection of Firms? —Evidence from a Quasi Natural Experiment

Zhang Sanfeng, Lu Haixin, Wu Xueping

(School of Business, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing 210044, China)

**Abstract:** With the Chinese Private Enterprises Survey data from 2006 to 2016, a difference-in-differences estimator was utilized to examine the impact of corporate income tax incentives policy on enterprises' investment in pollution abatement. It indicates that the tax incentives policy significantly increases enterprises' investment in pollution abatement, and the recognition condition test and robustness test show that this conclusion is very robust. The influence mechanism test demonstrates that the tax incentives policy enhances the capital utilization ability of enterprises by reducing the tax burden and improving the financing ability, thus promoting the enterprises' investment in pollution abatement. Further analysis shows that the policy produces a more significant effect in the smaller, credit-supported and politically-connected enterprises. However, the tax incentives policy doesn't promote the investment in pollution abatement of enterprises in the middle region. The conclusions of this study provide empirical evidence for encouraging enterprises' green development through industrial policy and market mechanism.

**Keywords:** tax incentives; corporate income tax; industrial policy; investment in environmental protection; private enterprise