

碳交易试点市场激励型环境规制与企业全要素生产率影响研究

黄华继, 葛庆华, 高志
(安徽财经大学 金融学院, 安徽 蚌埠 233030)

[摘要] 市场激励型环境规制在保护环境的同时对于经济发展会产生一定的影响, 文章基于碳交易试点政策来探讨市场激励型环境规制对于企业全要素生产率的影响, 以 2010—2022 年我国沪深 A 股上市公司数据为基础, 通过构建双重差分模型进行实证分析, 结果表明: (1) 市场激励型环境规制对于企业全要素生产率具有显著的正向影响效果; (2) 在碳配额方式采用部分有偿、碳交易价格较低的地区正向影响效果更为明显, 除此之外, 相比于东部地区, 在碳交易政策背景下的中、西部地区市场激励型环境规制对于企业全要素生产率的正向影响效果更显著; (3) 通过中介效应模型分析, 该环境规制满足“波特假说”的设定, 能够激励企业研发创新而提高企业全要素生产率, 同时还有降低企业纳税压力或者缓解企业融资约束这两条提升路径。基于上述结论, 建议可以从加强传统企业设备升级、增加有偿碳配额方式、维持碳交易价格或者增加企业研发创新活动等来维持企业自身的发展。

[关键词] 碳交易试点政策; 全要素生产率; 波特假说; 企业创新

doi: 10.3969/j.issn.1673-9477.2024.02.002

[中图分类号] F830

[文献标识码] A

[文章编号] 1673-9477(2024)02-0008-10

自从工业革命以来, 经济发展往往与生态环境之间存在密不可分的关系。作为最重要的温室气体之一的二氧化碳排放量的不断增加已经开始危及人类的环境安全。作为一种市场激励型环境规制的碳政策是在政府政策的引导下依靠市场的自发交易来合理配置碳排放资源从而规划企业的碳排放行为, 以实现最终达到碳减排的目的。碳交易市场在国外早有试验, 我国的碳交易试点工作于 2013 年在 7 个省市试行, 分别是北京、上海、天津、重庆、湖北、广东和深圳, 于 2016 年开启福建地区的碳交易市场。2021 年 7 月, 北京、上海、武汉三地开始试行碳交易线上市场。然而, 作为一种市场激励型环境规制, 碳排放权交易在促进地区碳减排的同时和企业生产经营状况的影响关系如何? 其对于企业的全要素生产率是否存在一定的线性关系, 是促进企业全要素生产率提升还是发挥抑制作用? 上述问题的深入研究对于我国即将开展的碳交易市场线上交易来说具有重要的研究意义。

一、文献回顾

碳交易试点政策作为一种市场激励型环境规

制, 关于其对于全要素生产率的影响研究, 学界存在一些争议。一些学者的实证研究^[1-2]指出, 碳排放权交易机制对于企业全要素生产率有显著的负向影响, 这种影响会随时间的推移愈发显著并且存在着城市间的异质性。然而, 从环境规制角度来看, 有实证研究指出环境规制与企业全要素生产率之间呈现倒“N”型关系。王杰等(2014)^[3]认为企业全要素生产率的提升与否与企业技术创新的动机有较大的关系, 只有当环境规制提高到合理的范围足以促进企业技术创新时, 才会促进企业全要素生产率的提升。

同样一些研究^[4]发现碳交易试点政策与企业全要素生产率之间存在显著的正向关系, 碳交易能够促进企业进行技术创新并且显著提高绿色创新水平; Yang 等(2012)^[5]通过研究环境规制与研发支出之间的正向关系发现其支持“波特假说”的证据, 即环境规制促进企业生产率的提高; 胡珺等(2023)^[6]通过实证发现控排企业的全要素生产率受碳交易试点政策影响而显著提高, 而未产生溢出效应, 并且试点地区和非控排企业的全要素生产率并未发生显著变化; 陈弘等(2022)^[7]研究采用多时点双重差分模型进行实证分析, 指出碳交易政策对于“波特假说”

[投稿日期] 2023-12-14

[基金项目] 安徽省高校社科重点科研项目(编号: 2022AH050582); 安徽省教育厅人文科学研究项目(编号: 2022AH050583)

[作者简介] 黄华继(1965-), 男, 安徽歙县人, 教授, 研究方向: 绿色金融、金融投融资。

的实践是成立的,碳交易对于企业研发创新的激励效应具有持续性的增长趋势;郭炳南等(2023)^[8]研究构建空间双重差分模型发现碳交易政策对于制造业企业全要素生产率具有促进作用并且对于周边企业产生正向溢出效应。

二、研究假设的提出

(一)碳排放权交易与企业全要素生产率

碳排放权交易机制是以科斯定理作为理论指导,给公共物品赋予明确的产权,再辅以政府引导建立碳交易市场,目的是在交易成本较低时市场均衡的效率始终是有效的,使资源配置得到优化,能够很好地避免公地悲剧的发生。一方面,由于给定了企业碳排放权,企业在面对既定的碳配额及自身既定的生产模式时需要考虑二者之间的匹配关系。若配额量低于按既定规模生产所需排放的二氧化碳量则需依靠碳交易市场进行碳排放权交易。而进行碳交易产生的成本与维持生产所得收益之间的成本的效益衡量会决定企业的生产行为。另一方面,随着我国对于绿色发展的重视,绿色金融的概念越来越被企业及大众所熟知和认可。碳排放权交易在这个当口顺势发展,是因为降低企业碳排放、减少环境污染越来越成为企业长期发展的前提,同时,加快技术创新、优化企业资源配置能够增加投资者信心,对于企业发展有很大帮助。基于此,本文提出H1。

H1:碳交易试点政策与企业全要素生产率之间存在显著的正向影响关系。

(二)碳排放权交易存在异质性

从碳排放权交易机制角度来看,胡珺等(2023)^[6]在实证研究中分析了碳交易政策的异质性,发现当初始配额方式采取部分有偿拍卖方式分配、核算方法采用基准法核算,以及非履约主体交易更为活跃时,碳交易机制对于企业全要素生产率的激励效应更为显著。张静等(2023)^[9]利用地级市层面的数据在实证分析中指出从碳交易机制角度来看,扩大在配额方式中的碳配额拍卖比例等行为能有效推动地区产业结构的转型升级。碳市场交易价格一部分来自于政府对于企业所征收的碳税,另一部分来自于市场供需关系带来的价格波动。较高的碳交易价格意味着更高的企业碳排放成本,给企业的生产经营带来压力,而较低的碳交易价格会降低企业的碳排放成本。

H2:碳初始配额方式上部分采用有偿竞价、碳交易价格低的市场对于企业全要素生产率的促进作用

更为明显。

基于我国各地区地形地貌特点以及人口集中度等因素,地区之间发展存在着经济发展不均衡的情况。宁朝山等(2020)^[10]指出在区域层面全要素生产率上升的情况下,东部地区的全要素生产率水平明显高于中、西部地区。向宽虎等(2015)^[11]指出在中、西部地区招商引资及政策支持、引导的背景下,偏向中、西部地区的政策能够增加中、西部地区企业投资,促成了地区之间的企业在地理分布上趋向于平衡。由此,中、西部地区对于碳排放权交易政策拥有更好的适应性,在满足H1的前提下中、西部地区的政策敏感性更强。此外,我国多数高碳排放行业的企业,如电力行业等大多分布于中、西部地区,使得中、西部地区的政策执行力度更强,从而表现为中、西部地区的促进效应更明显。

H3:中、西部地区在碳交易政策下对于企业全要素生产率的正向影响明显强于东部地区。

(三)企业研发创新

有别于传统经济学,“波特假说”提出了关于环境规制的独特观点,其认为适当的环境规制对于企业的生产是有利的,原因在于增加企业生产负担的同时,企业会被鼓励进行技术创新来降低成本,从而造成虽然在短期内成本增加,但从长期来看,企业的生产效率会提高。国外学者的研究^[12-13]指出欧洲碳市场环境规制能够增加企业创新能力。国内学者刘晔等(2017)^[14]在三重差分模型的实证研究中指出碳交易试点政策能够激励规模较大的企业进行创新活动,但对于中小企业的研发创新活动并没有显著影响。胡珺等(2020)^[15]通过实证研究发现企业研发创新的力度会受到碳交易试点政策的推动从而增强。叶静怡等(2016)^[16]采用制造业企业数据进行实证研究发现,企业研发创新活动会促进其全要素生产率的提升,同时企业的创新活动可以优化企业的生产模式来降低生产成本,从而提升企业生产效率。

碳排放权交易政策作为一种市场激励型环境规制,采用的是从地区试点到全国普及、从线下到线上的温和型方式,以此来检验政策能否在市场上发挥作用。而经过多年的地区试点检验,本文认为碳政策满足温和的环境规制这一条件,而这一点正是“波特假说”提到的。

(四)企业纳税压力

企业本身面临着一定的纳税压力,在碳交易试

点政策背景下企业所面临的纳税压力会加大企业的负担,彭鹏(2013)^[17]基于供给理论框架经过实证检验发现在我国国情和发展阶段下企业全要素生产率会因为资本税税率过高而出现被抑制的情况。吴辉航等(2017)^[18]认为降低税率意味着减税,而减税对于企业生产效率有着直接和间接效应,前者体现为直接作用于企业生产效率,后者体现为刺激企业更多的创新活动从而提升企业全要素生产率。段姝等(2022)^[19]从人力资源视角指出减税能够激发员工工作热情进而影响创新型人力资本结构的积累,最终影响企业全要素生产率。

当企业面临的纳税压力较少时,企业的资本结构和资源配置能够更加合理,从而全要素生产率会得到显著提升。随着碳排放权交易政策的稳步落实,无论是政府补贴还是税收减免等政策,将部分冲减企业的外部成本,可以认为碳交易政策能够缓解企业的纳税压力。

(五) 企业融资约束

Fazzari 等(1987)^[21]认为融资约束是指在不完善的市场中内外部融资不能相互替代,以致企业在融资过程中受到如资金供给不足或者成本过高等情况的限制,在经营过程中往往会受到不同程度的约束。程度过高的融资约束对于企业的生产经营不利,使其可能会面临一定的财务问题。大量研究表明,融资约束对于企业全要素生产率存在抑制作用。^[22]张庆国等^[23]认为融资约束使国有企业在应对外部市场方面的灵活性有所降低,同时也降低了企业对于技术创新的有效投入以及其自身的投资价值。

在碳排放权交易试点政策背景下,企业所面临的融资约束会受到影响。一方面,碳交易政策的引入可能会因为碳排放的外部成本提高增加企业的财务负担,从而使企业在融资市场遭遇更加严格的限制,无法达到融资条件,以致于企业难以融入资金;而从另一方面来看,碳交易政策为企业带来了新的商机和激励机制,由政府直接分配的碳排放配额可以使部分碳配额量充足的企业发展新的盈利模式从而获得资金,缓解融资约束。

基于上述(三)(四)(五)的中介效应分析,本文提出 H4。

H4:碳交易试点政策可以通过激励企业研发创新活动、缓解企业纳税压力或融资约束从而提升企业全要素生产率。

三、样本选择与数据来源

(一) 数据来源

回顾我国碳交易试点政策历程,虽然在 2011 年就已有了相关文件印发,但碳排放市场真正启动则是在 2013 年,因此参考部分文献^[24-25],将政策实施年份设置为 2013 年。在保持前后三年窗口期的情况下,本文选取了以 2010—2022 年我国沪深 A 股上市公司的财务数据作为初始样本进行实证分析,同时对初始样本进行一定的筛选。首先,剔除行业代码为 J66-69 的金融行业及行业代码为 K70 的房地产行业上市公司数据,这是由于与其他行业相比,金融行业和房地产行业在财务数据结构上存在较大差异;其次,剔除原始数据中所有 ST 及 ST* 的企业数据,这些企业可能面临特定的财务困境和会计处理问题;最后,剔除财务数据缺失量较大的样本数据。经过上述处理一共得到 13104 个观测数据,同时对所有连续变量在上下 1%分位处作缩尾处理以避免极端值对估计结果产生影响。本文财务数据来自 CSMAR 数据库。

(二) 模型设定

为研究市场激励型环境规制与企业全要素生产率之间的关系,本文以碳交易试点政策为准自然实验,以 2013 年为政策实施年份,并且按照企业所在地区是否纳入试点而将样本划分为处理组和对照组,以此为依据的双重差分模型构建如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Time_t + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varphi_j + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i, t 分别代表企业和年份; $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ 均表示回归系数; TFP_{it} 代表企业全要素生产率; $Treat_i$ 代表碳排放权交易试点企业; $Time_t$ 则表示碳排放权交易试点政策实施时间; $Controls_{it}$ 为一系列控制变量; μ_i, λ_t 和 φ_j 分别表示行业固定效应、年份固定效应和个体固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

(三) 变量定义

1. 被解释变量

对于全要素生产率的测算,现有方法大多是基于柯布一道格拉斯生产函数,例如 LP 法^[26]与 OP 法^[27]的半参数估计方法,而 GMM 法^[28]作为一种广义矩估计方法,通过加入工具变量以解决内生性问题^[29]。为避免因测度方法本身的差异导致回归结果的局限从而影响结论,本文采用 LP 法和 GMM 法两种测算方法进行基准回归,并采用 OLS 法^[30]以及

FE 法用于稳健性检验。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为碳交易试点政策虚拟变量 (DID)。模型中为交互项 $Time_i \times Treat_i$, 回归结果主要看其系数 α_1 的值。 $Treat_i$ 为政策虚拟变量, 若企业纳入政策试点地区, 取值为 1, 否则取值为 0。 $Time_i$ 为时间虚拟变量, 若在政策实施年份即 2013 年 (包括 2013 年) 之后, 取值为 1, 否则取值为 0。

3. 控制变量

本文对这些变量进行了控制。(1) 企业规模 ($Size$): 企业资产总额的自然对数; (2) 企业年龄 (Age): 采用企业上市年限进行衡量; (3) 营业收入增长率 ($Growth$): 企业本期营业收入增长额与上期营业收入总额的比值; (4) 总资产净利润率 (Roa): 企业净利润总额与企业资产平均总额的比值; (5) 资产负债率 (Lev): 企业的总负债与总资产的比值; (6) 应收账款占比 (Rec): 企业的应收账款与总资产的比值; (7) 销售毛利率 ($Gosp$): 企业的净营业收入与营业成本的差额与净营业收入的比值; (8) 资本性支出占比 ($Invest$): 企业购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与企业期初资产总额的比值; (9) 股权集中度 ($Top1$): 企业第一大股东持股数量与总股数的比值。

4. 中介变量

(1) 企业研发创新 ($Buin$): 企业研发创新的能力从某一程度上可以从企业对于研发的投入力度来看, 一般来说二者呈现出正比例关系。基于此, 在企业研发创新的衡量上采用《企业利润表》中研发费用科目的自然对数来表示, 同时为避免错误值, 在做法上对于研发投入进行数值上的加一处理。(2) 企业纳税压力 ($Taxtr$): 用企业的应交税费与营业收入的比值来衡量企业的纳税压力。当该比值较大时则表示企业的纳税能力较强, 承受的纳税压力较大; 反之则表示纳税压力较小。(3) 融资约束: 在企业所受融资约束的衡量指标上, 考虑到从不同角度看待企业融资约束能够使结论更稳健。 KZ 指数和 WW 指数分别能够从企业的负债结构和融资选择角度反映融资约束情况, 其中, KZ 指数越大, 其表示着上市企业面临着更高层次的融资约束, 企业的融资难度更大, 反之则融资约束程度更低; WW 指数同理。

三、实证分析

(一) 描述性统计

表 1 描述了本文中主要变量的描述性统计结

果。在相同样本量的统计结果中, LP 法下样本最小值为 4.735, 最大值为 12.990, 均值为 8.724; 而 GMM 法下样本最小值为 0.674, 最大值为 8.963, 均值为 3.518。可以看出全要素生产率在测算方法上的不同, LP 法下的全要素生产率测算值显著大于 GMM 法下的值, 测算方法的不同带来衡量指标数值上的差异, 由此更能阐释采用不同测算方法下的全要素生产率的值进行回归的必要性。

表 1 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
TFP_{LP}	13,104	8.724	1.076	4.735	12.990
TFP_{GMM}	13,104	3.518	0.845	0.674	8.963
$Size$	13,104	22.670	1.328	19.580	26.450
Age	13,104	2.676	0.490	0.693	3.401
$Growth$	13,104	0.150	0.372	-0.658	4.024
Roa	13,104	0.043	0.055	-0.373	0.247
Lev	13,104	0.466	0.189	0.027	0.908
Rec	13,104	0.105	0.098	0.000	0.506
$Gosp$	13,104	0.260	0.170	-0.061	0.871
$Invest$	13,104	0.057	0.059	0.000	0.519
$Top1$	13,104	34.840	15.050	8.020	75.840

(二) 平行趋势检验

双重差分模型应用的重要前提是能够通过平行趋势检验, 当被解释变量选取 TFP_{LP} 时, 平行趋势检验的结果如图 1 所示。在政策实施前三年, 交互项 (DID) 的估计系数均在 0.1 以下并且结果不显著。政策施行后, 由于政策效果存在一定的滞后性, 在政策施行当年交互项系数的估计结果并不显著, 在政策施行第二年开始显著且施行后五年政策表现效果良好, 交互项 (DID) 系数均大于 0.1 并且估计结果均显著。平行趋势检验通过则表明双重差分模型可以应用在实证分析中。当企业全要素生产率用 GMM 法核算时, 平行趋势检验同样通过, 限于篇幅在此不再多做赘述。

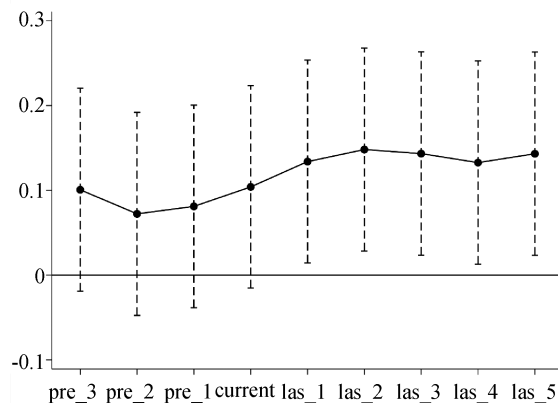


图 1 平行趋势检验

(三) 基准回归

本文通过双重差分模型对于碳排放权交易的政策效果进行评估,其基准回归结果如表2所示。(1)、(2)两列表示在仅控制年份固定效应时的回归结果,结果所示两种测算方法均在1%显著性水平下显著。在同时控制个体、年份和行业固定效应时,回归结果如(3)、(4)列所示,其中LP法下*DID*的系数为0.045且在1%显著性水平上显著,GMM法下的系数为0.032且在5%显著性水平下显著。回归结果从两种不同全要素生产率测度方法角度证明碳交易试点政策与全要素生产率之间具有显著的正向促进关系,假设1得到验证。

(四) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

为检验基准回归结果是解释变量与被解释变量之间的必然关系而非偶然性的结果,通过替换被解释变量进行回归分析来进行验证。企业全要素生产率的测算方法还包括OLS法和FE法,以上述两种不同测算方法下的全要素生产率作为被解释变量进行检验,表3(1)、(2)两列是替换被解释变量的实证回归结果,OLS法和FE法下均在1%显著性水平上显著,回归系数均为正且与基准回归结果保持同一量级,从而验证了本文结论的稳健性。

2. 反事实检验

基准分析的结果可能是受到政策年份及其他宏观或微观因素的干扰而形成的,为排除这种可能存在的干扰因素,进行反事实检验分析。考虑到碳交易试点政策在2016年实施了福建省的碳交易市场,因而将政策年份推迟4年进行反事实检验分析,结果见表3(3)、(4)两列。发现无论是在LP还是GMM的企业全要素生产率测算方法下,交叉项的系数均不显著,表明基准回归的结果是由碳交易试点

表2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.047 *** (0.0107)	0.039 *** (0.0129)	0.045 *** (0.0109)	0.032 ** (0.0131)
<i>Size</i>	0.566 *** (0.0059)	0.146 *** (0.0071)	0.554 *** (0.0067)	0.150 *** (0.0081)
<i>Age</i>	0.063 *** (0.0173)	0.035 * (0.0208)	0.058 *** (0.0192)	-0.008 (0.0232)
<i>Growth</i>	0.151 *** (0.0078)	0.158 *** (0.0095)	0.158 *** (0.0076)	0.162 *** (0.0092)
<i>Roa</i>	3.136 *** (0.0705)	3.238 *** (0.0854)	2.909 *** (0.0692)	3.014 *** (0.0835)
<i>Lev</i>	0.177 *** (0.0287)	0.137 *** (0.0346)	0.147 *** (0.0289)	0.075 ** (0.0348)
<i>Rec</i>	1.749 *** (0.0572)	1.779 *** (0.0690)	1.742 *** (0.0599)	1.677 *** (0.0722)
<i>Gosp</i>	-1.484 *** (0.0332)	-1.326 *** (0.0400)	-1.427 *** (0.0351)	-1.309 *** (0.0424)
<i>Invest</i>	-0.604 *** (0.0561)	-0.623 *** (0.0679)	-0.534 *** (0.0551)	-0.442 *** (0.0664)
<i>Top1</i>	-0.000 (0.0004)	-0.000 (0.0005)	-0.001 ** (0.0004)	-0.001 ** (0.0005)
<i>Constant</i>	-4.282 *** (0.1290)	0.004 (0.1550)	-4.353 *** (0.2518)	-0.478 (0.3035)
<i>Obs</i>	13,104	13,104	13,104	13,104
<i>R-squared</i>	0.673	0.322	0.695	0.368
<i>Firm</i>	No	No	Yes	Yes
<i>Ind</i>	No	No	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著,括号中为标准误,下表同。

政策这一准自然实验带来的,反事实检验通过。

3. 安慰剂检验

企业全要素生产率的提升可能来自于碳排放权交易政策的施行以外的其他事件或因素的冲击而引起的,为排除这些其他事件或因素的干扰,本文通过

表3 稳健性检验

变量	替换被解释变量		反事实检验		PSM-DID 检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.031 *** (0.0104)	0.031 *** (0.0105)	0.013 (0.0093)	0.011 (0.0112)	0.043 *** (0.0110)	0.029 ** (0.0132)
<i>Constant</i>	-6.132 *** (0.2404)	-6.659 *** (0.2426)	-4.373 *** (0.2519)	-0.491 (0.3036)	-4.350 *** (0.2517)	-0.457 (0.3034)
<i>N</i>	13,104	13,104	13104	13104	10,164	10,164
<i>R-squared</i>	0.795	0.808	0.695	0.368	0.698	0.372
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

对交互项进行 500 次随机抽取,并且对所抽取的样本进行重新回归,从而比较样本回归系数与基准回归结果有无显著性差别。安慰剂检验的系数核密度图结果如图 2 所示,回归系数明显呈现出正态分布趋势并且只有较少的回归结果在 5% 显著性水平下显著。在与基准回归结果的交叉项系数值 0.045 比较时,发现抽取样本的回归结果中均未出现大于 0.045 的估计结果且远离基准回归系数值。这表明基准回归的结果并非其他随机事件或因素造成的,安慰剂检验通过,研究结论稳健。

4. PSM-DID 检验

为消除潜在的影响政策效果的混淆因素而保证模型结果的可靠性和准确性,有效控制实证模型中变量之间的相互影响关系,本文采用倾向得分匹配

(PSM-DID) 检验,将所有样本进行匹配之后得到倾向得分值与匹配前的得分值的结果,如图 3 所示。

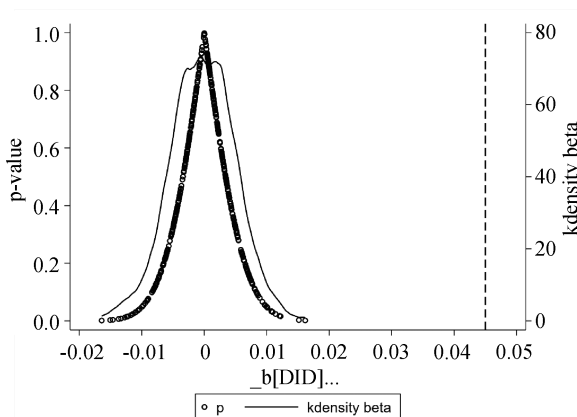


图2 稳健性检验:安慰剂检验

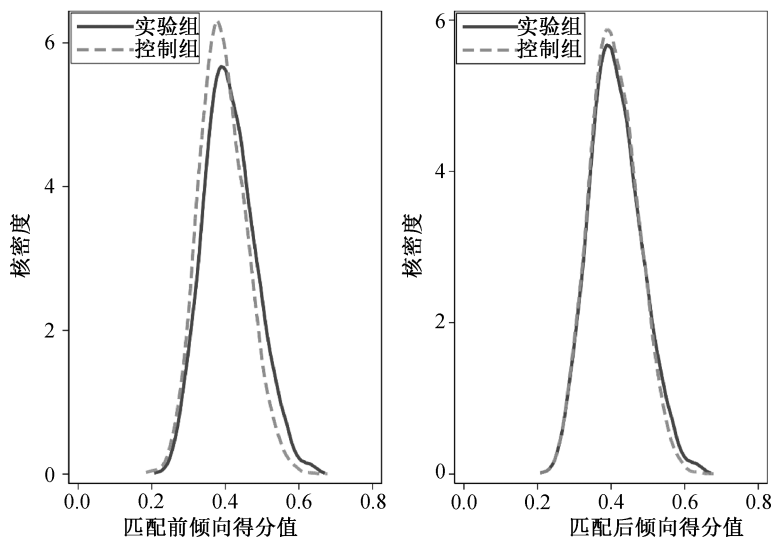


图3 倾向得分匹配

显然匹配后的样本数据比匹配前的数据的贴合程度更近。之后再匹配后的样本数据再次进行实证回归检验,回归结果见表 3(5)、(6) 列所示。研究发现无论是 LP 法还是 GMM 法下的全要素生产率测算值,交叉项系数即 DID 的估计值在匹配后均至少在 5% 显著性水平下显著为正,由此证明碳交易试点政策与企业全要素生产率之间的正向促进效果的结论是稳健的。

(五) 异质性分析

1. 碳交易机制异质性

我国碳市场在运行机制上主要体现为总量设定、配额分配、交易及违约惩罚四个部分,其在政府政策的协助工作下,完成我国碳排放权交易管理。在八个试点地区中,管理方式上的差异是因为政府

政策的不同以及地区的特殊性造成的。从碳市场交易价格和碳配额方式两个角度可以分析碳交易政策背景下碳交易市场机制存在异质性。

由于各试点地区碳交易价格呈现不同的波动,本研究以 25 元/吨为参考线,参考各试点地区碳交易价格相对值,将其分为“碳高价组”和“碳低价组”进行异质性分析。其中上海市、北京市、深圳市和广东省为高价地区,天津市、重庆市、湖北省和福建省为低价地区,表 4 报告了碳交易价格异质性的结果,在 LP 法和 GMM 法下的回归结果存在一定的一致性,总体上,高价地区与低价地区存在差异。(1)、(2) 列结果显示高价地区的交叉项均不显著,(3)、(4) 列显示低价地区的交叉项均在 1% 显著性水平上显著为正。这表明当碳交易的价格过高时,企业需要考虑成本问题,从而无法对企业全要素生产率起到激励作用。

表4 碳交易价格异质性

变量	碳高价组		碳低价组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	-0.029 (0.0400)	0.083 (0.0509)	0.098*** (0.0180)	0.093*** (0.0210)
<i>Constant</i>	-5.223*** (0.3612)	-1.393*** (0.4603)	-3.965*** (0.1765)	0.026 (0.2067)
<i>Obs</i>	3,935	3,935	9,169	9,169
<i>R-squared</i>	0.693	0.332	0.707	0.409
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes

表5 碳配额方式异质性

变量	有偿配额组		无偿配额组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.088* (0.0535)	0.246*** (0.0661)	0.071*** (0.0131)	0.047*** (0.0157)
<i>Constant</i>	-4.215*** (0.4477)	-0.483 (-0.5535)	-4.201*** (0.1613)	-0.028 (0.1936)
<i>Obs</i>	2,299	2,299	10,805	10,805
<i>R-squared</i>	0.699	0.429	0.706	0.375
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes

依据现在我国各试点地区在有偿配额方式下的试验,本研究将北京市、天津市、重庆市和深圳市划分为“有偿配额组”,其他试点地区上海市、湖北省、福建省和广东省划分为“无偿配额组”,进行异质性回归。回归结果如表5所示,(1)、(2)列和(3)、(4)列分别表示有偿和无偿配额方式下的回归结果。总体来看,系数均显著为正,表明两种配额方式对于企业全要素生产率的提升均有促进作用。但无论在何种企业全要素生产率核算方法下,有偿配额方式的促进作用均强于无偿配额方式。导致这种差异性的原因在于有偿配额减少了政府在碳交易市场上的干预作用。由市场自身机制进行的碳资源分配,市场趋向于合理和高效,对于企业生产经营有利好作用。以上结果得以验证假设2。

2. 区域异质性

根据空间分布以及地理位置的特殊性,不同区域间的碳排放情况不尽相同。东部地区、中部地区和西部地区的划分以企业注册地址为依据,按照国

家统计局划分标准定为三个地区。以此划分结果进行实证回归分析,表6报告了不同区域的企业全要素生产率受碳交易试点政策的影响程度的回归结果,显示中、西部地区对于企业全要素生产率的显著促进作用明显强于东部地区。

与中、西部地区相比较而言,东部地区有着天然的资源优势(包括自然资源和人力资源),从而使企业在技术升级以及产业转型上更加得心应手。^[11]此外,在我国产业空间布局上,多数企业的生产部门转移到了中、西部地区,使得中、西部地区对碳排放的需求加大。中、西部地区承接了大量的重工业企业,如电力等行业多布局于中、西部地区。东部地区在拥有较小碳排放需求的同时更加注重于技术升级与研发,而中、西部地区在承接大量重工业的情况下相对来说生产技术较为滞后,然而在该三个研究区域间异质性的实证结果呈现出东部地区不如中、西部地区的情况,从而假设3得以验证。

表6 区域异质性

变量	东部		中部		西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.007 (0.0131)	0.012 (0.0162)	0.086* (0.0496)	0.091 (0.0587)	0.151*** (0.0317)	0.086** (0.0365)
<i>Constant</i>	-4.813*** (0.2716)	-0.837** (0.3356)	-2.563*** (0.4605)	0.941* (0.5450)	-3.738*** (0.3691)	0.087 (0.4249)
<i>Obs</i>	8,483	8,483	2,090	2,090	2,531	2,531
<i>R-squared</i>	0.717	0.361	0.669	0.437	0.714	0.465
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

四、中介机制分析

(一) 企业研发创新

依据“波特假说”的理论,企业研发创新能力受

到市场激励型环境规制的影响从而提升企业的竞争力,如表7(1)、(3)、(4)列报告了企业创新的中介效应回归结果。(1)列结果显示交叉项系数0.160为正并且在5%显著性水平下显著,表明碳交易试点政策

对于企业的研发创新具有一定的激励作用,企业的研发创新活动因为碳交易政策而更加频繁。(3)、(4)列结果报告了分别在 LP 法和 GMM 法下全要素生产率的测算结果所受到中介变量的影响,二者交叉项系数

至少在 5% 显著性水平下显著,而中介变量均在 1% 显著性水平下显著为正。二者结果表明,企业研发创新在碳交易政策与企业全要素生产率之间起着中介作用,“波特假说”从而得到了检验。

表7 中介机制分析:企业创新和企业纳税压力

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.160 **	-0.002 **	0.045 ***	0.033 **	0.042 ***	0.030 **
<i>Buin</i>	(0.0776)	(0.0007)	(0.0130)	(0.0158)	(0.0108)	(0.0131)
			0.013 ***	0.007 ***		
			(0.0017)	(0.0021)		
<i>Taxtr</i>					-2.089 ***	-1.721 ***
					(0.1360)	(0.1649)
<i>Constant</i>	-3.147 **	0.012	-3.917 ***	0.166	-4.359 ***	-0.478
	(1.3249)	(0.0125)	(0.1686)	(0.2050)	(0.2494)	(0.3023)
<i>Obs</i>	10,344	13,104	10,344	10,344	13,104	13,104
<i>R-squared</i>	0.279	0.148	0.719	0.391	0.701	0.374
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(二) 企业纳税压力

企业纳税压力主要体现在企业所需承受的税收负担,而较大的税收负担会减弱企业的盈利能力。表6(2)、(5)、(6)列的回归结果表示企业纳税压力的中介效应。其中,(2)列是企业纳税压力受碳交易政策的影响,交叉项系数在 10% 显著性水平下显著为负,表明企业所受到的纳税压力随着碳交易政策的执行存在一定程度上的减小。(5)、(6)列的回归结果分别表示在 LP 法和 GMM 法下企业纳税压力的中介效应,结果显示,交叉项系数均至少在 5% 显著性水平下显著为正,且中介变量均在 1% 显著性水

平下显著为负。这表明在碳交易政策背景下,缓解企业的纳税压力可以是一条提升企业全要素生产率的可行路径。

(三) 企业融资约束

在两种不同融资约束测算方法下,碳交易政策对于企业全要素生产率的影响,如表8(1)、(2)列所示,分别表示在 KZ 指数和 WW 指数下碳交易政策对于融资约束的影响,可见交互项系数 0.136 和 0.003,均为正并且均在 1% 显著性水平上显著。(3)、(4)两列表示在 KZ 指数下,两种全要素生产率

表8 中介机制分析:融资约束

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.136 ***	0.003 ***	0.048 ***	0.036 ***	0.043 ***	0.030 **
	(0.0387)	(0.0011)	(0.0109)	(0.0133)	(0.0110)	(0.0131)
<i>KZ</i>			-0.026 ***	-0.033 ***		
			(0.0026)	(0.0031)		
<i>WW</i>					-0.454 ***	-0.403 ***
					(0.0981)	(0.1192)
<i>Constant</i>	5.141 ***	0.066 ***	-4.242 ***	-0.332	-4.293 ***	-0.497
	(0.8942)	(0.0245)	(0.2522)	(0.3030)	(0.2533)	(0.3077)
<i>Obs</i>	12,901	12227	12,901	12,901	12227	12227
<i>R-squared</i>	0.568	0.693	0.698	0.376	0.705	0.369
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

测算方法下的交互项系数 0.048 和 0.036,均为正且在 1%显著性水平下显著,而中介变量 KZ 的系数为 -0.026 和 -0.033,均为负且在 1%显著性水平下显著。(5)、(6)两列表示在 WW 指数下两种不同全要素生产率测算方法下的回归结果,交叉项系数至少在 5%显著性水平下显著为正,在 WW 指数下中介变量均在 1%显著性水平下显著为负。以上回归结果均证明缓解企业的融资效率在碳交易试点政策下能够显著提高企业的全要素生产率。

一方面,企业的碳排放成本会随着碳交易试点政策的实施而增加,企业需要为其必须碳排放付出成本,这会对企业的生产经营产生影响,同样,碳排放成本的不确定性可能会对企业的资金流动性产生影响。另一方面,碳排放权交易市场的价格波动可能会影响企业的财务状况。在波动较大的情况下,企业可能会面临一定的财务风险,企业的融资能力会因此受到影响。例如,企业通过商业银行进行债务融资的行为需要其财务状况良好才可获得,然而可能会因为资金周转问题导致企业最终的生产行为受到影响。基于上文论述,假设 4 得到验证。

五、结论与对策

(一) 结论

本文以碳交易试点政策为研究基础,使用 2010—2022 年我国沪深 A 股上市公司财务数据,再构建双重差分模型,旨在分析企业全要素生产率是否受市场激励型环境规制的影响,得出如下结论。

1. 基于碳交易试点政策的市场激励型环境规制与企业全要素生产率之间具有显著的正向促进作用。

2. 在这一市场激励型环境规制下,从碳交易机制角度来看,在碳配额方式上采取部分有偿分配方式的地区对于企业全要素生产率的提升效果更显著,碳低价地区对于全要素生产率的促进作用更明显,除此之外,相比于东部地区,中、西部地区更能够显著促进当地企业的全要素生产率。

3. 碳交易试点政策验证了“波特假说”,以环境规制增加企业成本的同时激励企业更多的研发创新活动。

4. 该激励型环境规制还可以通过降低企业纳税压力或者缓解企业融资约束而促进企业全要素生产率的提升。

(二) 对策

1. 应当加快传统高碳排放生产模式的企业设备更新及生产模式升级的步伐

一方面,通过更新设备以及能源的清洁化能够

从根本上减少碳排放;另一方面,传统企业生产模式的升级需要更先进的设备和技术,这对于企业的生产经营有很大帮助。而这两方面与碳交易试点政策相辅相成,企业在做到碳减排的同时提升了企业全要素生产率。

2. 针对地区特性施行有必要的政策

在碳配额方面,应当逐步放开有偿碳配额的方式,适时举行碳配额拍卖活动,尽快让各试点地区开启有偿配额方式再将此落实到全国。除此之外,应维持碳低价地区的碳价格,同时在合理范围内适度降低碳交易价格。

3. 多鼓励企业的研发创新活动

为企业合理发放专门碳减排研发补贴,同时在政策上为企业进行一定的优惠,如缓解企业融资约束或者降低企业纳税压力,这些措施对于企业的生产经营有很大的帮助,让企业在做到碳减排的同时维持自身的发展。

参考文献

- [1] 贾智杰,林伯强,温师燕. 碳排放权交易试点与全要素生产率——兼论波特假说、技术溢出与污染天堂[J]. 经济学动态,2023(3):66-86.
- [2] 胡玉凤,丁友强. 碳排放权交易机制能否兼顾企业效益与绿色效率?[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(3):56-64.
- [3] 王杰,刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济,2014(3):44-56.
- [4] FU L N, YI Y, WU T, et al. Do carbon emission trading scheme policies induce green technology innovation? New evidence from provincial green patents in China[J]. Environmental Science and Pollution Research international, 2022, 30(5): 13342-13358.
- [5] YANG C H, TSENG Y H, CHEN C P. Environmental regulations, induced R&D, and productivity: Evidence from Taiwan's manufacturing industries[J]. Resource & Energy Economics, 2012, 34(4): 514-532.
- [6] 胡珺,方祺,龙文滨. 碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 经济研究,2023,58(4):77-94.
- [7] 陈弘,谢子涵,王馨瑶. 碳交易政策的实施对企业研发的影响——基于多时点双重差分模型的实证研究[J]. 社会科学家,2022(9):75-82.
- [8] 郭炳南,唐利,张浩. 城市低碳治理对生态效率的影响——基于低碳城市试点政策的准自然实验[J]. 华东经济管理,2023, 37(8):82-90.
- [9] 张静,申俊,徐梦. 碳排放交易是否促进了产业结构转型升级?——来自中国碳排放交易试点政策的经验证据[J]. 经济问题,2023(8):84-91.
- [10] 宁朝山,任海平. 中国区域经济质量差异及其收敛性分

- 析[J]. 地域研究与开发, 2020, 39(6): 24-28.
- [11] 向宽虎, 陆铭. 发展速度与质量的冲突——为什么开发区政策的区域分散倾向是不可持续的? [J]. 财经研究, 2015, 41(4): 4-17.
- [12] BORGHESI S, CAINELLI G, MAZZANTI M. Linking emission trading to environmental innovation: Evidence from the Italian manufacturing industry[J]. Research Policy, 2015, 44(3): 669-683.
- [13] BRANGER F, QUIRION P. Reaping the carbon rent: Abatement and overallocation profits in the European cement industry, insights from an LMDI decomposition analysis[J]. Energy Economics, 2015, 47(11): 189-205.
- [14] 张杨, 袁宝龙, 郑晶晶, 等. 策略性回应还是实质性响应? 碳排放权交易政策的企业绿色创新效应[J/OL]. 南开管理评论, 1-24(2022-06-22) [2023-12-30]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20220621.1139.002.html>.
- [15] 刘晔, 张训常. 碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究[J]. 经济科学, 2017(3): 102-114.
- [16] 胡珺, 黄楠, 沈洪涛. 市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗? ——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 金融研究, 2020(1): 171-189.
- [17] 叶静怡, 林佳. 创新与企业全要素生产率——来自中国制造业企业的证据[J]. 学习与探索, 2016(5): 105-111.
- [18] 彭鹏. 基于供给理论的减税与全要素生产率关系研究[J]. 经济问题, 2013(11): 30-34.
- [19] 吴辉航, 刘小兵, 季永宝. 减税能否提高企业生产效率? ——基于西部大开发准自然实验的研究[J]. 财经研究, 2017, 43(4): 55-67.
- [20] 段姝, 刘霞, 李俏. 个人所得税减税激励何以提升企业全要素生产率? ——以创新型人力资本为中介[J]. 经济社会体制比较, 2022(6): 29-39.
- [21] FAZZARI S M, ATHEY M J. Asymmetric Information, Financing Constraints, and Investment[J]. Review of Economics and Statistics, 1987, 69(3): 481-487.
- [22] 刘家悦, 胡颖, 李波. 人力资本、融资约束与企业全要素生产率——来自中国制造业企业的微观证据[J]. 华东经济管理, 2020, 34(10): 112-119.
- [23] 张庆国, 黄杏子. 国有企业融资约束、全要素生产率与西部地区经济高质量发展[J]. 南开经济研究, 2021(6): 179-196.
- [24] 范秋芳, 张园园. 碳排放权交易政策对碳生产率的影响研究[J]. 工业技术经济, 2021, 40(12): 113-121.
- [25] 姬新龙, 杨钊. 碳排放权交易是否“加速”降低了碳排放量和碳强度? [J]. 商业研究, 2021(2): 46-55.
- [26] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [27] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [28] RICHARD B, STEPHEN B. GMM estimation with persistent panel data: An application to production functions[J]. Econometric Reviews, 2000, 19(3): 321-340.
- [29] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [30] GIANNETTI M, LIAO G M, YU X Y. The brain gain of corporate boards: Evidence from China[J]. The Journal of Finance, 2015, 70(4): 1629-1682.

[责任编辑 李 新]

Research on Affection Between Incentive Environmental Regulation and Total Factor Productivity of Enterprises Based on Carbon Trading

HUANG Huaji, GE Qinghua, GAO Zhi

(School of Finance, Anhui University of Economics and Finance, Bengbu, Anhui 233030, China)

Abstract: Market incentive environmental regulation will have a certain impact on economic development while carrying out environmental protection. Therefore, based on the carbon trading pilot policy, this paper discusses the impact of market incentive environmental regulation on total factor productivity. Based on the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2022, the empirical analysis is conducted by constructing a DID model. The results show that: (1) carbon trading pilot policy has a significant positive effect on total factor productivity; (2) The heterogeneity test shows that the positive effect is more obvious in regions with partial compensation and lower carbon trading price, in addition, compared with the eastern region, the central and western regions have a more significant positive effect on the total factor productivity of enterprises under the background of carbon trading policy; (3) Through the analysis of the intermediary effect model, the carbon trading pilot policy meets the setting of Porter's hypothesis, and can stimulate the R&D and innovation of enterprises, thus improving the total factor productivity of enterprises by reducing their tax pressure or easing the financing constraints of enterprises. Based on the above conclusions, the development of enterprises can be maintained by strengthening the transformation and upgrading equipment, increasing the paid carbon quota, maintaining the carbon trading price, or increasing the R&D and innovation activities of enterprises.

Key Words: carbon trading pilot policy; total factor productivity; Porter's hypothesis; enterprise innovation