

碳排放权交易机制能否激励企业创新

高一冉

对外经济贸易大学, 国际经济贸易学院, 北京
Email: GYiRanran@163.com

收稿日期: 2021年7月21日; 录用日期: 2021年8月24日; 发布日期: 2021年8月31日

摘要

本文运用七个试点省市八大试点行业的企业数据, 以在中国开展的碳排放权交易试点政策为准自然实验, 从微观层面探究了碳排放权交易机制对企业研发创新的影响。双重差分(DID)模型的实证结果表明碳排放权交易机制显著提升了企业的创新水平, “波特假说”的成立性也得到了验证。之后使用倾向得分匹配(PSM)进行检验, 证明了双重差分模型实证结果的稳健性。通过进一步分析发现, 碳排放权交易机制会通过成本驱动渠道和利润刺激渠道来激励企业开展研发创新活动。最后, 本文基于上述研究结果, 对碳排放权交易市场的完善提出了相关政策建议。

关键词

碳排放权交易机制, 企业创新, 双重差分, 倾向得分匹配

Can the Carbon Emission Rights Trading Mechanism Incentivize Enterprises to Innovate?

Yiran Gao

School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics, Beijing
Email: GYiRanran@163.com

Received: Jul. 21st, 2021; accepted: Aug. 24th, 2021; published: Aug. 31st, 2021

Abstract

This paper uses enterprise data from eight pilot industries in seven pilot provinces and cities, and takes the carbon emission trading pilot policy carried out in China as a quasi-natural experiment to explore the impact of carbon emission trading mechanisms on corporate R&D activities from a

micro level. The empirical results of the difference-in-differences model show that the carbon emission trading mechanism has significantly improved the innovation level of enterprises, and the validity of the “Porter Hypothesis” has also been verified. Afterwards, propensity score matching was used for testing, which proved the robustness of the empirical results of the difference-in-differences model. Through further analysis, it is found that the carbon emission trading mechanism will encourage enterprises to carry out innovation activities through cost-driven channels and profit-stimulating channels. Finally, based on the above research results, this paper puts forward relevant policy recommendations for the improvement of the carbon emission trading market.

Keywords

Carbon Emission Rights Trading Mechanism, Business Innovation, Difference-in-Differences Model, Propensity Score Matching

Copyright © 2021 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

伴随着中国经济的发展，环境生态问题的严重性日益显露出来，必然会反过来影响经济的可持续发展。在达到环境承载力的极限之前，我国加强环境规制的紧迫性不容忽视。控制碳排放是环境治理的核心要义，2015年6月，我国政府向《联合国气候变化框架公约》秘书处递交的《强化应对气候变化行动——中国国家自主贡献》官方文件指出，到2030年，单位GDP二氧化碳排放比2005年下降60%~65%，这比2009年哥本哈根气候大会上做出的承诺提高了15~20个百分点。2021年两会上，“碳达峰”、“碳中和”被首次写入政府工作报告。中国人民银行行长易纲近日表示，预计2030年前，中国碳减排需每年投入2.2万亿元。碳排放权交易是利用市场化手段进行碳减排的重要工具，其概念源于美国经济学家Dales在1968年提出的排污权交易，旨在将企业污染排放引起的外部性成本内部化，美国国家环保局首先将其运用于大气污染和河流污染的管理。我国作为全球最大的碳排放国家之一，碳交易市场潜力巨大，且始终重视并积极建设碳市场。但我国仍是发展中国家，城市化进程仍在推进，脱贫攻坚进入关键时期，经济结构和经济发展方式还处于转型阶段，如何平衡环境保护与经济可持续发展，是我国在“三期叠加”背景下面对的难题。以碳排放权交易为代表的环境规制在改善环境绩效的同时，也会影响企业生产过程中资源再分配、资本投资和技术创新等活动(Albrizio *et al.*, 2017) [1]。技术创新作为环境保护和经济发展之间的中介效应，是各国政府在制定环境政策时的重要考量因素。“波特假说”提到，适当的环境规制可以推动企业创新，研发投入虽然会在短期内增加成本，但从长期来看可以提升企业的盈利能力和竞争优势，补偿环境规制带来的成本，实现环境绩效和经济红利的“双赢”。

本文将从“波特假说”的角度出发，选取2011~2018年全国七个试点省市和八大试点行业的微观层面企业样本，首先利用双重差分(DID)模型检验碳排放权交易机制是否能够促进企业的创新水平，之后使用倾向得分匹配(PSM)选取与试点企业相匹配的非试点企业，得到企业参与碳排放权交易的技术创新激励效应(ATT)，并深入探究其影响机制。

本文的研究贡献在于：一方面，以往文献主要以美国、欧洲、韩国等发达国家为背景，且集中在使用宏观层面的省份数据或行业数据验证“波特假说”在命令控制型环境规制或SO₂排放权交易政策中的

存在性,由于我国碳排放权交易试点这类市场型环境规制实施的持续时间不长,对于该政策的检验较少,且本文从企业角度出发,可以在一定程度上填补研究空白。另一方面,已有的研究主要是用 DID 模型进行检验,但 DID 模型无法解决样本选择偏差和内生性问题对实证结果的影响,因此本文采用倾向得分匹配(PSM)进行进一步研究以得到更准确和一致的估计。此外,研究结果可为我国推进全国统一碳排放权交易市场的建立提供理论支撑和政策启示。

2. 文献综述

回顾中国环境治理的历程,中国一直带有“行政命令有余,市场手段不足”的计划经济色彩(张晓,1999) [2],主要表现为以命令控制型规制为主,辅之以排污收费制度(刘晔和张训常,2017) [3]。进入 21 世纪以来,中国环境规制愈发向市场型靠拢。2002 年推行的 SO₂ 排污权交易试点,将山东省、山西省、江苏省、河南省、上海市、天津市、柳州市等四省市和华能集团纳入交易试点,形成“4+3+1”的格局。从 2013 年起,中国先后在深圳、上海、北京、广东、天津、湖北、重庆等 7 个省市试行碳排放权交易。环境规制市场化,在中国当前应对节能减排问题上的重要性逐渐提升。

众多研究对于排污权交易制度减排效应的看法并不一致,有学者研究发现从 2002 年推行 SO₂ 排污权交易试点到今天,排污权交易制度几乎没有发挥作用(Jinnan Wang *et al.*, 2004; 涂正革和谌仁俊,2015) [4] [5]。但李永友和文云飞(2016) [6]分别从短期和长期两个角度分析发现,排污权交易虽然在短期没有减排作用,但在长期存在巨大的减排潜力。而一些学者研究发现碳排放权交易试点等排污权交易制度可以显著促进企业减少排放(闫文娟和郭树龙,2012; 沈洪涛等,2017; 刘传明等,2019) [7] [8] [9]。范进等(2012) [10]将消费市场纳入减排框架,发现排污权交易能够激励消费者增加对低碳产品的需求,从而减少碳排放。从动态角度来看,市场激励型机制比命令控制型机制的有效性更高(Stern, 2007) [11]。Montgomery (1972) [12]也从理论上证明排污权交易制度在完全竞争市场上减排成本最低,明显优于传统的命令控制型机制。

随着排污权交易制度的出现和发展,环境政策与企业创新之间的关系逐渐成为学术界关注的焦点。新古典经济学认为,环境保护政策会减少污染的负外部性,但代价是私人生产成本增加,资源从传统的生产用途转向治污用途(Gray, 1987) [13],企业生产率和竞争力的下降,导致企业减少研发投入,最终抑制经济发展。而 20 世纪 90 年代波特等人通过研究得出与之相反的结论,即“波特假说”。波特假说认为技术创新可以使得环境绩效和经济红利同时存在。有些研究认为波特假说不成立。在国外, Jaffe 和 Palmer (1997) [14]运用美国企业从 20 世纪 70 年代至 90 年代的数据进行了实证研究,认为环境规制政策所引致的企业研发活动的效率水平较低。还有学者通过对欧洲的化学工业(Cesaroni 和 Arduini, 2001) [15],日本纸浆和造纸工业企业(Nakano, 2003) [16]的数据进行研究发现环境规制对推动技术创新的影响并不显著。在国内,涂正革和谌仁俊(2015) [5]认为排污权交易机制在现实和潜在两个视角均未能实现波特效应。另一些研究则支持了波特假说的存在。Carmen E.和 Robert Innes (2006) [17]利用美国 1989 年至 2002 年间 127 个制造行业的数据证实了企业污染排放量和环保型技术专利之间的显著正向关系。Testa *et al.* (2011) [18]利用欧盟的建筑行业数据研究发现,更灵活的环境规制可以促进企业研发投入比例的增加和生产效率的提高。还有一些研究肯定了环境规制对于技术创新的间接作用,而介于两者之间产生调节作用的因素包括人力资本的投入(李婉红等,2013) [19],融资约束的缓解(苗苗等,2019) [20]等等,另有研究探索了碳排放权交易机制对于研发创新产生的异质性影响(周海华和王双龙,2016; 刘晔和张训常,2017) [3] [21]。张成等(2011) [22]则认为环境规制对于研发创新的正向影响启示是正、负两方面影响的共同作用且影响并不同步,负面效应往往在当期产生影响,而创新水平的提升本身所需的时间相对较长,使得环境规制的“创新补偿”效应滞后于“遵循成本”产生的负面效应。除了上述环境规制对于研发创新的单调正向或负向影响,大量文献分析表明环境规制与企业技术创新之间呈现“U”型关系(李玲和陶锋,2012; 蒋伏

心等, 2013) [23] [24]。还有学者在实证中发现两者关系存在倒“U”型特征的证据(李婧, 2013; 杨朝均等, 2018) [25] [26]。此外, 也有学者认为波特假说是否成立不能一概而论, 而要考虑实际执行情况, 强调了只有合理的环保标准和严格的执行力度才会激发企业创新, 降低成本, 提高竞争力(熊鹏, 2005) [27]。王锋正和郭晓川(2015) [28]则发现更加严格的环境规制对创新的激励效应是一种非线性的结构关系, 因此不能简单评价“波特假说”在中国是否成立。因此本文基于碳排放权交易机制进行准自然实验, 探究波特假说在中国背景下是否成立, 即实证检验碳排放权交易机制是否能激励企业的研发创新。

3. 数据来源与模型设定

本文以 2011 年~2018 年沪深两市除金融业和房地产业以外所有行业的企业作为研究样本。碳排放权交易机制涉及七个试点省市的八大试点行业, 因此本文选取北京、上海、天津、重庆、湖北、广东、深圳七个试点省市中的石化、化工、建材、钢铁、有色、造纸、电力和航空这八大试点行业的上市公司作为处理组, 参照刘晔等(2017) [3]研究对应的上市公司证监会新行业分类名称, 通过剔除如下企业: 遭受连续亏损的企业(被称为 ST 和*ST 企业)和在样本期间内数据缺失的企业, 最终选取 1558 家上市公司作为本文的样本。企业层面的数据来源于 Wind 数据库, 省份和行业层面的数据来源于《中国统计年鉴》。

本文首先检验作为市场型环境政策的碳排放权交易机制是否能有效提升企业的技术创新程度, 构建以企业研发强度为因变量的双重差分(DID)模型

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 time \times treat + \beta_2 time + \beta_3 treat + \lambda Z + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, Y_{ijt} 表示位于省份 i 行业 j 的企业在 t 年的研发支出。 $time$ 是取值为 0 和 1 的时间虚拟变量。2013 年 6 月 18 日, 国内首个碳排放权交易平台在深圳启动, 标志着中国碳交易市场建设迈出了关键性一步。此后, 北京、天津、上海、广东、湖北、重庆等省市先后启动了碳排放权交易试点。经过一年多的发展, 各试点省市的碳交易市场规则逐步完善, 且考虑到企业行为对于政策颁发的滞后性, 所以本文以 2014 年为时间节点进行有效性检验, $time$ 在 2014 年之前取 0, 在 2014 年及以后取 1。 $treat$ 表示企业位于试点地区的试点行业时取值为 1, 其余企业取值为 0。 $time \times treat$ 的系数 β 即碳排放权交易机制对企业研发支出的影响。 Z 包括企业层面的控制变量, 由于碳排放权交易机制并非在全国各省市随机展开, 试点省市的特定企业是否被纳入碳排放权交易也并非随机选择。如果不选择控制变量, 则不符合自然实验的要求, 易导致选择偏误。本文所选控制变量包括企业业绩、企业规模、企业负债水平、企业现金流水平、企业资本性支出水平、企业成长性、企业年龄、所有制结构这八个企业层面的变量, 省份层面的控制变量为各省经济发展水平, 行业层面的控制变量为行业竞争强度。 μ_i 为地区固定效应, η_j 为行业固定效应, γ_t 为年份固定效应。 ε_{ijt} 为随机扰动项。

4. 实证结果分析

4.1. 变量描述性统计

表 1 是各变量的说明, 表 2 列出了相关变量的描述性统计, 将样本企业中试点省份里试点行业的企业划分为处理组, 其余企业划分为对照组。由表 2 可以看出: 1) 处理组企业的研发强度略高于对照组企业, 而不同处理组企业的研发强度的差距小于对照组企业; 2) 就控制变量而言, 处理组企业规模更大, 存续时间更长, 且整体的经营水平好于对照组企业, 体现在处理组企业的总资产收益率更高, 负债水平更低, 经营性现金流占比更高, 且处理组这些指标的标准差更小, 经营的稳健性更强。虽然对照组企业的资本性支出占比和营业收入增长率略高于处理组企业, 但波动性更大。处理组企业和对照组企业的国有属性并没有显著区别; 3) 处理组企业所在省份的 GDP 对数的均值要高于对照组企业所在省份, 而标

准差低于对照组企业所在省份，说明经济更发达的地区更易被选为交易试点地区，且交易试点地区的经济发展水平由于都处于上游，所以差距较小；4) 处理组企业所在行业的竞争强度略小于对照组企业所在行业，可能是由于碳排放程度较高的行业垄断性较强，行业进入门槛高，头部企业优势明显。

Table 1. Variable description
表 1. 变量说明

变量符号	变量名称	度量方法
RD	企业研发强度	研发支出合计/总资产
ROA	企业业绩	资产收益率
lnassets	企业规模	总资产的对数
debttoassets	企业负债水平	资产负债率
OCF	企业现金流水平	经营性现金净流量/营业总收入
ca	企业资本性支出水平	资本性支出/总资产
grow	企业成长性	营业收入增加率
age	企业年龄	当年年份 - 企业成立年份 + 1
soe	所有制结构	是否是国有企业，国有企业取 1，其余取 0
indnum	行业竞争强度	行业增加值/企业单位数
lnGDP	省份经济发展水平	各省 GDP 的对数

Table 2. Descriptive Statistics
表 2. 描述性统计

变量符号	处理组					对照组				
	观测数	均值	标准差	最小值	最大值	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
RD	3392	0.0262	0.0184	0.000048	0.201	9072	0.0224	0.021	0.000002	0.273
timetreat	3392	0.625	0.484	0	1	9072	0	0	0	0
ROA	3392	5.327	7.029	-69.95	57.21	9072	4.856	7.61	-113.8	119.3
lnassets	3392	21.97	1.34	17.99	27.39	9072	21.96	1.265	18.27	28.25
debttoassets	3392	37.79	19.44	0.752	104.4	9072	40.51	21.01	1.103	239.4
OCF	3392	8.851	13.8	-116	83.24	9072	8.195	34.43	-1423	1139
ca	3392	0.0563	0.0485	0	0.388	9072	0.112	1.228	0	58.6
grow	3392	0.229	1.559	-0.862	84.99	9072	0.262	2.426	-0.882	167.6
age	3392	18.48	6.291	4	48	9072	17.35	5.174	1	64
soe	3392	0.323	0.468	0	1	9072	0.347	0.476	0	1
indnum	3392	0.0743	0.0166	0.00594	0.213	9072	0.0726	0.0386	0.00594	0.352
lnGDP	3392	10.56	0.624	9.211	11.49	9072	10.36	0.758	6.407	14.6

4.2. 平行趋势检验

处理组和对照组满足平行趋势的假设是使用双重差分法的前提，如果数据不满足平行趋势的假设，双重差分法则无法得到一致的估计量。因此，本文将对平行趋势假设进行检验。以政策实施年份(2014年)为时间节点，分别计算处理组和对照组在 2011~2018 年的研发支出水平的均值，结果如图 1 所示。图 1 表明试点企业与非试点企业的研发强度在政策实施前的发展趋势基本平行。

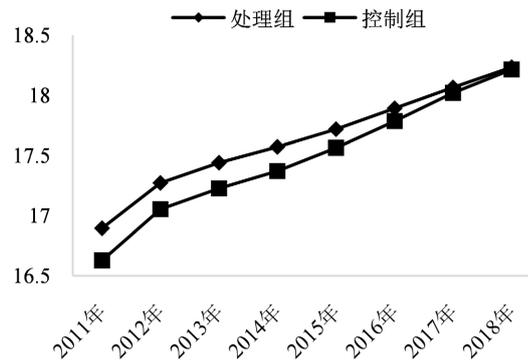


Figure 1. Parallel trend test

图 1. 平行趋势检验

4.3. 实证结果

本文采用固定效应模型估计碳排放权交易机制对企业研发强度的影响，回归结果见表 3。第(1)列是同时控制了时间固定效应、省份固定效应、行业固定效应的结果；第(2)列控制了时间固定效应和省份固定效应；第(3)列控制了时间固定效应和行业固定效应；第(4)列未控制任何固定效应。

Table 3. Benchmark regression results

表 3. 基准回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	RD	RD	RD	RD
time treat	0.000999* (0.000602)	0.00107* (0.000602)	0.000996* (0.000601)	0.000993* (0.000603)
time	0.0109*** (0.000829)	0.0115*** (0.000860)	0.0109*** (0.000858)	0.000522 (0.000336)
treat	0.00427 (0.003080)	-0.00356 (0.002220)	0.00498*** (0.000910)	0.00218** (0.001010)
Constant	0.120*** -0.0127	0.146*** -0.0127	0.118*** -0.0118	0.103*** -0.0107
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	否
省份固定效应	是	是	否	否
行业固定效应	是	否	是	否
Observations	12,464	12,464	12,464	12,464

***, **, *分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

回归结果显示, 交乘项 $time \times treat$ 的估计系数在 10% 的显著性水平下显著为正, 表明碳排放权交易机制的实施对企业技术创新水平的提升具有显著的正向作用, 能够激励企业进行更多的研发投入活动。这符合我国开展碳排放权交易的政策构想, 也说明了“波特假说”在中国是成立的。

4.4. 基于倾向得分匹配(PSM)的稳健性检验

由图 1 可知, 在没有政策干预的情况下, 结果变量在处理组和对照组的变化趋势基本一致。但即使没有该碳排放权交易机制, 试点企业和非试点企业未来的研发支出本就有可能存在一定差异, 主要原因有: 1) 除碳排放权交易试点政策之外, 可能存在其他政策对试点地区和非试点地区企业技术创新水平产生不一致的影响, 从而使估计结果出现偏差。例如, 2007 年在江苏、天津、浙江、河北、山西、重庆、湖北、陕西、内蒙古、湖南、河南 11 个省份正式启动的 SO_2 排污权交易试点工作, 2014 年开始在宁夏、江西、湖北、内蒙古、河南、甘肃、广东 7 个省份的水权交易试点政策; 2) 由于碳排放权交易试点首先在北京、上海、天津、重庆、湖北、广东、深圳这 7 个经济基础更雄厚, 产业更为密集, 竞争更激烈的地区开展, 且位于这些地区的企业由于市场环境好, 政府政策倾斜等原因本就有更多的资金投入研发活动。

4.4.1. 模型介绍

为了解决是否参与碳排放权交易机制这一选择偏误和处理企业技术创新的内生性问题, 本文采用了倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)对企业技术创新的子选择效应进行控制。按照是否位于试点地区的试点行业, 将样本企业划分为处理组和对照组, 估计处理组企业样本中的平均效应(Average Treatment Effect on Treated, ATT), 即为参与碳排放权交易的技术创新激励效应。

虚拟变量 D 表示位于试点地区中试点行业的企业即处理组企业时取值为 1, 其余企业即对照组企业取值为 0。 RD_k 表示企业 k 的研发强度, 以企业研发支出除以总资产来度量。企业 k 参与碳排放权交易时的结果变量记为 RD_k^1 , 未参与碳排放权交易的结果变量记为 RD_k^0 。令 $k = \{0, 1\}$, 其中 $k=1$ 代表处理组企业, $k=0$ 代表对照组企业。

参与碳排放权交易的技术创新激励效应:

$$ATT = E(RD_1^1 - RD_1^0 | D=1) = E(RD_1^1 | D=1) - E(RD_1^0 | D=1) \quad (2)$$

$E(RD_1^0 | D=1)$ 的含义为处理组企业在未参与碳排放权交易时未来的研发支出水平, 这是一种不可观测的假设性结果, 因此本文构造反事实(Counter Factual)情形来对式(2)进行推断, 通过将同时影响企业研发强度的共同影响因素作为匹配变量, 选取相近的对照组企业来代替实际已受政策影响的处理组企业。

Rosenbaum and Rubin (1983) 提出使用“倾向得分”(propensity score)来度量距离。企业 k 的倾向得分为, 在给定协变量 X_k 情况下, 企业 k 进入处理组的条件概率, 即 $p(X_k) = P(D=1 | X = X_k)$, 采用 Logit 模型估计 $p(X_k)$, 并为处理组企业寻找与其倾向分值最为相近的对照组企业。使用倾向得分匹配有如下两个前提条件: 1) 条件独立性条件: 给定 X_k , 则 (RD_k^0, RD_k^1) 独立于 D , 记为 $(RD_k^0, RD_k^1) \perp D | X_k$, 即当控制了共同影响因素后, 企业研发强度的变化与企业是否参与碳排放权交易是相互独立的; 2) 共同支持条件: 对于 X_k 的任何可能取值, 都有 $0 < p(X_k) < 1$, 保证了处理组与对照组的倾向得分取值范围有相同的部分。由图 2, 倾向得分的共同取值范围较大, 为提高匹配质量, 本文仅保留倾向得分重叠部分的个体。

根据条件独立性条件, 在进行匹配分析之前, 首先通过 Logit 回归进行检验表 1 包括的变量是否适合作为倾向得分匹配的共同影响因素。

从表 4 可以看出, 企业资产收益率(ROA)对于企业参与碳排放权交易的影响为正, 表明盈利能力更强的企业更倾向于参与碳排放权交易; 企业资产负债率(debttoassets)的系数为负说明负债水平越高的企业, 参与碳排放权交易的概率越低; 企业资本性支出水平(ca)与企业参与碳排放权交易的概率负相关; 企业年

龄(age)代表企业存续时间的长短,对于企业参与碳排放权交易具有正向影响;行业竞争强度(indnum)的系数为正表明企业所处行业的市场竞争越激烈,企业参与碳排放权交易的概率越高;各省份GDP的对数(lnGDP)作为衡量地区经济发展水平的变量,说明企业所处省份的经济越发达,企业越容易参与碳排放权交易。此外,企业规模(lnassets)、企业现金流水平(OCF)、企业成长性(grow)、企业所有制结构(soe)这四个变量的系数并不显著,因此选取企业资产收益率、企业资产负债率、企业年龄、行业竞争强度、各省份GDP的对数作为处理组和对照组的共同影响因素,进行倾向得分匹配。

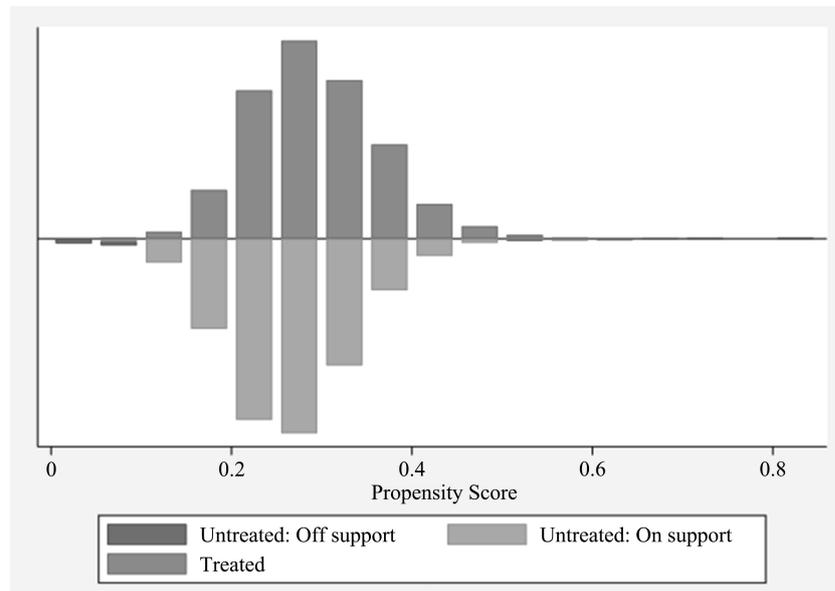


Figure 2. The common range of propensity scores of treatment group and control group
图 2. 处理组与对照组的倾向得分共同取值范围

Table 4. Logit regression analysis of common influencing factors
表 4. 共同影响因素的 logit 回归分析

logit			
ROA	0.007460** (0.003014)	grow	-0.008409 (0.012048)
lnassets	0.030454 (0.019993)	age	0.030630*** (0.003807)
debttoassets	-0.007812*** (0.001269)	soe	0.006424 (0.047841)
OCF	-0.000059 (0.000693)	indnum	3.371771*** (0.613577)
ca	-1.318433*** (0.271845)	lnGDP	0.3559485*** (0.030688)
Constant	-5.820787*** (0.508327)		
Observations	12,464		

***, **, *分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

4.4.2. 数据平衡性检验

对于条件独立性, 分析共同影响因素在不同年份经过匹配之后在处理组和对照组之间是否存在显著差异。如果二者存在显著差异, 则表示匹配变量的选取或匹配方法的选择不恰当, 倾向得分匹配估计无效。因此, 在报告倾向得分匹配结果之前, 需进行数据平衡性检验。

如果倾向得分估计得较准确, 应使匹配变量 X_k 在匹配后的处理组与对照组之间分布较均匀, “数据平衡”时, 匹配后的处理组均值 \overline{X}_1 与对照组均值 \overline{X}_0 应较为接近。对 \overline{X}_1 和 \overline{X}_0 的差距进行无量纲处理, 则针对每一个匹配变量 X_k 考察标准化偏差:

$$\frac{|\overline{X}_1 - \overline{X}_0|}{\sqrt{(s_{X,1}^2 + s_{X,0}^2)/2}} \quad (3)$$

$s_{X,1}^2$ 和 $s_{X,0}^2$ 分别为处理组与对照组变量 X_k 的样本方差。一般要求此标准化偏差不超过 10%。

数据平衡性检验的原假设是处理组和对照组无系统差异。从表 5 可以看到, 在进行倾向得分匹配后, 所有变量的标准化偏差均显著变小且其绝对值都小于 10%, 同时 P 值不显著, 不能拒绝原假设。可以说说明倾向性匹配之后, 样本满足平衡的假设, 倾向得分匹配的过程是合理的。

Table 5. Data balance test

表 5. 数据平衡性检验

变量		均值		标准偏差(%)	标准偏差减少幅度(%)	t 检验		t 检验相伴概率值
		处理组企业	对照组企业			t	p > t	
roa	匹配前	5.3275	4.8564	6.4		3.14	0.002	0.85*
	匹配后	5.3275	5.291	0.5	92.3	0.21	0.837	0.87*
debttoassets	匹配前	37.79	40.512	-13.5		-6.57	0.000	0.86*
	匹配后	37.79	37.58	1	92.3	0.45	0.656	0.99
ca	匹配前	0.05628	0.11249	-6.5		-2.67	0.008	0.00*
	匹配后	0.05628	0.05371	0.3	95.4	1.93	0.053	0.65*
age	匹配前	18.479	17.35	19.6		10.20	0.000	1.48*
	匹配后	18.479	18.412	1.2	94.1	0.47	0.636	1.44*
indnum	匹配前	0.0743	0.0726	5.7		2.47	0.014	0.18*
	匹配后	0.0743	0.07473	-1.5	74.5	-0.54	0.589	0.15*
lnGDP	匹配前	10.563	10.364	28.6		13.61	0.000	0.68*
	匹配后	10.563	10.55	1.8	93.8	0.80	0.423	0.97

***, **, *, 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

4.4.3. 实证结果

本文对所选时间节点 2014 年及以后的每一年度分别进行匹配, 结果如表 6 所示。可以看出, ATT 均大于 0, 且都在 1% 的水平上显著, 表明企业参与碳排放权交易对其技术创新水平具有显著的正向激励作用, 因此本文得到的结果是稳健的。但参与碳排放权交易的技术创新激励效应(ATT)虽然在 2018 年达到最高, 却没有随时间逐渐增大的明显趋势, 可能的原因是我国碳排放权交易仍处于试点阶段, 碳市场的建设还不够完善, 企业参与碳交易的积极性还不够高, 碳配额交易量还小于远远预期, 因此 ATT 没有随时间的趋势性提高。

Table 6. Innovation incentive effect of carbon emission trading estimated year by year
表 6. 分年份估计的参与碳排放权交易的创新激励效应

年份	PSM 模型	
	ATT (treat)	T 值
2014	0.0271***	2.6
2015	0.0266***	2.96
2016	0.0258***	3.92
2017	0.0257***	2.86
2018	0.0282***	3.01

***, **, *分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

4.5. 影响机制

基于上述得出碳排放权交易机制对企业创新的显著正向作用，本文将进一步分析碳排放权交易激励企业创新的可能影响机制。

4.5.1. 成本驱动渠道

首先根据“波特假说”，环境规制会提升企业的经营成本。碳排放政策将企业的排放限定在一定配额内，如果该配额小于企业原本正常生产时的碳排放量，若该企业每单位产量的碳排放强度不发生改变时，企业若想保持原有产量，只能通过碳交易市场上购买碳排放权，从而增加了生产成本。如果企业为将碳排放限定在配额内而减少产量，但那些不随产量而改变的固定成本依然存在，企业的平均成本也会有可能提升。因此，企业为了避免成本增加带来的负面影响，有可能会选择通过研发创新降低企业的边际减排成本，碳排放权交易机制的效果由此显现。

4.5.2. 利润刺激渠道

碳排放权交易机制将碳配额发放至各企业，如果企业的排放超过该配额，则需从市场或政府购买，如果排放未超过配额，企业会将该部分配额出售以获得额外收入。而这部分收入为企业开展创新活动提供了资金支持和动力来源，形成减少碳排放与研发创新的良性循环。Hart 与 Ahuja (1996) [29]、Schaltegger 与 Synnestvedt (2002) [30]也表明，财务绩效好的企业更有实力去进行环境管理。因此，如果能够验证碳排放权交易机制提高了企业的资产收益率，那么就能说明企业能进行研发创新的重要原因之一是减少碳排放可以为企业带来更大的预期收益。

4.5.3. 实证检验

基于此，本文分别以企业的资产收益率(ROA)和营业总成本(lnoper_cost)作为被解释变量，验证额外利润和新增成本在减少碳排放和研发创新之间的桥梁作用。回归结果如表 7 所示，第(1)列的交乘项 $time \times treat$ 的系数在 1%的水平下显著为正，表明碳排放权交易机制在前期会增加企业的经营成本，从而驱动企业通过研发创新将排放量控制在排放限额范围内，避免在碳交易市场上购买超排的配额而增加额外成本。但企业在选择是否进行创新活动时，会权衡边际创新费用与单位碳价的高低，借鉴 Baumol (1995) [31] 的研究，有效的碳交易市场在于碳配额市场价格等于最小化的边际创新费用。第(2)列的交乘项 $time \times treat$ 的系数为正，且在 5%的水平下显著，说明碳排放权交易机制的实施促进了企业利润率的稳步提升，而企业内部资金的积累为创新活动奠定基础。所以虽然碳配额可能会在短期增加企业的环境治理成本、研发费用甚至减少产量等等，但是长期来看，创新活动带来的利润提升优势会逐渐显现。综合表明，碳排放权交易机制的实施通过使得研发创新和利润增加之间形成良性循环，有效地刺激了企业创新水平的提升。

Table 7. The impact of carbon emission trading mechanism on return on assets and total operating cost**表 7.** 碳排放权交易机制对企业资产收益率和营业总成本的影响

VARIABLES	(1)	(2)
	lnoper_cost	ROA
timetreat	0.0821 ^{***} (0.0211)	0.777 ^{**} (0.311)
time	0.239 ^{***} (0.0429)	-6.431 ^{***} (0.419)
treat	-0.325 [*] (0.178)	0.184 (0.649)
Constant	7.380 ^{***} (0.500)	-4.617 (4.598)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
Observations	12,464	12,464

***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

5. 结论与政策建议

本文从“波特假说”出发，使用全国七个省份八大试点行业中的微观企业数据，以 2014 年为时间节点，运用双重差分模型(DID)和倾向得分匹配(PSM)分析得出碳排放权交易机制对企业研发创新水平的提升具有显著的推动作用，并检验了成本驱动渠道和利润刺激渠道作为影响机制的合理性，验证了“波特假说”在碳排放权交易机制背景下的存在性。

针对以上结论，本文为碳排放权交易市场的完善提出以下政策建议：

1) 充分发挥碳配额的市场定价作用，释放碳交易市场的流动性和活跃度，最大程度促进企业创新。若碳配额价格过低，碳排放量大的企业会倾向于直接购买配额而非通过研发创新降低边际碳排放量；若碳配额价格过高，而很多中小企业又没有足够的资金去投入研发创新或购买碳配额，中小企业会面临严重的经营困难，失去创新基础。根据本文的成本驱动渠道与利润刺激渠道探究，碳排放权交易体系增加了低效企业的成本，对高效企业起到了激励效应，因此市场的合理定价可以提升企业创新的积极性。

2) 加强信息披露和金融监管，维护碳交易市场秩序。扩大碳排放披露主体的范围，统一披露标准，提高披露数据的真实性和准确性，披露方式逐步从自愿披露转向强制披露，建立政府、金融机构、企业的一体化信息共享平台。良好的信息披露也有利于企业吸引外部资金，支持研发创新活动。同时，碳排放权作为一类特殊的金融资产，具有商品和金融双重属性。随着碳交易市场的扩大，碳期货、碳期权、碳互换、碳排放信用、碳排放证券等金融衍生工具被开发出来，吸引大量金融投资者进入，金融监督管理部门要完善碳市场交易规则，防止一些投资者防止过度投机，扰乱市场秩序。碳交易市场的不稳定很有可能使企业处于安全性的考虑，对于碳配额交易消极响应，从而失去研发创新的动力。因此要加强金融监管，让金融市场真正做到支持低碳实体经济发展。

3) 加强对企业研发创新的资金支持和政策保障,进一步以市场化方式动员公共和私人部门资金,支持绿色经济活动。限定碳排放配额不仅会挤占企业的研发资金,还会增加企业成本。因此政府应对企业研发创新活动给予更多的资金补贴和税收优惠。金融市场则需拓宽企业在研发创新方面的融资渠道,让金融资源成为企业减排和创新的坚实后盾。此外,政府还应发展完善知识产权保护体系、支持科研人才尤其是环保技术人才的培养,加强对环保创新企业的宣传,推广环保技术的应用。

参考文献

- [1] Silvia, A., Tomasz, K. and Vera, Z. (2017) Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence across Industries and Firms. *Journal of Environmental Economics and Management*, **81**, 209-226. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2016.06.002>
- [2] 张晓. 中国环境政策的总体评价[J]. 中国社会科学, 1999(3): 88-99.
- [3] 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, 5(3): 102-114.
- [4] Wang, J.N., Yang, J.T., Ge, C.Z., Cao, D. and Schreifels, J. (2004) Controlling Sulfur Dioxide in China: Will Emission Trading Work? *Environment Science and Policy for Sustainable Development*, **46**, 28-39. <https://doi.org/10.1080/00139150409604389>
- [5] 涂正革, 谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应[J]. 经济研究, 2015(7): 160-173.
- [6] 李永友, 文云飞. 中国排污权交易政策有效性研究——基于自然实验的实证分析[J]. 经济学家, 2016(5): 19-28.
- [7] 闫文娟, 郭树龙. 中国二氧化硫排污权交易会减弱污染排放强度吗?——基于双倍差分法的经验研究[J]. 上海经济研究, 2012, 24(6): 76-83.
- [8] 沈洪涛, 黄楠, 刘浪. 碳排放权交易的微观效果及机制研究[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2017(1): 13-22.
- [9] 刘传明, 孙喆, 张瑾. 中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(11): 49-58.
- [10] 范进, 赵定涛, 郭韬. 基于消费者视角的碳排放权交易机制研究[J]. 中国软科学, 2012(6): 24-32.
- [11] Stern, N. (2007) *The Economics of Climate Change: The Stern Review*. Cambridge University Press, Cambridge. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511817434>
- [12] Montgomery, W.D. (1972) Markets in Licenses and Efficient Pollution Control Programs. *Journal of Economic Theory*, **5**, 395-418. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90049-X](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90049-X)
- [13] Gray, W.B. (1987) The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown. *The American Economic Review*, **77**, 998-1006. <https://doi.org/10.1162/003465397557196>
- [14] Jaffe, A. and Palmer, K. (1997) Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study. *The Review of Economics and Statistics*, **79**, 610-619.
- [15] Cesaroni, F. and Arduini, R. (2001) Environmental Technology in the European Chemical Industry. LEM Working Paper Series.
- [16] Nakano, M. (2003) Can Environmental Regulation Improve Technology and Efficiency: An Empirical Analysis Using the Malmquist Productivity Index. Eaere.
- [17] Carmen, E. and Carrion-Flores, R.I. (2006) Environmental Innovation and Environmental Policy: An Empirical Test of Bi-Directional Effects. Working Paper.
- [18] Testa, F., Iraldo, F. and Frey, M. (2011) The Effect of Environmental Regulation on Firms' Competitive Performance: The Case of the Building & Construction Sector in Some EU Regions. *Journal of Environmental Management*, **92**, 2136-2144. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2011.03.039>
- [19] 李婉红, 毕克新, 曹霞. 环境规制工具对制造企业绿色技术创新的影响——以造纸及纸制品企业为例[J]. 系统工程, 2013, 31(10): 112-122.
- [20] 苗苗, 苏远东, 朱曦, 蒋玉石, 张红宇. 环境规制对企业技术创新的影响——基于融资约束的中介效应检验[J]. 软科学, 2019, 33(12): 104-111.
- [21] 周海华, 王双龙. 正式与非正式的环境规制对企业绿色创新的影响机制研究[J]. 软科学, 2016, 30(8): 47-51.
- [22] 张成, 陆旸, 郭路, 于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011(2): 115-126.
- [23] 李玲, 陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济,

2012(5): 70-82.

- [24] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(7): 44-55.
- [25] 李婧. 环境规制与企业技术创新效率研究[J]. 中国经济问题, 2013(4): 38-44.
- [26] 杨朝均, 呼若青, 冯志军. 环境规制政策、环境执法与工业绿色创新能力提升[J]. 软科学, 2018(1): 11-15.
- [27] 熊鹏. 环境保护与经济发展——评波特假说与传统新古典经济学之争[J]. 当代经济管理, 2005, 27(5): 80-84.
- [28] 王锋正, 郭晓川. 能源矿产开发、环境规制与西部地区经济增长研究[J]. 资源与产业, 2015, 17(3): 107-113.
- [29] Hart, S.L. and Ahuja, G. (1996) Does It Pay to Be Green? An Empirical Examination of the Relationship between Emission Reduction and Firm Performance. *Business Strategy and the Environment*, **5**, 30-37. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-0836\(199603\)5:1<30::AID-BSE38>3.0.CO;2-Q](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-0836(199603)5:1<30::AID-BSE38>3.0.CO;2-Q)
- [30] Schaltegger, S. and Synnestvedt, T. (2002) The Link between “Green” and Economic Success: Environmental Management as the Crucial Trigger between Environmental and Economic Performance. *Journal of Environmental Management*, **65**, 339-346. <https://doi.org/10.1006/jema.2002.0555>
- [31] Baumol, W.J. (1995) Environmental Industries with Substantial Start-Up Costs as Contributors to Trade Competitiveness. *Annual Review of Energy and the Environment*, **20**, 71-81. <https://doi.org/10.1146/annurev.eg.20.110195.000443>