

# 用能权交易与企业绿色创新

——来自中国工业企业的证据

沈璐<sup>1</sup>, 陈素梅<sup>2</sup>

(1. 福建农林大学 管理学院, 福州 350002; 2. 中国社会科学院 工业经济研究所, 北京 100044)

**摘要:** 伴随我国经济步入新常态, 如何制定合理有效的环境政策促进绿色创新已成为我国构建高质量现代化经济体系进程中亟待解决的重大问题。作为一项重要的制度创新, 用能权交易制度能否诱发企业绿色创新还鲜有研究。本文以2017年用能权交易试点为准自然实验, 选取2015—2018年A股上市工业企业为样本, 使用双重差分法实证检验了用能权交易对企业绿色创新的影响。研究发现, 用能权交易政策显著诱发了试点地区企业绿色发明专利创新, 而非绿色实用新型专利创新。进一步检验表明, 该政策的诱发效应在非国有、或迁移成本高、或融资约束程度低的企业更为强烈。该结论意味着在建立全国统一的用能权交易市场的同时, 还需进一步精准定位用能企业性质, 有针对性地制定差异化配套政策。

**关键词:** 用能权交易; 绿色创新; 波特假说; 双重差分法

**中图分类号:** F206; F273.1   **文献标志码:** A   **文章编号:** 1002—980X(2020)10—0001—09

近年来我国经济逐步迈入“新常态”阶段, 经济由高速增长转向高质量发展, 产业结构亟需转型升级, 能源配置扭曲亟待矫正, 供给侧结构改革刻不容缓<sup>[1]</sup>。原有的以能源消耗为代价的传统经济增长方式不仅造成了巨大的能源消耗, 还带来了雾霾天气频发、气候变化、酸雨等环境问题, 严重影响了我国可持续发展和公众健康状况。为解决这些日益严峻的能源与环境问题, 习近平总书记在十八届五中全会将绿色和创新列入五大发展理念中, 并多次强调“绿水青山就是金山银山”。在这种新的发展理念下, 节约资源与保护环境并举, 高耗能模式难以为继, 如何制定合理有效的环境政策促进绿色创新, 实现经济与环境的协调发展已成为我国构建高质量现代化经济体系进程中亟待解决的重大问题。

目前环境规制政策可分为行政主导型政策(如能源价格管制、财税费等)和市场主导型政策(碳排放权交易等市场交易型)两类。相对而言, 近年来我国政府更加倡导以市场主导型环境规制促进企业践行绿色、循环、低碳发展<sup>[2]</sup>。为了加快促进节能减排, 我国政府开始注重源头治理, 《能源发展“十三五”规划》正式将用能权交易制度建设纳入中国未来五年的国家发展规划中。2016年9月, 国家发改委发布《用能权有偿使用和交易制度试点方案》, 提出将于2017年在浙江省、福建省、河南省、四川省开展用能权有偿使用和交易制度试点。在此用能权交易制度下, 企业能够实现能源消费总量预算化管理, 依法取得用能权指标, 并按规定一次性缴纳该指标的有偿使用费。同时, 企业可对依法取得的用能总量指标进行交易。此举不同于碳排放权交易等针对污染排放的末端治理, 其旨在解决源头上能源资源配置扭曲, 从供给侧改革的角度提高资源配置效率<sup>[3]</sup>, 助力实现控制能源消费总量和能源强度的“双控”目标, 诱发企业进行绿色创新。“波特假说”认为“适当的环境规制将刺激技术革新”<sup>[4]</sup>。那么, 用能权交易制度作为我国一项重要的制度创新, 是否会诱发企业绿色创新? 对于不同企业而言, 该政策效应是否存在差异化影响? 这对于验证“波特假说”的适用性, 理清用能权交易制度与绿色创新之间的作用机制, 进而从绿色创新层面促进我国可持续发展和用能权交易制度的政策推广, 具有重要的理论价值和现实意义。

## 一、文献综述

近年来关于环境管制对绿色创新的影响始终是学界和政策制定机构讨论的热点话题。Porter<sup>[5]</sup>首次将企业创新引入环境政策领域, 通过案例研究发现适当的环境规制(特别是基于市场的工具)会诱发企业进行绿色创新, 开辟环保型产品和技术市场, 抵消环境成本, 实现经济效益与环境效益的双赢, 即“波特假说”。随

收稿日期: 2020—04—08

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“大气污染、公众健康与经济增长: 中国环境税路径选择研究”(71803191)

作者简介: 沈璐(1995—), 女, 福建莆田人, 福建农林大学管理学院硕士研究生, 研究方向: 资源环境经济与政策; 陈素梅(1990—), 女, 河北邢台人, 博士, 中国社会科学院工业经济研究所助理研究员, 研究方向: 环境经济学。

后,大量实证研究对该假说进行检验,得出的结论至今尚未统一。部分学者发现环境管制与环境友好型专利数量存在正相关关系<sup>[6-8]</sup>;Boyd等<sup>[9]</sup>、Murthy和Kumar<sup>[10]</sup>分别通过对玻璃厂和制糖厂的实证研究发现,随着环境管制强度的提升,企业的技术效率得到显著提升;已有研究表明我国SO<sub>2</sub>排放权交易机制诱发了试点地区重污染企业的绿色创新活动,并提高了企业的资源配置和使用效率<sup>[11-13]</sup>。但还有一些学者发现环境管制未必会造成企业创新,例如,Rogge等<sup>[14]</sup>通过对36家德国企业的调查发现,只有五分之一的企业认为欧盟碳排放交易体系可以改变自己的企业创新行为,但没有企业认为该机制会在短期内改变创新;郭进<sup>[15]</sup>的研究表明严厉的行政处罚阻碍绿色技术创新,但财税费等市场调控类环境规制工具会倒逼企业提高研发强度,促进绿色技术创新。可见,由于环境管制工具和研究主体的不同,环境管制并不必然促进企业绿色创新活动。

近年来,将市场交易机制引入到能源环境政策越来越受到世界各国的重视。其中,CO<sub>2</sub>排放交易、SO<sub>2</sub>排放权交易政策等污染物排污许可交易政策对企业绿色创新的影响已在以往文献中得到了较为完美的解答,但用能权交易政策是我国最早提出的一项创新性节能减排政策<sup>[3]</sup>,目前其政策实践效果尚未见文献关注。与上述排污权交易政策相比,用能权交易政策主要有以下3个特点:第一,该试点政策在原有节能量交易机制的基础上进行改进,具有程序更加简明清晰、总量控制效果相对明显等优点。第二,与我国先前试行的SO<sub>2</sub>排污权交易、CO<sub>2</sub>排放权交易等政策所辐射的重污染行业相比,用能权交易政策所涵盖的范围更为广泛。第三,用能权交易主要着眼于从源头实施控制,旨在通过事先科学合理地确定用能权指标,进一步健全技术体系,完善配套政策和交易系统等措施优化试点地区企业能源结构,促进绿色创新,控制用能总量。

目前关于我国用能权交易政策的研究并不多,大体分为两类:一类是集中于实操层面,讨论了其与CO<sub>2</sub>排放交易体系的制度衔接<sup>[16]</sup>;另一类是着重模拟了用能权交易政策的经济红利和节能潜力。王兵等<sup>[17]</sup>以2001—2015年30个省份三大产业的投入产出数据,模拟了3个“五年计划”期间我国能源强度变化,发现用能权交易模式下的能源强度相比于实际的能源强度下降约14.02%,总能耗下降7.07%。刘海英和王钰<sup>[3]</sup>运用非参数DEA方法模拟发现,用能权和CO<sub>2</sub>排放权同时可交易的市场交易政策组合下,潜在产出增量、节能量、CO<sub>2</sub>减排量和绿色全要素生产率都会显著提高。张宁和张维洁<sup>[18]</sup>通过构造非参数优化模型,模拟2006—2020年的数据后发现,与命令控制政策相比,用能权交易政策会带来较高的平均经济潜力和节能潜力。也就是说,基于反事实模拟的用能权交易政策的经济红利和节能潜力已受到学界的充分肯定,但现有研究尚未实证检验“波特假说”对用能权交易政策的适用性。基于此,本文利用2015—2018年A股上市工业企业数据,以2017年我国用能权有偿使用和交易试点政策形成的准自然实验为切入点,采用双重差分法,检验用能权交易对企业绿色创新的影响,为政策评价提供实证依据。这对于开展用能权交易和实现中国可持续发展至关重要,对于弥补能源经济学中关于能源许可证交易政策对绿色创新影响方面的研究具有重要意义。

## 二、理论分析与假设提出

Coase<sup>[19]</sup>认为,当产权确定并且交易费用为零的时候,市场的谈判可以使得资源的配置达到帕累托最优。以此为理论基础,用能权交易制度应运而生,其本质是运用界定清晰的能源使用产权来解决能源消费中的外部性问题。用能权交易试点政策的初衷是注重源头管控,以权证交易的方式将市场力量引入,寻找节能减排的边际成本,将整体节能减排降至最小<sup>[17]</sup>。当企业技术改进成本或搬迁成本接近资源环境权证的价格,其可选择停产、搬迁或进行绿色创新来控制企业的能源使用。然而,正如沈坤荣等<sup>[20]</sup>所指出的,倘若企业选择停产或搬迁即相当于退出当地市场,之前的厂房建设与固定设备维护、当地客户资源及市场优势都将成为沉没成本。这不仅会造成企业停工停产、库存无处摆放等困境,而且搬迁设备、另选新场址、恢复重建等过程都需要耗费额外的成本。此外,新地址也可能在将来纳入用能权交易试点范围。倘若以上成本过高,企业会选择就地进行绿色创新,以此从中获益。对此,本文提出以下假设:

实行用能权交易制度会诱发企业绿色创新(H1)。

改革开放以来,我国一直实行以公有制为主体、多种所有制经济共同发展的基本经济制度。在该制度下,国有企业和民营企业对待绿色创新的态度可能有所不同。具体来说,国有企业的实际控制人为国家,政府往往会利用环境规制要求企业提高绿色创新水平。另外,国有企业体量相对较大、从业人数相对较多,当地政府在实现用能权交易政策经济效益要求的同时还需要考虑稳定政治、保障就业等综合因素<sup>[11]</sup>,从而对该政策的激励机制相对不敏感。相反,民营企业对市场上价格信号反应更为迅速,更追求短期利润最大化,

有更强的动力通过绿色创新降低企业能耗,进而在市场上出售更多用能权获得额外收益。故实行用能权交易制度对非国有企业绿色创新的促进作用可能更加显著。因此,本文提出以下假设:

实行用能权有偿使用和交易制度对企业绿色创新的影响主要体现在非国有企业中(H1a)。

基于污染避难所假说,由于用能成本的提高,企业会更倾向于搬迁至环境规制力度较小的地区<sup>[21]</sup>。Kahn和Mansur<sup>[22]</sup>通过对美国的制造业企业的选址进行研究后发现能源密集型、劳动密集型和污染敏感型企业在选址上会受到能源价格与政策规制的影响。Lin和Sun<sup>[23]</sup>通过2003年的环境税制改革和2006年“十一五”规划的减排目标验证了污染避难所假说在中国情境中的适用性。因此,从理论上讲,与搬迁成本低的企业相比,搬迁成本高的企业将更有可能基于利润最大化原则,有更强的动力去应对用能权交易制度所增加的用能成本,会更积极地进行绿色创新活动。故本文提出以下假设:

实行用能权交易制度对企业绿色创新的影响主要集中于搬迁成本高的企业中(H1b)。

由于研发投入所具有的不确定性和长期性,决定了绿色创新活动的高融资成本和高调整成本,导致企业的绿色创新能力不可避免地会受到其融资约束程度的影响<sup>[24]</sup>。当企业处于高融资约束时,面对用能权交易制度带来的用能成本,企业难以获取充足的资金来支持企业进行绿色创新活动,其自然更倾向于缩减高成本、高风险的创新活动支出。相反,当企业处于低融资约束时,面对用能成本的提高,企业更有可能将资金投入到了战略性绿色创新活动中,得到更多的创新性产出,有助于降低企业能耗,并通过在市场上出售更多用能权证获得额外收益来抵消环境成本,从而获取“创新补偿”效应,实现企业的转型升级。据此,本文提出以下假设:

实行用能权交易制度对企业绿色创新的影响主要在融资约束程度低的企业中得到体现(H1c)。

### 三、研究设计

#### (一)数据选取

为了缓解其他事件的干扰,本文参照陈胜蓝和刘晓玲<sup>[25]</sup>的研究,以实行用能权有偿使用和交易制度前后2年为时间窗口,选取2015—2018年A股上市工业企业为研究对象来考察实行用能权有偿使用和交易制度对企业绿色创新的影响。首先,当前企业节能意识薄弱、能源利用效率低下等问题严重影响和制约了我国经济的可持续发展。作为能源消费的主体,工业企业更有责任和义务进行绿色创新;其次,虽然用能权交易试点目前并未限定行业,但工业企业是实行用能权有偿使用和交易制度政策所重点关注的对象,通过研究工业企业进行绿色创新的状况来进一步评估该政策效应,对于试点的推广及政策的修订具有一定参考价值。同时,本文按照下列标准对样本进行筛选:一是剔除ST、PT和已退市的样本;二是剔除2015年后上市的样本;三是剔除主要数据缺失的样本。最终,本文获得1673家企业6324个样本观测值。本文数据来源于Wind数据库和CSMAR数据库。为减少极端值影响,在1%和99%水平下对连续型变量进行缩尾处理。

#### (二)模型设定与变量定义

为验证H1,本文构建了模型(1),以检验实行用能权交易制度对企业绿色创新的影响。其中, $Treat$ 为虚拟变量,如果企业注册地所在省份属于用能权交易制度的试点省份则取值为1,否则为0。 $Post$ 为用能权交易制度提出的虚拟变量,该制度提出当年及以后年度(2017—2018年)取值为1,提出之前(2015—2016年)取值为0。为了控制其他因素的影响,参考齐绍洲等<sup>[11]</sup>、于连超等<sup>[26]</sup>的研究,并考虑企业财务、治理特征等影响因素后选取以下控制变量:企业规模( $Size$ )、企业年龄( $Age$ )、财务杠杆( $Lev$ )、托宾 $Q$ 值( $Tobin$ )、营业收入增长率( $Growth$ )、现金持有量( $Cash$ )、总资产收益率( $Roa$ )、独立董事比例( $Indep$ )和董事会规模( $Board$ )。如果H1成立,预计交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数( $\alpha_3$ )显著为正,即表明实行用能权交易制度会诱发我国上市工业企业参与绿色创新。具体的研究模型如下:

$$GI(GU) = \alpha_0 + \alpha_1 Post + \alpha_2 Treat + \alpha_3 Post \times Treat + \alpha_4 Size + \alpha_5 Age + \alpha_6 Lev + \alpha_7 Tobin + \alpha_8 Growth + \alpha_9 Cash + \alpha_{10} Roa + \alpha_{11} Indep + \alpha_{12} Board + \sum \alpha_i Year + \varepsilon \quad (1)$$

由于世界知识产权组织(World Intellectual Property Organization, WIPO)在2010年颁布的“国际专利分类绿色清单”将绿色专利划分为交通运输、废弃物管理、能源节约、替代能源生产、行政监管与设计、农林及核电7大类。本文借鉴齐绍洲等<sup>[11]</sup>的做法,按照以上划分标准,对企业的绿色专利数量进行核算。企业绿色创新包括绿色创新投入和绿色创新产出两个方面,但由于绿色创新投入较难从企业研发投入中剥离。因此,参照

于连超等<sup>[26]</sup>的设计,本文对绿色专利量取对数作为企业进行绿色创新活动的衡量指标,并选取单位研发投入的绿色发明专利授权量(*GIR*)进行稳健性检验。同时,为了进一步考察专利类型的异质性,本文还区分了绿色发明专利(*GI*)和绿色实用新型专利(*GU*),具体变量定义见表 1。

表 1 主要变量名称及定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	绿色发明专利	<i>GI</i>	绿色发明专利授权量+1 的和取自然对数
	绿色实用新型专利	<i>GU</i>	绿色实用新型专利授权量+1 的和取自然对数
主要解释变量	试点时间哑变量	<i>Post</i>	试点(2017 年)及之后取值为 1, 否则为 0
	试点地区哑变量	<i>Treat</i>	企业注册地所在省份为试点地区取值为 1, 否则为 0
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	企业年龄	<i>Age</i>	当年减去上市公司成立年份的自然对数
	财务杠杆	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	托宾 <i>Q</i> 值	<i>Tobin</i>	企业市值/总资产
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	(当年营业收入 - 上年营业收入)/上年营业收入
	现金持有量	<i>Cash</i>	货币资金/总资产
	总资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/总资产
	独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事人数/董事会人数
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的自然对数
	年度哑变量	<i>Year</i>	控制年度固定效应

## 四、实证结果与稳健性测试

### (一)描述性统计

各主要变量的描述性统计见表 2,其中,绿色发明专利(*GI*)的均值为 0.1666,最大值为 2.7081,最小值为 0.0000,标准差为 0.4816。绿色实用新型专利(*GU*)的均值为 0.2510,最大值为 2.9444,最小值为 0.0000,标准差为 0.5947,这说明不同工业企业间绿色创新水平存在一定差异。*Post* 均值为 0.5191,表明试点前后的样本规模相对均衡。*Treat* 均值为 0.2263,表明试点地区样本占比为 22.63%。其他控制变量与既有研究基本一致,这里不再赘述。

### (二)双重差分检验结果及分析

表 3 报告了实行动能权交易制度对企业绿色创新的影响。第(1)、第(3)列为未加入控制变量前的单变量回归结果。从表 3 可以看出,绿色发明专利(*GI*)交互项 *Post*×*Treat* 的回归系数在 1% 的置信水平上显著为正,而绿色实用新型专利(*GU*)交互项 *Post*×*Treat* 的回归系数则不显著。即初步可知,实行动能权交易制度明显促进了我国上市工业企业进行绿色发明专利创新而非绿色实用新型专利。第(2)、第(4)列则纳入控制变量,检验结果显示,在控制其他影响企业社会责任评分变量的基础上,绿色发明专利(*GI*)交互项 *Post*×*Treat* 的回归系数为 0.0427,且在 1% 的置信水平上显著,而绿色实用新型专利(*GU*)交互项 *Post*×*Treat* 的回归系数则不显著。这与 H1 的假设一致,即实行动能权交易制度会诱发企业绿色创新,产生了波特效应。同时,该政策主要助推企业进行更高质量的绿色发明专利创新。这可能是由于当前我国缺少与国情相匹配的绿色技术<sup>[10]</sup>,该政策以市场化的手段诱发企业进行创新程度更高、能带来更多额外收益的绿色发明专利创新,弥补了这一缺失,从而降低工业企业能耗,助推企业绿色转型升级和经济的高质量发展。

表 2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
<i>GI</i>	6324	0.1666	0.4816	2.7081	0.0000
<i>GU</i>	6324	0.2510	0.5947	2.9444	0.0000
<i>Post</i>	6324	0.5191	0.4997	1.0000	0.0000
<i>Treat</i>	6324	0.2263	0.4185	1.0000	0.0000
<i>Size</i>	6324	22.1109	1.1449	25.5858	20.0612
<i>Age</i>	6324	2.8739	0.2785	3.5553	2.0794
<i>Lev</i>	6324	0.3843	0.1853	0.8474	0.0591
<i>Tobin</i>	6324	2.6133	2.1911	11.3761	0.2576
<i>Cash</i>	6324	0.1672	0.1086	0.5619	0.0226
<i>Roa</i>	6324	0.0563	0.0610	0.2290	-0.1961
<i>Growth</i>	6324	0.1771	0.3414	1.9346	-0.4283
<i>Indep</i>	6324	0.3755	0.0539	0.5714	0.3333
<i>Board</i>	6324	2.1135	0.1895	2.6391	1.6094

表 3 用能权有偿使用和交易制度试点对企业绿色创新的影响:双重差分法

变量	<i>GI</i>		<i>GU</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.0433*** (2.6148)	0.0427*** (2.6265)	-0.0256 (-1.1218)	-0.0255 (-1.1195)
<i>Constant</i>	0.1425*** (21.8645)	-1.2115 (-1.4072)	0.2356*** (28.1636)	-0.4321 (-0.4383)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	6324	6324	6324	6324
Adjusted <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0057	0.0081	0.0093	0.0145

注: \*、\*\*与\*\*\*分别表示在 10%、5% 与 1% 的水平上显著;括号内数值为异方差稳健 *t* 值。

### (三)稳健性检验

#### 1. 平行趋势检验

使用双重差分法进行政策效应评估时的一个必要前提为处理组与控制组企业在政策实施前具有平行趋势,即在不受实行用能权有偿使用和交易制度的影响时,企业绿色发明专利量在处理组与控制组企业中的变化趋势是一致的。本文绘制了处理组与控制组在2015—2018年企业社会责任评分的平均变化趋势图。由图1可知:在用能权交易制度(2017年)实施之前,处理组与控制组企业社会责任评分的平均变化趋势是相近的,基本满足平行趋势;从2017年开始,控制组企业的企业绿色发明专利量呈明显上升趋势,即表明实行用能权有偿使用和交易制度有助于进一步诱发企业进行绿色发明专利创新。

#### 2. 安慰剂检验

为了加强研究结论的稳健性,排除处理组与控制组企业在实行用能权有偿使用和交易制度之前已经存在的固有差异及遗漏变量对前文结论的干扰,本文参考Bakke等<sup>[27]</sup>的做法进行安慰剂检验。具体来说,本文将实行用能权有偿使用和交易制度的时间提前2年,即以2015年为虚拟政策节点,将2013—2014年定义为事件前期间,2015—2016年定义为事件后期间,同时检验该虚拟政策对企业参与绿色发明专利创新的影响。在安慰剂检验过程中,对处理组与控制组的设定与基本研究相同,旨在保持对处理组与控制组企业的选择与前文研究问题的一致性。倘若前文的结论是由于处理组与控制组间难以观测的特征差异所引起的,那么使用该虚拟政策也能得到相同的结论。表4的第(1)、第(2)列分别汇报了单变量及涵盖控制变量的回归结果,可以发现,交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数均不显著。由此可知,处理组与控制组企业间在实行用能权有偿使用和交易制度之前已经存在的固有差异及遗漏变量对本文结论的干扰较小。

#### 3. 倾向得分匹配检验

由于本文选取的处理组与控制组企业在特征上存在差异,进而可能对前文结论产生干扰。因此,本文利用倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)对控制组进行配比并再次采用双重差分法估计以缓解内生性问题。为进一步降低两组样本间的差异,本文首先基于表1中的控制变量对处理组与控制组进行Logit回归以获得倾向得分,然后参照王桂军和卢潇潇<sup>[28]</sup>的做法,根据卡尺匹配法对处理组与控制组企业进行得分匹配(卡尺选择为0.0001),最后利用模型(1)再次进行双重差分估计,以期更准确地检验处理组与控制组之间由实行用能权有偿使用和交易制度所导致的企业绿色发明专利的差异。由表4的第(3)列所示,交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数在1%的置信水平上显著为正,这与表3的结果基本一致。由此可知,在排除了处理组与控制组企业特征的差异后,前文的结论依旧具有稳健性。

#### 4. 更换代理变量检验

前文使用绿色发明专利授权量来测度企业绿色发明,但企业绿色发明专利授权量更多是其绿色发明专利研发成果的体现。为了更加全面地度量企业绿色发明,本文借鉴于连超等<sup>[26]</sup>的研究,使用单位研发投入的绿色发明专利授权量(GIR)替代绝对规模的企业绿色发明专利授权量进行稳健性检验。由表5的实证结果可知,在更换企业绿色发明变量后,得到的结论与前文基本一致。以上检验为本文基础研究

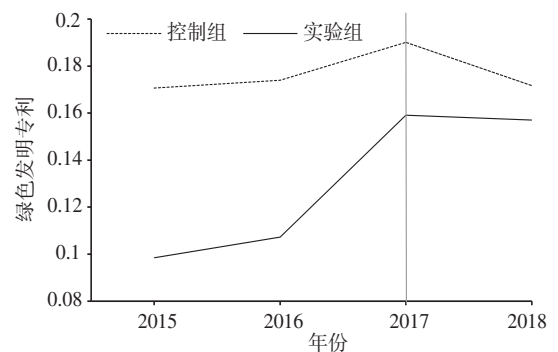


图1 实验组与控制组绿色发明专利变化趋势图

表4 安慰剂、倾向得分匹配检验结果

变量	GI	GI	GI
	(1)	(2)	(3)
$Post \times Treat$	-0.0170 (-1.2170)	-0.0175 (-1.2492)	0.0451*** (2.6803)
Constant	0.1089*** (20.7413)	-0.3072 (-0.6930)	-1.2411 (-1.4154)
控制变量	未控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
N	5021	5021	6279
Adjusted R <sup>2</sup>	0.0012	0.0017	0.0083

注: \*、\*\*与\*\*\*分别表示在10%、5%与1%的水平上显著;括号内数值为异方差稳健t值。

表5 更换代理变量检验结果

变量	GIR	GIR
	(1)	(2)
$Post \times Treat$	0.0061** (2.1219)	0.0060** (2.1888)
Constant	0.0185*** (16.2336)	-0.3069* (-1.7774)
控制变量	未控制	控制
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
N	6324	6324
Adjusted R <sup>2</sup>	0.0057	0.0091

注: \*、\*\*与\*\*\*分别表示在10%、5%与1%的水平上显著;括号内数值为异方差稳健t值。

结论的稳健性提供了进一步的支持证据。

#### (四) 异质性分析

##### 1. 产权性质的影响

本文根据产权性质将样本分为国有企业组与非国有企业组,以检验实行用能权有偿使用和交易制度对不同产权性质企业进行绿色发明专利创新活动的差异化影响。由表 6 的第(1)、第(2)列结果可知,在控制其他影响企业绿色发明专利变量的基础上,非国有企业组交互项  $Post \times Treat$  的回归系数为 0.0461,且在 5% 的置信水平上通过显著性检验,国有企业组则不显著。该实证结果证实 H1a 的假设,表明实行用能权交易制度对企业绿色创新的影响主要体现在非国有企业中。这既有可能是由于国有企业作为建设中国特色社会主义的微观市场载体,国家对其绿色发明专利创新的要求本身更高;当然,也有可能是国有企业的研发部门及研发投入相对稳定,且企业的管理层通常经政府委派,其薪酬更多取决于行政管制,使得管理层激励约束机制缺失,降低其风险承担意愿。相反,民营企业对市场上价格信号的反应更加敏感,管理层为了降低环境成本、追求利润最大化、强化竞争优势,有更强的动力参与绿色发明专利的研发。

表 6 分样本回归:产权性质、迁移成本、融资约束程度差异检验

变量	GI		GI		GI	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	迁移成本高	迁移成本低	融资约束高	融资约束低
$Post \times Treat$	0.0304 (0.7425)	0.0461** (2.5225)	0.0633** (2.2653)	0.0208 (1.0574)	0.0276 (1.2884)	0.0481* (1.8671)
Constant	0.7574 (0.3970)	-1.4492 (-1.4799)	-1.5500 (-0.9062)	-1.3017 (-1.3724)	-1.2147 (-0.8624)	-0.7651 (-0.6104)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1709	4615	3162	3162	3162	3162
Adjusted R <sup>2</sup>	0.0057	0.0132	0.0162	0.0082	0.0066	0.0109

注: \*、\*\*与\*\*\*分别表示在 10%、5% 与 1% 的水平上显著;括号内数值为异方差稳健 t 值。

##### 2. 迁移成本的影响

本文通过以企业固定资产占比的中位数将样本分为迁移成本高组与迁移成本低组,以检验用能权有偿使用和交易制度的实行对不同迁移成本的企业参与绿色发明专利研发的差异化影响。由表 6 的第(3)、第(4)列检验结果可知,在控制其他影响企业绿色发明专利变量的基础上,迁移成本高组交互项  $Post \times Treat$  的回归系数为 0.0633,且在 5% 的置信水平上通过显著性检验,而持迁移成本低组的回归系数均不显著。这与 H1b 的假设基本一致,即实行用能权交易制度对企业绿色创新的影响主要集中于搬迁成本高的企业中。这主要是与搬迁成本低的企业相比,搬迁成本较高的企业需要直面环境规制,为了降低环境成本,其更可能积极参与绿色发明专利研发活动。因此,搬迁成本较高的企业对实行用能权有偿使用和交易制度的政策效应更加敏感。

##### 3. 融资约束的影响

吴秋生和黄贤环<sup>[29]</sup>对现有文献进行梳理,将融资约束指标的测度方法归纳为 4 种:采用模型回归系数来构建现金流敏感系数(包括投资-现金流敏感系数、现金-现金流敏感系数)、采用公司特征单个指标测度、构建相关指数(KZ 指数、WW 指数、SA 指数)以及基于企业融资状况或管理层融资约束自我感知调查数据进行判别。综合比较各种测度方式,SA 指数法能更为全面地度量企业融资约束程度,且其不包含内生性变量,能较好地避免基于企业融资调查数据判断存在的主观性和现金流敏感系数、KZ 指数和 WW 指数的测量偏误。SA 指数由 Hadlock 和 Pierce<sup>[30]</sup>构建,在中国情境的研究中得到较为广泛的应用<sup>[31-33]</sup>。具体计算公式为:SA 指数 =  $-0.737Size + 0.043Size^2 - 0.04Age$ ,该值的绝对值越大,说明企业受到的融资约束越严重。本文将 SA 指数绝对值的中位数将样本分为融资约束低组与融资约束高组,以检验用能权有偿使用和交易制度的实行对融资约束不同的企业参与绿色发明专利研发的差异化影响。表 6 的第(5)、第(6)列实证检验结果表明,在控制其他影响企业社会责任评分变量的基础上,融资约束低组交互项  $Post \times Treat$  的回归系数分别为 0.0481,且在 10% 的置信水平上显著为正,而融资约束高组则不显著。该结果支持了 H1c 的预期,即实行用能权有偿使用

和交易制度对企业绿色创新的影响主要在融资约束程度较低的企业中得到体现。这有可能是当企业面临高融资约束程度时,企业难以获取足够的资金来支持绿色创新活动;而当企业处于低融资约束时,企业往往能凭借其较强的融资能力来支持绿色创新,降低能源消耗,并通过用能权交易机制来进一步缓解环境规制带来的压力。

## 五、研究结论与政策启示

### (一)研究结论

技术创新是驱动工业结构优化升级的根本动力<sup>[34]</sup>,如何有效促进企业绿色创新、实现经济的高质量发展是当前学术界和政府部门关注的重点问题。近年来,我国政府将企业转型升级与绿色发展作为工作的重点内容。在此背景下,2016年我国政府开创性地提出用能权交易政策,其能否通过对企业源头投入的管控诱发绿色创新?对于不同企业而言,该政策效应是否存在差异化影响?为此,本文以2017年我国用能权有偿使用和交易试点政策作为准自然实验,基于2015—2018年A股上市工业企业的数据,通过双重差分法实证检验了用能权交易对企业绿色创新的影响。

研究发现:①用能权交易试点政策产生了波特效应,诱发了试点地区企业进行绿色发明专利创新,而非绿色实用新型专利创新;②用能权交易对企业绿色创新的影响具有丰富的异质性,与国有企业相比,该政策效应对企业绿色发明专利创新的影响主要体现在非国有企业中;③用能权交易对企业绿色发明专利创新的影响主要集中于搬迁成本高的企业中;④相较于融资约束程度较高的企业,用能权交易对企业绿色发明专利创新的影响主要在融资约束程度较低的企业中得到体现。

### (二)政策启示

根据上述结论,本文提出以下政策启示:

第一,建立全国统一的用能权交易市场应成为“十四五”时期我国能源发展规划的重要内容。本文研究发现,用能权交易作为市场交易型能源政策,有效促进了企业绿色创新,这为能源经济学领域关于能源许可证交易政策对企业绿色创新的诱发机制提供了经验证据。因此,在用能权交易试点实践基础上,应积极总结可复制推广的经验,加快建立全国统一的用能权交易市场,从而加速诱发企业绿色创新。

第二,加快建立完善以市场为导向的交易管理办法、技术标准和操作流程,为用能权交易机制的全面推行提供制度保障。本文结果表明,用能权交易政策有效促进了创新程度更高、能带来更多额外收益的绿色发明专利创新。可以预见,一旦将用能权交易制度从试点扩展到全国范围,在交易市场中出售因绿色创新技术提升而多出的能源指标,或将成为企业的另一大效益来源,从而进一步鼓励企业绿色创新,淘汰落后技术,提高能源利用效率,助推企业的绿色转型与可持续发展。因此,用能权交易机制的有效运行亟需科学合理的配额方法、公平透明的市场交易机制、统一易行的节能量测量和验证方法以及权威有效的评价标准与监管手段。

第三,考虑到企业受用能权交易政策影响差异较大,在制定和实施配套政策时,应对异质性加以考虑。在全国用能权交易制度设计过程中,需要进一步精准定位用能企业性质,有针对性地制定差异化用能权指标分配方案。在用能权交易市场建立初期,通过对高融资约束企业给予一定的研发补贴优惠来激发市场活力,逐步加强用能控制,防止因管制力度过于严格导致其竞争力迅速下滑甚至倒逼;国有企业业绩考核中应加大绿色创新方面的权重或推出环境问题一票否决制,将节能降耗情况纳入评价内容,充分调动国有企业投身绿色创新的积极性、主动性和创造性,加快企业转型升级,实现工业经济增长和节能减排的双赢发展。

### 参考文献

- [1] 陈诗一, 陈登科. 中国资源配置效率动态演化——纳入能源要素的新视角[J]. 中国社会科学, 2017(4): 68-84, 207-208.
- [2] 王班班, 齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J]. 中国工业经济, 2016(6): 91-108.
- [3] 刘海英, 王钰. 用能权与碳排放权可交易政策组合下的经济红利效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(5): 4-13.
- [4] PORTER M E, LINDE C V D. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [5] PORTER M E. America's green strategy[J]. Scientific American, 1991, 264(4): 193-246.

- [ 6 ] POPP D. International innovation and diffusion of air pollution control technologies: The effects of NO<sub>x</sub> and SO<sub>2</sub> regulation in the US, Japan, and Germany[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2006, 51(1): 46-71.
- [ 7 ] JOHNSTONE N, HAŠČIČ I, POPP D. Renewable energy policies and technological innovation: Evidence based on patent counts[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2010, 45(1): 133-155.
- [ 8 ] FABRIZI A, GUARINI G, MELICIANI V. Green patents, regulatory policies and research network policies[J]. *Research Policy*, 2018, 47(6): 1018-1031.
- [ 9 ] BOYD G A, TOLLEY G, PANG J. Plant level productivity, efficiency, and environmental performance of the container glass industry[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2002, 23(1): 29-43.
- [ 10 ] MURTHY M N, KUMAR S. Win-win opportunities & environmental regulation: Testing of Porter hypothesis for Indian manufacturing industries[J]. *Journal of Environmental Management*, 2003, 67(2): 139-144.
- [ 11 ] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. *经济研究*, 2018(12): 129-143.
- [ 12 ] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. *中国工业经济*, 2019(5): 5-23.
- [ 13 ] 傅京燕, 司秀梅, 曹翔. 排污权交易机制对绿色发展的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018(8): 12-21.
- [ 14 ] ROGGE K S, SCHNEIDER M, HOFFMANN V H. The innovation impact of the EU Emission Trading System-Findings of company case studies in the German power sector[J]. *Ecological Economics*, 2011, 70(3): 513-523.
- [ 15 ] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J]. *财贸经济*, 2019(3): 149-162.
- [ 16 ] 刘明明. 论构建中国用能权交易体系的制度衔接之维[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017(10): 217-224.
- [ 17 ] 王兵, 赖培浩, 杜敏哲. 用能权交易制度能否实现能耗总量和强度“双控”?[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019(1): 107-117.
- [ 18 ] 张宁, 张维洁. 中国用能权交易可以获得经济红利与节能减排的双赢吗?[J]. *经济研究*, 2019(1): 165-181.
- [ 19 ] COASE R H. The problem of social cost[J]. *Journal of Law and Economics*, 1960, 3(10): 1-44.
- [ 20 ] 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗?[J]. *经济研究*, 2017(5): 44-59.
- [ 21 ] COPELAND B R, TAYLOR M S. North-South trade and the environment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(3): 755-787.
- [ 22 ] KAHN M E, MANSUR E T. Do local energy prices and regulation affect the geographic concentration of employment?[J]. *Journal of Public Economics*, 2013, 101(5): 105-114.
- [ 23 ] LIN L, SUN W. Location choice of FDI firms and environmental regulation reforms in China [J]. *Journal of Regulatory Economics*, 2016, 50(2): 207-232.
- [ 24 ] FAZZARI S, HUBBARD R G, PETERSEN B C. Financing constraints and corporate investment [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 19(1): 141-195.
- [ 25 ] 陈胜蓝, 刘晓玲. 公司投资如何响应“一带一路”倡议? ——基于准自然实验的经验研究[J]. *财经研究*, 2018(4): 20-33.
- [ 26 ] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境税会诱发企业绿色创新吗?[J]. *审计与经济研究*, 2019(2): 79-90.
- [ 27 ] BAKKE T E, MAHMUDI H, FERNANDO C S, et al. The causal effect of option pay on corporate risk management [J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 120(3): 623-643.
- [ 28 ] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议可以促进中国企业创新吗?[J]. *财经研究*, 2019(1): 19-34.
- [ 29 ] 吴秋生, 黄贤环. 财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解[J]. *中国工业经济*, 2017(9): 156-173.
- [ 30 ] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [ 31 ] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. *经济研究*, 2013(1): 4-16.
- [ 32 ] 孙雪娇, 翟淑萍, 于苏. 柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据[J]. *中国工业经济*, 2019(3): 81-99.
- [ 33 ] 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 等. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析[J]. *金融研究*, 2015(8): 124-140.
- [ 34 ] 邓洲, 于畅. 新中国 70 年工业经济结构变迁[J]. *中国经济学人*, 2019(4): 14-39.

(下转第 18 页)



- [31] 刘遵义, 汪同三. 东亚经济增长的源泉与展望[J]. 数量经济技术经济研究, 1997(10): 88-97.
- [32] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.
- [33] 韩立岩, 顾雪松. 中国对外直接投资是过度还是不足? ——基于制度视角与跨国面板数据的实证研究[J]. 中国软科学, 2013(10): 21-34.

## China's Outward FDI Efficiency Estimation and Its Financial Influencing Factors

Gu Xuesong<sup>1</sup>, Zhang Qun<sup>2</sup>, An Xiaoran<sup>1</sup>

(1. School of Economics and Management, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China;

2. Agricultural Bank of China, Beijing 100005, China)

**Abstract:** The efficiency of outward direct investment(ODI) and its financial impacting factors are examined in the context of China's rapid and controversial growth of ODI. In theory, it proposes the principal to measure ODI efficiency from the input-output perspective, and reveals the mechanism of financial market's scale and structure impacting ODI efficiency. In empirical research, it uses China's provincial data during 2003—2015 to calculate the efficiency and tests the impacting factors. The empirical results show as follows. First, China's ODI efficiency is increasing, and the difference among areas is big but narrowing. Second, the expansion and development of financial market positive impact ODI efficiency, while the structure of financial market characterized by excessive savings and indirect financing negative impact ODI efficiency. Third, the significant impact of financial factors on ODI efficiency is robust.

**Keywords:** outward direct investment(ODI); stochastic frontier analysis(SFA); investment efficiency

(上接第 8 页)

## The Use-Energy-Right Transaction System and Green Innovation : Evidence from Chinese Industrial Enterprises

Shen Lu<sup>1</sup>, Chen Sumei<sup>2</sup>

(1. School of Management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou 350002, China;

2. Institute of Industrial Economics of CASS, Beijing 100044, China)

**Abstract:** With China's economy entering the new normal, how to make reasonable and effective environmental policies to promote green innovation has become a major problem to be urgently solved in the process of building a high-quality modern economic system. While the Use-Energy-Right transaction system is an important institutional innovation, there is little research on whether it can induce the green innovation of enterprises. In this paper, the trial of Use-Energy-Right transaction in 2017 is used as a quasi-natural experiment, and A-share listed industrial enterprises in 2015—2018 are selected as samples, and the dual difference method is employed to empirically test the impact of the Use-Energy-Right transaction system on green innovation of enterprises. It is found that it has significantly induced the green invention patent innovation of enterprises in the pilot areas, rather than the green utility model patent innovation. Further test shows that its induced effect is stronger in the non-state-owned enterprises, or the enterprises with high migration costs or low financing constraints. This conclusion means that while establishing a national unified Use-Energy-Right transaction market, it is necessary to further accurately position the nature of energy use enterprises and make differentiated corresponding policies.

**Keywords:** the Use-Energy-Right transaction system; Porter hypothesis; green innovation; differences-in-differences