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

齐绍洲 林 屾 崔静波

内容提要:本文以我国排污权交易试点政策为例 研究环境权益交易市场是否诱发了企业绿色创新。基于 1990—2010 年间我国沪深股市上市公司绿色专利数据 运用三重差分的方法 通过比较排污权交易试点政策实施前后、试点地区相对于非试点地区、污染行业相对于清洁行业 企业的绿色专利申请占比是否提升来检验政策对企业绿色创新的诱发作用。进一步地 根据专利类型、企业所有制、行业污染物测度标准、政策节点等 进行了一系列关于政策诱发企业绿色创新的异质性讨论和稳健性检验。研究发现:首先 相对于非试点地区以及相对于清洁行业 排污权交易试点政策诱发了试点地区污染行业内企业的绿色创新活动。其次 该政策对绿色创新的诱发作用主要针对于绿色发明专利 而非绿色实用新型专利。再次 就研究样本而言 相对于国企 非国企的绿色创新活动对试点政策的诱发反应强度更为显著。

关键词: 环境权益交易市场 企业绿色专利 三重差分

一、引言

习近平总书记在 2015 年 10 月召开的十八届五中全会提出"创新、协调、绿色、开放、共享"五大发展理念 把绿色和创新放在了重要位置。习近平总书记多次强调 "我们既要绿水青山,也要金山银山。宁要绿水青山 不要金山银山,而且绿水青山就是金山银山。"要按照绿色发展理念 树立大局观、长远观、整体观 坚持保护优先 坚持节约资源和保护环境的基本国策 把生态文明建设融入经济建设、政治建设、文化建设、社会建设各方面和全过程 建设美丽中国 ,努力开创社会主义生态文明新时代。同年 11 月,"十三五"规划中明确提出 "建立健全用能权、用水权、排污权、碳排放权初始分配制度 培育和发展交易市场"。2017 年 10 月 ,习近平总书记在中国共产党第十九次全国代表大会上做了《决胜全面建成小康社会,夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利》的报告,提出"加快生态文明体制改革"建设美丽中国",再次强调了"构建市场导向的绿色技术创新体系,发展绿色金融 壮大节能环保产业、清洁生产产业、清洁能源产业。"水权、用能权、排污权、碳排放权等一直是个人、地区和国家拥有的基本环境权益,也是发展权在资源利用上的具体体现。建立健全环境权益交易市场 将使环境权益的价格信号更加清晰,有利于资金向更绿色、更环保的领域流动和倾斜,也有利于基于环境权益的企业绿色创新,从而落实以企业为主体、市场为导向,产学研深度融合的绿色创新战略。相比以往的命令型环境规制政策,近年来国家更加倡导市场型环境规制

^{*} 齐绍洲,武汉大学经济与管理学院气候变化与能源经济研究中心,湖北经济学院低碳经济学院,邮政编码: 430072,电子信箱: cneuus@126.com; 林屾、崔静波(通讯作者)武汉大学经济与管理学院,邮政编码: 430072,电子信箱: linshen@ whu. edu. cn,jbcui@ whu. edu. cn。本研究是国家自然科学基金青年项目(71603191), Erasmus + 让•莫内项目(564792 - EPP - 1 - CN-EPPJMO-CHAIR)的阶段性研究成果。此外,本文为武汉大学自主科研项目(人文社会科学)研究成果,得到"中央高校基本科研业务费专项资金"资助。本文系第十七届中国青年经济学者论坛入选论文。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

手段来改善环境(王班班和齐绍洲 2016) ,市场型环境规制政策在我国是否真正存在优势亟待验证。排污权交易试点政策在我国已运行十几年,可以为这一问题的验证提供充分的历史数据。

2002 年 7 月 原国家环保部开始推行 "4 + 3 + 1"的二氧化硫排污权交易试点政策,在山东、山西、江苏、河南四省,上海、天津、柳州三市以及中国华能集团公司实行排污权交易政策。2007 年,试点范围扩大,国家财政部、原环保部、发展改革委先后批复了江苏、天津、浙江、湖北、重庆、湖南、内蒙古、河北、陕西、河南、山西 11 个试点省市,污染物品种逐渐增多,涉及交易量逐年提升(王金南等 2009)。2010 年 我国二氧化硫排放总量比 2005 年下降 14.29% ①企业绿色发展与市场化的环境权益交易政策紧密结合,验证排污权交易试点这一市场型环境权益交易政策在我国是否诱发企业绿色创新具备了条件。

目前,对排污权交易试点这一环境规制政策的创新激励效果分析 缺乏微观企业层面的经验证据。因此,厘清企业、市场和政策因素对企业绿色创新的影响机制,尤其是市场型政策效果的因果推断,为政策评估提供更准确的定量分析十分必要。本文力求说明环境权益交易市场诱发绿色创新的机制是什么,为什么环境权益交易市场可以诱发绿色创新,在此基础上回答一定时期内环境权益交易市场与绿色创新之间的相互作用规律及其定量关系。为进一步深化建立区域性或全国性环境权益交易制度,为市场型政策如何能更好地促进企业低碳技术创新提供理论指导和建议。

二、文献评述与本文分析的作用机理

(一) 文献评述

环境规制能否诱发创新一直以来是环境经济学和创新领域的研究热点问题,环境权益交易政策也属于环境规制的一种。Porter & Van der Linde(1995)通过理论分析和案例研究认为,如果设计得当,环境规制(特别是基于市场的工具,如税收或总量与配额交易机制)可以导致"创新抵消"(innovation offsets)。这不仅会改善环境绩效,而且还会部分地,有时甚至完全地抵消额外的监管成本。Ambec et al. (2013)发现基于绩效或基于市场的环境规制与创新的增长趋势一致。Jaffe & Palmer(1997)首次区分了强波特假说和弱波特假说。本研究基于波特假说,进一步聚焦于灵活的环境权益交易市场对企业绿色创新的诱发作用。

绿色创新的研究起源于 20 世纪 90 年代,主要是指绿色技术创新。绿色技术是指减少环境污染,减少原材料和能源使用的技术、工艺或产品的总称。绿色技术的名称和定义通常根据不同的研究议题而有所差别,例如,环境友好型技术、节能技术、可再生能源技术和生态创新等。世界知识产权组织(world intellectual property organization,WIPO) 定义的绿色创新涉及范围最广,包括了与环境相关的污染物处置和与减缓气候变化相关的技术,并对所有相关技术的专利分类号进行了说明,可供研究者使用。

环境规制能否诱发绿色创新的国内外相关文献较为丰富 ,早期研究主要运用环境强度指标来定义环境规制 ,包括污染治理费用、污染物排放标准以及绿色技术研发补贴等指标(Jaffe & Palmer , 1997; Hamamoto 2006; Lanjouw & Mody ,1997; Brunnermeier & Cohen 2003; Popp 2002 2006; Carmen et al. 2010; Acemoglu et al. 2012; 景维民等 2014)。近期研究则更关注环境规制对绿色创新影响的因果联系 ,例如 运用能源市场价格或准自然实验的方法来定义环境规制(Popp 2002; Johnstone et

① 中国网新闻中心《2010年我国二氧化硫排放总量比 2005年下降 14. 29%》,http://www.china.com.cn/news/2012 - 03/02/content_24781189.htm。

al. 2010)。随着总量与配额交易机制(cap-and-trade)在美国和欧盟的环境与气候治理中运用,国内外相关学者逐渐开始关注环境权益交易市场对绿色创新的影响(Calel & Dechezleprêtre 2016; 刘海英和谢建政 2016; 涂正革和谌仁俊 2015)。同时在技术路线方面,三重差分法(difference-in-difference-in-differences method)已经成为环境经济学领域通用的国际前沿研究方法,大部分文献采用时间维度作为第一重差分,地区维度作为第二重差分,行业污染物测度作为第三重差分(Greenstone et al. 2012; Hering & Poncet 2014; Tanaka 2015; Cai et al. 2016; Deschênes et al. 2017)。近年来,国内学者开始运用三重差分法进行政策评估(付明卫等 2015)。本文在方法论方面紧跟国际前沿研究方法,采用三重差分处理微观企业环境经济学问题,在国内同类研究问题中,具有一定的创新性。

综合上述研究可以发现,国内现阶段研究环境规制对绿色创新活动影响的文献很少考虑到以下几点:一是缺乏微观数据的运用,大部分研究采用行业或者区域面板数据,无法从企业这一绿色创新的主体出发,研究环境规制对绿色创新的促进机制。二是没有厘清企业、市场和环境规制因素对企业绿色创新的影响机制,忽视环境规制效果的因果推断,未能为环境规制效果评估提供更准确的定量分析。三是缺少深入研究异质性因素对环境规制诱发绿色创新的影响,大多数文献仅研究环境规制是否诱发了绿色创新活动,并未探讨这一诱发作用在异质性主体中的表现,异质性主体的绿色创新动机以及诱发作用的可能实现路径。

(二)本研究的作用机理及主要贡献

本文以波特假说和国内外相关研究文献为基础,以我国社会主义市场经济为背景,结合《生态文明体制改革总体方案》的总要求,①运用有限理性人假设分析环境规制政策对企业绿色创新的作用机理。

1. 环境权益交易市场规制下企业绿色创新的动机分析

《生态文明体制改革总体方案》中强调,自然生态是有价值的,保护自然就是增值自然价值和自然资本的过程,就是保护和发展生产力,就应得到合理回报和经济补偿。企业的绿色创新就是保护自然的一种方式,因此排污权交易试点政策对企业来说是机遇与挑战并存的,以污染物为标的物的排污权具有产权属性,企业的利润等于企业的收益(包括出售排污权获得的收益、绿色创新获得的收益等)减去成本(包括购买排污权付出的成本、绿色创新付出的成本等),在利润最大化的驱动下,企业会依据各自的实际情况做出是否进行绿色创新、进行何种绿色创新以及出售或购买排污权的决策。

排污权交易试点政策的初衷是 以排污权市场价格为信号 使污染企业成本增加 收益减少 利润下降 ,当边际收益接近边际成本时 ,企业可以选择停产、搬迁或就地绿色创新 ,从而控制该区域的污染物排放总量并促使污染企业绿色转型。企业如果选择停产或搬迁 相当于退出当地市场 ,那么之前的厂房建设与维护、当地市场开拓、客户群维系等成本将变为沉没成本 ,重新选址过程中将会面临各种新的投入成本 ,且新址也存在即将被纳入排污权交易试点的可能。如果上述成本过大 ,企业会选择就地绿色创新(沈坤荣等 2017) 。从绿色专利类型来看 ,一般来讲 ,绿色发明专利带来的利润大于绿色实用新型专利 ,企业可以在市场上出售更多排污权获得额外收益。从企业所有制类型来看 ,一般来讲 ,非国有企业对市场上价格信号反应敏感 ,更追求短期利润最大化 ,因此会更积极

① 2015 年中共中央国务院印发《生态文明体制改革总体方案》,http://www.gov.cn/guowuyuan/2015 - 09/21/content_2936327.htm。

地进行绿色创新活动; 国有企业体量大、从业人数较多,对当地政府来讲经济效益要求和政治稳定要求并存,因此环境规制政策对其绿色创新活动的激励作用,不一定立竿见影,可能存在一定时滞。从行业类型来看,一般来讲,搬迁成本较高的行业需直面环境规制,会更积极地进行绿色创新活动,搬迁成本的衡量标准可能包括,企业固定资产占比,企业与当地市场联系是否紧密。

2. 不同强度与类型的环境规制下企业绿色创新的动机分析

排污权交易试点政策作为市场型环境规制 政策强度会受到覆盖地域 纳入行业和参与主体的影响 ,如果前期缺少足够的政策覆盖范围、纳入行业和参与主体 ,环境规制政策的运行效果可能会受影响 ,企业会存在观望情绪 ,其绿色创新积极性也会打折(Anouliès 2017)。市场型环境规制与命令型环境规制的差异在于 ,前者赏罚分明 ,可能更容易诱发企业绿色创新的决策 ,后者大多运用惩罚措施 ,对企业绿色创新的激励作用可能不够。

本文的可能贡献主要体现在: 首先,搜集了我国上市公司企业层面的专利数据,并采用国际通用方法甄别绿色专利信息,在国内尚属首次; 第二,运用环境经济学领域的国际前沿研究方法,即三重差分法,有助于提炼排污权交易试点政策与绿色创新的因果性,在同类问题的研究中具备一定优势; 第三,研究了专利类型、企业所有制和行业污染物测度标准的异质性,研究策略相比之前文献更加全面; 第四,比较了 2002 年排污权交易试点政策与 2007 年排污权交易试点政策,并归纳出 2002 年政策没有诱发绿色创新的可能原因,力求为全国碳市场政策的制定提供现实参考; 第五,控制了同时期并行的排污费征收政策,以更好地提炼出因果关系; 最后,分行业研究排污权交易试点政策对绿色创新的激励机制,尝试分析企业绿色创新的动机,为今后环境权益交易市场政策的优化和精准定位提供参考。

文章余下部分安排如下: 第三部分为数据来源、变量选取与处理; 第四部分为模型与实证分析结果; 第五部分为进一步稳健性讨论; 最后一部分为结论与政策启示。

三、模型数据来源、变量选取与处理

(一)数据来源

本文采用 1990—2010 年间我国沪深股市上市公司专利数据以及对应的经济数据。上市公司专利数据来自中华人民共和国国家知识产权局(State Intellectual Property Office ,SIPO) ,其经济特征数据来自国泰安数据服务中心(China Stock Market & Accounting Research Database, CSMAR) ,污染行业测度数据参考 Tanaka et al. (2014) 中的划分 ,以分行业 SO₂ 排放占比和煤炭消耗占比为依据。

世界知识产权组织(WIPO)于 2010年推出一个旨在便于检索环境友好型技术相关专利信息的在线工具 即"国际专利分类绿色清单" 液检索条目依据《联合国气候变化框架公约》对绿色专利进行了七大分类:交通运输类(transportation)、废弃物管理类(waste management)、能源节约类(energy conservation)、替代能源生产类(alternative energy production)、行政监管与设计类(administrative regulatory or design aspects)、农林类(agriculture or forestry)和核电类(nuclear power generation)。本文依照上述划分标准,识别并核算了企业每年的绿色专利数量,进一步区分了绿色发明专利和绿色实用新型专利,作为企业绿色创新活动的核心衡量指标。①

① 感谢审稿人的建议,本文也考虑了替代能源生产、能源节约以及废弃物处理三大类型专利作为企业绿色创新活动的核心 衡量指标,结论一致,读者可向作者索取。

我国在 2002 年试点"4+3+1"计划(2002 Emission Trading Pilot,以下简称 ETP02)的最初几年,由于排污权交易活跃程度较低,所以政策效应很弱。2007 年以来中国政府深化排污权交易试点址区制力,加速的一个地区为排污权交易试点地区。相对于2002 年,这一期间的试点地区都出台了排污权交易相关的政策文件,制度上得到了很大完善,排污权交易活跃程度明显增加,绝大多数试点地区实现了省域内全覆盖,交易规模和交易范围大幅度扩大。所以,相对于2002 年,2007 年的扩大试点可以被看作一个更加有效的自然实验(李永友和刘云飞2016),因此本文主要研究2007年这一扩大试点后的排污权交易政策对企业绿色创新的诱发作用,下文若无特殊说明 ETP 政策均指2007 年扩大试点后的政策。

(二)变量选取与处理

本文选取样本中的上市公司已授权绿色专利占其当年所有专利申请的占比作为分析对象,用 EnvrPatRatio 表示。因为相比单纯的专利数量,采用绿色专利占比指标能有效地剔除试点政策以外的促进企业创新的其他不可观察到的因素(Popp 2002 2006)。此如,创新补贴政策。一种观点认为,选用专利申请占比而不是专利授权占比来衡量,是因为专利技术很可能在申请过程中就对企业绩效产生影响,因此专利申请数据会比授予量更稳定、可靠和及时(黎文靖和郑曼妮,2016)。另一种观点认为,申请占比可能存在问题,只是反映了企业对绿色技术的重视程度并不代表实际技术有多大提升,原则上专利授予情况更能反映技术创新程度。此外,专利授权存在滞后性问题,一项专利从申请到授权往往需要 1—2 年时间。综合以上观点,本文样本选用"已授权的当期绿色专利申请占比"本文样本中的绿色专利数据实际上是已授权的绿色专利数据,我们认为这样更有利于体现企业当期的实际创新能力(齐绍洲等 2017)。一般认为,专利的创新性由高到低依次为发明专利、实用新型专利和外观设计专利,因此为了进一步考察专利类型的异质性,本文选取样本中的上市公司未来已授权绿色发明专利占其当年所有发明专利申请的占比作为分析对象,用 InvtEnvrPatRatio 表示;选取样本中的上市公司已授权绿色实用新型专利由其当年所有实用新型专利申请的占比作为分析对象,用 UtyEnvrPatRatio 表示,通过区分发明专利和实用新型专利对专利的难度进行划分(王班班 2017)。下文若无特殊说明,绿色专利均表示未来已授权的绿色专利。

本文选取了企业层面经济特征作为模型的控制变量。企业规模 根据基本的企业生产函数 我们将专利视为产出 将资本和劳动力视为投入要素 ,一般认为企业规模越大创新成功率越高(王刚刚等 2017) ,因此选取样本中的上市公司的企业净资产和企业员工数量作为控制变量来衡量企业规模的大小 取对数后分别用 ln Capital 和 ln Labor 表示。企业成熟度 ,研究发现成立时间较长的企业具有更强烈的创新意识(张杰等 2015) ,因此选取样本中上市公司的企业年龄作为控制变量来衡量企业的成熟度 ,取对数后用 ln Age 表示。企业社会财富创造力 ,一般认为企业为社会创造价值大于成本投入的 ,其创新意识越强 ,企业市场价值与资本重置成本之比定义为 TobinQ ,数值越大表明企业创造了更多社会财富 ,因此选取样本中上市公司的企业 TobinQ 作为控制变量来衡量企业的社会财富创造能力 ,取对数后用 ln TobinQ 表示。企业信用评价 ,研究认为银行贷款衡量了市场投资者对企业信用的评价(Colombo et al. 2013) ,同时适度负债经营可以弥补企业营运和长期发展资金的不足 ,企业可以利用更多资金改善技术设备、改革工艺和开展创新活动 ,因此选取样本中上市公司的企业 Debts 作为控制变量来衡量企业的信用评价 ,取对数后用 ln Debts 表示。

本文选取变量的描述性统计如表 1。企业绿色专利占比均值为 0.015 ,表明在样本期间 ,所有企业专利申请中 ,绿色专利占比达 1.48% ,可见在我国专利申请中 ,申请绿色专利的比重并不大。

进一步细分专利类型 其中企业申请绿色发明专利占比的均值为 0.011 绿色实用新型专利占比的均值为 0.011 可见申请绿色专利的难度也随着专利类型创新性的提高而增大。

表 1

主要变量描述性统计值

变量	指标含义	平均值	标准差	最小值	最大值
EnvrPatRatio	企业绿色专利占比	0. 015	0. 072	0.000	0. 947
InvtEnvrPatRatio	企业绿色发明专利占比	0. 011	0.063	0.000	0. 944
UtyEnvrPatRatio	企业绿色实用新型专利占比	0. 011	0.063	0.000	0. 889
$\ln Capital$	企业净资产对数	19. 661	1. 496	10. 919	25. 927
lnLabor	企业员工数量对数	7. 619	1. 241	0.000	13. 129
lnAge	企业年龄对数	1. 747	0. 772	0.000	3. 045
lnTobinQ	企业托宾 () 值对数	0. 394	0. 756	- 2. 831	4. 452
ln <i>Debts</i>	企业负债的对数	20. 244	1. 396	12. 635	30. 439

注: 样本中剔除了所在行业 SO₂ 排放占比为 0 的企业 即非排放企业。

四、模型与实证分析结果

(一)三重差分法基本模型

政策评估实证研究文献采用传统的双重差分模型,通过对比政策前后变动对政策试点地区(即实验组)与非试点地区(即对照组)的影响之差,剔除掉不随时间变化且不可观察到的混淆因素(confounding factors),把政策的处置效应(treatment effects)从混淆因素中剥离开来,从而评估政策的因果促进效应。在环境经济学研究中,国际前沿研究则基于双重差分模型,引入第三重差分,即行业的污染属性(Greenstone et al. 2012; Cai et al. 2016)。环境规制主要针对的是污染行业,试图改善或促进污染行业内企业的相关经济活动或者污染治理行为。然而对于清洁行业来说,环境规制对其行业内企业的相关环境压力会远小于政策对污染企业带来的压力。因此,通过比较环境规制对污染行业与清洁行业的绿色创新活动的影响,本文可以进一步剔除掉不随时间变化的、不可观察到的以及试点政策之外的因素,比如,影响行业创新的政策激励因素,从而尽可能把试点政策的效果从其他不可观察到的混淆因素中剥离出来,提炼试点政策对绿色创新的因果促进作用。

1. 三重差分模型

基于三重差分模型 本文关于区域内排污权交易试点政策对企业绿色专利申请占比的基本模型如下:

$$EnvrPatRatio_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Pilot_r \times Post_t \times Pollution_j + \beta_2 Pilot_r \times Pollution_j + \beta_3 Post_t \times Pollution_j + \beta_4 Pilot_r \times Post_t + \rho X_{it} + \delta_r \times time + \varepsilon_j \times time + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{ijrt}$$
(1)

其中 $i \cdot j \cdot r \cdot t$ 分别表示上市公司、行业、地区以及时间 ϵ_{iit} 是随机扰动项。

被解释变量为 $EnvrPatRatio_{ijt}$ 表示上市公司绿色专利占其当年所有专利申请的占比。在机制探索中,进一步将专利类型分解成发明专利和实用新型专利,分别考察排污权交易试点政策对绿色专利中的发明专利占比($InvtEnvrPatRatio_{ii}$) 和实用新型专利占比($UtyEnvrPatRatio_{ii}$) 的促进作用。

模型的解释变量包括政策试点时间虚拟变量 ,政策试点区域虚拟变量 ,行业污染属性变量等。 Pilot, 表示 ETP 试点地区的虚拟变量 如果是政策试点地区时 ,取值为 1 ,否则取值为 0。 Post, 为政策试点前后的虚拟变量 ,ETP 试点期间(2007 年及以后) 取值为 1 ,在非试点期间(2007 年以前) 取值为 0。 Pollution, 为行业污染属性指标 ,即企业所属行业在 1995 年 SO_2 排放占全国排放的比重。

采用单一年份的行业排放指标而非跨年度面板数据行业排放指标的原因在于,避免随时间变化的行业排放指标有可能造成模型的内生性问题。此外,模型控制了有可能促进专利申请的上市公司其他经济特征控制变量,由 X_u 表示。该企业经济特征控制变量包括:上市公司净资产、员工数量、企业年龄、市场价值与资本重置成本之比(TobinQ)和负债等。

 $Pilot_r \times Post_t \times Pollution_j$ 是本文感兴趣的交互项也是模型最重要的关注变量 ,其系数估计是三重差分估计量。经典的双重差分模型考察的是政策变动前后对政策试点地区与非试点地区企业绿色创新的促进作用。在双重差分的基础上 ,本文进一步比较政策变动对试点地区与非试点地区、污染行业与清洁行业之间企业绿色创新的影响 ,从而剔除了不随时间变化的地区层面和行业层面不可观察到的混淆因素 ,有效地提高了政策因果处置效应估计的可信度。最后 ,模型引入了 $\delta_r \times time$,用于控制地区的时间趋势效应 ,并引入 $\varepsilon_j \times time$,用于控制行业的时间趋势效应。同时 ,年份固定效应(γ_t) 和企业固定效应(α_i) 的添加进一步巩固了政策评估的因果关系提炼。

2. 三重差分模型的平行趋势假设

双重差分或者多重差分估计量的一致性需要平行趋势假设成立(付明卫等,2015),即在政策实施之前,控制组与实验组的时间趋势是一样的,表明影响控制组和实验组的不可观察到的因素从图形显示中的确是不随时间变化的。在本文的三重差分模型中,平行趋势是指在排污权交易试点政策实施之前,上市公司污染行业的工业企业(下文简称污染企业)与清洁行业的工业企业(下文简称清洁企业)在绿色专利申请指标上的时间趋势尽可能是一致的。然而,在试点政策实施之后,平行趋势的打破主要体现在试点地区污染行业相对于清洁行业绿色创新存在趋势变化。

3. 平行趋势的经验观察

图 1 为三重差分平行趋势图。图中横轴表示年份,纵轴表示当年加总到地区省级层面的企 业绿色专利申请总数除以该地区企业总数。以2007年扩大试点为分界点,本研究年份可分为 非试点期(1990-2006年)和试点期(2007-2010年),左图为非试点地区图,右图为试点地区 图。图中的实垂线为 2007 年政策试点开始的年份,实线为污染行业内企业加总到地区层面的 绿色专利申请占比 ,而虚线则表示清洁行业内企业加总到地区层面的绿色专利申请占比。污染 行业属性的衡量为虚拟变量 ,如果该行业 1995 年 SO_2 排放占比超过全国排放占比的 $5\%_2$,取值 为 1; 否则该行业定义为清洁行业 ,即虚拟变量取值为 0(Greenstone , 2002; Greenstone et al. , 2012)。① 如图 1 左侧所示,在非试点地区,污染行业与清洁行业的绿色专利申请活动随时间 变化呈现出平行趋势,即无论是2007年政策实施前后,非试点地区污染行业的绿色专利申请 都略低于清洁行业。然而,图1右图显示出在试点地区,在首次执行2002年试点政策之前, 污染行业与清洁行业的绿色专利申请保持平行趋势。当 2002 年之后,开始初步实施排污权 交易制度,该项政策在第二年的确有效地提高了污染行业相对于清洁行业的绿色创新,然而 在 2004—2007 年期间,污染行业的绿色创新活动水平又重新落后于清洁行业的绿色创新活 动,该图形进一步佐证了2002年试点政策的初步实施并未能够长期的促进污染行业的绿色 创新。因此,在2007年进一步扩大排污权交易试点地区,并加大政策实施力度的背景下,从 图形中,清晰地显示出2008年开始,即扩大政策实施的第二年,污染行业的绿色创新再一次 超越清洁行业,其趋势持续到样本结束的年份。因此,三重差分的平行趋势假说是可以得到 图形支持。在本文的稳健性讨论章节中,将进一步通过比较试点地区与非试点地区、污染行

① 将污染行业属性的虚拟变量设定改为行业污染超过全国污染 7% 不改变图形的结论。

业与清洁行业之间的差异,验证 2002 年初步实施政策和 2007 年扩大实施政策对我国上市企业绿色创新的促进作用。

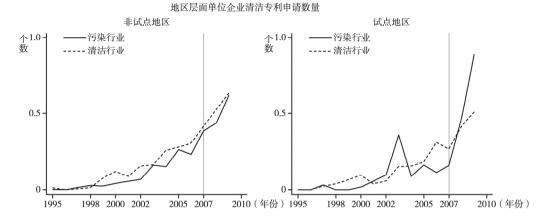


图 1 ETP 政策前后地区层面单位企业绿色专利申请数量

注: 依据试点区虚拟变量绘制。

(二)实证结果与分析

如前文所述 在基本模型检验中我们以模型(1)为基础 在第(1)—(3)列 逐步添加年份固定效应、地区的时间趋势效应和行业的时间趋势效应 在第(4)—(6)列进一步添加了企业固定效应。所有回归分析都采用了行业层面的聚类调整标准误差(cluster standard errors)。

表 2 的回归结果显示,首先,ETP 政策诱发了试点地区污染企业的绿色创新活动。表 2 中第 (1) —(3) 列的回归结果显示," $Pilot_r \times Post_i \times Pollution_j$ "三次交互项系数为正,系数均在 1% 水平上显著,说明 ETP 政策对试点地区污染企业绿色创新活动具有正向的推动作用,以列(3) 为例,该政策会使得绿色专利申请占比提升 0.054。添加企业固定效应后,第(4) —(6) 列的回归结果显示," $Pilot_r \times Post_i \times Pollution_j$ "三次交互项的系数依然在 1% 水平上显著为正,说明本文基本模型设定是合理的,ETP 政策使试点地区的污染企业的绿色专利申请占比提升,支持了本文的波特效应假定。

其次 企业成熟度和社会财富创造能力对绿色创新活动有促进作用。企业经济特征层面的控制变量中 劳动力要素、资本要素和企业信用评级控制变量的回归系数绝对值很小 ,且不显著 在控制了企业层面固定效应后 ,企业成熟度和社会财富创造能力控制变量对绿色专利申请占比有正向的促进作用 ,其中企业成熟度每提高 1% ,绿色专利申请占比提升 0.01 ,企业社会财富创造能力每提高 1% ,绿色专利申请占比提升 0.003 ,系数均在 10% 水平上显著(限于篇幅 ,不做报告) ,与理论预期相符。

表 2 ETP 政策对绿色专利占比的影响——基于三重差分法

变量			绿色专	利占比				
文里	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
D'1 D D !! .'	0. 053 ***	0. 049 ***	0. 054 ***	0. 051 ***	0. 055 ***	0. 054 ***		
$Pilot_r \times Post_t \times Pollution_j$	(0.012)	(0.008)	(0.013)	(0.008)	(0.006)	(0.008)		
$Pilot_r \times Pollution_j$	0.008	0.013	0.006					
	(0.011)	(0.011)	(0.011)					
$Post_{t} \times Pollution_{j}$	-0.012	-0.007	-0.007	-0.004	0.006	0.005		
	(0.009)	(0.011)	(0.012)	(0.009)	(0.013)	(0.014)		

续表2

			绿色专	利占比					
文里	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)			
$Pilot_{\star} \times Post_{\star}$	-0.006	0.004	-0.006	- 0. 009	-0.001	-0.008			
$1 ttot_r \land 1 ost_t$	(0.007)	(0.004)	(0.007)	(0.007)	(0.003)	(0.007)			
观测值	6509	6509	6509	6509	6509	6509			
R^2	0. 036	0. 041	0.060	0. 018	0. 017	0. 022			
企业固定效应				Y	Y	Y			
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y			
省份×时间趋势固定效应	Y		Y	Y		Y			
 行业×时间趋势固定效应		Y	Y		Y	Y			

注: $Pilot_r$, 表示 ETP 试点地区的虚拟变量 如果是政策试点地区时,取值为 1,否则取值为 0。 $Post_r$ 为政策试点前后的虚拟变量 见ETP 试点期间(2007 年及以后) 取值为 1,在非试点期间(2007 年以前) 取值为 0。 $Pollution_j$ 为行业污染属性指标,即企业所属行业在 1995 年 SO_2 排放占全国排放的比重。小括号内为行业层面的聚类调整标准差,*、** 和 *** 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%。表中模型都控制了上市公司经济特征变量,包括上市公司净资产、员工数量、企业年龄、 $Tobin\ Q$ 和负债。因篇幅有限不做报告。

(三)异质性与稳健性检验

1. 考察专利类型的异质性

为进一步保证回归结果的稳健性 ,考察 ETP 政策诱发的污染企业绿色创新活动类别 ,我们使用绿色发明专利申请占比和绿色实用新型专利申请占比作为企业绿色专利申请占比的替代变量。在 SIPO 专利数据库中 ,发明专利和实用新型专利中存在绿色创新活动的可能性更大 ,因此我们选用发明专利申请和实用新型专利申请中绿色专利申请的占比来验证不同专利类型的波特效应。在表 3 中固定效应的添加与表 2 类似 根据表 3 的回归结果 ,我们发现: 首先 ,ETP 政策同时诱发了试点地区污染企业绿色发明专利申请和绿色实用新型专利申请占比的提升。其次 ,ETP 政策诱发了试点地区污染企业难度更大的绿色创新活动。这可能与符合中国国情的绿色技术缺失有关 ,该政策通过市场化手段实际上弥补了这一缺失。

表 3 专利类型的异质性

变量	绿色发明	专利占比	绿色实用新型专利占比			
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	(1)	(2)	(3)	(4)		
$Pilot_r \times Post_t \times Pollution_j$	0. 037 **** (0. 013)	0. 052 *** (0. 009)	0. 036 *** (0. 012)	0. 032 **** (0. 008)		
$Pilot_r \times Pollution_j$	0. 029 *** (0. 008)		-0.012 (0.010)			
$Post_{\iota} \times Pollution_{j}$	- 0. 011* (0. 006)	-0.008 (0.006)	-0.005 (0.014)	0. 005 (0. 014)		
$Pilot_r \times Post_t$	- 0. 006 (0. 007)	- 0. 009 (0. 007)	- 0. 004 (0. 006)	- 0. 006 (0. 006)		
观测值	6509	6509	6509	6509		

续表3

变量	绿色发明	专利占比	绿色实用新	f型专利占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	
\mathbb{R}^2	0. 046	0. 021	0. 054	0. 023	
企业固定效应		Y		Y	
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	
省份×时间趋势固定效应	Y	Y	Y	Y	
行业×时间趋势固定效应	Y	Y	Y	Y	

注: 指标说明同表 2。

2. 考察企业所有制的异质性

为进一步保证回归结果的稳健性,考察 ETP 政策对不同所有制企业绿色创新活动的促进作用,令 SOE 为企业所有制类型指标,即企业为国企取值为1,否则取值为0。表4中固定效应的添加与表3类似,在此基础上加入了国有企业四次交互项和其他三次交互项(因篇幅有限不做报告),对波特效应进行检验。①可以得到以下结论:

首先,ETP 政策同时促进了试点地区污染行业内国企和非国企的绿色专利申请。其次,ETP 政策下,试点地区污染企业中非国企的绿色创新水平高于国企的绿色创新活动水平。当然,从事物的另一方面来看,可能存在国企绿色专利申请积极性比非国企高的情况,只不过这种积极性受 ETP 政策影响不大。更进一步讲,上述结果并不一定是企业国有属性导致的,而很可能是因为大企业(例如国企)的研发部门和研发投入相对稳定,不会因为环境规制的变动而剧烈变动。

表 4

考察企业所有制的异质性

亦具	绿色专	利占比	绿色发明专利占比 绿色实用新			型专利占比
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Pilot_r \times Post_t \times Pollution_j \times SOE$	- 0. 597 *** (0. 143)	- 0. 365 *** (0. 117)	-0. 547 *** (0. 097)	- 0. 279 *** (0. 074)	- 0. 377 *** (0. 094)	-0. 283 **** (0. 073)
$Pilot_r \times Post_t \times Pollution_j$	0. 624 **** (0. 136)	0. 389 *** (0. 111)	0. 558 **** (0. 089)	0. 308 **** (0. 067)	0. 393 **** (0. 095)	0. 293 *** (0. 072)
观测值	6509	6509	6509	6509	6509	6509
R^2	0. 089	0. 028	0. 082	0. 025	0.066	0. 027
企业固定效应		Y		Y		Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份×时间趋势固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业×时间趋势固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注: SOE 为企业所有制类型指标,即企业为国企取值为 1,否则取值为 0。 三次交互项中 $Pilot_r \times Post_r \times SOE \setminus Pilot_r \times Pollution_j \times SOE \setminus Post_r \times Pollution_j \times SOE \cup Pilot_r \times Pollution_j$

① 同时 本文也区分国企子样本和非国企子样本回归 不改变主要结论。

综上 ETP 政策对试点地区国企与非国企的绿色创新活动均有正向促进作用 相比以往的命令型环境规制政策只能对国有化程度高的行业产生正的诱发创新效果(王班班和齐绍洲 2016) ,市场型的 ETP 政策对绿色创新企业主体产生了范围更广的促进作用 ,使得具备市场势力的国企和在市场中处于相对弱势的非国企自发加强了绿色创新活动。

3. 考察行业污染物测度的稳健性

为进一步保证回归结果的稳健性 我们替换上市公司行业污染物测度标准为行业煤炭消耗占比。在以行业煤炭消耗占比作为污染物测度标准后 ,ETP 政策依然诱发了试点地区污染企业的绿色创新活动 ,煤炭消耗会产生大量碳排放 ,是高碳排放行业的主要标志 ,这体现了 ETP 政策对高污染高碳排放行业绿色创新活动的一致性。此外 ,我们替换上市公司行业污染物测度标准为虚拟变量 ,使用严格意义上的三重差分来进一步验证结果。在以虚拟变量作为污染物测度标准后 ,ETP 政策依然诱发了试点地区污染企业的绿色创新活动。

五、进一步稳健性讨论

(一)政策节点的选取问题

排污权交易这一环境权益交易政策在理论上具有两个政策节点 即 2002 年以后的试点地区和 2007 年以后扩大的试点地区。前文检验了 2007 年 ETP 政策诱发了试点地区污染企业的绿色创新活动 涂正革和谌仁俊(2015) 的研究表明 2002 年排污权交易试点政策在我国未能产生波特效应 ,根据图 1 也发现 2002—2004 年试点地区污染企业的绿色专利申请数量确实存在一次跳跃 ,然而 2002 年的 ETP 政策是否诱发了试点地区污染企业的绿色创新活动? 2002—2007 年间的 ETP 政策的诱发作用是否存在? 2007 年以后的 ETP 政策是否比 2002 年的 ETP 政策更有效? 这些问题值得进一步讨论。

根据以上问题,本文拟选取 3 个细分层面进一步讨论和检验。第一,将 ETP 政策替换为 ETPO2 对波特效应进行检验 结果发现: ETPO2 政策没有诱发试点地区污染企业的绿色创新活动。这表明 制定环境规制只是第一步 ,我国监管部门是否可以有效的运用环境规制压力 ,来诱发企业的绿色创新发展是另一回事,这一结论支持了涂正革和谌仁俊(2015)的观点。第二 ,考察 ETPO2 政策和 ETP 政策的总体效应 ,对波特效应进行检验 ,结果发现: 首先 ,两次 ETP 政策总体上促进了试点地区污染企业的绿色创新活动; 其次 ,两次 ETP 政策总体上对试点地区污染企业中国企的绿色创新活动作用不明显。第三 ,为了进一步区分比较 ETPO2 政策和 ETP 政策 ,我们引入 PostO2, 和 PostO7, 变量 ,规定 PostO2, 变量在 2002—2006 年时取值为 1 ,PostO7, 变量在 2007 年以后取值为 1 ,其余年份两组变量均取值为 0 ,再结合 Pilot,(见表 5 注)和 Pilot,构建两组并存的三重差分 ,如模型(2):

$$EnvrPatRatio_{ijt} = \beta_{0} + \beta_{1}Post02_{t} \times Pilot_{r}^{'} \times Pollution_{j} + \beta_{2}Post07_{t} \times Pilot_{r}^{'} \times Pollution_{j}$$

$$+ \beta_{3}Post02_{t} \times Pilot_{r}^{'} + \beta_{4}Post02_{t} \times Pollution_{j}$$

$$+ \beta_{5}Post07_{t} \times Pilot_{r}^{'} + \beta_{6}Post07_{t} \times Pollution_{j}$$

$$+ \rho X_{it} + \delta_{r} \times time + \varepsilon_{j} \times time + \gamma_{t} + \alpha_{i} + \varepsilon_{ijrt}$$

$$(2)$$

观察 " $Post02_i \times Pilot_i \times Pollution_j$ "三次交互项和 " $Post07_i \times Pilot_i \times Pollution_j$ "的系数变化 ,对 波特效应进行检验 根据表 5 的回归结果 ,可以得到以下结论: 首先 ,ETP02 政策对试点地区污染企业绿色创新活动的作用不显著; 其次 ,2007 年的 ETP 政策诱发了试点地区污染企业的绿色创新活动。

综合上述分析可以得出 2007 年的 ETP 政策才是更有效的环境权益交易政策 ,ETP02 政策没有显著诱发试点地区污染企业的绿色创新活动 ,因此本文选用 2007 年作为排污权交易政策的节点

进行准"自然实验"是合理的(李永友和刘云飞 2016)。①

(二)同时期政策并行的问题

1979 年,《中华人民共和国环境保护法(试行)》正式确立了排污费制度,现行环境保护法延续了这一制度。2003 年国务院公布的《排污费征收使用管理条例》对排污费征收、使用的管理作了规定。排污费征收政策与排污权交易试点政策并行 因此需要控制排污费征收政策对企业绿色创新的影响,进一步提炼排污权交易试点政策对企业绿色创新的因果关系。

表 5

ETP02 政策和 ETP 政策的异同

		全样本			国企样本			非国企样	<u></u> 本
变量	绿色专利 占比		绿色实用 新型专利 占比		绿色发出	新刑专利	绿色专利	绿色发明 专利占比	新型专利
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$Post02_{\iota} \times Pilot_{\iota} \times Pollution_{j}$	-0.024 (0.017)	-0.017 (0.014)	-0.001 (0.013)	- 0. 034** (0. 015)		- 0. 007 (0. 015)	0. 156 (0. 188)	- 0. 031 (0. 130)	0. 328 (0. 260)
$Post07_{t} \times Pilot_{r} \times Pollution_{j}$	0. 048 *** (0. 009)	0. 049 *** (0. 009)			0. 025 ** (0. 011)	0. 006 (0. 012)	0. 404 *** (0. 064)	0. 303 *** (0. 044)	0. 314 *** (0. 042)
观测值	6509	6509	6509	4558	4558	4558	1951	1951	1 951
R^2	0. 023	0. 022	0. 024	0. 031	0. 031	0. 031	0. 093	0. 075	0. 080
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份×时间趋势固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业×时间趋势固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

注: $Pilot_r$, 表示 ETP02 试点地区的虚拟变量 如果是 2002 年政策试点地区时 取值为 1 否则取值为 0。 $Post02_t$ 为政策试点前后的虚拟变量 ETP02 试点期间(2002 年及以后) 取值为 1 在非试点期间(2002 年以前) 取值为 0。二次交互项中 $Post02_t \times Pilot_r$ 、 $Post02_t \times Pollution_j$ 、 $Pilot_r \times Pollution_j$ 、 $Pilot_r \times Pollution_j$, $Pilot_r \times Pollution_j$, $Post07_t \times Pilot_r$, $Post07_t \times Pollution_j$, $Pilot_r \times Pollution_j$ 均已控制 因篇幅有限不做报告 ,其余指标说明同表 2。

根据以上问题 本文拟选取全国重点监控企业排污费征收额、排污费解缴入库户数、排污费解缴入库户金额 3 个指标 分别作为排污费征收政策的替代变量 进一步讨论和检验。结果表明 排污费征收政策对污染企业的绿色创新活动影响不大 ETP 政策才是诱发试点地区污染企业的绿色创新的主要原因 相比于命令型的排污费征收政策 ,市场型的排污权交易试点政策可能更有利于诱发企业绿色创新。② 这可能是因为 排污费征收政策更多地是对企业污染物排放行为的限制、约束甚至惩罚 ,解缴入库的资金经过环保和财政部门的再分配后才能用于环境治理; 排污权交易市场既

① 2007年以前各试点还停留在理论学习阶段。多是研究项目的形式以及地方开展的个案探索。总体上处于摸索和理论研究的阶段,并没有出台完善的相关制度文件,几乎没有交易额。随着市场经济不断完善2007年扩大试点以后,各试点相继出台了与排污权交易相关的《指导意见》、《暂行办法》和《管理办法》等制度文件,并从纳入污染物种类、纳入行业和纳入地域三个方面逐步扩大覆盖范围,相应的交易额大幅提升。

② 数据来源于国家原环境保护部,为省级层面的年度数据 根据数据的可得性,全国重点监控企业排污费征收额样本期间为2002—2010年;排污费解缴入库户数和排污费解缴入库户金额样本期间为2000—2010年(其中2009年数据缺失用插值法补全),三个指标均取对数,回归结果可向作者索取。

是对企业排污行为的限制、约束和惩罚,同时也是奖励在市场上出售排污权配额企业的减排行为。排污权配额在市场上出售后,资金可以及时流向减排企业,既能够奖励企业当期通过绿色技术进步的减排行为,也能激励企业进一步的绿色创新活动,促使企业进行更持久彻底的绿色创新,形成创新的路径依赖。

六、结论与政策启示

本文以我国国内排污权交易试点这一环境权益交易市场为准自然实验,利用上市公司企业层面的绿色专利申请数据。运用三重差分估计,界定创新申请、企业所有制、行业污染物测度标准以及政策节点等的不同,来验证环境权益交易市场对企业层面绿色创新活动的影响。实证结果表明,波特假说在我国确实存在,具体来看:第一,ETP政策诱发了试点地区污染企业的绿色创新活动。第二,ETP政策对绿色发明专利申请的诱发作用强于对绿色实用新型专利申请的诱发作用。第三,ETP政策对污染企业中非国企样本的绿色创新活动诱发效应优于国企样本。第四,ETP02政策在我国未能产生波特效应而2007年的ETP政策在我国产生了波特效应。第五,ETP政策下,大部分行业中的企业专注于更有效的绿色发明专利的研发,重资产且与所在地区生产生活联系较紧密的行业中的企业,积极参与到各种类型的绿色创新,轻资产且主营业务成本较高的行业中的企业,并不倾向于绿色创新。

根据上述结论,本文得出以下政策启示。第一,排污权交易试点作为市场型环境权益交易政策,促进了企业绿色创新活动,这为市场型环境规制政策对企业绿色创新活动的诱发效应提供了理论和经验支撑。可以预见 2017 年启动的全国统一碳市场作为一类环境权益交易市场,也将会诱发企业新一轮的低碳技术创新。第二,环境权益交易市场不仅诱发了绿色创新本身,还会促进难度更大的绿色创新,为我国企业国内外绿色竞争力的增强提供政策环境。2017 年启动的全国统一碳市场,通过鼓励先进,限制落后的市场机制,将会对未来低碳发明专利提供更强的政策冲击。第三,在全国碳市场制度设计过程中,各行业应考虑降低纳入排放门槛,充分引入不同所有制不同行业的企业,进一步优化制度设计,对排放企业精准定位,激活碳市场的交易和价格发现机制,更好地在碳市场中激励企业绿色创新活动。第四,监管机构在制定环境权益交易机制时要更多的考虑到被监管者的企业属性层面的异质性,有针对性地推出环境权益交易机制的具体措施,上级单位在制定国企业绩考核指标时可以加大绿色创新方面的权重,或推出环境问题一票否决制,以调动国有企业的绿色创新积极性。同时,以环境权益交易市场为抓手,推动国有企业深化改革,完善市场的进入和退出机制。

参考文献

付明卫、叶静怡、孟俣希、雷震 2015 《国产化率保护对创新的影响——来自中国风电制造业的证据》,《经济研究》第 2 期。

景维民、张璐、黎文靖 2016 《环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步》,《经济研究》第9期。

李永友、刘云飞 2016《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》,《经济学家》第5期。

刘海英、谢建政 2016 《排污权交易与清洁技术研发补贴能提高清洁技术创新水平吗——来自工业 SO₂ 排放权交易试点省份的经验证据》、《上海财经大学学报》第5期。

黎文靖、郑曼妮 2016 《实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响》,《经济研究》第 4 期。

齐绍洲、张倩、王班班 2017.《新能源企业创新的市场化激励——基于风险投资和企业专利数据的研究》,《中国工业经济》第 12 期。

沈坤荣、金刚、方娴 2017.《环境规制引起了污染就近转移吗》,《经济研究》第5期。

涂正革、谌仁俊 2015 《排污权交易机制在中国能否实现波特效应》,《经济研究》第7期。

王金南、董战锋、杨金田、李云生、严刚 2009 《中国排污权交易制度的实践和展望》,《环境保护》第5期。

王刚刚、谢富纪、贾友 2017.《R&D 补贴政策激励机制的重新审视——基于外部融资激励机制的考察》,《中国工业经济》第 2 期。

王班班、齐绍洲 2016《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》,《中国工业经济》第6期。

王班班 2017.《环境政策与技术创新研究述评》,《经济评论》第4期。

张杰、陈志远、杨连星、新夫 2015 《中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据》,《经济研究》第10期。

Ambec, S., M. A. Cohen, S. Elgie, and P. Lanoie, 2013, "The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness?", Review of Environmental Economics & Policy, 7, 2—22.

Anouliès, L., 2017, "Heterogeneous Firms and the Environment: A Cap-and-trade Program", Journal of Environmental Economics and Management, 84, 84—101.

Brunnermeier, S., and M. Cohen, 2003, "Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries", Journal of Environmental Economics and Management, 45, 278—293.

Cai , X. , Y. Lu , M. Wu , and L. Yu , 2016, "Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China" , *Journal of Development Economics* , 123 , 73—85.

Calel, R., and A. Dechezleprêtre, 2016, "Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market", *Review of Economics and Statistics*, 98, 173—191.

Carmen, E., F. Carrion, and I. Robert, 2010, "Environmental Innovation and Environmental Performance", Journal of Environmental Economics and Management, 59, 27—42.

Colombo , M. , C. Groce , and M. Guerini , 2013, "The Effect of Public Subsidies on Firms' Investment-cash Flow Sensitivity: Transient or Persistent" , Research Policy , 42 , 1605—1623.

Deschênes, O., M. Greenstone, and J. S. Shapiro, 2017, "Defensive Investments and the Demand for Air Quality: Evidence from the NOx Budget Program", American Economic Review, 107, 2958—2989.

Francesco, N., and V. Francesco, 2016, "Heterogeneous Policies, Heterogeneous Technologies: The Case of Renewable Energy", Energy Economics, 56, 109—204.

Greenstone, M., 2002, "The Impact of Environmental Regulations on Industrial Activity", Journal of Political Economy, 110, 1175—1219.

Greenstone, M., J. List, and C. Syverson, 2012, "The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of U. S. Manufacturing", NBER Working Paper, No. 18392

Hamamoto, M., 2006, "Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries", Resource and Energy Economics, 28, 299—312.

Hering , L. , and S. Poncet , 2014, "Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities", *Journal of Environmental Economics and Management* , 68 , 296—318.

Horbach , J. , C. Rammer , and K. Rennings ,2012, "Determinants of Eco-innovations by Type of Environmental Impact—The Role of Regulatory Push/pull , Technology Push and Market Pull" , *Ecological Economics* ,78 ,112—122.

Jaffe, A. B., and K. Palmer, 1997, "Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study", Review of Economics and Statistics, 79, 610—619.

Johnstone, N., I. Hascic, and D. Popp, 2010, "Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts", Environmental and Resource Economics, 45, 55—133.

Lanjouw, J., and A. Mody, 1996, "Innovation and the International Diffusion of Environmentally Responsive Technology", *Research Policy*, 25, 549—571.

Popp, D., 2002, "Induced Innovation and Energy Prices", American Economic Review, 92, 160—180.

Popp , D. , 2006, "International Innovation and Diffusion of Air Pollution Control Technologies: the Effects of NO_X and SO_2 Regulation in the US , Japan , and Germany" , Journal of Environmental Economics and Management , 51 , 46—71.

Porter, M., and C. Van der Linde, 1995, "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship", *Journal of Economic Perspectives*, 9, 97—118.

Tanaka, S., 2015, "Environmental Regulations on Air Pollution in China and Their Impact on Infant Mortality", *Journal of Health Economics*, 42, 90—103.

Tanaka, S., W. Yin, and H. Jefferson, 2014, "Environmental Regulation and Industrial Performance: Evidence from China", Tufts University Working Paper.

Do Environmental Rights Trading Schemes Induce Green Innovation? Evidence from Listed Firms in China

QI Shaozhou^{a b} , LIN Shen^a and CUI Jingbo^a

(a: Economics and Management School of Wuhan University;

b: School of Low Carbon Economics , Hubei University of Economics)

Summary: In this paper, we are interested in examining whether environmental trading schemes (ETS) can induce green innovation among firms, using China regional SO_2 emissions trading pilots as a quasi-natural experiment in environmental policy. The data pertain to the green patent data of listed companies in Shanghai and Shenzhen stock exchanges during the period 1990 to 2010. The firm-level dependent variable is measured by the proportion of green patent applications relative to all patent applications.

In July 2002, China's Ministry of Environmental Protection implemented a pilot policy for SO_2 emissions trading. SO_2 emissions trading was allowed among Shandong, Shanxi, Jiangsu, and Henan provinces; Shanghai, Tianjin, and Liuzhou; and China Huaneng Group Corporation (hence the policy's name, "4 + 3 + 1"). In 2007, the pilot was expanded to 11 more pilot provinces and cities: Jiangsu, Tianjin, Zhejiang, Hubei, Chongqing, Hunan, Inner Mongolia, Hebei, Shaanxi, Henan, and Shanxi. By 2010, total SO_2 emissions in China had decreased by 14, 29% relative to 2005. The green development of enterprises is closely linked with the market-oriented policy of environmental rights trading. Therefore, it is necessary to verify whether environmental rights trading can induce green innovation among enterprises in China.

Using a difference-in-differences (DDD) method, we take advantage of variations across regions (i.e., ETS versus non-ETS regions), across industries (i.e., SO₂-pollution-intensive sectors vs. non-SO₂-pollution-intensive sectors), and across years (i.e., before and after the ETS policy), and obtain several novel findings. First of all, regional ETS policy induces increased green innovation among companies in ETS regions and in SO₂-pollution-intensive industries, compared to companies in non-ETS areas and non-SO₂-pollution-intensive sectors. Second, the innovation-induced impact is more pronounced in invention patents than utility patents, indicating the effectiveness of the ETS policy in inducing relatively radical innovation. Third, in response to the ETS policy, non-state-owned enterprises appear to engage in more innovation in environmental technologies than state-owned enterprises. Last but not least, we conduct a series of robustness checks regarding the stability of our main conclusions.

This paper makes substantial contributions to the literature on green innovation. First, prior research on green innovation activities in China still uses regional or industrial measures. In contrast, we use a unique firm-level patent dataset, which can identify environmentally friendly innovation activities. Second, another important departure from the literature lies in the causal inference that this paper makes. Using the DDD method, we tease out the causal impact of the ETS policy on firms' innovation in environmentally friendly technologies. Third, we probe the heterogeneous effects of environmental policy, seeking to understand the heterogeneous responses of firms' green innovation by patent type, by firm ownership, and by industry pollution intensity.

The findings presented in this paper have profound policy implications. First, as a market-based environmental rights trading policy, the pilot emission trading scheme promotes enterprises' green innovation activities, which provides theoretical and empirical support for the effect of market-based environmental regulation policies in inducing enterprises' green innovation activities. It is thus likely that China's national carbon market, launched in 2017 as a kind of trading market for environmental rights, will trigger a new round of low-carbon technological innovation among enterprises. Second, environmental rights trading policy not only induces green innovation, but also promotes more radical green innovation, providing a policy environment that enhances the domestic and foreign green competitiveness of Chinese enterprises. The China national carbon market launched in 2017 will thus have a strong policy impact on future patents for low-carbon inventions.

Keywords: Environmental Rights Trading Scheme; Green Patent; DDD

JEL Classification: Q50,030

(责任编辑:谢 谦)(校对:王红梅)