寒場男王为东,王冬,卢娜. 中国碳排放权交易促进低碳技术创新机制的研究[J]. 中国人口・资源与环境,2020,30(2):41 - 48. [WANG Weidong , WANG Dong, LU Na. Research on the impact mechanism of carbon emissions trading on low-carbon innovation in China [J]. China population, resources and environment, 2020,30(2):41 - 48.

中国碳排放权交易促进低碳技术创新机制的研究

王为东 王 冬 卢

(江苏大学财经学院, 江苏 镇江 212013)

摘要 碳排放权交易已成为我国实施以市场为基础的重要环境规制之一,但此交易市场建设能否诱发我国低碳技术创新的有关研究 仍然不足。以我国七个碳排放权交易试点为研究对象,采用合成控制法进行准自然实验,选取 2004-2016 年全国 282 个城市的面板 数据,评估碳排放权交易试点政策对低碳技术创新的诱发效果,并使用排列检验法进行有效性检验;进而,定量分析碳排放权交易试 点正式运行后对低碳技术创新的影响因素,探索七个试点效果差异的成因。研究发现: ①碳排放权交易试点政策整体上诱发了试点 地区的低碳技术创新活动。②各试点的政策效果存在一定差异,除重庆外的六个试点对政策响应较为迅速,其中北京、上海的诱发效 果最显著,天津、广东、深圳和湖北次之,而重庆试点未能对政策作出充分的响应。③碳排放权交易对低碳技术创新作用中的政策"信 号 - 预期"机制在我国首次得到验证,该机制在除重庆外的试点地区都得到了较好的构建。①碳排放权交易市场建设与区域产业结 构升级产生了良好的协同作用,促进低碳技术创新,但其未能与外商直接投资形成相同作用;除重庆外,碳排放权交易这一市场型环 境规制与控制型环境规制也呈现出协同作用。据此,应积极推进全国性碳排放权交易市场建设,以发挥其对低碳技术创新的诱发作 用;但在统一市场建设过程中应重视地区差异,分步骤稳步推进;还应注重加强政府政策信号管理,引导企业开展低碳技术创新活动。 关键词 碳排放权交易; 低碳技术创新; 合成控制法 "信号 - 预期"机制

文章编号 1002 - 2104(2020) 02 - 0041 - 08 DOI: 10. 12062/cpre. 20191007 中图分类号 F062.2 文献标识码 A

生态文明建设是关系中华民族永续发展的根本大计, 是实现可持续发展的长期任务。生态文明建设面临的一 个重要问题是全球气候变化引起的环境退化问题。作为 世界上碳排放总量最大的经济体,中国政府采取了一系列 针对性举措,其中之一是在2011年正式设立北京市、天津 市、上海市、重庆市、湖北省、广东省和深圳市等七个碳排 放权交易试点。随着试点工作顺利结束,全国碳排放权交 易市场建设开始推进,这一举措可能成为全球气候变化行 动的转折点[1-2]。中国推行碳排放权交易的主要目标是 减少碳排放,在机制上主要是通过推动技术创新,而不是 以损害经济发展的方式实现。实际上,低碳技术创新被认 为是应对气候变化、降低长期减排成本的最重要手 段[3-5]。目前,有关碳排放权交易促进低碳技术创新的研 究不足,较少的研究主要聚焦于欧盟碳交易市场,发现其 能够直接促进企业整体创新能力并增加专利总量[6-7]。 但也有研究认为,该市场排放权配额的限制对企业总体创

新活动造成重大损害 [8]。近来,相关研究在我国逐渐增 多,但对我国碳排放权交易市场的研究多以某个行业或试 点为对象[9-10],且仅有的整体研究也未能发现市场建设对 低碳技术创新的积极作用[2]。据此,应用合成控制法对碳 排放权交易试点政策对低碳技术创新的促进作用进行评 估,并基于比较研究方法分析各试点低碳技术创新作用效 果的异质性,以更加准确且全面地评估碳排放权交易市场 建设对低碳技术创新的作用与机制,为全国碳排放权交易 市场建设提供决策参考。

文献综述

由于低碳技术创新面临经济与环境收益都难以收回 的双重外部性问题,研究普遍强调通过政策干预来增强低 碳技术创新活动的激励[11-13]。同时研究普遍认为,就碳 减排效果而言,企业减排成本的差异决定了以市场为基础 的碳排放政策更有效率优势[14],如 Wang 等[15]对广东省

收稿日期: 2019 - 06 - 26 修回日期: 2019 - 10 - 18

作者简介: 王为东,博士,副教授,主要研究方向为生态创新。E-mail: east_2007@126. com。

通信作者: 王冬, 硕士生, 主要研究方向为生态创新。E-mail: 2211819011@ stmail. ujs. edu. cn。

基金项目: 国家自然科学基金"技术融合驱动的新兴产业价值链构型与企业嵌入行为研究"(批准号: 71704069); 教育部人文社科基金"面向持 续生态创新的我国制造业集群动态能力形成机制研究"(批准号: 16YJC630125); 江苏省社科基金"生态创新与构建江苏制造业集群竞争新优 势研究"(批准号:17GLB020)。



能源密集行业的研究表明,与控制方案相比,碳排放权交易市场方案可降低减排成本;就影响低碳技术创新的效果而言,基于市场的工具如碳排放权交易,对低碳技术创新的影响比控制工具更强,因其具有更高的要求与标准^[16]。据此,碳排放权交易这一以市场为基础的环境规制对低碳技术创新的影响能力是判断其成功与否的最重要标准之一^[7]。

然而,对欧盟碳交易市场与低碳技术创新的相关研究成果存在一定程度的分歧,上文亦指出部分研究认为该市场的建设能够直接促进企业整体创新能力以及低碳技术创新^[6-7],而其他研究则认为市场排放权配额的限制对企业总体创新活动造成重大损害^[8]。对中国碳排放权交易市场的研究也存在类似的分歧。Cui等^[9]研究中国碳排放权交易对减排目标实现的成本节约效应,发现总减排成本降低 4.5%~23.7%,且存在地区差异。但 Shi等^[2]对抽样企业的研究却发现,碳排放权交易试点显著抑制受规制和非受规制企业的创新。Cong 和 Wei^[24]的研究表明碳排放权交易通过碳价影响不同发电技术的相对成本,激励了环境友好技术的发展。Huang等^[10]对深圳市的研究表明,碳排放权交易是煤电行业短期减排技术投资的驱动力,但对投资的长期激励不足。

根据已有相关研究[18],碳排放权交易对低碳技术创 新的影响机制之一是成本节约激励机制,同时也是其产生 影响的基本途径。根据 Porter 和 Claas [18] 关于环境规制诱 发创新的"弱波特假说",接近自由竞争的碳排放权交易 市场有助于均衡碳交易价格的形成,为受规制企业提供了 降低成本的激励,促使其调整生产模式以降低碳排放强 度,减少因购买碳排放额缺口带来的损失,也可通过市场 兑现碳排放额盈余的收益[7],进而还能够将收益投资于相 关低碳技术的开发与应用,即促进低碳技术创新。另一个 可能存在的影响机制为"信号-预期"机制。考虑到试点 政策出台至市场正式运营期间存在的时间间隔,在此期 间,企业对政策的预期也将影响其创新活动[19]。由于低 碳转型过程中面临着重大风险,一旦市场基础稳固,监管 措施严格,企业高碳资产就会产生"碳泡沫",成为沉没成 本[20]。在信号理论中,有效信号的两个核心特征是可观 测性和昂贵性[21],但在动态环境中的企业还需重复接收 一致性信号以提高其有效性^[22]。Calel 和 Dechezleprêtre 以欧盟碳排放政策颁布到实施为研究时段,检验"信号 -预期"机制在企业低碳转型中的作用,但未发现规制企业 与非规制企业间存在显著差异[8]。国内相关研究主要集 中在货币政策,认为政府与央行的信息披露将影响企业的 预期,进而影响其决策与行为[23],但此机制在中国碳排放 交易政策对低碳技术创新的影响效果的研究中尚未发现。

综上,目前研究的限制包括:一是碳排放权交易与低

• 42 •

碳技术创新的关系研究较少,直接影响这一市场型环境规制工具在实践中的应用;二是对中国碳排放权交易市场的研究多以某个行业或试点为对象,整体评估不足;三是"信号-预期"机制在碳排放权交易政策的作用研究中涉及较少,尤其是中国背景下的研究缺失。据此,围绕碳排放权交易对低碳技术创新的作用机制,对各政策试点进行了整体评估。

2 研究方法、变量说明与数据来源

当前政策评估领域常用的参数方法有模型设定主观性、政策内生性以及样本数据要求较高等固有问题,故采用合成控制法这一典型非参数方法,应用数据驱动方式进行拟合分析,能够克服上述缺陷。此方法已被广泛应用于重大事件影响的研究中,如加州禁烟法案效果、城市扩容对区域经济作用以及通货膨胀目标控制效果等^[25-27]。其应用流程是:首先获得 J+1 个地区的低碳技术创新水平数据作为被解释变量,其中,首个地区为碳排放权交易试点政策影响的地区之一并将其作为处理组,其余未受影响地区作为控制组。程序自动赋予控制组各地区的权重,将被解释变量和选定的控制变量同时进行合成,确保合成的虚拟城市能全面地模拟处理组城市真实的低碳技术创新水平及创新环境。通过对比处理组城市低碳技术创新的真实演进路径和拟合城市的路径,可以分离出政策的净效应。

拟合过程如公式(1) 所示。式中,赋予控制组各城市的权重表示为 w_j ,政策冲击时点记为T;政策发生之前年份记为 T_0 ,对应结果变量记为 $\hat{Y}_{j,\iota}$;选定的一组控制变量记为 Z_i ;时间、地区固定效应部分则分别记为 α_i 、 μ_i 。

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{j,t} = \alpha_t + \delta_t \sum_{j=2}^{(J+1)} w_j Z_j + \theta_t \sum_{j=2}^{(J+1)} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{(J+1)} w_j \varepsilon_{it}$$
(1)

由此得到的最优权重记为 w_j^* ,应满足公式(2) 所示的恒等关系,若计算矩阵非奇异,公式(3) 则是公式(2) 的等价表述,在一般条件下,公式(3) 右侧将趋于 0,即该组权重能够实现无偏估计。然而,合成效果优劣受数据质量及时间跨度等诸多因素影响,虽难以保证上述公式严格相等,但可以做到最大程度相似。

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_{j}^{*} Y_{j,1} = Y_{j,1}, \sum_{j=2}^{J+1} w_{j}^{*} Y_{j,2} = Y_{j,2}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} w_{j}^{*} Y_{j,T}$$

$$= Y_{j,T}, \sum_{j=2}^{J+1} w_{j}^{*} Z_{j} = Z_{1}$$

$$(2)$$

$$\hat{Y}_{j,t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_{j}^{*} Y_{j,t} = \sum_{j=2}^{J+1} w_{j}^{*} \sum_{s=1}^{T} \theta_{t} (\sum_{t=1}^{T} \theta_{t}^{'} \theta_{j})^{-1} \theta_{s}^{'} (\varepsilon_{j,s} - \varepsilon_{1,s})$$

$$\varepsilon_{1,s}) - \sum_{j=2}^{J+1} w_{j}^{*} (\varepsilon_{j,t} - \varepsilon_{1,t})$$

$$(3)$$



$$| \mid X_1 - X_0 \mid W \mid |_V = \sqrt{(X_1 - X_0 \mid W) \cdot V(X_1 - X_0 \mid W)}$$

(4)

而对该组权重的计算应当遵循公式(4) 所示的距离函数的约束,选取合适的($K \times K$) 对称半正定矩阵 V 使方程的预测均方误差(MPSE) 最小化,再对此方程进行反解获得最优权重 w_i^* ,满足了上述所有过程的要求。

2.1 变量说明

- (1)被解释变量为低碳技术创新。研究认为^[28],由于专利授权标准的稳定性与客观性及相关数据可得性,故专利数量是十分可靠的指标并能较好地反映创新水平。参考王为东等^[3]的做法,使用欧洲专利局和美国专利局联合颁布的合作专利分类法的 Y02 类下的专利数量对低碳技术创新水平进行测度,仅保留中国公民于中国大陆境内进行申请、授权且无争议的专利。鉴于专利申请量比授权量更能反映创新真实水平,且研发投入与专利申请几乎无滞后效应^[29-30],故将专利总量按申请日及地市进行分类。
- (2) 控制变量为经济发展水平、科研经费、对外开放等。以人民币为单位的指标均以 2000 年为基期进行价格指数平减。

经济发展水平。经济发展水平体现了地区整体经济发展状况,水平较高的地区拥有更优质的可配置资源,为技术创新提供更全面的支持^[31]。采用人均 GDP 对地区经济水平进行衡量。

科研经费。研究普遍认可,科研经费作为技术创新研发的必要投入,是技术创新水平的重要影响因素。由于科研经费投入的累积性,在对当期科研活动提供支持的同时,也部分作为后续研究的基础,因此参考吴延兵^[32]的做法,将折旧率设定为15%,并采用永续盘存法将历年投资核算为人均 R&D 资本存量。

对外开放。外资企业一般具有先进的生产及管理技术,因此外商直接投资常伴随一定程度的知识和技术外溢,依靠示范效应、竞争效应促进要素流动、助力产业结构优化,间接提高区域创新水平^[33]。其更加环境友好的生产及污染处理技术能直接促进低碳技术创新水平^[34]。故采用人均实际使用外资额表示对外开放,按年平均汇率将美元换算成人民币。

人力资本。人力资本水平较高的地区科研创新活动较为活跃,尤其是科研从业人员的集聚能够诱发更多及更高水平的创新,人力资本是科研活动另一重要投入变量,对区域创新能力产生较大影响^[35]。由于科技从业人员是区域技术研发的最主要也是最直接的参与者,故采用科技从业人员数量对人力资本进行衡量。

环境规制。地方环境规制可表明该地政府对环境问题的关注度以及企业排放的政策环境。蒋伏心等^[36] 论证

了此类环境规制对低碳技术创新同时产生直接和间接作用,并以污染物排放强度对其进行衡量,该值越大表示环境规制越严格。采用叶琴等的研究方法^[37],对 SO₂、废水和烟尘三大类污染物的排放量进行线性标准化处理,并计算三者的调整系数以反映不同污染物在不同城市的特质差异,最后对三者进行合成得到环境规制强度。

产业结构。当技术服务业、金融业等产业作为区域创新主体时,区域创新能力将显著提升,将比第二产业密集地区表现更为突出,此现象在低碳技术创新方面更为显著。根据已有研究^[38],采用第三产业对第二产业产值比来衡量地区产业结构。

2.2 数据来源

选取 2004—2016 年,除港澳台地区外的 282 个地级市为样本,剔除数据严重缺失的西藏、新疆、青海地区及观察期内裁撤、新设的地级市,得到 37 个处理组城市以及245 个控制组城市。各变量原始数据来自于《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》,部分数据来自各省、地市统计年鉴以及国家和地方统计局网站,专利数据来自 Incopat 专利库。

3 实证结果解析

3.1 合成控制法实证结果

考虑到试点地区含省级行政区域,参考 Abadie [39] 的做法,将湖北及广东(不含深圳) 两省的地级市分别合并,形成新分析单元,实证结果如下。图 1 中实曲线表示目标城市低碳技术创新水平的真实演进路径,虚曲线则是利用控制组城市合成的目标城市的虚拟演进路径,两曲线纵向距离表示政策净效应。在 2011 年前,各试点的两条曲线几乎重合,表明控制组城市可以很好地模拟各试点的低碳技术创新环境与真实演进路径。

整体上看,除重庆外的六个试点在政策干预后均呈现了相同的增长趋势和相似的演进分化情况,表明碳交易试点政策能够诱发低碳技术创新活动。其中,北京和上海的反应最为敏锐,天津、广东、深圳和湖北试点也在不同程度上推动了低碳技术发展,而重庆的表现则较为低迷。从专利数量上看,北京和上海在政策出台后的四年间专利申请数量由2000项增长至约5000项,年均增长约达30%;天津、广东、深圳和湖北四个试点也均增长至4000项左右,说明政策起到了刺激这些试点的低碳技术研发活动,专利数量显著增加。而重庆试点的两条路径于2013年发生分离且低碳技术专利数量至2015年尚未达到3000项,说明该政策对低碳技术创新的促进效果并不理想。

3.2 有效性检验

选取排列检验法进行有效性检验。为提高结果的可



靠性,选取全部控制组城市作为检验对象,对其分别使用SCM方法,获得政策发生前后的预测均方误差(MPSE),并计算后者与前者的比值(RMPSE)。政策发生前,拟合情况越好,则对应的MPSE越小;政策发生后,两条路径分化程度越大,则对应的MPSE越大,进而两者的比值,即RMPSE相应大幅扩大。因此,若处理组城市的RMPSE显著大于各个控制组城市对应值,则说明以后者作为研究对象的条件下,获得与前者相同的结论是小概率事件。检验结果如图2所示,深色、浅色实线分别表示处理组城市以及各控制组城市的RMPSE,政策发生前,各实线间呈收敛状态,当政策发生后两者即开始分离。除重庆外的六个试点中,深色实线几乎高于全部浅色实线,支持了上文SCM方法的实证结果。在重庆试点的检验图中,深色实线仅高于小部分浅色实线,说明政策可以促进重庆地区的低碳技术创新水平的结论是不可靠的。

4 碳排放权交易市场诱发低碳技术创新的 机制分析

4.1 "信号 - 预期"机制分析

根据综述,采用与欧盟碳交易市场类似的研究方法检验"信号-预期"机制在我国是否存在。截取 2011 年后试点地区的低碳技术创新情况,发现总体上低碳技术创新对政策信号反应强烈,说明碳交易试点政策诱发低碳技术创新可能部分来源于"信号-预期"机制。信号的可观测性、昂贵性与动态环境下的重复性有助于管理公众预

图 1 各试点拟合结果

期^[21-22]。作为行政资源丰富、政治影响力较强的国家, 我国政府工作报告及政策均可向外部展示信号的特征。

国家和地方两级政府相关部门在不同时段出台的碳交易市场建设相关政策的数量能够对此提供佐证。2011年之前,国家层面政策以每年一个的频率进行颁布,起到了持续影响并逐渐巩固公众预期的作用。2011—2014年间密集出台了25个政策,释放了市场建设加速推进的强烈信号,尤其是2011年当年快速出台了4个政策,这很可能是低碳技术创新大幅增长的动因。试点获批后,地方政府传达的政策信号及其对国家层面政策的回应也会对公众预期产生至关重要的影响。各试点开市前,上海地区推出17个政策推进碳市场相关制度完善,除重庆外的其他试点地区也均在7个以上,而重庆地区仅为3个,这可能是重庆地区低碳技术创新活动反应滞后的重要原因。

4.2 碳排放权交易市场调节作用及试点异质性分析

上文已经验证了在市场正式运营前"信号-预期"机制的存在及其作用,但仍有必要研究碳交易市场在运营之后对低碳技术创新的影响机制,并以此进一步分析政策效果的区域异质性成因。根据已有研究,本文假设碳交易市场建设对区域低碳技术创新产生影响主要存在三个作用方式:产业结构升级、外商直接投资和政府职能转变。研究表明^[40],产业结构升级对区域自主创新能力有重大影响,而低碳技术创新则更高发于第三产业比重较高的地区。同时,碳交易市场建设能够从多种途径倒逼区域产业结构升级得到了相关研究的证实^[38]。表明碳交易市场的

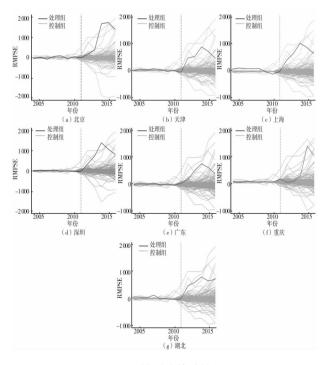


图 2 排列法检验结果



建设可能增强了产业结构升级对低碳技术创新促进作用。 另外,碳交易市场促进了均衡碳价形成,不同碳价将不同 类型的外资流向产生不同影响^[41]。可以认为碳交易市场 的建设将通过影响外资利用,进而对低碳技术创新水平产 生影响。除此之外,控制型环境规制已经实施较长时间, 部分研究表明此类环境规制对低碳技术创新起到抑制作 用。但随着碳交易市场的建设与运行,地方政府作为两类 环境规制共同的主要制定者,其身份必然处在转化阶 段^[42],进而形成政策组合。因此,可认为碳交易市场的运 营可能改善控制型环境规制对低碳技术创新存在负面效 应的现状。据此,设定了如下待验证模型:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{i,t} + D \cdot \alpha_2 FDI_{i,t} + \alpha_3 struc_{i,t} + D \cdot \alpha_4 struc_{i,t} + \alpha_5 regu_{i,t} + D \cdot \alpha_6 regu_{i,t} + \beta Z_{i,t} + \mu_{i,t}$$

$$(5)$$

式中,D 为虚拟变量,仅在市场运作时 D=1; $FDI_{i,\iota}$ 、 $struc_{i,\iota}$ 和 $regu_{i,\iota}$ 分别表示 i 地区 t 年份的人均实际利用外资额、产业结构和控制型环境规制强度; $Z_{i,\iota}$ 为一组控制变量,包括: 人均 GDP、人均科研经费存量和人力资本; α 和 β 分别表示对应的系数; $\mu_{i,\iota}$ 为残差项。 此部分实证分析从两个角度进行,首先研究不含重庆的六个试点的共同影响机制,再纳入重庆试点以分析差异性的成因。 实证结果如表 1 和表 2 所示。对表 1 的分析发现,外资利用对低碳技术创新的单独作用显著为正,与已有研究结论相符。

但控制型环境规制和产业结构升级两者的单独作用并不显著。碳排放权交易与控制型环境规制的交互项以及碳排放权交易与产业结构升级的交互项均显著为正,说明在碳排放权交易市场的参与下,控制型环境规制的对低碳技术创新的影响得到显著改善,两类规制构成的政策组合产生良好的协同作用;产业结构升级也显著地显示出协同作用的存在,与上文假设及相关研究相符。但外资利用与碳排放权交易之间未能产生与预期类似的效果。

引入重庆试点后的对比分析表明,外资利用情况与原来一致,即其与碳排放权交易未形成协同作用。产业升级的显著性水平未发生变动且系数有所增大,说明产业结构升级与碳排放权交易形成的协同作用在重庆试点也存在,进一步解释了图 1 中重庆试点路径分离推迟的原因。与其他试点不同的是,重庆政府在角色转型过程中可能遇到了障碍,表现为两类环境规制各自为战而不能协同,并出现了控制型环境规制的单独作用为强负向显著的情况。这可能是由于重庆地区较为依赖高能耗产业发展,而这些行业中的企业对碳排放权交易认识程度不足甚至不愿参与交易,部分企业为防止业绩受到不良影响而不配合工作,政府引导和核证工作的不足以及未履约惩罚力度较低加剧了碳排放权交易市场发育的迟缓,因而未能发挥其应有的积极作用[43]。

专利数量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
利用外资	0. 250 ***	0. 224 ***					0. 207 ***
	(4.67)	(3.99)					(3.73)
$D \times$		0.105					0.043
利用外资		(1.38)					(0.50)
环境规制			-10 821.4	-13 848.4 [*]			-14 382.2**
			(-1.38)	(-1.82)			(-2.06)
$D \times$				44 439.3 ***			27 024.3
环境规制				(2.64)			(1.65)
产业结构					- 160. 721	- 184. 759	59. 144
					(-0.50)	(-0.60)	(0.19)
$\mathrm{D} imes$						279. 138 ***	179.270*
产业结构						(2.63)	(1.72)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-4 410.6 ***	-3 970.2 ***	-4 030.2***	-3 363.0 ***	-4 283.3 ***	-3 367.8 ***	-2 907.8 ***
	(-11.82)	(-8.13)	(-8.55)	(-6.50)	(-9.89)	(-6.21)	(-4.93)

0.67

固定

0.60

固定

0.61

固定

0.59

固定

表 1 碳排放权交易市场调节作用验证(不含重庆)

0.54

固定

0.62

固定

 \mathbb{R}^2

Hausman

0.72

固定

注: *** 、** 和 * 分别表示在 1% 、5% 和 10% 的水平上显著,括号内为变量的 t 值。



专利数量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
利用外资	0. 252 ***	0.224 ***					0.211***
	(3.66)	(4.33)					(3.64)
$D \times$		0.118					0.051
利用外资		(1.43)					(0.56)
环境规制			-5 320.7 ***	-4 425.6 **			-4 669.7**
			(-3.16)	(-2.20)			(-2.57)
$D \times$				5 471.1			450.471
环境规制				(0.82)			(0.07)
产业结构					-215.781	-227.374	3.780
					(-0.69)	(-0.76)	(0.01)
$D \times$						333.614 ***	223.685 ***
产业结构						(3.05)	(2.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-3 937.7 ***	-3 514.2 ***	-3 546.7***	-3 523.8 ***	-3 809.5 ***	-2 827.3 ***	-2 797.9***
	(-11.11)	(-7.63)	(-3.16)	(-9.11)	(-9.44)	(-5.64)	(-5.75)
\mathbb{R}^2	0.60	0.51	0.69	0.69	0.57	0.62	0.77
Hausman	固定	固定	固定	固定	固定	固定	固定

表 2 碳排放权交易市场调节作用验证(含重庆)

注: *** 、** 和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内为变量的 t 值。

5 结论与政策建议

我国碳排放权交易市场对低碳技术创新的诱发效果 是衡量其成功与否的最重要标准之一,基于 2004—2016 年全国 282 个城市的面板数据,采用合成控制法进行准自 然实验,评估我国碳排放权交易试点对低碳技术创新的诱 发效果与机制。研究结论如下。

- (1) 我国碳排放权交易试点整体上诱发了低碳技术 创新活动。除重庆外的六个试点的低碳技术创新活动受 到政策刺激,其水平立刻出现显著提升,但重庆试点表现 较为迟钝。
- (2)我国碳排放权交易试点的政策效果存在一定差异。北京、上海、天津、广东、深圳5个东部地区效果较好,而资源禀赋接近的中西部地区试点反差较大,湖北以中国碳金融交易中心建设为目标,市场建设达到了较高水平。重庆由于前期设计不足,监管力度不够,导致发育较慢,提升低碳技术创新的能力受限。
- (3) 我国存在碳排放权交易对低碳技术创新产生促进作用的"信号-预期"机制。在试点政策出台至市场未正式运营期间,"信号-预期"机制起到了促进低碳技术创新水平的作用,除重庆外的试点均能够通过政策信号给

予社会以稳定的预期,且出现地区低碳技术创新活动对政 策信号反应强烈的现象。

(4)在碳排放权交易市场正式运行后,其与地方产业结构升级进程产生良好的协同作用,且这一作用在所有试点中均存在。控制型环境规制在全试点范围内起到抑制低碳技术创新的作用,但除重庆外的试点均能够利用两类环境规制的协同作用扭转这一现象,此作用的缺失是其反应迟滞的主要影响因素。碳排放权交易市场与外资的协同效应未发现。

基于以上结论,提出政策建议如下:①大力推进全国性碳排放权交易市场建设,充分发挥碳排放权交易这一市场型规制对低碳技术创新的诱发作用。②在全国性碳排放权交易市场建设过程中,应注意地区差异,需在系统总结碳排放交易试点成败得失的基础上谨慎推进。政府应顺利完成角色过渡,充分协调两类环境规制之间的关系并利用其协同作用。还应充分发挥碳排放权交易在区域产业结构升级过程中类似的协同作用,并探索碳排放权交易与外资利用的互动机制。③加强政策信号管理,提升中央与地方碳排放权交易政策的公开性、持续性与一致性,以稳定企业与公众预期,引导低碳技术创新活动的开展。

(编辑:李 琪)



参考文献

- LINNENLUECKE M K, SMITH T, MCKNIGHT B. Environmental finance: a research agenda for interdisciplinary finance research
 [J]. Economic modelling, 2016, 59: 124 – 130.
- [2] SHI B, FENG C, QIU M, et al. Innovation suppression and migration effect: the unintentional consequences of environmental regulation [J]. China economic review, 2017, 49: 1 - 2.
- [3] 王为东,卢娜,张财经. 空间溢出效应视角下低碳技术创新对气候变化的响应 [J]. 中国人口·资源与环境,2018,28(8):22 30.
- [4] 马志云,刘云. 应对气候变化关键技术创新差异的时空格局——以"一带一路"沿线国家为例 [J]. 中国人口·资源与环境,2017,27(9):102-111.
- [5] 卢娜, 王为东, 王淼, 等. 突破性低碳技术创新与碳排放: 直接影响与空间溢出 [J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(5): 30-39.
- [6] RUBASHKINA Y, GALEOTTI M, VERDOLINI E. Environmental regulation and competitiveness: empirical evidence on the Porter Hypothesis from European manufacturing sectors [J]. Energy policy, 2015,83:288-300.
- [7] CALEL R, DECHEZLEPRÊTRE A. Environmental policy and directed technological change: evidence from the European carbon market [J]. Review of economics and statistics, 2016, 98(1):173 – 191.
- [8] GRUBB M, AZAR C, PERSSON U M. Allowance allocation in the European emissions trading system: a commentary [J]. Climate policy, 2005, 5(1):127-136.
- [9] CUI L B, FAN Y, ZHU L, et al. How will the emissions trading scheme save cost for achieving China's 2020 carbon intensity reduction target? [J]. Applied energy, 2014, 136: 1043 - 1052.
- [10] HUANG Y, LIU L, MA X, et al. Abatement technology investment and emissions trading system: a case of coal-fired power industry of Shenzhen, China [J]. Clean technologies and environmental policy, 2015,17(3):811-817.
- [11] 原毅军,谢荣辉. 环境规制与工业绿色生产率增长——对"强波特假说"的再检验[J]. 中国软科学,2016(7):144-154.
- [12] 张峰, 宋晓娜, 薛惠锋, 等. 环境规制、技术进步与工业用水强度的脱钩关系与动态响应 [J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27 (11): 193-201.
- [13] MALEN J, MARCUS A A. Environmental externalities and weak appropriability: influences on firm pollution reduction technology development [J]. Business & society, 2019,58(8):1599-1633
- [14] WANG K, WEI Y M, HUANG Z. Potential gains from carbon emissions trading in China: a DEA based estimation on abatement cost savings [J]. Omega, 2016, 63: 48 - 59.
- [15] WANG P, DAI H C, REN S Y, et al. Achieving Copenhagen target through carbon emission trading: economic impacts assessment in Guangdong Province of China [J]. Energy, 2015, 79: 212 227.
- [16] BERGEK A, BERGGREN C. The impact of environmental policy

- instruments on innovation: a review of energy and automotive industry studies [J]. Ecological economics, 2014, 106: 112 123.
- [17] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The environment and directed technical change [J]. American economic review, 2012,102(1):131-166.
- [18] PORTER M E, CLAAS V D L. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4):97 118.
- [19] DEKKER T, VOLLEBERGH H R J, DE VRIES F P, et al. Inciting protocols [J]. Journal of environmental economics and management, 2012,64(1):45-67.
- [20] POLZIN F. Mobilizing private finance for low-carbon innovation: a systematic review of barriers and solutions [J]. Renewable & sustainable energy reviews, 2017, 77: 525 535.
- [21] ISLAM M, FREMETH A, MARCUS A. Signaling by early stage startups: US government research grants and venture capital funding [J]. Journal of business venturing, 2018, 33(1):35-51.
- [22] CONNELLY B L, CERTO S T, IRELAND R D, et al. Signaling theory: a review and assessment [J]. Journal of management, 2015, 37(1):39-67.
- [23] 徐光伟,孙铮. 货币政策信号、实际干预与企业投资行为[J]. 财 经研究,2015,41(7):54-67.
- [24] CONG R G, WEI Y M. Potential impact of (CET) carbon emissions trading on China's power sector: a perspective from different allowance allocation options [J]. Energy, 2010, 35 (9): 3921-3931.
- [25] ABADIE A, DIAMOND A, HAINMUELLER J. Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's tobacco control program [J]. Journal of the American Statistical Association, 2010, 490: 493 – 505.
- [26] 刘乃全,吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J]. 中国工业经济,2017(6):79-97
- [27] 苏治, 胡迪. 通货膨胀目标制是否有效? ——来自合成控制法的新证据[J]. 经济研究, 2015, 50(6): 74-88.
- [28] 倪鹏飞,白晶,杨旭. 城市创新系统的关键因素及其影响机制——基于全球436个城市数据的结构化方程模型[J]. 中国工业经济,2011(2):16-25.
- [29] CROSBY M. Patents, innovation and growth [J]. Economic record, 2010, 234: 255 262.
- [30] JAFFE A B. The US patent system in transition: policy innovation and the innovation process [J]. Research policy, 2000, 29 (4): 531 -557.
- [31] 王国印, 王动. 波特假说、环境规制与企业技术创新——对中东 部地区的比较分析 [J]. 中国软科学, 2011(1):100-112.
- [32] 吴延兵. 中国工业 R&D 产出弹性测算(1993—2002) [J]. 经济学(季刊), 2008(7): 869-889.
- [33] 李晓钟,张小蒂. 外商直接投资对我国技术创新能力影响及地区差异分析[J]. 中国工业经济,2008(9):77-87.
- [34] ESKELAND G S, HARRISON A E. Moving to greener pastures?



- multinationals and the pollution haven hypothesis [J]. Journal of development economics, 2003, 70(1):1-23.
- [35] 钱晓烨,迟巍,黎波.人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究[J].数量经济技术经济研究, 2010,27(4):107-121.
- [36] 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.
- [37] 叶琴,曾刚,戴劭勍,等. 不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于 285 个地级市面板数据 [J]. 中国人口 · 资源与环境,2018,28(2):115-122.
- [38] 谭静, 张建华. 碳交易机制倒逼产业结构升级了吗? ——基于 合成控制法的分析 [J]. 经济与管理研究, 2018, 39(12): 104-119.

- [39] ABADIE A, GARDEAZABAL J. The economic costs of conflict: a case study of the Basque country [J]. American economic review, 2003,93(1):113-132.
- [40]吴丰华,刘瑞明. 产业升级与自主创新能力构建——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济,2013(5):57-69.
- [41] 王班班, 吴维. 碳价格对中国工业外商直接投资的潜在影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(10): 159-167.
- [42] 李斌, 彭星. 环境规制工具的空间异质效应研究——基于政府 职能转变视角的空间计量分析[J]. 产业经济研究,2013(6):38 -47
- [43] 范英, 滕飞, 张九天. 中国碳市场从试点经验到战略考量 [M]. 北京: 科学出版社, 2016: 106.

Research on the impact mechanism of carbon emissions trading on low-carbon innovation in China

WANG Wei-dong WANG Dong LU Na

(School of Finance and economics, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu 212013, China)

Abstract Carbon emissions trading (CET) has become an important market-based environmental regulation in China, but the research on how CET affects low-carbon innovation remains inadequate. Therefore, this paper focuses on the effect of the CET pilot policy of China on low-carbon innovation, using synthetic control method with panel data of 282 cities in China from 2004 to 2016. Moreover, quantitative analysis of such effect after the implementation of the CET pilot is executed to observe the differences among these pilots. The results show that the pilot policy as a whole positively affects low-carbon innovation in the pilot areas. However, there are some differences among them. Beijing and Shanghai have the most significant effects, followed by Tianjin, Guangdong, Shenzhen and Hubei, while Chongqing fails to respond adequately to the policy. Meanwhile, the signal-expectation mechanism of CET on low-carbon innovation is verified for the first time in these pilot areas except Chongqing. In addition, CET market construction and industrial structure upgrading form the synergy to promote low-carbon innovation, while FDI does not play the same role. Similarly, the market-based and control-based environmental regulation also show a synergetic effect in the pilots, except Chongqing. Accordingly, the construction of a national unified CET market should be actively promoted to play its role on low-carbon innovation. In this process, the government should pay more attention to regional differences and steadily advance step by step. The management of policy signal is also important to guide enterprises to engage in low-carbon innovative activities.

Key words carbon emissions trading pilot; low-carbon Innovation; synthetic control method; signal-expectation mechanism