

异质性气候政策的减碳效应

——基于直接与长期对比视角的考察

任亚运 余 坚 张广来*

摘要:“双碳”目标的提出使得碳减排再次成为一项迫切议题,但由于碳排放的外部性特征,市场失灵现象普遍存在,政府适时介入势在必行,中国为此先后实施了各具特点的命令控制型和市场型等多种气候政策。在此背景下,研究何种气候政策更能适应当前时代需求,助力中国实现长效低碳发展就显得尤为重要。据此,本文基于2010—2019年中国30个省市面板数据,采用双重差分及连续双重差分模型对主要类型气候政策的减碳效应进行了实证检验。研究发现:命令控制型气候政策具有直接减碳效应,但不具有长期减碳效应;市场型气候政策既具有直接减碳效应,亦具有长期减碳效应;两种气候政策实现长效低碳发展的共同作用机制是促进研发投入增加,而对于能源配置与产业升级两种机制,市场型气候政策均优于命令控制型气候政策。本文最后根据实证结果提出合理运用不同气候政策、重视多种作用机制等对策建议,以期为“双碳”目标的顺利实施提供经验借鉴。

关键词:“双碳”目标;异质性气候政策;减碳效应;双重差分

一、引言

在气候变化方面,中国一直坚持践行人类命运共同体理念,展现大国责任担当。自《联合国气候变化框架公约》(1992)签订伊始,至《京都协议书》(1997)制定,再到《巴黎协定》(2016)的正式实施,中国积极参与全球各个经济体之间的合作,逐渐从应对气候变化的参与者和贡献者成为关键引领者。但鉴于中国当前以煤为主的能源结构,绝对温室气体排放量处于全球

*任亚运,贵州财经大学经济学院,邮政编码:550025,电子信箱:renyayun@sina.com;余坚,贵州财经大学经济学院,邮政编码:550025,电子信箱:yujiangeren@163.com;张广来(通讯作者),江西财经大学经济学院,邮政编码:330013,电子信箱:zglai24@126.com。

本文系国家社会科学基金青年项目“西南地区承接产业转移与碳达峰协同机制研究”(21CJY028)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵修改建议,文责自负。

首位^①,减排任务仍格外艰巨。为应对气候变化,中国先后颁布、实施了《中国应对气候变化国家方案》(2007)、《“十二五”控制温室气体排放工作方案》(2011)、《“十三五”控制温室气体排放工作方案》(2016)等一系列代表性文件政策。而2020年碳达峰与碳中和目标的提出,为中国减排任务提供更具体的指导节点与方向的同时,也对中国碳减排提出了新的要求,作为具有负外部性特征的碳排放问题,仍需辅以合适的气候政策工具来矫正市场失灵。此时,在多种类型气候政策并行以及“双碳”背景下,甄别与选择能够实现长效低碳发展,并符合当前经济发展形势的气候政策工具成为亟需解决的关键问题。

中国实施的气候政策包括命令控制型、市场型、自愿型及混合型等多种政策工具(郑石明等,2019)，“十二五”以来则以命令控制型与市场型为主,形成二者并驾齐驱的局面(朱松丽等,2020)。命令控制型气候政策通过对企业设定排放指标、制定相应规章制度来强制达成减碳目的,企业若过度排放将遭受处罚甚至关停,具体政策包括“十二五”及“十三五”规划中的分省碳排放约束指标等。这类政策工具在欧美等国具有成熟的实施经验,因此可被直接用于控制温室气体排放工作,适应于碳达峰目标的重要性与紧迫性;市场型气候政策在世界各地应用时间短于命令控制型,具体可分为价格型(征税或补贴)和数量型(排放权交易),由于其节约成本、技术激励的性质而逐渐得到应用,中国实施的市场型气候政策主要是碳排放权交易试点政策,且已经经历了一段时期的探索。

聚焦于现阶段的碳减排任务,在以碳排放约束为代表的命令控制型和以碳排放权交易试点为代表的市场型两种气候政策工具并行现状下,何种气候政策更适合于当前“双碳”目标的有效推进?两种气候政策的减碳效应与减碳机制有何异同?如何找到更符合中国国情的气候政策实施策略?都成为需要迫切研究与解决的议题。

二、文献综述

命令控制型气候政策和市场型气候政策孰优孰劣一直是学界讨论的热点话题。早期对二者的比较研究起源于国外,但多从成本与效率的视角来考察:一方面 Atkinso 和 Lewis (1974)与 McGartland(1988)通过对空气质量区建模研究发现,市场型的减排成本低于命令控制型;另一方面 Weitzman(1974)与 Coase(2013)通过理论推导得出,市场型能够促成效率最大化,命令控制型则不能。同时也有学者对市场型与创新的动机进行了初步考察(Malueg, 1989),认为二者并无关系。其次,气候政策属于环境规制的范畴,随着当时新古典经济理论与波特假说(Porter, 1991; Porter & Van der Linde, 1995)的思想冲突逐渐兴起,学者们对环境规

^① 根据联合国环境规划署发布的《2020年排放差距报告》,2010年至2019年间绝对温室气体排放量排名前三位的国家分别为中国、美国、欧盟27国加英国。

制与企业技术水平、污染排放等关系开始激烈讨论并延续至今(Jaffe & Palmer, 1997; Boyd & McClelland, 1999; Berman & Bui, 2001; Alpay et al., 2002; Murty & Kumar, 2003),因此对于具体政策工具的选择也莫衷一是。

相较于早期的讨论,现有研究也是众说纷纭,尤其是国外学者的讨论中,不仅对同一政策存在相反的研究结论,而且鲜有从长效角度考察二者的研究。一方面,国外学者对命令控制型政策的研究大多关注空气污染及工业污染领域。Greenstone(2004)和Greenstone等(2012)发现美国空气质量法规不仅没有减排作用,还会显著降低企业的生产效率,但Bergquist等(2013)却发现瑞典关于工业污染的命令控制型政策能够以低成本获得环境改善,且对企业的技术水平有提升作用,Greenstone和Hanna(2014)也提出,印度的命令控制型政策对于空气污染减排有显著作用。另一方面,国外学者对市场型政策的研究主要聚焦于欧盟的碳排放权交易。Streimikiene和Roos(2009)经过实证研究发现,欧盟排放权交易制度对碳排放没有显著的抑制作用,而Martin等(2016)对最新的实证研究进行梳理回顾却发现,欧盟排放权交易制度不仅有抑制碳排放的作用,并且对企业创新投入及低碳专利申请数量存在一定的提升作用。

另外,在国内学者的研究中,结果则相对较为统一,均肯定了两种政策的直接减排作用,但就长效角度而言,只有市场型政策得到了验证,命令控制型政策的研究结果则存在一定争议。一方面,国内学者对于命令控制型政策的研究聚焦在水污染及SO₂污染领域。Chen等(2018)对水污染领域的命令控制型政策研究发现,下游城市的严格监管的确减少了当地的水污染,但会导致监管程度较低的上游城市吸引更多的水污染。熊波和杨碧云(2019)对“两控区”政策进行检验,结果表明“两控区”政策的实施显著减少了SO₂排放。Li等(2019)发现中国实施的命令控制型政策对环境相关专利授权数存在显著的提升作用,进一步的异质性检验表明该效果对西部有正向作用,对东部则有负向作用。Tang等(2020)研究发现中国实施的“十一五”SO₂减排约束对企业绿色创新绩效的影响在地域与企业规模之间表现出异质性。另一方面,国内学者对于市场型政策的研究较为深入。该政策的直接减排作用得到诸多学者的研究,主要以SO₂排污权(涂正革、谌仁俊,2015;傅京燕等,2018)与碳排放权(李广明、张维洁,2017;任亚运、傅京燕,2019;李治国、王杰,2021)为主。更进一步在长期减碳方面,部分学者以专利数据(王为东等,2020;宋德勇等,2021)或研发经费(郭蕾、肖有智,2020)作为绿色创新的代理变量,从创新的角度证明了碳交易能够实现长效减排,虽然该结果能够佐证波特假说,却没有考虑资源与环境因素的影响(陈超凡,2016)。部分学者采用更具时效性和全面性的绿色全要素生产率(Green Total Factor Productivity, GTFP)来表示绿色发展(傅京燕等,2018;任亚运、傅京燕,2019),实证检验了市场型政策的长期发展效应。绿色全要素生产率指标不仅包括了技术进步,也包括了经济增长以及对资源和环境的可持续利用,不过该方面的研究数

量仍相对较少。

综合国内外的研究现状来看:一方面,命令控制型政策与市场型政策的直接减排作用在空气污染、水污染及SO₂污染等领域的研究中得到了实证支撑,但以碳排放为对象的研究仍然较少,且未从碳中和的长远角度对减碳效应进行考察;另一方面,现有文献主要聚焦于单独考察命令控制型气候政策或市场型气候政策,鲜有共同考察及比较二者的实证研究(王班班、齐绍洲,2016;张宁、张维洁,2019;吴茵茵等,2021),更深入地从直接与长效两个方面进行比较的研究也有待拓展。相比现有研究,本文可能的边际贡献如下:首先,从直接与长效两个角度,实证考察气候政策在减碳效应方面的差异,拓展了气候政策效应评估的研究视角。其次,选取现阶段中国两种主要类型气候政策进行比较研究,丰富了异质性气候政策的研究内容,为“双碳”目标下气候政策的实施建言献策。最后,梳理总结两种气候政策在减碳效应方面存异的机制原理,并对此机制原理的异同进行检验,厘清了气候政策实现长效低碳发展的主要作用路径。

三、政策背景与理论假设

(一)政策背景

1. 命令控制型气候政策

2016年10月,为确保完成“十三五”规划确定的低碳发展目标任务,推动中国碳排放2030年如期达到峰值,国务院发布《“十三五”控制温室气体排放工作方案》文件,对全国各省市下发分类指导的碳排放强度约束指标。同时,由生态环境部对各省市的碳减排约束指标完成情况采用具体化的百分制进行考核,相较于《“十二五”控制温室气体排放工作方案》中的减排约束进一步增强了对地方政府领导人碳减排绩效考核的力度。

2. 市场型气候政策

2011年10月,国家发展改革委发布《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》文件,并从2013年起在上海、北京、广东、深圳、天津、湖北、重庆七省市逐步建立碳排放权交易试点,陆续于2014年全部建成。试点地区的交易市场覆盖电力、钢铁、水泥等多个行业中的重点排放单位,并且分布于具有不同发展特质的东部、中部和西部各地区,能够有效探索建立碳交易机制的情况,为建立全国碳交易市场做好准备。

(二)理论假设

2021年9月国务院发布《关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》文件,为中国构建碳达峰、碳中和“1+N”政策体系做出顶层设计,该文件明确提出“处理好发展和减排、整体和局部、短期和中长期的关系,把碳达峰、碳中和纳入经济社会发展全局”的指导思想,这对“双碳”目标下气候政策的实施与选择提出战略性的指导。气候政策在直接减

少碳排放的基础上,亦需将碳达峰与碳中和这一长期约束考虑在内,实现长效低碳发展,因此,直接减碳与长效低碳发展是气候政策实施中不可分割的目标。而命令控制型气候政策与市场型气候政策具有不同的减排方式与作用特质,故二者从政策层面有效传导至企业生产经营活动,给企业带来一定的成本压力或经济激励(王班班、齐绍洲,2016),最终实现的减碳效应会在直接与长效层面产生差异。

对于命令控制型气候政策,中国实施的“十三五”碳排放约束具有规制强度高的特点,伴随着较为严格的法律法规及明确的减排数额。在此种政策环境下,难以完成减排目标的企业可能采取在生产末端加装治理设施等措施来减少碳排放(王鹏、谢丽文,2014),以免除罚款、警告及暂停经营等处罚,而部分高碳排放中小型企业可能直接被关停,Chen等(2018)在水污染领域的研究对此提供了佐证。并且,命令控制型气候政策对同一省市的企业主体设定相同的减排目标,忽视了企业间的异质性,违背了等边际法则,使企业生产无法达成利润最大化及帕累托最优,既缺乏效率,又不利于技术创新(Stavins,2003),难以实现长效低碳发展。据此,本文提出第一个假设:

假设一:命令控制型气候政策具有直接减碳效应,不具有长期减碳效应。

对于市场型气候政策,中国设立的碳交易试点能够根据市场机制在各企业间分配碳排放份额,使得企业主体按照等边际法则进行生产,更好地消除碳排放的负外部性、明晰产权以及提高资源配置效率。具体而言,碳交易市场的建立相当于将碳排放份额作为要素投入加入企业生产函数中,根据需求引致创新理论(Griliches & Schmookler, 1963),企业能够通过低碳技术创新来减少能源投入成本与碳配额购买成本,从长期抵消低碳技术研发与运用的投入,实现企业利润最大化与市场型气候政策减排目标的统一。并且,市场中绿色低碳的生产要素将自主流向碳交易市场中的企业,促使该部分企业更加高效地减少碳排放,逐渐改变企业生产经营模式,形成产业进入壁垒,推动产业低碳化,实现长效低碳发展。据此,本文提出第二个假设:

假设二:市场型气候政策既具有直接减碳效应,亦具有长期减碳效应。

在假设一与假设二的基础上,本文认为命令控制型气候政策与市场型气候政策长期减碳效应存异的原因可能有三方面:

(1)能源配置。碳排放主要产生于煤炭等化石能源的生产使用过程,以煤炭为主的能源结构的变化不仅会即刻影响碳排放,更是实现长效低碳发展最为直接与关键的一环。目前中国化石能源占能源消费总量的比重为84%,而政府的碳中和目标要求2060年能源系统中清洁能源占比达到80%以上(林伯强,2022),能源配置的优化是气候政策实现长效低碳发展的主要机制之一。

(2)研发投入。研发资金及人员的显著增加,将在长期内为企业低碳技术创新奠定基础,

为长效低碳发展带来内生动力。“十三五”碳排放约束的高强度规制施加的外部环境,可能无法为企业创造“波特假说”的条件,诱发企业低碳技术创新,而碳交易则能够通过要素成本压力改变需求并引致企业增加研发投入,实现低碳技术创新。

(3)产业升级。深度调整产业结构,推动高耗能、高碳排放的工业、建筑业、交通业等第二产业向新兴第三产业转化,是长效低碳发展的最终实现形式。“十三五”碳排放约束可能仅使部分企业采取末端治理措施,或使小部分高碳排放企业关停,无法推动产业结构升级,而碳交易推动企业使用清洁能源与低碳技术进行生产,形成的产业进入壁垒将推动各行业低碳发展,实现产业升级。据此,本文提出第三个假设:

假设三:气候政策实现长效低碳发展的主要作用机制可能包括能源配置、研发投入与产业升级。

上述理论假设被整理于图1中。

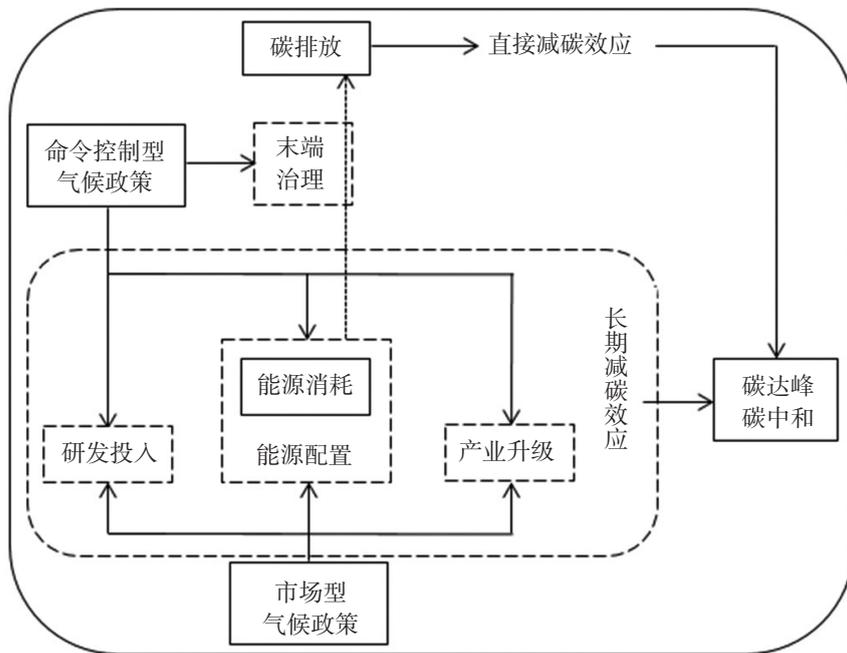


图1 异质性气候政策的减碳效应与作用机制

四、实证模型与变量数据

(一)模型设计

本文采用双重差分法(Difference-in-Difference, DID)对气候政策的减碳效应进行评估,双重差分法作为一种政策评估方法,能够有效避免政策作为解释变量所存在的内生性问题(陈林、伍海军,2015)。对于命令控制型气候政策,本文在时间维度上将2016年之前定为非

政策实施期,2016年及之后定为政策实施期;在个体维度上,因为不同地区受碳排放约束指标影响程度不同,所以不能简单地用二值虚拟变量来刻画,对此本文构造连续双重差分模型。对于市场型气候政策,本文在时间维度上将2014年之前定为非政策实施期,2014年及之后定为政策实施期;在个体维度上,参考李广明和张维洁(2017)的研究,由于除深圳市之外其他试点地区都是省及直辖市,故为了研究范围的统一,将深圳市合并到广东省,得到实验组为上海、北京、广东、天津、湖北、重庆,剩下的省市为对照组,对此本文构造双重差分模型:

$$C_{it} = \alpha_1^{cm} + \alpha_2^{cm} R_i \times Period_t^{cm} + X_{it} \gamma^{cm} + \lambda_i^{cm} + \mu_t^{cm} + \varepsilon_{it}^{cm} \quad (1)$$

$$G_{it} = \beta_1^{cm} + \beta_2^{cm} R_i \times Period_t^{cm} + X_{it} \delta^{cm} + \eta_i^{cm} + \theta_t^{cm} + \zeta_{it}^{cm} \quad (2)$$

$$C_{it} = \alpha_1^{mk} + \alpha_2^{mk} Treat_i \times Period_t^{mk} + X_{it} \gamma^{mk} + \lambda_i^{mk} + \mu_t^{mk} + \varepsilon_{it}^{mk} \quad (3)$$

$$G_{it} = \beta_1^{mk} + \beta_2^{mk} Treat_i \times Period_t^{mk} + X_{it} \delta^{mk} + \eta_i^{mk} + \theta_t^{mk} + \zeta_{it}^{mk} \quad (4)$$

上述式(1)、(2)为命令控制型气候政策的连续双重差分模型,式(3)、(4)为市场型气候政策的双重差分模型。其中,上标 *cm* 代表命令控制型, *mk* 代表市场型,下标 *i* 代表地区, *t* 代表年份。被解释变量 *C* 代表碳排放, *G* 代表长效低碳发展;解释变量 *R_i* 代表命令控制约束指标; *Treat_i* 是市场型气候政策虚拟变量, *Treat_i* = 1 代表 *i* 地区实施了市场型气候政策, *Treat_i* = 0 代表 *i* 地区没有实施市场型气候政策; *Period_t* 是时间虚拟变量, *Period_t* = 1 代表 *t* 时期实施了气候政策, *Period_t* = 0 代表 *t* 时期没有实施气候政策。

X_{it} 为一系列影响减碳效应的控制变量,在下文进行详细说明; *λ_i* 与 *η_i* 代表个体固定效应,能够控制各省份的地理位置、省级层面的相关法规与政策等(如低碳城市试点政策)不随时间变化的个体因素; *μ_t* 与 *θ_t* 代表时间固定效应,能够控制宏观冲击、全国层面环境相关法规与政策等(如新《环境保护法》、环保督察巡视)影响所有个体的时间因素; *ε_{it}* 与 *ζ_{it}* 代表随机干扰项。

(二)变量与数据说明

1. 被解释变量

(1)碳排放(*C_{it}*)。由于现有文献中使用的各类测算方法有所不同,得到的结果也差异较大,故选取较为权威的中国碳核算数据库(CEADs)中的CO₂排放量数据进行指代。

(2)长效低碳发展(*G_{it}*)。本文以数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)方法测算所得的碳全要素生产率(Carbon Total Factor Productivity, CTFP)进行衡量。测算过程中以GDP为期望产出,CO₂排放量为非期望产出,劳动、资本存量和能源消费量为投入。其中劳动投入用从业人员年末人数衡量,资本存量投入参考单豪杰(2008)取10.96%的折旧率以永续盘存法计算,最终得到的碳全要素生产率是考虑经济增长、碳排放及能源消耗在内的一个综

合性生产率指标,其值越大代表长期减碳效应越大。

2. 核心解释变量

(1)对于命令控制型气候政策的连续双重差分模型,核心解释变量为 $R_i \times Period_i^{cm}$,对 R_i 的不同选择决定了能否较好地度量命令控制型气候政策的实施效果。现有研究中,一部分学者直接将政策规定的减排约束指标纳入模型进行回归(王班班、齐绍洲,2016;叶琴等,2018),一部分学者则从政策文件中的词频、量化数据、是否颁布具体措施等入手构造指标(张国兴等,2014;王班班、齐绍洲,2016;徐佳、崔静波,2020)。虽然以上做法能够在一定程度上度量命令控制型气候政策的实施效果,却仍带有一定的主观性。本文在参考《“十三五”控制温室气体排放工作方案》文件与董梅等(2018)的研究基础上,首先计算出以2015年为基期的碳排放强度累计下降百分比,再进一步构造命令控制约束指标 R_i ,以2016年为例:

$$R_{i-2016} = \text{2016年碳排放强度累计下降百分比} / \text{“十三五”文件中各省的减排约束}$$

其余年份以此类推,最终得到的命令控制约束指标大于1说明该地区已经完成减排任务,小于1说明该地区还未完成减排任务,此时其系数 α_2^{cm} 与 β_2^{cm} 能够较好地反映出命令控制型气候政策的效果,即各省市地方政府每完成一个单位的政策约束,对碳排放和长效低碳发展带来的影响。

(2)对于市场型气候政策的双重差分模型,核心解释变量为 $Treat_i \times Period_i^{mk}$,其系数 α_2^{mk} 与 β_2^{mk} 衡量了市场型气候政策对实验组各省市碳排放和长效低碳发展的净效应。

3. 控制变量

在控制变量选取方面,根据环境影响的IPAT模型(钟兴菊、龙少波,2016),国家或地区对环境和生态系统的影响(I)取决于人口规模(P)、富裕水平(A)和技术因素(T),因此本文选取乡村人口占比、经济发展、创新能力三个控制变量来进行表征。此外,本文还参考相关文献(张伟等,2013;任亚运、傅京燕,2019;张宁、张维洁,2019;李治国、王杰,2021;鄢哲明等,2022),加入第二产业占比与能源消费两个控制变量。具体如下:

(1)经济发展(*pgdp*)。高经济发展水平可能来自粗放型的资源消耗,伴随着大量的碳排放,也可能来自技术创新的驱动,可以促进长效低碳发展,故选取人均地区生产总值作为控制变量。

(2)乡村人口占比(*population*)。在中国,农村人口规模增长与密度对环境影响的贡献可能远远大于城市(钟兴菊、龙少波,2016),因此选取乡村人口占总人口的比重作为控制变量。

(3)第二产业占比(*industry*)。考虑到第二产业的碳排放水平远高于其他产业,选取第二产业产值占总产值的比重作为控制变量。

(4)能源消费(*energy*)。从消费端来说,碳排放主要来自以煤炭为主的化石能源燃烧,能源消费总量越大,碳排放越多,越不利于长效低碳发展,故选取能源消费总量作为控制变量。

(5)创新能力(*tech*)。由于专利标准客观、变化缓慢,所以专利是测量科技创新能力的可靠指标(倪鹏飞等,2011),选取国内专利授权数作为控制变量。

(三)数据样本与描述性统计

本文使用的面板数据样本范围为2010—2019年中国30个省级行政区(囿于数据的可得性,不包含西藏、港澳台地区)。本文对所有与价格相关的原始数据以2000年为基期进行了调整,并且为排除样本中个别异常值的影响,对所有数据统一进行2.5%的缩尾处理。数据来源为中国碳核算数据库(CEADs)、《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》与各省统计年鉴。表1为主要变量的描述性统计结果。

表1 主要变量的描述性统计

变量名称	符号	变量定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
碳排放(公吨)	<i>C</i>	CO ₂ 排放量	300	362.3	269.7	51.97	1245
长效低碳发展	<i>G</i>	碳全要素生产率	300	1.40	0.52	0.75	3.02
经济发展(元/人)	<i>pgdp</i>	人均国内生产总值	300	32877	17592	12064	84322
乡村人口占比(%)	<i>population</i>	乡村人口/总人口	300	42.96	12.44	11.88	61.78
第二产业占比(%)	<i>industry</i>	第二产业产值/国内生产总值	300	41.22	7.83	20.27	53.82
能源消费(万吨标准煤)	<i>energy</i>	能源消费总量	300	14233	8151	2080	34235
创新能力(件)	<i>tech</i>	国内专利授权数	300	47198	63759	765	270000

五、实证结果与稳健性检验

(一)回归结果

为准确估计模型,本文在回归时对被解释变量(碳排放、长效低碳发展)与非百分比的控制变量(经济发展、能源消费与创新能力)均取自然对数以避免共线性的影响,并且使用聚类到省级层面的标准误进行统计推断。表2和表3分别为命令控制型气候政策和市场型气候政策的回归结果,列(1)与列(3)为加入个体固定效应的模型,列(2)与列(4)为加入双向固定效应的模型。

由表2可知,在控制时间固定效应前后,交互项系数的显著性均未有较大改变。其中,列(2)与列(4)双向固定模型的交互项系数是本文关注的重点,列(2)的交互项系数在1%的水平下显著为负,意味着命令控制型气候政策具有直接减碳效应,列(4)的交互项系数不显著,意味着命令控制型气候政策不具有长期减碳效应,这一估计结果初步验证了假设一。

由表3可知,在控制时间固定效应前后,交互项系数的显著性均未有较大改变。其中,列(2)与列(4)双向固定模型的交互项系数是本文关注的重点,列(2)的交互项系数在1%的水平下显著为负,意味着市场型气候政策具有直接减碳效应,列(4)的交互项系数在5%的水平下显著为正,意味着市场型气候政策具有长期减碳效应,这一估计结果初步验证了假设二。

表2 命令控制型气候政策减碳效应的回归结果

	碳排放(C)		长效低碳发展(G)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
交互项	-0.118*** (-5.33)	-0.168*** (-5.14)	0.009 (0.18)	-0.001 (-0.01)
经济发展 (<i>pgdp</i>)	-0.257 (-1.68)	-0.253 (-1.10)	0.991*** (3.12)	0.445 (0.95)
乡村人口占比 (<i>population</i>)	-0.020** (-2.68)	-0.021*** (-2.87)	-0.019 (-1.45)	-0.020 (-1.45)
第二产业占比 (<i>industry</i>)	-0.006** (-2.05)	-0.007** (-2.16)	-0.004 (-0.55)	0.005 (0.78)
能源消费 (<i>energy</i>)	0.577*** (4.56)	0.461*** (3.49)	-0.613** (-2.47)	-0.621** (-2.30)
创新能力 (<i>tech</i>)	0.018 (0.57)	0.035 (1.17)	-0.101 (-1.39)	-0.173** (-2.58)
个体固定	是	是	是	是
时间固定	否	是	否	是
常数项	3.813* (2.00)	4.748* (1.75)	-2.169 (-0.57)	3.606 (0.69)
样本数	300	300	300	300
R ²	0.520	0.579	0.737	0.760

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号中是使用聚类到省级层面稳健标准误计算的t值。下表同。

表3 市场型气候政策减碳效应的回归结果

	碳排放(C)		长效低碳发展(G)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
交互项	-0.143*** (-4.99)	-0.146*** (-3.90)	0.183*** (3.41)	0.160** (2.69)
经济发展 (<i>pgdp</i>)	-0.305** (-2.13)	-0.429* (-1.96)	0.883*** (3.48)	0.539 (1.35)
乡村人口占比 (<i>population</i>)	-0.011 (-1.46)	-0.014* (-1.77)	-0.026** (-2.24)	-0.026** (-2.10)
第二产业占比 (<i>industry</i>)	-0.006* (-1.75)	-0.008* (-1.97)	-0.003 (-0.52)	0.002 (0.42)
能源消费 (<i>energy</i>)	0.745*** (7.21)	0.663*** (5.94)	-0.649*** (-2.84)	-0.653** (-2.58)
创新能力 (<i>tech</i>)	0.008 (0.27)	0.023 (0.84)	-0.108 (-1.49)	-0.163** (-2.31)
个体固定	是	是	是	是
时间固定	否	是	否	是
常数项	2.446 (1.26)	4.487* (1.71)	-0.425 (-0.12)	3.282 (0.66)
样本数	300	300	300	300
R ²	0.485	0.529	0.764	0.777

(二) 稳健性检验

1. 政策动态效应检验

运用双重差分模型的前提是政策实施之前实验组和对照组的研究对象发展趋势相同,并且该方法得到的估计结果只是政策实施后的平均效应,无法知道各年的政策效果,因此本文采用更为科学的事件研究法来检验平行趋势假设并考察政策的动态效应。

具体来说,生成各年取值为1的时间虚拟变量与政策实验组虚拟变量的交互项,命令控制型则以2016—2019年的命令控制约束指标平均值作为政策之前所有年份的约束指标,将这些交互项作为解释变量进行回归。图2、图3分别是命令控制型气候政策和市场型气候政策的动态效应检验结果,图中黑色实线为交互项系数值,上下两条虚线为95%置信区间,若置信区间不包括0,说明当年的政策效果显著。

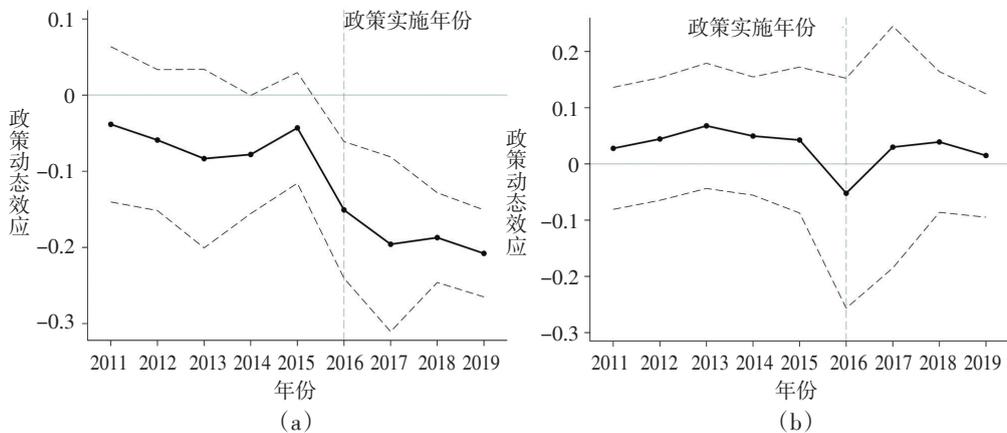


图2 命令控制型气候政策对碳排放(a)与长效低碳发展(b)的动态效应检验

由图2总体来看,无论是直接减碳效应还是长期减碳效应,命令控制型气候政策均通过了平行趋势检验。同时由图2(a)可知,命令控制型气候政策的直接减碳效应在2016年出现,之后的年份里逐渐增大,说明其减排效果良好;由图2(b)可知,命令控制型气候政策的长期减碳效应在政策实施前后并未出现,证明基准回归结果稳健。

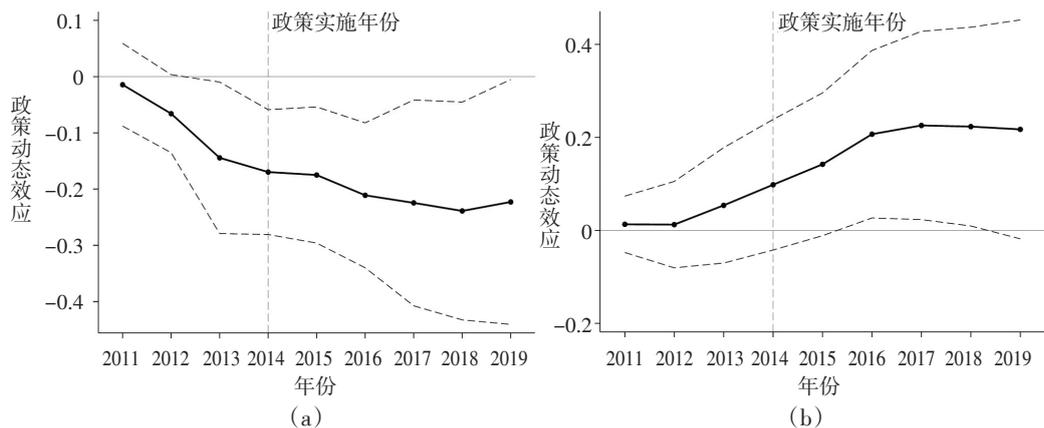


图3 市场型气候政策对碳排放(a)与长效低碳发展(b)的动态效应检验

由图3总体来看,无论是直接减碳效应还是长期减碳效应,市场型气候政策均通过了平行趋势检验。由图3(a)可知,市场型气候政策的碳减排效应于2013年开始出现,因此具有预期效应,并且在2013年之后该效应逐渐增大,这可能是因为2013年深圳碳排放权交易市场的率先建立,该试点在预先得到政策指导的情况下,积极筹备建设工作,使得直接减碳效应预期突显;由图3(b)来看,市场型气候政策的长期减碳效应在2016年出现,并且在之后的年份里该效应基本维持在相同的水平,因此具有滞后效应,这可能是因为碳交易市场建立初期准入法规不一、定价差别过大,使得减排效应突显的同时抑制了低碳技术创新等长期减碳的关键环节。

2. 排除气候政策相互干扰检验

在命令控制型气候政策与市场型气候政策的实施期间,彼此政策效果可能相互干扰,为排除此种干扰,本文作出如下的检验:

(1)互相排除干扰样本。对于命令控制型气候政策,本文通过删去碳交易试点地区的数据来调整样本个体范围;对于市场型气候政策,本文通过删去2017—2019年30个省市的数据来调整样本时间范围。在此基础上再次对两种气候政策进行回归以检验估计结果的稳健性,检验结果如表4所示,其中列(1)与列(3)为直接减碳效应的检验结果,列(2)与列(4)为长期减碳效应的检验结果。

表4 调整样本范围后气候政策减碳效应的检验结果

	命令控制型气候政策		市场型气候政策	
	(1)	(2)	(3)	(4)
交互项	-0.143*** (-3.76)	-0.055 (-0.8)	-0.122*** (-4.11)	0.135*** (2.87)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本数	240	240	210	210
R ²	0.615	0.753	0.507	0.736

由表4可知,命令控制型气候政策的直接减碳效应仍显著为负,长期减碳效应仍不显著;市场型气候政策的直接减碳效应仍显著为负,长期减碳效应仍显著为正,故基准回归结果稳健。

(2)将两种气候政策纳入统一模型进行检验。除上述互相排除干扰样本的稳健性检验外,本文还进一步将两种气候政策的交互项置于同一被解释变量的回归模型中来进行稳健性检验,以此控制二者的相互影响,检验结果如表5所示。

由表5可知,在统一模型中进一步控制二者的相互影响后,对于碳排放而言,命令控制型

气候政策与市场型气候政策的交互项系数仍显著为负,故二者的直接减碳效应检验结果稳健;而对于长效低碳发展,命令控制型气候政策的交互项系数仍不显著,市场型气候政策的交互项系数仍显著为正,故二者的长期减碳效应检验结果稳健。

表 5 统一模型后气候政策减碳效应的检验结果

	碳排放(C)	长效低碳发展(G)
交互项(命令控制型)	-0.154*** (-5.19)	-0.019 (-0.31)
交互项(市场型)	-0.121*** (-4.03)	0.163** (2.64)
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
样本数	300	300
R ²	0.617	0.778

3. 安慰剂检验

虽然本文的回归结果已经通过平行趋势检验、动态效应检验、排除气候政策相互干扰检验得到了初步的验证,但该结果还可能受同时期省份内随时间变化的相关因素以及随机性因素影响,因此本文采用安慰剂检验来进一步验证其稳健性。该检验的核心思想为虚构实验组或者虚构政策时间来进行估计,如果在虚构方式下的回归结果与原回归结果相差甚远,则说明原估计结果稳健。

具体来说,对于命令控制型气候政策,本文通过随机分配命令控制约束指标对应的省份,即随机分配各省份对碳减排约束指标的完成程度来进行安慰剂检验。对于市场型气候政策,本文通过随机构造实验组,即随机分配碳交易试点的省份来进行安慰剂检验。图4、图5分别

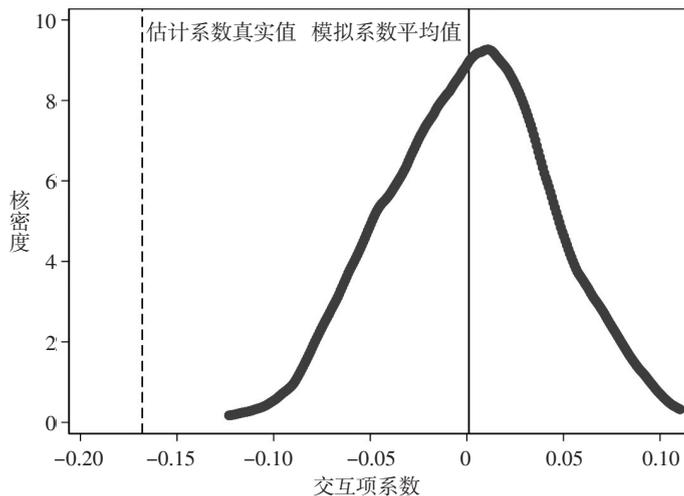


图 4 命令控制型气候政策对碳排放的安慰剂检验

是进行了500次蒙特卡洛模拟的命令控制型气候政策和市场型气候政策的安慰剂检验结果,图中竖实线代表模拟系数的平均值,竖虚线代表原估计系数的真实值。

对于命令控制型气候政策,由图4可知,直接减碳效应的交互项系数模拟值主要分布在0的附近,与原估计结果显著不同,这说明命令控制型气候政策对碳排放作用的估计结果并未受到同时期其他因素的影响,基准回归结果稳健。

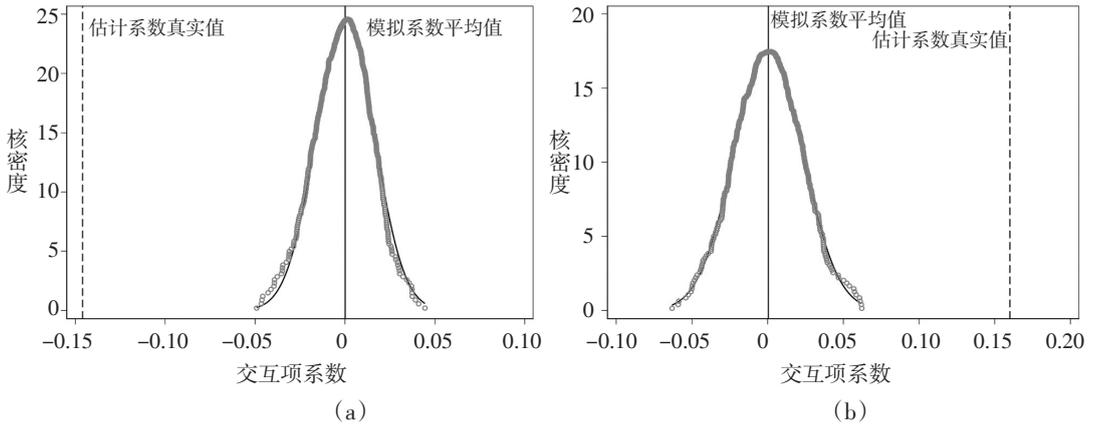


图5 市场型气候政策对碳排放与长效低碳发展的安慰剂检验

对于市场型气候政策,由图5(a)可知,直接减碳效应的交互项系数模拟值主要分布在0的附近,与原估计结果显著不同;由图5(b)可知,长期减碳效应的交互项系数模拟值也主要分布在0的附近,与原估计结果显著不同,这说明市场型气候政策对碳排放与长效低碳发展的估计结果并未受到同时期其他因素的影响,基准回归结果稳健。

4. 控制时间趋势

除安慰剂检验外,本文还参考 Moser 和 Voena(2012)的研究,通过控制时间趋势的方法来排除各省份随时间变化的相关因素的影响,即在基准模型的基础上加入时间趋势多项(包括一次、二次与三次)。该检验方法可以得知潜在的随时间变化的干扰因素对碳排放与长效低碳发展是否存在影响,若存在影响则可以排除该影响以缓解内生性问题,最终得到更加稳健的回归结果。检验结果如表6所示,其中列(1)与列(3)为直接减碳效应的检验结果,列(2)与列(4)为长期减碳效应的检验结果。

由表6可知,时间趋势的确对碳排放与长效低碳发展存在影响,而在控制该影响后,命令控制型气候政策的直接减碳效应仍显著为负,长期减碳效应仍不显著;市场型气候政策的直接减碳效应仍显著为负,长期减碳效应仍显著为正,故基准回归结果稳健,假设一与假设二得到充分验证。

表6 控制时间趋势后气候政策减碳效应的检验结果

	命令控制型气候政策		市场型气候政策	
	(1)	(2)	(3)	(4)
交互项	-0.168*** (-5.14)	-0.001 (-0.01)	-0.146*** (-3.90)	0.160** (2.69)
时间趋势一次项	0.134* (1.77)	-0.239* (-1.88)	0.220* (1.78)	-0.249** (-2.23)
时间趋势二次项	-0.026* (-1.95)	0.059** (2.57)	-0.040 (-1.69)	0.056** (2.66)
时间趋势三次项	0.002** (2.17)	-0.003** (-2.70)	0.002 (1.68)	-0.003** (-2.66)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
样本数	300	300	300	300
R ²	0.579	0.760	0.529	0.777

六、机制检验

经过前文的基准回归与一系列稳健性检验,命令控制型气候政策与市场型气候政策的存在长期减碳效应的差异,但对于此种差异的作用机制异同还未得到检验,因此在本节继续对假设三进行详细讨论。以前文理论假设部分对能源配置、研发投入与产业升级三个作用机制的解读为基础,本文作出如下的机制变量选择:

(1)能源配置:选取能源消费总量中煤炭消费占比来度量,相关数据在统一转化为万吨标准煤后进行计算,数据来自历年《中国能源统计年鉴》。

(2)研发投入:选取R&D经费内部支出来度量研发资金投入、选取R&D人员全时当量来度量研发人员投入,数据来自历年《中国科技统计年鉴》。

(3)产业升级:参考干春晖等(2011)采用第三产业产值与第二产业产值之比作为产业结构高级化的度量,能够反映出经济的服务化和新兴化倾向,数据来自历年《中国统计年鉴》。

通过将各机制变量作为被解释变量加入双重差分模型进行回归,得到回归结果如表7所示,其中列(1)与列(5)为能源配置的检验结果,列(2)与列(6)为研发资金投入的检验结果,列(3)与列(7)为研发人员投入的检验结果,列(4)与列(8)为产业升级的检验结果。

由表7的作用机制检验结果可知,市场型气候政策更优于命令控制型气候政策。具体来说:通过比较列(1)和列(5)的交互项系数可知,命令控制型气候政策对改善能源配置并没有显著的作用,市场型气候政策则可以显著改善能源配置、促进能源结构绿色低碳发展;通过比

较列(2)和列(6)、列(3)和列(7)的交互项系数可知,两种气候政策都能促进企业研发资金投入及研发人员投入的增加,从而激励企业低碳技术创新;通过比较列(4)和列(8)的交互项系数可知,命令控制型气候政策对产业升级的系数显著为负,无法使产业结构新兴化,市场型气候政策则对产业升级尚未显现作用,这可能是由于产业体系低碳化发展的实现是能源、技术与资本等多方面因素所决定的(张伟等,2016)。

表7 气候政策长期减碳效应的作用机制检验结果

	命令控制型气候政策				市场型气候政策			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
交互项	-0.028 (-1.21)	0.133** (2.29)	0.128** (2.37)	-0.091* (-1.78)	-0.122*** (-4.16)	0.209*** (4.18)	0.191** (2.75)	-0.094 (-1.48)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	300	300	300	300	300	300	300	300
R ²	0.359	0.906	0.684	0.815	0.453	0.911	0.695	0.813

结合以上机制检验结果与基准回归结果来看,两种气候政策均能够使企业研发资金与研发人员显著增加,刺激低碳技术创新。因此命令控制型气候政策无法实现长效低碳发展而市场型气候政策能够实现的原因可能在于,市场型气候政策通过碳交易有效改善了企业能源结构,使企业更少使用以煤炭为主的能源投入,在长期内的生产经营活动逐渐绿色低碳化,命令控制型气候政策则相对没有作用。并且,命令控制型气候政策对于产业结构升级可能存在一定的负面作用,无法使现有产业向新兴的低碳产业转化。

七、结论与政策建议

本文基于2010—2019年中国30个省市面板数据,通过对以碳排放约束指标为代表的命令控制型气候政策和以碳排放权交易试点为代表的市场型气候政策,采用双重差分及连续双重差分模型进行了实证研究。研究发现:从直接与长效行为角度来考察,命令控制型气候政策具有直接减碳效应,不具有长期减碳效应;市场型气候政策既具有直接减碳效应,亦具有长期减碳效应。进一步通过机制检验考察两种气候政策的减碳效应在长期方面存异的原因,结果发现两种气候政策的共同作用机制是促进研发投入增加。而在能源配置方面,市场型气候政策能够有效改善能源配置,降低企业对煤炭等高碳排放能源的使用,命令控制型气候政策则不能;在产业升级方面,命令控制型气候政策可能对产业升级存在一定的负面作用,无法使现有产业向新兴的低碳产业转化。

基于上述结论,本文提出如下的政策建议:

首先,以市场型气候政策的长期减碳效应为驱动,通过全国碳排放权交易市场大力推动经济发展的绿色低碳转型。根据本文结论,市场型气候政策可在碳减排基础上实现长期低碳发展,因此政府部门应通过出台相关法规、深化碳市场配额体系构建等措施,一步步有序扩大全国碳市场交易覆盖范围、丰富交易品种。同时鉴于市场机制“无形的手”的特点,中央政府还应发挥宏观调控能力,与地方政府积极沟通,对碳交易市场的逐步扩大进行监督与指导,有效、高效地借助市场型气候政策工具在碳达峰至碳中和的时间段中实现减排成效多重突破。

其次,灵活运用多种气候政策工具,在全国碳排放权交易市场的全面建立过程中,适当地辅以命令控制型气候政策。一方面,碳交易市场的全面推广具有复杂性和长期性,不能一蹴而就,另一方面,碳达峰节点的到达时间越早越有利于远期碳中和的平稳实现。因此在分阶段扩大碳交易市场覆盖范围的过程中,应适当地辅以命令控制型气候政策,通过该政策快速而直接的碳减排效果约束碳交易市场范围外的企业与行业,并建立有效而透明的监督与惩罚机制来引导这些企业与行业正确接受政策效果,铺就政策地区至全国范围碳交易市场日臻成熟的道路。

最后,发展清洁能源、增加研发投入、优化产业结构,重视气候政策的作用途径,为气候政策实现减碳效应打好基础。一方面,根据本文实证结果,无论是何种气候政策,对促进研发经费及人员投入的增加均有显著作用,因此政府应以此为切入点,增加低碳相关专利申请补贴奖励,激励低碳技术研发。另一方面,根据两种气候政策在能源配置及产业升级两种机制方面的差异,以及各地区产业结构、能源结构的异质性,政府应有针对性地提高高耗能产业准入门槛、壮大新兴绿色服务产业规模,提前以发电端低碳能源为导向对整体能源结构布局,进而更好地发挥气候政策的减碳效应。

参考文献:

- [1] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于ML生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. 统计研究, 2016, (03):53-62.
- [2] 陈林, 伍海军. 国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (07): 133-148.
- [3] 单豪杰. 中国资本存量K的再估算:1952~2006年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (10):17-31.
- [4] 董梅, 徐璋勇, 李存芳. 碳强度约束对城乡居民福利水平的影响:基于CGE模型的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, (02):94-105.
- [5] 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.
- [6] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, (05):4-16.
- [7] 郭蕾, 肖有智. 碳排放权交易试点的创新激励效应研究[J]. 宏观经济研究, 2020, (11):147-161.

- [8] 李广明,张维洁. 中国碳交易下的工业碳排放与减排机制研究[J]. 中国人口·资源与环境,2017,(10):141-148.
- [9] 李治国,王杰. 中国碳排放权交易的空间减排效应:准自然实验与政策溢出[J]. 中国人口·资源与环境,2021,(01):26-36.
- [10] 林伯强. 碳中和进程中的中国经济高质量增长[J]. 经济研究,2022,(01):56-71.
- [11] 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,(02):16-25.
- [12] 任亚运,傅京燕. 碳交易的减排及绿色发展效应研究[J]. 中国人口·资源与环境,2019,(5):11-20.
- [13] 宋德勇,朱文博,王班班. 中国碳交易试点覆盖企业的微观实证:碳排放权交易、配额分配方法与企业绿色创新[J]. 中国人口·资源与环境,2021,(01):37-47.
- [14] 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,(07):160-173.
- [15] 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,(06):91-108.
- [16] 王鹏,谢丽文. 污染治理投资、企业技术创新与污染治理效率[J]. 中国人口·资源与环境,2014,(09):51-58.
- [17] 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,(2):41-48.
- [18] 吴茵茵,齐杰,鲜琴,陈建东. 中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角[J]. 中国工业经济,2021,(08):114-132.
- [19] 熊波,杨碧云. 命令控制型环境政策改善了的城市环境质量吗?——来自“两控区”政策的“准自然实验”[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2019,(03):63-74.
- [20] 徐佳,崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济,2020,(12):178-196.
- [21] 鄢哲明,杜克锐,张宁. 可再生能源技术创新与碳减排——基于地区经济发展不平衡视角[J]. 环境经济研究,2022,7(01):56-77.
- [22] 叶琴,曾刚,戴劭劭,王丰龙. 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,(02):115-122.
- [23] 张国兴,高秀林,汪应洛,郭菊娥,汪寿阳. 中国节能减排政策的测量、协同与演变——基于1978—2013年政策数据的研究[J]. 中国人口·资源与环境,2014,(12):62-73.
- [24] 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,(01):165-181.
- [25] 张伟,朱启贵,高辉. 产业结构升级、能源结构优化与产业体系低碳化发展[J]. 经济研究,2016,(12):62-75.
- [26] 张伟,朱启贵,李汉文. 能源使用、碳排放与我国全要素碳减排效率[J]. 经济研究,2013,(10):138-150.
- [27] 郑石明,要蓉蓉,魏萌. 中国气候变化政策工具类型及其作用——基于中央层面政策文本的分析[J]. 中国行政管理,2019,(12):87-95.
- [28] 钟兴菊,龙少波. 环境影响的IPAT模型再认识[J]. 中国人口·资源与环境,2016,(3):61-68.
- [29] 朱松丽,朱磊,赵小凡,王文涛,张文秀. “十二五”以来中国应对气候变化政策和行动评述[J]. 中国人口·资源与环境,2020,(04):1-8.
- [30] Alpay, E., J. Kerkvliet, and S. Buccola. Productivity Growth and Environmental Regulation in Mexican and US Food Manufacturing[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2002, 84(4): 887-901.
- [31] Atkinson, S. E. and D. H. Lewis. A Cost-Effectiveness Analysis of Alternative Air Quality Control Strategies

- [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1974, 1(3): 237–250.
- [32] Bergquist, A. K., K. Söderholm, H. Kinneryd, M. Lindmark, and P. Söderholm. Command-and-Control Revisited: Environmental Compliance and Technological Change in Swedish Industry 1970–1990[J]. *Ecological Economics*, 2013, 85: 6–19.
- [33] Berman, E. and L. T. Bui. Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(3): 498–510.
- [34] Boyd, G. A. and J. D. McClelland. The Impact of Environmental Constraints on Productivity Improvement in Integrated Paper Plants[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1999, 38(2): 121–142.
- [35] Chen, Z., M. E. Kahn, Y. Liu, and Z. Wang. The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88: 468–485.
- [36] Coase, R. H. The Problem of Social Cost[J]. *The Journal of Law and Economics*, 2013, 56(4): 837–877.
- [37] Greenstone, M. and R. Hanna. Environmental Regulations, Air and Water Pollution, and Infant Mortality in India[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(10): 3038–3072.
- [38] Greenstone, M., J. A. List, and C. Syverson. The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of US Manufacturing[R]. 2012.
- [39] Greenstone, M. Did the Clean Air Act Cause the Remarkable Decline in Sulfur Dioxide Concentrations?[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2004, 47(3): 585–611.
- [40] Griliches, Z. and J. Schmookler. Inventing and Maximizing[J]. *American Economic Review*, 1963, 53(4): 725–729.
- [41] Jaffe, A. B. and K. Palmer. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79(4): 610–619.
- [42] Li, W., Y. Gu, F. Liu, and C. Li. The Effect of Command-and-Control Regulation on Environmental Technological Innovation in China: A Spatial Econometric Approach[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2019, 26(34): 34789–34800.
- [43] Malueg, D. A. Emission Credit Trading and the Incentive to Adopt New Pollution Abatement Technology[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1989, 16(1): 52–57.
- [44] Martin, R., M. Muûls, and U. J. Wagner. The Impact of the European Union Emissions Trading Scheme on Regulated Firms: What is the Evidence after Ten Years?[J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2016, 10(1): 129–148.
- [45] McGartland, A. A Comparison of Two Marketable Discharge Permits Systems[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1988, 15(1): 35–44.
- [46] Moser, P. and A. Voena. Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(1): 396–427.
- [47] Murty, M. N. and S. Kumar. Win-Win Opportunities and Environmental Regulation: Testing of Porter Hypothesis for Indian Manufacturing Industries[J]. *Journal of Environmental Management*, 2003, 67(2): 139–144.
- [48] Porter, M. E. and C. Van der Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97–118.
- [49] Porter, M. E. Towards a Dynamic Theory of Strategy[J]. *Strategic Management Journal*, 1991, 12(S2): 95–117.
- [50] Stavins, R. N. Experience with Market-Based Environmental Policy Instruments[J]. *Handbook of Environmental Economics*, 2003, 1: 355–435.
- [51] Streimikiene, D. and I. Roos. GHG Emission Trading Implications on Energy Sector in Baltic States[J]. Re-

newable and Sustainable Energy Reviews, 2009, 13(4): 854–862.

[52] Tang, K., Y. Qiu, and D. Zhou. Does Command-and-Control Regulation Promote Green Innovation Performance? Evidence from China's Industrial Enterprises[J]. Science of the Total Environment, 2020, 712: 136362.

[53] Weitzman, M. L. Prices vs. Quantities[J]. The Review of Economic Studies, 1974, 41(4): 477–491.

Carbon Reduction Effects of Heterogeneous Climate Policies: An Investigation Based on Direct and Long-Term Comparative Perspective

Ren Yayun^a, Yu Jian^a, Zhang Guanglai^b

(a: School of Economics, Guizhou University of Finance and Economics;

b: School of Economics, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: The proposal of "double carbon" goal makes carbon emission reduction become an urgent issue again. However, due to the externality of carbon emission, market failures is widespread, and it is imperative for the government to intervene in a time. For this reason, China has successively implemented various climate policies with different characteristics, such as command-and-control and market-based. In this context, it is particularly important to study which climate policy can better meet the needs of the current era and help China achieve long-term low-carbon development. Accordingly, based on the panel data of 30 provinces and cities in China from 2010 to 2019, this paper empirically tests the low-carbon effects of major types of climate policies by using difference-in-difference and continuous difference-in-difference models. It is found that command-and-control climate policy has direct carbon emission reduction effect, but has no long-term low-carbon development effect. Market-based climate policy has both direct carbon emission reduction effect and long-term low-carbon development effect. The common mechanism of the two climate policies to achieve long-term and low-carbon development is to increase R&D investment. For the two mechanisms of energy allocation and industrial upgrading, the market-based climate policy is superior to the command-and-control climate policy. Finally, according to the empirical results, this paper puts forward some countermeasures and suggestions, such as rational use of different climate policies and emphasis on multiple mechanisms, in order to provide experience for the smooth implementation of the "double carbon" goal.

Keywords: "Double Carbon" Goal; Heterogeneous Climate Policy; Carbon Reduction Effects; Difference-in-Difference

JEL Classification: Q51, Q58

(责任编辑:朱静静)