

碳普惠制试点的企业减排效应：理论与经验证据*

许嘉俊 杨晓军 李睿

内容摘要：作为中国特色的自愿减排机制，碳普惠制是实现“双碳”目标的重要实践探索。为准确评估并进一步增进碳普惠制对企业的碳减排效应，本文首先构建了一个包含绿色创新、碳减排量和产品定价的企业三阶段决策模型，阐述碳普惠制对企业碳减排的影响机制。在此基础上，采用交错双重差分、三重差分和因果森林模型，利用2010-2020年中国上市企业数据，首次对碳普惠制试点政策的碳减排效应开展实证分析。研究发现，通过低碳意识提升效应和能源管理体系优化效应，碳普惠制对企业，尤其是中小企业具有显著的碳减排效应；然而，碳普惠制未能激励企业进行绿色创新。异质性检验表明，碳普惠制在成立年限较长、股权集中度较高的非国有企业以及经济技术较为发达地区的效果较好。进一步分析发现，碳普惠制减排效应的有效发挥需要企业数字化转型和地区金融科技发展作为支撑。本文研究为中国更好地推行碳普惠制提供重要的政策启示。

关键词：碳普惠制 碳减排 中小企业 交错双重差分 因果森林

中图分类号：F832.5 **文献标识码：**A **文章编号：**

一、引言

全球气候变暖已经对自然环境和人类生活构成了巨大威胁，而导致气候变暖的主要原因是过度排放的二氧化碳。根据国际能源署的数据，2020年中国碳排放量达到98.99亿吨，占全球碳排放量的比重也提升至30.7%。其中，工业行业的碳排放占比约为83%。为此，中国高度重视高污染企业的碳减排，并采取了一系列措施以推进企业的节能减排和低碳转型。其中最具代表性的一项政策是中国自2013年开始实施的碳市场试点政策，已被证实取得了显著的碳减排效果（Cui et al., 2021；许文立和孙磊，2023）。然而，传统的碳减排政策主要针对“双高”企业进行生产端的强制性排放控制，而无法覆盖到管控领域以外的中小企业。这主要是由于单个中小企业的碳排放量具有小而分散的特点，难以明确计量。然而，有研究表明，中国中小企业的碳排放量至少占到总排放量的53%（Meng et al., 2018）。中国政府已明确提出“2030碳达峰、2060碳中和”的目标，从相对减排到绝对减排进而实现零排放，是一项复杂而艰巨的长期任务。为实现“双碳”目标，中小企业的碳减排不容忽视。

基于此背景，碳普惠制度应运而生。这一概念最早在2015年由广东省发展和改革委员会提出，是一项为中小企业、社区家庭和个人的节能减碳行为赋予价值而建立的激励机制。2021年10月，中国向《联合国气候变化框架公约》提交的《中国落实国家自主贡献成效和新目标新举措》文件中指出，中国推进碳普惠制试点建设，激励全社会减排行动。作为中国特色的创新性自愿减排机制，碳普惠制旨在帮助公众形成绿色低碳的生活方式，从而倒逼企业生产端绿色转型，加速全社会节能减排及低碳发展理念的推行。现阶段，全国碳市场建设正在深入推进，而绝大多

* 许嘉俊，武汉大学经济与管理学院，邮政编码：430072，电子信箱：jiacunxu@whu.edu.cn；杨晓军（通讯作者），中南财经政法大学经济学院，邮政编码：430073，电子信箱：yangxj320@163.com；李睿，武汉大学经济与管理学院，邮政编码：430072，电子信箱：nilce@whu.edu.cn。本文获得国家自然科学基金资助项目（22BRK018）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议，文责自负。

数中小企业却无法参与交易，因此碳普惠机制在一定程度上可以视为全国碳市场的延伸和补充（叶强等，2022）。然而，中国碳普惠制尚处于起步探索阶段，相关研究也停留在理论发展层面，尚没有实证证据表明它是否真正起到碳减排作用。

本文以碳普惠制试点政策作为准自然实验，考察碳普惠制作为一项创新性自愿减排机制对企业尤其是中小企业的碳减排效果。本文拟解决以下问题：（1）碳普惠制试点政策是否促进了企业，特别是中小企业的碳减排？（2）碳普惠制试点政策通过何种渠道影响企业的碳减排？（3）碳普惠制试点政策对于什么类型的城市和企业更有效，且需要什么样的外部支撑条件？目前中国碳普惠制依旧处于“摸着石头过河”的阶段，立足于碳普惠制试点的政策效果探讨上述问题，有助于为未来中国全面推行碳普惠制提供重要依据。

与本文密切相关的，主要有两方面的文献。第一支文献侧重理论分析，构建数理模型以阐述碳政策何以促进企业碳减排。大部分文献认为企业碳减排的边际收益小于其边际成本，因此政府补贴对于企业碳减排起到关键的激励作用（朱清等，2010；王琳等，2011）。程发新等（2015）构建成本收益模型，论证了企业对碳减排策略的创新投入与政府补贴的关系。然而，政府补贴的增加并不一定会促进企业减排。林志炳和鲍蕾（2021）发现，政府补贴只有达到一定水平才能起到激励作用。此外，碳税被证实具有及时、有效的碳减排效果，然而不可避免地造成企业和社会福利的效率损失（潘文卿，2015；周艳菊，2017）。吴茵茵等（2021）构建异质性企业模型，探讨中国碳排放交易权政策如何通过市场机制和行政干预的协同作用，促进企业碳减排。有研究表明，碳减排政策对公众的低碳意识具有显著的促进作用，并通过市场机制，如价格和品牌效应等，间接影响企业的低碳转型（熊中楷等，2014；武丹和杨玉香，2021）。Liu et al.（2012）构建两阶段 Stackelberg 博弈模型，发现随着消费者的低碳偏好增加，企业为了满足市场需求和保持竞争力，将不得不采取措施减少碳排放。

第二支文献从实际出发，聚焦于评估碳减排政策对于企业低碳转型的效果。Cui et al.（2021）利用中国碳排放权交易试点作为一个准自然实验，发现中国碳排放交易试点导致企业的碳排放减少 16.7%，碳强度减少 9.7%。吴茵茵等（2021）进一步验证，碳交易市场机制的碳减排作用不足，而地区行政干预能够显著增强碳市场的碳减排效应，因而当前试点地区的碳市场是通过市场机制与行政干预的协同作用实现碳减排。田淑英等（2022）表明节能减排财政政策可以通过财政激励的“资源配置效应”和环境规制的“创新补偿效应”，促进企业生产效率优化、技术绿色创新和产品附加值提升。徐佳和崔静波（2020）发现低碳城市试点政策主要通过命令控制型政策工具作用于企业绿色技术创新，进而推动企业的碳减排。

概括而言，本文的边际贡献可能在于：（1）构建了一个厂商三阶段决策的理论模型，阐明了碳普惠制影响企业碳减排的机制，并基于该模型首次对碳普惠制试点政策的效果进行了实证检验；（2）区别于以往基于先验假设的异质性政策效果评估，采用因果森林的方法检验碳普惠制在城市和企业层面的异质性因果效应，为制定因地制宜和“因企制宜”的碳普惠制提供重要的参考；（3）强调了企业数字化转型与城市金融科技的发展对于碳普惠制的重要支撑作用，为更好地发挥中国式创新减排机制，实现“双碳”目标提供了重要的政策启示。

二、制度背景与理论框架

（一）碳普惠制—创新性自愿减排机制

随着中国“双碳”目标的明确，国家顶层设计文件当中多次鼓励碳普惠机制，为碳普惠的发展带来了新动力。2022年6月，生态环境部等七部门联合印发《减污降碳协同增效实施方案》（环综合〔2022〕42号），明确提出探索建立碳普惠等公众参与机制。2022年11月，《中国落实国家自主贡献目标进展报告（2022）》明确指出：探索开展创新性自愿减排机制——碳普惠，激励全社会参与碳减排。碳普惠已被写入《中国应对气候变化的政策与行动2022年度报告》，真正成为国家级政策与行动，标志着碳普惠发展进入新阶段。碳普惠在第27届联合国气候变化大会上展示，进一步产生示范性影响，成为讲好中国碳中和故事的重要实践和为全球减排做贡献的中国方案。目前，国家和地方层面已出台多项与碳普惠相关的政策，陆续推出碳普惠平台，为碳普惠的实施提供有力支撑。2015年7月，广东省发展和改革委员会印发《广东省碳普惠制试点工作实施方案》和《广东省碳普惠制试点建设指南》，成为中国第一个进行碳普惠制试点的省份。2018年10月，河北省发展和改革委员会印发《河北省碳普惠制试点工作实施方案》，确定石家庄、保定、沧州、张家口、承德市为碳普惠制试点城市。河北成为广东之后全国第二个试点碳普惠制的省份。

由于碳普惠制的理论与实践尚处于起步和探索阶段，目前尚未形成对碳普惠制的统一定义。广东省发展与改革委最早在2015年发布的《广东省碳普惠制试点工作实施方案》指出，碳普惠制是指为小微企业、社区家庭和个人的节能减碳行为进行具体量化和赋予一定价值，并建立起以商业激励、政策鼓励和核证减排量交易相结合的正向引导机制。2019年，生态环境部发布的《大型活动碳中和实施指南（试行）》中定义的碳普惠，是指个人和企事业单位的自愿温室气体减排行为依据特定的方法学可以获得碳信用的机制。根据2022年第二届中国数字碳中和高峰论坛上发表的《中国碳普惠发展与实践案例研究报告》，碳普惠是通过建立碳账户，以商业激励和碳减排量交易相结合的方式，鼓励绿色低碳行为的正向引导机制，是一项利用互联网与碳金融等方式调动社会各主体积极参与绿色低碳行动的创新做法。

尽管不同时期以及不同部门对碳普惠制的定义具有区别，但结合广东省和河北省的实际试点情况来看，碳普惠制主要包括三大措施。一是宣传推广低碳消费理念。试点地区建设碳普惠制推广平台，倡导公众践行低碳生活和低碳消费，引导企业和公众自觉践行低碳行为和弘扬节约、健康的低碳生活方式。碳普惠旨在通过低碳理念的宣传和推广，创造企业和消费者之间的一种新型互动方式，即从消费端来促进生产端的低碳生产，通过需求侧来推动供给侧的绿色创新。二是建立减碳行为量化核证体系。与“双高”企业相比，中小企业碳排放具有“小、散、杂”的特点。为了衡量减碳行为的效果，碳普惠制试点地区政府制定了中小企业减碳行为量化核查指南，并组织开发和审定碳普惠制量化核算办法和核证方法学。通过对企业碳排放量的核算，可以明确企业的碳足迹，即企业在生产和经营过程中所产生的温室气体排放量。这可以帮助企业优化自身的能源管理体系，为企业的碳减排管理提供科学依据。三是建立碳减排补贴和商业激励措施。一方面，纳入碳普惠制试点地区的相关企业自愿参与实施的减少温室气体排放和增加绿色碳汇等低碳行为所产生的核证自愿减排量与碳排放权交易市场进行链接，基于核证减排量对控排企业碳排放配额进行抵消。另一方面，试点城市还支持金融机构建立绿色信贷、绿色证券、绿色保险、绿色信托，

拓宽低碳企业的融资渠道，为企业的绿色转型提供资金。深度开展节能降碳改造，短期内会增加企业的经营成本，特别是对中小企业压力更甚。而碳普惠衍生出的碳金融产品，能够为广大中小企业开辟更多的融资渠道，缓解相关技术设备投资的压力。

(二) 碳普惠制促进企业碳减排的理论框架

作为中国特色的新型碳减排工具，厘清碳普惠制何以促进企业碳减排，有助于深入理解碳普惠制的作用机制，帮助决策者制定更加合理和科学的碳普惠政策。为此，本文基于碳普惠制的三大措施，创新性地构建了一个包含绿色创新、碳减排量和产品定价的企业三阶段决策理论模型，探讨碳普惠制促进企业碳减排的理论机制，并据此提出研究假说。

1. 模型设定

考虑在碳普惠制下，市场主体包括政府部门、消费者和企业。借鉴 Liu et al. (2012) 的思路，假定消费者具有低碳偏好，消费者对产品的需求与企业碳减排水平有关，市场需求函数可表示为： $D = a - P + \lambda e$ 。其中， a 为市场规模， $a > 0$ ； P 为单位产品的市场价格， $a > P$ ； e 为企业碳减排水平， $e > 0$ 。 λ 为消费者的低碳偏好系数， $0 < \lambda < 1$ 。

给定企业单位产品的生产成本为 c ， $P > c$ 。企业可以选择增加碳减排量 e 以增加销量，但需要支付碳减排成本 c_e ， c_e 与碳减排水平 e 为二次方关系。实施碳普惠制的城市为企业制定碳减排成本补贴契约，在此假设政府基于碳减排量的 β 比例补贴企业， $0 < \beta < 1$ 。企业在获得政府补贴后的碳减排成本为：

$$c_e = \frac{e^2}{2} - \beta e \quad (1)$$

实行碳普惠制的政府会引导企业进行碳排放核算，提高企业的能源管理能力。企业能源管理能力的提高会使企业减少不必要的能源消耗，进而提升单位产品的收益 J 。

此外，企业还可以选择绿色创新的研发程度 K 以减少单位产品的能源消耗， $K > 0$ ，进行绿色创新需要支付研发投入 $\frac{K^2}{2}$ 。同时，碳普惠制试点城市为企业制定绿色创新的商业激励措施，在此假设政府基于碳减排量的 δ 比例补贴企业， $0 < \delta < 1$ 。企业在获得政府补贴后的绿色创新成本为：

$$c_K = \frac{K^2}{2} - \delta K \quad (2)$$

研究表明，许多企业不参与绿色创新活动的原因是其研发支出水平不足，因为只有当企业的研发投入超过某个特定水平时，其研发活动才会产生实质性的影响（孙晓华等，2017）。因此，考虑绿色创新投资的门槛效应，即当 $K < \bar{K}$ 时，绿色创新对企业没有任何效果，而当 $K > \bar{K}$ 时，绿色创新可以通过节约能源投入和提高生产效率的方式使企业的成本节约 tK ， t 为绿色创新的转化效率， $0 < t < 1$ 。绿色创新的程度与企业的节能效果的函数关系式如下所示：

$$f(K) = \begin{cases} 0 & \text{if } 0 \leq K \leq \bar{K} \\ tK & \text{if } K > \bar{K} \end{cases} \quad (3)$$

2. 企业的决策过程

企业的决策过程为三个阶段：第一阶段，企业决定绿色创新水平；第二阶段，企业基于自身的绿色创新水平决定碳减排量；第三阶段，企业基于自身绿色创新水平和碳排放量制定产品价格。在此采用逆向归纳法分步求解企业最优的绿色创新水平 K^* ，碳减排水平 e^* 以及产品价格 P^* 。

基于上述假设，可将企业的利润函数表示为：

$$(\alpha - P + \lambda e) \cdot (P - c + f(K) + J) - \frac{e^2}{2} - \frac{K^2}{2} + \beta e + \delta K \quad (4)$$

决策第三阶段，企业根据利润最大化原则决定产品价格 P ：

$$\max_P \pi = (\alpha - P + \lambda e) \cdot (P - c + f(K) + J) - \frac{e^2}{2} - \frac{K^2}{2} + \beta e + \delta K \quad (5)$$

对式（5）求二阶导数可得 $\frac{\partial^2 \pi}{\partial P^2} = -2 < 0$ ，说明存在利润最大化的唯一解，为：

$$P^* = -\frac{1}{2}f(K) + \frac{1}{2}\lambda e - \frac{1}{2}J + \frac{1}{2}\alpha + \frac{1}{2}c \quad (6)$$

决策第二阶段，企业根据利润最大化原则决定碳减排量 e ：

$$\max_e \pi = \left(\frac{1}{2}\lambda e + \frac{1}{2}f(K) + \frac{1}{2}J + \frac{1}{2}\alpha - \frac{1}{2}c \right)^2 - \frac{e^2}{2} - \frac{K^2}{2} + \beta e + \delta K \quad (7)$$

对上式求二阶导数可得 $\frac{\partial^2 \pi}{\partial e^2} = \frac{\lambda^2}{2} - 1 < 0$ ，说明存在利润最大化的唯一解，为：

$$e^* = \frac{\lambda f(K) + (J + \alpha - c)\lambda + 2\beta}{2 - \lambda^2} \quad (8)$$

决策第一阶段，企业根据利润最大化原则决定绿色创新程度 K ：

$$\begin{aligned} \max_K \pi = & \left(-\frac{\lambda(\lambda J + \lambda f(K) + \lambda \alpha - \lambda c + 2\beta)}{2(\lambda^2 - 2)} + \frac{J}{2} + \frac{f(K)}{2} + \frac{\alpha}{2} - \frac{c}{2} \right)^2 - \\ & \frac{(\lambda J + \lambda f(K) + \lambda \alpha - \lambda c + 2\beta)^2}{2(\lambda^2 - 2)^2} - \frac{K^2}{2} \\ & - \frac{\beta(\lambda J + \lambda f(K) + \lambda \alpha - \lambda c + 2\beta)}{\lambda^2 - 2} + \delta K \end{aligned} \quad (9)$$

若 $K > \bar{K}$ ，对上式求二阶导数可得： $\frac{\partial^2 \pi}{\partial K^2} = \frac{-\lambda^2 - t^2 + 2}{\lambda^2 - 2} < 0$ 。若 $K < \bar{K}$ ， $\frac{\partial^2 \pi}{\partial K^2} = -1 < 0$ ，说明无论 K 取何值，都满足二阶导小于0的条件。

3. 碳普惠制试点政策影响企业碳排放的机制分析

碳普惠制试点城市通过宣传和奖励消费者的低碳行为，将提高城市消费者的低碳意识。试点城市通过媒体、社区活动、学校教育等途径向居民传递减碳知识和技能，增强他们对碳排放和气候变化的认知。同时，政府还提供居民所需的减碳信息和工具，如通过在线平台或手机应用程序向居民提供能源使用情况、碳排放量等相关数据，帮助居民更好地了解和管理自己的碳排放。

这些政策鼓励和宣传活动能够有效地提升居民的低碳意识。由式（8）可知， $\frac{\partial e^*}{\partial \lambda} > 0$ ，消费者低碳意识的提升能促进企业进行碳减排。这是因为企业的低碳意识越高，消费者对于低碳企业产品的市场需求就会越大，进而增大企业低碳减排的动力，实现从消费端倒逼企业端进行碳减排。基于此，本文提出：

假说 1：碳普惠制通过低碳意识提升效应促进企业的碳减排。

由式（8）也可求得 $\frac{\partial e^*}{\partial J} > 0$ ，说明能源管理体系的优化将促进企业进行碳减排。实施碳普惠制的地区积极引导企业进行碳核算，可以帮助企业更好地了解自身的碳足迹，并为能源管理体系的优化提供重要依据。首先，企业通过碳核算可以全面了解其活动产生的温室气体排放情况，包括直接和间接排放。这种识别是能源管理的第一步，只有了解碳排放的来源和数量，企业才能有针对性地制定减排策略和优化能源使用。其次，通过分析碳核算数据，确定能源成本高和碳排放高的关键环节，并针对这些问题制定具体的能源管理策略，如改进流程、引入节能技术以及采用清

洁能源等措施，以优化能源管理。最后，碳核算结果还为企业设定明确的碳减排目标提供依据，包括降低碳排放、提高能源效率和增加可再生能源的使用等方面。通过这些举措，企业不仅可以减少能源支出，降低能源成本，还可以提升竞争力，实现可持续发展。基于此，本文提出：

假说 2：碳普惠制通过能源管理能力优化效应促进企业的碳减排。

由式（8）也可知，若 $K < \bar{K}$ ， $\frac{\partial e^*}{\partial K} = 0$ ；若 $K > \bar{K}$ ， $\frac{\partial e^*}{\partial K} > 0$ ，说明企业的绿色创新在其研发初期无法有效促进企业的碳减排。只有在企业的绿色创新水平超过阈值后，绿色创新的提升才开始对企业的碳减排起作用。

考虑 $K < \bar{K}$ 时式（9）的解 K_1^* ：

$$K_1^* = \delta \quad (10)$$

由式（10）可得，若企业的绿色创新未能达到研发阈值，企业将选择一个极小的绿色创新水平，以享受政府补贴带来的优惠。因此，碳普惠制试点地区的政府将无法通过补贴刺激企业的绿色创新进而促进碳减排。

考虑 $K > \bar{K}$ 时的解 K_2^* ：

$$K_2^* = \frac{(\beta\lambda + J + \alpha - c)t + \delta(2 - \lambda^2)}{2 - \lambda^2 - t^2} \quad (11)$$

由式（11）可知， $\frac{\partial K_2^*}{\partial \lambda} > 0$ ， $\frac{\partial K_2^*}{\partial j} > 0$ ， $\frac{\partial K_2^*}{\partial \beta} > 0$ ， $\frac{\partial K_2^*}{\partial \delta} > 0$ ，说明若企业的绿色创新达到研发阈值，消费者的环保意识、企业的能源管理体系、政府的碳减排补贴和绿色创新补贴将进一步刺激企业的绿色创新。另外，式（11）也表明，若消费者的低碳意识和企业的能源管理能力不变，过低的补贴可能无法激励企业进行绿色创新。由于政府补贴的方法更加灵活可控，政府可以加大对碳减排和绿色创新的补贴力度，助力企业的绿色创新跨过阈值进而实现碳减排。基于此，本文提出：

假说 3：碳普惠制可以通过补贴发挥绿色创新效应，进而促进企业碳减排，但补贴不足时却无法发挥绿色创新效应。

三、研究设计

（一）交错双重差分与三重差分模型

基于上述理论模型与假说，首先采用双重差分（Differences-in-Differences, DID）模型，评估碳普惠制试点城市建设对企业碳减排的影响。就双重差分方法而言，根据政策实施时点的不同，一般分为单时点和多时点两种情况（刘冲等，2022）。在多时间点的情况下，DID模型通常在文献中被称为交错 DID 模型。鉴于碳普惠政策在广东省和河北省试点的时间存在差异，因此本研究属于交错 DID 模型，其具体公式如下所示：

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 treat \times post + \delta X + \mu_i + \eta_t + \gamma_j + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中， Y_{ijt} 表示位于城市 i 中行业 j 的企业在 t 年的碳减排量， $treat$ 为试点城市的虚拟变量，若企业位于碳普惠制试点城市则取值 1，否则取值 0。 $post_{it}$ 是政策时间虚拟变量，在碳普惠制试点后取值 1，否则取值 0。 $treat \times post$ 的系数 α_1 衡量碳普惠制试点政策对企业碳减排的影响效应。 X 是一组控制变量向量。 μ_i 为企业固定效应， η_t 为年份固定效应。企业在样本期间所属行业可能发生改变，因此企业固定效应无法完全包括行业固定效应，本文将行业固定效应 γ_j 也包括在内。 ε_{it} 为随机误差项。另外，由于碳普惠制试点政策在地级市层面开展，将回归标准误在地级市层面

聚类。

区别于碳排放权交易政策，碳普惠制试点政策主要针对中小企业，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。本文重点关注在碳普惠制实行过程中，政策对中小企业的碳减排效应是否有所不同，因此进一步采用三重差分（Difference-in-Difference-in-Differences, DDD）模型进行估计：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat} \times \text{post} \times \text{type} + \beta_2 \text{treat} \times \text{post} + \beta_3 \text{post} \times \text{type} + \beta_4 \text{treat} \times \text{type} + \delta X + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中， type 为企业类型虚拟变量，当样本企业属于中小板块时赋值为 1，否则赋值为 0。其他变量的定义同式（1）。本文感兴趣的是 $\text{treat} \times \text{post} \times \text{type}$ 的估计系数 β_1 ，若 β_1 显著为正，表明试点政策对中小企业碳减排的促进作用更大，即碳普惠制对传统管控领域以外企业的碳减排起到了补充作用。

（二）因果森林

本文借鉴 Imbens 和 Rubin（2015）的潜在结果框架定义平均处理效应（Average Treatment Effect, ATE）为 $\tau = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0)]$ ，其中 $Y_i(1)$ 和 $Y_i(0)$ 分别为对第 i 个样本进行试点和非试点时的潜在碳减排行为，并假设观察到的 $Y_i = Y_i(W_i)$ 。本文感兴趣的是条件平均处理效应（Conditional Average Treatment Effect, CATE）， $\tau(x) = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = X]$ ，即在不同的企业和地区特征下，碳普惠制试点政策效果的异质性。为了计算碳普惠制实施效果的异质性 $\tau(x)$ ，采用 Wager & Athey（2018）开发的因果森林估计量。该方法基于 Breiman（2001）提出的随机森林算法并将其适应性运用于异质性因果关系估计的问题。

与其他方法相比，因果森林具有以下优点：首先，传统计量模型在估计政策效果异质性时一般依赖先验的假设挑选控制变量，这可能导致对重要控制变量异质性分析的遗漏。此外，计量模型仅能假设控制变量与政策效应之间与现实不符的线性关系（王茹婷等，2022）。而因果森林本质上是一种非参数估计，它依赖于数据驱动的样本拆分来捕获控制变量和治疗效果之间可能复杂的非线性相互作用，而无需对数据分布进行假设（刘生龙等，2021）。这大大降低了模型错误指定的风险，并限制了研究者在选择异质性的控制变量时的自由裁量权（Valente，2023）。其次，与一般机器学习方法侧重于预测 Y 不同，因果森林以因果推断为导向，旨在预测自变量与因变量之间的因果关系。Wager & Athey（2018）证明因果森林得出的点估计是一致且渐近高斯的，并为渐近方差提供了一个估计量，这使得置信区间有效，并允许因果关系在单元级别被估计。最后，因果森林是一种自适应（数据驱动）匹配估计器，可以估计高维空间中的“邻居”，同时通过使用训练和估计样本避免一般过度拟合的问题。

为此，本文基于因果森林算法估计碳普惠制试点政策的异质性效应，具体步骤如下：

第 1 步：划分样本集。使用 Athey & Imbens（2016）提出的“诚实”估计方法，首先从总样本无放回地抽取一个训练子样本，然后按照 50% 比例随机将子样本分为“分裂”样本集和“估计”样本集。分裂样本集用于决定分裂规则以划分分区，而估计样本集则根据训练样本集的分区估计处理效应。

第 2 步：分裂。分裂样本集通过递归二叉分裂法将控制变量特征空间分成不同的子空间，采用 Athey et al.（2019）提出的划分准则以最大限度地增加不同分区碳普惠制效应的异质性。

第 3 步：估计。对于估计样本集，借鉴双重机器学习的思路，基于上述分裂样本集划分的分

区进行以下估计：

$$\hat{\tau} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{m}^{(-i)}(X_i))(W_i - \hat{e}^{(-i)}(X_i))}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (W_i - \hat{e}^{(-i)}(X_i))^2} \quad (14)$$

其中，上标 $(-i)$ 表示“袋外”预测，即预测时不包括训练子样本的 Y_i ， $\hat{m}^{(-i)}(X_i)$ 和 $\hat{e}^{(-i)}(X_i)$ 分别表示使用随机森林算法通过控制变量 X 预测而得的 Y 和 W 值。与传统线性回归相比，因为不依赖于 Y 和 X 之间的线性相关的假设，双重机器学习的方法将能更好地从 Y 中剥离 X 的影响，因此能更大程度减少内生性。

第4步：生成因果森林。重复上述步骤2000次，生成2000颗因果树。

第5步：求平均。根据测试点 x 与第 i 个训练样本落在同一个分区的概率度量权重，如下所示：

$$\alpha_i(x) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \frac{1(\{X_i \in L_b(x)\}, i \in S_b)}{|\{i: X_i \in L_b(x), i \in S_b\}|} \quad (15)$$

其中， B 为因果树的数量，本文中为2000。 $L_b(x)$ 表示第 b 棵树中包含 x 的分区， S_b 是第 b 棵树中的训练子样本。据此，可加权求得样本单元级别的碳普惠制的处理效应，如下所示：

$$\hat{\tau}(x) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \alpha_i(x) (Y_i - \hat{m}^{(-i)}(X_i))(W_i - \hat{e}^{(-i)}(X_i))}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (W_i - \hat{e}^{(-i)}(X_i))^2} \quad (16)$$

此外，如果存在未被观察到的城市特征，而这些特征影响了碳普惠制的实施，则可能出现这种情况：例如，一些治理能力更强的城市可能比其他城市更好地实施了碳普惠制，或者一些城市的环境更容易接受碳普惠制的影响。为此，借鉴Athey & Wager (2019)的思路，假设同一城市内企业之间的政策处理效应是相关的，然后应用城市层面的聚类稳健分析工具。赋予同一城市相同或更合适的权重，一定程度上克服了机器学习算法依靠数据驱动的弊端，尤其是“过拟合”问题（胡尊国等，2022）。同时，这与上述DID模型中的地级市层面的稳健标准误相对应，因此具有一定可比性。城市级别的碳普惠制效应及其估计方差如下所示：

$$\hat{\tau}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{\{i: A_i=j\}} \hat{\tau}_i, \hat{\tau} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \hat{\tau}_j, \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{J(J-1)} \sum_{j=1}^J (\hat{\tau}_j - \hat{\tau})^2 \quad (17)$$

其中， $A_i \in \{1, \dots, J\}$ 为城市的集合， n_j 表示第 j 个城市的样本数量， $\hat{\tau}_j$ ， $\hat{\tau}$ 和 $\hat{\sigma}^2$ 分别表示城市级别的碳普惠制效应、ATE和政策效应的估计方差。

(三) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为企业碳减排行为 (es)。由于企业碳排放数据严重缺失，且企业的碳排放主要来源于能源消耗，借鉴汪方军和孙俊勤 (2019) 的研究，采用和讯网企业社会责任评分体系中企业节约能源表现的评分来衡量企业的碳减排行为。和讯网社会责任评分系统的数据有多个来源，不仅包括上市公司披露的社会责任报告，也包括各类公告与年度报告 (谢芳和李俊青，2019)。并且，和讯网对企业节能表现的评价标准统一且独立性较高 (汪方军和孙俊勤，2019)，因此采用和讯网的节能评分衡量企业的碳减排行为较为客观准确。此外，本文借鉴王浩等 (2022) 的研究，计算了企业燃烧和逃逸排放、生产过程排放、废弃物排放和土地利用方式转变排放，并将其加总为企业总碳排放 (ce)，尽管该数据由不同的计算方式得到，可能存在口径不统一的问题，

但直接反应了企业的碳排放水平，因此将其作为替代变量进行稳健性检验。

2. 核心解释变量

核心解释变量为企业是否进行碳普惠制试点。第一批试点实施年份为 2015 年，第二批试点实施年份为 2018 年，若企业所属城市在当年或之后属于第一批或者第二批碳普惠制试点城市，那么 $treat \times post$ 的取值为 1；反之，取值为 0。更进一步的，若企业类型为中小企业，那么 $treat \times post \times type$ 的取值为 1；反之，取值为 0。

3. 控制变量

为使用因果森林方法全面捕捉企业碳减排的异质性，在现有研究基础之上尽可能控制影响企业碳减排行为的因素，所选变量包括托宾 Q 值 ($tobin$)、市净率 ($pbratio$)、管理层短视程度 ($myopia$)、资产回报率 (roa)、所有权性质 ($property$)、净资产收益率 (roe)、公司规模 ($size$)、杠杆率 (lev)、公司成立年限 (age)、第一大股东持股比例 ($herf$)、营业收入 ($sale$)、股权集中度 (oc)、董事会规模 ($director$)、现金比率 ($cash$)、国际化程度 ($intern$)、独立董事人数 ($independ$)。除了企业特征外，本文还包括一系列地区特征：环境规制 (er)、经济发展水平 (gdp)、人力资本 (hum)、制度环境 ($inst$)、失业率 ($unemp$)、政府干预程度 (gov)、技术进步水平 (tfp)、制造业集聚程度 (ma)。变量的具体定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

类型	变量符号	名称	定义说明
被解释变量	es	企业碳减排行为	企业节约能源表现的评分、企业总碳排放量
核心解释变量	$treat \times post$	碳普惠试点	碳普惠试点政策的虚拟变量
	$treat \times post \times type$	中小企业碳普惠试点	中小企业碳普惠试点政策的虚拟变量
控制变量	$tobin$	托宾 Q 值	公司的市场价值/资产重置成本
	$pbratio$	市净率	股票价格/每股净资产
	$myopia$	管理层短视程度	借鉴胡楠等 (2021) 采用文本分析法测度
	roa	资产回报率	税后净利润/总资产
	$property$	所有权性质	非国有企业为 0，国有企业为 1
	roe	净资产收益率	资产收益率=净利润/平均资产总额
	$size$	企业规模	企业的总资产取对数
	lev	杠杆率	总负债/总资产
	age	企业年龄	企业成立年限
	$herf$	第一大股东持股比例	第一大股东持有股数占总股数的比重
	$sale$	企业营业收入	企业总营业收入
	oc	股权集中度	第一大股东持股数/第二大股东持股数
	$director$	董事会规模	现任独立董事人数
	$cash$	现金比率	现金及现金等价物/流动负债
	$intern$	国际化程度	海外关联公司数量
	$independ$	独立董事人数	独立董事人数
	er	环境规制	政府报告中与环境相关的词频
	gdp	经济发展水平	实际人均地区生产总值
	hum	人力资本	普通本专科及以上人口数/全市常住人口
	$inst$	制度环境	职务犯罪人数
	$unemp$	失业率	城镇登记失业率
	gov	政府干预程度	政府财政支出/地区生产总值
tfp	技术进步水平	借鉴程中华等 (2019) 采用地区全要素生产率测量	
ma	制造业集聚程度	借鉴徐敏燕和左和平 (2013) 采用区位熵指数测量	

(四) 数据来源和说明

和讯网上市公司社会责任测评体系自 2010 年开始公布，本文将样本数据的开始时间设定

为 2010 年，而 2021 年的多数变量的数据尚未公布，因此将样本时间跨度设置为 2010~2020 年。企业层面数据来自 CSMAR 数据库，地区层面数据来自历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》。对获得的原始数据进行如下处理：（1）剔除样本区间内的 ST 和 ST* 企业；（2）剔除关键变量观测值存在缺失的样本；（3）对所有连续变量进行双侧 1% 的缩尾处理，以控制极端值的异常影响。最终得到 25417 个有效样本量。变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>es</i>	25417	0.1623	0.4990	0.0000	2.0794
<i>treat</i> × <i>post</i>	25417	0.0350	0.1837	0.0000	1.0000
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>type</i>	25417	0.0123	0.1101	0.0000	1.0000
<i>tobin</i>	25417	2.0396	1.2614	0.8682	8.2234
<i>pbratio</i>	25417	0.6139	0.2419	0.1186	1.1516
<i>myopia</i>	25417	0.0836	0.0736	0.0000	0.3492
<i>roa</i>	25417	0.0429	0.0546	-0.1903	0.1964
<i>property</i>	25417	0.3670	0.4820	0.0000	1.0000
<i>roe</i>	25417	0.0661	0.1082	-0.5388	0.3146
<i>size</i>	25417	22.1147	1.2628	19.9401	26.0590
<i>lev</i>	25417	0.4056	0.2010	0.0479	0.8620
<i>age</i>	25417	1.9921	0.9177	0.0000	3.2958
<i>herf</i>	25417	34.9240	14.8305	8.8000	74.3000
<i>sale</i>	25417	21.4761	1.4312	18.6757	25.5320
<i>oc</i>	25417	24.8643	17.6229	0.0300	70.5500
<i>director</i>	25417	10.0727	2.5423	5.0000	18.0000
<i>cash</i>	25417	-0.0579	0.2882	-1.4339	0.7148
<i>intern</i>	25417	2.0744	4.3850	0.0000	28.0000
<i>independen</i>	25417	3.8167	1.1722	2.0000	8.0000
<i>er</i>	25417	0.8389	0.0626	0.6249	0.9858
<i>gdp</i>	25417	11.4267	0.6737	9.6344	12.6834
<i>hum</i>	25417	5.7594	0.8843	3.1682	7.2261
<i>prop</i>	25417	0.9937	0.0083	0.9674	0.9999
<i>unemp</i>	25417	3.0043	0.7227	1.3000	4.3500
<i>gov</i>	25417	16.1991	1.1388	13.8630	18.2197
<i>tfp</i>	25417	1.0420	0.0831	0.8036	1.3360
<i>ma</i>	25417	1.1231	0.5669	0.3210	2.7661

四、实证分析

（一）基准回归

表 3 第（1）、（2）列展示了碳普惠制试点政策对企业碳减排影响效应的回归结果。无论是否考虑控制变量，碳普惠制试点政策的系数均在统计上显著为正，这说明碳普惠制试点政策能够显著促进企业的碳减排行为。考虑了控制变量后，碳普惠制试点政策的系数为 0.0622，即表明碳普惠制试点政策会促进企业降低 6.22% 的碳排放，这与吴茵茵等（2021）研究发现碳市场试点的碳减排效应为 8.33% 的减排效果较为接近。同时，表 3 第（3）、（4）列报告了碳普惠制试点政策对于中小企业碳减排行为的影响效应。结果显示，无论是否考虑控制变量，碳普惠制试点政策对于中小企业的回归系数也均显著为正，且系数值均高于整体企业水平，这表明碳普惠制试点政策对于中小企业的的影响更为显著，从而凸显碳普惠制对于碳市场的补充作用。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0639** (0.0277)	0.0622** (0.0298)		
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>type</i>			0.1500**	0.1082*

			(0.0599)	(0.0635)
控制变量	否	是	否	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	25037	25037	25037	25037
R ² 值	0.4741	0.4917	0.4743	0.4918

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为地级市层面的聚类稳健标准误，后文若无特殊说明则与基准回归一致，不再赘述。

（二）平行趋势检验

平行趋势假设的满足是使用 DID 模型的关键前提，即在碳普惠制实施前，试点城市和非试点城市的企业的碳减排行为的变动趋势应该是平行的。鉴于政策实施前 5 年之前的样本数量较少，本文将其合并至第-5 期。参照以往文献的处理，将政策实施前一期剔除作为基期。此外，近期的计量经济学文献表明，交错 DID 下双向固定效应（Two-Way Fixed Effects, TWFE）估计量实际上是几个不同时期处理效应的加权平均值，并且可能存在权重为负的情况（Callaway et al., 2021; De Chaisemartin & D'Haultfoeuille, 2022）。在负权重的情况下，加权平均得到的处理效应可能与真实的处理效应相反。因此，使用 TWFE 估计量进行平行趋势检验可能会存在偏差。Sun & Abraham (2021) 提出的交叉权重（Interaction-Weighted, IW）估计量以不同处理时期的样本大小作为处理效应的权重，避免了负权重的问題，且适用于本文所使用的非平衡面板数据。因此，本文采用 IW 估计量作为稳健性估计量。

图 1 显示，两种估计量的平行趋势检验结果相似，说明 TWFE 估计量并没有受到负权重的“污染”，因此估计结果是稳健的。试点城市与非试点城市在碳普惠制试点前的变动趋势基本相同，表明研究样本通过了平行趋势检验。此外，尽管试点后的效应显著为正，但其效果缺乏持久性。从根本上说，碳普惠制是一种自愿减排机制，政府主要起前期的引导和激励作用。然而，实现长期的碳减排依赖于企业自身的积极参与和推动。因此，如何激发企业长期自愿的碳减排行为，是未来碳普惠制设计中的重中之重。

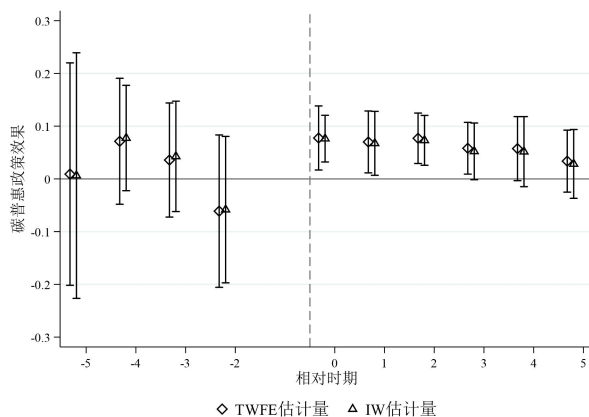


图 1 平行趋势检验

（三）倾向得分匹配

由于试点与非试点企业之间影响碳减排能力的其他因素本身就存在较大区别，因此研究模型可能会存在样本选择偏差问题。为了保证控制组与处理组足够相似，以得到碳普惠制的净效应，

进一步采用倾向得分匹配分析法，检验在其他条件相似的情况下，碳普惠制对企业碳减排行为的因果关系。为提高结果的稳健性，分别按照 1:n 和 1:1 近邻匹配法，对处理组进行匹配。经过重新匹配后的回归结果如表 4 所示。第 (1)、(2) 列表明按照 1:n 近邻匹配后，碳普惠制试点政策对企业碳减排行为的促进作用依旧显著。同样地，第 (3)、(4) 列表明按照 1:1 近邻匹配后回归得出结论依然稳健。同时，不同的匹配方法也都显示碳普惠制试点政策对中小企业的碳减排行为有更明显的激励作用。

表 4 倾向得分匹配后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	1:n 近邻匹配		1:1 近邻匹配	
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0610** (0.0302)	0.1064** (0.0445)		
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>type</i>			0.1096* (0.0633)	0.1067** (0.0524)
控制变量	否	是	否	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	24843	24843	1318	1318
R ² 值	0.4908	0.4909	0.5901	0.5909

(四) 安慰剂检验

为检验基准回归结果多大程度上受到不可观测的遗漏变量和随机因素的影响，随机生成碳普惠制的试点城市和时间，据此构造试点时间和城市两个层面的随机实验重新使用 DID 模型回归。类似地，为排除 DDD 模型受到不可观测的因素影响，随机生成碳普惠制的试点城市、时间和企业类型（是否为中小企业），据此构造试点时间、城市和企业类型三个层面的随机实验重新进行回归。为保证安慰剂检验的效力，将上述过程分别重复 500 次，由此得到 500 个试点政策的估计系数及其 *p* 值。图 2 分别展示了 500 个虚假的 DID 和 DDD 模型回归系数的核密度分布和 *p* 值，可以看出回归系数落在 0 值附近且服从正态分布，这表明绝大多数估计值不显著。基准回归结果中的系数估计值位于虚假回归系数的最右端，因此属于小概率事件。据此，可以排除基准估计结果是由不可观测因素导致的，这也从事实角度证实了碳普惠制的作用。

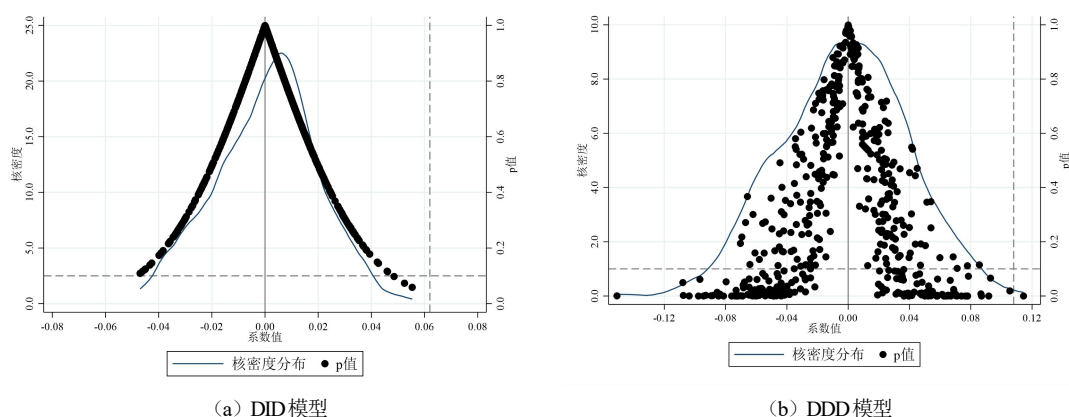


图 2 安慰剂检验结果

(五) 剔除同期减碳政策的干扰

为应对气候变化问题，中国在碳普惠制试点政策前后也积极采取多种其他措施推进节能减排、促进低碳经济转型。首先，从 2013 年起，北京、天津、上海、重庆、广东、湖北、深圳 7

省市先后启动了碳排放权交易试点。其次，国家发展和改革委员会于 2010~2017 年先后开展了三批低碳省区和低碳城市试点工作，旨在促进城市的低碳生产和低碳消费。最后，财政部决定“十二五”期间选取部分城市进行财政补贴，通过整合财政资金、集成财政政策，推动试点城市的节能减排工作。上述试点政策已被证实与企业的碳减排行为具有密切的联系（田淑英等，2022；吴茵茵等，2021；徐佳和崔静波，2020）。为剔除这些同期碳减排政策的干扰，分别生成碳排放权交易（CET）、节能减排财政政策（FP）和低碳城市（LCC）试点发生与否的虚拟变量，加入基准回归模型以进一步检验结果的稳健性。表 5 第（1）~（6）列的估计结果表明，即便在考虑其他类型的碳减排政策后，碳普惠制试点政策对企业的碳减排行为依然具有显著的促进作用。此外，这也意味着碳普惠制作为中国独有的创新性自愿减排机制，可以作为已有的命令控制型以及市场激励型环境规制的补充。

表 5 剔除同期减碳政策干扰后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除 CET 影响		剔除 FP 影响		剔除 LCC 影响	
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0802** (0.0312)		0.0631** (0.0295)		0.0620** (0.0298)	
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>type</i>		0.1134* (0.0620)		0.1097* (0.0627)		0.1096* (0.0635)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	25037	25037	25037	25037	25037	25037
R ² 值	0.4930	0.4931	0.4918	0.4919	0.4917	0.4918

（六）其他稳健性检验

本文还进行了其他稳健性检验。第一，添加交互固定项。由于企业所属的行业在不同的年份以及省份的特征具有很大差异，为控制这些不可观测因素对企业碳减排行为的影响，在基准回归模型的基础上加入了行业—年份固定效应以及省份—行业固定效应重新进行回归。第二，替换稳健标准误。更高层级的稳健标准误往往对显著性更严格，因此将稳健标准误聚类到省级层面重新进行回归。第三，剔除 2020 年样本。由于新冠疫情的影响，2020 年的样本数据可能存在较大波动，本文将 2020 年的样本剔除后重新进行回归。第四，替换被解释变量。将企业碳减排行为替换为企业碳排放（*ce*）后重新进行回归，系数为负则表明碳普惠制促进了企业的碳减排行为。上述稳健性检验的回归结果如表 6 所示。结果表明基准回归结果依然稳健。

表 6 其他稳健性结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>es</i>	<i>es</i>	<i>es</i>	<i>es</i>	<i>es</i>	<i>es</i>	<i>ce</i>	<i>ce</i>
	添加交互固定项		替换稳健标准误		剔除 2020 年样本		替换被解释变量	
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0664** (0.0333)		0.0729** (0.0289)		0.0590** (0.0283)		-0.0107** (0.0050)	
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>type</i>		0.0954* (0.0504)		0.1370*** (0.0523)		0.1321** (0.0528)		-0.0384*** (0.0104)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	24987	24987	25008	25008	22016	22016	18778	18778

R^2 值	0.5209	0.5209	0.5166	0.5167	0.5174	0.5175	0.9884	0.9885
---------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

（七）机制检验

根据前文的制度背景和理论分析，碳普惠制可能通过提升低碳意识、优化能源管理体系和激励绿色投资及创新影响企业的碳减排行为。因此，下面实证检验这三种作用机制的有效性。

1. 低碳意识提升效应

随着互联网的发展和普及，越来越多消费者使用网络搜索引擎来获取信息和满足需求。基于互联网搜索记录的网络搜索数据能够及时地捕捉市场主体对特定事件的关注，反映出其偏好和需求（张崇等，2012）。作为中文最大的搜索引擎，百度具有覆盖范围广和数据可获得性强的特点（吴力等，2022）。因此，借鉴董直庆和王辉（2021）的思路，采用百度搜索指数刻画各城市消费者的低碳意识（*lca*）。具体而言，本文加总了“碳、低碳、二氧化碳、减排、绿色、环保、可持续、新能源”等八个关键词在各城市 PC 端和移动端的搜索频次，以表征消费者的低碳意识。表 7 第（1）列显示，碳普惠制试点政策显著地促进了试点地区消费者的低碳意识，且在 1%的水平上通过了显著性检验。这说明碳普惠制试点城市对于碳普惠的宣传和推广发挥了有效的作用，消费者在试点地方政府的宣传引导下提升了低碳意识。根据理论机制分析，在市场机制作用下消费者的低碳偏好将激励企业的碳减排行为。

2. 能源管理体系优化效应

当前并没有一个准确的指标评价企业的能源管理体系。本文采用和讯网对企业环境管理体系的评分作为能源管理体系评分（*ems*）的替代指标。这是因为，能源和环境管理体系评分都强调企业在生产过程中的能耗计量、能源审计、能耗计量与测试等方面的管理能力，旨在反映节能减排与资源的利用效率。因此，拥有较高环境管理体系评分的企业往往在能源管理体系方面也表现出色。表 7 第（2）、（3）列呈现了碳普惠制的能源管理体系优化效应。结果显示，碳普惠制试点政策显著地优化了企业，尤其是中小企业的能源管理体系，且在 10%的水平上通过了显著性检验。由此可见，碳普惠制试点城市对企业碳减排数据采集和核算加强了企业的能源管理能力，进而促进了企业的碳减排。

3. 绿色创新激励效应

参照邓玉萍等（2021）的研究，根据世界知识产权组织发布的《国际专利分类绿色清单》中的 IPC 分类号识别企业申请的绿色发明专利申请数量。采用绿色专利申请量加 1 的自然对数作为企业绿色创新能力（*gi*）的衡量指标。表 7 第（4）、（5）列报告了碳普惠制的绿色创新激励效应的检验结果。结果显示，尽管碳普惠对绿色创新的系数为正，但是并不满足统计上的显著性。这表明碳普惠制试点政策的强度还不足以促使企业增加企业的绿色创新。至此，本文的理论机制与假说均得证。

综合来看，碳普惠制试点城市在宣传推广低碳意识与引导碳核算方面具有一定的成效，通过低碳意识提升效应和能源管理体系优化效应促进了企业的碳减排行为。然而，碳普惠制的绿色创新激励效应仍然不足。究其原因在于，有些碳普惠制试点城市的商业优惠和激励的覆盖面仍然较小，且补贴的金额较低。绿色创新的本质上并不完全出于企业的逐利目的，且具有周期长、风险高、投入大的特点，因此部分企业在激励不足的情况下并不会贸然进行绿色投资及创新。值得注意的是，现阶段中国实现长期且有效的碳减排依然主要依赖于绿色技术创新（杨莉莎等，

2019)。试点地区的政府补贴和商业优惠力度不足，可能是碳普惠的碳减排效应不持久的原因。

表 7 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lca</i>	<i>ems</i>	<i>ems</i>	<i>gi</i>	<i>gi</i>
	低碳意识提升效应	能源管理体系优化效应		绿色创新激励效应	
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.2049*** (0.0333)	0.0466* (0.0246)		0.1113 (0.0821)	
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>type</i>			0.1013** (0.0411)		0.1984 (0.1212)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	23573	25037	25037	25037	25037
<i>R</i> ² 值	0.9720	0.4634	0.4635	0.7177	0.7177

注：由于列（1）中被解释变量为城市层面的低碳意识水平，因此仅报告 DID 模型的结果。

五、基于因果森林的政策异质性分析

（一）碳普惠制效果的异质性及其检验

当前中国的碳普惠制依然处于探索阶段，因此鉴别试点政策在地区和企业层面的异质性尤为重要。本文使用因果森林的方法，使用地区层面和企业层面的 24 个控制变量作为特征，估计碳普惠的异质性政策效果。图 3 展示了碳普惠制试点政策的 CATE 的分布，可以发现碳普惠制试点政策对企业碳减排的作用并不一致，政策效果在-0.2 到 0.3 之间变化，其中，对 87.4%的企业是促进作用，而对其余企业并不显著或存在负向作用。如表 8 第（1）列所示，按照城市层面聚类后的 ATE 显著为正，这进一步验证了基准回归的稳健性。

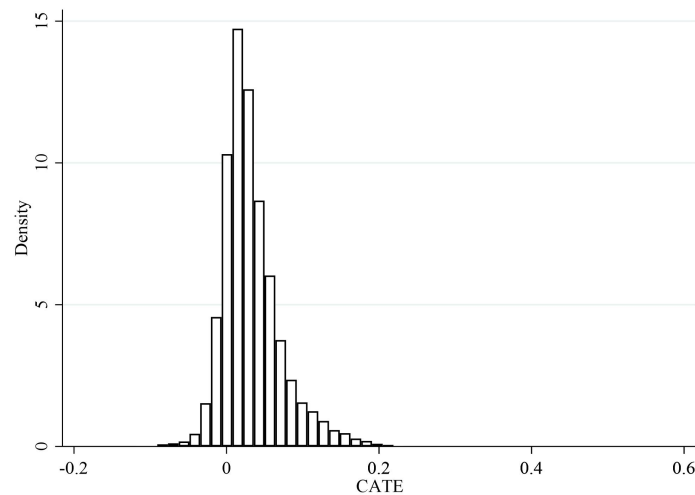


图 3 异质性碳普惠制处理效应的分布

尽管图 3 展现了政策效果的异质性分布，但并不能证明 CATE 的估计量优于 ATE。为此，本文采用了两种统计方法检验碳普惠制试点政策效果异质性的稳健性。首先，借鉴 Athey & Wager (2019)，以 CATE 的中位值为界，划分了 CATE 的高值组和低值组，再使用双重稳健的方法分别估计这两个子组的 ATE 及标准误。表 8 第（2）列显示，两个子组的 ATE 之差 (*difference*) 是

显著的（标准误取两个子组标准误的均值），说明碳普惠制存在显著的异质性作用。其次，使用 Chemozhukov et al. (2018) 提出的“最佳线性预测量”的方法构建以下线性回归：

$$Y_i - \hat{m}^{(-D)}(X_i) = \beta_1 \bar{\tau} (W_i - \hat{\tau}^{(-D)}(X_i)) + \beta_2 (\hat{\tau}^{(-D)}(X_i) - \bar{\tau}) (W_i - \hat{\tau}^{(-D)}(X_i)) + \varepsilon_i \quad (18)$$

其中， $\bar{\tau}$ 为 CATE 的平均。 β_2 显著为正则表明，使用因果森林预测的碳普惠制的效果存在异质性。由表 8 第 (3) 可知， β_2 显著为正，说明使用因果森林预测得到的 CATE 都是可信的，这也证明了碳普惠制试点政策效果确实存在着显著的异质性。

表 8 因果森林统计指标

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ATE</i>	<i>difference</i>	β_2
系数	0.0303***	0.0380***	0.0196***

(二) 异质性来源分析

为挖掘政策异质性效应的来源，进一步将单元级别的碳普惠制效应 $\hat{\tau}_i$ 作为被解释变量，将控制变量作为解释变量，构建如下线性回归模型：

$$\hat{\tau}_i = \alpha + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (19)$$

其中 δ 表示控制变量对于碳普惠制效应的影响。为与因果森林估计保持一致，采用 Semenova & Chemozhukov (2021) 提出的双重稳健估计量对上式进行估计。表 9 的结果展示了各面控制变量对碳普惠制效应的影响。从企业层面来看，市盈率和短视程度越高，则碳普惠制的碳减排效应越低。而资产负债率、成立年限、股权集中度越高的企业的碳减排效应越高。此外，与国有企业相比，民营企业所受碳普惠制的激励效果更加显著。从地区层面来看，经济发展水平和技术水平更高的城市实施碳普惠制的效果更好。

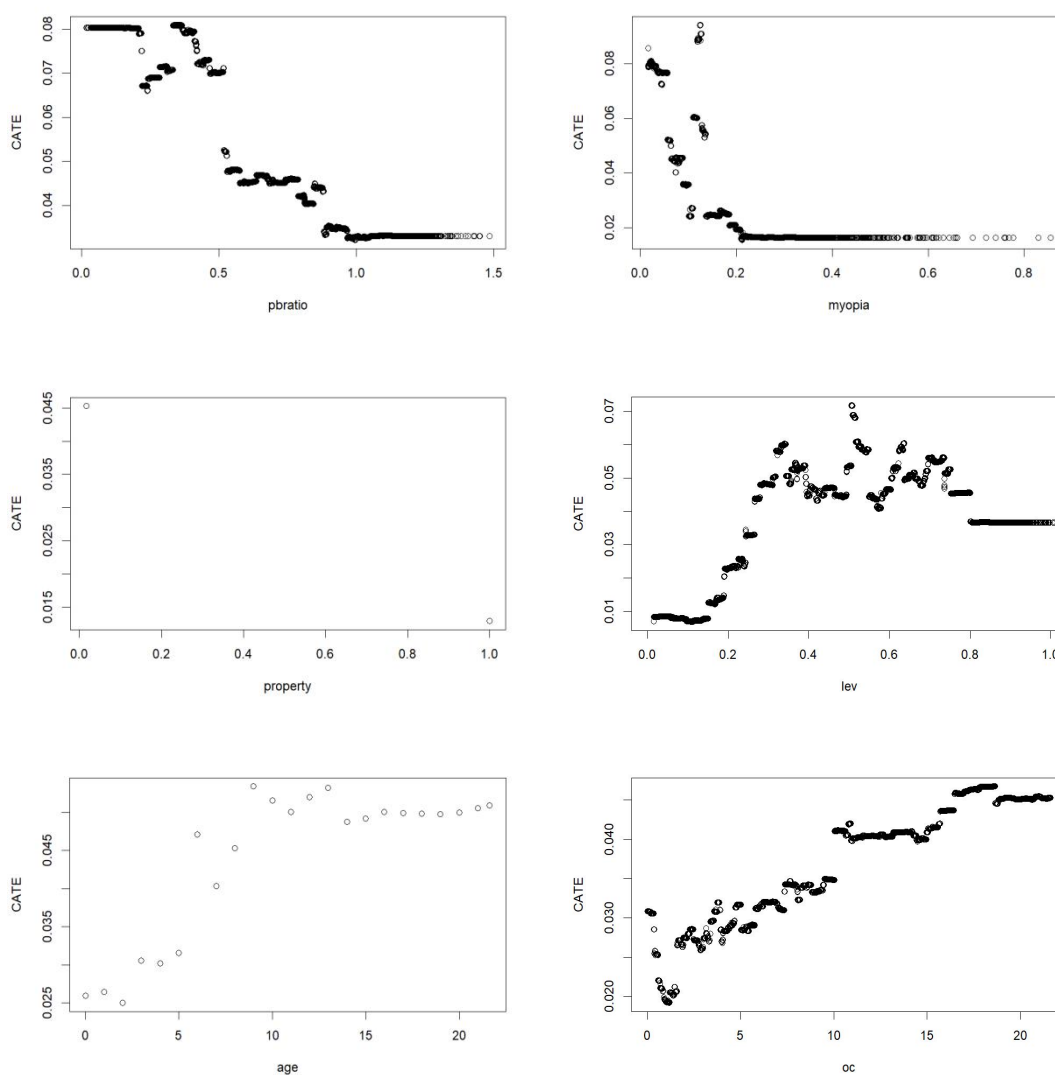
表 9 异质性碳普惠制效果来源检验

变量	<i>tobin</i>	<i>pbratio</i>	<i>myopia</i>	<i>roa</i>	<i>property</i>	<i>roe</i>	<i>size</i>	<i>lev</i>
系数	-0.0019	-0.0515**	-0.1146**	0.0196	-0.0360*	-0.0282	-0.0198	0.0772**
变量	<i>age</i>	<i>herf</i>	<i>sale</i>	<i>oc</i>	<i>director</i>	<i>cash</i>	<i>intern</i>	<i>indep</i>
系数	0.0023***	-0.0018	-0.0081	0.0017*	-0.0001	0.0090	0.0003	-0.0006
变量	<i>er</i>	<i>gdp</i>	<i>ma</i>	<i>hc</i>	<i>prop</i>	<i>unemp</i>	<i>gov</i>	<i>tfp</i>
系数	0.0827	0.0483**	-0.0290	-0.0053	0.2668	0.0093	-0.0086	0.0736*

此外，本文还进一步展示了上述八个显著的控制变量变量与碳普惠制效果的非线性关系。具体而言，逐个考察控制变量与碳普惠制效果的关系，将其他控制变量的值全部取中位数，再用训练好的因果森林进行预测。图 4 分别展示了上述八个变量与碳普惠制效果的关系，其中横轴表示控制变量的值，纵轴表示碳普惠制效果。

具体来看，市净率 (*pbratio*)。企业在低市净率时政策效果更大，随着市净率增加，政策效果逐渐减小。投资市净率过高的企业的风险往往较大，因此企业可能会因为面临融资约束而无法进行碳减排。短视程度 (*myopia*)。当企业的短视程度超过一定水平，碳普惠制的效果将大幅下降。一方面，碳减排行为在某种程度上属于企业社会责任，而短视的企业更可能忽略利益相关者的需求，从而在碳普惠制下缺乏碳减排的激励。另一方面，短视会导致企业减少资本支出和研发支出，尤其是对于绿色创新这类周期长、风险高的投资，因此企业在碳普惠制下难以进行低碳转型。所有权 (*property*)。民营企业实施碳普惠的政策效果是国有企业的三倍左右。由于竞争的压

力，民营企业的决策和行动速度往往更快，能够更迅速地适应市场变化。因此，民营企业更能捕捉市场的低碳偏好，并及时进行低碳转型。资产负债率 (*lev*)。资产负债率与政策效果呈现倒U型曲线关系。当企业的资产负债率位于 30%~70%时政策效果更好，而当企业具有极端的资产负债率，政策效果差。如果企业的资产负债率过低，可能表明企业没有充分利用可用的借款资金，资产利用能力较低，限制了其进行低碳转型的能力；而如果资产负债率过高，可能意味着企业借贷能力不足，难以支持低碳转型所需的资金投入。因此，企业应该保持适当的资产负债率，既要保证资金流动性，也要控制财务风险，从而为低碳转型提供必要的资金支持。成立年限 (*age*)。企业的成立的时间越久，越能发挥碳普惠制的碳减排效应。而成立年限短的企业相对来说经营管理经验相对不足，资金、技术、人才等资源相对不充分，这使得低碳转型时面临更多的困难。股权集中度 (*oc*)。股权集中度与碳普惠制的效果呈正向关系。股权集中度高的企业相对于股权分散的企业，其决策效率更高，执行力更强，更容易在碳普惠制下实现低碳转型。地区层面的变量中，城市的经济发展 (*gdp*) 和技术进步 (*tfp*) 达到一定水平后，才能够有效地实施碳普惠制，且随着经济和技术的增长，政策效果逐渐增大。这意味着碳普惠制的实施需要一定的宏观条件支持。为此，本文在下一部分进一步探索碳普惠制的支撑条件。



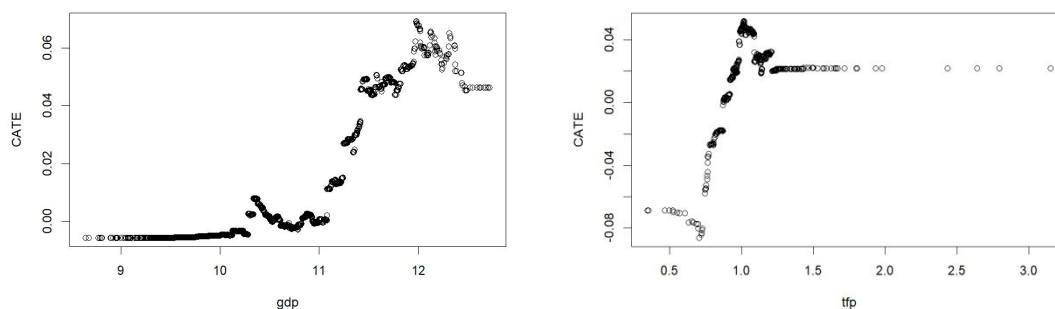


图 4 企业及地区特征与碳普惠制效果的关系

六、碳普惠制的支撑条件分析

碳普惠制需要利用“互联网+大数据+碳金融”的方式调动社会各主体积极参与绿色低碳行动。从碳普惠制的三个关键机制来看，首先，碳普惠制的推广与宣传需要依托互联网平台，居民的低碳消费意识很大程度上取决于互联网平台的宣传和引导效果。其次，碳减排行为的量化与收集均需要在数字平台上进行，这对数字平台的大数据收集、分析和管理能力提出了很高的要求。最后，碳普惠制试点地区需要金融机构参与碳普惠绿色投融资服务，为碳减排的企业提供优惠的金融产品和服务等。因此，为促成碳普惠制的有效落地，还需要依托试点地区良好的科技和金融水平支撑。此外，参与碳普惠制的企业本身也需要一定的数字化水平。一方面，数字化程度更高的企业对市场需求更加敏感，在捕捉到居民低碳意识的转变，可以及时进行绿色转型抢占市场份额；另一方面，数字化程度更高的企业可以借助数字技术提升碳核算能力，有助于企业在碳普惠制下兑换碳减排的补贴和吸收商业激励。

鉴于此，分别从地区和企业两个角度考察碳普惠制有效实施的支撑条件。对于地区层面的支撑条件，参照李春涛等（2020）的研究，使用文本挖掘法建立的金融科技指数衡量试点城市的科技和金融发展水平。对于企业层面的支撑条件，借鉴吴非等（2021）的思路，爬取企业年报中“数字化”的关键词，刻画企业的数字化水平。分别以金融科技和数字化水平的中位数划分高低组别，并重新进行回归，分析在地区和企业层面不同支撑条件下，碳普惠制试点政策对企业碳减排的差异影响效应。

表 10 的第（1）~（4）列显示，在金融科技水平较低的城市和在数字化程度不足的企业中，碳普惠制试点政策并不起到促进企业碳减排的作用。而金融科技水平较高的城市或数字化水平较高的企业，都具有比全样本回归时更大的系数，说明碳普惠制起到了更好的碳减排效果。由表 10 第（5）列可知，当地区的金融科技水平不足，无论企业的数字化水平如何，碳普惠制都将失效。类似的，当企业的数字化水平不足，无论地区金融科技水平如何，碳普惠制也将失效。更进一步地，表 10 第（6）列表明，当地区金融科技水平和企业的数字化水平都较高，碳普惠制能够发挥最大的作用。以上结果说明，同步推进地区金融科技和企业数字化的发展是保证碳普惠制有效的充分条件。另外，上文提到的机制检验结果显示，碳普惠制并未对企业绿色创新产生激励作用。为此，本文进一步报告了不同水平支撑条件下碳普惠制试点政策对企业绿色创新的影响效应，结果如表 11 所示。可以发现，在金融科技发展水平较高的地区，碳普惠制度能显著促进企业的

绿色创新。而高水平的数字化企业如果没有地区良好的金融科技环境的支撑，也无法激励企业进行绿色创新。这表明地区金融科技发展水平的不足是导致碳普惠制度未能激励企业绿色创新的重要原因。

表 10 企业数字化与地区金融科技发展水平对企业碳减排的支撑作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>es</i>	<i>es</i>	<i>es</i>	<i>es</i>	<i>es</i>	<i>es</i>
	金融科技高于中位数	金融科技低于中位数	数字程度高于中位数	数字程度低于中位数	金融科技或数字程度低于中位数	金融科技和数字程度高于中位数
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0939*** (0.0341)	0.0085 (0.0585)	0.0939*** (0.0283)	0.0306 (0.0507)	0.0404 (0.0383)	0.1454*** (0.0268)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	15251	9603	10987	10703	14531	8243
<i>R</i> ² 值	0.4856	0.6529	0.4629	0.6231	0.5993	0.4255

注：限于篇幅，仅报告 DID 模型的结果，DDD 与 DID 模型结果类似，如有兴趣可向作者索取，下表同。

表 11 企业数字化与地区金融科技发展水平对企业绿色创新的支撑作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>gi</i>	<i>gi</i>	<i>gi</i>	<i>gi</i>	<i>gi</i>	<i>gi</i>
	金融科技高于中位数	金融科技低于中位数	数字程度高于中位数	数字程度低于中位数	金融科技或数字程度低于中位数	金融科技和数字程度高于中位数
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.1241** (0.0615)	0.2263 (0.1873)	0.1381 (0.1306)	0.0506 (0.0940)	0.1170 (0.1040)	0.1443*** (0.0391)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	15263	9604	10993	10705	14534	8249
<i>R</i> ² 值	0.7986	0.7605	0.7649	0.7283	0.7402	0.8157

七、结论和政策建议

本文构建了一个理论模型阐明碳普惠制促进企业碳减排的内在机制，并基于 2010~2020 年的中国上市企业的数据，运用交错 DID、DDD 和因果森林的方法评估碳普惠制试点对企业的碳减排效应及影响机制，并进一步分析企业数字化和地区金融科技发展对碳普惠制实施的支撑作用。研究表明：整体而言，碳普惠制对试点地区的企业，尤其是中小企业具有显著的碳减排效应。机制检验表明，碳普惠制试点地区主要通过提升消费者的低碳意识和优化企业的能源管理体系促进企业的碳减排，但并没有提高企业的绿色创新以实现企业长期碳减排。异质性检验表明，碳普惠制对于短视、市盈率过高和资产负债率过高或过低的企业碳减排效果较差，而在成立年限较长、股权集中度较高的非国有企业和经济和技术较为发达地区的效果较好。另外，本文还发现企业数字化和地区金融科技发展水平在碳普惠制有效实施方面扮演着重要的支撑角色，且两者缺一不可。

基于以上结论，本提出以下政策建议：

第一，进一步推进和发展地区及全国碳普惠的制度建设，增强碳普惠制对企业碳减排行为的激励。本文研究发现，尽管碳普惠制在试点地区有效地促进了企业减少碳排放，但由于该制度对企业的绿色创新没有起到足够的激励作用，因此碳普惠措施的碳减排效果并不持久。首先，为了确保制度的长期性和可持续性，应加大对企业碳减排和绿色创新行为的补贴力度，激励企业加强绿色技术创新。除了提供资金支持，政府还可以设立奖励机制，鼓励企业在绿色技术研发和应

用方面取得突破，这不仅有助于提高企业的竞争力，更能推动全社会向低碳经济转型。其次，建立更严格的数据采集、核实和监管机制，进一步完善碳排放的数据统计、核查和报送制度，以确保数据的真实性和透明性。最后，构建一个全功能、透明且易于操作的交易平台，并推动第三方服务机构的参与，从而鼓励碳金融产品的创新，满足多元化的市场需求。

第二，制定因“地”制宜和因“企”制宜的碳普惠制。不同地区和企业的实际情况和需求差异很大，因此，不能采取“一刀切”的政策。对于政策效应更为明显的地区和企业，应该重点加大碳普惠制的支持力度，继续发挥碳普惠制对企业的碳减排作用，包括提供额外的碳减排激励措施等，以鼓励企业继续加大减排力度。对于政策效果不明显的企业，可以依据导致碳普惠效果不明显的特征进行精准施策。例如，对于短视的企业，应该加强碳普惠意识教育，提高管理层和员工的节能减排意识，鼓励企业积极参与碳减排工作；对于效率较低的国有企业，可以设置具有竞争性质的碳减排绩效考核体系以激发国有企业的活力。同时，国有企业通常具有较强的资源优势，试点地区可以引导企业进行绿色创新以促进碳减排。总之，为了实现更有效的碳减排效果，需要针对不同地区和企业的实际情况和需求，制定出更为精准和合适的碳普惠政策。

第三，鼓励企业的数字化转型和地区的金融科技发展，为碳普惠的实施提供基础环境。由于碳普惠制的三大工具依托于“互联网+大数据+碳金融”，企业数字化或地区金融科技发展水平不足，都将使碳普惠制失效。因此，为保证碳普惠制的有效实行，试点城市应该首先推进企业的数字化转型和地区的金融科技的发展。首先，通过税收激励和财政政策，为企业提供优惠政策，鼓励更多的资源用于数字化改造和技术升级，切实提高企业的创新能力和生产效率，为企业的数字化转型以及碳普惠制的实施奠定坚实基础。其次，提供融资支持，包括设立专项基金、引导金融机构扩大对数字化和金融科技项目的贷款支持等，助于解决企业在数字化转型过程中可能遇到的融资难题，推动碳普惠制在各个行业得以落地。最后，投资建设数字化平台，为企业和金融机构提供数字化服务和资源，这有助于降低数字化转型和碳金融发展的门槛和成本，促进更多企业和金融机构参与碳普惠制。

参考文献

- 程发新、邵世玲、徐立峰，2015：《基于政府补贴的企业主动碳减排最优策略研究》，《中国人口·资源与环境》第7期。
- 程中华、刘军、李廉水，2019：《产业结构调整与技术进步对雾霾减排的影响效应研究》，《中国软科学》第1期。
- 邓玉萍、王伦、周文杰，2021：《环境规制促进了绿色创新能力吗？——来自中国的经验证据》，《统计研究》第7期。
- 董直庆、王辉，2021：《城市财富与绿色技术选择》，《经济研究》第4期。
- 胡楠、薛付婧、王昊，2021：《管理者短视主义影响企业长期投资吗？——基于文本分析和机器学习》，《管理世界》第5期。
- 胡尊国、顾金鑫、陈颖，2022：《“倾斜性”政策、生产部门变迁与南北地区发展差异——来自机器学习的因果推断》，《财经研究》第1期。
- 李春涛、闫续文、宋敏、杨威，2020：《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》，《中国工业经济》第1期。
- 林志炳、鲍蕾，2021：《企业社会责任对供应链减排决策及政府补贴效率的影响研究》，《中国管理科学》第11期。
- 刘冲、沙学康、张妍，2022：《交错双重差分：处理效应异质性与估计方法选择》，《数量经济技术经济研究》第9期。
- 刘生龙、张晓明、杨竺松，2021：《互联网使用对农村居民收入的影响》，《数量经济技术经济研究》第4期。
- 潘文卿，2015：《碳税对中国产业与地区竞争力的影响：基于CO₂排放责任的视角》，《数量经济技术经济研究》第6期。
- 孙晓华、郭旭、王昀，2017：《政府补贴、所有权性质与企业研发决策》，《管理科学学报》第6期。

- 田淑英、孙磊、许文立、范子英, 2022:《绿色低碳发展目标下财政政策促进企业转型升级研究——来自“节能减排财政政策综合示范城市”试点的证据》,《财政研究》第8期。
- 汪方军、孙俊勤, 2019:《政府压力对企业碳减排绩效的影响研究》,《预测》第1期。
- 王浩、刘敬哲、张丽宏, 2022:《碳排放与资产定价——来自中国上市公司的证据》,《经济学报》第2期。
- 王琳、肖序、许家林, 2011:《“政府—企业”节能减排互动机制研究》,《中国人口·资源与环境》第6期。
- 王茹婷、彭方平、李维、王春丽, 2022:《打破刚性兑付能降低企业融资成本吗?》,《管理世界》第4期。
- 武丹、杨玉香, 2021:《考虑消费者低碳偏好的供应链减排微分博弈模型研究》,《中国管理科学》第4期。
- 吴非、胡慧芷、林慧妍、任晓怡, 2021:《企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据》,《管理世界》第7期。
- 吴力波、杨眉敏、孙可舜, 2022:《公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- 吴茵茵、齐杰、鲜琴、陈建东, 2021:《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》,《中国工业经济》第8期。
- 谢芳、李俊青, 2019:《环境风险影响商业银行贷款定价吗?——基于环境责任评分的经验分析》,《财经研究》第11期。
- 熊中楷、张盼、郭年,《供应链中碳税和消费者环保意识对碳排放影响》,《系统工程理论与实践》第9期。
- 徐佳、崔静波, 2020:《低碳城市和企业绿色技术创新》,《中国工业经济》第12期。
- 徐敏燕、左和平, 2020:《集聚效应下环境规制与产业竞争力关系研究——基于“波特假说”的再检验》,《中国工业经济》第3期。
- 许文立、孙磊, 2023:《市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 杨莉莎、朱俊鹏、贾智杰, 2019:《中国碳减排实现的影响因素和当前挑战——基于技术进步的视角》,《经济研究》第11期。
- 叶强、高超越、姜广鑫, 2022:《大数据环境下我国未来区块链碳市场体系设计》,《管理世界》第1期。
- 张崇、吕本富、彭赓、刘颖, 2012:《网络搜索数据与CPI的相关性研究》,《管理科学学报》第7期。
- 周艳菊、胡凤英、周正龙, 2017:《最优碳税税率对供应链结构和社会福利的影响》,《系统工程理论与实践》第4期。
- 朱清、余瑞祥、刘江宜、余韵, 2010:《企业积极环境行为的层次及其政策设计》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- Athey, S., and G. Imbens, 2016, “Recursive Partitioning for Heterogeneous Causal Effects”, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 113 (27), 7353—7360.
- Athey, S., J. Tibshirani, and S. Wager, 2019, “Generalized Random Forests”, *Annals of Statistics*, 47 (2), 1148—1178.
- Athey, S., and S. Wager, 2019, “Estimating Treatment Effects with Causal Forests: An Application”, *Observational Studies*, 5 (2), 37—51.
- Breiman, L., 2001, “Random Forests”, *Machine Learning*, 45 (1), 5—32.
- Callaway, B., A. Goodman-Bacon, and P. Sant’Anna, 2021, “Difference-in-Differences with a Continuous Treatment”, *Cornell University Working Paper*.
- De Chaisemartin, C. D., and X. D’Haultfœuille, 2022, “Two-Way Fixed Effects and Differences-in-Differences with Heterogeneous Treatment Effects: A Survey”, *NBER Working Papers*, 29691.
- Cui, J. B., C. H. Wang, J. J. Zhang, and Y. Zheng, 2021, “The Effectiveness of China’s Regional Carbon Market Pilots in Reducing Firm Emissions”, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 118 (52), e2109912118.
- Imbens, G. W., and D. B. Rubin, 2015, “Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences: Dedication”, Cambridge University Press.
- Liu, Z. L., T. D. Anderson, and J. M. Cruz, 2012, “Consumer Environmental Awareness and Competition in Two-Stage Supply Chains”, *European Journal of Operational Research*, 218 (3), 602—613.
- Meng, B., Y. Liu, R. Andrew, M. F. Zhou, K. Hubacek, J. J. Xue, G. Peters, and Y. N. Gao, 2018, “More Than Half of China’s CO₂ Emissions are From micro, Small and Medium-Sized Enterprises”, *Applied Energy*, 230, 712—725.
- Semenova, V., and V. Chernozhukov, 2021, “Debiased Machine Learning of Conditional Average Treatment Effects and Other Causal Functions”, *The*

Econometrics Journal, 24 (2), 264–289.

Sun, L., and S. Abraham, 2021, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 225 (2), 175–199.

Valente, M., 2023, “Policy Evaluation of Waste Pricing Programs using Heterogeneous Causal Effect Estimation”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 117.

Wager, S., and S. Athey, 2018, “Estimation and Inference of Heterogeneous Treatment Effects using Random Forests”, *Journal of the American Statistical Association*, 113 (523), 1228–1242.

Corporate Emission Reduction Effects of Carbon Inclusive Pilots: Theory and Empirical Evidence

Xu Jiajun^a, YANG Xiaojun^b and LI Rui^a

(a. School of Economics and Management, Wuhan University; b. School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law)

Summary: Global warming has already posed a great threat to the natural environment and human life, and the main cause of warming is excessive carbon dioxide emissions. China attaches great importance to carbon emission reduction by highly polluting enterprises, and the carbon market pilot policy implemented since 2013 has been proven to achieve significant carbon emission reduction. However, the traditional carbon reduction policy mainly targets "double-high" enterprises for mandatory emission control at the production end, and fails to cover small and medium-sized enterprises outside the control area. Based on this background, the Carbon Inclusive Policy has emerged. The concept was first proposed by the Guangdong Development and Reform Commission in 2015 as an incentive mechanism to give value to the energy-saving and carbon-reducing behaviors of small and medium-sized enterprises, households in the community, and individuals. In this paper, we use the Carbon Inclusive Pilot Policy as a quasi-natural experiment to examine the carbon emission reduction effect of the Carbon Inclusive Pilot on enterprises, especially small and medium-sized enterprises. This paper intends to address the following questions: (1) Does the Carbon Inclusive Pilot Policy promote carbon emission reduction by enterprises, especially in small and medium-sized enterprises? (2) Through what channels does the Carbon Inclusive Pilot Policy affect carbon emission reduction by enterprises? (3) For what types of cities and enterprises is the Carbon Inclusive Pilot Policy more effective, and what kind of external support conditions are needed? At present, China's Carbon Inclusive Policy is still in the stage of "crossing the river by feeling the stones", and exploring the above questions based on the effectiveness of the Carbon Inclusive Pilot Policy will help to provide an important basis for the full implementation of the Carbon Inclusive Pilot Policy in China in the future.

This paper constructs a theoretical model to elucidate the intrinsic mechanism of the Carbon Inclusive Pilot Policy in promoting carbon emission reduction of enterprises, and evaluates the carbon emission reduction effect of the Carbon Inclusive Pilot Policy on enterprises and the influencing mechanism based on the data of the listed enterprises in China from 2010 to 2020 by using the methodology of staggered DID, DDD, and causal forests, and further analyzes the supportive roles of the digitalization of enterprises and the development of the regional fintech in the implementation of the Carbon Inclusive Policy. The results of the study show that, on the whole, Carbon Inclusive Pilot Policy has a significant carbon emission reduction effect on enterprises, especially in small and medium-sized enterprises. The mechanism test shows that the Carbon Inclusion Pilot Regions promote carbon emission reduction of enterprises mainly through enhancing consumers' low-carbon awareness and optimizing enterprises' energy management system, but do not improve enterprises' green innovation to achieve long-term carbon emission reduction. Heterogeneity tests show that Carbon Inclusive Pilot Policy is less effective in reducing carbon emissions for short-sighted enterprises with high P/E ratios and high or low gearing ratios, while it is more effective in non-state-owned enterprises with longer years of establishment and higher equity concentration and in more economically and

technologically developed regions. In addition, this paper also finds that enterprise digitalization and the level of regional fintech development play an important supporting role in the effective implementation of carbon inclusion, and both are indispensable.

To summarize, the marginal contributions of this paper may lie in: (1) constructing a theoretical model of three-stage decision-making by manufacturers, elucidating the mechanism by which the Carbon Inclusive Policy affects carbon emission reduction by enterprises, and based on the model, it is the first time to empirically test the effect of the pilot policy of the Carbon Inclusive Policy; (2) In contrast to previous assessments of heterogeneous policy effects based on a priori assumptions, a causal forest approach is adopted to test the heterogeneous causal effects of Carbon Inclusive Pilot Policy at the city and enterprise levels, which provides an important reference for the development of locally adapted and enterprise-specific Carbon Inclusive Pilot Policy; (3) The important supporting roles of the digital transformation of enterprises and the development of urban fintech in Carbon Inclusive Policy are emphasized, which provides an important reference for the development of a better Chinese-style innovative emission reduction mechanism to achieve the "double carbon" goal. The study provides important policy insights for better utilizing China's innovative emission reduction mechanism to achieve the goal of "dual-carbon".

Keywords: Carbon Inclusive Policy; Carbon Emission Reduction; SMEs; Staggered DID; Causal Forests

JEL Classification: D21, Q58