

贸易开放影响二氧化碳排放

——来自中国出口企业的证据

王雅琦 崔晓敏*

摘 要: 本文探究了贸易开放对企业二氧化碳排放的影响及机制: 一方面, 构建外需影响企业碳排放的异质性企业模型; 另一方面, 利用 2000—2014 年中国企业数据验证理论预期。研究发现, 外需扩张对样本企业中长期碳排放的平均贡献率为 7.6%, 且规模效应是其影响企业二氧化碳排放增速的主要途径。但外需扩张降低了企业二氧化碳排放强度增速, 这主要源于新增设备投资、生产效率提升、绿色专利研发及广延边际调整, 而非产品或能源投入结构调整。

关键词: 外需变化; 出口企业; 二氧化碳排放

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2026.04.10

一、引 言

在全球愈发关注发展与气候变化问题的大背景下, 如何平衡国际贸易与碳排放也成为中国推进绿色转型的关键议题。2020 年“双碳”目标的提出、2023 年《关于推动能耗双控逐步转向碳排放双控的意见》的出台, 更凸显这一问题的紧迫性。但现有文献对经济全球化的环境影响仍存争议: 自由贸易一方面可能引发“污染避难所问题”, 另一方面又可能通过技术溢出降低企业排放。这些文献研究多集中于国家、地区或行业层面, 鲜少从企业视角切入。而企业是对外贸易与环境治理的主体, 厘清其出口与二氧化碳排放的关系, 对中国及全球的绿色转型都具有重要意义。

本文从企业层面分析出口贸易与碳排放之间的关系, 以填补贸易对中国微观企业碳排放影响的研究缺失。首先构建企业内生决定二氧化碳排放量的理

* 王雅琦, 中央财经大学金融学院; 崔晓敏, 中国社会科学院大学全球与区域国别学院、中国社会科学院世界经济与政治研究所。通信作者及地址: 崔晓敏, 北京市东城区建国门内大街 5 号中国社会科学院, 100732; 电话: 15650729138; E-mail: cuixiaomin@cass.org.cn。作者感谢期刊编辑和匿名审稿专家的宝贵意见, 同时感谢国家自然科学基金面上项目(72273164、72373175)、国家自然科学基金青年科学基金项目(72103202)、中国社会科学院重点实验室综合资助项目(2024SYZH003)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(22JJD790009)的资助。文责自负。

论模型,推导外需变动与企业碳排放的理论关联。随后基于模型推断,结合中国企业层面污染数据库开展实证分析,探究外需变动对企业碳排放、碳排放强度的影响及作用机制。研究发现:第一,外需扩张对企业工业总产值增速、二氧化碳排放增速存在显著正面作用,但对二氧化碳排放强度增速存在负面作用;第二,规模效应是外需变动影响二氧化碳排放的主要渠道,排放强度效应对企业二氧化碳排放呈现负面调节作用;第三,外需扩张带来企业二氧化碳排放强度下降,主要由于清洁设备投入、新增资本设备投入、生产效率提升以及绿色专利研发带来生产清洁化,而非产品结构和能源投入调整。此外,广延边际调整也是外需变动导致企业二氧化碳排放强度下降的重要原因。

本文研究主要与贸易自由化对环境的影响机制与效应方面的文献密切相关。其中“污染避难所假说”指出,严格的环境规制可能促使污染产业向标准较低的地区转移(Copeland and Taylor, 1994)。然而,早期受限于数据与研究方法,相关实证研究较为匮乏。Grossman and Krueger(1991)开创性地提出规模、结构和技术三大效应,并发现北美自由贸易协定(North American Free Trade Agreement, NAFTA)对墨西哥环境的净影响为正面,其结论在后续基于行业数据的研究(如 Antweiler et al., 2001; Levinson, 2009)中进一步得到验证。这些文献普遍强调技术效应的主导作用。然而,这些研究大多基于行业数据进行分析,无法回答技术效应具体如何发生、哪些企业驱动技术效应等核心问题。

随着微观数据的可得性提升,近年研究(例如,Cherniwchan et al., 2017; Forslid et al., 2018; Shapiro and Walker, 2018; Cherniwchan and Najjar, 2022)开始从企业层面识别贸易自由化的环境效应。这支文献指出,环境改善主要源于企业内部的清洁化调整(集约边际),而非企业更替(广延边际),并强调国内环境规制是驱动技术升级的关键因素。然而,这些研究多聚焦于受规制的大气污染物(如二氧化硫),且以发达国家为背景。仅少数研究(Barrows and Ollivier, 2018、2021; Rodrigue et al., 2024)开始关注发展中国家企业的污染物排放问题,且缺乏关于外需变动与企业二氧化碳排放的量化研究。这意味着,尽管全球化可能增加对发展中国家出口的需求,但其对二氧化碳排放的影响尚不明确。

目前,大多数关于中国在国际贸易中二氧化碳排放问题的研究,集中在国家层面的宏观分析(彭水军和张文城,2016)。近年来一些研究开始深入行业和地区层面,探讨不同行业和省份的国际贸易对其二氧化碳排放的影响(李小平和卢现祥,2010;李锴和齐绍洲,2011;王孝松等,2022)。随着中国企业微观数据的可得性不断增强,学者们能够更加深入地研究特定因素对企业环境表现的影响(陈诗一,2022),但相关研究总体仍较为匮乏且仍处于早期研究阶段。陈登科(2020)发现,贸易壁垒下降显著降低了企业主要污染物二氧化硫的排放强

度。其机制分析表明,企业二氧化硫排放强度下降主要是由于企业污染排放减少,而不是产出增加。刘啟仁和陈恬(2020)利用中国制造业企业层面的能源消耗和产出数据,计算企业层面的二氧化碳排放强度,并研究是否出口或者出口强度高低对中国企业二氧化碳排放强度的影响。

本文的贡献主要体现在以下三方面。第一,在识别策略与数据层面,本文提供了来自中国企业层面的因果证据。现有关于贸易与环境的研究多采用地区或行业加总数据,或依赖投入产出表进行推算,难以有效分离企业异质性的影响,且易受内生性问题的干扰。本文通过构建直接作用于企业层面的外需冲击指标,并匹配高颗粒度的企业能源消耗与生产数据,能够更为准确地识别外需变动对中国企业二氧化碳排放量与排放强度的影响,为理解贸易的微观环境效应提供了新的经验证据。第二,在机制分析上,本文深入探究了外需变动影响企业碳排放强度的渠道。当前文献关于外需变动通过何种途径影响中国企业的二氧化碳排放强度尚不明确。鉴于中国的贸易体量与二氧化碳排放量均位于全球前列,准确评估外需变动对企业二氧化碳排放的影响及机制至关重要。本文基于企业层面的高颗粒度数据,从能源、设备、产品、技术等维度全面评估作用机制,同时还探讨了广延边际的作用。第三,在效应分解层面,本文运用反事实方法,对外需变动对中国碳排放的影响进行了结构分解与长短期评估。本文将总效应分解为规模效应、排放强度效应与出口额效应,并利用反事实模拟量化了各渠道的相对贡献,区分了外需冲击的短期与长期影响,从而为评估中国贸易开放的环境成本与收益提供了分析框架,这是对现有文献在方法论与实证维度上的重要补充。

二、理 论 模 型

本文在 Forslid et al.(2018)与 Melitz(2003)的异质性企业理论^①基础上,构建了一个两国模型,以分析外需变动对企业二氧化碳排放量及排放强度的影响。在该模型中,企业生产活动伴随二氧化碳排放,并需承担相应的碳税成本。只有生产率达到一定阈值的企业才能建立生产线并实现正利润,效率较低的企业将退出市场。存活企业面临两个内生决策:①是否进入出口市场,以及②投入多少资源用于减排投资。企业的减排投资水平存在异质性。

假设模型中存在两个国家:本国与外国,外国变量以星号(*)标识。两国具有相同的生产技术与消费者偏好。每个国家包含两个行业:一个是垄断竞争行业(M),企业生产差异化产品,消费者具有多样性偏好(love of variety);另一

^① Melitz(2003)探讨了贸易对资源配置的影响,聚焦贸易开放对异质企业的选择效应。本文在 Melitz(2003)基础上纳入企业生产过程中的能源投入和减排投资等因素,进而关注外需对企业二氧化碳排放和排放强度的影响。

个是完全竞争行业(A),生产同质化产品,其在规模报酬不变和完全竞争条件下生产,且产品可无成本地进行国际贸易。本文将A行业产品设为计价物(numeraire good),其世界市场价格(p_A)设为1。通过标准化,A行业生产单位产品的劳动力需求也设为1。这意味着: $p_A = w = 1$ 。模型进一步假设两国劳动力供给规模固定,但本国劳动力的规模(L)和外国劳动力的规模(L^*)可能不同。

(一) 需求端

消费者偏好由嵌套的常替代弹性效用函数表示。第一层为柯布-道格拉斯效用函数,决定了代表性消费者在A行业和M行业的商品支出。第二层为常替代弹性效用函数,刻画了消费者对M行业差异化产品的偏好。本国代表性消费者对国内产品的消费数量(x_i^D)以及本国对外国出口的差异化产品数量(x_i^X)具体设定如下:

$$x_i^D = \frac{p_i^{-\sigma}}{P^{1-\sigma}} \mu L,$$

$$x_i^X = \frac{(\tau p_i)^{-\sigma}}{(P^*)^{1-\sigma}} \mu L^*,$$

其中, μ 表示差异化产品在消费支出中的份额。^① p_i 为商品*i*的价格。 P 和 P^* 分别表示本国和外国差异化产品加总的价格指数,且 $P = \left[\int_{i \in ID} (p_i)^{1-\sigma} di + \int_{i \in IX^*} (\tau p_i^*)^{1-\sigma} di \right]^{1/(1-\sigma)}$ 、 $P^* = \left[\int_{i \in ID^*} (p_i^*)^{1-\sigma} di + \int_{i \in IX} (\tau p_i)^{1-\sigma} di \right]^{1/(1-\sigma)}$ 。其中,本国消费且本国生产的差异化品种集合为 ID ,本国消费但外国生产的差异化品种集合为 IX^* 。 σ 为差异化品种间的替代弹性。 τ 为冰山贸易成本。

(二) 生产端

企业*i*进入M行业需先支付进入成本 F_E (以投入数量计),随后才能获知其自身的生产率($\frac{1}{a_i}$)。假设企业生产率 $\frac{1}{a}$ 服从帕累托分布, a 的累积分布函数为 $G(a) = \left(\frac{a}{a_0}\right)^k$ 。其中, k 是帕累托分布的形状参数, $\frac{1}{a_0}$ 为生产率下限。为简化分析,本文将 a_0 标准化为1。企业在观察到自身生产率后,决定是否继续生产或退出市场。如果选择继续生产,企业还要承担固定生产成本 F_D ;如果企业不仅服务国内市场,同时还出口,则需承担额外的出口固定成本 F_x 。因此,企业的总固定成本 F 为:仅服务本国市场时, $F = F_D$;同时服务国内和国外市场时, $F = F_D + F_x$ 。

① 根据前文设定,在标准计价物品设定下,国内和国外工资相同、均可标准化为1。

在环境政策方面,政府为激励企业减排,通常采用碳排放权交易或碳税两类市场型政策工具。^①为简化分析,本文重点讨论碳税的情况。参照 Fried (2018)、Richter and Schiersch (2017),假设企业生产需要能源(f_i)和劳动力(l_i)两种投入:

$$x_i = \frac{1}{a_i} (f_i)^\alpha (l_i)^{1-\alpha}.$$

企业可以通过固定设备投资(F_{Ai})来提高能源使用效率和进行碳减排,且 $F_{Ai} \geq 0$ 。假设碳减排函数为 $h(F_{Ai})$,满足 $h'(F_{Ai}) > 0$ 且 $h(0) = 1$ 。令企业的二氧化碳排放为: $e_i = \epsilon f_i / h(F_{Ai})$ 。其中, ϵ 为能源的碳含量。参考 Fried (2018),无碳税时,化石能源价格为 p_f ;当征收碳税 t 时,化石能源价格为 $\frac{tp_f}{h(F_{Ai})}$ 。根据成本最小化,可得企业的边际成本为: $\kappa \left(\frac{tp_f}{h(F_{Ai})} \right)^a a_i$,其中 $\kappa = \alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{-(1-\alpha)}$ 。企业的总生产成本为:

$$C_i = F + F_{Ai} + \kappa \left(\frac{tp_f}{h(F_{Ai})} \right)^a a_i x_i.$$

(三) 均衡

为便于推导减排投资的显示解,本文设定减排函数具有如下形式: $h(F_{Ai}) = (F_{Ai})^\rho$ 。其中, $\rho > 0$ 。在此基础上,通过求解企业利润最大化问题,可分别得到出口企业的最优减排投资水平:

$$F_{Ai}^X = (1-\beta)^{\frac{1}{\beta}} (B + \varphi B^*)^{\frac{1}{\beta}} (tp_f)^{-\frac{a(\sigma-1)}{\beta}} a_i^{-\frac{(\sigma-1)}{\beta}},$$

其中,国内市场潜力(B)和国外市场潜力(B^*)分别定义为: $B \equiv \frac{\kappa^{1-\sigma} \sigma^{-\sigma} (\sigma-1)^{\sigma-1} \mu L}{P^{1-\sigma}}$ 和 $B^* \equiv \frac{\kappa^{1-\sigma} \sigma^{-\sigma} (\sigma-1)^{\sigma-1} \mu L^*}{(P^*)^{1-\sigma}}$ 。贸易自由度 $\varphi \equiv \tau^{1-\sigma}$,其取值范围为 $[0, 1]$ 。 φ 越大,表示本国与国外的贸易成本越低。企业面临的外需由 φB^* 刻画。 $\beta \equiv 1 - \alpha \rho (\sigma - 1)$,并假设 $\beta > 0$,以确保模型具有良好的理论性质。^②

为深入分析外需上升对企业二氧化碳排放水平及排放强度的影响机制,本文基于理论模型推导出出口企业碳排放量与排放强度的均衡表达式如下^③:

① Aghion et al. (2016)、Calel and Dechezleprêtre (2016)等评估了碳排放权交易和碳税的经济效果。吴力波等(2014)指出,在信息完全对称的竞争中,碳税和碳排放权交易的政策效果相同。除碳排放权交易和碳税之外,还有一些研究指出可以采用能源税作为碳减排激励(Chen et al., 2025; 林伯强和李爱军, 2012)。

② $\beta > 0$ 意味着生产率越高的企业的减排投资金额也越高。这一条件确保企业的利润函数为减排投资的凹函数,进而可使企业利润最大化有最优解。

③ 由于缺少细分数据准确识别企业分别用于内销和出口产品的能源投入情况,因此在建模时刻画同时内销和出口企业的平均碳排放强度。

$$\frac{e_i^X}{x_i} = \alpha \epsilon \kappa (tp_f)^{\frac{\sigma-1}{\beta}} (B + \varphi B^*)^{-\frac{\alpha}{\beta}} \left(\frac{1}{1-\beta} \right)^{\frac{\alpha}{\beta}} a_i^{\frac{1}{\beta}},$$

$$e_i^X = \alpha \epsilon (\sigma - 1) \frac{1}{tp_f} (B + \varphi B^*)^{\frac{1}{\beta}} \left(\frac{1}{1-\beta} \right)^{\frac{1-\beta}{\beta}} a_i^{-\frac{\sigma-1}{\beta}}.$$

为分析外需变动对企业碳排放的边际影响,本文采用对数线性化方法,将企业碳排放和排放强度的表达式展开,推导出外需增速与企业碳排放增速及排放强度增速之间的理论关系。^① 理论分析表明,一方面,外需上升带来出口规模扩大,推动企业增加生产与能源消耗,从而导致二氧化碳排放总量上升;另一方面,由于减排技术投资具有固定成本属性,外需扩张促使出口企业增加减排投资,降低单位产出的碳排放,即二氧化碳排放强度下降。理论模型的净效应显示,外需对碳排放的规模效应占据主导,因此外需增速上升将引致企业二氧化碳排放增速提高、排放强度增速降低。据此,我们提出以下两个命题:

命题1 在其他条件不变时,外需增速上升将导致出口企业的二氧化碳排放水平增速上升。

命题2 在其他条件不变时,外需增速上升将导致出口企业的二氧化碳排放强度增速下降。

三、数据、变量及描述性统计

(一) 数据

本文实证分析主要使用企业层面污染数据库和海关数据库的匹配数据。首先,企业层面污染数据库来自中国生态环境部,其提供了能源使用、工业废气废水排放等环境行为指标以及工业总产值、行政区划等少量基础信息指标。其中,企业能源使用包括原料煤、燃料煤、燃料油、柴油以及清洁燃气等细项。本文基于这些细分的能源使用情况,以及中国国家发展和改革委员会(NDRC)、联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)提供的温室气体排放核算方法,测度了企业各年的二氧化碳排放量和排放强度。其次,利用中国海关总署提供的2000—2014年企业-伙伴国-HS8位产品层面贸易数据、CEPII BACI数据库提供的1996—2014年出口国-进口国-HS6位产品层面贸易数据,构建了企业层面按照初年出口份额加权的外需增速指标。

^① 证明详见附录I。篇幅所限,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

本文使用去除干扰词^①后的企业名称和年份指标,将企业层面污染数据库与贸易数据匹配,并得到 2000—2010 年 35 457 家企业、133 834 个观测值的分析样本^②,约占污染企业观测值总数的 15%。在匹配数据的基础上,本文进一步构建了企业的出口增速、总产值增速以及出口强度等指标。在稳健性检验和机制分析部分,本文还使用了中国国家统计局提供的规模以上工业企业数据和中国国家知识产权局提供的 1998—2014 年申请并公开的专利数据,进行机制分析。这两个数据在文献中多有使用,文中不再赘述。

(二) 关键变量测度

1. 二氧化碳排放量和排放强度

参考中国生态环境部发布的《企业温室气体排放核算与报告指南 发电设施》等相关文件,企业 i 在 t 期的二氧化碳排放量(e_{it})为统计期内各种化石燃料燃烧的二氧化碳排放量的加总^③:

$$e_{it} = \sum_n^N AD_{itn} \times EF_n,$$

其中, N 表示燃料种类的总数。 AD_{itn} 为 t 期企业 i 第 n 种化石燃料的活动数据,等于燃料消耗量与其低位发热量的乘积。 EF_n 表示第 n 种化石燃料的二氧化碳排放因子,等于单位热值含碳量与该种化石燃料的碳氧化率以及二氧化碳与碳的相对分子质量之比的乘积。燃料消耗量来自企业层面污染数据库,每种燃料的低位发热量、单位热值含碳量、碳氧化率取值分别参考 2015 年发布的《国家发展改革委办公厅关于印发第三批 10 个行业企业温室气体核算方法与报告指南(试行)的通知》和《2006 年 IPCC 国家温室气体清单指南》两个标准,分别记为 NDRC 和 IPCC 标准。二氧化碳排放强度为二氧化碳排放量与工业总产值的比值。无特别说明,各变量随时间变化均采用 Davis-Haltiwanger 增长率^④测度。

① 干扰词包括名称中的标点符号、特殊字母、英文括号等。通过去除干扰词将两套数据库中的企业名称进行统一(例如将有限公司相关的表达统一为有限公司),而后进行精确匹配。

② 中国生态环境部企业层面污染数据库的原始年份为 2000—2014 年,但能源使用数据仅有 2000—2010 年数据,故本文实证分析主要使用 2000—2010 年数据、仅部分排放强度下降的机制分析使用到 2014 年数据。2000—2010 年,我国出口的政策环境变化对外贸企业而言相对宏观和外生。同时,在政府发展目标中,经济目标往往优先于环境治理目标,这有利于识别外需变化通过技术升级、出口导向等市场因素对企业二氧化碳排放的影响。

③ Barrows and Ollivier(2021)指出当管道末端碳捕获技术尚未被广泛推行时,这种假定各类能源包含的二氧化碳比例固定、与燃烧技术无关的核算方法具有一定合理性。

④ Davis-Haltiwanger 增长率测度方法参考 Davis and Haltiwanger(1990),假定变量 x 在 t 期和 $t-1$ 期取值分别为 x_t 和 x_{t-1} ,则其 Davis-Haltiwanger 增长率为 $\frac{(x_t - x_{t-1})}{0.5 \times (x_t + x_{t-1})}$ 。

2.企业层面外需增速

参考 Barrows and Ollivier(2021),构建企业层面按照初年贸易份额加权的外需增速指标。首先,构建中国 HS6 位产品层面按初年份额加权的外需增速 $\Delta ZFD_{jt,t-1}$ 。具体而言,为避免进口需求的内生性问题,采用自中国进口 j 类产品的国家 d 从中国以外国家的进口(记作 M_{djt}),作为国家 d 对中国 j 类产品的进口需求。采用 Davis-Haltiwanger 增长率刻画外需变化,以更好地处理贸易流从无到有、从有到无时的增速变化。为避免贸易权重的内生性问题,分别利用 1996—1998 年、2002—2004 年目的国 d 在中国 j 产品总出口中的平均占比,作为 1999—2004 年、2005—2014 年 d 国外需变化的权重,并对不同目的国产品 j 的外需变化进行加权,进而得到按初年份额加权的中国 HS6 位产品层面的外需增速 $\Delta ZFD_{jt,t-1}$ 。具体计算公式如下:

$$\Delta ZFD_{jt,t-1} = \sum_d s_{djt_0} \left(\frac{M_{djt} - M_{djt-1}}{0.5 \times (M_{djt} + M_{djt-1})} \right), \quad s_{djt_0} = \frac{M_{djt_0}^{CHN}}{\sum_l M_{ljt_0}^{CHN}}.$$

其次,按照企业在海关贸易数据中初年(t_0)每种 HS6 位产品出口份额(v_{ijt_0})作为权重,将 HS6 位产品-时间层面外需变动($\Delta ZFD_{jt,t-1}$)加权,并得到企业层面按初年出口份额加权的外需变动指标($\Delta ZFD_{it,t-1}$):

$$\Delta ZFD_{it,t-1} = \sum_j v_{ijt_0} \Delta ZFD_{jt,t-1}, \quad v_{ijt_0} = \frac{X_{ijt_0}}{\sum_h X_{iht_0}},$$

其中, X_{ijt_0} 表示企业 i 在样本初年 t_0 出口的产品 j 的金额。

表 1 汇报了主要变量的描述性统计。2000—2010 年样本企业以 NDRC 标准测度的二氧化碳排放增速均值为 2%,二氧化碳排放强度增速均值为-6%,反映企业二氧化碳排放增速显著低于其工业总产值增速。同时,样本企业的二氧化碳排放和排放强度分布差异较大,为识别外需变化对企业二氧化碳排放行为的异质性影响提供了可能。

表 1 关键变量的描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	单位
二氧化碳排放_NDRC	87 063	27 559	101 660	18.3	1.6E+06	吨 CO ₂
二氧化碳排放_IPCC	87 070	33 213	120 835	6.04	1.8E+06	吨 CO ₂
二氧化碳排放强度_NDRC	85 985	1.81	3.54	0.0006	41.0	吨 CO ₂ /万元
二氧化碳排放强度_IPCC	85 985	2.26	4.41	0.0001	50.7	吨 CO ₂ /万元
出口强度	112 589	0.63	1.25	0.00	19.8	1
二氧化碳排放增速_NDRC	72 761	0.02	0.54	-2.00	2.00	1
二氧化碳排放增速_IPCC	72 761	0.01	0.55	-2.00	2.00	1
二氧化碳排放强度增速_NDRC	71 352	-0.06	0.66	-2.00	2.00	1

（续表）

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	单位
二氧化碳排放强度增速_IPCC	71 352	-0.06	0.67	-2.00	2.00	1
工业总产值增速	111 101	0.08	0.61	-2.00	2.00	1
出口增速	81 954	0.11	0.75	-2.00	2.00	1
按初年权重计算的外部需求增速	122 470	0.02	0.22	-2.00	2.00	1

注：除增速外，所有水平变量均剔除左右两端 1%分位数异常值。

四、实证策略与实证结果

（一）实证策略

参考 Barrows and Ollivier(2021)、Aghion et al.(2024)以及前文的理论分析,下文采用一阶差分模型识别外需变化对企业层面结果变量的影响^①：

$$\Delta Y_{ikt,t-1} = \sum_{\tau=-3}^2 \beta_{\tau} (\Delta ZFD_{it+\tau,t-1+\tau} \times ex_{it-1}) + \gamma (Z_{it0} \times \zeta_t) + \chi_{kt} + \epsilon_{ikt},$$

其中, $\Delta Y_{ikt,t-1}$ 表示行业 k 企业 i 的结果变量,包括二氧化碳排放增速、工业总产值增速、出口增速及二氧化碳排放强度增速。 $\Delta ZFD_{it+\tau,t-1+\tau}$ 表示企业 i 在 $t+\tau$ 期按初年出口份额加权的外需增速(简称 $t+\tau$ 期外需增速),可作为理论模型中 $\Delta(\varphi_{it} B_{it}^*)$ 的代理变量,并考虑从滞后 3 期到提前 2 期的外需变化。参考 Aghion et al.(2024),在以二氧化碳排放增速、工业总产值增速及二氧化碳排放强度增速为因变量的回归中,本文将企业层面外需增速与其滞后一期出口强度(ex_{it-1})的乘积作为核心自变量。其中,出口强度始终采用滞后一期变量,以控制内生性问题的干扰。而在以出口增速为因变量的回归中,参考 Barrows and Ollivier(2021),考虑到出口强度调整也是企业对外需变动的反应之一,故直接以企业层面外需增速作为核心自变量^②。

此外,实证回归还控制了企业在样本初年的出口强度、工业总产值对数及它们与年份虚拟变量的交互项,以排除企业层面特征变量随时间变动的干扰。在以二氧化碳排放增速和排放强度增速为因变量的回归中,本文还控制了初期二氧化碳排放对数和二氧化碳排放强度对数及它们与年份虚拟变量的交互项。上述所有初期变量构成的矩阵以 Z_{it0} 表示,年份虚拟变量以 ζ_t 表示,二者的交互项以 $Z_{it0} \times \zeta_t$ 表示。同时,实证模型还控制了 HS2 分位行业 $\times$ 时间层面固定

① Barrows and Ollivier(2021)指出：当数据为多期面板时,由于结果变量存在非平稳的情况,此时基于水平值的固定效应模型估计结果可能有偏,一阶差分模型由于数据平稳性更好,估计结果也更为可靠。

② 在以出口增速为因变量的回归中,如果将外需增速与滞后一期出口强度的乘积作为核心变量,回归结果的显著性与仅控制外需增速的情况基本类似,但由于控制滞后一期出口强度导致回归系数变小。

效应(χ_{kt}),以控制价格指数、技术进步、政策调整等行业-时间层面变量对回归结果的影响。在稳健性检验部分,本文还控制了企业层面环保投入、能源投入结构等的影响。

(二) 基准回归

表2汇报了基准回归结果。列(1)和列(2)考察了外需变化对企业二氧化碳排放的影响。结果显示,滞后1期至提前1期的外需扩张对企业当期二氧化碳排放增长存在稳定的正向作用,而更远时期的外需扩张对企业二氧化碳排放作用不稳定且多不显著。进一步,基于 $t-1$ 期、 t 期、 $t+1$ 期交互项的回归系数,讨论外需变化影响的经济含义。假定企业出口强度处于样本平均水平(63%),如果这三个时期的外需增速均提高1个百分点,则根据NDRC和IPCC标准测算的企业二氧化碳排放增速将分别平均提高0.087(0.138×0.63)和0.091(0.144×0.63)个百分点。

列(3)和列(4)考察了外需变化对企业工业总产值和出口增速的影响。一方面,外需扩张对企业工业总产值增速具有持续且显著的促进作用;另一方面,外需扩张对企业工业总产值的当期促进作用主要体现为对出口的大幅拉动作用,而对其当期内销产值可能存在一定挤出效果^①。类似地,假定企业出口强度处于样本平均水平,如果 $t-1$ 期、 t 期、 $t+1$ 期外需增速均提高1个百分点,则企业工业总产值和出口增速将分别平均提高0.067(0.106×0.63)和0.276个百分点。

列(5)和列(6)汇报了外需变化对企业二氧化碳排放强度的影响。除 $t+1$ 期外,其他时期外需增速交互项的回归系数均为负数,且 $t-2$ 期和 $t-3$ 期连续显著为负。这反映企业总体上表现出碳集约化生产的特征,但绿色转型存在一定时滞。这一发现也与前文结论一致,即样本企业的二氧化碳排放增长主要源于规模效应。假定企业出口强度处于样本平均水平,如果 $t-2$ 期、 $t-3$ 期外需增速均提高1个百分点,将使得企业以NDRC和IPCC标准度量的二氧化碳排放强度增速平均分别下降0.148(0.235×0.63)和0.142(0.225×0.63)个百分点。

表2 基准回归结果

因变量	排放增速 _NDRC	排放增速 _IPCC	产值增速	出口增速	排放强度 增速_NDRC	排放强度 增速_IPCC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$t-3$ 期外需增速 $\times$	-0.034*	-0.044**	0.091***	0.020	-0.056*	-0.059*
$t-1$ 期出口强度	(0.017)	(0.021)	(0.030)	(0.033)	(0.032)	(0.033)

① 在内销产值增速对外需增速交互项的回归中, t 期和 $t-1$ 期外需增速交互项的回归系数为负数、但不显著。

因 变 量	(续表)					
	排放增速 _NDRC	排放增速 _IPCC	产值增速	出口增速	排放强度 增速_NDRC	排放强度 增速_IPCC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$t-2$ 期外需增速 $\times$	-0.003	-0.007	0.156***	-0.005	-0.179***	-0.166***
$t-1$ 期出口强度	(0.026)	(0.028)	(0.033)	(0.033)	(0.047)	(0.047)
$t-1$ 期外需增速 $\times$	0.052*	0.052*	0.028	0.021	-0.007	-0.004
$t-1$ 期出口强度	(0.027)	(0.030)	(0.033)	(0.031)	(0.041)	(0.042)
t 期外需增速 $\times$	0.034	0.032	0.064**	0.216***	-0.054	-0.058
$t-1$ 期出口强度	(0.023)	(0.025)	(0.031)	(0.034)	(0.037)	(0.038)
$t+1$ 期外需增速 $\times$	0.052**	0.060***	0.014	0.039	-0.0001	0.005
$t-1$ 期出口强度	(0.022)	(0.023)	(0.027)	(0.033)	(0.036)	(0.036)
$t+2$ 期外需增速 $\times$	0.025	0.024	0.079***	-0.066**	-0.091**	-0.094**
$t-1$ 期出口强度	(0.019)	(0.020)	(0.028)	(0.032)	(0.037)	(0.037)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
行业 $\times$ 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.043	0.044	0.049	0.107	0.050	0.051
观测值	15 105	15 102	25 019	25 613	15 078	15 102

注:除列(4)外,其他列核心控制变量为外需增速与 $t-1$ 期出口强度的交互项。列(4)核心控制变量为不同时期的外需增速。括号中为企业层面聚类标准误,***、**、*分别表示在1%、5%及10%水平上显著,下表同。

(三) 稳健性检验

本文还检验了基准结果在以下情况的稳健性,包括:①考虑其他外需增速指标;②考虑遗漏变量的影响;③考虑到2008—2010年数据质量问题,仅采用2001—2007年样本进行稳健性分析;④构建证伪检验(falsification tests)。受篇幅限制,这部分内容详见附录Ⅱ。此外,附录Ⅱ还考虑了外需变动对不同区域、不同所有制企业二氧化碳排放及生产行为的异质性影响。总体而言,基准回归结果在上述情形下仍然稳健。

五、影响机制分析

(一) 二氧化碳排放分解

为理解加总层面二氧化碳排放增长的来源,本文将一国加总的二氧化碳排放变动分解为规模效应、组成效应及排放强度变动三部分(Rodrigue et al., 2022; Shapiro and Walker, 2018):

$$g_E = g_V + g_{\bar{t}} + g_V g_{\bar{t}},$$

即总二氧化碳排放增速^①(g_E)等于总产出增速(g_V)、加权平均的二氧化碳排放强度增速($g_{\bar{t}}$)及二者增速乘积之和。进一步,参考 Brandt et al.(2012),将加权平均的二氧化碳排放强度增速分解为企业内效应、构成效应、进入效应及退出效应四项,依次对应式(1)中等式右边第一项、第二项、第三项、第四项(含负号)。

$$g_{\bar{t}} = \frac{1}{\bar{\iota}_{t_1}} \sum_{\substack{i \in \Omega_{t_1} \\ i \in \Omega_{t_2}}} \omega_{it_1} (\iota_{it_2} - \iota_{it_1}) + \frac{1}{\bar{\iota}_{t_1}} \sum_{\substack{i \in \Omega_{t_1} \\ i \in \Omega_{t_2}}} (\omega_{it_2} - \omega_{it_1}) (\iota_{it_2} - \bar{\iota}_{t_1}) + \\ \frac{1}{\bar{\iota}_{t_1}} \sum_{\substack{i \notin \Omega_{t_1} \\ i \in \Omega_{t_2}}} \omega_{it_2} (\iota_{it_2} - \bar{\iota}_{t_1}) - \frac{1}{\bar{\iota}_{t_1}} \sum_{\substack{i \in \Omega_{t_1} \\ i \notin \Omega_{t_2}}} \omega_{it_1} (\iota_{it_1} - \bar{\iota}_{t_1}), \quad (1)$$

其中, Ω_{t_1} 和 Ω_{t_2} 分别表示 t_1 和 t_2 时期的企业集合。

表3汇报了基于回归样本的总体二氧化碳排放增长的分解结果。2001—2010年,样本企业加总二氧化碳排放和总产出均呈现较快上涨态势,2010年相对2001年分别累计增长243%和550%,相应年平均增速为14.7%和23.1%。由于总产出增速快于二氧化碳排放增速,单位产值的二氧化碳排放强度呈现下降态势,反映企业生产技术的碳集约态势。进一步分解显示,企业内效应和进入效应对加总的二氧化碳排放强度始终具有抑制作用,而构成效应和退出效应的作用方向不稳定。

表3 总体二氧化碳排放增长分解

单位:%

时期	g_E	g_V	$g_V \times g_{\bar{t}}$	$g_{\bar{t}}$	企业内效应	构成效应	进入效应	退出效应
2001—2005	79	148	-42	-28	-6.7	1.9	-8.5	-14.7
2005—2010	92	162	-43	-27	-3.0	-10.8	-18.4	5.4
2001—2010	243	550	-260	-47	-10.5	5.1	-36.5	-5.4

(二) 规模效应和排放强度效应

本节进一步借鉴 Barrows and Ollivier(2021)提出的反事实方法,量化外需变动引致的规模效应和排放强度效应,并考虑短期(t 期)和中长期(t 、 $t-1$ 、 $t-2$ 期)两种情形。其中,全部贸易效应表示外需变动带来的二氧化碳排放变化。规模效应表示假设外需变动仅影响工业总产值、不影响基于总产值的二氧化碳排放强度时,真实二氧化碳排放增速与反事实情形下的二氧化碳排放增速的差值。出口额效应则假设外需变动仅影响出口、不影响内销和基于总产值的二氧化碳排放强度。反事实情形下各类效应的测度方法详见附录II。

图1汇报了外需变动对企业二氧化碳排放的短期影响。2003—2010年,外

① 其中, $g_x = \frac{x_{t_2} - x_{t_1}}{x_{t_1}}$,表示变量 x 在 t_1 到 t_2 期的增速。

需增速的均值为 4.6%，其中 2003—2008 年波动较小，2009 年受全球金融危机影响外需下降超过 20%，2010 年在政策救助和低基数作用下外需增速大幅回升。2003—2010 年，样本企业实际观测到的加权平均的二氧化碳排放增速均值为 3.9%，与滞后 1—2 期外需变动高度正相关。平均而言，这一时期全部贸易效应贡献了当期二氧化碳排放的 0.5%，2010 年贡献最大、达到 8% 左右。与表 3 一致，规模效应是外需变动影响二氧化碳排放的主要渠道，排放强度效应对企业二氧化碳排放呈现负面调节作用。2003—2010 年，规模效应是全部贸易效应的 1.2—1.7 倍。当不控制 $t-1$ 期出口强度时，出口额效应显著高于规模效应；当控制 $t-1$ 期出口强度时，出口额效应平均为规模效应的 24%，表明内销行为的调整也是贸易冲击环境影响的重要部分。

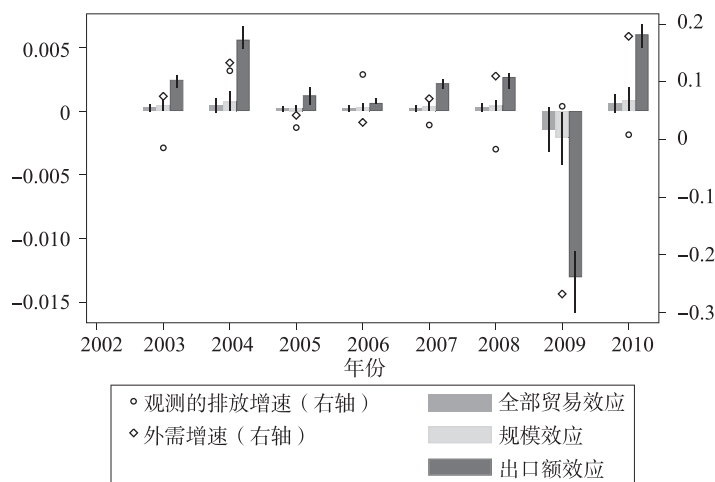


图 1 企业加总层面外需变动引致的二氧化碳排放增速变动及其渠道分解(t 期)

注：圆形散点对应当年观测到的企业层面加总的二氧化碳排放增速，菱形散点对应当年观测到的企业层面加总的外需增速，由于变动较大二者均对应次纵坐标轴。中灰色条形柱对应全部贸易效应，浅灰色条形柱对应基于工业总产值现价规模的效应，深灰色条形柱对应出口额效应。每个柱状图上的黑色竖线对应 95% 的置信区间。图中出口额效应为不控制 $t-1$ 期出口强度、直接基于企业层面外需增速回归系数的估计结果。

图 2 汇报外需变动对企业二氧化碳排放的中长期影响。2003—2010 年，连续 3 期在位企业碳排放增速均值为 2.9%，略低于短期，仍与滞后 1—2 期外需波动密切相关。由于在二氧化碳排放增速及工业总产值增速回归中， t 、 $t-1$ 、 $t-2$ 期外需增速交互项的回归系数同向，因此基于此估计得到的中长期全部贸易效应、规模效应均较短期显著增大。具体而言，2003—2010 年，全部贸易效应平均贡献了中长期二氧化碳排放的 7.6%，2010 年贡献最大、达到 30% 左右。2004—2010 年，规模效应平均是全部贸易效应的 2.0 倍；受滞后项影响，2008—2010 年全球金融危机期间，规模效应与实际排放增速或全部贸易效应的变化方向出现分化。此外，随着短期产能限制在中长期有所缓解，内销渠道重要性提高。

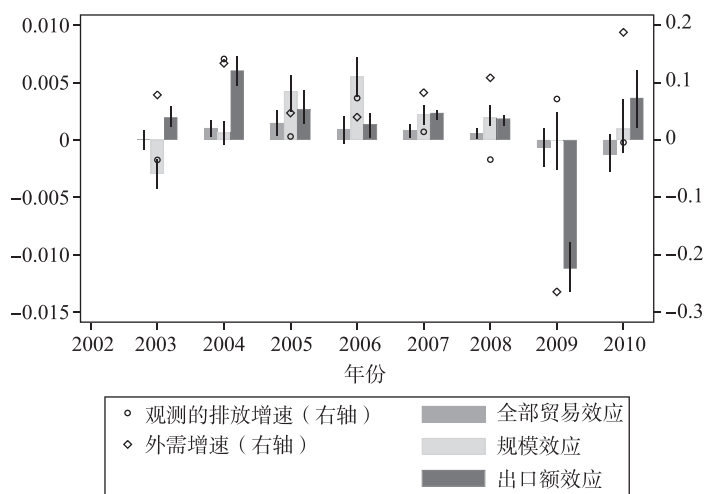


图2 企业加总层面外需变动引致的二氧化碳排放增速变动及其渠道分解(t 、 $t-1$ 、 $t-2$ 期)

注：同图1。

(三) 排放强度下降的原因

本节参考 Rodrigue et al.(2024)、李青原和肖泽华(2020)以及前文的理论分析,从能源、设备、产品、技术等角度,进一步探究外需变动影响企业二氧化碳排放强度的作用机制。其中,能源使用结构、清洁设备投入、资本设备年限、绿色专利研发四个渠道,直接影响企业的二氧化碳排放和排放强度,更多可体现为式(1)中的企业内效应。而产品结构调整和生产效率提升两个渠道,不直接影响企业或企业-产品层面的二氧化碳排放和排放强度,但会影响企业的规模和结构,进而影响加总层面的二氧化碳排放,更多对应式(1)中的构成效应。此外,外需变化还会通过进入、退出效应影响加总层面的二氧化碳排放强度。

1. 企业内效应

(1) 能源使用结构。表4列(1)展示了外需变动对企业 $t+1$ 期煤类燃料使用占比(NRG_{it})的回归结果^①。其中, $t-2$ 期至 t 期外需增速交互项回归系数均为正数,但仅 $t-1$ 期交互项在10%水平上显著。这意味着外需扩张促使企业能源消耗中原料煤和燃料煤占比提升,即企业使用更多的污染能源。这可能是因为天然气等清洁能源开采难度大、供给刚性高,短期难以迅速提升供给。相反,煤炭短期供给弹性更大,能够更好地匹配生产需求扩张。

(2) 清洁设备投入。本文利用工业企业污染数据中的废水和废气治理设施数量等指标,检验企业是否通过增加减排投资应对排放压力。由列(2),除 $t+2$

^① 表4中部分因变量采用 $t+1$ 期值而非 t 期值,这主要反映外需变动对能源使用结构、清洁设备投入影响存在一定时滞。

期外,其他时期外需增速交互项的回归系数均不显著、部分甚至为负,这意味着外需扩张并未显著推动企业增加废水治理设施。而列(3)中,除 $t+1$ 期交互项外,其他时期外需增速交互项的回归系数均为正数,且 $t-1$ 期和 $t-3$ 期交互项的回归系数在10%水平上显著,即外需扩张将会促使企业未来增加对废气治理设施的投入,且其对废气治理设施投入的影响存在2—4期滞后性。

(3) 资本设备年限。外需扩张还可能促使企业新增其他生产性资本设备投入。这类资本设备虽不能直接治理废气或温室气体,但其设备年限较短,能效更高,有助于降低单位产出的二氧化碳排放。因此,本节进一步探讨外需变动通过资本设备年限影响企业二氧化碳排放强度的作用机制,并参考Rodrigue et al. (2024)构建企业层面资本设备年限指标。由列(4),除 $t+1$ 期交互项外,其他时期外需增速交互项的回归系数均为负数,且 $t-1$ 期外需增速交互项的回归系数在5%水平上显著。这意味着 $t-1$ 期外需扩张会降低企业资本设备年限,有助于抑制二氧化碳排放强度。

表 4 外需变动影响企业二氧化碳排放强度的机制

	$t+1$ 期煤炭 燃料使用 占比增速	$t+1$ 期废水 治理设施 数量增速	$t+1$ 期废气 治理设施 数量增速	t 期资本 设备年限 增速	t 期定基 二氧化碳排放 强度增速	t 期全要素 生产率 (ACF)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$t-3$ 期外需增速 $\times$	-0.006	-0.002	0.023 *	-0.004	-0.003	
$t-1$ 期出口强度	(0.007)	(0.004)	(0.013)	(0.011)	(0.007)	
$t-2$ 期外需增速 $\times$	0.006	0.003	0.004	-0.014	0.007	
$t-1$ 期出口强度	(0.007)	(0.004)	(0.018)	(0.011)	(0.007)	
$t-1$ 期外需增速 $\times$	0.023 *	-0.006	0.033 *	-0.030**	-0.001	0.044
$t-1$ 期出口强度	(0.013)	(0.006)	(0.019)	(0.012)	(0.007)	(0.031)
t 期外需增速 $\times$	0.008	0.004	0.008	-0.0004	0.013	0.044 *
$t-1$ 期出口强度	(0.006)	(0.005)	(0.015)	(0.009)	(0.009)	(0.023)
$t+1$ 期外需增速 $\times$	-0.001	0.001	-0.011	0.017 *	-0.008	
$t-1$ 期出口强度	(0.007)	(0.006)	(0.013)	(0.010)	(0.007)	
$t+2$ 期外需增速 $\times$	-0.001	0.010**	0.002	-0.002	-0.002	
$t-1$ 期出口强度	(0.005)	(0.005)	(0.010)	(0.007)	(0.007)	
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
行业 $\times$ 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.063	0.032	0.042	0.231	0.036	0.585
观测值	9 235	29 418	10 590	10 642	31 291	13 190

注:ACF 为 Akerberg et al.(2015)的简写。由于工业企业数据质量问题,列(4)中回归样本剔除 2010 年。

(4) 绿色专利研发。本节参考李青原和肖泽华(2020)度量企业的绿色专利数量,并研究外需变动通过企业绿色专利创新影响企业二氧化碳排放强度的作用机制。由于绿色专利研发的滞后性较强,表 5 中回归均以 $t+1$ 期绿色专利数量作为因变量。由列(1)—(3), $t-3$ 期至 t 期外需扩张对企业绿色专利研发均具有一定正向作用,但该作用存在滞后性。具体而言,对实用新型专利而言, t 期外需增速交互项在 5%水平上显著为正,即外需扩张对实用新型专利的正面作用存在 1 期滞后性;而对发明专利而言,外需增速交互项的回归系数在 $t-2$ 期和 $t-3$ 期才开始显著为正,即外需扩张对发明专利的正面作用存在 3—4 期滞后性。这主要是因为发明专利的申请难度和研发难度更大。列(4)—(6)使用基于主分类号识别的绿色专利数进行回归,得到了基本一致的结论。

表 5 外需变动与企业的绿色专利数量

$t+1$ 期绿色专利 数量的对数	基于分类号识别			基于主分类号识别		
	总数	发明	实用新型	总数	发明	实用新型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$t-3$ 期外需增速 $\times$	0.009 *	0.008 *	0.003	0.008 *	0.006	0.003
$t-1$ 期出口强度	(0.005)	(0.004)	(0.003)	(0.005)	(0.004)	(0.003)
$t-2$ 期外需增速 $\times$	0.007	0.008 *	0.003	0.007 *	0.007**	0.003
$t-1$ 期出口强度	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
$t-1$ 期外需增速 $\times$	0.006	0.008	-0.001	0.004	0.006	-0.002
$t-1$ 期出口强度	(0.007)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.004)
t 期外需增速 $\times$	0.011 *	0.003	0.011**	0.010 *	0.005	0.007 *
$t-1$ 期出口强度	(0.006)	(0.004)	(0.005)	(0.006)	(0.004)	(0.004)
$t+1$ 期外需增速 $\times$	-0.006	-0.006	-0.001	-0.004	-0.003	-0.001
$t-1$ 期出口强度	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)
$t+2$ 期外需增速 $\times$	0.004	-0.001	0.005	0.001	-0.004	0.003
$t-1$ 期出口强度	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.608	0.574	0.609	0.586	0.552	0.591
观测值	38 198	38 198	38 198	38 198	38 198	38 198

注:表中回归均控制 $t-1$ 期工业总产值对数、企业和时间层面固定效应、初期出口强度、初期工业总产值对数以及它们与时间虚拟变量的交互项。

2.构成效应

(1) 产品结构调整。参考 Barrows and Ollivier(2018),表 4 列(5)构造了定

基二氧化碳排放强度增速指标,即假定 HS-6 位产品的二氧化碳排放强度固定在 2000 年水平不变,然后根据企业历年出口的各类产品份额,计算加权平均的二氧化碳排放强度增速。此时,企业层面排放强度的变化仅来自细分产品份额的变化,排放强度上升意味着 2000 年排放强度较高的产品占比提高。由列(5), t 期外需增速交互项回归系数为正且接近在 10%水平上显著,表明当期外需扩张带来 2000 年排放强度较高的产品出口占比上升。这可能是因为企业在正向需求冲击下倾向于扩大非核心或非优势产品比重。总体来看,产品结构调整并非样本企业二氧化碳排放强度下降的主要原因。

(2) 生产效率提升。外需扩张还会促使企业优化经营管理、提高生产效率和产量,进而有助于降低个体和加总层面的二氧化碳排放强度。本文参考 Akerberg et al.(2015)度量企业的全要素生产率。考虑到全要素生产率数据年份较短,表 4 列(6)中仅考虑当期及滞后 1 期外需增速交互项对企业全要素生产率的影响。由列(6),当期及滞后 1 期外需增速交互项的回归系数均为正数,且当期交互项回归系数接近在 5%水平上显著。这意味着外需扩大对企业当期生产效率提升具有显著的正向效果。生产效率的提高有助于扩大企业总产值,进而降低单位产出的二氧化碳排放,并对加总层面的碳排放强度产生抑制效应。

3. 进入、退出效应

表 6 进一步利用企业-年份层面数据,考察外需变动对企业广延边际决策的影响,并分别采用线性概率模型与面板 Logit 模型进行估计。进入企业、在位企业及退出企业的界定参考 Li et al.(2015)。此外,表 6 还通过外需增速与排放强度对数分位数虚拟变量的交互项,刻画不同二氧化碳排放强度企业的进入、退出概率差异。列(1)—(3)汇报了线性概率模型的回归结果,外需扩张将显著提升企业进入概率,降低在位企业和退出企业概率,同时二氧化碳排放强度较高的企业(即排放强度对数位于 75 分位数以上的企业)相对二氧化碳排放强度较低的企业(75 分位数以下)的进入概率更低、退出概率更高。列(4)—(6)汇报了面板 Logit 模型的回归结果,并得到与列(1)—(3)基本一致的发现。

表 6 外需变动对企业进入、退出出口市场的影响

	线性概率模型			面板 Logit 模型		
	进入	在位	退出	进入	在位	退出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
t 期外需增速	0.014*** (0.004)	-0.005 (0.006)	-0.010 (0.006)	0.691*** (0.165)	-0.074 (0.143)	-0.203** (0.098)
t 期外需增速 $\times t$ 期排放强度对数 75 分位数以上虚拟变量	-0.011** (0.005)	-0.003 (0.008)	0.014* (0.008)	-0.564** (0.247)	-0.052 (0.152)	0.284* (0.149)

	(续表)					
	线性概率模型			面板 Logit 模型		
	进入	在位	退出	进入	在位	退出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
t 期排放强度对数 75	0.001	−0.007***	0.006***	0.067	−0.086	0.075
分位数以上虚拟变量	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.094)	(0.079)	(0.069)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.266	0.438	0.312	—	—	—
观测值	105 404	105 404	105 404	7 839	20 802	20 805

注：由于 Stata 面板 Logit 模型无法汇报存在固定效应的边际效应，故列(4)―(6)仅汇报回归系数、做显著性参考。列(1)―(3)括号中为企业层面聚类稳健标准误，列(4)―(6)括号中为 bootstrap 标准误。

六、政策含义

本文研究表明，清洁设备投入、生产效率提升及绿色专利研发是降低企业碳排放强度的关键因素，这为中国平衡生态安全与经济发展提供了政策借鉴。即加强绿色科技研发应用、加大绿色基础设施建设、积极参与绿色经贸规则制定、构建市场化与法治化的绿色发展机制，是实现经济绿色转型的重要路径。本文研究还发现，市场力量在企业二氧化碳减排中同样发挥着重要作用。因此，中国的环保治理需要统筹市场力量和政府力量，使二者相互协调、相互补充。在通过政府和政策力量推进环保治理的过程中，应关注环保成本对企业经济绩效的冲击，及其对企业清洁生产意愿与能力可能产生的抑制作用。当前，国际经济政治形势复杂多变，外需波动加剧，可能削弱企业自主减排的意愿和能力。在此背景下，政府加强环境治理时需精准把握力度和时机，避免因减排压力过大引发限产、断电、停止供暖等极端调控行为。应充分考虑企业的实际情况，采取灵活多样的政策措施，在稳步推进减碳目标的同时，保障经济平稳发展。

参考文献

[1] Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer, “Identification Properties of Recent Production Function Estimators”, *Econometrica*, 2015, 83(6), 2411-2451.

[2] Aghion, P., A. Bergeaud, M. Lequien, and M. J. Melitz, “The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports”, *Review of Economics and Statistics*, 2024, 106(3), 608-626.

- [3] Aghion, P., A. Dechezlepretre, D. Hemous, R. Martin, and J. V. Reenen, "Carbon Taxes, Path Dependency, and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry", *Journal of Political Economy*, 2016, 124(1), 1-51.
- [4] Antweiler, W., B. R. Copeland, and M. S. Taylor, "Is Free Trade Good for the Environment?", *American Economic Review*, 2001, 91(4), 877-908.
- [5] Barrows, G., and H. Ollivier, "Cleaner Firms or Cleaner Products? How Product Mix Shapes Emission Intensity from Manufacturing", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88, 134-158.
- [6] Barrows, G., and H. Ollivier, "Foreign Demand, Developing Country Exports, and CO2 Emissions: Firm-Level Evidence from India", *Journal of Development Economics*, 2021, 149, 102587.
- [7] Brandt, L., J. van Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), 339-351.
- [8] Caeli, R., and A. Dechezleprêtre, "Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market", *Review of Economics and Statistics*, 2016, 98(1), 173-191.
- [9] 陈登科, "贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据", 《经济研究》, 2020 年第 12 期, 第 98—114 页。
- [10] Chen, Q., Z. Chen, Z. Liu, J. C. Suárez Serrato, and D. Y. Xu, "Regulating Conglomerates: Evidence from an Energy Conservation Program in China", *American Economic Review*, 2025, 115(2), 408-447.
- [11] 陈诗一, "低碳经济", 《经济研究》, 2022 年第 6 期, 第 12—18 页。
- [12] Cherniwchan, J., "Trade Liberalization and the Environment: Evidence from NAFTA and U.S. Manufacturing", *Journal of International Economics*, 2017, 105, 130-149.
- [13] Cherniwchan, J., B. R. Copeland, and M. S. Taylor, "Trade and the Environment: New Methods, Measurements, and Results", *Annual Review of Economics*, 2017, 9(1), 59-85.
- [14] Cherniwchan, J., and N. Najjar, "Do Environmental Regulations Affect the Decision to Export?", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2022, 14(2), 125-160.
- [15] Copeland, B. R., and M. S. Taylor, "North-South Trade and the Environment", *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(3), 755-787.
- [16] Davis, S. J., and J. Haltiwanger, "Gross Job Creation and Destruction: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications", NBER Macroeconomics Annual, 1990, 123-186.
- [17] Forslid, R., T. Okubo, and K.H. Ulltveit-Moe, "Why Are Firms That Export Cleaner? International Trade, Abatement and Environmental Emissions", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 91, 166-183.
- [18] Fried, S., "Climate Policy and Innovation: A Quantitative Macroeconomic Analysis", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2018, 10(1), 90-118.
- [19] Grossman, G. M., and A. B. Krueger, "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", *National Bureau of Economic Research*, 1991, Inc: Cambridge, 3914.
- [20] Levinson, A., "Technology, International Trade, and Pollution from US Manufacturing", *American Economic Review*, 2009, 99(5), 2177-2192.

- [21] Li, H., H. Ma, and Y. Xu, "How Do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports? —A Firm-Level Investigation", *Journal of International Economics*, 2015, 97(1), 148-161.
- [22] 李锴、齐绍洲, "贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放", 《经济研究》, 2011年第11期, 第60—72+102页。
- [23] 李青原、肖泽华, "异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据", 《经济研究》, 2020年第9期, 第192—208页。
- [24] 李小平、卢现祥, "国际贸易、污染产业转移和中国工业CO₂排放", 《经济研究》, 2010年第1期, 第15—26页。
- [25] 林伯强、李爱军, "碳关税的合理性何在?", 《经济研究》, 2012年第11期, 第118—127页。
- [26] 刘啟仁、陈恬, "出口行为如何影响企业环境绩效", 《中国工业经济》, 2020年第1期, 第99—117页。
- [27] Melitz, M. J., "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695-1725.
- [28] 彭水军、张文城, "国际贸易与气候变化问题: 一个文献综述", 《世界经济》, 2016年第2期, 第167—192页。
- [29] Richter, P. M., and A. Schiersch, "CO₂ Emission Intensity and Exporting: Evidence from Firm-Level Data", *European Economic Review*, 2017, 98, 373-391.
- [30] Rodrigue, J., D. Sheng, and Y. Tan, "The Curious Case of the Missing Chinese Emissions", *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 2022, 9(4), 755-805.
- [31] Rodrigue, J., D. Sheng, and Y. Tan, "Exporting, Abatement, and Firm-Level Emissions: Evidence from China's Accession to the WTO", *Review of Economics and Statistics*, 2024, 106(4), 1064-1082.
- [32] Shapiro, J. S., and R. Walker, "Why Is Pollution from US Manufacturing Declining? The Roles of Environmental Regulation, Productivity, and Trade", *American Economic Review*, 2018, 108(12), 3814-3854.
- [33] 王孝松、田思远、李功, "贸易开放、环境规制与污染——来自中国制造业的经验证据", 《统计研究》, 2022年第5期, 第79—92页。
- [34] 吴力波、钱浩祺、汤维祺, "基于动态边际减排成本模拟的碳排放权交易与碳税选择机制", 《经济研究》, 2014年第9期, 第48—61+148页。

The Impact of Trade Openness on Carbon Dioxide Emissions: Evidence from Chinese Exporters

WANG Yaqi

(Central University of Finance and Economics)

CUI Xiaomin*

(Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: We investigate how trade openness affects firms' carbon dioxide emissions and the mechanisms through which it operates. We develop a heterogeneous firm model and test its implications using Chinese firm-level data from 2000 to 2014. It reveals that foreign demand expansion accounts for an average of 7.6% of CO₂ emission growth in the medium to long term, with the scale effect being the primary channel driving this increase. However, foreign demand growth also reduces the growth rate of exporters' CO₂ emission intensity, mainly through new equipment investment, productivity gains, green technology innovation, and adjustments at the extensive margin, rather than through changes in product mix or energy input structure.

Keywords: foreign demand changes; exporters; carbon dioxide emissions

JEL Classification: F14, F18, Q56

* Corresponding Author: CUI Xiaomin, No. 5 Jianguomennei Dajie, Dongcheng District, Beijing 100732, China; Tel: 86-15650729138; E-mail: cuixiaomin@cass.org.cn.