

# 产业集聚与企业出口碳脱钩

米明金程 赵忠秀

**摘要：**兼顾出口增长与绿色低碳是我国对外贸易高质量发展的必然要求。产业集聚作为企业出口绩效提升的重要动力，能否帮助外贸企业实现“增长”与“绿色”协调发展值得关注。本文基于Tapio脱钩模型，将企业出口绩效与环境绩效纳入统一的研究框架，使用2001—2010年中国工业企业污染排放数据和中国海关进出口数据，考察了产业集聚对企业出口碳脱钩的影响。结果表明，产业集聚显著优化了企业出口碳脱钩状态，推动企业从联结状态到不脱钩、弱脱钩再到增长强脱钩状态的演进，而企业从学习效应、共享效应中收获的减排技术升级和能源结构转型是这一优化过程的重要机制。异质性分析表明，一般贸易企业、出口目的地为发达国家的企业、外资企业的出口碳脱钩状态更容易从产业集聚中获得优化。因此，应积极推进产业集群发展，服务于企业出口增长和低碳转型的双重目标。

**关键词：**产业集聚；企业出口碳脱钩；高质量对外贸易

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 9-0017-18

## 一、引言和文献综述

改革开放40多年以来，我国逐步发展为世界第一货物贸易大国，但也付出了巨大的环境代价。进入新发展阶段，粗放的贸易增长方式难以为继，绿色贸易体系构建势在必行。《“十四五”对外贸易高质量发展规划》（下文简称“规划”）指出，一方面要进一步增强贸易综合实力，保持国际市场份额稳定，出口增速高于全球平均增速；另一方面要坚持绿色引领，坚定走生态优先、绿色低碳的贸易发展道路，严管高耗能、高排放产品出口。可见，“增长”与“绿色”是新时期出口贸易的两个关键词，兼顾两者协调发展是对外贸易高质量发展的重要前提。

在我国新型城镇化、工业化的进程中，产业集聚所形成的外部性是区域经济效率和质量提升的重要途径（邵帅等，2019）<sup>[1]</sup>。值得注意的是，产业集聚与出口贸易高质量发展之间存在两个重要关联。一是产业集聚通过要素集聚、信息共享、技术溢出等渠道改善了我国出口绩效（杨汝岱和朱诗娥，2018<sup>[2]</sup>；邵朝对和苏丹妮，2019<sup>[3]</sup>）；二是产业集聚对我国环境绩效存在尚不确定的影响和复杂的作用机制

[收稿日期] 2022-05-07

[作者信息] 米明金程（通讯作者）：山东财经大学国际经贸学院博士研究生，电子邮箱 mimingjincheng@163.com；赵忠秀：山东财经大学国际经贸学院教授、博士生导师

(张可和豆建民, 2013<sup>[4]</sup>; 苏丹妮和盛斌, 2021<sup>[5]</sup>)。那么, 统筹考虑出口增长和低碳转型时, 产业集聚是导致了两者之间的权衡取舍, 还是促进了两者之间的协同发展? 回答这一问题对我国对外贸易高质量发展具有重要意义。

经济增长与环境压力脱钩 (Decoupling) 的概念最早由 OECD 提出<sup>①</sup>, 指的是在一国、地区或行业的经济发展过程中, 用少于以往的物质消耗产出多于以往的经济财富。出口碳脱钩是指出口额的增长与二氧化碳排放量的增长脱钩 (Wang and Han, 2021)<sup>[6]</sup>, 其将出口绩效与环境绩效纳入统一的研究模块, 是考察两者协同发展的理想模型。企业是出口贸易和治污减排的微观主体, 规划指出, 要指导地方培育低碳大型骨干外贸企业, 加强经验复制推广。考虑到出口企业大多为行业领军企业 (余森杰, 2010)<sup>[7]</sup>, 其率先实现碳达峰, 对我国制造业低碳转型将起到示范、带动作用。因此, 本文以出口企业为研究对象, 围绕产业集聚与企业出口碳脱钩状态展开研究。

与本文相关的第一类文献讨论了产业集聚对企业出口绩效的影响。产业集聚的正外部性提升了企业的生产率 (范剑勇等, 2014<sup>[8]</sup>; 宣烨和余泳泽, 2017<sup>[9]</sup>), 从而优化企业出口绩效 (Melitz, 2003)<sup>[10]</sup>。如降低企业出口的生产率阈值 (杨汝岱和朱诗娥, 2018), 从而提升企业进入出口市场的概率 (Wagner and Zahler, 2015)<sup>[11]</sup>; 或者促进企业出口的二元边际 (佟家栋和刘竹青, 2014<sup>[12]</sup>; 白东北等, 2021)<sup>[13]</sup>, 提升企业出口产品质量 (苏丹妮等, 2018)<sup>[14]</sup> 和企业出口的国内附加值率 (邵朝对和苏丹妮, 2019) 等。

与本文相关的第二类文献讨论了产业集聚的减排效应。在省、市层面上, 产业集聚是促进了区域低碳发展 (任晓松等, 2020<sup>[15]</sup>; 杨庆等, 2021<sup>[16]</sup>) 还是增加了区域碳排放 (张翼和卢现祥, 2015)<sup>[17]</sup> 备受讨论。部分研究发现两者之间的关系是非线性的。如集聚初期碳排放上升、随集聚水平提升碳减排效应逐渐显现的“倒 U”型曲线关系 (赵凡和罗良文, 2022)<sup>[18]</sup>, 以及集聚对区域碳排放先抑制、后促进、再抑制的“倒 N”型曲线关系 (邵帅等, 2019) 等。企业层面的研究主要围绕工业企业污染数据库中报告的废水、废气、烟尘等变量考察产业集聚对企业环境绩效的影响, 如彭倩和干铠骏 (2020)<sup>[19]</sup> 发现产业集聚显著降低了制造业企业的污染排放强度, 苏丹妮和盛斌 (2021) 指出集聚的减排效应主要是专业化集聚带来的。

与本文相关的第三类文献讨论了碳脱钩问题。Tapio (2005)<sup>[20]</sup> 首先构建了包含八种脱钩类型的理论模型。基于此模型, 大量研究探讨了经济增长与碳排放脱钩的发展趋势 (Wei et al., 2020<sup>[21]</sup>; 韩梦瑶等, 2021<sup>[22]</sup>) 和影响因素 (张友国和白羽洁, 2021)<sup>[23]</sup>, 部分研究则分析了出口碳脱钩状态。如刘爱东等 (2014)<sup>[24]</sup> 发现中国碳排放与出口贸易总体呈弱脱钩关系; 乔小勇等 (2018)<sup>[25]</sup> 发现中国对其他金砖国家的总出口与隐含碳排放之间多为正脱钩关系; Wang 和 Han (2021) 发现中国向美国出口的碳脱钩状态在逐年优化。

梳理上述三类文献不难发现, 第一, 既有文献分别讨论了产业集聚对企业出口

<sup>①</sup>OECD: Indicators to Measure Decoupling of Environmental Pressure from Economic Growth (2002), 可参见 <http://www.oilis.oecd.org/olis/2002doc.nsf/LinkTo/sg-sd>。

绩效和环境绩效的影响,鲜有研究统筹考察产业集聚对出口与碳减排的综合影响。考虑到企业出口本身也具有一定的碳排放效应(刘啟仁和陈恬,2020)<sup>[26]</sup>，“产业集聚—出口—碳排放”与“产业集聚—碳排放”两条路径间是抵消效应还是叠加效应?换言之,在产业集聚提升企业出口绩效时,企业碳排放受何影响?这需要在—个系统的框架内进行分析。第二,产业集聚与低碳发展的关系较为复杂,且几乎没有文献在企业层面考察产业集聚与碳减排的关系。第三,目前应用 Tapio 脱钩模型分析国际贸易的文献主要集中在宏观层面的碳脱钩趋势分析及因素分解上,尚未有学者讨论微观企业的碳脱钩状态。

综上所述,本文使用出口碳脱钩模型系统考察企业出口和碳排放间的相对变化关系,基于2001—2010年中国工业企业数据、工业企业污染排放数据与海关数据,检验产业集聚对企业出口碳脱钩状态的影响,试图回答以下两个主要问题:第一,产业集聚能否优化我国企业出口碳脱钩状态?第二,如果能,其作用机制是怎样的?

本文的边际贡献在于:第一,率先将 Tapio 脱钩模型应用于微观企业层面的研究,利用出口碳脱钩指数将企业出口行为与碳排放量纳入统一分析模块,统筹考察产业集聚对企业出口和减排的影响,为出口和绿色协同发展提供新的微观证据和新研究思路;第二,从企业减排技术升级、能源结构转型角度深入探讨了产业集聚对企业出口碳脱钩状态的作用机制,加深了产业集聚对企业出口低碳转型作用的理解,进一步丰富了现有文献。

## 二、理论模型

本文使用的理论模型有两个,其一是产业集聚与企业出口碳排放行为之间关系的数理模型,从理论上推导出产业集聚对企业出口碳排放强度的作用方向和作用机制;其二是 Tapio 碳脱钩模型,本文以碳脱钩状态衡量企业出口增长与低碳转型。两者结合为后文实证检验提供理论基础。

### (一) 产业集聚与出口碳排放

本文参考刘啟仁和陈恬(2020)的做法,将企业生产所产生的二氧化碳视为企业的一种投入量,在简化的 C-D 生产函数中纳入企业的碳消耗量。假设企业只有碳(C)和L两种要素投入,L包含了资本、劳动和其他能源投入。碳的相对价格为 $P_c$ 。有如下最优化问题:

$$\min \quad Cost_i = P_c C_i + L_i \quad (1)$$

$$\text{s. t.} \quad Q_i = A_i L_i^\alpha C_i^\beta \quad (2)$$

其中, $Cost$ 表示企业成本, $Q$ 为企业既定产量, $A$ 为企业全要素生产率,即技术水平, $\alpha$ 、 $\beta$ 为要素产出弹性。求解此问题,得到碳要素的希克斯需求函数:

$$C_i^{\alpha+\beta} = \frac{1}{A} \left( \frac{\beta}{\alpha P_c} \right)^\alpha \times Q_i \quad (3)$$

进一步地,假设规模报酬不变,并引入参数 $\varphi$ 来定义企业出口决策, $\varphi$ 为国内

外产品相对价格的函数,且 $\varphi \in (0, 1)$ 。出口与产量间有 $EXP = \varphi Q$ 。考虑到企业生产过程中产生的二氧化碳与最终排放的二氧化碳之间存在减排技术所带来的差异,我们定义减排系数 $\theta \in (0, 1)$ ,对于每1单位生产过程中产生的二氧化碳,仅有 $\theta$ 单位排放到外部环境中。将式(3)中企业产量变换为企业出口,得到:

$$E_{it} = \frac{\theta}{A\varphi} \left( \frac{\beta_{it}}{\alpha P_c} \right)^\alpha \quad (4)$$

其中, $E$ 为企业出口碳排放强度。

首先,对于产业集聚与企业生产率之间的关系,Marshall (1890)<sup>[27]</sup>较早地探讨了产业集聚对生产率可能的影响,发现产业集聚主要通过劳动力蓄水池、中间投入共享和知识溢出等途径作用于企业生产率。Duranton 和 Puga (2004)<sup>[28]</sup>进一步将其归纳为共享效应、匹配效应和学习效应。诸多文献已经证明,产业集聚所产生的外部性对企业生产率存在正向影响(范剑勇等,2014),故本文将企业生产率看作产业集聚程度( $G$ )的函数,且 $\frac{\partial A}{\partial G} > 0$ 。

其次,就产业集聚的学习效应而言:(1)集聚区域内低碳先行企业、标杆企业治污水平提升、减排技术升级会对其他企业产生示范作用(苏丹妮和盛斌,2021)。后低碳转型的企业可以分享示范企业在废气处理和清洁能源使用方面的经验,减少在低碳转型过程中的沉没成本,有利于集聚企业实现节能减排和能源结构转型。集聚程度越高,企业间交流成本就越低,信息交流所产生的溢出效应就越显著。(2)生产率水平相对较低的企业会对区域内高生产率的企业进行有意或无意的学习模仿。在这一过程中,企业获取到溢出的隐性知识资本,从而提升自身技术水平。如企业管理人员在集聚环境中的正式或非正式接触(Valderrama and García, 2013)<sup>[29]</sup>有利于先进管理经验、治污经验的溢出。而研发要素的流动与共同研发平台的搭建(Broekel and Graf, 2010)<sup>[30]</sup>有利于区域内企业增强清洁生产能力,优化污染处理技术。

最后,在产业集聚的共享效应方面,在新能源设施成本较高、未被大规模应用时,单独一家企业转向绿色能源消费的固定成本较高。而高固定成本降低了企业能源结构清洁化的意愿和能力。低碳能源网络和设施在产业集聚区内的规模化建设降低了区域内企业应用新能源的门槛,分担了企业的固定成本(Duranton and Puga, 2004),有利于企业能源结构转型。

因此,本文做出如下假设。(1)企业减排技术水平可以从产业集聚的学习效应中获得提升,减排系数 $\theta$ 是产业集聚的函数,且 $\frac{\partial \theta}{\partial G} < 0$ 。(2)企业能源结构同样可以从产业集聚的学习、共享效应中获得优化。使用碳要素的产出弹性 $\beta$ 表征企业能源结构, $\beta$ 值越低,则企业使用其他清洁能源的边际产出越高,即企业生产的能源消费更多地转向清洁能源,能源结构从以碳为主向多元化、清洁化转变,且 $\frac{\partial \beta}{\partial G} < 0$ 。进一步对式(4)中企业出口碳排放强度求产业集聚的偏导,得到:

$$\frac{\partial E}{\partial G} = \frac{1}{A(G_{it})^2 \varphi} \left( \frac{\beta_{it}}{\alpha P_c} \right)^\alpha \times \left[ \frac{\partial \theta}{\partial G} A - \theta_{it} \frac{\partial A}{\partial G} \right] + \frac{\theta_{it}}{A(G_{it}) \varphi P_c} \left( \frac{\beta_{it}}{\alpha P_c} \right)^\alpha - 1 \times \frac{\partial \beta}{\partial G} \quad (5)$$

利用上述讨论中各变量偏导符号, 易推出  $\frac{\partial E}{\partial G} < 0$ , 即整体来看, 产业集聚与企业出口碳排放强度成负向关系。进一步分别讨论企业减排系数和能源结构, 根据链式法则得到:

$$\frac{\partial E}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial G} = \frac{1}{A\varphi} \left( \frac{\beta_{ii}}{\alpha P_c} \right)^\alpha \times \frac{\partial \theta}{\partial G} < 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial E}{\partial \beta} \frac{\partial \beta}{\partial G} = \frac{\theta_{ii}}{A\varphi P_c} \left( \frac{\beta_{ii}}{\alpha P_c} \right)^\alpha - 1 \times \frac{\partial \beta}{\partial G} < 0 \quad (7)$$

即产业集聚对企业出口碳排放强度的负向作用可以通过企业减排技术升级和企业能源结构转型来实现。

## (二) Tapio 脱钩模型

本文以 Tapio (2005) 脱钩模型为基础并参考刘爱东等 (2014) 的做法, 将 Tapio 弹性指数中经济增长率替换为出口增长率, 构建出口碳脱钩模型。定义出口碳脱钩指数为:

$$T_{ii} = \frac{\Delta CO_2^i / CO_2^{i_0}}{\Delta EXP^i / EXP^{i_0}} = \frac{(CO_2^i - CO_2^{i_0}) / CO_2^{i_0}}{(EXP^i - EXP^{i_0}) / EXP^{i_0}} \quad (8)$$

其中,  $\Delta CO_2^i$  与  $\Delta EXP^i$  分别指企业当期与基期之间二氧化碳排放量之差和出口之差。 $CO_2^{i_0}$  与  $EXP^{i_0}$  分别表示企业基期的二氧化碳排放量与出口额。该指数衡量了企业碳排放的出口弹性, 较好地捕捉了企业出口与减排的相对动态。Tapio (2005) 分类标准下的八类出口碳脱钩状态如表 1 所示。

表 1 出口碳脱钩类型

脱钩类型	二氧化碳增长率	出口增长率	脱钩指数范围
增长联结 (Expansive negative decoupling)	+	+	$T \in (1.2, +\infty)$
增长不脱钩 (Expansive coupling)	+	+	$T \in (0.8, 1.2)$
增长弱脱钩 (Weak decoupling)	+	+	$T \in (0, 0.8)$
衰退联结 (Weak negative decoupling)	-	-	$T \in (0, 0.8)$
衰退不脱钩 (Recessive coupling)	-	-	$T \in (0.8, 1.2)$
衰退弱脱钩 (Recessive decoupling)	-	-	$T \in (1.2, +\infty)$
增长强脱钩 (Strong decoupling)	-	+	$T \in (-\infty, 0)$
衰退强脱钩 (Strong negative decoupling)	+	-	$T \in (-\infty, 0)$

碳脱钩类型中, 增长和衰退根据出口变动划分, 出口变化率为正时为增长型脱钩, 否则为衰退型脱钩。对增长型脱钩而言, 在出口增加一定比例时, 碳排放增长幅度越小则脱钩状态越理想; 对衰退型脱钩而言, 在出口减少一定比例时, 碳排放下降幅度越大则越理想。增长强脱钩和衰退强脱钩是两个端点状态; 增长强脱钩状态下企业出口增长伴随着碳排放量的下降, 因此该状态为最优; 与之相反, 衰退强脱钩是最劣状态。总之, 在出口增长率正向变动一定单位时, 所付出的碳排放增长率这一环境代价越小则出口与碳排放脱钩越明显, 脱钩状态越优化。因此, 脱钩状态



的优劣程度有如下排序：增长弱脱钩>增长不脱钩>增长联结，衰退弱脱钩>衰退不脱钩>衰退联结。图1直观地展现了不同出口碳脱钩状态的分布，斜率为0.8和1.2的两条直线将象限划分为八个区域，箭头所指的方向为脱钩状态优化的方向。

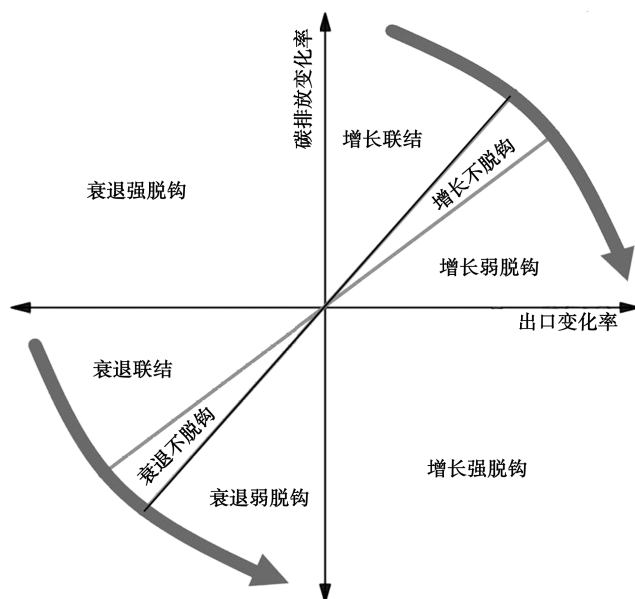


图1 出口碳脱钩状态与优化路径

从上述分析可知，企业出口碳脱钩状态综合反映了企业出口增长和低碳转型的进程。结合产业集聚与企业环境绩效的理论分析，以出口碳脱钩状态代替式(4)中的出口碳排放强度  $E$ ，提出如下假说。

H1：产业集聚有利于优化企业出口碳脱钩状态。

H2：这一优化过程主要通过企业减排技术升级和能源结构转型来实现。

### 三、计量模型、变量与数据

#### (一) 模型设定

由于脱钩状态存在明显的优劣顺序，且不能简单地用指数  $T$  的大小来衡量，故本文构建定序模型以捕捉企业出口碳脱钩类别的优劣。在定序模型的选择上，面板定序 logit 模型或定序 probit 模型假设个体误差项满足正态分布且独立于回归变量，这在个体差异性较大的企业层面是不成立的。固定效应定序 logit 模型 (fixed-effects ordered logit model) 放松了这两个假设，缓解了个体层面无法观测因素导致的内生性，使得因果推断更为有效 (Baetschmann et al., 2020)<sup>[31]</sup>。因此，本文选用固定效应定序 logit 模型进行实证检验。具体构建计量模型如下：

$$Y_{it}^* = \beta_1 Agg_{it} + \sum_{m=2}^M \beta_m x_{it} + \alpha_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中， $Agg_{it}$  表示产业集聚水平， $x_{it}$  为控制变量， $\alpha_i$  为个体固定效应， $\mu_i$  为时间

固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项, 下标  $i$  与  $t$  分别表示企业与年份。  $Y_{it}^*$  为潜变量, 用以连接解释变量集与被解释定序变量  $Y_{it}$ , 两者有如下关系:

$$Y_{it} = k, \text{ 若 } r_{ik} < Y_{it}^* < r_{i,k+1} \quad (10)$$

其中,  $k=1, 2, 3, 4$ 。  $r_{ik}$  为待估切点 (cutoff points)。 该模型假设随机扰动项  $\varepsilon_{it}$  服从逻辑分布, 且其累积密度函数为  $\Lambda(\varepsilon_{it})$ , 则有:

$$\Pr(Y_{it} = k | Agg_{it}, x_{it}, \alpha_i) = \Lambda(r_{i,k+1} - \sum_{m=2}^M \beta_m x_{it} - \alpha_i) - \Lambda(r_{ik} - \sum_{m=2}^M \beta_m x_{it} - \alpha_i) \quad (11)$$

本文的实证检验在此模型基础上展开。

## (二) 变量选取

### 1. 被解释变量

本文基于 Tapio 脱钩状态构建被解释变量。 首先, 计算企业各期的出口碳脱钩指数。 由于中国能源活动排放源设备体系极其分散, 且中国作为煤炭消费大国, 对煤炭这一高污染燃料的消费量占能源消费总量的比例高达 85% (刘爱东等, 2014), 因此本文使用煤炭燃烧产生的二氧化碳的排放量来表征企业的碳排放。 工业企业污染排放数据库中只报告了企业煤炭消费总量而没有直接观测的二氧化碳排放量, 故参照刘啟仁和陈恬 (2020) 的做法, 从煤炭化学燃烧反应式的线性关系出发, 将煤炭消费量折算成二氧化碳排放量。 其次, 根据脱钩指数的数值大小和各期二氧化碳排放量增长率、出口增长率差异, 依 Tapio 的定义划分八种脱钩状态。 考虑到将这八种状态一一纳入被解释变量会使计量模型颇为冗杂, 且从图 1 可以看出, 衰退与增长两大类脱钩就优化路径而言是对称的, 都是在出口正 (负) 增长率上升 (下降) 时降低了碳排放增长率, 本文根据脱钩的优化序列重新归纳五种状态并构建被解释变量  $Y$ , 即联结状态 (增长联结、衰退联结,  $Y=1$ )、不脱钩状态 (增长不脱钩、衰退不脱钩,  $Y=2$ )、弱脱钩状态 (增长弱脱钩、衰退弱脱钩,  $Y=3$ )、理想状态 (增长强脱钩,  $Y=4$ ) 和恶劣状态 (衰退强脱钩,  $Y=0$ )。 各种状态企业的具体分布如表 2 所示。

由表 2 可见, 研究区间内我国企业出口碳脱钩状态主要分布在增长联结、衰退联结、增长弱脱钩和增长强脱钩状态中, 四类状态的企业之和在全部企业中年均占比为 90% 左右。 平均 16.1% 的企业处于增长联结状态, 碳排放增速大于出口增速; 23.7% 的企业处于衰退联结状态, 碳排放衰退速度小于出口降速; 30.9% 的企业处于增长弱脱钩状态, 碳排放增长率相对于出口增长率上升更缓慢, 出口与碳排放开始逐步脱钩; 19.5% 的企业处于增长强脱钩状态, 已经实现了出口增长与碳排放下降的绿色协同发展。 从变动趋势来看, 增长联结状态在 2009 年之前占比保持平稳, 在 2010 年出现剧烈下降, 这可能是在 2009 年联合国气候峰会影响下, 中国进一步将气候问题纳入经济社会发展规划并采取系列措施所导致的。 增长弱脱钩和增长强脱钩占比相对稳定, 但在 2009 年有较大幅度的下降。 与之相对, 衰退联结、衰退不脱钩和衰退弱脱钩在同年占比显著提升。 这是国际金融危机引发的世界经济衰退所致, 此结果与 Wang 等 (2018)<sup>[32]</sup> 在行业层面的测算结果一致。

表2 企业出口碳脱钩状态分布

Y		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
恶劣状态 Y=0	衰退强脱钩	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	增长联结	19%	12%	15%	14%	22%	18%	16%	20%	9%
联结状态 Y=1	衰退联结	28%	26%	22%	24%	19%	21%	20%	35%	18%
	增长不脱钩	2%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	1%	3%
不脱钩状态 Y=2	衰退不脱钩	2%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	4%	2%
	增长弱脱钩	29%	33%	33%	34%	30%	31%	31%	19%	39%
弱脱钩状态 Y=3	衰退弱脱钩	6%	5%	5%	5%	5%	6%	6%	7%	5%
	增长强脱钩	16%	20%	21%	19%	20%	20%	22%	14%	24%

数据来源：根据中国工业企业污染排放数据库和海关数据库计算得出。

衰退强脱钩意味着企业在出口增长率为负的同时碳排放量却在增加，本文认为造成这种现象的可能原因有两个：其一，碳排放最终来自生产环节，故企业生产并未停滞。而出口下滑说明企业逐渐退出出口市场，或将产品销往国内，或积压存货；其二，企业受到较强的外部经济不利冲击时倾向于降低生产成本，进而采用更不清洁的生产方式。两种原因中，企业出口决策、生产决策的影响因素复杂，且恶劣状态的企业占比极小，因此在实证检验中将这一类企业剔除。综合来看，出口企业碳脱钩状态符合经济事实，可进一步实证检验。

## 2. 核心解释变量

由于区位熵能够较好地消除区域规模异质性的影响，真实反映出区域要素空间分布情况，因此本文借鉴邵朝对和苏丹妮（2019）的做法，以区位熵衡量产业集聚水平。测算方法如下：

$$Agg_{ijkt} = \frac{L_{jkt} - L_{ijkt}/L_{kt}}{L_{jt}/L_t} \quad (12)$$

其中， $L_{ijkt}$  为属于  $k$  区域、 $j$  行业的  $i$  企业在  $t$  年的从业人数， $L_{jkt}$  为  $k$  区域  $j$  产业在  $t$  年的从业人数加总， $L_{kt}$  为  $k$  区域  $t$  年的从业人数加总， $L_t$  表示全国制造业在  $t$  年的从业人数。考虑到区域的细化有利于该指数更客观地反映产业集聚的事实，本文使用 6 位县级代码进行区域界定，使用 3 位行业中类代码做行业界定。最后对计算得到的区位熵加 1 后取对数。

## 3. 控制变量

企业层面的控制变量如下：（1）企业全要素生产率，使用 ACF 方法计算得到，计算过程中，企业工业总产值作为产出变量，企业职工人数作为劳动投入，企业总资产作为状态变量，企业存货作为代理变量。（2）企业规模，使用企业从业人数的对数衡量。（3）企业要素密集度，以企业固定资产与从业人数之比表示。个别年份缺失数据使用线性插值法补齐。（4）企业杠杆率，以企业总负债占总资产比重表征。（5）企业年龄，将企业经营年份与企业开业年份相减得到，并加 1 后取对数。

### （三）数据说明

本文使用 2001—2010 年中国工业企业数据库、中国工业企业污染数据库和中



国海关进出口数据库匹配形成的微观企业数据进行实证分析。选取这一样本区间的原因有二：(1) 目前可得的中国工业企业污染数据库更新至2014年，而数据库中煤炭消费总量在2011—2014年全部缺失。(2) 样本区间从中国加入WTO起到哥本哈根世界气候大会（下文简称大会）后为止，具有对外贸易深度发展、环境代价日益凸显的时代特征。这一阶段企业出口碳脱钩的政策性冲击较少、效应较弱，有利于准确识别产业集聚外部性所带来的碳脱钩状态变化。而样本期之后，大会中做出的碳减排承诺加速了我国低碳经济的发展进程，之后碳中和、碳达峰目标的提出则使我国正式转向生态优先、绿色低碳的贸易发展道路。因此，基于此样本得出的规律性结论在当前仍有较强的现实含义。

在数据处理方面，首先，本文依据Brandt等(2011)<sup>[33]</sup>的做法，对中国工业企业数据进行清洗处理，并根据企业名称、法人代码对三个数据库进行匹配。其次，对只经营1期的出口企业无法计算碳脱钩指数，故本文仅保留经营两期及以上的出口企业数据。最后，剔除煤炭消费数据缺失的样本及以下企业观测值：(1) 工业总产值、资产合计、负债合计小于等于0的企业。(2) 成立时间无效或职工人数小于等于8的企业。(3) 固定资产或流动资产高于资产合计的企业。(4) 累计折旧小于本年折旧的企业。为保证样本容量，对2010年总负债、总资产和工业生产总产值缺失的个别观测值用线性插值法补齐。为避免异常值的影响，对所有连续变量进行1%的缩尾(winsorize)处理。最终形成企业一年份面板数据，涵盖25531个样本，包括8013家企业。各变量描述性统计详见表3。

表3 变量描述性统计

变量	变量说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Y</i>	脱钩类型	25 531	2.317	1.194	1	4
<i>Agg</i>	产业集聚	25 531	1.310	1.217	0	7.440
<i>TFP</i>	企业生产率	25 531	2.006	0.987	-1.210	4.487
<i>lnL</i>	企业规模	25 531	5.987	1.152	2.197	10.689
<i>KL</i>	企业要素密集度	25 531	134.490	182.275	3.456	1 201.398
<i>LEV</i>	企业杠杆率	25 531	0.575	0.296	0	9.844
<i>age</i>	企业年龄	25 531	2.410	0.761	0.693	4.174
<i>Tech</i>	企业减排技术	25 531	2.453	4.834	0	27.032
<i>Clean</i>	企业能源结构	25 531	0.002	0.013	0	0.116

## 四、实证分析

### (一) 基础回归

表4汇报了基础回归结果。从第(1) — (6)列可以看出，在控制个体固定效应并逐步加入控制变量的情况下，核心解释变量*Agg*的系数始终在1%水平上显著

为正,且各变量系数的显著性与数值均未发生较大变动。第(7)列进一步加入时间固定效应后, *Agg* 的系数仍然高度显著为正,结果稳健。这意味着产业集聚可以显著优化企业出口碳脱钩状态,促进企业从联结状态到不脱钩状态,再到弱脱钩状态、增长强脱钩状态的演进,即产业集聚在促进企业出口增长率上升的同时实现了碳排放增长率的相对下降,使出口增长与低碳转型协同发展。这验证了前文的假说1。各控制变量系数的符号基本符合预期。*lnL*、*age* 回归系数均至少在5%水平上显著为正,这意味着企业规模、企业年龄均有效推动了企业出口碳脱钩的优化。*TFP*、*KL* 在各列中系数为正但显著性欠佳,说明企业全要素生产率、要素密集度对出口碳脱钩状态存在一定的正向影响。

表4 基础回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
<i>Agg</i>	0.127 *** (0.0276)	0.126 *** (0.0277)	0.132 *** (0.0277)	0.131 *** (0.0276)	0.126 *** (0.0277)	0.122 *** (0.0279)	0.0764 *** (0.0282)
<i>TFP</i>		0.0470 ** (0.0215)	0.0495 ** (0.0215)	0.0499 ** (0.0215)	0.0495 ** (0.0215)	0.0412 * (0.0215)	0.0123 (0.0219)
<i>lnL</i>			0.274 *** (0.0405)	0.305 *** (0.0431)	0.302 *** (0.0431)	0.274 *** (0.0434)	0.249 *** (0.0444)
<i>KL</i>				0.000374 ** (0.000173)	0.000349 ** (0.000174)	0.000245 (0.000174)	4.92e-05 (0.000181)
<i>LEV</i>					-0.117 * (0.0636)	-0.0735 (0.0640)	0.151 * (0.0870)
<i>age</i>						0.226 *** (0.0415)	0.107 ** (0.0441)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	否	否	否	是
观测值 <sup>①</sup>	22 886	22 886	22 886	22 886	22 886	22 886	22 886
膨胀观测值 <sup>②</sup>	56 213	56 213	56 213	56 213	56 213	56 213	56 213
个体数量	6 050	6 050	6 050	6 050	6 050	6 050	6 050

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著; 括号内为企业层面聚类标准误的 *z* 统计量。下表同。

① 本文使用固定效应定序 logit 回归模型进行实证检验,该模型在拟合参数时只有因变量发生变化的个体才被视为有效个体 (informative individual), 只出现一次的个体和因变量在样本区间内未发生变动的个体将被剔除 (Baetschmann et al., 2020)。因此, 计量结果中报告的观测值与个体数量相对于描述性统计有所减少。

② 固定效应定序 logit 回归模型汇报两类观测值, 即真实观测值和膨胀观测值。原因在于, 该模型使用 BUC 估计量进行估计时, 首先会将样本内的观测值以 *K* 个自身的复制值代替 (*K* 为切点个数), 再在此基础上按切点分割各复制值进行估计。对于本文三个切点的情况, 膨胀观测值大概是实际观测值的三倍。但实际上该复制值小于实际观测值的三倍, 这是因为并非所有的复制值在某一切点前后二分 (dichotomize) 时被解释变量都发生变化, 切点前后 *Y* 未变的成对复制值被剔除, 故本文得到 56213 个膨胀观测值。该方法相较于其他估计量而言收敛性问题更少, 且有限样本内的效率损失可以忽略不计 (Baetschmann et al., 2020)。

## (二) 稳健性检验

出于稳健性考虑,本文使用以下方法对基准回归结果进行再检验,检验结果呈现在表5中。(1) 更换核心解释变量。首先,参考佟家栋和刘竹青(2014)、白东北等(2021)的做法,使用EG指数重新测算产业集聚水平。之后,参考林毅夫等(2018)<sup>[34]</sup>的做法,分别以企业*i*在*t*年所在区域的其他企业数量(*lnum*)和企业*i*在*t*年所在区域相同行业的其他企业数量(*lnumi*)表征产业集聚程度。此处仍然使用6位县级代码和3位行业代码进行区域与行业界定,并加1后取对数。最后,借鉴林伯强和谭睿鹏(2019)<sup>[35]</sup>的方法,使用各县的地形起伏度(*GIS*)表征产业集聚水平,起伏度越高则集聚水平越低。由于相对固定的地理、历史等变

表5 稳健性检验结果(1)

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	EG指数	邻居企业个数	行业内邻居企业个数	地形起伏度	行业、省份固定效应
EG	0.00785** (0.00373)				
lnum		0.0934** (0.0452)			
lnumi			0.0738** (0.0308)		
GIS				-0.580* (0.333)	
Agg					0.0816*** (0.0283)
TFP	0.0130 (0.0219)	0.0135 (0.0219)	0.0128 (0.0219)	0.0425** (0.0215)	0.0128 (0.0220)
lnL	0.244*** (0.0445)	0.241*** (0.0444)	0.241*** (0.0444)	0.268*** (0.0434)	0.247*** (0.0444)
KL	4.83e-05 (0.000181)	4.59e-05 (0.000180)	4.52e-05 (0.000180)	0.000255 (0.000173)	5.82e-05 (0.000182)
LEV	0.149* (0.0868)	0.154* (0.0871)	0.153* (0.0870)	-0.100 (0.0639)	0.152* (0.0873)
age	0.110** (0.0441)	0.104** (0.0441)	0.106** (0.0440)	0.230*** (0.0415)	0.109** (0.0442)
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	否 <sup>①</sup>	是
行业、省份固定效应	否	否	否	否	是
观测值	22 861	22 886	22 886	22 886	22 886
膨胀观测值	56 141	56 213	56 213	56 213	56 213
个体数量	6 046	6 050	6 050	6 050	6 050

①一般而言,地形起伏度不随时间变化,故第(4)列回归未考虑时间固定效应。

量较好地满足外生性条件，而各县地形起伏度对于企业出口碳脱钩状态相对外生，故此方法在一定程度上缓解了内生性。地形起伏度数据来自封志明等（2007）<sup>[36]</sup>的GIS技术测算结果。（2）加入行业固定效应与省份固定效应，以控制行业、区域层面不易观察的对企业碳脱钩状态可能产生影响的因素。第（1）—（5）列结果显示，产业集聚依然表现出对企业出口碳脱钩状态的显著优化作用。综上所述，基础回归结果稳健可信。

进一步地，本文还可能存在如下稳健性问题。（1）开发区作为产业集聚的重要载体，对企业的生产绩效和环境绩效具有政策效应和集聚效应的双重作用（林毅夫等，2018；张丽华等，2021<sup>[37]</sup>）。就开发区政策而言，一方面，开发区管委会有责任监督企业的生产与排污过程，且会针对其触犯环境法规的情节轻重进行处罚，最严重甚至停业（张丽华等，2021）。这会影响企业的选址决策，使污染严重的企业入驻开发区的意愿降低，造成产业集聚与企业出口碳脱钩之间的反向因果；另一方面，开发区在税收、人才引进等方面的优惠政策可能会对企业清洁生产、绿色创新等方面产生积极影响，从而促进企业出口碳脱钩状态的优化。这一政策效应隐藏在产业集聚的外部性之中，需要加以识别。（2）我国生态环境部公布的清洁生产标准会对特定行业内企业的生产绩效、环境绩效产生一定的影响，从而影响企业出口碳脱钩。这一行业政策效应同样会造成估计偏误。（3）中国国家发改委于2010年7月公布了第一批包含五省八市的低碳试点城市名单并开展试点工作。低碳试点城市具有一定的工作基础和试点布局的代表性，这些省、市内企业的出口碳脱钩状态相对于全国平均水平可能更优。虽然这一政策出台时间在样本区间末期，但试点城市在环境治理、清洁生产方面的基础积累是一个较长期的过程。与之类似，世界自然基金会（World Wildlife Fund, WWF）于2008年将上海、保定选为“中国低碳城市发展项目”的首批试点城市，并与两市在绿色技术等方面展开合作。这导致研究区间内两市企业的低碳转型效率可能高于其他城市企业。这些代表性较强的样本可能会导致样本选择偏误。（4）2008—2009年金融危机导致世界经济下行，对我国企业的出口绩效是一次较大的不利冲击，这会导致企业碳脱钩状态向衰退型脱钩演变。

针对上述问题的处理方法如下：首先，为了识别开发区政策效应，本文使用中国工业企业数据库中的地址信息（张丽华等，2021）以及海关数据库中的“消费地或生产地”识别企业当年是否处于开发区内。对于这两个变量，只要有一条包含“开发区”“出口加工区”“产业园”“科技园”“保税区”“工业园”“贸易区”“工业区”字样，就将该企业纳入开发区范围。对于海关数据条目中一个企业存在多个生产地的情况，只要有一条符合上述标准，就将该企业纳入开发区范围。其次，受约束行业内企业自清洁生产公布年份起纳入行业政策范围。最后，本文依次剔除上述样本进行回归。表6分别展示了单独剔除开发区政策效应、行业政策效应、低碳试点城市和WWF试点城市样本，以及2008年及之后年份样本的回归结果。结果显示，以区位熵表征的产业集聚程度系数均高度显著为正，本文核心结论依然成立。

表6 稳健性检验结果(2)

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除开发区效应	剔除行业政策效应	剔除低碳试点效应	剔除外部冲击效应
<i>Agg</i>	0.0839*** (0.0314)	0.0664** (0.0296)	0.0906*** (0.0315)	0.0890** (0.0367)
<i>TFP</i>	0.0243 (0.0254)	-0.00286 (0.0241)	0.0717*** (0.0251)	0.000579 (0.0282)
<i>lnL</i>	0.247*** (0.0504)	0.217*** (0.0472)	0.244*** (0.0507)	0.155*** (0.0586)
<i>KL</i>	0.000165 (0.000205)	-7.83e-05 (0.000196)	0.000119 (0.000210)	0.000238 (0.000264)
<i>LEV</i>	0.0869 (0.0931)	0.169* (0.0994)	-0.147* (0.0767)	0.153 (0.107)
<i>age</i>	0.101** (0.0476)	0.101** (0.0473)	0.234*** (0.0474)	0.0913* (0.0530)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	否	是
观测值	17 847	20 033	16 634	15 647
膨胀观测值	43 144	48 618	41 031	36 978
个体数量	5 010	5 485	4 361	4 637

### (三) 异质性分析

本文从贸易方式、出口国别、地域特征和企业性质方面考察产业集聚对企业出口碳脱钩状态的异质性影响。首先,将企业海关出口额从贸易方式和出口目的国两个层面进行加总,得到企业加工贸易出口占比和企业向发达国家出口占比,并分别定义两个占比大于等于90%的企业为加工贸易出口企业和向发达国家出口企业。其次,按企业所在省份将样本划分为东部企业组和中西部企业组,按企业登记注册类型划分为外资企业组和非外资企业组。检验结果如表7所示。(1)贸易方式上,加工贸易组企业*Agg*的系数不显著,一般贸易组企业*Agg*的系数在5%水平上显著为正,说明相对于加工贸易企业而言,一般贸易企业的出口碳脱钩状态更容易从产业集聚中得到优化。对此的可能解释是,一方面,研究区间内加工贸易企业主要依托大量劳动力要素投入,嵌入附加值较低、流程简单的加工组装环节,在本地产业集群中参与度较低,交流欠缺;另一方面,加工贸易企业的技术水平相对于其他贸易类型企业较低(李春顶,2010)<sup>[38]</sup>,从而更难将集聚的正向外外部性转化为其自身的碳脱钩成果。(2)出口国别上,出口发展中国家企业的*Agg*系数为正但不显著,出口发达国家企业的*Agg*系数在5%水平上显著为正,这说明出口发达国家企业的出口碳脱钩状态能更好地从产业集聚中获益。可能的原因在于:相较于向发展中国家出口,向发达国家出口的企业面临更严格的产品环保技术标准和更苛刻的消费者低碳产品要求,从而更加积极主动地从集聚交流中学习、吸收低碳生产技术,使得产业集聚对这类企业出口碳脱钩状态的优化效果更显著。(3)地域特征上,东部



企业和中西部企业的 *Agg* 系数均显著为正,且中西部的系数略大于东部,这说明在研究区间内,虽然两组企业所处区域的经济水平、基础设施建设水平存在一定差异,但中西部省份同样可以在产业集聚中优化自身出口碳脱钩状态。(4) 企业性质上,非外资企业的 *Agg* 系数不显著,外资企业的 *Agg* 系数高度显著为正,这说明外资企业相较于非外资企业更容易从产业集聚中获益,实现出口碳脱钩优化。可能的原因在于,外资企业与其投资母国的联系密切,在引入外资的过程中会有大量隐性知识 (tacit knowledge) 溢出,因此其技术水平和融资约束均优于非外资企业,从而在集聚过程中能更有效率地将外溢知识转化为出口低碳转型成果。

表7 异质性分析结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	加工贸易	一般贸易	发展中国家	发达国家	东部企业	中西部企业	非外资企业	外资企业
<i>Agg</i>	0.216 (0.143)	0.0624** (0.0301)	0.0569 (0.0427)	0.0981** (0.0436)	0.0665* (0.0357)	0.0815* (0.0459)	0.0370 (0.0374)	0.144*** (0.0454)
<i>TFP</i>	-0.127 (0.0802)	0.0288 (0.0238)	0.0259 (0.0354)	0.0128 (0.0325)	0.0221 (0.0270)	-0.00473 (0.0372)	0.0386 (0.0293)	-0.0271 (0.0341)
<i>lnL</i>	0.488** (0.193)	0.223*** (0.0469)	0.300*** (0.0722)	0.227*** (0.0697)	0.278*** (0.0542)	0.197** (0.0782)	0.247*** (0.0573)	0.267*** (0.0727)
<i>KL</i>	0.000813 (0.000908)	-3.31e-05 (0.000195)	3.27e-05 (0.000278)	0.000397 (0.000316)	-3.37e-06 (0.000227)	0.000113 (0.000299)	-0.000134 (0.000242)	2.70e-05 (0.000278)
<i>LEV</i>	0.342 (0.443)	0.151* (0.0914)	0.0436 (0.129)	0.173 (0.152)	0.207* (0.115)	0.0657 (0.127)	0.110 (0.114)	0.240 (0.149)
<i>age</i>	0.160 (0.270)	0.118*** (0.0455)	0.0915 (0.0630)	0.0725 (0.0760)	0.0956* (0.0542)	0.128* (0.0747)	0.163*** (0.0493)	0.0478 (0.118)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1 573	20 406	9 484	20 406	16 215	6 617	13 666	9 002
膨胀观测值	3 534	49 771	22 419	49 771	39 967	16 246	33 478	21 992
个体数量	492	5 553	2 838	5 553	4 187	1 863	3 760	2 301

## 五、机制检验

正确认识影响机制有助于理解产业集聚与企业出口碳脱钩状态的内部联系。依据理论分析和研究假说,本文将减排技术水平 (*Tech*) 和企业能源结构 (*Clean*) 作为中介变量,构建中介效应模型检验影响渠道。

企业减排技术水平使用企业废气治理设施处理能力与碳排放量之比表示,衡量了每单位碳排放所包含的废气处理能力。该指数越高,则企业在一定出口量下产生的碳排放越低。企业能源结构使用企业洁净燃气消费在传统煤炭消费与洁净燃气消费之和中的占比衡量,反映了企业能源结构转型程度。该指数越高,则企业能源结构越远离“一煤独大”而趋向于“多能互补”,即企业能源消费更多元化、清洁化。据此构建中介效应模型如下:

$$Tech_{it}(Clean_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Agg_{it} + \sum_{m=2}^M \beta_m x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$Y_{it} = \beta_1 Agg_{it} + \beta_2 Tech_{it}(Clean_{it}) + \sum_{m=3}^M \beta_m x_{it} + \alpha_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$Y_{it} = \beta_1 Agg_{it} + \beta_2 Tech_{it} + \beta_3 Clean_{it} + \sum_{m=4}^M \beta_m x_{it} + \alpha_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

式(13)考察了产业集聚对两个中介变量的影响,使用固定效应面板模型, $\mu_i$ 为个体固定效应;式(14)考察产业集聚与中介变量对企业碳脱钩状态的影响,仍使用固定效应定序logit回归模型;式(15)将两个中介变量同时加入模型,检验总效应。估计结果见表8。第(1)、(2)列报告了式(13)的回归结果, $Agg$ 的系数分别在5%和10%水平上显著为正,这说明产业集聚通过学习效应和共享效应能够有效地促进区域内企业的减排技术升级和能源结构转型。第(3)、(4)列报告了式(14)的回归结果。相较于基础回归,引入中介变量后 $Agg$ 的系数有所下降,而 $Tech$ 和 $Clean$ 的系数分别在1%和5%水平上显著为正,说明中介效应存在。第(5)列同时加入两个中介变量后, $Agg$ 系数相对于第(3)、(4)列更小, $Tech$ 和 $Clean$ 的系数仍然分别在1%和10%水平上显著为正,说明区域内企业的减排技术升级和能源结构转型是产业集聚促进企业出口碳脱钩优化的两个重要机制。

表8 机制检验结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Tech</i>	<i>Clean</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
<i>Agg</i>	0.104 ** (0.0530)	0.000268 * (0.000146)	0.0723 *** (0.0282)	0.0758 *** (0.0281)	0.0718 ** (0.0282)
<i>Tech</i>			0.0377 *** (0.00440)		0.0376 *** (0.00439)
<i>Clean</i>				2.946 ** (1.491)	2.736 * (1.519)
<i>TFP</i>	-0.148 *** (0.0568)	0.000217 * (0.000126)	0.0196 (0.0220)	0.0122 (0.0219)	0.0195 (0.0220)
$\ln L$	-0.401 *** (0.102)	0.000603 ** (0.000285)	0.265 *** (0.0448)	0.247 *** (0.0444)	0.263 *** (0.0448)
<i>KL</i>	5.18e-05 (0.000359)	5.75e-06 *** (1.62e-06)	6.43e-05 (0.000181)	3.73e-05 (0.000181)	5.33e-05 (0.000181)
<i>LEV</i>	-0.406 *** (0.134)	3.05e-05 (0.000308)	0.146 * (0.0870)	0.150 * (0.0869)	0.146 * (0.0869)
<i>age</i>	0.206 ** (0.0882)	0.000701 *** (0.000216)	0.114 *** (0.0438)	0.107 ** (0.0440)	0.113 *** (0.0437)
常数项	4.744 *** (0.686)	-0.00517 *** (0.00200)			
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	否	是	是	是
观测值	25 531	25 531	22 886	22 886	22 886
膨胀观测值			56 213	56 213	56 213
R <sup>2</sup>	0.004	0.004			
个体数量	8 013	8 013	6 050	6 050	6 050

## 六、结论与建议

本文基于2001—2010年中国工业企业数据库、污染数据库和海关数据库的匹配数据,考察了产业集聚对企业出口碳脱钩的影响与作用机制,得出如下主要结论:(1)总体看来,产业集聚有利于企业出口碳脱钩状态的优化,使企业的出口增长与碳排放增长逐渐脱钩。这意味着产业集聚在稳出口促增长的同时,也有利于增强企业绿色赋能,促进企业出口贸易低碳转型,最终实现出口增长与碳排放下降的协同发展。(2)在更换产业集聚的表征指标,考虑行业、省份固定效应,并进一步剔除开发区政策效应、行业政策效应、试点城市效应以及外部冲击效应可能带来的反向因果、遗漏变量和样本选择偏误后,基础结论仍然稳健。(3)机制检验表明,集聚企业主要通过减排技术升级和能源结构转型实现出口碳脱钩状态的优化。(4)异质性分析表明,相对于加工贸易企业,一般贸易企业更容易在产业集聚中优化自身出口碳脱钩状态;相对于出口发展中国家企业来说,出口发达国家企业的出口碳脱钩状态从产业集聚中获益更大;东部企业和中西部企业均能在产业集聚中加速出口低碳转型;外资企业相对于非外资企业更容易在产业集聚中实现出口增长与低碳的协同发展。

基于以上结论,本文提出如下政策建议。

(1)我国政府应积极实施区域发展战略,推动新型工业化、城镇化发展,促进产业集聚和产业园区建设,充分发挥产业集聚优化企业出口碳脱钩状态的作用。首先,地方政府应做好宣传和引导,鼓励企业融入产业集群,提升产业集聚水平,促进集聚区企业绿色集约发展。其次,地方政府应努力提升集群对企业的吸引力,可通过强化要素支撑,完善产业集群配套,提升物流便捷程度,发挥高效监管优势来实现。

(2)地方政府应积极推进具备条件的各类产业集群实现低碳绿色转型,积极总结和推广典型低碳出口企业标杆经验,搭建企业沟通平台,鼓励集群内企业开展节能减排经验交流,努力打通产业集聚对企业出口碳脱钩状态发挥正外部性的两个作用渠道。一方面,应服务于区域关键共性治污、减排技术研发,组织关键技术攻关团队,推动实验室成果向产业集聚区工业化应用的转化。帮助企业降低污染处理成本,推动企业减排技术升级;另一方面,应加强清洁能源(如光伏、绿色电网、氢能、风能)的网络基础设施建设及升级改造,推进绿色科技成果的运用,促进企业能源消费由传统煤炭向可再生能源、低碳能源转变,促进企业能源结构由煤炭为主向多元化、清洁化转型。

### [参考文献]

- [1] 邵帅,张可,豆建民.经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J].管理世界,2019,35(1):36-60.
- [2] 杨汝岱,朱诗娥.集聚、生产率与企业出口决策的关联[J].改革,2018(7):84-95.
- [3] 邵朝对,苏丹妮.产业集聚与企业出口国内附加值:GVC升级的本地化路径[J].管理世界,2019,35(8):9-29.
- [4] 张可,豆建民.集聚对环境污染的作用机制研究[J].中国人口科学,2013(5):105-116.

- [5] 苏丹妮, 盛斌. 产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据 [J]. 经济学 (季刊), 2021, 21 (5): 1793-1816.
- [6] WANG Q, HAN X Y. Is Decoupling Embodied Carbon Emissions from Economic Output in Sino-US Trade Possible? [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 169, 120805: 1-13.
- [7] 余森杰. 中国的贸易自由化与制造业企业生产率 [J]. 经济研究, 2010, 45 (12): 97-110.
- [8] 范剑勇, 冯猛, 李方文. 产业集聚与企业全要素生产率 [J]. 世界经济, 2014, 37 (5): 51-73.
- [9] 宣烨, 余泳泽. 生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究——来自 230 个城市微观企业的证据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34 (2): 89-104.
- [10] MELTZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [11] WAGNER R, ZÄHLER A. New Exports from Emerging Markets: Do Followers Benefit from Pioneers? [J]. *Journal of Development Economics*, 2015, 114: 203-223.
- [12] 佟家栋, 刘竹青. 地理集聚与企业的出口抉择: 基于外资融资依赖角度的研究 [J]. 世界经济, 2014, 37 (7): 67-85.
- [13] 白东北, 张营营, 王珏. 产业集聚与中国企业出口: 基于创新要素流动视角 [J]. 国际贸易问题, 2021 (2): 63-79.
- [14] 苏丹妮, 盛斌, 邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级 [J]. 中国工业经济, 2018 (11): 117-135.
- [15] 任晓松, 刘宇佳, 赵国浩. 经济集聚对碳排放强度的影响及传导机制 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30 (4): 95-106.
- [16] 杨庆, 江成涛, 蒋旭东, 等. 高技术产业集聚能提升碳生产率吗 [J]. 宏观经济研究, 2021 (4): 141-159.
- [17] 张翼, 卢现祥. 技术交易与产业集聚互动视角的区域二氧化碳减排研究——来自中国省域层面的经验证据 [J]. 财贸研究, 2015, 26 (5): 33-40.
- [18] 赵凡, 罗良文. 长江经济带产业集聚对城市碳排放的影响: 异质性与作用机制 [J]. 改革, 2022 (1): 68-84.
- [19] 彭倩, 干铠骏. 产业集聚、生产率与污染排放——来自中国制造业企业的经验证据 [J]. 山西大学学报 (哲学社会科学版), 2020, 43 (2): 105-120.
- [20] TAPIO P. Towards a Theory of Decoupling: Degrees of Decoupling in the EU and the Case of Road Traffic in Finland between 1970 and 2001 [J]. *Transport Policy*, 2005, 12 (2): 137-151.
- [21] WEI W D, CAI W Q, GUO Y, et al. Decoupling Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in China's Provinces from the Perspective of Resource Security [J]. *Resources Policy*, 2020, 68, 101693: 1-9.
- [22] 韩梦瑶, 刘卫东, 谢漪甜, 等. 中国省域碳排放的区域差异及脱钩趋势演变 [J]. 资源科学, 2021, 43 (4): 710-721.
- [23] 张友国, 白羽洁. 区域差异化“双碳”目标的实现路径 [J]. 改革, 2021 (11): 1-18.
- [24] 刘爱东, 曾辉祥, 刘文静. 中国碳排放与出口贸易间脱钩关系实证 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24 (7): 73-81.
- [25] 乔小勇, 李泽怡, 赵玉焕. 中国与其他金砖国家间贸易-碳排放脱钩关系研究——基于 Eora 投入产出数据 [J]. 国际商务 (对外经济贸易大学学报), 2018 (4): 58-73.
- [26] 刘敏仁, 陈恬. 出口行为如何影响企业环境绩效 [J]. 中国工业经济, 2020 (1): 99-117.
- [27] MARSHALL A. *Principle of Economics* [M]. London: Macmillan, 1890.
- [28] DURANTON G, PUGA D. Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies [J]. *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2004, 4: 2063-2117.
- [29] VALDERRAMA D, GARCÍA A F. Information Externalities and Export Duration at the Firm Level: Evidence for Colombia [R]. Working Papers, Freit. Org, 2013.
- [30] BROEKEL T, GRAF H. Structural Properties of Cooperation Networks in Germany: From Basic to Applied Research [R]. Jena Economic Research Papers, 2010, No. 078.

- [31] BAETSCHMANN G, BALLANTYNE A, STAUB K E, et al. Feolgit: A New Command for Fitting Fixed-effects Ordered Logit Models [J]. *The Stata Journal*, 2020, 20 (2): 253-275.
- [32] WANG Q, SU M, LI R. Toward Economic Growth Without Emission Growth: The Role of Urbanization and Industrialization in China and India [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 205: 499-511.
- [33] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y F. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2011, 97 (2): 339-351.
- [34] 林毅夫, 向为, 余淼杰. 区域型产业政策与企业生产率 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018, 17 (2): 781-800.
- [35] 林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率 [J]. *经济研究*, 2019, 54 (2): 119-132.
- [36] 封志明, 唐焰, 杨艳昭, 等. 中国地形起伏度及其与人口分布的相关性 [J]. *地理学报*, 2007 (10): 1073-1082.
- [37] 张丽华, 甘甜, 许政. 开发区的环境溢出效应: 基于中国企业的研究 [J]. *世界经济*, 2021, 44 (12): 76-103.
- [38] 李春顶. 中国出口企业是否存在“生产率悖论”: 基于中国制造业企业数据的检验 [J]. *世界经济*, 2010, 33 (7): 64-81.

## Industrial Agglomeration and Decoupling of Export Growth from Enterprises' Carbon Emissions

MI Mingjincheng ZHAO Zhongxiu

**Abstract:** The high-quality development of China's foreign trade requires export growth with low carbon emissions. As industrial agglomeration is an important driving force for the improvement of export performance, whether it helps foreign trade enterprises achieve coordinated development of export growth and greenization deserves attention. Incorporating export and environmental performance of enterprises into a unified research framework based on the Tapio decoupling model, this paper investigates the impact of industrial agglomeration on decoupling of export growth from enterprises' carbon emissions using the pollution emission data of Chinese industrial enterprises and the trade data of China Customs from 2001 to 2010. The results show that industrial agglomeration significantly improves the decoupling states of enterprises' export, promoting enterprises' evolution from coupling, weak coupling, to weak decoupling, strong decoupling. And the upgrading of emission reduction technology and the transformation of energy structure enterprises gain from the learning and sharing effects are important mechanisms in this improvement process. Heterogeneity analysis shows that the decoupling states of general trade enterprises, enterprises exporting to developed countries, and foreign-funded enterprises are more likely to benefit from industrial agglomeration. Therefore, China should promote the development of industrial clusters to serve the dual goals of export growth and low-carbon transition.

**Keywords:** Industrial Agglomeration; Decoupling of Export Growth from Enterprises' Carbon Emissions; High-quality Foreign Trade

(责任编辑 张晨烨)