

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

目 录

附录 I 数学附录.....	1
附录 II 实证附录.....	5
参考文献.....	21

附录 I 数学附录

(一) 命题 1 的证明

外需变动可能源于贸易自由度 (ϕ) 的变化, 也可能来自企业所面临的国外市场潜力 (B^*) 的变化。根据求解, 纯内销企业与出口企业的二氧化碳排放强度^①可分别表示为:

$$\frac{e_i^D}{x_i} = \alpha \epsilon \kappa (tp_f)^{\frac{\alpha-\beta}{\beta}} B^{\frac{\rho\alpha}{\beta}} \left(\frac{1}{1-\beta}\right)^{\frac{\rho\alpha}{\beta}} a_i^{\frac{1}{\beta}}$$

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

接下来, 我们分两种情形进行讨论。

(1) 仅考虑贸易自由度 ϕ 变动的影响。在模型中, 国内市场潜力 B 为内生变量, 且可能随 ϕ 变化。因此, 贸易自由度的变动会通过一般均衡渠道影响出口企业的二氧化碳排放量和排放强度。

为得到显式解, 我们假设两国对称 ($B=B^*$)。假设 a_D 和 a_X 分别为内销企业和出口企业的临界生产率, F_A^D 和 F_A^X 分别为其对应的临界减排投资水平。基于零临界利润条件和自由进入条件, 可求解得到均衡变量值: F_A^D, F_A^X, a_D, a_X 和 B 。

其中, 零临界利润条件为:

$$\begin{aligned} & \left(a_D \left(\frac{tp_f}{h(F_A^D)} \right)^\alpha \right)^{1-\sigma} B = F_D + F_A^D \\ & \left(a_X \left(\frac{tp_f}{h(F_A^X)} \right)^\alpha \right)^{1-\sigma} \phi B^* + \left(\left(a_X \left(\frac{tp_f}{h(F_A^X)} \right)^\alpha \right)^{1-\sigma} - \left(a_X \left(\frac{tp_f}{h(F_A^D)} \right)^\alpha \right)^{1-\sigma} \right) B = F_X + F_A^X - F_A^D, \end{aligned} \quad (I1)$$

自由进入条件为:

$$F_E = \int_0^{a_X} \pi_X dG(a) + \int_{a_X}^{a_D} \pi_D dG(a),$$

由此可得, 出口企业 i 的最优减排投资水平为:

$$F_{Ai}^X = F_D \left(\frac{1-\beta}{\beta} \right)^{(1+\phi)\beta} \left(\frac{\left(\frac{k\beta}{(\sigma-1)-1} \right) F_E}{F_D \left(\left((1+\phi)^{\frac{1}{\beta}-1} \right)^\gamma \left(\frac{F_D}{F_X} \right)^{\frac{k\beta}{(\sigma-1)-1} + 1} \right)} \right)^{\frac{(\sigma-1)}{k\beta}} a_i^{\frac{(\sigma-1)}{\beta}}.$$

基于上式可知, 外需上升 (例如 ϕ 增加) 将促使出口企业增加减排投资。此时, 出口企业的二氧化碳排放强度可表示为:

^① 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。

$$\frac{e_i^X}{x_i} = \epsilon \alpha \left(\frac{\beta}{F_D(1-\beta)} \right)^{\rho \alpha} (1+\phi)^{\frac{\alpha \rho}{\beta}} \left(\frac{\left(\frac{k\beta}{\sigma-1} - 1 \right) F_E}{F_D \left(\left((1+\phi)^{\frac{1}{\beta}} - 1 \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}} \left(\frac{F_D}{F_X} \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}-1} + 1 \right)} \right)^{\frac{\alpha \rho (\sigma-1)}{k\beta}} (tp_f)^{-(1-\alpha)} a_i^{\frac{1}{\beta}}. \quad (I2)$$

对二氧化碳排放强度的表达式进行对数线性化处理。明确引入时间下标 t ，利用增长率与对数差分的一阶近似进行对数线性化^①，在变量 $t-1$ 期值进行展开，整理后可得：

$$\Delta \left(\frac{e_{it}^X}{x_{it}} \right) = -(1-\alpha) \Delta tp_{ft} + \frac{1}{\beta} \Delta a_{it} + \frac{\rho \alpha}{\beta} \left(1 - \left(\frac{F_D}{F_X} \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}-1} \right) \Delta \phi_{it} + o(\Delta \phi_{it}).$$

其中， $o(\cdot)$ 代表高阶项。假设各变量变化幅度较小，在此条件下整理后可得：

$$\Delta \left(\frac{e_{it}^X}{x_{it}} \right) \approx -(1-\alpha) \Delta tp_{ft} + \frac{1}{\beta} \Delta a_{it} - \frac{\rho \alpha}{\beta} \left(1 - \left(\frac{F_D}{F_X} \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}-1} \right) \Delta \phi_{it}.$$

当满足 $(\frac{F_D}{F_X}-1)(\frac{k\beta}{\sigma-1}-1) < 0$ 时， $\Delta \phi_{it}$ 前的系数为负。这意味着，由 $\Delta \phi_{it}$ 上升所引致的外需增速提高，将导致企业碳排放强度的增速下降。

(2) 仅考虑国外市场潜力(B^*)变动的影响。 B^* 可能会受到贸易自由度 ϕ^* 、碳税 t^* 等多种外生变量的影响。然而在现实中，很难识别究竟是哪个具体因素导致了 B^* 的变化。因此，本部分仅探讨 B^* 变动本身对出口企业二氧化碳排放及排放强度的影响，而不对其变动来源进行区分。

类似地，对二氧化碳排放强度的表达式进行前述对数线性化以及泰勒展开处理，整理后可得：

$$\Delta \left(\frac{e_{it}^X}{x_{it}} \right) \approx \left(-1 + \frac{\alpha(\sigma-1)}{\beta} \right) \Delta tp_{ft} + \frac{1}{\beta} \Delta a_{it} - \frac{\rho \alpha}{\beta} \frac{\phi_{i,t-1} B_{i,t-1}^*}{B_{i,t-1} + \phi_{i,t-1} B_{i,t-1}^*} \Delta B_{it}^*.$$

由正文对相关参数的定义可知， ΔB_{it}^* 前的系数一定为负。这意味着，由 ΔB_{it}^* 上升所引致的外需增速上升，将导致企业碳排放强度的增速下降。

(二) 命题2的证明

企业二氧化碳排放量的表达式如下：

$$e_i^X = \frac{\alpha \epsilon (\sigma-1) F_D}{\beta t p_f} (1+\phi)^{\frac{1}{\beta}} \left(\frac{\left(\frac{k\beta}{\sigma-1} - 1 \right) F_E}{F_D \left(\left((1+\phi)^{\frac{1}{\beta}} - 1 \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}} \left(\frac{F_D}{F_X} \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}-1} + 1 \right)} \right)^{\frac{\sigma-1}{k\beta}} a_i^{\frac{(\sigma-1)}{\beta}}.$$

(1) 仅考虑贸易自由度 ϕ 变动的影响。类似地，将二氧化碳排放的表达式进行前述对数线性化以及泰勒展开处理，整理后可得：

^① 对于变量 x ，其增长率定义为当期值与上期值的相对变化，记作 $\Delta x_t = \frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}}$ 。当 Δx_t 较小时， $\Delta x_t \approx \ln x_t - \ln x_{t-1}$ 。

$$\Delta e_{it}^X \approx \left(-1 + \frac{\alpha(\sigma-1)}{\beta}\right) \Delta p_{ft} - \frac{(\sigma-1)}{\beta} \Delta a_{it} + \frac{1}{\beta} \left(1 - \left(\frac{F_D}{F_X}\right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}-1}\right) \Delta \phi_{it},$$

当满足 $(\frac{F_D}{F_X}-1)(\frac{k\beta}{-1+\sigma}-1) < 0$ 时, $\Delta \phi_{it}$ 前的系数为正。这意味着, 由 $\Delta \phi_{it}$ 上升所引致的外需增速提高, 将导致企业碳排放的增速上升。

(2) 仅考虑国外市场潜力 (B^*) 变动的影响。类似地, 对企业二氧化碳排放量的表达式进行前述对数线性化以及泰勒展开处理, 整理后可得:

$$\Delta e_{it}^X \approx \left(-1 + \frac{\alpha(\sigma-1)}{\beta}\right) \Delta p_{ft} - \frac{(\sigma-1)}{\beta} \Delta a_{it} + \frac{1}{\beta} \frac{\phi_{it-1} B_{it-1}^*}{B_{it-1} + \phi_{it-1} B_{it-1}^*} \Delta B_{it}^*,$$

由正文对相关参数的定义可知, ΔB_{it}^* 前的系数一定大于零。这意味着, 由 ΔB_{it}^* 上升所引致的外需增速上升, 将导致企业碳排放的增速上升。

(三) 企业进入与退出

本文构建的理论模型刻画了外需变动通过影响企业进入与退出出口市场, 进而对二氧化碳排放产生的影响。总体而言, 外需通过企业进出行为影响碳排放主要有两条渠道: 一方面, 外需的变化会对临界生产率的取值产生影响, 从而影响出口企业的构成。企业排放强度和企业生产率之间呈现负相关关系, 因此外需变化能够通过影响企业的进出, 对整体二氧化碳排放及其排放强度产生影响。另一方面, 外需变化会影响新进入企业的生产规模和减排投资, 进而对新进入企业的二氧化碳排放和排放强度造成影响。

基于计算, 企业的出口临界生产率 ($1/a_X$) 满足:

$$a_X^k = \frac{F_E}{\left(\frac{(\sigma-1)}{k\beta-(\sigma-1)} F_X \left(1 + \frac{1}{\left((\phi+1)^{\frac{1}{\beta}-1} \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}} F_X^{\frac{1}{\sigma-1}} F_D^{\frac{k\beta}{\sigma-1}-1}} \right) \right)},$$

观察上式可得, 当 ϕ 上升带来外需扩大时, 企业出口的临界生产率 ($1/a_X$) 将下降, 意味着更多的企业将进入出口市场。此外, 根据附录 I 的方程 (II), 当国外市场潜力 B^* 上升时, 也会产生类似的影响效果。

接下来, 通过分析出口企业的二氧化碳排放量 (e_i^X) 和排放强度 ($\frac{e_i^X}{x_i}$) 的表达式, 可以进一步考察外需变动如何通过影响企业的进入与退出行为, 进而作用于总体二氧化碳排放水平及排放强度。

$$e_i^X = \frac{\alpha \epsilon (\sigma-1) F_D}{\beta p_f} (1+\phi)^{\frac{1}{\beta}} \left(\frac{\left(\frac{k\beta}{\sigma-1} - 1 \right) F_E}{F_D \left(\left((1+\phi)^{\frac{1}{\beta}-1} \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}} \left(\frac{F_D}{F_X} \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}-1} + 1 \right)} \right)^{\frac{\sigma-1}{k\beta}} a_i^{\frac{(\sigma-1)}{\beta}}$$

$$\frac{e_i^X}{x_i} = \epsilon \alpha \kappa \left(\frac{\beta}{F_D(1-\beta)} \right)^{\rho\alpha} (1+\phi)^{\frac{a\rho}{\beta}} \left(\frac{\left(\frac{k\beta}{\sigma-1} - 1 \right) F_E}{F_D \left(\left((1+\phi)^{\frac{1}{\beta}} - 1 \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1}} \left(\frac{F_D}{F_X} \right)^{\frac{k\beta}{\sigma-1} - 1} + 1 \right)} \right)^{\frac{a\rho(\sigma-1)}{k\beta}} (tp_f)^{-(1-a)} a_i^{\frac{1}{\beta}}.$$

根据上述理论关系可知，企业生产率（ $1/a_i$ ）越高，其二氧化碳排放总量越大，但排放强度越低。结合前文对企业进入退出行为的分析，外需上升（或下降）将促使更多排放强度相对较高的企业进入（或退出）出口市场。

附录 II 实证附录

（一）数据、变量及描述性统计补充内容

1. 数据

本文使用的数据主要包括四部分：

中国生态环境部的企业层面污染数据库被认为是目前国内最全面可靠的企业层面环境数据，为《中国环境统计年鉴》的数据来源。这些数据由占重点污染物排放总量 85% 以上的企业自行上报，并由地方环保部门进行抽查，确保数据质量。也有一些文章验证了这套数据中企业能源投入和污染排放指标的可靠性（吕越和陈泳昌，2022；陈登科，2020）。该数据提供了 2000—2014 年 442,546 家企业的非平衡面板数据，包括能源使用、工业废气和废水排放、废气废水治理设施等企业环境行为指标和工业总产值、从业年限、行政区划等少量企业层面特征指标。其中，企业的能源使用又细分为原料煤、燃料煤、燃料油、柴油以及清洁燃气等。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）、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二氧化碳排放强度（即单位产值的二氧化碳排放量）。对于每种燃料的低位发热量、单位热值含碳量、碳氧化率取值，NDRC^①和 IPCC 两类标准取值稍有差别、但不大。比如，NDRC 和 IPCC 标准下，原料煤的低位发热量分别为 23.86 吉焦/吨、26.7 吉焦/吨，单位热值含碳量均为 0.0268 吨碳/吉焦，碳氧化率分别为 93.5%、100%。各变量随时间变化均采用 Davis-Haltiwanger 增长率刻画，根据定义 Davis-Haltiwanger 增长率始终介于[-2,2]之间。值得说明的是，中国生态环境部的企业层面污染数据库的原始年份为 2000—2014 年，但其中燃料煤、燃料油以及洁净燃气等能源使用数据仅有 2000—2010 年数据，这导致基于能源投入计算的二氧化碳排放数据也仅到 2000—2010 年。

企业层面和国家—产品层面贸易数据。本文利用中国海关总署提供的 2000-2014 年中国企业—贸易伙伴国—HS8 位产品层面的贸易数据和 CEPII BACI 数据库提供的 1996-2014 年出口国—进口国—HS6 位产品层面的贸易数据，构建了企业层面按照初年出口份额加权的外需增速指标。对于 HS 编码跨年匹配的问题，本文采用 1996 版 HS 产品分类，并基于联合国统计司提供的对应码将不同年份的 HS 产品分类统一至 HS1996 层面。值得说明的是，上述企业层面和国家—产品层面贸易数据可更新至 2014 年之后的年份，但受制于企业层面能源投入数据的可得性，文章实证分析部分基准回归及相关稳健性检验部分主要使用的数据截至 2010 年，而在机制检验部分由于提前项和滞后项导致的自由度损失较多、为纳入更多分析样本，部分回归使用的数据截至 2014 年。

本文基准回归样本为企业层面污染排放数据与企业交易层面贸易数据匹配后的样本^②，涉及 2000-2010 年 35,457 家企业的 133,834 个观测值。其中，汇报了细分能源使用情况，进而可计算二氧化碳排放的企业约有 2.1 万家、8.7 万个观测值。值得说明的是，2000-2010 年，中国出口的外部环境在加入 WTO 等制度性安排下逐步改善，且这些政策环境变化对于外贸企业而言相对宏观和外生。与此同时，在政府发展目标中，经济目标往往优先于环境治理目标，环境规制的强度及执行力度相对有限。这些条件均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。

本文实证分析主要使用企业层面污染数据库和海关企业交易层面贸易数据的匹配数据。考虑

^① 资料来源网址为 https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201511/t20151111_963496.html。

^② 由于在计算企业层面外需增速时需要使用出口份额，因此本文基准回归样本主要为出口企业。

到两套数据库的企业识别码并不一致，因此本文使用了去除干扰词^①后的企业名称和年份进行精确匹配。在将贸易数据与污染数据匹配时，本文还将污染数据库中变更企业名称或组织机构代码的情况进行了调整，由此回归样本量较不做该处理时有所增加。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。其中，出口强度等于以人民币计出口金额与工业总产值现价的比值，并利用美元兑人民币平均汇率将海关贸易数据中以美元计出口金额转化为以人民币计出口金额。此外，本文还利用中国企业交易层面贸易数据中的所有制类型变量，构建了不同所有制类型企业的虚拟变量^②。

中国国家统计局提供的规模以上工业企业数据提供了企业基本信息数据以及资产负债表、现金流量表、利润表中的多个财务变量。本文主要使用注册类型、研发投入、开业年份以及固定资产合计四个指标。其中，注册类型是企业层面所有制变量的补充信息来源，开业年份和固定资产合计则用来构建企业资本设备年限指标。本文首先使用组织机构代码和年份信息，进一步匹配规模以上工业企业数据库和基准回归样本（即工业企业污染数据与海关贸易数据的匹配样本）。然后，使用企业名称和年份信息匹配作为补充。^③在机制检验部分，本文还使用了中国国家知识产权局提供的 1998-2014 年申请并公开的专利申请数据，以识别并测度企业申请的绿色专利情况。具体而言，在进行数据清洗后，使用去除干扰词后的企业名称，将基准回归样本与企业专利申请数据进行匹配^④，通过分类号和主分类号筛选绿色专利。

2. 变量测度

（1）企业能源投入中来自原料煤和燃料煤的热量占比，即污染能源使用占比 NRG_{it} ，计算公式如下：

$$NRG_{it} = \frac{ECF_{coal} \times Con_{coal,t}}{\sum_n ECF_n \times Con_{n,t}},$$

其中， ECF_n 表示第 n 种燃料的能源转换因子，等于其低位发热量与二氧化碳排放因子的乘积。 $Con_{n,t}$ 表示 t 期第 n 种燃料的消耗量。企业层面污染数据库包含了原料煤、燃料煤、燃料油、柴油以及清洁燃气的消耗量。在上述燃料中，煤提供相同能量的二氧化碳排放强度显著高于石油和天然气，国际货币基金组织（IMF）报告指出煤炭发热或发电的碳排放强度是天然气的 2.2 倍。^⑤

（2）废水和废气治理设施数量来自于企业层面污染数据库。其中，废气处理方法包括干式过滤、活性炭吸附、光催化除臭、催化燃烧、生物除臭法等，部分处理过程通过改变过程产物及降低污染物排放。

（3）资本设备年限。本文参考 Rodrigue et al. (2024) 构建企业层面资本设备年限指标，计算公式如下：

^① 干扰词包括名称中的标点符号、特殊字母、英文括号等。在去除干扰词后，将两套数据库中的企业名称进一步统一（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 私营企业包括个体工商户、私营企业、股份有限公司、股份合作企业、私营股份有限公司、私营独资企业、私营有限责任公司、私营合伙企业。集体企业和国有企业包括国有企业、集体企业、集体联营企业、国有联营企业、国有独资公司、国有与集体联营企业、其他联营企业、其他有限责任公司、其他企业。外资企业包括登记注册类型为中外合作企业、中外合资企业、外商独资企业、港澳台独资企业、港澳台商投资股份有限公司、外资（独资）企业、外商独资企业、外商投资股份有限公司、合资经营企业（港或澳台资）、合作经营企业（港或澳台资）的企业。

^③ 考虑到规模以上工业企业数据库 2010 年的信息存在较为严重的数据问题，本部分的样本删除了 2010 年的观测值。

^④ 寇宗来和刘学悦（2020）等其他文献还使用了模糊匹配方法，本文也尝试了基于模糊匹配方法得到样本进行分析，结果与本文汇报的结果基本一致。限于篇幅，并未在文中汇报，结果备案。

^⑤ Bogmans Christian, Li Claire Mengyi, “A Greener Future Begins with a Shift to Coal Alternatives”, Dec.8 2020, <https://www.imf.org/en/Blogs/Articles/2020/12/08/blog-a-greener-future-begins-with-a-shift-to-coal-alternatives> [2023-7-28].

$$VIN_{it} = \sum_{\tau=t_0-1}^{t-1} \left[\frac{inv_{it}(1-d)^{t-\tau}}{\sum_{\tau=t_0-1}^{t-1} inv_{it}(1-d)^{t-\tau}} \right] (t-\tau),$$

其中， t_0 表示企业生产的初年，根据工业企业数据库中的开业年份指标进行识别。 d 表示折旧率，参照 Brandt et al. (2012) 取 9%。 inv_{it} 表示企业 i 在 τ 时期的新增固定资产投资额。对于企业 1998 年之前的新增投资，参考 Rodrigue et al. (2024)，假设资本从开业年份至样本中观测到的首年呈现线性增长，并依据样本中观测到的首年固定资产合计和资本折旧率进行倒推得到每年的新增资本金额。对于企业 1998 年之后的新增投资，参考会计中永续盘存法公式，新增投资等于 t 期固定资产合计与 $t-1$ 期扣除折旧额后的固定资产合计之差。 $t-\tau$ 表示 τ 期资本延续使用至 t 期的年限。企业 i 在 t 期加总的资本设备年限等于各期余留资本的年限按其投资额现值的加权平均值得到。

(4) 绿色专利研发。本文使用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，并基于世界知识产权组织 2010 年推出的“国际专利绿色分类清单”识别绿色专利。参考李青原和肖泽华 (2020)，将替代能源生产类 (alternative energy production)、废弃物管理类 (waste management)、能源节约类 (energy conservation) 专利作为绿色专利的核心项目。绿色专利数量为企业上述三项专利数量之和加 1 取自然对数。在识别绿色专利时，考虑主分类号和分类号两种情形。由于一个专利可能具有多个分类号，只有排在第一位的分类号被称为主分类号，因此基于分类号识别的绿色专利较基于主分类号识别出的绿色专利数量更多。与普通专利类似，绿色专利类型包括发明与实用新型两种。其中，发明专利较实用新型技术含量更高，申请及授权难度更大。

(5) 全要素生产率。本文参考 Akerberg et al. (2015) 的方法度量了企业的全要素生产率。该方法在 Olley and Pakes (1996) 和 Levinsohn and Petrin (2003) 方法的基础上，同时考虑了方程设定依赖、投入时滞效应等问题，较为稳健地估计了企业的全要素生产率。需要说明的是，由于企业全要素生产率估计需要使用企业层面的中间投入或工业增加值信息，而这两个指标在 2008 年以后的规模以上工业企业数据库中不再提供，因此企业层面全要素生产率指标大多截至 2007 年。此外，文章还考虑了基于 Olley and Pakes (1996)、Levinsohn and Petrin (2003)、Yu (2015) 广义矩估计以及 Gandhi et al. (2020) 方法估计的全要素生产率 (TFP) 进行稳健性分析，并发现：在不同 TFP 测度下，当期和滞后一期外需变化均与企业当期全要素生产率正相关；除基于 Levinsohn and Petrin (2003) 方法测度的 TFP 外，在以其他 TFP 测度为因变量的回归中当期外需增速交互项在 10% 及以上水平显著；在以基于 Olley and Pakes (1996) 方法测度的 TFP 为因变量的回归中，滞后 1 期外需增速交互项也显著为正。

(6) 进入、退出企业界定。进入企业、在位企业及退出企业的界定参考 Li et al. (2015)。具体而言，当企业 t 期出口为正、 $t-1$ 期出口为零定义为新进入企业，此时进入企业虚拟变量取 1、反之取 0；当企业 $t-1$ 期和 t 期出口均为正时，在位企业虚拟变量取 1、反之取 0；当 $t-1$ 期出口为正、 t 期出口为零时，退出企业虚拟变量取 1、反之取 0。参考 Li et al. (2015)，本文在构建进入企业、在位企业以及退出企业虚拟变量时，首先利用 Stata `tsfill` 命令将贸易数据转变为平衡面板。此外，本文还根据 t 期企业层面排放强度对数值生成 75 分位数以上虚拟变量，并在正文表 6 的回归中以排放强度位于 75 分位数以下的企业为对照组。

3. 描述性统计

图 II 1 进一步汇报了各行业的二氧化碳排放强度及其随时间变化。从行业层面看，矿产品、贱金属制品、木浆（含纸制品）等、石料和水泥等以及化工产品五类行业的二氧化碳排放强度较高，2001 年这五类行业的二氧化碳排放强度均在 2 吨 CO_2 /万元以上，其中矿产品和贱金属制品的二氧化碳排放强度更是达到了 6.7 吨 CO_2 /万元和 5.5 吨 CO_2 /万元。从时间变化看，大多数行业 2010 年二氧化碳排放强度相对 2001 年明显下降，这反映了“十五”和“十一五”以来中国环保管制政策的有效性。其中，机器—机械器具、植物产品、塑料—橡胶制品、贱金属制品、运输设

备、化工产品等降幅均在 50%以上。除石料和水泥行业外，前述四类高能耗行业的二氧化碳排放强度均实现两位数降幅，其中矿产品降幅最小、贱金属制品降幅最大。值得说明的是，基于样本数据计算的行业层面二氧化碳排放强度与国家统计局在《2010 年国民经济和社会发展统计报告》中界定的六大高能耗行业完全一致，即化学原料及化学制品制造业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、非金属矿物制品业、石油加工炼焦及核燃料加工业、电力热力的生产和供应业，间接验证了本文基于能源投入核算二氧化碳排放的合理性。

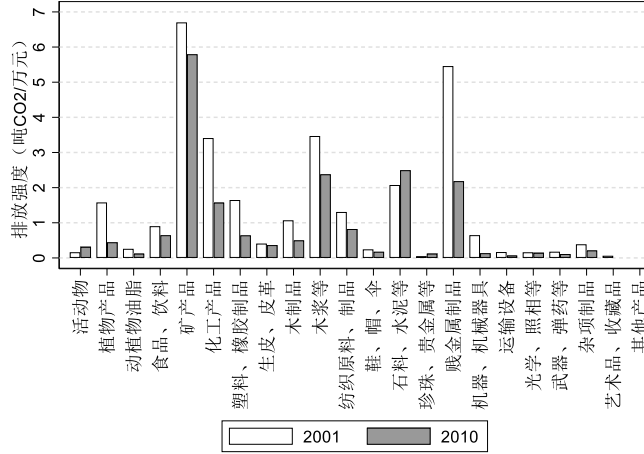


图 11 2001-2010 年不同行业二氧化碳排放强度变化

注：本图基于 NDRC 标准绘制，行业分类参考中国海关 HS 编码大类行业分类。

数据来源：中国生态环境部企业层面污染数据库及作者整理。

(二) 二氧化碳排放增长分解

1. 二氧化碳排放分解公式

首先，一国总体二氧化碳排放等于各个企业二氧化碳排放的总和：

$$E = \sum_i e_i = \sum_i v_i l_i = \left(\sum_i v_i \right) \sum_i \frac{v_i}{\sum_i v_i} l_i \equiv V \sum_i \frac{v_i}{V} l_i \equiv V \sum_i \omega_i l_i \equiv V \bar{l}$$

其中， E 表示一国总二氧化碳排放量， e_i 表示单个企业 i 的二氧化碳排放量。 V 表示总产出， v_i 表示企业 i 的产出。 l_i 表示企业 i 单位产值的二氧化碳排放，即二氧化碳排放强度。 ω_i 表示企业 i 产出占总产出的比重。 $\bar{l}$ 表示按照产出份额加权平均的二氧化碳排放强度。

其次，考虑 t_1 到 t_2 期二氧化碳排放变化，并将其根据不同增长来源进行分解：

$$g_E = g_V + g_{\bar{l}} + g_l$$

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。即总二氧化碳排放增速等于总产出增速、加权平均的二氧化碳排放强度增速及二者增速乘积之和。

当总产出增速和二氧化碳排放强度增速为无穷小时，二者增速的乘积为二阶无穷小、可忽略。因此，在微分表达式中，总二氧化碳排放增速等于总产出增速和二氧化碳排放强度增速之和。但当总产出增速和二氧化碳排放强度增速不接近于零时，二者增速的乘积不近似于零、也不可忽略。

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 (within firm effect)、企业间构成效应 (composition effect)、进入效应 (entrants effect) 及退出效应 (exiting effect) 四项：

$$g_i = \frac{1}{\bar{l}_{t_1}} \sum_{\substack{i \in \Omega_{t_1} \\ i \in \Omega_{t_2}}} \omega_{it_1} (l_{it_2} - l_{it_1}) + \frac{1}{\bar{l}_{t_1}} \sum_{\substack{i \in \Omega_{t_1} \\ i \in \Omega_{t_2}}} (\omega_{it_2} - \omega_{it_1}) (l_{it_2} - \bar{l}_{t_1}) \\ + \frac{1}{\bar{l}_{t_1}} \sum_{\substack{i \notin \Omega_{t_1} \\ i \in \Omega_{t_2}}} \omega_{it_2} (l_{it_2} - \bar{l}_{t_1}) - \frac{1}{\bar{l}_{t_1}} \sum_{\substack{i \in \Omega_{t_1} \\ i \notin \Omega_{t_2}}} \omega_{it_1} (l_{it_1} - \bar{l}_{t_1}),$$

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。在二氧化碳排放强度增速分解式中，等式右边第一项为企业内效应，表示对于两期均在位企业，假定企业产出占比控制在 t_1 期不变，由企业二氧化碳排放强度变化带来的总体排放强度变化。第二项为构成效应，表示对于两期均在位企业，假定企业二氧化碳排放强度控制在 t_2 期不变，由企业产出占比变化带来的总体排放强度变化。第三项和第四项（包括负号）依次为进入效应和退出效应带来的总体排放强度变化。值得注意的是，考虑到不同组别加总的二氧化碳排放强度随时间变化，参考 Brandt et al.（2012），将所有分项中企业层面二氧化碳排放强度减去 t_1 期加权平均的二氧化碳排放强度（ $\bar{l}_{t_1}$ ）进行标准化。

2.分样本二氧化碳排放增长分解

表 II 1 汇报了基于不同样本的二氧化碳排放增长分解结果。首先，第 2-4 行汇报了未匹配的污染数据全样本企业的二氧化碳排放增长分解。与污染数据和贸易数据匹配样本结果类似，污染全样本企业的产出快速增长、二氧化碳排放强度下降。但不同的是，2005-2010 年，污染全样本企业的总体二氧化碳排放呈现下降，即减排效应超出规模效应。同时，污染全样本企业的二氧化碳排放强度下降主要发生在 2005-2010 年，而 2000-2005 年排放强度下降有限。2005-2010 年，企业内效应、构成效应、进入效应和退出效应均对总体二氧化碳排放强度具有降低作用，而其他时期构成效应与进入效应和退出效应作用效果相反。

表 II 1 不同样本总体二氧化碳排放增长分解

样本	企业类别	时期	g_E	g_V	$g_V \times g_i$	g_i	企业内 效应	构成 效应	进入 效应	退出 效应
污染 全样本	全部企业	2000-2005	114%	132%	-11%	-8%	6%	-69%	40%	10%
		2005-2010	-18%	119%	-76%	-64%	-44%	-8%	-171%	-107%
		2000-2010	76%	408%	-269%	-66%	-30%	9%	-275%	-76%
污染和海 关数据匹 配样本	全部企业	2000-2005	137%	179%	-28%	-16%	-12%	2%	-14%	-2%
		2005-2010	59%	142%	-44%	-31%	-4%	-6%	-26%	-9%
		2000-2010	277%	575%	-257%	-45%	-15%	11%	-62%	-15%
	出口强度小 于等于 70%	2000-2005	129%	177%	-32%	-18%	-18%	3%	-20%	3%
		2005-2010	64%	137%	-38%	-28%	-3%	-8%	-24%	-6%
		2000-2010	274%	557%	-242%	-43%	-16%	10%	-62%	-14%
	出口强度大 于 70%	2000-2005	359%	206%	104%	50%	19%	-10%	27%	2%
		2005-2010	-3%	191%	-134%	-70%	-1%	7%	-56%	-27%
		2000-2010	343%	790%	-391%	-49%	5%	5%	-36%	-12%
	加工贸易	2000-2005	101%	131%	-22%	-17%	12%	-8%	-7%	-10%
		2005-2010	-34%	104%	-70%	-67%	-1%	3%	-41%	-8%
		2000-2010	34%	372%	-266%	-72%	0%	3%	-52%	-9%
	混合贸易	2000-2005	25%	150%	-78%	-52%	5%	1%	-52%	-23%
		2005-2010	106%	213%	-82%	-38%	-5%	1%	-16%	-6%

	2000-2010	157%	683%	-467%	-68%	-2%	13%	-76%	-25%
	2000-2005	204%	219%	-10%	-5%	-21%	-7%	-1%	20%
一般贸易	2005-2010	53%	93%	-15%	-16%	-8%	-6%	-30%	10%
	2000-2010	364%	516%	-127%	-25%	-13%	3%	-50%	4%

注：增长为相应时期样本期末数值相对期初数值的增速。 $g_E = g_V + g_i + g_V \times g_i$ ， g_i 等于企业内效应、构成效应、新进入企业效应及退出企业效应之和。

回归样本以出口强度小于等于 70%的企业、一般贸易企业为主，故这两类企业与总体二氧化碳排放分解结果较为一致，而加工贸易企业、出口强度大于 70%的企业分解结果略有不同。具体而言，加工贸易和出口强度大于 70%的企业 2005-2010 年二氧化碳排放强度较 2001-2005 年下降更快，其中出口强度大于 70%的贸易企业 2000-2005 年二氧化碳排放强度甚至呈现增长。同时，这两类企业 2000-2005 年企业内效应均对二氧化碳排放强度呈现正向拉动作用。一般贸易企业、出口强度小于等于 70%的贸易企业 2005-2010 年二氧化碳排放强度下降幅度略快于 2000-2005 年。此外，对于一般贸易企业或出口强度小于等于 70%的贸易企业而言，企业内效应和进入效应始终对其二氧化碳排放强度呈现调降作用。

（三）规模效应和排放强度效应的反事实分析

由正文表 3 样本企业二氧化碳排放增长主要来自规模效应，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。首先，计算外需变动带来的全部贸易效应（the overall trade effect）。在反事实情形下，假设不存在外需变动，对应增速为：

$$\Delta Y'_{it,t-1} = \Delta Y_{it,t-1} - \sum_{\tau=T}^0 \beta_{\tau} \times (\Delta ZFD_{it+\tau,t-1+\tau} \times ex_{it-1}), \quad (II 1)$$

其中， $\Delta Y_{it,t-1}$ 和 $\Delta Y'_{it,t-1}$ 分别表示真实结果变量增速与反事实结果变量增速。 β_{τ} 表示外需增速与出口强度交互项的估计系数。 T 表示时间跨度的下限，当估计短期效应时取 0，当估计中长期效应时取 -2。考虑到二氧化碳排放与排放强度回归中交互项回归系数的稳定性与显著性，并与短期和中长期效应的估计时间范围相对应，本节在估计 β_{τ} 时仅考虑 t 、 $t-1$ 、 $t-2$ 期交互项。当结果变量为二氧化碳排放时， $\Delta Y'_{it,t-1}$ 表示没有外需变动情况下的二氧化碳排放增速， $\Delta Y_{it,t-1}$ 与 $\Delta Y'_{it,t-1}$ 的差值则表示外需变动带来的二氧化碳排放变化，即全部贸易效应。

其次，全部贸易效应可进一步分解为规模效应和排放强度效应。考虑以下两种反事实情形。情形一，假设外需变动仅影响工业总产值，并不影响基于总产值的二氧化碳排放强度，即外需变动仅通过名义规模效应影响二氧化碳排放。令公式（III1）中的结果变量为现价工业总产值增速，得到反事实情形下的工业总产值增速 $\Delta V'_{it,t-1}$ ，并基于该增速倒推反事实情形下的工业总产值 V'_{it} 和二氧化碳排放 $CO2'_{it}$ 。计算公式如下：

$$V'_{it} = V'_{it-1} \times \frac{2 + \Delta V'_{it,t-1}}{2 - \Delta V'_{it,t-1}}, CO2'_{it} = \left(\frac{CO2_{it}}{V_{it}} \right) \times (V'_{it}), \quad (II 2)$$

其中， V'_{it-1} 表示 $t-1$ 期反事实情形下的工业总产值增速，且令企业在样本初期反事实情形下的工业总产值增速 V'_{it_0} 等于真实观测到的工业总产值增速 V_{it_0} 。反事实情形下的二氧化碳排放 $CO2'_{it}$ 等于实际观测到的基于工业总产值的二氧化碳排放强度（ $CO2_{it}/V_{it}$ ）与反事实情形下的工业总产值 V'_{it} 的乘积，并进一步运用 Davis-Haltiwanger 增长率算法，得到反事实情形一下的二氧化碳排放增速 $\Delta CO2'_{it,t-1}$ 。将真实二氧化碳排放增速 $\Delta CO2_{it,t-1}$ 与反事实情形一下的二氧化碳排放增速 $\Delta CO2'_{it,t-1}$ 的差值记为贸易引致的基于工业总产值的规模效应。

情形二，假设外需变动仅影响出口，而不影响内销和基于总产值的二氧化碳排放强度。即外需变动仅通过出口影响二氧化碳的排放。由于在以出口增速为因变量的基准回归中，直接以企业层面外需增速作为核心自变量。因此，基于下述公式（II3）估算没有外需变动的反事实情形下的出口增速 $\Delta EXV'_{it,t-1}$ ：

$$\Delta EXV'_{it,t-1} = \Delta EXV_{it,t-1} - \sum_{\tau=T}^0 \beta_{\tau} \times \Delta ZFD_{it+\tau,t-1+\tau}. \quad (\text{II3})$$

进而利用公式（II2）倒推反事实情形二下的出口额 EXV'_{it} 。此时，反事实情形二下的二氧化碳排放 $CO2''_{it}$ 计算公式为：

$$CO2''_{it} = \left(\frac{CO2_{it}}{V_{it}} \right) \times (EXV'_{it} + DOMV_{it}), \quad (\text{II4})$$

其中， $DOMV_{it}$ 表示真实观测到的内销金额。进一步运用 Davis-Haltiwanger 增长率算法，得到反事实情形二下的二氧化碳排放增速 $\Delta CO2''_{it,t-1}$ ，并将真实二氧化碳排放增速 $\Delta CO2_{it,t-1}$ 与反事实情形二下的二氧化碳排放增速 $\Delta CO2''_{it,t-1}$ 的差值记为外需变动引致的出口额效应。

最后，将企业层面各分解效应加总至国家层面，并得到估计的置信区间。具体而言，将二氧化碳排放、工业总产值以及出口额增速分别作为因变量，得到外需增速或其交互项的回归系数，短期取 t 期回归系数，中长期取 t 、 $t-1$ 、 $t-2$ 期回归系数。^①然后基于公式（II1）-（II4）计算企业层面外需变动引致的全部贸易效应、规模效应以及出口额效应。^②进一步，删除企业层面各类效应估计值左右 1% 的异常值，并基于企业工业总产值占比加总至国家层面，得到国家层面加权平均的全部贸易效应、规模效应以及出口额效应。类似地，基于工业总产值份额将企业层面真实观测到的二氧化碳排放增速与外需增速加总至国家层面。此外，考虑到回归系数 β_{τ} 的不确定性，本文还利用实证回归中估计系数 $\hat{\beta}_{\tau}$ 的均值和标准差构建正态分布，并从中随机抽取 200 次 β_{τ} ，构建各类效应估计值的 95% 置信区间。

（四）稳健性检验部分的实证回归

1. 按照企业层面目的国—产品出口份额加权的外需增速指标

正文参考 Barrows and Ollivier（2021）方法构建外需增速指标，该指标首先构建中国 HS6 位产品层面按初年份额加权的外需增速 $\Delta ZFD_{jt,t-1}$ ，然后按照企业在海关贸易数据中初年每种 HS6 位产品出口份额加权，进而得到企业层面按初年出口份额加权的外需变动指标（ $\Delta ZFD_{it,t-1}$ ）。由于中国海关企业交易层面贸易数据汇报了每个企业每年对不同贸易伙伴的 HS6 位产品贸易数据，因此可以直接利用企业在样本初年的目的国—HS6 产品出口份额，将目的国—HS6 产品层面外需变化加权，并得到新的企业层面按初年出口份额加权的外需变动指标，记作 $\Delta ZFD2_{it,t-1}$ 。具体计算公式如下，

$$\Delta ZFD2_{it,t-1} = \sum_j \sum_d v_{ijdt_0} \left(\frac{M_{djt} - M_{djt-1}}{0.5 \times (M_{djt} + M_{djt-1})} \right), \quad v_{ijdt_0} = \frac{X_{ijdt_0}}{\sum_j \sum_d X_{ijdt_0}}.$$

其中， v_{ijdt_0} 表示企业 i 在海关贸易数据中初年(t_0)向目的国 d 出口 HS6 位产品 j 的金额占其初年总出口的比重。与参考 Barrows and Ollivier（2021）方法构建的外需增速指标 $\Delta ZFD_{jt,t-1}$ 相比，按照企业层面目的国—产品出口份额加权的外需增速指标 $\Delta ZFD2_{it,t-1}$ ，因完全采用企业层面贸易

^① 在计算短期效应时，只需当期在位即可得到各类效应的估计值，而在计算中长期效应时，需要 t 、 $t-1$ 、 $t-2$ 期连续 3 期在位，二者加总的样本范围略有不同，导致加总后实际观测到的二氧化碳排放和外需增速数值不同，但变动趋势基本一致。比如，生产较为清洁的企业生存概率可能更高，进而导致中长期碳排放增速略低于短期。

^② 此外，由于不同时期外需变化可能不同向，导致中长期效应估计值可能出现极小的情况，进而使得不同效应间的比值出现异常，如 2003 年规模效应与全部贸易效应的比值，2009 年出口额效应与规模效应的比值。因此，在汇报不同效应的比值时需剔除异常值时期。

份额，准确性相对更高，但由于目的国—HS6 位产品维度广延边际随时间变动更大，可能导致基于初期份额构建的外需指标与企业面临的实际外需情况差异较大。此外，由于 $\Delta ZFD_{jt,t-1}$ 在加总目的国—HS6 位产品层面外需变化时采用更早年份（1996-1998 年或 2002-2004 年）、宏观层面（中国—目的国—HS6 位产品层面）份额加权，而 $\Delta ZFD2_{it,t-1}$ 直接采用企业初年份额加权，因此 $\Delta ZFD2_{it,t-1}$ 相对 $\Delta ZFD_{it,t-1}$ 的内生性可能也更强。

表 II 2 利用按照企业层面目的国—产品出口份额加权的外需增速指标复制了基准回归的结果，并得到与基准回归一致的结果，且二氧化碳排放增速及工业总产值增速回归中部分外需增速交互项显著性有所增强。但由于企业层面目的国—HS6 位产品维度广延边际随时间变动较大，基于企业样本初期份额构建的外需指标可能无法完全捕捉企业实际面临的外需变化，导致部分外需增速及其交互项的估计系数绝对值小于基准回归结果。

表 II 2 按照企业层面目的国—产品出口份额加权的外需增速指标

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	二氧化碳排 放增速 _NDRC	二氧化碳 排放增速 _IPCC	工业总产值 增速	出口增速	二氧化碳排放 强度增速 _NDRC	二氧化碳排放 强度增速 _IPCC
$t-3$ 期外需增速 $\times t-1$ 期 出口强度	-0.013 (0.017)	-0.022 (0.018)	0.017 (0.023)	0.023 (0.018)	-0.028 (0.028)	-0.031 (0.028)
$t-2$ 期外需增速 $\times t-1$ 期 出口强度	0.026* (0.013)	0.028* (0.014)	0.101*** (0.020)	-0.007 (0.018)	-0.046** (0.021)	-0.040* (0.021)
$t-1$ 期外需增速 $\times t-1$ 期 出口强度	0.030** (0.014)	0.041** (0.016)	0.054*** (0.020)	0.009 (0.019)	-0.031 (0.024)	-0.021 (0.025)
t 期外需增速 $\times t-1$ 期 出口强度	0.011 (0.015)	0.008 (0.016)	0.056** (0.022)	0.072*** (0.018)	-0.037 (0.025)	-0.040 (0.025)
$t+1$ 期外需增速 $\times t-1$ 期 出口强度	0.020 (0.016)	0.024 (0.016)	0.019 (0.021)	0.006 (0.018)	0.007 (0.024)	0.014 (0.024)
$t+2$ 期外需增速 $\times t-1$ 期 出口强度	0.017 (0.015)	0.019 (0.015)	0.019 (0.020)	-0.009 (0.019)	-0.011 (0.026)	-0.009 (0.026)
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	0.046	0.047	0.048	0.107	0.049	0.050
观测值	14,281	14,288	23,696	24,235	14,253	14,277

注：表中外需增速为按照企业层面目的国—产品出口份额加权的指标。参照基准回归设定，表中所有回归还控制了相应变量初值及其与年份虚拟变量的交互项、以及行业 $\times$ 年份固定效应。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。

2. 基于目的国对中国真实进口需求构建的企业层面外需增速指标

为检验基准结果的稳健性，本文进一步基于目的国对中国的真实进口需求构建了企业层面的外需增速指标，并使用该指标对基准回归进行重新估计。该指标计算公式如下：

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

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

其中， M_{djt}^{CHN} 表示 t 年国家 d 从中国（缩写 CHN）进口 j 类产品的规模，其他变量的含义同前。实证分析表明，自中国进口 j 类产品的国家 d 从除中国以外国家进口规模和国家 d 从中国进口规模显著正相关。多样性偏好、全球分工、HS6 位产品分类是导致目的国对中国进口需求增速与对中国以外国家进口需求增速显著正相关的重要原因。与本文基于目的国从除中国以外国家进口规模构建的外需增速指标相比，基于目的国对中国真实进口需求构建的企业层面外需增速指标容易受到出口国供给因素的干扰，因而存在较强的内生性问题。

利用基于自中国真实进口需求构建的外需增速指标重复本文基准回归，本文基准回归结果依然稳健。首先，表 II 3 列（1）和（2）讨论了真实进口外需变化对企业层面二氧化碳排放的影响。与正文表 2 基准回归类似，滞后 3 期至提前 1 期的外需扩张对企业当期二氧化碳排放增长均存在正向作用，但仅提前 1 期的外需扩张对企业二氧化碳排放作用在统计上显著。与正文表 2 基准回归相比，基于真实进口需求构建的外需指标对二氧化碳排放的正面作用滞后期更长。其次，表 II 3 列（3）和（4）讨论了真实进口外需变化对企业工业总产值和出口增速的影响。与正文表 2 基准回归类似，外需扩张对企业工业总产值增速具有显著且持续的促进作用；同时，外需扩张对企业工业总产值增速的当期促进作用主要体现为对出口增速的大幅拉动作用。与正文表 2 基准回归相比，基于真实进口需求构建的外需指标对工业总产值增速和出口增速的促进作用更为突出。最后，表 II 3 列（5）和（6）汇报了真实进口外需变化对企业二氧化碳排放强度的影响。与正文表 2 基准回归类似，不同时期外需增速交互项均对企业的二氧化碳排放强度具有抑制作用。与正文表 2 基准回归相比，基于真实进口需求构建的外需指标对二氧化碳排放的抑制效应持续期更长，且当期效应更为显著。

表 II 3 基于真实进口需求构建的外需指标重复基准回归

	二氧化碳排放 增速_NDRC	二氧化碳排放 增速_IPCC	工业总产值 增速	出口增速	二氧化碳排放强 度增速_NDRC	二氧化碳排放强 度增速_IPCC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$t-3$ 期真实外需增速 $\times t-1$	0.008	0.020	0.147***	-0.014	-0.141***	-0.129***
期出口强度	(0.017)	(0.018)	(0.022)	(0.023)	(0.026)	(0.026)
$t-2$ 期真实外需增速 $\times t-1$	0.024	0.006	0.114***	-0.002	-0.097***	-0.096***
期出口强度	(0.020)	(0.022)	(0.026)	(0.024)	(0.028)	(0.029)
$t-1$ 期真实外需增速 $\times t-1$	0.007	0.014	0.012	-0.022	-0.017	-0.013
期出口强度	(0.020)	(0.021)	(0.021)	(0.024)	(0.025)	(0.025)
t 期真实外需增速 $\times t-1$ 期	0.015	0.004	0.068***	0.383***	-0.067**	-0.076**
出口强度	(0.018)	(0.020)	(0.022)	(0.025)	(0.030)	(0.031)
$t+1$ 期真实外需增速 $\times t-1$	0.029*	0.032**	0.035*	0.033	-0.031	-0.027
期出口强度	(0.015)	(0.016)	(0.020)	(0.023)	(0.025)	(0.025)
$t+2$ 期真实外需增速 $\times t-1$	0.001	-0.004	0.074***	-0.005	-0.091***	-0.099***
期出口强度	(0.016)	(0.017)	(0.022)	(0.024)	(0.032)	(0.032)
截距项	0.090***	0.124***	0.125***	0.048*	0.009	0.038
	(0.027)	(0.028)	(0.020)	(0.027)	(0.032)	(0.034)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应				行业 $\times$ 年份		

R^2	0.042	0.043	0.062	0.118	0.058	0.057
观测值	15,102	15,099	25,016	25,610	15,075	15,099

注：除外需指标基于真实进口需求构建外，其他设定同正文表 2 中的基准回归。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。

3. 价格效应与实际变量

在基准回归中，本文采用工业总产值的名义值计算企业单位产值的二氧化碳排放强度。当企业的定价决策与企业规模和出口决策相关时，上述二氧化碳排放强度测度方法可能造成估计偏误，导致回归结果可能受到价格因素的干扰。因此，本节参考 Brandt et al. (2012) 的方法核算工业总产值价格指数^①，对名义产值进行平减，进而得到不变价工业总产值增速以及基于不变价产值的二氧化碳排放强度增速，并以此重复基准回归。表 II4 汇报了剔除价格效应影响后的回归结果。 $t-3$ 期至 $t+2$ 期外需变动仍对实际工业总产值具有不同程度的正向影响，且出口强度越高的企业所受影响越大。类似地，外需扩张对不变价工业总产值的当期促进作用也主要体现为对出口不变价的大幅拉动作用。列 (3) 和 (4) 中为基于不变价工业总产值的二氧化碳排放强度的回归结果，也与正文表 2 中基于现价工业总产值的二氧化碳排放强度的结果类似，即 $t-2$ 期和 $t-3$ 期外需增速交互项仍然对企业的二氧化碳排放强度呈现显著的抑制作用。综上，价格因素对基准回归结果的影响不大。这主要是因为本文在基准回归中控制了 HS2 行业×年份固定效应，在较大程度上控制了价格因素对回归结果的影响。因此，本文基准回归结果可在一定程度上反映外需变动对实际经济变量的影响。

表 II4 外需变动与不变价工业总产值、出口及二氧化碳排放强度增速

因变量	(1) 工业总产值不变价增速	(2) 出口不变价增速	(3) 基于不变价工业总产值的二氧化碳排放强度增速_NDRC	(4) 基于不变价工业总产值的二氧化碳排放强度增速_IPCC
$t-3$ 期外需增速 $\times t-1$	0.118***	0.021	-0.080	-0.087*
期出口强度	(0.038)	(0.034)	(0.050)	(0.051)
$t-2$ 期外需增速 $\times t-1$	0.165***	0.001	-0.206***	-0.191***
期出口强度	(0.036)	(0.034)	(0.051)	(0.051)
$t-1$ 期外需增速 $\times t-1$	0.022	0.018	0.004	0.005
期出口强度	(0.034)	(0.031)	(0.042)	(0.043)
t 期外需增速 $\times t-1$	0.059*	0.219***	-0.056	-0.061
期出口强度	(0.032)	(0.034)	(0.038)	(0.039)
$t+1$ 期外需增速 $\times t-1$	0.006	0.046	0.008	0.015
期出口强度	(0.028)	(0.033)	(0.037)	(0.037)
$t+2$ 期外需增速 $\times t-1$	0.079***	-0.065**	-0.095**	-0.097**
期出口强度	(0.029)	(0.032)	(0.038)	(0.038)
控制变量	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是

^① 具体而言，1998-2003 年价格指数基于规模以上工业企业数据库中的现价和不变价的工业总产值指标进行构建，将企业层面价格指数变化幅度超出样本均值±0.5 个标准差的异常值剔除，进而基于企业现价产出加总至 CIC-4 分位行业层面，最后将各行业初年价格指数赋值为 100，并利用价格指数增速获得各年的价格指数水平值。2004-2010 年价格指数则基于国家统计局提供的 38 个行业的工业生产者出厂价格指数进行衡量，将 CIC-4 分位行业与前述 38 个行业相匹配，同一个大类行业下的细分 CIC-4 分位行业取相同增速，并利用 1998-2003 年价格指数水平值与 2004-2010 年增速获得 2004 年以来各行业的价格指数水平值。最后，利用工业总产值现价将 1998-2010 年价格指数从 CIC-4 分位行业加权加总至 HS-2 分位行业。

R^2	0.047	0.096	0.053	0.053
观测值	24,164	24,708	14,521	14,548

注：列（1）-（4）均采用工业总产值价格指数进行平减，价格指数构建方法参见 Brandt et al.（2012）。其他设定同正文表 2 相应回归。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。

4.剔除纯加工贸易企业

加工贸易是 20 世纪 80 年代以来中国为吸引外资、促进就业与国内经济增长而发展的一种特定的贸易方式。加工贸易具有“两头在外，大进大出”等特点，其生产设备和技术受到海外订单方影响，自主投资较少。另外，结合命题 1 和 2 可以发现，外需影响企业二氧化碳排放水平和二氧化碳排放强度的重要途径是促进企业的减排投资。相对于一般贸易，加工贸易企业的生产设备和技术都受到海外订单方的影响，自主投资较少。因此，外需变动通过减排投资影响企业二氧化碳排放水平和强度的作用机制对加工贸易企业而言不太明显。此外，加工贸易还在生产效率、资本密集度、外资依赖度等方面与一般贸易企业存在较大差异（戴觅等，2014）。因此，本节将在剔除纯加工贸易企业后，探讨基准回归结果的稳健性。

本文基于贸易数据中的贸易方式指标识别一般贸易、混合贸易与纯加工贸易。其中，一般贸易的加工出口占总出口比重为 0，纯加工贸易比重为 1，混合贸易则介于 0 和 1 之间。表 II 5 基于上述识别方法将纯加工贸易企业从基准回归样本中剔除（约 6.9%–15.7%的观测值），进而重复正文表 2 中基准回归结果。总体而言，剔除纯加工贸易后基准回归结果仍然成立，且部分核心变量的回归系数略有变大、显著性也有所提升。这反映外需变动对一般贸易的影响更大，而纯加工贸易由于订单需求相对稳固、对外需变动的敏感性不高。具体而言，在二氧化碳排放增速回归中 $t-1$ 期至 $t+1$ 期外需增速交互项的回归系数大小、工业总产值增速回归中多期外需增速交互项的回归系数大小均有所提升。基于 NDRC 和 IPCC 标准的二氧化碳排放强度回归中， $t-2$ 期和 $t-3$ 期外需增速交互项的回归系数大小及显著性均有所提升。

表 II 5 剔除纯加工贸易企业后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	二氧化碳排放 增速_NDRC	二氧化碳排放 增速_IPCC	工业总产值增 速	出口增速	二氧化碳排放强 度增速_NDRC	二氧化碳排放强 度增速_IPCC
$t-3$ 期外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	-0.036** (0.018)	-0.048** (0.022)	0.084*** (0.029)	-0.009 (0.036)	-0.079** (0.032)	-0.084** (0.033)
$t-2$ 期外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	-0.010 (0.028)	-0.017 (0.030)	0.157*** (0.035)	0.003 (0.034)	-0.196*** (0.049)	-0.185*** (0.049)
$t-1$ 期外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	0.067** (0.029)	0.065** (0.032)	0.021 (0.034)	0.019 (0.032)	0.004 (0.043)	0.008 (0.044)
t 期外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	0.043* (0.023)	0.036 (0.025)	0.087*** (0.031)	0.213*** (0.035)	-0.051 (0.038)	-0.057 (0.039)
$t+1$ 期外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	0.062*** (0.023)	0.072*** (0.024)	0.015 (0.027)	0.042 (0.034)	0.021 (0.036)	0.025 (0.036)
$t+2$ 期外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	0.021 (0.020)	0.020 (0.021)	0.108*** (0.030)	-0.092*** (0.034)	-0.102*** (0.038)	-0.105*** (0.038)
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	0.046	0.047	0.051	0.110	0.052	0.053

观测值 14,061 14,049 22,586 21,585 14,036 14,057

注：表中回归样本为在基准回归样本的基础上剔除纯加工出口企业。其他设定同正文表 2 相应回归。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。

5.其他稳健性检验

本文还考虑了其他三方面的稳健性检验。第一，考虑到企业的二氧化碳排放情况跟其废水、废气治理能力相关，表 II 6 在基准回归的基础上进一步控制了上一期的清洁设备投入以及煤炭等污染能源使用占比等变量。由表 II 6 列（1）、（3）、（5）、（7），控制清洁设备投入及能源使用结构对基准回归结果影响不大，部分回归结果显著性甚至较正文表 2 中基准回归有所提升。第二，考虑到 2008-2010 年数据质量问题以及控制企业研发的影响，表 II 6 列（2）、（4）、（6）、（8）仅采用 2001-2007 年样本，并控制了企业研发虚拟变量的影响，基准回归结果仍然成立，但加入研发虚拟变量后样本量锐减， t 期外需扩张对二氧化碳排放强度的负向作用更加显著，但 $t-2$ 期和 $t-3$ 期外需增速交互项的回归系数显著性下降。第三，除行业—年份固定效应外，本文还尝试增加控制省份—年份固定效应，以控制环境规制因素等省份—年份层面遗漏变量的影响。此时，除部分回归显著性下降外，外需增速或其交互项回归系数与基准回归基本一致。^①此外，表 II 6 还表明， $t-1$ 期废气治理设备增加对企业 t 期二氧化碳排放强度增速具有抑制作用，但显著性不高。另外， $t-1$ 期煤炭等污染能源使用比重增加将使得企业 t 期的二氧化碳排放及二氧化碳排放强度增速均显著提高。

表 II 6 其他稳健性检验

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	二氧化碳排放增速		工业总产值增速		出口增速		二氧化碳排放强度增速	
	_NDRC						_NDRC	
	2001-10	2001-07	2001-10	2001-07	2001-10	2001-07	2001-10	2001-07
$t-3$ 期外需增速 $\times t-$	-0.040**	-0.047*	0.006	-0.045	0.018	0.047	-0.033	-0.055
1 期出口强度	(0.017)	(0.028)	(0.034)	(0.041)	(0.043)	(0.073)	(0.036)	(0.042)
$t-2$ 期外需增速 $\times t-$	0.006	-0.066	0.141***	-0.050	0.019	0.121*	-0.168***	-0.132
1 期出口强度	(0.028)	(0.057)	(0.049)	(0.075)	(0.041)	(0.073)	(0.054)	(0.094)
$t-1$ 期外需增速 $\times t-$	0.096***	0.132**	0.133***	0.285***	0.027	-0.062	-0.044	-0.091
1 期出口强度	(0.030)	(0.059)	(0.040)	(0.072)	(0.043)	(0.076)	(0.045)	(0.095)
t 期外需增速 $\times$	0.006	0.034	0.141***	0.340***	0.208***	0.161**	-0.117**	-0.289***
$t-1$ 期出口强度	(0.027)	(0.060)	(0.043)	(0.084)	(0.048)	(0.072)	(0.046)	(0.104)
$t+1$ 期外需增速 $\times$	0.064**	0.126**	0.045	0.042	-0.036	0.025	-0.008	0.066
$t-1$ 期出口强度	(0.025)	(0.054)	(0.038)	(0.075)	(0.043)	(0.059)	(0.042)	(0.085)
$t+2$ 期外需增速 $\times$	0.021	0.065*	0.083**	-0.067	-0.050	-0.004	-0.058	0.103
$t-1$ 期出口强度	(0.024)	(0.039)	(0.040)	(0.056)	(0.041)	(0.064)	(0.045)	(0.068)
废水治理设施数	0.003	0.004	0.001	0.004	0.001	0.001	0.004**	0.003
量, $t-1$ 期	(0.003)	(0.005)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.008)	(0.002)	(0.004)
废气治理设施数	-0.001	0.00004	0.0001	-0.0002	0.001*	0.003**	-0.001	-0.001
量, $t-1$ 期	(0.001)	(0.001)	(0.0005)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
能源使用中污染	0.045***	0.063***	0.026**	0.031	-0.006	0.002	0.026*	0.049*
能源占比, $t-1$ 期	(0.013)	(0.021)	(0.011)	(0.019)	(0.013)	(0.021)	(0.015)	(0.026)
研发虚拟变量		0.001		0.027		0.028		-0.016

^① 受文章篇幅影响，这部分内容未单独汇报，备索。

		(0.018)		(0.019)		(0.020)		(0.023)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.051	0.049	0.067	0.077	0.122	0.090	0.059	0.064
观测值	12,101	3,976	13,672	4,462	13,944	4,583	12,071	3,972

注：列（1）、（3）、（5）、（7）采用 2001-2010 年样本，列（2）、（4）、（6）、（8）采用 2001-2007 年样本。其他设定同正文表 2 相应回归。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。

此外，考虑到中国在 HS6 位产品上的贸易伙伴随时间变化较大，因此在构造按初年份额加权的外需增速 $\Delta ZFD_{jt,t-1}$ 时，本文参考 Barrows and Ollivier（2021）的做法，对 2005 年以前和以后的样本采取了不同的初年。事实上，统一采用 1996-1998 年贸易份额加权得到产品层面外需增速指标，并不改变文章基准回归结果。相关结果受篇幅所限未在文中汇报，留存备案。

6. 证伪检验

为进一步验证外需变动与企业二氧化碳排放及排放强度之间的因果关系，本节参考 Aghion et al.（2024）构建证伪检验（falsification tests），以验证企业二氧化碳排放及排放强度的变化不能由企业层面的趋势性变化解释^①。具体而言，首先，根据海关企业—产品层面贸易数据，将样本初年 HS6 位产品贸易额随机分配给不同的企业，基于此重新计算企业层面按初年出口份额加权的外需变动指标（ $\Delta ZFD_{it,t-1}$ ），并将该外需变动指标代入基准回归，得到相应核心变量的回归系数和回归系数的 t 统计值。接下来，将第一步随机分配初期产品的证伪检验重复 200 次，并保留历次证伪检验中核心变量的回归系数和回归系数的 t 统计值，形成相应的统计分布图。最后，将基准回归中相应核心变量的真实回归系数和真实回归系数的 t 统计值与 200 次证伪检验获得的相应回归系数和回归系数 t 统计值的累积分布图进行对比。如果真实回归系数位于证伪检验累积分布图的异常值区间（或拒绝域），则说明企业二氧化碳排放及排放强度的变化不能由企业层面的趋势性变化解释；反之，则无法排除这一竞争性假设。

图 II 2 汇报了以 NDRC 标准度量的二氧化碳排放增速及二氧化碳排放强度增速回归中， $t-1$ 期和 $t-2$ 期外需增速交互项的回归系数和回归系数 t 统计值的真实值及其证伪检验累积分布图^②。总体而言，基准回归中相应外需增速交互项的回归系数及 t 值基本处于证伪检验累积分布图的异常值区间，表明基准回归中观测到的企业层面二氧化碳排放及排放强度变化不能由企业层面的趋势性变化解释。具体而言，在以二氧化碳排放增速为因变量的基准回归中， $t-1$ 期外需增速交互项的回归系数和回归系数 t 统计值分别位于证伪检验累积分布图的 98.5% 和 95.5% 分位数；在以二氧化碳排放强度增速为因变量的基准回归中， $t-2$ 期外需增速交互项的回归系数和回归系数 t 统计值分别位于证伪检验累积分布图的 6.5% 和 13.5% 分位数。此外，我们还对以工业总产值增速、出口增速、基于 IPCC 标准度量的二氧化碳排放增速及排放强度增速为因变量的基准回归进行了证伪检验，并得到了类似发现。

^① 即无论外需如何变化，样本企业的二氧化碳排放及排放强度都将会出现基准回归中观测到的变化。

^② 对其他时期外需增速交互项的证伪检验方法类似。受篇幅影响，文中仅汇报二氧化碳排放增速及二氧化碳排放强度增速回归中最核心变量—— $t-1$ 期和 $t-2$ 期外需增速交互项的证伪检验分析情况。

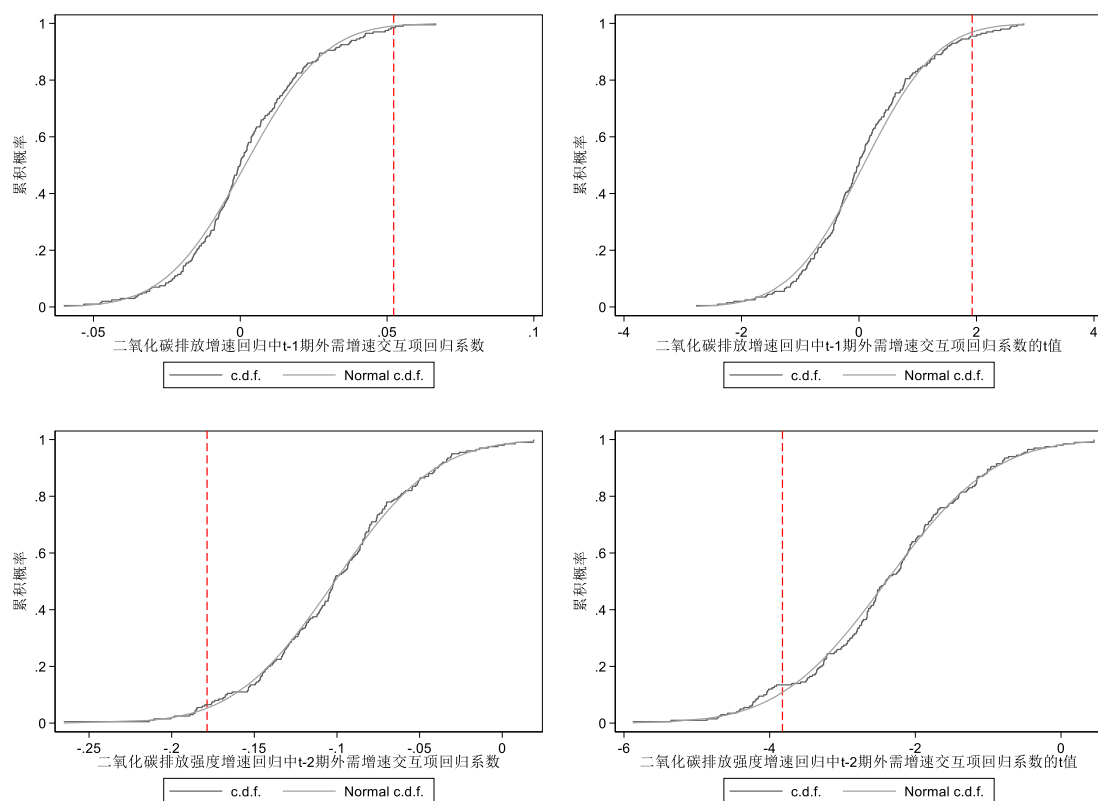


图 II.2 随机分配初期产品贸易额的证伪检验

注：图 II.2 绘制了随机分配初期产品贸易额的 200 次证伪检验下，基准回归中相应核心变量回归系数和回归系数 t 统计值的累积分布图。其中，深灰色为估计的累积分布图，浅灰色为基于正态分布拟合的累积分布图，红色竖线为基准回归中真实估计值。二氧化碳排放及排放强度均基于 NDRC 标准测算。

(五)异质性分析部分的实证回归

1.外需变动对不同通风系数地区企业二氧化碳排放及生产行为的异质性影响

考虑到高通风系数省份多位于东南沿海地区，出口强度高、对外需变动可能更敏感，但同时高通风系数省份空气污染物易于扩散，环保压力相对较小，因此表 II.7 参考 Rodrigue et al. (2024)，进一步考虑了外需变动对不同通风系数地区企业二氧化碳排放及生产行为的异质性影响。结果显示，高通风系数地区并未表现出显著更强的外需效应。这可能源于二氧化碳与二氧化硫、二氧化氮等传统污染物在物理性质与监测方法上的根本差异：二氧化碳为无色无味气体，其排放量主要基于能源投入规模与结构进行核算；而二氧化硫等污染物常通过空气采样直接测定，对局地扩散条件（如通风系数）更为敏感。

表 II.7 外需变动对不同通风系数地区企业二氧化碳排放及生产行为的异质性影响

因变量	(1) 二氧化碳排放增速		(3) 工业总产值增速		(5) 出口增速		(7) 二氧化碳排放强度增速	
	_NDRC						_NDRC	
	低通风	高通风	低通风	高通风	低通风	高通风	低通风	高通风
$t-3$ 期外需增速 $\times t-1$ 期	-0.038	-0.037**	0.204***	0.028	0.029	0.020	-0.234***	0.018
出口强度	(0.035)	(0.018)	(0.048)	(0.033)	(0.049)	(0.045)	(0.059)	(0.051)
	0.047	-0.025	0.125***	0.186***	0.012	-0.010	-0.135*	-0.180***

$t-2$ 期外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	(0.049)	(0.031)	(0.042)	(0.044)	(0.055)	(0.042)	(0.070)	(0.065)
$t-1$ 期外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	0.019	0.067**	0.009	0.034	-0.008	0.045	-0.034	0.013
	(0.049)	(0.030)	(0.054)	(0.040)	(0.051)	(0.040)	(0.067)	(0.055)
t 期 外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	0.060**	0.015	0.049	0.064	0.251***	0.193***	-0.060	-0.046
	(0.030)	(0.035)	(0.041)	(0.043)	(0.053)	(0.044)	(0.046)	(0.055)
$t+1$ 期外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	0.051	0.054*	0.007	0.028	0.075	-0.003	0.017	-0.024
	(0.034)	(0.031)	(0.037)	(0.036)	(0.053)	(0.044)	(0.044)	(0.051)
$t+2$ 期外需增速 $\times t-1$ 期出口强度	0.032	0.027	0.113***	0.048	-0.103**	-0.049	-0.128***	-0.062
	(0.024)	(0.031)	(0.037)	(0.038)	(0.051)	(0.042)	(0.039)	(0.059)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业 $\times$ 年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.083	0.061	0.081	0.065	0.131	0.119	0.084	0.075
观测值	6,434	8,594	10,062	14,903	10,306	15,235	6,416	8,588

注：低通风系数省份和高通风系数省份划分参考 Rodrigue et al. (2024)。其他设定同正文表 2 相应回归。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。

2.所有制差异

不同所有制企业在出口强度与环境政策执行方面存在差异。一方面，外资企业在 2000–2010 年样本期间是中国出口的主要力量，其出口占全国比重较高，因而可能对外需变动更为敏感。另一方面，Rodrigue et al. (2024) 发现出口对外资企业和国有企业污染物排放强度的减排效果更突出。这是因为外资企业生产效率较高，而国有企业在获取绿色转型融资上处于优势地位，同时也更难逃避地方环境规制的约束。相反，私营企业减排动机不强，出口对其二氧化硫排放强度的影响不显著。因此，表 II8 进一步讨论了外需变动对不同所有制企业二氧化碳排放及生产行为的异质性影响。由于私营和外资企业是中国出口的主体，故表 II8 将其合并为非国有企业进行汇报。

表 II8 的非国有企业样本的回归结果与正文表 2 中基准回归基本一致。具体而言，无论是国有企业还是非国有企业， $t-1$ 期外需变动对其 t 期二氧化碳排放的影响显著性均有所下降；在国有企业样本中， t 期外需扩张对 t 期出口增速的影响虽然为正、但并不显著，而对 t 期工业总产值增速的正面影响更大、更显著，但 $t-2$ 期和 $t-3$ 期外需扩张对总产值增速的促进效果不再显著，进而使得 t 期外需扩张对当期二氧化碳排放强度的影响显著为负，而 $t-2$ 期和 $t-3$ 期外需扩张对当期二氧化碳排放强度的影响显著性下降、甚至不显著。相反，在非国有企业样本中， t 期外需扩张对企业当期出口增长具有显著的促进作用，而对其工业总产值的促进作用及二氧化碳排放强度的抑制作用均存在滞后性。这可能是因为：对非国有企业而言， $t-1$ 期和 t 期外需扩张对其当期内销产值存在挤出效应^①；而对国有企业而言，由于其出口规模一般较小，同时这类企业多占据上游资源型及原材料行业，外需扩大对其出口影响较小，但可能通过国内上下游产业链对其工业总产值产生较大正面影响。

表 II8 外需变动对国有及非国有企业二氧化碳排放及生产行为的异质性影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	二氧化碳排放增速		工业总产值增速		出口增速		二氧化碳排放强度增速	
	_NDRC						_NDRC	
	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有

^① 基于非国有企业样本，以内销产值增速为因变量对不同时期的外需增速交互项进行回归， t 期和 $t-1$ 期外需增速交互项回归系数均为负，且系数大小较全样本明显扩大、 $t-1$ 期回归系数也在 10%水平上显著。

$t-3$ 期外需增速 $\times$	-0.090	-0.019	0.091	0.087***	0.150*	-0.008	-0.101	-0.043
$t-1$ 期出口强度	(0.056)	(0.017)	(0.093)	(0.031)	(0.084)	(0.035)	(0.103)	(0.035)
$t-2$ 期外需增速 $\times$	-0.115*	0.023	0.089	0.172***	-0.024	0.008	-0.183	-0.190***
$t-1$ 期出口强度	(0.061)	(0.029)	(0.094)	(0.036)	(0.082)	(0.037)	(0.116)	(0.052)
$t-1$ 期外需增速 $\times$	0.041	0.040	0.128	0.012	0.026	0.032	-0.065	-0.006
$t-1$ 期出口强度	(0.048)	(0.030)	(0.110)	(0.035)	(0.070)	(0.035)	(0.116)	(0.046)
t 期外需增速 $\times$	0.047	0.038	0.178***	0.053	0.121	0.227***	-0.152**	-0.021
$t-1$ 期出口强度	(0.058)	(0.027)	(0.064)	(0.035)	(0.075)	(0.038)	(0.076)	(0.044)
$t+1$ 期外需增速	0.171***	0.021	0.123**	-0.002	0.047	-0.011	0.022	-0.009
$\times t-1$ 期出口强度	(0.053)	(0.026)	(0.057)	(0.031)	(0.069)	(0.038)	(0.069)	(0.045)
$t+2$ 期外需增速	0.055*	0.008	0.143***	0.067**	-0.086	-0.057	-0.100*	-0.087*
$\times t-1$ 期出口强度	(0.032)	(0.026)	(0.049)	(0.033)	(0.077)	(0.035)	(0.056)	(0.053)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业 $\times$ 年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.118	0.048	0.115	0.055	0.184	0.130	0.118	0.061
观测值	3,846	11,123	5,528	19,374	4,332	18,453	3,881	11,060

注：国有企业包括国有和集体企业，非国有企业包括私营和外资企业。其他设定同正文表 2 相应回归。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。

3. 区域差异

不同地区市场开放程度不同，贸易便利化的基础设施存在较大差异。通常沿海省份与国际市场的融合程度高，受外需变动的影响可能更大。同时，中国不同地区的环境条件、污染情况也存在明显差异（Bombardini and Li, 2020; Rodrigue et al., 2024）。比如，Rodrigue et al. (2024) 发现位于沿海省份、高通风系数省份的企业出口对其二氧化硫排放强度的负面作用更强。参考上述文献，本节讨论外需变动对沿海和内陆企业二氧化碳排放及生产行为的异质性影响。总体而言，外需变动对沿海企业的二氧化碳排放水平及强度增速的影响更突出、也更显著。从二氧化碳排放增速看， $t-1$ 期至 $t+1$ 期外需扩张对沿海企业的二氧化碳排放增速具有显著的正向影响，且回归系数与基准回归接近；而内陆企业的回归系数不仅不显著、且 $t-1$ 期和 t 期回归系数甚至转负。从工业总产值和出口增速看， t 期外需扩张对沿海和内陆企业当期出口增长均有显著促进作用，但对内陆企业工业总产值增速的影响主要表现在当期和提前期，而对沿海企业工业总产值增速的影响存在一定滞后性。与对非国有企业的分析类似，这可能在一定程度上反映了外需变动对沿海和内陆企业内销产值增速的影响差异。从二氧化碳排放强度增速看，沿海企业样本中 $t-2$ 期外需增速交互项的回归系数的绝对值更大，且更为显著。

表 119 外需变动对内陆和沿海企业二氧化碳排放及生产行为的异质性影响

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	二氧化碳排放增速		工业总产值增速		出口增速		二氧化碳排放强度增速	
	_NDRC						_NDRC	
	沿海	内陆	沿海	内陆	沿海	内陆	沿海	内陆
$t-3$ 期外需增速 $\times$	-0.021	-0.085	0.105***	-0.027	0.044	-0.086	-0.052	-0.088
$t-1$ 期出口强度	(0.016)	(0.066)	(0.032)	(0.092)	(0.037)	(0.081)	(0.035)	(0.107)
$t-2$ 期外需增速 $\times$	0.004	0.008	0.166***	0.164**	-0.030	0.087	-0.227***	-0.052
$t-1$ 期出口强度	(0.028)	(0.073)	(0.037)	(0.077)	(0.037)	(0.086)	(0.054)	(0.100)
	0.064**	-0.069	0.036	-0.040	0.046	-0.069	0.014	-0.127

$t-1$ 期外需增速 $\times$	(0.027)	(0.064)	(0.035)	(0.068)	(0.034)	(0.086)	(0.047)	(0.094)
$t-1$ 期出口强度								
t 期外需增速 $\times$	0.039	-0.009	0.055	0.150***	0.176***	0.324***	-0.036	-0.129*
$t-1$ 期出口强度	(0.028)	(0.053)	(0.036)	(0.054)	(0.037)	(0.094)	(0.046)	(0.066)
$t+1$ 期外需增速 $\times$	0.045*	0.052	-0.001	0.097**	0.017	0.122	-0.001	-0.034
$t-1$ 期出口强度	(0.026)	(0.048)	(0.031)	(0.043)	(0.037)	(0.085)	(0.046)	(0.059)
$t+2$ 期外需增速 $\times$	0.017	0.028	0.054*	0.188***	-0.048	-0.186**	-0.067	-0.142**
$t-1$ 期出口强度	(0.025)	(0.033)	(0.032)	(0.045)	(0.035)	(0.088)	(0.048)	(0.057)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业 $\times$ 年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.047	0.134	0.054	0.125	0.114	0.184	0.057	0.130
观测值	11,959	3,044	20,924	4,001	21,456	4,056	11,910	3,070

注：沿海省份（含直辖市）包括辽宁、河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西以及海南，其他省份（含直辖市）定义为内陆省份。其他设定同正文表 2 相应回归。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。

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]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.
- [4]Bombardini, M., and B. Li, “Trade, Pollution and Mortality in China”, *Journal of International Economics*, 2020, 125, 103321.
- [5]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.
- [6]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。
- [7]戴觅、余淼杰、M. Madhura, “中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用”, 《经济学(季刊)》, 2014 年第 2 期, 第 675-698 页。
- [8]Gandhi, A., S. Navarro, and D.A. Rivers, “On the Identification of Gross Output Production Functions”, *Journal of Political Economy*, 2020, 128(8), 2973-3016.
- [9]寇宗来、刘学悦, “中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响”, 《经济研究》, 2020 年第 3

期, 第 83-99 页。

[10]Levinsohn, J., and A. Petrin, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317-341.

[11]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.

[12]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。

[13]吕越、陈泳昌, “上游服务业开放与制造业企业的环境污染”, 《财贸经济》, 2022 年第 6 期, 第 114-127 页。

[14]Olley, G.S., and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263.

[15]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.

[16]Yu, M. J., “Processing Trade, Tariff Reductions, and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms”, *Economic Journal*, 2015, 125(585), 943-988.

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。