

# 进口竞争会促使中国企业更加环保吗

## ——以 SO<sub>2</sub> 的产出和排放为例

李小平 彭书舟

**摘要：**贸易与环境的关系一直是政府、企业和学界共同关注的重要议题。本文使用中国工业企业数据与污染企业环境调查数据，重点探讨了由进口贸易引致的竞争效应对中国企业 SO<sub>2</sub> 产出和排放行为的影响。在以进口渗透率作为进口竞争代理指标的基础上，本文研究发现：进口竞争能够显著降低企业 SO<sub>2</sub> 产出（排放）强度，且这一效应对于相对清洁行业内企业、高市场竞争度行业内企业以及民营企业的影晌作用更加强烈。进口竞争主要通过生产技术升级机制降低企业 SO<sub>2</sub> 产出（排放）强度，而产出规模调整机制的作用效果并不明显。进一步研究发现，进口竞争会提升行业内高污染企业退出市场的概率，导致行业内的企业 SO<sub>2</sub> 产出（排放）强度离散度趋于收紧，从而对行业内绿色资源错配带来改善。

**关键词：**进口竞争；企业；SO<sub>2</sub> 产出强度；SO<sub>2</sub> 排放强度

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 3-0087-18

### 引言

改革开放以来，在中国经济总量经历快速增长的同时，环境污染问题也逐步凸显。以大气污染为例，在 2017 年全国 338 个地级及以上城市中，仅有 99 个城市环境空气质量达标，仅占城市总数的三分之一<sup>①</sup>。为深入开展污染防治行动、推动生态文明建设实现新进步，《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》提出主要污染物排放量持续减少，生态环境持续改善的发展目标<sup>②</sup>。可见，污染防治已然成为中国社会主义现代化国家建设进程中的一项重要内容。如何处理好污染防治问题呢？据统计，工业排放是我国大气污染中最主要的污染源，工业二氧化硫 (SO<sub>2</sub>) 排放量约占全国排放总量的 90%<sup>③</sup>。因此，唯有深入认识

[收稿日期] 2021-09-06

[基金项目] 国家社科基金重大项目“一带一路区域价值链构建与中国产业转型升级”(18ZDA038)

[作者信息] 李小平：中南财经政法大学经济学院教授，博士生导师；彭书舟（通讯作者）：中南财经政法大学经济学院博士研究生，电子邮箱 pszzuel@163.com

① 资料来源：[http://www.gov.cn/guoqing/2019-04/09/content\\_5380689.htm](http://www.gov.cn/guoqing/2019-04/09/content_5380689.htm)。

② 资料来源：[http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content\\_5592681.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm)。

③ 资料来源：[https://www.guancha.cn/society/2016\\_12\\_05\\_382901.shtml](https://www.guancha.cn/society/2016_12_05_382901.shtml)。

工业污染产出（排放）行为背后的影响因素，才能有效地将污染防治工作落到实处。

纵观现有文献，与一国工业污染产出（排放）有关的影响因素主要有两类：一是在对内改革过程中，政府通过制定严格的环境法规对工业污染产出（排放）进行有力的约束（Nelson et al., 1993<sup>[1]</sup>；Fan et al., 2019<sup>[2]</sup>）；二是在经济全球化过程中，由国际贸易引致的规模效应、技术效应、结构效应对工业污染产出（排放）的综合影响（Grossman and Krueger, 1991）<sup>[3]</sup>。自入世以来，在中国出口规模快速增长的同时，进口也在不断扩张（Brandt et al., 2017）<sup>[4]</sup>，并连续多年位列世界第二大进口国。近年来，进口博览会的成功举办更是彰显中国进一步扩大进口的决心。随着进口贸易蓬勃发展，越来越多海外优质产品涌入国内市场，这在满足国民多样化、多层次消费需求的同时，也为国内企业带来如下影响：其一，由进口引致的竞争效应对企业面临更为激烈的市场竞争（Bloom et al., 2016）<sup>[5]</sup>，导致企业市场份额和利润攫取空间被压缩（De Loecker et al., 2016<sup>[6]</sup>；钱学锋等, 2016<sup>[7]</sup>），并进一步影响到企业的产出规模；其二，进口竞争通过市场机制倒逼国内企业加快对生产技术的升级步伐（Fernandes and Paunov, 2013<sup>[8]</sup>；简泽等, 2014<sup>[9]</sup>）。正如前文所述，企业生产规模和技术水平又是贸易影响工业污染产出（排放）的两个关键路径，于是，一个重要却未得到充分考察的问题便产生了：进口竞争是否会通过产出规模调整机制和生产技术升级机制作用于企业污染产出（排放）行为？

关于贸易对企业污染产出（排放）行为的研究，国外学者大多以异质性企业贸易理论为基础，来探讨具有出口行为的企业在生产过程中是否会更加环保（Cui et al., 2016<sup>[10]</sup>；Holladay, 2016<sup>[11]</sup>；Forsslid et al., 2018<sup>[12]</sup>）。然而，学界对于进口贸易环境效应的认识仍然较少。在针对中国的研究当中，囿于企业污染排放数据难以获取，多数学者主要基于地区或行业等宏观层面展开分析（叶继革和余道先, 2007<sup>[13]</sup>；李小平和卢现祥<sup>[14]</sup>, 2010；张璐和景维民, 2015<sup>[15]</sup>）。然而，企业才是工业污染生产和排放的主体，而国内关于进口如何影响企业污染产出（排放）行为的研究尚未得到足够的重视。

为了弥补现有文献的不足，本文尝试使用中国工业企业数据和污染企业环境调查数据的匹配样本，以SO<sub>2</sub>为典型污染物，重点探讨进口竞争对中国企业污染产出（排放）行为的影响。文章可能的边际贡献为：（1）研究视角上，与以往仅重视出口贸易的环境效应不同，本文侧重于探讨进口竞争对企业污染产出（排放）行为的影响，其研究内容是对现有文献的一个有益补充。（2）研究样本上，与基于地区或行业等中观层面的研究不同，本文将研究层次“下沉”至微观，利用大样本企业数据研究进口贸易与工业污染产出（排放）的关系，这有助于减少宏观数据带来的偏误，从而得到更加稳健的结论。（3）本文还创新性地考察了进口竞争对行业内企业污染产出（排放）强度离散度的影响，为改善中国工业行业的绿色资源错配提供了有益的经验启示。

## 一、文献综述

本文的研究内容可溯源于国际贸易的环境效应研究。Grossman 和 Krueger

(1991) 在评估由北美自由贸易协定触发的环境效应时曾提出，贸易对污染产出（排放）行为的影响结果是由规模效应、技术效应以及结构效应三种机制共同决定。其中规模效应是指参与国际贸易会扩大（或减少）需求市场，从而改变经济体的生产规模。在其他条件不变的情况下，生产规模增加（或减少）将直接造成工业污染物排放的增加（或减少）。技术效应是指国际贸易会通过技术溢出或外部竞争机制促使行业或企业在生产过程中使用更先进的技术手段。当其他条件不变时，清洁生产技术水平提升会促使污染物排放强度的降低，从而达到改善环境质量的效果。结构效应是指国际贸易通过国际专业化分工的途径促使一国产业结构发生变化，进而对污染物排放产生明显影响。考虑到不同国家的要素禀赋、收入水平、环境管控力度和参与国际分工的形式不同，结构效应对环境的影响方向存在不确定性。比如，南北国家之间因收入水平不同引起不同的环境质量偏好，自由贸易可能促使富裕的北方国家逐步将污染密集型产业转移至贫穷的南方国家，使得北方国家专业化生产相对清洁的产品，而南方国家专业化生产相对污染的产品（Copeland and Taylor, 1994）<sup>[16]</sup>。上述三种效应共同奠定了当前国际贸易影响工业污染产出（排放）行为的研究基础，此后，关于贸易与环境关系的理论和实证研究在学术界逐步展开。

早期文献主要围绕国家或行业层面展开研究，所得结论尚未达成共识。一支文献认为，由贸易带来的技术效应占据着主导作用，会促使发展中国家工业生产行为变得更清洁（Dean, 2002<sup>[17]</sup>；李小平和卢现祥，2010；张璐和景维民，2015）。另一支文献则认为，贸易会通过规模效应或结构效应增加发展中国家的工业污染产出和排放规模（Feridun et al., 2006<sup>[18]</sup>；叶继革和余道先，2007；李锴和齐绍洲，2011<sup>[19]</sup>）。所得结论之所以产生分歧，原因有二：一是宏观数据可能存在加总偏误，使得实证结果容易受区域或行业样本选择的影响；二是在构建贸易开放度指标时，现有文献将进口贸易额和出口贸易额进行了笼统加总，然而进口与出口对企业生产行为的作用机制从根本上是不同的，此做法无疑忽略了进口和出口的异质性影响效果，以至于无法得到更加精细的研究结论。因此，在评估国际贸易的环境效应时，有必要将进口贸易和出口贸易区分开来以进行考察。

随着企业污染排放数据可得性的增加，学者们开始从微观层面考察企业在应对国际贸易时的污染产出（排放）表现，但是现有文献的分析视角偏重于出口贸易。Cui 等（2012）<sup>[20]</sup> 借用异质性企业贸易理论框架来描述企业出口和环保生产技术的关系，发现全要素生产率与污染排放强度呈负相关，且相对于内销企业而言，出口企业每单位产出会排放更少的污染物。Forslid 等（2018）从理论和实证上进一步发现，造成出口商生产行为更加清洁的一个重要原因是其在减排方面的投资力度更大。针对中国企业，刘啟仁和陈恬（2020）<sup>[21]</sup> 发现，由于中国企业加工贸易“生产率悖论”的存在，企业污染排放强度会随着出口密度的上升不断提高。苏丹妮和盛斌（2021）<sup>[22]</sup> 采用结合倾向得分匹配的双重差分法，发现中国一般贸易企业出口显著降低了企业污染的排放强度。

相比于出口贸易，关于进口贸易影响企业污染产出（排放）行为的研究则较少。Cherniwhan（2017）<sup>[23]</sup> 实证分析了北美自由贸易协定对美国企业污染排放的

影响，发现由投入品贸易自由化引致的成本节约效应改善了美国企业污染排放绩效。陈登科（2020）<sup>[24]</sup>从贸易自由化的角度发现，中国加入WTO引发的进口关税壁垒下降显著降低了中国企业的污染排放强度。Gutiérrez和Teshima（2018）<sup>[25]</sup>的研究与本文联系最为密切的，他们发现进口竞争通过技术升级渠道提高了墨西哥企业的能源利用率，进而降低了企业周边的污染物浓度。该文献给出的启示为：任何能够诱发技术升级效应的政策制度，都可能是提升发展中国家污染治理能力的重要动因。中国是发展中大国，却鲜有文献考察进口竞争是否以及如何影响中国企业污染产出（排放）行为，这为本文的研究提供了空间。

毋庸置疑，市场竞争是推动企业技术进步和影响企业生产绩效的重要因素。市场竞争性的增强不仅来源于对内改革创造的内部竞争冲击，还源自于进口开放带来的外部竞争冲击（简泽等，2014）。随着贸易开放水平的不断上升，由进口引致的竞争效应促使同行业的国内市场竞争程度变得更加激烈，从而对企业就业（魏浩和连慧君，2020）<sup>[26]</sup>、生产率（简泽等，2014）、成本加成率（钱学锋等，2016）和产品加成率（祝树金等，2019）<sup>[27]</sup>等方面产生影响。有别于上述文献的分析视角，本文重点论证进口竞争对中国企业SO<sub>2</sub>产出（排放）行为的影响效应，以期丰富“贸易与环境”这一热门领域的研究内容。

## 二、实证研究设计

### （一）数据来源说明

本文所用数据主要有三个来源：（1）企业污染产出和排放数据来自国家生态环境部发布的1998—2010年《中国污染企业环境调查库》。（2）计算进口竞争指标时所用的中国各行业—产品进口数据来自CEPII-BACI数据库。（3）企业生产数据来自1998—2013年《国有及规模以上中国工业企业数据库》，参考Brandt等（2012）<sup>[28]</sup>的处理方法将该数据库整合成一个非平衡面板数据集。

本研究的一项重要工作是将《国有及规模以上中国工业企业数据库》与《中国污染企业环境调查库》进行合并。这里分两步进行处理：第一步，根据企业的中文名称和年份进行匹配；第二步，对剩余样本按照法人代码和年份来识别两套数据库中相同的企业。在得到合并数据集后，进行如下清洗工作：（1）删除工业总产值、资本存量、从业人员年平均人数、主要污染物处理和排放量中任何一项存在缺漏值或负值的企业样本；（2）删除从业人员年平均人数小于8的样本企业；（3）删除开业年份小于1949年和企业年龄小于0的样本企业；（4）删除行业两位码小于13或大于42的非制造业企业样本<sup>①</sup>。

基于匹配样本，图1描绘了中国企业典型污染物SO<sub>2</sub>产出（排放）强度的简单均值变动情况和以工业总产值为权重的加权均值变动情况。可以看出，1998—2010年期间，中国企业SO<sub>2</sub>产出（排放）强度总体呈现明显的下降态势。以加权平均值为例，企业SO<sub>2</sub>产出（排放）强度的加权平均值从1998年的4.32（3.33）降至2010年的1.47（0.45），年均下降9.42%（18.19%），说明中国企业的生产行为会随

<sup>①</sup>关于两套大型微观数据的匹配结果可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据”栏目查阅。

着时间迁移变得愈加清洁。值得注意的是，2005—2006年，无论是简单平均值还是加权平均值，中国企业 $\text{SO}_2$ 产出（排放）强度呈现“断崖式”下降。形成此特征的可能原因是2006年国务院批复的《“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划》提出：“到2010年 $\text{SO}_2$ 、COD排放量比2005年削减10%”<sup>①</sup>；为确保该目标的顺利完成，“十一五”期间（2006—2010），中央将减排目标细分至各省，并要求各省级政府与国家环保部签署减排声明；同时，国家会定期进行中期评估和终期考核，首次将评估和考核结果作为地方人民政府政绩的重要内容<sup>②</sup>。这项严格的环境法规无疑是导致中国企业污染生产和排放强度出现显著降低的重要原因（Fan et al., 2019）。为了分离这一政策对中国企业环保行为的潜在影响，从而更加精确地估计出进口竞争影响中国企业污染产出（排放）行为的净效应，本文选择将研究区间限定为1998—2005年，匹配样本共包含138 904个企业水平层面的观测值。

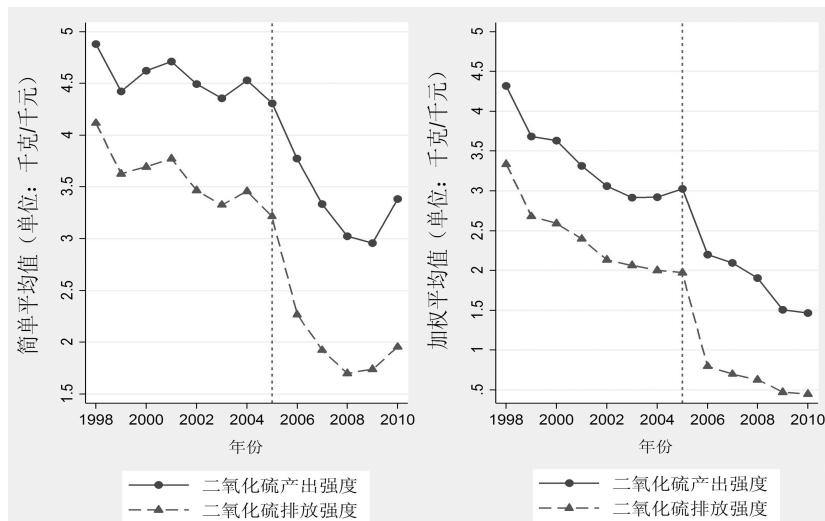


图1 中国企业 $\text{SO}_2$ 产出强度和排放强度均值变动情况

## （二）计量模型设定

本文旨在考察进口竞争对中国企业污染产出（排放）行为的影响效应。为此，参考Gutiérrez和Teshima（2018）研究进口竞争对墨西哥企业环境绩效的研究成果，设定如下模型进行实证检验：

$$\text{Pollution}_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \text{IMCOM}_{jt} + X_t \gamma + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标*i*、*j*、*t*分别表示企业、行业、年份；被解释变量 $\text{Pollution}_{ijt}$ 代表行业*j*企业*i*第*t*年代表性污染物 $\text{SO}_2$ 的产出与排放强度；解释变量 $\text{IMCOM}_{jt}$ 为三位码行业*j*第*t*年的进口竞争代理指标； $X_t$ 为一系列控制变量向量； $\delta_i$ 为企业固定效应，以控制不随时间变化的个体因素； $\delta_t$ 为年份固定效应，以控制随时间变化的宏观因

<sup>①</sup>[http://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content\\_394866.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content_394866.htm)。

<sup>②</sup>[http://www.gov.cn/gongbao/content/2008/content\\_848838.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2008/content_848838.htm)。

素;  $\delta_j$  为行业固定效应, 以控制不随时间变化的行业因素;  $\beta_0$  为常数项,  $\beta_1$  为核心解释变量系数,  $\gamma$  为控制变量系数向量,  $\varepsilon_u$  为个体随机扰动项。

### (三) 变量选取说明

因变量: SO<sub>2</sub> 产出强度与排放强度。SO<sub>2</sub> 是国务院批复的《“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划》中的典型污染物<sup>①</sup>, 在刻画企业环保绩效上具有很强的代表性。本文选取企业 SO<sub>2</sub> 产出总量除以实际工业总产值的比值以度量企业 SO<sub>2</sub> 产出强度(取对数)、选取企业 SO<sub>2</sub> 排放总量除以实际工业总产值的比值以度量企业 SO<sub>2</sub> 排放强度(取对数)。

自变量: 进口渗透率。借鉴余森杰(2010)<sup>[29]</sup>的研究思路, 选用行业进口渗透率作为进口竞争的度量指标。行业进口渗透率的构建步骤如下: 第一步, 根据 HS1996 与 GB/T4754-2002 之间的转换关系, 将 CEPII-BACI 数据库的中国各类 HS-6 位码产品的进口额(千美元为单位)匹配加总至 GB/T4754-2002 三位码行业水平, 并使用相应年份的人民币兑美元汇率换算得到各行业的实际进口总量; 第二步, 将中国工业企业数据库中的企业工业总产值和出口额加总至三位码行业层面, 以获得三位码行业在各个年份内的工业总产值和出口总额(千元为单位); 第三步, 计算三位码行业进口渗透率指数: 行业进口渗透率 = 行业进口总量 / (行业进口总量 + 行业工业总产值 - 行业出口总量), 其数值越大表明该行业企业面临的进口竞争水平越激烈<sup>②</sup>。

本文选取的控制变量包括企业年龄、企业规模、资本劳动比、融资约束、出口哑变量、国有企业哑变量、中国港澳台企业哑变量、外资企业哑变量、行业竞争程度以及行业平均生产规模。主要变量的描述性统计特征如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量名	观测值	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
SO <sub>2</sub> 生产强度(对数)	138 904	-0.371	-0.213	2.105	-14.040	3.876
SO <sub>2</sub> 排放强度(对数)	138 904	-0.541	-0.388	2.054	-6.655	3.759
进口渗透率	138 904	0.152	0.114	0.155	0.001	0.981
企业年龄(对数)	138 904	2.718	2.773	0.897	0.693	4.248
企业规模(对数)	138 904	10.690	10.550	1.463	7.741	14.780
资本劳动比(对数)	138 904	4.108	4.102	0.964	-3.274	7.694
融资约束	138 904	0.018	0.013	0.018	-0.041	0.121
出口哑变量	138 904	0.305	0	0.460	0	1
国有企业哑变量	138 904	0.598	1	0.490	0	1
港澳台企业哑变量	138 904	0.078	0	0.268	0	1
外资企业哑变量	138 904	0.067	0	0.249	0	1
行业竞争程度	138 904	0.010	0.006	0.010	0.001	0.045
行业平均生产规模(对数)	138 904	10.808	0.613	9.177	14.688	10.721

注: 非哑变量均进行了正负 1% 的缩尾化处理。

<sup>①</sup>资料来源: [http://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content\\_394866.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content_394866.htm)。

<sup>②</sup>由于 2004 年缺乏行业出口总量数据, 无法测算该年份的进口渗透率指数, 为了确保实证结果的准确性, 选择将 2004 年企业从研究样本中剔除。

### 三、实证检验结果与分析

#### (一) 基准检验结果与分析

表2汇报了进口竞争对中国企业SO<sub>2</sub>产出与排放行为影响的基准估计结果。前三列被解释变量为SO<sub>2</sub>产出强度(对数);后三列被解释变量为SO<sub>2</sub>排放强度(对数)。列(1)和列(4)是在未控制任何固定效应和控制变量情况下的估计结果,可以发现:进口渗透率的系数均在1%的水平上显著为负,初步表明进口渗透率与中国企业SO<sub>2</sub>产出和排放强度之间存在负向关系,即进口渗透率越高中国企业SO<sub>2</sub>产出和排放强度越低。列(2)和列(5)对企业、年份和行业固定效应加以控制,结果显示:尽管进口渗透率的系数值发生变化,但显著性水平和系数符号未发生实质性变化,前述研究结论仍然成立。列(3)和列(6)进一步将所有控制变量纳入回归方程,结果显示:从产出强度上看,进口渗透率的估计系数为-0.5076且在5%的水平上显著,表明进口竞争加剧显著降低了中国企业SO<sub>2</sub>产出强度;从排放强度上看,进口渗透率的估计系数为-0.5528且在5%的水平上显著,证明更激烈的进口竞争同样显著降低了中国企业SO<sub>2</sub>排放强度。综合表2结果可知,进口竞争加剧确实会促使中国企业的生产行为变得更加环保。该结论表明,在中国工业化道路上,扩大进口开放、引入进口竞争对中国企业生产行为存在“促清洁”的作用。

表2 基准估计结果

项目	SO <sub>2</sub> 产出强度			SO <sub>2</sub> 排放强度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
进口渗透率	-2.9357 *** (0.4798)	-0.5480 ** (0.2311)	-0.5076 ** (0.2269)	-2.9280 *** (0.4743)	-0.5731 *** (0.2203)	-0.5528 ** (0.2173)
控制变量	否	否	是	否	否	是
企业固定效应	否	是	是	否	是	是
年份固定效应	否	是	是	否	是	是
行业固定效应	否	是	是	否	是	是
观测值	138 904	138 904	138 904	138 904	138 904	138 904
调整的 R <sup>2</sup>	0.0468	0.7761	0.7787	0.0488	0.7665	0.7693

注:\*\*\*、\*\* 和\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,圆括号内数值为聚类至三位码行业一年份层面的稳健标准误。控制变量包括企业年龄(对数)、企业规模(对数)、资本劳动力比(对数)融资约束、出口哑变量、国有企业哑变量、中国港澳台企业哑变量、外资企业哑变量、行业竞争程度以及行业平均生产规模(对数)。若无特殊说明,下表同。

#### (二) 异质性影响检验结果与分析

(1) 分行业污染特征。不同污染特征行业内企业的污染产出(排放)行为存在较大差异,这可能导致进口竞争对企业环保绩效的影响产生分化。借鉴杨翔等(2015)<sup>[30]</sup>的做法,依据污染排放强度将中国工业行业划分为相对污染行业组和相

对清洁行业组<sup>①</sup>，并将进口渗透率与相对污染行业虚拟变量的交互项以及与相对干净行业虚拟变量的交互项共同作为核心解释变量纳入式（1）。表3列（1）和列（4）显示，从回归系数上看，进口竞争更有助于降低干净行业企业SO<sub>2</sub>产出（排放）强度，表明进口竞争引致的环保绩效提升效应更多地被相对干净行业内企业汲取。

表3 进口竞争对企业SO<sub>2</sub>产出（排放）强度的异质性影响

项目	SO <sub>2</sub> 产出强度			SO <sub>2</sub> 排放强度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
进口渗透率	-0.4360			-0.5050 *		
相对污染行业哑变量	(0.3022)			(0.2942)		
进口渗透率	-0.6040 **			-0.6172 **		
相对干净行业哑变量	(0.2979)			(0.2793)		
进口渗透率		-0.6824 ***			-0.7636 ***	
高竞争度行业哑变量		(0.2577)			(0.2430)	
进口渗透率		-0.3675			-0.3839	
低竞争度行业哑变量		(0.3270)			(0.3134)	
进口渗透率			-0.3346			-0.3895 *
国有企业哑变量			(0.2219)			(0.2138)
进口渗透率			-0.5212 **			-0.5968 ***
民营企业哑变量			(0.2044)			(0.1949)
进口渗透率			-0.3709			-0.4321 *
外资企业哑变量			(0.2435)			(0.2306)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、行业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	138 904	138 904	138 904	138 904	138 904	138 904
调整的 R <sup>2</sup>	0.7787	0.7787	0.7787	0.7693	0.7693	0.7693

（2）分行业市场竞争程度。企业生产行为与行业市场竞争程度密切相关，处于不同市场竞争程度行业的企业在面临进口冲击时采取的应对措施也不尽相同。由此推测，进口竞争对企业污染产出（排放）行为的影响也可能随着国内市场竞争程度的不同产生分化。类似钱学锋等（2016）的做法，以行业市场集中度的中位数为依据<sup>②</sup>，将行业划分为高竞争度（低市场集中度）行业组和低竞争度（高市场集中度）行业组，然后分别与进口渗透率构建交互项进行回归。表3列（2）和列（5）显示，进口竞争加剧对高竞争度行业企业SO<sub>2</sub>产出（排放）强度的降低作用明显较强，表明进口会使国内高竞争度行业内企业面临更大的竞争冲击，继而在更大程度上激励中国企业环保绩效提升。

<sup>①</sup>与杨翔等（2015）做法一致，相对污染类行业包括：食品加工和制造业、饮料制造业、烟草加工业、造纸及纸制品业、石油加工及炼焦业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业和有色金属冶炼及压延加工业。其余行业为相对干净类行业。

<sup>②</sup>市场集中度采用赫芬达尔指数衡量。

(3) 分企业所有制类型。不同所有制类型的企业因政策待遇和运营能力存在差异，在面对进口冲击时可能会制定不同的生产调整策略，从而诱发进口竞争对企业污染产出（排放）行为的影响产生分化。将进口渗透率与国有企业、民营企业、外资企业虚拟变量的交互性作为核心解释变量代入式（1）回归<sup>①</sup>。表3列（3）和列（6）显示，进口竞争对民营企业污染产出（排放）强度的改善作用大于其他所有制类型企业。这可能是因为：相比于可获资源更为丰富的国有企业以及对国际竞争环境更为熟悉的外资企业而言，国内民营企业对进口开放引致的竞争冲击更为敏感，高强度的竞争压力驱使利润率下降，为了在市场竞争中存活下来，民营企业必须加快生产率和竞争力的提升速度（Holmes and Schmitz, 2010）<sup>[31]</sup>，从而更加明显地提升了企业的环保绩效。

### （三）稳健性检验

(1) 考虑地方政府环境管控因素。地方政府的环境管控策略是影响企业环保行为的重要因素。尽管本文选取的研究区间很好地规避了《国家环境保护“十一五”规划》政策因素的影响，但无法排除1998年开始实施的以行政区域为基本单位的《酸雨控制区和二氧化硫污染控制区方案》对实证结果的干扰。为缓解此担忧，这里采用两种处理思路：一是参考陈登科（2020）的做法，纳入城市、年份交互项以尽可能地捕捉区域内环境政策因素对企业环保行为的影响。二是剔除位于SO<sub>2</sub>污染控制区域的企业，对剩余样本重新进行估计<sup>②</sup>。表4列（1）、列（2）与列（8）、列（9）展示的检验结果与基准检验结果一致。

(2) 两位码行业进口渗透率。考虑到某一行业的进口产品可能会影响相邻行业领域内的市场竞争水平，为此将行业单元从三位码提升至两位码，重新构建两位码行业进口渗透率指标进行回归。表4列（3）与列（10）检验结果显示，两位码行业进口渗透率的系数依然显著为负，前述研究结论仍然成立。

(3) 核心解释变量替换为进口关税。参考Gutiérrez和Teshima（2018）的做法，使用行业进口关税来量化行业内进口竞争的激烈程度。表4列（4）、列（5）与列（11）、列（12）检验结果显示，无论采用三位码行业进口关税指标还是两位码行业进口关税指标，进口关税的系数均在1%水平上显著为正，再次表明进口竞争加剧是促使企业SO<sub>2</sub>产出强度和排放强度降低的重要原因。

(4) 工业增加值下的SO<sub>2</sub>产出和排放强度。为了排除产出指标选取上的不稳定因素，进一步使用工业增加值来构建SO<sub>2</sub>产出强度和排放强度变量。表4列（6）与列（13）检验结果显示，使用工业增加值作为产出指标计算的企业SO<sub>2</sub>产出强度和排放强度不会改变核心研究结论。

(5) 样本期内存续企业。为了排除企业进入与退出行为对本文研究结论的影响，

<sup>①</sup>参考Brandt等（2017）的做法，依据企业实际注册资本，先将中国工业企业划分为国有、集体、民营、中国港澳台、外资企业五类子样本，之后将国有和集体企业合并为国有企业，民营和中国港澳台企业合并为民营企业，从而得到国有企业、民营企业、外资企业这三类子样本。

<sup>②</sup>SO<sub>2</sub>污染控制城市名单，[http://www.gov.cn/zhengce/content/2010-11/22/content\\_5181.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2010-11/22/content_5181.htm)。

使用样本期内持续存在的企业作为考察对象进行回归。表4列(7)与列(14)检验结果显示，基于存续企业回归得到的结果与前述研究结果完全相同。

表4 稳健性检验

项目	被解释变量: SO <sub>2</sub> 产出强度						
	控制城市 一年份固定效应	剔除位于 SO <sub>2</sub> 控制区 的企业样本	两位码行 业进口渗 透率	三位码行 业进口关 税指标	两位码行 业进口关 税指标	SO <sub>2</sub> 产出总 量除以工 业增加值	样本期内 存续企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
进口渗透率	-0.4860 *** (0.1855)	-0.5249 ** (0.2450)	-1.5197 *** (0.4067)			-0.7241 ** (0.3159)	-0.4975 * (0.2772)
进口关税				0.7390 *** (0.2707)	1.2653 *** (0.4263)		
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业、年份、行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	否	否	否	否	否	否
观测值	138 904	108 074	138 904	138 904	138 904	136 821	45 898
调整的 R <sup>2</sup>	0.7891	0.7854	0.7785	0.7785	0.7784	0.7463	0.7691
项目	被解释变量: SO <sub>2</sub> 排放强度						
	控制城市 一年份固定效应	剔除位于 SO <sub>2</sub> 控制区 的企业样本	两位码行 业进口渗 透率	三位码行 业进口关 税指标	两位码行 业进口关 税指标	SO <sub>2</sub> 排放总 量除以工 业增加值	样本期内 存续企业
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
进口渗透率	-0.4813 *** (0.1756)	-0.5575 ** (0.2305)	-1.4922 *** (0.3812)			-0.8381 *** (0.3219)	-0.5243 * (0.2807)
进口关税				0.7631 *** (0.2567)	1.3666 *** (0.4040)		
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业、年份、行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市—年份固定效应	是	否	否	否	否	否	否
观测值	138 904	108 074	138 904	138 904	138 904	136 791	45 898
调整的 R <sup>2</sup>	0.7821	0.7765	0.7691	0.7691	0.7691	0.7320	0.7575

注: 列(3)、列(5)、列(10)以及列(12)圆括号内为聚类至两位码行业—年份层面的稳健标准误, 其余列圆括号内为聚类至三位码行业—年份层面的稳健标准误。

#### (四) 内生性问题的讨论与处理

引起估计参数不一致的一个潜在原因是模型中存在内生性问题。首先, 从反向因果关系上看, 进口竞争指标是在三位码行业层面进行度量的, 而 SO<sub>2</sub> 产出(排放)强度则是企业层面指标, 单个企业的生产行为难以对整个行业进口渗透率产生影响, 故而因变量与自变量存在反向因果关系的可能性较低。其次, 错误归因也是导致内生性问题出现的重要原因。错误归因是指与进口渗透率有关的个别行业特征可能是导致企业污染产出(排放)强度变低的真实原因, 在现实分析中却错误地归因于进口渗透率的提升。例如在考察期内, 相对干净行业进口渗透率的均值为0.305, 而相对污染行业进口渗透率的均值仅为0.134, 前者所面临的进口竞争水平远远高于后者, 这或许是造成进口竞争与企业环保行为在统计关系上显著的隐藏

原因。尽管本文试图通过控制行业固定效应以解决错误归因的干扰，但难免存在未考虑周全之处。

为控制错误归因对估计结果的干扰，借鉴张杰和郑文平（2017）<sup>[32]</sup>、李平和史亚茹（2020）<sup>[33]</sup>的研究思路，构建行业全球供给能力指标作为进口竞争的工具变量进行两阶段最小二乘法（2SLS）估计。行业全球供给能力的计算公式为：

$$WS_{jt} = \sum_{p \in \theta_j} \sum_c \frac{ChinaIm_{cp, 1997}}{ChinaIm_{p, 1997}} \times \ln Ex_{cpt} \quad (2)$$

其中， $Ex_{cpt}$ 是指国家 $c$ 在 $t$ 年向全球其他国家（扣除对中国）出口的HS六位码产品 $p$ 的总量，以反映国家 $c$ 产品 $p$ 的供给能力； $ChinaIm_{cp, 1997}/ChinaIm_{p, 1997}$ 表示中国从国家 $c$ 进口产品 $p$ 的初始权重； $WS_{jt}$ 为中国行业 $j$ 在 $t$ 年面临的全球总供给能力。选用该工具变量的理由为：在全球贸易体系下，各国在某一行业面临的全球总供给能力是影响该国特定行业进口规模的重要因素，全球供给能力提升会使本国行业从国外市场可获取的产品总量增加，从而改变国内企业面临的进口竞争程度；同时， $Ex_{cpt}$ 扣除了中国出口，因此该指标体现的全球供给能力与中国企业生产行为无关，满足外生性条件。2SLS估计步骤为：第一阶段将进口渗透率作被解释变量对行业全球供给能力进行回归，获取进口渗透率的线性估计值；第二阶段，将进口渗透率估计值作为核心解释变量代入式（1）回归，检验结果报告于表5。2SLS检验结果显示：第一阶段行业全球供给能力的系数显著为正，说明行业全球供给能力越高，中国行业面临的进口竞争程度越激烈，与理论预期相符；第二阶段进口渗透率系数显著为负，表明在解决可能存在的内生性问题后，进口竞争依然显著提升了中国企业的环保绩效。

表5 2SLS估计结果

项目	IV估计第一阶段		IV估计第二阶段	
	进口渗透率	SO <sub>2</sub> 产出强度	SO <sub>2</sub> 排放强度	(3)
		(1)	(2)	
进口渗透率		-1.3517 ** (0.6713)	-1.3813 ** (0.6381)	
行业全球供给能力	0.0015 * (0.0008)			
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	否	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	1 081	138 904	138 904	
调整的 R <sup>2</sup>	0.9589	0.7786	0.7692	

注：列（1）控制变量包括行业国有企业数目占比、行业外资企业数目占比、行业出口占总产值的比例、行业市场竞争程度以及行业平均生产规模。

## 四、扩展性讨论与检验

### (一) 机制检验

前述研究发现，进口竞争有助于降低中国企业  $\text{SO}_2$  产出（排放）强度。那么，引发该作用的机制是什么？基于对以往文献的梳理，进口竞争可能通过两种途径作用于企业污染（排放）行为：一是产出规模调整机制，即进口竞争带来的市场竞争加剧会影响企业的市场占有率和盈利水平，使企业产出规模发生变化，并进一步影响到污染物的产出和排放状况；二是技术升级机制，即企业在面临进口竞争带来的压力时，为了生存下去，不得不进行研发创新活动以实现自身生产技术升级（Aghion et al., 2001）<sup>[34]</sup>，进而通过技术升级途径对污染产出（排放）行为造成影响（Gutiérrez and Teshima, 2018）。接下来，本文将尝试从企业产出规模调整、生产技术升级两个方面来考察影响机制。借鉴 Baron 和 Kenny (1986)<sup>[35]</sup> 的研究思路，在式（1）的基础上构造如下的中介效应模型进行检验：

$$M_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \text{IMCOM}_{jt} + X_t \gamma + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{Pollution}_{ijt} = \phi_0 + \phi_1 \text{IMCOM}_{jt} + \phi_2 M_{ijt} + X_t \gamma + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式（3）—（4）中， $M_{ijt}$  为中介机制变量，包括企业产出规模和技术进步的代理指标——全要素生产率。根据中介效应检验原理，在式（1）实证结果符合理论预期的基础上，对式（3）予以估计，以考察进口竞争与机制变量的关系。若进口竞争对中介机制变量具有显著且符合理论预期的作用效果，则进一步对式（4）予以估计，如果系数  $\phi_1$  和  $\phi_2$  均符合预期，并且系数  $\phi_1$  小于式（1）系数  $\beta_1$ ，则说明该中介机制变量具有部分性质的中介效应。中介机制变量的构建方法为：企业工业产出规模采用工业总产值的对数值度量，生产技术水平的代理指标——全要素生产率——选用 Ackerberg 等（2015）<sup>[36]</sup> 提出的方法估算<sup>①</sup>。

（1）产出规模调整机制的检验结果与分析。表 6 列（1）至列（3）报告了产出规模调整机制的检验结果。列（1）结果显示，进口渗透率对工业产出规模的影响系数不显著且符号为负，说明进口竞争未能对中国企业产出规模造成显著影响，原因可能是：中国是世界第二大经济体，拥有庞大的市场规模，而大的市场规模能为差异化产品的销售提供盈利空间（易先忠等，2014）<sup>[37]</sup>。当企业面临进口产品带来的竞争冲击时，可以强化对差异化产品的研发与生产，从而通过多元化途径分散竞争加剧带来的生产和销售压力，这使得进口竞争未能显著影响到中国企业的产出规模。进一步地，列（2）和列（3）显示工业产出规模的系数不显著，表明中国企业产出的变化未能对  $\text{SO}_2$  产出（排放）强度造成显著影响。与此同时，进口渗透率系数的量级与基准估计结果（0.5076 和 0.5528）相比均未发生明显变化，说明在控制产出规模后，进口竞争对  $\text{SO}_2$  产出（排放）强度的影响程度未发生变化。至此，产出规模调整不是进口竞争影响中国企业污染产出（排放）行为的有效途径。

<sup>①</sup> 正文处采用 Translog 生产函数对 TFP 进行估算。为了确保检验结果的稳健性，研究中还采用 Cobb-Douglas 生产函数对 TFP 进行估算，发现中介机制检验结果没有实质性变化。限于篇幅，结果备索。

(2) 生产技术升级机制的检验结果与分析。表6列(4)至列(6)报告了生产技术升级机制的检验结果。列(4)结果显示,进口渗透率对全要素生产率的影响显著为正,说明进口竞争显著促进了中国企业全要素生产率提升。列(5)和列(6)显示全要素生产率的系数在1%水平显著为负,表明企业全要素生产率提升显著降低了SO<sub>2</sub>产出(排放)强度。与此同时,进口渗透率系数的量级与基准估计结果相比存在明显下降,说明在控制全要素生产率后,进口竞争对SO<sub>2</sub>产出(排放)强度的影响程度相对减弱,部分中介效应成立,具体而言:当考察对象为SO<sub>2</sub>产出强度时,生产技术升级的中介效应占比为24.2%;当考察对象为SO<sub>2</sub>排放强度时,生产技术升级的中介效应占比为22.1%。至此,生产技术升级是进口竞争提升中国企业环保行为的一个有效途径。

表6 机制检验结果

项目	产出规模调整机制			生产技术升级机制		
	工业产出规模 (对数)	SO <sub>2</sub> 产出 强度	SO <sub>2</sub> 排放 强度	全要素 生产率	SO <sub>2</sub> 产出 强度	SO <sub>2</sub> 排放 强度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
进口渗透率	-0.0524 (0.1278)	-0.5071 ** (0.2272)	-0.5523 ** (0.2175)	0.1644 *** (0.0476)	-0.3848 * (0.2209)	-0.4306 ** (0.2113)
工业产出规模(对数)		0.0094 (0.0088)	0.0086 (0.0088)			
全要素生产率					-0.7467 *** (0.0318)	-0.7435 *** (0.0309)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、行业、年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	138 904	138 904	138 904	138 904	138 904	138 904
调整的R <sup>2</sup>	0.8242	0.7787	0.7693	0.9680	0.7819	0.7726

## (二) 进口竞争对不同污染强度企业市场退出与进入的影响

Holladay (2016) 研究指出,进口竞争也可能对不同污染强度的企业市场退出与进入行为造成影响。一方面,进口产品会挤占本国企业市场份额和利润率,进而通过市场选择机制促使生产要素流向高生产率企业,迫使低生产率企业退出市场(Melitz and Ottaviano, 2008)<sup>[38]</sup>;另一方面,生产率和企业环保行为之间存在紧密联系(Cui et al., 2012),生产率越高的企业在生产过程中往往产生(排放)更低的污染物。由此看来,进口竞争也可能对行业内不同污染强度的企业市场退出与进入行为产生影响。为了从企业市场退出与进入的动态视角考察进口竞争的环境效应,设定如下的Probit二元选择模型:

$$\Pr(Exit_{ijt}/Entry_{ijt} = 1) = \omega(\gamma_0 + \gamma_1 IMCOM_{jt} + \gamma_2 IMCOM_{jt} \times Pollution_{ijt} + \gamma_3 Pollution_{ijt} + X_t \gamma + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{it}) \quad (5)$$

其中,Exit<sub>ijt</sub>与Entry<sub>ijt</sub>分别表示企业退出与进入的二元选择变量,设定方法为:在中国工业企业数据库中第t+1年及之后所有年份消失的企业定义为第t年退出的企业(第t年Exit取值为1,其余为0),将在第t-1年及之前年份不存在而在第t

年出现的企业定义为第  $t$  年选择进入的企业（第  $t$  年  $Entry$  取值为 1，其余为 0）； $IMCOM_{jt}$  为行业进口渗透率指标； $IMCOM_{jt} \times Pollution_{ijt}$  为行业进口渗透率与企业  $SO_2$  产出（排放）强度的交互项，用来识别进口竞争对不同污染强度企业退出与进入影响的关键变量；其余变量含义与式（1）保持一致。

式（5）的 Probit 回归结果报告于表 7，当被解释变量为企业退出时，进口渗透率与企业  $SO_2$  产出（排放）强度交互项的系数显著为正，表明进口竞争会增加高污染企业的退出概率，印证了进口竞争会通过市场选择机制促使低生产率、高污染企业退出市场的研究假说。当被解释变量为企业进入时，进口渗透率与企业  $SO_2$  产出（排放）强度交互项不显著，表明进口竞争对企业进入行为不存在明显影响。至此得出结论，进口竞争提升了行业内高污染企业退出市场的概率。

表 7 进口竞争对不同污染强度类企业市场退出与进入的影响

项目	企业退出 ( $Exit=1$ )		企业进入 ( $Entry=1$ )	
	(1)	(2)	(3)	(4)
进口渗透率	0.6604 ** (0.3082)	0.7097 ** (0.3089)	-0.0511 (0.4134)	-0.0523 (0.4142)
进口渗透率 $SO_2$ 产出强度	0.2125 *** (0.0243)		0.0306 (0.0333)	
进口渗透率 $SO_2$ 排放强度		0.2176 *** (0.0238)		0.0300 (0.0340)
控制变量	是	是	是	是
行业、年份固定效应	是	是	是	是
观测值	138 630	138 630	121 635	121 635

### （三）进口竞争对行业 $SO_2$ 产出（排放）强度离散度的影响

污染产出（排放）强度是一个边际产出指标，因此行业内企业污染强度的离散水平一定程度上可以用来衡量行业绿色资源错配情况。前述研究发现，进口竞争会提升行业内高污染企业退出市场的概率，由此产生的一个可能结果便是导致行业内剩余企业  $SO_2$  产出（排放）强度分布收紧。本文设定如下的实证模型以考察进口竞争与中国制造业行业污染产出（排放）强度离散度的关系：

$$\ln Dispersion_{jt} = \pi_0 + \pi_1 IMCOM_{jt} + Z_t \gamma + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

其中， $Dispersion_{jt}$  为行业  $j$  第  $t$  年所含企业  $SO_2$  产出（排放）强度的离散度，借鉴 Lu 和 Yu (2015)<sup>[39]</sup> 的做法，使用泰尔指数度量。 $IMCOM_{jt}$  为行业  $j$  第  $t$  年进口渗透率， $Z_t$  是三位码行业层面特征变量集合， $\delta_j$ 、 $\delta_t$  分别为行业固定效应和时间固定效应。式（6）的回归结果报告于表 8，列（1）—（2）中被解释变量为行业  $SO_2$  产出强度的离散度，列（3）—（4）中被解释变量为行业  $SO_2$  排放强度的离散度。列（2）和列（4）结果显示，进口渗透率的系数显著为负，表明进口竞争程度上升会促使行业  $SO_2$  产出（排放）强度的离散度降低。由于污染产出（排放）强度的离散度降低一定程度上意味着资源错配的改善，上述结论表明进口竞争会改善中国绿色资源错配情况。结合国际贸易影响资源配置的有关文献，形成此结果的可能缘由为：进口竞争带来的市场压力会迫使低效率、高污染强度的企业退出市场，导致资源流向高效率、低污染强度企业，从而在整体上改善了行业内的绿色资源错配程度。

表8 进口竞争对行业SO<sub>2</sub>产出(排放)强度离散度的影响

项目	行业SO <sub>2</sub> 产出强度离散度		行业SO <sub>2</sub> 排放强度离散度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
进口渗透率	-0.2737 (0.2120)	-0.3851 * (0.2188)	-0.3670 * (0.2163)	-0.4938 ** (0.2235)
控制变量	否	是	否	是
行业、年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1 081	1 081	1 081	1 081
调整的R <sup>2</sup>	0.4630	0.4723	0.4680	0.4760

注：圆括号内为标准误，控制变量包括行业国有企业数目占比、行业外资企业数目占比、行业出口占总产值的比例以及行业市场竞争程度。

#### (四) 进口竞争对企业其他污染物产出(排放)强度的影响

除SO<sub>2</sub>外，进口竞争是否也有助于降低企业其他污染物的产出和排放强度呢？

通过计算得到化学需氧量、工业废水、烟尘、工业粉尘这四种主要污染物的产出和排放强度，并将它们作为被解释变量分别对进口渗透率进行回归，检验结果列于表9。结果显示，进口竞争加剧有助于降低化学需氧量产出(排放)强度、降低工业废水产出(排放)强度、降低烟尘产出(排放)强度，而对工业粉尘产出(排放)强度没有显著影响。上述检验结果再次证明了进口竞争有助于促进中国企业环保绩效提升的研究结论，并且一定程度上还表明，进口竞争对中国企业环保绩效提升的促进作用体现在多种污染物上。

表9 进口竞争对企业其他污染物产出(排放)强度的影响

项目	化学需氧量 产出强度	化学需氧量 排放强度	工业废水 产出强度	工业废水 排放强度	烟尘产出 强度	烟尘排放 强度	工业粉尘 产出强度	工业粉尘 排放强度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
进口渗透率	-0.5072 *** (0.1760)	-0.5977 *** (0.2127)	-0.6659 *** (0.2285)	-0.4654 ** (0.2183)	-1.0796 *** (0.2123)	-0.5470 *** (0.1922)	0.1663 (0.4486)	-0.0514 (0.4483)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业、年份、行业 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	120 358	120 358	53 281	53 281	129 204	129 204	32 326	32 326
调整的R <sup>2</sup>	0.7655	0.7089	0.8416	0.8248	0.7523	0.7390	0.8553	0.8523

## 五、结论与政策启示

本文旨在从微观尺度考察进口竞争对企业污染产出(排放)行为的影响及其作用机制。基于中国工业企业数据和污染企业调查数据的匹配样本，研究结论有：第一，进口竞争加剧显著降低了企业SO<sub>2</sub>的产出(排放)强度，这意味着进口竞争会促使中国企业生产行为变得更加环保。第二，异质性检验显示，进口竞争更有助于促进相对干净行业内企业、高市场竞争度行业内企业、民营企业SO<sub>2</sub>产出

(排放)强度降低。第三,机制检验显示,进口竞争主要通过生产技术升级机制推动企业环保绩效提升,即进口竞争会促进企业全要素生产率提升,并在此基础上促使企业SO<sub>2</sub>产出(排放)强度下降,然而没有明显证据表明进口竞争会通过改变企业产出规模的途径影响其环保绩效。第四,进口竞争会迫使行业内高污染企业退出市场,进而通过市场选择机制降低行业内企业SO<sub>2</sub>产出(排放)强度的离散度,这意味着进口竞争有助于降低行业内绿色生产资源的错配程度。第五,除SO<sub>2</sub>外,进口竞争也有助于降低企业化学需氧量、工业废水、烟尘的产出(排放)强度。

本研究对于进一步厘清“贸易与环境”之间的内在联系具有重要意义,有助于决策层更好地评估中国正在实施的“扩大进口”政策的经济效益,以及如何将其与“打好污染防治攻坚战”进行有机结合提供了细致的微观经验证据,其蕴含的研究启示为:第一,坚持扩大进口的开放政策,稳步提高进口贸易的自由化和便利化水平,引入竞争机制,这一方面可以为中国企业生产技术升级和环保绩效上升提供长期的动力支持,另一方面也可以借助市场选择机制促使行业内企业污染产出(排放)强度的离散度收敛,从而达到改善行业内绿色资源错配的效果。第二,决策者在制定生产污染防治对策时,需要充分考虑行业污染特征、行业竞争水平、所有制属性等方面的差异,做到有区别、有针对性地将进口竞争与污染防治工作结合起来,从而合理高效地利用进口贸易的竞争效应来改善本国的环境质量。第三,提升企业自身生产技术和生产效率是进口竞争激励环保绩效提升的关键通道,这是本文的一个核心发现。为此,政府需引导本国企业在应对进口竞争冲击时依靠技术升级活动成功改变自身竞争力,如鼓励企业提升研发资金的信贷力度、帮助降低研发资金的信贷门槛,或营造良好的地区创新氛围,从而推动企业生产技术升级活动的顺利展开。

#### [参考文献]

- [1] NELSON R A, TIETENBERG T, DONIHUE M R. Differential Environmental Regulation: Effects on Electric Utility Capital Turnover and Emissions [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1993, 368–373.
- [2] FAN H, ZIVIN J S G, KOU Z, et al. Going Green in China: Firms' Responses to Stricter Environmental Regulations [R]. National Bureau of Economic Research, 2019.
- [3] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental Impacts of a North American Free Trade [R]. National Bureau of Economic Research, 1991.
- [4] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, WANG L, et al. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms [J]. *American Economic Review*, 2017, 107 (9): 2784–2820.
- [5] BLOOM N, DRACA M, VAN REENEN J. Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation, IT and Productivity [J]. *The Review of Economic Studies*, 2016, 83 (1): 87–117.
- [6] DE LOECKER J, GOLDBERG P K, KHANDELWAL A K, et al. Prices, Markups, and Trade Reform [J]. *Econometrica*, 2016, 84 (2): 445–510.
- [7] 钱学锋,范冬梅,黄汉民.进口竞争与中国制造业企业的成本加成[J].世界经济,2016(3):71–94.
- [8] FERNANDES A M, PAUNOV C. Does Trade Stimulate Product Quality Upgrading? [J]. *Canadian Journal of*

- Economics, 2013, 46 (4): 1232–1264.
- [9] 简泽, 张涛, 伏玉林. 进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入WTO的一个自然实验 [J]. 经济研究, 2014, 49 (8): 120–132.
- [10] CUI J, LAPAN H, MOSCHINI G C. Productivity, Export, and Environmental Performance: Air Pollutants in the United States [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2016, 98 (2): 447–467.
- [11] HOLLADAY J S. Exporters and the Environment [J]. Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'économique, 2016, 49 (1): 147–172.
- [12] FORSLID R, OKUBO T, ULLTVEIT-MOE K H. Why Are Firms that Export Cleaner? International Trade and CO<sub>2</sub> Emissions [R]. CESifo Working Paper, 2004, No. 4817.
- [13] 叶继革, 余道先. 我国出口贸易与环境污染的实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2007 (5): 72–77.
- [14] 李小平, 卢现祥. 国际贸易, 污染产业转移和中国工业CO<sub>2</sub>排放 [J]. 经济研究, 2010, 1: 15–26.
- [15] 张璐, 景维民. 技术, 国际贸易与中国工业发展方式的绿色转变 [J]. 财经研究, 2015, 41 (9): 121–132.
- [16] COPELAND B R, TAYLOR M S. North–South Trade and the Environment [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109 (3): 755–787.
- [17] DEAN J M. Does Trade Liberalization Harm the Environment? A New Test [J]. Canadian Journal of Economics, 2002, 35 (4): 819–842.
- [18] FERIDUN M, AYADI F S, BALOUGA J. Impact of Trade Liberalization on the Environment in Developing Countries: the Case of Nigeria [J]. Journal of Developing Societies, 2006, 22 (1): 39–56.
- [19] 李锴, 齐绍洲. 贸易开放, 经济增长与中国二氧化碳排放 [J]. 经济研究, 2011 (11): 60–72.
- [20] CUI J, LAPAN H E, MOSCHINI G C. Are Exporters More Environmentally Friendly than Non-exporters? Theory and Evidence [R]. Working Paper, Department of Economics, Iowa State University, 2012, No. 12022.
- [21] 刘啟仁, 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.
- [22] 苏丹妮, 盛斌. 出口的环境效应: 来自中国企业的微观证据 [J]. 国际贸易问题, 2021 (7): 142–158.
- [23] CHERNIWCHAN J. Trade Liberalization and the Environment: Evidence from NAFTA and US Manufacturing [J]. Journal of International Economics, 2017, 105: 130–149.
- [24] 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 [J]. 经济研究, 2020, 55 (12): 98–114.
- [25] GUTIÉRREZ E, TESHIMA K. Abatement Expenditures, Technology Choice, and Environmental Performance: Evidence from Firm Responses to Import Competition in Mexico [J]. Journal of Development Economics, 2018, 133: 264–274.
- [26] 魏浩, 连慧君. 来自美国的进口竞争与中国制造业企业就业 [J]. 财经研究, 2020, 46 (8): 4–18.
- [27] 祝树金, 钟腾龙, 李仁宇. 进口竞争, 产品差异化与企业产品出口加成率 [J]. 管理世界, 2019, 35 (11): 52–71.
- [28] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339–351.
- [29] 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.
- [30] 杨翔, 李小平, 周大川. 中国制造业碳生产率的差异与收敛性研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32 (12): 3–20.
- [31] HOLMES T J, SCHMITZ JR J A. Competition and Productivity: a Review of Evidence [J]. Annu. Rev. Econ., 2010, 2 (1): 619–642.
- [32] 张杰, 郑文平. 全球价值链下中国本土企业的创新效应 [J]. 经济研究, 2017, 52 (3): 151–165.

- [33] 李平, 史亚茹. 进口贸易、生产率与企业创新 [J]. 国际贸易问题, 2020 (3): 131–146.
- [34] AGHION P, HARRIS C, HOWITT P, et al. Competition, Imitation and Growth with Step-by-step Innovation [J]. The Review of Economic Studies, 2001, 68 (3): 467–492.
- [35] BARON R M, KENNY D A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51 (6): 1173.
- [36] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators [J]. Econometrica, 2015, 83 (6): 2411–2451.
- [37] 易先忠, 欧阳峣, 傅晓岚. 国内市场规模与出口产品结构多元化: 制度环境的门槛效应 [J]. 经济研究, 2014, 49 (6): 18–29.
- [38] MELITZ M J, OTTAVIANO G I P. Market Size, Trade, and Productivity [J]. The Review of Economic Studies, 2008, 75 (1): 295–316.
- [39] LU Y, YU L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7 (4): 221–53.

(责任编辑 白光)

## Will Import Competition Make Chinese Firms More Environmentally Friendly —Taking the Output and Emissions of SO<sub>2</sub> as An Example

LI Xiaoping PENG Shuzhou

**Abstract:** The relationship between trade and environment has been an important issue for government, firms and academia. Based on the data of the Annual Survey of Industrial Firms and the Environmental Survey of Polluting Firms, this paper discussed the effects of import competition on Chinese firms' SO<sub>2</sub> output and emission behavior. Using the import penetration as a proxy for import competition, it finds that import competition can significantly reduce the SO<sub>2</sub> output (emission) intensity, and this effect is stronger for firms in cleaner industries, firms in high market competition industries and private firms. Import competition reduces SO<sub>2</sub> output (emission) intensity through production technology upgrading mechanism, while the effect of output scale adjustment mechanism is not obvious. Further studies show that import competition will promote the exiting of high-polluting firms from the market, leading to a tightening of dispersion of SO<sub>2</sub> output (emission) intensity, thus improving green resource mismatch.

**Keywords:** Import Competition; Firm; SO<sub>2</sub> Output Intensity; SO<sub>2</sub> Emission Intensity