

出口的环境效应： 来自中国企业的微观证据

苏丹妮 盛 斌

摘要：企业出口对环境污染的影响尚缺乏严谨的因果识别和发展中国家的直接证据。本文利用1998—2007年中国微观企业污染排放和工业企业的匹配数据，选取工业废水、二氧化硫和烟尘三种典型污染物的排放强度指标对中国制造业企业出口的环境效应进行考察。为了有效缓解样本选择偏差和内生性问题，本文采用结合倾向得分匹配的双重差分法。研究表明：中国企业出口显著降低了企业污染排放强度；用出口密度近似贸易方式后，一般贸易具有显著的出口环境效应，加工贸易则并不明显。进一步的机制检验表明，通过促进绿色技术进步和减排设备投资是企业出口降低污染排放强度的重要机制。本文为既有出口贸易与环境的研究增添了来自新兴发展中大国难得的直接微观证据。

关键词：企业出口；企业污染排放强度；倾向得分匹配

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 07-0142-17

引言

出口贸易究竟如何影响环境是备受学术界和政策当局关注的议题。自改革开放以来，伴随着工业化进程的大幅推进，中国的生态环境特别是水和大气环境日益恶化；与此同时，中国出口贸易快速扩张，截至2018年已连续十年成为世界第一大出口国。在此背景下，中国出口贸易的环境污染问题受到愈来愈多的关注。早期宏观层面的研究主要基于Copeland和Taylor的新古典比较优势分解框架围绕“污染天堂假说”（Pollution Haven Hypothesis, PHH）展开讨论。部分学者认为，中国出口贸易对环境不一定有害，这是因为出口会产生显著的技术效应，促进绿色技术进步（张友国，2009^[1]；何洁，2010^[2]）。然而，正如Barrows和Ollivier（2016）^[3]、Cherniwchan（2017）^[4]指出的，宏观层面关于出口贸易与环境问题的分析往往建立

[收稿日期] 2020-11-21

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“产业集聚、全球价值链嵌入与企业减排：中国污染防治的内外协同机制研究”（71903102）；中央高校基本科研业务费专项资金项目“中间品贸易自由化、环境管制与企业减排：理论与中国经验”（63212014）；南开大学文科发展基金项目“贸易自由化的‘绿色之痛’：加入WTO如何影响中国企业环境绩效？”（ZB21BZ0310）

[作者信息] 苏丹妮（通讯作者）：南开大学经济学院副教授 300071 电子邮箱 sudanni1990@163.com；盛斌：南开大学经济学院教授

在微观企业行为的基础上,例如现实中技术改造升级的实施主体是企业。因此,微观企业的污染排放行为如何对其出口做出反应是评估中国出口贸易环境效应不可回避的问题,对于中国在构筑绿色发展道路上能否实现对外出口扩张与对内污染防治双赢局面具有重要的理论价值和现实意义。

异质性企业贸易理论的兴起使得出口企业与非出口企业之间的绩效差异成为近二十年来企业层面国际贸易研究的中心命题。理论上,出口企业相比于非出口企业在生产率、规模等诸多方面具有更好的绩效表现是异质性企业贸易经典理论模型的重要特征;实证中,随着微观数据的可得,这也得到了广泛证实。但这一命题在作为世界最大出口国的中国受到了挑战。部分研究发现,中国存在出口企业生产率等绩效低于非出口企业的“悖论”,并证实了加工贸易企业的大量存在是“悖论”产生的关键原因(李春顶,2010^[5];戴觅等,2011^[6];Dai et al.,2016^[7])^①。作为世界加工厂,中国加工贸易在出口贸易中占据“半壁江山”。从事加工贸易的企业主要利用国内廉价的资源要素从国外进口中间品进行简单的加工制造出口,这使得出口企业不一定具有较高的生产率等绩效表现(李春顶,2015^[9])。那么与生产率类似,中国出口企业的环境绩效是否也存在低于非出口企业的现象?不同贸易方式企业出口对其环境绩效的影响是否存在差异?鉴于出口密度可以较好地衡量出口企业的不同贸易方式(李春顶,2010;范剑勇和冯猛,2013^[10]),再加之戴觅等(2011)证实了出口密度在90%-100%的出口企业与海关贸易数据库中的加工贸易企业之间具有很强的相关性,因此,本文根据出口密度将出口企业划分为0-90%和90%-100%两组,并用第一组近似一般贸易企业,第二组近似加工贸易企业,以全面揭示中国企业出口的环境效应,为企业出口和环境的研究主题注入中国元素。

具体而言,本文将中国工业企业数据库和中国工业企业污染排放数据库相匹配,构建了一个跨度1998-2007年包含企业详细生产和污染排放信息的微观数据集,选取了水污染的典型代表工业废水和大气污染的典型代表二氧化硫、烟尘三种污染物的排放强度指标。现实中企业出口并非随机^②,为了有效缓解样本选择偏差和内生性问题,本文采用结合倾向得分匹配(PSM)的双重差分法(DID)对企业出口与企业污染排放强度之间的因果关系进行识别。结果显示,中国企业出口显著降低了企业污染排放强度;用出口密度近似贸易方式后,一般贸易(出口密度为0-90%)具有显著的出口环境效应,加工贸易(出口密度为90%-100%)则并不明显。同时,企业出口的环境效应不仅随着企业出口持续期的增加呈现累积性特征,而且对内资、污染行业、东部地区企业的作用更大。进一步的机制检验揭示出,通过促进绿色技术进步和减排设备投资是企业出口降低污染排放强度的重要机制。

与本文紧密相关的文献主要是在微观层面探讨企业出口对企业污染排放行为影响的研究。理论方面,学者主要从企业绿色技术选择和减排设备投资两个视角对背

^①中国企业出口是否存在“悖论”仍有争论,有学者的研究认为该“悖论”并不存在,如邱斌等(2012)^[8]。

^②一方面国际市场更高的环保标准可能会自动筛选具有更高环境绩效的企业进入出口市场,另一方面企业出口与企业污染排放强度还可能共同受其他因素的影响。

后的逻辑链条进行阐释。Cui等(2016)^[11]将绿色技术选择和环境污染融入到Melitz的异质性企业模型中,得出只有生产率较高的出口企业会选择清洁生产的绿色技术,出口通过绿色技术进步降低了污染排放强度;Foralid等(2018)^[12]则认为企业内生的减排设备投资是出口企业具有较低污染排放强度的重要机制,其逻辑是企业减排设备投资依赖于生产规模,出口带来的生产规模扩张分摊了减排设备投资的固定成本,因此,出口企业会进行更多的减排设备投资。这类文献为本文探讨企业出口如何影响企业污染排放强度奠定了重要的理论基础。

实证方面,如何有效识别企业出口对企业污染排放行为的影响并非易事,需要数据和识别方法的有机结合,本文认为可能至少需满足以下三个条件:第一,要有企业污染排放数据;第二,要有连续且时间跨度较长的大样本微观数据,以能够充分捕捉企业出口前后污染排放行为的变动轨迹;第三,由于现实中企业出口并非随机,因此要有较好的识别方法或外部冲击获得企业出口与企业污染排放之间的因果关系。目前存在企业污染排放数据的主要是发达国家,因此,现有文献主要针对发达国家(特别是美国)对制造业企业出口与企业污染排放强度之间的关系进行了有益探索,如Cui等(2016)、Cui和Qian(2017)^[13]、Cherniwchan(2017)。但他们使用的美国环境保护局(EPA)发布的有毒化学物质排放清单(Toxic Release Inventory, TRI)或国家污染物排放清单(National Emission Inventory, NEI)均不满足第二个条件,前者只记录了列于排放清单中的有毒物质排放量达到一定规模的企业,样本量较小;后者则仅包含大气污染排放物,每三年才发布一次,在时间上并不连续。同时实证分析中,他们主要比较了出口企业与非出口企业污染排放强度之间的差异,并未有效区分是企业出口的“自选择效应”还是企业出口后的“环境效应”影响了企业污染排放强度,也就难以回答企业出口是否真的有助于企业减排,不满足第三个条件^①。

与发达国家明显不同,一方面,发展中国家是全球化过程中环境污染的主要承担者,其企业能否通过开拓海外市场改善国内环境质量对于建设公平正义、合作共赢、清洁美丽的世界更为重要;另一方面,发展中国家企业出口主要面向发达国家市场,这些企业须与处于技术前沿的发达国家企业相竞争,或使用最先进的技术生产发达国家企业所需的产品,因此企业出口对企业环境绩效的提升空间会更大(Wagner, 2012^[14])。对于发展中国家,现有学者主要采用能源消耗强度及其转换而来的CO₂排放强度指标来近似代理企业环境绩效,以此考察制造业出口企业与非出口企业之间的环境绩效差异(Barrows and Ollivier, 2014^[15]; Roy and Yasar, 2015^[16]; 刘啟仁和陈恬, 2020^[17]),但作为中间投入的能源消耗在生产过程中转化为污染排放,还与企业减排技术、外部环境约束等其他因素息息相关。本文以中国为研究对象,使用企业污染排放数据不仅可以较好地满足上述三个识别条件,识

^①Cui和Qian(2017)虽然采用倾向得分匹配方法为出口企业寻找了与之相匹配的非出口企业,但由于数据在时间上不连续(间隔三年),没有进一步利用双重差分模型进行因果识别。而Cherniwchan(2017)虽然以北美自由贸易协定为外部冲击,考察了墨西哥关税下降引致的美国出口市场扩张、美国最终品关税下降引致的进口竞争增加和美国中间品关税下降引致的美国进口中间品成本下降对美国企业颗粒物和二氧化硫排放量的影响,但并未专门探讨企业出口,且样本量较少。

别出企业出口对企业污染排放强度的真实因果效应,而且可以进一步为已有关于中国不同贸易方式出口企业与非出口企业绩效差异的争论提供一个来自环境视角的新解读。

本文试图在以下几个方面推进既有研究:第一,研究对象上,以中国这一世界最大的发展中国家和最大的出口国为考察对象,构建了一个跨度1998-2007年包含企业详细生产和污染排放信息的独特微观数据集,较为完整地给出了企业出口影响企业污染排放强度的直接经验证据,为出口贸易与环境的研究增添了来自新兴发展中大国难得的微观证据。第二,研究内容上,本文不仅在整体上考察了企业出口的环境效应,还根据出口密度将出口企业近似划分为一般贸易和加工贸易企业展开讨论,从环境新视角拓展了中国不同贸易方式出口企业绩效差异的已有研究。第三,研究方法上,采用结合PSM的DID方法,较好地处理和控制了企业出口非随机引起的样本选择偏差和内生性问题,有效识别了企业出口对企业污染排放强度的因果效应,得到的结论更具可信性。第四,机制检验上,采用企业全域绿色技术变化指数和绿色专利申请比重对企业绿色技术进步进行测算,采用贴合理论和研究对象特征的企业废水治理设施数和废气治理设施数对企业减排设备投资进行度量,检验了企业出口通过促进企业绿色技术进步和减排设备投资降低企业污染排放强度的作用机制,加深了企业出口与企业污染排放强度背后逻辑链条的认识。

一、研究方法 with 数据

(一) 研究方法

本文采用结合倾向得分匹配的双重差分法进行估计以缓解企业出口非随机可能带来的选择性偏差和内生性问题。具体而言,根据研究目的和既有文献(De Loecker, 2007^[18]),选取出口前一期的企业生产率、年龄、资本密集度、杠杆率、地区-行业专业化经济和多样化经济、行业环境管制作为匹配变量,并将企业前一期的污染排放强度纳入到匹配变量中,以确保处理组和对照组的初始污染排放强度不存在系统性差异。本文采用最邻近匹配原则逐年为每个处理组企业配对得到唯一最相近的对照组企业。在此基础上,将实证DID模型设置为:

$$y_{it} = \alpha_c + \alpha \cdot ex_{it} + \beta x + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, y_{it} 表示企业污染排放强度。 $ex_{it} = du_i \times dt_{it}$ 是核心变量,若企业*i*为首次出口企业, du_i 取值为1,否则为0;企业*i*首次出口之后的时期 dt_{it} 取值为1,否则为0。若 $\alpha < 0$,则表明在企业出口之后,处理组企业污染排放强度的下降幅度大于对照组企业,即企业出口有助于降低企业污染排放强度。 x 表示控制变量集合。 u_i 和 u_t 分别表示企业和年份固定效应。 α_c 表示常数项。 ε_{it} 表示误差项。

(二) 指标测度与数据说明

1. 指标测度

(1) 被解释变量:企业污染排放强度。根据中国现实中面临的严峻水污染和大气污染,并参考已有研究(Jiang et al., 2014^[19]),选取水污染的典型代表工业废水和大气污染的典型代表二氧化硫、烟尘三种污染物的排放强度指标来衡量企业

污染排放行为,即分别用企业工业废水、二氧化硫、烟尘排放量与企业实际总产出(以工业品出厂价格指数平减)的比值取对数来测算企业的工业废水排放强度(ww)、二氧化硫排放强度(so_2)和烟尘排放强度(sd)。

(2) 控制变量。企业层面包括:生产率(tfp),用劳均生产率即企业实际总产出与从业人员数的比值取对数来衡量;年龄(age),用企业当年所处年份减去开业年份加1后取对数得到;资本密集度(kl),用企业实际固定资产净值(以固定资产投资价格指数平减)与从业人员数的比值取对数来测算;杠杆率($leverage$),用企业负债占资产的比重来表示。地区-行业或行业层面包括:专业化经济(se)和多样化经济(de),前者用区位熵即本地区某行业就业人数占本地区就业的比例与该行业全国就业人数占全国就业比例的比值取对数来测度,后者用本地区其他行业就业人数占本地区就业的比例与其他行业全国就业人数占全国就业比例的绝对值偏差和的倒数取对数来衡量;环境管制(er),根据国家环保部制定的《清洁生产标准目录》,若行业受到清洁生产标准管制, er 取值为1,否则为0。

2. 数据说明

本文主要使用两类大型微观数据:一是企业污染排放数据,来自1998—2010年中国工业企业污染排放数据库。该数据是国家统计局所收集的被重点调查工业企业(主要污染物排放量占各地区排放总量85%以上)上报的原始数据,每个企业包括法人代码、企业名称等基本信息以及详实的工业废水、二氧化硫、烟尘等各类污染物排放指标,由县级地方环保部门进行监测和不定期检查,被认为是目前中国最全面、最可靠的企业层面污染排放数据(Zhang et al., 2018^[20])。二是企业生产数据,来自1998—2013年中国工业企业数据库。由于工业企业数据存在诸多问题,本文做了如下处理:第一,对行业代码和地区行政代码进行统一。行业代码以2002年版本为基准;地区行政代码以2013年县级行政区划代码体系为基准。第二,参照Brandt等(2012)^[21]的方法,将1998—2013年16年的横截面数据合并成面板数据。

为了获得包含企业生产和污染排放信息的微观数据集,本文借鉴苏丹妮(2020)^[22]、邵朝对等(2021)^[23]的处理方法,使用两个数据库中企业法人代码、企业名称的交叉信息进行匹配:首先,根据唯一的企业法人代码逐年匹配;其次,在此基础上,按照企业名称进行匹配。需要说明的是:第一,为了连贯性,在处理工业企业数据时保留了2009和2010年的数据,但由于这两年数据质量较差,实际运用中将其剔除;第二,为了排除2008年全球金融危机的影响,将2008年数据剔除。

二、实证结果及分析

(一) 基准回归

1. 整体视角

表1中的第(1) - (3)列分别汇报了企业工业废水排放强度(ww)、二氧化硫排放强度(so_2)和烟尘排放强度(sd)的估计结果。结果显示,关注的企业出口(ex)对企业三种污染物排放强度的估计系数均在1%的水平上显著为负,表明处理组企业在出口之后其三种污染物排放强度相比于对照组企业均出现了明显下

降,即中国企业出口能够显著降低企业污染排放强度,与理论预期和发达国家的结论相一致。出口一方面会激励企业选择清洁生产的绿色技术,促进企业绿色技术进步(Cui et al., 2016),另一方面带来的生产规模扩张能够分摊企业减排设备投资的固定成本,有助于企业进行更多的减排设备投资(Foralid et al., 2018),从而降低了企业污染排放强度。

表1 企业出口与污染排放强度的计量结果

变量	整体			不同出口密度		
	<i>ww</i>	<i>so₂</i>	<i>sd</i>	<i>ww</i>	<i>so₂</i>	<i>sd</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ex</i>	-0.058*** (-4.42)	-0.042*** (-2.82)	-0.105*** (-6.19)			
<i>ex1</i>				-0.061*** (-4.55)	-0.045*** (-2.98)	-0.111*** (-6.37)
<i>ex2</i>				-0.020 (-0.60)	0.002 (0.05)	-0.026 (-0.52)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
R ²	0.146	0.160	0.156	0.146	0.161	0.156
N	64 866	56 641	52 432	64 866	56 641	52 432

注:表中圆括号内为聚类到企业层面标准误的t统计量;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。限于篇幅未报告控制变量的回归结果,如有需要,可登陆对外经济贸易大学学术期刊网“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载,以下各表同。

2. 不同出口密度视角

中国出口贸易呈现一般贸易与加工贸易二元结构的典型特征,而已有研究表明大量加工贸易企业的存在是引起中国出口企业“生产率悖论”的关键原因,这意味着中国不同贸易方式企业出口对其环境绩效的影响亦可能存在较大差异。为了对此进行考察,本部分根据出口密度将出口企业划分为0-90%和90%-100%两组,表1中的第(4)-(6)列汇报了具体的估计结果。从中可知,在企业出口之后,以出口密度0-90%近似一般贸易的第一组出口企业(*ex1*)工业废水排放强度、二氧化硫排放强度和烟尘排放强度的下降幅度均显著大于非出口企业,而以出口密度90%-100%近似加工贸易的第二组出口企业(*ex2*)则不显著,反映了中国不同贸易方式企业出口对企业污染排放强度的影响呈现出异质性,一般贸易具有显著的出口环境效应,加工贸易则并不明显。原因可能在于,加工贸易出口企业依附于国外公司通过接受外来订单进行简单的加工出口,出口学习效应较弱,升级绿色技术和投资减排设备的激励较小,进而从出口中获取的环境收益不显著;而一般贸易出口企业需要自身依靠内生增长能力打入国际市场,在激烈的国际市场竞争中出口学习效应较强、持续时间较长,有更大的激励选择清洁生产的绿色技术和进行更多的减排设备投资,从而通过出口获得了环境绩效的显著提升。

(二) 动态效应检验

前文主要在平均意义上考察了企业出口的环境效应,本部分将从时间维度探讨

企业出口对企业污染排放强度的动态影响特征，图1展示了具体的动态估计结果。结果显示，不管对哪种企业污染排放物，企业出口前四期的估计系数均不显著，表明至少在企业出口前四期处理组即出口企业和对照组即非出口企业污染排放强度的变动趋势较为一致，本文所用匹配样本进行DID估计是较为有效的。企业出口当期对三种污染物排放强度的估计系数显著为负，意味着企业出口对企业污染排放强度的降低作用具有立竿见影的效果。企业出口后四期的估计系数亦显著为负（企业出口第四期及其之后对 so_2 的估计系数虽不显著，但接近10%的显著性水平），

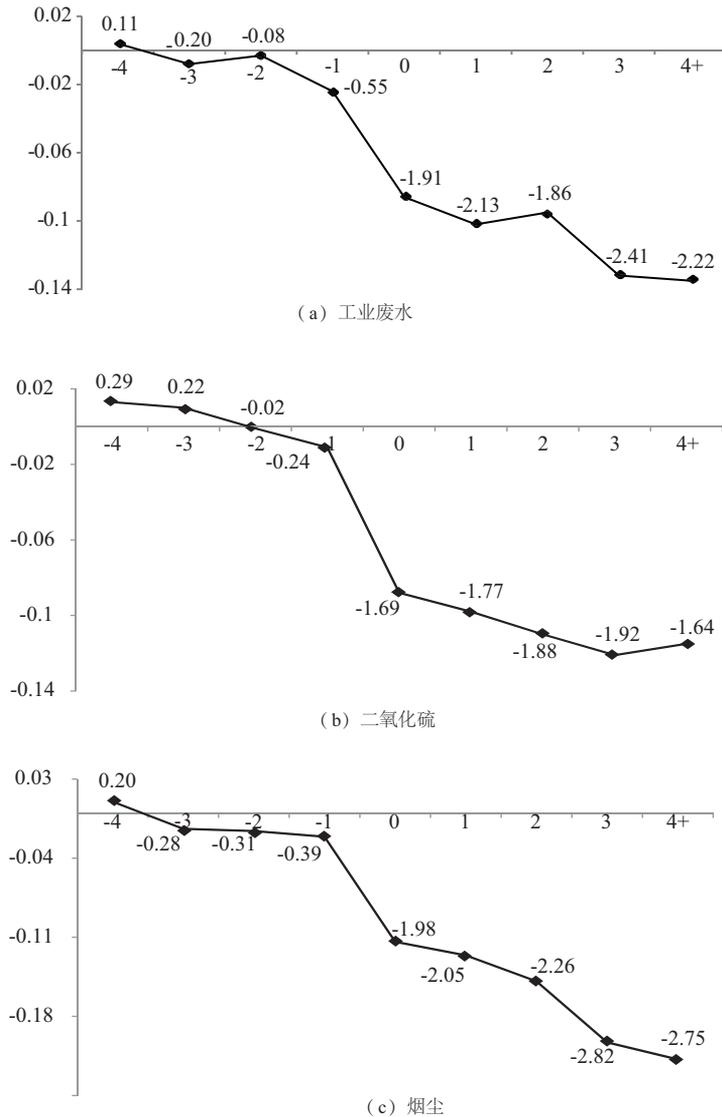


图1 企业出口动态效应的检验结果

注：横轴数值从左到右分别表示企业出口前四期、当期和后四期，纵轴数值表示相应的估计系数值，标签上的数值为其聚类到企业层面标准误的t统计量。

同时估计系数的绝对值在整体上呈现一定的上升趋势,反映出企业出口对企业污染排放强度的抑制效果具有一定的累积性特征,即随着企业出口时期的推移,企业从出口中获得的环境收益逐步增加,这与现有文献发现的“出口中学”的累积效应较为一致。随着企业出口持续期的增加,企业对国际市场信息、新技术标准、跨国运营管理的掌握愈来愈全面和熟练,生产规模和收益与日俱增,这会激励企业不断升级清洁生产的绿色技术和进行减排设备投资以更好地达到国际市场的高环保标准,进而使污染排放强度不断降低。

(三) 异质性分析

1. 企业所有制异质性

中国转型期的鲜明特征是多种所有制类型企业并存,而不同所有制类型企业的经营背景和商业环境差异明显,此处将集中考察企业出口对内资企业和外资企业污染排放强度的影响是否存在异质性。由表2中的第(1) - (6)列可知,企业出口对内资和外资企业的工业废水排放强度、二氧化硫排放强度和烟尘排放强度均表现出一定的负向影响,但对前者的影响更大。对此可能的解释是,外资企业不仅可以通通过出口渠道,更为重要的是可以通过海外母公司接触到国际先进技术与管理经验扩大生产规模和收益,升级绿色技术和投资减排设备,这使得外资企业从出口中汲取的环境效应相比于内资企业要小。

2. 行业污染密集度异质性

根据贸易的“污染天堂假说”,发展中国家由于较弱的环境管制在污染密集型产品出口上具有比较优势,如果该假说成立,那么发展中国家的企业出口在国际分工体系中只是简单地承接了污染环节,不仅可能不会产生显著的环境效应,甚至会造成环境污染。表2中的第(7) - (12)列汇报了企业出口对污染行业和清洁行业两类企业污染排放强度的异质性估计结果。结果表明,不管是工业废水、二氧化硫还是烟尘,企业出口对污染行业企业污染排放强度的降低作用均大于清洁行业,这可能与“污染天堂假说”的预测并不一致,意味着作为发展中国家的中国企业出口并未简单地沦为发达国家的“污染避难所”,而是具有显著的出口中学效应,带来了环境绩效提升。

3. 地理区位异质性

中国地域辽阔,各地区的经济发展条件与发展水平存在较大的差异,为此,表2中的第(13) - (18)列进一步探讨了企业出口对东部地区和中西部地区企业污染排放强度的影响是否存在差异。从中可知,无论是显著性水平还是数值大小,企业出口对东部地区企业工业废水排放强度、二氧化硫排放强度和烟尘排放强度的降低作用均大于中西部地区。原因可能在于相比于东部地区,中西部地区对外开放程度较低、起步较晚,与国际市场的接轨程度较低,出口配套设施和制度建设相对落后,企业获得的出口学习效果较弱,从而企业出口的环境效应小于东部地区。

表2 异质性分析的计量结果

A: 企业所有制异质性						
变量	工业废水		二氧化硫		烟尘	
	内资	外资	内资	外资	内资	外资
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ex</i>	-0.070*** (-4.74)	-0.024 (-0.90)	-0.051*** (-3.20)	0.019 (0.47)	-0.109*** (-5.88)	-0.089** (-1.99)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
R ²	0.145	0.139	0.165	0.092	0.161	0.089
N	55 401	9 465	50 139	6 502	46 803	5 629
B: 行业污染密集度异质性						
变量	工业废水		二氧化硫		烟尘	
	污染	清洁	污染	清洁	污染	清洁
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>ex</i>	-0.070*** (-3.89)	-0.019 (-0.58)	-0.041** (-2.22)	-0.056 (-1.14)	-0.088*** (-4.08)	-0.080 (-1.53)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
R ²	0.122	0.156	0.137	0.171	0.131	0.172
N	36 195	9 393	36 002	5 572	33 266	5 331
C: 地理区位异质性						
变量	工业废水		二氧化硫		烟尘	
	东部	中西部	东部	中西部	东部	中西部
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
<i>ex</i>	-0.077*** (-4.90)	-0.022 (-0.94)	-0.062*** (-3.39)	-0.015 (-0.62)	-0.140*** (-6.74)	-0.066** (-2.28)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
R ²	0.142	0.153	0.182	0.142	0.173	0.143
N	38 848	26 018	31 640	25 001	29 409	23 023

(四) 稳健性检验

1. 识别假定的进一步检验

(1) 安慰剂检验。为了有效排除企业出口的环境效应可能受遗漏变量的影响，此处采用随机抽样的方式进行安慰剂检验。首先，分别在企业三种污染排放物样本中进行 500 次随机抽样，每次随机抽取与原处理组样本量相同的企业数，并将抽取的企业作为虚假处理组，其余企业为虚假对照组；其次，对随机抽取得到的样本进行估计；最后，将 500 个 *ex* 的估计系数做成核密度图。图 2 结果显示，不管是何种企业污染排放物，随机分配的估计系数均集中在零附近，明显偏离了表 1 中的基准估计系数，意味着本文企业出口对企业污染排放强度的降低作用可能并不受遗漏变量的较大干扰，表 1 的基本结论确实是由企业出口引起的。

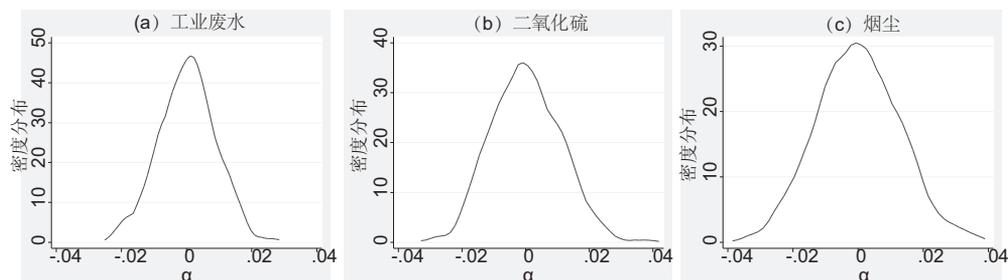


图2 安慰剂检验的核密度图

(2) 选择偏误检验。如果本文结合 PSM 的 DID 方法较为有效地处理了依可测变量和不随时间变化的不可测因素的选择偏差,那么在控制依可测变量和相关固定效应后,企业期初的污染排放强度对企业之后是否出口不应有显著的影响。由表 3 可知,结果与预期相一致,进一步佐证了本文估计结果可能并不存在较为明显的选择偏误问题。

表3 选择偏误检验的计量结果

变量	du	du	du
	(1)	(2)	(3)
wv	-0.003 (-1.04)		
so_2		-0.004 (-1.16)	
sd			-0.003 (-1.07)
控制变量	是	是	是
行业	是	是	是
R^2	0.005	0.005	0.005
N	10 629	9 265	8 596

注:由于是截面数据回归,此处控制行业固定效应。

2. 匹配方法检验

由于核匹配可以充分利用对照组企业的信息,我们也采用核匹配法分年度进行匹配;同时使用另一种较为常用的马氏距离匹配法逐年匹配。表 4 中的估计结果显示,此时企业出口仍具有显著的环境效应,根据出口密度近似贸易方式分组后的估计结果亦与基准回归结果相一致。

3. 工具变量法检验

针对内生性问题,本文进一步以中国加入 WTO 之后美国对中国关税不确定性降低这一外生冲击作为企业出口的工具变量进行稳健性分析。具体而言,首先利用入世前美国对中国出口产品征收的“非正常贸易关系关税”与“最惠国关税”的差异信息来构造行业层面的关税不确定性指标 ($NTRgap$)。借鉴 Pierce 和 Schott (2016)^[24]的做法,用非正常贸易关系关税率与最惠国关税率的差额来计算 1999 年产品层面的关税不确定性指标,在此基础上对每个四分位行业内产品层面的关税不

确定指标进行简单平均获得 1999 年行业层面的关税不确定指标 (*NTRgap1999*)。然后将 *NTRgap1999* 与中国加入 WTO 前后的虚拟变量 (*post2002*) 形成交互项作为企业出口的工具变量。表 5 中的结果表明, 采用工具变量法控制可能的内生性后, 关注的 *ex* 对企业三种污染物排放强度的估计系数仍显著为负^①。

表 4 匹配方法检验的计量结果

变量	核匹配			马氏距离匹配		
	<i>ww</i>	<i>so₂</i>	<i>sd</i>	<i>ww</i>	<i>so₂</i>	<i>sd</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A: 整体						
<i>ex</i>	-0.058 *** (-4.42)	-0.039 *** (-2.64)	-0.107 *** (-6.23)	-0.051 *** (-3.91)	-0.045 *** (-3.08)	-0.103 *** (-6.04)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
R ²	0.147	0.156	0.154	0.147	0.155	0.151
N	168 017	170 043	153 171	65 561	56 914	52 890
B: 不同出口密度						
<i>ex1</i>	-0.062 *** (-4.61)	-0.043 *** (-2.82)	-0.112 *** (-6.36)	-0.055 *** (-4.05)	-0.049 *** (-3.24)	-0.109 *** (-6.22)
<i>ex2</i>	-0.016 (-0.47)	0.005 (0.12)	-0.043 (-0.86)	-0.016 (-0.46)	-0.002 (-0.04)	-0.024 (-0.49)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
R ²	0.147	0.156	0.154	0.147	0.155	0.151
N	168 017	170 043	153 171	65 561	56 914	52 890

表 5 工具变量检验的计量结果

变量	<i>ww</i>	<i>so₂</i>	<i>sd</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>ex</i>	-2.961 *** (-3.70)	-3.264 *** (-5.21)	-5.656 *** (-6.05)
控制变量	是	是	是
企业	是	是	是
年份	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	10.141 ***	12.358 ***	11.134 ***
Kleibergen-Paap Waldrk F 统计量	20.141 { 16.38 }	22.359 { 16.38 }	21.134 { 16.38 }
R ²	0.066	0.085	0.072
N	170 735	160 222	146 910

注: Kleibergen-Paap 统计量中花括号内的数值为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值。

^①本文也使用中国加入 WTO 之前的其他年份数据 (1998、2000 和 2001 年) 进行指标构造, 发现核心结论仍成立。

三、作用机制检验

本文的一个主要发现是中国企业出口有助于降低污染排放强度，那么随之而来的一个关键问题是，为何企业出口能够降低污染排放强度？既有理论研究表明，一方面，出口会激励企业选择清洁生产的绿色技术，促进企业绿色技术进步（Cui et al., 2016）；另一方面，出口带来的生产规模扩张能够分摊企业减排设备投资的固定成本，有助于企业进行更多的减排设备投资（Foralid et al., 2018）。有鉴于此，本部分将通过引入“企业绿色技术进步”和“企业减排设备投资”两个中间变量来考察中国企业出口降低企业污染排放强度的可能传导机制。

（一）中间变量测度：企业绿色技术进步和企业减排设备投资

1. 企业绿色技术进步

首先，本文依托包含丰富企业层面要素投入、能源投入以及期望产出、非期望产出等信息的中国工业企业污染排放与工业企业匹配数据，结合基于松弛测度的方向性距离函数（SBM-DDF）和全域 Malmquist-Luenberger（GML）指数构造全域绿色技术变化指数（ gt ）来度量企业绿色技术进步。 gt 大于 1、等于 1 和小于 1 分别表示从第 t 期到第 $t+1$ 期企业绿色技术进步、不变和退步。其次，本文基于中国工业企业污染排放、工业企业和专利匹配数据，采用企业绿色专利申请比重（ gpr ）对企业绿色技术进步进行测算。其中，绿色专利根据世界知识产权组织（WIPO）公布的“国际专利分类绿色清单”进行识别。

2. 企业减排设备投资

在 Foralid 等（2018）的理论模型中，企业的减排设备投资是一种固定资本。根据考察对象和数据的可得性，本文分别采用企业废水治理设施数的对数值（ aw ）和废气治理设施数的对数值（ ag ）来衡量企业用于减少工业废水排放以及二氧化硫和烟尘排放的固定设备投资，企业拥有的污染处理设施数越多，表明企业用于减排的固定设备投资越多。

（二）模型设定与计量结果

现有研究中检验作用机制较为常用的一种方法是，第一步检验核心变量对中间变量是否起作用，第二步纳入中间变量与核心变量的交互项检验核心变量的作用机制（邵朝对和苏丹妮，2019^[25]）。本文将借鉴这一方法对企业出口通过企业绿色技术进步和减排设备投资影响企业污染排放强度的潜在作用机制进行检验。

1. 企业出口与企业绿色技术进步和减排设备投资

第一步，采用如下计量模型检验企业出口是否促进了企业绿色技术进步和减排设备投资：

$$gtech_{it} = \alpha_c + \alpha \cdot ex_{it} + \beta x + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$abate_{it} = \alpha_c + \alpha \cdot ex_{it} + \beta x + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $gtech_{it}$ 表示企业绿色技术进步，用企业全域绿色技术变化指数（ gt ）和企业绿色专利申请比重（ gpr ）来测度； $abate_{it}$ 表示企业减排设备投资，用企业废水治理设施数的对数值（ aw ）或废气治理设施数的对数值（ ag ）来衡量； α 是本部分

关注的核心变量估计系数，若显著为正，则说明企业出口促进了企业绿色技术进步和减排设备投资。

表6中的A部分报告了整体的第一步检验结果。从中可知，在工业废水、二氧化硫和烟尘三个匹配样本中，关注的 *ex* 对衡量企业绿色技术进步的 *gt* 和 *gpr* 以及对衡量企业减排设备投资的 *aw* 或 *ag* 的估计系数均显著为正，反映出企业出口对企业绿色技术进步和减排设备投资均具有显著的正向影响，与理论预期相吻合。根据出口密度分组的第一步检验结果列于表6中的B部分。结果显示，在企业出口之后，以出口密度0-90%近似一般贸易的第一组出口企业 (*ex1*) 绿色技术进步和减排设备投资的增长幅度显著大于非出口企业，以出口密度90%-100%近似加工贸易的第二组出口企业 (*ex2*) 则不显著，反映出中国不同贸易方式企业出口对企业绿色技术进步和减排设备投资的影响呈现异质性，一般贸易具有显著的绿色技术进步和减排设备投资促进效应，加工贸易则并不明显。

表6 作用机制的第一步检验结果

变量	工业废水			二氧化硫			烟尘		
	绿色技术进步		减排设备投资	绿色技术进步		减排设备投资	绿色技术进步		减排设备投资
	<i>gt</i>	<i>gpr</i>	<i>aw</i>	<i>gt</i>	<i>gpr</i>	<i>ag</i>	<i>gt</i>	<i>gpr</i>	<i>ag</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
A: 整体									
<i>ex</i>	0.041** (2.11)	0.001* (1.85)	0.018*** (3.39)	0.040* (1.93)	0.001* (1.79)	0.014** (2.04)	0.041* (1.95)	0.001* (1.81)	0.014* (1.96)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.001	0.000	0.011	0.002	0.000	0.004	0.001	0.000	0.005
N	37 834	66 861	45 383	33 753	59 053	45 516	32 117	55 533	43 163
B: 不同出口密度									
<i>ex1</i>	0.045** (2.24)	0.001* (1.90)	0.019*** (3.51)	0.041* (1.95)	0.001* (1.93)	0.016** (2.23)	0.042* (1.95)	0.001* (1.98)	0.015** (2.11)
<i>ex2</i>	-0.005 (-0.20)	0.001 (0.89)	0.011 (1.29)	0.007 (0.23)	0.001 (0.49)	0.009 (0.50)	0.003 (0.11)	0.001 (0.50)	0.011 (0.56)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.001	0.000	0.011	0.002	0.000	0.004	0.001	0.001	0.005
N	37 834	66 861	45 383	33 753	59 053	45 516	32 117	55 533	43 163

2. 企业出口影响企业污染排放强度的作用机制

在第一步检验的基础上，第二步构建如下计量模型检验企业出口通过企业绿色技术进步和减排设备投资影响企业污染排放强度的作用机制：

$$y_{it} = \alpha_c + \alpha_1 ex_{it} \times gtech_{it} + \alpha_2 gtech_{it} + \beta x + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$y_{it} = \alpha_c + \alpha_1 ex_{it} \times abate_{it} + \alpha_2 abate_{it} + \beta x + u_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， $ex_{it} \times gtech_{it}$ 和 $ex_{it} \times abate_{it}$ 分别表示企业出口与企业绿色技术进步和企业减排设备投资的交互项，是本部分关注的核心变量。若 $gtech_{it}$ 和 $abate_{it}$ 的估计系数

α_2 以及 $ex_{ii} \times gtech_{ii}$ 和 $ex_{ii} \times abate_{ii}$ 的估计系数 α_1 均显著为负, 则表明企业出口会强化企业绿色技术进步和减排设备投资对企业污染排放强度的降低作用。

企业绿色技术进步和减排设备投资两个作用机制的整体第二步检验结果列于表 7 中的 A 部分。从中可以看到, 用 gt 和 gpr 测度的企业绿色技术进步以及用 aw 或 ag 衡量的企业减排设备投资对企业三种污染物排放强度均具有显著的负向影响 (gpr 对企业烟尘排放强度的估计系数虽不显著, 但接近于 10% 的显著性水平), 关注的企业出口与企业绿色技术进步和企业减排设备投资交互项的估计系数亦均显著为负, 这些说明企业出口会强化企业绿色技术进步和减排设备投资对企业三种污染物排放强度的降低作用。表 7 中的 B 部分进一步根据出口密度分组后的第二步检验结果显示, 第一组一般贸易企业出口能够显著强化企业绿色技术进步和减排设备投资对企业三种污染物排放强度的抑制作用, 第二组加工贸易企业出口则对企业绿色技术进步和减排设备投资带来的环境效应无明显影响。

结合第一和第二步的检验结果可得, 通过促进企业绿色技术进步和减排设备投资是企业出口降低企业污染排放强度的重要作用机制, 较好地验证了既有关于企业出口环境效应的理论框架。同时, 理论研究提供的绿色技术进步和减排设备投资亦是理解中国特殊贸易体制下不同贸易方式出口环境效应路径分化的重要机制。

表 7 作用机制的第二步检验结果

变量	工业废水			二氧化硫			烟尘		
	绿色技术进步		减排设备投资	绿色技术进步		减排设备投资	绿色技术进步		减排设备投资
	gt	gpr	aw	gt	gpr	ag	gt	gpr	ag
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
A: 整体									
$ex \times Inter$	-0.020** (-2.49)	-0.666*** (-4.40)	-0.064*** (-2.99)	-0.021** (-2.10)	-0.644** (-2.25)	-0.027** (-1.97)	-0.038*** (-2.87)	-0.670** (-2.21)	-0.075*** (-4.55)
$Inter$	-0.005** (-2.21)	-0.202* (-1.73)	-0.076*** (-3.05)	-0.017** (-2.04)	-0.471** (-2.27)	-0.150*** (-8.03)	-0.034*** (-3.02)	-0.345 (-1.63)	-0.179*** (-8.14)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.126	0.145	0.148	0.145	0.160	0.175	0.131	0.155	0.164
N	36 795	64 866	44 837	32 422	56 641	45 102	30 373	52 432	42 335
B: 不同出口密度									
$ex1 \times Inter$	-0.021** (-2.54)	-0.685*** (-4.47)	-0.071*** (-3.30)	-0.022** (-2.18)	-0.647** (-2.31)	-0.028** (-2.02)	-0.040*** (-2.96)	-0.707** (-2.34)	-0.075*** (-4.56)
$ex2 \times Inter$	0.001 (0.04)	0.076 (0.15)	0.125 (1.24)	-0.002 (-0.05)	-0.487 (-0.48)	0.005 (0.10)	0.010 (0.21)	0.175 (0.16)	-0.058 (-0.78)
$Inter$	-0.005** (-2.18)	-0.202* (-1.72)	-0.074*** (-2.98)	-0.017** (-2.06)	-0.476** (-2.30)	-0.149*** (-8.01)	-0.034*** (-3.04)	-0.341 (-1.61)	-0.178*** (-8.12)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.126	0.145	0.148	0.145	0.160	0.175	0.131	0.155	0.164
N	36 795	64 866	44 837	32 422	56 641	45 102	30 373	52 432	42 335

注: 各列 $Inter$ 从左到右依次为 gt 、 gpr 、 aw 、 gt 、 gpr 、 ag 、 gt 、 gpr 和 ag 。

四、主要结论

出口贸易的环境影响一直以来是国际经济学和环境经济学领域富有争议的热点话题，而微观企业的出口反应是理解这一争论话题的关键突破口。但受限于数据和识别方法，既有关于企业出口对环境的影响的研究尚缺乏严谨的因果识别和发展中国家的直接证据。本文以中国这一世界最大的发展中国家和最大的出口国为考察对象，首次利用1998–2007年中国微观企业污染排放和工业企业的匹配数据，选取水污染的典型代表工业废水和大气污染的典型代表二氧化硫、烟尘三种污染物的排放强度指标。为了有效缓解样本选择偏差和内生性问题，本文首先采用倾向得分匹配为处理组即出口企业寻找最合适对照组即非出口企业，在此基础上构造双重差分模型识别了中国制造业企业出口对企业污染排放强度的因果影响。

研究表明：第一，中国企业出口显著降低了企业污染排放强度；第二，以出口密度0–90%近似的一般贸易企业在出口后污染排放强度的下降幅度显著大于非出口企业，以出口密度90%–100%近似的加工贸易企业则不显著；第三，企业出口对污染排放强度的抑制作用不仅具有立竿见影的效果，而且呈现出一定的累积性特征；第四，企业出口的环境效应因不同企业、行业、地区特征而异，其中对内资、污染行业和东部地区企业的作用更大；第五，通过促进企业绿色技术进步和减排设备投资是企业出口降低污染排放强度的重要机制。

总体而言，本文研究为既有关于出口贸易与环境的文献增添了来自新兴发展中大国难得的微观证据，这对于今后中国通过扩大出口和优化出口贸易方式以打好污染防治攻坚战具有较强的政策含义。第一，面临经济全球化新形势，应继续推进对外开放进程，实施更加主动的出口战略，充分利用“一带一路”等构筑的区域合作平台，鼓励企业更高程度、更高水平的参与全球化。第二，应改变企业出口策略，逐步消除低端加工补贴，鼓励企业由加工出口转向一般出口，优化企业出口贸易方式。第三，本文另一个主要发现是企业出口通过促进绿色技术进步和减排设备投资来降低污染排放强度，为此可以增强上游减排设备供应的多元化和质量，扩大出口企业对减排设备的挑选空间，更好地为出口企业进行绿色升级创造条件；可以加强对出口企业的研发投入支持，增强出口企业的研发能力，鼓励和引导出口企业进行绿色技术创新，提高出口企业绿色技术水平；可以构建企业资源共享网络，鼓励企业间绿色技术交流和减排设备共享，促进企业绿色技术进步和减排设备升级，从而获取更多的环境收益。

[参考文献]

- [1] 张友国. 中国贸易增长的能源环境代价 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009 (1): 16–30.
- [2] 何洁. 国际贸易对环境的影响: 中国各省的二氧化硫 (SO₂) 工业排放 [J]. 经济学 (季刊), 2010 (2): 415–446.
- [3] BARROWS G, OLLIVIER H. Emission Intensity and Firm Dynamics: Reallocation, Product Mix, and Technology in India [R]. Grantham Research Institute on Climate Change and the Environment Working Paper,

- 2016, No. 245.
- [4] CHERNIWCHAN J. Trade Liberalization and The Environment: Evidence from NAFTA and U. S. Manufacturing [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 105: 130-149.
- [5] 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 (7): 64-81.
- [6] 戴觅, 余淼杰, MAITRA M. 中国出口企业生产率之谜: 纯出口企业的作用 [R]. 北京大学中国经济研究中心, 2011, No. C2011018.
- [7] DAI M, MAITRA M, YU M J. Unexceptional Exporter Performance in China? The Role of Processing Trade [J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 121: 177-189.
- [8] 邱斌, 刘修岩, 赵伟. 出口学习抑或自选择: 基于中国制造业微观企业的倍差匹配检验 [J]. *世界经济*, 2012 (4): 23-40.
- [9] 李春顶. 中国企业“出口-生产率悖论”研究综述 [J]. *世界经济*, 2015 (5): 148-175.
- [10] 范剑勇, 冯猛. 中国制造业出口企业生产率悖论之谜: 基于出口密度差别上的检验 [J]. *管理世界*, 2013 (8): 16-29.
- [11] CUI J B, 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.
- [12] FORSLID R, OKUBO T, UIITVEIT-MOE K H. Why Are Firms That Export Cleaner? International Trade, Abatement and Environmental Emissions [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 91: 166-183.
- [13] CUI J B, QIAN H. The Effects of Exports on Facility Environmental Performance: Evidence from a Matching Approach [J]. *Journal of International Trade & Economic Development*, 2017, 26 (7): 759-776.
- [14] WAGNER J. International Trade and Firm Performance: A Survey of Empirical Studies since 2006 [J]. *Review of World Economics*, 2012, 148: 235-267.
- [15] BARROWS G, OLLIVIER H. Does Trade Make Firms Cleaner? Theory and Evidence From Indian Manufacturing [R]. JOB MARKET PAPER, 2014.
- [16] ROY J, YASAR M. Energy Efficiency and Exporting: Evidence from Firm-level Data [J]. *Energy Economics*, 2015, 52: 127-135.
- [17] 刘敬仁, 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.
- [18] DE LOECKER J. Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia [J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73 (1): 69-98.
- [19] JIANG L, LIN C, LIN P. The Determinants of Pollution Level: Firm-level Evidence from Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42: 118-142.
- [20] ZHANG B, CHEN X L, GUO H X. Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-experimental Evidence from China [J]. *Journal of Public Economics*, 2018, 164: 70-90.
- [21] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y F. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [22] 苏丹妮. 全球价值链嵌入如何影响中国企业环境绩效 [J]. *南开经济研究*, 2020 (5): 66-86.
- [23] 邵朝对, 苏丹妮, 杨琦. 外资进入对东道国本土企业的环境效应: 来自中国的证据 [J]. *世界经济*, 2021 (3): 32-60.
- [24] PIERCE J R, SCHOTT P K. The Surprisingly Swift Decline of U. S. Manufacturing Employment [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (7): 1632-1662.
- [25] 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 (8): 9-29.

(责任编辑 于友伟)

Export's Environmental Effect: Micro-evidence from Chinese Firms

SU Danni SHENG Bin

Abstract: The impact of firm export on environmental pollution still lacks rigorous causal identification and direct evidence from developing countries. This paper, for the first time, used the matched data of China's micro-firm pollution emission and production from 1998 to 2007, and selected emission intensity indicators of three typical pollutants as industrial wastewater, sulfur dioxide and smoke-dust to investigate the environmental effect of Chinese manufacturing firm export. In order to overcome the problem of sample selection bias and endogeneity, this paper adopted a difference in difference method combined with propensity score matching. Research shows that Chinese firm export significantly reduces the emission intensity; after using the export density to approximate the trade mode, it finds the ordinary trade has an obvious export environmental effect, while the processing trade is not obvious. Further mechanism tests show that promoting green technology progress and abatement investment are important mechanisms for firm export to reduce emission intensity. This paper adds rare micro-evidence from emerging large developing countries to the existing research on export and environment.

Keywords: Firm Export; Firm Emission Intensity; Propensity Score Matching