

出口企业更清洁吗？ ——基于微观企业数据的再考察

于安琪¹，刘冠坤²，杨超³

(1.清华大学公共管理学院，北京 100084；2.对外经济贸易大学国际经济贸易学院，北京 100029；

3.中国社会科学院亚太与全球战略研究院，北京 100007)

摘要：基于工业企业数据及环境统计数据，构建1998—2007年面板数据实证分析出口对企业二氧化硫排放强度的影响。回归结果显示：相较于非出口企业，出口企业二氧化硫排放强度较低；企业出口强度越高，二氧化硫排放强度越低。异质性分析发现：企业所属行业及企业所在地区差异均会对二氧化硫排放强度产生影响。具体表现为，污染密集型制造业行业中，出口企业比非出口企业更为清洁；相较于其他地区而言，东部地区企业出口对二氧化硫排放强度的降低幅度更为显著。在排除两控区环境规制因素对回归结果的影响，并且通过IV(2SLS)及倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)等方法处理内生性问题后，本文的回归结果依然稳健。机制分析表明：出口企业一方面通过提高新产品产值——R&D；另一方面通过提高全要素生产率，降低了企业的二氧化硫排放强度。此外，通过比较企业出口状态和出口强度的改变发现，出口企业二氧化硫排放强度低的主要驱动因素在于广延边际而非集约边际。

关键词：出口状态；出口强度；二氧化硫排放强度；工具变量法；倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)

中图分类号：F424 **文献标志码：**A **文章编号：**1002—980X(2022)4—0176—12

一、引言

自改革开放以来，中国外向型经济发展取得了举世瞩目的成就。目前已经成为全球第二大经济体，世界第一大出口国和第一大贸易国。经济的高速增长悄然改变了中国社会的主要矛盾，人民日益增长的对美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾，迫切需要中国转变经济增长方式，推动经济朝着绿色、可持续发展方向，以实现中国经济的高质量增长。在中国经济从高速向高质量增长方式转变的过程中，污染防治和环境治理是需要跨越的一道重要关口。以二氧化硫为例，2017年，中国成为世界上二氧化硫排放体量最大的国家，排放量高达875.3976万吨。在以往经济发展过程中所忽视的环境问题，逐渐展露了其对人们生存和健康所产生的威胁。且在今后有关贸易福利问题的探讨中，环境问题成为不可忽视的重要部分。而企业作为绿色发展最直接的载体，探究其出口对环境的内在影响，对于加快中国经济平衡充分发展具有重要的实践意义和政策内涵。

经济增长和生态环境保护并不是一个“零和博弈”，双方的良性发展并不必要以牺牲一方为代价。作为世界最大的发展中经济体，中国经济发展过程中所取得的一系列成果，充分彰显了经济增长与环境保护的协同性，也为本文探究中国出口贸易对环境的影响提供了一个良好的观察窗口。与以往的研究相比，本文所做的边际贡献主要在于：①结合1998—2007年中国工企和环境统计数据库构建企业层面面板数据，从微观视角研究中国企业出口对环境污染的内在影响，为相关主题的研究提供了新的发展中经济体的经验；②重点考

收稿日期：2021-09-04

基金项目：国家社会科学基金重大项目“加快构建开放型经济新常态下国际经贸新规则研究”(16ZDA036)；国家自然科学基金面上项目“追溯中国在全球生产网络中的碳排放：基于微观数据改进的IO表与GEM模型”(41675139)；国家自然科学基金面上项目“全球价值链视角下中国地区及行业真实增加值与真实生产率核算及其决定因素与政策分析框架研究”(71873075)

作者简介：于安琪，博士，清华大学公共管理学院助理研究员，研究方向：贸易、增长与环境；(通讯作者)刘冠坤，对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士研究生，研究方向：贸易与环境；杨超，博士，中国社会科学院亚太与全球战略研究院助理研究员，研究方向：贸易与环境。

察二氧化硫的排放情况^①，并得出企业出口对污染排放影响的稳定结论：中国制造业企业出口对空气污染尤其是二氧化硫排放强度有稳定的抑制作用；③分别使用工具变量-两阶段最小二乘(IV-2SLS)和倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)方法来控制内生性，保证本文结论的稳健性；④对比分析了污染密集程度不同的制造业行业、不同地区的企业出口对二氧化硫排放强度的影响；⑤考虑了两控区环境规制因素对结果的影响；⑥进一步分析出口的广延边际和集约边际对二氧化硫排放强度的影响，并发现出口的广延边际(出口状态的改变)是出口企业降低二氧化硫排放强度的主要驱动因素；⑦利用最新年份的企业污染数据重新估计企业出口及出口强度对二氧化硫排放强度的影响，回归结果依旧稳健；⑧进行了充分的机制分析。

二、贸易对环境影响的理论假说及机制

学术界有关贸易对环境影响的理论与实证研究蓬勃发展，与本文直接相关的研究大致可划分为贸易对环境影响的理论机制、经典假说、模型框架和实证方法四大类。

首先，贸易对环境的影响可以从理论上分解为多种机制效应。Grossman 和 Krueger (1991) 首次提出贸易对环境的影响可以分解为三种效应，即规模、结构和技术效应。规模效应是指由于贸易扩张导致经济活动增加进而引起污染排放增加。结构效应是指贸易引起的结构变化，具体指劳动密集型(非污染密集型)行业和资本密集型(污染密集型)行业市场份额的相对增长，所导致的行业构成结构变化会影响一国的污染排放。技术效应是指由于环保产品和设备的引进和使用，研发投入(R&D)增加，导致一国技术水平向更加清洁的方向发展，从而减少污染排放。从理论上来说，贸易对环境的影响结果并不确定，其最终取决于规模、结构和技术三种效应的综合作用。Copeland 和 Taylor (1994) 从行业层面分析贸易对环境影响的机制效应，验证了三种效应的理论假说。Cherniwchan et al (2017) 从企业和工厂微观层面探讨贸易对环境的影响机制发现，贸易对环境的影响机制从企业层面划分为三部分：行业内所有企业污染强度的变化，行业内清洁企业和污染企业市场份额的变化，行业内企业的进入和退出。且企业内部不同工厂之间存在潜在的调整机制，企业生产划分为本部生产，在岸外包生产和离岸外包生产。最终贸易对环境的影响机制可以分解为企业的结构效应、企业进入和退出、企业外包、企业内部工厂的结构效应和工厂生产的技术效应等。以上文献均是从理论角度考察贸易对环境的影响，但贸易是否有利于改善环境还未得到明确的答案。

其次，贸易对环境的影响的经典假说。Copeland 和 Taylor (2004) 基于大卫·李嘉图的比较优势理论提出了污染避难所假说。污染避难所假说是指不同国家制定的环境政策严格程度有所差异(不同国家环境政策严格程度的差异是一个非常重要的比较优势来源)，导致更严格环境政策国家的污染密集型产品生产从本国转移到环境政策比较宽松的国家。大量学者围绕污染避难所假说开展了研究。Taylor (2005)，Copeland 和 Taylor (1994, 1995) 认为污染避难所可能是由收入导致的环境政策差异造成的。Chichilnisky (1994)，Brander 和 Taylor (1998) 认为污染避难所是由于制度能力和产权的差异造成的；Copeland 和 Taylor (2003) 认为污染避难所是由于环境承载力的差异造成的。但 Antweiler et al (2001) 发现开放贸易会增加环境政策严格的发达国家的二氧化硫排放强度，降低环境政策宽松的发展中国家的二氧化硫排放强度。换言之，相比传统的比较优势(如要素禀赋、生产技术差异)，环境政策差异对贸易的影响很小。从比较优势促进贸易的角度来看，Cole 和 Elliott (2003)，Managi et al (2009)，Levinson (2009)，Shapiro 和 Walker (2018) 均发现贸易对环境的影响作用很小。然而，Barrows 和 Ollivier (2016)，Bombardini 和 Li (2020) 均得出在比较优势的驱动下，贸易对环境的影响很大的结论。

再次，贸易对环境的影响可以利用企业异质性进行分析。Cherniwchan et al (2017) 基于 Melitz (2003) 的企业异质性理论构建贸易对环境影响的实证模型，并提出一个产业合理分配假说：市场合理化分配会减少企业污染排放。这是由于贸易自由化重新分配市场份额，使得生产率高的企业留在市场，而生产率低且污染的企业退出市场。Kreickemeier 和 Richter (2014) 的研究验证了产业合理分配假说的合理性。Forslid et al (2018) 在异质性企业理论的研究框架下得出贸易自由化会促进出口企业增加减排投资从而变得更清洁，而

① 重点考察二氧化硫排放情况的原因在于：一方面，二氧化硫排放主要由工业活动产生，而非交通运输或家庭活动产生；另一方面，二氧化硫气体是酸雨的重要来源，并且会与大气中的烟尘等其他污染物共同作用，从而直接或间接地危害环境和人类生命健康。此外，二氧化硫排放产生的负面影响是局部性的而不是跨区域或全球性的，并且已有较多先进的减排技术以控制二氧化硫气体的排放。事实上，为了解决由二氧化硫气体引发的环境和生命健康问题，中国实施了越来越严格的环境政策(如“十一五”规划强制要求2010年二氧化硫排放量比2005年减少10%等)。因此，作为最具代表性的污染物之一，深入研究二氧化硫气体的排放及其影响因素，对于实现可持续发展至关重要。

非出口企业污染减排投资较少而比较污染。相关的实证研究主要涉及两个方面:出口对环境的影响、贸易自由化对环境的影响。研究出口对环境的影响的一个重要结论是,出口企业比非出口企业清洁(Holladay, 2016; Cui et al, 2012; Pei et al, 2021; 马妍妍和俞毛毛, 2020; 刘啟仁和陈恬, 2020)。关于贸易自由化对环境的影响研究更侧重于贸易自由化指标的选取问题。Cherniwchan et al(2017)以美加墨三国签订北美自贸协定前后的关税变动水平衡量美国和墨西哥的贸易自由化,发现北美自由贸易协定会减少美国制造业企业的颗粒物和二氧化硫排放。Li et al(2020)通过构建是否加入WTO的年份虚拟变量来反映贸易自由化,并指出中国加入WTO(世界贸易组织)会减少一般贸易出口企业的二氧化硫排放强度。

最后,贸易对环境影响的实证研究中内生性问题的处理方法。Frankel 和 Rose(2005)为了解决由于联立性等导致的内生性问题,运用引力模型中的地理变量作为贸易的代理变量,运用滞后期收入、投资率水平及人力资本等要素作为收入的工具变量,结果表明贸易对空气质量提升具有正面影响,但对于其他污染排放物质则不尽然。由于文中仅使用了国家层面的横截面数据,并且来源不同,使得数据质量存有一定的疑义(Löschel et al, 2013)。Managi et al(2009)将贸易和收入作为内生性变量,并考虑到可能存在的序列相关,使用了广义矩估计(GMM)方法进行实证。发现贸易对环境质量的影响因样本国家和污染物质的不同而有所区别:贸易仅对经济合作与发展组织(OECD)国家的环境质量改善有显著的促进作用。Gamper-Rabindran(2006)研究加入北美自由贸易协对墨西哥的污染排放的影响时,使用双重差分模型(DID)的方法处理内生性问题。Baghdadi et al(2013)同样使用了双重差分模型进行研究,在解决区域经济协定变量的内生性时,使用了倾向得分匹配(PSM)方法和双重差分(DID)模型,结果表明签订有环保条款的区域经济一体化组织的成员国的二氧化碳排放量会更低。此外,Pei et al(2021)通过使用倾向得分(PSM)方法最大程度的处理内生性问题。

通过梳理已有文献发现,以发达国家为对象来研究贸易对环境的影响的文献较多,以发展中国家尤其是中国为研究对象的文献较为匮乏;从国家层面、行业层面或地区层面研究贸易对环境的影响的文献较多,从企业微观视角开展的研究较少。现有的从企业微观视角开展的贸易对环境的影响的研究在数据上有一定的局限性:使用企业某一年的横截面数据,缺乏长期有效的企业数据,在相关问题的讨论上难以深入。同时,选取的样本存在代表性不足的问题,仅以上市公司的数据来研究出口企业是否更加清洁的问题。本文使用连续年份的企业层面面板数据研究中国企业出口对环境的影响问题,有利于得出企业出口对污染排放影响的稳健的结果,同时也为已有的相关文献增添了新的内容。针对以往研究对于出口对污染排放关系的不确定结论,本文通过使用中国企业的出口和污染排放数据可以为企业出口对环境的影响的研究增加新的证据。

三、数据、模型及变量

(一)数据介绍

本文使用的数据来源于两个企业层面数据库:其一是国家统计局公布的《中国工业企业数据库(1998—2007)》。该数据库统计了全部国有企业或销售额超过500万元人民币的非国有企业(以下简称“规模以上”工业企业)的记录,其所属行业包括采矿业、制造业和水电燃气生产供应业。由于工企数据库提供了对每一家企业多年连续的数据,这就为观测企业层面的波动性带来了可能。其二是中国生态环境部公布的《中国环境统计数据库(1998—2007)》。环境统计数据库中的数据来自于各县域内的所有企业,所属行业涉及采矿业、制造业、水电燃气生产供应业。根据企业每年排放的化学需氧量、氨气、二氧化硫、氮氧化物、空气悬浮颗粒物的排放量由高到低排序,各县域内至少占一种污染物年排放量85%的企业被记录在环境统计数据库中。该数据库中记录的企业的总产出约占中国工业总产值的90%。^②由于工企和环境统计数据库所提供的制造业的详细数据具有很高的可用性,且制造业更容易暴露于竞争压力和国际贸易的市场机会中,在出口企业中来自制造业的企业比重较高,有利于深入研究探讨该行业中的企业出口所产生的环境影响。因此,本文仅使用制造业企业样本。

本文选择2007年及以前年份的数据进行研究,主要有以下三点原因:首先,在两个数据库中2007及以前年份的数据质量较好,缺失数值较少;其次,使用2007年及以前年份的数据进行研究是合理的,Kee 和 Tang(2016)、Brandt et al(2017)、Liu 和 Qiu(2016)、李蕾蕾和盛丹(2018)等在关于企业环境质量的研究中也采用2007年及以前的数据;再次,2008年的特异性(全球金融危机和北京奥林匹克运动会)会对本文研究的准

② 由于篇幅所限,两个数据库的详细匹配步骤备索。

确性产生很大的干扰。因此,本文使用2008年以前年份的数据进行主体部分的结果分析,但基于企业微观数据更新到2012年,本文再以1998—2012年的数据进行扩展性分析,以此作为对主体回归结果的补充。

为了追踪同一个企业在不同年份的动态变化,本文参照Brandt et al (2012)的方法构建企业在不同年份存续状态的面板数据,从而更直观地观察企业进入和退出状态的变化,这也是本文区别于Pei et al (2021)文章的特色之处。首先根据数据中已有的企业唯一认证识别码(ID)逐年跟踪企业。但考虑到企业在重组、兼并或收购时会生成新ID的情况,继而通过企业名称、所属行业、地址等信息将同一企业识别出来。该面板数据的构建过程主要分为四个步骤:①匹配连续两年的样本;②匹配连续三年的样本;③构建一个连续十年的面板数据;④整理得到本文的非平衡面板数据,最终构建出的这一非平衡面板数据可以清晰地观察同一企业在不同年份的存续状态的动态变化,这为本文后续研究出口企业的进入和退出对二氧化硫排放强度的影响提供了数据支撑。^③表1报告了每年的企业总数、每年一直存在的企业数量、新进入的企业数量和退出的企业数量。

表1 企业数量动态变化

年份	有效企业数量	最终		初始	
	企业总数	进入到下一年的企业数量	退出的企业数量	现存企业数量	新进入的企业数量
1998	14090	8991	5099		
1999	17482	11135	6347	8991	8491
2000	18617	10329	8288	11135	7482
2001	19122	13300	5822	10329	8793
2002	19581	13062	6519	13300	6281
2003	19719	12386	7333	13062	6657
2004	24801	17344	7457	12386	12415
2005	24795	18382	6413	17344	7451
2006	27632	19557	8075	18382	9250
2007	31542	21626	17521	19557	11985

参照Brandt et al (2012)、聂辉华等(2012)的数据处理方法,本文基于初步匹配的面板数据,首先,排除同年重复或错误记录的观测值;其次,依据2002年国民行业分类标准将2003年以前年份企业的4位数行业代码进行统一;再次,剔除关键指标缺失或明显错误记录的企业观测样本;最后,删除企业年平均从业人数少于8人的样本。最终得到的1998—2007年的非平衡面板数据共有111038个观测值。^④

(二)变量说明

本文首先根据企业的出口交货值是否大于零,将企业分为出口和非出口企业,进而生成企业是否出口的虚拟变量;其次根据企业出口交货值和企业总产出计算出企业出口强度;再次根据环境统计数据库中的二氧化硫排放量计算企业二氧化硫排放强度;最后根据工企数据库中的财务信息变量,参照Akerberg et al (2015)的方法(ACF方法)估计全要素生产率。ACF方法相较于其他测算全要素生产率方法的优点是可以解决“函数相关性”问题,使得全要素生产率的估计结果更为准确。考虑到全要素生产率的估计方法有可能影响本文的结论,笔者分别采用OP和OLS方法对全要素生产率进行重新估计以进行稳健性检验。表2基于工企数据库和环境统计数据库,对企业二氧化硫排放值、二氧化硫排放强度、出口状态、出口强度、全要素生产率、工业总产值、企业年平均从业人数、地区虚拟变量和企业所有权类型虚拟变量进行详细描述说明。

表2 变量描述

变量名及释义	
SO ₂ emissions:每个企业的二氧化硫排放值(吨)	SO ₂ emissions intensity:二氧化硫排放强度(吨/百万元人民币)
Dummy export:企业出口状态变量(1:出口,0:不出口)	Export intensity:出口额加1,再除以工业总产值
TFP(ACF):用ACF方法计算的全要素生产率	Total output:每个企业的工业总产出值(千元)
Employment:每个企业的年平均从业人数	East:地区虚拟变量(1:东部地区,0:非东部地区)
Middle:地区虚拟变量(1:中部地区,0:非中部地区)	West:地区虚拟变量(1:西部地区,0:非西部地区)
SOE:企业所有权类型虚拟变量(1:国有企业,0:非国有企业)	Foreign:企业所有权类型虚拟变量(1:外商投资企业,0:其他)
HMT:企业所有权类型虚拟变量(1:港澳台商投资企业,0:其他)	

此外,通过对全样本、出口企业样本和非出口企业样本在二氧化硫排放量、二氧化硫排放强度、全要素生产率、工业总产值、企业年平均从业人数、地区和所有权类型等变量的平均值差异进行比较分析,发现出口企业的二氧化硫排放强度显著低于非出口企业^⑤。这为后续的实证分析提供了统计依据。

(三)计量模型构建

本文首先构建以下基准计量模型(理论基础参见Forslid et al, 2018; Cui et al, 2012; Holladay, 2016; Antweiler et al, 2001),考察在控制企业层面变量后,企业出口状态对其产生的二氧化硫排放强度的影响,以

③由于篇幅所限,用企业ID和其他信息逐年匹配成功的企业数量的百分比结果备索。

④由于篇幅所限,企业存活年份与对应的企业数量统计结果备索。

⑤由于篇幅所限,全样本、出口企业样本和非出口企业样本单独的统计性描述结果以及对比分析结果备索。

探讨出口企业的环境绩效。

$$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity}_{it}) = c_0 + \alpha_i + \beta \text{Ex}_{it} + W_{it}\pi + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 为企业; t 为年份。被解释变量是二氧化硫排放强度的自然对数,二氧化硫排放强度是用二氧化硫排放量除以总产出然后加1得到; Ex_{it} 为企业出口状态的虚拟变量,出口时取值为1,反之为0; β 为本文重点关注的系数,其系数的大小和符号表示企业出口对二氧化硫排放强度的影响; W_{it} 为控制变量,包括全要素生产率、工业总产值、企业年平均从业人数、地区虚拟变量和企业所有权类型虚拟变量; c_0 为常数项; π 为控制变量的系数向量;模型的设定及控制变量的选取参考 Pei et al(2021)的文献;为了得到一致的估计,本文在做回归时加入了企业固定效应(α_i)和年份固定效应(μ_t); ϵ_{it} 为随机误差项。

四、企业出口影响环境绩效的计量结果分析

(一)企业出口状态对二氧化硫排放强度的影响

表3报告了企业出口状态对二氧化硫排放强度影响的基准回归结果。在控制其他因素不变的前提下,回归结果见列(1),相较于非出口企业,企业出口可以降低二氧化硫排放强度,即出口企业较为清洁。该回归结果和 Holladay (2016)用美国企业数据进行分析的回归结果类似。列(1)的结果表明,当企业从非出口企业转变为出口企业时,二氧化硫排放强度会下降6.86%^⑥,且在1%的水平上显著。为了排除其他会随行业和省份变动的因素的干扰,本文逐渐加入行业、省份固定效应,回归结果见列(2)~列(4)。其回归系数均在1%的水平上显著,相较于非出口企业,出口企业排放的二氧化硫强度较低。当企业从非出口企业转变为出口企业时,二氧化硫排放强度至少下降2.96%。

一个值得思考的问题是,环境规制有可能会对污染气体的排放产生影响。王岭等(2019)基于地级城市空气污染数据研究中央环保督察对空气污染治理的影响,指出首轮中央环保督察和“回头看”对空气污染有降低的效果。李树和陈刚(2013)、王杰和刘斌(2014)发现环境规制会对企业全要素生产率产生影响。盛丹和张国峰(2019)年研究了两控区环境管制与企业全要素生产率增长之间的关系。考虑到全要素生产率与二氧化硫排放之间的关系,本文需要进一步控制影响全要素生产率的相关因素以尽可能排除其对本文结果的影响。因此,本文依据“国务院关于酸雨控制区和二氧化硫污染控制区有关问题的批复”文件,将二氧化硫控制区的省份识别出来(9个省份、2个直辖市和3个自治区),并删除这些地区的样本,以考虑非二氧化硫控制区的企业出口状态对二氧化硫排放强度的影响。回归结果见表3列(5),在排除了两控区政策的干扰之后,相比较非出口企业,出口企业排放的二氧化硫强度较低;当企业从非出口企业转变为出口企业时,二氧化硫排放强度会下降3.35%,回归结果依旧稳健。

表3 出口状态对二氧化硫排放强度的实证分析结果

$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dummy export</i>	-0.0711*** (0.0075)	-0.0352*** (0.0072)	-0.0641*** (0.0074)	-0.0298*** (0.0071)	-0.0340*** (0.0099)
控制变量	是	是	是	是	是
<i>FE</i> (企业/年份/行业/省份)	(是/是/否/否)	(是/是/是/否)	(是/是/否/是)	(是/是/是/是)	(是/是/是/是)
样本量/ R^2	111038/0.1780	111038/0.3279	111038/0.1938	111038/0.3391	61754/0.3549

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。括号内的数值均是稳健标准误;控制变量包括全要素生产率[$TFP(ACF)$]、工业总产值($Real\ total\ output$)、企业年平均从业人数($Employment$)、地区虚拟变量($East, Middle, West$)和企业所有权类型虚拟变量($SOE, HMT, Foreign$)。

(二)企业出口强度对二氧化硫排放强度的影响

上文的实证结果已经表明出口企业比非出口企业二氧化硫排放强度低,为进一步考虑出口企业二氧化硫排放强度低的原因,本文构建了出口强度变量,进一步研究出口强度对二氧化硫排放强度的影响,回归结果见表4。列(1)中的回归系数在1%的显著水平上小于0,意味着出口强度平均每增加1%时,二氧化硫排放强度减少0.19%。为了排除其他会随行业和省份变动的因素的干扰,本文在回归时逐渐加入行业、省份固定效应,回归结果见列(2)~列(4)。回归系数均在1%的水平上显著表明企业出口强度与二氧化硫排放强度存在显著的负向关系。为进一步排除两控区政策对结果的影响,本文按照表3列(5)的操作方法,进一步考虑

⑥ 参考 Halvorsen 和 Palmquist (1980)、Kennedy (1981)的计算方法,二氧化硫排放强度下降的百分比是由公式 $\exp\left[\hat{\beta} - \frac{1}{2}\hat{V}(\hat{\beta})\right] - 1$ 计算出来的,其中 $\hat{\beta}$ 表示 β 的估计值, $\hat{V}(\hat{\beta})$ 表示 β 估计值的方差。

非二氧化硫控制区的企业出口强度对二氧化硫排放强度的影响,回归结果见表4列(5)。在排除了两控区政策的干扰之后,回归结果依旧稳健。出口强度平均每增加1%时,二氧化硫排放强度下降0.09%。

表4 出口强度对二氧化硫排放强度的实证分析结果

$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\log(\text{export intensity})$	-0.1865*** (0.0211)	-0.0981*** (0.0201)	-0.1876*** (0.0210)	-0.1016*** (0.0200)	-0.0861*** (0.0277)
控制变量	是	是	是	是	是
FE(企业/年份/行业/省份)	(是/是/否/否)	(是/是/是/否)	(是/是/否/是)	(是/是/是/是)	(是/是/是/是)
样本量/ R^2	111038/0.1768	111038/0.3279	111038/0.1935	111038/0.3394	61754/0.3551

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。括号内的数值均是稳健标准误;控制变量包括全要素生产率[$TFP(ACF)$]、工业总产值($Real\ total\ output$)、企业年平均从业人数($Employment$)、地区虚拟变量($East, Middle, West$)和企业所有权类型虚拟变量($SOE, HMT, Foreign$)。

(三)双向因果关系的控制

为了降低企业出口与二氧化硫排放强度之间可能存在双向因果关系所导致的模型内生性对回归结果的影响,本文引入出口强度的滞后项进行两阶段最小二乘(2SLS)回归。回归结果见表5。^⑦结合列(1)~列(4)的结果可知,使用滞后一期的出口强度作为工具变量时,出口强度与二氧化硫排放强度依然呈负相关关系,并且在1%水平上显著。

表5 控制双向因果关系

$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log(\text{export intensity})$	-0.5310*** (0.0190)	-0.2375*** (0.0191)	-0.5309*** (0.0191)	-0.2484*** (0.0192)
控制变量	是	是	是	是
FE(企业/年份/行业/省份)	(是/是/否/否)	(是/是/是/否)	(是/是/否/是)	(是/是/是/是)
样本量/ R^2	43901/0.2009	43901/0.3644	43901/0.2216	43901/0.3796

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。括号内的数值均是稳健标准误;控制变量包括全要素生产率[$TFP(ACF)$]、工业总产值($Real\ total\ output$)、企业年平均从业人数($Employment$)、地区虚拟变量($East, Middle, West$)和企业所有权类型虚拟变量($SOE, HMT, Foreign$)。

(四)双重差分方法的分析

在处理模型内生性问题的过程中,尽管本文引入出口强度的滞后项作为工具变量进行IV-2SLS检验,但仍然可能存在工具变量解释效力不足的问题。因此本文进一步采用双重差分(DID)的方法进行稳健性检验。计量方程设定为

$$\log \text{SO}_2 \text{ emissions intensity}_{it} = c_0 + \alpha_i + \beta du \times dt + W_{it} \pi + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中: du 和 dt 为虚拟变量; $du=1$ 表示企业是出口企业, $du=0$ 表示企业是非出口企业; $dt=1$ 表示企业出口及之后的年份, $dt=0$ 表示企业出口前的年份;交互项 $du \times dt$ 的估计系数 β 度量的是企业出口对二氧化硫排放强度的真实影响。其他控制变量的选取与式(1)一致。模型估计的准确性很大程度上取决于找到与处理组企业相对应的对照组企业。为寻找与处理组企业尽可能相似的对照组企业,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法,基于逐年匹配和一对一的最近邻匹配原则,选用全要素生产率、工业总产值、企业年平均从业人数、地区和企业所有权类型进行匹配。匹配完成后采用双重差分(DID)的方法进行回归分析,回归结果见表6。列(1)~列(4)的回归系数均在5%及上水平上显著,企业出口会显著降低二氧化硫排放强度。

表6 使用双重差分方法

$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$	(1)	(2)	(3)	(4)
$du \times dt$	-0.0554*** (0.0106)	-0.0244** (0.0101)	-0.0478*** (0.0105)	-0.0195** (0.0100)
控制变量	是	是	是	是
FE(企业/年份/行业/省份)	(是/是/否/否)	(是/是/是/否)	(是/是/否/是)	(是/是/是/是)
样本量/ R^2	110529/0.1648	110529/0.3162	110529/0.1773	110529/0.3240

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。括号内的数值均是稳健标准误;控制变量包括全要素生产率[$TFP(ACF)$]、工业总产值($Real\ total\ output$)、企业年平均从业人数($Employment$)、地区虚拟变量($East, Middle, West$)和企业所有权类型虚拟变量($SOE, HMT, Foreign$)。

五、企业出口影响环境绩效的机制分析

本部分探究了出口企业二氧化硫排放强度低的潜在影响机制。导致企业污染排放强度低的机制主要包括减排投资(Cao et al, 2016)、清洁技术的R&D(陈登科, 2020;林伯强和刘泓汛, 2015; Levinson, 2009; Levinson, 2015; Shapiro 和 Walker, 2018; Su 和 Ang, 2012; Girma et al, 2008; Batrakova 和 Davies, 2012)、

⑦ 由于篇幅所限,两阶段最小二乘回归第一阶段的回归结果备索。

二氧化硫去除率(Pei et al, 2020)、生产率(Forslid et al, 2018)。受限于高质量 R&D 数据的获取,本文基于企业研发投入程度与新产品产值的正向关系(半斐斐等, 2021; 毛其淋, 2019; 田巍和余森杰, 2014),以企业新产品产值作为 R&D 的代理变量进行机制分析,回归结果见表 7。列(2)和列(4)以 $\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$ 作为被解释变量,列(1)和列(3)的被解释变量为 $\log(\text{R\&D})$ 。列(1)和列(2)的回归结果显示,出口企业通过提升企业的 R&D 水平,进一步强化了出口企业的二氧化硫减排效应。同时,列(3)和列(4)的回归结果揭示了企业出口强度的二氧化硫减排效应同样受到 R&D 水平正向影响。

本文接下来主要探讨出口企业的全要素生产率因素对二氧化硫排放强度的影响。Forslid et al(2018)得出,出口企业的全要素生产率高于非出口企业,全要素生产率高的出口企业污染物排放强度低。为了证实全要素生产率机制的有效性,本文在回归模型中构建了企业出口虚拟变量与全要素生产率的交乘项作为核心解释变量进行回归,回归结果见表 8。从列(1)~列(4)的回归结果中可知,在其他因素不变的情况下,企业出口和全要素生产率对二氧化硫排放强度具有交互影响。出口企业的全要素生产率越高,二氧化硫排放强度越低。^⑧

表 7 R&D 机制

被解释变量	$\log(\text{R\&D})$	$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$	$\log(\text{R\&D})$	$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$
<i>Dummy export</i>	1.3756*** (0.0623)	-0.0725*** (0.0090)		
$\log(\text{export intensity})$			0.1487*** (0.0071)	-0.0063*** (0.0010)
$\log(\text{R\&D})$		-0.0047*** (0.0009)		-0.0049*** (0.0009)
控制变量	是	是	是	是
FE(企业/年份/行业/省份)	(是/是/否/否)	(是/是/否/否)	(是/是/否/否)	(是/是/否/否)
样本量/ R^2	90605/0.1849	90605/0.1787	90605/0.1794	90605/0.1771

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。括号内的数值均是稳健标准误;控制变量包括全要素生产率[$TFP(ACF)$]、工业总产值(*Real total output*)、企业年平均从业人数(*Employment*)、地区虚拟变量(*East, Middle, West*)和企业所有权类型虚拟变量(*SOE, HMT, Foreign*)。

表 8 全要素生产率机制

$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dummy export</i> $\times$ $TFP(ACF)$	-0.1082*** (0.0136)	-0.0447*** (0.0130)	-0.0938*** (0.0134)	-0.0324*** (0.0128)
控制变量	是	是	是	是
FE(企业/年份/行业/省份)	(是/是/否/否)	(是/是/是/否)	(是/是/否/是)	(是/是/是/是)
样本量/ R^2	111038/0.1712	111038/0.3258	111038/0.1875	111038/0.3373

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。括号内的数值均是稳健标准误;控制变量包括全要素生产率[$TFP(ACF)$]、工业总产值(*Real total output*)、企业年平均从业人数(*Employment*)、地区虚拟变量(*East, Middle, West*)和企业所有权类型虚拟变量(*SOE, HMT, Foreign*)。

六、企业出口影响环境绩效的进一步分析

(一)用 OLS 和 OP 方法计算全要素生产率进行稳健性检验

全要素生产率是本文重点考察的控制变量,也是衡量企业生产力水平的重要指标,且与企业污染物的排放水平密切相关。因此,本文采用以普通最小二乘法(OLS)和 OP 方法计算出的企业全要素生产率指标,对控制以 ACF 方法计算的全要素生产率变量的回归结果进行稳健性检验。回归结果见表 9。在其他因素不变的情况下,出口企业的二氧化硫排放强度低,而且回归系数均在 1% 的水平显著,说明本文的研究结果是稳健的。

表 9 二氧化硫排放强度与出口状态变量关系的实证分析结果(OLS 和 OP)

$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 用 OLS 方法计算全要素生产率(TFP)				
<i>Dummy export</i>	-0.0662*** (0.0074)	-0.0349*** (0.0072)	-0.0601*** (0.0074)	-0.0296*** (0.0071)
样本量/ R^2	111038/0.1923	111038/0.3266	111038/0.2051	111038/0.3381
Panel B: 用 OP 方法计算全要素生产率(TFP)				
<i>Dummy export</i>	-0.0682*** (0.0075)	-0.0350*** (0.0072)	-0.0617*** (0.0074)	-0.0297*** (0.0071)
样本量/ R^2	111038/0.1858	111038/0.3267	111038/0.2005	111038/0.3381
控制变量	是	是	是	是
FE(企业/年份/行业/省份)	(是/是/否/否)	(是/是/是/否)	(是/是/否/是)	(是/是/是/是)

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。括号内的数值均是稳健标准误;控制变量包括全要素生产率[$TFP(ACF)$]、工业总产值(*Real total output*)、企业年平均从业人数(*Employment*)、地区虚拟变量(*East, Middle, West*)和企业所有权类型虚拟变量(*SOE, HMT, Foreign*)。Panel A 和 Panel B 中的固定效应一致且控制变量除 TFP 外均相同。

⑧此外,本文在回归模型中构建了企业出口强度与全要素生产率交乘项作为核心解释变量进行回归,受限于篇幅,其回归结果备索。

(二)污染密集型行业和非污染密集型行业的异质性分析

根据国务院发布的《第一次全国污染源普查方案》中的污染行业分类,本文将制造业各行业分为污染密集型行业和非污染密集型行业进行异质性分析。污染密集型行业包括重点污染行业 and 重点监测行业,非污染密集型行业包括所有其他行业。^⑨基于污染密集型行业和非污染密集型行业样本进行实证分析的,结果见表 10。

表 10 污染密集型行业和非污染密集型行业中企业出口对二氧化硫排放强度影响的实证分析结果

$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 污染密集型制造业行业				
<i>Dummy export</i>	-0.0672*** (0.0083)	-0.0358*** (0.0080)	-0.0605*** (0.0082)	-0.0303*** (0.0079)
样本量/ R^2	99610/0.1806	99610/0.3193	99610/0.1971	99610/0.3317
Panel B: 非污染密集型制造业行业				
<i>Dummy export</i>	0.0010 (0.0113)	0.0037 (0.0113)	0.0007 (0.0114)	0.0010 (0.0114)
样本量/ R^2	11428/0.0623	11428/0.1206	11428/0.0439	11428/0.0484
控制变量	是	是	是	是
<i>FE</i> (企业/年份/行业/省份)	(是/是/否/否)	(是/是/是/否)	(是/是/否/是)	(是/是/是/是)

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。括号内的数值均是稳健标准误;控制变量包括全要素生产率[$TFP(ACF)$]、工业总产值(*Real total output*)、企业年平均从业人数(*Employment*)、地区虚拟变量(*East, Middle, West*)和企业所有权类型虚拟变量(*SOE, HMT, Foreign*)。Panel A 和 Panel B 中固定效应一致且被解释变量与控制变量相同。

表 10 的回归结果显示,在污染密集型制造业样本中,企业出口状态对 SO_2 排放强度的影响才是显著负向的。即在污染密集型行业中,出口企业比非出口企业较为清洁。这可能是由于污染密集型行业是国家重点监控行业,国家制定严格的环境标准来监控此类行业企业的污染排放。综合而言,在不同污染密集型行业中,出口企业对二氧化硫排放强度的影响存在显著的异质性。

(三)不同地区异质性分析

由于不同地区的经济发展水平、环境保护力度和资源禀赋的不同,本文有理由认为出口企业对二氧化硫排放强度的影响因企业所在地区而异。因此,本文根据中央政府的行政区域划分标准,将样本中企业按所在地区划分为东部、中部、西部和东北地区四大区域。由于东部地区的样本数量大于其他地区,为了方便统计,本文借鉴 Wang et al (2018)的方法,将非东部地区的所有样本企业合入一个样本中进行异质性分析。

如表 11 所示,本文分别测试了出口状态对东部和非东部地区样本中企业的二氧化硫排放强度的影响。总体而言,研究结果与本文基准回归结果报告的一致。换言之,出口企业可以降低二氧化硫的排放强度。需要强调的是,在东部地区的企业中这一效果尤其明显,但在其他地区不存在统计上的显著性。

表 11 东部地区和其他地区的企业出口对其二氧化硫排放强度影响的异质性实证分析结果

$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 东部地区				
<i>Dummy export</i>	-0.0569*** (0.0078)	-0.0331*** (0.0074)	-0.0513*** (0.0077)	-0.0300*** (0.0074)
样本量/ R^2	66762/0.1358	66762/0.2944	66762/0.1525	66762/0.3012
Panel B: 其他地区				
<i>Dummy export</i>	-0.0114 (0.0159)	0.0070 (0.0151)	-0.0062 (0.0156)	0.0120 (0.0149)
样本量/ R^2	44276/0.1331	44276/0.2926	44276/0.1577	44276/0.3020
控制变量	是	是	是	是
<i>FE</i> (企业/年份/行业/省份)	(是/是/否/否)	(是/是/是/否)	(是/是/否/是)	(是/是/是/是)

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。括号内的数值均是稳健标准误;控制变量包括全要素生产率[$TFP(ACF)$]、工业总产值(*Real total output*)、企业年平均从业人数(*Employment*)、地区虚拟变量(*East, Middle, West*)和企业所有权类型虚拟变量(*SOE, HMT, Foreign*)。Panel A 和 Panel B 中固定效应一致且被解释变量与控制变量相同。

(四)出口的广延边际和集约边际

集约边际是指出口企业增加其出口份额;广延边际是指企业出口状态的改变,即由非出口企业转变为出口企业。此部分重点回答出口企业二氧化硫排放强度的下降究竟是由出口的广延边际还是集约边际所驱动的问题。即探究企业从不出口状态向出口状态的转变是否比企业增加出口强度对环境的影响更为重要。参考 Pei et al (2021)年的处理方式,本文采用在所有年份中一直运营的企业作为样本,重新估计回归模型(1)。如果估计结果完全是由于企业从不出口状态向出口状态的转变引起的,那么此部分的回归结果应该表明对

⑨ 由于篇幅所限,污染密集型行业和非污染密集型行业细分列表备索。

于一直运营中的企业,企业出口对平均二氧化硫排放强度没有显著影响。

如表 12 中 Panel A 所示,在 1998—2007 年间连续运营的企业中,企业出口对二氧化硫排放强度没有显著的影响。说明影响二氧化硫排放强度下降的主要驱动因素是企业进入和退出,即企业出口状态的改变。此外,本文参考 Pei et al (2020) 的文章,通过构建出口虚拟变量和出口强度变量的交乘项进行检验。表 12 中 Panel B 的回归结果表明,出口企业二氧化硫排放强度的变化主要是由广延边际(由不出口到出口状态的变动)驱动的,而不是由集约边际(增加出口强度)驱动的。

表 12 集约边际和广延边际对二氧化硫排放强度影响的实证分析结果

$\log(\text{SO}_2 \text{ emissions intensity})$	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 企业进入和退出(出口状态改变)				
<i>Dummy export</i>	-0.0473(0.0687)	0.0083(0.0693)	0.0465(0.0537)	0.0981(0.0603)
样本量/ R^2	340/0.0939	340/0.0454	340/0.0090	340/0.0023
Panel B: 企业集约边际和广延边际				
<i>Dummy export</i>	-0.1015*** (0.0106)	-0.0554*** (0.0101)	-0.0962*** (0.0105)	-0.0515*** (0.0101)
<i>Dummy export</i> $\times$ <i>Log (export intensity)</i>	-0.0127*** (0.0024)	-0.0084*** (0.0023)	-0.0134*** (0.0024)	-0.0090*** (0.0023)
样本量/ R^2	111038/0.1788	111038/0.3282	111038/0.1946	111038/0.3395
控制变量	是	是	是	是
<i>FE</i> (企业/年份/行业/省份)	(是/是/否/否)	(是/是/是/否)	(是/是/否/是)	(是/是/是/是)

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。括号内的数值均是稳健标准误;控制变量包括全要素生产率[$TFP(ACF)$]、工业总产值(*Real total output*)、企业年平均从业人数(*Employment*)、地区虚拟变量(*East, Middle, West*)和企业所有权类型虚拟变量(*SOE, HMT, Foreign*)。Panel A 和 Panel B 中固定效应一致且被解释变量与控制变量相同。

此外,本文将数据扩展到最新年份,构建 1998—2012 年的企业层面面板数据进行分析。由于 2007 年以后的工企数据质量较差,在测算企业的全要素生产率时,因为缺少相关关键指标(固定资产净值年平均余额、折旧、工业增加值等)的数据而无法计算。因此,本文以劳动生产率(工业总产值/从业人数)代替全要素生产率进行回归分析。基于扩大样本量的数据来进一步检验企业出口和企业出口强度对二氧化硫排放强度的影响,回归结果依然保持稳健。^⑩

七、结论与政策建议

(一) 研究结论及贡献

本文采用企业微观层面数据对企业出口状态对二氧化硫排放强度的影响进行深入研究和探讨,发现企业的环境绩效与出口状态密切相关。具体而言,首先,出口状态与二氧化硫排放强度之间存在显著的负向关系。当企业从非出口企业转变为出口企业时,二氧化硫排放强度会下降 6.86%。其次,基于出口企业分析出口强度对二氧化硫排放强度的影响发现,出口强度平均每增加 1%,二氧化硫排放强度减少 0.19%。再次,通过使用不同污染密集型行业、不同地区的企业进行异质性分析发现,出口状态与二氧化硫排放强度之间的负向关系存在显著的行业和地区异质性。最后,本文进一步将数据更新到 2012 年最新年份,使用扩充样本后的 1998—2012 年面板数据进行回归分析,发现出口企业比非出口企业排放的二氧化硫强度低,出口企业更加清洁;且出口强度与二氧化硫排放强度负相关,回归结果依旧稳健。此外,机制分析发现,出口企业的研发投入、全要素生产率水平较高,且二者均与二氧化硫排放强度呈显著负相关关系。对出口的广延边际效用和集约边际效用进行对比得出,出口企业二氧化硫排放强度低主要是由于出口的广延边际效用所驱动的。综合而言,中国的出口企业总体上比非出口企业更加清洁。鉴于中国目前仍属于劳动密集型国家,相比于出口资本密集型产品而言,出口劳动密集型产品的环境负担更轻。本文的结论在一定程度上证明了“污染避难所假说”在我国并不成立。

本文的研究具有实证和理论双重贡献。实证层面,已有文献大多研究发达国家参与贸易对环境的影响,以发展中国家尤其是中国为研究对象的文献较为匮乏。同时,已有文献大多是从国家层面、行业层面或地区层面研究贸易对环境的影响,从企业微观层面研究贸易对环境的影响的文献非常稀缺;虽然有些研究尝试使用企业微观数据,但其用到的数据均具有一定的局限性,比如仅使用某一年的横截面数据,或仅使用上市公司的数据。因此这类文献选取的样本存在代表性不足的问题。本文使用连续多年的微观企业面板数据,更有助于考察企业出口行为对环境的影响,有助于对该问题的研究得出更加稳健可靠的结论。本文的研究成

^⑩ 由于篇幅所限,扩充样本的回归结果备索。

果为已有的文献增添了新的内容,为贸易对环境影响的研究提供了微观层面的依据。除以上贡献之外,本文考虑到贸易与环境可能存在来自多方面的内生性问题,本文提供了两种处理内生性的思路,其一,通过构建工具变量使用两阶段最小二乘的方法来处理内生性问题;其二,使用倾向得分匹配和双重差分相结合的方法处理内生性问题。本文充分利用企业微观数据信息的优势,从多个维度对本文研究进行稳健性检验和异质性分析,并对贸易对环境影响的机制进行充分分析。理论层面,国外学者从行业细分到企业,再到生产工厂,深入探讨了发达国家贸易对环境的影响,并指出贸易对环境的作用方向受到规模效应、结构效应、技术效应及企业生产行为和生产方式的影响,即贸易对环境的影响具有不确定性。但基于中国数据进行的研究发现,贸易对环境的正向作用在多重检验方法下依旧保持稳健,即企业出口能有显著降低企业二氧化硫的排放强度。换言之,中国的对外开放不仅是全面的,和谐的,同时也是绿色的。该结论为今后完善发展中国家发展与绿色协同的发展理论提供了有益的参考。

(二)对策建议

基于本文的研究结果,本文认为应从以下几方面来推动环境保护与贸易发展的良性互动。首先,立足于中国经济“双循环”的新格局,要进一步扩大对外开放,贯彻落实“走出去”战略,不断扩大“走出去”企业规模;其次,加大企业的科研投入与科研力度,提高企业的生产技术水平,严格执行绿色、高质量生产标准,减少企业污染排放;再次,加大对东部沿海地区出口企业,尤其是低污染出口企业的政策及资金支持,强化东部沿海地区出口企业的示范作用,不断推进从沿海到内陆的产业结构转型,从而减轻贸易对环境所产生的负面效应;此外,对标国际高标准环境保护成本,提高企业的生产出口门槛及环境污染成本,鼓励轻污染乃至无污染的绿色出口行为;最后,确保企业出口结构调整与国家产业结构优化的方向一致,确保企业“走出去”与国家对外开放的步调一致,构建和完善绿色全产业链,推动绿色经济高质量发展。

参考文献

- [1] 陈登科, 2020. 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, 55(12): 98-114.
- [2] 李蕾蕾, 盛丹, 2018. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J]. 中国工业经济, (7): 136-154.
- [3] 李树, 陈刚, 2013. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例[J]. 经济研究, (1): 17-31.
- [4] 林伯强, 刘泓汛, 2015. 对外贸易是否有利于提高能源环境效率——以中国工业行业为例[J]. 经济研究, 50(9): 127-141.
- [5] 刘啟仁, 陈恬, 2020. 出口行为如何影响企业环境绩效[J]. 中国工业经济, (1): 99-117.
- [6] 马妍妍, 俞毛毛, 2020. 出口企业更“绿色”吗? ——基于上市公司绿色投资行为的分析[J]. 经济经纬, 37(3): 71-80.
- [7] 毛其淋, 2019. 外资进入自由化如何影响了中国本土企业创新?[J]. 金融研究, (1): 72-90.
- [8] 聿斐斐, 倪超军, 于安琪, 2021. 参与合资企业能促进本土企业创新吗? 基于中国外资企业设立数据的事实与机制分析[J]. 中南财经政法大学学报, 244(1): 143-155.
- [9] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱, 2012. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, (5): 142-158.
- [10] 盛丹, 张国峰, 2019. 两控区环境管制与企业全要素生产率增长[J]. 管理世界, 35(2): 24-42.
- [11] 田巍, 余森杰, 2014. 中间品贸易自由化与企业研发: 基于中国数据的经验分析[J]. 世界经济, (6): 90-112.
- [12] 王杰, 刘斌, 2014. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济, (3): 44-56.
- [13] 王岭, 刘相锋, 熊艳, 2019. 中央环保督察与空气污染治理——基于地级城市微观面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济, (10): 5-22.
- [14] ACKERBERG D, CAVES K, FRAZER Z, 2015. Identification properties of recent production function estimators[J]. Econometrica, 83(6): 2411-2451.
- [15] ANTWEILER W, COPELAND B R, TAYLOR M S, 2001. Is free trade good for the environment?[J]. American Economic Review, 91(4): 877-908.
- [16] BAGHDADI L, MARTINEZ-ZARZOSO I, ZITOUNA H, 2013. Are RTA agreements with environmental provisions reducing emissions?[J]. Journal of International Economics, 90(2): 378-390.
- [17] BARROWS G, OLLIVIER H, 2016. Emission intensity and firm dynamics: Reallocation, product mix, and technology in India[R]. London: Grantham Research Institute on Climate Change and the Environment, London Working Papers 245.
- [18] BATRAKOVA S, DAVIES R, 2012. Is there an environmental benefit to being an exporter? Evidence from firm-level data[J]. Review of World Economics, 148(3): 449-474.
- [19] BOMBARDINI M, LI B, 2020. Trade, pollution and mortality in China[J]. Journal of International Economics, 125: 1-36.
- [20] BRANDER J, TAYLOR M, 1998. Open access renewable resources: Trade and trade policy in a two-country model[J].

- Journal of International Economics, 44: 181-209.
- [21] BRANDT L, BIESEBROECK J, WANG L, et al, 2017. WTO accession and performance of Chinese manufacturing firms [J]. American Economic Review, 107(9): 2784-2820.
- [22] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y, 2012. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 97(2): 339-351.
- [23] CAO J, QIU L, ZHOU M, 2016. Who investment more in advanced abatement technology: Theory and evidence [J]. Canadian Journal of Economics, 49(2): 637-662.
- [24] CHERNIWCHAN J, COPELAND B, TAYLOR M, 2017. Trade and the environment: New methods, measurements, and results[J]. Annual Review of Economics, 9(1): 59-85.
- [25] CHICHILNISKY G, 1994. North-south trade and the global environment[J]. American Economic Review, 84(4): 851-874.
- [26] COLE M, ELLIOTT R, 2003. Determining the trade-environment composition effect: The role of capital, labor and environmental regulations[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 46(3): 363-383.
- [27] COPELAND B, TAYLOR M, 1994. North-South trade and the environment [J]. Quarterly Journal of Economics, 109: 755-787.
- [28] COPELAND B, TAYLOR M, 1995. Trade and transboundary pollution[J]. American Economic Review, 85: 716-37.
- [29] COPELAND B, TAYLOR M, 2003. Trade and the environment: Theory and evidence [M]. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [30] COPELAND B, TAYLOR M, 2004. Trade, growth and the environment[J]. Journal of Economic Literature, XLII: 7-71.
- [31] CUI J, LAPAN H E, MOSCHINI G C, 2012. Are exporters more environmentally friendly than non-exporters? Theory and evidence[C]. Economics Working Papers, Iowa State University Digital Repository. Ames: 0-47. <https://dr.lib.iastate.edu/handle/20.500.12876/22546>.
- [32] FORSLID R, OKUBO T, ULLTVEIT-MOE K H, 2018. Why are firms that export cleaner? International trade, abatement and environmental emissions[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 91: 166-183.
- [33] FRANKEL J A, ROSE A K, 2005. Is trade good or bad for the environment? Sorting out the causality [J]. Review of Economics & Statistics, 87(1): 85-91.
- [34] GAMPER-RABINDRAN S, 2006. NAFTA and the environment: What can the data tell us[J]. Economic Development and Cultural Change, 54(3): 605-633.
- [35] GIRMA S, HANLEY A, TINTELNOT F, 2008. Exporting and the environment: A new look with micro-data[R]. Kiel: Working Paper 1423, Kiel Institute for the World Economy.
- [36] GROSSMAN G M, KRUEGER A B, 1991. Environmental impacts of a North American free trade agreement [R]. Cambridge: NBER Working Paper.
- [37] HALVORSEN R, PALMQUIST R, 1980. The interpretation of dummy variables in Semilogarithmic equations[J]. American Economic Review, 70(3): 474-475.
- [38] HOLLADAY S J, 2016. Exporters and the environment[J]. Canadian Journal of Economics, 49: 147-172.
- [39] KEE H L, TANG H, 2016. Domestic value added in exports: Theory and firm evidence from China[J]. American Economic Review, 106(6): 1402-1436.
- [40] KENNEDY P, 1981. Estimation with correctly interpreted dummy variables in semilogarithmic equations [the interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations][J]. American Economic Review, 71(4): 801-801.
- [41] KREICKEMEIER U, RICHTER P, 2014. Trade and the environment: The role of firm heterogeneity [J]. Review of International Economics, 22(2): 209-225.
- [42] LEVINSON A, 2009. Technology, international trade and pollution from US manufacturing[J]. American Economic Review, 99: 2177-2192.
- [43] LEVINSON A, 2015. A direct estimate of the technique effect: Changes in the pollution intensity of US manufacturing, 1990-2008[J]. Journal of the Association of Environmental and Resource Economists, 1(2): 43-56.
- [44] LI L, LÖSCHEL A, PEI J, et al, 2020. Trade liberalization and SO₂ emissions: Firm-level evidence from China's WTO entry[R]. Mannheim: ZEW Working Paper.
- [45] LIU Q, QIU L, 2016. Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms' patent filings[J]. Journal of International Economics, 103: 166-183.
- [46] LÖSCHEL A, REXHÄUSER S, SCHYMURA M, 2013. Trade and the environment: An application of the WIOD database [J]. Chinese Journal of Population Resources and Environment, 11(1): 51-61.
- [47] MANAGI S, HIBIKI A, TSURUMI T, 2009. Does trade openness improve environmental quality [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 58(3): 346-363.
- [48] MELITZ M J, 2003. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 71(6): 1695-1725.
- [49] PEI J, STURM B, YU A, 2021. Are exporters more environmentally friendly? A re-appraisal that uses China's micro-data

- [J]. *The World Economy*, 44: 1407-1427.
- [50] SHAPIRO J S, WALKER R, 2018. Why is pollution from US manufacturing declining? The roles of environmental regulation, productivity, and trade[J]. *American Economic Review*, 108(12): 3814-3854.
- [51] SU B, ANG B W, 2012. Structural decomposition analysis applied to energy and emissions: Some methodological developments[J]. *Energy Economics*, 34(1): 177-188.
- [52] TAYLOR, M S, 2005. Unbundling the pollution haven hypothesis[J]. *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 3(2): 1-28.
- [53] TEMURSHOEV U, 2006. Pollution haven hypothesis or factor endowment hypothesis: Theory and empirical examination for the US and China[R]. Prague: CERGE-EI Working Papers, No. 292.
- [54] WANG C H, WU J J, ZHANG B, 2018. Environmental regulation, emissions and productivity: Evidence from Chinese COD-emitting manufacturers[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 92: 54-73.
- [55] YU M j, 2015. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: Evidence from Chinese firms[J]. *China Economic Quarterly*, 125(585): 943-988.

Are Exporters More Environmentally Friendly? New Evidences from China's Firm-level Data

Yu Anqi¹, Liu Guankun², Yang Chao³

(1. School of Public Policy and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China;

2. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;

3. National Institute of International Strategy, Beijing 100007, China)

Abstract: Based on the data of industrial enterprises and environmental statistics from 1998 to 2007, the panel data were constructed, and the impact of export on the SO₂ emissions intensity was empirically analyzed. Compared with non-exporters, the SO₂ emissions intensity of exporters is lower; the higher the export intensity of enterprises, the lower the SO₂ emissions intensity. Enterprise's export has a heterogeneity impact on SO₂ emissions intensity for enterprises that are located in different regions or belonging to different industries. For the enterprises in pollution intensive manufacturing industries, the exporters are cleaner than non-exporters. The negative impact of enterprise's export on SO₂ emissions intensity in the eastern region is more significant than that in other regions. After excluding the influence of environmental regulation factors on the regression results, and through IV and PSM-DID methods to deal with endogenous problems, the regression results of this paper are still robust. The mechanism analysis shows that: on the one hand, export enterprises reduce SO₂ emissions intensity by increasing the output value of new products-R&D, on the other hand, by improving total factor productivity. In addition, by comparing the change of export status(extensive margin)and the change of export intensity(intensive margin), it is found that the main driving factor of low SO₂ emissions intensity of export enterprises lies in the extensive margin rather than the intensive margin.

Keywords: export status; export intensity; SO₂ emissions intensity; IV method; PSM-DID