

DOI: 10.19361/j.er.2023.01.09

绿色贸易壁垒冲击与 环境治理改善:基于中国企业的证据

李静 刘迪 彭飞*

摘要: 绿色贸易壁垒是发达国家惯常使用的贸易保护手段。本文尝试将中国工业企业数据库、中国工业企业污染数据库及中国海关数据库三方数据合并,以2005年入世后过渡期针对中国的绿色贸易壁垒爆发作为准自然实验,采用双重差分法研究绿色贸易壁垒对中国出口企业环境行为的影响。研究发现:总体上,绿色贸易壁垒能不同程度地改善出口企业的环境绩效,降低大气和水污染排放强度,提高用水效率。但存在较强的行业和地区异质性,制造业、高污染行业以及东部地区减排效应明显。影响机制显示,企业治理成本增加和绿色创新补偿是绿色贸易壁垒改善环境绩效的重要驱动力。政策含义表明,绿色贸易壁垒能够倒逼中国出口企业将绿色贸易壁垒转化为绿色转型动力,有效推进对外贸易的绿色高质量发展。

关键词: 绿色贸易壁垒;企业环境绩效;出口企业

中图分类号: F741.2

一、引言

中国入世“是21世纪国际贸易领域发生的最为重大的事件”^①。入世20年,中国发展成为全球第二大经济体、第一大货物贸易国、第一大外资吸收国。中国对外贸易总额从2001年的5 097.7亿美元跃升至2020年的46 593.75亿美元,年均增长速率为12.34%。^② 随着中国对外贸易的高速增长以及全球贸易保护主义的不断升温,国际上针对中国的贸易摩擦越来越多,形势愈发严峻。据中国贸易救济网统计,2001年至今,全球针对中国发起的包括反倾销、反补贴、保障措施和特别保障措施在内的贸易救济原审立案累计1 894起,其中,2020年共134起,同比增速为31.37%。^③ 随着自由贸易的发展,关税逐渐降低,非关税壁垒面临更多的限制,传统贸易壁垒的运用空间也越来越小。以技术性贸易壁垒(TBT)为代表的更

*李静、刘迪,合肥工业大学经济学院,邮政编码:230601;彭飞(通讯作者),合肥工业大学经济学院,邮政编码:230601,电子邮箱:pengfeihfut@163.com。

本文得到国家自然科学基金面上项目“多目标约束下水资源税改革的效果评估及政策优化研究”(项目编号:71974051)、国家社会科学基金重大项目“新时代背景下我国经济发展质量动态评价及其政策协同研究”(项目编号:18ZDA064)、国家自然科学基金面上项目“财政压力约束与制造业绿色转型:机制识别与效应评估”(项目编号:72273038)的资助。感谢两位匿名审稿人及编辑部的宝贵意见,作者文责自负。

①数据来源:《中国入世:21世纪国际贸易最重大的事件》,新浪网(<http://finance.sina.com.cn/g/20111213/132710984332.shtml>),2011年12月13日。

②数据来源:中国历年进出口总额(1950—2021年,按美元计),数据基地网站(<https://m.shujujidi.com/caijing/133.html>),2022年8月17日。

③数据来源:中国贸易救济信息网(<http://cacs.mofcom.gov.cn/cacscms/view/statistics/ckajtj>),2022年6月17日。

为隐蔽、灵活的非关税壁垒渐渐开始被一些国家,特别是发达国家频繁使用。2001年起,全球技术性贸易壁垒通报数量连年上升,从2001年573起,到2006年首破一千达到1030起,再到2020年3352起。近五年,全球TBT通报数量年均增长9.51%。中国是全球遭受TBT频率最高的国家之一,2000—2020年中国遭受的技术性贸易壁垒高达28371次。^①隐蔽、灵活的技术性贸易壁垒的增加给中国对外贸易环境带来了诸多不利因素。根据中国海关总署2020年在全国范围内组织开展的国外技术性贸易措施对中国出口企业影响调查结果,2019年中国高达19.68%的出口企业受到国外技术性贸易措施不同程度的影响。因退货、销毁、产品降级或者丧失订单等原因所发生的直接损失额为692.08亿元;企业为应对国外技术性贸易措施而新增加的成本为161.14亿元。^②可见,国外技术性贸易措施对我国出口企业的影响依旧不容小觑。

随着全球生态环境问题日益严重,贸易与环境的冲突使得许多发达国家致力于探求名义上更加“合理、合法”,操作上更加“隐蔽、灵活”的新型技术性贸易壁垒(孙红雨、佟光霁,2019),绿色贸易壁垒应运而生,成为在各国发展最快的一种贸易壁垒。所谓绿色贸易壁垒(Green Trade Barriers,GTB),又称为环境贸易壁垒(Environmental Trade Barriers,ETB),原指在国际贸易中,一些国家为了保护本国的生态环境和公众健康而直接或间接采取的限制甚至禁止贸易的措施、法规和标准等。但是,随着国际贸易的逐步扩大,各国政府对贸易的干预不断加深,绿色贸易壁垒渐渐演变成一些发达国家借环境保护之名,凭借其在经济、科技上的优势,专门制定的过于苛刻、高于一般国际标准的环保标准,从而变相对本国企业进行贸易保护的**新型非关税壁垒**。

一方面,与绝大多数的非关税壁垒不同,绿色贸易壁垒具有一定的形式上的合法性。它是以一系列国际国内公开立法作为依据和基础,其中最具权威与普遍性的国际贸易多边条约是关税及贸易总协定(GATT)和WTO两个文件对此所作的宽泛规定^③,均赋予了发达国家采取严格的绿色贸易壁垒措施的合法权利。从而发达国家会更多地利用环境保护的名义,更微妙地设置环境标准,以抵制外国商品的进口。这必然导致绿色贸易壁垒对我国出口贸易的影响会愈加严重,我国许多传统出口产品,如农产品、纺织品、机电产品等更加受到GTB的影响。另一方面,贸易保护主义在各国的普遍兴起,也在迫使我国出口产品绿色转型升级,以适应发达国家越来越严苛的出口竞争环境(胡贝贝、靳玉英,2020)。作为一种外源性的贸易保护措施,绿色贸易壁垒对我国经济贸易发展的刚性约束使得我国外贸企业不得不面对现实,苦练内功。那么中国出口企业在面临绿色贸易壁垒这项严峻的“大考”时能否进一步提升绿色治理能力,减少污染排放以实现绿色转型?囿于数据限制,相关研究尚未深入涉及。

就绿色贸易壁垒的早期研究,一些学者从宏观层面界定了其概念内涵,探求其形成原因和目的,并针对如何应对绿色贸易壁垒提出了对策建议(丁长琴,2010;张志英等,2014)。还有一

^①数据来源:根据中国贸易救济信息网(<http://www.cacs.mofcom.gov.cn/index.shtml>)关于TBT的通报数据,由作者计算得到。

^②数据来源:中华人民共和国海关总署:《国外技贸措施对我国出口企业影响依然较大》,中华人民共和国海关总署网站(<http://www.customs.gov.cn//customs/xwfb34/302425/3302131/index.html>),2020年9月27日。

^③GATT第20条授予了各成员方“环保例外权”;WTO在《技术性贸易壁垒协议》的前言中也规定了“不能阻止任何成员方按其认为合适的水平采取诸如保护人类和动植物的生命与健康以及保护环境所必须的措施”。

些学者考察了绿色贸易壁垒对出口贸易的影响,发现其更多地表现为阻碍作用。这些研究主要是从跨国层面(刘彦洁,2011;Viet and Thanh,2014)以及行业层面(孙红雨、佟光霁,2019)展开。多数研究认为发达国家基于高技术水平设立的绿色贸易壁垒具有严重的贸易保护色彩,会阻碍发展中国家低技术水平商品在国际市场上的出口。至于贸易壁垒与环境保护之间的关系,仅有少数学者从宏观层面出发探讨,得出贸易壁垒可以降低污染排放的结论(Liu et al., 2020;Shapiro,2021)。鲜有文献讨论绿色贸易壁垒对出口企业环境绩效的影响。

基于此,本文基于微观层面的中国工业企业数据,以 2005 年针对中国的绿色贸易壁垒的爆发以及中央和地方出台的应对措施为政策冲击,利用双重差分法(Difference-in-Differences, DID)考察了绿色贸易壁垒冲击及应对措施对中国出口企业环境行为的影响。研究发现绿色贸易壁垒冲击能不同程度地改善出口企业的环境绩效,显著降低了企业大气和水污染排放强度,促进了烟尘(Smoke)、二氧化硫(SO₂)、化学需氧量(COD)和氨氮(NH)的减排效应,提高了企业的用水效率。异质性检验发现,制造业、高污染行业以及东部地区减排效应更为明显。影响机制表明,绿色贸易壁垒冲击增加了企业的治理成本,推动了企业绿色创新补偿效应,倒逼出口企业为了达到国际标准,增加废气和废水的治理设施使用数量和使用时间;另一方面,出口企业通过不断提升自身的生产率水平和绿色创新能力,增加了补偿成本,从而影响企业的各项污染排放强度。

本文的边际贡献主要有:第一,相关研究多集中在跨国、区域或行业层面,很少从微观企业角度考察绿色贸易壁垒对出口企业环境绩效的影响。本文通过匹配 2000—2012 年中国工业企业数据、中国工业企业污染数据及中国海关数据,基于详实的三方微观数据集,考察绿色贸易壁垒冲击对中国出口企业环境治理的影响。第二,本文首次探讨了绿色贸易壁垒冲击与中国出口企业环境绩效的关系,研究视角具有独特性。第三,以往研究由于数据的可得性,仅选择部分环境指标,本文选取企业烟尘、SO₂、COD、NH 的排放强度和企业用水效率等 5 项环境指示指标衡量企业环境行为,涵盖大气和水污染,更能全面考察绿色贸易壁垒对企业环境治理的多方面影响。第四,从企业治理成本和绿色创新补偿两个层面揭示了绿色贸易壁垒冲击对环境绩效提升的影响机制。

二、政策背景与文献综述

(一) 政策背景

自 2005 年 1 月 1 日起,中国进入了入世“后过渡期”,这一时期的显著特点就是贸易摩擦呈现高发态势。一些国家越来越多地利用技术性贸易壁垒等非关税贸易措施对中国商品出口设限,一系列表现为绿色关税制度、绿色技术标准、绿色包装系统、绿色卫生检验检疫制度以及绿色补贴等形式的绿色贸易壁垒逐步升温,成为在各国发展最快的一种贸易壁垒。相对于“双反双保”,绿色贸易壁垒名义上更加“合理、合法”,作用机制更为隐蔽和灵活(孙红雨、佟光霁,2019)。这种隐蔽性会对技术欠发达的发展中国家造成较大的出口障碍,提升发展中国家进入国际市场的门槛。

2005 年起,国际上针对中国的绿色贸易壁垒大幅度增多,发达国家关于进口方面的检验检疫标准愈加繁多与严苛,对中国提高了一系列绿色贸易壁垒的基础条件、环保标准以及进口门槛。这一时期,欧盟颁布的两个强制性环保指令《关于在电子电气设备中限制使用某些有害物质指令》(简称 ROHS 指令)和《关于废弃电子电气设备指令》(简称 WEEE 指令)分别于 2005 年下半年和 2006 年下半年开始实施,欧盟双指令的实施对我国 2/3 的机电出口产品造成了重

大影响。2006年,欧盟颁布了食品卫生新法规,提高了市场准入的要求,不仅要求食品本身符合安全标准,还对食品整个生产过程中每个环节的安全标准做出了严格规定。^①2006年5月日本正式实施《食品中残留农业化学品限量肯定列表制度》,关于药物残留的标准竟高达5万项,其中仅有1万多项是得到科学验证的正式标准(张志英等,2014)。同年,日本还对玩具安全标准制定了更为严苛的规定。欧美等发达国家纷纷效仿,均启用了新的更为严苛的标准,2007年,美国由于含铅量未达标大规模召回中国玩具共计2100万件(肖德云等,2012)。

针对技术性贸易壁垒高发的态势,我国从中央到地方密集出台了一系列应对政策,鼓励出口企业逐步采用国际标准,加速企业国际化转型、绿色转型。2005年商务部印发了《关于加入世界贸易组织后过渡期地方综合性应对工作的若干意见》,其中规定“要完善技术性贸易措施和检验检疫措施的应对机制,积极配合国家有关部门参与对国外技术性贸易措施的评议,引导企业采用国际标准、国外先进标准,支持企业参与国际标准制订等国际标准化活动”。《国务院办公厅转发商务部关于加入世界贸易组织后过渡期地方综合性应对工作若干意见的通知》(国办发〔2006〕80号),要求各省区市认真贯彻执行文件精神,制订本地区实施意见和细则。相关省份分别制订了各自加入世界贸易组织后过渡期综合应对工作若干措施和实施细则,如广东省2005年在实施意见中提出“积极应对贸易争端,……引导企业采用国际标准和国外先进标准扩大产品出口;……加强政府对外交涉力度,克服贸易壁垒”^②。福建省在意见中提出要引导企业按照国际标准和国外先进标准组织生产,有效应对技术性贸易壁垒。^③安徽省和青海省等省份在实施意见中强调逐步引导企业按国外先进标准生产,提高本地出口商品竞争力,应对技术性 or 环境性贸易壁垒。^④江苏、山东、辽宁等东部出口大省也相继出台了入世后过渡期应对指导意见。

根据商务部贸易救济调查局公布的广义绿色贸易壁垒数据^⑤以及整理匹配后的三方数据,2000—2012年我国面临的广义绿色贸易壁垒数量呈现逐年上升趋势(见图1(a))。分阶段观察,2000—2005年期间,我国面临的广义绿色贸易壁垒稳定在20项左右,处于较低的水平。而2006年这一数量突增到33项,增幅高达50%,此后虽有所回落,但始终处于30项以上的高位。图1(b)考察出口数量和出口额度与GTB数量间的相对关系,GTB强度1(左轴)表示每万件出口量的GTB件数,GTB强度2(右轴)表示亿美元出口所对应的GTB件数。显然,GTB强度2,即出口额的GTB强度2005年有一定转折上升趋势,政策点较为明显;GTB强度1,虽然2005年政策断点较弱,但仍有较强的政策点支撑,后续变化说明GTB强度也在增强。两项指标均能在一定程度上说明不仅GTB总量在2005年有明显政策断点,GTB强度也有较为明显的政策断点。因此,将2005年作为GTB政策年份具有一定的稳健性。

^①资料来源:中华人民共和国商务部:《国别贸易投资环境报告2007》。商务部网站(<http://www.mofcom.gov.cn>),2007年4月。

^②《广东省人民政府办公厅转发省外经贸厅关于我国加入世界贸易组织过渡期我省应对工作情况和今后应对工作意见的报告的通知》(粤府办〔2005〕60号)。

^③《福建省人民政府办公厅转发省外经贸厅关于加入世界贸易组织后过渡期应对工作实施意见的通知》(闽政办〔2007〕65号)。

^④《安徽省人民政府办公厅转发国务院办公厅转发商务部关于加入世界贸易组织后过渡期地方综合性应对工作若干意见的通知》(皖政办〔2006〕85号);《青海省人民政府办公厅关于印发青海省加入世界贸易组织后过渡期综合应对工作若干措施的通知》(青政办〔2007〕3号)。

^⑤根据商务部贸易救济调查局公布的数据得出。其中涉及环保标志、包装标准、技术指标、绿色补贴、疾病、检验检疫等关键词的都归类为广义绿色贸易壁垒。

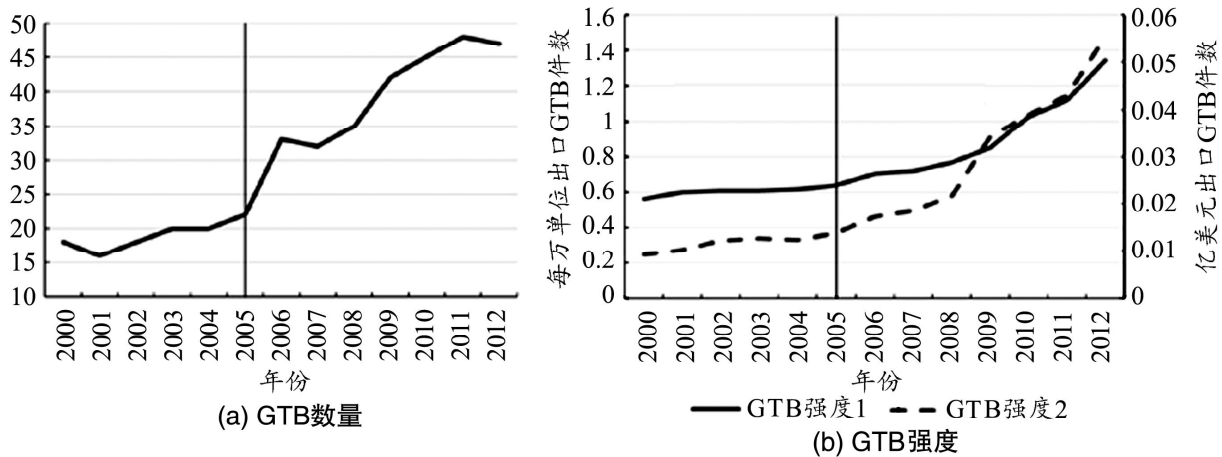


图1 GTB数量及强度变化趋势图

贸易政策也会对环境产生重要的影响(Shapiro, 2021)。随着全球经济的绿色化发展,绿色贸易壁垒更加广泛和隐蔽,寄希望于通过多边贸易谈判消除绿色贸易壁垒已不可能(Burnete and Choomta, 2015)。现有研究指出,绿色贸易壁垒的设立确实保护了部分发达国家的国内市场,同时也倒逼一些发展中国家提升了自身的全要素生产率水平和绿色治理能力(孙红雨、佟光霁, 2019)。那么起始于2005年绿色贸易壁垒大幅度升温所表现出来的冲击以及同期国家和地方出台的应对方案是否会对中国出口企业的环境绩效产生影响?我国企业是否顺应了绿色贸易壁垒长期存在的国际贸易环境,在此压力下逐步减少了污染排放?目前较少有文献对此问题进行深入的探讨和验证。

(二) 文献综述

对于国际贸易和环境之间的关系,现有从宏观层面上探讨该问题的研究已趋于成熟,大致分为三个派别的观点:一是贸易有害论,认为自由贸易可能导致高污染的产业向环境标准较低、环境管制手段较宽松的发展中国家转移,使其成为“污染避难所”(Levinson, 2018;王美昌、徐康宁, 2015)。二是贸易有益论,认为国际贸易并非导致环境污染的原因,甚至还可以促进环境保护(Kanjilal and Ghosh, 2013)。三是贸易复杂论,认为以上两种观点皆无法全面概括国际贸易对环境的影响,这种影响应该是通过比较规模、技术和结构效应大小后得到的综合结果(Jena, 2018)。

近年来,由于微观企业数据可得性的增强,学者们开始逐渐将目光放在国际贸易对出口企业环境行为的影响上。国外部分文献探讨了企业是否参与出口这一决策对企业污染排放的影响,得出参与出口的企业污染排放更低的结论(Holladay, 2016)。国内此类文献较少,且未能得出一致的结论。李静和陈思(2014)运用中国工业企业数据库提供的2004年微观数据,利用PSM方法对出口行为与排污之间的关系进行了实证检验,得出出口企业所缴纳的排污费比非出口企业低28%的结论。但刘啟仁和陈恬(2020)认为中国出口企业生产效率更低,从而导致了更高的碳排放强度,污染甚至更为严重。

随着WTO的成立和全球贸易自由化的推进,非关税壁垒开始在出口中发挥重要作用,特别是对发展中国家的出口。Bianco等(2016)研究发现非关税壁垒对贸易的限制作用几乎和关税一样大。技术性贸易壁垒作为当前国际贸易中最为隐蔽、最难对付的非关税壁垒,国外学者就其与出口行为之间的关系展开了一系列探讨。Felbermayr和Jung(2011)考察了技术性贸易壁垒和企业生产率之间的关系,发现技术性贸易壁垒导致出口企业的成本增加。Kamal和Zaki(2018)考察了技术性贸易壁垒对埃及企业出口的影响,认为技术性贸易壁垒

作为一种“成本增加型”壁垒,提高了出口企业的技术要求,导致固定成本的增加。Fontagné和Orefice(2018)基于法国出口企业层面的数据,研究发现技术性贸易壁垒对向多国出口的企业产生的负面影响更大,从而使其转向无技术性贸易壁垒的国家出口。而国内针对技术性贸易壁垒对出口企业影响的研究较少,主要基于国家质检总局开展的年度调查数据展开(高磊、鲍晓华,2022)。

随着人们对全球生态环境问题的日益关注,环境与贸易的冲突愈加激烈,绿色贸易壁垒作为一种新型的技术性贸易壁垒应运而生。虽然披着保护世界资源、环境和人类健康的“外壳”,但经国内外学者们研究发现,绿色贸易壁垒对出口贸易并不利好,即发达国家基于高技术水平设立的绿色贸易壁垒具有严重的贸易保护色彩,会阻碍发展中国家低技术水平商品在国际市场的出口贸易,对人类社会的总体福利产生消极影响(Viet and Thanh, 2014; 赵驰、戴阳晨, 2021)。进一步地,聚焦于中国各个行业出口层面,众多学者均验证了绿色贸易壁垒对我国各行业出口贸易具有一定的阻碍作用(孙红雨、佟光霁, 2019)。而目前针对绿色贸易壁垒对出口贸易影响的研究仅局限于宏观上的跨国及行业层面,尚未有文献从微观企业层面展开探讨。

综上所述,现有国内外针对与技术性贸易壁垒有关的环境问题研究较少。仅有少数文献研究得出技术性贸易壁垒可以降低全球及大多数参与国(地区)污染排放的结论(Shapiro, 2021; Liu et al., 2020)。较少文献聚焦于微观层面去探讨技术性贸易壁垒对出口企业环境绩效的影响。而绿色贸易壁垒作为一种以保护环境、减少污染为“出发点”的新型技术性贸易壁垒,是否有利于出口企业的环境绩效? 本文通过处理2000—2012年中国工业企业污染数据,将其与中国工业企业数据库以及中国海关数据库匹配,合成详实的三方微观数据集。在此基础上,将2005年入世后过渡期国际上针对中国的绿色贸易壁垒爆发以及同期中央和地方应对政策作为准自然实验的外生冲击,采用双重差分法分析绿色贸易壁垒对中国出口企业环境污染的影响,研究其行业和区域异质性,并对基准回归结果进行了充分的稳健性检验。最后,识别了绿色贸易壁垒作用于中国企业环境行为的微观机制。

三、实证设计

(一) 计量模型构建

为了有效缓解研究贸易与环境污染之间关系文献中普遍存在的内生性问题,本文借助中国在2005年进入入世“后过渡期”,发达国家对中国大幅度提高了绿色贸易壁垒政策冲击这一准自然实验,采用双重差分法识别绿色贸易壁垒对中国出口企业环境效应的影响,基本思想为比较处理组和对照组在政策冲击前后被解释变量的净变化,即为政策冲击的作用效果。本文以受到绿色贸易壁垒政策冲击的中国出口企业为处理组,以其余的非出口企业为对照组。具体模型如下:

$$\ln env_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 green_{it} + \beta control_{it} + \phi_i + \gamma_t + \eta_j + \lambda_k + \mu_{ijk} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中; i 代表企业, j 代表行业, k 代表城市, t 代表年份。被解释变量 $\ln env_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的环境行为变量的对数值,企业环境行为用污染排放强度指标表征,即用COD、NH、SO₂、Smoke(烟尘)排放量和Water(用水量)除以企业产值,表示每千元产值排放量或用水量。

$green_{it}$ 为绿色贸易壁垒政策冲击变量,是本文的核心解释变量,其系数 α_1 是本文重点关注的对象,它反映了政策冲击对出口企业环境绩效带来的影响方向和程度。因为针对中国的绿色贸易壁垒措施自2005年中国进入入世“后过渡期”起大幅度增加,又因为绿色贸易壁

垒仅对出口企业造成冲击,故时间变化和是否为出口企业共同决定绿色贸易壁垒政策冲击变量的识别, $green_{it} = treat_i \times year_t$ 。其中, $treat_i$ 为处理组虚拟变量,表示企业是否为出口企业,若是在样本区间内存在出口行为的企业,则 $treat_i = 1$; 否则 $treat_i = 0$ 。 $year_t$ 是处理效应时期虚拟变量,由于在 2005 年中国受到绿色贸易壁垒政策突增的冲击,故 2005 年及之后年份的 $year_t = 1$; 之前的年份 $year_t = 0$ 。

β 为控制变量 *control* 的系数向量,控制变量具体包括:(1)企业资本劳动比(*kl*),以反映企业的资本或劳动的密集程度;(2)企业年龄(*age*),用调查年份减去注册年份加 1 表示;(3)企业年龄的平方(*age2*),以捕捉企业年龄的非线性效应;(4)企业劳动生产率(*lp*),以反映企业生产率水平;(5)国有企业虚拟变量(*state*),国有企业为 1,否则为 0;(6)外资企业虚拟变量(*foreign*),外资企业为 1,否则为 0。此外,本文还控制了企业固定效应 ϕ_i 、年份固定效应 γ_t 、行业固定效应 η_j 、城市固定效应 λ_k 、年份-行业-城市固定效应 μ_{ijk} 。 ε_{it} 表示随机误差项。

(二) 数据来源与处理

本文的研究是基于 2000—2012 年中国规模以上工业企业微观数据展开的。数据来源为 EPS 平台中国微观经济数据库,根据企业身份信息所形成的唯一标识码,将全部国有和规模以上(年主营业务收入 500 万元)^①的非国有工业法人企业的工业统计数据库与中国海关数据库、中国企业污染数据库进行合并匹配,最终形成本文需要的涵盖企业基本情况、财务统计、进出口以及企业环境排放与治理等方面的非平衡面板数据,弥补了中国工业企业数据库缺乏企业海关数据和污染排放数据的缺陷。目前为止,中国工业企业数据库和海关数据库已为众多研究所采用,大量研究成果表明其数据的准确性和可靠性是有保证的。但囿于微观污染数据的限制,很多研究无法从微观实证层面提供支撑,中国企业污染数据库这一独特的数据集为弥补这一空缺提供了方案,经过验证其数据质量是可靠的(陈登科,2020)。表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。

表 1 主要变量数据的描述性统计

| 类型 | 变量 | 变量定义 | 观测值 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|-------------|---------------------------|---------|--------|--------|---------|---------|
| 污染排放强度 | ln $cody$ | 企业化学需氧量排放强度对数 | 422 012 | 4.5012 | 2.4213 | 0 | 23.7521 |
| | ln nhy | 企业氨氮排放强度对数 | 232 664 | 2.3632 | 1.9912 | 0 | 16.8912 |
| | ln $so2y$ | 企业 SO ₂ 排放强度对数 | 410 804 | 5.9834 | 2.3324 | 0 | 19.8637 |
| | ln $smokey$ | 企业工业烟尘排放强度对数 | 303 242 | 5.4403 | 2.3726 | 0 | 19.4825 |
| | ln $watery$ | 企业用水效率对数 | 536 488 | 7.2415 | 2.4130 | 0 | 23.9103 |
| 控制变量 | ln kl | 企业资本劳动比对数 | 565 633 | 4.2737 | 1.4705 | -8.1202 | 16.8332 |
| | ln age | 企业年龄对数 | 573 680 | 2.3142 | 0.8332 | 0 | 6.7001 |
| | ln $age2$ | 企业年龄平方的对数 | 573 680 | 6.0426 | 4.0134 | 0 | 44.9232 |
| | ln lp | 企业劳动生产率对数 | 563 445 | 5.3517 | 1.4221 | -8.8132 | 16.0438 |
| | $state$ | 是否为国有企业的虚拟变量 | 573 680 | 0.1614 | 0.3714 | 0 | 1 |
| | $foreign$ | 是否为外资企业的虚拟变量 | 573 680 | 0.1120 | 0.3132 | 0 | 1 |

注:污染排放强度最小值为 0 表示,部分数据为 0,为取对数有意义且不损失样本,对污染物排放量加 1 处理;另外,为防止极端值影响,排除了排放强度对数小于 0 的样本。

表 2 报告了两组企业环境行为均值差异特征。可以发现,无论是出口企业还是非出口企业,各项环境行为指标在绿色贸易壁垒政策冲击前后的均值差异系数均显著为负,即绿色贸易壁垒政策冲击使得处理组与对照组企业的污染排放强度均显著降低,总体上有利于企

^①从 2011 年起,规模以上工业统计范围的工业企业起点标准从年主营业务收入 500 万元提高到 2 000 万元。为保持统计口径的一致性,本文 2011—2012 年仍然纳入了 500 万元及以上主营业务收入的企业。

业的环境治理。但是,出口企业环境行为各项指标均值差异的绝对值显著大于非出口企业,显然,处理组企业的各项环境行为指标似乎更容易受到绿色贸易壁垒政策冲击的影响。

表 2 企业环境行为均值差异特征

| 环境行为指标 | 出口企业 | | | 非出口企业 | | |
|-------------------|--------------------|--------------------|------------------------|--------------------|--------------------|------------------------|
| | 政策冲击前 | 政策冲击后 | 均值差异 | 政策冲击前 | 政策冲击后 | 均值差异 |
| <i>ln Cody</i> | 4.7510 (0.0158) | 4.3362 (0.0211) | -0.4148*** (0.0215) | 4.6214 (0.0126) | 4.3916 (0.0241) | -0.2298*** (0.0135) |
| <i>ln nh y</i> | 2.6525 (0.0255) | 2.2876 (0.0199) | -0.3649*** (0.0208) | 2.5192 (0.0051) | 2.3911 (0.0129) | -0.2881*** (0.0166) |
| <i>ln watery</i> | 7.6175 (0.0216) | 7.3914 (0.0233) | -0.2261*** (0.0149) | 7.8562 (0.0128) | 7.6521 (0.0343) | -0.2041*** (0.0154) |
| <i>ln smoke y</i> | 5.6244 (0.0159) | 5.4046 (0.0178) | -0.2198*** (0.0105) | 6.1455 (0.0214) | 6.0121 (0.0257) | -0.1334*** (0.0085) |
| <i>ln so 2y</i> | 6.2453 (0.0251) | 5.8130 (0.0233) | -0.4323*** (0.0109) | 6.8724 (0.0218) | 6.6846 (0.0245) | -0.1878*** (0.0084) |

注:***代表1%的显著性水平,括号内为标准差。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

表 3 报告了基于模型(1)的估计结果。

表 3 绿色贸易壁垒冲击的环境绩效效应

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | <i>ln Cody</i> | <i>ln nh y</i> | <i>ln so 2y</i> | <i>ln smoke y</i> | <i>ln watery</i> |
| <i>green</i> | -0.1092*** (0.0205) | -0.0135*** (0.0041) | -0.0441** (0.0212) | -0.0721*** (0.0225) | -0.1280*** (0.0181) |
| <i>ln kl</i> | 0.2041*** (0.0045) | 0.2213*** (0.0060) | 0.1620*** (0.0040) | 0.0854*** (0.0049) | 0.3210*** (0.0041) |
| <i>ln age</i> | -0.3263*** (0.0226) | -0.3334*** (0.0321) | -0.1412*** (0.0202) | -0.1793*** (0.0218) | -0.4412*** (0.0196) |
| <i>ln age 2</i> | 0.0630*** (0.0050) | 0.0698*** (0.0071) | 0.0240*** (0.0046) | 0.0206*** (0.0049) | 0.1030*** (0.0044) |
| <i>ln lp</i> | -0.7693*** (0.0054) | -0.7743*** (0.0069) | -0.7052*** (0.0050) | -0.7773*** (0.0057) | -0.6901*** (0.0048) |
| <i>state</i> | 0.2093*** (0.0171) | 0.2203*** (0.0260) | -0.0004 (0.0160) | -0.0949*** (0.0176) | 0.6520*** (0.0163) |
| <i>foreign</i> | -0.1590*** (0.0165) | -0.1734*** (0.0197) | -0.4601*** (0.0215) | -0.4261*** (0.0242) | 0.0263* (0.0154) |
| <i>Constant</i> | 1.1110*** (0.0374) | -1.4923*** (0.0520) | 2.3102*** (0.0334) | 2.3943*** (0.0379) | 2.9704*** (0.0327) |
| 企业固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 行业固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份趋势-行业-城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本数 | 416 620 | 229 095 | 405 592 | 302 788 | 529 753 |
| 调整 R ² | 0.5312 | 0.5291 | 0.5874 | 0.5803 | 0.5163 |

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平,括号内为聚类稳健标准误。下表同。

利用 DID 模型考察绿色贸易壁垒对中国出口企业环境行为的影响,纳入了一系列控制变量,且对年份、行业以及城市固定效应进行了控制。为了排除同期“十一五”期间节能减排

等政策的影响,本文参考陈登科(2020)的思路,在模型中对年份趋势与行业、城市固定效应的交互项作了控制。第(1)列为基准回归,采用企业 COD 排放强度对数作为被解释变量来表征企业的环境行为,*green* 的系数在 1% 的显著性水平下为负,初步表明绿色贸易壁垒减少了企业的污染排放,改善了企业的环境行为。第(2)—(5)列汇报了进一步采用企业 NH₃、SO₂、烟尘排放强度以及企业用水效率的对数作为被解释变量的回归结果,*green* 的系数依然显著为负。总体而言,绿色贸易壁垒措施的冲击有助于企业对其生产与运营进行调整,减少企业的污染排放。

虽然以上检验从多个层面控制了可能存在的异质性影响因素,但由于不同工业企业规模、性质等方面存在的巨大差异,可能会削弱结果的稳健性,因此,我们用企业排放量除以区域-行业联合排放总量,即企业排放在区域-行业的相对贡献(由于数值较小,乘以 10 000 表示最终结果)作为被解释变量,再次检验。区域设置为地级市,行业设置为工业两位码行业。表 4 显示结果虽有所变化,但影响方向及显著性未有明显的异常性改变。

表 4 绿色贸易壁垒冲击的环境绩效效应:区域-行业

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | COD 比重 | NH 比重 | SO ₂ 比重 | SMOKE 比重 | WATER 比重 |
| <i>green</i> | -0.0952*** (0.0312) | -0.0121** (0.0062) | -0.0416** (0.0206) | -0.0658*** (0.0211) | -0.1160*** (0.0157) |
| 样本数 | 416 563 | 227 569 | 404 159 | 300 586 | 521 369 |
| 调整 R ² | 0.5221 | 0.5051 | 0.5264 | 0.5853 | 0.5142 |

注:本表纳入了控制变量和企业、年份、行业、城市、年份趋势-行业-城市固定效应,限于篇幅,未列出。下表同。

(二) 异质性检验

本文还分别考察了绿色贸易壁垒对出口企业环境行为的行业异质性与地区异质性效应,通过对数据进行标准化处理后再回归检验,结果见表 5、表 6。

行业异质性检验结果显示:(1)制造业企业各项环境行为指标下,政策冲击变量 *green* 的系数均显著为负,即绿色贸易壁垒对制造业企业的绿色行为具有显著的积极促进作用。而对于采矿业和公共事业的出口企业来说,这一效应并不明显。经过对容易受发达国家绿色贸易壁垒影响的行业梳理发现,它们主要集中在制造业行业中,如食品、服装制造、钢铁、家具制造等劳动密集型行业以及机电、化工等附加值较高的资本密集型行业。而采矿业和公共事业行业由于出口企业少,出口规模小,受绿色贸易壁垒的影响也相应较小。故上述回归结果在此两类行业表现并不显著。(2)高污染行业政策冲击变量 *green* 系数均显著为负,即 GTB 会对高污染行业的出口企业产生显著的减排效应,说明高污染行业污染产生量大,减排的边际成本要比其他行业低。因此,当受到国外绿色贸易壁垒的冲击时,高污染行业的出口企业所面临的冲击和压力较大,减排的积极性较高,故政策冲击效果非常明显。

区域异质性检验结果显示:绿色贸易壁垒对出口企业环境行为的冲击效应存在显著的地区差异。对于东部地区的样本来说,*green* 的系数均基本在 1% 的水平下显著为负,这意味着绿色贸易壁垒冲击对处于东部地区的出口企业具有显著的减排效应,这是因为我国出口企业多集中于东部地区,在应对绿色贸易壁垒方面拥有更丰富的经验,在面对绿色贸易壁垒冲击时能够迅速做出积极反应,不断提高生产的清洁性,以达到出口环境的严苛标准。而对于中西部地区的出口企业而言,政策冲击对出口企业环境行为的影响稍有不同,区域异质性表现明显。

表 5 行业异质性表现

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | ln _{cody} | ln _{nhy} | ln _{so2y} | ln _{smokey} | ln _{watery} |
| 采矿业 | | | | | |
| <i>green</i> | 0.3533 (0.2920) | 0.3733 (0.4680) | 0.2472 (0.2552) | -0.0064 (0.2861) | -0.3170 (0.2283) |
| 样本数 | 21 204 | 5 712 | 17 526 | 12 695 | 31 074 |
| 调整 R^2 | 0.5143 | 0.6202 | 0.5921 | 0.5724 | 0.5492 |
| 制造业 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.1160*** (0.0207) | 0.0165 (0.0343) | -0.0557*** (0.0213) | -0.0716*** (0.0227) | -0.1380*** (0.0183) |
| 样本数 | 387 892 | 220 670 | 376 772 | 282 016 | 487 132 |
| 调整 R^2 | 0.5354 | 0.5282 | 0.5711 | 0.5631 | 0.5062 |
| 公共事业 | | | | | |
| <i>green</i> | 0.6133 (0.9383) | -1.6332 (1.4451) | -0.8391 (0.5702) | -0.5383 (0.4744) | 1.0612* (0.5452) |
| 样本数 | 7 524 | 2 713 | 11 294 | 8 077 | 11 547 |
| 调整 R^2 | 0.5233 | 0.6342 | 0.5093 | 0.6102 | 0.4791 |
| 高污染行业 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.1332*** (0.0279) | -0.0200** (0.0081) | -0.0162*** (0.0592) | -0.0457*** (0.0205) | -0.1201*** (0.0262) |
| 样本数 | 209 067 | 115 038 | 231 684 | 170 635 | 274 240 |
| 调整 R^2 | 0.5291 | 0.5162 | 0.5682 | 0.5581 | 0.4852 |
| 低污染行业 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.0810*** (0.0246) | 0.0331 (0.0330) | -0.0475 (0.0292) | -0.0391* (0.0205) | -0.1210*** (0.0240) |
| 样本数 | 205 059 | 112 901 | 171 238 | 130 174 | 252 188 |
| 调整 R^2 | 0.5562 | 0.5561 | 0.5693 | 0.5922 | 0.5313 |

表 6 区域异质性表现

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | ln _{cody} | ln _{nhy} | ln _{so2y} | ln _{smokey} | ln _{watery} |
| 东部地区 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.1153** (0.0212) | -0.0612*** (0.0167) | -0.0652*** (0.0167) | -0.0242*** (0.0019) | -0.1402*** (0.0207) |
| 样本数 | 264 686 | 159 701 | 222 940 | 166 959 | 312 746 |
| 调整 R^2 | 0.5481 | 0.5313 | 0.5852 | 0.5611 | 0.5283 |
| 中部地区 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.0973* (0.0561) | -0.1700* (0.0935) | -0.0907* (0.0464) | -0.0789*** (0.0214) | -0.0973* (0.0561) |
| 样本数 | 81 821 | 37 550 | 92 591 | 109 150 | 81 821 |
| 调整 R^2 | 0.5223 | 0.5534 | 0.5931 | 0.5094 | 0.5223 |
| 西部地区 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.1590** (0.0667) | -0.0355 (0.1094) | -0.0384 (0.0605) | -0.1380** (0.0634) | -0.1410*** (0.0532) |
| 样本数 | 67 619 | 30 688 | 87 391 | 62 741 | 104 532 |
| 调整 R^2 | 0.5682 | 0.5393 | 0.6111 | 0.5645 | 0.5183 |

(三) 稳健性检验

虽然表 3 的 DID 估计结果显著地表明,绿色贸易壁垒对中国出口企业的环境行为具有积极推动作用,但是一些由遗漏变量、测量误差等引起的内生性问题仍无法完全排除,因此,估计结果的稳健性仍需进一步检验。

1. 平行趋势检验

使用 DID 模型实现有效估计的核心前提假设是平行趋势假定。对于本文的研究设定,平行趋势假设意味着,如果未受到绿色贸易壁垒冲击,则中国出口企业 and 非出口企业环境行为变化趋势基本类似。参照毛捷和曹婧(2021),本文将模型(1)中的 *green* 变量重新设定, $treat_i \times year$ 表示不同年份出口企业 and 非出口企业的环境绩效 $lnenv_{it}$ 是否存在差异,其余变量与基准模型保持一致。具体模型如下:

$$lnenv_{it} = \alpha_k \sum_{k \geq -3}^3 treat_i \times year_{2005+k} + \beta control_{it} + \phi_i + \gamma_t + \eta_j + \lambda_k + \mu_{ijk} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中: $year_t$ 为处理效应年度虚拟变量,当年观测值取 1,其他年份观测值取 0。将样本 2005 年设定为事件分析的基准年,检验 2005 年绿色贸易壁垒政策冲击前三年到冲击后三年的趋势变化。同样在(2)式中我们重点关注参数 α_k ,若在中国受到绿色贸易壁垒冲击之前 α_k 显著地异于 0,则平行趋势假定得到满足。表 7 汇报了平行趋势检验结果。

表 7 平行趋势检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | ln <i>cody</i> | ln <i>nhy</i> | ln <i>so2y</i> | ln <i>smokey</i> | ln <i>watery</i> | ln <i>watery</i> |
| <i>green</i> | | | | | | -0.1056*** (0.0224) |
| <i>pre3</i> | 0.0310 (0.0822) | -0.0258 (0.0525) | -0.1633 (0.1288) | -0.1152 (0.1269) | 0.0231 (0.0238) | |
| <i>pre2</i> | 0.0345 (0.0711) | -0.0614 (0.0471) | -0.1547 (0.1256) | -0.1465 (0.1284) | 0.0245 (0.0232) | |
| <i>pre1</i> | -0.0463 (0.0449) | 0.0149 (0.0421) | -0.2086 (0.2554) | -0.1546 (0.1862) | -0.0414** (0.0219) | |
| <i>current</i> | -0.0314 (-0.0212) | -0.0333** (0.0164) | -0.2022*** (0.0419) | -0.1763*** (0.0355) | -0.0456*** (0.0126) | |
| <i>post1</i> | -0.0374* (0.0204) | -0.0386* (0.0229) | -0.2146*** (0.0255) | -0.1877*** (0.0262) | -0.0524*** (0.0212) | |
| <i>post2</i> | -0.0455*** (0.0021) | -0.0314** (0.0155) | -0.1955*** (0.0221) | -0.1865*** (0.0245) | -0.0825*** (0.0183) | |
| <i>post3</i> | -0.0623*** (0.0210) | -0.0402*** (0.0174) | -0.2324*** (0.0228) | -0.2056** (0.0244) | -0.0935*** (0.0189) | |
| <i>treat×T</i> | | | | | | YES |
| 调整 R^2 | 0.4511 | 0.4432 | 0.4853 | 0.4741 | 0.5051 | 0.5163 |
| 样本数 | 416 620 | 229 095 | 405 592 | 302 788 | 529 753 | 529 753 |

表 7 第(1)列显示,在政策冲击之前,出口企业 and 非出口企业的 COD 排放强度并无显著差异,满足平行趋势的基本要求。而在绿色贸易壁垒冲击之后, *post1* 系数为负且在 10% 的水平下显著,但 *post2* 和 *post3* 的系数在 1% 的水平下显著,且系数的绝对值越来越大,这意味着随着绿色贸易壁垒冲击影响的逐步扩散,企业的污染排放不断降低,生产更加环保。为了增强结论的稳健性,本文考察了绿色贸易壁垒对企业其他绿色行为变量的平行趋势结果,第(2)—(5)列结果显示,政策冲击前的结果基本上均不显著,而政策冲击后的结果都通过了显著性检验。因此,样本通过了 DID 方法估计所需的平行趋势检验。

但企业用水效率平行趋势结果有些不同。*pre1* 系数在 5% 统计水平下显著,似乎与平行趋势假设违背。本文结合条件平行趋势方法的检验思路(Angrist and Pischke, 2014),即在政策检验回归模型中纳入处理变量的时间趋势,以控制处理组和对照组的不同趋势特征。即使在政策发生前处理变量不完全满足平行趋势,但是通过纳入“*treat×T*”变量(*T* 为时间趋势),处理变量的组间差异就能够得到控制,在此基础上观测政策变量结果是否稳健。表 7

第(6)列显示,政策结果仍然表现为企业用水效率得以改善,并且在 1%统计水平下显著,条件平行趋势假设仍然成立。

2.PSM-DID 策略

为了保证出口企业和非出口企业间的长期趋势一致以及同质性的假定成立,本文以企业是否为出口企业作为被解释变量,对企业的其他相关特征进行控制,逐年利用 Probit 模型预测倾向得分 Pscore 作为 PSM 匹配的基础。参照朱艳和陈红华(2020),本文主要利用卡尺匹配来确定一对出口和非出口企业,每年对于出口企业 m ,它被匹配到的非出口企业 n 要满足(3)式:

$$\pi > |P_{mi} - P_{ni}| = \min_{k \in \{exp=0\}} \{|P_m - P_n|\} \quad (3)$$

(3)式中: P 为概率; π 为预先设定的标量,表示卡尺半径。对于某个出口企业,如果没有任何 π 值落入卡尺半径范围内的非出口企业与之匹配,则此出口企业将被排除在样本外。这种 PSM 匹配的好处在于,能随机或无差别地选择一个控制组,使其两组特征尽可能地接近,从而排除那些具有明显差异的企业进入控制组所引起的选择性偏误。然后再使用 DID 来估计政策的冲击,基本结果如表 8 所示。显然,政策的 5 项污染强度指标系数都显著为负(NH 强度的显著性稍低,10%以内),表明经过卡尺匹配校正了出口和非出口企业之间的选择性偏误和部分内生性问题的 PSM-DID 结果再次证明了基准结果的稳健性。

表 8 倾向得分匹配样本双重差分 (PSM-DID) 回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | ln $cody$ | ln nhy | ln $so2y$ | ln $smokey$ | ln $watery$ |
| <i>green</i> | -0.0568 *** (0.0154) | -0.0126 * (0.0029) | -0.0416 *** (0.0169) | -0.0713 *** (0.0206) | -0.1170 *** (0.0169) |
| 调整 R^2 | 0.5012 | 0.4981 | 0.5430 | 0.5593 | 0.5942 |
| 样本数 | 143 696 | 86 134 | 113 720 | 84 562 | 165 171 |

3.IV 策略

随着出口企业出口密集度或出口强度的增大,GTB 的冲击作用也会越明显,可能会构成政策冲击的内生性问题。解决此问题的主要方法就是寻找一个合适的工具变量,以此识别 GTB 对出口企业环境绩效的影响。经过对数据库指标的反复审查与多次比较,结合审稿人的意见,我们构造 $Z=2005$ 年之前行业-城市平均出口密集度(2000—2004 年)(即出口额/销售产值)作为工具变量 IV,以避免偶尔受到冲击的影响。这一工具变量选取的逻辑思路是,在政策调整之前,行业-城市维度的平均出口密集度越高,受到绿色贸易壁垒的冲击可能越大,理论上满足相关性要求。与此同时,绿色贸易壁垒冲击前的行业-城市平均出口密集度不太可能会影响冲击后的企业环境绩效,理论上满足外生性要求。表 9 报告了 2SLS 回归结果,可以发现绿色贸易壁垒对企业各项污染排放强度的影响在系数和显著性上均与基准结果相同,验证了结论的稳健性。从过度识别检验结果来看,由于 p 值均大于 0.1,故认为工具变量外生,与扰动项不相关;从不可识别性和弱可识别性检验结果来看,强烈拒绝不可识别和弱可识别的原假设;从第一阶段回归结果来看,行业-城市出口密集度对绿色贸易壁垒冲击的影响均在 1%水平下显著为正。以上结果证实了本文工具变量选取符合外生性和相关性条件。

表 9 2SLS 结果

| | ln <i>cody</i> | | ln <i>nhy</i> | | ln <i>So2y</i> | | ln <i>Smokey</i> | | ln <i>Watery</i> | |
|--------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| <i>green</i> | | -0.1250** (0.0331) | | -0.0252** (0.0110) | | -0.0523*** (0.0124) | | -0.0822*** (0.0313) | | -0.1293*** (0.0237) |
| 出口集中度 | 0.3120*** (0.0255) | | 0.0521** (0.0253) | | 0.1533*** (0.0323) | | 0.2651*** (0.0860) | | 0.3290*** (0.1062) | |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 过度识别检验 | 2.4622 [0.4373] | | 2.6282 [0.2681] | | 1.4951 [0.5211] | | 3.1683 [0.3252] | | 2.8564 [0.2764] | |
| 不可识别性检验 | 125.0602 [0.0000] | | 53.9571 [0.0000] | | 113.0634 [0.0000] | | 74.2912 [0.0000] | | 145.1267 [0.0000] | |
| 弱可识别性检验 | 59.0831 [0.0000] | | 29.1412 [0.0000] | | 74.5525 [0.0000] | | 48.1642 [0.0000] | | 40.1924 [0.0000] | |
| 调整 R^2 | 0.6223 | 0.5033 | 0.5772 | 0.5632 | 0.5962 | 0.6053 | 0.5560 | 0.5713 | 0.5274 | 0.5363 |
| 样本数 | 41 620 | 41 620 | 229 095 | 229 095 | 405 592 | 405 592 | 302 788 | 302 788 | 529 753 | 529 753 |

注:[]内数据为相应检验的统计显著性概率值。

4.GTB 直接冲击的行业的影

考虑到一些 GTB 标准对企业要素投入或者技术进步产生影响,但并非所有 GTB 都会与企业环境行为产生联系。为进一步验证结论的稳健性,本文将行业限定在易受冲击的 14 个行业,以及受 GTB 影响较大的三大行业中^①,以排除其他可能不受 GTB 直接作用的行业。表 10 报告了回归结果。

表 10 受 GTB 主要影响行业的政策检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|------------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | ln <i>cody</i> | ln <i>nhy</i> | ln <i>so2y</i> | ln <i>smokey</i> | ln <i>watery</i> |
| 易受 GTB 冲击的 14 个行业 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.1034*** (0.0263) | -0.0072 (0.0408) | -0.0151** (0.0064) | -0.0154** (0.0078) | -0.120*** (0.0235) |
| 样本数 | 246 346 | 151 492 | 206 271 | 163 190 | 274 785 |
| 调整 R^2 | 0.5231 | 0.5080 | 0.5501 | 0.5492 | 0.5102 |
| 受 GTB 影响最大的农产品加工、纺织服装和机电三大行业 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.1463*** (0.0315) | -0.0467** (0.0264) | -0.0827** (0.0347) | -0.0999*** (0.0380) | -0.2030*** (0.0273) |
| 样本数 | 136 341 | 88 220 | 101 727 | 81 042 | 147 321 |
| 调整 R^2 | 0.5340 | 0.5273 | 0.5784 | 0.5651 | 0.5472 |

可以发现,GTB 引起的环境绩效改善的作用仍然非常显著,这与前述结果基本保持一致。因此,总体上 GTB 的环境效应具有较强的稳健性,不仅对易受 GTB 冲击的行业,对其他

^①根据历年 GTB 的统计,我们发现,受影响的行业基本是确定的。它们分别是:食品加工业;饮料制造业;纺织业;服装及其他纤维制品制造业;皮革、毛皮、羽绒及其制品业;木材加工及竹、藤、棕、草制品业;家具制造业;造纸及纸制品业;化学原料及化学制品制造业;医药制造业;交通运输设备制造业;电气机械及器材制造业;电子及通信设备制造业;仪器仪表及文化、办公用机械制造业等 14 个行业。而受 GTB 影响最严重的当属农产品加工、纺织服装和机电行业三大类(包含食品加工业;饮料制造业;纺织业;服装及其他纤维制品制造业;交通运输设备制造业;电气机械及器材制造业;电子及通信设备制造业;仪器仪表及文化、办公用机械制造业等 8 个细分行业),其受 GTB 影响损失约占全部损失的一半。

相关行业也有明显的“外溢”效应。这从另一层面说明,中国出口企业具有很强的适应性和学习能力,以应对不利的国外贸易环境。从易受冲击的 14 个细分行业和最受影响的三大行业的检验中,我们发现,政策的系数表现出明显的不同,三大行业的政策系数绝对值均大于 14 个细分行业的系数绝对值,且各自的 R^2 也稍高,表明农产品加工、纺织服装和机电行业较早和更深程度受到冲击后,政策反应较强,环境绩效改善效应也较为突出和明显。

5. 考虑部分企业出口转内销

由于绿色贸易壁垒的加剧使得部分企业出口转内销,上述研究可能会低估 GTB 的实际影响。为了排除这一影响,本文从三条路径加以解决:一是仅考察完全出口的企业;二是排除出口占比下降的企业;三是仅考察样本期内始终出口的企业(见表 11)。

表 11 排除企业出口转内销干扰的政策检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | ln Cody | ln nh _y | ln so _{2y} | ln smokey | ln watery |
| 完全出口企业的 GTB 政策效应 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.1120*** (0.0192) | -0.0061** (0.0029) | -0.0276*** (0.0098) | -0.0474** (0.0208) | -0.1280*** (0.0182) |
| 样本数 | 210 343 | 125 634 | 200 183 | 198 891 | 222 322 |
| 调整 R^2 | 0.5483 | 0.5410 | 0.6000 | 0.5852 | 0.5214 |
| 排除出口占比下降企业的 GTB 政策效应 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.1792*** (0.0105) | -0.1143*** (0.0036) | -0.0456** (0.0203) | -0.1210*** (0.0239) | -0.1450*** (0.0168) |
| 样本数 | 86 620 | 69 095 | 75 592 | 82 788 | 129 753 |
| 调整 R^2 | 0.6314 | 0.5893 | 0.5874 | 0.6232 | 0.6064 |
| 始终处于出口状态企业的 GTB 政策效应 | | | | | |
| <i>green</i> | -0.2442*** (0.0123) | -0.1561*** (0.0051) | -0.0853** (0.0123) | -0.1582*** (0.0166) | -0.1863*** (0.0152) |
| 样本数 | 8 652 | 4 516 | 6 523 | 8 416 | 9 659 |
| 调整 R^2 | 0.5964 | 0.5215 | 0.5107 | 0.6113 | 0.6225 |

第一条路径,需要在样本中识别出完全出口的企业。我们把出口额与企业销售产值(收入)作比较,如果两者相等,就认为其为完全出口企业。但海关数据的出口额以美元计价,用各年平均汇率调整成人民币计价后,两者存在一定的差别,缘于计价时并非按年平均汇率计算。故本文将出口额与企业销售产值的比值超过 0.9 的企业视为完全出口企业,重新进行 DID 的 GTB 政策检验。表 11 结果显示,政策效应及显著性均未改变。

第二条路径,排除出口占比下降的企业。我们先对出口企业两年出口占比情况进行比较。由于是非平衡面板数据,有的企业在较早年份出口,后来可能退出了出口行列;有的企业后来又进入了出口企业行列。我们第一步先逐年两两比较,如 2001 年与 2000 年比较,在后一年出口占比下降,则删除样本;第二步跨两年比较,如 2002 年与 2000 年比较,同样方法剔除。第三步跨多年比较,如发现占比下降,同样剔除。最后保留了出口占比保持不变或出口占比呈上升势头的出口企业。这里有个例外,2009 年大部分企业由于金融危机的影响都经历了出口下滑现象,如果按上述程序排除,则剩余样本很少,故 2009 年仅排除下降非常严重的样本,其他未作处理。再使用 DID 进行 GTB 冲击检验。表 11 结果显示,政策系数的绝对值与基准回归相比均呈现增大趋势,但整体政策效应及显著性没有变化,结果具有较强的稳健性。

第三条路径,是考虑样本期内始终处于出口状态的企业。显然,这些企业能从 2000 年

开始始终有出口行为,表明多数企业专门面向国际市场,其出口竞争力非常强,能在较大程度上及时知晓国际各类贸易壁垒行为,能很好地规避其出口对象国出台的绿色贸易壁垒措施。表 11 的检验结果显示,始终出口的企业与完全内销企业相比,面对绿色贸易壁垒冲击具有更大的环境绩效改善的效果。

五、机制分析

上述实证分析结果表明,绿色贸易壁垒改善了企业的各项环境行为。在此基础上,还需要进一步探讨绿色贸易壁垒改善中国出口企业环境绩效的渠道与机制。

理论上,保护环境是世界各国发展的必然趋势,随着低碳要求的兴起,绿色产品将成为未来生产商品的主流(郑晖智,2016)。在国际贸易领域,绿色贸易壁垒推动全球将环保措施纳入贸易的目标和规则中,使得各国对环境保护的关注程度进一步提升,增强了企业和消费者的环境保护意识和绿色经济意识。绿色贸易壁垒虽然更多地对终端产品提出了严格的绿色标准和要求,但在实施过程中,表现为各种形式的绿色贸易壁垒必然会涉及到企业产品的整个生命周期,因此企业不得不对其生产体系进行绿色化调整,降低参与国际贸易的成本,提升产品的国际竞争力(张彩云,2019)。从绿色贸易壁垒的表现形式与制度出发,表现为产品加工标准制度、绿色标志制度、环境附加税、绿色包装系统以及绿色卫生检疫制度等绿色贸易壁垒对企业的清洁生产和末端治理存在一定程度的推动作用,主要通过治理成本增加和绿色创新补偿来改善企业的环境行为(见图 2)。

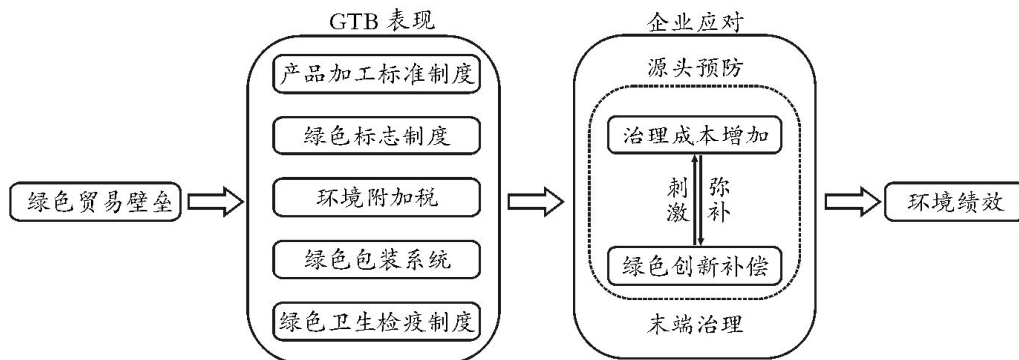


图 2 绿色贸易壁垒改善企业环境绩效的影响路径

一方面,GTB 会通过产品的整个生命周期进行绿色约束,增加企业的环境治理成本,从而降低企业的环境污染强度。发达国家所实施的绿色标志、绿色包装制度以及环境附加税等形式的贸易壁垒政策反映出 GTB 已不仅仅局限于针对终端产品层面的严格要求和标准,更是强调产品整个生命周期的清洁化和无害化。中国在工业化发展进程中的高消耗、高污染问题在短时期内不可能迅速得到解决,但是为了达到进口国严格的环境标准,出口企业不得不增加相关的绿色检验、测试、认证和鉴定手续,生产产品的外观包装、出口标签做大幅度调整,生产工艺流程向绿色和清洁化转型,在此过程中导致企业的环境治理成本不断提高(吴伟平、何乔,2017),伴随着中国出口企业治理成本的上升,企业的环境绩效也得以改善。

另一方面,GTB 会激发企业的绿色创新补偿效应,进而改善企业的环境绩效。在国际贸易中,发达国家的企业往往具备较高的技术水平,而以环保为目的的产品加工标准和绿色卫生检疫标准大多是基于发达国家自身的生产与技术水平制定的(赵驰、戴阳晨,2021),绿色贸易壁垒的广泛存在使得中国的出口贸易在极大程度上受限。由于绿色技术创新能力不足,出口产品无法达到发达国家的进口标准,中国制造业企业只能在国际竞争中处于劣势。此外,绿

色消费主义的兴起催生了消费者对绿色产品的需求,国际贸易中的绿色产品比重日益增加,中国企业亟需加快转型升级的步伐(郑晖智,2016)。面对 GTB 带来的持续影响,仅依赖于增加治理成本的方式不利于中国出口企业在国际市场上的长期竞争。从动态角度来看,企业短期内并未处于一般均衡状态,技术水平未达到最优,合理的 GTB 能够激励企业进行绿色技术创新(Burnete and Choomta,2015)。企业的绿色创新不仅能够带动企业的生产技术创新,提升企业生产率和竞争力,还能同时弥补治理成本的损耗,减少污染排放(熊艳,2011)。

接下来,通过实证分析检验上述 GTB 影响企业环境绩效的机制是否存在。

(一) 治理成本增加

出口企业面对绿色贸易壁垒的冲击,为了达到苛刻的出口环境标准,主要有三种方式选择:一是购买更换能够达到国际环保标准的生产设备,或治理污染的设备,这显然会增加企业治理设施数量或固定资产支出;二是增加出口企业治理污染设施的运行次数以降低排放,也即增加固定资产的损耗,财务计提的固定资产折旧也会增长;三是为了应对绿色贸易壁垒,出口企业往往更直接地采取增加人工投入进行短期化的临时治理以达到出口环境标准,表现为企业用工成本的上升。由于匹配数据库中对企业用工成本或工资的统计只有个别年份(如 2004 年)有相应的记录,而其他年份均缺失,故第三种方式无法检验。

首先对第一种方式的检验结果如表 12 所示,绿色贸易壁垒冲击造成了出口企业单位产出的废气和废水的治理设施数量增加,同时,各出口企业的废气和废水治理能力都有较大程度的提升。对第二种方式的检验,我们选取了企业万元产值的固定资产净值、万元产值的固定资产的累计折旧和本年计提的折旧三个变量表征企业固定资产的增长以及损耗情况。表 13 报告了回归结果,经检验表明,2005 年绿色贸易壁垒的冲击在导致企业固定资产采购增加的同时,企业所使用的治污设施时间延长,不论是累计折旧,还是本年折旧都随着政策冲击而增加。

表 12 治理设施和治理能力增长效应

| | (1) 废气治理设施数 (套/亿元) | (2) 废气治理能力 (立方米/时) | (3) 废水治理设施数 (套/亿元) | (4) 废水治理能力 (吨/日) |
|--------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | lngas_facility | lngas_ability | lnwater_facility | lnwater_ability |
| <i>green</i> | 0.0023 ** (0.0009) | 0.1380 *** (0.0448) | 0.0029 *** (0.0012) | 0.1110 *** (0.0288) |
| 调整 R^2 | 0.3656 | 0.3753 | 0.3436 | 0.4255 |
| 样本数 | 428 216 | 438 131 | 487 005 | 496 807 |

表 13 固定资产支出和折旧增长效应

| | (1) 固定资产净值/万元产值 | (2) 累计折旧/万元产值 | (3) 本年折旧/万元产值 |
|--------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | lnnetky | lndeprey | lndepreyearly |
| <i>green</i> | 0.1213 *** (0.0113) | 0.0216 ** (0.0065) | 0.0428 *** (0.0085) |
| 调整 R^2 | 0.6530 | 0.5132 | 0.4212 |
| 样本数 | 557 993 | 356 829 | 362 147 |

(二) 绿色创新补偿

在理论分析框架下,绿色贸易壁垒对企业环境绩效的技术创新机制表明,绿色贸易壁垒会倒逼中国出口企业为了达到国际标准不断提升自身的生产率水平和绿色创新能力,最终改善企业的环保效应,降低各项污染排放。因此,引入“企业生产率”和“企业绿色专利”检验这一机制。本文采用 OP 法估算全要素生产率,以表征企业生产率。多数文献发现,企业生产率与其污染排放强度呈反向相关(Shapiro and Walker,2018),生产率水平越高的企业环

境污染排放越少。参考雷玉桃等(2021)的做法,本文引入政策变量与企业生产率对数值的交互项($green \times lntfp$),来反映绿色贸易壁垒如何通过生产率效应影响企业的环境绩效。表14报告了回归结果,可以发现:绿色贸易壁垒与企业技术效应交互项的系数显著为负,同时,政策冲击没有影响企业生产率的增长,反而促进了企业生产率的提高,说明国外绿色贸易壁垒的政策冲击会导致国内出口企业的全要素生产率上升,进而提高企业的环境绩效。

企业绿色专利是指企业申请的有利于节约资源、提高能效、防控污染等绿色技术的发明、实用新型和外观设计专利。本文绿色专利数据来源于两个层面,一是上市公司绿色专利申请量,二是国家知识产权局专利数据库,但不包括企业在国际组织专利申请量,我们对此与现有样本企业进行再匹配。表14第(6)列的回归结果表明,与生产率的机制相同,绿色贸易壁垒冲击也导致了绿色专利申请量的提升,有利于企业环境效率的改善。

表 14 绿色贸易壁垒的技术效应

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|
| | $lncody$ | $lnnhy$ | $lnso2y$ | $lnsmokey$ | $lntfp$ | $lnpatent$ |
| $green$ | -0.0678 *** (0.0210) | -0.0502 ** (0.0254) | -0.0255 *** (0.0115) | -0.0501 *** (0.0204) | 0.0016 ** (0.0007) | 0.0260 *** (0.0085) |
| $lntfp$ | -0.0622 *** (0.0110) | -0.0559 *** (0.0223) | -0.0263 *** (0.0045) | -0.0591 ** (0.0256) | - | - |
| $green \times lntfp$ | -0.0136 *** (0.0079) | -0.0101 *** (0.0027) | -0.0302 *** (0.0106) | -0.0552 *** (0.0128) | - | - |
| 调整 R^2 | 0.4390 | 0.4773 | 0.5265 | 0.4502 | 0.5836 | 0.4251 |
| 样本数 | 416 620 | 229 095 | 405 592 | 302 788 | 557 993 | 52 698 |

六、研究结论与政策启示

围绕生态环境保护与国际贸易自由化之间关系的讨论一直持续至今,关于绿色贸易壁垒对发展中国家环境与福利的影响这一问题仍存在争议。一部分学者认为国际贸易分工会导致技术效率较低的发展中国家产生负面的生态环境问题,贸易自由化会助长该过程,因此支持绿色贸易壁垒的设立;另一部分学者则认为发达国家凭借其较高的技术水平设立的绿色贸易壁垒具备严重的贸易保护色彩,会阻碍发展中国家低技术水平商品在国际市场上的出口,而绿色贸易壁垒的设立并没有实现其环境保护的目的,反而对人类社会的总体福利产生负面影响。鉴于此,本文通过匹配2000—2012年中国工业企业数据、中国工业企业污染数据及中国海关数据,采用双重差分方法考察了绿色贸易壁垒对中国出口企业环境行为的影响。研究发现,绿色贸易壁垒冲击能够倒逼出口企业促进烟尘、 SO_2 、COD和NH的减排,提高企业的用水效率,显著降低大气和水污染排放强度。且这一效应对制造业和高污染行业的出口企业更加显著。从地区角度来看,相对于中西部地区而言,绿色贸易壁垒对处于东部地区的出口企业的减排效应更为显著。影响机制表明,国外的绿色贸易壁垒有助于推动中国出口企业绿色创新补偿和治理成本增加进而降低企业的污染排放强度。绿色贸易壁垒会促使中国出口企业为了达到国际标准不断提升自身的生产率水平和绿色创新能力,并迫使出口企业增加废气和废水的治理设施数量和运行时间,提升治理能力,从而影响企业的各项污染排放强度。

本文结论并非认为绿色贸易壁垒天然有利于中国或其他出口导向的发展中国家促进其自身环境治理的改善。但上述结论对于厘清绿色贸易壁垒对中国出口企业环境行为的影响仍具有理论与现实价值。首先,在中国持续推进贸易全球化发展的进程中,新型非关税壁垒——绿色贸易壁垒对中国出口企业的环境行为并未产生拖累效应。中国出口企业能够根

据贸易条件的变化迅速适应和调整策略,将绿色贸易壁垒的影响转化为自身绿色转型升级的内生动力,同时也切合了国内同期节能减排政策的需求,有效推进了中国对外贸易的高质量发展,因此我国要继续坚定不移地加快贸易自由化和全球化的步伐。其次,面临发达国家采取的隐蔽、灵活的绿色贸易壁垒冲击,应当继续敦促国内出口企业不断改善经营和生产体系,加强绿色技术创新;逐步提高环境标准,以适应国际苛刻的环保标准,将绿色贸易壁垒带来的外部压力转化为绿色发展的内生要求;加快生产规范化和清洁化进程,通过提升出口企业的自身综合实力来合理应对绿色贸易壁垒。与此同时,也应当鼓励中西部地区出口企业向东部地区出口企业借鉴环境治理的宝贵经验,提升中西部地区出口企业应对绿色贸易壁垒的综合环境治理能力,缩小出口企业环境效应的区域差异。最后,出口企业绿色转型不仅是适应绿色贸易壁垒的生存需要,更是其主动承担主体责任和社会责任的需要。应加强对微观企业绿色治理的综合管理,将社会整体治理目标与企业个体治理目标相结合,强化环境治理深度和广度,提高执行效率。

本研究也存在一定的局限性,有待进一步完善。如受制于数据的可得性,实证研究仅采用了2000—2012年数据,虽然时间跨度较长,实证结果具有一定的启示意义,但由于数据只到2012年,部分指标只到2010年,时效性不强,无法观测近期的规律。此外,三方数据匹配后样本量损失较多,无法细致地研究更细分的行业效应,特别是由于绿色贸易壁垒的数据细分程度不足,无法研究更细致的产品的环境效应。这些问题都需要在进一步的研究中予以修正和拓展。

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》,《经济研究》第12期。
- 2.丁长琴,2010:《农产品绿色贸易壁垒的影响及对策探析》,《农业经济问题》第5期。
- 3.高磊、鲍晓华,2022:《技术性贸易壁垒对本国出口的影响:理论与实证》,《国际经贸探索》第11期。
- 4.胡贝贝、靳玉英,2020:《限制性贸易壁垒对企业出口产品范围的影响效应研究》,《财贸经济》第9期。
- 5.雷玉桃、孙菁靖、黄征学,2021:《城市群经济、环境规制与减霾效应——基于中国三大城市群的实证研究》,《宏观经济研究》第1期。
- 6.李静、陈思,2014:《出口企业比非出口企业具有更高的环境友好度吗——基于微观企业数据的检验》,《财贸经济》第10期。
- 7.刘啟仁、陈恬,2020:《出口行为如何影响企业环境绩效》,《中国工业经济》第1期。
- 8.刘彦洁,2011:《我国应对绿色贸易壁垒的措施与途径》,《人口与经济》第S1期。
- 9.毛捷、曹婧,2021:《农村税费改革与地方政府筹资模式的转变》,《经济研究》第3期。
- 10.孙红雨、佟光霁,2019:《绿色贸易壁垒对中俄农产品出口贸易的影响研究》,《改革》第2期。
- 11.王美昌、徐康宁,2015:《贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放的动态关系——基于全球向量自回归模型的实证研究》,《中国人口·资源与环境》第11期。
- 12.吴伟平、何乔,2017:《“倒逼”抑或“倒退”?——环境规制减排效应的门槛特征与空间溢出》,《经济管理》第2期。
- 13.肖德云、朱祥芳、王恕立,2012:《绿色贸易壁垒对中国玩具出口的影响研究》,《财经论丛》第6期。
- 14.熊艳,2011:《基于省际数据的环境规制与经济增长关系》,《中国人口·资源与环境》第5期。
- 15.张彩云,2019:《科技标准型环境规制与企业出口动态——基于清洁生产标准的一次自然实验》,《国际贸易问题》第12期。
- 16.张志英、彭剑君、刘家松,2014:《我国农产品遭遇绿色贸易壁垒的内因与突破——日本的经验与启示》,《经济社会体制比较》第3期。
- 17.赵驰、戴阳晨,2021:《绿色贸易壁垒抑制了发展中国家的产业安全吗?——中国制造业产业的视角》,《经济问题探索》第12期。
- 18.郑晖智,2016:《环境规制下的企业绿色技术创新与扩散动力研究》,《科学管理研究》第5期。
- 19.朱艳、陈红华,2020:《重点生态功能区转移支付改善生态环境了吗?——基于PSM的结果》,《南方经济》第10期。
20. Angrist, J. D., and J. S. Pischke. 2014. *Mastering Metrics: The Path from Cause to Effect*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.

21. Bianco, A.D., V.L. Boatto, F. Caracciolo, and F.G. Santeramo. 2016. "Tariffs and Non-tariff Frictions in the World Wine Trade." *European Review of Agricultural Economics* 43(1): 31-57.
22. Burnete, S., and P. Choomta. 2015. "Trade and Environment: A Historical Perspective." *Studies in Business & Economics* 10(2): 17-31.
23. Felbermayr, G.J., and B. Jung. 2011. "Sorting It Out: Technical Barriers to Trade and Industry Productivity." *Open Economies Review* 22(1): 93-117.
24. Fontagné, L., and G. Orefice. 2018. "Let's Try Next Door: Technical Barriers to Trade and Multi-Destination Firms." *European Economic Review* 101: 643-663.
25. Holladay, J.S. 2016. "Exporters and the Environment." *Canadian Journal of Economics* 49(1): 147-172.
26. Jena, P.R. 2018. "Does Trade Liberalization Create More Pollution? Evidence from a Panel Regression Analysis across the States of India." *Environmental Economics and Policy Studies* 20(4): 861-877.
27. Kamal, Y., and C. Zaki. 2018. "How Do Technical Barriers to Trade Affect Exports? Evidence from Egyptian Firm-Level Data." *Journal of Economic Integration* 33(4): 659-721.
28. Kanjilal, K., and S. Ghosh. 2013. "Environmental Kuznet's Curve for India: Evidence from Tests for Cointegration with Unknown Structural Breaks." *Energy Policy* 56: 509-515.
29. Levinson, A. 2018. "Pollution Haven Hypothesis." In *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Edited by M. Vernengo, E. P. Caldentey, and B. J. Rosser Jr., 485-487. London: Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1057/978-1-349-95189-5_2693.
30. Liu, L.J., F. Creutzig, Y.F. Yao, Y.M. Wei, and Q.M. Liang. 2020. "Environmental and Economic Impacts of Trade Barriers: The Example of China-US Trade Friction." *Resource and Energy Economics* 59, 101144.
31. Shapiro, J.S., and R. Walker. 2018. "Why Is Pollution from U.S. Manufacturing Declining? The Roles of Environmental Regulation, Productivity, and Trade." *The American Economic Review* 108(12): 3814-3854.
32. Shapiro, J.S. 2021. "The Environmental Bias of Trade Policy." *The Quarterly Journal of Economics* 136(2): 831-886.
33. Viet, K.N., and T.L.T. Thanh. 2014. "Green Trade Barriers and Vietnam's Agricultural and Fishery Export." *Journal of Globalization Studies* 5(2): 69-80.

Impact of Green Trade Barriers and Improvement of Environmental Governance: Evidence from Chinese Firms

Li Jing, Liu Di and Peng Fei

(School of Economics, Hefei University of Technology)

Abstract: Green trade barrier is the usual trade protection means used by developed countries. We try to answer whether Chinese export enterprises can adapt to the impact of green trade barrier in time and internalize it into the green transformation of enterprises. Taking the outbreak of green trade barriers in 2005 as the exogenous impact of quasi natural experiment, we use Difference-in-Differences (DID) model to analyze the impact of green trade barriers on the environmental behavior of Chinese export enterprises based on the matched tripartite micro database of Chinese industrial enterprises, Chinese industrial enterprises' pollution data and Chinese customs data. The results of the study show that green trade barriers can improve the environmental performance of export enterprises in different degrees overall, the impact of which significantly reduces the emission intensity of air and water pollution and improves the water use efficiency of Chinese export enterprises. However, there are strong industry and regional heterogeneity. Export enterprises in the eastern region, manufacturing industry and high-pollution industry have obvious emission reduction effect, but they are quite different in other industries and regions. According to the mechanism analysis, enterprise green innovation compensation and end treatment cost crowding are important reasons for green trade barrier to improve environmental performance. The policy implications of this study show that Chinese export enterprises can transform the impact of green trade barriers into the endogenous driving force of their own green transformation and upgrading, which effectively promotes the high-quality development of Chinese foreign trade.

Keywords: Green Trade Barrier, Enterprise Environmental Performance, Export Enterprises

JEL Classification: F18, Q56

(责任编辑:彭爽)