

出口行为如何影响企业环境绩效

刘启仁, 陈 恬

[摘要] 本文首次采用中国制造业企业层面的能源消耗和产出微观数据,利用细分能源类型的二氧化碳排放因子换算得到微观企业环境绩效指标,即单位产出的二氧化碳排放量(二氧化碳排放强度),并试图以企业劳动生产率为桥梁,结合中国出口企业“生产率悖论现象”,研究中国企业出口行为对其环境绩效的影响机制。本文基于企业生产函数框架构建计量模型,实证结果表明:①出口造成中国企业二氧化碳排放强度显著增大,同时,排放强度随着企业出口密度的提高不断增长,出口并没有显著提升企业环境绩效,考虑不同生产函数形式后结论均较为稳健。②传统的“污染避难所问题”并不是造成中国出口企业二氧化碳排放强度更高的主要原因。③中国出口企业生产效率更低,进而导致更高的碳排放强度。④出口企业的低效率和低加成率(低利润率)进一步拖累了企业技术升级和环保投资,这是出口造成企业更为污染的重要原因。本文的研究弥补了贸易与中国微观企业层面环境绩效关系研究的缺口,从微观层面给予污染治理与减排策略以政策参考,证实了在国际贸易进程中不仅应制定宏观目标,还应直接着眼于微观企业,特别是促使出口企业提高自身的生产率,从而推动经济与环境的全面可持续发展。

[关键词] 企业减排; 碳排放强度; 贸易与环境; 生产率悖论

[中图分类号]F424 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)01-0099-19

一、问题提出

国际贸易带来了大批新兴国家经济的飞跃,同时也带来了排放和污染的全球化问题。近年来,污染治理问题逐步在中国受到重视,2019年政府工作报告以“加强污染防治和生态建设,大力推动绿色发展”为政府工作任务中的重点之一,并且指出“企业作为污染防治主体,必须依法履行防治责任”。这不仅顺应了党的十九大报告中“构建政府为主导、企业为主体、社会组织和公众共同参与的环境治理体系”的要求,明确了企业在生态建设中应当承担的责任,还强调了实体经济发展应与生态环境建设有机结合,缺一不可。

但工业经济发展初期,以环境为代价,似乎已成为难以逾越的阶段。2012年亚洲开发银行的《迈向环境可持续的未来——中华人民共和国国家环境分析》报告声称,中国仅有1%的城市拥有世

[收稿日期] 2019-04-10

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“我国企业产品加成率测度与对外贸易的福利分解研究”(批准号17BJL110)。

[作者简介] 刘启仁,广州大学经济与统计学院教授,经济学博士;陈恬,暨南大学经济学院硕士研究生。通讯作者:刘启仁,电子邮箱:liuqiren@126.com。感谢暨南大学 HPC 运算支持,同时感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见。当然文责自负。

界卫生组织标准之上的空气质量,并且在全球污染问题最严重的 10 座城市名单中,中国城市占比超过半数。Zhang et al.(2017)利用全球模型估算指出,2007 年世界上与 PM_{2.5} 空气污染相关的 345 万过早死亡事例中,大约 12%与另一个地区排放的空气污染物有关,22%与生产全球化和消费全球化导致的产销分离有关。在这样的环境状况之下,不可否认,中国制造业企业产生的大量污染物必然也会对中国及至其他地区的生态和居民造成影响,那么,参与国际贸易的中国制造业企业在全球环境问题中究竟扮演何种角色?相对于内销企业,中国制造业出口企业是否更为污染严重,同时,出口行为本身对出口企业的排放特征是否有显著的影响,如果有,影响机制又会是怎样的呢?

事实上,在过去的二十多年,学者们就经济全球化对环境的影响争论不休:①贸易保护主义者认为自由贸易会导致污染企业的转移从而加重发展中国家的环境污染;②自由贸易主义者坚信自由贸易过程之中的技术外溢等能够降低各国的出口企业的污染排放量。目前,这些争论大都基于国家、地区、行业等层面对贸易自由化的影响进行研究,但显然,行业层面的影响应该来源于行业中的个体生产者,令人遗憾的是,目前,人们基于企业层面对贸易自由化对环境影响的了解还较少。这使得目前污染治理与减排政策的制定与落实缺乏实际微观层面理论的支撑与指导。而只有了解企业层面的排放特征与背后影响机制,才能够更精确地把握住微观实际操作层面上企业减排的重心,才能够更有效地将减排及治理目标落到实处。

近几年,研究者逐步意识到了企业层面环境问题研究的缺失,并开始基于发达国家企业层面参与国际贸易的微观主体的排放特征进行分析,他们的研究普遍认为,相对于内销企业来说,参与国际贸易的发达国家出口企业拥有更低的排放强度,而背后的主要影响机制是发达国家出口企业的生产率相对较高(Cui et al.,2016;Richter and Schiersch,2017)。然而,学者们所认为的以企业生产率为核心的影响机制是否可信,如果可信,出口企业生产率相对较高的这样一个在发达国家经典的影响机制在中国又是否成立呢?经典的新新贸易理论认为,由于出口市场的门槛相对内销更高,进入出口市场的企业本身比未进入出口市场的企业生产效率更高(Melitz,2003)。但由于中国自改革开放以来的发展方式与西方发达国家存在较大差异,一系列研究表明,这种“选择效应”可能在中国受到严重扭曲,存在显著的“出口生产率悖论现象”(Dai et al.,2016;Lu et al.,2010;Lu,2010),这意味着中国参与出口的企业并不是那些生产效率相对较高的企业。出口企业的低效率一方面意味着单位产出需要消耗更大的投入,这其中就包括能源投入,进而可能造成单位产出更大的二氧化碳排放量。另一方面,在国际贸易中,出口企业的低效率不仅意味着“选择效应”的扭曲,通常也意味着这些企业拥有比内销企业更低的加成率和利润率,进而会影响到企业的技术选择(Bustos,2011;刘啟仁和黄建忠,2015),甚至环保投资的决策,最终影响企业的污染排放强度。总之,如果中国企业的“出口选择效应”受到扭曲,从中国企业层面研究参与国际贸易对其二氧化碳排放强度的影响十分必要。然而,由于企业数据的获取和处理存在较大难度,目前关于中国碳排放与出口贸易之间的关系文献主要基于国家、区域以及行业层面(彭水军等,2015),因此,本文的研究试图弥补国际贸易与中国微观企业层面碳排放研究的缺口,从微观企业层面对出口贸易与碳排放之间的关系研究进行重要补充,进而回答中国在参与全球化进程中为何伴随着二氧化碳排放的持续快速增长的问题,并试图基于中国特殊情形下检验两者独特关系的形成机制。

为了检验企业出口和二氧化碳排放强度之间的关系,本文利用中国制造业企业层面能源消耗数据换算得到企业的二氧化碳排放量。同时本文使用了工业品投入价格指数和产出价格指数对企业的产出和投入值进行平减以消除价格因素的影响。本文的结果为中国制造业企业出口与二氧化碳排放强度增加的因果关系提供了证据,发现了传统的“污染避难所问题”不是造成中国出口企业

二氧化碳排放强度更高的主要原因,进一步检验发现该现象在中国形成的主要原因在于:一方面,中国出口制造业企业生产率相对较低,即“生产率悖论”存在;另一方面,出口企业所表现出的低效率和低利润率严重拖累了企业技术升级和环保投资,这也是造成出口企业更为污染的重要原因。

与既有研究相比,本文可能的创新和边际贡献主要体现在以下三点:①利用中国制造业企业数据从企业层面研究了参与出口贸易的微观企业碳排放特征,得出了中国企业出口导致企业二氧化碳排放强度增大的结论,虽然该结论与发达国家数据研究的结论相悖,但更符合中国出口企业“低生产率”的特征事实。②在二氧化碳排放量的测算方面,由于缺乏官方公布的二氧化碳排放量数据,以往的研究较多地使用了各国机构公布的碳排放系数的平均数对二氧化碳排放量进行测算,但各国企业的能源处理技术存在较大差异,这种测算方式不可避免地存在较大的局限性。而本文则利用能源与二氧化碳排放之间的对应关系,并且依据中国企业层面的能源消耗测算出几种主要导致企业二氧化碳排放的能源碳排放因子,从而能够较为准确地计算出各个企业的二氧化碳排放情况。③本文并不是简单地表象阐述是否参与出口对企业二氧化碳排放强度的影响,而是以企业劳动生产率为桥梁,利用企业劳动生产率与二氧化碳排放强度之间的负相关关系,在证明出口企业二氧化碳排放强度相对较高的同时,对其可能机制进行研究,从而将企业出口、劳动生产率以及二氧化碳排放强度三者联系在一起,较为全面地在现象、本质方面证实出口企业的二氧化碳排放强度特征。

本文的剩余部分安排如下:第二部分主要介绍以往国内外研究国际贸易与环境之间关系的相关文献,同时整理中国特殊情形下出口对企业环境绩效的影响机制,并提出本文的待检验假说。第三部分通过引入企业生产函数框架推导评估出口对企业二氧化碳排放强度影响的计量模型,并介绍相关数据来源、处理方法和描述性统计。第四部分介绍出口是否促使企业更为清洁的基准计量结果,以及相关的稳健性讨论。第五部分基于企业生产率机制,对以上结论进行相应的解释。最后为结论。

二、出口行为对企业环境绩效的影响机制与理论假说

在全球化的大背景之下,贸易可能会从多个方面影响到二氧化碳的排放,因此,对于国际贸易与二氧化碳排放之间关系的研究层出不穷且角度各异。从宏观的国家层面看,贸易对环境的影响存在两面性:①自由贸易可能会使得发达国家将较为污染的企业转移到发展中国家,减轻发达国家本身的污染状况,而置发展中国家的环境状况于不顾,从而导致“污染避难所问题”(Xing and Kolstad, 2002; Copeland and Taylor, 1994);②贸易导致的收入增加会强化人们对严格环境监管的要求(Antweiler et al., 2001),同时自由贸易可以促进环保技术的转移,产生技术效应从而降低污染(Hettige et al., 1992)。而从微观的企业层面看,出口企业相对于内销企业而言更加环保(Holladay, 2010; Cui et al., 2016),出口企业的生产相对更依赖于电力而不是传统燃料(Roy and Yasar, 2015),出口市场中激烈的竞争会使得企业更好地进行管理实践从而进一步提高出口企业的环境表现(Bloom et al., 2013; De Loecker and Goldberg, 2014)。

目前为止,大多数研究中国在国际贸易中的二氧化碳排放问题的文献均是基于国家层面上的比较宏观的角度,例如,Weber et al. (2008)利用环境投入产出方法,考虑了出口生产所需的所有上游供应链投入,估算出1987—2005年间中国国内二氧化碳排放量用于出口生产的比例随着出口的增长,逐步由1987年的12%上升到2005年的33%,这证明了中国出口是目前造成大量温室气体排放的重要原因。另外,一些研究还探讨了中国与美国、英国、日本等国家在进行双边贸易时所表现出的二氧化碳排放变化情况(Du et al., 2011; Li and Hewitt, 2008; Liu et al., 2010)。而近年来,也有一些研究开始从国家层面深入至行业层面和区域层面,研究了不同行业以及不同省份国际贸易

对其二氧化碳排放的影响,例如,Guo et al.(2010)基于投入产出模型说明了中美之间的双边贸易产生的二氧化碳排放主要来源于加工制造业,如初级金属、化学、机械、纺织和皮革等行业。

从企业层面来说,出口企业相对于内销企业而言二氧化碳排放强度更低、更环保的一个重要原因是,出口商拥有比内销厂商更高的生产率(Richter and Schiersch,2017),而这种理论的坚实来源可以追溯至由 Melitz(2003)所开创的“新新贸易理论”,该理论的重要贡献之一是,在企业异质性模型的基础之上,利用理论推导并充分证明了由 Clerides et al.(1998)所提出的企业的“出口选择效应”假说,即只有那些生产率较高的企业才有足够的承担出口所需的固定成本,从而做出出口决定,因而内销企业往往是那些生产率相对较低以至于无法跨过固定成本门槛的企业。经过出口选择后,出口企业的劳动生产率显著更高,该理论结论被国外的许多学者证实(Wagner,2007;De Loecker,2007;Bigsten and Gebreyesus,2009),因而“出口选择效应假说”也成为新新贸易理论的经典假说。

一般而言,出口企业的生产、能源处理等技术较好,规模相对内销企业而言更大,其二氧化碳排放强度较低,即出口企业更为清洁,这一理论逻辑在发达国家数据的经验研究中也得到了支持。例如,Richter and Schiersch (2017)认为出口企业的排放强度与其劳动生产率之间高度相关,Bloom and Reenen(2010)和 Shapiro and Walker(2018)均证明了企业生产率与每单位劳动力的污染排放之间呈现出负相关关系,并且,Barrows and Ollivier(2018)使用理论模型清晰地证实了企业生产率与其排放强度之间的负相关关系。总结以上基于发达国家数据的研究文献,本文发现出口企业环境效率和劳动生产率均更高的结论在发达国家中普遍成立。然而,在近年来的研究中,很多学者认为,与发达国家情况相反,中国制造业中生产率较高的企业往往是内销企业,即中国出口市场中存在着“生产率悖论”问题。新新贸易理论所提出的经典“出口选择效应”假说在中国面临着巨大的质疑并且得到了不同内在机制的证实(Lu et al.,2010;Lu,2010;Dai et al.,2016)。本文利用2008—2011年中国制造业企业的数据直接检验企业出口与其二氧化碳排放强度之间的关系,得到出口显著造成中国制造业企业二氧化碳排放强度增大的结论。究其内在机制:①传统文献认为,环境规制较为宽松的发展中国家存在“污染避难所问题”(Cai et al.,2016;Omri et al.,2014),发达国家向发展中国家转移的大量高污染型的外资企业再进行产品的复出口,或者发达国家企业不生产而选择直接向发展中国家进口高污染产品(Chung,2014),两种现象都可能造成发展中国家出口企业的二氧化碳排放强度相对于内销企业而言更大。②企业劳动生产率和排放强度存在负相关关系,发达国家出口企业生产过程中的效率更高,排放强度相应更低,而中国出口市场中可能存在“生产率悖论”从而导致出口市场中的企业相较于内销企业排放强度更高。

基于以上的文献分析,本文首先基于“污染避难所问题”机制进行实证检验,证实了外资企业的出口并不是造成出口企业相对于内销企业二氧化碳排放强度更大的主因,从而否认了使用“污染避难所问题”机制对本文结论进行完全解释的合理性。随后再通过引入劳动生产率作为研究桥梁对本文的结论进行解释,发现劳动生产率确实对出口企业二氧化碳排放强度有显著影响,从而提出:

假说1:给定其他条件不变,中国企业出口会造成其二氧化碳排放强度更高,出口并不会显著提升企业环境绩效。

以上假说仅从是否出口的角度进行检验,考虑到不同企业出口密度的差异,本文在假说1的基础上进一步提出:

假说2:给定其他条件不变,随着中国企业出口密度的提高,排放强度也会不断增长,出口密度越高,企业环境绩效越差。

根据上述理论分析,除了“污染避难所问题”以外,造成假说1和假说2结论的主要原因在于中国出口市场中可能存在“生产率悖论”(Lu et al.,2010;Lu,2010;Dai et al.,2016),这意味着中国参与出口的企业可能并不是那些生产效率相对较高的企业。而出口企业的低生产效率也意味着单位产出需要消耗更大的投入,这其中就包括能源投入,进而可能造成单位产出更大的二氧化碳排放量。因此,为了解释中国企业出口对其环境绩效不利的结论,这里需要进一步检验出口企业生产率是否相对内销企业更低,即:

假说3:给定其他条件不变,中国制造业行业中内销企业相对于出口企业生产更高效,出口市场中存在“生产率悖论”。

另外,当给定市场环境,企业生产率与其加成率和利润率均存在正相关关系(Melitz and Ottaviano,2008),刘啟仁和黄建忠(2015)基于中国出口企业的研究也发现低效率通常意味着低加成率和低利润率,这进而可能会阻碍企业的技术升级选择(Bustos,2011),甚至环保投资的决策,最终影响企业的污染排放程度,从而引出:

假说4:给定其他条件不变,中国出口企业的低生产率导致出口企业技术升级和环保投资的概率显著更低。

因此,本文利用2008—2011年中国制造业企业的数据直接检验企业出口与其二氧化碳排放强度之间的关系,得到出口显著造成中国制造业企业二氧化碳排放强度增大的结论。其基本解释逻辑为:中国制造业出口企业的生产效率相对更低,而出口企业的低生产率会拖累企业技术升级和环保投资,最终导致出口造成企业碳排放强度增大的问题。

三、计量模型构建与数据说明

为检验以上理论命题,本文首先按以下几个步骤来进行数据和计量模型的说明:①参照Copeland and Taylor(2003)和Shapiro and Walker(2018)引入包含污染排放的企业生产函数,并在此基础上引出本文的基准计量模型。②对数据进行了一些必要的说明,介绍了数据的来源及处理过程,特别是介绍了在能源消耗基础上测算企业二氧化碳排放量的方法。③描述性统计与特征事实的说明,对中国制造业企业层面的能源消耗和产出具体数据进行说明。

1. 基准计量模型

本文将先以Cobb-Douglas生产函数为基准,将企业劳动力、资本和中间投入均考虑至企业的生产之中,即企业潜在生产量 Q 为:

$$Q_{it}=L_{it}^{\alpha_l}K_{it}^{\alpha_k}M_{it}^{\alpha_m}e^{\tilde{\omega}_{it}}e^{\epsilon_{it}} \quad (1)$$

其中,下标 t 和 i 分别代表年份和企业, Q_{it} 为企业 i 在 t 年的潜在生产量,投入变量 L_{it} 、 K_{it} 和 M_{it} 分别代表劳动力、资本和中间投入量, α_l 、 α_k 、 α_m 分别为劳动力、资本和中间投入量产出的弹性系数。值得注意的是, $\tilde{\omega}_{it}$ 代表中国制造业企业在生产过程中表现出来的综合生产率, ϵ_{it} 为误差项,在本文的生产函数之中,这两项的值是无法被直接观测到的。

参照Copeland and Taylor(2003)和Shapiro and Walker(2018),企业利用一部分潜在的产量(假设比例为 θ)用于减排活动,因此,可以进一步将二氧化碳排放纳入企业净生产函数当中^①,即企

① Copeland and Taylor(2003)将污染物纳入企业生产函数的做法越来越多地在环境经济学领域被采用。其中Shapiro and Walker(2018)则是根据Copeland and Taylor(2003)的思路将Melitz(2003)模型纳入企业污染排放,并构建理论模型。

业相应的净产出 Y 和二氧化碳排放量 CO_2 为:

$$Y_{it} = (1-\theta)Q_{it} \quad (2)$$

$$CO_{2it} = (1-\theta)^{1/a} Q_{it} \quad (3)$$

其中, θ 为企业用于减排的投入占总潜在产出的比例, $0 < a < 1$ 为相应的减排技术, 从式(3)可以看出二氧化碳排放量是产出的增函数、减排投入 θ 的减函数。将式(3)中的 $1-\theta$ 解出, 并结合式(1)和式(2)可得企业净产出 Y 为:

$$Y_{it} = L_{it}^{\alpha_l(1-a)} K_{it}^{\alpha_k(1-a)} M_{it}^{\alpha_m(1-a)} CO_{2it}^a e^{\tilde{\omega}_i} e^{\epsilon_{it}} \quad (4)$$

在潜在产出基础上, 本文将企业二氧化碳排放量视为企业的一种投入量(Copeland and Taylor, 2003), 因此, 本文在传统的 Cobb-Douglas 生产函数的基础上纳入企业碳排放。根据 De Loecker (2007), 本文在此假设企业当期的综合生产率受上一期出口 exp_L1_{it} 的影响, 即 $\tilde{\omega}_i = \omega_i + \delta_x exp_L1_{it}$, 其中 ω_i 为企业在进入时随机抽取得到的异质性生产率。^① 随后, 本文将 CO_{2it} 除以企业净产值 Y_{it} , 得到企业的二氧化碳排放强度 EM_{it} , 即 $EM_{it} = CO_{2it}/Y_{it}$, EM_{it} 越大表明企业每单位产出所排放的二氧化碳量越多, 企业越污染, 否则企业越清洁。对于二氧化碳排放强度 EM_{it} 的等式, 将 Y_{it} 由式(4)代换, 再同取对数, 最后, 本文加入控制时间固定效应 λ_t , 得到企业层面的二氧化碳排放强度计量模型为:

$$em_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + (1-a)co_{2it} + \delta_x exp_L1_{it} + \omega_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, 本文用小写字母代表二氧化碳排放强度的自然对数, 以及劳动力、资本等相应投入变量的自然对数; β 和式(4)中相应的 $\alpha(1-a)$ 值符号正好相反, 例如: $\beta_l = -\alpha_l(1-a)$, 这意味着考虑减排活动后, 相应投入的净产出弹性可以使用 $-\beta$ 来表示; 而 δ_x 为出口对企业二氧化碳排放强度的影响, 根据假说 1, 本文预期 δ_x 显著为正, 即出口会造成企业二氧化碳排放强度显著增加。由于式(5)中企业的异质性生产率 ω_i 无法直接观测得到, 为得到式(5)中系数的无偏估计量, 本文通过控制企业固定效应来控制 ω_i 。

2. 数据来源与处理

(1)数据来源。本文利用 2008—2011 年度的中国制造业企业面板数据, 数据均来源于全国税收调查数据库。该数据不但类似常用的中国工业企业数据库, 包含企业详细的总产值、增加值、职工人数、应纳税额、资产数等相关财务信息, 更重要的是, 该数据库还报告了企业出口货物销售额和细分的能源消耗量, 这适用于本文检验企业出口行为和二氧化碳排放强度之间的关系。

企业的数据处理方式具体如下: 首先, 为了消除价格因素可能导致的研究偏差, 本文使用工业品投入和产出价格指数对企业的产出和投入值进行平减。其次, 本文将企业的总产值记为 Y , 企业增加值记为 VA , 将职工人数记为 L , 企业资产数记为 K , 由企业出口货物销售额是否为正得到的企业出口虚拟变量, 记为 exp 。另外, 本文采用出口货物销售额除以企业工业总产值, 得到企业层面的出口密度。最后, 根据生产法的计算公式, 可反推从而计算出企业的中间投入: $M = \text{企业总产值} - \text{企业增加值} + \text{企业增值税}$ 。

(2)二氧化碳排放量的核算。虽然企业能源的使用量数据可以直接获取, 但是二氧化碳排放量并不是一个可以直接观测的变量。因而, 二氧化碳的测算是本文研究顺利开展的前提和基础。企业

^① 例如, Melitz(2003)模型中作者假设企业从事前的“帕累托分布”中随机抽取得到企业异质性生产率, 当其得到的生产率高于行业的存活生产率下限, 则企业继续从事生产, 否则直接退出市场。

所使用的化石燃料是碳氢化合物,在化学原理中它们由氢和碳原子组成,根据化学方程式:



其中,CH₄为甲烷,由碳原子C、氢原子H组成,是油田气等多种燃料的主要成分,O₂为氧气,H₂O为水。式(6)表明,相关化石燃料的燃烧将导致碳氧化成二氧化碳,化学燃料使用数据可以线性转化为二氧化碳排放量数据,这种线性关系满足于所有的化石燃料,只是,由于每种化石燃料的碳含量(碳和氢不同的组合)不同,会导致线性关系的大小不同。因此,本文对二氧化碳排放量CO₂的测算,从其与化石燃料的线性关系出发,经过一定的换算,将企业投入的能源换算成二氧化碳排放量。企业在生产时所耗费的能源虽然种类繁多,但大都以电力、煤炭以及石油为主,全国税收调查数据库报告了企业当年电力、煤炭以及石油的分类消耗量,因此,本文在进行换算时采取了这三类能源数据进行测算:①根据中国能源统计年鉴公布的标准煤折算系数将电力、煤炭以及石油不同的计量单位统一换算成标准煤。②利用《国家发展改革委关于印发〈节能低碳技术推广管理暂行办法〉的通知》中的《二氧化碳减排量估算方法及参数选择》换算系数算出企业所排放的二氧化碳量。为了计算简便,本文手工整理出三种能源的碳排放因子于表1,利用表中的碳排放因子,本文可以直接利用能源消耗量测算出各个企业的二氧化碳排放量。

表1 二氧化碳排放因子核算

能源消耗	碳排放因子
电力	7.50tCO ₂ /MWH
煤炭	1.89tCO ₂ /t
石油	3.02tCO ₂ /t

注:本文首先将能源的计量单位统一换算成标准煤,再利用二氧化碳减排量估算参数计算得到相应的碳排放因子。

(3)数据描述性统计。经过对原始数据的上述处理,对于本文中所使用的关键变量的描述性统计可见表2。本文的中国制造业企业数据覆盖了2008—2011年约40多万个样本量。表中统计的数据除出口和出口密度以外均为各个变量的对数值(小写字母代表对数值),可以发现:①参与主体基准回归的数据样本量最小为416811个观测值,二氧化碳排放强度对数(em)均值为1.49,其标准差反映出不同企业之间的碳排放强度呈现较大的差异,相应的二氧化碳排放量对数(co₂)均值为6.41。②企业加成率对数(markup)^①均值为0.17,相当于加成率水平为1.18,加成率平均水平偏低,这也反映出企业平均利润率偏低。③从企业的出口相关数据,可以发现,平均21.84%的企业上一期进行了出口,而平均出口密度仅为8.3%。另外,从表2中还可以得出,企业之间的要素投入和产出存在较大的差异,样本量具有代表性。

四、计量结果及稳健性讨论

1. 基准计量结果

本文的总体基准计量结果基于式(5)得到,用于检验出口与企业二氧化碳排放强度之间的关系。本文以Cobb-Douglas生产函数为基本生产函数形式,上一期企业是否出口exp_L1作为核心解释变量,所得出的总体计量结果见表3中第(1)—(3)列,总体结果与Richter and Schiersch(2017)的结论基本相反:①从第(1)列中可见,exp_L1的系数显著为正,这表明,中国制造业出口导致其更高的二氧化碳排放强度,即制造业出口商每单位产出的二氧化碳排放量较高。②考虑到环境规制强度的变化带来的趋势影响,本文在表3第(2)列中控制了年份趋势项year,结果发现year的系数显

① 本文采用“价格成本边际”代替企业的加成率,即直接采用企业的营业额与相应的总成本进行计算。

表 2 描述性统计

变量名	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>em</i>	二氧化碳排放强度对数	416811	1.4870	2.6513	-13.3750	25.3840
<i>e_y</i>	能源消耗强度对数	416811	-0.0529	2.7106	-15.1837	24.4133
<i>y_l</i>	人均产出对数	416811	0.6859	2.2131	-14.6274	13.5574
<i>va_l</i>	人均增加值对数	366023	-1.2410	2.5014	-16.6508	12.0408
<i>l</i>	雇佣人数对数	444291	4.3044	1.4357	-0.6931	16.9405
<i>k</i>	固定资产对数	444291	9.7562	1.9640	0.0000	19.4559
<i>m</i>	中间投入对数	444291	4.0826	3.4656	-25.8108	18.1813
<i>co₂</i>	二氧化碳排放量对数	444291	6.4117	2.6239	-2.5903	34.1844
<i>exp_L1</i>	是否出口(上一年)	444291	0.2184	0.4132	0.0000	1.0000
<i>expden_L1</i>	出口密度(上一年)	442214	0.0830	0.2429	0.0000	1.0000
<i>markup</i>	加成率对数	432700	0.1675	0.3330	-24.0185	12.2133

资料来源:2008—2011年全国税收企业调查数据库,指标经作者计算得到。

表 3 企业出口与二氧化碳排放强度的基准计量结果

变量	碳排放强度			能源消耗强度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>exp_L1</i>	0.0310** (0.0140)	0.1822*** (0.0138)	0.1778*** (0.0142)	0.0435*** (0.0142)	0.1996*** (0.0141)	0.1870*** (0.0144)
<i>l</i>	-0.0624*** (0.0183)	-0.1499*** (0.0181)	-0.1497*** (0.0181)	-0.0593*** (0.0187)	-0.1496*** (0.0184)	-0.1493*** (0.0184)
<i>k</i>	-0.4376*** (0.0189)	-0.1530*** (0.0168)	-0.1539*** (0.0169)	-0.4447*** (0.0194)	-0.1509*** (0.0173)	-0.1533*** (0.0173)
<i>m</i>	-0.3672*** (0.0046)	-0.3637*** (0.0045)	-0.3638*** (0.0044)	-0.3679*** (0.0046)	-0.3643*** (0.0045)	-0.3645*** (0.0045)
<i>co₂</i>	0.7710*** (0.0038)	0.7744*** (0.0037)	0.7745*** (0.0037)	0.7878*** (0.0039)	0.7913*** (0.0037)	0.7914*** (0.0037)
<i>year</i>		-0.4211*** (0.0070)			-0.4348*** (0.0072)	
截距项	2.6147*** (0.1918)	846.5413*** (14.0539)	0.6381*** (0.1728)	1.0227*** (0.1964)	872.5246*** (14.3529)	-0.9920*** (0.1774)
年度固定效应	否	否	是	否	否	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	416811	416811	416811	416811	416811	416811
R ²	0.8864	0.8934	0.8934	0.8868	0.8939	0.8940

注: *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 显著水平, 括号内均为企业层面聚类的标准误, 年份固定效应采用年份的虚拟变量进行控制, 计量结果均根据式(5)控制了企业固定效应, 以下各表同。

著为负, 这反映出由于中国环境规制越来越严格, 企业平均的碳排放强度有所降低。然而, 控制环境规制强度的变化等宏观因素后, 本文发现 *exp_L1* 的系数增大到 6 倍左右, 这说明剔除宏观环境规制的影响后, 企业碳排放强度受出口行为的影响更为严重。③本文在表 3 第(3)列中采用年份虚拟变量的形式控制年份固定效应, 结果与第(2)列类似。

总之, 在本文控制了年度固定效应之后, 平均而言, 出口企业造成企业碳排放强度提升了 17.78%, 这一结论与基于发达国家的数据研究结论相反, 初步反映出中国制造业企业的出口及其环境绩效与发达国家有所差异, 更为符合中国出口量迅速增长与污染加剧的现实背景。

2. 考虑不同生产函数形式的稳健性

以上基准分析反映了出口对企业环境绩效的不利影响, 并且已经估计出各种参与回归模型的

要素产出弹性。然而,由于 Cobb-Douglas 生产函数需要基于要素之间不变替代弹性的前提假设,具有一定的局限性,可能会引起结果方面的偏差。为了检验基准结论的稳健性,本文进一步采用了较为灵活的 Translog 生产函数进行再次检验。Translog 生产函数以生产要素之间可变的替代弹性为前提,可以较好地纳入生产函数中各种投入之间的影响,即基准计量模型由式(5)变为:

$$em_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + (1-a)co_{2it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{cc} co_{2it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{lc} l_{it} co_{2it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{kc} k_{it} co_{2it} + \beta_{mc} m_{it} co_{2it} + \delta_x \exp_L1_{it} + \omega_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

上式中可以发现,要素的影响弹性会呈现出企业和时间维度的异质性,例如,中间投入的弹性为 $\beta_m + 2\beta_{mm} m_{it} + \beta_{lm} l_{it} + \beta_{km} k_{it} + \beta_{mc} co_{2it}$,由于中间投入的弹性不但取决于其中间投入的多少,也取决于其他投入的多少,因此蕴含了要素之间的可变的替代弹性,纳入了要素产出弹性在企业和时间维度上的异质性。

应用 Translog 生产函数(即式(7))所得出的结果可见表 4,其中在第(1)列中控制了年份趋势项 *year*,而第(2)列中控制了年份固定效应(即年份虚拟变量),在以上两列中, *exp_L1* 的系数均显著为正。本文再次将二氧化碳排放强度替换成为能源消耗强度代入计量模型(7)中进行验证得到表 4 中第(3)列和第(4)列的结果,第(3)列和第(4)列中 *exp_L1* 的系数与第(1)列和第(2)列中 *exp_L1* 的系数依旧接近,这进一步证实了本文对于二氧化碳排放量核算的精确性。总之,在控制住年份固定效应的情况下,考虑了要素之间的可变替代弹性后,本文仍然发现制造业出口会导致二氧化碳排放强度的增加,平均而言,出口导致企业的碳排放强度上升约 13.92%,结果与表 3 中 Cobb-Douglas 生产函数所得出的结论相一致,这表明表 3 中的基准结果较为稳健,假说 1 成立。

3. 工具变量回归的稳健性

本文在分析企业出口行为对其环境绩效影响时,主要采用了滞后一期的出口行为,一定程度上减轻了反向因果带来的内生性。然而,一些不可观测因素也可能影响企业的出口行为,从而带来相应的内生性问题。因此,本文试图采用工具变量法来处理该内生性问题,考虑到企业出口的工具变量需要满足外生性和相关性要求,本文采用企业离海岸线远近的地理因素作为工具变量,距离海岸线作为地理属性相对而言更为外生一些,然而,由于地理因素固定不变,缺乏年份之间的变化,因此,这里进一步纳入企业面临的实际有效汇率变化,即采用“离海岸线的距离乘以当年实际有效汇率”作为企业当年是否出口的工具变量,由于两者均会影响企业是否出口,而且两者相对微观企业而言较为外生,因此满足工具变量的适用条件。其中,离海岸线的距离采用企业所在城市离海岸线的距离表示,而实际有效汇率采用国际清算银行(BIS)公布的相应数据。

采用该工具变量进行稳健性检验的结果如表 5,从表中可以发现,采用工具变量二阶段回归得到的结果与基准回归一致,出口均导致了企业碳排放强度和能源消耗强度的提高,该结论无论是在第(1)列和第(3)列中的 CD 生产函数,还是第(2)列和第(4)列中的 Translog 生产函数上均具有稳健性。工具变量的检验方面,本文发现“Kleibergen-Paap rk LM 统计量”的相应 P 值均为 0,而“Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量”均大于相应的 Stock-Yogo 弱工具变量检验的 10%临界值,这反映出可以显著拒绝弱工具变量的原假设。表 5 还报告了“内生性检验”统计量和 P 值,结果均显著拒绝“内生变量为外生”的原假设,反映出出口变量存在一定程度的内生性问题,有必要采用工具变量进行稳健性分析。总之,采用工具变量法控制不可观测因素带来的内生性问题后,假说 1 的基准结论均较为稳健。

4. 出口密度检验的稳健性

本文已经检验了是否出口对企业碳排放强度产生了影响,为了能够更为细致地反映拥有不同

表 4 基于 Translog 生产函数的稳健性检验结果

变量	碳排放强度		能源消耗强度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>exp_L1</i>	0.1073*** (0.0117)	0.1392*** (0.0120)	0.1232*** (0.0120)	0.1480*** (0.0123)
<i>l</i>	-0.1908*** (0.0714)	-0.2085*** (0.0716)	-0.2228*** (0.0728)	-0.2366*** (0.0730)
<i>k</i>	0.3399*** (0.0606)	0.3220*** (0.0602)	0.3365*** (0.0623)	0.3225*** (0.0620)
<i>m</i>	-0.7352*** (0.0142)	-0.7275*** (0.0143)	-0.7296*** (0.0144)	-0.7237*** (0.0145)
<i>co₂</i>	0.9911*** (0.0170)	1.0024*** (0.0171)	0.9904*** (0.0173)	0.9992*** (0.0174)
<i>l×l</i>	0.0291*** (0.0072)	0.0308*** (0.0073)	0.0298*** (0.0072)	0.0312*** (0.0072)
<i>k×k</i>	-0.0212*** (0.0038)	-0.0196*** (0.0038)	-0.0213*** (0.0039)	-0.0201*** (0.0039)
<i>m×m</i>	-0.0250*** (0.0002)	-0.0252*** (0.0002)	-0.0252*** (0.0002)	-0.0254*** (0.0002)
<i>co₂×co₂</i>	0.0010 (0.0008)	0.0015* (0.0008)	0.0020** (0.0008)	0.0025*** (0.0008)
<i>l×k</i>	-0.0174** (0.0082)	-0.0155* (0.0082)	-0.0144* (0.0084)	-0.0129 (0.0084)
<i>l×m</i>	0.0128*** (0.0026)	0.0126*** (0.0026)	0.0120*** (0.0026)	0.0119*** (0.0026)
<i>l×co₂</i>	-0.0031 (0.0034)	-0.0056* (0.0034)	-0.0031 (0.0034)	-0.0050 (0.0034)
<i>k×m</i>	0.0266*** (0.0021)	0.0256*** (0.0021)	0.0259*** (0.0021)	0.0251*** (0.0021)
<i>k×co₂</i>	-0.0213*** (0.0025)	-0.0223*** (0.0025)	-0.0214*** (0.0025)	-0.0222*** (0.0025)
<i>m×co₂</i>	0.0127*** (0.0011)	0.0131*** (0.0011)	0.0133*** (0.0011)	0.0137*** (0.0011)
<i>year</i>	-0.3885*** (0.0066)		-0.4001*** (0.0067)	
年度固定效应	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	416811	416811	416811	416811
R ²	0.9199	0.9200	0.9197	0.9197

注: 本表省略了常数项的回归结果。

出口密度的企业的环境绩效差异,尤其是随机出口(如只偶尔出口一次)以及出口导向型企业之间二氧化碳排放强度的区别,同时也是为了证明本文研究结果的稳健性,本文参考 Cole et al.(2013)将出口的虚拟变量 *exp_L1* 替换为出口密度 *expden_L1*(货物出口销售额与企业总产值之比)对所有制造业出口企业进行回归,回归结果表 6 显示在两种生产函数之下,制造业企业出口强度与二氧化碳排放强度之间均为正相关关系,当出口销售占总销售额的份额增加 1 个百分点时,制造业的二氧化碳排放强度平均增加约 9.45%—17.70%。这反映出随着企业出口密度的提高,排放强度也在不断增长,出口并没有提升企业的环境绩效。总之,基于出口密度的检验结论也与之前的基准结果一致,假说 2 成立。

总之,本文基于出口密度、不同生产函数形式,结果均发现出口显著导致了企业二氧化碳排放强度的上升,出口并不利于企业变得清洁,基准结论较为稳健,假说 1 和 2 成立。

表5 工具变量回归的稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	碳排放强度		能源消耗强度	
	C-D 形式	Translog 形式	C-D 形式	Translog 形式
<i>exp_L1</i>	1.459*** (0.138)	0.977*** (0.125)	1.325*** (0.140)	0.832*** (0.127)
<i>l</i>	-0.171*** (0.012)	-0.190*** (0.046)	-0.168*** (0.012)	-0.221*** (0.047)
<i>k</i>	-0.158*** (0.011)	0.390*** (0.040)	-0.157*** (0.011)	0.378*** (0.041)
<i>m</i>	-0.367*** (0.003)	-0.716*** (0.009)	-0.367*** (0.003)	-0.714*** (0.009)
<i>co₂</i>	0.789*** (0.003)	1.029*** (0.012)	0.804*** (0.003)	1.021*** (0.012)
<i>l×l</i>		0.035*** (0.005)		0.034*** (0.005)
<i>k×k</i>		-0.021*** (0.002)		-0.022*** (0.002)
<i>m×m</i>		-0.025*** (0.000)		-0.025*** (0.000)
<i>co₂×co₂</i>		0.001 (0.001)		0.002*** (0.001)
<i>l×k</i>		-0.022*** (0.005)		-0.018*** (0.005)
<i>l×m</i>		0.011*** (0.002)		0.011*** (0.002)
<i>l×co₂</i>		-0.005** (0.002)		-0.004* (0.002)
<i>k×m</i>		0.024*** (0.001)		0.024*** (0.001)
<i>k×co₂</i>		-0.024*** (0.002)		-0.023*** (0.002)
<i>m×co₂</i>		0.014*** (0.001)		0.014*** (0.001)
年度固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	1154.818 [0.000]	1124.802 [0.000]	1154.818 [0.000]	1124.802 [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	379.073 [16.38]	374.029 [16.38]	379.073 [16.38]	374.029 [16.38]
“内生性检验”统计量	93.285 [0.000]	47.288 [0.000]	70.962 [0.000]	30.289 [0.000]
样本量	288581	288581	288581	288581
R ²	0.540	0.671	0.551	0.675

注：以上均为采用企业“离海岸线距离乘以实际有效汇率”作为是否出口的工具变量得到的第二阶段回归结果。Kleibergen-Paap rk LM 统计量中括号为相应的 P 值，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量中括号为相应的 Stock-Yogo 弱工具变量检验的 10% 临界值，“内生性检验”为原假设为“内生变量为外生”，该统计量下方括号内为相应的 P 值。

五、进一步讨论

上述计量分析结果表明，出口造成中国企业二氧化碳排放强度显著更高，与此同时，随着企业出口密度的提高，排放强度也在不断增长，出口并没有促使企业提升环境绩效。本文进一步考虑了

表 6 企业出口密度与企业二氧化碳排放强度

变量	Cobb-Douglas 生产函数	Translog 生产函数
	(1)	(2)
<i>expden_L1</i>	0.1770*** (0.0325)	0.0945*** (0.0267)
年度固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
样本量	414865	414865
R ²	0.8933	0.9200

注: 表 6 至表 10 均省略了控制变量及常数项的回归结果, 完整回归结果请参见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org>) 公开附件。

不同生产函数形式, 结论均较为稳健。然而, 这一结论与现有基于发达国家的数据研究结论相悖, 本部分进一步探究其形成机制。本文的主要思路是基于劳动生产率试图解释上文发现的中国制造业出口企业与其二氧化碳排放强度之间的关系, 若出口企业生产率低于内销企业, 则根据 Barrows and Ollivier (2018) 的理论模型, 出口企业二氧化碳排放强度会更高。因此, 中国出口市场上的内销与出口企业生产过程中是否真的存在效率上的显著差异是本文研究出口企业与其二氧化碳排放强度之间关系的突破点。

但是, 传统理论认为, 发展中国家由于环境规制不够严苛, 可能存在“污染避难所问题”, 导致出口市场中的企业存在较高的二氧化碳排放强度, 出口企业较高的二氧化碳排放强度便得以解释。因此, 本文在基于劳动生产率角度讨论出口与二氧化碳排放强度之间的关系之前, 首先应当明确“污染避难所问题”给出口企业二氧化碳排放强度所带来的影响, 从而更完整准确地探究本文结论的内在机制。

因此, 本部分主要的分析思路为: ①基于传统的“污染避难所问题”角度讨论出口企业二氧化碳排放强度的特点, 证实“污染避难所问题”不是造成出口企业高二氧化碳排放强度的主因, 而出口企业生产过程中的效率可能是解释其较高二氧化碳排放强度的关键; ②对中国制造业出口企业的“生产率悖论”问题进行简要分析, 即假说 3; ③基于生产率与加成率(利润率)的正相关关系, 本文依据企业加成率(利润率)的差异, 比较了出口企业在不同加成率条件下的二氧化碳排放强度; ④本文检验由于出口企业低生产率、低加成率导致的对企业技术升级和环保投资方面的拖累, 进而得到出口不利于企业提升环境绩效的结论。

1. “污染避难所”机制的检验

“污染避难所”概念来源于 Copeland and Taylor (1994) 对南北贸易以及环境的研究之中, 其主要思想是, 为了降低生产成本, 自由贸易会导致污染企业从环境监管严格的发达国家转移到环境监管机制相对不健全的发展中国家, 使发展中国家成为发达国家的“污染避难所”。但之后的研究进程中发现, 发达国家向发展中国家转移污染的方式不限于向发展中国家转移污染型的外资企业, 还表现为向发展中国家直接进口自身不生产的污染性产品。因此, 本文对于“污染避难所”的研究主要分为两个部分: ①对外资型出口企业的碳排放强度进行研究, 若外资型出口企业的碳排放强度显著为正且高于非外资型出口企业, 则发达国家向发展中国家转移污染型外资企业的转移污染机制存在; ②对中国本土生产污染型产品的污染型出口企业的碳排放强度进行研究, 若生产污染型产品的出口企业的碳排放强度显著为正且高于生产清洁型产品的清洁型出口企业, 则发达国家直接向中国进口污染型产品的转移污染机制可能存在。

本文将利用中国制造业企业数据, 首先将企业进行分类为外资和非外资企业, 再根据企业能源

效率的高低,将企业分为清洁型行业和污染型行业。随后分别代入式(5)逐一进行回归,回归结果可见表7,其中第(1)列和第(2)列分别展示了外资和非外资企业的回归结果,而第(3)列和第(4)列分别展示了清洁型和污染型行业的回归结果。从表7可知:①外资型出口企业相对于外资型非出口企业而言,二氧化碳排放强度显著提高7.52%,但是,非外资出口企业的二氧化碳排放强度也显著更高,且幅度高达18.97%,是相应第(1)列中相应系数的2倍多。虽然“污染避难所假说”可以解释第(1)列中发达国家外资企业转移之后的复出口导致出口企业二氧化碳排放强度显著升高,然而,并无法解释第(2)列中非外资企业的出口企业二氧化碳排放强度更高且幅度更大的现象,因此,造成出口企业二氧化碳排放强度更高的主要原因并不是由“污染避难所问题”带来。②进一步区分清洁型行业和污染型行业检验“污染避难所问题”,表7第(4)列显示污染型出口企业的二氧化碳排放强度并没有显著高于污染型非出口企业,第(3)列中清洁行业中出口系数虽然为负,但并不显著。总之,没有充足的证据证明污染型出口企业的二氧化碳排放强度显著高于清洁型出口企业,发达国家直接从中国进口污染型产品从而导致中国制造业出口企业碳排放强度升高的机制也无法得到明确证实。根据表7的实证检验结果,“污染避难所”的两个内在污染传导机制都不是导致中国出口企业二氧化碳排放强度相对于内销企业更高的主要原因,也就是说,中国出口企业二氧化碳排放强度更高的现象应该是由其他更深层次的原因所驱动。

表7 “污染避难所”机制检验

变量	(1)外资 <i>em</i>	(2)非外资 <i>em</i>	(3)清洁型行业 <i>em</i>	(4)污染型行业 <i>em</i>
<i>exp_L1</i>	0.0752** (0.0381)	0.1897*** (0.0163)	-0.0119 (0.0443)	0.0924 (0.0804)
年度固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	58571	358240	36866	37292
R ²	0.8868	0.8978	0.9456	0.9308

2. 出口企业“生产率悖论”机制

以上基准模型得到了出口对中国企业环境绩效带来不利影响的结论,然而,根据 Barrows and Ollivier(2018)的理论模型,如果出口企业劳动生产率相对更低,那么其二氧化碳排放强度则可能更高,即低生产率的出口企业更为污染。因此,为了对假说1和2的基准结论进行初步解释,本文试图基于劳动生产率去理解中国制造业出口企业与其二氧化碳排放强度之间的关系。

为了初步检验企业二氧化碳排放强度与其生产率之间的关系,本文基于2008—2011年中国制造业企业数据,采用散点拟合图形式直接展示企业的生产率与企业二氧化碳排放强度之间的关系。如图1所示,企业的劳动生产率与企业的能源效率之间,是存在显著的负相关关系,企业劳动生产率越低,二氧化碳排放强度越高。

因此,出口与内销企业之间的劳动生

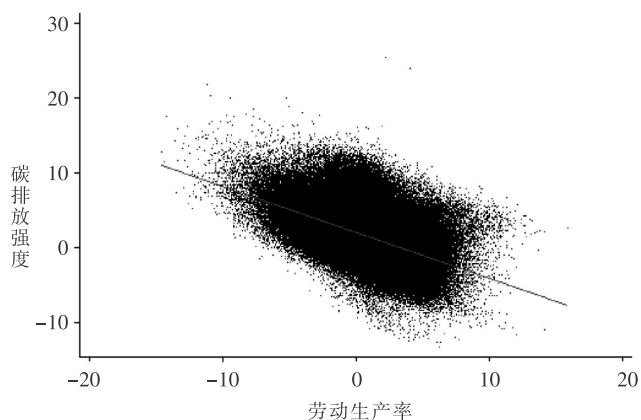


图1 碳排放强度与企业劳动生产率的散点关系

生产率差异的讨论是理解出口企业与其二氧化碳排放强度之间关系的突破口。接下来, 本文进一步对中国制造业出口企业的劳动生产率特点进行计量分析, 即检验假说 3。

本文首先参考 Bernard and Jensen(1999)中的思路, 在控制时间固定效应以及企业固定效应的前提下, 直接将出口虚拟变量(exp)作为解释变量对企业劳动生产率进行回归, 如果出口虚拟变量显著为负, 则表明平均而言出口企业在生产过程中的效率较低, 中国出口市场中存在“生产率悖论”, 假说 3 成立。

检验结果可见表 8, 表中第(1)列和第(3)列分别采用人均产出(y_l)和人均增加值(va_l)来衡量劳动生产率^①, 结果均显示出口的系数显著为负。平均而言, 中国制造业出口企业的人均产出比内销企业低 23.32%, 而出口企业的人均增加值比内销企业低 21.68%。总之, 出口企业在生产过程中表现出了相对于内销企业更低的效率, 本文可以初步判定“生产率悖论”在中国制造业企业之中的确存在, 假说 3 成立。

考虑到企业的投入也会影响到企业的劳动生产率和碳排放效率, 第(1)列和第(3)列没有控制生产过程中的劳动、资本投入等变量, 由于遗漏了相关核心变量, 回归结果可能会存在某种偏差。因此, 为了得到更加精确的结论, 本文进一步控制企业的投入情况, 估计结果如表 8 第(2)列和第(4)列, 从中可以看出, 无论采用人均产出, 还是人均增加值, 结论均与第(1)列和第(3)列类似, 这反映出平均而言出口企业在生产过程中更为低效, 即中国出口企业存在“生产率悖论”, 假说 3 成立, 这一结论也与基于中国工业企业数据的分析结论相一致(Lu et al., 2010; Lu, 2010; Dai et al., 2016)。

表 8 出口企业劳动生产率悖论分析

变量	人均产出		人均增加值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
exp	-0.2332*** (0.0183)	-0.1778*** (0.0142)	-0.2168*** (0.0231)	-0.1612*** (0.0200)
投入变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	416811	416811	366023	366023
R ²	0.7340	0.8470	0.7512	0.8160

注: 第(1)列和第(3)列没有控制生产过程中的劳动、资本投入等变量, 而第(2)列和第(4)列进行相应地控制。

3. 低加成率与出口企业环境绩效

上述分析中证实了中国制造业出口企业的低劳动生产率问题, 然而, 刘啟仁和黄建忠(2015)认为出口企业在生产过程中表现出的低效率也通常意味着它们拥有相对更低的加成率和利润率, 这最终也可能影响到出口企业的碳排放强度。

为了对上述机制进行检验, 本文首先检验了出口对企业加成率对数($markup$)的影响, 表 9 第(1)列的结果显示出口显著带来更低的加成率水平, 出口导致企业加成率水平平均低 0.4%左右。低加成率带来的低利润率可能会导致企业无法负担技术升级和环保投资的成本, 最终导致更高的二氧化碳排放强度。在表 9 第(2)—(4)列中本文将企业总样本按低、中、高加成率分成 3 类, 分别检验了不同加成率水平条件下, 出口对企业二氧化碳排放强度的影响差异, 从第(2)—(4)列可以看出,

① 此处采用劳动生产率而非全要素生产率的主要原因在于, 表 8 第(2)列和第(4)列中控制了企业固定资产、劳动投入、中间投入和能源投入, 以表 8 第(2)列人均产出(y_l)为例, 它实际上可以改写为: $y_{it} = \varphi_l l_{it} - \varphi_k k_{it} - \varphi_m m_{it} - \varphi_c co2_{it} = \varphi_0 + \varphi_x exp_{it} + l_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$, 因此, 实际上表 8 第(2)列为采用全要素生产率来衡量企业效率。

不同加成率水平下出口均显著造成二氧化碳排放强度的上升,但是,出口带来的不利环境影响在低加成率水平的企业中明显更大,而对于相对较高加成率的企业,出口对其二氧化碳排放强度的不利影响最小。

以上分样本的检验可能会受到子样本其他不可观测的特征影响,为了检验第(2)—(4)列结论的稳健性,本文在表9第(5)列中采用总样本加入交互项的形式进行分析,本文同样按企业加成率的高低定义了3个虚拟变量:*low_markup*、*mid_markup*和*high_markup*,分别代表是否为低加成率企业、是否为中等加成率企业和是否为高加成率企业,进而将*low_markup*和*mid_markup*与上一期出口的虚拟变量进行交互,则*exp_L1×low_markup*的系数代表相对于高加成率企业,低加成率企业出口对其二氧化碳排放强度的影响差异,而*exp_L1×mid_markup*则为相对于高加成率企业,中等加成率企业出口对其二氧化碳排放强度的影响差异。表9第(5)列的结果显示,*exp_L1×low_markup*的系数显著为正,这表明相对于高加成率企业,低加成率企业出口对其二氧化碳排放强度的影响显著更大,低加成率企业的出口造成了更大的污染问题,这一结论与第(2)—(4)列的结论一致。

表9 低加成率与出口企业环境绩效检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>markup</i>	低加成率 <i>em</i>	中等加成率 <i>em</i>	高加成率 <i>em</i>	<i>em</i>
<i>exp_L1</i>	-0.0040* (0.0030)	0.2140*** (0.0420)	0.1900*** (0.0380)	0.1530*** (0.0290)	0.1640*** (0.0130)
<i>exp_L1×low_markup</i>					0.0450** (0.0210)
<i>exp_L1×mid_markup</i>					0.0090 (0.0190)
<i>low_markup</i>					-0.1120*** (0.0140)
<i>mid_markup</i>					-0.0520*** (0.0120)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
样本量	432700	127768	136095	152948	416811
R ²	0.7580	0.9330	0.9350	0.9150	0.8930

4. 出口低生产率与企业技术升级、环保投资行为

表9的结论说明出口企业的低效率也伴随着低加成率和利润率,因此,出口企业可能无法承担技术升级和环保投资的成本,最终导致出口对企业环境绩效的不利影响。然而,该技术升级和环保投资的“拖累效应”是否存在呢?

为了直接检验该“拖累效应”,即假说4,本文根据企业报告的有关企业技术升级和环保投资行为构建指标,具体而言:①首先根据Bustos(2011)的研究,通过判断企业是否进口资本品来定义是否进行技术升级,即当企业“进口机器设备进项税额”或“本年增加免征进口增值税生产经营用进口设备(不含资产评估数)”不为零时,本文定义企业进行了技术升级,即*imp_capital*=1;②考虑到企业也可能通过购买国内设备进行技术升级,因此,本文通过判断企业整体的购买设备行为来定义是否进行了技术升级,当“外购设备(不含资产评估数,也不含融资租赁租入设备)”或“融资租赁设备”不为零时,则认为企业进行了技术升级,即定义*equip*=1;③本文通过观察企业是否“购置用于环境保护专用设备的投资额抵免”或“购置用于节能节水专用设备的投资额抵免”来判断是否进行了环保

投资,当这两项有一项不为零时,本文认为企业进行了环保投资,即 $enwi=1$ 。

本文采用线性概率模型检验了出口是否会影响企业技术升级以及环保投资,即是否存在技术升级和环保投资的“拖累效应”? 检验结果如表 10,第(1)列显示出出口显著降低了企业进口资本品的概率,平均而言,出口导致其进口设备的概率显著下降 2.1%。而第(2)列也呈现出类似的显著“拖累效应”,出口导致企业外购或融资租赁设备的概率显著降低 1.9%。最后,本文直接检验了出口对企业环保投资的影响,第(3)列的结果发现,出口导致企业环保投资的概率显著降低 0.1%,因此,出口企业环保投资的不积极也会导致其二氧化碳排放强度较高。

总之,“污染避难所”假说并不是导致中国出口企业二氧化碳排放强度相对于内销企业更高的主要原因,通过结合表 9 的结果,本文可以发现出口企业的低劳动生产率导致加成率较低,企业无法承担技术升级和环保投资的费用,导致其清洁生产技术无法得到提升,相应地,低加成率的出口企业环境效率也会更低,从而造成了出口对其二氧化碳排放强度的显著增加。

表 10 出口低生产率对企业技术升级和环保投资影响的检验结果

被解释变量	(1) <i>imp_capital</i>	(2) <i>equip</i>	(3) <i>enwi</i>
<i>exp_L1</i>	-0.0210*** (0.0020)	-0.0190*** (0.0040)	-0.0010** (0.0010)
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
样本量	444291	444291	444291
R ²	0.6560	0.6590	0.5960

注:年份固定效应采用年份的虚拟变量进行控制,计量结果均根据式(7)控制了企业固定效应。

六、结论与政策建议

本文基于 2008—2011 年中国制造业企业的能源消耗与产出数据,再通过二氧化碳排放因子换算得到企业层面的二氧化碳排放量,进而采用每单位产出的二氧化碳排放量来衡量企业的污染强度,最终分析了贸易与企业环境绩效的关系,并通过企业生产率为桥梁检验了中国情形下的独特机制。回答中国在参与全球化进程中为何伴随着二氧化碳排放的持续快速增长的问题,并试图探究两者独特关系如何形成。结果表明,出口造成中国企业二氧化碳排放强度显著更高,随着企业出口密度的提高,排放强度也在不断增长,出口并没有促使企业更为清洁。本文进一步考虑了不同生产函数形式,结论均较为稳健。与此同时,本文探究其原因发现中国出口市场中存在着“生产率悖论”,而出口企业的低效率和低加成率(低利润率)严重拖累了企业技术升级和环保投资,这是出口造成企业更为污染的重要原因。

本文的研究结果表明:①在制定节能减排目标时,不仅应当从总二氧化碳减排目标出发,针对国家、地区以及行业等进行相关环境规制政策的制定,也应当着眼微观企业层面,推出专项、全面的企业环保政策,提高企业环保意识和环保投资的积极性。目前对中国微观企业层面碳排放的政策研究尚且存在较大缺口,这些适当的微观政策的研究出台不仅是全球节能减排调控进程中影响重大的一环,而且还将间接促进企业创新,促使企业将减排压力转化为出口竞争力(康志勇等,2018)。②出口制造业企业的劳动生产率较低是出口企业二氧化碳排放强度较高的主要原因,为了让企业能更好地履行污染防治责任,应当为其创造良好的市场环境,不断提升国有企业活力,改善中小企业融资条件,鼓励创新,特别是促使企业提高自身的劳动生产率,从而减少每单位产出所对应的碳排放量。③造成出口企业二氧化碳排放强度更高的主要原因并不是“污染避难所问题”,传统污染转

移的观点至少对于出口企业二氧化碳排放强度方面没有显著负面影响,因而站在环境保护的角度,对于相关外资企业的引进或许不需过度担忧污染转移问题,当前时间点,不断扩大企业的对外开放程度不仅利于企业技术的提高,也利于整体经济结构的优化。④出口企业的低生产率伴随着低加成率和低利润率,造成了企业技术升级和环保投资的“拖累效应”,导致二氧化碳排放强度的增加,而低加成率与低利润率可能来自加工贸易(戴觅等,2014),企业在国际分工中往往位于“微笑曲线”底端,因而,提升企业的环保能力时也应注重整体产业结构的升级,未来以高精尖技术的出口替代目前的加工产品出口,降低“拖累效应”。

与此对应,本文也为相关减排政策的制定提供了新的思路:①加强对微观企业层面的减排管理,将整体减排目标与企业个体减排具体目标相结合。目前,相关减排政策多由政府层面强制推动,执行效率有待继续提高,可考虑出台相应奖惩政策对企业层面进行直接减排管理,并注重发挥各行业龙头企业示范效应,以点带面,全方位加强减排管理的广度与深度。②通过股权改革、完善绩效管理体系等各种方式持续全面推进国有企业改革,同时通过利率市场化与直接规范企业资产负债率、提升中小企业信用等各种方式降低企业融资难度,保持企业融资渠道畅通,保障企业提高自身劳动生产率的物质基础。③充分发挥自贸区的示范与集聚效应,给予自贸区企业全面的优惠便利政策,在提升企业对外开放水平的同时,鼓励自贸区内部优质企业进行联系与合作,从而有效提高企业自给能力、促进整体产业链的转型升级,加速企业由价值链底端向顶端的转换,降低由低加成率与低利润率造成的“拖累效应”。

本文结果不仅为中国制造业出口企业存在的“生产率悖论”现象提供了证据,同时也进一步为中国制造业企业出口导致其二氧化碳排放强度上升且二氧化碳排放强度随着企业出口强度的增加而增加提供了证据,这样的结论虽与目前国外前沿研究相悖,却和中国在参与全球化进程中二氧化碳排放的持续快速增长的现实更为相符。鉴于本文理论假说尚未能够建立在统一的局部均衡框架之上,因此,在未来的研究之中,构建统一分析框架,并进一步扩展出口对企业生产率以及碳排放的其他影响机制,例如企业的地理位置、国家政策的影响等,均是进一步探讨和研究的方向。

[参考文献]

- [1]戴觅,余淼杰, Madhura Maitra. 中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用[J]. 经济学(季刊), 2014, (2): 675-698.
- [2]康志勇,张宁,汤学良,刘馨. “减碳”政策制约了中国企业出口吗[J]. 中国工业经济, 2018, (9): 117-135.
- [3]刘敏仁,黄建忠. 异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”[J]. 经济研究, 2015, (12): 143-157.
- [4]彭水军,张文城,孙传旺. 中国生产侧和消费侧碳排放量测算及影响因素研究[J]. 经济研究, 2015, (1): 168-182.
- [5]Antweiler, W., B. R. Copeland, and M. S. Taylor. Is Free Trade Good for the Environment [J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 877-908.
- [6]Barrows, G., and H. Ollivier. Cleaner Firms or Cleaner Products? How Product Mix Shapes Emission Intensity from Manufacturing[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, (88): 134-158.
- [7]Bernard, A. B., and J. B. Jensen. Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both [J]. *Journal of International Economics*, 1999, 47(1): 1-25.
- [8]Bigsten, A., and M. Gebreeyesus. Firm Productivity and Exports: Evidence from Ethiopian Manufacturing[J]. *Journal of Development Studies*, 2009, 45(10): 1594-1614.
- [9]Bloom, N., and J. V. Reenen. Why Do Management Practices Differ across Firms and Countries [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2010, 24(1): 203-224.
- [10]Bloom, N., M. Schankerman, and J. V. Reenen. Identifying Technology Spillovers and Product Market Rivalry[J]. *Econometrica*, 2013, 81(4): 1347-1393.

- [11]Bustos, P. Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms[J]. *American Economic Review*, 2011,101(1):304–340.
- [12]Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu. Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi–natural Experiment in China [J]. *Journal of Development Economics*, 2016, (123):73–85.
- [13]Chung, S. Environmental Regulation and Foreign Direct Investment: Evidence from South Korea [J]. *Journal of Development Economics*, 2014, (108):222–236.
- [14]Clerides, S. K., S. Lach, and J. R. Tybout. Is Learning by Exporting Important? Micro–dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1998,113(3):903–947.
- [15]Cole, M. A., R. J. R. Elliott, T. Okubo, and Y. Zhou. The Carbon Dioxide Emissions of Firms: A Spatial Analysis[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2013,65(2):290–309.
- [16]Copeland, B. R., and M. S. Taylor. North–South Trade and the Environment [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1994,109(3):755–787.
- [17]Copeland, B. R., and M. S. Taylor. *Trade and the Environment:Theory and Evidence* [M]. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- [18]Cui, J., H. Lapan, and G. Moschini. Productivity, Export, and Environmental Performance:Air Pollutants in the United States[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2016,98(2):447–467.
- [19]Dai, M., M. Maitra, and M. Yu. Unexceptional Exporter Performance in China? The Role of Processing Trade[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, (121):177–189.
- [20]De Loecker, J. Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia [J]. *Journal of International Economics*, 2007,73(1):69–98.
- [21]De Loecker, J., and P. K. Goldberg. Firm Performance in a Global Market [J]. *Annual Review of Economics*, 2014,6(1):201–227.
- [22]Du, H., J. Guo, G. Mao, A. M. Smith, X. Wang, and Y. Wang. CO₂ Emissions Embodied in China–U.S. Trade: Input–output Analysis Based on the Emergy/Dollar Ratio[J]. *Energy Policy*, 2011,39(10):5980–5987.
- [23]Guo, J., L. L. Zou, and Y. M. Wei. Impact of Inter–sectoral Trade on National and Global CO₂ Emissions: an Empirical Analysis of China and U.S.[J]. *Energy Policy*, 2010,38(3):1389–1397.
- [24]Hettige, H., R. E. B. Lucas, and D. Wheeler. The Toxic Intensity of Industrial Production: Global Patterns, Trends, and Trade Policy[J]. *American Economic Review*, 1992,82(2):478–481.
- [25]Holladay, J. S. Are Exporters Mother Nature’s Best Friends[R]. FREIT Working Paper, 2010.
- [26]Li, Y., and C. N. Hewitt. The Effect of Trade Between China and the UK on National and Global Carbon Dioxide Emissions[J]. *Energy Policy*, 2008,36(6):1907–1914.
- [27]Liu, X., M. Ishikawa, C. Wang, Y. Dong, and W. Liu. Analyses of CO₂ Emissions Embodied in Japan–China Trade[J]. *Energy Policy*, 2010,38(3):1510–1518.
- [28]Lu, D. Exceptional Exporter Performance? Evidence from Chinese Manufacturing Firms [R]. Manuscript, University of Chicago, 2010.
- [29]Lu, J., Y. Lu, and Z. Tao. Exporting Behavior of Foreign Affiliates: Theory and Evidence [J]. *Journal of International Economics*, 2010,81(2):197–205.
- [30]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra–industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695–1725.
- [31]Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2008,75(1):295–316.
- [32]Omri, A., D. K. Nguyen, and C. Rault. Causal Interactions between CO₂ Emissions, FDI, and Economic

- Growth: Evidence from Dynamic Simultaneous-equation Models[J]. *Economic Modelling*, 2014,(42):382-389.
- [33]Richter, P. M., and A. Schiersch. CO₂ Emission Intensity and Exporting: Evidence from Firm-level Data [J]. *European Economic Review*, 2017,(98):373-391.
- [34]Roy, J., and M. Yasar. Energy Efficiency and Exporting: Evidence from Firm-level Data[J]. *Energy Economics*, 2015,(52):127-135.
- [35]Shapiro, J. S., and R. Walker. Why Is Pollution from U.S. Manufacturing Declining? The Roles of Environmental Regulation, Productivity, and Trade[J]. *American Economic Review*, 2018,108(12):3814-3854.
- [36]Wagner, J. Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm-level Data [J]. *World Economy*, 2007,30(1):60-82.
- [37]Weber, C. L., G. P. Peters, D. Guan, and K. Hubacek. The Contribution of Chinese Exports to Climate Change[J]. *Energy Policy*, 2008,36(9):3572-3577.
- [38]Xing, Y., and C. D. Kolstad. Do Lax Environmental Regulations Attract Foreign Investment [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2002,21(1):1-22.
- [39]Zhang, Q., X. Jiang, D. Tong, S. J. Davis, H. Zhao, and G. Geng. Transboundary Health Impacts of Transported Global Air Pollution and International Trade[J]. *Nature*, 2017,543(7647):705-709.

How Does Export Behavior Affect Firm Environmental Performance

LIU Qi-ren¹, CHEN Tian²

(1. School of Economics and Statistics, Guangzhou University, Guangzhou 510006, China;

2. College of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: Using firm-level energy consumption and output data of Chinese manufacturing firms, this paper obtains firm environmental performance indicators by converting carbon dioxide emission factors based on different energy types, namely, carbon dioxide emissions of unit output, or carbon emissions intensity. In light of the “productivity paradox” of Chinese exporting enterprises, this paper examines the special patterns of Chinese firms’ export behavior on their environmental performance. According to the empirical model built upon the framework of firm production functions, the empirical findings in this research are listed below: ①Exporting has led to a significant increase in Chinese enterprises’ carbon emissions intensity, and meanwhile, emissions intensity keeps increasing with corporate exporting intensity, indicating that exporting does not significantly contribute to the improvement of firm environmental performance; the results are robust in consideration of different forms of production functions. ②The traditional “pollution haven” effect is not a major cause of the higher carbon emissions intensity of Chinese exporting firms. ③The lower productivity of Chinese exporter leads to higher carbon emissions intensity. ④The low efficiency and low markup (low profit rate) further drag down exporters’ technological upgrading and environmental investment, which accounts largely for the higher emission intensity caused by export behavior. The research in this paper fills the gap in studies on the relationship between trading and environmental performance of Chinese enterprises from a micro perspective and provides guidance for the policy-making in terms of pollution control and emissions mitigation at a micro level, while confirming that during the development of international trade, in addition to identifying macro goals, the micro level of firm circumstances should also be given direct attention, a key focus of which is to prompt firms to improve production efficiency and therefore serve the coordinated sustainable development of economy and environment.

Key Words: firm emissions mitigation; carbon emissions intensity; trade and environment; productivity paradox

JEL Classification: Q56 F18 P33

[责任编辑:许明]