

环境规制视角下出口贸易对碳排放的影响研究

——来自我国 277 个城市的证据

高新, 金字梁, 朱雨嫣

(安徽财经大学 国际经济贸易学院, 安徽 蚌埠 233030)

摘要: 基于我国 2006—2019 年 277 个城市的相关数据, 利用门槛效应模型, 实证检验环境规制对出口贸易碳排放的影响机制和作用机理。研究表明: 出口贸易对地级以上城市的碳排放存在环境规制的双重门槛效应。但分地区来看, 环境规制的门槛效应呈现出“东弱中强”的特征; 分时段来看, “低碳城市试点”政策实施后, 环境规制的双重门槛效应显著。因此, 未来国家应当更加重视优化出口贸易结构, 增加技术密集型产品出口占比; 此外, 合适的环境规制强度才有助于发挥出口贸易的碳减排效应, 考虑到东、中、西部地区资源禀赋的不同, 各地区应当合理制定环境规制的强度。

关键词: 出口贸易; 碳排放; 环境规制; 门槛效应

中图分类号: F727

文献标识码: A

文章编号: 1008-7699(2024)04-0065-11

一、引言

“推进高水平对外开放, 加快构建以国内大循环为主体, 国内国际双循环相互促进的新发展格局, 建设贸易强国”是习近平总书记在二十大报告中提出的建设现代化经济体系的重要方针。在现代化经济体系下, 出口贸易扮演着极其重要的角色。近年来, 我国深入推进“一带一路”、区域全面经济伙伴关系 (Regional Comprehensive Economic Partnership, RCEP) 合作与自贸区建设, 推动建设外向型经济。2022 年我国货物出口总额达 24 万亿元, 较 2021 年增长 10.5%。在双循环发展体系下, 出口贸易仍然是促进我国经济持续发展、提高人民生活水平的重要一环。

与此同时, 传统的依靠贸易带动地区经济增长的发展模式也带来巨大的环境问题。其中, 碳排放问题是贸易型环境污染的重要表现形式, 也是影响我国经济高质量发展的重要障碍。截止 2023 年 2 月, 全国 339 个地级以上城市平均优良天数与去年同期相比下降 8.3%, 城市环境问题突出。党中央要求用最严密的法治来保护生态环境, 并提出“3060”碳达峰碳中和这一顶层设计, 环境规制手段则体现为宏观层面的“双碳目标”与微观层面的“低碳城市试点”相结合, 不断完善环境规制建设, 以期有效缓解贸易型碳排放。理论方面, 传统贸易理论认为出口贸易会通过规模效应、结构效应以及技术效应来影响碳排放^[1,2]。随着环境规制重要性的凸显, 学者进一步研究发现, 环境规制还会通过成本效应和技术溢出效应对出口企业的贸易竞争力产生影响进而影响碳排放水平。在新发展理念的指导下, 出口贸易与碳排放之间究竟存在着怎样的影响机制? 环境规制建设究竟会对这种机制产生怎样的影响? 这两个问题的研究对于实现“贸易强国”与“双碳目标”具有重要意义。

基于此, 本文基于我国 277 个城市 2006—2019 年的数据, 以环境规制为研究视角, 进一步对环境规制影响出口贸易碳排放的门槛效应进行经验分析。本文的边际贡献在于: 一是, 不同于之前主要引用高

收稿日期: 2022-11-26

基金项目: 安徽省高校人文科学研究项目 (KJ2021A0472); 安徽财经大学研究生科研创新基金项目 (ACYC2022357)

作者简介: 高新 (1986—), 男, 江苏扬州人, 安徽财经大学国际经济贸易学院副教授、硕士生导师, 博士。

阶项或者交叉项的方式研究出口贸易对碳排放的非线性影响,本文在研究方法上采用门槛回归模型,以环境规制作为门槛变量,有利于明确出口贸易对碳排放的非线性特征;二是,本文将研究视角放在城市层面,进一步检验区域之间的异质性特征,从而为地区碳减排提供经验借鉴;三是,进一步分析环境规制在资源型城市与非资源型城市间的异质性作用,检验出口贸易对碳排放的影响是否与“低碳试点”政策有关,是否会基于试点城市及试点时间呈现出异质性特征,这有利于明确环境规制政策是否有效。

二、文献综述

对于“环境规制下出口贸易对碳排放的影响机制”的相关研究,大致可以分为两个方向:关于出口贸易对碳排放的影响研究,和环境规制影响出口贸易的碳排放效应的研究。

(一)出口贸易对碳排放的影响研究

20世纪90年代,学术界开始从不同研究视角对出口贸易与碳排放之间的关系展开广泛研究并得出不同的结论。一是贸易有害论,代表性理论是“污染天堂假说”^[3]和“向底线赛跑”假说^[4];二是贸易有利论,Zhang等^[5]、焦建玲等^[6]认为经济生产带来的贸易结构转变和技术进步的正向促进效应,可以抵消经济增长对环境的负向恶化效应;三是贸易中性论,认为贸易开放对碳排放的影响取决于规模效应、结构效应以及技术效应三者之间的强弱关系,^[7]并认为规模效应和结构效应与碳排放负相关,^[8]技术效应与碳排放正相关,^[9]因此,出口贸易对碳排放的影响并不确定。

(二)环境规制对出口贸易碳排放效应的影响研究

随着环境规制建设的推进,不少学者开始从环境规制视角切入,将环境规制、出口贸易以及碳排放三者置于统一模型加以研究。传统的“污染天堂假说”认为,环境规制的差异性会带来出口贸易型环境污染。^[10]为此,不少学者开始深入探讨环境规制如何影响贸易型环境污染,并发现其主要是通过三大机制发挥影响。第一是成本效应。环境规制收紧会增加生产成本,企业为了弥补环境成本内化损失,将会扩大研发投入从而产生“抵消效应”和“补偿效应”,促使贸易向绿色方向转型从而有效降低碳排放^[11,12]。第二是技术溢出效应,但是该效应的发挥存在条件限制,只有政府将环境规制强度限定在一个合理区间时,企业面临的生产成本压力才会使其主动利用与发达国家间因贸易产生的溢出性技术优势,此时,贸易额的增加会减少碳排放^[13]。第三是竞争效应,盛斌等^[14]、Berdiev等^[15]研究发现,环境规制强度增大一方面会使生产效率较低、污染较严重的出口企业退出市场;另一方面,环境壁垒会提高出口企业的进入门槛,从而实现优胜劣汰,提高市场上出口企业的整体清洁能力。

三、理论机制与假说提出

本文旨在研究出口贸易与碳排放会产生怎样的影响,以及环境规制对出口贸易的碳排放效应的影响机制。因此,将分别就出口贸易对碳排放的影响以及环境规制对出口贸易碳排放影响的门槛效应进行理论分析,以阐述出口贸易、环境规制与城市碳排放之间的关系。

(一)出口贸易对碳排放的影响

贸易环境效应将出口贸易对碳排放的影响分解为规模效应、技术效应以及结构效应。从规模效应来看,我国长期以来粗放式的发展模式在带来经济总量扩大、贸易规模扩大的同时,也加大了对资源的依赖程度,这导致碳排放的进一步增加。从技术效应来看,对外贸易中,各进口国对产品的要求并不相同,只有满足条件的商品才会被允许进入进口国市场,这会间接促使出口国提升技术水平,减少产品生产及运输过程中的碳排放。从结构效应来看,对外贸易中,各国或地区将主要出口其具有比较优势的产品。随着我国高质量发展的加速,对全球价值链的地位攀升越发重视,也将加快产业结构转型步伐来破除“低端锁定”风险,这将会间接影响碳排放水平^[16]。因此,总体来看,出口贸易对碳排放的影响具有不确定性^[17]。基于此,本文提出如下假说。

假说 1: 出口贸易对碳排放具有显著影响。

(二) 出口贸易对碳排放影响的门槛效应

现有研究大多关注出口贸易与碳排放之间的线性关系, 本文在环境库兹涅茨曲线及污染天堂假说等理论研究的基础上, 认为出口贸易与碳排放之间存在非线性关系, 而环境规制是两者之间的重要影响因素。首先, 一方面, 环境规制的增强会使得部分高能耗高污染企业通过“走出去”的方式向其他国家进行转移生产; 另一方面, 环境规制的增强也会影响企业生产模式选择, 为了节约成本以及提升市场竞争力, 企业会主动增加内部科研投入来提升清洁生产能力, 进而促使本国碳排放水平下降^[18]。其次, 过度的环境规制又会导致“投机性行为”。即部分企业容易为了内化成本损失, 而进行非正当利益输送或者将污染物排放到政府监管的“检测盲区”, 这会导致隐形碳排放增加^[19]。鉴于此, 本文提出如下假说。

假说 2: 出口贸易对碳排放的影响存在环境规制的门槛效应。

四、模型、变量与数据

(一) 计量模型设定

理论分析得出, 出口贸易、环境规制与碳排放之间可能存在门槛效应。基于此, 为了探讨出口贸易与碳排放之间的非线性关系, 借鉴黄庆华等的做法,^[20]在假设存在单一门槛的前提下, 以环境规制作为门槛变量, 探讨出口贸易与碳排放之间的非线性关系:

$$\ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 Evi_{it} + \beta_2 \ln Export_{it} \times I(Evi_{it} \leq \gamma) + \beta_3 \ln Export_{it} \times I(EVI_{it} > \gamma) + \eta_i Controls_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)只给出了单一门槛时的情况, 但很多时候存在多门槛值的情况, 故将模型(1)进行拓展:

$$\ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 Evi_{it} + \beta_2 \ln Export_{it} \times I(Evi_{it} \leq \gamma_1) + \beta_3 \ln Export_{it} \times I(\gamma_1 < Evi_{it} \leq \gamma_2) + \dots + \beta_n \ln Export_{it} \times I(EVI_{it} \geq \gamma_n) + \eta_i Controls_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

模型(1)与模型(2)中, $\ln Export$ 表示出口贸易, i 表示城市, t 表示年份, $Controls_{it}$ 为控制变量, 包括城镇化水平、居民消费需求以及金融发展水平; $\beta_0, \beta_1 \dots \beta_n$ 分别为各变量的系数; $I(\cdot)$ 为示性函数; $\gamma_{1,2,\dots,n}$ 为门槛值, ϵ_{it} 表示随机扰动项。

(二) 变量选取与数据来源

本文模型所选变量的经济学含义如下。

1. 被解释变量

考虑到数据的可获得性, 以二氧化碳排放量取对数的形式($\ln C$)来衡量地区碳排放水平。在化石能源引起的碳排放量中加入水泥在使用过程中产生的碳排放。各城市二氧化碳排放量的具体计算公式为:

$$MC = \sum_{n=1}^8 MC_n = ZOE_n \times W_n \quad (3)$$

其中, ZOE_n 表示第 n 种能源(W_n)的二氧化碳排放系数。为保证数据测算口径的统一性, 煤炭等化石能源的消费数据均来源于历年《中国能源统计年鉴》, 水泥产量的数据则来源于 Wind 数据库。

2. 核心解释变量

出口贸易($\ln Export$): 采用各地区的货物出口贸易总额来衡量出口贸易发展程度。数据来源于 EPS 数据库。

环境规制水平(EVI): 当前, 学术界衡量环境规制的指标较多, 但诸如污染指数综合指标评价体系、环境污染治理投资额等方法均未考虑环境规制在其中的效果, 存在一定的局限性。故本文借鉴韩先锋等的做法,^[21]以单位 GDP 能耗来代表环境规制的强度。具体而言, 单位 GDP 能耗越大, 则表示环境规制水平越高, 表明单位 GDP 的绿色能力越强, 进一步说明节能减排效果越明显。

3. 控制变量

城镇化水平(*Urban*):通过城镇人口占当年总人口的比例来测算城镇化水平。城镇化推进的过程中往往无法避免基础设施建设,这会加大高能耗高污染产品的消耗量,从而增加碳排放。

居民消费需求(*lnEpt*):随着我国社会主要矛盾的变化,居民生活消费支出结构发生变化从而引起能源消费结构的变化。因此,消费端导致的碳排放也不容忽视。借鉴徐和清等的做法,^[22]采用社会商品零售总额代表居民的消费需求。数据来源于各年度《中国城市统计年鉴》、各城市历年的统计公报及 EPS 数据库。同时通过对变量取对数的方式来消除异方差的影响。

金融发展水平(*Fna*):通过金融机构贷款余额与地区生产总值的比值来衡量该地区的金融发展水平。金融发展水平对碳排放的影响是不确定的,一方面,金融水平的提高会使得更多绿色金融产品进入市场,外国优势产业先进的技术也会带来技术溢出效应,促进本国技术水平进步从而进一步减少生产生活中产生的能源消耗;另一方面,金融市场的发展会促进大件商品的生产和消费,这会对本国商品总量形成扩张,带来更多的能源消费和更大规模的碳排放。计算所需的数据来自于 EPS 数据库以及各城市历年的统计年鉴。

4. 机制变量

在此次实证研究中,参考 Grossman & Krueger 的相关研究,^[1]将结构效应、技术效应、规模效应作为机制变量引入。

结构效应(*Ind*):碳排放受产业结构的影响较大,本文通过第二产业增加值占地区生产总值的比重来衡量该地区的产业结构水平以表示贸易结构效应。

技术效应(*Tfp*):碳排放量受技术发展水平的影响较大,若拥有较高的技术水平,则生产单位产值所使用的资源以及生产过程中所造成的碳排放量也比较少。因此,本文引入全要素生产率来衡量技术效应,通过构建 DEA 模型,利用 DEAP 软件来测算全要素生产率水平,分别用全社会固定资产投资和地区从业人员表示资本及劳动力并将其作为投入指标,同时以各市 GDP 表示产出指标。

规模效应(*lnPGDP*):地区碳排放量与地区经济发展程度及发展规模密切相关,因此本文引入人均地区生产总值作为规模效应的衡量指标。计算所需的数据来源于 EPS 数据库。

(三)主要变量的描述性统计

为了使模型更具稳健性,剔除撤销、合并城市以及数据缺失严重导致无法计算地区碳排放水平的城市,最终选取我国 277 个城市的 2006—2019 年的相关数据进行实证分析,并对其进行描述性统计。结果如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计(N=3 878)

变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量	lnC	6.143	1.188	2.019	9.530
解释变量	lnExport	4.252	2.258	-7.298	11.66
门槛变量	EVI	0.148	0.320	0	4.625
控制变量	Urban	51.73	15.99	15.28	100
	lnEpt	15.24	1.148	5.472	18.88
	Fna	0.892	0.604	0.0753	13.06
机制变量	lnPGDP	10.43	0.705	7.921	12.28
	Ind	0.479	0.129	0.117	3.724
	Tfp	1.455	0.749	0.0417	2.948

五、实证分析

(一)门槛效应检验

以环境规制作为门槛变量,探讨出口贸易和碳排放之间的非线性关系。首先确认是否存在门槛效

应,其次确定门槛变量的个数及门槛值。本文利用 Bootstrap 来确定门槛效应是否存在,将次数设定在 1 000 次,通过观察 F 值进行判断。检验结果如表 2 所示,结果表明:单一门槛和双重门槛通过检验,但三重门槛未通过检验。这说明,总体来看,出口贸易对碳排放存在环境规制的双重门槛效应,所以本文采用双重门槛效应模型,门槛值分别为 0.030 6 和 0.075 1。以下研究将在该结果的基础上进行。

表 2 门槛效应检验

门槛变量	门槛数	10%	5%	1%	门槛值	95%置信区间
环境规制	单一	124.342 8	137.176 2	164.662 9	0.0306	(0.029 1, 0.031 5)
	双重	61.154 3	68.972 1	81.630 0	0.0751	(0.072 6, 0.076 9)
	三重	268.040 4	303.034 8	348.847 0	—	—

(二) 门槛回归分析

根据模型(2)对数据进行门槛效应分析,具体结果如表 3 所示。首先,表 3 的回归结果显示:出口贸易对碳排放的影响存在环境规制的双重门槛效应,且门槛值分别为 0.030 6 和 0.075 1。即当环境规制强度小于 0.030 6 时,出口贸易依存度的上升将显著地降低我国的碳排放水平;当环境规制强度不断上升至第一门槛值和第二门槛值之间时(超过 0.030 6 但是不超过 0.075 1 时),出口贸易依存度的提高反而会增加碳排放量;而随着环境规制强度的进一步扩大且超过 0.075 1(第二门槛值)时,出口贸易对碳排放量的促进作用会进一步扩大(0.109 > 0.030 6)。对于环境规制强度高却使出口贸易不能发挥对碳排放的抑制作用,其可能的原因是:环境规制强度的提升可能会导致投机性行为^[23]。随着政府环境规制力度的增强,企业为了内化环境规制带来的成本,可能会采取非正当手段进行利益输送或者将污染物排放到政府暂时的监控“盲区”,这也因此进一步导致总体碳排放水平的提升。

其次,考虑其他因素对碳排放的影响。表 3 实证结果表明城镇化水平会导致碳排放量的增加,这是因为城镇化往往伴随着基础设施建设,这一过程会加大对高能耗高污染产品的需求,从而加剧碳排放。居民消费需求的系数在 1%的水平下显著为正,这说明居民消费需求提高加剧了碳排放。我国居民日益多样化的需求会使得消耗在生产和运输过程中的能源增加,从而间接导致碳排放规模增加。金融发展显著促进了碳排放的增加,这可能是因为金融发展促进了企业的大规模扩张,加剧了能源消耗,在一定程度上加剧了碳排放。因此,需要进一步缓解企业扩张与金融发展之间的不平衡,大力发展绿色金融产品。

(三) 稳健性检验

为了进一步验证环境规制作为门槛变量对出口贸易碳排放效应的影响,以及城镇化水平、居民消费需求、金融发展水平等控制变量与碳排放的关系,通过替换被解释变量以及更改样本区间这两种方式进行稳健性检验。表 4 第(1)列的稳健性结果显示,以人均碳排放作为被解释变量的替代指标,模型仍然存在着环境规制的双重门槛效应且控制变量的系数及显著性均没有变化。表 4 第(2)列是更改样本区间

表 3 门槛效应回归

变量名称	门槛回归
<i>Urban</i>	0.032 *** (18.15)
<i>lnEpt</i>	0.298 *** (16.86)
<i>Fna</i>	0.053 *** (3.06)
<i>lnExport</i> ($EVI \leq 0.0306$)	-0.043 *** (-4.94)
<i>lnExport</i> ($0.0306 < EVI \leq 0.0751$)	0.036 *** (4.93)
<i>lnExport</i> ($EVI > 0.0751$)	0.109 *** (16.06)
常数项	-0.324 (-1.56)
样本量	3 878
R^2	0.568

注:“***”、“**”、“*”分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,括号内数值为 t 值,下同。

的稳健性检验结果,考虑到北京、天津、上海及重庆在政治及经济上的特殊性,剔除这四个直辖市后再次进行检验。结果表明,剔除四个直辖市后,模型依然存在环境规制的双重门槛效应且控制变量的系数及显著性水平无变化。因此,总体来说,模型稳健性较好。

(四)异质性检验

1. 分地区异质性检验

为验证环境规制政策在实施过程中是否会由于地区分布的差异而产生效果上的差距,根据国家统计局对东中西部的划分解释,将样本城市按东部、中部以及西部地区分组并进行回归分析,结果见表5。从结果来看,对于东部及中部地区,环境规制对出口贸易碳排放效应均存在着双重门槛效应,但是在第一门槛值和第二门槛值区间内,环境规制的显著性有所不同,呈现出“东弱中强”的特征。在西部地区,环境规制对出口贸易碳排放效应存在单一门槛效应,当环境规制水平小于第一门槛值(0.0300)时,出口贸易对碳排放的负向抑制作用并不显著,但是当环境规制水平跨过第一门槛值时,出口贸易显著促进了碳排放的增加。这可能是由于受地理位置所限,西部地区的出口贸易在发展初期并不是很发达,因此出口贸易也不是导致西部地区碳排放增加的主要因素,但随着我国“一带一路”、RCEP以及自由贸易区建设的深入,西部地区抓住发展契机,积极利用自身优势吸引外资,出口贸易发展迅速,对外贸易竞争力增强,由此带来的工业企业集聚导致碳排放增加。

2. 按城市类型划分异质性

为验证环境规制的政策实施效果是否会由于城市类型的不同而存在异质性,依据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020)》将样本数据划分为110个资源型城市^①以及167个非资源型城市^②,并依次进行分组回归。回归结果如表6所示。

表4 稳健性检验

变量名称	(1)	(2)
	替换被解释变量	更改样本区间
<i>Urban</i>	0.033 ^{***} (18.57)	0.032 ^{***} (17.84)
<i>lnEpt</i>	0.250 ^{***} (14.11)	0.301 ^{***} (16.81)
<i>Fna</i>	0.055 ^{***} (3.17)	0.054 ^{***} (3.11)
<i>lnExport</i> ($EVI_1 \leq 0.0306$)	-0.049 ^{***} (-5.53)	-0.043 ^{***} (-4.85)
<i>lnExport</i> ($0.0306 < EVI_1 \leq 0.0751$)	0.027 ^{***} (3.66)	
<i>lnExport</i> ($EVI_1 > 0.0751$)	0.104 ^{***} (15.32)	
<i>lnExport</i> ($EVI_2 \leq 0.0306$)		-0.043 ^{***} (-4.85)
<i>lnExport</i> ($0.0306 < EVI_2 \leq 0.0745$)		0.034 ^{***} (4.57)
<i>lnExport</i> ($EVI_2 > 0.0745$)		0.108 ^{***} (15.80)
常数项	-5.497 ^{***} (-26.48)	-0.364 [*] (-1.74)
样本量	3878	3822
R^2	0.545	0.568

① 资源型城市包括:张家口市、承德市、唐山市、邢台市、邯郸市、大同市、朔州市、阳泉市、长治市、晋城市、忻州市、晋中市、临汾市、运城市、吕梁市、包头市、乌海市、赤峰市、呼伦贝尔市、鄂尔多斯市、阜新市、抚顺市、本溪市、鞍山市、盘锦市、葫芦岛市、松原市、吉林市、辽源市、通化市、白山市、黑河市、大庆市、伊春市、鹤岗市、双鸭山市、七台河市、鸡西市、牡丹江市、徐州市、宿迁市、湖州市、宿州市、淮北市、淮南市、滁州市、马鞍山市、铜陵市、池州市、宣城市、南平市、三明市、龙岩市、景德镇市、新余市、萍乡市、赣州市、宜春市、东营市、淄博市、临沂市、枣庄市、济宁市、泰安市、三门峡市、洛阳市、焦作市、鹤壁市、濮阳市、平顶山市、南阳市、鄂州市、黄石市、衡阳市、郴州市、邵阳市、娄底市、韶关市、云浮市、百色市、贺州市、广元市、南充市、广安市、自贡市、泸州市、攀枝花市、达州市、雅安市、六盘水市、安顺市、曲靖市、保山市、昭通市、丽江市、普洱市、临沧市、延安市、铜川市、渭南市、咸阳市、宝鸡市、榆林市、白银市、武威市、张掖市、庆阳市、平凉市、陇南市、石嘴山市、克拉玛依市,共110个城市。

② 非资源型城市包括除资源型城市之外的其他167个城市。

表 5 分地区异质性检验

变量名称	(1)	(2)	(3)
	东部地区	中部地区	西部地区
<i>Urban</i>	0.030 ^{***} (11.88)	0.018 ^{***} (5.28)	0.046 ^{***} (12.91)
<i>lnEpt</i>	0.329 ^{***} (13.90)	0.408 ^{***} (10.30)	0.198 ^{***} (5.86)
<i>Fna</i>	0.095 ^{***} (3.04)	-0.081 ^{***} (-3.21)	0.162 ^{***} (4.50)
<i>lnExport</i> ($EVI_1 \leq 0.0319$)	-0.064 ^{***} (-5.89)		
<i>lnExport</i> ($0.0319 < EVI_1 \leq 0.0748$)	0.007 (0.76)		
<i>lnExport</i> ($EVI_1 > 0.0748$)	0.072 ^{***} (8.24)		
<i>lnExport</i> ($EVI_2 \leq 0.0276$)		-0.052 ^{***} (-3.03)	
<i>lnExport</i> ($0.0276 < EVI_2 \leq 0.0740$)		0.034 ^{**} (2.37)	
<i>lnExport</i> ($EVI_2 > 0.0740$)		0.153 ^{***} (10.87)	
<i>lnExport</i> ($EVI_3 \leq 0.0300$)			-0.029 (-1.47)
<i>lnExport</i> ($EVI_3 > 0.0300$)			0.104 ^{***} (7.69)
常数项	-0.461 (-1.62)	-1.317 ^{***} (-2.86)	0.334 (0.85)
样本量	1 652	1 106	1 120
R^2	0.644	0.582	0.533

表 6 回归结果显示,在资源型城市和非资源型城市,环境规制对出口贸易碳排放效应均存在双重门槛效应,但是具体效应存在显著差别。对于资源型城市,当环境规制小于第一门槛值($EVI_1 \leq 0.0207$)时,出口贸易对碳排放的抑制作用显著;当环境规制水平处于第一门槛值和第二门槛值区间($0.0207 < EVI_1 \leq 0.0758$)时,出口贸易对碳排放的影响是正向的但并不显著;当环境规制大于第二门槛值($EVI_1 > 0.0758$)时,出口贸易对碳排放的正向促进作用显著。但是,对于非资源型城市,当环境规制水平小于第一门槛值($EVI_2 \leq 0.0385$)时,出口贸易对碳排放的抑制作用并不显著;当环境规制水平介于第一门槛值和第二门槛区间内($0.0385 < EVI_2 \leq 0.0749$)时,出口贸易显著促进碳排放;当环境规制大于第二门槛值($EVI_2 > 0.0749$)时,出口贸易对碳排放的促进作用更大。这是因为在贸易发展的初期阶段,我国对外贸易模式主要是以资源禀赋型为主,因此资源型城市较非资源型城市而言对外贸易更发达,

表 6 分城市类型异质性检验

变量名称	(1)	(2)
	资源型城市	非资源型城市
<i>Urban</i>	0.032 ^{***} (12.86)	0.029 ^{***} (11.36)
<i>lnEpt</i>	0.271 ^{***} (11.21)	0.349 ^{***} (13.22)
<i>Fna</i>	0.016 (0.57)	0.062 ^{***} (2.88)
<i>lnExport</i> ($EVI_1 \leq 0.0207$)	-0.139 ^{***} (-8.02)	
<i>lnExport</i> ($0.0207 < EVI_1 \leq 0.0758$)	0.010 (0.84)	
<i>lnExport</i> ($EVI_1 > 0.0758$)	0.115 ^{***} (10.29)	
<i>lnExport</i> ($EVI_2 \leq 0.0385$)		-0.010 (-0.99)
<i>lnExport</i> ($0.0385 < EVI_2 \leq 0.0749$)		0.053 ^{***} (5.86)
<i>lnExport</i> ($EVI_2 > 0.0749$)		0.111 ^{***} (13.20)
常数项	0.169 (0.59)	-1.037 ^{***} (-3.42)
样本量	1 540	2 338
R^2	0.549	0.600

贸易带来的碳排放也比较明显。但是随着对外贸易的发展以及工业产业集聚效应的增强,“投机性行为”的存在使得环境规制不能很好地发挥作用。

3. 分时间段异质性

2010年“低碳城市试点”政策的提出在一定程度上促进了城市碳减排。因此,本部分将总样本划分为2006—2010年及2011—2019年两个子样本,以便考察在不同时间段,环境规制对出口贸易碳排放效应的影响是否存在差异。表7中第(1)列是2006—2009年的回归结果,可以看出,在“低碳城市试点”政策实施之前,环境规制并不存在影响出口贸易碳排放的门槛效应。表7中第(2)列是2010—2019年的回归结果。可以看出,在“低碳城市试点”政策实施之后,在环境规制影响出口贸易碳排放效应上,存在双重门槛效应。可以发现,2010—2019年的结果与全样本更为一致,而2006—2009年的回归结果显示具有较强的异质性。

表7 分时间段异质性检验

变量名称	(1)	(2)
	2006—2009年	2010—2019年
$\ln Export(EVI \leq 0.0307)$		-0.036*** (-3.14)
$\ln Export(0.0307 < EVI \leq 0.0654)$		0.053*** (5.36)
$\ln Export(EVI > 0.0654)$		0.129*** (13.90)
控制变量	Yes	Yes
常数项	1.845*** (3.14)	-0.313 (-0.93)
样本量	1 108	2 770
R^2	0.224	0.550

六、进一步分析

(一) 影响机制检验

前文对出口贸易与碳排放之间的关系作了详细分析,但并未解释出口贸易如何影响碳排放。综合上文分析可知,出口贸易主要通过规模效应、技术效应及结构效应这三大机制来影响城市碳排放,因此,采用调节效应模型来进行机制检验,并依次构建出如下模型:

$$\ln C_{it} = \alpha_0 + \rho_1 \ln Export_{it} + \rho_2 \ln PGDP_{it} + \rho_3 \ln Export_{it} \times \ln PGDP_{it} + \gamma Controls_{it} + \sigma_i + \mu_t + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

$$\ln C_{it} = \alpha_0 + \eta_1 \ln Export_{it} + \eta_2 Ind_{it} + \eta_3 \ln Export_{it} \times Ind_{it} + \gamma Controls_{it} + \sigma_i + \mu_t + \epsilon_{it}, \quad (5)$$

$$\ln C_{it} = \alpha_0 + \psi_1 \ln Export_{it} + \psi_2 Tfp_{it} + \psi_3 \ln Export_{it} \times Tfp_{it} + \gamma Controls_{it} + \sigma_i + \mu_t + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

其中: α_0 是常数项, $\rho_1, \rho_2, \eta_1, \eta_2, \psi_1, \psi_2$ 是核心解释变量回归系数, ρ_3, η_3, ψ_3 是交互项的回归系数, γ 是控制变量回归系数, σ_i 是地区固定效应, μ_t 是年份固定效应, ϵ_{it} 是随机扰动项。影响机制检验如表8所示。

由表8可知,模型(4)显示规模效应对出口贸易型环境污染的调节作用,交互项的系数为-0.039,可以看出,出口贸易通过规模效应来影响碳排放的效果显著。模型(5)和模型(6)分别表示结构效应和技术效应对出口贸易型环境污染的调节作用,交互项的系数分别为-0.072和-0.059,可以看出,出口贸易通过结构效应及技术效应来影响碳排放的效果同样也显著。此外,可以看出,结构效应的效果最明显,而规模效应的影响效果最小,这说明目前我国依靠产业结构转型来减少贸易带来的碳排放已经取得较大成效,而通过经济规模扩大来抑制碳排放的作用较小,这说明我国经济高质量发展的空间仍然很大。

(二) 内生性问题

内生性问题主要有以下三个方面。第一,虽然可观测变量以核心解释变量和控制变量的形式纳入模型,但是仍然存在与碳排放相关的不可观测的其他因素,这些因素可能会导致内生性问题;第二,出口贸易的发展会带来碳排放,反之,碳排放又是衡量出口贸易产品质量的重要指标,因此也会对出口贸易产生影响,这种逆向因果关系会导致内生性问题;第三,鉴于环境规制变量具有较强的结果变量属性,这也会

在一定程度上带来内生性问题。基于此,利用动态系统 GMM 估计方法,在模型中引入碳排放的滞后一期作为解释变量来解决模型的内生性问题。具体检验结果如表 9 所示。

表 8 影响机制检验(N=3 878)

变量名称	规模效应		结构效应		技术效应	
	lnC	lnC	lnC	lnC	lnC	lnC
lnExport	0.026 ^{***} (0.008)	0.016 ^{**} (0.008)	0.026 ^{***} (0.008)	0.019 ^{**} (0.008)	0.026 ^{***} (0.008)	0.026 ^{***} (0.008)
lnPGDP		0.317 ^{***} (0.047)				
lnExport × lnPGDP		-0.039 ^{***} (0.005)				
Ind				0.431 ^{***} (0.080)		
lnExport × Ind				-0.072 ^{**} (0.031)		
Tfp						-0.059 ^{***} (0.020)
lnExport × Tfp						-0.006 [*] (0.004)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	3.137 ^{***} (0.421)	1.108 ^{**} (0.533)	3.137 ^{***} (0.421)	3.183 ^{***} (0.419)	3.137 ^{***} (0.421)	3.191 ^{***} (0.421)

通过表 9 可看出,AR(2)的 P 值和 Hansen 检验结果的 P 值都显著大于 0.1,表明原假设成立,即不存在过度识别的问题,满足动态系统 GMM 的使用条件;表 9 中第(2)列的回归结果显示,碳排放滞后一期的系数显著为正,这说明其发展在时间上确实具有连续性,也证明了动态模型使用的合理性。

七、研究结论与政策建议

(一)研究结论

基于我国 277 个城市 2006—2019 年的面板数据,利用门槛回归模型检验出口贸易与碳排放之间的非线性关系,引入环境规制作为门槛变量,选择城镇化水平、居民消费需求及金融发展水平等因素作为控制变量。基于上述实证分析,结论如下:第一,环境规制对出口贸易的碳排放效应存在双重门槛效应,过高或过低的环境规制水平都会制约出口贸易的碳减排效应;第二,城镇化水平、居民消费需求以及金融发展水平等因素均会显著增加碳排放量;第三,异质性检验发现:分地区来看,

表 9 针对模型内生性问题的动态面板分析(N=3 601)

变量名称	两步系统 GMM	
	(1)	(2)
L. lnC	0.849 ^{***} (0.034)	0.787 ^{***} (0.048)
lnExport	0.047 ^{***} (0.012)	0.030 ^{**} (0.014)
EVI	-0.068 ^{**} (0.027)	-0.082 ^{***} (0.030)
Urban		0.001 (0.004)
lnEpt		0.087 [*] (0.046)
Fna		0.036 (0.058)
年份固定效应	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes
常数项	0.752 ^{***} (0.173)	-0.189 (0.574)
AR(1)	[0.000]	[0.000]
AR(2)	[0.250]	[0.323]
Hansen 检验	[0.112]	[0.153]

对于东部和中部地区来说,环境规制对出口贸易的碳排放效应均存在双重门槛效应,但呈现出“东弱中强”的特征,西部地区则存在环境规制的单一门槛效应;分时间段来看,“低碳城市试点”政策实施后有效抑制了出口贸易带来的碳排放量;第四,影响机制分析发现,规模效应、结构效应及技术效应对出口贸易的碳排放效应的抑制作用显著。

(二)政策建议

第一,优化出口产业和产品结构。上述分析发现出口贸易有利于消耗国家过剩产能,实现资源的有效利用。从长期来看,要想通过出口贸易实现碳减排就必须优化出口贸易结构,增加技术密集型产品出口占比。

第二,在出口贸易带来碳排放的过程中,环境规制起到了重要的门槛作用。根据本文的结论,由于投机性行为的存在,环境规制在跨过门槛值后不能有效发挥其作用。因此,政府应该制定并实施合理的监督政策,打击投机性行为。

第三,考虑到各地资源禀赋的差别性,各地应当将环境规制强度控制在合理的范围内,对于东、中及西部地区的环境规制力度应该有所差别,根据各自的资源禀赋差异和出口贸易结构制定适合本地区碳减排的环境规制强度。同时,加大对资源型城市转型的示范性引导,利用“低碳城市试点”政策降低城市对资源的依赖度。

第四,城镇化水平、居民消费需求、金融发展水平与碳排放水平正相关。因此,我国在推进城镇化时要注意发展速度与质量并存。将环境保护纳入城市发展的重大规划中,利用互联网、社交网络等新媒体向市民大力宣传环境保护的重要性;制定相关环保政策对企业和公民的生产生活进行引导,推进生产生活绿色化;政府应鼓励金融机构设立低碳金融基金,创新绿色金融工具,丰富绿色金融产品,设计低碳保险产品,构建多元化的绿色金融发展模式。

参考文献:

- [1] GROSSMAN G, KRUEGER A. Environmental impacts of a north American free trade agreement[EB/OL]. [2022-06]. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w3914/w3914.pdf.
- [2] 毛熙彦,贺灿飞,王佩玉,等. 中国环境产品进出口贸易对碳排放的影响[J]. 自然资源学报,2022,37(5):1321-1337.
- [3] CHICHILNISKY G. North-south trade, property rights and the dynamics of environmental resources[J]. MPRA paper,1994(6):649-655.
- [4] DUA A, ESTY D C. Sustaining the Asia Pacific miracle: Environmental protection and economic integration[M]. Washington:Peterson Institute Press,1997.
- [5] ZHANG N, LIU Z, ZHENG X M, et al. Carbon footprint of China's belt and road[J]. Science,2017(6356):1107-1107.
- [6] 焦建玲,卫欢,白羽. 进口贸易技术溢出对区域碳排放强度的影响[J]. 地理与地理信息科学,2017,33(3):72-77.
- [7] 曾海鹰,岳欢. 产业结构、对外贸易与碳排放——基于长三角地区41个地级市的实证分析[J]. 工业技术经济,2022,41(1):71-77.
- [8] 许创颖,于开贺. 嵌入全球价值链对我国零售业出口贸易碳排放的作用机制——基于碳达峰背景下[J]. 商业经济研究,2021(22):29-32.
- [9] 牛君,易欣. “环境规制与国际贸易”研究动态与趋势——基于 Cite Space 的文献计量分析[J]. 生态经济,2022,38(8):213-222.
- [10] ZUGRAVU-SOILITA N. How does foreign direct investment affect pollution? Toward a better understanding of the direct and conditional effects[J]. Environmental and resource economics,2017(2):293-338.
- [11] 刘家悦,谢靖. 环境规制与制造业出口质量升级——基于要素投入结构异质性的视角[J]. 中国人口·资源与环境,2018,28(2):158-167.
- [12] VAN DER PLOEG F, WITHAGEN C. Is there really a green paradox? [J]. Journal of environmental economics and management,2012(3):342-363.

- [13] 高翔,袁凯华. 清洁生产环境规制与企业出口技术复杂度——微观证据与影响机制[J]. 国际贸易问题,2020(2):93-109.
- [14] 盛斌,毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度[J]. 世界经济,2017,40(12):52-75.
- [15] BERDIEV A N, SAUNORIS J W. Does globalization affect the shadow economy? [J]. The world economy,2018(1):222-241.
- [16] 王颖,万璐,周彦希. 贸易大通道下 GVC 嵌入能带给“一带一路”环境红利吗——基于隐含碳视角[J]. 南开经济研究,2022(7):100-125.
- [17] 赵双剑,林木西. 出口贸易多样化对中国碳排放的影响[J]. 商业经济研究,2022(23):145-149.
- [18] 占华. 贸易开放对中国碳排放影响的门槛效应分析[J]. 世界经济研究,2017(2):38-49+135-136.
- [19] 闫金玲,冉启英,苏旭峰,等. 对外贸易促进碳减排效应研究[J]. 价格理论与实践,2020(11):149-152+184.
- [20] 黄庆华,刘敏,胡江峰. 贸易开放、环境规制与绿色全要素生产率——基于长江经济带的实证检验[J]. 西南大学学报(自然科学版),2021(7):118-129.
- [21] 韩先锋,惠宁,宋文飞. OFDI 逆向创新溢出效应提升的新视角——基于环境规制的实证检验[J]. 国际贸易问题,2018(4):103-116.
- [22] 徐和清,王荣军,张桂香. 消费需求对碳排放的影响研究——基于 Johansen 协整检验与 VEC 模型分析[J]. 宁夏社会科学,2016(4):105-111.
- [23] 余长林,高宏建. 环境管制对中国环境污染的影响——基于隐形经济的视角[J]. 中国工业经济,2015(7):21-35.

Impact of Export Trade on Carbon Emissions from the Perspective of Environmental Regulations: An Evidence from 277 Cities in China

GAO Xin, JIN Yuliang, ZHU Yuyan

(School of International Trade and Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu, Anhui 233030, China)

Abstract: Based on the panel data of 277 cities in China from 2006 to 2019, a threshold regression model was constructed to analyze the threshold effect of environmental regulations on carbon emissions from export trade. The results show that in general, export trade has a double threshold effect of environmental regulations on carbon emissions. However, the threshold effect of environmental regulations tends to be “weak in the eastern regions and strong in the central regions”. From the perspective of time segment, after the implementation of the “low-carbon city pilot” policy, the double threshold effect of environmental regulations is significant. Therefore, it is essential to optimize the export trade structure and increase the proportion of technology-intensive products in exports. In addition, only the appropriate intensity of environmental regulations can help exert the carbon emission reduction effect of export trade. Considering the different resource endowments, the intensity of environmental regulations should be reasonably formulated in eastern, central and western regions.

Key words: export trade; carbon emissions; environmental regulations; threshold effect

(责任编辑:魏 霄)