

出口对企业绿色生产效率影响的新检验

袁一仁, 成金华, 徐德义, 崔兴华

摘要: 利用中国工业企业微观数据, 基于非期望产出 SBM 模型, 测算了工业企业绿色生产效率, 构建面板 Tobit 模型考察出口对传统生产效率和绿色生产效率的影响效应, 得出以下结论: (1) 2005—2013 年中国工业企业的平均绿色生产效率呈增长趋势, 东、中、西部地区的绿色生产效率依次递减, 且轻度污染行业的绿色生产效率高于重度污染行业。(2) 出口对企业传统生产效率的影响显著为正, 但对绿色生产效率的影响显著为负, 说明出口会产生环境负效应。(3) 重度污染行业的出口并未对传统生产效率产生显著正向作用, 但对绿色生产效率有显著负向作用。出口对东部地区和中部地区传统生产效率的影响显著为正, 但只对东部地区绿色生产效率的影响显著为负。本文的研究结论为通过调整出口贸易政策来提高企业绿色生产效率和实现绿色转型提供了微观企业层面的经验证据。

关键词: 出口贸易; 传统生产效率; 绿色生产效率; Tobit 模型

中图分类号: F272.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2020)01-0068-15

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2020.01.006

一、引言

改革开放 40 多年来, 对外贸易发展迅猛, 推动中国经济取得了举世瞩目的成就。但随着改革开放的不断深入, 新的矛盾也不断出现, 贸易带来的污染排放对国内生态环境造成了严重影响, 经济增长与资源环境之间的矛盾愈发突出, 中国在获得贸易利益的同时, 也付出了巨大的资源环境代价^[1]。在资源环境的刚性约束下, 传统的增长力量逐渐减弱, 出口贸易作为拉动经济增长的主要动力之一, 始终呈现着“大而不强”的特征, 特别是当中国经济发展进入新常态之后, 适应和引领经济发展新常态需要新的增长动力。由此可见, 未来出口贸易转型的目标已不再是量的增长, 而应是促进生产效率的提升^[2], 但过去传统的生产效率概念没有考虑能源消耗和环境污染问题, 会扭曲对经济绩效和社会福利的评价^[3]。因此, 将传统生产率和资源环境纳入统一分析框架, 是未来研究绿色发展问题的重要内容。部分学者将绿色生产效率定义为包含能源消耗及污染排放的投入产出效率^[4], 即产出指标不仅要考虑经济产出, 还要考虑污染排放等副产品^[5]。

本文拟从我国当前经济发展新常态的国内背景和嵌入全球价值链的国际背景出发, 回答以下三个问题: (1) 出口能否提高企业的传统生产效率? (2) 出口产生的环境效应是否抑制了企业绿色生产效率的增长? (3) 出口对传统生产效率和绿色生产效率的影响存在怎样的区域和行业异质性? 同时, 从三个方面对以往研究进行拓展: 第一, 从研究视角上, 当前已有文献大多只关注出口对传统

基金项目: 国家社科基金重大专项“加快生态文明体制改革、建设美丽中国研究”(18VSI037)

作者简介: 袁一仁, 中国地质大学(武汉)经济管理学院博士研究生(湖北 武汉 430074); 成金华, 中国地质大学(武汉)经济管理学院教授、博士生导师; 徐德义(通讯作者), 中国地质大学(武汉)经济管理学院教授, xdy@cug.edu.cn

生产效率的影响,对绿色生产效率的影响也只是停留在宏观层面,本文将关于出口与生产效率的研究从宏观层面拓展到微观企业层面。第二,在经验方法上,已有研究在测算微观企业生产效率时大多采用两类方法:一是采用以人均产出或增加值等指标来度量的劳动生产效率,二是采用OP方法(Olley-Pakes方法)^[6]或LP方法(Levinsohn-Petrin,一致半参数估计法)^[7]测算的全要素生产率^[8]。李长青等^[3]对企业的绿色生产效率进行了研究,但只是在采用LP方法测算出传统全要素生产效率的基础上增加了绿色系数。本文采用考虑非期望产出的基于松弛变量度量法(Slacks-Based Measure, SBM)评价模型测算了企业的绿色生产效率,避免了参数方法预先设定函数形式所造成的估计偏差。第三,在异质性分析上,本文根据企业所在省份和所属行业污染排放程度的不同,分别进行了区域异质性检验和行业异质性检验,有助于不同区域和不同行业的企业针对性地制定出口策略,实现绿色转型发展。

二、理论机理与研究假说

(一) 出口对传统生产效率的影响机制

目前已有较多研究成果证实了出口存在“学习效应”,即出口促进了企业生产率的提高^{[9][10]}。出口的“学习效应”主要通过以下四种机制实现:(1)竞争机制。国际市场的激烈竞争以及发达国家对产品质量的高要求促使出口企业不断改进产品质量。在市场机制的作用下,低效率企业难以获得生存空间,从而使得资源流向生产效率较高的企业,并促进生产效率的进一步提升^[11]。为了避免被市场淘汰,出口企业会被迫增加研发投资和人力资本以维持其市场竞争地位,这有助于增强企业的创新能力,降低企业在生产活动中的无效率^[2]。(2)技术溢出机制。企业通过出口贸易嵌入到全球生产价值链当中,不仅可以从国际市场获得先进知识与管理经验,还可以通过人才流动、技术培训指导等方式充分吸收发达国家的先进技术,从而提高企业自身的技术水平和生产效率^[12]。同时,通过产业链的关联,出口企业可以对上下游关联的非出口企业产生技术溢出,促进隐性知识的流动,间接推动上下游非出口企业生产效率的提高。(3)示范机制。企业通过出口参与到国际市场中,发达国家的企业会起到标杆和示范作用,出口企业通过学习、模仿等努力赶超发达国家先进企业,并逐渐形成企业自身的“特定优势”^[13],从而提高企业的生产效率。同时,外商直接投资也会对内资企业形成示范效应,并进一步促进出口的溢出^[14],从而导致更强的示范效应,提高出口企业的生产效率。(4)逆向激励机制。Gereffi等^[15]认为,发达国家的进口企业为了满足本国消费者对产品质量以及环保等方面的要求,会通过生产设备转让、派技术人员到出口企业指导生产等方式强制要求出口企业提升出口产品的质量和产品清洁度,促使不具有自主创新能力的出口企业转变成具有一定研发和创新能力的企业,从而促进了出口企业生产效率的提升。基于此,本文提出如下理论假设:

理论假设 H1: 出口的“学习效应”有助于促进企业传统生产效率的提高。

(二) 出口对绿色生产效率的影响机制

贸易对环境的影响形成了“污染避难所”效应、“污染光晕”效应以及不确定三种研究结论。其中,“污染避难所”效应指在开放经济条件下,国际贸易将高污染产业从发达国家转移至发展中国家,使得发展中国家成为发达国家的污染避难所^[16]。“污染光晕”效应指发达国家往往具有较高的环境标准和污染处理技术水平,通过国际直接投资或国际贸易将先进污染处理技术扩散到发展中国家,从而提高了发展中国家的污染处理技术水平^[17]。Grossman等^[18]将国际贸易活动对环境的影响机制分解为规模效应、结构效应和技术效应。本文借鉴此影响机理,将其应用到中国出口贸易与企业绿色生产效率的分析当中。规模效应是指在企业的污染排放强度和污染治理成本以及排污技术

等不变的情况下,出口通过影响生产的规模而对环境污染产生影响。根据零结合公理和产出弱可处置性公理^{[19][20]},产出的增长会造成更多的污染物排放,对生态环境带来压力,不利于企业绿色生产效率的提高^[21]。同时,根据李嘉图的比较优势理论,长期以来,我国凭借低成本的要 素比较优势参与到全球价值链中,通过进行简单加工再出口使出口规模迅速扩大,这本身就消耗了大量的资源能源,并且我国的加工贸易多为高耗能、高污染产品,从而导致出口贸易隐含碳排放量剧增,国内污染加重^[22]。结构效应的影响则较为复杂,出口通过结构效应对环境产生的影响是不确定的,也是导致贸易对环境的影响得出不同结论的主要原因。当出口贸易促使要素禀赋流向一国相对清洁的生产部门时,将促使一国的产业结构从污染型产业转向清洁型产业,贸易的结构效应对环境的影响是正向的。反之,当贸易促使要素禀赋流向一国的污染型生产部门时,贸易的结构效应对环境的影响是负向的。我国全球价值链参与度的增加,使得国内具有比较优势的 行业产出增加、缺乏比较优势的 行业产出减少,不同行业产出结构的变化会进一步对国内污染排放产生影响。在我国出口贸易额较大的行业中,污染密集型行业居多^[23],因此,出口的结构效应也可能导致国内污染增加。技术效应是指出口企业通过引进发达国家先进的环保设备和清洁技术等,改善出口企业的生产技术水平,吸收发达国家的 技术溢出,获得较清洁的生产技术,从而使得出口企业单位产出的污染排放强度或单位产出的能源消耗强度降低。通常来讲,技术效应会对环境产生正向作用,并通过了许多学者的实证检验^{[24][25]}。综合贸易对环境影响的三效应,并根据我国的发展现状以及已有研究结论,本文提出如下理论假设:

理论假设 H2:出口的“环境效应”不利于企业绿色生产效率的提高。

综上所述,出口对企业绿色生产效率的影响是“学习效应”和“环境效应”的综合体现。当出口的“学习效应”大于“环境效应”时,出口对企业绿色生产效率的提高有促进作用;反之,当出口的“学习效应”小于“环境效应”时,出口对企业绿色生产效率的提高有抑制作用。

三、模型设计与数据来源

(一) 研究方法与模型

1. 企业绿色生产效率的测算。对于企业绿色生产效率的测算,本文采用 Tone^[26]提出的基于非期望非径向非角度的 SBM 模型^①,综合考虑投入、期望产出和非期望产出之间的关系。与传统生产效率相比,绿色生产效率弥补了传统生产效率因忽略环境污染问题而造成的偏差,使评价结论更加符合可持续发展、绿色发展的 发展理念。SBM 模型综合了投入导向和产出导向,同时考虑了投入及产出变量的改进空间。非期望产出 SBM 模型如下:

对于一个系统内的 n 个决策单元 ($DMU_j, j=1, 2, \dots, n$),每个决策单元包含 m 种投入指标 ($i=1, 2, \dots, m$)、 s_1 种期望产出指标和 s_2 种非期望产出指标,用向量表示为: $x \in R^m, y^g \in R^{s_1}, y^b \in R^{s_2}$ 。定义矩阵 X, Y^g, Y^b 为: $X = [x_1, x_2, \dots, x_n] \in R^{m \times n}, Y^g = [y_1^g, y_2^g, \dots, y_n^g] \in R^{s_1 \times n}, Y^b = [y_1^b, y_2^b, \dots, y_n^b] \in R^{s_2 \times n}$,假设 $X > 0, Y^g > 0, Y^b > 0$ 。

那么,其生产可能性集为:

$$P = \{(x, y^g, y^b) \mid x \geq X\lambda, y^g \leq Y^g\lambda, y^b \leq Y^b\lambda, \lambda \geq 0\} \quad (1)$$

基于规模报酬可变 (VRS, $\sum_{k=1}^n \lambda_k = 1$) 的非期望产出 SBM 模型线性规划如下:

^① 本文中传统生产效率根据 Tone (2001) 提出的投入导向可变规模的 SBM 模型使用 R3. 4. 3 软件进行测算。为节约篇幅,这里并未给出具体测算过程,如读者需要,可向作者索取。

$$[SBM]Green_EE = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{r0}^b} \right)} \quad (2)$$

$$s. t. \begin{cases} x_0 = X\lambda + s^- \\ y_0^g = Y^g\lambda - s^g \\ y_0^b = Y^b\lambda + s^b \\ s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中的 s^- 、 s^g 、 s^b 分别表示投入、期望产出和非期望产出的松弛变量, λ 为权重向量。其中, $Green_EE$ 为绿色生产效率评价标准,且 $Green_EE \in [0, 1]$,松弛变量 s^- 、 s^g 、 s^b 严格缩减。当目标函数 $Green_EE=1$,且 s^- 、 s^g 、 s^b 均为0时,模型存在最优解,表示决策单元强有效。当 $Green_EE < 1$,或 s^- 、 s^g 、 s^b 不全为0时,决策单元为弱有效,存在效率损失,此时投入产出存在改进空间。投入无效率和产出无效率表示为:

$$\text{投入无效率: } IE_x = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}, (i = 1, 2, \dots, m) \quad (4)$$

$$\text{期望产出无效率: } IE_g = \frac{1}{s_1} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} \right), (r = 1, 2, \dots, s_1) \quad (5)$$

$$\text{非期望产出无效率: } IE_b = \frac{1}{s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{r0}^b} \right), (r = 1, 2, \dots, s_2) \quad (6)$$

2. 面板 Tobit 模型构建。由于本文测算的绿色生产效率取值在0到1之间,属于受限因变量模型,因此,本文构建面板 Tobit 模型如下:

$$\begin{aligned} Green_EE_{it}^* &= \alpha_i + \beta_0 ex_{it} + \sum \beta_i X_{it} + \epsilon_{it} \\ Green_EE_{it} &= \begin{cases} Green_EE_{it}^*, & \text{if } 0 < Green_EE_{it}^* \leq 1 \\ 0, & \text{if } Green_EE_{it}^* \leq 0 \text{ or } Green_EE_{it}^* > 1 \end{cases} \end{aligned} \quad (7)$$

其中, $Green_EE$ 为企业的绿色生产效率,用式(2)中基于非期望产出的SBM模型测算的企业绿色生产效率表示; ex 为企业出口,用企业的出口交货值与企业销售额的比率表示; X 为控制变量,包括企业年龄($ages$)、企业固定资产投资($fixed_assets$)、企业销售额($sales_out$)以及企业利润($profit$); ϵ_{it} 为随机扰动项, $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 。同时,为了增强模型的稳健性,本文在模型中还控制了时间固定效应($year$)、行业固定效应($industry$)以及区域固定效应($region$)。

(二) 数据来源与处理

1. 数据来源。本文选取的研究时段为2005—2013年,数据主要来源于《中国工业企业数据库》和《中国城市统计年鉴》。虽然《中国工业企业数据库》是国内最全面的数据库之一,但其存在样本匹配混乱、变量大小异常等缺陷^[27],因此,在使用时需要先对数据进行匹配和异常值删除等处理。本文借鉴Brandt等^[28]提出的序贯匹配方法对企业进行匹配。同时,根据余森杰^[29]、陶攀等^[30]、Cai等^[31]和Feenstra等^[32]的方法对数据进行以下处理:(1)剔除部分存在工业总产值、销售额、规定资产等指标有缺失的企业;(2)剔除部分年平均人数在10以下的企业;(3)剔除四位行业代码中决策单元个数小于18(投入产出变量的3倍)的企业;(4)剔除成立时间异常或无效的企业、没有公司名称或编码的企业、流动资产超过固定资产的企业、固定资产合计超过总资产的企业;(5)剔除关键变量(如企业工业生产总值、企业销售额,企业固定资产)前后5%分位的极端值。最终得到了158 820个观测值。

关于投入变量、期望产出变量、非期望产出变量的具体说明如下:

(1) 企业的投入变量包括了企业的资本存量和劳动力人数, 其中, 资本存量数据采用永续盘存法测算: $K_t = K_{t-1}(1 - \delta_t) + I_t/P_t$, 式中 K_t 和 K_{t-1} 分别为 t 期和 $t-1$ 期的样本企业的资本存量, δ_t 为折旧率。这里参考刘志成等^[14]、Wang 等^[33]的做法, 取折旧率为 5%。 I_t 为 t 期的样本企业固定资产投入, P_t 为样本企业所在省份 t 期的投资价格指数。劳动力人数指标用样本企业的年平均从业人员数表示。

(2) 企业的期望产出变量用样本企业的工业总产值来衡量, 以生产者出厂价格指数进行平减处理。平减指数从《中国价格统计年鉴》中得到, 并将环比指数调整成以 2004 年为基期的定基指数。

(3) 企业的非期望产出变量主要包括工业二氧化硫排放量、工业废水排放量以及工业烟尘排放量。数据来源于《中国城市统计年鉴》。

2. 数据处理。本文借鉴崔兴华等^[21]、赵细康^[34]的计算方法, 通过引入调整系数来间接测算得到企业的非期望产出。首先, 通过计算每一种污染物产出指标的调整系数确定指标权重: $W_j = (P_{ij} / \sum P_{ij}) / (O_i / \sum O_i) = (P_{ij} / O_i) [(\sum P_{ij}) / (\sum O_i)] = UP_{ij} / \overline{UP}_{ij}$, 其中, P_{ij} 为地级城市 i 的污染物 j ($j = 1, 2, 3$) 的排放量, $\sum P_{ij}$ 为污染物 j 的全国排放总量, O_i 为地级城市 i 的工业总产值, $\sum O_i$ 为全国的工业总产值。那么, 第 i 个地级城市第 j 种污染物的排放量表示为: $em_{i,j} = W_j \times Y_{ij}$, 其中, Y_{ij} 为第 i 个地级城市的污染物 j 的初始排放量。然后, 进一步得到第 i 个地级城市中 k 企业的污染物 j 的排放量为: $em_{k,j} = em_{i,j} \times (Q_k / \sum Q)$, 其中, Q_k 为 k 企业的工业产值, $\sum Q$ 为 k 企业所在地级市的工业总产值。文中各变量的描述性统计分析如表 1 所示。

表 1 各变量的描述性统计

变量	均值	方差	最小值	最大值	p25	p50	p75
<i>Green eff</i>	0.204	0.223	0.000 014	1	0.063 7	0.127	0.251
<i>Eff</i>	0.309	0.336	0.000 014	1	0.070 3	0.162	0.393
<i>Export</i>	60 693	751 638	0	110 000 000	0	0	21 660
<i>Ages</i>	14.43	10.07	0	185	9	12	17
<i>Sales output</i>	307 278	2 450 491	22	260 000 000	30 824	64 741	161 000
<i>Fixed assets</i>	105 658	1 238 432	1	160 000 000	4 387	12 297	36 672
<i>Total Profit</i>	18 593	186 246	-9 300 000	25 000 000	420	2 034	8 597
<i>Employees</i>	551.0	2 270	10	185 655	124	252	479
<i>Capital</i>	1 131 104	14 834 724	0.650	2 000 000 000	39 658	110 094	356 384
<i>SO₂</i>	1 355	12 000	0.040	900 000	90.32	221.9	617.0
<i>Was-water</i>	201.0	1 539	0.010	180 000	13.66	35.90	99.62
<i>Smoke</i>	552.0	9 208	0.042	2 500 000	21.41	61.84	198.3

数据来源: 作者通过 stata14 计算得到。

进一步地, 本文根据测算的企业“三废”排放强度以及已有研究的行业污染分类情况, 对工业行业 (基于两位行业代码) 的环境污染情况进行如下分类 (如表 2 所示)。分类结果与王杰等^[35]的分类结果较为接近。

表 2 行业污染强度分类

污染排放程度	行业代码及名称
重度污染行业	6 煤炭开采和洗选业; 13 农副食品加工业; 17 纺织业; 25 石油加工、炼焦及核燃料加工业; 26 化学原料及化学制品制造业; 28 化学纤维制造业; 31 非金属矿物制品业; 32 黑色金属冶炼及压延加工业; 35 通用设备制造业; 37 交通运输设备制造业; 44 电力、热力的生产和供应业
中度污染行业	8 黑色金属矿采选业; 14 食品制造业; 15 饮料制造业; 18 纺织服装、鞋、帽制造业; 19 皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业; 22 造纸及纸制品业; 27 医药制造业; 29 橡胶制品业; 30 塑料制品业; 34 金属制品业; 36 专用设备制造业; 39 电气机械及器材制造业
轻度污染行业	10 非金属矿采选业; 20 木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业; 21 家具制造业; 23 印刷业和记录媒介的复制; 24 文教体育用品制造业; 33 有色金属冶炼及压延加工业; 40 通信设备、计算机及其他电子设备制造业; 41 仪器仪表及文化、办公用机械制造业; 42 工艺品及其他制造业; 45 燃气生产和供应业; 46 水的生产和供应业

资料来源: 作者通过计算整理得到。

四、测算结果分析

(一) 整体及区域测算结果分析

本文采用非期望 SBM 模型, 并基于尽可能细分的四位数行业代码对工业企业的绿色生产效率进行了测算, 测算结果如表 3 所示。从整体来看, 2005—2013 年工业企业平均绿色生产效率仅为 0.367^①, 但呈不断增长趋势。本文的测算结果与吴英姿等^[5]的测算结果较为接近, 但与李斌等^[36]测算的 0.534 的工业环境生产效率相比较低。测算结果不同的原因可能在于: (1) 选取的样本时间以及数据处理方法等的不同; (2) 由于是基于行业数据进行的测算, 本文选取的微观企业数据较宏观数据有更多的决策单元, 且企业间差别较大, 存在较多的决策单元相对于生产前沿面的生产效率较

表 3 2005—2013 年各地区企业平均绿色生产效率

区域	东部地区	中部地区	西部地区	全国
2005	0.439	0.339	0.173	0.317
2006	0.442	0.313	0.189	0.315
2007	0.450	0.358	0.215	0.341
2008	0.441	0.351	0.220	0.337
2009	0.478	0.365	0.255	0.366
2010	0.558	0.365	0.209	0.377
2011	0.443	0.413	0.341	0.399
2012	0.450	0.434	0.365	0.416
2013	0.469	0.478	0.358	0.435
均值	0.463	0.379	0.258	0.367

数据来源: 作者利用《中国工业企业数据库》以及 R3.4.3 计算得到。

低, 从而使得整体效率低于基于宏观数据的测算结果。从测算结果可以看出, 较低绿色生产效率说明我国工业企业长期高投入、高能耗、高污染的粗放型增长方式有着较强的环境负外部性, 造成了较为严重的环境污染, 从而降低了工业企业的绿色生产效率。从企业所在地区来看, 不同区域的平均绿色生产效率差异明显, 东、中、西部地区绿色生产效率依次递减。结果不难理解, 东部沿海地区的技术更加先进、工业规模较大、体系更加完善, 因而绿色生产效率较高, 而中西部地区工业起步较晚, 污染处理技术相对落后, 从而导致绿色生产效率水平较低。

(二) 行业测算结果分析

本文采用核密度估计方法对不同时期、不同行业的企业绿色生产效率进行分析, 结果如图 1 所

^① 这里的平均绿色生产效率指的是基于企业工业产出的加权平均。首先对根据基于四位数行业代码分类的每个行业企业的绿色生产率效率进行测算, 然后根据企业产出进行加权。

示。从图 1 (a) 中可以看出, 2005—2008 年企业绿色生产效率的分布主要集中在 0.300~0.500 之间, 且集中度较高。图 1 (b) 显示了 2009—2013 年四位行业代码绿色生产效率的核密度估计结果。从图中可以看出, 2009 年以后, 企业的绿色生产效率有明显的右移趋势, 说明工业企业的绿色生产效率呈增长趋势。从核密度函数的形状来看, 2005—2008 年主要呈现为“单峰”, 2009—2013 年主要呈现为“宽峰”向“双峰”演变的趋势, 表明行业之间差距明显。在 2013 年形成“双峰”, 且右端面积增大, 说明 2013 年行业间差距有减小趋势。

本文进一步给出了基于两位行业代码的平均绿色生产效率测算结果 (如表 4 所示)。结合表 2、

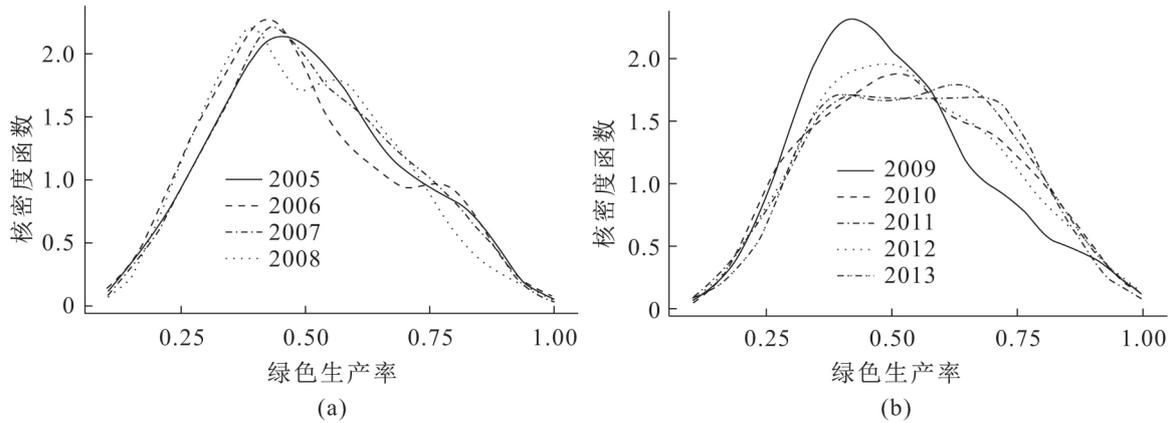


图 1 2005—2013 年四位行业代码绿色生产效率核密度估计结果

表 4 两位数代码行业绿色生产效率

行业代码	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	均值	排名
28	0.702	0.751	0.654	0.421	0.442	0.671	0.735	0.723	0.685	0.643	1
36	0.632	0.608	0.620	0.588	0.556	0.675	0.616	0.571	0.644	0.612	2
40	0.592	0.597	0.597	0.63	0.705	0.564	0.558	0.551	0.627	0.602	3
33	0.492	0.279	0.581	0.393	0.697	0.429	0.823	0.841	0.862	0.600	4
10	0.490	0.458	0.484	0.514	0.628	0.629	0.715	0.718	0.693	0.592	5
20	0.452	0.452	0.526	0.481	0.692	0.787	0.601	0.664	0.600	0.584	6
41	0.542	0.548	0.539	0.528	0.542	0.549	0.583	0.625	0.663	0.569	7
14	0.528	0.509	0.560	0.520	0.496	0.481	0.606	0.554	0.584	0.537	8
45	0.485	0.480	0.525	0.531	0.564	0.513	0.583	0.536	0.529	0.527	9
26	0.511	0.491	0.515	0.517	0.530	0.495	0.500	0.488	0.506	0.506	10
8	0.539	0.527	0.512	0.436	0.482	0.529	0.565	0.533	0.428	0.506	11
24	0.548	0.560	0.476	0.407	0.462	0.519	0.480	0.507	0.525	0.498	12
39	0.508	0.437	0.482	0.420	0.507	0.453	0.493	0.569	0.598	0.496	13
13	0.511	0.435	0.479	0.455	0.459	0.525	0.493	0.495	0.515	0.485	14
42	0.548	0.594	0.454	0.451	0.461	0.510	0.401	0.416	0.445	0.476	15
29	0.507	0.477	0.449	0.426	0.371	0.465	0.427	0.49	0.472	0.454	16
35	0.444	0.429	0.441	0.408	0.447	0.468	0.458	0.488	0.459	0.449	17
34	0.430	0.455	0.408	0.415	0.415	0.435	0.517	0.457	0.499	0.448	18
30	0.388	0.393	0.442	0.426	0.378	0.475	0.457	0.444	0.455	0.429	19
37	0.335	0.349	0.358	0.387	0.427	0.564	0.412	0.475	0.432	0.415	20

续表 4

行业代码	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	均值	排名
15	0.350	0.356	0.407	0.333	0.332	0.401	0.522	0.440	0.518	0.407	21
27	0.410	0.410	0.402	0.331	0.371	0.456	0.406	0.393	0.438	0.402	22
21	0.369	0.361	0.412	0.427	0.434	0.417	0.365	0.415	0.367	0.396	23
22	0.368	0.404	0.391	0.378	0.335	0.513	0.393	0.364	0.414	0.396	24
19	0.363	0.376	0.392	0.420	0.423	0.411	0.420	0.378	0.365	0.394	25
17	0.318	0.353	0.385	0.382	0.381	0.398	0.430	0.392	0.438	0.386	26
23	0.358	0.366	0.386	0.354	0.362	0.401	0.466	0.428	0.337	0.384	27
31	0.348	0.360	0.347	0.351	0.365	0.377	0.371	0.409	0.417	0.371	28
25	0.358	0.347	0.407	0.405	0.435	0.397	0.283	0.347	0.328	0.367	29
44	0.263	0.211	0.237	0.255	0.303	0.344	0.266	0.306	0.326	0.279	30
6	0.042	0.315	0.409	0.348	0.258	0.435	0.179	0.162	0.213	0.262	31
46	0.227	0.193	0.215	0.222	0.236	0.224	0.236	0.225	0.249	0.225	32
32	0.196	0.228	0.229	0.228	0.237	0.237	0.212	0.222	0.216	0.223	33
18	0.108	0.131	0.133	0.112	0.155	0.246	0.112	0.108	0.098	0.134	34

注: 这里的两位数行业代码与表 1 相同。

表 4 可以看出, 我国各行业间的绿色生产效率差异较大, 轻度污染行业的绿色生产效率明显高于重度污染行业。绿色生产效率排名前三的行业依次为化学纤维制造业、专用设备制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业, 其样本期内的平均绿色生产效率分别为 0.643、0.612 和 0.602。其中, 专用设备制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业属于技术密集型行业, 生产技术水平较高, 从而绿色生产效率水平也较高; 化学纤维制造业属于重度污染行业, 但其绿色生产效率较高, 说明高污染和高生产效率可以并存, 当高污染行业有较大产出时, 其绿色生产效率也较高。而绿色生产效率较低的行业主要集中在纺织服装、鞋、帽制造业、黑色金属冶炼及压延加工业、水的生产和供应业, 其样本期内的平均绿色生产效率仅为 0.134、0.223 和 0.225。造成这些行业绿色生产效率较低的原因除了技术水平较低、污染能耗较大、污染排放强度较高外, 还有其自身的行业特征原因。尤其是纺织服装、鞋、帽制造业的绿色生产效率最低, 仅为 0.134, 可能的原因在于该行业进入门槛较低、企业差异明显, 与前沿面水平有较大距离, 造成企业的平均绿色生产效率水平较低。而水的生产和供应业具有公共产品特征, 且具有较强的垄断性质, 行业竞争力较弱, 不利于其绿色生产效率的提高。另外, 从表 4 中各行业的时间变化趋势来看, 大部分行业的绿色生产效率均呈现波动性增长态势, 只有较少行业和年份出现绿色生产效率倒退现象。工业行业整体较低绿色生产效率和波动性增长趋势反映了我国工业企业绿色生产效率仍有较大的增长潜力和提升空间。

五、回归结果分析

(一) 全样本初始检验

本文采用面板 Tobit 模型来检验出口对企业传统生产效率和绿色生产效率的影响^①, 并对比分析二者之间的差异, 估计结果如表 5 所示。

^① 由于采用的是企业特征及财务的相关数据, 通常不包含单位根。且本文面板数据的截面企业数为 21 053, 样本时间长度为 9 年, $N \gg T$, 故省略了面板单位根检验。

表 5 全样本初始检验结果

变量	EE	EE	Green_EE	Green_EE
<i>export</i>	0.007 1*** (0.001 0)	0.006 2*** (0.001 0)	-0.003 3** (0.001 6)	-0.007 9*** (0.001 5)
<i>ages</i>	-0.000 9*** (0.000 03)	-0.000 2*** (0.000 03)	-0.001 1*** (0.000 1)	-0.000 2*** (0.000 1)
<i>sales_out</i>	0.091 9*** (0.000 5)	0.121 2*** (0.000 6)	0.107 9*** (0.001 0)	0.146 8*** (0.000 8)
<i>fixed_assets</i>	-0.042 0*** (0.000 6)	-0.035 1*** (0.000 5)	-0.052 6*** (0.000 8)	-0.045 0*** (0.000 9)
<i>profit</i>	0.003 4*** (0.000 6)	0.004 2*** (0.000 6)	-0.000 2 (0.000 9)	0.000 02 (0.000 9)
<i>Constant</i>	-0.418 3*** (0.005 5)	-0.799 1*** (0.007 0)	-0.388 7*** (0.009 1)	-0.882 9*** (0.011 4)
<i>industry</i>	NO	Yes	NO	Yes
<i>year</i>	NO	Yes	NO	Yes
<i>region</i>	NO	Yes	NO	Yes
<i>N</i>	167 175	167 175	167 175	167 175

注：括号内为标准误差，***、**与*分别表示在1%、5%和10%水平上显著，下表同。

表 5 中的第 2 列和第 3 列为出口对传统生产效率的影响回归结果。第 2 列中出口对传统生产效率的影响系数为 0.007 1，并且在 1% 的显著性水平下显著为正。第 3 列增加了行业、时间和区域固定效应以后，出口对传统生产效率的影响系数变为 0.006 2，仍在 1% 的显著性水平下显著，说明出口对企业传统生产效率有显著的促进作用，通过学习和模仿发达国家的先进生产技术，获取技术溢出，提高自身的生产效率，充分发挥了出口的“学习效应”。表 5 中的第 4 列和第 5 列为考虑环境因素后出口对绿色生产效率的影响回归结果。从第 4 列可以看出，出口对绿色生产效率的影响系数为 -0.003 3，在 5% 的显著性水平下显著为负，增加行业、时间和区域固定效应以后系数变为 -0.007 9，负向影响效应增大，且显著性增加。可见，在增加环境因素后，出口对绿色生产效率的影响为负，说明出口的确会带来环境污染效应，不利于企业绿色生产效率的提升。综合表 5 中 2—4 列可以发现，出口对传统生产效率有显著的正向作用，但对绿色生产效率有显著的负向作用，说明出口的学习效应提高了企业的技术水平，但随着对外开放程度的逐渐加深，开放发展和绿色发展之间产生了冲突，出口产生了大量的污染排放，对绿色生产效率造成了环境负效应，且环境效应的负向作用大于学习效应的正向作用，最终导致工业企业的绿色生产效率下降。

从其他控制变量的回归结果可以看出，企业的年龄和固定资产投资等变量对企业的传统生产效率和绿色生产效率均存在显著的负向影响。可能的原因在于，企业在刚成立初期，有较强的发展动力，努力提升技术水平，但随着时间的增长，这种动力慢慢减弱，僵尸企业的比例越来越高，而企业的固定资产投资越多，所需成本就越高，在不了解市场或资源配置不合理的情况下，往往导致生产效率下降。企业的销售额和企业利润对生产效率和绿色生产效率的影响显著为正，与预期相符。

（二）行业异质性检验

根据前文对工业行业污染程度的划分，本文分别检验了出口对三类污染行业的传统生产效率和绿色生产效率的影响，进一步分析出口对传统生产效率和绿色生产效率影响的行业异质性。回归结果如表 6 所示。

表 6 行业异质性检验结果

变量	重度污染行业		中度污染行业		轻度污染行业	
	EE	Green_EE	EE	Green_EE	EE	Green_EE
<i>export</i>	0.0026 (0.0019)	-0.0055* (0.0031)	0.0048*** (0.0014)	-0.0110*** (0.0022)	0.0056*** (0.0020)	-0.0108*** (0.0033)
<i>ages</i>	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	4.29e-06 (0.00004)	0.00001 (0.0001)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0011*** (0.0004)
<i>sales_out</i>	0.1218*** (0.0008)	0.1448*** (0.0015)	0.1201*** (0.0010)	0.1480*** (0.0017)	0.1257*** (0.0017)	0.1522*** (0.0028)
<i>fixed_assets</i>	-0.0375*** (0.0007)	-0.0453*** (0.0012)	-0.0333*** (0.0008)	-0.0413*** (0.0014)	-0.0366*** (0.0014)	-0.0518*** (0.0023)
<i>profit</i>	0.0157*** (0.0030)	-0.0042 (0.0051)	0.0035*** (0.0051)	0.0213** (0.0084)	0.0038* (0.0006)	0.0003 (0.0010)
<i>Constant</i>	-0.768*** (0.0098)	-0.8540*** (0.0159)	-0.8320*** (0.0113)	-0.9547*** (0.0188)	-0.6753*** (0.0278)	-0.6290*** (0.0423)
<i>industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>region</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	80118	80118	62595	62595	24462	24462

从表 6 可以看出, 重度污染行业的出口对传统生产效率的影响为正, 但并不显著, 对绿色生产效率的影响系数显著为负。中度污染行业和轻度污染行业的出口对传统生产效率的影响系数分别为 0.0048 和 0.0056, 在 1% 的显著性水平下显著为正, 体现了在不同行业分类下, 出口对企业绿色生产效率的“学习效应”促进了生产效率的提高。对考虑环境因素后的绿色生产效率的影响系数分别为 -0.0110 和 -0.0108, 在 1% 的显著性水平下显著为负, 体现了在不同行业分类下, 出口对企业绿色生产效率的“环境效应”不利于绿色生产效率的提高。行业异质性的回归结果再次证明, 出口的“学习效应”对传统生产效率的正向作用以及出口的“环境效应”对绿色生产效率的负向作用。进一步观察可以发现, 三类行业的出口对绿色生产效率的负向影响系数均大于对传统生产效率的正向影响系数, 且对绿色生产效率的负向影响更加显著, 说明出口产生的“环境效应”大于出口产生的“学习效应”。可见中国在参与全球价值链的过程中, 虽然获得了贸易利益, 但却付出了巨大的环境代价, 未来必须转变贸易发展方式, 增强自身的创新能力, 避免发达国家对我国价值链地位的低端锁定。

(三) 区域异质性检验

本文进一步根据中国的传统区域划分, 检验了东、中、西部地区的出口对传统生产效率和绿色生产效率的影响, 以研究出口对传统生产效率和绿色生产效率的区域异质性。回归结果如表 7 所示。

从表 7 可以看出, 东部地区和中部地区的出口对传统生产效率的影响系数分别为 0.0059 和 0.0114, 但西部地区的出口对传统生产效率的影响系数为 -0.0435, 显著为负, 说明东部地区和中部地区发挥了出口的“学习效应”, 而西部地区的出口并未体现“学习效应”, 出口更能促进经济发展水平较高地区传统生产效率的提高。这也一定程度上反映了我国工业企业在区域上的聚集程度。全部样本中, 东部地区的工业企业占全国工业企业的 79.9%, 其中, 出口企业中有 92.2% 的企业位于东部地区。可见, 出口企业主要聚集在东部沿海省份, 东部地区可以通过同时发挥“出口中学习”和“聚集中学习”的双重优势来提高企业的传统生产效率。而西部地区的技术水平较低, 对发达国家先进技术溢出的吸收能力较弱。另外, 企业除受到自身内部因素的影响, 还会受到同区

表7 区域异质性检验结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	EE	Green_EE	EE	Green_EE	EE	Green_EE
<i>export</i>	0.005 9*** (0.001 0)	-0.006 2*** (0.001 6)	0.011 4** (0.005 6)	-0.011 5 (0.008 2)	-0.043 5*** (0.015 2)	-0.025 6 (0.023 5)
<i>ages</i>	-0.000 1** (0.000 04)	-0.000 1* (0.000 1)	-0.001 4*** (0.000 2)	-0.001 7*** (0.000 3)	-0.000 3*** (0.000 1)	-0.000 1*** (0.000 1)
<i>sales_out</i>	0.122 2*** (0.000 7)	0.152 5*** (0.001 2)	0.119*** (0.001 7)	0.125 9*** (0.002 7)	0.117 0*** (0.002 1)	0.121 3*** (0.003 5)
<i>fixed_assets</i>	-0.035 1*** (0.000 6)	-0.049 2*** (0.001 0)	-0.027 5*** (0.001 4)	-0.029 6*** (0.002 1)	-0.035 0*** (0.001 7)	-0.039 8*** (0.002 8)
<i>profit</i>	0.004 1*** (0.000 5)	-0.000 7 (0.000 9)	-0.006 7 (0.005 4)	0.010 4 (0.009 5)	-0.005 4 (0.009 2)	0.049 1*** (0.016 9)
<i>Constant</i>	-0.814 7*** (0.008 0)	-0.912 3*** (0.013 1)	-0.818 4*** (0.021 2)	-0.817 8*** (0.031 2)	-0.731 1*** (0.023 9)	-0.745 8*** (0.036 9)
<i>year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>region</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	133 596	133 596	19 512	19 512	14 067	14 067

位外部环境因素的影响。企业之间“邻居群体”的存在，为企业分享信息、获取知识、提升技术等提供了重要的平台和渠道^[37]。而西部地区出口企业相对较少，不具备“聚集中学习”的优势，无法充分享有企业集聚所带来的技术知识溢出；加之西部地区的经济技术相对落后，部分出口企业的位置处于相对隔离区位，导致企业间的学习交流不顺畅，难以实现有效追赶^[38]。从东部、中部、西部地区企业的出口行为对出口企业绿色生产效率的影响结果来看，三大地区均表现为负向影响作用，影响系数分别为-0.006 2、-0.011 5和-0.025 6，但只有东部地区在1%的显著性水平下显著，中西部地区出口对企业绿色生产效率的负向影响作用并不显著。可能的原因在于，东部地区的开放程度较高，虽然出口贸易带来了经济收益，但同时加快了资源的消耗，产生了大量污染物，体现了出口对东部地区的“环境效应”。因此，出口对东部地区企业绿色生产效率的负向影响更为显著。其他控制变量均通过了稳健检验，这里不再一一赘述。

（四）内生性检验

由于企业的生产效率对出口也会产生影响，会导致方程（7）存在内生性问题。本文进一步采用工具变量法控制方程的内生性，IV-Tobit模型的估计结果如表8所示。

表8 控制内生性的工具变量检验

变量	<i>export</i>	Wald 外生性检验	控制变量	Loglikelihood
EE	0.093 6*** (0.006 2)	272.93*** (0.000 0)	Yes	-24 080.145
Green_EE	-0.219 4*** (0.045 2)	27.71*** (0.000 0)	Yes	-42 959.028

注：回归结果括号内为标准误差，Wald检验括号内为p值，***、**与*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

内生性检验结果显示，Wald外生性检验值较高，且均在1%的显著性水平下显著，说明本文选取的工具变量符合外生性假设。从回归结果可以看出，出口对传统生产效率的影响显著为正，体现了出口的“学习效应”，但出口对增加环境因素的绿色生产效率为负，体现了出口的“环境效

应”, 且“环境效应”大于“学习效应”, 最终不利于绿色生产效率的提高, 与前文实证结果相一致, 说明出口对传统生产效率和绿色生产效率具有稳健的因果影响。

(五) 稳健性检验

为了检验研究结果的稳健性, 本文从以下两个方面进行稳健性检验: (1) 由于受到 2008 年经济危机的影响, 该年份的数据可能会影响整体的统计结果, 因此, 在稳健性检验时剔除 2008 年的数据重新进行回归。(2) 在控制变量中, 进一步增加了企业的年平均劳动力人数和是否含有外资(虚拟变量)。两种情况的检验结果如表 9 所示。

表 9 稳健性检验结果

变量	剔除可能影响统计结果的年份		增加控制变量	
	EE	Green_EE	EE	Green_EE
<i>export</i>	0.006 5*** (0.001 0)	-0.006 0*** (0.001 6)	0.006 6*** (0.000 9)	-0.010 0*** (0.001 6)
<i>ages</i>	-0.000 2*** (0.000 03)	-0.000 2*** (0.000 06)	-0.000 2*** (0.000 03)	-0.000 1*** (0.000 1)
<i>sales_out</i>	0.121 0*** (0.000 6)	0.146 2*** (0.001 1)	0.126 5*** (0.000 6)	0.152 0*** (0.001 1)
<i>fixed_assets</i>	-0.037 9*** (0.000 5)	-0.048 0*** (0.000 9)	-0.034 0*** (0.000 5)	-0.043 8*** (0.000 9)
<i>profit</i>	0.004 2*** (0.000 6)	0.000 2*** (0.000 9)	0.004 2*** (0.000 6)	-0.000 04 (0.000 9)
<i>employee</i>			-0.001 5*** (0.000 03)	-0.001 7*** (0.000 1)
<i>foreign</i>			-0.062 6*** (0.002 8)	-0.001 9 (0.004 5)
<i>Constant</i>	-0.771 5*** (0.007 2)	-0.850 5*** (0.011 6)	-0.839 3*** (0.006 9)	-0.941 4*** (0.011 5)
<i>industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>region</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	167 175	167 175	167 175	167 175

从表 9 可以看出, 无论是剔除可能影响统计结果的年份还是增加控制变量, 出口仍然对企业传统生产效率有正向促进作用, 对企业绿色生产效率有负向作用, 与初始全样本检验结果一致, 且均在 1% 的显著性水平下显著, 说明本文的检验结果是稳健的。

六、结论与政策启示

本文将出口的“学习效应”和“环境效应”拓展到我国工业企业的绿色生产效率研究领域, 采用基于非期望产出的 SBM 模型测算了工业企业的绿色生产效率, 并通过构建面板 Tobit 模型考察了出口对企业传统生产效率和绿色生产效率的影响。研究结果显示: 从整体来看, 2005—2013 年工业企业的绿色生产效率呈波动增长趋势, 样本期内平均绿色生产效率为 36.7%; 东、中、西部地区的绿色生产效率呈现递减特征, 且轻度污染行业的绿色生产效率高于重度污染行业。进一步的实证结果发现, 出口对传统生产效率有显著的正向作用, 证明了出口“学习效应”的存在, 但出口

对绿色生产效率的影响显著为负,说明出口会带来环境负效应,不利于绿色生产效率的提高。深入到行业层面和区域层面发现,污染程度较低的行业的出口对传统生产效率及绿色生产效率的影响更为显著,东部地区和中部地区的出口对传统生产效率的影响显著为正,但出口对东部地区的绿色生产效率有显著负向影响。从本文的研究结果可以发现,随着我国嵌入全球价值链程度的不断加深,出口贸易对我国生态环境质量和工业企业绿色生产效率产生了严重影响,以致经济效益大打折扣,这也成为我国参与全球价值链面临的重要挑战之一。

基于上述结论,本文的政策启示主要有以下两点:第一,出口的“学习效应”对于促进中国工业企业生产效率提升具有重要作用,应在充分挖掘企业自身潜力、提高绿色技术水平的时候,鼓励企业引进国外先进的技术,通过学习和模仿发达国家的先进生产技术,获取技术溢出,通过充分发挥出口的“学习效应”,提高自身的生产效率。第二,出口的“环境效应”不利于中国工业企业绿色生产效率的改善,应调整和优化企业出口结构,适当降低部分高能耗、高碳排放的污染密集型产品的出口规模,通过充分抑制出口的“环境效应”,改善企业绿色生产效率。从本文的研究结果来看,出口的“环境效应”体现出明显的行业和区域特征,污染较低的产品出口带有明显的环境竞争优势,且对东部地区企业绿色生产效率的影响最为显著。因此,要重点着眼于东部地区出口企业的结构优化和技术升级,通过制定较高的环境质量行业标准倒逼污染密集型企业放弃高污染产品的出口优势。

参考文献

- [1] 潘安.全球价值链分工对中国对外贸易隐含碳排放的影响[J].国际经贸探索,2017(3).
- [2] 桑瑞聪,范剑勇.出口学习效应再验证——基于产品和市场的二维视角[J].国际贸易问题,2017(4).
- [3] 李长青,李鑫,逯建.出口影响企业绿色生产效率的门槛效应[J].科研管理,2018(3).
- [4] Ahmed,E. M. Green TFP intensity impact on sustainable East Asian productivity growth[J]. *Economic Analysis and Policy*,2012(1).
- [5] 吴英姿,闻岳春.绿色生产率及其对工业低碳发展的影响研究[J].管理科学,2013(1).
- [6] Olley,G. S. ,A. Pakes. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*,1996(6).
- [7] Levinsohn,J. ,A. Petrin. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*,2003(2).
- [8] 包群,叶宁华,邵敏.出口学习、异质性匹配与企业生产效率的动态变化[J].世界经济,2014(4).
- [9] 张杰,李勇,刘志彪.出口促进中国企业生产率提高吗?——来自中国本土制造业企业的经验证据:1999—2003[J].管理世界,2009(12).
- [10] 佟家栋,刘竹青,黄平川.不同发展阶段出口学习效应比较——来自中国制造业企业的例证[J].经济评论,2014(3).
- [11] Melitz,M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*,2003(6).
- [12] 项松林,马卫红.出口企业具有学习效应吗?——基于中国企业微观数据的经验分析[J].世界经济研究,2013(10).
- [13] 张先锋,张杰,刘晓斐.出口学习效应促进 OFDI:理论机制与经验证据[J].国际贸易问题,2016(4).
- [14] 刘志成,刘斌.贸易自由化、全要素生产率与就业——基于 2003—2007 年中国工业企业数据的研究[J].南开经济研究,2014(1).

- [15] Gereffi, G., J. Humphrey, T. J. Sturgeon. The governance of global value chains[J]. *Review of International Political Economy*, 2005(1).
- [16] Copeland B. R., M. S Taylor. Trade, growth and the environment[J]. *Journal of Economic Literature*, 1994(1).
- [17] Antweiler, W., B. R. Copeland, M. S. Taylor. Is free trade good for the environment? [J]. *American Economic Review*, 2001(4).
- [18] Grossman, G. M., A. B. Krueger. *Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement* [Z]. National Bureau of Economic Research, 1991.
- [19] Färe, R., S. Grosskopf, C. A. Pasurka. Environmental production functions and environment directional distance functions[J]. *Energy*, 2007(7).
- [20] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 环境管制与全要素生产率增长: APEC 的实证研究[J]. *经济研究*, 2008(5).
- [21] 崔兴华, 林明裕. FDI 如何影响企业的绿色全要素生产效率? ——基于 Malmquist-Luenberger 指数和 PSM-DID 的实证分析[J]. *经济管理*, 2019(3).
- [22] 李斌, 彭星. 中国对外贸易影响环境的碳排放效应研究——引入全球价值链视角的实证分析[J]. *经济与管理研究*, 2011(7).
- [23] 孔淑红, 周甜甜. 我国出口贸易对环境污染的影响及对策[J]. *国际贸易问题*, 2012(8).
- [24] Levinson, A. Technology, international trade, and pollution from US manufacturing[J]. *The American Economic Review*, 2007(5).
- [25] 徐圆, 陈亚丽. 国际贸易的环境技术效应——基于技术溢出视角的研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014(1).
- [26] Tone, K. *Dealing with Undesirable Outputs in DEA: A Slacks-based Measure (SBM) Approach* [R]. Grips Research Report Series, 2003.
- [27] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. *世界经济*, 2012(5).
- [28] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, Y. F. Zhang. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012(2).
- [29] 余淼杰. 加工贸易、企业生产效率和关税减免——来自中国产品面的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2011(4).
- [30] 陶攀, 刘青, 洪俊杰. 贸易方式与企业出口决定[J]. *国际贸易问题*, 2014(4).
- [31] Cai, H. B., Q. Liu. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. *The Economic Journal*, 2009(537).
- [32] Feenstra, R. C., Z. Y. Li, M. J. Yu. Exports and credit constraints under incomplete information: Theory and evidence from China[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2014(4).
- [33] Wang, Y., Y. D. Yao. Sources of China's economic growth 1952—99: Incorporating human capital accumulation[J]. *China Economic Review*, 2003(1).
- [34] 赵细康. *环境保护与产业国际竞争力* [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2003.
- [35] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产效率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. *中国工业经济*, 2014(3).
- [36] 李斌, 赵新华. 经济结构、技术进步与环境污染——基于中国工业行业数据的分析[J]. *财经研究*, 2011(4).
- [37] 赵永亮, 葛振宇, 王亭亭. 市场相似性、企业海外集聚与出口市场边界扩展——基于出口市场选择的空间路径分析[J]. *国际贸易问题*, 2018(6).
- [38] 赵永亮, 杨子晖, 苏启林. 出口集聚企业“双重成长环境”下的学习能力与生产效率之谜——新一新贸易理论与新一新经济地理的共同视角[J]. *管理世界*, 2014(1).

New Test of the Impact of Exports on the Green Production Efficiency of Enterprises

YUAN Yi-ren, CHENG Jin-hua, XU De-yi, CUI Xing-hua

Abstract: This paper uses the micro data of Chinese industrial enterprises to measure the green production efficiency of industrial enterprises based on the undesired SBM model, and constructs the panel Tobit model to investigate the effect of exports on traditional production efficiency and green production efficiency. The results show that firstly, the average green production efficiency of Chinese industrial enterprises shows an increasing trend in 2005—2013. The green production efficiency in the eastern, central and western regions decreases in turn, and the green production efficiency in the light polluting industries is higher than that in the heavily polluting industries; secondly, the impact of exports on the traditional production efficiency of enterprises is significantly positive, but the impact on green production efficiency is significantly negative, indicating that exports have the negative environmental effects; thirdly, exports from heavily polluting industries don't have a significant positive effect on traditional production efficiency, but have a significant negative impact on green production efficiency. The impact of exports on traditional production efficiency in the eastern and central regions is significantly positive, but the impact on green production efficiency in the eastern region is significantly negative. The conclusions of the paper provide empirical evidence to improve export green production efficiency and achieve green transformation through export trade policies at the micro-enterprise level.

Key words: export trade; traditional production efficiency; green production efficiency; Tobit model

(责任编辑 朱 蓓)