

贸易自由化的环境效应

——来自中国制造业企业的证据

刘信恒¹, 林熙²

(1. 桂林理工大学 商学院, 广西 桂林 541004;

2. 广州大学 经济与统计学院, 广东 广州 510006)

摘要: 本文利用1998—2012年中国工业企业污染数据, 考察贸易自由化对中国企业污染排放的影响及其作用机制。研究发现: 贸易自由化显著降低了企业的污染排放量; 资源再配置效应是贸易自由化降低行业污染排放量的重要渠道; 在非出口企业、技术密集型企业、东部地区企业和外资企业, 贸易自由化引起的污染降低效应更强。影响机制检验发现, 贸易自由化一方面通过提高企业的全要素生产率(技术效应)来降低企业的污染排放量, 另一方面通过扩大企业规模(规模效应)增加企业的污染排放量, 但是规模效应的污染增排作用小于技术效应的污染减排作用。

关键词: 贸易自由化; 环境效应; 污染; 中介效应

[中图分类号] F420 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2022)01-0018-16

引言

改革开放以来, 尤其是2001年加入世界贸易组织(WTO)以来, 中国对外贸易飞速发展。中国的对外贸易额由2000年的4743亿美元上升到2012年的38671.2亿美元, 13年间对外贸易额增长了8.2倍; 贸易顺差由2000年的241.1亿美元上升到2012年的2303.1亿美元, 贸易顺差增长了9.6倍。对外贸易迅猛发展在推动我国经济快速增长的同时, 随之而来的环境压力日渐凸显, 成为制约中国经济可持续发展的重要因素之一^①。据《中国环境统计年鉴》记载, 中国工业废气排放量由2000年的14.38万亿立方米增加到2012年的63.55万亿立方米, 年均增长

[投稿日期] 2020-03-31

[基金项目] 广州大学校内科研项目(人才类)“出口贸易对工业企业污染排放的影响研究: 理论框架与实证证据”(RP2021028)

[作者简介] 通讯作者: 刘信恒(1985—), 男, 壮族, 广西桂林人, 桂林理工大学商学院讲师, 博士, 研究方向: 国际贸易理论与区域经济; 林熙(1989—), 男, 汉族, 广西南宁人, 广州大学经济与统计学院讲师, 博士, 研究方向: 贸易与环境、异质性企业贸易理论

^①国家统计局: 历年《中国统计年鉴》, 中国统计出版社。

27.70%。加入WTO加快了我国贸易自由化的进程,从行业平均关税来看,其从1998年的17.4%下降至2012年的8.9%,15年间年均下降0.91%^①。由此便引发了一个值得我们关注的问题:贸易自由化是否降低了企业的污染排放?如果是,贸易自由化的影响机制是什么?这将是本文将要深入探讨的问题。

对贸易与环境关系的研究由来已久,也一直是环境经济学和国际经济学等交叉学科关注的重点和热点。就现有文献来看,有关贸易与环境关系的研究主要存在三种不同的观点:第一种观点支持了“污染避难所假设”,认为由于发达国家的环境规制较为严格,污染产业转移到了环境规制较为宽松的发展中国家,从而导致发展中国家环境恶化(Walter和Ugelow,1979;Copeland和Taylor,1994;陈向东和王娜,2006;张友国,2009);第二种观点与“污染避难所假设”相反,认为贸易通过技术效应降低了发展中国家的污染排放(Ang,2009;李小平和卢现祥,2010;黄娟和田野,2012);第三种观点介于前面两种观点之间,认为贸易与环境污染并不是简单的线性关系,而是存在着倒U型关系,具体来说,在经济发展的初始阶段,贸易会导致污染加剧,随着经济的进一步发展,人们的环保意识增强了,这一阶段贸易会降低污染排放,即所谓的“环境库茨涅茨曲线假设”(Grossman和Krueger,1995;Stern,2004;包群和彭水军,2006;李锴和齐绍洲,2011;Ozturk和Acaravci,2013)。

另外,与本文直接相关的文献是关于贸易自由化对污染排放影响方面的研究。例如,Antweiler等(2001)构建了国际贸易对环境影响的模型,研究结论表明,贸易自由化总体上抑制了企业的污染排放。Cole和Elliott(2003)的研究表明贸易自由化显著降低了生化耗氧量和SO₂排放量。Cherniwchan(2017)利用美国企业层面的污染排放数据研究了《北美自由贸易协定》(North American Free Trade Agreement, NAFTA)对污染的影响,研究发现贸易自由化的贡献约占美国制造业空气污染减少量的2/3。Gutierrez和Teshima(2018)利用墨西哥企业层面的数据,研究了自由贸易协定导致关税变化对环境的影响,发现进口竞争有助于减少企业的污染物排放。Cui等(2020)采用中国数据研究得到了相似的结论。尽管Cherniwchan(2017)的研究是首篇用微观数据考察贸易自由化对污染排放影响的文献,但是分析样本中只有4000个左右的观测值,可能存在数据缺乏代表性的问题,而Gutierrez和Teshima(2018)的研究则发现,墨西哥关税削减带来的环境收益来自能源效率的提高,而不是技术的升级。

与现有文献相比,本文可能的创新之处在于:第一,本文从微观企业和中观行业双重视角,揭示贸易自由化对环境污染的影响。本文不仅基于企业的真实污染排放量,从微观视角量化贸易自由化的环境效应,而且从行业层面,验证贸易自由化进程中资源再配置效应的存在,克服现有文献忽略资源再配置效应对企业污染排放影响的问题。第二,本文构建中介效应模型,揭示出贸易自由化通过规模效应

^①数据来源:根据世界贸易组织关税数据库统计而得。网址https://www.wto.org/english/tratop_e/tariffs_e/tariff_data_e.htm。

和技术效应影响企业的污染排放量，定量计算两者在总效应中所占比重，并发现技术效应居主导地位。第三，本文采用1998—2012年微观企业和1999—2018年中观城市层面的新数据，克服相关文献样本时期较久远的问题，研究结论更具现实指导意义。

一、理论机制分析

在全球化的背景下，自由贸易可从多个方面影响企业的污染排放。根据现有文献，贸易自由化不仅通过规模效应和技术效应影响企业的污染排放，而且还通过资源再配置效应进一步作用于污染排放（Hettige等，1992）。

第一，贸易自由化通过扩大企业的产出规模，进而增加污染排放，即规模效应。在贸易自由化的条件下，国外市场的总规模大于国内市场规模，带来经济规模的扩张，企业生产规模扩大，生产过程中能源消耗增加，必然导致污染排放总量增加。此外，企业在生产规模扩大的过程中，管理层级不断增加，内部管理缺乏效率，造成资源的浪费，导致企业生产效率低下，同样引致企业污染排放量增加。张友国（2009）利用中国投入产出表研究发现，出口隐含污染排放快速增长的原因在于自由贸易引致的出口规模扩张带来的规模效应，验证了规模效应的存在。

第二，贸易自由化通过提高企业的技术水平，进而减少污染排放，即技术效应。一方面，贸易自由化的一个直接后果是国内同类产品被国外产品替代，加剧国内市场竞争。面对国外产品的冲击，为了继续生存，国内企业不得不采用先进的生产组织方式，加大研发投入，更新生产设备，从而引致国内企业生产率提高，污染排放降低。另一方面，中间品进口关税下降使企业获得更多的国外高质量、多样化的中间品，同样有助于企业改善生产率，降低污染排放。此外，贸易自由化降低了国内企业进入国际市场的门槛，大量企业进入国际市场，学习国外先进的管理经验和先进技术，改善自身生产率，进而降低了企业的污染排放。部分国外学者的实证分析表明，贸易自由化引致的生产率提高与企业的污染排放之间存在负相关关系（Richter和Schiersch，2017；Bloom和Reenen，2010；Shapirp和Walker，2018），验证了技术效应的存在。

综上所述，技术效应和规模效应是贸易自由化影响企业污染排放的两种机制，本文提出假说1：

假说1 贸易自由化带来的规模效应增加了企业污染排放，而技术效应降低了污染排放，两种效应作用相反，最终影响取决于两种效应的综合结果，即贸易自由化对企业污染排放的影响不确定。

第三，贸易自由化通过行业层面的结构调整，引致资源再配置，进而影响污染排放，即资源再配置效应。结构调整对企业污染排放的影响来源于“结构红利假说”，根据该假说，各企业在生产率、竞争力、市场份额等方面存在差异，各种要素在不同企业之间分配和转移，整个经济体的污染排放便会发生变化。具体而言，贸易自由化引致的资源再配置效应包括企业内效应、企业间效应、企业进入效应以及企业退出效应。其中，企业内效应是指贸易自由化可以优化单个企业内部的资源

配置,改变存活企业的技术水平、竞争力等特征,进而影响单个企业的污染排放。企业间效应是指贸易自由化可以调整企业间的资源配置,通过市场份额变化,使资源更多地流向生产率较高、竞争力较强的企业,如果这类企业的市场份额扩大,则整个行业的污染排放将会降低。企业进入效应和企业退出效应分别是指贸易自由化可以改变企业进入与退出市场的门槛,引致新的企业进入市场,以及原有企业退出市场。通常来说,不同生产率、竞争力的企业在污染排放方面存在显著的差异,以至于贸易自由化引起企业进入与退出市场,进而带来资源再配置,影响整个行业的污染排放。如果贸易自由化使得生产率较高、竞争力较强的企业进入市场,生产率较低、竞争力较弱的企业退出市场,则整个行业的污染排放将下降。Cherniwchan等(2017)基于美国数据,考察贸易自由化引致的企业进入与退出对污染排放的影响,验证了资源再配置效应的存在。

综上所述,贸易自由化还会通过资源再配置效应影响企业乃至整个行业的污染排放,包括企业内效应、企业间效应、企业进入效应和企业退出效应。因此,本文提出假说2:

假说2 贸易自由化引致行业层面的结构转变,带来资源再配置效应,进而影响企业和行业的污染排放,但影响具有不确定性,取决于企业内效应、企业间效应、企业进入效应和企业退出效应的综合结果。

二、计量模型、指标测度与数据处理

(一) 计量模型的设定

考察贸易自由化对企业污染排放的影响是本文研究的核心。在借鉴现有文献的基础上,本文将设定如下计量模型:

$$\ln SO_{2,fit} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Tariff}_{it} + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_f + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (1)$$

式(1)中,下标 f 、 i 和 t 分别表示企业、三分位行业和年份。 $\ln SO_{2,fit}$ 表示 t 时期企业 f 的污染排放量,这里用企业的 SO_2 排放量来衡量企业的污染排放量,数据来自于中国工业企业污染数据库。 Tariff_{it} 是本文的核心解释变量,表示三分位行业贸易自由化程度指标,具体计算方法将在下文详细介绍。 X_{fit} 为企业层面的控制变量,具体包括:融资约束($finance$)、企业年龄(age)、是否国有企业虚拟变量($state$)和是否具有研发投入虚拟变量(rd),各企业层面的具体计算方式详见表1。此外,为了消除企业、地区和时间差异对企业污染排放带来的影响,还控制了地区固定效应(β_r),企业固定效应(β_f)和年份固定效应(β_t)。 ε_{fit} 表示随机扰动项。

(二) 关键指标测算

贸易自由化指标计算。本文基准回归分析采用最终品关税来衡量贸易自由化。借鉴Amiti和Konings(2007)的研究思路,用最终品关税税率测算三分位行业层面贸易自由化指标,具体测算公式如下:

$$\text{Tariff}_{it} = \sum_{k \in \phi_i} \text{num}_{kt} \text{importtax}_{kt} / \sum_{k \in \phi_i} \text{num}_{kt} \quad (2)$$

式(2)中, i 为行业, t 为年份, k 为 HS96 编码产品, $k \in \phi_i$ 为 i 行业的产品集合, $importtax_{kt}$ 为第 t 年 HS96 编码 k 产品的进口关税税率, num_{kt} 为第 t 年 HS96 编码 k 产品的税目。

(三) 数据说明

本文的研究主要涉及三套数据库: 第一套是来自于国家统计局 1998—2012 年的中国工业企业数据库, 该数据库统计了全部国有企业和规模以上的非国有企业。本文借鉴 Brandt (2012)、Cai 和 Liu (2009)、聂辉华等 (2012) 的做法对中国工业企业数据库进行处理。第二套数据为 1998—2012 年的中国工业企业污染数据, 该数据主要统计了企业的一些污染排放指标。第三套数据为进口关税数据, 来自世界银行 WITS 数据库, 主要用于计算贸易自由化指标。本文借鉴 Brandt 等 (2017) 的方法将三个数据融合起来, 最终得到本文研究所需的面板数据。

表 1 主要变量定义和数据来源说明

变量	变量名称	变量含义	数据来源
$\ln SO_2$	SO_2 排放量	SO_2 排放量+1 取自然对数	工业企业污染数据库
$tariff$	行业进口关税	作者计算而得, +1 取自然对数	世界银行 WITS 数据库
age	企业年龄	当年年份-开业年份+1 取自然对数	中国工业企业数据库
$finance$	融资约束	应收账款与固定资产的比值+1 取自然对数	中国工业企业数据库
$state$	是否国有	“1”表示国有, “0”表示非国有	中国工业企业数据库
rd	是否研发投入	“1”表示有研发费, “0”表示没有研发费	中国工业企业数据库

三、实证检验结果及分析

(一) 基准回归分析

表 2 汇报了贸易自由化对企业污染排放的基准回归结果。一般来说, 企业、时间和地区差异可能会影响企业的污染排放。出于回归结果的稳健性考虑, 在基准回归的过程中采用逐步添加企业层面控制变量的办法进行回归。表 2 第 (1) 列中仅将贸易自由化添加到模型中回归, 检验结果表明: 贸易自由化每提高 1%, 企业的污染排放量将降低 15.2%, 这表明贸易自由化程度增强显著降低了企业的污染排放量。在第 (2) 列至第 (5) 列中, 本文依次将企业年龄、融资约束、国有企业虚拟变量和企业研发虚拟变量添加到基准回归模型中进行检验, 检验结果显示贸易自由化每提高 1%, 企业的污染排放量将降低 15.7%~15.9%。综上所述, 在控制其他条件不变的情况下, 贸易自由化程度每提高 1%, 企业的污染排放量将降低 15.2%~15.9%, 这充分表明贸易自由化对企业的污染排放具有显著的抑制作用。

企业年龄的回归系数通过了 1% 的显著性检验, 且为正, 表明企业成立时间越早, 其污染排放量越大。根据生命周期理论, 随着企业年龄的逐年增长, 企业的排污处理设备等设施会出现老化, 这将降低企业的排污处理能力, 最终引致企业排污

量增加。融资约束的回归系数显著为正，表明融资约束越大的企业其污染排放量越多，原因可能是融资约束问题致使企业面临资金压力，没有足够的资金引进清洁生产工艺，购买先进的清洁生产设备，使企业缺乏进一步提升清洁生产的内在动力。国有企业虚拟变量回归系数为正，且通过了1%的显著性检验，研发投入虚拟变量回归系数为负，但是不显著。

表2 基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>tariff</i>	0.152 0*** (5.18)	0.157 2*** (5.36)	0.157 8*** (5.38)	0.158 8*** (5.41)	0.158 8*** (5.41)
<i>age</i>	—	0.179 5*** (13.25)	0.178 7*** (13.19)	0.176 7*** (13.04)	0.177 0*** (13.05)
<i>finance</i>	—	—	0.161 8*** (3.49)	0.159 3*** (3.44)	0.159 5*** (3.44)
<i>state</i>	—	—	—	0.055 1*** (3.33)	0.055 2*** (3.33)
<i>rd</i>	—	—	—	—	-0.032 0 (-1.60)
常数项	8.305 8*** (123.26)	7.849 4*** (103.76)	7.829 7*** (103.21)	7.816 5*** (102.90)	7.817 7*** (102.91)
样本量	257 380	257 380	257 380	257 380	257 380
R ²	0.803	0.803	0.803	0.803	0.803

注：*、**和***分别表示估计系数在10%、5%和1%的水平下显著，括号内为t值，所有回归都控制了年份、企业和地区固定效应。下表同。

(二) 处理样本选择性偏误和内生性检验

1. 考虑可能存在的样本选择性偏误问题

这种偏误可能由如下原因导致：本文研究的面板数据是由三个统计标准不同的数据库匹配而来，这就使本文匹配生成的面板数据剔除了两者匹配不上的企业样本，同时也被迫剔除了统计规模不一致的企业样本，这都会导致潜在的样本选择性偏误。为此，本文采用 Heckman (1979) 两阶段法进行样本选择偏误检验，估计结果参见表3第(1)列和第(2)列。第(1)列为选择方程，采用 Probit 模型进行估计，从估计中获得逆米尔斯比率 (Inverse Mills Ratio, IMR)；然后将逆米尔斯比率加入第(2)列结果方程中。回归结果显示：逆米尔斯比率通过了1%的显著性检验，表明存在样本选择性偏误，采取 Heckman 两阶段法控制样本选择性偏误具有其合理性。贸易自由化对企业污染排放的估计系数显著为正，表明在考虑样本选择偏误后本文的核心结论依然成立。

2. 处理贸易自由化的内生性问题

本文认为贸易自由化的内生性可能来自以下几点：第一，在前文的分析中不可避免地遗漏了一些非观测因素，这些非观测因素可能会同时影响贸易自由化和企业的污染排放量，从而引致基准回归结果有偏。第二，贸易自由化与企业污染排放可

能存在逆向因果关系。此外，政府在进行关税设定时具有明显的政策偏向。从中国关税减让的现实来看，在样本考察期间尤其是加入世界贸易组织以来，几乎中国所有行业的关税都进行了不同程度非等比例下调，不同行业之间的关税保护率仍然存在较大差异。

贸易自由化存在的内生性问题，会导致本文的基准回归估计出现有偏和非一致性。为保证估计结果的可靠性，本文采用两种方法来解决贸易自由化潜在的内生性问题。第一种是使用工具变量两阶段最小二乘法（2SLS），这种方法的关键是构建一个合适的工具变量。本文借鉴盛斌和毛其淋（2015）的研究思路，采用两步法来构造贸易自由化的工具变量：第一步，为了得到2001年最终品关税的拟合值，用2001年行业层面的最终品关税作为因变量，对1998—2000年的行业层面变量进行横截面回归；第二步，根据“共同的关税率减让规则”，结合中国入世协定书承诺的关税水平推算得到往后年份的最终品关税。表3中第（3）列汇报了两阶段最小二乘法的估计结果。结果显示，在考虑内生性问题之后最终品关税的估计系数为正，且通过了5%的显著性检验，表明贸易自由化降低了企业污染排放量。此外本文还借鉴 Kleibergen 和 Paap（2006）的方法对所选择的工具变量的原假设进行检验，即工具变量识别不足检验和工具变量弱识别检验。由表3第（3）列的回归结果可知，Wald rk F 统计量和 KP-LM 统计量均通过了1%的显著性检验，表明拒绝了工具变量的原假设。

表3 处理样本选择性偏误和内生性检验结果

项目	Heckman 两阶段法		2SLS	DID
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	—	—	—
<i>tariff</i>	-0.149 5*** (-27.73)	0.158 8*** (5.41)	3.067 8** (2.41)	—
<i>tariff</i> ₀₁ × <i>post</i> ₀₁	—	—	—	-0.005 2*** (-4.15)
<i>IMR</i>	—	-0.021 8*** (-3.44)	—	—
KP-LM	—	—	144.092 0 (0.000 0)	—
Wald rk F	—	—	106.578 0 (0.000 0)	—
<i>L. match</i>	0.361 9*** (40.30)	—	—	—
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.264 8*** (5.25)	7.863 7*** (101.95)	—	8.244 3*** (221.76)
样本量	790 797	257 380	257 380	257 380
R ²	0.506	0.803	0.421	0.803

第二种处理内生性的方法是构建如下 DID 模型，剔除潜在的内生性影响：

$$\ln SO_{2, frit} = \beta \times \Delta Tariff_{2001, i} \times post_{2001} + \alpha X + \delta_t + \theta_f + \vartheta_r + \delta_{frit} \quad (3)$$

式(3)中, f 、 r 、 i 和 t 分别表示企业、地区、行业和年份。 $\Delta Tariff_{2001, i}$ 表示行业层面关税税率从2001—2002年的下降量,其数值大小表示贸易自由化程度的高低。 $post_{2001}$ 表示中国加入世界贸易组织年份的虚拟变量,当 $post_{2001} = 1$ 时,表示当年年份大于等于2001,当 $post_{2001} = 0$ 时,表示当年年份小于2001。 $\Delta Tariff_{2001, i} \times post_{2001}$ 是双重差分模型的核心解释变量, β 反映贸易自由化对企业污染排放的影响,如果 β 显著为负,则表示贸易自由化抑制了企业的污染排放,反之则表示贸易自由化强化了企业的污染排放。表3第(4)列是 DID 模型的回归结果,结果显示 β 系数为负,且通过了1%的显著性检验,表明贸易自由化降低了企业污染排放量。

(三) 异质性分析

为了深入理解贸易自由化对企业污染排放的影响,接下来本文将从四个方面来考察其异质性影响。

1. 是否为出口企业

根据 Melitz (2003) 的研究,出口企业与非出口企业在生产率方面存在显著的差异,可能导致企业的污染排放也存在差异。因此,本文对出口企业和非出口企业进行区分,检验贸易自由化对企业污染排放的异质性影响。表4的第(1)列和第(2)列分别报告了针对出口企业与非出口企业的回归结果。结果显示,贸易自由化对两类企业的污染排放量均具有负向影响,即减少污染排放。进一步观察估计系数的大小,贸易自由化对非出口企业的污染减排效应大于出口企业。可能的解释在于:出口企业便于利用国外先进的污染减排技术和设备,与非出口企业相比,出口企业对贸易自由化带来的技术效应的敏感度低于非出口企业,最终表现为贸易自由化带来的技术改进对非出口企业的污染减排作用要大于出口企业。经由 Chow 检验法获得经验 p 值,进一步说明上述差异在统计上是显著的,出口与否之间的差异通过了1%的显著性检验,相应的系数为0.1580。

表4 分样本分析

项目	出口	非出口	技术	资本	劳动
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>tariff</i>	0.123 8*** (2.63)	0.203 2*** (4.90)	0.278 9*** (3.32)	0.259 2*** (3.74)	0.238 6*** (4.60)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	7.252 3*** (54.40)	8.078 7*** (78.77)	7.724 6*** (33.92)	8.042 3*** (48.75)	7.353 9*** (56.58)
样本量	85 280	159 823	55 319	85 812	72 291
R ²	0.822	0.792	0.767	0.777	0.813
经验 p 值	0.158 0***		0.227 7***		0.226 2***

注:经验 p 值用于检验组间 *tariff* 系数差异的显著性,用 Chow 检验得到。表5同。

2. 行业要素密集度

具有不同的生产要素密集度的企业在参与国际分工和价值链分工时,因为所处位置不同会导致贸易自由化对企业污染排放的影响存在异质性。本文根据行业层面的要素密集度,将总样本划分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型行业的企业子样本,考察贸易自由化对不同要素密集型行业的异质性影响,并汇报于表4的第(3)列至第(5)列。结果显示,在三种类型的行业中,劳动密集型行业的估计系数最小,即贸易自由化对该行业排污的抑制作用最弱;技术密集型行业的估计系数最大,即贸易自由化对该行业排污的抑制作用最强;对资本密集型行业的影响介于前两者之间。可能的原因在于:处于技术密集型行业的企业更可能吸收贸易自由化带来的国外先进的减排技术和设备。此外,资本密集型行业通常属于高污染行业,是工业污染的重要来源,减排潜力同样较大。由经验p值可知,要素密集度分组之间的差异均通过了1%的显著性检验,对应的系数分别为0.2277和0.2262。

3. 所处区域

考虑到中国各区域在经济发展、自然禀赋、地理区位、基础设施、政策配套等方面存在较大差异,本文根据企业所处的地理位置,将总样本划分为东部地区和中西部地区子样本,考察贸易自由化对不同区域内企业污染排放的异质性影响。具体结果汇报于表5第(1)列和第(2)列。由结果可知,仅对东部地区的估计系数为正,且在1%水平上显著,表明贸易自由化只能显著降低东部地区企业的污染排放,但对中西部地区企业污染排放的影响不显著。可能的解释在于:东部地区经济发达、贸易成本更低,同样幅度的关税削减对东部地区企业的影响更大。此外,东部地区的环境规制更强,关税政策与环境规制的交互影响表现为贸易自由化对东部地区的污染抑制效应大于中西部地区。根据经验p值可知,在东部和中西部分组下,它们之间的组间差异在1%水平上显著。

表5 分样本分析II

项目	东部地区企业 (1)	中西部地区企业 (2)	外资企业 (3)	本土企业 (4)
<i>tariff</i>	0.1931 ^{***} (5.26)	0.0626 (1.26)	0.1892 ^{**} (2.02)	0.1336 ^{***} (4.21)
控制变量	是	是	是	是
常数项	7.1824 ^{***} (72.73)	8.8324 ^{***} (72.41)	7.4884 ^{***} (23.52)	7.9364 ^{***} (97.67)
样本量	152908	102815	13747	238732
R ²	0.815	0.769	0.832	0.805
经验p值	0.1399 ^{***}		0.1090 ^{**}	

4. 所有制类型

考虑到中国的现实背景,不同所有制类型的企业在经营管理、战略等方面存在

较大差异，它们对贸易自由化程度变化的反应同样存在差异。为此，本文根据各企业的实收资本所占比重，将总样本划分为外资企业和本土企业两类子样本，该异质性分析结果汇报于表5第(3)列和第(4)列。根据回归结果，贸易自由化对外资企业和本土企业污染排放的影响显著为正，表明贸易自由化有助于降低这两类企业的污染排放量，但从估计系数的大小来看，贸易自由化对外资企业的减排效应大于本土企业。可能的原因在于：在贸易自由化不断深化的进程中，企业参与国际市场分工能够接触到国外更先进的管理经验和减排技术，但在使用这些国外管理经验和减排技术时，存在最佳的技术匹配问题，本土企业由于自身掌握技术与国外技术存在代差，无法完全吸收国外先进的管理经验和减排技术；而外资企业本身具有“国外”属性，不存在技术代差，能与国外的减排技术和管理经验无缝对接，进而使外资企业更可能吸收和利用来自国外的减排技术和管理经验，实现污染减排，所以贸易自由化对外资企业的减排效应大于本土企业。由Chow检验可知，外资企业和本土企业之间的经验p值表明二者的差异在1%的水平上显著。

(四) 稳健性检验

1. 不同方法下计算贸易自由化指标

在前文的实证分析中，本文采用最终产品关税来计算贸易自由化水平，出于稳健性考虑，本文尝试使用中间品关税来构建贸易自由化指标。检验结果见表6的第(1)列，结果显示中间品关税的回归系数为正，且通过了1%的显著性检验。换句话说，更换贸易自由化指标的测算方式不会对本文的核心结论产生影响。

表6 稳健性检验

项目	中间品关税	SO ₂ 排放强度	粉尘排放量	工业废气排放量	工业废水排放量	1999—2018年城市层面SO ₂ 排放量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>tariff</i>	0.256 5*** (6.05)	0.029 9*** (4.18)	0.241 0*** (7.28)	0.178 2*** (6.95)	0.088 4* (1.76)	0.271 8*** (5.64)
<i>fdi</i>	—	—	—	—	—	-0.004 4 (-0.52)
<i>scale</i>	—	—	—	—	—	0.040 4 (0.75)
<i>PGDP</i>	—	—	—	—	—	-0.087 6*** (-1.72)
控制变量	是	是	是	是	是	—
常数项	7.499 7*** (63.44)	0.516 1*** (27.80)	6.653 0*** (77.34)	6.386 4*** (96.48)	7.148 6*** (54.74)	7.427 0*** (9.90)
样本量	257 380	257 380	244 903	227 468	214 918	3 807
R ²	0.803	0.745	0.766	0.827	0.771	0.812

注：除第(6)列是控制年份和城市固定效应外，其他同表2。

2. 污染排放的其他衡量

本文基准分析中使用企业 SO₂排放量作为企业污染排放指标，出于稳健性的考虑，本文还选择企业的 SO₂排放强度（SO₂/企业总产值）、粉尘排放量、工业废气排放量和工业废水排放量来衡量企业的污染排放，回归结果列示于表 6 第（2）列至第（5）列，检验结果显示不论是用 SO₂排放强度、粉尘排放量和工业废气排放量，还是用工业废水排放量作为企业的污染排放指标，最终品关税的系数均通过了显著性检验且为正，表明本文的核心结论不因污染排放指标选择不同而有所改变。

3. 样本扩展

本文所使用的中国工业企业污染数据库，最新数据截至 2012 年，距离现在较久远，可能不具有现实指导意义。考虑到数据可得性，采用 1999—2018 城市层面 SO₂排放量数据来扩展研究样本。城市层面控制变量均来自历年《中国城市统计年鉴》，具体包括：外商投资（*fdi*），用城市层面外商投资额取对数表示；城市规模（*scale*），用城市拥有工业企业数量取对数表示；人均 GDP（*PGDP*），用城市 GDP/城市人口取对数表示。由表 6 第（6）列可知，贸易自由化指标显著为正，表明从城市层面扩展样本后，本文的核心结论依然成立，同时也表明本文的研究结论具有现实指导意义。

四、贸易自由化如何影响企业污染排放：作用机制检验

（一）中介效应模型的构建

在前文的计量检验分析中，虽然贸易自由化程度的增强显著降低了企业的污染排放量，但是还未就贸易自由化减排效应的影响机制做进一步分析。为此，这部分本文将构建中介效应模型，来检验企业污染排放到底受贸易自由化带来的何种途径的影响。根据本文前述的影响机制分析，选取企业规模（*size_{fit}*）和企业全要素生产率（*tfp_{fit}*）作为中介变量，构建如下中介效应模型：

$$\ln SO_{2, fit} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{tariff}_{it} + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_f + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (4)$$

$$\text{size}_{fit} = b_0 + b_1 \text{tariff}_{it} + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_f + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (5)$$

$$\text{tfp}_{fit} = c_0 + c_1 \text{tariff}_{it} + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_f + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (6)$$

$$\ln SO_{2, fit} = d_0 + d_1 \text{tariff}_{it} + d_2 \text{size}_{fit} + d_3 \text{tfp}_{fit} + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_f + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (7)$$

式（4）至式（7）中，*f*、*i*和*t*分别表示企业、三分位行业和年份；*size_{fit}*表示企业规模，使用企业的销售额+1取自然对数表示；*tfp_{fit}*表示企业的全要素生产率，本文用LP法来估算得到企业的全要素生产率。

（二）中介效应模型检验结果

表 7 汇报了贸易自由化对企业污染排放的作用机制的检验结果。模型（1）和模型（3）分别对应式（5）和式（6）的计量检验结果，分别是以企业规模和企业全要素生产率为被解释变量的回归估计。从表 7 中模型（1）的计量估计结果可知，贸易自由化通过了 1% 的显著性检验且为负，表明贸易自由化程度增强对企业

的生产规模具有显著的促进作用。表7模型(2)的回归结果显示,中介变量($size_{it}$)估计系数通过了1%的显著性检验且为正,表明企业规模的扩大对企业污染排放有显著的促进作用。从模型(3)的计量结果可知,贸易自由化指标通过了1%的显著性检验且为负,说明贸易自由化程度越高,对企业全要素生产率的促进作用越强,这与毛其淋(2013)的研究结论是一致的。可能的解释是进口关税降低引致国外同类产品进入本国市场,对本国产品产生冲击,从而导致国内市场竞争加剧。为了应对激烈的市场竞争,本国企业不得不引进先进的生产工艺,更新生产设备,加大研发投入,最终促进了企业生产率的提升。低效率的企业面临贸易自由化带来的激烈竞争时被迫退出市场,从而使资源从低效率企业转移到高效率企业,通过资源再配置效应提高企业的全要素生产率。表7中模型(4)的回归结果显示,中介变量(tfp_{it})估计系数为负,且通过了1%的显著性检验,意味着全要素生产率的提高有助于降低企业的污染排放量。模型(2)和模型(4)在分别加入中介变量 $size_{it}$ 和 tfp_{it} 之后与模型(5)相比,贸易自由化计量检验系数数值出现上升或下降,说明贸易自由化是通过规模效应和技术效应两个可能渠道影响企业的污染排放。在模型(6)中同时加入两个中介变量,计量检验结果显示:贸易自由化的回归系数通过了1%的显著性检验且为正,与模型(5)相比数值大小也出现了下降。这表明,企业规模扩大和企业全要素生产率提升,是贸易自由化降低企业污染排放的两个渠道。

表7 机制检验

项目	$size$	SO_2	tfp	SO_2	SO_2	SO_2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$tariff$	-0.024 3*** (-3.45)	0.162 8*** (5.55)	-0.024 8*** (-3.68)	0.145 4*** (4.89)	0.158 8*** (5.41)	0.149 5*** (5.03)
$size$	—	0.162 4*** (16.99)	—	—	—	0.163 9*** (16.83)
tfp	—	—	—	-0.382 8*** (-3.72)	—	-0.514 1*** (-4.99)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	10.890 7*** (598.17)	6.048 8*** (46.95)	1.218 9*** (69.91)	7.883 4*** (101.10)	7.817 7*** (102.91)	6.115 5*** (46.75)
样本量	257 380	257 380	257 380	257 380	257 380	257 380
R^2	0.935	0.804	0.671	0.804	0.803	0.805

为了确定规模效应和技术效应在影响过程中到底哪个占据主导地位,本文借鉴温忠麟和侯杰泰(2004)的方法,分别计算了两种中介效应在总效应中所占份额。

根据表7的回归结果,分别计算得到规模效应为-0.027,技术效应为0.085。可见两种中介效应在相对大小和作用方向上,都验证了本文的核心结论:贸易自由化过程往往伴随着先进的管理经验和环保技术的跨区流动,技术和管理的进步将使投入要素的使用更为有效,从而降低了企业的污染排放量(技术效应);贸易自由化带来的经济规模的扩张引致企业污染排放量增加(规模效应),但是技术效应对企业的减排作用要大于规模效应对企业的增排作用,最终表现为贸易自由化有助于降低企业的污染排放量,扩大社会的福利。

五、贸易自由化与企业污染排放的进一步讨论: 资源再配置效应的视角

由前文的分析可知贸易自由化除了通过规模效应和技术效应影响企业的污染排放外,还受资源再配置效应的影响。本部分借鉴 Melitz 和 Polance (2015) 的方法对企业的污染排放量从行业层面进行动态分解,将行业总体污染排放量分解为企业内效应、企业间效应、企业进入效应和企业退出效应。具体分解结果如式(8)所示:

$$\Delta SO_{it} = \underbrace{\sum_{f \in S} \widetilde{av}_f \Delta so_{ft}}_{\text{企业内效应}} + \underbrace{\sum_{f \in S} \Delta av_{ft} (\widetilde{so}_f - \widetilde{SO}_i)}_{\text{企业间效应}} + \underbrace{\sum_{f \in EN} av_{ft} (so_{ft} - \widetilde{SO}_i)}_{\text{企业进入效应}} - \underbrace{\sum_{f \in EX} av_{f, t-1} (so_{f, t-1} - \widetilde{SO}_i)}_{\text{企业退出效应}} \quad (8)$$

式(8)中, ΔSO_{it} 表示从第一期到第二期行业总体污染排放量变动;下标 S 表示存活企业, EN 表示进入企业, EX 表示退出企业;变量上的波浪线表示邻近两期均值: $\widetilde{av}_f = (av_{f, t-1} + av_{ft}) / 2$; $\widetilde{so}_f = (so_{f, t-1} + so_{ft}) / 2$; $\widetilde{SO}_i = (SO_{i, t-1} + SO_{it}) / 2$ 。

式(8)利用 Melitz 和 Polance (2015) 的方法从行业层面对 1998—2012 年的企业污染排放量进行动态分解。分解结果如表 8 所示,行业层面的污染排放量在 1998—2012 年这 15 年间,平均每年降低 0.053 9,其中企业退出效应对企业污染排放量的资源再配置效应最大,贡献了 92.39%,意味着污染排放量较高的企业退出了市场,可能的解释是生产率较低的企业无法应对激烈的市场竞争带来的压力而退出市场;企业内效应和企业间效应对行业污染排放量的下降分别贡献了 23.38% 和 10.66%,意味着在位存活企业的竞争力有所提升,同时也表明竞争力强的企业总体上市场份额有所扩大。企业进入效应的资源再配置效应为负,意味着新进入市场的企业其污染排放量较高,拉高了行业的整体污染排放量,可能的原因是新进入企业需要支付一定的成本开拓市场,没有足够的资金进行清洁技术革新,进而较存活企业表现出较高的污染排放。狭义上的资源再配置效应对行业污染排放量下降的贡献为 66.04%;广义上的资源再配置效应对行业污染排放量下降的贡献为 76.70%。综上分析,本文认为资源再配置效应是推动行业污染排放量降低的重要力量。

表8 行业污染排放量变动分解结果

总变动	企业内效应	企业间效应	进入效应	退出效应	进入退出效应	再配置效应
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)=(4)+(5)	(7)=(3)+(6)
0.053 9	0.012 6	0.005 7	-0.014 2	0.049 8	0.030 6	0.034 4
—	23.38	10.66	-26.35	92.39	66.04	76.70

注：第三行数字表示各效应的大小，第四行数字表示各效应占总效应的百分比，即贡献度。

六、结论与政策建议

本文的研究主要有以下发现：第一，贸易自由化显著降低了企业的污染排放量，在考虑样本选择性偏误、贸易自由化的内生性、使用不同的估计方法以及替换不同的污染指标进行检验后，本文的核心结论依然成立。第二，影响渠道检验发现，贸易自由化一方面通过提高企业的全要素生产率（技术效应）降低企业的污染排放量；另一方面通过扩大企业规模这一渠道（规模效应）增加企业的污染排放量。但是，规模效应的污染增排作用小于技术效应的污染减排作用，这就从贸易自由化的视角解释了企业污染排放量降低的事实与机制。第三，基于 Melitz 和 Polance (2015) 的动态分解方法量化了资源再配置对行业污染排放量减少的贡献，分解结果表明行业污染排放量下降的 76.70% 归因于资源再配置效应，资源再配置效应是贸易自由化降低行业污染排放量的重要渠道。

在全球化的背景下，本文的结论具有如下政策启示：削减关税等促进贸易自由化的措施，不仅促进了中国对外贸易的发展和经济的增长，还通过降低企业的污染排放量，提升了中国社会的福利水平。这为我国当前面临的污染防治任务，提供了一种新的方法，即除了用行政命令的环境规制政策外，政府部门还可以通过削减关税、降低关税壁垒、鼓励发展对外贸易这些有利于经济增长的方式来改善环境，最终实现经济与环境双赢发展。在非出口企业、技术密集型企业、东部地区企业和外资企业，贸易自由化引起的污染降低效应更强，这就要求政府部门在制定贸易政策时，充分考虑企业和行业的异质性，差异化实施贸易政策。此外，在贸易自由化降低企业污染排放的实现路径中，技术效应居于主导地位。有鉴于此，企业应该加大投入，提升自身技术水平，降低企业的排污量。政府部门可给予一定的优惠措施，鼓励企业通过引进国外先进的节能减排技术，提高企业的减排能力。

[参考文献]

- [1]包群, 彭水军. 经济增长与环境污染: 基于面板数据的联立方程估计[J]. 世界经济, 2006(11): 48-58.
- [2]陈向东, 王娜. 国际贸易框架下出口国能耗-环境成本问题分析[J]. 国际贸易问题, 2006(3): 117-121.
- [3]黄娟, 田野. 产品内分工下中国自由贸易的环境效应——基于联立方程模型的实证分析[J]. 国际经贸探索, 2012, 28(8): 12-21.
- [4]李小平, 卢现祥. 国际贸易、污染产业转移和中国工业 CO₂ 排放[J]. 经济研究, 2010 (1): 15-26.
- [5]李锴, 齐绍洲. 贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放[J]. 经济研究, 2011, 46(11): 60-72+102.

- [6] 盛斌, 毛其淋. 贸易自由化、企业成长和规模分布[J]. 世界经济, 2015, 38(2): 3-30.
- [7] 毛其淋. 要素市场扭曲与中国工业企业生产率——基于贸易自由化视角的分析[J]. 金融研究, 2013(2): 156-169.
- [8] 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): 142-158.
- [9] 温忠麟, 侯杰泰. 隐变量交互效应分析方法的比较与评价[J]. 数理统计与管理, 2004(3): 37-42.
- [10] 张友国. 中国贸易增长的能源环境代价[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, 26(1): 16-30.
- [11] AMITI M, KONINGS J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia [J]. *The American Review*, 2007, 97(5): 1611-1638.
- [12] ANG J. CO₂ Emissions, Research and Technology Transfer in China[J]. *Ecological Economics*, 2009, 68(10): 2658-2665.
- [13] ANTWEILER W, COPELAND B R. TAYLO R. Is Free Trade Good for the Environment[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 877-908.
- [14] BRANDT L, VAN BIESEBOECK J, et al. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [15] BRANDT L, BIESEBOECK J V, WANG L H, et al. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms. *American Economic Review*[J]. 2017, 107(9): 2784-2820.
- [16] BLOOM N, REENEN J V. Why do Management Practice Differ across Firms and Countries[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2010, 24(1): 203-224.
- [17] CAI H, LIU Q. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firm[J]. *Economic Journal*, 2009, 199(537): 764-795.
- [18] COPELAND B, TAYLOR S. North-South Trade and the Environment[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109: 755-787.
- [19] COLE M A, ELLIOTT R J. Determining the Trade-environment Composition Effect: The Role of Capital, Labor and Environmental Regulations [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 46(3): 363-383.
- [20] CHERNIWCHAN J. Trade Liberalization and the Environment: Evidence from NAFTA and US Manufacturing[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 105: 130-149.
- [21] CUI J, TAM OK, WANG B, et al. The Environmental Effect of Trade Liberalization: Evidence from China's Manufacturing Firms[J]. *World Economy*. 2020, 00: 1-27.
- [22] GUTIÉRREZ E, TESHIMA K. Abatement Expenditures, Technology Choice, and Environmental Performance: Evidence from Firm Responses to Import Competition [J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 133: 264-274.
- [23] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic Growth and the Environment[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 353-377.
- [24] HETTIGEH R, LUCASE B, WHEELER D. The Toxic Intensity of Industrial Production: Global Patterns, Trends, and Trade Policy[J]. *American Economic Review*, 1992, 82(2): 478-481.
- [25] HECKMAN J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. *Econometrica*, 1979, 47(1): 153-161.
- [26] KLEIBERGEN F R, PAA RP. Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition [J]. *Journal of Econometrics*, 2006, 133(1): 97-126.
- [27] MELITZ M. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocation and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71: 1695-1725.
- [28] MELITZ M J, POLANEC S. Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit[J]. *Rand Journal of Economics*, 2015, 46(2): 362-375.
- [29] OZTURK I, ACARAVCI A. The Long-run and Causal Analysis of Energy, Growth, Openness and Financial Development on Carbon Emission in Turkey[J]. *Energy Economics*, 2013, (36): 262-267.

- [30] RICHTER P M, SCHIERSCH A. CO₂ Emission Intensity and Exporting: Evidence from Firm-level Data[J]. European Economic Review, 2017, (98): 373-391.
- [31] STERN I. The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve[J]. World Development, 2004, 32(8): 1419-1439.
- [32] SHAPIRO J S, WALKER R. Why Is Pollution from US Manufacturing Declining? The Roles of Environmental Regulation, Productivity, and Trade[J]. American Economic Review, 2018, 108(3): 3814-3854.
- [33] WALTER I, UGELOW J L. Environmental Policies in Developing Countries[J]. Ambio, 1979, 8(2, 3): 102-109.

The Environmental Effects of Trade Liberalization — Evidence from Chinese Manufacturing Firms

LIU Xinheng¹, LIN Xi²

(1. Business School, Guilin University of Technology, Guilin, Guangxi, 541004;

2. School of Economics and Statistics, Guangzhou University, Guangzhou, Guangdong, 510006)

Abstract: This paper used the 1998 – 2012 China Industrial Enterprise Pollution Data System to investigate the impact of trade liberalization on the emissions of Chinese enterprises and its mechanism. It is confirmed that trade liberalization has significantly reduced the pollution emissions of enterprises. The dynamic decomposition results show that the resource reallocation effect contributes more than 76.70% to the pollution emissions of industry, and it also is an important way for trade liberalization to promote the pollution. For non-export companies, technology-intensive companies, companies in the eastern region, and foreign-funded companies, the pollution reduction effect caused by trade liberalization is even stronger. The impact mechanism test results show that trade liberalization not only reduces the pollution emissions of enterprises by increasing the total factor productivity of enterprises, which is the so-called “technical effect”, it also increases the pollution emissions of enterprises through the channel of expanding the scale of enterprises, which is the so-called “scale effect”. However, the “technical effect” in reducing pollution is greater than the “scale effect” in increasing pollution. This explains the fact and mechanism of the reduction of pollution emissions by Chinese enterprises from the perspective of trade liberalization.

Keywords: Trade Liberalization; Environmental Effects; Pollution; Mediation Effect

(责任编辑 武 齐)