

# 非关税壁垒如何影响污染物排放

顾振华<sup>1</sup> 高翔<sup>1</sup> 徐雨婧<sup>2</sup>

(1. 上海商学院, 上海 200235; 2. 上海大学, 上海 200444)

**摘要:** 贸易保护与环境保护事关中国经济可持续发展的两大重要议题。为了考察二者之间的关系, 本文首先以高低污染生产技术可内生选择为切入点, 在幼稚产业保护模型中加入污染技术更新成本, 构建了一个理论框架探究非关税壁垒影响企业污染物排放的机制及其效应; 然后利用 1998~2012 年中国工业企业数据从实施频率、覆盖范围和保护力度 3 个方面进行实证检验。研究发现: 持续提高非关税壁垒的实施频率, 并扩大非关税壁垒的覆盖范围最终会增加企业污染排放强度; 非关税壁垒保护力度与企业污染排放强度呈现 U 型关系, 且该关系在非国有企业、中西部地区和高污染行业样本中更为突出; 生产技术是联系政府政策和企业行为的关键影响机制, 短期、合理的非关税壁垒力度将会促进技术发展, 并且减少企业污染排放, 但持续加大保护力度则会适得其反。本文研究为致力于贸易开放和节能减排的中国政府和处于深化改革关键期的中国工业提供了重要的政策启示。

**关键词:** 非关税壁垒; 专利申请和生产技术; 污染排放强度; 等价关税; U 型关系

**中图分类号:** F741/F420

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1006-1894 (2023) 03-0001-14

在全力进行污染防治、保护生态环境的同时, 中国对外开放的步伐越迈越大。但是, 与关税逐年下降形成鲜明对比的是, 中国政府使用各类非关税壁垒保护本国企业的案件数量却有增无减。贸易限制措施将会直接影响全球经济增长, 而工业污染排放事关人类的生存和发展, 这两个议题存在怎样的联系已经受到学术界的关注。相比于欧美发达国家, 中国工业企业的生产效率和技术水平还较低, 包含非关税壁垒在内的贸易限制措施势必会影响技术进步 (毛其淋和盛斌, 2013), 那么这些限制措施是否会通过生产技术这一渠道进一步导致企业污染排放量的变化? 这一问题值得深思。带着这样的思考, 本文首先以高低污染生产技术可内生选择为切入点, 在 Ederington 和 McCalman (2011) 的幼稚产业关税保护模型基础上, 嵌入技术更新成本 (Greaker, 2006), 构建了一个分析非关税壁垒与中国工业污染排放的理论框架并提出假说; 随后利用 1998~2012 年工业企业数据展开实证检验。本文的边际贡献是: 在研究视角上, 将非关税壁垒和企业污染排放联系起来, 拓展了以关税壁垒为主要贸易保护手段的异质性企业理论和实证研究; 在研究结论上, 突出了非关

**作者简介:** 顾振华, 上海商学院商务经济学院副教授, 研究方向: 国际贸易学; 高翔 (通信作者), 上海商学院财务金融学院教授, 研究方向: 国际金融学; 徐雨婧, 上海大学经济学院博士研究生, 研究方向: 国际贸易学。  
**基金项目:** 国家自然科学基金青年项目 (项目编号: 71603155); 上海高校青年教师培养资助计划 (项目编号: ZZsxy16010)。

税壁垒的使用频率、范围和保护大小对企业污染排放强度的复杂影响，补充了贸易壁垒对污染排放存在单调作用的现有观点；在研究方法上，打通微观企业数据并增加非关税壁垒数据，为该领域的未来研究提供了更广泛的数据基础。

## 一、文献综述

### （一）贸易壁垒与企业污染排放的理论研究

有关贸易壁垒对污染排放的理论研究可分为两支：一是以完全竞争市场和同质企业为特点的一般均衡分析（CGE）；二是基于 Melitz（2003）异质性企业模型，以不完全竞争市场为特点的分析框架。在 CGE 框架下，对于贸易壁垒是否有助于减少污染排放，不同学者有不同观点。魏守道和汪前元（2015）、刘明明（2019）均在不同程度上肯定了贸易壁垒对政策实施国减排成本的弥补作用，从而让本国有动力继续减少污染排放。与之相比，Bohringer 等（2015）、洪丽明和吕小锋（2017）则指出了二者的负相关关系。大多数基于异质性企业模型的研究将企业生产效率作为内生影响机制，强调了生产技术对节能减排的推动作用。王守坤（2018）认为，生产效率低下的僵尸企业资产规模比例越高，其所在省份的工业污染排放强度也就越高。杨曦和彭水军（2017）、彭水军和王利杰（2020）将贸易壁垒、生产效率和污染排放三者有机结合，指出贸易保护的增加不利于节能减排。

### （二）贸易壁垒与企业污染排放的实证研究

在实证研究方面，李锴和齐绍洲（2011）考察了贸易开放与二氧化碳排放之间的关系；沈国兵和张鑫（2015）使用外贸和外资依存度、货运密度、市场活跃度和非国有经济占比等指标综合衡量了中国不同地区的开放程度，并探讨了地区开放对工业污染排放的影响；Cherniwchan（2017）利用北美自由贸易协定（NAFTA）检验了贸易自由化对美国企业污染排放的正面影响；陈登科（2020）探讨了 1998~2007 年中国关税壁垒下降对企业污染排放的作用。他们的结论支持贸易自由化对污染排放的改善作用，且强调了有偏技术进步在缓解污染排放强度上发挥的机制作用。此外，也有学者从出口贸易的角度考察贸易开放、生产技术与企业污染之间的关系，魏伟等（2021）、苏丹妮和盛斌（2021）均肯定了出口对于企业减少污染排放的贡献，并指出了生产技术在其中扮演的媒介作用。

## 二、理论分析与特征事实

Ederington 和 McCalman（2011）将企业生命周期引入传统的幼稚工业保护思想中，构建了一个企业生产技术决策的动态模型。鉴于 Radosevic 和 Yoruk（2016）强调生产技术创新与升级在开放市场中对产业发展的重要性，联系中国工业企业技术进步的不同阶段，本文在 Ederington 和 McCalman（2011）的模型中，嵌入了

Greaker (2006) 由污染技术竞争开发所导致的更新成本, 并结合中国的特征事实阐释了非关税壁垒、生产技术和企业污染排放三者的联系, 提出了可供实证检验的假说。

## (一) 基准模型

### 1. 消费者行为

假设某经济体中有两个行业, 一个行业生产基准商品  $x_0$ , 另一个行业生产一系列异质性商品  $C$ 。该经济体的典型消费者在  $t$  时段的效用函数形式如下:

$$U(t)=x_0(t)+C(t) \quad (1)$$

式(1)中,  $x_0(t)$  是  $t$  期消费的基准商品数量,  $C(t)$  是一个指数, 反映  $t$  期一篮子商品的消费数量, 其具体表达式为:

$$C(t)=\alpha\int_0^{n(t)}y(i,t)di+\frac{1}{2}\int_0^{n(t)}[y(i,t)]^2di+\frac{1}{2}\left[\int_0^{n(t)}y(i,t)di\right]^2 \quad (2)$$

式(2)中,  $\alpha$  代表所有异质性商品的消费量总和对该指数的影响,  $n(t)$  代表  $t$  期消费者可选择异质性商品种类。给定上述效用函数, 消费者在  $t$  期对异质性行业中商品  $i$  的需求量  $y(i,t)$  便可定义为:  $y(i,t)=A(t)-p(i,t)$ , 其中,  $p(i,t)$  是商品  $i$  在  $t$  期的市场价格,  $A(t)$  是该商品的价格上限, 定价高于此上限就导致商品需求量为 0, 它的具体表达形式为:

$$A(t)=\frac{\alpha+n(t)\bar{p}(t)}{[1+n(t)]} \quad (3)$$

其中,  $\bar{p}(t)$  为异质性行业中所有商品的平均价格。

### 2. 生产技术

假设只有劳动力一种生产要素且可自由流动。单位劳动力可生产单位基准商品,  $l=x_0$ , 工资水平为 1。异质性商品的生产过程如下: 有两种生产技术, 即高污染生产技术和低污染生产技术, 选择高污染技术则每期既要支付固定成本  $F$ , 还要承担单位边际成本  $c$ ; 低污染技术自  $t=0$  期就可采用, 企业在采用时需要在前期投入固定成本外再支付数额为  $k(t)$  的技术采用费, 随着该技术的推广, 该费用会随着时间的推移而降低, 减缓速率也会下降, 且在  $t=T_f$  后变成一个固定值  $\bar{k}$ 。

鉴于中国工业的发展背景, 与 Ederington 和 McCalman (2011) 的设定不同, 本文参考 Greaker (2006) 在污染治理市场竞争模型中的做法, 假设低污染技术企业依然需要在  $T_f$  期后的某个时间节点  $T_u$  到来时, 更新污染技术并支付相应的更新费用  $\bar{u}$ 。整个技术成本函数归纳为如下形式:

$$\begin{cases} k'(t)<0, k''(t)>0, t\in[0, T_f] \\ k(t)=\bar{k}+u(t), k'(t)=0, t\in(T_f, \infty) \end{cases} \quad (4)$$

$$u(t)=\begin{cases} 0, t\neq T_u \\ \bar{u}, t=T_u \end{cases} \quad (5)$$

低污染技术使得企业生产每单位产品没有边际成本。因此, 可以把高污染技术

下的单位成本  $c$  看作单位产品工业污染排放量的一个替代指标, 排放越多, 相关成本也就越高。

### 3. 生产者行为

生产异质性产品的企业需要对两种行为进行决策: 如何定价; 能否采用低污染技术以及是否需要更新低污染技术, 从而保持竞争力。给定任意时间  $t$ , 首先, 聚焦  $q \times n_h$  家国内低污染企业、 $(1-q) \times n_h$  家国内高污染企业和  $n_f = n - n_h$  家国外企业的定价与单期利润。国内低污染技术企业的产品定价和利润可以被视为:  $p_L = (\alpha + n\bar{p}) / (2+2n)$ ,  $\pi_L = A^2/4$ , 其中,  $\bar{p}$  是市场平均价格。国内高污染技术企业的产品定价和利润则为:  $p_L = (\alpha + n\bar{p}) / (2+2n) + c/2$ ,  $\pi_L = (A-c)^2/4$ 。受非关税壁垒限制的国外企业的产品定价为:  $p_F = (\alpha + n\bar{p}) / (2+2n) + \tau/2$ , 其中,  $\tau$  是非关税壁垒折算成每单位产品的等价边际成本。<sup>①</sup>其次, 关注企业对是否采用低污染技术的决策。在企业数量一定的条件下, 一家新进入企业希望能够通过选择低污染技术的采纳时机  $T$  最大化其生命周期内的总利润:

$$\max_{\{T\}} \Pi = \int_0^T e^{-rt} \pi_H(t) dt + \int_T^\infty e^{-rt} \pi_L(t) dt - e^{-rT} k(T) - \frac{F}{r} \quad (6)$$

### 4. 采用不同生产技术的企业数量均衡

将式(6)对  $T$  求导后的一阶条件与技术成本、生产理论和价格等相关定义相结合, 可得出均衡下采纳低污染技术企业数量占比的动态过程解:<sup>②</sup>

$$q^*(t) = \begin{cases} 0 & t \in [0, T_1) \\ \frac{1}{2} + \frac{(2\alpha - c)}{cn_h} + \frac{(2\tau - c)n_f}{2cn_h} + \frac{2(2+n)[rk(t) - k'(t)]}{c^2 n_h} & t \in [T_1, T_2) \\ \bar{q}(\bar{k}, \bar{u}) & t \in [T_2, \infty) \end{cases} \quad (7)$$

其中,  $T_1$  和  $T_2$  为企业是否选择低污染技术的关键时间节点, 属于式(6)的解, 也是之前  $T_f$  与  $T_u$  这两个关键时间节点的函数。根据式(7)的结果, 考虑一家刚刚起步的工业企业在  $T_1$  时间节点前, 由于无力支付低污染技术较高的采用费, 往往会选择高污染技术, 这导致其污染排放强度大、边际成本高、生产效率低、企业竞争力弱。在政府趋严的环境保护标准以及企业追求高质量发展的共同作用下, 低污染技术不断成熟且被越来越多的工业企业所使用, 它的采用费自然随时间降低, 因此, 在  $T_1$  与  $T_2$  之间, 这家企业从采用高污染技术转向采用低污染技术的概率也会增大, 一旦采用低污染技术, 其边际生产成本会大幅降低, 污染排放强度也会下降。

直到  $T_2$  过后, 技术的更新成本发挥了至关重要的作用, 在技术不被淘汰的情况下,

① Ederington和McCalman(2011)的保护手段是关税, 而在本文模型中则是技术性贸易壁垒, 它是非关税壁垒的一种。

② 根据研究主题, 本文仅在不同生产技术企业数量占比均衡解的基础上, 依托更新成本的变化, 分析了非关税壁垒的保护强度对污染排放的作用, 其他均衡可参考原文。由于技术更新成本  $u$  的存在, 与Ederington和McCalman (2011) 不同, 在  $[T_2, \infty)$  阶段的均衡解中包含了更新成本。

只要低污染技术的成本下限足够低,所有企业都将从高污染技术转换到低污染技术。基于此,根据 Creaker (2006) 的模型,新技术需随政府环境保护政策的改变而升级,为了使下游制造型产业能够应对新的环境规制,上游治污技术开发市场便不得不开发新的污染治理设备,并以更新成本的形式向下游厂商收费,这导致低污染技术在政府实施长期产业保护的前提下会遭受一定的抵制。除了采用费的变化和更新费的出现外,政府实施的非关税壁垒措施也会对该企业的环保决策带来直接影响。假设政府从  $T_{\tau}^{begin} \in [0, T_1)$  时刻开始实施非关税壁垒,且目的在于帮助企业顺利成长并形成一定的竞争力。如果它的保护力度较小、时长较短,保护结束时间  $T_{\tau}^{End} \in [T_1, T_2]$ ,那么企业就会在保护结束前以尽量低的成本将高污染技术升级为低污染技术,准备在保护结束时与外国企业展开竞争。换言之,在适度非关税壁垒保护下,整体污染排放水平随  $\tau$  增加而降低。相反,假设政府从  $T_{\tau}^{begin} \in [0, T_1)$  时刻开始实施非关税壁垒,且目的在于长期战略性保护该行业或企业,如果它的保护力度较大、时长较长,保护结束时间  $T_{\tau}^{End} \in [T_2, \infty)$ ,那么,即便低污染技术成本可以降低到下限,<sup>①</sup>无论是以前已升级为低污染技术的企业,还是此时才考虑是否更新升级技术的企业,它们都没有动力进一步更新低污染技术。基于此,整体污染排放水平在高强度、持续非关税壁垒保护下随  $\tau$  增加而增加。

总之,对于企业而言,它面临的非关税壁垒并非是不变的,在政策不确定的条件下,企业会对自身所受保护予以判断,当它认为实施非关税壁垒仅是帮助其弥补技术劣势,它就会主动升级或者更新污染技术,以期形成竞争力;而当它认为实施非关税壁垒是高强度且长期的,那么它就没有动力升级或者更新污染技术。

## (二) 特征事实

与欧美发达国家相比,中国许多工业企业起步较晚,大部分国内企业无力支付高额的低污染技术采用费以及更新费,这就导致粗放型的发展模式成为企业早期的主要选择,随着环境标准趋严,加上企业产品升级的需要,采用和更新低污染技术是中国工业企业发展后期无法避免的选择。

图1刻画了1998年以来中国工业发展以及所涉非关税壁垒案件数量,可以看到,整体上中国工业发展轨迹呈倒U型曲线。2008年金融危机前,一方面为了扶持以制造业为代表的工业企业发展壮大;另一方面为了扭转改革开放后大量进口产品迅速涌入国内市场占领大部分市场份额的局面,中国政府迅速设置了种类繁多的贸易壁垒,除了关税之外,技术性壁垒等事实上保护国内市场份额的非关税壁垒均被使用。根据 UNCTAD 数据库的统计,中国政府使用非关税壁垒措施保护本国企业的案件数量从1998年的35起增加到2002年的120起,再到2004~2008年的每年平均近

① 假设  $\bar{\kappa}$  的取值不会低于使得所有高污染企业全部采纳低污染技术的水平,而  $\bar{a}$  的取值也不会高于使得所有已采用低污染技术企业都放弃更新技术的水平。

300 起, 涉及金额也由原来的百万美元提高到数十亿美元。<sup>①</sup>伴随着中国政府非关税壁垒案件数量上升, 从 1999 年开始国内工业增加值增速也在不断提高, 最高指数值接近 115。应该说, 此时大部分中国工业企业选择高污染生产技术。2008 年金融危机后, 特别是在 2012 年中共十八大召开后, 环境治理受到高度重视, 随着各级政府出台越来越严格的环境保护标准, 工业企业面临技术进步考验。有的企业在非关税壁垒的持续保护下, 实现了技术更新和产品升级换代; 有的企业由于长期对政策保护的依赖, 最终变成僵尸企业, 这些僵尸企业既没有动力提高生产效率, 实现节能减排, 也没有实力进行研发投入(王守坤, 2018)。2008 年后工业增加值的增速开始回落至 106 附近。

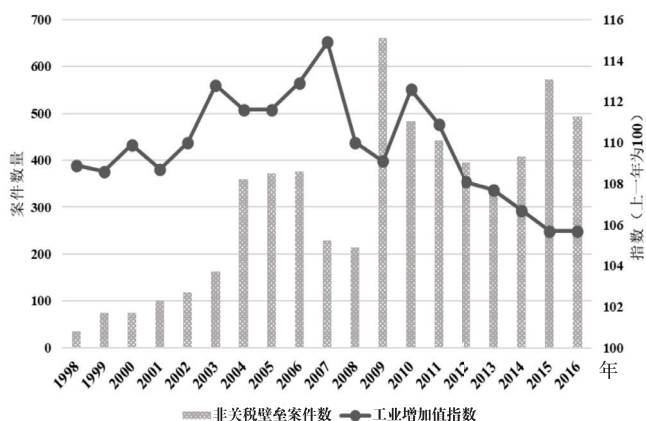


图 1 1998~2016 年中国工业发展

数据来源: 非关税壁垒案件数来自 TRAINS 数据库, 工业增加值指数来自国家统计局网站。

与图 1 中工业增加值增速的倒 U 型曲线相对应, 非关税壁垒与工业企业污染之间同样存在非线性联系。2001 年前, 国内总体生态环境处于较好状态, 工业污染排放基本可控, 此时非关税壁垒保护也相对处于低位。随着中国工业企业以粗放型的发展模式快速发展, 工业废水排放量不断攀升, 由最低 200 亿吨上升至最高约 250 亿吨。2008 年金融危机后, 非关税壁垒案件数量继续增加, 此时企业面临技术更新选择, 不少企业通过转型升级选择了低污染技术, 提高了产品竞争力, 加上各级政府越来越严的环保标准, 工业废水排放量开始逐年下降。

总之, 非关税壁垒与企业生产技术以及污染排放强度之间并非是单调关系。一方面, 从高污染技术更新至低污染技术需要大量成本, 非关税壁垒保护可以在一定程度上抵消该成本, 使得企业污染排放强度降低; 另一方面, 若企业长期获得非关税壁垒保护, 那么它反而会失去选择低污染技术的动力, 继续使用高污染技术, 使得企业污染排放强度增加。因此, 本文提出有待实证检验的 3 个假说:

假说 1: 不断提高非关税壁垒保护, 最终将会增加企业污染排放强度。

假说 2: 非关税壁垒保护力度与企业污染排放强度之间呈现先降后升的 U 型关系。

假说 3: 生产技术是非关税壁垒影响污染排放强度的影响机制, 适当提高非关税壁垒保护将会促进技术进步, 但是持续提高非关税壁垒保护将会使得企业没有动力提升生产效率。

<sup>①</sup> 根据 TRAINS 数据库的标准, 本文的非关税壁垒分为 5 类: 技术性贸易壁垒(TBT)、卫生检验检疫措施(SPS)、价格管制(PC)、数量控制(QC)和装运前检验(INSP)。

### 三、实证数据、模型和方法

#### （一）样本选择与数据来源

工业企业数据与污染排放和贸易壁垒的联系十分紧密，本文选择该数据作为研究样本；出于对数据完整性、连续性和广泛性的考虑，把1998~2012年作为研究区间。数据来源主要有以下5个：TRAINS数据库以及WTO的关税数据库、中国工业企业数据库、中国工业企业污染排放与治理微观数据库、国家统计局数据库和Davis等（2019）提供的贸易政策不确定性数据库、北京神州共享数据科技有限公司提供的中国工业企业专利统计微观数据。

考虑到不同数据划分标准之间的转换和匹配，参考Brandt等（2012）和其他相关研究，通过序贯匹配法，依次将工业企业数据、企业污染排放数据和专利数据进行匹配。2010年的数据因缺失较多而被剔除。与此同时，以2002年的国民经济行业分类标准作为基准，按照Brandt等（2012）的方法调整早期行业编码，统一到2002年的版本上。另外，基于Kee和Alessandro（2009）的模型计算按照海关HS编码划分的2003~2012年非关税壁垒等价关税，并将海关HS编码统一成2002年版，再将其与国际标准产业分类ISIC版本3进行转换，接着参考《国民经济行业分类注释》以及毛其淋和盛斌（2013）的方法，将ISIC版本3与2002年国民经济行业分类进行匹配。按频数法和覆盖率法构建的非关税壁垒变量也按类似方法进行匹配。最后，剔除工业企业数据以下样本：没有污染排放数据的样本；固定资产合计与流动资产合计大于资产总计的样本；固定资产合计、产品销售收入和中间投入合计小于0的样本；全部从业人员数量小于5人的样本，贸易壁垒、化学需氧量排放量以及企业财务数据缺失的样本。

#### （二）模型设定与变量定义

为了检验非关税壁垒对工业企业污染排放的影响，将待检验的实证模型设定为：

$$emission_{it} = \beta_0 + \beta_1 ntm_{it} + \varphi \delta + Z\theta + year_t + u_{it} \quad (8)$$

$$emission_{it} = \beta_0 + \beta_1 ave_{it} + \beta_2 ave_{it}^2 + \varphi \delta + Z\theta + year_t + u_{it} \quad (9)$$

其中， $emission$  为被解释变量，反映工业企业污染排放情况。由于化学需氧量排放是造成我国河流湖泊污染的关键因素之一（Wang et al., 2018），加上理论模型以污染排放强度作为指标，因此，本文采用化学需氧量排放强度  $cod$  作为被解释变量；同时参考王守坤（2018）、徐志伟和刘晨诗（2020）选取的变量，在稳健性检验中，选择工业废水排放强度  $effluent$  以及烟粉尘排放强度  $smoke$  作为被解释变量。本文模型的下标均表示  $t$  年第  $i$  个工业企业，下同。

在解释变量中， $ntm$  表示工业企业所在行业受到的非关税壁垒保护程度，根据谢玲红等（2016）的观点，可以从非关税壁垒的使用频率、覆盖范围和保护大小3个角度衡量。基于此，参考Niu等（2018）的研究，利用频数法  $p\_ntm$ 、覆盖率法  $f\_ntm$

和进口加权的等价关税税率  $ave$  作为非关税壁垒指标。为了进一步验证由非关税壁垒政策实施长短而导致的大小变化对企业可能产生的非线性影响, 本文继续在模型 (9) 中引入非关税壁垒等价关税指标的二次项  $ave^2$ 。

$\varphi$  是一个由多个控制变量组成的向量, 它包括了其他影响企业污染排放的控制变量。参考 Wang 等 (2018) 和陈登科 (2020) 所选的控制变量, 选取企业年龄对数值  $\ln age$ 、企业资产规模对数值  $\ln size$ 、企业人员规模对数值  $scale$  和企业利润总额占资产总计之比  $roa$  作为控制变量, 它们分别从企业生存情况、规模大小、人力资本和盈利能力这些方面对工业企业的其他影响因素加以控制。 $Z$  也是一个控制向量, 它主要包括企业所在省份人均 GDP 对数值  $\ln pergdp$ 、社会消费品零售总额对数值  $\ln consumption$  以及贸易政策不确定指数  $tpu$ 。 $year$  是各年份的虚拟变量。

为了检验生产技术承担的机制作用, 将待检验的实证模型设定为:

$$patent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ave_{it} + \alpha_2 ave_{it}^2 + \varphi \delta + Z\theta + year_t + u_{it} \quad (10)$$

参考寇宗来和刘学悦 (2020) 的方法, 使用工业企业的发明申请对数值  $\ln invent$ 、实用新型申请对数值  $\ln model$ 、外观设计申请对数值  $\ln appear$  以及专利总数对数值  $\ln patent$  作为代理指标, 它们均为加 1 后取对数值。

### (三) 内生性处理和计量方法

企业对政策变化较为敏感; 反之, 企业行为的改变要传导至政府层面特别是中央政府层面则需要一定的时间, 加上污染排放属于环保领域, 而非关税壁垒又属于外贸领域, 企业的污染排放行为若要跨领域和跨部门影响贸易部门的决策至少有一定的时滞性。考虑到上述原因, 本文模型在双向因果引发的内生性问题上并不突出。

对于遗漏变量引发的内生性, 一方面, 本文在模型中已加入年份虚拟变量; 另一方面, 在稳健性检验中添加企业所在省份人均 GDP 对数值、社会消费品零售总额对数值和贸易政策不确定指数, 用来控制省份和宏观层面的其他影响因素 (宫汝凯等, 2019)。对于测量误差引发的内生性, 参考 Wang 等 (2018) 的做法, 本文将两个数据库匹配后企业总产量相差 10% 的观测值剔除, 保证企业数据的测量准确性。同时, 在样本中申请过专利的工业企业占比仅约 10%, 容易引发样本选择问题, 基于此, 本文对模型 (10) 进行拓展, 使用 Heckman 两步法缓解样本选择问题带来的内生性。模型 (12) 是选择方程,  $patent\_see$  是一个虚拟变量, 当企业进行过各类专利申请时取值为 1, 未申请则取值为 0:

$$主方程: patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 ave_{it} + \beta_2 ave_{it}^2 + Z\theta + year_t + u_{it} \quad (11)$$

$$选择方程: patent\_see_{it} = \delta_0 + \varphi \delta + year_t + u_{it} \quad (12)$$

另外, 经过 Hausman 检验, 选择加入年份虚拟变量的固定效应模型作为主要计量方法, 并增加稳健标准误对异方差问题进行控制。对模型中的企业污染排放、企业专利和部分控制变量在前后 1% 的水平上进行 winsorize 缩尾。

## 四、结果与分析

### （一）描述性统计

由表 1 可知，不同工业企业的污染排放强度仍有明显区别，以化学需氧量排放为例，至少有 1/4 的工业企业并没有对化学需氧量实施排放，但是也有个别企业的化学需氧量排放超过平均值 600 倍以上。在非关税壁垒的保护力度上，工业企业所在行业的加权非关税壁垒等价关税税率为 43.1%，几乎 1/4 的工业企业受到的非关税壁垒保护大小约为 30%，该情况与 2001 年底中国加入 WTO 以后逐年降低的关税税率形成了鲜明对比。在非关税壁垒的实施频率和覆盖范围上，工业企业所在行业平均有 39.1% 的产品受非关税壁垒保护，覆盖的进口额度占比为 36.4%，有的行业所有产品都受非关税壁垒保护。对于反映生产技术的影响机制变量，不同工业企业在发明申请、实用新型申请、外观设计申请以及专利总数上也都各有不同。从数量上看，工业企业的外观设计申请数量在专利类型中最少。对于专利申请总数，从平均值可知，大约只有 10% 的样本拥有专利申请，其中拥有实用新型申请的样本最多。表 1 中的统计量表明，数据基本控制了离群值带来的干扰，保证了回归结果质量。

表 1 变量的描述性统计

| 变量                   | 观测值     | 平均值    | 标准差    | 最小值    | 25 分位数 | 中位数    | 75 分位数 | 最大值       |
|----------------------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-----------|
| <i>cod</i>           | 437,211 | 1.141  | 9.64   | 0      | 0      | 0.016  | 0.19   | 683.815   |
| <i>smoke</i>         | 437,211 | 3.698  | 23.153 | 0      | 0      | 0.029  | 0.436  | 1,585.418 |
| <i>effluentt</i>     | 434,451 | 4.550  | 26.781 | 0      | 0.072  | 0.492  | 2.382  | 2,618.297 |
| <i>f_ntm</i>         | 437,211 | 0.391  | 0.421  | 0      | 0.017  | 0.145  | 0.974  | 1         |
| <i>p_ntm</i>         | 437,211 | 0.364  | 0.407  | 0      | 0.026  | 0.130  | 0.926  | 1         |
| <i>ave</i>           | 319,970 | 0.431  | 0.203  | 0      | 0.295  | 0.427  | 0.511  | 1.526     |
| <i>lnage</i>         | 437,211 | 2.360  | 0.869  | 0      | 1.792  | 2.303  | 2.944  | 4.111     |
| <i>lnsize</i>        | 437,211 | 17.761 | 1.568  | 14.671 | 16.612 | 17.619 | 18.762 | 22.08     |
| <i>scale</i>         | 437,211 | 5.531  | 1.125  | 2.996  | 4.771  | 5.481  | 6.23   | 8.54      |
| <i>roa</i>           | 437,211 | 0.067  | 0.159  | -0.226 | 0      | 0.023  | 0.087  | 0.916     |
| <i>lninvent</i>      | 437,211 | 0.035  | 0.195  | 0      | 0      | 0      | 0      | 1.386     |
| <i>lnmodel</i>       | 437,211 | 0.050  | 0.274  | 0      | 0      | 0      | 0      | 1.946     |
| <i>lnappear</i>      | 437,211 | 0.018  | 0.135  | 0      | 0      | 0      | 0      | 1.099     |
| <i>lnpatent</i>      | 437,211 | 0.094  | 0.403  | 0      | 0      | 0      | 0      | 2.485     |
| <i>lnpergdp</i>      | 437,211 | 9.844  | 0.748  | 8.365  | 9.282  | 9.888  | 10.433 | 11.310    |
| <i>lnconsumption</i> | 437,211 | 8.154  | 0.932  | 5.827  | 7.55   | 8.142  | 8.871  | 10.029    |
| <i>tpu</i>           | 396,353 | 64.225 | 31.216 | 10.725 | 42.667 | 66.125 | 96.600 | 104.492   |

注：非关税壁垒等价关税变量 *ave* 的研究区间为 2003~2012 年，贸易政策不确定指数 *tpu* 的研究区间为 2000~2012 年。

### （二）回归结果与分析

根据表 2 结果，随着非关税壁垒实施频率的提高以及覆盖范围的扩大，化学需氧量排放强度也会提高，且该结果在 5% 的显著性水平上保持显著。从影响大小看，当非关税壁垒的覆盖范围扩大 10%，企业化学需氧量排放强度将提高 1.2%~1.24%；

当非关税壁垒的实施频率提高 10%，企业化学需氧量排放强度将提高 1.2%~1.4%，这较充分验证了假说 1。与此同时，从控制变量的结果可以知道，无论是企业资产规模、人员规模还是利润总额占资产比都在 1% 的显著性水平上与企业污染排放强度呈负相关关系，表明大型工业企业的污染排放强度较小。原因在于：大型工业企业一般有更规范的污染排放治理设备和体系，同时其拥有较高水准的生产技术，相对中小型企业，它们的污染排放强度较低。

表 2 基准回归

| 变量                     | (1)                  | (2)                    | (3)                    | (4)                  | (5)                    | (6)                    |
|------------------------|----------------------|------------------------|------------------------|----------------------|------------------------|------------------------|
|                        | <i>cod</i>           |                        |                        |                      |                        |                        |
|                        | FE                   |                        | FE+robust              | FE                   |                        | FE+robust              |
| <i>ℓ<sub>ntm</sub></i> | 0.124**<br>(2.307)   | 0.120**<br>(2.324)     | 0.120**<br>(2.249)     |                      |                        |                        |
| <i>p<sub>ntm</sub></i> |                      |                        |                        | 0.140**<br>(2.357)   | 0.120**<br>(2.123)     | 0.120**<br>(2.041)     |
| <i>lnage</i>           |                      | -0.0210<br>(-0.728)    | -0.0210<br>(-0.466)    |                      | -0.0220<br>(-0.734)    | -0.0220<br>(-0.470)    |
| <i>lnsize</i>          |                      | -0.296***<br>(-9.647)  | -0.296***<br>(-6.631)  |                      | -0.295***<br>(-9.621)  | -0.295***<br>(-6.621)  |
| <i>scale</i>           |                      | -0.442***<br>(-14.366) | -0.442***<br>(-6.917)  |                      | -0.442***<br>(-14.358) | -0.442***<br>(-6.916)  |
| <i>roa</i>             |                      | -1.413***<br>(-11.507) | -1.413***<br>(-11.200) |                      | -1.413***<br>(-11.505) | -1.413***<br>(-11.198) |
| 常数项                    | 2.346***<br>(20.048) | 10.052***<br>(19.812)  | 10.052***<br>(12.040)  | 2.345***<br>(20.059) | 10.037***<br>(19.780)  | 10.037***<br>(12.042)  |
| 年度固定效应                 | 是                    | 是                      | 是                      | 是                    | 是                      | 是                      |
| 观测值                    | 437,211              | 437,211                | 437,211                | 437,211              | 437,211                | 437,211                |
| <i>R</i> <sup>2</sup>  | 0.003                | 0.005                  | 0.005                  | 0.003                | 0.005                  | 0.005                  |

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号中的数字为双尾检验的 *t* 值。下表同。

（三）稳健性检验

1. 更换不同的污染排放物并增加控制变量

表 3 前 4 列报告了选择工业废水排放强度 *effluent* 和烟粉尘排放强度 *smoke* 作为被解释变量的结果。表 3 与表 2 的结果基本保持一致，非关税壁垒实施频率提高和覆盖范围扩大，工业废水排放强度和烟粉尘排放强度也会提高，且该结果至少在 10% 的显著性水平上保持显著。该结果再次验证了假说 1。为了缓解遗漏变量带来的内生性问题，表 3 后 4 列增加了更多的省份和宏观控制变量，结果并未发生改变。

2. 非关税壁垒高低的影响

非关税壁垒的实施频率和覆盖范围主要作用于行业层面，对单个企业影响最直接的还是非关税壁垒水平。为了探究非关税壁垒高低的影响，表 4 先利用 Kee 等（2009）的方法计算非关税壁垒的等价关税，再报告了其与企业污染排放强度之间的关系。从表中结果可知，非关税壁垒的等价关税 *ave* 与化学需氧量排放强度 *cod* 以及工业废水排放强度 *effluent* 之间呈现 U 型关系，且该结果至少在 5% 的显著性水平上保持显著。虽然烟粉尘排放强度 *smoke* 与非关税壁垒 *ave* 之间也存在先降后升的 *u* 型关系，但是二者之间的负相关关系并不显著。该结果从非关税壁垒保护力度的角度较充分地验证了假说 2。造成该现象的背后原因是，只要政府开始提高非关税壁垒保护力度，就会导致国内企业市场占有率提高，使其在增加利润的同时还能进一步开展研发，从而促进技术进步，但是当非关税壁垒大幅度提高后，多数企业就

容易产生对政策保护的依赖,最终退化为低效企业,甚至变成僵尸企业,在此状态下,没有动力提高生产效率,实现节能减排;也没有实力进行技术更新投入,引进先进生产流程,这就使得它们的排放问题转为严重污染状态(王守坤,2018)。

表3 不同的排放污染物且增加控制变量

| 变量                | (1)                              | (2)                              | (3)                              | (4)                              | (5)                               | (6)                               | (7)                               | (8)                               |
|-------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
|                   | <i>smoke</i>                     | <i>effluent</i>                  | <i>smoke</i>                     | <i>effluent</i>                  | <i>cod</i>                        |                                   |                                   |                                   |
|                   | FE+robust                        |                                  |                                  |                                  |                                   |                                   |                                   |                                   |
| $\hat{f}_{ntm}$   | 1.166 <sup>***</sup><br>(16.854) | 0.359 <sup>**</sup><br>(2.270)   |                                  |                                  | 0.200 <sup>***</sup><br>(3.805)   |                                   | 0.191 <sup>***</sup><br>(3.649)   |                                   |
| $p_{ntm}$         |                                  |                                  | 0.547 <sup>***</sup><br>(7.663)  | 0.292 <sup>*</sup><br>(1.707)    |                                   | 0.185 <sup>***</sup><br>(3.245)   |                                   | 0.173 <sup>***</sup><br>(3.038)   |
| $tpu$             |                                  |                                  |                                  |                                  | -0.013 <sup>***</sup><br>(-9.662) | -0.013 <sup>***</sup><br>(-9.613) | 0.0130<br>(1.274)                 | 0.0130<br>(1.269)                 |
| $\ln pergd p$     |                                  |                                  |                                  |                                  |                                   |                                   | -1.653 <sup>***</sup><br>(-4.957) | -1.655 <sup>***</sup><br>(-4.954) |
| $\ln consumption$ |                                  |                                  |                                  |                                  |                                   |                                   | 0.351<br>(0.544)                  | 0.357<br>(0.553)                  |
| 常数项               | 19.335 <sup>***</sup><br>(9.026) | 38.373 <sup>***</sup><br>(9.168) | 19.292 <sup>***</sup><br>(9.000) | 38.340 <sup>***</sup><br>(9.164) | 10.068 <sup>***</sup><br>(12.662) | 10.054 <sup>***</sup><br>(12.655) | 21.509 <sup>***</sup><br>(8.106)  | 21.469 <sup>***</sup><br>(8.105)  |
| 企业控制变量            | 是                                | 是                                | 是                                | 是                                | 是                                 | 是                                 | 是                                 | 是                                 |
| 年度固定效应            | 是                                | 是                                | 是                                | 是                                | 是                                 | 是                                 | 是                                 | 是                                 |
| 观测值               | 437,211                          | 434,451                          | 437,211                          | 434,451                          | 396,353                           | 396,353                           | 396,353                           | 396,353                           |
| $R^2$             | 0.013                            | 0.006                            | 0.013                            | 0.006                            | 0.005                             | 0.005                             | 0.005                             | 0.005                             |

### 3. 机制分析

表5报告了非关税壁垒等价关税与企业专利申请之间的主方程回归结果,可以发现,非关税壁垒等价关税 $ave$ 与发明专利 $\ln invent$ 、实用新型 $\ln model$ 和专利申请总数 $\ln patent$

表4 非关税壁垒高低的U型关系

| 变量        | (1)                   | (2)                  | (3)                   | (4)                   | (5)                  | (6)                   |
|-----------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|           | <i>cod</i>            | <i>smoke</i>         | <i>effluent</i>       | <i>cod</i>            | <i>smoke</i>         | <i>effluent</i>       |
|           | FE+robust             |                      |                       |                       |                      |                       |
| $ave$     | -0.744***<br>(-2.853) | -0.165<br>(-0.329)   | -4.191***<br>(-4.065) | -0.771***<br>(-2.953) | -0.237<br>(-0.471)   | -4.205***<br>(-4.080) |
| $ave^2$   | 0.288**<br>(2.493)    | 0.457*<br>(1.959)    | 1.963***<br>(3.838)   | 0.304***<br>(2.631)   | 0.497**<br>(2.121)   | 1.970***<br>(3.855)   |
| 常数项       | 8.988***<br>(9.877)   | 16.259***<br>(7.569) | 42.330***<br>(6.615)  | 26.591***<br>(10.537) | 57.324***<br>(9.802) | 51.367***<br>(7.178)  |
| 企业控制变量    | 是                     | 是                    | 是                     | 是                     | 是                    | 是                     |
| 宏观和省市控制变量 | 否                     | 否                    | 否                     | 是                     | 是                    | 是                     |
| 年度固定效应    | 是                     | 是                    | 是                     | 是                     | 是                    | 是                     |
| 观测值       | 319,970               | 319,970              | 317,210               | 319,970               | 319,970              | 317,210               |
| $R^2$     | 0.006                 | 0.014                | 0.007                 | 0.007                 | 0.015                | 0.007                 |

之间均呈现倒U型关系。外观设计专利的特点是侧重提升产品外形的艺术性和美感创造,正如唐宜红等(2019)所言,相较于发明专利和实用新型专利,外观设计专利理工科技含量偏低,因此它无法完全代表工业企业的生产技术水平。与此同时,寇宗来和刘学悦(2020)也提出,相对于发明专利,外观设计专利在申请授权时仅是形式审查而非实质审查,这就导致它在作为工业企业生产技术代理指标时会造成计量结果偏差。综上所述,表5结果能较充分地验证假说3。

4.U 型关系的异质性分析

表 6 从企业性质、地理位置和所在行业是否为高污染行业的角度，报告了非关税壁垒高低的异质性影响结果。从表中结果可见，非关税壁垒等价关税与化学需氧量排放强度之间的 U 型关系在非国有企业、中西部地区以及高污染行业中较突出，且该结论至少在 5% 的显著性水平上保持显著。这是由于，国有企业与政府彼此拥有天然的“血缘”关系，而东部地区企业的地理经济优势巨大；反观非国有企业和中西部地区企业，它们对政策的变化非常敏感，特别是在发展初期，若没有非关税壁垒之类的政府保护措施，它们对生产技术开发以

表 5 非关税壁垒高低的机制分析

| 变量                      | (1)                   | (2)                   | (3)                  | (4)                   |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|                         | <i>lninvent</i>       | <i>lnmodel</i>        | <i>lnappear</i>      | <i>lnpatent</i>       |
|                         | Heckman 主方程           |                       |                      |                       |
| <i>ave</i>              | 0.172***<br>(3.458)   | 0.726***<br>(9.779)   | -0.072**<br>(-1.961) | 0.649***<br>(8.791)   |
| <i>ave</i> <sup>2</sup> | -0.125***<br>(-2.815) | -0.435***<br>(-6.716) | 0.0320<br>(0.894)    | -0.249***<br>(-3.692) |
| 常数项                     | 1.088***<br>(18.422)  | 1.156***<br>(12.695)  | 1.003***<br>(20.704) | 1.367***<br>(15.119)  |
| 省市和宏观控制变量               | 是                     | 是                     | 是                    | 是                     |
| 年度固定效应                  | 是                     | 是                     | 是                    | 是                     |
| 观测值                     | 319,970               | 319,970               | 319,970              | 319,970               |
| Wald_p 值                | 0.000                 | 0.000                 | 0.000                | 0.000                 |

表 6 异质性分析

| 变量                      | (1)                  | (2)                   | (3)                  | (4)                  | (5)                   | (6)                 |
|-------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|
|                         | <i>cod</i>           |                       |                      |                      |                       |                     |
|                         | FE+robust            |                       |                      |                      |                       |                     |
|                         | 国有                   | 非国有                   | 东部                   | 中西部                  | 高污染                   | 低污染                 |
| <i>ave</i>              | 0.867<br>(0.691)     | -0.916***<br>(-3.546) | -0.525**<br>(-2.403) | -1.192**<br>(-2.260) | -1.365***<br>(-4.219) | 0.758*<br>(1.673)   |
| <i>ave</i> <sup>2</sup> | -0.115<br>(-0.204)   | 0.320***<br>(2.837)   | 0.218**<br>(2.320)   | 0.555**<br>(2.256)   | 0.543***<br>(4.047)   | -0.369<br>(-1.308)  |
| 常数项                     | 30.909***<br>(4.324) | 26.497***<br>(9.704)  | 11.857***<br>(6.227) | 27.636***<br>(5.048) | 31.713***<br>(9.515)  | 9.217***<br>(4.585) |
| 宏观和省市控制变量               | 是                    | 是                     | 是                    | 是                    | 是                     | 是                   |
| 企业控制变量                  | 是                    | 是                     | 是                    | 是                    | 是                     | 是                   |
| 年度固定效应                  | 是                    | 是                     | 是                    | 是                    | 是                     | 是                   |
| 观测值                     | 36,219               | 283,751               | 181,610              | 138,360              | 213,912               | 106,058             |
| <i>R</i> <sup>2</sup>   | 0.003                | 0.008                 | 0.0100               | 0.008                | 0.009                 | 0.003               |

注：高污染行业的划分标准参考黎文靖和路晓燕（2015）的方法。

及污染排放强度的抉择大都会从节约成本而非长期成长的角度予以考虑。高污染行业企业原本就是依托政府政策的倾斜和保护成长起来的，选择粗放型发展模式是惯性使然，它们对相关政策的敏感度显然要高于低污染行业企业。

最后，为缓解测量误差可能带来的内生性问题，本文还按照 Wang 等（2018）的方法进行处理，剔除在两个匹配数据库中总产量指标差异程度大于 10% 的企业。利用剔除后的样本回归，结果依旧验证了本文观点。另外，为缓解双向因果可能带来的内生性问题，本文参考罗进辉（2012）的做法使用联立方程组进行分析，结果仍然不变。总的来看，3 个假说均得到了计量经济模型实证分析的验证，结果稳健。

五、结论与政策启示

本文先以污染生产技术可内生选择为切入点，在已有的幼稚产业关税保护模型基础上嵌入更新成本，构建了一个分析非关税壁垒与中国工业污染排放关系的理论

框架,并结合特征事实提出相关假说;随后以企业专利申请作为生产技术的代理指标,利用1998~2012年工业企业数据从实施频率、覆盖范围和保护力度3方面验证了假说。结论发现:持续提高非关税壁垒的实施频率并扩大覆盖范围会增加企业污染排放强度;非关税壁垒保护力度与企业污染排放强度之间呈现U型关系,适度提升保护力度有助于节能减排,长期维持高保护力度则会适得其反;生产技术在此关系中发挥主要机制作用;非关税壁垒保护力度与企业污染排放强度之间的U型关系在非国有企业、中西部地区和高污染行业样本中更突出。

以上结论对致力于贸易开放和节能减排的中国政府,以及处于深化改革关键期的中国工业有重要政策启示:针对那些过度依赖政策保护的企业,政府应加大开放力度,削减保护力度,通过促进市场竞争倒逼其进行科技创新,承担社会责任;对于某些处于起步阶段且具有战略意义的企业,适当的非关税保护或贸易鼓励则有助于促使它们选择绿色高新技术作为进步路径;提升贸易与环境政策的管理水平,加快制定一套科学判断实施对象发展阶段的方法,为相关政策的周期性出台、评估、预警与退出提供依据。

#### 参考文献:

- [1] 陈登科.贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J].经济研究,2020,(12)
- [2] 官汝凯等.经济政策不确定性与企业杠杆率[J].金融研究,2019,(10).
- [3] 寇宗来,刘学悦.中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响[J].经济研究,2020,(3).
- [4] 洪丽明,吕小锋.贸易自由化、南北异质性与战略性环境政策[J].世界经济,2017,(7).
- [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,(11).
- [6] 黎文靖,路晓燕.机构投资者关注企业的环境绩效吗?——来自我国重污染行业上市公司的经验证据[J].金融研究,2015,(12).
- [7] 刘明明.论碳排放权交易市场失灵的国家干预机制[J].法学论坛,2019,(4).
- [8] 罗进辉.媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J].金融研究,2012,(10).
- [9] 毛其淋,盛斌.贸易自由化、异质性企业与出口动态:来自中国微观企业数据的证据[J].管理世界,2013,(3).
- [10] 彭水军,王利杰.不对称减排、贸易自由化的福利与排放效应[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2020,(4).
- [11] 沈国兵,张鑫.开放程度和经济增长对中国省级工业污染排放的影响[J].世界经济,2015,(4).
- [12] 苏丹妮,盛斌.出口环境效应:来自中国企业的微观证据[J].国际贸易问题,2021,(7).
- [13] 唐宜红等.外商直接投资对中国企业创新的影响——基于中国工业企业数据与企业专利数据的实证检验[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2019,(1).
- [14] 王守坤.僵尸企业与污染排放:基于识别与机理的实证分析[J].统计研究,2018,(10).
- [15] 魏守道,汪前元.南北国家环境规制政策选择的效应研究——基于碳税和碳关税的博弈分析[J].财贸经济,2015,(11).
- [16] 魏伟等.出口贸易、技术效应与企业污染排放——来自中国工业企业的微观证据[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2021,(5).
- [17] 谢玲红等.非关税措施的量化研究进展[J].经济评论,2016,(4).
- [18] 徐志伟,刘晨诗.环境规制的“灰边”效应[J].财贸经济,2020,(1).
- [19] 杨曦,彭水军.碳关税可以有效解决碳泄露和竞争力问题吗?——基于异质性企业贸易模型的分析[J].经济研究,2017,(5).

- [20] Bohringer,C.,et al.Carbon Tariffs Revisited[J].Journal of the Association of Environmental and Resource Economists,2015,2(4).
- [21] Brandt,L.,et al.Creative Accounting or Creative Destruction?Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J].Journal of Development Economics,2012,97.
- [22] Cherniwchan,J.Trade Liberalization and the Environment:Evidence from NAFTA and US Manufacturing[J].Journal of International Economics,2017,105.
- [23] Davis,J.,et al.Economic Policy Uncertainty in China since 1949:The View from Mainland Newspapers[R].Stanford University Working Paper,2019.
- [24] Ederington,J.,McCalman,P.Infant Industry Protection and Industrial Dynamics[J].Journal of International Economics,2011,84.
- [25] Greiner,M.Spillovers in the Development of New Pollution Abatement Technology:A New Look at the Porter-hypothesis[J].Journal of Environmental Economics and Management,2006,52.
- [26] Kee,H. L.,Alessandro,N.Estimating Trade Restrictiveness Indices[J].Economic Journal,2009,119(1).
- [27] Melitz,M. J.The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J].Econometrica,2003,71(6).
- [28] Niu,Z. H.,et al.Non-tariff and Overall Protection:Evidence across Countries and Over Time[J].Review of World Economics,2018,154.
- [29] Radosevic,S.,Yoruk,E.Why Do We Need a Theory and Metrics of Technology Upgrading[J].Asian Journal of Technology Innovation,2016,24(S1).
- [30] Wang,C. H.,et al.Environmental Regulation,Emissions and Productivity:Evidence from Chinese COD-emitting Manufacturers[J].Journal of Environmental Economics and Management,2018,92.

## How Non-tariff Barriers Affect Pollutant Emissions

GU Zhenhua GAO Xiang XU Yujing

**Abstract:** Trade protection and environmental protection are two important issues concerning sustainable economic development in China. In order to examine the relationship between them, the paper firstly endogenizes firms' choices between high and low-pollution production technology and then establishes a theoretical framework by incorporating the feature of adoption and updating low-pollution production technology into an infant industry protection model. Next, we utilize the 1998~2012 Chinese Industrial Enterprise Database to empirically test theoretically-derived hypotheses from three perspectives of the frequency, scope, and strength of protection policies. The conclusion is that higher frequency and wider scope increase the intensity of pollution monotonically, while the strength of non-tariff barriers exhibits a U-shaped relationship with pollution intensity. Moreover, this U-shaped pattern becomes more prominent for non-state-owned enterprises, firms located in the central and western regions of China, and firms operating in high-polluting industries. Production technology is the key influence mechanism linking government policy and enterprise behavior. Short-term, reasonable non-tariff barriers will promote technological development and reduce enterprise pollution emissions, but continued increased protection will disincentivize enterprises with respect to production efficiency improvement, which is counterproductive. Our research hence provides policy implications for the Chinese government regulators, who are committed to trade liberalization and energy conservation, and also for the Chinese industry system, which is in a critical period of deepening reform.

**Keywords:** non-tariff barriers; patent application and production technology; pollution emission intensity; equivalent tariff rates; u-shaped relationship

(责任编辑: 张建华)