

中间品贸易自由化、环境管制与企业减排

苏丹妮 杨琦

(南开大学经济学院,天津 300071)

摘要:打好污染防治攻坚战的关键在于微观企业的减排行为。本文从清洁技术选择的视角构建了一个中间品贸易自由化影响企业污染排放强度的理论框架,在此基础上,利用1998~2007年中国工业企业污染排放与生产的合并数据,选取水污染的典型代表工业废水、化学需氧量和大气污染的典型代表工业废气、二氧化硫四种污染物构建企业污染排放强度综合指标进行检验。研究表明:与理论预期一致,中间品贸易自由化显著降低了中国企业的污染排放强度,有助于企业减排。采用三阶段最小二乘法进行的机制检验结果显示,通过中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应,中间品贸易自由化促进了企业选择清洁技术进而实现减排。最后,本文还发现中间品贸易自由化这一市场化改革对政府环境管制倒逼形成的企业减排效应具有补充作用。本文的研究对中国推进贸易体制改革和打好污染防治攻坚战具有一定的启示意义。

关键词:中间品贸易自由化;企业减排;清洁技术选择;环境管制;污染治理

中图分类号:F752 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)05-0089-12

一、引言

自改革开放,尤其是2001年末加入WTO之后,中国积极融入全球生产体系,大力推进中间品贸易自由化改革,带来了生产效率的大幅提升与经济快速增长^[1]。伴随着经济增长,国家对环境质量也提出了更高的要求,污染防治被列为今后要重点打好的三大攻坚战之一。那么,中国大力推进的中间品贸易自由化改革对污染防治的主体——企业的污染排放行为会产生怎样的影响?与此同时,近年来,中国政府也开始重视国内环境法制建设,相继出台了各种环境管制措施,对企业污染排放行为的监管进一步规范化、严格化^[2]。然而,环境管制并非是免费的午餐,由管制带来的减排收益未必能完全抵消管制成本,甚至可能会付出侵蚀生产资源和减缓经济增长的沉重代价^{[3][4]}。那么,中间品贸易自由化这一市场化改革能否有效补充政府环境管制倒逼形成的企业减排效应,进而减少政府的环境

收稿日期:2020-11-23

基金项目:国家自然科学基金青年项目“产业集聚、全球价值链嵌入与企业减排:中国污染防治的内外协同机制研究”(71903102);中央高校基本科研业务费专项资金项目“中间品贸易自由化、环境管制与企业减排:理论与中国经验”(63212014);南开大学文科发展基金项目“贸易自由化的‘绿色之痛’:加入WTO如何影响中国企业环境绩效?”(ZB21BZ0310)

作者简介:苏丹妮(1990—),女,浙江嘉兴人,南开大学经济学院副教授;
杨琦(1995—),女,辽宁大连人,南开大学经济学院博士生。

管制,避免资源浪费和经济损失? 本文将进一步从市场和政府互动的视角对此进行扩展分析。

贸易与环境问题一直以来是学术界和决策者关注的热点话题,目前已积累了较为丰富的文献。早期的研究主要在宏观层面探讨进出口贸易究竟会如何影响一国环境。随着微观数据的逐步可得,一些学者将贸易与环境问题的研究细化到微观企业层面。关于中间品进口的微观环境效应,理论上,中间品进口可以通过促使企业获得更多种类、更高质量的中间品和内嵌于进口中间品中的知识溢出影响企业环境绩效^{[5][6]}。实证中,Imbruno 和 Ketterer 以能源使用效率(能源使用强度的倒数)来间接衡量企业的环境绩效,并采用印度尼西亚的数据研究发现,中间品进口企业的能源使用效率相比从未进口的企业更高^[7]。郭树龙则使用中国工业企业污染排放数据研究发现,中间品进口企业具有更低的污染排放量^[8]。但其样本区间只有 2011 年和 2012 年,不仅研究对象仅包括营业收入在 2000 万以上的大规模企业,而且难以捕捉中国 2001 年末加入 WTO 后中间品进口大幅增加的重要事实特征。

以上两篇实证文献均从中间品进口决策视角考察了进口中间品企业与未进口中间品企业之间的环境绩效差异,但尚未从政府政策变动视角识别中间品贸易自由化对企业环境绩效的因果效应。He 和 Wang 利用中国数据,以企业所在两分位行业污染排放强度系数与企业产出值的乘积来近似度量企业的污染排放量,发现中间品关税下降有助于企业减排^[9]。然而,这一度量指标对于处于相同两分位行业的企业主要捕捉的是其产出值的变化,难以真实反映企业的异质性污染排放行为。Cherniwchan 利用美国企业污染排放数据直接检验了中间品贸易自由化与企业污染排放之间的关系,结果表明中间品关税下降促进了美国制造业企业可吸入颗粒物和二氧化硫排放的下降^[10]。但受数据所限,其分析使用的样本量仅几千个。与上述文献不同,本文使用 1998~2007 年企业层面多达 30 万个样本量的污染排放与生产合并数据,从政府政策变动视角进行实证检验。本文的样本区间横跨中国中间品贸易自由化政策变动最大的时间段,能够从环境视角为事后评估中国中间品贸易自由化改革的微观成效提供一个新的判别层面^①。

与本文相关的另一支文献是关于政府环境管制对环境质量影响的研究。理论上,环境作为一种典型的公共物品,对其进行保护需要政府实施积极、有效的管制措施来干预和影响企业的生产行为,以减少污染排放^[4]。随着中国绿色发展观的提出与政府相关环境治理措施的出台,学者们开始关注中国政府环境管制措施的有效性,且基本证实了环境管制对中国环境污染起到了明显的抑制效果^{[11][12]}。除中国外,现有文献对美国的研究亦发现政府的环境管制能够显著降低污染排放^[13]。与上述专门考察政府环境管制与环境质量关系的文献不同,本文将环境管制纳入中间品贸易自由化与企业减排的分析框架中。作为政府的一种行政干预,环境管制可能会付出侵蚀生产资源和减缓经济增长的高昂代价,本文将从市场和政府互动的视角,进一步扩展分析中间品贸易自由化这一市场化改革能否有效补充政府环境管制倒逼形成的企业减排效应,进而以市场化激励机制实现行政干预的减少。

与现有文献相比,本文的贡献可能在于:第一,根据中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应,从清洁技术选择的角度构建了一个中间品贸易自由化影响企业污染排放强度的理论模型,为深入理解和实证检验中间品贸易自由化与企业污染排放强度之间的关系奠定理论基础;第二,利用 1998~2007 年中国企业污染排放与生产的合并数据,从政府政策变动视角较为系统地给出了中间品贸易自由化对企业污染排放强度影响的直接经验证据,不仅为现有中间品贸易自由化与环境污染的研究添加了来自世界最大发展中国家的微观证据,而且为事后评估中国中间品贸易自由化改革的微观成效提供了一个新的判别视角;第三,进一步将政府环境管制纳入分析框架,扩展分析了市场导向的中间品贸易自由化改革对政府环境管制倒逼形成的企业减排效应的影响,从市场和政府互动的视角加深了对中间品贸易自由化减排效应的理解。

本文接下来的结构安排如下:第二部分构建理论模型并提出研究假设;第三部分建立实证模型并对变量、数据进行说明;第四部分报告中间品贸易自由化与企业污染排放强度的实证结果;第五部分

为作用机制检验；第六部分从市场与政府互动的视角对中间品贸易自由化的减排效应进行扩展分析；第七部分是本文的结论与政策含义。

二、理论模型与研究假设

本文将中间品贸易自由化与企业清洁技术选择融入 Copeland 和 Taylor 的企业污染排放模型中^[14]，并根据中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应，在理论上分析了中间品贸易自由化通过企业清洁技术选择对企业污染排放强度的影响。同时，针对政府环境管制的高昂代价，扩展分析了中间品贸易自由化对政府环境管制倒逼形成的企业减排效应的补充作用。

(一) 消费者行为

假定消费者需求由 CES 效用函数来表示：

$$U \equiv Q = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\rho d\omega \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

式(1)中， $q(\omega)$ 表示消费者对产品 ω 的消费量； Ω 表示产品种类集合，各类产品之间可以互相替代，替代弹性为 $\sigma = 1/(1 - \rho)$ ， $0 < \rho < 1$ 。

通过消费者效用最大化原则，可得消费者的最优消费量和最佳支出决策：

$$q(\omega) = Q [p(\omega)/P]^{-\sigma} \quad (2)$$

$$r(\omega) = R [p(\omega)/P]^{1-\sigma} \quad (3)$$

式(2)和(3)中， $p(\omega)$ 表示产品 ω 的价格， $P = \left[\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 表示总价格指数， $R = PQ = \int_{\omega \in \Omega} r(\omega) d\omega$ 表示总收入。

(二) 企业的生产与污染排放行为

企业生产需要投入三种要素：劳动力(l)、国内中间品(m^D)和进口中间品(m^I)，在没有污染排放的情况下，将企业 i 的生产函数设置成如下形式：

$$y_i = \varphi_i l_i^\mu (m_i^D)^{\frac{\delta-1}{\delta}} + m_i^I)^{\frac{\delta}{\delta-1}(1-\mu)} \quad (4)$$

式(4)中， φ 表示企业生产率， μ 表示劳动力的产出弹性， δ ($\delta > 1$)表示国内中间品和进口中间品之间的替代弹性。中间品生产需投入劳动力，生产函数为 $m=1$ 。为简化，假定国内外工资率相等，并标准化为 1，因此，在完全竞争市场中，国内中间品价格为 1；由于存在运输成本，进口中间品的价格为 τ ($\tau > 1$)， τ 越小，表示中间品贸易自由化程度越高。

在实际生产过程中，企业会排放污染。由于企业的污染排放行为受制于政府的环境管制，此处表现为企业需要为每单位污染排放支付排污税 t ($t > 0$)，因此企业有减排的动机。在有污染排放的情况下，假设企业生产两种产品：工业品(x_i)和污染排放物(e_i)。为了减少污染排放，企业会将一定比例的生产要素(θ_i)用于减排，此时企业 i 关于工业品和污染排放物的联合生产函数为：

$$x_i = (1 - \theta_i) \varphi_i l_i^\mu (m_i^D)^{\frac{\delta-1}{\delta}} + m_i^I)^{\frac{\delta}{\delta-1}(1-\mu)} \quad (5)$$

$$e_i = \varpi(\theta_i, g_{Ai}) \varphi_i l_i^\mu (m_i^D)^{\frac{\delta-1}{\delta}} + m_i^I)^{\frac{\delta}{\delta-1}(1-\mu)} \quad (6)$$

式(5)中， $0 \leq \theta_i < 1$ 。式(6)中， g_{Ai} 表示企业的清洁技术，企业选择越多的清洁技术，其污染排放越少。式(6)表明，企业的污染排放量与其生产规模和减排努力程度有关。本文借鉴 Cui 的思路^[15]，假定企业可以通过选择清洁技术来实现减排，为此，将标准的减排函数扩展为：

$$\varpi(\theta_i, g_{Ai}) = \frac{(1 - \theta_i)^{1/\alpha}}{z(g_{Ai})} \quad (7)$$

式(7)中， $0 \leq \theta_i < 1$ ， $0 < \alpha < 1$ ， $g_{Ai} \geq 0$ ， $z'(g_{Ai}) > 0$ ， $z(0) = 1$ 决定了给定产出规模时企业的污染排放水平。

由式(6)和(7)推导出 $(1 - \theta_i)$ 并代入式(5)，可得企业工业品 x_i 的生产函数：

$$x_i = [z(g_{Ai}) e_i]^\alpha [\varphi_i l_i^\mu (m_i^D)^{\frac{\delta-1}{\delta}} + m_i^I)^{\frac{\delta}{\delta-1}(1-\mu)}]^{1-\alpha} \quad (8)$$

给定劳动力价格(1)、国内中间品价格(1)、进口中间品价格(τ)、污染排放价格(t)和生产函数

(x_i),由成本最小化原则可以计算得到企业 i 的成本函数:

$$C_i = \kappa \left[\frac{t}{z(g_{Ai})} \right]^\alpha (1 + \tau^{1-\delta})^{\frac{(1-\mu)(1-\alpha)}{1-\delta}} \varphi_i^{-(1-\alpha)} x_i \quad (9)$$

式(9)中, κ 为大于0的常数。式(9)意味着,企业可以通过选择更多的清洁技术来降低污染排放,从而减少污染成本。

根据垄断竞争市场特征,企业以一个固定的成本加成定价,此时企业 i 的定价函数为:

$$p_i = \frac{MC}{1 - 1/\sigma} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \kappa \left[\frac{t}{z(g_{Ai})} \right]^\alpha (1 + \tau^{1-\delta})^{\frac{(1-\mu)(1-\alpha)}{1-\delta}} \varphi_i^{-(1-\alpha)} \quad (10)$$

结合消费者需求函数式(2),可推导出企业 i 的利润函数:

$$\pi_i = \left\{ \left[\frac{t}{z(g_{Ai})} \right]^\alpha (1 + \tau^{1-\delta})^{\frac{(1-\mu)(1-\alpha)}{1-\delta}} \varphi_i^{-(1-\alpha)} \right\}^{-(\sigma-1)} B \quad (11)$$

式(11)中, $B \equiv [\kappa^{-(\sigma-1)} \sigma^{-\sigma} (\sigma - 1)^{\sigma-1} R] / P^{-(\sigma-1)} > 0$ 。

(三)企业的清洁技术选择行为

企业可以通过选择清洁技术来降低污染排放,从而减少支付的污染排放税。根据经验事实和现有文献,中间品进口可以通过种类效应、质量效应和知识溢出效应对企业清洁技术选择产生成本减让:第一,种类效应。中间品进口扩大了企业可使用和选择的中间品种类,有助于企业获得与清洁技术相匹配的中间品,降低企业选择清洁技术的成本^[16]。第二,质量效应。企业进口的中间品往往体现了国外的高技术水平,代表着更高的产品质量,而高质量的中间品投入有助于企业以较低的成本进行技术升级,降低企业选择清洁技术的成本^[17]。第三,知识溢出效应。进口中间品内嵌着国外先进的知识、技术和信息等要素,这会对企业清洁技术选择产生知识溢出,而知识溢出促进了企业知识积累,有助于降低企业选择清洁技术的成本^[18]。基于此,本文将企业选择清洁技术的成本函数表示成如下形式:

$$v(g_{Ai}, \tau) = h(g_{Ai})f(m_i^1) \quad (12)$$

式(12)中, $h(\cdot)$ 表示没有中间品进口成本减让效应下企业选择清洁技术的成本,满足 $h'(\cdot) > 0$, $h(0) = 0$; $f(\cdot)$ 表示中间品进口对企业选择清洁技术的成本减让,满足 $f'(\cdot) < 0$,即中间品进口越多,对企业选择清洁技术的成本减让越大。

企业选择清洁技术的决策取决于边际收益与边际成本的相对大小,两者分别为:

$$MR_{g_{Ai}} = \frac{\partial \pi_i}{\partial g_{Ai}} = (\sigma - 1) \alpha \left[\frac{1}{z(g_{Ai})} \right] z'(g_{Ai}) \pi_i \quad (13)$$

$$MC_{g_{Ai}} = \frac{\partial v(g_{Ai}, m_i^1)}{\partial g_{Ai}} = h'(g_{Ai})f(m_i^1) \quad (14)$$

进一步地,对式(13)和(14)关于进口中间品价格 τ 求偏导:

$$\frac{\partial MR_{g_{Ai}}}{\partial \tau} = (\sigma - 1) \alpha \left[\frac{1}{z(g_{Ai})} \right] z'(g_{Ai}) \pi_i'(\tau) < 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial MC_{g_{Ai}}}{\partial \tau} = h'(g_{Ai})f'(m_i^1)m_i^{1'}(\tau) > 0 \quad (16)$$

式(15)和(16)意味着,中间品贸易自由化程度提升即进口中间品价格 τ 下降,会提高企业选择清洁技术的边际收益,降低企业选择清洁技术的边际成本,继而促使企业选择更多的清洁技术,即 $g_{Ai}'(\tau) < 0$ 。

(四)中间品贸易自由化、环境管制与企业污染排放强度

本文感兴趣的是中间品贸易自由化如何影响企业减排,为此,运用谢泼德引理对企业成本函数式(9)关于排污税 t 求偏导,可得企业 i 的污染排放强度函数:

$$\frac{e_i}{x_i} = \alpha \kappa t^{-(1-\alpha)} \left[\frac{1}{z(g_{Ai})} \right]^\alpha (1 + \tau^{1-\delta})^{\frac{(1-\mu)(1-\alpha)}{1-\delta}} \varphi_i^{-(1-\alpha)} \quad (17)$$

对式(17)关于进口中间品价格 τ 求偏导:

$$\frac{\partial(e_i/x_i)}{\partial\tau} = -\alpha^2\kappa t^{-(1-\alpha)} \left[\frac{1}{z(g_{Ai})} \right]^{a+1} z'(g_{Ai})g_{Ai}'(\tau)(1+\tau^{1-\delta})^{\frac{(1-\mu)(1-\alpha)}{1-\delta}} \varphi_i^{-(1-\alpha)} + (1-\mu)(1-\alpha)\alpha\kappa t^{-(1-\alpha)} \left[\frac{1}{z(g_{Ai})} \right]^\alpha (1+\tau^{1-\delta})^{\frac{(1-\mu)(1-\alpha)}{1-\delta}-1} \tau^{-\delta} \varphi_i^{-(1-\alpha)} > 0 \quad (18)$$

式(18)表明,进口中间品价格 τ 下降会降低企业污染排放强度,反映出中间品贸易自由化有助于企业减排。中间品贸易自由化通过中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应激励了企业选择更多的清洁技术,促进了企业污染排放强度的下降。由此可得本文的假设 1:

假设 1:中间品贸易自由化有助于企业减排。

同时,企业的污染排放行为受制于政府的环境管制,即:

$$\frac{\partial(e_i/x_i)}{\partial t} = -(1-\alpha)\alpha\kappa t^{-(2-\alpha)} \left[\frac{1}{z(g_{Ai})} \right]^\alpha (1+\tau^{1-\delta})^{\frac{(1-\mu)(1-\alpha)}{1-\delta}} \varphi_i^{-(1-\alpha)} < 0 \quad (19)$$

式(19)显示出政府征收的排污税提高会倒逼企业进行更多的污染减排。那么,作为一种市场化改革,中间品贸易自由化对政府环境管制倒逼形成的这一企业减排效应有何作用?为此,对式(19)关于 τ 求偏导:

$$\partial\left(\frac{\partial(e_i/x_i)}{\partial t}\right)/\partial\tau = (1-\alpha)\alpha^2\kappa t^{-(2-\alpha)} \left[\frac{1}{z(g_{Ai})} \right]^{a+1} z'(g_{Ai})g_{Ai}'(\tau)(1+\tau^{1-\delta})^{\frac{(1-\mu)(1-\alpha)}{1-\delta}} \varphi_i^{-(1-\alpha)} - (1-\mu)(1-\alpha)^2\alpha\kappa t^{-(2-\alpha)} \left[\frac{1}{z(g_{Ai})} \right]^\alpha (1+\tau^{1-\delta})^{\frac{(1-\mu)(1-\alpha)}{1-\delta}-1} \tau^{-\delta} \varphi_i^{-(1-\alpha)} < 0 \quad (20)$$

由式(20)可知,中间品贸易自由化改革带来的进口中间品价格 τ 越低,企业的污染排放行为受政府环境管制的约束力越小。中间品贸易自由化有助于企业选择更多的清洁技术,促进企业污染排放强度下降,这使得企业在没有政府环境管制的倒逼作用下也能够实现清洁生产与绿色增长,意味着中间品贸易自由化这一市场化改革能够有效补充政府环境管制倒逼形成的企业减排效应。由此可得本文的假设 2:

假设 2:中间品贸易自由化这一市场化改革对政府环境管制倒逼形成的企业减排效应具有补充作用。

三、计量模型、变量与数据

(一) 计量模型设定

根据本文的研究目的及第二部分提出的研究假设,将基准计量模型设定为如下形式:

$$\ln e_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{inputtariff}_{jt} + \gamma X + \mu_i + v_t + \epsilon_{ijt} \quad (21)$$

式(21)中,下标 i, j 和 t 分别表示企业、行业和年份。被解释变量 e_{ijt} 表示行业 j 中企业 i 的污染排放强度。 inputtariff_{jt} 表示企业所处行业 j 的中间品贸易自由化程度,用中间品关税率来衡量。中间品关税率越低,中间品贸易自由化程度越高,预期其估计系数 $\alpha_1 > 0$ 。 X 表示控制变量的集合, μ_i 和 v_t 分别表示企业和年份固定效应, ϵ_{ijt} 表示随机干扰项。

(二) 变量选取和说明

1.被解释变量:企业污染排放强度。由于环境污染是多种污染物综合作用的结果,本文通过构造企业污染排放强度的综合指标来更全面地反映企业的污染排放行为。具体地,参照傅京燕和李丽莎关于环境规制强度综合指标的构建方法^[19],选取水污染的典型代表工业废水、化学需氧量和大气污染的典型代表工业废气、二氧化硫四个单项指标来构建企业污染排放强度的综合指标。首先对各单项指标进行标准化处理,以消除量纲;然后对各单项指标进行调整,即给每个企业的各单项指标赋予不同的权重,以捕捉各企业主要污染物的排放情况;最后根据各单项指标的标准化值和权重,构建企业污染排放强度的综合性指标:

$$e_{it} = \sum_s (W_{it}^s \times UEI_{it}^s) \quad (22)$$

式(22)中, UEI_{it}^s 表示采用极差标准化变换后企业 i 污染物指标 s 的标准化值; W_{it}^s 表示各单项指标的权重, 为企业 i 污染物 s 的单位产出排放量与该污染物单位产出排放量的全国平均水平的比值。 e_{it} 越大, 代表企业的污染排放强度越大。

2. 核心解释变量: 中间品贸易自由化。与现有文献的普遍做法一致^[1], 本文采用中间品关税率来测度中间品贸易自由化指标 (inputtariff)。首先将 HS8 位编码产品的进口关税率匹配到中国国民经济四分位行业层面, 获得各四分位行业的最终品关税率 (outputtariff); 其次以中国投入产出表中各行业的中间投入份额为权重对最终品关税率进行加权平均, 进而获得各行业的中间品关税率^②。企业所处行业的中间品关税率越低, 表明该行业的中间品贸易自由化程度越高。

3. 控制变量。企业层面包括如下变量: (1) 企业生产率 (tfp), 采用 Levinsohn-Petrin (LP) 半参数估计法进行测算; (2) 企业年龄 (age), 用企业所处年份减去开业年份加 1 后取对数来度量; (3) 政府补贴 (subsidy), 用企业政府补贴额加 1 后取对数来测度; (4) 融资约束 (finance), 用 SA 指数来衡量, 本文将其绝对值取对数来测算; (5) 资本密集度 (kl), 用企业固定资产净值与就业人数的比值取对数来表示; (6) 国有化程度 (state), 用企业国有或集体资本占实收资本的比重来测算。行业层面包括如下变量: (1) 赫芬达尔指数 (hhi), 用行业内企业市场份额的平方和来计算; (2) 外资自由化程度 (foreign), 计算公式为 $foreign_{jt} = (\sum_{i \in j} f_{sit} \times y_{it}) / (\sum_{i \in j} y_{it})$, 其中 f_{sit} 表示行业 j 中企业 i 外商资本 (包括港澳台和非港澳台外商资本) 的份额, y_{it} 表示企业 i 的实际总产值。

(三) 数据

本文的分析主要涉及三类关键数据: 企业层面的污染排放数据, 来自国家统计局 1998~2007 年中国工业企业污染排放数据库 (简称“污染库”), 统计对象为排污量累计占各地区排污总量 85% 以上的工业企业; 企业层面的生产数据, 来自国家统计局 1998~2007 年中国工业企业数据库 (简称“工企库”), 统计对象为全部国有以及规模以上非国有企业 (年销售额在 500 万人民币以上); 产品层面的进口关税数据, 其中 2001~2007 年的数据来自 WTO, 1998~2000 年的数据来自世界银行。

出于研究目的, 本文将污染库与工企库进行合并。合并之前对工企库进行如下预处理: 第一, 统一国民经济行业分类代码和地区行政代码; 第二, 依次使用企业法人代码、企业名称、法人代表姓名、地址等信息逐年滚动匹配以识别同一家企业; 第三, 剔除总产值、销售额、工业增加值、中间投入、固定资产合计和固定资产净值年平均余额缺失、为负值或为零值的制造业样本, 剔除从业人数缺失和小于 8 的制造业样本。在此基础上, 首先使用企业法人代码加年份对两个数据库进行合并, 然后使用企业名称加年份进行合并。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归

表 1 中的第(1)和(2)列报告了中间品贸易自由化与企业污染排放强度的估计结果。从中可知, 不管是否纳入控制变量, 中间品关税率 (inputtariff) 对企业污染排放强度的估计系数均显著为正, 而中间品关税率越低, 代表中间品贸易自由化程度越高, 这说明中间品贸易自由化能够显著降低企业的污染排放强度, 有助于企业减排。中间品关税减让增加了企业对中间品的进口, 在中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应作用下, 会对企业清洁技术选择产生成本减让, 激励企业选择更多的清洁技术, 从而促使企业污染排放强度下降, 本文的假设 1 得到了较好验证。

(二) 考虑内生性问题的检验

本文将行业层面的中间品贸易自由化指标对企业层面的污染排放强度进行回归, 通常而言企业层面变量对行业层面变量的影响较小, 因此本文存在逆向因果关系的可能性较小。但考虑到遗漏某些同时影响两者的非观测变量也可能会导致内生性问题, 本部分将采用工具变量法进一步处理中间品贸易自由化可能存在的内生性。

表 1

中间品贸易自由化与企业污染排放强度的计量结果

| | 基准回归 | | 考虑内生性 | |
|----------------------------------|----------------------|----------------------|--------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | IV:Beaulieu(2000) (3) | IV:滞后一期 (4) |
| inputtariff | 0.0079 *** (3.16) | 0.0095 *** (4.20) | 0.0157 *** (25.06) | 0.0197 *** (19.26) |
| 控制变量 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 企业 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | | | 2.0e+04 *** | 1.1e+04 *** |
| Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量 | | | 5.3e+05 {16.38} | 2.2e+04 {16.38} |
| R ² | 0.071 | 0.092 | 0.092 | 0.099 |
| N | 319650 | 305582 | 279005 | 188147 |

注:表中圆括号内为行业层面聚类标准误的 t 统计量(内生性部分为稳健标准误的 t 统计量);Kleibergen-Paap 统计量中花括号内的数值为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值;***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著水平,下表同。

本文工具变量的构造主要参考 Beaulieu 的方法^[20],其构造依据主要为:一方面,基于贸易保护的政治经济学理论,各行业的关税水平取决于其主要的行业特征,因此可以通过对各行业关税率关于这些主要行业特征的横截面回归获得各行业关税率的拟合值;另一方面,中国入世协定书承诺的关税水平事前就已经确定,基于此构造的工具变量能够较好地满足外生性。工具变量的具体构造方法为:第一,以 2001 年各行业的最终品关税率为被解释变量,对 1998~2000 年各行业的总产值、销售额、就业、工资等关键行业特征变量的变化率进行横截面回归,获得 2001 年各行业最终品关税率的拟合值。第二,根据中国入世协定书承诺的关税水平计算各年关税减让的变化率,结合 2001 年各行业最终品关税率的拟合值推算得到随后年份各行业最终品关税率的拟合值。这些拟合值与 2001 年之前的实际值构成了最终品关税率的工具变量。第三,以中国投入产出表中各行业的中间投入份额为权重对最终品关税率的工具变量进行加权平均获得各行业中间品关税率的工具变量。

表 1 中的第(3)列给出了相应的两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果。从中可知,Kleibergen-Paap rk LM 检验在 1%水平上拒绝了工具变量识别不足的零假设,Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量大于 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值,拒绝了工具变量是弱识别的原假定,这些说明工具变量与潜在的内生变量之间具有较强的相关性。第(4)列还以现有文献中普遍采用的解释变量滞后一期项作为工具变量,此工具变量仍通过了识别不足和弱识别检验。以上反映出本文选取的工具变量是较为合理的。在考虑了中间品贸易自由化可能存在的内生性问题之后,本文的核心结论依然稳健。

(三)稳健性检验

1.分样本。第一,考虑到中间品贸易自由化对不同所有制类型企业的减排行为可能会产生不同的影响,本部分进一步将样本划分为国有、私营和外资三类企业,这三类企业的估计结果见表 2 中的第(1)~(3)列。从中可以看到,中间品关税对国有企业、私营企业和外资企业污染排放强度的估计系数均显著为正,表明本文的基本结论具有良好的稳定性,不因企业所有制类型的不同而发生较大变化。进一步比较估计系数后发现,中间品贸易自由化对私营企业的减排作用最大,外资企业次之,国有企业最小。

第二,由于不同行业的要素构成存在较大差异,其下属企业的污染排放行为可能会对中间品贸易自由化产生异质性反应。为此,根据行业资本密集度的均值将样本划分为资本密集度较高行业和较低行业两类企业,表 2 中的第(4)和(5)列汇报了相应的估计结果。结果显示,在两列回归中,中间品关税率的估计系数均显著为正,意味着本文关于中间品贸易自由化有助于企业减排的核心结论对资本密集度较高和较低行业的企业均成立。进一步比较估计系数后发现,中间品贸易自由化更大程度地促进了资本密集度较高行业企业污染排放强度的下降。

表 2

分样本的计量结果

| | 企业所有制 | | | 行业资本密集度 | | 地理区位 | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 国有 | 私营 | 外资 | 高 | 低 | 东部 | 中西部 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| inputtariff | 0.0060 *** (2.68) | 0.0138 *** (5.22) | 0.0088 *** (3.77) | 0.0101 *** (3.62) | 0.0074 *** (2.89) | 0.0090 *** (4.54) | 0.0091 *** (2.98) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.099 | 0.096 | 0.091 | 0.094 | 0.099 | 0.093 | 0.094 |
| N | 94530 | 170923 | 40129 | 148718 | 156864 | 180063 | 125519 |

第三,中国东部地区与中西部地区的对外开放进程差异可能会对中间品贸易自由化的减排效应产生影响,有鉴于此,表 2 中的第(6)和(7)列进一步给出了对东部地区和中西部地区两类企业进行估计的回归结果。从中可知,无论是东部地区企业,还是中西部地区企业,中间品贸易自由化均能够显著降低其污染排放强度,本文的核心结论较为稳健,且对两地企业减排的促进作用差异不大。

2. 指标变换。一方面,上文根据就近原则主要采用 1997 年、2002 年和 2007 年中国投入产出表来测算相应区段的中间品关税税率,此处为了固定投入权重采用 2002 年中国投入产出表对 1998~2007 年各行业中间品关税税率进行测算,表 3 中的第(1)列报告了相应的估计结果。另一方面,傅京燕和李丽莎在构造环境规制强度综合指标时采用固定的调整系数,即将样本期内企业各污染物指标调整系数的平均值作为企业该污染物指标的固定调整系数^[22],表 3 中的第(2)列亦采用固定调整系数对企业污染排放强度的综合指标进行测度。估计结果显示,更换指标后,中间品贸易自由化仍显著降低了企业的污染排放强度,本文的假设 1 依旧成立。

表 3 指标变换、控制最终品关税税率和剔除异常值的计量结果

| | 指标变换 | | 控制最终品关税税率 | 剔除异常值 | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 核心解释变量 | 被解释变量 | | 前后 1% | 前后 5% |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| inputtariff | 0.0118 *** (4.63) | 0.0075 *** (4.34) | 0.0060 *** (3.33) | 0.0094 *** (4.23) | 0.0076 *** (3.66) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.093 | 0.251 | 0.093 | 0.097 | 0.105 |
| N | 305582 | 305582 | 305582 | 299703 | 275569 |

3. 控制最终品关税税率。上文在探讨中间品贸易自由化对企业污染排放强度的影响时均未控制最终品关税税率,而最终品关税税率下降带来的竞争效应可能会影响企业的污染排放行为^[21]。出于稳健性考虑,此处将行业最终品关税税率纳入基准模型重新进行估计,具体估计结果见表 3 中的第(3)列。从中可知,在控制最终品关税税率下降带来的竞争效应之后,中间品关税税率对企业污染排放强度的估计系数并未发生较大改变,本文的核心结论依然稳健。

4. 剔除异常值。异常观测值可能会影响本文的估计结果,本文进一步分别剔除了企业污染排放强度前后 1%和 5%的观测值。如表 3 中的第(4)和(5)列所示,本文的核心结论并未受到异常观测值的较大干扰,在剔除异常观测值后,中间品贸易自由化仍有助于降低企业的污染排放强度。

五、作用机制检验

根据本文的理论分析,中间品贸易自由化可以通过中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出

效应促进企业清洁技术选择,进而降低企业污染排放强度。接下来,参照 Kee 和 Tang 的思路^[22],本文将利用三阶段最小二乘法(3SLS)对中间品贸易自由化影响企业减排的这一可能传导机制进行验证。

(一)指标度量和模型设定

1.中间变量测度:企业清洁技术进步(gtp)。本文采用企业绿色专利申请比重来测度企业清洁技术进步,该数据来自中国专利数据库。

2.中间品进口效应的度量。(1)种类效应(variety):采用历年各行业进口中间产品的种类数进行测度,该数据来自中国海关数据库^③。(2)质量效应(quality):采用历年各行业进口中间产品的质量进行度量,其中进口中间产品质量主要借鉴 Hallak 和 Schott 的事后推理方法来计算^[23],数据来自中国海关数据库。(3)知识溢出效应(spillover):计算公式为 $spillover_{jt} = \sum [(im_{jdt}/gdp_{dt}) rds_{dt}]$ 。其中, im_{jdt} 表示行业 j 在 t 年从 d 国进口的中间品总价值量; gdp_{dt} 表示 d 国在 t 年的国内生产总值; rds_{dt} 表示 d 国在 t 年的研发存量,用永续盘存法即 $rds_{dt} = (1 - \nu)rds_{dt-1} + rd_{dt}$ 进行计算, rd_{dt} 表示 d 国在 t 年的研发支出, ν 表示研发资本折旧率,取 5%。各行业进口中间品价值量数据来自中国海关数据库,各国(地区)国内生产总值和研发支出数据来自联合国贸易数据库和世界银行数据库。

3.模型设定。借鉴 Kee 和 Tang 的做法^[22],本文采用三阶段最小二乘法(3SLS)对以下 5 个联立一阶差分模型进行估计^④,以检验中间品贸易自由化通过中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应促进企业清洁技术选择进而降低企业污染排放强度的作用机制:

$$\Delta \ln variety_{jt} = \alpha_0^1 + \alpha_1^1 \Delta \ln puttariff_{jt} + \nu_t^1 + \epsilon_{jt}^1 \quad (23)$$

$$\Delta \ln quality_{jt} = \alpha_0^2 + \alpha_1^2 \Delta \ln puttariff_{jt} + \nu_t^2 + \epsilon_{jt}^2 \quad (24)$$

$$\Delta \ln spillover_{jt} = \alpha_0^3 + \alpha_1^3 \Delta \ln puttariff_{jt} + \nu_t^3 + \epsilon_{jt}^3 \quad (25)$$

$$gtp_{ijt} = \alpha_0^4 + \alpha_1^4 \Delta \ln variety_{jt} + \alpha_2^4 \Delta \ln quality_{jt} + \alpha_3^4 \Delta \ln spillover_{jt} + \nu_t^4 + \epsilon_{ijt}^4 \quad (26)$$

$$\Delta \ln nei_{ijt} = \alpha_0^5 + \alpha_1^5 gtp_{ijt} + \gamma \Delta X + \nu_t^5 + \epsilon_{ijt}^5 \quad (27)$$

式(23)~(25)用于检验中间品贸易自由化能否产生中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应;式(26)用于检验中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应能否促进企业选择清洁技术;式(27)用于检验企业选择清洁技术能否带来污染排放强度下降。根据第二部分的理论分析可以预期,式(23)~(25)中中间品关税率的估计系数 α_1^1 、 α_1^2 和 α_1^3 小于 0;式(26)中中间品进口三个效应的估计系数 α_1^4 、 α_2^4 和 α_3^4 大于 0;式(27)中企业清洁技术进步的估计系数 α_1^5 小于 0。

(二)检验结果

表 4 给出了中间品贸易自由化影响企业减排的作用机制检验结果^⑤,其中,第(1)~(3)列分别为中间品贸易自由化与中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应的估计结果;第(4)列为中间

表 4 作用机制的检验结果

| | $\Delta \ln variety$ (1) | $\Delta \ln variety$ (2) | $\Delta \ln spillover$ (3) | gtp (4) | $\Delta \ln nei$ (5) |
|------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-------------------------------|-----------------------|-------------------------|
| $\Delta \ln puttariff$ | -0.1932 *** (-59.07) | -0.0267 *** (-28.94) | -0.1872 *** (-42.99) | | |
| $\Delta \ln variety$ | | | | 0.0456 *** (13.09) | |
| $\Delta \ln quality$ | | | | 0.0726 *** (10.52) | |
| $\Delta \ln spillover$ | | | | 0.0388 *** (13.45) | |
| gtp | | | | | -16.9928 ** (-2.42) |
| 控制变量 | | | | | 是 |
| 年份 | | | 是 | | |
| R ² | | | 0.065 | | |
| N | | | 137518 | | |

品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应与企业清洁技术选择的估计结果;第(5)列为企业清洁技术选择与企业污染排放强度的估计结果。由第(1)~(3)列可知,中间品关税对中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应的估计系数均显著为负,与预期一致,表明中间品关税下降能够促进企业获得更多种类、更高质量的中间品以及内嵌于进口中间品中的知识溢出。第(4)列的估计结果显示,中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应对企业清洁技术进步的估计系数均显著为正,反映出中间品进口的三个效应对企业清洁技术选择均产生了成本减让,有助于企业选择更多的清洁技术,符合预期。如第(5)列所示,企业清洁技术进步对企业污染排放强度的估计系数显著为负,这说明企业选择更多的清洁技术能够显著降低污染排放强度,与预期吻合。上述整个联立方程系统的估计结果意味着,中间品贸易自由化通过中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应促进了企业选择清洁技术,进而降低了企业污染排放强度,从而较好地验证了本文的理论机制。

六、环境管制的进一步讨论

上文已经较为系统地探讨了中间品贸易自由化与企业减排之间的关系,尚未考虑企业的污染减排行为还受政府环境管制的约束。政府的环境管制在带来污染减排的同时也可能付出侵蚀生产资源和减缓经济增长的高昂代价。那么,中间品贸易自由化这一市场化改革能否有效补充政府环境管制倒逼形成的企业减排效应,从而通过市场化激励机制减少行政干预,避免资源浪费和经济损失呢?本部分进一步将政府环境管制纳入分析框架对假设 2 进行检验,这可以从市场和政府互动的视角加深对中间品贸易自由化减排效应的理解。为此,在基准模型式(21)的基础上加入环境管制指标及其与中间品关税率的交互项,设置以下扩展模型:

$$\ln ei_{jkt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{inputtariff}_{jt} + \alpha_2 \text{er}_{k(j)t} + \alpha_3 \text{inputtariff}_{jt} \times \text{er}_{k(j)t} + \gamma X + \mu_i + v_t + \epsilon_{jkt} \quad (28)$$

式(28)中,k表示地区。 $\text{er}_{k(j)t}$ 表示环境管制指标,本文分别采用地区层面征收的平均排污费和行业层面实施的清洁生产标准两个指标度量。其中,前者参照原毅军和耿殿贺的做法^[11],采用1999~2007年《中国环境年鉴》中各省区政府征收的排污费总额除以缴纳排污费的企业数目来测度[®];后者根据环保部制定的《清洁生产标准目录》,若某行业受到清洁生产标准规制,则定义该行业为受环境管制行业,否则为不受环境管制行业。 $\text{inputtariff}_{jt} \times \text{er}_{k(j)t}$ 表示中间品关税率与环境管制指标的交互项,是本部分关注的核心变量,若其估计系数 $\alpha_3 < 0$,则说明中间品贸易自由化能够补充政府环境管制倒逼形成的企业减排效应。

表5报告了中间品贸易自由化、环境管制与企业污染排放强度的回归结果。其中,第(1)和(2)列采用地区层面的平均排污费作为政府环境管制的代理变量对式(28)进行估计;第(3)和(4)列则采用行业层面的《清洁生产标准目录》来衡量政府的环境管制。由表5可知,无论采用何种政策指标来测度环境管制,政府实施的环境管制均能够显著降低企业的污染排放强度;交互项的估计系数均显著为

表 5 中间品贸易自由化、环境管制与企业污染排放强度的计量结果

| | 环境管制(地区) | | 环境管制(行业) | |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| inputtariff | 0.0092*** (3.34) | 0.0110*** (4.42) | 0.0058** (2.46) | 0.0074*** (3.52) |
| inputtariff×er | -0.0078*** (-3.76) | -0.0081*** (-3.95) | -0.0248*** (-2.70) | -0.0280*** (-3.23) |
| er | -0.0631** (-2.22) | -0.0665** (-2.39) | -0.1333* (-1.72) | -0.1660** (-2.34) |
| 控制变量 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 企业 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.086 | 0.108 | 0.073 | 0.095 |
| N | 267734 | 256899 | 319650 | 305582 |

负,表明中间品贸易自由化能够有效补充政府环境管制倒逼形成的企业减排效应。这意味着在深化改革开放的过程中,中国可以更多依托诸如中间品贸易自由化这类市场化激励机制来减少政府对环境领域的行政干预,避免行政手段可能付出资源浪费和经济损失的高昂代价,本文假设 2 得证。

七、结论与政策启示

2017 年底中央经济工作会议明确指出,按照党的十九大要求,今后三年要重点打好三大攻坚战,污染防治即为其中之一,而打好污染防治攻坚战的关键在于微观企业的减排行为。本文根据中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应,从清洁技术选择的视角构建了一个中间品贸易自由化影响企业污染排放强度的理论模型,并进一步将环境管制纳入分析框架,探讨了“市场之手”的中间品贸易自由化对“政府之手”的环境管制倒逼形成的企业减排效应的作用。在此基础上,利用中国最新可获得的企业层面污染排放数据与工业企业生产数据进行实证检验。

研究发现:(1)与理论预期一致,中间品贸易自由化显著降低了中国企业的污染排放强度,这一结论在考虑可能存在的内生性问题等一系列稳健性检验后仍成立;(2)采用 3SLS 进行的机制检验表明,中间品贸易自由化通过中间品进口的种类效应、质量效应和知识溢出效应促进了企业选择清洁技术,进而降低了企业污染排放强度;(3)中间品贸易自由化这一市场化改革对政府环境管制倒逼形成的企业减排效应具有补充作用,这意味着在环境治理方面中国可以依托市场化激励机制来减少行政干预,提高经济整体的资源配置效率。

总的来说,本文证实了中国的中间品贸易自由化改革能够有效激励企业减排,这不仅为现有中间品贸易自由化与环境污染关系的研究增添了来自世界最大发展中国家的微观证据,而且对于新时期中国推进贸易体制改革和打好污染防治攻坚战具有一定的启示意义。第一,政府应继续推进和深化中间品贸易自由化改革,引导企业实施更加积极主动的中间品进口战略。虽然中国在 2001 年末加入 WTO 之后已大幅削减了中间品关税税率,但与发达经济体相比仍较高。因此,政府应继续实施和改善中间品贸易自由化政策,可以根据行业特征实施差别化策略,对于中间品关税税率仍较高的行业进一步削减中间品进口关税,而对于中间品关税税率较低的行业,则将重点放在降低非关税壁垒方面,如减少中间品进口过程中各个环节的制度性成本,推动中间品进口的便利化。此外,政府也应着力构筑贸易交易平台,定期举办兼具展销与物流集散功能的大型国际进口博览会,拓宽国内企业获取国外中间品信息的渠道,促使国内企业有更多的机会接触到国外先进的技术产品,从而提高国内企业对国外多元化、高质量和内嵌先进知识、技术、信息要素的中间品进口,以此推进国内企业生产模式的绿色升级,助力中国打好、打赢污染防治攻坚战。第二,政府应鼓励和引导企业进行自主创新,提高企业对包裹于国外中间品中先进知识技术的学习和吸收能力。企业学习、消化和吸收国外先进知识技术的能力是其通过进口中间品提升生产与环境绩效的关键。有鉴于此,政府一方面应助力企业提高研发投入力度,拓宽企业投入资金的来源渠道,增强企业的研发能力;另一方面应构建企业人力资源共享网络,促进企业间人才的沟通、交流与学习,提高企业的人力资本水平和知识存量,进而提升其对国外先进知识技术的吸收能力。第三,鉴于中间品贸易自由化能够有效补充政府环境管制倒逼形成的企业减排效应,政府应以中间品贸易自由化改革为契机,依托中间品贸易自由化这一市场化减排激励机制来积极调整和优化环境管制政策,减少对环境领域的行政干预,充分发挥市场在环境资源配置中的决定性作用,避免资源浪费与经济损失。

注释:

①需要指出的是,陈登科关注了最终品贸易自由化对中国企业环境绩效的影响^[21]。

②此处考虑到行业间投入产出结构可能会随时间变化,根据就近原则,在测算 1998~1999 年、2000~2004 年和 2005~2007 年中间品关税税率时分别使用了 1997 年 124 个部门、2002 年 122 个部门和 2007 年 135 个部门的中国投入产出表。由于这些投入产出表的行业分类标准接近于国民经济行业分类中的三分位水平,本文测度的中间品关税税率主要就在三分位行业水平。

③由于海关数据库的可得年份从 2000 年开始,中间品进口三个效应指标的测度年份为 2000~2007 年。

④采用一阶差分模型的原因在于:一方面,清洁技术进步本质上是企业清洁技术水平自然对数的一阶差分形式,此处采用一阶差分模型更为适宜;另一方面,3SLS 无法控制个体固定效应,与 Kee 和 Tang 的做法相一致^[22],先进行一阶差分以剔除个体固定效应。

⑤相较于基准样本,此处机制检验样本减少的原因主要有二:一是中间品进口三个效应指标的测度年份为2000~2007年;二是一阶差分模型使得上一期不存在的企业样本会被剔除。

⑥由于2002年《中国环境年鉴》缺失相关数据,本文计算的各省区平均排污费指标不包括2002年。

参考文献:

- [1] Brandt, L., Van Biesebroeck, J., Wang, L. H., et al. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(9): 2784—2820.
- [2] 包群,邵敏,杨大利. 环境管制抑制了污染排放吗? [J]. *经济研究*, 2013, (12): 42—54.
- [3] Jorgenson, D. W., Wilcoxon, P. J. Environmental Regulation and U.S. Economic Growth[J]. *Rand Journal of Economics*, 1990, 21(2): 314—340.
- [4] 李树,陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例[J]. *经济研究*, 2013, (1): 17—31.
- [5] Ethier, W. J. National and International Returns to Scale in the Modern Theory of International Trade[J]. *American Economic Review*, 1982, 72(3): 389—405.
- [6] Markusen, J. R. Trade in Producer Services and in Other Specialized Intermediate Inputs[J]. *American Economic Review*, 1989, 79(1): 85—95.
- [7] Imbruno, M., Ketterer, T. D. Energy Efficiency Gains from Importing Intermediate Inputs: Firm-level Evidence from Indonesia[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, (135): 117—141.
- [8] 郭树龙. 中间品进口与企业污染排放效应研究[J]. *世界经济研究*, 2019, (9): 67—77.
- [9] He, L. Y., Wang, L. Import Liberalization of Intermediates and Environment: Empirical Evidence from Chinese Manufacturing[J]. *Sustainability*, 2019, 11(9): 2579.
- [10] Cherniwchan, J. Trade Liberalization and the Environment: Evidence from NAFTA and U.S. Manufacturing[J]. *Journal of International Economics*, 2017, (105): 130—149.
- [11] 原毅军,耿殿贺. 环境政策传导机制与中国环保产业发展——基于政府、排污企业与环保企业的博弈研究[J]. *中国工业经济*, 2010, (10): 65—74.
- [12] Cao, J., Qiu, L. D., Zhou, M. H. Who Invest More in Advanced Abatement Technology? Theory and Evidence from China[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2016, 49(2): 637—662.
- [13] Keiser, D. A., Shapiro, J. S. Consequences of the Clean Water Act and the Demand for Water Quality[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(1): 349—396.
- [14] Copeland, B. R., Taylor, M. S. Trade and the Environment: Theory and Evidence[Z]. Princeton University Press, 2003.
- [15] Cui, J. B. Induced Clean Technology Adoption and International Trade with Heterogeneous Firms[J]. *Journal of International Trade & Economic Development*, 2017, 26(8): 924—954.
- [16] Bøler, E. A., Moxnes, A., Ulltveit-Moe, K. H. R&D, International Sourcing, and the Joint Impact on Firm Performance[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(12): 3704—3739.
- [17] Blalock, G., Veloso, F. M. Imports, Productivity Growth and Supply Learning[J]. *World Development*, 2007, 35(7): 1134—1151.
- [18] Chen, Z. Y., Zhang, J., Zheng, W. P. Import and Innovation: Evidence from Chinese Firms[J]. *European Economic Review*, 2017, (94): 205—220.
- [19] 傅京燕,李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据[J]. *管理世界*, 2010, (10): 87—98.
- [20] Beaulieu, E. The Canada-US Free Trade Agreement and Labor Market Adjustment in Canada[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2000, 33(2): 540—563.
- [21] 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): 98—114.
- [22] Kee, H. L., Tang, H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(6): 1402—1436.
- [23] Hallak, J. C., Schott, P. K. Estimating Cross-country Differences in Product Quality[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(1): 417—474.

(责任编辑:易会文)