

# 贸易开放、环境规制与绿色技术进步

## ——基于中国省际数据的空间计量分析

马淑琴 戴军 温怀德

**摘要：**本文在偏向性技术进步分析框架下纳入质量升级理论，分析发现贸易开放会抑制绿色技术进步，而环境规制的提升有助于削弱这一抑制效应。为了验证这一理论命题，采用考虑环境非期望产出的方向性距离函数和固定参比 Malmquist 模型测算 1995—2016 年中国省域绿色技术进步指数，构建空间邻接、地理距离和地理经济距离三种空间权重矩阵，基于空间杜宾模型进行了实证分析，理论命题均得到验证：人力资本水平有利于促进绿色技术进步；环境规制与绿色技术进步呈 U 型关系，通过计算拐点表明中国当前阶段环境规制有利于绿色技术进步；贸易开放不利于绿色技术进步，但提升环境规制有助于降低贸易开放对绿色技术进步的抑制效应。本文的学术价值体现在为中国实施绿色技术创新战略提供决策参考。

**关键词：**贸易开放；环境规制；绿色技术进步；空间杜宾模型

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 10-0132-14

### 一、引言及文献综述

习近平总书记在党的十八届五中全会提出绿色发展的新理念，并在十九大报告中指出，加快生态文明体制改革，建设美丽中国。2017 年以来中国环保部门发起了史无前例的环保风暴，加大环境规制力度助推绿色经济发展。可以预见，在未来几年中，环境规制问题仍将是学者们重点讨论的议题。环境规制强度降低或提升常常被认为与贸易开放有关，“波特假说”提出之后，环境规制与绿色创新或绿色技术进步的关系也得到了学术界的关注。本文拟将贸易开放、环境规制与绿色技术进步联系起来，重点关注在贸易开放条件下加强环境规制能否促进绿色技术进步的问题。试图以该研究视角从理论上破解发展中国家经济增长与环境保护的矛盾，为实施绿色技术创新战略提供决策参考。这将进一步丰富可持续发展理论，是一项新的工作。本文主要从三个方面与已有文献相联系。

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“欠发达地区基于后发优势的绿色发展战略研究”（16CJL050）。

[作者信息] 马淑琴：浙江工商大学经济学院教授、博士生导师；戴军（通讯作者）：浙江工商大学经济学院博士研究生，杭州师范大学钱江学院讲师 310018 电子信箱 2746600@qq.com；温怀德：杭州师范大学钱江学院教授、硕士生导师。

第一, 贸易开放与环境规制。(1) “向底线赛跑假说”。Dua 和 Esty (1997)<sup>[1]</sup>等提出“向底线赛跑假说”, 认为贸易开放促使期望改善环境质量的发达国家提升环境规制强度, 通过产业全球布局和进口高碳产品实现环境质量改善与经济利益提升; 同时, 贸易开放也促使谋求经济增长的发展中国家降低或保持相对较低的环境规制强度, 以引进和发展高碳产业并出口高碳产品。Aşici (2016)<sup>[2]</sup>、Rasli 等 (2018)<sup>[3]</sup>等的实证研究证明了“向底线赛跑假说”。但一些研究认为该假说可能只存在于发展中国家。例如 Porter (1999)<sup>[4]</sup>指出, 公司将业务转移到环境指令更为灵活的发展中国家, 因而导致环境在某种程度上恶化, 但已经实施高标准的国家 (通常是发达国家) 不会因为国际产业竞争压力降低自己的环境标准。Eichner 和 Pethig (2018)<sup>[5]</sup>等的研究支持了该观点。(2) “污染天堂假说”。Baumol 和 Oates (1988)<sup>[6]</sup>提出“污染天堂假说”, 认为贸易开放会促使高碳产业从环境规制强的国家向环境规制弱的国家进行转移, 发达国家在环境质量改善的同时可能导致部分发展中国家成为“污染天堂”。Shahbaz 等 (2015)<sup>[7]</sup>、Hao 等 (2018)<sup>[8]</sup>的研究证明了“污染天堂假说”的存在, 但也有研究并未发现“污染天堂假说”的证据 (Wheeler, 2001)<sup>[9]</sup>。

第二, 环境规制与技术进步。(1) “波特假说”。该观点认为, 环境规制在长期中可以促进技术创新, 尤其是绿色技术创新 (Porter, 1991)<sup>[10]</sup>。波特指出, 合理的环境规制能够刺激企业进一步改进治污技术水平, 刺激出企业的“创新补偿”效应, 从而在部分乃至全部抵消企业“遵循成本”的同时, 还能提高它的生产率和国际竞争力。波特同时也指出, 政府需要在提高环境规制的过程中设计合理的环境经济政策, 后来的研究对此进行了验证 (Rubashkina et al., 2015<sup>[11]</sup>; Zhang et al., 2018<sup>[12]</sup>)。近年来开始出现非线性研究结果, Zhang (2016)<sup>[13]</sup>认为环境规制与全要素能源效率之间存在“U”型关系; 而 Zhao 等 (2018)<sup>[14]</sup>则认为环境规制强度与全要素生产率之间呈倒“U”型关系。也有研究没有发现“波特假说”的证据 (Albrizio et al., 2017)<sup>[15]</sup>。(2) 偏向性技术进步理论。Acemoglu (2002)<sup>[16]</sup>发展了“偏向性技术进步理论”, 将新技术发展的方向内生, 研究了新技术的偏向及其决定因素, 认为对外贸易是产生技能偏向性技术进步的重要原因。在其基础上, Acemoglu 等 (2012)<sup>[17]</sup>在一个内生的偏向性技术进步模型中置入环境规制变量, 指出环境规制是技术进步偏向清洁技术的重要因素, Aghion 等 (2012)<sup>[18]</sup>、Ikeshita 等 (2015)<sup>[19]</sup>的研究支持了该结论。

第三, 贸易开放与技术进步。Melitz (2003)<sup>[20]</sup>较早地研究了对外贸易对生产率的影响, 认为贸易竞争将促使生产率更高的公司进入出口市场, 同时迫使生产率最低的公司最终退出。Alcalá 和 Ciccone (2004)<sup>[21]</sup>发现贸易开放度对生产率具有积极影响。另一些研究从研发国际溢出角度分析了对外贸易对技术进步或生产率的积极作用。Coe 和 Helpman (1995)<sup>[22]</sup>研究发现贸易开放促使一国研发资本存量对其贸易伙伴的全要素生产率产生积极影响。Lei 和 Bang (2007)<sup>[23]</sup>对 21 个经合组织国家和以色列的数据进行分析, 发现双边贸易是国际研发溢出的重要渠道。Marzetti (2014)<sup>[24]</sup>则提出了开放条件下发展中国家的吸收能力问题, 认为相对

落后反而会对国际研发溢出产生消极影响。从这些研究来看,其结论不尽一致,这与贸易模式、发展阶段、制度环境甚至研究代理变量等多种因素的综合影响有关。

上述研究表明,贸易开放对环境规制有着重要影响,而环境规制能够进一步促进技术进步。同时,贸易开放可以通过贸易竞争、进口引进和研发溢出等方式影响技术进步。但对于贸易开放、环境规制与绿色技术进步的研究目前还处于探索阶段。类似研究多以外商直接投资视角分析环境规制对绿色技术进步的影响,认为FDI对中国绿色全要素生产率的影响并不显著,但环境规制能正向调节FDI对GTFP(绿色全要素生产率)的影响(原毅军和谢荣辉,2015<sup>[25]</sup>;傅京燕等,2018<sup>[26]</sup>)。景维民和张璐(2014)<sup>[27]</sup>认为进口在国内研发努力的配合下对绿色技术进步具有推进作用,出口则造成了负面影响,FDI中两种效应均有显著体现;环境规制与绿色技术进步呈“U”型曲线关系。上述研究的结论并不一致,也未从贸易开放角度进行理论分析,且缺乏对绿色技术进步空间自相关性的考虑。

本文在偏向性技术进步分析框架下纳入质量升级理论,考察贸易开放和环境规制对绿色技术进步的影响机制。将环境因素纳入全要素生产率测算,采用方向性距离函数(directional distance function, DDF)和固定参比Malmquist模型,测算得到Malmquist-Luenberger生产率指数,然后采用邱斌(2008)<sup>[28]</sup>的累乘法得到绿色技术进步指数。考虑到几乎所有的空间数据都具有空间依赖性 or 空间自相关性(Anselin, 1988)<sup>[29]</sup>,因此本文拟利用1995—2016年中国省域面板数据进行空间计量分析。

## 二、理论分析

### (一) 技术选择

Acemoglu等(2002)提出偏向性技术进步理论,Acemoglu等(2012)进一步在该偏向性技术进步模型中置入环境规制变量,潘士远(2009)<sup>[30]</sup>将偏向性技术进步模型与Grossman和Helpman(1991)<sup>[31]</sup>提出的质量升级理论进行了结合。借鉴他们的研究,本文假定技术进步可以往以下两个方向发展,一个是绿色生产方向,一个是污染生产方向,则一国生产函数可以由绿色生产部门和污染生产部门构成。定义两个生产部门的生产函数:

$$Y_u = \int_0^{A_u} (\bar{q}_u)^\alpha (k_u(i))^{1-\alpha} d_i (H)^\alpha \quad (1)$$

$$Y_w = \int_0^{A_w} (\bar{q}_w)^\alpha (k_w(i))^{1-\alpha} d_i (L)^\alpha \quad (2)$$

绿色生产部门产出为 $Y_u$ ,机器或技术种类为相对集约的 $A_u$ ,质量为 $\bar{q}_u$ ,投入相应的中间产品(资本) $k_u$ ,假定绿色生产部门主要投入熟练劳动力或高层次人才 $H$ 。而污染生产部门产出为 $Y_w$ ,机器或技术种类为相对粗放的 $A_w$ ,质量为 $\bar{q}_w$ ,投入相应的中间产品(资本) $k_w$ ,假定污染生产部门主要投入普通劳动力 $L$ 。由于绿色生产部门的技术水平更高,因此设绿色生产部门与污染生产部门的劳动力

存在差异,应是合理的假定。设加总函数:

$$Y = [(Y_u)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (Y_w)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3)$$

这里假定  $\varepsilon > 1$ 。知识的积累方程分别按下式给出:  $\dot{A}_z = \frac{X_z}{\mu}$ ,  $X_z$  表示投入于研发的物质资源,  $z=u$  或  $w$ 。

中间产品需求为:

$$k_u(i) = [(1-\alpha)p_u/X_u(i)]^{\frac{1}{\alpha}} q_u H \quad (4)$$

$$k_w(i) = [(1-\alpha)p_w/X_w(i)]^{\frac{1}{\alpha}} q_w L \quad (5)$$

假定新机器或技术发明后,生产机器或技术的边际成本与技术的先进水平无关,同时为了便于计算,假定中间产品的边际成本为  $\eta = (1-\alpha)^2$  单位最终产品,因此中间产品的垄断定价为:

$$X_z(i) = X_z = 1 - \alpha \quad (6)$$

将式(6)代入式(4)与式(5),以及式(3),再分别代入式(1)和式(2),可得:

$$Y_u = (p_u)^{\frac{(1-\alpha)}{\alpha}} A_u q_u H \quad (7)$$

$$Y_w = (p_w)^{\frac{(1-\alpha)}{\alpha}} A_w q_w L \quad (8)$$

由 CES 加总函数,以及  $\max(Y - p_u Y_u - p_w Y_w)$  的一阶条件:

$$p = \frac{p_u}{p_w} = \left(\frac{Y_u}{Y_w}\right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}, \text{ 以及 } p = \frac{p_u}{p_w} = \left[\frac{A_u q_u H}{A_w q_w L}\right]^{-\frac{\alpha}{1+\alpha(\varepsilon-1)}} \quad (9)$$

当且仅当  $\varepsilon > 1$  时,  $1 + \alpha(\varepsilon - 1) > 1$ 。经由式(9),  $\tau$  时期绿色生产部门和污染生产部门的中间产品垄断利润为:

$$\pi_u(\tau) = \alpha(1-\alpha) [p_u(\tau)]^{\frac{1}{\alpha}} q_u H \quad (10)$$

$$\pi_w(\tau) = \alpha(1-\alpha) [p_w(\tau)]^{\frac{1}{\alpha}} q_w L \quad (11)$$

设  $V$  为利润现值,同时考虑研发成功概率  $\delta$ ,则利用非套利条件有:

$$V_u = \int_t^{\infty} e^{-\int_t^{\tau} r(s) ds} \pi_u(\tau) d\tau = \alpha(1-\alpha) \delta_u [p_u(\tau)]^{\frac{1}{\alpha}} q_u H / r \quad (12)$$

$$V_w = \int_t^{\infty} e^{-\int_t^{\tau} r(s) ds} \pi_w(\tau) d\tau = \alpha(1-\alpha) \delta_w [p_w(\tau)]^{\frac{1}{\alpha}} q_w L / r \quad (13)$$

因此两类技术创新的利润现值之比为:

$$\frac{V_u}{V_w} = p^{\frac{1}{\alpha}} \frac{\delta_u q_u H}{\delta_w q_w L} \quad (14)$$

两类技术创新的利润现值  $V$  之比在市场均衡时应为 1,因此结合式(9),可得:

$$\frac{A_u}{A_w} = \left(\frac{\delta_u q_u H}{\delta_w q_w L}\right)^{\alpha(\varepsilon-1)} \quad (15)$$

由于  $\varepsilon > 1$ ,因此,  $\delta_u q_u H > \delta_w q_w L$  就是技术进步方向转向绿色生产技术的条件。

即技术进步在绿色生产部门和污染生产部门之间的选择,主要依据是研发成功概率、质量升级跨度以及两个部门的就业人数。一般而言质量等级  $q_u$  更大(即研发难度更大但研发成功的利润更高),而绿色技术研发成功概率  $\delta_u$  也更低,这两个因素通常情况下较为固定。因而技术进步方向转向绿色生产技术的主要可变因素就是人力资本,即绿色部门熟练劳动力或高层次人才越多,就越可能转向绿色技术研发。

于是提出命题1:提升人力资本水平能够促进绿色技术进步。

## (二) 环境规制的影响

由于绿色产品质量升级跨度更大,研发成功概率也可能更低,若没有外界力量介入可能会形成污染技术进步的路径依赖,因此还需要考虑加强环境规制强度鼓励研发和采用绿色生产技术。为了方便理论分析,本文把环境规制政策分为以下两类:(1)直接针对绿色技术的“研发补贴”;(2)针对污染排放的“环境税”。后者可以通过减少污染品生产间接引导绿色技术研发。

假设政府对生产清洁型设备的厂商收益提供比率为  $\gamma_t$  的补贴 ( $\gamma_t > 0$ ),则潜在厂商在绿色生产部门进行研发的技术选择变为:

$$\frac{A_u}{A_w} = (1 + \gamma_t)^{1+\alpha(\varepsilon-1)} \left( \frac{\delta_u q_u H}{\delta_w q_w L} \right)^{\alpha(\varepsilon-1)} \quad (16)$$

由于  $(1 + \gamma_t)^{1+\alpha(\varepsilon-1)} > 1$ ,因此提供补贴提高了绿色技术研发的相对收益,进而可能提升绿色技术研发。不过在环境规制较弱的时候,补贴的激励作用可能非常有限,并不会促使企业摆脱对污染技术进步的路径依赖,转而进行研发成本高、难度大的绿色技术;这种补贴反而可能会加重财税负担,不利于经济增长和教育投入,导致人力资本  $H$  相对下降,根据式(15)知,此时可能不利于绿色技术进步。

如果政府对污染品收益征收  $\tau_t$  单位的污染税 ( $0 < \tau_t < 1$ ),那么上式变为:

$$\frac{A_u}{A_w} = \left( \frac{1}{1 - \tau_t} \right)^{1+\alpha(\varepsilon-1)} \left( \frac{\delta_u q_u H}{\delta_w q_w L} \right)^{\alpha(\varepsilon-1)} \quad (17)$$

由于  $\left( \frac{1}{1 - \tau_t} \right)^{1+\alpha(\varepsilon-1)} > 1$ ,因此污染税的征收同样提高了清洁型研发的相对收益,进而可能提升绿色技术研发。但应看到,在环境规制较弱的情况下,污染税可能使得企业为了排污达标而直接购买控污设备增加治污成本,进而对企业的节能减排技术研发造成挤出效应,因此反而不利于绿色技术进步。

上述分析与景维民和张璐(2014)的观点基本一致,即环境规制弱的时候反而对绿色技术进步造成负面影响,随着环境规制加强,企业需要投入更多的成本才能达到环境规制的要求,这将激励企业从事清洁型研发,从而促进绿色技术进步。

据此提出命题2:环境规制对绿色技术进步的影响呈“U”型走势,环境规制弱的时期对绿色技术进步的影响很可能是负面的,当环境规制逐渐加强时能够促进绿色技术进步。

## (三) 贸易开放、环境规制与技术选择

记贸易封闭情况下两类技术创新分别为  $A_u^c$  和  $A_w^c$ ,研发成功概率分别为  $\delta_u^c$  和  $\delta_w^c$ ,

人力资本和普通劳动力分别为  $H_u^c$  和  $L_w^c$ 。记贸易开放条件下两类技术创新分别为  $A_u^o$  和  $A_w^o$ ，研发成功概率分别为  $\delta_u^o$  和  $\delta_w^o$ ，人力资本和普通劳动力分别为  $H_u^o$  和  $L_w^o$ 。

一般而言发展中国家普通劳动力存在比较优势，环境规制强度也低于发达国家，贸易开放可能会强化发展中国家污染型产品生产的国际分工格局。贸易开放使污染型产品生产扩大，这会增加普通劳动力相对雇佣规模，导致  $H_u^o/L_w^o < H_u^c/L_w^c$ ，根据式(15)可知， $A_u^o/A_w^o < A_u^c/A_w^c$ ，因此这弱化了模仿清洁型技术的激励，阻碍发展中国家绿色技术进步。也就是说，贸易开放不利于发展中国家绿色技术进步。

封闭情况下绿色技术研发成功概率小于污染技术研发成功概率  $\delta_u^c < \delta_w^c$ ，但在贸易开放条件下，清洁型研发和污染型研发均有机会模仿发达国家前沿技术，两类技术研发概率均会提升。由于质量等级跨度  $q_u > q_w$ ，即清洁型研发成功的利润更高，因此一旦清洁型研发概率同时提升，发展中国家模仿清洁型技术的激励就会得到一定程度的提高。虽然两类技术研发概率均提升，但若提高环境规制强度能增加绿色技术的相对收益而降低污染技术的比较优势，那么就会进一步促进企业倾向于模仿和研发绿色技术。正如 Lovely 和 Popp (2011)<sup>[32]</sup>指出，贸易开放使人们更容易获得对环境友好的技术，导致非创新国家更早地进行监管。此时，贸易开放条件下的环境规制，必然使绿色技术研发相对收益提升，即  $A_u^o/A_w^o > A_u^c/A_w^c$ 。

于是提出命题3：贸易开放会抑制绿色技术进步，而环境规制的提升有助于削弱这一抑制效应。

### 三、计量模型及指标度量

#### (一) 基本模型

本文围绕上述三个命题构建计量模型，分析影响绿色技术进步的主要因素。在景维民和张璐(2014)关于绿色技术进步的实证研究基础上设置如下模型：

$$GTP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_{it} + \alpha_2 H_{it} + \alpha_3 \ln K_{it} + \alpha_4 \ln E_{it} + \alpha_5 \ln E_{it}^2 + \alpha_6 \ln PL_{it} + \alpha_7 Open_{it} + \alpha_8 Open_{it} \times \ln E_{it} + \alpha_9 \ln FDI_{it} + \alpha_{10} \ln RD_{it} + f_i + f_t + e_{it} \quad (18)$$

其中， $GTP$  为绿色技术进步， $y$  为人均 GDP， $K$  为物质资本存量， $H$  为人力资本水平， $E$  为环境规制强度， $PL$  为环境污染损失， $Open$  为贸易开放度， $FDI$  为外商直接投资， $RD$  为研发， $f_i$  和  $f_t$  为非观测的地区固定效应和时间固定效应， $e_{it}$  为误差项。

#### (二) 变量选取和说明

由于部分变量数据可得性受限，研究时间范围设定为1995—2016年。省际范围设定为29个省区市<sup>①</sup>。如无特殊说明，本文数据均取自《新中国60年统计资料汇编》，以及历年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》、各省级地区统计年鉴等。同变量不同年份数据若有差异，以最新统计年鉴为准。

①29个省区市分别为京、津、冀、晋、内蒙、辽、吉、黑、沪、苏、浙、皖、闽、琼、赣、鲁、豫、湘、鄂、粤、桂、黔、川、云、陕、甘、青、宁、新。

表1 变量选取和描述

变量名称	符号	变量说明
绿色技术进步	<i>GTP</i>	借鉴景维民和张璐(2014)的做法,以绿色全要素生产率来衡量绿色技术进步。 <sup>①</sup> 借鉴 Chung 等人(1997) <sup>[33]</sup> 的方法,采用方向性距离函数(DDF)和固定参比 Malmquist 模型,将1995年技术进步指数设定为1,测算1996—2016年绿色全要素生产率。投入变量选取各地资本存量、就业人员合计和能源消耗总量。期望产出为1995年不变价地区生产总值;非期望产出为CO <sub>2</sub> (算法参照陈诗一,2009 <sup>[34]</sup> )、COD和SO <sub>2</sub> 等排放指标。最后采用邱斌(2008)的累乘法得到绿色技术进步指标
地区人均GDP	<i>y</i>	选取各省份各年按当年价格计算的人均GDP,并利用各省份公布的实际增长率进行价格平减,折算为1995年不变价格
人力资本水平	<i>H</i>	大专及以上学历受教育人口占6岁及以上人口比重
物质资本存量	<i>K</i>	借鉴单豪杰(2008) <sup>[35]</sup> 永续盘存法,以1995年资本存量为初始量,折旧率为7.5%,新增资本为1995年基期新增固定资产投资,价格指数为各省固定资产投资价格指数
环境污染损失	<i>PL</i>	借鉴谭晶荣和温怀德(2010) <sup>[36]</sup> 的方法估算环境污染损失,利用主要污染物排放量估算环境污染综合损失,并以PPI指数将价格转换为1995年不变价格
研发经费投入	<i>RD</i>	借鉴李婧等(2010) <sup>[37]</sup> 永续盘存法,以1995年研发存量为初始量,折旧率为15%,新增研发为1995年基期研发数据,以CPI和PPI指数均值折算为1995年不变价格
贸易开放度	<i>Open</i>	进出口贸易总额/GDP。进出口总额采用美国居民消费价格指数调整为1995年不变价格,再按照1995年平均汇率折算为人民币价格
外商直接投资	<i>FDI</i>	借鉴张军等(2004) <sup>[38]</sup> 资本存量公式计算FDI存量,以1995年FDI存量为初始量,折旧率选取7.5%,新增外商直接投资计算方法同进出口总额
环境规制强度	<i>E</i>	GDP/能源投入为各省份折算为标准煤的能源消费总量,然后再用各地1995年基期GDP除以能源投入 <sup>②</sup>

## 四、空间计量与实证结果分析

### (一) 空间自相关检验

李婧等(2010)认为技术创新活动具有明显的空间相关性。因此本文首先对绿色技术进步指数进行空间自相关性检验,以便后续进行空间计量模型分析。

<sup>①</sup>景维民和张璐(2014)指出,许多研究将全要素生产率分解为技术变化和效率变化,但他们认为其实技术进步仍以二者之和来度量。原因在于:一方面,技术变化事实上衡量的是样本前沿的全要素生产率变动,以前沿的生产率变动来衡量技术进步情况并不合理;另一方面,效率变化所反映出的对现行技术知识的吸纳能力,也是技术进步的体现。将技术进步体现为各决策单元对全局前沿技术的连续追赶过程,是一种更加合理的度量。

<sup>②</sup>对环境规制强度的主要度量方法可分为两类,第一类是从环境治理程度的角度度量,以治污经费投入为主,第二类是从环境规制效果的角度度量,以GDP/能源投入、GDP/污染排放量为主。第一类方法并不能很好地综合反映政府针对环境问题的一系列法律法规和政策措施执行效果、人们对于优质环境的需求提升而形成的环境约束以及企业对于政府管制和人们环境需求提升的应对等,因此借鉴 Kheder 和 Zugravn (2008)<sup>[39]</sup>的做法,采用第二类方法,以GDP/能源投入来度量环境规制强度。

本文构建三种空间权重矩阵以增加稳健性。第一种为空间邻接权重矩阵  $W_1$ ：毗邻地区之间可能受到彼此绿色技术进步的影响，两个地区相邻则矩阵元素取值为1，否则为0。第二种为地理距离权重矩阵  $W_2$ ：距离越近，地区间绿色技术进步相互的影响可能越大，矩阵元素  $W_{ij}$  为  $i$  地区省会与  $j$  地区省会最近公路里程的倒数。第三种为地理经济距离空间权重矩阵  $W_3$ ：参考邵帅（2016）<sup>[40]</sup> 的方法，矩阵元素为  $i$  地区省会与  $j$  地区省会最近公路里程的倒数与  $i$  地区人均 GDP 年均值占有所有地区人均 GDP 年均值比重的乘积。根据绿色技术进步 Moran's I 统计量值来看（由于篇幅限制，具体数据备索），样本期内各年份的莫兰指数基本上均为正值，并基本达到了10%的显著性水平。这表明，中国绿色技术进步存在明显的正向空间自相关性。Moran's I 均值散点图则显示，中国大部分省份位于第 I 象限和第 III 象限，说明中国各省份绿色技术进步存在着较强的空间正相关性，即大部分省份与位置相邻或经济发展水平接近省份表现出相似的集聚特征。属于高高集聚区的省份均位于经济相对发达的地区，这些省份经济基础较好、技术先进，为绿色技术进步提供了良好的资金和技术支撑。属于低低集聚区的省份均位于经济相对落后的地区，这些省份要么发展方式粗放，要么工业重型化趋势明显，绿色技术进步面临的困难更大。

## （二）空间杜宾模型及检验结果

由于绿色技术进步具有显著的空间自相关性，本文使用空间计量模型进行估计。常见的有空间滞后模型（SAR）、空间误差模型（SEM）、空间杜宾模型（SDM），以及拓展形式广义空间自回归模型（SAC模型）。SAR模型主要考虑因变量的空间相关性，SEM模型侧重考查随机扰动的空间影响，二者是Durbin模型的特殊形式；在整合SAR与SEM模型基础上又发展了SAC模型。在三种空间权重矩阵下，Wald检验值分别为54.21、67.46和79.63，Lratio检验值分别为45.89、46.92和56.05， $p$ 值均为0，结果表明SAR与SEM模型并不适用。SDM模型AIC、BIC值均小于SAC模型AIC、BIC值，因此SDM模型优于SAC模型。SDM模型不仅考虑了因变量空间相关性，还考虑了自变量空间相关性，即因变量不仅受到本地区自变量的影响，还受到其他地区自变量和因变量的影响。LeSage（2009）<sup>[41]</sup>指出对于内生性问题，使用SDM模型可以得到不被放大偏误的估计值。因此本文选择空间杜宾模型进行估计。

三种空间权重矩阵下的Hausman检验值均在1%水平上显著拒绝了“随机效应优于固定效应”的原假设，故选择固定效应模型。将空间权重矩阵导入stata14软件中，分别采用了时间固定、地区固定和双固定效应进行回归，其中地区固定效应的估计结果最优。地区固定效应反映的是随区位变化的背景变量对稳态水平的影响，在对绿色技术进步的分析中，表现出环境规制和贸易开放的影响毋庸置疑。因此本文主要报告地区固定效应的估计结果，如表2所示。

在三种空间权重矩阵下的回归结果总体上较为稳健，同一变量的显著性虽有少量差异但正负号基本一致。外生交互效应方面（即其他地区自变量对本地区因变量的空间溢出效应），在三种空间权重矩阵下通过显著性检验的变量正负号均一



致,但一些未通过显著性检验的变量正负号有所差异,这显示出一些变量的空间交互效应的检验效果并不十分突出。本文认为这并不影响对文章所提出命题的验证分析。

表2 地区固定效应SDM模型估计结果

变量	空间邻接权重矩阵 $W_1$		地理距离权重矩阵 $W_2$		地理经济距离权重矩阵 $W_3$	
	Main	$W_x$	Main	$W_x$	Main	$W_x$
$\ln y$	4.406*** (5.72)	-1.085 (-0.76)	4.852*** (5.60)	-6.987** (-2.13)	4.852*** (5.60)	-8.606*** (-2.99)
$H$	8.179** (1.98)	8.007 (1.12)	7.644* (1.85)	7.781 (0.67)	5.384 (1.30)	15.381 (1.45)
$\ln K$	-1.121*** (-3.14)	-0.273 (-0.46)	-1.786*** (-4.83)	2.308* (1.85)	-1.956*** (-5.40)	2.791*** (2.66)
$\ln E$	-47.974*** (-7.88)	-30.560*** (-2.79)	-46.074*** (-7.95)	3.351 (0.13)	-45.116*** (-7.91)	10.168 (0.42)
$\ln E^2$	2.857*** (7.91)	1.704*** (2.65)	2.803*** (8.12)	-0.394 (-0.27)	2.726*** (8.02)	-0.750 (-0.54)
$\ln PL$	-1.067** (-1.99)	-0.252 (-0.28)	0.096 (0.16)	-4.137** (-2.34)	-0.201 (-0.35)	-3.711** (-2.20)
$Open$	-35.373*** (-5.90)	45.991*** (4.13)	-30.996*** (-5.26)	59.990*** (2.59)	-31.322*** (-5.45)	47.083*** (3.06)
$Open * \ln E$	3.650*** (5.62)	-5.006*** (-4.21)	3.234*** (5.05)	-6.505*** (-2.63)	3.290*** (5.26)	-5.003*** (-3.06)
$\ln FDI$	0.138 (1.06)	0.558* (1.75)	0.330** (2.54)	3.332*** (4.93)	0.366*** (2.82)	3.262*** (5.47)
$\ln RD$	0.168 (0.91)	-0.220 (-0.63)	0.714*** (3.88)	0.806 (1.03)	0.690*** (3.89)	1.042 (1.40)
$\rho$	0.422*** (9.53)		0.597*** (10.34)		0.601*** (11.18)	
$\sigma_2 - e$	1.692*** (17.57)		1.619*** (17.70)		1.555*** (17.69)	
<i>Log Likelihood</i>	-1 086.972		-1 068.542		-1 056.926	
$R^2$	0.786		0.789		0.787	
$N$	638	638	638	638	638	638
<i>Provinces</i>	29	29	29	29	29	29

注:\*\*\*、\*\*和\*分别代表1%、5%和10%的显著性水平,括号内为z值。下表同。

人力资本  $H$  对本地区的绿色技术进步存在正向影响,并在  $W_1$  和  $W_2$  权重矩阵模型中通过显著性检验。这说明一个地区受过高等教育的人口比重越大,对本地区的绿色技术进步就越是具有促进作用,这基本证实了命题1。其他地区人力资本对本地区绿色技术进步有正向但不明显的空间溢出效应,说明人力资本跨地区流动有利于知识和技术传播,但由于户籍等因素限制中国高层次人才的跨地区流动并不充分,且一般是以从欠发达地区向发达地区单向流动为主,这可能造成了其他地区人

力资本对本地区绿色技术进步的空间外溢效应并不明显。

环境规制  $E$  的一次项系数显著为负，二次项系数显著为正，这表明环境规制对绿色技术进步存在着“U”型影响，即环境规制较弱的时期倾向于恶化绿色技术进步，而当逐渐提升环境规制时会倾向于促进绿色技术进步。计算三个矩阵  $\ln E_{it}$  检验结果的二次曲线拐点分别为 8.395、8.218 和 8.275，均大幅低于均值和中位值，表明早已通过了拐点，即中国当前的环境规制有利于促进绿色进步。命题 2 得到验证。改革开放后的工业化进程和经济发展使中国形成了一定的技术经济条件，因而能够在环境规制下形成倒逼机制。即不断提升环境规制强度促使国内企业为了实现更强竞争力，不得不发展绿色环保产业，引进、吸收和创新更先进的绿色技术。但其他地区环境规制对本地区绿色技术进步的这种影响仅对空间邻接地区产生空间外溢效应，在  $W_2$  和  $W_3$  权重矩阵的模型检验中，均未通过显著性检验。

贸易开放  $Open$  对本地区绿色技术进步存在着负面影响，这表明中国中低端制造品世界工厂的国际分工格局下，贸易开放总体上使污染型产品生产扩大，这倾向于减少熟练劳动力相对雇佣规模，根据式 (15) 可知这将阻碍绿色技术进步。即经济结构总体上为粗放型，则贸易开放带来的技术进步可能是污染的。这支持了“污染天堂假说”。另外，其他地区贸易开放对本地区绿色技术进步存在显著为正的空间外溢效应，说明其他地区贸易开放可能会促使劳动密集型和污染型产业流入该地区，可能使本地区相关产业竞争力下降进而迁出相关产业，因此促进本地区绿色技术进步。

贸易开放与环境规制交叉项  $Open \times \ln E$  显著为正，即贸易开放背景下提升环境规制能够促进绿色技术进步，结合前述贸易开放  $Open$  对本地区绿色技术进步存在着负面影响的结论，命题 3 得到证实。中国作为经济快速增长的发展中国家，已经具备了较强技术经济条件，在贸易开放条件下选择了不断提高环境规制强度，这强化了绿色技术进步的激励作用。因此贸易开放虽然不利于绿色技术进步，但提升环境规制削弱了这一抑制效应，使得贸易开放与环境规制的交互作用反而促进了绿色技术进步。该交叉项显著为负的空间外溢效应表明，当其他地区提高环境规制并促进了绿色技术进步时，部分污染产能为了维持贸易竞争力可能因此迁移到本地区，进而对本地区的绿色技术进步形成一定程度的阻碍。

### (三) 直接效应与间接效应测度

运用 SDM 模型的偏微分法，对三种空间权重矩阵下变量作用的总效应进行直接效应和间接效应分解，结果见表 3。直接效应，即本地区人力资本、环境规制等对绿色技术进步的影响；间接效应，表示本地区人力资本、环境规制等对其他区域绿色技术进步的空间溢出影响。

人力资本在三种权重矩阵模型中的直接效应均显著为正，这进一步强化了命题 1。其他所有变量的直接效应均与表 2 估计结果基本一致，这进一步确认了本文的命题 2 和命题 3。间接效应方面， $\ln E$ 、 $\ln E^2$  间接效应系数与直接效应系数一致，但仅在  $W_1$  权重矩阵模型中通过显著性检验，表明本地区环境规制对其他地区绿色技术

进步的空间外溢效应仅在邻接地区显著存在；*Open* 间接效应为正，且在  $W_1$  和  $W_3$  权重矩阵模型中通过显著性检验，表明本地贸易开放可能会吸引内、外资劳动密集型和污染型产业流入，因此不利于提升其他地区相关产业贸易竞争力进而有利于其发展绿色技术；*Open*×*lnE* 间接效应显著为负，当本地区提高环境规制并促进了绿色技术进步时，可能促使部分污染产能迁移到其他地区，进而不利于其他地区的绿色技术进步。

表3 SDM模型的直接效应和间接效应

变量	空间邻接权重矩阵 W1									
	lny	H	lnK	lnE	lnE <sup>2</sup>	lnPL	Open	Open * lnE	lnFDI	lnRD
直接效应	4.519*** (5.51)	9.698** (2.28)	-1.212*** (-3.34)	-54.004*** (-9.14)	3.205*** (9.21)	-1.148** (-2.09)	-31.402*** (-5.06)	3.205*** (4.83)	0.219 (1.45)	0.149 (0.77)
间接效应	1.137 (0.52)	18.375* (1.70)	-1.189 (-1.22)	-78.437*** (-4.47)	4.484*** (4.40)	-1.065 (-0.83)	49.481*** (2.66)	-5.525*** (-2.77)	0.964* (1.76)	-0.201 (-0.40)
总效应	5.656** (2.25)	28.073** (2.21)	-2.401** (-2.03)	-132.441*** (-6.86)	7.689*** (6.94)	-2.213 (-1.55)	18.079 (0.85)	-2.320 (-1.02)	1.182* (1.79)	-0.052 (-0.09)
变量	地理距离权重矩阵 W2									
	lny	H	lnK	lnE	lnE <sup>2</sup>	lnPL	Open	Open * lnE	lnFDI	lnRD
直接效应	4.590*** (4.85)	8.784** (2.06)	-1.699*** (-4.47)	-47.711*** (-8.47)	2.893*** (8.73)	-0.156 (-0.26)	-27.782*** (-4.36)	2.877*** (4.21)	0.579*** (3.49)	0.808*** (4.27)
间接效应	-10.694 (-1.31)	32.533 (1.11)	3.204 (1.00)	-52.796 (-0.84)	2.755 (0.77)	-9.897** (-2.32)	106.570 (1.63)	-11.765* (-1.69)	8.799*** (3.88)	3.129* (1.65)
总效应	-6.104 (-0.72)	41.317 (1.34)	1.505 (0.44)	-100.507 (-1.57)	5.648 (1.56)	-10.054** (-2.28)	78.788 (1.15)	-8.888 (-1.22)	9.378*** (3.93)	3.938** (2.04)
变量	地理经济距离权重矩阵 W3									
	lny	H	lnK	lnE	lnE <sup>2</sup>	lnPL	Open	Open * lnE	lnFDI	lnRD
直接效应	4.447*** (4.69)	7.058* (1.67)	-1.836*** (-4.93)	-46.373*** (-8.36)	2.795*** (8.55)	-0.460 (-0.77)	-28.910*** (-4.84)	3.028*** (4.72)	0.633*** (3.81)	0.809*** (4.43)
间接效应	-14.624** (-1.97)	47.995* (1.81)	4.109 (1.48)	-35.771 (-0.60)	1.832 (0.53)	-9.353** (-2.33)	72.346* (1.70)	-7.762* (-1.72)	8.704*** (4.21)	3.686** (2.04)
总效应	-10.177 (-1.30)	55.052** (1.98)	2.274 (0.76)	-82.144 (-1.34)	4.627 (1.32)	-9.813** (-2.35)	43.435 (0.97)	-4.734 (-0.99)	9.336*** (4.26)	4.495** (2.43)

### 五、主要结论及政策建议

本文在偏向性技术进步分析框架下纳入质量升级理论，分析贸易开放条件下加强环境规制对绿色技术进步的影响，并提出理论假设。在此基础上构建计量模型，基于三种空间权重矩阵，利用SDM模型进行实证分析，结果表明：第一，人力资本水平对本地区的绿色技术进步有着正向影响，并且存在一定程度的积极空间外溢效应。第二，环境规制对绿色技术进步存在“U”型影响，计算拐点值发现中国当前的环境规制有利于提升人力资本水平。第三，贸易开放不利于绿色技术进步，但提升环境规制削弱了这一抑制效应，使得贸易开放与环境规制的交

互作用有利于绿色技术进步提升。上述研究是一项新的工作,进一步丰富了可持续发展理论。

本文据此提出几点政策建议。第一,大力发展教育事业,尤其是高等教育,促进绿色技术进步。第二,坚定不移地进一步扩大对外开放。第三,适时提升环境规制强度,逐渐形成倒逼机制促进绿色技术进步,同时,环境污染的“公地悲剧”效应决定了环境治理必须全国“一盘棋”、跨区域协同治理。第四,进一步建立外商投资甄别机制,引进高端低碳外资项目,淘汰落后高碳外资产能,充分发挥外商投资企业的技术外溢效应。

### [参考文献]

- [1] DUA A, ESTY D C. Sustaining the Asia Pacific Miracle: Environmental Protection and Economic Integration [J]. *Asia Pacific Journal of Environmental Law*, 1997, 3(1): 150-152.
- [2] AŞICI A A, ACAR S. Does Income Growth Relocate Ecological Footprint? [J]. *Ecological Indicators*, 2016(61): 707-714.
- [3] RASLI AM, QURESH MI, ISAH-CHIKAJI A, AHMAD M. New Toxics, Race to the Bottom and Revised Environmental Kuznets Curve: the Case of Local and Global Pollutants [J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2018, 81(2): 3120-3130.
- [4] PORTER G. Trade Competition and Pollution Standards: "Race to the Bottom" or "Stuck at the Bottom" [J]. *Journal of Environment and Development*, 1999, 8(2): 133-51.
- [5] EICHNER T, PETHIG R. Competition in Emissions Standards and Capital Taxes with Local Pollution. *Regional Science and Urban Economics*, 2018(68): 191-203.
- [6] BAUMOL W J, OATES W. *The Theory of Environmental Policy* (2nd edition) [M]. New York: Cambridge University Press, 1988.
- [7] SHAHBAZ M, NASREEN S, ABBAS F, ANIS O. Does Foreign Direct Investment Impede Environmental Quality in High-, Middle-, and Low-income Countries? [J]. *Energy Economics*, 2015(51): 275-287.
- [8] HAO Y, DENG Y X, LU Z N, CHEN H. Is Environmental Regulation Effective in China? Evidence from City-level Panel Data [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018(188): 966-976.
- [9] WHEELER D. Racing to the Bottom? Foreign Investment and Air Pollution in Developing Countries [J]. *Journal of Environment and Development*, 2001, 10(3): 225-45.
- [10] PORTER M E. America's Green Strategy [J]. *Scientific American*, 1991, 264(4): 168.
- [11] RUBASHKINA Y, GALEOTTI M, VERDOLINI E. Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors [J]. *Energy Policy*, 2015(83): 288-300.
- [12] ZHANG Y, WANG J R, XUE Y J, YANG J. Impact of Environmental Regulations on Green Technological Innovative Behavior: An Empirical Study in China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018(188): 763-773.
- [13] ZHANG C, HE W D, HAO R. Analysis of Environmental Regulation and Total Factor Energy Efficiency [J]. *Current Science*, 2016, 110(10): 1958-1968.
- [14] ZHAO X, LIU C, YANG M. The Effects of Environmental Regulation on China's Total Factor Productivity: An Empirical Study of Carbon-intensive Industries [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018(179): 325-334.
- [15] ALBRIZIO S, KOZLUK T, ZIPPERER V. Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence across Industries and Firms [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017(81): 209-226.
- [16] ACEMOGLU D. Directed Technical Change [J]. *Review of Economic Studies*, 2002, 69(4): 781-809.

- [17] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, HEMOUS D. The Environment and Directed Technical Change [J]. *American Economic Review*, 2012, 102(1): 131-166.
- [18] AGHION P, DECHEZLEPRETRE A, HMOUS D, MARTIN R, REENEN J V. Carbon Taxes, Path Dependency and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry [J]. *Journal of Political Economy*, 2012, 124(1): 1-51.
- [19] IKESHITA K, NAKAMURA T, OSUMI K. A Phase Diagram Analysis on the Environment and Directed Technical Change [J]. *Economics Bulletin*, 2015, 35(2): 968-977.
- [20] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Real Locations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [21] ALCALÁ F, CICCONE A. Trade and Productivity [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(2): 613-646.
- [22] COE D T, Helpman E. International R&D Spillovers [J]. *European Economic Review*, 1995, 39(5): 859-887.
- [23] LEI Z, BANG, N J. International R&D Spillovers: Trade, FDI, and Information Technology as Spillover Channels [J]. *Review of International Economics*, 2007, 15(5): 955-976.
- [24] MARZETTI AFGV. International R&D Spillovers, Absorptive Capacity and Relative Backwardness: A Panel Smooth Transition Regression Model [J]. *International Economic Journal*, 2014, 28(1): 137-160.
- [25] 原毅军, 谢荣辉. FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于 Luenberger 指数的实证研究 [J]. *国际贸易问题*, 2015(8): 84-93.
- [26] 傅京燕, 胡瑾, 曹翔. 不同来源 FDI、环境规制与绿色全要素生产率 [J]. *国际贸易问题*, 2018(7): 134-148.
- [27] 景维民, 张璐. 环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步 [J]. *经济研究*, 2014(9): 34-47.
- [28] 邱斌, 杨帅, 辛培江. 技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究: 基于面板数据的分析 [J]. *世界经济*, 2008(8): 20-31.
- [29] ANSELIN L. Spatial Econometrics: Methods and Models [J]. *Economic Geography*, 1988, 65(2): 160-162.
- [30] 潘士远. 技术选择、工资不平等与经济发展 [M]. 浙江杭州: 浙江大学出版社, 2009.
- [31] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Quality Ladders and Product Cycles [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2): 57-86.
- [32] LOVELY M, POPP D. Trade, Technology, and the Environment: Does Access to Technology Promote Environmental Regulation? [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2011, 61(1): 16-35.
- [33] CHUNG Y H, Färe R, GROSSKOPF S. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. *Journal of Environmental Management*, 1997(3): 229-240.
- [34] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展 [J]. *经济研究*, 2009(4): 41-55.
- [35] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952-2006 年 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008(10): 17-32.
- [36] 谭晶荣, 温怀德. 长三角地区环境污染在经济增长中所处阶段的研究 [J]. *财贸研究*, 2010(5): 123-129.
- [37] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究 [J]. *管理世界*, 2010(7): 43-65.
- [38] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000 [J]. *经济研究*, 2004(10): 35-44.
- [39] KHEDER S B, ZUGRAVN N. The Pollution Haven Hypothesis: A Geographic Economy Model in A Comparative Study [R]. FEEM Working Papers, 2008.
- [40] 邵帅, 李欣, 曹建华, 杨莉莉. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角 [J]. *经济研究*, 2016(9): 73-88.
- [41] LESAGE J, PACE R K. Introduction to Spatial Econometrics [M]. CRC Press, Taylor and Francis Group, New York, 2009.

(责任编辑 武 齐)

Trade Openness, Environmental Regulation and  
Green Technology Progress  
—Spatial Econometric Analysis Based on Provincial Data in China

MA Shuqin DAI Jun WEN Huaide

**Abstract:** This paper incorporated the theory of quality upgrading into the framework of directed technical change analysis, and found that trade openness would inhibit the green technology progress, while the improvement of environmental regulations would help to weaken this inhibiting effect. To verify this theoretical proposition, the directional distance function (DDF) and fixed reference Malmquist model were used to calculate the green technology progress index of China's provinces from 1995 to 2016. The spatial weight matrix of geographic distance and economic distance was constructed, and the empirical analysis was carried out based on spatial Durbin model. The theoretical propositions have been verified: the level of human capital promotes the development of green technology progress; the relationship between environmental regulations and green technology progress is U-shaped; the calculation of inflection point shows that the environmental regulations in current China are conducive to the green technology progress; trade openness is not conducive to the progress of green technology, but it helps to reduce the inhibitory effect of trade openness on green technology progress to improve environmental regulations.

**Keywords:** Trade Openness; Environmental Regulations; Green Technology Progress; Spatial Durbin Model