

Does Air Pollution Force the Innovation of Ecological Technology?

—Based on Threshold Effect Test

Wenli Ni

School of Finance and Economics, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu
Email: niwenli163@163.com

Received: Apr. 29th, 2020; accepted: May 22nd, 2020; published: May 29th, 2020

Abstract

Technological innovation is considered to be one of the most important ways to solve environmental pollution and cope with climate change. This paper based on the panel data of 272 prefecture level cities in China from 2004 to 2016 makes an empirical analysis on whether air pollution promotes the innovation of ecological technology, and takes environmental regulation and economic development level as threshold variables to explore the non-linear relationship between the innovation of ecological technology and air pollution. The results show that: 1) The current air pollution has a negative effect on the innovation of ecological technology, while the lagging air pollution has a significant “forcing” effect on the innovation of ecological technology; 2) under the condition of environmental regulation as the threshold variable, the relationship between air pollution and ecological technological innovation shows a “broken line”: with the increase of the intensity of environmental regulation, the inhibition effect of current air pollution on ecological technological innovation increases, while the “forced” effect of lagging one period air pollution on ecological technological innovation decreases; 3) Under the condition of taking the economic development level as the threshold variable, the current air pollution and ecological technology innovation show a “U-shaped” relationship. With the growth of economy, the air pollution in the current period first restrains the technological innovation significantly, then has no significant effect, and finally starts to promote the economic growth significantly; and the relationship between the air pollution and the innovation of ecological technology that lags behind the first stage is “broken line”, that is to say, the “forcing” effect of the air pollution that lags behind the first stage on the innovation of ecological technology is continuously enhanced; therefore, the government should formulate environmental regulations appropriately, and it is necessary to promote the diversification and marketization of environmental regulations, and reduce the cost burden of enterprises, so as to maximize the role of “coercion” of environmental pollution and encourage the innovation of ecological technology as much as possible. In addition, the government should make environmental regulation policies according to local conditions, not “one size fits all”, which needs to be considered in combination with the actual economic development of the local situation, so as to promote China’s ecological civilization construction to a new level.

Keywords

Ecological Technology Innovation, Air Pollution, Environmental Regulation, Threshold Effect Model

空气污染是否逼迫了生态技术创新？

——基于门槛效应检验

倪文立

江苏大学财经学院，江苏 镇江

Email: niwenli163@163.com

收稿日期：2020年4月29日；录用日期：2020年5月22日；发布日期：2020年5月29日

摘要

技术创新被认为是解决环境污染与应对气候变化最重要的途径之一。本文根据2004~2016年中国272个地级市的面板数据，对空气污染是否促进了生态技术创新进行实证分析，并且分别将环境规制与经济发展水平作为门槛变量，探讨生态技术创新与空气污染之间的非线性关系。研究结果表明：1) 当期的空气污染对生态技术创新的作用为负，而滞后一期的空气污染对生态技术创新的“逼迫”效应十分显著；2) 在以环境规制为门槛变量的条件下，空气污染与生态技术创新呈现“折线型”关系：随着环境规制的强度的上升，当期空气污染对生态技术创新的抑制作用扩大，而滞后一期的空气污染对生态技术创新的“逼迫”作用减小；3) 在以经济发展水平为门槛变量的条件下，当期的空气污染与生态技术创新呈现“U型”关系，随着经济发展水平的增长，当期空气污染从显著地抑制生态技术创新到不显著，直至促进生态技术创新；而滞后一期的空气污染与生态技术创新呈现“折线型”关系，即滞后一期空气污染对生态技术创新的“逼迫”效应不断增强；因此，政府制定环境规制应当适度，并且需要促进环境规制实现多样化、市场化，减少企业的成本负担，从而使得环境污染的“逼迫”作用发挥的作用最大化，从而尽可能地激励生态技术创新。此外，政府制定环境规制政策还应当因地制宜，不应该实行“一刀切”，需要考虑与地方的实际经济发展现状相结合，推动我国生态文明建设迈上新台阶。

关键词

生态技术创新，空气污染，环境规制，门槛效应模型

Copyright © 2020 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

中国正处于绿色转型发展的关键时期。面对日益恶化的气候变化与环境污染，我国政府于2013年9月出台了《大气污染防治行动计划》以及在“十三五”规划中明确提出了2020年碳排放强度年均累计下降18%的目标。如何找寻有效的解决措施来实现可持续发展，已经成为当前中国面临的最主要问题之一。技术创新被认为是应对气候变化问题的重要途径[1]。因此，有必要探究生态技术创新的促进机制，检验我国生态技术创新的发展现状。目前关于生态技术创新减排治污效应以及相关作用机制的研究较多[1]，但是往往忽略了此类技术创新对于生态环境恶化的响应[2]，即雾霾是否“逼迫”了生态技术创新的增长。

本文根据中国 272 个地级市 2004 年至 2016 年的面板数据,运用门槛模型,实证分析空气污染对生态技术创新的“逼迫”效应,以及其间可能存在的非线性关系。

2. 文献综述

随着中国经济的飞速发展,环境污染以及气候变化等问题日益严峻,其中雾霾作为空气污染的常见形式,更是呈现出频率高、范围大、常态化等特点。在这其中,绿色技术进步无疑是解决污染问题的重要手段[3]。此外,面对环境的恶化等生态问题,有效的环境规制也是必不可少的。至于环境规制与技术创新之间的关系,学术界一直存在着分歧。传统的经济学认为,环境保护必须以牺牲经济利益为代价,环境规制带来的企业成本的增加,妨碍了厂商提高生产率以及市场竞争力,并且会在一定程度上削弱技术创新[4]。

然而波特提出的“波特假说”对传统的观念发起了挑战[5]。“波特假说”认为环境规制虽然提高了厂商的生产成本,但也能够产生“技术补偿效应”与“学习效应”,并且适度的环境规制可以激励技术创新,从而提高企业的生产率。其次,波特等学者还从环境规制与技术创新、生产率的作用关系进一步论证了“波特假说”内在机制[1]。国际上与国内有大量学者对“波特假说”进行了相关的检验。Jaffe 和 Palmer [6]对美国制造业数据进行实证分析,得出了环境规制对企业的研发与技术创新存在正向的影响作用。Domazlicky [7]考察了环境规制对美国化工业生产率的作用,得出了一定条件下环境规制可以促进企业生产率的提高的结论。除此以外,国际上也有学者的研究并不支持“波特假说”的成立。Conrad 和 Wast (1995) [8]通过对德国重污染产业进行实证分析,发现环境规制对生产率提高的作用较小,甚至对部分产业的生产率产生了负面作用。Lanoie、Patry 和 Lajeunesse (2001) [9]通过对加拿大制造业数据的分析,发现短期内环境规制会降低生产率。

中国国内也有着对环境规制与技术创新之间关系的研究,研究结果各异。赵红[10]实证分析了在我国制造业企业中,环境规制对企业的技术创新以及生产率存在显著的促进作用,验证了“波特假说”。沈能和刘凤朝[11]的实证分析结果揭示了环境规制对技术创新的地区异质性结果:“波特假说”在中国东部得到了支持,但是在较为落后的中西部地区无法验证。张成等[12]、李斌等[13]、李玲和陶峰[14]、蒋伏心等[15]、王杰和刘斌[16]等学者则验证了我国环境规制与技术创新之间存在的非线性关系。一方面,环境规制与技术创新之间可能存在着“U型”或“倒U型”关系,即在不同的环境规制强度下,其对技术创新的影响作用存在异质性。另一方面,环境规制与技术创新之间有可能存在“折线型”关系,虽然环境规制对技术创新的作用是单向的,但是其影响系数会随着环境规制强度的不同而改变。此外黄德春和刘志彪[17]、王兵等[18]、解垚[19]等学者的实证研究结果表明“波特假说”的成立并不具有确定性。

在技术创新中,生态技术创新在人类应对气候变化以及环境恶化的挑战中占据着关键地位。相比于其他技术创新,生态技术创新更加新颖、多样,且具有不确定性[20][21]。目前关于生态技术创新减排治污效应以及相关作用机制的研究较多,但是往往忽略了此类技术创新对于环境污染与气候变化的响应。Hsin-Ning Su 和 Igam Maoniba [2]实证分析了 70 个国家的面板数据,研究了技术创新如何应对气候变化,以及不同类型的温室气体指标所产生的异质性作用。王为东等[22]运用空间计量模型,通过实证分析中国 30 个省市的面板数据,研究发现中国低碳技术创新响应了气候变化的趋势。考虑到二氧化碳排放和空气污染的同根同源性[23],且空气污染更加容易引起民众以及企业的环保意识,从而能够对相关领域的技术创新起到促进作用,本文使用 PM2.5 表征中国的空气污染, Y02 专利技术代表生态技术创新,并且构建门槛模型,探究我国日益恶化的大气污染是否“逼迫”了生态技术创新的发展。除此之外,本文通过选择环境规制与经济发展水平作为门槛变量,实证分析在不同的条件下技术创新与环境污染之间可能存在的非线性关系。

3. 模型构建

3.1. 门槛模型的构建

考虑到环境规制与经济发展水平与技术创新之间可能存在的非线性关系, 本文引入 Hansen [24] 提出的面板数据门槛回归模型。该模型通过设置门槛变量, 建立分段函数来检验各个指标之间的非线性关系。门槛面板模型能够自动地识别以及确定门槛值。考虑到环境规制以及经济发展水平与技术创新之间可能存在的非线性关系, 本文以空气污染作为核心解释变量, 生态技术创新为被解释变量, 分别建立以环境规制与经济发展水平为门槛变量的单一门槛回归模型:

$$Y02 = \beta_0 + \alpha_1 \ln PM * I(\ln er \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln PM * I(\ln er > \gamma_1) + \beta_1 \ln pgdp + \beta_2 \ln er + \beta_3 sec + \beta_4 \ln FDI + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Y02 = \beta_0 + \alpha_1 \ln PM * I(\ln pgdp \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln PM * I(\ln pgdp > \gamma_1) + \beta_1 \ln pgdp + \beta_2 \ln er + \beta_3 sec + \beta_4 \ln FDI + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Y02$ 代表生态技术创新, PM 代表空气污染, $pgdp$ 为人均 GDP, er 为环境规制, sec 为产业结构, FDI 为城市开放度, β_0 为常数项, ε_{it} 为随机干扰项; γ_1 为门槛值, I 为响应变量, 其后括号内的条件成立时, 则 I 取 1, 否则取 0; α_1 、 α_2 为估计的门槛效应值, 代表各分段函数内空气污染与生态技术创新之间的系数。考虑到具体门槛数量并不确定, 本文进一步构建多重门槛模型:

$$Y02 = \beta_0 + \alpha_1 \ln PM * I(\ln er \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln PM * I(\gamma_1 < \ln er \leq \gamma_2) + \dots + \alpha_3 \ln PM * I(\gamma_n < \ln er) + \beta_1 \ln pgdp + \beta_2 \ln er + \beta_3 sec + \beta_4 \ln FDI + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y02 = \beta_0 + \alpha_1 \ln PM * I(\ln pgdp \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln PM * I(\gamma_1 < \ln pgdp \leq \gamma_2) + \dots + \alpha_3 \ln PM * I(\gamma_n < \ln pgdp) + \beta_1 \ln pgdp + \beta_2 \ln er + \beta_3 sec + \beta_4 \ln FDI + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

此外, 考虑到技术创新对环境污染的响应效应可能存在滞后, 本文将核心解释变量空气污染(PM)滞后一期, 也作为核心解释变量, 并分别构建单一门槛以及多重门槛模型, 具体函数如下所示:

$$Y02 = \beta_0 + \alpha_1 L \cdot \ln PM * I(\ln er \leq \gamma_1) + \alpha_2 L \cdot \ln PM * I(\ln er > \gamma_1) + \beta_1 \ln pgdp + \beta_2 \ln er + \beta_3 sec + \beta_4 \ln FDI + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Y02 = \beta_0 + \alpha_1 L \cdot \ln PM * I(\ln pgdp \leq \gamma_1) + \alpha_2 L \cdot \ln PM * I(\ln pgdp > \gamma_1) + \beta_1 \ln pgdp + \beta_2 \ln er + \beta_3 sec + \beta_4 \ln FDI + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Y02 = \beta_0 + \alpha_1 L \cdot \ln PM * I(\ln er \leq \gamma_1) + \alpha_2 L \cdot \ln PM * I(\gamma_1 < \ln er \leq \gamma_2) + \dots + \alpha_3 L \cdot \ln PM * I(\gamma_n < \ln er) + \beta_1 \ln pgdp + \beta_2 \ln er + \beta_3 sec + \beta_4 \ln FDI + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Y02 = \beta_0 + \alpha_1 L \cdot \ln PM * I(\ln pgdp \leq \gamma_1) + \alpha_2 L \cdot \ln PM * I(\gamma_1 < \ln pgdp \leq \gamma_2) + \dots + \alpha_3 L \cdot \ln PM * I(\gamma_n < \ln pgdp) + \beta_1 \ln pgdp + \beta_2 \ln er + \beta_3 sec + \beta_4 \ln FDI + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

3.2. 指标的选取

3.2.1. 被解释变量

生态技术创新($Y02$)。本文以 2013 年美国 and 英国联合颁布的合作专利分类法(CPC)中 $Y02$ 分类申请专

利数来衡量[2]，并且只计算中国人在国内申请的专利。Y02 专利囊括了具有缓解气候变化潜力的各类技术。值得注意的是，虽然专利并不等同于创新，特别是未得到实际应用的专利，但是专利能够较好地反映创新技术层面的情况[2]。

3.2.2. 核心解释变量

空气污染(*PM*)。本文以雾霾即 PM2.5 浓度数据来表征各个地区的空气污染。参考邵帅的相关研究[3]，本文采用哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心公布的全球 PM2.5 浓度卫星监测数据[25]，该数据能够较好地反映出一个地区的空气污染程度。此外本文考虑到技术创新研发的滞后性，构造了空气污染的滞后一期数据(*L.PM*)。

3.2.3. 控制变量

1) 经济发展水平(*pgdp*)。本文以人均国内生产总值(*pgdp*)衡量经济发展水平。考虑到经济发展对需求的拉动从而促进技术创新，以及经济质量提高带来公众对于环保、绿色产品的需求，本文预期其对生态技术创新的作用为正。

2) 环境规制(*er*)。本文参考国内相关学者的计算方法[26]，通过构造综合污染逆指数来表征环境规制。具体的计算方法如下：

首先计算综合污染指数(*INDEX_P*):

$$INDEX_P_{it} = \frac{1}{3} \sum_{l=1}^3 \frac{INDEX_P_{l,it} / Y_{it}}{\sum_{i=1}^{272} (INDEX_P_{l,it} / Y_{it})}$$

其中 $INDEX_P_1$ 、 $INDEX_P_2$ 、 $INDEX_P_3$ 分别代表各个城市工业粉尘、工业废水、工业二氧化硫排放量， Y_{it} 代表各个城市工业总产值。

再计算综合污染指数的逆指数，即环境规制(*er*):

$$er_{it} = \frac{1}{INDEX_P_{it}}$$

考虑到波特假说的相关内容，本文预期高强度的环境规制能够对生态技术创新产生促进作用。

3) 产业结构(*sec*)。本文用第二产业产值占该地区的生产总值来表示产业结构。本文预期产业结构的转型升级对生态技术创新的作用为正。

4) 开放度(*FDI*)。本文以外商直接投资来表示各个地区的开放程度。本文预期开放度能够拉动生态技术创新的增长。

5) 政府支持(*gover*)。本文用科技、教育支出占地方财政一般公共预算内支出比重来表示政府对技术创新的支持力度。

3.2.4. 数据的来源与处理

本文根据 2004 年~2016 年中国 272 个地级市的面板数据为研究对象(部分城市因数据缺失不予考虑)。其中 Y02 专利数据来自 Incopat 专利数据库，人均 GDP、外商直接投资、产业结构等数据来自历年《中国城市统计年鉴》；其次，考虑到本文研究的时间跨度较长，为了消除价格波动带来的影响，本文以 2004 年为基期，对相关变量进行了不变价处理，其中经济发展水平采用历年居民消费价格指数(GPI)进行平减处理；外商直接投资采用历年的固定资产价格指数进行平减处理。此外，本文对部分变量进行对数化处理以消除异方差影响。变量的描述性统计如表 1 所示。

Table 1. Variable descriptive statistics
表 1. 变量描述性统计表

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
生态技术创新(<i>Y02</i>)	3536	161.3102	438.8228	0	4972
空气污染(<i>PM</i>)	3536	3.514137	0.4944793	1.50787	4.5098
环境规制(<i>er</i>)	3536	5.14e+07	6.72e+08	29029.1	2.80e+10
经济发展水平(<i>pgdp</i>)	3536	3.033679	3.302612	0.113984	37.4056
产业结构(<i>sec</i>)	3536	36.7563	8.732276	11.05	85.34
开放度(<i>FDI</i>)	3536	58,287.68	143142.1	12.8188	2,600,000
政府支持度(<i>gover</i>)	3536	0.1981066	0.0466351	0.015814	0.497399

4. 实证结果

4.1. 门槛模型的选择

本文参考 HANSEN [24] 的相关研究, 首先根据门槛效应检验对具体的门槛模型进行选择。具体检验结果如表 2 与表 3 所示。由结果可知, 无论核心解释变量是空气污染($\ln PM$)还是空气污染的滞后项($L.\ln PM$), 当门槛变量为环境规制($\ln er$)时, 单一门槛效应都在 5% 的水平上显著, 且双门槛效应与三门槛效应都不显著; 当门槛变量为经济发展水平($\ln pgdp$)时, 双门槛效应都在 5% 的水平上显著, 单一门槛效应在 1% 的水平上显著, 三门槛效应不显著。因此, 当门槛变量是环境规制($\ln er$)时, 本文选择单一门槛模型进行分析; 当门槛变量是经济发展水平($\ln pgdp$)时, 本文选择双门槛模型进行分析。

Table 2. Threshold effect test (1)
表 2. 门槛效应检验(一)

核心解释变量: $\ln PM$						
门槛变量	门槛效应	F 值	P 值	临界值		
				90%	95%	99%
<i>ln er</i>	单一门槛	70.86**	0.0175	41.5287	49.5535	88.1868
	双门槛	13.14	0.6225	33.9635	43.8415	77.5539
	三门槛	14.82	0.5250	31.3054	40.1755	48.8888
<i>ln pgdp</i>	单一门槛	770.23***	0.0000	32.6019	40.1105	57.0408
	双门槛	369.16**	0.0300	52.4391	64.1934	765.1101
	三门槛	158.25	0.3000	294.7220	367.6464	450.9242

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

Table 3. Threshold effect test (2)**表 3.** 门槛效应检验(二)

核心解释变量: $L \ln PM$						
门槛变量	门槛数	F 值	P 值	临界值		
				90%	95%	99%
$\ln er$	单一门槛	71.53**	0.0175	43.2114	53.0460	83.3335
	双门槛	16.56	0.4750	34.2732	43.1720	68.9685
	三门槛	13.50	0.5725	30.3077	36.6228	48.8493
$\ln pgdp$	单一门槛	783.72***	0.0000	32.7015	39.0046	57.9022
	双门槛	389.30**	0.0325	53.7761	66.3958	895.7616
	三门槛	158.47	0.2850	292.8597	351.5630	448.1491

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

4.2. 门槛值估计

接着本文对相应模型的门槛值进行估计并且给出各个门槛值的置信区间。具体结果如表 4 与表 5 所示。对于两个核心解释变量来说, 由于它们的差别仅仅是当期与滞后一期, 它们所分别对应的两个门槛变量的门槛值是相同的。其中, 当门槛变量为环境规制($\ln er$)时, 采用单一门槛模型, 门槛值 γ_1 为 16.5177。当门槛变量为经济发展水平($\ln pgdp$)时, 采用双门槛模型, 门槛值 γ_1 、 γ_2 分别为 1.8123 和 2.4070。

Table 4. Threshold effect estimates and confidence intervals**表 4.** 门槛效应估计值与置信区间

核心解释变量: $\ln PM$			
门槛变量	门槛数量	估计值	95%置信区间
$\ln er$	门槛值 γ_1	16.5177	[0.0331, 0.0508]
	门槛值 γ_1	1.8123	[0.0523, 0.0558]
$\ln pgdp$	门槛值 γ_2	2.4070	[0.1311, 0.1300]

Table 5. Threshold effect estimates and confidence intervals**表 5.** 门槛效应估计值与置信区间

核心解释变量: $\ln PM$			
门槛变量	门槛数量	估计值	95%置信区间
$\ln er$	门槛值 γ_1	16.5177	[0.0536, 0.0508]
	门槛值 γ_1	1.8123	[0.0523, 0.0558]
$\ln pgdp$	门槛值 γ_2	2.4070	[0.1311, 0.1300]

4.3. 门槛效应估计结果

根据前文的门槛效应检验以及门槛值故居。本文基于固定效应, 对各个门槛模型系数进行估计。本文的核心解释变量是空气污染(PM)以及滞后一期的空气污染($L.PM$), 分别对应两个门槛变量环境规制($\ln er$)与经济发展水平($\ln pgdp$)。因此, 本文一共构建四个面板数据门槛模型具体的估计系数如表 6 所示:

Table 6. Specific estimation results of the threshold model
表 6. 门槛模型具体的估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>lnpgdp</i>	225.563 ^{***} (4.87)	125.2537 ^{***} (3.92)	234.2148 ^{***} (4.96)	131.1168 ^{***} (4.06)
<i>lnη</i>	59.4139 ^{**} (2.87)	16.2965 (1.47)	56.8583 ^{**} (2.67)	14.7669 (1.36)
<i>sec</i>	17.96747 ^{***} (4.63)	11.30843 ^{***} (4.40)	18.15075 ^{***} (4.67)	11.28174 ^{***} (4.39)
<i>lnFDI</i>	12.54505 (1.30)	10.24103 (1.22)	11.18037 (1.15)	9.055061 (1.08)
<i>gover</i>	264.0499 (0.82)	86.19673 (0.38)	302.7763 (0.95)	126.586 (0.55)
<i>lnPMη₁</i>	-177.5516 ^{***} (-3.44)	-	-	-
<i>lnPMη₂</i>	-217.2614 ^{***} (-4.00)	-	-	-
<i>lnPMη_{pgdp}₁</i>	-	-157.4182 ^{**} (-3.11)	-	-
<i>lnPMη_{pgdp}₂</i>	-	-32.08636 (-0.58)	-	-
<i>lnPMη_{pgdp}₃</i>	-	213.0744 [*] (2.29)	-	-
<i>L.lnPMη₁</i>	-	-	92.76403 ^{**} (3.14)	-
<i>L.lnPMη₂</i>	-	-	55.19753 [*] (1.91)	-
<i>L.lnPMη_{pgdp}₁</i>	-	-	-	64.68204 ^{**} (2.82)
<i>L.lnPMη_{pgdp}₂</i>	-	-	-	189.3027 ^{***} (5.526)
<i>L.lnPMη_{pgdp}₃</i>	-	-	-	435.5167 ^{***} (5.41)
<i>constant</i>	-1055.264 ^{***} (-2.25)	-235.7372 (-0.94)	-1969.992 ^{***} (-3.75)	-990.3131 ^{***} (-3.95)

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；括号内为 *t* 值。

4.3.1. 核心解释变量

模型 1 是以环境规制(*ln η*)为门槛变量, 当期空气污染(*PM*)为核心解释变量的单一门槛模型。其中环境规制(*ln η*)的门槛值为 16.5177。当环境规制未迈过这一门槛时, 当期的空气污染对生态技术创新的影响系数显著为负(-177.5516), 即生态技术创新未能响应环境的恶化, 且以雾霾为代表的空气污染抑制了低碳技术的发展。而当环境规制迈过门槛值(16.5177)之后, 可以发现空气污染对生态技术创新的抑制效应进一步扩大(-217.2614)。可能的原因是由于高强度的环境规制的存在, 企业负担着较高的成本, 再加上空气污染造成的种种负面影响, 企业的创造活力被削弱, 从而进一步带来了生态技术创新能力的下降。

模型 2 是以经济发展水平(*lnpgdp*)为门槛变量, 当期空气污染(*PM*)为核心解释变量的双门槛模型。在该模型下, 随着门槛变量的增加, 空气污染对生态技术创新的影响呈现“U 型”。在经济发展水平较差的地区, 空气污染抑制了生态技术创新的进步, 且在 5%的水平上显著; 随着经济发展水平迈过第一个门

槛值(1.8123), 空气污染对生态技术创新抑制效应的系数减小(-33.02067), 且不再显著; 当经济发展水平越过第二个门槛值 2.4070, 雾霾指数对生态技术创新的影响系数开始显著为正(212.3885), 且在 10%的水平上显著。这表明在经济发展水平较高的地区, 生态技术创新能够响应当期的空气污染。经济质量高的地区, 往往具备更高的科学技术研发水平, 且具备较高的市场应用配套能力, 因此在该地区, 研发部分能够更快地响应当前的生态环境的变化, 即当期的空气污染对政府、企业产生了“逼迫”作用, 从而促进生态技术创新水平的进步。值得注意的是, “逼迫作用”在经济发展水平较低的地区不能完全显现出来, 只是表现为空气污染负面影响的减弱。

模型 3 是以环境规制(*lner*)为门槛变量, 滞后一期空气污染(*L.PM*)为核心解释变量的单一门槛模型。与当期空气污染与生态技术创新的关系不同, 无论环境规制的强度大小, 生态技术创新都响应了空气污染, 即空气污染始终促进生态技术创新的进步。此外, 在该模型下, 滞后一期空气污染与生态技术创新呈现“折线型”关系。当环境规制未越过门槛值(16.5177)时, 空气污染对生态技术创新的作用在 5%的水平上显著为正(92.76403)。而随着环境规制强度的上升, 当环境规制越过门槛值(16.5177)时, 生态技术创新对空气污染的响应系数减弱(55.19753), 且显著性水平降为 10%。这表明随着环境规制强度的上升, 生态技术创新的响应系数未能提高。

模型 4 是以经济发展水平(*lnpgdp*)为门槛变量, 滞后一期空气污染(*L.PM*)为核心解释变量的双门槛模型。同样地, 生态技术创新始终能够响应上一期的空气污染。其次, 与当期空气污染的门槛模型类似, 随着经济发展水平的提高, 空气污染对技术创新的响应也相应地提高。当经济发展水平未越过第一个门槛值 1.8123 时, 生态技术创新对空气污染的响应指数是 65.03122, 并且在 5%的水平上显著。紧接着, 当经济发展水平位于第二阶段即两个门槛值中间时, 空气污染对生态技术创新的影响系数提高到 189.8013, 并且在 10%的水平上显著。最后, 在经济高质量发展的地区, 即经济发展水平越过第二个门槛值(2.4070)时, 生态技术创新对空气污染的响应系数进一步扩大为 436.3805, 且在 5%的水平上显著。由此可这, 以经济发展水平为门槛的条件下, 生态技术创新与空气污染呈现“折线型”关系。这其中的原因与模型相似, 即一个区域的经济越发达, 民众或者企业对于环境恶化与气候变化的关注就越大, 从而造成一定的“环境压力”, 表现为雾霾对生态技术创新的“逼迫”作用。

4.3.2. 控制变量

1) 经济发展水平(*pgdp*)。在四个门槛模型中, 经济发展水平对生态技术创新的影响都在 1%的水平上显著为正。随着经济水平的发展, 除了因为需求拉动效应促进了生态技术创新之外, 民众以及企业对生态环境的日益重视, 也能够对生态技术创新产生正向的作用。

2) 环境规制(*er*)。根据实证分析的结果可以发现, 环境规制作为一般的控制变量时, 对生态技术创新的影响系数为正, 指出了“波特假说”。环境规制作为门槛变量时, 在高强度的环境规制条件下, 空气污染对生态技术创新的抑制作用增强或者生态技术创新对空气污染的响应系数减小。可能的原因是在高强度的环境规制条件下, 生态技术创新的进步, 不仅仅来源于空气污染的“逼迫”, 更多的可能是由于环境规制的压力。

3) 产业结构(*sec*)。经过实证分析发现, 在 4 个模型中, 产业结构对生态技术创新的作用都为正, 且都在 1%的水平上显著。产业结构高级化能够带来生产要素从低效率生产部门向高效率生产部门的转移 [27], 从而促进技术创新的发展与进步。

4) 开放度(*FDI*)。由外商直接投资表征的城市开放度对生态技术创新起到促进作用, 但在统计学意义上未能通过显著性检验。可能的原因是随着外资的进入, 引起的“竞争效应”抵消了技术溢出带来的“流动效应”。

5) 政府支持(*gover*)。在本文的实证结果中, 政府支持力度对技术创新的拉动作用并不显著。可能的原因是政府对于市场研发活动的支持存在一定的脱节, 并且与企业的具体研发行为产生冲突[28]。

4.4. 稳健性检验

本文通过将被解释变量进行替换来对模型进行稳健性检验。上述模型全部采用 Y02 分类申请专利数来表征生态技术创新。本文参考鄢哲明的做法[29], 提取出 Y02 分类申请专利中的清洁技术创新(*clean*), 作为更加低碳环保的生态技术创新, 并且构建与上文相同的门槛回归模型。其中模型 1 模型 2 的核心解释变量是当期空气污染(*PM*); 模型 1 模型 2 的核心解释变量是当期空气污染(*L.PM*)。回归结果见表 7、表 8。

Table 7. Specific estimation results of the robustness test threshold model (1)

表 7. 稳健性检验门槛模型具体的估计结果(一)

变量	模型 1		模型 2	
	系数	t 值	系数	t 值
<i>lnpgdp</i>	57.8915***	4.24	31.02407***	3.93
<i>lner</i>	16.38308**	2.49	6.320084*	1.75
<i>sec</i>	4.701537***	3.94	2.856752***	4.47
<i>lnFDI</i>	2.725101	1.19	2.352798	1.13
<i>gover</i>	75.74813	0.79	25.94514	0.41
<i>lnPM_lner_1</i>	-40.90489**	-3.18	-	-
<i>lnPM_lner_2</i>	-49.2766***	-3.59	-	-
<i>lnPM_lnpgdp_1</i>	-	-	-35.13218**	-2.64
<i>lnPM_lnpgdp_2</i>	-	-	-4.742117	-0.32
<i>lnPM_lnpgdp_3</i>	-	-	65.45424*	1.84
<i>constant</i>	-319.1234**	-2.04	-106.4419	-1.15

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

Table 8. Specific estimation results of the robustness test threshold model (2)

表 8. 稳健性检验门槛模型具体的估计结果(二)

变量	模型 1		模型 2	
	系数	t 值	系数	t 值
<i>lnpgdp</i>	60.27849***	4.31	32.35885***	4.04
<i>lner</i>	15.62202**	2.44	5.854463	1.64
<i>sec</i>	4.771837***	3.99	2.846661***	4.48
<i>lnFDI</i>	2.442825	1.06	2.09092	1.00
<i>gover</i>	84.26764	0.89	34.03653	0.54
<i>lnPM_lner_1</i>	28.11484***	3.27	-	-
<i>lnPM_lner_2</i>	20.25067**	2.33	-	-
<i>lnPM_lnpgdp_1</i>	-	-	21.13496**	3.17
<i>lnPM_lnpgdp_2</i>	-	-	51.72526***	5.70
<i>lnPM_lnpgdp_3</i>	-	-	122.5731***	3.95
<i>constant</i>	-554.6533***	-3.25	-297.4703***	-3.29

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

可以看出, 稳健性检验模型中各变量的系数以及显著性与原模型十分相近, 仅有少处存在差异。在稳健性检验模型中, 当期空气污染(PM)对清洁技术创新($clean$)的影响: 在以环境规制为门槛变量时, 当期空气污染(PM)对清洁技术创新($clean$)的影响呈现出“折线型”关系, 在以经济发展为门槛变量时, 当期空气污染(PM)对清洁技术创新($clean$)呈现出“U型”关系; 滞后一期空气污染($L.PM$)对清洁技术创新($clean$)的影响: 在以环境规制为门槛变量时, 滞后一期空气污染($L.PM$)对清洁技术创新($clean$)的影响呈现出“折线型”关系, 空气污染的“逼迫”效应减弱; 在以经济发展为门槛变量时, 滞后一期空气污染($L.PM$)对清洁技术创新($clean$)呈现出“折线型”关系, 空气污染的“逼迫”效应随着经济的增长而增强。稳健性检验的结果与上文中的模型十分近似, 因此可以说明本文设定的单一门槛与双门槛模型具有稳健性。

5. 结论与建议

本文基于2004年至2016年中国272个地级市面板数据, 分别以环境规制与经济发展作为门槛变量, 构造出生态技术创新对空气污染响应系数的非线性门槛模型。结合具体的实证分析的结果, 本文发现: 1) 空气污染对生态技术创新的促进作用存在一定的滞后性。当期的空气污染会显著地一直技术进步, 但是生态技术创新对滞后一期的空气污染十分响应。2) 结合门槛模型, 本文发现, 在以环境规制为门槛变量的维度上, 空气污染与生态技术创新呈现“折线型”关系, 即当期的空气污染对技术创新的负作用随着环境规制的强度增强而扩大, 这反映了从整体上来看, 高强度的环境规制那么促进绿色技术的进步。3) 在以经济发展作为门槛变量时, 当期空气污染对生态技术创新的影响作用会由负转正, 呈现“U型”关系, 而滞后一期的空气污染对生态技术创新的促进作用则会随着经济的增长而增强。

结合上述的研究结果, 本文给出相应的政策建议。1) 首先, 生态技术创新对以空气污染为代表的环境恶化情况的响应存在滞后, 并且当期的环境污染不仅不能促进绿色技术创新, 相反地会因为带来企业成本的增加从而抑制对生态技术创新的研发。这就要求政府以及企业高度重视生态文明建设, 做好对相关领域技术研发工作的统筹规划, 对生态文明建设相关领域的相关技术创新给予补贴、奖励等激励措施。2) 其次, 通过上文的实证分析可以发现, 环境规制作为控制变量对生态技术创新的影响不显著, 作为门槛变量时, 随着规制强度的上升, 生态技术创新会受到负向的作用。这就要求政府不可盲目提高环境规制强度, 避免对企业造成过大的成本负担, 从而抑制技术的进步; 3) 此外, 考虑到经济发展作为门槛变量时, 生态技术创新在经济发达地区能够更好地响应空气污染, 这就要求政府“因地制宜”制定环境规制政策[30], 确保实现经济增长与环境保护的“双赢”, 从而实现可持续发展。

在具体的分析过程中, 本文也存在一些不足: 首先, 由于数据的制约, 本文在构建环境规制时采用的是环境污染指标的逆指标, 存在一定的不足。考虑到环境规制的多样性, 接下来的研究可以纳入对排污费、污染治理支出、碳排放权交易政策等环境规制, 探讨不同类型环境规制对生态技术创新的异质性影响。此外, 本文仅仅从全国层面上进行了整体性的分析, 没有进一步划分区域探讨空气污染对生态技术创新的影响。

基金项目

江苏省大学生创新创业训练计划一般项目: 清洁 VS 灰色: 异质性低碳技术创新对碳排放的作用研究(201910299085Y)。

参考文献

- [1] Porteer, M.E. and Van Der Linde, C. (1995) Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 9, 97-118. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.97>
- [2] Su, H.N. and Moaniba, I.M. (2017) Does Innovation Respond to Climate Change? Empirical Evidence from Patents

- and Greenhouse Gas Emissions. *Technological Forecasting & Social Change*, **122**, 49-62. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2017.04.017>
- [3] 邵帅, 李欣, 曹建华, 杨莉莉. 中国空气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, 51(9): 73-88.
- [4] Jaffe, A.B. and Robert, N.S. (1995) Dynamic Incentives of Environmental Regulations: The Effects of Alternative Policy Instruments on Technology Diffusion. *Journal of Environmental Economics and Management*, **29**, s43-s63. <https://doi.org/10.1006/jeem.1995.1060>
- [5] Michael, P. (1991) America's Green Strategy. *Scientific American*, **264**, 168. <https://doi.org/10.1038/scientificamerican0491-168>
- [6] Jaffe, A.B. and Palmer, J.K. (1997) Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study. *Review of Economics and Statistics*, **79**, 610-619. <https://doi.org/10.1162/003465397557196>
- [7] Domazlicky, B.R. and Weber, W.L. (2004) Does Environmental Protection Lead to Slower Productivity Growth in the Chemical Industry. *Environmental and Resource Economics*, **28**, 301-324. <https://doi.org/10.1023/B:EARE.0000031056.93333.3a>
- [8] Conrad, K. and Wastl, D. (1995) The Impact of Environmental Regulation on Productivity in German Industries. *Empirical Economics*, **20**, 615-633. <https://doi.org/10.1007/BF01206060>
- [9] Lanoie, P. and Patry, M. (2001) Environmental Regulation and Productivity: New Findings on the Porter Hypothesis. Working Paper.
- [10] 赵红. 环境规制对中国企业技术创新影响的实证分析[J]. *管理现代化*, 2008(3): 4-6.
- [11] 沈能, 刘凤朝. 高强度的环境规制真能促进技术创新吗?——基于“波特假说”的再检验[J]. *中国软科学*, 2012(4): 49-59.
- [12] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. *经济研究*, 2011(2): 113-123.
- [13] 李斌, 彭星, 欧阳铭珂. 环境规制绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变: 基于 36 个工业行业数据的实证分析[J]. *中国工业经济*, 2013(4): 56-68.
- [14] 李玲, 陶峰. 中国制造业最优环境规制强度的选择: 基于绿色全要素生产率的视角[J]. *中国工业经济*, 2012(5): 70-82.
- [15] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应: 基于江苏省制造业动态面板数据的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2013(7): 44-55.
- [16] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的检验分析[J]. *中国工业经济*, 2014(3): 44-56.
- [17] 黄德春, 刘志彪. 环境规制与企业自主创新——基于波特假说的企业竞争优势构建[J]. *中国工业经济*, 2006(5): 100-106.
- [18] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 环境管制与全要素生产率增长: APEC 的实证研究[J]. *经济研究*, 2008(5): 19-32.
- [19] 解垚. 环境规制与中国工业生产率增长[J]. *产业经济研究*, 2008(1): 19-25.
- [20] De Marchi, V. (2012) Environmental Innovation and R&D Cooperation: Empirical Evidence from Spanish Manufacturing Firms. *Research Policy*, **41**, 614-623. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2011.10.002>
- [21] De Marchi, V. and Grandinetti, R. (2013) Knowledge Strategies for Environmental Innovations: The Case of Italian Manufacturing Firms. *Journal of Knowledge Management*, **17**, 569-582. <https://doi.org/10.1108/JKM-03-2013-0121>
- [22] 王为东, 卢娜, 张财经. 空间溢出效应视角下低碳技术创新对气候变化的响应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(8): 22-30.
- [23] 严雅雪. 碳排放与空气污染的协同关系分析[J]. *环境经济研究*, 2017, 2(2): 52-63.
- [24] Hansen, B.E. (1999) Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, **93**, 345-368. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)
- [25] Van Donkelaar, A.R., Martin, V., Brauer, M. and Boys, B.L. (2015) Use of Satellite Observations for Longterm Exposure Assessment of Global Concentrations of Fine Particulate Matter. *Environmental Health Perspectives*, **123**, 135-143. <https://doi.org/10.1289/ehp.1408646>
- [26] 张学功, 柴敏. 环境规制作用下污染就近转移的机制分析——来自地级市层面实证研究[J]. *生态经济*, 2018, 34(11): 188-193.
- [27] 赵庆. 产业结构优化升级能否促进技术创新效率?[J]. *科学学研究*, 2018, 36(2): 239-248.
- [28] 肖文, 林高榜. 政府支持、研发管理与技术创新效率——基于中国工业行业的实证分析[J]. *管理世界*, 2014(4):

71-80.

- [29] Yan, Z., Yi, L., Du, K., *et al.* (2017) Impacts of Low-Carbon Innovation and Its Heterogeneous Components on CO₂ Emissions. *Sustainability*, **9**, 548. <https://doi.org/10.3390/su9040548>
- [30] Stewart, R.B. (1993) Environmental Regulation and International Competitiveness. *Yale Law Journal*, **102**, 2039-2106. <https://doi.org/10.2307/796859>