

中国工业绿色发展的评价及动力研究 ——基于地级以上城市数据门限回归的证据

涂正革, 王秋皓

摘要: 绿色发展实质是经济增长和环境保护的“双赢”。基于 2003—2014 年中国 280 个地级城市工业产出与二氧化硫排放数据, 采用门限回归从收入水平、工业结构和研发投入三个维度, 探索我国工业绿色发展的水平和动力源泉。研究发现: (1) 我国工业的绿色发展在区域上不平衡, 在时间上呈现出动态变化特征。东部沿海等大城市已经进入低排放高产出的绿色发展阶段, 而中、西部内陆小城市大多仍处于高排放低产出的红色发展阶段; 从时间维度观察, 我国工业绿色发展模式的的城市数量已从 2003 年的 29 个, 增加到 2014 年的 133 个, 红色发展模式的的城市数量相应从 239 个减少到 8 个。(2) 绿色发展的动力在不同发展阶段也呈现出很大的差异。人均收入越高的地区, 绿色需求对工业绿色发展的拉动力越大; 调结构为绿色发展减负加力, 特别是重工业比例高地区, 调整工业结构是绿色发展的最大牵引力; 万元 GDP 的科技投入强度在 (49.3 元, 125.5 元) 区间内, 科技投入对驱动绿色发展的效率最大。

关键词: 绿色发展; 绿色门槛; 门限回归

中图分类号: F424.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2018)01-0047-10

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2018.01.007

一、引言

绿色发展不仅仅是应对全球气候变化的战略选择, 也是破解中国发展所面临的资源环境瓶颈和实现“两型”社会的必由之路。随着经济体制改革的持续深入, 绿色发展越来越受到重视。党的“十九大”提出要建设的现代化是人与自然和谐共生的现代化, 通过加快建立绿色生产和消费的法律制度和政策导向、构建市场导向的绿色技术创新体系、推进能源生产和消费革命、倡导绿色生活方式来推进绿色发展。绿色发展的含义, 就是要发展环境友好产业, 降低能耗和物耗, 保护和修复生态环境, 发展循环经济和低碳技术, 实现经济社会与自然相协调。着眼现实, 中国环境问题形势严峻: 中国工业高能耗、高污染的粗放型经济增长模式带来极大的环境成本和健康成本, 严重威胁到社会可持续发展能力。世界污染最为严重的 10 个城市有 7 个在中国境内^[1], 城市雾霾频率高、

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“三方共治下的工业企业绿色生产转型研究”(16BJY062); 国家自然科学基金青年项目“人力资本视角下大气污染的经济代价与治理对策研究”(71703052); 湖北省教育厅哲学社会科学重大项目“经济新常态下大气污染治理机制研究”(16Z006); 中央高校基本科研业务费重大培育项目“绿色发展与环境治理综合改革研究”(CCNU16Z02008)

作者简介: 涂正革, 经济学博士, 华中师范大学经济与工商管理学院教授、博士生导师 (湖北 武汉 430070); 王秋皓, 华中师范大学经济与工商管理学院硕士研究生

范围广、治理难等特点突出。因此绿色发展成了解决现实环境问题的迫切任务。

2014年,我国286个地级市工业排放SO₂占全国排放总量的80.3%,城市工业成为环境污染的重要源头。工业绿色发展对于实现人与自然和谐共生、建设环境友好型社会具有重要意义。工业绿色发展不是短期的改良,而是一个持续的、不断向更高层次绿色阶段发展的过程。因此,评价各地区工业绿色发展的状态并探究工业绿色发展的动力源泉具有重要意义。

本文基于2003—2014年中国280个地级城市数据,通过门限回归方法,将地级市按照发展水平、工业结构和科技投入三个维度分为27个组别,对27个组别进行优劣排序,并探讨工业绿色发展的动力。

二、文献综述

传统城市化与工业化进程带来了严重的环境污染,人类反思这种牺牲环境的发展模式,探寻绿色发展。相关文献主要围绕两个问题:怎么样的发展才算得上绿色发展?如何推动绿色发展?

(一) 绿色发展的评估研究

对绿色发展状况的评估主要包括三类方法:环境技术效率、绿色绩效指数和绿色化程度。环境技术效率是基于数学规划(DEA)方法考虑污染排放的投入产出效率。在计算环境技术效率过程中一般有两种思路处理污染排放:未被支付的投入要素和非期望产出。将排放视为一种未被支付的投入引入生产函数,进而估算全要素生产率的变化并进行绿色增长的核算,如陈诗一^[2];把污染排放作为非期望产出,通过方向性距离函数(DDF)同时考虑期望产出增加和非期望产出减少来评估绿色发展的效率。如Chung等^[3]、Färe等^[4]、涂正革等^{[5][7]}、王兵^[6]、杨志江等^[7]。绿色绩效指数综合评价绿色发展的状况。早期的相关探索有挪威、芬兰等国依据自身环境资源禀赋的特点,构造具有本国特色的自然资源核算框架体系。随后,联合国环境规划署提出了具有普适性的UNEP绿色经济衡量框架^[9],从经济转型、资源效率、社会进步三个角度为各国政策制定者提供指导。由耶鲁大学和哥伦比亚大学联合发布著名的环境绩效指数(EPI)^[10],从减少环境对人类健康造成的压力、提升生态系统活力两个环保目标展开,量化可持续发展指标。中国学者在该领域的研究成果有2006年中国科学院可持续发展战略研究组提出的资源综合绩效指数(REPI)^{[11](P99-101)},该指数从资源消耗强度和污染排放强度两个方向测度了2000—2009年各省资源环境压力的大小。从2010年开始的中国绿色发展指数^①选取收入、能源、教育等12个指标综合评估了地区经济增长绿色化、资源环境承载潜力和政府政策支持度。但是陈诗一^[12]认为上述统计指数缺少精确的经济学生成机制,且多为静态比较分析,不能够反应中国低碳化、绿色化的进程,因此构建了低碳转型进程的动态评估指数,对31省市1986—2010年的低碳经济转型进程进行分析。绿色化程度通过门限回归方法进行评估,相关研究有余东华^[13]根据环境库兹涅茨曲线理论,利用门限回归,将不同国家根据其发展水平、产业结构和技术投入等指标分组进而找到各组的环境库兹涅茨拐点。宋锋华^[14]构造门限回归效应分析人均GDP和对外贸易因素对大气中二氧化硫的影响,认为中国经济增长符合EKC假说,且目前已经处于倒“U”曲线的下降部分。

(二) 绿色发展的动力源泉

主流研究一般认为绿色发展的动力来源包括科学技术的进步、产业结构的优化以及有公众积极参

^① 2010年11月,由北京师范大学科学发展观与经济可持续发展研究基地、西南财经大学绿色经济与经济可持续发展研究基地和国家统计局中国经济景气监测中心三家单位联合研制的“中国绿色发展指数”以《2010中国绿色发展指数年度报告——省际比较》的形式首次公开发布,此后每年发布一份相关研究报告。

与、强有力的环境治理体制等。科技进步是绿色发展最核心推动力。陈诗一^[2]发现高能耗、高排放的重工业行业整体生产率较低, 必须加快高新技术对传统工业的改造, 使之实现可持续发展。Grover^[15]认为环保科技进步对于印度绿色发展意义重大。产业结构优化是绿色发展必经之路。Farlla 等^[16]、Schäfer^[17]从能源使用效率角度, 发现提高能效是实现绿色发展的重要手段。余永泽等^[18]认为产业结构调整对于节能效率影响显著, 全要素生产率对于节能减排贡献明显。科学合理的环境治理体制是绿色发展的外在驱动力。随着从群众到政府自下而上对于环境问题的日益关注, 环境治理体制在新的发展阶段不断完善革新。郑思齐等^[19]利用 Google Trends 指数构建公众环境关注度指标, 发现公众关注能够推动地方政府出台更科学合理的环境规制政策改善城市环境。Lee 等^[20]的研究表明, 地方政府适当的环保政策和公众参与对于韩国节能减排事业起到了关键作用。另外, 经济手段也是绿色发展的必不可少的工具。Ploeg 等^[21]认为碳税和政府对企业研发补贴是实现绿色发展的经济动力。

相比已有文献, 本文主要有两点特色: 第一, 研究方法的特色。环境经济学大多研究采用 EKC 方法求解环境改善的拐点, 本文利用门限回归方法对 EKC 模型进行估计, 根据所得绿色门槛变量的估计值评估各地区工业绿色发展的状况, 在此基础上提出了绿色发展阶段、蓝色发展阶段和红色发展阶段的概念来描述工业的绿色发展水平。第二, 研究内容的拓展。本研究以地级城市为研究对象, 不仅考察了收入水平、工业轻重结构和科技投入对绿色发展的贡献, 而且根据门槛变量阈值的不同区间, 考察了不同发展阶段绿色发展的动力差异, 无疑为各地区不同阶段的城市绿色发展提供了更精准、更适宜的政策。

三、方法与数据

(一) 绿色门槛变量的理论识别

工业绿色发展实质上是工业增长与环境保护之间的最优平衡, 但是经济增长与污染排放之间的关系并非一成不变。如何识别两者关系的变化? 或者说, 如何确定绿色门槛变量来检验绿色发展及其变化?

环境经济学中研究经济增长与污染排放之间关系主要借助三大模型: IPAT 模型^[22]、Kaya 恒等式^[23]以及环境库兹涅茨曲线 (EKC)。IPAT 模型将环境压力的影响因素分解为人口、财富和技术; Kaya 恒等式进一步将污染物排放分解为人口、人均 GDP、能源强度和排放系数等因素; 环境库兹涅茨曲线 (EKC) 则认为污染物的排放和经济发展水平呈现倒“U”型关系^[24]。

为探索 EKC 的背后动因, 学术界提出一系列假说。经济规模说, 认为经济存在规模效应, 单位排放强度随着规模经济的产生而减少^[25]。科技进步说, 认为随着经济发展水平的提高, 社会有足够的资源推动技术进步以有效改善环境质量^[26]。产业结构说, 认为一国的产业结构, 特别是工业内部结构, 会随着社会经济发展水平提高而优化^[27], 环境污染严重的重工业逐渐被更为绿色的轻工业所取代。绿色消费偏好说, 认为随着人们收入水平的提高, 消费者对优质环境质量的期望远高于其他物质需求的期望, 因此, 工业企业也必须调整策略, 减少排放以满足公众青山绿水的绿色需求。

EKC 及其后续理论假说为绿色发展的界定和评价研究提供了理论支撑。有效产出多、污染排放少的工业绿色发展主要受控于经济发展水平、工业内部结构、科技投入强度三个核心要素。鉴于此, 本文采用人均 GDP、重工业结构^①以及科技投入^②三大变量作为绿色发展的门槛变量。其他控

① 该指标 2003 年到 2008 年数据由中国工业企业数据库整理而得, 2008 年之后的数据通过省级数据及其之差来填补。

② 科学技术支出指标在 2003—2006 年为科学事业费, 2007 年以后科学事业费为科学技术支出的组成部分, 以科学事业费增长率倒推 2003—2006 年科学技术支出。

制因素包括人口集聚度 (用城市人口密度表达)、规制强度 (用工业二氧化硫的去除率 sr_rate 表示)、对外贸易的开放程度、第二产业规模 (GDP2) 等,除了重工业比例外,其他变量都取了对数。工业绿色发展模型构建如下:

$$\ln ei_u = \alpha + \beta_1 \ln (avgdp_u) + \beta_2 \ln (tech_u) + \beta_3 structure_u + \beta_4 \ln (fdi_u) + \beta_5 \ln (pop_d_u) + \beta_6 sr_rate_u + \beta_7 \ln (gdp2_u) + \mu_u \quad (1)$$

这里, ei 代表工业 SO_2 排放强度,以每亿元工业产值所产生 SO_2 为指标,是反映工业绿色发展水平的综合指标。本文采用我国 2003—2014 年地级以上城市数据,除去西藏地区、三沙市,以及在此期间更改名称的城市后保留 280 个地级市,12 年共计 3 360 个观测值。数据来源于中国城市统计年鉴 (2003—2014 年)、中国工业年鉴 (2003—2014 年) 和中国工业企业数据库 (2003—2008 年)。人均 GDP、科技投入、 fdi 采用 2003 年不变价格。模型所用变量含义及其统计描述如表 1 所示。

表 1 变量统计描述

变量名	含义	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
SO_2	工业 SO_2 排放量 (吨)	3 360	62 069	61 790.9	2	683 162
$avgdp$	人均 GDP (元)	3 360	28 191	25 725.9	1 892	256 881
$tech$	每万元 GDP 科技投入 (元)	3 352	22.36	65.72	0.6	1 298.7
$structure$	重工业从业人员比例 (%)	3 210	62.39	18.93	13.1	99.2*
fdi	每万元 GDP 中实际吸收外商投资 (元)	3 220	218.4	240.9	0	2 010.5
pop_d	人口密度 (人/平方千米)	3 360	419.9	323.38	4.7	2 661.94
sr_rate	工业 SO_2 去除率	3 360	39.89	27.08	0	99.83
ei	每亿元工业产值所排放 SO_2 (吨)	3 360	144.07	228.29	0.036 6	3 093.1
$gdp2$	第二产业 GDP (亿元)	3 360	513	770	7	7 779

注:* 克拉玛依是个石油城市,重工业从业人员比重高。

(二) 门限回归分析与绿色门槛的估计

门限自回归分析的基本思想是,假定经济系统中门槛变量存在一个临界值,如果超过临界值,系统关系就会发生结构性变化。这就意味着,在不同的发展阶段 (绿色门槛变量在不同的区间),影响绿色发展的动力是显著不同的。绿色门槛的变化为工业绿色发展提供了新的思路和不同的应对措施。在确定了绿色门槛变量之后,接下来的任务就是基于绿色发展模型确定门槛变量的阈值并检验其显著性。绿色发展模型的门限回归分析为:

$$\ln ei_u = \mu_i + x_u' \beta_1 I(q_u \leq \gamma) + x_u' \beta_2 I(q_u > \gamma) + \beta_3 c_u + \epsilon_u \quad (2)$$

其中, ei_u 为工业 SO_2 排放强度, q_u 是门槛变量,本文中的门槛变量分别为人均 GDP、重工业比例和科技投入强度。 β_1 和 β_2 为门限变量的系数,分别衡量在 $q_u \leq \gamma$ 和 $q_u > \gamma$ 区间内三个门槛变量对于工业 SO_2 排放强度的影响。 c_u 是控制变量集,包括 SO_2 去除率、外商直接投资、人口密度等。 t 表示时间, i 为不同的个体; I 是指示变量,当满足相关的条件时, I 的取值为 1,否则为 0。

门限回归分析包括以下两个步骤来检验模型是否具有门槛效应:第一步,通过组内平均去除个体效应,然后采用最小二乘法 (OLS) 得到具有最小残差平方和 $S(\gamma)$ 的 γ 值;第二步,检验在门限值 γ 的条件下是否存在门槛效应。假设: $H_0: \beta_1 = \beta_2$ $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$,如果原假设成立,则不存在门槛效应。在原假设条件下通过 OLS 得到最小平方和 S_0 ,然后构造门槛效应的 F 统计量:

$$F = \frac{S_0 - S(\hat{\gamma})}{S(\hat{\gamma})/n(T-1)} \quad (3)$$

该统计量的临界值采用自体抽样法 (Bootstrap) 来模拟似然比检验的渐进分布得到。门限回

归分析不仅检验是否具有门槛效应, 还要估计门槛变量的阈值。基于上面绿色发展模型的门限回归分析, 绿色门槛变量的阈值及其检验结果如表 2 所示。

表 2 绿色门槛阈值的估计与检验

变量	门槛数	F 值	门限值	BS 次数	95%置信区间
lnavgdp	1	18.736**	11.6	500	[11.429, 11.66]
	2	13.075**	9.7; 11.5	500	[9.628, 10.891]; [8.247, 12.049]
structure	1	20.340***	20.5	500	[20.5, 88.387]
	2	83.891***	66.1; 93.9	500	[20.5, 96.125]; [93.736, 93.9]
lntech	1	49.948***	4.8	500	[4.354, 4.832]
	2	28.499***	3.9; 4.8	500	[2.266, 3.990]; [4.622, 4.832]

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

三个门槛变量均通过了双重门限假设检验。人均 GDP 的对数值所处的门限为 9.7 和 11.5, 分别对应的人均 GDP 大约为 16 933 元和 100 912 元; 重工业比例门限值分别为 66.1% 和 93.9%; 科技投入强度所对应门限值分别为 49.3 元和 125.5 元。

接下来, 将基于绿色门槛变量的阈值, 对绿色发展水平进行科学客观分组, 并考察各地区绿色发展的状况以及改进方向。

四、实证结果

(一) 发展模式: 绿色发展群、蓝色发展群和红色发展群

根据前面绿色门槛变量的估计结果, 每个绿色门槛变量都有两个阈值, 也就是每个门限变量有三个分类, 这样就将 12 年所有城市 (3 060 个观测值) 按门限变量的阈值分成 27 个组别。表 3 给出了部分高频率组别的特征、观测数量、代表性城市和相应的平均排放强度。

从表 3 分组情况看, 采用三个绿色门槛变量分组的结果与工业二氧化硫排放强度大小基本一致, 特别是反映经济发展水平的人均 GDP 指标和反映工业内部结构的重工业比重, 其取值范围与地区绿色发展程度高度关联。这也印证了本文所选择的绿色门槛变量的合理性以及门限回归的优势。

表 3 中, 本文根据工业二氧化硫排放强度以及背后三大动力因素的特征, 从环境与经济协调角度, 将工业发展模式界定为低排放高产出绿色发展模式、高排放低产出红色发展模式, 以及处于两者之间的蓝色发展模式。

从绿色发展的空间分布看, 东部沿海地区在绿色发展上处于领先地位, 比如北上广深、宁波、杭州、苏州等大城市都位列的绿色发展群; 西部内陆地区小城市的工业仍处于高污染低效益阶段, 比如安康、巴中、固原、六盘水、长治等都处于的红色发展群; 而中部一些省会城市, 如武汉、郑州、西安、长沙等基本处于中间的蓝色发展群。

从绿色发展的时空演化, 如果以二氧化硫作为工业污染物排放的代表, 我国工业的绿色发展已呈燎原之势。硫排放强度平均值由 2003 年的每亿元 GDP 排放工业二氧化硫 273 吨, 下降到 2014 年的 47 吨。高排放低产出的红色发展城市数量也相应从 2003 年的 239 个下降到 2014 年的 8 个。从图 1 可以发现, 2010 年是我国工业绿色发展的转折点, 绿色发展模式的的城市数量超过红色发展模式的的城市数量, 如果考虑 GDP 权重, 工业的绿色发展已经全面铺开。2003 年出现在绿色发展阶段群的城市有 29 个, 除了北京、上海和天津外, 另外包括福建省 3 个城市, 广东省 8 个城市, 江

表 3 基于门限回归分析的绿色发展分组

组别	组别特征	频数	代表性城市	排放强度
绿色发展群	G3 S3 T2	20	深圳 (5) 苏州 (3) 大连 (2) 杭州 (2) 天津 (2) 珠海 (2)	5.5
	G3 S3 T1	18	广州 (3) 无锡 (4) 苏州 (2)	11
	G2 S3 T2	83	北京 (10) 上海 (9) 深圳 (6) 厦门 (5) 大连 (4) 合肥 (4) 宁波 (3)	13.6
	G2 S3 T1	892	广州 (9) 天津 (8) 成都 (8) 青岛 (11) 南昌 (9) 嘉兴 (12) 杭州 (9) 合肥 (5) 大连 (6) 福州 (12) 哈尔滨 (10) 海口 (9) 南宁 (7) 宁波 (8) 厦门 (6) 苏州 (7) 泉州 (12)	44.3
蓝色发展群	G3 S2 T1	19	鄂尔多斯 (6) 大庆 (4) 东营 (5)	83.9
	G3 S1 T1	15	克拉玛依 (5)、包头 (3) 长沙 (2)	99.1
	G2 S2 T1	702	沈阳 (11) 武汉 (7) 长沙 (8) 昆明 (9) 成都 (4) 济南 (11) 贵阳 (9) 太原 (8) 长春 (12) 郑州 (8) 兰州 (9) 乌鲁木齐 (10) 鞍山 (12) 包头 (11)	94.9
	G2 S2 T3	21	西安、昆明、兰州、乌鲁木齐、银川	108.2
	G2 S1 T1	195	大同 (6) 长治 (7) 嘉峪关 (9) 攀枝花 (9) 淮安 (6) 晋城 (6) 延安 (8) 临汾 (8)	155.5
红色发展群	G1 S3 T1	760	安康 (9) 巴中 (11) 固原 (8) 安庆 (8) 白城 (7) 蚌埠 (7) 保定 (7)	181.2
	G1 S2 T3	10	遵义 (3) 陇南 (2)	260.3
	G1 S2 T1	534	安顺 (11) 广安 (8) 怀化 (9)	324.6
	G1 S1 T1	51	六盘水 (7) 阳泉 (4) 长治 (5)	478.4

注：(1) G3、G2 和 G1 分别表示经济发展水平（人均 GDP）高、中、低；S3、S2 和 S1 分别表示重工业比重低、中、高；T3、T2 和 T1 分别表示科技投入强度（万元 GDP 的科技投入）高、中、低。(2) 代表性城市栏目中括号里面表示出现次数，这是因为有些组在 12 年期间有些跳跃。(3) 有些组别里对应的城市数很少或者几乎没有，就没有单独列出。

苏省的 4 个城市，山东省济南、青岛、威海、烟台等 5 个城市，浙江省的杭州、宁波、绍兴等 7 个城市。2003 年处于蓝色发展阶段的的城市有 21 个，红色发展阶段的的城市高达 229 个。再看 2007 年相应的绿蓝红城市群数量分别为 63、61 和 156，相对于 2003 年，绿色和蓝色发展型城市数量增加了 1 倍多，红色发展型城市数量减少将近一半。到 2014 年，工业绿色发展格局就发生了更大的变化，绿色和蓝色发展群数量分别增加到了 133 个、129 个，相对应的硫排放强度分别为 25 吨和 64 吨；而红色发展群主要集中在西北地区的定西、固原、陇南、天水等 8 个城市，平均硫排放强度仍高达 111 吨。2003—2014 年绿色发展城市群的动态分布状况如图 1 所示。

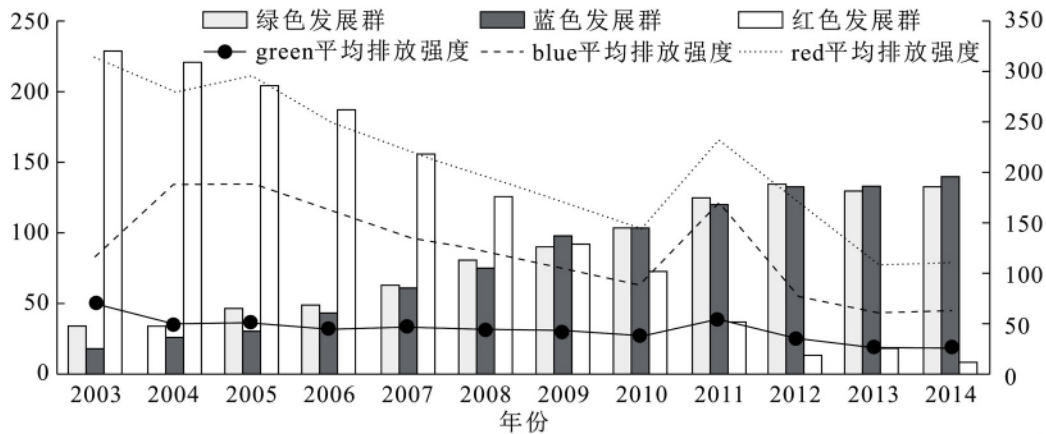


图 1 2003—2014 年我国工业绿色发展的动态分布

总之, 基于门限回归的绿色门槛值对城市发展模式进行的分类, 在控制其他变量的情况下, 地区发展水平越高、重工业比例越低、科技投入越大, 越有利于节能减排、绿色发展。如此的巨变, 背后哪些力量是推动我国工业绿色转型的动力源泉呢?

(二) 动力源泉: 收入水平、工业结构和科技投入

为了评价不同门限下发展水平、工业结构和科技投入对 SO_2 排放强度的影响, 在控制其他变量情况下, 观察门限变量系数是否有显著的变化。为了避免遗漏变量偏误, 所有回归均采用固定效应模型。门限回归结果如表 4 所示。

表 4 绿色模型的门限回归估计结果

门限变量	(1) <i>lnavgdp</i>	(2) <i>structure</i>	(3) <i>lnitech</i>
	<i>lnei</i>	<i>lnei</i>	<i>lnei</i>
<i>lnavgdp</i>		-0.808 5*** (0.035 9)	-0.843 6*** (0.043 6)
<i>structure</i>	0.027 1*** (0.001 1)		0.026 5*** (0.001 1)
<i>lnitech</i>	-0.146 6*** (0.022 8)	-0.141 1*** (0.021 8)	
<i>lnpop_d</i>	-0.153 1*** (0.027 0)	-0.127 4*** (0.024 9)	-0.142 0*** (0.026 9)
<i>lnfdi</i>	0.083 9*** (0.014 3)	0.032 5** (0.013 8)	0.089 5*** (0.014 1)
<i>sr_rate</i>	-0.008 8*** (0.000 6)	-0.008 6*** (0.000 6)	-0.008 9*** (0.000 6)
<i>lngdp2</i>	0.006 2 (0.034 2)	-0.101 5*** (0.029 3)	0.012 7 (0.033 9)
门槛 1	-0.753 9*** (0.052 3)	0.023 2*** (0.001 9)	-0.160 0*** (0.028 3)
门槛 2	-0.769 9*** (0.049 9)	0.025 7*** (0.001 3)	-0.263 8*** (0.027 7)
门槛 3	-0.792 7*** (0.048 5)	0.033 8*** (0.001 4)	-0.060 5** (0.026 1)
截距项	11.18*** (0.386 5)	13.42*** (0.286 6)	11.86*** (0.297 5)
观测值	3 021	3 021	3 021
R^2	0.585 2	0.593 2	0.591 6

注: 括号内是标准误; 人均 GDP 由 16 932.7 元和 100 911.6 元两个门槛值分出三重门限, 其他两个绿色门槛变量的阈值如表 2 所示。

基于门限回归估计的结果, 发现绿色发展动力的几个特点:

1. 我国工业已进入人均收入上升、硫排放强度快速下降的阶段。根据 EKC 假说理论, 随着人均收入的提高, 当人均收入迈过某一门槛后, 公众对食物有关物品的收入需求弹性低且不断下降, 而对环境质量 (类同于奢侈品) 的收入需求弹性高且不断上升。由表 4 第二列可得, 在控制其他变量的情况下, 从低到高的三个发展水平, 人均 GDP 每增加一个百分点, 工业硫排放强度分别减少 0.75、0.77 和 0.79 个百分点。这意味着, 随着人均收入的提高, 环境污染强度显著降低, 更重要的是, 硫排放强度减低的幅度会更大。

2. 绿色发展的重心应该聚焦工业结构的调整, 特别是重工业比例高的地区。由表 4 第三列可推断, 工业结构的门槛变量系数显著为正值, 说明重工业比重高的地区, 其工业 SO_2 排放强度相对较高。进一步, 观察重工业比例的三个门槛系数值的大小 (0.023、0.026、0.034) 发现, 重工业比例较低地区, 降低工业硫排放强度的难度较大, 重工业比例降低一个百分点, 硫排放强度只下降 0.023 个百分点; 相反在重工业比例较高地区, 重工业比重降低一个百分点, 硫排放强度会降低 0.034 个百分点, 调整工业内部轻重结构实现工业绿色发展的效果更显著。从另一角度看, 随着重工业比重的下降, 通过调结构促进绿色发展的难度也越来越大。

3. 合理有效的科技投入是工业绿色发展的驱动力。由表 4 第四列门槛值的估计值大小可以发现, 科技投入对绿色发展的推动力都是显著的, 但是存在边际递减效应。在第一区间 (万元 GDP 科技投入量小于 49.3 元), 科技投入强度提高一个百分点, 硫排放强度下降 0.16 个百分点, 进入

第二区间（49.3~125），相应的减排力度却高达0.26个百分点；但是到了第三区间（125元以上），科技投入对降低硫排放强度的贡献下降到0.06个百分点。由此可以得出，工业硫减排效果最优区间是万元GDP的科技投入在49.3元至125元。尽管增加科技投入无论在哪个区间都会推动工业SO₂排放强度的减少，但是在适度科技投入水平下，科技投入所带来的减排效果最为明显。当然，从数据分布看，达到高强度科技投入的城市，在3060个观测值中只有52个，主要是北京、上海等直辖大城市，虽然科技投入强度大，但是这些大城市污染型产业本身就很少，科技投入的主要目标不是短期的减排，而是长远竞争力。可见，无论是从边际还是总量，增加科技投入显然有利于绿色发展。

4. 外商投资对城市绿色发展的贡献。从2003—2014年数据来看，外商投资力度（万元GDP所吸收FDI的数量）并没有降低硫排放强度，相反，显著增加了硫排放强度。这似乎验证了“污染天堂”假说，FDI所涉及领域可能更多倾向于污染型行业。

5. 环境管制强度以及人口密度等因素对城市绿色发展的影响。本文采用二氧化硫的去除率反映环境管制强度指标，该变量的系数都显著为负值，说明管制强度提高是工业绿色转型的外在推动力。另外，本文也考虑人口集聚水平（单位区域面积的人口数量）对工业绿色发展的影响。在控制其他条件下，人口集聚水平提高一个百分点，碳排放强度下降12~15个百分点。

综上，发展水平越高、重工业比例越低、科技投入强度适度是实现工业绿色发展主要动力。同时也发现，适度控制高污染型外商投资规模、提高人口在城市集聚水平（人口密度）均有利于工业绿色发展。

五、结论与不足之处

本文首先从发展水平、工业结构和科技投入三个维度，利用门限回归的方法对2003—2014年中国城市工业的绿色发展水平进行分类，并依照门限回归模型对工业绿色发展的动力源泉进行分析，得出如下结论：

1. 基于人均收入水平、重工业结构和科技投入三个门槛变量的阈值的分组，将我国城市绿色发展状况分为三类：低排放高产出的绿色发展群、高排放低产出的红色发展群和居于以上两者之间的蓝色发展群。从三大城市群的分布看，东部沿海等大城市在绿色发展水平处于领先地位，西部内陆，特别是中、小城市的绿色发展水平远远落后于东部沿海地区。

2. 工业绿色发展成效显著，主要体现为城市发展类型的变化和排放强度减少两个方面。绿色发展城市的数量从2003年的29个迅速增加到2014年的133个；高污染低产出的红色发展型城市大幅度减少，并收缩到西北的少数地区。从排放强度上看，蓝色及红色发展群的城市减排效应明显。中国工业的绿色发展从东部沿海的“星星之火”发展为如今全国范围的“燎原之势”。

3. 随着收入水平的提高，人们对绿色环境的需求越来越高，无疑给工业的绿色发展提出更高的标准。数据分析发现，在收入水平的两个门槛16933元和100912元所构成的三个区间，人均收入每提高一个百分点，工业二氧化硫排放强度下降的比例分别为0.75、0.77和0.79个百分点。显然，收入水平提高对绿色发展的推动力越来越大。

4. 结构调整和优化为工业绿色发展减负加力，同时，在工业发展的不同阶段（工业结构的不同阈值区间），工业结构调整对绿色发展的作用有显著的差异。从门槛变量系数估计值观察，重工业比重高的地区，工业结构调整对工业绿色转型的推动力远高于重工业比重低的地区。

5. 合理有效的科技投入是工业绿色发展的驱动力。科技投入强度对工业的硫排放强度的推动作用存在递减效应，在科技投入强度的两个门槛值49.3元和125.5元所构成的三个区间，科技投

入强度在(49.3, 125.5)区间的减排弹性高达0.26,而当科技投入强度高于125.5元后,科技投入的减排效果明显下降到0.06。这也说明我国的科技体制存在效率低的问题。

6. 外商直接投资能够显著地促进地方经济发展,但是同时也会带来污染排放强度的上升。因此,有必要提高对外商直接投资环境准入门槛,引导外资进入低污染、低能耗,高产出的行业。

本文研究的不足之处有两点,一是对于绿色发展界定所选取的环境污染变量仅仅考虑工业二氧化硫,如果增加废水、COD、固废等污染物作为绿色发展的考察指标会使得绿色发展的研究内涵更全面、更深刻。第二点,由于地级层面缺乏工业企业研发投入数据,而仅仅以政府的科技投入,显然不是很妥当,这可能是导致科技投入对减排呈现递减效应现象的原因。

参考文献

- [1] 涂正革, 谌仁俊. 碳排放权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. 经济研究, 2015(7).
- [2] 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).
- [3] Chung, Y. H., R. Färe, S. Grosskopf. Productivity and undesirable outputs: A directional distance function approach[J]. *Journal of Environment Management*, 1997(3).
- [4] Färe, R., S. Grosskopf, D. W. Noh, et al. Weber. Characteristics of a polluting technology: Theory and practice[J]. *Journal of Econometrics*, 2006(2).
- [5] 涂正革. 环境、资源与工业增长的协调性[J]. 经济研究, 2008(2).
- [6] 王兵, 吴延睿, 颜鹏飞. 中国区域效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究, 2010(5).
- [7] 涂正革, 刘磊珂. 考虑能源、环境因素的中国工业效率的评价[J]. 经济评论, 2011(2).
- [8] 杨志江, 文超群. 中国绿色发展效率的评价与区域差异[J]. 经济地理, 2017(3).
- [9] UNEP. *Green Economy Indicators—Brief Paper*[Z]. 2012.
- [10] Yale Center for Environmental Law and Policy. *EPI2012: Environmental Performance Index and Pilot Trend Environmental Performance Index*[Z]. 2012.
- [11] 中国科学院可持续发展战略研究组. 2006 中国可持续发展战略报告——建设资源节约型和环境友好型社会[M]. 北京: 中国环境科学出版社, 2009.
- [12] 陈诗一. 中国各地区低碳经济转型进程评估[J]. 经济研究, 2012(8).
- [13] 余东华, 张明志. “异质性难题”化解与碳排放 EKC 再检验——基于门限回归的国别分组研究[J]. 中国工业经济, 2016(7).
- [14] 宋锋华. 经济增长、大气污染与环境库兹涅茨曲线[J]. 宏观经济研究, 2017(2).
- [15] Grover, R. B. Green growth and nuclear power: A perspective from India[J]. *Energy Strategy Reviews*, 2013(4).
- [16] Farla, J. C. M., K. Blok. Energy efficiency and structure change in the Netherlands(1980—1990)[J]. *Energy Economics*, 1998(1).
- [17] Schäfer, A. Structural change in energy use[J]. *Energy Policy*, 2005(4).
- [18] 余永泽, 杜晓芬. 经济发展、政府激励约束与节能减排效率的门槛效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013(7).
- [19] 郑思齐, 万广华, 孙伟增. 公众诉求与城市环境治理[J]. 管理世界, 2013(6).
- [20] Lee, J. S., J. W. Kim. South Korea's urban green energy strategies: Policy framework and local responses under the green growth[J]. *Cities*, 2016, 54.
- [21] Ploeg, R. V. D., C. Withagen. Green growth, green paradox and the global economic crisis[J]. *Environmental Innovation and Society Transitions*, 2013, 6.
- [22] Ehrlich, P. R., J. P. Holdren. Impact of population growth[J]. *Science*, 1971(3977).
- [23] Kaya, Y. *Impact of Carbon Dioxide Emission on GDP Growth: Interpretation of Proposed Scenarios*[R].

IPCC Energy and Industry Subgroup, Response Strategies Working Group, 1989.

[24] Grossman, G. M., A. B. Krueger. Economic growth and the environment [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1995(2).

[25] Selden, T. M., D. Q. Song. Environmental quality and development: Is there a Kuznets Curve for pollution? [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1994(2).

[26] Stocky, N. L. Are there limit to growth? [J]. *International Economic Review*, 1998(1).

[27] Groot, H. L. F. *Structure Change, Economic Growth and the Environmental Kuznets Curve* [Z]. Amsterdam: Department of Special Economics Vrije Universiteit Amsterdam, Working Paper Series, 2008.

Research for the Evaluation and Dynamic of China's Industrial Green Development——Based on the Threshold Regression for the Data of Prefecture-Level Cities

TU Zheng-ge, WANG Qiu-hao

Abstract: The essence of green development is the “win-win” of economic growth and environmental protection. Based on the data of 280 prefecture level cities in China in the past 2003—2014 years, we use the threshold regression to explore the level and power source of China's industrial green development from three dimensions which are income level, industrial structure and science input. The results are as follows: (1) The level of green development for China's industry are different from region to region. The eastern cities have entered the green development stage with low emissions and high production. Most of the small cities in the Midwest are still at the stage of red development with high emissions and low output. With a prospect from the 2003 to 2014, the number of the cities with green development model had increased from 29 to 133 while the city of red development model had decreased from 239 to 8. (2) The dynamic of green development is also showing great differences in different stages of development. In the region with high average income, the green demand for green development generates a powerful force to drive the area to have a green development; the adjustment of industrial structure lightening the burden of green development especially in the areas with a large proportion of heavy industries is more impetus to green development; when the investment in science and technology is between 49.3 yuan to 125.5 yuan in every 10 000 yuan GDP, the investment of science has the greatest contribution to green development.

Key words: green development; green threshold; threshold regression

(责任编辑 朱 蓓)