

环境规制政策下创新驱动中国工业 绿色全要素生产率研究

袁宝龙¹ 李琛²

(1. 中南林业科技大学 商学院, 湖南 长沙 410004; 2. 中南大学 商学院, 湖南 长沙 410083)

摘要: 创新驱动工业绿色发展已成为中国迈向工业强国的必由之路。采用 2000—2015 年中国 30 个省域工业面板数据, 利用扩展的 CDM 模型分析工业行业在回应环境规制时的创新行为差异, 以及不同创新行为对工业创新绩效的影响。研究发现: (1) 在不考虑环境规制的情况下, 研发强度对实质性创新和策略性创新均具有显著的促进作用, 但在考虑环境规制的情况下, 研发强度仅对策略性创新具有显著的促进作用。(2) 实质性创新对全要素生产率(TFP)和绿色全要素生产率(GTFP)具有显著的促进作用, 但是, 策略性创新对 TFP 和 GTFP 的影响并不显著, 表明发明专利创新才是促进工业绿色增长的驱动因素。(3) 分区域来看, 中、西部地区工业存在以“小发明”“小创造”回应政府环境规制的策略性创新行为。从创新绩效来看, 实质性创新能够促进三大地区的 TFP 和东、中部地区的 GTFP, 但是策略性创新只对西部地区的 GTFP 具有促进作用。最后, 提出了有针对性的政策建议。

关键词: 实质性创新; 策略性创新; 环境规制; 绿色全要素生产率; 工业

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2018)05-0101-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2018.05.009

一、引言

21 世纪以来, 资源能源束缚趋紧、环境污染严重、生态系统退化等问题成为制约中国区域工业可持续发展的重要因素, 因此, 加快地区工业向低碳、节能、绿色发展转型是促进其长期发展的重要战略举措。从理论上来说, “波特假说”认为, 设计完善的环境规制政策能够激励企业实施技术创新, 进而通过技术创新来提高其竞争力^[1]。那么, 为了回应政府的环境规制政策, 地区工业创新行为是否呈现差异化的表现? 创新方式的选择能否对工业绿色发展产生积极的影响? 目前还很少有学者对这些问题进行深入研究。因此, 本文采用 2000—2015 年中国 30 个省份的工业面板数据, 利用扩展的 CDM 模型分析工业行业在回应环境规制政策时的创新行为差异, 以及不同创新行为对地区工业创新绩效的影响。这一研究对规范地区工业行业创新行为和促进中国工业绿色发展具有重要的指导意义。

本文的研究贡献主要包括: 其一, 本文在“波特假说”的理论框架下, 通过构建扩展的 CDM 模型^[2], 分析环境规制政策与创新投入、创新产出和创新绩效之间的关系, 揭示创新驱动工业绿色发展的内部机理, 丰富了“波特假说”理论。其二, 本文从创新动机的视角将环境规制引致的创新行为分为实质性

收稿日期: 2018-04-03; 修回日期: 2018-07-06

作者简介: 袁宝龙(1986—), 男, 甘肃庆阳人, 管理学博士, 中南林业科技大学商学院讲师, 硕士生导师, 研究方向为环境规制与产业绿色创新; 李琛(1983—), 男, 辽宁辽阳人, 通讯作者, 中南大学商学院博士研究生, 研究方向为技术创新与区域产业发展。

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71703171); 湖南省自然科学基金青年项目(2018JJ3889); 湖南省高校创新平台开放基金项目(16K106); 湖南省社会科学成果评审委员会课题(XSP17YBZZ144)

创新和策略性创新,分别分析环境规制对两种创新行为,以及不同创新行为对工业绿色全要素生产率的差异化影响,有助于为政府制定更有效的环境保护政策和创新政策提供指导。其三,基于中国工业经济与环境协调发展的现实需求,分别以全要素生产率和绿色全要素生产率来衡量工业创新绩效,揭示不同创新行为产生的差异化结果,有助于为中国工业绿色发展寻找高效的创新路径。

二、文献综述与研究假设

(一) 环境规制与 R&D 强度

目前研究环境规制与创新的文献主要有两个角度。第一,基于创新内容的差异,主要研究环境规制对产品创新、工艺创新、服务创新、生态创新等的影响。例如,Kammerer^[3]研究发现,环境规制对环境产品创新具有显著的促进作用。Ford *et al.*^[4]研究发现,环境规制能够促进产品和服务创新。Miguel and Pazó^[5]研究发现,环境规制仅促进了大企业的工艺创新和小企业的产品创新。Chen *et al.*^[6]发现,环境规制对区域生态创新具有显著的促进作用。第二,基于创新强度的差异,主要以 R&D 投入作为衡量创新强度的指标,分析环境规制对创新强度的影响。例如,Kneller and Manderson^[7]研究发现,环境规制能够促进环保类 R&D 投入,但是不能促进总的 R&D 投入,环保类 R&D 对非环保类 R&D 具有挤出效应。Yang *et al.*^[8]利用我国台湾地区工业面板数据研究发现,环境规制能够促进 R&D 支出。Sen^[9]研究发现,环境税能够促进企业 R&D 增加。余伟等^[10]研究发现,环境规制对企业研发投入具有显著的促进作用,但是对工业经营绩效不能产生促进作用。谢荣辉^[11]研究发现,环境规制对 R&D 强度具有显著的促进作用。

环境规制对 R&D 强度的影响主要包括以下方面:其一,环境规制政策能够为企业实施节能减排技术创新提供财政补贴,这种以配套资金支持的方式能够通过杠杆作用引导工业企业提高 R&D 强度^[12];其二,企业通过率先实施节能减排创新能够抢占市场份额,提高绿色产品市场占有率,使得企业出现新的利润增长点,从而对企业技术创新投入产生“创新补偿”效应^[11];其三,面对排污权交易、资源环境税等规制工具,企业通过技术创新降低购置排污权和缴纳资源环境税的成本,也能获取出售排污权的创新红利,这有助于激励工业企业提高 R&D 强度。通过以上文献梳理和理论分析,本文提出以下假设:

假设 1: 环境规制对中国工业 R&D 强度具有显著的促进作用。

(二) R&D 强度与工业创新

R&D 投入是促进工业创新产出的必要条件,现有研究普遍认为 R&D 投入能够显著促进专利产出。Acs *et al.*^[13]研究发现,美国 R&D 投入对专利产出具有促进作用。张瑞等^[14]研究发现,大中型工业企业的研发经费投入对专利产出具有显著的促进作用。张小蒂和王中兴^[15]研究发现,中国 R&D 投入对高新技术产业专利产出具有显著的促进作用。单伟等^[16]研究发现,中国大多数省市的 R&D 投入对专利授权转化效率呈规模报酬递增趋势。因此,本文提出以下假设:

假设 2: 工业 R&D 强度对创新产出具有显著的促进作用。

假设 2a: 工业 R&D 强度对实质性创新具有显著的促进作用。

假设 2b: 工业 R&D 强度对策略性创新具有显著的促进作用。

现有文献并未将专利产出进行分类研究。李平等^[17]提出,发明专利的技术含量最高,难度也最大,属于高水平技术创新项目,实用新型专利是“小发明”,是发明中技术水平较低、难度比较小的发明创造,而外观设计专利几乎不涉及技术含量,难度最低。黎文靖和郑曼妮^[18]也提出,发明专利是高水平创新,非发明专利只是为了迎合政府政策,是低水平创新。在环境保护政策的影响下,工业企业由于自身经济发展、能源消耗及环境污染的差异,将会以两种不同的动机来回应政府环境保护政策的规制压力:一是以实质性创新来促进工业生产技术进步,实现节能减排;二是以策略性创新迎合政府的环境规制要求,例如,通过改造产品的外观设计或工艺来构造低碳节能概念,进而获得政

府的环保补贴或税收优惠等。因此,本文提出以下假设:

假设 3: 相比于实质性创新,工业企业更倾向于以策略性创新来回应环境规制政策。

假设 3a: 在环境规制的影响下,工业 R&D 强度并不能促进实质性创新。

假设 3b: 在环境规制的影响下,工业 R&D 强度能够促进策略性创新。

(三) 创新类型与创新绩效

目前研究创新类型与创新绩效的文献主要有两个角度。第一,基于创新内容的差异,重点研究产品创新、过程创新、组织创新等方面。例如,Choi *et al.*^[19] 研究发现,长期来看,产品创新投资策略比工艺创新投资策略更能促进企业收益的增加。Geldes *et al.*^[20] 研究发现,只有产品创新促进了创新绩效。Fu *et al.*^[21] 研究发现,技术创新比管理创新更能促进企业劳动生产率增长。Lee *et al.*^[22] 研究发现,产品创新和工艺创新都能促进企业绩效,而且市场创新和组织创新活动能够正向调节这种关系。第二,基于创新来源的差异,重点研究自主研发与技术引进对创新绩效的影响。例如,吴延兵^[23] 研究发现,自主研发和国外技术引进对生产率具有显著的促进作用,但国内技术引进对生产率并没有显著影响。万伦来和朱琴^[24] 研究发现,自主研发和国外技术引进均能显著促进绿色全要素生产率增长。唐未兵等^[25] 研究发现,技术创新与经济增长集约化水平负相关,技术引进有利于经济增长集约化。岳鸿飞等^[26] 研究发现,自主创新能够促进资源密集型和技术密集型工业绿色转型,技术引进能够促进劳动密集型工业绿色转型。

现有文献集中于创新内容和创新来源的研究,尚未从创新动机的视角来分析工业创新对创新绩效影响的差异。熊彼特^[27] 认为技术创新和技术进步是经济增长的原动力。以 Romer 为代表的新经济增长理论也认为,“内生性”的技术进步是经济增长的引擎^[28-29]。黎文靖和郑曼妮^[18] 研究发现,只有发明专利申请量的增加才能提高企业的市场价值,而非发明专利对企业市场价值并没有促进作用。因此,本文提出以下假设:

假设 4: 实质性创新是推动工业 TFP 和 GTFP 的重要驱动力,策略性创新仅是回应环境规制的手段,对工业 TFP 和 GTFP 并不能产生促进作用。

三、研究设计

(一) 模型构建

CDM 模型揭示了创新投入的影响因素、创新投入与产出之间的关系、创新产出和绩效之间的关系,从而克服了创新过程的黑箱困惑。由于本文的研究对象是中国 30 个省份的工业,每个省份的工业均有 R&D 投入,因此,不再分析研发投入决策方程,直接分析 R&D 强度方程。本文根据研究假设对 CDM 模型进行扩展,构建如下计量回归模型。

R&D 强度方程如式(1)所示:

$$\ln R\&D_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ER_{i,t} + \alpha_2 \ln Control_{i,t} + \mu_1 \quad (1)$$

其中,因变量 $R\&D$ 表示各地区工业研发强度。自变量 ER 表示环境规制, $Control$ 表示控制变量组。 μ 为随机扰动项,下标 i 和 t 分别表示地区(省份)和时期(年份)。

创新方程如式(2)所示:

$$\begin{cases} SUBI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln R\&D_{i,t} + \beta_2 \ln ER_{i,t} + \beta_3 \ln Control_{i,t} + \mu_1 \\ SUBI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln R\&D_{i,t} + \beta_2 \ln ER_{i,t} + \beta_3 \ln R\&D_{i,t} \times \ln ER_{i,t} + \beta_4 \ln Control_{i,t} + \mu_2 \\ STRI_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \ln R\&D_{i,t} + \delta_2 \ln ER_{i,t} + \delta_3 \ln Control_{i,t} + \mu_3 \\ STRI_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \ln R\&D_{i,t} + \delta_2 \ln ER_{i,t} + \delta_3 \ln R\&D_{i,t} \times \ln ER_{i,t} + \delta_4 \ln Control_{i,t} + \mu_4 \end{cases} \quad (2)$$

其中,因变量 $SUBI$ 为实质性创新, $STRI$ 为策略性创新。 $R\&D$ 与 ER 的交乘项表示工业回应环境规制政策时的研发投入,其他变量与方程(1)含义一致。

生产率方程如式(3)所示:

$$\begin{cases} \ln TFP_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln SUBI_{i,t} + \lambda_2 \ln STRI_{i,t} + \lambda_3 \ln Control_{i,t} + \mu_1 \\ \ln GTFP_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 \ln SUBI_{i,t} + \theta_2 \ln STRI_{i,t} + \theta_3 \ln Control_{i,t} + \mu_2 \end{cases} \quad (3)$$

其中 TFP 为工业全要素生产率 $GTFP$ 为工业绿色全要素生产率 其他变量与方程(1)含义一致。

(二) 变量选择与测量

1. 全要素生产率(TFP)和绿色全要素生产率($GTFP$)。本文运用超效率DEA方法评价中国30个省份的工业TFP与GTFP,评价模型如式(4)所示。测算TFP的投入指标为资本投入、劳动力投入、工业综合能源消费量,产出指标为工业总产值。测算GTFP的投入指标为资本投入、劳动力投入、工业综合能源消费量,产出指标为工业废水、废气、固废、CO₂、工业总产值^[30]。

$$\begin{aligned} \min \rho_{SE} &= \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{ik}}}{1 - \frac{1}{q} \sum_{r=1}^q \frac{s_r^+}{y_{rk}}} \\ \text{s. t. } &\sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j - s_i^- \leq x_{ik} \quad \sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_j + s_r^+ \geq y_{rk} \\ &\lambda, s^-, s^+ \geq 0; i = 1, 2, \dots, m; r = 1, 2, \dots, q; j = 1, 2, \dots, n (j \neq k) \end{aligned} \quad (4)$$

其中 m 表示每个决策单元的投入种类 q 表示每个DMU的产出种类 n 表示决策单元的个数 ρ 为效率值。 x_{ij} 表示第 j 个决策单元的第 i 种投入, y_{rj} 表示第 j 个决策单元的第 r 种产出, s^- 表示投入的松弛变量, s^+ 表示产出的松弛变量。

2. 实质性创新($SUBI$)和策略性创新($STRI$)。参考黎文靖和郑曼妮^[18]的研究,本文以专利申请量来衡量工业创新产出。同时,从创新动机的视角将创新划分为实质性创新和策略性创新,其中,利用工业发明专利申请量来衡量实质性创新水平,利用实用新型专利和外观设计专利申请量来衡量策略性创新。

3. 环境规制(ER)。本文使用工业污染治理设施运行费用来衡量环境规制强度^[31],工业污染治理设施运行费用越高,表明环境规制强度越大。

4. 控制变量。参考Yuan and Xiang^[31]的思路,本文从需求侧(市场拉动)、供给侧(技术推动)和行业特征三个维度选取控制变量。市场拉动因素选取市场竞争度(MC)^[7]、技术推动因素选取外商直接投资(FDI)^[32]、行业特征选取资本密集度(CI)^[31]、行业规模(GDP)^[7]、盈利能力(PR)^[33]、区域工业集聚度(LE)^[11]。另外,在

表1 计量回归模型各变量的定义

| 名称 | 定义 | 单位 |
|--------------------|----------------------------------------------|-----|
| 绿色全要素生产率($GTFP$) | 利用SE-DEA模型计算 | — |
| 全要素生产率(TFP) | 利用SE-DEA模型计算 | — |
| 实质性创新($SUBI$) | 各地区工业行业发明专利申请量 | 件 |
| 策略性创新($STRI$) | 各地区工业行业非发明专利(实用新型和外观设计)申请量 | 件 |
| 研发强度($R\&D$) | 各地区工业人均R&D投入额 | 元/人 |
| 环境规制(ER) | 各地区工业污染治理设施运行费用 | 万元 |
| 市场竞争度(MC) | 地区 <i>i</i> 单位产值的企业数量与全国单位产值的企业数量之比 | — |
| 外商直接投资(FDI) | 各地区工业大中型企业外商和港澳台投资权益 | 亿元 |
| 资本密集度(CI) | 各地区工业固定资产/工业行业总资产 | % |
| 行业规模(GDP) | 各地区工业生产总产值 | 亿元 |
| 盈利能力(PR) | 地区工业企业利润总额 | 亿元 |
| 工业集聚度(LE) | 各地区工业区位熵(各省市工业产值占GDP的比重相对于全国工业产值占全国GDP比重的比率) | — |
| 研发人力资本(RDP) | 各地区规模以上工业企业R&D人员全时当量 | 人年 |

创新方程中,本文增加了人力资本投入变量(RDP)。各变量的定义见表1。

(三) 数据来源与描述性统计

本文以2000—2015年中国30个省份的工业面板数据为样本。由于我国的西藏、香港、澳门、台湾地区数据缺失较多,故不纳入本文研究范围。为了进一步分析创新驱动工业绿色全要素生产率的

区域异质性路径, 本文将 30 个省份划分为东、中、西部地区, 其中, 东部地区包括北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、山东、福建、广东、海南和河北; 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北; 西部地区包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、新疆、宁夏、重庆。

各地区工业 R&D 投入、专利数量、发明专利数量、R&D 人员的数据来自《中国科技统计年鉴》。各地区工业能源消耗数据来自《中国能源统计年鉴》。各地区工业废水排放量、废气排放量、固废排放量、工业污染治理设施运行费用数据来自《中国环境统计年鉴》。CO₂ 数据需要根据 IPCC(联合国政府间气候变化专门委员会)提供的国家温室气体清单指南中二氧化碳排放量的计算方法进行计算获得。各地区工业固定资产、总资产、劳动力、行业生产总

值、外商直接投资、企业数量、工业企业利润数据来自《中国统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》。为了消除通货膨胀的影响, 使用现价/工业品出厂价格指数把货币值数据的当年价格转换成 2000 年不变价格。各行业的固定资产投资按照永续盘存法进行测算。本文计量回归模型各变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 计量回归模型中各变量的描述性统计结果

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 观测值 |
|----------------|-------------|-------------|-----------|------------|-----|
| <i>TFP</i> | 0.574 | 0.197 | 0.148 | 1.058 | 480 |
| <i>GTFP</i> | 0.462 | 0.238 | 0.094 | 1.215 | 480 |
| <i>R&D</i> | 0.018 | 0.012 | 0.002 | 0.066 | 480 |
| <i>SUBI</i> | 2 715.225 | 6 653.987 | 2 | 55 624 | 480 |
| <i>STRI</i> | 4 701.194 | 10 636.676 | 0 | 78 183 | 480 |
| <i>ER</i> | 410 404.112 | 476 081.020 | 3 466.200 | 3 210 487 | 480 |
| <i>MC</i> | 0.914 | 0.362 | 2.212 | 0.299 | 480 |
| <i>FDI</i> | 1 570.991 | 2 924.465 | 2.350 | 18 689.260 | 480 |
| <i>CI</i> | 0.568 | 0.110 | 0.247 | 0.942 | 480 |
| <i>GDP</i> | 4 945.091 | 5 528.752 | 65.760 | 30 259.490 | 480 |
| <i>PR</i> | 1 111.611 | 1 572.189 | 0.000 | 9 686.840 | 480 |
| <i>LE</i> | 0.936 | 0.183 | 0.312 | 1.260 | 480 |
| <i>RDP</i> | 36 317.565 | 69 865.652 | 72 | 441 304 | 480 |

四、实证结果分析与讨论

(一) 平稳性检验与协整检验

在进行计量回归分析之前, 首先对本文的数据进行平稳性检验。本文采用 Levin、Lin 和 Chu(LLC), ADF-Fisher, PP-Fisher 三种方法进行单位根检验^[34]。结果显示所有变量都是平稳序列(见表 3)。

为了避免出现伪回归现象, 本文利用 Pedroni 协整检验方法进行检验^[35], 结果显示, 环境规制与研发强度、研发强度与创新产出、创新产出与生产率之间存在面板协整关系(见表 4)。

表 3 单位根检验结果

| 变量 | LLC 检验 | ADF-Fisher 检验 | PP-Fisher 检验 | 结论 |
|------------|------------|---------------|--------------|----|
| $\ln TFP$ | -12.606*** | 297.419*** | 433.832*** | 平稳 |
| $\ln GTFP$ | -15.729*** | 197.460*** | 225.869*** | 平稳 |
| $\ln R&D$ | -5.915*** | 144.567*** | 144.334*** | 平稳 |
| $\ln SUBI$ | -44.334*** | 381.456*** | 533.125*** | 平稳 |
| $\ln STRI$ | -38.941*** | 340.613*** | 517.408*** | 平稳 |
| $\ln ER$ | -49.893*** | 400.244*** | 509.527*** | 平稳 |
| $\ln MC$ | -3.613*** | 116.169*** | 179.965*** | 平稳 |
| $\ln FDI$ | -34.039*** | 273.276*** | 513.487*** | 平稳 |
| $\ln CI$ | -15.815*** | 203.810*** | 338.947*** | 平稳 |
| $\ln GDP$ | -22.614*** | 190.341*** | 500.331*** | 平稳 |
| $\ln PR$ | -38.430*** | 299.440*** | 443.715*** | 平稳 |
| $\ln LE$ | -29.377*** | 238.108*** | 299.424*** | 平稳 |
| $\ln RDP$ | -28.639*** | 354.042*** | 385.406*** | 平稳 |

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

表 4 协整检验结果

| 统计量 | 检验假设 | 检验类型 | 检验结果 | | | | | | |
|-----------|------------------------------------|---------------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | | | $\ln ER - \ln R&D$ | $\ln R&D - \ln SUBI$ | $\ln R&D - \ln STRI$ | $\ln SUBI - \ln TFP$ | $\ln SUBI - \ln GTFP$ | $\ln STRI - \ln TFP$ | $\ln STRI - \ln GTFP$ |
| 组内 统计量 | $H_0: \rho = 1$ $H_1: \rho < 1$ | Panel v-Stat. | -2.412 | -3.876 | -3.669 | -0.499 | -1.794 | -0.742 | -2.434 |
| | | Panel PP-Stat. | -6.751*** | -6.071*** | -7.090*** | -13.525*** | -7.616*** | -12.512*** | -7.909*** |
| | | Panel ρ -Stat. | -7.645*** | -6.708*** | -8.016*** | -3.428*** | -7.855*** | -3.565*** | -7.890*** |
| | | Panel ADF-Stat. | -4.886*** | -3.524*** | -4.861*** | -12.868*** | -6.746*** | -11.423*** | -6.816*** |
| 组间 统计量 | $H_0: \rho = 1$ $H_1: \rho < 1$ | Group ρ -Stat. | -2.451*** | -1.181 | -2.043** | 0.146 | -4.155*** | 0.128 | -4.434*** |
| | | Group PP-Stat. | -5.771*** | -4.218*** | -5.165*** | -12.212*** | -8.739*** | -10.351*** | -9.489*** |
| | | Group ADF-Stat. | -4.236*** | -2.578*** | -3.916*** | -10.778*** | -7.162*** | -8.822*** | -7.687*** |

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

(二) 全样本估计

表5是对方程(1)~(3)的全样本估计结果。由于工业创新可能反向影响环境规制,本文首先对环境规制变量进行了内生性检验,Hausman检验结果均在1%的水平下显著,表明环境规制的确存在内生性问题。为了避免这一问题,检验创新的动态特征,本文参考邵小快和胡怀国^[36]、徐茉和陶长琪^[37]的研究,对R&D强度方程和生产率方程使用系统广义矩(SYS-GMM)估计方法进行回归。检验结果发现,AR(1)拒绝原假设而AR(2)接受原假设,其统计量不显著说明了残差项不存在二阶序列相关的原假设成立,同时,Sargan检验接受原假设,表明工具变量并不存在过度识别约束。由于创新方程的因变量为专利数量,属于非负整数,因此,本文使用面板负二项回归(NB2)模型进行估计^[38]。模型(2)~(5)的 α 值均在95%的置信区间,故可在5%的显著性水平上拒绝过度分散参数“ $\alpha=0$ ”的原假设,表明使用面板负二项回归模型是恰当的。异方差怀特检验 $\chi^2(1)$ 和BP检验 $\chi^2(1)$ 统计量也拒绝同方差假设,表明该模型存在异方差问题。为了消除异方差的干扰,本文对变量取对数后回归,其中,在生产率方程中对专利数量加1后取对数。所有解释变量的VIF值均不超过10,表明本文选取的解释变量不存在严重的多重共线性问题。

表5中的模型(1)是R&D强度方程的估计结果。R&D强度的滞后一期对当期的估计系数为0.483,且在1%的水平下显著,表明中国工业R&D强度具有较强的累积效应。环境规制对R&D强度的估计系数为0.058,且在1%的水平下显著,表明环境规制对中国工业R&D强度具有显著的促进作用,工业企业在日益严格的环境规制条件下,将通过增加R&D投入来促进节能减排技术或工艺创新,因此,假设1得到验证,“波特假说”在中国工业领域获得支持。

表5中模型(2)和(3)是实质性创新方程的估计结果。在模型(2)中,实质性创新的滞后一期对当期的估计系数为0.696,且在1%的水平下显著,表明工业发明专利创新具有较强的累积促进作用。R&D强度对实质性创新的估计系数为0.248,且在1%的水平下显著,表明在不考虑政府环境规制政策的条件下,R&D强度对实质性创新具有显著的促进作用,假设2a得到验证。当在模型(3)中引入环境规制与R&D强度的交乘项之后,R&D强度对实质性创新具有不显著的促进作用,表明为了回应环境规制政策,工业企业并没有真正将R&D投入用于实质性的技术创新,假设3a得到验证。主要原因是,长期以来工业发展形成了高能耗、高排放的路径依赖,由污染型向清洁化转型的压力较大,面对政府严格的环境标准,采取技术研发的手段难以在短期内满足规制要求,因此,R&D投入更多可能用于非技术创新领域。

表5中模型(4)和(5)是策略性创新方程的估计结果。在模型(4)中,策略性创新的滞后一期对当期的估计系数为0.656,且在1%的水平下显著,表明工业策略性创新也具有较强的累积促进作用。R&D强度对策略性创新的估计系数为0.125,且在10%的水平下显著,表明在不考虑政府环境规制政策的条件下,R&D投入对策略性创新具有显著的促进作用,假设2b得到验证。相比实质性创新,研发投入对策略性创新影响的弹性系数较小,也表明策略性创新对R&D投入量的要求并不高。当在模型(5)中引入环境规制与R&D强度的交乘项之后,R&D强度对策略性创新具有显著的促进作用,假设3b得到验证。主要原因是,在利益相关者的压力之下,工业企业以工艺改造、产品外观设计等“小发明”“小创造”的手段来回应环境规制政策,这在一定程度上能够满足政府和公众的环境保护诉求,同时也为企业利用环保资金从事非环保类业务制造了空间。

表5中模型(6)是TFP方程回归结果。TFP滞后一期对当期的估计系数为-0.086,且在1%的水平下显著,这充分表明中国工业生产率增长率呈边际递减趋势,也证明了粗放型的工业发展模式具有不可持续性特征。实质性创新对TFP具有显著的促进作用,表明只有发明专利创新能够促进工业经济绩效。策略性创新对TFP的影响并不显著,表明非发明专利创新只是企业回应利益相关者压力的手段,并不能真正促进企业生产率。模型(7)是GTFP方程回归结果。GTFP滞后一期对当期的估计

系数为 0.177,且在 1% 的水平下显著,表明中国工业绿色生产率增长率呈边际递增趋势,因此,要实现中国工业的持续增长,必须向绿色发展加快转型。实质性创新对 GTFP 具有显著的促进作用,但是策略性创新对 GTFP 的影响并不显著,表明只有实质性创新才是实现中国工业绿色增长的驱动因素。因此,假设 4 得到验证。

表 5 全样本估计结果

| | R&D 强度方程 | | 创新方程 | | | 生产率方程 | |
|-----------------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| | lnR&D | SUBI | SUBI | STRI | STRI | lnTFP | lnGTFP |
| lnDEP _{t-1} | 0.483 *** (42.44) | 0.696 *** (17.75) | 0.705 *** (16.87) | 0.656 *** (12.26) | 0.639 *** (11.79) | -0.086 *** (-6.25) | 0.177 *** (6.58) |
| lnER | 0.058 *** (3.80) | 0.040 (0.98) | 0.038 (0.92) | -0.030 (-0.63) | -0.027 (-0.59) | | |
| lnR&D | | 0.248 *** (2.69) | 0.223 ** (2.19) | 0.125 * (1.81) | 0.188 *** (2.92) | | |
| lnR&D × lnER | | | 0.039 (1.02) | | 0.082 ** (1.96) | | |
| lnSUBI | | | | | | 0.065 *** (11.43) | 0.151 *** (6.43) |
| lnSTRI | | | | | | 0.038 (0.90) | 0.125 (0.74) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| -cons | -4.546 *** (-25.98) | 0.567 (0.65) | 0.489 (0.57) | 0.183 (0.38) | 0.356 (0.81) | -3.750 *** (-35.83) | -0.631 ** (-2.30) |
| α | | 0.153 | 0.152 | 0.146 | 0.145 | | |
| Log pseudolikelihood | | -3 101.67 | -3 100.60 | -3 414.90 | -3 409.95 | | |
| AR(1) | -2.789 [0.01] | | | | | -2.634 [0.01] | -3.132 [0.00] |
| AR(2) | 0.834 [0.40] | | | | | 0.562 [0.57] | 0.274 [0.78] |
| Sargan χ ² | 29.489 [1.00] | | | | | 24.996 [1.00] | 26.774 [1.00] |
| Wald χ ² | 16 722.60 [0.00] | 8 397.68 [0.00] | 10 027.41 [0.00] | 7 860.90 [0.00] | 9 641.43 [0.00] | 20 115.27 [0.00] | 2 645.45 [0.00] |
| 观测值 | 450 | 450 | 450 | 450 | 450 | 450 | 450 |

注:小括号中为 z 值,方括号中为 p 值,* 表示 $p < 0.1$,** 表示 $p < 0.05$,*** 表示 $p < 0.01$ 。

(三) 分区域估计

1. 东部地区实证结果

表 6 中的模型(8)是东部地区 R&D 强度方程的估计结果。环境规制对 R&D 强度具有显著的抑制作用,假设 1 并未得到验证,“波特假说”在东部地区不成立。主要原因是,东部地区较大的工业规模产生了较严重的环境污染问题,该地区工业企业需要投入更多的资金用于改善环境,例如,2000—2015 年东部地区各省的“建设项目‘三同时’环保投资”平均值为 98.67 亿元,高于全国均值 41.01 亿元,东部地区各省年平均缴纳排污费 6.2 亿元,高于全国均值 1.5 亿元,表明对于东部地区而言环境规制成为工业创新的重要成本,对 R&D 投入产生了明显的挤出效应。

表 6 中模型(9)和(10)是东部地区实质性创新方程的估计结果,模型(11)和(12)是策略性创新方程的估计结果。在不考虑环境规制政策的条件下,R&D 强度对实质性和策略性创新的影响均为正向不显著,假设 2 并未得到验证,主要原因是,知识产权保护力度不强制约了工业技术创新的积极

性。进一步,在考虑环境规制政策的条件下,环境规制与 R&D 强度的交乘项为负向不显著,假设 3a 得到验证,但假设 3b 未得到验证。主要原因是,东部地区环境规制力度较为严格,对工业企业产生的成本效应较为明显,同时,东部地区环境保护监管机制更为健全,企业策略性应对环境规制的空间较小,导致 R&D 投入对创新产出的影响并不明显。

表 6 中模型(13)是东部地区 TFP 方程的估计结果。实质性创新对 TFP 的影响显著为正,表明发明专利能够促进东部地区工业经济绩效,相反,策略性创新对 TFP 的影响并不显著,表明非发明专利只是工业企业回应环境规制的策略性手段,对企业经济绩效并没有实质的促进作用。进一步考察模型(14),实质性创新对 GTFP 具有显著的促进作用,但是策略性创新对 GTFP 的影响并不显著,与全国样本结论一致。因此,假设 4 得到验证。

表 6 东部地区估计结果

| | R&D 强度方程 | | 创新方程 | | | 生产率方程 | |
|-----------------------|------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|-------------------|
| | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) |
| | lnR&D | SUBI | SUBI | STRI | STRI | lnTFP | lnGTFP |
| lnDEP _{t-1} | 1.529 *** (5.10) | 0.655 *** (12.05) | 0.663 *** (12.26) | 0.612 *** (8.90) | 0.633 *** (9.05) | 0.590* (1.76) | 0.701* (1.91) |
| lnER | -2.066 *** (-2.74) | -0.106 (-1.42) | -0.097 (-1.28) | -0.057 (-0.74) | -0.043 (-0.54) | | |
| lnR&D | | 0.121 (1.11) | 0.061 (0.66) | 0.031 (0.32) | -0.023 (-0.25) | | |
| lnR&D × lnER | | | -0.057 (-1.22) | | -0.050 (-1.00) | | |
| lnSUBI | | | | | | 0.553* (1.83) | 0.360** (2.06) |
| lnSTRI | | | | | | -0.025 (-0.76) | 0.200 (1.60) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| -cons | -45.147 *** (-3.22) | 1.896 (1.36) | 1.622 (1.28) | -0.576 (-0.81) | -0.763 (-1.06) | -7.329 *** (-3.25) | -3.964 (-0.47) |
| α | | 0.158 | 0.156 | 0.101 | 0.101 | | |
| Log pseudolikelihood | | -1 296.84 | -1 295.90 | -1 361.33 | -1 360.37 | | |
| AR(1) | -2.718 [0.01] | | | | | 0.461 [0.64] | -1.497 [0.13] |
| AR(2) | 1.181 [0.24] | | | | | 0.114 [0.91] | -0.065 [0.95] |
| Sargan χ ² | 0.986 [1.00] | | | | | 3.608 [1.00] | 5.818 [1.00] |
| Wald χ ² | 2 259.49 [0.00] | 3 081.77 [0.00] | 3 232.87 [0.00] | 3 878.72 [0.00] | 4 581.40 [0.00] | 1 588.79 [0.00] | 521.43 [0.00] |
| 观测值 | 165 | 165 | 165 | 165 | 165 | 165 | 165 |

注:小括号中为 z 值,方括号中为 p 值,* 表示 $p < 0.1$,** 表示 $p < 0.05$,*** 表示 $p < 0.01$ 。

2. 中部地区实证结果

表 7 中的模型(15)是中部地区 R&D 强度方程的估计结果。环境规制对 R&D 强度具有显著的促进作用,假设 1 得到验证,“波特假说”在中部地区成立。主要原因是,中部地区拥有湖北、湖南、山西和河南等国家 SO₂ 排污权交易试点,同时,湖南和湖北是国家级两型社会试验区,在两型标准制定、排污权交易、资源与能源价格机制等领域实行了试点改革,这些环保体制机制改革的先行先试为企业实施节能减排创新释放了巨大的活力。

表 7 中模型(16)和(17)是中部地区实质性创新方程的估计结果,模型(18)和(19)是中部地区

策略性创新方程的估计结果。在不考虑环境规制政策的条件下,R&D投入对实质性和策略性创新的影响均为正向不显著,假设2未得到验证,主要原因是:其一,中部地区的R&D强度在样本期内仅为东部地区的57.7%,低于全国均值0.003个单位,R&D投入不足严重制约了中部地区工业创新;其二,人力资本水平不高也制约了R&D投入—产出效率。更进一步,在考虑环境规制政策的条件下,R&D强度对实质性创新的影响并不显著,而对策略性创新具有明显的促进作用,假设3得到验证。

表7中模型(20)和(21)分别是中部地区TFP和GTFP方程的估计结果。实质性创新对TFP和GTFP的影响显著为正,表明发明专利能够显著增强中部地区工业经济绩效和环境绩效,实现工业经济发展与环境保护的“双赢”。相反,策略性创新对TFP和GTFP的影响并不显著,表明非发明专利这种策略性行为既无益于中部地区工业经济发展,也不能对该地区的环境质量产生促进作用。因此,假设4得到验证。

表7 中部地区估计结果

| | R&D强度方程 | | 创新方程 | | | 生产率方程 | |
|-----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
| | (15) | (16) | (17) | (18) | (19) | (20) | (21) |
| | lnR&D | SUBI | SUBI | STRI | STRI | lnTFP | lnGTFP |
| lnDEP _{t-1} | 1.886 *** (2.77) | 0.615 *** (6.63) | 0.545 *** (5.46) | 0.701 *** (10.01) | 0.650 *** (8.30) | 0.548 *** (4.85) | 0.684 *** (7.65) |
| lnER | 0.322 ** (2.02) | 0.214 ** (2.34) | 0.235 *** (2.60) | 0.103 (1.24) | 0.122 (1.52) | | |
| lnR&D | | 0.003 (0.01) | 0.021 (0.11) | 0.045 (0.32) | 0.052 (0.38) | | |
| lnR&D × lnER | | | 0.221 (1.62) | | 0.180* (1.80) | | |
| lnSUBI | | | | | | 0.508 *** (2.61) | 0.212* (1.92) |
| lnSTRI | | | | | | 0.444 (1.58) | 0.200 (0.66) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| -cons | -9.515 (-1.34) | -4.537 *** (-3.10) | -5.349 *** (-3.59) | -1.061 (-0.86) | -1.644 (-1.29) | -3.966 *** (-2.70) | -2.083 (-1.37) |
| α | | 0.110 | 0.108 | 0.092 | 0.090 | | |
| Log pseudolikelihood | | -796.31 | -794.84 | -876.39 | -875.09 | | |
| AR(1) | 0.370 [0.71] | | | | | -1.415 [0.16] | 0.005 [1.00] |
| AR(2) | 0.195 [0.85] | | | | | -1.094 [0.27] | 0.395 [0.69] |
| Sargan χ ² | 1.62e-14 [1.00] | | | | | 1.15e-23 [1.00] | 1.19e-21 [1.00] |
| Wald χ ² | 101.46 [0.00] | 3199.35 [0.00] | 3026.29 [0.00] | 2938.71 [0.00] | 2775.17 [0.00] | 321.14 [0.00] | 756.38 [0.00] |
| 观测值 | 120 | 120 | 120 | 120 | 120 | 120 | 120 |

注:小括号中为z值,方括号中为p值,*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

3. 西部地区实证结果

表8中的模型(22)是西部地区R&D强度方程的估计结果。环境规制对R&D强度的影响不显著,假设1并未得到验证。主要原因是,西部地区面临较大的经济发展压力,长期以来,地方政府倾向于以牺牲环境质量来促进工业经济增长,因此,西部地区较东部地区的环境规制力度较小,导致对R&D投入的影响并不显著。

表8中模型(23)和(24)是西部地区实质性创新方程的估计结果,模型(25)和(26)是西部地区

策略性创新方程的估计结果。在不考虑环境规制政策的条件下,R&D强度对实质性创新和策略性创新均具有显著的促进作用,假设2得到验证。在考虑环境规制的条件下,环境规制与R&D强度的交乘项对实质性和策略性创新的影响显著为正,表明西部地区环境规制政策对R&D投入产生了微弱的挤出效应,但是依然能够促进工业企业将R&D投入用于实质性的技术创新和策略性的工艺改造,因此,假设3a未得到验证,假设3b得到验证。

表8中模型(27)和(28)分别是西部地区TFP和GTFP方程的估计结果。实质性创新对TFP的影响显著为正,但是对GTFP的影响并不显著,表明西部地区工业企业发明专利的环境友好型特征较弱,主要以追求经济绩效为导向,忽视了工业发展对环境的损害。策略性创新对TFP的影响并不显著,但对GTFP的影响显著为正,表明非发明专利并不能促进西部地区工业经济绩效,但在短期内能够降低工业发展对环境的损害。因此,假设4仅得到了部分验证。

表8 西部地区估计结果

| | R&D强度方程 | | 创新方程 | | | 生产率方程 | |
|----------------------|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|----------------------|--------------------|
| | (22) | (23) | (24) | (25) | (26) | (27) | (28) |
| | lnR&D | SUBI | SUBI | STRI | STRI | lnTFP | lnGTFP |
| lnDEP _{t-1} | 0.325 (1.62) | 0.569*** (6.42) | 0.500*** (4.74) | 0.647*** (10.40) | 0.615*** (9.04) | 0.010 (0.95) | -0.733 (-1.28) |
| lnER | -0.542 (-1.19) | 0.082 (1.22) | 0.163** (2.05) | -0.168** (-2.12) | -0.132* (-1.76) | | |
| lnR&D | | 0.372*** (2.72) | 0.463*** (3.01) | 0.262** (2.19) | 0.362*** (3.05) | | |
| lnR&D × lnER | | | 0.218** (2.22) | | 0.188** (1.96) | | |
| lnSUBI | | | | | | 0.061*** (2.94) | 0.046 (0.44) |
| lnSTRI | | | | | | 0.021 (1.08) | 0.513*** (2.62) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| -cons | 1.518 (0.38) | -0.611 (-0.76) | -0.970 (-1.25) | 1.659** (2.36) | 1.857*** (2.73) | -6.693*** (-2.78) | 3.669 (0.73) |
| α | | 0.121 | 0.116 | 0.172 | 0.167 | | |
| Log pseudolikelihood | | -971.86 | -968.11 | -1118.63 | -1116.08 | | |
| AR(1) | -0.348 [0.73] | | | | | 0.793 [0.43] | -0.353 [0.72] |
| AR(2) | -0.107 [0.91] | | | | | 0.558 [0.58] | -0.597 [0.55] |
| Sargan χ^2 | 6.309 [1.00] | | | | | 7.791 [1.00] | 1.729 [1.00] |
| Wald χ^2 | 935.26 [0.00] | 2794.19 [0.00] | 2899.48 [0.00] | 2553.60 [0.00] | 3038.80 [0.00] | 2741.50 [0.00] | 207.89 [0.00] |
| 观测值 | 165 | 165 | 165 | 165 | 165 | 165 | 165 |

注:小括号中为z值,方括号中为p值,*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

(四) 稳健性检验

由于环境规制与R&D强度之间、R&D强度与创新方式之间、创新方式与生产率之间可能在一定程度上存在双向因果关系,导致内生性问题。为了进一步检验本文实证结果的稳健性,参考邵小快和胡怀国^[36]、陈诗一和陈登科^[39]的做法,分别利用两阶段最小二乘回归(2SLS)、广义矩估计(GMM)、面板固定效应工具变量法(FE-IV)对全样本进行回归,选择内生解释变量的滞后一期为工具变量。结果显示,核心自变量对因变量的影响是基本一致的,各研究假设均得到验证,表明本文实

证结果是稳健可靠的。限于篇幅,本文省略了稳健性检验结果的报告,感兴趣的可以向作者索取。

五、研究结论与启示

本文得出以下研究结论:第一,环境规制对中国工业 R&D 强度具有显著的促进作用,工业企业在日益严格的环境规制条件下,将通过增加 R&D 投入来促进节能减排技术或工艺创新,“波特假说”在中国工业领域得到了验证。第二,在不考虑环境规制的影响下,R&D 投入对实质性和策略性创新均具有显著的促进作用,但在考虑环境规制对工业企业创新动机影响的情况下,R&D 投入只对策略性创新具有显著的促进作用,表明工业企业在回应环境规制政策时,将更多的研发投入用于非发明专利,以策略性创新行为回应政府的环境规制压力。第三,实质性创新对 TFP 和 GTFP 具有显著的促进作用,但是,策略性创新对 TFP 和 GTFP 并没有显著的促进作用,这表明发明专利创新是促进中国工业经济与环境协调发展、实现绿色增长的重要驱动因素,而非发明专利创新只是企业获取环保政策资源的策略性手段。第四,分区域分析发现,中、西部地区工业存在以“小发明”“小创造”回应政府环境规制的策略性创新行为。从创新绩效来看,实质性创新能够促进三大地区的 TFP 和东、中部地区的 GTFP,但是策略性创新只对西部地区的 GTFP 具有促进作用。

上述结论蕴含的政策含义包括:第一,增强对中国工业企业的环境规制强度,激励工业企业加大节能环保类技术创新投入。加快完善工业发展的市场竞争机制,利用市场机制引导工业企业由要素驱动向创新驱动转型。引导工业企业建立研发准备金制度,促进中国工业由“做大”向“做强”转型。第二,为防止中国工业企业,尤其是中部地区的企业以策略性手段应对环境规制,应进一步强化工业企业环境信息披露机制,加强企业环境信用体系建设,降低政府与企业之间的环境信息不对称程度,抑制企业策略性回应环境规制的动机。第三,政府应根据工业节能环保发展需求,加快布局一批技术攻关项目,对研发难度较大、节能环保效益较高的技术创新项目,加大财政补贴力度,推动工业企业实施以发明专利为主的实质性创新,促进中国工业经济与环境协调发展。

本文研究的局限性在于:其一,主要考察了环境规制条件下,工业企业创新动机和行为的差异,尚未对其他因素进行分析,例如要素扭曲程度、环保监督机制等;其二,尚未对环境规制政策进行分类研究。未来可对此进行补充研究。

参考文献:

- [1]PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *Journal of economic perspective*, 1995, 9(4): 97-118.
- [2]CRÉPON B, DUGUET E, MAIRESSE J. Research, innovation and productivity: an econometric analysis at the firm level [J]. *Economics of innovation and new technology*, 1998, 7(2): 115-158.
- [3]KAMMERER D. The effects of customer benefit and regulation on environmental product innovation. Empirical evidence from appliance manufacturers in Germany [J]. *Ecological economics*, 2009, 68(8/9): 2285-2295.
- [4]FORD J A, STEEN J, VERREYNNE M-L. How environmental regulations affect innovation in the Australian oil and gas industry: going beyond the Porter Hypothesis [J]. *Journal of cleaner production*, 2014, 84: S204-S213.
- [5]MIGUEL C D, PAZÓ C. Environmental protection, innovation and price-setting behavior in Spanish manufacturing firms [J]. *Energy economics*, 2017, 68(Supplement 1): S116-S124.
- [6]CHEN J, CHENG J H, DAI S. Regional eco-innovation in China: an analysis of eco-innovation levels and influencing factors [J]. *Journal of cleaner production*, 2017, 153: 1-14.
- [7]KNELLER R, MANDERSON E. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries [J]. *Resource and energy economics*, 2012, 34(2): 211-235.
- [8]YANG C-H, TSENG Y-H, CHEN C-P. Environmental regulations, induced R&D, and productivity: evidence from Taiwan's manufacturing industries [J]. *Resource and energy economics*, 2012, 34(4): 514-532.

- [9] SEN S. Corporate governance , environmental regulations , and technological change [J]. *European economic review* , 2015 , 80: 36-61.
- [10] 余伟 陈强 陈华. 环境规制、技术创新与经营绩效——基于 37 个工业行业的实证分析[J]. *科研管理* 2017(2): 18-25.
- [11] 谢荣辉. 环境规制、引致创新与中国工业绿色生产率提升[J]. *产业经济研究* 2017(2): 38-48.
- [12] 朱平芳 徐伟民. 政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究[J]. *经济研究* 2003(6): 45-53.
- [13] ACS Z J , ANSELIN L , VARGA A. Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge [J]. *Research policy* , 2002 , 31(7): 1069-1085.
- [14] 张瑞 苏方林 李臣. 基于 PVAR 模型的 R&D 投入与产出关系的实证研究[J]. *科学学与科学技术管理* 2011(12): 18-25.
- [15] 张小蒂 王中兴. 中国 R&D 投入与高技术产业研发产出的相关性分析[J]. *科学学研究* 2008(3): 526-529.
- [16] 单伟 冯文 高俊光. 弹性视角下的 R&D 投入与产出关系研究[J]. *科学学研究* 2017(7): 1004-1015.
- [17] 李平 崔喜君 刘建. 中国自主创新中研发资本投入产出绩效分析——兼论人力资本和知识产权保护的影响[J]. *中国社会科学* 2007(2): 32-42.
- [18] 黎文靖 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. *经济研究* 2016(4): 60-73.
- [19] CHOI K , NARASIMHAN R , KIM S W. Opening the technological innovation black box: the case of the electronics industry in Korea [J]. *European journal of operational research* , 2016 , 250(1): 192-203.
- [20] GELDES C , FELZENSZTEIN C , PALACIOS-FENECH J. Technological and non-technological innovations , performance and propensity to innovate across industries: the case of an emerging economy [J]. *Industrial marketing management* , 2017 , 61: 55-66.
- [21] FU X L , MOHNEN P , ZANELLO G. Innovation and productivity in formal and informal firms in Ghana [J]. *Technological forecasting and social change* , 2018 , 131: 315-325.
- [22] LEE R , LEE J-H , GARRETT T C. Synergy effects of innovation on firm performance [J/OL]. *Journal of business research* , 2017 <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbusres.2017.08.032>.
- [23] 吴延兵. 自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究[J]. *经济研究* 2008(8): 51-64.
- [24] 万伦来 朱琴. R&D 投入对工业绿色全要素生产率增长的影响——来自中国工业 1999—2010 年的经验数据[J]. *经济学动态* 2013(9): 20-26.
- [25] 唐未兵 傅元海 王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. *经济研究* 2014(7): 31-43.
- [26] 岳鸿飞 徐颖 吴麟. 技术创新方式选择与中国工业绿色转型的实证分析[J]. *中国人口·资源与环境* 2017(12): 196-206.
- [27] 熊彼特. *经济发展理论* [M]. 何畏 易家详 译. 北京: 商务印书馆 , 1999 68.
- [28] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth [J]. *Journal of political economy* , 1986 , 94(5): 1002-1037.
- [29] ROMER P M. Why , indeed , in America? Theory , history , and the origins of modern economic growth [J]. *American economic review* , 1996 , 86(2): 202-206.
- [30] 袁宝龙. 制度与技术双“解锁”是否驱动了中国制造业绿色发展? [J]. *中国人口·资源与环境* 2018(3): 117-127.
- [31] YUAN B L , XIANG Q L. Environmental regulation , industrial innovation and green development of Chinese manufacturing: based on an extended CDM model [J]. *Journal of cleaner production* , 2018 , 176: 895-908.
- [32] 韩先锋 惠宁 宋文飞. 政府 R&D 资助的非线性创新溢出效应——基于环境规制新视角的再考察[J]. *产业经济研究* 2018(3): 40-52.
- [33] LONG X L , ZHAO X C , CHENG F X. The comparison analysis of total factor productivity and eco-efficiency in China's cement manufactures [J]. *Energy policy* , 2015 , 81: 61-66.
- [34] YUAN B L , REN S G , CHEN X H. Can environmental regulation promote the coordinated development of economy and environment in China's manufacturing industry? A panel data analysis of 28 sub-sectors [J]. *Journal of cleaner*

- production ,2017 ,149: 11-24.
- [35] PEDRONI P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of fooled time series tests with an application to the PPP hypothesis [J]. *Econometric theory* ,2004 ,20(3) : 597-625.
- [36] 邵小快 胡怀国. 经济增长实证研究中的内生性[J]. *经济学动态* 2013(3) :109-118.
- [37] 徐茉 陶长琪. 双重环境规制、产业结构与全要素生产率——基于系统 GMM 和门槛模型的实证分析[J]. *南京财经大学学报* 2017(1) :8-17.
- [38] MARIN G. Do eco-innovations harm productivity growth through crowding out? Results of an extended CDM model for Italy [J]. *Research policy* ,2014 ,43(2) : 301-317.
- [39] 陈诗一 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. *经济研究* 2018(2) :20-34.

(责任编辑: 李 敏)

Innovation-driven Chinese industrial green total factor productivity under environmental regulation

YUAN Baolong¹ , LI Chen²

(1. School of Business , Central South University of Forestry and Technology , Changsha 410004 , China;

2. School of Business , Central South University , Changsha 410083 , China)

Abstract: Innovation-driven industrial green development has become the only way for China to become an industrial power. This paper employs the extended CDM model to analyze the differences in innovation behaviors of industrial enterprises in response to environmental regulation and the impact of different innovations on industrial innovation performance , using the industrial panel data of 30 provinces in China from 2000 to 2015. The results are as follows. First , without considering the effects of environmental regulation , the R&D intensity has a significant role in promoting substantive and strategic innovation. However , it only plays a significant role in promoting strategic innovation considering environmental regulation. Second , substantive innovation has a significant role in promoting TFP and GTFP. However , the impact of strategic innovation on TFP and GTFP is not significant , indicating that invention patent innovation is the driving factor for promoting industrial green development. Third , in terms of sub-regions , there are strategic innovations in the industrial areas of the central and western regions that respond to government environmental regulations with “little inventions” and “small creations”. From the perspective of innovation performance , substantial innovation can promote TFP in the three regions and GTFP in the eastern and central regions , but strategic innovation can only promote GTFP in the western region. Finally , targeted policy suggestions are proposed.

Key words: substantive innovation; strategic innovation; environmental regulation; green total factor productivity; industry