

# 绿色生产规制与企业研发创新\*

## ——影响及机制研究

张彩云<sup>1 2</sup> 吕越<sup>3</sup>

- (1. 中国社会科学院经济研究所, 北京 100836;  
2. 中国特色社会主义经济建设协同创新中心, 北京 100836;  
3. 对外经济贸易大学中国 WTO 研究院, 北京 100029)

**内容提要:** 本文采用 2001 - 2007 年《中国工业企业数据库》和《中国企业专利申请数据库》高度细化的企业层面匹配数据, 运用双重差分法(DID)实证研究了绿色生产规制对企业研发创新的影响及机制。本文发现: 第一, 绿色生产规制抑制企业研发创新, 且这种负向影响在多种稳健性检验中依然显著成立。第二, 影响机制分析认为, 绿色生产规制并未降低生产率、就业等, 仅抑制研发创新, 可以认为整体上是合理的规制形式。产生这种负向影响的机制在于: 绿色生产规制使企业通过购买新的治污设备、生产设备等来达到清洁生产标准, 而非通过研发创新的形式; 绿色生产规制的严格执行是企业研发创新不积极的另一原因; 对于那些研发创新能力较弱或研发积极性较低的企业, 其研发创新受到的负向影响更为显著。因此, 本文认为, 创新类型的多样性、规制的严格性、企业异质性是绿色生产规制未产生积极影响的重要原因。最后, 通过增加企业补贴的形式可降低绿色生产规制对企业研发创新的负向影响。据此, 本文认为, 绿色生产规制是合理的规制形式, 对不同类型的创新及不同类型的企业影响不同, 与补贴政策结合能达到更好的效果。本文为环境政策效果评估提供了一定参考。

**关键词:** 研发创新 绿色生产规制 双重差分法

**中图分类号:** F205 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2018)01—0071—21

### 一、问题提出

2015年3月, 习近平总书记明确提出“创新是引领发展的第一动力”, 尤其是让企业成为创新主体<sup>①②</sup>。《中国共产党第十八届中央委员会第五次全体会议公报》强调, 要牢固树立并切实贯彻

收稿日期: 2017 - 10 - 22

\* 基金项目: 国家自然科学基金青年项目“金融市场开放与本土制造业的出口价值链升级: 来自中国的微观证据”(71503048); 国家自然科学基金面上项目“我国企业的收入分配对企业效益影响的定量研究”(71672086); 全国统计科学研究重点项目“新常态下环境规制政策对资源配置影响的测算及评价”(2016LZ19)。

作者简介: 张彩云(1987 -), 女, 山东潍坊人, 助理研究员, 经济学博士, 研究领域是资源环境经济与可持续发展, 电子邮箱: zhangcaiyunlisa@163.com; 吕越(1987 -), 女, 浙江丽水人, 助理研究员, 经济学博士, 硕士生导师, 研究领域是全球价值链与中国、贸易与金融, 电子邮箱: nklvye@126.com。通讯作者: 吕越。

① 论五大发展理念[EB/OL]. 人民网 <http://politics.people.com.cn/n/2015/1105/c1001-27781531.html>。

② 赵刚. 全面创新 全链创新 全球创新——习近平总书记创新思想解读[EB/OL]. 人民网 <http://theory.people.com.cn/n1/2016/1019/c83859-28791872.html>。

“创新、协调、绿色、开放、共享”的发展理念<sup>①</sup>。《2017年政府工作报告》则进一步将当前的两大战略目标进行了整合——即以创新引领实体经济转型升级,同时也要坚决打好蓝天保卫战。“既要金山银山,也要绿水青山”意味着中国不仅要继续创造经济红利,还要有环境红利,从而获得“双重红利”(涂正革、谌仁俊,2015)<sup>[1]</sup>。因此,就微观企业而言,如何在进行研发创新的同时实现清洁生产,是保证“金山银山”和“绿水青山”的必要条件,思考和贯彻这两大战略目标,在当前中国经济转型升级的攻坚之年显得尤为重要。

归纳现有研究,不难发现,关于环境规制与创新有两种主流观点:一种观点从静态角度出发,认为环境规制产生降低企业创新能力的“遵循成本”——环境规制提高了企业生产成本,从而降低了企业生产率和国际市场竞争力(Gary,1987<sup>[2]</sup>;Jaffe and Stavins,1995<sup>[3]</sup>)。与此不同,另一类研究围绕“波特假说”展开。Porter(1991)<sup>[4]</sup>、Porter and Van der Linde(1995)<sup>[5]</sup>从动态角度提出“波特假说”——合理的环境规制通过“创新补偿”效应激励创新,促使企业增加研发创新投入,提升自身创新水平,从一定程度上弥补“遵循成本”的负向影响。实际上,无论是“遵循成本”效应还是“创新补偿”效应,在量化分析时较难分辨,实证研究结果更多地涵盖了两个效应的综合结果。同时,无论从时间还是强度方面看,正向影响和负向影响皆处于变化中,而正向影响发挥的作用往往滞后于负向影响。也就是说,“创新补偿”效应要滞后于“遵循成本”的负向影响(张成等,2011)<sup>[6]</sup>。国内外部分学者从实证角度验证了此种观点,随着环境规制强度增加或者时间推移,环境规制对创新的影响呈现“U”型(Lanoie等,2008<sup>[7]</sup>;张成等,2011<sup>[6]</sup>;蒋伏心等,2011<sup>[8]</sup>;余东华、胡亚男,2016<sup>[9]</sup>)。然而,上述研究仍然存在可以扩展和延伸的可能性:第一,环境规制的直接性。大部分研究选择的环境规制指标是综合性的,这些指标不仅存在内生性,且无法直接反映对企业行为的直接规制。第二,环境规制的合理性验证。“波特假说”能否成立的核心在于“创新补偿”与“遵循成本”谁占主导地位。若后者占据主导地位,且在多项指标中成立,说明环境规制缺乏合理性;若在多项指标中“创新补偿”效应占据主导地位,那么说明环境规制合理。“波特假说”是否成立需要从时间角度加以考察,短期内“波特假说”未必成立,长期内可能会成立。原因是,短期内,学习效应未必会降低基于创新的解决方案的成本(Porter and Van der Linde,1995)<sup>[5]</sup>;长期内,企业的学习效应得以发挥,“创新补偿”可能实现,这一结论也得到实证验证(Lanoie等,2008)<sup>[7]</sup>。第三,缺乏“波特假说”内在机理的实证研究。实际上,关于“遵循成本”的影响机制已经比较完善,无论是实证还是理论研究,而关于“创新补偿”机制的实证研究则比较欠缺,相关研究集中在对机制描述与说明。为丰富这方面的研究,本文不仅从机制上阐述“波特假说”,更重要的是进行实证验证。下文将采用更加细致的微观企业数据和有效的因果机制识别方法,对环境规制和企业研发创新的关系及其内在机理问题进行实证研究。

本文拟回答两个问题:第一,以制定《清洁生产标准》为代表的生产过程和技术规制(绿色生产规制)是否影响企业研发创新?第二,绿色生产规制对企业研发创新的影响机制是什么?本文通过匹配2001-2007年《中国工业企业数据库》和《中国企业专利申请数据库》获得企业创新投入和创新产出指标,以2003年开始实施《清洁生产标准》的企业作为处理组,其他企业作为对照组,通过双重差分加以识别因果关系,并通过机制研究对因果关系做出解释。研究发现:相对于未受《清洁生产标准》规制的企业,2003年《清洁生产标准》实施后,无论采用哪个指标衡量研发创新,与对照组相比,处理组企业研发创新的水平出现下降,且统计意义上具有显著性,这与大部分研究结果不同。进一步,本文实证研究绿色生产规制产生负向影响的机制,结果发现,整体而言,绿色生产规

<sup>①</sup> 新华社. 授权发布:中国共产党第十八届中央委员会第五次全体会议公报[EB/OL]. 新华网 [http://news.xinhuanet.com/fortune/2015-10/29/c\\_1116983078.htm](http://news.xinhuanet.com/fortune/2015-10/29/c_1116983078.htm).

制是合理的规制形式;其激励企业通过升级设备来应对规制,而非研发创新;规制较为严格的企业、研发创新能力较弱的企业等受到负向影响更为明显。这些结果说明,企业创新的类型、绿色生产规制严格程度、企业研发创新能力等都构成绿色生产规制发挥负向影响的机制。至此,本文创新性地对绿色生产规制对企业研发创新产生负向影响的机制进行了细致的量化分析,从而对“波特假说”进行了更为深入的验证。

本文可能存在以下几点创新:(1)研究问题。与以往文献相同,本文的研究问题属于环境规制对创新影响的范畴。但是,在这一大问题下,有一系列小问题需要验证,例如,不同类型环境规制对不同类型创新行为产生的影响不同,这使得本文与以往文献存在差异:一是以往文献多采用末端治理规制、绩效型规制,而本文的环境规制指标选择清洁生产标准,其对生产过程进行规制,且属于技术标准型规制。本文的研究有助于全面考察环境规制对企业创新的影响。二是对创新问题的研究更为全面。本文从企业研发创新投入和研发创新产出两个视角分析绿色生产规制对企业创新行为的影响,研究绿色生产规制对不同类型创新的影响。(2)研究方法。以往大部分相关研究选择内生性较强的环境规制指标。近年来,虽然也有部分研究采用准自然实验分析环境规制的影响,但依然存在不足:部分研究不满足准自然实验法中“控制组不受政策影响”“随机分组”“随机事件”等假设条件。本文严格按照《清洁生产标准》目录来划分处理组和对照组,就企业研发创新而言,分组具有随机性<sup>①</sup>,满足了准自然实验的基本假设。(3)研究结果。本文实证结果发现,绿色生产规制抑制企业研发创新,进一步,对影响机制加以分析,明确了“波特假说”发挥作用的机理,这与以往研究结果不同:创新类型的多样性,环境规制的严格性,企业的异质性,这些因素构成绿色生产规制发挥作用的不同机制。本文从实证角度对以上机制进行了验证。

## 二、“波特假说”的实现条件

由 Porter and Van der Linde(1995)<sup>[5]</sup>提出的“波特假说”强调,设计合理的环境规制能够激励创新并能部分甚至完全抵消遵循环境规制的成本,使厂商更具竞争优势,即实现“创新补偿”效应。相对于宽松的环境规制,严格的环境规制更能刺激企业创新。进一步,Jaffe and Palmer(1997)<sup>[10]</sup>将“波特假说”分为“弱波特假说”“强波特假说”和“狭义的波特假说”。在这三个假说基础上,部分学者进行了原因解释或实证检验。“弱波特假说”主要研究环境规制是否能够促进创新,但是,无法证明这种创新是“好”还是“坏”;“强波特假说”指的是这种创新可以补偿“遵循成本”,即可以提升企业的竞争力。

此后,关于验证“波特假说”的研究层出不穷(Jaffe and Palmer,1997<sup>[10]</sup>;Johnstone等,2010<sup>[11]</sup>;Botta and Kozluk,2014<sup>[12]</sup>;Albrizio等,2016<sup>[13]</sup>;赵红,2007<sup>[14]</sup>;张成等,2011<sup>[6]</sup>;何小钢,2014<sup>[15]</sup>;童健等,2016<sup>[16]</sup>),主要从环境规制对企业创新或生产率影响的视角验证“波特假说”是否成立。然而,既有研究对“波特假说”发挥作用的机制缺乏研究,因此,也无法涉及对环境规制如何影响企业研发创新的机制的量化分析。事实上,“波特假说”的实现存在若干个关键前提(Porter and Van der Linde,1995)<sup>[5]</sup>:第一,环境规制使企业意识到资源利用缺乏效率以及潜在的技术进步;第二,环境规制通过增强企业环保意识而使企业获利;第三,环境规制降低了利于环境的投资的不确定性;第四,环境规制给企业以压力刺激企业创新和进步;第五,环境规制改变了传统竞争环境。在此基础上,Porter and Van der Linde(1995)<sup>[5]</sup>指出创新实现的两个条件:第一,企业知晓如何治理污染;第二,环境规制对最终产品及其生产过程产生影响。前者所激发的创新仅仅影响到污染治理,而后的创新对整个生产过程及其最终产品产生积极影响。总结“波特假说”的前提和实现

<sup>①</sup> 因《清洁生产标准目录》针对的是企业污染治理,而不是创新,其分组不是按照创新水平,因此具有随机性。

条件不难发现:要想实现“波特假说”,环境规制需合理且得以严格贯彻实施<sup>①</sup>,企业还要对此做出反应,即使“波特假说”实现,未必能够促进所有类型的创新,创新类型包括治污技术创新、生产过程创新、产品创新等。

总体来看,“波特假说”的实现取决于四个方面:环境规制的合理性;创新类型的多样性;环境规制是否严格;企业是否有能力对环境规制做出积极反应。以往研究对于这四个方面很少展开细致考察,本文将通过分析这四个方面,找到环境规制对特定创新形式,即研发创新产生负向影响的机制:第一,绿色生产规制作为技术标准型规制是否合理;第二,“波特假说”中的创新包含的范围十分广泛,不仅包含治污技术创新,也包含生产技术、产品等的创新,而本文的研究将创新锁定在研发创新方面;第三,绿色生产规制严格执行的影响;第四,绿色生产规制对研发创新能力不同的企业影响具有什么样的差异<sup>②</sup>。

### 三、研究设计

#### 1. 企业研发创新指标选择

企业研发创新一般采用两类指标表示,即创新投入指标和创新产出指标(Cornaggia等,2015<sup>[17]</sup>;Jia等,2016<sup>[18]</sup>;戴魁早、刘友金,2016<sup>[19]</sup>;黎文靖、郑曼妮,2016<sup>[20]</sup>;余明桂等,2016<sup>[21]</sup>;李兵等,2016<sup>[22]</sup>)。研发创新投入采用三个指标加以衡量:第一,是否进行研发创新( $rd$ ),企业研发创新支出大于0取值为1,研发创新支出等于0则取值为0(罗伟、葛顺奇,2015)<sup>[23]</sup>;第二,研发创新强度,借鉴张杰等(2015)<sup>[24]</sup>定义的研发创新强度变量,采用企业研发创新支出占主营业务成本( $rd\_sale$ )的比重来衡量;第三,研发创新强度绝对指标,即企业研发创新支出。这是提高研发创新强度的直接途径,借鉴倪晓然、朱玉杰(2016)<sup>[25]</sup>对研发创新的指标构建方法,运用企业研发创新强度绝对指标代表,即企业研发支出额加1后取对数( $lnrd$ )。研发创新产出指标采用企业专利申请数( $Inpatent$ )度量,即企业发明专利申请数加1取对数(黎文靖、郑曼妮,2016<sup>[20]</sup>;余明桂等,2016<sup>[21]</sup>;李兵等,2016<sup>[22]</sup>)。

对于不同研发创新指标的利弊,不同学者的观点存在差异。采用研发创新支出作为研发创新指标具有一定弊端。李兵等(2016)<sup>[22]</sup>认为,研发创新投入总量尽管与产出高度相关,但并不能直接衡量产出。与此同时,R&D的年投入量是对流量的测量,因此无法反映创新增量性发展的性质(Hall等,2010<sup>[26]</sup>;李兵等,2016<sup>[22]</sup>)。用企业专利衡量研发创新则不同:第一,企业创新效率的差异可反映创新能力的差异(李兵等,2016)<sup>[22]</sup>;第二,企业研发活动的不确定性和失败的风险使得创新投入衡量指标存在一定问题,企业专利更能直观反映企业创新水平(余明桂等,2016)<sup>[21]</sup>;第三,专利分为发明专利、实用新型专利、外观设计专利,其中第一种形式技术要求较高,可以更好地代表企业研发创新能力(余明桂等,2016)<sup>[21]</sup>。采用专利数量作为研发创新的代理变量也存在一定弊端(杨洋等,2015<sup>[27]</sup>;赵晶、孟维炬,2016<sup>[28]</sup>):一是能够申请的专利要求较高,无法反映一些改良性的创新活动;二是部分企业不愿意申请专利,这将影响指标测度的准确性;三是中国企业可能存在先模仿后创新的现象,专利可能难以体现企业创新水平;四是企业专利申请多为实用新型和外观设计型难以反映企业创新水平;五是专利数据存在口径不统一的问题,因此,专利数量来表示企业创新产出在质量上难以保证。综合以上研究,为保证结果的稳健性,本文选择是否研发创新、研发创新

<sup>①</sup> “波特假说”强调设计恰当的环境规制可激励创新,严格的环境规制更能激励创新。然而,“设计恰当”的定义是什么,以及“严格”的程度有多大,“波特假说”并未提及。

<sup>②</sup> 在以上研究基础上,本文主要针对“弱波特假说”,即研究环境规制对研发创新的影响;本文也涉及到“狭义波特假说”,与环境税、绩效标准型规制相比,技术标准型规制是命令-控制型规制,作为灵活性较差的一种规制形式,对研发创新可能起到抑制作用。

强度、研发创新强度绝对指标、企业发明专利申请数作为研发创新指标,全面考察绿色生产规制对企业研发创新的影响。

2. 研究方法和计量模型选择

(1) 研究方法。本文应用的研究方法为双重差分法,其理论框架建立在“自然实验”基础上,因政策事件是人为而非自然,因此称之为“准自然实验”。其原理是:首先,进行随机或近似随机的样本分组,实施政策的为处理组,未实施政策的为对照组,以此设定分组虚拟变量;其次,以政策实施时间为准,设定时间虚拟变量;最后,分组虚拟变量与时间虚拟变量的乘积为双重差分估计量,其回归系数是政策的影响。需要注意的是,基于“准自然实验”的双重差分法,运用时具有一定条件:分组随机、政策随机、对照组不受政策影响、同质性、政策实施的唯一性(陈林、伍海军,2015)<sup>[29]</sup>。

《清洁生产标准》具有四个特征:第一,普遍性。在清洁生产标准实施第一年,涉及三个极具代表性的重污染制造业行业,此后,清洁生产标准涉及行业数量扩大,2006年达到顶峰,为10个制造业行业。此后,陆续有新的行业进入目录,目前受到《清洁生产标准》规制的高污染制造业行业多达37个,较具普遍性。第二,全面性。根据清洁生产的一般要求,从生产过程到污染排放都进行了详细规定,具有全面性。第三,易于执行。《清洁生产标准》所涉及的各项指标均采用最为常见的一些指标,以便于理解与执行<sup>①</sup>。第四,影响的直接性。与其他科技标准相比,清洁生产标准对企业清洁生产活动的规定最为细致,对企业行为影响较为直接。由此可见,以上三大特征使《清洁生产标准》成为一次十分难得且具有学术意义的准自然实验。进行准自然实验的前提条件是合理识别处理组和对照组。《清洁生产标准》规定的行业与《国民经济行业分类》有差异,本文将《中国工业企业数据库》中的四位数行业与《清洁生产标准》所对应的行业<sup>②</sup>进行匹配。受统计口径和统计指标的全面性所限,本文所需数据限于2001-2007年。《清洁生产标准》从2003年起实施,部分行业不断修订其标准,本文以初次实施时间为基准,梳理了清洁生产标准涉及的行业。处理组涉及的行业如表1所示。若以2006、2007为基准划分处理组和对照组,可观测的时间较短,且存在政策连续冲击问题,可能无法分离出平均处理效应,以2003年作为政策冲击,结论可信度较高。因此,本文的处理组为2003年清洁生产标准涉及的企业,对照组为2003年不在清洁生产标准规制范围内的企业。

表 1 《清洁生产标准目录》涉及的四位数行业<sup>③</sup>

2003 年	2006 年	2007 年
原油加工及石油制品制造(2511)	黑色金属冶炼及压延加工业(32)	金属表面处理及热处理加工(3460)
炼焦(2520)	食用植物油加工(1331)	纤维板制造(2022)

① 该标准的各项指标的采样和监测按照国家标准监测方法执行,所有指标均按采样次数的实测数据进行平均。

② 部分环境规制标准的对象为生产工艺以及产品,因此本文将其分类至行业,若《中国工业企业数据库》中的企业标明生产工艺及产品,本文将其划分至企业,若无明确标明,划分至四位数行业。

③ 2003年皮革鞣制加工业主要是指猪革的鞣制加工。2006年,黑色金属冶炼及压延加工业是两位数行业,根据《清洁生产标准》对钢铁行业规定,“用于钢铁联合企业和电炉钢厂(短流程)的清洁生产审核和清洁生产潜力与机会的判断”,钢铁行业涉及《国民经济行业分类》中诸多四位数行业,因此,在此选择了两位数行业“电解铝行业”是铝的一种工艺,电解后对其进行铸造加工和变形加工,归类到“铝冶炼”;环氧乙烷和乙二醇制造归类至“醇、酚及其衍生物制造”,因其为六位数行业,最终划分到“有机化学原料制造”;“汽车制造”是三位数行业,《清洁生产标准》对汽车制造中的涂装工序进行清洁生产标准界定,因其涉及四位数行业较多,且无法具体归类,本文用“汽车制造业”概括。关于2007年的《清洁生产标准》,电镀行业指的是“利用电解原理在某些金属表面上镀上一薄层其他金属或合金的过程”,归类到“金属表面处理及热处理加工”;“纤维板制造”主要针对“中密度纤维板”;“液体乳及乳制品制造”主要指的是“纯牛乳及全脂乳粉”;“纸浆制造”涉及的是工艺“漂白碱法蔗渣浆生产工艺”“漂白化学烧碱法麦草浆生产工艺”“硫酸盐化学木浆生产工艺”;“电子真空器件制造”指的是“彩色显像(示)管生产”。

续表 1

2003 年	2006 年	2007 年
皮革鞣制加工(1910)	棉、化纤印染精加工(1712)	液体乳及乳制品制造(1440)
	制糖(1340)	纸浆制造(2210)
	铝冶炼(3316)	镍钴矿采选(0913)
	氮肥制造(2621)	氨纶纤维制造①(2829)
	啤酒制造(1522)	电子真空器件制造②(4051)
	有机化学原料制造(2614)	平板玻璃制造(3141)
	汽车制造(372)	
	铁矿采选(0810)	

资料来源: 本文根据历年《清洁生产标准》涉及行业整理

## (2) 计量模型。

1) 基准模型。考虑到一些无法量化的企业特征、年份特征的影响,借鉴 Cai 等(2016)<sup>[30]</sup>的研究,双重差分法的基准模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \gamma treat_i \times post_t + \beta Z + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $Y_{it}$  为  $i$  企业在  $t$  时期企业研发创新;  $treat_i = 1$  代表实施《清洁生产标准》的企业,为处理组,如果未实施《清洁生产标准》,是对照组,那么  $treat_i = 0$ ;  $post_t$  为时间虚拟变量,政策实施年份及之后年份为 1,政策未涉及的年份为 0;  $\alpha_i$  为企业固定效应,控制企业层面不随时间变化的因素;  $\alpha_t$  是时间固定效应,控制时间趋势因素;  $Z$  是控制变量组成的向量组;  $\varepsilon_{it}$  为误差项。

2) 稳健性检验。该部分涉及到政策随机性检验。环保部在公布《清洁生产标准》文本前,可能会公开征集意见,也可能修订文本,使政策存在非随机性。事实上,《清洁生产标准》不是针对企业创新行为制定,对企业创新而言该政策是随机的。另外,本文已经控制了样本期内其他政策的影响,满足政策随机性这一假设。为进一步确保结果的稳健性,本文假设政策是非随机的,即内生于模型。如果该假设成立,那么政策实施前,绿色生产规制可能对企业研发创新具有显著的影响;如果该假设不成立,那么处理组的研发创新仅在当期和滞后期受到影响。借鉴 Laporte and Windmeijer(2005)<sup>[31]</sup>、Cai 等(2016)<sup>[30]</sup>的研究方法,加入时间虚拟变量  $year_j$ ,观察每一年绿色生产规制对企业研发创新的影响。

$$Y_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \sum_{j=2001}^{2007} \gamma_j treat_i \times year_j + \beta Z + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

3) 绿色生产规制的中介效应。绿色生产规制对研发创新投入和研发创新产出的影响机制有差异。绿色生产规制对研发创新投入的影响是直接的,对研发创新产出的影响则是间接的,通过减少或者增加研发创新投入进而对研发创新产出产生影响。Hu and Jefferson(2009)<sup>[32]</sup>、Hu 等(2017)<sup>[33]</sup>认为,专利申请数量与企业研发创新支出有关;杨洋等(2015)<sup>[27]</sup>、王班班、齐绍洲(2016)<sup>[34]</sup>、张峰等(2016)<sup>[35]</sup>将研发创新投入作为解释变量之一纳入研发创新产出的影响公式,发现研发创新投入对研发创新产出具有显著的影响。与以往学者的研究方法不同,本文通过构建中介效应模型就绿色生产规制如何通过研发创新投入影响研发创新产出展开研究,对这一问题的研究能更全面地评估绿色生产规制对研发创新的影响。中介效应模型的构建包括三个基本步骤:第一,将因变量(专利申请数量)对基本自变量进行回归;第二,将中介变量(研发创新投入)对基本自

① 2002 年《清洁生产标准》没有这一项,归类到其他合成纤维制造。

② 属于电子器件制造。

变量进行回归;第三,将因变量同时对基本自变量和中介变量进行回归。按照上述方法,本文建立的中介效应模型由如下三个公式组成:

$$\ln patent_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \gamma_1 treat_i \times post_t + \beta Z + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln rd_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \gamma_2 treat_i \times post_t + \beta Z + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln patent_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \gamma_3 treat_i \times post_t + \gamma_4 \ln rd_{it} + \beta Z + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,公式(3)的系数  $\gamma_1$  为绿色生产规制对研发创新产出影响的总效应;公式(4)的系数  $\gamma_2$  是自变量对中介变量研发投入的影响;公式(5)的系数  $\gamma_4$  是在控制了自变量  $treat \times post$  的影响后,中介变量对因变量的效应,系数  $\gamma_3$  是在控制了中介变量的影响后,自变量对因变量的直接效应。中介效应等于间接效应,即等于系数乘积  $\gamma_2 \times \gamma_4$ ,它与总效应和直接效应的关系如下:

$$\gamma_1 = \gamma_3 + \gamma_2 \times \gamma_4$$

检验中介效应最常用的方法是逐步检验回归系数,即逐步回归法(温忠麟、叶宝娟,2014)<sup>[36]</sup>,根据研究需要,本文采取以下步骤来检验中介效应:第一步,检验公式(3)的系数  $\gamma_1$ ,如果显著,则按中介效应立论,否则按遮掩效应立论;第二步,依次检验公式(4)的系数  $\gamma_2$  和公式(5)的系数  $\gamma_4$ ,如果两个都显著,则间接效应显著,转到第四步,如果至少一个不显著,则进行第三步;第三步,检验  $\gamma_2 \times \gamma_4 = 0$ ,如果显著,则间接效应显著,进行第四步,否则,间接效应不显著,停止分析;第四步,检验公式(5)的系数  $\gamma_3$ ,如果不显著,即说明直接效应不显著,说明只有中介效应,如果显著,即直接效应显著,进行第五步;第五步,比较  $\gamma_2 \times \gamma_4$  和  $\gamma_3$  的符号,如果同号,是部分中介效应,如果异号,则属于遮掩效应。

4) 机制检验。绿色生产规制可能激励企业通过引进或者升级治污和生产设备来达到清洁生产技术要求,而非研发创新,该部分引入交叉项  $post_t \times treat_i \times x_{it}$  验证这种机制,公式如下:

$$Y_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \theta_1 treat_i \times post_t \times x_{it} + \theta_2 treat_i \times x_{it} + \theta_3 post_t \times x_{it} + \theta_4 x_{it} + \gamma treat_i \times post_t + \beta Z + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,  $x_{it}$  代表固定资产投资的两个代理变量,即固定资产合计( $\ln fix$ )和固定资产值年平均余额( $\ln netfix$ )。

控制变量包括:企业规模( $scale$ )采用企业雇佣人数的对数表示;资本密集度( $capital\_in$ ),一般资本密集型企业创新积极性较高,本文将其作为控制变量,采用企业资本与劳动之比表示;企业所有制( $own$ ),国有企业为1,外资企业为2,其他企业为0,对于企业的所有制特征,本文根据《中国工业企业数据库》提供的登记注册类型将国有企业(110)、国有联营企业(141)、国有与集体联营企业(143)和国有独资公司(151)划分为国有企业,将港澳台商企业(210~259)、中外合资和外资企业(310~359)划分为外资企业,剩余的划分为其他类型企业;企业年龄( $age$ ),为了避免过多0值的存在,本文采取当年年份减去成立年份加1的方法衡量;企业是否出口( $ex$ ),设置虚拟变量,出口额大于0设定为1,等于0则设定为0。

另外,在机制分析中涉及生产率指标( $tfp$ )。现有文献多使用LP方法(Levinsohn and Petrin, 2003)<sup>[37]</sup>和OP方法(Olley and Pakes, 1996)<sup>[38]</sup>。OP方法虽然可以提供对企业层面全要素生产率的一致估计,但选择使用企业的当期投资作为衡量不可观测生产率冲击的代理变量,这意味着企业投资额为零的样本并不能进入函数估计中去,因此,不仅损失部分样本数据,还违反一致性假设条件,使企业当期投资代理变量不能很好地反映生产率冲击。LP方法有效地解决了这一问题,他们提供了几种检验代理变量合意度的方法,扩大了代理变量的选择范围。鉴于中间投入品的数据比较容易获得,可使用中间投入品作为不可观测生产率冲击的代理变量来计算企业层面的全要素生产率。LP方法虽然解决了样本的联立性问题,但忽视了样本自选择性问题。考虑到工业企业数据库中的企业进入和退出比较频繁,本文选择使用OP方法估计企业生产率。

### 3. 数据处理

本研究通过匹配统计局公布的《中国工业企业数据库》和国家专利局公布的《中国企业专利申请数据库》得到企业研发创新数据及其他企业层面指标。《中国企业专利申请数据库》收录了国家知识产权局授予的所有专利信息。首先,借鉴李兵等(2016)<sup>[22]</sup>的处理方法,本文将数据库中专利层面的数据按企业年份进行加总,计算出1998-2007年间每家企业当年的申请专利数。然后,按照企业名称和代码对《中国工业企业数据库》和《中国企业专利申请数据库》进行匹配。另外,因《中国工业企业数据库》中企业研发创新支出只有2001-2007年的数据,通过筛选样本,最终本文得到2001-2007年共1208701条观测值。

《中国工业企业数据库》中提供了每家企业的详细信息,因为初始年份统计的企业数目太少且缺乏企业研发创新支出的数据,2008年及之后的样本企业中缺少中间品投入等重要指标,因此本文仅选取2001-2007年的样本。另外,原始数据还存在一些缺失值和统计错误,必须进行处理。本文根据Brandt等(2012)<sup>[39]</sup>的样本匹配方法对原始样本进行了匹配,在此基础上,综合Bai等(2009)<sup>[40]</sup>、聂辉华等(2012)<sup>[41]</sup>对指标缺失和指标异常问题的方法,对原始数据进行了处理,主要处理步骤如下(张彩云等2017)<sup>[42]</sup>:(1)合并数据。使用“法人代码”、“企业名称”、“电话号码+地区编码”等多个指标对历年截面数据进行匹配整理。(2)调整行业。国家统计局在2002年对行业分类进行了重新修订,本文采用2002年的《国民经济行业分类》对2001年的行业代码进行了调整。(3)处理缺失值和异常值。第一,去掉缺失变量和数值统计错误的样本;第二,删除企业年龄错误的样本;第三,删除了企业研发创新小于0的样本。

## 四、绿色生产规制对企业研发创新影响的验证

本部分旨在验证绿色生产规制对企业研发创新的影响,并保证回归结果的稳健性,将从以下几方面展开检验:第一,对处理组与对照组的变量进行事前比较描述,以明确《清洁生产标准》实施前,两组变量的差异;第二,对于用二分变量表示的创新,张峰等(2016)<sup>[35]</sup>采用Logit模型进行估计,本文借鉴这一方法,对公式(1)进行基准回归,观察绿色生产规制对企业研发创新的影响;第三,进行稳健性检验,将研发创新指标更换为研发创新强度和研发创新绝对指标来检验分组随机性,与此同时,从时间和个体两个角度检验政策随机性,并且采用倾向得分匹配(PSM)方法检验样本同质性;第四,检验绿色生产规制对企业研发创新产出的影响,从不同角度明确环境规制对研发创新影响的稳健性。

### 1. 处理组与对照组的事前比较描述

本文比较了处理组和对照组在《清洁生产标准》实施前相关变量的差异<sup>①</sup>。首先,在诸多变量中,处理组企业研发创新概率、研发创新绝对指标、专利申请数的均值均大于对照组,只有企业研发创新投入强度是处理组的均值较小,说明实施《清洁生产标准》前,处理组企业更倾向于研发创新。其次,企业就业人数均值,处理组是对照组的三倍多,说明处理组企业规模较大,而规模又是影响企业研发创新的重要因素,在实证分析时不可忽视。再次,从处理组和对照组企业出口、所有制可见,处理组出口企业比例较小,约为对照组的1/3,而民营企业及其他类型企业比例也较小,约为处理组的1/2,这些差异也可能对研发创新支出有一定影响,在进行计量回归时,也需控制。最后,企业年龄、资本密集度、国有企业比例、外资企业比例在处理组和对照组差距较小,说明就这些特征而言,两组样本具有一定的同质性,这些也应是实证回归时需要控制的变量。

<sup>①</sup> 因篇幅限制,此处的计量回归结果未在文中显示,如有需要,可向作者索要。



2. 基准回归结果分析

本部分进行基准回归,考察绿色生产规制是否对企业研发创新产生影响,结果如表 2 所示。采用逐步回归法,通过逐步引入控制变量,分析绿色生产规制对企业研发创新的影响。在不考虑任何控制变量的情况下,表 2 的第(1)列显示,绿色生产规制对企业研发创新无显著的负向影响。因具体到企业层面,可能是规模大、资本密集度高的企业更倾向于研发创新,所以,第(2)列控制了企业年龄、企业规模、资本密集度、出口和所有制。可以发现  $treat \times post$  的系数在 5% 水平上显著为负,也就是说,若不控制其他可能影响企业研发创新的变量,会高估绿色生产规制对企业研发创新的负向影响。此外,本文还发现  $treat \times post$  的系数为 -0.270,说明绿色生产规制使企业研发创新的概率下降约 27%。

在《清洁生产标准》实施期间,假如其他相关政策也在实施,有可能影响平均处理效应,因此,本文借鉴 Li 等(2016)<sup>[43]</sup>的做法,控制 2004 - 2007 年《清洁生产标准》涉及的行业及其他相关政策。与《清洁生产标准》相同的是,为贯彻执行《中华人民共和国环境保护法》等法律,部分行业实施《水污染排放标准》《大气固定源污染物排放标准》,如果样本中包含这些行业,即使进行双重差分也无法解决估计偏差。为解决这一问题,本文控制了污染物排放标准涉及行业<sup>①</sup>,回归结果如表 2 的第(3)列所示,绿色生产规制的负向影响有所上升。

表 2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
	LOGOT	LOGOT	LOGOT
$treat \times post$	-0.130 (-1.19)	-0.270** (-2.30)	-0.276** (-2.35)
$age$		-0.0432*** (-3.79)	-0.0423*** (-3.71)
$scale$		0.606*** (41.36)	0.606*** (41.36)
$capital\_in$		0.173*** (21.83)	0.173*** (21.83)
$ex$		0.242*** (11.27)	0.242*** (11.26)
$own2$		-0.117*** (-3.28)	-0.121*** (-3.38)
$own3$		-0.101*** (-4.05)	-0.101*** (-4.06)
污染物排放标准控制	NO	NO	YES
2006 年清洁生产标准控制	NO	NO	YES

① 第一,控制味精工业(1461)、啤酒工业(1522)、煤炭工业(06)、电镀工业(3460)、制糖工业(1340)、纸浆造纸工业(2210)、无机碱制造业(2612)、合成革与人造革工业(3050)。第二,控制 2006 年《清洁生产标准》涉及行业,即黑色金属冶炼及压延加工业(32)、食用植物油加工业(1331)、棉、化纤印染精加工(1712)、制糖(1340)、铝冶炼(3316)、氮肥制造(2621)、啤酒制造(1522)、有机化学原料制造(2614)、汽车制造(372)、铁矿采选(0810)。第三,控制 2007 年《清洁生产标准》涉及行业,即金属表面处理及热处理加工(3460)、纤维板制造(2022)、液体乳及乳制品制造(1440)、纸浆制造(2210)、镍钴矿采选(0913)、氨纶纤维制造(2829)、电子真空器件制造(4051)、平板玻璃制造(3141)。

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)
	LOGOT	LOGOT	LOGOT
2007 年清洁生产标准控制	NO	NO	YES
时间固定	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
样本量	220118	196430	196430
<i>Log likelihood</i>	-82846.372	-72798.795***	-72791.822***
<i>LR chi2</i>	1.42	2218.65	2232.60

注:表内数据为 Logit 模型估计结果;括号内为 z 统计量;\* 代表  $p < 10\%$ ,\*\* 代表  $p < 5\%$ ,\*\*\* 代表  $p < 1\%$

资料来源:本文整理

### 3. 稳健性检验

基于准自然实验的双重差分方法的运用需要满足一系列假设条件,例如随机分组、随机政策、样本同质性、控制组不受实验变项的影响、政策冲击的一次性等。后两个假设条件本文已通过严格的分组和变量控制解决,因此,主要根据前三个假设条件展开稳健性检验。

(1) 针对随机分组问题展开检验。事实上,因 2003 年《清洁生产标准》针对的是炼焦等三个四位数行业内的所有企业,而本文的处理组和对照组也是严格按照实施《清洁生产标准》的企业加以划分,分组本身就满足随机性这一假设。为了保证结果的稳健性,本文假设存在这样一种现象:针对存在创新行为的企业实施《清洁生产标准》,那么分组就不是随机的。于是,本文更换被解释变量指标,以验证《清洁生产标准》的实施与是否创新有关。采用两个连续性创新指标,即研发创新强度和研发创新绝对指标。从回归结果可知<sup>①</sup>,无论采用研发创新强度还是研发创新绝对指标,绿色生产规制均对企业研发创新具有显著的负向影响,说明基准回归结果是稳健的。

(2) 检验政策是否是随机的。对公式(2)进行回归时,因多重共线性  $treat_i \times year_{2004}$  被自动删除。在绿色生产规制实施前  $treat_i \times year_{2001}$ 、 $treat_i \times year_{2002}$  在 10% 的水平上未通过显著性检验,说明绿色生产规制具有随机性。绿色生产规制实施第一年  $treat_i \times year_j$  的系数在 10% 的水平上不显著,而第三年及之后的年份  $treat_i \times year_{2005}$ 、 $treat_i \times year_{2006}$ 、 $treat_i \times year_{2007}$  的系数在 1% 的水平上显著为负,且 2007 年绿色生产规制对企业研发创新的负向影响最大。这说明,绿色生产规制对企业研发创新具有稳健的负向影响,而且这种负向影响在样本考察期内十分显著,说明“创新补偿”未必发生。

表 3 绿色生产规制对专利申请数量的影响

变量	基准回归	基准回归	控制组不受政策影响	政策随机性
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
$treat \times post$	-0.00922* (-1.83)	-0.00933* (-2.00)	-0.01333** (-2.29)	
$treat \times post$				-0.0160 (-0.85)

<sup>①</sup> 因篇幅限制,此处的计量回归结果未在文中显示,如有需要,可向作者索要。

续表 3

变量	基准回归	基准回归	控制组不受政策影响	政策随机性
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>treat</i> × 2001				0.0135 (0.63)
<i>treat</i> × 2002				0.00224 (0.36)
<i>treat</i> × 2003				-0.00872 (-1.48)
<i>treat</i> × 2004				-0.0127* (-1.92)
<i>treat</i> × 2005				-0.0198*** (-2.73)
<i>treat</i> × 2006				-0.0259*** (-3.42)
<i>treat</i> × 2007	-0.00525*** (-6.32)	-0.00525*** (-6.32)	-0.00591*** (-6.12)	-0.00524*** (-6.31)
<i>scale</i>	0.0175*** (17.53)	0.0175*** (17.53)	0.0189*** (16.38)	0.0181*** (17.54)
<i>capital_in</i>	0.00478*** (10.69)	0.00477*** (10.69)	0.00523*** (10.17)	0.00478*** (10.70)
<i>ex</i>	0.00947*** (6.22)	0.00947*** (6.22)	0.00973*** (5.60)	0.00944*** (6.20)
<i>own2</i>	-0.00268 (-0.98)	-0.00272 (-0.99)	-0.00424 (-1.44)	-0.00275 (-1.01)
<i>own0</i>	0.0103 (1.60)	0.0103 (1.61)	0.00996 (1.38)	0.0103 (1.61)
常数项	-0.0761*** (-13.40)	-0.0761*** (-13.40)	-0.0806*** (-12.32)	-0.0761*** (-13.40)
污染物排放标准控制	NO	YES	DROP	YES
2006 年清洁生产标准控制	NO	YES	DROP	YES
2007 年清洁生产标准控制	NO	YES	DROP	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
样本量	1098385	1098385	876495	1098385
<i>Absorb</i>	363123	363123	287662	363123
<i>Adjust R<sup>2</sup></i>	0.3539	0.3539	0.3544	0.3539
<i>F</i> 值	74.76	60.79	63.67	44.33

注: 括号内为 t 统计量; \* 代表  $p < 10\%$ , \*\* 代表  $p < 5\%$ , \*\*\* 代表  $p < 1\%$

资料来源: 本文整理

另外一种影响政策随机性的问题是《清洁生产标准》实施期间可能存在其他政策的影响。如果清洁生产标准是随机的,那么随机抽取处理组样本后,平均处理效应将会不显著。借鉴 Cai 等(2016)<sup>[30]</sup>的研究方法,随机选择绿色生产规制涉及的企业作为处理组,其他企业作为对照组来检验绿色生产规制对企业研发创新是否具有负向影响。具体来说,2001-2007年绿色生产规制涉及的样本有9563个,本文从样本中随机抽取9563个样本作为处理组,对照组为其他样本;设定新的处理组和对照组后,本文对公式(1)进行回归,回归结果说明,随机划分处理组和对照组后,绿色生产规制对两组样本研发创新的影响无明显差异,也就是证明绿色生产规制对企业研发创新的负向影响具有稳健性。

(3) 样本同质性检验。基于准自然实验的双重差分法,还需要满足的一个非常重要的假设前提是样本的同质性。也就是说,样本的选择必须保证在处理组不实施政策时,其与对照组在统计意义上是同质样本。为此,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法为实施《清洁生产标准》的企业挑选特征相似的对照组。在预测企业实施清洁生产标准的倾向评分值时,选用企业规模、资本密集度、企业年龄、出口、所有制作为解释变量。无论是采用0.05距离内1:1最近邻居匹配方法筛选样本,还是使用0.05距离内1:4最近邻居匹配方法筛选样本,结果显示,平均处理效应依然显著<sup>①</sup>。这说明,样本选择未影响回归结果的显著性,绿色生产规制对企业研发创新具有显著的负向影响。

#### 4. 绿色生产规制对研发创新产出的影响

绿色生产规制不仅影响到研发创新投入,对研发创新产出即专利申请数量也有影响,结果如表3所示。表3中第(1)列、第(2)列汇报了以  $lnpatent$  为被解释变量,采用 OLS 方法的基准回归结果,其中,第(1)列未控制其他年份相关政策的影响,而第(2)列加以控制。除此之外,为选择“干净”的对照组,本文借鉴 Cai 等(2016)<sup>[30]</sup>的方法,剔除了2001-2007年间其他相关政策涉及的样本,以进一步保证控制组不受政策影响,结果如表3中第(3)列所示。表3中第(4)列为政策适时性检验,主要针对政策随机性问题展开。从表3中可以发现,第(1)列~第(3)列  $treat \times post$  的系数得到的回归结果保持一致,即绿色生产规制对专利申请数量也有显著的负向影响,说明本文的研究结果具有稳健性。第(4)列是政策随机性检验的结果,一方面说明在样本范围内,绿色生产规制对企业研发创新产出具有负向影响;另一方面,也说明绿色生产规制在实施之前并未对企业研发创新产生影响,平行趋势检验是通过的<sup>②</sup>。总之,表3的回归结果说明,绿色生产规制对企业研发创新产出也具有显著的负向影响。

绿色生产规制对企业研发创新产出可能产生间接影响。其模型为公式(3)~公式(5)所示,表4为对三个公式回归的结果。 $\gamma_1$ 的系数显著为负,说明中介效应是成立的,而且 $\gamma_2$ 和 $\gamma_4$ 分别在10%和1%的显著性水平上为负数和正数,证明间接效应是显著的。这样, $\gamma_2 \times \gamma_4$ 的系数为负数,意味着绿色生产规制通过研发创新投入对研发创新产出产生负向影响。另外, $\gamma_2 \times \gamma_4$ 和 $\gamma_3$ 的符号是同号,说明是部分中介效应。

表4 中介效应模型

回归方法	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	OLS
被解释变量	$lnpatent$	$lnrd$	$lnpatent$
$treat \times post$	-0.00922* (-1.83)	-0.101* (-1.92)	-0.0128** (-2.02)

① 因匹配后,样本同质性大大提高,本文在表4中第(5)列、第(6)列不再控制个体效应。

② 因剔除相关政策也可以解决分组随机性问题,且专利数量本身也与绿色生产规制政策的对象无关,因此,分组随机性检验在此不再进行。而政策随机性是本文必须考虑的一个重点问题,因此,再次进行检验。

续表 4

回归方法	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	OLS
被解释变量	<i>lnpatent</i>	<i>lnrd</i>	<i>lnpatent</i>
<i>lnrd</i>			0.00746 *** (12.37)
控制变量	YES	YES	YES
常数项	-0.0761 *** (-13.40)	-1.013 *** (-24.40)	-0.0783 *** (-10.32)
污染物排放标准控制	YES	YES	YES
2006 年清洁生产标准控制	YES	YES	YES
2007 年清洁生产标准控制	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
样本量	1098385	1100764	788330
<i>Cluster</i>	363123	392021	288615
<i>Adjust R<sup>2</sup></i>	0.3539	0.5582	0.3581
<i>F</i> 值	74.76	178.58	44.45

注: 括号内为 t 统计量; \* 代表  $p < 10\%$ , \*\* 代表  $p < 5\%$ , \*\*\* 代表  $p < 1\%$

资料来源: 本文整理

进一步的为确认研发创新投入能否成为绿色生产规制的中介变量, 本文有必要对此进行检验 (许家云、毛其淋 2016) [44]: 首先, 通过检验原假设  $H_0: \gamma_2 = 0, H_0: \gamma_4 = 0$  是否成立, 如果拒绝原假设, 说明中介效应显著。从表 4 中第 (2) 列和第 (3) 列的回归结果可见, 两者均显著不等于 0, 但是, 该检验的问题在于错误接受原假设的概率较大。本文采用另外一种方法来检验中介效应是否存在, 即检验中介变量和基本自变量回归系数的乘积项是否显著不为 0。原假设为  $H_0: \gamma_2 \times \gamma_4 = 0$ , 借鉴 Sobel (1987) [43] 的方法检验统计量  $Z_{\gamma_2\gamma_4} = \gamma_2 \times \gamma_4 / s_{\gamma_2\gamma_4}$  是否处于临界值之内。计算  $\gamma_2 \times \gamma_4 = 0.000753$ ; 计算乘积项的标准差:  $s_{\gamma_2\gamma_4} = \sqrt{\gamma_2^2 s_{\gamma_4}^2 + \gamma_4^2 s_{\gamma_2}^2}$ , 其中  $s$  表示相应估计系数的标准差。本文可以计算得到  $Z_{\gamma_2\gamma_4} = 1.896$ , 在 10% 水平上显著为正数, 说明中介效应是成立的。

为保证中介效应的稳健性, 本文还采用 Freedman 等 (1992) [46] 的方法来检验中介效应是否存在。具体步骤是, 检验原假设  $H_0: \gamma_1 - \gamma_3 = \gamma_2 \times \gamma_4 = 0$ , 如果原假设被拒绝, 说明中介效应显著, 否则不显著。检验的统计量通过  $Z_{\gamma_1-\gamma_3} = (\gamma_1 - \gamma_3) / s_{\gamma_1-\gamma_3}$ ,  $s_{\gamma_1-\gamma_3} = \sqrt{s_{\gamma_1}^2 + s_{\gamma_3}^2 - 2s_{\gamma_1}s_{\gamma_3}\sqrt{1-r^2}}$  计算得到, 其中  $r$  为变量 *treat* × *post* 与 *lnrd* 的相关系数。表 6 的第 (1) 列 ~ 第 (3) 列的回归结果可计算得到:  $Z_{\gamma_1-\gamma_3} = 1.818$ , 它们乘积在 10% 的显著水平上不等于 0。这就验证了中介效应的稳健性。

总之, 绿色生产规制不仅直接影响到研发创新产出, 而且通过研发创新投入对其产生间接的负向影响。再次说明, 就目前而言, 绿色生产规制可能难以达到“倒逼”企业进行研发创新的效果。

结合理论部分的分析, 以上结果可能存在四个方面原因: 第一, 绿色生产规制的合理性。绿色生产规制的“遵循成本”效应可能占据主导地位, 从而抑制企业研发创新, 无法实现“波特假说”。第二, 创新类型的多样性, 即绿色生产规制可能促进了其他类型的创新, 而非研发创新。第三, 绿色生产规制的严格性。第四, 企业的异质性问题。如果原因是第一条, 那么, 绿色生产规制对企业产出等一系列反映企业竞争力的指标产生负向影响。当然, 也可能如部分文献研究结果所示, 环境规

制的“创新补偿”效应滞后于“遵循成本”效应,这需要从时间角度加以考察。如果第二条原因成立,那么,绿色生产规制会促使企业增加固定资产投资<sup>①</sup>。绿色生产规制无异于为企业技术标准带了“紧箍咒”,企业无法根据利润最大化选择最优的生产技术和治污技术,只是会根据国家制定的标准达到技术要求即可,从长远角度看,反而抑制了企业研发创新的积极性。如果第三条原因成立,绿色生产规制对严格执行的企业负向影响较大。如果第四条原因成立,则说明绿色生产规制的负向影响因企业类型而异。

## 五、绿色生产规制对企业研发创新的影响机制

以上回归结果说明,绿色生产规制对企业研发创新有抑制作用,无法证明“波特假说”的成立。其影响机制从以下四个方面展开验证:

第一,环境规制的合理性。根据“波特假说”,合理的环境规制会通过“产品补偿”和“过程补偿”来增加产出,并提高要素的生产率(Porter and Van de Linde, 1995)<sup>[5]</sup>。本文将研究绿色环境政策对其他反映企业竞争力的指标的影响,来全面检验绿色生产规制是否是合理的环境规制形式。如果对大多数指标的影响为负数,说明绿色生产规制在制定或者执行环节存在不合理的地方,如果影响大多为正数,说明绿色生产规制具有合理性。本文对公式(1)进行OLS回归,被解释变量分别为企业产出、企业就业人数、企业劳动生产率、企业全要素生产率,回归结果如表5所示。从第(1)列~第(4)列的回归结果中发现,  $treat \times post$  的系数均为正且通过统计显著性检验,这说明绿色生产规制不仅增加了企业的产出和就业,还提高了企业的劳动生产率和全要素生产率。具体到每一年,表4第(3)列和表3第(4)列显示,在样本考察期内,尚未出现“创新补偿”效应,且负向影响经历了由不显著到显著,由小到大的过程。可以认为,绿色生产规制的实施取得了一定的积极效果,是合理的环境规制,仅仅不利于研发创新。

表5 绿色生产规制对企业其他指标的影响

回归方法	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
被解释变量	企业产出	劳动生产率	企业就业	全要素生产率
$treat \times post$	0.169*** (7.07)	0.160*** (5.31)	0.0348** (2.03)	0.160*** (5.31)
$age$	控制	控制	控制	控制
$scale$	控制	控制		控制
$capital$			控制	
$capital\_in$	控制	控制		控制
$ex$	控制	控制	控制	控制
$own$	控制	控制	控制	控制
常数项	6.516*** (340.24)	5.0466*** (225.42)	3.620*** (307.95)	5.041*** (225.15)
污染物排放标准控制	YES	YES	YES	YES
2006年清洁生产标准控制	YES	YES	YES	YES
2007年清洁生产标准控制	YES	YES	YES	YES

<sup>①</sup> 绿色生产规制可能激励企业通过引进或者升级治污和生产设备来达到清洁生产技术要求,这些新设备购买计入固定资产投资。

续表 5

回归方法	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
被解释变量	企业产出	劳动生产率	企业就业	全要素生产率
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
样本量	1093729	1076394	1095793	1076394
Cluster	389751	387116	390328	387116
Adjust R <sup>2</sup>	0. 8958	0. 7296	0. 9007	0. 6767
F 值	7471. 06	3400. 38	865. 76	2574. 36

注: 采用 OLS 回归时, 本文借鉴 Li 等(2016)<sup>[43]</sup>、黎文靖和郑曼妮(2016)<sup>[20]</sup>的回归方法, 对公司代码进行聚类分析(Cluster), 并采用 Robust 调整标准误差, 且括号内为 t 统计量

资料来源: 本文整理

第二, 创新类型的多样性<sup>①</sup>。Jaffe and Palmer(1997)<sup>[10]</sup>还强调, 环境规制促进的是特定类型的创新。技术标准型规制可能激励企业通过购买新设备等进行过程创新, 而不是通过研发创新的形式。首先, 表 8 是关于固定资产的回归结果, 第(1)列、第(2)列显示, 无论选择哪个指标作为固定资产投资代理变量, 绿色生产规制都会对企业固定资产投资具有显著的正向影响。这说明, 绿色生产规制可能导致企业通过购买新设备来达到清洁生产技术标准, 而非通过研发创新的形式。为确保回归结果的稳健性, 采用 OLS 方法对模型(3)进行回归。结果如表 6 的第(3)列、第(4)列所示。 $post_i \times treat_i \times x_{it}$ 的系数均在 1% 的显著性水平上为负数, 说明绿色生产规制增加了固定资产投资, 减少了研发创新投入。证明了绿色生产规制使企业通过引进或者升级治污和生产设备来达到清洁生产的技术要求, 而非研发创新。

表 6 绿色生产规制对其他创新类型的影响

回归方法	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
被解释变量	<i>lnfix</i>	<i>lnnetfix</i>	<i>Lnrd</i>	<i>Lnrd</i>
$treat \times post \times lnfix$			-0. 0752 ** ( - 2. 50)	
$treat \times post \times lnnetfix$				-0. 0700 ** ( - 2. 36)
$treat \times post$	0. 0521 * ( 1. 82)	0. 0495 * ( 1. 67)	YES	YES
$treat \times lnfix$			YES	
$post \times lnfix$			YES	
$treat \times lnnetfix$				YES
$post \times lnnetfix$				YES

① 十分感谢编辑部专家的意见。“波特假说”未实现还可能与此有关: 中国企业的创新多为渐进式创新, 环境规制对企业创新的影响可能比较微小, 这可能导致“波特假说”对中国企业来说并不适用。这虽是本文实证研究未涉及的, 但为以后的研究提供了一种思路。

续表 6

回归方法	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS
被解释变量	<i>lnfix</i>	<i>lnnetfix</i>	<i>Lnrd</i>	<i>Lnrd</i>
控制变量	YES	YES	YES	YES
污染物排放标准控制	YES	YES	YES	YES
2006年清洁生产标准控制	YES	YES	YES	YES
2007年清洁生产标准控制	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
样本量	1157844	1155668	1163639	1161418
<i>Cluster</i>	397026	398463	398840	398463
<i>Adjust R<sup>2</sup></i>	0.8962	0.8876	0.5559	0.5562
<i>F</i> 值	1848.84	396632	167.96	164.78

注:采用 OLS 回归时,本文借鉴 Li 等(2016)<sup>[42]</sup>、黎文靖和郑曼妮(2016)<sup>[20]</sup>的回归方法,对公司代码进行聚类分析(Cluster),并采用 Robust 调整标准误差,且括号内为 t 统计量

资料来源:本文整理

第三,环境规制的严格性。绿色生产规制未必对所有的企业都进行严格执行,若执行过于严格,可能也会对研发创新产生负向影响。本文根据环境规制执行严格程度,将样本分为相对严格执行和相对宽松两类。企业层面关于环境规制执行情况的数据是缺乏的,命令型工具很有可能通过国有企业考核来保证政策执行(王班班、齐绍洲,2016)<sup>[34]</sup>。另外,一般国有企业承担了更多的社会责任,如稳定就业、节能减排等,环境规制在国有企业执行相对严格。与之相反,外资企业、民营企业及其他类型企业选址、投资均相对灵活,环境政策对这些企业的影响相对较小。绿色生产规制对不同所有制企业研发创新影响的回归结果如表 7 所示。从第(1)列~第(3)列可见,绿色生产规制对国有企业的研发创新存在负向影响,且这种影响在 1%的水平上显著不为 0,对外资企业、民营企业及其他类型企业的研发创新无显著影响。也就是说,在环境政策执行严格的样本中,绿色生产规制对企业研发创新的抑制作用更为显著,这说明,环境规制严格执行未必利于企业研发创新。

表 7 绿色生产规制严格执行对企业研发创新的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	国有、集体企业	外资、港澳台	民营及其他
	LOGIT	LOGIT	LOGIT
<i>treat × post</i>	-0.381 *** (-2.71)	0.240 (0.51)	-0.392 (-1.05)
控制变量	YES	YES	YES
污染物排放标准控制	YES	YES	YES
2006年清洁生产标准控制	YES	YES	YES
2007年清洁生产标准控制	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
样本量	133220	9885	34286
<i>Log likelihood</i>	-49307.878 ***	-3577.143 ***	-12557.705 ***
<i>LR chi2</i>	1436.81	163.35	532.63

注:括号内为 z 统计量;\* 代表  $p < 10%$ , \*\* 代表  $p < 5%$ , \*\*\* 代表  $p < 1%$

资料来源:本文整理



第四,企业的异质性。绿色生产规制对企业生产过程中排污、清洁生产技术都做了十分详细的规定,对于研发创新能力较低或积极性较低,对生产过程中的技术要求可能超出它们所能承受的范围,反而使研发创新受到负向影响。本文按照两种方式对样本进行分类,即是否出口、要素密集度,以此来检验绿色生产规制对不同创新能力企业的研发创新的影响。第一,外向度较高的企业不仅可通过国际分工过程中的获益直接提高创新效率,也需要在更加激烈的国际竞争环境下不断提高创新效率(戴魁早、刘友金 2013)<sup>[19]</sup>,因此绿色生产规制可能对出口企业研发创新的负向影响较小。表 8 中第(1)列和第(2)列的结果显示,绿色生产规制对出口企业无显著影响,对非出口企业有显著的负向影响。第二,资本密集度较高的企业研发创新的积极性越高(史宇鹏、顾全林,2013)<sup>[47]</sup>,因此环境规制可能对这部分企业影响较小。第(3)列和第(4)列的研究结果表明,绿色生产规制对资本密集型企业研发创新的负向影响在统计上意义上不显著,但是对劳动密集型企业研发创新的负向影响较大。这两种结果意味着,绿色生产规制对那些研发创新能力较低或者研发创新积极性较低。

表 8 绿色生产规制对不同研发创新能力企业的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	出口	非出口	中位数以上资本密集度	中位数以下资本密集度
	LOGIT	LOGIT	LOGIT	LOGIT
<i>treat × post</i>	-0.301 (-1.02)	-0.285** (-2.13)	-0.208 (-1.52)	-0.563* (-1.79)
<i>age</i>	控制	控制	控制	控制
<i>scale</i>	控制	控制	控制	控制
<i>capital_in</i>	控制	控制	控制	控制
<i>ex</i>			控制	控制
<i>own</i>	控制	控制	控制	控制
污染物排放标准控制	YES	YES	YES	YES
2006 年清洁生产标准控制	YES	YES	YES	YES
2007 年清洁生产标准控制	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
样本量	59140	119813	97407	68837
<i>Log likelihood</i>	-21842.012***	-44182.493***	-35911.862***	-25162.134***
<i>LR chi2</i>	830.50	974.85	1386.43	514.95

注:括号内为 z 统计量;\* 代表  $p < 10%$ , \*\* 代表  $p < 5%$ , \*\*\* 代表  $p < 1%$

资料来源: 本文整理

以上结果意味着,就目前而言,绿色生产规制很难刺激企业研发创新,相反,对研发创新有显著的抑制作用。那么,怎样才能减少这种抑制作用? 第一种方式是对受负向影响较大的企业放松规制强度,第二种方式是给予企业研发创新一定的补贴。从政府补贴角度看,本文按照政府补贴均值将企业分为高补贴和低补贴样本,回归结果如表 9 的第(1)列和第(2)列所示。绿色生产规制对高补贴企业的研发创新无显著影响,对低补贴企业的研发创新具有十分显著的抑制作用。此研究结果证明,在严格执行绿色生产规制的同时,需要给予企业一定的补贴,以“补偿”环境规制对企业研发创新的抑制作用。

表9 绿色生产规制对不同补贴企业研发创新的影响

变量	(1)	(2)
	均值以上补贴	均值以下补贴
	LOGIT	LOGIT
<i>treat × post</i>	-0.398 (-1.19)	-0.231* (-1.73)
控制变量	控制	控制
污染物排放标准控制	YES	YES
2006年清洁生产标准控制	YES	YES
2007年清洁生产标准控制	YES	YES
时间固定	YES	YES
个体固定	YES	YES
样本量	24470	144790
<i>Log likelihood</i>	-8959.992***	-53222.668***
<i>LR chi2</i>	327.76	1405.92

注: 括号内为 *z* 统计量; \* 代表  $p < 10\%$ , \*\* 代表  $p < 5\%$ , \*\*\* 代表  $p < 1\%$

资料来源: 本文整理

## 六、结论及启示

### 1. 研究结论

进入“新常态”以来,长期支撑中国经济高速增长的粗放型发展方式已经难以为继,大规模的环境污染和生态破坏,尤其是近年来蔓延全国的雾霾污染为当前经济增长方式的转型升级再次敲响警钟。就长远而言,既不能走过去牺牲环境换取“金山银山”的老路,也不能陷入不顾经济代价只要“绿水青山”的理想主义,探讨如何实现既要“金山银山”又要“绿水青山”的双赢模式才是未来中国经济可持续发展的应有之义。为此,本文着重研究绿色生产规制是否影响企业研发创新。对2001-2007年《中国工业企业数据库》和《中国企业专利申请数据库》进行匹配,集结而成本文所需的特定微观数据。而后,运用准自然实验方法,选择《清洁生产标准》实施这一绿色生产规制作为“政策冲击”,依照《清洁生产标准》目录所涉及的四位数行业,将企业样本划分为处理组和对照组,采用双重差分法研究绿色生产规制对企业研发创新的影响及其可能的机制。本文得到的主要结论是:

(1) 总体而言,绿色生产规制会抑制企业研发创新。《清洁生产标准》的实施使处理组企业样本研发创新的概率下降了27.6%,使专利申请数量下降0.93%。除此之外,绿色生产规制不仅直接影响专利数量,而且通过企业研发创新投入,间接影响企业专利申请数量,两者的影响稳健为负。

(2) 基于以上结论,本文实证分析了绿色生产规制对企业研发创新产生负向影响的机制。关于环境规制合理性的论证发现,整体而言,绿色生产规制具有合理性,仅仅对企业研发创新产生负向影响。这使本文转向了创新类型多样化的研究。结果显示,绿色生产规制激励企业通过购买新的治污设备、生产设备等来达到清洁生产标准,而非通过研发创新的形式。另外,规制的严格执行可能抑制部分企业的研发创新。绿色生产规制严格执行的企业研发创新受到显著的负向影响,而其他类型企业所受影响不显著。这说明,绿色生产规制的严格执行是企业研发创新不积极的原因之一。最后,本文还发现,对于那些对研发创新能力或研发创新积极性较低,研发创新受到的负向影响最为显著。由此可见,企业异质性是绿色生产规制对研发创新产生负向影响的重要因素。

(3) 就应对措施而言,通过增加企业补贴的形式可应对绿色生产规制对企业研发创新的负向影响。回归结果发现,绿色生产规制对低补贴企业具有显著的负向影响,对高补贴企业的影响不显著。

## 2. 政策启示

根据本文的研究结论可得出如下政策启示:

(1) 客观而全面地评价环境规制的合理性。不能因环境规制对企业研发创新产生负向影响就否定其作用,应多角度、全方位考察环境规制对不同指标的影响,以做出全面评估。更重要的是,要分析环境规制产生负向影响的原因,而不是否定环境规制的作用。第一,对于那些非研发创新的创新形式也要鼓励,同时,引导企业“由模仿到创新”,从而促进研发创新;第二,对于执行企业,可适当地“由松到紧”,逐渐收紧政策,而非“冷火鸡”的处理方式;第三,关注研发创新能力较低的企业,研究如何激发这些企业研发创新的积极性。

(2) 政策的“搭配”实施。环境规制与创新补贴交互进行可有效激发创新(何小钢 2014)<sup>[15]</sup>。政府补贴是促进企业研发创新能力提高的重要政策工具。增加对规制执行严格、研发创新能力较弱企业的补贴,同时,监督这些企业“专款专用”,以防出现“策略性研发创新”,而非“实质性研发创新”。另外,不容忽视的是,企业创新的过程中可能引发环境问题。企业生产技术创新可能挤占治污技术创新的成本,从而不利于节能减排,也可能两者之间具有相互促进的作用,生产技术的溢出效应提升治污技术,治污技术也带动生产技术水平提升,这将达到经济与环境的“双赢”。无论出现哪种结果,政府的创新补贴政策与环境规制政策搭配使用,不仅利于技术水平提升,也利于节能减排。

## 参考文献

- [1]涂正革, 谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. 北京: 经济研究, 2015 (7): 160 - 173.
- [2]Gray W B. The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown [J]. American Economic Review, 1987 (5): 998 - 1006.
- [3]Jaffe A B, Stavins R N. Dynamic Incentives of Environmental Regulations: The Effects of Alternative Policy Instruments on Technology Diffusion [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1995 (3): S43 - S63.
- [4]Poter M E. America's Green Strategy [J]. Scientific American, 1991 (4): 96.
- [5]Porter M E, Linde C V D. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995 (4): 97 - 118.
- [6]张成, 陆旻, 郭路, 于申申. 环境规制强度和生产技术进步 [J]. 北京: 经济研究, 2011 (2): 113 - 124.
- [7]Lanoie P, Patry M, Lajeunesse R. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis [J]. Journal of Productivity Analysis, 2008 (2): 121 - 128.
- [8]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——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究 [J]. 北京: 中国工业经济, 2013 (7): 44 - 55.
- [9]余东华, 胡亚男. 环境规制趋紧阻碍中国制造业创新能力提升吗? ——基于“波特假说”的再检验 [J]. 南京: 产业经济研究, 2016 (2): 11 - 20.
- [10]Jaffe A B, Palmer K. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics and Statistics, 2006, (4): 610 - 619.
- [11]Johnstone N, Haščič I, Popp D. Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts [J]. Environmental and Resource Economics, 2010 (1): 133 - 155.
- [12]Botta E, Kozluk T. Measuring Environmental Policy Stringency in OECD Countries: A Composite Index Approach [R]. Working Papers, OECD Economic Department, 2014.
- [13]Albrizio S, Kozluk T, Zipperer V. Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence Across Industries and Firms [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2006 (81): 1 - 18.
- [14]赵红. 环境规制对中国产业技术创新的影响 [J]. 北京: 经济管理, 2007 (21): 57 - 61.
- [15]何小钢. 绿色技术创新的最优规制结构研究——基于研发创新支持与环境规制的双重互动效应 [J]. 北京: 经济管理, 2014 (11): 144 - 153.
- [16]童健, 刘伟, 薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级 [J]. 北京: 经济研究, 2016 (7): 43 - 57.
- [17]Cornaggia J, Mao Y, Tian X, Wolfe B. Does Banking Competition Affect Innovation? [J]. Journal of Financial Economics, 2015, (1): 189 - 209.

- [18]Jia N ,Tian X ,Zhang W. The Real Effects of Tournament Incentives: The Case of Firm Innovation [R]. Working Papers ,Social Science Electronic Publishing 2016.
- [19]戴魁早 刘友金. 要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析[J]. 北京: 经济研究 2016 ( 7 ): 72 - 86.
- [20]黎文靖 ,郝曼妮. 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]. 北京: 经济研究 , 2016 , ( 4 ): 60 - 73.
- [21]余明桂 ,钟慧洁 ,范蕊. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 北京: 中国工业经济 2016 ( 12 ): 5 - 22.
- [22]李兵 ,岳云嵩 ,陈婷. 出口与企业自主技术创新: 来自企业专利数据的经验研究[J]. 北京: 世界经济 2016 ( 12 ): 72 - 94.
- [23]罗伟 ,葛顺奇. 跨国公司进入与中国的自主研发创新: 来自制造业企业的证据[J]. 北京: 世界经济 2015 ( 12 ): 29 - 53.
- [24]张杰 ,陈志远 ,杨连星 ,新夫. 中国创新补贴政策的绩效评估: 理论与证据[J]. 北京: 经济研究 2015 ( 10 ): 4 - 17.
- [25]倪晓然 ,朱玉杰. 劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自 2008 年《劳动合同法》实施的证据[J]. 北京: 管理世界 , 2016 ( 7 ): 154 - 167.
- [26]Hall B H ,Mairesse J ,Mohnen P. Measuring the Returns to R&D [J]. Handbook of the Economics of Innovation 2010 2 ( 79 - 80 ): 1033 - 1082.
- [27]杨洋 ,魏江 ,罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 北京: 管理世界 , 2015 ( 1 ): 75 - 86.
- [28]赵晶 ,孟维炬. 官员视察对企业创新的影响——基于组织合法性的实证分析[J]. 北京: 中国工业经济 , 2016 ( 9 ): 109 - 126.
- [29]陈林 ,伍海军. 国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J]. 北京: 数量经济技术经济研究 2015 ( 7 ): 133 - 148.
- [30]Cai X ,Lu Y ,Wu M ,Yu L H. Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China [J]. Journal of Development Economics 2016 ( 123 ): 73 - 85.
- [31]Laporte A ,Windmeijer F. Estimation of Panel Data Models with Binary Indicators When Treatment Effects Are not Constant Over Time [J]. Economics Letters 2005 ( 3 ): 389 - 396.
- [32]Hu A G ,Jefferson G H. A Great Wall of Patents: What is Behind China's Recent Patent Explosion? [J]. Journal of Development Economics 2009 ( 1 ): 57 - 68.
- [33]Hu A G Z ,Peng Z ,Zhao L. China as Number One? Evidence from China's Most Recent Patenting Surge [J]. Journal of Development Economics 2017 ( 124 ): 107 - 119.
- [34]王班班 ,齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J]. 北京: 中国工业经济 2016 ( 6 ): 91 - 108.
- [35]张峰 ,黄玖立 ,王睿. 政府管制、非正规部门与企业创新: 来自制造业的实证依据[J]. 北京: 管理世界 2016 ( 2 ): 95 - 111.
- [36]温忠麟 ,叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 北京: 心理科学进展 2014 ( 5 ): 731 - 745.
- [37]Levinsohn J ,Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. The Review of Economic Studies 2002 ( 2 ): 317 - 341.
- [38]Olley S ,Pakes A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica ,1996 ( 64 ): 1263 - 1297.
- [39]Brandt L ,Van Biesebroeck J ,Zhang Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics 2009 ( 97 ): 339 - 351.
- [40]Bai ,Chong En ,Lu ,Jiangyong ,Tao ,Zhigang. How does Privatization Work in China? [J]. Journal of Comparative Economics , 2009 ( 37 ): 453 - 470.
- [41]聂辉华 ,江艇 ,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 北京: 世界经济 2012 ( 5 ): 142 - 158.
- [42]张彩云 ,王勇 ,李雅楠. 生产过程绿色化能促进就业吗——来自清洁生产标准的证据[J]. 北京: 财贸经济 , 2017 , ( 3 ): 131 - 146.
- [43]Li P ,Lu Y ,Wang J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. Journal of Development Economics 2016 ( 123 ): 18 - 37.
- [44]许家云 ,毛其淋. 政府补贴、治理环境与中国企业生存[J]. 北京: 世界经济 2016 ( 2 ): 75 - 99.
- [45]Sobel M E. Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models [J]. Sociological Methodology , 1982 ( 13 ): 290 - 312.
- [46]Freedman L S ,Schatzkin A. Sample Size for Studying Intermediate Endpoints Within Intervention Trails or Observational Studies [J]. American Journal of Epidemiology ,1992 ( 9 ): 1148 - 1159.
- [47]史宇鹏 ,顾全林. 知识产权保护、异质性企业与创新: 来自中国制造业的证据[J]. 北京: 金融研究 , 2013 ( 8 ): 136 - 149.

## Green Production Regulation and Enterprise R&D Innovation: Impact and Mechanism Research

ZHANG Cai-yun<sup>1,2</sup>, LV Yue<sup>3</sup>

(1. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100836, China;

2. Collaborative Innovation Center for China Economy, Beijing, 100836, China;

3. China Institute for WTO Study, UIBE, Beijing, 100029, China)

**Abstract:** Since entering the “new normal”, the extensive mode of development has been difficult to sustain. Large scale of environmental pollution and ecological damage sound the alarm for the transformation and upgrading of economic growth mode once again, especially the spread of haze pollution throughout the country. In the long run, to explore how to achieve both “golden mountain and silver mountain” and “beautiful scenery” win-win model is the meaning of sustainable development China economic in the future. Therefore, this paper focuses on whether green production regulation affects enterprise R&D innovation. This paper has matched the database of China industrial enterprises and the patent application database of Chinese enterprises in 2001 – 2007 years. Then, this paper uses the quasi-natural experiment method and chooses the “cleaner production standard” as a policy shock”. Then, this paper uses the difference in difference to research the Influence of green production regulation on enterprise R&D innovation and its possible mechanism. Our main conclusion is that:

Green production regulation will inhibit enterprise R&D innovation. Green production regulation not only directly affects the number of patents, but also affects the number of patent applications indirectly through independent R&D investment. And this negative influence is still significant in a variety of robustness tests. This paper empirically analyzes the negative influence of green production regulation on the R&D innovation of enterprises. First, as a whole, green production regulation inhibits enterprise R&D innovation, and this negative influence is still significant in a variety of robustness tests. Secondly, the influence mechanism analysis find that green production regulation does not reduce productivity and employment and only inhibits R&D innovation. It can be considered as a reasonable regulatory form as a whole. The negative impact mechanism is as follows: green production regulation allows companies to buy new pollution control equipment to achieve cleaner production standards, not only through R&D innovation. To enforce the regulation the green production strictly is another reason. For those enterprises of low R&D innovation capacity or low innovation enthusias, the negative impact is more significant. Therefore, this paper believes that the different types of innovation, the strictness of regulation and the ability of R&D innovation of enterprises are the important reasons that green production regulation does not have a positive impact. To some extent, by increasing the form of enterprise subsidies, this paper can cope with the negative impact of green production regulation on enterprise R&D innovation. Accordingly, an important conclusion is drawn: green production regulation is a reasonable form of regulation, which has different effects on different types of innovation and different types of enterprises, and can achieve better results with subsidy policies.

This paper may enrich and expand the existing research in the following aspects: To realize “Potter’s hypothesis” of environmental regulation needs certain conditions. For example, the types of innovation, regulation and strict implementation of environmental regulation on enterprise’s reaction are mentioned. These factors become different mechanisms which play a role in the regulation of green production.

**Key Words:** R&D innovation; green production regulation; difference in difference

**JEL Classification:** Q55, L59, D22

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2018.01.005

(责任编辑: 霄 雪)