

引用格式:熊航,静峥,展进涛.不同环境规制政策对中国规模以上工业企业技术创新的影响[J].资源科学,2020,42(7):1348-1360. [Xiong H, Jing Z, Zhan J T. Impact of different environmental regulatory tools on technological innovation of Chinese industrial enterprises above designated size[J]. Resources Science, 2020, 42(7): 1348-1360.] DOI: 10.18402/resci.2020.07.11

不同环境规制政策对中国规模以上工业企业技术创新的影响

熊航,静峥,展进涛

(南京农业大学,南京 210095)

摘要:考察不同环境规制工具对中国企业技术创新及路径选择的影响,有利于中国实施高效的环境规制政策。本文使用2013—2017年中国30个省规模以上工业企业的面板数据,将企业技术创新分为内部自主研发和外部引进,探究市场激励型和命令控制型两类环境规制政策对工业企业技术创新的影响。结果表明:①两类环境规制工具对企业技术创新均发挥了不同程度的促进作用,且呈现出一定的结构和时序特征,部分验证了波特假说“弱”版本。具体如下:命令控制型工具在2016年新一轮“环保风暴”后对企业创新行为具有显著的促进作用;市场激励型工具对企业创新行为具有显著促进作用,但呈现作用随年递减的趋势;相较于企业技术引进而言,两类环境规制工具对企业自主研发的激励效果更大;在市场激励型工具中,碳交易市场对工业企业技术创新发挥了促进作用,且主要体现在外部引进方面。②分地区而言,东部和中部地区的结果与全国的结果呈现出相对的一致性;西部的结果符合波特假说“狭义”版本,即市场激励型环境政策工具比命令控制型环境规制对西部工业企业的创新激励更大。本文创新性地环境规制中引入了可再生能源发电补贴和碳排放交易制度,细化了波特假说的内在作用机制,为国家进一步优化环境政策体系进而激励工业企业技术创新提供了科学依据。

关键词:环境规制工具;波特假说;创新途径;碳排放交易计划(ETS);命令控制型;市场激励型;环保风暴

DOI: 10.18402/resci.2020.07.11

1 引言

改革开放以来,高速发展的经济给环境带来一定的压力,环境恶化的问题得到越来越多的重视。为解决环境问题,中国的政策主要为命令控制型政策和市场激励型政策。命令控制型环境规制主要是通过严格的法律法规对企业的污染行为进行管制,“强制性”是其主要特征,目前在中国的环保体系中占据主要地位。为了充分发挥市场机制的作用,国家也开始尝试越来越多的市场激励型环境规制政策,如排污费制度、可交易许可证和政府补贴等方式。

环境规制会如何影响企业的创新行为呢?在新古典主义假设下,传统观点^[1,2]认为环境规制通过

增加企业生产成本降低企业生产率;然而,Porter^[3]与Porter等^[4]挑战了传统观点,提出著名的波特假说,认为环境规制短期内会抑制企业生产率,但是长期看会促进企业创新行为进而提高生产率;并且,Porter等认为^[4]这种创新行为绝不是狭义地指对末端污染治理的创新,而是企业自发和广义的创新行为。企业根据自身及其周边的竞争和激励,将环境外部性问题纳入生产的各个环节考虑。Jaffe等^[5]进一步提出波特假说的变体,他将波特假说分为“强”版本(The Strong Version)、“弱”版本(The Weak Version)和“狭义”版本(The Narrow Version)。波特假说的“强”版本认为合适的环境规制会提高企业的绩效;波特假说的“弱”版本认为环境

收稿日期:2019-12-09 修订日期:2020-05-14

基金项目:南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社科基金项目(SKCX2017003)。

作者简介:熊航,女,安徽舒城人,讲师,博士,研究方向为环境经济学、发展经济学。E-mail: xionghang@njau.edu.cn

通讯作者:展进涛,男,江苏靖江人,教授,博士,研究方向为农业技术创新与推广政策、发展经济学。E-mail: jintao.zhan@njau.edu.cn

2020年7月

规制会激励企业进行技术革新;波特假说“狭义”版本认为,灵活的环境政策工具比规范性法规更具创新激励。由于技术创新有自主研发和技术引进两条途径,且不同创新途径可能影响企业的生产率^[6],为探究环境规制对企业创新行为的影响,有必要在环境规制工具分类的基础上再将企业的创新途径进行分类。

在中国生态文明建设全面进入新时代的历史背景下,如何使用合理的环境政策工具,促进企业进行有效的技术创新,改善环境绩效,不仅具有较强的学术研究价值,更具有重大的社会现实意义。本文基于2013—2017年中国30省的面板数据,将环境规制政策分为命令控制型政策和市场激励型政策,探究这些环境规制政策对工业企业创新途径的影响,对波特假说的“弱”版本和“狭义”版本展开验证。本文结论将为国家进一步优化环境政策进而激励工业企业技术创新提供科学依据。

2 文献综述

验证波特假说的困难主要在于环境规制的衡量。目前国内对环境规制的衡量主要存在以下两个方面的分歧:

(1)环境规制指标体系的构建。很多学者使用单一指标衡量环境规制,这些指标包括:单位GDP能耗^[7]、环境治理投资额^[8]、人均收入水平^[9]、政府文件中环保出现的字数比例^[10]等。然而,环境规制政策具有多维度^[11],单一指标不能全面地度量环境规制的“严格性”,更多学者倾向于用多个二级指标构造环境规制综合指标。这些二级指标包括:“三废”达标率^[12-15]、本级行政处罚案件数、排污费、信访已办结数量^[16]等。根据不同研究目标,部分研究计算了分类的环境规制综合指标,如市场激励型、命令控制型、自主型环境规制综合指标^[16,17],以及经济型与行政型环境规制综合指标等^[18]。为了验证波特假

说“狭义”版本,本文将分别构建市场激励型环境规制综合指标和命令控制型环境规制综合指标,以便系统地考查两类政策对企业技术创新的影响。

(2)环境规制代理变量的选取。现有研究更多使用反映污染下游治理的指标作为代理变量:如使用排污费^[19,20],或使用废水排放达标率、SO₂去除率和固体废物综合利用率等构造综合指标^[12,14,15]。有学者^[19,20]指出末端治理属于费用型环境规制工具,在政策实施上具有低效性。因此本文在构造环境规制代理变量时,既考虑了排污费等下游治理指标,也借鉴经济合作组织(OECD)开发的环境政策严格性(EPS)综合指数框架^[21],加入了可再生能源补贴等上游规制政策和碳市场交易量。如表1所示,EPS指数基于De Serres等^[22]开发的分类法,将环境规制分成市场工具和非市场工具,同时该指标更注重与能源和减排相关的政策,整体反映了对污染上游治理的力度。虽然OECD国家与中国的环境规制政策存在差异,但中国是能源消耗大国,且近年来一直在推进上网电价补贴(FIT)和碳排放交易(ETS)体系的完善,使本文借鉴EPS成为可能。本文环境规制代理变量的优势主要体现在:一方面,上游规制政策属于污染的事前控制,不仅政策效率较高,且有助于避免计量中的内生性问题,但在国内现有的相关研究中受关注较少。另一方面,碳市场是中国新兴发展的市场化环境规制工具,学术界关于其对中国技术创新作用的讨论尚少,且很少关注碳交易量的大小;相比于使用“是否有碳交易市场”这种0-1变量,碳交易量反应了碳市场的规模和活跃程度,是更好的市场化环境规制指标。另外,前人研究大都使用传统DID模型^[23,24],本文使用更符合中国实际的多期DID模型进行稳健性检验。

使用不同的环境规制工具,国内学者为波特假说的“狭义”版本提供了一些中国证据。许士春等^[25]

表1 构成环境政策严格性(EPS)指数的环境规制工具

Table 1 Environmental regulation tools of environmental policy stringency (EPS) index

| 市场工具 | 非市场工具 |
|--|--|
| ETS(排放交易计划):CO ₂ 排放交易计划;可再生能源证书交易计划;能源证书排放交易计划;SO _x 排放交易计划 | ELV(污染物排放限值):颗粒物(PM)排放限值;SO _x 排放限值;NO _x 排放限值 |
| Tax(税收):CO ₂ 税;NO _x 税;SO _x 税 | 政府对可再生能源的研发支出 |
| FIT(上网电价补贴):风力发电电价;风力发电溢价;日光发电电价;日光发电溢价 | |

认为排污税率和排污许可价格对企业的绿色技术创新有正向激励。马富萍等^[26]、申晨等^[27]认为,市场激励型比命令控制型环境规制更能促进生产技术进步或绿色生产率提高。亦有学者认为目前中国市场激励型政策不能有效促进创新。比如,叶琴^[28]等认为,波特假说“狭义”版本在中国不成立,市场型工具的负向作用在中东部地区更为明显。此外,许多学者认为由于行业异质性、时期异质性及地区异质性,不同类型的环境规制及规制强度对技术创新的作用效果也不同^[29,30]。

上述研究大多倾向于研究不同类型的环境规制工具对创新或生产率的影响,而鲜有人关注环境规制下企业的不同创新途径选择。然而大量研究表明,不同的技术变革途径也影响着企业的生产率。其中一部分学者认为国内技术引进对生产率的影响不大,如吴延兵^[31]发现相比于国内技术引进,自主研发对东部和中部地区的生产率促进作用较大。唐未兵等^[6]认为国内自主技术创新降低了集约化水平,而技术引进和外资技术溢出等有利于经济增长。李小平^[32]则发现相比于自主R&D和国内技术引进,国外技术引进对技术进步有显著的促进作用。近些年的研究得出了不同的结论,如侯建等^[33]探究自主研发、技术转移与区域创新质量关系的非线性关系,发现技术创新最为有效的方式是国内技术购买。王晓尧^[34]发现国内技术购买较自主研发更能促进全要素生产率。因此,本文将进一步探究环境规制对企业创新途径的影响,这不仅对于促进企业技术进步和提高生产效率具有意义,而且可以从更细致的角度来验证波特假说。

综上所述,在前人文献的基础上,本文具有以下创新:首先,受经合组织EPS指数制定思路的启发,在市场激励型环境规制指标中引入可再生能源发电补贴,考虑对污染上游治理的环境政策;其次,在构造市场激励型环境规制指标时加入了碳市场交易量,并在稳健性检验中引入更符合中国实际的碳市场多期DID分析,力图将此新兴的市场化环境政策工具及其效果纳入本文的研究框架;再次,在衡量环境规制对科技创新的影响时,将科技创新分为自主研发和国内技术引进,探究环境规制对企业创新途径的影响,进一步细化波特假说的内在作用

机制。最后值得一提的是,鉴于研究时期内中国环境制度发生较大变化,本文还考虑了环境规制对技术创新影响的时序变化特征。

3 数据来源与研究方法

3.1 数据来源

本文对2013—2017年《中国科技统计年鉴》《中国环境年鉴》《年度全国电力价格情况监管通报》30个省的面板数据作分析。由于西藏、台湾、香港、澳门部分数据缺失,所以计算中未包含;由于《年度全国电力价格情况监管通报》只有2013年之后的数据,所以本文数据自2013年开始。

3.2 指标构建及描述

Jaffe等^[5]认为使用R&D支出可以衡量企业的创新行为。在Jaffe等^[5]的基础上,本文将企业的创新行为分为自主研发和技术引进,用规模以上工业企业的R&D内部支出(包括试验发展支出、人员劳务费、仪器和设备支出等)来衡量工业企业通过内部研发而获得科技创新的行为;用规模以上工业企业的R&D外部支出(包括对境内研究机构支出和对境内高校支出)来衡量工业企业通过技术获取和技术引入而获得科技创新的行为。环境规制的政策影响当期R&D投入的流量,并不影响前期R&D的投入,所以本文直接采取R&D流量计算。对R&D流量,以2013年为基期平减,本文R&D支出价格指数的算法为:支出价格指数=消费价格指数 \times 0.55+固定资产投资价格指数 \times 0.45^[35]。

中国的环境规制体系中,市场激励型工具主要包括环保税、补贴和环境权交易,命令控制型工具主要指法律和行政手段。在选取市场激励型工具代理变量时:①排污费作为环保税的前身,被作为衡量市场激励型工具的一个指标^[16,27,36,37]。②对于补贴,EPS指数中用风光发电的标杆电价/平均电价衡量政府对可再生能源发电的实际补贴^[21,38]。中国实行上网电价制度(FIT),政府通过补贴使可再生能源发电的上网电价提高,鼓励新能源产业的发展,最终实现对传统的高污染能源的替代。受EPS指数的启发,根据中国数据的可获得性,本文采用风力/光伏发电的上网平均电价与燃煤发电的平均电价的比值来衡量政府实际补贴程度,该数值越大,说明政府对可再生能源发电的补贴越大。③对于

2020年7月

ETS(排放交易计划),选取两个代理指标:一是该省份是否实施SO₂废气排污权交易制度^[27,39],二是使用碳交易试点省份(北京、天津、上海、重庆、湖北、广东、福建)的碳交易量作为衡量碳交易强度的数据。其中没有碳交易试点的省份交易量为0;碳交易数据来源于碳交易网^[40]。在选取命令控制型工具代理变量时,本文采用了地方性累积有效的环保法规^[36]、行政规章数^[36]、受理环境行政处罚数^[16,18]。关键变量说明见表2。

采取构造综合指标的方法,分别构建市场激励型环境规制综合指标和命令控制型环境规制综合指标^[17,41]。首先,对各类单项指标进行标准化处理。

$$UE_{ij}^s = \frac{UE_{ij} - \text{Min}(UE_j)}{\text{Max}(UE_j) - \text{Min}(UE_j)} \quad (1)$$

式中: UE_{ij} 为 i 地区 j 指标的原始值, $\text{Max}(UE_j)$ 和 $\text{Min}(UE_j)$ 分别代表 j 指标在所有省份中的最大值和最小值, UE_{ij}^s 为 j 指标的标准化值。其次,计算命令控制型和市场激励型的调整系数。为控制各省工业规模对本文环境规制代理变量可能造成的影响,使用反映地区工业规模和企业数量的指标来调整^[41]。

$$W_{ij} = \frac{T_i / \sum_{i=1}^{30} T_i}{S_i / \sum_{i=1}^{30} S_i} \quad (2)$$

式中: W_{ij} 是 i 地区 j 指标的调整系数, T_i 为 i 地区工业GDP, S_i 为 i 地区规模以上工业企业个数。最后,计算命令控制和市场激励型环境规制工具强度 $ER_i^m = \left(\sum_{j=1}^n W_{ij} \times UE_{ij}^s \right) / n$, 其中 n 为基础指标个数,

ER_i^m 为 i 地区不同类型环境规制的强度, m 指代环境规制的不同类型。

控制变量方面,用人均实际GDP和人均实际GDP的平方衡量地方经济发展水平^[42,43]、用工业实际增加值^[44]和工业增加值占GDP比重^[43]衡量工业规模和产业结构,用外商直接投资衡量外商技术溢出^[43]。相关数据均以2013年为基期平减。所有变量的描述性统计见表3。

描述性统计中,标准差比较大的变量有 $rdin$ 、 rd 、 ins 和 $perGDP2$ 。其中, $rdin$ 最大值出现在广东省,源数据显示广东省2013—2017年的 $rdin$ 都明显高于其他省份,而 $rdout$ 与其他省份相差不大,进而使得广东省 rd 也明显高于其他省份。 $perGDP2$ 和 ins 的标准差大是由于各地经济发展水平和工业发展水平差异较大。

3.3 回归模型

2013—2017年,中国环境保护制度发生了一系列重要变化。例如:2013年开始碳交易市场试点工作;2015年新环境保护法施行;2016年中央开始环保督察工作,掀起环保风暴;可再生能源上网电价补贴变化等。为了充分地考虑研究期内国家整体环境规制变化对企业技术创新的影响,本文以2013年为基准,加入时间虚拟变量 u_t , 同时加入环境规制变量向量与时间虚拟变量的交叉项 $ER_{it} \times u_t$ 。回归模型如下:

$$rd_{it} = \beta_0 + \beta_1(ER_{it} \times u_t) + \beta_2 ER_{it} + u_t + \delta X_{it} + \varepsilon_i + \lambda_{it} \quad (3)$$

式中: rd_{it} 为 i 地区 t 年份R&D支出, ER_{it} 为环境规制变量向量, u_t 为时间固定效应, X_{it} 为控制变量向

表2 关键变量说明

Table 2 Key variable description

| 一级指标 | 二级指标 | 二级指标说明 |
|-----------|-----------|--|
| 企业创新行为 | 自主创新 | 规模以上工业企业的R&D内部投入/百亿元 |
| | 技术引进 | 规模以上工业企业的R&D外部投入/百亿元 |
| 市场激励型环境工具 | 环保税(排污费) | 排污费与各省GDP的比值/% |
| | 可再生能源发电补贴 | 光伏发电平均上网电价与燃煤平均上网电价的比值/% 风力发电平均上网电价与燃煤平均上网电价的比值/% |
| | 环境权交易制度 | 是否实施SO ₂ 废气排污权制度(1为是,0为否) |
| | | 碳交易量/t |
| 命令控制型环境工具 | 法律法规、行政手段 | 累积有效的环保法规数 累积有效的行政规章数 受理行政处罚数 |

表3 回归变量的描述性统计

Table 3 Descriptive statistics of regression variables

| 变量 | 变量解释 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------------|----------------------|--------|--------|-------|---------|
| <i>rdin</i> | 规模以上工业企业的R&D内部支出/百亿元 | 3.369 | 4.207 | 0.065 | 18.650 |
| <i>rdout</i> | 规模以上工业企业的R&D外部支出/百亿元 | 0.181 | 0.241 | 0.003 | 1.595 |
| <i>rd</i> | 规模以上工业企业的R&D总支出/百亿元 | 3.550 | 4.417 | 0.068 | 20.240 |
| <i>scjl</i> | 市场激励型工具综合指标 | 0.378 | 0.254 | 0.000 | 1.220 |
| <i>mlkz</i> | 命令控制型工具综合指标 | 0.231 | 0.140 | 0.030 | 0.761 |
| <i>ins</i> | 实际工业增加值/百亿元 | 97.930 | 81.220 | 5.170 | 359.000 |
| <i>acindust</i> | 工业增加值占GDP比重/% | 0.364 | 0.082 | 0.118 | 0.496 |
| <i>perGDP</i> | 人均实际GDP/(万元/人) | 4.263 | 1.874 | 1.970 | 9.159 |
| <i>perGDP2</i> | 人均实际GDP平方 | 21.660 | 20.330 | 3.880 | 83.890 |
| <i>fdi</i> | 外商实际直接投资/百亿美元 | 0.918 | 0.769 | 0.001 | 3.326 |

量, ε_i 为个体固定效应, λ_{it} 为误差项, β_0 为常数项, β_1 为环境规制变量与时间虚拟变量交互项的待估计参数向量, β_2 为环境规制变量的待估计参数向量, δ 为控制变量向量的待估系数向量。

4 结果与分析

4.1 全国回归结果

对面板数据检验后发现,模型的固定效应回归和随机效应回归都优于混合回归。经过 Hausman 检验,因变量为 R&D 内部和总支出的模型均选择了固定效应模型。因变量为 R&D 外部支出的模型经过 Hausman 检验拒绝了固定效应。但是,考虑到固定效应模型具有控制不随时间变化的不可观测因素的优势,加上本文数据属于短面板数据类型,且因变量为 R&D 外部支出的模型随机效应的结果与固定效应相差不大,最终统一使用固定效应模型。经检验数据存在异方差问题,所以使用 White 标准误的回归结果(表4的1~3列)。为了进一步保证结果的稳健,同时采用 Driscoll&Kraay (D&K) 的方法估计标准误(表4的4~6列),该方法可很好地解决短面板数据固定效应模型中的异方差和截面相关问题^[45]。

结果分析表明,总体上两类环境规制工具对企业技术创新均发挥了不同程度的促进作用,且呈现出一定的结构和时序特征,部分验证了波特假说“弱”版本。其中命令控制型工具在2016年新一轮“环保风暴”后对企业创新行为具有显著的促进作用;市场激励型工具对企业创新行为具有显著促进作用,但出现逐年递减的趋势;相较于技术引进而

言,两类环境规制对企业自主研发的激励更强。具体结果如下:

(1)通过计算命令控制型工具的边际效应发现,2013—2015年间,命令控制型工具对中国规模以上工业企业技术创新的激励作用整体不显著,2016年和2017年命令控制型工具开始显著促进 R&D,且对内部支出的作用大于其对外部支出的作用。命令控制型环境规制影响的时序变化,可能与中国近年来生态文明建设和环境治理力度显著增强有关。随着2015年新环境保护法的施行和《环境保护督察方案(试行)》通过,2016—2017年期间中央对各省开展环保专项督察,掀起新一轮“环保风暴”,使得以国家法规和政府行政命令为主体的命令控制型环境规制对 R&D 支出的作用开始显现。

(2)通过计算市场激励型工具的边际效应发现,2013年开始,两种标准误下市场激励型工具都显著正向促进了 R&D 内部支出、外部引进和总支出,且对 R&D 内部支出的边际影响大于对外部支出的影响。此后这种正向激励出现逐年递减的趋势,甚至出现了2017年对 R&D 内部支出的净效应为负。这一趋势的可能原因有:①部分学者发现排污费未能起到激励作用,甚至对企业技术创新产生了显著的“挤出效应”^[20,28]。②中国近些年一直在推进可再生能源市场化和平价上网工作,对风、光电价的补贴存在滑坡,使得市场激励型环境规制对企业 R&D 支出的促进作用发生衰减。

关于控制变量,工业规模对 R&D 支出的影响显著为正,工业规模越大工业企业的 R&D 行为越活

2020年7月

表4 全国回归结果

Table 4 National regression results

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------------|----------------------|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | <i>rdin</i> | <i>rdout</i> | <i>rd</i> | <i>rdin</i> | <i>rdout</i> | <i>rd</i> |
| <i>mlkz</i> | 0.288 (0.417) | -0.199 (0.158) | 0.089 (0.844) | 0.288 (0.170) | -0.199*** (0.007) | 0.089 (0.567) |
| 2014× <i>mlkz</i> | -0.031 (0.743) | -0.020 (0.613) | -0.050 (0.665) | -0.031 (0.644) | -0.020 (0.362) | -0.050 (0.562) |
| 2015× <i>mlkz</i> | -0.207 (0.197) | -0.040 (0.500) | -0.247 (0.222) | -0.207* (0.058) | -0.040** (0.042) | -0.247* (0.054) |
| 2016× <i>mlkz</i> | -0.417* (0.085) | -0.126 (0.222) | -0.543* (0.080) | -0.417** (0.031) | -0.126*** (0.000) | -0.543** (0.017) |
| 2017× <i>mlkz</i> | -0.244 (0.346) | -0.055 (0.536) | -0.299 (0.330) | -0.244 (0.115) | -0.055*** (0.001) | -0.299* (0.078) |
| <i>scjl</i> | -0.173 (0.434) | -0.095 (0.630) | -0.268 (0.433) | -0.173 (0.467) | -0.095 (0.383) | -0.268 (0.437) |
| 2014× <i>scjl</i> | -0.602 (0.248) | -0.009 (0.938) | -0.611 (0.292) | -0.602 (0.169) | -0.009 (0.844) | -0.611 (0.196) |
| 2015× <i>scjl</i> | -0.160 (0.730) | 0.362 (0.203) | 0.202 (0.733) | -0.160 (0.668) | 0.362*** (0.004) | 0.202 (0.642) |
| 2016× <i>scjl</i> | 1.534* (0.078) | 0.146 (0.318) | 1.680* (0.071) | 1.534*** (0.004) | 0.146* (0.088) | 1.680*** (0.003) |
| 2017× <i>scjl</i> | 1.395*** (0.001) | 0.360* (0.065) | 1.755*** (0.001) | 1.395** (0.010) | 0.360*** (0.006) | 1.755*** (0.009) |
| <i>ins</i> | -0.325*** (0.002) | 0.024 (0.713) | -0.301** (0.018) | -0.325*** (0.000) | 0.024 (0.132) | -0.301*** (0.000) |
| <i>acindust</i> | -0.660** (0.012) | -0.098 (0.111) | -0.758** (0.011) | -0.660*** (0.001) | -0.098*** (0.001) | -0.758*** (0.001) |
| <i>perGDP</i> | -0.871** (0.016) | -0.156 (0.226) | -1.027** (0.016) | -0.871*** (0.001) | -0.156*** (0.004) | -1.027*** (0.002) |
| <i>perGDP2</i> | -1.587*** (0.007) | -0.140 (0.170) | -1.727*** (0.006) | -1.587*** (0.001) | -0.140** (0.027) | -1.727*** (0.001) |
| <i>fdi</i> | 0.059*** (0.000) | 0.005 (0.118) | 0.064*** (0.000) | 0.059*** (0.000) | 0.005*** (0.000) | 0.064*** (0.000) |
| <i>dummy2014</i> | -8.452** (0.012) | -0.989 (0.199) | -9.442** (0.012) | -8.452*** (0.001) | -0.989*** (0.002) | -9.442*** (0.001) |
| <i>dummy2015</i> | -1.725 (0.174) | -0.154 (0.308) | -1.879 (0.153) | -1.725*** (0.001) | -0.154 (0.291) | -1.879*** (0.002) |
| <i>dummy2016</i> | 0.086 (0.350) | 0.009 (0.296) | 0.095 (0.308) | 0.086** (0.021) | 0.009 (0.436) | 0.095** (0.030) |
| <i>dummy2017</i> | 0.055 (0.559) | -0.030 (0.410) | 0.026 (0.796) | 0.055 (0.499) | -0.030* (0.052) | 0.026 (0.777) |
| 常数项 | 5.917** (0.043) | 0.487 (0.223) | 6.405** (0.040) | 5.917*** (0.000) | 0.487 (0.105) | 6.405*** (0.000) |
| <i>N</i> | 150 | 150 | 150 | 150 | 150 | 150 |
| 标准误估计方法 | White | White | White | D&K | D&K | D&K |

注:***、**、*分别为在1%、5%和10%统计水平上显著,下同;括号内数字为*p*值。

跃;产业结构(工业增加值占GDP比重)对R&D支出的影响显著为负,提示工业占GDP比重越大越不利于工业企业当地的R&D行为;人均GDP对R&D支出的影响呈现“U”型,拐点约为9.5万元/人;外商实际直接投资对R&D支出的作用不显著;时间虚拟变量在2015—2017年间出现显著负系数,说明控制了以上影响因素后,工业企业R&D支出近年来出现全国范围的下降趋势。使用不同的标准误对模型整体结果影响不大。

4.2 稳健性检验

4.2.1 DID回归

作为一种新兴的市场激励型环境规制工具,碳交易被认为是实现减排目标和督促企业加快绿色转型的重要机制。2013年6月深圳最早开始碳交易市场,其他试点地区(北京、天津、上海、重庆、湖北)在随后4年间陆续加入。现有关于中国碳交易政策的实证研究大多使用传统DID方法,假定处理组的所有个体开始受到政策冲击的时间点是相同的,这与中国碳交易市场实际不符,实际上,各省份开始碳交易市场试点的时间点并不相同。为进一步验证市场激励型环境规制工具对工业企业技术创新的促进作用,本文设计了多期DID模型作为稳健性检验。处理期参考黄向岚等^[46]的作法,进行滞后处理:虽然深圳、北京、上海和天津于2013年下半年开始碳交易,但是政策存在滞后期,选取2014年作为处理期开始年份,并且将深圳并入广东省处理。同理,重庆2014年下半年开始碳排放交易,处理期开始年份设为2015年,福建省2017年1月加入,可以认为福建省的处理期为2017年。参考周迪等^[47]和Yan等^[44]的多期DID模型,设置回归模型如下:

$$rd_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ctrade_{it} + \alpha_2 mlkz + \delta X_{it} + \mu_i + \zeta_t + \lambda_{it} \quad (4)$$

式中: rd_{it} 为R&D支出, α_0 为常数项, $ctrade_{it}$ 为处理个体 i 在 t 时期是否有碳交易市场, α_1 为碳排放交易制度作用的待估系数, $mlkz$ 为命令控制型环境规制变量, α_2 为 $mlkz$ 环境规制工具作用的待估系数, μ_i 为个体效应, ζ_t 为时间虚拟变量, X_{it} 、 δ 、 λ_{it} 含义同式(3)。回归结果见表5。

回归结果表明,在控制了其他因素的前提下,碳交易这一重要的市场激励型环境规制工具对工

表5 对碳交易市场的DID回归结果

Table 5 Difference in differences (DID) regression results for carbon trading market

| | (1) | (2) | (3) |
|------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | <i>rdin</i> | <i>rdout</i> | <i>rd</i> |
| <i>ctrade</i> | 0.222 (0.160) | 0.092** (0.030) | 0.315* (0.076) |
| <i>mlkz</i> | 0.468 (0.160) | -0.107 (0.228) | 0.361 (0.332) |
| <i>ins</i> | 0.060*** (0.000) | 0.005*** (0.000) | 0.066*** (0.000) |
| <i>acindust</i> | -6.183** (0.016) | -0.382 (0.572) | -6.565** (0.022) |
| <i>perGDP</i> | -2.026*** (0.003) | -0.187 (0.300) | -2.213*** (0.004) |
| <i>perGDP2</i> | 0.124** (0.013) | 0.013 (0.319) | 0.137** (0.014) |
| <i>fdi</i> | -0.070 (0.542) | -0.064** (0.040) | -0.134 (0.299) |
| <i>dummy2014</i> | -0.184* (0.092) | -0.036 (0.212) | -0.220* (0.072) |
| <i>dummy2015</i> | -0.517*** (0.002) | -0.066 (0.131) | -0.583*** (0.002) |
| <i>dummy2016</i> | -0.654*** (0.002) | -0.080 (0.147) | -0.734*** (0.002) |
| <i>dummy2017</i> | -0.317 (0.172) | -0.039 (0.529) | -0.356 (0.171) |
| 常数项 | 5.908*** (0.000) | 0.434 (0.311) | 6.342*** (0.001) |
| <i>N</i> | 150 | 150 | 150 |

注:括号内数字为 p 值。

业企业技术创新发挥了促进作用,且主要体现在外部引进方面。具体而言,碳交易在5%显著水平上促进了工业企业R&D的外部引进,在10%水平上促进了工业企业R&D的总支出。与模型(3)式结果进行比较可以推测,对R&D内部支出的促进作用可能主要由排污费和风光电补贴等其他政策工具实现。其他变量系数值和显著性大致相同,估计结果较为稳健。

4.2.2 分组回归

考虑到中国地区发展不均衡,资源禀赋有差异,环境规制对于科技创新的影响也有地区异质性。本文进行分区实证分析(表6),以探究不同地区在环境规制下的不同科技创新表现。将30个省

2020年7月

表6 分地区回归结果

Table 6 Regional regression results

| | 东部地区 | | | 中部地区 | | | 西部地区 | | |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | <i>rdin</i> | <i>rdout</i> | <i>rd</i> | <i>rdin</i> | <i>rdout</i> | <i>rd</i> | <i>rdin</i> | <i>rdout</i> | <i>rd</i> |
| <i>mlkz</i> | -0.315 (0.716) | -1.064** (0.013) | -1.380 (0.255) | 0.330 (0.142) | -0.140 (0.118) | 0.191 (0.267) | 0.323 (0.188) | 0.017 (0.545) | 0.340 (0.206) |
| 2014× <i>mlkz</i> | -0.241 (0.242) | -0.274*** (0.002) | -0.514* (0.071) | -0.336** (0.014) | -0.122*** (0.005) | -0.458*** (0.005) | 0.063** (0.032) | 0.016* (0.099) | 0.079*** (0.004) |
| 2015× <i>mlkz</i> | -0.221 (0.440) | -0.292*** (0.003) | -0.513 (0.131) | -0.275 (0.198) | -0.181*** (0.003) | -0.455* (0.077) | 0.061 (0.595) | 0.031* (0.071) | 0.092 (0.390) |
| 2016× <i>mlkz</i> | -0.370 (0.588) | -0.489*** (0.000) | -0.859 (0.236) | -0.582* (0.077) | -0.234** (0.012) | -0.815** (0.035) | -0.080 (0.113) | 0.002 (0.924) | -0.078** (0.047) |
| 2017× <i>mlkz</i> | -0.437 (0.556) | -0.327** (0.014) | -0.764 (0.298) | -0.287 (0.413) | -0.204** (0.039) | -0.492 (0.209) | -0.074 (0.131) | 0.022 (0.322) | -0.052 (0.186) |
| <i>scjl</i> | 0.150 (0.357) | 0.181 (0.411) | 0.330 (0.128) | 0.971** (0.021) | 0.240 (0.193) | 1.210*** (0.002) | -0.165 (0.181) | -0.044* (0.076) | -0.210 (0.156) |
| 2014× <i>scjl</i> | 0.042 (0.868) | 0.494** (0.027) | 0.536 (0.201) | -0.373 (0.286) | 0.081 (0.380) | -0.292 (0.327) | -0.377 (0.190) | -0.036 (0.191) | -0.413 (0.169) |
| 2015× <i>scjl</i> | 0.498** (0.044) | 1.298*** (0.003) | 1.796*** (0.001) | -0.050 (0.929) | 0.229* (0.057) | 0.179 (0.733) | -1.003*** (0.001) | -0.133*** (0.002) | -1.135*** (0.000) |
| 2016× <i>scjl</i> | 2.197 (0.107) | 0.843* (0.075) | 3.041* (0.097) | -2.231*** (0.005) | 0.236** (0.023) | -1.995*** (0.006) | -1.185*** (0.000) | -0.211*** (0.003) | -1.396*** (0.000) |
| 2017× <i>scjl</i> | 1.590** (0.040) | 0.783*** (0.006) | 2.373*** (0.005) | 1.598* (0.067) | 0.256 (0.197) | 1.855** (0.026) | 0.608*** (0.000) | 0.017 (0.543) | 0.625*** (0.000) |
| <i>ins</i> | -0.276 (0.215) | 0.484*** (0.001) | 0.208 (0.418) | -0.157 (0.147) | 0.027 (0.683) | -0.130* (0.097) | -0.030 (0.438) | 0.011 (0.400) | -0.019 (0.668) |
| <i>acindust</i> | -2.089** (0.029) | -0.263** (0.013) | -2.352** (0.023) | -0.387* (0.055) | 0.113* (0.066) | -0.275* (0.068) | 0.279 (0.130) | -0.006 (0.807) | 0.273 (0.133) |
| <i>perGDP</i> | -2.582*** (0.006) | -0.482** (0.013) | -3.064*** (0.006) | -0.504* (0.080) | 0.069 (0.275) | -0.435* (0.065) | 0.944*** (0.007) | 0.093* (0.054) | 1.037*** (0.005) |
| <i>perGDP2</i> | -2.657*** (0.002) | -0.541** (0.014) | -3.199*** (0.003) | 0.312 (0.100) | 0.030 (0.554) | 0.342* (0.056) | 1.371*** (0.003) | 0.156** (0.028) | 1.528*** (0.001) |
| <i>fdi</i> | 0.064*** (0.002) | 0.006** (0.013) | 0.070*** (0.002) | 0.036*** (0.001) | 0.003 (0.120) | 0.040*** (0.001) | 0.016* (0.079) | 0.001 (0.334) | 0.018* (0.071) |
| <i>dummy2014</i> | -14.097 (0.268) | -4.463*** (0.007) | -18.560 (0.146) | -9.885** (0.026) | -0.401 (0.697) | -10.287*** (0.008) | -4.790*** (0.008) | -0.021 (0.932) | -4.810*** (0.003) |
| <i>dummy2015</i> | -3.107*** (0.006) | 0.048 (0.910) | -3.059** (0.029) | -0.182 (0.846) | -0.861 (0.151) | -1.042 (0.346) | 0.944 (0.137) | 0.079** (0.035) | 1.024 (0.122) |
| <i>dummy2016</i> | 0.160** (0.029) | -0.007 (0.778) | 0.153* (0.092) | 0.202 (0.193) | 0.104 (0.202) | 0.307* (0.093) | 0.000 (0.995) | -0.003 (0.609) | -0.002 (0.977) |
| <i>dummy2017</i> | 0.266 (0.308) | 0.030 (0.228) | 0.297 (0.255) | 1.644** (0.012) | 0.210** (0.037) | 1.855*** (0.007) | -1.410** (0.032) | -0.128*** (0.004) | -1.538** (0.023) |
| 常数项 | 14.142** (0.017) | 1.131 (0.289) | 15.274** (0.024) | -0.642 (0.753) | 1.465 (0.150) | 0.823 (0.710) | -1.155 (0.281) | -0.211* (0.061) | -1.366 (0.230) |
| <i>N</i> | 55 | 55 | 55 | 40 | 40 | 40 | 55 | 55 | 55 |

注:括号内数字为标准误。东部包括:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部包括:山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部包括:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

区划分为东部、中部和西部3个区域分别检验,表6汇报了使用Driscoll&Kraay标准误的回归结果。

与全国回归结果比较,分组回归结果揭示了更为细致的区域特征。东部和中部地区的结果与全国的结果呈现出相对的一致性;市场激励型环境政策工具比命令控制型环境规制对西部工业企业的创新激励更大,符合波特假说“狭义”版本。具体结果如下:

(1)命令控制型工具在东部地区的影响与全国回归结果基本一致,2016年之前对企业技术创新没有起到促进作用,2016年和2017年对技术的自主研发、外部引进和R&D总支出均起到显著的促进作用。命令控制型工具在中部地区的影响与东部有类似之处,2016年和2017年对技术的外部引进起到显著的促进作用。在西部,命令控制型工具对企业R&D支出的影响总体为负,且在2016年和2017年呈现负向作用增强的趋势。

(2)就市场激励型工具而言,其在东部和中部地区的影响与全国回归结果基本一致。市场激励型工具从2013年开始显著正向促进了企业技术创新,但是这种正向激励在随后几年中呈现减弱的趋势。与东中部结果不同,市场激励型工具对西部企业技术创新的正向促进作用在2016年和2017年呈现增强的趋势。

此外,FDI对中部地区的R&D支出促进作用显著,但对西部地区R&D内部支出和总支出产生显著负向影响。可能的原因是:西部地区本身R&D能力比较弱,外商投资使得西部地区工业企业更加依赖国外的技术支持,而不选择自主研发或者向国内高校引进。其他控制变量的结果与全国总回归总体一致。

5 结论、政策建议与展望

5.1 结论

本文基于2013—2017年规模以上工业企业的省级面板数据研究,将中国的环境规制政策分为市场激励型和命令控制型,考察这些环境规制政策对于企业科技创新投入的影响。结果发现:

(1)在全国层面,部分验证了波特假说的“弱版本”:两类环境规制工具对中国规模以上工业企业的技术创新发挥了不同程度的促进作用,且呈现一

定的时序和结构特征。命令控制型工具在新一轮“环保风暴”的带动下,对企业技术创新起到了显著的促进作用;市场激励型工具对企业的技术创新有促进作用,但出现随年递减的趋势;两类环境规制工具对企业自主创新的激励效果更大;碳交易市场对工业企业技术创新发挥了促进作用且主要体现在外部引进方面。

(2)在区域层面,东部和中部地区的结果与全国的结果呈现出相对的一致性;西部结果呈现较强异质性,两类环境规制工具对技术创新表现出相反的影响,市场激励型工具比命令控制型工具对西部工业企业更具创新激励,西部的结果符合波特假说“狭义”版本。

5.2 政策建议

本文结果为更好地理解不同类型环境规制下中国工业企业的创新行为提供了实证依据,为进一步完善中国环境政策体系,特别是碳交易市场和可再生能源发电市场提供了一定的政策启示。具体政策建议如下:

(1)引导境内高校和科研机构的环保创新成果与企业实际需求对接。高校和科研机构目前是中国技术创新的主力军,并且很多学者^[33,34]发现提高国内企业全要素生产率和技术创新质量最为有效的途径是国内技术购买。然而,境内高校和科研机构的环保创新成果与企业实际需求脱节,或缺乏有效的校(院)企对接机制。《中国科技成果转化2018年度报告(高等院校与科研院所篇)》显示成立了专业技术转移机构的单位仅占到了所有科研单位的9.5%,说明中国现阶段科研成果转化的专业化服务明显不足。所以应当积极促进科研校(院)有关环境保护方面的科研成果和科技创新与企业对接,提高工业企业的科技创新能力,减少企业自主研发的成本,提高企业科技创新效率,进而有利于中国实现“绿水青山”与“金山银山”美好蓝图。

(2)进一步推广以碳交易市场为代表的市场激励工具,并积极拓展新的市场激励型工具。本文使用DID方法证明碳交易是促进工业企业技术创新的重要市场机制,此结果对于中国接下来全面推广碳交易市场试点具有重要意义。波特假说的“狭义”版本在西部地区得到了检验,说明灵活的环境

2020年7月

规制工具有利于企业创新。中东部地区市场激励型工具综合指标的边际影响随着时间变小,可能是由于排污费等旧政策工具的效率较低导致。可以通过进一步完善碳交易市场,尝试开放其他市场如NO_x市场,借鉴OECD国家建立能源源头治理的相关市场,继续优化环境税制度等方法,进一步激励企业的R&D行为。

(3)制定与完善同中国各个地区资源禀赋与经济发展情况相符合的环境规制政策。在环境治理效果方面的考虑之外,针对创新条件相对较差的西部可以侧重市场激励型工具,引导其促进企业的创新能力;对于东部和中部地区可以将两类工具结合使用,探索促进企业技术创新的有效环境政策组合;针对中部地区还可以鼓励引进外资,充分发挥外商投资企业的技术溢出效应。

5.3 展望

首先,在本文研究的基础上,企业在环境规制下对于不同技术创新途径选择的内在机制,是否受到环境规制特征、企业所处行业特征、企业自身特征的影响,仍然需要进一步研究探索。其次,本文使用的是没有区分行业的省级宏观面板数据。不同行业的污染强度不同^[48],受环境规制的约束程度不同,可能存在不同的创新行为,如绿色产品创新与绿色工艺创新^[49],未来可以分行业对环境规制下企业的创新行为进行探索。最后,本文只验证了波特假说的“弱”版本和“狭义”版本,未来也可以进一步探究碳交易制度对考虑碳排成本的绿色生产率的影响^[50],即进一步验证波特假说“强”版本。未来研究中对上述问题的深入探索,可以为中国因地制宜地实施环境政策提供进一步的参考。

参考文献(References):

[1] Viscusi W K. Frameworks for analyzing the effects of risk and environmental regulations on productivity[J]. *The American Economic Review*, 1983, 73(4): 793-801.

[2] Xepapadeas A, de Zeeuw A. Environmental policy and competitiveness: The Porter Hypothesis and the composition of capital[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1998, 37(2): 165-182.

[3] Porter M E. America's green strategy[J]. *Scientific American*, 1991, 264(4): 193-246.

[4] Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.

[5] Jaffe A B, Palmer K L. Environmental regulation and innovation: A panel data study[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1997, 9(4): 610-619.

[6] 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, 49(7): 31-43. [Tang W B, Fu Y H, Wang Z X. Technological innovation, technology introduction and transformation of economic growth mode[J]. *Economic Research Journal*, 2014, 49(7): 31-43.]

[7] 任亚运,张广来.城市创新能够驱散雾霾吗?基于空间溢出视角的检验[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(2): 111-120. [Ren Y Y, Zhang G L. Can city innovation dispel haze? Evidence from the perspective of spatial spillover[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2020, 30(2): 111-120.]

[8] 展进涛,徐钰娇.环境规制、农业绿色生产率与粮食安全[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(3): 167-176. [Zhan J T, Xu Y J. Environmental regulation, agricultural green TFP and grain security[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2019, 29(3): 167-176.]

[9] 马骏,王改芹.环境规制对产业结构升级的影响:基于中国沿海城市系统广义矩估计的实证分析[J]. *科技管理研究*, 2019, 39(9): 163-169. [Ma J, Wang G J. Impact of environmental regulation on the upgrading of industrial structure: Empirical analysis based on China's coastal city systematic GMM[J]. *Science and Technology Management Research*, 2019, 39(9): 163-169.]

[10] Chen Z, Kahn M E, Liu Y, et al. The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 88(3): 468-485.

[11] Brunel C, Levinson A. Measuring the stringency of environmental regulations[J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2016, 10(1): 47-67.

[12] 钟茂初,李梦洁,杜威剑.环境规制能否倒逼产业结构调整:基于中国省际面板数据的实证检验[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(8): 107-115. [Zhong M C, Li M J, Du W J. Can environmental regulation force industrial structure adjustment: An empirical analysis based on provincial panel data[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(8): 107-115.]

[13] 傅京燕,李丽莎.环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究:基于中国制造业的面板数据[J]. *管理世界*, 2010, (10): 87-98. [Fu J Y, Li L S. A case study on the environmental regulation, the factor endowment and the international competitiveness in industries[J]. *Management World*, 2010, (10): 87-98.]

[14] 朱平芳,张征宇,姜国麟. FDI与环境规制:基于地方分权视角的实证研究[J]. *经济研究*, 2011, 46(6): 133-145. [Zhu P F, Zhang Z Y, Jiang G L. Empirical study of the relationship between

- FDI and environmental regulation: An intergovernmental competition perspective[J]. *Economic Research Journal*, 2011, 46(6): 133-145.]
- [15] 李玲, 陶锋. 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. [Li L, Tao F. Selection of optimal environmental regulation intensity for Chinese manufacturing industry: Based on the green TFP perspective[J]. *China Industrial Economics*, 2012, (5): 70-82.]
- [16] 薄文广, 徐玮, 王军锋. 地方政府竞争与环境规制异质性: 逐底竞争还是逐顶竞争?[J]. *中国软科学*, 2018, (11): 76-93. [Bo W G, Xu W, Wang J F. Local government competition and environmental regulation heterogeneity: Race to the bottom or race to the top?[J]. *China Soft Science*, 2018, (11): 76-93.]
- [17] 高翠云, 王倩. 绿色经济发展与政府环保行为的互动效应[J]. *资源科学*, 2020, 42(4): 776-789. [Gao C Y, Wang Q. Effects of interactions of green economic development and government environmental protection behavior[J]. *Resources Science*, 2020, 42(4): 776-789.]
- [18] 王文熹, 于渤. 基于环境学习曲线的工业大气污染物排放强度下降潜力测算[J]. *经济问题*, 2018, (12): 68-76. [Wang W X, Yu B. Measurement of the reduction potential of industrial air pollutants intensity based on environmental learning curves[J]. *On Economic Problems*, 2018, (12): 68-76.]
- [19] 原毅军, 刘柳. 环境规制与经济增长: 基于经济型规制分类的研究[J]. *经济评论*, 2013, (1): 27-33. [Yuan Y J, Liu L. Environmental regulation and economic growth: A research based on different kinds of economic regulation[J]. *Economic Review*, 2013, (1): 27-33.]
- [20] 张平, 张鹏鹏, 蔡国庆. 不同类型环境规制对企业技术创新影响比较研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2016, 26(4): 8-13. [Zhang P, Zhang P P, Cai G Q. Comparative study on impacts of different types of environmental regulation on enterprise technological innovation[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2016, 26(4): 8-13.]
- [21] Botta E, Kozluk T. Measuring Environmental Policy Stringency in OECD Countries: A Composite Index Approach[R]. OECD Economics Department Working Paper No. 1177, 2014.
- [22] De Serres A, Murtin F, Nicoletti G. A Framework for Assessing Green Growth Policies[R]. OECD Economics Department Working Papers No. 774, 2010.
- [23] Dong F, Dai Y J, Zhang S N, et al. Can a carbon emission trading scheme generate the Porter Effect? Evidence from pilot areas in China[J]. *Science of the Total Environment*, 2019, 653: 565-577.
- [24] Yang X Y, Jiang P, Pan Y. Does China's carbon emission trading policy have an employment double dividend and a Porter Effect? [J]. *Energy Policy*, 2020, 142: 111492.
- [25] 许士春, 何正霞, 龙如银. 环境规制对企业绿色技术创新的影响[J]. *科研管理*, 2012, 33(6): 67-74. [Xu S C, He Z X, Long R Y. The effects of environmental regulations on enterprise green technology innovation[J]. *Science Research Management*, 2012, 33(6): 67-74.]
- [26] 马富萍, 郭晓川, 茶娜. 环境规制对技术创新绩效影响的研究: 基于资源型企业的实证检验[J]. *科学学与科学技术管理*, 2011, 32(8): 87-92. [Ma F P, Guo X C, Cha N. The study on the impact of environmental regulation on technological innovation performance: Empirical test based on resource-based enterprises [J]. *Science of Science and Management of S.&T.*, 2011, 32(8): 87-92.]
- [27] 申晨, 贾妮莎, 李炫榆. 环境规制与工业绿色全要素生产率: 基于命令-控制型与市场激励型规制工具的实证分析[J]. *研究与发展管理*, 2017, 29(2): 144-154. [Shen C, Jia N S, Li X Y. Environmental regulation and industrial green total factor productivity: Empirical analysis based on CAC and MBI environmental regulations[J]. *Research and Development Management*, 2017, 29(2): 144-154.]
- [28] 叶琴, 曾刚, 戴劭劭, 等. 不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响: 基于285个地级市面板数据[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(2): 115-122. [Ye Q, Zeng G, Dai S Q, et al. Research on the effects of different policy tools on China's emissions reduction innovation: Based on the panel data of 285 prefectural-level municipalities[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2018, 28(2): 115-122.]
- [29] 李阳, 党兴华, 韩先锋, 等. 环境规制对技术创新长短期影响的异质性效应: 基于价值链视角的两阶段分析[J]. *科学学研究*, 2014, 32(6): 937-949. [Li Y, Dang X H, Han X F, et al. The study on heterogeneity effect of environmental regulation's long-term & short-term influence on technology innovation: Two stages analysis based on the value chain perspective[J]. *Studies in Science of Science*, 2014, 32(6): 937-949.]
- [30] 王锋正, 郭晓川. 环境规制强度对资源型产业绿色技术创新的影响: 基于2003-2011年面板数据的实证检验[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(S1): 143-146. [Wang F Z, Guo X C. Effects of environmental regulation intensity on green technological innovation of resource-based industries: Empirical test based on panel data from 2003 to 2011[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(S1): 143-146.]
- [31] 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. [Wu Y B. Indigenous R&D, technology imports and productivity: Evidence from industries across regions of China[J]. *Economic Research Journal*, 2008, (8): 51-64.]
- [32] 李小平. 自主R&D、技术引进和生产率增长: 对中国分行业大中型工业企业的实证研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2007, (7): 15-24. [Li X P. Own R&D, technology purchased and produc-

2020年7月

- tivity development: On Chinese large and medium-sized industrial enterprises[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2007, (7): 15-24.]
- [33] 侯建, 陈恒. 自主研发、技术转移方式与区域创新质量[J]. *中国科技论坛*, 2016, (11): 89-95. [Hou J, Chen H. Independent R&D, technology transfer and regional innovation quality[J]. *Forum on Science and Technology in China*, 2016, (11): 89-95.]
- [34] 王晓尧. 中国高技术自主研发、直接技术引进和生产率[J]. *科学决策*, 2016, (2): 58-75. [Wang X R. R&D, direct technology transfer and productivity in Chinese high-tech industry[J]. *Scientific Decision Making*, 2016, (2): 58-75.]
- [35] 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 支出及其专利产出的影响: 上海市的实证研究[J]. *经济研究*, 2003, 38(6): 45-53. [Zhu P F, Xu W M. On the impact of government's S&T incentive policy on the R&D input and its patent output of large and medium-sized Industrial enterprises in Shanghai [J]. *Economic Research Journal*, 2003, 38(6): 45-53.]
- [36] 李永友, 沈坤荣. 我国污染控制政策的减排效果: 基于省际工业污染数据的实证分析[J]. *管理世界*, 2008, (7): 7-17. [Li Y Y, Shen K R. Emission reduction effects of pollution control policies in China: An empirical analysis based on inter-provincial industrial pollution data[J]. *Management World*, 2008, (7): 7-17.]
- [37] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响: “波特效应”的中国证据[J]. *财贸经济*, 2019, 4(3): 147-160. [Guo J. The impact of environmental regulation on green technology innovation: Evidence of the “Porter Effect” in China[J]. *Finance and Trade Economics*, 2019, 4(3): 147-160.]
- [38] Albrizio S, Kozluk T, Zipperer V. Environmental policies and productivity growth: Evidence across industries and firms[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 81(1): 209-226.
- [39] 申晨, 李胜兰, 黄亮雄. 异质性环境规制对中国工业绿色转型的影响机理研究: 基于中介效应的实证分析[J]. *南开经济研究*, 2018, (5): 95-114. [Shen C, Li S L, Huang L X. Different types of environmental regulation and the green transformation of Chinese industry: Path selection and mechanism analysis[J]. *Nankai Economic Studies*, 2018, (5): 95-114.]
- [40] 中国碳交易平台网. 中国七大碳市场价格行情数据汇总[EB/OL]. (2013-06-19) [2019-11-09]. <http://www.tanjiaoyi.org.cn/k/index.html>. [China Carbon Trading Platform Network. Summary of Price Data of Seven Carbon Markets in China[EB/OL]. (2013-06-19) [2019-11-09]. <http://www.tanjiaoyi.org.cn/k/index.html>.]
- [41] 韩国高, 邵忠林. 环境规制、地方政府竞争策略对产能过剩的影响[J]. *财经问题研究*, 2020, (3): 29-38. [Han G G, Shao Z L. The impact of environmental regulation and local government competition strategy on excess capacity[J]. *Research on Financial and Economic Issues*, 2020, (3): 29-38.]
- [42] 苏昕, 周升师. 双重环境规制、政府补助对企业创新产出的影响及调节[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(3): 31-39. [Su X, Zhou S S. Dual environmental regulation, government subsidy and enterprise innovation output[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2019, 29(3): 31-39.]
- [43] 李颖, 徐小峰, 郑越. 环境规制强度对中国工业全要素能源效率的影响: 基于 2003-2016 年 30 省域面板数据的实证研究[J]. *管理评论*, 2019, 31(12): 40-48. [Li Y, Xu X F, Zheng Y. An empirical study of environmental regulation impact on China's industrial total factor energy efficiency: Based on the data of 30 provinces from 2003 to 2016[J]. *Management Review*, 2019, 31(12): 40-48.]
- [44] Yan Y X, Zhang X L, Zhang J H, et al. Emissions trading system (ETS) implementation and its collaborative governance effects on air pollution: The China story[J]. *Energy Policy*, 2020, DOI: 10.1016/j.enpol.2020.111282.
- [45] Driscoll J C, Kraay A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1998, 80(4): 549-560.
- [46] 黄向岚, 张训常, 刘晔. 我国碳交易政策实现环境红利了吗?[J]. *经济评论*, 2018, (6): 86-99. [Huang X L, Zhang X C, Liu Y. Does China's carbon emissions trading policy fulfill the environmental dividend?[J]. *Economic Review*, 2018, (6): 86-99.]
- [47] 周迪, 周丰年, 王雪芹. 低碳试点政策对城市碳排放绩效的影响评估及机制分析[J]. *资源科学*, 2019, 41(3): 546-556. [Zhou D, Zhou F N, Wang X Q. Impact of low-carbon pilot policy on the performance of urban carbon emissions and its mechanism[J]. *Resources Science*, 2019, 41(3): 546-556.]
- [48] 蒋为. 环境规制是否影响了中国制造业企业研发创新? 基于微观数据的实证研究[J]. *财经研究*, 2015, 41(2): 76-87. [Jiang W. Does environmental regulation affect R&D innovation of manufacturing firms in China? Empirical study based on micro data[J]. *Journal of Finance and Economics*, 2015, 41(2): 76-87.]
- [49] 李婉红, 毕克新, 孙冰. 环境规制强度对污染密集行业绿色技术创新的影响研究: 基于 2003-2010 年面板数据的实证检验[J]. *研究与发展管理*, 2013, 25(6): 72-81. [Li W H, Bi K X, Sun B. Research on the effect of environmental regulation intensity on green technological innovation of pollution intensive industries: Empirical test based on panel data of 2003-2010[J]. *Research and Development Management*, 2013, 25(6): 72-81.]
- [50] 展进涛, 徐钰娇, 葛继红. 考虑碳排放成本的中国农业绿色生产率变化[J]. *资源科学*, 2019, 41(5): 884-896. [Zhan J T, Xu Y J, Ge J H. Change in agricultural green productivity in China considering the cost of carbon emissions[J]. *Resources Science*, 2019, 41(5): 884-896.]

Impact of different environmental regulatory tools on technological innovation of Chinese industrial enterprises above designated size

XIONG Hang, JING Zheng, ZHAN Jintao

(Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: Exploring the impact of different environmental regulatory tools on technological innovation and path selection of enterprises is of great significance for China. Based on the panel data of industrial enterprises above the designated scale in 30 provinces from 2013 to 2017, this study divided technological innovation into internal independent R&D and external introduction, and used fixed effect regression to examine the impact of different environmental regulatory tools on technological innovation of industrial enterprises. The results show that: The two types of environmental regulatory tools have played different roles in promoting the expenditure on R&D, and showed a trend of change over time, which partly verifies the “weak” version of porter’s hypothesis. From 2013 to 2015, command- and- control tools did not play a significant role in promoting the R&D expenditure, but they did play a significant role in promoting the R&D expenditure under the impetus of a new round of “environmental protection storm” in 2016 to 2017. Since 2013, market incentives had significantly promoted the internal expenditure, external introduction, and total expenditure on R&D, and the impact showed a decreasing trend. Meanwhile, their promoting effect on the internal expenditure on R&D was greater than that on the external expenditure. Carbon trading market had played a promoting role in the R&D of industrial enterprises, which is mainly reflected in the external introduction. Spatially, the results of the eastern and central regions are relatively consistent and robust with the results of the whole country. The results in western China are consistent with the “narrow” version of porter’s hypothesis. It was found that market-driven environmental policy tools had more innovative incentives for industrial enterprises in western China than command- and- control environmental regulations. This study innovatively introduces renewable energy generation subsidies and carbon trading market into the environmental regulation. In refining the mechanism of Porter hypothesis, it provides a scientific basis for the state to further optimize the environmental policy system in order to stimulate the technological innovation of industrial enterprises.

Key words: environmental regulatory tools; Porter’s hypothesis; innovative approach; emissions trading scheme (ETS); command- and- control tools; market incentives; environmental protection storm