

环保收费制度改进对企业绿色创新效果的影响研究

——基于环保费改税的准自然实验

王树强 范振鹏

(河北工业大学经济管理学院, 天津 300401)

【摘要】 2018年我国正式实施了《中华人民共和国环境保护税法》,与排污费征收相比,环保税的征收层次及严谨性进一步提升,意味着环保收费制度更加完善。本文以2015~2019年沪深两市A股重度污染行业上市公司为实验组样本,以轻度污染行业上市公司为对照组样本,采用双重差分法测量了上述制度改进的绿色创新效果。研究发现:环保收费制度的改进显著促进了企业的绿色创新;长三角地区企业的绿色创新效果高于京津冀地区;大企业的绿色创新效果高于中小企业;国有企业的绿色创新效果高于非国有企业;制度改进对绿色实用新型专利申请的促进作用强于绿色发明专利。上述结论为进一步改进环保政策提供了理论依据。

【关键词】 环保费改税 绿色创新 双重差分 区域异质性 政策效果 政府补贴

DOI:10.3969/j.issn.1004-910X.2021.08.004

〔中图分类号〕F812.4; F273.1 〔文献标识码〕A

引言

实现绿色可持续发展是我国经济社会的长期发展战略,同时也是我国制定和实施环境治理政策体系的核心目的。长期以来作为这一政策体系的重要组成部分,排污收费制度对污染减排发挥了重要作用,因此我国不断对这一制度进行改革。2018年1月1日我国正式实施了新的环保税法,将收费方式由排污费调整为环保税,这一改革措施能否促进绿色可持续发展,就要看它能否带来绿色创新效应。

环保税能否产生绿色创新效应是学术界研究的热点问题。目前文献关于环保税与绿色创新的关系主要有3种观点:(1)环保税促进企业绿色创新。徐保昌等(2016)^[1]发现征收排污费短期抑制企业生产率,长期通过促进技术创新可提高生产率。段志国和王陆潇(2017)^[2]认为环境税可优化资源配置,促进产业升级,与排污权交易配合使用,可更好减少环境污染。臧传琴等(2012)^[3]利用我国1995~2010年的数据进行实证分析,发现环境税与企业绿色技术创新存在正相关关系。周

鹏(2012)^[4]认为环境税可促使企业生产的节能化,提高环保技术,实现企业可持续发展。于连超等(2019)^[5]发现环境税会促进企业创新。Brunnermeier和Cohen(2003)^[6]提出环境规制强度越大,企业对污染治理的投资额也就越大,企业的环境专利授权数也就越多。Lanoie等(2007)^[7]通过对OECD实施环境税的国家进行研究,发现合理的环境税政策反而能够降低企业产成品的成本,进而激励企业开展创新活动;(2)环境税抑制绿色创新。Marcus Wagner(2007)^[8]基于德国企业的有关数据,实证检验了专利申请、环境规制分别与绿色技术创新的相关性,结果表明环保税的征收会抑制德国制造业生产专利数量的增长。占佳和李秀香(2015)^[9]基于省级面板数据,研究不同类型的环境规制对创新的影响,发现排污收费在短期内会抑制技术创新。张艳磊等(2015)^[10]认为征收排污费并不能使企业进行技术创新,减少污染。杨飞(2017)^[11]基于上市公司数据,实证分析了环境税对创新的影响,发现环境税抑制了清洁技术创新。吴建和陈青^[12]等则认为,当环

收稿日期:2021-04-13

作者简介:王树强,河北工业大学经济管理学院教授,博士。研究方向:区域经济与环境经济学。范振鹏,河北工业大学经济管理学院硕士研究生。研究方向:环境经济学。

境税率低于边际污染治理成本时,环境税难以有效促进企业绿色创新;(3)环境税与创新间关系为U型。唐国平等(2013)^[13]基于中国A股上市公司的经验数据,认为政府环境管制与环保投资额存在U型关系,相比于非重污染行业,重污染行业的环保投资额更大。赵爱武等(2016)^[14]基于社会科学计算实验方法,指出在市场、产品和环境税等多方面共同作用下发现,较高的环境税可以促进企业进行环境技术创新,而较低的环境税情景下不利于企业技术创新。

经梳理发现,上述文献主要研究环保收费数量变化对绿色创新的影响,并未涉及环保收费的制度改进对绿色创新的影响研究。根据我国环保税法的实施细则,为减少环保税法实施对企业正常经营的影响,在落实环保税法时要遵循排污费至环保税的收费数量平移原则,因此在一般条件下环保税法的实施并未增加排污收费总量,只是调整了环保收费方式,即:征收依据由《排污费征收管理暂行办法》升级为《中华人民共和国环境保护税法》;征收机构由环保部门调整到以税务部门为主、环保部门为辅协同征收。这意味着提升了环保收费的法律层级,提高了征收的规范性和严谨性,从制度上降低了缴费寻租的可能性。这一制度改进的绿色创新效果研究更具现实价值。本文研究弥补了上述文献在这一领域的研究缺陷,并采用双重差分法对这一问题进行详尽的量化研究。

1 研究假设

环保税费的核心就是把企业的外部成本内部化,从而激励企业进行绿色创新,抵消合规成本。2018年《环保税法》的出台使税费征收层次和严谨性进一步提升,极大地增加了企业的合规成本,若企业仍沿用原有的生产方式,无疑会缴纳大量环保税款,损失大量利润,与企业追求利润最大化的目标不符。因此在环保收费制度更为严格化和规范化的压力下,趋利型企业会更有动力进行绿色创新,加快传统生产工艺向绿色生产工艺的转变,以应对环境成本压力(Lanoie等,2008)^[15]。基于此提出假设:

H1: 环保收费制度的改进会显著促进企业的

绿色创新。

由于不同个体具有较大的异质性,环保收费制度的改进可能因不同个体特征而产生不同的作用效果,制度改进的绿色创新效果在个体维度的差异主要包括地区、规模、产权方面。

我国不同区域在市场化程度、创新环境方面存在较大差异。环保费改税的政策效果在不同区域之间可能会有所不同。京津冀地区市场化程度较低,创新环境较差,企业决策较为保守,而绿色创新又是一种风险较大的行为。因此企业在面临更强的税负压力时,更偏向选择缴纳环保税的方式来规避风险,并不会选择进行绿色创新。长三角地区经济发达,市场化程度高,创新环境良好,企业创新活力更强,更倾向采取绿色创新的方式来应对税负压力。京津冀和长三角作为我国两个极为重要的核心城市群,在区域协同发展、一体化建设上发挥了重要作用。探究环保收费制度的改进在这两个区域的作用效果如何,具有重要意义。基于此提出假设:

H2a: 环保收费制度的改进对企业绿色创新的影响具有区域异质性。

不同规模企业的环保费改税政策效果会有所不同。绿色创新活动往往投入较大,且耗时较长。大企业资金充足,且内部控制体系健全,在进行决策时多从长远角度考虑,创新能力和创新意愿较强,更有可能采取绿色创新的方式来应对税负压力。而中小企业通常资金压力更大,而且决策较为短视,更有可能选择采购环保设备来减少污染,绿色创新能力较弱。基于此提出假设:

H2b: 相比于中小企业,环保收费制度的改进对大企业的绿色创新产生更显著的正向冲击。

政策实施效果也会受企业产权性质的影响。从创新动力来看,国有企业作为政府意志的体现,有更强的环保责任感,在面对环保费改税政策时,会发挥带头表率作用,积极响应新环保税政策,加快进行绿色创新,减少污染水平,非国有企业是以利益最大化为导向,环境保护意识较为欠缺,绿色创新动力不足。从创新能力来看,国有企业的实控人是地方政府,有更为强大的资金资源支持,面对更强的环保税负压力,有足够的能

行绿色创新,而非国有企业不仅本身资金技术实力较为薄弱,而且融资能力较差,管理决策水平也较低,导致绿色创新能力不足。基于此提出假设:

H2c: 相比于非国有企业,环保收费制度的改进对国有企业的绿色创新产生更显著的正向冲击。

本文用绿色专利申请量来衡量企业的绿色创新水平,而环保费改税政策对不同类型的绿色专利申请可能有不同的影响。绿色发明专利往往耗时长,投入资源大,较难申请,而绿色实用新型专利耗时短,投入资源少,更加容易申请,且申请这些数量多、质量低的绿色实用新型专利能获得更多政府补贴。因此企业可能更倾向于申请更多绿色实用新型专利。基于此提出假设:

H3: 相比于绿色发明专利,环保收费制度的改进对企业绿色实用新型专利的申请的促进作用更强。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

本文研究样本为2015~2019年A股上市公司面板数据,由于在2018年1月1日正式实施了《环保税法》,因此本文将2018年的环保费改税政策作为外生冲击,在实验分组变量的选取上,将受环保税政策影响较大的重度污染行业作为受到政策冲击的行业,为实验组。受环保税政策影响较小的轻度污染行业作为未受到政策冲击的行业,为对照组。在行业污染程度的判定上,借鉴李百兴和王博^[16]的研究,根据国家环保部2010年公布的《上市公司环境信息披露指南》,选取火电、纺织、采矿等34个细分行业作为重度污染行业,选取文化传播、信息技术业等18个细分行

业作为轻度污染行业。同时剔除(ST、*ST、PT)的企业,剔除数据缺失严重的企业,剔除有异常值的企业,由于金融业不确定性干扰,剔除金融服务业,剔除样本期不完整的企业。对连续变量作缩尾处理。企业绿色专利数据来源于国家知识产权局和incoPat专利数据库,其他数据来源于国泰安数据库。

2.2 变量定义

本文被解释变量为绿色创新水平,绿色创新是一个多阶段的过程,既包括投入阶段的绿色创新过程,又包括产出阶段的绿色创新过程,而投入阶段的绿色创新过程一般难以衡量,因此一般选择产出阶段的绿色创新过程衡量绿色创新水平,而绿色创新的产出主要由绿色专利申请数衡量,因此选择绿色专利申请数衡量企业的绿色创新水平,采用绿色专利申请数而不是授权数是因为绿色专利授权数往往由于政府繁琐的审批流程而滞后于绿色专利的申请数。最后用绿色专利申请占所有专利申请的占比来做稳健性检验。

本文的解释变量为 $Treat \times Period$,若企业为实验组样本,则在环保税政策实施前 $Treat \times Period$ 为0,在环保税政策实施后 $Treat \times Period$ 为1,若企业为对照组样本,无论是在环保税政策实施前还是实施后, $Treat \times Period$ 都为0。

本文的控制变量为:企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、股权集中度(*Concen*)、资产负债率(*Levage*)、市场价值(*Tobinq*)、产权性质(*Soe*)、两权分离度(*Durate*)、盈利能力(*Roa*)、董事会规模(*Board*)、独立董事比例(*Lndep*)。变量详细定义见表1。

表1 变量定义

变量符号	变量类型	变量名称	变量描述
<i>GI</i>	被解释变量	绿色创新	绿色专利申请数与1之和并取对数
<i>Treat</i>	解释变量	实验分组变量	若企业属于重度污染行业为1,轻度污染行业为0
<i>Period</i>	解释变量	时间分组变量	2018年及以后取1,2018年之前取0
<i>Size</i>	控制变量	企业规模	企业年末总资产取对数
<i>Age</i>	控制变量	企业年龄	观测年份减去企业成立年份
<i>Concen</i>	控制变量	股权集中度	最大股东持股占比
<i>Levage</i>	控制变量	资产负债率	负债总额与资产总额之比
<i>Tobinq</i>	控制变量	托宾Q	市场价值与账面价值之比

续 表

变量符号	变量类型	变量名称	变量描述
Soe	控制变量	产权性质	国企为1, 非国企为0
Durate	控制变量	两权分离率	第一大股东所有权与控制权比例之比
Roa	控制变量	盈利能力	当期净利润与期末总资产之比
Board	控制变量	董事会规模	董事会总人数
Lndep	控制变量	独立董事比例	独立董事在董事会中占比

2.3 模型设定

本文采用目前流行的双重差分法考察环保费改税政策对企业绿色创新的影响, 设定模型如下:

$$GI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \beta_2 Period_t + \beta_3 Treat_{it} \times Period_t + \beta_4 X_{it} + \lambda_t + \sigma_{province} + \eta_{industry} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 GI_{it} 为企业的绿色创新水平, $Treat_{it}$ 为实验分组虚拟变量, 若企业属于重度污染行业为1, 属于轻度污染行业为0。 $Period_t$ 为时间分组虚拟变量, 2018年及以后为1, 2018年之前为0。交乘项 $Treat \times Period$ 的系数 β_3 为政策效应, 是本文重点关注的对象。 X_{it} 为表1中一系列控制变量, λ_t 、 $\sigma_{province}$ 、 $\eta_{industry}$ 分别用来控制时间、地区、行

业固定效应, ε_{it} 为误差项。

2.4 描述性统计

表2的描述性统计表明: 在11375个样本中, 企业的绿色专利申请数与1之和的自然对数均值为0.439, 说明很多企业没有进行绿色创新, 标准差为0.910, 说明企业绿色创新水平差异较大, 最小值为0, 最大值为7.02, 在合理范围内。 $Treat$ 的均值为0.351, 说明重度污染行业的企业数量要少于轻度污染行业, $Period$ 的均值为0.400, 说明2018年及之后的样本数少于2018年之前。其他变量并未出现明显异常。

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
GI	11375	0.439	0.910	0	7.02
Treat	11375	0.351	0.477	0	1
Period	11375	0.400	0.489	0	1
Size	11375	22.540	1.371	18.286	29.737
Age	11375	22.836	5.226	11	54
Concen	11375	0.332	0.146	0.002	0.899
Levage	11375	0.440	0.240	0.008	10.495
Tobinq	11375	2.147	2.647	0.006	45.766
Soe	11375	0.363	0.481	0	1
Durate	11375	4.574	7.586	-18.24	53.316
Roa	11375	0.034	0.078	-1.859	0.675
Board	11375	8.585	1.737	0	20
Lndep	11375	0.376	0.056	0.166	0.8

3 实证结果与分析

3.1 平行趋势检验

平行趋势检验是判断能否应用双重差分法的前提条件, 只有通过了平行趋势检验, 才可以使用双重差分法。平行趋势检验要求在环保费改税

政策实施前, 实验组和对照组的绿色创新水平有着相似的变化趋势。具体操作方法如下, 以2015年为基期, 对2015~2019年每一年单独生成虚拟变量 $Treat \times Period$, 并纳入模型, 若政策实施前的交乘项系数不显著, 则说明在环保费改税政策实

施前, 实验组和对照组的绿色创新水平没有显著差异, 满足平行趋势检验。图1为平行趋势检验的结果, 如图1所示, 在环保费改税政策实施前, 即2016年和2017年的系数均在0值上下波动, 说明实验组和对照组的绿色创新水平在政策实施前并没有显著差异, 有着相似的变化趋势, 而在环保税政策实施后的2019年, 交乘项的系数显著增加, 说明在环保税政策作用下实验组的绿色创新水平远高于对照组, 实验组和对照组是可以进行比较的, 通过了平行趋势检验, 可以应用双重差分法。

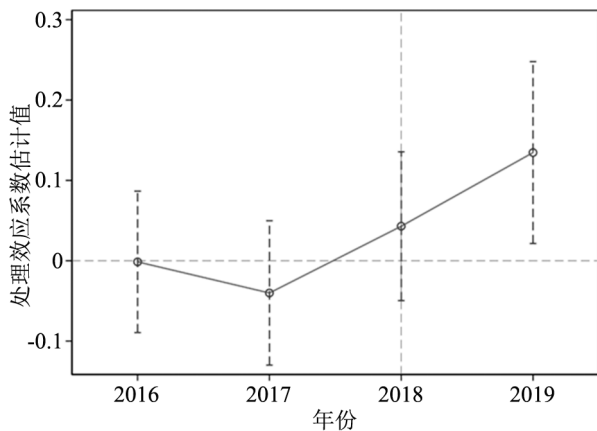


图1 平行趋势检验结果

3.2 回归结果分析

表3为环保费改税政策对企业绿色创新影响的回归结果, 在平均处理效应中列(1)未加入控制变量, 仅加入时间、地区和行业固定效应, 交乘项 $Treat \times Period$ 的系数为0.079, 在5%的水平上显著, 列(2)同时加入了控制变量和时间、地区和行业固定效应, 在加入控制变量之后, 交乘项 $Treat \times Period$ 的系数由0.079上升为0.085, 显著性水平为5%, 我们发现无论是否加入控制变量, 环保费改税政策都在5%的显著性水平上促进了企业的绿色创新。证实了假设H1。说明在新的环保税政策下, 企业迫于环境成本压力, 不得不加大绿色创新力度, 实现绿色技术的转型升级。列(3)为环保税政策实施后的动态效应, 回归结果显示 $Treat \times year2018$ 的系数不显著, $Treat \times year2019$ 的系数在5%的显著性水平上为正, 可能原因是环保税政策效果有一个时滞, 企业对新环保税政策的适应有一个过程, 在政策实施第1年, 企业还未完全适应新政策, 决策较为保守, 更可

能选择缴纳环保税来应对新的环保税政策, 绿色创新力度不足。在政策实施第2年, 随着环保税费压力越来越大, 企业不得不加大绿色创新的投入, 减少污染水平, 来缓解环保税负压力。环保税政策不仅倒逼企业进行绿色创新, 而且随着时间的推移, 政策影响力逐年增加。

表3 环保费改税政策对企业绿色创新的影响

变量	平均处理效应		动态效应
	GI	GI	
$Treat \times Period$	0.079** (2.09)	0.085** (2.51)	
$Treat \times year2018$		0.042 (0.91)	
$Treat \times year2019$		0.134** (2.33)	
常数项	0.428*** (48.06)	-4.862*** (-17.65)	-4.856*** (-17.63)
控制变量	否	是	是
时间固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	11375	11375	11375
Adj R ²	0.1505	0.2348	0.2352

注: *, **、***表示在10%、5%和1%水平下显著, 估计系数下方括号内为t值, 下同。

3.3 异质性分析

不同地区的环保费改税政策效果并不相同。将样本按所在区域划分为京津冀地区和长三角地区, 根据模型(1)按不同区域进行分组回归。表4为回归结果, 由表4可知在加入一系列控制变量和控制了时间、地区、行业固定效应后, 京津冀地区样本的交乘项 $Treat \times Period$ 的系数并不显著, 政策效果并不明显, 这可能是由于样本容量较小, 也可能是市场化程度较低, 企业决策相对保守, 绿色创新能力较弱。而在长三角地区的样本中, 交乘项 $Treat \times Period$ 的系数为0.099, 在10%的水平上显著, 政策效果更加明显, 说明长三角地区的企业绿色创新能力更强。因此环保税政策效果确实存在着地区差异, 证实了假设H2a。

表4 按地区分组回归结果

变量	京津冀 <i>GI</i>	长三角 <i>GI</i>
<i>Treat</i> × <i>Period</i>	0.027 (0.25)	0.099* (1.78)
常数项	-4.667*** (-5.28)	-3.617*** (-7.81)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
观测值	1310	3175
Adj R ²	0.3158	0.2415

不同规模企业的环保费改税政策效果并不相同。以企业规模中位数为划分依据,在中位数以上的为大企业,中位数以下的为中小企业,根据模型(1)按企业规模进行分组回归。回归结果如表5所示,在加入了一系列控制变量和控制了时间、地区、行业固定效应后,环保费改税政策在5%的显著性水平上同时促进了大企业和中小企业的绿色创新,但大企业样本中的交乘项 *Treat*×*Period* 系数为0.116,中小企业样本中的交乘项 *Treat*×*Period* 系数为0.085,说明环保费改税政策对大企业绿色创新的促进作用更强。证实了假设H2b。

表5 按企业规模分组回归结果

变量	中小企业 <i>GI</i>	大企业 <i>GI</i>
<i>Treat</i> × <i>Period</i>	0.085** (2.32)	0.116** (2.13)
常数项	-2.555*** (-6.69)	-6.718*** (-13.99)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
观测值	5687	5688
Adj R ²	0.1435	0.3098

不同产权性质企业的环保费改税政策效果有所不同。按产权性质将样本划分为国有和非国有企业并根据模型(1)进行分组回归。表6回归结果显示在加入一系列控制变量和控制了固定效应之后,国有企业样本中交乘项 *Treat*×*Period* 系数为0.115,在5%的水平上显著,非国有企业样本中交乘项 *Treat*×*Period* 系数不显著,说明环保费改税政策对国有企业绿色创新的促进作用更强,证实了假设H2c。

表6 按产权性质分组回归结果

变量	国有 <i>GI</i>	非国有 <i>GI</i>
<i>Treat</i> × <i>Period</i>	0.115** (2.09)	0.051 (1.24)
常数项	-5.859*** (-14.37)	-4.406*** (-10.69)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
观测值	4135	7240
Adj R ²	0.3054	0.2173

环保费改税政策对不同类型绿色专利的影响可能不同。本文分别把绿色发明专利申请量和绿色实用新型专利申请量作为被解释变量根据模型(1)进行回归。表7回归结果显示在加入一系列控制变量和控制了固定效应之后,环保费改税政策同时促进了绿色发明专利和绿色实用新型专利的申请活动,但对绿色实用新型专利的促进作用更强,说明与绿色发明专利相比,企业会更青睐创新性较低、难度较小的绿色实用新型专利,利用数量更多的绿色实用新型专利来获得更多政府补贴,从而缓解环保税负压力,证实了假设H3。

3.4 稳健性检验

(1) 更换被解释变量。为确保回归结果更为稳健,选取绿色专利申请量占有专利申请的比重来衡量企业绿色创新水平,即可有效剔除其他不可观测因素的影响^[17]。表8显示交乘项 *Treat*×*Period* 的系数在5%的显著性水平上为正,故环保

表7 不同专利类型的回归结果

变量	绿色发明专利	绿色实用新型专利
<i>Treat</i> × <i>Period</i>	0.051* (1.87)	0.053** (2.12)
常数项	-4.400*** (-17.55)	-3.018*** (-14.39)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
观测值	11375	11375
Adj R ²	0.2043	0.2109

收费制度的改进确实促进了企业绿色创新,说明原结论较为稳健。

(2) *psm-did* 估计。为解决实验组与对照组因系统差异产生的自选择偏误问题,借鉴石大千等(2018)^[18]的方法,利用 *psm-did* 来做稳健性检验。选择近邻匹配作为倾向得分匹配的方式,表9显示与匹配前相比,匹配后的标准偏差大大减小,变量不存在显著差异,满足共同支撑假设,可以进行 *did* 估计。回归结果如表8所示,与表3的结果相比,交乘项 *Treat*×*Period* 的系数变大了,显著性没有变化,支持了原结论。

(3) 预期效应检验。《中华人民共和国环境保护税法》于2016年底正式通过,企业可能提前

表8 稳健性检验

变量	绿色专利占比	<i>psm-did</i>	预期效应
<i>Treat</i> × <i>Period</i>	0.077** (2.08)	0.132** (2.51)	0.001 (0.04)
常数项	-4.413*** (-16.25)	-5.469*** (-16.52)	-4.979*** (-16.38)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	11375	6782	9100
Adj R ²	0.2516	0.2415	0.2379

针对政策作出反应,因此将政策时间提前1年,把检验区间换为2015~2018年,重新进行回归,表8结果显示交乘项 *Treat*×*Period* 系数并不显著,

说明环保费改税政策不存在预期效应,企业可能估计政策执行力不足,并未进行绿色创新,印证了政策起效时间确实是在2018年,证实了原结论。

表9 平衡性检验

变量名称	处理	均值		标准差 (%)	标准差减少幅度 (%)	t 值
		处理组	对照组			
<i>Size</i>	匹配前	22.496	22.545	-3.6	41.9	-1.69
	匹配后	22.495	22.468	2.1		0.94
<i>Age</i>	匹配前	22.021	22.792	4.4	25.3	2.10
	匹配后	22.021	23.192	-3.3		-1.40
<i>Concen</i>	匹配前	0.346	0.328	11.9	73.9	5.70
	匹配后	0.346	0.350	-3.1		-1.28
<i>Levage</i>	匹配前	0.411	0.452	-17.6	81.8	-8.16
	匹配后	0.411	0.418	-3.2		-1.57

续 表

变量名称	处理	均值		标准差 (%)	标准差减少 幅度(%)	t 值
		处理组	对照组			
Tobinq	匹配前	2.087	2.327	-9.2	83.6	-4.19
	匹配后	2.086	2.126	-1.5		-0.77
Soe	匹配前	0.423	0.401	4.5	97.5	2.16
	匹配后	0.423	0.423	0.1		0.05
Dualrate	匹配前	5.455	4.087	17.8	65.9	8.69
	匹配后	5.455	5.922	-6.1		-2.37
Roa	匹配前	0.045	0.032	17.2	82.6	8.10
	匹配后	0.045	0.043	3.0		1.38
Board	匹配前	8.701	8.515	10.8	92.0	5.18
	匹配后	8.701	8.716	-0.9		-0.36
Lndep	匹配前	0.373	0.377	-7.3	57.1	-3.49
	匹配后	0.373	0.372	3.1		1.38

4 结论与启示

本文基于2018年环保收费制度的改革实践,以2015~2019年A股上市公司数据为研究样本,采用双重差分法评估了环保收费制度改进对企业绿色创新的影响。研究发现:环保收费制度的改进显著促进了企业的绿色创新;长三角地区的企业的绿色创新效果高于京津冀地区;大企业的绿色创新效果高于中小企业;国有企业的绿色创新效果高于非国有企业;制度改进对绿色实用新型专利申请的促进作用强于绿色发明专利。基于以上结论得出的政策启示如下:

(1) 地方政府需要严格落实环保税政策,加强政策推行力度,且要保持环保税政策的持续性,持久推行环保税政策,让环保税成为促进企业绿色创新的法制基础。

(2) 环保税政策的制定要考虑不同地区的实际情况,应因地制宜完善落实环保税政策,如扩大京津冀地区的市场开放程度,适当减免部分环保税,降低企业的绿色创新成本,才能充分发挥环保税对企业绿色创新的倒逼效应;应给予中小企业更多税收优惠和补贴,对中小企业的管理人员提供税务管理的培训,通过税收筹划和税收优惠等合理的避税方法来降低企业财务成本,才能充分调动中小企业绿色创新的积极性,使本就资

源紧张的中小企业更有底气和动力进行绿色创新;不仅要加强对非国有企业的环保宣传工作,增强非国有企业的环保意识,提高非国有企业的绿色创新动力,同时也要加大对非国有企业政策优惠力度,放宽对非国有企业的融资限制,以提升非国有企业的绿色创新能力。

(3) 环保税政策的制定要考虑对不同类型的绿色创新活动的影响,不能搞一刀切,不能对所有的绿色创新活动都给予相同的补贴,应细化创新活动的分类,对高质量绿色发明专利的创新活动提供更多补贴,才能解决企业寻求政府补贴的逆向选择行为,倒逼企业提升技术,开展高质量的绿色创新活动。

参 考 文 献

- [1] 徐保昌, 谢建国. 排污征费如何影响企业生产率——来自中国制造业企业的证据 [J]. 世界经济, 2016, (8): 143~168.
- [2] 段志国, 王陆潇. 环保税与排污权交易的比较研究 [J]. 中国战略新兴产业, 2017, (40): 11.
- [3] 臧传琴, 赵海修, 王静, 等. 环境税的技术创新效应——来自1995~2010年中国经验数据的实证分析 [J]. 税务研究, 2012, (9): 32~36.
- [4] 周鹏. 环境税促进企业技术进步的效应分析 [J]. 时代金融, 2012, (15): 58~59.
- [5] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境税对企业绿色转型的倒逼效应研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29 (7): 112~120.
- [6] Smita B Brunnermeier, Mark A Cohen. Determinants of Environ-

- mental Innovation in US Manufacturing Industries [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 45 (2): 278~293.
- [7] Lanoie P, Laurent-Lucchetti J, Johnstone N, et al. Environmental Policy, Innovation and Performance: New Insights on the Porter Hypothesis [R]. CIRANO Working Papers, 2007s-19.
- [8] Marcus Wagner. On the Relationship Between Environmental Management, Environmental Innovation and Patenting: Evidence from German Manufacturing Firms [J]. *Research Policy*, 2007, 36 (10): 1587~1602.
- [9] 占佳, 李秀香. 环境规制工具对技术创新的差异化影响 [J]. *广东财经大学学报*, 2015, 30 (6): 16~26.
- [10] 张艳磊, 秦芳, 吴昱. “可持续发展”还是“以污染换增长”——基于中国工业企业销售增长模式的分析 [J]. *中国工业经济*, 2015, (2): 89~101.
- [11] 杨飞. 环境税、环境补贴与清洁技术创新: 理论与经验 [J]. *财经论丛*, 2017, (8): 19~27.
- [12] 吴健, 陈青. 从排污费到环境保护税的制度红利思考 [J]. *环境保护*, 2015, (8): 21~25.
- [13] 唐国平, 李龙会, 吴德军. 环境管制、行业属性与企业环保投资 [J]. *会计研究*, 2013, (6): 83~89, 96.
- [14] 赵爱武, 杜建国, 关洪军. 环境税情景下企业环境技术创新模拟 [J]. *管理科学*, 2016, 29 (1): 40~52.
- [15] Lanoie P, Patry M, Lajeunesse R. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2008, 30 (2): 121~128.
- [16] 李百兴, 王博. 新环保法实施增大了企业的技术创新投入吗?——基于PSM-DID方法的研究 [J]. *审计与经济研究*, 2019, 34 (1): 87~96.
- [17] Popp D, Newell R. Where Does Energy R&D Come From? Examining Crowding Out from Energy R&D [J]. *Energy Economics*, 2012, 34 (4): 980~991.
- [18] 石大千, 丁海, 卫平. 智慧城市建设能否降低环境污染 [J]. *中国工业经济*, 2018, 35 (6): 117~135.

Research on the Influence of Environmental Protection Charge System Improvement on the Effect of Enterprise Green Innovation

——A Quasi-natural Experiment Based on the Change of Environmental Protection Fee to Tax

Wang Shuqiang Fan Zhenpeng

(School of Economics and Management, Hebei University of Technology, Tianjin 300401, China)

[Abstract] China officially implemented the Environmental Protection Tax Law in 2018, compared with sewage charges, the level and rigor of environmental protection tax are further improved, which means that the environmental protection fee system is more perfect. Double difference method is used to measure the green innovation effect of the above system improvement by taking the listed companies in heavily polluted a-share industries in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2015 to 2019 as the experimental group and the listed companies in lightly polluted industries as the control group. The results show that the improvement of environmental protection charge system promotes the green innovation of enterprises. Institutional improvement has a stronger role in promoting green innovation in the Yangtze River Delta than Beijing, Tianjin and Hebei, institutional improvement has a stronger role in promoting green innovation in large enterprises than small and medium-sized enterprises, and institutional improvement has a stronger role in promoting green innovation in state-owned enterprises than non-state-owned enterprises. The promotion effect of system improvement on the application of green utility model patent is stronger than that of green invention patent. These conclusions provide a theoretical basis for further improving environmental tax policies.

[Key words] environmental protection fee change tax; green innovation; double difference; regional heterogeneity; policy effect; government subsidy

[Jel classification] H23; O31

(责任编辑: 杨 婧)