

自愿性环境规制与企业污染排放

——基于政府节能采购政策的实证检验

步晓宁, 赵丽华

(山东财经大学 金融学院, 山东 济南 250014)

摘要:作为一种逐步兴起的新型政策手段,自愿性环境规制能否更好地平衡环境保护和经济增长,是值得深入研究的重要问题。文章利用中国工业企业数据、工业企业污染排放数据和政府节能采购企业清单,通过构建双重差分模型,实证检验了政府节能采购政策对企业污染排放的影响。研究发现,政府节能采购政策实施后,实验组的二氧化硫排放量相对于对照组显著降低,说明政府节能采购政策抑制了企业污染排放。经过多种稳健性检验,这一结论依然成立。机制检验表明,政府节能采购政策通过严格约束生产的各个环节,抑制了企业污染排放,具体包括在生产初始阶段改善能源结构、在生产过程中创新生产技术以及在生产终端提高污染处理能力。异质性检验表明,由于打破了原有的政企合谋氛围,政府节能采购政策使国有企业的污染减排效果更明显;此外,这一政策还赋予了企业更多的自主权,使得低污染排放强度企业的污染减排效果更明显。同时,在减少企业污染排放的同时,政府节能采购政策还提高了企业产量和绿色全要素生产率。文章研究表明,自愿性环境规制能够较好地平衡环境保护和经济增长,为经济高质量发展阶段政府制定有效的环境政策提供了有益的启示。

关键词: 自愿性环境规制; 节能减排; 碳中和; 碳达峰; 双重差分

中图分类号: F831.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2022)04-0049-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20220215.102

一、引言

近年来,我国生态环境与经济发展之间的矛盾日益突出,坚持走绿色发展道路是实现可持续发展的必然选择。习近平主席在第七十五届联合国大会上提出了“碳达峰”和“碳中和”的目标,表明了我国在环境治理方面的坚定决心。长期以来,为了加强环境污染治理,我国主要采用强制性环境规制,如叫停或处罚违反规定的企业(张宁和张维洁,2019),而这可能会增加企业生产成本,阻碍企业技术进步,最终阻碍经济发展(Jaffe等,2003;王勇,2016)。近年来,备受关注的激励性环境规制则主要针对污染排放末端治理,这种“先污染、后治理”的举措可能很难起到“预防为主”的作用(马小明和赵月炜,2005)。基于这样的环境治理困境,自愿性环境规制于20世纪90年代应运而生。自愿性环境规制是指由行业协会、企业或其他主体提出的、企业自己决定是否参与、旨在保护环境的协议、承诺或计划,其本质是一种没有强制性约束的协议

收稿日期:2021-11-09

基金项目:国家社会科学基金一般项目(21BJY245);泰山学者工程专项经费(tsqn201909135)

作者简介:步晓宁(1983-)(通讯作者),男,山东烟台人,山东财经大学金融学院副教授;

赵丽华(1995-),女,河北唐山人,山东财经大学金融学院硕士研究生。

(Blackman 等, 2010), 政策工具包括环境认证、环境审计、生态标签以及环境协议等(赵玉民等, 2009)。中国政府从 2004 年开始实施的政府节能采购政策便是自愿性环境规制在我国的一项重要应用。而遗憾的是, 除了 Papa(2008)、Konisky 和 Prakash(2009)、Bu 等(2020)以及任胜钢等(2018)以 ISO14001 标准进行分析外, 目前鲜有文献对自愿性环境规制在我国的实施效果进行规范的实证研究。政府节能采购政策则为本文研究自愿性环境规制的实施效果提供了一个宝贵的机会。

本文利用中国工业企业数据、企业污染排放数据和政府节能采购企业清单, 通过构建多期双重差分模型, 以二氧化硫排放量作为企业污染排放的衡量指标, 实证检验了政府节能采购这一自愿性环境规制的政策效果。研究表明: 第一, 与没有进入节能清单的企业相比, 进入清单的企业二氧化硫排放量显著降低。经过多种稳健性检验, 这一结论依然成立。第二, 政府节能采购政策通过事前的能源替代效应、事中的工艺创新效应和事后的污染处理效应等机制, 抑制了企业污染排放。第三, 政府节能采购政策抑制企业污染排放存在异质性, 对国有企业和低污染排放强度企业的减排影响更大。第四, 在有效减少企业污染排放的同时, 政府节能采购政策还提高了企业产量和绿色全要素生产率, 较好地实现了经济增长和环境保护的平衡。

本文的研究贡献主要体现在: 第一, 研究了自愿性环境规制对企业污染排放的影响及其机制, 丰富了自愿性环境规制实施效果的微观证据。第二, 本文分别从生产源头(能源结构改善)、生产过程(生产工艺优化)以及生产末端(废气净化高效)三个方面检验了作用机制, 为后续政策的制定和完善提供了思路。第三, 强制性和激励性环境规制在某种程度上无法兼顾环境保护和经济增长, 本文的研究结论则为政府部门制定更加切实可行的环境保护政策提供了有力证据。

二、政策背景与理论假设

(一)政策背景

强制性环境规制更加依赖于政府监管的强度, 执行成本较高, 最终产生了事倍功半的效果。而激励性环境规制对市场体系的健全性等方面的要求更加严格, 且经济主体的反应存在一定的时滞, 政策效果也会存在滞后性。因此, 新型高效的政策工具成为政府、企业和公众共同的迫切需求。在此背景下, 我国从 2004 年开始实施政府节能采购政策, 该政策依托于第三方认证机构^①制定的节能环保条款, 企业只有满足条款中的要求, 才能获得节能认证, 从而进入“节能产品政府采购清单”(以下简称清单), 获得政府部门的优先采购权。通过政府优先采购并引导社会大众优先选择节能产品, 激励企业为获得节能认证并进入清单而主动改变生产行为, 包括生产材料、生产工艺、产品包装、运输和贮存等环节符合环境监管要求, 最终实现环境保护的目标。政府节能采购政策通过优先采购措施, 激励企业自愿承担环保责任。这既能减少政府的能源费用开支, 节省财政资金, 又能通过发挥政府的带头表率作用, 增强全社会的资源忧患意识, 并引导企业自愿采取污染减排措施, 推动企业技术进步, 扩大节能产品市场, 对于实现经济社会可持续发展具有十分重要的意义。

本文收集整理了中国采购网披露的二十四期清单, 摘录了进入清单的企业信息, 包括企业名称、采购产品型号以及节能产品认证证书有效截止日期等。图 1 展示了 2004—2018 年每年进入清单的企业数量。可以看到, 进入清单的企业数量呈现明显的逐年上升趋势, 从第一期清单的 78 家上升到第二十四期清单的 1 469 家企业。可见, 政府节能采购政策的实施对企业积极参

^① 中国节能产品认证机构由中国节能产品认证管理委员会(简称“管委会”)和中国节能产品认证中心(简称“CECP”)两部分组成。

与节能认证具有一定的推动力和吸引力。总体而言,政府节能采购政策对企业是一个外生冲击,而且其影响对象也容易界定,这为本文运用双重差分方法识别自愿性环境规制的实施效果提供了良好的研究素材。

(二)理论假设

政府节能采购政策中的节能认证与

ISO14001 认证类似,^①都是由第三方认证机构实施的合格评定活动。由于 OECD 国家企业的数据资源比较丰富,国外学者对 ISO14001 认证与企业环境绩效之间的关系进行了大量研究(Zeng 等, 2005; Qi 等, 2012; Prakash 和 Potoski, 2014)。相关研究发现,中央和地方政府将 ISO14001 认证作为一种环境规制工具,鼓励企业积极通过 ISO14001 认证,期望以此改善企业的环境治理状况,减少污染排放(Shin, 2005; Aghion 等, 2016; 齐绍洲等, 2018)。政府节能采购政策也将节能认证作为一种环境规制工具,通过政府优先采购这一措施,激励企业积极通过节能认证,同样期望以此激励企业减少污染排放,改善环境质量。总体而言,政府节能采购政策所依托的节能认证是政府激励企业减少污染排放的重要环境规制工具,在实施过程中会通过各种机制对企业的生产活动产生影响。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

假设 1: 政府节能采购政策实施以后,进入清单的企业污染排放显著降低。

政府节能采购政策通过赋予企业优先采购权,发挥了政府的带头表率作用。这一方面可以培养企业可持续发展理念,构建绿色企业文化,使绿色经营理念深入企业管理层,从而主动实现清洁生产;另一方面,在企业获得节能认证之前,生产工厂的原材料采购、能源消耗等环节均受到专业机构的严格监督与检查,这也会倒逼企业提高能源利用效率,改善能源投入结构(Popp, 2002; 徐斌等, 2019)。可见,政府节能采购政策既对企业内部管理层和企业文化产生深刻影响,引导企业构建绿色生产发展战略,主动实施清洁生产;又从外部通过节能认证倒逼企业改进生产行为,最终推动企业从源头上减少污染产生。需要强调的是,燃料燃烧是污染气体的重要来源,尤其是含硫煤的燃烧是二氧化硫的主要来源。根据国家发改委提供的数据,工业锅炉每燃烧一吨标准煤,就会产生 8.5 公斤二氧化硫,7.4 公斤氮氧化物。因此,燃煤锅炉排放废气成为大气的主要污染源之一。而煤炭在现实生产活动中是我国主要的能源消费品(沈利生和唐志, 2008),不会产生污染气体的清洁能源投入仅占少数。如果在能源消耗方面,企业减少煤炭的使用,增加清洁能源的投入,则有利于实现污染减排,这是企业从生产源头减少污染产生的重要措施。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

假设 2: 政府节能采购政策实施以后,进入清单的企业煤炭使用量减少,清洁能源投入增加,能源投入结构得到改善。

自愿性环境规制对企业生产全过程的严格监督,除了从源头改善能源投入结构外,也会倒逼企业进行绿色技术创新(王锋等, 2013),具有环保责任感和绿色发展战略的企业会自愿将资金投入环境保护中,主动参与环境污染治理,推动绿色技术创新(Porter 和 Van der Linde, 1995; Jiménez, 2005; Stucki 等, 2018; 彭星和李斌, 2016),而企业绿色技术创新最直接的表现是研发出规避或减轻环境损害的全新或改进的产品(Rennings, 2000)。由于公众对环境改善的诉求逐渐增加(李欣等, 2022),政府节能采购政策通过消费者和资本市场对环境改善的迫切需求,激励企业接

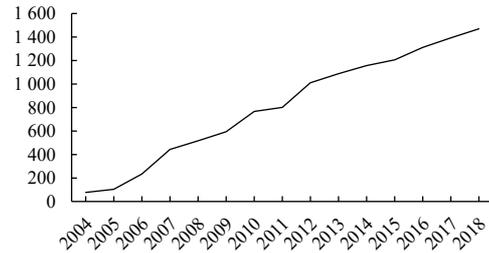


图 1 进入清单的企业数量

^① 节能认证由中国节能产品认证管理委员会和中国节能产品认证中心进行认证,属于质量管理体系认证;而 ISO14001 则是按照国际标准化组织发布的标准进行认证,属于环境管理体系认证。另外,进入节能采购清单的企业均在 10 年以后获得 ISO14001 认证,所以本文的研究结果排除了 ISO14001 的影响。

受节能认证机构的专业检查。而节能认证机构对企业生产过程以及检验和试验程序等进行严格监督,确保其生产过程符合环境保护要求。这可能倒逼或推动企业通过内部挖潜和技术引进等方式进行绿色技术创新,专门研究和采用环境友好型技术(韩超等,2020),从而催生新的环境友好型产品。换言之,政府节能采购政策会推动企业创新生产工艺技术,在生产过程中减少污染气体的产生。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

假设3:政府节能采购政策实施以后,进入清单的企业生产工艺技术水平显著提高。

基于信号传递理论,为了树立良好形象和维护声誉,获得政府的大力支持与相关政策扶持(Lin等,2016;马小明和赵月炜,2005),企业需要对政府监管有及时的反应能力。而末端治理是企业积极响应政府政策的重要手段,有助于企业向政府等相关机构传递自身具有可持续发展能力的强烈信号(Bansal和Hunter,2003;秦颖和孙慧,2020)。此外,提高末端治理能力是企业快速实现污染减排最直接、最有效率的途径(Mizobuchi,2008;Okushima和Tamura,2010),因为这既能快速得到政府部门、消费者和投资者的认可,也能为改进循环再生技术和净化技术获得更多的资源与资金支持(Shu等,2016),从而降低绿色技术创新的前期投资风险。政府节能采购政策实施以后,企业获得节能认证并进入采购清单意味着能够获得政府部门、消费者和投资者的认可,并得到政府的经济支持(来自政府部门的“订单承诺”),从而弥补企业的技术研发成本,降低研发风险。因此,政府节能采购政策的实施能够激励企业创新废气净化技术,提高废气处理能力,最终实现污染减排。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

假设4:政府节能采购政策实施以后,进入清单的企业废气处理能力显著提高。

三、数据说明与模型构建

(一)数据说明

由于工业企业污染数据的披露时间区间为1998—2010年,本文仅摘录了政府采购网披露的前八期即截至2010年的政府节能采购清单,最终得到766家企业,与工业企业数据库匹配后的样本有1826条,其中实验组即2004年以后进入清单的样本有778条。本文参考Brandt等(2012)、聂辉华等(2012)、刘志阔等(2019)以及陈登科(2020)的研究,首先对中国工业企业数据库进行处理,包括数据库匹配、行业调整以及计算缺失值等;然后,根据企业代码、名称、所在地、电话号码以及邮政编码等信息将两个数据库进行合并;最后,对企业名称进行处理,剔除省、市、县、区等汉字后,利用模糊匹配法以及手工确认等方法区分实验组和对照组。本文最终得到1998—2010年的279735条工业企业—污染面板数据。变量定义与描述性统计结果见表1。

表1 主要变量定义与描述性统计

变量符号	变量名称	变量定义	样本量	均值	方差
$\ln SO_2$	企业污染物排放量	企业二氧化硫排放量对数值	279 735	9.6718	2.1989
$policy$	政策变量	进入清单的企业取值为1	279 735	0.0016	0.0404
$\ln EM$	员工人数	企业员工人数对数值	279 735	5.4654	1.1401
$\ln asset$	企业规模	企业总资产对数值	279 735	10.8300	1.4323
$\ln age$	企业年龄	企业年龄对数值	279 735	2.2292	1.0272
$\ln EC$	企业能源消耗	煤炭和燃料油消费量对数值	279 735	3.2881	3.9638
lev	资产负债率	总负债除以总资产	279 735	0.5276	0.3796
rat	增值税率	增值税除以增加值的对数平方	279 735	0.0012	0.0268
$cost$	资本成本	利息支出除以总负债	279 735	0.0002	0.0146
$\ln wage$	劳动成本	人均工资对数值	279 735	6.9750	2.8324

(二)模型构建

本文的基本回归模型为:

$$\text{LnSO}_{2,ijkt} = \beta_0 + \beta_1 \text{policy}_{it} + \text{con}_{it} + P_{kt} + I_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

其中, i 代表企业, j 代表行业, k 代表地区, t 代表年份。被解释变量 $\text{LnSO}_{2,ijkt}$ 为企业二氧化硫排放量的对数值。核心解释变量 policy_{it} 为虚拟变量 dummy 和 dumt 的交互项, 如果企业进入清单, dummy 取值为 1, 否则为 0; 企业进入清单以后, dumt 取值为 1, 之前为 0。 β_1 衡量政府节能采购政策对企业污染减排的影响程度, 其符号反映了政府节能采购政策是促进还是抑制企业污染排放。 con_{it} 代表企业层面的控制变量, 参考刘志阔等(2019)以及韩超等(2020)的研究, 本文选取了企业规模、企业年龄、资产负债率、能源消耗、增值税率、员工人数、资本成本和劳动成本等。

各省的经济发展存在一定的差异, 也会企业的污染减排行为产生影响。因此, 本文借鉴刘志阔等(2019)的研究方法, 在模型中加入了省份虚拟变量和时间效应的交互项 P_{kt} 以及行业虚拟变量和时间效应的交互项 I_{jt} , 这两个变量分别为省份固定效应和行业固定效应。 μ_i 为个体固定效应, λ_t 为时间固定效应。本文允许随机扰动项 ε_{ijkt} 在企业层面存在聚类。

四、实证结果分析

本文首先利用多期双重差分方法, 检验政府节能采购政策对企业污染排放的影响; 然后, 综合运用双重差分模型和三重差分模型进行机制检验和异质性检验; 最后, 参考 Jacobson 等(1993)、La Ferrara 等(2012)、刘志阔等(2019)以及陈登科(2020)的研究方法进行稳健性分析, 以确保本文研究结论的可靠性。

(一)基本回归分析

表 2 展示了逐步加入固定效应和控制变量的回归结果。可以看到, 核心解释变量 policy 的系数均显著为负, 支持了本文的研究假设 1, 即政府节能采购政策实施以后, 企业污染排放显著降低。根据控制变量的回归结果, 随着企业规模、员工人数、企业年龄和劳动成本的增加, 企业的二氧化硫排放量显著增加, 且在 1% 的水平上显著; 此外, 企业能源消耗增加也会显著增加二氧化硫排放量(韩超和胡浩然, 2015), 这符合经济直觉; 特别地, 资产负债率的系数在 1% 的水平上显著为负, 表明当资产负债率上升时, 企业的经营风险增加, 有可能出于风险控制的目的而缩减规模和产量, 导致二氧化硫的排放量下降。值得一提的是, 上述控制变量中对二氧化硫排放量影响最大的是企业员工人数和企业规模, 可见实力雄厚的企业可能是二氧化硫排放的主力军。

表 2 基本回归结果

	(1)LnSO ₂	(2)LnSO ₂	(3)LnSO ₂
<i>policy</i>	-0.2347*** (0.07)	-0.2376** (0.11)	-0.2402** (0.11)
<i>Lnasset</i>			0.1094*** (0.01)
<i>LnEM</i>			0.1431*** (0.01)
<i>Lev</i>			-0.0465*** (0.01)
<i>Lnage</i>			0.0243*** (0.01)
<i>LnEC</i>			0.0312*** (0.00)
<i>rat</i>			-0.0055 (0.05)
<i>Lnwage</i>			0.0216*** (0.00)
<i>cost</i>			0.1197 (0.11)
常数项	9.9637*** (0.01)	9.7816*** (0.14)	7.7592*** (0.16)
固定效应	未控制	控制	控制

续表 2 基本回归结果

	(1)LnSO ₂	(2)LnSO ₂	(3)LnSO ₂
样本量	279 735	279 735	277 852
R ²	0.0049	0.0070	0.0243
企业数	75 155	75 155	74 849

注：“*”、“**”和“***”分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为标准误，回归系数均采用企业层面的聚类标准误调整得到，固定效应包括企业、年份、省份与行业固定效应。下表同。

(二)机制分析

本文从事前的能源替代效应、事中的生产工艺创新效应以及事后的废气处理技术创新效应三个渠道，综合运用双重差分和三重差分模型进行实证检验，揭示了政府节能采购政策抑制企业污染排放的作用机制。

1. 能源替代效应

由于煤炭的价格比其他清洁能源的价格要低，工业企业将煤炭作为主要的燃料能够降低生产成本。但进入清单的企业会受到节能认证机构的检查和监督，其煤炭使用量可能会有所减少。为此，本文检验了政府节能采购政策实施以后，与对照组相比，实验组企业的煤炭燃烧总量是否发生显著变化，并分析了企业清洁能源使用情况与煤炭的变化情况是否相反，从而产生了能源替代效应，改善了能源结构。具体地，本文以工业企业的煤炭燃烧总量对数值(CO)和清洁能源总量对数值(CL)作为被解释变量，重新构造双重差分模型进行了检验，结果见表3中列(1)和列(2)。列(1)中核心解释变量 *policy* 的系数在 5% 的水平上显著为负，表明政府节能采购政策实施以后，与对照组相比，实验组企业的煤炭燃烧总量显著下降，因此节能认证机构发挥了良好的监督作用。列(2)中核心解释变量的系数在 1% 的水平上显著为正，表明与对照组相比，实验组企业对清洁能源的投入显著上升。可见，政府节能采购政策的实施推动了企业改善能源结构。

表 3 能源替代效应

	(1)CO	(2)CL	(3)LnSO ₂	(4)LnSO ₂
<i>policy</i>	-0.2705**(0.13)	2.5011*** (0.38)	1.0756(0.88)	0.6003(0.71)
<i>policy</i> × <i>CO/CL</i>			-0.3061*** (0.11)	-0.2052*(0.11)
<i>dummy</i> × <i>CO/CL</i>			0.3748*** (0.10)	0.2016(0.13)
<i>dumt</i> × <i>CO/CL</i>			0.2619*** (0.00)	0.0895*** (0.02)
常数项	4.9560*** (0.17)	0.6869(1.33)	7.9293*** (0.19)	10.8412*** (0.67)
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	199 092	11 659	193 722	9 616
R ²	0.0553	0.0600	0.0961	0.0909
企业数	65 303	4 942	60 057	3 858

注：*Control*表示模型中所有控制变量，下表同。

那么，企业改善能源结构是否降低了污染排放？本文借鉴钱雪松等(2019)的研究，构建了三重差分模型，如式(2)所示，其中核心解释变量为三重交互项 *dumt*×*dummy*(*policy*)×*CO*(*CL*)，其他变量含义同式(1)。需要强调的是，由于式(2)同样采用了双重固定效应模型，为了避免多重共线性，模型中删除了 *dumt*、*dummy* 和 *CO*(*CL*) 三项。模型中三重交互项的系数 β_1 的符号是本文关注的重点，若其显著为负，则表明政府节能采购政策通过改善能源投入结构，降低了企业二氧化硫排放量。回归结果见表3中列(3)和列(4)，三重交互项的系数分别在 1% 和 10% 的水平上显著为

负。这验证了本文的研究假设 2, 即政府节能采购政策通过推动企业使用清洁能源来替代煤炭, 降低了二氧化硫排放量, 从而实现了污染减排。

$$\begin{aligned} \ln SO_{2,ijkt} = & \beta_0 + \beta_1 policy_{it} \times CO(CL)_{it} + \beta_2 dumt \times CO(CL)_{it} + \beta_3 dummy \times CO(CL)_{it} \\ & + \beta_4 policy_{it} + con_{it} + P_{kt} + I_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijkt} \end{aligned} \quad (2)$$

2. 生产工艺创新效应

大量研究表明环境规制能够激励企业创新(张红凤, 2008; 蒋为, 2015; 曾义等, 2016), 所以本文将从企业创新角度进行实证检验。具体地, 本文通过借鉴 Katila 和 Ahuja (2002)、王文春和荣昭(2014)以及苏丹妮等(2020)的研究, 采用企业的新产品产值与总资产的比值(*NP*)来衡量生产工艺创新, 同样构造双重差分和三重差分模型进行实证检验。回归结果见表 4 中列(1)和列(2), 三重交互项 $dumt \times dummy(policy) \times NP$ 的系数在 1% 的水平上显著为负。这表明政府节能采购政策实施以后, 与对照组相比, 实验组企业的新产品产值显著上升, 降低了二氧化硫排放量, 支持了本文的研究假设 3。事实上, 在获得节能认证之前, 企业生产全流程受到相关机构的监督和检查, 倒逼其在生产工艺上进行环境友好型技术研发, 从而降低污染排放。

表 4 生产工艺技术创新效应与废气处理技术创新效应

	(1) <i>NP</i>	(2) $\ln SO_2$	(3) <i>FC</i>	(4) $\ln SO_2$
<i>policy</i>	0.0360*** (0.03)	-0.2278** (0.11)	0.3443** (0.17)	1.3679*** (0.52)
<i>policy</i> × <i>NP/FC</i>		-0.0542*** (0.01)		-0.1825*** (0.06)
<i>dummy</i> × <i>NP/FC</i>		-0.0776 (0.15)		0.0592 (0.03)
<i>dumt</i> × <i>NP/FC</i>		0.1940 (0.12)		0.0473*** (0.00)
常数项	9.7384*** (0.00)	7.4854*** (0.17)	7.1528*** (0.22)	8.0944*** (0.19)
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	277 852	277 852	165 390	165 390
<i>R</i> ²	0.9970	0.0249	0.0361	0.0234
企业数	74 849	74 849	51 163	51 163

3. 废气处理技术创新效应

除了生产工艺创新外, 在生产末端的废气处理上进行技术创新, 采用更加高效的设施, 也会影响企业污染减排。为此, 本文将企业的废气治理能力(*FC*)即企业每小时处理废气量(单位为标准立方米/时)引入模型中, 同样构造双重差分和三重差分模型进行实证检验。回归结果见表 4 中列(3)和列(4), 三重交互项 $dumt \times dummy(policy) \times FC$ 的系数在 1% 的水平上显著为负, 表明政府节能采购政策通过提高企业的废气治理能力, 降低了二氧化硫排放量, 验证了本文的研究假设 4。由此, 本文揭示了政府节能采购政策抑制企业污染排放的三种作用机制, 即实施政府节能采购政策→改善能源结构、创新生产工艺、提高废气净化效率→降低二氧化硫排放量。

(三) 异质性检验

本文从企业属性和污染排放强度两个方面进行异质性检验。具体地, 根据企业属性, 本文将样本划分为国有企业和非国有企业。对于污染排放强度, 借鉴张俊等(2020)的方法, 根据《第一次全国污染源普查公报》, 由于造纸及纸制品业、纺织业等七大行业的化学需氧量排放量占所有行业化学需氧量排放量的 81.1%, 属于高污染排放强度行业, 因此本文将上述七个行业中的企业定义为高污染排放强度企业。回归结果见表 5, 国有企业与低污染排放强度企业的 *policy* 系数均在 5% 的水平上显著为负, 而非国有企业与高污染排放强度企业的 *policy* 系数均不显著。这表明

政府节能采购政策对国有企业和低污染排放强度企业的污染减排推动作用更加显著。此外, Chow 检验结果表明, 国有与非国有企业以及高低污染排放强度企业的 *policy* 系数在 1% 的水平上存在显著差异, 进一步支持了上述结论。

表 5 异质性检验

变量	(1)LnSO ₂ 国有企业	(2)LnSO ₂ 非国有企业	(3)LnSO ₂ 低污染排放强度企业	(4)LnSO ₂ 高污染排放强度企业
<i>policy</i>	-0.2728** (0.14)	-0.2267 (0.15)	-0.2557** (0.11)	-0.2266 (0.34)
常数项	7.7799*** (0.19)	7.5599*** (0.44)	9.5716*** (0.26)	7.3528*** (0.20)
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	210 894	66 958	151 592	126 260
R ²	0.0270	0.0217	0.0244	0.0261
企业数	61 295	23 398	43 150	33 477
<i>Chow</i> 检验	19.59 (<i>p</i> =0.0000)		473.67 (<i>p</i> =0.0000)	

事实上, 大多数国有企业为地方财政收入做出了较大的贡献, 而地方政府官员出于自身政绩考虑(张彩云等, 2018), 在执行环境政策时往往减轻对其管制力度(Wang 和 Wheeler, 2000), 从而可能形成政企合谋。而政府节能采购政策通过引入第三方机构即节能认证中心, 对企业的生产过程进行严格监督。这有效抑制了政企合谋行为, 提高了对国有企业的监督力度。对于污染排放强度本身较低的企业, 不需要投入太多成本就能达到监管要求, 从而更容易获得节能认证。此外, 有研究表明污染型技术创新存在一定的路径依赖(Aghion 等, 2016), 因此低污染排放强度企业更倾向于通过技术创新来主动减少污染排放。由上述分析可知, 政府节能采购政策对国有企业和低污染排放强度企业的污染减排效应更加显著。本文结果也表明, 政策实施过程中欠缺对高污染企业的激励, 学术界和政府部门应积极探寻相应的解决之策。

(四) 稳健性检验

1. DID 模型有效性检验

(1) 平行趋势假设检验。平行趋势假设是双重差分模型具有有效性的重要假设之一。本文借鉴 Jacobson 等(1993)的研究方法, 采用以下模型进行检验:

$$\text{LnSO}_{2,ijk} = \sum_{i=2001}^{2003} \beta_i \text{pre}_i + \gamma \times \text{current} + \sum_{i=2005}^{2010} \beta_i \text{time}_i + \text{con}_{it} + P_{it} + I_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

其中, *pre_i* 和 *time_i* 分别代表 2004 年以前和以后的政策变量, *current* 代表 2004 年即政策实施当年的变量, 系数 β_i 和 γ 衡量的是相应时期实验组和对照组的二氧化硫排放量差异, 其他变量含义与式(1)相同。为了更加直观地观察平行趋势检验结果, 本文绘制了系数 β_i 和 γ 的估计值及其 95% 置信区间。从图 2 中可以看到, 在政策实施以前, 系数的估计值均在 0 附近, 且置信区间穿过 0。这表明在 2004 年以前, 实验组和对照组的二氧化硫排放量不存在明显差异。在政策实施以后, 系数 β_i 的绝对值呈现逐年增加的趋势, 表明企业的污染减排效果逐年增强, 企业之间存在一定的学习激励效应。

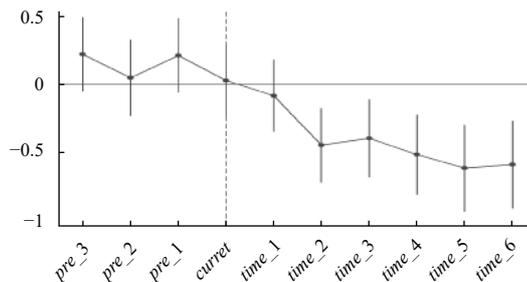


图 2 平行趋势假设检验

(2) 预期效应检验。在现实经济活动中, 由于存在信息不对称, 一些企业可能事先得知政策实施内容, 从而提前做出判断。如果

实验组和对照组企业根据预期提前采取了污染减排措施,就会导致基本回归结果出现偏误。因此,企业是否存在预期是不容忽视的。为了控制企业预期的影响,本文参考陈登科(2020)的研究方法,在回归模型中加入了政策实施前 2000—2003 年的预期项。表 6 结果显示预期项系数不显著,表明企业在政策实施前的预期没有对本文结果产生影响。

表 6 预期效应检验

	(1)LnSO ₂	(2)LnSO ₂	(3)LnSO ₂	(4)LnSO ₂
<i>policy</i> 1	-0.0539(0.14)			
<i>policy</i> 2		-0.0393(0.14)		
<i>policy</i> 3			-0.1606(0.13)	
<i>policy</i> 4				-0.1667(0.14)
常数项	7.7590*** (0.16)	7.7589*** (0.16)	7.7576*** (0.16)	7.7575*** (0.16)
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	277 852	277 852	277 852	277 852
R ²	0.0243	0.0243	0.0243	0.0243
企业数	74 849	74 849	74 849	74 849

(3)安慰剂检验。本文参考 La Ferrara 等(2012)以及周茂等(2018)的研究方法,首先让政策冲击变得随机(由计算机生成),然后将随机过程重复 1 000 次,得到 1 000 组随机样本,基于每组随机样本分别进行回归,得到 β 的估计值。图 3 展示了 1 000 个 β 的分布情况,可以看到 β 集中在 0 附近,且接近正态分布,表明未观测到的因素几乎不会产生影响,本文的基本回归结果是稳健的。

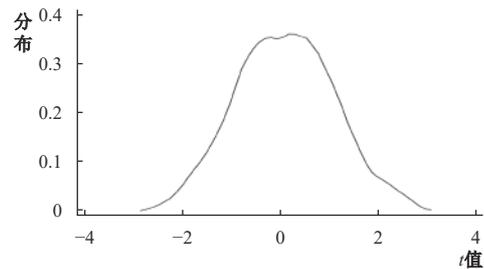


图 3 安慰剂检验

2. 其他稳健性检验

(1)替换被解释变量。由于企业污染减排还应包括对其他污染环境或者有害气体的排放量控制,本文参考韩超等(2020)的研究,使用企业废气排放总量的对数值(Ln*wastegas*)以及化学需氧量和氮氧化物排放总量的对数值(Ln*CNA*)作为被解释变量。回归结果见表 7 中列(1)和列(2),核心解释变量 *policy* 的系数均在 1% 的水平上显著为负。这表明在政府节能采购政策实施以后,企业废气排放总量以及化学需氧量和氮氧化物排放量也显著下降。上述结果进一步表明政府节能采购政策的实施抑制了企业污染排放。

表 7 其他稳健性检验

	(1)Ln <i>wastegas</i>	(2)Ln <i>CNA</i>	(3)LnSO ₂	(4)LnSO ₂	(5)LnSO ₂
	替换被解释变量		滞后一期	PSM+DID	其他环境规制
<i>policy</i>	-0.4793*** (0.1602)	-0.3315*** (0.1232)	-0.2268* (0.1234)	-0.2285** (0.1126)	-0.2452** (0.1152)
常数项	6.6034*** (0.1076)	6.9162*** (0.1758)	7.3143*** (0.2019)	9.7906*** (0.1436)	7.7565*** (0.1088)
<i>Control</i>	控制	控制	未控制	未控制	控制
<i>Control</i> _1	未控制	未控制	控制	未控制	未控制

续表 7 其他稳健性检验

	(1)Lnwastegas	(2)LnCNA	(3)LnSO ₂	(4)LnSO ₂	(5)LnSO ₂
	替换被解释变量		滞后一期	PSM+DID	其他环境规制
其他环境规制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	266 372	277 039	203 986	279 735	266 732
R ²	0.0599	0.1293	0.0197	0.0070	0.0204
企业数	89 574	98 370	57 691	75 155	74 849

注: Control_1表示所有控制变量滞后一期,其他环境规制表示为城市与年份、省份与行业以及城市与行业的交互项。

(2)控制变量滞后一期。为了进一步减少控制变量内生性的干扰,本文将企业层面的控制变量取滞后一期进行检验。回归结果见表 7 中列(3),policy 的系数在 10% 的水平上显著为负,仍然支持本文的研究结论。

(3)PSM+DID。由于上文结果可能受到自选择问题的影响,本文利用样本匹配方法进行检验。本文采用最近邻匹配法,根据企业层面的控制变量来匹配样本,匹配后各变量的标准偏差值的绝对值均在 10 以下。根据 Rosenbaum 和 Rubin(1985)的观点,匹配后变量的标准偏差值的绝对值显著小于 20 可以认为匹配方法合适且效果较好。因此,本文的匹配估计结果比较可靠。匹配后样本的回归结果见表 7 中列(4),policy 的系数在 5% 的水平上显著为负,且与表 2 的基本回归结果相近。这表明样本自选择问题没有对本文的基本回归结果造成实质影响。

(4)考虑其他环境规制。1998 年,国家实施了《酸雨控制区和二氧化硫污染控制区方案》。“十一五”规划纲要提出,要控制化学需氧量和二氧化硫两种污染物的排放总量。这两项环境规制均在本文的样本区间内实施。本文借鉴陈登科(2020)的做法,剔除两控区的企业样本,并在模型中加入市级行政单位与年份的固定效应。“十一五”规划以省为单位实施,该影响因素已经被省份固定效应所控制。另外,考虑到即使是同一省份或城市,不同行业的企业所受到的环境规制也可能存在差异,模型中还加入了行政单位与行业的固定效应。回归结果见表 7 中列(5),核心解释变量 policy 的系数基本没有发生改变,且在 5% 的水平上显著,仍然支持了本文的研究结论,同时表明其他环境规制对本文研究结果没有产生显著影响。

五、拓展性讨论

(一)政府节能采购政策效应是长期还是短期的?

有研究表明,碳排放权交易可能会使企业减少产量,从而实现污染减排(沈洪涛等,2017)。因此,本文进一步检验政府节能采购政策是否降低企业产量,从而影响其良性发展。本文将企业产量对数值(Lnoutput)和销售收入对数值(Lnrevenue)作为被解释变量,构建双重差分模型进行实证检验,模型如式(4)所示,其中变量含义与式(1)相同。检验结果见表 8 中列(1)和列(2),核心解释变量 policy 的系数均在 1% 的水平上显著为正,表明政府节能采购政策实施以后,企业产量不但没有降低反而显著上升,同时带来了更高的销售收入。事实上,政府节能采购政策使实验组企业获得了优先采购权,由于得到政府的权威认证,企业的行业竞争力增强,销售渠道扩大,从而产量和销售收入增长。可见,在激励企业减少污染排放和扩大生产的同时,政府节能采购政策也会显著提高企业的销售收入。换言之,企业通过竞相减排进入清单,获得了更好的发展前景。因此,政府节能采购政策是实现企业长期污染减排的重要工具。

$$\text{Lnoutput(Lnrevenue)}_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 \text{policy}_{it} + \text{con}_{it} + P_{kt} + I_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ikt} \quad (4)$$

表 8 长短期效应检验与“波特假说”检验

	(1)Lnoutput	(2)Lnrevenue	(3)MIt1t	(4)MIt1t
<i>policy</i>	0.1779***(0.05)	4.9962***(0.04)	0.1010*(0.06)	0.1086*(0.06)
<i>policy</i> ×LnSO ₂			0.1003*(0.07)	0.7827*(0.51)
<i>dummy</i> ×LnSO ₂			0.0048(0.01)	-0.0311(0.05)
<i>dumt</i> ×LnSO ₂			1.9102***(0.01)	0.0368***(0.01)
常数项	1.6905***(0.15)	3.4288***(0.08)	3.3688***(0.07)	4.4559***(0.95)
<i>Control</i>	控制	控制	未控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	277 711	277 397	181 923	181 433
R ²	0.3214	0.5656	0.0361	0.0434
企业数	74 829	74 747	45 840	45 836

(二)政府节能采购政策实施是否实现了“波特假说”?

“波特假说”是指环境规制通过激励企业进行更多的创新活动(Mbanyele 和 Wang, 2021),提升其生产率和竞争力(Yang 等, 2021),最终实现环境改善和经济发展的双赢(Lee, 2020; Ranocchia 和 Lambertini, 2021)。这一假说与我国提出的“既要金山银山,又要绿水青山”的发展方针不谋而合。而一直以来,学术界对于环境规制是否实现了“波特假说”存在诸多争议(Nie 等, 2021; 张彩云和郭艳青, 2015)。有学者发现,自愿性工具有利于实现“波特假说”(Lee, 2020)。那么,政府节能采购政策是否也满足“波特假说”?为此,本文参考 Tone 和 Tsutsui(2010)、李玲和陶锋(2012)以及李斌等(2013)的测算方法,即采用考虑非期望产出的非径向非角度 *SBM* 效率测度模型,并结合 *ML* 生产率指数来测算绿色全要素生产率,以此作为被解释变量(用 *MIt1t* 表示),构建三重差分模型进行实证检验。模型如式(5)所示,其中变量含义与式(1)相同。该模型同样采用双重固定效应模型,为了避免多重共线性,删除了 *dumt*、*dummy* 和 LnSO₂ 三项。若模型中三重交互项 *dumt*×*dummy*(*policy*)×LnSO₂ 的系数显著为正,则表明政府节能采购政策既能推动企业污染减排,又能提高企业绿色全要素生产率,同时释放环境红利和经济红利,促进经济良性发展。回归结果见表 8 中列(3)和列(4),不论是否加入控制变量,三重交互项系数均显著为正,表明政府节能采购政策满足“波特假说”。可见,严格而合理的环境规制可以在不牺牲经济良好发展的前提下,有效保护环境,实现经济发展与环境保护由对立转为统一的目标。

$$MIt1t_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 policy \times LnSO_{2,it} + \beta_2 dumt \times LnSO_{2,it} + \beta_3 dummy \times LnSO_{2,it} + \beta_4 policy_{it} + con_{it} + P_{kt} + I_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (5)$$

六、结论性评述

我国提出“碳达峰”和“碳中和”的任务,相应的环境规制要求越来越高。如何在不牺牲经济发展的前提下,如约完成我国提出的减排任务,是政府部门制定环境政策的关键所在。传统管制方式显然已无法有效回应当前日益复杂和繁重的环境事务。而以政府节能采购政策为代表的自愿性环境规制是我国环境治理政策体系中的有益补充,理应受到学术界和政府部门的关注。基于研究结论,本文提出以下三点建议:

第一,转变政府职能,构建服务型政府。在我国经济发展过程中,有相当长的一段时间实行的是计划经济体制。时至今日,我国政府部门在经济发展中仍然发挥着不容忽视的作用,大多数环境规制政策都是“一刀切”。尽管通过法律和行政手段为企业设置减排目标,强制企业减少排放对于环境保护能够产生立竿见影的效果,但是也会导致企业减少产量,带来产品价格波动,从

而不利于经济平稳发展。而自愿性环境规制有效促进了从管理型政府向服务型政府的转变,通过利用市场规律,合理引导消费倾向,增强社会大众的环保意识,在为企业和社会大众提供良好服务的同时,促进污染减排,最终取得事半功倍的效果。

第二,企业应制定绿色差异化战略,积极主动承担环保责任。随着“碳中和”和“碳达峰”环保目标的提出,不论是政府部门还是社会大众,环保需求都日益增强。而作为环境保护的重要微观主体,企业更应制定符合自身发展特点的绿色差异化战略,积极主动承担环保责任。企业通过研发环境友好型产品,能够抢占绿色消费市场,提高市场占有率和竞争力,从而有利于企业长远发展。同时,企业采用绿色创新技术,承担环保责任,实现污染减排,也是为实现我国“碳中和”目标而做出的努力和贡献。

第三,引入更多权威认证机构,与环境规制有机结合。政府节能采购政策引入第三方监管机构对整个生产过程进行监督,突破了原有环境政策的片段性和静态性,增强了整体性和动态性;同时,通过制定契约书、协定书等文本来规范企业的生产行为,企业根据自身发展情况和经营状况决定是否履行协议,这增加了协议履行的弹性,有效避免了“一刀切”式环境政策的弊端。因此,应引入更多的节能认证或绿色认证的权威机构,倒逼企业采用更加先进的环境友好型生产技术,从而更加高效地促进企业污染减排。

主要参考文献:

- [1]陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020, (12): 98-114.
- [2]韩超,陈震,王震. 节能目标约束下企业污染减排效应的机制研究[J]. 中国工业经济, 2020, (10): 43-61.
- [3]韩超,胡浩然. 清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析[J]. 中国工业经济, 2015, (5): 70-82.
- [4]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, (2): 76-87.
- [5]李斌,彭星,欧阳铭珂. 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于36个工业行业数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013, (4): 56-68.
- [6]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.
- [7]李欣,顾振华,徐雨婧. 公众环境诉求对企业污染排放的影响——来自百度环境搜索的微观证据[J]. 财经研究, 2022, (1): 34-48.
- [8]刘志阔,陈钊,吴辉航,等. 中国企业的税基侵蚀和利润转移——国际税收治理体系重构下的中国经验[J]. 经济研究, 2019, (2): 21-35.
- [9]马小明,赵月炜. 环境管制政策的局限性与变革——自愿性环境政策的兴起[J]. 中国人口·资源与环境, 2005, (6): 19-23.
- [10]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]. 世界经济, 2012, (5): 142-158.
- [11]彭星,李斌. 不同类型环境规制下中国工业绿色转型问题研究[J]. 财经研究, 2016, (7): 134-144.
- [12]齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, (12): 129-143.
- [13]秦颖,孙慧. 自愿参与型环境规制与企业研发创新关系——基于政府监管与媒体关注视角的实证研究[J]. 科技管理研究, 2020, (4): 254-262.
- [14]任胜钢,项秋莲,何朵军. 自愿型环境规制会促进企业绿色创新吗?——以ISO14001标准为例[J]. 研究与发展管理, 2018, (6): 1-11.

- [15]沈利生,唐志. 对外贸易对我国污染排放的影响——以二氧化硫排放为例[J]. 管理世界,2008,(6): 21-29.
- [16]苏丹妮,盛斌,邵朝对,等. 全球价值链、本地化产业集聚与企业生产率的互动效应[J]. 经济研究,2020,(3): 100-115.
- [17]王锋,冯根福,吴丽华. 中国经济增长中碳强度下降的省区贡献分解[J]. 经济研究,2013,(8): 143-155.
- [18]王文春,荣昭. 房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究[J]. 经济学(季刊),2014,(2): 465-490.
- [19]王勇. 自愿性环境协议在我国应用之必要性证成——一种政府规制的视角[J]. 生态经济,2016,(9): 145-151.
- [20]徐斌,陈宇芳,沈小波. 清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长[J]. 经济研究,2019,(7): 188-202.
- [21]曾义,冯展斌,张茜. 地理位置、环境规制与企业创新转型[J]. 财经研究,2016,(9): 87-98.
- [22]张彩云,郭艳青. 污染产业转移能够实现经济和环境双赢吗?——基于环境规制视角的研究[J]. 财经研究,2015,(10): 96-108.
- [23]张彩云,苏丹妮,卢玲,等. 政绩考核与环境治理——基于地方政府间策略互动的视角[J]. 财经研究,2018,(5): 4-22.
- [24]张红凤. 制约、双赢到不确定性——环境规制与企业竞争力相关性研究的演进与借鉴[J]. 财经研究,2008,(7): 17-27.
- [25]张俊,钟春平,彭飞. 交通可达性的提高是否加剧了中国跨省河流污染?——来自中国工业企业的证据[J]. 经济学(季刊),2020,(2): 617-636.
- [26]张宁,张维洁. 中国用能权交易可以获得经济红利与节能减排的双赢吗?[J]. 经济研究,2019,(1): 165-181.
- [27]赵玉民,朱方明,贺立龙. 环境规制的界定、分类与演进研究[J]. 中国人口·资源与环境,2009,(6): 85-90.
- [28]周茂,陆毅,杜艳,等. 开发区设立与地区制造业升级[J]. 中国工业经济,2018,(3): 62-79.
- [29]Aghion P, Dechezleprêtre A, Hémous D, et al. Carbon taxes, path dependency, and directed technical change: Evidence from the auto industry[J]. *Journal of Political Economy*,2016,124(1): 1-51.
- [30]Bansal P, Hunter T. Strategic explanations for the early adoption of ISO 14001[J]. *Journal of Business Ethics*,2003,46(3): 289-299.
- [31]Blackman A, Lahiri B, Pizer W, et al. Voluntary environmental regulation in developing countries: Mexico's clean industry program[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*,2010,60(3): 182-192.
- [32]Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*,2012,97(2): 339-351.
- [33]Bu M L, Qiao Z Z, Liu B B. Voluntary environmental regulation and firm innovation in China[J]. *Economic Modelling*,2020,89: 10-18.
- [34]Jacobson L S, LaLonde R J, Sullivan D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *The American Economic Review*,1993,83(4): 685-709.
- [35]Jaffe A B, Newell R G, Stavins R N. Technological change and the environment[A]. Mäler K G, Vincent J R. *Handbook of environmental economics*[M]. Amsterdam: Elsevier,2003.
- [36]Jiménez O. Innovation-oriented environmental regulations: Direct versus indirect regulations; an empirical analysis of small and medium-sized enterprises in Chile[J]. *Environment and Planning A: Economy and Space*,2005,37(4): 723-750.
- [37]Katila R, Ahuja G. Something old, something new: A longitudinal study of search behavior and new product introduction[J]. *Academy of Management Journal*,2002,45(6): 1183-1194.
- [38]La Ferrara E, Chong A, Duryea S. Soap operas and fertility: Evidence from Brazil[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*,2012,4(4): 1-31.

- [39]Lee E. Environmental regulation and financial performance in China: An integrated view of the porter hypothesis and institutional theory[J]. *Sustainability*, 2020, 12(23): 10183.
- [40]Lin H, Zeng S X, Wang L Y, et al. How does environmental irresponsibility impair corporate reputation? A multi-method investigation[J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2016, 23(6): 413–423.
- [41]Mbanye W, Wang F R. Environmental regulation and technological innovation: Evidence from China[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2021, 29(9): 12890–12910.
- [42]Mizobuchi K. An empirical study on the rebound effect considering capital costs[J]. *Energy Economics*, 2008, 30(5): 2486–2516.
- [43]Nie X, Wu J X, Chen Z P, et al. Can environmental regulation stimulate the regional Porter effect? Double test from quasi-experiment and dynamic panel data models[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 314: 128027.
- [44]Okushima S, Tamura M. What causes the change in energy demand in the economy? The role of technological change[J]. *Energy Economics*, 2010, 32(S1): S41–S46.
- [45]Papa M. The voluntary environmentalists: Green clubs, ISO 14001, and voluntary environmental regulations[J]. *Global Environmental Politics*, 2008, 8(2): 156–158.
- [46]Popp D. Induced innovation and energy prices[J]. *American Economic Review*, 2002, 92(1): 160–180.
- [47]Porter M E, Van der Linde C. Green and competitive: Ending the stalemate[J]. *Harvard Business Review*, 1995, 73(5): 33.
- [48]Prakash A, Potoski M. Global private regimes, domestic public law: ISO 14001 and pollution reduction[J]. *Comparative Political Studies*, 2014, 47(3): 369–394.
- [49]Qi G Y, Zeng S X, Li X D, et al. Role of internalization process in defining the relationship between ISO14001 certification and corporate environmental performance[J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2012, 19(3): 129–140.
- [50]Ranocchia C, Lambertini L. Porter hypothesis vs pollution haven hypothesis: Can there be environmental policies getting two eggs in one basket?[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2021, 78(1): 177–199.
- [51]Rennings K. Redefining innovation: Eco-innovation research and the contribution from ecological economics[J]. *Ecological Economics*, 2000, 32(2): 319–332.
- [52]Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score[J]. *The American Statistician*, 1985, 39(1): 33–38.
- [53]Shin S. The role of the government in voluntary environmental protection schemes: The case of ISO 14001 in China[J]. *Issues & Studies*, 2005, 41(4): 141–173.
- [54]Shu C L, Zhou K Z, Xiao Y Z, et al. How green management influences product innovation in China: The role of institutional benefits[J]. *Journal of Business Ethics*, 2016, 133(3): 471–485.
- [55]Stucki T, Woerter M, Arvanitis S, et al. How different policy instruments affect green product innovation: A differentiated perspective[J]. *Energy Policy*, 2018, 114: 245–261.
- [56]Tone K, Tsutsui M. Dynamic DEA: A slacks-based measure approach[J]. *Omega*, 2010, 38(3–4): 145–156.
- [57]Yang M, Yuan Y N, Yang F X, et al. Effects of environmental regulation on firm entry and exit and China’s industrial productivity: A new perspective on the Porter hypothesis[J]. *Environmental Economics and Policy Studies*, 2021, 23(4): 915–944.
- [58]Zeng S X, Tam C M, Tam V W Y, et al. Towards implementation of ISO 14001 environmental management systems in selected industries in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2005, 13(7): 645–656.

Voluntary Environmental Regulations and Enterprise Pollution Emission: Based on the Empirical Test of Government Energy-saving Procurement Policy

Bu Xiaoning, Zhao Lihua

(School of Finance, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Summary: With the proposal of goals such as “not only mountains of gold and silver, but also clear waters and green mountains” “carbon peak” and “carbon neutrality”, it reflects the increasing contradiction between China’s environmental governance and economic development, and the environmental governance problem cannot be ignored. Therefore, the green development path is the inevitable choice to achieve sustainable development. As a new policy means gradually rising, whether voluntary environmental regulations can better balance environmental protection and economic growth is an important issue worthy of in-depth study. Using the database of Chinese industrial enterprises, pollution emission data of industrial enterprises and inventory data of government energy-saving procurement enterprises, this paper empirically tests the impact of voluntary environmental regulations of government energy-saving procurement on enterprise pollution emission by constructing a DID model. The results show that: (1) After the implementation of the policy, the sulfur dioxide emission of the experimental group is significantly lower than that of the control group, indicating that the government energy-saving procurement policy inhibits the pollution emission of enterprises. This conclusion is still valid after multiple robustness tests. (2) The mechanism test shows that the government energy-saving procurement policy inhibits the pollution emission of enterprises through strict constraints on all links of enterprise production, including improving the energy structure in the initial stage of production, innovating production technology in the production process and improving the pollution treatment capacity at the production terminal. (3) The heterogeneity test shows that on the one hand, the government energy-saving procurement policy breaks the original collusion atmosphere between the government and enterprises, resulting in a greater pollution reduction effect of state-owned enterprises. On the other hand, the policy also gives enterprises more autonomy, resulting in a greater pollution reduction effect of enterprises with low pollution emission intensity. (4) The government energy-saving procurement policy can not only reduce the pollution emission of enterprises, but also promote the improvement of enterprise output and green total factor productivity. This paper studies the policy effect of voluntary environmental regulations, which enriches the micro evidence of the implementation effect of voluntary environmental regulations. At the same time, the research conclusion also shows that voluntary environmental regulations can better balance environmental protection and economic growth. This provides a more novel idea and perspective for the government to formulate effective and reasonable environmental policies in the period of high-quality economic development, which is conducive to the further improvement of follow-up policies.

Key words: voluntary environmental regulations; energy saving and emission reduction; carbon neutrality; carbon peak; DID

(责任编辑 康健)