

“同伴”制度压力与企业绿色创新

——环境试点政策的溢出效应

田玲 刘春林

【摘要】现有研究多从试点地区的视角探讨环境试点政策,忽视了试点政策(尤其是命令型政策)对“同伴”企业(兄弟城市企业)可能产生的溢出效应。本文以2012年低碳城市试点政策为对象,探讨该命令型政策的溢出效应。研究发现:该试点政策显著激发了同伴城市企业的绿色创新活动,并且,这种溢出效应要显著大于政策对试点城市的影响;同省份试点城市数量越多,传递给“同伴”的规范性压力就会越大,从而导致更强的溢出效应;该试点政策所产生的溢出效应对于国有企业和污染行业企业更为显著。

【关键词】命令型试点政策;低碳城市试点政策;溢出效应;绿色创新

【作者简介】田玲,女,南京大学商学院博士研究生,研究领域是环境创新管理,ling-ling-tian@qq.com;刘春林(通讯作者),男,南京大学商学院教授,研究领域是创新管理,liucl@nju.edu.cn(南京 210093)。

【原文出处】《经济管理》(京),2021.6.156~172

【基金项目】南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心暨区域经济转型与管理变革协同创新中心联合招标重大项目“长三角区域协同推进污染治理和环境创新研究”(CYD-2020010);国家自然科学基金项目“制度抗拒与代际断裂:新生代高管对企业社会责任行为的影响研究”(72072085);江苏省社会科学基金项目“政府规制驱动环境创新的微观机理与宏观政策研究”(20GLB004)。

一、引言

改革开放以来,中国经济在高速增长的同时,也带来了严重的环境污染问题,尤其是温室效应问题引起了广泛关注。为减少二氧化碳排放,确保达到2030年控制温室气体排放目标,中央政府一直在探索有效的环境治理方案。企业作为城市低碳建设中的重要参与者,所选择的绿色创新行为是环境治理中减缓污染物排放的主导因素(申萌等,2012)^[1],但由于企业绿色创新的研发成本较高,可能无法实现环境保护与经济效益的双赢(Endrikat等,2014)^[2],因此,需要政府的政策支持和环境管制(Cantner等,2016)^[3]。环境试点政策就是中国政府为诱导企业环境创新,落实节能减排,实现国家可持续发展的重要政策手段之一。在具体实践中,政府需要对试点政

策进行效果评估,从而决定后期环境政策的具体走向。因此,探究环境试点政策对企业绿色创新的影响对政策的优化和企业未来发展尤为重要。

有关环境试点政策的效果评估,现有文献更多是从试点城市的视角进行探讨,认为市场型试点政策在促进企业环境创新和提高减排效应上要优于命令型试点政策(曹翔和傅京燕,2017^[4];刘海英等,2017^[5];齐绍洲等,2018^[6]),然而,该类文献忽视了试点政策对“同伴”(兄弟城市)可能产生的溢出影响。一个典型的情形是2012年低碳城市试点政策(Low-carbon City Pilot, LCCP),该政策作为典型的命令型政策,通过借助政府的行政手段对环境进行直接管控,具有强制性特征。更为重要的是,政府在实施该政策时,基于示范性和代表性等因素倾向于选择绿色创新水

平方面相对较高的城市进行试点,且试点城市涉及范围广(共涉及24个省市中的26个城市),正因为如此,这些试点城市会带有“先进者”的光环,从而使其“同伴”(非试点城市)面临着更大的“绿色”压力,同伴压力进一步传导到辖区内的企业中,促使企业采取更多绿色行为,进而形成政策的溢出效应^①。这意味着,在进行环境试点政策的评估时,制度压力引发的溢出效应需要引起足够的关注。

本文以2012年LCCP为实证对象,采用沪深证券交易所2004–2016年上市公司作为研究样本,基于DID的实证结果表明:试点政策能够显著提升同伴城市企业的绿色创新水平,这种溢出效应甚至显著大于政策对试点城市的影响(即溢出效应大于试点效应^②)。本文可能的贡献主要体现在以下几方面:一是拓展了环境试点政策有效性的相关研究,强调政策的溢出效应在一定情形下也会显现,并且该溢出效应应当纳入政策有效性的评估中,而不仅仅以试点地区(政策实施对象)的有效性来评价政策整体效果(Montgomery, 1972^[7]; Stern, 2007^[8]; Murray等, 2009^[9]; 王班班和齐绍洲, 2016^[10])。二是不同于认为市场型政策比命令型政策更有效的已有研究(曹翔和傅京燕, 2017^[4]; 刘海英等, 2017^[5]; 齐绍洲等, 2018^[6]), 本文认为,从整体有效性来看,2012年的LCCP并不比市场型政策低效。设计出“同伴相比”的制度压力,同样也能取得令人满意的政策效果。三是对政府间环境规制竞争效应相关研究做出了贡献。本文发现,命令型LCCP所带来的制度压力,是导致“同伴”采取“竞争向上”策略(Ambec等, 2013^[11]; 张文彬等, 2010^[12]; 金刚和沈坤荣, 2018^[13])的重要原因,其会促使企业提升环境创新水平以实现地区可持续发展。

二、文献评述

1. 市场型政策和命令型政策研究

当前研究(刘海英等, 2017)^[5]认为,诱发企业进行环境创新的主流政策包括市场型政策和命令型政策。市场型政策是指政府用经济手段引导的各类政策,其中较为典型的为排污交易政策。大量研究表明,能源价格可以促进企业节能减排技术的创新,以降低企业对高额生产要素使用的生产成本(Newell等, 1999^[14]; Popp, 2002^[15]; Noailly和Smeets, 2015^[16])。命令

型政策是指用行政权直接管控的政策,较为典型的为低碳城市试点政策。现有文献中,命令型政策很少被单独研究,其多和市场型政策一起作为对比分析,以突出市场型政策的重要性(刘海英等, 2017)^[5]。

王班班和齐绍洲(2016)^[10]采用能源价格和行业政策执行措施分别对市场型和命令型政策进行对比研究发现,市场型政策对工业生产方式绿色升级具有显著促进作用,而命令型政策只能对国有化程度较高的行业产生短期绿色创新影响; 刘海英等(2017)^[5]通过模拟研究发现,碳排放权交易政策的减排效果优于“十一五”规划提出的“节能减排”政策; 齐绍洲等(2018)^[6]通过对比2003年省级排污费征收政策(命令型政策)与2007年排污权交易试点政策(市场型政策)对企业绿色创新的影响发现,市场型政策比命令型政策更能够有效提升试点城市企业的绿色创新。

国外关于环境政策的相关研究也表明,在各个减排方式中,排放权交易(市场型政策)的成本最低且激励作用更强(Stern, 2007^[8]; Murray等, 2009^[9])。

总体而言,上述研究认为,市场型政策的实施效果优于命令型政策,但是,上述研究结论都是基于对政策实施对象(行业、省份、全国层面)的探讨,没有考虑到政策可能存在的地区间溢出效应,以及这种溢出对辖区内企业环境创新行为的影响。本文认为,在探讨命令型试点政策的有效性时,应该考量政策对“同伴”(兄弟城市)企业的溢出影响,因为该类型试点政策的实施往往会因为“先进者”标签和政府直接管控手段给“同伴”政府带来巨大的制度压力,而这种压力会传递给辖区内的微观企业,从而影响非试点地区企业的生存与发展,尤其是对企业环境创新行为的影响。

2. 试点政策的溢出效应研究

现有研究表明,环境试点政策主要存在两方面的溢出效应。一方面,为促进地方经济发展,非试点地区会向制度规范更低的“同伴”政府看齐(Woods, 2006)^[17],形成竞相向下的策略(朱平芳等, 2011)^[18],从而对本辖区内的环境行为产生负向溢出效应。张华(2016)^[19]采用2000–2012年中国省级面板数据分析发现,地方政府间存在环境规制相互模仿的现象,尤其是相邻政府之间(“同伴”),如果竞争地区降低环境规

制强度,那么,本地区也会相应降低环境规制强度,以吸引流动性资源的进入。刘华军和彭莹(2019)^[20]同样研究发现,由于经济利益的驱动,中国各地方政府在参与雾霾污染区域协同治理中,存在显著的“竞争向下”特征。此外,Rasli等(2018)^[21]利用跨国面板数据进行实证分析时,也得到了支持该竞争模式的证据。另一方面,波特假说认为,适当的环境规制可以促进环境创新(Porter和Van der Linde,1995^[22];Popp等,2010^[23]),为吸引优质的外部资源,“同伴”政府会向环境规制做得更好的地区学习,并伺机提高环保标准,形成竞相向上的策略(Vogel,2009^[24];Fredriksson和Millimet,2002^[25]),从而对该地区的环境行为形成正向溢出效应。金刚和沈坤荣(2018)^[13]采用两区制空间Durbin模型对地方政府间环境规制执行互动形式进行分析发现,提高地方政府环境规制强度,有利于提高城市生产率,从而实现“波特效应”,并且能够有效防止本地区成为“同伴”污染企业的避难所。另外,在中国政绩考核背景下,GDP增长为官员晋升和地区竞争提供了重要依据(Li和Zhou,2005)^[26]。张振波(2020)^[27]基于2000-2016年间中国省级层面的数据分析发现,在环境绩效考核不断完善的基础上,地方政府间环境治理的竞争态势正在由“竞争向下”模式向“竞争向上”转变。

综合分析现有文献,学者们从不同视角对环境试点政策的溢出效应进行了研究,为本文提供了重要的理论依据和思路指导。但是现有文献对于低碳城市试点政策这一重要的命令型试点政策在试点城市与非试点城市之间会产生何种溢出效应,以及对非试点城市辖区内微观企业环境创新行为影响的研究相对较少。评估低碳城市试点政策能否发挥波特效应,形成“竞争向上”模式,促进企业环境创新,是我国下一步推动低碳减排政策的关键。

三、理论分析与研究假设

制度理论认为,组织可以通过遵守外部制度和利益相关者的预期来获得合法性,制度是建立在限制或控制/支持社会行为的正式或非正式的规则之上的结构,包括文化认知、规范、法律/法规和政策等内容(斯科特著,2010)^[28]。相关制度一旦形成,政府组织之间就会慢慢形成相同的行为模式(Björck,2004)^[29],

这种相同的行为模式会给其他政府组织带来规范压力或模仿压力,并最终形成制度性同构(DiMaggio和Powell,1983)^[30]。

本文将分别从试点城市和非试点城市两个角度对地方政府诱导企业绿色创新行为的动力机制进行具体分析。一方面,对于试点城市来说,“先进者”的标签使自身具有领先地位的优势,并导致其缺乏诱导辖区内企业进行绿色创新的动力。首先,“先进者”的标签信号减缓了试点城市资源竞争压力,因为该标签使试点城市天然具备了合法性优势,而这种优势可以吸引大量优质资源进入试点城市(郑小勇和魏江,2015^[31];Deeds等,2004^[32];Deephouse,1996^[33]),并同时会受到中央政府更多的资源支持(周望,2013)^[34]。其次,“先进者”的标签信号降低了环境绩效考核压力,获批试点城市向公众传递了“城市具有环境治理优势和发展潜力”的标签信号,这种标签信号给试点城市带来了较强的环境合法性优势,从而降低外部利益相关者对其环境治理进行直接干预的压力(沈洪涛和冯杰,2012)^[35]。最后,在考核体系尚未完善的情况下,“先进者”的标签信号将在考核中发挥更大作用。LCCP的评价体系尚未健全,在城市层面缺少统一、规范的信息披露制度(梅赐琪等,2016)^[36],并且该政策暂未建立清退机制,这使得试点城市不会因为实施结果的好坏而受到较大影响。因此,从“先进者”的标签优势来看,该政策的实施并不会显著激发试点城市对企业环境创新的重视。

另一方面,对于“同伴”(非试点城市)来说,试点城市的“先进者”标签会为其带来巨大的制度压力,这种压力迫使非试点城市进行更多绿色创新(Li等,2017)^[37]。具体来说,“先进者”标签所带来的制度压力会对非试点城市产生以下两方面的影响:一是增加资源竞争压力,未获批试点城市一定程度上表明该城市环境治理存在不足,这将降低其在环保方面的合法性,从而在资源获取方面处于劣势地位,导致政府组织面临着较高的资源竞争压力。而这种压力会迫使非试点城市为了遵循环保型社会规范,防止在争夺优质资源中处于劣势,而选择向先进者(试点城市)学习,采取更积极的“竞争向上”策略,提高地方企业环境创新水平,形成对自身的保护。二是试

点城市的环境规范压力会增加“同伴”的环境绩效考核压力。对于非试点城市来说,环境合法性较低会使非试点城市受到更多的环境监管,承担更高的污染治理成本(Alrazi等,2015)^[38],因此,非试点地区更有动力通过提高企业绿色创新来降低环境政绩考核压力。

为了更清楚地说明地方政府对辖区内企业环境行为的影响,本文将政府间的权责与约束关系拓展到政府与企业层面,主要从环境任务分配和具体执行两个角度出发,构建了地方政府—企业环境压力传递和执行的理论分析框架。该框架包含了两类重要的关系链:一是环境任务分配的关系,企业作为环境治理的重要主体,地方政府会将环境治理压力传递到辖区内的企业中。相关研究表明,地方政府环境治理压力越大,对地方企业的干预性就越强(余泳泽等,2019)^[39],因此,在“同伴”的环境压力下,非试点城市会通过诱导企业提升绿色创新来改善环境质量,以增加地方环境合法性。二是环境执行的问责关系,企业作为政府治理环境中的重要承担者,地方政府保有对企业污染排放情况的问责权利,而对于企业来说,实现政府分配的环境任务本身也更有利于企业获取更多政府资源(如,政府专项补贴),企业有动机与政府保持良好的互动关系(Li等,2019)^[40]。总的来说,试点城市的“先进者”标签给“同伴”(非试点城市)带来的制度压力,会促使非试点城市政府组织将环境压力传递到企业中,通过诱导辖区内企业的绿色创新行为,提升地区竞争优势。

当然,试点政策是否给试点城市带来了“先进者”标签优势,需要满足的一个重要条件就是:这些入选城市本身确实是因为在环保方面做得比较好而入选,即是因为“好”而入选,而不是因为“差”而入选。如果是基于后者,那么,试点城市就不可能传递出“先进者”的标签信号。由于当前中国在环保方面实施的试点政策基本上选择的是具有环保能力且相对比较先进的城市,因此,本文预测,试点政策所带来的“先进者”标签在激发非试点城市诱导企业提高绿色创新的同时,降低了试点城市本身绿色创新的动力。综上所述,本文提出如下假设:

H:低碳城市试点政策实施以后,政策对非试点

城市企业绿色创新的影响(溢出效应)将大于政策对试点城市企业本身的影响(试点效应)。

四、模型数据与模型设定

1. 数据来源及样本选择

本文采用2004–2016年我国沪深A股上市公司作为研究样本。时间起点为2004年是因为2003年我国环境保护问题刚进入深化发展阶段(周宏春和季曦,2009)^[41];另外,2017年国家发改委公布了新一批低碳试点城市,为防止新一轮政策冲击给本文研究结论造成的偏差,本文将截止时间定为2016年。本文的微观数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)和Wind数据库。

污染行业测度数据依据原环境部《关于进一步规范重污染行业生产经营公司申请上市或再融资环境保护核查工作的通知》(环办函[2007]105号)以及2008年公布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》(环办函[2008]373号)所界定的污染行业(方颖和郭俊杰,2018)^[42];潘爱玲等,2019^[43]来确定。

本文核心变量为企业绿色创新,参考齐绍洲等(2018)^[6],根据2010年世界知识产权组织(WIPO)推出的“国际绿色专利分类清单”(IPC Green Inventory),该清单由IPC专家委员会开发,并且每年会根据专利分类号的变动进行更新。在将其与CNRDS中获得的专利数据进行匹配前,为了防止以往年份中绿色专利分类号发生更改后对匹配结果的影响,本文以2019年统计的清单为基础(即以最新调整后的专利号为基础)^③,结合国家知识产权局每年公布的国际专利分类表^④,将以往年份发生过新增、转入与转出的专利分类号调整为2019年最新的专利号,以解决企业往年申请的专利分类号与当前清单不匹配的问题。然后,通过匹配以获得绿色创新数据。

本文删除了主要研究变量缺失样本和ST公司,并以“试点省”为研究样本^⑤,最终筛选出12014个观测值,其中,获批和未获批试点城市的样本分别为3583和8431个。

2. 变量选取与处理

(1)被解释变量Inva。为了有效反映企业绿色创新水平,本文选取样本中绿色发明专利(排除了实用新型专利)申请的滞后一期作为分析对象。另外,本

文选用申请数而不是授权数来衡量技术创新,是因为专利技术很可能在申请阶段就对企业行为产生影响,申请数据比授权数据更具有稳定性、可靠性和及时性(黎文靖和郑曼妮,2016)^[44]。本文在稳健性检验时,把上市公司发明专利获得数 $\ln v_{i,t}$ 、滞后两期的发明专利申请数作为替代性指标进行敏感性分析。

(2)解释变量。本文以2012年第二批国家LCCP为研究对象,探究命令型政策对非试点城市企业绿色创新的溢出影响。与2010年主要以省份为主的LCCP不同,2012年主要以城市为主,并且,2012年政策的申报工作较2010年更公开,要求更明确,在筛选过程中也更倾向于选择环境治理条件较好的城市,这些都增强了2012年政策对非试点城市的制度压力,使政策的溢出效应更为突出。同时,在稳健性分析中,本文控制了2010年第一批试点政策的影响。

本文将2012年LCCP公布的试点城市作为实验组,取值为0,以非试点城市作为控制组,取值为1,以 $Treat$ 表示。由于该政策颁布的时间在2012年12月,因此,本文将样本中2012年以后的年份设定为1,2012年及以前的年份设定为0,以 $Post$ 表示。

(3)控制变量。参考Tong等(2014)^[45]和齐绍洲等(2018)^[6],本文在考察命令型政策的溢出效应是,选取

了企业层面经济特征作为模型的控制变量,包括企业规模 $Size$ 、企业资产结构 $Capital$ 和 PPE 、资产负债率 Lev 、资产收益率 Roa 、企业成熟度 Age 。同时,加入了年度虚拟变量 $Year$ 、行业虚拟变量 $Industry$ 和城市虚拟变量 $City$ 控制年份、行业 and 地区(城市)的固定效应,以进一步巩固政策评估的因果关系提炼。

本文涉及的主要研究变量名称与定义如表1所示。

3. 模型设定

本文所要检验的核心问题是低碳城市试点政策的溢出效应,为此,采用双重差分法(DID)构建回归方程(1)。该方法能够捕捉到实验组和控制组的特定行为在政策实施前后的相对差异,这种相对差异就反映了政策的实际效果。

$$\ln v_{i,j,r,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,j,t} \times Post_{i,j,t} + \beta_2 Treat_{i,j,t} + \beta_3 Post_{i,j,t} + \beta_4 Control_{i,j,t} + \gamma_i + \mu_r + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, i, j, r, t 分别表示上市公司、行业、地区以及时间 $\ln v_{i,j,r,t}$ 表示位于地区 r 的企业 i 在 $t+1$ 年的绿色发明专利申请指标。 $Treat$ 表示企业所在城市是否为试点城市; $Post$ 表示是否实施了LCCP。 β_1 表示LCCP对同伴城市企业绿色创新的影响。 $Control$ 表示控制变量。 γ_i, μ_r 和 η_j 分别表示年份、地区和行业固定效应, ε_{ijt} 为随机误差项。

表1 变量名称与定义

变量名称		变量符号	变量定义
被解释变量:绿色创新	绿色发明专利申请	$\ln v_{i,t}$	$t+1$ 期的绿色专利申请数量加1的自然对数
	绿色发明专利获得	$\ln v_{i,t}$	$t+1$ 期的绿色专利获得数量加1的自然对数
解释变量:环境规制	低碳试点地区	$Treat$	若企业所在城市为非低碳试点城市,则取1,否则取0
	低碳城市试点政策实施	$Post$	若样本年份在2012年以后,则取1,否则取0
控制变量	企业规模	$Size$	企业总资产的自然对数
	企业资产结构	$Capital$	年度资本性支出/总资产
		PPE	固定资产/总资产
	资产负债率	Lev	企业总债务/总资产
	资产收益率	Roa	净利润/平均资产总额
固定效应	企业成熟度	Age	企业成立年限
	时间效应	$Year$	年度虚拟变量
	行业效应	$Industry$	行业虚拟变量
	城市效应	$City$	地区(城市)虚拟变量

资料来源:作者整理。

本文“试点省份”样本中,主要变量的描述统计特征如表2所示。相比于专利申请数,专利获得数的均值将近减少一半,最大值为1.61,这说明绿色专利获得的难度要远远大于绿色专利申请。从企业成熟度来看,样本中,企业成立年限的均值为17.76,最小值为1年,最大值为64年。

五、实证分析结果

1. LCCP对企业绿色创新活动的影响

根据基本回归方程,本文在表3中第(1)列加入Treat、Post虚拟变量以及表1中所有控制变量,第(2)列~第(4)列中,放入交互项和主要控制变量,并分别加入时间行业、时间城市和时间城市行业固定效应。从表3的回归结果可以看出,Treat×Post交互系数为正,分别在5%、10%、5%水平上显著,这说明LCCP实施以后,非试点地区企业绿色发明专利申请优于试点地区,支持假设H,即试点政策能够激发同

伴地区政府采取积极竞争策略,提高辖区内企业绿色创新水平。

2. 稳健性检验

本文采用以下几种方式对假设H进行稳健性检验。

(1)平行趋势检验。采用双重差分估计结果无偏的前提是实验组和控制组之间满足平行趋势假定,否则会导致结果被高估或低估。本文借鉴了钱雪松等(2018)^[46]的方法检验平行趋势,引入Treat分组变量与试点政策实施之前(2012年前)各年份虚拟的交叉项以及Treat与试点政策实施之后各年份的交叉项进行检验。结果显示,在试点政策实施之前,实验组与对照组企业绿色发明专利申请的差异没有显著变化,而试点政策实施以后的两年里,交互项系数在10%水平上显著。故双重差分的平行趋势假设得到验证。

表2 描述统计特征

变量名称	变量符号	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
企业规模	Size	12014	21.67	1.099	19.05	25.60
资产负债率	Lev	12014	0.41	0.188	0.07	0.85
资产收益率	Roa	12014	7.17	5.381	-6.70	31.49
企业资产结构	PPE	12014	0.24	0.144	0.01	0.64
	Capital	12014	0.06	0.047	0.00	0.22
企业成熟度	Age	12014	17.76	5.283	1.00	64.00
绿色发明专利申请	flnva	12014	0.25	0.526	0.00	2.40
绿色发明专利获得	flnvg	11908	0.11	0.312	0.00	1.61

资料来源:作者整理。

表3 低碳试点政策对企业绿色创新活动的影响

变量	绿色发明专利申请			
	(2)	(2)	(3)	(4)
Treat×Post		0.042**(1.96)	0.042*(1.90)	0.049**(2.29)
Treat	0.124(0.48)	0.016(1.24)	-0.186(-0.76)	-0.257(-0.98)
Post	0.137***(5.91)	0.051*(1.90)	0.130***(4.72)	0.049*(1.79)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	No	Yes
城市效应	Yes	No	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	12014	12014	12014	12014
调整R ²	0.17	0.12	0.11	0.17

注:括号内为t统计量;*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%;“控制变量”包含表1的所有控制变量,下同。资料来源:作者整理。

(2)企业绿色创新的替代性测量。为检验相关结论对被解释变量的敏感性,本文采用以下两种绿色专利的替代性测量:企业获得的绿色专利数量,用 $fInvg$ (滞后一期)表示;在基准回归基础中将绿色专利申请再滞后一期和两期,分别用 $fInva_{(t+1)}$ 和 $fInva_{(t+2)}$ 表示。替代性测量回归结果如表4所示。从表4可以看出 $fInvg$ 作为因变量时, $Treat \times Post$ 交互项系数为 0.029 且在 5% 水平上显著; $fInva_{(t+1)}$ 作为因变量时, $Treat \times Post$ 交互项系数为 0.046 且在 10% 水平上显著; $fInva_{(t+2)}$ 作为因变量时, $Treat \times Post$ 交互项系数为 0.036, 不显著。该结果表明,使用专利获得和滞后两年的专利申请来替代测量绿色创新, LCCP 的溢出效应仍然非常显著, 但是不具有时间上的延续性, 即在政策实施后的第三年, 溢出效应变得不显著。

(3)政策节点选取的问题。LCCP 实际上具有两个政策节点, 第一个节点发生在 2010 年, 第二个节点

发生在 2012 年。2010 年试点时, 因筛选机制相对薄弱、主要以省份作为试点对象、规范性较低, 试点地区所传递的“先进者”信号较弱, 并且不易对省际间的地方政府产生影响, 因此, 本文预测第一批试点不足以对相邻省份城市产生显著溢出效应。

为验证上述预测, 本文设置虚拟变量 $Treat_{10}$, 2010 年 LCCP 的非试点地区取值为 1, 试点地区(五省八市)取值为 0; $Post_{10}$, 2010 年以后的年份定义为 1, 2010 年及以前定义为 0。然后, 分别检验 2010 年政策以及加入 2012 年政策之后, 结果变量的变化。表 5 中 Panel A 的回归结果表明, 列(1) $Treat_{10} \times Post_{10}$ 的交互项系数不显著; 在加入了第二批试点政策之后, 列(2) $Treat_{10} \times Post_{10}$ 的交互项系数仍然不显著, $Treat \times Post$ 的系数在 5% 水平上显著。这说明, 2010 年 LCCP 对“同伴”不存在显著的溢出效应, 且在控制该政策之后, 2012 年政策的溢出效应仍然存在, 证实了本文

表4 绿色创新的替代性测量

变量	绿色发明专利获得		绿色发明专利申请	
	$fInvg$	$fInva_{(t+1)}$	$fInva_{(t+2)}$	
	(1)	(2)	(3)	
$Treat \times Post$	0.029**(2.09)	0.046*(1.81)	0.036(1.05)	
Treat	0.035(0.17)	-0.111(-0.35)	0.095(0.23)	
Post	0.040**(2.32)	0.037(1.24)	0.033(0.93)	
时间/行业/城市效应	Yes	Yes	Yes	
控制变量	Yes	Yes	Yes	
样本数	12014	12050	10342	
调整 R^2	0.17	0.11	0.12	

资料来源:作者整理。

表5 政策节点选取与政策干扰的问题

变量	绿色发明专利申请			
	Panel A:政策节点选取		Panel B:排除政策干扰	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times Post$		0.048**(2.20)		0.048**(2.24)
$Treat_{10} \times Post_{10}$	0.014(0.67)	0.009(0.44)		
$Treat_{07} \times Post_{07}$			-0.029(-1.53)	-0.025(-1.29)
时间/行业/城市效应	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	12014	12014	12014	12014
调整 R^2	0.17	0.17	0.17	0.17

注:虚拟变量均已控制,其余指标说明同表3。

资料来源:作者整理。

的推测,即第二批低碳城市试点政策中试点城市对同省份内非试点城市的影响比第一批试点省份省际间的影响更为显著,选用2012年作为LCCP的节点进行准“自然实验”是合理的。

(4)排除相关政策干扰的问题。2007年,国家财政部等先后批复了11个省市作为“排污权交易试点政策”(市场型政策)的试点地区。为排除该政策中试点省份对本文实证结果的影响,设置虚拟变量Treat07,该政策的非试点地区取值为1,试点地区取值为0;虚拟变量Post07,2007年以后年份定义为1,2007年及以前的年份定义为0。实证结果如表5的PanelB所示,市场型政策对非试点地区的影响不显著,而在控制该政策后,LCCP的影响仍然显著。以上结论表明,市场型政策不具有显著的溢出效应,在评价市场型政策时,不考虑溢出效应,而只评估其对试点地区的影响是合理的(齐绍洲等,2018^[6];任胜钢等,2019^[47]),而对于命令型政策而言,溢出效应不容忽视。

六、进一步分析

1. 同伴数量还是同伴质量:制度压力对非试点地区的作用机制探讨

LCCP促进省份内非试点城市企业的绿色创新活动,理论上存在两种机制来解释溢出效应:一是试点城市数量带来的制度压力。当中央政府筛选出来的试点城市数量不断增多时,政策本身的规范性逐渐形成(蔡宁等,2017)^[48],而未获批“试点城市”在一定程度上会向利益相关者(中央政府、消费者、环保组织等)传递出该城市环境治理水平较低的信号,从而降低城市在相关利益者眼中的合法性。因此,试

点城市数量越多,给非试点城市带来的制度压力会越大。二是试点城市的环境质量带来的制度压力^⑥。当政府组织中出现了更为“优秀/成功”的组织时,相关利益者会通过相互比较而迫使其他组织采用类似的政策,从而给这些组织带来较强的制度压力。DiMaggio和Powell(1983)^[30]认为,“组织倾向于模仿那些在其所处领域看上去更为成功或优秀的类似组织”,以便得到社会认可、获得合法性(Chelli等,2014)^[49],从而降低制度压力。

本文对这两种机制进行实证分析。对于第一种机制,本文采用两种测量方式衡量省份内试点城市数量。一是直接计算省份内试点城市数量,以Cities表示,二是将省内试点城市数量除以省份内城市数量总和,以Crate表示。本文在回归方程(1)的基础上,加入试点城市数量的交互项,回归结果如表6中列(1)和列(2)所示,两种方法的三项交互系数均在10%水平上显著。这表明,省份内试点城市数量越多,越能激发省份内非试点地区企业的绿色创新活动。试点城市数量给非试点地区带来的制度压力确实激发了非试点城市对辖区内企业绿色创新活动的诱导作用。对于第二种机制,本文采用省份内所有试点城市中绿色专利申请数量的均值来衡量试点城市环境质量^⑦。本文以Invamean表示,同理,在模型中加入试点城市质量的交互项,回归结果如表6中第(3)列所示,Treat×Post×Invamean的系数不显著。该结论说明,试点城市本身的环境质量执行情况所带来的制度压力并没有对非试点城市产生显著溢出效应。

表6 作用机制探讨

变量	绿色发明专利申请		
	(1)	(2)	(3)
Treat×Post×Cities	0.047*(1.72)		
Treat×Post×Crate		0.305*(1.70)	
Treat×Post×Invamean			0.014(0.45)
时间/行业/城市效应	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes
样本数	12014	12014	12014
调整的R ²	0.17	0.17	0.19

注:二项交互均已控制,因篇幅有限不做报告。
资料来源:作者整理。

上述结论表明,同伴溢出效应更多源于同省份试点城市数量的影响,而不是来源于试点城市环境质量的影响。

2. 异质性分析:LCCP对哪类企业影响更大

为探讨政策溢出效应是否会受到公司特征的异质性影响,即LCCP对同伴地区政府的规范性压力更易被传递到什么类型的公司,本文建立了回归方程(2),其中,MM表示两类企业异质性变量:企业行业特征指标Pollution和企业产权性质类型SOE。前者定义为:企业所属行业为污染行业,取值为1,否则,为0;后者定义为:当企业为国企时,取值为1,否则,取值为0。其余变量与回归方程(1)相同。

$$\ln \text{Inva}_{i,jt,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_i \times \text{Post}_t \times \text{MM} + \beta_2 \text{Treat}_i \times \text{Post}_t + \beta_3 \text{Post}_t \times \text{MM} + \beta_4 \text{Control}_{it} + \gamma_i + \mu_t + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

(1)行业特征的异质性。行业特征异质性检验结果如表7的PanelA所示。列(1)为全样本检验结果,Treat×Post×Pollution系数在10%水平上显著为正。列(2)和列(3)为行业特征的分组结果,在污染行业样本中,Treat×Post系数在1%水平上显著为正,而在非污染行业样本中,该系数不显著。这说明,试点政策实施以后,污染行业的绿色技术创新水平要高于非污染行业的绿色技术创新水平。这可能是因为,相比于非污染行业来说,污染行业具有相对较弱的合法性,其对地方政府获取优质性资源以及提高环境考核绩效带来了巨大阻碍,非试点城市政府加强对污染行业的管制,通过改善或促进污染行业内企业的相关经济活动或者污染治理

行为来优化地方的环境水平,以提升环保合法性以及资源竞争优势。

(2)企业产权性质的异质性。企业产权性质异质性检验结果如表7的PanelB所示。列(4)为全样本检验结果,Treat×Post×SOE系数在10%水平上显著为正。列(5)和列(6)的分组结果显示,国有企业样本中,Treat×Post系数在1%水平上显著为正,而在非国有样本中不显著。这说明,该试点政策激发了非试点地区国有企业的绿色创新活动,而对非国有企业的绿色技术创新没有显著影响。这可能是因为,与非国有企业不同,国有企业除了具有创造经济价值的责任以外,在创造社会福利价值上同样具有更多的责任与义务,且社会公众对于国有企业的环保期望也相对更高,这种期望会给国有企业带来更大的环境规范性压力。因此,非试点城市政府加强对国有企业的经济活动的干预,在一定情况下引导企业向环境友好型的生产方式上发展,以提高本地区的竞争优势。

3. 试点效应和溢出效应

研究表明,与试点城市相比,LCCP可以显著促进非试点城市绿色创新活动,但该政策是否会同时产生试点效应(政策对试点城市的影响)和溢出效应(政策对非试点城市的影响),需要进一步的探讨。

为了更直观地呈现试点政策所产生的两种效应,本文将“试点省份”样本分为试点城市样本和非试点城市样本两组,测量在政策实施前后,试点城市与非试点城市各自企业绿色活动变化,以Post为解

表7 异质性检验

变量	Panel A:行业特征			Panel B:企业产权性质		
	全样本(1)	污染行业(2)	非污染行业(3)	全样本(4)	国有企业(5)	非国有企业(6)
Treat×Post×Pollution	0.081*(1.91)					
Treat×Post×SOE				0.086*(1.86)		
Treat×Post	0.017(0.56)	0.094***(3.16)	0.019(0.62)	0.027(1.00)	0.117**(3.23)	0.023(0.83)
时间/行业/城市效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	12014	5861	6153	12014	4869	7145
调整的R ²	0.17	0.19	0.19	0.17	0.25	0.16

注:二次交互项均已控制,其余指标说明同表3。

资料来源:作者整理。

释变量。分样本 OLS 回归结果如表 8 所示。表 8 中, 试点城市的 Post 系数不显著, 而非试点城市的 Post 系数在 1% 水平上显著为正, 这说明 LCCP 只带来了溢出效应, 没有产生明显的试点效应。该结论进一步说明, 试点城市的“领先地位”优势降低了绿色创新的动力, 政策实施不会显著提高试点城市企业绿色创新; 相反, 非试点城市会因为制度压力的增加而更有动力提高企业绿色创新。

4. 政策的整体有效性: 市场型政策是否一定优于命令型政策

本文进一步从整体性角度出发, 检验该类命令型政策的整体有效性(包括溢出效应和试点效应), 即 LCCP 是否对“试点省份”的企业绿色创新具有促进作用。同时, 比较该类命令型政策与市场型政策在整体有效性上的差异。

首先, 以“试点省份”为样本, 比较试点政策实施前后的差异, OLS 回归结果如表 9 的列(1)所示, 表中 Post 和 Post07 与前文含义保持一致。Post 的系数在 1% 水平上显著, 这说明, LCCP 实施以后, “试点省份”地区(包括试点城市与非试点城市)企业的绿色创新水平在整体上显著提高, 即命令型试点政策具有整体有效性。

其次, 本文将 LCCP 和前文测量的排放权交易政策(市场型政策)放入同一模型中进行对比, 检验两类政策整体有效性的差异, 回归结果如表 9 的列(2)所

示, Post 和 Post07 的系数均在 1% 水平上显著, test 检验的结果显示, 两者系数不存在显著差异(P 值=0.769)。这说明, 从整体性角度出发, 市场型政策对企业绿色创新水平的影响并不显著高于命令型政策。这与现有研究中认为市场型政策的有效性优于命令型政策(曹翔和傅京燕, 2017^[4]; 刘海英等, 2017^[5]; 齐绍洲等, 2018^[6])的结论存在不一致, 本文认为可能原因在于: (1) 以往研究所选取的命令型政策主要建立在省际层面(2003 年排污费征收政策)、行业层面(“十一五”期间各行业节能相关的政策)等, 试点地区间不易产生规范性压力。(2) 以往所研究的命令型政策可能不具有严格的筛选机制, 从而降低了政策的标签效应(比如 2010 年第一批 LCCP 的实施效果并不显著)。由于上述原因导致了当前较多的命令型政策在地区间的溢出效应并不显著。国外研究(Nicholas 和 Herbert, 2007^[8]; Murray 等, 2009^[9])认为, 市场型政策更有效的原因为可能与国家政治体制有关, 国外官员不是由上级直接任命, 并且政府所面临的制度压力较小, 这使得命令性政策在国外所产生的溢出效应不显著。另外, 现有研究主要关注的是试点政策所产生的试点效应, 并将试点效应视为政策有效与否的关键, 忽视了试点政策可能产生的溢出效应, 从而使得政策有效性的评估存在偏差。从本文结论来看, 命令型试点政策的整体有效性(包括试点效应和溢出效应)并

表 8 试点效应和溢出效应检验

变量	试点城市样本	非试点城市样本
	(1)	(2)
Post	0.065(1.47)	0.137***(5.07)
时间/行业/城市效应	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes
样本数	3583	8431
调整的 R ²	0.13	0.20

资料来源: 作者整理。

表 9 试点政策的整体性效应

变量	LCCP 的整体有效性	两类政策的整体有效性
	(1)	(2)
Post	0.137***(5.91)	0.074***(3.23)
Post07		0.063***(2.87)
时间/行业/城市效应	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes
样本数	12014	12014
调整的 R ²	0.17	0.17

资料来源: 作者整理。

不比市场型政策低。因此,本文认为,在我国分权治理体制下,如果将试点地区的范围缩小到城市,并且要求有严格的筛选过程,那么,政策的溢出效应则不可忽视,从整体上也提高命令型试点政策的有效性。这意味着,2012年实施的LCCP为我国未来命令型环境试点政策的制定设立了一个标杆,为了最大化政策效应,政府可选择在城市层面进行试点,同时对试点城市进行严格的筛选。

5.LCCP是否会对城市层面绿色创新产生溢出效应

本文从CNRDS中下载城市层面绿色专利创新数据,进一步检验LCCP是否对城市层面的绿色创新具有显著溢出效应。使用企业所在城市当年绿色专利申请数量衡量城市层面的绿色创新,并分别做滞后一期和滞后两期处理,用 $\ln\text{InvaCity}$ 和 $\ln\text{InvaCity}_{(t+1)}$ 表示。借鉴余泳泽等(2019)^[50]、金刚和沈坤荣(2018)^[13],本文在回归方程(1)的基础上增加了区域层面的控制变量:外商投资占比(外商投资工业企业总产值与该地区工业总产值的比值,用 Fdi 表示)、人均GDP(城市层面人均GDP的对数值,用 $\ln\text{Gdp}$ 表示)和区域产业结构(第二产业占GDP的比重,用 Gdpct 表示)。DID

回归结果如表10所示[®]。从表10可以看出,Treat×Post系数均在1%水平上显著为正。如果仅用城市层面的数据进行预测,控制变量为:外资投资占比、人均GDP、区域产业结构、职工平均工资、从业人员数量和人均货运总量,结果同样成立,当期和滞后一期的城市层面样本分别为:2240和2080)。这说明,相对于试点城市,非试点城市在政策执行后显著提高了区域内的绿色创新水平,LCCP在城市层面同样存在显著的溢出效应。

6.LCCP在省际之间是否存在溢出效应

本文通过比较2010年和2012年两次LCCP中,试点省与非试点省样本在政策实施前后企业绿色创新活动的差异,探讨LCCP省际间的溢出效应。

首先,本文加入了“非试点省份”样本,设置虚拟变量Province,将2010年没有试点地区的省份定义为非试点省份,取值为1,试点地区所在的省份定义为试点省份,取值为0;时间节点虚拟变量Post10含义及取值同前文一致。使用OLS模型,得到DID的回归结果如表11中第(1)列所示,Province×Post10的交互项系数不显著,说明2010年试点政策不存在显

表10 城市层面绿色创新的溢出效应

变量	绿色发明专利申请	
	$\ln\text{InvaCity}$	$\ln\text{InvaCity}_{(t+1)}$
	(1)	(2)
Treat×Post	0.137***(12.01)	0.164***(13.31)
Treat	-5.209***(-13.65)	-5.011***(-10.67)
Post	3.178***(79.68)	2.154***(25.83)
时间/行业/城市效应	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes
样本数	10718	9213
调整的R ²	0.98	0.98

注:控制变量除了回归方程(1)中包含的变量外,还包含区域层面的控制变量,外商投资占比(Fdi),人均GDP(lnGdp)和区域产业结构(Gdpct)。

资料来源:作者整理。

表11 省际间的溢出效应

变量	2010年LCCP		2012年LCCP	
	试点省与非试点省样本(1)	非试点省样本(2)	试点省与非试点省样本(3)	非试点省样本(4)
Province×Post10	0.018(1.08)			
Province×Post12			-0.062**(-1.97)	
Post10	0.065***(2.68)	0.045(1.48)		
Post12			0.081***(3.60)	-0.000(-0.00)
时间/行业/城市效应	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	13175	2682	13175	497
调整的R ²	0.17	0.17	0.17	0.29

注:表中Province均已控制。

资料来源:作者整理。

著的省际溢出效应。该结论同样为稳健性检验中该政策的溢出效应不显著提供了进一步支持:由于省际间溢出效应不显著,降低了2010年“五省八市”试点政策的实施效果。

进一步探讨“主要以城市进行试点”的2012年LCCP是否具有省际溢出效应。回归结果如表10中列(3)所示,Province×Post12交互项系数在5%水平上显著为负,这说明试点政策实施以后,试点省份企业的绿色创新活动要显著优于非试点省份企业的绿色创新活动,即试点政策不存在显著的省际间溢出效应。

本文还利用2010年和2012年LCCP非试点省份样本,检验非试点省份企业绿色创新在试点政策实施前后两年的变化^⑨,结果如表10中列(2)和列(4)所示,Post系数均不显著。这说明,试点政策并不会显著影响非试点省份的企业绿色创新活动。

以上结论说明,省际间不存在显著的环境政策溢出效应,该结论支持了前文的逻辑推演,试点政策在试点省份与非试点省份之间所产生的制度压力要小于试点城市与非试点城市间的压力,从而使得政策不易对省际间(邻省)的企业绿色创新产生直接影响,而会对城市间(相邻城市)的绿色创新产生影响。

七、结论与政策启示

本文以2012年低碳城市试点政策为研究对象,探讨该政策的溢出效应。本文研究发现:第一,城市试点政策所给予的“先进者”标签对非试点城市企业绿色创新活动产生了积极影响;第二,同省份内试点城市数量越多,传递给本省份内非试点城市政府的规范性压力就会越大,对非试点城市企业的绿色创新影响也就越大,而试点城市本身环境质量状况对非试点城市的溢出效应影响不显著;第三,异质性分析表明,国有企业和污染行业对LCCP的溢出效应更为敏感,该政策有助于此类企业绿色创新活动的提升;第四,从整体性角度来看,该政策可以显著提高社会整体的绿色创新水平,并且本文未发现市场型政策有效性优于该命令型政策的证据。依据实证结果,本文提出了四个重要的政策启示。

(1)对于政策实施效果的评估应该兼顾整体性原则(包括试点地区和非试点地区)。本文研究发现,2012年的LCCP具有显著的溢出效应,并且从整体有

效性来看,该命令型政策的实施效果并不亚于市场型政策的实施效果。因此,政府在对一个政策进行评估时,尤其是对命令型试点政策,仅通过对试点地区的评价来衡量政策的有效性可能会有所偏差,应当基于整体性原则,兼顾政策的试点效应和溢出效应。

(2)政府应当优化试点筛选工作,激发命令型政策的试点效果。一方面,从试点城市数量来看,研究表明,增加省份内试点城市数量,可以提高政策在该省的溢出效应,因此,政策上可以考虑适当增加落后省份内试点城市的数量;另一方面,从试点城市环境质量来看,试点城市环境质量状况对非试点城市的压力溢出影响并不显著,因此,政府在选择试点城市时并不一定要挑选出企业绿色创新水平最好的城市进行试点。总的来说,政府在制定“命令型”试点政策时,可以优化筛选机制,通过增加鼓励“先进者”的数量,可以诱发“先进者”标签信号并增加对“落选”城市的制度压力,从而促使非试点城市采取积极的竞争向上策略,以在整体上提高政策的试点效果。

(3)在制定命令型试点政策时,不宜以省份作为试点,试点对象应该细化到城市。研究发现,LCCP不存在显著的省际溢出效应。从命令型政策的试点范围来看,城市试点要比省级试点更好,这是因为同省城市之间形成的制度压力要高于不同省份之间的压力。这说明,政府通过将试点范围缩小到城市层面,可以优化政策的实施效果。

(4)应当完善命令型试点政策的绩效考评体系。研究表明,LCCP对试点城市企业绿色创新的影响并不显著,原因在于试点城市“背书”降低了企业绿色创新的动力。为增强试点城市的绿色创新意识,政府可以从完善政策绩效考评体系入手:一方面,规范城市低碳评价标准,建立碳排放相关数据库、完善信息管理系统以及信息披露制度,使试点城市的低碳治理情况能够被公开监督;另一方面,建立清退机制,通过对试点城市制定差异化的年度碳排放标准,对试点城市的低碳治理情况进行定期考核,将不符合标准的城市暂时“清退”,以增加试点城市的竞争意识。通过完善政策的绩效考评体系,增加公众与政府对试点城市的监管力度,可以使试点城市在享有“先进者”标签优势的同时,更有动力进行企业绿色创新。

基于本文的研究,后续研究有待在以下方面进一步深入。一是探讨溢出效应存在的边界条件,本文研究证明了环境试点政策在省份内和省际间存在不同的溢出效应,后续研究可以进一步研究试点城市与非试点城市之间的地理距离对企业环境行为的溢出影响,理解城市间溢出效应可能存在的地理边界;二是政府环境试点政策对企业环境行为的影响可能存在多种途径,后续可以对企业环境响应的内在机理进行剖析,为政府环境治理和企业可持续发展提供更准确的参考依据和建议。

注释:

①本文的溢出效应是指环境试点政策实施后给同伴带来的影响,包含两个方向的溢出效应:对同伴产生积极影响即正向溢出效应,对同伴产生消极影响即负向溢出效应(在未明确说明的情况下,溢出效应指正向溢出效应)。

②试点效应是指环境试点政策对试点地区本身产生的影响。

③WIPO官网:https://www.wipo.int/classifications/ipc/en/green_inventory/。

④国家知识产权局专利公示的相关网址:http://www.cnipa.gov.cn/wxfw/lwxxgqfw/zsyd/bzyfl/flgj_gjzfl/index.htm。

⑤本文将含有试点城市的省份定义为“试点省份”,没有试点城市的省份定义为“非试点省份”。

⑥受评审专家的启发,本文增加了试点城市环境质量对非试点城市溢出效应的影响,在此表示感谢,文责自负。

⑦未采用其他如城市空气质量指标等更直接指标的原因在于,技术创新能够最终体现资源投入和使用效率,代表创新产出的绿色专利申请数量可以更好地体现地方实质性的创新能力,更能被视为“优秀/成功”的典范,给非试点城市带来强烈的制度压力。而地方空气质量相关指标作为环境质量的结果虽然更为直接,但是,其可以通过多种渠道实现,包括关停、减产等快速有效但有损经济发展的短期行为,不能完全代表“优秀/成功”的行为结果。

⑧在做DID之前,本文做了平行趋势检验,满足双重差分模型的前提条件。另外,由于城市层面的变量存在一定的缺失,所以参与回归的样本较回归方程(1)的样本少,参与回归的总样本为10718个。

⑨选择政策实施前后两年的原因在于:第一,稳健性分析中得出,政策发生作用的时间为两年;第二,时间过长容易带来更多不可控因素的干扰。因此,本文选用前后两年的对比,来检验政策对非试点省份的影响。

参考文献:

[1]申萌,李凯杰,曲如晓.技术进步、经济增长与二氧化碳排放:理论和经验研究[J].北京:世界经济,2012,(7):83-100.

[2]Endrikat, J., E. Guenther, and H. Hoppe. Making Sense of

Conflicting Empirical Findings: A Meta-Analytic Review of the Relationship between Corporate Environmental and Financial Performance[J]. European Management Journal, 2014, 32, (5): 735-751.

[3]Cantner, U., H. Graf, J. Herrmann, and M. Kalthaus. Innovator Networks in Renewable Energies: The Influence of the Policy Mix in Germany[J]. Research Policy, 2016, 45, (6): 1165-1184.

[4]曹翔,傅京燕.不同碳减排政策对内外资企业竞争力的影响比较[J].济南:中国人口·资源与环境,2017,(6):10-15.

[5]刘海英,王钰,刘松灵.命令控制与碳排放权可交易环境政策模拟下的减排效应[J].吉林大学社会科学学报,2017,(2):57-67,205.

[6]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].北京:经济研究,2018,(12):131-145.

[7]Montgomery, W. D. Markets in Licenses and Efficient Pollution Control Programs[J]. Journal of Economic Theory, 1972, (3): 395-418.

[8]Stern, N. H. The Economics of Climate Change: The Stern Review[J]. American Economic Review, 2007, (2): 1-37.

[9]Murray, B. C., R. G. Newell, and W. A. Pizer. Balancing Cost and Emissions Certainty: An Allowance Reserve for Cap-and-Trade[J]. Review of Environmental Economics, 2009, (1): 84-103.

[10]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.

[11]Ambec, S., M.A. Cohen, S. Elgie, and P. Lanoie. The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness?[J].Review of Environmental Economics & Policy, 2013, (1): 2-22.

[12]张文彬,张理芃,张可云.中国环境规制强度省际竞争形态及其演变——基于两区制空间Durbin固定效应模型的分析[J].北京:管理世界,2010,(12):44-54.

[13]金刚,沈坤荣.以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长[J].北京:管理世界,2018,(12): 43-55.

[14]Newell, R. G., A. B. Jaffe, and R. N. Stavins. The Induced Innovation Hypothesis and Energy-Saving Technological Change[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999, (3): 941-975.

[15]Popp, D.. Induced Innovation and Energy Prices[J]. American Economic Review, 2002, (1): 160-180.

[16]Noailly, J., and R. Smeets. Directing Technical Change from Fossil-Fuel to Renewable Energy Innovation: An Application Using Firm-Level Patent Data[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2015, (7): 15-37.

[17]Woods, N. D.. Interstate Competition and Environmental Regulation: A Test of the Race-to-the-Bottom Thesis[J]. Social

Science Quarterly, 2006, (1): 174-189.

[18]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].北京:经济研究,2011,(6):133-145.

[19]张华.地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释[J].北京:中国工业经济,2016,(7):74-90.

[20]刘华军,彭莹.雾霾污染区域协同治理的“逐底竞争”检验[J].北京:资源科学,2019,(1):185-195.

[21]Rasli, A. M., M. I. Qureshi, A. Isah-Chikaji. Zaman, K., and Ahmad, M. New Toxics, Race to the Bottom and Revised Environmental Kuznets Curve: The Case of Local and Global Pollutants[J]. Renewable & Sustainable Energy Reviews, 2018, (2): 3120-3130.

[22]Porter, M. E., and C. Van Der Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, (4): 97-118.

[23]Popp, D., R. G. Newell, and A. B. Jaffe. Energy, the Environment, and Technological Change[J]. Handbook of the Economics of Innovation, 2010, (2): 873-937.

[24]Vogel D.. Trading up: Consumer and Environmental Regulation in a Global Economy[M]. Harvard University Press, 2009.

[25]Fredriksson, P. G., and D. L. Millimet. Strategic Interaction and the Determinants of Environmental Policy across US States[J]. Journal of Urban Economics, 2002, (1): 101-122.

[26]Li, H., and L. A. Zhou. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China[J]. Journal of Public Economics, 2005, (9-10): 1743-1762.

[27]张振波.从逐底竞争到策略性模仿——绩效考核生态化如何影响地方政府环境治理的竞争策略[J].广州:公共行政评论,2020,(6):118-135,215-216.

[28]斯科特.制度与组织——思想观念和物质利益[M].姚伟,王黎芳译.北京:中国人民大学出版社,2010.

[29]Björck F.. Institutional Theory: A New Perspective for Research into IS/IT Security in Organisations[C]. 37th Annual Hawaii International Conference on System Sciences, 2004.

[30]DiMaggio P. J., and W. W. Powell. The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields[J]. American Sociological Review, 1983, (2): 147-160.

[31]郑小勇,魏江.商业集团从属企业合法性二元与成长绩效关系[J].天津:管理科学学报,2015,(6):1-14.

[32]Deeds, D. L., P. Y. Mang, and M. L. Frandsen. The Influence of Firms' and Industries' Legitimacy on the Flow of Capital into High-Technology Ventures[J]. Strategic Organization, 2004, (1): 9-34.

[33]Deephouse, D. L.. Does Isomorphism Legitimate?[J]. Academy of Management Journal, 1996, (4): 1024-1039.

[34]周望.如何“先试先行”?——央地互动视角下的政策试点启动机制[J].北京行政学院学报,2013,(5):25-29.

[35]沈洪涛,冯杰.舆论监督、政府监管与企业环境信息披露[J].北京:会计研究,2012,(2):72-78,97.

[36]梅赐琪,汪笑男,廖露,刘志林.政策试点的特征:基于《人民日报》1992-2003年试点报道的研究[J].广州:公共行政评论,2016,(3):8-24,202.

[37]Li, D., C. Cao, M. Zheng, and Y. Zhao. The Impact of the CN-ETS on Corporate Green Innovation: The Moderating Role of Market Competition[J]. Academy of Management Proceedings, 2017, (1): 12475.

[38]Alrazi, B., C. D. Villiers, and C. J. V. Staden. A Comprehensive Literature Review on, and the Construction of a Framework for, Environmental Legitimacy, Accountability and Proactivity[J]. Journal of Cleaner Production, 2015, (1): 44-57.

[39]余泳泽,刘大勇,龚宇.过犹不及事缓则圆:地方经济增长目标约束与全要素生产率[J].北京:管理世界,2019,(7):26-42.

[40]Li, L., J. Chen, H. Gao, and L. Xie. The Certification Effect of Government R&D Subsidies on Innovative Entrepreneurial Firms' Access to Bank Finance: Evidence from China[J]. Small Business Economics, 2019, (1): 241-259.

[41]周宏春,季曦.改革开放三十年中国环境保护政策演变[J].南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2009,(1):31-40,143.

[42]方颖,郭俊杰.中国环境信息披露政策是否有效:基于资本市场反应的研究[J].北京:经济研究,2018,(10):158-174.

[43]潘爱玲,刘昕,邱金龙,申宇.媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J].北京:中国工业经济,2019,(2):174-192.

[44]黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].北京:经济研究,2016,(4):60-73.

[45]Tong, T. W., W. He, Z. L. He, and J. Lu. Patent Regime Shift and Firm Innovation: Evidence from the Second Amendment to China's Patent Law[J]. Academy of Management Annual Meeting Proceedings, 2014, (1): 14174.

[46]钱雪松,康瑾,唐英伦,曹夏平.产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J].北京:中国工业经济,2018,(8):44-61.

[47]任胜钢,郑晶晶,刘东华,陈晓红.排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J].北京:中国工业经济,2019,(5):7-25.

[48]蔡宁,贺锦江,王节祥.“互联网+”背景下的制度压力与企业创业战略选择——基于滴滴出行平台的案例研究[J].北京:中国工业经济,2017,(3):176-194.

[49]Chelli, M., S. Durocher, and J. Richard. France's New Economic Regulations: Insights from Institutional Legitimacy Theory[J]. Accounting Auditing & Accountability Journal, 2014, (2): 283-316.

[50]余泳泽,张少辉,杜运苏.地方经济增长目标约束与制造业出口技术复杂度[J].北京:世界经济,2019,(10):122-144.