

欢迎按以下格式引用:裴潇,陈鑫怡.环境税、媒体关注与企业创新——基于长江经济带的经验证据[J].长江大学学报(社会科学版),2021,44(4):57-65.

环境税、媒体关注与企业创新

——基于长江经济带的经验证据

裴潇 陈鑫怡

(长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023)

摘要:基于2012~2019年长江经济带A股上市公司的数据,采用双重差分法考察了环境税与媒体关注对企业创新的影响。结果表明:环境税显著促进了重污染企业创新,但促进效果存在滞后性;媒体关注作为外部治理机制,强化了环境税对重污染企业创新的促进作用;异质性分析发现,在非国有企业与下游地区样本中,环境税与媒体关注对重污染企业创新的促进效果更加明显。为此,应提高环境税执法水平,完善媒体监督机制,制定差异化创新政策,增强企业创新能力。

关键词:环境税;媒体关注;企业创新;重污染企业;长江经济带

分类号:F273.1;X322 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2021)04-0057-09

党的十九届五中全会提出,要坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,把科技自立自强作为国家发展的战略支撑。当今世界正经历百年未有之大变局,唯有坚持创新引领,才能把握发展机遇。近年来,我国在经济高速发展过程中出现的环境污染问题日趋严重,逐渐成为社会各界关注的焦点。环境税作为市场激励型环境规制政策,是实现减排降污、保护环境的重要手段,也是有效推进企业创新的经济诱导制度安排^[1];创新作为转变经济增长方式的关键,是实现生产流程优化、产业结构升级的主要动因,也是解决经济发展与环境污染问题的重要途径;媒体关注作为企业外部治理机制,是环境监管体系的有效辅助,也是影响企业创新活动的重要外在因素。长江经济带是我国经济的重心和活力所在,2017年,习近平总书记强调应坚持共抓大保护、不搞大开发,推动长江经济带发展。2020年,习近平总书记在全面推动长江经济带发展座谈会上明确

指出,要使长江经济带成为我国生态优先绿色发展主战场、畅通国内国际双循环主动脉、引领经济高质量发展主力军。因此,以长江经济带为研究对象,分析环境税、媒体关注与企业创新之间的关系,对于落实国家环境税政策、完善媒体监督机制、推动长江经济带创新发展具有重要意义。

一、文献综述

(一)环境税与企业创新

环境规制是政府以环境保护为目的,对企业采取直接或者间接的干预行为,包含命令控制型、市场激励型和自愿型环境规制。环境税作为市场激励型环境规制,研究其如何影响企业创新的相关文献较少,主要集中于以下三种观点:第一种观点认为环境税会促进企业创新。Hamamoto(2005)研究表明严格的环境规制可以刺激研发投入的增长,对全要素生产率产生积极影响^[2]。Sen(2015)在研究跨国汽

收稿日期:2021-05-18

基金项目:湖北省教育厅哲学社会科学研究重大项目“长江经济带绿色发展的动态评估与时空演化研究”(20ZD039);长江大学社会科学基金重点项目“环境税对企业绿色技术创新的作用机理与政策研究”(2019csz01)

第一作者简介:裴潇(1968—),女,湖北荆州人,教授,主要从事绿色税制研究。

通信作者:陈鑫怡(1997—),女,湖北荆门人,主要从事绿色税制研究,E-mail:1461257826@qq.com。

车行业时,发现环境规制可以实现减少环境污染与提高创新水平的双赢^[3]。于连超等(2018)通过实证研究发现,环境税对企业创新的影响存在门槛效应,当环境税达到门槛值 17.25 时,环境税才能有效提高企业创新投入^[4]。温湖炜和钟启明(2020)发现环境税会倒逼大中型企业绿色技术创新,但对小规模企业影响不显著^[5]。第二种观点认为环境税会抑制企业创新。Slater 与 Angel(2000)认为高强度的环境规制会使成本投入大于创新产出,降低企业的研发水平^[6]。Wagner(2007)通过分析德国制造业企业的相关数据,发现环境管理实施水平越高,公司专利申请越少,即环境税对企业技术创新产生负面影响^[7]。占佳和李秀香(2015)基于 2003~2010 年中国省际面板数据,分析了不同环境规制工具对企业技术创新的影响,认为市场激励型环境规制在短期内会抑制技术创新,但抑制效果会逐渐减弱^[8]。第三种观点认为环境税与企业创新之间存在非线性关系。蒋伏心等(2013)运用 GMM 估计方法研究发现,环境规制与企业技术创新之间呈先下降后上升的“U”型关系^[9]。相反,李香菊和贺娜(2018)认为环境税与企业绿色技术创新之间呈倒“U”型关系,随着环境税的增加,企业绿色技术创新水平呈现先上升后下降的趋势^[10]。

(二)环境税、媒体关注与企业创新

王云等(2017)指出媒体关注有利于企业环保投资,环境规制强化了媒体关注的环境治理作用^[11]。张岳和彭世广(2020)研究发现,媒体关注与企业技术创新之间存在密切联系,媒体关注可以通过发挥信息功能的正面效应促进企业技术创新,还指出非负面报道对企业技术创新的促进作用更加明显^[12]。赵莉和张玲(2020)认为媒体关注会显著促进绿色创新投入,引入市场化水平时,会促进绿色创新产出^[13]。谭媛元(2021)则通过对媒体关注、环境税与制造业企业绿色技术创新的实证研究发现,媒体关注能发挥监督与约束作用,从而加强环境税对企业绿色技术创新的倒逼效应^[14]。但是也有部分学者持有不同的观点,刘萌等(2019)基于“市场压力假说”,认为媒体虽然能发挥公司治理功能,但其会使经理人面临短期业绩压力进而抑制企业技术创新^[15]。秦颖和孙慧(2020)认为自愿型环境规制能够促进企业创新,政府监管和媒体关注抑制了自愿型环境规制对企业创新的促进作用^[16]。张玉明等(2021)从利益相关者和生态现代化理论出发,指出媒体关注对重污染企业绿色创新具有促进作用,严

苛的环境规制会削弱这种促进作用^[17]。

综上所述,国内外学者关于环境税、媒体关注对企业创新影响的研究取得了一定成果,但是大多数研究主要检验环境税、媒体关注与企业创新的两两单一关系,研究三者之间关系的文献较少,更鲜见从环境税政策实施的视角展开研究。鉴于此,本文以 2018 年环境税实施为准自然试验,选取我国 2012~2019 年长江经济带 A 股上市公司的数据,运用双重差分法实证检验环境税、媒体关注对企业创新的影响。文章可能的创新点在于:第一,研究方法上,利用环境税实施的准自然实验,运用双重差分法评估环境税的实施效果,有效解决内生性问题;第二,研究内容上,将环境税、媒体关注和企业创新置于同一分析框架,并从流域和产权性质差异进行异质性分析,进一步拓展和丰富了相关文献,为加强环境税税制改革、发挥媒体监督作用与引导企业创新提供了实证依据。

二、理论分析与研究假设

(一)环境税与企业创新

环境税作为一种市场激励型环境规制,一方面会增加企业的环境成本,降低企业产品的市场竞争力,不利于企业价值的提升;另一方面,又通过发挥企业创新的“创新补偿效应”和“先动优势效应”,促使企业开展创新活动,进而抵消环境税给企业带来的额外成本,增强企业竞争力。目前已有学者研究表明环境税能激励企业创新,主要集中在以下几个方面:首先,环境税会使企业污染的外部成本内部化,给企业的生产经营带来负向影响,迫使企业减少环境污染。由于重污染企业具有资源依赖、污染高的特征,在环境税实施时,若通过减产或停产等方式被动减少污染排放,不仅会增加沉没成本,还会影响企业的正常经营。为了实现利润最大化,企业会倾向于通过更新设备、升级技术来降低成本,提高市场竞争力,产生“创新补偿效应”^{[18][19]}。其次,随着公众绿色消费意识的提高,消费者偏向于购买清洁、环保、健康类产品,从而产生了新的需求。在当前需求引导型的市场机制下,企业会更倾向于满足消费需求,加强对生态环保类产品的投资和研发,并借此在行业中占领更大的市场份额,率先设置行业进入壁垒,增强企业的竞争优势,产生“先动优势效应”^[20]。此外,政府会对率先在环保领域开展技术创新活动的企业给予一定的政策支持,鼓励企业改进生产技术,提高技术创新能力。最后,基于上述分析,提出

第一个假设:

H1:环境税显著促进了重污染企业创新。

(二)环境税、媒体关注与企业创新

随着信息时代到来,媒体在信息公开与传播中发挥着关键中介作用,成为影响公司治理的重要组成部分^[21]。一方面,媒体作为信息传播的媒介,可以及时充分地报道企业相关信息,增加市场透明度,提高企业在金融机构获得授信的机会与额度,弱化企业融资过程中的信息不对称程度,激励企业增加创新投入,其信息传播功能也可以缓解企业创新过程中的代理问题,提高管理者的创新动力与信心,促进企业创新^[11]。另一方面,媒体作为一种外部监督机制,可以通过报道企业环境保护与治理情况,引起社会公众和政府关注,对企业形成外部力量软约束,加强对企业的有效监督和制约,促使企业积极开展创新活动,提高减排治污水平,推动企业健康发展^[22]。基于上述分析,提出第二个假设:

H2:媒体关注强化了环境税对重污染企业创新的促进作用。

(三)环境税、异质性因素与企业创新

企业的产权性质不同,追求的利益动机不同,环境管理的目标和决策也不同。国有企业是政府投资控股的企业,其行为往往体现着政府的意志,这就要求国有企业承担更多的社会责任,但这也可能产生负面影响。一方面,国有企业承担较多的政治任务,一般会选择稳妥的经营模式,从而放弃投资周期长、风险高的创新投资项目,不利于开展丰富的创新活动;另一方面,国有企业的行业垄断地位和政府对其薪酬管制、委托代理的方式,使其市场反应程度低,缺乏创新的需求和动力,在面对环境税征收时难以发挥“创新补偿”和“先动优势”效应^[23]。同时,国有企业容易与当地媒体建立内在联系,让媒体成为企业及管理者的塑造形象的工具,削弱了媒体对国有企业的监督作用^[24]。与此相反,非国有企业受政府庇护较少,在进行管理和决策时有较高的自主性和灵活性,可以有效开展创新活动,提高企业创新水平。此外,非国有企业市场竞争激烈,融资约束较大,更加重视声誉成本,在环境税政策与媒体监督的约束下,更容易选择提高创新能力,并借此巩固市场地位,提高利益相关者对企业的好感与信任^[25]。基于上述分析,提出如下假设:

H3a:与国有企业相比,环境税与媒体关注对非国有重污染企业创新的促进效果更明显。

从流域视角来看,长江经济带下游地区经济发

展水平高,在基础设施建设、融资环境、人才素质及政府补贴等方面均具有优势。在环境税的实施下,企业可以利用本地资源开展创新活动,并通过“创新补偿”来抵消环境成本,激励更多企业参与创新,实现可持续发展;而长江经济带中上游地区深居内陆,经济发展、技术水平和人力资源等创新要素不足,且企业偏向于被动解决环境问题,不利于企业创新发展。同时,下游地区环境规制体系较为完善,环境执法与监管水平较高,环境税征收会促使高污染高耗能企业的生产成本增加,引导企业向高端化、绿色化方向转变,有利于提升企业创新能力^{[26][27]};而中上游地区以资源和劳动密集型产业为主,对传统经济增长方式依赖强,且环境执法与监管水平较为落后,使得企业的创新动力不足。此外,下游地区市场化程度和法制水平较高,受政府干预较少,能有效发挥媒体监督和治理职能,促使企业实施技术创新;而中上游地区政府对媒体报道干预较多,制约了媒体职能的发挥,进而影响媒体关注对企业创新水平的促进作用^[28]。基于上述分析,提出如下假设:

H3b:与中上游地区相比,环境税与媒体关注对下游地区重污染企业创新的促进效果更明显。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

以2012~2019年长江经济带重污染行业上市公司为实验组,将长江经济带其他上市公司作为控制组,探究环境税与媒体关注对企业创新的影响。参考李百兴和王博^[29]的研究,并依据环保部2010年制定的《上市公司环境信息披露指南(征求意见稿)》及证监会2012年修订的《上市公司行业分类指引》,选取采矿业、医药制造、造纸业等细分行业作为实验组样本,选取批发零售业、文化、体育和娱乐业、服务业等细分行业作为控制组样本。为了确保数据的有效性和可操作性,对样本数据做以下处理:剔除金融业以及综合类公司;剔除ST上市公司;剔除2012年以后上市的公司;剔除数据缺失的公司,最终得到样本观测值6069个。环境税数据来源于生态环境部公布的政策文件;媒体关注数据来源于CNRDS数据库;企业研发投入、控制变量数据来源于CSMAR、WIND数据库以及巨潮资讯网。为了避免异常值的影响,对所有连续变量均进行前后1%的缩尾处理。

(二)变量定义

被解释变量:企业创新。创新投入作为创新活

动的开始,是企业创新水平的重要衡量标准,因此本文参考李百兴和王博^[29]的研究,选取研发投入占当年营业收入的比重作为企业创新的代理变量。

解释变量:政策虚拟变量。《环境保护税法》在 2016 年 12 月 25 日颁布,于 2018 年 1 月 1 日正式施行。若样本年份在 2018 年及以后,定义 $Post = 1$,否则 $Post = 0$ 。组别虚拟变量。若样本企业所在行业属于重污染行业,定义 $Treat = 1$,否则 $Treat = 0$ 。

调节变量:媒体关注。考虑到报纸和网络都是重要的信息传播媒介,采用 CNRDS 数据库中报刊和网络媒体报道数量加 1 的自然对数衡量媒体关注度。

控制变量:参考已有研究,选取企业规模($Size$)、上市年限(Age)、成长能力(Gro)、盈利能力(Roa)、资产负债率(Lev)、独立董事比例($Bind$)、股权集中度($Top1$)、政府补助(Sub)作为控制变量。变量设定与说明如表 1 所示。

表 1 变量设定与说明

变量分类	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业创新	$R\&D$	研发投入/营业收入
解释变量	政策虚拟变量	$Post$	若样本年份在 2018 年及以后, $Post = 1$, 否则 $Post = 0$
	组别虚拟变量	$Treat$	若样本企业所在行业属于重污染行业, $Treat = 1$, 否则 $Treat = 0$
调节变量	媒体关注	Me	报刊和网络媒体报道数量加 1 的自然对数
控制变量	企业规模	$Size$	期末总资产的自然对数
	上市年限	Age	上市年限加 1 的自然对数
	成长能力	Gro	销售收入增长率
	盈利能力	Roa	净利润/资产总额
	资产负债率	Lev	负债总额/资产总额
	独立董事比例	$Bind$	独立董事人数/董事会人数
	股权集中度	$Top1$	第一大股东的持股比例
	政府补助	Sub	政府补助/营业收入

(三)模型构建

为了检验环境税对企业创新的影响,构建模型如下:

$$R\&D_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{i,t} + \alpha_2 Treat_{i,t} + \alpha_3 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \lambda_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$R\&D_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{i,t} + \alpha_2 Treat_{i,t} + \alpha_3 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} + \alpha_4 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} \times Me_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \lambda_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $R\&D_{i,t}$ 代表企业创新投入, $Post_{i,t}$ 为政策虚拟变量, 2018 年及以后实施环境税阶段为 1, 其他年份为 0。 $Treat_{i,t}$ 为组别虚拟变量, 实验组样本为 1, 控制组样本为 0。 $Me_{i,t}$ 代表媒体关注, $X_{i,t}$ 代表控制变量, λ_i 、 δ_t 分别表示时间固定效应和行业固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为随机误差项。模型(1)主要考察环境税对企业创新的影响, 当 α_3 显著为正时, 说明环境税的实施促进了重污染企业创新, 假设 $H1$ 得到验证。模型(2)主要考察了环境税、媒体关注与企业创新之间的关系, 若 α_4 显著为正时, 则说明媒体关注强化了环境税对重污染企业创新的促进作用, 假设 $H2$ 得到验证。

四、实证分析

(一)描述性统计

由表 2 描述性统计结果可知, 在 6069 个样本中, 企业创新平均值为 3.975, 中位数为 3.288, 最小值为 0.012, 最大值为 23.240, 表明大部分企业创新尚未达到平均水平, 且不同企业个体异质性较为明显。 $Post$ 平均值为 0.262, 说明环境税实施后的样本占总样本的 26.2%。 $Treat$ 平均值为 0.787, 表明重污染企业样本占总样本的 78.7%。其他控制变量均在合理范围, 不再赘述。

(二)相关性分析

为了保证结果的准确性, 在进行回归分析之前, 先对变量进行相关性分析, 初步判断变量间的关系。由表 3 相关性分析可知, 环境税与重污染企业创新之间具有显著的正相关关系, 表明环境税能促进重污染企业创新, 初步验证了假设 $H1$, 为进一步分析提供了依据。并且绝大多数变量间的相关系数绝对值均小于 0.5, 说明变量间不存在严重的多重共线性。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>R&D</i>	6069	3.975	3.288	3.873	0.012	23.240
<i>Post</i>	6069	0.262	0	0.440	0	1
<i>Treat</i>	6069	0.787	1	0.409	0	1
<i>Size</i>	6069	22.250	22.140	1.175	20.030	25.630
<i>Age</i>	6069	2.844	2.890	0.332	1.792	3.434
<i>Lev</i>	6069	0.411	0.397	0.195	0.057	0.859
<i>Gro</i>	6069	0.159	0.100	0.369	-0.448	2.330
<i>Roa</i>	6069	0.037	0.036	0.059	-0.265	0.188
<i>Sub</i>	6069	16.600	16.580	1.448	12.590	20.260
<i>Bind</i>	6069	0.373	0.333	0.053	0.333	0.571
<i>Top1</i>	6069	0.335	0.319	0.139	0.084	0.722

表 3 相关性分析

变量	<i>R&D</i>	<i>Treat</i> × <i>Post</i>	<i>Size</i>	<i>Age</i>	<i>Lev</i>	<i>Gro</i>	<i>Roa</i>	<i>Sub</i>	<i>Bind</i>	<i>Top1</i>
<i>R&D</i>	1									
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.051***	1								
<i>Size</i>	-0.260***	0.114***	1							
<i>Age</i>	-0.116***	0.235***	0.258***	1						
<i>Lev</i>	-0.303***	0.013	0.530***	0.176***	1					
<i>Gro</i>	-0.021	-0.067***	0.064***	-0.047***	0.009	1				
<i>Roa</i>	-0.032**	-0.081***	0.047***	-0.070***	-0.333***	0.219***	1			
<i>Sub</i>	0.040***	0.151***	0.622***	0.122***	0.292***	0.034***	0.083***	1		
<i>Bind</i>	0.075***	0.011	-0.008	0.013	-0.030**	-0.014	-0.011	0.007	1	
<i>Top1</i>	-0.161***	-0.081***	0.160***	-0.086***	0.060***	-0.009	0.145***	0.073***	-0.008	1

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。下同。

（三）回归分析

对环境税、媒体关注与企业创新进行回归分析，具体回归结果见表 4。

首先，进行环境税与企业创新关系的检验。运用模型（1）检验环境税与企业创新之间的关系，回归结果如表 4 第 I、II 列所示。第 I 列仅控制年度和行业效应，*Treat* × *Post* 的系数为 0.434，在 10% 水平下显著为正，第 II 列引入控制变量，*Treat* × *Post* 的系数为 0.469，在 5% 水平下显著为正，说明环境税与重污染企业创新显著正相关，2018 年环境税的实施能够促进重污染企业创新水平的提升，假设 H1 成立。分析其原因，主要是因为环境税的实施给重污染企业带来了较高的环境成本，企业为了减少环境税带来的负面影响，会顺应环境政策的要求，增加创新投入以获得“创新补偿效应”和“先动优势效应”，获得竞争优势。

其次，进行环境税与企业创新之间动态关系的检验。由表 4 第 III、IV 列可知，*Treat* × *Post*2018 的

系数正向不显著，*Treat* × *Post*2019 的系数在 5% 水平下正向显著，表明环境税在实施初期对企业创新的正向影响不显著，但随时间推移正向影响不断增强。本文解释为，重污染企业对于环境税的反应存在滞后性，在初期会抵触环境税带来的环境成本增加，认为环境成本对企业来说是暂时的压力，可以通过企业内部运转消化额外的环境成本，因而以观望的态度应对环境税实施。但通过实践证明，环境税引发的企业成本增加是持续增长的，基于此，企业不会在环境税实施当年增加创新投入，而会选择在实施一年后进行创新投入，提高企业的创新水平^[30]。

第三，媒体关注对环境税与企业创新关系的调节作用的检验。运用模型（2）检验媒体关注对环境税与企业创新关系的调节作用，回归结果如表 4 的 V、VI 列所示。在未控制变量时，*Treat* × *Post* × *Me* 的系数正向不显著，引入控制变量后，*Treat* × *Post* × *Me* 的系数在 1% 水平下显著为正，说明媒体关注强化了环境税对企业创新的促进作用，假设 H2 成立。

表 4 基准回归结果分析

变量	基本回归		动态效应		媒体关注	
	I	II	III	IV	V	VI
	R&D	R&D	R&D	R&D	R&D	R&D
$Treat \times Post \times Me$	—	—	—	—	0.048 (0.396)	0.313*** (2.803)
$Treat \times Post$	0.434* (1.824)	0.469** (2.001)	—	—	0.198 (0.309)	-1.086* (-1.839)
$Post$	0.495** (1.975)	0.693*** (2.607)	—	—	0.494** (1.974)	0.713*** (2.685)
$Treat$	-2.961** (-2.040)	-0.666 (-0.385)	-2.961** (-2.040)	-0.667 (-0.386)	-2.964** (-2.042)	-0.643 (-0.371)
$Treat \times Post_{2018}$	—	—	0.344 (1.460)	0.329 (1.411)	—	—
$Treat \times Post_{2019}$	—	—	0.521** (1.981)	0.604** (2.338)	—	—
$Post_{2018}$	—	—	0.418* (1.722)	0.672*** (2.658)	—	—
$Post_{2019}$	—	—	0.432 (1.640)	0.594** (2.140)	—	—
$Size$	—	-0.644*** (-5.632)	—	-0.645*** (-5.636)	—	-0.669*** (-5.793)
Age	—	-0.559** (-2.060)	—	-0.559** (-2.060)	—	-0.553** (-2.043)
Lev	—	-4.518*** (-8.176)	—	-4.520*** (-8.177)	—	-4.526*** (-8.191)
Gro	—	-0.358*** (-2.603)	—	-0.357*** (-2.596)	—	-0.356*** (-2.589)
Roa	—	-5.883*** (-3.629)	—	-5.889*** (-3.634)	—	-5.968*** (-3.676)
Sub	—	0.603*** (8.162)	—	0.603*** (8.164)	—	0.597*** (8.143)
$Bind$	—	2.472* (1.736)	—	2.467* (1.732)	—	2.392* (1.684)
$Top1$	—	-1.032 (-1.638)	—	-1.031 (-1.638)	—	-1.035 (-1.647)
常数项	3.465** (2.432)	9.905*** (3.803)	3.465** (2.431)	9.910*** (3.804)	3.465** (2.432)	10.531*** (4.017)
年度和行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	6069	6069	6069	6069	6069	6069
Adj_R ²	0.338	0.419	0.338	0.419	0.338	0.420

注:括号中的数值为 t 统计量。下同。

分析其原因,主要是因为媒体关注有信息传播和外部监督的功能,一方面,媒体关注缓解了信息不对称和代理人问题,使企业有更多的资金和更足的信心提高创新水平;另一方面,媒体能监督企业环保责任的履行情况,促使企业为了维护良好的声誉与形象,积极加大创新投入,改善环境污染问题。

(四)平行趋势检验

使用双重差分法的前提是必须满足平行趋势条件,即环境税实施前的实验组与控制组须保持一致的变化趋势,否则可能干扰回归结果。为了进一步验证双重差分回归结果的稳健性,设置事件发生前的年度虚拟变量,并与 $Treat$ 生成交互项。由表 5

可知, $Treat \times Post_{2013}$ 至 $Treat \times Post_{2017}$ 的系数均不显著,说明从整体上看,环境税未实施时实验组和控制组的变化趋势并无显著差异,满足平行趋势假设。

表 5 平行趋势检验

变量	$R\&D$	变量	$R\&D$
$Post$	1.065** (6.484)	$Treat \times Post_{2017}$	-0.265 (-1.276)
$Treat$	-0.395 (-0.226)	常数项	9.725** (3.740)
$Treat \times Post_{2013}$	-0.180 (-0.641)	控制变量	控制
$Treat \times Post_{2014}$	-0.351 (-1.257)	年度和行业	控制
$Treat \times Post_{2015}$	-0.256 (-1.024)	N	6069
$Treat \times Post_{2016}$	-0.048 (-0.247)	Adj_R^2	0.418

(五)稳健性检验

本文通过倾向得分匹配及缩小时间窗口的方法检验结论的稳健性。为了降低因样本选择带来的估计偏误,消除某些不可观测因素的影响,采用倾向得分匹配法进行处理。具体的做法是,以企业规模、盈利能力、上市年限、成长能力、资产负债率、独立董事比例以及股权集中度为特征变量,采用 1 对 4 近邻匹配法匹配实验组与控制组样本,重新进行回归。由表 6 第 I、II 列可知, $Treat \times Post$ 的系数在 10%

水平下显著为正, $Treat \times Post \times Me$ 的系数在 5% 水平下显著为正,表明结论未发生实质性变化。进一步地,通过缩小时间窗口识别环境税对时间变化的敏感性。将样本区间限定至 2015~2019 年,重新进行回归检验。由表 6 第 III、IV 列可知, $Treat \times Post$ 的系数在 10% 水平下正向显著, $Treat \times Post \times Me$ 的系数在 1% 水平下正向显著,与前文结论一致,说明结论较为稳健。

表 6 稳健性检验

变量	倾向得分匹配检验		缩小时间窗口	
	I $R\&D$	II $R\&D$	III $R\&D$	IV $R\&D$
$Treat \times Post \times Me$	—	0.295** (2.433)	—	0.328*** (2.788)
$Treat \times Post$	0.420* (1.698)	-1.084* (1.669)	0.372* (1.843)	-1.254** (2.032)
$Post$	0.668** (2.247)	0.684** (2.301)	0.047 (0.218)	0.065 (0.299)
$Treat$	-0.367 (0.214)	-0.356 (0.206)	-0.611 (0.291)	-0.585 (0.277)
常数项	9.558*** (3.394)	10.123*** (3.542)	9.683*** (3.157)	10.701*** (3.437)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度和行业	控制	控制	控制	控制
N	4034	4034	3871	3871
Adj_R^2	0.439	0.439	0.405	0.407

(六)进一步分析

1. 产权异质性分析

不同产权性质的企业可能对企业创新产生不同

影响,因而将企业划分为国有企业与非国有企业进行进一步分析,回归结果如表 7 所示。表 7 第 I 列中 $Treat \times Post \times Me$ 的系数负向不显著,第 II 列中

$Treat \times Post \times Me$ 的系数在 1%水平上正向显著。这说明环境税与媒体关注对重污染企业创新的影响存在明显的产权差异,环境税与媒体关注对非国有重污染企业创新的促进效果更加明显,假设 H3a 成立。分析其原因,主要是因为与国有企业相比,非国有企业资金较为短缺,承担着巨大的内外部压力,但其管理灵活度较高,更容易为获得政府、媒体和社会公众的青睐而进行创新,在激烈的市场竞争中获得优势。

2. 流域异质性分析

我国幅员辽阔,流域间的经济发展水平、创新能力、环境保护意识等存在较大差异。为进一步分析差异,按照企业注册地的标准将样本分为中上游地

区与下游地区,对环境税与企业创新的关系重新进行回归。表 7 第Ⅲ列中 $Treat \times Post \times Me$ 的系数正向不显著,第Ⅳ列中 $Treat \times Post \times Me$ 的系数在 1%水平上正向显著。这说明环境税与媒体关注对重污染企业创新的影响存在明显的流域差异,环境税与媒体关注对下游地区重污染企业创新的促进效果更加明显,假设 H3b 成立。分析其原因,主要是因为与中上游地区相比,下游地区经济发展水平高,基础设施完善、融资环境好及政府补贴多,为企业创新提供了资金保障,且下游地区环境规制体系较为完善、媒体关注度高,高素质人才较多,环保意识强,为企业创新奠定了良好的基础,使创新需求与动机更强烈,更容易进行创新活动。

表 7 异质性分析

变量	国有企业	非国有企业	中上游地区	下游地区
	I	II	III	IV
	R&D	R&D	R&D	R&D
$Treat \times Post \times Me$	-0.058 (-0.580)	0.532*** (2.984)	0.112 (0.633)	0.383*** (2.736)
$Treat \times Post$	0.496 (0.905)	-1.766* (-1.901)	0.022 (0.022)	-1.478** (-2.018)
$Post$	0.995*** (4.091)	0.326 (0.764)	0.777** (1.995)	0.817** (2.343)
$Treat$	-1.618 (-0.730)	-1.670 (-1.555)	-0.021 (-0.011)	0.086 (0.099)
常数项	8.413** (2.146)	11.196*** (3.702)	10.235** (2.540)	10.862*** (4.172)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度和行业	控制	控制	控制	控制
N	1883	4186	2246	3823
Adj_R ²	0.439	0.413	0.393	0.464

五、结论与启示

本文基于 2012~2019 年长江经济带 A 股上市公司的数据,采用双重差分法考察了环境税与媒体关注对企业创新的影响。结果表明:(1)环境税显著促进了重污染企业创新,但促进效果存在滞后性。一方面环境税的实施能够有效激励企业创新,产生“波特效应”;另一方面重污染企业对于环境税的反应略显迟钝,环境成本增加会使企业在环境税实施一年后才进行创新投入。(2)媒体关注作为外部治理机制,强化了环境税对重污染企业创新的促进作用。媒体关注在环境税与重污染企业创新之间起到了正向调节作用,媒体的信息传播与监督治理功能可以有效促使企业开展创新活动,提高企业创新水

平。(3)异质性分析发现,环境税与媒体关注对重污染企业创新的影响存在产权与流域异质性。环境税与媒体关注对重污染企业创新的影响主要体现在非国有企业与下游地区样本中,在国有企业与中上游地区样本中表现并不显著。这表明在环境税与媒体关注的共同作用下,非国有性质与下游地区环境能够激发企业创新动机,对企业创新具有积极作用。

根据研究结论,提出如下建议:

(1)提高环境税执法水平。环境税作为环境经济政策的重要内容,是有效提升企业创新投入、落实污染减排的重要举措。因此,政府应顺应绿色发展的趋势,不断提高环境税执法水平和环境监管力度,增强环境税对企业创新的激励作用,实现环境保护与经济发展的双赢。

(2)完善媒体监督机制。媒体信息传播和外部监督功能可以缓解信息不对称问题,引导企业作出正确决策,协助政府提高执政与监管效率。在未来环境建设中,政府应积极支持媒体关注,充分发挥媒体作用,实现环境治理多主体协同模式。

(3)制定差异化创新政策。为了促进企业创新,实现经济高质量发展,政府应结合不同流域、企业性质,制定长江经济带差异化创新战略。对于创新能力较弱的中上游地区,应积极改善投资环境,强化基础设施建设,加大高素质研发人员和研发经费投入,并进一步深化市场化改革,提升媒体行业的发展水平,有效发挥媒体的外部监督作用,提高企业创新能力;对于经济基础较好的下游地区,应鼓励企业积极开展创新活动,走高水平创新道路,促进经济可持续发展;对于市场竞争激烈的非国有企业,应该加大政策倾斜,向非国有企业创新项目提供政府补贴和资金支持,引导创新资源流向创新企业,提升非国有企业创新水平。对于环境效率不高的国有企业,应该深化国有企业改革,发挥国有企业的带头作用,在有限程度内打破国有企业的垄断地位,提高国有企业管理模式的灵活度,激发国有企业的创新活力,还要加强对媒体的监督,保证媒体报道的真实性,使媒体有效发挥监督与治理作用,推动国有企业创新发展。

参考文献:

- [1]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(7).
- [2]Hamamoto M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries[J]. Resource and Energy Economics, 2005(4).
- [3]Sen S. Corporate governance, environmental regulations, and technological change[J]. European Economic Review, 2015(80).
- [4]于连超,张卫国,毕茜.环境税的创新效应研究[J].云南财经大学学报,2018(7).
- [5]温湖炜,钟启明.环境保护税改革能否撬动企业绿色技术创新——来自中国排污费征收标准变迁的启示[J].贵州财经大学学报,2020(3).
- [6]Slater J, Angel I T. The impact and implications of environmentally linked strategies on competitive advantage: A study of Malaysian companies[J]. Journal of Business, 2000(1).
- [7]Wagner M. On the relationship between environmental management, environmental innovation and patenting: Evidence from German manufacturing firms[J]. Research Policy, 2007(10).
- [8]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(6).
- [9]蒋伏心,王竹君,白俊红.环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J].中国工业经济,2013(7).
- [10]李香菊,贺娜.地区竞争下环境税对企业绿色技术创新的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2018(9).
- [11]王云,李延喜,马壮,等.媒体关注、环境规制与企业环保投资[J].南开管理评论,2017(6).
- [12]张岳,彭世广.媒体关注与企业创新绩效[J].贵州财经大学学报,2020(4).
- [13]赵莉,张玲.媒体关注对企业绿色技术创新的影响:市场化水平的调节作用[J].管理评论,2020(9).
- [14]谭媛元.网络媒体关注、环境税征收与制造业企业绿色技术创新[J].财会通讯,2021(5).
- [15]刘萌,史晋川,罗德明.媒体关注与公司研发投入——基于中国上市公司的实证分析[J].经济理论与经济管理,2019(3).
- [16]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).
- [17]张玉明,邢超,张瑜.媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J].管理学报,2021(4).
- [18]Porter M, Linde C V D. Towards a new conception of the environment competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995(4).
- [19]王晓祺,郝双光,张俊民.新《环保法》与企业绿色创新:“倒逼”抑或“挤出”? [J].中国人口·资源与环境,2020(7).
- [20]苗苗,苏远东,朱曦,等.环境规制对企业技术创新的影响——基于融资约束的中介效应检验[J].软科学,2019(12).
- [21]Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The corporate governance role of the media: Evidence from Russia[J]. The Journal of Finance, 2008(3).
- [22]辛宇.环境规制对绿色投资影响的实证研究——基于媒体监督视角[J].会计之友,2019(14).
- [23]冯宗宪,贾楠亭,程鑫.环境规制、技术创新与企业产权性质[J].西安交通大学学报(社会科学版),2020(5).
- [24]徐莉萍,徐攀,张淑霞,等.企业慈善捐赠、媒体关注与操控性应计盈余管理[J].财会月刊,2018(18).
- [25]李桂荣,温绍涵,王乐娜.不同产权性质的企业履行环境责任对企业价值的影响研究——来自重污染行业上市公司的经验数据[J].河北经贸大学学报,2019(5).
- [26]毛建辉.政府行为、环境规制与区域技术创新——基于区域异质性和路径机制的分析[J].山西财经大学学报,2019(5).
- [27]裴潇,蒋安琪,叶云,等.民间投资、环境规制与绿色技术创新——长江经济带11省市空间杜宾模型分析[J].科技进步与对策,2019(8).
- [28]程瑶.媒体关注与公司信息透明度提高[J].财会月刊,2015(11).
- [29]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(1).
- [30]毕茜,于连超.环境税与企业技术创新:促进还是抑制? [J].科研管理,2019(12).

特约编辑 吴爱军

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com