

节能低碳政策对企业技术创新 和污染减排的影响

于立宏 金环 孙慧燕*

摘要: 本文通过构建环境规制影响企业创新选择的理论模型,揭示严格的命令-控制型环境规制能够同时产生创新补偿效应、遵循成本效应的理论机制。基于中国工业企业数据库、中国创新企业数据库以及中国工业企业污染排放数据库,以“十二五”期间政府实施“万家企业节能低碳行动”为准实验,构建双重差分模型对上述理论进行验证。研究发现,“万家企业节能低碳行动”这一节能低碳政策能够产生较为明显的“波特效应”,在降低企业污染排放的同时倒逼企业技术创新。机制检验表明,创新补偿效应大于遵循成本效应,是节能低碳政策推动企业技术创新的重要机制。异质性分析显示,与高融资约束企业 and 非资源型城市相比,节能低碳政策在低融资约束企业和资源型城市中更容易产生“波特效应”。拓展分析发现,伴随节能低碳政策强度由低到高,企业技术创新呈“先降—后升—再降”的倒S型特征,即存在一个“最优政策强度”区间。本文为完善节能低碳政策体系提供了来自发展中国家的理论依据与微观证据。

关键词: 节能低碳;技术创新;污染排放;波特效应

一、引言

改革开放以来,中国经济迅速发展,一跃成为世界第二大经济体。但经济高速增长的同时也带来高污染、高排放等环境问题。2006年,中国能源消费总量为24.6亿吨标准煤,成为世界最大的二氧化碳排放国。2020年中国能源消费总量高达49.8亿吨标准煤,煤炭消费量占能

*于立宏,华东理工大学商学院,邮政编码:200237,电子信箱:ylhcumt@vip.sina.com;金环(通讯作者),南京邮电大学经济学院,邮政编码:210023,电子信箱:kimfuping@sina.com;孙慧燕,华东理工大学商学院,邮政编码:200237,电子信箱:shy15020048251@163.com。

本文系国家自然科学基金重点项目“逆全球化时代中国战略性新兴产业供应链重塑研究”(21AZD110)、国家自然科学基金一般项目“双循环格局下高技术产业链空间布局优化与韧性提升的实现路径研究”(23BJY057)、南京邮电大学人文社会科学研究基金项目“数字技术创新驱动企业高质量发展的影响机理与政策优化研究”(NYY223029)的阶段性成果。感谢匿名外审专家的修改意见,文责自负。

源消费总量的比重约 56.8%，粗放的发展模式对生态环境造成巨大压力。制造业作为二氧化碳排放大户和低碳建设中的重要参与者，严控制造业污染排放，倒逼制造业企业转型升级，是推动“双碳”目标实现与经济高质量发展的关键抓手。

2011 年，国家发展改革委联合能源局、交通运输部等 12 个部门制定《万家企业节能低碳行动实施方案》(以下简称“节能低碳”政策)，要求在全国各省(直辖市)挑选出 2010 年综合能源消费量超过 1 万吨标准煤以及有关部门指定的年综合能源消费量 5000 吨标准煤以上的重点企事业单位，包括工业企业、交通运输企业、商贸企业、宾馆饭店以及学校在内，全国共计 16078 家单位被纳入考核范围，约占全国能源消费总量的 60% 以上。“节能低碳”政策是将宏观节能目标分解为微观企业需承担的“减碳”配额，属于从生产端限制企业碳排放的命令-控制型环境规制。目前，已有部分研究基于微观视角对“节能低碳”政策的实施效果展开丰富讨论(康志勇等, 2018; 车帅, 2022; 赖小东、詹伟灵, 2023)。区别于现有研究，本文通过构建环境规制影响企业创新选择的理论模型，并基于中国创新企业数据库、中国工业企业数据库以及中国工业企业污染排放数据库等大型微观数据，对“节能低碳”政策的实施效果进行评估，旨在回答以下问题：“节能低碳”政策能否实现减排效应与创新效应齐头并进？“节能低碳”政策强度变化对企业技术创新的影响是否存在非线性动态趋势？对上述政策效果及政策执行强度的系统评估，有助于全面了解政策的真实作用，为今后设计与调整适应“双碳”目标的“节能低碳”政策提供客观参考依据。

环境规制与技术创新的关系一直以来都是环境经济学领域的研究热点。与本研究主题相关的文献有两支：一支考察环境规制对技术创新的影响；另一支聚焦“节能低碳”政策的实施效果。关于环境规制对技术创新的影响，学术界尚未得到一致结论。部分学者认为，环境规制会产生额外的遵循成本，不利于企业劳动生产率水平提升(Barbera & McConnell, 1990)。环境规制的合规压力引致企业遵循成本提高，迫使资源从传统的生产用途转向治污用途，对企业创新投资存在挤出作用(Kneller & Manderson, 2012)。在高治污成本的资源密集型行业中，规制引致的成本负担尤其明显(Gray & Shadbegian, 2003)。相反的观点则认为，严格但设计合理的环境规制能够激励创新，进而部分甚至完全抵消遵循成本(Porter & Linde, 1995)，这也被称为“波特假说”。Jaffe 和 Palmer(1997)进一步将“波特假说”分为“强波特假说”“弱波特假说”及“狭义波特假说”三种类型，并发现以征收排污费表征的环境规制每增加 1%，能够倒逼制造业研发支出增加 0.15%。Hamamoto(2006)以污染治理成本度量环境规制强度，发现污染治理成本越高，企业 R&D 经费支出也越多，从而证实了“弱波特假说”的存在。雷社平等(2021)利用中国工业企业数据检验发现，市场激励型环境规制有利于倒逼企业技术创新和生产率提升，进而增强企业盈利能力。此外，也有研究发现环境规制与技术创新并非简单的线性关系，可能呈现单门槛或多门槛的非线性特征(Lanoie et

al., 2008; 蒋伏心等, 2013)。总体而言,关于环境规制与技术创新的研究颇为丰富,但规制工具类型、规制对象选择的不同使得研究结果也并不一致。

就“节能低碳”政策实施效果,现有研究也未能达成一致。康志勇等(2018)基于中国制造业样本,发现“节能低碳”政策强度与制造业企业出口规模呈倒U型关系,适度政策强度下创新促进效应超过成本增加效应,促进企业出口规模扩张。汤学良等(2019)发现,“节能低碳”政策产生的创新促进效应随时间推移得到逐步释放,表现为环境规制对企业全要素生产率增长的政策区间逐步扩大。赖小东和詹伟灵(2023)基于中国沪深A股上市公司数据,发现“节能低碳”政策显著提高企业绿色技术创新水平,且在时间上具有明显的动态特征,表现为政策实施期间效果显著,政策结束后效果不明显。另有研究表明,“节能低碳”政策的绿色技术创新效应在技术密集型行业、成熟期与大型企业中更明显(邓玉萍等, 2021)。车帅(2022)从企业生产和环境双重视角检验“节能低碳”政策实施效果,发现该政策能够实现企业经济和环境目标的双赢。Chen等(2021a)对中国“十一五”期间实施的“千家企业节能行动”试点政策评估时,发现该政策虽然降低了企业能源使用量,但这种能源消耗量的减少是企业集团通过将生产转移到关联企业导致的产量下降,而不是通过提升能源效率来实现。以重点用能企业节能目标责任考核为核心的节能政策,虽然在降低化石燃料消耗产生的碳减排方面作用明显,但由于这类政策往往对受管制企业设定严格的限额标准,可能导致行业内受管制企业对不受管制企业的碳排放泄漏。这不仅会削弱政策执行效果,也会造成与预期目标相反的政策效果(陆菁等, 2022; Colmer et al., 2022)。

综上,现有文献对环境规制的相关研究做了十分有益的探索,且得出较为丰富的结论,这为本文评估“节能低碳”政策实施效果奠定了充实的基础,但尚未关注到该政策实施能否同时产生减排效应与创新效应,对政策强度产生的创新差异化影响也缺乏实证检验。本文在构建理论模型的基础上,将政府推出《万家企业节能低碳行动实施方案》作为一项外生政策冲击,构建双重差分模型检验该政策的减排效应与创新效应。此外,拓展性分析还利用广义倾向得分匹配模型(GPSM)模拟不同政策强度下企业技术创新的动态处理效应。可能的边际贡献体现在以下几方面:第一,通过构建环境规制影响企业技术创新的理论模型,丰富“节能低碳”政策对企业创新影响的研究框架;第二,借助GPSM模拟不同政策强度下企业技术创新的动态变化,拓宽政府主导型环境规制政策的量化研究;第三,区别于邓玉萍等(2021)、车帅(2022)选择上市公司研发投入与营业成本分别度量创新补偿效应与遵循成本效应,本文采用更为精细化的指标进行测算,并进一步从生产端的减排行为间接验证,深入揭示“节能低碳”政策影响企业技术创新的内在机理。同时还基于城市及企业特征差异,细致分析了城市资源禀赋与企业融资结构的异质性影响,从而为政府相关部门有针对性地制定“节能低碳”政策提供相应的启示。

二、政策背景与理论假说

(一)“节能低碳”政策的背景介绍

为推动重点用能单位加强节能管理,提高能源利用效率,2011年12月,政府颁布《万家企业节能低碳行动实施方案》(发改环资[2011]2873号),要求在全国各省市(不包含港澳台地区)挑选出2010年综合能源消费量1万吨标准煤以上及有关部门指定的年综合能源消费量5000吨标准煤以上的重点企事业单位,全国共16078家单位被纳入“节能低碳”考核范围,绝大部分是工业企业,各省市入选的重点用能企业数量如图1所示。上海作为全国入选数量最多的城市,累计节能完成量685万吨标准煤。其中,入选的工业企业共206家,占全市重点用能单位比重约76%。此外,江苏省、山东省入选的重点用能单位分别为1221家和1188家,也是累计节能量突破2000万吨标准煤的重点监测省份。山西省和辽宁省虽然入选的企业平均只有581家,但累计节能完成量却接近1500万吨标准煤。除经济发达的东部地区外,欠发达的中西部省份累计入选企业数量和节能完成量普遍较低。例如甘肃省、贵州省和云南省分别入选245家、275家和399家重点用能单位,累计节能完成量370万、391万和501.8万吨标准煤,图2为各地区“十二五”节能目标累计完成情况。

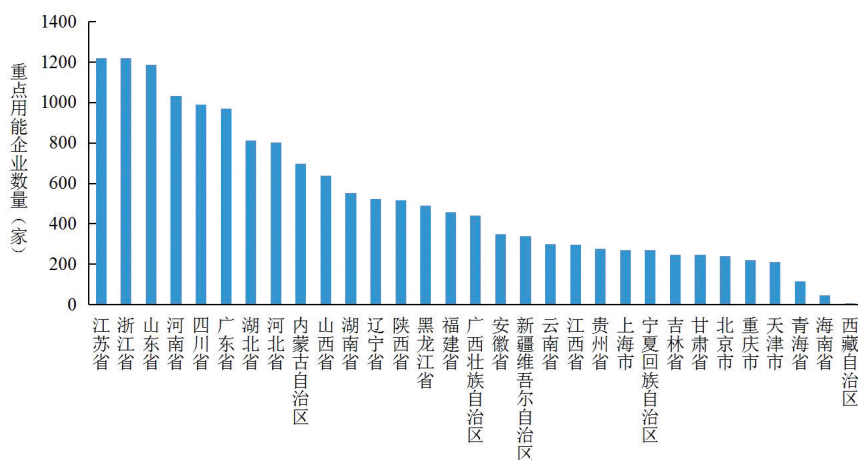


图1 中国各省(市)重点用能单位入选数量

上述各省份的节能目标规模分别落实到各地区,并由该地节能主管部门分解为每个地区所在的万家企业节能目标,同时设立节能监察机构对企业节能管理制度落实情况、能耗限额标准执行情况、淘汰落后设备情况、节能规划落实情况等开展专项监察,并强制要求将考核结果纳入各级政府责任考核评价体系,于每年3月底前汇总并公布。主要公告万家企业节能目标考核总体情况、中央企业节能目标完成情况、未完成年度节能目标的企业名单,并将考核结

果抄送国资委、银监会等有关部门。原则上,在国家“十二五”规划期间,不对万家企业名单作大的调整,这保证了政策的稳定性,为科学评估“节能低碳”政策的创新效应提供良好的制度保障。该政策是目前国内规模最大、涉及相关部门最多的命令-控制型环境规制,对于短期内实现碳达峰、碳中和目标或许能起到“刮骨疗毒”的效果。

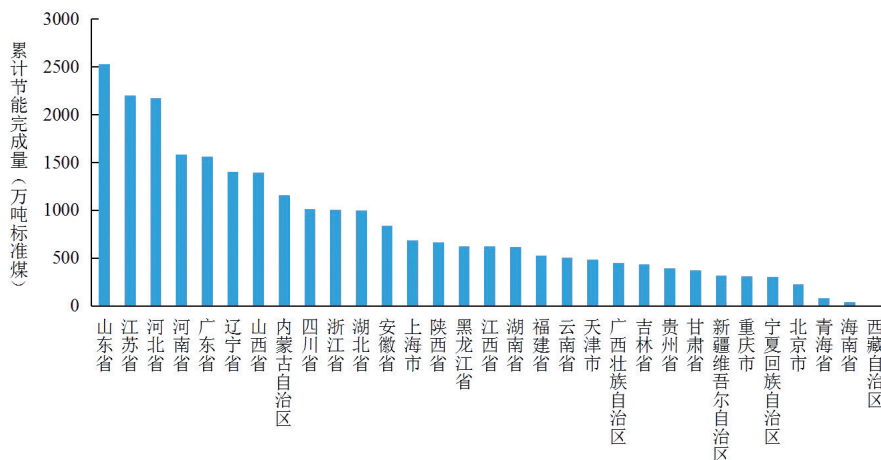


图2 中国各省(市)累计完成节能量

(二)理论分析与研究假设

根据“波特假说”,虽然环境规制不可避免地增加企业生产成本,但设计合理的环境规制可以通过创新补偿效应部分甚至全部抵消合规成本。借鉴 Selden 和 Song(1995)的理论框架,本文构建命令-控制型环境规制对企业技术创新影响的理论模型。不同的是, Selden 和 Song(1995)只考虑环境规制对企业技术创新的影响,本文则进一步将治污成本嵌入模型,同时考察环境规制带来的企业研发投入与治污成本的变化如何影响企业创新产出。

假设企业所面临的产品和要素市场是完全竞争的,企业现有的技术水平为 A , 所有的企业都使用相同的生产技术生产单一消费品 f , 同时也伴随着污染排放量 w_f 的产生。假设生产过程中劳动和资本可以相互替代,企业的产出函数可以表示成如下简约形式:

$$Y=Af(K, L) \tag{1}$$

其中, K 和 L 分别表示生产过程中的资本和劳动投入,由于 A 是内生给定的,因此企业可以投入更多的资本用于技术创新。 $W(Y, E)$ 表示企业的污染排放函数,即污染物排放同时受产出 Y 和环境支出 E 的影响,表现为污染物随产出的增加而增加,即 $\partial W/\partial Y > 0$, 同时污染物随环境支出的增加而减少,即 $\partial W/\partial E < 0$ 。如果政府没有制定严格的环境规制,企业无需对污染排放承担任何责任,此时利润函数可以表示成:

$$\pi=PAf(K, L)-C_f-T \tag{2}$$

其中, P 为产品价格, T 表示固定成本, C_f 表示可变成本。如果存在环境规制,那么污染排

放量 $W \leq R$, R 表示企业每年必须严格控制的污染物排放量上限。

当面临环境规制约束,企业的研发资金 $RD(A, E)$ 会流向两个方面,一部分是企业私人性质的、专门用于技术革新的经费支出,另一部分是用于环境污染治理的支出,例如购买污染减排设施的支出,也被称为遵循成本(Mohr, 2002)。假设企业用于治污的成本 $E = \rho Y$,即每单位产出都需要投入 ρ 比例的环境支出, $0 < \rho < 1$ 。因此,在存在环境规制条件下,企业利润最大化的条件是:

$$\pi = P[Af(K, L) - E] - C_f - T \quad (3)$$

$$\text{s.t } W[Af(K, L), \rho Af(K, L)] \leq R \quad (4)$$

式(3)是利润最大化的目标函数,企业实际产出等于总产出减去环境支出;式(4)表示约束条件,企业生产过程中的污染排放总量 W 不能超过政府规定的减排规模 R 。构建拉格朗日函数并求一阶条件可得:

$$P(1-\rho)f(K, L) - \lambda \left[\frac{\partial W(Y, E)}{\partial Y} f(K, L) + \frac{\partial W(Y, E)}{\partial E} \rho f(K, L) \right] = 0 \quad (5)$$

$$-PAf(K, L) - \lambda \frac{\partial W(Y, E)}{\partial E} Af(K, L) = 0 \quad (6)$$

$$R - W[Af(K, L), \rho Af(K, L)] = 0 \quad (7)$$

将(6)式代入(5)式可得:

$$\frac{\partial W(Y, E)}{\partial E} = -\frac{\partial W(Y, E)}{\partial Y} \quad (8)$$

根据链式求导法则,企业的研发投入与创新产出之间的关系可以表示成同时含有创新支出和环境支出形式,即:

$$\frac{\partial RD(A, E)}{\partial A} = \frac{\partial RD(A, E)}{\partial W} \times \frac{\partial W}{\partial A} + \frac{\partial RD(A, E)}{\partial W} \times \frac{\partial W}{\partial E} \rho f(K, L) \quad (9)$$

将(8)式代入(9)式可得:

$$\frac{\partial RD(A, E)}{\partial A} = \frac{\partial RD}{\partial W} \left[-\frac{\partial W}{\partial E} f(K, L) + \frac{\partial W}{\partial E} \rho f(K, L) \right] + \frac{\partial RD}{\partial W} \times \frac{\partial W}{\partial E} \rho f(K, L) \quad (10)$$

对(10)式合并整理,可以得到如下关系式:

$$\frac{\partial RD(A, E)}{\partial A} = \frac{\partial RD}{\partial W} \times \frac{\partial W}{\partial E} (2\rho - 1) f(K, L) \quad (11)$$

观察(11)式的等式右侧,一方面,污染排放越多的企业,在严格的环境规制下,需要投入更多的研发支出用于污染治理,也即 $\partial RD / \partial W > 0$;另一方面,企业环境支出越多,产生的污染物排放量就会越少,也即 $\partial W / \partial E < 0$ 。那么,企业的研发投入与技术创新的方向就取决于 ρ 的大小,即环境支出的投入比率。由于企业研发支出中同时包含用于技术吸收和研发的投入以

及用于治理污染的减排投资,因此,环境规制能否促进企业技术创新取决于企业研发资金 $RD(A, E)$ 的流向。基于以上分析,本文提出如下理论假说:

H₁:环境规制能否促进企业创新,取决于企业研发投入中创新补偿效应与遵循成本效应的叠加。

如果按照环境支出的投入比率将环境规制划分高强度与低强度,那么,当 $0 < \rho < 1/2$ 时, $\partial RD/\partial A > 0$,意味着适度的环境规制强度下企业创新补偿效应大于遵循成本效应,有利于促进企业技术创新;相反,当 $1/2 < \rho < 1$ 时, $\partial RD/\partial A < 0$,意味着更高的环境规制强度下遵循成本效应大于创新补偿效应,挤出了企业用于创新的研发投入。基于以上分析,本文提出如下理论假说:

H₂:适度的环境规制强度有利于企业技术创新;相反,更高的环境规制强度则会抑制技术创新,即环境规制强度对企业技术创新的影响可能存在最优区间。

三、样本与数据

(一)样本与数据

本文以2008—2014年中国规模以上高碳排放企业作为研究样本。样本选择具体步骤如下:(1)确定高碳排放行业。鉴于《万家企业节能低碳行动实施方案》入选的用能单位大多为高耗能、高碳排放企业,如果按照入选名单,直接在全部规模以上工业企业中将样本分为处理组和对照组,可能存在较为严重的样本选择偏差。为避免处理组与对照组样本特征存在较大差异,本文根据《中国碳排放权交易报告(2017)》,将造纸及纸制品业、化学原料及化学制品制造业、非金属矿物制品业等八个行业划为高碳排放行业^①。(2)企业基本特征、财务指标、政府补贴等信息来自中国工业企业数据库。(3)企业专利数据、研发投入等信息来自中国创新企业数据库。(4)企业污染物排放指标,如工业废水、工业二氧化硫及化学需氧量排放量来自中国工业企业污染排放数据库。(5)万家企业名录及节能量目标根据“万家企业节能低碳行动企业名单及节能量目标”文件手工整理。(6)为保证样本有效性,本文参照Bai等(2009)、聂辉华等(2012)、Brandt等(2012)的处理方式,删除工业总产值、工业销售产值、资产总额、固定资产净值、销售费用、管理费用等缺失或小于0的样本;删除了总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值、累计折旧小于当期折旧等不符合会计准则的样本。需要说明的是,选择中国创新企业数据库、中国工业企业数据库、中国工业企业污染排放数据库等大型微观数据,能够有

^①高碳排放行业包括:造纸及纸制品业(C22),石油加工、炼焦及核燃料加工业(C25),化学原料及化学制品制造业(C26),非金属矿物制品业(C30),黑色金属冶炼及压延加工业(C31),有色金属冶炼及压延加工业(C32),电力、热力生产和供应业(D44),燃气生产和供应业(D45)。

效避免采用上市公司数据带来的样本自选择问题,进而为有效评估“节能低碳”政策的减排效应与创新效应提供更为精准的因果识别证据。

(二)主要变量定义及测度

1. 被解释变量

企业的技术创新包括研发投入和创新产出两个维度,相较于研发投入指标,创新产出指标更加直观地反映企业技术创新水平。借鉴 Mukherjee 等(2017)的做法,本文选择发明专利授权量($InvPatGrt$)作为企业技术创新的代理变量,原因有以下两点:第一,发明专利对技术创新要求更高,能更加客观地反映企业实质性创新活动;第二,与发明专利申请量相比,发明专利授权量能真正代表企业的创新质量。稳健性检验中,还分别采用发明专利申请量($InvPatApp$)、专利授权总量($PatGrt$)以及发明专利授权占比($RatInvPat$)作为新的被解释变量进行替代检验。

2. 核心解释变量

根据《万家企业节能低碳行动实施方案》入选的企业名单,确定该企业是否为“节能低碳”政策重点监控对象。如果企业被纳入试点名单,政策分组变量 $Policy$ 取值为 1,否则取值为 0;由于政策出台时间为 2011 年 12 月,考虑到政策落实到发挥作用可能存在一定的滞后性,本文将 2012 年作为时间节点,2012 年之前 $Time$ 取值为 0,当年及之后取值为 1;“节能低碳”政策即为变量 $Policy$ 与变量 $Time$ 的交互项(did)。

3. 控制变量

借鉴 Chen 等(2021b)、韩超等(2021)、崔广慧和姜英兵(2022)的做法,本文主要控制公司基本特征、公司财务状况等变量,包括:(1)企业规模($scale$),规模越大的企业能源消耗也越多,且不同规模企业的技术创新水平也存在差异,采用总资产取自然对数表示。(2)企业年龄(age),年龄越大的企业,在市场上的成熟度也越高,往往处于企业生命周期的成熟或衰退阶段,不愿意投入更多研发资金用于风险高、回报周期长的技术创新活动,采用统计年份减开业年份加 1 再取自然对数表示。(3)资产负债率(lev),杠杆率越高的企业,债务风险越高,采用负债总额与资产总额的比值衡量。(4)资本劳动比(clr),资本劳动比越高,反映企业内部资源配置效率越高,采用企业固定资产总额与从业人数的比值度量。(5)政府补贴(sub),政府补贴不仅能缓解企业融资约束,促进技术创新,而且对企业污染排放也能产生一定的抑制作用(许家云等,2022),采用企业当年获得的政府补贴收入取自然对数表示。(6)企业是否出口(EX),根据企业是否发生出口交货值设定虚拟变量,出口交货值大于零取值为 1,否则取值为 0。(7)产权性质(Soe),以细化到三位码的企业登记注册类型作为识别条件,将代码为 110、141 和 151 界定为国有企业,反之为非国有企业。最后,对所有连续型变量进行上下 1%的缩尾处理,表 1 展示了主要变量的描述性统计。

表1 变量描述性统计

变量名称	变量符号	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
专利授权量	<i>PatGrt</i>	330253	0.041	0.256	0.000	7.162
发明专利授权量	<i>InvPatGrt</i>	330253	0.017	0.133	0.000	5.333
发明专利授权占比	<i>RatInvPat</i>	330253	0.023	0.112	0.000	0.905
节能低碳政策	<i>did</i>	330253	0.046	0.209	0.000	1.000
企业规模	<i>scale</i>	330253	10.810	1.582	3.737	20.670
企业年龄	<i>age</i>	330253	2.114	0.710	0.000	4.727
资产负债率	<i>lev</i>	330253	0.511	0.268	0.009	0.976
资本劳动比	<i>clr</i>	315846	4.443	1.610	0.002	16.080
政府补贴	<i>sub</i>	330253	0.600	1.907	0.000	16.090
企业出口选择	<i>EX</i>	330253	0.124	0.330	0.000	1.000
企业产权性质	<i>Soe</i>	330253	0.041	0.195	0.000	1.000

四、计量模型与实证结果

(一) 节能低碳政策对企业技术创新的影响

以《万家企业节能低碳行动实施方案》出台作为外生冲击,构建DID模型检验“节能低碳”政策对企业技术创新的影响,该模型能够利用双重差分较好地缓解政策之外其他因素对估计结果的干扰。具体模型设定如下:

$$Innovation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \sum Controls + f_i + r_t + u_{it} \quad (12)$$

其中,下标*i*和*t*分别代表企业和年份。变量*Innovation*代表企业技术创新,本文选择发明专利授权量(*InvPatGrt*)作为企业技术创新的代理变量。*Controls*表示一组控制变量集合:企业规模、企业年龄、资产负债率、资本劳动比、政府补贴、企业出口与产权性质。*f_i*和*r_t*分别表示个体固定效应与时间固定效应。*u_{it}*表示随机误差项。本文感兴趣的参数是 α_1 ,如果 α_1 显示为正,表明2011年实施的“节能低碳”政策能够产生“波特效应”,推动企业技术创新。需要说明的是,由于式(12)采用包括个体和时间的双向固定效应模型,因而模型中无须再单独加入分组虚拟变量与时间虚拟变量,二者的系数已被个体固定效应与时间固定效应所吸收。

表2考察“节能低碳”政策对企业技术创新的影响。第(1)列未加入控制变量,结果显示,政策变量*did*的系数为0.0085,且在1%水平上显著为正。第(2)列加入控制变量,结果显示,政策变量*did*的系数及显著性均明显降低,但仍在5%水平上显著为正,表明“节能低碳”政策的确能够有效推动企业技术创新。这一结论与Testa等(2011)观点相符,即严格的命令-控制型环境规制依然能够倒逼企业技术创新。第(3)列加入城市与时间联合固定效应,以剔除地区层面实施的各类环境规制(如低碳城市试点政策、创新型城市试点政策等),第(4)列加入四

位码行业与时间联合固定效应,以剔除行业内部随时间变化的其他混淆因素,回归结果的显著性均未发生改变,表明“节能低碳”政策的创新促进效应较为稳健。此外,其余控制变量的回归结果也基本符合理论预期。例如,规模越大的企业创新水平越高,这与熊彼特创新理论不谋而合。年龄越大的企业往往处于生命周期的成熟或衰退阶段,创新意愿和动机均会明显降低。资本劳动比越高的企业,其内部资源配置效率也越高,创新水平也越强。政府补贴能够有效缓解融资约束,促进企业技术创新。与非出口企业相比,出口企业的创新水平更高,这是因为出口企业为参与国际竞争,努力提升其创新水平。与国有企业相比,非国有企业的创新水平更强,这是因为非国有企业只有通过创新才能在市场上拥有一席之地,而国有企业除进行研发创新外,更重要的是服务于国家经济发展与社会稳定。

表2 “节能低碳”政策对企业技术创新的影响

	<i>InvPatGrt</i>	<i>InvPatGrt</i>	<i>InvPatGrt</i>	<i>InvPatGrt</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	0.0085*** (0.0022)	0.0051** (0.0023)	0.0077*** (0.0024)	0.0151*** (0.0029)
<i>scale</i>		0.0045*** (0.0007)	0.0043*** (0.0007)	0.0030*** (0.0007)
<i>age</i>		-0.0101*** (0.0015)	-0.0073*** (0.0015)	-0.0085*** (0.0015)
<i>lev</i>		0.0008 (0.0018)	0.0001 (0.0018)	0.0004 (0.0018)
<i>clr</i>		0.0011** (0.0005)	0.0020*** (0.0005)	0.0013*** (0.0005)
<i>sub</i>		0.0025*** (0.0003)	0.0023*** (0.0003)	0.0026*** (0.0003)
<i>EX</i>		0.0060** (0.0029)	0.0051* (0.0029)	0.0055* (0.0029)
<i>Soe</i>		-0.0113** (0.0052)	-0.0121** (0.0053)	-0.0138*** (0.0052)
常数项	0.0191*** (0.0001)	-0.0148* (0.0077)	-0.0222*** (0.0078)	-0.0031 (0.0078)
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	否	否
城市时间固定	否	否	是	否
行业时间固定	否	否	否	是
R ²	0.5095	0.5098	0.5184	0.5172
N	285956	271338	271263	271331

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号为聚类到企业层面的稳健标准误,下同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

采用双重差分法进行政策评估前提是满足平行趋势假设,即如果政府没有制定“节能低碳”政策,处理组企业与对照组企业技术创新的变化趋势是相同的。本文选择高碳排放行业作为研究样本,在一定程度上能弱化处理组企业与对照组企业在政策实施之前的差异性,但仍需进行严谨的实证检验。借鉴王桂军和卢潇潇(2019)的做法,构建如下模型:

$$InvPatGrt_{it} = \gamma_0 + \sum_{t=2008}^{t=2014} \theta_t(treat_i \times year_t) + \sum Controls + f_i + r_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, $year_t$ 分别取值为2008、2009、2011、2012、2013、2014^①, θ_t 是本文重点关心的系数,帮助识别“节能低碳”政策影响企业技术创新的动态处理效应,图3展示了“节能低碳”政策的平行趋势检验。在政策实施之前,处理组企业与对照组企业技术创新水平的变化趋势不存在显著差异,符合平行趋势的假定。在政策实施之后,与对照组企业相比,“节能低碳”政策显著促进了处理组企业技术创新,且具有动态持续性。

2. 安慰剂检验

为剔除非观测因素对回归结果造成干扰,本文还利用计算机模拟进行安慰剂检验。具体步骤如下:首先,利用Stata软件从总样本中随机抽取实施试点政策的处理组企业,且政策时间随机给出,从而构造伪“节能低碳”政策试点名单和伪政策虚拟变量;其次,将上述过程重复1000次,进而得到1000个虚拟变量 did^{random} ;最后,图4呈现出1000个 α^{random} 的核密度分布,结果显示,随机构造政策冲击生成的 α^{random} 主要集中在0附近且近似服从正态分布,这一反事实结果基本排除了“节能低碳”政策提升企业技术创新源于其他政策和随机性因素的可能性。

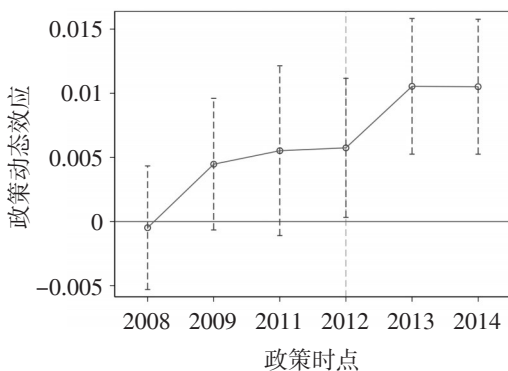


图3 平行趋势检验

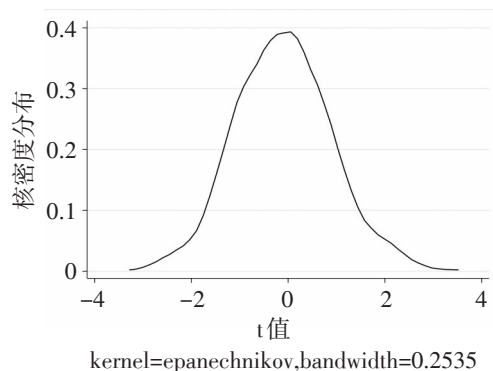


图4 安慰剂检验

①为避免多重共线性,本文以2010年为基期,原因是2010年中国工业企业数据库中缺失大量控制变量数据,在回归中会自动被删除,以2010年为基期能够尽可能保留政策前处理组与对照组的趋势差异。

3. 替换被解释变量

本文选择替换如下被解释变量进行稳健性检验,一是选择专利授权总量作为新的被解释变量;二是选择发明专利授权占专利授权总量的比重作为新的被解释变量,这一定程度上能有效剔除影响企业技术创新的其他干扰因素(齐绍洲等,2018);三是选择发明专利申请量作为新的被解释变量;四是选择将企业发明专利授权量与专利授权总量取滞后一期处理,这是因为专利从申请到被授权可能存在时间滞后性。表3回归结果显示,无论选择何种形式的被解释变量,政策变量 *did* 均至少在 10%水平上显著为正,表明“节能低碳”政策促进处理组企业技术创新的回归结果较为稳健。

表 3 替换被解释变量

	<i>PatGrt</i>	<i>RatInvPat</i>	<i>InvPatApp</i>	<i>L.InvPatGrt</i>	<i>L.PatGrt</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>did</i>	0.0127*** (0.0041)	0.0024* (0.0014)	0.0081** (0.0039)	0.0183*** (0.0043)	0.0363*** (0.0081)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
R ²	0.6184	0.6417	0.6669	0.5670	0.6293
N	271338	271338	271338	97344	97344

4. PSM-DID 检验

鉴于处理组样本大多为高耗能企业,为避免处理组样本存在选择偏差,首先采用PSM方法,从高碳排放行业中选择与处理组样本最接近的对照组样本,随后基于匹配的样本进行双重差分估计。参照王桂军和卢潇潇(2019)的做法,本文分别采用最近邻匹配、半径匹配以及核匹配三种方法进行PSM-DID检验,回归结果如表4第(1)至(3)列所示。可以发现,无论选择何种匹配方法,政策变量 *did* 均至少在 5%水平上显著为正,“节能低碳”政策依然能显著促进企业技术创新。

5. 选择计数模型

鉴于发明专利授权这一指标属于计数数据,只取包括零在内的非负整数。尽管本文采用取对数形式降低专利授权的离散性,但考虑对数化后的专利授权数仍存在大量零值,难以满足经典线性回归模型的正态分布假设。因此,本文选择面板泊松回归模型重新进行估计,表4第(4)列回归结果显示,政策变量 *did* 仍在 1%水平上显著为正。此外,泊松回归要求被解释变量的期望值等于方差,如果被解释变量存在“过度分散”(变量方差远大于均值)的情况,一般考虑采用负二项回归对泊松回归进行修正。表4第(5)列结果显示,政策变量 *did* 同样在 1%水平上显著为正。在选择计数模型重新回归检验后,“节能低碳”政策对企业技术创新的

影响依然显著为正。

表4 其他稳健性检验

	半径匹配	核匹配	近邻匹配	泊松回归	负二项回归
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>did</i>	0.0051** (0.0022)	0.0076** (0.0038)	0.0048** (0.0020)	0.0297*** (0.0074)	0.0508*** (0.0096)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
R ²	0.5098	0.5292	0.5100	0.2177	0.5488
N	271244	271338	271338	138280	271338

(三) 机制检验

理论分析表明,“节能低碳”政策能够同时产生创新补偿效应与遵循成本效应,两者的叠加共同作用于企业技术创新。为验证上述两种机制是否同时存在,本文参照江艇(2022)提出的中介机制检验方法。首先,区别已有研究利用上市公司数据检验时,采用研发投入经费支出度量创新补偿效应,采用主营业务成本度量遵循成本效应(邓玉萍等,2021;车帅,2022),本文结合中国创新企业数据库与中国工业企业污染排放数据库独特优势,选择企业当年私人性质的科技活动经费支出度量创新补偿效应(*RD*),该指标剔除企业当年科技活动经费支出中来自政府资助的科技活动经费,能更大程度上代表企业自主创新的意愿(张杰等,2020);采用营业外支出度量遵循成本效应(*Cost*)。表5第(1)和(2)列结果显示,政策变量 *did* 均在1%水平上显著为正,表明“节能低碳”政策显著增加了企业私人性质的科技活动经费支出,同时也增加了企业营业外支出。表5第(3)列将上述两个机制变量同时纳入主回归模型,结果显示,创新补偿效应在1%水平上显著促进了企业技术创新,而遵循成本效应在5%水平上显著抑制了企业技术创新。

从减排视角看,韩超等(2021)认为,企业减排主要包括生产端的减排控制以及末端的污染处理两种方式。其中,生产端的减排行为更能体现企业试图通过创新从源头上降低污染的决心。为此,本文以工业废水为例,采用工业废水产生量(*waterprodu*)间接度量创新补偿效应;采用废水治理设施运行费用(*watexpense*)间接度量遵循成本效应^①。表5第(4)列结果显示,政策变量 *did* 在10%水平上显著为负,表明“节能低碳”政策显著降低企业工业废水产生量,即通过前端控制污染物的方式降低污染物排放,而生产端的减排行为更凸显技术创新的

^①考虑到企业治污成本不仅包括治污设施运行费用,也包括购买治污设备等固定成本,因此这一做法可能低估“节能低碳”政策产生的遵循成本效应,但如果低估的情况下,这一效应依然显著存在,那么不低估情况下,遵循成本效应就更加显著存在(感谢匿名审稿人提出的建议)。

作用,进而间接验证了创新补偿效应的存在。表5第(5)列结果显示,政策变量 *did* 在5%水平上显著为正,表明“节能低碳”政策显著增加企业治污成本,进而间接验证了遵循成本效应的存在。综上,假说H₁得到验证,即“节能低碳”政策通过创新补偿效应与遵循成本效应共同作用于企业技术创新,且后者的效应小于前者,因此“节能低碳”政策显著推动企业技术创新。

表5 “节能低碳”政策对企业技术创新影响的机制检验

	<i>RD</i>	<i>Cost</i>	<i>InvPatGrt</i>	<i>waterprodu</i>	<i>watexpense</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>did</i>	0.0428*** (0.0014)	0.2726*** (0.0452)	0.0014 (0.0030)	-0.0460* (0.0254)	0.0399** (0.0183)
<i>RD</i>			0.0917*** (0.0095)		
<i>Cost</i>			-0.0004** (0.0002)		
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
R ²	0.9886	0.6699	0.5256	0.9131	0.9207
N	271338	196296	196296	59159	63378

(四)异质性分析

由于企业融资结构和所处地区资源禀赋不同,可能导致“节能低碳”政策在实施过程中产生差异性。本文分别从企业和地区两个维度考察“节能低碳”政策对企业技术创新的异质性影响。

首先,缓解融资约束有利于促进企业技术创新,与低融资约束企业相比,高融资约束企业在面临严格的命令-控制型环境规制约束下,可能更不愿意尝试技术创新。为检验“节能低碳”政策对企业技术创新的影响是否因企业融资约束产生差异性,本文通过构造SA指数度量企业融资约束,并按照其中位数将样本分为高融资约束企业与低融资约束企业两组,表6第(1)–(2)列结果显示,与高融资约束企业相比,“节能低碳”政策对低融资约束企业技术创新促进作用更明显。这是因为,严格的命令-控制型环境规制不仅带来企业污染排放的降低,也带来企业生产成本的增加,这对于高融资约束企业无疑是雪上加霜,因而不利于高融资约束企业技术创新。

其次,绿色发展背景下,多数城市都希望实现绿色低碳转型,尤其是严重依赖矿产资源拉动经济增长的城市,其绿色转型的意愿更为强烈。为了考察“节能低碳”政策实施是否因不同城市资源禀赋条件对企业技术创新表现出显著差异,本文根据国务院颁布的《全国资源型城市可持续发展规划》,将全国126个地级市定义为资源型城市,其他城市定义为非资源型城

市。表6第(3)—(4)列结果显示,与非资源型城市相比,“节能低碳”政策实施对资源型企业技术创新的促进作用更明显。可能的原因在于,资源型企业容易集聚更多高污染、高能耗的企业,这些企业更容易被纳入试点范围,如果“节能低碳”政策的创新激励效果存在,那么对于资源型企业的技术创新整体影响应该更明显。相反,非资源型企业受政策激励影响较小,整体上创新补偿倒逼效应并不明显。因此,未来可以借助“节能低碳”政策引导资源型企业的企业开展更多高质量的研发创新活动。

表6 异质性分析

	融资约束程度		资源禀赋条件	
	高融资约束	低融资约束	资源禀赋高	资源禀赋低
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	0.0004 (0.0048)	0.0059* (0.0032)	0.0085*** (0.0033)	0.0042 (0.0029)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
R ²	0.5281	0.5383	0.5760	0.5036
N	106445	134758	89493	174877

五、拓展分析

(一)节能低碳政策的减排效应检验

“节能低碳”政策的减排效应即为该政策能否通过倒逼企业技术创新、淘汰粗耗式用能企业,最终引致污染排放的下降。为进一步检验“节能低碳”政策的减排效应,本文构建如下双重差分(DID)模型:

$$Pollution_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \sum Controls + c_i + y_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中,下标 i 和 t 分别代表企业和年份。变量 $Pollution$ 代表企业污染排放,本文分别选择工业废水排放、工业二氧化硫排放以及化学需氧量排放作为企业主要污染物排放,并采用工业废水排放量($water$)、工业二氧化硫排放量($so2$)以及化学需氧量排放量(cod)的绝对值和相对值取自然对数表示。参考陈登科(2020)、韩超等(2021)的做法,上述污染物相对值指标采用该污染物排放量除以工业总产值度量。 $Controls$ 表示一组控制变量集合,参照Chen等(2021b)、盛丹和卜文超(2022)的做法,本文加入了企业劳动生产率(lp),采用工业销售产值与全体职工人数的比重取自然对数表示,还加入了企业员工人数($employee$),采用年末从业人员取自然对数表示;企业年龄(age)、企业规模($scale$)、产权性质(Soe)、企业是否出口(EX)含义同前文模型。 c_i 和 y_t 分别表示个体固定效应与时间固定效应。 ε_{it} 表示随机误差

项。本文感兴趣的参数是 β_1 ,如果 β_1 显示为负,能够判断2011年实施的“节能低碳”政策在减少企业污染排放方面是有效的。

表7列出“节能低碳”政策对企业污染排放影响的估计结果。第(1)—(3)列采用企业污染排放的绝对值指标作为被解释变量,结果显示,“节能低碳”政策一定程度上降低了处理组企业污染排放,尤其显著降低企业工业废水排放。第(4)—(6)列采用企业污染排放的相对值指标作为被解释变量,结果显示,“节能低碳”政策在1%水平上显著降低了处理组企业工业废水、化学需氧量及工业二氧化硫排放强度。上述回归结果表明,整体而言,“节能低碳”政策能够有效降低企业污染排放。

表7 “节能低碳”政策对企业污染排放的影响

	<i>water</i>	<i>cod</i>	<i>so2</i>	<i>ratwater</i>	<i>ratcod</i>	<i>ratso2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did</i>	-0.0916*** (0.0254)	-0.0464* (0.0276)	-0.0215 (0.0219)	-0.1509*** (0.0277)	-0.1146*** (0.0294)	-0.0857*** (0.0230)
<i>lp</i>	0.1311*** (0.0179)	0.1503*** (0.0202)	0.1180*** (0.0158)	-0.0824*** (0.0217)	-0.0784*** (0.0244)	-0.1081*** (0.0180)
<i>age</i>	0.1859*** (0.0477)	0.1046* (0.0556)	0.1282*** (0.0443)	0.0470 (0.0558)	-0.0310 (0.0636)	0.0015 (0.0504)
<i>scale</i>	0.0471** (0.0204)	0.0371 (0.0234)	0.0440*** (0.0158)	0.0041 (0.0254)	0.0002 (0.0292)	0.0227 (0.0193)
<i>employee</i>	0.1406*** (0.0222)	0.1525*** (0.0263)	0.1534*** (0.0196)	-0.0699** (0.0271)	-0.0806*** (0.0310)	-0.0684*** (0.0227)
<i>EX</i>	0.0385 (0.0352)	0.0032 (0.0387)	0.0492 (0.0341)	0.0184 (0.0387)	-0.0104 (0.0430)	-0.0005 (0.0395)
<i>Soe</i>	0.0767 (0.1028)	0.0773 (0.1301)	0.1958* (0.1161)	0.0608 (0.1296)	0.0241 (0.1626)	0.2409* (0.1325)
常数项	7.9597*** (0.2843)	-1.2237*** (0.3223)	1.0840*** (0.2309)	2.3127*** (0.3518)	-6.7168*** (0.4076)	-4.5935*** (0.2806)
个体固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
R ²	0.9068	0.8978	0.9108	0.8797	0.8835	0.8840
N	71941	71454	83046	66085	65624	78267

(二)政策强度模拟检验

1. GPSM模型设定

处理组中万家企业名单与控制组中的非万家企业可能存在差异,原因是在挑选万家企业名单时,主要依据2010年综合能源消费量来决定,这一做法导致样本选择偏差,而倾向得分

匹配通常能够较好地控制自选择效应带来的样本偏误。但是传统的倾向得分匹配法只适用于分析处理变量是二元变量的问题,如果本文只定义1(受政策干预企业)和0(不受政策干预企业)两种处理状态,就暗含“节能低碳”政策强度对每个处理组企业的技术创新都是无差异这一前提假设,但异质性分析表明事实并非如此。为考察不同政策强度下企业技术创新的动态变化,参照 Hirano 和 Imbens(2005)的做法,本文将分析框架扩展至处理变量是连续型变量的情形,并采用广义倾向得分匹配(Generalized Propensity Score Matching, GPSM)来捕捉不同政策强度下企业创新选择的差异。具体原理如下:

对于一组随机样本,首先定义剂量反应函数 $Y_i(t)$, 表示个体 i 在给定处理变量 t 的任意取值 ($t \in T$) 下所对应的产出水平,则平均剂量反应函数 $\mu(t)$ 可以表示成个体 i 潜在产出的期望值,即 $\mu(t) = E[Y_i(t)]$ 。对于自变量不同取值导致的函数值差异可以解释为处理强度变化所带来的因果效应。

$$Y(t) \perp T|X, \forall t \in T \quad (15)$$

式(15)的含义表示在控制了多元协变量 X 后,任意处理水平 T 与其对应的潜在产出水平 $Y(t)$ 相互独立。因此,需要寻找一组协变量 X , 满足既与“节能低碳”政策相关也与制造业技术创新相关,此处协变量的设定与基准回归模型保持一致。

在上述基础上,按照 Hirano 和 Imbens(2005)分三步完成 GPSM 评估:第一步,在给定协变量 X 的条件下,估计处理变量 T 的条件概率密度分布。首先假设处理变量的条件概率密度函数:

$$r(t, x) = f_{T|X}(t|x), R = r(T, X) \quad (16)$$

其中, R 为处理强度的广义倾向得分值,它表示在控制协变量 X 条件下,当处理变量 T 取值处于 $t \in T$ 区间时的概率。对于核心解释变量,考虑到企业能耗规模与产出规模密切相关,因而采用样本期间万家企业节能目标除以基期工业总产值来定义政策强度。同时,选择 2011—2014 年发明专利授权量的平均值作为被解释变量以平滑经济周期波动的影响。

由于“节能低碳”政策强度存在大量零值,本文采用 Papke 和 Wooldridge(1996)提出的 Fractional Logit 模型估计政策强度的条件分布:

$$E(T_i|X_i) = F(X_i\beta) \equiv \frac{\exp(X_i\beta)}{1 + \exp(X_i\beta)} \quad (17)$$

$$\hat{R}_i = [F(X_i\beta)]^{T_i} - [1 - F(X_i\beta)]^{1-T_i} \quad (18)$$

第二步,根据处理变量 T_i 和上一步估计出的广义倾向得分 \hat{R}_i 构造产出变量 Y_i 的条件期望。参照康志勇等(2018)选择三阶多项式进行拟合:

$$E(Y_i|T_i, \hat{R}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 T_i^2 + \alpha_3 T_i^3 + \alpha_4 \hat{R}_i + \alpha_5 \hat{R}_i^2 + \alpha_6 \hat{R}_i^3 + \alpha_7 T_i \hat{R}_i \quad (19)$$

第三步,将(19)式得到的回归参数代入如下方程,估计处理变量为 t 时平均剂量反应函数 $\mu(t)$ 的期望:

$$\mu(t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 t + \hat{\alpha}_2 t^2 + \hat{\alpha}_3 t^3 + \hat{\alpha}_4 \hat{r}(t, X_i) + \hat{\alpha}_5 \hat{r}(t, X_i)^2 + \hat{\alpha}_6 \hat{r}(t, X_i)^3 + \hat{\alpha}_7 t \times \hat{r}(t, X_i)]$$

$$TE(t) = \mu(t) - \mu(0), t = 0.01, 0.02, \dots, 0.99, 1 \quad (20)$$

2. 动态模拟回归结果

遵循 Hirano 和 Imbens (2005) 的“三步走”策略,第一步基于 Fractional Logit 模型估计“节能低碳”政策分布。表 8 列出总年份及部分年份 Fractional Logit 模型回归结果。以第(1)列为例,企业规模对“节能低碳”政策强度具有显著的正向影响,原因是规模越大的企业对能耗总量需求也越大,分配到节能目标量就越多,因此政策强度也越高。企业年龄对于“节能低碳”政策强度存在显著的负效应,原因是企业存续时期越长则投入越保守谨慎,相应地能耗越低,因此政策强度也越低。资产负债率越高的企业对“节能低碳”政策强度影响为负,因为财务状况越差显然不利于企业拓宽业务,从而导致产出和能耗规模下降。资本劳动比越高的企业内

表 8 “节能低碳”政策强度的 Fractional Logit 回归

	2011—2014年	2011年	2012年	2013年	2014年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>scale</i>	0.4219*** (0.0416)	0.4269*** (0.0826)	0.4225*** (0.1008)	0.4206*** (0.0837)	0.4191*** (0.0839)
<i>age</i>	-0.1154*** (0.0201)	-0.0768*** (0.0175)	-0.1079*** (0.0194)	-0.1427*** (0.0215)	-0.1679*** (0.0235)
<i>lev</i>	-0.0508** (0.0215)	-0.0650 (0.0477)	-0.0319 (0.0465)	-0.0107 (0.0467)	-0.0729** (0.0358)
<i>clr</i>	-0.1351** (0.0639)	-0.1324*** (0.0128)	-0.1311*** (0.0130)	-0.1363*** (0.0128)	-0.1462*** (0.0144)
<i>sub</i>	0.0508** (0.0229)	0.0856 (0.0634)	0.0900 (0.0617)	0.0131 (0.0599)	0.0971 (0.0617)
<i>EX</i>	-0.1374*** (0.0215)	-0.1148*** (0.0220)	-0.1590*** (0.0226)	-0.1406*** (0.0237)	-0.1412*** (0.0230)
<i>Soe</i>	0.0085* (0.0045)	0.0002 (0.0066)	0.0189** (0.0087)	0.0015 (0.0071)	0.0117* (0.0069)
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
似然函数值	-101.9531	-250.3283	-256.1220	-253.0714	-255.2590
R ²	0.2635	0.2640	0.2643	0.2633	0.2646
N	61829	15445	15462	15462	15460

部资源配置效率越高,因而在既定产出下投入的能耗越少,导致其对政策强度影响显著为负。政府补贴越多的企业越会增加投入,进而产生更多能耗,因此政策强度也越高。出口对“节能低碳”政策强度显著为负,可能的原因在于国内出口企业大多为加工贸易,投入的资本和劳动较为密集,导致其对政策强度影响显著为负。产权性质对“节能低碳”政策强度显著为正,表明与非国有企业相比,国有企业受到节能目标约束更严格,国有企业是“十二五”期间“节能低碳”政策的重点约束目标,因而对政策强度影响为正。

其次,在估计“节能低碳”政策强度分布基础上,计算广义倾向得分值并检验平衡性条件是否满足。本文选择基准模型中的控制变量作为平衡条件的检验的协变量,同时对样本进行分段匹配。考虑到采用节能目标除以基期工业总产值定义的减碳强度90%的分位区间偏向0值一端,因此,在分段时选择在处理强度取值较小的区间进行细分,在取值较大的部分粗分,选取处理强度的临界值分别为0.031、0.068和0.220,将企业样本按临界值区分为4组,最终匹配方式如表9所示。第一列是政策实施前,未经GPSM匹配调整的处理组企业与控制组企业在协变量上统计差异。结果显示,除政府补贴变量外,处理组企业在其他协变量上平均值均显著大于控制组企业。第二列至第五列分别报告按处理强度划分的4组区间经过GPSM匹配调整后两类企业在协变量上统计差异。结果显示,除区间(0.031,0.068]内企业资本劳动比和(0.220,1]内企业规模、资本劳动比在10%水平存在差异外,其余变量在不同组别之间均无显著区别,平衡性检验得以通过。

表9 GPSM的平衡性检验

	未经调整	“节能低碳”政策的区间分割			
		[0, 0.031]	(0.031, 0.068]	(0.068, 0.220]	(0.220, 1]
<i>scale</i>	2.5678*** (0.2371)	1.3446 (1.1063)	1.4359 (1.6963)	1.7102 (1.9109)	2.5380* (1.3563)
<i>age</i>	0.2974*** (0.0106)	0.1667 (0.1237)	0.0632 (0.4704)	0.0981 (0.7661)	0.1734 (0.2766)
<i>lev</i>	0.0509*** (0.0047)	0.1497 (0.1188)	-0.3683 (3.3906)	0.5789 (3.6938)	0.6273 (0.4906)
<i>clr</i>	1.1624*** (0.2316)	1.0551 (0.8518)	1.1763* (0.6702)	1.2342 (1.8054)	1.8065* (1.0009)
<i>sub</i>	-0.0350*** (0.0039)	0.0724 (0.0845)	-0.0901 (0.0743)	0.05321 (0.0440)	-0.1071 (0.2347)
<i>EX</i>	0.1043*** (0.0082)	0.5764 (0.4908)	0.3005 (0.8147)	0.8330 (0.7629)	0.8234 (0.6406)
<i>Soe</i>	0.0029*** (0.0005)	0.0012 (0.0034)	0.0010 (0.0098)	0.0061 (0.0065)	-0.0017 (0.0127)

最后,图5展示通过GPSM得到的“节能低碳”政策强度对企业技术创新的平均剂量反应函数。可以发现,政策强度与企业技术创新呈倒S型关系,随着“节能低碳”政策强度由低到高,企业技术创新呈“先下降—后上升—再下降”的趋势,即可能存在一个“最优政策强度”区间。当企业刚面临环境规制约束时,遵循成本效应大于创新补偿效应,导致其创新水平出现下降趋势;当政策强度越过第一个拐点时,随着强度升高,企业技术创新水平也在不断提升且增长较快,此时创新补偿效应大于遵循成本效应;当政策强度高于第二个拐点值时,企业技术创新水平随政策强度的增大逐渐降低,这意味着“节能低碳”政策目标约束存在使企业技术创新达到最高水平的最优区间范围,因而假说H₂得到验证。

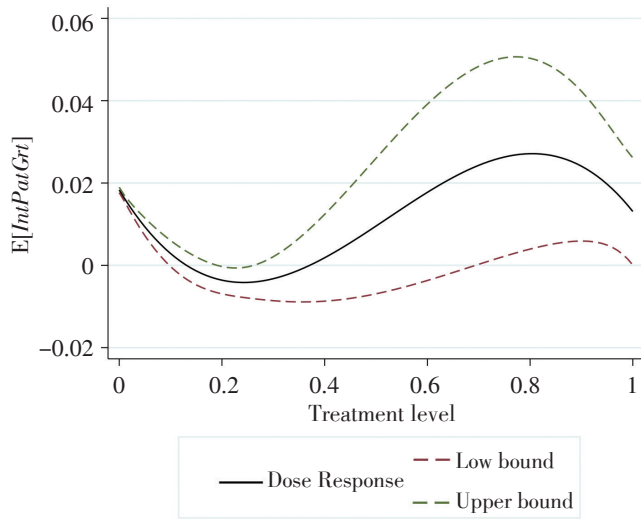


图5 不同政策强度下企业技术创新的剂量反应函数

六、结论与政策启示

实现碳达峰、碳中和目标离不开严格的环境规制,尤其让重污染企业参与并成为重要的减排单元。本文在构建环境规制影响企业创新选择的理论模型基础上,以《万家企业节能低碳行动实施方案》出台作为准实验,采用双重差分模型检验“节能低碳”政策这一严格的命令—控制型环境规制能否产生创新效应与减排效应,并进一步考察不同政策强度下企业创新的动态变化趋势。主要结论如下:第一,“节能低碳”政策能够在降低企业污染排放的同时推动企业技术创新。第二,“节能低碳”政策能够产生较为明显的创新补偿效应与遵循成本效应,二者共同作用于企业技术创新,且前者效应大于后者。第三,“节能低碳”政策对企业技术创新的影响因融资结构及地区资源禀赋产生显著差异,低融资约束企业及资源型城市的企业在政策倒逼下能够产生更为明显的创新效应。第四,伴随“节能低碳”政策强度由低到高,企业技术创新呈“先降—后升—再降”的非对称倒S型关系。

基于上述结论,本文主要实践启示如下:

第一,推动节能低碳常态化建设。政府要把碳减排作为实现绿色发展的一项重要约束性指标,在制定环境规制时可以适当提高标准。本文研究表明,严格的命令-控制型环境规制未必导致激励扭曲等政策无效行为,关键在于如何合理设计环境规制。未来在制定政府主导的环境政策时,可以实施以碳强度控制为主、碳排放总量控制为辅的“节能低碳”政策,通过加强对重点企业能耗监控及碳排放严格把控来传递环境规制信号,引导环境规制向经济与环境绩效双赢目标迈进。

第二,兼顾地区和企业差异化。“一刀切”的环境规制或许能成为实现碳达峰、碳中和目标的一剂猛药,但从经济与环境绩效双重视角看,不一定是最明智的选择。研究表明,“节能低碳”政策对企业技术创新的影响在地区和企业维度上均产生显著差异。因此,未来在推行环境规制时,应根据不同地区环境承载力以及不同企业类型“对症下药”。例如,重点支持资源型城市的企业成为节能降碳的目标主体,并倒逼其开展高质量的绿色创新活动。此外,对于高融资约束的重污染企业,可以为其拓宽融资渠道,并适当延长其整改期限,循序渐进地推进节能降碳步伐。

第三,适时调整环境规制强度。“节能减碳”政策的实践表明,严格的命令-控制型环境规制需要相当严格的强度才能对企业技术创新产生强激励作用。在数字经济以及人工智能迅速发展的背景下,要充分利用互联网和大数据技术,加强数字技术与实体企业的深度融合,依照不同类型企业制定差别化的减排强度,利用“试错”和“动态调整”的思路不断优化环境规制政策,寻找环境规制推动企业技术创新的最优区间,从而进行精准规制。

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, 55(12): 98-114.
- [2] 车帅. “节能低碳”政策能否实现企业绩效双赢[J]. 财经科学, 2022(9): 91-106.
- [3] 崔广慧, 姜英兵. 政府环保补助能否激励企业环保投资? ——来自工业企业的经验证据[J]. 环境经济研究, 2022, 7(2): 89-105.
- [4] 邓玉萍, 王伦, 周文杰. 环境规制促进了绿色创新能力吗? ——来自中国的经验证据[J]. 统计研究, 2021, 38(7): 76-86.
- [5] 韩超, 王震, 田蕾. 环境规制驱动减排的机制: 污染处理行为与资源再配置效应[J]. 世界经济, 2021, 44(08): 82-105.
- [6] 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): 44-55.
- [7] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [8] 康志勇, 张宁, 汤学良, 刘馨. “减碳”政策制约了中国企业出口吗[J]. 中国工业经济, 2018(9): 117-135.
- [9] 赖小东, 詹伟灵. 万家企业节能减排政策对企业绿色技术创新的影响及其内在机制[J]. 中国人口·资源

与环境, 2023, 33(4): 104–114.

[10] 雷社平, 孙迎雪, 席建成. 环境规制政策削弱了企业的盈利能力吗? [J]. 环境经济研究, 2021, 6(3): 25–46.

[11] 陆菁, 鄢云, 黄先海. 规模依赖型节能政策的碳泄漏效应研究[J]. 中国工业经济, 2022(9): 64–82.

[12] 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, 35(5): 142–158.

[13] 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, 53(12): 29–143.

[14] 盛丹, 卜文超. 机器人使用与中国企业的污染排放[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(9): 157–176.

[15] 汤学良, 顾斌贤, 康志勇等. 环境规制与中国企业全要素生产率——基于“节能减碳”政策的检验[J]. 研究与发展管理, 2019, 31(3): 47–58.

[16] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级[J]. 中国工业经济, 2019(3): 43–61.

[17] 许家云, 廖河洋, 杨俊. 政府补贴与企业污染排放——基于微观企业的实证研究[J]. 产业经济研究, 2022(4): 30–45.

[18] 张杰, 陈志远, 吴书凤, 等. 对外技术引进与中国本土企业自主创新[J]. 经济研究, 2020, 55(7): 92–105.

[19] Bai, C. E., J. Lu, and Z. Tao. How Does Privatization Work in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37(3): 453–470.

[20] Barbera, A. J., V. D. McConnell. The Impact of Environmental Regulations on Industry Productivity: Direct and Indirect Effects[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1990, 18(1): 50–65.

[21] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339–351.

[22] Chen, Q., Z. Chen, Z. Liu, J. C. Serrato, Y. Xu. Regulating Conglomerates: Evidence From an Energy Conservation Program in China[R]. 2021a.

[23] Chen, S., H. Song, C. Wu. Human Capital Investment and Firms' Industrial Emissions: Evidence and Mechanism[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2021b, 182: 162–184.

[24] Colmer, J., R. Martin, M. Muñiz, U. J. Wagner. Does Pricing Carbon Mitigate Climate Change? Firm-Level Evidence from the European Union Emissions Trading Scheme[R]. 2022.

[25] Gray, W. B., R. J. Shadbegian. Plant Vintage, Technology, and Environmental Regulation[J]. *Journal of Environmental Economics Management*, 2003, 46(1): 384–402.

[26] Hamamoto, M. Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries[J]. *Resource and Energy Economics*, 2006, 28(4): 299–312.

[27] Hirano, K., G. W. Imbens. The Propensity Score with Continuous Treatments. In: *Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete Data Perspectives*[M]. U.S.: John Wiley & Sons, Ltd, 2005.

[28] Jaffe, A. B., K. Palmer. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79(4): 610–619.

[29] Kneller, R., E. Manderson. Environmental Regulations and Innovation Activity in UK Manufacturing Industries[J]. *Resource and Energy Economics*, 2012, 34(2): 211–235.

[30] Lanoie, P., M. Patry, R. Lajeunesse. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. *Journal Production Analysis*, 2008, 30(3): 121–128.

[31] Mohr, R. Technical Change, External Economies, and the Porter Hypothesis[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2002, 43(1): 158–168.

- [32] Mukherjee, A., M. Singh, A. Žaldokas. Do Corporate Taxes Hinder Innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 124(1): 195–221.
- [33] Papke, L. E., J. M. Wooldridge. Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401(k) Plan Participation Rates[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11(4): 619–632.
- [34] Porter, M. E., C. Van der Linde. Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(1): 97–118.
- [35] Selden, T. M., D. Song. Neoclassical Growth, the J Curve for Abatement, and the Inverted U Curve for Pollution[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1995, 29(2): 162–168.
- [36] Testa, F., F. Iraldo, M. Frey. The Effect of Environmental Regulation on Firms' Competitive Performance: The Case of the Building & Construction Sector in Some EU Regions[J]. *Journal of Environmental Management*, 2011, 92(9): 2136–2144.

Impact of Energy Saving and Low Carbon Policy on Enterprises Technological Innovation and Pollution Reduction

Yu Lihong^a, Jin Huan^b, Sun Huiyan^a

(a: Business School, East China University of Science and Technology;

b: School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications)

Abstract: By constructing a theoretical model of environmental regulation affecting firms' innovation choices, this paper reveals the theoretical mechanism by which strict command-and-control environmental regulation can simultaneously produce innovation compensation effects and compliance cost effects. Based on China's industrial enterprise database, China's innovative enterprise database and China's industrial enterprise pollution emission database, and taking the government's implementation of the "Ten Thousand Enterprises Energy-Saving and Low-Carbon Actions" during the 12th Five-Year Plan period as a quasi-experiment, the paper constructed a difference-in-difference model to validate the theory. The study finds that the "Ten Thousand Enterprises Energy Saving and Low Carbon Action" policy can produce a more obvious "Porter Effect", reducing pollution emissions from enterprises while forcing them to innovate technologically. The mechanism test shows that the innovation compensation effect is larger than the compliance cost effect, which is an important mechanism for the "energy-saving and low-carbon" policy to promote technological innovation of enterprises. Heterogeneity analysis shows that compared with high financing constraints enterprises and non-resource cities, energy-saving and low-carbon policies are more likely to produce the Porter effect in low financing constraints enterprises and resource cities. The extended analysis also finds that with the change of "energy-saving and low-carbon" policy intensity from low to high, the technological innovation of enterprises is characterized by an inverted S-shape, i.e., there exists an "optimal policy intensity". This paper provides theoretical basis and microscopic evidence from developing countries to improve the energy-saving and low-carbon policy system.

Keywords: Energy Saving and Low Carbon; Technological Innovation; Pollution Emissions; Porter Effect

JEL Classification: Q55, L51

(责任编辑:朱静静)