

命令型环境规制、ISO 14001 认证与企业绿色创新 ——基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验

王分棉, 贺佳, 孙宛霖

(对外经济贸易大学 北京企业国际化经营研究基地/国际商学院, 北京 100029)

摘要:以中国 A 股上市公司为研究样本, 实证考察 ISO 14001 认证对企业绿色创新的影响, 并以《环境空气质量标准(2012)》为外生政策冲击, 检验了命令型环境规制影响下 ISO 14001 认证对企业绿色创新的诱发效应。研究发现, 企业通过 ISO 14001 认证可以促进绿色创新。在新标准实施后, ISO 14001 认证对企业绿色创新的诱发作用显著增强, 且对低污染企业、高创新能力企业和国有企业绿色创新的诱发作用显著提升。进一步研究发现, ISO 14001 认证通过发挥“环保工具”作用来诱发企业绿色创新。研究结论对有效推进环境规制和企业绿色创新具有重要政策含义。

关键词:环境规制; ISO 14001 认证; 绿色创新

中图分类号: F424

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2021)09-0105-14

Mandatory Environmental Regulation, ISO 14001 Certification and Green Innovation: A Quasi-natural Experiment Based on Chinese Ambient Air Quality Standards 2012

WANG Fenmian, HE Jia, SUN Wanlin

(Beijing Enterprises' Global Management Research Centre/

Business School, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: Using Chinese A-share listed firms' data from 2004 to 2018, this paper empirically examines the influence of ISO 14001 certification on firm green innovation. Further, it takes *Ambient Air Quality Standards* (2012) as an external policy shock, and tests the inducing effect of ISO 14001 certification on firm green innovation under the influence of mandatory environmental regulations. The conclusions show that the ISO 14001 certification can promote green innovation. After the implementation of the new standard, the inducing effect of ISO 14001 certification on green innovation has been significantly enhanced, especially for firms in low-pollution industries, high-innovation firms and state-owned firms. Finally, it finds that ISO 14001 certification induces green innovation of enterprises by playing the role of “environmental protection tools”. The conclusions have important policy implications for effectively promoting environmental regulations and firm green innovation.

Key words: environmental regulation; ISO 14001 certification; green innovation

收稿日期: 2021-07-04 修回日期: 2021-08-03

基金项目:国家自然科学基金青年项目“中国上市公司学者董事的聘请动因、影响机制及其经济后果研究”(71602034)。

作者简介:王分棉(1981—), 女, 河北石家庄人, 对外经济贸易大学北京企业国际化经营研究基地研究员, 国际商学院管理学系副主任、副教授, 经济学博士, 研究方向为创新管理。

根据“波特双赢假说”可知,灵活且设计合理的环境规制不仅可以有效控制污染减排,还会诱发企业技术创新,最终达到环境保护和经济发展的双赢^[1],所以说研究环境规制如何影响企业绿色创新对打破经济与环境“非此即彼”局面,实现协调经济发展与保护生态环境具有重要意义^[2]。然而,以往环境规制对企业绿色创新影响的研究尚未达成一致性结论^[3-6],主要有以下 3 种观点:一是环境规制促进了企业绿色创新;二是环境规制抑制了企业绿色创新;三是环境规制对企业绿色创新的影响不确定。

以往研究之所以出现上述不一致甚至相互矛盾的研究结论,说明环境规制对企业绿色创新的影响机制会受到诸多因素的影响^[7],其中一种可能的原因在于环境规制类型差异的影响,因为“波特假说”提出只有灵活的、设计合理的环境规制可以诱发企业创新,而并非所有的环境规制都可以^[8-9]。Johnstone 等(2010)^[10]提出环境规制主要包括 3 种类型:命令/控制型规制、市场/激励型规制和自愿型规制。其中,前两种环境规制都是由政府或相关监管机构制定的,而自愿型环境规制是由企业自行发起的,如通过 ISO 14001 认证等环境管理体系、披露环保信息、环境审计、环境协议等,具有很强的灵活性和自治性^[11-12]。根据“波特假说”,自愿型环境规制可能会是诱发企业绿色创新的重要因素^[13]。然而,以往研究主要探讨了命令型和市场型环境规制对企业绿色创新的影响,而只有较少学者探讨了自愿型环境规制对企业绿色创新的影响,如 Bu 等(2020)^[14],任胜钢等(2018)^[15]。此外,近 20 年来为了强化地方政府对企业污染的治理责任,党中央和国务院出台了一系列的政策、规章和制度将环境治理与地方政府官员的政绩、任用与奖惩密切关联,如《国务院关于落实科学发展观加强环境保护的决定》和《环境保护违法违纪行为处分暂行规定》等将 PM 2.5 治理纳入各级政府政绩考核体系、对超标企业追缴排污费、划定并严守环境保护红线等严格措施;《国家环境保护“十二五”规划》明确规定对地方官员实行环境保护的“一票否决制”和“约谈制”等,

这一系列政策措施都对企业加强环境治理产生了最直接、最具有威慑力的压力。那么,在考察自愿型环境规制对企业绿色创新的影响时必须同时综合考虑命令型环境规制产生的影响,然而以往研究尚未将命令型和自愿型环境规制置于同一分析框架下来分析环境规制对企业绿色创新的影响。ISO 14001 是全世界最流行的自愿型 EMS 认证标准之一。中国在 1997 年将该标准转换为国家标准后,越来越多的企业主动申请 ISO 14001 认证,截至 2019 年,全世界的 ISO 14001 有效认证总数为 312580 家企业,中国作为全世界认证数量最多的国家,有效认证总数为 134926 家企业(ISO 14001,2020)。基于此,本文将重点研究以下问题:企业通过 ISO 14001 认证是否会诱发企业绿色创新?在命令型环境规制影响下,相对于没有通过认证的企业,通过 ISO 14001 认证诱发企业绿色创新的影响是否会增强?诱发企业绿色创新的影响机制是什么?

为了切实落实近年来中国政府颁布的环保政策,推进空气污染治理,国家环保部与质检总局在 2012 年 2 月 29 日联合发布了《环境空气质量标准 2012》,并在 5 月 21 日环保部进一步公布了《空气质量新标准第一阶段监测实施方案》,要求在新空气质量标准实施的第一阶段在 74 个试点城市设立国家监测点,完成与试运行监测设备,并从 2013 年 1 月 1 日起,74 个试点城市的空气质量数据将由国家监测点统一和实时向社会公众、上级政府和新闻媒体公布,这就意味着新标准的实施将在极大程度上改变地方政府原有的环境治理动机和手段^[16],从而为本文的研究提供了理想的外部政策冲击。基于此,本文以 2004—2018 年中国 A 股上市公司为研究对象,实证考察了 ISO 14001 认证对企业绿色创新的诱发作用,并运用 DID 分析法,通过比较新标准实施前后,通过 ISO 14001 认证对企业绿色创新的影响是否显著增加来进一步检验自愿型环境规制对企业绿色创新的诱发作用。进一步地,根据行业污染程度、企业创新能力、企业所有权性质等进行了一系列关于自愿型环境规制诱发企业绿色创新的异质性讨论和稳健性检验。最后,利用 DID 分析法实证检验了 ISO 14001 认证诱

发企业绿色创新的影响机制。

二、理论分析与研究假设

(一) ISO 14001 认证与企业绿色创新

由于 ISO 14001 认证过程非常繁琐,申请认证的企业需要接受严格的环境绩效审查,ISO 14001 认证过程可以加强企业的环保意识并促进企业创新^[17]。此外,与命令型和市场型环境规制相比,ISO 14001 认证体系作为自愿型环境规制具有以下两个特点:一是 ISO 14001 认证体系更具灵活性。自愿型环境规制侧重于制定目标、战略、改善企业环境的发展指南而不是规定实现特定目标的具体方法,这就为企业提供了很大的灵活性^[18]。与传统环境规制设定具体、强制的环境目标不同,ISO 14001 认证体系标准旨在“为组织实施和改进环境管理系统以提升其环境绩效提供有效帮助”,为企业加强环境管理提供了一种规范的环境保护标准^[19-21],注重帮助企业建立有效的环境管理体系,使得企业获得了更大的创新空间。如 Wagner (2007)^[22]研究发现企业实施 ISO 14001 管理体系后在环境方面投入了更多资源来改进技术,如污水设备升级、清洁生产、绿色供应等。可见,ISO 14001 认证体系有助于克服人的非理性,帮助企业建立和改善环境管理体系,从而诱发企业绿色创新^[23]。二是 ISO 14001 认证体系有利于企业获得长期盈利能力。企业积极申请 ISO 14001 认证是因为自愿型环境规制具有俱乐部物品的特征,并且他们相信利用自愿型环境规制获得的长期收益将超过短期付出的成本^[24],如政府可能为获得通过 ISO 14001 认证的企业提供更多的税收优惠、财政补贴等支持企业进行绿色创新;随着社会公众环保意识的增强,投资者会更愿意投资通过 ISO 14001 认证的企业,因而通过认证的企业会从外部获得更多的资金或技术资源进行绿色创新;消费者也会更愿意购买环境友好企业的产品。因此,从长期来看通过认证的企业有机会获得更广阔的市场和更高的利润。此外,自愿性环境规制是不断改进的^[25],ISO 14001 环境管理标准就分别于 1996 年、2004 年和 2015 年先后经历了 3 次修订和完善更新,不断为企业(包括已经获得认证的企业)设定新的目

标。因此,与命令型环境规制相比,ISO 14001 认证能够帮助企业更好地制定和实施长期利润最大化的环保策略,让企业在长期内主动实施和加强环境管理,而非短期内被动满足政府的监管标准,因而通过 ISO 14001 认证的企业更加注重长期的环境管理,更愿意开展环保相关的创新活动,从而诱发企业绿色创新。

根据“波特假说”,为了鼓励企业绿色创新以实现“创新补偿效应”,环境规制的设计至关重要。由上述分析可知,自愿型环境规制的灵活性可以为企业提供最大的绿色创新空间,ISO 14001 认证因不断自我完善更新而促进企业实施长期环境管理策略以实现可持续发展,因此自愿型环境规制比命令型环境规制更有可能实现“创新补偿效应”。基于上述分析,本文提出假设 1:通过 ISO 14001 认证对企业绿色创新有显著正向影响。

(二) 命令型环境规制压力影响下的 ISO 14001 认证与企业绿色创新

2011 年频发的环境热点问题加剧了中央环境治压力,驱动着环境治理监管日趋严厉。如 2011 年 12 月 4 日,美国驻华大使馆发布北京 PM 2.5 监测的数据显示北京的 PM 2.5 浓度为 522,空气污染超过了最高污染指数 500,这与北京市环保局的检测结果“轻度污染”存在较大差异,引起了社会公众的极大关注。美国大使馆持续实时公布北京 PM 2.5 的监测数据使得中国政府的环境治理压力陡增。为了切实落实近年来中央政府颁布的环保政策,推进中国空气污染治理,国家环保部与质检总局联合发布了《环境空气质量标准 2012》和《空气质量新标准第一阶段监测实施方案》,要求从 2013 年 1 月 1 日起在 74 个试点城市实施新空气质量标准,并实时对外公布由国家监测点统一监测的空气质量数据^[26]。

在新标准实施前,许多地方政府为了提高税收收入、促进当地经济发展,都制定了地方保护性政策,默许高产能高污染的企业的发展,鼓励企业将资金用于盈利活动而非环境保护上^[27-28],地方政府严重缺乏环境治理动机,甚至为了达到环境考核目标而操纵、隐瞒环境质量数据以应付中央

政府的环境考核。相关数据也表明,2012 年前,我国多数省的环境规制强度均低于平均水平,地方政府普遍实行较为宽松的环境规制^[29]。新标准实施后,地方政府难以再“策略性优化”环境质量数据,且环境治理效果会实时受到公众和媒体的监督。此外,新标准还规定从 2013 年起持续对 74 个试点城市的空气质量进行实时监测,地方政府将无法再通过临时关停高污染企业来应对环境监测,这就在很大程度上驱动着地方政府必须采取切实有效的方式监管和引导企业的环境治理,从根本上解决环境污染问题,必须要求企业增加环保投入,减少污染物的排放,从而切实改善当地的空气质量。

面对环境政策规制的巨大压力,企业为了获得政府的政策支持,避免处罚和法律诉讼风险,不同企业会根据自身面临的环境监管压力而做出不同的环保战略决策。相对于没有通过 ISO 14001 认证的企业,企业通过 ISO 14001 认证已经建立了内部环境管理系统,在面对严厉的环境规制时具有统一、协调、机动的组织优势,可以通过有效的内部治理提高对原材料和能源的使用效率,实现降污减排,达到甚至超过地方政府的监管要求,获得地方政府认可,从而获得税收优惠、环保和创新补贴等政府支持^[30],这将在一定程度上弥补了企业承担的环保成本,也大大降低了企业面临的环保压力。此外,新标准的实施迫使地方政府必须采取长效手段治理环境,地方政府自然会将环境治理压力直接传递给当地企业,这就在很大程度上驱动着通过 ISO 14001 体系认证的企业利用建立的环境管理体系发挥其实质性作用,将更多的资金投入绿色创新活动中,促进企业持续进行实质性环境管理和绿色创新。而没有通过 ISO 14001 认证的企业将面临着严厉的环境规制和地方政府监管,不得不致力于自身的污染气体排放量的监测和控制。它们往往通过购买更为环保的生产设备等方式来达到短期内快速满足地方政府的监管要求,这就在很大程度上挤占了企业资源,导致它们无法将更多的精力和资源投入到风险较高且研发周期较长的绿色创新活动中,从而抑制了企业的绿色创新。综上分析可知,在新

标准实施后,相对于没有通过 ISO 14001 认证的企业,通过认证的企业可以利用建立的环境管理体系更加切实有效的减少环境污染排放,达到地方政府的环境监管要求。因而,通过认证的企业会获取和投入更多的资源进行绿色创新活动,以提高企业的可持续发展能力。基于上述分析,本文提出假设 2:相对于新标准实施前,通过 ISO 14001 认证比没通过认证对企业绿色创新的诱发作用在新标准实施后显著增强。

三、研究设计

(一) 研究样本的筛选与数据来源

本文选用了 2004—2018 年中国 A 股上市公司作为研究样本,按照下列标准对其进行筛选:(1)首先删除 ST 和*ST 上市公司;(2)进一步删除变量指标数据缺失的研究样本;(3)由于金融业具有特殊的行业性质,难以衡量创新绩效,故剔除金融类和包含金融类经营业务的研究样本。其中,样本上市公司专利数据来自国家知识产权局,借鉴齐绍洲等(2018)^[31]和徐佳等(2020)^[32]的方法,根据世界知识产权组织(WIPO)在 2010 年的“国际专利分类绿色清单”,利用国际专利分类号识别出研究样本公司的绿色发明和绿色实用新型专利,该绿色清单包括七类绿色专利:交通运输类、废弃物管理类、能源节约类、替代能源生产类、行政监管与设计类、农林类和核电类;样本上市公司通过 ISO 14001 认证的数据是在中国国家认证认可监督管理委员会网站手工收集的;74 个试点城市名单根据环保部发布的《关于印发〈空气质量新标准第一阶段监测实施方案〉的通知》手工收集;样本上市公司研发投入数据来自 Wind 数据库;借鉴胡珏等(2017)^[33]的方法,将上市公司年报中的两项支出加总计算得出当年的环保投资额,一是“在建工程”中列示的与环保有关的技术改造、污染治理、脱硫设备的购建等支出,二是企业绿化支出;其他变量数据都来自国泰安数据库(CSMAR)。本文最终得到 10027 个公司一年度观测值。

(二) 变量的选取

1. 因变量。一般来讲,发明专利的创新性最强,其次为实用新型专利和外观设计专利,本文选

用创新性最强的绿色发明专利申请来测度企业绿色创新,并采用绿色专利申请量(绿色发明专利申请+绿色实用新型申请)进行稳健性检验。为了避免部分样本企业绿色发明专利0值的影响,本文借鉴徐佳等(2020)^[32]的方法,将绿色发明专利申请量和绿色专利申请量分别加1后再取对数。

2. 自变量。是否通过 ISO 14001 认证,如果企业当年已经通过 ISO 14001 认证,则记为1,否则记为0。

3. 控制变量。考虑到其他因素可能会影响企业绿色创新,借鉴以往研究,本文还选取了一系列影响因素作为控制变量:ROA^[15],采用企业的资产收益率衡量;企业年龄^[34-35],采用企业自成立以来经历的时间衡量;企业规模^[36],采用企业总资产规模的自然对数衡量;企业所有权性质^[30],如果上市公司为国有企业则取值为1,否则取值为0;资产负债率^[32],采用负债总额除以资产总额来衡量;股权集中度^[32],采用前十大股东占股比例来测量;政府创新补贴^[37],采用政府创新补贴金额与企业销售收入之比来衡量;R&D 强度^[38],采用企业研发经费占销售收入的比值来衡量。本文还控制了上一年度企业绿色发明专利申请数量。

(三) 研究模型与估计方法

本文旨在考察自愿型环境规制 ISO 14001 认证对企业绿色创新的影响,以及命令型环境规制标准发生变化后,相对于未通过认证的企业,通过 ISO 14001 认证对企业绿色创新的诱发作用是否会显著增强,建立模型(1)和模型(2)以分别检验假设1和假设2,模型中将所有自变量都滞后一期:

$$Innovation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ISO14001_{it-1} + \alpha_i \sum Controls_{it-1} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $Innovation$ 表示第 t 年 i 企业绿色发明专利; $ISO14001$ 表示第 $t-1$ 年 i 企业通过环境管理体系情况; $\sum Controls$ 表示一系列控制变量,包括上一年企业绿色发明专利申请量、ROA、企业年龄、企业规模、企业所有权性质、资产负债率、股权集中度、政府创新补贴、R&D 强度; $Year$ 和 $Industry$ 分别表示年份和行业虚拟变量以控制年份和行业固定效应; ε 为随机扰动项。

为了研究在外生政策冲击下,受命令型环境规

制的影响,相对于没有通过认证的企业,ISO 14001 认证对企业绿色创新的诱发作用是否会增强,我们借鉴了 Gilje 等(2016)^[39]的研究思路,设定回归模型(2),利用 DID 分析法来考察新标准实施前后,通过 ISO 14001 认证与没有通过认证对企业绿色创新诱发作用变化的差异。新标准实施后(即2013年及以后), $Time$ 的取值为1,新标准实施前(即2011年及以前) $Time$ 的取值为0。其他变量均与模型(1)一致。 $ISO14001 \times Time$ 的系数 β_1 是本文关注的核心,它衡量了通过 ISO 14001 认证相对于未通过认证在新标准实施后对企业绿色创新诱发作用的变化,如果 β_1 显著为正,则表明相对于没通过认证的企业,通过 ISO 14001 认证在新标准实施后对企业绿色创新的诱发作用显著提升,假设2得到验证。

$$Innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 ISO14001_{it-1} \times Time + \beta_2 ISO14001_{it-1} + \beta_3 Time + \beta_i \sum Controls_{it-1} + Year + Industry + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

四、实证结果分析

(一) 描述性统计分析

表1列示了各个变量的描述性统计。绿色发明专利申请量的均值为0.367,最小值为0,表明总体而言样本上市公司的绿色发明专利还较少,并且还有部分企业没有绿色发明专利;通过 ISO 14001 认证的平均值是0.081,表明只有8.1%的样本企业通过了 ISO 14001 认证;是否是试点城市的均值为0.727,表明72.7%的样本上市公司来自74个试点城市;企业环保投资的均值为16.86,最小值为13.55,最大值为19.09,表明样本上市公司之间的环保投资额差异相对较小;政府创新补贴和 R&D 强度的均值分别为0.107和0.028;企业 ROA 的均值为0.052,表明样本企业的经营绩效较好;企业平均年龄是13.63年,最小值为2,最大值为29,表明样本企业年龄相对较小;企业规模的平均值是7.810,说明研究样本的规模相对较小;企业所有性质的平均值是0.421,表明国有企业在研究样本中占比为42.1%;资产负债率的均值和最大值分别为0.451和0.884,表明样本企业的负债率较高;股权集中度的均值为59.44,表明样本企业的股权集中度普遍较高。

表 1 主要变量描述性统计

变量	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
绿色发明专利申请	<i>Green_invent</i>	10027	0.367	0.808	0	6.768
是否通过 ISO 14001 认证	<i>ISO 14001</i>	10027	0.081	0.274	0	1
是否是试点城市	<i>Pilotcity</i>	10027	0.727	0.445	0	1
环保投资	<i>Ln_invest</i>	10027	16.860	1.344	13.550	19.090
政府创新补贴	<i>Subsidy</i>	10027	0.107	0.276	0	8.350
研发强度	<i>R&D</i>	10027	0.028	0.039	0	0.750
ROA	<i>ROA</i>	10027	0.052	0.058	-0.198	0.253
企业年龄	<i>Firmage</i>	10027	13.630	5.717	2	29
企业规模	<i>Firmsize</i>	10027	7.810	1.246	4.094	11.070
所有权性质	<i>Stateown</i>	10027	0.421	0.494	0	1
负债率	<i>Leverage</i>	10027	0.451	0.197	0.056	0.884
股权集中度	<i>Ownership</i>	10027	59.440	15.250	21.990	91.04

表 2 相关系数矩阵

序号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 <i>Green_invent</i>	1											
2 <i>ISO14001</i>	0.159 ***	1										
3 <i>Pilotcity</i>	0.073 ***	-0.007	1									
4 <i>Ln_invest</i>	0.156 ***	0.081 ***	0.041 ***	1								
5 <i>Subsidy</i>	0.053 ***	0.029 ***	0.059 ***	0.093 ***	1							
6 <i>R&D</i>	0.123 ***	0.032 ***	0.121 ***	0.340 ***	0.304 ***	1						
7 <i>ROA</i>	0.085 ***	0.031 ***	-0.004	-0.021 **	0.033 ***	0.002	1					
8 <i>Firmage</i>	0.061 ***	0.101 ***	-0.004	0.408 ***	0.011	0.024 **	-0.079 ***	1				
9 <i>Firmsize</i>	0.303 ***	0.197 ***	-0.042 ***	0.060 ***	-0.083 ***	-0.149 ***	0.072 ***	0.111 ***	1			
10 <i>Stateown</i>	0.058 ***	0.090 ***	-0.057 ***	-0.248 ***	-0.110 ***	-0.266 ***	-0.078 ***	0.027 ***	0.327 ***	1		
11 <i>Leverage</i>	0.073 ***	0.068 ***	-0.023 **	-0.101 ***	-0.164 ***	-0.345 ***	-0.288 ***	0.170 ***	0.401 ***	0.348 ***	1	
12 <i>Ownership</i>	0.059 ***	-0.010	0.070 ***	-0.021 **	-0.023 **	0.027 ***	0.209 ***	-0.284 ***	0.079 ***	-0.030 ***	-0.164 ***	1

注：***、** 分别表示在 0.01、0.05 水平下显著。

图 1 展示了通过和未通过 ISO 14001 认证两类样本企业的绿色发明专利平均申请量变动情况。可以看到,通过 ISO 14001 认证企业的绿色专利平均申请量在 2008—2018 年期间一直高于未通过认证的企业,但在 2012 年新标准实施之前,两类企业的绿色发明专利平均申请量在时间趋势上基本保持一致。而在新标准实施后,通过 ISO 14001 认证企业的绿色发明专利平均申请量出现大幅增长,而没有通过认证的企业绿色绿色专利平均申请量成长趋势没有发生明显变化,与本文假设 1 和假设 2 的观点基本一致。

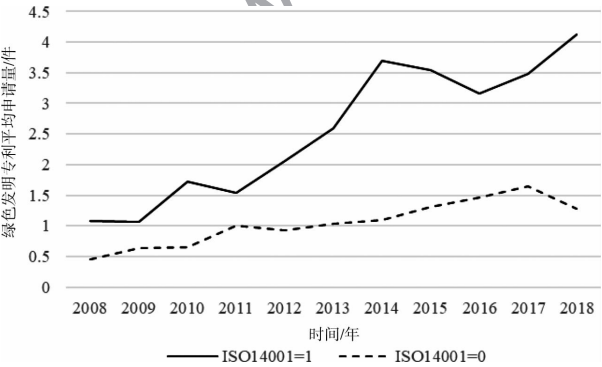


图 1 两类企业的绿色发明专利平均申请量变动情况

表 2 列示主要变量的相关系数矩阵。其中企业绿色发明专利与 ISO 14001 显著正相关,与假设 1 的预期一致;企业绿色发明专利与试点城市、企业环保投资、政府创新补贴、研发强度、企业年龄、企业规模、所有权性质、资产负债率、股权集中度也显著正相关。此外,各变量之间的相关系数基本上都小于 0.4,表明样本数据不存在多重共线性。

(二) ISO 14001 认证对企业绿色创新影响结果分析

为了检验假设 1,表 3 列示了企业通过 ISO 14001 认证对绿色创新影响的回归结果。由模型 2 的结果可知,ISO 14001 的回归系数为 0.049,并在 5% 的水平上通过显著性检验;在模型 3 中引入 Time 这一变量后,ISO 14001 的系数和显著性水平未发生变化。模型 4 和模型 5 报告了采用 74 个试点城市上市公司样本数据的回归结果,除 ISO 14001 的回归系数大小略有增加外,符号和显著性水平没有变化,表明通过 ISO 14001 认证会促进企业绿色创新,假设 1 得到支持。

为了进一步考察假设 1,本文将研究样本划分为高污染行业和低污染行业两个子样本,回归结果如表 4 所示。由模型 3 和模型 4 的结果可知,低污染行业企业 ISO 14001 认证会促进绿色创新;模型 1 和模型 2 的结果显示全样本重污染行业企业 ISO 14001 认证对绿色创新没有显著影响,但是来自 74 个试点城市的重污染行业企业 ISO 14001 认证对绿色创新有显著正向影响,出现上述结果的

表 3 ISO 14001 认证对企业绿色创新的影响

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Green_invent</i> t_{i-1}	0.428 *** (43.07)	0.428 *** (42.98)	0.428 *** (42.98)	0.421 *** (36.00)	0.421 *** (36.00)
<i>R&D</i>	0.091 (0.41)	0.086 (0.39)	0.086 (0.39)	-0.076 (-0.28)	-0.076 (-0.28)
<i>Subsidy</i>	0.044 ** (2.23)	0.043 ** (2.17)	0.043 ** (2.17)	0.058 ** (2.43)	0.058 ** (2.43)
<i>Ln_invest</i>	0.003 (0.39)	0.003 (0.44)	0.003 (0.44)	0.006 (0.66)	0.006 (0.66)
<i>ROA</i>	0.235 ** (2.33)	0.245 ** (2.43)	0.245 ** (2.43)	0.355 *** (2.78)	0.355 *** (2.78)
<i>Firmage</i>	0.018 (0.87)	0.020 (0.94)	0.020 (0.94)	0.014 (0.61)	0.014 (0.61)
<i>Firmsize</i>	0.044 *** (4.75)	0.043 *** (4.61)	0.043 *** (4.61)	0.047 *** (4.14)	0.047 *** (4.14)
<i>Stateown</i>	0.073 ** (2.34)	0.070 ** (2.25)	0.070 ** (2.25)	0.071 * (1.83)	0.071 * (1.83)
<i>Leverage</i>	0.095 ** (1.97)	0.097 ** (2.01)	0.097 ** (2.01)	0.038 (0.63)	0.038 (0.63)
<i>Ownership</i>	-0.0002 (-0.39)	-0.0002 (-0.36)	-0.0002 (-0.36)	0.001 (0.71)	0.001 (0.71)
<i>Time</i>			-0.010 (-0.08)		0.046 (0.33)
<i>ISO14001</i>		0.049 ** (2.42)	0.049 ** (2.42)	0.059 ** (2.35)	0.059 ** (2.35)
常数项	-0.509 (-1.18)	-0.541 (-1.25)	-0.531 * (-1.68)	-0.497 (-1.05)	-0.543 (-1.55)
年份	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10027	10027	10027	7294	7294
<i>R</i> ²	0.263	0.264	0.264	0.259	0.259
<i>F</i>	131.30	126.40	126.40	89.15	89.15
样本	全样本	全样本	全样本	试点城市样本	试点城市样本

注：***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 水平下显著，括号中的数值表示标准误。

可能原因在于：由于重污染企业是导致环境恶化的首要因素，是地方政府环境监管的重点对象，为了规避环境规制部门的惩罚，部分企业可能会通过 ISO 14001 认证来获取合法性以“迎合”地方政府的环境监管，而不是真正实施环境管理体系认证标准^[40]，这就导致 ISO 14001 认证无法诱发这些企业的绿色创新。正如前文所言，在 74 个试点城市实施《环境空气质量标准(2012)》，要求地方政府必须采取切实可行的环境治理长效措施，地方政府自然会把环境治理压力直接施加到重点监管的重污染行业企业身上，这就在很大程度上驱动着通过 ISO 14001 体系认证的重污染行业企业会真正实施环境管理体系认证标准，从而促进了企业绿色创新，所以 74 个试点城市样本中 ISO 14001 的回归系数是显著的；

而全样本中包括非试点城市企业样本，非试点城市尚未实施新标准，地方政府可能就不会向重污染行业企业加压，这些企业自然就没有压力和动力去真正实施环境管理体系标准，ISO 14001 认证就不会诱发企业绿色创新，所以全样本中 ISO 14001 的回归系数不显著。相对于重污染行业，轻污染行业企业面临的环境规制压力比较小，它们没有太强的动机通过 ISO 14001 认证来应对环境规制压力，因为通过 ISO 14001 认证需要通过繁琐的认证程序，并且建立环境管理体系还需要付出一定的财务成本。基于此，我们认为通过 ISO 14001 认证的轻污染行业企业会更倾向于利用建立的环境管理体系发挥其实质性作用，从而可以诱发企业的绿色创新。

表 4 ISO 14001 认证对企业绿色创新影响的异质性

变量	高污染行业		低污染行业	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>Green_invent</i> t_{i-1}	0.345 *** (17.54)	0.263 *** (9.97)	0.446 *** (38.49)	0.441 *** (33.72)
<i>R&D</i>	1.327 * (1.92)	0.813 (0.98)	-0.085 (-0.36)	-0.286 (-0.95)
<i>Subsidy</i>	-0.038 (-0.62)	0.021 (0.29)	0.049 ** (2.29)	0.058 ** (2.27)
<i>Ln_invest</i>	0.012 (0.88)	0.028 (1.62)	0.002 (0.20)	0.003 (0.23)
<i>ROA</i>	-0.292 * (-1.89)	-0.363 * (-1.75)	0.465 *** (3.51)	0.498 *** (3.16)
<i>Firmage</i>	0.097 (1.25)	0.041 (0.51)	0.018 (0.78)	0.016 (0.66)
<i>Firmsize</i>	0.006 (0.36)	-0.005 (-0.23)	0.053 *** (4.73)	0.053 *** (4.08)
<i>Stateown</i>	0.044 (0.79)	-0.013 (-0.17)	0.072 * (1.94)	0.078 * (1.72)
<i>Leverage</i>	0.107 (1.28)	-0.035 (-0.31)	0.094 (1.60)	0.046 (0.66)
<i>Ownership</i>	0.000 (0.26)	0.001 (0.93)	-0.000 (-0.35)	0.000 (0.40)
<i>Time</i>	-0.637 (-1.16)	-0.275 (-0.49)	-0.011 (-0.07)	0.025 (0.14)
<i>ISO14001</i>	0.031 (0.99)	0.078 ** (1.99)	0.059 ** (2.24)	0.055 * (1.78)
常数项	-1.216 (-1.27)	-0.643 (-0.64)	-0.539 * (-1.67)	-0.534 (-1.50)
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
观测值	2770	1534	7257	5760
<i>R</i> ²	0.202	0.143	0.286	0.284
<i>F</i>	24.81	8.97	101.80	79.50
样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本

注：***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 水平下显著，括号中的数值表示标准误。

(三)新标准实施后 ISO 14001 认证对企业绿色创新的影响

本文利用双重差分 (DID) 方法进行实证检验假设 2, 回归结果如表 5 所示。其中, 模型 1 和 2 分别报告了全样本和 74 个试点城市的样本企业在《环境空气质量标准 (2012)》实施前后, 通过与未通过 ISO 14001 认证对企业绿色创新诱发作用的差异。结果显示, 交互项 $ISO14001 \times Time$ 的回归系数均为正, 且在 1% 的水平上通过显著性检验, 表明相对于新标准实施前, 通过 ISO 14001 认证比未通过认证对企业绿色创新的诱发作用在新标准实施后显著增强, 并且在 74 个试点城市增强的幅度更大一些, 假设 2 得到支持。模型 3 和模型 4 则进一步考察了在新标准实施前后 3 年的时间观测窗口期内的差异, 回归结果保持不变, 进一步验证了假设 2。进一步地, 图 2 呈现了新标准实施前后 ISO 14001 认证对企业绿色创新影响的动态效应, 在新标准实施前 4 年的估计系数 β_t 基本上不显著, 意味着 DID 分析法的平行趋势假设得到满足。本文还借鉴 Kudamatsu (2012)^[41] 和 Alder 等 (2013)^[42] 平行趋势检验做法, 将 2008—2011 年作为参照年, 分别构造变量 $ISO14001 \times year2008$ 、 $ISO14001 \times year2009$ 、 $ISO14001 \times year2010$ 和 $ISO14001 \times year2011$, 观测在新标准实施前两类企业可能存在的趋势性差异。由表 5 模型 5 可知, 在新标准实施前, 交互项均不显著, 表明通过认证的企业和未通过认证的企业的绿色发明专利申请量不存在系统性差异, 满足共同趋势假设。

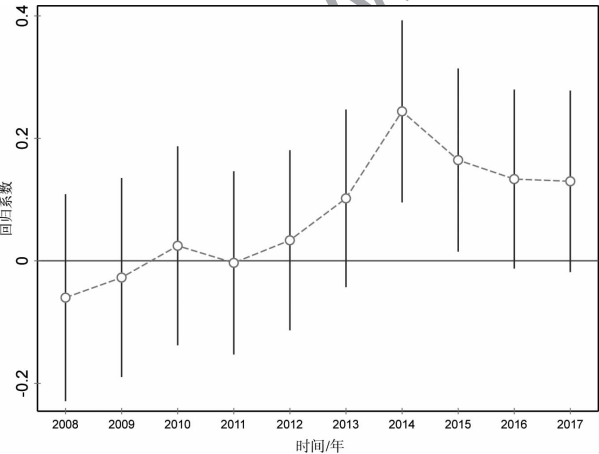


图 2 平行趋势检验

表 5 新标准实施后 ISO 14001 认证与企业绿色创新

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$Green_invent\ t_{i-1}$	0.425 *** (42.63)	0.417 *** (35.62)	0.175 *** (11.05)	0.166 *** (9.04)	0.807 *** (45.68)
$R\&D$	0.074 (0.33)	-0.078 (-0.28)	0.480 (1.41)	0.254 (0.64)	0.495 *** (3.30)
$Subsidy$	0.042 ** (2.08)	0.056 ** (2.34)	0.052 ** (2.10)	0.072 ** (2.41)	0.023 (1.13)
Ln_invest	0.003 (0.36)	0.005 (0.59)	-0.001 (-0.09)	0.004 (0.24)	0.007 (0.90)
ROA	0.244 ** (2.42)	0.358 *** (2.80)	0.359 ** (2.28)	0.574 *** (2.93)	0.465 *** (5.35)
$Firmage$	0.021 (0.99)	0.014 (0.61)	0.154 *** (3.11)	0.131 ** (2.48)	-0.003 ** (-2.54)
$Firmsize$	0.044 *** (4.75)	0.048 *** (4.28)	0.027 (1.60)	0.035 * (1.68)	0.041 *** (7.77)
$Stateown$	0.067 ** (2.15)	0.067 * (1.72)	0.115 (1.78)	0.165 ** (2.11)	0.035 *** (2.69)
$Leverage$	0.100 ** (2.06)	0.040 (0.66)	0.067 (0.78)	-0.081 (-0.76)	0.061 ** (1.97)
$Ownership$	-0.0003 (-0.49)	0.0004 (0.56)	-0.0001 (-0.14)	0.0002 (0.17)	0.0003 (1.00)
$Time$	-0.073 (-0.49)	-0.013 (-0.08)	-0.522 *** (-2.61)	-0.411 * (-1.92)	0.084 *** (2.59)
$ISO\ 14001$	-0.088 ** (-2.16)	-0.095 ** (-2.22)	-0.191 *** (-4.04)	-0.201 *** (-4.11)	0.066 ** (2.50)
$ISO14001 \times Time$	0.179 *** (4.05)	0.189 *** (4.02)	0.229 *** (4.27)	0.238 *** (4.22)	
$ISO14001 \times year2011$					-0.093 (-1.04)
$ISO14001 \times year2010$					-0.044 (-0.55)
$ISO14001 \times year2009$					-0.079 (-0.67)
$ISO14001 \times year2008$					0.013 (0.15)
常数项	-0.491 * (-1.69)	-0.490 (-1.51)	-1.829 *** (-2.89)	-1.638 ** (-2.39)	-0.538 *** (-4.34)
年份	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10027	7294	5079	3701	10027
R^2	0.265	0.261	0.085	0.089	0.673
F	122.30	86.48	21.340	16.13	111.60
样本	全样本	试点城市 样本	全样本	试点城市 样本	全样本

注: **、*、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 水平下显著, 括号中的数值表示标准误。

(四)稳健性检验

为了考察 DID 分析回归结果的稳健性, 本文采用绿色专利申请替代绿色发明专利申请进行检验, 回归结果如表 6 所示, 模型 5 的结果显示, 在新标准实施前通过与未通过 ISO 14001 认证企业的绿色专利申请量也不存在系统性差异, 满足共同趋势假设满足。表 6 与表 5 的模型 1—模型 4 进行的实证考察是一一对应的, 回归交互项 $ISO14001 \times Time$ 的回归系数均为正, 且在 1% 的水平上显著, 与表 5 的回归结果完全一致, 表明本文的结果是稳健的。

表 6 稳健性检验

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>Green_patent_{t-1}</i>	0.402 *** (40.13)	0.405 *** (34.48)	0.140 *** (8.81)	0.135 *** (7.26)	0.800 *** (54.26)
<i>R&D</i>	0.076 (0.28)	-0.062 (-0.19)	0.598 (1.44)	0.375 (0.78)	0.567 *** (3.02)
<i>Subsidy</i>	0.035 (1.46)	0.050 * (1.77)	0.040 (1.32)	0.049 (1.35)	0.015 (0.64)
<i>Ln_invest</i>	0.001 (0.15)	0.008 (0.69)	-0.014 (-0.88)	-0.007 (-0.36)	0.006 (0.72)
<i>ROA</i>	0.368 *** (3.02)	0.502 *** (3.28)	0.598 *** (3.10)	0.767 *** (3.23)	0.600 *** (5.76)
<i>Firmage</i>	0.034 (1.34)	0.029 (1.06)	0.174 *** (2.86)	0.164 ** (2.55)	-0.004 *** (-2.84)
<i>Firmsize</i>	0.046 *** (4.15)	0.051 *** (3.73)	0.033 (1.58)	0.039 (1.51)	0.049 *** (7.66)
<i>Stateown</i>	0.090 ** (2.38)	0.090 * (1.93)	0.152 * (1.92)	0.193 ** (2.04)	0.029 * (1.83)
<i>Leverage</i>	0.129 ** (2.21)	0.114 (1.58)	0.099 (0.96)	-0.034 (-0.26)	0.087 ** (2.19)
<i>Ownership</i>	-0.0004 (-0.53)	0.0002 (0.23)	-0.001 (-0.80)	-0.001 (-0.68)	0.0004 (0.93)
<i>Time</i>	-0.145 (-0.80)	-0.110 (-0.56)	-0.556 ** (-2.27)	-0.495 * (-1.91)	0.117 *** (2.83)
<i>ISO14001</i>	-0.043 (-0.88)	-0.044 (-0.86)	-0.148 ** (-2.57)	-0.147 ** (-2.49)	0.091 *** (3.02)
<i>ISO14001 × Time</i>	0.163 *** (3.04)	0.163 *** (2.90)	0.189 *** (2.88)	0.181 *** (2.65)	
<i>ISO14001 × year2011</i>					-0.106 (-0.90)
<i>ISO14001 × year2010</i>					-0.036 (-0.44)
<i>ISO14001 × year2009</i>					-0.030 (-0.25)
<i>ISO14001 × year2008</i>					-0.003 (-0.03)
常数项	-0.560 (-1.59)	-0.650 * (-1.68)	-1.737 ** (-2.24)	-1.684 ** (-2.03)	-0.627 *** (-4.11)
年份	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10027	7294	5079	3701	10027
<i>R</i> ²	0.251	0.254	0.066	0.071	0.668
<i>F</i>	113.7	83.36	16.23	12.66	142.2
样本	全样本	试点城市 样本	全样本	试点城市 样本	全样本

注：***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 水平下显著，括号中的数值表示标准误。

(五) 异质性分析

为了进一步考察假设 2，本文将从行业污染程度、企业创新能力和企业所有权性质 3 个方面进行异质性分析。首先将研究样本划分为高污染行业 and 低污染行业两个子样本，回归结果如表 7 所示。回归结果与表 4 的结果一致，在新标准实施后，在低污染行业通过比未通过 ISO 14001 认证对企业绿色创新的诱发作用显著提升，而在重污染行业 ISO 14001 认证对企业绿色创新诱发作用的提升只在 74 个试点城市样本中显著，在全样本中不显

著，我们在前文的原因分析进一步得到检验，表明只有企业真正实施 ISO 14001 认证标准时才能诱发绿色创新。

企业的创新能力也会导致绿色创新水平的差异，我们根据企业过去 3 年绿色专利申请总量的中位数为标准将研究样本划分为低创新能力企业和高创新能力企业两个子样本进行回归，结果如表 7 所示。由模型 5 和模型 6 可知，在低创新能力企业样本中，交互项 *ISO14001 × Time* 均不显著，说明在新标准实施后，通过 ISO 14001 认证对低创新能力企业绿色创新的诱发作用在新标准实施后并没有显著变化。而模型 7 和模型 8 的结果显示，在新标准实施后通过 ISO 14001 认证对高创新能力企业绿色创新的诱发作用显著增加，并且在 74 个试点城市的样本中增幅更大，而且模型 7 和模型 8 中 *ISO14001 × Time* 的系数也分别比表 5 中模型 1 和模型 2 的系数大小都有所增加，表明企业创新能力会进一步强化新标准实施后 ISO 14001 认证对企业绿色创新诱发作用的提升。

本文将研究样本划分为国有企业和非国有企业两个子样本，进一步考察在新标准实施后，通过与未通过 ISO 14001 认证是否会产生异质性的企业绿色创新诱发作用。从表 8 的回归结果来看，*ISO14001 × Time* 系数在国有企业子样本对应的模型 1 和模型 2 中显著为正，在非国有企业子样本中不显著，表明在新标准实施后，ISO 14001 认证对企业绿色创新诱发作用确实存在企业所有权性质层面的异质性，通过 ISO 14001 认证对国有企业绿色创新诱发作用在新标准实施后显著提升，而对非国有企业绿色创新诱发作用的提升不显著。可能的原因在于，国有企业比非国有企业受政府的管制会更多一些，在新标准实施后，国有企业因而面临更多的政府环境监管会驱动 ISO 14001 环境管理体系认证标准更能落到实处，加强环保产品开发，促进环保技术进步，而且国有企业会比非国有企业拥有并投入更多的资金和资源保障绿色创新，基于此，新标准实施后，通过 ISO 14001 认证比未通过认证对国有企业绿色创新的诱发机制提升更为明显。

表 7 行业污染程度和企业创新能力异质性检验

变量	高污染行业		低污染行业		低创新能力企业		高创新能力企业	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>Green_invent</i> t_{t-1}	0.345 ***	0.263 ***	0.442 ***	0.436 ***	-0.279 ***	-0.296 ***	0.384 ***	0.377 ***
	(17.54)	(9.96)	(38.01)	(33.23)	(-7.55)	(-7.01)	(28.49)	(24.10)
<i>R&D</i>	1.331 *	0.813	-0.100	-0.296	-0.040	-0.233	0.102	-0.047
	(1.93)	(0.98)	(-0.42)	(-0.98)	(-0.17)	(-0.82)	(0.30)	(-0.11)
<i>Subsidy</i>	-0.036	0.023	0.047 **	0.055 **	-0.023	-0.020	0.067 **	0.077 **
	(-0.60)	(0.31)	(2.17)	(2.16)	(-1.22)	(-0.72)	(2.09)	(2.20)
<i>Ln_invest</i>	0.011	0.028	0.001	0.002	-0.002	-0.004	0.012	0.017
	(0.85)	(1.63)	(0.14)	(0.17)	(-0.28)	(-0.49)	(0.98)	(1.14)
<i>ROA</i>	-0.296 *	-0.385 *	0.468 ***	0.508 ***	0.182 **	0.237 **	0.530 ***	0.606 ***
	(-1.92)	(-1.86)	(3.54)	(3.23)	(2.13)	(2.10)	(3.02)	(2.83)
<i>Firmage</i>	0.097	0.038	0.019	0.017	-0.093 ***	-0.100 ***	0.054 *	0.050
	(1.25)	(0.48)	(0.84)	(0.70)	(-3.14)	(-3.16)	(1.82)	(1.56)
<i>Firmsize</i>	0.007	-0.002	0.054 ***	0.054 ***	0.014 *	0.012	0.070 ***	0.078 ***
	(0.45)	(-0.08)	(4.83)	(4.16)	(1.89)	(1.25)	(4.15)	(3.94)
<i>Stateown</i>	0.046	-0.009	0.066 *	0.070	-0.038	-0.056 *	0.105 *	0.123 *
	(0.84)	(-0.12)	(1.77)	(1.56)	(-1.55)	(-1.75)	(1.84)	(1.82)
<i>Leverage</i>	0.108	-0.045	0.095	0.049	0.043	0.021	0.089	-0.011
	(1.28)	(-0.40)	(1.62)	(0.70)	(1.05)	(0.40)	(1.06)	(-0.11)
<i>Ownership</i>	0.0002	0.001	-0.0004	0.0002	-0.001 *	-0.0004	0.0001	0.001
	(0.23)	(0.88)	(-0.49)	(0.28)	(-1.68)	(-0.67)	(0.07)	(0.71)
<i>Time</i>	-0.645	-0.285	-0.044	-0.011	0.662 ***	0.729 ***	-0.291	-0.266
	(-1.18)	(-0.51)	(-0.27)	(-0.06)	(3.18)	(3.29)	(-1.37)	(-1.16)
<i>ISO14001</i>	-0.039	-0.041	-0.114 **	-0.124 **	-0.022	-0.022	-0.134 **	-0.155 **
	(-0.62)	(-0.67)	(-2.19)	(-2.27)	(-0.52)	(-0.51)	(-2.16)	(-2.40)
<i>ISO14001 × Time</i>	0.075	0.118 *	0.221 ***	0.229 ***	-0.021	-0.015	0.255 ***	0.280 ***
	(1.07)	(1.68)	(3.94)	(3.86)	(-0.43)	(-0.28)	(3.87)	(4.02)
常数项	-1.211	-0.614	-0.533 *	-0.517	1.260 ***	1.392 ***	-1.184 ***	-1.256 ***
	(-1.26)	(-0.61)	(-1.65)	(-1.46)	(3.26)	(3.34)	(-2.79)	(-2.67)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2770	1534	7257	5760	4291	3036	5736	4258
<i>R</i> ²	0.203	0.144	0.288	0.286	0.045	0.049	0.273	0.271
<i>F</i>	23.86	8.63	98.66	77.24	5.73	4.33	67.35	49.33
样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本

注：***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 水平下显著，括号中的数值表示标准误。

(六) 诱发企业绿色创新的影响机制分析

以上分析表明,企业通过 ISO 14001 认证能够诱发企业绿色创新,在新标准实施后这种诱发作用比新标准实施前显著提升,且诱发绿色创新的提升程度存在不同维度的异质性,然而 ISO 14001 认证对企业绿色创新的诱发作用在部分子样本中不存在,这就需要我们进一步探索 ISO 14001 认证诱发企业绿色创新的影响机制。

认证动机直接影响着企业是否会利用建立的环境管理体系发挥其实质性作用。如果企业基于内在动力参与认证,那么这些通过认证的企业就会真正实施 ISO 14001 认证标准,自然企业就会主动采取行动进行环境管理,ISO 14001 认证会发挥

“环保工具”作用,促进企业增加环保技术研发投入,不断提升企业的可持续发展能力,从而产生绿色创新诱发效应,而不仅仅是为了满足地方政府规定的节能减排标准,因此我们认为 ISO 14001 认证是通过发挥“环保工具”作用来诱发企业绿色创新的。如果企业基于规制压力、社会压力、市场压力参与认证,那么这些通过认证的企业可能就不会真正实施 ISO 14001 认证标准,它们会把参与认证作为迎合政府等外部利益相关者来获得合法性的手段^[40],ISO 14001 认证仅仅发挥了“迎合手段”作用而并未真正帮助企业改善环境管理,那么 ISO 14001 认证仅发挥“迎合手段”时将无法诱发企业绿色创新。

表 8 企业所有权性质的异质性检验

变量	国有企业		非国有企业	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>Green_invent</i> t_{i-1}	0.575 *** (40.77)	0.596 *** (36.04)	0.243 *** (17.30)	0.231 *** (14.16)
<i>R&D</i>	0.287 (0.62)	-0.025 (-0.05)	0.031 (0.12)	-0.037 (-0.11)
<i>Subsidy</i>	0.091 ** (2.18)	0.116 ** (2.50)	0.024 (1.04)	0.032 (1.14)
<i>Ln_invest</i>	0.0002 (0.02)	0.001 (0.09)	0.010 (1.02)	0.012 (0.96)
<i>ROA</i>	0.287 * (1.81)	0.335 * (1.66)	0.352 *** (2.63)	0.441 *** (2.64)
<i>Firmage</i>	0.056 * (1.94)	0.047 (1.54)	-0.018 (-0.54)	-0.025 (-0.67)
<i>Firmsize</i>	0.044 *** (3.05)	0.043 *** (2.65)	0.050 *** (3.74)	0.050 *** (3.00)
<i>Leverage</i>	0.099 (1.19)	-0.017 (-0.18)	0.114 * (1.85)	0.118 (1.52)
<i>Ownership</i>	-0.0004 (-0.36)	0.001 (0.51)	-0.001 (-1.24)	-0.00004 (-0.001)
<i>Time</i>	-0.281 (-1.37)	-0.229 (-1.05)	0.180 (0.76)	0.265 (1.00)
<i>ISO14001</i>	-0.129 *** (-2.63)	-0.137 *** (-2.73)	0.057 (0.77)	0.055 (0.70)
<i>ISO14001 × Time</i>	0.181 *** (3.29)	0.192 *** (3.34)	0.031 (0.40)	0.027 (0.33)
常数项	-0.702 (-1.44)	-0.670 (-1.24)	0.293 (0.58)	0.270 (0.48)
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
观测值	3983	2774	5155	3837
<i>R</i> ²	0.422	0.443	0.419	0.118
<i>F</i>	93.15	70.08	19.89	14.52
样本	全样本	试点城市 样本	全样本	试点城市 样本

注：***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 水平下显著，括号中的数值表示标准误。

《环境空气质量标准(2012)》也为本文进一步检验企业通过的 ISO 14001 认证究竟是发挥了“环保工具”还是“迎合手段”提供了理想的外部政策冲击。我们通过考察在新标准实施前后企业环保投资规模变化程度,来识别 ISO 14001 认证的“环保工具”亦或是“迎合手段”作用。原因分析如下：一是因为企业环保投资变化可以反映企业面临的地方政府环境监管的压力变化,即新标准实施后地方政府难以通过优化环保数据或关停高污染企业,只能通过采取切实有效的治理污染的方式来完成中央政府的考核指标,地方政府必然要求企业采取长效环境治理方式来提升环境绩效,企业面临的环境监管压力增大会直接体现在企业的环

保投资规模上；二是从企业层面来看,在 ISO 14001 认证发挥了“环保工具”的企业中,它们因真正实施了 ISO 14001 认证标准切实改善了企业的环境管理,在新标准实施后,只需投入较少的环保投资即可达到甚至超过政府规定的环境标准,所以相对于新标准实施前,其环保投资规模在新标准实施后不会出现大幅增加。而在 ISO 14001 认证只发挥了“迎合手段”及未通过 ISO 14001 认证的企业中,这些企业都因没有主动采取切实有效的环境管理措施,在新标准实施后将会面临巨大的环境规制压力,它们不得不致力于自身的污染气体排放量的监测和控制,通过环保投资等多种方式提升企业的治污能力,而增加环保投资则是企业面临地方政府环境监管压力时能够快速制定的环保决策反应,那么这些企业在新标准实施后,其环保投资规模会比新标准实施前出现大幅增加。因此,我们认为相对于新标准实施前,没有通过 ISO 14001 认证及认证只发挥了“迎合手段”的企业会比认证发挥了“环保工具”企业的环保投资规模提升程度在新标准实施后显著增加。

为了检验上述影响机制,我们借鉴张琦等(2019)^[16]的方法,将新标准实施前后一年作为时间观测窗口,采用 DID 分析法来考察在该政策冲击前后,通过与未通过 ISO 14001 认证企业环保投资规模的变化差异,回归结果如表 9 所示。模型 1 和模型 2 显示,交互项 *ISO14001 × Time* 的回归系数显著为负,且分别在 5% 和 10% 水平下通过显著性检验,表明在新标准实施后,与通过认证的企业相比,没有通过 ISO 14001 认证的企业面临的环境治理压力更大,所以在新标准实施后这类企业环保投资规模提升的程度更大。我们进一步将研究样本分为高污染行业和低污染行业两个子样本后,模型 3 和模型 4 显示在高污染行业样本中 *ISO14001 × Time* 系数不显著,这与表 4 和表 7 的结果是相吻合的,原因在于如前文所述,部分重污染行业企业的 ISO 14001 认证发挥了“迎合手段”以获取合法性,并没有真正实施认证标准进行环境管理,所以在新标准实施后,面临地方政府严厉的环境规制监管,它们不得不通过增加环保投资

来降污减排达到政府监管标准,这就意味着重污染行业通过和未通过 ISO 14001 认证的企业都会大幅提高环保投资,从而导致这两类企业环保投资增加幅度在新标准实施前后不会出现显著差异,所以 $ISO14001 \times Time$ 系数不显著。由模型 5 和模型 6 的结果可知,在低污染行业样本中 $ISO 14001 \times Time$

系数显著,这与表 4 和表 7 的结果也是相吻合的,正如前文所述,在低污染行业企业通过 ISO 14001 认证更倾向于发挥“环保工具”的实质性作用,所以在新标准实施后,未通过 ISO 14001 认证的企业比通过认证企业的环保投资规模呈现显著增加。

表 9 新标准实施后 ISO 14001 认证对环保支出的影响

变量	模型 1	模型 2	高污染行业		低污染行业	
			模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
Ln_invest_{t-1}	-0.310 *** (-13.89)	-0.322 *** (-12.26)	-0.334 *** (-7.94)	-0.324 *** (-5.90)	-0.320 *** (-10.59)	-0.299 *** (-11.31)
$R\&D$	0.402 (0.64)	0.661 (0.98)	-0.924 (-0.49)	-1.040 (-0.45)	0.780 (1.09)	0.716 (1.06)
$Subsidy$	-0.037 (-0.96)	-0.043 (-0.90)	-0.209 (-1.05)	0.082 (0.25)	-0.038 (-0.80)	-0.028 (-0.70)
ROA	0.282 (0.94)	0.386 (1.09)	0.182 (0.31)	0.782 (1.01)	0.305 (0.76)	0.334 (0.94)
$Firmage$	0.084 (0.59)	0.069 (0.48)	0.035 (0.75)	0.105 * (1.69)	0.064 (0.45)	0.077 (0.54)
$Firmsize$	-0.072 ** (-2.04)	-0.093 ** (-2.16)	-0.025 (-0.33)	-0.115 (-0.70)	-0.090 ** (-2.01)	-0.096 ** (-2.32)
$Stateown$	0.008 (0.05)	-0.004 (-0.02)	-0.109 (-0.39)	-0.061 (-0.19)	0.064 (0.31)	0.049 (0.26)
$Leverage$	0.105 (0.56)	-0.099 (-0.44)	-0.321 (-0.93)	-0.192 (-0.42)	-0.030 (-0.11)	0.281 (1.23)
$Ownership$	0.004 (1.27)	0.002 (0.65)	0.006 (0.97)	0.010 (1.18)	0.000 (0.09)	0.002 (0.53)
$Time$	0.369 (1.30)	0.407 (1.43)	0.571 *** (5.47)	0.409 *** (2.86)	0.393 (1.38)	0.340 (1.20)
$ISO14001$	-0.016 (-0.18)	-0.031 (-0.36)	0.088 (0.57)	0.044 (0.28)	-0.054 (-0.51)	-0.049 (-0.46)
$ISO14001 \times Time$	-0.172 ** (-2.01)	-0.148 * (-1.70)	-0.152 (-1.03)	-0.077 (-0.50)	-0.181 * (-1.67)	-0.187 * (-1.76)
常数项	21.201 *** (12.85)	21.906 *** (13.19)	21.916 *** (23.10)	21.293 *** (12.51)	21.971 *** (13.15)	21.324 *** (12.78)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2,322	1,699	634	355	1,344	1,688
R^2	0.129	0.143	0.149	0.171	0.142	0.128
F	16.28	13.36	5.68	3.65	10.39	11.62
样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本	全样本	试点城市样本

注：***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 水平下显著,括号中的数值表示标准误。

五、研究结论与启示

(一) 结论

研究表明,企业通过 ISO 14001 认证可以促进绿色创新;ISO 14001 认证会促进低污染行业企业的绿色创新,但只能促进试点城市重污染行业企业的绿色创新。在《环境空气质量标准(2012)》新标准实施后,ISO 14001 认证对企业绿色创新的诱发作用显著增强。此结论在进行了平行趋势假设、采用绿色专利申请量作为替代变量

等稳健性检验后依然成立。在行业层面,新标准实施后 ISO 14001 认证对低污染行业企业绿色创新的诱发作用显著提升,但对高污染行业企业的诱发作用提升不显著,这种行业异质性是因为部分重污染行业企业通过的 ISO 14001 认证仅发挥了“迎合手段”作用,而低污染行业企业的 ISO 14001 认证则发挥了“环保工具”作用。在创新能力方面,新标准实施后 ISO 14001 认证对高创新能力企业绿色创新的诱发作用显著提升,但对低创新能力企业

的诱发作用提升不显著,原因在于企业创新能力会进一步强化 ISO 14001 认证对绿色创新的诱发机制。在企业层面,新标准实施后 ISO 14001 认证对国有企业绿色创新的诱发作用显著提升,但对非国有企业的诱发作用提升不显著,原因在于国有企业受到政府管制更多,也会投入更多资源以驱动 ISO 14001 认证发挥“环保工具”作用。从诱发企业绿色创新的影响机制看,ISO 14001 认证通过发挥“环保工具”作用来诱发企业绿色创新,而仅发挥“迎合手段”作用不会诱发企业绿色创新。

(二) 启示

(1) 自愿型环境规制可以促进企业绿色创新。自愿型环境规制是由企业自愿主动参与的,具有很强的灵活性和自治性,是一种弱约束力的环境规制工具,只有真正实施 ISO 14001 认证标准发挥其“环保工具”作用时才会诱发企业绿色创新,而只发挥“迎合手段”不会诱发绿色创新。因此,政府相关部门在鼓励企业积极通过环境认证的同时,更需要引导和激励通过 ISO 14001 认证的企业真正实施建立的环境管理体系,促进企业绿色创新,实现企业可持续发展。此外,还需要建立和完善对认证企业和第三方认证机构的巡查和举报制度,加大对出具虚假认证机构的行政处罚力度,并依法撤销违规的第三方认证机构;加强监督通过 ISO 14001 认证的企业是否发挥了其实质性作用,对没有真正实施认证标准的企业可以视情况撤销其证书,减少或杜绝 ISO 14001 认证只发挥“迎合手段”作用。

(2) 在命令型环境规制的实施过程中,需要充分发挥不同环境规制工具的协同创新作用。在命令型环境规制影响下,自愿型环境规制对企业绿色创新的诱发作用增强。命令型环境规制具有强制性和严格性特征,使得企业面临更大的环境治理压力,这就在一定程度上驱动着自愿型环境规制更有效的发挥其对绿色创新的诱发作用,从而促进企业积极主动开展绿色创新活动。此外,命令型和自愿型不同环境规制工具的协同使用,可以促进充分发挥不同环境规制工具对绿色创新的诱发效应,进而可以扩大环境规制效应的影响范围。

(3) 落实环境规制时需要充分考虑企业的异质性。对于低污染行业企业、高创新能力企业和

国有企业,政府应积极强化和推进 ISO 14001 认证发挥“环保工具”作用促进企业绿色创新,并加强对高污染行业企业 ISO 14001 认证的巡查和监督,加大对虚假认证和“迎合手段”认证的处罚力度。对于非国有企业和低创新能力企业,政府可以加强对这些企业的绿色信贷支持,鼓励企业加大对绿色技术研发的投资,充分发挥 ISO 14001 认证对企业绿色创新的诱发效应。

参考文献:

- [1] POTER M E, LINDE C V D. Toward a new conception of the environment - competitiveness relationship [J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4):97-118.
- [2] 李萌. 中央生态环境保护督察的社会影响研究[J]. 中国软科学, 2021(6):74-83.
- [3] 李毅, 胡宗义, 何冰洋. 环境规制影响绿色经济发展的机制与效应分析[J]. 中国软科学, 2020(9):26-38.
- [4] 田红彬, 郝雯雯. FDI、环境规制与绿色创新效率[J]. 中国软科学, 2020(8):174-183.
- [5] 王洪庆, 张莹. 贸易结构升级、环境规制与我国不同区域绿色技术创新[J]. 中国软科学, 2020(2):174-181.
- [6] 许卫华, 王锋正. 环境规制与技术创新能力——基于资源型企业的实证研究[J]. 科学决策, 2015(9):68-78.
- [7] 廖文龙, 董新凯, 翁鸣, 等. 市场型环境规制的经济效应:碳排放交易、绿色创新与绿色经济增长[J]. 中国软科学, 2020(6):159-173.
- [8] AMBEC S, BARLA P. A theoretical foundation of the Porter hypothesis [J]. Economics letters, 2002, 75(3):355-360.
- [9] CHAKRABORTY P, CHATTERJEE C. Does environmental regulation indirectly induce upstream innovation? new evidence from India[J]. Research policy, 2017, 46(5):939-955.
- [10] JOHNSTONE N, KALAMOVA M. Environmental policy characteristics and technological innovation [J]. Economia politica, 2010, 27(2):277-302.
- [11] JIANG Zhenyu, WANG Zongjun, ZENG Yanqi. Can voluntary environmental regulation promote corporate technological innovation? [J]. Business strategy and the environment, 2020, 29(2):390-406.
- [12] 潘翻番, 徐建华, 薛澜. 自愿型环境规制:研究进展及未来展望[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(1):74-82.
- [13] BANERJEE R, GUPTA K. The effect of environmentally sustainable practices on firm R&D: International evidence[J]. Economic modelling, 2019, 78:262-274.
- [14] BU Maoliang, QIAO Zhenzi, LIU Beibei. Voluntary environmental regulation and firm innovation in China [J].

Economic modelling, 2020,89:10-18.

[15]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 ISO 14001 标准为例[J]. 研究与发展管理,2018,30(6):1-11.

[16]张琦,郑瑶,孔东民. 地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验[J]. 经济研究,2019,54(6):183-198.

[17]GONZÁLEZ P, SARKIS J, ADENSO-DAZ B. Environmental management system certification and its influence on corporate practices: evidence from the automotive industry [J]. International journal of operations & production management, 2008, 28(11):1021-1041.

[18]ARORA S, CASON T N. An experiment in voluntary environmental regulation: participation in EPA's 33/50 program [J]. Journal of environmental economics & management, 1995, 28(3):271-286.

[19]GASBARRO F, RIZZI F, FREY M. The mutual influence of environmental management systems and the EU ETS: findings for the Italian pulp and paper industry [J]. European management journal, 2013,31(1):16-26.

[20]ANN G E, ZAILANI S, WAHID N A. A study on the impact of environmental management system (EMS) certification towards firms' performance in Malaysia [J]. Management of environmental quality, 2006,17(1):73-93.

[21]ARAVIND DEEPA, CHRISTMANN PETRA. Decoupling of standard implementation from Certification: does quality of ISO 14001 implementation affect Facilities' environmental performance? [J]. Business ethics quarterly, 2011,21(1):73-102.

[22]WAGNER M. On the relationship between environmental management, environmental innovation and patenting: evidence from German manufacturing firms[J]. Research policy, 2007, 36(10):1587-1602.

[23]BOIRAL O, HENRI J F. Modelling the impact of ISO 14001 on environmental performance: a comparative approach [J]. Journal of environmental management, 2012, 99(30):84-97.

[24]LYON T P, MAXWELL J W. Self-regulation, taxation and public voluntary environmental agreements[J]. Journal of public economics, 2003, 87(7/8):1453-1486.

[25]PRAKASH A, POTOSKI M. The Voluntary Environmentalists: ISO 14001 and firms' environmental and regulatory performance [M]. Cambridge University Press, 2006.

[26]刘和旺,刘池,郑世林.《环境空气质量标准(2012)》的实施能否助推中国企业高质量发展? [J]. 中国软科学, 2020(10):45-55.

[27]梁平汉,高楠. 人事变更、法制环境和地方环境污染

[J]. 管理世界,2014(6):65-78.

[28]郭峰,石庆玲. 官员更替、合谋震慑与空气质量的临时性改善[J]. 经济研究,2017,52(7):155-168.

[29]宋华,张国林,刘岑婕,阳立高. 环境规制对我国省级产业结构优化的影响效应研究[J]. 科学决策,2020(9):68-85.

[30]SHU C, ZHOU K, XIAO Y, 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.

[31]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):129-143.

[32]徐佳,崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济,2020(12):178-196.

[33]胡珺,宋献中,王红军. 非正式制度、家乡认同与企业环境治理[J]. 管理世界,2017(3):76-94,187-188.

[34]HORBACH JENS. Determinants of environmental innovation—New evidence from German panel data sources[J]. Research policy, 2008,37(1):163-173.

[35]CZARNITZKI D, HOTTENROTT H. R&D investment and financing constraints of small and medium-sized firms[J]. Small business economics, 2011,36(1):65-83.

[36]PRZYCHODZEN W, PRZYCHODZEN J. Sustainable innovations in the corporate sector—the empirical evidence from IBEX 35 firms[J]. Journal of cleaner production, 2018, 172:3557-3566.

[37]孔东民,刘莎莎,王亚男. 市场竞争、产权与政府补贴[J]. 经济研究,2013,48(2):55-67.

[38]MARCHI V D. Environmental innovation and R&D cooperation: empirical evidence from Spanish manufacturing firms[J]. Research policy, 2012,41(3):614-623.

[39]GILJE ERIK P, TAILLARD JEROME P. Do Private firms invest differently than public firms? taking cues from the natural gas industry[J]. The journal of finance, 2016,71(4):1733-1777.

[40]张兆国,张弛,裴潇. 环境管理体系认证与企业环境绩效研究[J]. 管理学报,2020,17(7):1043-1051.

[41]KUDAMATSU M. Has democratization reduced infant mortality in sub-saharan Africa? evidence from micro data[J]. Journal of the European economic association, 2012,10(6):1294-1317.

[42]ALDER S, SHAO L, ZILIBOTTI F. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities[J]. Journal of economic growth, 2013,21(4):1-45.

(本文责编:海 洋)