

环境管理体系认证与中国制造业企业出口 “增量提质”

杨冕, 王恩泽, 叶初升

[摘要] 推动中国对外贸易“增量提质”,是构筑高水平国际循环参与模式、塑造出口竞争新优势的关键。本文借助网络爬虫技术收集并整理了2008—2014年中国制造业企业环境管理体系认证(ISO14001认证)数据集,并将该数据集与多个微观数据库进行匹配;综合采用倾向得分匹配法与双重差分法,从微观层面实证考察了ISO14001认证对企业出口行为的影响及其内在作用机制。研究表明,ISO14001认证在显著提升企业出口数量的同时,有效改进了企业出口质量。机制分析发现,企业进行ISO14001认证,一方面可通过降低合规成本、缓解监管风险、提高社会声誉等途径直接促进其出口的“增量提质”,另一方面也会引发创新效应,通过促进过程创新与产品创新间接促进其出口的“增量提质”。异质性分析表明,ISO14001认证对企业出口行为的正向影响在主要出口国为低环境标准国家、低对外开放水平地区、重污染行业与规模较小的企业中表现得更为明显。本文的研究不仅有助于深化对自愿型环境规制与企业出口行为关系的认识,而且为加快建立中国出口竞争优势、实现经济高质量发展提供了决策参考。

[关键词] 环境管理体系认证; 自愿型环境规制; 出口数量; 出口质量

[中图分类号] F273 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2022)06-0155-19

一、问题提出

加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局是“十四五”时期推动经济高质量发展的必然要求。为此,中国不仅要重视国内大循环这一强劲引擎,发挥其主体带动作用,还要构筑高水平的国际循环参与模式,实现出口数量与质量的双重跃升,以此稳固新发展格局的战略支点。2022年《政府工作报告》明确提出:“扩大高水平对外开放,推动外贸外资平稳发展。充分利用两个市场两种资源,不断拓展对外经贸合作,以高水平开放促进深层次改革、推动高质量发展。”虽然近年来中国在国际价值链中所处地位不断攀升,外溢效应持续增强,但日益复杂的国际

[收稿日期] 2021-12-04

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“高能效资本累积视角下能源价格合理调控区间:微观机制与模拟分析”(批准号72073105);国家自然科学基金面上项目“能源价格扭曲纠正视角下中国工业全要素生产率提升潜力与实现路径研究”(批准号71774122)。

[作者简介] 杨冕,武汉大学经济发展研究中心教授,博士生导师,理学博士;王恩泽,武汉大学经济与管理学院博士研究生;叶初升,武汉大学经济发展研究中心教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:王恩泽,电子邮箱:enzewang2008@gmail.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

形势给中国发展高质量对外贸易带来了严峻挑战。在此现实背景下,如何应对贸易风险与挑战,确保对外贸易“促稳提质”,是塑造出口竞争新优势首先需要解决的问题。

近年来,众多学者从不同维度、不同层面研究了中国企业出口行为的影响因素,为打造出口竞争优势提出了富有建设性的解决方案(李坤望等,2014;Liu and Lu,2015;He and Shen,2019;祝树金等,2022)。环境规制对企业出口行为的影响逐渐引起国内外学者的广泛关注。然而,既有研究主要关注强制性环境规制对企业出口行为的影响(高翔和何欢浪,2021)。例如,借助“两控区”政策这一准自然实验,Hering and Poncet(2014)定量识别了强制性环境规制对出口数量的影响,研究结果表明强制性环境规制显著提升了企业出口数量。类似地,盛丹和张慧玲(2017)、韩超和桑瑞聪(2018)则考察了“两控区”政策对企业出口产品质量的影响,研究结论均表明强制性环境规制能够显著改善企业出口产品质量。就影响机制而言,一方面,传统观点认为严苛的环境规制会在导致企业合规成本上升的同时挤出生产性投资,从而降低其在国际市场上的竞争力(Hering and Poncet,2014);另一方面,也有部分研究认为强制性环境规制能够迫使企业进行创新以提高生产率,助力企业形成贸易比较优势,实现出口数量与质量的双重跃升(韩超和桑瑞聪,2018;Shi and Xu,2018;Liu et al.,2021)。

与强制性环境规制不同,自愿型环境规制强调企业依据自身条件自觉地供给环境公共物品、改善环境绩效(潘翻番等,2020)。因此,有别于强制性环境规制影响企业出口行为的内在机理,开展自愿型环境规制的企业能够根据自身禀赋灵活调整经营策略,在将节能减排行为对生产活动的负面影响降至最低的同时实现出口数量与质量的提升。例如,当污染企业面临强制性环境规制时,往往会因为技术创新需要长周期、高投入且存在高风险而遵循渐进性的技术改造模式,即通过购置污染减排设施而非技术创新以在短期内实现遵循成本的有效降低(Sharma,2001;万攀兵等,2021);相反,企业进行自愿型环境规制不仅反映出其具有通过开展技术创新来实现环境绩效长期改善的强烈动机(Camisón,2010),还意味着其具备开展技术创新所需的客观条件,因而更适用于波特假说的理论范畴(Jiang et al.,2020)。另外,企业进行自愿型环境规制还能够向利益相关者释放出积极履行环境责任与义务的信号,进而提升其产品国际认可度与竞争力。国外已有少数研究试图阐明自愿型环境规制与企业出口行为的关系,但结论并不统一。借助严谨的实证检验,有学者发现自愿型环境规制有利于扩大企业出口规模(Martincus et al.,2010);然而,也有学者发现自愿型环境规制无法有效扩大企业出口规模(Prakash and Potoski,2006)。Nishitani(2009)发现日本制造业企业进行ISO14001环境管理体系认证(简称“ISO14001认证”)能够显著提升企业出口数量;不同的是,Dasgupta et al.(2000)发现进行ISO14001认证无法提高墨西哥制造业企业出口数量。上述文献表明自愿型环境规制在发达国家与发展中国家作用迥异(Blackman,2008)。遗憾的是,由于难以获取企业层面的自愿型环境规制数据,鲜有文献以中国为对象研究自愿型环境规制与企业出口行为的关系,少数关注二者关系的文献也仅仅侧重于其对出口数量的作用,忽略了其对产品质量的可能影响(Xu et al.,2018)。

为此,本文通过爬取1996—2018年国家认证认可监督管理委员会数据库,收集并整理了一套全新的制造业企业ISO14001认证数据集。随后将该数据集分别与中国工业企业数据库、中国海关数据库、中国环境统计数据库与企业专利数据库进行匹配,经过数据清洗后,最终样本区间确定为2004—2014年。^①在此基础上,本文以企业是否参与ISO14001认证作为自愿型环境规制的代理变

^① 由于中国工业企业数据库2010年数据缺失严重,故样本期间内不包含2010年数据。

量,运用倾向得分匹配法和双重差分法定量考察其对企业出口数量和质量的双重影响,并深入探究上述影响的内在机制。结果表明,企业进行 ISO14001 认证不仅能够显著提高其出口数量,也能够显著提升其出口质量,且这种积极影响对主要出口国为环境标准较低国家、低对外开放水平地区、重污染行业、规模较小的企业更为强烈。就影响机制而言,进行 ISO14001 认证能够通过降低遵从成本、化解监管风险、提升社会声誉等途径直接实现企业出口的“增量提质”,也能够通过创新效应,即诱发过程创新与产品创新,间接提高企业出口数量与质量。

本文的边际贡献主要体现为以下三个方面:①现有研究环境规制与企业出口行为之间关系的文献主要聚焦于强制性环境规制,认为强制性环境规制分别会通过倒逼企业开展技术创新与增加企业合规成本这两种途径,从而对其出口数量与质量产生正反两方面的影响。与上述机制不同,出口企业参与自愿型环境规制不仅能够通过释放积极履行环境责任的信号从而建立起良好的绿色声誉,也能够引导企业依据自身条件把握契机,积极主动进行过程创新与产品创新实现出口的“增量提质”。然而,鲜有文献基于上述视角对自愿型环境规制与企业出口数量和质量的关系进行系统而全面的讨论。为此,本文将研究视角从企业被动接受强制性环境规制拓展到主动参与自愿型环境规制,以企业是否进行 ISO14001 认证为切入点,深入考察自愿型环境规制对企业出口数量和质量的双重影响,并在此基础上系统而全面地识别其内在机制,证实了企业进行 ISO14001 认证有助于诱发自身的过程创新与产品创新进而实现出口的“增量提质”。②仅有少数研究考察了自愿型环境规制对企业出口规模的影响,尚无文献探究其对企业出口质量可能产生的影响,且前者的研究对象主要聚焦于欧美发达国家企业,针对发展中国家企业特别是中国企业的研究极为匮乏。鉴于各国国情特别是所处的发展阶段不同,既有关于自愿型环境规制与企业出口行为关系的研究结论可能无法适用于中国。为此,本文以中国的制造业企业为研究对象给出了经验证据,在一定程度上填补了二者之间关系的研究空白。③就研究数据而言,既有关于中国 ISO14001 认证的定量研究均基于上市公司数据或者截面调查数据展开,可能会面临样本选择偏差问题。本文通过爬取 1996—2018 年国家认证认可监督管理委员会数据库,整理了一套全新的制造业企业 ISO14001 认证数据集,据此构造了自愿型环境规制虚拟变量,形成了较为有力的量化手段,有效减轻了因样本数量较少与样本选择偏差对研究结论准确性、普适性的干扰。

余文结构安排如下:第二部分在介绍中国 ISO14001 认证实践的基础上,梳理了 ISO14001 认证的影响因素,并着重分析了 ISO14001 认证对企业出口数量和质量的影响机理,提出相应的研究假说。第三部分介绍研究设计,包括数据整理、变量说明、识别策略与计量模型设定。第四部分报告实证结果,涵盖基准回归、异质性检验与稳健性检验。第五部分进行作用机制检验。第六部分为结论与启示。

二、特征性事实、ISO14001 认证影响因素与研究假说

1. 中国 ISO14001 认证实践

与发达国家相比,虽然自愿型环境规制在中国起步较晚,但近年来发展十分迅速。目前,中国实践最为广泛的自愿型环境规制项目为 ISO14001 认证。这一认证最初由国际标准化组织于 1996 年推出,截至 2019 年,其应用范围已遍及全球 171 个国家(地区),逐渐成为世界上实践最为广泛的自愿型环境规制项目之一。这为企业自身环境行为提供了基本框架,其目标包括防止或减轻企业对环境的负面影响、协助企业履行环境法规、改善企业环境绩效、向利益相关者传递企业信息

等。为获得 ISO14001 认证,企业必须对其生产活动中的环境相关行为进行全面梳理与审查,并据此建立相应环境管理体系。在正式申请认证前,待认证企业环境管理体系应至少运行三个月以上且在近一年内未因环境违法行为受到处罚。满足上述条件后,企业可自行选取具有认证资质的认证机构进行认证,以获取 ISO14001 认证证书。获得认证后,认证企业需继续遵循计划、执行、检查、处理这一流程循环以确保环境管理体系实践的完整性与有效性。就认证时效而言,一方面,为确保认证的有效性,认证企业必须每年接受第三方检查,以确保其在证书有效期内符合环境管理体系认证标准;另一方面,认证企业每三年需要接受一次全面复评进而重新取得 ISO14001 认证证书。根据国家认证认可监督管理委员会提供的统计数据,截至 2018 年末,中国 ISO14001 认证数量累计达 553365 次,其中,制造业企业认证数量累计达 242528 次,占比为 43.8%。上述事实为本文在中国情境下研究自愿型环境规制与制造业企业出口行为的关系奠定了坚实基础。

2. ISO14001 认证影响因素

既有文献基于利益相关者理论、合法性理论、规制影响理论等对 ISO14001 认证的影响因素进行了深入研究(Nishitani, 2009)。就其内部驱动力而言,企业规模、所有制类型、股东环保意识等特征均会对其是否参与 ISO14001 认证产生显著影响。①企业规模扩大有助于其参与 ISO14001 认证(Blackman and Guerrero, 2012)。由于开展 ISO14001 认证需要企业支付较高的认证成本与维护成本,因此与小规模企业相比,大规模企业更有可能主动承担此类成本进而申请认证。②企业所有制类型会显著影响其参与 ISO14001 认证的意愿(Liu et al., 2010)。与国有企业和外商投资企业相比,私营企业通常面临着更为激烈的市场竞争,因此具有更强的动力通过开展 ISO14001 认证提升企业声誉与品牌价值;与此同时,外商投资企业的母国往往具有较高的环境标准,因而其更可能通过开展 ISO14001 认证以遵循母国环境标准。③由于股东能够参与企业环保决策,因此股东的环保意识也是其参与 ISO14001 认证的主要影响因素。④出口目的国多元化与出口产品种类多元化同样是驱动企业进行 ISO14001 认证的因素(Martincus et al., 2010)。若企业出口目的国与出口产品种类较多,则获取 ISO14001 认证能使企业从中获取更大收益,因而其具有更强的动机申请认证。

客户需求与竞争压力是影响企业进行 ISO14001 认证的重要外部驱动力,且均具有较强的国家和行业异质性(Christmann and Taylor, 2006)。①就客户需求而言,一方面,不同出口目的国的进口商对出口企业是否进行 ISO14001 认证具有不同的要求。发达国家的进口商通常面临来自消费者、政府与非政府组织的多重环保压力,这些压力能够借由全球供应链传导至中国出口商。换言之,国外进口商会要求中国出口商满足较高的生态支持性惯例与标准(例如,ISO14001 认证)以应对多方环保压力。在此背景下,向该国出口的企业具有更强的动机申请 ISO14001 认证,Christmann and Taylor(2001)证实了上述结论。另一方面,不同行业的进口商同样对企业是否进行 ISO14001 认证存在差异化需求(Martincus et al., 2010)。由于重污染行业进口商通常会面临较强的环保压力,因而其更加倾向于选取具有 ISO14001 认证的出口企业作为贸易对象。因此,若某企业的主要出口行业隶属于重污染行业,则其更加倾向于申请 ISO14001 认证。就竞争压力而言,一方面,出口商需要在特定出口目的国与本国的其他出口商展开竞争,因此,特定出口目的国中具有 ISO14001 认证的中国出口企业越多,则将该国作为主要出口目的国的出口企业更有可能申请 ISO14001 认证。另一方面,出口商也需要在特定出口行业中与本国的其他出口商展开竞争,因而特定出口行业中具有

① 本文的研究对象主要为出口企业,因此,这里主要以出口为切入点讨论客户需求对企业进行 ISO14001 认证的影响。

ISO14001 认证的中国出口企业越多,则将该行业作为主要出口行业的出口企业有更强的意愿申请 ISO14001 认证。

3. 研究假说

(1)直接效应。ISO14001 认证本身就具有促进认证企业出口“增量提质”的作用。一方面,就认证企业而言,构建完备、规范的环境管理体系能够从组织层面对其生产活动加以引导,同时改善管理绩效与环境绩效,减少为应对强制性环境规制所需支付的合规成本(Albertini, 2019)。在面临严苛的强制性环境规制时,降低合规成本能够有效缓解企业面临的资金压力,使企业将更多的资金投入生产与研发活动,进而提高出口数量与质量。具体而言,环境管理体系要求认证企业将环境绩效持续改善作为方向,据此制定具体的环境目标与相应的自我约束机制,例如制定标准化的生产制造流程,以此降低生产过程中的材料、运营和环境管理成本(Iatridis and Kesidou, 2018)。为确保环境管理体系的顺畅运行与规划方案的贯彻落实,企业需要定期监测、评估其实施情况,根据评估结果适时对规划方案做出调整与改进,从而在实现整体环境绩效持续性改善的同时为降低合规成本构筑坚实基础,最终实现出口的“增量提质”。

另一方面,进行 ISO14001 认证不仅能够使出口企业更易满足东道国政府的监管要求、降低阻滞企业出口的监管风险,还能够提高出口企业社会声誉,增强其产品在国际市场上的竞争力,进而增加出口产品数量、扩大国际市场份额(Xu et al., 2018; Riaz and Saeed, 2020)。具体而言,发达国家严苛的环境法规与排放标准致使国外进口商拥有较强的环保意识且重视管控生产过程的环境影响。更为重要的是,这些标准可能会借由全球价值链影响出口企业(McGuire, 2014)。与非认证企业相比,进行 ISO14001 认证的出口企业往往具有更为完备的环境风险管控体系与良好的环境绩效,这意味着其更易符合国外进口商对出口企业环境表现的预期以及进口商所在国的环境监管要求,从而缓解国外进口商对于出口企业环境表现较差的担忧并化解来自东道国政府的监管风险,最终在产品出口市场上形成更大的竞争优势(Nishitani, 2009; He and Shen, 2019)。与此同时,出口企业的环境表现和社会声誉与利益相关者(国外进口商)的社会合法性息息相关,因此国外进口商在进行产品采购决策时更倾向于信赖并选择环境表现较好、社会声誉较高的认证出口企业作为供应商(Zou et al., 2015)。ISO14001 认证作为帮助企业获取利益相关者支持的潜在媒介,能够释放出企业积极履行社会责任的可靠信号,纾解国外进口商与认证出口企业的信息不对称,这有助于吸引重视环境管理的国外进口商并加快构建二者间的信任关系,提升国外进口商对认证出口企业的评价,最终提高认证出口企业产品在东道国的竞争力与市场份额(Testa et al., 2018)。此外,在环境风险与信贷风险相互耦合的背景下,进行 ISO14001 认证能够向外部投资者传递企业自觉履行社会责任的信号,进而在缓解认证企业与外部投资者之间信息不对称的同时提高企业资信度,这有利于认证企业获得外部投资者的青睐,缓解融资约束,最终助力认证企业实现出口的“增量提质”(DeBoskey and Gillett, 2013; Iatridis and Kesidou, 2018)。基于以上分析,本文预期出口企业进行 ISO14001 认证将会显著增加其出口数量并提升其出口质量。因此,本文提出:

假说 1:与未进行 ISO14001 认证的出口企业相比,进行 ISO14001 认证能够促进企业出口的“增量提质”。

(2)间接效应。除上述直接效应外,企业进行 ISO14001 认证也会产生间接效应进而促进出口的“增量提质”,本文将其概括为创新效应。波特假说认为,设计合理的环境规制将有利于鼓励企业进行创新以改进其生产工艺并提高生产率,最终实现环境绩效与经济绩效的“双赢”(Porter and van

der Linde, 1995)。与其他类型的环境规制相比,自愿型环境规制具有更强的灵活性,因而更适用于波特假说的理论范畴(Camisón, 2010;Jiang et al., 2020)。作为自愿型环境规制的主要形式之一,已有众多学者对 ISO14001 认证在提升企业创新绩效方面的效果进行理论推演与实证评估(He and Shen, 2019)。就其内在机制而言,一方面,借助于环境管理体系,企业能够全面地监测与管理生产活动所造成的环境影响,这有助于激发企业创新意愿、帮助企业寻找新的技术创新点,进而推动企业根据其自身优势开展最适宜的创新活动,打造以绿色发展为基调的“创新”引擎(Amores-Salvadó et al., 2015)。另一方面,构建良好的环境管理体系能够充分调动企业主动参与创新活动的积极性进而实现自身环境绩效的有序改进,这不仅为企业日后应对日益趋紧的强制性环境规制构筑了“缓冲带”,而且为企业长期维持自身的环境合法性奠定了坚实基础(Potoski and Prakash, 2005)。

综上所述,企业进行 ISO14001 认证能够显著改善其创新绩效,为此,本文试图从创新视角出发厘清 ISO14001 认证与企业出口“增量提质”的关系。具体地,参考既有研究对于创新行为的分类范式,本文将企业创新活动细化为过程创新与产品创新,分别从上述两个维度探讨创新帮助企业实现出口“增量提质”的作用机理(Ziegler and Nogareda, 2009)。一方面,从过程创新视角看,其不仅能够帮助企业从源头减少污染物的产生量,也能够优化、改进生产流程,最终实现企业出口的“增量提质”。具体地,研发并应用清洁生产技术的企业能够直接减少生产过程中污染物的产生,这意味着在面临外部环境目标约束时,此类企业生产活动遭受的负面影响较弱,因此产量相对更高,从而为出口规模的扩大提供了有效支撑;与此同时,通过对既有生产流程与工艺的改进,企业也能够提高产品质量,这为出口更高质量的产品奠定了坚实基础。另一方面,从产品创新视角看,企业进行产品创新会增加可供出口的产品种类,一般而言,产品种类丰富的企业往往易于在东道国取得竞争优势,因此具有更高的出口数量;与此同时,在环境管理体系的约束下,企业进行新产品研发不仅需要注重产品质量的改善,也要关注新产品生产过程中的环境影响,据此可以推断,企业研发并生产新产品能够实现环境绩效优化与产品质量改进的“双赢”(Kawai et al., 2018)。基于上述分析,本文预期进行 ISO14001 认证有助于出口企业进行过程创新与产品创新。本文将这一机制链条定义为创新效应,并提出:

假说 2:企业进行 ISO14001 认证将会产生创新效应,进而促进其出口的“增量提质”。

三、研究设计

1. 数据整理

为考察自愿型环境规制能否有效促进企业出口的“增量提质”,本文使用了五个微观数据集,包括作者自行整理的制造业企业 ISO14001 认证数据集、中国工业企业数据库、中国海关数据库、中国环境统计数据库与企业专利数据库。由于国家认证认可监督管理委员会数据库中 1996—2008 年数据缺失较为严重,经与中国工业企业数据库匹配后,2008 年当年及以前并无匹配成功企业,且为确保进行平行趋势检验时 2009 年认证企业存在相对较长的政策实施前时期,本文将样本起始年份设定为 2004 年;另外,由于 2015 年及以后中国工业企业数据库数据不可得,故样本截止年份为 2014 年,最终本文样本区间确定为 2004—2014 年。需要指出的是,由于中国工业企业数据库 2010 年各变量数据缺失严重,故样本期间内不包含 2010 年数据。

微观层面自愿型环境规制数据的收集与整理是本文的重要工作之一。得益于上市公司环境信息披露制度的发展与完善,先前研究往往通过查询上市公司信息披露公告进而获取微观层面的

ISO14001 认证数据集(Xu et al., 2018; He and Shen, 2019)。^① 然而,使用此种方式获取的数据集不仅观测值数量较少,也会导致样本失去随机性,从而产生样本选择偏差问题,最终影响研究结论的稳健性与普适性。例如,上市公司样本所含企业往往规模较大、竞争力更强且管理更为规范,此时无法准确识别 ISO14001 认证对企业出口行为影响的平均效应。为此,本文借助网络爬虫技术爬取 1996—2018 年国家认证认可监督管理委员会数据库,重新收集并整理了一套全新的制造业企业 ISO14001 认证数据集。该数据集包括申请 ISO14001 认证通过的制造业企业名称与认证年份信息。

随后,本文将该数据集与中国工业企业数据库、中国海关数据库、中国环境统计数据库与企业专利数据库进行匹配、组合,进而获得了三套制造业企业面板数据用于检验 ISO14001 认证与企业出口数量和质的关系及其影响机制,详细匹配情况见表 1。^② 其中,面板数据 A 由制造业企业 ISO14001 认证数据集、中国工业企业数据库、中国海关数据库匹配而成,主要用于研究自愿型环境规制是否可以实现企业出口的“增量提质”及其影响机制;面板数据 B 由制造业企业 ISO14001 认证数据集、中国工业企业数据库和中国环境统计数据库匹配而成,主要用于检验创新效应是否存在;面板数据 C 由制造业企业 ISO14001 认证数据集、中国工业企业数据库和企业专利数据库匹配而成,同样用于检验创新效应是否存在。需要指出的是,若将五个数据库一次性匹配、合并会致使观测值数量大幅下降,进而影响实证结果的准确性。为此,参照 He et al.(2020)的做法,本文分别匹配、组合不同数据集以用于实证检验。

表 1 数据库匹配情况

	第一步					第二步		
	中国工业企业数据库	中国海关数据库	中国环境统计数据库	企业专利数据库	匹配成功观测值数	认证数据集	匹配成功观测值数	匹配成功企业数
面板数据 A	√ (2878621)	√ (288959)			268315	√	14215	6476
面板数据 B	√ (2878621)		√ (1253294)		183141	√	13183	5839
面板数据 C	√ (2878621)			√ (2513856)	100944	√	13002	5652

注:由于 ISO14001 认证证书的有效期为 3 年,这意味着匹配成功观测值数与匹配成功企业数的比例关系应为 3:1,然而在第一步匹配过程中无法确保企业始终存续于样本期间,故其比例关系并非为 3:1 严格对应;括号内为匹配前样本数量。其中,专利数据库匹配前样本数量为未汇总至企业层面的专利总条数。

① 2007 年国家环保总局发布了《环境信息公开办法(试行)》,要求企业公开环境信息。2008 年,上海证券交易所发布《上市公司环境信息披露指南》,强制要求上市公司披露年度资源消耗总量、污染物种类、排放量等环境信息。2010 年,原中华人民共和国环境保护部发布的《上市公司环境信息披露指引》明确了中国 A 股市场重污染行业上市公司环境信息披露的内容和形式。上述一系列文件的出台为获取上市公司环境管理体系认证数据提供了可能。

② 由于中国工业企业数据库、中国海关数据库、中国环境统计数据库与企业专利数据库已被诸多学者广泛应用于不同经济学领域的研究中,故上述四个数据库的清洗过程不再赘述。

在上述匹配过程中,第一步根据企业名称、组织机构代码等信息匹配除制造业企业 ISO14001 认证数据集外的两套数据库,并保留两套数据库中同时存在的企业观测值;第二步使用企业名称作为匹配依据,将上一步骤中获得的匹配结果与制造业企业 ISO14001 认证数据集再次匹配,进而获得整合数据。上述匹配过程具有如下要点:①在进行面板数据 B 和面板数据 C 的第二步匹配前,需要根据中国工业企业数据库中的出口交货值变量剔除其值小于、等于 0 的企业以保留出口企业样本,由于面板数据 A 的匹配过程中已经涉及中国海关数据库,这意味着匹配成功企业必然为出口企业,故可省略该步骤。②在进行第二步匹配时,以企业名称作为匹配依据计算企业名称相似度,相似度为 1 则直接保留,随后逐年人工检查企业名称相似度小于 1 的情况,以排除企业名称相似度高但并非同一企业导致的匹配错误。

为进一步阐明本文样本选取方面的优势,本文整理并总结了已有关于中国 ISO14001 认证定量研究所使用的样本情况。^① 不难发现,整体而言,以往研究所使用的样本量普遍较少,且认证企业观测值数量与占比较低。

2. 变量说明

(1)企业出口行为变量。一方面,就企业出口数量而言,本文同时从企业出口产品金额与出口产品数量两个维度对其进行测度。^② 具体地,本文根据中国海关数据库将 HS 八分位码的出口产品金额与出口产品数量分别加总至企业层面,随后进行对数化处理,以获取企业出口产品金额变量 ($\ln quantity1$) 与出口产品数量变量 ($\ln quantity2$)。另一方面,就企业出口质量而言,本文首先参照施炳展和邵文波(2014)提出的测算方法对企业出口产品质量进行测算,随后将其汇总至企业层面,进而获得企业出口质量变量 ($quality$)。^③ 产品质量作为产品内垂直差异的直观映射,具有丰富的内涵,其主要包括客观性特征(如耐用性)、心理和视觉满足感(如美观程度)和社会性特征(如品牌社会地位)(Garvin, 1984)。简而言之,在产品数量不变的前提下,能够提升消费者效用水平的特征都可被归结为产品质量(施炳展和邵文波, 2014)。

(2)自愿型环境规制变量。本文根据企业是否进行 ISO14001 认证设定自愿型环境规制变量 (ISO)。具体而言,根据制造业 ISO14001 认证数据集中提供的认证年份,本文将企业认证当年及其后两年的自愿型环境规制变量赋值为 1,否则为 0。

(3)机制检验相关变量。为检验创新效应的存在性,本文分别从过程创新与产品创新两大维度设定如下九个创新变量。①过程创新。本文构建发明专利申请数量 ($\ln pat$, 定义为企业专利数据库中的发明专利申请数量加 1 取对数)与实用新型专利申请数量 ($\ln um$, 定义为企业专利数据库中的实用新型专利申请数量加 1 取对数)对过程创新进行测度。同时,本文还依据世界知识产权组织提供的国际专利分类绿色清单工具识别企业层面的绿色专利申请数量,进而构建绿色专利申请数量变量 ($\ln green$, 定义为企业专利数据库中的绿色专利申请数量加 1 取对数)。^④ 鉴于企业专利申请数量无法表明企业在生产过程中实际采用该专利,本文将中国环境统计数据库中提供的二氧化硫、化学需氧量与废水产生量与中国工业企业数据库提供的工业总产值相结合,进而分别计算出单位产值二氧化硫产生量 ($so2output$)、单位产值化学需氧量产生量 ($codoutput$) 与单位产值废水产生量

① 关于中国 ISO14001 认证的定量研究数据情况参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajccass.org>) 附件。

② 需要特别强调的是,在下文分析时,企业出口数量这一表述涵盖出口产品金额与出口产品数量两个维度。

③ 该方法已经被广泛应用于产品质量测算,具体过程见施炳展与邵文波(2014)。

④ 需要说明的是,由于本文所使用的企业专利数据库未提供 2014 年各专利的分类号,故该年内本文无法识别专利是否为绿色专利,绿色专利申请量数据的样本期间不包含 2014 年。

(*wateroutput*)以进一步表征过程创新(Ziegler and Nogareda, 2009)。^①此外,本文还根据 Olley and Pakes (1996)计算了企业的全要素生产率(*tfp*)以作为过程创新的代理变量。^②产品创新。本文使用了两个变量对产品创新进行度量。一是新产品产值变量(*lnnewproduct*,定义为企业新产品产值加1取对数)。需要指出的是,由于2009年以后中国工业企业数据库并没有提供新产品产值这一变量,因此,在使用该变量测度产品创新并进行实证检验时会导致样本数量锐减。二是企业产品种类数量,本文在HS 8分位码层面对企业出口产品种类数量进行汇总,进而计算企业层面的产品种类数量(*lnexppro*,定义为企业出口产品种类数量取对数)作为产品创新的代理变量。

控制变量。结合已有研究,本文选取的控制变量主要来自企业与行业层面。企业层面控制变量包括企业年龄(*lnage*),定义为年份变量减创建年份加1取对数;资本密集度(*lnicap*),定义为真实资产数额与企业就业人数的比值取对数;企业规模(*lnsize*),定义为企业就业人数取对数;是否国有企业虚拟变量(*soe*),国有企业赋值为1,否则为0;是否外商投资企业虚拟变量(*for*),外商投资企业赋值为1,否则为0。行业层面控制变量包括在城市制造业二位码行业层面计算的赫芬达尔指数(*hhi*)和产业集聚指数(*agg*)。

其他变量。^①在进行倾向得分匹配时,除上述控制变量外,本文还在协变量中加入了以对数形式的省份ISO14001认证机构数量(*lnISOins*),该数据根据国家认证认可监督管理委员会数据库整理获得。此外,本文也使用了对数形式的出口目的国数量(*lnexpcountry*)、对数形式的出口产品种类数量(*lnexppro*)、对数形式的主要出口目的国ISO14001认证数量(*lncountryiso*)、对数形式的主要出口行业ISO14001认证数量(*lnindustryiso*)、对数形式的主要出口目的国中具有ISO14001认证的中国出口企业数量(*lncountryisochina*)和对数形式的主要出口行业中具有ISO14001认证的中国出口企业数量(*lnindustryisochina*)。^②在异质性检验部分,为表征主要出口国环境标准,本文使用了主要出口目的国是否为欧盟国家虚拟变量(*eu*),若企业主要出口目的国为欧盟国家赋值为1,否则为0;省份层面的对外开放水平变量(*trade*),定义为省份进出口总额与国内生产总值的比值;本文还根据《污染源普查重点污染源行业分类》构建了行业污染属性虚拟变量(*pollu*),重污染行业赋值为1,轻污染行业赋值为0。^③

3. 识别策略与计量模型设定

严谨、精准的识别策略是准确评估自愿型环境规制对企业出口数量和质量影响的重要前提。本文的实证思路为:选取进行ISO14001认证的企业作为实验组,并通过倾向得分匹配法逐年对实验组企业进行匹配,从而在剩余企业中选取与实验组企业具有相似特征的未认证企业作为对照组,以缓解自选择偏差。在进行倾向得分匹配时,需要选取企业ISO14001认证的影响因素作为协变量。基于前文对于ISO14001认证影响因素的讨论以及样本可用变量情况,本文主要基于内部驱动力与外部驱动力视角选取协变量。一方面,就内部驱动力变量而言,本文选取企业年龄、资本密集度、企业规模、是否国有企业虚拟变量、是否外商投资企业虚拟变量、出口目的国数量、出口产品种类数量加入匹配;另一方面,就外部驱动力而言,本文选取主要出口目的国的ISO14001认证数量和

① 污染物产生量被定义为污染物排放量与污染物处理量之和,以更为准确地反映企业生产过程中污染物的产生情况。

② 主要出口目的国和主要出口行业被定义为企业出口产品金额最多的国家及行业。为确定企业出口产品金额最多的行业,需要根据各出口产品的HS编码确定其出口行业。具体步骤包括将HS编码转换为SITC编码,随后参考盛斌(2002)根据SITC编码确定出口产品所属的制造业二位码行业。

③ 描述性统计结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

主要出口行业的 ISO14001 认证数量以表征国家层面和行业层面客户需求的差异,若特定国家和特定行业的 ISO14001 认证数量较高,可以认为该国家和行业更可能要求出口企业具有 ISO14001 认证(Martincus et al., 2010)。类似地,本文使用主要出口目的国中具有 ISO14001 认证的中国出口企业数量和主要出口行业中具有 ISO14001 认证的中国出口企业数量表征出口企业面临的竞争压力,若特定国家或特定行业中具有 ISO14001 认证的中国出口企业越多,则意味着出口企业在参与该国和该行业的出口产品竞争时面临更大的竞争压力;同时,本文还选取省份 ISO14001 认证机构数量、赫芬达尔指数和产业集聚指数以控制认证机构可得性、国内行业竞争程度与产业集聚程度对企业申请 ISO14001 认证的影响。需要特别指出的是,为避免上述匹配变量与 ISO14001 认证变量间可能存在的反向因果关系,除企业年龄和两个企业所有制类型变量外,其余匹配变量均采用滞后一期形式(Martincus et al., 2010),^①因此最终回归所用样本区间为 2005—2014 年。此外,为避免参与 ISO14001 认证的企业事前比未参与的企业有更好的出口数量与质量,本文还将滞后一期的企业出口产品金额、数量与企业出口质量作为协变量加入匹配过程。

随后,将实验组与对照组合并组成新的面板数据,并借助双重差分模型识别 ISO14001 认证对企业出口数量与质量的影响及其内在机制。为尽可能确保匹配结果的稳健性,本文参照 Blackman et al.(2010)采取近邻匹配与核匹配法筛选对照组企业,进而获取四套样本。由于 Abadie et al.(2004)研究表明近邻一对四匹配时匹配估计量误差较小,故本文选取近邻一对四匹配获得的样本用于基准回归,并将近邻一对六匹配、近邻一对八匹配和核匹配生成的三套样本用作稳健性检验。^②需要指出的是,由于实证检验部分涉及 A、B 和 C 三套不同的面板数据,因此,本文需要分别针对其应用近邻一对四匹配以获取三套匹配后面板数据。此外,近邻一对六匹配、近邻一对八匹配和核匹配只应用于面板数据 A,进而构成新的面板数据用以检验本文主要结论的稳健性。^③

基于近邻一对四匹配获得的样本,本文设定如下双重差分模型来考察自愿型环境规制对企业出口变量的影响:

$$export_{it} = \alpha ISO_{it} + \beta X_{it} + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $export_{it}$ 为 t 年企业 i 的出口行为变量,包括出口产品金额变量($lnquantity1$)、出口产品数量变量($lnquantity2$)与出口产品质量变量($quality$); ISO_{it} 为 t 年企业 i 自愿型环境规制变量; X_{it} 为一系列控制变量的集合,包括企业年龄($lnage$)、资本密集度($lnicap$)、企业规模($lnsize$)、国有企业虚拟变量(soe)、外商投资企业虚拟变量(for)、赫芬达尔指数(hhi)、产业集聚指数(agg)。 γ_i 和 γ_t 分别表示企业固定效应与年份固定效应。需要指出的是,在进行影响机制检验时,首先保持式(1)右侧不变,随后将 $export_{it}$ 分别替换为不同的机制检验相关变量进行回归;就异质性检验而言,本文将特定的异质性变量与 ISO_{it} 的交互项及特定的异质性变量共同加入式(1)进行回归。

① 由于面板数据 B 和 C 不包含出口目的国数量、出口产品种类数量、主要出口目的国的 ISO14001 认证数量、主要出口行业的 ISO14001 认证数量、主要出口目的国中具有 ISO14001 认证的中国出口企业数量、主要出口行业中具有 ISO14001 认证的中国出口企业数量变量,因此进行倾向得分匹配时不加入上述协变量。

② 事实上,本文同样对样本进行了尝试性的近邻一对一匹配,然而在对匹配后实验组与对照组进行平衡性检验时发现,两组间依旧存在较大差异,无法通过平衡性检验,因此本文在回归中对该种匹配方法获取的样本不予使用。

③ 匹配后数据平衡性检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

四、实证结果

1. 基准回归

表2报告了ISO14001认证对企业出口行为影响的估计结果。第(1)一(3)列为仅控制企业与年份固定效应的回归结果;此时,核心解释变量ISO的估计系数分别为0.1254、0.0986和0.0051,且均于1%的水平显著。在此基础上,本文进一步引入企业与行业层面的控制变量,结果如第(4)一(6)列所示。可以发现,核心解释变量ISO的系数分别为0.1136、0.0775和0.0044,且依然在1%、5%和5%的水平显著。上述结果意味着与未进行ISO14001认证的企业相比,进行ISO14001认证确实能够显著提高企业的出口产品金额、数量与质量,假说1得以初步验证。

表2 ISO14001认证对企业出口行为的影响

变量	(1) lnquantity1	(2) lnquantity2	(3) quality	(4) lnquantity1	(5) lnquantity2	(6) quality
ISO	0.1254 *** (0.0302)	0.0986 *** (0.0330)	0.0051 *** (0.0018)	0.1136 *** (0.0303)	0.0775 ** (0.0332)	0.0044 ** (0.0018)
lnage				0.0639 (0.0802)	0.1054 (0.0995)	-0.0031 (0.0050)
lncap				0.0780 *** (0.0207)	0.0929 *** (0.0229)	0.0039 *** (0.0012)
lnsize				0.3430 *** (0.0301)	0.4114 *** (0.0338)	0.0184 *** (0.0017)
soe				-0.2691 * (0.1411)	-0.2026 (0.1931)	-0.0203 ** (0.0089)
for				0.1156 ** (0.0549)	0.0753 (0.0613)	0.0062 * (0.0033)
hhi				-0.3203 (3.3038)	-7.5230 * (3.9944)	-0.4281 ** (0.1941)
agg				0.0110 (0.0120)	0.0135 (0.0130)	0.0006 (0.0007)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	61140	61140	61140	59540	59540	59540
调整 R ²	0.0523	0.0391	0.0354	0.0615	0.0503	0.0433

注:所有回归均聚类于企业层面,括号内为聚类标准误;*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。以下各表同。

本文认为ISO14001认证主要通过降低合规成本、化解监管风险与提高社会声誉以助力企业实现出口的“增量提质”。一方面,得益于落实环境管理体系引致的管理与环境绩效改善,企业能够在应对强制性环境规制时更为游刃有余,即降低其所需的合规成本,缓解资金压力,进而实现出口数量与质量的双重提升(Albertini, 2019)。具体而言,合规成本的降低能够促使认证企业在研发活动中投入更为充沛的资金,进而促进过程创新与产品创新,最终在国际市场竞争中抢占先机。然而,

这一推测尚需要严谨的实证检验加以验证。另一方面,企业进行 ISO14001 认证具有强烈的信号效应,这一举措能够向利益相关者(如外部投资者和国外进口商)传递企业积极履行社会责任的信号,加深利益相关者对企业环境表现的了解,有效缓解二者间的信息不对称,这不仅能够帮助企业获取外部投资者的青睐,也有助于增强产品国际认可度和竞争力,最终提升国际市场份额(Riaz and Saeed, 2020)。

2. 稳健性检验^①

为确保基准回归结果的稳健性,本文进行了如下五种稳健性检验:①平行趋势检验;②剔除同期强制性环境政策对结果的干扰;③排除匹配方法对结果的干扰;④减轻遗漏变量和随机因素对结果的干扰;⑤使用与实验组企业具有更高相似性的对照组样本进行估计。上述五种稳健性检验的结果均与基准回归结果相似,说明本文实证结果稳健。

3. 异质性检验

前文结果表明,整体而言,进行 ISO14001 认证会对企业出口数量与质量产生显著的积极影响。为进一步深化对上述关系的理解,本文从主要出口目的国的环境标准、出口企业所处地区的对外开放水平、出口企业的行业污染属性、出口企业规模等维度切入,对二者间可能存在的异质性关系进行检验。

(1)主要出口目的国环境标准。欧盟国家历来重视企业环境绩效的评估、报告与改善(杨光勇和计国君,2011)。在国际标准化组织提出 ISO14001 认证前,欧盟委员会已经通过了生态管理与审核系统(EMAS),该系统同样要求参与企业评估、管理和持续改进其环境绩效。与 ISO14001 认证不同的是,该系统对参与企业提出了更高的要求,例如需持有由主管机构签署的合法性证明、做出持续改善环境绩效的直接承诺、增加系统透明度、确保员工的有效参与等。因此,该系统被公认为全球最为严格的环境管理工具(Marrucci and Daddi, 2022)。在此背景下,与非欧盟国家企业相比,欧盟国家企业通常具有较好的环境绩效。此时,即使出口企业已获取 ISO14001 认证,仍然难以在与当地制造商的竞争中获得优势;反之,由于非欧盟国家对于环境绩效重视程度相对较低,因此已获取 ISO14001 认证的出口企业在与当地企业的竞争中更易于获得优势,进而有助于改善自身出口绩效。

基于上述讨论,本文预期,与主要出口目的国为欧盟国家的出口企业相比,ISO14001 认证对于出口目的国为非欧盟国家出口企业的出口行为具有更强的改善作用。为此,本文首先生成企业主要出口目的国是否为欧盟国家虚拟变量(eu),若企业主要出口目的国为欧盟国家,设为 1,反之为 0。随后将其与 ISO 变量生成交互项加入式(1)进行回归,结果如表 3 中第(1)一(3)列所示。由结果可知, ISO 变量均显著为正,这与基准回归结论一致。有趣的是,当被解释变量为企业出口产品金额与数量时, $ISO \times eu$ 均显著为负;而当被解释变量为企业出口质量时, $ISO \times eu$ 则并不显著。这意味着,与主要出口目的国为非欧盟国家的企业相比,ISO14001 认证对主要出口目的国为欧盟国家的企业出口数量的改善作用较弱,上述实证结果与本文预期相符。

(2)地区对外开放水平。中国各省份对外开放水平差异显著,在此背景下,ISO14001 认证对企业出口数量与质量的提振作用是否会由于地区对外开放水平的差异而有所不同?理论上,对外开放水平差异会直接导致区域间出口机会存在差异。若地区对外开放水平较低,出口机会较为稀缺,当地企业出口参与程度较低,进行 ISO14001 认证会有利于企业在竞争中脱颖而出,进而获得更多

^① 稳健性检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

出口机会以提升自身出口数量;反之,若地区对外开放水平较高,企业易获取出口机会,此时,其对ISO14001认证的依赖与重视程度相对较低。因此,本文预期与处于对外开放水平高的地区企业相比,ISO14001认证对低对外开放水平地区企业出口数量与质量的带动作用更强。

表3 主要出口目的国环境标准与地区对外开放水平异质性检验

变量	(1) lnquantity1	(2) lnquantity2	(3) quality	(4) lnquantity1	(5) lnquantity2	(6) quality
ISO	0.1313 *** (0.0317)	0.1055 *** (0.0349)	0.0050 *** (0.0019)	0.2293 *** (0.0661)	0.2561 *** (0.0720)	0.0102 *** (0.0039)
ISO × eu	-0.1291 * (0.0746)	-0.2044 *** (0.0768)	-0.0046 (0.0041)			
ISO × trade				-1.6173 ** (0.8233)	-2.5010 *** (0.9275)	-0.0813 * (0.0488)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	59540	59540	59540	59540	59540	59540
调整 R ²	0.0616	0.0506	0.0433	0.0621	0.0507	0.0434

注:控制变量包括 lnage、lnicap、lnsize、soe、for、hhi 和 agg。以下各表同。

为了验证这一问题,本文将进一步在式(1)中加入省份层面的对外开放水平变量与ISO的交互项再次进行回归,结果见表3第(4)一(6)列。不难发现,关键解释变量ISO的系数依旧显著为正,这与基准回归结论相符;然而,ISO × trade系数显著为负。结合上述两个变量系数的符号方向与显著性水平可知,ISO14001认证对低对外开放水平地区企业出口数量与质量的带动作用更大。如前文所述,本文认为区域间出口机会的差异是造成上述结果的主要动因。若地区对外开放水平较低,出口机会较为稀缺,当地企业出口参与程度较低,进行ISO14001认证将会有利于企业在竞争者中脱颖而出。此时,企业也会更加注重发挥ISO14001认证对其产品质量的改善作用,以达成出口数量与质量同步提升的“双赢”局面。

(3)行业污染属性。鉴于行业间污染程度的不同,环境规制对不同行业出口数量与质量的影响可能存在差异。既有文献主要从强制性环境规制视角出发对上述问题做出解答,其结果表明,与轻污染行业相比,强制性环境规制不利于重污染行业出口数量的提升与出口质量的改进(Hering and Poncet, 2014;盛丹和张慧玲, 2017)。然而,鲜有研究从自愿型环境规制视角对上述问题进行研究。为此,本文根据《污染源普查重点污染源行业分类》设定行业污染属性虚拟变量(pollu),将所有行业划分为重污染行业和轻污染行业,进而检验自愿型环境规制对企业出口行为的影响是否因行业污染属性的差异而有所不同。

观察表4中第(1)一(3)列可知,当被解释变量为企业出口质量时,ISO系数与ISO × pollu系数均显著为正,这意味着与轻污染行业的企业相比,ISO14001认证对重污染行业企业出口质量的影响更强。事实上,与轻污染行业企业相比,重污染行业企业通常拥有更强的创新动机,即其更加倾向于通过创新来降低自身生产行为对生态环境产生的消极影响,从而在提高环境绩效的同时进一步推动产品质量的改进。

(4)企业规模。ISO14001 认证对企业出口行为的影响是否会由于企业规模的差异而有所不同? 一般而言,规模经济的存在通常使规模大的企业在出口竞争中处于优势地位(Bernard et al., 2010),其出口规模较大、市场占有率较高,且拥有分布广泛、数量庞大的客户群体。因此,即使不依赖于 ISO14001 认证引致的出口红利,其也可以通过调整自身出口战略以实现出口数量的持续增长和出口质量的稳步提升。相反,小规模企业受自身条件所限,出口选择较少、出口规模较小,在出口竞争中往往处于劣势地位,其迫切需要开辟海外市场、提高市场份额,更加重视 ISO14001 认证诱发的出口红利,并相应地对经营方式与出口策略进行调整以释放 ISO14001 认证诱发的出口红利,最终更为充分地实现出口产品数量的提升与质量的改进。基于上述讨论,本文预期企业规模将会显著影响 ISO14001 认证与企业出口行为的关系。

为验证上述观点,本文基于式(1)将企业规模($\ln size$)作为异质性变量引入回归。观察表 4 第(4)一(6)列可知,ISO14001 认证有利于实现企业出口数量与质量提升的“双赢”;同时, $ISO \times \ln size$ 变量系数表明,与大规模企业相比,ISO14001 认证对小规模企业出口数量和质量的正向带动作用更强。^① 这一结果与本文预期相同,即小规模企业的确更加重视 ISO14001 认证引致的出口红利,更加注重发挥 ISO14001 认证对自身出口的带动作用。

表 4 行业污染属性与企业规模异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln quantity1$	$\ln quantity2$	$quality$	$\ln quantity1$	$\ln quantity2$	$quality$
<i>ISO</i>	0.1053 *** (0.0317)	0.0688 ** (0.0347)	0.0035 * (0.0018)	0.4632 ** (0.2303)	0.6411 *** (0.2480)	0.0465 *** (0.0131)
<i>ISO × pollu</i>	0.1131 (0.0758)	0.1188 (0.0791)	0.0118 ** (0.0049)			
<i>ISO × ln size</i>				-0.0552 (0.0367)	-0.0890 ** (0.0396)	-0.0067 *** (0.0021)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	59540	59540	59540	59540	59540	59540
调整 R ²	0.0615	0.0503	0.0434	0.0616	0.0506	0.0438

五、作用机制检验

根据前文结果可知,ISO14001 认证能够帮助企业实现出口数量增加与质量提升的“双赢”。由此产生的问题是,这一过程是通过何种机制加以实现? 既有研究表明创新是助力企业塑造对外贸易新优势,实现出口“增量提质”的重要引擎(施炳展和邵文波, 2014)。一方面,过程创新能够直接优化企业生产过程,从而在减少污染物排放的同时提高生产率;另一方面,进行产品创新不仅会直接增加企业可供出口的产品种类,而且有利于企业统筹推进产品质量改进与环境影响管控。据此

^① 被解释变量为出口产品金额时, $ISO \times \ln size$ 系数为负且不显著。

可知,过程创新和产品创新为企业进一步扩大出口规模、改进产品质量奠定了坚实基础。因此,为了探究 ISO14001 认证是否会通过促进创新进而助力企业实现出口的“增量提质”,本文基于式(1),对等式左侧被解释变量进行替换以对上述影响机制(假说2)进行实证检验。

相应地,本文将创新效应进一步区分为过程创新与产品创新。就过程创新而言,本文将式(1)中的被解释变量分别替换为发明专利申请数量(*lnpat*)、实用新型专利申请数量(*lnum*)、绿色专利申请数量(*lngreen*)、全要素生产率(*tfp*)、单位产值二氧化硫产生量(*so2output*)、单位产值化学需氧量产生量(*codoutput*)和单位产值废水产生量(*wateroutput*)。就产品创新而言,本文将式(1)中的被解释变量分别替换为新产品产值(*lnnewproduct*)和产品种类数量(*lnexppro*)。

表5第(1)一(6)和表6中第(1)列给出了表征过程创新的不同变量作为被解释变量的估计结果。其中,表5中第(1)一(3)列回归结果基于面板数据C匹配后数据获得;表5中第(5)、(6)列和表6中第(1)列回归结果基于面板数据B匹配后数据获得。观察上述结果可知,核心解释变量ISO在表5中第(1)一(4)列中均显著为正;在表5中第(5)、(6)列和表6中第(1)列均显著为负。这意味着ISO14001认证不仅有助于企业增加发明专利申请数量、实用新型专利申请数量与绿色专利申请数量,提高全要素生产率,也有助于其降低单位产出的污染物数量。这充分表明ISO14001认证能够激发企业实施过程创新,提高创新绩效,最终实现出口数量与质量的双重跃升。表6第(2)、(3)列给出了以不同的产品创新变量作为被解释变量的估计结果。核心解释变量ISO的系数分别为1.0699和0.3520,且在10%和1%的水平显著,这说明进行ISO14001认证能够显著提高出口企业新产品产值和产品种类数量。换言之,ISO14001认证有助于促进企业产品创新,进而在增加其产品种类数量的同时提高产品质量,最终促进企业出口数量与质量的增长。

表5 创新效应检验一

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnpat</i>	<i>lnum</i>	<i>lngreen</i>	<i>tfp</i>	<i>so2output</i>	<i>codoutput</i>
ISO	0.1906*** (0.0062)	0.2011*** (0.0134)	0.0361*** (0.0038)	0.0085*** (0.0027)	-0.0783** (0.0271)	-0.1505*** (0.0234)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	71524	71524	42676	59537	59675	33995
调整 R ²	0.0680	0.0367	0.0148	0.1456	0.0209	0.0074

表6 创新效应检验二

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>wateroutput</i>	<i>lnnewproduct</i>	<i>lnexppro</i>
ISO	-0.2538*** (0.0426)	1.0699* (0.5893)	0.3520*** (0.1282)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	63917	20256	53900
调整 R ²	0.0071	0.1892	0.0313

综合表 5 和表 6 的结果可知,与未进行 ISO14001 认证的出口企业相比,进行 ISO14001 认证将会引发创新效应,促使出口企业进行过程创新与产品创新,从而实现出口的“增量提质”,假说 2 得证。值得一提的是,已有文献指出,由于技术创新具有长周期、高投入和高风险等特征,污染企业通常会采取资本更新而非技术创新的方式来应对强制性环境规制(Sharma, 2001;万攀兵等, 2021)。有别于上述观点,本文的实证结果充分表明自愿型环境规制(进行 ISO14001 认证)能够显著促进企业技术创新。具体而言,根据企业自身条件合理构筑并贯彻执行环境管理体系,不仅能够调动企业开展创新活动的积极性,也能够帮助其全面监控生产过程对环境的影响。上述过程均有助于企业进一步探寻技术创新方向,因势利导开展创新活动,从而提升其创新绩效(Amores-Salvadó et al., 2015;He and Shen, 2019)。

六、结论与启示

本文以企业参与 ISO14001 环境管理体系认证为切入点,采取倾向得分匹配法与双重差分法从微观层面深入考察了自愿型环境规制对制造业企业出口行为的影响及其内在机制。具体地,通过爬取国家认证认可监督管理委员会数据库,本文收集并整理了一套全新的制造业企业 ISO14001 认证数据集,并将其与中国工业企业数据库、中国海关数据库、中国环境统计数据库与企业专利数据库进行匹配、组合,形成多套用于检验 ISO14001 认证与企业出口行为关系及其作用机制的微观面板数据。本研究从自愿型环境规制角度出发,为理解发展中国家自愿型环境规制与企业出口行为间的关系提供新的见解,也为加快培育出口新动能,实现经济高质量发展提供决策参考。

本文的研究结论表明:①进行 ISO14001 认证不仅能够增加企业出口产品金额与数量,也能够提高企业出口产品质量,这意味着自愿型环境规制有助于实现企业出口的“增量提质”。②就影响机制而言,申请 ISO14001 认证有助于企业减少合规成本、提升社会声誉,进而直接提高出口数量与质量;与此同时,其也能够引发创新效应,诱发企业过程创新与产品创新,进而间接地助力企业实现出口的“增量提质”。③ISO14001 认证对企业出口数量与质量的正向影响在出口目的国、地区、行业与企业维度均表现迥异。具体而言,其对主要出口国为环境标准较低国家、位于低对外开放水平地区、属于重污染行业和规模较小的企业出口行为的正向影响更强。

本文研究结论对于进一步普及 ISO14001 环境管理体系,实现企业环境绩效与出口绩效的“双赢”,最终推动经济高质量发展具有重要政策启示。①以推广 ISO14001 环境管理体系为抓手,突破阻碍对外贸易促稳提质的瓶颈,实现出口数量与质量的“双跃升”以发展高质量对外贸易,最终实现经济高质量发展。政府部门应联合相关行业协会采取切实措施向出口企业阐明构建环境管理体系的益处,向其大力推广环境管理体系,进而帮助其在愈演愈烈的国际贸易竞争中取得一席之地。②以普及 ISO14001 环境管理体系为重点方向,实现自愿型环境规制工具与强制性环境规制工具治理效能的相辅相成,进而在提升政府环境治理效能的同时降低治理成本。囿于环境监管与执法成本的日益提高,应积极探索包容性监管,在监管过程中注重普及环境管理体系,进而在助力污染企业纾解环保困局的同时降低监管成本。③以规范 ISO14001 环境管理体系认证流程为依托,构筑相应的管理要求基本框架,在切实把好认证机构资质审核质量关的同时,加强对认证过程的监督与指导,挤干认证过程中的水分,切实确认证证质量,发挥认证功效,防止其流于形式。逐步完善认证机构资质认定与审核标准,严格准入门槛,防止认证机构滥竽充数,进而从源头规范环境管理体系认证市场;同时,应出台相应的管理机制对认证过程加以引导,督促认证机构恪守认证规范,进一步减

少形式认证、虚假认证等问题。④以实践 ISO14001 环境管理体系为纽带,赋能对外开放水平较低地区企业、重污染企业、小规模企业等,引导并带动其抓住对外发展机遇,在应对国际贸易风险和挑战的同时全面塑造出口竞争新优势。在推广、普及环境管理体系的过程中,不应采取“一刀切”的方式,而应在充分考虑主要出口目的国、地区、行业与企业异质性特征的基础上采取循序渐进的推广模式,同时辅以创新财政支持机制,充分发挥环境管理体系在出口贸易中的惠企纾困作用,以进一步激发市场主体活力。

随着中国环境规制工具谱系的日益完善,自愿型环境规制在中国实现绿色高质量发展进程中的重要性与日俱增。然而,在当前社会经济发展背景下,对于自愿型环境规制与企业行为关系的理论与实证研究仍然较少。因此,未来研究仍需立足于中国实践,进一步探究自愿型环境规制对企业环境、经济绩效的影响,进而助推中国经济实现高质量发展。

[参考文献]

- [1]高翔,何欢浪. 清洁生产、绿色转型与企业产品质量升级[J]. 统计研究,2021,(7):64-75.
- [2]韩超,桑瑞聪. 环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升[J]. 中国工业经济,2018,(2):43-62.
- [3]李坤望,蒋为,宋立刚. 中国出口产品品质变动之谜:基于市场进入的微观解释[J]. 中国社会科学,2014,(3):80-103.
- [4]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,(1):74-82.
- [5]盛斌. 中国对外贸易政策的政治经济分析[M]. 上海:上海人民出版社,2002.
- [6]盛丹,张慧玲. 环境管制与我国的出口产品质量升级——基于两控区政策的考察[J]. 财贸经济,2017,(8):80-97.
- [7]施炳展,邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J]. 管理世界,2014,(9):90-106.
- [8]万攀兵,杨冕,陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济,2021,(9):118-136.
- [9]杨光勇,计国君. 构建基于三重底线的绿色供应链:欧盟与美国的环境规制比较[J]. 中国工业经济,2011,(2):120-130.
- [10]祝树金,李江,张谦,钟腾龙. 环境信息公开、成本冲击与企业产品质量调整[J]. 中国工业经济,2022,(3):76-94.
- [11]Abadie, A., D. Drukker, J. L. Herr, and G. W. Imbens. Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata[J]. Stata Journal, 2004, 4(3): 290-311.
- [12]Albertini, E. The Contribution of Management Control Systems to Environmental Capabilities[J]. Journal of Business Ethics, 2019, 159(4): 1163-1180.
- [13]Amores-Salvadó, J., G. Martin-de Castro, and J. E. Navas-López. The Importance of the Complementarity between Environmental Management Systems and Environmental Innovation Capabilities: A Firm Level Approach to Environmental and Business Performance Benefits[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2015, 96: 288-297.
- [14]Bernard, A. B., S. J. Redding, and P. K. Schott. Multiple-Product Firms and Product Switching [J]. American Economic Review, 2010, 100(1): 70-97.
- [15]Blackman, A. Can Voluntary Environmental Regulation Work in Developing Countries? Lessons from Case Studies[J]. Policy Studies Journal, 2008, 36(1): 119-141.
- [16]Blackman, A., and S. Guerrero. What Drives Voluntary Eco-certification in Mexico [J]. Journal of Comparative Economics, 2012, 40(2):256-268.
- [17]Blackman, A., B. Lahiri, W. Pizer, M. R. Planter, and C. M. Piña. Voluntary Environmental Regulation in Developing Countries: Mexico's Clean Industry Program[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2010, 60(3): 182-192.
- [18]Camisón, C. Effects of Coercive Regulation versus Voluntary and Cooperative Auto-regulation on Environmental

- Adaptation and Performance: Empirical Evidence in Spain[J]. *European Management Journal*, 2010, 28(5): 346–361.
- [19] Christmann, P., and G. Taylor. Firm Self-regulation through International Certifiable Standards: Determinants of Symbolic Versus Substantive Implementation[J]. *Journal of International Business Studies*, 2006, 37(6): 863–878.
- [20] Christmann, P., and G. Taylor. Globalization and the Environment: Determinants of Firm Self-regulation in China[J]. *Journal of International Business Studies*, 2001, 32(3): 439–458.
- [21] Dasgupta, S., H. Hettige, and D. Wheeler. What Improves Environmental Compliance? Evidence from Mexican Industry[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2000, 39(1): 39–66.
- [22] DeBoskey, D. G., and P. R. Gillett. The Impact of Multi-dimensional Corporate Transparency on U. S. Firms' Credit Ratings and Cost of Capital[J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2013, 40(1): 101–134.
- [23] Garvin, D. A. What Does Product Quality Really Mean[J]. *Sloan Management Review*, 1984, 26: 25–43.
- [24] He, G., S. Wang, and B. Zhang. Watering Down Environmental Regulation in China [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(4): 2135–2185.
- [25] He, W., and R. Shen. ISO 14001 Certification and Corporate Technological Innovation: Evidence from Chinese Firms[J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 158(1): 97–117.
- [26] Hering, L., and S. Poncet. Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(2): 296–318.
- [27] Iatridis, K., and E. Kesidou. What Drives Substantive Versus Symbolic Implementation of ISO 14001 in A Time of Economic Crisis? Insights from Greek Manufacturing Companies[J]. *Journal of Business Ethics*, 2018, 148(4): 859–877.
- [28] Jiang, Z., Z. Wang, and Y. Zeng. Can Voluntary Environmental Regulation Promote Corporate Technological Innovation [J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020, 29(2): 390–406.
- [29] Kawai, N., R. Strange, and A. Zucchella. Stakeholder Pressures, EMS Implementation, and Green Innovation in MNC Overseas Subsidiaries[J]. *International Business Review*, 2018, 27(5): 933–946.
- [30] Liu, M., R. Tan, and B. Zhang. The Costs of “Blue Sky”: Environmental Regulation, Technology Upgrading, and Labor Demand in China[J]. *Journal of Development Economics*, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102610>, 2021.
- [31] Liu, Q., and Y. Lu. Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-added Tax Reform[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97(2): 392–403.
- [32] Liu, X., B. Liu, T. Shishime, Q. Yu, J. Bi, and T. Fujitsuka. An Empirical Study on the Driving Mechanism of Proactive Corporate Environmental Management in China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2010, 91(8): 1707–1717.
- [33] Marrucci, L., and T. Daddi. The Contribution of the Eco-management and Audit Scheme to the Environmental Performance of Manufacturing Organisations[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2022, 31(4): 1347–1357.
- [34] Martincus, C. V., S. Castresana, and T. Castagnino. ISO Standards: A Certificate to Expand Exports? Firm-Level Evidence from Argentina[J]. *Review of International Economics*, 2010, 18(5): 896–912.
- [35] McGuire, W. The Effect of ISO 14001 on Environmental Regulatory Compliance in China[J]. *Ecological Economics*, 2014, 105: 254–264.
- [36] Nishitani, K. An Empirical Study of the Initial Adoption of ISO 14001 in Japanese Manufacturing Firms[J]. *Ecological Economics*, 2009, 68(3): 669–679.
- [37] Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263–1297.
- [38] Porter, M. E., and C. van der Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97–118.
- [39] Potoski, M., and A. Prakash. Green Clubs and Voluntary Governance: ISO 14001 and Firms' Regulatory Compliance[J]. *American Journal of Political Science*, 2005, 49(2): 235–248.
- [40] Prakash, A., and M. Potoski. Racing to the Bottom? Trade, Environmental Governance, and ISO 14001 [J]. *American*

- Journal of Political Science, 2006, 50(2): 350–364.
- [41] Riaz, H., and A. Saeed. Impact of Environmental Policy on Firm's Market Performance: The Case of ISO 14001 [J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2020, 27(2): 681–693.
- [42] Sharma, S. Different Strokes; Regulatory Styles and Environmental Strategy in the North-American Oil and Gas Industry [J]. Business Strategy and the Environment, 2001, 10(6): 344–364.
- [43] Shi, X., and Z. Xu. Environmental Regulation and Firm Exports: Evidence from the Eleventh Five-Year Plan in China [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2018, 89: 187–200.
- [44] Testa, F., O. Boiral, and F. Iraldo. Internalization of Environmental Practices and Institutional Complexity: Can Stakeholders Pressures Encourage Greenwashing [J]. Journal of Business Ethics, 2018, 147(2): 287–307.
- [45] Xu, X., S. Zeng, and H. Chen. Signaling Good by Doing Good: How Does Environmental Corporate Social Responsibility Affect International Expansion [J]. Business Strategy and the Environment, 2018, 27(7): 946–959.
- [46] Ziegler, A., and J. S. Nogareda. Environmental Management Systems and Technological Environmental Innovations: Exploring the Causal Relationship [J]. Research Policy, 2009, 38(5): 885–893.
- [47] Zou, H. L., R. C. Zeng, S. X. Zeng, and J. J. Shi. How Do Environmental Violation Events Harm Corporate Reputation [J]. Business Strategy and the Environment, 2015, 24(8): 836–854.

Environmental Management System Certification and Chinese Manufacturing Enterprises' Export

YANG Mian¹, WANG En-Ze², YE Chu-sheng¹

(1. Center for Economic Development Research, Wuhan University, Wuhan 430072, China;

2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: Promoting the quantity enhancement and quality improvement of China's foreign trade is the key to build a high-level international circular participation pattern and shape new advantages in export competition. This paper uses python technology to collect the 2008—2014 China manufacturing enterprise environmental management system certification dataset, and then match the former with several database. Subsequently, the propensity scores matching method and the difference-in-difference method are applied to investigate the impact of ISO14001 certification on the export behavior of enterprises and its internal mechanism at the micro level. The results show that ISO14001 certification not only significantly increases the export volume of enterprises, but also effectively improves the export quality of enterprises. The results of mechanism analysis indicate that on one hand, the ISO14001 certification can directly promote the quantity enhancement and quality improvement of export goods by reducing compliance cost, mitigating regulatory risk, and improving social reputation. On the other hand, the ISO14001 certification can also indirectly promote the quantity enhancement and quality improvement of export goods by promoting process innovation and product innovation. Heterogeneity analysis shows that the positive impact of ISO14001 certification on the quantity and quality of exports goods is more pronounced for firms which regard the countries with lower environmental standard as main exporting destination, firms in areas with low levels of openness, firms in heavy pollution industries, as well as smaller firms. Our conclusions not only help to deepen the understanding of the relationship between voluntary environmental regulations and firms' export behavior, but also provide decision-making references for accelerating the establishment of China's export competitive advantage and achieving high-quality economic development.

Keywords: environmental management system certification; voluntary environmental regulation; export quantity; export quality

JEL Classification: D21 F18 Q56

〔责任编辑:李鹏〕