

标准开放提高了中国制造业企业的 ESG 吗？

钱学锋 梁展鸿 张继伟

内容摘要：当前，中国已从过去的商品及要素流动型开放转向规则、规制、管理和标准的制度型开放。在新型开放背景下，随着世界各国愈加追求经济的可持续发展，制度型开放能否促进企业承担社会责任，实现经济高质量和绿色发展是亟待回答的问题。为此，本文尝试探究了标准开放对中国制造业出口企业的 ESG 表现的影响及其作用机制，并利用 2011-2015 年 A 股上市公司数据展开检验。研究发现，自愿性标准的协调开放能够显著且稳健地提升中国制造业出口企业的 ESG 表现。其中，质量、安全、网络和测量类的标准开放的 ESG 促进效应最为显著，其次是环境、术语、成分和测试类标准；标准开放主要通过改善企业的社会评价进而整体提高企业的 ESG 评价。针对企业的差异性，发现标准开放主要对民营企业 and 高度嵌入全球价值链的企业的 ESG 表现具有显著正向作用。机制分析表明，标准协调通过提升企业全要素生产率、提高出口产品质量、增强企业创新意识和创新绩效，进而促进企业承担社会责任，改善 ESG 表现。本文首次从自愿性标准的协调开放的角度，证实了其对出口企业 ESG 评价的积极影响，这不仅在中国层面揭示了制度型开放对构建可持续发展经济模式的重要性，而且对于在全球价值链时代下，积极推动全球经贸标准的协调开放，促进企业和经济的绿色转型，实现人类命运共同体理念具有重要启示。

关键词：制度型开放；自愿性标准；标准协调；ESG

一、引言

自 2018 年中央经济工作会议提出“推动由商品和要素流动型开放向规则等制度型开放转变”以来，近几年政府工作报告及“十四五”规划逐步定义制度型开放作为中国推动新一轮高水平对外开放的重要路径。2022 年党的二十大报告也再次强调要“推进高水平对外开放，稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放，加快建设贸易强国，推动共建‘一带一路’高质量发展，维护多元稳定的国际经济格局和经贸关系。”

而标准作为经济活动和社会发展的技术支撑，是国家基础性制度的重要方面，标准化在推进国家治理体系和治理能力现代化中发挥着基础性、引领性作用，特别是作为重要的创新资源，标准化水平的高低是市场创新活跃度和成熟度的重要体现，是经济社会发展的重要参考指标。2022 年，全国各地各部门大力实施《国家标准化发展纲要》，不断健全推动高质量发展的标准体系，提升市场主体标准创新能力，推进制度型开放在助力高技术创新、促进高水平开放、引领高质量发展上发挥了积极作用（《2022 年中国标准化发展年度报告》）。尤其在制造业领域，标准的支撑作用更为显著，截止 2022 年重点领域装备制造国际标准转化率高达 90%，新型基础设施建设标准研制不断提速，持续推动制造业标准的国际化和贸易便利化，推进全国统一大市场建设，助力构建国内国际双循环的新发展格局。

在经济高质量发展的总体要求下，随着气候变化及环境问题对全球经济、社会的影响日益显著，可持续发展和绿色发展的重要性愈加凸显，因而需要企业积极承担社会责任，将环境 (Environment, E)、社会 (Social, S) 和治理 (Governance, G) 因素纳入生产投资等经营发展决策之中，通过践行 ESG 理念从企业层面推动绿色经济和转型的发展。全球范围内

*钱学锋，中南财经政法大学工商管理学院，邮政编码：430073，电子信箱：xfqian@126.com；梁展鸿（通讯作者），中南财经政法大学工商管理学院，邮政编码：430073，电子信箱：lzhong6802@163.com；张继伟，中南财经政法大学经济学院，邮政编码：430073，电子信箱：zjw@stu.zuel.edu.cn。

的投融资也愈加重视企业的 ESG 表现，中国也不断出台相关政策完善 ESG 信息披露体系的建设，推动绿色金融发展以实现“双碳”战略目标。目前，大量的研究表明，较好的 ESG 表现往往能够给企业创造更多价值，比如有利于获得融资，减小融资约束 (Cheng et al., 2014; Dhaliwal et al., 2011)，降低权益资本成本 (El Ghoul et al., 2011) 和债务成本 (Goss & Roberts, 2011)，提高客户和员工满意度 (Luo & Bhattacharya, 2006; Servaes & Tamayo, 2013)，提高投资效率 (Benlemlih & Bitar, 2018) 和规避风险 (Albuquerque et al., 2019)，在危机期间凝聚信任抵御冲击 (Lins et al., 2017)。

因此基于利益相关者理论，企业要实现存续和发展，必须要满足企业利益相关者对企业提高社会意识和承担社会责任的要求，以实现企业的长期价值 (Fatemi et al., 2018)。而在如何促进企业改善 ESG 表现或承担企业社会责任 (CSR) 方面，大部分学者主要围绕企业内部动机展开相关研究，比如企业的薪酬结构、长期激励计划、高管认知和责任意识等 (Mahoney & Thorne, 2005; Parker, 2014; Jilani et al., 2023) 能有效促进企业履行社会责任；在全球价值链和数字经济时代，供应商的评估和协作的重要性提高，有助于改善企业的环境绩效和社会绩效 (Gimenez & Sierra, 2013; Sancha et al., 2016)，以及企业数字化通过强化内部控制信息披露和弱化盈余管理促进企业履行社会责任 (肖红军等, 2021)。

然而目前尚未有研究从制度型开放的角度，对如何促进企业改善 ESG 表现进行探讨。因此本文试图从制度型开放的四个方面之一，标准的国际化和协调开放的视角切入，研究外部政策和经济环境的变化能否促使企业积极承担社会责任。标准的国际化和协调开放意味着国家标准的国际化和国际标准的通用化，通过统一的国际标准，出口企业一方面能够提升产品和服务质量，减少新市场的进入成本，优化企业全球供应链的配置和管理，提高供应链效率和可靠性，整体提升企业的生产效率和经营绩效，另一方面，企业生产经营符合国际标准有助于建立可靠声誉和品牌形象，增强客户信任和忠诚度，加速企业国际化进程，进而激励企业承担更多的社会责任，实现良性的可循环可持续发展的绿色经济发展。

本文可能在以下几方面作出了边际贡献。首先，目前关于制度型开放的研究，主要集中于阐述制度型开放的内涵、理论逻辑和发展路径等方面的定性研究，在具体研究对象上，主要以中国自由贸易区作为“制度型开放高地”做宏观层面的制度性创新和改革的探讨。同时关于企业 ESG 表现的研究，学者们在 ESG 披露对企业自身价值和经营投资等方面做了充分讨论，但在迫切需要企业积极承担社会责任以推动经济高质量发展的当下，关于如何促使企业主动改善 ESG 表现，学界尚未给出确切且有力的回答。因此本文首次聚焦制度型开放的四大方面之一，从标准开放的角度切入，同时利用微观数据，以作为市场经济主体的企业群体作为研究对象，详细探讨了标准的国际化和协调开放对制造业企业 ESG 表现的积极作用和影响路径，为制度型开放和企业 ESG 研究提供新的理论视角和经验证据。

其次，本文从提升全要素生产率、提高出口产品质量和增强企业创新意识和创新绩效的三个机制渠道深入阐述标准的国际化对改善企业 ESG 表现的作用机制。如前文所述，企业良好的 ESG 表现可以降低融资约束，提高员工和客户满意度，规避经营风险等等，但这些要素能否实现企业经济绩效和社会绩效的平衡，以及外部环境或政策的支持，能否促使企业改善 ESG 表现，积极承担社会责任，又有多大的影响效应，仍不清楚。而本文从企业竞争的核心要素出发，关注制度型开放如何通过影响企业生产率、产品质量和创新活动来增强企业竞争优势，以最终促进企业改善 ESG 表现，实现良性的可持续发展。

最后，本文利用前沿的自愿性标准数据，对标准的制度型开放进行刻画。目前国内外涉及标准的研究，多关注于具有法律意义的国家强制性标准，或特定贸易协定中针对指定产品、贸易方式或质管体系等制定的标准，较少有研究探讨自愿性标准对企业经营的影响。因此本文采用根据美国西北大学塞尔中心的技术标准、产业联盟和创新数据库的各国标准制定组织 (Standard-Setting Organization, SSO) 颁布的标准条例数据构建的自愿性标准协调数据集，

较为全面地反映了中国与国际标准的接轨情况，为后续制度型开放研究提供新思路。

二、文献综述与理论分析

（一）标准的制度型开放与企业 ESG 表现

制度型开放是通过在国与国之间以及国内各区域之间，在贸易规则和规制、投资规则和规制以及生产中的管理和标准等方面进行协调和融合来促进经济开放(常娱和钱学锋, 2022)。标准作为作为经济活动和社会发展的技术支撑, 覆盖了生产流通消费的各环节与产供应链的各层级节点, 标准化可以使得企业克服信息不对称 (Leland, 1979), 提高产品质量 (Ronnén, 1991), 确保互操作性和利用积极的网络效应 (Katz & Shapiro, 1985; Farrell & Saloner, 1985)。如质量和技术方面的标准可以使企业更有效地组织生产过程, 并提高产品质量 (Verhoogen, 2008), 同时通过产品认证和标签信息, 提高消费者评估产品质量和性能的准确性, 而兼容性标准的网络效应和规模经济, 则可以促进企业供应链发展和扩大生产规模。

随着全球化经济的发展, 世界范围内的生产贸易愈加依赖标准化的产品要求、专利技术、术语定义等等, 以减小信息不对称, 降低贸易成本。这几十年间, 大部分的标准都是由国际组织颁布和认定的, 如国际标准化组织 (ISO) 和电气和电子工程师协会 (IEEE), 各国的国家标准制定组织越来越多地采用国际标准, 以提高各国技术、产品规格和运输方式等方面的一致性, 促进贸易便利化。与国家政府强制执行的监管标准不同, 由标准制定组织 (SSOs) 设立和颁布的标准条例原则上都是企业自愿性采用的标准, 即推荐性标准。这类标准相较于国家地区对产品质量、安全性能或生产技术的清洁度等的强制性最低要求, 更强调消费者重视的产品属性, 如舒适度、功能性和外观设计等等。企业产品符合推荐性标准, 往往能创造更高的消费效益, 这同时也促进了企业标准和团体标准的发展和推广。

标准开放对企业 ESG 表现的影响可以从两个方面去探讨, 一是标准化的效益, 正如前文所述, 标准既可以产生网络外部性和规模效应来提高消费者效用, 还可以减少由信息摩擦造成的消费扭曲, 降低搜索和交易成本, 同时技术标准也允许高技术含量产品的生产者可以直接参考和采用标准, 避免模糊的产品描述造成技术性壁垒 (Chen & Novy, 2012; Schmidt & Steingress, 2022)。而标准的国际化, 则是在世界范围内将标准化的效益进一步地从区域性拓展为国际性, 实现企业效益的倍数增长, 更有利于规模生产和全球价值链发展。进一步地, 企业良好的绩效, 有利于增强资源能力, 提高品牌价值和声誉, 进而激励企业更多地关注社会问题, 积极承担社会责任, 以维护和满足利益相关者的信任和期望 (Tang et al., 2018)。另一方面, 标准的国际化可以通过企业国际化的角度去探讨其对企业承担社会责任的影响。企业的国际化, 指企业将其经营活动进行跨国界拓展的行为, 即生产、研发、销售、管理等任意经营环节的活动进入海外市场 (Hitt et al., 1997)。中国由于制度背景和市场机制的独特性, 企业的国际化进程引起学界的强烈关注 (Buckley et al., 2018), 研究发现企业国际化有益于获得战略资源 (Luo & Tung, 2007)、增加经营绩效 (杨忠和张晓, 2009)、提高生产率 (蒋冠宏等, 2013) 以及改善环境绩效和社会责任表现 (Kennelly et al., 2002; 潘镇等, 2020)。而在企业“走出去”的过程中, 东道国的市场规制规则及产品标准等势必是跨国公司需要克服和适应的第一道挑战, 因此标准在国际间的协调开放显然利于推动企业的国际化进程, 进而促进改善企业的经营绩效和社会绩效。综上, 本文提出:

假说 1: 标准的制度型开放可以促进企业改善 ESG 表现。

（二）标准开放、全要素生产率与企业 ESG 表现

标准作为国际贸易的底层支撑, 其贸易效应引起众多学者关注, Swann et al. (1996) 最早指出标准促进了出口贸易。通过提高产品质量和生产的规模经济, 可以进一步扩大标准化对贸易的影响 (Blind, 2004)。如同贸易的自由化促进资源在行业间的重新配置, 加大异质性企业在市场决策方面的差异 (Melitz, 2003; Melitz & Trefler, 2012), 严格的标准也

会在不同规模的企业间产生再分配的福利效应,各行业采用最优标准政策所带来的福利收益存在显著的异质性 (Macedonia & Weinberger, 2022)。具体地,以某些行业或国家范围内的某些法规标准为例,欧盟或欧洲自由贸易协定相互认可或统一的协议,会促进参与国之间的双边贸易量,但同时会对协议外国家的出口贸易造成消极影响 (Chen & Mattoo, 2008)。企业层面而言,欧盟电子标准的协调促进美国在该领域向欧盟出口的企业数量的增加 (Reyes, 2011)。国家标准与国际接轨意味着,本土企业的生产技术、产品质量规格及性能等要素与国际水准保持一致,即提升了企业出口海外市场的潜力,在促进贸易便利化的同时,也加速企业的国际化进程。出口企业由于面临更庞大的海外市场需求,具备规模效应的生产模式有利于企业分摊投资清洁技术的沉没成本,降低单位产能消耗,同时基于出口学习理论 (LBE),企业往往也能够利用出口贸易中获得的知识和资源来提升自身生产率 (Tse et al., 2017),而产能提升促进的经济绩效改善,同时又激励着企业进一步创新、改进和升级清洁的生产技术,从而持续降低能源消耗和排放强度,进而改善环境绩效,提高企业整体的 ESG 表现 (Cui et al., 2016; Forslid et al., 2018)。综上分析,本文提出:

假说 2: 标准开放可以通过提高企业全要素生产率促进企业改善 ESG 表现。

(三) 标准开放、产品质量与企业 ESG 表现

可持续发展要求 ESG 指标的评价体系围绕着企业在环境、社会和治理领域的实践和表现进行全面的评价,包括环境方面的碳排放、能源消耗效率、废物管理、水资源管理等,社会方面的员工关系、劳工权益、产品安全性、消费者权益保护等,以及公司治理层面的董事会独立性、高管薪酬和激励机制、透明度和信息披露、反腐败措施以及股东权益保护等。企业的 ESG 表现不仅是反映其发展的可持续性,更是体现企业长期价值创造和经营风险管理的能力 (UN, 2004)。而产品质量管理作为衡量企业 ESG 表现的重要因素之一,具备较强的指示意义。产品质量作为企业竞争力的重要因素,不仅可以能提高消费者效用和社会福利,改善企业社会评价,同时通过增强消费者的信任和忠诚度,也有利于建立和维护企业的品牌形象和声誉,实现市场竞争地位和市场份额的攀升,对企业的长期价值创造存在显著的积极作用。同时,高质量产品往往具备较高水准的质量管理体系,采用环保材料和可持续生产技术进行生产,减少资源消耗和废物排放,有利于环境保护和可持续经济的发展 (Waddock & Bodwell, 2004)。高效健全的产品质量管理体系,通过定期发布商业报告、提供透明化定价策略和可靠的产品信息等,促使企业质量理念和文化的培养,以关注社会发展问题,积极履行相应的社会责任 (Mijatovic & Stokic, 2010; Ascigil, 2010)。从产品的分类的角度看,经营体验和信用产品的企业比生产搜索产品的企业更有可能承担社会责任,因为体验和信用产品必须经过消费者使用后才能确定其对消费者的价值大小,比如汽车、航空旅行、基金投资等等,这类差异性产品往往在买家和卖家间存在高度的信息不对称,致使消费者在购前很难判断产品质量和价值,因此企业的信誉评价显得尤为重要,进而激励企业主动承担更多的社会责任,以塑造品牌形象和提高客户忠诚度 (Siegel, 2007; Gatti et al., 2012)。各国标准的协调,通过在中间品投入、生产技术、产品质量监控、运输包装、检修及更换等各个生产流通及消费过程的原料使用和技术操作标准的统一,实现产品功能性和兼容性的最大化,以清晰一致的标准信息减少信息摩擦造成的消费扭曲,降低搜索和交易成本,从而提高产品质量和消费者福利,增强企业核心竞争力,进而促进改善 ESG 表现。综上分析,本文提出:

假说 3: 标准开放可以通过提高产品质量促进企业改善 ESG 表现。

(四) 标准开放、创新意识和绩效与企业 ESG 表现

当前世界正从化石燃料时代逐渐过渡到清洁能源时代,越来越多的国家和地区积极采取政策支持、法规限制和经济激励等措施推动清洁能源的发展和运用,促进清洁生产技术的创新和普及。中国 2020 年提出的“碳达峰碳中和”的双碳目标,也致力于通过调整能源结构、提高能源利用效率、促进产业转型升级和推动绿色低碳技术的应用等实现清洁、低碳的社会

和经济发展模式。而生产方式和社会发展模式的改变都离不开技术创新，企业作为市场经济的主体，是社会创新的重要源泉，因此提高企业创新意识和创新绩效，进而提高企业整体 ESG 评价，最终实现经济的绿色和可持续发展是清晰明确的指导思路 and 现实路径。企业创新往往首要目标是提高企业核心竞争力、盈利能力和财务绩效等会计指标上的企业价值 (Przychodzen et al., 2020; Chouaibi et al., 2022)，而在这些经济目标之上，创新还是改善企业 ESG 表现的重要因素 (Esposito De Falco et al., 2021)。Ghisetti & Quattraro (2017) 利用区域会计矩阵，发现绿色技术创新对于提高地区和部门环境绩效有显著的积极影响。Ren et al. (2021) 则从互联网发展的角度，讨论了研发投入对加速能源消耗强度下降的作用。而 Asongu (2007) 则以杜邦公司的例子，指出企业社会责任的战略性计划和创新是相辅相成互相促进的，企业为应对气候变化开发的价值链分析，不仅提升企业的社会绩效，创造长期价值，同时也通过不断升级产品线以降低生产成本，实现经济绩效的增长。标准的协调开放，一是可以通过统一市场可以集合消费者需求，最大化研发成果的可利用性和功能效用，提高创新的期望效益，进而促进企业加大研发投入；其次，国家行业间的一致性标准可以降低技术壁垒和市场竞争障碍，减小企业进入新市场和绿地投资可能面临的技术适应性的困难；再者，标准的统一还可以促进国际间的创新合作与技术交流，强化企业的出口学习效应，同时增强国家地区间的知识技术外溢效应，进而提高社会生产力和创新水平，推动技术进步和产业升级，实现经济的高质量发展和可持续发展。综上分析，本文提出：

假设 4：标准开放通过增强企业创新意识和绩效促进企业改善 ESG 表现。

三、数据与变量说明

(一) 模型设定

本文的基准回归主要采用 DID 计量模型，从企业出口产品层面来探讨自愿标准是否存在协调对企业整体 ESG 评分的影响。借鉴 Schmidt & Steingress (2022) 的做法，本文设定计量模型如公式 (1) 所示：

$$ESG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Harmon_{ijnt} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_n + \lambda_j + e_{ijnt} \quad (1)$$

其中被解释变量 ESG_{it} 为企业 i 在 t 年份的 ESG 评分， $Harmon_{ijnt}$ 为企业 i 在 t 年份出口到 j 国家的 n 产品的自愿性标准协调数量。为缓解遗漏变量的影响，本文加入了系列控制变量 X_{it} ，此外本文还控制了系列固定效应， λ_i 为企业个体固定效应， λ_t 为年份固定效应， λ_n 为 HS-4 位编码的产品固定效应， λ_j 为出口目的国的固定效应， e_{ijnt} 为误差项。同时由于标准协调冲击到具体出口目的国-产品层面，因此本文将标准误差聚类处理到企业-年份-出口目的国-产品维度。系数 α_1 衡量了标准协调对企业 ESG 评分的平均处理效应，为本文关注的核心解释变量系数。

(二) 指标构建

1. ESG 评分 ESG_{it} 。本文选取彭博 (Bloomberg) 公布的上市公司评分制 ESG 数据。彭博是全球知名的金融信息和商业资讯提供商，拥有大量企业基础数据，基于企业在环境、社会和公司治理方面的表现并根据独特的模型方法进行整体 ESG 评价。具体地，环境方面主要关注气体排放、能源消耗、中间品投入、水资源利用、环境罚款等，社会方面主要关注员工及客户关怀、雇员多样性、企业文化、供应链管理、产品质量管理体系等，公司治理方面主要关注审计披露、独立董事、组织架构、终身雇佣等。

2. 标准协调 $Harmon_{ijnt}$ 。该指标的基本构建思路为，当出口目的国 j 的 SSO 认证一个中国 SSO 已经颁布或同年颁布的标准，或和中国采用同一个国际标准时，该指标统计的标准协调数量增加 1 单位。该指标的数据主要来源于 Schmidt and Steingress (2022) 采用美国西北大学塞尔中心的技术标准、产业联盟和创新数据库的各国 SSO 颁布的标准条例数据构建的自愿标准协调数据集，本文采用其中的出口国为中国的部分数据作为指标构建的基准

数据。本文首先通过提取中国海关记录的出口产品 HS-6 位编码，根据 UN Comtrade 提供的编码转换表，将 2011-2015 年所有产品不同版本的 HS 编码统一转换为 HS-1992 年的版本，以此与 Schmidt and Steingress (2022) 的 5 位编码的国际标准分类 (ICS) 的自愿标准协调数据集进行匹配，以最终获得中国 2011-2015 年产品层面的出口至 27 个国家的自愿标准协调数量。本文将标准协调数量加 1 取自然对数作为核心解释变量。其中 27 个国家为澳大利亚、奥地利、巴西、加拿大、捷克、丹麦、芬兰、法国、德国、意大利、约旦、日本、韩国、荷兰、挪威、波兰、俄罗斯、斯洛伐克共和国、南非、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其、英国和美国。另外，由于部分产品标准在受到协调冲击后的某年，其协调数量又降为零，这一方面可能是因为标准存在废除和修改的情况导致协调数量的变化，另一方面可能是由于数据统计失误，因此为尽量准确估计标准协调的平均处理效应，该部分数据采取延续最后一年标准协调数量的处理，本文后续的稳健性检验中也将对该情况作进一步的控制。

3. 控制变量。本文参考 Ferrell & Liang (2016)、Fang et al. (2023) 以及 Jilani et al. (2023) 的研究，选取以下控制变量：企业年龄 (Age)，利用样本期与企业成立时间的差值取自然对数来衡量；总资产净利润率 (ROA)，采用净利润除以总资产的比值进行衡量；资本密集度 (Capint)，采用企业的固定资产净额与企业员工总数的比值进行衡量；前十大股东的持股比例 (Top10)，采用上市企业披露的前十大股东的持股比例进行衡量；两职合一 (Dual)，为企业董事长与总经理是否兼任的虚拟变量；独立董事比例 (Inboardratio)，采用企业独立董事占董事总数的比例进行衡量。

(三) 数据来源

本文选取的研究样本为 2011-2015 年中国沪深市场 A 股上市的制造业公司，其中上市公司基本信息及财务数据来自国泰安 (CSMAR) 数据库，进行如下处理：②剔除 ST 及*ST 公司样本；③剔除雇员少于 8 人的公司样本；④剔除相关变量缺失或不正的样本。然后参考 Upward et al. (2013)、田魏和余淼杰 (2014) 等学者的做法，将中国 A 股上市公司数据与中国海关统计数据数据进行合并，以获得上市公司出口的产品数据。限于中国海关数据的可得性，以及为更好地体现企业在 ESG 方面表现的差异性，选择评分制的 ESG 评价数据，而非评级数据，因此上市公司的 ESG 评分选用彭博公布的中国上市公司 ESG 评分数据进行衡量。此外，为减轻极端值的影响，本文对所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。

(四) 描述性统计

合并数据最终获得 2011-2015 年 245 家制造业上市企业的 9610 条企业-年份-出口目的国-产品数据，表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。其中 ESG 评分的标准差为 6.719，说明制造业上市公司之间的 ESG 评分存在较大的差异性。出口产品的标准协调的自然对数值的方差为 0.686，说明存在一定的差异性，同时其均值为 1.120，即大部分产品存在标准协调情况，说明本文采取强度 DID 计量模型的合理性。另外，实验组与控制组在 ESG 均值水平上存在一定的差异，实验组 ESG 评分较高于控制组。其他各特征变量间的差异总体较为有限，反映样本结构整体较为均衡，具有较强的代表性。

表 1 主要变量的描述性统计

VarName	Obs	Overall Mean	Treated Mean	Control Mean	SD	Min	Median	Max
ESG	9610	19.844	19.950	18.353	6.719	1.240	19.421	52.153
Harmon	9610	1.120	1.120	0.000	0.686	0.000	1.099	4.220
ROA	9610	0.070	0.070	0.067	0.064	-0.337	0.062	0.236
Top10	9610	60.719	60.589	62.537	16.000	20.045	59.545	94.442
Dual	9610	0.276	0.276	0.282	0.447	0.000	0.000	1.000
Capint	9610	1.553	1.545	1.658	0.917	0.429	1.276	9.478
Age	9610	2.758	2.764	2.672	0.372	1.386	2.833	3.526
Inboardratio	9610	0.382	0.382	0.381	0.064	0.231	0.364	0.667

四、实证分析

(一) 基准回归结果

本文基准回归结果如表 2 所示，第 (1)、(3)、(5) 列为控制不同固定效应下的基准回归结果，第 (2)、(4)、(6) 为在控制固定效应组的基础上加入控制变量。第 (1) 列为控制年份固定效应、出口目的国固定效应、企业个体固定效应和产品固定效应，第 (2) 加入控制变量，第 (3) 列为控制年份固定效应、企业和产品的交互固定效应、企业和出口目的国的交互固定效应，第 (5) 列为控制年份固定效应、出口目的国固定效应、产品固定效应和企业时间趋势。可以看到，基准回归的核心解释变量 (Harmon) 系数均显著为正，且系数大小基本在 11% 左右，说明出口产品标准的协调开放对企业的 ESG 评分存在显著的正向影响。

表 2 基准回归结果

	ESG					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Harmon	0.103** (0.051)	0.111** (0.049)	0.133* (0.070)	0.119* (0.067)	0.119** (0.050)	0.126*** (0.048)
ROA		16.625*** (1.591)		20.715*** (2.114)		16.563*** (1.589)
Top10		-0.052*** (0.008)		-0.057*** (0.011)		-0.051*** (0.008)
Dual		-1.404*** (0.119)		-1.415*** (0.145)		-1.398*** (0.119)
Capint		0.185* (0.095)		-0.021 (0.117)		0.178* (0.095)
Age		4.333*** (0.804)		3.645*** (1.032)		4.409*** (0.799)
Inboardratio		8.967*** (0.582)		8.814*** (0.743)		8.945*** (0.580)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
Firm FE	Yes	Yes	No	No	No	No
Product FE	Yes	Yes	No	No	No	Yes
Country FE	Yes	Yes	No	No	No	Yes
Firm-Product FE	No	No	Yes	Yes	No	No
Firm-Country FE	No	No	Yes	Yes	No	No
Firm FE×Trend	No	No	No	No	No	Yes
Adj. R ²	0.892	0.900	0.889	0.899	0.892	0.901
N	9550	9550	8395	8395	9550	9550

注：汇报聚类到企业-出口目的国-产品层面的标准误。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，下表同。

(二) 有效性和稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分估计的识别假设要求实验组和控制组之间满足平行趋势 (parallel trend)，即进一步确认企业 ESG 水平的提升是由标准开放带来的，还是其他不可观测因素造成的。对此，本文利用事件研究法对模型的动态效应予以检验。具体模型建立如下：

$$ESG_{it} = \beta_0 + \sum_{\tau=-4, \tau \neq 0}^{+2} \beta_{\tau} \cdot Harmon_{ijnt}^{\tau} + \delta X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_n + \lambda_j + e_{ijnt} \quad (2)$$

其中, ESG_{it} 表示企业 ESG 评分, 与基准模型一致; 变量 $Harmon_{ijnt}^{\tau}$ 是参照标准开放当年而生成的相对年份虚拟变量, 若当年实行了标准开放, 则取“1”, 反之取“0”。设定标准开放当年作为事件分析的基期年。 β_{τ} 值的大小及显著性水平则反映在控制特征变量和固定效应后, 控制组与实验组之间的条件差异程度。若开放前的系数 β_{τ} 不显著异于 0, 则表明满足平行趋势假定。图 2 报告了估计系数 β_{τ} 及其 95% 置信区间。可以发现, 标准开放前估计值在“0”上下波动, 基本不显著, 且未发现有显著变化趋势。同时我们对事前系数进了联合假设检验, 结果也无法拒绝处理前系数都为 0 的原假设, 表明实验组和控制组在标准开放前的特征趋势大体一致, 符合平行趋势的识别假设。而标准开放后, 对企业 ESG 提升的政策效应开始显现, 估计系数显著为正, 但有逐期放缓的趋势, 反映出政策的短期冲击效应。

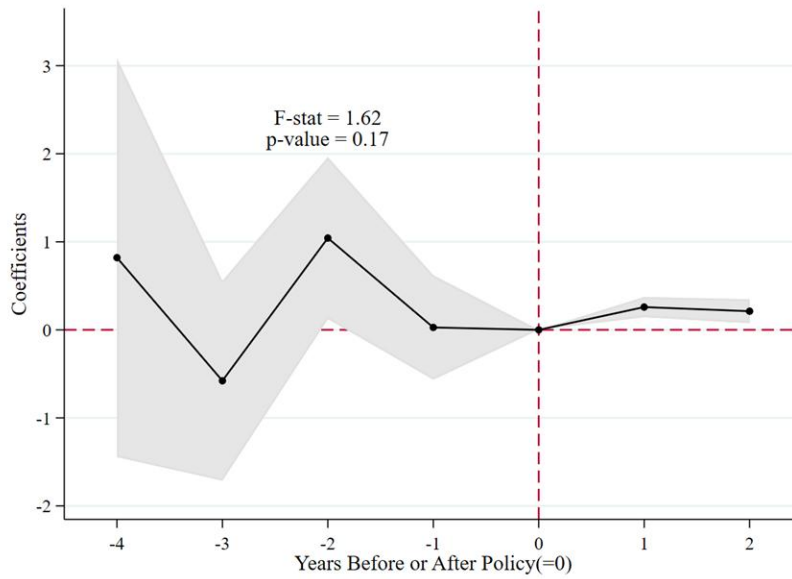


图 1 平行趋势检验

2. 剔除协调冲击反复的观测值

基准回归中, 本文对于核心解释变量 (Harmon) 衡量的标准协调数量在冲击后某年归为零值的情况, 采取了延续最后一年协调数量的处理, 为进一步避免该部分观测值的处理对整体回归的影响, 本文在企业-出口目的国-产品层面, 剔除上一年遭受标准协调冲击, 而本年及后续年份的标准协调数量为零的观测值, 再进行基准回归, 回归结果如表 3 第 (1) 列所示, 核心解释变量 (Harmon) 系数仍显著为正, 证明本文结论的稳健性。

3. 剔除协调冲击反复的产品样本

为进一步地剔除冲击反复的样本对标准协调平均效应估计效果的影响, 以及为缓解样本面板数据的非平衡程度, 本文在出口目的国-产品层面, 将遭受标准协调冲击后于某年又回到无冲击状态的出口目的国-产品样本组整体剔除, 即剔除存在冲击反复的某国某产品下的所有出口企业样本, 再进行基准回归, 回归结果如表 3 第 (2) 列所示, 标准协调变量 (Harmon) 系数仍在 5% 的水平下显著为正, 说明标准协调确实存在对企业 ESG 的积极影响。

4. 替换核心解释变量

本文标准协调变量 (Harmon) 在基准回归中为强度 DID 计量模型的核心解释变量, 在该稳健性检验中, 本文将其处理为一般多期 DID 的核心解释变量, 即为二值虚拟变量, $Harmon=1$ 表示进口中国某企业某产品的国家, 存在和中国采用相同的国际标准或采用了中国的产品标准的情况, $Harmon=0$ 则表示进口国与中国不存在标准协调的情况。使用该解释变量的基准回归结果如表 3 第 (3) 列所示, 标准协调变量 (Harmon) 系数仍显著为正, 本文基本结论依旧稳健。

5. 替换被解释变量

为避免个别机构的评分体系有所偏颇，本文采用和讯网的评分制社会责任（CSR）数据替换被解释变量，其数据处理与基准回归保持一致，该评分体系主要针对股东责任、员工责任、供应商、客户和消费者责任、环境责任和社会责任五项指标进行考察，最终根据相应的权重进行加总。回归结果如表 3 第 (4) 列所示，核心解释变量 (Harmon) 的系数依旧显著为正，系数大小为 0.457，较基准回归系数更大，说明标准的制度型开放对提升出口企业的 ESG 表现具有显著作用。

6. 倾向得分匹配

考虑到不同企业的 ESG 发展具有较大异质性，对特定出口国和产品的标准开放可能存在一定的非随机性，而这一选择性偏误会对我们的基准回归结果产生影响。为消除这类选择内生性问题，本文利用半径匹配方式寻找与控制组更为相近的控制组样本，然后将落在共同支撑域之内处理组和控制组重新进行 DID 回归。回归结果如表 3 列 (5) 所示。可以看到，政策效应依然显著为正，且回归系数大小与基准回归结果基本一致，这进一步论证了基准结论的稳健性。

表 3 稳健性检验结果 1

	ESG				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	剔除冲击反 复的观测值	剔除冲击反 复的产品	替换核心解 释变量	替换 被解释变量	PSM-DID
Harmon	0.140*** (0.051)	0.127** (0.061)	0.240** (0.120)	0.457* (0.273)	0.113** (0.049)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Product FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R2	0.903	0.894	0.894	0.717	0.900
N	8676	6569	6569	9550	9498

7. 控制同期政策影响

本文样本期为 2011-2015 年，属于中国经济高速增长的阶段，其国际影响力也在不断增强，尤其习总书记在 2013 年提出的“一带一路”倡议，初步构建了中国主导的区域贸易协定，主要在西亚东南亚等区域极大地提高了贸易开放度，促进资金人才技术等的流动，显著提高了中国和倡议国家的双边贸易额。而“一带一路”倡议又以解决产能过剩、促进产业升级转型等为中国制造业企业赋能，因此倡议对于促进制造业企业出口及增强 ESG 存在一定影响，本文对此采用国泰安数据库统计的 2011-2015 年加入“一带一路”倡议的国家数据，识别本文样本观测期内企业出口至“一带一路”国家的产品数据，剔除该部分样本后进行基准回归，回归结果如表 4 第 (1) 所示。同理，为控制样本期间其他贸易协定对制造业企业的影响，如中国 2013 年分别和冰岛、瑞士签署自由贸易协定，2015 年分别和澳大利亚、韩国签署自由贸易协定，本文剔除样本企业出口至冰岛、瑞士、澳大利亚及韩国的产品数据，基准回归结果如表 4 第 (2) 列所示。最后，本文同时控制“一带一路”倡议和其他自由贸易协定的影响，基准回归结果如表 4 第 (3) 列所示。可以看到，在控制同期政策影响后，标准协调对企业 ESG 的积极影响仍然显著。

8. 保留持续出口的产品样本

由于企业可能存在因经营计划或发展战略的更迭导致海外市场 and 出口产品的变化，即企业出口至某国的产品可能在样本期间并不始终一致，也可能存在企业改变出口目标市场的情

况，为剔除该部分样本的影响，缓解非平衡面板数据对回归结果的影响，本文采取两种稳健性设计，一是基于企业-出口目的国-产品层面，仅保留年份观测值超过3年的样本数据，二是仅保留在整个样本观测期间均存在观测值的样本数据，分别进行基准回归，结果如表4第(4)-(5)列所示。可以看到，两组回归的核心解释变量(Harmon)系数均显著为正，且估计系数大小均比基准回归结果更大，平衡面板样本的系数最大为0.234，为基准回归系数的2.11倍，说明标准协调对企业ESG的平均估计效应存在显著的促进效应。

表4 稳健性检验结果2

	ESG				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FTA	BRI	FTA & BRI	出口产品持续 超过3年	产品在样本期 间均存在出口
Harmon	0.118** (0.058)	0.106* (0.058)	0.136* (0.076)	0.149* (0.079)	0.234* (0.124)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Product FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R2	0.899	0.907	0.909	0.891	0.888
N	8045	7031	5531	4510	1330

五、异质性分析

(一) 分类标准协调

如前文所述，标准在各个方面影响着产品的生产流通和消费，为进一步细致探讨不同类型的标准开放最终对出口企业的ESG表现的影响，本文采用Schmidt and Steingress (2022)构建的分类标准数据进行异质性分析，主要根据标准的条目和内容进行关键词识别，包括“测试(testing)、质量(quality)、安全(safety)、环境(environment)、术语(terminology)、网络(network)、组成成分(components)、measurement(测量)”。

参照前文，分别对包含上述关键词的标准进行协调数量处理，并分别进行基准回归，结果如图2面板A所示。整体而言，各类标准协调均显著展现出对企业ESG表现的积极作用。具体来看，质量(Quality)、安全(Safety)、网络(Network)和测量(Measurement)类的标准协调变量($Harmon_{ijnt}$)系数均在1%的水平上显著为正，系数绝对值均大于或等于0.15；环境(Environmental)、术语(Terminology)和成分(Components)类的标准协调变量(Harmon)系数均在5%的水平上显著为正，平均处理效应在13%左右；测试(Test)类标准的核心解释变量(Harmon)系数在10%的水平上显著，影响相对偏小。同时从系数大小来看，生产网络、供应链、产品质量和安全性能等方面的标准开放对提升企业ESG表现具有相对较强的作用，其次为环境、术语和成分类的标准的协调影响，说明标准主要是通过明确和统一产品质量、安全等关键要素，降低生产者和消费者间的信息不对称性，以及打破各国市场间的壁垒，降低生产消费的网络成本，进而促进企业增强产品质量、提高消费者效用等，进而改善ESG表现。

(二) ESG分项评价

ESG评价主要围绕着企业在环境、社会和公司治理的三方面承担社会责任的表现进行企业可持续发展的评价，那么标准开放具体对企业的哪表现产生影响呢？本文使用彭博ESG的分项评价，即环境评分(Environmental)、社会评价(Social)和公司治理评价(Governance)，分别作为被解释变量进行基准回归，结果如图2面板B所示。结果表明，自愿标准的统一开放对企业的环境、社会和治理表现均具有正向的影响，但主要对企业在承担社会责任方面

的表现存在显著的作用，说明标准协调通过改善企业的制度体系、健康与安全、社会贡献、消费者权益、劳工权益、产品质量和安全性能监控等等进而整体提高企业的 ESG 表现。

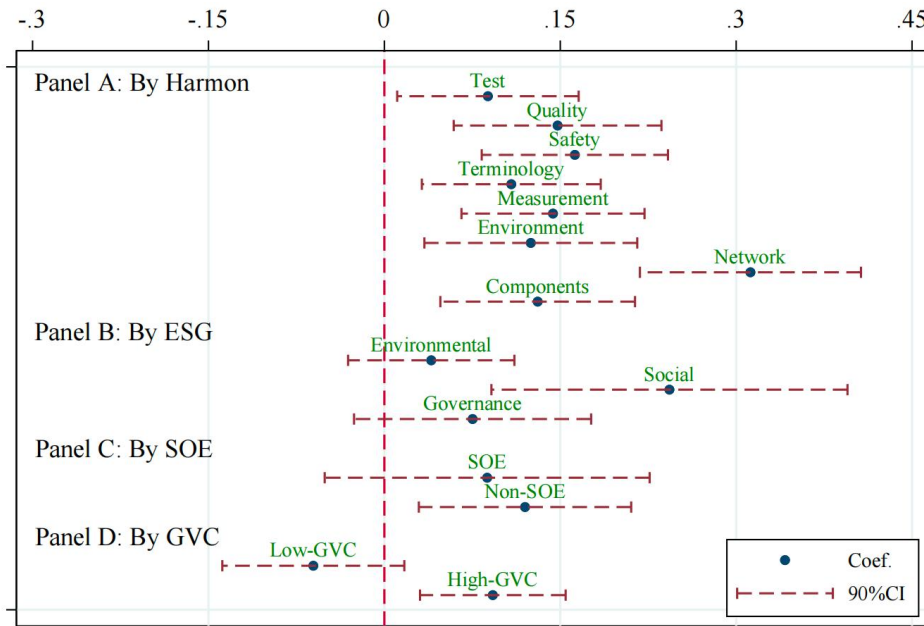


图 2 异质性分析

(三) 产权属性

企业产权属性也可能对标准开放与 ESG 表现的关系的产生影响。基于政治视角，国有企业普遍受到严格的政府管控，并承担相当的社会责任，具有经济与政治双重属性（方先明和胡丁，2023）。而民营企业，作为中国市场经济的主要源泉，具备着相较国营企业更高的创新活力和市场驱动力，其融资约束、金融风险相较国有企业也更严峻，因此在可持续发展需求日益受到重视，国际投资更关注企业整体社会价值的经济环境下，民营企业可能拥有较国有企业更大的动力去关注和提高自身 ESG 评价，以获得更多融资和发展机会。为考察国家的标准制度型开放对不同所有制企业的异质性影响，本文将研究样本企业根据实际控制人的产权属性，划分为国有企业和民营企业，并重新估计基准模型。结果如图 2 面板 C 所示，可见民营企业的标准协调（Harmon）系数显著为正，而国有企业的标准协调影响为正，但不显著，表明标准的制度型开放对民营企业具有具有显著的积极作用，促进庞大的民营企业进一步承担社会责任，创造社会价值，加之国有企业本身的政治属性带来的原生社会责任，共同推动经济的高质量发展和绿色转型。

(四) GVC 嵌入度

规则、规制、标准和管理四方面的制度型开放是实现高水平对外开放的重要途径之一，而本文从标准国际化的角度切入，通过探讨标准统一对出口企业 ESG 表现的促进作用，进而提高对外开放的质量水平。在国家构建国内国际双循环的新发展格局的要求下，全球价值链通过联通国内和国际大循环，促进经济要素的快速流通、激发统一大市场的优势和活力，是全球化经济的重要抓手和载体，同时全球价值链嵌入度也是衡量企业国际化程度的重要指标，而如前文所述，企业国际化对承担社会责任存在着积极作用。因此研究标准一致性对具有不同全球价值链嵌入度的出口企业造成的差异性影响具有一定的政策含义和现实意义。基于此，本文参照 Upward et al. (2013) 和张杰等 (2013) 的做法，利用海关数据和企业财务数据计算上市公司的全球价值链嵌入度（GVC），其中剔除了进口资本品及中间商的影响，以 2010 年的样本企业的全球价值链嵌入度的中值作为划分依据，将样本划分为高全球价值链嵌入度和低全球价值链嵌入度的两组企业，分别进行基准回归，结果如图 2 面板 D 所示。由此可得，标准开放对深度参与全球价值链的企业的 ESG 表现具有更显著的积极作用，因为其国际循环经济的依赖程度较高，当我国的标准和国际标准对标，将进一步扩大企业出

口产品在海外市场的认可度，同时国际标准对环境、资源能耗等方面的要求相对国内更高，促使出口企业提高经济绩效的同时增进社会绩效，以经济绩效作社会贡献的支撑，以提高社会价值创造可持续性投资和经济效益。

六、进一步讨论

(一) 全要素生产率

生产、销售、管理等标准的透明化、国际化，有利于出口企业明确其海外市场的消费者偏好和监管的异同等，降低信息不确定性和不对称性，促进资金技术和信息的融通流动，进而促进企业学习和改进生产技术，提高全要素生产率。而全要素生产率的提升，意味着在劳动、中间品投入和管理等方面的全面提升，可以改善企业的融资约束、增强企业盈余管理进而整体提高企业的 ESG 表现。基于此，本文参考鲁晓东和连玉君（2012）等选取四种学界常用的企业全要素生产率测算方法进行指标构建，分别基于最小二乘法、固定效应方法、OP 法和 LP 法进行测算。回归结果如表 5 所示，说明标准开放有利于全面提高企业的生产率水平，促进产业的升级转型，实现绿色发展和高质量发展。

表 5 机制检验 1: 全要素生产率

	ESG			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP_ols	TFP_fe	TFP_OP	TFP_LP
Harmon	0.008** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.005* (0.003)	0.006** (0.003)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Product FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R2	0.990	0.991	0.985	0.989
N	9778	9778	9778	9778

(二) 出口产品质量

目前国际标准制定组织 (ISO) 中有 40% 的标准为 ISO9000 系列，即产品的质量。由于地理位置、文化观念、政治体系、经济水平等的差异，造成各国政府及消费者在产品质量上的偏好和要求有所差异，例如，针对插电式混合动力车 (PHEV)，中国根据国家标准 GB/T 19596-2017《插电式混合动力汽车通用技术条件》，对 PHEV 在燃油模式下的尾气排放中碳氢化合物 (HC) 含量的限值为 0.03 g/kWh，美国的标准则为 0.26 g/kWh，欧盟标准为 0.10 g/kWh。因此统一产品标准以打破市场壁垒，促进企业增进生产技术、完善技术体系、提高产品质量以拓宽海外市场和受众，提高企业经营绩效，进而促进改善企业整体 ESG 表现具有重要意义。本文参照张杰等 (2014)、施炳展和邵文波 (2014) 的研究，利用出口产品的销售额、单位价格和数量来计算出口产品的质量，由于本文使用 4 位的 HS 产品编码和 5 位的 ICS 标准行业进行匹配，因此计算出口产品质量也适用聚类到 HS-4 位产品层面的指标，其中产品单位价格分别采用简单平均和使用出口额作为权重的加权平均进行计算，分别构建简单平均价格的出口产品质量 (Quality_m)、加权平均价格的出口产品质量 (Quality_w)。回归结果如表 6 所示，核心解释变量 ($Harmon_{ijnt}$) 系数均显著为正，表明标准统一对制造业企业出口产品质量提高具有显著的积极影响。

表 6 机制检验 2: 出口产品质量

	ESG	
	(1)	(2)

	Quality_m	Quality_w
Harmon	0.091* (0.053)	0.093* (0.053)
Control	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes
Product FE	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes
Adj. R2	0.116	0.119
N	7694	7694

(三) 研发投入和创新绩效

ESG 建设本质上是将企业经营目标由经济利润最大化转移到兼顾经济与社会价值，而企业创新无疑对改善企业绩效，增加企业价值等存在积极的正向影响，也是企业实现可持续发展的重要因素，那么标准统一能否促进企业加大研发投入，提高创新绩效从而实现企业 ESG 的改善呢？参考 Fleming & Sorenson (2004) 以及 Esposito De Falco et al. (2021) 的研究，本文以企业研发投入来衡量上市公司的创新意识，以获得的专利数量来衡量企业的创新绩效。其中研发投入 (RD) 采用年度研发费用的自然对数作衡量，创新绩效分三种方式进行衡量，Patent 为企业当年独立获得的专利总数，Patent1 为发明专利、实用新型和外观设计专利的总授予数量加 1 取自然对数，Patent2 为发明专利、实用新型和外观设计专利的授予数量按照 3: 2: 1 的权重进行加总，最后加 1 取自然对数。创新数据均来自中国创新专利研究数据库 (Chinese Innovation Research Database, CIRDB)。回归结果如表 7 所示，标准协调 ($Harmon_{ijnt}$) 系数均显著为正，表明标准的制度型开放不仅增强了企业的创新意识，促使其加大研发投入，同时也显著提高了企业的创新绩效，实现有效的创新活动，最终提高企业整体的可持续发展表现。

表 7 机制检验 3: 创新意识及创新绩效

	ESG			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	RD	Patent	Patent1	Patent2
Harmon	0.013** (0.006)	0.022** (0.010)	0.021** (0.010)	0.018* (0.010)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Product FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R2	0.964	0.930	0.930	0.936
N	8889	9550	9508	9508

七、结论与建议

(一) 研究结论

在极端气候增加、经济政策不稳定、外部冲击频繁的复杂经济环境下，中国始终坚持可持续发展和绿色发展理念，持续提高对外开放水平，从过去的商品及要素流动型开放，进入规则、规制、管理和标准的制度型开放阶段。本文从标准的制度性开放切入，探讨国际间的标准统一是否能促进制造业出口企业改善 ESG 表现，从而推动经济的高质量 and 绿色发展。

本文的研究结论如下：自愿性标准的协调开放对中国制造业出口企业的 ESG 表现有显

著且稳健的正向影响。揭示标准统一对出口企业承担社会责任的促进效应，不仅为理解企业国际化驱动因素提供了新的标准视角，同时也从 ESG 角度对构建可持续发展经济提供企业层面的动力。不仅如此，本文通过丰富的经验分析进一步详细探讨了标准开放的异质性影响，质量、安全、网络和测量类的标准开放对企业 ESG 表现的促进作用最为显著，其次是环境、术语和成分类的标准，最后是测试类标准；标准的国际化主要通过改善企业的社会评价进而整体提高企业的 ESG 表现；标准开放的积极影响主要对民营企业 and 全球价值链嵌入度较高的企业较为显著。机制分析表明，标准的制度型开放可以通过提升企业全要素生产率、提高出口产品质量和增强企业创新意识以及创新绩效的三个渠道进而促进企业改善 ESG 表现。标准的统一，有利于扩大企业的海外市场，降低信息不确定性和不对称性，降低技术壁垒和市场竞争障碍，加速资金技术和信息的融通流动，增强技术溢出效应，促进企业提高创新水平和生产率，提高出口产品质量，增加消费者和社会福利，激励企业承担社会责任，进而改善企业的 ESG 表现。

(二) 政策建议

在可持续发展时代，以及我国进一步推动高水平对外开放的背景下，国家标准设立组织颁布和认定的自愿标准与国际接轨对出口企业积极承担社会责任，推动经济高质量发展具有重要意义。对此，本文的政策建议为，深化标准的制度型开放，放宽消费品领域市场自主制定标准的限制，促进地方标准、团体标准和企业标准的优质发展，以满足个性化、多样化、多层次的消费需求，充分发挥我国超大规模和多层级消费市场优势。此外，大力推动重点领域的质量、技术、和检测等标准与国际接轨，对于优势技术和研发成果应大力促进本土标准的国际化，率先在优势领域把握全球经贸规制的话语权，为加速企业国际化提供强有力的制度保障和行业优势，以国际大循环推动国内国际双循环的联动发展。同时，应进一步推动绿色低碳标准的研制，持续推进统一绿色产品评价标准、认证和标识工作，健全节能、节水、排放和资源循环利用等标准，积极推进绿色产品、绿色工厂、绿色供应链标准制定，不断完善消费品绿色制造标准体系，以促进企业不断提高环保意识和社会意识，持续推动清洁生产技术的创新和升级，以稳步实现中国双碳目标和构建绿色可持续发展的经济模式。

参考文献

- 常娱、钱学锋,2022:《制度型开放的内涵、现状与路径》，《世界经济研究》第 5 期。
- 蒋冠宏、蒋殿春、蒋昕桐,2013:《我国技术研发型外向 FDI 的“生产率效应”——来自工业企业的证据》，《管理世界》第 9 期。
- 鲁晓东、连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》，《经济学(季刊)》第 11 期。
- 潘镇、杨柳、殷华方,2020:《中国企业国际化的社会责任效应研究》，《经济管理》第 9 期。
- 施炳展、邵文波,2014:《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》，《管理世界》第 9 期。
- 肖红军、阳镇、刘美玉,2021:《企业数字化的社会责任促进效应：内外双重路径的检验》，《经济管理》第 11 期。
- 杨忠、张骁,2009:《企业国际化程度与绩效关系研究》，《经济研究》第 2 期。
- 张杰、陈志远、刘元春,2013:《中国出口国内附加值的测算与变化机制》，《经济研究》第 10 期。
- 张杰、郑文平、翟福昕,2014:《中国出口产品质量得到提升了么》，《经济研究》第 10 期。
- Albuquerque, R., Koskinen, Y., & Zhang, C., 2019, Corporate social responsibility and firm risk: Theory and empirical evidence. *Management Science*, 65(10), 4451-4469.
- Ascigil, S. F., 2010, Responsible SMEs? Quality award model as a tool. *Quality control and applied statistics*, 55(5), 469-472.
- Asongu, J. J., 2007, Innovation as an argument for corporate social responsibility. *Journal of business and Public Policy*, 1(3), 1-21.
- Benlemlih, M., & Bitar, M., 2018, Corporate social responsibility and investment efficiency. *Journal of business ethics*, 148, 647-671.

- Blind, K., 2004. *The Economics of Standards: Theory, Evidence Policy*. Edward Elgar Publishing Ltd, Cheltenham.
- Buckley, P. J., Clegg, L. J., Voss, H., Cross, A. R., Liu, X., & Zheng, P., 2018, A retrospective and agenda for future research on Chinese outward foreign direct investment. *Journal of International Business Studies*, 49, 4-23.
- Chen, M.X., Mattoo, A., 2008, Regionalism in standards: good or bad for trade? *Can. J. Econ.* 41 (3), 838 – 863.
- Chen, N., Novy, D., 2012, On the measurement of trade costs: direct vs. indirect approaches to quantifying standards and technical regulations. *World Trade Rev.* 11 (3),401–414.
- Cheng, B., Ioannou, I., & Serafeim, G., 2014, Corporate social responsibility and access to finance. *Strategic Management Journal*, 35(1), 1–23.
- Chouaibi, S., Chouaibi, J., & Rossi, M., 2022, ESG and corporate financial performance: the mediating role of green innovation: UK common law versus Germany civil law. *EuroMed Journal of Business*, 17(1), 46-71.
- Cui, J., Lapan, H., & Moschini, G., 2016, Productivity, export, and environmental performance: Air pollutants in the United States. *American Journal of Agricultural Economics*, 98(2), 447-467.
- Dhaliwal, D. S., Li, O. Z., Tsang, A., & Yang, Y. G., 2011, Voluntary nonfinancial disclosure and the cost of equity capital: The initiation of corporate social responsibility reporting. *The Accounting Review*, 86(1), 59–100.
- El Ghouli, S., Guedhami, O., Kwok, C. C., & Mishra, D. R., 2011, Does corporate social responsibility affect the cost of capital?. *Journal of banking & finance*, 35(9), 2388-2406.
- Esposito De Falco, S., Scandurra, G., & Thomas, A., 2021, How stakeholders affect the pursuit of the Environmental, Social, and Governance. Evidence from innovative small and medium enterprises. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 28(5), 1528-1539.
- Fang M, Nie H, Shen X., 2023, Can enterprise digitization improve ESG performance?. *Economic Modelling*, 118: 106101.
- Farrell, J.v.R., Saloner, G., 1985. Standardization, compatibility, and innovation. *RAND J. Econ.* 16 (1), 70–83.
- Fatemi, A.; Glaum, M.; Kaiser, S., 2018, ESG performance and firm value: The moderating role of disclosure. *Glob. Financ. J.* 38, 45–64.
- Ferrell A, Liang H., 2016, Renneboog L. Socially responsible firms[J]. *Journal of financial economics*, 122(3): 585-606.
- Fleming, L., & Sorenson, O., 2004, Science as a map in technological search. *Strategic management journal*, 25(8 - 9), 909-928.
- Forslid, R., Okubo, T., & Ulltveit-Moe, K. H., 2018, Why are firms that export cleaner? International trade, abatement and environmental emissions. *Journal of Environmental Economics and Management*, 91, 166-183.
- Gatti, L., Caruana, A., & Snehota, I., 2012, The role of corporate social responsibility, perceived quality and corporate reputation on purchase intention: Implications for brand management. *Journal of Brand Management*, 20, 65-76.
- Ghisetti, C., & Quattraro, F., 2017, Green technologies and environmental productivity: A cross-sectoral analysis of direct and indirect effects in Italian regions. *Ecological Economics*, 132, 1-13.
- Gimenez, C., & Sierra, V., 2013, Sustainable supply chains: Governance mechanisms to greening suppliers. *Journal of business ethics*, 116, 189-203.
- Goss, A., & Roberts, G. S., 2011, The impact of corporate social responsibility on the cost of bank loans. *Journal of banking & finance*, 35(7), 1794-1810.
- Hitt, M. A., Hoskisson, R. E., & Kim, H., 1997, International diversification: Effects on innovation and firm performance in product-diversified firms. *Academy of Management journal*, 40(4), 767-798.
- Jilani, W., Chouaibi, J., & Kouki, A., 2023, CEO behavior and CSR engagement: the moderating role of bank risk-taking. *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*. Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print.
- Katz, M.L., Shapiro, C., 1985. Network externalities, competition, and compatibility. *Am. Econ. Rev.* 75 (3), 424–440.
- Kennelly, J. J., & Lewis, E. E., 2002, Degree of internationalization and corporate environmental performance: is there a link?. *International Journal of Management*, 19(3), 478.
- Leland, H.E., 1979. Quacks, lemons, and licensing: a theory of minimum quality standards. *J. Pol. Econ.* 87 (6), 1328–1346.
- Lins, K. V., Servaes, H., & Tamayo, A., 2017, Social capital, trust, and firm performance: The value of corporate social

responsibility during the financial crisis. *the Journal of Finance*, 72(4), 1785-1824.

Luo, X., & Bhattacharya, C. B., 2006, Corporate social responsibility, customer satisfaction, and market value. *Journal of Marketing*, 70(4), 1–18.

Luo, Y., & Tung, R. L., 2007, International expansion of emerging market enterprises: A springboard perspective. *Journal of international business studies*, 38, 481-498.

Macedonia, L., Weinberger, A., 2022, Quality heterogeneity and misallocation: the welfare benefits of raising your standards. *J. Int. Econ.* 134, p103544.

Mahoney, L. S., & Thorne, L., 2005, Corporate social responsibility and long-term compensation: Evidence from Canada. *Journal of Business Ethics*, 57, 241-253.

Melitz, M. J., & Trefler, D., 2012, Gains from trade when firms matter. *Journal of Economic Perspectives*, 26(2), 91-118.

Melitz, M. J., 2003, The impact of trade on intra - industry reallocations and aggregate industry productivity. *econometrica*, 71(6), 1695-1725.

Mijatovic, I. S. and D. Stokic., 2010, 'The Influence of Internal and External Codes of CSR Practice: The Case of Companies Operation in Serbia', *Journal of Business Ethics* 94, 533–552.

Parker, L. D., 2014, Corporate social accountability through action: Contemporary insights from British industrial pioneers. *Accounting, Organizations and Society*, 39(8), 632-659.

Przychodzen, W., Leyva-de la Hiz, D. I., & Przychodzen, J., 2020, First - mover advantages in green innovation—Opportunities and threats for financial performance: A longitudinal analysis. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 27(1), 339-357.

Ren, S., Hao, Y., Xu, L., Wu, H., & Ba, N., 2021, Digitalization and energy: How does internet development affect China's energy consumption?. *Energy Economics*, 98, 105220.

Reyes, J. D., 2011, International Harmonization of Product Standards and Firm Heterogeneity in International Trade. *Policy Research Working Paper Series 5677*. The World Bank.

Ronnen, U., 1991, Minimum quality standards. Fixed Costs Competit. *RAND J. Econ.* 22 (4), 490–504.

Sancha, C., Gimenez, C., & Sierra, V., 2016, Achieving a socially responsible supply chain through assessment and collaboration. *Journal of Cleaner Production*, 112, 1934-1947.

Schmidt, J., & Steingress, W., 2022, No double standards: quantifying the impact of standard harmonization on trade. *Journal of International Economics*, 137, 103619.

Servaes, H., & Tamayo, A., 2013, The impact of corporate social responsibility on firm value: The role of customer awareness. *Management Science*, 59(5), 1045–1061.

Siegel, D. S., & Vitaliano, D. F., 2007, An empirical analysis of the strategic use of corporate social responsibility. *Journal of Economics & Management Strategy*, 16(3), 773-792.

Swann, P., Temple, P., Shurmer, M., 1996, Standards and trade performance: the UK experience. *Econ. J.* 106 (438), 1297 – 1313.

Tang, M., Walsh, G., Lerner, D., Fitz, M. A., & Li, Q., 2018, Green innovation, managerial concern and firm performance: An empirical study. *Business strategy and the Environment*, 27(1), 39-51.

Tse, C. H., Yu, L., & Zhu, J., 2017, A multimediation model of learning by exporting: Analysis of export-induced productivity gains. *Journal of Management*, 43(7), 2118-2146.

UN., 2004, "Who Cares Wins, Connecting Financial Markets to a Changing World", New York.

Upward, R., Wang, Z., & Zheng, J., 2013, Weighing China's export basket: The domestic content and technology intensity of Chinese exports. *Journal of Comparative Economics*, 41(2), 527-543.

Verhoogen, E.A., 2008, Trade, quality upgrading, and wage inequality in the Mexican manufacturing sector. *Quart. J. Econ.* 123 (2), 489–530.

Waddock, S. and C. Bodwell., 2004, Managing Responsibility: What can be Learned from the Quality Movement ' , *California Management Review* 47, 25-37.

Does Standard Harmonization Improve the ESG of Chinese Manufacturing Corporation?

QIAN Xuefeng^a, LIANG Zhanhong^a and ZHANG Jiwei^b

(a: School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law;

b: School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law)

Summary: Currently, China has shifted its focus from openness driven by the flow of goods and factors to an institutional-oriented model characterized by rules, regulations, governance, and standardization. In the era of sustainable development, it is vital to examine whether institutional openness can effectively encourage enterprises to assume social responsibilities, thereby facilitating high-quality and environmentally-friendly economic growth.

To address this question, we investigate the impact and mechanisms of standard harmonization on the ESG performance of Chinese manufacturing export enterprises. Our empirical analysis employs data from listed A-share corporations between 2011 and 2015. The results indicate that voluntary standard harmonization has a significant and robust positive impact on corporations' ESG performance. Notably, the harmonization of standards related to quality, safety, networking, and measurement exhibits the most notable effect in promoting ESG performance. And it primarily improves the social evaluation of enterprises. As for enterprise heterogeneity, our results show that standard harmonization significantly enhances the ESG performance of private enterprises and those deeply integrated into global value chains. Mechanism analysis suggests that standard coordination contributes to improved total factor productivity, enhanced product quality in exports, heightened innovation consciousness and performance, ultimately facilitating corporations' ESG performance.

This study presents groundbreaking findings regarding the positive influence of voluntary standard harmonization on the ESG evaluation of export enterprises. It sheds light not only on the crucial role of institutional openness in shaping a sustainable economic model within China, but also provides valuable insights for advocating coordinated global trade standards in the era of global value chains.

Keywords: Institutional openness; Voluntary standards; Standard harmonization; ESG