

标准“背书”如何影响企业创新? ——基于组织优化视角的实证分析

崔维军¹, 孙 成¹, 吴 杰^{2,3}, 刘 珏²

(1. 南京信息工程大学商学院, 江苏 南京 210044; 2. 江苏省质量和标准化研究院, 江苏 南京 210029;
3. 南京航空航天大学经济管理学院, 江苏 南京 211106)

摘 要: 针对标准制定促进还是抑制企业创新的悖论, 以及中国情境的独特特征, 探讨中国情境下标准制定是如何影响企业创新的。从组织优化来看, 运用社会认同理论和信号理论, 结合中国制造业上市公司数据的实证研究发现, 标准“背书”不仅有利于提高企业社会责任的投入水平, 产生组织行为优化效应, 而且能够引发高端人才集聚, 产生组织结构优化效应, 进而从总体上促进了企业创新。从创新质量来看, 标准制定抑制了非发明专利数量的比例, 这意味着标准制定提升了企业创新质量。进一步分析显示: 相比大型企业, 标准制定对中小企业创新的促进作用更大; 相比处于市场化程度低地区的企业, 标准制定对处于市场化程度高地区的企业创新促进作用更大。

关键词: 标准制定; 社会认同理论; 信号理论; 社会责任; 人才集聚

中图分类号: F063.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2022)07-0105-13

How Does Standard “Endorsement” Affect Enterprise Innovation? Empirical Analysis Based on the Perspective of Organizational Optimization

CUI Weijun¹, SUN Cheng¹, WU Jie^{2,3}, LIU Jue²

(1. School of Business, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing 210044, China;

2. Jiangsu Institute of Quality and Standardization, Nanjing 210029, China;

3. College of Economics and Management, Nanjing University of Aeronautics and Astronautics, Nanjing 211106, China)

Abstract: Aiming at the paradox of whether standard setting promotes or inhibits enterprise innovation, as well as the unique characteristics of the Chinese context, this paper begins to consider: how does standard setting in the Chinese context affect enterprise innovation? From the perspective of organizational optimization, this paper uses social identity theory and signal theory, combined with the data of Listed manufacturing companies in China, and finds that the standard “endorsement” on the one hand can improve the level of corporate social responsibility investment, resulting in organizational behavior optimization effect; On the other hand, it can lead to the aggregation of high-end talents and the optimization effect of organizational structure, thus promoting enterprise innovation on the whole. From the perspective of innovation quality, standard-setting can increase the output of non-invention patents (utility models and designs) while suppressing the proportion of the number of non-invention patents, which means that standard-setting improves the innovation quality of enterprises. Further analysis shows that compared with state-owned enterprises, standard setting plays

收稿日期: 2021-10-10 修回日期: 2022-06-20

作者简介: 崔维军 (1979—), 男, 山东莒县人, 南京信息工程大学商学院教授、博士生导师, 研究方向为技术创新管理。

a greater role in promoting innovation of private enterprises; compared with enterprises in areas with low marketization degree, standard setting plays a greater role in promoting enterprise innovation in areas with high marketization degree.

Key words: standard setting; social identity theory; signal theory; social responsibility; talent gathering

企业是市场经济的主体,也是技术创新和标准化的主体。在中国,标准制定作为促进企业自主创新能力提高的重要政策工具之一,被长期实施并且愈发受到重视。同时也引起了理论界和政策界的反思,主要表现为:在标准制定与技术创新相互作用、相互影响的互动逻辑中,标准制定对技术创新存在着促进作用还是抑制作用?

中国的正式标准包含了强制性标准和推荐性标准,其中强制性标准的效力等同于法规监管,这就使得标准的技术溢出效应和锁定效应更为复杂。在此情境下,中国政府大力支持企业积极参与标准制定,期望通过实施积极的标准化政策激发企业的创新发展。如《国家创新驱动发展战略纲要》等提出“实施标准战略”“发挥企业在标准制定中的重要作用,鼓励和支持企业、科研院所等参与或主导国际标准制定,推动我国优势技术与标准成为国际标准”等。根据《2020 年中国标准化发展年度报告》,截至 2020 年年底,中国累计制定了 39 847 项国家标准,其中强制性标准 2 133 项,推荐性标准 37 714 项。但是,中国的标准制定是否真的能够促进企业创新?是如何影响企业创新的?学术界对此问题的探究更多聚焦于技术或市场层面,并未从组织层面进行过系统性研究。

本文从一个崭新的角度出发,以中国的国家标准为研究对象,基于社会认同理论和信号理论提出,作为一种公共产品,标准是规范行业发展的重要秩序文件,也是标准利益相关方(包括政府在内)对企业综合竞争力和合法性的“背书”。尤其对于中国政府主导的国家标准而言,企业参与制定了国家标准,意味着企业在相关领域的产品性能或技术水平得到了政府、标准化技术委员会以及其他企业等标准利益相关方的认可,有利于激发企业的组织行为和结构优化效应,从而促进企业创新。

一、文献综述与理论演绎

(一) 标准化政策与制度背景

标准化政策作为各个国家政府旨在提升创新能力、增强国际话语权的重要工具之一,已成为影响企业创新的关键制度性因素。2021 年 10 月,中

共中央、国务院印发了《国家标准化发展纲要》,明确指出要推动标准化与科技创新互动发展,鼓励企业构建技术、专利、标准联动创新体系。

就中国的标准而言,从级别来看,标准具有国家标准、行业标准、地方标准以及企业标准 4 类。从制定者来看,标准具有法定标准和事实标准 2 类:法定标准是由政府标准化组织或其授权组织制定,据统计,截至 2021 年,中国设立了 560 个专业标准化技术委员会(不含分会)负责国家标准的起草、制定、修订等标准化工作;事实标准是没有通过法定标准设定程序授权,而是由单个或者少数企业私人选择设定或颁布的标准。从法律的约束性来看,中国将标准划分为强制性标准和推荐性标准,其中强制性标准是技术法规在中国的主要体现形式之一,具有浓厚的中国特色,这是由于在实行市场经济的其他国家,标准都是推荐性、自愿采用的。本文所研究的国家标准便是法定标准,即正式标准。

(二) 文献回顾与述评

标准有利于总结、传播科学技术的最新技术和最佳实践^[1]。标准的形成有助于新技术快速且有效地扩散,并促进技术创新扩散过程中的信息交流^[2],发挥着创新催化剂作用^[3]。此外,标准和标准化还有利于企业有利于实现规模经济和范围经济,进而会促进企业创新^[4-5]。

然而,现有研究仍然存在一些不足。第一,标准化与创新的相关研究大多集中于技术、市场(消费者等)等层面,强调的是标准拥有的知识溢出效应、技术锁定效应对企业创新的影响,并得出了矛盾的结论。但是,标准化作为企业自愿参与的协商过程,尚未有研究从组织层面讨论企业参与标准化对企业创新的影响,忽略了标准制定这一结果对组织层面的不同影响会进而影响创新投入和创新产出。第二,多数学者是从理论研究的角度讨论中国的标准化对企业创新的影响^[6],定量研究仍然有限。其中,杨蕙馨等(2015)^[7]使用中国电子信息企业百强数据,以时间序列方法讨论了技术标准化和技术创新之间的关系;刘小鲁(2018)^[8]以中国工业企业数据检验了标准化对企业研发投入倾向的影响。但是,中国情

境的独特特征在一定程度上被忽略,从而难以准确反映中国本土情境下的标准制定对企业创新独有的作用机制。本文认为,解决这两个不足的关键在于识别中国情境下标准制定作用于企业创新的独特通道,从社会认同理论和信号理论出发,重点讨论中国国家标准的“背书”作用所引致组织行为和组织结构优化效应对企业创新的影响。

(三) 内在机制分析与研究假设

本文所提的标准制定(或参与制定标准),特指企业参与标准化的结果,不仅是企业产品、技术或市场等方面优势的具象化体现,也是标准利益相关者(包括政府)对企业社会地位和合法性的一致认可。标准制定不仅会强化企业对当下所处社会的认同感和归属感,激发企业的社会责任感,促进组织行为优化,而且会释放出有益信号,吸引高端人才集聚,推动组织结构优化。

1. 通过标准制定引致的组织行为优化效应促进企业创新

从社会认同理论出发,参与制定标准的企业履行社会责任的动机较强,会表现出更高的企业社会责任投入水平,产生组织行为优化效应,进而促进企业创新。因此,标准制定可能改变企业对群体成员身份的认知和偏好,强化其对当下所处社会的认同感和归属感,提高企业履行社会责任的水平,从而促进企业创新。

一方面,国家标准是中国政府批准的经济秩序重要文件,关系到政府、企业和消费者等多方主体的利益,而且政府监管也覆盖了国家标准从制定、审批到发布的全过程^[9]。当企业获得国家标准的起草制定权,意味着其获得了政府在内的多方利益相关者的一致认同,可能会增加其所处社会的忠诚度,更加重视遵守规章制度,或许会通过承担对政府的社会责任来维持良好的政企关系,不仅有利于企业获取政策变更等信息资源^[10],降低企业管理层面对未来政策变动的不确定性,提高企业管理层应对外部政策环境的信心进而促进企业开展创新活动,而且有利于企业获取税收优惠和政府补贴等资金资源等^[11],为企业开展创新活动提供相对丰富的资金资源支持从而激励其开展创新活动。

另一方面,标准制定所带来的社会身份分类

可能会影响企业对自我的认知和行为。企业的社会身份从标准的“跟随者”跃升为标准的“领导者”,可能会产生积极的社会认同。而国家标准作为企业规范生产的行为准则,也是产品在市场上得以销售的准入门槛。参与制定了国家标准的企业作为规则的制定者,可能会自觉地认为优于未能参与制定国家标准的企业这一社会群体,更为注重维持正面的社会形象,或许会通过积极履行社会责任来缓解与客户、供应商等利益相关者之间的冲突^[12],提升企业声誉^[13],获取更多的创新资源^[14-17],从而激励企业开展创新活动。

基于以上分析,本文提出假说1:标准制定有利于提高企业履行社会责任水平,进而促进企业创新。

2. 通过标准制定引致的组织结构优化效应促进企业创新

人才作为企业最稀缺的创新资源,是企业创新发展的动力源泉^[18]。从信号理论出发,本文认为,标准制定作为一种利好就职的信号传递给高端人才,能够为企业贴上“市场竞争力强”“值得信任”的优质企业标签,帮助企业吸引高端人才就职工或高管,产生组织结构优化效应,激发企业的创新活力,提升企业创新绩效。由于企业可能不愿意向外界完全公开产品优势、市场前景和预期风险等信息,企业所拥有的隐性知识或技术也很难为外界所知^[19],从而加大了企业和外部高端人才之间的信息不对称程度,增加了高端人才筛选优质企业的信息甄别成本。而参与制定了国家标准的企业能够向外部高端人才传递以下两个方面的积极信号,有效缓解信息不对称:一是向外部高端人才传递了“企业是相关行业领跑者”的信号,展现了企业的产品或技术优势。标准制定需要历经严格的评审程序,是企业通过技术实力、产品优势和市场势力等多方面综合竞争力与其他标准利益相关方的博弈结果。因此,成功制定国家标准意味着企业具有较大的竞争优势,并且占据了先发优势。二是向外部高端人才传递了“企业值得信任”的积极信号。如上文所述,政府监管覆盖了国家标准的制定全过程,企业成功制定国家标准体现了政府对企业的认可,而良好的政企关系也能够赋予企业更强的合法性^[20-21]。因此,标准能

够发挥对企业综合竞争力和合法性的“背书”作用,在一定程度上可以增强外部高端人才对企业印象的正面感知,吸引高端人才加入企业,进而为企业创新提供丰富且优质的人力资源支持。

基于以上分析,本文提出假说 2:标准制定有利于引发企业高端人才集聚效应,进而促进企业创新。

二、研究设计

(一) 样本选择

本文数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据库、全国标准信息公共服务平台和《中国知网—国家标准全文数据库》等,通过匹配得到了以 2014—2018 年制造业中的上市公司为研究对象的面板数据样本。其中,企业参与国家标准制定的数据来源于全国标准信息公共服务平台和《中国知网—国家标准全文数据库》,数据库中提供了国家标准起草制定的详细内容。经过人工收集处理发现,2014—2018 年,有 829 家制造业上市公司参与了国家标准制定,且有部分公司在样本期的不同年份参与了国家标准的制定。此外,企业财务数据和专利数据来自国泰安(CSMAR)数据库,社会责任数据来自和讯网企业社会责任评价系统,市场化指数的主要数据来自《中国分省份市场化指数报告(2018)》。本文遵循以下逻辑对数据进行了检查和删误处理:①删除了 ST 和 *ST 制造业上市公司;②删除了当年处于退市整理期、暂停上市和终止上市 3 种状态的制造业上市公司;③删除了存在明显异常值的制造业上市公司;④通过查询公司年报补充处理了缺失的主要财务指标;⑤在以上逻辑的基础上,删除了未在 5 年样本期内完整出现的制造业上市公司。通过删除错误值,本文的样本最终包含 1 426 家制造业上市公司,其中 647 家制造业上市公司在样本期内参与过国家标准制定,样本数为 7 130 个。本文对除虚拟变量以外的所有变量进行了前后 1% 的 Winsor 处理,以排除极值效应。

(二) 变量定义

(1) 被解释变量:企业创新。现有文献以研发投入^[22]和专利申请^[23]作为衡量企业创新的两个主要指标,分别反映创新投入和创新产出。本文参照相关文献^[24-25],以企业当年申请专利总量加 1 再取自然对数衡量企业创新(*ApplyPatent*)。在

稳健性检验部分,采用研发强度(企业当年研发费用/营业收入)进行替代性的检验(*RD*)。同时,相比高技术水平的实质性创新,低水平的策略性创新一般仅需要微小的技术改进,多是为了迎合政府政策,这种行为倾向能够反映企业的创新惰性^[26]。因此,为了检验企业获得标准制定权是否会导致创新惰性,本文参照刘春林等(2021)^[19]的做法,构建了策略性创新倾向(*StratTention*)指标, $StratTention = (\text{实用新型专利申请获批数量} + \text{外观设计专利申请获批数量}) / \text{专利申请当年获批总数量}$ 。若企业获得标准制定权会促使非发明专利更高比例的增长,说明企业产生了一定程度的创新惰性。本文所有被解释变量均滞后一期。

(2) 解释变量:参与标准制定。本文研究标准对企业创新的影响,将企业参与制定起草的国家标准作为测量指标。全国标准信息公共服务平台和《中国知网—国家标准全文数据库》提供了国家标准的详细起草单位,得益于此,本文整理了 2014—2018 年国家标准起草单位,并与制造业上市公司进行了匹配,然后将国家标准信息聚合到每一年的相应公司中,最终生成了两个解释变量:*DumStandard* 和 *SumStandard*。*DumStandard* 表示企业当年是否参与了国家标准的制定,如果是某一项及以上国家标准的起草单位则赋值为 1,否则赋值为 0。*SumStandard* 表示企业当年参与制定的国家标准数量加 1 取对数,如果没有参与起草制定,此变量为 0,并将其作为 *DumStandard* 的替代测量用于稳健性检验。

(3) 机制变量:社会责任与人才集聚。第一个机制变量为社会责任(*CSR*)。本文参照现有研究^[27-28],选取了和讯网 2014—2018 年“上市公司社会责任报告”评级体系总得分作为数据来源。该评级体系的社会责任指数分为股东责任、客户和消费者权益责任、供应商和员工责任、环境责任和社会责任 5 项一级指标。为了保证对沪深两市所有 A 股上市公司的社会责任测量的科学性与完整性,各项一级指标下分设二级和三级指标。其中二级指标含有 13 个题项,三级指标含有 37 个题项。本文将 5 项一级指标的指数总和作为测量企业履行社会责任的综合水平(*CSR*)。本文还以 CSMAR 数据库中各企业的社会捐赠额加 1 再取自

然对数来测量社会责任 (CSR1), 此变量作为 CSR 的替代测量用于稳健性检验。第二个机制变量为人才集聚 (MasterTMT)。本文参照刘春林等 (2021)^[19] 的做法, 以硕士及以上的员工人数加 1 取自然对数衡量人才集聚 (MasterTMT), 并在稳健性检验部分, 以硕士及以上学历的高管人数加 1 取自然对数作为人才集聚的替代测量 (MasterHR)。

(4) 控制变量。参考国内外研究企业创新及其影响因素的文献^[19, 25-26, 29-30], 本文选取企业年龄 (Age)、企业规模 (Size)、股权结构 (Share)、资产负债率 (Lev)、资产收益率 (ROA)、托宾 Q 值 (Q)、有形资产比率 (Tangibility)、现金流比率 (Cashflow)、年度虚拟变量 (Year) 和行业虚拟变量 (Industry) 进行控制。此外, 本文还控制了市场化程度 (Market) 和行业竞争性 (Competition)。市场化程度 (Market) 是采用了王小鲁等 (2019)^[31]《中国分省份市场化指数报告 (2018)》中 2014—2017 年度的市场化指数, 并借鉴了俞红海等 (2010)^[32] 的做法, 以 2014—2017 年的市场化指数的平均增长幅度预测了 2018 年度的市场化指数, 最后借鉴马连福等 (2015)^[33] 的做法, 设置市场化程度为虚拟变量, 当企业所在地区的市场化指数大于当年所有地区市场化指数的均值时, 市场化程度变量赋值“1”, 否则赋值“0”。行业竞争性 (Competition) 是通过 1 减去赫芬达尔指数所刻画的行业集中度来构建行业竞争性的正向指标, 该值越大, 表明企业所处行业的竞争程度越高^[34]。

(三) 模型构建

借鉴已有关于企业创新的研究文献^[35-36], 本文建立如下回归方程检验参与标准制定对企业创新的影响:

$$\begin{aligned} \text{ApplyPatent}_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 \text{DumStandard}_{i,t} + \\ & \beta_2 \text{Size}_{i,t} + \beta_3 \text{Age}_{i,t} + \beta_4 \text{Share}_{i,t} + \beta_5 \text{Lev}_{i,t} + \beta_6 \text{ROA}_{i,t} + \\ & \beta_7 \text{Q}_{i,t} + \beta_8 \text{Tangibility}_{i,t} + \beta_9 \text{Cashflow}_{i,t} + \beta_{10} \text{Market}_{i,t} + \\ & \beta_{11} \text{Competition}_{i,t} + \eta_{\text{year}} + \eta_{\text{ind}} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $\text{ApplyPatent}_{i,t+1}$ 表示 $t+1$ 期的企业创新产出, 本文在稳健性检验中也对企业创新投入进行了检验。 $\text{DumStandard}_{i,t}$ 表示企业在 t 期是否参与了国家标准的起草制定, 在稳健性检验部分,

本文还用企业参与起草制定的国家标准数量 ($\text{SumStandard}_{i,t}$) 对其进行了替代测量。 η_{year} 、 η_{ind} 分别表示年份和细分行业层面上的固定效应, 其中控制细分行业固定效应的原因在于, 虽然本文研究的是整个制造业上市企业, 但是制造业中的不同细分行业存在着差异。如从受经济周期影响角度来看, 食品制造业、医药制造业是受经济周期影响较小的行业, 而计算机、通信和其他电子设备制造业行业是周期性行业; 从标准制定的角度来看, 医药制造业, 计算机、通信和其他电子设备制造业行业均是研发投入较高、标准更新较快, 以及较为看重标准制定的行业。因此, 本文进一步控制了行业固定效应, 以控制不同细分行业之间的差异。 $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项, 其余是 t 期的控制变量。为了缓解可能存在的序列相关问题, 保证研究结论的稳健性, 本文在企业层面进行了聚类处理。

三、实证分析

(一) 描述性统计

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果, Panel A 是全样本的描述性统计, Panel B 是根据企业当年是否为某一项及以上国家标准的起草单位对样本进行分组, 报告了当年参与国家标准起草制定组和当年未参与国家标准起草制定组的组间均值差异检验结果。由 Panel A 可知, DumStandard 和 SumStandard 的均值分别为 0.184、0.209, 这在一定程度上反映了中国的制造业上市公司参与国家标准起草制定的程度较低, 标准化的整体水平不高。同时, 结合 SumStandard 的最大值和最小值可知, 某家公司当年所参与起草制定的国家标准数量最多为 40 个^①, 说明中国的制造业上市公司在标准领域存在着起草标准的数量严重不均衡的情况。由 Panel B 可知, 当年参与国家标准起草制定公司的专利申请 ApplyPatent 在 1% 水平上显著高于未参与起草制定组。因此, 描述性统计初步验证了参与标准制定对企业创新的促进作用, 具体有待进一步回归检验。

(二) 标准制定对企业创新的影响: 基准回归模型

表 2 汇报了本文的基准回归结果。第 (1) 列是企业是否参与标准制定 (DumStandard) 与企业

① 描述性统计结果为加 1 取对数后的值, 为 3.714。

创新(*ApplyPatent*)之间关系的高维固定效应 OLS 检验结果。回归结果表明,自变量 *DumStandard* 的系数为 0.1468,在 10% 水平显著,说明在其他条件不变的情况下,相比未参与标准制定的企业,参与标准的起草制定会显著提升企业的创新产出。此外,由于企业创新变量具有删截特征,本文还采用 Tobit 模型进行回归,结果汇报在表 2 的第(2)列。结果表明,替换回归方法后,所得结论与使用高维固定效应 OLS 回归结果相一致。

表 1 描述性统计

Panel A: 全样本					
变量	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>ApplyPatent</i>	7130	0.913	1.663	0	6.105
<i>RD</i>	7130	0.040	0.033	0	0.196
<i>StratTention</i>	5232	0.668	0.309	0	1
<i>DumStandard</i>	7130	0.184	0.388	0	1
<i>SumStandard</i>	7130	0.209	0.497	0	3.714
<i>CSR</i>	7130	21.03	13.053	-2.87	69.76
<i>CSR1</i>	7130	0.635	1.68	0	7.171
<i>MasterTMT</i>	7130	2.779	2.215	0	7.63
<i>MasterHR</i>	7130	1.771	0.767	0	3.135
<i>Size</i>	7130	22.178	1.153	19.942	25.629
<i>Age</i>	7130	2.866	0.299	2.079	3.434
<i>Share</i>	7130	0.332	0.139	0.087	0.712
<i>Lev</i>	7130	0.406	0.194	0.059	0.914
<i>ROA</i>	7130	0.037	0.057	-0.210	0.191
<i>Q</i>	7130	2.305	1.423	0.900	8.760
<i>Tangibility</i>	7130	0.953	0.036	0.783	0.999
<i>Cashflow</i>	7130	0.025	0.049	-0.107	0.159
<i>Market</i>	7130	0.801	0.399	0	1
<i>Competition</i>	7130	0.832	0.126	0.334	0.959
Panel B: 根据企业是否参与起草制定国家标准分样本					
变量	未参与国家标准 制定的样本(0)		参与国家标准 制定的样本(1)		mean - diff
	Obs(0)	Mean(0)	Obs(1)	Mean(1)	
<i>ApplyPatent</i>	5815	0.860	1315	1.144	-0.283 *** (-5.590)

注:***表示在 $p < 0.01$ 水平差异显著;其数值下方括号里的数字是 t 检验的值。由于数据可获得性的限制,策略性创新倾向变量的数据年份为 2014—2017,数据样本为 5232 个。

(三)组织优化的双重机制分析

标准制定会促进企业创新。根据前文的内在机制分析,标准制定之所以可以产生激励效应,除了是因为会产生已有研究所提出的知识溢出效应、技术锁定效应之外,是由于企业得到标准制定利益相关方的认可从而取得标准制定权后,产生了组织行为优化效应和组织结构优化效应。本文认为,这两种效应将分别通过提高企业履行社会责任水平和引发企业高端人才集聚效应而产生。

本文将通过构建中介效应模型对上述两种影响机制进行检验。

表 2 标准制定对企业创新的影响

变量	OLS	Tobit
	(1)	(2)
<i>DumStandard</i>	0.1468 * (0.0796)	0.4871 ** (0.2107)
<i>Size</i>	0.1373 *** (0.0447)	0.1925 * (0.0982)
<i>Age</i>	-0.2331 * (0.1284)	-0.8486 *** (0.2718)
<i>Share</i>	0.1186 (0.2469)	0.2895 (0.5901)
<i>Lev</i>	0.0568 (0.1910)	-0.0329 (0.5319)
<i>ROA</i>	2.5929 *** (0.5654)	8.6630 *** (1.8657)
<i>Q</i>	0.0109 (0.0238)	-0.0499 (0.0695)
<i>Tangibility</i>	0.1130 (0.8391)	1.4763 (2.3066)
<i>Cashflow</i>	-0.5093 (0.6717)	-3.0727 (1.8935)
<i>Market</i>	0.1714 ** (0.0769)	0.7139 *** (0.2153)
<i>Competition</i>	0.0642 (0.4206)	-0.5259 (2.1767)
<i>Industry</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
<i>N</i>	5701	5704
<i>adj. R²</i>	0.0494	

注:数值下方括号里的数字为企业层面的聚类标准误,***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 水平差异显著,下同。当期回归结果差异显著,结论保持一致。

本文借鉴张三峰等(2019)^[37]的做法,采用温忠麟等(2014)^[38]中介效应检验方法,构建了以下中介效应检验模型,其中方程(2)与上文的回归模型(1)相同:

$$\begin{aligned} ApplyPatent_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 DumStandard_{i,t} + \\ & \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 Share_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \\ & \beta_7 Q_{i,t} + \beta_8 Tangibility_{i,t} + \beta_9 Cashflow_{i,t} + \beta_{10} Market_{i,t} + \\ & \beta_{11} Competition_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} mediation_{i,t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 DumStandard_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \\ & \alpha_3 Age_{i,t} + \alpha_4 Share_{i,t} + \alpha_5 Lev_{i,t} + \alpha_6 ROA_{i,t} + \alpha_7 Q_{i,t} + \\ & \alpha_8 Tangibility_{i,t} + \alpha_9 Cashflow_{i,t} + \alpha_{10} Market_{i,t} + \\ & \alpha_{11} Competition_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} ApplyPatent_{i,t+1} = & \delta_0 + \delta_1 DumStandard_{i,t} + \\ & \delta_2 mediation_{i,t+1} + \delta_3 Size_{i,t} + \delta_4 Age_{i,t} + \delta_5 Share_{i,t} + \\ & \delta_6 Lev_{i,t} + \delta_7 ROA_{i,t} + \delta_8 Q_{i,t} + \delta_9 Tangibility_{i,t} + \end{aligned}$$

$$\delta_{10}Cashflow_{i,t} + \delta_{11}Market_{i,t} + \delta_{12}Competition_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

检验步骤如下:第1步检验模型(2)中的系数 β_1 ,如果显著,则中介效应成立,进而开展后续检验。第2步依次检验模型(3)中的系数 α_1 和模型(4)中的系数 δ_2 ,如果两个都显著,说明间接效应显著,并进行第4步检验。如果至少1个不显著,则进行第3步检验。第3步检验用Bootstrap法直接检验原假设: $\alpha_1 \times \delta_2 = 0$,如果显著,则间接效应显著,进行第4步。否则停止分析。第4步检验模型(4)中系数 δ_1 ,如果不显著,则意味着直接效应不显著,说明模型是完全中介效应,如果显著,则继续进行下一步检验。第5步比较 $\alpha_1 \times \delta_2$ 和 δ_1 的符号,如果符号一致,则意味着存在部分中介效应,并汇报中介效应占总效应的比例 $\alpha_1 \times \delta_2 / \beta_1$ 。如果符号相异,则意味着存在遮掩效应,此时汇报间接效应和直接效应之比的绝对值 $|\alpha_1 \times \delta_2 / \delta_1|$ 。

表3汇报了中介效应检验结果。首先,对于标准制定所引致的组织行为优化效应,表3的第(1)列第一步检验结果表明企业是否参与制定标准变量(*DumStandard*)的系数为正,并在10%水平显著,这意味着标准制定对企业创新的影响存在中介效应。在第(2)列和第(3)列第2步依次检验中,本文发现企业是否参与制定标准变量(*DumStandard*)对企业社会责任(*CSR*)这一中介变量作用显著,在1%水平显著,表明在其他条件不变的情况下,相比未参与制定标准的企业,标准制定会显著提升企业履行社会责任水平,加之第(3)列中企业社会责任变量在1%水平显著,由此

说明间接效应显著。第4步和第5步检验结果显示, $\alpha_1 \times \delta_2$ 和 δ_1 的符号一致且均显著,表明存在部分中介效应,本文的研究假设1得以验证。这意味着中国的制造业上市公司在获得由政府所主导制定的国家标准的起草制定权利后,会激励自身积极履行社会责任,有助于提升其创新产出。根据第5步,本文的检验结果还表明由标准制定引致的组织行为优化的中介效应占总效应的比例约为8.5%。

其次,对于企业引发高端人才集聚的组织结构优化效应,表3的第(4)列表明了存在中介效应。在第(5)列和第(6)列第2步依次检验中,本文发现标准制定变量对中介变量作用显著,即在其他条件不变的情况下,相比未参与制定标准的企业,标准制定会引发企业高端人才的集聚效应。但中介变量(*MasterTMT*)的系数不显著,本文继而采用Bootstrap法检验间接效应是否显著,结果拒绝原假设,这表明间接效应显著,即标准制定将通过引发企业高端人才的集聚效应促进企业创新。第4步和第5步检验表明, $\alpha_1 \times \delta_2$ 和 δ_1 的符号一致且均显著,表明人才集聚(*MasterTMT*)这一中介变量存在部分中介效应,本文的研究假设2得以验证。这意味着标准制定有利于企业高端人才的集聚,进而促进了企业创新。根据第5步,本文的检验结果还表明由标准制定引致的组织结构优化的中介效应占总效应的比例约为3.2%。综上所述,从组织优化的角度出发,提高企业履行社会责任水平和引发企业高端人才集聚效应是标准制定促进企业创新的两种重要机制。

表3 标准制定影响企业创新的中介机制检验

变量	<i>ApplyPatent</i> _{<i>t</i>+1}	<i>CSR</i> _{<i>t</i>+1}	<i>ApplyPatent</i> _{<i>t</i>+1}	<i>ApplyPatent</i> _{<i>t</i>+1}	<i>MasterTMT</i> _{<i>t</i>+1}	<i>ApplyPatent</i> _{<i>t</i>+1}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DumStandard</i>	0.1468 * (0.0796)	1.4774 *** (0.4870)	0.1344 * (0.0791)	0.1468 * (0.0796)	0.1995 ** (0.0861)	0.1422 * (0.0795)
<i>CSR</i>			0.0084 *** (0.0021)			
<i>MasterTMT</i>						0.0235 (0.0176)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Bootstrap Test	Z = 3.06, P = 0.002			Z = 2.69, P = 0.007		
F	5.6166 ***	76.1417 ***	5.9138 ***	5.6166 ***	30.5996 ***	5.2832 ***
N	5701	5701	5701	5701	5701	5701
adj. R ²	0.0494	0.2611	0.0525	0.0494	0.3091	0.0499

(四)标准制定与策略性创新倾向

现有文献通过定性分析指出,标准锁定效应容易导致企业滋生创新惰性^[6],那么事实是否真的如此呢?虽然上文已经基本证实了标准制定会促进企业创新,但是,企业创新变量(*ApplyPatent*)是以所有类型的专利申请总数量衡量所得,并未区分专利的类型。因此,为了增强实证信度,本文进一步选择了2014—2017年^①的专利申请获批的数据样本,构建了策略性创新倾向(*StratTention*)变量。若该变量的系数显著为正,那么在一定程度上就可以说明企业获得标准制定权会导致其滋生创新惰性,反之则意味着标准制定不会导致企业滋生创新惰性。

表4的第(1)列的回归结果表明,相比未参与制定标准的企业,标准制定抑制了企业的策略性创新倾向。这意味着企业参与国家标准的起草制定会降低非发明专利所占的比例,即抑制了创新惰性。表4的第(2)列的Tobit模型回归结果,与OLS模型结果保持一致。结合上文,从组织优化的角度出发,本文认为可能的原因是企业提升社会责任履行水平和加强高端人才引进,目的都是为了激发企业创新活力,提升创新质量,会更为关注企业的实质性创新。这一结论也从侧面验证了本文的研究假设。

表4 标准制定与策略性创新倾向

变量	OLS	Tobit
	(1)	(2)
<i>DumStandard</i>	-0.0456 *** (0.0131)	-0.0463 *** (0.0138)
<i>Constrols</i>	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
<i>N</i>	3961	3964
<i>F</i>	2.3353 ***	
<i>adj. R²</i>	0.1582	

注:控制了表1中的所有控制变量,省略了截距项的结果。下同。

四、异质性分析

(一)企业规模异质性

对于不同规模的企业而言,标准制定对企业创新的激励作用是否存在呢?如果存在,那么激励效果是否会存在差异?从企业规模的角度而

言,相比中小企业,大型企业具有规模效应,拥有更为丰富的资金、人才等资源,能够提供充裕的创新资源支持企业创新。正因如此,从资源获取视角来看,由于大规模企业在创新资源上比中小企业具有明显的优势,其对通过标准制定获取创新资源的需求可能并不突出,对于提升创新效率的意愿较低,创新策略也没有中小企业灵活。中小企业为了获取创新资源,愿意抓住各种机会,如利用标准的“背书”效应来增加企业创新资源,进而提升企业的创新产出。基于这一考虑,本文进一步对不同规模企业的标准制定激励效应进行验证。表5的第(1)列、第(2)列将企业划分为大型企业和中小型企业(企业规模高于均值为大型企业,否则为中小型企业)进行了分样本分析。回归结果表明,第(1)列中*DumStandard*的系数不显著,第(2)列中*DumStandard*的系数在5%水平显著,这表明标准制定可以显著促进中小企业的创新,而对大型企业的创新促进作用不明显,即标准制定对中小企业具有更强的激励效应。

表5 基于企业规模和市场化程度的异质性分析

变量	大型企业	中小企业	高市场化	低市场化
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DumStandard</i>	0.1137 (0.1158)	0.2427 ** (0.0959)	0.1722 * (0.0881)	-0.0174 (0.1775)
<i>Constrols</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES
<i>F</i>	1.86 **	4.49 ***	4.77 ***	1.71 *
<i>N</i>	2552	3148	4565	1135
<i>adj. R²</i>	0.0402	0.0612	0.0457	0.0609

(二)市场化程度异质性

随着我国市场化改革进程的加快,标准制定对处于不同市场化程度地区企业的创新激励作用可能存在差异。本文从外部情境的视角出发,有如下考虑,相比市场化程度较低的地区,市场化程度较高的地区不仅能够为企业提供更好的创新环境,进而有助于提升标准制定的质效,而且具有更为公平的竞争环境,有助于标准制定激励企业创新作用的发挥。基于此,本文从区域市场化程度对标准制定促进企业创新的作用进行异质性分析。

① 由于CSMAR数据库所公布的上市公司当年专利申请的获批情况截至2017年12月31日,本文用以测量企业策略性创新行为和策略性创新倾向的数据年份为2014—2017年。特此说明。

表5的第(3)列、第(4)列将样本划分为高市场化和低市场化(市场化程度高于均值为高市场化,否则为低市场化),进行了分样本分析。回归结果表明,第(3)列中 *DumStandard* 的系数在10%水平显著为正,第(4)列中 *DumStandard* 的系数为负且不显著。该结果说明,标准制定可以显著促进处于高市场化程度地区企业的创新,而对处于低市场化程度地区企业的创新促进作用并不显著。

五、稳健性分析与讨论

(一) 内生性检验:倾向得分匹配(PSM)、Heckman 两步法和双重差分法(DID)

从标准制定与企业技术创新活动之间的互动关系来看,企业参与制定标准与创新之间事实上存在着样本选择性偏误和互为因果关系所导致的内生性问题,即技术创新能力越强的企业越有可能获得标准制定权。从全样本来看,参与了国家标准起草制定的企业占企业总数的比重处于较低的水平^①,获得了标准制定权的企业可能经历了一个被选择的过程,即标准的起草制定对于企业而言可能存在“筛选效应”。针对这一情况,上文已经对被解释变量进行了滞后一期处理。为了进一步缓解内生性问题,提高实证信度,增加实证结果的稳健性,本文采取了以下3种做法。

(1)为了缓解模型误设和遗漏变量可能导致的内生性问题,更好地揭示标准制定与企业创新的因果关系,本文在此部分使用了倾向得分匹配(PSM)方法进行稳健性检验,运用一对一的最近邻匹配法进行匹配。PSM模型中的相关预测变量包含了除年份和行业外的所有控制变量。表6汇报了平衡性检验结果,所有配对变量的偏差不超过5%,t检验显示处理组和控制组在10%水平下无显著差异,说明样本匹配效果较好。本文使用匹配后的样本对标准制定和企业创新进行了回归检验,回归结果如表7所示。由表7可知,是否参与制定标准变量 *DumStandard* 在5%水平显著为正,表明相比未参与制定标准的企业,参与制定标准的企业的创新产出更多。本文进一步采用1:2和1:3匹配,回归结果显示,上述结论依然成立。

(2)为了解决样本选择偏误问题引起的内生性问题,本文在此部分使用了 Heckman 两步法,具体回归模型如下:

$$\begin{aligned} Pr(DumStandard_{i,t} = 1) = \Phi(\gamma Z_{i,t}) = \\ \beta_0 + \beta_1 Aupat_{i,t-1} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 Share_{i,t} + \\ \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 Q_{i,t} + \beta_8 Tangibility_{i,t} + \\ \beta_9 Cashflow_{i,t} + \beta_{10} Market_{i,t} + \beta_{11} Competition_{i,t} + \\ \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} ApplyPatent_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 SumStandard_{i,t} + \\ \rho\sigma\lambda(\gamma Z_{i,t}) + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 Share_{i,t} + \\ \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 Q_{i,t} + \beta_8 Tangibility_{i,t} + \\ \beta_9 Cashflow_{i,t} + \beta_{10} Market_{i,t} + \beta_{11} Competition_{i,t} + \\ \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

表6 基于PSM的样本平衡性检验

变量	Mean		% bias	T - test	
	处理组	控制组		T 值	P 值
<i>Size</i>	22.636	22.627	0.7	0.15	0.878
<i>Age</i>	2.8746	2.8752	-0.2	-0.05	0.960
<i>Share</i>	0.3411	0.3452	-2.9	-0.64	0.521
<i>Lev</i>	0.4524	0.4462	3.2	0.73	0.466
<i>ROA</i>	0.0388	0.0408	-3.9	-0.92	0.360
<i>Q</i>	2.0697	2.0821	-0.9	-0.24	0.810
<i>Tangibility</i>	0.9548	0.9539	2.6	0.63	0.531
<i>Cashflow</i>	0.0259	0.0282	-4.8	-1.11	0.267
<i>Market</i>	0.8234	0.8283	-1.2	-0.29	0.771
<i>Competition</i>	0.8098	0.8039	4.7	1.01	0.312

表7 标准制定对企业创新的PSM检验

变量	<i>ApplyPatent_{t+1}</i>	<i>ApplyPatent_{t+1}</i>	<i>ApplyPatent_{t+1}</i>
	1:1 匹配	1:2 匹配	1:3 匹配
<i>DumStandard</i>	0.2176 ** (0.1015)	0.1732 * (0.0886)	0.1966 ** (0.0836)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES
F	1.9800 **	2.4795 ***	3.3973 ***
N	1698	2444	2981
adj. R ²	0.0581	0.0531	0.0456

模型(5)为第一步选择方程,解释变量引入了企业上一期被授权的专利数量加1取对数,并且考虑了年度、行业效应。模型(6)中的解释变量为企业当年参与制定的国家标准数量加1取对数。由表8可知,标准制定对企业创新产出有显著的正向激励作用,这一回归结果与上文基准回归模型估计结果一致。

① 在本文的7130个样本中,1315个样本制定了国家标准,占比为18.4%。

表 8 标准制定对企业创新的影响:Heckman 两步法

变量	$ApplyPatent_{t+1}$
<i>SumStandard</i>	0.1787 ** (0.0695)
逆米尔斯比率	-8.1150 *** (0.7945)
	选择模型
<i>L. Aupat</i>	0.0407 *** (0.0128)
<i>Constrols</i>	YES
<i>Industry</i>	YES
<i>Year</i>	YES
F	15.54 ***
N	5641
adj. R^2	0.1016

(3)为了缓解互为因果的内生性问题,本文在此部分使用了双重差分法(DID)。2018 年发布的《强制性国家标准管理办法(征求意见稿)》规定不标注标准起草单位和起草人信息,参编标准的单位和个人可以向国务院标准化主管部门申请参编标准的证明文件。虽然该规定在样本期内未实行,但是存在着使企业形成预期的政策效应。与此同时,2016 年 7 月和 2017 年 10 月,国家标准化管理委员会两次组织召开主任专题会,就《强制性国家标准管理办法(草案)》进行集中研究和讨论,并在 2017 年 11 月 4 日新的《中华人民共和国标准化法》发布后,完善了草案内容,形成《强制性国家标准管理办法(征求意见稿)》。综合以上考虑,本文认为 2017 年是使企业形成预期的政策效应的关键年份,因此将 2017 年作为预期政策效应开始发生的年份,考察该预期的政策效应是否影响企业创新。本文将参与标准制定的企业作为对照组,未参与标准制定的企业作为控制组,构建了以下双重差分模型:

$$ino_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times sta_after_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Age_{i,t} + \beta_4 Share_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 Q_{i,t} + \beta_8 Tangibility_{i,t} + \beta_9 Cashflow_{i,t} + \beta_{10} Market_{i,t} + \beta_{11} Competition_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$sta_after_{i,t} = DumStandard_{i,t} \times after_{i,t} \quad (8)$$

其中,式(7)为考虑了年份和行业固定效应的双重差分估计模型。模型中 $ino_{i,t}$ 表示企业创新,包括创新产出(专利申请)和创新投入(研发强度); $after_{i,t}$ 为处理效应时期虚拟变量; $DumStandard_{i,t}$ 为企业是否参与标准制定的虚拟变量。 $sta_after_{i,t}$ 即

为双重差分的交互项,用于估计不披露标准起草单位的预期政策效应的微观影响。表 9 汇报了双重差分模型结果。回归结果表明,不披露标准起草单位所形成的预期政策效应会显著促进企业创新。原因可能在于,不披露标准起草单位这项政策在一定程度上能够降低署名制度带来的社会问题,减少权力寻租行为,从而提升了企业参与制定标准的含金量,能够提高参与制定标准的企业的创新意愿,进而促进企业创新。这一结果从侧面佐证了本文的研究结论,缓解了互为因果的内生性问题。

表 9 双重差分模型回归结果

变量	$ApplyPatent_t$	RD_t
	(1)	(2)
$DumStandard \times after$	0.3076 *** (0.0905)	0.0043 *** (0.0012)
<i>Constrols</i>	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
F	7.56 ***	2.4795 ***
N	7127	7127
adj. R^2	0.0550	0.3249

(二)替代测量

(1)被解释变量的替代测量。企业创新主要包括创新投入和创新产出两大方面。上文的企业创新变量是 $ApplyPatent$ 。 $ApplyPatent = \ln(\text{企业当年申请专利总量} + 1)$,反映了企业的创新产出情况。此处,本文使用研发强度(RD)衡量企业创新,用以反映企业的创新投入情况, $RD = \text{企业当年研发费用} / \text{营业收入}$ 。由于中介效应的依次检验模型能够同时反映基准回归和中介检验的情况,因此本文使用了依次检验模型和 Bootstrap 模型,表 10 回归结果表明,主效应的结论与上文保持一致,即标准制定能够提高企业研发强度,促进企业创新。另外,中介效应表明,标准制定能够提高企业履行社会责任水平和引发企业高端人才集聚效应。其中,社会责任变量(CSR)这一中介变量存在遮掩效应,间接效应和直接效应之比的绝对值为 3.7%。这一结果与上文有差别,可能的原因在于,由于企业资源的有限性,企业履行社会责任会花费相应的经济成本,可能会影响到企业研发支出。人才集聚($MasterTMT$)这一中介变量存在部分中介效应,并且中介效应占总效应的比例约为 14.7%,与上文的结论保持一致。从整体上来看,本文的研究结果依旧稳健。

表 10 被解释变量的替代测量

变量	RD_{t+1}	CSR_{t+1}	RD_{t+1}	RD_{t+1}	$MasterTMT_{t+1}$	RD_{t+1}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DumStandard</i>	0.0038 *** (0.0011)	1.4774 *** (0.4870)	0.0039 *** (0.0011)	0.0038 *** (0.0011)	0.1995 ** (0.0861)	0.0032 *** (0.0011)
<i>CSR</i>			-0.0001 *** (0.0000)			
<i>MasterTMT</i>						0.0028 *** (0.0003)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Bootstrap Test	Z = -2.58, P = 0.010			Z = 7.08, P = 0.000		
<i>F</i>	15.4700 ***	76.1417 ***	14.8747 ***	15.4700 ***	30.5996 ***	21.1778 ***
<i>N</i>	5701	5701	5701	5701	5701	5701
<i>adj. R</i> ²	0.3173	0.2611	0.3183	0.3173	0.3091	0.3413

(2) 解释变量的替代测量: 上文所使用的解释变量 *DumStandard* 是一个 0 - 1 虚拟变量, 用以衡量企业是否参与了国家标准的起草制定。本文构建了 *SumStandard* 变量, $SumStandard = \ln(\text{企业当年参与制定的国家标准数量} + 1)$, 用以体现企业参与国家标准制定的程度, 将其作为 *DumStandard* 的替代测量。表 11 回归结果显示, 主效应和中介效应的结论均得到了支持。

(3) 机制变量的替代测量: 针对社会责任 (*CSR*) 和人才集聚 (*MasterTMT*), 本文分别构建了两个新的机制变量进行替代性检验: *CSR1*、*MasterHR*。 $CSR1 = \ln(\text{企业当年的社会捐赠额} + 1)$, $MasterHR = \ln(\text{企业当年拥有的硕士及以上学历的高管人数} + 1)$ 。表 12 回归结果显示, 以 *CSR1* 和 *MasterHR* 作为替代测量的中介效应依然成立, 结论保持不变。

表 11 解释变量的替代测量

变量	$ApplyPatent_{t+1}$	CSR_{t+1}	$ApplyPatent_{t+1}$	$ApplyPatent_{t+1}$	$MasterTMT_{t+1}$	$ApplyPatent_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SumStandard</i>	0.1467 ** (0.0725)	0.9599 ** (0.3840)	0.1386 * (0.0722)	0.1467 ** (0.0725)	0.2372 *** (0.0689)	0.1414 * (0.0723)
<i>CSR</i>			0.0084 *** (0.0022)			
<i>MasterTMT</i>						0.0225 (0.0176)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Bootstrap Test	Z = 2.85, P = 0.004			Z = 2.66, P = 0.008		
<i>F</i>	5.6091 ***	75.9687 ***	5.9167 ***	5.6091 ***	31.2128 ***	5.2715 ***
<i>N</i>	5701	5701	5701	5701	5701	5701
<i>adj. R</i> ²	0.0500	0.2606	0.0531	0.0500	0.3104	0.0504

注: 此处的企业创新变量为 *ApplyPatent*。

表 12 机制变量的替代测量

变量	$ApplyPatent_{t+1}$	$CSR1_{t+1}$	$ApplyPatent_{t+1}$	$ApplyPatent_{t+1}$	$MasterHR_{t+1}$	$ApplyPatent_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DumStandard</i>	0.1468 * (0.0796)	0.1580 ** (0.0746)	0.1425 * (0.0797)	0.1468 * (0.0796)	0.0068 (0.0375)	0.1457 * (0.0791)
<i>CSR1</i>			0.0276 (0.0188)			
<i>MasterHR</i>						0.1668 *** (0.0439)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Bootstrap Test	Z = 2.69, P = 0.007			Z = 2.23, P = 0.026		
<i>F</i>	5.6166 ***	15.7816 ***	5.2638 ***	5.6166 ***	7.3905 ***	6.2516 ***
<i>N</i>	5701	5701	5701	5701	5701	5701
<i>adj. R</i> ²	0.0494	0.1076	0.0499	0.0494	0.0916	0.0545

注: 此处的企业创新变量为 *ApplyPatent*。

六、结论与对策建议

研究发现,标准制定促进了企业创新,包括创新产出和创新投入,并且抑制了非发明专利数量的比例,这说明中国的标准化政策不仅激发了企业的创新活力,而且提升了创新质量。从机制上看,标准制定有利于提高企业社会责任意识和引发企业高端人才集聚,引致组织行为优化效应和组织结构优化效应进而促进企业创新。异质性分析发现,标准制定对中小企业和处于市场化程度高地区的企业创新更为显著。

针对以上研究结论与分析,本文提出以下政策建议。

(1)为实现创新型国家的建设目标,政府应加强标准化政策的解读、宣传以及指导工作。目前,企业对专利制度有了较深的了解,对标准化政策缺乏一定的认识。在本文选取的 7130 个样本中,标准制定的均值仅为 0.184,表明多数企业并没有参与制定国家标准。可能的原因在于,一是企业没有意识到标准制定的重要性,二是企业对标准的制定流程不熟悉,仍处于起步阶段,缺乏相应的标准化人才等。然而,标准制定能显著促进企业创新,并且不会导致企业滋生创新惰性,能有效激发企业创新活力。政府应将标准化政策放在更为重要的地位,加强标准化政策的解读宣传工作,使得企业更为重视标准制定,通过开展指导培训工作等帮助企业了解标准制定流程等。

(2)根据异质性研究分析,建议标准化奖助政策应向中小企业倾斜。这是由于标准制定对中小企业的激励作用更明显。2021 年 12 月,中国 19 部门联合印发的《“十四五”促进中小企业发展规划》指出,要指导中小企业积极参与国际国内标准制定,促进中小企业应用标准进行质量技术创新,提升产品质量水平。本文通过实证研究,证实了中国政府重视中小企业参与制定标准的正确性,标准化政策向中小企业倾斜更能促进创新。政府应当继续鼓励、支持和指导中小企业参与制定标准,并加大对中小企业的支持力度。同时建议标准化政策需要因地制宜,结合制度环

境的具体情况实施。这是由于标准制定对于处于市场化程度高地区企业的创新具有显著促进作用,但对于市场化程度低地区企业的创新促进作用不显著,甚至可能产生“标准寻租”行为、滋生“创新惰性”。针对这一结果,本文认为,制度环境发达区域的政府可以考虑通过强化标准化政策来促进区域企业的创新,制度环境落后区域的政府在执行落实标准化政策时应当更加谨慎。

参考文献:

- [1] NARAYANAN V K, CHEN T X. Research on technology standards: accomplishment and challenges [J]. Research policy, 2012, 41(8): 1375-1406.
- [2] BAHRAMI S, ATKIN B, LANDIN A. Innovation diffusion through standardization: a study of building ventilation products [J]. Journal of engineering and technology management, 2019 (54): 56-66.
- [3] BLIND K. Standardization: a catalyst for innovation [J]. Inaugural addresses research in management series, 2009: 1-42.
- [4] ACEMOGLU D, GANCIA G, ZILIBOTTI F. Competing engines of growth: innovation and standardization [J]. Journal of economic theory, 2012, 147(2): 570-601.
- [5] WANG Z Q, ZHANG M, SUN H Y, et al. Effects of standardization and innovation on mass customization: an empirical investigation [J]. Technovation, 2016(48-49): 79-86.
- [6] 陶爱萍, 汤成成, 洪结银. 标准锁定效应下企业创新惰性: 影响因素与生成机理 [J]. 科技进步与对策, 2013, 30(22): 81-85.
- [7] 杨蕙馨, 王硕, 王军. 技术创新、技术标准化与市场结构——基于 1985—2012 年“中国电子信息企业百强”数据 [J]. 经济管理, 2015(6): 21-31.
- [8] 刘小鲁. 标准化与企业的 R&D 投入倾向: 基于中国工业企业数据的经验研究 [J]. 经济理论与经济管理, 2018(5): 84-95.
- [9] 林洲钰, 林汉川, 邓兴华. 什么决定国家标准制定的话语权: 技术创新还是政治关系 [J]. 世界经济, 2014, 37(12): 140-161.
- [10] 谢乔昕. 环境规制扰动、政企关系与企业研发投入 [J]. 科学学研究, 2016, 34(5): 713-719, 764.
- [11] 焦豪, 杨季枫. 政治策略、市场策略与企业成长价值——基于世界银行的企业调查数据 [J]. 经济管理, 2019, 41(2): 5-19.
- [12] DONALDSON T, PRESTON L E. The stakeholder theory

- of the corporation: concepts, evidence, and implications[J]. Academy of management review, 1995, 20(1):65-91.
- [13]齐丽云,张碧波,郭亚楠. 消费者企业社会责任认同对购买意愿的影响[J]. 科研管理,2016,37(5):112-121.
- [14]CARMELO R, EDUARDO G M, JUAN G C N. The influence of corporate social responsibility practices on organizational performance: evidence from eco-responsible Spanish firms[J]. Journal of cleaner production, 2016, 112(4):2870-2884.
- [15]DEJAN L, JANE P, VIOLETA J, et al. Environmental and social responsibility of companies cross EU countries-panel data analysis[J]. Science of the total environment, 2019, 657(1):287-296.
- [16]朱卫东,张超,吴勇,等. 员工与股东的劳资共生演化动力模型研究——基于增加价值与利益相关者理论[J]. 管理科学学报,2019,22(2):112-126.
- [17]陈钰芬,金碧霞,任奕. 企业社会责任对技术创新绩效的影响机制——基于社会资本的中介效应[J]. 科研管理,2020,41(9):87-98.
- [18]罗勇根,杨金玉,陈世强. 空气污染、人力资本流动与创新活力——基于个体专利发明的经验证据[J]. 中国工业经济,2019(10):99-117.
- [19]刘春林,田玲. 人才政策“背书”能否促进企业创新[J]. 中国工业经济,2021(3):156-173.
- [20]赵晶,孟维烜. 官员视察对企业创新的影响——基于组织合法性的实证分析[J]. 中国工业经济,2016(9):109-126.
- [21]LI L, CHEN J, GAO H, et al. The certification effect of government R&D subsidies on innovative entrepreneurial firms' access to bank finance: evidence from China[J]. Small business economics, 2019, 52(1):241-259.
- [22]王永进,盛丹,李坤望. 中国企业成长中的规模分布——基于大企业的研究[J]. 中国社会科学,2017(3):26-47,204-205.
- [23]胡国柳,赵阳,胡珺. D&O 保险、风险容忍与企业自主创新[J]. 管理世界,2019,35(8):121-135.
- [24]FANG L H, LERNER J, WU C P. Intellectual property rights protection, ownership, and innovation: evidence from China[J]. The review of financial studies, 2017, 30(7):2446-2477.
- [25]顾夏铭,陈勇民,潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究,2018,53(2):109-123.
- [26]黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究,2016,51(4):60-73.
- [27]陈志军,闵亦杰. 家族控制与企业社会责任:基于社会情感财富理论的解释[J]. 经济管理,2015,37(4):42-50.
- [28]王站杰,买生. 企业社会责任、创新能力与国际化战略——高管薪酬激励的调节作用[J]. 管理评论,2019,31(3):193-202.
- [29]ATANASSOV J, JULIO B, LENG T. The bright side of political uncertainty: the case of R&D[J]. Social science electronic publishing, 2015.
- [30]HALL B H, Moncada-Paternò-Castello P, MONTRESOR S, et al. Financing constraints, R&D investments and innovative performances: new empirical evidence at the firm level for Europe[J]. Economics of innovation and new technology, 2016, 25(3):183-196.
- [31]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告(2018)[R]. 北京:社会科学文献出版社,2019.
- [32]俞红海,徐龙炳,陈百助. 终极控股股东控制权与自由现金流过度投资[J]. 经济研究,2010,45(8):103-114.
- [33]马连福,王丽丽,张琦. 混合所有制的优序选择:市场的逻辑[J]. 中国工业经济,2015(7):5-20.
- [34]张峰,战相岑,殷西乐,等. 进口竞争、服务型制造与企业绩效[J]. 中国工业经济,2021(5):133-151.
- [35]CHANG X, FU K, LOW A, et al. Non-executive employee stock options and corporate innovation[J]. Journal of financial economics, 2015, 115(1):168-188.
- [36]孟庆斌,李昕宇,张鹏. 员工持股计划能够促进企业创新吗? ——基于企业员工视角的经验证据[J]. 管理世界,2019,35(11):209-228.
- [37]张三峰,魏下海. 信息与通信技术是否降低了企业能源消耗——来自中国制造业企业调查数据的证据[J]. 中国工业经济,2019(2):155-173.
- [38]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(5):731-745.

(本文责编:海 洋)