

加入标准化技术委员会促进了企业技术创新吗？

孙 成¹, 崔维军², 吴 杰^{3,4}, 刘 俊², 柏冰鑫², 刘紫欣²

(1. 清华大学社会科学学院, 北京 100084;

2. 南京信息工程大学商学院, 江苏 南京 210044;

3. 江苏省质量和标准化研究院, 江苏 南京 210029;

4. 南京航空航天大学经济与管理学院, 江苏 南京 211106)

摘要: 标准化技术委员会是制定技术标准、规范行业发展的重要平台, 企业加入标准化技术委员会能否有效提升其创新能力及其影响机制值得深入探究。运用 PSM-DID 模型, 从资源获取和信号传递的角度剖析加入标准化技术委员会对企业技术创新能力的影响。结果显示, 企业加入标准化技术委员会有利于提升其技术创新能力。研究结论在一系列稳健性检验后依然成立。进一步检验后发现, 其作用机制在于促进企业外部合作和提升企业商业信用。同时, 相比国有企业和低研发密集型企业, 加入标准化技术委员会对民营企业和高研发密集型企业具有更强的创新激励作用。研究企业加入标准化技术委员会的创新机制和后果, 丰富了企业参与正式标准化如何影响企业技术创新的微观经验证据, 为完善专业标准化技术组织体系和优化企业标准化创新战略提供了参考。

关键词: 标准化技术委员会; 企业创新; 信号理论; 外部合作; 商业信用

中图分类号: F063.1

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)05-0058-12

Has the participation in standardization technical committee promoted enterprise's technological innovation?

SUN Cheng¹, CUI Weijun², WU Jie^{3,4}, LIU Jun², BAI Bingxin², LIU Zixin²

(1. School of Social Sciences, Tsinghua University, Beijing 100084, China;

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

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

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

Abstract: Standardization technical committee is an important platform for formulating technical standards and standardizing the development of the industry. Whether enterprises can effectively improve their innovation ability by participating in standardization technical committee and its influencing mechanism are worthy of in-depth study. This paper uses the differential propensity score matching (PSM-DID) method to analyze the influence of participation in the standardization technical committee on the technological innovation ability of enterprises from the perspectives of resource acquisition and signal transmission. The results show that participation in the standardization technical committee significantly improves the innovation output of enterprises, and this conclusion is still valid through a series of robustness

收稿日期: 2023-12-28 修回日期: 2024-04-10

基金项目: 国家自然科学基金青年基金项目(72102061)。

作者简介: 孙成(1996—), 男, 江苏泰兴人, 清华大学社会科学学院博士生, 研究方向为创新经济学、技术创新管理。通信作者: 崔维军。

tests. After further examination, it is found that the mechanism of participation in standardization technical committee affecting technological innovation is to promote enterprises' external cooperation and improve enterprises' business credit. In addition, compared with state-owned enterprises and low R&D intensive enterprises, participation in standardization technical committee has a stronger innovation incentive effect on private enterprises and high R&D intensive enterprises. By studying the innovation mechanism and consequences of enterprises' participation in standardization technical committee, this paper enriches the micro-empirical evidence of how enterprises' participation in formal standardization affects enterprises' technological innovation, and provides a reference for improving the organization system of professional standardization technology and optimizing enterprises' standardization innovation strategy.

Key words: standardization technical committee; enterprise's technological innovation; signal theory; external cooperation; business credit

党的二十大报告指出,要完善科技创新体系,坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位。当前我国经济正处于高速增长阶段转向高质量发展阶段的关键时期,充分发挥各创新主体的资源协同优势助力高技术创新正成为中国经济实现转型升级的关键性因素。标准化作为一种社会协调机制^[1],能够将拥有独特资源和路径依赖投资的不同创新主体聚集在一起并建立共识^[2]。目前在政府部门的支持下,“推动标准化与科技创新互动发展”已上升到国家战略层面予以实施和推进,能够有效推动产业转型升级和提升国际竞争力^[3]。为有效发挥标准化创新优势,中国于20世纪70年代推出了设立全国专业标准化技术委员会(简称“标准化技术委员会”)这一政策。

标准化技术委员会作为正式标准制定组织,文献梳理发现,有诸多研究探讨了企业参与正式标准制定组织的动机或驱动因素^[2,4-5]以及经济影响^[6-8],而关于参与正式标准制定组织影响企业创新的研究却较少^[9-10]。加之,全国专业标准化技术委员会作为中国标准化创新的具体实践,该制度实施以来至今已有40多年,根据《中国标准化发展年度报告(2023)》显示,截至2023年年底,我国设立了1338家标准化技术委员会(包括技术委员会、分技术委员会和工作组),但是企业在加入标准化技术委员会后其技术创新能力是否会发生明显改善呢?学术界对此尚未进行系统的研究。

基于此,本文以中国沪深A股制造业上市公司为研究对象,考察企业加入标准化技术委员会对其技术创新的影响及作用机制。本文可能的贡

献在于:①在理论方面,揭示了加入标准化技术委员会的资源获取和信号传递双重作用机制,丰富了参与正式标准化如何影响企业技术创新的微观经验证据。②在实践方面,中国的标准化技术委员会是由政府部门监督管理、多方创新主体参与,具有鲜明的中国特色,目前国际上尚无成熟经验。本文全方位地评估了中国设立标准化技术委员会的政策效果,能够为完善专业标准化技术组织体系相关政策提供参考,同时为企业优化标准化创新战略提供方向。

一、文献回顾与理论演绎

(一) 标准化技术委员会的制度背景

改革开放初期,为加速发展国民经济,在社会主义建设中推行标准化,1979年国家标准化管理委员会筹建成立了中国第一家专业标准化技术委员会“全国电压电流等级和频率标准化技术委员会”(编号TC1),成为中国标准化技术委员会制度的起点。同年7月,国务院颁布了《中华人民共和国标准化管理条例》,标志着标准化工作正式纳入法制的轨道。1990年8月,国家技监局颁布《全国专业标准化技术委员会章程》,这是关于标准化技术委员会的第一份指导性文件,针对标准化技术委员会的定义、工作任务等方面提出了具体要求,明确指出技术力量较强、标准化工作较突出的企业可以提出申请作为单位委员。此后,为了进一步加强标准化技术委员会委员的代表性,2009年印发的《全国专业标准化技术委员会管理规定》,明确指出委员可以来自企业、科研机构、检测机构、高等院校、政府部门、行业协会、消费者等。

“建立以企业为主体、市场为导向、产学研深

度融合的技术创新体系”是加快建设创新型国家的重要内容,汇聚不同创新主体的优势资源、激发市场主体的创新活力也是中国标准化技术委员会制度设立的重要目的,以标准化技术委员会为平台,广泛联结各专业领域具有代表性的创新主体,通过协调、沟通或政治协商方式达成共识,明确技术进步方向,降低研发成本与风险,加快科技成果转化。2015 年,国务院印发《深化标准化工作改革方案》,旨在突出市场主体在标准化工作中的作用,形成政府引导、市场驱动、社会参与、协同推进的标准化工作格局。2017 年发布的《全国专业标准化技术委员会管理办法》进一步规范了技术委员会组建条件和程序,建立了技术委员会退出机制,为创新主体提供了值得信赖的优质平台,便于加入标准化技术委员会的企业利用平台集聚的各类创新资源,促进多方创新主体间的合作交流,提升自身创新实力。

(二) 文献回顾与理论推导

标准化技术委员会是多个创新主体基于协调、沟通或政治协商方式,经由正式协议开展制定、修改或扩散标准等标准化活动的合作型组织,即正式标准制定组织^[11]。正式标准制定组织作为一种特定类型的战略合作联盟,企业参与正式标准化主要包括追求特定的公司利益、解决技术问题、知识寻求、影响监管和促进市场准入 5 类动机^[5]。对于单个企业而言,仅凭借自身的资源难以将其技术转化为标准^[12]。因此,在标准化的过程中,越来越多的企业进入了多企业环境中^[13],通过加入标准制定组织与其他企业形成合作联盟,制定共同的技术标准来协调其创新活动。本文将从资源基础观和信号理论出发,重点讨论企业加入标准化技术委员会对其创新的影响及作用机制。

首先,从资源基础观的出发,企业加入标准化技术委员会可以通过直接的创新资源补充机制影响企业创新。一方面,由于标准化过程中存在知识溢出效应^[4],标准化技术委员会作为特定范围内不同利益相关方集聚的平台,是企业获取外部知识资源的重要来源^[14]。企业加入标准化技术委

员会有助于其获取显性知识(如标准提案草案、正式评价等)和隐性知识(如其他委员企业的目标和议程、所支持的特定技术发展路径等)^[9],从而补充企业自身创新所需的知识资源,降低企业自身创新努力的边际成本,进而促进企业开展创新活动。另一方面,标准化技术委员会作为标准的归口管理部门,其委员企业一定程度上可以获取更多的政策动态、未来技术进步方向等信息资源。具体而言,相比未加入标准化技术委员会的企业,加入标准化技术委员会的企业能够更早更全面地获取政府部门对于市场运行的决议与方向,以及相关领域内的技术进步方向和发展范式,从而有利于企业及时调整技术研发的方向,减少市场不确定性^[8],降低创新的市场风险^[15],进而促进企业开展创新活动。

其次,从信号理论出发,标准化技术委员会扮演了信号传递媒介通道的角色,能够帮助企业向利益相关者传递两个方面的积极信号,有效缓解信息不对称。一方面,向利益相关者传递了“企业技术实力较强、标准化工作较突出”的信号。标准化技术委员会的委员构成注重代表性,企业加入标准化技术委员会不仅需要经历筛选,并且选派的企业代表都是中级以上职称、从事相关专业工作的技术人员。因此,加入了标准化技术委员会意味着企业在相关专业领域具有较强的实力,具有较好的发展潜力。另一方面,向利益相关者传递了“企业值得信任”的信号。标准化技术委员会是规范行业发展的标准化平台,是政府部门与企业之间沟通的有效桥梁。企业加入标准化技术委员会从事国家标准起草和技术审查等标准化工作,体现了政府部门对企业的认可,而良好的政企关系也能够赋予企业更强的合法性^[16-17],从而降低利益相关者对企业商业信用的担忧。另外,标准化技术委员会的退出机制和委员的换届机制也能够对企业起到监督管理作用,这在一定程度上可以缓解利益相关者面临的道德风险问题。因此,企业加入标准化技术委员会有利于缓解其与利益相关者的信息不对称,有助于其从利益相关者处获得资源的支持,加强与利益相关者的合作,

进而促进企业创新。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H1:企业加入标准化技术委员会有利于提升企业技术创新能力。

(三)作用机制分析与研究假设

为了更细致地探讨标准化技术委员会制度对企业创新的作用机制,本文在资源获取的基础上,从信号传递的角度出发,具体考虑企业创新伙伴资源和财务资源两种重要资源,与这两种资源对应的利益相关者分别是企业的合作创新伙伴、交易伙伴(主要是指供应商)。本文认为,加入标准化技术委员会有助于企业向利益相关者传递有益信号,产生平台效应和声誉效应,获得创新所需的伙伴资源和财务资源,进而促进企业创新。理论模型如图1所示。

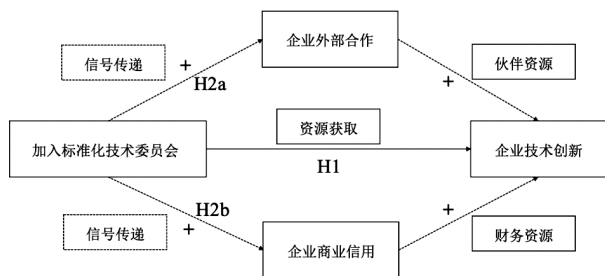


图1 理论模型

1. 促进外部合作,促进企业创新

研究表明,开放地建立起外部合作关系以促进企业创新是企业创新的必然要求^[18]。本文认为,加入标准化技术委员会的积极信号能够提高企业的外部合作水平。原因在于,企业加入标准化技术委员会意味着其在相关专业领域或行业具有较强的实力基础,有能力保障合作创新活动稳步推进达到预期的目标。一方面,可以向现有外部合作创新关系网络上的成员传递了企业是优质合作伙伴的信号,使其更有动力维持并加深相互之间的合作关系。另一方面,可以向标准化技术委员会中广泛涉及的各类组织(如竞争性企业、高校、科研院所、政府部门、供应商等)传递企业是优质的潜在合作伙伴的积极信号,有利于企业积累关系资本,拓展外部合作关系网络。以上说明,加入标准化技术委员会有利于促进企业外部合作。

对于中国制造业企业而言,构建强大的外部合作关系网络,提高企业外部合作水平,有助于企业获取外部创新资源,进而显著提升企业的技术创新能力^[19-20]。基于以上分析,本文提出如下假设:

H2a:加入标准化技术委员会有利于促进企业外部合作,进而提升企业技术创新能力。

2. 提升商业信用,促进企业创新

对于发展中国家企业而言,非正式融资方式的商业信用融资是企业外部融资重要来源^[21],能够显著促进中国制造业企业创新^[22]。商业信用融资是指企业通过供应商延迟付款、客户预付款等形式而获得资金支持的融资方式^[23],反映了交易伙伴(主要指供应商)对融资企业的社会信任水平^[24]。本文认为,企业通过筛选成为标准化技术委员会的委员单位,从事国家标准等正式标准的起草和技术审查等工作。一方面,反映了企业在技术和市场等方面具有较强的实力,具有较好的偿债能力;另一方面,反映了企业获得政府部门的认可和信任,具有较强的合法性。因此,企业加入标准化技术委员会能够向供应商传递企业“有能力偿债”和“值得信任”两种积极信号,有利于企业获取商业信用。同时,诸多研究表明商业信用的提升有利于促进企业创新^[22-23;25]。基于以上分析,本文提出如下假设:

H2b:加入标准化技术委员会有利于提升企业商业信用,进而提升企业技术创新能力。

二、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2007—2021年中国沪深A股制造业上市公司为研究对象,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、中国研究数据服务平台(CNRDS)等。经过手动收集整理980家标准化技术委员会的委员所在单位信息,其中有多家企业加入了不同的标准化技术委员会,合计3745家上市公司样本、318家非上市公司样本。为保证研究数据的质量,本文还进行了检查和删误处理,通过删除错误值,本文的初始样本包含24621个观测值、2886家制造业上市公司,其中在样本期内加入了标准化技术委员会的

制造业上市公司有 819 家。此外,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。本文参照现有研究^[26-27],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 ($\ln Pat1$)。同时,考虑到发明专利相比实用新型专利、外观设计专利对技术的要求更高,更能反映企业的技术创新能力^[28]。因此,本文进一步采用发明专利产出(企业当年发明专利申请数加 1 后取自然对数)进行替代性的检验 ($\ln Pat2$)^[29]。若两个企业创新衡量指标得出的结论保持一致,这在一定程度上也能说明本文的实证信度较高。本文所有被解释变量均滞后两期。

(2) 解释变量:加入标准化技术委员会。本文研究企业加入标准化技术委员会对企业创新的影响,将企业是否加入标准化技术委员会作为测量指标。全国标准信息公共服务平台提供了各个标准化技术委员会的委员名单,委员名单包括委员所在单位、加入技术标准化委员会的具体时间等信息。得益于此,本文通过委员的工作单位确定各标准化技术委员会的企业参与情况,并与制造业上市公司进行了匹配,最终构建出了两个虚拟变量。 $DumTC$ 为企业是否加入标准化技术委员会的虚拟变量,当企业在样本期内是标准化技术委员会的委员单位时,赋值为 1,否则为 0。 $POST$ 为企业加入标准化技术委员会之后的虚拟变量,企业加入标准化技术委员会之后的年度(包括当年),赋值为 1,否则为 0。

(3) 控制变量。参考国内外研究企业创新及其影响因素的文献^[23,27,30-32],本文控制了企业规模 ($Size$)、企业年龄 (Age)、股权结构 ($Share$)、资产负债率 (Lev)、有形资产比率 ($Tangibility$)、托宾 Q 值 (Q)、现金流比率 ($Cashflow$)、销售收入增长率 ($Gsale$) 等变量,并对年份固定效应 ($Year$) 和行业固定效应 ($Industry$) 进行了控制。

(三) 模型构建

为了缓解样本选择性偏差以及内生性问题,本文选择 PSM-DID 模型进行实证检验。参考

权小锋等^[28]的研究,本文构造了两个虚拟变量 $DumTC$ 和 $POST$,进而建立了以下双重差分模型并通过倾向得分匹配法获得的样本检验企业加入标准化技术委员会对其技术创新能力的影响:

$$\ln Pat1_{i,t+2} / \ln Pat2_{i,t+2} = \beta_0 + \beta_1 DumTC_i + \beta_2 DumTC_i \times POST_{i,t} + \beta_3 Controls_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $\ln Pat1_{i,t+2}$ 、 $\ln Pat2_{i,t+2}$ 表示的是企业 $t+2$ 期的企业创新产出。考虑到企业加入标准化技术委员会对企业创新的影响存在较长的时滞效应,以及标准化技术委员会每届委员的任期为 5 年,在构建模型时对被解释变量进行了滞后两期处理,这在一定程度上也能够缓解逆向因果的问题。 $DumTC_i$ 、 $POST_{i,t}$ 为加入标准化技术委员会的虚拟变量, $Controls_{i,t}$ 为 t 期的控制变量, η_{year} 、 η_{ind} 分别表示年份和细分行业层面上的固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项,其余是 t 期的控制变量。

三、实证分析

(一) PSM 结果

本文在此部分使用了倾向得分匹配 (PSM) 方法,将除年份和行业外的所有控制变量作为匹配变量,对是否加入标准化技术委员会的分组变量进行了 logit 回归。通过最近邻匹配法按 1:1 进行控制组的选取与配对,最终得到了 3 847 个企业一年度观测值,有 491 家参与标准制定组织的企业实现了配对。

表 1 汇报了平衡性检验结果,所有配对变量的偏差不超过 4%, 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。本文将使用匹配后的样本,在控制年份和行业影响的基础上,运用双重差分模型对加入标准化技术委员会和企业创新进行回归检验。

(二) 描述性统计

表 2 报告了匹配后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已经加入标准化技术委员会对样本进行分组,报告了企业当年已经加入了标准化技术委员会组和当年未加入标准化技术委员会组的组间均值差异检验结果。由 Panel B 的组间差

异性检验结果可知,加入标准化技术委员会的企业在专利申请总量和发明专利申请数量上显著多于未加入标准化技术委员会的企业,初步验证了加入标准化技术委员会对企业技术创新的促进作用,具体有待进一步回归检验。

表 1 基于 PSM 的样本平衡性检验

变量名		Mean		% bias	% reduct bias	T-test	
		处理组	控制组			T 值	P 值
Size	匹配前	22.446	21.757	56.9	99.3	26.55	0.000
	匹配后	22.429	22.433	-0.4		-0.11	0.909
Age	匹配前	2.893	2.736	46.5	99.1	19.16	0.000
	匹配后	2.891	2.892	-0.4		-0.14	0.885
Share	匹配前	0.353	0.348	3.4	91.9	1.49	0.136
	匹配后	0.354	0.353	0.3		0.09	0.929
Lev	匹配前	0.448	0.396	26.0	86.7	11.10	0.000
	匹配后	0.447	0.440	3.5		1.14	0.252
Tangibility	匹配前	0.956	0.955	4.0	54.5	1.69	0.092
	匹配后	0.956	0.955	1.8		0.60	0.551
Q	匹配前	1.951	2.102	-12.3	96.1	-5.17	0.000
	匹配后	1.949	1.955	-0.5		-0.16	0.873
Cashflow	匹配前	0.057	0.047	15.6	86.6	6.86	0.000
	匹配后	0.057	0.055	2.1		0.69	0.493
Gsale	匹配前	0.132	0.150	-5.9	73.1	-2.36	0.018
	匹配后	0.132	0.137	-1.6		-0.53	0.594

表 2 描述性统计

Panel A:全样本					
变量	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnPat1 _{t+2}	3 847	0.849	1.749	0.000	5.922
lnPat2 _{t+2}	3 847	0.504	1.251	0.000	4.905
DumTC	3 847	0.665	0.472	0.000	1.000
POST	3 847	0.513	0.500	0.000	1.000
Size	3 847	22.322	1.263	19.575	25.392
Age	3 847	2.880	0.312	1.609	3.497
Share	3 847	0.352	0.144	0.091	0.740
Lev	3 847	0.436	0.200	0.051	0.957
Tangibility	3 847	0.955	0.035	0.795	1.000
Q	3 847	1.976	1.216	0.895	9.022
Cashflow	3 847	0.054	0.068	-0.153	0.248
Gsale	3 847	0.135	0.303	-0.501	2.168
Panel B:根据企业是否加入标准化技术委员会分样本					
变量	未加入标准化 技术委员会		加入标准化 技术委员会		mean - diff
	Obs(0)	Mean(0)	Obs(1)	Mean(1)	
lnPat1 _{t+2}	1 875	0.724	1972	0.967	-0.242 ***
lnPat2 _{t+2}	1 875	0.419	1972	0.585	-0.167 ***

注:***表示在 $p < 0.01$ 有统计学意义;本文匹配前的数据年份为 2007—2021 年,由于被解释变量滞后两期,匹配后的样本数据年份为 2007—2019 年。

(三)基准回归结果分析

表 3 汇报了双重差分基准回归结果。第(1)列、第(2)列是 OLS 模型检验结果,回归结果表明, $DumTC \times POST$ 的系数均在 5% 水平上显著为正,结

合描述性统计结果可知,企业加入标准化技术委员会后专利的申请总量 ($\ln Pat1_{t+2}$) 提升 24.31%,其中发明专利的申请量 ($\ln Pat2_{t+2}$) 提升 30.24%,说明企业加入标准化技术委员会有助于提升其技术创新能力。本文假设 H1 得以基本证实。鉴于创新变量具有删截特征,本文还采用 Tobit 模型进行回归,结果汇报在第(3)列、第(4)列。结果表明,替换回归方法后,所得结论与 OLS 回归结果相一致,再次验证了本文假设 H1。

表 3 加入标准化技术委员会与企业技术创新

变量	OLS		Tobit	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnPat1 _{t+2}	lnPat2 _{t+2}	lnPat1 _{t+2}	lnPat2 _{t+2}
DumTC	0.079 8 (0.90)	0.025 6 (0.40)	0.640 8 (1.54)	0.277 4 (0.72)
DumTC × POST	0.2064 ** (2.35)	0.1524 ** (2.42)	0.6804 * (1.77)	0.6226 * (1.76)
Controls	是	是	是	是
Year	是	是	是	是
Industry	是	是	是	是
N	3 847	3 847	3 847	3 847
R ² / Pseudo - R ²	0.060 1	0.054 2	0.025 5	0.031 2

注:括号里为 t 值;**、* 分别表示在 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。下同。

(四)稳健性检验

为了确保本文研究结果的可靠性,提升本文实证信度,以下进行一系列稳健性检验。

1. 平行趋势检验

本文参考现有研究^[33-34],使用事件研究法进行平行趋势检验,其模型为:

$$\ln Pat1_{i,t+2} / \ln Pat2_{i,t+2} = \alpha_0 + \sum_{t=-3}^3 \delta_t D_{it} + \lambda_3 Controls_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中, D_{it} 是一组虚拟变量,相当于年份虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项,若企业 i 在第 t 年成为了标准化技术委员会的委员单位,则赋值为 1,否则为 0。其余各变量的符号含义与模型(1)中的符号相同。本文在该模型中重点关注系数 δ_t ,其反映了加入标准化技术委员会的第 t 年,加入标准化技术委员会的企业和未加入标准化技术委员会的企业的技术创新能力差异。

本文选择加入标准化技术委员会前后各 3 年进行对比,将加入标准化技术委员会前 3 年的数据汇总到第 -3 期,将加入标准化技术委员会后 3 年

的数据汇总到第 3 期。另外,本文以加入标准化技术委员会前的第 1 期为基期。图 2 和图 3 所示的平行趋势结果表明,企业加入标准化技术委员会前各期的系数估计值均不显著。这说明,加入标准化技术委员会的企业和未加入标准化技术委员会的企业在加入标准化技术委员会之前并无显著差异,研究样本通过了平行趋势检验。

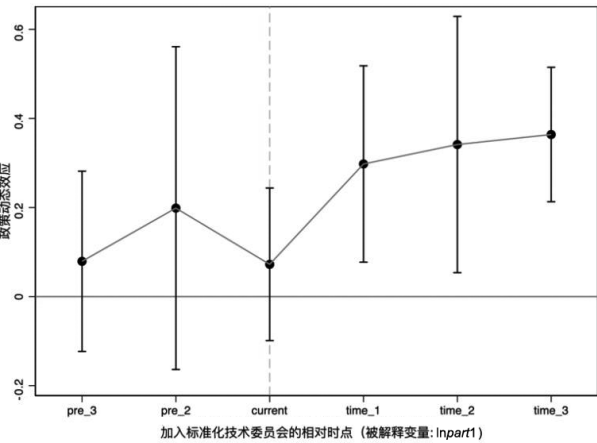


图 2 平行趋势检验(被解释变量为 $\ln Pat1_{t+2}$)
注:实心点表示模型(2)的估计系数 δ_t , 短竖线为聚类到企业层面稳健标准误对应的 95% 上下置信区间。下同。

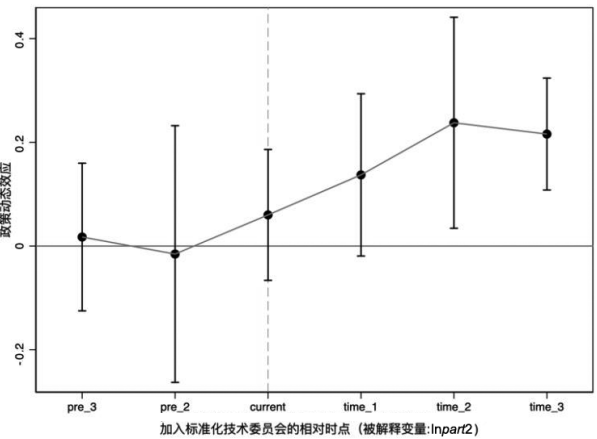


图 3 平行趋势检验(被解释变量为 $\ln Pat2_{t+2}$)

2. 安慰剂检验

为了避免上述基准回归结果受到不可观测的遗漏变量、随机因素等的影响,本文通过替换处理组企业进行安慰剂检验。首先,本文根据行业分组,每组随机选择一个年份,进而构造了时间—企业两个层面的随机实验。接下来,按照表 1 中的第(1)列进行回归,根据虚假实验得到基准回归估计系数的概率来判断结论的可靠性。为进一步增强

安慰剂检验的效力,本文将上述过程重复 1 000 次,得到 1 000 个回归系数及其对应的 p 值。最后,绘制这 1 000 个系数估计值的核密度分布和 p 值,若回归估计系数落在 0 值附近并且服从正态分布,即意味着模型设定中并未遗漏掉足够重要的影响因素。由图 4 汇报的估计系数分布图可以看出,虚假的回归估计系数集中分布于 0 附近,而基准回归中的系数估计值位于虚假回归系数分布的高尾位置,在安慰剂检验中属于小概率事件。据此表明,在模型设定中不存在严重的遗漏变量问题,排除本文的基准回归结果是由不可观测因素导致的,核心结论依然稳健。

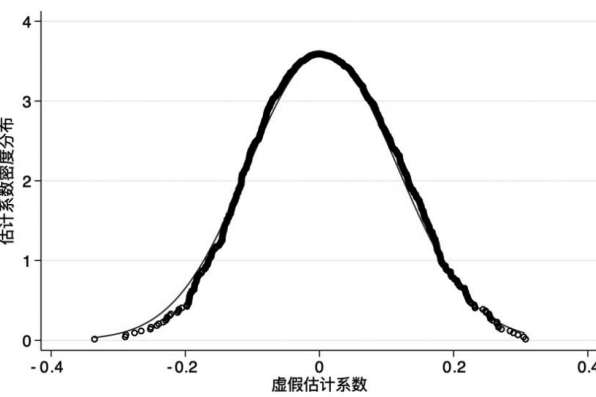


图 4 安慰剂检验

3. 控制省份固定效应

为了控制宏观因素对企业技术创新的影响,本文进一步控制了省份固定效应,回归结果如表 4 所示。表 4 中第(1)列、第(2)列是在基准回归模型的基础上控制了省份固定效应的结果, $DumTC \times POST$ 的系数均在 5% 水平上显著为正,说明在其他条件不变的情况下,企业加入标准化技术委员会

表 4 加入标准化技术委员会与企业技术创新
(控制省份固定效应)

变量	1:1		1:2		1:3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln Pat1_{t+2}$			$\ln Pat1_{t+2}$	$\ln Pat1_{t+2}$	$\ln Pat1_{t+2}$	$\ln Pat1_{t+2}$
$DumTC$	0.087 0 (0.97)	0.043 2 (0.67)	0.064 5 (0.97)	0.042 5 (0.90)	0.078 8 (1.43)	0.053 1 (1.37)
$DumTC \times POST$	0.198 4 ** (2.26)	0.132 1 ** (2.09)	0.2121 *** (3.00)	0.145 0 *** (2.88)	0.198 8 *** (3.19)	0.144 1 *** (3.24)
Controls	是	是	是	是	是	是
Year	是	是	是	是	是	是
Industry	是	是	是	是	是	是
Province	是	是	是	是	是	是
N	3 847	3 847	5 530	5 530	6 890	6 890
R ²	0.071 3	0.065 9	0.067 8	0.054 4	0.064 9	0.052 2

有助于提升其技术创新能力。此外,表4的第(3)列~第(6)列分别列示了1:2和1:3匹配后的样本回归结果, $DumTC \times POST$ 的系数均显著为正,结论保持一致。

四、拓展性分析:作用机制检验与异质性分析

(一)作用机制检验

前文的内在机制分析表明,加入标准化技术委员会可以促进企业外部合作和提升企业商业信用,进而提升企业技术创新能力。本文以企业当年联合申请专利总量加1取自然对数衡量企业外部合作水平(EC),以企业当年的应付账款与总资产的比重来衡量企业商业信用高低($BusCredit$),并对这两个机制变量($mediation$)均进行滞后一期处理。本文参考现有研究^[35-37],通过构建以下中介效应模型对上述两种作用机制进行检验,其中方程(3)与上文的回归模型(1)相同:

$$\ln Pat1_{i,t+2} / \ln Pat2_{i,t+2} = \beta_0 + \beta_1 DumTC_i + \beta_2 DumTC_i \times POST_{i,t} + \beta_3 Controls_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$mediation_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 DumTC_i + \alpha_2 DumTC_i \times POST_{i,t} + \alpha_3 Controls_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\ln Pat1_{i,t+2} / \ln Pat2_{i,t+2} = \delta_0 + \delta_1 DumTC_i + \delta_2 DumTC_i \times POST_{i,t} + \delta_3 mediation_{i,t+1} + \delta_4 Controls_{i,t} + \eta_{year} + \eta_{ind} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

表5汇报了中介效应检验结果。首先,对于促进企业外部合作的作用通道,表5第(1)列中

$DumTC \times POST$ 的系数为正,并在5%水平显著,这意味着加入标准化技术委员会对企业技术创新的影响存在中介效应。在第(2)列中, $DumTC \times POST$ 对企业外部合作水平(EC)这一中介变量显著为正,表明加入标准化技术委员会能够显著提升企业外部合作水平,加之第(3)列中外部合作变量在1%水平显著,由此说明间接效应显著,并且 $\alpha_2 \times \delta_3$ 和 δ_2 的符号一致且均显著,表明存在部分中介效应,本文的假设H2a得以验证。这意味着企业加入标准化技术委员会有利于其获取市场中的伙伴资源,提高外部合作水平,进而有助于提升其创新产出。本文的检验结果还表明加入标准化技术委员会引致的促进企业外部合作的中介效应占总效应的比例约为15.59%。

其次,对于提升企业商业信用的作用通道,表5第(7)列表明了存在中介效应。在第(8)列和第(9)列的检验结果显示,加入标准化技术委员会能够提升企业的商业信用,并且间接效应显著,加之, $\alpha_2 \times \delta_3$ 和 δ_2 的符号一致且均显著,表明商业信用($BusCredit$)这一中介变量存在部分中介效应,本文假设H2b得以验证。这意味着企业加入标准化技术委员会有利于提升其商业信用,获取市场中的财务资源,进而有助于提升其技术创新能力。本文的检验结果还表明由加入标准化技术委员会引致的提升商业信用的中介效应占总效应的比例约为4.5%。为了保证实证结果的稳健性,本文还

表5 作用机制检验

变量	促进企业外部合作						提升企业商业信用					
	$\ln Pat1_{t+2}$	EC_{t+1}	$\ln Pat1_{t+2}$	$\ln Pat2_{t+2}$	EC_{t+1}	$\ln Pat2_{t+2}$	$\ln Pat1_{t+2}$	$BusCredit_{t+1}$	$\ln Pat1_{t+2}$	$\ln Pat2_{t+2}$	$BusCredit_{t+1}$	$\ln Pat2_{t+2}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$DumTC$	0.079 8 (0.90)	0.166 8 *** (3.00)	0.063 8 (0.72)	0.025 6 (0.40)	0.166 8 *** (3.00)	0.011 3 (0.18)	0.079 8 (0.90)	-0.000 2 (-0.08)	0.080 1 (0.91)	0.025 6 (0.40)	-0.000 2 (-0.08)	0.025 9 (0.41)
$DumTC \times POST$	0.206 4 ** (2.35)	0.335 8 *** (5.91)	0.174 2 ** (1.99)	0.152 4 ** (2.42)	0.335 8 *** (5.91)	0.123 6 ** (1.97)	0.206 4 ** (2.35)	0.006 7 ** (2.59)	0.197 2 ** (2.25)	0.152 4 ** (2.42)	0.006 7 ** (2.59)	0.144 4 ** (2.29)
EC_{t+1}	-	-	0.095 8 *** (3.15)	-	-	0.086 0 *** (3.83)	-	-	-	-	-	-
$BusCredit_{t+1}$	-	-	-	-	-	-	-	-	1.372 7 ** (2.47)	-	-	1.195 0 *** (2.98)
$Controls$	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
$Industry$	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
$Year$	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
$BootstapsTest$	$Z = 5.46, P = 0.000$			$Z = 5.16, P = 0.000$			$Z = 4.04, P = 0.000$			$Z = 3.50, P = 0.000$		
N	3 847	3 847	3 847	3 847	3 847	3 847	3 847	3 847	3 847	3 847	3 847	3 847
R^2	0.060 1	0.195 6	0.063 8	0.054 2	0.195 6	0.059 9	0.060 1	0.381 0	0.061 8	0.054 2	0.381 0	0.056 7

汇报了 Bootstrap 法检验结果。综上所述,促进企业外部合作和提升企业商业信用是企业加入标准化技术委员会提升其技术创新能力的两种重要机制。

(二)异质性分析

1. 企业所有制的异质性分析

从企业的产权属性看,标准化技术委员会制度是对国有企业还是民营企业具有更好的创新促进作用呢?针对这一问题,表 6 第(1)列~第(4)列将企业划分为国有企业和民营企业进行分样本分析。回归结果表明,第(1)列、第(2)列中 $DumTC \times POST$ 的系数不显著,第(3)列、第(4)列中 $DumTC \times POST$ 的系数分别在 5% 和 10% 水平显著为正,这表明加入标准化技术委员会可以显著提升民营企业的创新产出,而对国有企业的创新产出促进作用不明显,即相比国有企业,加入标准化技术委员会对民营企业具有更强的激励效应。原因可能在于,中国本土情境下的国有企业和民营企业在资源禀赋和制度逻辑上存在巨大差异^[38]。一方面,相比具有资源优势的国有企业,处于资源劣势的民营企业通过加入标准化技术委员会获取紧缺创新资源来提升创新能力的途径更为重要。另一方面,由于国有企业遵循的是政府主

导制度逻辑,天然与政府维持着良好的政企关系。而民营企业遵循的是市场主导的制度逻辑,通过加入标准化技术委员会向利益相关者传递积极信号获取资源支持的意愿更迫切。

2. 研发强度的异质性分析

从企业的研发活动来看,本文将样本划分为高研发密集型企业 and 低研发密集型企业(研发强度高于当年的行业均值为高研发密集型企业,否则为低研发密集型企业),进行了回归分析。第(5)列、第(6)列 $DumTC \times POST$ 的系数分别在 1% 和 5% 水平显著为正,第(7)列、第(8)列 $DumTC \times POST$ 的系数不显著。该结果说明,相比低研发密集度企业,加入标准化技术委员会对高研发密集型企业具有更强的激励作用。原因可能在于:一方面,相比低研发密集型企业,高研发密集型企业需要消耗更多的创新资源,借助标准化技术委员会获取各类创新资源更为重要;另一方面,研发密集型企业面临着更大的不确定性,如研发投入失败、创新成本意外飙升和技术不兼容等^[8,39]。企业加入标准化技术委员会不仅能够及时获取未来技术发展方向、政策动态等信息,而且能通过构建更宽泛的外部合作网络,降低市场风险和技术不确定性,从而促进企业创新。

表 6 异质性分析

变量	国有企业		民营企业		高研发密集型企业		低研发密集型企业	
	$\ln Pat1_{t+2}$	$\ln Pat2_{t+2}$	$\ln Pat1_{t+2}$	$\ln Pat2_{t+2}$	$\ln Pat1_{t+2}$	$\ln Pat2_{t+2}$	$\ln Pat1_{t+2}$	$\ln Pat2_{t+2}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$DumTC$	0.176 5 (1.16)	0.035 2 (0.33)	0.009 4 (0.08)	0.014 9 (0.18)	-0.158 0 (-1.04)	0.014 0 (0.12)	0.203 0* (1.79)	0.040 0 (0.51)
$DumTC \times POST$	0.040 4 (0.27)	0.098 8 (0.93)	0.269 2** (2.40)	0.146 9* (1.78)	0.417 5*** (3.05)	0.213 2** (2.07)	0.037 0 (0.32)	0.078 1 (0.98)
$Constrols$	是	是	是	是	是	是	是	是
$Industry$	是	是	是	是	是	是	是	是
$Year$	是	是	是	是	是	是	是	是
N	1 622	1 622	2 097	2 097	1 438	1 438	2 409	2 409
R^2	0.076 1	0.073 3	0.066 9	0.065 7	0.100 4	0.099 4	0.075 1	0.053 4

(三)其他作用机制探讨

本文通过构建中介效应模型,证实了企业加入标准化技术委员会能够促进企业外部合作和提升企业商业信用,进而提升其技术创新能力。尽

管如此,本文并不排除存在其他可能的中介机制。如果外部合作水平和企业商业信用这两个中介变量反映了加入标准化技术委员会能够提升企业获取创新资源的能力,而技术标准作为赋能企业技

术创新的重要资源^[36,40],有利于企业降低内在技术和市场风险,促进企业追赶技术前沿,进而提升企业技术创新能力。那么,一个显而易见的问题是,加入标准化技术委员会是否有助于企业获取技术标准这一特殊且重要的创新资源来促进创新呢?对此,本文以企业当年制定的国家标准数量加1取对数构建了标准制定(*Sta*)变量,试图回答以下两个问题:①加入标准化技术委员会是否有利于企业制定技术标准?②标准制定在加入标准化技术委员会企业技术创新关系之间是否也发挥中介作用?

表7汇报了加入标准化技术委员会对企业制定技术标准影响创新的实证结果。首先,第(2)列 *DumTC* × *POST* 对标准制定(*Sta*)这一中介变量作用显著,并在1%水平显著,表明企业加入标准化技术委员会有利于其制定技术标准。其次,由于表7第(3)列中标准制定变量不显著,本文使用Bootstrap法直接检验原假设后发现显著,加之第(3)列中 *DumTC* × *POST* 系数显著为正,表明间接效应显著,加之系数 δ_2 显著且与 $\alpha_2 \times \delta_3$ 的符号一

致,表明存在部分中介效应。这意味着中国的制造业上市公司在加入标准化技术委员会后,有利于其获取技术标准这一重要的创新资源,促进了技术标准制定,进而有助于提升其创新产出。与此同时,表7中第(4)列~第(6)列得出的结果也支持了上述结论。

以上研究表明,加入标准化技术委员会能够促进技术标准制定,帮助企业获取技术标准这一重要创新资源来促进创新。该结论具有重要启示:一方面,政府可以通过标准化技术委员会政策的实施,提升企业技术标准化能力,并以此来增强企业的技术创新能力;另一方面,加入标准化技术委员会是企业获取标准竞争优势的重要途径,能够增强其“标准话语权”,进而获取技术创新的先发优势。总之,尽管本文重点是从伙伴资源和财务资源的视角探讨加入标准化技术委员会对企业创新的促进作用,但实证结果也显示,加入标准化技术委员会对企业创新的积极影响存在着获取技术标准资源促进技术创新的解释机制,这一结论符合政策实施预期和社会现状。

表7 其他作用机制检验

变量	促进技术标准制定					
	<i>lnPat1</i> _{<i>t</i>+2}	<i>Sta</i> _{<i>t</i>+1}	<i>lnPat1</i> _{<i>t</i>+2}	<i>lnPat2</i> _{<i>t</i>+2}	<i>Sta</i> _{<i>t</i>+1}	<i>lnPat2</i> _{<i>t</i>+2}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DumTC</i>	0.079 8 (0.90)	0.157 1 *** (6.15)	0.068 7 (0.77)	0.025 6 (0.40)	0.157 1 *** (6.15)	0.015 7 (0.25)
<i>DumTC</i> × <i>POST</i>	0.206 4 ** (2.35)	0.127 5 *** (4.71)	0.197 4 ** (2.24)	0.152 4 ** (2.42)	0.127 5 *** (4.71)	0.144 4 ** (2.29)
<i>Sta</i> _{<i>t</i>+1}	—	—	0.070 6 (1.07)	—	—	0.063 1 (1.29)
<i>Constrols</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Industry</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>BootstapsTest</i>	<i>Z</i> = 3.95, <i>P</i> = 0.000			<i>Z</i> = 3.05, <i>P</i> = 0.002		
<i>N</i>	3 847	3 847	3 847	3 847	3 847	3 847
<i>R</i> ²	0.060 1	0.223 4	0.060 5	0.054 2	0.223 4	0.054 8

五、结论与政策建议

本文为中国情境下的标准化技术委员会制度影响企业创新的讨论做出了重要的理论和实践贡献。研究发现,加入标准化技术委员会能够显著提升企业的创新产出,促进了企业技术创新。从

机制上看,加入标准化技术委员会能够促进企业外部合作和提升企业商业信用,有助于企业获取创新所需的伙伴资源和财务资源,进而促进企业创新。异质性分析发现,相比国有企业和低研发密集型企业,加入标准化技术委员会对民营企业

和高研发密集型企业具有更强的创新激励作用。

针对以上研究结论与分析,本文提出了以下政策建议。

(1)为实现创新型国家的建设目标,政府和企业应该将正式标准化置于更为重要的战略地位。一方面,政府应该高度重视标准化技术委员会在整合社会创新资源、提升资源配置效率方面的重要作用,加强对标准化技术委员会的监督管理,增强其合法性,并在符合中国国情与创新规律的基础上,强化企业在专业标准化技术组织体系中的创新主体地位,以标准化助力高技术创新。另一方面,企业应当积极主动参与正式标准化,充分利用标准化技术委员会这一重要平台,获取自身紧缺的创新资源,如拓宽外部合作创新关系网络、获取商业信用提升社会信任水平等,进而提升自身的技术创新能力。

(2)根据异质性研究分析,建议标准化技术委员会的委员制度应向民营企业倾斜。这是由于加入标准化技术委员会对民营企业的创新激励作用更明显。2017 年颁布的《关于发挥民间投资作用推进实施制造强国建设战略的指导意见》明确指出,要支持民营企业参与国际标准、国家标准和行业标准的制定。本文从标准化技术委员会制度的角度,证实了中国政府重视民营企业参与正式标准化的正确性。因此,标准化技术委员会作为中国政府设立的正式标准制定组织,应当加大对民营企业的支持力度,鼓励和支持民营企业参与进来从事标准化工作。同时建议高研发密集型企业重视标准化技术委员会制度对创新能力提升的重要作用,制定相应的标准化战略,通过积极参与正式标准化,降低技术创新和研发投资的风险,进而促进企业创新。

参考文献:

[1] KWAK J, LEE H, FOMIN V V. Government coordination of conflicting interests in standardization: case studies of indigenous ICT standards in China and South Korea [J]. Technology analysis and strategic management, 2011, 23 (7):789-806.

[2] BLIND K, LORENZ A, RAUBER J. Drivers for companies' entry into standard-setting organizations[J]. IEEE transactions on engineering management, 2021, 68 (1): 33-44.

[3] 王珊珊,许艳真,李力. 新兴产业技术标准化:过程、网络属性及演化规律[J]. 科学学研究, 2014, 32 (8): 1181-1188.

[4] BLIND K. Explanatory factors for participation in formal standardisation processes: empirical evidence at firm level [J]. Economics of innovation and new technology, 2006, 15 (2):157-170.

[5] BLIND K, MANGELSDORF A. Motives to standardize: empirical evidence from Germany[J]. Technovation, 2016, 48-49:13-24.

[6] WAGUESPACK D M, FLEMING L. Scanning the commons? evidence on the benefits to startups participating in open standards development[J]. Management science, 2009, 55(2):210-223.

[7] WAKKE P, BLIND K, RAMEL F. The impact of participation within formal standardization on firm performance [J]. Journal of productivity analysis, 2016, 45(3):317-330.

[8] DENG X, LI Q C, MATEUT S. Participation in setting technology standards and the implied cost of equity [J]. Research policy, 2022, 51(5):104497.

[9] NAMBIAN S. Industry technical committees, technological distance, and innovation performance [J]. Research policy, 2013, 42(4):928-940.

[10] BLIND K, PETERSEN S S, RIILLO C A. F. The Impact of standards and regulation on innovation in uncertain markets [J]. Research policy, 2017, 46(1):249-264.

[11] DAVID P A, GREENSTEIN S. The economics of compatibility standards: an introduction to recent research[J]. Economics of innovation and new technology, 1990 (1/2): 3-41.

[12] CHIESA V, TOLETTI G. Standard-setting strategies in the multimedia sector[J]. International journal of innovation management, 2003, 7(3):281-308.

[13] MIOTTI L, SACHWALD F. 'Co-operative R&D: why and with whom? an integrated framework of analysis' [J]. Research policy, 2003, 32(8):1481-1499.

[14] HAGEDOORN J, LINK A N, VONORTAS N S. Research partnerships[J]. Research policy, 2000, 29(4/5):

567-586.

[15] AGGARWAL N, DAI Q, WALDEN E A. The more, the merrier? how the number of partners in a standard-setting initiative affects shareholder's risk and return [J]. MIS Quarterly, 2011, 35(2):445-462.

[16] 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.

[17] 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.

[18] DHANARAJ C, PARKHE A. Orchestrating innovation networks [J]. Academy of management review, 2006, 31(3): 659-669.

[19] 李东红, 乌日汗, 陈东. “竞合”如何影响创新绩效: 中国制造业企业选择本土竞合与境外竞合的追踪研究 [J]. 管理世界, 2020, 36(2):161-181, 225.

[20] 杨震宁, 赵红. 中国企业的开放式创新: 制度环境、“竞合”关系与创新绩效 [J]. 管理世界, 2020, 36(2):139-160, 224.

[21] FISMAN R, LOVE I. Trade credit, financial intermediary development, and industry growth [J]. The journal of finance, 2003, 58(1):353-374.

[22] 姚星, 杨孟恺, 李雨浓. 商业信用能促进中国制造企业创新吗? [J]. 经济科学, 2019(3):80-92.

[23] 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.

[24] WU W, FIRTH M, RUI O M. Trust and the provision of trade credit [J]. Journal of banking & finance, 2014(39): 146-159.

[25] 李双建, 李俊青, 张云. 社会信任、商业信用融资与企业创新 [J]. 南开经济研究, 2020(3):81-102.

[26] 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.

[27] 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.

[28] 权小锋, 刘佳伟, 孙雅倩. 设立企业博士后工作站促进技术创新吗: 基于中国上市公司的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2020(9):175-192.

[29] 余明桂, 钟慧洁, 范蕊. 业绩考核制度可以促进央企创新吗? [J]. 经济研究, 2016, 51(12):104-117.

[30] 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.

[31] ATANASSOV J, JULIO B, LENG T. The bright side of political uncertainty: the case of R&D [J]. Social science electronic publishing, 2015.

[32] 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.

[33] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers [J]. The American economic review, 1993: 685-709.

[34] 王锋, 葛星. 低碳转型冲击就业吗: 来自低碳城市试点的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2022(5):81-99.

[35] 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.

[36] 崔维军, 孙成, 吴杰, 等. 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 [J]. 中国软科学, 2022(7):105-117.

[37] 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.

[38] 杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新: 所有制和要素市场扭曲的联合调节效应 [J]. 管理世界, 2015(1):75-86, 98, 188.

[39] CZARNITZKI D, TOOLE A A. Patent protection, market uncertainty, and R&D investment [J]. Review of economics and statistics, 2011, 93(1):147-159.

[40] FOUCAULT R, LI Q C. The role of technology standards in product innovation: theory and evidence from UK manufacturing firms [J]. Research policy, 2021, 50(2):104157.

(本文责编: 辛 城)