

制度型开放促进了本土企业创新

——基于标准开放视角

杨志浩 洪俊杰*

摘 要: 本文以外资持股企业参与制定我国国家标准为契机识别标准开放,考察了标准开放对本土企业创新的影响。研究发现,标准开放促进了本土企业创新,通过中外企业协作、市场竞争和信息传递机制发挥作用,并沿循产业链影响上下游创新。此外,标准开放推动了企业产品升级与出海、国内外标准统一和外商资本稳定。本文阐释了稳步扩大标准开放的意义。

关键词: 标准开放;国家标准;创新

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.03.05

一、引 言

当前,我国正处于由商品要素流动型开放向制度型开放转变的重要时期。标准是我国基础制度体系的重要组成,是调控经济社会活动兼容有序的顶层设计。相较于以降低商品要素跨境流动壁垒为特征的市场开放,标准开放容许国际市场主体在特定条件下参与我国标准化建设,构成了我国推进制度型开放的具体路径。在商品要素流动型开放时期,向外资开放国内市场是我国扩大对外开放的重要举措。现有文献已探索了外资的国内市场准入对本土创新的影响(Javorcik, 2004; 杨红丽和陈钊, 2015; 毛其淋, 2019),阐释了我国稳步扩大商品要素流动型开放的意义。随着我国开放重心转向制度型开放,我国对外资的开放领域逐步由国内市场向国内制度延伸,有必要从外资参与我国标准制度建设视角来识别并评估标准开放的创新效应。

围绕标准如何影响创新,学术界开展了丰富探讨。第一支文献从参与标准制定和申报标准必要专利视角,研究了主动掌握标准话语权的创新效应。研究表明,参与标准制定提高了企业研发投入(刘小鲁, 2018),通过降低财务约束、强化创新协同(Zhang et al., 2020)、提高社会责任投入、引发高端人才集聚等(崔维军等, 2022),促进了企业创新。当多家企业协同参与制定标准时衍生出标准化联盟网络,占据标准化联盟网络中心地位的企业更易获取外部技术(Wen et al., 2020)。此外,普通专利被宣告为标准必要专利后,专利价值明显提高(龙小宁和张美扬, 2023),企业研发投入显著扩大(Gamarra and

* 杨志浩,中国社会科学院工业经济研究所;洪俊杰,山东财经大学。通信作者及地址:洪俊杰,山东省济南市历下区二环东路 7366 号,250014;电话:0531-88596176;E-mail:hongjunjie@uibe.edu.cn。作者感谢期刊主编和匿名审稿专家的宝贵意见,感谢国家社会科学基金青年项目(24CJY011)、国家社会科学基金重大专项对本文的资助,文责自负。

Friedl, 2023)。

第二支文献探讨了被动接受外部标准规制的创新效应。在“双碳”目标驱动下,环境标准规制与技术创新问题成为标准领域的研究热点(Manders et al., 2016)。行业维度的研究认为,清洁生产标准通过扩大研发投入推动了绿色技术创新,但污染排放标准却抑制了绿色技术创新(Xu et al., 2023)。然而另有文献使用企业数据再检验时发现,没有证据支持清洁生产标准促进了受规制企业的技术创新(龙小宁和万威,2017),但清洁生产标准推动了上游装备制造企业的绿色技术创新(万攀兵等,2021)。此外,部分文献从国际质量认证视角研究了标准的创新效应,但同样没有得出统一结论(Terziovski and Guerrero, 2014)。鉴于此,另有研究认为在低不确定性市场中,企业较少依赖外部标准降低不确定性风险,此时标准规制发挥了抑制多样化创新活动的作用。相反,在高不确定性市场中,外部标准释放的市场信息尤为重要,进而形成了创新促进效应(Deng et al., 2022)。

本文以外资持股企业^①参与制定我国国家标准为契机识别了标准开放,结合全国标准信息公共服务平台提供的国家标准信息数据、外商投资综合管理平台提供的外商投资审批(备案)数据、工业企业数据、海关数据和专利数据等,考察了标准开放对本土企业创新的影响。基准研究发现:标准开放促进了本土企业创新;从作用机制来看,标准开放促进了中外企业协同参与国家标准制定、改变了本土市场竞争格局、促进了中外信息传递,进而影响了本土企业创新;从影响路径来看,上下游标准开放促进了本土企业创新。拓展研究发现:标准开放推动了本土企业转型,表现为显著降低了本土企业的工业总产出,促使其“换道超车”开辟新产品市场;显著降低了本土企业的内销份额,促使其将销售重心转向出口市场。此外,标准开放还提升了企业面临的国内外标准统一度;促进了外商追加投资,有助于我国实现“稳外资”目标。

本文的贡献如下:第一,回应发展中经济体的开放选择问题。当前经济全球化步入深度调整期,发展中经济体的制度型开放关乎经济全球化能否向更深层次演进。然而,发展中经济体是否选择扩大制度型开放,很大程度上取决于制度型开放能否对经济社会发展产生积极影响。基于中国情景,近年来学界从跨境电商综合试验区(张洪胜等, 2023)、资本市场开放(李金甜和毛新述, 2023)和边境内开放政策(王孝松和常远, 2023)等视角,探讨了制度型开放的经济效应。遗憾的是,鲜有研究基于标准开放视角探讨发展中经济体的制度型开放问题。本文试图填补这一空白,为发展中经济体推行标准开放提供经验借鉴。

第二,回应标准与创新领域的研究争议。现有文献在标准如何影响创新问题上存在巨大争议(Manders et al., 2016),干净识别二者之间的因果关系是解决现存争议的重要切口。本文率先检验了标准开放对本土企业创新的影响,借助“重要技术标准研究”专项试点政策构造准自然实验,利用美国国际投资头寸构造工具变量,为标准领域的因果推断提供了新思路。

^① 本文中的“外资持股企业”是指外资持股比例大于0的在华企业。需要强调的是,我国规定外资持股比例大于25%的企业为外资企业。因此,外资持股企业包含且不限于外资企业。

第三,回应标准开放的指标量化和数据库建设问题。标准开放的量化方法是影响该领域研究进展的重要问题,本文较早匹配了国家标准信息数据库和外商投资审批(备案)数据库,以外资持股企业参与制定我国国家标准为契机,构建并测算了行业层面的标准开放度指标。与此同时,本文结合海量工业企业的财务、专利、贸易和投资数据,搭建起从微观层面研究标准开放问题的数据基座。

二、制度背景与研究假说

(一) 制度背景

经济社会活动涉及的技术参数、产品规格、管理模式和操作准则等极为复杂,在无约束条件下,不同市场主体通常沿着差异化的惯性路径发展。要想实现经济社会活动的兼容有序,必然需要形成一套普适性的制度体系,标准应运而生。在标准化发展初期,我国尚不具备独立自主开展标准制定的能力,彼时我国采取的方式主要是直接采用或修改采用他国标准,这是我国标准开放的早期特征。

我国标准化体系建立完善后,标准的出台需要历经立项、起草、审查、批准和发布等阶段。国内主体向政府部门提起标准立项建议,获准立项的标准由企业、科研院所或社会团体等形成起草工作组,共同参与标准起草并形成送审稿,送审稿交由标准化技术委员会审查并形成报批稿,最终再由政府部门批准发布。其中,标准的起草阶段是决定标准内容的关键环节,由于国内主体无法掌握经济社会活动的全部规律,标准起草阶段需要吸纳国际主体的经验和智慧,因此在我国标准制定过程中出现了外资企业的参与,这是我国标准开放的现时特征。

标准发布后,各项经济社会活动与之联动。强制性标准要求各类市场主体必须执行,不符合标准要求的产品和服务不得生产或销售。与此同时,消费者更加信任获得标准认证的商品和服务,因此推荐性标准也在市场引导下被企业普遍遵循。由此,参与标准制定成为企业博弈的重点领域。企业一旦参与了标准制定,便可能将其内部技术体系、管理模式等转化为行业规范,还可以先手获得标准信息,及时调整企业战略。

我国尊重市场机制对企业参与标准制定的选择,支持外资企业依法依规参与我国标准制定。2017年发布的《外商投资企业参与我国标准化工作的指导意见》明确指出,“外商投资企业参与我国标准化工作,与内资企业享有同等待遇”。2023年发布的《关于进一步优化外商投资环境 加大吸引外商投资力度的意见》又一次强调,“支持外商投资企业依法平等参与标准制定工作”。

(二) 研究假说

1. 标准开放、中外企业协作与企业创新

标准开放从政策层面放宽了外资持股企业对我国标准制定领域的准入门槛。然而,标准体系是一项复杂的制度架构,由于信息不对称问题的存在,外资持股企业在实际参与过程中面临较大的不确定性。具体而言,为了降低跨国公司内部的供应链成本,外资

持股企业(即子公司)在生产运营过程中通常遵循与海外母公司相近的标准体系。由于国内外标准存在系统性差异,外资持股企业在参与我国国内标准制定方面存在信息不对称问题。当存在环境和感知不确定性时,社会主体通常倾向于通过协作机制降低不确定性(Andras et al., 2006)。Riillo et al.(2024)基于卢森堡企业数据的研究表明,不确定性的存在促使企业联合制定标准战略,进而规避不确定性风险。Wu and De Vries(2022)使用中国企业数据得到了类似的结论。在此背景下,试图进入我国标准制定领域的外资持股企业,倾向于与掌握国内社会网络资源的本土企业协作参与标准制定。

不仅如此,标准制定还是一个复杂的多方博弈过程。政府的目标是利用企业的技术、管理等资源,形成一套指导经济社会活动兼容有序发展的标准制度。企业的目标是提升自身的经济影响力,甚至将己方内部的运转体系转化为国家标准,进而获得优先发展权(Blind and Von Laer, 2021)。政府与企业目标函数的不一致产生了“委托-代理”问题,政府受信息不对称约束难以确定企业的参与标准制定行为是否完全符合政府目标。在这种不确定性的影响下,与政府的关系成为企业能否顺利参与标准制定的重要影响因素。基于我国标准体系的研究表明,与政府关系密切的企业更易参与标准制定(林洲钰等, 2014)。在此背景下,外资持股企业倾向于借助本土企业的国内关系网络,提升自身的标准参与度,因而促进了中外企业在我国标准制定领域的协同合作。

标准领域的协同合作是影响企业创新的重要因素。以标准联盟为例,为了降低标准化的成本和风险,企业围绕某一领域合作制定标准并协同推动标准实施,形成了契约型标准协作关系(Wen et al., 2020)。企业在共同参与标准制定的过程中,扩大了可接触的高质量创新合作伙伴的规模,提升了合作伙伴之间的信任度,促进了新概念、新思想和新方法在不同参与主体之间的融合扩散,进而有助于促进企业创新(Zhang et al., 2020)。现有研究对这一判断提供了有力支撑。Hu et al.(2024)基于标准联盟视角考察了标准协作对后发企业创新的影响,发现标准协作显著促进了后发企业的渐进式创新。综上,提出如下研究假说。

假说 1 标准开放通过激励中外企业在标准制定领域的协同合作,促进了本土企业创新。

2. 标准开放、市场竞争与企业创新

标准记录了大量技术参数、产品规格、管理模式和操作准则等,是企业生产经营活动的约束性制度。鉴于这一特性,标准一方面可能成为利益集团获取垄断竞争地位的工具,为其他市场主体设置隐形准入壁垒(龙小宁和张美扬, 2023),进而改变市场竞争格局;另一方面可能对企业生产经营提出更高的合规要求,形成优胜劣汰效应。由于国内市场主体和政府机构无法掌握经济社会活动的全部规律,因此引入外部力量赋能国内标准化建设始终是我国完善标准制度体系的重要方式。标准开放对外资持股企业赋予了一定程度的标准制定权,对本土企业而言,遵循由外资持股企业参与制定的新标准通常要对企业原有的生产流程、设备工艺和管理模式等进行调整。具备生产调整能力的优势企业能够达到标准的合规要求,继续从事生产经营活动;相反,不具备生产调整能力的劣势企业无法满足标准的合规要求,进而可能失去部分甚至全部市场占有率。由此可见,

标准开放将改变本土市场的竞争格局,形成优胜劣汰效应。

市场竞争是影响企业创新的关键要素。经典的熊彼特创新理论认为,由于研发活动需要建立在相当规模的企业利润基础上,因此掌握市场垄断优势的企业具有更强的创新能力(Schumpeter, 1942)。然而,阿罗的创新激励模型却表明,与垄断市场相比,竞争市场中的企业具有更强的创新激励(Arrow, 1962)。尽管市场竞争与创新之间的关系存在争议,但二者之间的强作用关系毋庸置疑。因此,标准开放在改变本土市场的竞争格局后,必然会影响本土企业创新。综上,本文提出如下研究假说:

假说2 标准开放通过改变本土市场竞争格局,影响本土企业创新。

3. 标准开放、信息传递与企业创新

标准是指导工业生产活动和商品跨境交易的基础制度,互不协调的标准是阻碍连通的制度壁垒。Czubala et al.(2009)对比了对标国际标准的欧盟标准与不对标国际标准的欧盟标准,对非洲纺织服装行业出口的不同影响。结果发现,与对标国际标准的欧盟标准相比,不对标国际标准的欧盟标准显著降低了非洲对欧纺织服装产品的出口。类似地,Schmidt and Steingress(2022)研究表明,标准化组织发布国际统一的产品标准显著促进了全球贸易增长。由此可见,国内外标准协调深刻影响跨境资源要素流动。

标准开放使得国内标准深受国际标准制定规范影响,促进国内外标准有序衔接,一定程度上削弱了国内外两个市场、两种资源之间的制度壁垒,进而释放创新促进效应。进一步讲,国际标准是国际供应商与国际需求商长期互动过程中形成的统一范式,内嵌了国际供应商的技术工艺和国际需求商的需求偏好等信息。通过标准开放对接国际标准,一方面有助于本土企业面向产业链上游,获取国际供应商通用的技术工艺信息,提高与国际供应商的生产衔接度(Clougherty and Grajek, 2014);另一方面有助于本土企业面向产业链下游,提高对国际需求商的需求感知度,并对国际需求商释放产品质量合规信号(Blind and Von Laer, 2021),进而在促进企业参与国际分工的同时,实现资源优配、规模经济和技术溢出,提升企业的创新水平(Wakke et al., 2016)。综上,提出如下研究假说。

假说3 标准开放通过促进信息传递,促进了本土企业创新。

三、数据、事实与实证策略

(一) 数据说明

1. 数据来源

本文使用的数据包括国家标准信息数据库、外商投资审批(备案)数据库、工业企业数据库、海关数据库、专利数据库等。国家标准信息数据库来自国家标准信息公共服务平台,本文获取了1958—2023年各项国家标准的标准名称、发布日期、实施日期、废止日期、起草单位和采标情况等。外商投资审批(备案)数据库来自商务部外商投资综合管理平台,本文获取了1978—2019年政府审批(备案)通过的在华外商投资项目数据,包括外资持股企业名称、地址、行业等。工业企业数据库来自国家统计局,海关数据库来自海关

总署,专利数据库来自国家知识产权局。

2. 数据处理

本文基于如下思路进行数据处理:第一,识别标准起草单位是否为外资持股企业。本文将起草单位名称与外资持股企业名录进行匹配。本文获得的外资持股企业名录为1978—2019年,对于2020—2023年的企业,利用天眼查手动检索识别外资持股企业身份,进而统计得到2000—2023年外资持股企业参与制定国家标准的频次。第二,匹配工业企业数据库、专利数据库与海关数据库。本文借鉴Liu and Qiu(2016)匹配工业企业和专利数据库,借鉴何小钢等(2023)匹配工业企业和海关数据库。第三,数据库合并与清洗。一是合并前述面板数据,基于实收资本和登记注册类型识别并保留本土企业;二是统一各年四分位行业编码;三是删除存在质量问题的2010年企业样本;四是借鉴余森杰和梁中华(2014)、聂辉华等(2009)删除财务数据存在明显问题、不符合规模以上标准的企业样本。最终的回归样本年份跨度为2000—2013年。

(二) 特征事实

本文通过分析各类主体参与我国国家标准制定的事实发现:第一,近年来企业已超过科研院所、高等院校、行业协会和政府机构等其他主体,成为参与我国国家标准起草制定的核心力量,体现出市场化机制在我国国家标准制定领域发挥了越来越重要的作用。第二,近年来外资持股企业对我国国家标准制定的参与频次稳步上升,但其占各类主体参与总频次的比重却有所降低,体现出我国标准领域的制度型开放尚存提升空间。第三,外资持股企业对强制性国家标准制定的参与度总体高于对推荐性国家标准制定的参与度。^①

(三) 实证策略

1. 实证模型

本文基于式(1)构造面板固定效应模型,检验标准开放对本土企业创新的影响。

$$\ln Innovation_{ijt} = \beta + \beta_1 S_{jt} + \beta_i X_{it} + \beta_c X_{ct} + \phi_i + \delta_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, $\ln Innovation_{ijt}$ 代表本土企业的创新水平,下标*i*代表企业,*c*代表地区,*j*代表行业,*t*代表年份。 S_{jt} 代表行业*j*的标准开放度。 X_{it} 和 X_{ct} 分别是企业和地区层面的控制变量。 ϕ_i 是企业固定效应, δ_t 是年份固定效应, ϵ_{it} 是随机扰动项。

2. 变量设计

(1) 核心解释变量:标准开放度。本文将外资持股企业参与制定我国国家标准这一情形,定义为标准开放。国家标准从出台到失效通常历经发布、实施和废止三个阶段。本文将发布日至废止日的时间区间定义为国家标准的有效期。

① 基础指标。假设*t*年四分位行业*j*中的企业数量为 N_{jt} 。企业性质可分为外资持股企业($type = FDI$)和非外资持股企业($type = NonFDI$),企业*i*参与制定且处于有效

① 图表及分析过程请参见附录I。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<http://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

期的国家标准频次为 T_{it}^{type} , 该行业的标准开放度 (S_{jt}) 如式(2)所示。

$$S_{jt} = \frac{\sum_{i \in j} T_{it}^{type=FDI}}{N_{jt}}, \quad (2)$$

其中, $\sum_{i \in j} T_{it}^{type=FDI}$ 衡量了 t 年四分位行业 j 中, 外资持股企业参与制定我国国家标准的总频次, 其与行业内企业数量的比值衡量了该行业外资持股企业参与制定我国国家标准的强度。强度越大, 标准开放度越高。

② 考虑行业外资市场准入差异的稳健指标。外资市场准入度较高的行业通常拥有更多的外资持股企业, 使得该行业外资持股企业参与制定国家标准的频次更高。对此, 本文通过将式(2)中的行业内企业数量 N_{jt} , 替换为行业内外资持股企业数量 N_{jt}^F , 缓解行业外资市场准入差异可能导致的偏误。

③ 考虑企业规模的稳健指标。假设企业 i 的生产规模为 $Value_{it}^{type}$, 规模越大的企业参与制定国家标准(即 $T > 0$) 对市场的影响力越大, 因此本文考虑了使用企业规模调整后的标准开放度 (S_j^{value}), 如式(3)所示。

$$S_j^{value} = \frac{\sum_{i \in j, T > 0} Value_{it}^{type=FDI}}{\sum_{i \in j} (Value_{it}^{type=FDI}) + \sum_{i \in j} (Value_{it}^{type=NonFDI})}. \quad (3)$$

(2) 被解释变量: 企业创新。本文使用企业发明专利申请量衡量创新水平。假设企业 i 在 t 年的发明专利申请量为 $Inno_{it}$, 企业创新水平 ($\ln Innovation_{it}$) 如式(4)所示。

$$\ln Innovation_{it} = \ln(1 + Inno_{it}). \quad (4)$$

(3) 控制变量。本文借鉴 Liu and Qiu(2016), 选取企业年龄(样本年份与企业成立年份差值的对数)、企业规模(企业职工人数的对数)、劳动生产率(企业工业总产值与职工人数的比值)、资产负债率(企业总负债与总资产的比值)等企业层面的变量, 以及外资进入强度(各省外资企业数量与 GDP 比值)、经济发展水平(各省人均 GDP 的对数)、国内经济结构(各省第二、第三产业 GDP 占比)等地区层面的变量作为控制变量。^①

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

基于基准回归模型, 本文估计了标准开放对本土企业创新的影响(见表1)。第(1)列控制企业固定效应, 第(2)列引入年份固定效应, 结果表明, 标准开放度的系数值为正, 且在1%水平上显著。为了缓解遗漏变量偏误, 第(3)列和第(4)列进一步引入企业和地区层面的控制变量。此时, 标准开放度变量的系数值仍显著为正, 即标准开放显著促进了本土企业创新。以第(4)列为例, 标准开放度每增加1个单位, 本土企业创新水平提升大约1.46%。

^① 变量描述性统计表请参见附录II。

表 1 基准回归结果

	企业创新	企业创新	企业创新	企业创新
	(1)	(2)	(3)	(4)
标准开放度	0.0293*** (0.0027)	0.0148*** (0.0022)	0.0148*** (0.0022)	0.0146*** (0.0022)
企业年龄			-0.0075*** (0.0009)	-0.0076*** (0.0009)
资产负债率			-0.0045*** (0.0012)	-0.0047*** (0.0012)
企业规模			0.0011 (0.0014)	0.0013 (0.0014)
劳动生产率			0.0099*** (0.0016)	0.0110*** (0.0016)
经济发展水平				0.0099 (0.0102)
第二产业占比				-0.1332*** (0.0450)
第三产业占比				-0.0055 (0.0450)
外资进入强度				-0.3665*** (0.1302)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	控制	控制
常数项	0.0225*** (0.0007)	-0.0127*** (0.0032)	-0.0075 (0.0073)	0.0429 (0.0367)
观察值	2 649 648	2 649 648	2 649 648	2 649 648
R ²	0.0080	0.0251	0.0256	0.0259

注：①括号内是四分位行业层面聚类调整的稳健标准误。②***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著，下同。

（二）内生性处理

1. 双重差分法

（1）构建思路。2002 年和 2003 年中央先后在绍兴和无锡等城市开展了两批次“重要技术标准研究”专项试点（以下简称标准专项试点），支持企业参与标准制定是专项试点的主要内容，本文据此构造准自然实验。标准专项试点在鼓励企业参与标准制定时并未差别对待本土和外资持股企业。对此，本文在模型中引入了本土企业参与制定且处于

有效期的国家标准数量(LSN_{it}),吸收其对自身创新的影响。最终,本文参考肖土盛等(2023)构造如式(5)所示的双重差分模型。

$$\ln Innovation_{ict} = \beta_0 + \beta_s SD_{ic,t \geq \tau} + \kappa LSN_{it} + \beta_i X_{it} + \beta_c X_{ct} + \phi_i + \delta_t + \delta_t \times \xi_j + \epsilon_{it}, \quad (5)$$

其中, $SD_{ic,t \geq \tau}$ 是双重差分项。 t 是样本所处年份, τ 是试点年份;当 $t \geq \tau$ 时, $SD_{ic,t \geq \tau}$ 取值为1,否则为0。 ξ_j 代表二分位行业固定效应,其他变量与式(1)相同。

(2)估计结果。表2的第(1)—(2)列结果表明,标准专项试点显著促进了本土企业创新。第(3)列在式(5)基础上剔除了 LSN_{it} 变量,发现标准开放度系数值提高了约3%。可见,忽视本土企业参与标准制定会高估标准专项试点的创新促进效应。

(3)有效性检验。首先,检验无预期效应假设。本文将试点政策实施年份前置1期,第(4)列结果表明前置1期的双重差分项不显著,但 $SD_{ic,t \geq \tau}$ 变量仍显著,故无预期效应假设成立。

其次,检验事前同趋势假设。本文借鉴陈勇兵等(2023),基于式(6)设计模型检验事前同趋势假设。

$$\ln Innovation_{ict} = \beta_0 + \beta_\tau \sum_{k=-3, k \neq -1}^{11} SD_{ic,\tau+k} + \kappa LSN_{it} + \beta_i X_{it} + \beta_j X_{ct} + \phi_i + \delta_t + \delta_t \times \xi_j + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

其中, k 代表试点后的第 k 年,由于两批次试点时间分别为2002年和2003年,因此 k 取值范围是 $[-3, 11]$ 。当样本年份处于试点后的第 k 年时, $SD_{ic,\tau+k}$ 取值为1,否则为0。图1结果表明,在标准专项试点冲击前($k < 0$), β_τ 的系数值趋近于零且不显著,即事前同趋势假设成立。

表2 双重差分法

	企业创新	企业创新	企业创新	企业创新
	(1)	(2)	(3)	(4)
双重差分项	0.0092*** (0.0026)	0.0093*** (0.0033)	0.0097*** (0.0032)	0.0089*** (0.0031)
前置1期的双重差分项				0.0010 (0.0010)
LSN_{it}	0.0486*** (0.0062)	0.0485*** (0.0062)		0.0485*** (0.0062)
控制变量	不控制	控制	控制	控制
企业和年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业×年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	0.0289*** (0.0004)	0.0206 (0.0638)	0.0362 (0.0657)	0.0204 (0.0637)
观察值	2 451 779	2 451 779	2 451 779	2 451 779
R^2	0.4846	0.4848	0.4819	0.4848

注:括号内是城市层面聚类调整的稳健标准误。

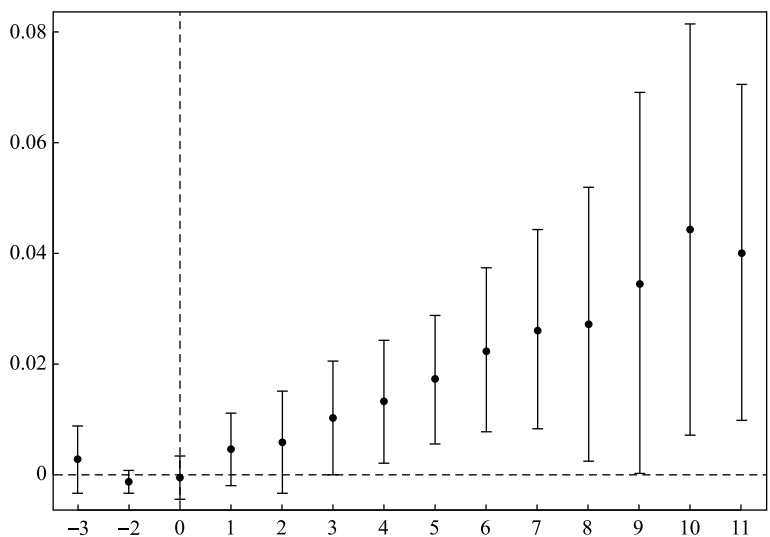


图 1 事前同趋势检验

注:短竖线是 95%置信区间。横坐标中的正数代表标准专项试点后的第 k 年,负数代表标准专项试点前的第 k 年,零值代表标准专项试点当年。纵坐标是常数。

2. 工具变量法

本文使用美国国际投资头寸作为工具变量。①相关性分析。美国是我国重要的外资来源国,由于来华实体投资是外商参与我国标准制定的前提,故美国国际投资头寸与外资企业对我国标准制定领域的参与度存在相关性,工具变量满足相关性要求。②外生性分析。美国国际投资头寸是美国宏观经济政策和经济运行状况的综合体现,不直接影响我国本土企业的创新决策,工具变量满足外生性要求。本文使用美国经济分析局发布的工业行业国际投资头寸数据构造“美国国际投资头寸”变量,该数据以美国行业分类(SIC)为基础,与我国国民经济行业分类(GB)不匹配。本文比对了对 SIC 和 GB 的行业名称,通过行业拆解与整合相结合的方式进行匹配。使用全部样本进行两阶段最小二乘估计的结果表明(表 3 第(1)―(2)列),工具变量与核心解释变量显著正相关,即工具变量符合相关性要求;第一阶段的 F 统计量明显大于经验值 10,即不存在弱工具变量问题。第二阶段结果表明,使用工具变量缓解潜在的内生性偏误后,标准开放仍显著促进了本土企业创新。第(3)―(4)列使用非外贸型本土企业样本回归,截断贸易关联可能产生的内生性,结论稳健。

表 3 工具变量估计

	全部本土企业样本		非外贸型本土企业样本	
	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段
	企业创新	标准开放度	企业创新	标准开放度
	(1)	(2)	(3)	(4)
标准开放度	0.3544***		0.1914***	
	(0.0343)		(0.0215)	

(续表)

	全部本土企业样本		非外贸型本土企业样本	
	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段
	企业创新	标准开放度	企业创新	标准开放度
	(1)	(2)	(3)	(4)
美国国际投资头寸		0.0519*** (0.0035)		0.0622*** (0.0036)
K-P Wald F 统计量		220.01		294.31
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业和年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观察值	2 091 181	2 091 181	1 693 678	1 693 678

注：样本期内始终不存在进出口的企业定为非外贸型本土企业。

(三) 稳健性检验

本文从如下几方面进行了稳健性检验：第一，调整标准有效期的起始时点；第二，考虑标准的跨行业适用性问题；第三，使用的标准开放度考虑了行业外资准入差异或企业规模；第四，考虑同一行业不同种类标准是否可以直接相加的问题；第五，对标准开放度指标归一化处理；第六，考虑专利研发周期；第七，替换企业创新的测度方式；第八，变换专利数据的处理方式；第九，考虑企业进出市场动态；第十，对标准开放度指标进行交叉检验。以上稳健性检验的结果均表明，标准开放显著促进了本土企业创新。^①

五、影响机制及路径分析

(一) 影响机制

1. 中外企业协作

本文将研究样本限定为存在国家标准制定经历的本土企业，使用本土企业与外资持股企业共同参与制定国家标准数量的对数构造“共同参标规模”指标。表4第(1)列结果表明，标准开放显著扩大了本土企业的共同参标规模，即促进了标准领域的中外企业协作。进一步地，本文设定“共同参与标准制定”虚拟变量，当样本所处年份大于本土企业与外资持股企业共同参与国家标准制定的年份 Ω 时，该变量取值为1，否则为0。第(2)列结果表明，“共同参与标准制定”变量与标准开放度变量的交互项显著为正。因此，标准开放通过促进标准领域的中外企业协作，促进了本土企业创新，研究假说1成立。

2. 市场竞争

标准开放可能改变本土市场的竞争格局，表现为促进本土市场占有率由劣势企业向优势企业转移。本文使用企业工业销售产值与出口交货值之差衡量国内销售产值，使用

① 结果请参见附录Ⅲ。

企业国内销售产值占所在行业国内销售总产值的比重计算企业的本土市场占有率,进而识别企业的市场竞争力。进一步地,借鉴高凌云和易先忠(2019),识别出“初创企业”“在位企业”和“即将退市企业”三种企业身份,通过将标准开放度指标与企业身份变量交互,检验标准开放是否导致本土市场占有率在不同企业间再分配,即是否影响了本土市场竞争格局。第(3)列结果表明,与即将退市企业相比,标准开放显著提升了初创和在位企业的本土市场占有率,即显著影响了本土市场竞争格局。市场竞争是影响企业创新的关键因素(Schumpeter, 1942; Arrow, 1962),故本文研究假说 2 成立。

表 4 机制检验:中外企业协作与市场竞争

	共同参标规模	企业创新	本土市场占有率
	(1)	(2)	(3)
标准开放度	0.0097** (0.0048)	-0.0069 (0.0089)	-0.0391*** (0.0104)
标准开放度×共同参与标准制定		0.0297* (0.0164)	
标准开放度×初创企业			0.0242** (0.0112)
标准开放度×在位企业			0.0280*** (0.0107)
共同参与标准制定		0.1445** (0.0694)	
初创企业			-0.0080 (0.0069)
在位企业			-0.0052 (0.0054)
控制变量	控制	控制	控制
企业和年份固定效应	控制	控制	控制
常数项	1.1378*** (0.4033)	2.6754 (1.6682)	-0.7043*** (0.1683)
观察值	11 728	11 728	2 561 673
R ²	0.0212	0.0968	0.0134

注:括号内为在四分位行业层面聚类调整的稳健标准误。

3. 信息传递

信息摩擦是阻碍信息传递的重要因素,使得贸易品价格出现离散波动。信息摩擦越大,价格波动越剧烈。本文计算了我国所有企业对贸易国出口(或进口)产品价格的方差,方差越大,产品价格越离散,信息摩擦度越高。进一步地,本文分别使用出口和进口企业样本,考察标准开放对出口和进口环节信息摩擦度的影响。表 5 的第(1)—(2)列结

果表明,标准开放显著降低了出口和进口环节的信息摩擦度,即促进了信息传递。

不仅如此,贸易网络是传递国际市场信息的载体,位于网络中心地位的企业掌握更多信息源。本文基于 PageRank 算法计算网络中心度,分别使用进口和出口贸易网络中心度作为国际供给和需求信息的代理变量。标准开放主要通过促进本土企业与国际供应商生产衔接影响创新,中间品是衔接上下游生产流程的主要载体,因此本文测算了中间品进口贸易网络中心度。与此同时,本土企业的国际需求商既有可能是中间品需求商,也有可能是最终品消费者,因此本文测算了全部商品的出口贸易网络中心度。第(3)—(4)列结果表明,标准开放拓展了本土企业的中间品进口贸易网络和商品出口贸易网络,即扩大了本土企业可获得的国际市场供求信息。在市场信息赋能下,本土企业易于实现资源适配和规模经济、获取国际市场技术溢出,进而提升创新水平(Wakke et al., 2016),本文研究假说3成立。

表5 机制检验:信息传递

	出口环节信息摩擦	进口环节信息摩擦	中间品进口贸易网络	商品出口贸易网络
	(1)	(2)	(3)	(4)
标准开放度	-0.0384*** (0.0126)	-0.2176*** (0.0611)	0.0051*** (0.0018)	0.0085*** (0.0021)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业和年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	3.2478** (1.3827)	9.6529 (7.9556)	-0.3055*** (0.0737)	-0.2844*** (0.1079)
观察值	261 191	108 999	2 649 648	2 649 648
R ²	0.0199	0.0258	0.0101	0.0073

注:括号内为在四分位行业层面聚类调整的稳健标准误。

(二) 影响路径

上下游行业标准开放可能影响本土企业的创新。一方面,上游标准开放在提升上游创新的同时,提高了中间品质量,进而促进下游创新。另一方面,下游标准开放在提升下游创新的同时,倒逼上游企业创新,以此满足下游对中间品的质量需求。本文基于式(7)和式(8),构建上游标准开放度(S_{jt}^F)和下游标准开放度(S_{jt}^B)。

$$S_{jt}^F = \sum_{f \neq j} (\text{input}_{jft} / \sum_f \text{input}_{jft}) \times S_f = \sum_{f \neq j} \alpha_{jf} \times S_f, \quad (7)$$

$$S_{jt}^B = \sum_{b \neq j} (\text{output}_{jbt} / \sum_b \text{output}_{jbt}) \times S_b = \sum_{b \neq j} \beta_{jb} \times S_b, \quad (8)$$

其中, f 代表行业 j 的上游行业, input_{jft} 是行业 j 从上游行业 f 购买的中间投入, α_{jf} 是行业 j 从上游行业 f 购买的中间投入占行业 j 中间投入总额的比重, S_f 是上游行业 f 的标准开放度。 b 代表行业 j 的下游行业, output_{jbt} 是行业 j 对下游行业 b 出售的中间投入, β_{jb}

是行业 j 对下游行业 b 出售的中间投入占行业 j 出售的中间投入总额的比重, S_b 是下游行业 b 的标准开放度。本文使用 2002 年投入产出表计算得到 α_{jf} 和 β_{jb} 。表 6 的结果表明, 上下游标准开放均显著提升了本行业企业的创新水平。

表 6 影响路径

	企业创新	企业创新	企业创新
	(1)	(2)	(3)
上游标准开放度	0.1472*** (0.0146)		0.0907*** (0.0167)
下游标准开放度		0.1418*** (0.0146)	0.0591*** (0.0168)
标准开放度			0.0104*** (0.0022)
控制变量	控制	控制	控制
企业和年份固定效应	控制	控制	控制
常数项	0.0084 (0.0343)	0.0266 (0.0362)	0.0066 (0.0343)
观察值	2 644 070	2 644 070	2 644 070
R ²	0.0285	0.0277	0.0296

注: 括号内为在四分位行业层面聚类调整的稳健标准误。

六、拓展研究

本部分拓展分析了标准开放对本土企业转型、国内外标准统一和“稳外资”的影响, 以为本文的因果推断提供更多依据。^①

(一) 标准开放与企业转型

标准开放引致的市场竞争机制, 可能引领本土企业转型。生产和销售是实体企业的主要经济活动。本小节通过检验标准开放对本土企业生产和内销的影响, 探讨标准开放对本土企业转型的影响。结果表明, 第一, 标准开放显著降低了本土企业的工业总产出, 但却促使企业“换道超车”开辟新产品市场, 表现为滞后 3 期的标准开放度显著提升了本土企业的新产品产值和新产品占比。第二, 标准开放显著降低了本土企业的内销份额, 促使其将销售重心向出口市场倾斜。

① 拓展分析部分的指标构造方法、回归结果及其分析请参见附录 IV。

（二）标准开放与国内外标准统一

外资持股企业通常对国际标准更熟悉,原因在于,实现公司内部供应链最优化是国外母公司在华设立外资持股企业的重要原因之一。国外母公司通常参标国际标准,为了降低摩擦成本,可能要求外资持股企业与其保持标准相近。由此,外资持股企业在参与我国国内标准建设过程中,也更倾向于推动国内标准采用国际标准,助力实现国内外标准统一。本文使用企业对各类 HS 商品的进出口份额,加权各类 HS 商品适用的处于有效期且采用国际标准的我国国家标准数量,得到企业面临的国内外标准统一度指标。回归结果表明,标准开放显著提升了本土企业面临的国内外标准统一度。

（三）标准开放与“稳外资”目标

参与标准制定能够降低外资持股企业感知到的制度不确定性,提振外商投资信心。与此同时,参与标准制定有助于提高外资持股企业的市场势力,进而促使母公司对其追加投资。因此,以“外资持股企业参与制定国家标准”为表现形式的标准开放,可能有助于“稳外资”。借鉴杨志浩和洪俊杰(2023),本文使用在华外资持股企业样本,从外商追加投资视角研究“稳外资”问题,并在回归中控制企业规模、资本密集度、劳动生产率、地区职工平均工资、人均 GDP 等变量。回归结果表明,标准开放显著提升了外商资本追加率。

七、政策含义

本文的政策启示是我国应重视开放视角下标准对创新的引领作用,坚持推进标准开放,主动引入国际市场势力赋能我国标准化建设,加快对接国际高标准制度规范。具体可考虑如下政策举措:一是选取自由贸易试验区(港)部分行业作为深入开展标准开放的试验田,支持国际性专业标准组织优先在试验田落驻。从顶层制度和底层实施两方面探索进一步放开外资参与我国标准制定限制的实质性举措,探索鼓励外资企业与本土市场主体联合开展国内标准制定的中外协同机制。二是加强对标准开放经济效应的实时监测,重点关注标准开放过程中本土企业的转型状况、面临的跨境贸易环境状况以及在外资企业增资与撤资状况。通过对标准开放经济效应的全方位动态把握,强化政府扩大标准开放的信心。

参考文献

- [1] Andras, P., J. Lazarus, G. Roberts, and S. J. Lynden, “Uncertainty and Cooperation: Analytical Results and a Simulated Agent Society”, *Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, 2006, 9(1), 1-12.
- [2] Arrow, K., “Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention”, In: Nelson, R. (ed.), *The Rate and Discretion of Inventive Activities*. Princeton: Princeton University Press, 1962, 609-625.
- [3] Blind, K., and M. von Laer, “Paving the Path: Drivers of Standardization Participation at ISO”, *Journal of*

- Technology Transfer*, 2021, 47(4), 1115-1134.
- [4] 陈勇兵、林雄立、李辉,“简政放权、企业家活动配置与企业产品范围”,《世界经济》,2023 年第 10 期,第 145—169 页。
- [5] Clougherty, J. A., and M. Grajek, “International Standards and International Trade: Empirical Evidence from ISO 9000 Diffusion”, *International Journal of Industrial Organization*, 2014, 36, 70-82.
- [6] Czubala, W., B. Shepherd, and J. S. Wilson, “Help or Hindrance? The Impact of Harmonised Standards on African Exports”, *Journal of African Economies*, 2009, 18, 711-744.
- [7] 崔维军、孙成、吴杰、刘珏,“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”,《中国软科学》,2022 年第 7 期,第 105—117 页。
- [8] Deng, X., Q. C. Li, and S. Mateut, “Participation in Setting Technology Standards and the Implied Cost of Equity”, *Research Policy*, 2022, 51(5), 104497.
- [9] Gamarra, Y. L., and G. Friedl, “Declared Essential Patents and Average Total R&D Expenditures Per Patent Family”, *Telecommunications Policy*, 2023, 47(7), 102575.
- [10] 高凌云、易先忠,“外资并购对目标企业生存的影响”,《数量经济技术经济研究》,2019 年第 4 期,第 61—81 页。
- [11] 何小钢、朱国悦、冯大威,“工业机器人应用与劳动收入份额——来自中国工业企业的证据”,《中国工业经济》,2023 年第 4 期,第 98—116 页。
- [12] Hu, J., S. Y. Chen, X. Q. Chen, and R. Zvarych, “Impact of the Latecomer’s Ambidextrous Innovation Catch-up on the Performance of Technical Standards Alliance from the Perspective of Alliance Routines”, *Journal of Innovation & Knowledge*, 2024, 9(2), 100495.
- [13] Javorcik, B. S., “Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers Through Backward Linkages”, *American Economic Review*, 2004, 94(3), 605-627.
- [14] 李金甜、毛新述,“资本市场制度型开放与流动性共性效应——兼论气候风险的影响”,《金融研究》,2023 年第 5 期,第 170—188 页。
- [15] 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”,《世界经济》,2014 年第 12 期,第 140—161 页。
- [16] Liu, Q., and L. Qiu, “Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms’ Patent Filings”, *Journal of International Economics*, 2016, 103, 166-183.
- [17] 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”,《经济理论与经济管理》,2018 年第 5 期,第 84—95 页。
- [18] 龙小宁、万威,“环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性”,《中国工业经济》,2017 年第 6 期,第 155—174 页。
- [19] 龙小宁、张美扬,“标准的力量——来自中国标准必要专利的经验证据”,《管理世界》,2023 年第 10 期,第 149—168 页。
- [20] Manders, B., H. J. de Vries, and K. Blind, “ISO 9001 and Product Innovation: A Literature Review and Research Framework”, *Technovation*, 2016, 48-49, 41-55.
- [21] 毛其淋,“外资进入自由化如何影响了中国本土企业创新?”,《金融研究》,2019 年第 1 期,第 72—90 页。
- [22] 聂辉华、方明月、李涛,“增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例”,《管理世界》,2009 年第 5 期,第 17—24 页。
- [23] Riillo, C. A. F., R. Allamano-Kessler, N. Asnafi, V.V. Fomin, and G. van de Kaa, “Technological Uncertainty and Standardization Strategies: A Coopetition Framework”, *IEEE Transactions on Engineering Management*, 2024, 71, 993-1006.
- [24] Schmidt, J., and W. Steingress, “No Double Standards: Quantifying the Impact of Standard Harmonization on Trade”, *Journal of International Economics*, 2022, 137, 103619.
- [25] Schumpeter, J., *Capitalism, Socialism and Democracy*. London: Unwin, 1942.

- [26] Terziovski, M., and J. Guerrero, "ISO 9000 Quality System Certification and its Impact on Product and Process Innovation Performance", *International Journal of Production Economics*, 2014, 158, 197-207.
- [27] 王孝松、常远, "制度型开放与企业创新——来自中国工业企业数据的经验证据", 《学术研究》, 2023年第1期, 第73—81页。
- [28] Wakke, P., K. Blind, and F. Ramel, "The Impact of Participation within Formal Standardization on Firm Performance", *Journal of Productivity Analysis*, 2016, 45, 317-330.
- [29] 万攀兵、杨晁、陈林, "环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角", 《中国工业经济》, 2021年第9期, 第118—136页。
- [30] Wen, J. Y., W. J. Qualls, and D. M. Zeng, "Standardization Alliance Networks, Standard-Setting Influence, and New Product Outcomes", *Journal of Product Innovation Management*, 2020, 37, 138-157.
- [31] Wu, Y. H., and H. J. de Vries, "Effects of Participation in Standardization on Firm Performance from a Network Perspective: Evidence from China", *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 175, 121376.
- [32] 肖土盛、董启琛、张明昂、许江波, "竞争政策与企业劳动收入份额——基于《反垄断法》实施的准自然实验", 《中国工业经济》, 2023年第4期, 第117—135页。
- [33] Xu, L., L. L. Yang, D. Li, and S. Shao, "Asymmetric Effects of Heterogeneous Environmental Standards on Green Technology Innovation: Evidence from China", *Energy Economics*, 2023, 117, 106479.
- [34] 杨红丽、陈钊, "外商直接投资水平溢出的间接机制：基于上游供应商的研究", 《世界经济》, 2015年第3期, 第123—144页。
- [35] 杨志浩、洪俊杰, "中间品贸易网络的‘稳资’效应：事实与证据", 《财贸经济》, 2023年第6期, 第126—142页。
- [36] 余森杰、梁中华, "贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析", 《管理世界》, 2014年第7期, 第22—31页。
- [37] 张洪胜、谢月星、杨高举, "制度型开放与消费者福利增进——来自跨境电商综试区的证据", 《经济研究》, 2023年第8期, 第155—173页。
- [38] Zhang, M., Y. M. Wang, and Q. F. Zhao, "Does Participating in the Standards-setting Process Promote Innovation? Evidence from China", *China Economic Review*, 2020, 63, 101532.

Institutional Opening-up Promotes Local Enterprises' Innovation: From the Perspective of Standards Opening-up

YANG Zhihao

(Chinese Academy of Social Sciences)

HONG Junjie*

(Shandong University of Finance and Economics)

Abstract: The participation of foreign-owned enterprises in the formulation of national standards is taken as an opportunity to identify standards opening-up and the impact of standards opening-up on local

* Corresponding Author: HONG Junjie, No. 7366 East Erhuan Road, Lixia District, Jinan, Shandong 250014, China; Tel: 86-531-88596176; E-mail: hongjunjie@uibe.edu.cn.

enterprises' innovation is examined. It is found that standards opening-up promotes local enterprises' innovation, works through collaboration between Chinese and foreign enterprises, market competition and information transfer mechanism, and influences upstream and downstream innovation along the industrial chain. In addition, standards opening-up promotes enterprises' product upgrading and exporting, standards harmonization, and foreign investment stabilization. These findings explain the significance of steady expansion of institutional opening-up.

Keywords: standards opening-up; national standards; innovation

JEL Classification: F23, L15, O31