

国际标准采用与企业 国际市场拓展*

——理论与来自中国上市公司的经验证据

王艳艳 王孝松 胡 玫

摘要:在全球经贸格局深度调整和高水平对外开放背景下,提升国家标准的国际化水平已成为中国推动制度型开放的重要抓手。然而,标准国际化能否有效推动企业层面的国际市场拓展,仍缺乏系统的实证检验。本文以中国上市公司为研究对象,基于全国标准信息公共服务平台数据,以国际标准采用效率衡量中国的标准国际化水平,并结合企业出口行为数据,实证评估了标准国际化对企业国际市场拓展的影响及其作用机制。研究发现,国际标准采用效率的提升显著促进了企业的国际市场拓展,表现为出口收入占比的提升、出口国家和产品数量的扩展以及出口市场占有率的增长。机制识别表明,标准国际化通过降低行业生产率门槛、增加内外贸一体化企业数量,提高了企业的对外拓展能力。异质性分析显示,外资企业、董事具有海外背景以及具有较高技术水平的企业在标准国际化过程中获益更为显著。此外,企业在强制性国家标准制定中的实际参与行为也表现出显著的协同增强效应。本文的研究在理论上丰富了标准国际化与企业国际市场拓展之间的影响机制,在实践上为推动标准战略服务国家贸易发展提供了微观层面的经验证据与政策启示。

关键词:制度型开放 标准国际化 国际标准采用效率 国际市场拓展 生产率门槛

一、引言

党的二十大报告强调“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”,这为中国企业国际市场拓展提供了重要的政策指引。党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》提出:“聚焦构建高水平社会主义市场经济体制”“推进高水平对外开放,建成现代化经济体系,加快构建新发展格局,推动高质量发展。”这些政策举措表明,中国正通过制度型开放为企业国际市场拓展创造更有利的条件。在全球经济一体化的背景下,企业国际市场拓展的重要性日益凸显。企业作为经济活动的主体,其国际市场拓展能力直接关系到国家经济的竞争力和可持续发展。通过拓展国际市场,企业能够实现规模经济,降低单位成本,提高生产效率,从而增强在全球市场的竞争力。然而,技术性贸易壁垒等因素的存在,给企业的国际市场拓展带来了诸多挑战。在实务层面,企业在拓展国际市场的过程中,无疑将会面对国内外产品与技术的标准问题。

标准是国际公认的国家质量基础设施和世界通用语言。在贸易实践中,部分国家依靠本国的先进技术或产品特点,形成完善的产品标准体系和法律法规,规定进口商品必须符合进口国产品标准,而其他国家虽因资源禀赋等具有成本优势与价格优势,但由于技术落后,往往难以达到进口国的产品标准。当前,贸易自由化进程加快,国际贸易规则不断完善,减少关税、配额及自愿性出口限制等传统贸易壁垒的使用在各国间逐渐达成共识,但技术性贸易壁垒以其形式上不针对某一国、内容上充分利用环境与健康等公益性议题,成为更加常见的、极具隐蔽性的贸易保护手段。根据中国海关发布,2024年,美国消费品安全委员会(Consumer Product Safe-

收稿时间:2024-7-28;反馈外审意见时间:2025-1-21、2025-4-8;拟录用时间:2025-8-4。

*本研究得到国家自然科学基金重点项目“大国竞争背景下的产业链韧性研究”(基金号:72333004)和国家社会科学基金重大项目“共建‘一带一路’进程中贸易与投资协同发展研究”(基金号:23VRC012)的资助。胡玫为本文通讯作者。

ty Commission, CPSC)共发布 305 例召回通报,比 2023 年下降 5.6%。其中,来自中国的产品(消费品)共 196 例,占美国 CPSC 召回总数的 64.3%,比重较上年增加 7.3 个百分点,涉及金额约 41.2 亿美元^①。由此可见,进口国的高标准、国内国际标准不一致带来的技术性贸易壁垒对国际贸易具有潜在的制约作用。

早期关于标准与贸易的研究集中在技术壁垒对贸易的负面影响,而随着高水平开放理念和全球经济治理话语权的提出,关于标准化及其国际化在促进贸易中的作用的研究逐渐增多。在进入全球产业链和供应链初期,中国处于产品标准与贸易规则的对接适应阶段。作为发展中国家,此时中国的标准内容和体系结构落后于西方发达国家,产品生产成本与定价具有相对优势,因此该阶段下学界针对技术标准作为技术性贸易壁垒对中国的负面影响进行了深入研究(蔡茂森、朱少杰,2003;王志明、袁建新,2003)。也有部分文献从国家层面与农产品等不同产品贸易层面,论述和验证了产品标准作为一种技术性贸易壁垒对出口贸易存在促进产品质量提高和妨碍贸易自由的双重影响(李春顶,2005;许咏梅、高启杰,2006;孙龙中、徐松,2008)。随着中国参与国际分工水平不断提高,中国在标准国际化方面更加有所作为,通过提高产品技术水平、完善技术标准体系、签订区域贸易协定、加强与国际经济贸易组织及国际标准组织合作等方式,减少了国际标准作为技术性贸易壁垒对中国的负面影响,提高了中国在国际标准体系中的话语权,学界也更加关注中国标准国际化的进程及影响(刘冰、陈淑梅,2014;刘淑春、林汉川,2020)。

为减少贸易壁垒、建设更高水平开放型经济新体制,近年来,中国大力推动国家标准采用国际标准进程。2015 年 12 月,国务院正式颁布了《深化标准化工作改革方案》(国发[2015]13 号),将“提高标准国际化水平”作为六大改革措施之一;2021 年 1 月,为做好国家标准采用国际标准工作,国家标准化管理委员会制定了《国家标准采用国际标准工作指南(2020 年版)》(国标委发[2020]50 号);2023 年 12 月,国务院办公厅印发《关于加快内外贸一体化发展的若干措施》(国办发[2023]42 号)的通知,第一条措施即为“促进内外贸标准衔接。对标国际先进水平,建立完善国际标准跟踪转化工作机制,转化一批先进适用国际标准,不断提高国际标准转化率。”这些政策措施也取得了一定成效,根据《中国标准化发展年度报告(2023 年)》^②的统计数据,中国在关键领域(如装备制造、新一代信息技术等)的国际标准转化比率已超过 90%,主要消费品的标准与国际标准的契合度高达 96%,这标志着中国标准体系的质量与国际化水平取得了显著提升。

然而,在企业开拓国际市场的进程中,标准国际化举措仍面临着多种挑战与质疑。第一,值得注意的是,中国部分产品标准与国际通用标准在核心关注点及具体细节要求上仍存在较大的差异,这种差异不仅制约了企业在国内外市场间灵活转换经营的能力,还间接增加了企业的制度性成本;第二,从标准化战略的发展历史来看,中国在这一领域的起步相对较晚,由中共中央、国务院印发的《国家标准化发展纲要》2021 年方才发布,这一进度相较于发达国家显然有所滞后;第三,中国在标准制定方面的参与度和话语权仍相对较低,根据法国战略研究基金会 2021 年发布的《增强“软连接”:中国的标准制定改革与国际雄心》^③报告,目前中国制定的标准在国际标准中只占 2%左右,而美国、英国、德国、法国和日本制定了国际标准的 90%以上。显然,作为第一次和第二次工业革命的发源地,欧美国家和地区在全球产品标准制定体系中占据主导地位,而中国作为新兴经济体,在国际标准体系中仍然处于相对边缘的地位。

进口国的高标准对于中国产品的出口形成了障碍,那么,中国提高其国内国际标准一致性是否能达到预期成效,即促进中国企业的出口呢?

一种观点认为,因为中国的出口产品要符合进口国的标准,进口国标准在产品出口过程中起到主要作用,国内国际标准一致性的提升对于中国外贸企业产品的出口影响不大;而对于内贸企业,还可能由于原有标准的修订而增加更多的调整成本,延缓或者阻碍企业的出口步伐(加莱托维奇、古普塔,2015)。一是增加了企业的遵从成本。为了符合国际标准,可能需要投入额外的资金进行技术升级和改造,这会增加企业的成本负担,中小企业可能因为资源有限,在适应和采纳国际标准方面面临更大的挑战,这可能导致它们在全球市场中处于不利地位。二是可能抑制企业的创新能力,在追求符合国际标准的过程中,企业可能会过度依赖现有的标准化流程,从而限制了自主创新和灵活性。三是忽略了多元市场需求,不同国家和地区有不同的文

化和政治背景,国内国际标准一致性的提升可能忽视了这些差异,导致某些标准在特定地区不适用或难以接受。

另一种观点认为,随着国内国际标准一致性的提高,中国的内贸企业开拓国际市场将面临更低的转换成本,将促进中国产品的出口(肖洋,2017;董琴,2022)。一是有利于降低贸易壁垒。当国内标准与国际标准一致时,可以减少因标准差异而产生的贸易壁垒。这有助于国外产品更顺利进入国内市场,尤其使国内产品更顺利地进入国际市场,促进内外贸一体化发展。二是有利于产品质量的提升及其在全球市场中的竞争力增强。国内国际标准的一致性提升,这实际上要求国内产品在生产、检测以及认证等方面均需要达到或超越国际上的高标准。这不仅有助于提升国内产品的整体质量和竞争力,使国内产品在国际市场上更具吸引力,同时,也可以促进国内企业提高生产效率和降低成本,提高供给质量,从而推动其市场空间在集约边际与拓展边际两个维度上的发展。以欧盟为例,通过实施CE(Conformité Européenne,欧洲合格认证)标志认证机制,欧盟成功统一了其成员国间的产品安全与健康标准,显著简化了内部市场的贸易流程,这一举措极大地促进了商品在欧盟内部的自由流通,有效提升了贸易效率和市场一体化水平。自实施CE标志以来,欧盟内部贸易额有了大幅度增长,从2002年1月到2022年12月,欧盟成员国每月对其他成员国商品出口总值从1205亿欧元增加到3587亿欧元^④,可见标准统一对促进市场拓展具有显著效应。

在标准国际化的研究方面,对标准国际化水平的度量是研究的难点,标准国际化的量化研究面临方法论差异与数据可得性双重挑战。现有一条路径是以代理变量间接衡量,如基于国际标准组织技术委员会(TC/SC^⑤)话语权构建指标体系。刘淑春和林汉川(2017)通过TC/SC秘书处数量评估标准制定活跃度,而顾兴全和危浩(2022)进一步结合深度访谈与文本挖掘技术,揭示市场、技术、行业协同驱动标准国际化的内在机制。但此类方法受限于数据采集成本高、文本解析误差等问题,本质上仍属间接测度。另一条路径则聚焦直接证据的挖掘,标准必要专利因其技术不可替代性成为关键指标。多科和罗森科夫(2010)奠基性研究证实,标准必要专利数量能有效表征标准体系中的核心技术控制力。基于此,张利飞等(2023)系统考察通信领域标准必要专利的分布对技术标准推广的传导效应。由此可见,当前学者对于标准国际化指标的测度以间接指标为主,鲜有涉及行业层面的指标,量化标准国际化的指标将是本文的重点工作。

本文致力于探究两大核心问题:第一,中国标准国际化进程是否实质促进企业国际市场拓展;第二,其作用机制与异质性特征如何体现。为此,本研究构建国际标准采用效率量化中国标准国际化水平,并通过理论模型推导与实证检验揭示其微观传导路径:在理论层面,基于Melitz异质性企业模型构建理论框架,阐释标准国际化影响企业国际市场拓展的理论机制;在实证层面,采用2003~2022年A股上市公司与行业层面标准国际化指标的匹配面板,运用工具变量法以及倾向得分匹配模型(PSM-DID)克服内生性问题。本文研究发现:第一,国际标准采用效率的提升可以提高企业的出口收入占比,该效应在替换核心解释变量和被解释变量之后依然稳健;第二,机制检验表明,标准国际化通过降低生产率阈值和增加同时进行内外贸一体化的企业数量的双重路径驱动市场拓展;第三,异质性分析揭示,政策效应在外资企业、高管具有海外背景的企业及高新技术企业中更为显著;第四,拓展性研究证实,排除海外子公司利润干扰后核心结论不变;第五,采用供应链数据和海关一产品数据库,将国际市场拓展的内涵拓宽至出口国家数量、出口产品数量和出口市场占有率之后,标准国际化水平提升能促进国际市场拓展的结论依然成立。

本文相较于既有研究可能在以下维度实现边际贡献。第一,在测度体系层面实现中观突破。现有标准国际化指标多聚焦国家宏观层面或特定技术领域,尚未建立系统性的行业级量化框架。本文创新性打通全国标准信息公共服务平台的4万余条标准数据与国民经济行业分类的对应关系,通过国际标准采标程度与采标速度构建动态指标,实现涵盖细分行业的“国际标准采用效率指数”,为观察标准政策在中观层面的传导机制提供全新测量工具。第二,在研究范式上开辟微观证据链。既有关于企业国际化动因的文献多聚焦贸易协定、汇率波动等传统因素,对标准协同效应的机制探讨停留在理论推演阶段。本文基于2003~2022年A股上市公司与行业层面标准国际化指标的匹配面板,实证检验标准国际化对企业国际市场拓展的影响。

研究发现,行业采用效率每提升1个标准差,企业出口收入占比平均增长1.22个百分点的核心结论,为“标准—贸易”协同发展理论提供了微观计量支撑,这对中国企业借助标准优势突破技术性贸易壁垒具有战略参考价值。

综上所述,在推进贸易高质量发展和推动外贸稳规模优结构的要求下,中国的标准国际化发展也在推进,但仍然存在一些问题。中国的标准国际化是否以及在何种程度上有利于企业的国际市场拓展行为?量化并检验中国的标准国际化水平对企业拓展国际市场的影响、研究其影响路径,将对更好避免部分国家主导设置国际标准带来的技术性贸易壁垒效应,从标准化角度促进统一大市场形成具有一定的理论意义,对未来一段时间内明晰标准国际化的行动重点也具有一定的现实意义。

二、理论模型

本文在借鉴梅利茨(2003)模型的基础上,引入企业进入国际市场不仅有生产率门槛,还有销售许可证限制的假设,借此分析标准国际化对企业国际市场拓展的影响。

(一)模型设定

1. 需求方面

设代表性消费者具有CES型效用函数,可供选择的商品 ω 是一个庞大的集合 Ω ,标准国际化会带来消费者信息的完善和信任度增加,从而使得需求扩张,消费者的效用函数设定如下:

$$U = \left(\int_{\omega \in \Omega} [\lambda(\omega) q(\omega)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, $q(\omega)$ 表示对品种 ω 的消费数量, $\sigma > 1$ 为替代弹性。消费者面对的预算约束为 $\int_{\omega \in \Omega} p(\omega) q(\omega) d\omega = R$,其中, $p(\omega)$ 为价格, R 为总支出。函数 $\lambda(\omega)$ 表示品种 ω 的消费者信任权重或感知质量溢价,受行业标准国际化水平 X_i 所影响, $\lambda(\omega) = 1 + \alpha X_i$ 。标准国际化水平越高,出口企业获得的信任溢价越大,从而拉动其产品的需求扩张,并体现出消费者偏好增强的非对称性。基于上述偏好,导出的各品种的需求函数为:

$$q(\omega) = \lambda(\omega)^{\sigma} \cdot \left(\frac{p(\omega)}{P} \right)^{-\sigma} \cdot \frac{R}{P} \quad (2)$$

其中, P 为市场的总价格指数:

$$P = \left(\int_{\omega \in \Omega} \lambda(\omega)^{\sigma-1} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

2. 供给方面

假设每个企业仅生产并销售单一产品品种 ω ,且在该品种上具备完全垄断权。企业在规模报酬递增的假设下进行生产,即存在前期固定成本与产量成比例的可变成本。具体而言,企业需支付单位产品固定成本所对应的劳动量 f ,以及每生产一单位产品所需的可变劳动投入 q/φ 。因此,生产每种产品所需的总劳动投入 l 为:

$$l = f + \frac{q}{\varphi} \quad (4)$$

为简化分析,假设该国工资水平标准化为 $w=1$,则本国企业 j 的总生产成本为:

$$TC_j = wl = f + \frac{1}{\varphi} q_j \quad (5)$$

对于出口企业而言,其总生产成本不仅包括传统意义上的固定与可变成本,还受到认证成本的制约。梅利茨(2003)建立的异质性企业贸易模型假设:潜在企业在满足生产门槛条件后便可自由进入市场,而并不考虑外部认证壁垒。然而,在现实的国际贸易环境中,各国普遍设立了产品质量、安全与合规方面的认证制度,这些制度已成为企业出口时的重要非关税壁垒。已有研究指出,认证制度对出口企业的影响可从固定成本与可变成本两个维度进行刻画(马斯克斯等,2013;克拉赫蒂、格拉耶克,2014;陈、鲍,2023)。固定成本主要来源

于申请资质、测试认证、注册登记等前期支出,可变成本则源于持续的合规审查、定期监督与产品抽检等动态活动。

进一步地,根据认证要求的强制性程度不同,认证可划分为强制性认证与自愿性认证,标准国际化水平的提高对于强制性产品认证和自愿认证都有利。强制性认证为企业进入特定市场所必须完成的合规要求,通常仅产生一次性的固定认证成本,如欧盟市场的CE标志认证、RoHS(Restriction of Hazardous Substances,限制有害物质指令),美国市场的FDA(Food and Drug Administration,美国食品药品监督管理局)认证和FCC(Federal Communications Commission,美国联邦通信委员会)标准;自愿性认证则由企业自主选择,以增强产品竞争力与品牌声誉,既涉及固定成本支出,也伴随出口规模增长而增加的可变合规成本,典型例子包括ISO9001(International Organization for Standardization 9001)质量管理体系认证和Fairtrade(公平贸易)认证。因此,在梅利茨(2003)异质性企业贸易模型的基础上,本文引入出口认证成本设定,即企业进入国际市场不仅需满足生产门槛,还需通过销售许可门槛,并依据认证类型和标准一致性水平,分别承担不同形式的固定与可变认证支出。

设行业*i*总共面临 m_i 项认证要求,其中,与国际标准相一致的条款数量为 n_i 。若每条认证标准对应的边际认证成本为 c ,则自愿认证企业在该行业所面临的单位产品的可变认证成本为:

$$c_i = cm_i - cn_i = cm_i \left(1 - \frac{n_i}{m_i}\right) = cm_i(1 - X_i) = m_i(1 - X_i) \quad (6)$$

类似于梅利茨(2003)将劳动力成本简化为1的假设,令 $c=1$,则可变认证成本为 $c_i=m_i(1-X_i)$ 。

假设出口产品的固定成本为 f_x^0 ,强制性认证标准所需要的固定成本为 f_x^1 ,自愿认证企业需要额外付出自愿性固定成本 f_x^v ,则 $f_x^2=f_x^1+f_x^v$,则对于出口非自愿认证企业,总固定成本为:

$$f_x = f_x^0 + f_x^1 m_i (1 - X_i) \quad (7)$$

对于出口自愿认证企业,总固定成本为:

$$f_c = f_x^0 + (f_x^1 + f_x^v) m_i (1 - X_i) = f_x^0 + f_x^2 m_i (1 - X_i) \quad (8)$$

对于出口非自愿认证企业来说,企业*j*的出口总成本为:

$$TC_j = f_x + \frac{\tau_0}{\varphi} q_j = f_x + \frac{\tau}{\varphi} q_j \quad (9)$$

对于出口自愿认证企业来说,企业*j*的出口总成本为:

$$TC_j = f_c + \frac{\tau_0 + m_i(1 - X_i)}{\varphi} q_j = f_c + \frac{\tau}{\varphi} q_j \quad (10)$$

其中, φ 和 q_j 分别反映企业出口过程中的生产率和总产量。 τ_0 是冰山运输成本, c_i 是自愿认证成本,出口企业在确定其产品在国际市场上的定价时,会将这些增加的边际成本因素纳入考虑,从而在定价中反映出诸如关税、运费、认证成本等额外的成本增加。 X_i 反映国内国际标准一致性对认证成本的影响,从出口企业的成本函数可以看出来,国内和国际标准一致性越高,企业为进入国外市场所要付出的认证成本越低。 τ 是冰山运输成本 τ_0 和出口认证成本 c_i 的总和,对于非自愿认证的企业来说为 τ_0 ,对于自愿认证的企业来说, $\tau = \tau_0 + m_i(1 - X_i)$ 。

3. 企业的定价、收益与利润

令 $r_d(\varphi)$ 、 $r_x(\varphi)$ 和 $r_c(\varphi)$ 分别表示企业从国内、国际非自愿认证市场和国际自愿认证市场获得的收入,则企业从这些市场获得的利润分别为:

$$\pi_d(\varphi) = \frac{r_d(\varphi)}{\sigma} - f, \pi_x(\varphi) = \frac{r_x(\varphi)}{\sigma} - f_x, \pi_c(\varphi) = \frac{r_c(\varphi)}{\sigma} - f_c \quad (11)$$

根据零利润条件可以求得内销、普通出口和出口认证的最低生产率,分别为:

$$\varphi^* = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \left(\frac{f}{R} \right)^{\frac{1}{\sigma - 1}} \frac{1}{P} \quad (12)$$

$$\varphi_x^* = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{f_x}{R} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\tau_0}{P(1+\alpha X_i)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}} \quad (13)$$

$$\varphi_c^* = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{f_c}{R} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\tau}{P(1+\alpha X_i)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}} \quad (14)$$

根据式(12)~(14)可以分别得到 φ_x^* 、 φ_c^* 和 φ^* 之间任意两者的关系式:

$$\varphi_x^* = \frac{\tau_0}{(1+\alpha X_i)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}} \left(\frac{f_x}{f} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \varphi^* \quad (15)$$

$$\varphi_c^* = \frac{\tau}{(1+\alpha X_i)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}} \left(\frac{f_c}{f} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \varphi^* \quad (16)$$

$$\varphi_c^* = \frac{\tau}{\tau_0} \left(\frac{f_c}{f_x} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \varphi_x^* \quad (17)$$

(二)一般均衡

1. 临界企业零利润(Zero Cutoff Profits, ZCP)条件的构建

整个行业的平均生产率水平 $\tilde{\varphi}$,实际上由最低生产率水平 φ^* 决定, φ^* 称为临界生产率水平,平均的企业利润可以通过最低生产率表现出来,对于国内企业来说:

$$\pi_d(\tilde{\varphi}) = f \cdot \left[\left(\frac{\tilde{\varphi}(\varphi^*)}{\varphi^*} \right)^{\sigma-1} - 1 \right] = f k(\varphi^*) \quad (18)$$

φ_x 为普通出口生产率门槛(无需认证),那么对于出口非认证企业:

$$\pi_x(\tilde{\varphi}_x) = f_x \cdot \left[\left(\frac{\tilde{\varphi}_x(\varphi_x^*)}{\varphi_x^*} \right)^{\sigma-1} - 1 \right] = f_x k(\varphi_x^*) \quad (19)$$

φ_c 为需出口认证的更高生产率门槛,同理对于出口认证企业:

$$\pi_c(\tilde{\varphi}_c) = f_c \cdot \left[\left(\frac{\tilde{\varphi}_c(\varphi_c^*)}{\varphi_c^*} \right)^{\sigma-1} - 1 \right] = f_c k(\varphi_c^*) \quad (20)$$

潜在企业的生产率服从累积分布 $G(\varphi)$,密度为 $g(\varphi)$ 。成功进入的企业需满足 $\varphi \geq \varphi^*$,其中, φ^* 是使内销利润恰为零的最小生产率,成功进入市场的概率为:

$$p_m = 1 - G(\varphi^*) \quad (21)$$

成功进入后,企业的条件分布为:

$$\mu(\varphi) = \frac{g(\varphi)}{1 - G(\varphi^*)}, \forall \varphi \geq \varphi^* \quad (22)$$

同理可得,出口非自愿认证企业成功进入市场的概率为:

$$p_x = \frac{1 - G(\varphi_x^*)}{1 - G(\varphi^*)} \quad (23)$$

出口自愿认证企业成功进入市场的概率为:

$$p_c = \frac{1 - G(\varphi_c^*)}{1 - G(\varphi^*)} \quad (24)$$

p_x 、 p_c 分别代表普通出口企业和出口自愿认证企业的概率分布, n 代表出口的国家数量,则平均利润水平为:

$$\pi(\tilde{\varphi}) = \underbrace{\pi_d(\tilde{\varphi})}_{\text{内销利润}} + \underbrace{p_x n \pi_x(\tilde{\varphi}_x)}_{\text{普通出口利润}} + \underbrace{p_c n \pi_c(\tilde{\varphi}_c)}_{\text{出口自愿认证利润}} = f k(\varphi^*) + p_x n f_x k(\varphi_x^*) + p_c n f_c k(\varphi_c^*) \quad (25)$$

由此即可求得企业进入市场的ZCP条件。

2. 临界企业自由进入(Free Entry, FE)条件的构建

经营者在决定是否进入一个市场之前会思考进入该市场是否值得,为此本文定义企业进入市场的“净价值”为 v_e ,则:

$$v_e = \frac{1-G(\varphi^*)}{\delta} \pi(\tilde{\varphi}) - f_e \quad (26)$$

f_e 为进入成本,显然如果 $v_e > 0$,即进入该行业的期望收益超过沉没成本,则企业进入该行业。但在自由进入的条件下,充分的竞争又使得进入的净价值为零。

当 $v_e=0$ 时,公式(26)可以写为:

$$\pi(\tilde{\varphi}) = \frac{\delta f_e}{1-G(\varphi^*)} \quad (27)$$

由此即求得企业进入市场的FE条件。

3. 市场均衡

市场均衡条件下,ZCP条件和FE条件的交点即可求得临界生产率门槛 φ^* ,即:

$$\frac{\delta f_e}{1-G(\varphi^*)} = f k(\varphi^*) + p_x n f_x k(\varphi_x^*) + p_c n f_c k(\varphi_c^*) \quad (28)$$

定义 $j(\varphi) = [1-G(\varphi)]k(\varphi)$,对 $j(\varphi)$ 求导可得:

$$j'(\varphi) = -\frac{1}{\varphi}(\sigma-1)[1-G(\varphi)][k(\varphi)+1] < 0 \quad (29)$$

将 $j(\varphi^*)$ 、 $j(\varphi_x^*)$ 和 $j(\varphi_c^*)$ 的表达式代入式(28)可得:

$$f j(\varphi^*) + n f_x j(\varphi_x^*) + n f_c j(\varphi_c^*) = \delta f_e \quad (30)$$

(三) X_i 变化的影响

1. X_i 变化对生产率门槛的影响

对式(30)求导可得:

$$f j'(\varphi^*) \frac{\partial \varphi^*}{\partial X_i} + n \left[-f_x^1 m_i j(\varphi_x^*) + f_x j'(\varphi_x^*) \frac{\partial \varphi_x^*}{\partial X_i} \right] + n \left[-f_c^2 m_i j(\varphi_c^*) + f_c j'(\varphi_c^*) \frac{\partial \varphi_c^*}{\partial X_i} \right] = 0 \quad (31)$$

对式(15)关于 X_i 求导可得:

$$\frac{\partial \varphi_x^*}{\partial X_i} = -\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\alpha}{1+\alpha X_i} \varphi_x^* - \frac{f_x^1}{f_x} \frac{m_i}{\sigma-1} \varphi_x^* + \frac{\varphi_x^*}{\varphi^*} \frac{\partial \varphi^*}{\partial X_i} \quad (32)$$

对式(16)关于 X_i 求导可得:

$$\frac{\partial \varphi_c^*}{\partial X_i} = \left[-\frac{m_i}{\tau} - \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\alpha}{1+\alpha X_i} \right] \varphi_c^* - \frac{f_c^2}{f_c} \frac{m_i}{\sigma-1} \varphi_c^* + \frac{\varphi_c^*}{\varphi^*} \frac{\partial \varphi^*}{\partial X_i} \quad (33)$$

将式(32)、(33)代入式(31)可求得 φ^* 关于 X_i 的导数:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \varphi^*}{\partial X_i} = & \frac{nm_i f_x^1 \left[j(\varphi_x^*) + \frac{1}{\sigma-1} \varphi_x^* j'(\varphi_x^*) \right] + n f_x j'(\varphi_x^*) \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\alpha}{1+\alpha X_i} \varphi_x^* + nm_i f_x^2 \left[j(\varphi_c^*) + \frac{1}{\sigma-1} \varphi_c^* j'(\varphi_c^*) \right]}{f j'(\varphi^*) + n f_x j'(\varphi_x^*) \frac{\varphi_x^*}{\varphi^*} + n f_c j'(\varphi_c^*) \frac{\varphi_c^*}{\varphi^*}} \\ & + \frac{n f_c j'(\varphi_c^*) \left[\frac{m_i}{\tau} + \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\alpha}{1+\alpha X_i} \right] \varphi_c^* - nm_i f_x^1 j(\varphi_x^*) \left[1 + \frac{1}{\sigma-1} \frac{\varphi_x^* j'(\varphi_x^*)}{j(\varphi_x^*)} \right] + n f_x j'(\varphi_x^*) \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\alpha}{1+\alpha X_i} \varphi_x^*}{f j'(\varphi^*) + n f_x j'(\varphi_x^*) \frac{\varphi_x^*}{\varphi^*} + n f_c j'(\varphi_c^*) \frac{\varphi_c^*}{\varphi^*}} \\ & + \frac{nm_i f_x^2 j(\varphi_c^*) \left[1 + \frac{1}{\sigma-1} \frac{\varphi_c^* j'(\varphi_c^*)}{j(\varphi_c^*)} \right] + n f_c j'(\varphi_c^*) \left[\frac{m_i}{\tau} + \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\alpha}{1+\alpha X_i} \right] \varphi_c^*}{f j'(\varphi^*) + n f_x j'(\varphi_x^*) \frac{\varphi_x^*}{\varphi^*} + n f_c j'(\varphi_c^*) \frac{\varphi_c^*}{\varphi^*}} \end{aligned} \quad (34)$$

由于 $\frac{\varphi_x^* j'(\varphi_x^*)}{j(\varphi_x^*)} = -(\sigma-1) \left(1 + \frac{1}{k(\varphi_x^*)} \right) < -(\sigma-1)$, $j'(\varphi) < 0$, 则分子和分母部分均为负数, 由此可得: $\partial \varphi^* / \partial X_i > 0$ 。

根据式(17)中 φ_x^* 和 φ_c^* 的关系式, 将 φ_x^* 关于 X_i 求导可以得到 $\partial \varphi_x^* / \partial X_i$ 和 $\partial \varphi_c^* / \partial X_i$ 的关系式:

$$\frac{\partial \varphi_c^*}{\partial X_i} = -m_i \frac{\varphi_c^*}{\tau} - \frac{m_i}{\sigma-1} \frac{f_x}{f_c} (f_x^2 - f_x^1) \varphi_c^* + \frac{\varphi_c^*}{\varphi_x^*} \frac{\partial \varphi_x^*}{\partial X_i} \quad (35)$$

根据式(31), 由于 $j'(\varphi) < 0$, 在 $\partial \varphi^* / \partial X_i > 0$ 时, $\partial \varphi_x^* / \partial X_i$ 与 $\partial \varphi_c^* / \partial X_i$ 中至少有一个负数, $\partial \varphi^* / \partial X_i > 0$ 时不符合这种情况, 则 $\partial \varphi_c^* / \partial X_i$ 必然为负, 由于出口自愿认证门槛相当于是普通出口门槛的特殊形式, 所以二者的变动是同向的, 则 $\partial \varphi_c^* / \partial X_i < 0$ 。

综上可得: $\partial \varphi^* / \partial X_i > 0$, $\partial \varphi_x^* / \partial X_i < 0$, $\partial \varphi_c^* / \partial X_i < 0$ 。如图1所示, 即 X_i 提高会使 ZCP 曲线右移, 国内生产率门槛 φ^* 升高, 普通出口生产率门槛 φ_x^* 和出口自愿认证生产率门槛 φ_c^* 降低。

2. X 变化对出口利润占比的影响

根据式(18), 对 $\pi_d(\tilde{\varphi})$ 关于 X_i 求导可得:

$$\frac{\partial \pi_d(\tilde{\varphi})}{\partial X_i} = f \frac{\partial k(\varphi^*)}{\partial \varphi^*} \frac{\partial \varphi^*}{\partial X_i} \quad (36)$$

因为, $\partial k(\varphi^*) / \partial \varphi^* < 0$, $\partial \varphi^* / \partial X_i > 0$, 所以 $\partial \pi_d(\tilde{\varphi}) / \partial X_i < 0$ 。

令 π_{ix} 代表出口总利润, 则 $\pi_{ix} = \pi_x(\tilde{\varphi}_x) + \pi_c(\tilde{\varphi}_c)$, 对 π_{ix} 关于 X_i 求导可得:

$$\frac{\partial \pi_{ix}(\tilde{\varphi})}{\partial X_i} = -f_x^2 m_i k(\varphi_c^*) - f_x^1 m_i k(\varphi_x^*) + f_c \frac{\partial k(\varphi_c^*)}{\partial \varphi_c^*} \frac{\partial \varphi_c^*}{\partial X_i} + f_x \frac{\partial k(\varphi_x^*)}{\partial \varphi_x^*} \frac{\partial \varphi_x^*}{\partial X_i} \quad (37)$$

因为 $\partial k(\varphi_x^*) / \partial \varphi_x^* < 0$, $\partial \varphi_x^* / \partial X_i < 0$, $\partial k(\varphi_c^*) / \partial \varphi_c^* < 0$, $\partial \varphi_c^* / \partial X_i < 0$, 所以 $\partial \pi_{ix}(\tilde{\varphi}) / \partial X_i$ 方向变化不定。仅从平均出口利润无法推导得到出口利润占比的变化, 因此有必要分别考虑两类出口企业。根据式(7)和式(8)中关于 f_x 和 f_c 的表达式, 即随着国内国际一致性 X_i 提高, f_x 和 f_c 降低, 对于之前出口的企业来说, 降低 f_x 和 f_c 不会增加任何在 f_x 和 f_c 变化之前已经出口的企业的市场利润, 而国内市场利润却下降, 因此其出口利润占比上升; 对于新出口的企业, 从未出口到出口, 从出口利润占比为 0 开始有了正向占比。由于市场上所有企业都出现了出口利润份额的上升, 因此预期平均出口利润占比将出现上升。

亦可根据 ZCP 曲线的变动进行推理, 令 Y^π 表示出口利润占比, 则其为出口利润与总利润之比:

$$Y^\pi = \frac{\pi_{ix}(\tilde{\varphi})}{\pi(\tilde{\varphi})} = \frac{\pi(\tilde{\varphi}) - \pi_d(\tilde{\varphi})}{\pi(\tilde{\varphi})} = 1 - \frac{\pi_d(\tilde{\varphi}) \downarrow}{\pi(\tilde{\varphi}) \uparrow} \quad (38)$$

根据前文, 由于 ZCP 曲线右移, 则 $\pi(\tilde{\varphi})$ 提高; 根据式(36)得到的结果, $\pi_d(\tilde{\varphi})$ 由于国内生产率门槛的提高而降低, 所以 $\pi_{ix}(\tilde{\varphi})$ 提升, 则出口利润占比 Y^π 提升。

3. X 变化对出口收入占比的影响

根据式(18)~(20), 平均的企业收入亦可以通过最低生产率表现出来:

$$r_d(\tilde{\varphi}) = f \cdot \sigma \cdot \left(\frac{\tilde{\varphi}(\varphi^*)}{\varphi^*} \right)^{\sigma-1} = f \sigma m(\varphi^*) \quad (39)$$

$$r_x(\tilde{\varphi}_x) = f_x \cdot \sigma \cdot \left(\frac{\tilde{\varphi}_x(\varphi_x^*)}{\varphi_x^*} \right)^{\sigma-1} = f_x \sigma m(\varphi_x^*) \quad (40)$$

$$r_c(\tilde{\varphi}_c) = f_c \cdot \sigma \cdot \left(\frac{\tilde{\varphi}_c(\varphi_c^*)}{\varphi_c^*} \right)^{\sigma-1} = f_c \sigma m(\varphi_c^*) \quad (41)$$

对 $r_d(\tilde{\varphi})$ 关于 X_i 求导可得:

$$\frac{\partial r_d(\tilde{\varphi})}{\partial X_i} = f \sigma \frac{\partial m(\varphi^*)}{\partial \varphi^*} \frac{\partial \varphi^*}{\partial X_i} \quad (42)$$

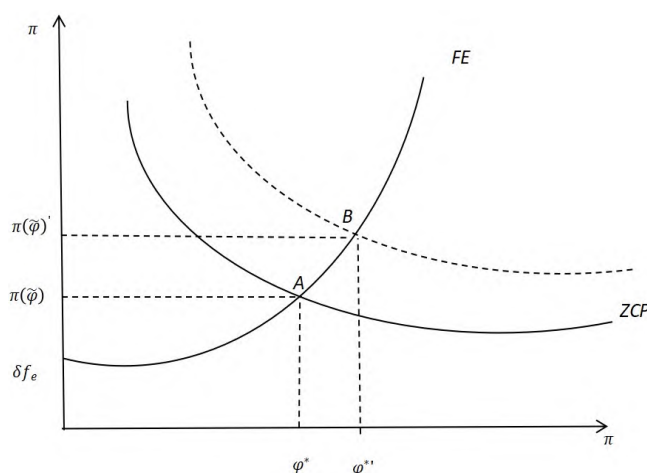


图1 ZCP 曲线和 FE 曲线的变动图

因为, $\partial m(\varphi^*)/\partial \varphi^* < 0$, $\partial \varphi^*/\partial X_i > 0$, 所以 $\partial r_d(\tilde{\varphi})/\partial X_i < 0$ 。

令 r_{ix} 代表出口总收入, 则 $r_{ix} = r_x(\tilde{\varphi}_x) + r_c(\tilde{\varphi}_c)$, 对 r_{ix} 关于 X_i 求导可得:

$$\frac{\partial r_{ix}}{\partial X_i} = -f_x^2 m_i \sigma m(\varphi_c^*) - f_x^1 m_i \sigma m(\varphi_x^*) + f_c \sigma \frac{\partial m(\varphi_c^*)}{\partial \varphi_c^*} \frac{\partial \varphi_c^*}{\partial X_i} + f_x \sigma \frac{\partial m(\varphi_x^*)}{\partial \varphi_x^*} \frac{\partial \varphi_x^*}{\partial X_i} \quad (43)$$

因为 $\partial m(\varphi_x^*)/\partial \varphi_x^* < 0$, $\partial \varphi_x^*/\partial X_i < 0$, $\partial m(\varphi_c^*)/\partial \varphi_c^* < 0$, $\partial \varphi_c^*/\partial X_i < 0$, 所以 $\partial r_{ix}/\partial X_i$ 方向变化不定。仅从平均出口收入无法推导得到出口收入占比的变化, 因此有必要分别考虑两类出口企业。根据式(7)和式(8)中关于 f_x 和 f_c 的表达式, 即随着国内国际一致性 X_i 提高, f_x 和 f_c 降低, 对于之前出口的企业来说, 降低 f_x 和 f_c 不会增加任何在 f_x 和 f_c 变化之前已经出口的企业的市场收入, 而国内市场收入却下降, 因此其出口收入占比上升; 对于新出口的企业, 从未出口到出口, 从出口收入占比为 0 开始有了正向占比。由于市场上的所有企业都出现了出口收入份额的上升, 因此预期平均出口收入占比将上升。

令 Y^R 表示出口收入占比, 则其为出口收入与总收入之比:

$$Y^R = \frac{R_{ix}(\tilde{\varphi})}{R(\tilde{\varphi})} = \frac{R(\tilde{\varphi}) - R_d(\tilde{\varphi})}{R(\tilde{\varphi})} = 1 - \frac{R_d(\tilde{\varphi}) \downarrow}{R(\tilde{\varphi}) \uparrow} \quad (44)$$

$R(\tilde{\varphi})$ 提高, 而 $R_d(\tilde{\varphi})$ 由于国内生产率门槛的提高而降低, 所以 R_{ix} 提升, 则出口收入占比 Y^R 提升。

基于上述分析, 本文提出以下研究假说: 在其他条件不变的情况下, 标准国际化水平提高, 会降低出口企业的固定成本和可变成本, 降低企业的出口门槛, 企业的出口收入占比和出口利润占比将得到提升。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

为了检验标准国际化与企业国际市场拓展之间的关系, 本文的计量模型设定如下:

$$Y_{ijt} = \alpha X_{it} + \beta Z + \delta_j + \sigma_t + \varepsilon_{jt} \quad (45)$$

其中, Y_{ijt} 指因变量, 该因变量是处于行业 i 的中国企业 j 在年份 t 的出口收入占比。 X_{it} 是中国 i 行业在年份 t 的标准国际化指标, Z 表示控制变量, 包含企业、地区和行业层面的控制变量。此外, δ_j 、 σ_t 分别代表企业和年份的固定效应, ε_{jt} 为误差项, 代表了模型中未观测到的随机扰动。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文的研究对象是企业国际市场拓展, 即企业出口能力的度量, 在主回归部分, 使用企业出口收入在总收入中的占比大小 Y_{ijt}^R 作为被解释变量, 在稳健性检验部分, 本文也使用了企业出口利润在总利润中的占比大小 Y_{ijt}^π 作为被解释变量进行研究, 计算公式分别如下:

$$Y_{ijt}^R = \frac{R_{ijt}^*}{R_{ijt} + R_{ijt}^*} \quad (46)$$

$$Y_{ijt}^\pi = \frac{\pi_{ijt}^*}{\pi_{ijt} + \pi_{ijt}^*} \quad (47)$$

其中, R_{ijt} 和 R_{ijt}^* 分别代表企业从国内和国外市场中获得的收入, π_{ijt} 和 π_{ijt}^* 分别代表企业从国内和国外市场中获得的利润。本文参考现有研究(彭飞、毛德凤, 2018; 王雄元、卜落凡, 2019), 使用国泰安上市公司财务报表附注数据。在数据集选择方面, 考虑到标准国际化的核心政策安排于 2015 年才正式发布: 国务院于 2015 年 3 月颁布了《深化标准化工作改革方案》(国发[2015]13 号), 明确提出“提高标准国际化水平”为六大改革措施之一。中国工业企业数据库的时效性限制使其难以满足本文的研究需求。为了确保研究问题的时效性, 并准确捕捉政策实施后的动态影响, 本文选择使用上市公司数据库。上市公司数据不仅能够提供最新的详细信息, 而且其时间跨度与政策实施的时间窗口高度契合, 从而能够更有效地反映政策的实际效果。上市公司财务报表附注数据包含了企业的产品销售地区数据, 这些数据为本文提供了判断企业贸易活动范围的重要依据, 给出了区分企业

在国内贸易与国际贸易方面的具体信息。需要指出的是,本文主要采用中国A股上市公司的数据进行实证分析,尽管该数据来源具有较高的可靠性和信息完备性,有助于精准刻画企业在标准采纳与国际市场拓展中的行为特征,但其代表性仍存在一定局限。上市企业通常规模较大、治理结构较完善,在资源获取、国际标准应用能力以及全球市场布局等方面相较于中小型非上市企业可能存在优势,因此研究结论在推广至更广泛企业群体时应予以审慎看待。为缓解上述局限性,并检验研究结论的稳健性,在后面的分析中,本文亦引入供应链数据和海关一产品层面数据库,从出口国家数量、出口产品数量以及出口市场占有率等多维度衡量企业国际市场的拓展。

本文的研究时间跨度为2003~2022年,所选取的样本为在中国A股市场上市的制造业公司,这些公司代表了中国制造业领域的重要力量,其经营数据和业绩表现对于分析中国制造业的发展状况和国际竞争力具有重要意义。近年来,中国企业的国际市场拓展水平不断提升,2003年,样本企业的平均出口收入占比仅为5.65%,到2010年提升至14.11%,2022年达到24.11%,企业的国际市场拓展取得一定成效^⑥。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为中国的标准国际化水平,依据《深化标准化工作改革方案》(国发〔2015〕13号),标准国际化的进程包含若干关键要素,包括鼓励外资企业中的专家参与国家标准的制订与改进工作;强调采纳国际标准的重要性;积极投身于国际标准化组织的活动;加强与其他国家在标准化领域的交流与合作;以及持续推进国家标准的英文版建设。这些要素共同构成了标准国际化战略的核心内容,旨在通过多维度的合作与协调,提升国家标准的国际影响力和认可度。根据数据的可得性和指标的可量化性,本文提到的标准国际化指标聚焦于国内标准与国际标准一致性,即中国标准采用国际标准的效率(以下简称国际标准采用效率)。

国际标准采用效率,根据全国标准信息公共服务平台提供的数据计算得到。本文提取了每一项国家标准的采标程度情况,按照采标程度进行赋值,IDT等同、EQV等效、MOD修改采用、NEQ非等效和无采标^⑦的采标程度由高到低,并根据中国国家标准采用国际标准的时间与国际标准发布的时间形成采标滞后年份,采标程度乘以采标滞后年份的倒数即得到中国标准采用国际标准的采用效率。国际标准采用效率的公式可以表示为:

$$EX_{it} = DX_{it} \cdot SX_{it} = \frac{\sum_{k=1}^{N_{it}} S_{ikt} / T_{ikt}}{N_{it}} \quad (48)$$

其中, EX_{it} 表示行业*i*在年份*t*国际标准的采用效率, DX_{it} 表示采标程度, SX_{it} 表示采标速度, S_{ikt} 表示行业*i*的标准*k*在年份*t*的国际标准采标程度赋值,具体赋值为:如果是IDT(等同采用), $S_{ikt}=4$;如果是EQV(等效采用), $S_{ikt}=3$;如果是MOD(修改采用), $S_{ikt}=2$;如果是NEQ(非等效采用), $S_{ikt}=1$;如果无采标, $S_{ikt}=0$ 。 N_{it} 表示*i*行业在年份*t*的总标准项数; T_{ikt} 表示采标滞后年份,为中国国家标准采用国际标准的年份与国际标准发布时间的差值。此外,由于中国国家标准与国民经济行业分类的对应并无现成数据,因此,本文参考全国标准信息公共服务平台中行业标准和二分位国民经济行业的对应关系对中国国家标准与国民经济行业分类一一做了对应。需要进行说明的是,鉴于中国国家标准的制定与发布主体为政府及其主管部门,标准国际化更多体现为国家主导下行业层面的制度演进。企业自身虽非标准制定主体,但其对外经营活动高度依赖于所在行业的标准环境。因此,本文使用的“国际标准采用效率”指标,并非度量企业采标行为本身,而是反映企业所处行业在国家推动下实现标准国际对接程度的制度基础,该变量可被视为国家标准战略在微观企业层面作用机制的重要中介。

《管理世界》网络发行版附录附图2展示了2022年制造业中国际标准采用效率排在前十位的行业。从图中可以看出,国际标准采用效率较高的行业往往是全球供应链的关键环节,或是与安全、健康、环保等要求密切相关的领域。为了在全球市场中获得竞争优势,中国制造的产品必须满足国际买家的标准要求。采用国际标准不仅有助于中国制造商降低进入国外市场的壁垒,也提升了产品在国际市场的接受度。计算机、通信、电子设备制造业和仪器仪表制造业等领域由于技术更新快、标准演进快,中国企业通过采用国际标准,可以确保产品技术处于前沿地位,并进一步推动技术创新与产品升级。

3. 控制变量

为提高实证分析结果的准确性与稳健性,本文在控制变量的选择与设定上严格遵循国际主流经济学研究

规范,参考祝继高和梁晓琴(2022)、成程等(2024)等既有文献的方法框架,采用多层次控制策略以排除潜在混杂因素的影响。具体而言,本文设置了以下 3 个维度的控制变量体系。第一,企业层面变量:为反映企业基本特征,本文选取企业规模(*size*)与企业存续年限(*firm_age*)作为控制变量,分别为企业资产总额的自然对数和成立至报告期年数的对数。两项指标具有较强稳定性,且较少受到当期国际市场拓展行为的反向干扰。第二,地区层面变量:考虑到地区经济发展水平与制度环境可能对企业国际化产生重要影响,本文引入 GDP 增速(*gdp_growth*)、市场化指数(*market_idx*)、产业结构(第三产业与第二产业的比值,*ind_structure*)及外贸依赖度(地区进出口总额占 GDP 的比重,*trade_dependence*)作为控制变量。第三,行业层面变量:行业竞争格局差异亦可能影响企业海外市场拓展,故本文引入行业集中度指标(*hhi*)加以控制,以捕捉行业市场结构特征。通过上述多维度、系统化的控制设置,本文力求在最大程度上降低遗漏变量偏误,提高实证结果的稳健性与解释力。表 1 展示了主要变量的描述性统计结果。

在展开实证分析前,为直观体现变量间的关系,本文使用分仓散点图对标准国际化与国际市场拓展之间的相关性进行刻画。如图 2 所示,这两个变量与出口收入占比之间均呈现出显著的正相关关系,表明标准国际化行为在企业“走出去”过程中具有明显的促进作用。这一发现不仅直观地支持了本文的理论预期,即标准国际化有助于企业降低制度性交易成本、提升技术信任和国际市场准入效率,也为后续的回归实证分析提供了扎实的事实基础。

四、基准实证结果

(一)基准回归

表 2 报告了标准国际化对企业国际市场拓展的基准回归结果。回归结果显示,国际标准采用效率与企业国际市场拓展之间存在显著的正向关系。如表 2 列(1)~(6)所示,在不同模型设定下,国际标准采用效率的回归系数介于 1.220~1.303 之间,均在 5% 或 1% 的统计显著性水平上显著。这表明,行业标准国际化水平每提高一个单位,企业海外收入占比平均上升约 1.22~1.30 个百分点。为确保结果的稳健性,回归中控制了个体固定效应与年份固定效应,并在不同聚类层级下对标准误进行了调整。具体地,列(1)~(2)基于行业层级聚类,列(3)~(4)基于企业层级聚类,列(5)~(6)基于省份—行业双重层级聚类。3 种聚类方式均

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量名称	变量含义	单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>export_share</i>	出口收入占比	%	24929	18.021	23.958	0	100
<i>std_eff</i>	国际标准采用效率	/	24929	6.731	4.526	0	15.544
<i>std_level</i>	国际标准采用程度	/	24929	32.169	19.578	0	67.976
<i>std_speed</i>	国际标准采用速度	/	24929	5.386	2.719	0	9.185
<i>size</i>	企业规模	/	24929	21.927	1.263	16.237	27.621
<i>firm_age</i>	企业存续年限	/	24929	2.787	0.414	0	4.025
<i>hhi</i>	行业集中度	/	24929	0.126	0.107	0	1
<i>gdp_growth</i>	GDP 增速	%	24929	8.058	3.547	-5	23.800
<i>market_idx</i>	市场化指数	/	24929	9.480	1.944	0	12.864
<i>ind_structure</i>	产业结构	/	24929	1.362	0.869	0	15.080
<i>trade_dependence</i>	外贸依赖度	/	24929	0.513	0.370	0	1.710
<i>export_sales_share</i>	出口利润占营业收入比例	%	24929	2.932	6.623	0	100
<i>export_profit_share</i>	出口利润占总利润比例	%	24929	23.476	37.234	0	100

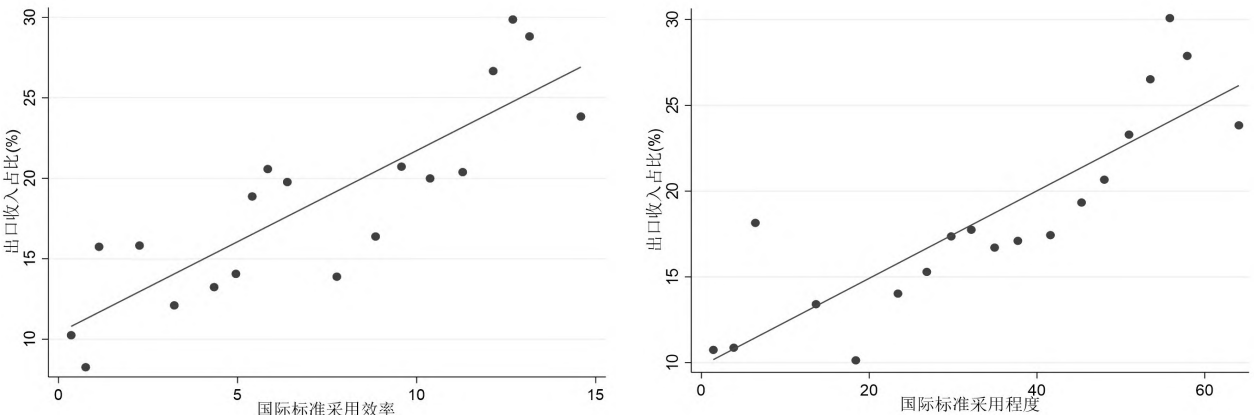


图 2 标准国际化与企业国际市场拓展的分仓散点图

重大选题征文

支持本文的主要结论,表明回归结果具有较强的稳健性。在后续回归分析中,除特别说明外,本文均采用省份—行业双重聚类作为基准,主要基于以下考虑:首先,标准国际化作为行业层面的冲击,可能导致企业层面误差项在行业内部存在相关性,由于样本涉及31个制造业二位行业类别,单纯行业聚类存在聚类单元数量不足的问题,易低估标准误(安格里斯特、皮施克,2009;卡梅隆、米勒,2015);其次,地方政府执行力度和资源禀赋差异使得同一行业在不同省份的企业间误差项可能存在异质性。因此,采用省份—行业双重聚类能够更准确地刻画误差结构,提升统计推断的可靠性。此外,在引入控制变量后,回归系数虽有所下降,但仍保持显著且方向一致。模型的拟合度亦良好,调整后的 R^2 值介于0.750~0.753之间,表明模型能够解释约75%的企业海外收入占比变异,具有较强的解释力。

(二)内生性检验

1. 工具变量法

由于在企业的国际市场拓展过程中可以通过对标国际先进水平、推动建立内外贸统一标准体系、加强国际标准化合作、促进标准认证衔接和加强知识产权保护等方面,促进标准国际化水平的提高。为有效识别标准国际化与企业国际市场拓展之间的因果关系,本研究采用工具变量法处理潜在的内生性问题,选取如下两个工具变量:一是各行业ISO(International Organization for Standardization, 国际标准化组织)TC/SC的数量^⑧;二是印度以积极参与者身份(Participating Member, P-member)参与的ISO TC/SC的数量^⑨, P-member表示积极参与这些技术委员会的标准制定工作,具有表决权。

本文采用了两个工具变量用于识别标准国际化对企业国际市场拓展的因果效应。第一个工具变量为行业所涉及的ISO技术委员会(TC)和分技术委员会(SC)的数量,旨在反映该行业可接触的国际标准资源。(1)在相关性方面,ISO技术委员会作为国际标准化组织在特定技术领域设立的权威机构,其所制定的标准构成了该领域国际标准的核心来源。行业技术委员会数量直接决定了其在技术上可采纳的国际标准的广度和深度,构成行业标准国际化的重要制度基础。例如,信息技术领域由ISO/IEC JTC 1(国际标准化组织/国际电工委员会第一联合技术委员会)及其下属24个SC共同主导,已发布了3603条国际标准,形成了庞大且活跃的标准体系;而石油与天然气行业则由ISO/TC 67^⑩及其下属9个SC负责,共发布了238条国际标准。这种技术委员会数量在行业间的结构性差异,与国家采纳国际标准的水平高度相关,进而影响中国企业国际市场拓展。(2)在外生性方面,ISO技术委员会的设立具有显著的制度惯性与跨国协调特性,其分布主要受全球技术发展与国际协作的驱动,决策机制遵循共识原则和成员国投票机制,而非中国本土特定因素的主导。据ISO官方统计^⑪,1947年该组织成立,当年集中成立了48个TC,此后技术委员会数量总体保持平稳增长,多数技术委员会设立时间集中在20世纪中后期,2000年底TC和SC总数达到564个,近十年基本维持稳定(2014年为681个,2024年为781个)。此外,代表性TC如ISO/TC 67(石油、天然气工业)、ISO/TC 176(质量管理体系)和ISO/TC 207(环境管理)均在较早阶段设立,显著早于中国企业大规模参与国际市场的时期,结构总体保持稳定。由此可见,技术委员会作为制度变量较为稳定,不随短期政策或企业个体行为而变动,难以直接影响企业的出口或市场拓展决策,从而满足工具变量的“外生性”假设。

第二个工具变量是印度作为P-member参与的ISO技术委员会数量,用以捕捉国际标准制定过程中来自其他发展中经济体的制度信号。在相关性方面,ISO作为全球权威的标准制定平台,其技术委员会是各国进行标准协同与博弈的重要场域。中国目前参与的技术委员会数量为781个,印度为714个,显示两国在国际标准化体系中的广泛涉入。特别是在行业维度上,印度在特定技术委员会中的积极参与,反映了该行业具有较高的国际标准协同潜力。由于中印

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	export_share					
std_eff	1.303** (0.476)	1.220** (0.474)	1.303*** (0.375)	1.220*** (0.376)	1.303*** (0.420)	1.220*** (0.432)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	无控制	控制	无控制	控制	无控制	控制
聚类层级	行业	行业	企业	企业	省份—行业	省份—行业
N	24929	24929	24929	24929	24929	24929
Adj.R ²	0.750	0.753	0.750	0.753	0.750	0.753

注:括号中为聚类标准误,若无特殊说明,后文的聚类标准误均为省份—行业层面,*** **与*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著,下表中的含义与此相同。

两国在发展阶段、产业结构演进、技术能力积累以及标准采标策略上具有显著的相似性,印度在某一行业中的活跃度可被视为该行业中国标准国际化潜力的“外部信号”或“参照指标”。此外,《ISO 发展中国家行动计划》^⑧进一步凸显了两国在参与ISO标准化活动中所处的相近制度环境,强化了印度参与度对中国标准国际化进程的预测能力,因此满足工具变量在相关性上的要求。在外生性方面,印度在各技术委员会中的参与行为主要由本国政府、技术发展战略、产业利益诉求以及发展中国家间的国际合作推动,属于其自身的制度安排,与中国企业层面的国际市场拓展决策之间不存在直接影响路径,满足工具变量的“外生性”要求。

如表3列(1)和列(3)所示,在控制其他因素后,行业中ISO技术委员会数量(*num_org*)和印度P-member(*num_india_org*)参与数量越多,那么该行业的标准国际化水平越高。这与预期相符合,行业中ISO技术委员会数量和印度P-member参与数量能够更有效地映射国际标准和市场需求,与中国标准的国际化水平呈现正相关。第一阶段F统计量分别为59.82和38.36,显著超过10的经验法则标准。从第二阶段的回归结果来看,如表3列(2)和列(4)所示,国际标准采用效率的回归结果显著为正,与基准回归结果一致。这样的结果表明,在使用行业中ISO技术委员会数量和印度P-member参与数量作为工具变量重新估计后,中国的国际标准采用效率对企业国际市场拓展的影响仍然成立。

2. 双重差分法

本文考虑到除了反向因果关系外,政府政策安排也可能同时对标准国际化及企业向国际市场的拓展产生影响,从而干扰因果关系的准确识别。因此,采用国家标准化工作的相关政策安排作为外生的政策冲击进行分析。2016年,工业和信息化部、国家质检总局和国家标准委联合颁布的《装备制造业标准化和质量提升规划》(国质检标联〔2016〕396号)文件明确指出,由国家标准委作为主导力量,相关部门与省级人民政府根据各自职责分工实施,要求装备制造业关键领域的国际标准转化率超过90%。考虑到政策行业可能存在的非随机选择问题,本文引入倾向得分匹配双重差分(PSM-DID)方法进行检验(祝继高、梁晓琴,2022;王、杨,2025)。本文首先构建了企业所属行业是否受到政策影响的倾向得分模型,从而缓解由于行业“被选择”可能带来的样本选择偏误问题。*standard_DID_{it}*是中国*i*行业在年份*t*的标准国际化指标,此变量设置为虚拟变量,用于识别在匹配样本中,第*i*行业在第*t*年是否受到政策影响,当*i*行业归属于装备制造业并且年份*t*为2016年或之后时,变量*standard_DID_{it}*取值为1。在匹配后的样本中,本文再运用双重差分方法识别标准国际化政策的净效应。使用DID方法首先要进行平行趋势检验,将窗口期确定为前后6期或前后7期进行平行趋势检验的结果均通过^⑨。回归结果如表3列(5)~(6)所示,无论是否加入控制变量,*standard_DID_{it}*均在1%的水平上显著为正,即该政策冲击显著提高了处于试点行业的企业的国际市场拓展水平。尽管装备制造业作为政策处理组的选择具有一定的行业导向性,但通过PSM-DID,本文有效控制了政策前期可能影响政策“落地”的关键行业特征,从而增强了因果识别的可信度。由此说明,标准国际化对企业国际市场拓展的影响依然稳健。

(三)稳健性检验

1. 替换解释变量

本文在评估国际标准采用效率对企业国际市场拓展的影响时,不仅采用了基准的衡量指标,还引入了多种替代衡量指标以增强研究的全面性和严谨性。为保证结果的稳健性,本文尝试更换标准国际化的衡量指标,前文已提及,国际标准采用效率是国际标准采用程度和采用速度相乘得到的综合指标,此处本文分别使用国际标准采用程度(*std_level*)和采用速度(*std_speed*)这两个分指标作为标准国际化的替代衡量指标,进行稳健性检验。此外,由于标准国际化对企业国际市场拓展的影响可能存在滞后

表3 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	DID	
	<i>std_eff</i>	<i>export_share</i>	<i>std_eff</i>	<i>export_share</i>	<i>export_share</i>	<i>export_share</i>
<i>std_eff</i>		2.703** (1.128)		2.422** (1.187)		
<i>num_org</i>	0.092*** (0.012)					
<i>num_india_org</i>			0.149*** (0.024)			
<i>standard_DID_{it}</i>					4.859*** (1.385)	4.961*** (1.367)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	无控制	控制
F统计量	59.82	/	38.36	/	/	/
N	24929	24929	24929	24929	15007	15007
Adj.R ²	/	0.008	/	0.010	0.726	0.731

性,因此本文也使用了滞后一期和滞后两期的国际标准采用效率进行检验。如表4列(1)~(4)所示,国际标准采用程度、采用速度和滞后一期、滞后两期的国际标准采用效率的回归结果均显著为正,证实了结果的稳健性。

2. 重新计算国际标准采用效率

为了检验文章指标的稳健性,本部分将通过改变采标程度的赋值,如将等同采用和等效采用给予同一赋值、将无采标和采标分别赋值为0-1虚拟变量重新计算国际标准采用效率,回归结果如表5所示,无论是否加入控制变量,回归结果都显著为正,即采用重新计算的国际标准采用效率衡量标准国际化水平得到的结果也是稳健的。第一,将等同采用和等效采用给予同一赋值,其余的赋值结果与前文相同,构建阶梯型国际标准采用效率 std_eff_1 。如表5列(1)~(2)所示,回归结果显示系数方向及显著性水平与原模型高度一致,证实不同采标形式对企业国际化的影响具有结构一致性。第二,将原连续型国际标准采用程度重构为二分变量:当标准存在采用国际标准时赋值为1,否则为0。这种测量转换剥离了采标程度的干扰,聚焦标准实施质量的核心维度。回归结果如表5列(3)~(4)所示, std_eff_2 的边际效应仍然在1%的水平上显著,证明核心结论不受测度颗粒度影响。

3. 替换被解释变量

此外,本文还对被解释变量的衡量指标进行了调整,采用企业出口利润占比代替出口收入占比,以此来衡量企业在国际市场上的拓展程度。出口利润占比直接反映了企业在国际市场中的盈利能力,相比于收入,利润更能体现企业业务的实际效益和运营效率。较高的出口利润占比意味着企业在国际市场中能够更有效地运用资源,实现盈利目标。因此本文分别采用企业出口利润占总利润的比例以及出口利润占总营业收入的比例这两个维度来量化企业的国际市场拓展表现。如表5的列(5)~(6)所示,通过回归分析发现,国际标准采用效率的回归结果显著为正,即国际标准采用效率的提升与企业出口利润占总利润的比例($export_profit_share$)和总营业收入的比例($export_sales_share$)均呈现正相关。这一发现进一步证实了国际标准采用效率对企业国际市场拓展的积极推动作用,并通过使用不同的替代衡量指标,再次验证了研究结果的稳健性。

(四)机制检验

依据前文的理论模型分析,本部分将分别对“生产率门槛”和“同时进行内外贸”这两个机制路径进行检验。

1. 生产率门槛

前文的理论模型指出,随着标准国际化水平的提升,企业的生产成本将会降低,因此出口的临界生产率将会降低,因此本文将使用生产率进行检验,分别以行业的最低生产率作为临界生产率,检验临界生产率水平是否会随着标准国际化水平的提升而降低,本文参照鲁晓东和连玉君(2012)使用多种方法核算了中国上市公司的全要素生产率,包括OP法(奥利、帕克斯,1996)、LP法(莱文森、佩特林,2003)、普通最小二乘法(OLS法)、固定效应法(FE法)和系统广义矩估计法(GMM法),以提高估计结果的稳健性。回归结果如表6列(1)~(5)所示,回归结果都显著为负,即随着标准国际化水平的提升,出口的临界生产率将会降低,越来越多的企业有机会参与到国际市场中去,这将有利于企业出口收入占比的提升。此外,众多学者在深入研究

表4 替换解释变量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$export_share$			
std_level	0.342*** (0.092)			
std_speed		2.174*** (0.577)		
$lag1_std_eff$			1.043** (0.448)	
$lag2_std_eff$				0.930** (0.461)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	24929	24929	22502	20189
Adj.R ²	0.753	0.753	0.754	0.758

表5 重新计算国际标准采用效率和替换被解释变量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$export_share$				$export_profit_share$	$export_sales_share$
std_eff					1.838** (0.766)	0.179* (0.098)
std_eff_1	2.614*** (1.002)	2.451** (1.025)				
std_eff_2			6.940*** (2.681)	6.572** (2.741)		
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	无控制	控制	无控制	控制	控制	控制
N	24929	24929	24929	24929	24929	24929
Adj.R ²	0.750	0.753	0.750	0.753	0.459	0.571

中发现,企业的生产率水平与其出口倾向之间存在显著的正相关关系(李春顶,2015;铁瑛等,2023),那么随着出口临界生产率的降低,即表明企业生产率相对高于生产率门槛,更容易获得较高的出口收入占比。

2. 同时进行内外贸

随着中国标准国际化的推进,国内国际标准一致性提升,一方面,中国企业的产品和服务更易于进入国际市场,这将使得同时进行内外贸的企业数量增多,增加了出口量,从而提高了外贸营收占比;另一方面,企业可以通过积极采纳和应用国际化的标准,有效提升其产品质量和服务水平。这种提升不仅有助于满足更广泛、更多样化的市场需求,还能促进品牌在国际市场上的认知度和接受度,从而推动品牌的国际化进程。同时经营国内和国际市场的企业数量的提高反映了国际市场对中国产品和服务的需求增加,促使中国更加积极地参与全球市场,这将增加企业的出口收入占比。

为了验证这一机制,本文使用企业“是否同时进行内外贸”这一虚拟变量进行验证。回归结果如表7列(1)~(2)所示,使用“是否同时进行内外贸”这一虚拟变量作为机制变量,无论是否加入控制变量,回归结果均符合预期,即随着标准国际化水平的提高,同时进行内外贸的企业数量增多。这样的结果表明,随着行业的标准国际化水平提升,同时进行内外贸的企业数量增多,企业的出口收入占比也会随之提升,从而推动企业的国际市场拓展进程。

五、进一步研究

(一)异质性检验

前文的理论模型与实证分析部分已经充分地解释了中国的标准国际化与企业国际市场拓展的关系,但需要明确的是,前文的分析是以总体样本作为基础的,忽略了不同类型的企业的差异性,因此需要进行异质性检验来考察这些差异。在异质性分析部分,本文将检验企业所拥有的外部联结优势、人力资本优势和技术优势是否可以促进标准国际化更好发挥作用。

第一,外资企业相比非外资企业具有外部联结优势,对国际标准的应用更加熟悉,更具备进行国际市场拓展的条件,因此有必要区分不同股权性质样本进行研究。第二,人力资本优势是企业重要的资源,决策者的海外背景可能会对企业的内外贸经营产生影响,一些文献分析了海外背景如何影响企业的创新能力、社会责任的履行、投资效率以及风险管理策略(宋建波、文雯,2016;戚聿东等,2023)。这些研究揭示了决策者个人经历与企业战略和行为之间的联系,因此有必要考察决策者的海外背景是否会对企业的内外贸经营进行研究。第三,技术优势是企业获得竞争优势的关键因素之一,企业创新活动将对企业出口决策产生较大的影响(易靖韬、蔡菲莹,2019),基于此,本文将区分不同技术水平的样本进行检验。综上所述,在异质性分析部分,本文将依次按外资企业、技术异质性和董事海外背景来划分样本,依次检验中国标准国际化与企业国际市场拓展之间的关系。

1. 外部联结优势异质性

本文通过区分企业股权性质异质性样本,以分析企业外部联结优势异质性对国际市场拓展的影响。如表8列(1)所示,企业是否为外资企业的虚拟变量与国际标准采用效率的交互项($foreign_firm \times std_eff$)回归系数显著为正。这一结果表明,标准国际化水平的提高对外资企业的国际市场拓展具有更为显著的促进作用。这种差异性可能源于外资企业与内资企业在标准国际化进程中的不同特征。首先,外资企业通常更具备“制度嵌入”优势。其母公司往往长期参与国际标准体系的运作,在技术标准对接和认证流程实施等方面积累了丰富的经验(例如ISO系列标准的本土化应用)。这种经验通过跨国网络传导至在华公司,显著降低了其在标准采标过

表6 机制检验结果1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	tfp_cut1 (OP法)	tfp_cut2 (LP法)	tfp_cut3 (OLS法)	tfp_cut4 (FE法)	tfp_cut5 (GMM法)
std_eff	-0.145*** (0.015)	-0.152*** (0.018)	-0.197*** (0.022)	-0.205*** (0.023)	-0.116*** (0.012)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	24929	24929	24929	24929	24929
Adj.R ²	0.702	0.618	0.666	0.664	0.672

表7 机制检验结果2

变量	(1)	(2)
	$dual_trade$	$dual_trade$
std_eff	0.098*** (0.016)	0.089*** (0.014)
个体固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
控制变量	无控制	控制
N	24929	24929
Pseudo R ²	0.174	0.147

程中的技术转换成本。其次,外资企业的治理结构更具灵活性,其决策层能够更快地响应国际标准的变动。当东道国的标准国际化水平提升时,外资企业能够迅速调整技术路线和供应链管理策略,利用母国与东道国的双重制度优势构建“标准缓冲带”,从而更有效地适应国际市场变化。相比之下,内资企业在标准国际化进程中可能面临更大的挑战。一方面,内资企业可能受到路径依赖的限制,难以快速适应新的国际标准;另一方面,其技术吸收能力可能存在瓶颈,导致标准转化过程中出现“制度时滞”。尽管国家推行的标准国际化政策为内资企业提供了技术框架,但它们可能仍需投入额外资源进行技术解码和组织重构,以满足更高的国际标准要求。

2. 技术优势异质性

本文通过区分企业技术异质性样本,分别考察了高新技术企业与非高新技术企业,旨在探讨企业技术优势对标准国际化及国际市场拓展的影响。回归结果如表8列(2)所示,高新技术企业与否虚拟变量与国际标准采用效率的交互项(*hightech×std_eff*)显著为正,这表明标准国际化水平的提升对高新技术企业的国际市场拓展具有更为显著的促进作用。这种差异的出现可以通过高新技术企业的技术特征和市场定位来解释。高新技术企业在技术创新、产品差异化以及研发能力等方面通常具有显著优势。这些优势使其在全球市场中更容易找到竞争的突破口,并通过技术标准的国际化获得更高的市场认可度和竞争力。具体而言,高新技术企业的产品往往具有更高的附加值和独特性,能够更好地满足国际市场对高质量和差异化产品的需求。因此,当标准国际化水平提升时,这类企业能够更有效地利用国际标准作为市场准入的“通行证”,进一步拓展其国际市场份额。此外,高新技术企业具有更强的适应能力和灵活性,能够更快地响应国际标准的变化。这种能力不仅有助于企业降低因标准差异带来的交易成本,还能使其在国际市场竞争中占据更有利的位置。相比之下,非高新技术企业由于技术能力的限制,难以快速适应国际标准的提升,从而在国际市场拓展中面临更大的挑战。

3. 人力资本优势异质性

本文将重点关注董事是否具有海外背景对企业国际市场拓展的影响,以揭示人力资本在企业国际化进程中的重要作用。如表8列(3)所示,董事是否具有海外背景的虚拟变量与国际标准采用效率的交互项(*dir_overseas×std_eff*)显著为正,这表明具有海外背景的董事能够显著推动企业的国际市场拓展。这一结论的深层逻辑在于,海外背景的董事不仅具备对国际市场动态的敏锐洞察力,能够提前捕捉全球市场变化并及时调整企业战略,还拥有广泛的国际化人脉网络和卓越的跨文化沟通能力,这些资源有助于企业在国际市场中更高效地建立业务联系,寻找合作伙伴,加速全球布局。这些因素共同作用,使得具有海外背景的董事能够显著提升企业在国际市场中的竞争力,加快其国际化进程。

(二)拓展性检验

1. 去除海外子公司的检验

海外业务收入常被用作衡量企业出口收益的关键指标,因其能够较为直观地反映出企业的国际市场参与度。然而,鉴于所采用样本数据的来源可能存在局限,企业可能会在海外市场上设立子公司,并在统计分析时将其纳入海外业务收入的一个子分类,但这并不能完全等同于企业的出口收入。因此,需要对此进行检验,参考现有研究(邵丽丽、孙铮,2017;彭飞、毛德凤,2018),根据企业年报中报告的企业在国外是否有控股子公司,若有则纳入回归样本。表9的列(1)检验了企业在海外没有控股子公司的情况,可以看出,核心解释变量国际标准采用效率依然显著为正,这证实了回归结果的稳健性。此外,本文还尝试在企业的总体收入/利润中减去企业在国外控股子公司的收入/利润,以得到更

表8 异质性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>export_share</i>		
<i>std_eff</i>	1.180*** (0.426)	1.051** (0.415)	1.163*** (0.436)
<i>foreign_firm</i> <i>×std_eff</i>	0.617* (0.343)		
<i>hightech×std_eff</i>		0.269** (0.137)	
<i>dir_overseas×std_eff</i>			0.127** (0.061)
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
N	24929	24929	24929
Adj.R ²	0.753	0.753	0.753

表9 去除海外子公司的拓展性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>export_share</i>	<i>no_subs_rev_share</i>	<i>no_subs_profit_roa</i>	<i>no_subs_profit_share</i>
<i>std_eff</i>	0.941*** (0.344)	1.010** (0.440)	0.138** (0.064)	0.261** (0.108)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	9567	24929	24929	24929
Adj.R ²	0.753	0.697	0.517	0.523

符合出口收入/利润的指标,由于企业对国外控股子公司的股权比例并非全部是百分之百,因此本文使用股权比例作为权重,分别计算了去除海外子公司收入/利润的出口收入占比(*no_subs_rev_share*)、出口利润占总资产的比重(*no_subs_profit_roa*)、出口利润占总营业收入的比重(*no_subs_profit_share*),回归结果如表9列(2)~(4)所示,可以看出,在考虑了国外控股子公司收入对企业海外收入的影响后,核心解释变量国际标准采用效率依然显著为正,这证实了回归结果的稳健性。

2. 国际市场拓展的更多维度

(1)出口国家数量。本部分进一步扩展了国际市场拓展的维度分析,突破传统研究中以出口收入占比为单一衡量指标的局限,还引入了“市场广度”概念,通过供应链数据提取上市公司海外客户地理分布数据,构建企业层面的出口国家数量指标。为增强结论稳健性,同时采用绝对数量值及其对数形式进行双重检验。如表10所示,国际标准采用效率的回归系数在4组回归中均呈现1%水平的统计显著性。经济意义显示,国际标准采用效率每提升1个标准差,企业出口国家数量平均增加0.2个,对数形式下提升市场广度效果为0.05。这印证了标准国际化具有显著的“市场边界拓展效应”。首先,标准国际化意味着企业在产品、服务、技术等方面符合国际通行的标准,这不仅降低了进入新市场的制度性壁垒,还能够增强企业产品的全球竞争力。其次,标准国际化程度较高的企业在不同国家市场中往往更易于实现跨国供应链的整合和管理,从而提升其在多个国家市场的运营效率与适应能力,进而扩大出口国家数量。标准化还可以降低在不同市场中调整产品和服务的成本,使得企业能够更高效地扩展到更多国家。此外,标准国际化的推进通常伴随着品牌影响力的增强,这使得企业能够吸引更多国际客户并建立广泛的销售网络。随着企业在国际市场上逐步建立起良好的信誉和得到市场认可,其进入新市场的难度和成本都能显著降低,从而更容易实现对多个国家的覆盖。综上所述,标准国际化水平的提高不仅有助于企业提升现有市场的竞争力,还能显著增加出口国家数量。

(2)出口产品数量和出口市场占有率。关于国际市场拓展的内涵,除了体现在出口收入占比和国家数量的增加外,还包括出口数量的增长以及出口市场占有率的提升。本部分拓宽国际市场扩展的单维度量框架,构建包含“出口规模扩张”(出口产品数量)和“市场渗透强度”(出口市场占有率)的双维评估体系。基于海关全样本产品层面数据,采用固定效应模型,在控制行业竞争态势(赫芬达尔指数)、运营效率(资产周转率)、创新密度(研发投入占比)及国家贸易环境(贸易开放度、人均GDP、双边制度距离)等多层次变量后,实证检验标准国际化的多维影响效应。

出口市场占有率 EPC_{idt} 度量出口产品的国际竞争力,定义为在时间 t 中国所出口的产品 i 占世界出口到 d 国同类型产品的份额,通过下式衡量:

$$EPC_{idt} = \frac{quantity_{idt}}{all_quantity_{idt}} \quad (49)$$

其中, $quantity_{idt}$ 是中国出口到目的国 d 的产品 i 的数量,而 $all_quantity_{idt}$ 是世界出口到目的地国 d 的产品 i 的数量。产品出口数量数据来自于CEPII-BACI数据库,CEPII-BACI数据库提供了HS6分位的产品—年份—目的国层面的信息。

表11的回归结果显示,国际标准采用效率每提升1单位,出口产品数量增长约85个单位,出口市场占有率提升0.4%,验证了标准化建设对市场拓展的规模—质量双重提升效应。这一结果意味着,随着国家标准国际化水平的提高,企业在国际市场中的产品出口数量和市场占有率都有所增加。这一现象的背后,可以

表10 基于出口国家数量的拓展性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>country_num</i>		<i>lncountry_num</i>	
<i>std_eff</i>	0.193*** (0.042)	0.173*** (0.042)	0.048*** (0.009)	0.044*** (0.009)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	无控制	控制	无控制	控制
N	24929	24929	24929	24929
Adj.R ²	0.429	0.438	0.453	0.463

表11 基于出口产品数量和市场占有率的拓展性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>quantity</i>		<i>EPC</i>	
<i>std_eff</i>	114.512*** (28.555)	84.646*** (29.065)	0.006*** (0.002)	0.004* (0.002)
个体固定效应	无控制	控制	无控制	控制
行业—国家固定效应	控制	无控制	控制	无控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
聚类层级	行业—国家	行业—国家	行业—国家	行业—国家
N	2248127	2248127	2248127	2248127
Adj.R ²	0.052	0.846	0.250	0.718

从以下几个方面进行解释。首先,标准国际化往往伴随着产品质量的提升和技术的一致性,符合国际市场需求的标准化产品能够获得更广泛的市场认可,进而推动产品的出口数量增长。同时,标准化产品能够降低企业进入新市场的障碍,使其在各国市场中都能顺利进入并占据一定份额,从而提高市场占有率。其次,随着标准国际化的推进,企业的品牌影响力和市场认知度也会逐步增强。这不仅有助于提升在现有市场中的竞争力,也能够帮助企业更顺利地渗透到新的市场和区域,进一步扩大其市场份额。此外,标准化产品在不同国家和地区的适应性更强,企业能够以较低的调整成本进入多个市场,提高出口市场的覆盖范围。综上所述,标准国际化水平的提高不仅能够促进企业出口数量的增长,还能显著提升企业在国际市场中的占有率。

(三)企业标准参与的协同作用

虽然标准开放主要体现为国家层面推动的制度性安排,但企业是否主动参与标准制定过程,而非仅被动接受标准成果,也可能在标准国际化对企业国际市场拓展的影响中发挥关键作用。基于此,本部分进一步探讨:企业的标准参与行为是否会对标准国际化与企业国际市场拓展之间的关系产生协同增强效应。为识别不同制度参与情境下的异质性效应,本文引入企业标准参与行为作为调节变量,即企业在强制性国家标准制定中的参与数量(*cum_mand_std*),以考察企业标准参与行为对国际标准采用效率与供应商国家数量关系的调节效应。

表12报告了基于企业标准参与协同作用的回归结果,列(1)和列(2)分别在不控制和控制企业层面特征变量的情况下,考察“参与强制性标准制定数量”这一连续型变量的调节作用。结果显示,国际标准采用效率与参与强制性标准制定数量的交互项(*cum_mand_std*×*std_eff*)显著为正,表明在企业实际参与标准制定时,标准国际化对其国际市场拓展的促进效应显著增强,即企业的标准参与行为显著提升了标准国际化的边际影响。

六、结论和政策建议

在推动企业国际化和高水平开放的背景下,标准作为制度型开放的重要工具,其与国际接轨的水平能否助力企业开拓国际市场,成为一个具有现实意义的研究议题。本文围绕该核心问题,结合中国标准国际化的实践进程与上市公司数据,系统考察了标准国际化对企业国际市场拓展的影响及其内在机制。研究表明,随着国际标准采用效率的提升,企业在国际市场上的参与度也相应增强,具体表现为出口收入在整体营收中的比重上升。这一现象表明,标准的国际兼容性有助于降低企业跨境交易的不确定性,增强其在海外市场中的准入能力和品牌信任。机制分析显示,标准国际化在行业层面通过降低行业生产率门槛、带动更多企业参与出口,从而塑造了更有利的国际竞争环境。此外,企业自身的特征也显著影响标准国际化政策的传导效果:具备外资背景、董事具有国际经验以及具备较强技术能力的企业,更能在标准国际化过程中实现对外拓展的增长潜力。为了验证结论的稳健性,本文从多个角度对标准国际化水平和国际拓展表现进行了不同方式的度量与检验,结果始终一致,进一步增强了研究结论的可靠性。最后,研究还扩展了对“国际市场拓展”的理解,发现标准国际化水平提升的影响不仅体现在出口收入占比和国家数量的增加,还包括出口数量的增长以及出口市场占有率的提升,表明其在推动企业深度融入全球市场方面具有长期价值。综上所述,标准国际化不仅是国家制度型开放的重要战略方向,也在企业层面产生了实质性的国际竞争力提升效应。本研究从微观数据出发,提供了标准战略服务外贸转型升级的经验证据,并对政策制定具有一定参考意义。基于上述研究结论,本文提出以下政策建议,以促进中国标准国际化水平的提升和企业国际市场拓展的进程。

第一,继续推动提高中国标准国际化水平。本文研究发现,国际

表 12 基于企业标准参与协同作用的回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>export_share</i>	
<i>std_eff</i>	1.185*** (0.418)	1.086** (0.429)
<i>cum_mand_std</i>	-0.457 (0.718)	-0.664 (0.661)
<i>cum_mand_std</i> × <i>std_eff</i>	0.221* (0.113)	0.248** (0.107)
个体固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
控制变量	无控制	控制
N	24929	24929
Adj.R ²	0.751	0.753

标准采用效率的提高能显著提升企业的出口收入占比,而在推进企业国际市场拓展的过程中,国内标准与国际标准衔接还有巨大的空间,因此要持续提高中国标准国际化水平。一是要推动国内与国际标准认证接轨,对于中国与国际领先水平存在较大差距的技术和质量标准,要借鉴国际先进经验,逐步提高中国标准水平,推动与国际标准的衔接工作;二是简化企业出口认证程序,为出口企业产品认证提供便利,降低制度性成本;三是发挥关键产品优势,为了增强中国标准的国际影响力,应当充分利用中国在关键产品领域的优势,发挥示范作用,积极参与国际标准的制定过程,从而提高中国标准在全球范围内的认可度。

第二,培养熟悉海外市场的专业化人才。区分董事是否具有海外背景进行检验的结果表明,标准国际化水平的提高将更能促进董事具有海外背景的企业国际市场拓展进程。为适应企业国际市场拓展的需求,企业需要同时熟知国内外市场环境和法律法规的复合型人才。一是鼓励对外贸易企业与大学及职业技术学院合作,实施定制化人才培养,以提高培养方案的针对性和有效性;二是强化对面向国际市场的顶尖人才的吸引及培养,通过提高薪酬、改善工作环境以及提供更多发展机会等策略,吸引更多优秀人才投身于企业的国际市场开拓工作;三是鼓励外贸企业增强品牌力和开拓市场,提升在国际市场的影响力和竞争力,以此吸引更多了解国际市场的高级人才;四是加强对参与企业国际市场拓展的人才的信息支持,协助人才及时掌握市场与企业的需求和机遇。

第三,发挥企业国际标准应用示范作用,形成“技术标准共同体”。本文的异质性研究发现,标准国际化水平的提升将更能促进外资企业的国际市场拓展进程,应从多维度构建标准国际化推进体系。政府层面需着力完善政策支持框架,通过建立“国际标准转化—本土标准升级—优势标准输出”的梯度培育机制,优先在长三角、粤港澳等外资集聚区建设国际标准应用示范区,同时实施企业标准化能力分级认证制度,对符合条件的外资企业授予“国际标准应用标杆”称号,引导其发挥示范效应。政策创新方面,可设立跨国标准合作专项基金,对主导国际标准制定的外资企业给予研发费用加计扣除优惠,并建立标准专利共享池,降低中小企业使用国际标准的技术门槛。

第四,加大研发投入力度,利用标准建设开拓市场。将企业区分为高新技术企业与非高新技术企业后进行检验的结果表明,标准国际化水平的提高将更能促进高新技术企业的国际市场拓展进程,可见创新和研发仍然是企业开拓国际市场的核心竞争力,在创新能力方面具有明显优势的企业在国际市场拓展方面具有天然优势,可以主动开拓国际市场,而不必被动等待政府政策的支持。因此,一方面,政府应提供更多的财政支持和税收减免给那些愿意增加研发投入以达到或超过国际标准的企业,同时创建有利于创新和标准化工作的环境,包括改善知识产权保护机制、提供研发和测试设施、建立行业创新中心等,这有助于企业减少研发和标准化的成本,加速新产品的市场推广;另一方面,加强对企业员工特别是研发人员的标准化教育和培训,提高其对国际标准的认知和应用能力,定期举办研讨会、工作坊和在线课程,促进最佳实践的分享和技术的传播^⑩。

(作者单位:王艳艳、王孝松,中国人民大学经济学院;胡玫,对外经济贸易大学经济学院)

注释

①网址: http://beijing.customs.gov.cn/beijing_customs/ztl1/jgmzl/tbyy/6438393/index.html。

②网址: https://www.sac.gov.cn/xw/bzhd/art/2024/art_ed9fa13f542c4b9aa40188eb0e8349f7.html。

③网址: <https://www.frstrategie.org/publications/recherches-et-documents/promouvoir-connectivite-immaterielle-reformes-ambitions-internationales-chine-matiere-normalisation-2021>。

④网址: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Intra-EU_trade_in_goods_-_main_features。

⑤TC/SC是指技术委员会(Technical Committee,简称为TC)或其分技术委员会(Subcommittee,简称为SC)。

⑥参见《管理世界》网络发行版附录中的附图1。

⑦IDT(Identical adoption,等同采用)指国家标准与国际标准在技术内容和结构上完全一致;EQV(Equivalent adoption,等效采用)指国家标准在技术内容上与国际标准等效,但在文字表述或编辑格式上存在差异;MOD(Modified adoption,修改采用)指国家标准在采用国际标准时作了较大修改;NEQ(Not equivalent adoption,非等效采用)指国家标准虽参考国际标准制定,但在主要技术内容上存在明显差异;无采标指国家标准未采用国际标准。

⑩网址: https://www.iso.org/open-data.html#iso_techincal_committees。根据该数据,此处的技术委员会含分委员会。

重大选题征文

⑨网址: <https://www.iso.org/member/1794.html>。

⑩ISO/TC 67(International Organization for Standardization Technical Committee 67, 国际标准化组织第67号技术委员会)主要负责石油、石化和天然气工业用材料、设备及海洋结构物的国际标准制定与协调工作,其工作范围涵盖钻井、生产、管道运输、加工以及海上结构物等环节。

⑪网址: <https://www.iso.org/technical-committees.html>。

⑫网址: <https://www.iso.org/news/ref2667.html>。

⑬篇幅所限,图见《管理世界》网络发行版附录中的附图3。

⑭中外文人名(机构名)对照:加莱托维奇(Galetovic);古普塔(Gupta);多科(Dokko);罗森科夫(Rosenkopf);梅利茨(Melitz);马斯克斯(Maskus);克拉赫蒂(Clougherty);格拉耶克(Grajek);陈(Chen);鲍(Bao);安格里斯特(Angrist);皮施克(Pischke);卡梅隆(Cameron);米勒(Miller);王(Wang);杨(Yang);奥利(Olley);帕克斯(Pakes);莱文森(Levinsohn);佩特林(Petrin)。

参考文献

- (1)蔡茂森、朱少杰:《论技术性贸易壁垒的抑制效应与我国出口行业的对策》,《国际贸易问题》,2003年第5期。
- (2)成程、王一出、田轩、张军:《对外开放制度创新、全球创新网络嵌入与中国科技国际影响力》,《管理世界》,2024年第10期。
- (3)董琴:《从制造大国到制造强国:中国标准化战略的新使命与战略调整》,《经济学家》,2022年第1期。
- (4)顾兴全、危浩:《标准国际话语权提升的影响因素——基于扎根理论的多案例探索》,《社会科学家》,2022年第5期。
- (5)李春顶:《技术性贸易壁垒对出口国的经济效应综合分析》,《国际贸易问题》,2005年第7期。
- (6)李春顶:《中国企业“出口——生产率悖论”研究综述》,《世界经济》,2015年第5期。
- (7)刘冰、陈淑梅:《RCEP框架下降低技术性贸易壁垒的经济效应研究——基于GTAP模型的实证分析》,《国际贸易问题》,2014年第6期。
- (8)刘淑春、林汉川:《标准化对中国装备制造“走出去”的影响——基于中国与“一带一路”沿线国家的双边贸易实证》,《国际贸易问题》,2017年第11期。
- (9)刘淑春、林汉川:《我国制造业标准国际化战略对策》,《宏观质量研究》,2020年第6期。
- (10)鲁晓东、连玉君:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》,2012年第2期。
- (11)彭飞、毛德凤:《“营改增”的出口效应和生产率效应——基于行业关联的解释》,《产业经济研究》,2018年第1期。
- (12)戚聿东、张倩琳、于潇宇:《高管海外经历促进技术创新的机理与路径》,《经济学动态》,2023年第2期。
- (13)邵丽丽、孙铮:《风险对冲手段、汇率冲击程度与风险管理效果——来自上市公司出口业务的经验证据》,《会计研究》,2017年第7期。
- (14)宋建波、文雯:《董事的海外背景能促进企业创新吗?》,《中国软科学》,2016年第11期。
- (15)孙龙中、徐松:《技术性贸易壁垒对我国农产品出口的影响与对策》,《国际贸易问题》,2008年第2期。
- (16)铁瑛、刘逸群、黄建忠:《生产率排序、多产品出口试探与出口稳定性》,《经济研究》,2023年第1期。
- (17)王雄元、卜落凡:《国际出口贸易与企业创新——基于“中欧班列”开通的准自然实验研究》,《中国工业经济》,2019年第10期。
- (18)王志明、袁建新:《技术性贸易壁垒的影响及中国的对策》,《世界经济》,2003年第7期。
- (19)肖洋:《西方科技霸权与中国标准国际化——工业革命4.0的视角》,《社会科学》,2017年第7期。
- (20)许咏梅、高启杰:《技术壁垒影响我国茶叶出口的实证分析》,《国际贸易问题》,2006年第5期。
- (21)易靖韬、蔡菲莹:《企业创新与贸易方式转型:知识产权保护 and 贸易自由化的调节作用》,《中国软科学》,2019年第11期。
- (22)张利飞、李秋霞、贺景景:《技术驱动还是市场驱动?——技术标准国际化推广机制研究》,《科学学研究》,2023年第8期。
- (23)祝继高、梁晓琴:《企业标准化建设与成本弹性研究——来自中国A股制造业上市公司的证据》,《经济研究》,2022年第12期。
- (24)Angrist, J. D. and Pischke, J., 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton: Princeton University Press.
- (25)Cameron, A. C. and Miller, D. L., 2015, “A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference”, *Journal of Human Resources*, vol.50 (2), pp.317~372.
- (26)Chen, W. C. and Bao, X., 2023, “Technical Barriers to Trade and China's Exports: Firm-Level Evidence”, *Applied Economics*, vol.55 (17), pp.1919~1938.
- (27)Clougherty, J. A. and Grajek, M., 2014, “International Standards and International Trade: Empirical Evidence From Iso 9000 Diffusion”, *International Journal of Industrial Organization*, vol.36 (1), pp.70~82.
- (28)Dokko, G. and Rosenkopf, L., 2010, “Social Capital for Hire? Mobility of Technical Professionals and Firm Influence in Wireless Standards Committees”, *Organization Science*, vol.21 (3), pp.677~695.
- (29)Galetovic, A. and Gupta, K., 2015, “Royalty Stacking and Standard Essential Patents: Theory and Evidence from the World Mobile Wireless Industry”, Hoover Institution IP² Working Paper, No.15012.
- (30)Levinsohn, J. and Petrin, A., 2003, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *The Review of Economic Studies*, 70 (2), pp.317~341.
- (31)Maskus, K. E., Otsuki, T. and Wilson, J. S., 2013, “Do Foreign Product Standards Matter? Impacts on Costs for Developing Country Exporters”, *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, vol.20 (1), pp.37~57.
- (32)Melitz, M. J., 2003, “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, vol.71 (6), pp.1695~1725.
- (33)Olley, S. and Pakes, A., 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, vol.64 (6), pp.1263~1297.

(下转第108页)

- (42) He, P. and Liu, Z., 2024, "Borrowing like China? A Theory of Guarantee Multipliers", Working Paper.
- (43) Kiyotaki, N. and Moore, J., 1997, "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, vol.105, pp.211~248.
- (44) Merton, R. C., 1995, "A Functional Perspective of Financial Intermediation", *Financial Management*, vol.24, pp.23~41.
- (45) Merton, R. C. and Bodie, Z., 1992, "On the Management of Financial Guarantees", *Financial Management*, vol.21, pp.87~109.
- (46) Shan, C., Tang, D. Y. and Wang, W., 2025, "Outsourcing Bank Loan Screening: The Economics of Third-Party Loan Guarantees", *Journal of Money, Credit and Banking*, Forthcoming.

AAA Guarantee Institutions and High-Quality Development of the Bond Market: Theoretical and Empirical Analysis on Guarantee Supply

Lin Wanfa^a, Lu Jieyi^{a,b}, Liu Yan^c and Song Min^a

(a. Economics and Management School, Wuhan University; b. College of Business, City University of Hong Kong;
c. School of Business, Sun Yat-sen University)

Abstract: In recent years, while China's bond market has been developing rapidly, inefficiencies in resource allocation has emerged. This paper first constructs a bond financing guarantee model to illustrate that the market-oriented guarantee provided by AAA guarantee institutions can improve the allocation efficiency of the bond market through a better risk-sharing mechanism. The extension of the benchmark model further indicates that concentrating resources to establish AAA guarantee institutions at the provincial level can achieve higher bond market allocation efficiency than setting up guarantee institutions separately at the prefectural and municipal levels. Based on the data of urban investment bonds, this paper tests the above theoretical predictions and finds that: (1) AAA guarantee institutions can increase the issuance amount and quantity of urban investment company bonds; (2) Provincial AAA guarantee institutions have promoted the improvement of resource allocation efficiency in the urban investment bond market through better information processing capabilities and project risk assessment. In addition, AAA guarantee institutions further promote local infrastructure investment and economic growth by improving the allocation efficiency of the urban investment bond market, and at the same time help reduce the credit risks of local banks. The research indicates that enhancing the information processing capabilities of guarantee institutions and increasing the supply of high-quality guarantees can improve the resource allocation efficiency of the direct financing system, thereby enabling finance to better promote high-quality economic and social development.

Keywords: AAA guarantee institutions; guarantee supply; information advantage; bond market; high-quality development

=====

(上接第20页)

- (34) Wang, S. and Yang, D., 2025, "Policy Experimentation in China: The Political Economy of Policy Learning", *Journal of Political Economy*, vol.133(7), pp.2180~2228.

International Standards Adoption and Firms' International Market Expansion: Theory and Empirical Evidence from Chinese Listed Companies

Wang Yanyan^a, Wang Xiaosong^a and Hu Mei^b

(a. School of Economics, Renmin University of China; b. School of Economics, University of International Business and Economics)

Abstract: Against the backdrop of profound adjustments in the global economic and trade landscape, alongside China's pursuit of high-standard opening up, enhancing the internationalization of national standards has become a key policy instrument for promoting institutional opening up. However, there remains a lack of systematic empirical evidence on whether and how standards internationalization facilitates firms' expansion into international markets. This paper investigates Chinese listed companies by combining firm-level export data with standardization data from the National Public Service Platform for Standards Information. We construct a measure of the internationalization level of standards based on international standards adoption efficiency, and empirically examine its impact on firms' international market expansion and underlying mechanisms. Our findings reveal that improvements in international standards adoption efficiency significantly promote firms' international market performance, as reflected in higher export intensity, expanded numbers of destination countries and exported products, and increased export market shares. Mechanism analysis shows that standards internationalization enhances firms' outward expansion capacity by lowering the productivity threshold for export participation and increasing the prevalence of firms integrating both domestic and international markets. Heterogeneity analysis indicates that foreign-invested firms, firms with overseas-experienced board members, and technologically advanced firms benefit more from international standards adoption. Moreover, we find a significant complementary effect from firms' active participation in the formulation of mandatory national standards, which amplifies the impact of standards internationalization on export performance. This study contributes to the theoretical understanding of how standards internationalization affects firm-level international expansion and provides micro-level empirical evidence as well as policy implications for using standardization strategies to support national trade development.

Keywords: institutional opening up; standards internationalization; efficiency of international standards adoption; international market expansion; export productivity threshold

International Standards Adoption and Firms' International Market Expansion: Theory and Empirical Evidence from Chinese Listed Companies

Wang Yanyan^a, Wang Xiaosong^a and Hu Mei^b

(a. School of Economics, Renmin University of China, b. School of Economics, University of International Business and Economics)

Summary: This paper investigates the role of institutional opening up in promoting firms' expansion into international markets by analyzing how the internationalization of Chinese standards, as a core component of institutional opening up, influences export behaviors at the firm level. In response to China's national strategy of advancing high-standard opening up and improving the consistency of domestic and international standards, this study constructs an "International Standards Adoption Efficiency Index" to quantitatively assess the alignment between Chinese national standards and international standards across industries.

Building on the Melitz model of heterogeneous firms, the paper develops a theoretical framework to examine how reduced certification costs and lower productivity thresholds induced by standards alignment affect export dynamics. The model incorporates fixed and variable costs of compliance under different certification regimes and simulates the influence of standards harmonization on firm-level market entry decisions. This theoretical foundation is verified by extensive empirical analysis using panel data from 2003 to 2022 covering A-share listed manufacturing firms in China.

The empirical results demonstrate that improvements in international standards adoption efficiency significantly increase the export revenue share of firms, even after accounting for firm fixed effects, regional controls, and potential endogeneity. Specifically, a one standard deviation increase in the efficiency index corresponds to a 1.22 – 1.30 percentage point rise in export revenue ratio. This relationship remains robust across multiple model specifications, alternative measurements, and exclusion of overseas subsidiaries.

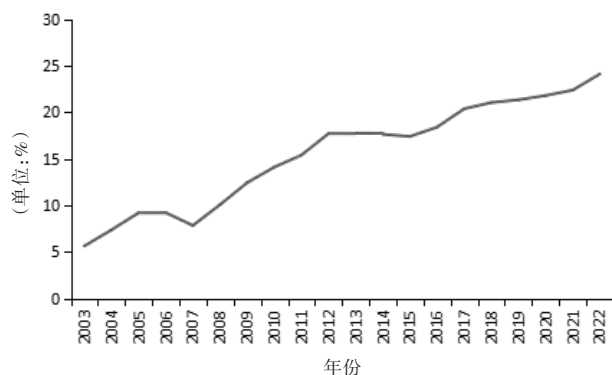
To identify the mechanisms underlying this relationship, the study tests two transmission channels, which are the reduction in industry-level productivity thresholds and the growth in dual trade-oriented firms. Empirical tests support both mechanisms, indicating that standards internationalization not only enhances market access but also promotes structural upgrading of firm trade orientation.

Further heterogeneity analysis reveals that the effects of standards internationalization are more pronounced among firms with foreign ownership, those whose executives have overseas experience, and high-tech enterprises. These firms are better equipped to internalize and implement international standards, thereby gaining a competitive edge in global markets. The results affirm the positive impact of standards policies on export outcomes. Additionally, by extending the definition of market expansion to include export country count, product quantity, and market share, the analysis confirms the broader market-penetration benefits of standards internationalization.

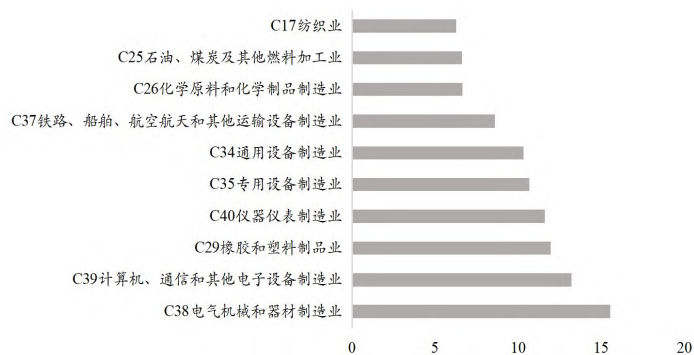
This research contributes to the literature in three key ways. First, it introduces a novel industry-level metric of international standards adoption efficiency that captures both the speed and degree of international standards alignment. Second, it provides empirical validation of the "standards promote trade" hypothesis at the firm level, supplementing macro-level studies with microeconomic evidence. Third, it highlights the strategic importance of standardization policies in facilitating institutional opening up, trade upgrading, and sustainable participation in global value chains.

Keywords: institutional opening up; standards internationalization; efficiency of international standards adoption; international market expansion; export productivity threshold

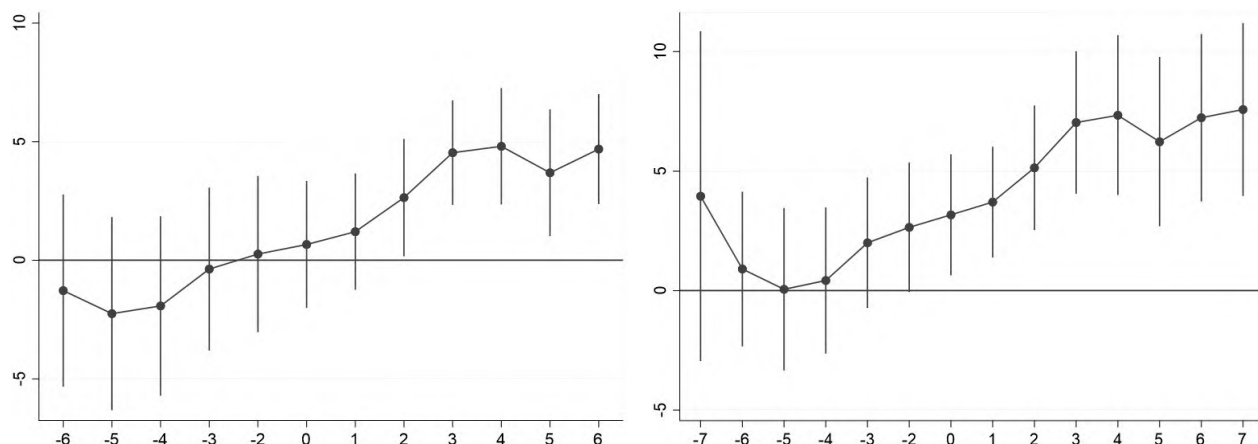
JEL Classification: F13, F14, L15, L25



附图1 2003~2022年样本企业出口收入占比数据
资料来源:作者根据国泰安数据库自制。



附图2 2022年制造业中采用效率前十大行业
资料来源:作者根据文中计算的指标数据自制。



附图3 平行趋势检验结果(图左:前后6期;图右:前后7期)