

标准制定、质量信号与出口增长

崔晓敏 高恺琳 余淼杰*

摘 要：标准是国家基础性制度的重要方面。本文构建了企业参与标准制定与其出口增长的异质性企业模型，并利用 1998-2013 年中国标准数据、规模以上工业企业数据及贸易数据，验证了标准制定对参与者出口增长的影响及其作用机制。研究发现，标准制定对参与者出口增长具有 1-3 年的持续且显著的正面影响，其中当期影响较为突出、参与者较未参与者出口增长平均高出 8.6%。参加标准制定有助于企业释放质量信号，且对不同贸易伙伴、不同产品间存在影响差异。

关键词：标准制定；质量信号；出口增长

* 崔晓敏，中国社会科学院大学国际政治经济学院、中国社会科学院世界经济与政治研究所；高恺琳，对外经济贸易大学国际经济贸易学院；余淼杰，辽宁大学。通信作者及地址：高恺琳，北京市朝阳区惠新东街 10 号，100029；电话：13011288055；E-mail: kailingao@uibe.edu.cn。作者感谢期刊编辑和匿名审稿专家的宝贵意见，同时感谢国家自然科学基金青年项目（72103202、72103042）、国家自然科学基金重大专项（21VMG006）、国家自然科学基金面上项目（72073005）、国家自然科学基金应急课题专项（72341017）、对外经济贸易大学数字贸易科研实验室培育项目的资助。文责自负。

一、引言

党的二十大报告指出，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，是我国构建新发展格局、推动高质量发展的重要方面。其中，标准是经济活动和社会发展的技术支撑，是国家基础性制度的重要方面。尽管我国标准化事业起步相对较晚，但随着经济实力增强，我国标准制定能力快速提升。根据全国标准信息公共服务平台，1998-2018年我国各类标准发布总量以年均10%左右的增速快速上涨，并经历了从国家和行业标准主导到国家、行业、地方及其他四类标准均衡发展的转变。^①我国标准不仅推动国内统一大市场建设，部分标准还在对外贸易与投资中加速推进，对提升我国企业国际竞争力具有重要意义。然而，鲜有文献研究参与标准制定如何影响企业出口、国内标准建设如何影响企业的国际竞争力。本文通过探讨标准建设对企业出口的理论及实证影响，弥补文献在上述问题上的研究缺失，为我国稳步扩大制度型开放提供政策参考。

本文将企业的标准制定行为引入以 Melitz (2003) 为代表的异质性企业模型，刻画了参与标准制定对企业出口行为的影响。在实践中，国家或行业标准制定参与经历往往是企业宣传产品质量的重要素材。^②因此，在模型中，本文将标准视为重要的质量信号，帮助企业克服出口市场中的质量信息不对称问题。同时，本文采用全国标准信息公共服务平台披露的各类标准信息、规模以上工业企业数据、企业交易层面贸易数据等微观数据，检验理论预测。研究发现：标准制定对参与者出口增长具有 1-3 年的持续且显著的正面影响，且当期影响最为突出；参加标准制定具有质量信号作用，更高质量的企业将参与标准制定；标准制定对参与者出口增长的促进作用，在发展中经济体及相似背景贸易伙伴、差异化产品和技术密集型产品组别效果更为显著。

本文的研究主要与出口增长的决定因素、标准制定的经济影响、质量信号的作用这三支文献相关。其中，关于出口增长的决定因素文献中已有较多讨论，包括技术进步与生产率提升 (Eaton and Kortum, 2002; Melitz, 2003)、资源积累、金融发展程度 (Manova, 2013)、司法质量水平 (Nunn, 2007)、贸易自由化 (Baier and Bergstrand, 2001)、运输成本下降 (Donaldson, 2018)、垂直专业化 (Yi, 2003) 等因素。

关于标准制定的经济影响的文献主要研究了标准对质量、创新、成本、市场结构及国际贸易的影响。在质量与创新方面，Leland (1979) 和 Ronnen (1991) 发现最低质量标准有助于解决信息不对称造成的质量恶化问题；Farrell and Saloner (1985) 发现在信息不对称的情况下，标准的创新升级可能面临惰性；Zhang et al. (2020) 发现参与标准制定对上市企业创新有积极影响。在成本方面，祝继高和梁晓琴 (2022) 探讨了企业的标准化建设对其成本弹性的影响。在市场结构方面，Katz and Shapiro (1985) 分析了存在消费外部性时的市场均衡和企业的标准兼容性选择。在国际贸易方面，进口国围绕产品标准形成的非关税壁垒将抑制他国企业出口 (Fontagné et al., 2015; Fernandes et al., 2019)，而一国国内行业层面标准数量与本行业出口呈现正向关系 (Swann et al., 1996)，同时国家间标准协调也对贸易具有正面影响 (Portugal-Perez et al., 2010; Disdier et al., 2015; Schmidt and Steingress, 2022)。其中，Schmidt and Steingress (2022) 将标准制定作为产品质量水平的信号，并研究了进口国与出口国之间的标准协调对国际贸易的影响。

质量信号方面文献主要关注质量信号的类型与影响。信息不对称在交易中广泛存在，

^① 因篇幅所限，我国标准体系介绍详见附录 I。

^② 如海南亚洲制药股份有限公司“快克”牌复方氨酚烷胺胶囊在其京东产品宣传页中明确注明其是“复方氨酚烷胺胶囊”国家药品标准的起草者。格力、海尔、宁德时代等均在其中文或英文网页上发布企业的相关标准制定行为。此外，专门有英文网站 <https://www.chinesestandard.net> 披露中国标准的信息，这些表明企业参与标准制定具有正面宣传效果和国际影响力。

也是信息经济学研究的核心。产品质量是消费者的重要考量指标（Feenstra and Romalis, 2014），在经验产品的销售中，消费者难以在事前观察到产品质量，对于信任产品甚至事后消费者都难以评估质量。^①释放信号是克服信息不对称的重要方式（Spence, 1973；Kirmani and Rao, 2000）。质量信号的类型多样，如产品价格（Bagwell and Riordan, 1991）、退货担保（Moorthy and Srinivasan, 1995）、获得标准或认证（Jin and Leslie, 2003；Terlaak and King, 2006；Macedoni, 2022）、企业线下与线上经营年限（Zhao, 2018；Gao and Yu, 2023）等。参与标准制定意味着企业在相关领域的产品性能或技术水平得到了政府、标准化技术委员会以及其他企业等利益相关方的认可（崔维军等, 2022），缓解了消费者面临的信息不对称问题，释放了正面的质量信号（Curran, 2003）。

总体而言，本文的研究贡献主要体现在以下三个方面。第一，本文填补了文献中关于企业参与标准制定对其出口竞争力影响方面的研究缺失，并为出口增长的影响因素提供了新视角。以往研究主要采用行业或国家层面数据，企业层面标准制定行为的研究较少。尽管信息不对称方面的微观理论研究关注了企业在产品规制兼容性上的选择，但该类研究多为理论分析、缺乏微观经验数据支持，同时也并未涉及国内标准制定对国际竞争力的影响。第二，以往文献中关于产品标准的实证研究，主要关注技术性贸易壁垒等非关税贸易措施、或者国家间产品标准协调的影响，缺乏产品生产规制和技术规范类国内标准对国际贸易影响的研究，特别是缺乏来自中国的实证研究。第三，本文从理论和实证两个方面首次验证了企业参与标准制定影响其出口竞争力的作用机制。本文将信号传递模型引入国际贸易异质性企业框架，构建了企业参与标准制定影响其出口增长的理论模型，并使用实证数据验证了参与标准制定通过质量信号促进国际贸易的作用机制，以及参与标准制定在不同产品和不同目的地的差异化影响。

二、理论模型

本文将信号传递模型引入国际贸易异质性企业框架（Melitz, 2003）中，并参考Macedoni（2022）、Macedoni and Weinbergerb（2022）、Gao and Yu（2023）等文献以质量水平表征企业异质性，进而构建了企业标准参与选择与出口行为的理论模型。该模型假设消费者偏好更高质量的产品，但消费者和生产者对产品质量存在不对称信息，生产者可通过参与标准制定向消费者发送关于产品质量的信号，进而影响消费者对市场上产品质量分布的预期。

（一）需求侧

完全信息下，代表性消费者对于不同种类产品的偏好满足常数替代弹性（CES）效用函数的形式（Khandelwal et al., 2013；Fan et al., 2015）：

$$U = \left[\iint \left((z_{c\omega})^\gamma q_{c\omega} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega dc \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}},$$

其中， $z_{c\omega}$ 和 $q_{c\omega}$ 分别表示来自国家 c 的品种 ω 的产品质量和数量。 γ ($\gamma > 1$) 刻画消费者对质量的偏好程度，文献中通常也将 $(z_{c\omega})^\gamma$ 看作代表性消费者对于质量水平赋予的需求面参数（demand shifter）。 σ ($\sigma > 1$) 刻画不同品种间的需求替代弹性。

在信息不对称情况下，消费者能够观测到产品的来源地、但不能观测到产品的质量水

^① 在产业组织文献中，经验产品（Experience Goods）指购买后消费者在使用过程中进行质量评估的产品，如餐饮服务、电脑系统等。信任产品（Credence Goods）指消费者使用后也难以确定质量的产品，如医疗等专业服务。

平，能够根据不同国家产品参与标准制定的情况形成对该国有标准产品与无标准产品的质量分布预期，进而依据预期的平均质量水平赋予质量的需求面参数（Akerlof, 1970）。参考 Macedoni（2022），信息不对称下，代表性消费者的事前效用函数为：

$$U = \left[\iint E \left(\left(z_{c\omega} \right)^{\frac{\gamma(\sigma-1)}{\sigma}} \middle| s_{c\omega} \right) \left(q_{c\omega} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega dc \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}},$$

其中， $s_{c\omega}$ 表示来自国家 c 的品种 ω 的标准状态， $s_{c\omega}=1$ 表示参与标准， $s_{c\omega}=0$ 则表示没有参与标准。消费者所在国家的质量标准状态以 $s_{d\omega}$ 表示。由于存在信息不对称问题，消费者对质量的偏好程度取决于所消费产品的国家标准水平（记作 $S_{c\omega}$ ）与本国标准水平（记作 $S_{d\omega}$ ）的差异，即 $\gamma=f(S_{c\omega}/S_{d\omega})$ 。当消费者观测到来自国家 c 的品种 ω 参与的质量标准相对本国标准越高时，将赋予来自国家 c 的品种 ω 越高的质量偏好溢价，即 γ 为 $S_{c\omega}/S_{d\omega}$ 的单调增函数。当产品没有参与任何标准时，令 $S_{c\omega}/S_{d\omega}=0$ ， $f(0) \geq 0$ 。此时，消费者基于各国产品的标准状态形成的平均质量预期为：

$$\bar{E}_{cs} \equiv E \left(\left(z_{c\omega} \right)^{\frac{\gamma(\sigma-1)}{\sigma}} \middle| s_{c\omega} \right) = \int \left(z_{c\omega} \right)^{\frac{\gamma(\sigma-1)}{\sigma}} g(z_{c\omega} | s_{c\omega}) dz_{c\omega}, \quad (1)$$

$g(z_{c\omega} | s_{c\omega})$ 表示给定标准状态后的质量密度分布函数。消费者对来自国家 c 的品种 ω 依据标准状态赋予两种质量需求参数，即有标准的质量需求参数 $\bar{E}_{c1} \equiv E \left(\left(z_{c\omega} \right)^{\frac{\gamma(\sigma-1)}{\sigma}} \middle| s_{c\omega} = 1 \right)$ 与没有

标准的质量需求参数 $\bar{E}_{c0} \equiv E \left(\left(z_{c\omega} \right)^{\frac{\gamma(\sigma-1)}{\sigma}} \middle| s_{c\omega} = 0 \right)$ 。

假设代表性消费者用于消费的支出为 A ，则其消费的预算约束为： $\iint p_{c\omega} q_{c\omega} d\omega dc \leq A$ 。

由效用最大化可得代表性消费者对不同品种的需求函数： $q_{c\omega} = AP^{\sigma-1} (p_{c\omega})^{-\sigma} (\bar{E}_{cs})^{\sigma}$ 。其中，

$$P = \left[\iint (p_{c\omega})^{1-\sigma} (\bar{E}_{cs})^{\sigma} d\omega dc \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}.$$

（二）供给侧

各国企业供给关系基本类似，为简化表达略去国家和品种下标。假设企业首先支付进入成本 f_E ，然后从密度函数为 $g(z)$ 、累计分布函数为 $G(z)$ 的随机分布上抽取质量水平 z ， $z \in (\underline{z}, \bar{z})$ ；在得知质量水平 z 后，企业决定是否投入生产，且每个企业只生产一个品种 ω ，如果生产则产生固定成本 f_D 与可变成本。每生产一单位产品需要 ϕ 单位劳动，假定劳动力工资为 w ，则内销企业生产的边际成本为 $w\phi$ 。如果企业出口其还面临出口的固定成本 f_X 和冰山成本 τ ，则出口企业生产的边际成本为 $\tau w\phi$ 。考虑到市场存在信息不对称，生产者可通过参与标准制定向消费者部分释放产品质量的信号。参与标准制定需要支付一定成本，体现为制定标准所需的前期调研、投资、试验等成本，且更高质量的厂商所需的成本更小，假设质量水平为 z 的企业参与标准制定实际支付的成本为 F/z 。^①与需求侧类似，用虚拟变量 s 表示企业是否参与标准制定，参与标准制定则 $s=1$ ，反之 $s=0$ 。为区分国内和国外相应变

^① “高质量企业参与制定标准的成本更低”这一假设来自信号传递文献的经典假设（Spence, 1973; Stiglitz, 2002），即分离条件或斯宾塞—莫里斯条件，该条件是质量信号传递、分离均衡存在的一个关键假设。在实践中，制定标准涉及标准起草与技术审查、公共沟通等复杂流程，需要研究测试、人力资源、沟通交流等大量投入，高质量企业的相对成本优势更大。

量，用*标记国外变量。

质量水平为 z 的企业内销或出口获得的收入减去国内生产或出口的固定成本为：

$$\pi_D = (p - w\phi)q - f_D, \quad \pi_X = (p - \tau w\phi)q - f_X. \quad (2)$$

此外，企业如果参与标准制定还需支付成本 $\frac{F}{z} \times s$ ，同时出口和内销的企业仅需支付一次参与标准制定的成本。由于参与标准制定的成本不影响企业的最优定价决策，因此下文在加总国内外市场的利润时再合并扣除释放质量信号的成本。参考 Melitz (2003)，企业在国内市场与海外市场独立定价，将需求函数代入相应利润函数表达式，由利润最大化可得企业在国内和国外市场的最优定价策略： $p_D = \frac{\sigma}{\sigma-1} w\phi$ ， $p_X = \frac{\sigma}{\sigma-1} \tau w\phi$ 。

将企业的最优定价策略和需求函数代入式 (2)，可得企业在国内和国外市场获得的、未合并扣除参与标准制定成本之前的利润：

$$\pi_D = \frac{1}{\sigma-1} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{-\sigma} (w\phi)^{1-\sigma} A P^{\sigma-1} (\bar{E}_s)^\sigma - f_D,$$

$$\pi_X = \frac{1}{\sigma-1} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{-\sigma} (\tau w\phi)^{1-\sigma} A^* (P^*)^{\sigma-1} (\bar{E}_s^*)^\sigma - f_X,$$

其中， \bar{E}_s 表示本国代表性消费者对本国标准状态为 s 的企业赋予的质量需求参数， \bar{E}_s^* 表示

外国相应变量。为简化表达，令 $D = \frac{1}{\sigma-1} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{-\sigma} (w\phi)^{1-\sigma} A P^{\sigma-1}$ ，

$D^* = \frac{1}{\sigma-1} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{-\sigma} (\tau w\phi)^{1-\sigma} A^* (P^*)^{\sigma-1}$ ，则质量水平为 z 的企业如参与生产并服务国内外两个市场、其在国内和国外市场获取的总利润^①可表示为：

$$\pi_{D+X} = D(\bar{E}_s)^\sigma - f_D + D^*(\bar{E}_s^*)^\sigma - f_X - \frac{F}{z} s. \quad (3)$$

企业参与标准制定需满足激励相容条件：当企业参与标准制定获取的利润大于不参与标准制定获取的利润时，其才有动机参与标准制定。也即 $\pi_{D+X|s=1} > \pi_{D+X|s=0}$ 。进一步代入 (3) 式，可得企业参与标准制定的激励相容条件为：

$$D(\bar{E}_1)^\sigma + D^*(\bar{E}_1^*)^\sigma - \frac{F}{z} > D(\bar{E}_0)^\sigma + D^*(\bar{E}_0^*)^\sigma,$$

由此，企业参与标准制定的产品质量门槛 $\hat{z} = \frac{F}{D[(\bar{E}_1)^\sigma - (\bar{E}_0)^\sigma] + D^*[(\bar{E}_1^*)^\sigma - (\bar{E}_0^*)^\sigma]}$ 。假设

z 在 (\underline{z}, \bar{z}) 上分布且 F 满足适宜取值^②使得 $\underline{z} \leq \hat{z} \leq \bar{z}$ 时，对于同时服务国内和国外两个市场的企业，当 $z \in (\underline{z}, \hat{z}]$ 时企业不参与制定标准，而当 $z \in (\hat{z}, \bar{z})$ 时企业参与制定标准。由此，可得到以下命题：

命题 1：参与标准制定具有传递质量信号的作用，更高质量的企业将参与标准制定。

均衡状态下，消费者通过企业实际参与标准制定的选择形成对质量的预期，进而得到

① 企业在国内和国外市场所能获得的利润是其质量水平 z 和标准状态 s 的分段函数，且当企业不在特定市场销售时、在相应市场获得的利润为 0。

② 取值范围推导详见附录 VI。

理性预期均衡，未参与和参与标准制定的企业面临的消费者质量预期分别为

$$\bar{E}_{c0} = \int_{\underline{z}}^{\bar{z}} (z_{c\omega})^{\frac{\gamma(\sigma-1)}{\sigma}} g(z|s=0) dz \text{ 和 } \bar{E}_{c1} = \int_{\underline{z}}^{\bar{z}} (z_{c\omega})^{\frac{\gamma(\sigma-1)}{\sigma}} g(z|s=1) dz, \text{ 且 } \bar{E}_{c1} > \bar{E}_{c0},$$

表明参加标准制定的产品质量平均而言高于没有参加标准制定的产品质量，因此参加标准制定帮助企业传递质量信号。

零利润条件和自由进入条件决定均衡下不同市场、不同标准状态的临界质量水平。其中，零利润条件表示质量水平处于临界处的企业获得零利润。自由进入条件则意味企业在进入时预期能获得的利润为零，即： $\int_{\underline{z}}^{\bar{z}} \pi_{D+X}(z,s)g(z)dz = 0$ 。^①

(三) 参与标准制定与出口表现

本节探讨参与标准制定对企业出口增速的影响。由式(3)，企业不参与和参与标准制定时的出口额分别为 $\sigma D^*(\bar{E}_0)^\sigma$ 和 $\sigma D^*(\bar{E}_1)^\sigma$ ，由此参与标准制定后的出口增速 gr 为：

$$gr = \frac{\sigma D^*(\bar{E}_1)^\sigma - \sigma D^*(\bar{E}_0)^\sigma}{\sigma D^*(\bar{E}_0)^\sigma} = \left(\frac{\bar{E}_1}{\bar{E}_0} \right)^\sigma - 1 > 0.$$

均衡状态下不参与标准制定的企业出口增速在此模型中简化为零，因此参与标准制定将有助于企业出口增速提升。即使考虑企业出口存在自然增速，本文模型的预期结论依然成立。由此，得到如下命题：

命题 2：参与标准制定有助于企业提升出口增速，即参与标准制定企业出口增速大于未参与企业的出口增速。

根据模型，信息不对称情况下，消费者对质量的偏好程度取决于所消费的产品标准与本国产品标准的差异，这意味参与标准制定对企业出口增速影响存在目的国异质性。目前，我国的标准化事业相对落后于发达经济体，而相对领先于多数发展中经济体。同时，国内标准在美欧等发达经济体接受程度有限，而在标准水平低于我国或对我国体制及文化认同度高的国家拥有一定影响力。假设国家 $c1$ 的标准水平低于我国，国家 $c2$ 的标准水平高于我国，则中国企业参与标准制定后出口到国家 $c1$ 和 $c2$ 的出口增速分别为：

$$gr_{c1} = \left(\frac{\bar{E}_1^{c1}}{\bar{E}_0^{c1}} \right)^\sigma - 1, \quad gr_{c2} = \left(\frac{\bar{E}_1^{c2}}{\bar{E}_0^{c2}} \right)^\sigma - 1.$$

由于 $\sigma > 1$ ， gr_{c1} 和 gr_{c2} 的相对大小取决于 $\bar{E}_1^{c1}/\bar{E}_0^{c1}$ 与 $\bar{E}_1^{c2}/\bar{E}_0^{c2}$ 的相对大小。根据公式

(1)，不同国家代表性消费者对中国产品的期望质量需求参数取决于给定标准状态下的质量密度分布函数 $g(z_{c\omega}|s_{c\omega})$ 与目的地消费者对中国产品的质量偏好 $\gamma=f(S_{c\omega}/S_{d\omega})$ 。在出口成本和参与标准制定的成本相同时，不同目的国市场中的中国产品的质量密度分布函数均相同。当企业不参与标准制定时， $S_{c\omega}/S_{d\omega}$ 取值为 0，此时不同目的国市场对中国无标准产品的质量偏好相同，即 $\bar{E}_0^{c1} = \bar{E}_0^{c2}$ 。因此， gr_{c1} 和 gr_{c2} 的相对大小正比于 \bar{E}_1^{c1} 与 \bar{E}_1^{c2} 的相对大小。由于中国的标准高于国家 $c1$ 、低于国家 $c2$ ，因此国家 $c1$ 的代表性消费者赋予中国产品的质量需求参数高于国家 $c2$ 的代表性消费者赋予中国产品的质量需求参数，即：

^① 此处用 $\pi_{D+X}(z,s)$ 概括性地表示质量水平为 z 、标准状态为 s 的企业在国内和国外市场的总利润。

$\gamma_1=f(S_{c\omega}/S_{c1\omega})>\gamma_2=f(S_{c\omega}/S_{c2\omega})$ 。

将公式 (1) 对 γ 求偏导, 可得:

$$\frac{\partial E\left(\left(z_{c\omega}\right)^{\frac{\gamma(\sigma-1)}{\sigma}} \middle| s_{c\omega}\right)}{\partial \gamma} = \int \frac{\sigma-1}{\sigma} \left(z_{c\omega}\right)^{\frac{\gamma(\sigma-1)}{\sigma}} \ln z_{c\omega} g\left(z_{c\omega} \middle| s_{c\omega}\right) dz_{c\omega} > 0.$$

即 γ 越大消费者赋予的质量需求参数也越大, 因此 $\bar{E}_1^{c1} > \bar{E}_1^{c2}$ 、 $gr_{c1} > gr_{c2}$ 。故得到如下命题:

命题 3: 参与标准制定对本国企业向低标准目的国市场出口增速的促进作用大于其对本国企业向高标准目的国市场出口增速的促进作用。

不同产品生产过程的复杂程度不同, 规范生产对标准的依赖程度也存在差异。通常, 差异化程度越大、技术密集度越高的产品, 生产过程越复杂, 越需要制定标准以实现生产的规范化, 保障产品质量。同时, 相较于同质性产品而言, 异质性产品的质量差异更大、观测难度更高、生产过程也更加复杂 (Rauch, 1999), 消费者和生产者之间的信息不对称也更为严重。因此, 对于异质性产品生产者而言, 是否参与标准制定对其出口行为具有显著影响。相反, 对于同质性产品, 消费者与生产者间不存在信息不对称或者信息不对称程度较小, 参与标准制定对企业释放质量信号的作用有限。由此, 得到如下命题:

命题 4: 标准制定对参与者出口增长的促进作用具有产品异质性, 对差异化产品出口增长具有显著的正面影响, 而对非差异化产品的出口增长影响不显著。

三、实证策略与数据处理

(一) 实证策略

考虑到选择性偏差以及多次参与标准制定对回归结果的影响, 本文借鉴 Eppinger (2019) 等文献方法, 采用匹配法和倍差法相结合的估计方法 (即 PSM-DID), 估计首次参与标准制定对企业出口规模增长的影响。该方法试图估计首次参加标准制定的企业 (处理组) t 期相对其 $t-1$ 期未参加标准制定时的出口规模变化, 与假设处理组企业未参加标准制定时 t 期相对其 $t-1$ 期出口规模变化的差异, 也即参与者平均处理效应 (简称 ATT):

$$E\left\{\left(\ln y_{it}^1 - \ln y_{it-1}^1\right) - \left(\ln y_{it}^0 - \ln y_{it-1}^0\right) \middle| O_{it} = 1\right\} = E\left\{\Delta \ln y_{it}^1 \middle| O_{it} = 1\right\} - E\left\{\Delta \ln y_{it}^0 \middle| O_{it} = 1\right\},$$

其中, $\ln y_{it}$ 表示企业 i 在 t 期的出口额对数, $\Delta \ln y_{it}$ 表示出口额的对数差分, 近似于企业 i 在 t 期的出口增速^①。 O_{it} 表示初次参与标准制定虚拟变量, 当企业 i 在 t 年发布的标准中担任起草单位且该条标准为企业首次参与标准制定时取 1, 当企业 i 在 t 期及之前均未参与标准制定时取 0, 而非初次参与标准制定则记为缺失值。 $\Delta \ln y_{it}^1 \middle| O_{it} = 1$ 表示 t 期参与标准制定的企业 i 相对其 $t-1$ 期出口规模对数变化, 即处理组真实情形; $\Delta \ln y_{it}^0 \middle| O_{it} = 1$ 表示处理组企业如果没有参与标准制定时 t 期相对 $t-1$ 期出口规模对数变化, 即反事实情形。

为得到参与者处理效应的无偏估计, 本文参考文献一般做法, 通过倾向得分匹配 (PSM) 法筛选满足平行趋势条件的处理组和对照组。PSM 方法通过估计企业是否参与标准制定的选择方程, 为处理组企业选择临近的对照组。具体而言, 参考国家相关规定, 企业参与标准制定需在市场势力、技术水平及标准制定上具备一定实力。^②因此, 本文选取出口交货值、资本劳动比、劳动生产率、杠杆率等滞后一期变量 \mathbf{X}_{it-1}^1 以及所有制类型等当期

① 为简化表述, 无特别说明, 下文出口增速的对应测度均为出口额的对数差分。

② 详见附录II。

特征变量 \mathbf{x}_i^2 作为企业能否参与标准制定的决策变量。此外，本文参考 De Loecker (2007) 控制年份和行业虚拟变量，以控制加总层面需求和供给冲击对标准参与决定的影响。企业参与标准制定的决策方程通过 Logit 模型刻画：

$$\Pr(O_{it} = 1) = \Phi \left\{ h(\mathbf{X}_{i,t-1}^1, \mathbf{X}_{it}^2, \varepsilon_{it}, \lambda_t) \right\}.$$

由此得到企业是否参与标准制定的拟合概率（也即匹配得分），并为参与标准制定的处理组企业筛选与之得分接近的未参与标准制定企业作为对照组。用 $C(i)$ 表示企业 i 对照组企业 j 的集合， N 表示样本期间处理组企业的个数。 w_{ij} 表示企业 i 对照组企业的加权重。本文通过逐期匹配结果构成新的面板数据，计算处理组结果变量与其所有对照组出口金额对数差分加权平均值的差值，估计样本参与者平均处理效应 β_{att} ，即：

$$\beta_{att} = \frac{1}{N} \sum_t \sum_i \left(\Delta \ln y_{it}^1 - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} \Delta \ln y_{jt}^0 \right).$$

（二）数据处理

本文利用锐思（RESSET）标准数据库搜集了全国标准信息公共服务平台^①的国内标准信息。锐思标准数据库覆盖了 1958 年以来全国发布并实施的各类标准信息，每条标准披露标准编号、标准名称、标准范围、发布日期、实施日期、标准分类号、主管部门、起草单位等详细信息。考虑到标准发布后的信号作用，本文以发布日期识别企业初次参与标准制定的时间。同时，本文根据起草单位信息，识别参与标准制定的主体名称，并剔除国家机关及其下属事业单位以及名称中包含“研究所”、“中心”、“研究院”、“大学”、“协会”、“管理局”、“检疫站”、“委员会”等字样的非企业起草主体。由此得到 1958-2013 年，11104 家企业参与的 16331 条标准制定信息。此外，本文还依据起草单位名称将锐思标准数据库与 1998-2013 年规模以上工业企业数据以及海关企业交易层面贸易数据进行匹配，由此获得企业层面特征变量。匹配细节详见附录 III。

根据《国家标准制定程序的阶段划分及代码》，国家标准制定需经过立项、起草、征求意见、审查、批准、出版等多个阶段，完成所有程序通常需要一定时间，故标准制定者遴选应在标准发布年份之前。同时，参与标准制定的企业还需要在技术水平、标准化人才、标准化工作基础和经验等方面具备起草实力。因此，本文在讨论标准制定参与者选择决策时，主要考虑滞后一期的出口交货值、资本劳动比、劳动生产率、杠杆率以及当期的所有制类型等协变量。其中，出口额对数差分由规模以上工业企业数据中的出口交货值得到。资本劳动比等于固定资产合计与从业人数之比。由于 2008 年后工业增加值数据缺失，劳动生产率采用工业总产值与从业人数之比。杠杆率等于资产合计与负债合计之比。企业所有制类型根据登记注册类型变量进行识别，包括国有、集体、法人、私营、外资、港澳台及其他六类，实证回归时以国有、集体及其他企业为对照。关键变量的描述性统计详见表 1。

表 1 1998-2013 年关键变量的描述性统计

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------|-----------|------|------|------|-------|
| ln(出口交货值) | 987,601 | 9.51 | 1.82 | 4.17 | 13.74 |
| ln(资本劳动比) | 4,110,899 | 3.78 | 1.42 | 0.00 | 7.47 |
| ln(劳动生产率) | 4,133,085 | 5.52 | 1.20 | 2.29 | 8.62 |
| 杠杆率 | 4,181,497 | 3.65 | 7.27 | 0.18 | 56.14 |
| 国有企业虚拟变量 | 4,234,417 | 0.09 | 0.28 | 0.00 | 1.00 |

① 全国标准信息公共服务平台，<https://std.samr.gov.cn/>。

| | | | | | |
|-----------|-----------|------|------|------|------|
| 集体企业虚拟变量 | 4,234,417 | 0.08 | 0.26 | 0.00 | 1.00 |
| 法人企业虚拟变量 | 4,234,417 | 0.05 | 0.22 | 0.00 | 1.00 |
| 私营企业虚拟变量 | 4,234,417 | 0.44 | 0.50 | 0.00 | 1.00 |
| 外资企业虚拟变量 | 4,234,417 | 0.10 | 0.29 | 0.00 | 1.00 |
| 港澳台企业虚拟变量 | 4,234,417 | 0.09 | 0.29 | 0.00 | 1.00 |

注：为剔除异常值，对连续变量进行上下 1%缩尾。

为确保估计效果，文章还检验了匹配后样本是否满足平衡性和共同支撑假设。由表 2，匹配前处理组与对照组存在显著差异，经过倾向得分差距在 0.001 以内的半径匹配后，处理组与对照组在前述企业层面特征变量上的均值差异大幅下降，且在统计上均不显著。此外，匹配后绝对偏差中位数较匹配前取值下降 97.9%，匹配后伪 R^2 仅为 0.001 意味匹配后协变量对企业是否参与标准制定预测力非常小。上述统计量均表明，经过匹配处理组和对照组在事前趋势上不存在显著差异，可认为此时处理组和对照组是否参与标准制定与企业的事前特征无关。此外，由于微观数据中企业众多，匹配后样本也满足共同支撑假设。

表 2 倾向得分匹配的平衡性检验

| 变量 | 匹配前均值 | | 匹配前 差值 | 匹配后均值 | | 匹配后 差值 |
|-----------------|--------|-------|-----------|--------|--------|-----------|
| | 处理组 | 对照组 | | 处理组 | 对照组 | |
| ln(出口交货值)1 期滞后项 | 10.459 | 9.839 | 0.620*** | 10.459 | 10.449 | 0.010 |
| ln(资本劳动比)1 期滞后项 | 4.591 | 3.759 | 0.832*** | 4.591 | 4.578 | 0.013 |
| ln(劳动生产率)1 期滞后项 | 6.225 | 5.572 | 0.654*** | 6.225 | 6.222 | 0.003 |
| 杠杆率 1 期滞后项 | 2.262 | 3.035 | -0.774*** | 2.262 | 2.275 | -0.014 |
| 法人企业虚拟变量 | 0.185 | 0.042 | 0.143*** | 0.185 | 0.172 | 0.013 |
| 私营企业虚拟变量 | 0.230 | 0.289 | -0.059*** | 0.230 | 0.236 | -0.005 |
| 外资企业虚拟变量 | 0.173 | 0.282 | -0.109*** | 0.173 | 0.174 | -0.001 |
| 港澳台企业虚拟变量 | 0.122 | 0.231 | -0.109*** | 0.122 | 0.122 | 0.001 |

平行趋势检验统计量： 匹配后 MABR 为 0.980，匹配后伪 R^2 为 0.001。

注：MABR 表示匹配后绝对偏差中位数下降比例，匹配后伪 R^2 为反映匹配后 Logit 模型拟合水平的指标。*、**、***分别表示 10%、5%和 1%水平上显著。

四、实证结果与机制分析

（一）基准结果

表 3 汇报了参与标准制定对企业出口增长影响的基准分析结果，验证理论模型中命题 2 的推断。列（1）汇报了控制协变量、时间和行业^①层面固定效应后的最小二乘估计量（OLS）。初次参与标准制定虚拟变量回归系数在 1%水平上显著为正，表明参与标准制定对企业出口增长具有显著正向作用。列（2）进一步控制企业层面固定效应（FE），结果依旧稳健，初次参与标准制定虚拟变量的回归系数略有增加。列（1）和列（2）回归方程式中均控制了因变量的滞后项，故列（3）在列（2）基础上进一步考虑动态面板下的广义矩估计量（GMM），结果依旧稳健。为控制企业自选择效应的干扰，列（4）和（5）分别汇

^① 无特别说明，文中行业指 2 分位国民经济行业分类（简称 CIC 分类）。

报了分两步 PSM-DID 方法^①和基于 Eppinger (2019) PSM-DID^②的估计结果, 结果均表明参与标准制定显著提升了企业的出口增长速度, 且列 (5) 中估计系数略小于列 (4) 中估计系数。可能原因是: Eppinger (2019) 通过对数差分消除了企业层面固定效应的干扰, 同时基于匹配结果直接计算单个参与者平均处理效应后再加总、平均, 能更好地反映个体变化差异。因此, 本文以 Eppinger (2019) PSM-DID 估计量为基准结果, 初次参与标准制定后企业的出口额增长较未参与标准制定企业平均高出 8.6%。

表 3 基准结果

| 因变量 | ln(出口额) | | | $\Delta\ln(\text{出口额})$ | |
|----------------------|---------------------|---------------------|-------------------|-------------------------|---------------------|
| | 行业-时间 | 企业-行业 | 差分 | 分两步 | Eppinger (2019) |
| | FE | -时间 FE | GMM | PSM-DID | PSM-DID |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 初次参与标准制定虚拟变量 | 0.103*** (0.022) | 0.120*** (0.024) | 0.045* (0.026) | 0.092*** (0.024) | 0.086*** (0.023) |
| 企业层面特征变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 企业固定效应 | 否 | 是 | — | 是 | — |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 650,393 | 650,393 | 358,245 | 492,170 | 429,067 |
| Total R ² | 0.720 | 0.849 | — | 0.862 | — |

注: FE、GMM、PSM-DID 分别表示固定效应、动态面板广义矩估计、倾向得分匹配+倍差法估计。列 (4) 和 (5) 中对照组选择基于半径匹配且倾向得分差距在 0.001 以内。除列 (5) 括号中为 bootstrap 标准误外, 其他括号中均为异方差稳健标准误。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

(二) 标准制定对参与者出口增长影响的持续性

表 4 进一步讨论标准制定对参与者出口增长影响的持续性。参考 De Loecker (2007), 本文考虑相对 $t-1$ 期的出口规模增长和 t 期参加标准制定以来累计出口规模增长两种情况。由表 4, 在参加标准制定后的 1-3 年, 处理组企业的出口规模增长均显著高于对照组企业, 且连续在位时间越长企业从参与标准制定中获取的累计出口增长收益越大。具体而言, 初次参与标准制定的企业将在随后的 2 (3) 年较未参与标准制定的企业出口增速累计高出 9.0% (10.5%), 高于参加标准制定后第 1 年 (即当期) 的相对出口增长收益 (8.6%)。这表明标准制定对参与者出口增长具有 1-3 年的持续且显著的正面影响, 且当期影响较为突出。在参加标准制定后 4-5 年, 参加标准制定效应逐步减小, 长期连续在位企业数量明显下降, 处理效应显著性下降或并不显著。

表 4 标准制定对参与者出口增长影响的持续性

| 时期 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| (a) 结果变量: 出口增速: 与参加标准前相比 | | | | | |
| β_{att} | 0.086*** (0.023) | 0.092*** (0.030) | 0.072** (0.034) | 0.073* (0.041) | 0.106** (0.047) |
| 处理组数目 | 2,045 | 1,479 | 1,220 | 890 | 773 |
| 对照组数目 | 427,022 | 302,816 | 235,933 | 183,587 | 146,333 |

① 参考岳云嵩和李兵 (2018) 等文献, 利用逐期匹配结果中处理组和对照组的事前和事后时期样本点构成新的面板数据, 然后对出口额对数水平值进行经典的倍差法估计。

② 参考 Eppinger (2019) 针对时间—个体维度处置效应分析方法, 利用逐期匹配获得理想的对照组, 并对出口额对数差分进行 PSM 分析。

| | | | | | |
|----------------|----------|----------|---------|---------|---------|
| 匹配后 MABR | 0.980 | 0.976 | 0.975 | 0.972 | 0.957 |
| 匹配后伪 R^2 | 0.001 | 0.001 | 0.0005 | 0.001 | 0.001 |
| (b)结果变量：累计出口增速 | | | | | |
| β_{att} | 0.086*** | 0.090*** | 0.105** | 0.054 | 0.079 |
| | (0.022) | (0.030) | (0.043) | (0.049) | (0.054) |
| 处理组数目 | 2,045 | 1,424 | 1,039 | 724 | 589 |
| 对照组数目 | 427,022 | 286,860 | 193,939 | 129,248 | 94,665 |
| 匹配后 MABR | 0.980 | 0.974 | 0.963 | 0.948 | 0.959 |
| 匹配后伪 R^2 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 |

注：在计算不同时期的出口增速和累计出口增速时，涉及 1-4 个时期的提前变量和 1 期滞后变量，这使得回归样本随因变量计算时期的变化而变化。其中，累计出口增速要求计算时期内企业持续在位。其他设定同表 3 列 (5)。括号中为 bootstrap 标准误。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

为验证基准结果的稳健性，附录IV中还讨论了：1) PSM-DID 设定下其他匹配标准、匹配方法、变更样本起止时间及控制不同协变量的分析结果；2) 采用 Imai et al. (2023) 提出的面板数据倍差法的稳健性检验结果；3) 控制行业及地区层面标准环境对参与和未参与标准制定企业的总体影响。总体而言，考虑不同方程设定、不同估计方法时，本文的基准结果依旧稳健。

(三) 工具变量回归结果

本节利用工具变量方法处理如企业标准化能力等不可观测因素导致的内生性问题。参考 Lim et al. (2022) 等研究，本文采用同省份同行业不同城市参与标准制定的企业数目占同省份同行业不同城市企业总数的比重作为该企业是否参与标准制定的工具变量 (IV)。具体而言，企业是否参与标准制定取决于其标准化人才储备与标准化制定能力，同省份同行业不同地级市参与标准制定的企业比重能够反映企业所在地区与行业的标准化资源的富集程度，占比越高则标准化资源越富集，企业参与标准制定的可能性越大。同时，在构建工具变量时，剔除了企业所在的地级市，因而 IV 与企业自身能力等内生因素无关，满足外生性假设。表 5 汇报了基于企业—行业—时间层面 FE 设定下运用工具变量的估计结果，此时工具变量估计系数在 1%水平上显著为正。即与未参加标准制定企业相比，参与标准制定企业的出口增长显著更快。此外，Kleibergen-Paap rank LM 和 Kleibergen-Paap rank Wald F 统计值表明不存在识别不足和弱工具变量的问题。

表 5 工具变量回归结果

| 因变量：ln(出口额) | 企业—行业—时间 FE+IV | |
|-------------------------------|---------------------|---------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 |
| | (1) | (2) |
| IV：同省份同行业不同地级市参与标准制定的企业占比 | 0.102*** (0.014) | |
| 初次参与标准制定虚拟变量 | | 2.855*** (1.042) |
| 固定效应 | 企业、行业、时间 | |
| Kleibergen-Paaprank LM 统计值 | — | 78.784*** |
| Kleibergen-PaaprankWald F 统计值 | — | 56.066 |
| 观测值 | 572,721 | 572,721 |

注：工具变量回归还控制了基准回归中的其他控制变量，但受篇幅影响暂未列示，详见附录VII。括

号中为异方差稳健标准误。*、**、***分别表示 10%、5%和 1%水平上显著。

(四) 机制分析

1. 标准制定的质量信号传递作用

根据理论模型中的命题 1，验证参与标准制定与企业事前质量水平的正相关性是检验参与标准制定作为质量信号传递机制的关键，相关实证分析结果汇报于表 6。为降低内生性，质量指数采用滞后 1 期变量，使用线性概率模型（简称 LPM）以及三种质量指数度量方法，验证相关实证结果的稳健性。第一种质量测算方法参考 Khandelwal et al. (2013)，需求侧出口质量蕴含在 CES 效用函数下需求函数的残差中，并参考 Lim et al. (2022) 按照出口份额加总得到企业一年份层面，记作 KSW 质量指数。第二种质量测算方法参考 Lim et al. (2022) 从嵌套 Logit 需求框架中测算质量，记作 LTY 质量指数。第三种质量测算方法考虑质量估计的内生性，参考 Wang (2011) 使用在同一城市出口同类产品到在地理距离和发展程度上距离较远的市场中其他企业的平均出口价格来构造工具变量，记作 IV 质量指数。三类质量指数的测度公式详见附录 V。由表 6，三种质量指数 1 期滞后项的回归系数在 10% 水平及以上显著为正，即事前质量水平更高的企业参与标准制定的概率更大。

表 6 参与标准制定与企业事前质量水平的关系

| 因变量：初次参与标准制定虚拟变量 质量估计方法 | LPM | | |
|----------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | KSW (1) | LTY (2) | IV (3) |
| 质量指数 1 期滞后项 | 0.001* (0.0003) | 0.002** (0.001) | 0.002** (0.001) |
| ln(出口交货值)1 期滞后项 | 0.0004 (0.0003) | 0.0005* (0.0003) | 0.0005* (0.0003) |
| ln(资本劳动比)1 期滞后项 | 0.001*** (0.0003) | 0.001*** (0.0003) | 0.001*** (0.0003) |
| ln(劳动生产率) | 0.001** (0.0003) | 0.001** (0.0003) | 0.001** (0.0003) |
| 杠杆率 1 期滞后项 | -0.00004* (0.00002) | -0.00004* (0.00002) | -0.00004* (0.00002) |
| 固定效应 | 企业、行业、时间 | | |
| 观测值 | 188,395 | 189,378 | 188,226 |
| Within R ² | 0.010 | 0.010 | 0.010 |

注：不同行业产品质量差异较大，故行业效应控制到 CIC-4 分位。受篇幅影响所有制虚拟变量回归系数未列示，详见附录 VII。括号中为异方差稳健标准误。*、**、***分别表示 10%、5%和 1%水平上显著。

2. 贸易伙伴对我国标准的认可度

统一标准有助于规范行业生产，提升质量建设水平，进而带动出口增长。但各国标准存在差异，国内标准对出口的促进作用还取决于目的国对我国标准的认可程度。我国国内标准在规定更严格或推行标准更早的发达经济体接受程度有限，而在标准水平低于我国、或对我国体制及文化认同度较高的发展中经济体拥有一定影响力。例如，卫浴产品出口美国需满足 NSF/ANSI 61 标准（1988 年推行、随后修订）。自 2014 年起，我国对卫浴产品实行 GB 18145-2014 标准，才借鉴美国 NSF/ANSI 61 标准（2012 年版）等国际标准进行修订。

①而雅万高铁、中老铁路等超过三分之一“一带一路”沿线国家在建重点基础设施建设项目执行我国标准。②

表 7 利用中国海关数据，讨论了标准制定对参与者出口影响的贸易伙伴异质性，验证命题 3 的预测。列 (1) - (2) 首先验证了基准回归结果在 2000-2013 年海关贸易数据中的稳健性。列 (1) 设定与基准回归一致，使用海关数据中的出口额。列 (2) 进一步控制企业层面加工出口份额的影响。列 (3) - (6) 讨论了标准制定对不同组别经济体出口影响的异质性。其中，列 (3) - (4) 根据经济发展水平进行划分，列 (5) - (6) 则根据贸易伙伴与中国在制度、语言及地理上接近程度进行划分。总体上，参与制定标准对中国面向不同组别经济体的出口均有显著正面作用，但对发展中经济体及相似背景贸易伙伴出口增长的促进作用明显大于发达经济体和不同背景的贸易伙伴。

表 7 标准制定对参与者出口增长影响的贸易伙伴异质性

| 因变量： $\Delta \ln(\text{出口额})$ | 海关贸易数据 | 海关贸易数据 | 发达经济体 | 发展中经济体 | 相似背景贸易伙伴 | 不同背景贸易伙伴 |
|----------------------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| β_{att} | 0.076** (0.034) | 0.086*** (0.033) | 0.093** (0.040) | 0.181*** (0.053) | 0.227*** (0.062) | 0.086** (0.040) |
| 处理组数目 | 1,258 | 1,263 | 1,116 | 1,010 | 966 | 1,168 |
| 对照组数目 | 222,576 | 222,576 | 191,414 | 153,923 | 137,132 | 200,867 |
| 匹配后 MABR | 0.958 | 0.969 | 0.955 | 0.963 | 0.973 | 0.974 |
| 匹配后伪 R^2 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.0005 | 0.0004 |

注：发达经济体和发展中经济体识别参考联合国、国际货币基金组织等相关分类。依据 CEPII Gravity 数据库中是否毗邻、官方或第一语言是否相同、至少 9% 以上人口使用的语言是否相同、1945 年后是否具有相同的殖民者、1945 年后是否具有殖民与被殖民关系等指标，识别相似背景及不同背景贸易伙伴，上述条件只要满足一个即为相似背景，一个也不满足为不同背景。括号中均为 bootstrap 标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

3. 差异化产品和技术密集型产品

不同产品生产过程的复杂程度不同，规范生产对标准的依赖程度也存在差异。通常，差异化程度越高、技术密集度越高的产品，生产过程越复杂，越需要制定标准以实现生产的规范化及保障产品质量水平。表 8 验证了命题 4 的预测。其中，列 (1) 和 (2) 根据 Rauch (1999) 识别差异化产品和非差异化产品并分组回归，结果表明，标准制定对参与者差异化产品出口增长具有显著的正面影响，而对非差异化产品的出口增长影响不显著。列 (3) - (5) 参考 Lall (2000) 识别不同产品的技术水平差异，进而讨论标准制定对不同技术密集型产品出口增长影响的异质性。结果表明，参与国内标准制定对本国企业机械工程中高技术产品出口增长的影响显著为正，而对纺织服装等低技术产品和资源型产品影响不显著。

表 8 标准制定对参与者出口增长影响的产品特征异质性

| 因变量： $\Delta \ln(\text{出口额})$ | 差异化产品 | 非差异化产品 | 机械工程等中高技术制造品 | 纺织服装等低技术制造品 | 资源型制造品 |
|----------------------------------|---------|--------|--------------|-------------|--------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| β_{att} | 0.087** | 0.035 | 0.131** | 0.043 | -0.013 |

① 厦门市质监局，“《陶瓷片密封水嘴》新旧国标区别解读”，2014 年 9 月 29 日，<http://www.xmzjy.org/zhjzh/37018.htm>，2023 年 6 月访问。

② “中国标准走出去 打造‘一带一路’标志工程”，央视网，2022 年 7 月 10 日，https://www.gov.cn/xinwen/2022-07/10/content_5700333.htm，2023 年 6 月访问。

| | | | | | |
|------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | (0.042) | (0.081) | (0.066) | (0.077) | (0.099) |
| 处理组数目 | 1,103 | 446 | 533 | 513 | 372 |
| 对照组数目 | 198,807 | 52,252 | 68,999 | 117,470 | 38,241 |
| 匹配后 MABR | 0.960 | 0.902 | 0.941 | 0.920 | 0.865 |
| 匹配后伪 R^2 | 0.001 | 0.002 | 0.001 | 0.002 | 0.003 |

注：括号中均为 bootstrap 标准误。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

五、政策含义

本文的研究发现为稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放、加快贸易强国建设提供重要借鉴。本文的研究表明，可将加快国内标准化事业发展作为我国提高开放水平、高质量共建“一带一路”的重要抓手。未来，我国的标准化事业应进一步缩小与美欧等发达经济体的差距，着力打造国际标准的“中国模板”，从而更好发挥国内标准对我国企业的出口引领作用。同时，应充分发挥我国标准的相对优势，面向东南亚、非洲等发展中经济体，依托“一带一路”建设，积极推进中国标准“走出去”，发挥标准的质量信号作用，塑造高标准制造与贸易强国的国际形象。此外，在 5G、人工智能等新兴领域，也应加强技术研发与标准化建设布局，以标准引领产品、产业发展。

参考文献

- [1] Akerlof, G. A., “The Market for ‘Lemons’: Quality Uncertainty and the Market Mechanism”, *Quarterly Journal of Economics*, 1970, 84(3), 488-500.
- [2] Bagwell, K., and M. H. Riordan, “High and Declining Prices Signal Product Quality”, *American Economic Review*, 1991, 224-239.
- [3] Baier, S. L., and J. H. Bergstrand, “The Growth of World Trade: Tariffs, Transport Costs, and Income Similarity”, *Journal of International Economics*, 2001, 53(1), 1-27.
- [4] Curran, P. D., “Standard-setting Organizations: Patents, Price Fixing, and Per Se Legality”, *The University of Chicago Law Review*, 2003, 70(3), 983-1009.
- [5] 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。
- [6] De Loecker, J., “Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia”, *Journal of International Economics*, 2007, 73(1), 69-98.
- [7] Disdier, A., L. Fontagné, and O. Cadot, “North-South Standards Harmonization and International Trade”, *The World Bank Economic Review*, 2015, 29(2), 327-352.
- [8] Donaldson, D., “Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure”, *American Economic Review*, 2018, 108(4-5), 899-934.
- [9] Eaton, J., and S. Kortum, “Technology, Geography, and Trade”, *Econometrica*, 2002, 70(5), 1741-1779.
- [10] Eppinger, P. S., “Service Offshoring and Firm Employment”, *Journal of International Economics*, 2019, 117, 209-228.
- [11] Fan, H., Y. A. Li, and S. R. Yeaple, “Trade Liberalization, Quality, and Export Prices”, *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97(5), 1033-1051.
- [12] Farrell, J., and G. Saloner, “Standardization, Compatibility, and Innovation”, *RAND Journal of Economics*, 1985, 70-83.
- [13] Feenstra, R. C., and J. Romalis, “International Prices and Endogenous Quality”, *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(2), 477-527.

- [14] Fernandes, A. M., E. Ferro, and J. S. Wilson, "Product Standards and Firms' Export Decisions", *The World Bank Economic Review*, 2019, 33(2), 353-374.
- [15] Fontagné, L., G. Orefice, R. Piermartini, and N. Rocha, "Product Standards and Margins of Trade: Firm-level Evidence", *Journal of International Economics*, 2015, 97(1), 29-44.
- [16] Gao, K., and M. Yu, "Signaling and Quality Upgrading: Evidence from E-commerce Certification in China", University of International Business and Economics Working Paper, 2023.
- [17] Imai, K., I. S. Kim, and E. H. Wang, "Matching Methods for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data", *American Journal of Political Science*, 2023, 67(3), 587-605.
- [18] Jin, G. Z., and P. Leslie, "The Effect of Information on Product Quality: Evidence from Restaurant Hygiene Grade Cards", *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(2), 409-451.
- [19] Katz, M. L., and C. Shapiro, "Network Externalities, Competition, and Compatibility", *American Economic Review*, 1985, 75(3), 424-440.
- [20] Kirmani, A., and A. R. Rao, "No Pain, No Gain: A Critical Review of the Literature on Signaling Unobservable Product Quality", *Journal of Marketing*, 2000, 64(2), 66-79.
- [21] Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. J. Wei, "Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters", *American Economic Review*, 2013, 103(6), 2169-2195.
- [22] Lall, S., "The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-98", *Oxford Development Studies*, 2000, 28(3), 337-369.
- [23] Leland, H. E., "Quacks, Lemons, and Licensing: A Theory of Minimum Quality Standards", *Journal of Political Economy*, 1979, 87(6), 1328-1346.
- [24] Lim, K., D. Trefler, and M. Yu, "Looking Backward, Innovating Forward: A Theory of Competitive Cascades", National Bureau of Economic Research Working Paper (No. w30455), 2022.
- [25] Macedoni, L., "Asymmetric Information, Quality, and Regulations", *Review of International Economics*, 2022, 30(4), 1180-1198.
- [26] Macedoni, L., and A. Weinberger, "Quality Heterogeneity and Misallocation: The Welfare Benefits of Raising Your Standards", *Journal of International Economics*, 2022, 134, 103544.
- [27] Manova, K., "Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade", *Review of Economic Studies*, 2013, 80(2), 711-744.
- [28] Melitz, M. J., "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695-1725.
- [29] Moorthy, S., and K. Srinivasan, "Signaling Quality with a Money-back Guarantee: The Role of Transaction Costs", *Marketing Science*, 1995, 14(4), 442-466.
- [30] Nunn, N., "Relationship-specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade", *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(2), 569-600.
- [31] Portugal-Perez, A., J. Reyes, and J. S. Wilson, "Beyond the Information Technology Agreement: Harmonisation of Standards and Trade in Electronics", *The World Economy*, 2010, 33(12), 1870-1897.
- [32] Rauch, J. E., "Networks versus Markets in International Trade", *Journal of International Economics*, 1999, 48(1), 7-35.
- [33] Ronnen, U., "Minimum Quality Standards, Fixed Costs, and Competition", *RAND Journal of Economics*, 1991, 490-504.
- [34] Schmidt, J., and W. Steingress, "No Double Standards: Quantifying the Impact of Standard Harmonization on Trade", *Journal of International Economics*, 2022, 137, 103619.
- [35] Swann, P., P. Temple, and M. Shurmer, "Standards and Trade Performance: the UK Experience", *Economic Journal*, 1996, 106(438), 1297-1313.
- [36] Spence, M., "Job Market Signaling", *Quarterly Journal of Economics*, 1973, 88, 355-74.
- [37] Stiglitz, J. E., "Information and the Change in the Paradigm in Economics", *American Economic Review*, 2002, 92(3), 460-501.
- [38] Terlaak, A., and A. A. King, "The Effect of Certification with the ISO 9000 Quality Management Standard: A Signaling Approach", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2006, 60(4), 579-602.

- [39] Wang, L., “Quality, Input Choices and Learning by Exporting: Evidence from Chinese Exporters”, *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 6, 346-389.
- [40] Yi, K. M., “Can Vertical Specialization Explain the Growth of World Trade?”, *Journal of Political Economy*, 2003, 111(1), 52-102.
- [41] 岳云嵩、李兵, “电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究”, 《中国工业经济》, 2018年第8期, 第97—115页。
- [42] Zhang, M., Y. Wang, and Q. Zhao, “Does Participating in the Standards-setting Process Promote Innovation? Evidence from China”, *China Economic Review*, 2020, 63, 101532.
- [43] Zhao, Y., “Your (Country’s) Reputation Precedes You: Information Asymmetry, Externalities and the Quality of Exports”, George Washington University Working Paper, 2018.
- [44] 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, 第 31—50 页。

Standard Setting, Quality Signal and Export Growth

CUI Xiaomin

(University of Chinese Academy of Social Sciences; Institute of World Economics
and Politics, Chinese Academy of Social Sciences)

GAO Kailin*

(University of International Business and Economics)

YU Miaojie

(Liaoning University)

Abstract: Standards are a crucial component of nations' foundational institutions. This paper establishes a heterogeneous firm framework integrating participation in standards setting and firms' export growth, and tests theoretical predictions utilizing Chinese standard data, Annual Survey of Industrial Firms, and trade data during 1998-2013. We find participating in standard setting has a significant and positive impact on firms' export growth for 1-3 years, and the contemporaneous effect is more pronounced. On average, participants' export growth is 8.6% higher than that of non-participants. Participation in standard setting helps firms signal quality, and this impact exhibits heterogeneity across different trade partners and products.

Keywords: standard setting; quality signal; export growth

JEL Classification: F10, F14, L15

* Corresponding Author: GAO Kailin, No. 10 Huixindong Street, Chaoyang District, Beijing, 100029, China; Tel: 86-13011288055; E-mail: kailingao@uibe.edu.cn.