

标准制定、质量信号与出口增长

崔晓敏 高恺琳 余淼杰

目录

附录 I 我国标准体系介绍.....	2
附录 II 实证策略补充说明.....	4
附录 III 匹配方法说明.....	6
附录 IV 稳健性检验.....	8
附录 V 质量测算的三种方式说明.....	13
附录 VI 理论模型相关说明.....	14
附录 VII 附表.....	15

附录 I 我国标准体系介绍

我国标准化事业起步相对较晚,在国际标准化体系中的地位落后于美欧等发达经济体,但近年来取得快速发展。国际电信联盟(ITU)、国际电工委员会(IEC)、国际标准化组织(ISO)三大标准化组织依次成立于1865年、1906年、1947年,且美欧等西方国家多作为创始成员国参与其中。与此相比,我国虽是ISO的创始成员国,但1950年被ISO停止会籍,1978年才恢复ISO成员身份^①,1988年颁布《中华人民共和国标准化法》,2001年设立国家标准化管理委员会。从主持和主导的国际标准数量占全球比重看,超过九成的国际标准由美、英、德、法、日等国主持或主导,而我国占比不足2%^②。从在ISO和IEC技术委员会秘书处职位占比看,包括英国在内的欧盟成员国占比均超过一半,而我国占比分别仅在12%和5%左右^③。自2000年开始,我国经济在全球地位不断提升,国内标准制定能力也开始快速提升。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(图11)。从结构上看,我国标准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^④。从标准性质看,我国标准以推荐性标准为主,强制性标准占比较低,样本中总占比仅为7.9%,且2000年后随时间整体呈现下降趋势。从地域看,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,并成为高质量共建“一带一路”标志性工程的重要技术支撑。

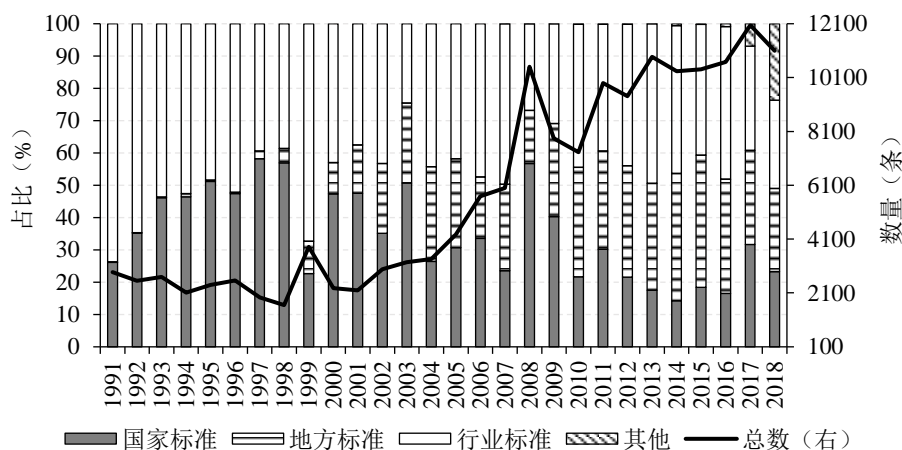


图 11 1991-2018 年我国各类标准发布情况

注：标准统计包括 1991-2018 年发布但当前已经失效或变更的标准。年份以标准发布日期为准，当发布日期缺失时以实施日期作为补充，删除发布和实施日期均缺失的标准（全样本合计约 2000 多条）。其他主要为团体标准，但不含企业标准。依据各类标准的编号及编号规则，对数据库中标准类型缺失的样本进行补充。1990 年我国先后颁布《国家标准管理办法》、《行业标准管理办法》、《地方标准管理办法》，故以 1991 年为统计起点；由于 2018 年后数据库中缺少团体样本数据，故以 2018 年为统计终点。

数据来源：锐思标准数据库、全国标准信息公共服务平台及作者整理。

① 中华人民共和国自然资源部,《国际标准化组织(ISO)简介及组织机构》,2013年10月14日, https://www.mnr.gov.cn/zt/kj/kjfb/bzh/201310/t20131014_2369523.html, 2023年6月访问。

② 张晓刚,《国际标准化引领中国科技社团的高质量发展》,第二十二届中国科协年会“科技社团发展与治理论坛”,2020年8月10日。

③ Björn Fägersten and Tim Rühlig,“China’s standard power and its geopolitical implications for Europe”,Stockholm: The Swedish Institute of International Affairs,2019.

④ 根据《中华人民共和国标准化法》,我国标准包括国家、行业、地方、团体及企业标准五类。2018年以前,国家、行业、地方三类标准均包括强制性和推荐性标准,而自2018年1月1日修订版《中华人民共和国标准化法》施行后,仅国家标准包括强制性标准和推荐性标准,行业标准、地方标准均为推荐性标准。团体标准、企业标准为市场自主制定的标准。

我国的标准化事业相对落后于发达经济体,但相对领先于多数发展中经济体,因此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较高的国家拥有一定影响力。例如,美国、欧洲对卫浴产品分别实行 UPC (Uniform Plumbing Code)、CE 认证(Conformite Europeenne),我国卫浴产品出口美国需满足 NSF/ANSI 61 标准(1988 年推行、随后修订)、与饮用水接触的产品设备中加权铅含量不超过 0.25%^①等一系列规定。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。GB 18145-2014 强制要求洗面器及厨房水嘴的铅析出统计值不大于 5 $\mu\text{g/L}$,在该标准之前国内无相关强制性标准,行业层面推荐性标准 JC/T 1043-2007 仅规定水嘴的铅析出浓度不大于 11 $\mu\text{g/L}$ 。同时,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中国标准^②。

^① 该标准为美国 2014 年推行的低铅标准,与产品的过水面积有关,强调整套龙头的符合性。此前 2012 版 NSF/ANSI 61 标准对铅析出统计值规定为不大于 5 $\mu\text{g/L}$ 。

^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。

附录 II 实证策略补充说明

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^①,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。对于处理组企业而言,其未参与标准制定情形(即反事实情形 $\Delta \ln y_{it}^0 | O_{it} = 1$) 在现实情况中无法观测到,因此本文参考微观计量公共政策评价文献(Micro-Econometric Evaluation Literature)的研究方法,借助对照组实际观测到的出口规模对数差分值作为处理组反事实情形下出口规模对数差分值的估计值。即,

$$\begin{aligned} ATT &= E\{\Delta \ln y_{it}^1 | O_{it} = 1\} - E\{\Delta \ln y_{it}^0 | O_{it} = 1\} \\ &= E\{\Delta \ln y_{it}^1 | O_{it} = 1\} - E\{\Delta \ln y_{jt}^0 | O_{jt} = 0\} \\ &\quad + E\{\Delta \ln y_{jt}^0 | O_{jt} = 0\} - E\{\Delta \ln y_{it}^0 | O_{it} = 1\} \end{aligned}$$

其中,企业 j 在 t 期未参与标准制定,为企业 i 在 t 期的对照组。基于这种方法得到的参与者平均处理效应估计值与真实值存在一定的估计偏差。理论上,为得到参与者处理效应的无偏估计,需要找到与处理组尽量相似的对照组,以使得估计偏差 $E\{\Delta \ln y_{jt}^0 | O_{jt} = 0\} - E\{\Delta \ln y_{it}^0 | O_{it} = 1\} = 0$,也即要求处理组与对照组之间满足平行趋势假设。

为增强处理组和对照组之间的可比性,构造拟自然实验,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,以使得前述估计偏差趋于零,并获得处理组反事实情形下出口增速 $\Delta \ln y_{it}^0 | O_{it} = 1$ 的无偏估计,也即匹配后对照组实际观测到的出口增速 $\Delta \ln y_{jt}^0 | O_{jt} = 0$ 。PSM方法通过估计企业是否参与标准制定的选择方

程,进而依据企业参与标准制定的倾向得分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(即标准的起草阶段)通常在标准发布前,且需在市场势力、技术水平和标准制定上具备一定实力。^②因此,本文选取出口额、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特征变量 \mathbf{x}_{it}^2 作为企业能否参与标准制定的决策变量。Zhang et al. (2020)也发现政府倾向于选择行业领袖型企业参与标准制定,同时不同所有制企业参与标准制定的能力存在差异。此外,本文还参考 De Loecker (2007)控制年份和行业虚拟变量,以控制加总层面共同需求和供给冲击对标准参与决定的影响,并通过Logit模型刻画企业参与标准制定的决策。

根据Logit模型得到企业是否参与标准制定的拟合概率(也即匹配得分),进一步根据匹配得分为每一个参与标准制定的处理组企业筛选与之得分较为接近的未参与标准制定企业作为对照组。值得注意,本文的数据结构为面板数据,企业的标准参与行为随时间变化,因而采用逐年进行倾向得分匹配的方法。此外,由于本文的处理组虚拟变量重点识别企业初次参与标准制定的行为,因此在将逐期匹配结果合并为面板数据时并不会造成“自匹配”和匹配对象在政策前后不一致的问题(谢申祥等,2021)。在匹配方法上,本文考虑了分年匹配和分年一分行业(2或3分位国民经济行业)两种情形。在筛选标准上,本文考虑了卡尺内最近邻匹配、半径匹配等多种方法进行稳健性检验。

① 选择性偏差(selection bias)指样本(或处理组)选择非随机性所导致的结论偏差。比如,出口增长表现更好的企业更有可能参与标准制定,从而导致处理组和对照组在处理效应发生前即存在差异。当企业多次参与标准制定时,对照组的界定较为复杂,容易出现将处理组首次参与标准制定后、再次参与标准制定前的表现误作为对照组的情况,从而导致估计结果有偏。

② 第一,2021年《国家标准化发展纲要》明确要求“发挥优势企业在标准化科技体系中的作用”。第二,2017年《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……参与我国标准化工作的外商投资企业代表应当具备一定的标准化工作基础和经历,具备相应的专业能力”。第三,我国国家标准和行业标准均采取立项申报流程,而根据立项公示结果及标准化委员会构成,参与标准制定的企业多为具有一定市场势力的企业。

正文表 3 基准结果中不同实证设定对应的回归方程式简要列示如下。为区分别 (1) 和 (2) 中固定效应模型与列 (3) 中差分 GMM 模型的差异, 将控制变量中滞后一期出口金额对数用 $\ln y_{it-1}$ 单独表示。列(1)的回归方程式为 $\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1^{FE} O_{it} + \delta_1 \ln y_{it-1} + \delta_3 \mathbf{X}_{it-1}^1 + \delta_4 \mathbf{X}_{it}^2 + \varepsilon_k + \lambda_t + u_{it}$ 。其中, O_{it} 表示初次参与标准制定虚拟变量, \mathbf{X}_{it-1}^1 表示滞后一期控制变量, \mathbf{X}_{it}^2 表示当期控制变量, ε_k 和 λ_t 分别表示行业和时间固定效应, u_{it} 表示随机误差项。列 (1) 汇报的为 β_1^{FE} 的估计值。列 (2) 的回归方程式为 $\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1^{FE_2} O_{it} + \delta_1 \ln y_{it-1} + \delta_3 \mathbf{X}_{it-1}^1 + \delta_4 \mathbf{X}_{it}^2 + \zeta_i + \varepsilon_k + \lambda_t + u_{it}$ 。其中, ζ_i 表示企业层面固定效应。列 (2) 汇报的为 $\beta_1^{FE_2}$ 的估计值。列 (3) 为动态面板下的差分 GMM 回归结果, 且考虑出口金额对数两期滞后项的影响, 其回归方程式为, $\Delta \ln y_{it} = \beta_1^{GMM} \Delta O_{it} + \delta_1 \Delta \ln y_{it-1} + \delta_2 \Delta \ln y_{it-2} + \delta_3 \Delta \mathbf{X}_{it-1}^1 + \delta_4 \Delta \mathbf{X}_{it}^2 + \Delta \lambda_t + \Delta u_{it}$, 列 (3) 汇报的为 β_1^{GMM} 的估计值。列 (1)、(2)、(3) 中均为非匹配样本。列 (4) 为分两步实施倾向得分匹配和倍差法 (PSM-DID) 的回归结果, 对匹配后样本实施传统的倍差法估计, 对应的倍差法回归方程为 $\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1^{PSM-DID} O_{it} + \delta_1 \ln y_{it-1} + \delta_3 \mathbf{X}_{it-1}^1 + \delta_4 \mathbf{X}_{it}^2 + \zeta_i + \varepsilon_k + \lambda_t + u_{it}$, 列 (4) 汇报的为 $\beta_1^{PSM-DID}$ 的估计值。列 (5) 为参考 Eppinger (2019) 进行的 PSM-DID 估计结果。与列 (4) 类似, 首先利用倾向得分匹配法为参与标准制定企业寻找适当的对照组, 但在使用倍差法估计处理组和对照组出口增速差异时, Eppinger (2019) 直接将匹配后样本企业的出口额对数进行差分, 然后再次利用倾向得分匹配法计算处理组和对照组出口额对数差分值的差异, 即 $\Delta \ln y_{it}^1 - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} \Delta \ln y_{jt}^0$, 进而得到

参与者平均处理效应的估计值 $\beta_{att} = \frac{1}{N} \sum_t \sum_i \left(\Delta \ln y_{it}^1 - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} \Delta \ln y_{jt}^0 \right)$ 。值得说明的是, 尽管 (1)、

(2)、(4) 列因变量均为出口金额对数, 但由于初次参与标准制定虚拟变量为企业—时间层面变量, 相当于传统倍差法回归中处理效应虚拟变量与时间虚拟变量的交互项, 加之回归时控制了行业或企业以及时间层面固定效应, 因此初次参与标准制定虚拟变量的回归系数反映了参加标准制定的企业 (处理组) t 期相对 $t-1$ 期的出口规模变化与未参加标准制定的企业 (对照组) t 期相对 $t-1$ 期出口规模变化的差异, 即参与标准制定对企业出口增长的作用。此外, 本文也考虑了以企业出口额对数差分为因变量重复正文表 3 中 (1)、(2) 列回归, 回归系数与基于出口额对数的回归结果基本一致; 列 (1) 和 (2) 中的回归在考虑 4 分位 CIC 行业或地级市层面聚类标准误时也依旧稳健。

附录 III 匹配方法说明

本文依据起草单位名称,将锐思标准数据库与1998-2013年规模以上工业企业数据匹配,并由此获得参与标准制定企业的基本信息和相关财务指标。具体而言,首先,依据起草单位指标^①,将标准层面数据转换为起草单位—标准层面数据,剔除起草单位名称中包含“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,由此得到企业—标准层面数据,并依据标准的发布日期提取各个企业参与标准制定的年份,进而得到企业—年份层面标准参与情况数据。其次,利用企业名称将企业历年标准参与情况数据与企业—年份层面工业企业数据匹配,匹配时有两点需要注意。第一,考虑到企业标准参与行为可能在工业企业数据起止时间(1998—2013年)之外,本文利用企业名称将企业历年参与标准情况数据与1998—2013年工业企业数据匹配。然后,依据企业每年是否参与标准制定指标识别在样本期内初次参与标准制定的企业。第二,参考寇宗来和刘学悦(2020),本文分别采用“企业全称”和“企业简称”^②进行匹配。先利用“企业全称”进行精准匹配,并保留匹配上样本;然后,利用“企业简称”将未匹配上的工业企业数据与标准参与情况数据匹配,并与精准匹配样本进行合并,得到最终匹配样本。最后,在涉及贸易伙伴、贸易产品、贸易质量等讨论时,本文参考余森杰(2011)等文献,将工业企业数据与海关企业交易层面贸易数据进行匹配^③。

表 III1 汇报了样本期内各年锐思标准数据(剔除非企业起草主体)与规模以上工业企业(简称“规上企业”)数据匹配状况的描述性统计。总体上,规模以上工业企业中参与标准制定的企业占比较低,1998-2013年均低于1%,但2006-2013年占比较1998-2005年有明显提升。这与我国标准化事业发展进程在2000年后加快相一致,2001年我国设立国家标准化管理委员会,2008和2011年我国相继成为国际标准化组织和国际电工委员会常任理事国。尽管从匹配样本数目看,参与标准制定的“规上企业”数目不多,但从企业标准数据观测值占比看,“规上企业”在多数年份贡献了超过五成标准制定企业样本。这主要是因为:一方面,冶金、化工、机电等工业行业是标准制定的重点行业;另一方面,标准起草单位中还存在大量非企业主体,剔除非企业主体后参与标准制定的企业主体超过一半为“规上企业”。

表 III1 企业标准数据与规模以上工业企业数据的匹配状况

年份	工企数据 样本总数	企业标准数 据样本总数	匹配样本 数目	工企数据 库匹配率	企业标准数 据库匹配率
1998	165,118	82	59	0.04%	71.95%
1999	162,033	66	46	0.03%	69.70%
2000	162,883	85	39	0.02%	45.88%
2001	169,017	93	45	0.03%	48.39%
2002	181,557	100	56	0.03%	56.00%
2003	196,222	124	79	0.04%	63.71%
2004	279,011	75	43	0.02%	57.33%
2005	271,835	56	29	0.01%	51.79%
2006	301,961	712	418	0.14%	58.71%

① 该指标列示了参与某一标准制定的起草单位名称。

② 其中,“企业全称”为工业企业数据库中企业名称剔除各类异常符号后的名称,“企业简称”则在“企业全称”的基础上,依次剔除“公司”词汇后的所有内容以及“有限”、“责任”、“股份”、“集团”、“总公司”、“分公司”、“公司”、“总院”、“分院”、“总部”、“分部”、“总厂”、“厂”、“省”、“市”、“县”、“回族自治区”、“壮族自治区”、“维吾尔自治区”、“自治区”、“区”等关键词,接着剔除括号及括号中内容。

③ 具体而言,文献中主要利用企业的中文名称、邮政编码以及电话号码的后7位,将中国工业企业数据库与海关企业交易层面贸易数据进行匹配识别,相关内容文献中已有较多讨论,受篇幅影响本文不再赘述。

2007	336,768	605	328	0.10%	54.21%
2008	412,212	2,011	1,230	0.30%	61.16%
2009	325,759	1,716	841	0.26%	49.01%
2010	348,536	1,178	601	0.17%	51.02%
2011	303,392	2,587	1,413	0.47%	54.62%
2012	311,314	2,494	1,331	0.43%	53.37%
2013	344,875	2,721	1,506	0.44%	55.35%

注：工企（标准）数据库匹配率等于匹配样本数目与工企（标准）数据样本总数之比。表中标准数据已剔除非企业起草主体。

附录IV 稳健性检验

1. PSM-DID 设定下的稳健性检验

为验证基准结果的稳健性,表IV1依次讨论了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。首先,表IV1列(1)-(3)采用卡尺内最近邻匹配,依次选择与对照组倾向得分最近的1个、5个和10个样本为对照组,同时控制CIC-3分位行业固定效应。总体上,三种匹配标准下得到的参与者平均处理效应 β_{att} 在0.096-0.137之间,略高于基准回归的估计结果。^①其次,考虑到1998-2005年我国的标准化体系相对不完善,参与标准制定的规模以上工业企业数量较少,因此列(4)仅采用2006-2013年样本进行分析。此时, β_{att} 的估计系数与基准回归(1998-2013年)高度一致。这是因为大部分处理效应发生在2005年以后,2006-2013年处理组数目较基准回归仅下降5.9%。最后,列(5)和(6)讨论了匹配方法和协变量选取的影响。列(5)采用更为严格的逐年逐行业匹配,即选择与对照组年份和2分位国民经济行业完全一致且倾向得分在卡尺范围内的样本作为对照组。列(6)则将1期和2期滞后的企业层面特征变量均作为企业参与标准的选择变量。除样本量和 β_{att} 的估计系数较基准回归有所下降外,列(5)和(6)仍然发现标准制定对参与者出口增长具有显著正面效果。

此外,文章还考虑了控制企业事前1期质量水平的情况下重复正文表3列(5)中的基准回归,并得到与基准回归基本一致的参与者平均处理效应估计值;以及考虑了逐年、逐3位码CIC行业分类匹配下的稳健性检验,此时参与者平均处理效应仍在10%水平上显著为正,且与逐年、逐2位码CIC行业分类匹配的结果较为类似;以及考虑了协变量滞后1-3期、1-4期及1-5期的情形进行稳健性检验^②,并发现此时 β_{att} 估计值的相对大小、显著性与协变量滞后1-2期的情形,即表IV1列(6),较为接近。受篇幅限制,上述结果不再单独汇报。

表IV1 稳健性检验:其他回归方程设定

因变量: $\Delta \ln(\text{出口额})$	neighbor(1)	neighbor(5)	neighbor(10)	2006-2013	逐年逐行 业匹配	协变量滞 后1-2期	面板数据 匹配法
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
β_{att}	0.137*** (0.042)	0.105*** (0.032)	0.096*** (0.030)	0.086*** (0.025)	0.082** (0.033)	0.045* (0.025)	0.121** (0.054)
处理组数目	1,641	1,641	1,641	1,925	1,685	1,674	1,464
对照组数目	1,641	7,829	15,116	366,479	268,351	315,319	66,484
匹配后 MABR	0.623	0.805	0.848	0.974	0.962	0.971	—
匹配后伪 R^2	0.016	0.005	0.003	0.001	0.001	0.001	—

注:第(1)-(6)列均为不同筛选标准下的Eppinger(2019)PSM-DID分析结果。第(7)列为Imai et al.(2023)提出的面板数据倍差法的分析结果。其中,列(1)-(3)采用卡尺内最近邻匹配且控制CIC-3分位行业固定效应,neighbor(1)、neighbor(5)、neighbor(10)依次表示选取最近的1个、5个和10个样本作为对照组。列(4)为仅利用2006-2013年样本进行PSM-DID分析的结果。列(5)为按照年份、2分位国民经济行业进行逐年逐行业匹配,并进行PSM-DID分析的结果。列(6)为选取滞后1期和滞后2期特征变量为协变量进行PSM-DID分析的结果。括号中均为bootstrap标准误。*、**、***分别表示在10%、

^① 当采用卡尺内最近邻匹配且控制CIC-3分位行业固定效应时,部分Logit估计因CIC-3层面高维的固定效应存在少数不收敛情况,表IV1列(1)-(3)的结果为删除不收敛观测值后的结果。在控制CIC-2分位行业固定效应时,所有结果均收敛,基准结果仍然稳健。

^② 基准回归主要依据参与标准制定前一期及当期特征变量、时间和行业虚拟变量进行匹配,此时主要关注事前一期的平行趋势。在稳健性检验部分,本文还考虑了事前2期、3期、4期及5期平行趋势设定的情况,并发现基准结果均稳健。

5%和1%水平上显著。

2. 面板数据匹配法

Imai et al. (2023) 提出的面板数据倍差法利用个体历史信息为多期面板数据匹配提供了严谨的计量基础。本节将使用该方法验证基准回归的稳健性。

面板数据倍差法同时适用于平衡面板与非平衡面板数据的分析。下文以平衡面板数据为例简要介绍面板数据倍差法。考虑 N 个个体、 T 个时期的平衡面板，相应地用 i 表示每个个体， t 表示每个时期。 Y_{it} 表示因变量， TR_{it} 表示个体 i 在 t 期是否受到冲击的虚拟变量。 \mathbf{X}_{it} 表示匹配使用的其他 K 个变量。 F 表示个体受到冲击后的 F 期， L 表示需要匹配调整的冲击前的 L 期。此时，参与者平均处理效应可表示为在已知受冲击历史、因变量历史和控制变量历史的情况下，因变量受冲击后的水平 $Y_{i,t+F}(TR_{it}=1, TR_{i,t-1}=0, \{TR_{i,t-\ell}\}_{\ell=2}^L)$ 与假想未受到冲击的水平

$Y_{i,t+F}(TR_{it}=0, TR_{i,t-1}=0, \{TR_{i,t-\ell}\}_{\ell=2}^L)$ 差值的期望，定义为

$$\delta(F, L) = \mathbb{E} \left\{ Y_{i,t+F}(TR_{it}=1, TR_{i,t-1}=0, \{TR_{i,t-\ell}\}_{\ell=2}^L) - Y_{i,t+F}(TR_{it}=0, TR_{i,t-1}=0, \{TR_{i,t-\ell}\}_{\ell=2}^L) \middle| TR_{it}=1, TR_{i,t-1}=0 \right\}.$$

平行趋势假设是面板匹配法的核心假设。该假设要求在给定冲击历史、因变量历史以及控制变量历史的情况下，因变量受到冲击后的变化趋势与未受到冲击时的变化趋势相同，即

$$\mathbb{E} \left[Y_{i,t+F}(TR_{it}=0, TR_{i,t-1}=0, \{TR_{i,t-\ell}\}_{\ell=2}^L) - Y_{i,t-1} \middle| TR_{it}=1, TR_{i,t-1}=0, \{TR_{i,t-\ell}, Y_{i,t-\ell}\}_{\ell=2}^L, \{\mathbf{X}_{i,t-\ell}\}_{\ell=0}^L \right] =$$

$$\mathbb{E} \left[Y_{i,t+F}(TR_{it}=0, TR_{i,t-1}=0, \{TR_{i,t-\ell}\}_{\ell=2}^L) - Y_{i,t-1} \middle| TR_{it}=0, TR_{i,t-1}=0, \{TR_{i,t-\ell}, Y_{i,t-\ell}\}_{\ell=2}^L, \{\mathbf{X}_{i,t-\ell}\}_{\ell=0}^L \right].$$

在平行趋势假设下，分两步实施面板匹配法。第一步为每一个实验个体建立匹配集 M_{it} 。匹配的控制个体（记作 i' ）在冲击历史方面与实验个体（记作 i ）完全一样。第二步是精炼匹配集。本文通过倾向得分权重匹配（Propensity Score Weighting, PSW）精炼匹配集。经过上述过程获得精炼匹配集 M_{it}^* 。然后，基于精炼匹配集构建匹配调整冲击前 L 期、受到冲击后 F 期的参与者平均处理效应 ATT，具体技术细节详见 Imai et al. (2023)。

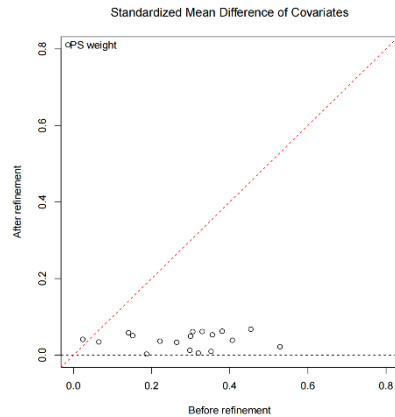
匹配后，还需检验实验组和控制组的平衡性，即实验组和控制组之间的差异。对于试验个体 (i, t) 定义变量 j 在冲击前 l 期的平衡性为 $B_{it}(j, l)$ ，表示以标准差为单位的平均差异。 $B_{it}(j, l)$ 越接近 0，代表实验组和控制组的差异越小，匹配质量越高。Imai et al. (2008) 与 Stuart and Rubin (2008) 均认可实验组和对照组的平均差异不超过 0.25 个标准差的参考规则。

本文实验冲击为企业在 t 期是否首次参与标准制定。与基准回归一致，本节主要检验参与标准制定对企业当期出口增速的影响。匹配调整的冲击前时期 L 取值为 2，即调整匹配企业参与标准制定前 2 期的变量。^① 面板数据匹配法采用的匹配变量与基准 PSM-DID 回归相同，为出口额对数的 1 期滞后项、资本劳动比对数的 1 期滞后项、劳动生产率对数的 1 期滞后项、杠杆率 1 期滞后项、法人企业虚拟变量、私营企业虚拟变量、外资企业虚拟变量、港澳台企业虚拟变量。

图IV1 首先检验了实验组和控制组的样本平衡性。横轴表示未精炼的匹配集 M_{it} 中各匹配变量在过去各期的平衡性，纵轴表示精炼后的匹配集 M_{it}^* 的平衡性。虚线为 45 度线，圆点为采用 PSW 匹配的平衡性结果。由图IV1，经过精炼后的点基本均位于 45 度线右下方，这表明匹配集的平衡性得到改善，且精炼匹配后平均差异均低于 0.25。表IV1 列 (7) 汇报了参与制定标准对当期企业出口增速的平均处理效应，其估计值为 0.121，且在 5% 水平上显著。综上，使用 Imai et al. (2023) 面板匹配法估计出的平均处理效应与基准结果的量级相

① 因需要匹配企业过去 2 期历史记录，故保留了至少当期与过去两期均存在的企业样本。

近,再一次验证了基准结果的稳健性。



图IV 1 实验组和对照组的样本平衡性

3. 行业和地区层面标准环境的影响

企业参与标准制定只是我国标准化工作的一部分,还有众多标准由政府、机构等非企业主体制定。行业总体的标准环境对参与标准制定的企业和未参与标准制定的企业均具有一定影响。因此,本节在控制行业和地区层面标准环境对企业出口影响的基础上,讨论参与者与非参与者受标准制定影响的差异。我国标准主要包括国家标准、行业标准、地方标准、团体标准和企业标准五类,其中前三者的适用范围更广、约束力更强。根据实施力度,前三类标准还可进一步分为强制性标准和推荐性标准,其中推荐性标准占绝大部分。强制性标准对所有市场主体均具有约束力;推荐性标准对参与制定者而言多为其已经满足的生产技术规范或其在参与标准制定过程中技术提升,故具有一定约束力或可看作其产品质量信号,而对非参与者而言推荐性标准约束力较小、质量信号作用也较为有限。由于我国标准以推荐性标准为主,这类标准提供了一定的管理、技术和工作规范供行业内的所有企业参考,同时与没有标准相比,有标准的行业生产规范程度更高、具有一定的质量信号作用,因此以往研究多认为标准对行业生产具有一定正面作用。

本节主要利用国家、行业及地方三类标准的数量来量化行业和地区层面标准环境,并根据实施力度区分强制性标准和推荐性标准。首先,根据1990年版《国家标准管理办法》、《行业标准管理办法》、《地方标准管理办法》^①,国家标准编号以“GB”开头,行业标准编号以行业标准代号开头^②,地方标准编号以“DB”开头,并以“/T”区分强制性标准和推荐性标准,如强制性国家标准的代号为“GB”,推荐性国家标准的代号为“GB/T”。此外,国家和行业标准均为全国适用,而地方标准适用范围一般为区域。根据地方标准编号规则,地方标准代号由“DB”加上省、自治区、直辖市行政区划代码前两位数^③再加斜线、标准顺序号及年号构成。因此,可由地方标准编号提取地方标准的适用区域。其次,标准文献的分类采用中国标准分类号(Chinese Classification for Standards,简称CCS),该分类将全部专业划分为24个大类(一级类目)、1608个小类(二级类目)。本文根据CCS分类号二级类目注释,手动将其与《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002,简称CIC分类)进行匹配,并参考Brandt et al. (2017)将不同年份的CIC分类协调一致。最后,考虑到CCS分类与CIC分类匹配存在多对多的情况,本文将所有与给定标准的CCS分类号匹配上的CIC分类及其下属分类均

^① 国家技术监督局,《国家标准管理办法》,1990年8月24日, <http://www.lscps.gov.cn/html/17679>; 国家技术监督局,《行业标准管理办法》,1990年8月24日, <http://www.lscps.gov.cn/html/17678>; 国家技术监督局,《地方标准管理办法》,1990年9月6日, http://spzx.sac.gov.cn/sxxgk/gkml/flfg/gnflfg/201012/t20101210_56237.htm。三类标准的修订版本均在2020年及以后,不影响本文实证分析样本。

^② 行业标准代号包括71个,详见国家标准信息公共服务平台, <https://std.samr.gov.cn/>。

^③ 根据2020版《地方标准管理办法》,2020年3月1日后市县级地方标准代号由“DB”加上其行政区划代码前四位数字组成。

视为受到该条标准约束的行业。值得注意的是,地区标准匹配时需考虑行政区划码、CCS分类、发布年份三个维度。本文利用给定地区、行业受到约束的各类标准累计数量,测度该地区、行业面临的标准环境。为剔除量纲影响,回归时将行业层面各类标准数量加1取对数。

表IV2汇报了行业和地区层面标准环境对企业出口的影响。为克服内生性问题,行业和地区层面标准环境变量均取滞后一期变量,并考虑企业-行业-时间层面固定效应的实证设定^①。列(1)在基准回归基础上,控制了行业和地区层面各类标准数量。此时,初次参与标准制定对企业出口增长仍有显著的正向作用,且回归系数大小与基准回归较为一致。不同类别标准环境对企业出口均具有显著正面影响。平均而言,企业出口规模相对国家、行业及地方三类标准累计数量滞后一期的对数弹性分别为3.5%、4.8%和4.2%。行业和地方标准对企业出口的影响略大于国家标准,这可能是因为二者在制定时对相关领域企业的生产情况和实际利益考虑较多,进而对本领域企业生产规范和质量信号的作用更大。列(2)在列(1)的基础上,剔除企业初次参与标准制定为强制性标准的情况^②。列(3)基于2013年及以前从未参与标准制定企业的样本,重复列(1)中回归,并得到与全样本类似的结果。这表明:对于未参与标准制定的企业而言,标准对其出口的影响来自行业、地区层面标准环境的综合影响;而对于参与标准制定的企业而言,标准对其出口规模的影响还包括参与标准制定带来的出口增长。

表IV2 行业和地区层面标准环境对企业出口的影响

因变量:ln(出口额)	全部企业		未参与标准制定的企业
	所有标准	剔除强制性标准	
	(1)	(2)	(3)
初次参与标准制定虚拟变量	0.122*** (0.024)	0.122*** (0.025)	
国家标准累计数量对数滞后一期	0.035** (0.015)	0.035** (0.015)	0.024 (0.016)
行业标准累计数量对数滞后一期	0.048*** (0.010)	0.047*** (0.010)	0.050*** (0.010)
地方标准累计数量对数滞后一期	0.042*** (0.003)	0.042*** (0.003)	0.042*** (0.003)
企业层面控制变量	是	是	是
企业固定效应		企业、行业、年份	
观测值	647,136	646,875	630,925
Total R ²	0.849	0.849	0.848

注:表中为企业-行业-时间层面固定效应的估计结果,与正文表3基准回归中相应回归在控制变量和固定效应设定上保持一致。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。

4. 其他稳健性检验

根据企业名称或海关出口金额与规模以上工业企业出口交货值统计差异,剔除贸易中介商影响(Ahn et al., 2011; Bai et al., 2017),由此得到的估计结果也与基准结果一致。在度量贸易伙伴相似性时,本文还考虑了进口国与出口国间是否曾经存在霸权与被霸权支配关系、是否曾经存在殖民或被殖民关系,是否曾经存在同胞关系(sibling relationship)以及是

^① 我国自1958年以来既有各类标准发布实施、且每年都有大量标准发布,因此处理效应方法不适用于估计行业和地区层面标准环境影响,故本节主要考虑企业-行业-时间层面固定效应的实证设定。

^② 由于强制性标准在样本中占比较低,将二者分开识别影响可能存在较大偏差;加之本文强调的标准制定的质量信号作用与推荐性标准的设定更为一致,因此列(2)采取了剔除初次参与强制性标准制定样本的设定。此外,由于企业一年可能参与多项标准制定,仅保留企业初次参与推荐性标准制定的情况,删除两类标准混合参与的情况。

否存在区域自贸协定等关联,基于这些指标的相似背景和不同背景分组分析结果与正文表7相应结果基本一致。

正文表8不同产品分类说明如下:本文根据Rauch(1999)“保守型”划分标准识别差异化产品,而将“有公开交易所”或“有参考价格”的产品定义为非差异化产品。我国出口产品中多数为差异化产品,非差异化产品占比相对较低。但不同差异化产品生产的技术标准仍存在较大差异。比如,机械设备(SITC Rev.2编码:71-74)等中高技术产品与服装、鞋靴(SITC Rev.2编码:84和85)等低技术产品同为差异化产品,但二者的差异化程度及对标准的依赖程度存在显著差距。机械工程等中高技术制造品(属于技术密集型产品)主要包括各类工程机械及其他医学、光学、测量仪器等;纺织服装类低技术制造品主要包括纺织服装、鞋靴、纸制品、非金属和金属制品等;资源型制造品主要包括基于农业资源加工的食品、橡胶等产品以及基于各类矿产资源制造的相关产品。本文还采用Rauch(1999)“宽松型”划分标准^①,验证正文表8列(1)和(2)分析结果的稳健性。在“宽松型”划分标准下,差异化产品的参与者平均处理效应 β_{att} 的系数和显著性均较“保守型”有所提升,而非差异化产品的回归结果仍不显著。

^① 考虑到Rauch(1999)提供的产品分类为3或4位码SITC Rev.2产品,本文利用联合国统计司提供的SITC Rev.24位码产品与历年HS6位码产品对应表,将不同产品分类方式进行匹配,进而识别HS6位码产品的异质性。

附录 V 质量测算的三种方式说明

第一种质量测算方法参考 Khandelwal et al. (2013), 需求侧出口质量的测度公式为 $\ln(\hat{z}_{fhd t}) = \hat{\varepsilon}_{fhd t} / (\sigma - 1)$ 。其中, f 、 h 、 d 、 t 分别表示企业、HS 6 分位产品、目的地国家和年份; $z_{fhd t}$ 表示出口产品质量, $\ln(\hat{z}_{fhd t})$ 为其对数拟合值; $\hat{\varepsilon}_{fhd t}$ 为 CES 效用函数下贸易品需求函数 $\ln(q_{fhd t}) + \sigma \ln(p_{fhd t}) = (\sigma - 1) \ln(P_{hd t}) + \ln(A_{hd t}) + (\sigma - 1) \ln(z_{fhd t})$ 的估计残差。 $p_{fhd t}$ 、 $q_{fhd t}$ 分别表示相应维度产品的出口价格和数量, $P_{hd t}$ 和 $A_{hd t}$ 表示相应维度的加总价格指数和消费总支出。贸易品的价格和数量可由数据直接观测得到, 加总价格指数和消费总支出可通过产品—目的地—年份层面的固定效应加以控制。需求弹性 σ 估计值来自 Broda et al. (2006)。参考 Lim et al. (2022), 将企业—产品—目的地—年份层面的出口质量指标去除其市场均值, 得到出口质量相对市场均值变化的百分比。然后, 按当年每个 HS 6 产品—目的地—年份层面出口占企业总出口的份额将出口质量指标加总到企业—年份层面, 得到企业层面的出口质量测度指标, 记作 KSW 质量指数。

第二种质量测算方法参考 Lim et al. (2022)。令 H 表示海关产品代码 HS 2 层面参考 Lim et al. (2022) 划分的行业大类, λ_f^H 、 $\lambda_{hd t}^H$ 、 λ_{pt}^H 分别表示企业、HS 6 产品—目的地—年份、企业所在省份—年份层面的固定效应。考虑需求方程为 $\ln(q_{fhd t}) = \beta^H \ln(p_{fhd t}) + \lambda_f^H + \lambda_{hd t}^H + \lambda_{pt}^H + \varepsilon_{fhd t}^H$, 参考 Berry (1994)、Khandelwal (2010)、Lim et al. (2022), 将质量视为企业、产品—目的地—年份与省份—年份层面使得销售量变化的因素, 即 $\lambda_{fhd t}^* = \lambda_f^H + \lambda_{hd t}^H + \lambda_{pt}^H$ 。与 KSW 质量指数构建方法类似, 同样采用出口权重将企业—产品—目的地—年份层面质量指数加总到企业—年份层面, 并记作 LTY 质量指数。

第三种质量测算同样参考 Lim et al. (2022), 考虑到需求方程中价格为内生决定, 残差中的质量可能同时影响出口价格和出口数量, 进而使得价格的估计系数有偏。为从供给侧构造工具变量, 减少需求冲击的干扰, 本文参考 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^①, 具体而言, $IV_{fhd t} = \ln p_{f'h'd't}$, 其中 $p_{f'h'd't}$ 表示同一城市出口与 h 在同一 HS 4 位代码下的所有 HS 6 分位产品到地理距离和经济水平足够远的市场的出口价格的平均值。此工具变量满足相关性, 因为同一城市出口同类产品的其他企业的出口价格与该企业出口价格面临共同的供给冲击; 满足排他性, 因为此工具变量排除了相近市场的需求信息, 选择距离和经济水平较远的市场的平均出口价格作为工具变量, 这些市场与市场 d 面临的需求冲击可认为较为独立, 较难影响残差中的需求面因素 (如目的地市场 d 的质量偏好)。类似地,

^① Wang (2011) 指出同一城市、同类产品的出口企业, 出口到地理和发展程度差别较大的国家时, 面临不同的需求面冲击 (如不同的质量偏好), 但面临共同的供给侧冲击, 如当地工资的变化。因此, 同一城市的企业出口同类产品到地理和发展程度距离目的地市场 d 较远的市场的企业出口价格可以作为出口到目的地市场 d 出口价格的工具变量。具体采用的标准为: 地理距离在所有出口国家对地理距离的 30 分位数以上, 人均 GDP 在出口目的地市场 d 的人均 GDP 1.5 个标准差以外的市场。

将使用工具变量估计得到的企业—产品—目的地—年份层面质量指数加总到企业—年份层面，并记作 IV 质量指数。

附录 VI 理论模型相关说明

关于参与标准制定质量门槛的说明。假设 z 在 (\underline{z}, \bar{z}) 上分布且 F 满足适宜取值使得 $\underline{z} \leq \hat{z} \leq \bar{z}$ 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。 \hat{z} 的取值受国内外市场对称性、国内与国外市场进入成本及参与标准制定成本等因素的影响。在定义完善 (well-defined) 的模型中， $\underline{z} \leq \hat{z} \leq \bar{z}$ 。通过考虑 \hat{z} 的最小值和最大值，从而解出模型定义完善的条件。由质量门槛公式可知， \hat{z} 的最小值在 \bar{E}_1 和 \bar{E}_0 、 \bar{E}_1^* 和 \bar{E}_0^* 之间差异最大时取得。极端情形下，消费者对获得标准的企业和未获得标准的企业的质量预期分别在质量上限和质量下限时，两组质量预期的差值最大。考虑国内和国外市场对称的情况，此时 \hat{z} 的最小值 $\hat{z}_{\min} > \frac{F}{2 \times D\left(\bar{z}^{-\gamma(\sigma-1)} - \underline{z}^{\gamma(\sigma-1)}\right)}$ 。故当

$\frac{F}{2 \times D\left(\bar{z}^{-\gamma(\sigma-1)} - \underline{z}^{\gamma(\sigma-1)}\right)} \geq \underline{z}$ 时，一定有 $\hat{z} \geq \underline{z}$ 。 \hat{z} 的最大值在 \bar{E}_1 和 \bar{E}_0 、 \bar{E}_1^* 和 \bar{E}_0^* 之间差异最小时

取到。考虑国内和国外市场对称、 z 服从均匀分布的情况，根据数值模拟可知 $(\bar{E}_1)^\sigma - (\bar{E}_0)^\sigma$ 的最小值在 $\bar{E}_0 = \underline{z}^{\gamma(\sigma-1)}$ 时取得，定义 $z_2 = \frac{\underline{z} + \bar{z}}{2}$ ，此时 $\bar{E}_1 = z_2^{\gamma(\sigma-1)}$ 。由此， \hat{z} 的最大值

$\hat{z}_{\max} = \frac{F}{2 \times D\left(z_2^{\gamma(\sigma-1)} - \underline{z}^{\gamma(\sigma-1)}\right)} \leq \bar{z}$ 时，有 $\hat{z} \leq \bar{z}$ 。综上，当 $\frac{F}{2 \times D\left(\bar{z}^{-\gamma(\sigma-1)} - \underline{z}^{\gamma(\sigma-1)}\right)} \geq \underline{z}$ 和

$\frac{F}{2 \times D\left(z_2^{\gamma(\sigma-1)} - \underline{z}^{\gamma(\sigma-1)}\right)} \leq \bar{z}$ 时，有 $\underline{z} \leq \hat{z} \leq \bar{z}$ ，模型定义完善。当 z 取其他分布时，可用类似方法解出 F 需满足的条件。

附录VII 附表

说明:附录“表 VIII 工具变量回归结果”与正文“表 5 工具变量回归结果”为同一张表。受篇幅影响,正文表 5 未汇报所有变量的回归系数,这些结果在附录表 VIII 中展示。

表 VIII 1 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)
ln(出口额)1 期滞后项	0.001*** (0.0001)	0.283*** (0.003)
ln(资本劳动比)1 期滞后项	0.0004*** (0.0001)	-0.068*** (0.002)
ln(劳动生产率)1 期滞后项	0.001*** (0.0002)	0.151*** (0.003)
杠杆率 1 期滞后项	-0.00001 (0.00001)	-0.001*** (0.0003)
法人企业虚拟变量	0.006*** (0.001)	0.011 (0.013)
私营企业虚拟变量	-0.0001 (0.001)	-0.001 (0.007)
外资企业虚拟变量	-0.001 (0.001)	0.071*** (0.011)
港澳台企业虚拟变量	-0.001 (0.001)	0.049*** (0.011)
固定效应	企业、行业、时间	
Kleibergen-Paap rank LM 统计值	—	78.784***
Kleibergen-Paap rank Wald F 统计值	—	56.066
观测值	572,721	572,721

注:列(1)-(2)为在基准回归中企业—行业—时间层面固定效应设定下,采用同省同行业不同地级市参与标准制定的企业占比作为企业首次参与标准制定的工具变量的回归结果。根据 Baum et al. (2007),由于 Kleibergen-Paap rank Wald F 统计值显著高于经验临界值 10,故不存在弱工具变量的问题。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。

说明：附录“表 VII2 参与标准制定与企业事前质量水平的关系”与正文“表 6 参与标准制定与企业事前质量水平的关系”为同一张表。受篇幅影响，正文表 6 未汇报所有变量的回归系数，这些结果在附录表 VII2 中展示。

表 VII2 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(出口额)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)
法人企业虚拟变量	0.010** (0.005)	0.010** (0.005)	0.010** (0.005)
私营企业虚拟变量	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
外资企业虚拟变量	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)
港澳台企业虚拟变量	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.004 (0.002)
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。KSW、LTY、IV 分别表示用三种方法测算的质量指数。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。

参考文献

- Ahn, J. B., A. K. Khandelwal, and S. J. Wei, "The Role of Intermediaries in Facilitating Trade", *Journal of International Economics*, 2011, 84(1), 73-85.
- Bai, X., K. Krishna, and H. Ma, "How You Export Matters: Export Mode, Learning and Productivity in China", *Journal of International Economics*, 2017, 104, 122-137.
- Baum, C. F., M. E. Schaffer, and S. Stillman, "Enhanced Routines for Instrumental Variables/GMM Estimation and Testing", *Stata Journal*, 2007, 7, 465-506.
- Berry, S. T., "Estimating Discrete-choice Models of Product Differentiation", *RAND Journal of Economics*, 1994, 242-262.
- Brandt, L., J. Van Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, "WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms", *American Economic Review*, 2017, 107(9), 2784-2820.
- Broda, C., J. Greenfield, and D. Weinstein, "From Groundnuts to Globalization: A Structural Estimate of Trade and Growth", NBER Working Paper No. 12512, 2006.
- De Loecker, J., "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia", *Journal of International Economics*, 2007, 73(1), 69-98.
- Eppinger, P. S., "Service Offshoring and Firm Employment", *Journal of International Economics*, 2019, 117, 209-228.
- Imai, K., G. King, and E. A. Stuart, "Misunderstandings between Experimentalists and Observationalists about Causal Inference", *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 2008, 171(2), 481-502.
- 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.
- Khandelwal, A., "The Long and Short (of) Quality Ladders", *Review of Economic Studies*, 2010, 77(4), 1450-1476.
- 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.
- 寇宗来、刘学悦, "中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响", 《经济研究》, 2020 年第 3 期, 第 83—99 页。
- 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.
- Rauch, J. E., "Networks versus Markets in International Trade", *Journal of International Economics*, 1999, 48(1), 7-35.
- Stuart, E. A., and D. B. Rubin, "Best Practices in Quasi-Experimental Designs: Matching Methods for Causal Inference", In: Osborne, J. W. (eds.), *Best Practices in Quantitative Methods*. Thousand Oaks, CA: Sage, 2008, 155-176.
- Wang, L., "Quality, Input Choices and Learning by Exporting: Evidence from Chinese Exporters", *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 6, 346-389.
- 谢申祥、范鹏飞、宛圆渊, "传统 PSM-DID 模型的改进与应用", 《统计研究》, 2021 年第 2 期, 第 146—160 页。
- 余淼杰, "加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据", 《经济学(季刊)》, 2011 年第 4 期, 第 1251—1280 页。
- 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.

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。