

制度型开放促进了本土企业创新

——基于标准开放视角

杨志浩 洪俊杰

目录

附录 I 特征事实分析.....	1
附录 II 主要变量的描述性统计	3
附录 III 稳健性检验	4
附录 IV 拓展研究	7
参考文献	9

附录 I 特征事实分析

第一，企业已成为影响我国国家标准制定的关键力量。《国家标准化发展纲要》指出，“到 2025 年，实现标准供给由政府主导向政府与市场并重转变”。企业是市场主体的重要组成部分，也是国家标准制定中极为重要的市场力量。图 I1 展示了 2000—2023 年各类主体当年新参与制定国家标准的频次，结果表明，近年来每年新参与制定国家标准的各类主体数量呈上升趋势；企业当年新参与制定国家标准的频次占各类主体当年新参与制定国家标准总频次的比重，由 2000 年的 19.6% 上升至 2023 年的 76.3%。2012 年之前，标准化组织、科研院所和高等院校等非企业主体是国家标准的主要参与者，但从 2012 年开始，企业当年新参与制定国家标准的频次首次超过其他各类主体之和，成为国家标准最主要的参与者。综上，当前以企业为代表的市场主体已经成为影响我国国家标准制定的关键力量。

第二，外资持股企业对国家标准制定的相对参与度趋弱。《国家标准化发展纲要》指出，“到 2025 年，标准化工作由国内驱动向国内国际相互促进转变”。在华外资企业具有与我国本土企业同等参与国家标准制定的权利，在推动国内外标准化工作中充当重要的桥梁作用。图 I2 展示了外资持股企业当年新参与制定国家标准的频次及其占比，结果表明，2000 年以来外资持股企业新参与制定国家标准的频次呈上升趋势，然而外资持股企业当年新参与制定国家标准的频次占企业主体（或各类主体）当年新参与制定国家标准总频次的比重却呈“倒 U 型”。期间，该比重在 2013 年达到峰值，数值为 20.5%（或 11.4%）。但时至 2023 年，这一比重仅 13.1%（或 10.0%）。由此可见，外资持股企业在我国国家标准制定中的相对参与度有所降低，我国标准领域的制度型开放水平尚存提升空间。

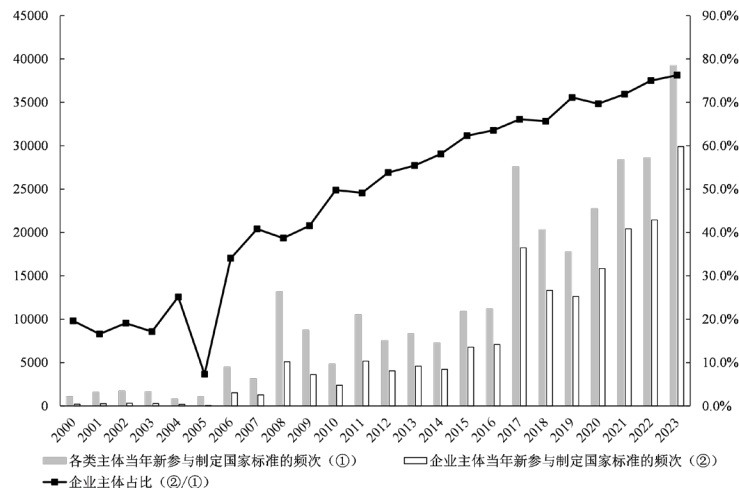


图 I1 企业当年新参与标准制定的状况

注：“①”代表各类主体当年新参与制定国家标准的频次，“②”代表企业主体当年新参与制定国家标准的频次。图 I2 同。

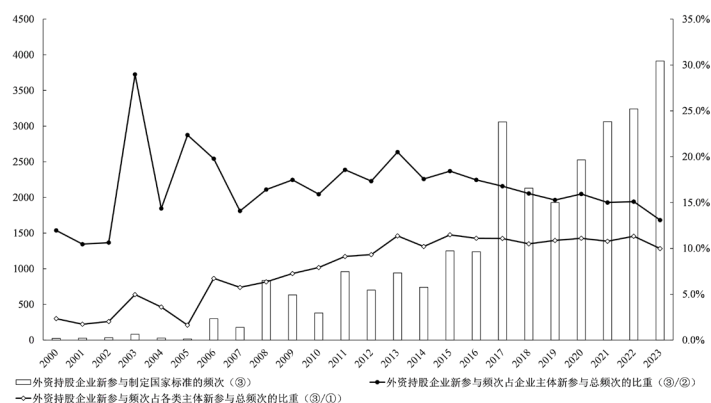


图 I2 外资持股企业当年新参与标准制定的状况

注：“③”代表外资持股企业新参与制定国家标准的频次。

第三，外资持股企业对强制性国家标准制定的参与度总体高于对推荐性国家标准制定的参与度。强制性国家标准是技术上涉及人身财产安全、国家安全、生态环境安全和社会管理基本需要的标准。在部分强制性国家标准上，外资持股企业是标准制定的主体。图 I3 展示了 2000—2023 年外资持股企业当年新参与制定强制性（或推荐性）国家标准频次占各类主体当年新参与制定强制性（或推荐性）国家标准总频次的比重，结果表明，自 2006 年以来外资持股企业对强制性国家标准制定的参与度总体上高于对推荐性国家标准制定的参与度。

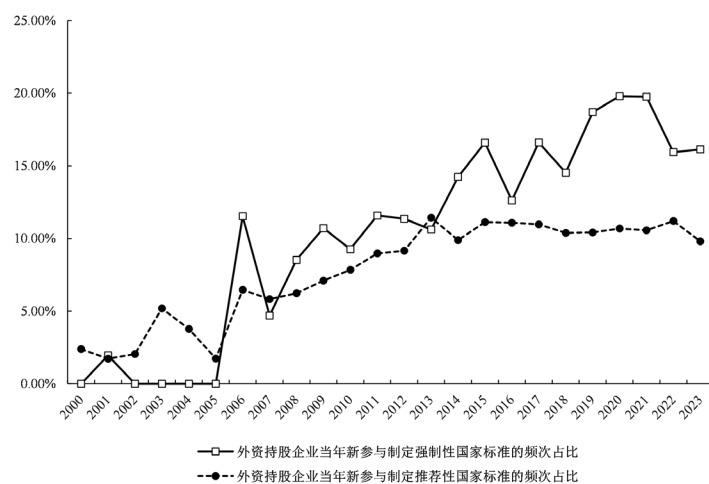


图 I3 外资持股企业对强制性与推荐性国家标准制定的参与状况

附录 II 主要变量的描述性统计

表 III 主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
标准开放度	2649648	0.2637	0.7795	0	38.4615
企业创新	2649648	0.0302	0.2190	0	8.9923
企业年龄	2649648	1.8884	0.9326	0	7.6063
资产负债率	2649648	0.5656	0.2976	0.0003	1.6575
企业规模	2649648	4.7980	1.0803	2.0794	13.2528
劳动生产率	2649648	0.4272	0.4435	0.0427	1.7198
外资进入强度	2649648	0.0122	0.0091	0.0013	0.1398
经济发展水平	2649648	3.2129	0.6983	0.9789	4.6062
第二产业占比	2649648	0.5040	0.0557	0.1976	0.6150
第三产业占比	2649648	0.3920	0.0638	0.2860	0.7690
中间品进口贸易网络中心度	2649648	0.1246	0.6736	0	4.9133
商品出口贸易网络中心度	2649648	0.2086	0.8779	0	6.0156
本土市场占有率（百分点）	2649493	0.1766	1.0156	0	100
初创企业	2561673	0.0827	0.2754	0	1
在位企业	2561673	0.8828	0.3217	0	1
即将退市企业	2561673	0.0345	0.1826	0	1
上游标准开放度	2644070	0.2151	0.2182	0	1.1812
下游标准开放度	2644070	0.1939	0.2148	0.0031	2.8733
出口环节信息摩擦	261191	1.0212	3.1721	0.0000	23.5011
进口环节信息摩擦	108999	4.9667	12.5477	0.0000	84.4318
共同参标规模	11728	0.0844	0.2965	0	1.6094
共同参与标准制定（虚拟变量）	11728	0.2020	0.4015	0	1

附录 III 稳健性检验

第一，调整标准有效期的起始时点。标准从出台到失效，一般经历发布、实施和废止三个阶段。尽管标准从发布日起便开始对市场形成影响力，但对市场产生实际约束的时间节点起于标准的实施日。基准回归中，本文将标准从发布日至废止日的时间区间定义为国家标准的有效期。本部分将标准的有效期界定为实施日至废止日的时间区间，重新测算标准开放度。表 III1 的第 1 列结果表明，调整标准有效期的起始时点后，标准开放仍然显著促进了本土企业创新。

第二，考虑标准的跨行业适用性问题。思考如下情形：A 行业的外资持股企业参与制定的某项国家标准，可能同样适用于 B 行业，但由于 B 行业的外资持股企业没有参与该项国家标准的制定，因此本文识别的核心解释变量可能低估 B 行业的标准开放度。解决这一问题的方法至少有两种：一是泛化行业类别。正文基准回归中的标准开放度基于四分位行业测度而来，本文通过测算二分位行业的标准开放度，降低国家标准的跨行业适用性，回归结果见表 III1 的第 2 列。二是将国家标准限定在产品标准范畴。标准类型分为产品标准、基础标准、方法标准、管理标准，以及安全、卫生和环境标准等。其中，产品标准聚焦于某一特定产品，适用范围相对较小，出现某一标准适用于多个行业的可能性较低。因此，本文剔除其他类型标准，仅使用产品标准构造标准开放度，回归结果见第 3 列。第 2 列和第 3 列的结果均证实，考虑标准的跨行业适用性问题后，基准回归结论仍然成立。

第三，使用的标准开放度考虑了行业外资准入差异或企业规模。一是由于不同行业的外资市场准入存在差异，外资市场准入度较高的行业通常拥有更多的外资持股企业，可能使得该行业外资持股企业参与制定国家标准的频次更高，进而使得基准回归高估了标准开放对本土企业创新的影响。对此，本文使用正文“变量设计”部分的“考虑行业外资市场准入差异的稳健指标”重新检验基准回归结论（见表 III1 的第 4 列），结论稳健。二是基准回归在衡量行业层面外资持股企业对国家标准的参编强度时，主要使用了外资持股企业参与制定且处于有效期的国家标准数量。鉴于规模越大的外资持股企业，其参与国家标准制定对市场的影响程度可能越高，因此本部分使用企业规模调整外资持股企业的标准影响力，具体指标构造可参见正文“变量设计”部分的“考虑企业规模的稳健指标”。表 III1 的第 5 列结果表明，标准开放仍然显著促进了本土企业创新。

第四，考虑同一行业不同种类标准是否可以直接相加的问题。同一行业不同种类标准的重要性有所差异，外资参与制定重要性低的标准对该行业标准开放的影响，可能低于外资参与制定重要性高的标准，因此采取外资参标频次直接相加的方法可能存在偏误。对此，本文将标准划分为强制性和推荐性标准，前者重要性通常高于后者，如此即可剥离标准重要性差异的干扰。进一步地，本文构造了强制性标准开放度和推荐性标准开放度指标，表 III1 的第 6 列和第 7 列结果表明，无论强制性还是推荐性标准开放，均显著促进了本土企业创新。由此可见，通过标准划分的方式剥离标准重要性差异后，标准开放仍显著促进了

本土企业创新。因此，同一行业不同种类标准的可加性问题没有颠覆本文的研究结论。

第五，对标准开放度指标归一化处理。本文采用如下公式（III1）对外资持股企业参与制定我国国家标准的频次进行归一化处理，提升不同行业标准开放度指标的可比性。

$$S_j^{st} = \frac{T_{jt}^{type=FDI} - \min T_{jt}^{type=FDI}}{\max T_{jt}^{type=FDI} - \min T_{jt}^{type=FDI}}, \quad (III1)$$

其中， S_j^{st} 代表归一化后的标准开放度， j 代表四分位行业， t 代表年份， $\min$ 和 $\max$ 分别为最小值和最大值。表 III1 的第 8 列结果表明，归一化处理后的标准开放度指标系数显著为正，即标准开放显著促进了本土企业创新。

表 III1 稳健性检验 (I)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	调整有效期	泛化行业类别	使用产品标准	考虑外资市场准入	企业规模调整指标	强制性标准	推荐性标准	归一化处理
标准开放度	0.0157*** (0.0024)	0.0387*** (0.0070)	0.0249*** (0.0037)	0.0017*** (0.0005)	0.1267*** (0.0419)	0.0263*** (0.0086)	0.0147*** (0.0017)	0.0357*** (0.0130)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	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	控制
常数项	0.0430 (0.0368)	0.0418 (0.0462)	0.0438 (0.0368)	0.0512 (0.0371)	0.0515 (0.0374)	0.0534 (0.0375)	0.0420 (0.0367)	0.0509 (0.0373)
观察值	2649648	2649648	2649648	2649648	2649648	2649648	2649648	2649648
R ²	0.0257	0.0269	0.0253	0.0250	0.0242	0.0244	0.0259	0.0245

注：***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 水平上显著，第 2 列括号内是二分位行业层面聚类调整的稳健标准误，其余各列括号内是四分位行业层面聚类调整的稳健标准误。

第六，考虑专利研发周期。根据国家知识产权局发布的《中国专利调查数据报告（2015）》，企业专利研发周期大多在 2 年以内，其中，研发周期在 1 年以下的占比约 23.2%，1~2 年的占比约 44.1%。基准回归中，本文使用当期专利申请量对当期标准开放度进行回归，为了排除专利研发周期的干扰，本部分将核心解释变量的滞后期（1~2 期）置入基准回归模型，对基准回归结论进行再检验，结论稳健（见表 III2 的第 1 列）。

第七，替换企业创新的测度方式。本部分使用发明专利授权量代替发明专利申请量，重新测度本土企业的创新水平，回归结果见表 III2 的第 2 列。此外，本文使用 Python 的 JIEBA 词库提取标准名称关键词，将关键词与专利摘要匹配，保留含有标准名称关键词的发明专利，进而构造与标准相关的发明专利申请量变量。进一步地，使用该变量重新测度本土企业的创新水平，回归结果见第 3 列。前述结果表明，使用不同指标衡量创新时，标准开放均促进了本土企业创新。

第八，变换专利数据的处理方式。企业发明专利申请量是离散型计数数据，存在零值和左偏问题。本文基于如下公式（III2）利用反双曲正弦变换对发明专利申请量进行处理，缓解数据偏斜问题，回归结果见表 III2 的第 4 列。

$$Arcsinh_{it} = \ln(Inno_{it} + \sqrt{Inno_{it}^2 + 1}). \quad (III2)$$

此外，基准回归中通过对企业发明专利申请量加 1 后取对数的方式，对专利数据进行

了数据变换。本部分直接使用发明专利申请量的原值对标准开放度进行回归，结果见第 5 列。第 4、5 列结果均表明，调整数据处理方式后，标准开放仍显著促进了本土企业创新。

第九，考虑企业进出市场动态。在样本区间内，大量企业存在进入或退出市场的动态行为，该行为可能与其创新水平相关。据此，本文使用在样本区间内始终存在的企业，构造平衡面板数据。回归结果见表 III2 的第 6 列，显然，考虑企业进出市场动态后，标准开放仍显著促进本土企业创新。

表 III2 稳健性检验 (II)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	考虑研发周 期	发明专利授 权量	与标准相关 的发明专利	反双曲正弦	专利申请量 原值	平衡面板
标准开放度 (当期)	0.0118*** (0.0025)	0.0080*** (0.0013)	0.0123*** (0.0018)	0.0184*** (0.0028)	0.1290** (0.0534)	0.0226*** (0.0040)
标准开放度 (滞后 1 期)	0.0081*** (0.0024)					
标准开放度 (滞后 2 期)	0.0072*** (0.0018)					
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	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
常数项	-0.0110 (0.0460)	0.0676*** (0.0247)	0.0253 (0.0291)	0.0527 (0.0459)	0.1523 (0.9116)	0.0410 (0.1314)
观察值	1127032	2649648	2649648	2649648	2649648	170573
R ²	0.0331	0.0225	0.0210	0.0261	0.0004	0.0595

注：***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 水平上显著，括号内为在四分位行业层面聚类调整的稳健标准误。

第十，对标准开放度指标进行交叉检验。本文对标准开放度指标的科学性进行了交叉检验。逻辑上，与政府关系越密切的企业，越有可能参与国家标准制定（林洲钰等，2014）。因此，国有企业占比越高的行业，外资持股企业参与制定标准的份额可能越小，即国有企业占比与标准开放度之间极有可能呈负相关关系。事实上，本文拟合了国有企业占比与标准开放度，发现二者的确呈显著负相关关系（见图 III1）。

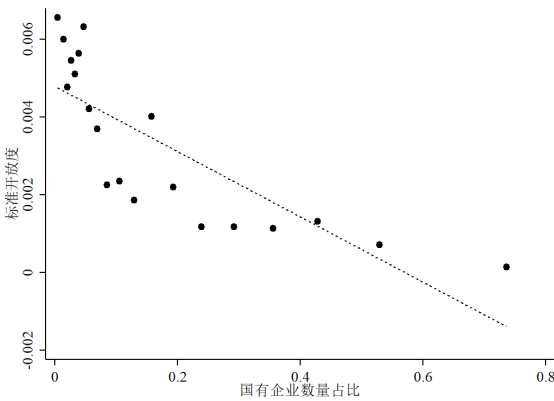


图 III1 行业国有企业数量占比与标准开放度的相关性

注：因散点较多，本文采用分仓散点图展示了国有企业数量占比与标准开放度的关系。

附录 IV 拓展研究

第一，标准开放与企业转型。一是标准开放、生产挤出与企业产品升级。表 IV1 的第 1 列使用工业总产值的对数衡量企业的生产水平，结果表明，标准开放显著降低了本土企业的生产水平。第 2 列使用新产品产值的对数对标准开放度回归，结果表明：标准开放在当期没有立即提升企业的新产品规模，但在 3 期后显著扩大了本土企业的新产品规模。第 3 列使用新产品产值与工业总产值的比重（以下简称“新产品占比”）识别企业的生产格局演变。结果发现，滞后 3 期的标准开放显著提升了本土企业的新产品占比，即促使本土企业将生产重心向新产品市场倾斜。

二是标准开放、内销挤出与企业产品出海。表 IV1 的第 4 列使用企业工业销售产值与出口交货值之差的绝对值，衡量企业的内销规模。结果表明，标准开放显著降低了本土企业的内销规模。第 5 列使用国内销售额与工业销售产值之比，衡量本土企业的内销份额，进而检验标准开放对企业市场转移的影响。结果发现，标准开放降低了本土企业的内销份额，即促使本土企业将销售重心向出口市场倾斜。

表 IV1 进一步分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	工业总产出	新产品产出	新产品占比	内销规模	内销份额
标准开放度	-0.0087*** (0.0024)	-0.0147 (0.0289)	-0.0002 (0.0004)	-0.0098*** (0.0037)	-0.0017*** (0.0005)
标准开放度 (滞后 1 期)		0.0034 (0.0319)	-0.0001 (0.0004)		
标准开放度 (滞后 2 期)		-0.1136 (0.0722)	-0.0014 (0.0009)		
标准开放度 (滞后 3 期)		0.0956* (0.0507)	0.0012* (0.0006)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	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
常数项	5.0309*** (0.1347)	12.9319*** (1.6461)	0.0831*** (0.0159)	4.9723*** (0.2063)	0.9703*** (0.0222)
观察值	2649648	603547	603547	2649457	2648481
R ²	0.7909	0.0541	0.0450	0.2603	0.0032

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著，括号内为在四分位行业层面聚类调整的稳健标准误。

第二，标准开放与国内外标准统一。本文以国内标准采用国际标准为契机，设计如下方法识别我国本土企业面临的国内外标准统一度。首先，本文使用全国标准信息公共服务平台提供的国家标准信息数据，计算 t 年国际标准分类号 m 下处于有效期且采用国际标准的我国国家标准数量 (C_{mt})， C_{mt} 越大，代表该标准分类下的国内外标准统一度越高。其次，世界贸易组织提供了国际标准分类号与 HS 商品编码对照表，公布了每种 HS 商品适用的标准集合，据此可识别 t 年商品 p 对应的处于有效期且采用国际标准的我国国家标准数量 C_{pt} 。最后，假设 t 年本土企业 f 对商品 p 的进出口额为 $Value_p$ ， M 为商品种类的集合。本文基于如下公式 (IV1)，利用企业的贸易结构对 C_{pt} 进行加权平均，进而计算得到 t 年本土企业 f

面临的国内外标准统一度 (SU_{ft})。国内外标准统一度的数值越大，代表本土企业面临的国内外标准统一度越高。其中，使用企业的贸易结构进行加权平均，体现了企业为了提升自身所面临的国内外标准统一度而进行的策略选择。

$$SU_{ft} = \sum_{p=1}^M \left(\frac{Value_{fp}}{\sum_{p=1}^M Value_{fp}} \times C_{fpt} \right). \quad (IV1)$$

表 IV2 的第 1 列和第 2 列汇报了标准开放对本土企业面临的国内外标准统一度 (SU_{ft}) 的影响，结果表明，无论是否控制其他干扰因素，标准开放均显著提高了本土企业面临的国内外标准统一度，即实现了依托标准开放促进标准统一的政策目标。本文也试图继续检验国内外标准统一对本土企业创新的影响，如果国内外标准统一促进了本土企业创新，将为本文的信息传递机制提供更多的证据支撑。第 3 列使用本土企业创新水平对本土企业面临的国内外标准统一度进行回归，结果表明，国内外标准统一显著促进了本土企业创新。

第三，外商参与标准制定与“稳外资”目标。本文从外商追加投资视角，考察标准开放的“稳外资”效应。本文将当期外商投资额相较于上一期有所提升，定义为外商追加投资；将当期外商追加投资额与上一期外商投资额之比，界定为外商资本追加率，并借助外商投资审批（备案）数据库识别外资持股企业的外商资本追加率。与此同时，本部分将研究样本替换为外资持股企业，并使用外资持股企业参与制定且处于有效期的国家标准数量的对数，构造“外资参与标准制定”变量。表 IV2 的第 4 列和第 5 列结果表明，参与制定我国国家标准显著提升了外商资本追加率。

表 IV2 拓展研究

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	国内外标准 统一度	国内外标准 统一度	企业创新	外商资本追加 率	外商资本追加 率
标准开放度	1.7756*** (0.3291)	1.7603*** (0.3274)			
国内外标准 统一度			0.0002*** (0.0000)		
外资参与标准制定				0.0065** (0.0028)	0.0066** (0.0028)
控制变量	不控制	控制	控制	不控制	控制
企业固定效应	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
常数项	35.4740*** (2.5674)	19.3885 (22.1354)	-0.2143 (0.2480)	0.0298*** (0.0007)	0.0286*** (0.0024)
观察值	285441	285441	285441	583291	582946
R ²	0.0240	0.0244	0.0514	0.0087	0.0088

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著，括号内为在四分位行业层面聚类调整的稳健标准误。

参考文献

- [1] 林洲钰、林汉川、邓兴华,“什么决定国家标准制定的话语权:技术创新还是政治关系”,《世界经济》,2014 年第 12 期,第 140—161 页。

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。