

# 技术性贸易措施对中国企业出口 决策的影响

——基于出口强度与市场范围视角的考察

朱信凯 孔哲礼 李 慧

**摘要：**本文利用企业出口决策模型阐明了技术性贸易措施对企业出口强度和市场规模的影响，并基于2010—2015年中国出口企业的微观数据进行了验证。研究表明：技术性贸易措施对企业出口规模和市场规模的扩大具有显著的阻碍作用；并且企业受影响频次比越高，负面效应越明显；技术性贸易措施影响的覆盖范围越广泛，就越能倒逼企业进行有效应对，其负面效应将有所减弱；具体到技术性贸易措施的不同类型，技术法规与标准主要制约企业出口强度的扩大，而合格评定程序则主要限制企业出口市场范围；但不管哪种类型的措施，对农产品企业的负面影响程度都会高于工业品企业。

**关键词：**技术性贸易措施；企业；出口强度；市场范围

[中图分类号] F741.2 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 03-0056-15

WTO 成立之后的很长一段时期内，全球关税水平不断下降，配额、许可证等非关税措施的运用也受到越来越严格的限制，但有迹象表明，作为贸易保护替代手段的技术性贸易措施却显著增加 (Kalaba and Mmatlou, 2016)<sup>[1]</sup>。技术性贸易措施正在背离纠正市场失灵、保护进口国动植物安全和环境的初衷，异化为一种隐蔽性强、灵活度高的新型贸易壁垒，而由此引发的贸易纷争也成为各国关注的新焦点。UNCTAD (2018)<sup>[2]</sup> 更是将技术性贸易措施与关税、汇率波动一起并称为影响国际贸易的三大阻碍。由于无法满足发达国家在产品标准、标签标识、测试或认证程序等方面的要求，发展中国家出口企业蒙受了巨大的损失 (McGovern, 2018)<sup>[3]</sup>。中国作为最大的发展中国家，亦是受贸易壁垒影响最严重的国家之一，且影响中国

[收稿日期] 2019-08-23

[基金项目] 中国人民大学朱信凯教授“长江学者奖励计划”创新团队阶段性研究成果之一；海关总署国际检验检疫标准与技术法规研究中心招标项目“2018年度技术性贸易措施对中国出口企业影响的调查研究”(BFZX-201911-098)。

[作者信息] 朱信凯：中国人民大学农业与农村发展学院教授、博士生导师；孔哲礼（通讯作者）：中国人民大学国际学院讲师，博士后 100872 电子信箱 zhelikong@ruc.edu.cn；李慧：中国人民大学农业与农村发展学院博士生。

的贸易壁垒中有80%左右与技术性贸易措施有关(陈彦长和谭力文, 2011)<sup>[4]</sup>。中国也积极利用WTO的技术性贸易措施争端解决机制维护自身合法权益, 1995—2016年, 我国单独或参与提出了255项特别贸易关注(STC)。值得关注的是, 2010—2015年间由我国提出的STC数量占到了总数的62.7%(吴西源等, 2017)<sup>[5]</sup>, 而这一时期的出口增速也明显放缓。那么, 是技术性贸易措施影响了我国企业的出口吗? 如果是, 机理如何? 影响程度又有多大? 因此, 本文从出口强度和市场范围两个视角考察技术性贸易措施对企业出口决策的影响。

## 一、文献综述

技术性贸易措施有广义和狭义之分, 狭义技术性贸易措施只包括TBT协议中规定的技术法规、标准以及合格评定程序等, 而广义技术性贸易措施则还包括了《实施卫生与植物卫生措施协议》(以下简称SPS协议)中的各种措施。在适用产品类型上, TBT协议对于工业品和农产品均适用, 而SPS协议作为乌拉圭回合《农产品协定》的重要组成部分, 只适用于农产品。本文所指的技术性贸易措施特指广义上的概念。技术性贸易措施给出口企业带来新增符合成本, 这既包括产品重新设计、技术研发和新增评定合格环节所产生的一次性成本, 也包括因产品质量控制、技术验证、资金周转速度下降等产生的持续性成本(Henson, 1998)<sup>[6]</sup>。Fischer和Serra(2000)<sup>[7]</sup>将技术标准视为一种公共品, 揭示了“标准合规”与新增成本之间的逻辑关联。事实也是如此, Chen等(2008)<sup>[8]</sup>利用世界银行的调研数据测算了技术标准提高对发展中国家企业新增劳力、资金等符合成本的影响, 发现符合成本每增加1%, 企业生产可变成成本随之上升0.06至0.13个百分点, 而且固定符合成本已经占到了企业出口增加值的4.7%。因此, 日益严苛的技术性贸易措施抬高了出口门槛, 而更高的边际成本无疑会削弱出口企业的国际竞争力(Maskus and Wilson, 2001)<sup>[9]</sup>。Helpman和Krugman(1989)<sup>[10]</sup>首次提出, 新增固定成本是影响企业市场选择的重要因素, Roberts和Tybout(1997)<sup>[11]</sup>构建了关于企业出口行为的离散选择模型, 证明市场进入的沉没成本对于企业出口决策有着显著的影响。Melitz(2003)<sup>[12]</sup>提供了一个企业异质性的理论分析框架, 说明由于企业异质性(表现为生产率差异)和出口固定成本的存在, 只有生产率高于一定阈值的企业才会选择出口, 其中生产率最高的企业能出口到所有国家, 其余企业则只会向部分国家出口。Eaton和Kortum(2004)<sup>[13]</sup>指出目的国超过三个的出口企业数量会随着目的国的不断增加而减少。在产品差异化和企业异质性两个前提下, 只要新拓市场的边际收益大于边际成本, 企业就不会停止市场范围的扩张(Arkolakis, 2010)<sup>[14]</sup>, 但随着市场范围的扩大, 企业所面临的风险也更加复杂。许多学者基于上述理论进行了实证检验, Chen等(2008)发现技术标准、合格评定程序会限制企业出口额和市场范围的扩大, 而标准协调、检验检疫互认能通过改善规模经济、范围经济而减轻技术性贸易措施的负面影响。El-Enbaby和Hendy

(2016)<sup>[15]</sup> 选取特别贸易关注作为衡量指标,证明SPS降低了企业将新产品出口到新市场(扩展边际)的可能性,但对企业出口集约边际(单个产品出口额)的影响却并不显著。为了凸显企业的“异质性”,Fugazza和Olarreaga(2018)<sup>[16]</sup>按照规模对企业进行分类,发现大型企业会因为出口“市场准入型”壁垒而受益,表现为出口增加和市场失败概率下降,而小型企业则相反;Fontagne和Orefice(2018)<sup>[17]</sup>根据出口市场数量将企业分成多目的国企业和单一目的国企业,发现多目的国企业在遭遇技术性贸易措施时更偏好采取市场转移或退出策略。Hirsch和Lev(1971)<sup>[18]</sup>的研究,证明了企业出口稳定性与市场范围负相关,当现有市场的竞争加剧时,多市场企业更倾向于对出口市场范围进行调整。

国内关于技术性贸易措施的研究起步较晚,起初多围绕其对国家、产业层面的影响展开研究。例如研究技术性贸易措施与国别、地区贸易流量、商品结构变动的关系(夏友富,2001)<sup>[19]</sup>,也有研究其对农食产品、机电产品、纺织服装等不同行业的影响(孙晓琴和黄怡伟,2009<sup>[20]</sup>;钱江美,2017<sup>[21]</sup>;谢众民和朱信凯,2019<sup>[22]</sup>),均验证了技术性贸易措施阻碍贸易流量、扭曲贸易结构的结论。在技术性贸易措施的衡量方法上,有的用标准数量与水平、TBT/SPS通报数等存量指标,也有的采用关税等价法进行估算(鲍晓华,2010<sup>[23]</sup>)。近年来,海关企业进出口数据(海关数据库)、中国工业企业数据等微观资料的开放,使得从企业层面对技术性贸易措施影响进行研究成为可能。例如曹裕等(2017)<sup>[24]</sup>考虑了产品可替代性的两阶段博弈模型,发现存在技术性贸易壁垒时,企业的技术选择决策会受到产品处理成本因素的影响,且这种影响会随着产品召回系数的增大而上升。张彬和王梓楠(2019)<sup>[25]</sup>、田曦和柴悦(2019)<sup>[26]</sup>虽然基于不同模型就技术性贸易措施影响企业决策的内在机理进行了探讨,但在实证时都以海关进出口数据库和TRAINS数据库为主要数据来源,均证明了限制性的技术性贸易措施会对企业出口决策和出口额产生显著的负面效应。但是,上述实证研究也存在明显的缺陷,就是在衡量企业是否受影响时,均以“我国是否提出过涉及企业出口产品的STC(特别贸易关注)”为标准,用行业感受代替了企业感受,忽略了企业异质性这一特征事实。而本文实证研究以企业调研数据为基础,“是否受技术性贸易措施的影响”这一指标来源于企业自身的客观评价,有效弥补了上述不足。

## 二、理论框架

假定每个企业只生产一种商品,企业选择最优出口额和出口市场范围以实现利润最大化。为满足 $j$ 国对进口产品所设定的技术性贸易措施,出口企业 $i$ 需支付的符合成本为 $f_{ij} = f_j + \delta_{ij}$ 。其中, $f_j$ 为国别符合成本,表示由于国与国之间标准、法规差异所造成的行业符合成本的平均值;此外由于在资源禀赋、应对能力等方面的异质性,每个企业所实际支付的符合成本有高有低,因此定义 $\delta_{ij}$ 为异质性符合成本,表示企业实际支付符合成本对行业平均符合成本的偏离程度。本

文沿袭 Baldwin 等 (2001)<sup>[27]</sup> 的做法, 假定国别符合成本  $f_j$  满足均匀独立同分布, 即  $f_j \rightarrow UNIF(0, \bar{f})$ 。

除了符合成本之外, 企业生产和出口时还需付出的可变成本为  $c(z_i, q_i)$ 。其中,  $z_i$  表示企业  $i$  的规模、生产率、所有制结构等特征, 以及关税负担等外生因素, 上述因素决定了生产可变成本, 并最终影响到企业的出口决策。当企业利润最大化时, 设定对  $j$  国的出口价格为  $p_{ij}$ , 则对应的最优出口量为  $q_{ij}^*$ 。各国出于减少消费负外部性 (例如污染) 之目的, 对进口商品的技术标准作出规定, 并且据此进行合格评定、检疫检验。由于技术标准、法规及合格评定程序具有公共品属性, 因此技术性贸易措施对产品所面临的需求曲线不构成影响, 也就不会影响到出口产品价格  $p_{ij}$ 。则企业  $i$  向  $j$  国出口的预期利润表达式为:

$$E(\pi_{ij}) = \beta \times p_{ij} \times q_{ij}^* - c(z_i, q_{ij}^*) - f_j \quad (1)$$

上式中,  $\beta = \int_T^\infty \rho e^{-\rho t} dt = e^{-\rho T}$  为会计核算期内的收益折现率, 折现率越大, 说明企业预期收益现值越低。企业要生产和出口合规产品, 除了加大研发投入外, 还必须通过各种繁杂的合格评定程序, 而这也会耗费时间  $T$ , 因此  $\beta$  也代表了技术性贸易措施所引致的时间成本。当出口利润  $E(\pi_{ij}) \geq 0$  时,  $i$  企业会继续向  $j$  国出口, 反之则会停止出口。用  $y_{ij} = 0, 1$  分别表示企业是否继续出口的两种状态, 则有:

$$y_{ij} = \begin{cases} 1, & \pi_{ij} \geq 0 \\ 0, & \pi_{ij} < 0 \end{cases} \quad \text{。设定当 } f_j = \hat{f}_j \text{ 时企业满足零利润条件, 即有:}$$

$$\hat{f}_j = \hat{\pi}_{ij} = \beta \times p_{ij} \times q_{ij}^* - c(z_i, q_{ij}^*) \quad (2)$$

根据零利润条件得出企业  $i$  的出口市场范围  $\omega_i \equiv \{k | f_k \leq \hat{f}_j\}$ 。当  $y_{ij} = 1$  时, 对于  $\forall \lambda \in \omega_i$ , 企业最优出口市场数量为  $n^* = \sum_{\lambda \in \omega_i} y_{ij}$ 。由于  $f_j (j = 1, 2, \dots, n)$  在区间  $(\delta_{ij}, \delta_{ij} + \bar{f})$  均匀同分布, 将 (2) 式代入后得到最优出口市场数量  $n^*$  为:

$$n^* = N \times \frac{\hat{f}_j - \delta_{ij}}{\bar{f}} = \frac{N}{\bar{f}} [\beta \times p_{ij} \times q_{ij}^* - c(z_i, q_{ij}^*) - \delta_{ij}] \quad (3)$$

从 (3) 式可得  $\partial n^* / \partial \delta_{ij} = -\frac{N}{\bar{f}} < 0$ , 这说明技术性贸易措施会给出出口企业造成额外的符合成本, 削弱企业出口竞争能力, 造成出口市场范围缩小; 此外, 还可以得出  $\frac{\partial n^*}{\partial \beta} \times \frac{\partial \beta}{\partial T} = -\rho \frac{N \times p_{ij} \times q_{ij}^*}{\bar{f}} \times e^{-\rho T} < 0$ , 说明随着技术性贸易措施使得企业完成一个生产—出口周期所需的时间  $T$  越来越长, 收益折现率  $\beta$  越来越大, 使得均衡时企业的出口市场数量  $n^*$  也随之下降。

由于企业出口总量为  $q_{ij}^f = \sum_{\lambda \in \omega_{ij}} q_{ij}$ ，均衡条件下的出口额  $Q$  还可以表示为：

$$Q = q_{ij}^f \times p_{ij} = n^* q_{ij}^* p_{ij} = \frac{N}{f} [\beta \times p_{ij} \times q_{ij}^* - c(z_i, q_{ij}^*) - \delta_{ij}] q_{ij}^* p_{ij} \quad (4)$$

由 (4) 式可知  $\partial Q / \partial \delta_{ij} = \frac{\partial n^*}{\partial \delta_{ij}} q_{ij}^* p_{ij} < 0$ ，意味着技术性贸易措施导致均衡时的企业出口额下降。

### 三、计量模型与数据说明

#### (一) 计量模型构建

本文主要从企业出口强度、市场范围的角度探究技术性贸易措施对企业出口决策的影响。从 (3) 式和 (4) 式可知，技术性贸易措施所引致的符合成本是影响企业出口决策的重要因素，而关税、技术水平、人力资本、融资能力、资本密集度、区位、规模、所有制结构等影响生产成本  $c(z_i, q_i^*)$  的特征因素同样不可忽略。因此，在重点考察技术性贸易措施因素之外，又添加了关税负担、企业特征等变量，构建如下回归方程：

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 tbt_i + \alpha_2 \ln tariff_i + \sum_k \beta_k control_{ik} + fe_{i1} + fe_{i2} + \varepsilon_i \quad (5)$$

#### 1. 被解释变量

一是企业出口强度。先用企业出口额  $export_i$  来表示；其次，很多企业在内销的同时也出口，为了减少内生性，本文又采用出口额与总产值之比 ( $inten_i$ ) 来衡量。上述基础数据来源于中国海关企业进出口数据（以下简称海关数据库）和全国税收调查数据库（以下简称税调数据库）。

二是出口市场范围指标。市场多元化能够起到分散贸易风险的作用（Héricourt et al., 2018<sup>[28]</sup>；李亚波, 2018<sup>[29]</sup>），出口市场数量 ( $num_i$ ) 虽能直接反映市场范围的大小，但仅以此来衡量显然不够全面。因此，本文又选用了 Herfindahl-Hirschman 指数的倒数  $HH_i$  来度量，其计算方式为： $HH_i = 1 / \sum_{j=1}^n s_{ij}^2$ ，其中  $s_i$  表示企业  $i$

对  $j$  国的出口额占其出口总额的比重。由于  $\sum_{j=1}^n s_{ij}^2$  原用以代表市场集中度，因此用其倒数来衡量市场范围也较为合理。计算该指标所需的基础数据来源于海关数据库。

#### 2. 核心解释变量

$tbt_i$  是用来衡量企业是否受到 TBT 措施影响的虚拟变量。数据源自历年全国技术性贸易措施影响企业抽样调查（以下简称技贸数据库），该调查由原国家质量监督检验检疫总局标准与法规中心每年组织实施，通过问卷中设置的“贵企业 xxx 年出口业务中，是否受到国外技术性贸易措施的影响”这一问题，能精准识别企业

是否受影响。如果企业回答受到影响,则定义  $tbt_i = 1$ , 否则取值为0;此外,根据问卷中“xxx年企业出口遭遇国外技术性贸易措施的种类”,还能将影响企业的技术性贸易措施作进一步分类。

$tariff_i$  表示企业关税负担。计算公式为  $tariff_i = \sum_{j, m=1}^n q_{ijm}^f \times tariff_{ijm} / q_i^f$ , 其中下标的  $j$  和  $m$  分别表示出口目的地和产品种类,例如  $q_{ijm}^f$  就表示  $i$  企业向  $j$  国出口产品  $m$  的金额,  $tariff_{ijm}$  表示  $i$  企业向  $j$  国出口产品  $m$  时适用的加权关税税率。关税税率来源于 TRAINS 数据库,对于缺失的关税记录本文采取线性插值法进行补齐。

### 3. 其他变量

依据新新贸易理论,企业异质性使得企业应对能力存在差异,因此技术性贸易措施对不同企业出口决策的影响程度亦不相同。本文将规模、技术水平、人力资本、融资能力、资本密集度等企业特征作为变量 ( $control_{ik}$ ) 也纳入模型。参照朱信凯等 (2008)<sup>[30]</sup>、Chen 等 (2010)、戴鹏 (2018)<sup>[31]</sup> 等的做法,对变量作如下定义:规模 ( $scale_i$ ), 用企业年末员工总数来衡量;技术水平 ( $tech_i$ ), 用主营业务利润率来表示;人力资本 ( $hum_i$ ), 用企业人均工资水平来表示;资本密集度 ( $int_i$ ), 用固定资产净值与员工人数之比来表示;融资能力 ( $fin_i$ ), 用企业净利润与总资产的比值来表示。此外,模型还控制了时间和行业<sup>①</sup>固定效应  $fe_{11}$ 、 $fe_{12}$ ; 误差项则保存在  $\varepsilon_i$  中。计算上述指标所需要的基础数据均来自税调数据库。

基于数据可得性,上述指标的时间跨度均为2010—2015年。

### (二) 数据整理

技贸数据库、海关数据库和税调数据库中所包含的企业信息差异较大,需筛选出同时存在于上述三个数据库中的企业名录,才能组成本研究所需的样本库。税调数据中只列明了纳税人识别号,没有企业名称,本文在筛选过程中借助 python 软件,以技贸数据中的企业名称为关键字,从“企查查”“天眼查”网站上爬取企业纳税人识别号,实现税调数据库与其他库的关联。最后,以企业名称为主索引,从三个数据库中提取变量进行横向合并,得到实证研究的基础数据集。前文在进行理论分析时假定每个企业只生产出口一种产品,这与现实情况存在一定差异。为实现理论与实证相统一,本文将“企业—产品(HS2编码)”组合作为研究的基础单元,即:如果一年中有  $m$  家企业,每家企业出口  $n$  类产品,那么该年观测到的样本数为  $m \times n$  个。通过上述整理,得到2010—2015年间的样本14716个,其中遭受技术性贸易措施影响的样本占比为38.2%。部分变量的描述性统计见表1。

<sup>①</sup>根据海关总署标法中心在《中国技术性贸易措施年度报告》(2015)中设置的标准,将企业按农食产品类、机电仪器类、化矿金属类、纺织鞋帽类、塑料皮革类、玩具家具类和木材纸张非金属类七大行业进行分类。

表1 主要变量的描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量						
出口强度	<i>lnexport</i> <sup>①</sup>	企业出口额 <i>export</i> 加 1 取对数	13.037	3.748	0	21.549
	<i>lninten</i>	出口额占比 <i>inten</i> 加 1 取对数	0.490	0.235	0	0.693
市场范围	<i>HH</i>	HH 指数的倒数	2.310	2.174	1	21.224
	<i>num</i>	企业出口市场数量	9.421	14.213	1	126
被解释变量						
技术性贸易措施分类	<i>tbt</i>	企业回答是否遭受技术性贸易措施的影响 (是=1, 否=0)	0.382	0.486	0.000	1.000
	<i>sort1</i>	是否为技术法规与标准 (是=1, 否=0)	0.357	0.479	0.000	1.000
	<i>sort2</i>	是否为合格评定程序 (是=1, 否=0)	0.333	0.471	0.000	1.000
	<i>sort3</i>	是否为标签与包装要求 (是=1, 否=0)	0.311	0.463	0.000	1.000
	<i>sort4</i>	是否其他 (是=1, 否=0)	0.004	0.064	0.000	1.000
产品类型	<i>agri</i>	是否为农产品 (是=1, 否=0)	0.675	0.469	0.000	1.000
关税负担	<i>ln tariff</i>	关税总额与企业出口额之比加 1 取对数	0.058	0.066	0	1.138
控制变量						
技术水平	<i>ln tech</i>	主营业务利润率加 1 取对数	0.099	0.133	-3.614	0.693
规模	<i>ln scale</i>	员工人数取对数	4.763	1.921	0	10.465
资本密集度	<i>ln int</i>	固定资产净值与员工人数之比加 1 取对数	3.461	1.894	-5.580	8.776
人力资本	<i>ln hum</i>	平均工资水平取对数	3.436	1.124	-9.692	7.637
融资能力	<i>ln fin</i>	净利润与总资产之比加 1 取对数	0.011	0.170	-2.045	9.822

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 基本回归结果分析

从 2010—2015 年《中国技术性贸易措施年度报告》可知，技术性贸易措施造成的直接损失与新增成本之和占我国当年出口总额的 4% 以上，对企业的影响较大。为了进一步验证技术性贸易措施与企业出口决策之间的逻辑关系，本文利用含有多维固定效应的线性最小二乘法对 (5) 式进行估计，估计结果见表 2。

从表 2 第 (1)、(2) 列可知，企业在遭遇技术性贸易措施以后，单一产品出口<sup>②</sup>额和出口占比均显著下降，其中出口额下降 27.8% (由  $e^{-0.326} - 1 = -0.278$  得到，下同)，出口占比降低 5.07%，初步验证了理论分析中的推论，这也与 Chen 等 (2006) 利用世界银行的企业调研数据所作研究的结论类似。由理论模

①由于贸易零值的存在，因此对与出口相关的指标取对数先加 1，对本模型中其他所有取值可能为 0 的指标均加 1 后取对数。

②如不作特殊说明，下文中的“出口”均指“企业单一产品”的出口，以便与样本构造方法相对应。

型可知,关税作为可变成本会阻碍出口,实证结果也支持了这一结论。企业关税负担每上升10%,出口额就下降1.36%,出口占比下降0.52%。分析刻画企业特征的相关控制变量可知,技术水平、经营规模、人力资本以及融资能力的系数均显著为正,说明企业在上述方面的优势越明显,就越容易克服技术性贸易措施的不利影响;其中,技术水平对于企业破除技术性贸易壁垒尤为重要,小微技术改造都会带来出口额和出口占比的大幅提升。

表2 基本回归结果

变量	出口强度指标		出口多元化指标	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnexport</i>	<i>lninten</i>	<i>num</i>	<i>HH</i>
<i>tbt</i>	-0.326*** (0.078)	-0.052*** (0.011)	-2.059*** (0.704)	-0.396*** (0.114)
<i>lntariff</i>	-0.137** (0.482)	-0.153** (0.071)	16.361 (0.306)	-0.014*** (0.499)
<i>lntech</i>	1.96*** (0.719)	0.162*** (0.046)	3.188 (2.397)	0.624 (0.439)
<i>lnscale</i>	0.434*** (0.022)	0.008*** (0.003)	1.272*** (0.175)	0.068** (0.028)
<i>lnint</i>	-0.010 (0.021)	0.037*** (0.003)	0.297* (0.176)	0.105*** (0.024)
<i>lnhum</i>	0.155*** (0.049)	0.009* (0.005)	0.519 (0.599)	0.019 (0.066)
<i>lnfin</i>	1.066*** (0.344)	0.078** (0.031)	4.099** (1.787)	-0.339 (0.322)
固定效应	行业、时间	行业、时间	行业、时间	行业、时间
样本数量	14 716	13 616	14 716	14 716
R-squared	0.176	0.135	0.100	0.039

注:\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ; 括号内为稳健标准误。

表2的(3)列、(4)列结果给出了相关因素对企业出口多元化的影响。在遭遇技术性贸易措施后,企业出口市场数量减少约2.1个,出口多元化指数降低约0.396,技术性贸易措施对企业出口决策有着显著的影响。其主要原因为:一是技术性贸易措施减少了出口量,规模效应减弱导致生产率下降;二是企业可能在多个市场同时遭遇技术性贸易措施,固定成本上升;上述因素使得企业被迫退出部分市场。关税对企业市场决策的影响不显著或影响轻微(-0.014),这与异质性企业贸易理论所揭示的结论基本一致,因为关税作为一种可变成本,主要影响的是出口量,而不是企业的市场进出口决策。至于其他控制变量,大部分与企业出口强度和范围指标正相关,这说明技术水平高、规模大、人力资本充裕、融资便利的资本密集型企业,能够更好地应对国外技术性贸易措施造成的不利影响。



(二) 引入技术性贸易措施频次比和覆盖率的扩展分析

对于同是受技术性贸易措施影响的企业，其出口决策会由于受影响频次<sup>①</sup>的不同而存在差异吗？在本实证所依据的数据中，有 55.2% 的样本在一年中受到多次影响，4.2% 的样本受影响次数更是超过 10 次。此外，实施技术性贸易措施须遵守非歧视性原则，即该措施对所有向该国出口此类产品的企业均适用，那么全行业中受影响的企业有多少？其影响覆盖面的高低又会对企业决策造成什么影响？为了回答这两个问题，本文借用并重新定义了“频次比”和“覆盖率”（鲍晓华，2010）这两个概念，用“频次比 ( $freq_i$ )”来衡量出口企业受技术性贸易措施影响的频繁程度，用当年企业受影响的次数除以其出口市场总数表示。用“覆盖率 ( $cover_i$ )”来衡量技术性贸易措施影响在行业内的覆盖范围，用实际受影响企业数与行业内出口企业总数之比来表示。最后，将频次比和覆盖率进行交互<sup>②</sup>，进一步估计技术性贸易措施对企业出口决策的影响。（5）式被进一步改写为：

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 freq_i + \alpha_2 cover_i + \alpha_3 freq_i \cdot cover_i + \alpha_4 \ln tariff_i + \sum_{k=1}^5 \beta_k control_{ik} + fe_{i1} + fe_{i2} + \varepsilon_i \quad (6)$$

表 3 展示了依据（6）式得到的估计结果。从表 3 第（1）、（2）列可知， $freq_i$  的系数显著且为负（分别为 -1.236 和 -0.038），说明企业受影响越频繁，其出口强度就越低；覆盖率  $cover_i$  对出口强度指标具有显著的正向影响（系数分别为 0.965 和 0.011），说明影响范围越广，越会减轻技术性贸易措施对企业出口的不利影响。其原因为：如果技术性贸易措施所涉及的企业过多、打击面过广时，出口企业一方面会推动本国政府通过谈判或其他争端解决机制来减缓影响，另一方面还会通过联合研发、信息共享、渠道共建等方式突破壁垒，抢占已退出企业留下的市场份额，扩大出口。欧盟 CR 法案与温州打火机行业逆势增长即是很好的例证（周勤和田珊珊，2010）<sup>[32]</sup>。表 3 的第（3）、（4）列给出了对企业出口多元化影响的实证检验结果。很明显，企业受影响的频次比越高，其出口市场范围越窄，市场多元化程度也越低；技术性贸易措施的影响覆盖范围越广，对企业出口市场范围和多元化反倒是有正面的作用。表 3 中的交互项系数均为负值且显著，这说明“覆盖率”与“频次比”存在负交互效应。其逻辑是：如果某一出口行业中受影响的企业范围较广，说明了该行业整体技术较弱，企业应对能力也较差，因此上述企业受技术性贸易措施影响的概率越高，贸易限制效应就会越明显。

①如果企业  $i$  在第  $t$  年出口  $k$  产品到  $j$  国时遭遇过技术性贸易措施，那么就认为  $i$  企业受到了 1 次影响。

②通过作散点图和  $lowess$  图推测模型满足线性交互作用（LIE）假定；通过 STAT 中的  $interflex$  命令所提供的箱型估计量验证了模型满足 LIE 假设和共同支持条件，线性模型可提供有效一致的估计。由于篇幅限制，在文中没有给出图和估计值，如有需要，可向作者索取。

表3 引入技术性贸易措施频次比、广度的分析结果

变量	出口强度		出口多元化	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnexport</i>	<i>lninten</i>	<i>num</i>	<i>HH</i>
<i>freq</i>	-1.236*** (0.088)	-0.038*** (0.004)	-1.164*** (0.212)	-0.119*** (0.029)
<i>cover</i>	0.965** (0.005)	0.011*** (0.002)	3.122*** (0.165)	0.572*** (0.031)
<i>freq×cover</i>	-0.486*** (0.039)	-0.012*** (0.002)	-1.420*** (0.155)	-0.205*** (0.022)
<i>ln tariff</i>	-2.277*** (0.415)	-0.190*** (0.025)	0.066 (0.017)	0.062* (0.006)
固定效应	行业、时间	行业、时间	行业、时间	行业、时间
Observations	14 716	13 616	14 716	14 716
R-squared	0.209	0.150	0.240	0.141

注：\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ；括号为稳健标准误；其他控制变量由于不是本节讨论重点，故其回归结果没有展示。

### (三) 引入不同类型技术性贸易措施的扩展分析

Chen 等 (2008) 将技术性贸易措施分成标准、检测程序、标签要求和信息获取难度四类，研究每一类措施对企业出口行为的影响。《全国技术性贸易措施影响企业抽样调查问卷》中按照工业品、农产品的不同，将技术性贸易措施分成 12 类。以对工业品的分类为例，包括了技术标准要求、工业品有毒有害物质限量要求、厂商或产品的注册要求、认证要求、包装和材料要求、特殊的检验要求等 12 类。与农产品相关的技术性贸易措施则被分成了种养殖基地注册要求、动物疫病要求、农兽药残留限量要求、食品微生物要求、食品接触材料和标签要求、木质包装要求等 12 类。技术性贸易措施常被认为是“他国商品自由进入本国市场的障碍” (夏友富, 2001)，1995 年生效的“TBT 协议”就是为了实现“这些技术法规和标准，包括对包装、标志和标签的要求，以及为符合技术法规和标准而制定的合格评定程序不要给国际贸易制造不必要的障碍”。基于此表述，本文将与工业品、农产品相关的 12 类技术性贸易措施进一步简化为四大类：一是技术法规与标准，二是合格评定程序，三是包装与标志标签，剩余的划归其他类。对每类措施都引入对应虚拟变量  $sort_h$  ( $h = 1, 2, 3, 4$ )，如果企业  $i$  在当年出口时受到第  $h$  类技术性贸易措施的影响，那么  $sort_h = 1$ ，否则即为 0。另外，为了度量不同类型措施对工业品、农产品的差异化影响，还在回归方程中添加了产品类别变量  $agri_i$ ，并与措施类别变量进行交互， $agri_i = 1$  表示企业出口产品为 HS 编码第 01 至 24 章中所列明的农食类，否则取值为 0。回归方程 (5) 可被改写为：

$$y_i = \alpha_0 + \sum_{h=1}^4 \alpha_{1h} sort_{ih} + \alpha_2 ln tariff_i + \alpha_3 agri_i + \sum_{h=1}^4 \alpha_{4h} agri_i \cdot cat_{ih} + \sum_{k=1}^5 \beta_k control_{ik} + fe_{i1} + fe_{i2} + \varepsilon_i \quad (7)$$

表4列出了(7)式的估计结果。整体而言,技术法规与标准、合格评定程序对企业出口决策的影响显著为负,这也与实际情况相映衬,因为样本考察期内这两类措施占到了企业当年遭遇各类技贸措施总量的80%以上;包装与标志标签、其他类措施对企业出口决策的影响,部分在统计上不显著或系数符号与理论相悖。表4第(1)、(2)列中 $sort1$ 的系数绝对值分别为1.211和0.106,分别大于 $sort2$ 系数的绝对值0.196和0.033,说明从不同类型技术性贸易措施对出口强度的影响来看,技术法规与标准是制约企业扩大出口规模和出口比重的首要因素;表4第(3)、(4)列中 $sort2$ 的系数绝对值(5.801和0.406)大于 $sort1$ 相应系数(3.904和0.390),说明合格评定程序对企业出口市场范围的限制效应要强于技术法规与标准。这主要是因为,技术法规与标准类措施主要引起企业可变成本增加,例如进行技术研发、工艺革新、购买新材料、雇佣高技能工人等产生的成本,而可变成本增加将直接导致均衡时的企业产出和出口量下降(Fischer and Serra, 2000)。合格评定程序类措施主要引起企业固定成本增加,例如在认证获取、合格证申领以及工厂产品注册等环节的支出,根据Meltiz(2003)的解释,当固定成本升高至足以抵消企业所拥有的生产率优势时,就会停止向该市场出口,此时企业出口市场范围缩小。

表4 不同类型技术性贸易措施对企业出口决策的影响

变量	出口强度		出口多元化	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln export$	$\ln inten$	$num$	$HH$
$sort1$	-1.211*** (0.138)	-0.106*** (0.013)	-3.904*** (0.969)	-0.390* (0.205)
$sort2$	-0.196** (0.098)	-0.033*** (0.009)	-5.801*** (0.712)	-0.406*** (0.138)
$sort3$	0.048 (0.071)	-0.022*** (0.008)	-1.598** (0.636)	0.193* (0.111)
$sort4$	0.025*** (0.177)	0.055*** (0.021)	6.317 (0.008)	-0.383*** (0.330)
$agri$	-3.113*** (0.190)	0.073*** (0.015)	-3.152*** (1.190)	-1.356*** (0.216)
$agri \times sort1$	-1.102*** (0.222)	-0.083*** (0.022)	-0.104 (1.080)	1.145*** (0.244)
$agri \times sort2$	0.219 (0.147)	-0.082*** (0.018)	-6.457*** (0.806)	-0.528*** (0.165)
$agri \times sort3$	-0.197 (0.139)	-0.026 (0.000)	-4.780*** (0.820)	-0.756*** (0.169)
$agri \times sort4$	-0.650*** (0.204)	0.148*** (0.024)	-4.190** (1.636)	-1.328*** (0.336)
$\ln tariff$	-2.541*** (0.324)	-0.185*** (0.028)	7.735 (0.006)	-0.072* (0.193)
固定效应	行业、时间	行业、时间	行业、时间	行业、时间
Observations	14 716	13 616	14 716	14 716
R-squared	0.385	0.140	0.321	0.173

注:\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ; 括号为稳健标准误;其他控制变量由于不是本节讨论重点,故其回归结果没有展示。

除表4第(2)列以外, *agri*的系数均显著为负, 说明农产品企业的出口强度和范围一般低于工业品企业。通过对产品类型与技术性贸易措施类型的交互项系数进行分析, 发现同类技术性贸易措施对农产品出口企业的限制效应普遍高于工业品出口企业。例如, 表4第(1)、(2)列中 *agri* × *sort1* 的系数分别为-1.102和-0.083, 意味着农产品企业遭遇到技术法规与标准类措施后, 其出口量和出口比重较工业品企业多下降了19.89%和7.16%。虽然部分交互项系数不显著或者符号为正, 但系数显著且为负值的还是占到绝大多数, 因此大体上可以认为农产品企业受到的出口阻碍相对会更大。事实也是如此, 工业品通过技术革新和工艺改进等手段可以快速实现“破壁”, 而农产品则受制于自然特征和生物属性, 进行生产调整和技术突破的周期相对较长, 受影响产品范围更广, 损失程度也就更高。

#### (四) 稳健性检验

实证部分的内生性主要源于两方面: 一是变量遗漏导致的偏误, 已通过设置行业和时间两个固定效应加以缓解。二是自选择导致的偏误, 本文主要研究“是否受到技术性贸易措施影响”与“企业出口决策”之间的关系, 而朱信凯等(2008)发现企业技术水平越高、规模越大、资本越密集、融资能力越强, 其受到技术性贸易措施影响的可能性就越低, 如果企业因为自身的某些特征而“受影响”, 那么“受影响”本身与“企业出口决策”之间的因果关系可能并不存在。为解决这一问题, 参照Godart等(2015)<sup>[33]</sup>的做法, 本文选取是否存在特别贸易关注(*stc<sub>i</sub>*)作为*tbt<sub>i</sub>*的工具变量进行稳健性检验。变量*stc<sub>i</sub>*的构造规则是: 当企业*i*的出口产品遭遇到了一个或多个技术性贸易措施、且我国对此提出了特别贸易关注, 此时*stc<sub>i</sub>*取值为1, 否则取值为0。*stc<sub>i</sub>*反映了进口国技术性贸易措施对我国相关产品出口构成的总体威胁, 与单个企业是否受到影响高度相关, 但又与未被观测到的、却影响出口决策的其他企业特征弱相关, 因此作为工具变量较为适宜。表5给出了利用工具变量法得到的基本回归结果, 表明技术性贸易措施会使企业出口额和出口占比分

表5 稳健性检验结果

变量	出口强度指标		出口多元化指标	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnexport</i>	<i>lninten</i>	<i>num</i>	<i>HH</i>
<i>stc</i>	-0.592*** (0.068)	-0.067** (0.009)	-3.561*** (0.221)	-0.687*** (0.036)
<i>ln tariff</i>	-0.450*** (0.431)	-0.207*** (0.026)	19.871 (0.006)	-0.407*** (0.225)
固定效应	行业、时间	行业、时间	行业、时间	行业、时间
样本数量	14 716	13 616	14 716	14 716
R-squared	0.192	0.127	0.190	0.093
Kleibergen-Paaprk LM	779.390	704.693	779.390	779.390
Kleibergen-Paaprk Wald F	830.741	748.560	830.741	830.741
Hansen J	0.000	0.000	0.000	0.000

注: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ; 括号内为稳健标准误; 其他控制变量不是本节讨论重点, 故系数回归结果没有展示。

别下降 44.7% ( $e^{-0.592}-1=-0.447$ )、6.5% ( $e^{-0.067}-1=-0.065$ )，出口市场数量和出口多元化指标分别减少约 3.6 个和 0.687，同样证明了技术性贸易措施会对企业出口带来显著的不利影响。

本文还针对工具变量进行了一系列检验。检验结果见表 5 所示，第 (1)、(3)、(4) 列中的 Kleibergen-paap rk LM、Wald F 和 Hansen J 统计值相同，分别为 779.390 和 830.741，第 (2) 列中的统计值分别为 704.693 和 748.560，拒绝识别不足、过度识别和弱工具变量的原假设，因此选取  $stc_i$  作为工具变量是有效的。

## 五、研究结论

本文从影响企业出口决策的因素出发，探讨了技术性贸易措施与企业出口强度、出口市场范围之间的理论逻辑，然后利用 2010—2015 年中国出口企业微观数据进行了验证。研究表明：第一，国外技术性贸易措施给企业出口带来新增符合成本，延长了企业出口的时间周期，这不仅阻碍了我国企业出口规模的扩大，而且还削弱了其开拓和维护国外市场的能力。企业在遭遇技术性贸易措施后，衡量其出口强度的出口额和出口占比分别下降 27.8% 和 5.07%，衡量市场范围的出口市场数量和多元化指数分别减少约 2.1 个和 0.396。第二，企业受影响的频次比越高，技术性贸易措施对出口额和市场范围的限制效应就越会被进一步放大。而当行业受影响的范围越广时，会倒逼企业通过联合研发、信息分享以及运用争端解决机制等方式减轻不利影响；再者，影响覆盖范围广也意味着行业内出口企业受影响的概率更高，会放大影响频次的负面效应。第三，在不同类型的技术性贸易措施中，技术法规与标准、合格评定程序对企业出口决策的负面影响最为显著；技术法规与标准是制约企业扩大出口规模和出口占比的首要因素，而合格评定程序对企业出口市场范围的限制作用要强于技术法规与标准；农产品企业的出口强度和出口市场范围一般低于工业品企业，原因之一是农产品企业比工业品企业更容易受技术性贸易措施的影响。

为了给企业创造公平的国际竞争环境，将技术性贸易措施的负面影响降至最低，本文提出如下建议：第一，鼓励创新，提高出口产品的技术含量，不断培育中国企业的核心竞争力；第二，增强企业规则意识，遵守国外相关法律法规，在遭遇技术性贸易措施时，企业要积极联合起来通过各种贸易争端解决机制，维护自身合法权益；第三，深化国际合作，推进国家间标准、检疫认证结果的互信互认，为企业出口提供便利条件。

## [参考文献]

- [1] KALABA M, KIRSTEN J, Sacolo T. Non-tariff Measures Affecting Agricultural Trade in SADC [J]. *Aggreko*, 2016, 55 (4): 377-410.
- [2] UNCTAD. Trade and Development Report 2018: Power, Platforms and The Free Trade Delusion [R]. 2019.
- [3] MCGOVERN E. International Trade Regulation [M]. Globefield Press, 2018.
- [4] 陈彦长, 谭力文. 技术性贸易措施对出口企业影响力研究 [J]. *中国软科学*, 2011 (2): 154-165.

- [5] 吴西源, 魏霜, 林春贵, 等. 中国 WTO/TBT 特别贸易关注分析研究 [J]. 检验检疫学刊, 2017 (5): 52-57.
- [6] HENSON S, HEASMAN M. Food Safety Regulation and the Firm: Understanding the Compliance Process [J]. Food Policy, 1998, 23 (1): 9-23.
- [7] FISCHER R, SERRA P. Standards and Protection [J]. Journal of International Economics, 2000, 52 (2): 377-400.
- [8] CHEN M X, WILSON J S, OTSUKI T. Standards and Export Decisions: Firm-level Evidence from Developing Countries [J]. The Journal of International Trade and Economic Development, 2008, 17 (4): 501-523.
- [9] MASKUS K E, WILSON J S. Quantifying the Impact of Technical Barriers to Trade: Can it be done? [M]. University of Michigan Press, 2001.
- [10] HELPMAN E, KRUGMAN P R, KRUGMAN P. Trade Policy and Market Structure [M]. MIT Press, 1989.
- [11] ROBERTS M J, TYBOUT J R. The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs [J]. The American Economic Review, 1997: 545-564.
- [12] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [13] EATON B, KORTUM S, KRUMHOLTZ F. Dissecting Trade: Firms, Industries, and Export Destinations [J]. American Economic Review, 2004, 94 (2): 150-154.
- [14] ARKOLAKIS C. Market Penetration Costs and the New Consumers' Margin in International Trade [J]. Journal of Political Economy, 2010, 118 (6): 1151-1199.
- [15] EL-ENBABY H, HENDY R, ZAKI C. Do SPS Measures Matter for Margins of Trade? Evidence from Firm-level Data [J]. Applied Economics, 2016, 48 (21): 1949-1964.
- [16] FUGAZZA M, OLARREAGA M, UGARTE C. On the Heterogeneous Effects of Market Access Barriers: Evidence from Small and Large Peruvian Exporters [J]. 2018.
- [17] FONTAGNÉ L, OREFICE G. Let's Try Next Door: Technical Barriers to Trade and Multi-destination Firms [J]. European Economic Review, 2018, 101: 643-663.
- [18] HIRSCH S, LEV B. Sales Stabilization through Export Diversification [J]. The Review of Economics and Statistics, 1971: 270-277.
- [19] 夏友富. 技术性贸易壁垒体系与当代国际贸易 [J]. 中国工业经济, 2001 (5): 14-20.
- [20] 孙晓琴, 黄怡伟. 金融危机下贸易保护对中国出口影响的实证分析——以对美国出口机电产品遭遇技术性贸易壁垒为例 [J]. 国际经贸探索, 2009, 25 (12): 32-38.
- [21] 钱江美, 赵君丽. 技术贸易壁垒对我国纺织服装出口贸易的影响——基于引力模型的研究 [J]. 当代经济, 2017 (2): 25-27.
- [22] 谢众民, 朱信凯. 国外技术性贸易措施对我国农产品出口的影响——以我国苹果及大蒜出口为例 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2019 (2): 46-54+165.
- [23] 鲍晓华. 技术性贸易壁垒的度量工具及其应用研究: 文献述评 [J]. 财贸经济, 2010 (6): 89-97.
- [24] 曹裕, 李青松, 李业梅. 技术贸易壁垒对食品企业技术选择决策影响的博弈研究 [J]. 中国管理科学, 2017, 25 (8): 184-196.
- [25] 张彬, 王梓楠. 美国技术性贸易措施如何影响中国企业出口 [J]. 经济理论与经济管理, 2019 (4): 4-19.
- [26] 田曦, 柴悦. 特别贸易关注视角下技术性贸易措施对我国出口贸易的影响 [J]. 国际贸易问题, 2019 (3): 41-55.
- [27] BALDWIN R E, MARTIN P, OTTAVIANO G I P. Global Income Divergence, Trade, and Industrialization: The Geography of Growth Take-offs [J]. Journal of Economic Growth, 2001, 6 (1): 5-37.
- [28] HÉRICOULT J, NEDONCELLE C. Multi-destination Firms and the Impact of Exchange-rate Risk on Trade [J]. Journal of Comparative Economics, 2018, 46 (4): 1178-1193.

- [29] 李亚波. 市场多元化对企业出口波动的影响——基于风险分散效应和出口规模调节效应的检验 [J]. 商业研究, 2018 (11): 30-37.
- [30] 朱信凯, 刘刚, 赵昕. 技术性贸易壁垒的企业差异化分析与国际贸易对策 [J]. 管理世界, 2008 (6): 30-39.
- [31] 戴鹏. 融资约束与企业出口行为 [D]. 山东大学博士论文, 2018.
- [32] 周勤, 田珊珊. 技术性贸易壁垒、质量管制和产业成长——基于欧盟 CR 法案对温州打火机行业影响的案例分析 [J]. 产业经济研究, 2010 (3): 1-9.
- [33] GODART F C, MADDUX W W, SHIPILOV A V, et al. Fashion with a Foreign Flair: Professional Experiences Abroad Facilitate the Creative Innovations of Organizations [J]. Academy of Management Journal, 2015, 58 (1): 195-220.

(责任编辑 武 齐)

## The Influence of TBT&SPS on Firms' Exporting Decisions in China — From the Aspects of Export Intensity and Market Scope

ZHU Xinkai KONG Zheli LI Hui

**Abstract:** This paper established a model of firms' decision-making on exporting, which could be used for explaining the mechanism of action between the TBT&SPS (including Technical Barrier to Trade and Sanitary and Phytosanitary) and export intensity and market scope, and engaged empirical analysis with the data of Chinese exporting firms from 2010 to 2015. The conclusions show that: TBT&SPS will impede firms expanding their export and market scope; the higher incidence, the more significant of the negative effect; the TBT&SPS have a broad influence in a given industry, which can force firms to adapt effective countermeasures and then mitigate negative effects; as for different variety of TBT&SPS, technical regulation and standard mainly restrict firms' export intensity and the conformity assessment procedures mainly act on market scope; no matter what measures are taken, it will cause more serious negative effects on agricultural firms than industrial firms.

**Keywords:** TBT&SPS; Firms; Export Intensity; Market Scope