

卫生与植物卫生措施与中国农产品出口贸易

——基于限制程度异质性的视角

陈一鸣^{1,2}, 王 旭³, 胡 峰⁴

(1. 复旦大学 国际金融学院, 上海 200433; 2. 浙江萧山农商银行博士后工作站, 浙江 杭州 311200;
3. 南京林业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210037; 4. 浙江工商大学 稻盛商学院, 浙江 杭州 310018)

摘要: 本文依据限制程度将卫生与植物卫生(SPS)措施划分为常规 SPS 措施、紧急 SPS 措施和被提起特别贸易关注的 SPS(SPS-STC)措施, 在测度三类 SPS 措施关税等价物的基础上, 采用 2000—2021 年中国农产品贸易数据, 实证检验了不同类型 SPS 措施对中国农产品出口的异质性影响及其内在机制。研究表明, 三类 SPS 措施均显著抑制了中国农产品出口概率和出口额的上升, 但影响幅度存在差异。在出口概率维度上, SPS-STC 措施的阻碍作用最大, 紧急 SPS 措施次之, 常规 SPS 措施最弱; 在出口额维度上, 紧急 SPS 措施的抑制作用最大, SPS-STC 措施次之, 常规 SPS 措施最弱。机制检验发现, 固定合规成本和可变合规成本是 SPS 措施影响中国农产品出口概率和出口额的内在机制。本文研究明晰了不同类型 SPS 措施对中国农产品出口的差异化影响, 为政府制定差异化应对 SPS 措施的政策以扩大中国农产品出口提供了参考。

关键词: SPS 措施; 农产品; 出口概率; 出口额

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2026)04-0115-22

引 言

农业历来是立国之本、强国之基。党的二十大报告首次明确提出“加快建设农业强国”的战略目标, 标志着农业强国建设正式成为中国特色社会主义现代化强国建设战略体系的核心组成部分。《加快建设农业强国规划(2024—2035 年)》进一步

[收稿日期] 2025-10-14

[基金项目] 江苏高校哲学社会科学研究项目“数字经济赋能中间品贸易网络韧性提升的机制与对策研究”(2025SJYB0116), 国家自然科学基金项目“产品空间视角下中国‘专精特新’医疗设备制造企业国际市场势力构建与制度环境优化”(72373135), 国家自然科学基金项目“人工智能技术引致劳动力技能变迁的机理、效应与对策研究”(72503005), 安徽省哲学社会科学规划项目“数字技术重塑安徽新就业形态的机理、效应及劳动者权益保障研究”(AHSKYQ2025D72)

[作者简介] 陈一鸣(1996—), 女, 安徽蚌埠人, 复旦大学国际金融学院、浙江萧山农商银行博士后研究员, 博士, 研究方向: 农业经济、国际贸易; 王旭(1993—), 男, 安徽滁州人, 南京林业大学经济管理学院副教授, 博士, 研究方向: 国际贸易; (通讯作者)胡峰(1972—), 男, 河南商城人, 浙江工商大学稻盛商学院研究员, 博士, 研究方向: 产业政策与管理

细化了“提高农业国际竞争力”“推动农产品外贸转型升级”的具体战略路径。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》再次强调“加快建设贸易强国”“推进高水平对外开放”“增强国内国际两个市场两种资源联动效应”，对中国在对标高标准国际经贸规则、稳步扩大制度型开放等方面赋予了更高的战略要求。在从农业大国迈向农业强国、贸易大国迈向贸易强国的关键转型时期，出口贸易扩张是中国农产品出口贸易高质量发展的首要依托和关键基石。然而，当前中国农产品出口正面临规模扩张与结构失衡并存的深层矛盾。尽管加入WTO以来农产品出口规模持续增长，但自2008年起农产品贸易进入逆差常态化，至2021年逆差规模已扩大至1 126.35亿美元^①。此外，近年来农产品出口增速明显放缓，究竟是何种因素使得现阶段农产品出口动力不足？

当前，非关税措施的实施频率显著上升。特别是在发达国家^②，非关税措施逐渐取代关税，成为一种更为隐蔽、复杂且难以规避的贸易保护工具。这一转变使得贸易政策在透明度与公平性方面的潜在风险进一步加剧，对国际贸易尤其是发展中国家贸易形成了严峻挑战(Hoekman和Nicita, 2011; Curzi等, 2018)。作为农产品贸易中最常见的非关税措施，WTO要求SPS措施必须以保护公共健康与安全为宗旨，以科学的风险评估为依据，以避免不必要贸易壁垒为准则。然而，在现实中，SPS措施因其过于严苛的标准设置和复杂的合规程序往往对出口国(尤其是发展中国家)的农产品出口构成了实质性贸易障碍(Disdier等, 2008)。从事实来看，WTO成员发布的SPS措施通报数量由2000年的468项增至2021年的1 825项，年均增长率约6.70%^③，反映出成员国在食品安全、动植物健康领域的管控要求日益增强。《中国技术性贸易措施年度报告(2022)》显示，2010—2021年中国农产品企业因国外SPS等非关税措施造成的直接损失总额累计高达3084.87亿元；平均每年约36.24%的农产品企业会受到这些措施的不同程度影响，这一比例位居各行业之首。可见，进口国频繁且趋于严格的SPS措施已成为制约中国农产品出口贸易的重要因素。

鲍晓华和严晓杰(2014)、Medin(2019)、Fernandes等(2019)、董银果等(2023)证实SPS措施对出口贸易具有抑制作用。然而，既有SPS措施的贸易效应研究多将SPS措施视为统一整体。事实上，不同类型的SPS措施在限制程度上具有差异。WTO成员在SPS措施委员会上针对不合理的SPS措施提出的SPS-STC最具限制性，以至于构成了贸易壁垒(Orefice, 2017; Fiankor等, 2021; Raimondi等, 2023)。SPS-STC措施意味着相关SPS措施已超出正当的公共健康保护目的，成为变相的贸易保护工具。同时，SPS措施根据其通报类型可以进一步细分为常规SPS措施和紧急SPS措施。常规SPS措施是各成员在常规情境下实施的SPS措施，在实施前为其他成员提供评议期以便提出意见^④。而紧急SPS措施则在公共卫生事件突发的背景下一经通

①资料来源：CEPII数据库，<https://www.cepii.fr/>（访问日期2026-03-17）。

②本文当中的“国”“国家”均指国家或地区。

③资料来源：ePing SPS/TBT通报预警平台，<https://www.epingalert.org/>（访问日期2026-03-17）。

④例如，在正式实施SPS措施前，A国需通过WTO向其他成员（如B国、C国）发出通报，设定一定的天数作为评议期，B国若认为新标准无科学依据或过于严苛，可在评议期内提交意见。A国必须考虑这些意见，必要时应提供科学解释或调整措施。

报即刻生效,并未给予利益相关方足够的意见征求期。因此,紧急SPS措施相较于常规SPS措施通常更具限制性(Curzi等,2020)。此外,现有文献测度SPS措施主要依赖存量指标及虚拟变量。然而,SPS措施涵盖的措施种类繁多且相互之间缺乏直接的可比性,造成上述方法难以细致刻画SPS措施的限制程度。在考虑贸易成本的基础上利用关税等价物法测度SPS措施在一定程度上弥补了上述不足。其中,相较于Cadot和Gourdon(2016)、沈国兵和沈彬朝(2022)利用价格信息测算关税等价物,Kee等(2009)、Kee和Nicita(2022)、Adarov和Ghodsi(2023)基于数量的方法考虑了零贸易值问题,同时避免了因价格数据缺乏统一性导致的误差,因而尤其适用于跨期、跨国和跨产品的贸易研究(Bratt,2017)。

鉴于此,本文在基于数量法测度SPS措施关税等价物的基础上,进一步检验不同类型SPS措施的出口抑制效应。相比以往文献,本文可能的边际贡献体现在以下三个方面:第一,本文基于限制程度异质性视角对SPS措施进行分类,识别出三类SPS措施对出口贸易的异质性影响。这一做法能够明晰不同类型SPS措施对农产品出口贸易的差异化影响,为有针对性地应对贸易壁垒提供参考。第二,本文运用关税等价物法,量化SPS措施相对于关税的贸易成本,回答了“SPS措施壁垒有多大”的问题,使得原本不可比较的异质SPS措施对农产品的影响效果成为可以比较的影响效果,为后续考察不同SPS措施影响效应的文献奠定了指标基础。第三,本文在理论上将SPS措施引入新增合规成本函数,并推导出SPS措施如何通过增加贸易成本(固定合规成本和可变合规成本),从而对农产品出口概率和出口额产生抑制作用。实证上,本文寻找与SPS措施相关的固定合规成本和可变合规成本的代理变量,并检验SPS措施影响农产品出口的成本机制。这一做法是从贸易成本视角阐释了SPS措施影响农产品出口的内在机制,弥补了SPS措施当中贸易效应机制研究的相对空白。

一、理论模型

本文将进口国针对农产品实施的SPS措施引入Melitz(2003)异质性企业模型框架中,旨在探讨开放条件下SPS措施对农产品出口的影响。具体地,将SPS措施引入影响出口固定成本和可变成本的新增合规成本函数,从数理上推导SPS措施如何通过对两类成本产生作用进而影响农产品出口概率和出口额。

(一) 消费者行为

假设全世界有 $N+1$ 个经济体相互进行贸易,经济体需求相互对称,厂商面临垄断竞争市场。假设目的地市场消费者偏好满足不变替代弹性的CES效用函数,进口国 j 的代表性消费者效用如下所示:

$$U^j = \left[\int_{k \in \Omega} x_{jk}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dk \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

式(1)中, k 为某种具有差异性的农产品, $k \in \Omega$ 是农产品的集合。 U^j 为消费者效用, x_{jk} 为进口国 j 对产品 k 的消费数量。假设任意两种产品之间的替代弹性为固

定值 σ ，且 $\sigma > 1$ 。若 j 国消费者总收入均用于产品支出，那么消费产品总价值为 j 国国民收入 Y_j ，即预算约束为 $\int_{k \in \Omega} p_{jk} x_{jk} dk = Y_j$ ，其中 p_{jk} 为产品 k 的价格。在消费者效用最大化的条件下，求解 j 国关于产品 k 的消费数量为：

$$x_{jk} = Y_j P_j^{\sigma-1} p_{jk}^{-\sigma} \quad (2)$$

式(2)中， $P_j = (\int_{k \in \Omega} p_{jk}^{1-\sigma} dk)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 表示综合价格指数。

(二) 生产者行为

假设每个企业仅生产单一品种产品，劳动力是生产中唯一的投入，并将单位劳动投入的工资标准化为 1。在企业将产品 k 出口至 j 国时，需承担固定成本 FC_{jk} 和可变成本 VC_{jk} ，二者共同决定企业的总成本 TC_{jk} 。在固定成本方面，出口企业不仅需要支付从事生产的固定成本 f_0 ，还需承担与出口 j 国相关的固定成本 f_j 。当出口企业面临 SPS 措施时，企业还需额外支付与 j 国针对产品 k 实施的 SPS 措施相关的固定合规成本 $F_{jk}(SPS_{n,jk})$ 。 $SPS_{n,jk}$ 代表 j 国针对农产品 k 实施 n 种类型的 SPS 措施， $n \in \{Regular, Emerge, STC\}$ ，分别代表常规 SPS 措施、紧急 SPS 措施和 SPS-STC。固定合规成本 $F_{jk}(SPS_{n,jk})$ 表现为为了满足进口国 SPS 措施相关标准所承担的一次性或周期性支出。在可变成本方面，企业生产产品 k 销往 j 国不仅需要考虑到单位冰山运输成本 τ_{jk} ($\tau_{jk} > 1$)，还需额外支付与 SPS 措施相关的可变合规成本 $T_{jk}(SPS_{n,jk})$ 。可变合规成本 $T_{jk}(SPS_{n,jk})$ 具体为持续满足进口国异质性 SPS 措施相关标准所产生的边际支出。那么，外生给定生产率为 φ 的企业生产数量 x_{jk} 的产品 k 销往 j 国所面临的可变成本则为 $\frac{\tau_{jk} T_{jk}(SPS_{n,jk})}{\varphi} x_{jk}$ 。因而，总生产成本函数可以表示为：

$$TC_{jk} = FC_{jk} + VC_{jk} = f_0 + f_j + F_{jk}(SPS_{n,jk}) + \frac{\tau_{jk} T_{jk}(SPS_{n,jk})}{\varphi} x_{jk} \quad (3)$$

通过成本函数中进口国 SPS 措施的引入，企业异质性不仅来自生产率异质性，还来自其所面临的进口国—产品层面 SPS 措施限制程度异质性。本文假设固定合规成本和可变合规成本随着进口国 j 关于产品 k 的 SPS 措施限制程度的上升而上升，因而有 $F'_{jk}(SPS_{n,jk}) > 0$ 和 $T'_{jk}(SPS_{n,jk}) > 0$ 。

(三) 出口产品市场均衡

企业出口利润函数可表示为：

$$\pi_{jk} = p_{jk} x_{jk} - TC_{jk} \quad (4)$$

将企业总成本生产函数和需求函数代入式(4)，可得：

$$\pi_{jk} = \left(p_{jk} - \frac{\tau_{jk} T_{jk}(SPS_{n,jk})}{\varphi} \right) Y_j P_j^{\sigma-1} p_{jk}^{-\sigma} - f_0 - f_j - F_{jk}(SPS_{n,jk}) \quad (5)$$

根据企业利润函数关于产品价格 p_{jk} 的一阶最大化条件，可得：

$$\frac{\partial \pi_{jk}}{\partial p_{jk}} = Y_j P_j^{\sigma-1} p_{jk}^{-\sigma} - \sigma \left(p_{jk} - \frac{\tau_{jk} T_{jk}(SPS_{n,jk})}{\varphi} \right) Y_j P_j^{\sigma-1} p_{jk}^{-\sigma-1} = 0 \quad (6)$$

从而求解出企业最优出口价格为:

$$p_{jk} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \left(\frac{\tau_{jk} T_{jk}(SPS_{n,jk})}{\varphi} \right) \quad (7)$$

代入需求函数式(2)可得企业出口产品 k 至 j 国的数量为:

$$x_{jk} = Y_j P_j^{\sigma-1} \left[\frac{\sigma}{\sigma - 1} \left(\frac{\tau_{jk} T_{jk}(SPS_{n,jk})}{\varphi} \right) \right]^{-\sigma} \quad (8)$$

企业出口产品 k 至 j 国的总收益函数, 即出口额为:

$$R_{jk} = p_{jk} x_{jk} = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right)^{1-\sigma} Y_j P_j^{\sigma-1} \left(\frac{\tau_{jk} T_{jk}(SPS_{n,jk})}{\varphi} \right)^{1-\sigma} \quad (9)$$

而对于具有生产率门槛 φ_{jk}^* 的企业来说, 将产品 k 销往 j 国与在国内销售无差异。因此, $\pi_{jk}(\varphi_{jk}^*) = 0$ 。结合利润函数可得:

$$\frac{(\sigma - 1)^{\sigma-1}}{\sigma^\sigma} Y_j \left(\frac{\tau_{jk} T_{jk}(SPS_{n,jk})}{\varphi_{jk}^* P_j} \right)^{1-\sigma} = f_0 + f_j + F_{jk}(SPS_{n,jk}) \quad (10)$$

进一步可求得受进口国 SPS 措施影响的产品 k 进入 j 国的最低生产率门槛为:

$$\varphi_{jk}^* = \left[\frac{f_0 + f_j + F_{jk}(SPS_{n,jk})}{\lambda Y_j} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\tau_{jk} T_{jk}(SPS_{n,jk})}{P_j} \quad (11)$$

式(11)中, $\lambda = (\sigma - 1)^{\sigma-1} \sigma^{-\sigma}$ 。

(四) 比较静态分析

从式(9)可知, 进口国 j 针对产品 k 实施的 SPS 措施主要通过引致可变合规成本 $T_{jk}(SPS_{n,jk})$ 变化进而影响出口额。由于 $\sigma > 1$ 及 $T_{jk}'(SPS_{n,jk}) > 0$, 对进口国 SPS 措施与农产品出口额之间的关系进行比较静态分析, 结果如下:

$$\frac{\partial R_{jk}}{\partial SPS_{n,jk}} = \underbrace{\frac{\partial R_{jk}}{\partial T_{jk}(SPS_{n,jk})}}_{<0} \times \underbrace{\frac{\partial T_{jk}(SPS_{n,jk})}{\partial SPS_{n,jk}}}_{>0} < 0 \quad (12)$$

式(12)的结果说明进口国实施的 SPS 措施限制程度与农产品出口额的增长之间呈现出负相关关系。由此, 本文提出:

假说1 在其他条件不变的情况下, 进口国 SPS 措施限制程度上升对农产品出口额产生负向影响。

从式(11)可知, 进口国 j 针对产品 k 实施的 SPS 措施会通过引致固定合规成本 $F_{jk}(SPS_{n,jk})$ 和可变合规成本 $T_{jk}(SPS_{n,jk})$ 变化进而影响出口临界生产率水平。将式(11)对 SPS 措施(SPS_{jk})求偏导可得:

$$\frac{\partial \varphi_{jk}^*}{\partial SPS_{n,jk}} = \underbrace{\frac{\partial \varphi_{jk}^*}{\partial F_{jk}(SPS_{n,jk})}}_{>0} \times \underbrace{\frac{\partial F_{jk}(SPS_{n,jk})}{\partial SPS_{n,jk}}}_{>0} + \underbrace{\frac{\partial \varphi_{jk}^*}{\partial T_{jk}(SPS_{n,jk})}}_{>0} \times \underbrace{\frac{\partial T_{jk}(SPS_{n,jk})}{\partial SPS_{n,jk}}}_{>0} > 0 \quad (13)$$

式(13)意味着进口国实施的 SPS 措施限制程度上升会引致出口固定合规成本和可变成本上升, 出口临界生产率水平随之相应升高。而根据 Melitz(2003)的研

究,出口决策由临界生产率水平决定,只有生产率水平高于门槛值企业才会选择出口并从出口中获利。因而,随着进口国SPS措施限制程度上升,出口临界生产率水平的上升会降低出口概率,阻碍出口贸易。由此,本文提出:

假说2 在其他条件不变的情况下,进口国SPS措施限制程度上升对农产品出口概率产生负向影响。

结合假说1可知,进口国SPS措施限制程度上升对农产品出口规模的抑制作用主要通过两方面实现:一方面,SPS措施限制程度上升通过增加可变合规成本,使得出口额紧缩;另一方面,SPS措施限制程度上升提高了出口生产率门槛,从而降低了出口概率。

二、研究设计

(一) 计量模型

为了初步识别SPS措施对中国农产品出口贸易额的净效应,本文借鉴Hejazi等(2022)、Chen等(2024)的方法,设定如下回归模型:

$$\ln Y_{jkt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(1 + AVE_{Regular, jkt}) + \beta_2 \ln(1 + AVE_{Emerge, jkt}) + \beta_3 \ln(1 + AVE_{STC, jkt}) + \beta_4 \ln(1 + Tariff_{jkt}) + \alpha_{kt} + \alpha_{jt} + \alpha_{jk} + \varepsilon_{jkt} \quad (14)$$

式(14)中,下标 j 、 k 和 t 分别代表进口国、农产品及年份。被解释变量 $\ln Y_{jkt}$ 为中国农产品 k 在第 t 年出口至 j 国的贸易额对数值。 $AVE_{Regular, jkt}$ 、 $AVE_{Emerge, jkt}$ 和 $AVE_{STC, jkt}$ 分别代表进口国 j 在第 t 年针对农产品 k 实施的常规SPS措施、紧急SPS措施和SPS-STC措施的关税等价物。 $Tariff_{jkt}$ 表示进口国 j 在第 t 年针对中国农产品 k 征收的关税水平。依据Niu等(2020)的做法,本文对异质性SPS措施的关税等价物和关税变量均加1后取对数。参考Fiankor等(2021)、Raimondi和Scoppola(2024)、Shingal等(2024)、康茂楠等(2025)的设定,式(14)控制一系列双向固定效应,以减少遗漏变量导致的内生性问题。其中,产品—年份固定效应 α_{kt} 用以控制与产品相关的影响因素;进口国—年份固定效应 α_{jt} 用于控制与进口国相关的影响因素;进口国—产品固定效应 α_{jk} 用以控制与进口国及产品相关的不随时间变化的影响。通过加入三类双向固定效应,传统引力模型控制变量已由固定效应完全吸收。最后, ε_{jkt} 为随机干扰项。

由于农产品贸易数据包含大量零值,若直接采用OLS估计将导致结果有偏且不一致。因此,本文对式(14)采用泊松伪极大似然(PPML)方法进行估计(Silva和Tenreyro, 2006; 2011)。此外,为了验证实证结论的稳健性,本文进一步剔除零贸易值并采用OLS估计进行对比检验。然而,仅估计式(14)存在固有局限:第一,PPML估计虽然能够处理零值,但无法校正由不可观测因素导致的样本选择偏差问题;第二,仅估计SPS措施对出口贸易的总体效应,无法区分其对“是否出口”(广延边际)以及“出口多少”(集约边际)的差异化影响,而这恰恰是验证本文理论假说的关键。因此,参考张琳琛和董银果(2020)的做法,本文仅将式(14)作为辅助计量模型。

为了同时验证理论假说1和假说2,同时有效解决样本选择偏差,本文基准回归采用 Heckman 选择模型(Heckman, 1979),进一步考察进口国 SPS 措施对中国农产品出口概率即出口广延边际(Extensive Margin, EM)和出口额即集约边际(Intensive Margin, IM)的影响。Heckman 选择模型由选择方程和结果方程构成,通过两步估计法修正由不可观测因素导致的样本选择偏差。第一阶段的选择方程适用于识别农产品是否出口,第二阶段的结果方程则在校正样本选择偏差后考察出口额的变化。

估计进口国 SPS 措施对中国农产品出口概率影响的选择方程为:

$$P_{jkt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(1 + AVE_{Regular, jkt}) + \beta_2 \ln(1 + AVE_{Emerge, jkt}) + \beta_3 \ln(1 + AVE_{STC, jkt}) + \beta_4 \ln(1 + Tariff_{jkt}) + \beta_5 \ln GDP_{PCjt} + \beta_6 \ln Dist_j + \beta_7 Contig_j + \beta_8 ComLang_j + \alpha_{kt} + \varepsilon_{jkt} \quad (15)$$

式(15)中, P_{jkt} 为二元变量,若中国农产品 k 在第 t 年对进口国 j 的出口额为正值,则取值为“1”,否则取值为“0”;参考黄先明和李泽雯(2025),选取 GDP、地理距离、地理接壤、共同语言作为额外的控制变量。 $\ln GDP_{PCjt}$ 表示进口国 j 第 t 年的人均 GDP 的对数值; $\ln Dist_j$ 为进口国 j 与中国之间地理距离的对数值;如果进口国 j 和中国地理接壤,则 $Contig_j$ 取值为“1”,否则取值为“0”;如果进口国 j 和中国拥有共同语言,则 $ComLang_j$ 取值为“1”,否则取值为“0”。其余变量含义与式(14)一致。

估计进口国 SPS 措施对中国农产品出口额影响的结果方程为:

$$\ln M_{jkt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(1 + AVE_{Regular, jkt}) + \beta_2 \ln(1 + AVE_{Emerge, jkt}) + \beta_3 \ln(1 + AVE_{STC, jkt}) + \beta_4 \ln(1 + Tariff_{jkt}) + \beta_5 \ln GDP_{PCjt} + \beta_6 \ln Dist_j + \beta_7 Contig_j + \beta_8 ComLang_j + \beta_9 IMR_{jkt} + \alpha_{kt} + \varepsilon_{jkt} \quad (16)$$

式(16)中, $\ln M_{jkt}$ 代表中国农产品 k 在第 t 年出口至 j 国的贸易额对数值。为了校正样本选择偏差,本文在结果方程中引入从选择方程计算出的逆米尔斯比 IMR_{jkt} 。Heckman 选择模型需要设定排除限制的条件(Exclusion Restriction),以避免当选择方程和结果方程的随机干扰项不满足联合正态分布时导致的估计不一致的问题。Helpman 等(2008)指出,共同语言变量可作为排除限制条件,因为其仅影响贸易的固定成本,而不影响贸易的可变成本(DeMaria 和 Droque, 2017; Hejazi 等, 2022)。因此,本节选取共同语言 $ComLang_j$ 作为排除限制条件。借鉴 Ferro 等(2015)、Hejazi 等(2022)的做法,式(15)和式(16)未进一步引入进口国—年份或进口国—产品固定效应。若引入进口国相关固定效应,将与仅随进口国变化的排除限制变量 $ComLang_j$ 共线,导致 Heckman 选择模型无法识别。

(二) 变量选取与数据来源

本文使用 2000—2021 年中国出口至 126 个国家 HS6 位农产品(HS01-24)的贸易数据作为研究样本,在实证分析中使用到的数据来源^①如下:中国农产品出口数

^①资料来源:CEPII 数据库, <https://www.cepii.fr/> (访问日期 2026-03-17); ePing SPS/TBT 通报预警平台, <https://www.epingalert.org/> (访问日期 2026-03-17); 世界银行 WITS 数据库, <https://wits.worldbank.org/> (访问日期 2026-03-17); 世界银行 WDI 数据库, <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> (访问日期 2026-03-17)。

据来源于 CEPII-BACI 数据库 (HS1996 版本); 常规 SPS 措施、紧急 SPS 措施和 SPS-STC 措施的关税等价物数据由 ePing SPS/TBT 通报预警平台的 SPS 措施相关通报数据测度得到; 关税数据来自世界银行 WITS 数据库中的 TRAINS 数据库和 IDB 数据库, 并通过联合国统计司的对照表将不同年份关税数据调整至 HS1996 版; 进口国人均 GDP 变量数据来源于世界银行 WDI 数据库; 进口国和中国的地理距离、进口国和中国是否拥有共同边界以及是否享有共同语言等控制变量数据来源于 CEPII-Gravity 数据库。本文基于 SPS 措施关税等价物与出口额、关税及其他控制变量匹配后的数据, 构建了涵盖 1 280 020 个观测值的非平衡面板数据集, 其中, 零贸易值占比约为 69.33%。主要变量的统计描述详见表 1。

表 1 描述性统计

变量	定义	样本量	均值	标准差
Y_{jkt}	农产品出口额(美元)	1 280 020	598 312.130	9 050 252
$AVE_{Regular, jkt}$	常规 SPS 措施的关税等价物	1 280 020	0.045	0.193
$AVE_{Emerge, jkt}$	紧急 SPS 措施的关税等价物	1 280 020	0.003	0.037
$AVE_{STC, jkt}$	SPS-STC 措施的关税等价物	1 280 020	0.027	0.133
$Tariff_{jkt}$	进口国对中国农产品征收的关税	1 280 020	0.135	0.426
$GDPPC_{jt}$	进口国人均 GDP(美元)	1 280 020	14 560.230	19 629.110
$Dist_j$	进口国和中国的地理距离(千米)	1 280 020	9 259.032	4 052.637
$Contig_j$	进口国和中国是否接壤	1 280 020	0.076	0.266
$ComLang_j$	进口国和中国是否享有共同语言	1 280 020	0.018	0.133

三、SPS 措施关税等价物的量化

SPS 措施的量化分析是一项复杂而必要的任务。利用存量指标或虚拟变量衡量 SPS 措施难以准确刻画 SPS 措施的限制程度, 从而导致研究结论存在潜在偏差。为了克服这一局限, 本文在重新测算进口需求的基础上, 实证测度 2000—2021 年世界 126 个国家 HS6 位农产品 SPS 措施的关税等价物, 以量化 SPS 措施相对于关税的贸易成本, 使得比较不同类型 SPS 措施限制程度成为可能。具体而言, 测度分为三步: 第一步, 依据 Kee 等(2008)、Grübler 等(2022)的方法对世界各国 2000—2021 年农产品的进口需求弹性进行测算; 第二步, 估计三类 SPS 措施对各国农产品进口数量的影响; 第三步, 结合进口需求弹性估计值与 SPS 措施对进口数量影响的估计系数, 计算 SPS 措施的关税等价物。

本文详细介绍第二步中使用贸易引力模型估算 SPS 措施对农产品进口数量的影响^①。借鉴 Kee 等(2009)、Niu 等(2018)的做法,对于每一类 SPS 措施、每一种产品和每一年,本文进行如下回归:

$$\ln q_{jk} = \beta_0 + \beta_1 SPS_{n,jk} + \beta_2 (SPS_{n,jk} \times Share_{jk}) + \beta_3 \ln(1 + Tariff_{jk}) + \beta_4 G_j + \varepsilon_{jk} \quad (17)$$

式(17)中,下标 j 和 k 分别代表进口国和农产品。其中, q_{jk} 为 j 国从世界各国进口农产品 k 的数量。 $SPS_{n,jk}$ 代表 j 国针对农产品 k 实施 n 种类型 SPS 措施的数量, $n \in \{Regular, Emerge, STC\}$, 分别代表常规 SPS 措施、紧急 SPS 措施和 SPS-STC 措施。 $Tariff_{jk}$ 代表 j 国针对进口农产品 k 征收的关税水平。沿用 Kee 和 Nicita (2022)的做法,进一步加入进口国 j 在农产品 k 的世界贸易中的市场份额 $Share_{jk}$ 与相关 SPS 措施变量的交互项 $SPS_{n,jk} \times Share_{jk}$, 以获得进口国层面的 SPS 措施关税等价物。 G_j 为 j 国的国家特征变量,包含劳动力数量占 GDP 比重、农业用地面积占 GDP 比重、资本占 GDP 比重以及衡量经济发展水平的人均 GDP。最后, ε_{jk} 为随机干扰项。

由式(17)可知,SPS 措施对进口数量的边际效应为:

$$\frac{\partial \ln(q_{jk})}{\partial SPS_{n,jk}} = \exp(\beta_1 + \overline{Share_{jk}}\beta_2) - 1 \quad (18)$$

结合前文所估计的进口需求弹性 ε_{jk} , 可以将 SPS 措施对进口数量的边际效应转化为进口国—产品层面的 SPS 措施关税等价物 $AVE_{n,jk}$:

$$AVE_{n,jk} = \frac{1}{\varepsilon_{jk}} \frac{\partial \ln(q_{jk})}{\partial SPS_{n,jk}} = \frac{\exp(\beta_1 + \overline{Share_{jk}}\beta_2) - 1}{\varepsilon_{jk}} \quad (19)$$

为了有效解决零贸易值问题,本文利用 PPML 方法对式(17)进行估计。具体而言,针对每一种 HS6 位产品和每一类 SPS 措施在每一年进行 PPML 回归。结合所测算的进口需求弹性值,利用式(19)即可测得三类 SPS 措施的关税等价物。

在对式(17)估计的过程中,本文参考 Kravchenko 等(2022)、Adarov 和 Ghodsi (2023)的处理方法,将统计意义上不显著(即 p 值大于 0.1)的系数视为零。此外,为了消除离群值的影响,本文对所估计的 SPS 措施关税等价物进行了上下 2% 的截尾处理,并保留 SPS 措施的负值关税等价物。保留负值的合理性在于,SPS 措施不仅可能引致成本提升效应,还可能产生需求增强效应。然而,本文也并非保留全部的负值关税等价物。考虑到进口价格最低为零,关税等价物的下限被设定为-1。

图 1 展示了 2000—2021 年常规 SPS 措施、紧急 SPS 措施和 SPS-STC 措施的关税等价物的时间变化趋势,并将其与同期的关税水平进行对比。在整个样本期内,农产品所面临的关税水平普遍高于 SPS 措施的关税等价物,这与 Adarov 和 Ghodsi (2023)的发现保持一致。然而,二者的动态变化趋势存在显著差异。由于多边贸易谈判和区域贸易协定的影响,关税水平呈现出稳步下降趋势,从 2000 年近 16% 下降至 2021 年

^①篇幅所限,与第一步相关的进口需求弹性测算技术细节备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“在线阅读”栏目查询、下载。

的 7.58%。相比之下, SPS 措施的关税等价物则呈现出不稳定的动态变化。具体而言, 常规 SPS 措施的关税等价物在 2.70%至 8.07%之间波动, 紧急 SPS 措施则介于 0.06%至 0.71%之间, 而 SPS-STC 措施的变动范围为 0.94%至 4.72%之间。

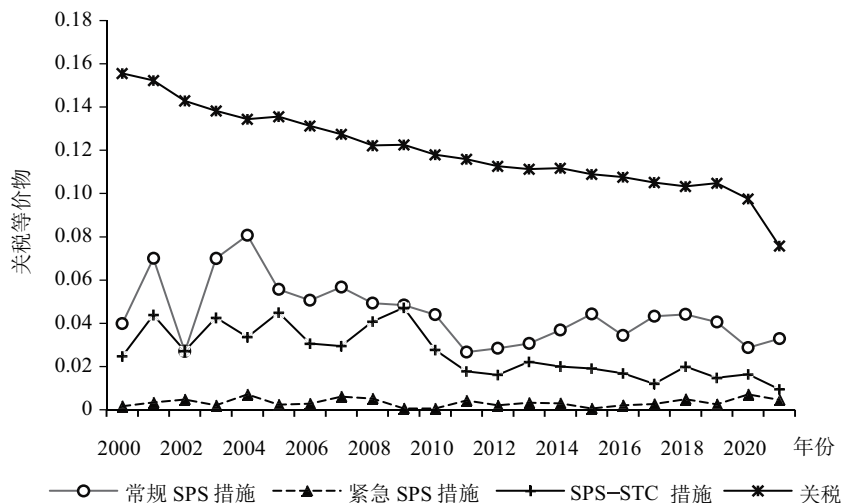


图 1 2000—2021 年 SPS 措施关税等价物和关税

注: 作者根据数据自行计算绘制。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

基于式(14), 利用 PPML 辅助计量模型考察进口国 SPS 措施对中国农产品出口贸易额的影响, 回归结果详见表 2 列(1)至列(5)。其中, 列(1)至列(3)为依次纳入三类 SPS 措施变量的回归结果, 列(4)至列(5)则将三类 SPS 措施变量同时引入模型。无论单独回归还是联合估计, 结果均显示进口国 SPS 措施限制程度上升在 1%的显著性水平上对中国农产品出口贸易额产生抑制作用, 表明 SPS 措施已成为中国农产品出口的实质性贸易障碍。从影响幅度来看, 三类 SPS 措施的估计系数绝对值依次递增, SPS-STC 措施的抑制效应最强, 紧急 SPS 措施次之, 而常规 SPS 措施的负向影响相对较小。

为了进一步控制更细分层面未观察到的因素, 将进口国—产品双向固定效应和产品—年份双向固定效应中的产品维度由 HS2 位细化至 HS4 位, 估计结果如表 2 列(5)所示, 依然与前述结论保持一致。此外, 考虑到样本中存在大量零贸易值可能导致 OLS 估计结果偏误, 本文进一步剔除零贸易值样本, 并采用 OLS 方法重新回归。列(6)结果显示, OLS 估计的方向与显著性均与 PPML 估计结果高度一致。

在控制变量的影响方面, 表 2 结果显示进口国关税水平上升对中国农产品出口贸易额的负向作用并不显著; 而 OLS 结果则显示, 尽管关税对出口贸易流量产生

显著的消极影响，但其影响幅度远小于三类 SPS 措施。Niu 等(2020)、Karemera 等(2022)研究表明，关税与 SPS 等非关税措施在一定程度上具有互补性或替代性。因此，较低的关税水平可能与更严格的 SPS 措施相关，使得关税的贸易阻碍效应被 SPS 措施吸收或替代。可见，在农产品贸易领域，部分 SPS 措施凭借其隐蔽性、复杂性及灵活性，已逐渐取代关税成为新的贸易壁垒。

表 2 SPS 措施对中国农产品出口贸易额的影响：辅助计量模型结果

项目	PPML			OLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常规 SPS 措施	-0.610*** (0.036)	—	—	-0.597*** (0.037)	-0.586*** (0.040)	-0.769*** (0.042)
紧急 SPS 措施	—	-4.664*** (0.689)	—	-3.782*** (0.667)	-3.957*** (0.759)	-1.643*** (0.202)
SPS-STC 措施	—	—	-5.373*** (0.310)	-5.204*** (0.312)	-5.404*** (0.353)	-2.031*** (0.069)
关税	-0.132 (0.144)	-0.125 (0.145)	-0.136 (0.144)	-0.145 (0.143)	-0.146 (0.145)	-0.564*** (0.068)
样本量	1 280 020	1280 020	1280 020	1280 020	1 133 478	392 572
R ²	0.554	0.552	0.557	0.558	0.772	0.378
HS2-年份 FE	是	是	是	是	否	是
进口国—年份 FE	是	是	是	是	是	是
HS2-进口国 FE	是	是	是	是	否	是
HS4-年份 FE	否	否	否	否	是	否
HS4-进口国 FE	否	否	否	否	是	否

注：括号中数值为聚类在进口国-HS4-年份层面的标准误。*、**和*** 分别表示估计系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。下表同。

在实证检验 SPS 措施对中国农产品出口规模的影响时，本文以 PPML 和 OLS 估计作为辅助计量方法，为识别 SPS 措施的贸易规模抑制效应提供了初步结论。然而，以上两种方法均难以克服样本选择偏差，也无法区分 SPS 措施对出口概率和出口额所产生的差异化影响。为此，基于式(15)和式(16)，本文进一步利用 Heckman 选择模型，以探究 SPS 措施对中国农产品出口概率和出口额的影响。表 3 报告了 Heckman 选择模型两步法的估计结果，逆米尔斯比率 IMR_{jkt} 的估计系数均在 1%的水平上显著，表明样本选择问题确实存在，从而验证了 Heckman 选择模型的适用性和必要性。

由表 3 可知，进口国 SPS 措施限制程度上升均在 1%的显著性水平上对中国农产品的出口概率和出口额产生负向影响，抑制了农产品出口沿着广延边际与集约边际的扩张，从而验证了假说 1 和假说 2。具体而言，SPS-STC 措施对出口概率的抑制效应最强，紧急 SPS 措施次之，常规 SPS 措施最弱。然而，一旦农产品实现出口，紧急 SPS 措施对出口额的负向影响将超过 SPS-STC 措施，且二者的抑制效应

均远大于常规 SPS 措施。可能的解释是，SPS-STC 措施因其过于严苛的生产、检验与合规流程要求，导致大量出口商在进入市场之前就被排除在外。相比之下，紧急 SPS 措施因其突发性要求，使得出口商可以通过相对灵活地调整可变成本以达成合规，从而导致其对出口额的抑制效应更强。此外，控制变量的估计结果均与理论预期相符。

表 3 SPS 措施对中国农产品出口概率和出口额的影响：基准计量模型结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>EM</i>	<i>IM</i>	<i>EM</i>	<i>IM</i>	<i>EM</i>	<i>IM</i>	<i>EM</i>	<i>IM</i>
常规 SPS 措施	-0.329*** (0.007)	-0.553*** (0.043)	—	—	—	—	-0.274*** (0.007)	-0.475*** (0.043)
紧急 SPS 措施	—	—	-0.805*** (0.050)	-2.307*** (0.254)	—	—	-0.544*** (0.050)	-1.962*** (0.252)
SPS-STC 措施	—	—	—	—	-0.936*** (0.016)	-1.192*** (0.095)	-0.845*** (0.016)	-1.028*** (0.093)
关税	-0.258*** (0.011)	-0.703*** (0.051)	-0.257*** (0.011)	-0.702*** (0.051)	-0.259*** (0.011)	-0.714*** (0.051)	-0.260*** (0.011)	-0.720*** (0.051)
人均 GDP	0.156*** (0.001)	0.325*** (0.008)	0.156*** (0.001)	0.328*** (0.008)	0.156*** (0.001)	0.329*** (0.008)	0.156*** (0.001)	0.329*** (0.008)
地理距离	-0.305*** (0.003)	-0.697*** (0.018)	-0.304*** (0.003)	-0.701*** (0.018)	-0.304*** (0.003)	-0.708*** (0.018)	-0.305*** (0.003)	-0.710*** (0.018)
是否接壤	0.097*** (0.006)	0.426*** (0.023)	0.097*** (0.006)	0.428*** (0.023)	0.097*** (0.006)	0.428*** (0.023)	0.097*** (0.006)	0.429*** (0.023)
共同语言	0.741*** (0.009)	—	0.739*** (0.009)	—	0.742*** (0.009)	—	0.742*** (0.009)	—
<i>IMR_{jkt}</i>	—	-1.921*** (0.064)	—	-1.899*** (0.064)	—	-1.878*** (0.064)	—	-1.873*** (0.064)
样本量	1 280 020	392 614	1 280 020	392 614	1 280 020	392 614	1 280 020	392 614
HS4-年份 FE	是	是	是	是	是	是	是	是

注：*EM* 表示出口概率，*IM* 表示出口额。括号中数值为对应变量估计系数的标准误。

(二) 内生性检验

中国农产品出口额与进口国实施 SPS 措施之间可能存在反向因果问题。随着中国农产品出口额扩大，进口国可能基于国内市场保护的目的，收紧相关产品的 SPS 措施以提高市场准入门槛。为了解决这一潜在的内生性问题，借鉴 Wooldridge (2010)、郭玥(2018)、孙光林等(2019)的研究方法，采用 IV-Heckman 进行估计，以同时控制内生性和样本选择偏差。在工具变量选取方面，本文分别构造国家地理邻近性和产品类别邻近性两类工具变量。首先，遵循 Niu 等(2018)的研究，利用与进口国地理距离最邻近的五个国家 SPS 措施相关变量均值作为第一类工具变量(IV1)。地理位置邻近国家通常在经济政策和农产品消费习惯上具有相似性，其实施的 SPS 措施往往高度相关，同时进口国的农产品进口量不会直接影响邻近国家的 SPS 措施。其次，参考 Fontagné 等(2015)的方法，选取进口国同一 HS4 位编码下其他农产品的 SPS 措施相关变量均值作为第二类工具变量(IV2)。同一 HS4 位编码产品通常在生产、流通和消费环节具有相似性，因此其面临的 SPS 措施也较为相近，而其中某一产品的进口量通常不会直接影响进口国对同一 HS4 位编码下其

他产品 SPS 措施的实施。表 4 显示了利用这两类工具变量的 IV-Heckman 估计结果。可以看出, 进口国 SPS 措施限制程度上升均在 1% 的显著性水平上降低了中国农产品的出口概率和出口额。其中, SPS-STC 措施对出口概率的抑制作用最强, 紧急 SPS 措施则在削减出口额方面最为突出, 而常规 SPS 措施对出口概率和出口额的负向影响均最为有限, 所得结果与基准结论一致。

表 4 稳健性检验结果: 缓解内生性问题

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV1		IV2		IV1+IV2	
	EM	IM	EM	IM	EM	IM
常规 SPS 措施	-0.387*** (0.009)	-0.708*** (0.054)	-0.328*** (0.009)	-0.618*** (0.055)	-0.366*** (0.009)	-0.673*** (0.053)
紧急 SPS 措施	-0.759*** (0.057)	-2.322*** (0.291)	-0.788*** (0.059)	-2.403*** (0.304)	-0.764*** (0.057)	-2.328*** (0.291)
SPS-STC 措施	-1.119*** (0.018)	-1.275*** (0.114)	-1.163*** (0.019)	-1.323*** (0.118)	-1.129*** (0.018)	-1.290*** (0.114)
共同语言	0.741*** (0.009)	—	0.740*** (0.009)	—	0.741*** (0.009)	—
IMR_{jkt}	—	-1.846*** (0.064)	—	-1.862*** (0.064)	—	-1.850*** (0.064)
样本量	1 280 020	392 614	1 280 020	392 614	1 280 020	392 614
Wald F 统计量	1.2e+06		1.1e+06		7.2e+05	
HS2-年份 FE	是	是	是	是	是	是

注: Wald F 统计量为工具变量第一阶段回归的 F 统计量。所有列均控制了关税、人均 GDP、地理距离以及是否接壤。括号中数值为对应变量估计系数的标准误。

(三) 稳健性检验

为了验证基准回归结论的稳健性, 本文进一步开展两类稳健性检验: 一是更换估计方法与模型设定, 采用 Heckman MLE 替代两步法, 加入共同宗教变量作为排除限制条件, 通过 HMR 模型纳入企业异质性, 运用 ZIP 和 ZINB 模型处理贸易零值问题; 二是调整样本结构, 剔除欧盟样本、水产品样本及 2008—2009 年金融危机时期样本, 并将样本期扩展至 2023 年以排除短期外生冲击影响^①。上述稳健性结果均与基准回归结论保持一致, 进一步印证了研究结论的可信度。

(四) 异质性分析

1. 国家异质性分析

首先, 考察进口国经济发展水平在 SPS 措施贸易规模抑制效应中的作用。当进口国是发达国家时, DVC 取值为“1”, 否则取值为“0”, 回归结果如表 5 列(1)和列(2)所示。结果表明, 发达国家和发展中国家实施的 SPS 措施均对中国农产品出口概率和出口额产生显著的约束作用。然而, 发达国家的常规 SPS 措施和 SPS-STC 措施对出口概率和出口额的负向影响均显著大于发展中国家, 同时, 紧急 SPS

^①篇幅所限, 本文稳健性检验结果备案。

措施对出口额的限制程度也超过发展中国家。可见，发达国家实施的 SPS 措施对中国农产品出口规模扩张构成更严峻的贸易壁垒。

其次，本文探讨中国与进口国签署区域贸易协定 (Regional Trade Agreement, RTA)^①是否有助于缓解 SPS 措施的贸易规模抑制效应。当进口国与中国签署 RTA 时, RTA 取值为“1”，否则取值为“0”，回归结果展示在表 5 列 (3) 和列 (4)。研究发现，与中国签署 RTA 的国家实施 SPS 措施对中国农产品出口概率和出口额的抑制效应显著减弱，尤其是紧急 SPS 措施对农产品出口概率的影响由负转正。这一发现揭示了 RTA 在降低贸易壁垒方面的积极作用，通过设置特定的 SPS 措施条款，促进了成员间更深层次的标准协调和制度整合，从而有效降低了 SPS 措施的合规成本，缓解了其对贸易的消极作用 (Cadot 和 Gourdon, 2016; Santeramo 和 Lamona-
ca, 2022)。

表 5 国家异质性分析结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>EM</i>	<i>IM</i>	<i>EM</i>	<i>IM</i>	<i>EM</i>	<i>IM</i>
常规 SPS 措施	-0.208 *** (0.010)	-0.249 *** (0.059)	-0.290 *** (0.008)	-0.458 *** (0.048)	-0.219 *** (0.009)	-0.436 *** (0.055)
紧急 SPS 措施	-0.595 *** (0.061)	-1.292 *** (0.319)	-0.705 *** (0.055)	-1.868 *** (0.287)	-0.522 *** (0.060)	-1.918 *** (0.309)
SPS-STC 措施	-0.779 *** (0.022)	-0.620 *** (0.123)	-0.847 *** (0.016)	-1.042 *** (0.094)	-0.768 *** (0.021)	-1.083 *** (0.114)
常规 SPS 措施× <i>DVC</i>	-0.146 *** (0.014)	-0.436 *** (0.082)	—	—	—	—
紧急 SPS 措施× <i>DVC</i>	0.129 (0.105)	-1.818 *** (0.509)	—	—	—	—
SPS-STC 措施× <i>DVC</i>	-0.133 *** (0.031)	-0.789 *** (0.163)	—	—	—	—
常规 SPS 措施× <i>RTA</i>	—	—	0.137 *** (0.022)	-0.149 (0.101)	—	—
紧急 SPS 措施× <i>RTA</i>	—	—	1.066 *** (0.136)	-0.812 (0.589)	—	—
SPS-STC 措施× <i>RTA</i>	—	—	0.372 *** (0.030)	0.584 *** (0.118)	—	—
常规 SPS 措施× <i>POL</i>	—	—	—	—	-0.133 *** (0.015)	-0.083 (0.083)
紧急 SPS 措施× <i>POL</i>	—	—	—	—	-0.092 (0.106)	-0.116 (0.521)
SPS-STC 措施× <i>POL</i>	—	—	—	—	-0.176 *** (0.031)	0.135 (0.166)
共同语言	0.741 *** (0.009)	—	0.733 *** (0.009)	—	—	0.737 *** (0.009)
<i>IMR_{jkt}</i>	—	-1.890 *** (0.064)	—	-1.864 *** (0.065)	—	-1.881 *** (0.064)
样本量	1 280 020	392 614	1 280 020	392 614	1 280 020	392 614
HS2-年份 FE	是	是	是	是	是	是

注：所有列均控制了关税、人均 GDP、地理距离和是否接壤。括号中数值为对应变量估计系数的标准误。

①RTA 签署数据来源于 WTO 区域贸易协定数据库 (Regional Trade Agreements Database)。

最后,本文从地缘政治关系视角考察 SPS 措施贸易效应的国家异质性。基于联合国大会投票数据估计的各国政策理想点,本文计算中国与进口国政策理想点差值,从而量化中国与进口国地缘政治关系(Bailey 等,2017)。当进口国与中国地缘政治关系疏远时,*POL* 取值为“1”,否则取值为“0”,回归结果展示在表 5 列(5)和列(6)。结果表明,地缘政治关系疏远的国家实施的常规 SPS 措施和 SPS-STC 措施对出口概率的阻碍作用更为突出。这主要是由于地缘政治关系疏远通过放大制度性摩擦,强化 SPS 措施对潜在出口主体市场进入决策的约束作用。具体而言,常规 SPS 措施在解释和执法中具有较大的裁量空间,而在政治关系紧张时更易被严格使用;SPS-STC 措施则在地缘政治对立背景下因磋商成本上升、协调机制弱化,其贸易阻碍效应也随之放大。

2. 产品异质性分析

首先,SPS 措施的贸易规模抑制效应可能因农产品的加工程度不同而存在差异。参照 Shepherd 和 Wilson(2013)的分类,将农产品划分为初级农产品(HS01-HS14)和加工农产品(HS15-HS24),简称为初级品和加工品。当农产品为初级品时,*Pry* 取值为“1”,否则取值为“0”,回归结果如表 6 列(1)和列(2)所示。结果表明,无论是初级品还是加工品,进口国 SPS 措施对其出口概率和出口额均产生了抑制效应,而进口国针对初级品实施的常规 SPS 措施和 SPS-STC 措施对出口概率的负向影响显著小于加工品。这一差异源于初级品更易受到病虫害等健康风险的威胁,进口国通常出于维护公共健康的正当目的对其施加必要的 SPS 措施,从而对出口概率的抑制作用相对较弱;而加工品在生产过程中经过多种复杂程序,对进口国造成卫生健康危害的风险已大幅降低,因而进口国对其实施的 SPS 措施更多反映出贸易保护主义倾向。

其次,SPS 措施的贸易规模抑制效应可能因农产品所处的生产阶段不同而呈现差异。基于广义经济分类(BEC)标准,进一步将农产品划分为最终产品和其他产品。当农产品属于最终品时,*FG* 取值为“1”,否则取值为“0”,结果如表 6 列(3)至列(4)所示。研究发现,进口国针对最终品实施的常规 SPS 措施和紧急 SPS 措施对出口概率的负向影响均显著小于其他产品,而常规 SPS 措施和 SPS-STC 措施对出口额的抑制效应显著强于其他产品。可能的解释是,最终品往往直接面向消费者,其严格的 SPS 标准能够向消费者传递高质量和安全信号,从而对符合标准的新供应商进入市场产生较为积极的影响,削弱了 SPS 措施对出口概率造成的抑制效应。而当传统出口商提供的最终品无法满足进口国严格要求时,则会被新的供应来源所取代,并导致总贸易额呈现更大幅度的下降。

最后,SPS 措施的贸易规模抑制效应可能因农产品的同质性或异质性而表现出差异。依据 Rauch(1999),将农产品划分为同质品和异质品。若农产品依据保守估计法归类为同质品,则 *Con* 取值为“1”,否则取值为“0”,回归结果见表 6 列(5)和列(6)。结果显示,同质品的出口概率和出口额均对进口国常规 SPS 措施的变化更加敏感,并且 SPS-STC 措施限制程度上升对同质品出口概率的负向影响也大于异质品。而采用宽松估计法对农产品进行分类时,结果仍保持一致。造成这一差异的主要原因在于,同质品在不同出口商之间具备高度替代性,当进口国对同质品施加

更严格的 SPS 措施引致合规成本上升时, 进口商往往倾向于选择成本更低的供应来源, 进而加剧 SPS 措施对同质品贸易规模的抑制效应。相比之下, 异质品的产品差异化程度较高, 市场需求对价格波动的弹性较低, 能够在一定程度上降低 SPS 措施的不利影响。

表 6 产品异质性分析结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>EM</i>	<i>IM</i>	<i>EM</i>	<i>IM</i>	<i>EM</i>	<i>IM</i>
常规 SPS 措施	-0.343 *** (0.012)	-0.522 *** (0.068)	-0.336 *** (0.012)	-0.314 *** (0.065)	-0.253 *** (0.008)	-0.443 *** (0.045)
紧急 SPS 措施	-0.697 *** (0.146)	-0.287 (0.778)	-0.704 *** (0.089)	-2.349 *** (0.449)	-0.559 *** (0.054)	-1.892 *** (0.271)
SPS-STC 措施	-1.042 *** (0.051)	-0.983 *** (0.266)	-0.823 *** (0.034)	-0.142 (0.184)	-0.823 *** (0.018)	-1.009 *** (0.100)
常规 SPS 措施× <i>Pry</i>	0.109 *** (0.015)	0.075 (0.085)	—	—	—	—
紧急 SPS 措施× <i>Pry</i>	0.171 (0.156)	-1.864 ** (0.821)	—	—	—	—
SPS-STC 措施× <i>Pry</i>	0.210 *** (0.054)	-0.048 (0.276)	—	—	—	—
常规 SPS 措施× <i>FG</i>	—	—	0.100 *** (0.015)	-0.271 *** (0.084)	—	—
紧急 SPS 措施× <i>FG</i>	—	—	0.240 ** (0.107)	0.541 (0.539)	—	—
SPS-STC 措施× <i>FG</i>	—	—	-0.035 (0.039)	-1.116 *** (0.203)	—	—
常规 SPS 措施× <i>Con</i>	—	—	—	—	-0.160 *** (0.022)	-0.308 ** (0.130)
紧急 SPS 措施× <i>Con</i>	—	—	—	—	0.067 (0.141)	-0.590 (0.730)
SPS-STC 措施× <i>Con</i>	—	—	—	—	-0.088 ** (0.040)	-0.092 (0.218)
共同语言	0.742 *** (0.009)	—	0.742 *** (0.009)	—	0.742 *** (0.009)	—
<i>IMR_{jkt}</i>	—	-1.877 *** (0.064)	—	-1.869 *** (0.064)	—	-1.869 *** (0.064)
样本量	1 280 020	392 614	1 280 020	392 614	1 280 020	392 614
HS2-年份 FE	是	是	是	是	是	是

注: 所有列均控制了关税、人均 GDP、地理距离和是否接壤。括号中数值为对应变量估计系数的标准误。

五、机制分析：成本视角

基于本文理论分析, 进口国 SPS 措施限制程度上升会引致额外的固定合规成本和可变合规成本, 进而抑制中国农产品的出口概率, 并降低出口额。本文将通过进一步的实证分析, 首先识别 SPS 措施对中国农产品固定成本和可变成本的影响, 之后检验固定成本和可变成本如何作用于中国农产品的出口概率和出口额。

本文从《全国农产品成本收益资料汇编》获取 2000—2021 年与 SPS 措施相关的固定合规成本和可变合规成本数据, 分别选择固定资产折旧等间接费用和农药等直

接费用作为与 SPS 措施相关的固定合规成本和可变合规成本代理变量。其合理性在于,当进口国实施的 SPS 措施限制程度上升时,农民需调整相应投入品的使用以满足合规要求,进而增加固定成本和可变成本。例如,为了确保生产过程符合进口国 SPS 措施要求,农民可能需要改良升级农用机械设备和其他生产设施,从而加重固定资产折旧等间接费用的负担;为了符合进口国更为紧缩的农药最大残留标准,农民可能会选择更换农药种类,导致其需承担的农药等直接费用上升。

表 7 SPS 措施对中国农产品出口概率和出口额的影响机制检验结果 1

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Heckman two steps		OLS	IV1-2SLS	IV2-2SLS
	<i>EM</i>	<i>IM</i>	<i>FC</i>	<i>FC</i>	<i>FC</i>
常规 SPS 措施	-0.176 *** (0.050)	0.526 * (0.291)	0.099 *** (0.014)	0.138 *** (0.021)	0.203 *** (0.021)
紧急 SPS 措施	-0.925 *** (0.286)	-0.476 (1.627)	0.279 *** (0.041)	0.507 *** (0.075)	0.659 *** (0.066)
SPS-STC 措施	-0.183 ** (0.092)	-1.067 ** (0.513)	0.021 ** (0.009)	0.064 *** (0.021)	0.001 (0.019)
关税	-0.962 *** (0.066)	-0.607 (0.400)	0.117 *** (0.016)	0.115 *** (0.016)	0.112 *** (0.016)
共同语言	1.239 *** (0.064)	—	—	—	—
IMR_{jkt}	—	-3.818 *** (0.298)	—	—	—
样本量	37 086	9 234	37 036	37 036	37 036
Wald F 统计量	—	—	—	5 310.234	7 175.760
HS2-年份 FE	是	是	否	否	否
HS4-年份 FE	否	否	是	是	是
进口国-年份 FE	否	否	是	是	是
进口国-HS4 FE	否	否	是	是	是

注:列(1)和列(2)为 Heckman 选择模型的回归结果,且引入了地理距离、人均 GDP 和是否接壤的控制变量。列(3)至列(5)中被解释变量 *FC* 表示固定合规成本的代理变量。Wald F 为工具变量第一阶段回归中的 F 统计量。括号中数值为对应变量估计系数的标准误。

鉴于部分农产品的数据存在严重缺失,本文的实证检验聚焦于 19 种农产品^①。基于该样本数据,首先采用 Heckman 选择模型,检验 SPS 措施对出口概率和出口额的影响。其次,如式(20)和式(21)所示,将 SPS 措施对固定成本和可变成本进行 OLS 回归。随后,基于式(22)和式(23),进一步考察固定成本和可变成本对出口概率和出口额的影响。

①19 种农产品为稻谷、小麦、玉米、油菜籽、甘蔗、甜菜、苹果、柑、桔、西红柿、黄瓜、茄子、辣椒、圆白菜、大白菜、马铃薯、菜花、豆角和萝卜,相关产品均在 HS6 位编码层面。

$$\ln FC_{kt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(1 + AVE_{Regular, jkt}) + \beta_2 \ln(1 + AVE_{Emerge, jkt}) + \beta_3 \ln(1 + AVE_{STC, jkt}) + \beta_4 \ln(1 + Tariff_{jkt}) + \alpha_{kt} + \alpha_{jt} + \alpha_{jk} + \varepsilon_{jkt}$$

(20)

$$\ln VC_{kt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(1 + AVE_{Regular, jkt}) + \beta_2 \ln(1 + AVE_{Emerge, jkt}) + \beta_3 \ln(1 + AVE_{STC, jkt}) + \beta_4 \ln(1 + Tariff_{jkt}) + \alpha_{kt} + \alpha_{jt} + \alpha_{jk} + \varepsilon_{jkt}$$

(21)

$$P_{jkt} = \beta_0 + \beta_1 \ln FC_{kt} + \beta_2 \ln VC_{kt} + \alpha_{kt} + \alpha_{jt} + \alpha_{jk} + \varepsilon_{jkt}$$

(22)

$$\ln M_{jkt} = \beta_0 + \beta_1 \ln FC_{kt} + \beta_2 \ln VC_{kt} + \alpha_{kt} + \alpha_{jt} + \alpha_{jk} + \varepsilon_{jkt}$$

(23)

两步法的机制检验结果见表 7。列(1)和列(2)展示了基于 19 种特定农产品的 Heckman 选择模型回归结果。可以发现,进口国常规 SPS 措施限制程度上升虽然对 19 种产品的出口概率产生显著的抑制效应,但对出口额具有一定的促进作用,尽管该促进效应仅在 10%的水平上显著。相比之下,紧急 SPS 措施主要对 19 种产品的出口概率造成显著的负向冲击,且其抑制效应在三类 SPS 措施中最为强烈,然而其对出口额的负向影响并不显著。此外,进口国更严格的 SPS-STC 措施显著抑制了 19 种产品的出口扩张。表 7 列(3)至列(5)的回归结果表明,三类 SPS 措施限制程度的上升均在 1%或 5%的显著性水平上提高了 19 种农产品的固定成本,且紧急 SPS 措施的固定成本提升效应最为突出。表 8 列(4)结果显示,在 19 种产品中,固定成本增加显著降低了出口可能性,而可变成本的变化则对出口概率并未产生显著影响。

表 8 SPS 措施对中国农产品出口概率和出口额的影响机制检验结果 2

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	IV1-2SLS	IV2-2SLS	OLS	OLS
	VC	VC	VC	EM	IM
常规 SPS 措施	-0.054 ^{***} (0.008)	-0.063 ^{***} (0.011)	-0.112 ^{***} (0.010)	—	—
紧急 SPS 措施	-0.157 ^{***} (0.017)	-0.278 ^{***} (0.034)	-0.344 ^{***} (0.031)	—	—
SPS-STC 措施	0.069 ^{***} (0.016)	0.134 ^{***} (0.031)	0.165 ^{***} (0.031)	—	—
关税	-0.060 ^{***} (0.012)	-0.063 ^{***} (0.011)	-0.057 ^{***} (0.012)	—	—
固定合规成本	—	—	—	-0.034 ^{***} (0.006)	-0.109 (0.068)
可变合规成本	—	—	—	-0.015 (0.010)	-0.573 ^{***} (0.145)
样本量	37 036	37 036	37 036	37 086	9 234
Wald F 统计量	—	5 310.234	7 175.760	—	—
HS2-年份 FE	—	否	否	否	否
HS4-年份 FE	—	是	是	是	是
进口国—年份 FE	—	是	是	是	是
进口国-HS4 FE	是	是	是	是	是

注:列(1)至列(3)中被解释变量 VC 表示可变合规成本的代理变量。Wald F 统计量为工具变量第一阶段回归的 F 统计量。括号中的数值为对应变量估计系数的标准误。

这一发现与表7列(1)的 Heckman 模型结果相互印证,进一步表明进口国更严格的 SPS 措施通过引致更高的固定成本,从而显著降低农产品的出口概率。此外,由于紧急 SPS 措施的固定成本提升效应最为明显,导致其对出口概率的阻碍作用也最为强烈。表8列(1)至列(3)回归结果显示,进口国 SPS-STC 措施的严格程度提升显著推高了19种农产品的可变成本,而常规 SPS 措施则在一定程度上降低了可变成本。表8列(5)结果表明,在19种产品中,固定成本不会对出口额产生影响,其变动主要受到可变成本的制约。进一步对比表7列(2) Heckman 模型的结果方程,可以推断,进口国 SPS-STC 措施限制程度上升所引致的可变合规成本提升,是其对农产品出口额产生显著负向影响的主要作用机制,而常规 SPS 措施则由于未引致额外的可变成本负担,甚至可能发挥一定的出口促进作用。

六、结论与政策启示

本文利用2000—2021年中国出口至126个国家的HS6位农产品贸易面板数据,依据限制程度将SPS措施划分为常规SPS措施、紧急SPS措施和SPS-STC措施,在测度三类SPS措施关税等价物的基础上,考察SPS措施对中国农产品出口概率和出口额的影响。研究发现:第一,SPS措施对中国农产品出口贸易扩张构成了实质性贸易壁垒。在出口概率影响方面,SPS-STC措施对出口概率的阻碍作用最大,其次是紧急SPS措施;在出口额影响方面,紧急SPS措施的抑制效应高于SPS-STC措施,而常规SPS措施对出口概率和出口额的约束作用均最为有限。第二,SPS措施对出口额的影响具有明显的国家和产品异质性。第三,SPS措施通过固定成本效应与可变成本效应影响中国农产品的出口概率和出口额。根据以上研究结论,本文得出以下政策启示。

其一,加快完善SPS措施分类监测与预警体系,为农产品出口企业提供具有针对性的信息参考。尽管中国WTO/TBT-SPS措施国家通报咨询网、中国技术性贸易措施网和中国贸易救济信息网等平台发布了SPS措施相关信息,但目前尚未形成对常规SPS措施、紧急SPS措施和SPS-STC措施的细化分类,致使出口企业难以准确识别SPS措施的具体类型。因而,政府可强化基于限制程度异质性的SPS措施分类信息整合,在报告中重点突出紧急SPS措施和SPS-STC措施两类限制性更强的SPS措施的动态变化过程。

其二,提升应对SPS措施的能力,切实保障农产品出口企业的合法权益。第一,对于常规SPS措施,在措施处于评议期内及时收集并反馈意见,通过积极参与评议,防范贸易保护主义的隐性扩展;针对已通报的措施,需积极获取措施的生效时间及实施进度。第二,对于紧急SPS措施,加强与通报方的沟通协调,确保措施的适用期限和解除条件清晰透明,避免长期不确定性增加企业负担。本文研究发现,紧急SPS措施对农产品出口额的负向冲击更为强烈。因而,在必要情况下政府可适时出台检疫补贴及运输补贴等临时性支持政策,帮助已进入出口市场的企业缓解短期冲击。而对于已被提起特别贸易关注的SPS措施,政府可帮扶出口潜力企业突破由此带来的市场准入壁垒。

其三,农产品出口企业可立足于自身出口情况,有针对性地深化对SPS措施的理解,持续提升合规性与应对能力。鉴于SPS措施通过固定成本与可变成本效应对农产品出口主体产生差异化影响,对于尚处于出口培育阶段的潜在出口企业,SPS-STC措施往往显著增加认证、检测与制度合规等固定成本,对此重点加强出口前标准对接与质量管理体系,降低进入国际市场的制度性门槛。对于已进入出口市场但规模相对有限的企业,紧急SPS措施通常通过提高检验频率和延长通关时间等渠道增加可变成本,企业需提升对相关措施动态变化的精准识别与灵活响应能力,以缓解短期冲击。对于具有稳定出口能力的规模化企业,则需将SPS措施的要求内生化为生产与质量管理体系,通过持续技术升级和标准对接,将合规压力转化为竞争优势。

[参考文献]

- [1] 鲍晓华, 严晓杰. 我国农产品出口的二元边际测度及SPS措施的影响研究[J]. 国际贸易问题, 2014(6): 33-41.
- [2] 董银果, 冯美丽, 张琳琛. 异质性SPS措施对农产品出口贸易的影响: 基于RCEP成员的实证分析[J]. 世界经济研究, 2023(5): 46-60+136.
- [3] 黄先明, 李泽雯. 数字贸易规则如何促进数字贸易规模增长——来自共建“一带一路”国家的证据[J]. 江西财经大学学报, 2025(3): 96-110.
- [4] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018(9): 98-116.
- [5] 康茂楠, 马然, 刘娟. 跨境电子商务与制造企业出口韧性——兼论“数实”融合稳出口的现实路径[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2025(3): 96-117.
- [6] 梁俊伟, 魏浩. 非关税措施与中国出口边际[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33(3): 3-22+77.
- [7] 沈国兵, 沈彬朝. 非关税壁垒对中国进口多元化的影响[J]. 世界经济, 2022, 45(10): 130-159.
- [8] 孙光林, 李庆海, 杨玉梅. 金融知识对被动失地农民创业行为的影响——基于IV-Heckman模型的实证[J]. 中国农村观察, 2019(3): 124-144.
- [9] 张琳琛, 董银果. “跳板”抑或“屏障”——进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响[J]. 中国农村经济, 2020(8): 124-144.
- [10] ADAROV A, GHODSI M. Heterogeneous Effects of Non-tariff Measures on Cross-border Investments: Bilateral Firm-level Analysis[J]. Review of International Economics, 2023, 31(1): 158-179.
- [11] BAILEY C, MADDEN A, ALFES K, et al. The Meaning, Antecedents and Outcomes of Employee Engagement: A Narrative Synthesis[J]. International Journal of Management Reviews, 2017, 19(1): 31-53.
- [12] BRATT M. Estimating the Bilateral Impact of Non-tariff Measures on Trade[J]. Review of International Economics, 2017, 25(5): 1105-1129.
- [13] CADOT O, GOURDON J. Non-tariff Measures, Preferential Trade Agreements, and Prices: New Evidence[J]. Review of World Economics, 2016, 152: 227-249.
- [14] CHEN B, CHEN Y, ZHANG S. The Effect of Maximum Residue Limit Standards on China's Agri-food Exports: A Health Perspective[J]. Review of International Economics, 2024, 32(4): 1698-1725.
- [15] CURZI D, LUARASI M, RAIMONDI V, et al. The Lack of International Harmonization of EU Standards: Import and Export Effects in Developed versus Developing Countries[J]. Applied Economics Letters, 2018, 25(21): 1552-1556.
- [16] CURZI D, SCHUSTER M, MAERTENS M, et al. Standards, Trade Margins and Product Quality: Firm-level Evidence from Peru[J]. Food Policy, 2020, 91: 101834.

- [17] DEMARIA F, DROGUE S. EU Trade Regulation for Baby Food: Protecting Health or Trade[J]. *The World Economy*, 2017, 40(7): 1430–1453.
- [18] DISDIERA C, FONTAGNÉ L, MIMOUNI M. The Impact of Regulations on Agricultural Trade: Evidence from the SPS and TBT Agreements[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2008, 90(2): 336–350.
- [19] FERNANDES A M, FERRO E, WILSON J S. Product Standards and Firms' Export Decisions[J]. *The World Bank Economic Review*, 2019, 33(2): 353–374.
- [20] FERRO E, OTSUKI T, WILSON J S. The Effect of Product Standards on Agricultural Exports[J]. *Food Policy*, 2015, 50: 68–79.
- [21] FIANKOR D D D, CURZI D, OLPER A. Trade, Price and Quality Upgrading Effects of Agri-food Standards[J]. *European Review of Agricultural Economics*, 2021, 48(4): 835–877.
- [22] FONTAGNÉ L, OREFICE G, PIERMARTINI R, et al. Product Standards and Margins of Trade: Firm-level Evidence[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97(1): 29–44.
- [23] GRÜBLER J, GHODSI M, STEHRER R. Import Demand Elasticities Revisited[J]. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 2022, 31(1): 46–74.
- [24] HECKMAN J J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1979: 153–161.
- [25] HEJAZI M, GRANT J H, PETERSON E. Trade Impact of Maximum Residue Limits in Fresh Fruits and Vegetables[J]. *Food Policy*, 2022, 106: 102203.
- [26] HELPMAN E, MELITZ M, RUBINSTEIN Y. Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(2): 441–487.
- [27] HOEKMAN B, NICITA A. Trade Policy, Trade Costs, and Developing Country Trade[J]. *World Development*, 2011, 39(12): 2069–2079.
- [28] KAREMERA D, XIONG B, SMALLS G, et al. The Political Economy of Maximum Residue Limits: A Long-term Health Perspective[J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2022, 73(3): 709–719.
- [29] KEE H L, NICITA A, OLARREAGA M. Import Demand Elasticities and Trade Distortions[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2008, 90(4): 666–682.
- [30] KEE H L, NICITA A, OLARREAGA M. Estimating Trade Restrictiveness Indices[J]. *Economic Journal*, 2009, 119(534): 172–199.
- [31] KEE H L, NICITA A. Trade Fraud and Non-tariff Measures[J]. *Journal of International Economics*, 2022, 139: 103682.
- [32] KRAVCHENKO A, STRUTT A, UTOKTHAM C, et al. New Price-based Bilateral Ad-valorem Equivalent Estimates of Non-tariff Measures[J]. *Journal of Global Economic Analysis*, 2022, 7(2).
- [33] MEDIN H. Trade Barriers or Trade Facilitators? The Heterogeneous Impact of Food Standards in International Trade[J]. *The World Economy*, 2019, 42(4): 1057–1076.
- [34] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695–1725.
- [35] NIU Z, LIU C, GUNESSEE S, et al. Non-tariff and Overall Protection: Evidence Across Countries and Over Time[J]. *Review of World Economics*, 2018, 154: 675–703.
- [36] NIU Z, MILNER C, GUNESSEE S, et al. Are Non-tariff Measures and Tariffs Substitutes? Some Panel Data Evidence[J]. *Review of International Economics*, 2020, 28(2): 408–428.
- [37] OREFICE G. Non-tariff Measures, Specific Trade Concerns and Tariff Reduction[J]. *The World Economy*, 2017, 40(9): 1807–1835.
- [38] RAIMONDI V, PIRIU A, SWINNEN J, et al. Impact of Global Value Chains on Tariffs and Non-tariff Measures in Agriculture and Food[J]. *Food Policy*, 2023, 118: 102469.
- [39] RAIMONDI V, SCOPPOLA M. Liberalising Non-tariff Measures Through Regional Trade Agreements: The Impact on Multinational Production[J]. *The World Economy*, 2024, 47(8): 3308–3338.

- [40] RAUCH J E. Networks versus Markets in International Trade[J]. *Journal of International Economics*, 1999, 48(1): 7–35.
- [41] SANTERAMO F G, LAMONACA E. On the Trade Effects of Bilateral SPS Measures in Developed and Developing-Countries[J]. *The World Economy*, 2022, 45(10): 3109–3145.
- [42] SHEPHERD B, WILSON N L W. Product Standards and Developing Country Agricultural Exports: The Case of the European Union[J]. *Food Policy*, 2013, 42: 1–10.
- [43] SHINGAL A, EHRICH M, FOLETTI L. Re-estimating the Effect of Heterogeneous Standards on Trade: Endogeneity Matters[J]. *The World Economy*, 2021, 44(3): 756–787.
- [44] SILVA J M C S, TENREYRO S. The Log of Gravity [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2006: 641–658.
- [45] SILVA J M C S, TENREYRO S. Further Simulation Evidence on the Performance of the Poisson Pseudo-maximum Likelihood Estimator[J]. *Economics Letters*, 2011, 112(2): 220–222.
- [46] WOOLDRIDGE J M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*[M]. Princeton: Princeton University Press, 2010.

The Effect of Sanitary and Phytosanitary Measures on China's Agricultural Exports — From the Perspective of Heterogeneity in Restrictiveness

CHEN Yiming, WANG Kui, HU Feng

- (1. School of International Finance, Fudan University, Shanghai, 200433;
2. Postdoctoral Research Station, Zhejiang Xiaoshan Rural Commercial Bank, Hangzhou, Zhejiang, 311200;
3. College of Economics and Management, Nanjing Forestry University, Nanjing, Jiangsu, 210037;
4. Inamori Business School, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou, Zhejiang, 310018)

Abstract: This paper categorized SPS measures into three types—regular SPS measures, emergency SPS measures, and SPS measures subject to specific trade concerns (SPS-STC)—on the basis of their restrictiveness. On the basis of the empirical measurement of the ad valorem equivalent (AVE) for these three categories, it utilized China's agricultural export data from 2000 to 2021 to empirically investigate the heterogeneous effects of different SPS measures on China's agricultural exports and their underlying mechanisms. The results demonstrate that all three types of SPS measures significantly suppress both the probability and value of China's agricultural exports. However, the magnitudes of the effects differ across measure types. In terms of export probability, SPS-STC measures has the strongest inhibitory effect, followed by emergency SPS measures, while regular SPS measures has the weakest impact. In terms of export value, emergency SPS measures has the greatest suppressive effect, followed by SPS-STC measures, with regular SPS measures again exerting the weakest influence. Mechanistic analysis reveals that SPS measures impede China's agricultural exports by increasing both fixed and variable compliance costs. Our findings contribute to the literature by providing theoretical and empirical insights into the heterogeneous effects of SPS measures on agricultural trade. Moreover, they offer actionable guidance for policy-makers to formulate targeted strategies towards mitigating SPS-related measures trade barriers and enhance China's agricultural export performance.

Keywords: SPS Measures; Agricultural Products; Export Probability; Export Value

(责任编辑 白光)