

基于关税等值的 SPS 措施贸易保护水平测度

董银果,吴倚天,姚欣辰

(华东理工大学 商学院,上海 200237)



摘 要 卫生与动植物检疫(SPS)措施是农产品贸易领域使用最多、影响最大的非关税壁垒。准确度量 SPS 措施的贸易保护效应可以为农产品出口策略的调整以及自由贸易区谈判提供依据。基于 2001—2018 年 OECD 国家和中国共 37 个国家 HS 2 位编码农产品贸易数据,采用局部均衡模型和系统广义矩估计(GMM)方法测算 SPS 措施对农产品进口数量的影响,将 SPS 措施的数量效应转换为价格效应,在计算各类农产品进口需求价格弹性的基础上估算关税等值(AVE)。研究发现:样本国家农产品 SPS 措施关税等值介于 4.6%~60.6%之间,平均关税等值达 21.07%,是农产品加权平均名义关税的 2 倍;从产品加工程度来看,初级农产品 SPS 措施的平均关税等值比加工农产品高出 60%,其中疫病风险最高的活动物类产品的关税等值为 60.6%。因而,出口商在选择出口市场时应综合考虑关税水平和 SPS 措施的关税等值。

关键词 SPS 措施;非关税壁垒;关税等值;贸易保护效应

中图分类号:F 310 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)06-0054-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.06.007

农产品在关税与贸易总协定(GATT)第八轮谈判(乌拉圭回合)中被纳入多边规制范畴,非关税壁垒进行关税化改革并开始削减关税,发达国家的关税削减幅度达 57%~76%,发展中国家也达到 22%~49%。但关税的下降并不能降低一些国家内部政治经济集团实施贸易保护的热忱,新型非关税壁垒被用来替代关税以维持贸易保护水平^[1]。根据 WTO 数据,非关税壁垒的数量从 1996 年的 1677 项上升到了 2019 年的 3352 项^①。2019 年,技术性贸易壁垒(TBT-SPS 措施)已占到非关税壁垒的 95.73%,通报量高达 3209 项。

事实上,WTO/GATT 为防止成员国在农产品市场受到关税约束后滥用技术性贸易措施,专门通过针对农产品技术性贸易措施规范化使用的《实施卫生与植物检疫措施协议》(即 SPS 协议),要求成员国 SPS 措施的实施建立在保护人类、动植物安全与健康以及保护环境的目的之上^②。SPS 协议自实施以来,各国 SPS 措施通报数量增长迅速,从 1995 年的 198 项增长到 2019 年的 1762 项。随着数量的增长,SPS 措施对贸易的影响也随之扩大。Beghin 等、Wood 等研究表明,SPS 措施对农产品贸易存在着明显的抑制效果,在短时间内快速挤出不符合检疫要求的出口商,特别是对经济技术落后的发展中国家,存在着更严重的贸易限制影响^[2-3]。作为产品进入的强制性措施,SPS 措施是农产品国际贸易中最主要和影响最大的非关税壁垒。那么,SPS 措施的贸易保护效果到底如何?哪些产品受到了更高的保护呢?对这些问题的研究具有重要的意义,一是对保护效应的定量评价可以为政府和出口商提供 SPS 措施政策成本和效率方面的信息和建议,便于出口商调整出口战略,合理选择出口产品;二是通过量化贸易伙伴的 SPS 措施保护效应来测算本国贸易利得或损失,为贸易纠纷的解

收稿日期:2021-02-27

基金项目:国家自然科学基金项目“SPS 措施与农产品质量升级的耦合机制研究”(71673087)。

① WTO I-TIP Goods 数据库:<http://i-tip.wto.org/goods/default.aspx?language=en>。

② SPS 措施和食品安全、动植物健康及环境安全的风险直接相关,是影响农产品的强制性技术性贸易措施。

决以及SPS政策的调整提供依据;三是为自由贸易区谈判提供依据,在WTO多边谈判受阻后,双边或者区域性自贸协定成为各国政策的重点,而SPS措施的实施安排是自贸协定的重要组成部分^①。

学界对于SPS措施的研究文献主要集中在贸易效应上。大多数研究显示,SPS措施对贸易产生抑制作用^[2-5]。董银果等的研究表明发达国家的SPS措施对农产品进口影响呈现U形,第2年左右产生限制作用,对发展中国家的出口影响尤其严重^[6];宋海英等发现欧盟SPS措施对中国蜂蜜出口存在明显短期抑制性^[7];鲍晓华等发现SPS措施对中国农产品出口的抑制性主要体现在集约边际^[8]。尽管学者们研究证明SPS措施对贸易产生负向影响,但对于SPS措施贸易效应的关税等值幅度却鲜少研究。这是因为SPS措施贸易效应的量化测度存在着客观的难度:其一,SPS措施检疫指标复杂多样,很难用统一的方法去量化不同的指标;其二,各组织统计口径不一,无法批量直接获取度量所需的相关数据^[9-10],客观上限制了实证研究的展开。故只能借助非关税壁垒的量化方法。

非关税壁垒的量化方法主要有存量指标法、价格楔和数量方法三种。存量指标法通过统计与非关税壁垒直接相关的数据以及被非关税壁垒影响的产品范围或程度来反映其影响大小,常见的指标包括进口拒绝的频率、进口覆盖率^②等。鲍晓华等利用进口覆盖率指标测度了技术性贸易壁垒的壁垒效应,发现其平均值高达49.23%^[11-12]。另外,农兽药最大残留限量^[13]、HACCP实施^[14]等指标也被用于度量SPS措施的贸易效应。存量指标法因计算便利在20世纪90年代被广泛使用,但Fontagné等指出,此方法难以体现出非关税壁垒不同指标内容的差异和特性^[15]。

价格楔(Price Wedge)由Deardorff等首先提出^[16],以进口价格与参考价格(即未遭受非关税壁垒的同质产品价格)的差来衡量保护效应,参考价格一般用国内价格或出口价格替代。Arita等测量了美国农产品非关税壁垒水平,结果发现关税等值介于34%~125%之间^[17]。孟雪等利用改进的两步价格楔法测度了2012年中国出口遭遇的非关税壁垒,发现关税等值最高可达145.8%^[18]。价格楔法是测算非关税壁垒整体保护效应的一个有效工具,但无法分离每一种非关税壁垒的影响;另外,这种方法更适合对单一产品的研究。

数量方法主要基于Leamer^[19]提出的局部均衡模型来估计非关税壁垒对进口数量的影响,并将数量影响转换为价格影响进而估计关税等值。朱晶等、赵亮等都采用了这一方法对中国农产品进口贸易非关税壁垒进行了关税等值测度,结果发现政策保护的恰是中国缺乏优势的农产品^[20-21]。Kee等通过数量模型测算了2001—2005年部分WTO成员国的农产品非关税壁垒,与大多数研究不同的是,发现部分产品的关税等值为负数,这表明部分非关税壁垒对贸易有促进作用^[22]。数量方法数据要求较高,测算结果相对较为精准,是近年来测算农产品非关税壁垒保护效应的研究中应用较多的模型。

本文选取数量方法作为基础模型以测算SPS措施的关税等值,边际贡献包括:(1)采用多产品和多市场的局部均衡方法,对SPS措施的贸易保护效应展开实证测量,并使用系统广义矩估计(GMM)面板模型克服内生性问题,相比传统回归方法更加精准;(2)在测度SPS措施关税等值的定量研究基础上,进一步结合SPS通报数量、关税水平对农产品进行总体和分类研究,为出口商的市场选择和中国SPS措施政策调整提供参考。

一、模型、变量与数据

SPS措施关税等值的估算分为三部分:(1)局部均衡模型测算SPS措施对农产品进口数量的影响;(2)通过进口需求函数估计农产品的需求价格弹性;(3)将SPS措施的进口数量效应转换为价格效应,并结合进口农产品的需求价格弹性,获得SPS措施的关税等值。

① 例如,《中国-新西兰自由贸易协定》就规划了双方在风险分析、适应地区条件、等效性和技术援助等方面的机制框架。中国自由贸易区服务网:中国-新西兰协定文本, <http://fta.mofcom.gov.cn>。

② 受到技术性贸易措施限制的进口产品价值占该行业所有进口产品总价值的比重。

(1)SPS 措施对农产品进口的数量效应。采用多产品和多市场的 $n \times n$ 局部均衡模型来衡量 SPS 措施对进口数量的影响^[23],其由 Leamer 首先提出^[19],后续的 Harrigan^[24]、Lee 等^[25]对其进行了完善。具体模型如下所示:

$$\ln(Q) = \sum_k \alpha A^k + \beta NTB + \gamma \ln(Subsidy) + \epsilon \ln(1 + Tariff) + \alpha + \mu \quad (1)$$

式(1)中, Q 表示农产品进口数量; A 为国家特征变量; NTB 为非关税壁垒; $Subsidy$ 为国内农业补贴; $Tariff$ 为关税指标,由于关税对于进口的影响取决于进口需求弹性,所以关税变量前的系数直接用进口需求弹性 ϵ 替代^[22]。方程中 α 为产品固定效应, μ 为误差项。

当弹性已知时,关税项可以移到方程左侧形成新的因变量,这有利于控制方程的内生性问题^[26]。但弹性数据无法直接获得,在估计弹性的过程产生了新的误差项 κ 。另外, β 与 γ 的估计值理论上是一个非正值,但在实际估计中可能会产生正值, Lee 等考虑到变量的实际经济含义对系数进行了替换^[25],可得如下公式:

$$\ln(Q) - \epsilon \ln(1 + Tariff) = \sum_k \alpha A^k - e^{\beta} NTB - e^{\gamma} \ln(Subsidy) + \alpha + \kappa \quad (2)$$

关于国家特征变量 A ,朱晶等^[20]和 Kee 等^[22]采用的是耕地面积/GDP、农业人口/GDP 和农业资本/GDP 三个变量。本文认为,人均资源禀赋直接决定贸易的规模,劳动生产率是贸易产生的基础原因,故选用人均可耕地面积(Area)、农业就业人数(Population)和人均农业增加值(Added Value)三个指标来表示一个国家的比较优势。关于 NTB 变量,朱晶等^[20]和 Kee 等^[22]采用是否存在非关税壁垒的虚拟变量,但是考虑到近年来各国对于不同农产品实施 SPS 措施频率远高于一年一次,使用虚拟变量目前已不太合理。对于衡量 SPS 措施的变量选择,已有文献主要采用 SPS 措施文件页数^[27]、农兽药最大残留限量^[28]、HACCP 标准^[14]和 SPS 措施通报数^[8,29-30]等。基于数据的完整性和可获得性,文章选取 SPS 措施通报数(SPS)作为 NTB 变量。调整后的模型如下式(3):

$$\ln(Q_{p,c,t}) - \epsilon_p \ln(1 + Tariff_{p,c,t}) = \alpha_1 \ln(Area_{c,t}) + \alpha_2 \ln(Population_{c,t}) + \alpha_3 \ln(Added\ Value_{c,t}) - e^{\beta} SPS_{p,c,t} - e^{\gamma} \ln(Subsidy_{c,t}) + \alpha_p + \kappa \quad (3)$$

其中,下标 p 代表产品类别, c 代表国家类别, t 代表年份。参数 β 表示 SPS 措施对农产品进口的数量影响,大部分研究认为 SPS 措施对农产品贸易存在抑制性,对贸易量有负向影响,所以参数应该满足 $\beta < 0$ 。同样的,国内农业补贴也会提升国内商品的竞争力,降低进口量,即 $\gamma < 0$ 。对于国家特征的控制变量来说,如果一国拥有丰腴的农业要素,则农产品进口减少,而出口增加,故 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3 < 0$ 。

(2)进口产品的需求弹性。在弹性的计算中,最简单使用最广泛的方式是构建进口需求方程,通过方程的系数来测算弹性^[31]。如张寒等以马歇尔进口需求函数为基础测算了中国原木的进口弹性^[32];陶红军利用 GDP 最优条件改进需求函数测算了主要经济体的进口弹性^[33];Soderbery 增加需求方程的宏观经济控制变量,使用动态最小二乘法估算进口需求弹性^[34]。近年来也有了许多精准度更高的模型和研究方法,如 Rotterdam 模型、AIDS 模型和半弹性超越对数 GDP 函数法等^[35-36]。此类方法都需要市场份额数据(各出口国农产品在进口国总进口额中的比重),更适合单一目标国研究,并不适合多国家多产品的大样本研究。

本文使用单一的进口需求函数方程来估计弹性。基于马歇尔需求函数,一个国家的进口需求量是其真实收入与进口相对价格的函数。因此,传统的进口需求函数可以表示为:

$$Q_t = f(Y_t, RP_t) \quad (4)$$

其中 Q_t 为进口需求, Y_t 为真实收入, RP_t 为进口产品相对价格。真实收入用实际 GDP ($GDP_{c,t}$)表示,进口相对价格可以通过进口价格($P_{p,c,t}^I$)与国内价格(由出口价格代替, $P_{p,c,t}^E$)的函数表示。同时考虑变量的自回归问题,进口需求函数中应加入进口需求滞后一期($Q_{p,c,t-1}$)变量^[32]。另外,还应考虑加入通胀水平(用 GDP 折算指数表示, $Inflation_{c,t}$),官方汇率(一美元等值的本国货币数量, $Exchange_{c,t}$)控制变量。具体的 C-D 函数形式:

$$Q_{p,c,t} = \alpha_0 \times (P_{p,c,t}^I)^{\alpha_1} \times (P_{p,c,t}^E)^{\alpha_2} \times (Inflation_{c,t})^{\alpha_3} \times (GDP_{c,t})^{\alpha_4} \times (Q_{p,c,t-1})^{\alpha_5} \times (Exchange_{c,t})^{\alpha_6} \times e^{\mu} \quad (5)$$

方程两边取对数后可以表示为:

$$\ln(Q_{p,c,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P_{p,c,t}^I) + \alpha_2 \ln(P_{p,c,t}^E) + \alpha_3 \ln(Inflation_{c,t}) + \alpha_4 \ln(GDP_{c,t}) + \alpha_5 \ln(Q_{p,c,t-1}) + \alpha_6 \ln(Exchange_{c,t}) + \mu \quad (6)$$

在式(6)中,参数 α_1 表示农产品进口需求弹性,其经济含义为价格每上升1%,进口需求变化 $\alpha_1\%$ 。弹性理论指出,需求价格弹性小于-1为富有弹性,需求受价格影响较大,高档消费品和耐用消费品一般具有此特征。弹性大于-1且小于0则是缺乏弹性,需求受价格变动影响小,一般生活必需品及农产品是缺乏弹性的。弹性大于0的产品在现实中比较少,例如奢侈品价格下降后,需求会变低;又如国家稀缺或战略性产品,即使进口价格上涨也不会降低产品进口需求^[35]。所以,农产品需求弹性应当满足 $-1 < \alpha_1 < 0$ 。参数 α_2 表示的是进口国国内价格对进口需求的影响。高颖等^[37]研究粮食进口需求的影响因素,发现国内价格与进口需求成正比,即 $\alpha_2 > 0$ 。参数 α_3 代表通货膨胀对农产品进口需求的影响,当国内物价上涨时进口商品价格相对降低,导致进口量上升,即 $\alpha_3 > 0$ 。参数 α_4 表示农产品需求收入弹性,正常品的收入弹性大于0,即收入越高需求越大,所以对于农产品参数应该满足 $\alpha_4 > 0$ 。参数 α_5 代表上一期进口商品需求对当期需求的影响,应满足 $\alpha_5 > 0$ 。参数 α_6 表示汇率对进口需求影响,当本币升值,进口商品价格相对降低,其需求则会上升,即 $\alpha_6 < 0$ 。

(3)关税等值。为了计算SPS措施的关税等值,需要将SPS措施对进口农产品的数量效应转换为价格效应^[38]。假设一国进口产品价格为 p ,SPS措施的关税等值可以表示为: $AVE_{SPS} = \frac{\partial \ln(p)}{\partial \ln(SPS)}$ 。而关税等值又可以表示为关于数量效应的如下式(7):

$$\frac{\partial \ln(Q)}{\partial \ln(SPS)} = \frac{\partial \ln(Q)}{\partial \ln(p)} \times \frac{\partial \ln(p)}{\partial \ln(SPS)} = \epsilon \times AVE_{SPS} \quad (7)$$

因此,将式(3)中的进口数量对SPS措施数量微分后代入式(7)可以得到:

$$AVE_{SPS} = \frac{1}{\epsilon} \times \frac{\partial \ln(Q)}{\partial \ln(SPS)} = \frac{e^\beta - 1}{\epsilon} \quad (8)$$

于是SPS措施的关税等值就可以转化为关于进口需求弹性和局部均衡模型中系数 β 的公式(8)。所以在实证操作中,先通过进口需求函数回归得到需求弹性,之后将弹性代入局部均衡模型中估计系数 β 的值,最后计算得到SPS措施的关税等值 AVE_{SPS} 。

本文以OECD国家和中国共37个国家数据为样本研究SPS措施的关税等值,主要基于以下考虑:(1)从SPS措施的通报数量来看,37国的通报量占全球总量的52%,而从农产品贸易份额来看,37国的进口额占全球进口总量的80%以上,因此选择这些国家样本具有典型性和代表性;(2)Otsuki等发现SPS措施通报主要来源于发达国家^[4],OECD国家大多为发达国家,SPS措施的严格性远超过非OECD国家,估算其SPS措施的关税等值更具有现实意义;(3)进口价格、出口价格以及农产品补贴数据在非OECD国家中缺失严重,不利于模型的估算。此外,2000年及之前人均可耕地面积、进出口价格等数据有所缺失,考虑数据的完整性,故选取2001—2018年作为研究的样本区间,并最终使用了37个国家18年间所有农产品类别(HS01-HS24)共计14208个有效样本。

SPS措施数据来源于WTO-SPS数据库^①;进口数量和关税数据来源于UN COMTRADE数据库^②;农业补贴数据来源于联合国粮食及农业组织数据库^③。需要说明的是,由于无法获得各国国内补贴与出口补贴数据,只能以总体补贴替代;国内价格无法直接获得,假设国内市场为完全竞争市场,国内农产品价格以出口离岸价格(FOB)替代,进口价格采用到岸价格(CIF),数据均来源于WITS数

① WTO-SPS数据库: <http://spsims.wto.org>.

② UN COMTRADE数据库: <https://comtrade.un.org/data>.

③ 联合国粮食及农业组织数据库: <http://www.fao.org/faostat/zh/#data/IG>.

据库^①。GDP 折算指数、实际 GDP、汇率、人均可耕地面积、农业就业人口和人均农业增加值等数据来源于世界银行^②。数据的描述性统计如表 1。

表 1 模型变量含义及描述性统计

变量	含义	平均值	标准差	最小值	最大值
SPS	SPS 通报数量	0.512	2.406	0	65
Q	进口数量/十万吨	1.576	35.972	0.000	2833.211
P^I	进口价格/(千美元/千克)	0.043	0.767	0.000	26.213
P^E	出口价格/(千美元/千克)	0.041	0.459	0.000	16.474
Inflation	GDP 折算指数/%	2.712	3.783	-9.729	52.923
GDP	实际 GDP/百亿美元	12.486	26.267	0.059	187.633
Exchange	汇率(1 美元对应本国货币)	60.083	204.782	0.499	1290.991
Area	人均可耕地面积/公顷	0.316	0.392	0.028	2.566
Population	农业就业人口/百万	8.938	49.088	0.003	370.074
Added Value	人均农业增加值/美元	717.758	655.832	161.111	3658.537
Tariff	关税/%	13.794	26.053	0	328.63
Subsidy	农业补贴/百万美元	7428.756	25147.54	0	279741.5

注:数据由 Stata14 计算得到。

二、实证结果分析

进口数量、关税与非关税壁垒之间存在内生性问题,故公式(3)的局部均衡模型与公式(6)的进口需求函数可能存在内生性问题,如果采用 OLS 回归,则会造成有偏估计。工具变量法、广义矩估计(GMM)和两阶段最小二乘法(2SLS)都是解决内生性的估计方法。其中 GMM 又可以分为差分 GMM 与系统 GMM,采用系统 GMM 方法可以同时解决内生性和异方差问题,即使在随机误差项分布未知的情况下,也可以得到无偏有效的参数估计。操作方法是原估计方程与一阶差分后的方程纳入一个体系进行估计,同时添加解释变量的滞后值作为一阶差分方程的工具变量,具体估计方法参考 Arellano 等^[39]。

1. 进口需求弹性的估算结果

对进口需求函数方程采用普通最小二乘法(OLS)、两阶段最小二乘法(2SLS)、系统 GMM 三种方法进行估计,对比变量参数显著性,系统 GMM 模型估计值显著性最高。同时,通过 Hausman 检验得知,方程确实存在内生性变量。Sorgan 统计值显示,滞后期进口价格作为工具变量是有效的。综上所述,系统 GMM 是最适合的估计方法。另外,在未加入控制变量的结果中进口价格及其他变量在符号及显著性上并没有发生变化,说明模型结论可靠。

从回归结果来看(表 2),变量的符号符合预期,具有经济学含义。除了通货膨胀的系数不显著外,其他系数均满足显著性要求,特别是进口价格解释变量在 1%的统计水平显著。从结果可知,农产品的总体进口需求价格弹性为-0.762,表现为缺乏弹性,符合预期,经济含义为:若进口价格上升 1%,进口量下降 0.762%。从控制变量来看,本国价格对于进口需求有显著正效应(5%统计水平)。需求收入弹性为 0.655,在 1%统计水平显著为正,说明国民收入越高,进口需求越大。进口需求滞后期对当期影响为正且在 1%水平上显著。汇率指标在 10%的水平上显著为负,本国货币升值后购买力增强会带来进口需求的升高。通货膨胀指标不显著的原因在于,通货膨胀会直接引发汇率下降和货币贬值,其效应会被汇率效应抵消。另外,通货膨胀也会引起货币政策紧缩,导致总需求和进口需求的降低。

① WITS 数据库: <http://wits.worldbank.org>。

② 世界银行数据库: <https://data.worldbank.org.cn>。

表 2 弹性模型的回归结果

 $n = 14208$

变量	系统 GMM (无控制变量)	系统 GMM (所有变量)	OLS (所有变量)	2SLS (所有变量)
P^I	-0.785*** (0.013)	-0.762*** (0.015)	-0.167 (0.028)	-0.678** (0.007)
P^E	0.019** (0.018)	0.023** (0.031)	0.034* (0.017)	0.013*** (0.006)
GDP	0.621*** (0.019)	0.655*** (0.021)	0.053*** (0.007)	0.367*** (0.002)
Q_{t-1}	0.401*** (0.006)	0.387*** (0.008)	0.921*** (0.006)	0.604*** (0.004)
Inflation		0.051 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.006)
Exchange		-0.002* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.001)
_cons	-6.824*** (0.468)	-8.738*** (0.573)	-1.921** (0.139)	-4.544*** (0.105)
Hausman 内生性检验		Chi2(6)=8.5, 方程存在内生的解释变量		
过度识别检验		Sorgan=0.091, 工具变量是有效的外生变量		

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,括号内为标准差。表 4 同。

表 3 呈现了分类农产品通过进口需求方程估计后的结果。从结果来看,大部分农产品的需求价格弹性大于-1 且小于 0,属于缺乏弹性的产品。参照弹性理论及陶红军^[33]、Kee 等^[36]和 Mu-gableh^[40]的研究,生活必需品的进口需求弹性小于非必需品,需求价格弹性越大的产品可替代性越强。分产品来看,烟草(HS24)、食品工业残渣、动物饲料(HS23)、咖啡、茶、调味香料(HS09)、虫胶、树胶、树脂(HS13)和其他动物产品(HS05)在农产品中属于相对富有弹性的产品,这几类产品相对来说还不属于生活必需品,进口需求弹性较大。食用蔬菜及根茎(HS07)、食用水果及坚果(HS08)、谷物(HS10)、制粉工业产品(HS11)、谷物粮食粉、糕饼点心(HS19)在农产品中属于相对低弹性的产品,这几类产品都是食品加工行业基本材料和粮食,属于生活必需品。另外,初级农产品相对更缺乏弹性,这可能是因为初级农产品都是人们饮食中不可或缺的部分,为生活必需品,可替代性不强。而加工农产品可替代的选择更多,类似烟草制品、可可制品等属于非大众生活必需品,相对富有弹性。

表 3 分类农产品进口需求弹性

农产品类别	HS 编码	弹性	农产品类别	HS 编码	弹性
活动物	01	-0.551	虫胶,树胶,树脂	13	-0.995
肉及食用杂碎	02	-0.651	编结用植物材料	14	-0.781
鱼及其他水生动物	03	-0.696	动植物油、脂及分解产品	15	-0.661
乳品,蛋类,蜂蜜	04	-0.923	肉及其他水生无脊椎动物制品	16	-0.897
其他动物产品	05	-0.955	糖及糖食	17	-0.895
活树及其他活植物	06	-0.937	可可及可可制品	18	-0.987
食用蔬菜及根茎	07	-0.485	谷物,粮食粉,糕饼点心	19	-0.522
食用水果及坚果	08	-0.526	蔬菜水果坚果制品	20	-0.916
咖啡,茶,调味香料	09	-1.006	杂项食品	21	-0.807
谷物	10	-0.531	饮料,酒及醋	22	-0.837
制粉工业产品	11	-0.526	食品工业残渣,动物饲料	23	-1.263
含油的籽,果仁和果实,药用植物	12	-0.831	烟草及烟草代用品制品	24	-1.277

注:数据由 Stata14 计算得到,表 5 同。

与进口需求函数的估计类似,局部均衡模型同样也需要解决内生性问题,因而使用了 OLS、2SLS 及系统 GMM 三种估计方法。从 Hausman 检验和 Sorgan 统计值判断,系统 GMM 是最适合的估计方法,下文重点报告其结果。

从实证结果来看(表 4),关键变量符号符合预期,且具有统计上的显著性。SPS 措施通报每增加一项,进口数量降低 0.175%。这一结果与文献一致,表明 SPS 措施确实对农产品贸易产生抑制作用^[4-8,28]。农产品补贴增加 1%,则进口减少 0.521%。对于国家特征变量来说,人均耕地面积和人均农业增加值是符合预期的,农业就业人口在 10%的统计水平显著为正,这可能是由于农业就业人口规模也体现了人口数量规模的大小,国家人口数量越多其对农产品的需求也越大,因此导致了变量符号与预期不同,但其显著性不高。

2.SPS 措施关税等值的估算结果

农产品 SPS 关税等值的估算结果如表 5 所示,各类农产品关税等值介于 4.6%~60.6%之间。其中,糖及糖食(HS17)、可可及可可制品(HS18)、饮料、酒及醋(HS22)为 SPS 关税等值最低的三个品类。而活动物(HS01)、肉及食用杂碎(HS02)、烟草及烟草代用品制品(HS24)排在关税等值的前三名,其中活动物的关税等值为 60.6%,是所有农产品中 SPS 措施关税等值最高的产品。经过计算,农产品 SPS 措施平均关税等值为 21.07%。

表 5 分类农产品 SPS 关税等值

农产品类别	HS 编码	参数 β	关税税率/%	SPS 关税等值/%
活动物	01	-0.406	5.12	60.6
肉及食用杂碎	02	-0.288	11.87	38.4
鱼及其他水生动物	03	-0.101	6.96	13.8
乳品,蛋类,蜂蜜	04	-0.249	13.15	23.9
其他动物产品	05	-0.116	2.74	11.5
活树及其他活植物	06	-0.202	6.39	19.5
食用蔬菜及根茎	07	-0.086	9.66	17.0
食用水果及坚果	08	-0.181	8.71	31.5
咖啡,茶,调味香料	09	-0.078	2.06	7.5
谷物	10	-0.109	37.03	19.4
制粉工业产品	11	-0.117	18.81	21.0
含油的籽,果仁和果实,药用植物	12	-0.087	3.70	10.0
虫胶,树胶,树脂	13	-0.306	6.43	26.5
编结用植物材料	14	-0.236	2.99	26.9
动植物油、脂及分解产品	15	-0.061	7.18	9.0
肉及其他水生无脊椎动物制品	16	-0.254	14.91	25.0
糖及糖食	17	-0.024	14.43	4.6
可可及可可制品	18	-0.049	4.40	4.8
谷物,粮食粉,糕饼点心	19	-0.131	10.82	23.5
蔬菜水果坚果制品	20	-0.136	15.29	13.9
杂项食品	21	-0.104	13.64	12.2
饮料,酒及醋	22	-0.055	4.17	6.4
食品工业残渣,动物饲料	23	-0.163	2.66	11.9
烟草及烟草代用品制品	24	-0.628	25.63	36.5
全体农产品(平均值)			10.55	21.07

表 4 局部均衡模型回归结果 $n=14208$

变量	OLS	2SLS	系统 GMM
SPS	-0.119 (0.061)	-0.174*** (0.019)	-0.175*** (0.014)
Area	-0.056** (0.061)	-0.141*** (0.024)	-0.142*** (0.023)
Population	-0.402 (0.062)	0.316* (0.017)	0.315* (0.017)
Added Value	-0.062* (0.047)	-0.407*** (0.042)	-0.408*** (0.037)
Subsidy	-0.068** (0.025)	-0.521*** (0.033)	-0.521*** (0.034)
_cons	14.818*** (0.392)	19.022*** (0.301)	19.021*** (0.288)
Hausman 内生性检验	Chi2(6)=54.04,方程存在内生的解释变量		
过度识别 检验	Sorgan=0.168,工具变量是有效的外生变量		

基于SPS措施保护健康的初衷,活动物产品的SPS措施高保护效应是非常合理的。首先,从风险级别来看,活动物贸易的风险是所有农产品中最高的。活动物产品的贸易可能会导致疫病的大面积传播,导致动物乃至人类的死亡,会对一个国家的公众和动植物群体带来巨大的健康危害,其危险性和传播性远非其他农产品可以相比。因此,国际动物卫生组织OIE将疯牛病、口蹄疫、非洲猪瘟、禽流感、古典猪瘟等疫病列为A类疫病,即超级传染病。其次,一国一旦爆发A类疫病,其他国家往往就会直接中断贸易。例如,2018年至今,中国由于外部输入爆发了非洲猪瘟疫情,多个贸易伙伴宣布禁止进口中国猪肉及相关产品,造成重大经济损失。最后,近年来大规模传染病如SARs、禽流感和非洲猪瘟等,都能够在活动物之间甚至人畜之间广泛传播,其对人民健康造成的危害和对社会经济活动造成的破坏都是难以估量的。出于对国内消费者的健康安全保护,对于活动物(HS01)应该实施更严格的检疫标准和更及时的SPS通报措施,形成更强的保护效应。

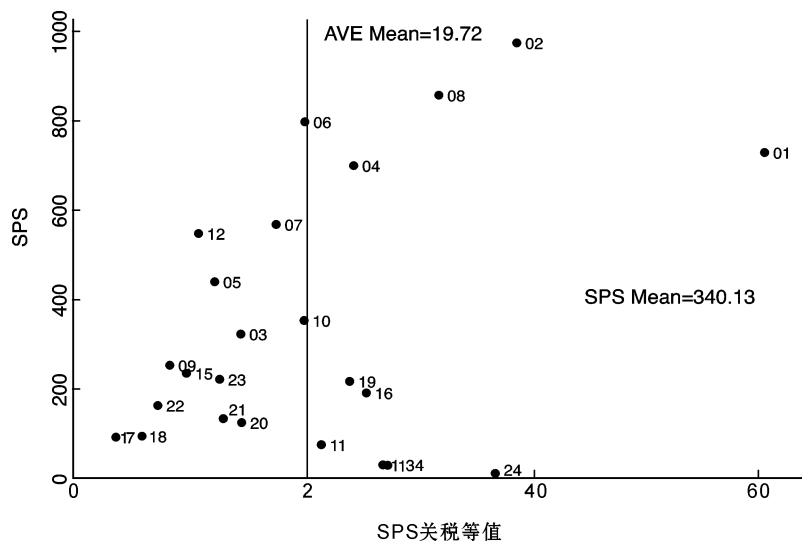
相比传统关税水平,SPS措施的保护效应已经超过了传统的关税税率(表5)。本文以进口价值作为权重计算了37个国家18年的农产品关税,总体农产品加权关税为10.55%,而SPS措施的总体关税等值高达21.07%,是关税水平的2倍。另外,除谷物(HS10)、糖及糖食(HS17)、蔬菜水果坚果制品(HS20)和杂项食品(HS21)之外,其他农产品的SPS措施关税等值均已超过了关税水平。在GATT/WTO最惠国待遇以及《农业协议》限制下,各成员国可以实施关税保护的空間越来越小。SPS措施因为其合理性、隐蔽性和有效性被越来越多的成员所使用。同时,SPS措施具有健康保护的合理理由,加之近年来转基因产品(GMO)贸易带来的不确定性增大,客观上也对SPS措施产生了需求。当然,也有政治经济利益集团利用SPS措施的合理内核推行贸易保护主义。多重因素的叠加导致在农产品领域,SPS措施已经取代关税成为实施贸易保护的利器,其保护力度也超过传统关税。

从初级农产品(HS01—H514)和加工农产品(HS15—H524)分类来看,平均SPS措施关税等值分别为23.39%和14.59%,初级农产品关税等值相比加工农产品高出60%。原因在于,初级农产品一般是直接来自畜牧、水产养殖或者种植的新鲜原材料,这些新鲜的初级农产品相较于加工农产品更容易给进口国带来疫病传播和食品安全风险,所以针对初级农产品会有更多样和更严格的检验检疫标准和SPS措施。例如,2001—2018年SPS通报数量前三位分别为:肉及食用杂碎(HS02)通报数975项、食用水果及坚果(HS08)通报数858项、活树及其他活植物(HS06)通报数798项。初级农产品可能携带的化学残留、物理性污染物和生物性病菌都是SPS措施标准关注的重点,而农产品的加工却是一个消除残留物病菌的去风险过程^[6]。对于农业现代化水平较低的发展中国家而言,生产环节中存在大量分散的小规模农户,农产品质量安全管理十分困难,初级农产品更易被发达国家的SPS措施“一刀切”式地拒绝,例如日本“肯定列表制度”曾在短期内严重打击了中国山东蔬菜对日出口。所以SPS措施对初级农产品产生的贸易限制要大于加工农产品。

为了进一步考察不同农产品的贸易保护效应,根据SPS通报数和关税等值的均值将HS01—HS24的农产品划分为四个区域(图1)。活动物(HS01)、肉及食用杂碎(HS02)、乳品、蛋类、蜂蜜(HS04)、活树及其他活植物(HS06)、食用水果及坚果(HS08)、谷物(HS10)等几类产品都处于高通报数—高关税等值的区域内,这些产品不仅要面对大量繁杂的检验检疫标准,同时SPS措施也会产生较大的贸易限制。作为出口商来说,应当谨慎选择此类商品的出口,综合考虑SPS措施检疫所产生的成本和贸易限制所带来的出口下降风险。应当选择生产和出口在低通报数—低关税等值区域内的产品,这类商品大多为加工农产品。因此,出口国可以适当调整出口农产品的结构,从初级农产品转向加工农产品,减少SPS措施所带来的贸易限制和检疫要求,从而降低出口风险。

将SPS措施关税等值与传统关税相结合形成等税率图(图2)发现,活动物(HS01)、谷物(HS10)、烟草及烟草代用品制品(HS24)等产品是传统关税与关税等值相加最高的三类产品,分别为65.72%、65.43%、62.13%,其中活动物类产品属于低关税—高关税等值产品,而谷物类产品属于高关税—低关税等值产品。此外,咖啡、茶、调味香料(HS09)、可可及可可制品(HS18)和饮料、酒及醋(HS22)等产品则是关税等值与关税相加最低的三类农产品。所以作为出口商,除了关注传统关税的

变化外,也应当结合 SPS 措施非关税壁垒贸易限制所产生的关税等值效应,有意识地避开生产和出口一些高贸易保护的产品。



注:数字为 HS 2 位编码,具体产品见表 5。图 2 同。

图 1 SPS 通报数和 SPS 措施关税等值分布

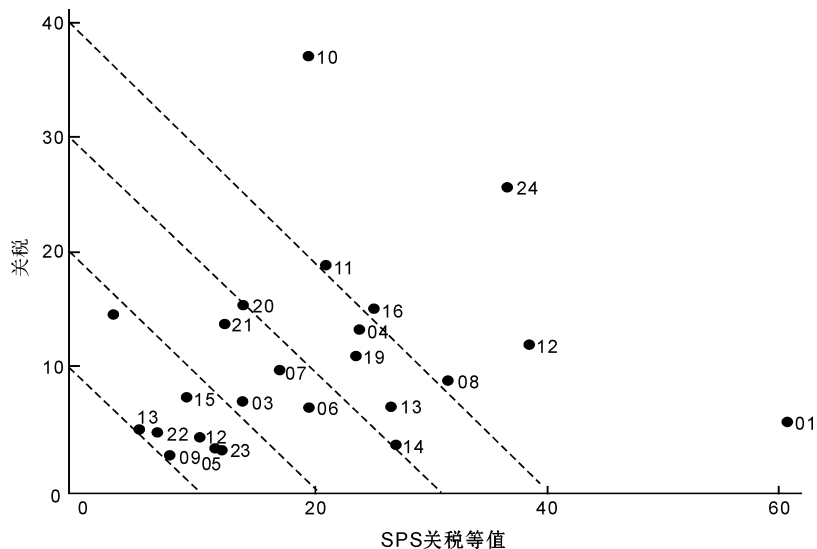


图 2 关税和 SPS 措施关税等值分布

三、结论及启示

乌拉圭回合以来,在传统农产品关税被限制的同时,SPS 措施逐渐成为农产品领域实施频率最高且对贸易影响最大的非关税壁垒。本文以 OECD 国家与中国共 37 个国家在 2001—2018 年期间实施的 SPS 措施为研究对象,通过局部均衡模型、弹性估算模型以及数量价格转换公式,定量研究不同类别农产品 SPS 措施的关税等值。研究发现,SPS 措施的平均关税等值达 21.07%,其保护力度是传统关税的 2 倍;从产品分类角度来看,活动物产品的关税等值最高,达到 60.6%,初级农产品的平均关税等值比加工农产品高出 60%;结合 SPS 措施关税等值和关税水平发现,HS01、02、04、08 类产品是高通报数—高关税等值产品,而 HS01、10、24 类产品是传统关税和关税等值相加最高的三类产品。

研究结论具有以下的政策含义:对于出口商而言,第一,除了关注传统关税水平外,更应当关注

SPS措施额外带来的检验检疫成本以及SPS措施产生的贸易限制效应,并将SPS措施政策的关税等值和可能损失纳入成本—收益的综合考量之中;第二,根据不同农产品SPS措施的关税等值情况,出口商应当适当调整农产品的出口结构,加大加工农产品的出口以替代初级农产品从而减少SPS措施的负面影响,尽量避开生产出口高通报数—高SPS措施关税等值以及高关税商品。对于政府而言,第一,应密切关注国外SPS措施的变动,组织出口商进行相关的培训和技术指导,帮助企业减少由国外SPS措施带来的损失,对于中国这样农产品生产环境复杂的发展中国家而言,更要关注在小规模农户中进行技术推广;第二,对国外SPS措施变动的科学性进行考察,防止其演变为贸易保护手段;第三,根据进口产品的风险变动,及时调整本国SPS措施,加强对本国消费者和动植物群体的保护力度。

最后需要指出的是,相关研究至少可以在以下两个方面深入:一是数据方面,文中使用的是国家层面数据,有必要利用企业层面数据进一步验证主要结论。二是长期中SPS措施可能通过增加透明度、减少信息不对称、降低安全风险促进贸易,贸易限制效应和关税等值可能发生动态变化,后续研究应考察SPS措施作用的变化。

参 考 文 献

- [1] 符磊,强永昌.世界非关税壁垒形势与我国的策略选择[J].理论探索,2018(4):98-106.
- [2] BEGHIN J C, MAERTENS M, SWINNEN J. Nontariff measures and standards in trade and global value chains[J]. Annual review of resource economics, 2015, 7(1): 425-450.
- [3] WOOD J, WU J, LI Y. The economic impact of SPS measures on agricultural exports to China: an empirical analysis using the PPML method[J]. Social sciences, 2017, 6(2): 51.
- [4] OTSUKI T, MASKUS K E, WILSON J S. Quantifying the impact of technical barriers to trade: a framework for analysis[J]. Social science electronic publishing, 2016, 41(2): 596-597.
- [5] CRIVELLI P, GROSCHL J. SPS measures and trade: implementation matters[R]. WTO working paper ERSD-2012-05, 2012.
- [6] 董银果,李圳.SPS措施:贸易壁垒还是贸易催化剂——基于发达国家农产品进口数据的经验分析[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2015(2):34-45.
- [7] 宋海英, JENSEN H H. SPS措施对中国蜂蜜出口欧盟的影响——基于面板数据的实证分析[J].国际贸易问题,2014(1):83-91.
- [8] 鲍晓华,严晓杰.我国农产品出口的三元边际测度及SPS措施的影响研究[J].国际贸易问题,2014(6):33-41.
- [9] 张海东.SPS壁垒及其经济效应量度研究新进展[J].管理世界,2008(2):163-169.
- [10] 鲍晓华.技术性贸易壁垒的量度工具及其应用研究:文献述评[J].财贸经济,2010(6):91-99.
- [11] 鲍晓华,朱钟棣.技术性贸易壁垒的测量及其对中国进口贸易的影响[J].世界经济,2006(7):5-16.
- [12] 鲍晓华,朱达明.技术性贸易壁垒与出口的边际效应——基于产业贸易流量的检验[J].经济学(季刊),2014,13(3):1393-1414.
- [13] OTSUKI T, WILSON J S, SEWADEH M. Saving two in a billion: quantifying the trade effect of European food safety standards on African exports[J]. Food policy, 2001(26): 495-514.
- [14] ANDERS S M, CASWELL J A. Standards as barriers versus standards as catalysts: assessing the impact of HACCP implementation on U.S. seafood imports[J]. American journal of agricultural economics, 2009, 91(2): 310-321.
- [15] FONTAGNÉ L, VON KIRCHBACH F, MIMOUNI M. A first assessment of environment-related trade barriers[EB/OL]. [2021-01-15]. https://www.researchgate.net/publication/4815645_A_First_Assessment_of_Environment-Related_Trade_Barriers.
- [16] DEARDORFF A V, STERN R M. Measurement of nontariff barriers[M]. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press, 1998.
- [17] ARITA S, BECKMAN J, MITCHELL L. Sanitary and phytosanitary measures and technical barriers to trade: how much do they impact US-EU agricultural trade? [J]. Amber waves, 2016: 11.
- [18] 孟雪,郭白滢.从海关税号层面量化非关税壁垒及其福利效应分析[J].亚太经济,2015(1):93-99.
- [19] LEAMER E E. Cross-section estimation of the effects of trade barriers[J]. Empirical methods for international trade, 1988: 51-82.
- [20] 朱晶,吴国松.中国农产品非关税贸易措施的保护效果研究[J].农业技术经济,2012(2):11-21.
- [21] 赵亮,陶红军.我国猪肉进口贸易壁垒限制水平估算[J].东北农业大学学报(社会科学版),2015(4):24-31.
- [22] KEE H L, NICITA A, OLARREAGA M. Estimating trade restrictiveness indices[J]. The economic journal, 2009, 119(534): 172-199.
- [23] 董银果,万广华,徐恩波.SPS措施及相关因素影响中国猪肉出口贸易的量化分析[J].中国农村经济,2005(10):72-77.
- [24] HARRIGAN J. OECD imports and trade barriers in 1983[J]. Journal of international economics, 1993, 35(1-2): 91-111.

- [25] LEE J W, SWAGEL P. Trade barriers and trade flows across countries and industries[J]. Review of economics and statistics, 1997, 79(3): 372-382.
- [26] TREFLER D. Trade liberalization and the theory of endogenous protection: an econometric study of US import policy[J]. Journal of political economy, 1993, 101(1): 138-160.
- [27] BEGHIN J C, DISDIER A C, MARETTE S. Trade restrictiveness indices in the presence of externalities: an application to non-tariff measures[J]. Canadian journal of economics/Revue canadienne d'économie, 2015, 48(4): 1513-1536.
- [28] 董银果. 发达国家 SPS 措施对中国茶叶出口的影响分析——基于标准差异视角[J]. 中国农村经济, 2014(11): 83-95.
- [29] 董银果, 李圳. SPS 措施对农产品进口的影响与应对[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2014(10): 105-113.
- [30] 秦臻, 倪艳. SPS 措施对中国农产品出口贸易影响的实证分析——基于 HMR 法和极大似然法的比较[J]. 国际贸易问题, 2014(12): 37-47.
- [31] 许统生, 涂远芬. 中国贸易弹性的估计及其政策启示[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(12): 14-22.
- [32] 张寒, 赵青, 李周. 中国原木进口需求弹性——基于月度时间序列的 DFGLS 估计[J]. 中国农村经济, 2015(8): 67-75.
- [33] 陶红军. 世界主要农产品进口国进口价格弹性及关税福利损失估算[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2013(4): 27-40.
- [34] SODERBERY A. Estimating import supply and demand elasticities: analysis and implications[J]. Journal of international economics, 2015, 96(1): 1-17.
- [35] 陈勇兵, 陈小鸿, 曹亮. 中国进口需求弹性的估算[J]. 世界经济, 2014(2): 28-49.
- [36] 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.
- [37] 高颖, 郑志浩, 吕明霞. 中国大豆进口需求实证研究[J]. 农业技术经济, 2012(12): 84-89.
- [38] 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.
- [39] ARELLANO M, BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. Journal of econometrics, 1995, 68(1): 29-51.
- [40] MUGABLEH M I. Estimating elasticity function of Jordanian aggregate import demand[J]. Applied economics and finance, 2016, 4(2): 33-37.

(责任编辑: 陈万红)