

董丹丹,曹历娟.SPS 对我国农产品出口的影响——以农产品不同加工程度的视角分析[J].江苏农业科学,2019,47(12):325-329.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.12.073

SPS 对我国农产品出口的影响 ——以农产品不同加工程度的视角分析

董丹丹,曹历娟

(南京农业大学经济管理学院,江苏南京 210095)

摘要:基于影响我国农产品出口的卫生与植物卫生措施(SPS)通报现状分析,使用 2002—2017 年我国农产品出口到 33 个主要贸易伙伴的面板数据,运用引力模型实证分析 SPS 对我国农产品和不同加工程度农产品(初级农产品和加工农产品)的影响。结果表明:SPS 正式实施 2 年内对我国总体农产品出口产生贸易限制作用,之后影响变得不显著。SPS 对我国初级农产品出口的影响与总体农产品趋势一致,但影响波动更大;SPS 措施对我国加工农产品的出口在正式实施 2 年内产生微弱的贸易限制作用,之后转化为微弱的贸易促进作用。为了积极地应对 SPS,我国应该鼓励产品多样化,对初级农产品进行深加工,提升农产品的附加值水平。

关键词:SPS 措施;初级农产品;加工农产品;农产品出口

中图分类号:F323.7 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2019)12-0325-04

我国自加入 WTO 后,农产品的出口规模不断扩大,但农产品的出口增长速度趋于减缓,出口增长率从 2003 年的 18.79% 下降到 2017 年的 3.48%。其中,初级农产品的出口增长速度相较于加工农产品整体上下降得更快,出口增长率从 2003 年的 21.26% 下降到 2017 年的 1.81%,加工农产品出口的增长率从 2003 年的 14.51% 下降到 2017 年的 5.79%。探求我国农产品出口增长缓慢以及初级农产品出口增长率下降更快的原因是亟待解决的现实问题。

《卫生与植物卫生措施实施协定》(《SPS 协定》)自乌拉圭回合后,以保护人类健康和安全的为由对农产品贸易产生越来越重要的影响。据统计,影响我国农产品出口的 SPS 通报数从 2002 年的 47 件增长到 2017 年的 1 175 件,增加了近 24 倍,累计达到了 6 543 件。SPS 对我国农产品出口存在重要的影响,且对初级农产品和加工农产品的出口产生的影响不同。

SPS 作为保护人类和动植物安全的管制措施,主要颁布对进口产品的标准、检疫手段、科学评估程序以及相关包装的要求。SPS 措施有可能在初期提高出口商的遵从成本成为贸易壁垒^[1],在后期有可能引起消费者偏好、增加消费者需求成为贸易催化剂^[2-3]。SPS 对农产品贸易最终的影响不能确定,取决于出口国农产品的供给和进口国需求的多少^[4]。

初级农产品遵从 SPS 的成本往往比加工农产品高,且遵从周期一般比加工农产品长。初级农产品主要是以水产品、蔬菜、生禽为主的生鲜产品,在接受 SPS 的调查阶段,为了保证产品质量,运输和贮藏成本往往比加工农产品高。当初级农产品因为动物疾病、植物虫害、动物养殖中过量添加添加剂

或者植物培养中过量使用农药化肥等原因被 SPS 拒绝后,则得从动植物生产的源头、生长的环节进行条件改善,需要付出极高的遵从成本,而自然疫病的发生导致企业付出再大的成本动植物也会被禁止出口^[5]。与此同时,初级农产品的遵从周期会随着动植物的自然生长周期而延长。而加工农产品因为品质不达标、外包装不合格等原因遭到 SPS 的拒绝后,往往能够通过高温消毒等多一道工业程序减少风险和升级设备改进包装^[6]。总体而言,初级农产品相较于加工农产品遵从 SPS 的难度大、成本高、周期长,又因为原始农产品利润单薄,所以 SPS 会迫使出口初级农产品的出口商比出口加工农产品的出口商更容易退出市场。

因为 SPS 对初级农产品和加工农产品的影响程度不同,所以分类研究 SPS 对不同加工程度农产品的影响很有必要,同时对理解我国农产品出口增速下降和初级农产品增速下降更快的原因有贡献。关于 SPS 对我国农产品出口的影响研究有很多,孙东升等发现欧盟 MRLs 标准的变化会引起我国茶叶贸易成本的增加,导致我国减少了对欧盟的茶叶出口^[7]。武玉英等用存货清单法,研究发现欧盟 SPS 措施严重阻碍了我国水产品的出口^[8]。董银果用孔雀石绿作为 SPS 措施的变量,发现 SPS 抑制了我国对美国、欧盟、日本鳗鱼的出口^[9]。以往研究 SPS 对我国农产品出口影响的文献基本以初级农产品的具体品种为主,对我国加工农产品的出口影响不具备借鉴意义。

本研究为了全面探讨 SPS 对我国农产品出口的影响,将农产品按照加工程度的不同,分为初级农产品和加工农产品。实证研究 SPS 对我国总体农产品和不同加工程度农产品的影响,一是为了更好地理解我国总体农产品增速下降和初级农产品增速下降更快的原因;二是通过 SPS 对不同加工程度农产品影响的理论解释和实证分析,对现有研究做有益的补充;三是为我国农产品出口提出优化的建议。

收稿日期:2019-04-08

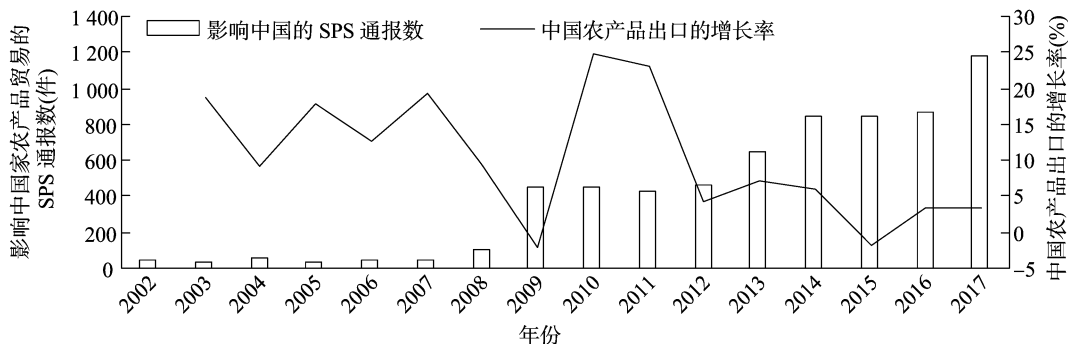
基金项目:国家自然科学基金(编号:71773051);南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社会科学基金(编号:SKCX2017002)。

作者简介:董丹丹(1993—),女,江苏盐城人,硕士研究生,研究方向为农产品贸易。E-mail:15205173886@163.com。

1 影响我国农产品出口的 SPS 通报现状

我国作为传统农业大国,农产品出口势必会受到 SPS 的影响。据统计,影响我国农产品贸易的 SPS 通报数从 2002 年的 47 件逐渐增加到 2008 年的 108 件,在 2009 年出现激增,到

2017 年已达到 1 175 件,相较于 2002 年增加了将近 24 倍,累计达到了 6 543 件。与此同时,我国农产品出口额的增长率从 2003 年的 18.79% 下降到 2017 年的 3.48%,并在 2009 年农产品出口的增长率跌到了负值。总体来看,影响我国农产品的 SPS 通报数与我国农产品的增长率呈现相反的趋势(图 1)。



资料来源:根据联合国贸易数据库、动植物检验检疫措施通报数据库数据计算所得

图1 2002—2017 年我国农产品出口额的增长率及全球影响我国农产品出口的 SPS 通报

影响我国农产品的 SPS 措施涉及范围日益广泛,主要集中在低加工程度农产品。一方面,在 SPS 措施覆盖的产品范围内,加工程度较低的农产品仍是该政策所影响的重点。据统计,2009—2017 年,近 80% 对农产品的 WTO/SPS 通报涉及活动物、动物产品以及植物产品,而涉及加工程度较高的食品的通报只有 17% 左右。可见,初级农产品是 SPS 使用的高发区。另一方面,SPS 措施影响的农产品与环节越发广泛。从涉及产品角度看,目前全球农产品贸易领域运用 SPS 措施的范围已经覆盖粮食、水果、蔬菜、水产品、禽产品、茶叶等很多的农产品。如果从涉及环节角度来看,SPS 措施涉及农产品很多的过程,涉及产品的生产过程,而且还延伸到研究、开发、加工、运输、销售、消费及产品处置等整个生命周期。

影响我国农产品出口的 SPS 措施的发起国越来越多,且采用的标准日渐严格,措施更加具有针对性。发达国家因技术差异成为 SPS 标准的主要发起国,但近几年发展中国家也日益成为影响我国农产品出口的 SPS 措施的发起国。2009 年以后,作为发展中国家的秘鲁和巴西成为世界上常规以及紧急 SPS 通报数量最多的 2 个国家,美国、日本、菲律宾紧随其后。而且 SPS 的检测项目越来越多,检测要求越来越高。尽管《SPS 协定》中明确规定了非歧视的国民待遇和最惠国待遇,但各成员国运用 SPS 措施时往往具有很强的针对性。以日本实施的《肯定列表制度》为例,我国是日本最大的农产品输入国,该制度很多检测项目均针对我国出口的农产品和食品,且检验项目逐渐增加。

总体来看,我国农产品出口遭受的 SPS 措施通报数量大、发起国家多、采用标准严格、涉及农产品范围广,对我国农产品的出口有十分重要的影响。

2 模型、变量及数据

通过影响我国农产品出口的 SPS 通报现状分析可以看出,SPS 对我国农产品的出口存在很大的影响。所以本研究结合 SPS 对农产品出口影响的长短期效应,通过构建模型,以 SPS 通报数作为代理变量,实证检验 SPS 对我国农产品出口的影响。

2.1 模型设定

Tinbergen 和 Poyphonen 首次将引力模型用于国际贸易流量的分析,在 Anderson 学者的研究下^[10],该模型的理论基础趋于成熟,并在贸易中应用广泛。其一般的形式如下:

$$F_{ij} = \beta_0 M_i^{\beta_1} M_j^{\beta_2} D_{ij}^{\beta_3} A_{ij}^{\beta_4} \quad (1)$$

随着研究的深入和需要,通常对引力模型进行线性化处理。Arkoulakis 等学者在贸易中加入一些其他需要的变量调整模型^[11]。本研究在原有基础的模型加入 SPS 的通报数作为核心变量,并加入其他变量,具体模型如下:

$$\ln Export_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 \ln CGDP_t + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln Dis_{it} + \beta_4 Developed + \beta_5 PTA_{it} + \beta_6 SPS_{ist,t-1} + \beta_7 SPS_{ist,t-2} + \beta_8 SPS_{ist,t-3} + U_{ikt} \quad (2)$$

式中: i 为进口我国农产品的国家; t 为年份; k 为农产品的章数。 $Export_{ikt}$ 表示时期 t 我国第 k 章农产品对国家 i 的出口额; GDP_t 是我国年份 t 的农产品经济规模; GDP_{it} 是贸易国家 i 年份 t 的农产品规模; Dis_{it} 是我国与贸易国 i 的地理距离。 PTA_{it} 为在时期 t 特惠贸易协定。如果我国和贸易伙伴 i 签订了特惠贸易协定,则该值为 1,否则为 0。 $SPS_{ist,t-1}$ 是进口国家滞后 1 期的 SPS 通报数; $SPS_{ist,t-2}$ 、 $SPS_{ist,t-3}$ 以此类推。本研究没有采取 SPS 当期的通报数作为变量,是因为当期的 SPS 可能会有内生性(即如果该国在当年过多进口冲击到国内产业或者危害到本国的食品安全,则会实施更多的 SPS 措施保护本国的农业),且 SPS 通报后必须要经过 3—6 个月的过渡期才能实施,所以本研究认为 SPS 在通报后的第 2 年才正式实施,所以引入 SPS 滞后 1 期的通报数作为主要核心变量,又由于 SPS 具有长短期效应,所以引入 SPS 滞后几期的通报数作为变量。 β_0 为常数项, U_{ikt} 为随机误差项。

2.2 变量说明与数据来源

以扩展的引力模型式(2)作为最终的计量方程,本研究使用 2002—2017 年我国同 33 个贸易伙伴(日本、巴西、美国、菲律宾、印度、韩国、俄罗斯联邦、加拿大、沙特阿拉伯王国、智利、巴林王国、哥斯达黎加、摩洛哥、澳大利亚、土耳其、越南、新西兰、哥伦比亚、印度尼西亚、多米尼加共和国、墨西哥、乌克兰、泰国、马达加斯加、吉尔吉斯共和国、秘鲁、阿根廷、萨尔

瓦多、埃及、尼泊尔、阿曼、南非、阿拉伯联合酋长国)的面板数据,定量分析国外 SPS 措施对我国农产品出口的影响。选取研究对象的条件是:这些经济体一方面是我国的重要贸易伙伴,另一方面这些经济体在研究时期内至少通报了 1 件影响我国农产品出口的 SPS。同时满足以上 2 个方面,并在各项数据可得的情况下,最终筛选 33 个经济体作为研究对象。

$Export_{ikt}$ 为式(2)中的被解释变量,代表 2 国的贸易流量,表示我国在年份 t 出口到国家 i 的第 k 章农产品的贸易额,数据来自联合国贸易数据库(United Nations Comtrade)。

$CGDP_t$ 是我国年份 t 的农业增加值,代表我国在年份 t 的农产品经济规模,该数值越大,说明我国的农产品生产值越大,出口能力越强,预期的符号应为正。 GDP_{it} 是我国出口的贸易国家 i 年份 t 的农业增加值,该数值越大,一方面说明该国农业生产能力强,实现自给自足,从而减少进口,另一方面说明该国经济规模大,增加对产品的需求,预期符号不能确定。 $CGDP_t$ 和 GDP_{it} 数据来源于世界银行统计数据库。

$Dist_i$ 是我国与贸易国 i 的地理距离。距离在一定程度上决定了贸易成本,所以预期的符号为负号。 PTA_{it} 为在时期 t 我国与国家 i 的特惠贸易协定的虚拟变量。如果我国和贸易伙伴 i 签特惠贸易协定,则能享受最惠国待遇,减少税收有利于农产品的出口,预期的符号为正。 $Developed$ 为虚拟变量,是发达国家为 1,否则为 0。国家发达,一方面说明该国对农产品的潜在需求大,另一方面反映该国因为技术差异实施的

SPS 严厉,阻碍他国农产品的出口,所以变量符号不能确定。地理距离数据及虚拟变量数据采自世界贸易数据库(CEPII)。

SPS 代表各类农产品及食品动植物检验检疫措施(SPS)通报数,采集自世界贸易组织动植物检验检疫措施通报数据库,并参照我国 WTO 动植物检验检疫措施通报咨询网相关数据。SPS 措施导致农产品贸易额的变化取决于出口国农产品的供给和进口国农产品的需求。所以 SPS 的符号不能确定。

3 SPS 对我国农产品出口影响的回归结果

3.1 SPS 对我国总体农产品出口的回归

本研究对式(2)采用混合回归和固定效应回归,并进行 F 检验,对随机效应和混合回归进行 LM 检验,对随机效应和固定效应进行过度识别检验。因为 Hausman 检验必须要在同方差的情况下才能实现,而随机效应与固定效应相比,随机效应多了一个“个体异质性与解释变量不相关”的约束条件,所以用 Xtoverid 命令进行检验^[12]。对总体农产品的数据进行回归检验后,发现固定效应优于随机效应和混合回归。因为固定效应会使 $Developed$ 和 $\ln Dist$ 不随时间变化的变量省略掉,所以本研究利用固定效应后得到的残差对被省略的变量进行普通最小二乘法回归,将回归方程得到的系数后补到固定效应的结果当中。具体的回归结果见表 2。

表 2 SPS 措施对总体农产品(HS01~HS24)影响的回归结果

变量	混合回归	随机效应	固定效应
$\ln CGDP$	3.209 *** (0.455)	2.763 *** (0.308)	3.366 *** (0.430)
$\ln GDP$	1.019 (0.244)	0.942 *** (0.099)	-0.128 (0.507)
$\ln Dist$	-1.521 *** (0.420)	-1.578 *** (0.210)	-1.683 *** (0.074)
$Developed$	2.798 *** (0.604)	2.533 *** (0.361)	3.801 *** (0.138)
PTA	-0.646 (0.688)	0.288 (0.221)	0.340 (0.234)
$SPS_{ijst,t-1}$	-0.039 (0.031)	-0.029 *** (0.011)	-0.037 *** (0.012)
$SPS_{ijst,t-2}$	-0.009 (0.024)	-0.025 *** (0.011)	-0.029 *** (0.011)
$SPS_{ijst,t-3}$	-0.016 (0.039)	-0.002 (0.016)	-0.006 (0.017)
$constant$	-87.57 *** (0.594)	-70.64 *** (8.580)	-61.38 *** (0.672)
Obs	10 296	10 296	10 296
R^2	0.22	0.25	0.13
F 检验		52.41 ($P=0.000\ 0$)	
Xtoverid 检验		$P=0.001\ 0$	

注:HS01~HS24 指 HS 编码中第 1 章到第 24 章的农产品,HS 指农产品的 HS 编码。*、**、*** 分别代表在 0.10、0.05、0.01 水平上显著,括号内是其标准差。表 3 同。

从变量的回归系数和显著性可以看出,SPS 在滞后 1 期(即 SPS 正式实施的第 1 年,因为通报后必须经过 3~6 个月的时间才能正式实施)的回归系数是 -0.037,且在 0.01 水平上显著,说明 SPS 通报正式实施的第 1 年对我国农产品贸易限制作用为 3.7%。SPS 滞后 2 期的回归系数为 -0.029,在 0.01 水平上显著,说明 SPS 通报正式实施的第 2 年对我国农产品贸易限制作用为 2.9%。SPS 在滞后 3 期的回归系数为 -0.006,但是不显著。SPS 正式实施后对我国农产品出口的贸易限制作用逐渐变小,到第 3 年后变得微弱,说明我国在 SPS 通报正式实施 3 年后,才能突破 SPS 的壁垒影响,且不能将初期的贸易限制效用转化为最后需求的贸易促进作用。

我国的农业增加值 $\ln CGDP$ 的回归系数为 3.366,且显著水平为 0.01,说明我国的农业增加值每提升 1%,我国农产品

的出口额将增加 3.366%。合作伙伴的农业增加值 $\ln GDP$ 为负,但不显著,说明出口国的农业增加值对我国农产品的出口有微弱的限制作用。 PTA 的符号为正,但不显著,说明签订贸易协定对我国的出口产生微弱的促进作用。两国之间的距离对我国农业出口的回归系数是 -1.683,且在 0.01 水平上显著,与预期符号一致,说明两国之间的距离会限制我国出口农产品到其他国家。 $Developed$ 的符号显著为正,说明发达国家对农产品的需求大、进口农产品多,同时在前期现状分析中发现,近几年发展中国家采取的 SPS 通报数逐渐增多,说明发展中国家逐步成为 SPS 措施的主要发起国。

3.2 SPS 对我国初级农产品和加工农产品的回归

由于 SPS 对不同加工程度的农产品影响不同,所以本研究根据 Shepherd 等的分类^[13],将农产品分为初级农产品

(HS01 ~ HS14) 和加工农产品 (HS15 ~ HS24) 探讨 SPS 对不同加工程度农产品的影响。

本研究对初级农产品和加工农产品运用与总体农产品相同的方法进行回归检验,发现初级农产品和加工农产品的固定效应优于其他回归方法(表 3)。由于其他控制变量的符号与对总体农产品回归的结果一致,因此,笔者重点汇报 SPS 通报的结果。

表 3 SPS 措施对初级农产品和加工农产品影响的回归结果

变量	初级农产品 (HS01 ~ HS14)			加工农产品 (HS15 ~ HS24)		
	混合回归	随机效应	固定效应	混合回归	随机效应	固定效应
lnGDP	2.698 *** (0.606)	2.031 *** (0.451)	2.471 *** (0.595)	3.779 *** (0.490)	3.725 *** (0.379)	4.510 *** (0.610)
lnGDP	1.067 *** (0.292)	1.009 *** (0.149)	-0.206 (0.744)	0.945 *** (0.184)	-0.888 *** (0.103)	-0.503 (0.652)
lnDist	-1.999 *** (0.469)	-2.080 *** (0.312)	-2.162 *** (0.105)	-0.839 *** (0.407)	-0.869 *** (0.213)	-0.999 *** (0.093)
Developed	2.921 *** (0.709)	2.492 *** (0.563)	3.429 *** (0.195)	2.580 *** (0.531)	2.534 *** (0.270)	4.190 *** (0.172)
Pta	-0.916 (0.754)	0.398 (0.345)	0.485 (0.366)	-0.258 (0.653)	0.126 (0.213)	0.146 (0.231)
SPS _{ijst,t-1}	-0.003 (0.031)	-0.025 * (0.015)	-0.031 *** (0.015)	-0.007 (0.055)	-0.017 (0.021)	-0.027 (0.023)
SPS _{ijst,t-2}	-0.016 (0.033)	-0.030 * (0.016)	-0.034 ** (0.015)	0.025 (0.027)	-0.003 (0.014)	-0.006 (0.015)
SPS _{ijst,t-3}	-0.061 (0.053)	0.001 (0.208)	-0.003 (0.021)	0.753 (0.051)	0.009 (0.026)	0.003 (0.002)
constant	-68.840 *** (17.440)	-48.920 *** (12.740)	-41.570 *** (0.946)	-103.300 *** (14.530)	-100.350 *** (10.320)	-88.400 *** (0.836)
Obs	6 006	6 006	6 006	4 290	4 290	4 290
R ²	0.26	0.24	0.09	0.31	0.37	0.26
F 检验		56.97 (P=0.000 0)			31.84 (P=0.000 0)	
Xtoverid 检验		P=0.000 0			P=0.006 2	

与总体农产品影响结果不同的是,SPS 对初级农产品正式实施第 2 年的限制作用比第 1 年的大。可能是初级农产品 SPS 的需求效应削弱了消费者的信心,当我国的农产品被检验没有达到 SPS 的标准时,政府的通报会减少农产品的购买意愿,从而减少我国农产品的出口。另一方面是 SPS 的声誉效应,当我国农产品遭到其他国家的拒绝通报后,就会导致其他国家更大几率地减少对我国农产品的进口。

3.2.2 SPS 对加工农产品的影响 从表 3 可以看出,SPS 对加工农产品出口的影响和对总体、初级农产品的影响不同。SPS 的通报数在滞后 1 期和滞后 2 期时为负,在滞后 3 期时转为正,但是都不显著。SPS 在滞后 1 期的回归系数是 -0.027,在滞后 2 期的回归系数为 -0.006,在滞后 3 期的回归系数为 0.003,说明 SPS 通报正式实施后的第 1 年和第 2 年对加工农产品有微弱的限制作用,在正式实施的第 3 年转化为微弱的促进作用。

SPS 对加工农产品的影响不显著,可能是因为加工农产品的遵从周期较短,能够在 SPS 通报后正式实施前达到进口国的要求。

4 结论与建议

本研究在分析我国农产品出口受到 SPS 影响的现状基础上,实证分析了 SPS 措施对我国农产品出口的影响,得出以下结论:

一是 SPS 措施对我国总体农产品的影响:在 SPS 正式实施的 2 年内对我国的出口存在明显的贸易抑制作用,在第 3 年壁垒作用不再显著。

二是 SPS 对我国初级农产品的影响:相较于总体农产品,初级农产品正式实施第 2 年后的限制作用比第 1 年大,说明初级农产品不合格被拒后削弱了消费者的信心、减少了需求,

3.2.1 SPS 对初级农产品的影响 从表 3 可以看出,SPS 在滞后 1 期的回归系数是 -0.031,且在 0.01 水平上显著,说明 SPS 通报正式实施的第 1 年对我国初级农产品贸易限制作用为 3.1%。SPS 滞后 2 期的回归系数为 -0.034,在 0.05 水平上显著,说明 SPS 通报正式实施的第 2 年对我国初级农产品贸易限制作用为 3.4%。SPS 在滞后 3 期的回归系数为 -0.003,但是已不显著。

而且产生了声誉方面的副作用,增加了其他国家拒绝进口我国农产品的几率。

三是 SPS 对我国加工农产品的影响不显著,在 SPS 正式实施的第 1 年和第 2 年为微弱的贸易限制作用,在第 3 年转化为微弱的贸易促进作用。

因为 SPS 对我国初级农产品存在明显的抑制作用,SPS 对我国加工农产品影响微弱,最后还能从微弱的贸易限制作用转化为微弱的贸易促进作用。所以从长远来看,为了积极地应对 SPS 措施,我国应该优化农产品的出口结构,对初级农产品进行深加工,多出口加工农产品,提升农产品的附加值水平,合理地规避风险。

但由于我国资源禀赋的原因,我国现在还是主要出口初级农产品,在短时间内出口结构无法进行转型,所以我国为了应对 SPS,需要做出以下措施的调整:

完善农产品法规标准,使其逐步与国际接轨。避免 SPS 措施的关键在于提高企业产品质量,符合 SPS 措施的要求。积极采用国际标准和发达国家的先进标准,不仅可以规避发达国家的贸易壁垒,还可以通过倒逼效应,提高我国农产品总体生产技术水平,是健全我国安全质量标准体系的捷径。

建立农产品追溯透明系统,健全 SPS 措施的风险预警体系。我国应进一步强化追溯体系的建设,对农产品进行标志,追踪农产品的生产与供应链条中的各个环节,一旦发生问题能立即找到污染源,分清责任。同时政府需建立健全风险预警机制,跟踪和研究贸易伙伴国 SPS 措施,从而赢得应对 SPS 措施的主动权。

参考文献:

[1]Roberts D,Josling T,Orden D. A framework for analyzing technical trade barriers in agricultural markets[J]. Technical Bulletins,1999

陈俊红,郭建强,龚 晶.我国种业改革的政策分析和实践[J].江苏农业科学,2019,47(12):329-333.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.12.074

我国种业改革的政策分析和实践

陈俊红¹,郭建强²,龚 晶¹

[1.北京市农林科学院农业信息与经济研究所/农业部都市农业(北方)重点实验室,北京 100097;2.北京市农林科学院,北京 100097]

摘要:研究我国种业改革政策,对于推动现代化商业化育种体系建设具有重要意义。本文采用分类梳理、经验总结和调查研究的方法,分析“十二五”以来国家种业改革政策体系演变规律,结合典型案例,提炼了科研机构种业改革的4种模式,分析改革绩效和面临的问题,提出加强种业改革协同工作机制、加强知识产权制度建设、完善中介服务体系 and 深化科研事业改革的对策建议。

关键词:种业改革;科企合作模式;人才发展;权益改革;机制创新;对策建议

中图分类号: F323.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2019)12-0329-05

“十二五”以来,我国以培育企业市场主体地位、提升种业企业国际竞争力为目标,相继出台一系列种业改革实施意见、法律法规和规划,推动我国种业由传统向现代的转型升级。科企合作是建立企业市场主体地位的重要路径^[1]。由于科技体制改革体系复杂,新形势下,在种业改革政策不完善、科研事业单位机制不活、企业实力不强等方面存在制约科企合作的障碍^[2-3]。因此,不断完善种业改革相关政策,探询建立有效的科企合作模式,以适应日益激烈的种业市场,提升种企市场竞争力是当前社会关注的重点^[4-5]。北京市农林科学院作为北京市种业改革试点单位之一,通过深化农作物种业科技人才发展和科研成果权益改革工作,完成了小麦、玉

米、蔬菜等商业制种事企剥离工作,取得显著成效。本文梳理了我国种业改革政策体系,以北京市农林科学院为重点,分析科研机构推动基础性研究与商业化育种“脱钩”的典型模式、推动育种人才发展和科研成果权益分配改革的制度设计和取得的成效及种业改革面临的问题,提出推动种业改革的建议,为完善我国种业改革政策提供参考。

1 种业改革相关政策分析

2011 年开始,我国政府各部门通过深化体制改革、强化政策扶持、健全法制保障“三管齐下”的方式,推动我国农作物种业发展进入产业升级的新阶段(表1)。

1.1 建立农作物育种商业化体制

2011 年《国务院关于加快推进现代农作物种业发展的意见》(国发[2011]8号,简称“8号文”),是我国农作物种业发展历史上的一个里程碑,在种业改革政策上实现了三大突破:首次明确了农作物种业的地位,即农作物种业是国家战略性、基础性的核心产业,是促进农业长期稳定发展、保障国家粮食安全的根本。首次明确了种业科研的分工,国家级、省部级科研院所和高等院校要重点开展种业基础性、公益性研究,逐步建立以企业为主体的商业化育种新机制。首次明确了种子企

收稿日期:2018-03-13

基金项目:北京市农林科学院科技创新团队项目(编号:JNKST201601);北京市农林科学院创新能力课题(编号:KJCX20170507);北京市社会科学基金(编号:17GLB019);

作者简介:陈俊红(1972—),女,内蒙古牙克石人,博士,副研究员,从事农村经济发展理论与政策研究。E-mail:chenjunhong559@163.com。

通信作者:郭建强,博士,副研究员,从事农业经济与管理研究。E-mail:guojianqiang@baafs.net.cn。

(1):20-45.

[2] Jaffee S, Henson S. Standards and agro-food exports from developing countries; rebalancing the debate [J]. Policy Research Working Paper, 2010(2):10-15.

[3] Neeliah S A, Neeliah H, Goburdhun D. Assessing the relevance of EU SPS measures to the food export sector; evidence from a developing agro-food exporting country [J]. Food Policy, 2013, 41:53-62.

[4] 周 娟. TBT 对我国农产品出口贸易的影响与对策研究 [D]. 长沙:湖南大学, 2005:20-25.

[5] 董银果. SPS 对我国典型农产品的作用机理探析 [J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2009, 9(4):16-21.

[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, 45(2):34-45.

[7] 孙东升, 孙雯静, 周锦秀. 欧盟农药最大残留限量(MRLs)对中国

茶叶出口的影响 [J]. 农业技术经济, 2007(1):63-71.

[8] 武玉英, 郭 珉. 我国水产品出口欧盟遭遇技术性贸易壁垒的影响研究 [J]. 财贸研究, 2007, 18(2):56-60, 71.

[9] 董银果. SPS 措施影响中国水产品贸易的实证分析——以孔雀石绿标准对鳊鱼出口影响为例 [J]. 中国农村经济, 2011(2):43-51.

[10] Anderson J E. A theoretical foundation for the gravity equation [J]. American Economic Review, 1979, 69(1):106-116.

[11] Arkolakis C, Costinot A, Rodriguez - Clare A. New trade models, same old gains? [J]. American Economic Review, 2012, 102(1):94-130.

[12] 陈 强. 高级计量经济学及 Stata 应用 [M]. 2 版. 北京:高等教育出版社, 2014:365-378.

[13] 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.