

# SPS 措施对中国生鲜水果出口持续时间的影响\*

彭世广<sup>1</sup> 周应恒<sup>2</sup> 耿献辉<sup>1</sup>

**摘要:** 本文利用 2002~2018 年中国 HS6 分位生鲜水果出口贸易数据, 采用生存分析法探讨生鲜水果总体及不同品类的出口持续时间, 并进一步研究 SPS 措施的具体贸易效应, 以期为中国维持并扩大水果等特色优势农产品出口提供经验参考。研究表明, 样本期内中国生鲜水果出口持续时间的中位数为 2 年, 有 60.30% 的贸易段在 3 年内消失, 且出口风险率存在负时间依存性。分品类看, 鲜柑桔的出口关系较为稳定, 鲜葡萄、鲜草莓的出口关系较为脆弱。贸易国 SPS 措施的实施显著增加了生鲜水果出口的失败风险率, 其中具有政策针对性的双边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施的影响最为严重。鲜梨、鲜草莓与鲜苹果出口持续时间均不同程度地受到相关多边 SPS 措施的抑制作用。鲜柑桔出口持续时间虽遭遇双边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施的负向影响, 但多边“食品安全、人类健康”类 SPS 措施对其产生促进作用, 反映出中国鲜柑桔出口具有质量优势。此外, 生存分析变量以及经济规模、竞争程度等控制变量均对生鲜水果出口具有差异化影响。

**关键词:** 生鲜水果 生存分析法 出口持续时间 SPS 措施

**中图分类号:** F752.62 **文献标识码:** A

## 一、引言

为鼓励农业走出去, 近年来, 中央连续发布的“一号文件”提出扩大国内特色优势农产品及高附加值农产品出口等若干建议。在中国加入 WTO 农产品整体出口竞争力下滑的背景下, 水果作为劳动密集型农产品和高附加价值的经济作物, 长期具有出口创汇比较优势(朱晶等, 2018)。凭借比较优势, 中国在 2007 年后迅速成为世界最大的加工类水果出口国, 出口额始终保持 10% 左右的市场占比, 但高市场饱和度也导致其绝对出口额增长缓慢。而受益于逐渐开放的贸易政策以及生产技术的提升, 中国生鲜水果则始终保持着强劲的出口增长势头。2002~2018 年, 中国生鲜水果出口额年均增长率达 17.47%。随着世界总体生活水平的提高, 生鲜水果消费需求在全球范围内继续扩大是大势所趋。因此, 进一步推动生鲜水果出口是中国水果贸易持续健康发展的关键(彭世广、周应恒, 2020)。

\*本文研究受到国家社会科学基金重大项目“农村集体产权制度改革深化与经济发展研究”(项目编号: 20ZDA045)、现代农业产业技术体系建设专项资金资助“梨产业经济研究”(项目编号: CARS-28)、江苏省社会科学基金重大项目“江苏建立健全城乡融合发展的体制机制与政策体系研究”(项目编号: K0201900192)的资助。本文通讯作者为: 耿献辉。

已有实践证明,随着传统关税壁垒及非关税措施对贸易的限制作用逐渐削弱,有科学依据且隐蔽性较强的卫生与植物检疫措施(SPS)已经成为影响中国农产品出口的主要措施(李丽玲、王曦,2015;董银果、黄俊闻,2018)。生鲜水果作为鲜活农产品,具有严格的质量标准要求,国际市场上日益增加的 SPS 措施势必对其出口产生重要影响。以往对于贸易增长问题的研究多集中于出口的二元边际,但若一种贸易关系持续时间过短则会造成资源浪费,增加出口增长的不确定性。可见,贸易关系持续时间虽不直接属于二元边际下的某一种,却影响着出口二元边际,是体现贸易关系稳定程度的重要指标。因此,准确把握入世后中国生鲜水果出口持续时间的分布特征,并从经济经验上度量 SPS 措施及相关因素对其产生的影响,进一步识别不同类别 SPS 措施对不同品类生鲜水果出口影响的异质性,对中国针对性地制定具体政策维持并扩大水果等特色优势农产品出口具有重要的现实意义。

本文其余部分结构安排如下:第二部分为文献综合评述,第三部分介绍研究的理论框架,第四部分采用生存分析法分析中国生鲜水果出口持续时间,第五部分就 SPS 措施对中国生鲜水果出口持续时间的影响进行计量分析,第六部分为主要研究结论和启示。

## 二、文献综述

以异质性企业模型为核心的新新贸易理论认为,一国产品的出口增长可以从集约边际与扩展边际两种模式予以解释(Melitz, 2003; Helpman et al., 2008; Chaney, 2008; Bernard et al., 2009)。然而,基于完全信息的异质性企业模型假设不存在额外的每期固定贸易成本,认为企业一旦进入国际市场就将长久生存下去。通过比较 1972~1998 年和 1989~2001 年两个时期美国 TS7 分位和 HS10 分位产品层面的进口数据, Besedes and Prusa (2006a) 发现超过一半的贸易关系仅维持了 1 年时间,有大约 70% 的贸易关系在 2 年内就结束,贸易关系持续时间的中位数仅为 1 年。由此可见,基于完全信息的异质性企业模型对国际市场上普遍存在的短期贸易持续时间问题的解释稍显无力,而贸易关系的持续时间虽然不直接属于二元边际下的某一种,却对出口二元边际产生关键的影响。因此,对于贸易关系持续时间及其影响因素的研究逐渐受到越来越多的学者重视。Nitsch (2009) 利用 1995~2005 年德国 HS8 分位产品层面进口数据研究发现,大部分德国进口贸易关系的持续时间仅有 1~3 年。Besedes and Prusa (2011) 对 1975~2003 年全球 46 个国家 SITC4 分位产品层面出口数据的实证研究,发现所有地区出口贸易关系持续时间的中位数均为 1 年或者 2 年,且超过 50% 的贸易关系会在 2 年内消失,这种短暂的出口贸易关系在发展中国家群体中更为明显。Hess and Person (2011) 基于 SITC4 分位产品层面的进口数据,研究发现 1962~2006 年欧盟从世界其他地区进口的贸易持续时间中位数仅为 1 年,且不到 10% 的贸易关系维持在 10 年以上。Peterson et al. (2017) 基于 1999~2006 年美国 HS6 分位层面生鲜农产品进口数据,研究发现相对于其他产品,美国生鲜农产品的进口贸易关系持续时间低于 3 年的频率更低,这与生鲜农产品贸易所需的高成本供应链密切相关。

在确定不同经济体的贸易关系持续时间后,应进一步研究贸易持续时间的影响因素。在研究方法上, Besedes and Prusa (2006b) 使用 Cox 比例风险模型,实证分析了产品异质性对美国进口贸易持续时间的影响,认为同质化产品的贸易失败风险概率比差异化产品高 23%。Nitsch (2009) 和 Brenton et

al. (2010) 同样基于 Cox 比例风险模型的研究, 认为经济规模、地理距离、信任程度等国家特征及贸易成本等变量是影响贸易关系持续时间的重要因素。由于 Cox 比例风险模型具有比较严格的假设条件, 且贸易持续时间属于离散时间分布, Hess and Person (2011) 认为可以控制不可观测异质性的离散时间模型在对贸易持续时间影响因素的分析中更为有效。此后, 相关学者开始采用离散时间模型来研究贸易持续时间的影响因素, 均得出稳健性结论 (Besedes and Prusa, 2017; Peterson et al., 2017)。

国内对于贸易持续时间及其影响因素的研究起步较晚。邵军 (2011) 基于 1995~2007 年中国 HS6 分位产品层面出口贸易数据, 采用 K-M 估计量总结了贸易关系生存概率随时间的变化趋势, 发现其呈快速下降态势, 并进一步采用连续时间模型和离散时间模型分析各影响因素, 发现市场规模、产品类型等因素对贸易关系持续时间具有显著的影响。陈勇兵等 (2012a) 基于企业层面数据, 研究发现中国企业的平均出口持续时间仅为 1.6 年, 且东部地区企业平均出口持续时间高于中西部地区; 进一步采用离散时间模型分析中国企业对外出口的持续时间及其影响因素, 发现企业的异质性会对出口持续时间产生显著影响。国内众多学者基于不同层面的细分数据, 从不同视角研究了中国对外贸易的持续时间及其决定因素, 均得出具有代表意义的结论 (沈立君、侯文涤, 2017; 邓路, 2018; 金祥义、张文菲, 2019; 刘慧、綦建红, 2019)。

在分析 SPS 措施对贸易的影响方面, 国内外文献多集中于其对贸易边际和产品质量的影响, 而根据研究对象及研究方法的不同, SPS 措施究竟是一种贸易壁垒还是贸易催化剂, 尚无统一结论 (李丽玲、王曦, 2015; Crivelli and Groeschl, 2016; 董银果、刘雪梅, 2019; Movchan et al., 2020)。综上所述, 通过对相关文献进行梳理可以发现: 一方面, 基于不同层面贸易关系的界定<sup>①</sup>, 国内外学者对贸易持续时间及其影响因素的研究已经具备了较为成熟的框架体系, 可为后来的研究提供扎实的经验基础; 另一方面, 在以中国为样本的研究中, 以 SPS 措施为核心变量研究其对农产品尤其是水果等特色优势农产品出口贸易持续时间的研究鲜见。在中国农产品整体出口竞争力下滑的背景下, 深入探讨生鲜水果出口的持续时间, 并进一步研究 SPS 措施等影响因素给其带来的贸易效应对于适时调整特色优势农产品出口策略, 加快推进农业走出去具有重要意义。鉴于此, 本文利用 2002~2018 年中国 HS6 分位层面生鲜水果出口贸易数据, 采用生存分析法分析入世后中国生鲜水果出口持续时间的分布特征, 并使用离散时间模型研究 SPS 措施等影响因素对生鲜水果出口持续时间产生的贸易效应。相对于已有文献, 本文可能的边际贡献在于: 在研究对象上, 聚焦于生鲜水果这一中国入世后出口贸易额增长迅速的鲜活农产品; 在影响因素上, 聚焦于对鲜活农产品贸易产生主要影响的 SPS 措施, 利用离散时间模型研究了其对生鲜水果出口持续时间的影响, 并进一步对不同类别 SPS 措施以及不同品类进行异质性分析, 识别差异化影响。

<sup>①</sup> 通常界定为以下几个层面: “产品—目的国”层面, 如 Besedes and Prusa (2011) 等; “企业—目的国”层面, 如陈勇兵等 (2012a) 等; “企业—产品—目的国”层面, 如沈立君、侯文涤 (2017) 等。

### 三、理论框架

Segura-Cayuela and Vilarrubia (2008) 对 Melitz (2003) 的异质性企业模型进行扩展, 引入不确定性这一关键要素。虽然企业对于国内市场状况及自身生产成本方面具备完全信息, 但在海外市场需求及保持持续出口所需要的额外成本方面存在着信息不对称。这种信息不对称可能导致企业在成功进入目的国市场后, 发现需要维持贸易关系所需的额外成本过高, 从而在不久后退出该目的市场。因此, Segura-Cayuela and Vilarrubia (2008) 的扩展模型对企业出口持续时间这一动态问题给予了解释, 其基本框架如下:

假设存在  $J+1$  个消费市场 (其中,  $j=0, 1, \dots, J$ , 且  $j=0$  代表国内市场), 时间  $t$  是离散的。在每段时期开始, 企业做出生产与定价决策; 在每段时期结束, 尚未进入出口市场的企业会选择是否继续保持退出状态, 而已经成功进入出口市场的企业会选择是否继续保持贸易关系。而这种转换销售决策所产生的代价并不高。

企业向海外市场出口需要支付三种额外成本: ①  $e$  国企业为了进入海外市场  $j$  需要支付的一次性沉没成本  $c_{ej}$ ; ② 从  $e$  国向  $j$  国出口产品需要支付随销售量变化的冰山运输成本  $\tau_{ej}$ ; ③ 为了维持贸易关系,  $e$  国企业需要支付的每期额外固定成本  $f_{ej}$ 。由于不确定性的存在, 企业只有在支付沉没成本  $c_{ej}$  并与海外市场建立起贸易关系后才能观察到每期额外固定成本  $f_{ej}$ 。因此, 在给定生产率  $\varphi$  的条件下, 企业可以推断其在支付维持贸易关系所需的  $f_{ej}$  后获得的利润。也就是说, 过高的  $f_{ej}$  将可能致使较低生产率企业退出该海外市场, 从而中止贸易关系。

在 Melitz (2003) 的异质性企业模型中, 只有生产率高于阈值的企业才会选择出口, 且一旦克服一次性沉没成本  $c_{ej}$  并且能够有效调整冰山运输成本  $\tau_{ej}$ , 出口将长期持续下去。通过允许  $f_{ej}$  随着时间变化, Segura-Cayuela and Vilarrubia (2008) 的扩展模型可以对企业出口持续时间这一动态问题给予解释。由于企业只有在贸易关系建立之后才能观察到  $f_{ej}$  的存在, 且  $f_{ej}$  随时间变化, 如果一种贸易关系在建立后产生较高的初始  $f_{ej}$ , 那么该贸易关系可能立即结束; 而如果一种贸易关系在建立后伴随着适度的初始  $f_{ej}$ , 那么该贸易关系的持续时间将取决于往后  $f_{ej}$  的变化。

由此, 可以根据 Segura-Cayuela and Vilarrubia (2008) 的扩展模型来解释目的国 SPS 措施的实施对中国生鲜水果持续时间可能产生的影响。一般而言, 进口国 SPS 措施的实施会对出口国产品提出更高的质量与技术要求, 产生额外的生产与出口成本, 是一种成本增加型贸易壁垒 (Chen et al., 2008)。若贸易国  $j$  在  $t$  年提出了可能影响到中国  $h$  品类生鲜水果出口的 SPS 措施, 为了维持贸易关系, 中国相关出口企业需要投入一笔固定资金用于更新生产设备和技术以达到更高的质量标准, 并在往后每期支付更高昂的要素维护费用。由于  $t+1$  年及往后出口额外固定成本  $f_{ej}$  的增加, 贸易不确定性将大大增加, 出口企业将对自身的经营决策进行重新审视, 进而可能选择退出该贸易国市场, 由此 SPS 措施的实施将使该贸易关系在  $t$  年发生失败结局的风险概率显著增加, 进而降低出口持续时间。

## 四、中国生鲜水果出口持续时间分析

### （一）样本和数据处理

中国于 2001 年 11 月 10 日正式加入 WTO，相关提出或遭遇的 SPS 通报记录于 2002 年开始被计入 WTO-SPS 信息管理系统数据库予以公示。本文采用 2002~2018 年中国向世界 160 个国家和地区 HS6 分位层面生鲜水果产品年度出口数据进行分析，数据来源于联合国贸易统计数据库（UN Comtrade），HS 编码采用 92 版本。本文定义一种贸易关系为中国向某目的国<sup>①</sup>出口特定的某一品类生鲜水果，即“品类—目的国”组合；定义一个贸易段为一段中国向某目的国不间断出口某一特定品类生鲜水果的时期，则贸易段的持续时间是这一贸易段不间断所经历的时间，单位为年。对于不同品类生鲜水果的定义，参考农业农村部贸易促进中心的分类方案。考虑研究及数据获取的科学性、有效性，本文选取鲜苹果、鲜梨、鲜葡萄、鲜柑桔及鲜草莓 5 种生鲜水果品类进行分析。2002~2018 年，这 5 种品类占中国对外生鲜水果出口总额约 90%，且出口具有连续性，样本品类的选取具有代表性及有效性。将农业农村部贸易促进中心对不同品类生鲜水果的定义与 92 版本的 HS6 分位产品划分标准进行匹配<sup>②</sup>，共有 4393 条“时间—品类—目的国”记录。

在数据处理方面，有三点需要说明：①一种生鲜水果品类可能对应多条 HS6 位码。在本文所选 5 种水果品类中，鲜苹果、鲜梨及鲜葡萄均对应唯一的 HS6 分位码，而鲜草莓及鲜柑桔则对应多条 HS6 分位码。由于本文定义的贸易关系是基于“品类—目的国”的组合，因此对于某一品类对应多条 HS6 分位码的情况，本文将其对应的 HS6 分位码的贸易数据进行加总以得到该品类的贸易数据。②一种贸易关系可能在样本期内具有多个贸易段。例如，中国在 2008~2013 年、2016~2018 年均有向阿尔巴尼亚出口鲜梨，因此该贸易关系具有两个不同的贸易段。参考 Besedes and Prusa (2011) 和陈勇兵等 (2012a) 等的研究，本文将某一个贸易关系对应的多个贸易段视为相互独立的存在，这并不会对总体贸易关系持续时间的分布情况产生影响。③数据删失问题。参考 Lv et al. (2017) 的研究，真实贸易关系持续时间大于等于观测到的持续时间的数据删失问题存在两种情况：一种是 i 型删失，即若某个贸易段在 2018 年仍然持续，那便无法了解其具体结束时间；另一种是 ii 型删失，即若某个贸易段在 2002 年开始便有出口记录，那便无法了解其具体开始时间。采用生存分析法可以有效处理 i 型删失问题，不会产生估计偏误 (Hess and Person, 2012)。而对于 ii 型删失问题，参考 Peterson et al. (2017) 的研究，将贸易段持续时间的数据搜集范围延伸至 1992~2018 年<sup>③</sup>，即若某个贸易段在 1995~2016 年期间保持出口，那么，该贸易段的持续时间将被记录为 12 年。据统计，存在 ii 型删失情况的贸易段共有 125 个，占总贸易段个数的 15.61%，不能简单地进行删除处理。在进行处理后，仍存在 ii 型删失问题（即在 1992~2002 年存在连续出口记录）的贸易段数量为 35 个，且持续时间最终均被记录为 27 年，这些贸

<sup>①</sup> 如无特殊说明，本文出现的“国”或“国家”均指国家（地区）。

<sup>②</sup> 受限于篇幅，此处未列出匹配详细方案，如有需要，可向作者索取。

<sup>③</sup> 对应于 92 版本 HS 编码的应用起始年份。

易段客观反映了中国最为稳固的生鲜水果出口贸易关系。由于这些贸易段且仅有这些贸易段具有样本期内最长持续时间的特征，在生存分析及计量分析中予以包含并不会产生有偏的分析结果。鉴于此，对于经处理后仍存在 ii 型删失问题的贸易段，本文在后续研究中不做删除处理，但将删除后的情况分析以稳健性检验的形式予以呈现。

## （二）贸易关系持续时间分布特征

表 1 呈现了 2002~2018 年中国生鲜水果对外出口持续时间的分布特征。在总样本期间内，共有 493 个贸易关系和 801 个贸易段。从 1~3 列可以看出，有达 42.19% 的贸易关系具有多个贸易段。在样本期间内，分别以 2010 及 2014 年作为转折点，贸易关系数量呈现出先上升后下降，而后又上升的趋势。总的来说，2002~2018 年，中国生鲜水果出口的贸易关系数量由 166 个增加至 266 个。4~6 列呈现了 801 个不同贸易段持续时间的分布特征。35.83% 的贸易段仅维持 1 年时间，60.30% 的贸易段持续时间不超过 3 年，总体贸易段持续时间的中位数为 2 年。与陈勇兵等（2012b）对中国农产品出口持续时间的研究相比<sup>①</sup>，此处生鲜水果出口持续时间不超过 3 年的贸易段累计百分比低很多。可能的原因在于，相较于其他农产品，生鲜水果具有易腐烂、易变质的特性，为使生鲜水果收获后能尽快在海外市场进行销售，中国与贸易对象国之间需要投资发展冷链物流在内的可信赖的供应链系统。这种投资的代价通常是高昂的，因此中国和贸易对象国都希望避免由于相同产品重新进入而导致的信息再识别成本。值得注意的是，持续时间达 27 年（即在 1992~2018 年期间始终保持出口）的贸易段数量达到了 35 个，占比为 4.37%，5 种水果品类均有涉及，说明中国生鲜水果出口具有自身较为稳固的贸易关系。

分品类来看<sup>②</sup>，2002~2018 年，中国鲜苹果出口共有 135 个贸易关系，具有多个贸易段的贸易关系数量占比为 43.70%，共有 217 个贸易段，其中 35.94% 持续时间仅为 1 年，56.68% 持续时间不超过 3 年，8.29% 持续时间超过 23 年；鲜梨出口共有 115 个贸易关系，具有多个贸易段的贸易关系数量占比为 41.74%，共有 193 个贸易段，其中 34.72% 持续时间仅为 1 年，60.10% 持续时间不超过 3 年，6.22% 持续时间为 27 年；鲜葡萄出口共有 52 个贸易关系，具有多个贸易段的贸易关系数量占比为 34.55%，共有 75 个贸易段，其中 46.67% 持续时间仅为 1 年，61.33% 持续时间不超过 3 年；鲜草莓出口共有 102 个贸易关系，具有多个贸易段的贸易关系数量占比为 47.06%，共有 176 个贸易段，其中 32.39% 持续时间仅为 1 年，60.23% 持续时间不超过 3 年；鲜柑桔出口共有 89 个贸易关系，具有多个贸易段的贸易关系数量占比为 38.20%，共有 140 个贸易段，其中 35.71% 持续时间仅为 1 年，54.29% 持续时间不超过 3 年，10.71% 持续时间超过 23 年。可以看出，在 5 种不同品类的生鲜水果出口中，鲜柑桔的出口贸易关系较为稳定，这与鲜柑桔具有较高的细类可替代性有一定联系，而鲜葡萄、鲜草莓的出口贸易关系较为脆弱。

表 1 2002~2018 年中国生鲜水果出口持续时间分布 单位：段，%，年

<sup>①</sup> 陈勇兵等（2012b）研究发现，在中国农产品出口贸易持续时间段中，58.07% 的贸易段持续时间仅为 1 年，而 84.09% 的贸易段持续时间段不超过 3 年。

<sup>②</sup> 受限于篇幅，在此不列出分品类的结果展示表，只做相应描述分析，如有需要，可向作者索取，下同。

SPS 措施对中国生鲜水果出口持续时间的影响

贸易段分布			持续时间分布		
拥有贸易段数量	贸易关系数量	占比	持续时间	贸易段数量	占比
1	285	57.81	1	287	35.83
2	137	27.79	2	120	14.98
3	48	9.74	3	60	7.49
4	18	3.65	4	39	4.87
5	4	0.81	5	30	3.75
6	1	0.20	6	26	3.25
—	—	—	7	15	1.87
—	—	—	8	13	1.62
—	—	—	9	14	1.75
—	—	—	10	13	1.62
—	—	—	11	13	1.62
—	—	—	12	18	2.25
—	—	—	13	7	0.87
—	—	—	14	15	1.87
—	—	—	15	6	0.75
—	—	—	16	12	1.50
—	—	—	17	18	2.25
—	—	—	18	6	0.75
—	—	—	19	8	1.00
—	—	—	20	9	1.12
—	—	—	21	6	0.75
—	—	—	22	6	0.75
—	—	—	23	12	1.50
—	—	—	24	3	0.37
—	—	—	25	6	0.75
—	—	—	26	4	0.50
—	—	—	27	35	4.37
总计	493	100.00	—	801	100.00

### (三) K-M 估计分析

#### 1. 方法介绍

在生存分析中，常用生存函数（风险函数）来描述生存概率（风险概率）随时间变化的趋势特征。设  $T_i$  代表贸易段  $i$  的生存时间，取值为一系列离散时间段， $l=1, 2, \dots, 27$ ，单位为年，则风险函数表示为贸易段  $i$  生存至时间段  $l$  且恰好发生失败结局（即在时间段  $l+1$  不存在出口）的概率，即：

$$h_i(l) = P(T_i = l | T_i \geq l) \quad (1)$$

进一步地，贸易段  $i$  生存时间超过时间段  $l$  的概率被定义为生存率，即：

$$S_i(l) = P(T_i > l) = \prod_{k=1}^l [1 - h_i(k)] \quad (2)$$

K-M 估计是一种常用的生存函数非参数估计方法。令  $n_k$  表示在时间段  $k$  仍保持出口的贸易段数， $d_k$  表示在时间段  $k$  恰好发生失败结局的贸易段数，则由 K-M 估计法得到的生存函数  $S(l)$  非参数估计值为：

$$\hat{S}(l) = \prod_{k=1}^l \frac{n_k - d_k}{n_k} \quad (3)$$

## 2. 估计结果

由于在 2018 年存在出口的贸易段，无法获知其是否在 2018 年是否发生失败结局，故 K-M 生存函数估计不包含 2018 年样本，即持续时间最大值为 26 年，后文计量分析同理。图 1 (a) 给出了 2002~2017 年中国生鲜水果对外出口的生存曲线。根据 K-M 估计结果，生存率随持续时间的增加而降低，但下降幅度逐渐缩小。从开始出口至第 3 年，生存率由 1.00 下降至 0.47，降幅为 0.53，年均降幅为 0.18；从第 3 年至第 12 年，生存率由 0.53 下降至 0.28，降幅为 0.25，年均降幅为 0.03；而从第 12 年至第 26 年，生存率由 0.28 下降至 0.25，15 年降幅仅为 0.03，年均降幅近似 0.00。可见，生鲜水果出口在贸易前期面临的失败压力更大，而随着出口持续时间增加，面临的失败风险概率越来越低，即生鲜水果出口贸易的风险率存在明显的负时间依存性。删除 ii 型删失数据的 K-M 生存曲线的变动趋势与图 1 (a) 大体一致，验证了结果的稳健性<sup>①</sup>。

为得出 SPS 措施对中国生鲜水果出口持续时间可能产生的影响的初步预期，进行 K-M 生存曲线的分组对比。设定一个二值变量  $SPS_{jht}$ ，若贸易国  $j$  在  $t$  年提出了影响到中国  $h$  品类生鲜水果出口的 SPS 通报， $SPS_{jht}=1$ ；反之，则为 0<sup>②</sup>。图 1 (b) 是根据是否遭遇 SPS 通报进行分组测度的生存曲线对比，结果表明遭遇 SPS 通报的生鲜水果生存率始终低于未遭遇通报的生鲜水果生存率。具体来看，遭遇 SPS 通报的生鲜水果生存率在第 3 年仅为 0.35，比未遭遇通报的生鲜水果低 0.13；在第 12 年，遭遇 SPS 通报的生鲜水果生存率仅为 0.16，比未遭遇通报的生鲜水果低 0.14；而在第 26 年，遭遇 SPS 通报的生鲜水果生存率仅为 0.13，同样比未遭遇通报的生鲜水果低 0.13。由此说明，生存率的下降幅度受分组的影响不大。进一步地，采用对数秩检验 (Log-Rank Test) 从统计意义上检验两组生存函数是否具有显著区别，结果卡方统计量为 8.65，p 值为 0.00，拒绝两组生存函数相等的原假设，说明遭遇 SPS 通报可能会对生鲜水果的出口生存率产生负向影响，降低贸易关系持续时间。删除 ii 型删失数

<sup>①</sup> 受限于篇幅，此处未列出稳健性检验详细结果，如有需要，可向作者索取。

<sup>②</sup> 相关 SPS 通报数据来源于 WTO-SPS 信息管理系统数据库，<http://spsims.wto.org/>。该数据库记录了各成员国提出的每条 SPS 通报信息，包括通报性质、可能影响到的 HS 编码产品及国家等信息。在这里，统计原则在于统计明确表明影响某品类及其细类的 SPS 通报，如对于鲜苹果，统计影响“080810”HS 编码的通报记录。由于高分位目录下包含多种其他品类，相关 SPS 通报的标准没有品类针对性，本文未将其纳入统计范围。



据的生存曲线对比的变动趋势与图 1 (b) 大体一致。

分品类来看，鲜柑桔的出口生存率在所有持续时间段均保持着较高的水平；鲜苹果在贸易前期具有较高的生存率，但下滑幅度较快，在出口的第 9 年，鲜苹果的生存率仅为 0.30，比鲜柑桔低 0.07，是 5 种生鲜水果品类中最低的。对数秩检验的结果表明，不同品类间的生存函数无明显差异；遭遇 SPS 通报对鲜苹果、鲜柑桔的出口生存率无显著影响，而对鲜梨、鲜草莓则可能具有负向影响<sup>①</sup>。当然，基于 K-M 方法的生存分析仅能对实际现象得出初步的预期，SPS 措施的具体影响需要进一步采用有效的计量经济模型进行检验。

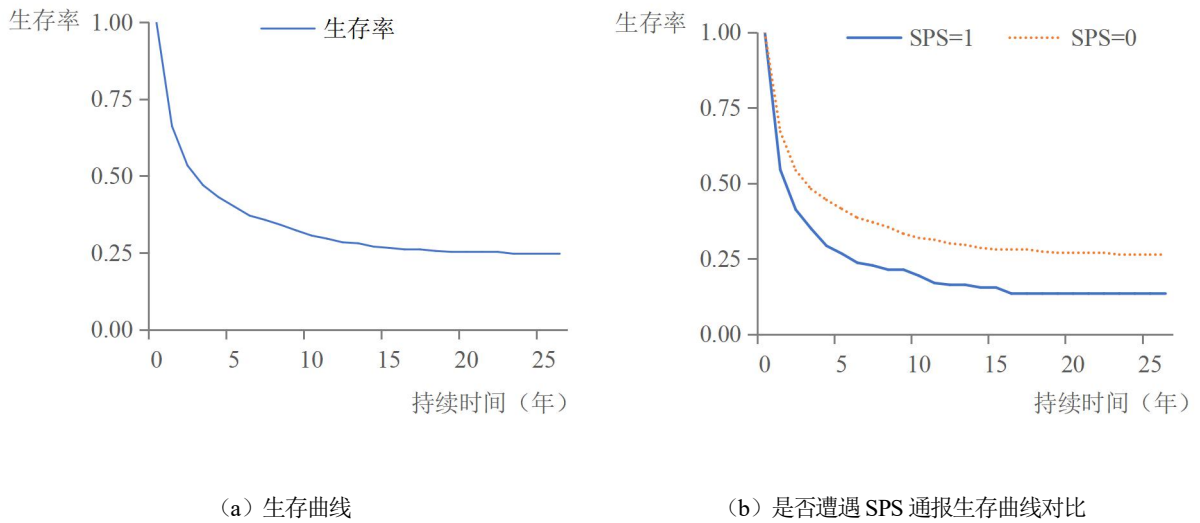


图 1 总体贸易段生存曲线及对比

## 五、SPS 措施对生鲜水果出口持续时间影响的计量分析

### (一) 模型设定

#### 1. 基准模型

在贸易生存分析的研究领域，相对于 Cox 比例风险模型，采用离散时间模型来研究贸易段  $i$  生存至时间段  $k$  且恰好发生失败结局的风险率的影响因素更为有效 (Hess and Person, 2011)。设  $T_i$  代表贸易段  $i$  的离散生存时间，则离散时间风险率为：

$$h_{ik} = P(T_i = k | T_i \geq k, x_{ik}) = F(x_{ik}'\beta + \gamma_k) \quad (4)$$

(4) 式中， $x_{ik}$  为时间依存协变量； $\beta$  为待估参数； $\gamma_k$  表示风险率随着时间段的变化； $F(\cdot)$  为适当的分布函数，确保对任意贸易段  $i$  和时间段  $k$  都有  $0 \leq h_{ik} \leq 1$ 。引入二值变量  $y_{ik}$ ，若贸易段  $i$  在

<sup>①</sup> 在 4393 条“时间—品类—目的国—是否遭遇 SPS 通报”观测记录中，未观测到中国遭遇针对鲜葡萄 (080610) 出口的相关 SPS 通报记录。

时间段  $k$  恰好发生失败结局, 取值为 1, 反之则为 0。设共有  $n$  个贸易段, 最大持续时间段为  $k_{\max}$ , 则离散时间模型的对数似然函数可以表示为:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{k_{\max}} [y_{ik} \ln(h_{ik}) + (1 - y_{ik}) \ln(1 - h_{ik})] \quad (5)$$

在本研究中,  $n=801$ ,  $k_{\max}=27$ 。可以发现, (5) 式与面板二值选择模型的对数似然函数具有相似结构, 因此可用面板二值选择模型的常用估计方法对离散时间风险模型进行估计。假定离散时间风险率  $h_{ik}$  的分布函数  $F(\cdot)$  服从正态分布、Logistic 分布或者极值分布, 分别对应于 Probit 模型、Logit 模型和 Cloglog 模型, 它们都具有 Cox 比例风险模型的优点, 并可以进一步控制不可观测的异质性。参考陈勇兵等 (2012b) 的研究, 本文在基准回归中采用 Cloglog 模型估计, 并将 Logit 模型和 Probit 模型估计作为稳健性检验, 构建 SPS 措施对离散时间风险函数产生影响的基本计量模型如下:

$$P(y_{jht} = 1 | X) = \phi(\beta_0 + \beta_1 SPS_{jht} + \beta_2 DURATION_{jht} + \beta_3 NUMBER_{jht} + \beta_3' x) \quad (6)$$

(6) 式中,  $y_{jht}$  为二值变量, 若中国向贸易国  $j$  出口  $h$  品类生鲜水果在  $t$  年发生失败结局, 取值为 1, 反之则为 0;  $X$  为一系列条件变量; 右式  $\phi(\cdot)$  代表极值分布的分布函数;  $SPS_{jht}$  为核心解释变量, 代表 SPS 措施;  $DURATION_{jht}$  和  $NUMBER_{jht}$  为生存分析变量;  $x$  为一系列控制变量, 代表其他相关影响因素;  $\beta$  为待估计参数。

## 2. 不同类别 SPS 措施的影响模型

原则上, SPS 措施旨在为各国提供一种保护动物、人类和植物健康的可能性。根据其设计目的的不同, WTO 委员会将各成员国发布的 SPS 措施划分为“食品安全”、“动物健康”、“植被保护”、“人类健康”和“土地保护”5 大类, 同一 SPS 措施可以属于多个类别。由于与生鲜水果有关的 SPS 措施大多属于“食品安全”与“植被保护”两大类, 根据原始定义及研究的科学性, 本文将“食品安全”与“人类健康”统一归为“食品安全、人类健康”类, 其实施主要目的为通过保障食品安全、防止病虫害传播来维护国内人民健康; 将“动物健康”、“植被保护”与“土地保护”统一归为“动、植物与土地保护”类, 其实施主要目的为通过防止病虫害传播来保护国内动、植物及土地的健康安全。同时, 仅影响中国的双边 SPS 措施更具有政策针对性, 而影响包含中国在内的多个国家的多边 SPS 措施的影响在一定程度上则可以反映出国家间产品质量的差异性。在 4393 条观测记录中, “食品安全、人类健康”类均属于多边 SPS 措施。因此, 为研究不同类别 SPS 措施对中国生鲜水果出口持续时间的影响, 构件如下计量模型:

$$P(y_{jht} = 1 | X) = \phi(\beta_0 + \beta_1 SPS_{jht} \text{ human.m} + \beta_2 SPS_{jht} \text{ animal.b} + \beta_3 SPS_{jht} \text{ animal.m} + \beta_4 SPS_{jht} \text{ all.m} + \beta_5 DURATION_{jht} + \beta_6 NUMBER_{jht} + \beta_7' x) \quad (7)$$

(7) 式中,  $SPS_{jht} \text{ human.m}$  代表多边“食品安全、人类健康”类 SPS 措施;  $SPS_{jht} \text{ animal.b}$  代表双边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施;  $SPS_{jht} \text{ animal.m}$  代表多边“动、植物与土地保护”

类 SPS 措施;  $SPS_{jht} all.m$  代表多边“全属性”类 SPS 措施; 其余各变量、参数含义与 (6) 式相同。

## (二) 变量选取和描述

1. 核心解释变量。根据 SPS 协议的透明度原则, WTO 成员国每年必须对原有 SPS 措施的修订、补充或者新发布的常规 SPS 措施向 WTO/SPS 委员会和 WTO 成员国进行通报, 并接受其他成员对该措施修改的评估, 以便其他成员国能了解和适应其 SPS 措施的变动, 将 SPS 措施对贸易的影响程度降到最低。因此, 参考 Crivelli and Groeschl (2016) 的研究, 考虑两个不同但相关的变量对 SPS 措施进行衡量: ① 设定一个二值变量  $SPS_{jht}$ , 若贸易国  $j$  在  $t$  年提出了影响到中国  $h$  品类生鲜水果出口的 SPS 通报, 则  $SPS_{jht}=1$ , 反之则为 0; ② 引入 SPS 通报的频率变量  $SPSFreq_{jht}$ , 若贸易国  $j$  在  $t$  年提出了  $n$  条影响到中国  $h$  品类生鲜水果出口的 SPS 通报, 则  $SPSFreq_{jht}=n$ 。各贸易国每年的 SPS 通报数据来源于 WTO-SPS 信息管理系统数据库。根据理论框架及 K-M 生存分析的初步预期, 目的国 SPS 措施的实施将显著增加中国生鲜水果对其出口的失败风险率, 进而降低出口持续时间。

在进一步研究中,  $SPS_{jht} human.m$ 、 $SPS_{jht} animal.b$ 、 $SPS_{jht} animal.m$  和  $SPS_{jht} all.m$  同样可以由二值变量或频率变量的形式衡量。以二值变量为例, 若贸易国  $j$  在  $t$  年对  $h$  品类提出了仅属于“食品安全、人类健康”类的多边 SPS 通报, 则  $SPS_{jht} human.m=1$ , 反之则为 0; 若提出了仅属于“动、植物与土地保护”类的双边或多边 SPS 通报, 则  $SPS_{jht} animal.b=1$  或  $SPS_{jht} animal.m=1$ , 反之则为 0; 若提出了多边“全属性”类 SPS 通报, 即同时属于“食品安全、人类健康”类和“动、植物与土地保护”类的多边 SPS 通报, 则  $SPS_{jht} all.m=1$ , 反之则为 0。

2. 生存分析变量。为使面板二值选择模型的运用满足贸易生存分析的基本条件, 参考 Hess and Person (2011) 和 Besedes and Prusa (2017) 的研究, 引入两个生存分析变量  $DURATION_{jht}$  和  $NUMBER_{jht}$ 。 $DURATION_{jht}$  代表当前贸易段在  $t$  年已经出口的时间段, 以满足生存分析中风险率本质上是在给定生存至某一时间段状况下的条件死亡密度函数这一基本性质。基于 K-M 估计法的生存分析表明, 随着贸易持续时间增加, 贸易关系可能趋向稳定。 $NUMBER_{jht}$  代表当前贸易段是所属贸易关系的第几个贸易段, 以控制每个贸易段都是相互独立的这一前提条件。由于重新建立某一贸易关系的沉没成本较之前更低, 因此, 预期失败风险率随着同一贸易关系贸易段次数的增加而降低。

3. 控制变量。参考多数双边贸易影响因素的研究, 在国家层面, 引入贸易对象国经济规模 ( $GDP_{jt}$ )、人均消费水平 ( $PGDP_{jt}$ )、地理距离 ( $DIST_j$ )、是否接壤 ( $CONTIG_j$ )、是否签订自由贸易协定 ( $FTA_{jt}$ ) 等变量以控制国家特征的异质性。 $GDP_{jt}$  代表贸易国  $j$  在  $t$  年的经济规模, 以国内生产总值 (GDP) 衡量, 单位为 2010 年不变价美元。此值越大, 意味着市场消费规模越大, 与其建立的贸易关系可能越加稳定。 $PGDP_{jt}$  代表贸易国人均消费水平, 以人均 GDP 衡量, 单位为 2010 年不变价美元。Peterson et al. (2017) 的研究表明, 人均消费水平与生鲜水果的消费具有正向关系, 在人均消费水平较高的国家, 中国生鲜水果出口的失败风险率可能更低。 $DIST_j$  代表以各贸易对象国与中国按照经纬度计算的双方主要城市的球面距离, 单位为千米, 通常用来衡量贸易的运输成本。此值越

大, 失败风险率可能更高。 $CONTIG_i$  为二值变量, 代表贸易国是否与中国在地缘上接壤, 若接壤取值为 1, 反之则为 0。预期在与中国接壤的贸易国市场上, 失败风险率更低。 $FTA_{jt}$  同样为二值变量, 代表贸易国是否与中国签订自由贸易协定, 若贸易国在  $t$  年与中国签订自由贸易协定, 则在当年及往后此值为 1, 反之则为 0。自由贸易协定的签订意味着贸易壁垒的削弱, 预期在与中国签订自由贸易协定的贸易国市场上, 失败风险率更低。

在品类层面上, 引入显示性比较优势 ( $RCA_{ht}$ )、多样化程度 ( $DIV_{ht}$ ) 等变量以控制品类特征的异质性。 $RCA_{ht}$  代表  $t$  年中国  $h$  品类出口的显示性比较优势, 计算公式为  $RCA_{ht} = (EX_{ht} / EX_t) / (EX_{wh} / EX_w)$ , 其中  $EX$  代表总出口额,  $w$  代表世界, 实质上是中国  $h$  品类出口额占总出口额的份额与世界份额的比值, 体现了出口竞争力, 其取值越高, 则中国该品类商品在国际市场上越有竞争优势, 贸易发生失败结局的概率可能越低。 $DIV_{ht}$  代表出口多样化程度, 用  $t$  年中国  $h$  品类的总出口目的国数量衡量。Cadot et al. (2013) 的研究表明, 多样化的出口目的地有助于提升贸易关系的生存时间, 因此, 预期该变量对失败风险率的影响为负。

在国家一品类层面上, 引入竞争程度 ( $CO_{jht}$ )、出口单价 ( $PRICE_{jht}$ )、产量 ( $PRO_{jht}$ ) 等变量以控制国家一品类特征的异质性。 $CO_{jht}$  代表  $t$  年贸易国  $j$  在  $h$  品类进口市场的竞争程度, 以  $h$  品类的总进口来源国数量衡量。此值越大, 意味着  $h$  品类进口市场的竞争程度越高, 但也可以认为其具有更为开放的贸易环境, 因此, 竞争程度对失败风险率的影响具有不确定性。 $PRICE_{jht}$  代表  $t$  年中国向贸易国  $j$  出口  $h$  品类的单价, 以出口额与出口数量的比值表示, 单位为美元/千克。此值越大, 意味着产品质量越高, 但也可能会失去价格优势从而增加贸易不确定性, 因此, 出口单价对失败风险率的影响同样具有不确定性。 $PRO_{jht}$  代表贸易国  $h$  品类的产量, 单位为吨。此值越大, 意味着贸易国  $h$  品类生鲜水果的自给自足能力越强, 中国对其出口的失败风险率可能越高。

在以上所有控制变量中, 经济规模、人均消费水平变量的数据来源于世界银行数据库; 地理距离、是否接壤变量的数据来源于 CEPII-GeoDist 数据库; 是否签订自由贸易协定变量的数据来源于中国自由贸易区服务网; 贸易国品类产量变量的数据来源于联合国粮农组织数据库; 其余变量的数据通过计算得出。为了提升数据的光滑性, 将经济规模、人均消费水平、地理距离、显示性比较优势、多样化程度、竞争程度、出口单价等变量数据作对数变换处理; 将产量变量数据先进行加 1, 再做对数变换处理。变量形式及描述性统计见表 2。

表 2 变量定义及描述性统计

变量类型	变量定义	含义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$y_{jht}$	是否发生失败结局	4127	0.130	0.336	0.000	1.000
核心解释变量	$SPS_{jht}$	是否遭遇 SPS 通报	4393	0.120	0.324	0.000	1.000
	$SPSFreq_{jht}$	遭遇 SPS 通报的频率	4393	0.346	1.270	0.000	33.000
生存分析变量	$DURATION_{jht}$	已经出口时间段	4393	8.908	7.034	1.000	27.000
	$NUMBER_{jht}$	所属第几个贸易段	4393	1.295	0.619	1.000	6.000
控制变量	$\ln GDP_{jt}$	经济规模	4246	25.720	1.968	19.040	30.510

SPS 措施对中国生鲜水果出口持续时间的影响

$\ln PGDP_{jt}$	人均消费水平	4246	9.161	1.465	5.371	11.430
$\ln DIST_j$	地理距离	4246	8.618	0.626	6.696	9.868
$CONTIG_j$	是否接壤	4246	0.213	0.410	0.000	1.000
$FTA_{jt}$	是否签订自由贸易协定	4393	0.195	0.396	0.000	1.000
$\ln RCA_{ht}$	显示性比较优势	4393	-0.440	0.776	-4.058	0.458
$\ln DIV_{ht}$	多样化程度	4393	4.017	0.347	2.773	4.489
$\ln CO_{jht}$	竞争程度	4393	2.334	0.918	0.000	4.190
$\ln PRICE_{jht}$	出口单价	4393	-0.257	0.657	-2.391	3.664
$\ln(PRO_{jht} + 1)$	产量	4393	5.794	5.712	0.000	16.510

### (三) 计量结果

#### 1. 基准回归

由于(6)式属于多解释变量面板数据计量模型,首先应对解释变量之间是否存在多重共线性进行方差膨胀因子(VIF)检验。结果表明,各解释变量VIF值均不超过2.42,可以认为回归模型不存在多重共线性问题。为了控制不同贸易关系之间不可观测的异质性,参考Hess and Person(2011)、陈勇兵等(2012a)等的研究,采用随机效应估计方法来控制贸易关系层面的不可观测异质性<sup>①</sup>,并同时考虑地区<sup>②</sup>、品类、年份固定效应来控制不同地区、品类和年份对出口持续时间的影响。为了解决可能存在的序列自相关和异方差问题,本文报告了贸易关系层面的聚类稳健标准误。

表3是采用随机效应Cloglog模型估计的基准回归结果。第(1)列和(3)列分别报告了以SPS通报二值变量或频率变量作为核心解释变量的模型回归系数,第(2)列和(4)列报告了根据Delta方法计算的平均边际效应。第(1)列的回归结果显示,随机效应Cloglog模型的 $\rho$ 系数值为0.23,即贸易关系层面不可观测异质性的方差占总误差方差的23%,且p值为0,意味着采用随机效应估计方法来控制贸易关系层面的不可观测异质性是合理的。核心解释变量方面,是否遭遇SPS通报的系数在5%显著性水平上为正,说明贸易国若在 $t$ 年提出了影响到中国 $h$ 品类生鲜水果出口的SPS通报,将显著增加该贸易段在 $t$ 年发生失败结局的概率,贸易持续时间也就越短,这与理论分析及基于K-M生存曲线得出的初步预期一致。结合第(2)列的平均边际效应报告,若遭遇SPS通报,则失败风险率提升3.7个百分点。相较于一般农产品,鲜活农产品的进口极易给进口国带来动植物病虫害,从而威胁其国内食品安全、动植物健康及生态环境。因此,在国际上,容易携带化学品残留、物理性污染物的生鲜水果等鲜活农产品在出口时容易成为SPS措施关注的重点,受到高检验检疫标准的制约。为了达

<sup>①</sup> 采用随机效应模型估计方法来控制贸易关系层面的不可观测异质性主要基于两点考虑:一是在本文的计量模型中,存在非时变变量,如地理距离、是否接壤等,若控制贸易关系层面的固定效应则不能估计非时变变量的影响;二是采用Probit模型、Logit模型和Cloglog模型等面板二值选择模型的常用估计方法,若控制贸易关系层面的固定效应会产生“完美预测”问题,从而造成估计偏误。

<sup>②</sup> 基于CEPII-GeoDist数据库中对于地区的划分,将样本中的160个出口目的地分为非洲、美洲、亚洲、欧洲和大洋洲5个地区。

到相应 SPS 措施的高标准要求, 中国相关出口企业必须每期投入更高昂的额外固定成本来维护贸易关系, 在进行重新审视之后, 那些不确定性过高的贸易关系则会发生贸易中断。

生存分析变量方面, 已经出口时间段与所属第几个贸易段均在 1% 的显著性水平上对风险率具有负效应, 符合预期假设。由于生鲜水果具有易腐烂、易变质的特性, 供应链系统的发展是维持贸易关系的重要因素。可信赖供应链系统的建立通常需要花费一定的时间与资金成本, 因此, 随着出口时间段的延长, 贸易关系将更加稳定, 且相较于第一次进入出口市场, 再次进入的成本更低。

控制变量方面, 国家层面的影响因素中, 贸易国经济规模和与中国签订自由贸易协定对风险率具有显著的负向影响, 这与预期及关于中国农产品出口持续时间的研究结论一致 (陈勇兵等, 2012b)。说明在经济发达地区及与中国具有深度贸易合作的地区, 中国与其生鲜水果的贸易关系更加稳定, 出口持续时间更长。品类层面的影响因素中, 与预期一致, 品类出口目的市场的多样化程度显著降低了失败风险率, 这可能与出口经验有关 (Cadot et al.; 2013)。多样化的出口目的市场意味着具有丰富的出口经验, 在遭遇某 SPS 措施时, 较易拿出合理的处理方案, 从而继续维持贸易关系。国家一品类层面的影响因素中, 与 Peterson et al. (2017) 的研究结论相反, 贸易国市场的竞争程度显著降低了失败风险率, 可能的原因在于: 竞争程度更高的贸易国品类市场, 其贸易包容性可能更高, 从而增加了贸易稳定性。与理论预期一致, 贸易国品类产量对风险率具有显著的正向影响, 说明生鲜水果的出口应该考虑品类的生产比较优势差异。除人均消费水平外, 其余控制变量的系数方向均与预期一致, 但在统计意义上不显著, 在此不做详细阐述。

根据第 (3) 列的回归结果, 虽然 SPS 通报频率变量对风险率的影响系数为正, 但在统计意义上并不显著, 说明整体上, SPS 通报的严厉程度反映在频率上对中国生鲜水果出口持续时间的影响无显著差异。生存分析变量与控制变量回归系数的方向与显著性均与第 (1) 列估计结果相似。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$SPS_{jht}$	0.368** (0.183)	0.037** (0.019)	— —	— —
$SPSFreq_{jht}$	— —	— —	0.021 (0.036)	0.002 (0.004)
$DURATION_{jht}$	-0.213*** (0.021)	-0.021*** (0.002)	-0.211*** (0.021)	-0.021*** (0.002)
$NUMBER_{jht}$	-0.369*** (0.143)	-0.037*** (0.014)	-0.361** (0.144)	-0.036** (0.014)
$\ln GDP_{jt}$	-0.166*** (0.054)	-0.017*** (0.005)	-0.165*** (0.054)	-0.017*** (0.005)
$\ln PGDP_{jt}$	0.041 (0.068)	0.004 (0.007)	0.039 (0.067)	0.004 (0.007)
$\ln DIST_j$	0.068	0.007	0.067	0.007

SPS 措施对中国生鲜水果出口持续时间的影响

	(0.231)	(0.023)	(0.235)	(0.024)
$CONTIG_j$	-0.473	-0.047	-0.469	-0.047
	(0.300)	(0.030)	(0.300)	(0.030)
$FTA_{jt}$	-0.836***	-0.084***	-0.848***	-0.085***
	(0.216)	(0.022)	(0.217)	(0.022)
$\ln RCA_{ht}$	-0.130	-0.013	-0.153	-0.015
	(0.140)	(0.014)	(0.140)	(0.014)
$\ln DIV_{ht}$	-0.719**	-0.072**	-0.660*	-0.066**
	(0.339)	(0.034)	(0.337)	(0.033)
$\ln CO_{jht}$	-0.344***	-0.035***	-0.333***	-0.033***
	(0.128)	(0.013)	(0.128)	(0.013)
$\ln PRICE_{jht}$	0.052	0.005	0.049	0.005
	(0.120)	(0.012)	(0.119)	(0.012)
$\ln(PRO_{jht} + 1)$	0.060***	0.006***	0.059***	0.006***
	(0.016)	(0.002)	(0.016)	(0.002)
$CONSTANT$	-224.500***	—	-228.453***	—
	(46.120)	—	(46.086)	—
地区固定效应	是	是	是	是
品类固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	3900	3900	3900	3900
对数似然函数值	-1113.191	—	-1114.835	—
不可观测异质性	0.232***	—	0.227***	—
方差比重 ( $\rho$ )	[0.000]	—	[0.000]	—

注：①小括号内为贸易关系层面的聚类稳健标准误；②中括号内为  $\rho$  系数 p 值；③\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%，5%，10% 的显著性水平上通过检验。

## 2. 稳健性检验

为检验随机效应 Cloglog 模型基准回归结果的稳健性，分别采用随机效应 Probit 模型、随机效应 Logit 模型、删除 ii 型删失数据的随机效应 Cloglog 模型、随机效应线性概率模型 (LPM) 对其进行检验。结果表明<sup>①</sup>，所有模型的  $\rho$  系数值均显著异于 0，说明无论采用何种回归模型，控制贸易关系层面的不可观测异质性都是必要的。核心解释变量方面，所有模型估计的 SPS 通报二值变量系数均显著为正，频率变量系数均不显著；生存分析变量方面，所有模型估计结果均与基准回归相似；控制变量方面，所有控制变量估计系数的方向与显著性均与基准回归差异不大。总体而言，采用随机效应 Cloglog 模型的基准回归结果较为稳健。

<sup>①</sup> 受限于篇幅，此处未列出稳健性检验详细结果，如有需要，可向作者索取。

## 3.不同类别 SPS 措施的影响分析

表 4 为采用随机效应 Cloglog 模型对 (7) 式进行估计的回归结果。第 (1) 列和 (3) 列报告了回归系数, 第 (2) 列和 (4) 列报告了平均边际效应。结果显示, 双边“动、植物与土地保护”类 SPS 通报二值变量与频率变量均在 5% 的显著性水平上对风险率的影响为正。具体来看, 若贸易国在  $t$  年对  $h$  品类提出了仅属于“动、植物与土地保护”类的双边 SPS 通报, 则失败风险率上升 13.3 个百分点, 且每多增加一条双边“动、植物与土地保护”类 SPS 通报, 失败风险率上升 10.1 个百分点; 多边“动、植物与土地保护”类 SPS 通报频率变量也在 1% 的显著性水平上对风险率的影响为正, 即每多增加一条多边“动、植物与土地保护”类 SPS 通报, 失败风险率上升 3.3 个百分点。根据其设计形式的不同, SPS 措施通常被用作实现某些政策目标的工具 (Crivelli and Groeschl, 2016)。一般而言, 多边 SPS 措施不具有国家歧视性, 其主要作用在于提升进口产品的质量安全, 若某进口来源国产品的质量相对较好, 也可能促进其产品出口, 而双边 SPS 措施的主要作用则在于针对性地抑制某进口来源国的产品出口 (如某来源国的产品对进口国本土产品冲击过大)。因此, 相对于多边 SPS 措施, 双边 SPS 措施极易作为一种贸易壁垒造成贸易中断。综上说明, 具有政策针对性的双边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施是贸易国限制中国生鲜水果出口持续时间的主要 SPS 措施, 亟需高度关注。由于在遭受多边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施时, 相较于其他国家, 中国生鲜水果的出口受到了一定程度的市场准入限制, 其质量需进一步提升。

表 4 不同类别 SPS 措施的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$SPS_{jht}human.m$	0.311 (0.193)	0.031 (0.019)	— —	— —
$SPSFreq_{jht}human.m$	— —	— —	-0.003 (0.034)	-0.000 (0.003)
$SPS_{jht}animal.b$	1.325** (0.624)	0.133** (0.062)	— —	— —
$SPSFreq_{jht}animal.b$	— —	— —	1.009** (0.484)	0.101** (0.048)
$SPS_{jht}animal.m$	0.599 (0.664)	0.060 (0.066)	— —	— —
$SPSFreq_{jht}animal.m$	— —	— —	0.327*** (0.122)	0.033*** (0.012)
$SPS_{jht}all.m$	0.394 (0.480)	0.039 (0.048)	— —	— —
$SPSFreq_{jht}all.m$	— —	— —	0.288 (0.258)	0.029 (0.026)
CONSTANT	-226.300*** (46.460)	— —	-234.400*** (46.570)	— —



SPS 措施对中国生鲜水果出口持续时间的影响

生存分析变量	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
品类固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	3900	3900	3900	3900
对数似然函数值	-1111.574	—	-1112.726	—
不可观测异质性	0.229***	—	0.232***	—
方差比重 ( $\rho$ )	[0.001]	—	[0.001]	—

注：①小括号内为贸易关系层面的聚类稳健标准误；②中括号内为  $\rho$  系数 p 值；③\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上通过检验。

#### 4. 不同品类层面的分析

进一步，分析 SPS 措施对中国不同品类生鲜水果出口持续时间影响的异质性，与基于 K-M 生存曲线得出的初步预期一致，整体上，遭遇 SPS 通报对鲜苹果、鲜柑桔的出口风险率无显著影响，而对鲜梨、鲜草莓出口则有显著的正向影响。具体来看，若鲜梨出口遭遇 SPS 通报，则风险率上升 13.6 个百分点，为全品类最高，可能的原因在于亚洲以外的鲜梨市场更多偏好西洋梨，对东方梨的市场需求相对规模不大，且对质量要求严苛，一旦遭遇 SPS 通报，容易发生贸易中断；若鲜草莓出口遭遇 SPS 通报，则风险率上升 7.8%。从频率上来看，每增加 1 条 SPS 通报，鲜梨出口风险率上升 3.5%，其余品类出口风险率整体上受频率变量的影响并不显著。从前文不同品类出口持续时间的分布特征来看，中国鲜柑桔的出口贸易关系较为稳定，可替代的鲜柑桔细类较多，在某细类遭遇 SPS 措施时，可以通过出口替代品的策略维持贸易关系，因此鲜柑桔的出口不容易发生贸易中断，而鲜草莓的出口关系较为脆弱，在遭遇 SPS 措施时较易发生失败结局。

进一步研究识别出，中国不同品类生鲜水果出口持续时间均在不同程度上受到不同类别 SPS 措施的差异化影响。其中，鲜梨、鲜草莓出口持续时间均在不同程度上受到多边“食品安全、人类健康”类 SPS 措施或多边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施的抑制作用；鲜苹果出口持续时间受到多边“全属性”类 SPS 措施的负向影响；鲜柑桔出口持续时间虽然遭遇了具有政策针对性的双边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施的严重抑制，但多边“食品安全、人类健康”类 SPS 措施对其产生了促进作用，反映了中国鲜柑桔的出口相对于其他国家具有质量优势。

## 六、结论与启示

本文基于 2002~2018 年中国 HS6 分位层面生鲜水果出口贸易数据，采用生存分析法全面分析了生鲜水果总体及不同品类的出口持续时间，使用离散时间模型研究了 SPS 措施及相关影响因素对出口持续时间的影响，并在进一步研究中对其异质性问题进行了探讨，得出的如下主要结论是：持续时间方面，在总样本期间内，有 60.30% 的贸易段持续时间不超过 3 年，总体贸易段持续时间的中位数为 2 年。

基于 K-M 生存曲线的分析表明,随着出口持续时间的增加,生鲜水果出口面临的失败风险概率越来越低。分品类来看,鲜柑桔的出口贸易关系较为稳定,鲜葡萄、鲜草莓的出口贸易关系较为脆弱。影响效应方面,贸易国 SPS 措施的实施显著地增加了中国生鲜水果对其出口的失败风险率,生存分析变量及控制变量的影响与理论预期大体一致,这一结论在不同回归模型下保持了稳健性。进一步研究表明,双边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施是抑制中国生鲜水果出口持续时间的主要措施,多边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施也具有一定的负向影响。分品类来看,鲜梨、鲜草莓及鲜苹果的出口持续时间可能因为质量差异化的原因在不同程度上受到了不同类别多边 SPS 措施的抑制作用。鲜柑桔出口持续时间主要受到具有政策针对性的双边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施的负向影响,而多边“食品安全、人类健康”类 SPS 措施带来的促进作用显示了其出口相对于其他国家具有质量优势。

基于以上主要研究结论,结合中国生鲜水果贸易发展的实际情况,为提升出口持续时间,稳定贸易关系,进一步促进中国水果出口贸易的持续健康发展,得出如下政策启示:第一,应积极对国际市场发布的 SPS 措施进行监测分析,重点关注双边“动、植物与土地保护”类 SPS 措施,并对不同品类可能遭遇的 SPS 通报制定差异化监测措施,针对其可能出现的与 WTO 规则不符的情形及时提出关注意见,维护国内生鲜水果出口利益。第二,对生鲜水果的生产加大科技投入力度,建立全面质检体系,全方位提升生鲜水果品质,达到与国际接轨的高质量安全标准,提升出口产品的国际声誉,努力将国内生鲜水果推向更多的国际市场尤其是经济发达地区市场。第三,应积极实行品牌化战略,发展地理标志产品,打造高品质生鲜水果名片,大力提升生鲜水果附加价值,保证生鲜水果出口的“优质优价”。第四,应把握“一带一路”的发展机遇,进一步推动与国际市场自由贸易协定的签订,消除贸易壁垒,促进生鲜水果出口市场多元化,同时加强供应链系统等基础设施建设,降低额外贸易成本。

#### 参考文献

- 1.陈勇兵、李燕、周世民,2012a:《中国企业出口持续时间及其决定因素》,《经济研究》第7期。
- 2.陈勇兵、蒋灵多、曹亮,2012b:《中国农产品出口持续时间及其影响因素分析》,《农业经济问题》第11期。
- 3.邓路,2018:《国家形象、交易信任与出口持续时间——来自中国产品层面的证据》,《当代财经》第10期。
- 4.董银果、黄俊闻,2018:《SPS 措施对出口农产品质量升级的影响——基于前沿距离模型的实证分析》,《国际贸易问题》第10期。
- 5.董银果、刘雪梅,2019:《SPS 措施、产品多样化与农产品质量升级:基于多产品出口企业理论》,《世界经济研究》第12期。
- 6.金祥义、张文菲,2019:《金融结构与出口持续时间》,《国际金融研究》第10期。
- 7.李丽玲、王曦,2015:《卫生与植物检疫措施对中国农产品出口质量的影响》,《国际经贸探索》第9期。
- 8.刘慧、綦建红,2019:《文化距离对中国企业出口持续时间的影响——基于 GLOBE 项目的调查数据》,《上海财经大学学报》第2期。
- 9.彭世广、周应恒,2020:《中国对外水果贸易增长原因分析——基于三元边际的视角》,《农林经济管理学报》第1期。

- 10.邵军, 2011:《中国出口贸易联系持续期及影响因素分析——出口贸易稳定发展的新视角》,《管理世界》第6期。
- 11.沈立君、侯文滂, 2017:《反倾销壁垒对企业出口持续时间的影响——基于中国企业对美国出口数据的分析》,《国际经贸探索》第5期。
- 12.朱晶、李天祥、林大燕, 2018:《开放进程中的中国农产品贸易:发展历程、问题挑战与政策选择》,《农业经济问题》第12期。
- 13.Bernard, A. B., B. Jensen, S. J. Redding, and P. K. Schott, 2009, “The Margins of US Trade”, *American Economic Review*, 99(2): 441-487.
- 14.Besedes, T. and T. J. Prusa, 2006a, “Ins, Outs, and the Duration of Trade”, *Canadian Journal of Economics*, 39(1): 266-295.
- 15.Besedes, T. and T. J. Prusa, 2006b, “Product Differentiation and Duration of US Import Trade”, *Journal of International Economics*, 70(2): 329-358.
- 16.Besedes, T. and T. J. Prusa, 2011, “The Role of Extensive and Intensive Margins and Export Growth”, *Journal of Development Economics*, 96(2): 371-379.
- 17.Besedes, T. and T. J. Prusa, 2017, “The Hazardous Effects of Antidumping”, *Economic Inquiry*, 55(1): 9-30.
- 18.Brenton, P., C. Saborowski and E. V. Uexkull, 2010, “What Explains the Low Survival Rate of Developing Country Export Flows?”, *The World Bank Economic Review*, 24(3): 474-499.
- 19.Cadot, O., L. Iacovone, M. D. Pierola and F. Ranchet, 2013, “Success and Failure of African Exporters”, *Journal of Development Economics*, 101 (2013): 284-296.
- 20.Chaney, T., 2008, “Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade”, *American Economic Review*, 98(4): 1707-1721.
- 21.Chen, M. X., T. Otsuki and J. S. Wilson, 2008, “Standards and Export Decisions: Firm-level Evidence from Developing Countries”, *Journal of International Trade and Economic Development*, 17(4): 501-523.
- 22.Crivelli, P. and J. Groeschl, 2016, “The Impact of Sanitary and Phytosanitary Measures on Market Entry and Trade Flows”, *The World Economy*, 39(3): 444-473.
- 23.Helpman, E. and M. J. Melitz Rubinstein Y., 2008, “Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes”, *Quarterly Journal of Economics*, 123(2): 487-493.
- 24.Hess, W. and M. Persson, 2011, “Exploring the Duration of EU Imports”, *Review of World Economics*, 147(4): 665-692.
- 25.Hess, W. and M. Persson, 2012, “The Duration of Trade Revisited”, *Empirical Economics*, 43(3): 1083-1107.
- 26.Lv, X., G. Zhang, X. Xu and Q. Li, 2019, “Weighted Quantile Regression for Censored Data with Application to Export Duration Data”, *Statistical Papers*, 60(4): 1161-1192.
- 27.Melitz, M. J., 2003, “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 71(6): 1695-1725.
- 28.Movchan, V. and O. Shepotylo and V. Vakhitov, 2020, “Non-tariff Measures, Quality and Exporting: Evidence from Microdata in Food Processing in Ukraine”, *European Review of Agricultural Economics*, 47(2): 719-751.
- 29.Nitsch, V., 2009, “Die Another Day: Duration in German Import Trade”, *Review of World Economics*, 145(1):133-154.

30. Peterson, E. B., J. H. Grant and Rudi-Poloshaka, 2017, “Survival of the Fittest: Export Duration and Failure into United States Fresh Fruit and Vegetable Markets”, *American Journal of Agricultural Economics*, 100(1): 23-45.

31. Segura-Cayuela, R. and J. M. Vilarrubia, 2008, “Uncertainty and Entry into Export Markets”, Bank of Spain Working Paper No.811, [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1144564](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1144564).

(作者单位: <sup>1</sup>南京农业大学经济管理学院;

<sup>2</sup>江西财经大学经济学院)

(责任编辑: 云 音)

## The Impact of SPS Measures on the Duration of China’s Fresh Fruit Exports

Peng Shiguang    Zhou Yingheng    Geng Xianhui

**Abstract:** In order to provide important empirical references for China to maintain and expand exports of fruit and other agricultural products with special advantages, this article uses a survival analysis method to explore the export duration of fresh fruit in general and in different categories, based on China’s HS-6 code fresh fruit export trade data from 2002 to 2018. The results show that during the sample period, the median duration of China’s fresh fruit exports is 2 years, with 60.30% of the trade segments disappearing within 3 years, and the export risk rate has negative time dependence. By category, the export relationship of fresh citrus is relatively stable, while the export relationship of fresh grapes and fresh strawberries is more fragile. The implementation of SPS measures by trading countries has significantly increased the risk of failure of fresh fruit exports, among which the targeted bilateral SPS measures in the category of “animal, plant and land protection” have the most serious impact. The export durations of fresh pears, fresh strawberries and fresh apples are all inhibited by relevant multilateral SPS measures to varying degrees. Although the export duration of fresh citrus is severely negatively affected by bilateral SPS measures in the category of “animal, plant and land protection”, the multilateral SPS measures in the category of “food safety, human health” have a positive effect on them, reflecting the quality advantage of China’s fresh citrus exports. In addition, survival analysis variables and control variables such as economic scale and competition degree have differentiated effects. The study concludes with a number of policy implications.

**Key Words:** Fresh Fruit; Survival Analysis Method; Export Duration; SPS Measure