

反倾销、多产品企业与出口生存风险

孟宁¹,周彦宁¹,马野青^{1,2}

(1. 南京大学经济学院, 江苏南京 210093; 2. 南京大学华智全球治理研究院, 江苏南京 210093)

摘要: 多产品企业内部的出口产品调整不仅会影响出口二元边际,还会在客观上影响企业生产率与出口竞争力。在逆全球化的大背景下,中国企业在出口市场面临的风险加剧。基于生存分析方法,利用2000—2014年中国海关数据与全球反倾销数据,从“企业—目的地—产品”层面,实证考察了反倾销对多产品企业各产品出口生存风险的影响及其作用机制。研究表明:反倾销加剧了多产品企业内非倾销产品在特定市场的生存风险,即反倾销对出口产品生存风险的影响存在企业内产品间的溢出效应,且该效应随着企业类型、贸易方式、产品地位的差异而有所不同。进一步的分析发现,反倾销通过影响企业层面扩展边际与集约边际的调整,间接影响了多产品企业内部非倾销产品的生存风险。研究为多产品企业内部存在反倾销的“寒蝉效应”提供了新的微观证据与机制分析,为我国企业如何提高出口生存能力以及如何应对贸易摩擦带来的风险与冲击提供了经验参考。

关键词: 反倾销; 多产品企业; 生存风险; 溢出效应; 产品调整

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)05-0030-15

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.05.003

一、引言

随着贸易自由化进程的不断推进,关税、配额等传统的贸易保护措施已经越来越少,世界贸易组织(WTO)框架下允许的“两反一保”等措施引起的贸易摩擦却不断增加,其中反倾销已经成为国际贸易壁垒的主导形式^[1-3]。中国则是反倾销政策实施的最大受害者,2000—2014年间中国受到的反倾销调查案件达到846件,占同期全球反倾销调查总量的22%,涉案产品广泛分布于各行各业,近五分之一的HS6分位产品受到反倾销调查^[4]。与此同时,近年来全球范围内对于自由贸易协定和关税同盟的热情衰减^[5]，“逆全球化”的态势愈加突显。对于贸易依存度居高不下且在全球分工体系中不断深入的中国而言,出口企业正面临全球范围内贸易摩擦和政策不确定性带来的潜在风险与冲击^[6]。因此,以反倾销为切入点研究贸易摩擦对中国出口企业的影响,从微观视角深层次地揭示中国出口企业面对贸易摩擦的反应与策略,对于企业如何应对贸易摩擦具有重要意义。

反倾销在宏观层面对出口的抑制作用已经得到广泛证实^[7-10],而对出口存续时间和生存风险等微观层面影响的分析还不够充分。出口关系的存续会直接影响出口的二元边际,出口关系存续的时间缩短,不仅意味着企业—产品提前退出市场、出口扩展边际下降,还意味着产品层面出口量即集约边际的缩减。当前世界经济形势不容乐观,我国对外贸易又将更多地面临反倾销等贸易壁垒的不利

收稿日期:2020-04-27; 修回日期:2020-07-13

作者简介: 孟宁(1990—),女,山东淄博人,经济学博士,南京大学经济学院助理研究员,研究方向为国际贸易、产业组织理论; 周彦宁(1996—),女,江苏宜兴人,南京大学经济学院硕士研究生,研究方向为国际贸易; 马野青(1966—),男,江苏海安人,通讯作者,经济学博士,南京大学经济学院教授、博士生导师,南京大学华智全球治理研究院研究员,研究方向为国际经济学、开放型经济、WTO。

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71803079); 南京大学双一流建设文科百层次项目(2018011)

影响,如何确保宏观层面出口贸易的稳步增长、以及如何规避贸易摩擦对微观企业的负面影响,都是值得思考的问题。具体而言,出口企业的特定产品面临贸易摩擦是否会影响我国多产品企业中其他产品的出口生存风险?其影响机制如何?不同类型的企业、产品与出口方式是否对贸易摩擦存在异质性效应?多产品企业应当如何应对贸易摩擦带来的风险与冲击?为解答这些关键问题,本文将研究的视角进行深化,从企业层面进一步细化到产品层面,利用企业-目的地-产品层面的微观数据,首先通过 Kaplan-Meier 估计方法对产品生存时间和生存概率进行了非参数分析,然后通过 PSM-cloglog 模型和 Cox 比例风险模型,对反倾销影响多产品企业各产品出口生存风险的效应和机制进行了实证检验。

与已有研究相比,本文的贡献主要有以下三点:第一,现有文献强调了研究出口存续各影响因素的重要意义,然而针对反倾销等贸易壁垒影响出口存续、特别是细化到“企业-目的地-产品”层面的研究还比较少,本文为理解反倾销对出口存续的影响提供了新的视角和经验证据。第二,与既有研究多关注反倾销的直接效应相比,本文重点探讨反倾销在多产品企业内各产品之间的溢出效应,作为对反倾销效应进行全面评估的有益补充。第三,已有研究很少将多产品企业与出口生存相联系,本文研究了反倾销影响下多产品企业内部各产品的生存风险问题,有利于进一步扩展对外部冲击下多产品企业行为和产品出口存续的认识。

二、文献综述

传统的贸易理论一般认为,在宏观层面上贸易关系一旦出现就将持续存在。然而,逐渐转向微观层面的研究却发现,贸易关系的持续性实际上并不“稳固”,即使总体贸易流量处于不断增长中,每一段微观产品或企业层面的贸易关系也并不如宏观视角所假设的那样“长且稳定”,事实上总体持续的贸易是由“短而密集”的小段贸易关系集合而成。因此,企业或产品在双边贸易关系持续中扮演的角色就更加值得关注。Roberts and Tybout^[11]、Melitz^[12]等认为企业进入出口市场时会面临出口固定成本,因此企业出口具有一定的惯性,但是在一些其他因素的影响下企业仍可能退出市场。利用 1972—1988 的 TS7 分位数据与 1989—2001 年的 HS10 分位数据,Besedës and Prusa^[13]首次通过 Kaplan-Meier 方法对美国进口持续时间进行了生存分析,他们发现在高度细分的产品层面,各国对美国的出口持续时间总体较短且不稳定,并存在负时间依赖性。Nitsch^[14]、Besedës and Blyde^[15]、陈勇兵等^[16]的研究也相应地对产品层面贸易存续时间短、贸易存续不稳定、负时间依赖性等特征进行了验证。影响贸易持续时间的因素继而成为相关研究的重点,这些因素包括产品差异化、出口企业特征、产品类型与市场结构等。Besedës and Prusa^[17]从产品差异化层面继续研究对美国进口贸易持续时间的影响程度,并发现差异化产品总体上比参考价格产品与同质化产品拥有更长的贸易时间,而更大的初始贸易额也将带来更长的贸易时间。

除了企业特征、市场特征、产品类型等因素之外,贸易政策不确定性及反倾销等贸易壁垒也被认为是影响贸易存续的重要因素。郭晶和周玲丽^[18]在研究 2001—2006 年中国对各国的出口时发现,贸易政策不确定性对出口生存存在显著的负向影响。国内外学者对反倾销影响企业出口的视角不尽相同,杨仕辉和谢雨池^[19]、Lu et al.^[20]、王孝松等^[21]、杜威剑和李梦洁^[22]、张振宇等^[23]、罗胜强和鲍晓华^[24]从反倾销影响出口二元边际的视角进行探究,发现反倾销通过影响扩展边际或集约边际对出口产生抑制作用。林常青^[25]、罗胜强和鲍晓华^[26]、何有良^[27]等则从出口概率与出口风险方面得出反倾销对企业出口存续的负向效应。然而,这些研究均集中于反倾销对目标产品或被诉企业的直接影响。与之相对地,Vandenbussche and Zanardi^[28]提出了反倾销的“寒蝉效应”,即反倾销在产品间存在溢出效应,反倾销不仅会减少目标产品的出口,还会对其他产品的出口产生负向影响;Tabakis and Zanardi^[29]则提出了反倾销的“回声效应”,即反倾销在各国之间亦存在相关性。现有文献中对企业层面反倾销间接影响的探讨还非常少,蒋为和孙浦阳^[30]研究美国对华

反倾销措施对非倾销产品出口的影响时发现,反倾销措施通过影响企业绩效和融资,从而对非倾销产品的出口增长率产生负向影响。Crowley *et al.* [5] 利用反倾销的间接影响构建贸易政策不确定性指标,发现贸易政策不确定性会对产品在第三国的市场进入产生负向影响。针对多产品企业内部的产品溢出效应,目前仅有龙小宁等 [31] 关于美国对华反倾销的影响研究,他们利用 2000—2006 年中国对美出口数据分析发现,反倾销增加了多产品企业销往美国的非倾销产品的出口,即反倾销对企业内非倾销产品的溢出效应是正向的。然而,他们的研究是基于反倾销对持续出口产品的影响,即反倾销对集约边际的影响,而忽略了在反倾销影响下产品退出市场的问题,也就是忽略了反倾销对扩展边际的影响。

关于多产品企业的研究多从贸易自由化对多产品企业的影响入手 [32-34],贸易自由化通过影响多产品企业的产品调整从而影响企业内部资源配置,促使多产品企业调整产品组合,将内部资源集中到其核心产品从而提高企业生产率。针对多产品企业内部的产品如何调整,汪颖博等 [35] 利用 2003 年前后中国贸易数据的研究发现,贸易自由化会显著促进出口产品范围和集中度的增加,而易靖韬和蒙双 [36] 利用 2000—2006 年中国出口数据的分析发现,贸易自由化会增加产品集中度但缩小了产品范围。祝树金等 [37]、樊海潮和张丽娜 [38] 从贸易自由化影响企业成本加成的角度进行研究,前者发现贸易自由化对成本加成具有正向影响,且核心产品升级幅度大于非核心产品;后者进一步研究中间品贸易自由化对企业成本加成的影响,发现核心产品与非核心产品加成差异正在缩小。多产品企业内部产品调整是企业层面生产率改进的重要渠道,然而现有文献却很少关注多产品企业出口生存的问题。蒋灵多和陈勇兵 [39] 采用 2000—2006 年中国企业出口数据首次探讨了多产品企业内异质性产品的出口持续时间问题,他们发现企业核心产品的出口持续时间更长,多产品企业可以通过调整出口产品组合来应对外部环境变动;戚建梅等 [40] 则发现出口产品种类与出口核心产品集中度会影响多产品企业的生存。

纵观现有的相关研究,在出口关系的界定方面,大多数研究都集中在“企业-目的地”层面,细化到“企业-目的地-产品”层面的研究还比较少。在反倾销对出口存续的影响方面,相关研究主要集中在对直接涉案对象的影响,而鲜有对反倾销溢出效应的研究。然而,如果要考察企业内部的产品策略选择,多产品企业内产品间的溢出效应是非常值得探讨的。本文重点关注反倾销对多产品企业内部的间接影响,将企业出口存续由“企业-目的地”层面进一步细化到“企业-目的地-产品”层面,研究贸易摩擦对多产品企业中各产品出口生存风险的影响,分析反倾销在受影响企业内不同产品间的溢出效应,为反倾销的“寒蝉效应”提供新的微观证据与机制分析。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

1. Kaplan-Meier (K-M) 估计

本文首先利用生存函数来刻画生存时间的分布特征,通过 K-M 方法得到的估计量对产品生存率进行非参数分析。生存函数在此定义为企业-目的地-产品 i 在样本中持续出口超过 t 年的概率,设 T 为产品退出市场的事件发生时间,取离散随机变量 t ,且概率密度为:

$$p(t_i) = \Pr(T = t_i) \quad i = 1, 2, 3, \dots$$

则一个随机变量的生存函数如下:

$$S(t) = \Pr(T > t) = \sum_{t_i > t} p(t_i)$$

其对应的风险函数为:

$$h(t_i) = \Pr(T = t_i | T \geq t_i) = \frac{p(t_i)}{S(t_{i-1})}$$

其中 $S(t_0) = 1$,风险函数和生存函数存在如下关系:

$$S(t) = \prod_{t_i < t} (1 - h(t_i))$$

进一步使用 K-M 法进行非参数估计 ,假定有 n 个相互独立的观察值 $(t_i, exit)$,其中 $exit$ 定义事件是否失败 n_i 代表处于失败风险的数量 d_i 代表已经观测到失败的数量。则 K-M 的估计值为:

$$S(t) = \prod_{t_i < t} \frac{n_i - d_i}{n_i}$$

2. 倾向得分匹配法(PSM)

本文基于 2000—2014 年外国对华反倾销调查 ,研究中国多产品企业各产品的出口生存风险在反倾销影响下的变化。因此 ,处理组为受反倾销影响的企业在特定市场的非倾销产品 ,而对照组为未受到反倾销影响的企业出口的非倾销产品 ,采用双重差分法 ,考察对华反倾销政策对多产品企业产品生存风险的影响。根据企业的产品是否受到反倾销 ,我们引入核心解释变量 $AD_{it} = \{0, 1\}$,即企业 - 目的地 - 产品 i 在 t 年是否受到反倾销调查。为了克服样本选择偏误的不良影响 ,本文采用倾向得分匹配的方法筛选对照组。按照 Lu *et al.* [20] 的方法 ,首先利用 Logit 模型估计出口产品遭受反倾销的概率 $P(z) = \Pr(AD_{it} = 1 | z)$,模型选取的解释变量包括进口国的 GDP 增长率、实际汇率、产品进口额、是否遭遇过反倾销 ,以及行业固定效应等 ,计算得到产品在不同市场受到反倾销的概率估计值 ,然后选取估计值在 75 百分位以上的样本作为匹配对照组。

3. cloglog 生存模型

本文的实证研究主要基于构建离散时间的 cloglog 生存模型 ,考察反倾销对多产品企业各产品出口生存的影响。具体模型设定如下:

$$\text{cloglog}(1 - h_{it}) = \alpha AD_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中 ,被解释变量 $\text{cloglog}(1 - h_{it})$ 越大 ,产品退出市场的风险越高 ,反之产品退出市场的风险越低。 X 表示控制变量。

4. Cox 比例风险模型

本文采用半参数 Cox 比例风险模型对反倾销影响产品出口风险的效应进行稳健性检验 ,模型如下:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(\sum X_i \beta_i)$$

其中 h_0 为基准风险函数 X 为包括反倾销在内的关于生存风险的各影响因素。

cloglog 模型与 Cox 比例风险模型均有两种报告形式 ,一是直接对估计值进行报告 ,二是报告风险比率 e^β 。当风险比率 e^β 小于 1 ,即 $\beta < 0$ 时 ,该变量有利于降低生存风险 ,对产品的出口生存有正向影响;反之 ,若风险比率 e^β 大于 1 ,即 $\beta > 0$ 时 ,该变量将会加剧生存风险 ,对产品的出口生存有负向影响;若风险比率 e^β 等于 1 ,即 $\beta = 0$ 时 ,该变量对产品的生存风险无影响。

(二) 变量定义与数据说明

1. 变量选取

本文关注的是无中间间隔的连续出口关系 ,因此我们将无中断的一段连续出口定义为一段完整的贸易关系 ,即产品从进入出口市场到退出该市场的持续时间段 ,并以年为单位。对企业 - 目的地 - 产品出口生存的统计需要标记样本中的退出事件 ,我们以二值变量 $exit$ 表示产品退出事件的发生。本文借鉴三年判断标准^{[18][41]} :如果在 $t-1$ 及 t 期存在出口 ,但是 $t+1$ 期末出口 ,则认为在 t 期发生了“失败”事件;若 $t-1$ 期末出口 t 期存在出口 $t+1$ 期末出口 ,则该产品仅出口一年 ,并在 t 期发生了“失败”事件。换言之 ,我们在出口关系存续的最后一年将退出变量 $exit$ 赋值为 1 ,反之则为 0。例如 ,表 1 中 X 代表产品的出口参与 ,1 代表该年发生退出事件。出口关系 A 在 T2 开始出口 ,T5 退出市场 ,则其持续时间为 4 年 ,在 T5 时 $exit$ 赋值为 1。

表 1 中的其他出口关系存在删失 (censor) 或多贸易片段 (multi-spell) 的问题。对于出口关系 C 我们无法得知其开始出口的年份,即存在左删失,而对于出口关系 D 我们既无法观察其开始出口的年份,也无法得知其退出市场的年份,则既存在左删失又存在右删失。右删失可以通过生存分析处理,而左删失则需要附加条件来克服偏误。本文借鉴 Besedës and Prusa^[17] 的方法,在样本观察期内,我们保留从 2000 年开始出口且连续出口七年及以上的样本,即剔除存在左删失且出口持续时间较短的出口关系。对于出口关系 B 在 T2 出口后中断并在 T4 再出口,即存在多贸易片段问题,仅保留首个贸易片段与将不同贸易片段视为独立的若干时间段的不同情形下,贸易持续时间的分布基本相同^[13]。因此,本文将同一段贸易关系中独立的时间段标记为不同的贸易片段,故出口关系 B 中记两个单独的贸易片段,长度均为一年 ρ_{exit} 变量在 T2 与 T4 均赋值为 1。

本文的关键解释变量为 AD_{it} ,定义如上文所述。

本文考虑的控制变量包括:(1) 单位价值 ($\ln uv_{it-1}$)。本文以企业-目的地-市场 i 的出口单位价值作为产品价格的代理变量,并取对数值。(2) 出口数量 ($\ln q_{it-1}$)。本文对出口产品的数量取对数作为对产品出口量的控制。(3) 初始出口额 ($\ln iv_{it-1}$)。初始出口额为一个贸易关系的首次出口额,初始出口额越大,说明贸易双方对贸易关系的信心越足,所以较高的初始出口额有利于贸易关系的存续。若该产品在观察期内存在多出口片段,则取值第一个出口片段的首次出口额。(4) 企业-产品的出口市场数 ($\ln c_{it-1}$)。同一个产品能够出口到多个市场说明产品的出口表现好,出口关系不容易失败。本文控制的固定效应包括年份 (Year)、国家 (Country) 和行业 (Industry),其中行业代码以 HS2 分位代码表示。

本文首先取三种分类变量作为调节变量,用于考察反倾销溢出效应的作用机制。根据企业类型设置贸易型企业^①变量,将贸易型企业赋值为 1,制造型企业赋值为 0;根据贸易方式设置加工贸易变量,若产品以加工贸易方式出口则赋值为 1,以一般贸易方式出口则为 0;根据产品在多产品企业内的地位设置核心产品变量,若产品在 $t-1$ 年出口市场的企业内部所有产品中具有最高的出口额即为企业-目的地的核心产品,则赋值为 1,反之为 0。然后,本文还根据产品的市场份额设置调节变量,即在 $t-1$ 年产品出口额占出口市场上同类产品总出口额的比重,以此来考察产品的市场竞争力对反倾销效应的影响。

本文的中介变量主要为企业的出口产品调整,分别以产品数量调整(扩展边际)和产品组合调整(集约边际)来衡量。本文认为,反倾销通过影响多产品企业在企业层面的产品策略从而对企业内非倾销产品的出口产生间接影响。因此,本文将对企业在二元边际上的出口产品调整进行中介效应检验。

变量的定义与描述性统计如表 2 所示。企业-目的地-产品层面的平均退出概率高达 57%,说明企业-目的地-产品层面的市场退出非常频繁,对产品生存风险各影响因素的分析将有利于加深对市场退出机制的理解。尽管具体到企业-目的地-产品层面的反倾销是小概率事件^②,但是考虑到中国是全球反倾销的最大目标国,且反倾销通过对多产品企业的影响扩散到对企业内非倾销产品的间接影响,本文中企业-目的地-产品层面受反倾销影响的概率高达 20%。

表 1 连续出口与退出事件的定义

出口关系	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	左删失
A		X	X	X	X			无
B		X		X				无
C	X	X						有
D	X	X	X	X	X	X	X	有
A	0	0	0	0	1	0	0	无
B	0	1	0	1	0	0	0	无
C	0	1	0	0	0	0	0	有
D	0	0	0	0	0	0	0	有

表2 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名	定义	变量	均值	标准差
被解释变量	$exit_{it}$	企业-产品退出市场	0,1	0.574	0.49
解释变量	AD_{it-1}	企业在某出口市场受到反倾销	0,1	0.198	0.40
控制变量	lnw_{it-1}	出口产品单位价值的对数	对数	1.668	2.05
	lnq_{it-1}	出口数量的对数	对数	7.539	3.01
	$lniv_{it-1}$	初始出口额的对数	对数	8.899	2.52
	lnc_{it-1}	出口目的地市场数的对数	对数	1.090	1.02
调节变量	$trading$	贸易型企业	0,1	0.534	0.50
	$processing$	加工贸易出口	0,1	0.066	0.25
	$core_{it-1}$	产品是否在出口市场是企业内核心产品	0,1	0.183	0.39
中介变量	MS_{it-1}	产品出口额占市场上同产品总出口额的比重	比重	0.003	0.02
	$adjustment_{it}$	企业出口产品数量调整的对数	对数	4.724	2.02
	$\Delta productmix_{it}$	企业核心产品占企业总出口额比重的变动	比重	0.009	0.22

2. 数据来源

本文选取2000—2014年企业-目的地-产品层面的年度数据,该数据由中国海关数据库与全球反倾销数据库匹配得到。本文从全球反倾销数据库中收集了所有针对中国的反倾销调查案例,通过产品HS6分位代码和反倾销起诉国将中国海关数据与反倾销数据相匹配,并根据以下条件对样本进行筛选:(1)参照Lu *et al.* [20]的做法,保留曾经遭遇反倾销调查的HS4分位产品以减弱样本选择偏误;(2)参照Crowley *et al.* [5]、Meng *et al.* [43]的做法,保留曾对中国发起过反倾销的出口目的地,并保留每年从中国的总进口额占中国所有贸易伙伴国前20

位的出口目的地^③;(3)剔除所有直接受反倾销影响的产品,专注于反倾销的间接影响;(4)剔除在样本区间内仅出口单产品的企业,重点考察多产品企业内的产品生存风险。在此基础上,利用PSM匹配的对照组得到匹配样本,该样本包括2000—2014年468 244家企业共3 021 595个观测值,其中涉及33个出口市场,346种HS4分位产品以及2 413种HS6分位产品。根据表3的统计结果,样本中大部分出口关系仅维持1年,占所有出口片段的76.66%,93.77%的出口片段长度小于4年,持续6年以上的出口关系仅占1.82%,表明我国企业-目的地-产品层面的出口持续时间普遍较短。

四、实证结果

(一) 倾向得分匹配效果

为了克服样本选择偏误的问题,本文采用倾向得分匹配的方法将对照组进行筛选,从而得到本文的匹配样本。在基准回归结果之前,本文首先对样本匹配质量进行检验。如表4所示,在匹配之前,处理组和对照组受到反倾销影响的概率存在显著差异,而在匹配之后,标准偏差减少了约89%,说明两组样本之间的系统性偏差在匹配后大幅减小,匹配结果比较理想。

倾向得分匹配之后,本文借鉴陈勇兵等[44]的做法分别对处理组和对照组样本进行cloglog检验。在对照组中,本文将AD定义为与处理组相对应的产品-目的地组合受到反倾销影响的年份。回归结果如表5所示,由第(1)~(2)列的结果可知,在处理组样本中,反倾销会显著加剧非倾销产品的出口生存风险。而第(3)~(4)列的结果显示,反倾销的系数并不显著,表明对照组中的产品生存风险并不会受到反倾销的影响。

表3 出口持续时间分布情况

出口持续时间 (年)	独立出口时间 段数占比(%)	累计百分比 (%)
1	76.66	76.66
2	12.61	89.27
3	4.50	93.77
4	2.24	96.01
5	1.33	97.34
6	0.85	98.18
≥7	0.15	100

表4 匹配平衡性检验结果

变量	样本	均值		准偏差 (%)	标准偏差减少 (%)
		处理组	对照组		
AD	匹配前	0.202 8	0.104 9	54.8	88.9
	匹配后	0.202 8	0.194 1	6.1	

(二) K-M 估计

基于匹配样本的生存时间统计与 K-M 生存率的估计结果如表 6 所示。总体的平均估计值显示,出口片段的持续时间普遍较短,平均仅为 1.76 年,产品出口生存率随着出口持续增长而降低。同时,随着出口持续增长,产品的退出概率也会下降。总体而言,生存时间为 1 年的生存率为 27.46%,而生存时间达到 2 年的生存率下降到 14.27%,退出概率即二者差值为 13.19%;达到 3 年的生存率则继续下降到 9.29%,退出概率仅为 4.98%,低于 1~2 年的退出概率;最后 6~7 年生存率的下降幅度已不足 1%。据此可以得到与陈勇兵等^[16]一致的结论,即贸易关系失败的概率具有负时间依赖性,出口关系在建立初期具有较高的失败率,此后,失败率随着出口关系的延长而降低。如图 1 中 K-M 曲线所示,根据出口持续时间的风险率曲线,生存曲线呈下降趋势,随着持续时间的增加生存曲线趋于平缓,生存率的变化随着持续时间的增加而降低,贸易关系的持续时间越长,则生存率越稳定、风险率越小。

表 5 基于处理组和对照组的 cloglog 回归结果

	处理组		对照组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
AD	1.304*** (0.003 2)	1.357*** (0.003 5)	1.002 (0.002 8)	1.001 (0.004 0)
lnuw		0.797*** (0.000 9)		0.787*** (0.000 8)
lnq		0.797*** (0.000 7)		0.785*** (0.000 7)
lnr		1.076*** (0.001 0)		1.095*** (0.001 0)
lniv		0.848*** (0.001 2)		0.870*** (0.001 0)
N	1 332 227	1 332 227	1 687 688	1 687 688
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Country	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes

注:***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

表 6 企业-目的地-产品出口生存函数估计

	生存时间		K-M 法估计的生存率(%)							
	均值	标准差	1 年	2 年	3 年	4 年	5 年	6 年	7 年	
总体	1.76	0.001 5	27.46	14.27	9.29	6.61	4.90	3.70	2.82	
企业是否遭遇反倾销	是	1.66	0.003 1	23.67	11.70	7.67	5.58	4.26	3.35	2.67
是否为贸易型企业	否	1.79	0.001 6	28.46	14.96	9.73	6.89	5.07	3.80	2.86
是否为加工贸易	是	1.51	0.001 4	21.52	9.65	5.81	3.93	2.82	2.05	1.53
是否为核心产品	否	2.17	0.003 0	36.86	21.61	14.84	10.88	8.23	6.36	4.89
	是	2.56	0.009 3	42.21	26.29	19.99	16.06	13.43	11.73	9.64
	否	1.72	0.001 4	26.65	13.61	8.72	6.12	4.48	3.33	2.52
	是	2.67	0.006 5	44.30	28.77	21.09	16.28	12.95	10.44	8.32
	否	1.63	0.001 4	24.97	12.10	7.54	5.18	3.73	2.73	2.03

表 6 还报告了按照不同标准分类进行的分组估计结果,图 2 中的 K-M 曲线则分别展示了四组分类估计结果对应的生存曲线。未受反倾销影响企业的产品出口生存时间长于受到反倾销影响的企业(1.79 > 1.66)。同时,前者生存时间为 1 年的生存率为 28.46%,而后者生存率为 23.67%,即未受反倾销影响企业的产品生存率比受到反倾销影响企业的产品生存率高出约 4.79%;二者在生存时间达到 2 年时的生存率分别为 14.96% 与 11.70%,其差距下降到 3.26%。因此,未受反倾销影响企业的产品生存率高于受到反倾销影响的企业,但随着产品出口生存时间的延长,二者生存率间的差距逐

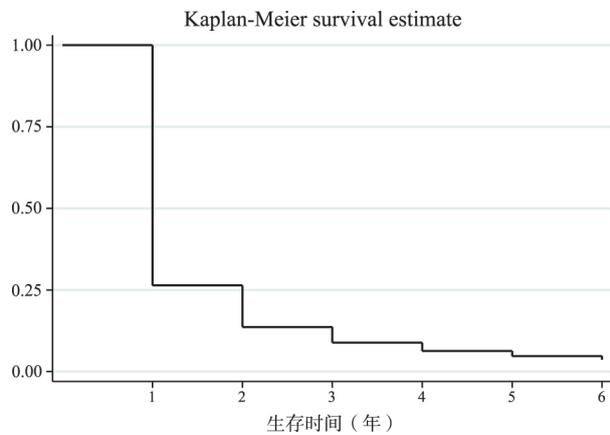


图 1 总样本 K-M 估计

渐减小。按照企业类型的分组结果显示,制造型企业产品比贸易型企业具有更长的平均生存时间,前者平均生存时间为 2.17 年,而后者为 1.51 年。并且当生存时间一样时,制造型企业出口产品生存率高于贸易型企业,也即贸易型企业比制造型企业出口产品面临更高的生存风险。可能的解释是,贸易型企业只是出口中间商而不直接从事生产制造,与制造型企业相比,贸易型企业面临更低的生产固定成本,从而更容易进行出口产品调整;而更为频繁的产品调整也意味着产品生存率的下降和生存风险的上升。根据贸易方式对样本进行分类的估计结果表明,加工贸易出口的产品具有更长的平均生存时间(2.56 > 1.72)。给定生存时间,加工贸易出口的产品生存率普遍高于一般贸易,且在更长的生存时间上保持更高的生存率。本文认为,与一般贸易相比,加工贸易面临更强的合同约束,贸易关系更为稳定,所以出口产品的生存率更高而生存风险更低。最后,本文根据多产品企业在同一年出口到同一市场的产品的出口额进行排序,将产品分为核心产品与非核心产品。表 6 的估计结果显示,核心产品的平均生存时间为 2.67 年,比非核心产品的平均生存时间长 1 年左右,并且在生存时间给定的前提下,核心产品的生存概率均高于非核心产品。

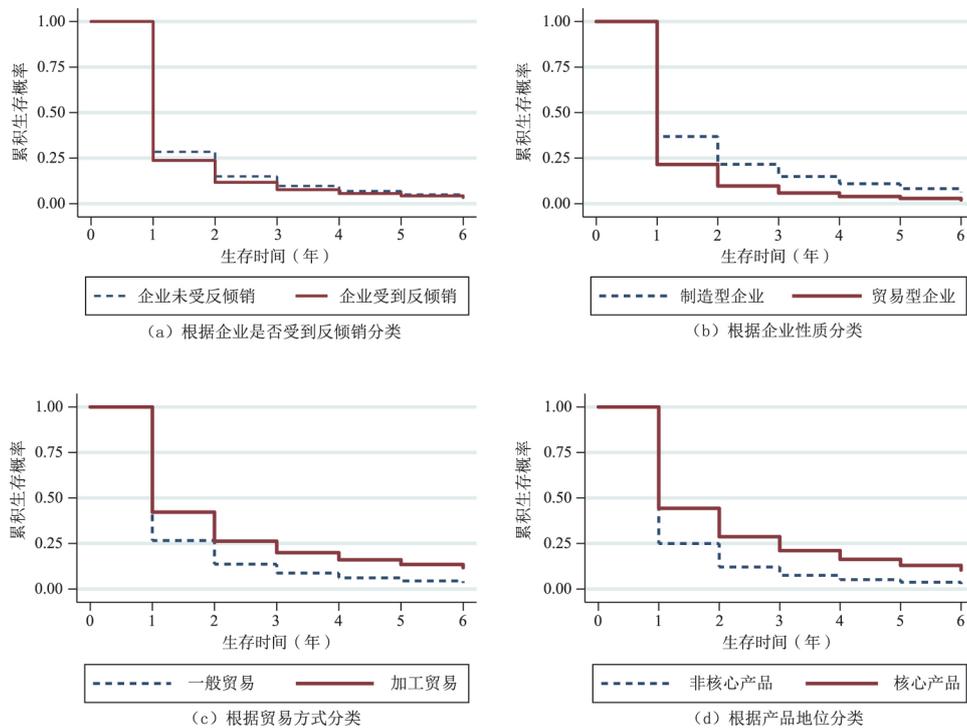


图 2 分类 K-M 生存率估计图

(三) 基准回归结果

本文基于匹配样本,主要采用 cloglog 模型考察反倾销对产品出口生存风险的影响,并利用 Cox 比例风险模型对基准回归结果进行稳健性检验,以风险比例形式对回归结果进行报告。估计结果如表 7 所示,其中第(1)~(4)列为 cloglog 模型的估计结果,第(5)~(8)列为 Cox 比例风险模型的回归结果。

根据表 7 的回归结果,反倾销显著增加了多产品企业中非倾销产品的出口生存风险,基于不同模型以及加入各控制变量和固定效应的回归结果也依然稳健。反倾销调查会加剧多产品企业内其他产品的退出风险,不利于这些产品的出口稳定性。以第(4)列的估计结果为例,反倾销影响下的风险比率为 1.12(1.12 > 1),说明一旦企业受到反倾销调查,企业内非倾销产品退出市场的风险将提高 12%。在国际市场竞争越发激烈的情况下,各国为保护与扶持本国产业,频繁利用 WTO 规则对我

国企业发起反倾销调查。这不仅会对被诉产品的出口产生直接抑制作用,还会间接影响并加剧同一企业内非倾销产品的出口生存风险,说明确实存在反倾销在企业内产品间的负向溢出效应,为反倾销在企业内部的“寒蝉效应”提供了新的证据。

表 7 基准回归结果

	cloglog 模型				Cox 比例风险模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>AD</i>	1.132*** (0.002 2)	1.103*** (0.002 2)	1.127*** (0.002 2)	1.120*** (0.002 3)	1.008*** (0.000 2)	1.005*** (0.000 2)	1.005*** (0.000 0)	1.005*** (0.000 0)
<i>lnuv</i>			0.796*** (0.000 5)	0.794*** (0.000 6)			0.931*** (0.000 0)	0.930*** (0.000 0)
<i>lnq</i>			0.795*** (0.000 5)	0.792*** (0.000 5)			0.931*** (0.000 0)	0.931*** (0.000 0)
<i>lnc</i>			1.089*** (0.000 7)	1.086*** (0.000 7)			1.039*** (0.000 0)	1.039*** (0.000 0)
<i>lniv</i>			0.903*** (0.000 8)	0.864*** (0.000 8)			0.976*** (0.000 0)	0.977*** (0.000 0)
常数项	0.832*** (0.000 7)	0.849 (0.174 1)	3.518*** (0.010 3)	7.191*** (1.489 9)	1.718*** (0.000 1)	1.719*** (0.000 1)	2.424*** (0.000 2)	2.425*** (0.000 2)
<i>N</i>	3 021 595	3 019 844	3 021 595	3 019 844	3 021 595	3 021 595	3 021 595	3 021 595
<i>Year</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>Country</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>Industry</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes

注:***、**和* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

五、机制分析

(一) 反倾销加剧非倾销产品生存风险的作用机制检验: 调节效应

为了进一步检验反倾销对不同企业类型和产品的影响是否存在异质性,我们在模型中加入了反倾销与异质性因素的交互项,主要考察多产品企业的贸易方式、产品与企业特征对反倾销效应的影响,回归结果如表 8 所示。

由表 8 可知,在控制各类特征的情况下,反倾销对产品出口生存风险的负向影响依然是显著的。第(1)~(2)列结果显示 *trading* 的系数显著且大于 1,这表明企业类型对反倾销效应存在显著影响,贸易型企业出口产品退出市场的风险高于制造型企业,但 *AD × trading* 的系数小于 1,说明在反倾销影响下制造型企业比贸易型企业面临更大的负向冲击。同时,第(3)~(4)列结果显示 *processing* 的系数显著且小于 1,表明贸易方式对反倾销效应的影响

表 8 调节效应回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>AD</i>	1.220*** (0.004 5)	1.202*** (0.004 6)	1.150*** (0.002 3)	1.141*** (0.002 5)	1.087*** (0.002 2)	1.086*** (0.002 3)
<i>lnuv</i>	0.811*** (0.000 6)	0.807*** (0.000 6)	0.796*** (0.000 5)	0.795*** (0.000 6)	0.805*** (0.000 6)	0.802*** (0.000 6)
<i>lnq</i>	0.798*** (0.000 5)	0.794*** (0.000 5)	0.796*** (0.000 5)	0.792*** (0.000 5)	0.802*** (0.000 5)	0.798*** (0.000 5)
<i>lniv</i>	1.086*** (0.000 7)	1.083*** (0.000 7)	1.090*** (0.000 7)	1.086*** (0.000 7)	1.089*** (0.000 7)	1.086*** (0.000 7)
<i>lnc</i>	0.914*** (0.000 8)	0.875*** (0.000 8)	0.909*** (0.000 8)	0.867*** (0.000 8)	0.909*** (0.000 8)	0.868*** (0.000 8)
<i>trading</i>	1.651*** (0.003 0)	1.601*** (0.003 0)				
<i>AD × trading</i>	0.780*** (0.003 4)	0.799*** (0.003 6)				
<i>processing</i>			0.745*** (0.003 2)	0.920*** (0.004 2)		
<i>AD × processing</i>			0.817*** (0.007 0)	0.773*** (0.006 7)		
<i>core</i>					0.791*** (0.002 0)	0.813*** (0.002 2)
<i>AD × core</i>					1.007 (0.013 7)	1.058*** (0.014 5)
常数项	2.609*** (0.008 4)	5.933*** (1.233 5)	3.499*** (0.010 3)	6.914*** (1.432 6)	3.349*** (0.010 0)	7.320*** (1.518 1)
<i>N</i>	3 021 595	3 019 844	3 021 595	3 019 844	3 021 595	3 019 844
<i>Year</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>Country</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>Industry</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes

注:***、**和* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

也是显著的,加工贸易出口会显著降低产品的退出风险,且 $AD \times processing$ 的交叉效应显著为负,反倾销对加工贸易出口生存风险的负向影响小于对一般贸易的影响。第(5)列结果显示交叉效应并不显著,所以产品地位影响反倾销效应的检验结果不够稳健^④,但 $core$ 的系数小于1,说明企业核心产品的市场退出风险确实比非核心产品低。

为了进一步探究不同产品对于反倾销影响的不同表现,本文引入产品的市场份额作为调节变量,以衡量产品在出口市场的竞争力。本文基于 cloglog 生存模型的回归结果,根据不同的产品市场份额所对应的出口生存风险进行估计,结果如图3所示。产品的市场份额越大,则该产品越不容易退出市场,并且反倾销带来的负向冲击会随着市场份额的增加而减小。当市场份额较小时,产品在反倾销影响下的生存风险提高;而当市场份额较大时,产品的出口生存风险反而在企业受到反倾销后下降,反倾销对生存风险差异化影响的临界值为0.016。反倾销冲击的负向影响

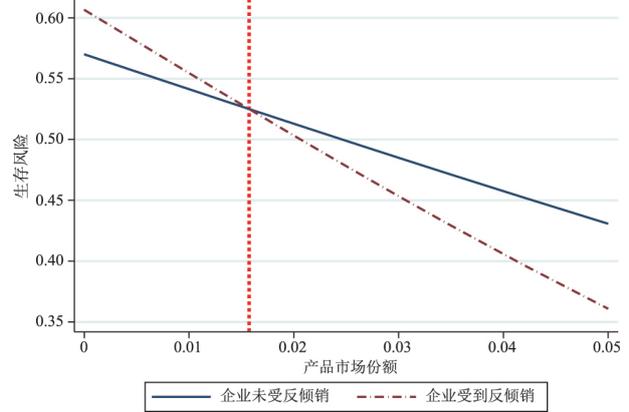


图3 产品市场份额、反倾销与生存风险估计

会随着产品市场竞争力的上升而减弱,因此,单纯以企业的核心产品进行产品类型的划分并不能完全表现产品特征对反倾销效应的调节作用。

在同时引入核心产品和市场份额的情况下,本文分别对核心产品和非核心产品在不同市场份额下对应的出口生存风险进行了估计,结果如图4所示。核心产品的市场份额远高于非核心产品,样本中99%的核心产品市场份额小于0.2,而99%的非核心产品市场份额则均小于0.02。然而,无论是核心产品还是非核心产品,市场份额都与出口生存风险存在负相关关系,产品的市场份额越高则越不容易退出市场。当企业遭遇反倾销时,对于核心产品而言,若产品的市场份额小于临界值0.125,则受反倾销影响后的出口生存风险上升;若产品的市场份额高于临界值,则反倾销会降低核心产品的出口生存风险。反倾销对于非核心产品也存在相似的影响趋势,但对于非核心产品而言,其市场份额的临界值为0.007,小于核心产品的临界值。同时,无论是否受到反倾销,非核心产品的生存风险与市场份额的关系曲线都相对陡峭,所以对于非核心产品而言,市场份额的增加对反倾销负效应的缓解作用会更加明显。

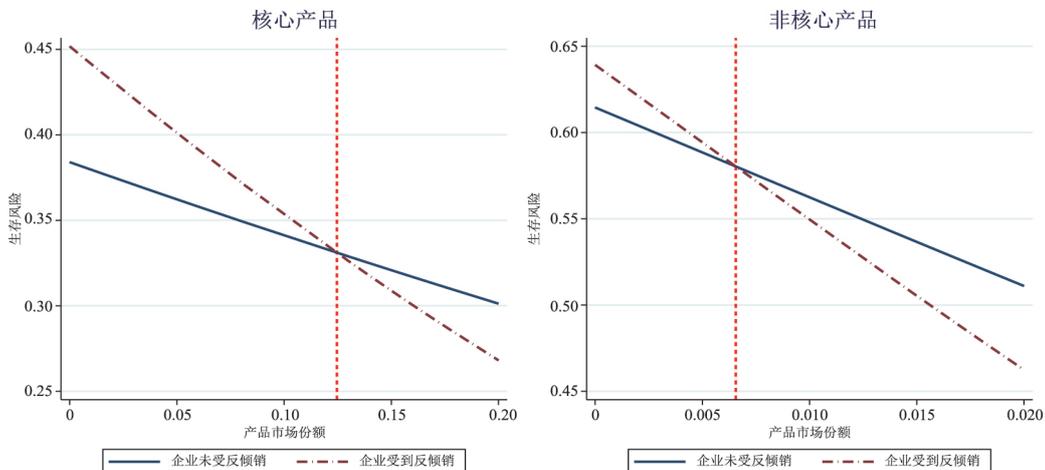


图4 核心产品与非核心产品市场份额、反倾销与生存风险估计

(二) 反倾销加剧非倾销产品生存风险的作用机制检验: 中介效应

多产品企业的相关研究认为,竞争压力会引致多产品企业内部的资源再配置效应,企业会集中生产和出口其具有核心竞争力的产品。本文认为,反倾销意味着企业贸易成本的提高,恶化了企业在出口市场的竞争环境,所以同样会促使多产品企业进行出口产品的调整。那么,对多产品企业而言,反倾销影响下的产品调整是否会进一步影响企业内各产品的出口生存风险呢?

本文使用两种测度方式来刻画企业对出口产品的调整。一是对企业出口产品数量的调整;二是企业对出口产品组合的调整。对于产品数量的调整^⑤ 本文参考 Iacovone and Javorcik^[45] 的做法,利用两种方式对其进行测度,一种是企业当年新出口的产品种类数(add) 与退出出口的产品种类数(drop) 之和(gross churning), 第二种是二者之差的绝对值(net churning), 并以第二种作为稳健性检验^⑥。需要注意的是,为了克服内生性问题,这里的中介变量均为企业层面而非企业-目的地层面的指标。本文采用三步法首先对企业出口产品数量调整(*adjustment*) 进行中介效应检验,模型如下:

$$\text{cloglog}(1 - h_{it}) = a_0 + a_1 AD_{it} + e_{1it}$$

$$\text{adjustment}_{it} = b_0 + b_1 AD_{it} + e_{2it}$$

$$\text{cloglog}(1 - h_{it}) = c_0 + c_1 AD_{it} + c_2 \text{adjustment}_{it} + e_{3it}$$

企业产品数量调整的中介效应检验结果如表 9 所示。第(1)列为本文的基准回归结果,表明反倾销加剧了产品的出口生存风险。由第(2)列可知,反倾销显著加剧了企业的产品数量调整,当企业受到反倾销时,企业会增加对产品数量的调整,包括新产品的引入以及旧产品的退出。第(3)列的回归结果显示,出口产品数量调整的风险系数显著大于 1(1.158 > 1),说明企业出口产品数量调整使得产品退出特定市场的风险提升,企业层面的产品策略调整影响了企业内各产品在特定市场的出口生存风险。对比列(1)和列(3)的回归结果,加入中介变量后,反倾销对应的风险比率显著下降(0.806 < 1.103),表明产品数量调整的中介效应确实存在,企业层面扩展边际的调整是反倾销加剧产品出口生存风险的影响渠道。

对于企业产品组合的调整,本文参考 Mayer *et al.*^[33] 的测度方法,用企业核心产品出口额占企业总出口额的比重来表示企业的产品组合策略(*productmix*), 从而用出口组合的变化($\Delta \text{productmix}$) 来测度企业在集约边际上的调整,将 $t + 1$ 年的产品组合与 t 年的差值定义在 t 年,构建变量 $\Delta \text{productmix}_{it}$,代表 $t + 1$ 年发生的出口产品组合调整,并对其进行中介效应检验。模型如下:

$$\text{cloglog}(1 - h_{it}) = d_0 + d_1 AD_{it} + e_{4it}$$

$$\Delta \text{productmix}_{it} = f_0 + f_1 AD_{it} + e_{5it}$$

$$\text{cloglog}(1 - h_{it}) = g_0 + g_1 AD_{it} + g_2 \Delta \text{productmix}_{it} + e_{6it}$$

由表 10 的回归结果可知,反倾销促进了企业的产品组合调整,使得企业核心产品出口额占企业总出口额的比重上升,企业资源向其核心产品集中。第(3)列结果显示,变量 $\Delta \text{productmix}$ 的风险系数显著大于 1(1.196 > 1),说明企业出口产品组合调整使得产品退出特定市场的风险提升。对比第(1)列的基准回归结果可知,反倾销的风险比率下降(1.098 < 1.103),说明产品组合调整的中介效应确实存在,企业出口产品组合调整也是反倾销抑制产品出口生存的影响渠道。然而,对比表 9 和表 10 可以发现,产品组合调整的中介作用要弱于产品数量调整,由此可知,通过影响企业层面扩展边际的策略调整,反倾销加剧了多产品企业内非倾销产品的出口生存风险。

表 9 产品数量调整的中介效应回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>exit</i>	<i>adjustment</i>	<i>exit</i>
<i>AD</i>	1.103*** (0.002 2)	2.014*** (0.002 7)	0.806*** (0.001 8)
<i>adjustment</i>			1.158*** (0.000 5)
常数项	0.849 (0.174 1)	4.322*** (0.001 2)	0.639** (0.131 3)
<i>N</i>	3 019 844	3 007 245	3 005 514
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Country</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes

注:***、**和* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

(三) 反倾销加剧非倾销产品生存风险的作用机制
检验: 溢出效应

基于已有文献^[5 28 31], 本文将反倾销对出口倾销产品的企业内非倾销产品的间接影响定义为企业内产品间的溢出效应。为了进一步检验反倾销对非倾销产品生存风险的影响是否来自对倾销产品影响的溢出效应, 本文利用剔除直接受反倾销影响的产品之前的样本, 检验了反倾销对倾销产品出口生存风险的直接影响, 如表 11 所示。由结果可知, 反倾销对倾销产品的直接影响是显著的, 反倾销确实加剧了倾销产品的出口生存风险。

在此基础上, 本文剔除了直接受反倾销影响的产品, 从而清晰识别了反倾销对出口倾销产品的多产品企业中其他产品的间接影响。同时, 本文通过在模型中加入出口产品的单位价值、数量、初始出口额以及出口市场的数量, 控制了其他与产品或企业本身相关的特征。如前文所述, 反倾销确实加剧了多产品企业内非倾销产品的出口生存风险。因此, 本文认为, 反倾销对多产品企业中非倾销产品的影响是对倾销产品负向影响的溢出效应。

表 11 反倾销对倾销产品的直接影响

	cloglog 模型				Cox 比例风险模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>AD</i>	1.131 *** (0.004 8)	1.036 *** (0.004 5)	1.112 *** (0.004 8)	1.027 *** (0.004 6)	1.036 *** (0.000 4)	1.035 *** (0.000 4)	1.030 *** (0.000 1)	1.031 *** (0.000 1)
<i>lnuv</i>			0.796 *** (0.000 3)	0.787 *** (0.000 4)			0.927 *** (0.000 0)	0.927 *** (0.000 0)
<i>lnq</i>			0.796 *** (0.000 3)	0.792 *** (0.000 3)			0.928 *** (0.000 0)	0.928 *** (0.000 0)
<i>lnv</i>			1.080 *** (0.000 4)	1.079 *** (0.000 4)			1.041 *** (0.000 0)	1.041 *** (0.000 0)
<i>lniv</i>			0.912 *** (0.000 5)	0.886 *** (0.000 5)			0.975 *** (0.000 0)	0.975 *** (0.000 0)
<i>N</i>	7 765 604	7 756 395	7 765 604	7 756 395	7 765 604	7 765 604	7 765 604	7 765 604
<i>Year</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>Country</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>Industry</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes

注: ***、**和* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

六、结论与政策建议

本文基于中国 2000—2014 年海关数据与反倾销数据, 分析了反倾销对多产品企业各产品出口生存风险的影响。利用 K-M 生存估计分析发现, 我国产品出口持续时间普遍较短、市场退出风险较大, 而且受反倾销影响企业的产品生存率更低, 另外企业类型、贸易方式、产品地位的不同也会使产品出口生存率存在异质性表现。进一步地, 本文利用 PSM-cloglog 模型进行回归分析, 考察了反倾销对产品出口生存风险的影响及其作用机制。结果表明: 反倾销对出口生存的负向影响存在企业内产品间的溢出效应, 受反倾销影响企业的非倾销产品也会在特定市场面临更高的生存风险, 这为反倾销的“寒蝉效应”提供了新的微观依据。同时, 企业类型、贸易方式、产品地位都对反倾销效应存在异质性的影响。贸易摩擦中的制造型企业比贸易型企业面临更高的生存风险, 加工

贸易比一般贸易在贸易摩擦中面临的生存风险更低,核心产品比非核心产品更能抵御贸易摩擦带来的负向冲击。最后,反倾销通过影响企业层面产品策略调整的渠道,进而影响多产品企业内非倾销产品的生存风险。

本文的研究结论具有以下政策含义:第一,反倾销不仅对目标产品出口具有直接抑制作用,还会通过多产品企业扩散到非倾销产品,影响我国出口贸易的稳定,因此积极进行贸易合作谈判并进一步推动贸易自由化,从根本上减少对华反倾销案件的发生,才能为我国企业创造良好的竞争环境;第二,产品的核心竞争力才是保证产品生存和出口持续的根本,有效推进供给侧结构性改革,通过提高供给质量、优化资源配置,促进企业全要素生产率的提升,加强企业自主创新,进而提高产品在出口市场的竞争力,才能有效降低反倾销等贸易壁垒对产品出口生存的负面影响;第三,尽管多产品企业可以通过产品间的“蚕食效应”和灵活性生产调整产品组合来应对外部冲击,但在反倾销影响的特定市场中仍然存在产品间的负向溢出效应。在“一带一路”倡议的大背景下,企业应适当结合产品多元化、市场多元化、对外直接投资等策略,有效分散市场风险,从而在特定市场面临风险时缓解政策冲击,提高出口生存能力。

注释:

- ①参考 Ahn *et al.*^[42]对贸易中间商的定义,将企业名称中包含“贸易”“经贸”“工贸”“科贸”“进出口”和“外贸”等词汇的企业标记为贸易型企业。
- ②Tabakis and Zanardi^[29]基于15个进口国和39个出口国1980—2005年的数据进行测算,得到反倾销税实施的概率仅为0.024%。
- ③中国企业的出口目的地市场多达200个以上,考虑到非主要目的地市场中的产品出口量较小且退出更加频繁,不具有代表性,因此本文主要关注企业-产品在主要目的地市场的生存风险,根据Crowley *et al.*^[5]的做法所选取的目的地市场共33个,中国企业在这些市场的出口额占中国总出口额的90%以上。
- ④为了重点考察反倾销对多产品企业内非倾销产品的影响,本文剔除了直接受到反倾销的产品,而在剔除的样本中核心产品约占20%,所以在模型中加入核心产品的交叉效应并不能完全反映反倾销对所有核心产品的影响,而是反倾销对多产品企业内非倾销产品中的核心产品与非核心产品的差异化影响。然而,考虑到剔除的核心产品中单产品企业约占71%,而本文重点关注多产品企业,且利用剔除倾销产品之前的样本回归得到了与表8相似的结果,所以损失的样本信息对本文的结果影响不大。感谢匿名审稿人在此提出的建议。
- ⑤本文没有选择产品进入或产品退出作为中介变量,是因为产品的生存风险正是基于产品退出进行测度的,单纯考虑产品的进入或退出对生存风险的影响会存在严重的内生性问题,因此本文利用企业层面的产品数量调整作为扩展边际上的中介变量。
- ⑥本文利用第二种测度方式得到了与第一种测度方式一致的检验结果,说明企业产品数量调整的中介效应是稳健的。限于篇幅,未报告该部分结果。

参考文献:

- [1] PRUSA T J. On the spread and impact of anti-dumping [J]. *Canadian journal of economics* 2001, 34(3): 591-611.
- [2] ZANARDI M. Antidumping: a problem in international trade [J]. *European journal of political economy* 2006, 22(3): 591-617.
- [3] BOWN C P. Taking stock of antidumping, safeguards and countervailing duties, 1990—2009 [J]. *The world economy*, 2011, 34(12): 1955-1998.
- [4] MENG N, MILNER C, SONG H. Differences in the determinants and targeting of antidumping: China and India compared [J]. *Applied economics* 2016, 48(43): 4038-4097.
- [5] CROWLEY M, MENG N, SONG H. Tariff scares: trade policy uncertainty and foreign market entry by Chinese firms [J]. *Journal of international economics* 2018, 114(9): 96-115.
- [6] 佟家栋, 谢丹阳, 包群, 等. “逆全球化”与实体经济转型升级笔谈 [J]. *中国工业经济* 2017(6): 5-59.

- [7] 鲍晓华. 反倾销措施的贸易救济效果评估[J]. 经济研究 2007(2): 71-84.
- [8] BOWN C P, CROWLEY M A. Trade deflection and trade depression [J]. Journal of international economics 2007, 72(1): 176-201.
- [9] 沈国兵. 显性比较优势与美国对中国产品反倾销的贸易效应[J]. 世界经济 2012(12): 62-82.
- [10] 王孝松, 翟光宇, 林发勤. 反倾销对中国出口的抑制效应探究[J]. 世界经济 2015(5): 36-58.
- [11] ROBERTS M J, TYBOUT R J R. The decision to export in Colombia: an empirical model of entry with sunk costs [J]. American economic review 1997 87(4): 545-564.
- [12] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 2003 71(6): 1695-1725.
- [13] BESEDĚS T, PRUSA T J. Ins ,outs ,and the duration of trade [J]. Canadian journal of economics/Revue canadienne d'économique 2006 39(1): 266-295.
- [14] NITSCH V. Die another day: duration in German import trade [J]. Review of world economics 2009 145(1): 133-154.
- [15] BESEDĚS T, BLYDE J. What drives export survival? An analysis of export duration in Latin America [R]. Inter-American Development Bank ,mimeo 2010: 1-43.
- [16] 陈勇兵, 李燕, 周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素[J]. 经济研究 2012(7): 48-61.
- [17] BESEDĚS T, PRUSA T J. Product differentiation and duration of US import trade [J]. Journal of international economics, 2006 70(2): 339-358.
- [18] 郭晶, 周玲丽. 贸易政策不确定性、关税变动与企业生存[J]. 国际贸易问题 2019(5): 22-40.
- [19] 杨仕辉, 谢雨池. 反倾销对中国出口行业损害的实证分析[J]. 产业经济研究 2011(3): 64-71.
- [20] LU Y, TAO Z, ZHANG Y. How do exporters respond to antidumping investigations? [J]. Journal of international economics 2013 91(2): 290-300.
- [21] 王孝松, 施炳展, 谢申祥, 等. 贸易壁垒如何影响了中国的出口边际? ——以反倾销为例的经验研究[J]. 经济研究 2014(11): 58-71.
- [22] 杜威剑, 李梦洁. 反倾销对多产品企业出口绩效的影响[J]. 世界经济研究 2018(9): 55-67 + 136.
- [23] 张振宇, 张燕, 车翼. 墨西哥反倾销措施对中国企业出口的影响及启示[J]. 上海管理科学 2019(1): 17-25.
- [24] 罗胜强, 鲍晓华. 反倾销影响了在位企业还是新企业: 以美国对华反倾销为例[J]. 世界经济 2019(3): 118-142.
- [25] 林常青. 美国对华反倾销对中国对美出口风险率的影响——基于生存分析方法的经验检验[J]. 经济经纬 2016(5): 54-59.
- [26] 罗胜强, 鲍晓华. 企业会因为遭遇反倾销而增加出口吗[J]. 国际贸易问题 2018(3): 124-137.
- [27] 何有良. 贸易壁垒会加剧中国出口企业生存风险吗——以中国企业遭遇反倾销为例[J]. 国际贸易问题 2018(1): 145-153.
- [28] VANDENBUSSCHE H, ZANARDI M. The chilling trade effects of antidumping proliferation [J]. European economic review 2010 54(6): 760-777.
- [29] TABAKIS C, ZANARDI M. Antidumping echoing [J]. Economic inquiry 2017 55(2): 655-681.
- [30] 蒋为, 孙浦阳. 美国对华反倾销, 企业异质性与出口绩效[J]. 数量经济技术经济研究 2016(7): 59-76.
- [31] 龙小宁, 方菲菲, PIYUSH C. 美国对华反倾销的出口产品种类溢出效应探究[J]. 世界经济 2018(5): 76-98.
- [32] BERNARD A B, REDDING S J, SCHOTT P K. Multiproduct firms and trade liberalization [J]. The quarterly journal of economics 2011 126(3): 1271-1318.
- [33] MAYER T, MELITZ M J, OTTAVIANO G I P. Market size, competition and the product mix of exporters [J]. American economic review 2014 104(2): 495-536.
- [34] 桑瑞聪, 韩超, 李秀珍. 出口市场竞争如何影响企业生产率——基于产品配置视角的分析[J]. 产业经济研究, 2018(5): 41-53.
- [35] 汪颖博, 陈媛, 徐小聪, 等. 贸易自由化与多产品企业出口行为: 以加入 CAFTA 为准自然实验[J]. 宏观经济研究, 2017(2): 63-76.

- [36]易靖韬,蒙双. 贸易自由化、企业异质性与产品范围调整[J]. 世界经济 2018(11):74-97.
- [37]祝树金,钟腾龙,李仁宇. 中间品贸易自由化与多产品出口企业的产品加成率[J]. 中国工业经济 2018(1):41-59.
- [38]樊海潮,张丽娜. 贸易自由化、成本加成与企业内资源配置[J]. 财经研究 2019(5):139-152.
- [39]蒋灵多,陈勇兵. 出口企业的产品异质性与出口持续时间[J]. 世界经济 2015(7):3-26.
- [40]戚建梅,洪俊杰,仪珊珊. 多产品出口对企业生存影响的微观数据分析[J]. 世界经济研究 2017(2):25-37+135.
- [41]杨连星,刘晓光,罗来军. 出口价格、出口品质与贸易联系持续期[J]. 数量经济技术经济研究 2016(8):80-96.
- [42]AHN J B ,KHANDELWAL A K ,WEI S J. The role of intermediaries in facilitating trade [J]. Journal of international economics 2011 84(1):73-85.
- [43]MENG N ,MILNER C ,SONG H. Antidumping and heterogeneous quality adjustment of multi-product firms: evidence from Chinese exporters [J]. Economic modelling 2020.
- [44]陈勇兵,蒋灵多,邢露. 政治关联、融资约束与企业生存[J]. 产业经济评论 2017(2):87-108.
- [45]IACOVONE L ,JAVORCIK B S. Multi-product exporters: product churning ,uncertainty and export discoveries [J]. The economic journal 2010 120(544):481-499.

(责任编辑: 禾 日)

Antidumping , multi-product firms , and export survival risk

MENG Ning¹ , ZHOU Yanning¹ , MA Yeqing^{1 2}

(1. School of Economics , Nanjing University , Nanjing 210093 , China;

2. Huazhi Institute for Global Governance , Nanjing University , Nanjing 210093 , China)

Abstract: Product adjustment within multi-product firms impacts not only extensive and intensive margins of exporting , but also firm productivity and export competitiveness. Under the circumstances of anti-globalization , Chinese firms are facing increasing risks in the export market. Based on survival analysis at the firm-destination-product level , this paper examines the impact and mechanism of antidumping on the export survival risk of products in multi-product firms , using the matched data of the Chinese Customs Database and Global Antidumping Database from 2000 to 2014. The results show that antidumping aggravates the export survival risk of multi-product firms' non-dumping products in specific markets , which proves the spill-over effects of antidumping on products within the affected firm. The effects differ according to firm type , trade mode , and product rank. Further analysis shows that antidumping has an indirect impact on the survival risk of non-dumping products in multi-product firms through firm-level adjustments on extensive and intensive margins. This study provides new micro-level evidence and mechanism analysis of the "chilling effect" of antidumping in multi-product firms , and provides empirical reference for Chinese firms on how to improve their survival ability and how to respond to trade policy shocks in the international market.

Key words: antidumping; multi-product firms; survival risk; spill-over effect; product adjustment