
美国对华反倾销的出口产品种类溢出效应探究

龙小宁 方菲菲 Chandra Piyush*

内容提要 本文基于 2000-2006 年企业 - 产品微观数据,使用面板双重差分模型考察美国对华反倾销措施是否导致了企业内部出口产品种类发生变化。结果发现,美国对华反倾销措施显著增加了受影响企业销至美国的非倾销产品出口额和出口量,即存在出口产品种类的溢出效应,这一效应随企业所有制不同以及是否为多行业企业有所不同。进一步的研究发现,美国对华反倾销措施仅增加了非倾销产品至企业原有出口渠道的出口。因此,企业积极应对国外反倾销措施的一个有效途径是扩展新产品种类,将出口更多转移至非倾销产品上,从而稳定出口,减少反倾销措施带来的不利影响。

关键词 反倾销措施 多产品企业 企业出口 产品种类溢出效应

一 引言

反倾销调查是世界贸易组织(WTO)框架下维护贸易公平的措施之一,其目的在于抵制外国厂商低于公平价值销售产品的行为。然而,随着贸易全球化不断深化,一些国家对本国产业的保护倾向越来越强,反倾销调查已然成为主要的贸易保护措施。

* 龙小宁:厦门大学经济学院和王亚南经济研究院;方菲菲(通讯作者):厦门大学经济学院 福建省厦门市思明南路 422 号 361005; Chandra Piyush: 斯通希尔学院(Stonehill College)经济系 电子信箱: cxlong@xmu.edu.cn(龙小宁); feifeifang_xmu@gmail.com(方菲菲); pchandra@stonehill.edu(Chandra Piyush)。

作者感谢国家自然科学基金(71273217)、国家自然科学基金应急管理项目(71741001)以及马克思主义理论研究和建设工程重大项目(2015MZD006)的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。当然,文责自负。

世界经济* 2018年第5期 • 76 •

对外贸易快速增长的中国成了反倾销调查的最主要受害者,而美国是向中国发起反倾销调查的主要国家之一。据全球反倾销数据(Bown 2016)统计,1995-2015年中国共遭受131起来自美国的反倾销调查,占同期国外对华反倾销调查总量的12.5%。其中,超过72%的被调查产品被裁决为有出口倾销行为,显著高于同期全球反倾销中“有罪”裁决(倾销裁决)的比例。那么,中国企业在遭遇如此多的反倾销裁决时应如何应对?解答这一问题对中国企业在国际贸易中保持竞争力有重要意义。

旨在探讨出口企业如何应对反倾销裁决的文献大多关注受反倾销调查企业出口地转移等对策,本文则关注反倾销措施的实施是否导致企业在既有产品间的出口变化,即是否会改变出口产品的种类,转向出口更多非倾销产品。从理论上讲,对于受反倾销影响的多产品企业而言,反倾销措施使被调查产品出口美国的贸易成本上升,这也意味着非调查品出口美国的贸易成本相对降低。在此情况下,多产品企业可能通过向美国出口更多非调查品的形式来弥补由于被调查产品出口减少带来的部分损失^①。鉴于企业在产品调整过程中需要额外的成本,从而多行业出口企业将更容易实现这样的调整;反之,单行业企业由于缺少可调整的产品种类,实现这种调整的困难更大^②。此外,与国有企业相比,外资企业通常具有更高的生产率,学习效应快,在强烈的利益驱动下可能有更强的动力对产品结构进行调整。据此,我们推测反倾销措施实施后,同一企业生产的其他产品至美国的出口将会增加,且多行业企业和外资企业的表现更为明显。

为验证这一假说,本文基于2000-2006年中国海关数据库、世界银行临时性贸易壁垒数据库(Bown 2016)以及中国工业企业数据库3个微观数据库,应用面板双重差分模型重点研究美国对华反倾销措施是否导致企业出口产品种类存在溢出效应。具体而言,本研究美国对华反倾销措施对受影响企业销至美国的非倾销产品出口额、出口量以及出口价格的影响。我们发现,2000-2006年美国对华反倾销措施使受影响企业非倾销产品至美国的出口额上升6.9%-9.1%,出口量增长5.4%-7.8%,而产品出口价格没有显著变化;这些结果支持了反倾销措施使受影响企业出口产品向非倾销产品转移这一假说。进一步的异质性分析表明,只有外资企业和多行业企业存在类似的产品种类溢出效应,而国有企业和单行业企业没有显著的溢出效应,这些异质性结

① 一般而言,同一企业生产的产品较为相似。为简化分析,本文假定非调查品与被调查品存在一定替代性。在此条件下,反倾销措施将使非调查品至美国的贸易成本相对被调查品降低。从需求角度看,消费者购买非调查品的决策将受到二者相对价格变化的影响,进而影响非调查品至美国的出口。出于简化分析的考虑,本研究没有探讨非调查品与被调查品完全不可替代的情形,这也是本文的局限性之一。

② 多行业企业通常具有更大的产品调整空间,因其人员和设备较完善,中间品及原材料更具多样性。

果也支持产品种类存在溢出效应。此外,本文发现美国对华反倾销措施仅提高了非倾销品至原有出口渠道的出口,而至非原有出口渠道的出口没有显著变化,进一步验证了本文的机制。

本文和以往文献有以下几方面的联系和区别:第一,虽然本文机制与 Lu 等(2013)的研究不同,但我们的发现也传递了相似的信息,即相比单产品企业,多产品企业更有能力应对反倾销调查^①。第二,同 Chandra 和 Long(2013a)与蒋为和孙浦阳(2016)的研究类似,本文基于美国对华反倾销调查,发现反倾销对出口企业的影响具有异质性。一方面,蒋为和孙浦阳(2016)的研究发现,反倾销措施将降低调查品和非调查品至美国的出口增长率,但与此同时,产品与市场越多元化的企业受反倾销措施的负面影响也越小,产品多元化程度高的企业至美国出口增加,这意味着多产品企业对美国的非调查品出口增加,与本文的异质性检验结果和机制相同。另一方面,虽然 Chandra 和 Long(2013a)的研究发现美国对华反倾销将降低中国出口企业生产率,但同时,他们也发现反倾销对生产率的影响在很多维度上存在异质性。例如,反倾销仅导致原始出口密度(出口占销售额比例)较高的企业出口降低,而新进入市场的企业出口反而增加;同理,这些出口企业的非调查品出口额也可能增加。第三,大部分文献从国家宏观层面或行业中观层面上探讨反倾销带来的贸易效应(Prusa, 1996; Bown 和 Crowley, 2006、2007; 王孝松等 2015),或仅考察反倾销调查或措施对被调查产品的影响(沈国兵 2012; Lu 等 2013),而本文样本由 3 个微观数据库匹配而成,数据更加翔实,第一次从企业-产品层面考察反倾销措施对产品种类的溢出效应,填补了微观层面研究的空白。第四,本文结论对中国企业如何积极应对反倾销调查具有重要的实践意义。此外,本文还丰富了使用中国微观数据研究贸易政策对企业绩效影响的文献(Lu 等 2013; Chandra 和 Long 2013a、b; Qiu 和 Yu 2014)。

本文余下部分安排为:第二部分是文献回顾和总结;第三部分介绍本文数据、研究问题和估计方法;第四和五部分是对本文经验结果的说明,包括基准回归、异质性检验和稳健性检验;最后是结论和启示。

二 文献综述

自 1995 年 WTO 成立以来,贸易市场自由化程度加深,关税的地位渐渐被贸易补

^① Lu 等(2013)发现,反倾销措施实施后,多产品企业更不容易退出市场。这可能是由于多产品企业可通过非调查品补贴被调查产品带来的部分损失。

救措施取代,反倾销等政策成为政府最重要的贸易保护措施之一,研究反倾销问题的文献也层出不穷。现有文献通常探讨反倾销动因和反倾销效应两类主题(Blonigen和Prusa 2001)。本研究与探讨反倾销效应的文献相关。在这类文献中,Prusa(1996)使用美国数据得到反倾销调查将使进口从被指控国向非被指控国转移的结论。此后,诸多文章表明临时性贸易壁垒(如保障措施、反倾销等)将抑制指控国与被指控国的贸易,并且潜在增加了该指控国从非被指控国的进口(Breton 2001; Prusa 2001; Bown和Crowley 2006、2007; Ganguli 2008; Park 2009; Bown 2010; Chandra 2014)。还有一些文献认为反倾销措施不仅对进口国贸易产生影响,而且可以保护本国企业免于竞争,进而提高企业市场份额和生产率(Konings和Vandenbussche 2005、2008)。与此同时,Pierce(2011)认为反倾销措施虽然提高了进口国企业以产出衡量的盈利生产率,但以企业单位产出衡量的实际生产率反而下降。相比以上针对指控国的分析,从微观层面分析反倾销调查(或措施)对被指控国影响的文献并不多。如Brambilla等(2012)使用越南家庭数据探讨了2003年美国对鲶鱼实施反倾销措施对越南鲶鱼厂商的影响,发现反倾销措施导致越南鲶鱼出口量减少。

长期以来,中国是反倾销调查的主要对象,而美国、欧盟和印度是对华发起反倾销调查的主要力量。针对这一现象,部分文献从国家或行业层面探讨了反倾销调查对中国出口的影响。这些研究表明反倾销调查不仅显著抑制了中国的出口(杨仕辉等 2012a; 王孝松等 2015),而且对比较优势不同的行业存在不同影响(沈国兵 2012; 杨仕辉等, 2012b)。只有少数文献使用多行业微观数据探讨对华反倾销的贸易效应,如Lu等(2013)使用2000-2006年海关交易数据研究发现,美国对华反倾销调查显著减少了中国出口企业数目,而企业平均出口量没有显著变化,而且相比单一产品的出口企业,多产品出口企业更可能不再向美国出口被调查品。Chandra和Long(2013a)同样使用2000-2006年中国海关数据,发现美国对华反倾销调查显著降低了中国受影响出口企业的生产率。蒋为和孙浦阳(2016)从企业层面研究发现,2000-2010年美国对华反倾销措施不仅降低了被调查产品至美国的出口增长率,而且至其他地区的出口增长率也显著下降。

虽然有少数文献探讨了反倾销措施对出口产品的转移效应,但这些研究大都针对某一特定行业,如Baylis和Perloff(2010)的研究表明美国对墨西哥番茄发起的反倾销调查不仅导致番茄出口转移至其他国家,而且显著增加了其替代产品(如番茄酱)对美国的出口;沈国兵(2008)以木制卧室家具为例,发现美国对中国木制卧室家具的反倾销措施具有显著的贸易抑制效应,并且导致贸易向相近产品(如金属和塑料家具)转移;冯宗宪和向洪金(2010)以2002-2007年欧美对华纺织品反倾销调查为例,验证

了反倾销措施的贸易破坏效应、贸易转向效应和贸易偏转效应。现有文献中仅有蒋为和孙浦阳(2016)从企业层面探讨了反倾销措施对非调查品出口的影响,他们的结论表明,美国对华实施反倾销措施通过影响企业的绩效和融资情况,进而导致非调查品至美国的出口增长率显著降低。

本文还与探讨贸易政策对多产品企业影响的文献相关。近年来出现了大量针对贸易与多产品企业的研究。一般而言,一国贸易主要集中在少数几个大型出口企业,而这些企业通常是多产品企业(Bernard等,2011;Berthou和Fontagne,2013);其中,大部分多产品企业出口不同的产品至不同的国家或地区(Arkolakis和Muendler,2010;Berthou和Fontagne,2013;Qiu和Zhou,2013),并且拥有较高的生产率,企业绩效更好(Goldberg等,2010)。因此,探讨反倾销措施对多产品企业的影响,对企业如何稳定出口、减少反倾销措施带来的不利影响具有重要指导意义。

与现有研究相比,本文贡献主要有以下几个方面:首先,我们使用的样本包含所有工业行业,相比针对某一特定行业的反倾销调查研究,本文结论更具一般性;其次,与大部分研究从宏观层面考察反倾销措施的贸易效应相比,本文从企业-产品微观层面探讨反倾销措施的影响,数据更加翔实丰富;再次,以往大部分文献仅考察了反倾销调查(或措施)对被调查产品的影响,尚未有文献从产品层面探讨反倾销措施对受影响企业生产的非倾销产品的影响,即反倾销措施是否导致受影响企业产品种类的溢出,本文尝试填补这一空白;最后,本文还丰富了使用中国微观数据研究贸易政策对企业绩效影响的文献。

三 研究设计

(一) 数据来源及说明

本文使用的样本为2000-2006年企业-产品月度数据,该数据由3个微观数据库匹配得到。其中,企业-产品出口数据来自中国海关总署,包含2000-2006年每个企业每月每种产品进口或出口的交易信息,如产品HS-8位代码、进出口价格、数量、贸易额、企业名称、贸易伙伴等指标。

美国对华反倾销措施数据来自世界银行临时性贸易壁垒数据库(Bown,2016)。该数据库涵盖33个国家1980-2015年发起的所有反倾销调查,包括被调查产品名称、HS-10位代码、调查时间、调查结果、反倾销裁决时间等信息。根据美国反倾销调查制度,反倾销调查的对象是产品。若被调查的中国产品被最终有罪裁决(倾销裁决),则所有在中国境内出口该产品的企业都需要缴纳反倾销税。基于以上规定,我们选取

了样本区间内美国针对中国发起的所有反倾销调查案例,并根据以下3个条件对样本进行筛选:(1)保留在2000年之前被最终倾销裁决,且执行期一直延续到2000年之后的案例;(2)保留在2000-2006年被最终倾销裁决的案例;(3)参照Lu等(2013)的做法,以HS-6位代码为标准,保留每个产品被第一次反倾销调查的案例^①。最终样本包含美国2006年之前对华反倾销裁决的54个案例^②。

企业的其他指标由国家统计局1998-2007年全部国有及规模以上其他所有制工业企业数据库计算得出。该数据库包含企业的销售额、增加值、利润等主要财务指标,以及企业名称、就业人数、成立年份等其他企业特征指标。

在数据处理过程中,我们首先保留中国海关数据库中出口至美国的交易数据,合并成企业-产品月度出口数据;其次,通过产品HS-6位代码,得到企业-产品月度出口数据,与世界银行临时性贸易壁垒数据库中美国2006年之前对华发起的反倾销调查数据相匹配;最后,通过企业名称、地址以及年份信息,将以上数据与中国工业企业数据库进行匹配。由于本文重点考察生产厂商在应对美国对华实施反倾销措施时,既有出口产品种类的调整,因此除了参照Qiu和Yu(2014)的方法剔除工业企业数据库中不合理的观测值外,本文还对数据进行了如下处理:(1)剔除样本区间内只生产一种产品的企业(以HS-6位代码为标准);(2)保留在反倾销措施实施之前有两种及以上出口产品的企业(以HS-6位代码为标准)^③;(3)根据Ahn等(2011)与Tang和Zhang(2012)对贸易中间商的定义,剔除了企业名称中含有表示“贸易”词汇的企业^④;(4)剔除裁决为有倾销行为的产品样本区间内所有的观测值。据此得到本文主要的研究样本,包括2000-2006年28952家企业^⑤共1117631个观测值。

^① HS-6位代码为国际标准编码。事实上,仅有1个案例(案例编号:US-AD-1046)的HS-6位代码与之前的案例重复,因此我们仅保留产品HS代码的前6位进行匹配。

^② 在我们的样本区间内Bown(2016)数据中没有针对某一行业(以HS-2位代码为标准)的反倾销调查案例,因此我们无法在行业维度上进行探讨,这是本文的局限性之一。具体案例信息备案。

^③ 由于本文仅考虑企业在既有产品间的出口转移,因此,该处理方法可能导致反倾销措施对产品的转移效应因部分单产品企业的剔除而被高估或者低估。一方面,我们剔除了受反倾销措施影响而退出市场的单产品企业,同样受影响的多产品企业则可能通过技术创新将出口转移至新产品,因而反倾销措施对企业产品的转移效应可能被扩大;另一方面,我们也剔除了在反倾销措施实施之后进入市场的单产品企业,这些企业可以依据调查结果自主选择非倾销品进行出口,这将使反倾销措施对企业出口产品的转移效应被弱化。由于现有数据条件使我们无法判断某一出口产品究竟是企业已经在国内市场销售的产品,抑或是新开发的产品,因此本研究无法回答出口产品进入和退出问题,这也是本研究的局限性之一。

^④ 企业名称中表示贸易的词汇包括经贸、工贸、科贸、进出口、外贸、贸易和外经。

^⑤ 实际匹配样本为包括43389家企业的非平衡面板,与戴觅等(2014)的匹配成功率相当,匹配成功率较高。由于本文需要进一步匹配滞后1年的企业数据,故样本最终仅含28952家企业。

(二) 研究问题与估计方法

1. 研究问题。本文针对截至 2006 年美国对华发起的反倾销调查,重点考察中国企业在美国反倾销措施影响下出口产品种类如何变化。为此,我们以受美国对华反倾销措施影响的企业生产的非倾销产品作为处理组,以不受反倾销影响企业生产的非倾销产品作为对照组,运用面板双重差分方法估计美国对华反倾销措施对受影响企业出口产品种类的影响。具体而言,我们引入一个关键解释变量 AD_{it} ,其中 i 表示企业, t 表示时间(以月为单位)。因此 AD_{it} 实际上是两个虚拟变量的交叉项,表示为 $AD_{it} = D_i \times D_{t_i}$ 。其中 D_i 为企业 i 是否受到反倾销措施影响的虚拟变量,若企业 i 生产的产品在样本区间内曾被最终裁决为倾销产品,即企业受到了反倾销措施的影响,那么 $D_i = 1$,否则 $D_i = 0$; t_i 为企业初次受到反倾销措施影响的时间,若 t 在企业初次受到反倾销影响的时间(t_i)之后,则 $D_{t_i} = 1$,否则为 0。即处理组为由受反倾销措施影响的企业生产的非倾销品,对应 $AD_{it} = 1$;而对照组为由不受反倾销措施影响的企业生产的非倾销品,对应 $AD_{it} = 0$ 。因此,为叙述方便,下文统称 $AD_{it} = 1$ 对应的产品为“受影响企业非倾销产品”。值得注意的是,我们的样本中不包括受影响企业生产的被倾销裁决的产品^①。

2. 估计方法。我们研究的重点是关注 AD_{it} 的系数 β_1 ,该系数在数学上表示处理组与对照组的差异。同时,为控制其他因素对产品出口的影响,我们还加入一组企业特征作为控制变量,并且控制了各种固定效应。具体的计量模型表达式如下:

$$EXPORT_{ijt} = \beta_1 AD_{it} + \mathbf{B}X_{it} + \alpha_{ij} + \alpha_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中 $EXPORT_{ijt}$ 为被解释变量,表示受反倾销措施影响的企业 i 生产的非倾销品 j 的出口指标,包括产品的出口额、出口数量以及出口价格; X_{it} 表示企业随时间变化的控制变量,包括企业规模、年龄以及劳动生产率; α_{ij} 为企业-产品固定效应,以控制每个企业产品不随时间变化的特征; α_t 为以月份-年度为单位的时间固定效应; ε_{ijt} 为误差项;同时所有系数的标准误都在企业-产品水平上进行聚类处理。

3. 对照组的选取问题。根据上文所述,本文选取的处理组为受反倾销措施影响的企业生产的非倾销产品,而对照组为不受反倾销措施影响的企业生产的非倾销产品。为排除生产率和规模效应对结果造成的影响,我们在回归中加入企业劳动生产率和企业规模(企业就业人数)作为控制变量,并且加入企业-产品固定效应控制不随时间变化的企业特征。但仍无法排除处理组企业和对照组企业在反倾销裁决前存在的时间趋势差异。为排除这一可能,我们参照 Lu 等(2013)的做法,在回归中加入一个新变量 Pre_{it} ,该变量实

① 即本文使用的样本不包含任何被倾销裁决的产品观测值,不论在该产品被裁决为倾销品之前还是之后。

际为两个虚拟变量的交叉项 表示为 $Pre_{it} = D_i \times Pre-time_{it}$ 。其中 $Pre-time_{it}$ 的表达式为:

$$Pre-time_{it} = \begin{cases} 1, & t \in [t_i - 12, t_i) \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (2)$$

其中,当 t 在企业初次受到反倾销措施影响前 12 个月内时, $Pre-time_{it} = 1$; 否则 $Pre-time_{it} = 0$ 。此时 相应的表达式如下:

$$EXPORT_{ijt} = \beta_0 Pre_{it} + \beta_1 AD_{it} + \mathbf{BX}_{it} + \alpha_{ij} + \alpha_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

我们关注 Pre_{it} 的系数 β_0 。若 β_0 显著,则表示处理组和对照组在反倾销措施实施前就已经存在时间趋势上的差异;若 β_0 不显著,则表示处理组和对照组在反倾销措施实施前并不存在时间趋势上的差异,对照组的选取合理。我们通过公式(3)对该问题进行检验,结果表明对照组和处理组在反倾销措施之前并无时间趋势上的差异,因此对照组的选取是合适的^①。

(三) 变量定义及描述性统计

1. 被解释变量:产品出口。该指标包括每个企业每种产品当月出口至美国的出口额(*export*)、出口数量(*quantity*)以及出口价格(*price*)3个变量。这些变量由中国海关数据库计算得出,由于海关数据记录了单个企业每种产品每月的所有交易,因此出口额为单个企业当月同一产品销至美国的交易额总和,出口数量为单个企业当月同一产品销至美国的交易量之和,出口价格为单个企业当月同一产品销至美国所有交易价格的均值,这些指标在回归中均取自然对数。

2. 解释变量。本文的关键解释变量为 AD_{it} ,其定义如上文所示。

3. 控制变量。参照 Chandra 和 Long(2013a)的设定,本文使用企业年龄和企业规模作为控制变量。另外,诸多研究表明较高的生产率是企业出口的重要原因(Melitz, 2003; De Loecker 2007),因此我们还引入企业劳动生产率作为控制变量,该指标等于企业人均增加值。值得注意的是,由于本文研究样本为企业-产品月度面板数据,而工业企业数据库为企业-年度面板数据,因此我们使用相关指标的上年数值和当年数值进行线性外推,计算出企业每月的实际年龄(*real age*)、近似的就业人数(*approximate_employ*)及近似的劳动生产率(*approximate_lp*)^②。

① 限于篇幅,未报告该部分结果,备索。作者感谢匿名审稿人在此提出的建议。

② 实际年龄(*real age*) = 当年年份 - 成立年份 + 月份/12;近似的就业人数或劳动生产率通过以下公式计算得出: $approximate_factor_{imyt} = \left(1 - \frac{t}{12}\right) factor_{i, y-1} + \frac{t}{12} factor_{iy}$,其中 i 表示企业, m 表示月份, y 表示年份, $factor$ 表示企业就业人数(*employ*)或劳动生产率(*lp*)。

除此之外,本文还控制了时间固定效应和企业-产品固定效应。为了更直接对比处理组和对照组的差异,除了关键解释变量 AD_{it} 之外,表 1 列出了两组相关变量的描述性统计及 t 检验结果。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
AD	1117 631	0.26	0.44	0	1
	处理组		对照组		t 检验
	观测值	均值	观测值	均值	
被解释变量					
$\log export$	287 580	9.52	830 050	10.12	114.80***
$\log quantity$	286 043	7.98	827 811	8.52	88.61***
$\log price$	286 429	1.61	827 457	1.65	7.53***
控制变量					
$\log approxi_lp$	269 795	4.03	792 917	3.86	-80.41***
$\log approxi_empoly$	287 541	6.15	830 007	5.95	-76.64***
$\log real_age$	286 679	2.22	827 176	2.21	-9.03***

说明: *、**、*** 分别表示 t 值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

鉴于我们的样本不包含样本区间内裁决为有倾销行为的产品 AD_{it} 的均值为 0.26 表示约有 26% 的观测值为受影响企业生产的非倾销产品,其余 74% 的观测值对应未受反倾销措施影响企业生产的非倾销产品。对比处理组与对照组的指标,我们发现处理组企业通常拥有更高的劳动生产率、就业规模更大并且经营时间更长;而对照组企业通常拥有更高出口额、更大出口量以及更高的出口价格。

四 经验结果分析

(一) 基准回归结果

本文的基准回归结果如表 2 所示。其中,第(1)、(3)和(5)列仅控制月份-年度和企业-产品固定效应,第(2)、(4)和(6)列除固定效应外,还加入企业劳动生产率、就业规模及企业年龄作为控制变量。

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>log export</i>	<i>log export</i>	<i>log quantity</i>	<i>log quantity</i>	<i>log price</i>	<i>log price</i>
<i>AD</i>	0.087 ^{***} (0.018)	0.067 ^{***} (0.018)	0.075 ^{***} (0.018)	0.053 ^{***} (0.019)	0.010 (0.007)	0.011 (0.007)
<i>log approxi_lp</i>		0.082 ^{***} (0.007)		0.071 ^{***} (0.007)		0.012 ^{***} (0.003)
<i>log approxi_empoly</i>		0.224 ^{***} (0.013)		0.199 ^{***} (0.014)		0.027 ^{***} (0.005)
<i>log real_age</i>		0.015 (0.021)		0.004 (0.022)		0.016 [*] (0.009)
常数项	9.685 ^{***} (0.023)	8.072 ^{***} (0.099)	8.260 ^{***} (0.023)	6.882 ^{***} (0.100)	1.464 ^{***} (0.009)	1.198 ^{***} (0.038)
月份-年度固定效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1117 630	1059 072	1113 854	1056 198	1113 886	1055 594
R ²	0.742	0.740	0.807	0.805	0.933	0.934

说明: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内值为标准误, 并已在企业-产品水平上进行聚类处理。下表同。

根据表 2 的回归结果, 我们发现美国对华反倾销措施使受影响企业非倾销产品的出口额上升了 6.9%–9.1% (第 (1) 和 (2) 列), 出口量增加了 5.4%–7.8% (第 (3) 和 (4) 列)^①; 然而这些产品的出口价格没有显著变化。以上结果支持美国对华实施反倾销措施后, 受影响企业可能将出口转移至非倾销产品上这一假说。这体现为受影响企业非倾销产品的出口额和出口量均上升, 而出口价格没有显著差异^②。

(二) 美国对华反倾销措施对非倾销产品出口影响的异质性研究

如果反倾销措施造成产品种类发生变化, 那么这种影响应该因为企业所有制形式不同或企业是否是多行业企业而有差异。因此, 本文接下来从企业所有制和企业是否

① 由公式 (1) 推导可得, 出口额、出口量及出口价格变化的百分比与系数 β_1 的关系为 $[\exp(\beta_1) - 1] \times 100\%$ 。本文所有被解释变量变化比例的大小均由上式计算得出。

② 反倾销措施对非倾销产品的价格没有显著影响的原因可能是: 一方面, 如果非倾销品价格显著降低, 那么可能会提高美国对该产品发起反倾销调查的概率; 另一方面, 若非倾销品价格显著上升, 虽然可以减少美国对该产品发起反倾销调查的可能, 但价格上升可能导致该出口产品市场竞争力下降, 出口减少, 企业无法通过出口产品的调整达到稳定出口、减少反倾销调查影响的目的。因此, 反倾销的产品溢出效应主要通过非倾销品的出口量, 而非价格进行调整。

为多行业企业两方面入手 探讨美国对华反倾销措施对受影响企业非倾销产品的异质性影响。

1. 外资企业和国有企业的差异。由于国有企业与外资企业在资本构成、公司治理等方面存在差异 因此面对美国对华实施的反倾销措施 这两类企业也应该会有不同反应。与国有企业相比 ,一方面 受利润率强烈驱动的外资企业可能有更强的动力调整产品结构; 另一方面 ,外资企业可能具有更高的生产率 ,学习效应更快(余淼杰 , 2011) 。因此 我们推测出口企业在应对美国对华反倾销措施时 ,外资企业会更灵活地调整出口产品种类 ,而国有企业由于缺乏有效的激励机制 ,产品种类调整可能较为迟钝。

为探讨美国对华反倾销措施对不同所有制企业影响的差异 ,首先 我们生成两个子样本: 第一个子样本仅包含 19 188 家外资企业共 882 350 个观测值 第二个子样本仅包含 2462 家国有企业共 50 997 个观测值。接下来 我们分别对这两个子样本进行回归 结果见表 3。

表 3 外资企业与国有企业子样本回归

变量	外资企业			国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	log export	log quantity	log price	log export	log quantity	log price
AD	0. 057 *** (0. 021)	0. 043 ** (0. 021)	0. 014 * (0. 008)	0. 041 (0. 084)	0. 114 (0. 094)	-0. 090 * (0. 048)
log approxi_lp	0. 086 *** (0. 008)	0. 073 *** (0. 008)	0. 013 *** (0. 003)	0. 087 ** (0. 040)	0. 107 *** (0. 041)	-0. 010 (0. 013)
log approxi_empoly	0. 259 *** (0. 015)	0. 232 *** (0. 015)	0. 030 *** (0. 006)	0. 028 (0. 055)	0. 021 (0. 056)	-0. 001 (0. 024)
log real_age	0. 025 (0. 032)	0. 022 (0. 032)	0. 009 (0. 013)	0. 096 * (0. 053)	0. 126 ** (0. 055)	-0. 012 (0. 023)
常数项	7. 867 *** (0. 117)	6. 710 *** (0. 117)	1. 169 *** (0. 044)	8. 820 *** (0. 468)	6. 838 *** (0. 477)	2. 010 *** (0. 190)
月份 - 年度固定效应	是	是	是	是	是	是
企业 - 产品固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	834 122	831 638	831 496	45 473	45 284	45 322
R ²	0. 747	0. 803	0. 932	0. 756	0. 853	0. 949

表3第(1)和(2)列的结果表明,当美国对华实施反倾销措施时,受影响的外资企业非倾销产品的出口额和出口量均显著上升,分别提高了5.9%和4.4%;相反,受影响国有企业非倾销产品的出口额和出口量均没有显著变化。与基准全样本企业回归结果不同,受影响的外资企业非倾销产品的出口价格水平显著提高了1.4%,而受影响的国有企业非倾销产品价格反而降低了9.4%。这意味着美国对华实施反倾销措施后,受影响的外资企业将出口转移至非倾销产品,并且显著提高其出口价格;而受影响的国有企业没有对出口产品种类进行调整,非倾销产品的价格水平反而降低,与预期一致^①。

2. 单行业企业和多行业企业的差异。已有研究表明多产品企业比单产品企业生产率高,并且拥有更好的绩效水平(Goldberg等,2010; Arkolakis和Muendler,2010);与此同时,反倾销措施对绩效越好、产品多元化程度越高企业的负面影响也越小(蒋为和孙浦阳,2016)。若多产品企业原本已经在多个行业生产产品,相比单一行业企业,多产品企业产品调整余地更大,人员和设备更完善,中间品和原材料更具多样性,则可以更容易地实现产品种类的改变^②。因此,多行业企业在面对美国的反倾销措施时,应该比单行业企业更容易调整出口产品的种类,即有更显著的产品种类溢出效应。

为验证这一推论的准确性,本文按照HS-2位代码^③,将样本分为两个子样本。第一个子样本包含13298家多行业企业(至少有两种产品的HS-2位代码不相同)851842个观测值,另一个子样本包含15655家单行业企业(所有产品的HS-2位代码都相同)共265795个观测值。这两个子样本的回归结果见表4。

^① 中国出口企业有大量外资企业,因此与内资企业一样,外资企业也是受反倾销措施影响的主体。但我们认为这不会削弱本文的政策意义,主要原因如下:第一,反倾销调查针对的是特定产品,对外资和内资企业一视同仁,二者均需缴纳反倾销税;第二,只要在中国境内生产经营的企业,不论外资还是内资,其产值都会计入GDP,并且外资企业雇员大部分为中国公民;第三,我们发现外资企业能够对反倾销调查迅速做出转变,而国有企业没有这样的机制,这对国有企业应当如何积极应对反倾销调查具有很好的借鉴作用。

^② 理论上,如果非倾销品与被调查产品在同一行业(有相同的HS-2位代码),那么这两种产品的相似度更高,产品溢出效应更显著。但这与我们的发现并不矛盾,进一步检验表明,首先,如果非倾销品与被调查产品属于同一行业,那么产品溢出效应更大;其次,在非倾销品与被调查产品行业相同的企业中,相比单行业企业,只有多行业企业有显著的产品溢出效应。限于篇幅,未报告这部分结果,备索。作者在此感谢匿名审稿人的建议。

^③ 依据HS代码编写规则,2位HS代码表示产品所属的“章”,同一章产品往往原材料或用途相同,因此我们以HS-2位代码作为行业,对产品进行划分;同时,HS-4位代码也是常见的产品分类标准(Lu等,2013; Chandra和Long,2013a)。我们以HS-4位代码作为行业划分依据进行稳健性检验,结果依然稳健。限于篇幅,未报告检验结果,备索。作者在此感谢匿名审稿人的建议。

美国对华反倾销的出口产品种类溢出效应探究

表 4 多行业与单行业企业子样本回归

变量	多行业企业			单行业企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	log export	log quantity	log price	log export	log quantity	log price
AD	0.077 *** (0.019)	0.063 *** (0.020)	0.011 (0.008)	1.2e - 5 (0.055)	-0.012 (0.060)	0.010 (0.023)
log approxi_lp	0.079 *** (0.009)	0.067 *** (0.009)	0.013 *** (0.003)	0.091 *** (0.013)	0.081 *** (0.013)	0.010 ** (0.005)
log approxi_empoly	0.227 *** (0.016)	0.203 *** (0.016)	0.027 *** (0.006)	0.215 *** (0.025)	0.189 *** (0.026)	0.026 *** (0.009)
log real_age	0.015 (0.025)	0.002 (0.027)	0.019* (0.011)	0.016 (0.036)	0.011 (0.037)	0.009 (0.015)
常数项	7.881 *** (0.117)	6.684 *** (0.117)	1.208 *** (0.045)	8.642 *** (0.177)	7.481 *** (0.184)	1.175 *** (0.066)
月份 - 年度固定效应	是	是	是	是	是	是
企业 - 产品固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	805 909	803 333	803 428	253 163	252 865	252 166
R ²	0.741	0.795	0.925	0.718	0.828	0.959

表 4 第 (1) - (3) 列多行业企业子样本的回归结果表明,若企业为多行业企业,那么在受美国对华反倾销措施影响后,企业非倾销产品的出口额和出口量分别提高了 8.0% 和 6.5%,而出口产品价格没有显著差异,与基准回归结果相似。相反,若企业为单行业企业,受影响企业的出口没有显著向非倾销产品转移(第 (4) - (6) 列)。这些结果表明美国对华实施反倾销措施后,多行业出口企业更容易实现出口产品种类的转移,支持了本文关于出口产品种类溢出效应的理论推断。

(三) 影响机制的进一步说明

上文发现在美国实施反倾销措施后,由于受影响企业的被调查品至美国的贸易成本上升,非倾销产品至美国的贸易成本则相对降低,其出口显著增加,企业可能存在产品种类溢出效应。这一效应在外资企业和国有企业、多行业和单行业企业间存在差异。在本文理论机制下,对受影响的企业而言,反倾销措施使调查产品至指控国的贸易成本上升,不仅意味着非倾销品至指控国的贸易成本相对降低,还意味着非倾销品至其他国家的贸易成本也相对减少,那么非倾销品至其他国家的出口也应当增加。为检验这一机制是否成立,本文使用受影响企业非倾销产品至其他国家的出口额(*export_*

withoutUS)、出口量(*quantity_withoutUS*)以及产品出口价格(*price_withoutUS*)作为被解释变量进行回归,回归结果见表5。

表5 非倾销品至其他国家的出口回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>log export_</i> <i>withoutUS</i>	<i>log export_</i> <i>withoutUS</i>	<i>log quantity_</i> <i>withoutUS</i>	<i>log quantity_</i> <i>withoutUS</i>	<i>log price_</i> <i>withoutUS</i>	<i>log price_</i> <i>withoutUS</i>
<i>AD</i>	0.027 (0.040)	-0.021 (0.041)	0.014 (0.034)	-0.032 (0.035)	0.014 (0.010)	0.010 (0.010)
<i>log approxi_lp</i>		0.130*** (0.016)		0.107*** (0.014)		0.022*** (0.004)
<i>log approxi_empoly</i>		0.367*** (0.030)		0.326*** (0.026)		0.049*** (0.007)
<i>log real_age</i>		0.123** (0.053)		0.073 (0.045)		0.045*** (0.014)
常数项	5.726*** (0.056)	2.903*** (0.217)	4.958*** (0.049)	2.568*** (0.189)	1.024*** (0.013)	0.557*** (0.053)
月份-年度固定效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1117 637	1059 072	1117 637	1059 072	1117 637	1059 072
R ²	0.766	0.765	0.782	0.782	0.795	0.792

与基准模型结构相同,表5第(1)、(3)、(5)列仅控制月份-年度和企业-产品固定效应,第(2)、(4)、(6)列除了固定效应外还在回归中控制了企业特征。我们发现,不论是受影响企业非倾销产品销至其他国家的出口额、出口量还是出口价格的系数都不显著,与我们的预期不相符。

我们推测这可能与该国(除美国外)是否为企业原有出口渠道有关。具体而言,若某国为企业原有出口渠道,那么受影响企业在出口时可直接通过该渠道将非倾销品销往该国,非倾销品至这些国家的出口增加;另一方面,若某国并非企业原有的出口渠道,那么企业需要额外的成本建立新的贸易渠道,受影响企业生产的非倾销品至这些国家的贸易成本相对较高,出口可能不会增加。如果企业原有的出口渠道较单一,那么非倾销品出口增加可能绝大部分表现为至原有渠道出口的增加,因此我们观察不到非倾销品至其他国家出口的显著变化。

美国对华反倾销的出口产品种类溢出效应探究

为了验证此推断,首先,我们将出现在样本中第一年的贸易伙伴定义为“原有出口渠道”,其他国家为“非原有出口渠道”;其次,我们分别计算每家企业每种产品每月至原有出口渠道和非原有出口渠道的出口额、出口量和平均价格^①;最后,我们剔除每家企业出现在样本中第一年的所有观测值。据此,我们得到包含 27 515 家企业共 852 255 个观测值的新样本,其回归结果见表 6。由表 6 结果可知,若其他国家为企业原有的出口渠道,那么非倾销品的出口额和出口量将显著增加;若其他国家为企业新的出口渠道,那么非倾销品至这些国家的出口额和出口量没有显著变化。该结果与我们的推断一致。

表 6 区分原有出口渠道与非原有出口渠道的回归

变量	原有出口渠道			非原有出口渠道		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	log export	log quantity	log price	log export	log quantity	log price
AD	0.347*** (0.023)	0.191*** (0.019)	0.009*** (0.002)	-0.018 (0.042)	-0.018 (0.036)	0.005 (0.012)
log approxi_lp	0.058*** (0.007)	0.040*** (0.006)	0.001 (0.001)	0.133*** (0.017)	0.108*** (0.015)	0.028*** (0.005)
log approxi_empoly	0.190*** (0.014)	0.151*** (0.012)	-0.001 (0.001)	0.316*** (0.031)	0.280*** (0.028)	0.051*** (0.008)
log real_age	0.001 (0.020)	-0.011 (0.016)	0.001 (0.001)	0.092* (0.056)	0.039 (0.048)	0.053*** (0.016)
常数项	0.946*** (0.099)	0.631*** (0.082)	0.026*** (0.006)	0.536** (0.231)	0.436** (0.202)	0.170*** (0.062)
月份-年度固定效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	807 846	808 012	808 012	808 972	808 995	808 962
R ²	0.861	0.880	0.880	0.792	0.799	0.821

综上所述,美国对华实施反倾销措施后,受影响企业生产的非倾销产品销至美国的出口额增加,出口量也显著提高,而出口价格没有显著变化。这一影响随企业所有制和企业是否为多行业企业而有所不同。具体而言,对外资企业或多行业企业而言,

① 若企业只出口至美国,那么表明该企业至原有其他渠道或非原有其他渠道的出口为 0。

受反倾销措施影响的企业出口会向非倾销产品转移,并且受影响的外资企业非倾销产品出口价格也显著提高;对国有企业或单行业企业,没有发现出口产品种类的溢出效应,受影响国有企业生产的非倾销产品出口价格反而下降。此外,非倾销品至原有出口渠道的出口也显著提高,但是至非原有出口渠道的出口额和出口量没有显著变化。这些结果支持我们的理论假说,即反倾销措施实施后,受影响企业将出口转移至非倾销产品。

五 稳健性检验

以上研究结果表明,美国对华反倾销措施的实施可能导致受影响企业出口从倾销产品向非倾销产品转移,这一影响随企业所有制不同以及是否为多行业企业而有所差异。为使结果更让人信服,本文进一步从以下4方面对结果进行稳健性检验。

(一) 使用企业年度指标作为控制变量

为了匹配工业企业数据库与企业-产品月度出口数据,上文使用线性加权求和的方法近似计算了企业的月度指标,并作为控制变量加入回归。为此,我们首先检验直接使用企业年度指标作为控制变量回归时结果是否稳健(见表7)。

变量	(1) <i>log export</i>	(2) <i>log quantity</i>	(3) <i>log price</i>
<i>AD</i>	0.066 *** (0.018)	0.053 *** (0.019)	0.011 (0.007)
<i>log lp</i>	0.110 *** (0.007)	0.091 *** (0.007)	0.019 *** (0.003)
<i>log employ</i>	0.265 *** (0.014)	0.243 *** (0.014)	0.024 *** (0.005)
<i>log age</i>	-0.020 (0.023)	-0.029 (0.024)	0.015 (0.010)
常数项	7.782 *** (0.103)	6.589 *** (0.102)	1.206 *** (0.037)
月份-年度固定效应	是	是	是
企业-产品固定效应	是	是	是
观测值	1085 042	1081 813	1081 386
R ²	0.741	0.805	0.934

表 7 的结果表明,当使用企业年度指标作为控制变量时,受美国对华反倾销措施影响的企业非倾销产品出口额和出口量分别增加 6.8% 和 5.4%,而这些产品的出口价格仍没有显著变化,该结果与基准模型相似。因此,当控制变量更换为企业年度指标时,结论仍然成立。

(二) 对照组改为产品虽遭受反倾销调查但未被最终裁决的企业

除了被最终倾销裁决的产品外,还有一类产品虽然受到反倾销调查,但没有被最终裁决为倾销产品。理论上,企业会更加谨慎地出口这类产品,以减少由于该产品被最终有罪裁决造成不必要的损失。因此,我们推测相比受反倾销调查但没有最终有罪裁决的产品,企业更倾向将出口转移至没有被调查的产品上。为此我们将对照组更换为样本企业生产的曾受反倾销调查、但没有被最终有罪裁决的产品,对基准回归进行稳健性检验(见表 8)。

变量	(1) log export	(2) log export	(3) log quantity	(4) log quantity	(5) log price	(6) log price
AD	0.178 [*] (0.093)	0.175 [*] (0.095)	0.176 [*] (0.097)	0.176 [*] (0.100)	0.011 (0.029)	0.008 (0.030)
log approxi_lp		0.053 ^{***} (0.014)		0.048 ^{***} (0.014)		0.004 (0.005)
log approxi_empoly		0.178 ^{***} (0.026)		0.143 ^{***} (0.025)		0.034 ^{***} (0.010)
log real_age		0.012 (0.052)		0.011 (0.050)		-0.002 (0.015)
常数项	8.919 ^{***} (0.115)	7.709 ^{***} (0.229)	7.594 ^{***} (0.120)	6.648 ^{***} (0.227)	1.376 ^{***} (0.040)	1.113 ^{***} (0.078)
月份-年度固定效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	323 970	303 652	322 409	302 588	322 657	302 453
R ²	0.776	0.775	0.814	0.812	0.923	0.925

表 8 第(1)和(2)列的结果表明,相比受反倾销调查的非倾销产品,受影响企业非倾销产品的出口额增加了 19.1%,该系数约为基准回归系数的 2.8 倍;与此同时,受影响企业非倾销产品的出口量提高了 19.2%,约为基准回归系数的 3.6 倍(见表 8 第

(3)和(4)列);这些产品的出口价格仍然没有显著差异。回归结果表明产品受反倾销调查后,虽然没有被最终裁决为倾销产品,但企业仍然会相应减少这类产品的出口,以规避反倾销裁决带来的负面影响。因此,相比这类企业,受影响企业的产品种类溢出效应比基准模型更加显著。这也从侧面说明了反倾销调查仍会对没有被最终裁决为有倾销行为的产品造成负面影响。

(三) 将贸易中间商重新加入样本

理论上,中国工业企业数据库中的企业都是生产厂商,但在匹配过程中,我们仍发现约有400家工业企业的名称包含表示贸易的词汇,这可能是部分工业企业在进行一般贸易的同时也生产产品。为检验结果的稳健性,我们将这些贸易中间商重新加入样本进行回归,结果见表9。

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>log export</i>	<i>log export</i>	<i>log quantity</i>	<i>log quantity</i>	<i>log price</i>	<i>log price</i>
<i>AD</i>	0.079*** (0.018)	0.061*** (0.018)	0.068*** (0.018)	0.048*** (0.019)	0.010 (0.007)	0.011 (0.007)
<i>log approxi_lp</i>		0.080*** (0.007)		0.069*** (0.007)		0.013*** (0.003)
<i>log approxi_employ</i>		0.219*** (0.013)		0.194*** (0.013)	0.027*** (0.005)	
<i>log real_age</i>		0.025 (0.020)		0.015 (0.021)		0.015* (0.008)
常数项	9.680*** (0.023)	8.077*** (0.096)	8.251*** (0.023)	6.884*** (0.097)	1.466*** (0.009)	1.200*** (0.037)
月份-年度固定效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1156 706	1095 216	1152 917	1092 327	1152 860	1091 642
R ²	0.740	0.738	0.805	0.803	0.933	0.934

表9的结果表明,在加入贸易中间商后,受影响企业非倾销产品的出口额增加了6.3%-8.3%,出口量增长了4.9%-7.0%,产品出口价格系数仍不显著,这与基准回

归结果相似,再次支持了本文结论^①。

(四) 排除美国进口政策管理条例 05.1 号的影响

通过对比前文外资企业与国有企业的结果发现,受影响的外资企业在应对反倾销时能够及时调整出口产品,非倾销品的出口额和出口量显著增加,而受影响的国有企业没有类似变化。根据 2005 年 4 月 5 日美国政府公布的 05.1 号进口政策管理条例^②,在不具有市场经济地位国家(如中国)经营的来自具有市场经济地位国家或地区(包括中国香港和中国台湾地区)的纯外资企业,若遭受来自美国的反倾销调查时,可以通过提交简单的申请材料直接获得市场经济地位企业的认定以及单独的反倾销税率。这意味着虽然反倾销政策对外资企业一视同仁,但对来自具有市场经济地位国家(地区)的纯外资企业,它们可能会有所放松,给予较低的反倾销税率。为排除这一政策对结果的影响,我们进行了两组稳健性检验。一是,剔除 2005 年 4 月之后的所有外资企业,得到包含 24 698 家企业 688 598 个观测值的子样本一^③;二是,剔除 2005 年 4 月之后的所有样本,得到包含 21 537 家企业 560 595 个观测值的子样本二。这两组子样本的回归结果见表 10,第(1)-(3)列为子样本一的回归,第(4)-(6)为子样本二的回归。

理论上,在 2005 年美国新条例实施后,相比其他企业,来自具有市场经济地位国家或地区的纯外资企业受美国对华反倾销调查的影响较小,这些企业在调整出口产品种类时驱动力也较小。因此剔除这些企业后,产品溢出效应应该更大。表 10 第(1)-(3)列剔除 2005 年 4 月后外资企业的结果表明,当美国对华实施反倾销措施时,受影响企业出口额和出口量分别提高了 9.3% 和 7.9%,显著高于基准回归中的结果(6.9% 和 5.4%),与预期相符。而剔除 2005 年 4 月后所有样本的估计也有类似结果(第(4)-(6)列),进一步表明了本文结论的稳健。

综上所述,美国对华实施反倾销措施使受影响企业将出口转移至非倾销产品这一

^① 理论上,相比生产者,贸易中间商更易转换出口产品,因而产品溢出效应也应更大。虽然表 9 第(2)列 AD 的系数(0.061)略小于基准回归中 AD 的系数(0.067,表 2 第(2)列),但这并不影响本文结果的稳健性。原因在于:第一,这 2 个系数的标准差都为 0.018,因此二者在统计上没有显著差异;第二,只有当大部分贸易中间商在处理组时,我们才可能观察到更大的产品溢出效应,但在这近 400 家贸易中间商中,仅有 95 家企业在处理组,而其余企业都在对照组;第三,这些企业不仅进行一般贸易,还同时生产产品,相比只进行一般贸易的企业而言产品溢出效应更弱。

^② 资料来源: <http://enforcement.trade.gov/policy/bull05-1.pdf>。

^③ 由于数据识别的困难,我们无法判断企业是否完全属于具有市场经济地位的国家或地区,因此我们将所有外资企业从样本中剔除。这里的外资企业指纯外资企业、外资控股企业、所有含有外资成分的企业以及中国港、澳、台资企业。

结论不受其他市场因素的影响。在使用不同控制变量、更换对照组样本、将贸易中间商加入样本以及排除美国 2005 年进口政策管理条例对结果的影响后,本文研究结论依然稳健。

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>log export</i>	<i>log quantity</i>	<i>log price</i>	<i>log export</i>	<i>log quantity</i>	<i>log price</i>
<i>AD</i>	0.089*** (0.022)	0.076*** (0.022)	0.009 (0.009)	0.090*** (0.024)	0.072*** (0.025)	0.016* (0.010)
<i>log approxi_lp</i>	0.080*** (0.009)	0.075*** (0.009)	0.008** (0.003)	0.089*** (0.010)	0.084*** (0.010)	0.007* (0.004)
<i>log approxi_empoly</i>	0.183*** (0.015)	0.166*** (0.015)	0.018*** (0.006)	0.213*** (0.017)	0.191*** (0.017)	0.022*** (0.006)
<i>log real_age</i>	0.005 (0.024)	-0.004 (0.025)	0.015 (0.010)	0.009 (0.025)	0.003 (0.026)	0.010 (0.009)
常数项	8.361*** (0.113)	7.116*** (0.115)	1.253*** (0.044)	8.202*** (0.124)	7.005*** (0.125)	1.211*** (0.046)
月份-年度固定效应	是	是	是	是	是	是
企业-产品固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	652 507	650 549	651 655	529 219	527 391	529 219
R ²	0.745	0.811	0.939	0.753	0.811	0.938

六 结论与启示

为研究美国对华实施反倾销措施是否对出口企业有出口产品种类方面的影响,本文通过匹配 2000-2006 年中国海关数据库、中国工业企业数据库以及世界银行临时性贸易壁垒数据库,运用面板双重差分模型从微观层面考察了美国对华反倾销措施对受影响企业销至美国的非倾销产品出口额、出口量及出口价格的影响。

本文研究表明,2000-2006 年美国对华反倾销措施使受影响企业非倾销产品出口额上升 6.9%-9.1%,出口量增加了 5.4%-7.8%,而对这些产品的出口价格没有显著影响。异质性分析的结果表明,美国对华反倾销措施对受影响企业非倾销产品的影响随企业所有制不同和企业是否为多行业企业而有所差异。具体而言,受影响外资企业

和多行业企业存在产品种类溢出效应,国有企业和单行业企业则没有显著调整出口产品种类,并且该效应与贸易伙伴是否为企业原有出口渠道有关。其他稳健性检验的结果进一步支持了本文结论,即美国对华反倾销措施将导致受影响企业出口向非倾销产品转移,存在产品种类的溢出效应。由于数据的局限性,我们的研究忽略了企业获得不同反倾销税率对出口产品种类的影响;而且由于企业提供的产品信息有限,现阶段我们也无法验证积极应对反倾销措施的企业是更强调自己的优势产品,还是产品更加多样化的企业。这也是未来值得进一步研究的方向。

在全球经济增长放缓的背景下,反倾销调查已成为各国重要的贸易保护工具。出口导向的经济增长模式使中国贸易总额占全球的比重不断上升,中国出口产品在国际市场上可能将遭受更多的反倾销调查。因此,本文对企业应当如何积极妥善应对国外反倾销调查、减少反倾销措施带来的不利影响以及稳定出口有十分重要的指导意义。具体而言,单行业企业应当不断创新,开拓新产品,扩展自身产品覆盖的行业范围,以便更加灵活地将出口转移至其他行业的非倾销产品上,避免由于出口产品种类单一带来贸易摩擦。国有企业应当结合自身特征,提高生产效率,及时调整产品种类,积极应对国外反倾销措施。综上所述,企业在面对国外反倾销措施时,应当不断创新,积极开拓新产品,及时调整出口产品种类,以稳定企业出口、减少反倾销调查对企业造成的负面影响。这对保持企业在国际市场上的竞争力具有非常重要的实践意义。

参考文献:

- 戴觅、余淼杰、Madhura Maitr(2014):《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》,《经济学(季刊)》第2期。
- 冯宗宪、向洪金(2010):《欧美对华反倾销措施的贸易效应:理论与经验研究》,《世界经济》第3期。
- 蒋为、孙浦阳(2016):《美国对华反倾销、企业异质性与出口绩效》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 沈国兵(2008):《美国对中国反倾销的贸易效应:基于木制卧室家具的实证分析》,《管理世界》第4期。
- 沈国兵(2012):《显性比较优势与美国对中国产品反倾销的贸易效应》,《世界经济》第12期。
- 王孝松、翟光宇、林发勤(2015):《反倾销对中国出口的抑制效应探究》,《世界经济》第5期。
- 杨仕辉、邓莹莹、谢雨池(2012):《美国反倾销贸易效应的实证研究》,《财贸研究》第1期。
- 杨仕辉、许乐生、邓莹莹(2012):《印度对华反倾销贸易效应的实证分析与比较》,《中国软科学》第5期。
- 余淼杰(2011):《加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- Ahn, J.; Khandelwal, A. K. and Wei, S. J. "The Role of Intermediaries in Facilitating Trade." *Journal of International Economics*, 2011, 84(1), pp. 73-85.
- Arkolakis, C. and Muendler, M. A. "The Extensive Margin of Exporting Goods: A Firm-Level Analysis." *NBER Working Paper*, No. w16641, 2010.
- Baylis, K. and Perloff J. M. "Trade Diversion from Tomato Suspension Agreements." *Canadian Journal of Economics*,

2010 ,43(1) , pp. 127–151.

Bernard , A. B. ; Redding , S. J. and Schott , P. K. “Multiproduct Firms and Trade Liberalization. ” *The Quarterly Journal of Economics* ,2011 ,126(3) , pp. 1271–1318.

Berthou ,A. and Fontagne ,L. “How Do Multiproduct Exporters React to a Change in Trade Costs?” *The Scandinavian Journal of Economics* 2013 ,115(2) pp. 326–353.

Blonigen , B. and Prusa , T. J. “Antidumping. ” *NBER Working Paper* , No. w8398 ,2001.

Bown , C. P. “China’s WTO Entry: Antidumping , Safeguard and Dispute Settlement ,” in R. C. Feenstra and S. J. Wei , eds. , *China’s Growing Role in World Trade*. Chicago: University of Chicago Press ,2010.

Bown , C. P. *Temporary Trade Barriers Database*. The World Bank , <http://econ.worldbank.org/ttbd/> ,2016.

Bown , C. P. and Crowley , M. A. “Policy Externalities: How US Antidumping Affects Japanese Exports to the EU. ” *European Journal of Political Economy* ,2006 ,22(3) , pp. 696–714.

Bown , C. P. and Crowley , M. A. “Trade Deflection and Trade Diversion. ” *Journal of International Economics* , 2007 ,72(1) , pp. 176–201.

Brambilla , I. ; Porto , G. and Tarozzi , A. “Adjusting to Trade Policy: Evidence from US Antidumping Duties on Vietnamese Catfish. ” *Review of Economics and Statistics* ,2012 ,94(1) , pp. 304–319.

Brenton , P. “Antidumping Policies in the EU and Trade Diversion. ” *European Journal of Political Economy* ,2001 , 17(3) , pp. 593–607.

Chandra , P. “WTO Subsidy Rules and Tariff Liberalization: Evidence from Accession of China. ” *The Journal of International Trade & Economic Development* ,2014 ,23(8) , pp. 1170–1205.

Chandra , P. and Long , C. “Antidumping Duties and Their Impact on Exporters: Firm Level Evidence from China. ” *World Development* ,2013a , 51 pp. 169–186.

Chandra , P. and Long , C. “VAT Rebates and Export Performance in China: Firm-Level Evidence. ” *Journal of Public Economics* ,2013b , 102 , pp. 13–22.

De Loecker , J. “Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia. ” *Journal of International Economics* ,2007 ,73(1) , pp. 69–98.

Ganguli , B. “The Trade Effects of Indian Antidumping Actions. ” *Review of International Economics* ,2008 ,16(5) , pp. 930–941.

Goldberg , P. K. ; Khandelwal , A. K. ; Pavcnik , N. and Topalova , P. “Multiproduct Firms and Product Turnover in the Developing World: Evidence from India. ” *The Review of Economics and Statistics* ,2010 ,92(4) , pp. 1042–1049.

Konings , J. and Vandenbussche , H. “Antidumping Protection and Markups of Domestic Firms. ” *Journal of International Economics* ,2005 ,65(1) , pp. 151–165.

Konings , J. and Vandenbussche , H. “Heterogeneous Responses of Firms to Trade Protection. ” *Journal of International Economics* ,2008 ,76(2) , pp. 371–383.

Lu , Y. ; Tao , Z. and Zhang , Y. “How Do Exporters Respond to Antidumping Investigations?” *Journal of International Economics* ,2013 ,91(2) , pp. 290–300.

Melitz , M. J. “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. ” *Econometrica* ,

2003 , 71(6) , pp. 1695-1725.

Park , S. “The Trade Depressing and Trade Diversion Effects of Antidumping Actions: The Case of China. ” *China Economic Review* , 2009 , 20(3) , pp. 542-548.

Pierce , J. R. “Plant-Level Responses to Antidumping Duties: Evidence from US Manufacturers. ” *Journal of International Economics* , 2011 , 85(2) , pp. 222-233.

Prusa , T. J. “The Trade Effects of US Antidumping Actions. ” *NBER Working Paper* , No. w5440 , 1996.

Prusa , T. J. “On the Spread and Impact of Antidumping. ” *Canadian Journal of Economics* , 2001 , 34(3) , pp. 591-611.

Qiu , L. D. and Yu , M. “Multiproduct Firms , Export Product Scope , and Trade Liberalization: The Role of Managerial Efficiency. ” Hong Kong Institute for Monetary Research working paper , No. 022014 , 2014.

Qiu , L. D. and Zhou , W. “Multiproduct Firms and Scope Adjustment in Globalization. ” *Journal of International Economics* , 2013 , 91 (1) , pp. 142-153.

Tang , H. and Zhang , Y. “Quality Differentiation and Trade Intermediation. ” Centro Studi Luca d’Aglia Development Studies working paper , No. 340 , 2012.

The Spillover Effects of US Antidumping Duties against China on Export Products

Long Xiaoning; Fang Feifei; Chandra Piyush

Abstract: Based on product-level micro-data from firms during the period from 2000 to 2006 , we use the DID technique to explore the effects that US antidumping duties exerted against China in relation to exports of non-targeted goods by firms that have been affected by US antidumping duties. At first glance , it is noted that antidumping duties led to a significant increase in exports , as well as exported quantities of non-targeted products sold by the affected firms to the United States , i. e. , that the US antidumping duties really caused product spillovers. There is also heterogeneity between types of business ownership , as well as between multi-sectoral and uni-sectoral firms. On the other hand , these multi-product firms’ exports of these non-targeted goods to other countries have also been increasing if these countries were the original export destinations. These results allow us to conclude that one of the most effective ways for firms to minimize the negative impacts of foreign antidumping duties and stabilize their exports is to maintain the introduction of new products and the transfer of exports from non-targeted goods.

Key words: antidumping duties , multi-product firms , firms’ exports , product spillovers

JEL code: F12 , F13 , F15 , L25

(截稿: 2018 年 1 月 责任编辑: 吴海英 王 徽)