

中国对美反倾销的贸易破坏与偏转效应： 基于美国月度出口数据的研究

石慧敏 章凯莉 江政

摘要：本文利用2002—2014年美国月度出口数据与全球临时性贸易壁垒数据，通过双重差分法分析中国对美国发起反倾销调查导致的贸易破坏与贸易偏转效应。研究发现：（1）在反倾销案件初裁和终裁后，美国向中国出口相关目标产品的金额和数量都显著减少，即带来了贸易破坏效应。（2）在案件的立案、初裁和终裁后，美国向第三国出口相关目标产品的金额和数量迅速增加，即存在显著的贸易偏转效应。（3）在反倾销措施终止后，美国对华出口涉案产品迅速反弹，但美国对第三国的出口并没有对称地减少。本文探讨了中国对美反倾销调查过程中各个阶段的贸易破坏和偏转效应，对于评估我国贸易政策的救济和制裁作用有着重要的意义。

关键词：反倾销调查；贸易破坏；贸易偏转效应

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 6-0122-20

引言

在WTO推动全球范围内关税水平大幅降低时，以反倾销为代表的贸易救济措施因其灵活性被频繁采用。其中，欧美等发达经济体是反倾销调查的主要使用者，而以中国为代表的发展中国家则是主要的被调查对象。因而，已有文献在探究反倾销的贸易效应时，主要以此类案例为研究对象。然而，近年来新兴经济体对反倾销调查的使用也日趋频繁，因此，关注中国对外反倾销调查是否具有贸易救济或是贸易制裁效果将是十分必要的。

中国对外反倾销调查起步较晚，首例案件是1997年对原产于美国、韩国和加拿大的进口新闻纸的调查。截至2020年，中国共对外发起296例反倾销调查，远

[收稿日期] 2022-01-10

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“非关税贸易壁垒对全球价值链的影响——基于国家-行业细分贸易附加值数据的研究”(71903188)；国家社会科学基金重大项目“劳动力流动视角下健全城乡融合机制研究”(21&ZD076)；国家社会科学基金一般项目“全国统一大市场建设、资源配置效率与中国经济增长研究”(20BJL023)；北京高校“双一流”建设资金

[作者信息] 石慧敏：中国人民大学经济学院副教授、博士生导师，中国人民大学中国经济改革与发展研究院研究员；章凯莉（通讯作者）：中国人民大学经济学院博士研究生，电子邮箱 ruckaylee@126.com；江政：中央财经大学中国公共政策与财政研究院副教授，硕士生导师

小于被调查的数量。近年来,中美贸易摩擦不断,反倾销经常被用于处理经贸摩擦。截至2019年,美国对中国共发起202例反倾销调查,中国对美国则共发起了54例。已有文献以美国对华反倾销调查为研究对象,详细讨论了其对中国国内行业和企业所造成的影响(沈国兵,2012^[1]; Lu et al., 2013^[2]; Chandra, 2016^[3]; 罗胜强和鲍晓华,2019^[4]; Felbermayr and Sandkamp, 2020^[5]),但少有文献关注中国对美反倾销政策的贸易影响。本文则从中国对美发起反倾销调查的视角,研究被调查国贸易流向所受的影响。

理论上,由中国发起的反倾销调查会产生贸易破坏效应(Trade Destruction),直接降低目标国对华出口。调查还间接影响第三国,即产生贸易转移效应(Import Source Diversification or Trade Diversion),增加第三方国家对华出口。同时,目标国可能增加对第三国的出口,产生贸易偏转效应(Trade Deflection)。有关中国对外反倾销的文献(鲍晓华,2007^[6]; Park, 2009^[7]; 陈勇兵等,2020^[8]),因为使用的是我国的进口数据,只能关注贸易破坏和转移效应。本文创新性地使用我国对外反倾销目标国(美国)的贸易数据,研究对美反倾销是否导致美国将产品出口到第三方市场(贸易偏转效应)。综合考虑贸易破坏和偏转效应,有助于我们更完整地评估我国对外反倾销的贸易救济和制裁作用。

本文的边际贡献主要体现在三个方面:

第一,本文是首篇讨论中国对美国反倾销调查的贸易偏转效应的论文。传统上反倾销可以保护本国生产、实施贸易救济,但事实上也是制裁他国的重要贸易工具。基于制裁他国的目的,如果对他国实施反倾销措施之后,他国出口企业能够很容易地将出口偏转至第三国,那么发起国反倾销政策的有效性和针对性将大幅降低。因此,贸易偏转效应是度量反倾销政策有效性的一个重要维度。具体到中国对外反倾销调查时,贸易偏转效应的研究依赖于目标国整体出口数据,但已有研究大多基于中国的数据,无法研究贸易偏转效应,而本文使用的美国月度出口数据则使得该研究成为可能。同时,中美贸易冲突是近年来的热点问题,审视我国对美反倾销调查是否会带来美方贸易流量的偏转将有利于判断对美制裁的有效性,同时能够为政策制定者整体评估我国反倾销制裁工具的有效性提供基础。

第二,本文是首篇讨论反倾销终止对贸易流量影响的论文。现有关于反倾销的研究(不仅限于中国)都集中关注调查阶段,但措施终止,即反倾销税率撤销却是一个被忽略的重要时点。理论上,反倾销终止时会出现反向的贸易破坏(即美国对中国出口增加)以及反向的贸易偏转(即美国对第三国出口减少)。然而,经本文实证检验,发现前者成立、后者不成立。因此在政策意义上,我们希望对该问题的讨论能为反倾销措施的终止提供参考。

第三,在贸易破坏效应方面,本文的边际贡献是使用月度数据讨论反倾销流程在不同时点的作用。现有文献中,陈勇兵等(2020)基于中国的年度进口数据讨论了中国对外反倾销调查的贸易转移效应。相较于年度数据,月度数据可以有效评

估中国对外反倾销调查的不同时点,以及立案、初裁、终裁以及措施终止对应的贸易效应。

一、文献综述

在现有文献中,Bown和Crowley(2007)^[9]提出A国向B国发起反倾销时主要存在三种贸易效应:贸易破坏效应,即A国从B国进口减少;贸易转移效应,即A国从第三国进口增加;贸易偏转效应,即B国向第三国出口增加。已有研究在区分反倾销调查的发起国与目标国、发起时期后,对上述贸易效应的存在性及具体出现时点、作用机制进行了不同层面的检验。

其中,反倾销的贸易破坏效应最为直接,已有文献进行了两个维度的拓展。

一是关注破坏效应出现的时点。Staiger和Wolak(1994)^[10]估计了1980—1985年美国反倾销诉讼中各阶段的影响,证明反倾销措施显著抑制目标产品进口,即使调查程序中止,负面效应依旧存在。Krupp和Pollard(1996)^[11]使用1976—1988年美国化工行业月度进口数据,同样证明了反倾销诉讼的负面影响并不只源于最终措施。沈国兵(2012)、谢建国和黄秋月(2014)^[12]等以美国对华反倾销调查为研究对象,发现反倾销调查的启动与肯定性终裁均有显著的贸易破坏效应。谢建国和黄秋月(2014)指出,中国对美的出口只在短期减少,之后将恢复性回弹。

二是进一步讨论破坏效应的微观机制。Lu等(2013)以2000—2006年美国对华发起的反倾销案件为研究对象,证明在位企业数量减少,而非幸存企业出口规模的减少是破坏效应的主要渠道。罗胜强和鲍晓华(2019)同样以这一时期案件为研究对象,将新企业行为纳入讨论,认为破坏效应显著降低了新企业数量与出口规模,而非在位企业数量与出口规模。Felbermayr和Sandkamp(2020)关注了美国和欧盟对中国发起的反倾销调查,并使用中国企业层面出口数据,发现小企业在反倾销调查中受贸易破坏效应的影响更大。

贸易转移效应弱化了反倾销调查对发起国国内市场的保护。已有文献在讨论贸易转移效应时主要将其与贸易破坏效应结合,以评估反倾销措施对发起国整体的贸易救济效果。Prusa和Thomas(1996)^[13]使用1980—1988年美国对外反倾销数据,提出反倾销措施使美国转而非目标国家进口目标商品,其中反倾销税率越高,贸易转移效应越显著。将欧盟对外反倾销调查作为研究样本时,同样发现了贸易转移效应的存在(Lasagni,2000^[14];Brenton,2001^[15];Konings et al.,2001^[16])。同时,Lasagni(2000)和Konings等(2001)认为就贸易规模而言,欧盟相较于美国的转移规模更小,因此,欧盟使用反倾销时能够有效抑制整体进口,从而更加有效地保护内部市场。

部分文献关注了新兴市场国家发起反倾销时的贸易转移效应。Niels(2003)^[17]使用了墨西哥1992—1997年对外反倾销调查数据,证实了贸易破坏效应的存在,但是贸易转移效应并未得到数据支持。鲍晓华(2007)以1997—2004

年中国对外反倾销案例为研究对象,发现其中存在贸易破坏与贸易转移效应,但由于前者显著强于后者,使得对外反倾销调查整体上能够实现对国内产品市场的贸易救济。苏振东和刘芳(2010)^[18]对16例中国对外反倾销案件进行统计分析 with 实证检验,同样证明了破坏效应与转移效应的存在,其贸易救济效果整体显著。Park(2009)同样关注了中国对外反倾销案件,并使用涉案产品占中国进口市场相对份额进行测度,为贸易转移效应的存在提供了证据。李淑贞(2013)^[19]在引入进口倾向性并对涉案产品进行分类后,发现在不同进口倾向性产品中转移效应强度并无明显差异。陈勇兵等(2020)以2001—2013年中国对外反倾销案例为研究对象,使用双重差分法发现了贸易转移效应的存在。

贸易偏转效应的存在使被调查的目标国能够将目标产品转移至第三国,部分缓解了出口压力。已有文献在讨论贸易偏转效应时主要将其与贸易破坏效应相结合,以评估反倾销措施对目标国的贸易冲击。Bown和Crowley(2007)使用美国对日本发起反倾销调查的数据,实证发现美国对日反倾销调查使日本向第三国的出口目标产品增长了5%—7%。部分文献聚焦特定行业或产品,对贸易偏转效应进行了检验,如Baylis和Perloff(2010)^[20]发现美国对原产于墨西哥的西红柿反倾销制裁使得墨西哥出口加拿大的西红柿增加;Nguyen等(2017)^[21]发现欧盟对越南鞋类产品的反倾销制裁使得越南向美国出口的鞋类产品增加。而有关美国对华反倾销是否存在贸易偏转效应,已有文献并未得出一致结论。Lu等(2013)使用中国出口部门层面月度数据但并未观察到偏转效应;Chandra(2016)使用部门层面年度数据进行分析并发现了偏转效应;Felbermayr和Sandkamp(2020)使用企业层面数据通过实证研究证实了偏转效应的存在,并进一步指出企业与更多第三方市场建立贸易关系是其中的主要机制。

如前所述,虽然有部分文献研究了我国对外反倾销的贸易影响,但主要关注贸易转移效应。为了更全面地评估反倾销政策的贸易救济和贸易制裁效果,本文从我国政策实施的目标国数据出发,讨论我国对美反倾销的贸易破坏和偏转效应。

二、中国对外反倾销调查的背景

2001年11月,国务院发布了《中华人民共和国反倾销条例》,并于2004年3月进行了修订^①。根据修订后的该条例,反倾销涉及四个关键时间点——立案调查、初裁决定、终裁决定和措施终止(图1)。商务部是反倾销调查的主要政府部门,在收到符合资质申请人^②提交的书面调查申请后,决定是否立案调查。特殊情况下^③,商务部也可自行立案调查。肯定性立案调查决定标志着反倾销调查程序的启动,之后将分为初步调查与最终调查两个阶段,全部调查程序应在12个月内结束

^①http://www.gov.cn/zhengce/content/2008-03/28/content_4555.htm。

^②符合资质的申请人包括国内产业或代表国内产业的自然人、法人或有关组织。

^③特殊情况指没有收到书面申请,但有充分证据认为存在倾销或损害以及二者之间存在因果关系。

(特殊情况下可延长至18个月)^①。在初步调查阶段,商务部根据调查结果,对倾销、损害以及二者间的因果关系作出初裁决定。如果初裁决定是肯定性的,商务部可采取征收临时反倾销税、要求提供担保等形式的临时反倾销措施,实施期限不超过4个月(特殊情况下可延长至9个月)。反之,则调查终止。若进入最终调查阶段,商务部将进一步调查倾销幅度、损害及程度,并作出终裁决定。如果终裁决定是肯定性的,商务部可建议征收反倾销税,并在国务院关税税则委员会作出决定后予以公告。反倾销税的征收期限一般不超过5年。特殊情况下^②,商务部可复审继续征收反倾销税的必要性,并适当延长征收期限。

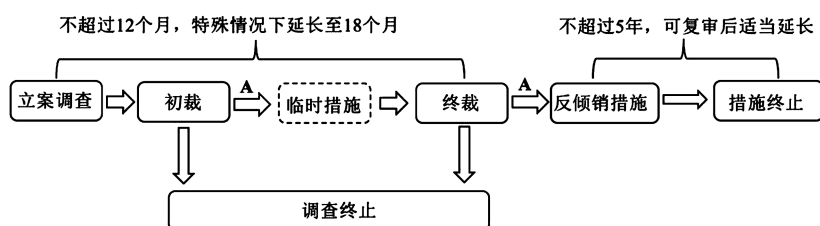


图1 中国反倾销调查主要流程

注:根据《中华人民共和国反倾销条例》绘制。

截至2020年,中国共对外发起296例反倾销调查,其中234例为肯定性终裁并已实施相应的反倾销措施^③,占比为79.05%。我国反倾销调查的主要目标国为欧美日韩等发达国家,案件占比达61.23%。其中,美国是首要目标国,占54例。具体来看,对美国发起反倾销调查的第一个高峰期集中在2001年中国加入WTO的初期,第二个高峰期集中在2008年金融危机期间,第三个高峰期则始于2017年。将截至2015年中国对美发起反倾销调查的全部目标商品在HS2位下进行频次统计^④,发现车辆机器零部件是主要目标商品,共遭受25次调查,占全部目标商品的24.27%。

三、计量模型与数据

理论方面,Bown和Crowley(2007)构建了一个三国古诺竞争模型。假设A、B、C三个国家的三个代表性企业在生产中边际成本递增,且产品互为竞争性的替代产品。为了实现利润最大化,企业在三个国家市场上的边际净收入(边际收入减去关税)是相等的。当A国对B国施加反倾销税时,降低了B国企业出口到A国时所获得的边际净收入。为了实现利润最大化,B国企业会重新调整在三个市场上的销售,使得在三个市场中获得的边际净收入重新相等。当B国降低对A国的

①反倾销调查申请人以及被诉方,即倾销进口产品的出口经营者,可采取行动终止反倾销程序。例如,申请人可主动撤销申请,被诉方则向商务部作出价格承诺或停止以倾销价格出口。

②特殊情况是指商务部有正当理由或由利害关系方提出请求并提供与持续倾销有关的证据。

③数据来源:中国贸易救济信息网。

④包含重复调查情形。

出口时（即产生了贸易破坏作用）可能会增加对C国的出口，即产生了贸易偏转作用。基于此理论框架，本文展开实证分析。

（一）识别策略

本文的主要目标是研究中国对美反倾销调查对美国出口目标商品至中国及第三方市场的影响，即是否存在贸易破坏及贸易偏转效应。目标商品出口行为的变化既可能受到反倾销调查的影响，也可能受同一时间发生的其他政策冲击或宏观经济环境变化的影响。为探究反倾销调查各阶段对目标商品的贸易效应，本文主要使用双重差分法。商品在出口行为中存在两个维度的差异：时间维度上反倾销调查各阶段出口行为的差异，以及产品维度上是否遭受反倾销调查的差异。其中，遭受反倾销调查的商品为处理组，未遭受反倾销调查的类似商品为对照组。因目标商品与对照商品的唯一差别在于是否遭受反倾销调查，因此可认为对照商品在反倾销调查各阶段前后出口行为的变化反映了除反倾销调查外影响目标商品出口行为变化的其他因素。通过比较目标商品与对照商品在反倾销调查各阶段前后的出口差异，即可识别出反倾销调查中的两种效应。

我国对外反倾销案件由立案调查至终裁的时间一般不超过12个月，为探究反倾销调查各阶段对美国出口的影响，本文使用美国月度出口数据以准确识别反倾销调查具体时点对美国出口目标商品的破坏与偏转效应。具体来看，中国对外反倾销调查程序中三个关键时间点分别为立案调查、初裁与终裁。考虑三个关键时间点后回归方程如下：

$$y_{pt} = \beta_1 Treatment_p \times Post_{pt}^1 + \beta_2 Treatment_p \times Post_{pt}^2 + \beta_3 Treatment_p \times Post_{pt}^3 + \lambda_p + \lambda_t + \varepsilon_{pt}$$

$$Post_{pt}^1 = \begin{cases} 1, t \in [t_{p0}, t_{p1}) \\ 0, \text{其他} \end{cases} \quad Post_{pt}^2 = \begin{cases} 1, t \in [t_{p1}, t_{p2}) \\ 0, \text{其他} \end{cases} \quad Post_{pt}^3 = \begin{cases} 1, t \geq t_{p2} \\ 0, \text{其他} \end{cases} \quad (1)$$

其中， y_{pt} 在破坏效应中为时间 t 美国出口商品 p 至中国的规模，在偏转效应中为时间 t 美国出口商品 p 至除中国外第三方国家地区的加总。 $Treatment_p$ 为二值变量，在商品 p 遭受反倾销调查时取1，为对照组商品时取0。 t_{p0} 表示产品 p 立案调查时间， t_{p1} 表示初裁决定时间， t_{p2} 表示终裁决定时间。 $Post_{pt}^i$ ($i = 1, 2, 3$)为二值变量，当时间 t 处于立案调查至初裁时间段时， $Post_{pt}^1$ 取值为1；处于初裁至终裁时间段时， $Post_{pt}^2$ 取值为1；处于终裁之后时， $Post_{pt}^3$ 取值为1。 λ_p 为产品固定效应，代表不随时间变化的产品固有特征； λ_t 为时间固定效应，用以吸收作用于所有产品的时间层面变动，如季节性因素等； ε_{pt} 为随机扰动项。

（二）数据处理

本文使用的数据主要为世界银行全球反倾销数据库（GAD）^①以及美国商务部的美国出口月度数据（U. S. Exports of Merchandise-Monthly）^②。全球反倾销数据库

^①<https://datacatalog.worldbank.org/dataset/temporary-trade-barriers-database-including-global-antidumping-database/resource/dc7b361e>。

^②<https://www.census.gov/foreign-trade/reference/products/catalog/expDVD.html#info>。

(GAD)对发起反倾销调查的34个国家或地区进行分组,由主表与产品信息表构成,主表覆盖了1980年至2015年该国或地区发起的全部反倾销案件,提供了包括反倾销调查案件编码、立案调查、初裁、终裁时间点、相应裁决结果及采取的反倾销措施类型等在内的详尽信息,产品信息表提供了相应案件在立案调查时涉案产品HS编码。美国商务部提供的美国商品出口月度数据提供了2002—2014年各月份包括出口地区、港口、出口产品HS10位编码、出口目的地、出口量、出口价值、运输方式在内的美国产品出口多维信息。

全球反倾销数据库提供的中国对美反倾销目标商品信息为HS6位,美国商务部提供的出口月度数据商品信息为HS10位,因此本文选择在HS6位下匹配两个数据库,按照目的地是否为中国分类加总,得到2002—2014年美国出口至中国及其他国家(地区)的HS6位月度数据。

(1)处理组。2002—2014年中国对美发起反倾销调查共36例,为保证有足够的样本区间反映立案调查前以及确定性终裁后的处理组与控制组的出口行为差异,本文关注立案调查不早于2003年1月、终裁时间不晚于2013年12月的案件,共24例。进一步剔除1例无措施结案的案件之后,仅保留最终结果为肯定性终裁并采取实质性反倾销措施的23例案件作为目标案件。进一步地,HS编码每五年进行一次版本变更,样本期间内共涉及HS2002、HS2007及HS2012三个版本。根据世界银行提供的各版本编码转换表,本文将产品编码统一转换至HS2002^①。在23起肯定性终裁案件中,有4组共8起案件目标产品的HS4位信息存在重合,为避免在匹配控制组产品时因处理时间不唯一而影响匹配质量,本文对目标产品重合案件做分类处理,最终保留19起案件,包括38种HS6位目标商品^②。

在19起目标案件中,有6起案件的措施终止时间在本文样本时间终点2014年12月之前。为厘清肯定性终裁与措施终止的作用,本文在基准回归中首先考虑在2014年12月前尚未终止措施的13起目标案件,并在考虑措施终止作用时再将已终止的6起案件纳入讨论^③。

(2)对照组。本文使用和处理组HS6位产品相同的HS4位编码下,从未受到实质性反倾销措施处理的其他HS6位产品构建对照组。具体步骤如下:首先,在HS2002标准下找到各处理组产品对应的对照组产品,剔除没有对照组的处理组产品;其次,为确保对照组产品从未遭受反倾销调查,在对照组中剔除发起时间在2014年前、除29例目标案件外全部给予肯定性终裁案件所包含的产品;最后,将HS2002标准下对照组商品转换至HS2007及HS2012,分别与2002—2014年月度出

①由于2007年1月及2012年1月美国依据HS编码最新版本调整了出口商品条目,因此在将月度出口数据与反倾销目标产品在HS6位进行匹配时,本文将HS2002标准下目标产品根据各版本编码转换表转换至HS2007及HS2012版本,剔除因交叉匹配导致无法准确识别出口信息的目标产品样本后,分别与2002—2014年月度出口数据进行匹配。

②具体处理方法可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

③具体案件编码、发起时间、措施终止时间及涉案产品编码可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

口数据进行匹配,从而得到对照组产品信息。

(三) 构建核心变量

本文的被解释变量 y_{pt} 在破坏效应中为 t 时刻美国出口商品 p 至中国的规模,在偏转效应中为 t 时刻美国出口商品 p 至除中国外所有第三方国家地区的总规模。出口月度数据提供了出口金额与数量两种单位度量,在加总至 HS6 位时,项目下 HS10 位产品数量单位一致,因此本文同时使用出口金额与数量构建被解释变量,既能够提供稳健性检验,同时部分提供与出口产品价格相关的信息。此外,由于产品的出口数据并不连续,样本中部分商品的月度出口量为 0,为保证有足够的样本区间用于立案调查前的平行趋势检验,本文剔除了立案调查前一年出口信息全为 0 的样本。对于余下样本,本文使用 $y_{pt} = \ln(1 + Y_{pt})$ 对出口信息进行转换,以保留足够的样本量。

本文的核心解释变量为立案调查 $Treatment_p \times Post_{pt}^1$ 、初裁 $Treatment_p \times Post_{pt}^2$ 以及终裁 $Treatment_p \times Post_{pt}^3$,使用各阶段裁决结果构建,并对应估计系数 $\beta_i (i = 1, 2, 3)$ 为目标商品出口规模的变化百分比。

四、实证回归结果

(一) 平行趋势检验

为保证双重差分的有效性,本文借鉴陈勇兵等(2020)构建如下方程,以检验处理组和控制组在反倾销立案调查前的变化趋势是否一致:

$$y_{pt} = \gamma_1 Treatment_p \times Before_{pt}^1 + \gamma_2 Treatment_p \times Before_{pt}^2 + \lambda_p + \lambda_t + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

其中, $Before_{pt}^1$ 和 $Before_{pt}^2$ 为二值变量,当时间 t 处于立案调查前第 1 年时, $Before_{pt}^1$ 取值为 1;处于立案调查前第 2 年时, $Before_{pt}^2$ 取值为 1。系数 $\gamma_i (i = 1, 2)$ 代表了处理组和控制组在立案调查前第 i 年的出口差异。如表 1 所示,在立案调查前,处理组和控制组产品出口至中国和第三国的规模变化均无显著差异,支持了双重差分的有效性。

表 1 平行趋势检验

项目	贸易破坏效应		贸易偏转效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	出口额	出口量	出口额	出口量
$treat_before1$	0.0518 (0.0607)	0.0565 (0.0538)	0.0117 (0.0174)	0.0185 (0.0156)
$treat_before2$	0.0529 (0.0635)	0.0496 (0.0609)	0.0070 (0.0171)	0.0150 (0.0146)
产品固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	17 160	17 160	17 160	17 160
拟合优度	0.5336	0.5516	0.6509	0.7107

注:括号内为标准误,计算时聚类到 HS6 位产品层面;*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。下表同。

为更直观展现平行趋势，本文进一步使用事件研究法进行分析。以反倾销立案调查前一年为基准年份，依次构建反倾销立案调查前第 i 年虚拟变量 $before_i_{pt}$ ，立案调查后第 j 年虚拟变量 $after_j_{pt}$ ，及其与处理组的交互项，设定如下方程：

$$y_{pt} = \sum_{i \neq 1} \gamma_i Treatment_p \times before_i_{pt} + \sum_j \gamma_j Treatment_p \times after_j_{pt} + \lambda_p + \lambda_t + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

当讨论贸易破坏效应时， y_{pt} 代表美国出口至中国的金额或数量。结果如图 2 所示，以反倾销立案调查前一年为基准，反倾销立案调查前交互项系数并不显著，立案调查当年系数并不显著，之后随着调查程序的推进，交互项系数显著为负。这说明，在反倾销立案调查前不存在其他导致美国出口至中国的处理组和控制组产品存在显著差异的外生冲击。

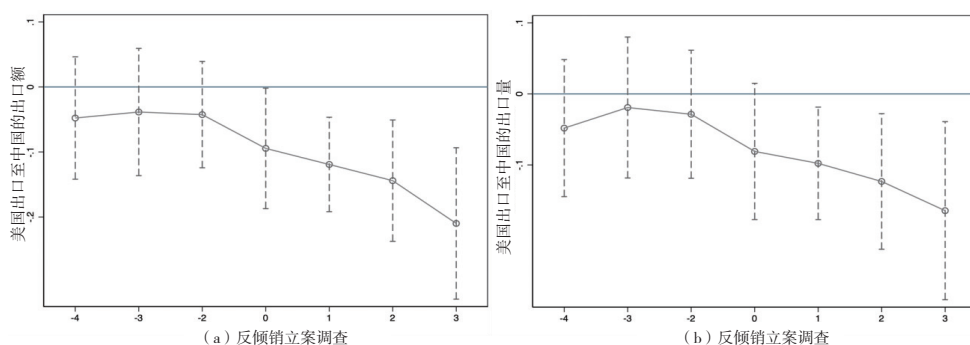


图 2 贸易破坏效应的平行趋势检验

注：被解释变量为美国出口至中国的金额和数量。图中圆圈为估计系数大小，虚线表示在 90% 水平下的双侧区间估计。下图同。

当讨论贸易偏转效应时， y_{pt} 代表美国出口至除中国外第三国的总金额或数量。如图 3 所示，以反倾销立案调查前一年为基准，在反倾销立案调查前交互项系数并不显著。随着反倾销调查程序的推进，交互项系数显著为正。这说明在反倾销立案调查前不存在其他的外生冲击，导致处理组和控制组产品出口至除中国外第三国的规模存在显著差异，以上结果支持了本文使用双重差分法讨论贸易破坏和偏转效应的有效性。

(二) 基准回归结果

贸易破坏效应的基准回归结果如表 2 列 (1)、(2) 所示。在肯定性初裁后，以金额衡量的美国出口中国目标商品平均减少 23.01%，以数量衡量的出口规模平均减少 22.37%，结果在 1% 水平下显著。肯定性终裁进一步抑制了美国出口目标商品至中国，以金额衡量的美国向中国出口目标商品平均减少 28.59%，以数量衡量的出口规模平均减少 27.63%，均在 1% 水平下显著。根据 Lu 等 (2013)，美国对华反倾销调查中肯定性初裁和终裁均会显著抑制中国向美国出口目标商品，其中临时（最终）反倾销税率增长一个标准方差时中国出口美国目标商品量下降 23% (25%)。对比贸易破坏效应出现的时点和强度可以发现，我国使用反倾销调查对目标国的震慑作用与美国已较为接近。此外，与 Niels

(2003) 相似, 反倾销调查程序的启动并未立刻对美国出口中国目标商品造成显著抑制, 而是出现了时滞。

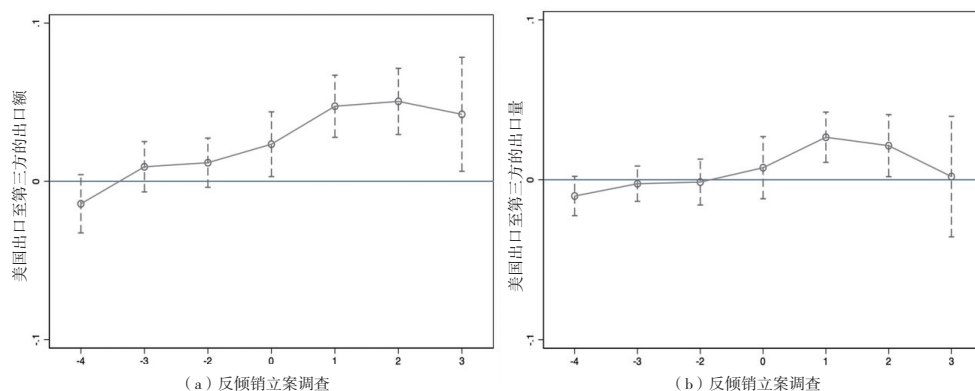


图3 贸易偏转效应的平行趋势检验

贸易偏转效应的基准回归结果如表2列(3)、(4)所示。反倾销调查各阶段都将显著促进美国将目标商品转移至第三方国家。对比立案调查、初裁与终裁三个阶段系数大小, 发现 $\beta_1 < \beta_2 < \beta_3$, 即贸易偏转效应随着调查程序的推进逐步增强。相较于非涉案商品, 美国向第三方国家出口涉案商品的规模在肯定性终裁后, 平均增长9.98%。在反倾销调查程序中, 随着临时反倾销措施与最终反倾销措施的依次落地, 美国出口商加快推进出口渠道的再布局, 将出口至中国的涉案产品逐步转移至第三方国家, 以部分抵消产品出口中国受阻的负面效应。对比贸易破坏效应, 贸易偏转效应在反倾销立案调查启动后即刻显现, 并未出现时滞。

表2 贸易破坏与贸易偏转效应的基准回归结果

项目	贸易破坏效应		贸易偏转效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	出口额	出口量	出口额	出口量
<i>treat_post1</i>	-0.0940 (0.0646)	-0.0837 (0.0653)	0.0426** (0.0176)	0.0380** (0.0180)
<i>treat_post2</i>	-0.2301*** (0.0733)	-0.2237*** (0.0687)	0.0567*** (0.0191)	0.0506*** (0.0181)
<i>treat_post3</i>	-0.2859*** (0.0789)	-0.2763*** (0.0738)	0.0998*** (0.0336)	0.0941*** (0.0309)
产品固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	17 160	17 160	17 160	17 160
拟合优度	0.5510	0.5660	0.6596	0.7259

注: 回归结果中控制了HS6位产品固定效应和时间固定效应。下表同。

进一步,本文以出口金额和出口数量之比作为出口价格的代理变量,从价格角度考虑贸易破坏和偏转效应^①。相较于出口额与出口量的变化,美国出口中国目标商品价格虽略有下降,但幅度(1%)远小于出口规模变化幅度(27.63%)。本文使用的出口价值为美国出口港口货物价值(FOB值),并不包含关税。这意味着在应对中国的反倾销制裁时,相较于主动调整出口产品价格,美国主要调整了出口产品数量。在考虑贸易偏转效应时,美国向第三方市场出口目标商品价格变化幅度(0.6%)同样远小于出口量变化(9.41%)与金额变化(9.98%)。总结来看,在调整对中国与第三方市场出口时,美国主要对商品规模而非价格进行了调整。

(三) 案件终止措施

根据《中华人民共和国反倾销条例》,肯定性终裁后反倾销税的征收期限和价格承诺的履行期限不超过5年。在最终反倾销措施生效后,商务部可以在有正当理由下,或者应利害关系方的请求下,对继续实行反倾销措施的必要性进行复审,并提出保留、修改或者取消反倾销税的决定。为进一步探究在反倾销措施完全终止后美国出口目标商品的行为变化,本文在基准回归方程中引入案件终止措施时间点 t_{p4} ,具体回归方程如式(4)所示:

$$y_{pt} = \beta_1 Treatment_p \times Post_{pt}^1 + \beta_2 Treatment_p \times Post_{pt}^2 + \beta_3 Treatment_p \times Post_{pt}^3 + \beta_4 Treatment_p \times Post_{pt}^4 + \lambda_p + \lambda_t + \varepsilon_{pt}$$

$$Post_{pt}^1 = \begin{cases} 1, & t \in [t_{p0}, t_{p1}) \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad Post_{pt}^2 = \begin{cases} 1, & t \in [t_{p1}, t_{p2}) \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$Post_{pt}^3 = \begin{cases} 1, & t \in [t_{p2}, t_{p3}) \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad Post_{pt}^4 = \begin{cases} 1, & t \geq t_{p3} \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (4)$$

其中, $Post_{pt}^1$ 和 $Post_{pt}^2$ 的定义不变,当时间 t 处于立案调查至初裁时间段时, $Post_{pt}^1$ 取值为1;处于初裁至终裁时间段时, $Post_{pt}^2$ 取值为1。 $Post_{pt}^3$ 和 $Post_{pt}^4$ 为二值变量,当时间 t 处于终裁至案件终止时间段时, $Post_{pt}^3$ 取值为1;处于案件终止之后时, $Post_{pt}^4$ 取值为1。回归系数 β_3 衡量反倾销措施实施期间,美国出口处理组和对照组商品的规模变化差异; β_4 衡量措施终止后,美国出口处理组和对照组商品规模的变化差异。

以美国向中国出口规模为被解释变量的回归结果如表3列(1)、(2)所示。在反倾销调查以及最终措施实施过程中,美国向中国出口目标商品行为的变化与基准回归结果相似,说明最终反倾销措施显著降低了美国的倾销行为,基准回归结果稳健。

反倾销措施终止后,美国向中国出口目标商品显著回弹,出口金额相较于对照组平均增长18.69%,数量平均增长13.88%。以CHN-AD-181为例,中国2009年11月对原产于美国排气量在2.5升以上的进口小轿车与越野车发起反倾销调查,

^①价格变化百分比使用 $dlnp = dlnvalue - dlnQ$ 计算得到。

在2011年5月案件得到肯定性终裁，并征收反倾销税，于2013年12月措施终止^①。本文选取HS6位编码“870390”（2.5升以上的小轿车与越野车）作为处理组产品代表，HS6位编码“870310”（全地形车）作为对照组产品代表。2014年措施终止后，美国出口中国目标商品出现报复性增长，由反倾销制裁期间2013年1.94亿美元迅速增长至2014年的6.78亿美元，而对照组商品出口规模由2013年的1361万美元增长至2175万美元，增速远不及目标商品。

表3 考虑案件终止时点的影响

项目	出口至中国		出口至除中国外第三国	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	出口额	出口量	出口额	出口量
<i>treat_post1</i>	0.0707*** (0.0214)	0.0416** (0.0202)	0.0294*** (0.0038)	0.0127*** (0.0045)
<i>treat_post2</i>	0.0094 (0.0291)	-0.0248 (0.0276)	0.0513*** (0.0047)	0.0337*** (0.0051)
<i>treat_post3</i>	-0.0532*** (0.0156)	-0.0998*** (0.0149)	0.0543*** (0.0027)	0.0211*** (0.0030)
<i>treat_post4</i>	0.1869*** (0.0213)	0.1388*** (0.0202)	0.0842*** (0.0043)	0.0301*** (0.0056)
样本量	24 180	24 180	24 180	24 180
拟合优度	0.5401	0.5506	0.6927	0.7726

考虑偏转效应的回归结果如表3列(3)、(4)所示。将案件终止时点纳入考虑后，结果与基准回归相似，即在反倾销调查程序启动后，随着肯定性初裁与肯定性终裁的依次落地，美国显著增加了向第三方市场转移的目标商品。但即便在反倾销措施终止后，美国依旧扩大了向第三方市场出口受反倾销制裁的目标商品，出口金额相较于对照组平均增长了8.42%。

(四) 拓展分析

1. 反倾销对贸易二元边际的影响

集约边际和扩展边际是国际贸易研究中两个非常重要的维度，本文从这两个维度对反倾销的贸易破坏和偏转效应进行进一步的讨论。

针对贸易破坏效应，本文在产品层面构建扩展边际，即美国出口中国相关产品的种类；以及集约边际，即产品的平均出口规模。样本期内中国对美国发起的反倾销案件较少，所涉产品种类有限。本文将美国月度出口数据加总至年度后发现，在28个目标商品中，有23个在样本期内每年均出口至中国，这部分产品的扩展边际没有变化。余下的5个目标商品在立案调查前两年均连续出口至中国，在被反倾销调查后，仍有年份存在正出口，意味着这些产品的扩展边际变化非常小。这些依据说明，反倾销并不会完全阻止美国向中国出口目标商品。就贸易破坏效应而言，扩

^①案件信息详见：<http://cacs.mofcom.gov.cn/cacs/cms/articleDetail/jkdc?articleId=94801&id=53d8a6e26676d94a01667ad4f86500e0>。

展边际变化非常有限,美国出口至中国的影响主要体现在集约边际上。

针对贸易偏转效应,本文从出口目的地角度定义扩展边际和集约边际。扩展边际为美国出口目的地数量,集约边际为目的地平均出口规模。如表4列(1)所示,美国出口目标商品和对照商品目的地数量在反倾销调查前后并无显著差异。在遭受中国的反倾销调查后,美国在出口目标商品时并未寻求新的出口市场,而是拓展了原有目的市场。以平均出口金额和出口量衡量的集约边际变化如表4列(2)、(3)所示,能够发现在反倾销立案调查、肯定性初裁和肯定性终裁后,美国向第三方市场出口的平均规模均显著增长。综上所述,集约边际扩张同样是推动贸易偏转效应的主要维度。

表4 中国对美反倾销调查贸易偏转效应的扩展与集约边际

变量	扩展边际		集约边际	
	(1)	(2)	(3)	
	出口目标国数量	平均出口额	平均出口量	
<i>treat_post1</i>	0.3929 (0.3109)	0.3804** (0.1615)	0.3063* (0.1764)	
<i>treat_post2</i>	0.0659 (0.2032)	0.5131*** (0.1652)	0.4469*** (0.1566)	
<i>treat_post3</i>	0.2072 (0.1542)	0.8367*** (0.3109)	0.7790*** (0.2836)	
样本量	14 464	14 464	14 464	
拟合优度	0.5216	0.6315	0.7078	

注:将月度出口数据与反倾销目标产品在HS6位进行匹配时,存在各版本HS编码不唯一匹配的情况,造成计算出出口目标国数量时无法直接加总,因此本文剔除了这部分样本,样本规模小于基准回归。

2. 反倾销的异质性影响

本文从反倾销税率、中国市场对美国的重要程度以及美国出口目标产品的显性比较优势三个角度对不同案件的异质性进行进一步的讨论。

(1) 考虑反倾销的关税税率。在基准回归中,本文使用反倾销调查阶段是否为肯定性裁决这样一个二值变量作为度量。反倾销税税率的高低,也可能影响贸易流。本文使用全球反倾销数据库提供的案件层面的税率,构建了两个反倾销税率指标^①。第一,通过简单加权平均计算初裁阶段和终裁阶段的反倾销税率;第二,使用各阶段最高反倾销税率。根据中国贸易救济信息网,中国仅为少数企业提供最低税率,而最高税率适用于大部分企业,更具代表性。因此本文在初裁和终裁阶段中使用最高反倾销税率进行检验。

反倾销税率包含从价税和从量税两类,基于正常价值将二者转换时,可能存在偏差。考虑到目标案件中仅有1例在肯定性终裁后采取了从量税,因此选择从价税案件作为样本。

^①中国对美国反倾销案件具体税率信息可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

考虑税率水平重新构建反倾销措施指标后,本文重新考察了贸易破坏和贸易偏转效应。根据表5,无论是以平均关税还是以最高关税做度量指标,美国出口目标商品至中国的金额和数量在反倾销政策实施之后都显著减少,这意味着反倾销的贸易破坏效应是稳健的。以平均税率为例:肯定性初裁后,临时反倾销税率提高1%,以金额衡量的美国出口中国目标商品,相较于对照组平均减少了37.43%;肯定性终裁后,最终反倾销税率对美国出口中国目标商品的抑制程度进一步加强,最终反倾销税率提高1%,美国出口中国目标商品平均减少了44.29%。

使用关税税率指标重新考察贸易偏转效应的结果显示,对于出口金额而言,无论是使用平均关税税率还是最高关税税率,美国出口至除中国以外的第三国都有所增加,即贸易偏转效应依然存在。对于出口数量而言,系数依然为正,但不显著。整体而言,各阶段更高的反倾销税率都会带来更强的贸易破坏和偏转效应。

表5 考虑反倾销税率的贸易破坏与偏转效应

分组	变量	出口至中国		出口至除中国外第三国	
		(1)	(2)	(3)	(4)
		出口额	出口量	出口额	出口量
平均税率	<i>treat_post1</i>	-0.1198* (0.0657)	-0.1108* (0.0663)	0.0174 (0.0133)	0.0036 (0.0151)
	<i>treat_post2</i>	-0.3743*** (0.1328)	-0.3612*** (0.1268)	0.0429 (0.0269)	0.0251 (0.0259)
	<i>treat_post3</i>	-0.4429*** (0.1088)	-0.4311*** (0.0962)	0.0502* (0.0274)	0.0056 (0.0245)
	样本量	13 572	13 572	13 572	13 572
	拟合优度	0.5853	0.5872	0.6686	0.7439
最高税率	<i>treat_post1</i>	-0.1344** (0.0649)	-0.1226* (0.0654)	0.0182 (0.0134)	0.0039 (0.0154)
	<i>treat_post2</i>	-0.2877*** (0.1038)	-0.2743*** (0.0999)	0.0323* (0.0184)	0.0194 (0.0183)
	<i>treat_post3</i>	-0.3746*** (0.0851)	-0.3593*** (0.0788)	0.0402** (0.0175)	0.0050 (0.0176)
	样本量	13 572	13 572	13 572	13 572
	拟合优度	0.5864	0.5881	0.6687	0.7439

(2) 出口份额的影响。中国是否是美国出口特定商品的重要目的地,有可能影响贸易破坏和偏转效应的强度。本文使用美国出口某商品至中国在总金额中的占比,衡量中国市场对美国出口的重要性。具体而言,本文首先使用立案调查前一年的美国出口数据计算出口份额,并以中位数为基准,将样本划分为高出口份额和低出口份额两个子样本分别进行回归。

根据表6,对于贸易破坏效应,相对于低出口份额组,高出口份额组回归系数的绝对值较小。这表明,美国出口对中国市场依赖程度越高,破坏效应越弱。对于贸易偏转效应,在终裁后,美国对第三国的出口在低出口份额组显著增加,但在高出口份额组中不显著。这表明,美国出口对中国市场依赖度越高,偏转效应同样越低。因此,美国出口越依赖中国市场,遭受反倾销后在中国和第三国间调整出口的幅度越小。

表6 基于中国占美国出口份额和显性比较优势的贸易破坏与偏转效应

分组	变量	出口至中国		出口至除中国外第三国	
		(1)	(2)	(3)	(4)
		出口额	出口量	出口额	出口量
高出口份额	<i>treat_post1</i>	-0.0198 (0.0766)	-0.0062 (0.0791)	0.0390* (0.0222)	0.0386 (0.0237)
	<i>treat_post2</i>	-0.1115 (0.0910)	-0.1030 (0.0861)	0.0452* (0.0256)	0.0465* (0.0258)
	<i>treat_post3</i>	-0.2401** (0.1119)	-0.2051* (0.1093)	0.0504 (0.0454)	0.0681 (0.0512)
	样本量	5 928	5 928	5 928	5 928
低出口份额	<i>treat_post1</i>	-0.2868*** (0.1046)	-0.2787** (0.1086)	0.0207 (0.0275)	0.0213 (0.0308)
	<i>treat_post2</i>	-0.4847*** (0.0865)	-0.4550*** (0.0897)	0.0535 (0.0322)	0.0516 (0.0322)
	<i>treat_post3</i>	-0.3014*** (0.1016)	-0.2838*** (0.0985)	0.1544*** (0.0503)	0.1376*** (0.0424)
	样本量	11 232	11 232	11 232	11 232
RCA<1 (无显性比较优势)	<i>treat_post1</i>	-0.1299 (0.0971)	-0.1452 (0.0912)	0.0104 (0.0264)	-0.0071 (0.0240)
	<i>treat_post2</i>	-0.2189** (0.0974)	-0.2369*** (0.0853)	0.0503 (0.0302)	0.0262 (0.0242)
	<i>treat_post3</i>	-0.1397* (0.0795)	-0.1526** (0.0722)	0.0662** (0.0281)	0.0331 (0.0236)
	样本量	6 864	6 864	6 864	6 864
RCA>1 (有显性比较优势)	<i>treat_post1</i>	0.0055 (0.0637)	-0.0016 (0.0662)	0.0322*** (0.0108)	0.0220 (0.0143)
	<i>treat_post2</i>	-0.1301* (0.0741)	-0.1501** (0.0702)	0.0389*** (0.0115)	0.0272** (0.0127)
	<i>treat_post3</i>	-0.1769** (0.0824)	-0.2171*** (0.0759)	0.0406*** (0.0152)	0.0085 (0.0168)
	样本量	11 856	11 856	11 856	11 856

(3) 显性比较优势大小。根据 Balassa (1965^[22], 1989^[23]), 本文使用下式计算美国出口目标产品的显性比较优势:

$$RCA_{j,t} = \frac{EXP_USA_{j,t}/EXP_USA_TOTAL_t}{EXP_WORLD_{j,t}/EXP_WORLD_TOTAL_t} \quad (5)$$

其中, $EXP_USA_{j,t}$ 是美国在时间 t 出口产品 j 的总额, $EXP_USA_TOTAL_t$ 是美国在时间 t 的总出口, $EXP_WORLD_{j,t}$ 是世界在时间 t 出口产品 j 的总额, $EXP_WORLD_TOTAL_t$ 是世界在时间 t 的总出口。 $RCA_{j,t} > 1$ 时, 代表美国出口目标产品具有显性比较优势。本文以反倾销立案调查前一年美国出口目标产品的显性比较优势是否大于 1 为标准, 将总样本划分为具有显性比较优势和无显性比较优势两类样本, 分别进行子样本回归。

根据表 6, 两类子样本在初裁和终裁后都存在显著的贸易破坏效应, 有显性比较优势的子样本在终裁后出现了更强的贸易破坏效应。对于这部分子样本, 贸易偏转效应出现在立案至终裁的每一个阶段。在世界市场具有显性比较优势意味着美国能够在世界范围内出口目标产品, 这种竞争力使得美国在遭受反倾销调查后, 能够对出口目的地进行调整。在无显性比较优势的子样本中, 偏转效应只出现在终裁阶段, 表明美国调整出口市场较为困难。

(五) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

在本文的模型设定中, 反倾销调查是造成美国出口处理组商品和对照组商品至中国和第三方市场规模出现显著差异的主要原因。为排除其他事件导致处理组和对照组出口的事前趋势存在差异, 本文使用立案调查时间不早于 2008 年 1 月、终裁时间不晚于 2013 年 12 月的样本在立案调查前的数据, 将反倾销调查程序中立案、初裁与终裁的时间点均提前 4 年, 构建一个拟外生冲击, 以检验拟外生冲击是否对处理组与对照组出口规模差异造成显著影响。这样的时间点选择对应了中国对美发起反倾销调查在 2008 年出现的第二个高峰。分别以美国出口至中国和第三国规模为被解释变量的回归结果显示 (表 7 前移反倾销立案调查时间点组), 三个关键解释变量对应的系数均不显著, 表明反倾销调查程序启动前, 不存在其他外生冲击导致处理组和控制组商品出口规模产生显著差异。

2. 其他稳健性检验

(1) 月度数据加总至季度数据。本文在基准回归中主要使用美国出口商品月度数据, 虽然月度数据能够提供更详细的出口信息, 但美国并非在每个月都向所有市场出口商品, 此外在数据结构中存在较多为 0 的数据也可能导致噪音。因此在稳健性检验中, 本文将月度数据加总至季度数据后进行回归。回归结果 (表 7 季度数据组) 与月度数据回归结果相似。

(2) 剔除双反案例。在本文使用 19 例对美反倾销调查目标案件中, 有 3 例为双反案例, 即同时遭受反补贴调查, 共涉及 11 种 HS6 位目标商品。若反补贴调查最终为肯定性终裁, 则目标商品将同时遭受反倾销制裁与反补贴制裁, 预期将对被指控国目标商品的出口行为造成更显著的影响, 可能高估关键解释变量系数。因此

本文在稳健性检验中将双反案例样本进行剔除后再次进行回归，回归结果（表7剔除双反案件组）与基准回归结果相似。剔除双反案件后关键解释变量的系数绝对值略有减小，侧面证明了我国对美发起反补贴调查也存在相似的贸易破坏效应与贸易偏转效应。

表7 稳健性检验

分组	变量	出口至中国		出口至除中国外第三国	
		(1)	(2)	(3)	(4)
		出口额	出口量	出口额	出口量
前移反倾销立案调查时间点	<i>treat_post1</i>	0.0706 (0.0739)	0.0738 (0.0758)	0.0216 (0.0133)	0.0100 (0.0117)
	<i>treat_post2</i>	-0.0861 (0.0598)	-0.0795 (0.0555)	0.0117 (0.0160)	0.0070 (0.0136)
	<i>treat_post3</i>	-0.0424 (0.0736)	-0.0318 (0.0664)	0.0293 (0.0252)	0.0162 (0.0199)
	样本量	2 856	2 856	2 856	2 856
	拟合优度	0.6184	0.6196	0.8215	0.8884
季度数据	<i>treat_post1</i>	-0.1203 ** (0.0567)	-0.1185 ** (0.0539)	0.0500 *** (0.0110)	0.0439 *** (0.0112)
	<i>treat_post2</i>	-0.2906 *** (0.0597)	-0.2799 *** (0.0571)	0.0570 *** (0.0101)	0.0499 *** (0.0105)
	<i>treat_post3</i>	-0.2903 *** (0.0304)	-0.2861 *** (0.0294)	0.1060 *** (0.0081)	0.1011 *** (0.0078)
	样本量	5 720	5 720	5 720	5 720
	拟合优度	0.5608	0.5818	0.6595	0.7196
剔除双反案例	<i>treat_post1</i>	0.0056 (0.0465)	0.0096 (0.0553)	0.0426 ** (0.0167)	0.0373 ** (0.0184)
	<i>treat_post2</i>	-0.0894 (0.0571)	-0.0946 (0.0601)	0.0614 *** (0.0216)	0.0524 ** (0.0207)
	<i>treat_post3</i>	-0.1758 ** (0.0880)	-0.1868 ** (0.0884)	0.1051 ** (0.0401)	0.0944 ** (0.0372)
	样本量	14 352	14 352	14 352	14 352
	拟合优度	0.5340	0.5574	0.6695	0.7325

(3) 加入行业的线性趋势。使用双重差分模型时，一个潜在的担忧是处理组和控制组存在不同的时间趋势。因此，为控制产品的线性时间趋势，本文在基准回归模型中纳入不同细分程度的行业（HS4 和 HS2）、产品（HS6）和时间交互项。如表8所示，和反倾销调查有关的回归系数的大小和显著性与基准回归结果相似。同时，行业（产品）线性时间趋势项系数并不显著，表明基准回归结果在考虑了行业的线性趋势后依旧稳健。

表8 加入行业线性趋势的贸易破坏和偏转效应

分组	变量	出口至中国		出口至除中国外第三国	
		(1)	(2)	(3)	(4)
		出口额	出口量	出口额	出口量
HS4位 行业线性 时间趋势	<i>treat_post1</i>	-0.0948 (0.0649)	-0.0862 (0.0651)	0.0437** (0.0183)	0.0399** (0.0186)
	<i>treat_post2</i>	-0.2310*** (0.0740)	-0.2260*** (0.0692)	0.0577*** (0.0195)	0.0524*** (0.0185)
	<i>treat_post3</i>	-0.2871*** (0.0789)	-0.2797*** (0.0732)	0.1013*** (0.0343)	0.0966*** (0.0313)
	<i>HS4×t</i>	-0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)
HS2位 行业线性 时间趋势	<i>treat_post1</i>	-0.0967 (0.0638)	-0.0860 (0.0647)	0.0422** (0.0176)	0.0392** (0.0183)
	<i>treat_post2</i>	-0.2329*** (0.0733)	-0.2260*** (0.0688)	0.0562*** (0.0189)	0.0519*** (0.0183)
	<i>treat_post3</i>	-0.2899*** (0.0778)	-0.2796*** (0.0730)	0.0992*** (0.0338)	0.0958*** (0.0311)
	<i>HS4×t</i>	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0002)
HS6位 产品线性 时间趋势	<i>treat_post1</i>	-0.0948 (0.0649)	-0.0859 (0.0652)	0.0422** (0.0177)	0.0387** (0.0181)
	<i>treat_post2</i>	-0.2309*** (0.0740)	-0.2257*** (0.0693)	0.0563*** (0.0191)	0.0513*** (0.0181)
	<i>treat_post3</i>	-0.2870*** (0.0789)	-0.2795*** (0.0734)	0.0992*** (0.0339)	0.0951*** (0.0308)
	<i>HS4×t</i>	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)

五、结 论

在逆全球化浪潮持续高涨、贸易保护主义抬头的现实背景下，发展中国家对于反倾销这一贸易救济工具的使用正在持续增长。对于兼有全球第二大经济体、发展中国家典型代表等多重身份的中国而言，对外反倾销的影响这一问题值得关注。特别地，中国发起反倾销调查的主要目标国是全球第一大经济体美国。中国对美发起反倾销调查带来的贸易效应不仅局限于两国间，还会受到贸易网络的影响，在全球范围内进一步辐射。因此，本文主要关注中国对美发起反倾销调查对美国贸易流量的影响，包括对美国出口至中国（贸易破坏效应）以及其出口至第三方市场（贸易偏转效应）的贸易流量影响。

本文通过匹配全球反倾销数据库与美国月度出口数据，采用双重差分对2002—2014年中国对美反倾销调查的贸易破坏与偏转效应进行分析。第一，中国对美反倾销调查显著抑制了美国出口目标商品至中国，这表明我国的反倾销在一定程度上可以保护国内产业。但该破坏效应存在一定时滞性，即在初审和终审结果出台后才有显著的影响。第二，为了应对中国的反倾销调查，美国向第三国市场出口目标商品明显增加，贸易偏转效应在立案、初裁、终裁阶段逐步增强。这表明反倾

销政策的制裁作用受到了一定的约束。第三,在反倾销措施终止后,美国向中国出口目标商品出现报复性回弹,但没有出现反向的贸易偏转效应。这表明我国需要做好准备以应对在政策终止后面对更为激烈的外部竞争。由此可知,中国对反倾销工具的使用需要更为谨慎和全面,同时还需要考虑多边贸易关系。

此外,本文还发现反倾销的贸易破坏和偏转效应主要通过集约边际发挥作用,而在扩展边际上并无显著变化。同时,两种效应的异质性体现在:对反倾销税率越高、出口越依赖中国市场、美国无显性比较优势的产品当中,贸易破坏效应越显著;对税率越高、美国对中国市场依赖度越低、越有显性比较优势的产品当中,偏转效应越强。

[参考文献]

- [1] 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.
- [2] LU Y, TAO Z, ZHANG Y. How Do Exporters Respond to Antidumping Investigations [J]. *Journal of International Economics*, 2013, 91 (2): 290-300.
- [3] CHANDRA P. Impact of Temporary Trade Barriers: Evidence from China [J]. *China Economic Review*, 2016, 38: 24-48.
- [4] 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.
- [5] FELBERMAYR G, SANDKAMP A. The Trade Effects of Anti-Dumping Duties: Firm-Level Evidence from China [J]. *European Economic Review*, 2020, 122: 103367.
- [6] 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.
- [7] PARK S. The Trade Depressing and Trade Diversion Effects of Antidumping Actions: the Case of China [J]. *China Economic Review*, 2009, 20 (3): 542-548.
- [8] 陈勇兵, 王进宇, 潘夏梦. 对外反倾销与贸易转移: 来自中国的证据 [J]. 世界经济, 2020 (9): 73-96.
- [9] BOWN C P, CROWLEY M A. Trade Deflection and Trade Depression [J]. *Journal of International Economics*, 2007, 71 (3): 176-201.
- [10] STAIGER R W, WOLAK F A. Measuring Industry Specific Protection: Antidumping in the United States [R]. National Bureau of Economic Research Working Paper, 1994, No. 4696.
- [11] KRUPP C M, POLLARD P S. Market Responses to Antidumping Laws: Some Evidence from the U. S. Chemical Industry [J]. *Canadian Journal of Economics*, 1996, 29 (1): 199-227.
- [12] 谢建国, 黄秋月. 反倾销与中国的出口损害——基于美国对华贸易反倾销案例数据的研究 [J]. 世界经济研究, 2014 (2): 41-47.
- [13] PRUSA, THOMAS J. The Trade Effects of U. S. Antidumping Actions [R]. Rutgers University Department of Economics Working Paper, 1996, No. 1996-03.
- [14] LASAGNI A. Does Country-targeted Anti-Dumping Policy by the EU Create Trade Diversion [J]. *Journal of World Trade*, 2000, 34 (4): 137-137.
- [15] BRENTON P. Anti-dumping Policies in the EU and Trade Diversion [J]. *European Journal of Political Economy*, 2001, 17 (3): 593-607.
- [16] KONINGS J, VANDENBUSSCHE H, SPRINGAEL L. Import Diversion under European Antidumping Policy [J]. *Journal of Industry, Competition and Trade*, 2001, 1 (3): 283-299.

- [17] NIELS G. Trade Diversion and Destruction Effects of Antidumping Policy: Empirical Evidence from Mexico [R]. European Trade Study Group Working Paper, 2003.
- [18] 苏振东, 刘芳. 中国对外反倾销的经济救济效果评估 [J]. 世界经济研究, 2010 (1): 45-50+88.
- [19] 李淑贞. 中国反倾销的贸易保护效应: 基于产品进口倾向性的比较研究 [J]. 国际贸易问题, 2013 (6): 106-114.
- [20] BAYLIS K, PERLOFF J M. Trade Diversion from Tomato Suspension Agreements [J]. Canadian Journal of Economics, 2010, 43 (1): 127-151.
- [21] NGUYEN T H, NGUYEN T T, PHAM H V. Trade Diversion as Firm Adjustment to Trade Policy: Evidence from EU Antidumping Duties on Vietnamese Footwear [J]. The World Economy, 2017, 40 (6): 1128-1154.
- [22] BALASSA B. Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage [J]. The Manchester School, 1965, 33 (2): 99-123.
- [23] BALASSA B. Comparative Advantage, Trade Policy and Economic Development [J]. The Economic Journal, 1990, 100 (403): 1354-1356.

Trade Destruction and Deflection Effect of China's Anti-dumping to the U. S. :

Based on Monthly U. S. Export Data

SHI Huimin ZHANG Kaili JIANG Zheng

Abstract: The paper utilizes monthly U. S. exports data as well as the Global Temporary Trade Barrier Database from 2002 to 2014 to investigate the trade destruction and deflection effects of China's anti-dumping investigations against the United States. Applying the difference-in-differences method, we find that (1) after the preliminary and final rulings of the anti-dumping cases, both value and quantity of relevant products that the U. S. exports to China are reduced significantly, thereby pointing to trade destruction effect; (2) following the initiation of the filing about the preliminary and final rulings of the case, the value and quantity that the U. S. exports to the third country/region increases rapidly, thereby alluding to a trade deflection effect; (3) following the termination of the anti-dumping measures, there is a swift rebound of the products involved, but the products that the U. S. exports to the third country/region are not decreased symmetrically. Our findings are important in assessing the relief and sanctioning effects of China's trade policy.

Keywords: Anti-dumping Investigations; Trade Destruction; Trade Deflection Effect
(责任编辑 白光)