

# 申诉者在国际贸易争端中的作用研究<sup>\*</sup>

——来自案件层面的微观经验证据

王孝松 王艳艳

**摘要:**在国际贸易争端中,以利益集团为代表的申诉者能对反倾销裁定结果及税率的高低施加影响,因此有必要研究反倾销申诉者在国际贸易中所发挥的作用。本文依托国际贸易理论中经典的“保护待售”模型,以欧盟对华反倾销为例定量分析反倾销税率的影响因素,特别考察以申诉者性质和厂商代表性测度的申诉者势力对反倾销裁定税率的影响。实证结果表明,在考察期内,各种政治经济因素的互动最终决定了欧盟对华反倾销税的裁定结果。申诉者势力会显著影响反倾销案件的裁定结果从而对双边贸易产生影响,申诉者的部分行业特征也会对反倾销税率裁定产生影响,终裁税率对“保护待售”模型的适用性强于初裁税率。本文扩展了“保护待售”模型的应用范围,并从申诉者特征这一新视角为中国各界应对贸易伙伴的限制性措施、促进对外贸易的健康发展提供了洞察和启示。

**关键词:**申诉者 反倾销 保护待售模型 行业协会

## 一、引言

在国际贸易争端中,众多国家(地区)规定反倾销案件的申诉者需要满足一定条件,即提起反倾销申诉具有一定门槛,如美国和欧盟反倾销法案都规定,反倾销申诉者必须代表至少25%的本地区内相同产品份额。在反倾销申请中,申诉者的性质、所属行业、厂商代表性和市场影响力等特征会对反倾销裁定与否及裁定税率高低产生影响。一般来说,由于调查过程中存在联合诉讼费用,申诉者需为此负担较高费用,因此,规模和市场影响力较大的企业或者行业协会更有动机和能力成为反倾销申诉者。例如,钢铁和化工行业的申诉者一般容易提起反倾销申诉,这些行业发展历史较长,在解决就业方面贡献了重要力量。同时,这些行业的工会组织也发展较为完善,更容易集结起来进行反倾销申诉。此外,由于贸易政策决策的示范效应和累计效应,过去发起过反倾销的传统申诉者也更有可能会发起反倾销申诉。由此可见,在国际贸易往来中,以利益集团为代表的申诉者的作用不容小觑,申诉者能对反倾销的裁定及裁定税率的高低施加影响。因此,有必要研究反倾销申诉者在国际贸易中发挥的作用,本文将就欧盟对华反倾销作为研究对象进行经验分析。

欧盟是中国最重要的贸易伙伴之一,在欧盟对华反倾销案件中,申诉者多是具有较大影响力的行业协会。1988—2020年间,欧盟对华反倾销案件最终裁定征税的共有80件,其中,行业协会发起61件,占比高达76.25%。在行业协会发起的案件中,有41件是欧盟层面的超国家利益集团,19件是全球层面的行业协会,1件是国家层面的行业协会,超国家利益集团在其中发挥主要作用。这种现象出现,其一是因为欧盟作为超主权国家联盟,通过利益集团汇集公众意愿和要求,提高其决策透

<sup>\*</sup> 王孝松、王艳艳,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子邮箱:wangxiaosong@ruc.edu.cn, wangyanyan2021@ruc.edu.cn。基金项目:北京市习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心项目“增强国内国际两个市场两种资源联动效应研究”(23LLLJA020)。感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

明度和民众参与性的需要;其二是因为欧盟贸易政策的制定机制,欧盟委员会、部长理事会和贸易救济措施委员会在征询、起草和决定三个阶段发挥不同的作用,为利益集团的活动提供了一定的空间;其三是因为欧盟是多个主权国家的联盟,谋求“抱团取暖”,合作维护国家的政治和经济安全,在利用贸易救济措施维护自身安全方面相对积极务实,超国家利益集团相比传统利益集团在贸易救济措施的裁定过程中更能对裁定部门施加压力。

商业利益集团在中欧贸易利益博弈中发挥着重要作用,能够影响反倾销案件的裁决结果。以2005年开始的欧盟对中国皮面鞋靴反倾销案为例,欧洲鞋工业联盟为了说服欧盟委员会对中国鞋制品进行制裁,长期雇请游说集团对布鲁塞尔的政治机构进行游说,最终在2006年欧盟对此案做出最终裁定:对中国企业征收9.7%~16.5%的反倾销税。<sup>①</sup>此外,中欧双方最大规模的贸易诉讼案——欧盟对华光伏反倾销案件,最初由德国的Solar World公司提出反倾销申诉,但由于没有达到欧盟对于反倾销申诉者“代表行业四分之一及以上企业”的要求,该企业又召集二十多家欧盟光伏企业向欧委会施加更大压力,并组建了欧盟光伏玻璃生产商协会(EU ProSun)。2013年12月,欧盟对该案件作出最终裁定,要求涉案中国企业普遍缴纳53.4%的反倾销税。<sup>②</sup>由此可见,申诉者势力越大,越有可能对欧盟施加更大压力,启动对华反倾销调查,提高对华反倾销裁定税率,因此,需要高度重视以商业利益集团为主的申诉者对于中欧经贸关系的影响。

申诉者势力是衡量申诉者所属的利益集团掌握社会资源多寡的标准,是申诉者参与贸易决策的基础,欧盟要求反倾销申诉者能够代表行业25%及以上的企业。申诉者的行业代表性越高,成员越多,就越具备势力,这是申诉者最有力量资源。一方面,具有较高势力的申诉者可以利用其在行业内累积的专业知识和一手信息为决策者服务,申诉者对于所在行业的市场结构、对于特定政策的意向以及可能出现的政策结果具有较多了解,可以为决策机构预判一项贸易政策的可行性提供参考。申诉者势力对于贸易政策结果的影响力取决于申诉者能够提供资源的能力以及政治家对于这些资源的需求量。另一方面,具有较高势力的申诉者也可以利用自身掌控的资源向决策机构施加压力,调动行业力量和公众情绪来影响决策过程。

本文旨在考察以商业利益集团为主的申诉者势力在国际贸易中的作用,为此本文搜集整理了1988—2020年间欧盟对华反倾销案件的相关信息和数据。本文的核心理论框架是Grossman & Helpman(1994)的“保护待售”模型,并据此研究欧盟对华反倾销税率裁定同相关政治和经济因素的关系。

## 二、相关背景和文献评述

### (一)申诉者与反倾销案件裁定程序

以利益集团为代表的申诉者在贸易救济措施裁定中具有重要作用,具体体现在以下方面:一是在贸易政策的筹备和执行阶段,为决策者提供专业信息和人才;二是作为政府和民众联系的桥梁与纽带,将公众的意见汇聚和传达给决策者;三是促进政策共识点的达成,在庞杂交织的利益网络中,利益集团可以汇聚共同利益,推动政策共识点的达成。以利益集团为代表的申诉者和贸易政策的决策者形成了一种相互依赖的“共栖”现象:一方面,利益集团可以为贸易政策的决策者提供信息和资源,提高决策的民主参与度;另一方面,贸易决策者为利益集团表达自己的利益诉求提供了渠道和机制。

从欧盟贸易救济措施的具体政策来看,反倾销的裁定是欧盟共同贸易政策的重要组成部分,共同贸易政策属于欧盟机构的专属权,由欧盟机构制定且成员国的相关法规必须符合共同贸易政策,是欧盟成员国完全让渡或基本让渡国家主权的欧盟统一政策。随着欧洲一体化的深入,无论是政治

<sup>①</sup>资料来源:<http://cacs.mofcom.gov.cn/cacscms/articleDetail/ckys?articleId=70080&id=53d8a6e26c994e0b016cbc4169970b37>。

<sup>②</sup>资料来源:<http://cacs.mofcom.gov.cn/cacscms/article/ckys?articleId=119723&type=1>。

决策还是经贸政策的制定,选举、政党政治等传统主权国家政治内涵的重要性有所下降,价值的权威分配越来越转向政策网络和谈判网络,利益集团在欧盟政治生态中的地位正在上升。

从欧盟贸易救济措施的具体实践来看,欧盟委员会、反倾销咨询委员会和欧盟部长理事会这三大机构分别主管调查、咨询与监督和决策的不同阶段。具体来看,欧盟反倾销基本法规定的反倾销程序主要包括8个步骤:一是申诉者向欧盟委员会申请,欧盟委员会需要在一个半月之内对调查与否做出决策;二是欧盟委员会发布调查问卷;三是初裁,欧委会在征求咨询委员会的意见后,一般要在案件确立的2~9个月内做出初次裁决;四是欧盟委员会征收临时反倾销税;五是欧盟委员会、咨询委员会和部长理事会决定接受价格承诺与否;六是欧盟委员会、咨询委员会和部长理事会决策终止调查与否;七是终裁,在欧盟委员会发布提案后,部长理事会通常要在一年的期限内据此决定征收不多于5年的最终反倾销税;八是司法调查,被告者有权向欧洲法院提起诉讼,法院要在两年内做出裁决。<sup>①</sup>

通过欧盟反倾销案件裁定程序可以看出,欧盟贸易救济决策是一个复杂、多层次的过程,为利益集团把握可以发挥影响的环节进行游说提供了机会;在欧盟反倾销裁定过程中,欧盟委员会、反倾销咨询委员会和欧盟部长理事会这三大机构在不同阶段发挥着不同作用,涉及欧盟和成员国多主体之间的博弈,为利益集团从多渠道进行游说提供了可能。同时可以发现,反倾销初裁结果主要经由申诉者申请和欧委会决策,而终裁结果经由申诉者、欧委会、咨询委员会和部长理事会多主体参与,受到了更多利益主体的影响。

## (二)相关文献评述

在文献评述部分,我们分别梳理了与本文主题密切相关的三支研究:关于反倾销动因的文献研究,关于申诉者性质对反倾销税率裁定影响的文献研究,以及关于保护待售模型的文献研究。

1. 关于反倾销动因的文献研究。反倾销的独特性及其高使用率使其成为众多贸易理论和政治经济模型的研究对象,国内外学者关于反倾销已经展开过诸多研究,Blonigen & Prusa(2016)对于反倾销的经济学文献的演变和最新贡献做了详细梳理。对于反倾销的影响因素,主要有市场结构(Staiger & Wolak,1992;Hartigan,1994;Hartigan,1996)、反倾销法的支持(Staiger & Wolak,1989; Prusa,1992;Panagariya & Gupta,1998;Veugelers & Vandenbussche,1999; Zanardi,2004; Davies & Liebman,2006)等相关理论。即便出口公司并没有反倾销行为,政府也可能发起反倾销调查,反倾销可能作为贸易保护的工具体(Herander & Schwartz,1984;Kolev & Prusa,2002),反倾销标准的削弱和机构自由裁量权的增强使得当局更容易增加反倾销调查和裁决。

近年来,由于中国成为其他国家反倾销的主要目标,因而越来越多的国内学者从政治经济因素互动视角来探究中国商品遭遇反倾销的成因。从宏观层面上看,中美政治联系会显著影响美国对华反倾销数量,中美交好将减少中美在贸易领域的冲突(谢建国,2006)。世界贸易组织(WTO)也是其他国家对中国反倾销政策的重要影响因素,中国加入WTO显著地增加了他国对华反倾销调查的数量(杨艳红,2009;王晓磊、沈瑶,2018)。反倾销的非传统使用国有更大可能性发起对华反倾销,且其确认倾销和损害的数量更多(王孝松、谢申祥,2009)。此外,从反倾销的国别来看,发达国家对华反倾销相比发展中国家更具歧视性,倾向于在贸易伙伴国报复能力较弱的时候发起更多的反倾销诉讼(鲍晓华,2011)。从微观层面看,美国对华反倾销税率是在国会、决策机构和利益集团的博弈下产生的均衡结果,申诉者提供的政治捐资对反倾销案件税率的裁定结果具有显著影响(李坤望、王孝松,2008)。印度对华反倾销申诉者的政治势力会显著影响最终裁定的税率水平,化工行业的申诉者在反倾销裁定中更能获得较高的反倾销税率(王孝松、谢申祥,2013)。

2. 关于申诉者性质对反倾销税率裁定影响的文献研究。在反倾销的裁定过程中,申诉者的政治经济特征将会对裁定结果构成显著的影响。因而在探究影响因素时,学者们除考察申诉者及其所属

<sup>①</sup>根据欧盟委员会发布的法律文件整理(网址为 <http://images.mofcom.gov.cn/trb/201809/20180928150902558.pdf>)。



行业的经济特征之外,还将政治特征作为重要的考察对象(Blonigen & Prusa, 2016)。在早期的研究中, Finger et al(1982)和 Baldwin(1985)率先对影响美国国际贸易委员会(ITC)裁定是否存在损害的政治经济因素进行了经验检验。他们指出在 ITC 的裁定过程中,不仅经济因素会对裁定结果产生影响,而且来自行业的政治压力也会对裁定结果产生显著的影响。

此后, Anderson(1993)、Devault(1993)以及 Baldwin & Steagall(1994)使用 ITC 公开报告中的数据,对影响 ITC 裁定结果的因素进行检验,他们的估计结果与 Finger et al(1982)和 Baldwin(1985)的结论并不一致,都认为政治压力对 ITC 裁定结果几乎没有影响。Hansen & Prusa(1996, 1997)和 Prusa(1998)扩展了考察对象,对 ITC 裁定的全部案件进行分析,结果表明,经济因素和政治压力都会对 ITC 裁定是否损害的结果构成显著影响。Aggarwal(2004)总结已有的研究时指出,单纯的经济驱动很难促使进口国的企业或利益集团发起反倾销,而政治力量是发起反倾销不可或缺的动因之一。

国内的一些文献也研究了申诉者性质对反倾销税率裁定的影响。胡丹婷等(2006)研究发现,申诉者提起反倾销申诉的概率与总申诉成本收益比、厂商数量都成反比关系。郭守亭(2006)基于信号博弈模型分析了在反倾销裁定中,进口国生产厂商在对外反倾销申诉问题上的微妙关系。李磊等(2011)研究发现,规模越大、沉没成本越高、对政府具有政治价值越大的申诉者越具有能力和动力提出反倾销申诉,同时越有可能得到政府的反倾销支持。杨晓云和药朝诚(2012)提出申诉者所在行业的企业单位数、总资产密集度和进口渗透率是发起反倾销申诉的重要影响因素。

3. 关于保护待售模型的文献研究。本文研究的理论基础是 Grossman & Helpman(1994)的“保护待售”模型,该模型简洁清晰地揭示出政府和利益集团互动、最终决定贸易政策的机制,并且模型中不包含现实中无法观测到的参数,因此引发了众多学者对其扩展并进行经验检验。Goldberg & Maggi(1999)首次使用美国制造业的数据进行研究,计量结果为模型的适用性提供了有力支持。

此后,学者们对“保护待售”模型进行了扩展,将国际贸易领域的一系列重要问题纳入模型当中,并分别进行了有针对性的检验。例如 Chang & Lee(2005)的垄断竞争市场结构问题;Nunn & Trefler(2006)的保护与经济增长问题;Matschke & Sherlund(2006)的劳动力流动问题;Facchini et al(2006)的租金不完全获得问题;Gawande et al(2006)的国外游说问题;Bombardini(2008)的厂商异质性问题;Gawande et al(2012)的游说竞争问题等。Paltseva(2014)将需求关联和寡头竞争引入保护待售框架,以解决产品可替代性引发的游说者竞争问题。杨飞等(2018)通过保护待售模型研究发现,中国对美国的技术追赶会影响贸易逆差和政治捐资的相互作用,进而影响美国对华贸易政策。Annicchiarico & Marvasi(2019)将具有可变加价和不完全传递的垄断竞争模型引入保护待售理论框架。

此外,也有学者尝试将欧盟贸易保护结构用于“保护待售”模型的检验。Belloc(2007)采用量化的非关税壁垒和总体限制来测度贸易保护水平,以欧盟为考察对象对“保护待售”模型进行估计,使用行业参与组织对话的数量来确定行业在政治上是否有组织,并证实了保护待售模型的基本结论。Belloc & Guerrieri(2008)扩展了原始的“保护待售”模型,以适应欧盟超主权国家联盟的体制环境,一是拓宽了利益集团影响贸易政策的手段,二是在多部门、多国框架下建立了贸易政策形成的两阶段博弈模型。

已有的相关文献从多个维度揭示了贸易伙伴对华反倾销的影响因素,为进一步研究分析提供了可资借鉴的范式,但目前还存在如下扩展空间:一是研究对象集中在对华反倾销案件数量、反倾销认定与否以及非关税壁垒保护水平,而较少涉及反倾销税率,且并未对反倾销初裁税率和终裁税率做区分研究;二是在定量研究文献中,研究宏观政治经济因素对反倾销影响的文章较多,研究微观因素的文章较少;三是现有研究更多将影响因素聚焦到行业和国家层面,而未具体到与案件密切相关的申诉者层面。

本文旨在进一步揭示出贸易伙伴对华反倾销的政治经济动因,特别考察进口国的申诉者在对华反倾销税率裁定中的作用。相比于已有文献,本文的创新之处如下:第一,本文将研究对象具体到案件申诉者层面,考察企业或者协会层面的申诉者的影响力对反倾销裁定税率高低的影响;第二,本文根据欧盟反倾销案件申诉者的特点,综合申诉者的地区性质、行业性质和厂商代表性,衡量其影响力的大小;第三,本文在实证研究中将欧盟对华反倾销税率作为被解释变量,分别研究了反倾销初裁税率和终裁税率,拓宽了被解释变量的选择来源;最后,本文利用经典贸易政策模型研究政治因素对于欧盟反倾销税率裁定高低的影响,为我国企业预判欧盟反倾销案件走势提供了有效信息。

### 三、理论框架与计量模型设定

#### (一) 申诉者影响贸易决策的理论机制研究

以利益集团为代表的申诉者在国际贸易决策中发挥作用的本质,是申诉者将自己所掌控的基础资源转化为贸易政策决策者需要和认可的决策资源的过程(张磊、查海峰,2018)。在此过程中,申诉者的代表性、游说途径及其与决策者目标契合度等因素是影响国际贸易决策的重要因素。

申诉者代表性是衡量申诉者掌控社会资源多寡的能力,是申诉者参与贸易决策的基础,只有达到一定的门槛,申诉者才可能对国际贸易决策产生影响。申诉者代表性既包括申诉者在所属行业内掌握资源的程度,也包括申诉者在行业之外的公共领域掌握资源的程度,即包括行业代表性和公共代表性。申诉者的行业代表性决定了申诉者在代表行业利益时影响贸易决策的上限,申诉者作为该行业的代言人,对于行业的发展诉求、发展机遇和发展困境有充分了解,能够获取该领域的一手信息,是贸易决策者制定公共政策的重要参考依据。申诉者的公共代表性则决定了申诉者调动公共资源影响贸易决策的上限,申诉者作为行业的发言人与政府进行贸易政策的利益协调。一方面,申诉者的代表性越大,申诉者越可以利用自己掌握的资源换取影响贸易政策制定的话语权,申诉者能够提供可供交换资源的能力决定了其对政策结果的影响力大小;另一方面,除了资源交换之外,申诉者也可以通过调动公众力量、对决策者施压等途径影响贸易政策制定过程。

游说途径是衡量申诉者对贸易决策影响的方式和策略选择的标准,游说途径有很多,包括面谈、听证会、咨询和请愿等方式。申诉者通过这些方式,对贸易决策者的决策行为施加影响,以期达成自己的利益诉求。从制度方式看,申诉者的游说途径可以分为制度化方式和非制度化方式,制度化方式是指申诉者通过正规的贸易政策决策机构,参与相关政策咨询会议,提交相关申请,发布研究报告等参与的方式;非制度化方式是指运用社会民众力量,通过请愿、游行和集会等方式发动政治运动。从渠道方式看,申诉者的游说途径可以分为直接渠道和间接渠道,如在欧盟国家,直接渠道即“布鲁塞尔渠道”,指申诉者通过官方途径对欧盟官方机构进行游说,间接渠道指通过主权国家进行游说的渠道。总之,在不同的贸易政策决策阶段,申诉者选择的游说途径可能有所不同,进而影响了申诉者对贸易政策施加的影响力。

申诉者所推举的贸易政策主张与决策者贸易政策目标的契合度是影响申诉者对国际贸易决策的重要因素。如果申诉者的政策主张与决策者的贸易政策目标相悖,那么即便申诉者达到了案件申诉的门槛,同时也具有较大的行业影响力和公共影响力,选择了正确的游说渠道进行游说,那么其申诉成功的可能性也并不大。在宏观经济形势较差的时候,贸易政策决策者一般会加强贸易保护来恢复国内经济,此时申诉者的反倾销裁定税率更容易通过。在两国政治形势交好的时候,贸易政策决策者一般会强化自由贸易来维护双边经贸关系,此时申诉者的反倾销申诉并不容易通过。因此,申诉者在推举贸易政策主张时,除了考虑本行业的利益诉求外,也要密切关注决策者的政策目标以及国家的宏观政治经济形势,提高其政策主张与决策者贸易政策目标的契合度。

#### (二) 申诉者影响贸易决策的理论框架

本文旨在从政治经济因素互动的视角探究欧盟对华反倾销的影响因素,特别关注以利益集团为

代表的申诉者在反倾销税率裁定过程中的影响。贸易政策的政治经济学文献给本文提供了坚实的理论基础,其中最具代表性的当属 Grossman & Helpman(1994)的保护待售模型。该模型最重要的贡献在于建立了政府与利益集团相互作用并决定贸易政策的微观基础,因而本文将依托保护待售模型,并扩展其应用范围,探究欧盟对华反倾销的决策和影响因素。

根据“保护待售”模型,一个国家的均衡关税水平是由多部门经济中政府和特殊利益集团之间的两阶段非合作博弈决定的。在这种博弈中,双方都表现出追求效用最大化的策略性行为。首先,具有利益诉求的申诉者需要达到一定的行业代表性或者公共代表性门槛,即组成有效的利益集团,这是其参与贸易决策的基础。其次,特殊利益集团根据它们所代表的部门的私人福利最大化原则,根据不同的关税水平诉求决定政治贡献的水平,通过面谈、咨询和听证会等游说渠道对决策者施加压力。此外,申诉者所推举的贸易政策主张与决策者贸易政策目标的契合度决定了政府对利益集团参与决策的需要程度。政府采用一种关税结构,使其目标函数最大化,该目标函数是按利益集团提供的政治贡献和社会福利总额的加权总和。双方博弈处于“菜单拍卖”模式,均衡状态下的贸易政策形式如下:

$$\frac{t_i}{1+t_i} = \frac{I_i - \alpha_L}{a + \alpha_L} \left( \frac{z_i}{e_i} \right), i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

表 1 对式(1)中各变量的具体含义进行了说明:

表 1 变量含义说明

变量	含义
$t_i$	政府对 $i$ 行业的从价关税或补贴
$I_i$	当 $i$ 行业能组成有效的利益集团时,取值为 1,否则为 0
$\alpha_L$	组成利益集团的人数占总人数的比例
$a$	政府对社会总体福利的重视程度
$z_i$	进口渗透率的倒数,即国内产值与进口价值之比
$e_i$	进口需求弹性或出口供给弹性

对式(1)进行调整,可得到如下形式:

$$\frac{t_i}{1+t_i} = -\frac{\alpha_L}{a + \alpha_L} \left( \frac{z_i}{e_i} \right) + \frac{1}{a + \alpha_L} \left( I_i \cdot \frac{z_i}{e_i} \right), i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

再用  $\gamma$  和  $\delta$  替代系数  $-\frac{\alpha_L}{a + \alpha_L}$  和  $\frac{1}{a + \alpha_L}$ ,可以得到如下形式:

$$\frac{t_i}{1+t_i} = \gamma \left( \frac{z_i}{e_i} \right) + \delta \left( I_i \cdot \frac{z_i}{e_i} \right) \quad (3)$$

由于  $\alpha_L$  代表组成利益集团的人数占总人数的比例,所以,  $0 \leq \alpha_L \leq 1$ ;  $a$  代表政府对社会总体福利的重视程度,所以,  $a \geq 0$ 。由于  $\gamma = -\frac{\alpha_L}{a + \alpha_L}$ ,  $\delta = \frac{1}{a + \alpha_L}$ 。根据模型的结构参数设定,  $\gamma$  预期符号为负且显著,  $\delta$  和  $\gamma + \delta$  预期符号为正且显著。若检验结果符合上述设定,则意味着其贸易保护政策是“待售”的,一个行业能组成有效的利益集团,即申诉者能达到影响贸易政策决策的门槛水平,则可以“购买”到政府“出售”的贸易保护政策。对能组成有效的利益集团的行业(即  $I_i = 1$ ),保护水平  $\frac{t_i}{1+t_i}$  同进口渗透率( $z_i$ 的倒数)负相关,同  $\frac{z_i}{e_i}$  正相关,即  $\gamma + \delta > 0$ ;对未能组成有效的利益集团的行业(即  $I_i = 0$ ),保护水平  $\frac{t_i}{1+t_i}$  同进口渗透率( $z_i$ 的倒数)正相关,同  $\frac{z_i}{e_i}$  负相关,即  $\gamma < 0$ 。

在式(3)中,解释变量 $z_i$ 和 $I_i z_i$ 可能会存在内生性问题。一方面,反倾销税率会对进口价值产生影响,进而影响 $z_i$ ;另一方面,反倾销税率可能会影响某一行业在政治上的组织情况 $I_i$ ,比如为寻求更高的贸易保护水平,多个企业往往会联合起来组建“联盟”以达成其目标。因此,为解决内生干扰,本文将 $z_i$ 和 $I_i z_i$ 视为内生变量进行估计:

$$z_i = A X'_i + \varepsilon_z \tag{4}$$

$$I_i z_i = B Y'_i + \varepsilon_l \tag{5}$$

其中, $A$ 和 $B$ 为系数矩阵, $\varepsilon_z$ 和 $\varepsilon_l$ 为残差项, $X'_i$ 和 $Y'_i$ 分别是影响 $z_i$ 和 $I_i z_i$ 的变量。

式(1)中的被解释变量是反倾销税率,由于欧盟委员会提出的实施贸易救济措施的法规草案需要交由贸易救济措施委员会表决,据此来决定是否征收反倾销税率,表决未通过的案件将被剔除。为克服样本选择问题,本文先估计样本选择方程:

$$Dumping = k + K V'_i + \varphi_i \tag{6}$$

其中, $Dumping$ 是二值变量,若一起案件被征反倾销税则取1,否则取0。 $V'_i$ 为可能影响反倾销税率裁定结果的因素, $k$ 为常量, $K$ 为系数矩阵, $\varphi_i$ 为误差项。

用probit方法对式(6)进行估计后取残差 $M_i$ ,并参考王孝松和谢申祥(2013),将其加入式(3)以在一定程度上克服样本自选择问题,最终可得:

$$\frac{t_i}{1+t_i} = \gamma \left( \frac{z_i}{e_i} \right) + \delta \left( I_i \cdot \frac{z_i}{e_i} \right) + \beta M_i + \varepsilon_i \tag{7}$$

式(7)即为本文的实证计量模型。在接下来的研究中,本文将依据理论模型实证检验欧盟对华反倾销政策是否符合保护待售模型的设定,即 $\gamma$ 的预期符号是否为负且显著, $\delta$ 和 $\gamma + \delta$ 的预期符号是否为正且显著。本文首先将以式(7)为基础分别对反倾销初裁税率和终裁税率进行单方程OLS估计,之后再加入模型之外的其他解释变量对反倾销税率裁定结果的影响因素进行检验;其次,为解决内生性问题,本文将引入工具变量进行内生性检验;最后,为确保计量结果的稳健性和有效性,本文将依次进行克服样本选择偏差的检验、克服测量误差的检验和替换申诉者政治势力衡量指标的稳健性检验。

#### 四、变量选取和数据来源

1. 被解释变量。本文的核心被解释变量是欧盟委员会和贸易救济措施委员会裁定通过的反倾销税率,由于初裁税率和终裁税率具有一定差异性,可能会影响模型的结果,因此本文将分别对其进行检验,以降低对计量结果的影响。本文根据“保护待售”模型的形式设定,取反倾销税率的标准化形式,即 $t_i/(1+t_i)$ 。此外,样本选择方程中的 $Dumping$ 为二元虚拟变量,1988—2020年间欧盟对华反倾销案件共有122件,在剔除从量税和残缺数据后,最终纳入的案件有80件。其中,化学原料和制品工业15件,钢铁工业14件,金属制品工业11件,有色金属工业8件,非金属制品工业5件,皮革工业和通用设备4件,纺织工业、电气工业、食品工业和其他运输设备均为3件,汽车工业2件,家具工业、木材及制品工业、文体、工美和娱乐用品、仪器仪表工业、造纸工业均为1件。1988—2015年间的反倾销税率数据来源于世界银行反倾销数据库,2015年之后的数据提取自中国贸易救济信息网欧盟对华反倾销案例的公告。

2. 虚拟变量。虚拟变量代表行业组成利益集团与否的情况,衡量申诉者政治势力的大小。李坤望和王孝松(2008)采用利益集团向国会提供的政治捐资衡量美国申诉者的政治势力。王孝松和谢申祥(2013)在利用保护待售模型研究印度对华反倾销的影响因素时,对于申诉者政治势力的衡量采用的是行业属性,即申诉者所在的行业是否是化工行业。由于欧盟反倾销裁定与美国、印度的差异,使用捐资额不符合欧盟的现实情况,使用行业层面的变量去衡量企业或者协会层面的申诉者政治势



力有一定偏差。本文根据欧盟对华反倾销案件的特点,具体到案件层面去考察直接跟案件相关的申诉者,它们的组织情况与单个案件裁定情况密切关联。在保护待售模型中,虚拟变量在行业能组成有效的利益集团时取值为 1,否则为 0。但是在欧盟对华反倾销案件裁定中,行业协会等利益集团申诉发起的案件有 61 件,占比高达 76.25%,仅仅以是否组成利益集团设置虚拟变量并不能有效区分申诉者政治势力的大小,所以本文进一步区分了行业协会的性质和地位。在案件统计中,本文发现即使是同一个协会发起的反倾销申请,由于成员的进退和内部的分歧,其在不同年份能代表本行业的厂商比例也不相同,所以本文又将申诉者代表的厂商比例纳入申诉者政治势力的衡量,设置排名。为检验结果的稳健性,本文分别设置不同的排名比例,即前 30%、40%和 50%的申诉者为政治上有组织的。

本文通过欧盟法律法规数据库(Eur-lex)的案件通告提取申诉者的相关信息,再根据欧盟“透明度登记册”<sup>①</sup>的组织登记情况归类申诉者性质,按照影响力的大小依次归类为全球行业协会、欧盟行业总协会、欧盟行业分协会、国家协会和企业五种类型,在同等类型下再根据申诉者的厂商代表性确定申诉者在所属行业内的排名,设置门槛值构造虚拟变量以反映申诉者政治势力的大小。在表 2 中,本文将以金属制品工业为例阐释虚拟变量的构造,金属制品工业的申诉者分别属于全球性协会、欧盟行业分协会和企业三种类型。在这三种类型下,再根据申诉者的厂商代表性确定其行业内排名,若规定排名比例在前 30%的申诉者为具有较大政治势力,则其虚拟变量值为 1,其他为 0。

表 2 欧盟对华金属制品工业反倾销案件情况统计

案件	日期	申诉者	类型	代表性	排名	排名比例 在前 30%	初裁税率 (%)	终裁税率 (%)
欧盟对中国铝散热器反倾销案	2011-08-12	国际铝散热器生产商有限责任联盟	全球性协会	25	1	是	61.4	61.4
欧盟对中国可锻铸铁管件(玛钢管件)反倾销案	1999-05-29	欧盟可锻铸铁管件部门国防委员会	欧盟行业分协会	100	2	是	49.4	49.4
欧盟对华钢丝绳和钢缆反倾销案	1998-05-20	欧盟钢丝绳行业联络委员会	欧盟行业分协会	100	2	是	74.8	60.4
欧盟对中国钢管反倾销案	1994-02-03	欧洲经济共同体钢铁对焊配件委员会	欧盟行业分协会	60	4	否	58.6	58.6
欧盟对中国不锈钢无缝钢管反倾销案	2010-09-30	欧盟无缝不锈钢管工业保护委员会	欧盟行业分协会	50	5	否	71.5	71.9
欧盟对中国无缝钢铁管反倾销案	2008-07-09	欧盟不锈钢管产业保护委员会	欧盟行业分协会	50	5	否	24.2	39.2
欧盟对中国可锻铸铁螺纹管和接头反倾销案	2012-02-16	欧盟不锈钢管产业保护委员会	欧盟行业分协会	50	5	否	67.8	57.8
欧盟对华钢铁管对焊件反倾销案	2015-10-29	欧盟不锈钢对焊件工业保护委员会	欧盟行业分协会	40	8	否	64.9	64.9
欧盟对中国无缝钢铁管反倾销案	2016-02-13	欧盟不锈钢管产业保护委员会	欧盟行业分协会	25	9	否	81.1	54.9
欧盟对华手动托盘车及其主要配件反倾销案	2004-04-29	四家共同体生产商	企业	60	10	否	49.6	46.7
欧盟对中国铸铁制品反倾销案	2016-12-10	七家欧盟生产商	企业	25	11	否	42.8	38.1

①透明度登记册是一个公共数据库,列出了包括正式或非正式组织、协会以及个体经营者在内的利益代表,这些代表开展的活动将影响欧盟法律或政策制定或欧盟机构的决策过程,“透明度登记册”提供了登记者所代表的利益层面及其与其他组织的隶属关系的信息。



3. 进口渗透率。进口渗透率指一个行业进口价值与地区内产值之比,  $z_i$  为进口渗透率的倒数。地区内产值和进口价值的数值都来自欧盟统计局数据库, 欧盟统计局提供的数据从 2002 年开始, 而样本中有少数 2002 年之前的数据, 由于部分年份太早而出现数据缺失的情况, 本文采用最相近的年份 2002 年的数据进行替代。

4. 进口需求弹性。进口需求弹性指进口相对价格变动的比率所引起的需求量变动的比率, 进口需求弹性  $e_i$  的估计较为复杂。Kee et al(2008)估计的多个国家产品的进口需求弹性被学者们广泛引用, 但是由于距今较远可能会产生一定误差, 所以本文采用了 Grübler et al(2022)依据 Kee et al(2008)的方法更新的数据, 由于没有关于欧盟的直接统计结果, 进口需求弹性取欧盟各成员国数据的均值。

5. 其他解释变量。行业的企业数量、产值、进口价值、按要素成本计算的增加值、盈余额等指标均来自欧盟统计局 SBS(Structural Business Statistics), 欧盟成员国内部贸易值和行业进口价值来自欧盟统计局的 Globalisation in Business Statistics。此外, 解释变量中还包含欧盟的就业率和中欧双边在案件申诉当年的贸易逆差额, 数据分别来源于欧盟统计局和 UN Comtrade 数据库。根据欧盟统计局的数据统计概念和定义, 其中, 企业数量是指在申诉当年活跃的企业数量; 产值衡量该行业根据销售额实际生产的金额, 包括库存变化以及商品和服务的转售; 按要素成本计算的增加值是指经调整营业补贴和间接税后的营业活动总收入, 不减去价值调整(如折旧); 人事费是指雇主支付给雇员(正式雇员和临时雇员以及家庭工人)的现金或实物报酬总额, 以换取后者在报告期内完成的工作, 包括税收和单位留存的员工社会保障缴款, 以及雇主的强制性和自愿社会缴款; 营业额包括该行业在申诉当年开具的发票总额, 这相当于向第三方提供的货物或服务的市场销售额。

本文的数据来自欧盟统计局、中国贸易救济信息网和全球反倾销数据库等不同渠道, 这涉及不同行业分类数据的匹配问题。中国贸易救济信息网的数据分类是中国国民经济行业分类, 虽然中国贸易救济信息网给出了涉案产品的行业分布, 但没有具体税率的统计, 本文通过案件一一对应将全球反倾销数据库统计的欧盟对华反倾销税率匹配到各个涉案商品及其所在行业。欧盟统计局的数据分类是 NACE Rev. 2(European Classification of Economic Activities), 行业进口价值的数值分类是 CPA(European Classification of Products by Activity), 进口需求弹性的数据分类是 HS 分类标准。由于经济活动的不同分类标准在行业划分上具有极大相似性, 本文通过比较国民经济行业分类与其他行业分类标准在具体行业上的划分来进行逐一对应, 完成了不同来源数据的匹配问题。此外, 由于欧盟统计局发布的行业数据和 UN Comtrade 中的数据分别以欧元和美元计价, 本文按照反倾销立案调查当年的汇率数据, 将美元价值统一折算为欧元价值。

1988—2020 年间欧盟对华反倾销案件共有 122 件, 在剔除从量税和残缺数据后, 最终纳入的案件有 80 件, 因此本文样本的观测值为 80, 各变量的含义及其描述性统计如表 3 所示。

表 3 描述性统计

	变量	含义	样本均值	样本标准差	数据来源
被解释变量	<i>Dumping</i>	案件是否裁定征税	0.66	0.48	中国贸易救济信息网、世界银行反倾销数据库
	$t_i/(1+t_i)$	标准化的初裁税率(%)	30.25	9.82	中国贸易救济信息网、世界银行反倾销数据库
	$[t_i/(1+t_i)]^0$	标准化的终裁税率(%)	28.11	9.23	中国贸易救济信息网、世界银行反倾销数据库
解释变量	$I_i(1)$	虚拟变量 (政治势力排名在前 30%)	0.36	0.48	欧盟统计局、欧盟法律法规数据库(Eur-lex)
	$I_i(2)$	虚拟变量 (政治势力排名在前 40%)	0.46	0.50	欧盟统计局、欧盟法律法规数据库(Eur-lex)
	$I_i(3)$	虚拟变量 (政治势力排名在前 50%)	0.54	0.50	欧盟统计局、欧盟法律法规数据库(Eur-lex)
	$e_i$	行业进口需求弹性	1.11	0.16	Grübler et al(2022)
	$z_i$	行业进口渗透率的倒数	82.41	83.26	欧盟统计局
	贸易逆差额	中欧双边贸易逆差额(亿美元)	1210	562	UN Comtrade 数据库
	就业率	欧盟的就业率(%)	64.30	1.77	欧盟统计局 Labour Market Statistics

	变量	含义	样本均值	样本标准差	数据来源
解释变量	进口价值	进口价值(亿欧元)	652	452	欧盟统计局 Globalisation in Business Statistics
	企业数量	企业数量(个)	134332.3	154451.9	欧盟统计局 SBS
	产值	产值(百万欧元)	378351.3	190853.3	欧盟统计局 SBS
	按要素成本计算的增加值	按要素成本计算的增加值(百万欧元)	101796.7	53535.76	欧盟统计局 SBS
	盈余额	盈余额(百万欧元)	36276.94	20313.73	欧盟统计局 SBS
	人事费	人事费(百万欧元)	65786.11	35448.28	欧盟统计局 SBS
	工资	工资(百万欧元)	51738.37	27686.25	欧盟统计局 SBS
	营业额	营业额(百万欧元)	406715.4	216682.1	欧盟统计局 SBS
	内部贸易值	内部贸易值(百万欧元)	100278	71143.44	欧盟统计局 Globalisation in Business Statistics

## 五、实证结果分析

### (一) 基准检验结果

为了检验本文的实证计量模型式(7),本文首先按照影响力的大小,将申诉者归纳为国际行业协会、欧盟行业总协会、欧盟行业分协会、国家协会和企业五种类型,随后再根据申诉者在行业内的影响力和厂商代表性进行排序(详见表2)。为保证计量结果的稳健性,本文将采用多种方法构建 $I_i$ 值,分别设定排名在前30%、40%和50%的申诉者具有较强政治势力,即其虚拟变量 $I_i$ 值为1。在此基础上,本文依据式(7)进行基准检验,分别以初裁税率和终裁税率为被解释变量进行回归,估计结果如表4所示。可以看出,估计系数 $\gamma$ 显著为负, $\delta$ 和 $\gamma+\delta$ 显著为正,符合保护待售模型的理论预测,估计方程在整体上显著,拟合效果较好,不存在严重的自相关问题。这样的结果初步表明,欧盟对华反倾销裁定的税率结构符合保护待售模型的基本结论,即政治上有机组织的申诉者往往会获得更高水平的贸易保护。反倾销保护水平同行业的进口需求弹性成反比,意味着欧盟裁定机构也会考虑贸易保护带来的社会福利损失,对可能造成较大福利损失(进口需求弹性大)的行业,给予较低的贸易保护水平。同理论预测一致,贸易保护水平同进口渗透率之间的关系不确定,取决于行业是否有效组成了利益集团。

表4 单方程 OLS 估计结果

被解释变量		初裁税率			终裁税率		
		申诉者政治势力排名			申诉者政治势力排名		
		前30%	前40%	前50%	前30%	前40%	前50%
变量	$\frac{z_i}{e_i}$	-0.075*** (0.025)	-0.079*** (0.026)	-0.081*** (0.025)	-0.06*** (0.021)	-0.065*** (0.022)	-0.065*** (0.022)
	$\frac{I_i z_i}{e_i}$	0.205*** (0.047)	0.18*** (0.043)	0.185*** (0.042)	0.207*** (0.04)	0.186*** (0.036)	0.182*** (0.036)
	$M$	1.078 (13.598)	3.285 (13.705)	4.22 (13.55)	-10.272 (11.536)	-8.135 (11.56)	-7.075 (11.579)
待估参数	$\gamma+\delta$	0.13	0.101	0.104	0.147	0.121	0.117
	$\alpha_L$	36.6%	43.9%	43.8%	29.0%	34.9%	35.7%
	$a$	4.512	5.117	4.968	4.541	5.027	5.137
观测值		80	80	80	80	80	80
调整的R <sup>2</sup>		0.248	0.233	0.249	0.291	0.285	0.282
F值		8.366	7.692	8.402	10.413	10.102	9.942

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

根据“保护待售”模型的形式设定,当估计出系数 $\gamma$ 和 $\delta$ 后,可据此求出结构参数 $a$ 和 $\alpha_L$ 。其中, $a$ 代表政府对社会总体福利的重视程度, $a$ 越大,政府越关注社会总体的福利,越倾向于向特殊利益

集团提供较低的贸易保护水平; $\alpha_L$ 代表组成利益集团的人数占总人数的比例, $\alpha_L$ 越大,政府越倾向于推行贸易自由化政策。由表4的估计结果可以看出,本文计算出的 $\alpha_L$ 值在合理范围之内(即在0到1之间),与预定比重基本相符;估计出的 $a$ 值在4.5~5.5之间,即欧盟对全社会福利的重视程度略高于对特定利益集团利益的重视程度。以往文献估计出的 $a$ 值往往较大,如Mitra et al(2002)使用土耳其数据估计出的 $a$ 值接近100,而Gawande & Bandyopadhyay(2000)使用美国数据估计的 $a$ 值超过了1000,王孝松和谢申祥(2013)使用印度数据估计的 $a$ 值在30到2000之间。本文的估计结果同公众的直觉更为相符,即欧盟政府对全社会福利的重视程度略高于对申诉者特殊利益的重视程度,在公共政策的决策过程中,执政者首先会考虑社会总体福利,而特殊利益集团的诉求在决策过程中也发挥一定作用。

单方程OLS估计的结果证明了欧盟对华反倾销税率的裁定符合“保护待售”模型的基本假定,但并未对模型之外的其他政治经济指标对反倾销税率的裁定结果影响作出检验,为提高“保护待售”模型在研究欧盟对华反倾销裁决中的适用性,需要纳入其他变量进行检验。

本文选取现有研究中经常出现的经济指标作为解释变量,先对这些经济变量进行检验,再加入 $z_i/e_i$ 和 $I_i z_i/e_i$ ,并比较加入前后,各解释变量的符号和显著性以及方程拟合优度的变化。如表5所示,在反倾销最终税率的裁定上,企业数量、按要素成本计算的增加值、盈余额、人事费以及工资等变量,均会对被解释变量产生显著影响,但当同时纳入 $z_i/e_i$ 和 $I_i z_i/e_i$ 进行回归时,人事费前面的参数显著性有所降低,其他变量的显著性保持不变;在反倾销初次税率的裁定上,如表6所示,选取的变量中只有企业数量会对被解释变量产生显著影响,且在加入 $z_i/e_i$ 和 $I_i z_i/e_i$ 之后,并没有对其他变量的显著性产生影响,本文尝试多次变换部分指标后,得到的结果仍然跟之前相似。值得注意的是,无论是在初裁税率还是终裁税率的估计结果上, $\gamma$ 和 $\delta$ 的估计结果符合“保护待售”模型的符号设定并且是显著的,且在纳入 $z_i/e_i$ 和 $I_i z_i/e_i$ 后,方程的拟合效果均有所提升。以上分析表明,欧盟对华反倾销税率的决策机制基本符合“保护待售”模型,终裁税率对模型的适用性强于初裁税率, $z_i/e_i$ 和 $I_i z_i/e_i$ 对税率结构具有较强的解释力。

表5 纳入其他经济指标的估计结果(被解释变量为终裁税率)

变量	申诉者政治势力排名			
	总体	前30%	前40%	前50%
$\frac{z_i}{e_i}$		0.19904** (0.03676)	0.17346** (0.03464)	0.16428** (0.03467)
$\frac{I_i z_i}{e_i}$		-0.05125*** (0.02389)	-0.05563*** (0.02453)	-0.05191*** (0.02480)
贸易逆差额	2.49E-11 (6.20E-11)	4.36E-12 (5.41E-11)	-1.48E-11 (5.53E-11)	-3.75E-12 (5.60E-11)
就业率	0.33793 (2.29552)	-0.46478 (1.93970)	0.31027 (1.98136)	0.38202 (2.00991)
企业数量	0.00005** (0.00002)	0.00005** (0.00002)	0.00005** (0.00002)	0.00005** (0.00002)
按要素成本计算的增加值	0.00357** (0.00157)	0.00318** (0.00132)	0.00300** (0.00136)	0.00288** (0.00138)
盈余额	-0.00351** (0.00157)	-0.00301** (0.00132)	-0.00296** (0.00135)	-0.00288** (0.00137)
人事费	-0.00799*** (0.00300)	-0.00647** (0.00253)	-0.00649** (0.00259)	-0.00643** (0.00263)
工资	0.00559** (0.00224)	0.00407** (0.00190)	0.00441** (0.00194)	0.00451** (0.00197)
观测值	80	80	80	80
调整的R <sup>2</sup>	0.1488	0.3996	0.3727	0.3549

在反倾销最终税率的裁定上,如表 5 所示,企业数量、按要素成本计算的增加值、盈余额、人事费以及工资等变量,均会对被解释变量产生显著影响,贸易逆差额和就业率没有产生显著影响。其中,企业数量、按要素成本计算的增加值以及工资对反倾销终裁税率的裁定具有正向影响,一个行业厂商越多,影响力越大,越能在反倾销税率裁定中施加更多压力以提高对本国产品的保护程度。而增加值、工资越高的行业,对国民经济和社会福利具有较大贡献,政府会倾向于保护这些行业以维持经济稳定发展。盈余额、人事费对于反倾销税率的裁定具有负向影响,一个行业盈余越多,表明该行业发展已经较为成熟稳定,对于政府的保护和救济需求越少,政府倾向于给予较低的保护程度,而人事费越高,可用于游说政府决策部门的费用就越低,政府给予的贸易保护程度就越低。贸易逆差额和就业率没有产生显著影响,这两个变量反映宏观经济形势的状况,关于宏观经济形势对于贸易保护的影响,学界有两种不同的解释。一种观点认为宏观经济形势较差时,可能引致行业销售表现不佳,此时便不能将行业面临的困境归咎于国外厂商的不公平贸易行为(李坤望、王孝松,2008);另一种观点认为当宏观经济运行衰退时,为了保护本国工业,会导致欧盟企业要求更高的贸易保护程度(鲍晓华,2011;梁俊伟、代中强,2015;Liu & Zhang,2022)。在宏观经济形势较差的情况下,一方面是国内企业对于较高贸易保护的要求,另一方面是发动贸易保护的理据不充足,这可能导致了贸易逆差和就业率对于反倾销税率的裁定没有产生显著影响。

在反倾销初次税率的裁定上,如表 6 所示,选取的变量中只有企业数量会对初裁税率结果产生显著影响。从欧盟反倾销的程序可以看出,欧盟初裁结果主要经由申诉者申请和欧委会决策,申诉者所在行业的企业数量对初裁税率发挥较大影响,而终裁结果经由申诉者、欧盟委员会、咨询委员会和部长理事会多主体参与,受到了更多因素的影响。

表 6 纳入其他经济指标的估计结果(被解释变量为初裁税率)

变量	申诉者政治势力排名			
	总体	前 30%	前 40%	前 50%
$\frac{z_i}{e_i}$		0.2121*** (0.0454)	0.1791*** (0.0429)	0.1775*** (0.0423)
$\frac{I_i z_i}{e_i}$		-0.0789*** (0.02951)	-0.0831*** (0.03038)	-0.0798*** (0.03026)
贸易逆差额	4.57E-11 (7.46E-11)	8.84E-12 (6.68E-11)	-1.11E-11 (6.85E-11)	1.30E-13 (6.84E-11)
就业率	-1.14440 (2.76294)	-2.19837 (2.39587)	-1.38222 (2.45384)	-1.29051 (2.45202)
企业数量	0.00005* (0.00003)	0.00004* (0.00002)	0.00004 (0.00003)	0.00004 (0.00003)
按要素成本计算的增加值	0.00277 (0.00189)	0.00245 (0.00164)	0.00228 (0.00168)	0.00211 (0.00168)
盈余额	-0.00273 (0.00189)	-0.00226 (0.00163)	-0.00222 (0.00167)	-0.00211 (0.00168)
人事费	-0.00557 (0.00361)	-0.00385 (0.00313)	-0.00391 (0.00320)	-0.00378 (0.00320)
工资	0.00352 (0.00269)	0.00169 (0.00235)	0.00207 (0.00240)	0.00215 (0.00240)
观测值	80	80	80	80
调整的R <sup>2</sup>	0.05850	0.30060	0.26550	0.26700

## (二) 克服内生性的检验

在理论模型部分,本文指出,解释变量 $z_i$ (进口渗透率的倒数)和 $I_i z_i$ (申诉者政治势力虚拟变量和进口渗透率倒数的交互项)可能会存在内生性问题。一方面,反倾销税率会对进口价值产生影响,进而影响进口渗透率;另一方面,反倾销税率可能会影响某一行业在政治上的组织情况 $I_i$ ,例如为寻



求更高的贸易保护水平,多个企业往往会组成“联盟”以达成其期望目标。因此,为解决相互因果的内生性问题,本文选取申诉者总部是否在布鲁塞尔 $I_1$ 作为申诉者政治势力 $I_i$ 的工具变量,各行业在欧盟内部的贸易额与各行业的产值之比 $z_1$ 、行业营业额 $z_2$ 作为进口渗透率倒数 $z_i$ 的工具变量,这三个工具变量均满足相关性和外生性要求。首先,越靠近政治中心的企业或者协会一般更有政治势力,而企业或者协会选址与欧盟对华反倾销决策无关。其次,随着欧盟一体化程度加深,欧盟内部贸易额增长,各国从欧盟外部进口的比例将相对减少,内部贸易比例将影响进口渗透率的倒数 $z_i$ ,而欧盟内部的贸易状况不会直接影响欧盟对华反倾销裁定。最后,行业的营业额通过影响产值进而影响进口渗透率,但行业在国内的营业额同欧盟对华反倾销裁定并不直接相关。

使用工具变量法进行回归的结果列于表 7 至表 9 之中。表 7 和表 8 分别是对 $z_i$ 和 $I_i z_i$ 的估计结果,从整体上看,F 值均大于 10,说明选取的工具变量不是弱工具变量,并且第一阶段中的工具变量分别对内生性变量 $z_i$ 和 $I_i z_i$ 产生了显著影响,工具变量满足相关性要求。由表 9 可知,引入工具变量之后,估计系数的符号同基准检验的符号一致。其中, $\delta$ 显著为正, $\gamma$ 显著为负, $\gamma + \delta$ 显著为正,计算出的 $\alpha_L$ 值仍在合理范围之内,与前定比重 30%、40%和 50%基本相符;估计出的 $\alpha$ 值与基准检验的结果相比有所降低,但仍然在合理范围内。使用工具变量法的回归结果表明,欧盟对华反倾销税率裁定符合保护待售模型的理论预测,本文的主要结论仍然成立。

表 7 工具变量检验第一阶段回归结果(被解释变量为 $z_i$ )

变量	申诉者政治势力排名		
	前 30%	前 40%	前 50%
$z_1$	0.76* (0.43)	0.59* (0.40)	0.59* (0.39)
$I_1 z_1$	0.63 (0.47)	0.71 (0.49)	0.59 (0.51)
$z_2$	56.27*** (13.17)	54.60*** (13.37)	55.34*** (13.41)
$I_1 z_2$	-4.12** (1.66)	-4.06** (1.93)	-4.35** (2.06)
M	9.21 (83.08)	-1.63 (85.26)	-3.04 (83.60)
观测值	80	80	80
F 值	12.36	10.06	10.87
调整的R <sup>2</sup>	0.20	0.20	0.21

注:初裁税率和终裁税率的第一阶段回归结果相同,在此只展示一个。

表 8 工具变量检验第一阶段回归结果(被解释变量为 $I_i z_i$ )

变量	申诉者政治势力排名		
	前 30%	前 40%	前 50%
$z_1$	0.08 (0.15)	0.22 (0.16)	0.16 (0.19)
$I_1 z_1$	1.31** (0.55)	0.99** (0.47)	0.83* (0.49)
$z_2$	13.61* (7.52)	21.78*** (7.91)	22.52*** (7.76)
$I_1 z_2$	0.58* (1.73)	2.57* (1.40)	2.92** (1.34)
M	-5.52 (25.60)	14.23 (28.91)	33.12 (32.25)
观测值	80	80	80
F 值	18.47	14.70	15.81
调整的R <sup>2</sup>	0.49	0.57	0.53

注:初裁税率和终裁税率的第一阶段回归结果相同,在此只展示一个。

表 9 工具变量检验第二阶段回归结果

被解释变量		初裁税率			终裁税率		
		申诉者政治势力排名			申诉者政治势力排名		
		前 30%	前 40%	前 50%	前 30%	前 40%	前 50%
变量	$\frac{z_i}{e_i}$	-0.12** (0.06)	-0.14** (0.06)	-0.14** (0.06)	-0.10** (0.04)	-0.09** (0.04)	-0.08** (0.04)
	$\frac{I_i z_i}{e_i}$	0.26*** (0.06)	0.27*** (0.05)	0.26*** (0.05)	0.26*** (0.05)	0.24*** (0.05)	0.23*** (0.04)
	$M$	-2.15 (12.83)	-0.58 (13.12)	1.17 (13.05)	-13.24 (11.83)	-10.10 (11.73)	-8.18 (11.86)
待估参数	$\gamma+\delta$	0.14	0.13	0.12	0.16	0.15	0.14
	$\alpha_L$	46.0%	53.0%	54.0%	39.0%	39.0%	37.0%
	$a$	3.39	3.19	3.33	3.49	3.71	3.99
观测值		80	80	80	80	80	80
调整的 R <sup>2</sup>		0.21	0.15	0.18	0.19	0.20	0.26

### (三) 稳健性检验

1. 以残差衡量申诉者势力。本文的核心解释变量,即反映申诉者政治势力的虚拟变量 $I_i$ 是通过申诉者在行业内排名构造的。为避免“武断”嫌疑,本文按照 Cadot et al(2013)的方法,从模型本身“提取”相关信息来衡量申诉者的政治势力。假定全部行业在政治上无组织,即令所有 $I_i$ 等于 0,如果保护待售模型对解释欧盟反倾销影响因素有较强的适用性,则进行回归后提取的残差可以表示进口渗透率之外的其他影响因素,而其中最为重要的便是申诉者的政治势力。因此,残差越大,可以认为申诉者的政治势力越强。本文便进行这样的检验,用残差衡量申诉者的政治势力,并设定“门槛”来确定 $I_i$ 的取值。

分别设定排名在前 20%、40%和 60%的申诉者具有较强的政治势力,即以残差值衡量的申诉者政治势力虚拟变量值为 1。本文依托式(7)进行回归检验,分别对被解释变量初裁税率和终裁税率进行回归,估计结果如表 10 所示。当提取残差来测度申诉者政治势力时,估计系数符号同模型预期相符。其中, $\delta$ 显著为正, $\gamma$ 显著为负, $\gamma+\delta$ 显著为正,估计结果符合“保护待售”模型的符号设定。结构参数 $\alpha_L$ 的值仍然在合理范围之内,估计出的 $a$ 值在 4.0~8.0 之间,同基准检验的结果相比略有提高,但是仍然符合现实逻辑,即欧盟对全社会福利的重视程度略高于对利益集团诉求的重视程度。由此可见,样本选择偏差问题在本文的实证分析过程中并不明显,本文的估计结果是稳健的。

表 10 克服样本选择偏差的估计结果

被解释变量		初裁税率			终裁税率		
		申诉者政治势力排名			申诉者政治势力排名		
		前 20%	前 40%	前 60%	前 20%	前 40%	前 60%
变量	$\frac{z_i}{e_i}$	-0.060*** (0.027)	-0.068*** (0.027)	-0.074*** (0.027)	-0.045*** (0.023)	-0.053*** (0.023)	-0.061*** (0.023)
	$\frac{I_i z_i}{e_i}$	0.217*** (0.082)	0.124*** (0.050)	0.142*** (0.044)	0.229*** (0.071)	0.128*** (0.043)	0.154*** (0.038)
	$M$	3.880 (14.539)	3.248 (14.640)	2.780 (14.277)	-7.562 (12.571)	-8.183 (12.717)	-8.817 (12.155)
待估参数	$\gamma+\delta$	0.157	0.055	0.067	0.184	0.075	0.093
	$\alpha_L$	27.8%	55.2%	52.6%	19.8%	41.6%	39.5%
	$a$	4.325	7.539	6.533	4.164	7.373	6.113
观测值		80	80	80	80	80	80
调整的 R <sup>2</sup>		0.137	0.093	0.170	0.122	0.104	0.181
F 值		4.03	3.71	5.18	4.66	4.05	6.81

2. 克服测量误差的检验。进口需求弹性是估计出的结果,且其计算复杂度较大,可能会存在测量误差。Goldberg & Maggi(1999)指出,把进口需求弹性移至估计方程的左侧,这样进口需求弹性的测量误差就是因变量测量误差的一个组成部分,虽然有可能影响估计的精度,但不会影响估计结果的无偏性。李坤望和王孝松(2008)、王孝松和谢申祥(2013)也证实了将进口需求弹性移动到估计方程的左侧并不会影响保护待售模型的符号设定,得出的结果依然是显著的。因此,本文在式(3)基础上,将 $e_i$ 挪到估计方程左边,可以得到如下计量方程:

$$\frac{t_i}{1+t_i} e_i = \gamma z_i + \delta I_i z_i + \epsilon_i \tag{8}$$

将残差加入式(8)中,得到如下待估计的方程:

$$\frac{t_i}{1+t_i} e_i = \gamma z_i + \delta I_i z_i + \beta M_i + \epsilon_i \tag{9}$$

本文依托式(9)进行回归检验,分别对被解释变量初裁税率和终裁税率进行回归,结果如表 11 所示。估计方程在整体上显著,拟合效果较好,其中估计系数  $\gamma$  显著为负,  $\delta$  和  $\gamma + \delta$  显著为正,估计结果符合“保护待售”模型的符号设定并且是显著的。结构参数 $\alpha_L$  的值在合理范围之内(即在 0 到 1 之间),与前定比重 30%、40%和 50%基本相符。与依托式(7)的基准检验结果相比,拟合效果有所降低,估计出的  $a$  值在 11.5~14.0 之间,相比式(7)的估计结果有所提高,但仍然符合现实逻辑,即欧盟对全社会福利的重视程度略高于对利益集团诉求的重视程度,而非远远高于。由此可见,将进口需求弹性 $e_i$ 挪到估计方程的左边作为被解释变量的一部分,依然符合保护待售模型的符号设定和显著性要求,本文的估计结果是稳健的。

表 11 将进口需求弹性移动到左边的单方程 OLS 估计结果

被解释变量		初裁税率			终裁税率		
		申诉者政治势力排名			申诉者政治势力排名		
		前 30%	前 40%	前 50%	前 30%	前 40%	前 50%
变量	$z_i$	-0.038*** (0.013)	-0.039*** (0.013)	-0.041*** (0.013)	-0.035*** (0.012)	-0.038*** (0.012)	-0.038*** (0.012)
	$I_i z_i$	0.080*** (0.024)	0.070*** (0.022)	0.076*** (0.022)	0.081*** (0.023)	0.074*** (0.021)	0.076*** (0.020)
	$M$	-10.644 (7.770)	-9.803 (7.804)	-9.578 (7.691)	-16.695** (7.218)	-15.827** (7.216)	-7.075** (-15.622)
待估参数	$\gamma + \delta$	0.042	0.031	0.036	0.046	0.037	7.171
	$\alpha_L$	47.3%	56.1%	53.2%	43.8%	50.7%	50.7%
	$a$	12.105	13.654	12.544	11.898	12.954	12.699
观测值		80	80	80	80	80	80
调整的 R <sup>2</sup>		0.157	0.150	0.174	0.201	0.201	0.212
F 值		5.92	5.63	6.55	7.63	7.64	8.06

3. 替换申诉者势力的衡量指标。为保证计量结果的稳健性,本文进一步将使用其他方法构造虚拟变量衡量申诉者政治势力。从欧盟对华反倾销案件的分布来看,案件调查集中在金属制品行业(11 件)、化学原料和制品行业(15 件)、钢铁行业(14 件)等行业,且在这些行业不同年份的反倾销申诉者具有较大同质性。在金属制品行业,欧洲金属协会(Eurometaux)、欧盟不锈钢管产业保护委员会(ESTA)发起过两起以上反倾销申诉,在化学原料和制品行业,欧洲化学工业理事会(CEFIC)发起的案件占比高达 40%,在钢铁行业,欧洲钢铁协会(Eurofer)发起的反倾销申诉高达 79%。那么,在

对华反倾销案件调查过程中,相比仅发起过一次反倾销申诉的非传统申诉者,这些不止一次发起反倾销申诉的传统申诉者取得的裁定结果是否更具有优势呢?一方面,相比于反倾销的非传统申诉者,反倾销的传统申诉者在多年的反倾销申诉中积累了丰富的申诉经验,培植了大批游说团体,更能利用欧盟反倾销的程序争取较高的反倾销税率;另一方面,反倾销的传统申诉者多为该行业最大的协会团体,具有较大的话语权和影响力。因此,相比于反倾销的非传统申诉者,反倾销的传统申诉者应该具有更高的政治势力。

本文也可以在欧盟对华反倾销案件中找到佐证,以化学原料和制品行业为例,如表 12 和表 13 所示,反倾销的传统申诉者欧洲化学工业理事会(CEFIC)在欧盟对华反倾销税率裁定中获得的平均初裁税率为 49.16%、平均终裁税率为 47.25%,高于非传统申诉者获得的平均初裁税率(35.67%)和平均终裁税率(33.94%)约 14 个百分点。由此可见,反倾销的传统申诉者由于具有较大的政治影响力,在欧盟对华反倾销裁定中获得更高的反倾销税率的可能性较大。因此,本文将以申诉者是否为传统申诉者构造 0~1 虚拟变量,对于传统申诉者,其虚拟变量取值为 1,代表较高的申诉者政治势力,对于非传统申诉者,其虚拟变量取值为 0,代表较低的申诉者政治势力。

表 12 化学原料和制品行业传统申诉者申诉的案件

案件	年份	初裁税率 (%)	终裁税率 (%)	申诉者
欧盟对中国草酸反倾销案	2011	52.2	52.2	欧洲化学工业理事会(The European Chemical Industry Council, CEFIC)
欧盟对中国葡萄糖酸钠反倾销案	2009	53.4	53.2	
欧盟对中国过硫酸盐反倾销案	2006	67.4	71.8	
欧盟对中国颗粒状聚四氟乙烯树脂反倾销案	2004	62.7	55.5	
欧盟对中国三氯异氰尿酸反倾销案	2004	33.8	25	
欧盟对中国氯化钡反倾销案	1988	25.43	25.8	
平均税率		49.16	47.25	

表 13 化学原料和制品行业非传统申诉者申诉的案件

案件	年份	初裁税率 (%)	终裁税率 (%)	申诉者
欧盟对中国聚乙烯醇反倾销案	2019	45.1	45.1	欧盟企业 Kuraray Europe GmbH
欧盟对中国蜡烛及其同类产品反倾销案	2008	52.2	46.2	欧盟八家企业
欧盟对中国柠檬酸反倾销案	2007	49.3	42.7	欧盟企业 SA Citrique Belge 和 Jungbunzlauer Austria AG
欧盟对中国酒石酸反倾销案	2004	34.9	34.9	欧盟四家企业
欧盟对中国聚对苯二甲酸乙二醇酯反倾销案	2003	23.2	22.9	欧洲塑料制造商协会(APME)
欧盟对中国对甲酚反倾销案	2002	40.7	40.7	欧盟企业 Sorochimie Chime Fine
欧盟对中国对氨基苯磺酸反倾销案	2001	21	21	欧盟企业 Sorochimie Chime Fine
欧盟对中国氧化锌反倾销案	2000	33.5	28	欧洲金属协会(Eurometaux)
欧盟对中国草甘膦反倾销案	1995	21.1	24	欧盟企业 Cheminova Agro A/S
平均税率		35.67	33.94	

本文依托式(7)进行回归检验,分别对被解释变量初裁税率和终裁税率进行回归,结果如表 14 所示,估计方程在整体上显著,拟合效果较好,不存在严重的自相关问题。其中估计系数  $\gamma$  显著为负, $\delta$  和  $\gamma + \delta$  显著为正,符合“保护待售”模型的符号设定和显著性要求。结构参数  $\alpha_L$  的值在合理范



围之内(即在 0 到 1 之间)。与申诉者性质和厂商代表性衡量申诉者政治势力的单方程 OLS 估计结果相比,以是否为传统申诉者衡量申诉者政治势力的单方程 OLS 估计结果的拟合效果有所降低,估计出的  $\alpha$  值在 14.5~15.5 之间,相比基准检验的结果有所提高,但仍然符合现实逻辑,即欧盟对全社会福利的重视程度略高于对利益集团诉求的重视程度。由此可见,以是否为传统申诉者衡量的申诉者政治势力依然符合保护待售模型的设定,本文的估计结果依然是稳健的。

表 14 以是否为传统申诉者衡量申诉者势力的单方程 OLS 估计结果

被解释变量		初裁税率	终裁税率
变量	$\frac{z_i}{e_i}$	-0.045*** (0.013)	-0.041*** (0.012)
	$\frac{I_i z_i}{e_i}$	0.063*** (0.019)	0.064*** (0.018)
	$M$	2.923 (7.598)	-3.141 (7.036)
待估参数	$\gamma + \delta$	0.018	0.023
	$\alpha_L$	71.1%	64.4%
	$\alpha$	15.242	14.975
观测值		80	80
调整的 R <sup>2</sup>		0.145	0.171
F 值		5.46	6.43

## 六、结论性评述

在国际贸易中,以利益集团为代表的申诉者能对反倾销裁定及税率的高低施加影响,因此,有必要研究反倾销申诉者在国际贸易中所发挥的作用。本文以经典的贸易理论模型为依托,并以欧盟对华反倾销为例进行经验分析,从政治经济因素互动的视角探究了申诉者在双边贸易中所产生的影响。

本文的实证结果表明:欧盟对华贸易政策受到了申诉者一系列特征的显著影响:在反倾销税的裁定过程中,具有更高行业影响力的申诉者获得了更高的贸易保护水平。以终裁税率为被解释变量时,“保护待售”模型的适用性更强,两个核心解释变量具有更高的显著性水平。此外,企业数量对初裁和终裁税率结果都会产生显著影响,按要素成本计算的增加值、营业盈余总额和人事费等变量又会对终裁税率结果产生显著影响,而终裁税率相比初裁税率受到了更多因素的影响。值得注意的是,本文基准检验、内生性检验和克服样本选择方差、克服测量误差以及替换申诉者政治势力衡量指标的稳健性检验估计出的  $\alpha$  值均在 20 以内,更符合欧盟社会经济发展的实际情况。作为超主权国家联盟,欧盟对社会福利十分重视,虽然欧盟人口不到世界人口的 7%,但 GDP 占全球比重的 22%,其福利支出占全球福利支出的比重高达 50%。

本文以案件申诉者为切入点,从微观层面探究欧盟对华反倾销裁定的影响因素,发现申诉者特征显著影响了中欧双边贸易发展。因此,在应对贸易伙伴的贸易限制措施时,中国可以从决策机构和施加影响的申诉者这两个主体来探寻应对策略。

一方面,中国政府和行业协会需要重视同贸易伙伴政府间的沟通、交流与联系。第一,商务主管部门要派出代表同贸易伙伴国家的贸易主管机构进行经常性会晤与协商,还要定期举办双边相关机构领导之间的对话与交流活动。除双边经贸合作论坛、双边经贸高层对话等交流活动外,还可以增加地方政府和相关贸易方的对话交流。第二,贸易主管机构是申诉者利益和意志的汇聚平台,其制定的贸易政策反映了利益集团之间复杂的利益博弈,因此我国政府在应对贸易主管机构时,应密切

关注不同利益方的核心诉求,有针对性地制定应对方案。第三,贸促会等行业协会也要在贸易伙伴国的主管部门总部建立常设机构,定期举办交流活动,在互利的基础上向贸易国当局表达自身的利益诉求。第四,中国政府要密切关注贸易伙伴国层面贸易管理体制和贸易管理机构的变化,及时做出应对方案,不断完善中国的贸易管理机制,提高谈判技巧。

另一方面,中国政府和企业在面对贸易伙伴国对华反倾销调查时,需要高度关注申诉者所属利益集团的目标、理念与行动。第一,对于代表性强、影响力大的传统申诉者,以及对国民经济和社会发展贡献较大的行业发起的案件,中国各界要高度重视,不仅要积极应诉,还需要从多方面做好准备,不仅要通过官方的和民间的组织(如政府常驻机构、各机构的常驻办事处和各大企业的代表等)等正规的渠道与贸易伙伴国机构和决策者保持联系,同时也要通过非正规的渠道如雇用专业的律师、游说团队和公关咨询公司等进行游说,力争在应诉过程中掌握主动权,提高应诉成功概率。第二,国内的行业协会和企业还要加强与贸易伙伴国代表性利益集团的交流与合作,在交流与合作中增进了解和互信,并通过这些利益集团来影响贸易伙伴国对华贸易政策的决策。第三,关注贸易伙伴国对华贸易政策决策过程中错综复杂的利益博弈关系,寻找对中国有利的利益集团,利用利益集团的力量对决策机构和案件申诉者施加影响。第四,中国的相关行业协会可以利用自身的力量在贸易伙伴国寻找盟友,使其减少对华贸易保护措施。这不仅有利于双边经贸关系稳定健康发展,也可以为中国政府制定针对性的贸易政策提供重要信息。

此外,中国政府还要改变过去被动应诉的不利局面,创新对外贸易管理体制,提高对外贸易谈判技巧,增强贸易防御工具的建设和使用。中国企业也需要改变长期以来低价竞争的状态,提高出口产品的科技含量,对标国际标准,由“以低价取胜”彻底转变为“以质量取胜”。这样不仅可以减少中国产品在国际市场遭遇反倾销限制的风险,而且可以提高企业的市场占有率和利润水平,从而使中国企业更为充分地获得对外贸易利益。

#### 参考文献:

- 鲍晓华,2011:《中国是否遭遇了歧视性反倾销?——兼与其他出口国的比较》,《管理世界》第3期。
- 郭守亭,2006:《反倾销申诉信号博弈分析》,《财政研究》第9期。
- 胡丹婷 何建华 史亚冲,2006:《行业反倾销申诉——混合策略均衡下的后果及平衡的突破》,《国际贸易问题》第12期。
- 李坤望 王孝松,2008:《申诉者政治势力与美国对华反倾销的歧视性:美国对华反倾销裁定影响因素的经验分析》,《世界经济》第6期。
- 李磊 漆鑫 朱玉,2011:《反倾销申诉和措施中的政治经济因素实证分析》,《经济评论》第2期。
- 梁俊伟 代中强,2015:《发展中国家对华反倾销动因:基于宏微观的视角》,《世界经济》第11期。
- 王晓磊 沈瑶,2018:《国外对华实施反倾销调查的影响因素研究——兼论中国贸易政策与外资政策的协调》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》第3期。
- 王孝松 谢申祥,2009:《中国究竟为何遭遇反倾销——基于跨国跨行业数据的经验分析》,《管理世界》第12期。
- 王孝松 谢申祥,2013:《发展中大国家间贸易摩擦的微观形成机制——以印度对华反倾销为例》,《中国社会科学》第9期。
- 谢建国,2006:《经济影响、政治分歧与制度摩擦——美国对华贸易反倾销实证研究》,《管理世界》第12期。
- 杨飞 孙文远 程瑶,2018:《技术赶超是否引发中美贸易摩擦》,《中国工业经济》第10期。
- 杨晓云 药朝诚,2012:《中国对外反倾销影响因素研究》,《商业研究》第5期。
- 杨艳红,2009:《WTO制度、贸易不对称与国外对华反倾销——部分国家和地区对华反倾销调查的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 张磊 查海峰,2018:《国内利益集团对超国家机构决策机制的影响分析——以欧盟贸易领域决策为例》,《国际观察》第5期。
- Aggarwal, A. (2004), “Macro economic determinants of antidumping: A comparative analysis of developed and developing countries”, *World Development* 32(6):1043-1057.
- Anderson, K. B. (1993), “Agency discretion or statutory direction: Decision making at the US International Trade Commission”, *Journal of Law and Economics* 36(2):915-935.
- Annicchiarico, B. & E. Marvasi (2019), “Protection for sale under monopolistic competition: Beyond the CES”, *European Journal of Political Economy* 60(4):1-19.

- Baldwin, R. E. & J. W. Steagall(1994), "An analysis of ITC decisions in antidumping, countervailing duty and safeguard cases", *Review of World Economics* 130(2):290—308.
- Baldwin, R. E. (1985), *The Political Economy of U. S. Import Policy*, MIT Press.
- Belloc, M. & P. Guerrieri(2008), "Special interest groups and trade policy in the EU", *Open Economies Review* 19(4): 457—478.
- Belloc, M. (2007), "Protection for sale in the EU", SSRN Working Paper, No. 969378.
- Blonigen, B. A. & T. J. Prusa (2016), "Dumping and antidumping duties", in: K. Bagwell & R. W. Staiger(eds), *Handbook of Commercial Policy*, North-Holland Publishing.
- Bombardini, M. (2008), "Firm heterogeneity and lobby participation", *Journal of International Economics* 75(2): 329—348.
- Cadot, O. et al (2013), "Endogenous tariffs in a common-agency model: A new empirical approach applied to India", *Revista de Economía y Estadística* 51(1):25—52.
- Chang, P. L. & M. Lee (2005), "Protection for sale under monopolistic competition", *Journal of International Economics* 66(2):509—526.
- Davies, R. B. & B. H. Liebman (2006), "Self-protection? Antidumping duties, collusion, and FDI", *Review of International Economics* 14(5):741—757.
- Devault, J. M. (1993), "Economics and the international trade commission", *Southern Economic Journal* 60(2):463—478.
- Facchini, G. et al (2006), "Protection for sale with imperfect rent capturing", *Canadian Journal of Economics* 39(3):845—873.
- Finger, J. M. et al (1982), "The political economy of administered protection", *American Economic Review* 72(3): 452—466.
- Gawande, K. & U. Bandyopadhyay (2000), "Is protection for sale? Evidence on the Grossman-Helpman theory of endogenous protection", *Review of Economics & Statistics* 82(1):139—152.
- Gawande, K. et al (2006), "Foreign lobbies and US trade policy", *Review of Economics and Statistics* 88(3):563—571.
- Gawande, K. et al (2012), "Lobbying competition over trade policy", *International Economic Review* 53(1):115—132.
- Goldberg, P. K. & G. Maggi (1999), "Protection for sale: An empirical investigation", *American Economic Review* 89(5):1135—1155.
- Grossman, G. M. & E. Helpman (1994), "Protection for sale", *American Economic Review* 84(4):833—850.
- Grübler, J. et al (2022), "Import demand elasticities revisited", *Journal of International Trade & Economic Development* 31(1):46—74.
- Hansen, W. L. & T. J. Prusa (1996), "Cumulation and ITC decision-making: The sum of the parts is greater than the whole", *Economic Inquiry* 34(4):746—769.
- Hansen, W. L. & T. J. Prusa(1997), "The economics and politics of trade policy: An empirical analysis of ITC decision making", *Review of International Economics* 5(2):230—245.
- Hartigan, J. C. (1994), "Dumping and signaling", *Journal of Economic Behavior & Organization* 23(1):69—81.
- Hartigan, J. C. (1996), "Predatory dumping", *Canadian Journal of Economics* 29(1):228—239.
- Herander, M. G. & J. B. Schwartz (1984), "An empirical test of the impact of the threat of US trade policy: The case of antidumping duties", *Southern Economic Journal* 51(1):59—79.
- Kee, H. L. et al (2008), "Import demand elasticities and trade distortions", *Review of Economics and Statistics* 90(4):666—682.
- Kolev, D. R. & T. J. Prusa (2002), "Dumping and double crossing: The (in) effectiveness of cost-based trade policy under incomplete information", *International Economic Review* 43(3):895—918.
- Liu, L. & J. Zhang (2022), "Uncertainties of trade environment, market economy status, and anti-dumping investigations—Evidence from China", *Emerging Markets Finance and Trade* 58(7):1925—1937.
- Matschke, X. & S. M. Sherlund (2006), "Do labor issues matter in the determination of US trade policy? An empirical reevaluation", *American Economic Review* 96(1):405—421.
- Mitra, D. et al (2002), "Protection for sale in a developing country: Democracy vs. dictatorship", *Review of Economics and Statistics* 84(3):497—508.

- Nunn, N. & D. Trefler (2006), “Putting the lid on lobbying: Tariff structure and long-term growth when protection is for sale”, NBER Working Paper, No. 12164.
- Paltseva, E. (2014), “Protection for sale: The case of oligopolistic competition and interdependent sectors”, *Canadian Journal of Economics* 47(4):1195—1216.
- Panagariya, A. & P. Gupta (1998), “Anti-dumping duty versus price negotiations”, *World Economy* 21 (8):1003—1019.
- Prusa, T. J. (1992), “Why are so many antidumping petitions withdrawn?”, *Journal of International Economics* 33 (1):1—20.
- Prusa, T. J. (1998), “Cumulation and antidumping: A challenge to competition”, *World Economy* 21(8):1021—1033.
- Staiger, R. W. & F. A. Wolak (1989), “Strategic use of antidumping law to enforce tacit international collusion”, NBER Working Paper, No. 3016.
- Staiger, R. W. & F. A. Wolak (1992), “The effect of domestic antidumping law in the presence of foreign monopoly”, *Journal of International Economics* 32 (3):265—287.
- Veugelers, R. & H. Vandenbussche (1999), “European anti-dumping policy and the profitability of national and international collusion”, *European Economic Review* 43 (1):1—28.
- Zanardi, M. (2004), “Antidumping law as a collusive device”, *Canadian Journal of Economics* 37(1):95—122.

## The Role of Complainants in International Trade Disputes

—Micro Evidence at the Case Level

WANG Xiaosong WANG Yanyan

(Renmin University of China, Beijing, China)

**Abstract:** In international trade disputes, the complainants represented by interest groups can exert influence on the results of anti-dumping rulings and the level of tax rates, thus it is necessary to examine the role of anti-dumping complainants in international trade. This paper takes the EU’s anti-dumping against China as an example for empirical analysis. Relying on the classic “protection for sale” model in international trade theory, this paper quantitatively analyzes factors affecting the EU’s anti-dumping tax rate ruling on China, especially the impact of the complainants’ political power on the ruling results measured by the nature of the complainants and the representativeness of the manufacturers. The empirical results show that during the inspection period, the interaction of various political and economic factors ultimately determines the ruling result of the EU’s anti-dumping duties on China. The political power of the complainants significantly affects the ruling results of anti-dumping cases and then the bilateral trade pattern. Some industry characteristics of the complainants also affect the ruling of anti-dumping tax rate. The final ruling tax rate is more applicable to the “protection for sale” model than the initial ruling tax rate. This paper expands the application scope of the “protection for sale” model, and provides insight and enlightenment for all sectors of China to deal with restrictive measures against trading partners and promote the healthy development of foreign trade from the new perspective of complainants’ characteristics.

**Keywords:** Complainants; Anti-dumping; “Protection for Sale” Model; Industry Associations

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:刘新波)