

# 双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响

苗翠芬

**摘 要** 基于 2002-2019 年全球 44 个经济体对中国 96 类产品发起的反倾销反补贴调查数据,系统考察双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响及异质性效应,可发现:良好的双边政治关系能显著降低中国产品遭受反倾销反补贴调查的概率和数量,其影响机制主要通过政治目标联结路径下的政治互信机制、制度性联结路径下的规则认同机制得以实现。中国与非美国盟友、低否决点体制经济体的双边政治关系改善对反倾销反补贴的抑制效应,显著强于与美国盟友、高否决点体制经济体的双边政治关系改善所产生的效应。在产品属性维度,双边政治关系对劳动密集型产品遭受反倾销反补贴调查的抑制效应更为显著。要增进双边政治关系、强化规则认同机制、提升贸易摩擦应对效能,以有效减少中国产品遭受的反倾销反补贴调查,促进对外贸易高质量发展。

**关键词** 双边政治关系;反倾销反补贴调查;议题联结;制度性联结

**中图分类号** F741 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2026)01-0092-14

**基金项目** 国家社会科学基金青年项目(24CGJ033)

反倾销反补贴调查是世界贸易组织(WTO)所允许的一类贸易救济措施,其设立初衷是应对外来进口的不公平竞争(倾销或补贴)而导致的国内产业受损或者产生实质性威胁,但因其本身的可操作性和便利性,日益成为部分国家推行贸易保护主义的一种重要的非关税壁垒<sup>[1]</sup>(P27-38)。一直以来,中国是美国、欧盟、印度、阿根廷、巴西等众多经济体滥用反倾销反补贴措施的主要目标。2024 年中国遭受的反倾销反补贴调查数量达到 183 起,创历史新高,不仅远超 2023 年的 75 起,也已经超过 2016 年 110 起的历史峰值(数据来源于中国贸易救济信息网),凸显出中国外贸面临的贸易救济调查压力持续加剧。频繁的反倾销反补贴调查不仅威胁中国产业链供应链体系的稳定,也关乎国家经济安全。因此,缓解中国遭受的反倾销反补贴调查成为亟待研究的重大现实问题。

与此同时,进入 21 世纪以来,中国与诸多国家的政治关系呈现出多层次、动态化的演进特征,整体表现出合作共赢的主流趋势,但也面临着利益格局调整带来的新挑战,这种变化深刻影响着双边经贸关系的走向。当前,在 WTO 多边贸易体制推进乏力、贸易保护主义卷土重来以及逆全球化趋势加剧的背景下,地缘政治和安全因素对经济活动的影响显著加深,经贸领域已成为部分国家打压竞争对手、谋取战略优势的“主战场”。由此引发了关于国家间政治关系在贸易政策运用中所起作用的思考:双边政治关系是否会影响各国在贸易救济措施实施中的倾向和力度?在复杂多变的国际环境中,当贸易政策被赋予越来越强的政治属性时,良好的双边政治关系能否缓解中国遭受的反倾销反补贴调查,成为亟待验证的重要命题。

## 一、文献综述

同本文密切相关的文献是有关反倾销反补贴等贸易摩擦影响因素的研究。现有文献主要从宏微观

经济因素、政治和制度因素等视角,对反倾销反补贴等贸易摩擦的动因开展了丰富的研究,研究内容既有专门聚焦于反倾销反补贴等特定类型的贸易摩擦,也有集中于更广泛意义上的贸易保护措施,包括进出口限制、技术性贸易壁垒(TBT)、卫生与植物检疫措施(SPS)、反倾销反补贴、保障措施、知识产权保护等关税和非关税壁垒。在宏微观经济因素方面,已有研究普遍认为进口渗透率、产业内贸易水平、贸易平衡状况、经济增长水平、汇率变动以及产出和就业波动等是影响一国对外发起反倾销反补贴等贸易摩擦的主要因素<sup>[2]</sup>(P1043-1057)<sup>[3]</sup>(P8-17)。此外,一部分文献重点考察了区域贸易协定(RTA)及其条款异质性在反倾销反补贴调查中所起的作用<sup>[4]</sup>(P431-456)<sup>[5]</sup>(P21-37)。

在政治和制度因素方面,一类文献从国内政治和制度视角上进行考察。李坤望和王孝松研究发现,一国企业及其相关利益集团的政治势力是美国对中国实施歧视性反倾销措施的首要原因<sup>[6]</sup>(P3-16)。另一类文献基于国际政治和制度视角进行分析,这也是与本研究关系最为密切的一类文献。其中,一部分文献重在分析国家间政治制度距离、文化距离等对贸易摩擦的影响<sup>[7]</sup>(P40-74),另一部分文献关注双边政治关系对贸易保护措施的影响。谢建国基于1980-2004年美国对华反倾销数据,实证检验了中美政治联系对中国遭受来自美国反倾销调查的负向影响<sup>[3]</sup>(P8-17)。王孝松和常远基于2008-2018年中国遭受来自美国、日本等9个发起国的限制性贸易保护措施数据,研究发现中国与发起国的政治关系越亲密,发起国对华实施的贸易保护主义行为的可能性越低<sup>[8]</sup>(P32-59)。

以上文献从经济、政治和制度等多个视角探讨了反倾销反补贴等贸易摩擦的动因,为本研究提供了很好的思路借鉴与参考,但仍存在可进一步拓展的空间,这也是本文的边际贡献:第一,在研究内容上,本文专门聚焦于考察双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响,并基于国际政治经济学分析框架,系统探讨其中的理论影响机制及其异质性效应,深度揭示贸易政策背后的政治逻辑,为理解全球经济治理中的规则博弈与权力重构提供新的理论视角,进一步丰富并深化相关研究。第二,在样本选择方面,本文将调查发起国扩展到全球44个经济体,涵盖对中国发起反倾销反补贴调查的全部经济体,从而避免样本选择问题可能带来的偏误,显著提升研究结论的普适性。第三,在数据层面,本文按照国际通行的HS两位数编码分类标准,构建中国在96种产品类别上遭受的反倾销反补贴调查数据,从而避免国别层面数据可能带来的估计偏差,进一步细化相关研究。

## 二、理论分析框架

基于国际政治经济学分析框架,双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响可借助“议题联结”思想予以阐释<sup>[9]</sup>(P3-62)<sup>[10]</sup>(P141-170)。具体而言,双边政治关系主要通过政治目标与经济议题联结、制度性联结双重路径,影响国家行为体在反倾销反补贴调查中的策略抉择。而政治联盟属性、国内政治体制特征、产品属性将会扩大或抑制这种联结效应。基于此,本文从政治合作导向、政治敌对导向两个维度来阐释双边政治关系亲疏对反倾销反补贴调查的影响,并进一步从政治联盟主导国、国内政治体制、产品属性等三个维度展开异质性理论分析。

### (一) 双边政治关系与反倾销反补贴调查

双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响,可从政治关系合作导向的正向联结、政治关系敌对导向的负向联结两个方面展开探讨。

#### 1. 政治关系合作导向的正向联结

一是政治目标与经济议题的联结,这种联结体现为经济政策的政治化行为。合作关系导向的双边政治关系,会通过密切的外交访问、提升政治关系层级以及降低政治冲突等关键事件,有效缓和或化解两国可能存在的认知分歧和潜在争端,从而消解信任赤字并增进政治互信。这种紧密的政治互动所催生的互信共识,在对外贸易政策领域中表现为双重治理效应:其一,政治互信的提升构成了经济议题非安全化的重要保障机制。政治互信作为稀缺的战略资源,能够有效约束国家行为体将经济议题过度安

全化的政策倾向。此时,互信基础上的经济政策将遵循市场规律与国际规则,避免将贸易政策工具用作政治博弈手段<sup>[11]</sup>(P76-88),从而降低基于政治目的滥用反倾销反补贴调查的概率。其二,政治互信的深化会形成差异化的贸易争端解决路径偏好。在处理贸易摩擦时,互信国家更倾向于通过协商谈判、利益补偿等非司法途径化解分歧,而非直接启动反倾销反补贴调查等司法程序<sup>[8]</sup>(P32-59)。这一偏好既源于对政治互动机制解决效率的制度依赖,也反映了对司法程序可能引发连锁性冲突的风险规避,而谈判协商等柔性机制能从源头上降低反倾销反补贴调查的启动频率。

二是制度性联结,这种联结体现为贸易规则博弈和差异化治理模式。反倾销反补贴调查的核心在于对“倾销”“补贴”的法律认定。在国际多边规则与国内立法的双层治理体系下,WTO相关协定对“正常价值”“公共机构”等核心概念以及部分规则表述存在语义模糊性,造成各国在法律解释与执行中形成制度性差异。这种规则弹性允许主权国家基于本国利益考量,在倾销幅度计算、补贴受益主体认定等关键环节行使自由裁量权<sup>[12]</sup>(P62-63)。需要强调的是,WTO对“非市场经济地位”的制度性留白,已成为反倾销反补贴规则博弈的核心焦点。“非市场经济地位”往往促使一国调查机构采用“替代国”制度等特殊方法评估倾销和补贴标准,导致倾销或补贴认定范围的扩大<sup>[13]</sup>(P35-50)。双边政治关系通过影响规则解释和适用逻辑,在反倾销反补贴调查中形成“盟友豁免一对对手遏制”的差异化治理模式。一是对可信国家的制度性豁免,表现为主动承认其市场经济地位。二是对竞争对手的持续性歧视,表现为拒绝承认其市场经济地位。当双边政治关系友好时,发起方更倾向于遵循市场经济规则进行客观认定,减少自由裁量权的滥用。上述差异化的治理模式本质上是政治关系在贸易规则领域的制度性投射,而政治友好则成为推动反倾销反补贴调查回归经济理性的关键变量。

## 2. 政治关系敌对导向的负向联结

一是在政治目标与经济议题联结方面。当双边政治关系紧张或恶化时,政治互信的消解使得贸易领域成为国家间矛盾的主要投射场,反倾销反补贴调查被异化为彰显政治立场的“强硬武器”<sup>[14]</sup>(P664-688),其实质是通过增加贸易壁垒来传递政治敌意。这种操作将原本旨在维护公平竞争的贸易救济措施异化为政治博弈工具,充分体现了经济问题政治化的逻辑。同时,双边政治关系的恶化会触发经济议题的“泛安全化”,通过将贸易问题与技术脱钩、供应链安全等战略目标相联结,把正常的经贸往来渲染成对国家安全的威胁,使得反倾销反补贴调查突破传统经济治理范畴,演变为实现地缘政治目标的重要政策工具<sup>[3]</sup>(P8-17)。二是在制度性联结方面,表现为规则重构与话语权争夺。当双边政治关系恶化时,强势国家倾向于将反倾销反补贴调查作为国际规则重构的工具,试图通过“制度霸权化”策略巩固其在全球治理体系中的主导权<sup>[15]</sup>(P128-154),并通过瓦解多边机制与推行单边规则,使反倾销反补贴调查超越单纯的贸易救济范畴,演变为国际话语权博弈场。美国自2019年起持续阻挠WTO上诉机构法官遴选,致使多边争端解决机制陷入瘫痪,而政治敌对国家借此权力真空,绕过WTO多边程序,通过国内法的域外适用或立法修正,将本国制度标准扩展至国际层面<sup>[13]</sup>(P35-50),冲击多边贸易体系规则。

基于上述分析,本文提出如下假说。

假说1:双边政治关系与反倾销反补贴调查的概率和数量显著负相关,即关系改善有助于降低两国间的反倾销反补贴调查,关系恶化则会提高相关调查的概率和数量。

假说2:双边政治关系影响反倾销反补贴调查的作用机制,主要表现为政治目标导向联结路径下的政治互信机制与制度性联结路径下的规则认定机制。

## (二) 异质性理论分析

双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响,可能因政治联盟属性、国内政治体制特征、产品属性而存在不同,基于此,本文进一步从政治联盟主导国、国内政治体制、产品属性等三个维度展开异质性理论分析。



### 1. 政治联盟主导国的影响

在国际政治经济博弈格局中,以美国为首的政治联盟通过价值观外交构建“民主国家联盟”叙事,在对华战略竞争议题上形成高度互信,进而衍生出系统性的经济协同与规则协同。这一现象本质上是政治联盟主导国将一国政治目标与盟友协调机制深度绑定的体现。在经济协同方面,美国凭借经济霸权与战略影响力,以“胡萝卜加大棒”策略重塑盟友的对华经贸政策。一是利用安全承诺、军事同盟等战略施压手段,迫使盟友在经贸领域服从其对华遏制战略<sup>[16]</sup>(P16-25)。二是以市场准入、贸易优惠、技术合作等经济利益为诱饵,诱导盟友在对华经贸政策上与美国保持一致<sup>[17]</sup>(P96-122)。在规则协同方面,政治联盟构建对华制度性包围圈,联合对中国发起反倾销反补贴调查,其实质是将贸易救济措施异化为规则竞争工具,借此维护传统强国的规则制定优势。受制于美国主导的政治联盟在经济协同与规则协同的双重钳制,即便美国盟友与中国的政治关系呈现回暖态势,其对华反倾销反补贴调查的概率和强度也难有实质性下降。在经济依附、战略渗透与利益捆绑的多重约束下,美国凭借“长臂管辖”与联盟协同持续压力,不断消解双边政治关系改善对反倾销反补贴调查的抑制效应。据此提出如下假说。

假说3:双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响在非美国盟友中更为显著,而可能在美国盟友中不显著。

### 2. 国内政治体制的影响

双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响,可能因国内政治体制差异而不同。政治体制在权力配置、决策流程、利益集团参与等方面的差异,会影响双边政治意愿向贸易政策调整的转化效能。基于否决点理论,低否决点体制(如集权权威制)因权力集中、决策链条短的特征,高层政治意愿可直接穿透政策执行体系<sup>[18]</sup>(P149-156),双边政治关系的改善能够快速转化为贸易政策的松绑,显著降低反倾销反补贴调查的概率和强度。相比之下,高否决点体制(如议会制、联邦制)因权力分散、制衡复杂而形成多重政策壁垒,可能削弱双边政治关系对贸易措施的影响:一是体制性结构障碍。选举政治下政客常将反倾销反补贴包装为“保护本国就业”等政治工具,借议题安全化策略迎合选民诉求,形成政策惯性<sup>[19]</sup>(P5-16)。同时三权分立的否决困境,导致高层政治缓和共识因议会阻挠或司法争议难以落地,造成高层共识与基层执行脱节。二是利益集团深度俘获<sup>[3]</sup>(P8-17)。在议会制与联邦制国家,反倾销反补贴调查常成为特定产业集团通过政治献金、游说定制的工具。即便双边政治关系改善,利益集团仍会施压政府或操控舆论推动调查持续,而执政者为维持政治支持多选择默许配合,使贸易政策调整难以突破既得利益阻碍。据此提出如下假说。

假说4:双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响在低否决点体制经济体中更为显著,而可能在高否决点体制经济体中不显著。

### 3. 产品属性的影响

双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响,也受制于产品属性。劳动密集型产品因低政治化属性与非战略威胁定位,更易通过政治互信降低贸易壁垒。当双边政治关系改善时,由于针对劳动密集型产品的政策调整不会触及核心产业安全,一国倾向于在该领域做出选择性让步,以较低的经济成本释放合作信号。比较而言,资本和技术密集型产品因涉及产业霸权争夺,常被赋予国家安全属性并纳入战略竞争主导的政治性壁垒范畴<sup>[20]</sup>(P310-320),其政策调整受深层结构性矛盾制约,难以通过政治互信突破壁垒,即便双边政治关系改善也难以消解战略猜忌,其背后的逻辑是:其一,基于国家竞争视角,一国为维持其全球领导地位,倾向于加强高科技领域的竞争<sup>[21]</sup>(P54-67)。双边政治关系改善虽能缓解短期摩擦,却无法改变其对中国作为技术追赶者的结构性认知,长期竞争格局下的贸易政策弹性有限。其二,基于利益集团政治视角,资本和高技术产业常与军工、金融资本深度绑定,形成强大的游说网络,通过渲染中国技术进步的“安全威胁论”,迫使政府维持贸易壁垒,即便双边政治关系缓和,利益集团仍可通过议会游说、司法程序阻碍贸易政策调整<sup>[3]</sup>(P8-17)。据此提出如下假说。

假说5:双边政治关系对劳动密集型产品遭受的反倾销反补贴调查的影响更显著,但可能对资本和技术密集型产品的影响不显著。

### 三、研究设计与数据说明

为验证上述研究假说,本文整理了中国96类产品遭受全球44个经济体的反倾销反补贴调查数据,并构建计量模型来检验双边政治关系在反倾销反补贴调查中的作用。

#### (一) 计量模型设定

已有研究普遍认为,进口冲击、产业内贸易水平、FTA缔结情况、经济增长水平、双边汇率是影响一国发起反倾销反补贴等贸易摩擦的因素。基于此,本文在引入双边政治关系这一核心变量的基础上,进一步控制住影响反倾销反补贴调查的其他变量,最终确定的计量模型如下:

$$Y_{iht} = \beta_0 + \beta_1 Drelation_{it} + \beta_2 X_{iht} + \eta_i + \eta_h + \eta_t + \varepsilon_{iht} \quad (1)$$

其中,下标*i*、*h*、*t*分别代表发起国、产品和年份。 $Y_{iht}$ 是被解释变量,表示*t*年*i*国在*h*行业对中国发起反倾销反补贴调查的概率和数量。 $Drelation_{it}$ 是核心解释变量,表示*t*年*i*国与中国的双边政治关系。 $X_{iht}$ 为控制变量,包括*h*行业发起国自中国的进口比例、产业内贸易水平、是否缔结FTA、发起国经济增长水平、双边汇率, $\eta_i$ 、 $\eta_h$ 和 $\eta_t$ 分别代表发起国、产品、年份固定效应, $\varepsilon_{iht}$ 代表随机误差项。针对反倾销反补贴调查概率,本文使用二值选择模型Logit进行估计。对于反倾销反补贴调查数量,由于该指标是一个具有多零的非负整数,因此,本文使用泊松伪最大似然(PPML)方法进行估计。

#### (二) 变量说明与指标构建

##### 1. 被解释变量:反倾销反补贴调查概率和数量

世界银行临时性贸易壁垒数据库(Temporary Trade Barriers Database)收集了20世纪80年代至2020年全球50多个经济体实施的反倾销、反补贴等临时性贸易措施数据,具体指标涵盖发起方、被调查方、涉案商品HS编码、发起时间、撤销时间、初裁决定及终裁措施等。由于该数据库未能完整覆盖中国所遭受的反倾销反补贴调查数据,本文采用中国贸易救济信息网统计数据进一步补充。在指标构建上,本文以调查发起年份作为时间节点,在HS两位数编码层面构建反倾销反补贴调查的概率与数量指标。反倾销反补贴调查概率:采用“是否发起反倾销或反补贴调查”的虚拟变量进行设定,若某一经济体在某一年份对中国某一产品类别发起反倾销或反补贴调查,则赋值为1,否则为0。反倾销反补贴调查数量:根据涉案商品的前两位HS编码,本文统计某一经济体在某一年份对中国某一产品类别发起的反倾销与反补贴调查的合计数量。

##### 2. 核心解释变量:双边政治关系

本文采取多维度的指标来构建双边政治关系指数。参考现有文献,本文主要从四个维度来衡量双边政治关系,包括建交时长(RL)、外交伙伴关系(DR)、外交互访(DV)、友好城市(FC)<sup>[22]</sup>(P133-155)<sup>[23]</sup>(P116-130)。其中,建交时长(RL)衡量了中国与发起国建立官方外交关系的持续时间。本文取某一年份与建交初始时间之差来度量;外交伙伴关系(DR)体现了中国与发起国之间的政治认同和战略信任,根据中国外交部网站“双边关系”中对政治关系的描述以及“文件”中有关两国关系的联合声明文件,中国与发起国的外交关系大致会经历友好合作或战略合作、合作伙伴、全面合作伙伴、战略合作伙伴、全面战略合作伙伴等层层递进关系。本文将外交伙伴关系划分为友好合作、合作伙伴、全面合作伙伴、战略合作伙伴、全面战略合作伙伴五个层级<sup>[24]</sup>(P37-55)。在这五个层级中,外交伙伴关系等级依次增强,具体赋值规则如下:未建立友好合作的国家,外交伙伴关系赋值为0。建立友好合作或战略合作的国家,外交伙伴关系赋值为1。建立合作伙伴的国家,外交伙伴关系赋值为2。建立全面合作伙伴的国家,外交伙伴关系赋值为3。建立战略合作伙伴的国家,外交伙伴关系赋值为4。建立全面战略合作伙伴的国家,外交伙伴关系赋值为5。外交互访(DV)衡量了中国与发起国之间开展的高层互访和一般访问的总次数。

其中,高层访问主要涉及国家元首(主席、总统、国王)之间的国事访问和政府首脑(总理、副总统、首相)之间的正式访问,访问级别和影响均比较大。一般访问主要包括特使、外交部长、商务部长等参与的出席会议、会见以及一般访问等非正式访问,访问级别和影响相对较小。由于访问活动的重要性不同,本文将高层互访的权重设置为2,一般互访的权重设置为1,并根据外交活动是否签发联合公报或声明的信息,来确定外交访问活动的有效性。友好城市(FC)表示中国与发起国省、州、区、县建立友好城市关系的累计数量,本文使用友好城市密集度进行衡量,即每万人建立的友好城市数量。

借鉴王弘书等的构建方法<sup>[23]</sup>(P116-130),本文定义双边政治关系= $RL+DR+DV+FC$ ,数值越大代表中国与发起国的政治关系越亲密,反之越疏远。其中:

$RL$ =发起国当年与中国的建交时长/所有样本国家所有年份与中国建交时长的最大值。

$DR$ =发起国当年与中国的外交伙伴关系层级/所有样本国家所有年份与中国外交伙伴关系层级的最大值。

$DV$ =发起国当年与中国开展的外交访问次数/所有样本国家所有年份与中国开展外交访问次数的最大值。

$FC$ =发起国当年与中国建立的友好城市密集度/所有样本国家所有年份与中国建立友好城市密集度的最大值。

### 3. 控制变量

控制变量包括:(1)发起国自中国进口比例。本文使用某一产品类别层面发起国自中国的进口额占其总进口额的比重进行衡量。(2)产业内贸易水平。本文使用Grubel-Lloyd指数进行度量。计算公式为: $1-|(出口-进口)/(出口+进口)|$ 。(3)是否缔结FTA。本文将与中国签署双边或诸边FTA赋值到双边国家层面,即如果某一国家与中国在某一年份缔结了双边或诸边FTA,则该国在签署当年及以后年份均设定为1,其他情况均为0。(4)发起国经济增长率。本文使用发起国GDP增长率进行衡量。(5)双边汇率。本文使用发起国货币对人民币的实际汇率来衡量。

### (三) 数据说明

本文使用的数据主要来自世界银行临时性贸易壁垒数据库、中国贸易救济信息网、《中国外交》白皮书、中国外交部网站、中国人民对外友好协会网站、联合国商品贸易统计数据库(Un Comtrade)、中国商务部自贸区服务网、世界银行世界发展指标(WDI)数据库。其中,世界银行临时性贸易壁垒数据库与中国贸易救济信息网数据用于构建“反倾销反补贴调查”相关指标,《中国外交》白皮书、中国外交部网站、中国人民对外友好协会网站数据用于度量双边政治关系指标。Un Comtrade数据库用于计算发起国自中国的进口比例、产业内贸易水平两项指标,中国商务部自贸区服务网用于统计中国与发起国缔结FTA情况,世界银行WDI数据库用于获取发起国经济增长水平、双边汇率两项指标。通过匹配以上数据,本文最终构建了2002-2019年中国与全球44个经济体在96种产品层面的面板数据集。由于部分控制变量

表1 变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
是否发起反倾销反补贴调查	71341	0.01	0.12	0	1
反倾销反补贴调查数量	71341	0.02	0.22	0	11
双边政治关系	71341	0.83	0.57	0	4.07
自中国的进口比例	71341	0.17	0.21	0	1
产业内贸易水平	71341	0.16	0.26	0	1
是否缔结FTA	71341	0.23	0.42	0	1
发起国经济增长率(%)	71341	3.93	3.99	-19.15	27.22
双边汇率(取对数)	71341	0.76	2.62	-2.73	8.16



存在不同程度的缺失,实际参与回归的样本观测值有所减少。变量描述性统计见表 1。

四、实证结果与分析

根据上述研究设计与数据,本部分主要利用 Logit、PPML 方法进行基准回归,以验证假说 1,并采用多种方法进行稳健性检验以及内生性讨论。

(一) 基准估计结果

表 2 汇报了双边政治关系对中国产品遭受反倾销反补贴调查的基准估计结果。其中,第(1)列是针

表 2 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	调查概率	几率比(OR 值)	调查数量	发生率比(IRR 值)
双边政治关系	-0.3790*** (0.1203)	0.6845*** (0.0823)	-0.2719** (0.1125)	0.7620** (0.0857)
自中国的进口比例	1.5981*** (0.5142)	4.9435*** (2.5420)	1.2683*** (0.4820)	3.5549*** ( 1.7136)
产业内贸易水平	-0.5095* (0.2622)	0.6008* (0.1575)	-0.5261** (0.2352)	0.5909** (0.1390)
是否缔结 FTA	-0.1004 (0.2178)	0.9045 (0.1970)	0.1410 (0.1978)	1.1514 (0.2277)
发起国经济增长率	-0.0070 (0.0120)	0.9930 (0.0120)	-0.0034 (0.0116)	0.9966 (0.0116)
双边汇率	-0.2133 (0.2021)	0.8079 (0.1633)	-0.2360 (0.1758)	0.7898 (0.1389)
常数项	-12.8101*** (1.8219)	2.73e-06*** (4.98e-06)	-8.2417*** (1.8363)	0.0003*** (0.0005)
国家/产品/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	34597	34597	71341	71341
Pseudo R <sup>2</sup>	0.3212	0.3212	0.4654	0.4654

注:括号内是稳健标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。下表同。

对反倾销反补贴调查概率的二值选择模型 Logit 估计结果,第(2)列进一步汇报了 Logit 概率模型的几率比(OR 值)。第(3)列是针对反倾销反补贴调查数量的 PPML 估计结果,第(4)列进一步汇报了 PPML 估计的发生几率比(IRR 值)。第(1) (3)列估计结果显示,双边政治关系与中国产品遭受反倾销反补贴调查显著负相关,且至少在 5% 水平上显著,这说明中国与发起国的政治关系越亲密,越有利于降低中国产品遭受来自发起国的反倾销反补贴调查概率和数量。第(2)列几率比(OR 值)为 0.6845,意味着双边政治关系增加 1 个单位时,中国产品遭受反倾销反补贴调查的几率比变为原来的 0.6845 倍(即降低 31.55%)。第(4)列发生率比(IRR 值)为 0.7620,意味着双边政治关系提高 1 个单位时,中国产品遭受反倾销反补贴调查数量的期望(发生率)变为原来的 0.7620 倍(即降低 23.80%)。上述实证结果验证了本文的理论预期,即双边政治关系的改善能够显著降低中国产品遭受反倾销反补贴调查的概率和数量,研究假说 1 成立。正如理论部分所言,双边政治关系改善有助于消除信任赤字并增进政治互信,从而抑制基于政治动机发起的反倾销反补贴调查,并促进形成协商谈判、利益补偿等非司法途径的解决偏好。另一方面,双边政治关系改善有利于推动反倾销反补贴规则回归经济理性,降低各国规则博弈倾向和自由裁量权滥用,从而减少一国遭受歧视性或违背国际规则的反倾销反补贴调查。

## (二) 稳健性检验

为验证基准估计结果的稳健性,本文通过更换估计方法、替换解释和被解释变量、排除样本敏感性、考虑样本选择偏差等多种方法进行检验。

1. 更换估计方法。本文运用二值选择模型Probit、负二项方法进行稳健性检验。表3第(1)(2)列估计结果显示,双边政治关系对中国产品遭受反倾销反补贴调查的概率和数量仍具有显著的负效应,与基准估计结果一致。

表3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	调查概率	调查数量	调查概率	调查数量	调查概率	调查数量
双边政治关系	-0.1685*** (0.0611)	-0.2314** (0.1055)	-0.0902* (0.0466)	-0.2216*** (0.0267)	-0.2668** (0.1106)	-0.2302* (0.1361)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家/产品/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	34597	71341	8026	8026	34597	71341
Pseudo R <sup>2</sup>	0.3219	0.1483	0.3408	0.3684	0.3148	0.4225

注:限于篇幅,未报告控制变量、常数项的回归结果,下表同。

2. 替换核心指标。一是对于双边政治关系,本文采用清华大学“大国关系数据库”所提供的中国与外国政治关系指数<sup>[8]</sup>(P32-59),并通过计算月度均值的方式将其转化为年度数据。二是对于被解释变量,本文以发起国自中国进口的贸易份额作为权重,以此构建反倾销反补贴调查覆盖率和频次覆盖率指标。表3第(3)-(6)列结果显示,本文的主要结论不变。

3. 排除样本敏感性。一是考虑欧盟经济体的特殊性。因欧盟成员国以统一立场对外实施反倾销反补贴调查,这种政策统一性使得中国与单一成员国的双边政治关系亲疏,难以转化为对欧盟整体贸易政策的实质性影响,因此,欧盟经济体样本可能会对结果造成干扰。基于此,本文剔除欧盟经济体样本后进行估计。二是在行业层面,由于钢铁行业是许多经济体发起反倾销反补贴调查最活跃的产品类别,估计结果可能会受到钢铁行业的异常影响,因此,本文剔除钢铁行业后重新进行估计。三是在时间序列层面,本文将样本限制在2008年国际金融危机爆发之前,以剔除全球性保护主义上升等系统性因素的干扰。表4第(1)-(6)列估计结果显示,本文主要结论并未发生改变。

表4 稳健性检验(排除样本敏感性)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除欧盟经济体		剔除行业异常值		考虑国际金融危机	
	调查概率	调查数量	调查概率	调查数量	调查概率	调查数量
双边政治关系	-0.3965*** (0.1214)	-0.2810** (0.1167)	-0.4028*** (0.1536)	-0.2803* (0.1576)	-0.6113* (0.3225)	-0.7719** (0.3044)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家/产品/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	33535	69613	31380	69807	10227	31550
Pseudo R <sup>2</sup>	0.3192	0.4647	0.3054	0.4494	0.2611	0.4716

4. 考虑样本选择偏差。本文主要以曾对中国某一产品发起反倾销反补贴调查的经济体作为研究样本,且在Logit回归分析中,模型特性会自动剔除结果变量始终为零的观测样本,最终使样本聚焦于存在反倾销反补贴调查记录的经济体,可能存在样本选择偏差问题。基于此,本文进一步采用Heckman两阶段模型进行修正<sup>[25]</sup>(P153-161)。第一阶段为选择方程,本文以发起过反倾销反补贴调查的“发起国—产



品”组合在所有年份中均赋值为 1,从未发起反倾销反补贴调查的组合在所有年份中均赋值为 0,并采用 Logit 方法对影响调查发生的因素进行估计,进而计算逆米尔斯比率(IM)。表 5 第(1)列是第一阶段选择方程的估计结果。第二阶段为结果方程,即在基准回归中控制逆米尔斯比率(IM),以此修正样本选择偏差。表 5 第(2) (3)列估计结果显示,在控制 IM 值后,双边政治关系仍与反倾销反补贴调查的概率和数量显著负相关,与基准估计结果一致。

表 5 考虑样本选择偏误

变量	(1)	(2)	(3)
	选择方程	结果方程	
		调查概率	调查数量
双边政治关系	-0.0136** (0.0066)	-0.4990*** (0.1854)	-0.3359** (0.1703)
逆米尔斯比例(IM)		2.4524*** (0.1186)	2.1532*** (0.1182)
控制变量	是	是	是
国家/产品/年份固定效应	是	是	是
观测值	25210	25210	25210
Pseudo R <sup>2</sup>	0.4462	0.3966	0.4233

(三) 内生性讨论

双边政治关系可能与反倾销反补贴调查存在因反向因果关系导致的内生性问题。鉴于此,本文采用工具变量法(IV)进行检验,即寻找一个与双边政治关系高度相关但不直接影响发起国对中国实施反倾销反补贴调查的变量。在工具变量选择上,一是借鉴孙楚仁等的研究成果,本文采用中国与其他发起国(除特定发起国外)的双边政治关系均值作为双边政治关系的工具变量<sup>[26]</sup>(P104-122)。其合理性在于:中国与其他发起国(除特定发起国外)的双边政治关系均值代表了中国对外政治关系的总体倾向,和中国与特定发起国的双边政治关系具有较好的相关性,而中国与其他发起国(除特定发起国外)的双边政治关系不太可能直接影响到特定发起国对中国发起反倾销反补贴调查的决定。二是使用解释变量的滞后项<sup>[27]</sup>(P372-386),本文选取双边政治关系的滞后二期。

在 IV 估计方面,针对反倾销反补贴调查概率和数量,本文分别使用 Probit 工具变量法、两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。表 6 第(1) (2)列是同时纳入上述两个工具变量的估计结果。为检验工具变量的有效性,本文进行了识别不足、弱工具变量以及过度识别检验。其中,Kleibergen-Paap rk LM 统计量 P 值为 0,说明不存在识别不足问题。第一阶段 Kleibergen-Paap rk F 值是 654.636,拒绝弱工具变量假设。Hansen J 统计量 P 值分别是 0.3780、0.1950,不拒绝过度识别假说。以上分析表明,本文工具变量的选取

表 6 内生性讨论

变量	(1)	(2)
	调查概率	调查数量
双边政治关系	-1.0666** (0.5144)	-0.0772*** (0.0289)
控制变量	是	是
国家/产品/年份固定效应	是	是
观测值	29984	63700
Kleibergen-Paap rk LM 统计量 P 值	[0.0000]	[0.0000]
Kleibergen-Paap rk F 值	654.636	654.636
Hansen J 统计量 P 值	0.3780	0.1950

总体上合理的。在使用工具变量后,双边政治关系对中国产品遭受反倾销反补贴调查的概率和数量仍显著负相关,在一定程度上验证了基准估计结果的可靠性。

五、影响机制分析

本文第二部分理论分析认为,双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响,存在政治目标导向联结、制度性联结双重路径。为验证假说2,本部分主要通过观测自变量对机制变量的影响进行分析<sup>[28]</sup>(P100-120)。

(一) 政治目标导向联结路径下的政治互信机制

在政治互信度量方面,本文使用中国与发起国在“联合国大会中的投票行为”进行衡量。联合国大会针对各项议题的投票行为代表着一个国家对相关议题的政治偏好。两国就联合国大会决议的投票选择代表着双方政治倾向的相似性,可以作为一种反映国家间政治互信的信号<sup>[24]</sup>(P37-55)。在指标度量方面,本文使用联合国大会投票中的投票相似度指标。中国与发起国在联合国大会投票趋于相似,则说明两国的政治互信程度越高。表7第(1)列普通最小二乘(OLS)估计结果显示,良好的双边政治关系显著提升了中国与发起国的投票相似度,意味着双边政治关系改善有助于增进中国与发起国的政治互信。

表7 影响机制检验

变量	(1)	(2)
	联合国大会投票相似度	是否承认中国完全市场经济地位
双边政治关系	0.0067*** (0.0005)	1.1263*** (0.0108)
控制变量	是	是
国家/产品/年份固定效应	是	是
观测值	71341	63700
调整R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.9560	0.1638

(二) 制度性联结路径下的规则认同机制

在规则认同方面,非市场经济地位是反倾销反补贴规则博弈的核心,也是一些国家掣肘中国的重要筹码。根据《中国加入WTO议定书》第十五条规定,中国加入世界贸易组织15年后,“替代国”做法本应终止适用。但在2016年到期之后,美国、欧盟等部分发达国家否认WTO成员在过渡期结束后负有终止适用“替代国”方法的法律义务,并出台国内相关政策,以“市场扭曲”“特殊市场情形”等条款替代原“非市场经济地位”条款,实质是为继续对中国适用“替代国”做法寻找法律借口<sup>[13]</sup>(P35-50)。基于此,本文构建“是否承认中国完全市场经济地位”的虚拟变量。若发起国公开承认中国完全市场经济地位,则赋值为1,其他赋值为0。本文通过互联网信息搜集,确定本样本涵盖的44个发起国对中国市场经济地位的完全承认情况<sup>[13]</sup>(P35-50)。表7第(2)列Logit估计结果显示,良好的双边政治关系显著提升了发起国承认中国完全市场经济地位的概率,意味着双边政治关系改善有助于推动反倾销反补贴规则的国际认定。上述实证结果验证了研究假说2。

六、异质性分析

第二部分异质性理论分析认为,双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响,会因政治联盟主导国关联、国内政治体制及产品属性的差异而有所不同。基于这一逻辑,本文分别从“是否为美国盟友”“政治体制类型”“产品属性特征”三个维度开展异质性分析,以验证研究假设3、4、5。

(一) 政治联盟主导国的影响

异质性理论分析表明,以美国为首的政治联盟通过价值观外交构建民主国家联盟叙事,在对华战略竞争议题上形成高度互信,进而衍生出系统性的经济协同与规则协同机制,不断消解双边政治关系改善对反倾销反补贴调查的抑制效应,致使盟友的对华经贸政策难以摆脱美国因素的干扰。一直以来,美国、欧盟、阿根廷、澳大利亚、加拿大等是对华发起反倾销反补贴调查较为频繁的经济体。根据美国同盟体系界定<sup>[29]</sup>(P21-39),对华采取反倾销反补贴措施频繁的经济体往往也是美国的盟友。基于此,本文将样本划分为美国盟友与非美国盟友两类。表8第(1)(3)列结果显示,双边政治关系改善对中国产品遭受来自非美国盟友的反倾销反补贴调查的概率和数量具有显著的抑制效应,第(2)(4)列结果显示,双边政治关系对中国产品遭受来自美国盟友的反倾销反补贴调查的概率和数量没有显著影响,验证研究假说3。

表8 美国主导的政治联盟的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非美国盟友	美国盟友	非美国盟友	美国盟友
	调查概率		调查数量	
双边政治关系	-0.5276*** (0.1799)	-0.1452 (0.1806)	-0.4563*** (0.1631)	0.0795 (0.1703)
控制变量	是	是	是	是
国家/产品/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	26118	5746	49323	22018
Pseudo R <sup>2</sup>	0.3404	0.2392	0.4822	0.4555

(二) 国内政治体制的异质性

异质性理论分析认为,双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响,会因国内政治体制而存在差异。集权权威制等低否决点体制因其权力集中度高、决策链条短的特征,双边政治关系的改善可较快地转化为贸易政策的松绑。而议会制、联邦制等高否决点体制因权力分散、制衡复杂而形成多重政策壁垒,可能削弱双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响。为验证这一异质性理论,本文将样本划分为高否决点体制、低否决点体制两类。系统和平研究中心(CPS)统计了1800-2018年全球160多个国家的政治体制特征与变迁数据。其中,专制程度(autoc)指标取值范围为0-10,得分越高代表集权程度越强。基于此,本文将得分大于5的国家界定为低否决体制,将得分小于等于5的归为高否决体制。表9第(1)(3)

表9 国内政治体制的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	低否决体制	高否决体制	低否决体制	高否决体制
	调查概率		调查数量	
双边政治关系	-0.3967** (0.1765)	-0.0994 (0.3771)	-0.2861** (0.1459)	-0.0206 (0.2573)
控制变量	是	是	是	是
国家/产品/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3527	23657	16667	50720
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2453	0.3081	0.4512	0.4658

列结果显示,双边政治关系改善对中国产品遭受来自低否决体制经济体的反倾销反补贴调查的概率和数量具有显著的抑制效应。第(2)(4)列结果显示,双边政治关系对中国产品遭受来自高否决经济体的反倾销反补贴调查的概率和数量没有显著影响,验证研究假说4。



（三）产品属性的异质性

异质性理论分析认为,双边政治关系对反倾销反补贴调查的影响,也会受到产品属性的影响。劳动密集型产品的低政治化属性与非战略威胁定位,使其更易通过政治互信推动贸易壁垒降低,这意味着双边政治关系改善有利于减少针对此类产品的反倾销反补贴调查。相较之下,资本和技术密集型产品因涉及产业霸权竞争,常被赋予国家安全标签并纳入战略竞争主导的政治性壁垒范畴,其政策调整受制于深层结构性矛盾,难以通过单纯的政治互信突破壁垒,即便双边政治关系改善,针对此类产品的反倾销反补贴调查也难以显著减少。基于此,本文将加工制造类产品区分为劳动密集型、资本和技术密集型两大类。表10第(1)(3)列结果显示,双边政治关系改善对中国劳动密集型加工制造产品遭受反倾销反补贴调查的概率和数量具有显著抑制影响。第(2)(4)列结果显示,双边政治关系改善对中国资本和技术密集型制造产品遭受反倾销反补贴调查的抑制效应不显著,验证研究假说5。

表10 产品属性的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动密集型	资本和技术密集型	劳动密集型	资本和技术密集型
	调查概率		调查数量	
双边政治关系	-0.5687*** (0.1549)	-0.0954 (0.1940)	-0.7139*** (0.1840)	-0.1092 (0.1244)
控制变量	是	是	是	是
国家/产品/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	21013	7995	33282	12729
Pseudo R <sup>2</sup>	0.3040	0.3352	0.3930	0.3955

七、研究结论与政策建议

本文采用2002-2019年间全球44个经济体在96种产品类别上对中国发起的反倾销反补贴调查数据,实证考察了双边政治关系对中国产品遭受反倾销反补贴调查的影响,并从政治目标导向联结与制度性联结双重路径深入探讨并检验了其理论影响机制。此外,本文从政治联盟主导国、国内政治体制、产品属性等多个维度展开异质性分析。本研究发现:第一,良好的双边政治关系能够显著降低中国产品遭受反倾销反补贴调查的概率和数量,该结论在一系列的稳健性检验和内生性讨论后依然成立。第二,机制检验表明,双边政治关系主要通过政治目标导向联结路径下的政治互信机制、制度性联结路径下的规则认同机制影响反倾销反补贴调查。第三,异质性结果显示,双边政治关系改善能显著降低中国产品遭受来自非美国盟友、低否决点政治体制经济体的反倾销反补贴调查。在产品类别方面,良好的双边政治关系显著抑制了中国劳动密集型产品遭受的反倾销反补贴调查。

结合上述研究结论,为有效减少中国产品遭受的反倾销反补贴调查,并促进对外贸易高质量发展,本文提出以下政策建议:

第一,以多种方式增进双边政治关系,并针对不同类型经济体实施差异化外交策略。一是强化外交访问与多边协作等对话机制建设,比如建立年度峰会、总理会晤等常态化高层互动机制,通过联合声明等形式巩固外交成果,并依托二十国集团(G20)、亚太经济合作组织(APEC)等多边平台深化战略共识。二是立足经济体差异开展精准施策。对美国盟友体系国家,应聚焦价值观传播与叙事重构,借助文化交流、学术合作、媒体联动等渠道,阐释中国和平发展、合作共赢的理念,弱化意识形态偏见并强化国际认同。在政治体制层面,对高否决点体制国家,要构建“高层引领、地方联动、民间参与”的多层次、立体化沟通机制,通过缔结友好城市、推动行业协会交流等方式,打通利益协调渠道,同时深度解析其立法程序与利益博弈规则,逐步突破多重政策壁垒。

第二,强化规则认同机制的有效性,以减少歧视性反倾销反补贴调查的发生。一是积极推动更多国家认可中国完全市场经济地位。一方面,加强与贸易伙伴的经贸政策对话,系统阐释中国市场经济体制的发展成果与改革实践,以具体市场开放案例、公平竞争数据为支撑,化解国际社会对中国经济体制的认知偏差;另一方面,借助双边经贸协定谈判,推动更多国家在协定中明确承认中国完全市场经济地位。二是深度参与并引领国际规则制定。在WTO等多边贸易框架下,积极联合新兴市场国家和发展中经济体形成协同发声机制,抵制个别国家将国内法凌驾多边规则的单边主义行为,维护多边贸易体制权威。同时,要在争端解决程序优化、贸易政策透明度提升、发展中国家特殊与差别待遇维护等关键议题上,提出兼顾公平与效率的中国方案。

第三,提升应对不可控贸易摩擦的治理效能,构建事前预防、事中应对、事后调整的全链条动态应对体系。在事前预防上,依托政府、行业协会、研究机构协同建立智能预警中心,运用大数据实时监测全球贸易政策、行业竞争态势及潜在风险点,同步完善贸易救济法律体系,强化专业人才培养与机构建设。二是在事中应对上,整合WTO争端解决机制等多边法律工具、政府外交协调资源以及行业集体抗辩力量,形成“法律维权、政策沟通、产业联动”的立体化应对网络,同时通过设立贸易救济法律援助中心等专业机构,为企业提供全流程法律咨询与诉讼支持。三是在事后调整上,一方面开拓“一带一路”新兴市场、拓展跨境电商渠道并参与区域经济合作,降低对单一市场依赖;另一方面增强技术创新与本地化生产能力,集中资源突破关键核心技术,实现从被动应对到主动重构的战略转型。

### 参考文献

- [1] 王孝松,谢申祥. 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, 2009, (12).
- [2] A. Aggarwal. Macro Economic Determinants of Antidumping: A Comparative Analysis of Developed, Developing Countries. *World Development*, 2004, 32 (6).
- [3] 谢建国. 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, 2006, (12).
- [4] D. Ahn, W. Shin. Analysis of Anti-dumping Use in Free Trade Agreements. *Journal of World Trade*, 2011, 45(2).
- [5] 苗翠芬. FTA下中国产品遭受反倾销和反补贴调查的研究. 国际经贸探索, 2025, (4).
- [6] 李坤望, 王孝松. 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, 2008, (6).
- [7] 王金波. 制度距离, 文化差异与中美贸易摩擦中的权力因素——基于1980-2018年美国对外贸易争端数据的定量研究. 当代亚太, 2020, (2).
- [8] 王孝松, 常远. 双边关系与贸易保护——来自中国遭遇贸易壁垒的经验证据. 世界经济与政治, 2022, (2).
- [9] R. O. Keohane, J. S. Nye. *Power and Interdependence: World Politics in Transition*. Boston: Little, Brown and Company, 1977.
- [10] M. D McGinnis. Issue Linkage and the Evolution of International Cooperation. *Journal of Conflict Resolution*, 1986, 30(1).
- [11] 耿协峰. 增进互信: 中国开展全球南方地区间合作的政策支点. 人民论坛·学术前沿, 2024, (8).
- [12] 宋敏. 反倾销法“非市场经济规则”演进及其危害. 经济导刊, 2010, (8).
- [13] 方菲菲, 龙小宁. “非市场经济地位”与反倾销调查——基于全球对华反倾销调查数据的实证研究. 经济学动态, 2022, (2).
- [14] S. L. Kastner. When do Conflicting Political Relations Affect International Trade? *Journal of Conflict Resolution*, 2007, 51(4).
- [15] 杲沈洁, 肖冰. 国际争端解决机制的司法化困境及其改革进路. 外交评论(外交学院学报), 2023, (5).
- [16] 凌胜利. 联盟管理: 概念、机制与议题——兼论美国亚太联盟管理与中国的应对. 社会科学, 2018, (10).
- [17] 宋利芳, 史杰, 秦一博. 巴西对中国的反倾销: 特点、成因及应对策略——基于WTO背景下全部反倾销案件的研究. 拉丁美洲研究, 2024, (4).
- [18] 王礼鑫. 论比较政治制度研究中否决者理论的局限. 复旦学报(社会科学版), 2015, (4).
- [19] 王孝松, 杨航. 美国贸易政策的逻辑与中美经贸关系走势——特朗普内阁对华贸易政策展望. 国际贸易, 2025, (1).

- [20] P. Dutt, D. Mitra. Labor Versus Capital in Trade-policy: The Role of Ideology and Inequality. *Journal of International Economics*, 2006, 69(2).
- [21] 王孝松, 林发勤, 李玢. 企业生产率与贸易壁垒——来自中国企业遭遇反倾销的微观证据. 管理世界, 2020, (9).
- [22] 张建红, 姜建刚. 双边政治关系对中国对外直接投资的影响研究. 世界经济与政治, 2012, (12).
- [23] 王弘书, 祁佳, 周绍杰. 双边政治关系与多元距离因素对FDI的交互影响研究——基于“一带一路”沿线国家面板数据的实证检验. 中国地质大学学报(社会科学版), 2025, (1).
- [24] 苗翠芬, 冯祯祯. 外交伙伴关系与中国FTA签订. 国际经贸探索, 2024, (7).
- [25] J. J. Heckman. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 1979, 47(1).
- [26] 孙楚仁, 赵家敏, 徐锦强. 双边政治关系改善为何会降低区域贸易协定深度. 国际贸易问题, 2022, (11).
- [27] R. Desbordes, V. Vicard. Foreign Direct Investment, Bilateral Investment Treaties: An International Political Perspective. *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37(3).
- [28] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应. 中国工业经济, 2022, (5).
- [29] 周亦奇. 当伙伴遇见“盟友”——中国伙伴关系与美国同盟体系的互动模式研究. 国际展望, 2016, (5).

## The Impact of Bilateral Political Relations on Anti-dumping and Countervailing Investigations

Miao Cuifen (Chinese Academy of Social Sciences)

**Abstract** Based on data on anti-dumping and countervailing duties (AD/CVD) investigations initiated by 44 economies worldwide against 96 categories of Chinese products during 2002-2019, this study systematically examines the impact of bilateral political relations on AD/CVD investigations and the associated heterogeneous effects. It is found that: sound bilateral political relations significantly reduce both the likelihood and incidence of AD/CVD investigations against Chinese products, with the underlying transmission mechanisms primarily realized through the political mutual trust cultivated via political objective alignment and the rule recognition facilitated by institutional compatibility. The dampening effect of improved bilateral political relations with non-U.S. allies and low-veto-point institutional economies on AD/CVD investigations is significantly stronger than that achieved through enhanced relations with U.S. allies and high-veto-point institutional economies. In terms of product attributes, bilateral political relations exert a more pronounced inhibitory effect on AD/CVD investigations against labor-intensive products. To effectively reduce AD/CVD investigations against Chinese products and promote the high-quality development of China's foreign trade, it is imperative to enhance bilateral political relations, strengthen the rule recognition mechanism and improve the effectiveness of responses to trade frictions.

**Key words** bilateral political relations; anti-dumping and countervailing investigations; issue linkage; institutional compatibility

■ 作者简介 苗翠芬, 中国社会科学院亚太与全球战略研究院、中国社会科学院亚太经济合作组织与东亚合作研究中心助理研究员, 北京 100007。

■ 责任编辑 杨 敏