“非市场经济地位”与反倾销调查[[1]](#footnote-1)\*

——基于全球对华反倾销数据的实证研究

方菲菲 龙小宁

摘要：在WTO框架下，“非市场经济地位”一直是掣肘中国的重要筹码。虽然在中国加入WTO满15年后相关条款将不再适用，但一些发达国家认为非市场经济地位并非自动终止，并相应出台新的政策以便对中国继续使用替代国做法。近年来，各国频繁对华发起反倾销调查，非市场经济问题对反倾销调查的影响不容忽视。为了探讨中国的市场经济地位与对华反倾销的关系，本文基于1995-2015年全球对华反倾销案例，使用双重差分模型从国家层面和行业层面对此问题进行分析。本文发现：中国的“非市场经济地位”的确是影响一国对华反倾销的重要因素；异质性检验结果表明，中国的“非市场经济地位”仅显著提高发达国家而非发展中国家的对华反倾销调查；同时，两国间竞争、贸易不平衡、相关行业生产率降低和人均产出减少等因素也是一国对华反倾销的原因；稳健性检验和内生性问题的结果进一步支持了本文的主要结论。本文能够为理解非市场经济地位对反倾销调查的影响，尤其是在当前充满不确定性的国际形势中如何积极应对反倾销调查提供有益借鉴。

关键词：反倾销 非市场经济地位 替代国 发达国家 发展中国家

中图分类号：F742 **JEL:** F13, F15, F18

“Non-market Economy Status” and Antidumping Investigations

——Evidence from Global Antidumping Cases Against China

FANG Feifei1 LONG Xiaoning2

（1. Sun Yat-sen University, Zhuhai, China; 2. Xiamen University, Xiamen, China）

**Abstract：**Under the WTO framework, “non-market economy status” has always been an important bargaining chip for China. Although the rule would no longer apply after China had joined the WTO for 15 years, some developed countries believe that the non-market economy status is not automatically terminated and introduced new policies to continue to use the rule of surrogate country against China. Recently, other countries frequently initiated antidumping investigations against China. The impact of “non-market economy status” cannot be ignored. In order to explore the relationship between China’s “non-market economy status” and antidumping against China, we conducted a difference-in-difference model to answer this question at country level and industry level base on 1995-2015 global antidumping cases against China. In this paper, we found that: First, China’s “non-market economy status” was indeed an important factor affecting a country’s antidumping investigation against China. Second, the results of heterogeneity tests showed that China’s “non-market economy status” only increased developed countries’ but not developing countries’ antidumping investigations against China. In addition, competition, trade imbalance, reduced productivity and per capita output in related industries might also be the factors influencing antidumping against China. Our results still remained after introducing several robustness checks and solving the endogenous problem. The conclusions of this paper can provide useful reference for understanding the impact of “non-market economy status” on antidumping investigation, especially how-to response to antidumping investigations in current uncertain international environment.

**Keywords:** Antidumping; Non-market Economy Status; Surrogate Country; Developed Country；Developing Country

一、引言

自1995年世界贸易组织（WTO）成立以来，旨在维护贸易公平、保护本国产业发展的非关税壁垒被世界各国广泛使用。在世界经济复苏乏力，全球贸易增速放缓的背景下，贸易摩擦不断升温，美国等发达国家对华频频发起“贸易战”，反倾销调查日益成为各国最重要的贸易保护工具之一。中国加入WTO后，以出口为导向的经济增长模式使得中国对外贸易额快速增长，中国在全球经济的贸易地位迅速上升的同时也成为世界上反倾销最主要的被调查对象。中华人民共和国商务部统计数据显示，1995-2021年间，全球对华发起1535例反倾销诉讼，占同期全球反倾销调查总数的25.7%，也就是说，超过1/4的反倾销调查都指向了中国。

除了常见的经济、政治和法律因素外，中国的“非市场经济地位（Non-market Economy Status）”对各国对华反倾销决策的影响不容忽视。若反倾销调查的发起方不承认中国具有“市场经济地位”，那么该经济体则可不依据中国国内价格或成本进行严格比较，而是使用与中国经济发展水平相近“替代国”的价格或成本数据计算商品的正常价值。然而，在实施过程中，有些反倾销发起方常常选择经济发展水平远高于中国的国家，如西班牙、日本、新加坡等作为“替代国”，这将提高最终倾销裁决的案件比例，并使得实施的反倾销税率也相应较高（杨仕辉和熊艳，2002；龙小宁和张靖，2020）。以美国为例，根据中国商务部2018年向美国商务部提交的美国对华反倾销案例评论，美国采用“替代国”做法认定的被调查商品正常价值是同案中“市场经济”国家同类商品的数倍，最高达15倍（陈国芳，2020）。虽然，按照《中国加入WTO议定书》第15条的规定，在中国加入世界贸易组织15年后，“替代国”做法将不再适用。但是，一方面，西方发达国家不认为在过渡期结束后WTO成员有终止适用“替代国”方法的法律义务；另一方面，欧盟和美国先后出台《贸易现代化法案》和《贸易优惠扩展法》等政策，以“市场扭曲”或“特殊市场情形”等条款替代原“非市场经济地位”条款，以便对中国继续使用“替代国”做法。为此，中国于2016年针对美欧对华反倾销采用的“替代国”做法向WTO提出争端解决机制下的磋商请求，WTO争端解决程序正式启动。当前，世界经济复苏乏力，国际上逆全球化思潮抬头，2020年“新冠疫情”的全球爆发使得各国经济雪上加霜，中国要想在不断变化的国际形势中实现“稳外资、稳外贸”，并构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局，就需要重视日渐频繁的贸易摩擦带来的负面影响，而“非市场经济地位”可能继续成为掣肘中国的重要筹码。直觉上看，如果一国不承认中国具有市场经济地位，那么其对华反倾销调查可能会增加；但事实上，在本文样本区间内对华反倾销前10位的国家（或地区）中还包含多个承认中国具有市场经济地位的国家，如巴西、阿根廷、秘鲁、澳大利亚、南非等；此外，埃及、摩洛哥、越南和波兰等承认中国具有市场经济地位的国家也曾对华发起反倾销调查。那么，“非市场经济地位”是否是一国发起对华的反倾销调查的关键因素？是否是发达国家或发展中国家对华反倾销的影响因素？还有哪些因素在对华发起反倾销决策中起重要作用？

为了回答这些问题，本文基于1995-2015年各国发起的反倾销调查案例，使用双重差分模型从国家层面和行业层面分别对此问题进行探讨。我们发现，中国的“非市场经济地位”的确是影响一国对华发起反倾销调查的重要因素，若一国承认中国具有“市场经济地位”，那么其对华发起反倾销调查的概率将显著降低，反倾销调查数目将减少19.2%；从行业层面上看，若一国承认中国具有市场经济地位，其针对中国出口的同类产品发起反倾销调查数将显著降低7.6%。异质性检验表明，中国的“非市场经济地位”发达国家对华反倾销的重要原因，但并不影响发展中国家对华反倾销的决策。这可能是因为发起反倾销时，大部分发达国家比发展中国家更具歧视性，因此发达国家更有意愿利用“替代国”方法计算中国出口商品的正常价值，从而对中国出口企业实施更高的反倾销税率，进而达到限制中国出口份额和保护本国市场的目的。对内生性问题的处理和稳健性检验的结果进一步验证了本文的主要结论，结果是稳健的。除此之外，两国间贸易竞争、中国出口的扩张和贸易逆差是一国对华反倾销的影响因素，发起国行业劳动生产率降低、人均产出减少、同类产品出口增加和贸易逆差也是其针对同类产品发起反倾销调查的原因。

与现有的文献相比，本文可能的贡献包含以下几个方面：第一，以往的文献大多局限于对中国的“非市场经济地位”对反倾销调查影响的定性研究，缺乏经验上的定量研究，而本文通过收集发起国是否承认中国具有“非市场经济地位”的相关证据，构建双重差分模型从实证上考察中国的“非市场经济地位”与对华反倾销调查的关系，并通过工具变量法尝试解决可能存在的内生性问题。第二，现有文献多探讨某一国家或地区对华反倾销的动因，少量针对多个国家对华反倾销动因的实证分析时间较早，本文则以1995-2015年所有发起反倾销调查的国家为样本，数据更为详实。第三，本文不仅从国家层面到行业层面对该问题进行分析，而且根据发展水平对不同国家进行划分，深入考察发达国家和发展中国家对华反倾销动因的差异，尤其是中国“非市场经济地位”对其反倾销决策影响的差异。

本文余下部分将作如下安排：第二部分文献综述，并在总结国内外相关文献的基础上进行评述；第三部分为研究设计，具体介绍本文的数据来源、变量定义和计量模型；第四部分为实证结果分析，包括基准回归、异质性检验、内生性问题和稳健性检验四个部分；最后对本文结论进行总结，并有针对性地提出政策建议。

二、文献综述

本文的研究与探讨反倾销发起因素的文献密切相关。诸多文献表明，经济因素是影响一国对外发起反倾销调查的重要原因，这些因素包括宏观经济下滑、失业率上升、行业利润下降、进口渗透率提升和汇率的变动等。首先，进口国宏观经济形势与其反倾销数可能存在负相关关系，在宏观经济下滑、失业率上升时，一国可以通过更多的反倾销调查保护本国企业在本国的市场份额（Baldwin & Steagall，1994；Niels & Kate，2004； Feinberg，2005；谢建国，2006；陈巧慧，2015；王孝松等，2020）。其次，发起反倾销调查的另一影响因素是双边汇率，但我们无法从理论上推断汇率对反倾销调查的影响，一方面，本币的贬值使得以本币衡量的商品价格上升，这将减少外国对本国发起反倾销调查，或增加本国对外发起反倾销调查的可能（Feinberg，1989，2005；Knetter & Prusa，2003）；另一方面，本币的贬值又将导致出口的增加，这将提高外国对本国发起反倾销调查的可能（谢建国，2006；梁俊伟和代中强，2015）。再者，贸易不平衡是各国对华发起反倾销调查的重要因素，中国出口的迅速扩张或进口渗透率上升将导致进口国市场的竞争压力增加，进口国企业所占的市场份额严重缩减，从而使得进口国更频繁地对华发起反倾销调查（沈国兵，2007；王孝松和谢申祥，2013；梁俊伟和代中强，2015；王孝松等，2020）。除了宏观经济因素外，从微观层面上看，企业遭受反倾销调查可能与企业的规模和生产率有关，谢申祥等（2016）基于美国2000-2006年对华反倾销案例的实证分析发现，当企业规模较小时，生产率越高的企业越容易遭受反倾销，而当企业生产率较低时，规模越大的企业越容易遭受反倾销；王孝松等（2020）通过考察1999-2014年15个国家对华反倾销案例，发现生产率越高、出口规模越小的企业更不易遭受反倾销调查。

发起反倾销调查的另一重要原因是政治因素，包括利益集团的游说、报复性动机、国家间政治联系的恶化以及反倾销发起国的政治势力等（Baldwin & Stergall，1994； Vandenbussche & Zanardi，2008；谢建国，2006）。针对中国的情形，申诉者对议员捐资是影响美国对华反倾销税率裁定的重要原因（李坤望和王孝松，2008；王孝松，2008），而政治势力也是影响印度对华反倾销最终裁定税率的关键因素（王孝松和谢申祥，2013）。针对反倾销的报复性动机，鲍晓华（2011）发现一国对华反倾销并非对中国之前反倾销行为的报复，是具有主观任意性和歧视性的。

国际经济环境也是发起反倾销调查的影响因素。从理论上看，双边关系的稳定有助于降低两国间的贸易摩擦，但是，部分研究表明签订自由贸易区（FTA）协议对发展中国家对华反倾销决策没有显著影响（梁俊伟和代中强，2015），而发起国若与其他国家签订自由贸易区协议，则可能增加其对华发起反倾销的概率（王孝松和谢申祥，2009）。与此同时，WTO成立后，关税降低和贸易保护注意、霸权主义的盛行可能导致一国发起反倾销，发展中国家成为国际反倾销指控的主力军，中国加入WTO也可能显著提高发展中国家对华反倾销数量（杨仕辉和熊艳，2002；谢建国，2006；梁俊伟和代中强，2015）。

除此此外，中国的“非市场经济地位”也是各国对华发起反倾销调查的另一个重要因素（杨仕辉和熊艳，2002；沈国兵，2007）。若一国被认定不具备市场经济地位，反倾销发起国则可以使用“替代国”方法判定涉案产品的正常价值，从而可能遭受歧视性裁决（彭德雷，2015）。多数文献从理论上分析“非市场经济地位”对反倾销的影响，仅有少数文献通过实证对此进行论证，Detlof & Fridh（2007）基于2001-2005年欧盟反倾销调查数据，通过对比欧盟针对“非市场经济地位”和“市场经济地位”国家中企业的反倾销税率发现，“非市场经济地位”可能导致企业遭受更高的反倾销税率；类似地，针对中国的情形，龙小宁和张靖（2020）基于美国对中印的反倾销案例，发现中国加入WTO之后，“非市场经济地位”显著提高中国企业遭受的反倾销税率。还有的文献发现提升非国有经济单位的市场势力、提升市场分配经济资源的比重、缩小政府规模等能够帮助企业在应诉时获得“市场经济地位”（刘悦和刘建江，2019）。

本文与现有文献的联系与区别主要包含以下三个方面：第一，现有文献大多从理论上分析“非市场经济地位”对反倾销调查的影响机制（杨仕辉和熊艳，2002；彭德雷，2015），虽然有少量研究从定量上分析“非市场经济地位”的影响，但使用的是中国加入WTO的虚拟变量或一国经济开放程度作为“非市场经济地位”的代理变量（沈国兵，2007；陈巧慧，2015），而自2004年起已有80余个国家承认中国具有“市场经济地位”，这些文献的度量方式可能导致一定测量偏误。本文基于手工收集的反倾销发起方是否承认中国具有“市场经济地位”的相关证据对该变量进行定义，能够更准确地考察中国的“非市场经济地位”与对华反倾销调查的关系；更进一步地，本文引入中国“非市场经济地位”的工具变量，以缓解可能存在的内生性问题。第二，现有文献多针对特定国家（或地区）对华反倾销调查案例进行探讨，如美国、欧盟、印度等（谢建国，2006；王孝松，2013；刘悦和刘建江，2019），虽然有少数文献对多个国家对华反倾销案例进行分析，但其样本时间较早（王孝松和谢申祥，2009；鲍晓华，2011）。本文以1995-2015年间曾发起反倾销调查的国家作为样本进行分析，数据上更为详实。第三，多数文献仅从宏观层面对反倾销动因进行分析，忽略了更微观层面的影响因素，并且忽略了发达国家和发展中国家的异质性。本文不仅从国家层面到行业层面探讨影响对华反倾销调查的原因，而且根据发展情况对不同国家进行划分，并重点分析“非市场经济地位”对发达国家和发展中国家对华反倾销影响的差异。

三、研究设计

（一）数据来源及数据说明

1. 被解释变量

基于数据的可得性，本文的主要样本包含1995-2015年国家级年度数据，以及1995-2013年国家-行业级年度数据这两个面板数据[[2]](#footnote-2)。以上两个样本的被解释变量都来自世界银行临时性贸易壁垒数据库，该数据库涵盖了49个国家（或地区）1978-2015年发起的所有的反倾销调查，包括发起调查的国家、被调查产品的名称、产品的10位HS代码[[3]](#footnote-3)、调查时间、调查结果、反倾销裁决的时间等信息。值得注意的是，不论是国家层面的样本，还是行业层面的样本，本文都仅保留在1980-2015年间发起过反倾销调查的国家（或地区）的观测值（不论该国是否对华发起反倾销调查）。这么做的原因是，只有这些国家才有对中国发起反倾销调查的可能，因此，仅保留在样本区间内发起过反倾销调查的国家能够更准确地探讨中国“非市场经济地位”对反倾销调查的影响。

2. 解释变量

本文的关键解释变量为一国是否承认中国具有“市场经济地位（*MES*）”的虚拟变量，该变量通过在网络上搜索相关关键词手工收集得到，在我们的原始数据中，共收集到72个国家承认中国具有“市场经济地位”[[4]](#footnote-4)，本文使用的样本中发起反倾销调查的国家（或地区）里有43个国家认为中国不具有“市场经济地位”。

3. 国家层面控制变量

在回归中本文控制了衡量各国宏观经济的指标，包括GDP年增长率、失业率、汇率、进出口额等，这些指标来源于世界银行统计数据、联合国贸易和发展会议数据库（United Nations Conference on Trade and Development，简写为UNCTAD）和联合国商品贸易统计数据库（UN Comtrade Database）等公开数据库。此外，中国与其他国家签署的自由贸易区协议信息来自商务部的中国自由贸易区服务信息网，根据该网站提供的数据，截至2016年，中国共与23个国家（或地区）签署了15个自由贸易区协议。在我们的样本中，共有12个国家与中国签署了自由贸易区协议[[5]](#footnote-5)。

为了得到国家层面的样本，我们首先通过世界银行临时性贸易壁垒数据库甄别出曾发起反倾销调查的国家[[6]](#footnote-6)，并计算出各个国家每年对华发起反倾销调查的案例数，并通过国家的名称和年份将以上数据进行匹配，据此得到本文的第一个样本，该样本包含73个国家（或地区）1995-2015年1533个观测值的平衡面板数据。

4. 行业层面的控制变量

在行业层面的分析中，除了国家层面的控制变量外，本文还控制了行业的劳动生产率、人均产出、雇佣人数和进出口额等指标，这些变量来自英国数据服务网（UK Data Service，简写为UKDS）公布的1963-2014年170个国家（或地区）23个ISIC-2位工业行业统计数据（INDSTAT2 Industrial Statistics 2016, ISIC Reversion 3）和联合国贸易和发展会议数据库（UNCTAD）公布的1995-2016年世界各国SITC-3位代码（Reversion 3）下255种产品的进出口数据。

本文处理行业层面数据做了如下处理：（1）根据世界银行临时贸易壁垒数据库计算出反倾销发起国每种产品（6位HS代码）每年对华反倾销调查的数目；（2）通过联合国统计司（United Nations Statistics Division，简写为UNSD）公布的ISIC（Rev.3）和HS代码的匹配表，依据国家名称和年份，将行业级指标与（1）中的数据相匹配，并计算出以ISIC-2位代码为准的国家-行业级对华反倾销调查数[[7]](#footnote-7)；（3）通过UNSD公布的SITC（Rev.3）和HS代码的匹配表、ISIC（Rev.3）和HS代码的匹配表，将SITC-3位代码与ISIC-2位代码相匹配，并以此为依据计算出国家-行业级年度进出口数据；（4）通过国家名称、ISIC-2位代码和年份将（3）中的进出口数据与（2）得到的数据相匹配；（5）由于2014年开始的工业经济指标大量缺失，我们仅保留了1995-2013年的观测值。据此，我们得到了本文的第二个研究样本，该样本为非平衡面板数据，包含1995-2013年73个国家23个行业共28161个观测值。

（二）变量定义及描述性统计

1. 被解释变量

本文的被解释变量有两个，分别为某国是否对华发起反倾销调查的虚拟变量，记为*dummy ADit*（行业层面记为*dummy ADijt*），以及某国对华发起反倾销调查数，记为*numADit*（行业层面记为*numADijt*），其中，*i*为国家，*j*为行业，*t*为年份。具体而言，*dummy ADit*的定义为若国家*i*在时间*t*时对华发起反倾销调查，其值1，否则为0；*numADit*为国家*i*在时间*t*对华发起的反倾销调查数，若当年该国没有对华发起反倾销调查，那么*numADit*=0。为了保留*numADit*为0观测值，在取对数时，我们先在当年各国对华发起的反倾销数加上1；类似地，行业层面的被解释变量*dummy ADijt*和*numADijt*分别表示国家*i*的行业*j*在时间*t*时是否向出口自中国的同行业产品发起反倾销调查，以及对出口自中国的同行业产品发起反倾销调查数，在回归中*numADijt*同样先加上1再取对数。

2. 解释变量

本文关键解释变量为某国是否承认中国具有“市场经济地位”的虚拟变量（*MES*），由于各个国家承认中国市场经济地位的时间并不相同，故本文采用渐进式DID（Time-varying DID）进行分析，关键解释变量记为。假设为国家*i*承认中国具有市场经济地位的年份，若，则，即为处理组样本；若国家*i*在*t*时不承认中国具有“市场经济地位”，则，即为对照组样本。

3. 控制变量

参照现有文献的设定（Feinberg，2005；谢建国，2006；梁俊伟和代中强，2015），本文选取如下指标作为以国家层面样本进行回归的控制变量：（1）各国的GDP增长率（*GDP growth*）、失业率（*umployment*），该指标由世界银行统计数据库直接获得，其单位为%；（2）汇率（*exchange rate*）指人民币兑其他国家货币的直接汇率的对数，即1单位外币可兑换的人民币金额的对数值；（3）中国对该国的出口额（*export\_CHN*）为当年中国对其出口额的对数；（4）与中国是否存在贸易逆差的虚拟变量（*d\_deficit\_cty*），其值由各国当年对中国出口与从中国的进口的大小决定，若对中国的出口小于从中国的进口，则对中国存在贸易逆差，*d\_deficit\_cty*=1，若对中国的出口大于从中国的进口，则对中国存在贸易顺差，*d\_deficit\_cty*=0；（5）与中国是否签署了自由贸易区协议（*FTA*）为虚拟变量，若国家*i*在时间*t*之前（包含时间*t*）与中国签署了自由贸易区协议，那么*FTAit*=1，否则为0；（6）参照UNCTAD对*MTCI*的解释，*MTCI*衡量了两国之间标准化贸易差额，其定义为：

 （1）

其中，*TSIij*为国家*i*在行业*j*上的专业化指数（Trade Specialization Index），定义为，和为国家*i*在行业*j*上的出口和进口；类似地，，和为国家*k*在行业*j*上的出口和进口；和为国家*i*和国家*k*各行业专业化指数的均值。由*MTCI*的定义可知，其值属于区间[-1, 1]内，若*MTCI*>0，那么说明两国同时专业化生产或消费同一类产品，二者在国际市场上是竞争者；若*MTCI*<0，那么说明两国没有专业化生产或消费同一类产品，是正常的贸易伙伴。我们根据公式（1）计算了国家*t*时国家*i*与中国的货物贸易相关性指数*MTCIit*（单位：%）。

为了进一步考察“非市场经济地位”对行业层面反倾销调查的影响，本文选取如下行业级指标作为控制变量：（1）劳动生产率（*labor productivity*），其值等于工业增加值与该行业雇佣人数的比的对数值，即人均工业增加值（单位：美元）的对数值；（2）人均产出（*ave\_output*），定义为行业总产出除以该行业的雇佣人数（单位：美元）的对数值；（3）雇佣人数增长率（*employ\_growth*），其值等于当年雇佣人数的对数减去上年雇佣人数的对数（单位：%）；（4）中国对该行业的出口额（*export\_CHN\_ind*），其定义为当年中国对该行业出口额的对数；（5）行业层面贸易逆差的虚拟变量（*d\_deficit\_ind*），其定义为若某行业对中国的出口小于该行业从中国的进口，则对中国存在贸易逆差，*d\_deficit\_ind*=1，反之，*d\_deficit\_ind*=0。

除此之外，在国家层面的分析中，本文还控制了国家固定效应，以控制各国不随时间变化的特征，同时，我们还在回归中加入了年份固定效应，以控制随时间变化的趋势；在行业层面的分析中，本文在控制国家固定效应、年份固定效应之外，还控制了行业固定效应，以控制各行业不随国家及时间变化的特征。

由于2004年之前没有国家承认中国的市场经济地位，故总体来看*MES*的均值较小，仅为0.1813；实际上，根据我们已收集的信息，样本中共有25个国家自2004年起先后承认中国的市场经济地位，占所有73个样本国家的34.25%。对比处理组和对照组的指标，我们发现，从国家层面上看，处理组和对照组遭受反倾销调查概率和数量没有显著差异，但是从行业层面上看，对照组遭受反倾销调查的概率和数量显著高于处理组。

表1 变量的描述性统计

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **变量名** | **观测值** | **均值** | **标准误** | **最大值** | **最小值** | **数据来源** |
| ***解释变量*** | *MES* | 1533 | 0.1813 | 0.3854 | 1 | 0 | 手动收集 |
|  | | **处理组** | | **对照组** | |  |  |
|  | | **观测值** | **均值** | **观测值** | **均值** | **t检验** |  |
| ***被解释变量*** |  |  |  |  |  |  |  |
| **国家层面** | *dummy AD* | 278 | 0.4353 | 1255 | 0.3698 | -1.18 | 世界银行临时性  贸易壁垒数据库 |
| log *numAD* | 278 | 0.4851 | 1255 | 0.4814 | -0.08 |
| **行业层面** | *dummy AD* | 4559 | 0.0386 | 22756 | 0.1019 | 13.6\*\*\* |
| log *numAD* | 4559 | 0.0433 | 22756 | 0.1233 | 12.8\*\*\* |
| ***控制变量*** | | | | | | | |
| **国家层面** | *GDP growth* | 275 | 4.0116 | 1244 | 3.3371 | -2.70\*\*\* | 世界银行数据库 |
| *unemployment* | 260 | 7.0812 | 1212 | 8.1873 | 3.57\*\*\* | 世界银行数据库 |
| *exchange rate* | 278 | -1.2607 | 1234 | 0.6682 | 12.8\*\*\* | UNCTAD |
| *export\_CHN* | 274 | 24.843 | 1188 | 24.09 | -6.59\*\*\* | UN Comtrade |
| *d\_deficit\_cty* | 278 | 0.5647 | 1220 | 0.2852 | -9.13\*\*\* | UN Comtrade |
| *FTA* | 278 | 0.2626 | 1255 | 0.0040 | -19.9\*\*\* | 中华人民共和国商务部 |
| *MTCI* | 278 | -0.7794 | 1255 | -1.2399 | -0.99 | UNCTAD |
| **行业层面** | *labor productivity* | 2377 | 10.276 | 17094 | 10.368 | 3.64\*\*\* | UKDS |
| *ave\_output* | 2702 | 11.337 | 17854 | 11.442 | 4.04\*\*\* | UKDS |
| *employ\_growth* | 2592 | 0.0119 | 17036 | 0.0012 | -1.60 | UKDS |
| *export\_CHN\_ind* | 4559 | 11.700 | 22756 | 9.3242 | -43.0\*\*\* | UNCTAD |
| *d\_deficit\_ind* | 4532 | 0.7875 | 21684 | 0.8371 | 8.06\*\*\* | UNCTAD |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%显著性水平下显著。

（三）计量模型与估计方法

1. 基准回归模型

本文针对1995-2015年对华反倾销案例[[8]](#footnote-8)，以1980-2015年间发起过反倾销调查的国家为样本，从国家层面和行业层面重点分析了各国对华发起反倾销调查的动因，并重点分析中国的“非市场经济地位”是否影响其他国家发起对华反倾销调查。具体而言，我们选取国家*i*（行业*j*）在时间*t*时是否对华发起反倾销调查的虚拟变量（*dummy AD*），以及国家*i*（行业*j*）在时间*t*时对华发起的反倾销调查数（*numAD*）的对数作为被解释变量，在控制经济因素和国际环境因素的基础上，采用Probit估计方法和OLS面板回归分析方法对双重差分模型进行估计，并着重探讨中国的“非市场经济地位”对反倾销调查的影响。由于关键解释变量*MES*实际上为二元变量，当被解释变量为是否对华发起反倾销调查的虚拟变量时，我们选用Probit法进行估计，模型表达式如下：

 （2）

当被解释变量为对华发起反倾销数时，本文使用面板OLS回归分析方法进行估计，模型表达式如下：

 （3）

其中，*i*表示在1980-2015年间发起过反倾销调查的国家，*j*表示行业，*t*表示年份；为国家固定效应，为行业固定效应，为年份固定效应，以控制每个国家、每个行业不随时间变化的特征，以及随时间变化的趋势；为误差项，同时，所有系数的标准误都在国家水平上进行了聚类处理。

本文的研究重点关注变量“市场经济地位”（*MES*）的系数，该系数在数学上表示处理组和对照组的差异，表达式（2）和表达式（3）中*MES*的系数分别表示中国是否被承认具有“市场经济地位”对一国对华发起反倾销调查概率的影响和对华反倾销调查数量的影响。此外，我们还关注一组表示经济和国际环境因素的变量的系数，当使用国家层面样本进行回归时，本文选取发起国的GDP增长率（*GDP growth*）、失业率（*unemployment*）、汇率（*exchange rate*）、中国对该国的出口额（*export\_CHN*）和与中国是否存在贸易逆差（*d\_deficit\_cty*）等经济因素，以及是否签署自由贸易协定（*FTA*）、货物贸易相关指数（*MTCI*）这两个国际环境因素作为控制变量；当使用行业层面样本进行回归时，除了以上控制变量之外，本文还选取了发起国各行业的劳动生产率（*labor productivity*）、人均产出（*ave\_output*）、雇佣人数增长率（*employ\_growth*）、中国对该国同行业的出口额（*export\_CHN\_ind*）以及在行业层面是否与中国存在贸易逆差（*d\_deficit\_ind*）等行业层面指标作为控制变量。

2. 对照组选取问题

根据上文所述，本文选取的处理组为承认中国具有“市场经济地位”的国家，而对照组为不承认中国“具有市场经济地位”的国家，虽然本文在回归中加入一组表示国家或行业经济和国际环境因素的变量，并且控制国家固定效应、行业固定效应和时间固定效应，但是仍无法排除处理组和控制组在承认中国具有“市场经济地位”之前存在时间趋势的差异。为了排除这一可能，本文以反倾销发起国*i*首次承认中国具有市场经济地位的时点为基准，构造一组表示时间趋势的变量，记为（），若，则，否则为0。此时，回归的表达式为：

 （4）

 （5）

在此，我们需要关注的系数，若的系数不显著或显著但与符号不同，则表示处理组和对照组在承认中国具有市场经济地位之前不存在时间趋势上的差异或与承认中国具有市场经济地位后变化趋势相反，满足平行趋势的假设。经检验，本文样本的处理组和对照组样本满足平行趋势的要求，对照组选取是合理的[[9]](#footnote-9)。

四、实证结果分析

本文的实证结果共分为以下四个部分：第一，分别从国家层面和行业层面分析中国“非市场经济地位”对反倾销调查的影响；第二，将反倾销发起国发达国家和发展中国家，并从国家层面和行业层面分别进行异质性检验；第三，通过引入“非市场经济地位”的工具变量解决可能存在的内生性问题；第四，通过剔除对华反倾销高频国家和高频企业、更换估计方法对基准回归结果进行稳健性检验。

（一）基准回归

1. 国家层面回归结果

国家层面的基准回归结果如表2所示，其中，第（1）列为采用Probit估计方法并以*dummy AD*为因变量的回归结果，第（2）列为采用OLS面板回归方法并以log *numAD*为因变量的回归结果。

表2 国家层面的基准回归结果

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) |
| 变量名 | *dummy AD* | log *numAD* |
| *MES* | -1.013\*\*\*  (0.273) | -0.176\*\*  (0.0788) |
| *GDP growth* | 0.00608  (0.0217) | -0.00395  (0.0038) |
| *unemployment* | -0.00636  (0.0295) | 0.0080  (0.0077) |
| *exchange rate* | 0.174  (0.211) | 0.0138  (0.0555) |
| *export\_CHN* | 0.851\*\*\*  (0.281) | 0.0670  (0.0701) |
| *d\_deficit\_cty* | -0.263  (0.238) | 0.0992\*\*  (0.0382) |
| *FTA* | -0.445  (0.514) | -0.0645  (0.119) |
| *MTCI* | 0.251\*\*  (0.120) | 0.0528  (0.0382) |
| 常数项 | -19.31\*\*\*  (6.856) | -1.560  (1.667) |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1096 | 1352 |
| R2 | 0.485 | 0.639 |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%显著性水平下显著，括号内为标准误，系数的标准误均在国家水平上进行聚类处理。下同。

根据表2的结果，首先，核心解释变量*MES*的系数为负，并且在1%或5%水平下显著。该结果表明，若反倾销发起国承认中国具有“市场经济地位”，那么其对华发起反倾销的概率将显著降低；同时，对华反倾销调查数目将相应减少19.2%[[10]](#footnote-10)（约为0.3件[[11]](#footnote-11)）。这可能是因为反倾销发起国利用中国的“非市场经济地位”，通过选择经济发展水平高于中国的国家作为“替代国”，对中国采取歧视性的反倾销政策，进而达到限制中国出口份额以保护本国市场的作用。因此，中国的“非市场经济地位”是一国对华发起反倾销调查的重要原因。

其次，发起国的宏观经济形势对反倾销调查的发起几乎没有影响，经济因素中的GDP增长率（*GDP growth*）、失业率（*unemployment*）和汇率（*exchange rate*）系数都不显著。但是，贸易不平衡可能是一国对华反倾销的影响因素，一方面，中国的出口额（*export\_CHN*）的增加显著提高对华反倾销的概率，另一方面，虽然发起国对中国的贸易逆差（*d\_deficit\_cty*）不影响对华发起反倾销调查的概率，但是其可能影响对华反倾销调查数，若中国与发起国间存在贸易逆差，那么其对华发起的反倾销数将显著提高10.4%（约为0.17件）。这可能是因为中国出口的迅速扩张和贸易逆差加剧了进口国国内市场的竞争压力，该国相关部门可能以就业、人权等理由限制从中国的进口，进而增加对华反倾销的可能和数量（谢建国，2006）。

最后，虽然表示国际环境因素的变量*FTA*估计系数不显著，但其系数为负，表明若发起国与中国签订自由贸易区协议，意味着两国双边贸易关系良好，贸易开放程度较高，有利于双边关系的稳定，进而减少两国间的贸易摩擦。根据表2第（1）列的结果，另一个表示国际环境因素的变量*MTCI*估计系数显著为正，即两国间货物贸易相关性指数越高，其对华反倾销概率越大。由于*MTCI*体现了两国同类产品在国际市场上的竞争关系，而这种外部竞争关系一定程度上影响着国内市场，若货物贸易相关性指数越高，两国竞争也越激烈，进而导致同质产品在发起国的国内市场占有份额严重缩减，因此，其对华反倾销概率也增大。

2. 行业层面回归结果

行业层面的结果如表3所示，其中，第（1）列为采用Probit估计方法并以*dummy AD*为因变量的回归结果，第（2）列为采用OLS面板回归方法并以log *numAD*为因变量的回归结果；在回归中不仅加入了国家层面的控制变量，还控制了行业固定效应、国家固定效应和年份固定效应[[12]](#footnote-12)。

表3 行业层面的基准回归结果

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) |
| 变量名 | *dummy AD* | log *numAD* |
| *MES* | -0.252  (0.153) | -0.0754\*\*\*  (0.0209) |
| *labor productivity* | -0.177\*\*\*  (0.0669) | -0.00739  (0.0107) |
| *ave\_ output* | 0.000856  (0.0578) | -0.0234\*\*  (0.0110) |
| *employ\_growth* | -0.0334  (0.0604) | -0.00244  (0.00709) |
| *export\_CHN\_ind* | 0.0925\*\*\*  (0.0232) | 0.00956\*  (0.00495) |
| *d\_deficit\_ind* | 0.114\*  (0.0620) | 0.0455\*\*\*  (0.0163) |
| 常数项 | -0.940  (1.409) | 0.132  (0.357) |
| 国家层面控制变量 | 是 | 是 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 |
| 观测值 | 12212 | 16291 |
| R2 | 0.341 | 0.235 |

根据表3的结果，首先，核心解释变量*MES*的估计系数为负，根据国家层面的结果，两国同类产品竞争越激烈，其越可能对同行业产品发起反倾销调查，但是若发起国承认中国具有“市场经济地位”，其针对同行业产品对华发起反倾销概率没有显著变化，对同行业产品发起的反倾销调查数将显著降低7.6%，这说明承认中国的“市场经济地位”有助于缓解由于两国同类产品竞争引起的贸易摩擦。

其次，表示发起国行业生产率的变量估计系数显著为负，这表明相关行业的劳动生产率（*labor productivity*）及人均产出（*ave\_output*）的变动也是影响其对同行业产品发起反倾销调查的原因。其中，发起国相关行业劳动生产率的降低将显著提高其针对同类产品反倾销调查的概率（第（1）列）；行业人均产出每降低1%，将导致其对中国同行业出口产品反倾销数目增加2.37%（第（2）列）。这可能是因为行业生产率的提高有助于该行业获得成本优势，并扩大其对出口市场的占有率，因此这些行业更没有动机对同类产品发起反倾销调查。此外，虽然雇佣人数增长率（*employ\_growth*）的估计系数不显著，但该系数为负，从理论上看，若发起国相关行业就业形势较好，其行业发展情况也较好，因此其对同类产品的反倾销调查可能减少。

最后，与国家层面类似，行业层面的贸易不平衡是其他国家对华反倾销的另一影响因素，行业间出口额（*export\_CHN\_ind*）和行业间贸易逆差（*d\_deficit\_ind*）系数显著为正，表明中国出口的迅速扩张和贸易逆差不仅提高发起国对同类产品发起反倾销的概率，而且增加发起国对同类产品的反倾销数。这可能是因为中国出口的扩张使得进口国国内市场竞争加剧，进而导致进口国更加频繁地对同类产品发起反倾销调查，以保护本国市场。

以上结果表明，不论从国家层面还是行业层面上看，中国的“非市场经济地位”都是进口国对华发起反倾销调查的重要原因。除此之外，从国家层面上看，两国间竞争、中国出口的增加和贸易逆差是一国对华发起反倾销调查影响因素；从行业层面上看，进口国相关行业劳动生产率降低、人均产出的减少、同类产品出口的扩张以及贸易逆差也是其对中国出口的同类产品发起反倾销调查的影响因素。

（二）异质性检验

根据世界银行公布的临时性贸易壁垒数据库，1995-2015年，中国共遭受来自33个国家（或地区）1050件反倾销诉讼，其中，发达国家发起的反倾销调查数共398件，占总数的37.9%；发展中国家发起的反倾销调查数共652件，占总数的62.1%，发展中国家对华反倾销调查数目已经超过发达国家对华反倾销调查数目。虽然从整体上看，发展中国家对华反倾销数占其对外反倾销总数的平均比重为16.0%，与发达国家对华反倾销平均占比的16.2%并无显著差异，但是，发展中国家已逐渐成为对华反倾销的主体。1995-2015年间对华发起反倾销前10位的国家（或地区）分别为印度、美国、欧盟、巴西、阿根廷、秘鲁、墨西哥、澳大利亚、哥伦比亚、加拿大和南非，除了美国、欧盟、澳大利亚和加拿大外，其余六个国家均为发展中国家。那么，中国的“非市场经济地位”是否是发达国家和发展中国家对华反倾销的原因？导致发达国家和发展中国家对华反倾销的因素是否有所差异？为了探讨这一问题，本文根据联合国贸易和发展会议数据库（UNCTAD）的划分标准[[13]](#footnote-13)，将样本分为发达国家和发展中国家两个子样本，并分别从国家层面和行业层面进行异质性检验。

1. 国家层面异质性检验

根据世界银行的划分标准，本文将第一个样本分为发达国家和发展中国家两个子样本，其中，第一个子样本包含33个发达国家共693个观测值；第二个子样本涵盖40个发展中国家共840个观测值。国家层面的异质性检验结果如表4所示。

首先，中国的“非市场经济地位”（*MES*）是发达国家对华反倾销的重要原因，若一国承认中国具有“市场经济地位”，其对华反倾销概率显著降低，对华反倾销调查数也相应减少29.3%；但是，中国的“非市场经济地位”并不影响发展中国家对华反倾销的决策。这可能是因为大部分发达国家发起反倾销时比中低收入国家更具歧视性（鲍晓华，2011），因此更有动机利用WTO框架下针对非市场经济国家发起反倾销调查时可采用的“替代国”方法对中国出口产品正常价值进行估计，从而对中国出口企业实施更高的反倾销税率。

其次，影响发达国家和发展中国家对华发起反倾销的宏观经济因素有所差异。对于发达国家而言，汇率变化是其对华反倾销的原因，这可能是因为人民币的贬值使得以人民币衡量的出口商品价格上升，进而减少贸易国对中国的反倾销调查。与基准回归结果类似，贸易不平衡依旧是进口国对华发起反倾销的影响因素，一方面，中国对外贸易的扩张对发达国家国内市场带来较大竞争压力，因此其选择通过反倾销限制中国的出口；另一方面，与中国的贸易逆差显著增加了发展中国家对华反倾销的概率和数量。

最后，影响发达国家和发展中国家对华反倾销的国际环境因素不同。中国与发达国家签订的自由贸易区协议（*FTA*）将显著降低其对华发起反倾销调查的概率，并使得其对华反倾销调查数减少53.2%，但是中国与发展中国家签订的自由贸易区协议并不影响其对华反倾销决策，这可能是因为中国与发达国家签订的自由贸易区协议中削减或取消关税的产品更为多元，不仅涉及农业和食品加工业，而且涉及化工、医药、纺织、钢铁、机械设备制造等反倾销高频行业，而中国与发展中国家签订的自由贸易区协议中削减或取消关税的产品种类较少，并且多为农副产品[[14]](#footnote-14)。因此，中国与发达国家签订的自由贸易区协议更能有效减少其对华发起反倾销调查。除此之外，中国与发展中国家间货物贸易相关性（*MTCI*）越高，其越可能对华发起反倾销调查，但是，*MTCI*并不影响发达国家对华反倾销决策。这可能是因为发达国家市场规模较大，能够更快进行贸易转移或者产品种类的调整，受中国出口的同类产品竞争影响较小，因此两国货物贸易相关指数的提高对发展中国家对华反倾销决策的影响更显著。

表4 国家层面异质性检验结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **发达国家** | | **发展中国家** | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 变量名 | *dummy AD* | log *numAD* | *dummy AD* | log *numAD* |
| *MES* | -1.254\* | -0.257\*\*\* | -0.816 | 0.0009 |
| (0.757) | (0.0794) | (0.527) | (0.103) |
| *GDP growth* | -0.0354 | 0.000306 | 0.000107 | -0.00495 |
| (0.0349) | (0.00643) | (0.0303) | (0.0045) |
| *unemployment* | -0.0770 | 0.000293 | -0.130\*\* | 0.0008 |
| (0.0632) | (0.00818) | (0.0516) | (0.0104) |
| *exchange rate* | -0.749\* | -0.00921 | 0.0620 | -0.0752 |
| (0.410) | (0.0463) | (0.346) | (0.0909) |
| *export\_CHN* | 1.905\*\*\* | 0.254\*\*\* | 0.563 | 0.0292 |
| (0.532) | (0.0601) | (0.430) | (0.0909) |
| *d\_deficit\_cty* | -0.306 | 0.0284 | 0.662\* | 0.151\*\*\* |
| (0.293) | (0.0575) | (0.340) | (0.0464) |
| *FTA* | -3.463\*\*\* | -0.427\*\* | 0.287 | 0.107 |
| (0.710) | (0.158) | (0.443) | (0.127) |
| *MTCI* | -0.0361 | 0.0261 | 0.495\*\*\* | -0.0265 |
| (0.152) | (0.0322) | (0.179) | (0.0555) |
| 常数项 | -47.73\*\*\* | -5.964\*\*\* | -10.08 | -0.449 |
| (13.61) | (1.464) | (10.39) | (2.138) |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 627 | 631 | 469 | 721 |
| R2 | 0.625 | 0.691 | 0.465 | 0.662 |

2. 行业层面的异质性检验

类似地，本文将第二个样本分为发达国家和发展中国家两个子样本，其中，第一个子样本包含33个发达国家共14140个观测值，第二个子样本涵盖40个发展中国家共14021个观测值。以这两个子样本分别进行回归的结果如表5所示[[15]](#footnote-15)。

表5的结果表明，首先，与国家层面回归结果相同，中国的“非市场经济地位”依旧是发达国家针对同类产品发起反倾销调查的原因，若某发达国家承认中国具有“市场经济地位”，则其对华反倾销数显著减少9.65%；与此同时，中国的“非市场经济地位”仍然不是发展中国家对华反倾销的影响因素。

其次，影响发达国家和发展中国家对华反倾销的行业层面经济因素不全相同。对于发达国家而言，行业劳动生产率的降低是其针对中国同类出口产品发起反倾销调查的原因之一，但劳动生产率的变化并不影响发展中国家反倾销决策。这可能是因为与发展中国家相比，发达国家生产率通常较高，在同类产品生产上具有比较优势，生产率的降低使得该行业利润空间减少，因此选择反倾销限制中国同类产品的对外贸易。此外，行业人均产出和雇佣人数变化都不是影响发达国家和发展中国家对华反倾销决策的因素。

表5 行业层面异质性检验结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **发达国家** | | **发展中国家** | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 变量名 | *dummy AD* | log *numAD* | *dummy AD* | log *numAD* |
| *MES* | -0.0652 | -0.0921\*\*\* | 0.243 | 0.0146 |
| (0.0443) | (0.0155) | (0.253) | (0.0210) |
| *labor productivity* | -0.141\*\*\* | -0.0243 | -0.0593 | 0.0106 |
| (0.0514) | (0.0145) | (0.267) | (0.0171) |
| *ave\_ output* | 0.000634 | 0.00584 | -0.103 | -0.0117 |
| (0.0524) | (0.0177) | (0.321) | (0.0191) |
| *employ\_growth* | -0.0442 | -0.0121 | 0.0343 | 0.00391 |
| (0.0645) | (0.0114) | (0.132) | (0.00259) |
| *export\_CHN\_ind* | 0.0743\*\*\* | 0.0241\*\*\* | 0.370\*\*\* | 0.0135\* |
| (0.0197) | (0.00442) | (0.0646) | (0.00755) |
| *d\_deficit\_ind* | 0.0266 | 0.0332\* | 0.0590 | 0.0458\* |
| (0.0649) | (0.0183) | (0.131) | (0.0235) |
| 常数项 | -1.252 | 0.0378 | -4.436 | 0.150 |
| (0.848) | (0.412) | (8.015) | (0.532) |
| 国家层面控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 8325 | 9884 | 3095 | 6407 |
| R2 | 0.333 | 0.286 | 0.301 | 0.124 |

最后，两国同行业间贸易不平衡是影响发达国家和发展中国家对华反倾销的共同因素。一方面，中国出口的扩张显著提高了发达国家和发展中国家对华反倾销的概率，行业出口每增加1%，对中国同类出口产品反倾销数量分别增加2.42%和1.36%；另一方面，行业间贸易逆差显著提高发展中国家对华反倾销的数量，若发展中国家与中国存在贸易逆差，其对华反倾销数显著增加4.693%。

综合国家层面和行业层面异质性检验结果，中国的“非市场经济地位”是发达国家而非发展中国家对华反倾销的重要原因，这也说明发达国家对华发起反倾销调查时比发展中国家更具歧视性；除此之外，两国贸易不平衡是发达国家和发展中国家对华反倾销的共同原因，不同的是，影响发达国家对华反倾销的因素还包括是否与中国签订自由贸易区协议、汇率变化、行业劳动生产率变化，而发展中国家对华反倾销则受到两国货物贸易相关性的影响。

（三）内生性问题

中国的“非市场经济地位”是影响一国对华发起反倾销的重要因素，它不仅使得对华反倾销的概率显著提高，同时也使得对华反倾销调查数目也显著增加。但是，这一结果可能存在逆向因果的内生性问题，一方面，一国可能利用中国的“非市场经济地位”而选择“替代国”对中国采取歧视性的反倾销政策，从而增加对华反倾销调查；另一方面，中国可能在应对反倾销调查时过度强调“市场经济地位”的概念，这可能会反过来“提醒”反倾销发起国在对华发起反倾销调查时可以利用“非市场经济地位”这一概念，从而采用“替代国”价格作为计算公平价值的依据，进而对中国出口企业实施更高的反倾销税率。

为解决这一内生性问题，我们选取一国上年最大的出口贸易国（除中国外）是否承认中国具有“市场经济地位”（*IV*）作为该国是否承认中国具有“市场经济地位”（*MES*）的工具变量。该变量满足工具变量的相关性和外生性要求：首先，一国可能为了与其最大的出口贸易国建立良好的贸易关系而效仿其做法，选择承认或不承认中国的“市场经济地位”，因此该变量与解释变量具有相关性；其次，一国上年最大的出口贸易国对中国的态度与该国当年是否对华发起反倾销调查没有直接联系，满足工具变量的外生性。据此，本文基于联合国商品贸易统计数据库（UN Comtrade Database）的出口数据筛选出各国上年最大的出口贸易国[[16]](#footnote-16)，判断该贸易国是否承认中国具有“市场经济地位”，并以此作为工具变量对国家层面和行业层面的基准回归结果进行检验。

表6 内生性问题

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | **第一阶段** | **第二阶段** | |
|  | (1) | (2) | (3) |
| 变量名 | *MES* | *dummy AD* | log *numAD* |
| *IV* | 0.849\*\*\* | -- | -- |
| (0.0121) | -- | -- |
| *MES* | -- | -1.167\*\*\* | -0.143\*\* |
| -- | (0.373) | (0.0706) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1316 | 1081 | 1316 |
| R2 | 0.909 | -- | 0.581 |

表6为国家层面引入工具变量的回归结果，其中，第（1）列为第一阶段的回归结果，*IV*的系数显著为正，F值为2438.47，说明该指标不是弱工具变量，工具变量选取是合理的；第（2）-（3）列为第二阶段的回归结果，以*dummy AD*为被解释变量时采用Probit法，以log *numAD*为被解释变量时采用两阶段最小二乘法进行分析。回归结果表明，*MES*系数显著，其大小与基准回归结果相近。两阶段回归的结果表明，中国的“非市场经济地位”是一国对华发起反倾销调查的重要原因，本文的主要结论仍然成立[[17]](#footnote-17)。

（四）稳健性检验

从上文的结果可以看到，不论从国家层面还是行业层面，中国的“非市场经济地位”是一国对华发起反倾销调查的重要原因，影响发达国家和发展中国家对华反倾销的其他因素有所差异。那么，这一结论是否受对华反倾销高频国家和高频行业的影响而有所偏误？以*dummy AD*为被解释变量时采用的Probit分析方法是否合理？为了进一步证实本文所得到结论的可靠性，针对这两个问题，本文分别做如下稳健性检验[[18]](#footnote-18)。

1. 国家层面的稳健性检验

（1）剔除对华反倾销高频国家。根据世界银行临时性贸易壁垒数据库统计，1995-2015年间中国共遭受来自印度的反倾销调查175起，居所有发起国之首，其次是美国，共132起，二者之和约占所有对华反倾销数的30%。参照Prusa and Teh（2010）、梁俊伟和代中强（2015）的方法，我们剔除了国家层面样本中发起国为印度和美国的观测值，以排除对华反倾销高频国家的过度影响而使结果产生一定的偏向性，回归结果如表7第（1）-（2）列所示。

表7 国家层面稳健性检验结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | **剔除对华反倾销高频国家** | | **使用Logit法** |
|  | (1) | (2) | （3） |
| **变量名** | *dummy AD* | log *numAD* | *dummy AD* |
| *MES* | -1.014\*\*\* | -0.184\*\* | -1.734\*\*\* |
| (0.274) | (0.0792) | (0.507) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1076 | 1311 | 1096 |
| R2 | 0.480 | 0.583 | 0.488 |

根据表7前两列的结果，在剔除印度和美国后，中国的“非市场经济地位”依旧是一国对华发起反倾销调查的主要因素，回归系数与基准回归相近，本文的主要结论仍然成立。

（2）使用Logit法进行分析。由于关键解释变量*MES*为0-1变量，基准回归中，在以*dummy AD*为被解释变量时本文采用Probit法进行估计，但在实证分析中，Logit法也是分析二元变量间关系的常用方法。据此，本文采用Logit法对以*dummy AD*为被解释变量的回归进行稳健性检验，结果如表7第（3）列所示。我们发现，使用Logit分析方法估计时，得到的结果与基准回归类似，*MES*的系数为负并且在1%水平下显著，结果是稳健的。

2. 行业层面的稳健性检验

（1）剔除对华反倾销高频行业。本文根据世界银行临时性贸易壁垒数据库对1995-2015年间各行业对华反倾销数进行计算，我们发现，基本金属制造业和纺织业遭受反倾销调查的次数最多，分别为267次和130次，占样本区间内对华反倾销调查总数的37.8%。为了排除对华反倾销高频行业对实证结果的影响，本文将这两个行业从行业层面样本中剔除并进行稳健性检验，结果如表8第（1）-（2）列所示。

表8 行业层面稳健性检验结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | **剔除对华反倾销高频行业** | | **使用Logit法** |
|  | (1) | (2) | （3） |
| 变量名 | *dummy AD* | log *numAD* | *dummy AD* |
| *MES* | -0.375 | -0.0634\*\*\* | -0.435 |
| (0.136) | (0.0182) | (0.298) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 10970 | 14698 | 12212 |
| R2 | 0.324 | 0.205 | 0.345 |

剔除对华反倾销高频行业后，虽然以*dummy AD*为被解释变量时*MES*系数不显著，但该系数仍为负，同时，中国的“市场经济地位”显著降低发起国针对同类产品的反倾销数量，系数大小与基准回归结果相近，因此，行业层面结果也是稳健的。

（2）使用Logit法进行分析。类似地，本文同样采用Logit法对以*dummy AD*为被解释变量的回归结果进行稳健性检验，结果如表8第（3）列所示。回归结果显示，MES的系数为负但不显著，与行业层面基准回归结果一致，本文的结论仍然成立。

综上所述，中国的“非市场经济地位”是一国对华发起反倾销调查的重要因素，尤其是发达国家，这可能是因为大部分发达国家发起反倾销时比发展中国家更具歧视性，其更可能利用中国的“非市场经济地位”选择经济发展水平高于中国的国家作为“替代国”，对中国出口商品实施更高的反倾销税，从而达到限制中国出口的目的。除此之外，发达国家对华反倾销还可能受到是否与中国签订自由贸易区协议、汇率变化、行业劳动生产率和两国贸易不平衡的影响，而发展中国家对华反倾销则受两国货物贸易相关性和两国贸易不平衡的影响；引入中国“非市场经济地位”的工具变量和稳健性检验结果进一步支持本文的结论。

五、结论与启示

当前，世界经济复苏乏力，逆全球化思潮不断抬头，美国等发达国家频频对华发起“贸易战”，2020年“新冠肺炎”的爆发又对全球经济造成巨大的冲击，在此背景下，反倾销调查逐渐成为各国最重要的贸易保护措施之一。在对华反倾销问题的探讨中，中国的“非市场经济地位”问题一直备受关注，依据《中国加入WTO》议定书第15条，虽然“替代国”做法在中国加入WTO满15年之后不再适用，但是美欧等发达国家依旧不承认中国具有“市场经济地位”，并出台新的政策法规继续对中国使用“替代国”的做法。因此，“非市场经济地位”很可能继续成为掣肘中国的重要筹码。为了研究中国的“非市场经济地位”与对华发起反倾销调查的关系，本文基于1995-2015年各国发起的反倾销调查案例，采用Probit法和面板OLS分析方法对双重差分模型进行估计，从国家层面和行业层面对该问题进行探讨。

本文的研究表明，第一，中国的“非市场经济地位”不仅使得一国对华发起反倾销调查的概率显著提升，而且导致对华反倾销数目增加19.2%；同时，若发起国承认中国具有市场经济地位，其针对中国出口的同行业产品发起反倾销调查数将显著降低7.6%。第二，发达国家和发展中国家对华反倾销的动因存在异质性，中国的“非市场经济地位”是发达国家而非发展中国家对华反倾销的重要因素。这可能是因为相比于发展中国家，发达国家在发起反倾销时更具歧视性，因此发达国家更可能利用“替代国”做法以对中国采取歧视性的反倾销措施。第三，一国对华反倾销还可能受到两国间竞争、中国出口的扩张和贸易逆差的影响，而发起国相关行业劳动生产率降低、人均产出减少、同类产品出口增加和贸易逆差是其针对同类产品发起反倾销调查的影响因素。引入工具变量和稳健性检验的结果进一步支持了本文的主要结论。

自2001年中国正式加入了世界贸易组织（WTO）之后，中国的经济进入了快速增长的阶段，出口已成为了中国经济增长的重要驱动因素。在经济和贸易迅速增长的同时，中国也成为了各国贸易保护政策针对的主要对象，特别是近年来更加频繁使用的反倾销调查。探讨“非市场经济地位”对反倾销调查的影响对中国在当前不断变化的国际形势中保持稳定发展有十分重要的意义。具体而言，第一，中国政府应当重视“市场经济地位”在反倾销调查中的作用，积极地通过多边、双边抗辩以美欧为首的国家在反倾销调查中对中国的歧视性做法；第二，中国企业在遭受反倾销调查时应积极应诉，争取证明自身具有市场经济条件，以获得较低的反倾销税率；第三，中国政府可以通过与发达国家签署自由贸易区协议的方式，与发达国家形成互惠互利的贸易模式，减少两国间贸易摩擦。

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。

陈巧慧，2015：《美国对华反倾销的影响因素研究——基于负二项模型的方法》，《国际贸易问题》第6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。

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。

刘悦、刘建江，2019：《市场化程度是否提升了对中国企业市场经济地位的认可——基于欧盟对华反倾销的调查事实》，《国际贸易问题》第6期。

龙小宁、张靖，2020：《美国对华反倾销税率的影响因素分析——来自案例数据的证据》，《国际贸易问题》第7期。

彭德雷，2015：《2016年后的“非市场经济地位”——争论、探究与预判》，《国际贸易问题》第6期。

沈国兵，2007：《美国对中国反倾销的宏观决定因素及其影响效应》，《世界经济》第11期。

王孝松，2008：《ITC裁定对华反倾销案件时具有歧视性吗》，《国际贸易问题》第9期。

王孝松、林发勤、李玏，2020：《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》第9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。

谢申祥、王俊力、高丽，2016：《美国对华反倾销的动因——基于企业视角的经验研究》，《财贸经济》第8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。

杨仕辉、熊艳，2002：《国际反倾销趋势、特点、成因与我国对策研究》，《管理世界》第3期。

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.

Detlof, H. & H. Fridh(2007). “EU Treatment of Non-Market Economy Countries in Anti-Dumping Proceedings”, *The* *Global Trade & Customs Journal* 2(7):265-281.

Feinberg, R. M.(1989), “Exchange Rates and ‘Unfair Trade’”. *The Review of Economics and Statistics*,71(4): 704-707.

Feinberg, R. M.(2005), “US Antidumping Enforcement and Macroeconomic Indicators Revisited: Do Petitioners Learn?”, *Review of World Economics* 141(4): 612-622.

Knetter, M. M. & T. J. Prusa(2003), “Macroeconomic Factors and Antidumping Filings: Evidence from Four Countries”, *Journal of International Economics* 61(1):1-17.

Niels, G. & A. Ten Kate(2004), “Antidumping Protection in a Liberalizing Country: Mexico's Antidumping Policy and Practice”, *The World Economy* 27(7):967-983.

Prusa, T. J. & R. Teh(2010), “Protection Reduction and Diversion: PTAS and the Incidence of Anti-dumping Disputes”, NBER Working Paper, No. w16276.

Vandenbussche, H. & M Zanardi(2008), “What Explains the Proliferation of Antidumping Laws?”, *Economic Policy* 23(53):94-138.

附录

表A1 承认中国具有市场经济地位的国家（截至2015年）

|  |  |
| --- | --- |
| **年份** | **当年新增承认中国具有“市场经济地位”的国家** |
| 2004 | **阿根廷**、安提瓜和巴布达、巴巴多斯、巴哈马、**巴基斯坦**、**巴西**、贝宁 、多哥、多米尼克、**菲律宾**、刚果（布）、格鲁吉亚、圭亚那、吉布提、吉尔吉斯斯坦、柬埔寨、老挝、**马来西亚**、**秘鲁**、缅甸、摩尔多瓦、**南非**、尼泊尔、尼日利亚、圣卢西亚、苏里南、**泰国**、**委内瑞拉**、文莱达鲁萨兰国、新加坡、**新西兰**、亚美尼亚、**印尼**、**越南**、**智利** |
| 2005 | **澳大利亚**、白俄罗斯、冰岛、**俄罗斯**、格林纳达、**哈萨克斯坦**、**韩国**、萨摩亚、**沙特阿拉伯**、**特多**、**乌克兰**、**牙买加**、**以色列** |
| 2006 | 阿尔及利亚、**埃及**、加蓬、肯尼亚、利比里亚、马里、密克罗尼西亚联邦、尼日尔、塞拉利昂、苏丹、赞比亚、中非共和国、斐济 |
| 2007 | 赤道几内亚、佛得角、津巴布韦、科特迪瓦、挪威、瑞士、叙利亚共和国 |
| 2008 | 几内亚 |
| 2009 | **乌拉圭** |
| 2010 | 列支敦士登、**摩洛哥** |

注：字体加粗的国家为发起过反倾销调查的国家。

表A2 平行趋势检验回归结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **国家层面** | | **行业层面** | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 变量名 | *dummy AD* | log *numAD* | *dummy AD* | log *numAD* |
| *MESt-4* | -0.246 | -0.110 | -0.533 | -0.00370 |
| (0.384) | (0.0990) | (0.324) | (0.0279) |
| *MESt-3* | -0.260 | -0.0748 | 0.540 | 0.0498\* |
| (0.370) | (0.0853) | (0.360) | (0.0264) |
| *MESt-2* | -0.479 | -0.170 | 0.152 | 0.0296 |
| (0.496) | (0.105) | (0.174) | (0.0185) |
| *MESt-1* | -0.551 | -0.163 | 0.411\* | 0.0108 |
| (0.398) | (0.102) | (0.237) | (0.0263) |
| *MES* | -1.251\*\*\* | -0.243\*\* | -0.146 | -0.0599\*\*\* |
| (0.297) | (0.0917) | (0.169) | (0.0196) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 国家固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1096 | 1352 | 12212 | 17093 |
| R2 | 0.486 | 0.640 | 0.343 | 0.234 |

1. \* 方菲菲，中山大学国际金融学院，邮政编码：519082，电子邮箱：[fangff@sysu.edu.cn](mailto:fangff@sysu.edu.cn)；龙小宁（通讯作者），厦门大学知识产权研究院和“一带一路”研究院，邮政编码：361005，电子邮箱：[cxlong@xmu.edu.cn](mailto:cxlong@xmu.edu.cn)。基金项目：国家自然科学基金面上项目（72073114）、国家自然科学基金青年基金项目（72103067）和福建省科技厅创新战略研究项目（2020R0065）。感谢匿名审稿人的宝贵建议，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 鉴于WTO于1995年成立，在此之后，反倾销调查才大量涌现。因此，我们选取1995年之后的数据作为我们的研究样本能够较好地解释本文提出的问题。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 其中，有18个国家（或地区）的反倾销案件信息不完整，数据中仅提供了产品名称，而没有提供被调查产品的HS代码。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 根据商务部公布的信息，截至2015年共有80余个国家承认中国具有“市场经济地位”，虽然我们仅收集到其中72个国家的信息，但是已占所有承认中国“市场经济地位”国家的90%，具有较强代表性。其中，自新西兰在2004年率先承认中国的市场经济地位后，同年共有35个国家承认中国具有市场经济地位，2005年新增澳大利亚等13个国家，2006年新增埃及等13个国家，2007年新增瑞士等7个国家，2008-2009年各新增1个国家，2010年新增摩洛哥等2个国家，本文未收集到2011年之后的新增国家信息。具体国家名称见附表A1。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 这12个国家分别是：澳大利亚、巴基斯坦、菲律宾、哥斯达黎加、韩国、马来西亚、新西兰、秘鲁、智利、泰国、越南和印度尼西亚。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 世界银行临时性贸易壁垒数据库涵盖了49个国家（或地区）发起的反倾销案例，发起反倾销调查的地区包括欧盟、中国台湾省和海湾阿拉伯国家合作委员会（GCC）。本文的研究不包含中国大陆及中国台湾省的相关案例；若反倾销调查发起国为欧盟或GCC，那么则认为当年其所有成员国都为反倾销调查的发起国（欧盟成员国共28个，GCC成员国共6个），由于有6个欧盟国家单独发起过反倾销调查，故样本中发起国为73个。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 其中，共有3个HS-6位代码与ISIC-2位代码出现了“一对多”的情形，为了使二者保持一一对应，我们剔除了这三个HS-6位代码；此外，样本区间内埃及、危地马拉、卡扎克斯坦、摩洛哥、波兰和越南对华发起的26件反倾销案例没有提供涉案产品的HS代码，我们依据被调查产品的名称和ISIC-2位行业下产品的名称，手动将这些案例与ISIC-2位代码进行匹配。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 由于部分行业级指标数据缺失，在行业层面上本文仅对1995-2013年间对华反倾销案例进行分析。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 受篇幅限制，正文中没有展示这部分回归结果，具体结果见附录表A2。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 由式（3）推导可得，反倾销调查数量与*MES*系数*β*1的关系为[exp(|*β*1*|*)-1]\*100%，下同。 [↑](#footnote-ref-10)
11. 根据log *numAD*的均值乘以19.2%计算得到，下同。 [↑](#footnote-ref-11)
12. 受篇幅的限制，表3没有展示国家层面控制变量的回归系数，具体结果备索。 [↑](#footnote-ref-12)
13. 资料来源：https://unctad.org/statistics。 [↑](#footnote-ref-13)
14. 资料来源：中国自贸区服务网（http://fta.mofcom.gov.cn）。 [↑](#footnote-ref-14)
15. 受篇幅限制，我们没有在正文中展示国家层面控制变量的回归结果，具体结果备索。 [↑](#footnote-ref-15)
16. 若该国上年最大的出口贸易国为中国，则选取其第二大的出口贸易国。 [↑](#footnote-ref-16)
17. 受篇幅限制，正文没有展示行业层面工具变量回归结果，具体结果备索。 [↑](#footnote-ref-17)
18. 受篇幅限制，本文在稳健性检验结果中没有展示控制变量的回归系数，具体结果备索。 [↑](#footnote-ref-18)