

# 国际认同的贸易效应

## ——来自市场经济地位的证据

罗长远<sup>1</sup>，李 铮<sup>2</sup>

(1. 复旦大学 世界经济研究所，上海 200433；2. 复旦大学 经济学院，上海 200433)

**摘要：**文章使用 2002-2017 年中国出口贸易数据，以市场经济地位为例，检验了国际认同的贸易效应。基准估计发现，相比于其他国家和地区，贸易伙伴承认中国市场经济地位后，中国对其的出口显著增加。这一结论在经过一系列稳健性检验后依旧成立。针对可能的机制进行分析并发现，一方面，市场经济地位可以降低贸易伙伴对华反倾销以及中国面临的贸易政策不确定性，减轻反倾销和贸易政策不确定性对中国出口的消极影响；另一方面，市场经济地位可以改善贸易伙伴与中国的双边政治关系，强化双边政治关系对中国出口的积极作用。针对影响途径的分析表明：市场经济地位同时沿着扩展边际和集约边际促进中国出口增长，主要通过提高数量和提升价格促进出口增长，但是对出口质量没有显著影响。针对影响效果的分析表明，市场经济地位对中国出口的促进作用对于同质品和反倾销密集的产品更加明显，并且该促进作用具有一定的空间溢出效应。此外，市场经济地位同时降低了中国对贸易伙伴的反倾销，有助于双方形成良好的经贸关系。文章的发现为理解市场经济地位对中国出口贸易的影响提供了经验证据，也为中国争取国际认同提供了参考依据。

**关键词：**国际认同；市场经济地位；出口贸易

**中图分类号：**F742；F752

## 一、引言

为了更好地融入全球化，中国一方面积极参与全球经济治理，一方面坚持国内改革，努力对标国际标准，争取国际认同。入世以来，中国在国内推进制度改革的同时，也积极争取国际对中国市场经济地位的认可，以降低和削弱国内循环和国际循环之间的壁垒和障碍。近些年来，贸易保护主义不断抬头，中国逆势迈出了开放的新步伐，如建立自贸试验区、提出“一带一路”倡议、申请加入 CPTPP 等。党的“二十大”报告提出，坚持推进高水平对外开放，稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放。在此背景下，中国要及时向世界展示改革开放的成果，并注重国际对话和国际认同，做到有理“说得出、传得开”。作为争取国际认同的一个典型案例，有关市场经济地位受到承认的贸易效应，是有必要进行研究和跟踪的。<sup>①</sup>具体地，我们想知道市场经济地位对中国的出口贸易究竟有何影响？目前学术界对于这一问题的探讨还比较有限，而这正是本文所关注的。

市场经济地位在国际贸易中主要用于对倾销的认定。<sup>②</sup>中国在加入 WTO 之初并没有被国际认可为市场经济国家，因此，中国加入世贸组织议定书第 15 条“确定补贴和倾销时的

收稿日期：2024-03-08

基金项目：国家社会科学基金重大项目（21&ZD075）

作者简介：罗长远（1976-），男，四川南充人，复旦大学世界经济研究所教授，博士生导师；

李 铮（1998-），男，广东湛江人，复旦大学经济学院博士研究生。

<sup>①</sup>我们参考 Bailey et al. (2017)，利用各国与中国在联合国大会投票的理想点距离作为国际认同的代理变量，发现市场经济地位与理想点距离呈负相关，因此市场经济地位在一定程度上体现了贸易伙伴对中国的国际认同。

<sup>②</sup>倾销一般是指在进口国销售的产品价格低于该产品在出口国市场上的价格，在认定倾销时需要采取一系列复杂的分析步骤，以确定出口国市场上的适当价格（称为“正常价值”）和进口国市场上的适当价格（称为“出口价格”），以便能够进行适当的比较。

价格可比性”规定，中国出口企业在面临 WTO 成员国的反倾销调查时，如果不能明确证明生产该同类产品的产业在制造、生产和销售该产品方面具备市场经济条件，则该 WTO 进口成员可使用不依据与中国国内价格或成本进行严格比较的方法，<sup>①</sup>即可以使用与中国经济发展水平相当的市场经济国家（即替代国）的成本数据计算相关产品的正常价值，进而确定倾销幅度。按照 WTO 的《反倾销协定》，这一替代国应由进口国来选定。<sup>②</sup>通常情况下，当进口国对来自非市场经济国家的进口产品发起反倾销指控时，为了证实倾销的存在，必然会选择一个生产成本高的“替代国”同类产品进行比较。因此，非市场经济地位对中国出口贸易施加了制度性的约束和歧视（赵瑾，2004），常常引起进口国对中国出口企业滥用反倾销进行贸易保护，使中国成为了国际反倾销最主要的被调查对象（王世春和叶全良，2005）。根据已有数据，2001 年中国入世以后，即使全球反倾销总数有下降趋势，但全球对华反倾销数量依旧有所增加，导致对华反倾销占比持续提升，一度突破 40%。2010 年以后，对华反倾销占比有所下降，但依旧维持在 30%左右，这远远大于中国出口占世界出口的比例，说明入世后中国的确成为了国际反倾销最主要的被调查对象。<sup>③</sup>

议定书第 15 条同时补充说明，对中国采用“替代国”方法计算进口产品的“正常价值”这一规定在中国入世 15 年后终止。在 2002-2016 年这 15 年的转型期中，WTO 成员可以认可或者否定中国具备市场经济地位，成员国一旦在国内法律上承认中国的市场经济地位，那么对中国进行反倾销调查过程中就不能再使用“替代国”方法。鉴于“非市场经济地位”带来的约束和歧视，中国政府曾在一段时期内积极寻求其他国家对中国市场经济地位的承认。2004 年 4 月新西兰成为第一个承认中国市场经济地位的国家，随后的几年里陆续有国家或地区承认中国的市场经济地位。由于商务部目前并没有统一公布承认中国市场经济地位的国家名单，我们根据商务部的公开信息进行手动整理，得到了目前所公布的承认中国市场经济地位的国家以及承认年份，2004 年至 2010 年共有 73 个贸易伙伴承认了中国的市场经济地位，其中大部分国家和地区分布在亚非拉以及东欧。<sup>④</sup>

按照入世协议规定，中国的非市场经济地位应截止于 2016 年 12 月。然而，到目前为止，欧盟、美国、日本等国家仍然不承认中国具有市场经济地位。2016 年 12 月 12 日，中国在加入世贸组织 15 年届满的第二天便向美国和欧盟分别发起磋商请求，从而形成了世贸组织争端解决 DS515（美国）和 DS516（欧盟）价格比较方法案，主要诉求美国和欧盟承认中国市场经济地位，并且按照原先约定不再使用“替代国”方法。2017 年 3 月，中方向世贸组织申请成立专家组审理 DS516 案件。2020 年 6 月，中国诉欧盟关于“市场经济地位”问题的争端解决案件已经由中方主动申请终止。由此看来，谋求国际社会对中国市场经济地位的认可依旧“道阻且长”。当下，贸易保护主义盛行，WTO 等多边机构陷入困境，中国正在积极参与和推动全球经济治理变革。值此时机，亟需捋清市场经济地位对于中国出口贸易的影响和重要性。

为了直观认识市场经济地位与中国出口贸易的关系，我们将已经承认中国市场经济地位的贸易伙伴作为处理组，将未明文确认中国市场经济地位的贸易伙伴作为对照组，比较中国对于这两组贸易伙伴的出口情况。我们将 2002-2017 年中国在国家-HS6 位码产品-年份层面的出口金额（取自然对数）对国家、HS6 位码产品、年份以及主行业-年份等固定效应进行

① 具体参考商务部公布的《中国加入世贸组织议定书（标准中文版全文）》，<http://gpj.mofcom.gov.cn/article/zuixindt/201612/20161202103711.shtml>。

② 具体参考 WTO: Technical Information on anti-dumping, [https://www.wto.org/english/tratop\\_e/adp\\_e/adp\\_info\\_e.htm#dumping](https://www.wto.org/english/tratop_e/adp_e/adp_info_e.htm#dumping)。

③ 有关全球反倾销的情况来自于中国贸易救济信息网。

④ 虽然承认中国市场经济地位的贸易伙伴多数为发展中经济体，但是 2002-2017 年中国对这些贸易伙伴的出口占中国整体出口的 26.69%，超过四分之一，并且占中国对所有发展中国家出口的 68.47%，超过三分之二。因此，本文以市场经济地位为例研究国际认同的贸易效应，具有一定的代表性。限于篇幅，此处省略承认中国市场经济地位的国家名单，备索。

回归，然后画出 2004 年之前以及 2004 年之后处理组和对照组的回归残差的核密度，结果见图 1。<sup>①</sup>可以看到，在 2004 年之前，中国对于对照组和处理组的出口金额残差分布比较一致，且均值无显著差异，而 2004 年之后，相较于对照组，中国对处理组的出口金额残差分布相对右移，并且均值明显偏右。<sup>②</sup>说明贸易伙伴承认中国市场经济地位之后，中国对其出口金额有所增加。这一特征事实表明，市场经济地位可能有助于促进中国对相关贸易伙伴出口。因此，本文将结合理论分析与实证检验，探讨贸易伙伴承认中国市场经济地位对中国出口贸易的影响及其背后的机制，从而加深对市场经济地位的理解。

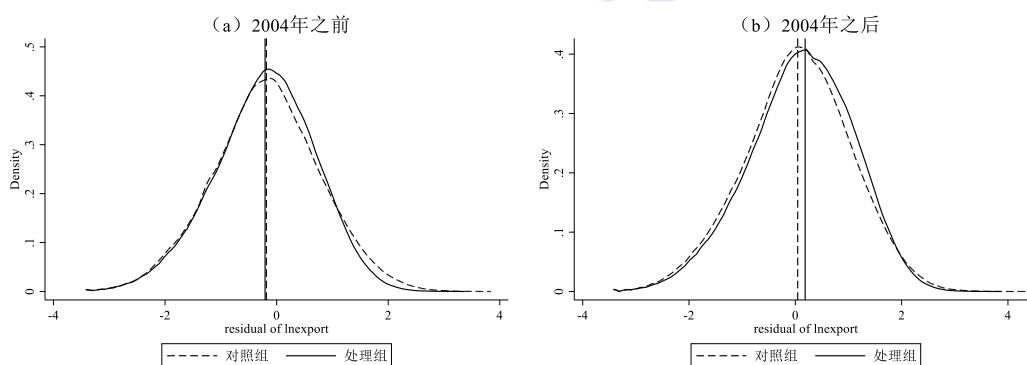


图 1 2002-2017 年中国出口金额的分布

注：横轴为出口金额（取自然对数）对国家、产品、年份和主行业-年份等固定效应进行回归后的残差值。

## 二、文献综述与理论假说

这一节结合已有研究，对市场经济地位如何影响中国出口这一问题进行理论讨论，并提出相应的研究假说。本文的研究主要与以下四支文献相关。

第一支文献是有关国际认同的贸易效应。关于这一问题的研究思路大致有两种，一是采用某一文化或历史事件来体现国际认同的内涵，以此分析国际认同对经贸的影响。如 Che et al. (2015) 利用日军侵华造成损害程度来刻画中国各地区对日本的心理认同感，以讨论历史冲突对当今中日贸易的影响；施炳展 (2016) 以韩剧《来自星星的你》在中国热播为例，分析了国际文化认同对中国出口贸易的影响。与之相似，本文以贸易伙伴承认中国市场经济地位为例，分析国际认同对中国出口贸易的影响。二是通过构造相关指标，从而刻画国际认同对贸易的影响。比如，Disdier and Mayer (2007) 利用欧盟 15 个成员国中支持中东欧国家加入欧盟的人口比例作为成员国对中东欧国家的国际认同，并发现国际认同促进了中东欧国家对相关欧盟成员国的出口。Guiso et al. (2009) 使用欧洲国家之间双边信任的数据刻画国际认同，并发现较低的双边信任导致两国之间的贸易减少。Felbermayr and Toubal (2010) 利用欧洲歌唱大赛 (Eurovision Song Contest, 一个非常受欢迎的泛欧洲电视节目) 的双边得分数据衡量国家间的国际认同，并表明国际认同对双边贸易流量产生了积极影响。Melitz and Toubal (2014) 研究表明，共同语言可以增加文化认同，降低国际贸易的信息成本、交流成本和翻译成本等，促进国际贸易发展。Hellmanzik and Schmitz (2015) 利用国家间双边网页访问和网址链接数来衡量国家间文化认同程度，并以此解释国家间文化服务贸易规模。Chang et al. (2022) 基于国家形象的调查数据，发现一国在国际上的形象对其贸易有积极作用。此外，移民网络是国际认同的重要载体，大量研究发现，移民网络可以促进国际贸易

<sup>①</sup>取回归残差是为了排除国家、产品、行业、年份等因素对中国出口金额的影响。以 2004 年作为划分界限是因为 2004 年才开始有国家承认中国市场经济地位。

<sup>②</sup>2004 年之前，处理组与对照组的均值差异为 -0.0243，双边 t 检验表明该差异不显著；2004 年之后，处理组与对照组的均值差异为 0.1457，双边 t 检验表明该差异在 0.01 的水平上显著。

(Rauch and Trindade, 2002; Combes et al., 2005; Burchardi et al., 2019; Choi et al., 2024)。作为国际认同的重要体现,目前鲜有文献直接研究市场经济地位对中国经济的影响。已有研究发现“非市场经济地位”对中国而言是一个重大的贸易壁垒(赵瑾, 2004),中国入世后因为“非市场经济地位”所面临的歧视性条件,不仅阻碍了中国对外经贸的健康发展,还违反了WTO的“非歧视”原则。比如, Sandkamp (2020)研究欧盟对外反倾销对贸易伙伴出口的影响,发现不具备“市场经济地位”的出口国,尤其是中国,出口贸易量下降更多。基于此,我们认为,市场经济地位可能与其他层面的国际认同一致,通过降低相关的贸易摩擦和壁垒,从而对中国的出口贸易产生积极影响。

第二支文献是有关反倾销的贸易效应。作为重要的贸易保护手段, Bown and Crowley (2007)将反倾销对双边贸易的影响归纳为以下四种效应:贸易破坏效应(trade destruction)、贸易偏转效应(trade deflection)、贸易转移效应(trade diversion)以及贸易抑制效应(trade depression)。前两种效应刻画了反倾销对被诉国的出口贸易的影响,也是本文关注的重点。首先,研究表明,对华反倾销存在“贸易破坏效应”,即贸易伙伴对中国商品实施反倾销措施显著抑制了中国对其的出口。Lu et al. (2013)发现反倾销调查使中国在HS6位码产品层面的出口量大幅下降, Chandra (2017)也发现中国对征收反倾销税的国家的出口下降了大约35%。与之相反,我们认为,市场经济地位通过降低反倾销壁垒具有“贸易创造效应”。这是因为,若一国被认定不具备市场经济地位,进口国就可以使用“替代国”方法判定产品的正常价值。为了证实倾销的存在,申诉国必然会选择一个生产成本高的替代国同类产品进行比较,<sup>①</sup>所以“非市场经济地位”导致中国经常遭受歧视性的反倾销裁决(Bown, 2007; 鲍晓华, 2011; Sandkamp and Yalcin, 2021)。而贸易伙伴承认中国市场经济地位后,不能再采用“替代国”标准对中国进行反倾销调查,从而降低了对华反倾销的胜诉率,抑制了贸易伙伴滥用反倾销作为贸易保护手段的动机。因此,市场经济地位可以减少贸易伙伴对中国采取反倾销措施的概率和程度(Urdinez and Masiero, 2015; 方菲菲和龙小宁, 2022),降低中国企业进入相关出口市场的壁垒和门槛,从而增加中国对其的出口(Melitz, 2003)。其次,研究表明,对华反倾销存在“贸易偏转效应”,即贸易伙伴对华反倾销会提高中国向其他非申诉国家或地区的出口。Chandra (2016)发现美国对中国施加的反倾销壁垒导致中国对其他国家出口增长, Felbermayr and Sandkamp (2020)发现反倾销税导致中国企业进入第三国市场。与之相反,我们认为,市场经济地位通过降低反倾销壁垒具有“贸易吸引效应”。市场经济地位意味着中国与贸易伙伴建立起更加紧密和平等的经贸关系,中国企业在相关国家遭遇歧视性反倾销的可能性更低。因此,当中国企业面临来自他国的反倾销制裁后,除了转为内销,还可能将出口转移到贸易壁垒低并且政策环境稳定的目的地,也就是承认中国市场经济地位的国家。最后,市场经济地位还可以减轻反倾销对中国出口的消极影响,从而有利于中国的出口。贸易伙伴承认中国市场经济地位后,即使对中国采取反倾销措施,也只能按照WTO规定的方法进行,而不能采用“替代国”标准,这就降低了歧视性反倾销的可能性以及反倾销税率(Bown, 2007; 鲍晓华, 2011; Sandkamp and Yalcin, 2021)。因此,相比于其他国家,贸易伙伴承认中国市场经济地位后,即使再对中国发起反倾销调查或者实施反倾销,其对中国出口的伤害程度也会有所降低。

第三支文献是有关贸易政策不确定性对贸易的影响。Handley (2014)率先基于异质性企业模型框架,探讨了贸易政策不确定性对企业出口动态变化的影响。贸易政策不确定性降低会提高企业的预期未来收益,鼓励企业进入出口市场,从而促进一国的出口贸易(Feng et al., 2017)。Pierce and Schott (2016)对中美贸易关系的研究发现,2000年美国给予中国永久正常贸易关系(PNTR),降低了中美之间的贸易政策不确定性,促使更多的中国企业进入美国市场。Handley and Limao (2017)的研究也表明,中国加入WTO降低了中美之间的贸

<sup>①</sup>Kim and Ahn (2019)研究发现,美国在对华反倾销中往往使用人均收入低于中国的国家作为替代国,从而高估了中国出口产品的“正常价值”。

易政策不确定性，而这种不确定性的下降解释了中国对美国出口增长的 22%。此外，研究表明，加入贸易协定可以有效降低贸易政策不确定性。Handley and Limao (2015) 发现，一个国家加入贸易协定，即使它的实际关税不发生变化，也可通过消除关税上浮的可能性降低贸易政策的不确定性，从而促进国际贸易的发展。钱学锋和龚联梅 (2017) 针对 TPP 和 RCEP 的研究发现，中国与这两组国家之间的贸易协议降低了中国面临的贸易政策不确定性，促进了中国制造业的出口。吕建兴等 (2021) 的研究表明，FTA 可以通过降低贸易政策不确定性和强化双边经贸关系，显著缓解伙伴国对华发起的贸易摩擦。我们认为，与贸易协定相似，市场经济地位也可以降低中国与相关国家的贸易政策不确定性。市场经济地位意味着中国与贸易伙伴建立起更加紧密的经贸关系，为了维护这种关系，双方面临贸易争端时会尽可能采用更加友好的解决方法，而非动辄诉诸反倾销仲裁等手段。因此，市场经济地位不仅可以降低对华反倾销带来的贸易壁垒和摩擦，还会降低贸易政策不确定性，为中国出口企业营造良好稳定的市场环境，提高企业的预期未来收益，从而鼓励企业进入相关出口市场，促进中国的出口贸易。此外，市场经济地位还可以缓解贸易不确定性对中国出口的消极影响。作为一种国际认同，市场经济地位有助于增加中国与贸易伙伴的双边信任和好感，为双边贸易提供“压舱石”。因此，当贸易政策不确定性增加时，企业可能会更偏好与承认中国市场经济地位的贸易伙伴进行合作，以降低不确定性带来的风险。

第四支文献是有关国际贸易与国际关系的互动关系。一方面，国际贸易有助于维持良好的国际关系。经贸关系是政治关系的压舱石，贸易双方建立的依赖关系会提高冲突和战争的机会成本，从而减少双方的政治冲突动机，促进更加友好和稳定的政治关系 (Martin et al., 2008)。Lu et al. (2021) 的研究表明，“一带一路”等国际经济合作机制可以促进商业交流，增加参与国的经济收益，促使参与国避免政治紧张局势和维系友好的外交和政治关系，以免危及互利的经济交流。与之相同，贸易伙伴承认中国市场经济地位意味着与中国建立起更加紧密的经贸关系和长期合作关系。经济合作除了给贸易双方带来直接利益外，还会提高双方对未来经济收益的期望，增加商业交流的稳定性和可预测性，从而提高冲突的机会成本，增加双方通过谈判和外交解决冲突的动机 (Vicard, 2012; Hadjiyiannis et al., 2016)。因此，市场经济地位可以促使中国与贸易伙伴建立并维护更强的政治合作和更加友好的双边关系。并且，“非市场经济地位”除了是一种贸易壁垒，还带有对中国对外贸易的歧视，是竞争对手借以打压中国的手段 (宿景祥, 2004; 谢建国, 2006; Bown, 2007; 王孝松和谢申祥, 2013)。贸易伙伴承认中国市场经济地位，意味着放弃对中国的歧视，向中国发送认同和信任的信号，表明会通过更加友好的方式解决与中国的贸易争端，从而增加中国与之建立良好政治关系和友好外交的意愿。另一方面，国际贸易的发展也受到双边政治关系的显著影响。双边关系就好比一面“旗帜”，贸易将紧随其后 (Pollins, 1989)。双边政治关系恶化和国际冲突会对双边贸易产生重大的消极影响 (Fuchs and Klann, 2013)，而良好的双边政治关系会对经济交流起到积极的推动作用 (Berger et al., 2013)。特别地，作为双边政治关系的重要体现，外交对双边贸易具有显著影响 (Pollins, 1989)。Nitsch (2007) 以 1948 年至 2003 年间法德美三国国家元首的访问活动为样本，发现官方访问对出口有积极影响。闫雪凌和林建浩 (2019) 发现，良好的双边关系和领导人访问显著促进了中国对外直接投资。因此，市场经济地位通过改善双边政治关系，可以加强国家间的沟通，增进理解和互信，有效降低国际经济交流成本；还可以降低政治风险和经济安全风险，抑制贸易双方的机会主义行为，有利于形成良好的国家声誉，从制度上为经贸合作提供保障，为双边贸易往来建立起激励、促进和保护机制，从而促进中国对贸易伙伴的出口。最后，市场经济地位还可以增强双边政治关系对于贸易的积极作用。经济因素和政治因素往往具有互补性 (Martin et al., 2012)，经贸关系和政治关系的协同作用为双边贸易提供多重和强化的激励 (Mansfield and Bronson, 1997)，贸易伙伴承认中国市场经济地位意味与中国建立起更加紧密的经贸关系，如果该贸易伙伴同时与中国具有良好的政治关系，则会形成“政经俱热”的状态，进一步促进中国对

其的出口。

根据上述讨论，我们可以得到以下两个待检验的假说：

假说 1：贸易伙伴承认中国市场经济地位可以促进中国对其的出口。

假说 2：一方面，市场经济地位可以降低对华反倾销和贸易政策不确定性，减轻反倾销和贸易政策不确定性对中国出口的消极影响。另一方面，市场经济地位可以改善贸易伙伴与中国的双边政治关系，强化双边政治关系对中国出口的积极作用。

与现有文献相比，本文可能的边际贡献包括以下几方面。首先，目前对于市场经济地位的研究更多是停留在理论讨论和法理辩论的层面，缺乏严格的实证研究。根据作者对文献的把握，仅有 Urdinez and Masiero（2015）以及方菲菲和龙小宁（2022）两项研究实证检验了市场经济地位对中国遭受反倾销的影响。本文以贸易伙伴承认中国市场经济地位为准自然实验，实证检验市场经济地位对中国出口贸易的影响，对现有文献做出了补充。其次，已有研究大都基于观念、文化和民族身份等角度考察国际认同对贸易的影响，而市场经济地位作为经济制度层面的国际认同，研究它对贸易的影响，为国际认同的贸易效应提供了一个全新的案例。此外，现有研究更多考虑反倾销壁垒对贸易的影响，较少关注反倾销壁垒下降的经济影响。同时，现有研究集中关注“非市场经济地位”的经济效应，但是市场经济地位对中国而言还意味着贸易制度约束得以放松，促使中国与相关贸易伙伴建立起紧密的经贸关系和双边联系。本文将市场经济地位对中国出口贸易的影响机制归纳为反倾销壁垒下降、贸易政策不确定性降低以及双边政治关系改善三个方面，并在经验研究中找到证据，对现有研究做了一定的补充和丰富。最后，本文不仅考虑了市场经济地位对出口贸易的影响机制，还在拓展性分析中考察了市场经济地位对出口贸易的影响途径和影响效果，为理解市场经济地位的贸易效应提供了全面和丰富的视角，并为后续研究提供了多重参考。

### 三、实证分析

在这一节，先简单介绍本文的实证策略，然后报告基准估计结果以及相应的稳健性分析。

#### （一）实证策略

##### 1. 模型设定

本文将贸易伙伴承认中国市场经济地位视为一个准自然实验，以承认中国市场经济地位的国家作为处理组，其余未明文承认中国市场经济地位的国家作为对照组，采用多时点双重差分模型进行实证检验。对应国家-年份层面出口和国家-产品-年份层面出口的 DID 模型分别设定如下：

$$\ln export_{it} = \alpha + \beta mes_{it} + \gamma' X_{it} + \lambda_t + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln export_{iht} = \alpha + \beta mes_{it} + \gamma' X_{it} + \lambda_t + \lambda_i + \lambda_h + \lambda_{Ht} + \epsilon_{iht} \quad (2)$$

其中，下标  $i$ 、 $h$ 、 $t$  分别表示出口目的国、HS6 位码产品以及年份。 $\ln export_{it}$  和  $\ln export_{iht}$  分别是中国在国家-年份层面的出口金额取对数和国家-产品-年份层面的出口金额取对数。 $mes_{it}$  是我们关注的核心解释变量，如果  $i$  国在  $t$  年及之前承认了中国市场经济地位，则取 1，否则取 0。 $X_{it}$  是一系列国家-年份层面的控制变量。 $\lambda_t$ 、 $\lambda_i$ 、 $\lambda_h$  分别是年份、出口目的国以及 HS6 位码产品的固定效应，以控制不随年份、国家、产品变化的不可观测的因素。我们还在式（2）进一步加入主行业（HS2 位码）与年份交互的固定效应  $\lambda_{Ht}$ ，以控制某些同时随主行业和年份变化的因素，如政府对某个出口行业实行业政策对该行业出口的影响。 $\epsilon_{ct}$  和  $\epsilon_{cht}$  是随机误差项。

##### 2. 数据说明

首先，2001 年 12 月中国加入 WTO 之后，“非市场经济地位”成为制约中国对外贸易的重要因素，并且按照入世协定的规定，中国的“非市场经济地位”应截止于 2016 年 12 月，所以本文将样本区间设定为 2002-2017 年。其次，由于商务部未正式披露承认中国市场经济

地位的国家名单和具体年份，本文根据中国商务部公开信息和已有研究整理了 73 个承认中国市场经济地位的国家地区以及相应的承认年份，并根据该信息设定核心解释变量  $mes$ 。此外，中国出口贸易数据来自 CEPII 的 BACI。参考标准的贸易引力模型，本文在回归中加入贸易伙伴的人口规模的对数值  $lnpop$  和人均 GDP 的对数值  $lngdpp$ ，以控制贸易伙伴的市场规模和发展水平对中国出口贸易的影响，数据来自 WDI，同时加入了中国与贸易伙伴最大城市之间地理距离的对数值  $lndist$  以及中国与贸易伙伴是否签署 RTA 的虚拟变量  $rta$ ，<sup>①</sup>数据分别来自 CEPII 的 GeoDist 和 WTO。表 1 展示了以上变量的描述性统计以及处理组和对照组的均值差异。

表 1 描述性统计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	观测值	均值	方差	最小值	最大值	组别差异
$lnexport_{ct}$	2840	20.5093	2.5495	7.5596	26.8447	0.3281*
$lnexport_{cht}$	6 650, 422	10.9240	3.1382	0	24.7189	0.1647*
$mes$	2928	0.3040	0.4600	0	1	
$lngdpp$	2689	9.1430	1.2353	6.1862	11.8497	-0.2563*
$lnpop$	2887	15.5917	2.1696	8.3839	21.0665	0.4301*
$lndist$	2892	9.0608	0.5967	6.5338	9.8848	-0.0189
$rta$	2892	0.0733	0.2607	0	1	0.1525*

注：组别差异为处理组均值减去对照组均值；\*表示双边 t 检验的显著性水平为 0.01。

## （二）基准估计

表 2 报告了本文的基准估计结果。其中列（1）和列（3）只控制固定效应，列（2）和列（4）在此基础上加入控制变量。可以看到，不管是国家-年份层面的出口还是国家-产品-年份层面的出口，核心解释变量  $mes$  的估计系数均显著为正。以列（2）和列（4）为代表性结果，相比于其他国家和地区，贸易伙伴承认中国市场经济地位后，中国对其出口金额在国家层面平均增长了 20.64%，在产品层面平均增长了 17.51%。<sup>②</sup>这一结果验证了前文的假说 1，贸易伙伴承认中国市场经济地位可以促进中国对其的出口。

表 2 基准估计结果

	国家-年份层面		国家-产品-年份层面	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$mes$	0.1062** (0.0507)	0.2064*** (0.0472)	0.1547** (0.0667)	0.1751*** (0.0606)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
国家固定效应	Y	Y	Y	Y
产品固定效应			Y	Y
主行业-年份固定效应			Y	Y
$Adj R^2$	0.9661	0.9728	0.5515	0.5551
观测值	2840	2664	6, 650, 415	6, 475, 067

注：括号内为聚类到国家层面的稳健标准误；†  $p < 0.15$ ，\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ；以下表格均同。

①WTO 认定了四种 RTA，分别是部分范围协定（Partial Scope Agreements）、自由贸易协定（Free Trade Agreements）、关税同盟（Customs Union）和经济整合协定（Economic Integration Agreements）。

②根据样本均值测算，承认中国市场经济地位后，中国对相关贸易伙伴的出口金额在国家层面平均增长 18.56 亿美元，在国家-产品层面平均增长 65.95 万美元。由于样本期内中国平均对每个贸易伙伴出口 2356 种 HS6 位码产品，加总的国家-产品层面的出口金额平均增长 15.54 亿美元，略低于国家层面出口金额的增长。这是因为，市场经济地位不仅提高了每种产品的出口金额（集约边际），还可能增加了出口产品的种类（扩展边际）。关于出口二元边际的讨论见后文。

### (三) 双重差分法适用性检验

#### 1. 平行趋势检验

使用双重差分法必须满足平行趋势假设，即在承认中国市场经济地位之前，中国对于处理组和对照组的贸易伙伴的出口情况应该是一致的。为此，我们使用事件研究法对平行趋势假设进行检验。具体地，我们把式（1）和式（2）中的 $mes$ 替换为政策冲击前后的年份虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项，并以承认中国市场经济地位前一年作为基期。各期交互项的估计系数 $\beta_\tau$ （ $-5 \leq \tau \leq 10$ ）见图 2。可以发现，在承认中国市场经济地位之前， $\beta_\tau$ 基本为 0 且不显著，<sup>①</sup>市场经济地位对中国出口的影响在第 1 期之后才显现出来，说明承认市场经济地位之前中国对于处理组与对照组的出口贸易没有明显差异，满足平行趋势假设。因此，本文使用双重差分进行估计是合适的。

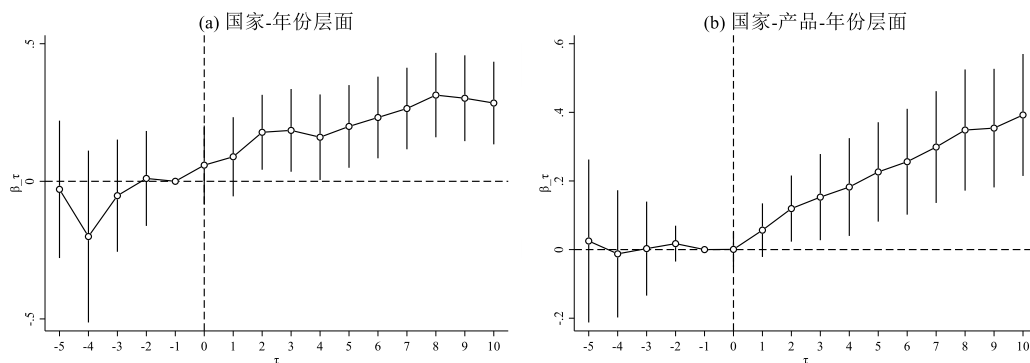


图 2 平行趋势检验结果

注：图中实线为 95% 的置信区间。

#### 2. 安慰剂检验

使用双重差分法还需要考虑基准估计结果是否受到其他随时间变化的不可观测因素的影响。参考常见做法，我们通过构建虚拟的处理组进行安慰剂检验，以考察基准估计结果是否存在偶然性。具体地，我们从样本中随机抽取 73 个贸易伙伴作为处理组，同时随机生成承认中国市场经济地位的年份，从而构建出虚拟的核心解释变量，并按照式（1）和式（2）进行回归。我们将该过程重复 1000 次，得到 1000 个关于 $mes$ 的错误的估计系数，这些伪估计系数的核密度分布见图 3。可以发现，伪估计系数的均值接近 0 且大部分 p 值大于 0.1，而基准估计结果在该分布中明显属于异常值。因此，可以认为市场经济地位对中国出口贸易的影响并非来自其他不可观测的偶然因素。

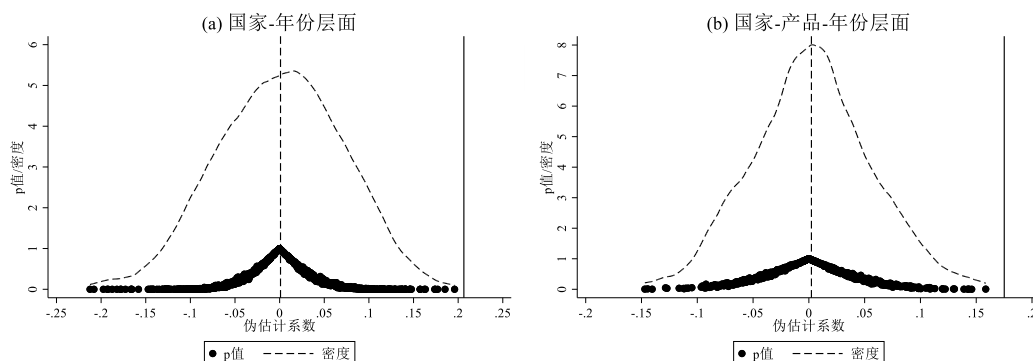


图 3 安慰剂检验结果

注：图中虚竖线为伪估计系数的均值，实竖线为基准估计系数。

<sup>①</sup>我们对-1期之前的系数做联合显著性 F 检验，发现 p 值分别为 0.6282 和 0.9607，说明无法拒绝假设： $\beta_{-5} = \beta_{-4} = \beta_{-3} = \beta_{-2} = 0$ 。



#### （四）稳健性分析

1. 加入更多控制变量。我们在基准模型中控制了引力模型的基础变量（市场规模、发展水平和地理距离）以及是否与中国签订 RTA，除此之外，可能还存在其他国家层面的因素会影响双边贸易流量，比如国境、语言、法律、宗教文化、历史、制度、政治以及贸易成本等。首先，我们考虑常用的非时变双边引力变量（*Gravity*），包括是否有共同边界、是否有共同语言、是否有共同的法律来源、是否曾经存在殖民关系、是否曾经是同一个国家以及宗教近似指数。<sup>①</sup>由于这些引力变量都不随时间变化，直接加入基准模型会被国家固定效应吸收，同时，这些引力变量对中国出口贸易的影响可能随时间变化而变化。因此，我们在基准模型中加入引力变量和线性时间趋势（*Trend*）的交互项。其次，我们控制了贸易成本对中国出口的影响，包括贸易伙伴对中国征收的进口关税以及中国企业进入贸易伙伴市场的成本。<sup>②</sup>此外，我们还考虑了中国与相关贸易伙伴的制度距离（*indist*）和政治距离（*polidist*）以及贸易伙伴是否为 WTO 成员（*WTO*）这些因素对中国出口贸易的影响。<sup>③</sup>估计结果由表 3 可知，不管是分别考虑各种因素，还是同时考虑所有因素，*mes* 的估计系数依旧显著为正。说明进一步考虑其他可能影响中国出口贸易的因素之后，本文的基准估计结果仍然存在。

表 3 稳健性分析：加入更多控制变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 国家-年份层面						
<i>mes</i>	0.1908*** (0.0472)	0.1466*** (0.0430)	0.1656*** (0.0459)	0.2056*** (0.0449)	0.1950*** (0.0482)	0.1327*** (0.0440)
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.9726	0.9789	0.9738	0.9728	0.9729	0.9785
观测值	2604	2357	2609	2658	2664	2303
Panel B: 国家-产品-年份层面						
<i>mes</i>	0.1223** (0.0565)	0.1407** (0.0575)	0.1342** (0.0547)	0.1729*** (0.0600)	0.1758*** (0.0608)	0.0935* (0.0523)
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.5530	0.5610	0.5549	0.5550	0.5551	0.5592
观测值	6, 298, 232	6, 007, 947	6, 349, 723	6, 463, 467	6, 475, 067	5, 845, 256
额外控制的变量						
<i>Gravity</i>	Y					Y
× <i>Trend</i>						Y
贸易成本		Y				Y
<i>indist</i>			Y			Y
<i>polidist</i>				Y		Y
<i>WTO</i>					Y	Y

注：Panel A 所有回归均加入了年份固定效应、国家固定效应和控制变量；Panel B 所有回归均加入了年份固定效应、国家固定效应、行业固定效应、主行业-年份固定效应和控制变量。

①这些变量均来自 CEPII 的 Gravity Database。

②此处使用的进口关税是有效加权平均关税（AHS weighted tariff rate），数据来自 WITS，是按照来自中国的 HS6 位码产品相应的贸易价值加权的关税平均数，能够有效地反映中国向相关贸易伙伴出口是所面临的贸易壁垒。进入成本包括在贸易伙伴国内开启一项生意所需要的手续费用、流程数量以及天数，数据来自 CEPII 的 Gravity Database。

③本文参考 Liu et al. (2018)，使用世界银行世界治理指标（World Governance Indicators）中提供的公民权利、政治与社会安定、政府效率、社会监管、法律法规、腐败控制 6 项指标，计算世界各国与中国之间的制度距离。本文参考 Bailey (2017)，利用联合国投票数据测算出各国政治立场的理想点，再用中国与各国理想点分分之差的绝对值作为两国之间的国际政治关系距离。

2. 内生性问题。中国政府主要通过双边或者多边谈判促使贸易伙伴承认中国市场经济地位，因此，贸易伙伴是否承认中国市场经济地位可能存在“自选择”的问题。同时，承认中国市场经济地位与中国出口贸易可能存在双向因果问题，越容易受到中国出口冲击的国家越不愿意承认中国市场经济地位，因此，OLS 估计可能低估市场经济地位对中国出口贸易的积极影响。首先，我们采用 2SLS 估计解决潜在的内生性问题。参考方菲菲和龙小宁(2022)的做法，本文选取贸易伙伴上一年最大的出口目的国(除中国外)是否承认中国市场经济地位作为 $mes$ 的工具变量，记为 $mes_{iv}$ 。一方面，为了与最大的出口目的国建立良好的经贸关系，贸易伙伴可能跟随其最大出口目的国，在有关中国市场经济地位的问题上，采取一致立场，因此该工具变量满足相关性。另一方面，贸易伙伴上一年最大出口目的国是否承认中国市场经济地位与中国对贸易伙伴的出口没有直接关系，因此该工具变量满足外生性。<sup>①</sup>2SLS 的第一阶段估计结果见表 4 的列(1)和列(3)， $mes_{iv}$ 和 $mes$ 显著正相关，第二阶段估计结果见表 4 的列(2)和列(4)， $mes$ 的估计系数依旧显著为正。其次，为解决样本选择偏误问题，本文采用 Heckman 两步法。具体地，使用包含零贸易的全样本，并在第一步选择方程中引入上述工具变量 $mes_{iv}$ 。表 4 的列(5) - (6)报告了第二步的估计结果， $mes$ 的估计系数与基准估计一致。此外，本文还参考一贯做法，使用 PSM-DID 解决潜在的内生性问题。其中，匹配变量包括基准估计中的控制变量以及稳健性分析第 1 点中的其他控制变量，我们采用 1: 2 近邻匹配的方法，将卡尺范围定为 0.05。<sup>②</sup>匹配后处理组和对照组在匹配变量之间没有显著差异。表 4 的列(7) - (8)报告了 PSM-DID 的估计结果， $mes$ 的估计系数依旧显著为正。以上结果表明，在考虑了潜在的内生性之后，本文的基准估计结果依旧成立，市场经济地位有助于促进中国的出口。

表 4 稳健性分析：内生性问题

	2SLS				Heckman 两步法		PSM-DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$mes$	$lnexport$	$mes$	$lnexport$	$lnexport$	$lnexport$	$lnexport$	$lnexport$
$mes$		0.8084*** (0.2861)		0.5016*** (0.0371)	0.4403** * (0.0458)	0.2890*** (0.0032)	0.1416*** (0.0431)	0.1243** (0.0582)
$mes_{iv}$	0.1231*** (0.0212)		0.1317*** (0.0405)					
逆米尔斯率					0.4922 (0.5788)	0.7309*** (0.0329)		
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
国家固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产品固定效应			Y	Y		Y		Y
主行业-年份固定效应			Y	Y		Y		Y
KP rk LM	35.182***		10.233***					
KP rk Wald F	33.849		10.578					
Adj R <sup>2</sup>							0.9775	0.5572
观测值	2664	2664	6, 475, 067	6, 475, 067	2688	10, 225, 503	2216	5, 562, 956

①贸易伙伴的最大出口目的国还可能直接通过贸易网络关联影响中国对贸易伙伴的出口。为此，我们考察工具变量对中国、贸易伙伴以及贸易伙伴的最大出口目的地这三者的贸易往来的影响，发现工具变量不会影响贸易伙伴及其最大出口目的地对中国的出口以及贸易伙伴与其最大出口目的地之间的贸易往来，这部分的排他性条件得到满足。

②此外，我们还分别采用 1: 1、1: 3、1: 4 的配对比例进行匹配，并将卡尺范围定为 0.01 或 0.1，PSM-DID 的结果均没有大的差异。限于篇幅，省略相关估计结果，备索。

注：KP rk LM 统计量检验的原假设为工具变量识别不足；KP rk Wald F 统计量检验的原假设为工具变量为弱工具变量。

3. 考虑其他因素的干扰。首先，在我们的样本期间（2002-2017 年），中国对贸易伙伴的出口还可能受到其他冲击的影响，其中最值得注意的就是 2008 年的全球金融危机和 2013 年的“一带一路”倡议。全球金融危机后，许多国家的贸易保护主义抬头，这可能会影响中国的出口贸易。此外，“一带一路”倡议促进了参与国之间的贸易往来。如果金融危机或“一带一路”倡议对中国出口贸易的影响程度在处理组和对照组中不一致，那么这种冲击对估计结果造成的干扰可能无法通过双重差分方法进行剔除。为此，参考 Lu et al. (2021) 的做法，在基准模型中加入贸易伙伴金融依赖程度 (*Findep*) 与 2008 年及以后的时间虚拟变量 (*post2008*) 的交互项，<sup>①</sup>以排除全球金融危机对基准估计的干扰。此外，我们也在基准模型中加入“一带一路”参与国家的虚拟变量 (*B&R*) 与 2013 年及以后的时间虚拟变量 (*post2013*) 的交互项，<sup>②</sup>以排除“一带一路”对基准估计的干扰。估计结果见表 5 的列 (1) - (4)，在考虑了金融危机与“一带一路”倡议的可能影响之后，*mes* 的估计系数依旧显著为正，与基准估计结果一致。

其次，除了满足平行趋势假设之外，双重差分估计方法还要求不存在预期效应，即在贸易伙伴承认中国市场经济地位之前，中国出口企业不会预期到该结果发生，以保证这一政策冲击的外生性。参考一贯做法，我们在基准估计模型中加入虚拟变量 *L.mes*，如果贸易伙伴在下一年承认中国市场经济地位，则 *L.mes* 取 1，否则取 0。估计结果见表 5 的列 (5) - (6)，*L.mes* 的估计系数不显著，同时 *mes* 的估计系数与基准估计结果相比没有实质性的改变。说明在考虑预期效应后，市场经济地位依旧促进了中国对相关贸易伙伴的出口。

表 5 稳健性分析：考虑其他因素的干扰

	考虑金融危机		考虑“一带一路”		考虑预期效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>mes</i>	0.1541*** (0.0512)	0.1591*** (0.0634)	0.2042*** (0.0471)	0.1677*** (0.0609)	0.2142*** (0.0574)	0.1743*** (0.0684)
<i>Findep</i> × <i>post2008</i>	-0.0039 (0.0038)	-0.0011 (0.0032)				
<i>B&amp;R</i> × <i>post2013</i>			0.0087 (0.0327)	0.0235 (0.0488)		
<i>L.mes</i>					0.0411 (0.0757)	-0.0020 (0.0412)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
国家固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产品固定效应		Y		Y		Y
主行业-年份固定效应		Y		Y		Y
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.9747	0.5585	0.9728	0.5550	0.9728	0.5551
观测值	2401	5,983,775	2664	6,475,067	2664	6,475,067

4. 拓展样本期和考虑零贸易。在基准模型中，我们将样本期设定为 2002-2017 年，按照入世协定，中国的非市场经济地位应截止于 2016 年 12 月。然而，2017 年至今，欧盟、美

①金融依赖程度用金融和保险服务在该国服务进口总额中所占的份额进行代理。该变量的值越大，表明一国对外国的金融依赖程度越高，因此抵御金融危机影响的能力越弱。数据来自 WDI。

②“一带一路”参与国家的名单来自“一带一路”官网。

国、日本等国家仍然不承认中国具有市场经济地位。2020年6月中国诉欧盟关于“市场经济地位”问题的争端解决案件已经由中方主动提出终止，中国对于市场经济地位的诉求告一段落。我们想知道，2017-2021年市场经济地位对中国出口贸易是否还存在促进作用？为此，我们将样本区间拓展为2002-2021年，并且加入 $mes$ 与2017及以后的时间虚拟变量（ $post2017$ ）的交互项，估计结果见表6的列（1）-（4）。由列（1）和列（3）可知，样本区间拓展为2002-2021年后基准估计结果依旧稳健。由列（2）和列（4）可知， $mes \times post2017$ 的估计系数为正且在国家-产品-年份层面显著，说明相比于入世贸易协定规定的15年期，2017年之后市场经济地位对中国出口的促进作用更强。这可能是因为，2016年后欧美等国否认中国市场经济地位导致中国对其的出口减少，进一步促使中国出口转向承认中国市场经济地位的贸易伙伴。这一结果与周华等（2017）的研究一致，他们发现，否认中国市场经济地位使中国对欧盟出口减少约50.6亿美元，而中国向世界其他地区的出口量均有所上升。

此外，由于很多贸易伙伴在某些产品和年份与中国没有贸易往来，所以存在零贸易的现象。本文参考Silva and Tenreyro（2006）的做法，一是将出口金额加1再取自然对数，以保留零值，然后进行OLS估计，结果见表6的列（5）和列（7）；二是出口金额保留零值，然后直接进行PPML估计，结果见表6的列（6）和列（8）。可以看到，考虑零贸易后， $mes$ 的估计系数依然显著为正，说明市场经济地位的确提高了中国对相关贸易伙伴的出口。

表6 稳健性分析：拓展样本期和考虑零贸易

	样本期为2002-2021年				考虑零贸易			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$mes$	0.1989*** (0.0476)	0.1940*** (0.0477)	0.1896*** (0.0641)	0.1646*** (0.0611)	0.2509*** (0.0575)	0.2508*** (0.0539)	0.1104* (0.0583)	0.2312*** (0.0813)
$mes \times post2017$		0.0258 (0.0345)		0.1201** (0.0512)				
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
国家固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产品固定效应			Y	Y			Y	Y
主行业-年份固定效应			Y	Y			Y	Y
$Adj R^2$	0.9719	0.9719	0.5598	0.5598	0.9656	0.9940	0.6003	0.8360
观测值	3188	3188	8,372,169	8,372,169	2683	2665	10,225,503	10,225,476

注：列（5）和列（7）的被解释变量为 $\ln(\text{export} + 1)$ ，估计方法为OLS；列（6）和列（8）的被解释变量为 $\text{export}$ ，估计方法为PPML。

5. 使用其他估计方法。当存在多个政策冲击时间点时，使用OLS估计多时点双重差分模型可能存在偏差（Goodman-Bacon, 2021）。为了解决这一问题，现有研究已经提出了多种替代的估计方法（De Chaisemartin and d’Haultfoeuille, 2020; Callaway and Sant’Anna, 2021; Gardner, 2021; Sun and Abraham, 2021; Borusyak et al., 2024）。我们使用这些替代方法对基准结果进行重新估计，结果如图4所示。可以看到，各种估计方法得到的系数都满足平行趋势，并且承认中国市场经济地位后，系数的上升趋势都与基准估计结果一致，进一步表明了基准估计结果的稳健性和可靠性。

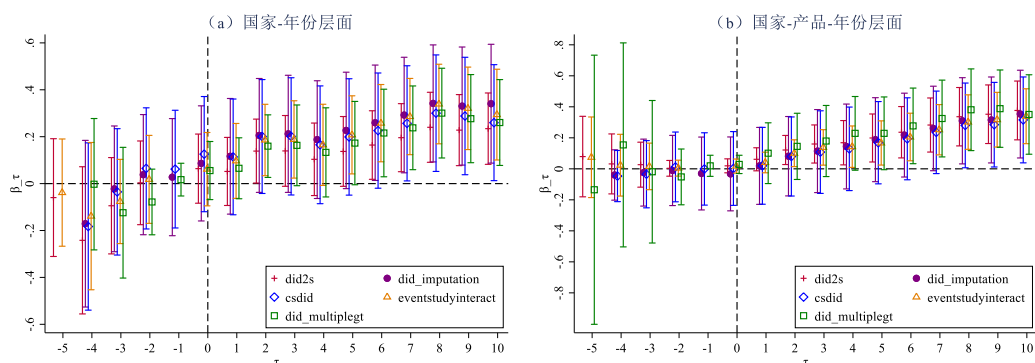


图 4 使用其他估计方法

注：五种估计方法 did2s、csdid、did\_multplegt、did\_imputation、eventstudyinteract 分别由 Gardner(2021)、Callaway and Sant’Anna (2021)、De Chaisemartin and d’Haultfoeuille (2020)、Borusyak et al. (2024)、Sun and Abraham (2021) 提出。

6. 其他稳健性分析。首先，为了排除基准估计结果是由异常值所驱动的，我们对连续变量进行 1%分位数和 99%分位数的双边缩尾处理，估计结果见表 7 的列 (1) 和列 (2)。其次，目前承认中国市场经济地位的国家主要分布亚非拉以及东欧，这些国家和欧美的发达国家相比存在较大差异，为了使得对照组与处理组更加具有可比性，我们将欧美等西方发达国家从样本中剔除，估计结果见表 7 的列 (3) 和列 (4)。此外，针对国家-产品-年份层面的回归，我们进一步加入产品-年份固定效应和产品-国家固定效应，以控制产品-年份层面不随国家变化的因素以及产品-国家层面不随年份变化的因素，估计结果见表 7 的列 (5) - (7)。可以看到，经过上述处理后，基准估计结果依旧稳健。

表 7 其他稳健性分析

	考虑异常值		调整样本		加入更多固定效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>mes</i>	0.2184*** (0.0478)	0.1675*** (0.0634)	0.1707*** (0.0527)	0.1887*** (0.0638)	0.1678*** (0.0603)	0.1626*** (0.0614)	0.1575*** (0.0609)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
国家固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产品固定效应		Y		Y	Y	Y	Y
主行业-年份固定效应		Y		Y	Y	Y	Y
产品-年份固定效应					Y		Y
国家-产品固定效应						Y	Y
Adj <i>R</i> <sup>2</sup>	0.9740	0.5557	0.9680	0.5234	0.5667	0.7713	0.7875
观测值	2664	6, 475, 067	2084	4, 545, 236	6, 473, 807	6, 399, 402	6, 397, 818

#### 四、机制分析

上述分析检验了假说 1，证明贸易伙伴承认中国市场经济地位有助于促进中国对其的出口，这一节通过实证分析检验假说 2，即市场经济地位通过哪些机制促进中国的出口。

##### (一) 市场经济地位与对华反倾销

市场经济地位可以降低贸易伙伴对华的反倾销 (Urdinez and Masiero, 2015; 方菲菲和龙小宁, 2022)。贸易伙伴承认中国市场经济地位后，不能再采用“替代国”标准对中国进

行反倾销调查，从而降低了对华反倾销的胜诉率，抑制了贸易伙伴滥用反倾销作为贸易保护手段的动机。为了考察这一点，我们利用全球反倾销数据库得到世界各国对华反倾销的情况。<sup>①</sup>反倾销诉讼从发起到结案需要一定的调查和仲裁时间，部分案例会被最终裁决认定为不构成反倾销，从而无措施结案，所以真正实施反倾销的数量往往低于发起反倾销调查的数量。虽然只有实施反倾销才会给被诉国带来切实的贸易壁垒，但是反倾销具有调查效应（Egger and Nelson, 2011），即使是无措施结案的反倾销指控仍然可能对被诉国的出口贸易产生负向影响。因此，我们同时关注了市场经济地位对发起反倾销调查和实施反倾销的影响。为了检验市场经济地位对贸易伙伴对华反倾销的概率和数量的影响，我们考虑了四个变量：当年是否对华发起反倾销调查的虚拟变量 $init$ ，当年是否对华实施反倾销的虚拟变量 $imple$ ，当年对华发起反倾销调查的案件数量加 1 取对数 $lninitnum$ ，以及当年对华实施反倾销的案件数量加 1 取对数 $lnimplenum$ 。为了考察市场经济地位是否影响贸易伙伴对华反倾销的概率，我们分别将 $init$ 和 $imple$ 作为被解释变量引入式（1），并使用 Probit 估计方法。同时，为了考察市场经济地位是否影响贸易伙伴对华反倾销的数量，我们分别将 $lninitnum$ 以及 $lnimplenum$ 作为被解释变量引入式（1），并使用 OLS 估计方法。估计结果见表 8 的列（1）-（4）。可以发现， $mes$ 的估计系数均显著为负，说明相比于其他国家，承认中国市场经济地位的贸易伙伴对中国发起反倾销调查和实施反倾销的概率以及数量均有所降低。因此，无论是发起反倾销调查还是实施反倾销，无论是扩展边际还是集约边际，市场经济地位都有助于降低贸易伙伴对华的反倾销。

市场经济地位还可能减轻反倾销对中国出口的消极影响。贸易伙伴承认中国市场经济地位后，不能再采用“替代国”标准对中国进行反倾销调查，降低了歧视性反倾销的可能性以及反倾销税率，因此，承认中国市场经济地位的贸易伙伴对华反倾销对中国出口的伤害可能小于其他国家。为了检验这一点，我们在式（2）分别引入 $init$ 和 $imple$ 的滞后一期以及二者与 $mes$ 的交互项，<sup>②</sup>估计结果见表 8 的列（5）-（6）。可以看到，交互项的估计结果显著为正。这说明与其他国家相比，承认中国市场经济地位的贸易伙伴对华发起反倾销调查和实施反倾销对中国出口的负向影响更小，市场经济地位的确可以减轻反倾销对中国出口的伤害。

表 8 机制分析：市场经济地位与对华反倾销

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$init$	$imple$	$lninitnum$	$lnimplenum$	$lnexport$	$lnexport$
$mes$	-1.7419*** (0.3581)	-1.5480*** (0.3759)	-0.3135*** (0.0566)	-0.3639*** (0.0523)	0.0995* (0.0592)	0.1149** (0.0578)
$mes \times L.mec$					0.2450*** (0.0800)	0.2084*** (0.0796)
$L.mec$					-0.1684** (0.0696)	-0.1430** (0.0725)
$Adj/Pseudo R^2$	0.5122	0.4874	0.8286	0.7779	0.5583	0.5583
观测值	575	575	2683	2683	6, 193, 893	6, 193, 893

注：列（1）-（4）加入了年份固定效应、国家固定效应和控制变量；列（5）-（6）加入了年份固定效应、国家固定效应、行业固定效应、主行业-年份固定效应和控制变量。列（5）和列（6）的 $L.mec$ 分别为 $L.init$ 和 $L.imple$ 。

<sup>①</sup>全球反倾销数据库记录了每个国家每起对外反倾销案例的申诉对象国以及案件从发起到最终仲裁的重要时间节点，我们通过每个国家发起反倾销调查的日期确定发起反倾销的年份，通过每个国家实施最终反倾销的日期确定实施反倾销的年份。反倾销案件若无措施结案，就没有实施最终反倾销的日期。

<sup>②</sup>采用机制变量的滞后一期是为了缓解 $mes$ 与机制变量的内生性，后文同。

## (二) 市场经济地位与贸易政策不确定性

市场经济地位也可以降低中国与相关国家的贸易政策不确定性。市场经济地位意味着中国与贸易伙伴建立起更加紧密的经贸关系和长期合作关系，为了维护这种关系，双方面临贸易争端时会尽可能采用更加友好的解决方法，而非动辄诉诸反倾销仲裁等手段。因此，市场经济地位不仅可以降低对华反倾销带来的贸易壁垒和摩擦，还会降低贸易政策不确定性。为考察这一点，我们参考已有研究（Pierce and Schott, 2016; Handley and Limao, 2017; Feng et al., 2017; 钱学锋和龚联梅, 2017），使用关税差分来度量国家-产品-年份层面的贸易政策不确定性（ $TPU$ ），计算公式如下：

$$TPU = \begin{cases} \tau_B - \tau_{MFN}, & \text{贸易伙伴为 WTO 成员国} \\ \max(\tau_{MFN} - \tau_P, 0), & \text{贸易伙伴与中国签订了 RTA} \end{cases}$$

其中， $\tau_B$ 是WTO约束关税， $\tau_{MFN}$ 是贸易伙伴的最惠国关税， $\tau_P$ 是贸易伙伴针对中国的优惠关税。首先，将 $TPU$ 作为被解释变量引入式（2），估计结果见表9的列（1）-（2）， $mes$ 的估计系数均显著为负，表明相比于其他国家，承认中国市场经济地位的贸易伙伴与中国之间的贸易政策不确定性有所降低，这说明市场经济地位都有助于降低中国面临的贸易政策不确定性。

此外，作为一种国际认同，市场经济地位有助于增加中国与贸易伙伴的双边信任和好感，为双边贸易提供“压舱石”。因此，当贸易政策不确定性增加时，企业可能会更偏好与承认中国市场经济地位的贸易伙伴进行合作，以降低不确定性带来的风险。因此，市场经济地位可以缓解贸易不确定性对中国出口的消极影响。为检验这一点，我们在式（2）引入 $TPU$ 滞后一期及其与 $mes$ 的交互项，估计结果见表9的列（3）-（4）。可以看到，交互项的估计结果显著为正，说明相比于其他国家，与承认中国市场经济地位的贸易伙伴之间的贸易政策不确定性对中国出口的负向影响更小，市场经济地位的确可以缓解贸易政策不确定性对中国出口的消极影响。

表9 机制分析：市场经济地位与贸易政策不确定性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$TPU$	$TPU$	$lnexport$	$lnexport$
$mes$	-1.5571** (0.7418)	-1.5842** (0.7639)	0.1208* (0.0706)	0.1003† (0.0661)
$mes \times L.TPU$			0.1297* (0.0867)	0.1536** (0.0723)
$L.TPU$			-0.1392** (0.0565)	-0.1174** (0.0518)
控制变量		Y		Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
国家固定效应	Y	Y	Y	Y
产品固定效应	Y	Y	Y	Y
主行业-年份固定效应	Y	Y	Y	Y
$Adj R^2$	0.8019	0.8158	0.5700	0.5695
观测值	5, 578, 271	5, 406, 066	5, 578, 271	5, 406, 066

## (三) 市场经济地位与双边政治关系

市场经济地位可以改善贸易伙伴与中国的双边政治关系。一方面，市场经济地位意味着中国与贸易伙伴建立起更加紧密的经贸关系和长期合作关系，促使双方建立并维护更强的政治合作和更加友好的双边关系。另一方面，贸易伙伴承认中国市场经济地位，意味着放弃对

中国的歧视，向中国发出认同和信任的信号，增加了中国与之建立良好政治关系和友好外交的意愿。外交是双边政治关系的重要体现（Pollins, 1989），参考闫雪凌和林建浩（2019），我们采用高层领导人访问衡量双边政治关系，数据来自中国外交年鉴。<sup>①</sup>为了检验市场经济地位对中国与贸易伙伴高层访问的概率和数量的影响，我们考虑了六个变量：国外高层领导人是否来访的虚拟变量 $visit\_F$ 、中国高层领导人是否出访的虚拟变量 $visit\_C$ ，以及双方高层是否来访或出访的虚拟变量 $visit$ ，还有国外高层领导人来访次数加1取对数 $lnvisitnum\_F$ 、中国高层领导人出访次数加1取对数 $lnvisitnum\_C$ ，以及双方高层来访或出访次数加1取对数 $lnvisitnum$ 。为了考察市场经济地位是否会影响双边高层互访的概率，我们将 $visit$ 、 $visit\_F$ 以及 $visit\_C$ 作为被解释变量引入式（1），并使用 Probit 估计方法。同时，为了考察市场经济地位是否会影响双边高层互访的频次，我们将 $lnvisitnum$ 、 $lnvisitnum\_F$ 以及 $lnvisitnum\_C$ 作为被解释变量引入式（1），并使用 OLS 估计方法。估计结果见表 10 的列（1）-（6）。可以发现， $mes$ 的估计系数均显著为正，说明相比于其他贸易伙伴，承认中国市场经济地位的贸易伙伴与中国双边高层互访的概率和次数都有所增加。因此，市场经济地位有助于改善双边政治关系。

此外，市场经济地位还会进一步强化双边政治关系对于贸易的积极作用。因为经贸关系和政治关系的协同作用为双边贸易提供多重和强化的激励（Mansfield and Bronson, 1997），如果贸易伙伴承认中国市场经济地位，同时与中国具有良好的政治关系，则会形成“政经俱热”的状态，进一步促进中国对其的出口。为了检验这一点，我们在式（2）分别引入 $visit$ 、 $visit\_F$ 和 $visit\_C$ 的滞后一期以及三者与 $mes$ 的交互项，估计结果见表 10 的列（7）-（9）。可以看到，交互项的估计结果基本显著为正，说明市场经济地位更能促进中国对双边政治关系良好的贸易伙伴的出口，因此，市场经济地位的确可以强化双边政治关系对中国出口的促进作用。

表 10 机制分析：市场经济地位与双边政治关系

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$visit$	$visit\_F$	$visit\_C$	$lnvisitnum$	$lnvisitnum\_F$	$lnvisitnum\_C$	$lnexport$	$lnexport$	$lnexport$
$mes$	0.4130*** (0.1502)	0.3555** (0.1451)	0.2187† (0.1499)	0.1113*** (0.0395)	0.0851*** (0.0347)	0.0636** (0.0336)	0.1044* (0.0576)	0.1216** (0.0559)	0.1336** (0.0581)
$mes \times L.mec$							0.0642** (0.0260)	0.0578*** (0.0220)	0.0303 (0.0235)
$L.mec$							0.0163 (0.0124)	0.0021 (0.0122)	0.0159 (0.0125)
Adj/Pseudo R <sup>2</sup>	0.2205	0.2224	0.2551	0.5753	0.4089	0.4459	0.5582	0.5582	0.5582
观测值	2094	2365	2286	2683	2683	2683	6, 193, 893	6, 193, 893	6, 193, 893

注：列（1）-（6）加入了年份固定效应、国家固定效应和控制变量；列（7）-（9）加入了年份固定效应、国家固定效应、行业固定效应、主行业-年份固定效应和控制变量；列（7）、列（8）、列（9）的 $L.mec$ 分别为 $L.visit$ 、 $L.visit\_F$ 、 $L.visit\_C$ 。

<sup>①</sup>本文将高层领导人定义为一国的国家元首或是政府首脑，中国的国家元首是国家主席，政府首脑是国务院总理，外国则根据不同政体分别有总统、总理、总督、书记、主席、首相、国王、女王、天皇及大公等。



本节针对前文理论分析所涉及的机制进行实证检验，<sup>①</sup>结果表明，市场经济地位降低了贸易伙伴对华反倾销的概率和数量以及中国面临的贸易政策不确定性，同时改善了以高层领导人访问衡量的双边政治关系。一方面，反倾销壁垒下降具有“贸易创造效应”和“贸易吸引效应”，而贸易政策不确定下降有助于提高企业的预期利润和进入市场的意愿，从而促进中国对相关贸易伙伴的出口。另一方面，两国政治互信是一种政治保障，高层领导人访问传递两国交好的信号，降低了双边政治的不确定性，并以国家信誉为保障，通过直接对话和政治协商的方式解决可能存在的贸易争端，增强企业向相关贸易伙伴出口的信心和动力。

## 五、拓展性分析

在这一节，我们在基准估计结果的基础上进行拓展性分析，以丰富我们对市场经济地位的理解。首先分析市场经济地位对中国出口的影响途径，包括出口二元边际以及出口数量、出口价格、出口质量等方面，然后进一步分析市场经济地位对中国出口的影响效果，包括效果的异质性和溢出效应，最后探究市场经济地位是否同时影响了中国对外反倾销。

### （一）影响途径分析：二元边际

基准估计表明，市场经济地位可以促进中国的出口，这一小节从二元边际的视角关注市场经济地位对中国出口的影响途径。市场经济地位可能从两个边际促进中国的出口，一是扩展边际，即市场经济地位促进了中国与相关贸易伙伴建立新的贸易联系，二是集约边际，即市场经济地位进一步强化了中国与相关贸易伙伴原有的贸易联系。因此，本文参考已有研究，考察两个层面的二元边际。在国家-年份层面，把中国每年对各个贸易伙伴出口的 HS6 位码产品数量（加 1 取对数）作为中国对各国出口的扩展边际（*exmg1*），把中国每年对各个贸易伙伴出口产品的平均金额（加 1 取对数）作为中国对各国出口的集约边际（*inmg1*）。在国家-产品-年份层面，以 2002 年为基期，把基期就有而且后续年份继续出现的贸易作为集约边际（*inmg2*），把基期没有但后续年份新出现的贸易作为扩展边际（*exmg2*）。二元边际的估计结果见表 11 的列（1）-（4）。具体地，列（1）-（2）的估计结果表明，承认中国市场经济地位之后，中国对相关贸易伙伴的出口产品种类增加了 24.62%，每种产品的平均金额增加了 3.33%。列（3）-（4）的估计结果表明，承认中国市场经济地位之后，中国对相关贸易伙伴的已有产品的出口金额增加 16.25%，新增产品的出口金额增加 32.10%。上述结果说明，市场经济地位促使中国对相关贸易伙伴的出口同时沿着扩展边际和集约边际增长。一方面，市场经济地位通过降低反倾销壁垒和贸易政策不确定性，强化了中国与相关贸易伙伴原有的贸易联系，另一方面，市场经济地位通过改善双边政治关系，促进了中国与相关贸易伙伴建立新的贸易联系。

<sup>①</sup>我们还对机制分析结果进行了一系列的稳健性检验。首先，针对对华反倾销和高层访问的概率，一是使用 Logit 方法重新估计，二是采用前文稳健性分析中的工具变量进行 IVProbit 估计以及进行 PSM-DID，以解决潜在的内生性问题，估计结果一致。其次，针对反倾销数量和高层访问数量，一是使用负二项回归方法重新估计，二是采用前文稳健性分析中的工具变量进行 2SLS 估计以及进行 PSM-DID，估计结果依旧一致。此外，针对贸易政策不确定性，采用前文稳健性分析中的工具变量进行 2SLS 估计以及进行 PSM-DID，以解决潜在的内生性问题，估计结果依旧存在。同时，考察市场经济地位与对华反倾销、贸易政策不确定性和双边政治关系的动态效应，结果显示，承认中国市场经济地位之前，处理组国家的对华反倾销情况、与中国的贸易政策不确定性以及与中国高层互访的情况和对照组国家相比并无显著差异。最后，我们将 *mes* 与机制变量的初始期（2002 年）而非滞后一期进行交互，交互项的结论依旧成立。限于篇幅，省略相关估计结果，备索。

表 11 影响途径分析 I

	二元边际分析				出口数量	单位价值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>inmg1</i>	<i>exmg1</i>	<i>inmg2</i>	<i>exmg2</i>	<i>lnquantity</i>	<i>lnunitvalue</i>
<i>mes</i>	0.2462*** (0.0377)	0.0333** (0.0173)	0.1625*** (0.0598)	0.3210*** (0.1023)	0.1256** (0.0642)	0.0520** (0.0247)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
国家固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
产品固定效应			Y	Y	Y	Y
主行业-年份固定效应			Y	Y	Y	Y
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.9601	0.8842	0.5594	0.3487	0.5403	0.5903
观测值	2664	2664	5, 322, 431	1, 152, 629	6, 418, 299	6, 418, 299

## (二) 影响途径分析：出口数量、出口价格与出口质量

前文主要关注市场经济地位对出口金额的影响，而出口金额包含多个方面的因素，出口金额等于出口数量与单位价值的乘积，其中单位价值又包含了出口价格和出口质量。那么，市场经济地位对出口金额的促进作用主要来自哪些方面呢？

首先是出口数量和单位价值。HS6 位码产品的出口数量数据同样来自 CEPII 的 BACI，单位价值等于出口金额除以出口数量。我们将出口数量的对数值 (*lnquantity*) 和单位价值的对数值 (*lnunitvalue*) 作为被解释变量引入式 (2)，估计结果见表 11 的列 (5) 和列 (6)。结果表明，相比于其他国家和地区，贸易伙伴承认中国市场经济地位后，中国对其出口产品数量平均增长了 12.56%，出口产品的单位价值平均增长了 5.20%。因此，市场经济地位的出口促进作用不仅增加了中国与相关贸易伙伴的出口数量，还提高了中国出口的单位价值。

出口数量的增加意味着中国出口在“量”上的提升，但单位价值的增加却不一定代表中国出口在“质”上的提升。这是因为，单位价值的提高有可能来自出口质量的提升，也有可能是来自于出口价格的提高。为此，我们参考 Khandelwal et al. (2013) 的做法，测算出 HS6 位码产品的出口质量对数值 (*lnquality*)。同时参考 Fan et al. (2015)，测算出经过质量调整后的 HS6 位码产品的出口价格对数值 (*lnprice\_adj*)。上述测算方法需要知道产品的替代弹性  $\sigma_h$ ，本文分别利用 Broda and Weinstein (2006) 所提供的 SITC-Rev3 分类的三位码、四位码和五位码行业层面的产品替代弹性计算产品出口质量，同时参考 Fan et al. (2015)，令  $\sigma_h$  取值为 5 或者 10。分别将 *lnquality* 和 *lnprice\_adj* 作为被解释变量代入式 (2) 中，估计结果见表 12。可以看到，无论  $\sigma_h$  的取值如何，*mes* 对于 *lnprice\_adj* 的估计系数均显著为正，而对于 *lnquality* 的估计系数均不显著，说明市场经济地位主要提高了中国产品的出口价格，而对产品的出口质量没有显著影响。针对这一结果，我们做一个初步的解释。

表 12 影响途径分析 II

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\sigma_h$ 的取值	3 位码行业	4 位码行业	5 位码行业	5	10
Panel A: 被解释变量为 <i>lnprice_adj</i>					
<i>mes</i>	0.0621** (0.0265)	0.0531** (0.0265)	0.1073** (0.0537)	0.0666*** (0.0253)	0.0699** (0.0299)
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.0617	0.0160	0.0006	0.1093	0.0367
观测值	6, 405, 136	6, 235, 146	5, 317, 163	6, 418, 299	6, 418, 299
Panel B: 被解释变量为 <i>lnquality</i>					
<i>mes</i>	-0.0920 (0.0642)	-0.0404 (0.0778)	-0.3891 (0.9593)	-0.0037 (0.0020)	-0.0020 (0.0020)

<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.0286	0.0530	0.1849	0.0162	0.0170
观测值	6, 405, 136	6, 235, 146	5, 317, 163	6, 418, 299	6, 418, 299

注：所有回归均加入了年份固定效应、国家固定效应、行业固定效应、主行业-年份固定效应和控制变量。

根据已有研究,市场经济地位对中国出口产品价格的影响在理论上是不确定的。一方面,市场经济地位可能提高中国出口产品价格。首先,有研究表明,低生产率企业更容易遭受反倾销诉讼(王孝松,2020),对华反倾销会迫使生产率低的中国企业退出市场(Lu et al., 2013)。与反倾销带来的影响相反,市场经济地位通过降低反倾销壁垒和贸易政策不确定性,可能导致低生产率企业进入出口市场,而质量调整后的出口价格与生产率负相关(樊海潮和郭光远,2015),因为低生产率企业的边际生产成本更高,定价也会相对更高。同时,市场经济地位可能会促进中国企业进入出口市场,加剧企业间的竞争,而采取质量竞争的企业倾向于通过提升核心产品质量和价格的方式获取竞争优势(钟腾龙和余淼杰,2020),导致企业的出口价格有所提升。另一方面,市场经济地位也可能降低中国出口产品价格。首先,贸易伙伴承认中国市场经济地位之后,反倾销壁垒下降可能促使低生产率企业采取价格竞争的策略进入出口市场(李坤望等,2014),从而拉低平均出口价格。同时,采取价格竞争的企业倾向于通过进一步降低核心产品的成本和价格以获得竞争优势(钟腾龙和余淼杰,2020)。此外,在贸易政策不确定性下降的背景下,以低价格提供高质量产品的企业更容易占据市场份额(Feng et al., 2017),从而降低中国对相关贸易伙伴的平均出口价格。根据表 11 的估计结果,市场经济地位对中国出口产品价格的影响在平均意义上主要体现为提升作用。

根据已有研究,市场经济地位对中国出口产品质量的影响在理论上也是不确定的。一方面,市场经济地位可能降低中国出口产品质量。首先,市场经济地位降低了中国出口贸易的壁垒,使得原本没有出口能力的企业可以出口,新进入的出口产品质量低于市场平均水平,从而导致出口产品平均质量下降(李坤望等,2014)。同时,有研究表明,中国出口企业为了应对反倾销制裁会提高出口质量(张先锋等,2018),而贸易伙伴承认中国市场经济地位后,企业面临的反倾销制裁压力减轻,可能降低对出口质量的把控。另一方面,市场经济地位也可能提高中国出口产品质量。市场经济地位降低了贸易壁垒,扩大了出口市场规模,根据异质性企业理论(Melitz, 2003),高生产率企业获得更高的利润和竞争力,可以占有更多的市场份额,而出口产品质量与企业生产率正相关(樊海潮和郭光远,2015),高生产率企业带来更高质量的产品。同时,市场经济地位改善双边政治关系,降低了贸易政策不确定性,会鼓励以低价格提供高质量的企业进入出口市场,同时挤出以高价格提供低质量的企业(Feng et al., 2017)。因此,中国对相关贸易伙伴的出口质量会有所增加。此外,贸易伙伴承认中国的市场经济地位,有利于双方开展长期合作,成为相互依赖的重要合作伙伴。在贸易双方长期合作的背景下,中国企业将减少倾销等短视性、投机性行为,主动考虑贸易伙伴需求和规范出口行为。在这种情况下,中国出口企业可能选择质量竞争策略而非价格竞争策略进入对方市场,从而提高平均出口质量。根据表 11 的结果,市场经济地位对中国出口产品质量的积极影响和消极影响可能相互抵消,从而在平均意义上表现为没有显著的影响。

综上所述,市场经济地位可以从扩展边际和集约边际促进中国出口,而出口金额的增长主要来自出口数量和出口价格的提高,而非出口质量的提升。

### (三) 影响效果分析：产品异质性

首先,出口对市场经济地位的反应程度可能取决于产品的差异化程度。比如,相较于异质品,同质品贸易的信息不对称以及搜寻壁垒较低(Rauch, 1999),所以中国的市场经济地位被承认后,反倾销壁垒和贸易不确定性下降,同质品出口商可以更及时地调整自己的出口策略,增加对相应国家的出口或者把出口从其他国家转移至承认中国市场经济地位的贸易伙伴。因此,同质品出口可能对市场经济地位的反应更快,增长幅度也更大。为了检验这一点,我们根据 Rauch(1999)的分类将产品区分为同质品和异质品,在基准估计中加入了*mes*与

是否为同质品的虚拟变量 $homogeneous$ 的交互项，结果见表 13 的列 (1)。 $mes$ 的估计系数依旧显著为正，说明市场经济地位促进了中国出口异质品，同时交互项的估计系数显著为正，说明相较于异质品，市场经济地位对于中国同质品出口的促进作用更强。

其次，中国不同产品所遭受的反倾销程度不同，其中金属、化工和钢铁行业所遭受的反倾销最为密集。<sup>①</sup>为了检验市场经济地位对中国出口的促进作用是否与产品所受的反倾销强度有关，我们在基准估计中引入了 $mes$ 与是否为反倾销密集产品的虚拟变量 $highAD$ 的交互项，估计结果见表 13 的列 (2)。 $mes$ 的估计系数依旧显著为正，同时交互项的估计系数显著为正，说明相比于其他产品，市场经济地位对于反倾销密集产品的出口的促进作用更强。根据前文分析，市场经济地位降低了贸易伙伴对中国的反倾销，同时减轻反倾销对出口的抑制作用，所以当贸易伙伴承认中国市场经济地位之后，前期频繁遭受反倾销的产品可以获得更强劲的出口增长。

表 13 产品异质性

	(1)	(2)
$mes$	0.1157* (0.0634)	0.1396** (0.0593)
$mes \times homogeneous$	0.2489*** (0.0909)	
$mes \times highAD$		0.1455*** (0.0549)
$Adj R^2$	0.5553	0.5552
观测值	6, 475, 067	6, 475, 067

注：所有回归均加入了年份固定效应、国家固定效应、行业固定效应、主行业-年份固定效应和控制变量

#### (四) 影响效果分析：溢出效应

贸易可能存在溢出效应，基准估计结果只考虑市场经济地位对中国与相关贸易伙伴的直接影响，但是市场经济地位对出口的促进作用有可能会外溢到其他尚未承认中国市场经济地位的国家，如果没有考虑这一点，可能会对基准估计结果的准确性造成一定干扰。根据前文结果，市场经济地位会促使中国企业拓展海外市场。成功进入新的国际市场后，由于进入成本已经沉没，而出口盈利能力适用于全球，出口企业有动机以新的出口目的地为“试验场”，依次进入与之相邻的出口市场，以扩张自己的出口业务 (Albornoz et al., 2012)。因此，一国承认中国市场经济地位不仅可以促进中国企业进入其市场，而且还可以促进中国企业进入与其相邻的第三国市场。为了考察市场经济地位对出口的溢出效应是否存在，本文采用两种方法。

首先是直接估计溢出效应。我们在基准估计模型中分别引入两个变量：是否有邻国承认中国市场经济地位的虚拟变量 $nmes$ 和承认中国市场经济地位的邻国数量加 1 取对数 $lnnmesnum$ 。估计结果见表 14。可以看到， $nmes$ 和 $lnnmesnum$ 的系数大多显著为正，说明一国承认中国市场经济地位的同时会增加中国对其邻国的出口，表明市场经济地位对中国出口的促进作用存在一定的正向溢出效应，这一结果呼应了 Albornoz et al. (2012) 的研究。

<sup>①</sup>根据中国的贸易救济信息网，2002 年至 2017 年全球对华反倾销案总计 1002 起，其中，排名前三的行业分别为金属制品工业 (187 起)，化学原料和制品工业 (181 起) 和钢铁工业 (113 起)。本文将这三类产品视为反倾销密集产品。

表 14 市场经济地位对出口的溢出效应

	国家-年份层面		国家-产品-年份层面	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>mes</i>	0.1966*** (0.0480)	0.1770*** (0.0487)	0.1589*** (0.0583)	0.1292** (0.0557)
<i>nmes</i>	0.0539 (0.0427)		0.0938** (0.0437)	
<i>lnnmesnum</i>		0.1042** (0.0416)		0.1714*** (0.0475)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
国家固定效应	Y	Y	Y	Y
产品固定效应			Y	Y
主行业-年份固定效应			Y	Y
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.9728	0.9729	0.5551	0.5552
观测值	2664	2664	6, 475, 067	6, 475, 067

其次，在考虑国际贸易空间相关性和内生性问题的基础上，我们采用空间双重差分模型考察市场经济地位对中国出口的促进作用在空间上的溢出效应，并用国家间地理距离倒数的空间矩阵 $W$ 作为权重。需要说明的是，由于空间计量模型对面板平衡性的要求较高，我们剔除了数据缺失严重的国家和地区，并只针对国家-年份层面的数据进行回归。估计结果见表 15，其中列（1）-（5）分别是双重差分空间杜宾模型、双重差分空间自回归模型、双重差分空间自相关模型、双重差分空间误差模型以及一般的双重差分模型。相比于列（5），列（1）-（4）中 $mes$ 的估计系数更大，说明考虑了贸易的空间相关性之后，市场经济地位促进中国出口的直接效应更强。同时，由列（1）可知， $W \cdot mes$ 的估计系数显著为正，说明一国承认中国市场经济地位之后，与该地理距离越近的国家，中国对其出口也有所增加。以上结果表明，一国承认中国市场经济地位之后，不仅促进了中国对其的出口，也同时促进了中国对其邻近国家的出口，市场经济地位对中国出口的促进作用具有一定的空间溢出效应。

表 15 空间双重差分

模型	SDM-DID	SAR-DID	SAC-DID	SEM-DID	DID
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>mes</i>	0.3179*** (0.0402)	0.3984*** (0.0382)	0.3098*** (0.0388)	0.3496*** (0.0394)	0.2023*** (0.0483)
$W \cdot mes$	13.8698*** (2.2829)				
空间自回归系数					
$\rho$	4.7065*** (0.4464)	6.7439*** (0.2906)	6.9393*** (0.5456)		
$\lambda$			9.3071*** (0.6043)	11.7409*** (0.2827)	
<i>Adj R</i> <sup>2</sup>	0.5717	0.4761	0.2071	0.7496	0.9733
观测值	2496	2496	2496	2496	2496

注：所有回归均加入了年份固定效应、国家固定效应和控制变量。

### （五）市场经济地位与中国对外反倾销

根据前文的理论讨论，市场经济地位不仅降低了贸易伙伴对华的反倾销，也意味着相关贸易伙伴与中国建立起更加紧密的经贸关系和长期合作关系以及良好的双边政治关系。为了维护这种关系，双方出现贸易争端时会尽可能采用友好的解决方法，而非动辄诉诸反倾销仲裁等手段。因此，市场经济地位可能同时降低中国对贸易伙伴的反倾销。为了检验这一点，我们利用全球反倾销数据库，得到四个变量：中国是否对外发起反倾销调查的虚拟变量  $init\_C$ ，中国是否对外实施反倾销的虚拟变量  $imple\_C$ ，中国对外发起反倾销调查的案件数量加 1 取对数  $lninitnum\_C$ ，以及中国对外实施反倾销的案件数量加 1 取对数  $lnimplenum\_C$ 。检验过程与机制分析中的对华反倾销一致，估计结果见表 16。可以看到， $mes$  的估计系数均显著为负，说明相比于其他国家，对于承认自身市场经济地位的贸易伙伴，中国发起反倾销调查和实施反倾销的概率更低、数量更少。因此，中国对承认自身市场经济地位的贸易伙伴更少使用反倾销等手段，使得双方的经贸关系趋于和平和友好，从而形成双赢的局面。

表 16 市场经济地位与中国对外反倾销

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	$init\_C$	$imple\_C$	$lninitnum\_C$	$lnimplenum\_C$
$mes$	-1.3227*** (0.4573)	-2.3007*** (0.5733)	-0.0759*** (0.0212)	-0.1257*** (0.0198)
Adj/Pseudo $R^2$	0.6063	0.6056	0.6964	0.6176
观测值	734	686	2683	2683

注：所有回归均加入了年份固定效应、国家固定效应和控制变量。

## 六、结论与启示

本文使用 2002-2017 年中国出口贸易数据，以市场经济地位为例，采用双重差分模型，检验了国际认同的贸易效应。基准估计发现，相比于其他国家和地区，贸易伙伴承认中国市场经济地位后，中国对其的出口显著增加。这一结论在经过内生性处理、排除其他因素干扰、使用其他估计方法等一系列稳健性检验后依旧成立。针对可能的机制进行分析并发现，一方面，市场经济地位可以降低贸易伙伴对华反倾销以及中国面临的贸易政策不确定性，减轻反倾销和贸易政策不确定性对中国出口的消极影响；另一方面，市场经济地位可以改善贸易伙伴与中国的双边政治关系，强化双边政治关系对中国出口的积极作用。针对影响途径的分析表明：市场经济地位同时沿着扩展边际和集约边际促进中国出口增长，主要通过提高数量和提升价格促进出口增长，但是对出口质量没有显著影响。针对影响效果的分析表明，市场经济地位对中国出口的促进效果对于同质品和反倾销密集的产品更加明显，并且该促进效果具有一定的空间溢出效应。此外，市场经济地位同时降低了中国对贸易伙伴的反倾销，有助于双方形成良好的经贸关系。

本文的发现为理解市场经济地位对中国出口贸易的影响提供了经验证据，也为中国争取国际认同提供了参考依据。首先，基准估计和机制分析的结果表明，作为国际认同的一个案例，市场经济地位可以抑制贸易伙伴对中国滥用反倾销，降低贸易政策不确定性，并且促使双方建立友好的政治关系，从而促进中国的出口贸易。这一事实说明，国际认同有助于达成经济共识和促进政治共商，有利于经贸关系的发展。中国需要及时地将市场经济建设的成果传递出去，把国际认同转化为实实在在的经济价值。其次，针对影响途径的分析表明，市场经济地位对中国出口产品质量的提升还有限。因此，对于已经承认中国市场经济地位的贸易伙伴，要进一步维系双方信任互利的长期合作关系，规范中国企业的出口贸易，减少短视性和投机性行为，鼓励企业进行质量竞争策略，推进中国贸易的高质量发展。此外，针对影响效果的分析表明，市场经济地位对中国出口的影响具有空间溢出效应，这为中国开拓海外市

场提供了新的切入口。除了直接争取海外新市场的国际认同，还可以通过争取新市场的相邻国家的国际认同，借助贸易的空间溢出效应，间接促进中国企业进入海外新市场。最后，市场经济地位只是国际认同的一个例子，我们需要争取更多层次的国际认同。面对日益剧烈的国际竞争，中国要稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放，力争在高水平对外开放方面获得新的国际认同。

### 参考文献：

- [1] 鲍晓华. 中国是否遭遇了歧视性反倾销? ——兼与其他出口国的比较[J]. 管理世界, 2011, (3): 32-43.
- [2] 樊海潮, 郭光远. 出口价格、出口质量与生产率间的关系: 中国的证据[J]. 世界经济, 2015, (2): 58-85.
- [3] 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[J]. 经济学动态, 2022, (2): 35-50.
- [4] 李坤望, 蒋为, 宋立刚. 中国出口产品品质变动之谜: 基于市场进入的微观解释[J]. 中国社会科学, 2014, (3): 80-103+206.
- [5] 吕建兴, 王艺, 张少华. FTA 能缓解成员国对华贸易摩擦吗? ——基于 GTA 国家-产品层面的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, (5): 114-134.
- [6] 钱学锋, 龚联梅. 贸易政策不确定性、区域贸易协定与中国制造业出口[J]. 中国工业经济, 2017, (10): 81-98.
- [7] 施炳展. 文化认同与国际贸易[J]. 世界经济, 2016, (5): 78-97.
- [8] 宿景祥. 中国“非市场经济地位”与美国贸易政治[J]. 世界经济与政治, 2004, (10): 57-62+6-7.
- [9] 王世春, 叶全良. “非市场经济地位”与对华反倾销对策性研究[J]. 财贸经济, 2005, (5): 59-64+76-97.
- [10] 王孝松, 林发勤, 李功. 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[J]. 管理世界, 2020, (9): 54-67.
- [11] 王孝松, 谢申祥. 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[J]. 中国社会科学, 2013, (9): 86-107+206.
- [12] 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[J]. 管理世界, 2006, (12): 8-17+171.
- [13] 闫雪凌, 林建浩. 领导人访问与中国对外直接投资[J]. 世界经济, 2019, (2): 147-169.
- [14] 张先锋, 陈永安, 吴飞飞. 出口产品质量升级能否缓解中国对外贸易摩擦[J]. 中国工业经济, 2018, (7): 43-61.
- [15] 赵瑾. “非市场经济条款”与完善我国市场经济体制[J]. 世界经济与政治, 2004, (10): 63-68+7.
- [16] 钟腾龙, 余森杰. 外部需求、竞争策略与多产品企业出口行为[J]. 中国工业经济, 2020, (10): 119-137.
- [17] 周华, 汪何媛, 贾秀秀. 欧盟否认中国市场经济地位对中国及世界经济影响的剖析[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, (7): 3-18.
- [18] Alborno F, Pardo H F C, Corcos G, et al. Sequential exporting[J]. Journal of International Economics, 2012, 88(1): 17-31.
- [19] Bailey M A, Strezhnev A, Voeten E. Estimating dynamic state preferences from united nations voting data[J]. Journal of Conflict Resolution, 2017, 61(2): 430-456.
- [20] Berger D, Easterly W, Nunn N, et al. Commercial imperialism? Political influence and trade during the cold war[J]. American Economic Review, 2013, 103(2): 863-896.
- [21] Borusyak K., Jaravel X, Spiess J. Revisiting event-study designs: Robust and efficient estimation[J]. Review of Economic Studies, 2024, Forthcoming.
- [22] Bown C P, Crowley M A. Trade deflection and trade depression[J]. Journal of International Economics, 2007,

- 72(1): 176-201.
- [23] Bown C P. China's WTO entry: Antidumping, safeguards, and dispute settlement[J]. NBER Working Paper, 2007, 13349.
- [24] Broda C, Weinstein D E. Globalization and the gains from variety[J]. Quarterly Journal of Economics, 2006, 121(2): 541-584.
- [25] Burchardi K B, Chaney T, Hassan T A. Migrants, ancestors, and foreign investments[J]. Review of Economic Studies, 2019, 86(4): 1448-1486.
- [26] Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-Differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
- [27] Chandra P. Impact of temporary trade barriers: Evidence from China[J]. China Economic Review, 2016, 38(4): 24-48.
- [28] Chandra P. Trade destruction and trade diversion: Evidence from China[J]. China & World Economy, 25(3): 31-59.
- [29] Chang P, Fujii T, Jin W. Good names beget favors: The impact of country image on trade flows and welfare[J]. Management Science, 2022, 68(10): 7555-7596.
- [30] Che Y, Du J, Lu Y, et al. Once an enemy, forever an enemy? The long-run impact of the Japanese invasion of China from 1937 to 1945 on trade and investment[J]. Journal of International Economics, 2015, 96(1): 182-198.
- [31] Choi J, Hyun J, Park Z. Bound by ancestors: Immigration, credit frictions, and global supply chain formation[J]. Journal of International Economics, 2022, 147, 103855.
- [32] Combes P, Lafourcade M, Mayer T. The trade-creating effects of business and social networks: Evidence from France[J]. Journal of International Economics, 2005, 66(1): 1-29.
- [33] De Chaisemartin C, d'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [34] Disdier A, Mayer T. Je t'aime, moi non plus: Bilateral opinions and international trade[J]. European Journal of Political Economy, 2007, 23(4): 1140-1159.
- [35] Egger P, Nelson D. How bad is antidumping? Evidence from panel data[J]. Review of Economics and Statistics, 2011, 93(4): 1374-1390.
- [36] Fan H, Li Y A, Yeaple S R. Trade liberalization, quality, and export prices[J]. Review of Economics and Statistics, 2015, 97(5): 1033-1051.
- [37] Felbermay G, Sandkamp A. The trade effects of anti-dumping duties: Firm-level evidence from China[J]. European Economic Review, 2020, 122, 103367.
- [38] Felbermayr G J, Toubal F. Cultural proximity and trade[J]. European Economic Review, 2010, 54(2): 279-293.
- [39] Feng L, Li Z, Swenson D L. Trade policy uncertainty and exports: Evidence from China's WTO accession[J]. Journal of International Economics, 2017, 106(5): 20-36.
- [40] Fuchs A, Klann N. Paying a visit: The Dalai Lama effect on international trade[J]. Journal of International Economics, 2013, 91(1): 164-177.
- [41] Gardner J. Two-Stage Differences in Differences[J]. 2021, Working Paper.
- [42] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [43] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Cultural biases in economic exchange? [J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(3): 1095-1131.
- [44] Hadjiyiannis C, Heracleous M S, Tabakis C. Regionalism and conflict: Peace creation and peace diversion[J]. Journal of International Economics, 2016, 102: 141-159.
- [45] Handley K, Limao N. Policy Uncertainty, trade, and welfare: Theory and evidence for China and the United



- States[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(9): 2731-2783.
- [46] Handley K, Limao N. Trade and investment under policy uncertainty: Theory and firm evidence[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7(4): 189-222.
- [47] Handley K. Exporting under trade policy uncertainty: Theory and evidence[J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94(1): 50-66.
- [48] Hellmanzik C, Schmitz M. Virtual proximity and audiovisual services trade[J]. *European Economic Review*, 2015, 77(7): 82-101.
- [49] Khandelwal A. K, Schott P K, Wei S. Trade liberalization and embedded institutional reform: Evidence from Chinese exporters[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(6): 2169-2195.
- [50] Kim H, Ahn D. Empirical evidence on surrogate country method for non-market economy: US anti-dumping policy towards China[J]. *The World Economy*, 2019, 42(8): 2452-2466.
- [51] Liu A, Lu C, Wang Z. The Roles of cultural and institutional distance in international trade: Evidence from china's trade with the belt and road countries[J]. *China Economic Review*, 2018, 61, 101234.
- [52] Lu Y, Gu W, Zeng K. Does the belt and road initiative promote bilateral political relations? [J]. *China & World Economy*, 2021, 29(5): 57-83.
- [53] Lu Y, Tao Z, Zhang Y. How do exporters respond to antidumping investigations? [J]. *Journal of International Economics*, 2013, 91(2): 290-300.
- [54] Mansfield E D, Bronson R. Alliances, preferential trading arrangements, and international trade[J]. *American Political Science Review*, 1997, 91(1): 94-107.
- [55] Martin P, Mayer T, Thoenig M. Make trade not war? [J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75(3): 865-900.
- [56] Martin P, Mayer T, Thoenig M. The geography of conflicts and regional trade agreements[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2012, 4(4): 1-35.
- [57] Melitz J, Toubal F. Native language, spoken language, translation and trade[J]. *Journal of International Economics*, 2014, 93(2): 351-363.
- [58] Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [59] Nitsch V. State visits and international trade[J]. *World Economy*, 2007, 30(12): 1797-1816.
- [60] Pierce J R, Schott P K. The surprisingly swift decline of US manufacturing employment[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(7): 1632-1662.
- [61] Pollins B M. Does trade still follow the flag? [J]. *American Political Science Review*, 1989, 83(2): 465-480.
- [62] Rauch J E, Trindade V. Ethnic Chinese networks in international trade[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(1): 116-130.
- [63] Rauch J E. Networks versus markets in international trade[J]. *Journal of International Economics*, 1999, 48(1): 7-35.
- [64] Sandkamp A, Yalcin E. Different antidumping legislations within the WTO: What can we learn from China's varying Market Economy Status? [J]. *Review of International Economics*, 2021, 29(5): 1121-1147.
- [65] Sandkamp A. The trade effects of antidumping duties: Evidence from the 2004 EU enlargement[J]. *Journal of International Economics*, 2020, 123, 103307.
- [66] Silva J M C S, Tenreyro S. The log of gravity[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(4): 641-658.
- [67] Sun L, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175-199.
- [68] Urdinez F, Masiero G. China and the WTO: Will the Market Economy Status make any difference after 2016? [J]. *The Chinese Economy*, 2015, 48(2): 155-172.
- [69] Vicard V. Trade, conflict, and political integration: Explaining the heterogeneity of regional trade agreements[J]. *European Economic Review*, 2012, 56(1): 54-71.

## **Trade Effect of International Recognition: Evidence from Market Economy Status**

Luo Changyuan<sup>1</sup>, Li Zheng<sup>2</sup>

(1. Institute of World Economy, Fudan University, Shanghai 200433, China;

2. School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

**Summary:** Taking market economy status (MES) as an example, this paper uses China's export data from 2002 to 2017 to study the trade effect of international recognition. Baseline estimation shows that China increased its exports to trading partners who had recognized China's MES compared to those did not. The conclusion still holds after a series of robustness tests, including adding more control variables, considering endogeneity, excluding other factors, expanding the sample period, considering zero trade, using other estimation methods, etc. Research on the mechanism reveals that, on the one hand, MES could reduce the anti-dumping against China and China's trade policy uncertainty, as well as mitigate the negative impact of anti-dumping and trade policy uncertainty; On the other hand, MES could improve the bilateral political relations between trading partners and China, and strengthen the positive role of bilateral political relations. Analysis of the influence path shows that MES promoted China's exports along both extensive and intensive margin; and that MES simultaneously increased China's export quantity and export price, but had no significant impact on the export quality. Analysis of the effect shows that the promotion effect of MES on China's exports was stronger for homogeneous products and anti-dumping intensive products, and was spatially spillover. In addition, MES also reduced China's anti-dumping against its trading partners.

The findings of this paper provide empirical evidence for a comprehensive understanding of the impact and significance of MES on China's export trade, and also provide a reference for China to fight for international recognition. First, as a typical case international recognition, MES can reduce the anti-dumping against China and China's trade policy uncertainty, improve the bilateral political relations between trading partners and China, thus promoting China's export trade. Therefore, China needs to transfer the achievements of market economy construction in a timely manner and transform international recognition into real economic value. Secondly, MES has limited effect on the quality of China's export products. Therefore, for the trading partners that have recognized China's MES, it is necessary to further maintain the long-term bilateral cooperative relationship of trust and mutual benefit, regulate Chinese enterprises' export and reduce their short-sighted and speculative behaviors, encourage enterprises to carry out quality competition strategies, thus promoting the high-quality development of China's trade. In addition, MES has a spatial spillover effect on China's exports, which provides a new point for China to explore overseas markets. In addition to directly winning international recognition of new overseas markets, we can also indirectly promote Chinese enterprises to enter new overseas markets by winning international recognition of the neighboring countries and taking advantage of the spatial spillover effect of trade. Finally, MES is only one example of international recognition. In the face of increasingly fierce international competition, China should steadily expand the institutional opening up of rules, regulations, management and standards, and strive to win new international recognition in high-level opening up.

**Key words:** international recognition; market economy status; export trade