



# 经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

## 集体声誉冲击、信息不对称与企业出口

于春海 马科伟 孙浦阳

ETBMWP2024091

- \* 本刊编辑部推出工作论文项目，将“拟用稿”而尚未发表的稿件，以工作论文的方式在官网呈现，旨在及时传播学术成果，传递学术动态。
- 本刊所展示的工作论文，与正式刊发版可能会存在差异。如若工作论文被发现存在问题，则仍有被退稿的可能。各位读者如有任何问题，请及时联系本刊编辑部，期待与您共同努力、改进完善。
- 联系人：李老师；联系电话：010-62511022

# 集体声誉冲击、信息不对称 与企业出口<sup>\*</sup>

于春海 马科伟 孙浦阳

**[摘要]** 本文以外生且具有代表性的央视“3.15”晚会曝光事件，衡量特定于地区行业的负面集体声誉冲击，并构建三重差分模型，考察集体声誉冲击对同“群体”内企业出口的影响。研究发现：在冲击发生后，同城市其他企业的对应产品出口额和出口数量显著下降，且考虑潜在的识别问题后该结论依然成立。进一步关注集体声誉冲击的影响范围，发现在行业维度，影响局限于相同4分位行业；在地区维度，冲击对同一省份内其他企业的出口仍有显著负向影响。本文还研究发现：商标品牌的产品识别功能，以及历史重复交易对个体声誉的强化作用，均通过缓解信息不对称，使“群体”内企业有效规避了集体声誉冲击的影响；企业与出口目的国的地理距离越远，信息不对称程度就越高，集体声誉冲击的负向影响也就越大。本文的研究为集体声誉在出口市场的重要性提供了理论支撑，同时为企业如何规避集体声誉冲击的不利影响，提供了参考。

**[关键词]** 集体声誉冲击；企业出口；信息不对称

## 一、引言

相较于国内市场，由于法律、文化、地理距离等因素的影响，国际贸易市场中的信息不对称问题更加突出，这使得国外进口商或消费者充分了解每一出口企业产品的质量信息是困难的，因而它们更加依赖“群体”的集体声誉水平做出购买决策（陈艳莹和平靓，2020）。在现实中，地区和行业通常被作为“群体”的划分标准<sup>①</sup>（叶迪和朱林可，2017），例如德国汽车、罗马皮革制品、景德镇陶瓷、东京电饭煲等。也正因此，由于中国过去长期出口“低价量大”的劳动密集

\* 于春海、马科伟、孙浦阳（通讯作者），中国人民大学经济学院，邮政编码：100872，电子信箱：yuchunhai@ruc.edu.cn。本文得到国家社科基金重大项目（21ZDA092）和教育部基地重大项目（20231JY0103）的资助。感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

① 对出口企业而言，其面临的消费者主要是国外的专业进口商或贸易中介，它们具有一定的专业能力、财力和物力，且有动机对进口来源国的具体地区、具体行业进行充分了解和区分，因而能够识别不同地区在特定行业中的声誉。因此在国际贸易市场上，行业和地区通常是划分“群体”的标准。已有相关文献方面，Castriota & Delmastro（2015）发现意大利各省的生产标准、自然条件、经济特征等差异，会导致各省酒庄联盟（葡萄酒）的集体声誉水平存在显著差异；叶迪和朱林可（2017）研究发现我国地级市出口产品的平均质量声誉水平，会对当地企业的出口绩效产生显著影响；洪圣杰等（2023）的研究也表明，“城市一行业”中的低质量企业数量越多，对集体质量声誉的损害就越大，进而对“群体”内企业出口产生更消极的影响。

## 于春海等：集体声誉冲击、信息不对称与企业出口

型产品，中国产品低质廉价的刻板印象难以消除，这客观上成为中国出口企业转型升级的阻碍；有效提升地区和行业的集体声誉水平，是推动中国出口转型升级过程中急需解决的一个问题。但已有相关研究大都停留在理论层面，缺乏经验证据的支撑；特别是，如何寻找一个充分外生且代表性强的指标来衡量集体声誉水平，以确保因果识别的准确性，这是相关研究的一个难点。

基于以上背景，本文以充分外生且具有代表性的央视“3.15”晚会曝光事件，衡量负面集体声誉冲击的发生，尝试更加科学地进行因果识别，并构建三重差分模型，探究集体声誉冲击对“群体”内企业产品出口的影响。研究发现：负面集体声誉冲击会对同地区行业的“群体”内企业出口产生显著的负向影响，为集体声誉在出口市场的重要性提供了经验证据。进一步检验发现，国际贸易市场中的信息不对称程度越高，负面集体声誉冲击对企业产品出口的负向影响就越大；而且，出口企业通过商标品牌认证、历史重复交易等途径，可以缓解信息不对称，进而有效规避集体声誉冲击的不利影响。这对“群体”内企业规避集体声誉风险的路径选择，具有一定参考价值，也对促进中国外贸平稳发展，具有一定现实意义。

在具体研究中，本文首先构建一个简单的理论模型，尝试阐明集体声誉冲击影响“群体”内企业产品出口的作用机制。具体的，在信息不对称的市场中，个体声誉和集体声誉是消费者判断企业产品质量的途径；信息不对称程度越高，消费者越依赖于集体声誉途径进行购买决策。因此，当集体声誉冲击发生时，消费者预期“群体”内企业产品的质量均有问题，进而减少对该“群体”产品的购买；而且信息不对称程度越高，消费者在决策过程中对集体声誉途径的依赖程度就越高，集体声誉冲击对企业产品出口的负向影响就越大。在经验分析中，本文利用央视“3.15”晚会曝光事件，结合中国海关和工业企业数据，对上述理论命题进行了验证。此外，本文还关注集体声誉冲击的影响范围，发现在行业维度，其影响局限于相同4分位行业；在地区维度，其对同省份内其他企业的出口仍存在显著负向影响。

本文的主要工作和边际贡献体现在以下三方面：第一，较早整理并使用央视“3.15”晚会曝光的“企业—产品”名单，用以衡量特定于地区行业层面的集体声誉冲击，探究其对同“群体”内企业产品出口的影响。该事件的优点为：（1）“3.15”晚会曝光的产品质量问题，均是由记者或与被调查企业完全无关的机构，通过暗访等“保密性”调查发现，且该调查过程严格遵照消费者权益保护的相关规定，与被调查企业没有任何事前和事后的沟通，这保证了冲击的充分外生性。（2）冲击发生的行业和地区具有总体代表性。整理的被曝光企业较均匀分布在中国的16个省份、36个地级市，且包含有一定数量的个体工商户、注册资本小于100万元的小企业，以及外资或中外合资企业，被曝光产品涉及14个2分位（HS2）行业、34个4分位（HS4）行业；这保证了本文因果识别的准确可靠性。

第二，较早使用企业申请商标数据，验证了商标品牌在集体声誉冲击影响过程中的作用。具体的，本文分别计算中国各地级市和各行业的商标品牌密度，用以度量受冲击城市和受冲击行业的信息不对称程度，并通过区分组间差异进行检验。研究发现，对于商标品牌密度较高的城市或行业，“群体”内企业出口受到集体声誉冲击的影响更小。此外，本文还将申请商标数据匹配到微观企业层面，结果同样表明，冲击前企业累计申请的商标品牌数量越多，受到集体声誉冲击的影响就越小。由于缺乏微观企业的商标品牌申请数据，已有相关研究（Van Der Schaar & Zhang, 2015; Fishman *et al.*, 2018; Nocke & Strausz, 2023）大都停留在理论层面，本文则进行了相关补充和完善。并且，本文还进一步验证了历史重复交易、与出口目的国的地理距离两个指标，通过影响信息不对称程度，进而影响集体声誉冲击的作用大小。

第三，在经验分析中，构建三重差分模型，更加准确估计了集体声誉冲击的净影响大小。集体声誉冲击具体到“地区—行业—时间”三个维度，这就存在受冲击地区与没受冲击地区、受冲

击行业与没受冲击行业、受冲击前后的差异。按照双重差分模型的思路，以冲击地区的没受冲击产品为控制组，或以没受冲击地区的受冲击产品为控制组，均可能导致平行趋势假定得不到满足。三重差分模型对受冲击产品与没受冲击产品、受冲击地区与没受冲击地区进行差分，就能够同时控制产品差异和地区差异引致的被解释变量的时间趋势差异，进而得到集体声誉冲击发生前后的净效应，对理论命题进行更准确的验证。

在与本文密切相关的研究中，首先需要关注集体声誉对国际贸易影响的研究。这类文献主要通过构建理论模型，对集体声誉如何影响国际贸易进行理论分析；例如，Chisik（2003）构建一个内生声誉模型，发现在信息不对称的国际贸易市场中，国家声誉的比较优势对一国贸易模式存在重要影响；Cagé & Rouzet（2015）用一个两国模型，发现一个国家的“低质量”标签会使得该国陷入“低质量陷阱”。但相关的经验分析较少，本文则基于央视“3.15”晚会曝光事件，实证检验了集体声誉冲击对企业产品出口的影响，是对相关文献的进一步补充。其次是关于信息不对称对消费者购买决策的影响研究。Clougherty & Grajek（2014）研究发现，一国实施的ISO9000标准数量越多，通过其信号显示功能、能够帮助克服国际贸易市场中的信息不对称，进而增加消费者对该国出口产品的购买；Chen & Wu（2021）也研究发现，消费者会通过历史评价信息来克服信息不对称、判断产品质量。然而，这些研究没有进一步关注到集体声誉信息对消费者购买决策的影响。最后，有少量文献检验了集体声誉对国际贸易的影响，但这些研究大都使用周围其他企业产品的平均质量（叶迪和朱林可，2017）、局限于单个行业或企业的丑闻事件（Bai *et al.*，2022；Bachmann *et al.*，2023）等，来衡量集体声誉冲击；本文则使用更加外生、涵盖地理和行业范围更广、样本代表性更强的央视“3.15”晚会曝光事件，更加准确地进行因果识别和分析，是对相关经验研究的进一步完善。

本文余下部分安排为：第二部分是理论分析和研究假设；第三部分是背景与变量说明；第四部分是研究设计；第五部分是经验分析结果；最后是研究结论。

## 二、理论分析和研究假设

在中国被曝光的产品质量问题事件中，许多与被曝光企业没有直接关联的企业，仍被消费者所质疑（李想和石磊，2014；李军林等，2023）；这说明消费者对企业产品质量的判断，并不完全依赖于企业的个体声誉，集体声誉也发挥着重要作用。事实上，在信息不对称市场中，个体声誉和集体声誉是消费者判断企业产品质量的两种依据。前者是公众对企业产品个体的评价，主要依据消费者对其过去表现的历史评价信息（Van Der Schaar & Zhang，2015；许荣等，2023）；后者则是消费者对某类群体的整体印象，其衡量依赖于“群体”过去提供产品或服务的平均质量（Tirole，1996）。两种声誉机制对消费者购买决策的影响可以相互替代。

本文参考 Van Der Schaar & Zhang（2015）的研究框架，从个体声誉和集体声誉两方面，来刻画消费者的购买决策过程，并考察集体声誉冲击对同“群体”内企业产品出口的影响，以及信息不对称程度在其中发挥的作用。具体的，简单考虑只存在一期的多个消费者（进口商），与一个长期存在的代表性出口企业之间的互动行为。假定代表性出口企业每期只生产一单位产品，边际生产成本恒定为  $c$ ，销售价格为  $p$ 。生产的产品有低质量  $q_L$  和高质量  $q_H$  两种类型；由于存在信息不对称，假设产品质量由消费者所不掌握的随机因素决定，且  $q_H > q_L$ 。

假定只存在一期的消费者（进口商）依次进入出口产品市场，每期只能购买一单位产品，其效用函数为  $U = q - p$ ；企业产品的质量在购买前无法被消费者直接观测，且消费者能力有限、无法搜集得到所有企业产品的详尽信息，因此消费者会基于历史交易的质量评价信息，形成关于企

## 于春海等：集体声誉冲击、信息不对称与企业出口

业产品  $i$  的质量有多大概率为  $q_H$  的一个概率信念  $\varphi_i$ ，并据此做出购买与否的决策。

根据企业产品的声誉组成，假定  $\varphi_i = \alpha\varphi_i^d + (1-\alpha)\varphi^c$ ，其中  $\varphi_i^d$  是企业产品的个体声誉，消费者只基于该企业产品的历史评价信息得到； $\varphi^c$  是企业产品所在“群体”的集体声誉水平，衡量了消费者对企业产品  $i$  所在地区行业产出的平均质量为  $q_H$  的概率信念。 $\alpha$  代表消费者做出购买决策时对个体声誉的依赖程度，同时也代表着产品市场的信息不对称程度：信息不对称程度越高，也即  $\alpha$  越小，消费者获取关于企业产品的个体质量信息就越少，更加依赖集体声誉水平做出购买决策。 $\alpha$ ， $\varphi_i^d$ ， $\varphi^c$  的取值均标准化于 0~1 之间。

在每一时期，消费者对企业产品  $i$  的质量预期可以表示为：

$$E_i(q_i) = [\alpha\varphi_i^d + (1-\alpha)\varphi^c]q_H + [1-\alpha\varphi_i^d - (1-\alpha)\varphi^c]q_L \quad (1)$$

由消费者的效用函数形式可知，只有当产品质量预期大于等于产品价格时，消费者才会购买。已知  $0 < \alpha < 1$  和  $q_H > q_L$ ，式 (1) 对集体声誉水平  $\varphi^c$  求导，可得式 (2) 和研究假设 1：

$$\frac{\partial E_i}{\partial \varphi^c} = (1-\alpha)(q_H - q_L) > 0 \quad (2)$$

研究假设 1 集体声誉冲击会降低同“群体”内企业产品的出口。

此外，式 (2) 的大小受到参数  $\alpha$ （即产品市场上的信息不对称程度）影响。参数  $\alpha$  越大，也即产品市场上的信息不对称程度越低，消费者了解的关于企业产品的个体质量信息（个体声誉）就越多，消费者在做出购买决策时，对集体声誉途径的依赖程度就越低，集体声誉冲击对企业产品出口的影响也就越小。换言之，信息不对称是集体声誉冲击影响消费者购买决策、进而影响企业产品出口的前提；信息不对称程度越高，集体声誉冲击对企业产品出口的负向影响就越大。由此可得研究假设 2：

研究假设 2 信息不对称是集体声誉冲击能够影响消费者购买决策、进而影响企业产品出口的原因；其他条件不变时，信息不对称程度越高，消费者越依赖集体声誉途径进行购买决策，集体声誉冲击对企业产品出口的负向影响就越大。

## 三、背景与变量说明

### (一) 集体声誉冲击

本文整理 2011—2015 年央视“3.15”晚会曝光企业及不合格产品名称，并进一步识别被曝光企业所在地级市，用以衡量“地级市—产品—年份”维度发生的负面集体声誉冲击。该事件的优点在于，一方面央视“3.15”晚会曝光的均是消费者较关心、在日常生活中较常见的问题，且自 2011 年以来，互联网在中国被迅速普及，信息传递速度加快，因而能够对被曝光企业所在“群体”造成显著的集体声誉冲击；这不仅体现在国内，国外媒体和进口商同样也越来越关注中国“3.15”晚会对企业不合格产品的曝光情况<sup>①</sup>。另一方面，该事件衡量的集体声誉冲击充分外生：央视“3.15”晚会曝光的企业产品质量问题，均是由记者暗访或卧底调查发现、并通过隐秘

---

<sup>①</sup> 例如英国《金融时报》、《路透社》，美国《华尔街日报》、《洛杉矶时报》，印度《印度时报》等均对中国 2011—2015 年央视“3.15”晚会进行了报道，部分报道网址为：<https://www.reuters.com/article/press-digest-hongkong-idUSL3N0WI07N20150316>，<https://www.ft.com/content/8210eae2-97a6-11e2-b7ef-00144feabdc0>。这些报道通过降低信息搜索成本，会对国外进口商或中间商的购买决策产生影响；Bai *et al.* (2022) 的研究证明了这一点。

拍摄方式进行记录,企业自身完全不知情且难以预测和防备;这保证了集体声誉冲击的充分外生性,进而确保因果识别的准确可靠。

数据获取方面,在整理得到被曝光“企业—产品”名单基础上,首先根据被曝光企业名称,匹配国家企业信用信息公示系统数据,获取被曝光企业的注册资本、公司性质、注册地址、所属行业、经营范围等信息,并依据注册地址信息识别被曝光企业所在地级市;其次根据被曝光产品名称,对照2007年版海关商品编码,手动查询识别对应的6分位(HS6)<sup>①</sup>产品。此外,由于服务企业的服务出口数据难以获取,本文剔除被曝光企业中的服务企业样本,只关注制造业企业。最终,本文整理得到95家被曝光企业的65种被曝光(HS6)产品,共计151个“地级市—(HS6)产品—年份”维度的负面集体声誉冲击。

表1较详细展示了该151个集体声誉冲击的地理分布和产品分布情况。可见,被曝光企业较均匀分布在中国的16个省份、36个地级市;此外,被曝光企业中个体工商户比例为11.58%,注册资本低于100万元的企业比例为14.74%,外资企业或中外合资企业比例为9.47%。被曝光产品的行业分布同样较分散,具体涉及14个2分位(HS2)行业、34个4分位(HS4)行业。综上所述,央视“3.15”晚会曝光企业和产品没有集中分布于某些地区、某些行业或某种类型企业,样本具有强的总体代表性。

表1 2011—2015年被曝光企业和产品分布情况

变量	年份	企业数量/对应6分位产品数量	分布地区/被曝光产品名称
被曝光企业	2011	19家	天津市、廊坊市、石家庄市、无锡市、扬州市、武汉市、佛山市、中山市、深圳市
	2012	36家	北京市、郑州市、上海市、武汉市、衢州市、杭州市、泉州市、厦门市、中山市、广州市、深圳市、东莞市
	2013	10家	合肥市、大庆市、石家庄市、北京市、兰州市、银川市、乌鲁木齐市、镇江市、上海市、
	2014	13家	保定市、德州市、滨州市、聊城市、威海市、上海市、杭州市、汕头市、河源市、深圳市
	2015	17家	邢台市、上海市、宁波市、湖州市、嘉兴市、枣庄市、佛山市、成都市、绍兴市、合肥市、中山市
被曝光产品	2011	14种	外墙防火保温材料、搅拌机、榨汁机、毛绒玩具、电磁炉、聚氨酯板、轮胎、餐巾纸
	2012	40种	灭火器、休闲夹克、牛仔褲、休闲褲、女式风衣、背心、男式布褲、短裙、西褲、连衣裙、针织上衣、长袖T恤
	2013	2种	轿车、防冻液
	2014	5种	四轮代步车、相机、鱼肝油
	2015	4种	儿童推车、儿童自行车、吸油烟机、婴儿学步车

注:相关数据根据2011—2015年央视“3.15”晚会报道内容手动整理得到。

## (二) 企业产品出口

本文所用企业产品出口数据来源于国家海关总署统计的中国海关数据库。该数据库包含

<sup>①</sup> 中国海关商品编码中前6位是国际通用的,也是国外进口商和中间商能够识别的商品编码分类;第7—10位是中国专用的子目,用于识别某些商品的特殊监管属性,不被国外进口商所识别。因此,本文使用6分位(HS6)编码对应被曝光产品名称。

## 于春海等：集体声誉冲击、信息不对称与企业出口

2010—2016年中国所有企业的6分位(HS6)产品进出口相关信息,具体包括进出口价值、数量、计量单位、来源地或目的地、企业类型以及是否为加工贸易等。在时间维度上,此数据库为月度数据,本文将其加总为年度数据<sup>①</sup>;在个体维度上,此数据库具体到每个城市贸易企业的进出口产品层面,本文首先剔除直接遭受负面声誉冲击的被曝光企业,而后将其加总为“地级市—6分位(HS6)产品”层面的出口数据,以探究负面集体声誉冲击对同地区其他企业的同种产品出口的影响。而后,本文再利用更加细致的“企业—6分位(HS6)产品”层面的出口数据,将其与中国工业企业数据进行匹配<sup>②</sup>,且同样剔除直接遭受集体声誉冲击的被曝光企业,以探究集体声誉冲击对企业产品出口二元边际的影响。

一个可能的担心是,外国最终消费者不足以了解中国市场,难以区分中国不同地区出口产品的集体声誉水平。但本文使用的海关数据中,中国出口产品的购买者主要是国外专业的进口商或中间商,它们对中国出口市场有着足够的关注和了解(叶迪和朱林可,2017;裴长洪和刘斌,2019),因而能够识别出不同地区在特定产品上的集体质量声誉。同时又由于中国的出口企业数量众多,专业化的进口商或中间商难以掌握每一家出口企业的特定产品的质量信息,因此集体声誉水平可能是它们筛选合作伙伴的重要依据。

### (三) 数据匹配

1.“地级市—产品—年份”维度。首先将2011—2015年被曝光企业所在地级市、对应被曝光(HS6)产品和年份信息,与2010—2016年加总到“地级市—产品”层面的出口数据进行匹配,得到“地级市—产品—年份”维度的面板数据。而后,根据央视“3.15”晚会曝光企业所在地级市和对应曝光(HS6)产品信息,挑选出遭受集体声誉冲击的151个“地级市—产品”样本,设定为处理组。此外,为挑选出与处理组尽可能相似的控制组样本,统计在2011—2015年没有遭受负面集体声誉冲击的省份,将位于这些省份的样本剔除<sup>③</sup>;同时,考虑到被曝光产品均为最终消费品,根据联合国商品贸易统计数据库的BEC分类法,将属于资本品和中间品的样本剔除<sup>④</sup>;最后,考虑到负面集体声誉冲击可能会通过溢出效应、影响同省份同2分位(HS2)行业内“地级市—产品”的出口额,将与处理组样本同省份且与对应被曝光产品同2分位(HS2)行业的“地级市—产品”样本剔除。最终,本文共挑选出涉及175个地级市和1185种6分位(HS6)产品的91714个“地级市—产品”样本,设定为控制组。

2.“企业—产品—年份”维度。首先将2010—2015年中国海关出口数据与2010—2014年中国工业企业数据进行匹配<sup>⑤</sup>,获取工业企业的产品出口信息;而后再与2011—2014年被曝光企业所在地级市、对应6分位(HS6)产品和受冲击年份信息进行匹配,并剔除其中直接遭受负面

---

① 本文还考虑了中国海关数据在2012年前后所使用的商品编码不一致的问题:在2012年以前,中国海关数据所使用的商品编码是在2007年版本的基础上;在2012年及以后,则是在2012年版本的基础上。根据联合国网站提供的HS6位码转换表,本文转换2012年及以后的中国海关数据产品编码为2007年版本。

② 在匹配过程中,中国海关数据中的大量中小企业样本会被删除,因为中国工业企业数据的统计范围是年销售额大于500万元(2011年起为大于2000万元)的工业企业。但剩余样本企业仍占中国出口总额中的较大部分,仍具有较强的代表性。

③ 央视“3.15”晚会曝光的企业,通常位于经济发展水平较高、企业数量较多、人口数量较多的省份,因此同样位于这些省份的样本企业间具有更强的可比性。

④ 根据联合国商品贸易数据库的BEC分类法,最终消费品类别包括BEC112、BEC122、BEC522和BEC6。

⑤ 笔者已有的中国工业企业最新数据为2014年,因此无法使用2015年“3.15”晚会被曝光企业及产品数据;将2010—2015年海关数据与2010—2014年中国工业企业数据进行匹配,以获取提前一期的工业企业出口数据。

声誉冲击的被曝光企业样本,得到“企业—产品—年份”维度的面板数据。紧接着,挑选出与被曝光企业同城市、且存在被曝光产品出口行为的1734家企业、3977个“企业—被曝光产品”样本,设定为处理组。另外,为挑选出与处理组尽可能相似的控制组样本,同样统计在2011—2014年没有遭受负面集体声誉冲击的省份,将位于这些省份的样本剔除;同时,考虑到被曝光产品均为最终消费品,根据联合国商品贸易统计数据库的BEC分类法,将属于资本品和中间品的样本剔除;最后,为控制溢出效应的影响、保证控制组的“干净”,将与处理组样本同省份、且与对应被曝光产品同2分位(HS2)行业的“企业—产品”样本剔除。最终,本文共挑选出46526家工业企业的214639个“企业—产品”样本,设定为控制组。

## 四、研究设计

### (一) 基准模型

本文先在“地级市—产品”层面,研究负面集体声誉冲击对同地区同行业其他企业出口的影响;而后进一步具体到“企业—产品”层面,探究负面集体声誉冲击对企业产品出口二元边际的影响。

首先,在“地级市—产品”层面进行研究。较为理想的研究方法是采取能够有效控制内生性问题的双重差分方法,基本思路是比较处理组和控制组在集体声誉冲击前后被解释变量的净变化,作为冲击效果的衡量。但由于集体声誉冲击具体到“地区—产品—时间”维度,这就存在受冲击地区与没受冲击地区、受冲击产品与没受冲击产品、受冲击前后的差异。按照双重差分模型的思想,应以受冲击地区的受冲击产品为处理组,以受冲击地区的没受冲击产品为控制组,或者以没受冲击地区的受冲击产品为控制组;但这两种控制组选择方式都存在缺陷,因为可能存在产品差异或地区差异引致的因变量的时间趋势差异,使得平行趋势假定无法得到满足<sup>①</sup>,进而难以得到一致的估计。三重差分模型恰好能够解决上述控制组选取的局限,通过冲击前后进行差分,可以消除不随时间变化的异质性:根据受冲击产品与没受冲击产品进行差分,可以消除随时间变化的产品异质性;根据受冲击地区与没受冲击地区进行差分,可以消除随时间变化的地区异质性。通过三次差分,就能够同时控制产品差异和地区差异引致的因变量的时间趋势差异,进而准确估计集体声誉冲击产生的净效应。

考虑到样本期内存在较多零值观测,即某些城市的某种产品在一些年份的出口额为零,如果使用对数线性模型进行估计,容易产生偏误。为避免此问题,本文采用泊松伪最大似然估计(Poisson Pseudo Maximum Likelihood, PPML)方法,构建三重差分模型(Difference-In-Difference Model)进行估计,具体设定如下:

$$Export_{c,i,t+1} = \exp(\beta_0 + \beta_1 D_{c,i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{c,t} + \alpha X_{c,i,t} + \gamma_{c,i} + \omega_{p,t} + \varphi_{j,t} + u_{c,i,t}) \quad (3)$$

其中,下标 $c$ 表示地级市, $i$ 表示产品, $t$ 表示年份, $p$ 为 $c$ 城市所属省份, $j$ 为 $i$ 产品所属2分位(HS2)行业。考虑到负面声誉信息的传递需要一定时间,以及出口合约调整的期限问题,本文将被解释变量提前一期。 $Export_{c,i,t+1}$ 代表在时间 $t+1$ , $c$ 城市未被曝光企业的 $i$ 产品总出口额或总出口数量。 $D_{c,i,t}$ 为本文关注的核心解释变量,其系数衡量了负面集体声誉冲击对受冲

<sup>①</sup> 具体的,如若以受冲击地区的没受冲击产品为控制组,则没受冲击产品与受冲击产品的出口变化趋势可能本身就存在差异,平行趋势假定难以得到满足;如若以没受冲击地区的受冲击产品为控制组,则没受冲击地区与受冲击地区的产品出口变化趋势本身也可能存在差异,平行趋势假定可能也难以得到满足。



## 于春海等：集体声誉冲击、信息不对称与企业出口

击城市的受冲击产品出口的净影响；根据 2011—2015 年“3.15”晚会曝光企业的注册地址与被曝光产品信息，若  $c$  城市任一企业的  $i$  产品于时间  $t$  被曝光，则在时间  $t$  及以后  $D_{c,i,t}$  取值为 1，否则取值为 0。 $D_{i,t}$  的系数衡量了受冲击产品与没受冲击产品之间的产品异质性，若  $i$  产品在时间  $t$  被“3.15”晚会曝光，则在时间  $t$  及以后该变量取值为 1，否则取值为 0； $D_{c,t}$  的系数衡量了受冲击城市与没受冲击城市之间的地区异质性，若  $c$  城市的任一产品在时间  $t$  被“3.15”晚会曝光，则在时间  $t$  及以后该变量取值为 1，否则取值为 0。 $\gamma_{c,i}$  为城市  $\times$  产品固定效应， $\omega_{p,t}$  为省份  $\times$  年份固定效应， $\varphi_{j,t}$  为 2 分位（HS2）行业  $\times$  年份固定效应， $u_{c,i,t}$  为随机干扰项。

$X_{c,i,t}$  代表控制变量矩阵。在“城市—产品—年份”维度，选取“城市—产品”的出口结构、占全国出口份额两个变量进行控制，其中产品出口结构衡量了地区专业化生产水平，用  $c$  城市  $i$  产品的出口额占  $c$  城市总出口额比重表示；占全国出口份额衡量了市场势力，用  $c$  城市  $i$  产品的出口额占全国  $i$  产品总出口额的比重表示。在“城市—年份”维度，选取城市人均 GDP、第二产业比重、人口规模三个变量进行控制，其中人均 GDP 衡量了地区经济发展水平；第二产业比重衡量了城市产业结构，用总产值中第二产业产值比重表示；城市人口规模衡量了地区经济规模的大小，用城市年末户籍人口数表示。在“产品—年份”维度，选取全国出口企业数量变量进行控制，其衡量了全国的总出口规模。相关数据来源于历年中国海关数据和《中国城市统计年鉴》。

### （二）扩展模型

本文进一步具体到“企业—产品”层面，探究负面集体声誉冲击对企业产品出口二元边际的影响。参照基准模型，构建如下扩展模型：

$$Export_{f,i,t+1} = \exp(\beta_0 + \beta_1 D_{c,i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 D_{c,t} + \alpha X_{f,i,t} + \gamma_{f,i} + \omega_{p,t} + \varphi_{j,t} + u_{f,i,t}) \quad (4)$$

其中，下标  $f$  表示企业； $Export_{f,i,t+1}$  代表在时间  $t+1$ ， $f$  企业的  $i$  产品出口额、出口数量，以及出口目的地数量； $X_{f,i,t}$  代表控制变量矩阵； $\gamma_{f,i}$  为企业  $\times$  产品固定效应； $u_{f,i,t}$  为随机干扰项。其余下标和变量定义均与式（3）相同。在控制变量矩阵中，选取企业的工业总产值、资产负债率、成立时间长度，企业产品出口结构（ $f$  企业  $i$  产品的出口额占企业总出口额的比重）、占全国出口份额（ $f$  企业  $i$  产品的出口额占全国  $i$  产品总出口额的比重），产品的全国出口企业数量六个变量进行控制。相关数据来源于历年中国海关数据和中国工业企业数据。

本文所用主要变量的描述性统计结果见附录表 1。

## 五、回归结果

### （一）基准模型回归结果

1. 基准回归结果。“地级市—产品”层面的基准回归结果如表 2 所示。其中，将出口金额提前一期的列（1）回归结果显示，在控制系列固定效应后，负面集体声誉冲击对同城市其他企业的同种产品总出口额的影响为负，且在 1% 水平上显著；额外加入系列控制变量后，列（2）回归结果显示，负面集体声誉冲击使得同城市其他企业的同种产品总出口额平均下降 14.3%，且在 1% 水平上显著。列（3）和列（4）以提前一期的出口数量作为被解释变量，所得回归结果类似。综上所述，显著为负的回归结果表明，在负面集体声誉冲击发生后，同“群体”内的企业产品出口额和出口数量均出现显著下降；研究假设 1 得到初步验证。

表 2 列（5）和列（6）展示了被解释变量没有被提前的回归结果。可见， $D_{c,i,t}$  项回归系数均不显著；可能的原因在于，负面声誉信息传递、已有出口合约调整等均需要花费一定时间，集体声誉冲击影响存在一定的时间滞后性。

表 2

基准回归结果

被解释变量	$Export_{c,i,t+1}$				$Export_{c,i,t}$	
	出口额		出口数量		出口额	出口数量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D_{c,i,t}$	-0.151***	-0.143***	-0.158***	-0.152***	0.027	0.021
	(0.047)	(0.047)	(0.049)	(0.049)	(0.043)	(0.046)
$D_{i,t}$	0.068*	0.062*	0.076*	0.072*	0.027	0.026
	(0.037)	(0.036)	(0.040)	(0.039)	(0.019)	(0.022)
$D_{c,t}$	-0.047	-0.037	-0.038	-0.029	-0.014	-0.013
	(0.035)	(0.034)	(0.035)	(0.034)	(0.043)	(0.044)
人均 GDP	—	-0.064	—	-0.055	0.070*	0.078*
		(0.045)		(0.042)	(0.042)	(0.041)
第二产业比重	—	0.002	—	0.002	0.011**	0.012**
		(0.007)		(0.007)	(0.006)	(0.006)
人口规模	—	-0.408	—	-0.357	0.088	0.089
		(0.271)		(0.278)	(0.325)	(0.306)
产品出口结构	—	-0.004	—	-0.003	0.093***	0.100***
		(0.003)		(0.003)	(0.021)	(0.024)
占全国出口份额	—	0.001***	—	0.003***	0.031***	0.033***
		(0.000)		(0.000)	(0.004)	(0.004)
产品出口企业数量	—	0.038***	—	0.034***	0.053***	0.048***
		(0.008)		(0.008)	(0.010)	(0.010)
城市×产品固定效应	是	是	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整后的 R <sup>2</sup>	0.371	0.372	0.398	0.399	0.386	0.404
观测值	474 960	474 430	474 688	474 158	631 512	631 181

注：(1) 固定效应中的“产品”指 6 分位 (HS6) 产品，“行业”指 2 分位 (HS2) 行业。(2) 括号内为双向聚类到地级市和产品所在 2 分位 (HS2) 行业层面的稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\* 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下表同。

2. 行业与地区影响范围。在基准回归结果基础上，本文进一步探究集体声誉冲击在行业与地区维度上的影响范围。首先，将下标  $i$  的定义从 6 分位 (HS6) 产品，分别扩展至 4 分位 (HS4) 行业和 2 分位 (HS2) 行业，并剔除基准回归数据中的处理组样本，以探究负面集体声誉冲击在行业维度上的影响范围大小。对应回归结果如表 3 列 (1) 和列 (2) 所示。在列 (1) 中，负面集体声誉冲击对同城市 4 分位 (HS4) 行业出口额的影响为负，在 5% 水平上显著，且  $D_{c,i,t}$  项系数的绝对值大小约为基准回归结果的一半；这表明集体声誉冲击对同城市同 4 分位 (HS4) 行业的产品出口仍存在显著的负向影响，但影响力度大幅减弱。在列 (2) 中， $D_{c,i,t}$  项

## 于春海等：集体声誉冲击、信息不对称与企业出口

系数为负但不再显著，表明负面集体声誉冲击无法对更大范围的 2 分位（HS2）行业出口额产生显著影响。综上可知，一种产品与被曝光产品之间的“行业距离”越远，专业化进口商或中间商在产品购买和进口过程中，就越低概率认为两者存在关联，集体声誉冲击的影响也就相应越小、显著性越弱。

其次，本文还进一步拓展下标  $c$  的定义范围，将处理组分别替换为同省相邻城市和同省所有其他城市的同种产品出口额，并剔除基准回归数据中的处理组样本，以分别探究负面集体声誉冲击在地区维度上，对同省相邻城市和同省所有其他城市企业的同种产品出口的影响。对应回归结果如表 3 列（3）和列（4）所示。其中列（3）的回归结果显示，集体声誉冲击使得同省相邻城市企业的同种产品的总出口额平均下降 16.2%<sup>①</sup>，且在 1% 水平上显著。这说明，负面集体声誉冲击的影响范围不局限于同一城市范围内，同省相邻城市企业的同种产品出口同样受到较大影响；可能的原因在于，同省相邻城市企业间的产业联系密切，生产技术和产业结构相似（Bai *et al.*, 2022），专业进口商或中间商通常将同省相邻城市的企业产品紧密联系在一起，甚至等同看待。表 3 列（4）的回归结果显示，集体声誉冲击同样会对同省所有其他城市企业的被曝光产品出口产生显著的负向影响，但影响力度和显著性明显降低。一方面，同省份不同城市企业的公司命名往往以相同省份名称开头，这将促使国外进口商认为同省企业间仍存在一定的关联，因此集体声誉冲击仍维持较显著的影响；另一方面，随着地理距离的增加，不同城市企业间的关联程度和相似程度会越来越低，负面集体声誉冲击的影响力度也因此减弱。

最后，本文进一步拓展地区的定义范围，将处理组替换为全国所有城市的受冲击产品，将控制组定义为全国所有城市的非受冲击产品，同时为保证控制组的“干净”，还将控制组中与受冲击产品同 2 分位（HS2）行业的产品样本剔除。而后，参照基准模型，构建一个双重差分模型<sup>②</sup>，对应回归结果如表 3 列（5）所示。可见，核心解释变量系数并不显著；这说明，集体声誉冲击无法对全国范围内所有城市的被曝光产品出口产生显著影响。

### （二）扩展模型回归结果

本文进一步使用 2010—2015 年“企业—产品”层面的出口数据，分别与 2010—2014 年中国工业企业数据和 2011—2014 年央视“3.15”晚会曝光企业及不合格产品名称进行匹配，探究负面集体声誉冲击对同地区每一企业的对应产品出口的影响。回归结果如表 4 所示。其中列（1）回归结果显示，负面集体声誉冲击对同城市其他企业的被曝光产品出口额影响为负，且在 1% 水平上显著；额外加入系列控制变量后，列（2）回归结果显示，在消除地区差异和产品差异后，与控制组相比，负面集体声誉冲击使得同地区其他企业的被曝光产品出口额平均下降 8.3%<sup>③</sup>，且在 5% 水平上显著。列（3）和列（4）以企业产品的出口数量作为被解释变量，所得回归结果类似。综上所述，企业层面的扩展模型回归结果进一步表明，以“3.15”晚会曝光事件衡量的负面集体声誉冲击，会对同城市其他企业的被曝光产品出口行为产生显著的负向影响；本文的研究

① 表 3 列（3）的核心解释变量回归系数绝对值略大于表 2 列（2），可能的原因在于：中国四大直辖市均没有同省相邻城市，因而被从处理组样本中剔除，而位于四大直辖市的样本企业通常规模较大、商标品牌较多、克服信息不对称的能力较强，因而其受到集体声誉冲击的影响较小，删掉该部分样本会使得回归系数的绝对值变大。

② 参照基准模型，双重差分模型的具体设定为： $Export_{c,i,t+1} = \exp(\beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \alpha X_{c,i,t} + \gamma_{c,i} + \omega_{p,t} + \varphi_{j,t} + u_{c,i,t})$

③ 对比表 2 的基准回归结果，表 4 中集体声誉冲击的负向影响较弱；可能的原因在于，中国工业企业数据中的样本企业规模较大、拥有的商标品牌数量较多、克服信息不对称能力较强，集体声誉冲击对其产生的不利影响相对较弱。

假设 1 得到进一步验证。

表 3 行业与地区影响范围回归结果

被解释变量	$Export\_Value_{c,i,t+1}$				
	4 分位 (HS4) 行业	2 分位 (HS2) 行业	同省相邻 城市	同省所有 其他城市	全国所有 其他城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$D_{c,i,t}$	-0.071** (0.034)	-0.030 (0.027)	-0.162*** (0.052)	-0.077** (0.032)	0.064 (0.095)
$D_{i,t}$	-0.029 (0.019)	—	0.063* (0.036)	0.061* (0.036)	—
$D_{c,t}$	-0.026 (0.029)	-0.001 (0.018)	0.061* (0.033)	0.047 (0.058)	—
控制变量	是	是	是	是	是
城市×产品固定效应	是	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是	是
调整后的 R <sup>2</sup>	0.375	0.357	0.372	0.372	0.374
观测值	140 489	19 270	476 404	481 648	502 805

注：(1) 被解释变量  $Export\_Value_{c,i,t+1}$  为城市产品的出口额，以出口数量作为被解释变量的回归结果相似，不再额外展示。下表同。(2) 表 3 列 (5) 中的核心解释变量为  $D_{i,t}$ 。

另外，本文还以企业产品的出口目的地数量作为被解释变量，并采用线性回归估计方法，探究集体声誉冲击对企业产品出口扩展边际的影响。对应回归结果如表 4 列 (5) 所示。可见，在集体声誉冲击发生后，同城市其他企业的被曝光产品的出口国家数量平均下降 13.0%，且在 1% 水平上显著。这说明，负面集体声誉冲击不仅会降低企业产品的出口额，还会促使企业产品退出某些出口市场。

### (三) 关于信息不对称的异质性检验

根据理论部分，产品市场的信息不对称是集体声誉冲击能够影响消费者购买决策、进而影响企业产品出口的原因；同等条件下，企业面临的信息不对称程度越高，消费者就越依赖集体声誉途径进行购买决策，负面集体声誉冲击对企业产品出口的负向影响也就越大和显著。据此，本文分别从商标品牌与产品识别、重复交易与个体声誉、与出口目的国的地理距离三个方面，衡量冲击前处理组样本面临的信息不对称程度差异，并通过区分组间差异展开检验。

1. 商标品牌与产品识别。商标品牌本质上是企业向消费者传递的关于自己产品质量的积极信号，有助于消费者区分存在质量问题的产品与商标产品，保护企业声誉 (Gao & Hitt, 2012; Block *et al.*, 2014; 马述忠和贺歌, 2024)。从消费者视角来看，有商标品牌认证的企业产品，其平均质量往往高于没有商标品牌认证的企业产品 (肖延高等, 2021)；原因在于，低质产品申请商标，恰恰便于消费者识别其为低质量产品，反而不利于其销售，而高质量产品申请商标，则可以表明其质量信息，有助于提高高质量产品的销量。因此，商标品牌认证是企业克服产品信息不对称、规避集体声誉冲击影响的重要方式 (Dinlersoz *et al.*, 2018)。

于春海等：集体声誉冲击、信息不对称与企业出口

表 4 扩展模型回归结果

被解释变量	$Export_{f,i,t+1}$				
	出口额		出口数量		出口目的地数量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$D_{c,i,t}$	-0.102*** (0.029)	-0.083** (0.037)	-0.112*** (0.031)	-0.093** (0.039)	-0.130*** (0.032)
$D_{i,t}$	0.020 (0.013)	0.015** (0.007)	0.019 (0.012)	0.014** (0.007)	0.015* (0.008)
$D_{c,t}$	0.007 (0.010)	0.012 (0.008)	0.006 (0.011)	0.011 (0.009)	0.009 (0.008)
工业总产值	—	0.029*** (0.005)	—	0.031*** (0.005)	0.021*** (0.007)
资产负债率	—	-0.002 (0.001)	—	-0.002* (0.001)	-0.002 (0.001)
成立时间长度	—	-0.006 (0.013)	—	-0.006 (0.012)	-0.012 (0.009)
产品出口结构	—	-0.041*** (0.016)	—	-0.044*** (0.014)	0.029 (0.032)
占全国出口份额	—	0.170*** (0.030)	—	0.186*** (0.035)	0.164*** (0.042)
产品出口企业数量	—	0.074*** (0.012)	—	0.075*** (0.012)	-0.017 (0.032)
城市×产品固定效应	是	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是	是
调整后的 R <sup>2</sup>	0.238	0.220	0.281	0.266	0.745
观测值	382 101	270 459	381 527	270 137	283 674

注：表 4 列 (5) 采用 OLS 方法进行估计。

基于此，在“地级市—产品”维度，本文使用来源于中国国家知识产权局商标局的企业商标申请数据，将其与中国工业企业数据进行匹配，分别计算被曝光产品所属国民经济（4 分位）行业和被曝光企业所在地级市的累计商标密度水平。具体的，本文首先关注 2010 年（冲击前）每一国民经济（4 分位）行业的所有工业企业，计算其在 2008—2010 年累计申请的商标品牌总数量以及企业总数量，将两者相除，得到 2010 年每一行业的商标密度。而后，仔细对照国民经济（4 分位）行业和海关商品编码中的 6 分位（HS6）产品，将两者相对应，得到每一种被曝光产品所在国民经济（4 分位）行业的商标密度水平。将商标密度小于等于中位数水平的产品定义为商标密度低的产品，将高于中位数水平的产品定义为商标密度高的产品，并进行分组回归，结果如表 5 列 (1) 和列 (2) 所示。可见，对于商标密度高的产品，集体声誉冲击影响的显著性较弱，而对于商标密度低的产品，集体声誉冲击影响的显著性较强；此外，非对称性检验结果接近在 10% 水平上显著，说明列 (2) 的负向影响要大于列 (1)。这表明对于商标品牌密集的产品，负面集体声誉冲击的影响更小、显著性较弱；这与研究假设 2 相一致，验证了商标品牌所具有的产品识别功能，能够通过降低信息不对称程度，减弱集体声誉冲击对企业产品出口的不利影响。

其次,本文计算在2010年(冲击前)的每一地级市,所有工业企业在2008—2010年累计申请商标总数量和企业总数量,将两者相除,得到2010年每一地级市的商标密度。在发生过集体声誉冲击的36个地级市中,将商标密度较高的50%城市样本和商标密度较低的50%城市样本进行分组回归,结果如表5列(3)和列(4)所示。可见,对于商标密度较高的城市,集体声誉冲击的影响较小、显著性较弱;而对于商标密度较低的城市,集体声誉冲击产生了更强的负向影响;非对称性检验结果也表明了这一点。这在地区维度,进一步验证了本文的研究假设2。

在“企业—产品”维度,本文同样计算处理组企业在冲击发生前一年的累计商标申请数量,并根据处理组样本的中位数水平进行分组回归,结果如表5列(5)和列(6)所示。显然,冲击前处理组企业拥有的商标数量越多,集体声誉冲击对企业产品出口的负向影响就越小、显著性就越弱;非对称性检验结果接近在10%水平上显著,这表明列(6)  $D_{c,i,t}$  项回归系数的绝对值大小,要显著大于列(5)。研究假设2得到进一步验证。

表5 关于商标品牌的检验结果

被解释变量	$Export\_Value_{c,i,t+1}$				$Export\_Value_{j,i,t+1}$	
	“地级市—产品”维度				“企业—产品”维度	
	商标密度高的产品	商标密度低的产品	商标密度高的城市	商标密度低的城市	累计申请商标数量多	累计申请商标数量少
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D_{c,i,t}$	-0.092* (0.049)	-0.155*** (0.054)	-0.080* (0.045)	-0.348*** (0.115)	-0.053 (0.039)	-0.112** (0.045)
非对称性检验	1.660		36.310***		1.690	
$D_{i,t}$	0.062* (0.036)	0.062* (0.036)	0.062* (0.036)	0.062* (0.036)	0.016** (0.007)	0.016** (0.007)
$D_{c,t}$	-0.037 (0.034)	-0.037 (0.034)	-0.036 (0.034)	-0.036 (0.034)	0.013 (0.008)	0.012 (0.008)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市/企业×产品固定效应	是	是	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整后的R <sup>2</sup>	0.371	0.372	0.372	0.371	0.220	0.220
观测值	473 776	474 232	474 160	473 848	268 695	268 590

2. 重复交易与个体声誉。根据陈燕等(2005)、Berlingieri *et al.* (2021)的研究,企业产品的历史出口经历越丰富,进口商和海外消费者对该企业产品的个体声誉水平了解的就越多,信息不对称程度就越低,此时进口商或消费者对集体声誉途径的依赖程度会降低,转而更加依赖个体声誉途径进行购买决策,这将减弱负面集体声誉冲击的影响。

据此,在“地级市—产品”维度,本文根据中国海关数据,先计算各地级市在2009—2010年的出口总额大小<sup>①</sup>,而后在发生过集体声誉冲击的36个地级市中,将出口总额较低的50%城

<sup>①</sup> 企业任意种类的产品出口,均能够增加海外进口商或消费者对企业的了解和信任程度,因此本文没有局限于被曝光产品的出口金额加总,而是将企业所有产品的出口数据进行加总。

## 于春海等：集体声誉冲击、信息不对称与企业出口

市样本和出口总额较高的 50% 城市样本进行分组回归，结果如表 6 列 (1) 和列 (2) 所示。可见，地级市企业的历史出口经历越丰富，负面集体声誉冲击对该城市企业出口的负向影响就越小、显著性越弱；反之，如若地级市企业的历史出口经历普遍较缺乏，负面集体声誉冲击的负向影响就相对较大，显著性也相对较高；非对称性检验结果也表明，表 6 列 (2)  $D_{c,i,t}$  项的回归系数绝对值，要显著大于表 6 列 (1)。这与研究假设 2 相一致。

在“企业—产品”维度，本文先将 2009—2010 年中国海关数据与 2009—2010 年中国工业企业数据进行匹配，计算处理组企业在 2009—2010 年的出口总额；而后，将出口总额较低的 50% 处理组企业和出口总额较高的 50% 处理组企业，进行分组回归，结果如表 6 列 (3) 和列 (4) 所示。可见，对于那些历史出口额较低的处理组企业，集体声誉冲击对其产品出口的负向影响较大，且在 1% 水平上显著；而对于那些历史出口额较高的处理组企业，由于历史重复交易强化了进口商对它们的了解、缓解了信息不对称问题，集体声誉冲击的负向影响较小、显著性较弱。研究假设 2 在企业层面得到进一步验证。

表 6 关于重复交易的检验结果

被解释变量	$Export\_Value_{c,i,t+1}$		$Export\_Value_{j,i,t+1}$	
	“地级市—产品”维度		“企业—产品”维度	
	高出口金额城市	低出口金额城市	高出口金额企业	低出口金额企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_{c,i,t}$	-0.088** (0.045)	-0.333*** (0.126)	-0.066* (0.036)	-0.172*** (0.032)
非对称性检验	30.320***		11.380***	
$D_{i,t}$	0.062* (0.036)	0.063* (0.036)	0.016** (0.007)	0.016** (0.008)
$D_{c,t}$	-0.037 (0.034)	-0.036 (0.034)	0.012 (0.008)	0.013 (0.008)
控制变量	是	是	是	是
城市/企业×产品固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是
调整后的 $R^2$	0.372	0.371	0.220	0.220
观测值	474 172	473 836	269 504	268 184

3. 与出口目的国的地理距离。根据 Huang (2007) 的研究，两国之间的地理距离之所以能够影响国际贸易流量，不仅是因为地理距离代表着运输成本的高低，更是因为地理距离衡量了两国之间的信息不对称程度。尽管随着信息通信技术的快速发展，地理距离所代表的信息获取成本和信息不对称程度有所下降，但仍能够较好代表不同国家在语言、文化、市场体制等方面存在的显著差异 (Spolaore & Wacziarg, 2015; 郝凤霞等, 2023); 因而与出口目的国的地理距离远近，能够较好衡量出口产品市场的信息不对称程度。本节据此展开检验。

在“地级市—产品”维度，本文首先利用世界各国（首都）的经纬度数据<sup>①</sup>，计算中国与世

① 世界各国（首都）的经纬度数据来源于联合国经济和社会事务部官方网站。

界各国间的地理距离，并以 2010 年（冲击前）“地级市—产品”样本对各出口目的国的出口额为权重，将中国与各出口目的国的地理距离进行加权平均，从而得到在冲击发生前，每一处理组样本与出口市场的加权平均地理距离。紧接着，本文计算处理组样本的中位数水平，并据此进行分组回归，结果如表 7 列（1）和列（2）所示。非对称性检验结果表明，列（1） $D_{c,i,t}$  项的回归系数绝对值显著大于列（2）；这意味着，与出口市场的地理距离越远，信息不对称程度就越高，进口商或国外消费者在进行购买决策时，就会更加依赖集体声誉途径，因此负面集体声誉冲击对出口的负向影响更大。这与研究假设 2 一致。

在“企业—产品”维度，本文同样基于中国与世界各国的地理距离，以冲击前一年“企业—产品”样本对各出口目的国的出口额为权重，将中国与各出口目的国的地理距离进行加权平均，从而得到在冲击发生前，每一处理组样本与出口市场的加权平均地理距离。而后，本文计算处理组样本的中位数水平，并据此进行分组回归，结果如表 7 列（3）和列（4）所示。可见，两列  $D_{c,i,t}$  项回归系数的显著性存在着明显差别——与出口市场的地理距离越远，信息不对称程度就越高，负面集体声誉冲击对企业产品出口的负向影响就越显著。研究假设 2 得到进一步验证。

表 7 关于与出口目的国地理距离的检验结果

被解释变量	$Export\_Value_{c,i,t+1}$		$Export\_Value_{j,i,t+1}$	
	“地级市—产品”维度		“企业—产品”维度	
	地理距离远	地理距离近	地理距离远	地理距离近
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_{c,i,t}$	-0.192** (0.087)	-0.091** (0.037)	-0.090*** (0.034)	-0.077* (0.042)
非对称性检验	7.340***		0.090	
$D_{i,t}$	0.063* (0.036)	0.062* (0.036)	0.016** (0.007)	0.016** (0.007)
$D_{c,t}$	-0.037 (0.034)	-0.036 (0.034)	0.012 (0.008)	0.013 (0.008)
控制变量	是	是	是	是
城市/企业×产品固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是
调整后的 R <sup>2</sup>	0.371	0.372	0.220	0.220
观测值	474 004	474 004	268 759	268 927

（四）稳健性检验

1. 平行趋势检验。本文使用三重差分模型进行准确估计的前提假定是：在集体声誉冲击发生前，处理组和控制组样本的出口行为有着相同的变化趋势。为检验该假定是否得到满足，分别基于基准模型和扩展模型，运用事件研究法，以集体声誉冲击发生前一年作为基准年份，构建各时间虚拟变量与处理组的交互项，并替换回归模型中的核心解释变量。对应回归结果如图 1 所示。其中，左侧图为“地级市—产品”维度的回归结果，右侧图为“企业—产品”维度的回归结果。



## 于春海等：集体声誉冲击、信息不对称与企业出口

可见，在负面集体声誉冲击发生前，核心解释变量的 95% 置信区间均包含 0，表明在冲击前，处理组与控制组样本在出口行为上不存在明显差异；在负面集体声誉冲击发生后，核心解释变量的回归系数出现显著下降。因此，事件研究回归结果说明，在冲击发生前，处理组和控制组样本间在出口行为上，没有表现出差异性的变化趋势，平行趋势假定得到满足；在冲击发生后，相较于控制组样本，处理组样本的出口显著下降，这与前文的回归结果一致。

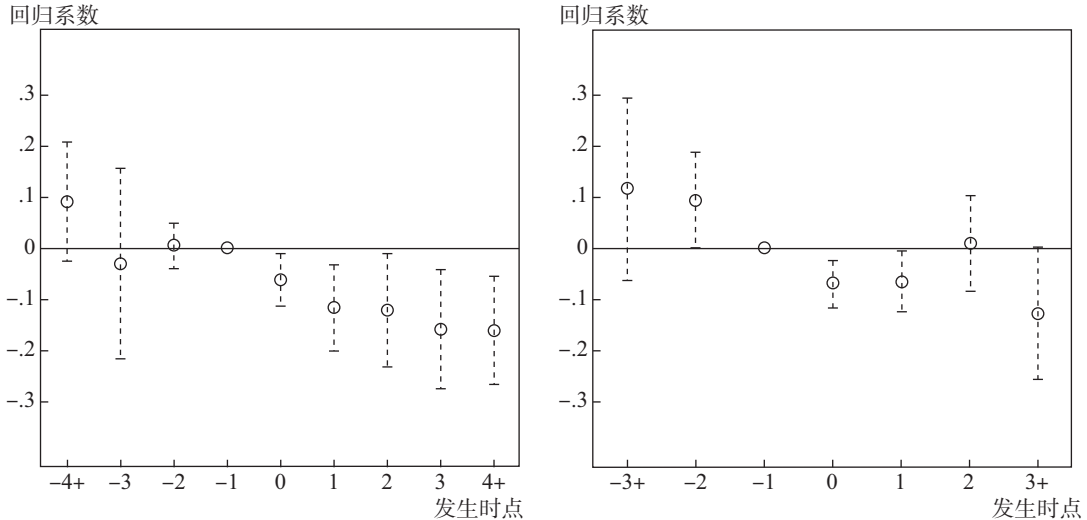


图 1 事件研究回归结果

2. 内生性问题讨论。央视“3.15”晚会曝光的产品质量问题均由记者或与被调查企业完全无关的机构、通过暗访等“保密性”调研发现，该调研过程与被调查企业没有任何联系或沟通，这保证了集体声誉冲击的充分外生性。但在样本选择方面，受冲击城市和被曝光产品的选择可能并不随机，对于那些生产规模或出口规模较大的地级市和产品，可能更容易被曝光存在“造假”或“低质量”等问题；换言之，同等条件下这些地级市和产品有更大概率进入处理组。因此，本文的处理组样本选择并不随机，处理组与控制组样本间可能存在着较为显著的特征差异，这样的样本选择偏差会造成估计结果偏误。

为此，本文首先使用广义精确匹配方法，在“地级市—产品”维度，检验潜在的内生性问题是否影响基准回归结果。具体地，基于处理组和控制组样本的城市人口规模、城市人均 GDP、城市第二产业比重、城市出口总额、城市工业企业数量、城市财政支出金额、城市产品出口结构、城市产品占全国出口份额、产品出口企业数量，先根据九个变量的 4 分位数进行分层，然后在每一层内进行匹配。 $L_1$  检验了两组变量间的整体平衡度，对比匹配前后的平衡性检验结果发现， $L_1$  显著变小；这表明在匹配后，处理组与控制组样本间的平衡性增强。表 8 列 (1) 和列 (2) 展示了广义精确匹配后的回归结果。与基准回归结果相比，核心解释变量系数大小和显著性均无明显变化。这表明在有效缓解了样本选择偏差导致的内生性问题后，本文结论不变。

其次，本文还在“地级市—产品”维度，计算所有样本城市在 2010 年（冲击前）的 GDP，发现对于发生过集体声誉冲击的 36 个地级市，其在 2010 年的 GDP 均大于 25% 分位数水平；这意味着，控制组样本中涵盖了大量生产规模较小的城市，这可能增大了处理组与控制组间的不平衡。据此，本文将控制组中低于 25% 分位数水平的城市样本剔除，并重新估计基准模型，结果如表 8 列 (3) 所示。本文结论不变。

最后，本文还在“地级市—产品”维度，统计所有产品在 2010 年（冲击前）的全国出口企

业总数量,发现对于绝大部分被曝光产品,其在2010年的全国出口企业总数量均大于100家;为此,本文将控制组中全国出口企业数量小于等于100家的产品样本全部剔除,并重新估计基准模型,结果如表8列(4)所示。与基准回归结果相比, $D_{c,i,t}$ 项的回归系数大小和显著性未发生显著变化,本文结论不变。

表8 关于内生性问题的检验

被解释变量	$Export\_Value_{c,i,t+1}$			
	CEM匹配样本		剔除小城市样本	剔除出口企业少的产品样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D_{c,i,t}$	-0.191** (0.075)	-0.181** (0.072)	-0.101*** (0.037)	-0.141*** (0.048)
$D_{i,t}$	0.031 (0.060)	0.030 (0.057)	0.042 (0.030)	0.064* (0.037)
$D_{c,t}$	-0.139 (0.093)	-0.085 (0.080)	-0.042 (0.035)	-0.036 (0.035)
控制变量	否	是	是	是
城市×产品固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是
调整后的R <sup>2</sup>	0.414	0.416	0.378	0.368
观测值	44 635	44 588	381 078	444 633

3. 安慰剂检验。为检验回归结果是否由某些未观测到的偶然因素导致,本文采用随机生成的负面集体声誉冲击事件进行安慰剂检验(Placebo Test)。具体而言,保持151个集体声誉冲击的发生年份不变,而将发生集体声誉冲击的“地级市—产品”进行随机重排,即从全样本中随机抽取151个“地级市—产品”,假设其在对应年份遭受负面集体声誉冲击的影响。利用随机生成的集体声誉冲击事件,重新估计基准模型和扩展模型,得到 $D_{c,i,t}$ 项的估计系数及对应标准误,将两者相除得到估计系数对应的 $t$ 统计量。利用蒙特卡洛模拟重复上述步骤100次,将所得 $t$ 统计量的分布情况绘制在附录图1中;其中左侧图为“地级市—产品”维度的检验结果,右侧图为“企业—产品”维度的检验结果。可见,在绝大多数情形下, $D_{c,i,t}$ 项的估计系数在5%水平上不显著。由此,可以认为基准回归结果和扩展回归结果并不是由某些偶然因素导致。

4. 其他稳健性检验。本文还进行如下检验:(1)考虑到城市维度可能存在遗漏变量偏误问题,进一步控制“城市×年份固定效应”;(2)产品维度也可能存在遗漏变量偏误问题,进一步控制“HS6产品×年份固定效应”;(3)为排除样本期内“自贸试验区”政策的可能干扰,将2010—2016年设立过自贸试验区的省份样本<sup>①</sup>剔除;(4)受冲击的“地级市—产品”样本大都存在多年的出口行为,将控制组中只存在一年出口行为的样本剔除;(5)考虑到省份与直辖市在政府监管模式、经济发展路径、国家支持政策等方面可能存在显著差异,将位于四大直辖市的样本剔除。

<sup>①</sup> 在2013年,国务院批准在上海设立首个自贸试验区;在2015年,国务院批准在广东省、天津市、福建省设立自贸试验区。本文将位于这些省份或直辖市的样本全部剔除,而后重新估计基准模型。

## 于春海等：集体声誉冲击、信息不对称与企业出口

以上稳健性检验的回归结果如附录表 2 所示，与基准回归结果一致。

## 六、结论

本文构建的理论模型表明，在信息不对称的出口产品市场中，消费者依据企业产品的个体声誉和集体声誉进行购买决策；而且，信息不对称程度越高，消费者就越依赖于集体声誉途径做出购买决策，负面集体声誉冲击对企业产品出口的负向影响就越大。以此为基础，本文整理 2011—2015 年央视“3.15”晚会曝光企业及产品名单，用以衡量特定于地区行业的负面集体声誉冲击，并结合 2010—2016 年中国海关数据、中国工业企业数据和企业商标申请数据，探究了负面集体声誉冲击对企业产品出口的影响。研究表明：（1）负面集体声誉冲击对同“群体”内企业产品的出口产生显著负向影响；（2）在行业维度，集体声誉冲击的影响范围局限于相同 4 分位行业，在地区维度，冲击对同一省份内其他企业的出口仍有显著负向影响；（3）商标品牌的产品识别功能，以及历史重复交易对个体声誉的强化作用，均能够通过缓解信息不对称，使“群体”内企业有效规避集体声誉冲击的影响；（4）与出口目的国的地理距离越远，信息不对称程度就越高，国外进口商或中间商就越依赖集体声誉途径进行购买决策，集体声誉冲击对企业产品出口的负向影响就越大和显著。

在中国推动出口产品转型升级的大背景下，本文的研究具有重要政策含义。本文的研究结论表明，集体声誉途径是国外进口商和中间商进行购买决策的重要依据，低质量企业通过破坏同地区行业的集体声誉，会对同“群体”内其他企业产品的出口产生显著负向影响。因此，地方政府应当采取严格监管、定期抽查、提高惩罚力度等措施，严厉打击制售假冒伪劣商品，显著提高“群体”内企业的造假成本，以避免中国出口陷入“低质量陷阱”。此外，本文的研究还表明，商标品牌的产品识别功能，以及重复历史交易对个体声誉的强化作用，均能够通过缓解信息不对称，进而帮助企业有效规避集体声誉风险。因此，一方面应继续推进商标注册便利化，降低申请过程中的相关成本，并鼓励企业积极进行商标品牌认证；另一方面，鼓励外贸企业持续深耕国际市场，避免“打一枪换一个地方”。

## 参考文献

- 陈燕、李晏墅、李勇，2005：《声誉机制与金融信用缺失的治理》，《中国工业经济》第 8 期。
- 陈艳莹、平靓，2020：《集体声誉危机与企业认证行为——基于“柠檬市场”治理机制的视角》，《中国工业经济》第 4 期。
- 郝凤霞、吴贇、楼永，2023：《中国金融中心城市的“囚徒困境”》，《经济理论与经济管理》第 2 期。
- 洪圣杰、张文魁、曹健、王雅琦，2023：《出口集聚的需求侧效应、信息摩擦与产品质量》，《中国工业经济》第 10 期。
- 李军林、李诗、朱沛华、张黎阳，2023：《处罚公告、企业绩效与高管变更：一个组织声誉的研究视角》，《经济理论与经济管理》第 4 期。
- 李想、石磊，2014：《行业信任危机的一个经济学解释：以食品安全为例》，《经济研究》第 1 期。
- 马述忠、贺歌，2024：《消费者保护政策能否减少逆向选择》，《经济理论与经济管理》第 6 期。
- 裴长洪、刘斌，2019：《中国对外贸易的动能转换与国际竞争新优势的形成》，《经济研究》第 5 期。
- 肖廷高、冉华庆、童文锋、康凯悦，2021：《防卫还是囤积？商标组合对企业绩效的影响及启示》，《管理世界》第 10 期。
- 许荣、王雯岚、徐星美、方明浩，2023：《公司声誉能带来更高的金融市场价值吗——基于中华老字号上市公司的证据》，《经济理论与经济管理》第 3 期。

- 叶迪、朱林可, 2017:《地区质量声誉与企业出口表现》,《经济研究》第6期。
- Bachmann, R., G. Ehrlich, Y. Fan, D. Ruzic, and B. Leard, 2023, “Firms and Collective Reputation: A Study of the Volkswagen Emissions Scandal”, *Journal of the European Economic Association*, 21 (2): 484 - 525.
- Bai, J., L. Gazze, and Y. Wang, 2022, “Collective Reputation in Trade: Evidence from the Chinese Dairy Industry”, *Review of Economics and Statistics*, 104 (6): 1121 - 1137.
- Berlingieri, G., L. Marcolin, and E. Ornelas, 2021, “Service Offshoring and Export Experience”, CEPR Discussion Paper No. 1775.
- Block, J. H., C. Fisch, and P. G. Sandner, 2014, “Trademark Families: Characteristics and Market Values”, *Journal of Brand Management*, 21 (2): 150 - 170.
- Cagé, J. and D. Rouzet, 2015, “Improving ‘National Brands’: Reputation for Quality and Export Promotion Strategies”, *Journal of International Economics*, 95 (2): 274 - 290.
- Castriota, S. and M. Delmastro, 2015, “The Economics of Collective Reputation: Evidence from the Wine Industry”, *American Journal of Agricultural Economics*, 97 (2): 469 - 489.
- Chen, M. X. and M. Wu, 2021, “The Value of Reputation in Trade: Evidence from Alibaba”, *Review of Economics and Statistics*, 103 (5): 857 - 873.
- Chisik, R., 2003, “Export Industry Policy and Reputational Comparative Advantage”, *Journal of International Economics*, 59 (2): 423 - 451.
- Clougherty, J. A. and M. Grajek, 2014, “International Standards and International Trade: Empirical Evidence from ISO 9000 Diffusion”, *International Journal of Industrial Organization*, 36: 70 - 82.
- Dinlersoz, E. M., N. Goldschlag, A. Myers, and N. Zolas, 2018, “An Anatomy of U. S. Firms Seeking Trademark Registration”, NBER Working Paper No. 25038.
- Fishman, A., I. Finkelstein, A. Simhon, and N. Yacouel, 2018, “Collective Brands”, *International Journal of Industrial Organization*, 59: 316 - 339.
- Gao, G. and L. M. Hitt, 2012, “Information Technology and Trademarks: Implications for Product Variety”, *Management Science*, 58 (6): 1211 - 1226.
- Huang, R. R., 2007, “Distance and Trade: Disentangling Unfamiliarity Effects and Transport Cost Effects”, *European Economic Review*, 51 (1): 161 - 181.
- Nocke, V. and R. Strausz, 2023, “Collective Brand Reputation”, *Journal of Political Economy*, 131 (1): 1 - 58.
- Spolaore, E. and R. Wacziarg, 2015, “Ancestry, Language and Culture”, NBER Working Paper No. 21242.
- Tirole, J., 1996, “A Theory of Collective Reputations (with Applications to the Persistence of Corruption and to Firm Quality)”, *Review of Economic Studies*, 63 (1): 1 - 22.
- Van Der Schaar, M. and S. Zhang, 2015, “A Dynamic Model of Certification and Reputation”, *Economic Theory*, 58 (3): 509 - 541.

(责任编辑: 刘舫舫)

## Collective Reputation Shock, Information Asymmetry and Enterprise Export

YU Chunhai<sup>1</sup> MA Kewei<sup>1</sup> SUN Puyang<sup>1</sup>

(1. School of Economics, Renmin University of China)

**Summary:** Due to the differences in law and culture, as well as the influence of geographical distance and other factors, the information asymmetry in the international trade market is more prominent. Therefore, it is difficult for foreign importers to fully obtain the quality information of each exporter's products, and they rely more on the collective reputation level of 'groups' to make purchasing decisions. When the collective reputation shock occurs, foreign importers expect that the quality of products within the 'group' is problematic, thereby reducing the purchase of the 'group' products. Moreover, the higher the degree of information asymmetry, the higher the dependence on the collective reputation in the consumer decision-making process, and the greater the negative impact of the collective reputation shock on export.

In the empirical analysis, this paper uses the exogenous and representative CCTV '3.15' party exposure event to measure the negative collective reputation shock, which is specific to the regional industry level. Then, a triple difference model is constructed to examine the impact of collective reputation shock on the export of enterprises in the same 'group'. This paper finds that after the shock, the export value and export quantity of corresponding products of other enterprises in the same city decrease significantly, and this conclusion is still valid after considering the potential identification problem. This paper further studies the scope of the impact of collective reputation shock. It is found that in the industry dimension, the impact is limited to the same quartile industry. In the regional dimension, the impact still has a significant negative impact on the export of other enterprises in the same province.

This paper also finds that the product identification function of trademark brand and the strengthening effect of historical repeat transactions on individual reputation make the enterprises in the 'group' effectively avoid the impact of collective reputation shock by alleviating information asymmetry. The farther the geographical distance between the enterprise and the export destination country is, the higher the degree of information asymmetry is. Therefore, the more foreign importers rely on collective reputation to make purchase decisions, the greater and more significant the negative impact of collective reputation shock on exports.

This paper provides theoretical support for the importance of collective reputation in the export market, and provides a reference for enterprises to avoid the effects of collective reputation shock. Specifically, we suggest that local governments should take measures such as strict supervision, regular spot checks, and increased penalties to crack down on shoddy goods severely. It is expected to significantly increase the fraud cost of enterprises in the 'group'. At the same time, it is recommended to continue to promote the facilitation of trademark registration, encourage enterprises to actively carry out trademark brand certification, and encourage foreign trade enterprises to continue to deepen the international market.

**Key words:** collective reputation shock; enterprise export; information asymmetry