

跟着邻居去出口？

——邻居出口信号、不确定性与出口目的地本土集聚

陈榕景 铁 瑛

摘要：本文识别了一种新型出口集聚方式，即出口目的地的本土集聚，并基于理论和实证两个维度从邻居出口信号的角度解释了其发生原因。本文理论研究表明，与经典理论不同，当存在信息不对称时，企业的出口决策并不是独立完成，而是基于“邻居”所发出的出口信号综合权衡的结果，因此利好的邻居出口信号会带动企业向同一目的国出口，从而出现出口目的地的本土集聚，但较大的市场不确定性会削弱信号的可信度，从而抑制这一集聚过程。在经验研究中，本文基于2000—2016年的海关数据测度了中国的出口目的地本土集聚，发现出口目的地本土集聚程度逐年上升，且与目的地不确定性呈现负相关。基准研究发现利好的邻居出口信号显著提高了出口目的地本土集聚的程度，利用事件分析联合倍差法（ES-DID）克服了潜在的内生性问题并引入一种新颖的两阶段方法检验了目的国市场不确定性影响的理论假说，本文的结论意味着，在外部环境相对较差的背景下，信息的透明度与信号传递的正确性、及时性会极大地影响到中国出口目的地分布与出口安全。

关键词：邻居出口信号；不确定性；出口；目的地本土集聚

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 1-0093-20

引 言

推进对外贸易多元化，分散出口贸易风险一直是我国外贸事业发展的重要内容。近年来，外部环境发生了深刻变化，“稳外贸”更是我国当前的一项重要工作。面对日益上升的国际经济环境不确定性，分散化发展无疑是规避风险的重要策略。然而，现有研究越来越多地发现，出口到同一目的地的企业在地理分布上呈现集中趋势，Ramos 和 Moral-Benito (2018)^[1]将这种新型集聚特征称为出口目的地本土集聚（Agglomeration Economies by Export Destination）。如图1所示，利用中国

[收稿日期] 2021-08-25

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“区域自由贸易协定的异质性分化研究：动因、影响及中国策略”（71903123）；上海市“曙光计划”（20SG53）

[作者信息] 陈榕景：集美大学财经学院讲师；铁瑛（通讯作者）：上海对外经贸大学国际经贸研究所副研究员，电子邮箱 tieyingx@foxmail.com

海关数据，本文同样发现越来越多的省份-目的国组合反而在出口目的国层面出现了中高程度的集聚，即便在2008年金融危机之后，这一增长趋势也没有明显变化。那么，一个自然的问题就是，出口目的地本土集聚的动因是什么，发生机制是什么，以及如何评估它对于出口稳定的影响？这正是本文所要尝试回答的问题。

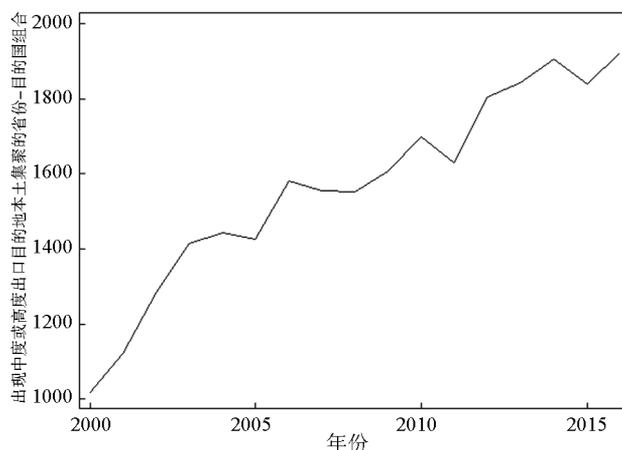


图1 出口目的地本土集聚现象的省份-目的国组合数变化趋势（2000-2016年）^①

集聚是经济学中的一个经典命题，集聚经济也是与本文相关的第一类文献。无论集聚分类标准如何，集聚经济的形成都可以归因于三个方面：专业化供应商、劳动力市场共享和知识外溢。学界已经对产业集聚和出口集聚等经典的集聚形式进行了理论刻画和经验论证，并取得了丰硕的成果。Ramos 和 Moral-Benito（2018）所发现的出口目的地本土集聚与已有的集聚经济既有联系，又有区别。出口目的地本土集聚与已有的集聚经济的区别在于，产业集聚或者出口集聚并不一定意味着出口目的地本土集聚。^②从现有研究来看，出口目的地本土集聚的影响因素主要是目的国的特征^③（Ramos and Moral-Benito, 2018；张一力等，2018^[2]；刘晴等，2020^[3]），这些因素都反映了目的国经济环境的不确定性。^④

另一类与本文研究紧密相关的文献是出口的多样化与专业化权衡，如 Imbs 和 Wacziarg（2003）^[4]、高凌云等（2012）^[5]、刘修岩和吴燕（2013）^[6]。出口目的地本土集聚与出口多样化属于两个不同维度上的特征，前者衡量的是同一出口目的地的企业在空间分布上的离散程度，而后者则仅仅刻画出口目的地或者出口产品的多

^①数据来源于2000—2016年海关数据库，样本剔除了直辖市、新疆、西藏、内蒙古和海南，详见下文数据处理部分。出口目的地本土集聚采用EG集聚指数测度。

^②Ramos 和 Moral-Benito（2018）对出口目的地本土集聚的度量实际上已经排除了产业集聚的影响。

^③如目的国与出口国是否具有共同语言、共同货币，目的国契约质量、制度环境的好坏等。

^④由于了解这些不确定性往往需要较高的成本，企业会选择通过“分享”周围企业的出口信息来帮助自身出口决策，从而在某个地区出现大量企业出口到同一个目的国，形成出口目的地本土集聚现象。如果将出口信号视为一种“知识”，那么出口目的地本土集聚的形成动因可以用知识外溢来解释。

寡与集中趋势。^① 基于上述说明,新问题的出现就意味着不能再简单基于国家层面 (Imbs and Wacziarg, 2003) 去探讨出口目的地相对集中的问题,而要细化到更微观的层面才能刻画出口目的地的本土集聚^②,因此本文解释了出口目的地本土集聚的微观基础和发生机制,同时发现出口目的国市场的集中在地域分布上存在差异。

对于出口目的地本土集聚这一新型集聚经济的形成原因,既有研究一般将其归结到出口目的地的信息不对称及其所引致的不确定性 (Ramos and Moral-Benito, 2018; 张一力等, 2018; 刘晴等, 2020)。出口目的地的因素固然重要,但却不能做出直指本源的解释,一方面,宏观现象的形成基于微观选择,出口目的地集聚的本质是越来越多的邻近企业选择了共同的出口目的地;另一方面,目的地因素也会和企业的选择行为相互影响。然而, Melitz (2003)^[7] 等经典贸易理论大都认为企业独立完成出口决策,这显然是很难解释出口目的地集聚现象的。为了解释出口目的国选择的同一性,就需要放松企业出口决策的独立性假定。现实中由于信息的不对称,出口企业往往难以把握目的国的具体需求情况。在选择出口目的地时,企业需要尽可能搜集目的地的信息以降低供需匹配的摩擦,例如通过市场调查来获取目的国信息,但是该方法成本较高。除此之外,企业还可以几乎无成本地通过分析周围企业的出口情况来判断出口获利的可能。Fernandes 和 Tang (2014)^[8] 将这一现象称之为“向邻居学习出口”。在集聚经济框架下,“向邻居学习出口”也有理论支持。Duranton 和 Puga (2004)^[9] 总结了共享、匹配、学习三种形成集聚的微观机制,关于学习机制,虽然出口需求是不确定的,但是可以通过邻居的行为对需求的高低进行推测,因此既有邻居的行为就会对企业自身的决策产生影响。综上不难得出推论,邻居出口信号可能对出口目的地本土集聚具备强有力的解释力,而该领域相关研究尚显不足。

同时,不确定性等出口目的地特征与企业面临的出口信号乃至目的地内生选择之间也会产生不可忽视的联系。一方面,企业搜集到的出口信号中包含着目的地的信息,因此企业可以利用这一信号进行出口决策。另一方面,目的地不确定性和信号有效性的关联在理论上也未能达成统一,有研究认为,目的地的高不确定性所引致的高出口障碍促使企业相互集中以便加强彼此间的信息交流与分享,最终形成出口到同一目的地的企业集中分布的现象 (张一力等, 2018; 刘晴等, 2020);但也有研究指出,高不确定性的市场会导致从中溢出的信息变得不可信 (Berman et al., 2019)^[10],从而导致企业所获得的出口信号强度在不确定性较高的市场受到削弱。

基于此,本文不仅首次基于中国的长时间序列海关数据识别和测度了出口目的地的本土集聚,而且尝试从邻居出口信号引致出口目的地选择同一化的角度出发,

^① 举例来说,如果一个地区的出口企业集中在某个区域,并且向众多目的地出口,或者出口产品种类繁多,那么这个地区就能同时呈现出出口目的地本土集聚与出口多样化两种现象。

^② 这是因为我们发现这种市场的集中趋势还伴有微观主体地域的集中,即在不同的省份微观主体所面临的市场集中都可能是有差异的,不仅集中程度不同,而且市场也不同,那么外部经济变动对不同地区就会产生异质性的冲击,因此简单基于宏观层面同质化假定下的研究结论就不再扎实可信了。

解释中国出口目的地本土集聚的发生动因并探讨了目的国不确定性的影响。本文基于2000—2016年的海关数据,测度了中国省份-目的国维度上的出口目的地本土集聚,发现出口目的地本土集聚逐年上升而且更多出现在相对更“安全”的市场。经验研究表明,邻居出口信号显著提升了出口目的地本土集聚程度,而目的国的不确定性会削弱邻居出口信号的作用。

综上,本文希望在已有文献基础上做出如下边际贡献:首先,利用长时间序列高度细化的海关数据测度和识别中国的出口目的地本土集聚情况,并做出了一系列基础性分析,基于信息不对称背景,通过放松企业出口决策独立性假定,从邻居出口信号的角度为出口目的地本土集聚的发生提供了新的理论依据和经验证据。其次,拓展了已有出口目的地本土集聚动因的研究,将现有出口目的地不确定性的相关讨论整合至出口目的地内生选择框架,从信息有效性的角度尝试弥合已有研究的分歧。最后,甄别并严格区分了企业可能获得的多种邻居出口信号并证实了其中的信息溢出机制,同时基于邻居出口信号的非连续变动特征,构造了信号冲击事件,利用事件分析联合倍差法克服了潜在的内生性问题。

一、文献回顾

(一) 邻居出口信号与出口目的地本土集聚

已有研究发现部分企业由于意识到能从先行者的行为中获益,而将决策过程延后,出现决策延迟现象(Chamley and Gale, 1994)^[11]。决策延迟具体映射至企业出口决策的过程如下:企业锁定出口到某一目的地的先行者企业,从这些企业的经营表现中取得信息,然后依据所取得的信息,进行出口目的地选择,那么如果信息表现为利好,它们就大概率跟随这些先行者企业出口到同一目的地,当取得的信息来源于“邻居”企业时,就会形成邻居企业的出口信号引致出口目的地的本土集聚现象。已有研究涉及决策延迟和向邻居学习的企业行为,如胡翠等(2015)^[12]发现同一地区,出口到某一目的地的企业数量越多,则该地区企业出口到该目的地的概率也越大。Fernandes和Tang(2014)发现企业出口到某一目的地的概率与邻居的出口行为相关,并且详细讨论了两种邻居出口信号(出口企业出口增长率与出口企业数量)对企业出口到某一国家的概率的影响。

本文在发生机制方面主要借鉴了Fernandes和Tang(2014)和Berman等(2019)的研究成果。Fernandes和Tang(2014)认为出口增长率或出口企业数都有可能作为影响企业出口的邻居信号,本文在实证中对这两种信号对出口目的地本土集聚的影响均进行了讨论,发现二者与出口目的地本土集聚关系存在较大差异。此外,Fernandes和Tang(2014)还提供了验证信号合理性的思路,为邻居出口信号提供了指标测度方案^①。Berman等(2019)对于需求信息的假设为本文邻居出口信号、需求信息和不确定性提供了基础分析框架。值得指出的是,虽然

^①目的国市场需求情况存在着—阶滞后特征,如果出口中携带了这一信息,出口规模也会呈现—阶滞后特点,出口增长率就能够作为未来目的国市场需求的变动方向与幅度的参考依据。

Fernandes 和 Tang (2014) 清晰论证了邻居出口信号与企业出口选择之间的关系, 但企业出口选择并不等同于出口目的地本土集聚。^① 因此, 邻居出口信号与出口目的地本土集聚之间的关系仍需要更契合的理论刻画和更直接的经验证据。

(二) 信息不对称、不确定性与出口目的地本土集聚

Ramos 和 Moral-Benito (2018) 将出口目的地本土集聚现象的成因归结为目的地的一系列特征, 张一力等 (2018) 和刘晴等 (2020) 在该文献的基础上都不同程度证实了出口目的地制度环境与出口目的地本土集聚程度负相关, 其原因在于出口目的地相同的企业能够通过地理邻近加快彼此间信息的传递, 从而克服出口障碍, 这一因素可归结为信息不对称和不确定性的影响。

大量的研究表明信息不对称和目的国层面的不确定性会极大影响到企业出口行为。目的国不确定性的提高, 会降低出口企业进入该目的国的概率, 增加出口企业退出该目的国的概率。而且如果目的国不确定性越低, 已经出口到该国的企业更有可能继续出口至该国, 同时还会吸引新的企业进入该国市场, 从而形成出口目的地本土集聚现象。Berman 等 (2019) 发现, 不确定性更高的市场所透露出的信息相对更不可信, 所以不确定性会削弱邻居出口信号的作用, 这与张一力等 (2018)、刘晴等 (2020) 基于制度质量的研究产生了不一致。因此, 目的地的不确定性究竟如何影响出口目的地本土集聚, 仍然是需要进一步探索的问题。

Ramos 和 Moral-Benito (2018)、Fernandes 和 Tang (2014) 是与本文最为紧密相关的两篇文献。Ramos 和 Moral-Benito (2018) 基于西班牙企业出口数据讨论了目的地特征对出口目的地集聚的影响, 本文与它的不同体现在三个方面: 第一, 从理论上, 本文从企业的个体选择出发, 补充了出口目的地集聚的微观基础; 第二, 从识别上, 本文采用 EG 指数测度出口目的地本土集聚, 克服 DO 指数因无法捕捉企业出口规模而无法体现目的国同一化的出口向某些企业集中的问题; 第三, 本文使用了 2000—2016 中国微观出口的长时间序列数据, 补充了来自发展中贸易大国的证据。Fernandes 和 Tang (2014) 所发现的“邻居学习效应”为本文的理论机制提供了重要的参考, 本文与它的不同体现在三个方面: 第一, 本文进一步拓展了信息不对称条件下, 不确定性对于信息传递效率和可信度的影响; 第二, 本文利用出口信号的非连续变动特征, 构造了出口信号异变事件, 在事件分析联合倍差法 (ES-DID) 框架下有效处理了潜在的内生性问题; 第三, 从研究标的上, 本文并不纠结于微观企业的个体行为决策, 而是以此为基础, 从宏观的层面关注出口目的地本土集聚这一新型集聚经济的形成, 不仅能够对潜在的出口风险加以全面评估, 还能从更为宏观的角度解读中国当前的一系列政策及其与对外贸易现状之间的内在逻辑。

^①首先, 企业出口目的地选择是微观层面的个体选择行为, 而出口目的地本土集聚是基于宏观层面的整体评估; 其次, 虽然出口目的地本土集聚现象本质上基于微观个体选择的结果, 但邻居出口信号和微观企业个体选择的正相关性不必然引致邻居出口信号和出口目的地本土集聚的正相关性; 再次, 企业存在进入或退出行为, 企业向某一目的地出口概率的提高并不一定意味着出口目的地本土集聚程度的上升。

二、数据处理、指标测度与特征事实

(一) 数据说明

本文实证研究基于2000—2016年中国海关数据库,将样本经过一系列处理后^①,得到一个“省份—目的国—年份”的高维面板数据,包含2001—2016年3252对“省份—目的国”,共27600条观测值。^②出口目的地不确定性的指标使用了国际国家风险指数(International Country Risk Guide, ICRG)所发布的经济政治不确定性指标。^③

(二) 出口目的地本土集聚测度

借鉴Ellison和Glaeser(1997)等研究,本文测度了省份层面的EG指数。

$$EG_{ict} = \frac{G_{ict} - (1 - \sum_r x_{irt}^2) H_{ict}}{(1 - \sum_r x_{irt}^2) (1 - H_{ict})} \quad (1)$$

其中, G_{ict} 为产业空间基尼系数^④, x_{irt} 为 t 年省份 i 城市 r 的出口份额, H_{ict} 为 t 年省份 i 向国家 c 出口的赫芬达尔指数^⑤。借鉴Ellison和Glaeser(1997),EG在0到0.02之间为低度集聚,在0.02到0.05之间为中度集聚,在0.05之上为高度集聚。

(三) 邻居出口信号:测度与基本事实

借鉴Fernandes和Tang(2014),本文测度了省份层面的邻居出口信号。

①本文对原始数据的处理如下:第一,企业代码的1、2位表示的是企业所在省份,3、4位表示的是企业所在地级市,因此,本文可以根据企业代码、企业名及地址这三个变量构造出历年每一地级市对应的地区代码表。第二,将得到的地区代码表与海关数据库进行匹配,剔除无法识别出所在城市的记录,剔除记录包括(1)企业代码3、4位为“90”的记录,因为“90”表示的是经济开发区,这些记录只能识别到省份;(2)企业代码前四位为“4212”的记录,这些记录对应的是湖北天门、仙桃、潜江三个省直管市;(3)其他填报错误导致无法识别的记录。第三,剔除出口/进口、目的国/原产地、贸易方式存在缺失情况的记录,保留出口数据。第四,统一出口目的地名称,剔除出口目的地为“其他国家”、“未知”、“国别(地区)不详”的记录,剔除样本期间国家政权发生变动的记录,包括苏丹、南斯拉夫、黑山、塞尔维亚,剔除属地国家数据,剔除出口目的地为中国香港、中国澳门、中国台湾的数据。第五,根据“企业代码—出口目的地”对出口数据进行汇总。第六,计算EG指数及邻居出口信号,剔除上下0.5%的极端值。

②由于邻居出口信号的构建需要滞后一期的信息,故最终样本中没有包含2000年的记录。在计算出口目的地本土集聚指标时,由于缺少直辖市区级层面的数据,故最终样本也不包含直辖市。此外,Ellison和Glaeser(1997)^[13]认为当EG指数大于0时存在集聚现象,由于 $EG \leq 0$ 包含的是离散和不集聚也不离散两种情形,在 $EG \leq 0$ 时,EG指数的变大并不代表着集聚程度的增加。因此,本文最终保留EG大于0的样本。除此之外,本文还剔除了新疆、西藏、内蒙古和海南的数据,因为前三个地区有大量政策性企业,而且数据量较少,剔除不影响结论,而海南的行政区划与其他省市存在明显的差异。

③ICRG将国家风险分为三大类,分别为政治风险、金融风险和经济风险,分值越高则风险程度越小。数据来源:<http://www.prsgroup.com/>。

④ $G_{ict} = \sum_r (x_{irt} - s_{iret})^2$, s_{iret} 为 t 年省份 i 城市 r 向国家 c 的出口份额。

⑤ $H_{ict} = \sum_{j \in \Omega_{ict}} (z_{jict})^2$, 其中 Ω_{ict} 表示企业集合, z_{jict} 为 t 年省份 i 企业 j 向国家 c 的出口份额。

$$Signal_{ict} = \frac{1}{n_{ict}} \sum_j (\ln E_{jict} - \ln E_{jict-1}) \quad (2)$$

其中, n_{ict} 为 t 年和 $t-1$ 年省份 i 都向国家 c 出口的企业数, $j \in \Omega_{ict} \cap \Omega_{ict-1}$, E 表示出口额。邻居的出口增长率中包含了目的地市场信息, 因此企业能够利用这一信号预测目的地的市场情况, 借鉴 Fernandes 和 Tang (2014) 的做法, 本文将出口加总至省份—目的国层面, 在排除省份—目的国固定效应的影响后, 绘制了当年出口规模与前一年出口规模 (均为对数形式) 的散点图, 如图 2 所示, 在排除省份—目的国不随时间变化的固有特征后, 出口仍然表现出明显的自相关性。^①

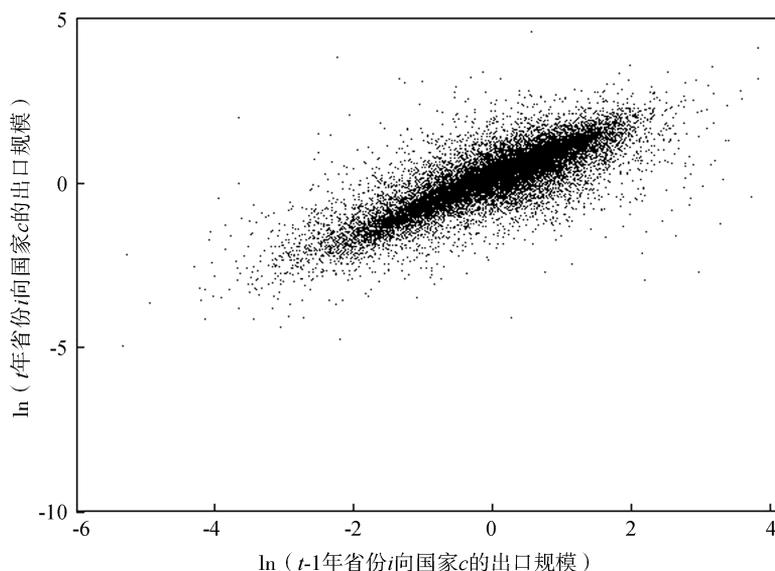


图2 当期出口与滞后一期出口关系

(四) 邻居出口信号、不确定性与出口目的地本土集聚

本文认为, 可信的利好信号能够吸引周围企业向同一个目的国进行出口从而加剧出口目的地本土集聚程度。本文分别选取了出口目的地为美国、日本、巴基斯坦和巴西四国样本, 绘制了出口到相应国家的新增出口企业数与邻居出口信号的关系, 并进行对比讨论。相比于美国和日本, 巴基斯坦和巴西两国的不确定性更高, 邻居出口信号和新进企业数量的正相关关系也明显削弱, 正如 Berman 等 (2019) 所预期, 当出口目的地的不确定性更强时, 需求中所携带的有效信息更少, 信息可信度也更低, 出口信号的作用应当相对更小^②。

^①鉴于特定的国家市场信息变动存在趋势特征, 当期不确定性水平会受到往期不确定性水平的影响, 这一自相关结果表明企业出口中确实会包含出口目的地相关的信息。为了排除其他因素的干扰, 笔者还同时排除了省份—年份固定效应的影响, 并进行作图, 结果是相似的, 限于篇幅, 具体不再列出, 备案。

^②限于篇幅, 具体不再汇报, 备案。

三、一个简单的理论模型

(一) 基本框架

需求方面, 本文借鉴 Berman 等 (2019) 带有需求参数的复合效用, 消费者生命周期效用如下

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{+\infty} \beta^t \ln \left\{ \prod_{k \in K} \left[\left(\int_i (e^{a_{ijkt}})^{\frac{1}{\sigma_k}} q_{ijkt}^{\frac{\sigma_k-1}{\sigma_k}} di \right)^{\frac{\sigma_k}{\sigma_k-1}} \right]^{\mu_k} \right\} \quad (3)$$

其中, U 表示效用, β 为贴现因子, E 为期望算子, e 为自然常数, 下标 i 表示企业; j 表示国家; k 表示行业, 其总集为 K ; t 表示时间。 q 表示消费量, a 表示需求参数, σ 为替代弹性, μ 代表每一类产品的消费份额, 其加总为 1。出于简便性的考虑, 假定消费者不存在储蓄行为, 因此消费者会在每一期独立地做出效用最大化选择, 这就使得需求函数退回到 Melitz (2003) 的情形, 即:

$$q_{ijkt} = \frac{\mu_k Y_{jkt}}{P_{jkt}^{1-\sigma_k}} e^{a_{ijkt}} p_{ijkt}^{-\sigma_k} \quad (4)$$

其中, Y 表示总支出, 因此 μY 表示对于特定产品的总支出。

生产方面, 与 Melitz (2003) 的基础设定一致, 企业具有线性的成本函数, 只有劳动一种投入, 支付标准化为 1 的均衡相对工资 w , 企业支付固定成本 F 进入, 然后从一个帕累托分布中随机地获取劳动生产率水平 φ , 企业在出口前需要支付固定成本 f , 同时承担冰山成本 τ 。因此, 厂商在特定目的国 j 的出口利润为:

$$\pi_{ijkt} = \tau p_{ijkt} q_{ijkt} - \frac{w_{it}}{\varphi_{it}} q_{ijkt} - f_j - F_{ijk} \quad (5)$$

企业决策顺序是在需求不确定的条件下先决定出口, 再决定价格, 那么价格将遵循加成定价, 其目标是实现利润最大化, 以 G 表示真实需求参数所在分布, 即求解如下的最优化问题:

$$\max_{q_{ijkt}} \pi_{it} = \max \int \pi_{ijkt} dG_{t-1}(a_{ijkt}) \quad (6)$$

假设存在 n 个不同的出口目的地, 出口目的地之间是对称的, 企业进入每一个新的出口目的地都需要支付一次固定成本, 由于不同国家的需求以及进入的固定成本存在差异, 导致企业出口不同市场的利润也存在差异, 同时也意味着对于任何一个充分大的 n , 企业无法在第 1 期就进入所有的出口市场, 因此, 企业面临出口市场的选择。由式 (5) 和加成定价规则, 可得, $\partial \pi_{ijkt} / \partial E_{t-1} a_{ijkt} > 0$, 那么企业将在其固定成本可支撑的范围内, 按照预期的需求参数排序选择市场。

(二) 信息不对称与邻居出口信号

a 为重要的需求参数, 构成真实需求, 如果 a 大于 0, 那么在特定目的国对特定产品进行正向的偏好调整, 需求随之上升, 如果 a 小于 0 则相反。如果企业能够对 a 进行准确预测, 即不存在任何的不确定性, 则总能依据特定的偏好改变将生产调整至利润最大化的水平, 然而在信息不对称条件下, 企业无法观测到 a 的全部, 而只能基于已有信息做出推断, 因此出口与最优出口就有可能产生偏离。借鉴 Berman 等 (2019) 的基本思路, 本文假定:

$$a_{ijkt} = \bar{a}_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (7)$$

a 由两大部分构成, 其一为 \bar{a}_k , 表示与出口目的国固有特征相关的需求特征, 假定其服从正态分布 $N(\theta_k, \sigma_k^2)$; ε_{ijkt} 则是伴随时间变动的白噪声, 无法事先观测, 假定其服从正态分布 $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。因此, 在不做任何限制的条件下, 实际需求 a_{ijkt} 服从正态分布 $N(\theta_k, \sigma_k^2 + \sigma_\varepsilon^2)$ 。企业可以通过搜集历史信息来校正对 \bar{a}_k 的预期, 从而获得 a_{ijkt} 所在均值处的预期 θ' , 来帮助自身进行决策, 但如果特定目的地的不确定性非常大, 即 σ_k^2 很大, 会导致 θ' 缺乏可信度, 从而导致对需求的预期失去意义, 与 Berman 等 (2019) 的设定一致。

信息不对称条件下, 企业获取特定目的国需求信息的来源有两处, 一是企业自身的出口信息, 这一信息不存在逸散; 二是其它企业的历史出口信息, 这些信息则伴随地理距离而存在传播损失。借鉴 Fernandes 和 Tang (2014), 企业可以观察到其它企业在特定市场上的出口变动 Δq , 假定经济体中的所有企业都会成为有效的观察目标, 那么在距离衰减后企业 ι 的实际有效信息强度为:

$$S_{\iota jkt} = \bar{a}_{ijkt} + \sum_{i \neq \iota, j, k} \left(1 - \frac{d_{i\iota}}{D_\iota}\right) \Delta q_{ijkt} \quad (8)$$

其中, \bar{a} 表示企业既往出口经验的均值, d 表示距离, D 表示企业 ι 与距离它最远的企业之间的距离, 那么距离越近的企业, 其出口信号得到的权重越大, 出口信号越有效。同时, 企业所收到的出口信号也可被分解为两部分, 式 (9) 的第一部分反映了到特定目的地 j' 的信号, 第二部分则包含到往其它目的地的混杂信号。

$$S_{\iota jkt} = \underbrace{\bar{a}_{ijkt} + \sum_{i \neq \iota, k} \left(1 - \frac{d_{i\iota}}{D_\iota}\right) \Delta q_{ij'kt}}_{S_{j'\iota}} + \underbrace{\sum_{i \neq \iota, j \neq j', k} \left(1 - \frac{d_{i\iota}}{D_\iota}\right) \Delta q_{ijkt}}_{S_{o\iota}} \quad (9)$$

企业依据所收取的出口信号来对真实的需求参数进行判断, 式 (10) 所蕴含的含义为越正面的出口信号就意味着越大的需求参数预期。因此, 企业所选择的出口目的地取决于其所获得的出口信号。

$$E_{t-1} \theta'_{ijkt} = G(S_{ijkt}) \quad (10)$$

综上, 我们发现, 信息不对称条件下, 企业依据自身的出口经历所总结的信息和邻居企业出口所携带的信息即邻居出口信号, 来完成对于出口目的地真实需求参数的推断, 并按照真实需求参数预期值判断出口利润, 从而在可支付固定成本的范围内选择出口目的地。与此同时, 出口目的地的不确定性会导致对真实需求参数的预期承受更大的方差, 这就使得原有的预期 (点估计) 变得缺乏效力而失去真实意义, 邻居出口信号也将在企业的出口目的地选择中失效。

(三) 企业出口目的地选择与出口目的地集聚的形成

考虑一个从 0 期开始的经济, $2M$ 家企业均为新进入且不掌握任何信息, 因此企业无法对需求做出有效的预期, 每个企业随机地选取出口目的地进行出口, 假定这些企业均匀地分布在经济体内部的 A、B 两点, 那么每个点内将存在 M 家企业, 同一点内的企业间距离可忽略不计, 而 A、B 之间的距离足够遥远以致于信号难以传递。

第 1 期, 一部分企业在 0 期所面临的实际需求参数为负, 这会导致随机劳动生

产率水平较低的 $2m$ 家企业退出, 即 Melitz (2003) 所描述的“坏运气”, 其它企业则根据自己的出口经验减少到该目的地的出口, 即 $\Delta q_1 < 0$; 另一部分企业面临正的需求参数, 它们会在 1 期提升出口量, 产生正的出口信号, 即 $\Delta q_1 > 0$, 以 j^* 代表所对应的 Δq_1 最大的市场。当经济再次达到均衡时, 在均匀分布下会有 m 家新企业分别进入 A 和 B, 它们不具有自己出口所产生的信息 \bar{a}_{ijkt} , 而完全依赖其他企业的出口信息来做出判断, 那么依据式 (6) 和式 (10) 的规则, 对于任一合理范围内的 σ_k^2 , 新进入企业会优先选择进入 j^* , 而后按照 Δq_1 的大小依次进入其它目的国市场。对于分别留存 A、B 区域内的 $(M-m)$ 家企业, 他们所获得的信息来源于自己的出口经验和区域内其它企业的出口变动。给定区域内企业间距离足够近, 如果出口所获利润足以支付新进入出口市场所需支付的固定成本, 即效率较高的留存企业同样会选择优先进入 j^* , 而对于效率不够高的企业, 其出口利润不足以支付新的进入成本, 它们将继续在 0 期的市场上进行出口。在此情形下, 区域 A 和 B 的企业将出现向各自区域的 j^* 集聚的出口。

第 2 期将重复发生第 1 期的新企业进入和出口目的地选择, 新企业总会优先选择当期的 j^* , 留存企业或按照同样的策略进入 j^* 进行出口, 或保持不变, 由此形成企业出口向同一目的地集中的趋势, 即出口目的地的本土集聚。于是得到本文的基准命题。

命题: 利好的邻居出口信号促进出口目的地本土集聚程度的提高。

然而上述分析的成立均需要基于合理范围内的 σ_k^2 , 即出口目的地的不确定性应当在合理范围内, 否则任何一个足够大的 σ_k^2 都将导致需求参数均值的点估计变得没有意义 (即足够小的概率取到这个均值), 这也就意味着, 邻居出口信号将不再对微观企业的出口目的地选择产生有效的影响, 所以出口目的地本土集聚也就不会发生。基于此, 得到本文的重要推论。

推论: 目的国不确定性削弱邻居出口信号与出口目的地本土集聚的正相关关系。

四、实证研究

(一) 计量模型设定

本文的计量模型设定如下:

$$\ln(EG_{ict}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Signal}_{ict} + \gamma X + \theta_{ic} + \theta_{it} + \theta_{ct} + \varepsilon_{ict} \quad (11)$$

下标 i 、 c 、 t 分别表示省份、目的国、年份。 EG 表示出口目的地本土集聚, 是本文的被解释变量, 采用 EG 指标测度。 Signal 表示邻居出口信号, 是本文的核心解释变量, 如果 α_1 显著为正就表示邻居出口信号提高了出口目的地本土集聚程度。 X 为控制变量向量, 本文首先借鉴 Fernandes 和 Tang (2014), 控制了去往其它目的地的干扰信号^① (Signal_Other); 其次借鉴胡翠等 (2015), 控制了出口企业数量所带来的出口溢出效应^② (Overflow)。^③ 主要变量的统计性描述如表 1 所示。 θ 表

①采用同一地区出口到其他国家的企业出口增长率平均值的对数作为邻里干扰信号的代理指标。

②采用同省出口到同一目的国的企业数对数衡量。

③这三个解释变量都是企业能够从邻居企业获得的信号, 但其所代表的含义存在差异, 干扰信号衡量了整体贸易环境的作用, 而出口溢出效应则是企业根据相似行为企业数量所做出的“从众”决策。

示固定效应，本文控制了所有二维层面的变动，即“省份-目的国”（ ic ）、“省份-年份”（ it ）和“目的国-年份”（ ct ）联合固定效应。^①

表1 统计性描述

变量标识	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln(EG_{ict})$	27 600	-2.5455	1.7376	-13.1097	3.3226
$Signal_{ict}$	27 600	0.0451	0.4885	-3.3928	3.0981
$Signal_Other_{ict}$	27 600	0.0716	0.1609	-0.6394	0.7894
$Overflow_{ict}$	27 600	4.6457	1.8585	0.6931	10.2509

（二）基准回归结果与稳健性检验

基准回归结果如表2的列（1）所示，可以看到，核心解释变量 $Signal$ 的系数显著为正，表明利好的邻居出口信号显著促进了出口目的地本土集聚程度的提高。同时，干扰信号 $Signal_Other$ 系数为负且不显著，Fernandes 和 Tang（2014）认为由于存在要素市场的竞争，因此出口到其他国家的平均出口增长率倾向于降低企业出口到特定国家的概率。而出口溢出效应 $Overflow$ 的系数显著为负，与胡翠等（2015）存在矛盾，但与叶宁华等（2014）^[14]保持一致，本文认为这恰恰表明，单纯基于企业微观个体出口概率的变动是难以准确推断宏观集聚程度的变化的。综上，就可以针对2008年金融危机之后出口目的地本土集聚现象不降反增的现象做出解释。特征事实显示，在2008年之后，邻居出口信号很快就恢复到与金融危机之前相当的水平，而且在面对不确定性升高时，企业选择将出口集中化，重点向“安全”的出口目的地进行出口，因此，出口目的地本土集聚现象在金融危机后反而增加了。

本文针对基准结果进行了一系列的稳健性检验，重点考察了极端值、邻居信号可信度和影响范围^②以及样本调整等问题。此外，还分别剔除每一省份的样本来考

①某一产业可能在特定的国家具有比较优势，从而导致产业集聚程度较高的地区可能具有较高的出口目的地本土集聚。由于这一因素不存在年份维度的变化，所以通过省份-目的国联合固定效应（ θ_{ic} ）就可以实现控制。同时，这一固定效应还能控制诸如地理距离、文化认同、历史传承等其他不随时间变化的因素。类似地，省份-年份联合固定效应（ θ_{it} ）可以帮助控制来自省份层面的所有影响和冲击，例如经济发展水平、全产业链的集聚程度、基础设施水平、产业政策调整等等，目的国-年份联合固定效应（ θ_{ct} ）则控制了目的国层面的所有变化，包括目的国各项经济指标、目的国与中国的整体外交经济关联变化、偏好改变等。

②位于行政边界边缘的企业可能还会受到毗邻城市或省份企业出口信号的影响，省内的企业也可能收到来自外省企业的出口信号。根据Fernandes和Tang（2014），同城的信号对企业进入某个目的市场以及进入之后的出口增长具有明显的促进作用，同省不同城市以及外省的信号只对企业进入某个目的市场产生明显促进作用，对进入之后的出口增长没有明显效果。出口目的地本土集聚的加深可能来自于临近新企业的进入，也可能来自于既有企业的出口增长，因此得到以下两个推断：第一，大量出口到同一目的国的企业更可能集中于省内的某个城市，而这个城市的信号应该是同省城市中较强的。第二，邻省的信号可能对本省的出口目的地本土集聚产生影响，但是由于“信号强度随距离递减”的规律，其影响应该小于本省的信号，甚至于没有影响。上述推论均得到了验证。

察基准结论是否依赖于特殊样本的存在。^① 结果均保持了高度一致。

表2 基准回归结果与主要稳健性检验

被解释变量: $\ln(EG_{ict})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	基准结果	中位数	不“缩尾”	城市信号 最大值	控制邻省 信号	平衡样本	剔除 EG ≤0.02	剔除 EG ≤0.05	剔除广东、 福建
$Signal_{ict}$	0.0469 ** (0.0196)	0.0438 *** (0.0154)	0.0425 ** (0.0174)	0.0218 ** (0.0102)	0.0446 ** (0.0203)	0.3260 ** (0.1265)	0.0484 ** (0.0172)	0.0404 ** (0.0149)	0.0412 ** (0.0189)
$Signal_Other_{ict}$	1.9968 (2.8644)	1.4550 (2.8351)	1.4286 (3.0589)	0.6096 (3.0194)	1.8798 (2.8329)	7.7463 (9.6822)	3.4601 ** (1.6371)	3.0284 (2.2869)	1.7274 (2.7745)
$Overflow_{ict}$	-0.5570 *** (0.0978)	-0.5567 *** (0.0978)	-0.6459 *** (0.1144)	-0.5617 *** (0.0991)	-0.5727 *** (0.0992)	-0.8651 *** (0.2172)	-0.5213 *** (0.0827)	-0.4866 *** (0.0774)	-0.5855 *** (0.0985)
$Signal_Near_{ict}$					-0.0219 (0.0249)				
θ_{ic}	Yes								
θ_{it}	Yes								
θ_{ct}	Yes								
Obs	27600	27600	27905	27600	27307	2016	21940	16740	23761
R^2	0.6617	0.6617	0.6746	0.6617	0.6610	0.8209	0.6898	0.6923	0.6591

注：①括号内为聚类到省份层面的稳健标准误，***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，如无特殊说明，下表统同；②下标 i 、 c 、 t 分别表示省份、目的国、年份，下表统同；③ θ 表示固定效应；④列 (1) 为基准结果，列 (2) 使用中位数而非均值来代理邻居出口信号，列 (3) 没有对邻居出口信号进行缩尾处理，列 (4) 采用省内出口增长率最高的城市的出口增长率作为出口信号，列 (5) 加入了邻省信号 ($Signal_Near$) 作为控制，构建方式为与本省相邻的省份的出口信号的均值，以排除来自其它省份的信号干扰，列 (6) 使用平衡面板数据，控制进入退出问题，列 (7) 和列 (8) 分别针对中度和高度集聚子样本，列 (9) 剔除了广东、福建样本以排除经济特区的影响。

(三) 内生性讨论与处理

本文基准回归潜在的内生性问题主要来源于三个方面：一是出口增长与出口目的地本土集聚二者之间的反向因果关系；二是测量误差的影响；三是不可观测变量的遗漏。虽然基准回归已经针对上述问题进行了一定的处理，但稳健起见，同时为了能够对因果关系加以分析，本文利用邻居出口信号变动的不连续性，构造了一个拟随机事件，即邻居出口信号峰值 (Spike) 事件，然后观察事件前后的变动。

首先，寻找峰值事件，对于任一给定的省份-目的国组合，如果在 t 年其邻居出口信号大于其他年份平均值的三倍，则将其标记为出口信号峰值年，即：

$$Spike_{ict} = I(Signal_{ict} > \frac{3}{n_{ic} - 1} \sum_{\delta \neq t} Signal_{i\delta}) \quad (12)$$

如表 3 中的统计性结果显示，超过 94% 的省份-国家组合发生过峰值事件，其中发生两次以下的占比约 21%，借鉴 Bassen 等 (2019) 的处理方式，对于多峰值的情形，定义最大峰值出现的时间为事件发生期 (即 t_0 期)。

^①估计得到的 $Signal$ 系数在 0.0390 到 0.0589 之间，均值为 0.0468， p 值在 0.0024 到 0.0551 之间，均值为 0.0332。同样的，还分别剔除了某个国家的样本来重复上述的步骤，结果显示估计得到的 $Signal$ 系数在 0.0418 到 0.0523 之间，均值为 0.0469， p 值在 0.0136 到 0.0549 之间，均值为 0.0266。限于篇幅，具体不再汇报，备案。

表3 省份—目的国邻居出口信号峰值事件频数汇总

峰值发生次数	频数	占比 (%)
0	177	5.9020
1	451	15.0384
2	606	20.2067
3	584	19.4732
4	406	13.5379
5	289	9.6366
≥6	204	16.2054
合计	2 999	100

其次,依据数据的时序长度,将观察窗口期选择为事件发生期 t_0 的前后四期,即时间序列 t 的取值为 $[-4, 4]$,分别观察窗口期内平均出口增长率变动趋势与EG指数平均值的变动趋势。如图3和图4所示,在事件发生的 t_0 期($t=0$),平均出口增长率明显高于窗口期的其它时期,EG指数数值也有明显上升,这一现象进一步肯定邻里出口增长率与出口目的地本土集聚之间存在着正相关的关系。

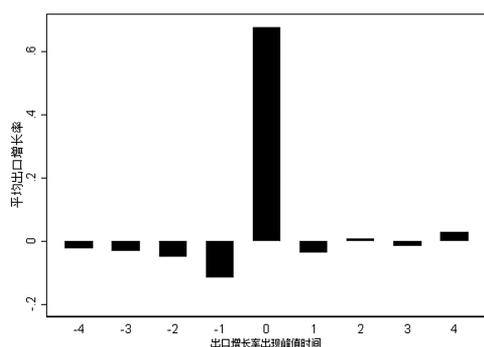


图3 峰值事件发生前后的平均出口增长率

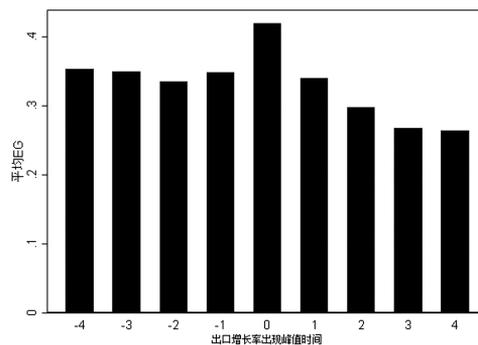


图4 峰值事件发生前后的EG指数平均值

再次,根据上文所选取的峰值事件,构建虚拟变量 $Event$,峰值出现当年(即 t_0)及之后的年份后取1,峰值出现前取0,只保留出现峰值的省份—目的国组合观察窗口期内的样本,将 $Event$ 作为核心解释变量进行基准的渐进性DID分析。估计结果如表4所示,出口信号峰值事件发生后,出口目的地本土集聚的程度显著提高。

进一步,遵循正式的事件分析法再次进行考察,同时也对平行趋势加以检验。具体来说,首先对下述方程进行估计:

$$\ln(EG_{ict}) = \alpha_0 + \sum_{\delta=-4, \delta \neq -1}^4 \alpha_{\delta} I(t = \delta) + \theta_{ic} + \gamma X + \theta_{it} + \theta_{ct} + \varepsilon_{ict} \quad (13)$$

表4 邻居出口信号峰值事件的总体影响

被解释变量: $\ln(EG_{ict})$	(1)	(2)
$Event_{ict}$	0.1192** (0.0427)	0.1134** (0.0410)
$Signal_Other_{ict}$	1.7365 (2.5817)	
$Overflow_{ict}$	-0.4712*** (0.0750)	
θ_{ic}	Yes	Yes
θ_{it}	Yes	Yes
θ_{ct}	Yes	Yes
Obs	15 497	15 497
R^2	0.7495	0.7478

其中,参照一般处理方式,选取事件发生前一期为参照组(Reference Group), α_δ 为我们所关心的一系列参数,它们表示相较于(-1)期,出口目的地本土集聚在 δ 期的情况,同时为了排除来自金融危机的影响,剔除了2008年和2009年的样本。具体估计结果如图5所示,与事件发生前1期相比,在事件发生前的观察期内,每一期的出口目的地本土集聚程度都没有显著差异,而在峰值事件发生之后,出口目的地本土集聚程度均显著高于事件发生前一期,这说明发生出口增长率峰值“事件”之后,出口目的地本土集聚程度发生了显著提高。^①

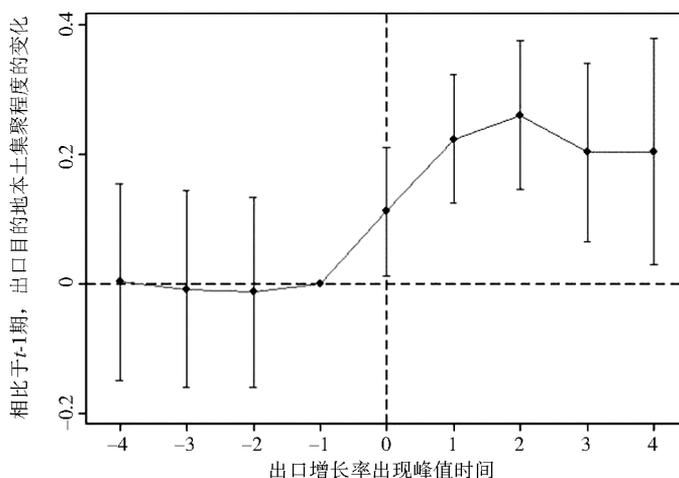


图5 事件分析估计结果

考虑这一方法在选取非连续点的标准方面有一定的自由度,而不同的标准对于峰值的识别就会存在差异,特别是对于峰值事件发生次数有直接的影响。因此,本

^①出于严谨的考虑,还将2008年和2009年的样本补充回来进行了回归,结论保持一致,限于篇幅,具体结果不再呈现,备案。

文还变换了峰值判断标准, 具体来说, 分别以邻居出口信号大于其他年份平均值的四倍和五倍来识别峰值事件, 结果显示, 在不同判断标准下, 上述结论依然是成立的^①。

(四) 出口目的地信息重要吗? 来自不同贸易方式的佐证

中国出口样本中存在大量的加工贸易, 这为进一步的佐证提供了重要的样本基础。本文的基准结论成立需要两个条件: 其一, 出口企业难以把握目的国需求情况, 这使得信息溢出是有效的; 其二, 企业可以根据所获取的信息自由调整其出口策略。

从事加工贸易的企业对生产的上下游环节既不具备决策权, 也不需要进行搜索和匹配。因此, 假如本文所探讨的信息溢出机制是重要的, 那么预期对加工贸易分样本的检验结果不显著, 而一般贸易分样本结果则继续显著。基于此, 本文区分一般贸易和加工贸易重新测算了出口目的地本土集聚指标, 再次进行估计, 如表5所示, 邻居出口信号促进了一般贸易的出口目的地本土集聚, 且这一效应相较于基准结果更强和更显著, 但对加工贸易的出口目的地本土集聚则没有真实的效应, 这一结果佐证和强化了本文的理论逻辑。

表5 区分贸易方式测算出口目的地本土集聚的估计结果

被解释变量: $\ln(EG_{ict})$	(1)	(2)
	一般贸易	加工贸易
$Signal_{ict}$	0.0765*** (0.0247)	0.0660 (0.0454)
$Signal_Other_{ict}$	-0.7560 (3.4716)	15.0677*** (4.1127)
$Overflow_{ict}$	-0.7048*** (0.0937)	-0.6183*** (0.1852)
θ_{ic}	Yes	Yes
θ_{it}	Yes	Yes
θ_{ct}	Yes	Yes
Obs	21 706	13 582
R ²	0.6926	0.7708

五、机制检验: 出口目的地的不确定性

(一) 基础的交互分析

本文的理论分析表明, 邻居出口信号对出口目的地本土集聚的作用来源于邻居出口信号中包含目的国需求信息, 而不确定性水平越高的市场会带来更加不可信的信息 (Berman et al., 2019), 这会削弱信号的作用。本文基于 ICRG 提供的经济政治不确定性指标, 选取样本基期即 2000 年各项不确定性指标的中位数, 将目的国分为高不确定性组 ($Risk = H$) 和低不确定性组 ($Risk = L$)。具体待估方程设定

^①限于篇幅, 具体结果不再汇报, 备索。

如下：

$$\ln(EG_{ict}) = \alpha_0 + \sum_{\gamma=H, L} \alpha_{\gamma} Signal_{ict} \times I(Risk = \gamma) + \gamma X + \theta_{ic} + \theta_{it} + \theta_{ct} + \varepsilon_{ict} \quad (14)$$

Berman 等（2019）指出出口目的地不确定性越高，关于它的信息也就变得越不可信，因此，高目的地风险组的系数 α_H 显著弱于 α_L 。具体结果如表 6 所示，可以看到，无论以哪个指标分组， α_H 均是不显著的，而 α_L 显著为正，说明邻居出口信号对于高不确定性的目的地是无效的，不会带来出口目的地的本土集聚，这也验证了 Berman 等（2019）的相关论断。^①

表 6 目的国风险异质性分析

被解释变量: $\ln(EG_{ict})$	(1)	(2)	(3)
目的国不确定性分组依据	总体风险	政治风险	经济风险
$Signal_{ict} \times Dummy (Risk=H)$	0.0051 (0.0294)	0.0038 (0.0331)	0.0074 (0.0277)
$Signal_{ict} \times Dummy (Risk=L)$	0.0906 ** (0.0337)	0.0823 ** (0.0343)	0.0885 ** (0.0385)
$Signal_Other_{ict}$	3.0444 (2.7884)	2.5163 (2.8733)	3.1464 (2.8507)
$Overflow_{ict}$	-0.6100 *** (0.0966)	-0.6098 *** (0.0969)	-0.6092 *** (0.0969)
θ_{ic}	Yes	Yes	Yes
θ_{it}	Yes	Yes	Yes
θ_{ct}	Yes	Yes	Yes
<i>Obs</i>	23 486	23 486	23 486
R^2	0.6563	0.6562	0.6562

（二）一个二阶段方法

除了经典的交互项方法，本文还应用了一种更为直观的两阶段方法，其基本思路是首先将机制变量所在维度的异质性兑现，提取出包含异质性信息的参数，然后将参数作为被解释变量，对所关心的机制变量进行回归，探讨机制变量的影响。第一阶段估计如下方程：

$$\ln(EG_{ict}) = \alpha_0 + \sum_{k \in K} \alpha_k Signal_{ict} \times I(Group = k) + \gamma X + \theta_{ic} + \theta_{it} + \theta_{ct} + \varepsilon_{ict} \quad (15)$$

其中， K 表示省份—出口目的地的集合， α_k 反映了对于每个特定的省份—目的地组合^②，邻居出口信号对目的地本土集聚的影响。基准模型估计了邻居出口信号对出口目的地本土集聚的平均效应，式（15）允许邻居出口信号的作用随省份—目的国组合的不同而表现出异质性，而相比于分样本回归，它又可以保证使用全样本的信息。然后选择保留 p 值小于 0.1 的参数估计结果。图 6 显示邻居出口信号的影响具有很强的异质性，表 7 进一步发现有 503 组的参数在 90% 置信水平下显著，其

①进一步将 $Signal$ 替换为峰值事件 $Event$ 进行考察，结果一致，限于篇幅，具体结果备索。

②为了有效估计参数，剔除了省份—目的国维度样本量不足 11 的组。

中超过一半在 99%置信水平下显著。

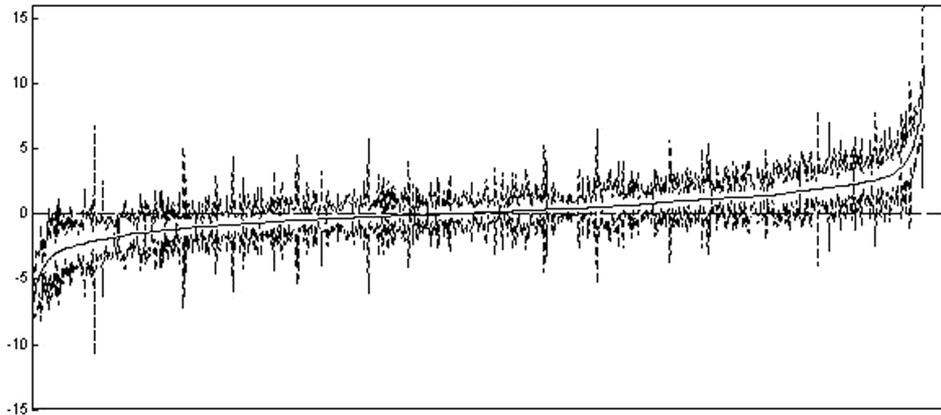


图 6 α_k 参数估计结果汇总

注：图中曲线为 α_k 估计值的连接线，其上下两条虚线内的区域是其所对应的 95% 置信区间。

表 7 α_k 显著性信息

P 值范围	个数	占比 (%)
(0.05, 1)	87	7.7957
(0.01, 0.05)	129	11.5591
(0, 0.01)	287	25.7168
合计	503	45.0719

第二阶段，将第一阶段所获得的参数作为被解释变量，估计如下方程：

$$\alpha_{k(ic)} = \gamma_0 + \gamma_1 Risk_c + \theta_i + \varepsilon_{ic} \quad (16)$$

其中， α_k 是第一步得到的系数， $k \in K$ ， θ_i 为省份固定效应，具体估计结果如表 8 所示。各项出口目的地风险指标与 α_k 均表现为正相关，即出口目的地风险越大，邻居出口信号对出口目的地本土集聚的影响越小，与 Berman 等（2019）关于不确定性和信息可信度的分析一致。^①

除此之外，本文还做了以下三类稳健性分析：（1）在第二阶段估计中，剔除了省份-目的国维度样本量在 10 或 12 以下的样本（2）第二阶段中，保留 p 值小于 0.05 的样本（3）第二阶段中保留所有样本（3）在第一阶段，仅加入表示目的国的虚拟变量 $I (Destination=k)$ ，将省份层面的异质性加总处理。部分结果可见

^①与已有研究不同的是，本文在第一阶段所得参数的可信度方面进行了改进，由于第一阶段估计得到的参数本质为参数点估计值，标准差为估计标准误的正态分布，如果直接提取均值即参数估计值进行回归不能将第一阶段的误差引入第二阶段，而造成第二阶段的显著性高估，发生过度采信问题。因此，我们基于第一阶段各估计值的所属分布，针对每一组，随机的在分布中抽取一个值，组成可观测样本，将上述过程重复 1000 次，并相应执行 1000 次回归，然后利用自助法（Bootstrap）获得第二步的系数与标准误。这一阶段目的地风险采用的也是 2000 年的数据。

于表9，完整结果备索。结果均保持了稳健。

表8 目的国风险对 α_k 的影响

被解释变量： α_k	(1)	(2)	(3)
Risk 测度：	总体风险	政治风险	经济风险
$Risk_c$	0.0207 *** (0.0039)	0.0098 *** (0.0032)	0.0397 *** (0.0066)
θ_i	Yes	Yes	Yes
obs	446	446	446

注：标准误以自助法（Bootstrap）获得。

表9 目的国风险对 α_k 影响的稳健性分析

被解释变量： α_k	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Risk 测度： 总体风险	剔除省份— 目的国维度样本 量不足 10	剔除省份— 目的国维度样 本量不足 12	第二阶段保留 p 值小于 0.05	第二阶段保留 所有样本	第一阶段仅加入 目的国虚拟变量
$Risk_c$	0.0152 *** (0.0034)	0.0183 *** (0.0045)	0.0352 *** (0.0043)	0.0125 *** (0.0030)	0.0085 ** (0.0036)
θ_i	Yes	Yes	Yes	Yes	No
obs	540	346	364	965	126

注：①标准误以 Bootstrap 方法获得；②列（5）第一阶段仅加入目的国虚拟变量将大幅降低第二阶段的样本量，故这一稳健性检验第二阶段保留的是全样本。

六、结论与建议

本文首次在长时间序列下识别和分析了中国出口目的地本土集聚现象，并尝试基于信息不对称条件下的邻居出口信号机制进行解释。结果表明，在控制了干扰信号和出口溢出效应后，邻居出口信号显著提升了出口目的地的本土集聚。进一步利用出口信号的不连续性特征构造了信号峰值事件，以事件分析法联合倍差法克服了潜在的内生性问题，并且得到了相同的结论，验证了二者的因果关系。基于不同出口方式的佐证显示，在对于信息并不敏感的加工贸易组内并未发现邻居出口信号和出口目的地本土集聚之间的显著关联，而在一般贸易组内，二者之间的相关性会进一步增强，因此信息不对称和信息溢出的信号机制是本文基准结论成立的关键。进一步讨论中，本文引入目的国不确定性进行了补充讨论，发现不确定性会削弱信号的可信度，因此在不确定性更高的目的国中，邻居出口信号对出口目的地本土集聚的效应相对较弱。

本文的结论蕴含着丰富的政策含义。首先，在高度信息不对称条件下，如果企业对目的国风险无法做出有效的预期，那么分散化出口才是降低风险的占优策略。但通过分析邻居的出口情况，企业可以获取目的国需求信息，从而做出接近事实的预期。因此企业面对风险时，往往不会“把鸡蛋放在不同的篮子里”，而是“把鸡蛋放在最安全的篮子里”，此时信息的有效性和正确性就变得尤为重要，这就要求

中国政府大力构建信息共享平台,在信息的来源方面,政府除了收集公共信息,还可以与行业龙头或地方龙头企业进行深度合作和信息共享,让先锋企业的“试错”发挥最大的正向溢出。其次,完全分散化不一定是企业的绝对占优策略。企业每多出口一个目的国,就需要承担额外的出口固定成本。而利用邻居的出口信号规避那些最有可能受损的国家无疑降低了企业的出口成本,同时将出口份额集中于最有可能获利的目的国也提高了获利的可能。所以,政府通过构建官方平台,扩大信息交流,用好“邻居出口信号”,可能是当前中国对外贸易发展实现在危机中育新机、于变局中开新局的重要手段。最后,出口目的地本土集聚现象的存在,本质上源于信息不对称,企业只能通过地理上的邻近获取未逸散的信息来降低出口固定成本,克服出口障碍。所以充分利用“一带一路”等国际合作高峰论坛,及时掌握外部环境信息,加快5G商用步伐,加强人工智能、工业互联网、物联网等新型基础设施建设,促进信息的跨地域传播,不仅有利于企业空间分布的分散化,而且对于建设统一开放、竞争有序的现代市场体系,促进国内循环的良性发展,具有重要意义。

[参考文献]

- [1] RAMOS R, MORAL-BENITO E. Agglomeration by Export Destination: Evidence from Spain [J]. *Journal of Economic Geography*, 2018, 18: 599-625.
- [2] 张一力,周康,张俊森. 海外市场、制度环境与本土集聚 [J]. *经济研究*, 2018 (10): 142-157.
- [3] 刘晴,孙景,苏理梅. 国别集聚、不确定性与异质性企业出口行为 [J]. *国际贸易问题*, 2020 (1): 67-81.
- [4] IMBS J, WACZIARG R. Stages of Diversification [J]. *American Economic Review*, 2003, 93 (1): 63 - 86.
- [5] 高凌云,王洛林,苏庆义. 中国出口的专业化之路及其增长效应 [J]. *经济研究*, 2012 (5): 83-95.
- [6] 刘修岩,吴燕. 出口专业化、出口多样化与地区经济增长——来自中国省级面板数据的实证研究 [J]. *管理世界*, 2013 (8): 30-40+187.
- [7] MELITZ M. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [8] FERNANDES A, TANG H. Learning to Export from Neighbors [J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94: 67-84.
- [9] DURANTON G, PUGA D. Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies [M]. //HENDERSON J V, THISSE J F. *Handbook of Regional and Urban Economics*. Amsterdam: North Holland Press, 2004.
- [10] BERMAN N, REBEYROL V, VICARD V. Demand Learning and Firm Dynamics: Evidence from Exporters [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2019, 101 (1): 91-106.
- [11] CHAMLEY C, GALE D. Information Revelation and Strategic Delay in a Model of Investment [J]. *Econometrica*, 1994, 62 (5): 1065-1085.
- [12] 胡翠,许召元,符大海. 中国出口“双重集聚”及其形成机制——基于出口溢出效应的视角 [J]. *财贸经济*, 2015 (1): 117-131.
- [13] ELLISON G, GLAESER E. Geographic Concentration in U. S. Manufacturing Industries: A Dashboard Approach [J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105 (5): 889-927.
- [14] 叶宁华,包群,邵敏. 空间集聚、市场拥挤与我国出口企业的过度扩张 [J]. *管理世界*, 2014 (1): 58-72.

(责任编辑 麦丽斯)

Follow Neighbors to Export
— **Export Signals from Neighborhood, Uncertainty and**
Agglomeration by Export Destinations

CHEN Rongjing TIE Ying

Abstract: This paper identifies a new kind of export agglomeration, i. e. Agglomeration by Export Destinations, and theoretically and empirically explains how this agglomeration happens with export signals from neighbors. The theoretical framework shows that, firm's export decision-making is not completed independently when there is information asymmetry, but a trade-off depending on the export signals sent by "neighbors". Therefore, positive signals guide firms to export to the same destination, which drives the agglomeration by export destinations. However, greater uncertainty will weaken the credibility of signals, and thus inhibits this agglomeration process. Based on the customs data from 2000 to 2016, the paper measured the agglomeration by export destinations in China, and finds that degree of agglomeration increases year by year, and correlates with destination uncertainty. The baseline result shows that positive export signals significantly promote the degree of agglomeration by export destinations. We also deal with the potential endogenous problems by event study combined with difference in difference (ES-DID) method, and employ a novel two-stage method to test the role of uncertainty. It is concluded that, the information transparency, the correctness and timeliness of signal transmission will greatly affect China's export destination distribution and export security, as the environment of international trade grows worse.

Keywords: Export Signals from Neighbors; Uncertainty; Export; Agglomeration by Export Destinations