

地方产业集群与企业出口国内附加值^{*}

张丽 廖赛男

摘要：集群式的产业发展是中国经济竞争优势的主要来源，而关联产业的地理集中则是集群式产业发展的根本特征。本文构造了一个反映关联产业地理集中特征的地方产业集群指数，然后在此基础上系统考察了地方产业集群对中国制造业企业出口国内附加值的影响效应及其作用机制。研究发现，集群式的产业发展显著提高了企业出口国内附加值，有利于促进企业全球价值链分工地位升级。机制检验表明，进口中间品替代效应和企业成本加成率效应均是地方产业集群影响出口国内附加值的重要渠道，而且两者之间存在相互强化的促进作用。异质性分析发现，集群式产业发展对民营企业、一般贸易企业以及高融资约束企业出口国内附加值的促进效应更为明显。此外，地方产业集群对出口国内附加值的影响存在倒U型关系，但是这种非线性关系仅发生在少数企业身上，在样本期间并不是一个普遍现象，而地区制度环境的改善和企业技术水平的提高均有助于缓解产业集群所引起的拥挤效应。

关键词：地方产业集群 出口国内附加值 全球价值链

一、引言

在全球价值链分工背景下，出口国内附加值成为判断一国制造业参与国际贸易真实收益及其竞争优势的重要标准，但是中国制造业出口贸易普遍存在着附加值获取能力低下的问题，并且总体上仍然处于全球价值链的中低端位置。因此，在国内生产成本不断上升和国际市场竞争日趋加剧的背景下，如何提高制造业出口国内附加值以实现产业和出口转型升级，就成为现阶段中国学术界和政策层迫切需要研究的重要课题之一。现有文献对于出口国内附加值影响因素的研究，主要是从对外经济开放的视角（Kee & Tang, 2016；吕越、尉亚宁，2020）或者从国内制度环境的视角（李胜旗、毛其淋，2017；高翔等，2018）进行了积极有益的探索，但是均忽视了地方产业集群对企业出口国内附加值的重要影响。事实上，集群式的产业发展是中国经济增长的一个鲜明特色，也是中国产业竞争优势的主要来源，而在产业组织形态上同时嵌入地方产业集群和全球价值链分工体系则是中国制造业高速成长的典型化特征（刘志彪，2018）。那么，地方产业集群如何影响中国制造业出口国内附加值的？本文利用2000-2013年中国工业企业数据库和海关贸易数据库的合并数据，在微观企业层面上实证检验了地方产业集群对企业出口国内附加值的影响效应及其作用机制。

理论上而言，地方产业集群对企业出口国内附加值的影响效应主要通过以下两个渠道：一是进口中间品替代效应。产业集群将具有密切经济关联的企业高度集中于某个特定区域，不仅有利于促进企业之间的垂直专业化分工和中间投入品共享，而且还有利于企业之间通过知识溢出效应来提高研发创新能力（Cainelli & Iacobucci, 2014；Davis & Dingel, 2019）。无论是企业研发创新还是垂直专业化分工，均可以增加国内市场提供的中间品种类和数量（Kee & Tang, 2016），这将会降低国内中间品相对于进口中间品的市场价格，从而激励企

^{*} 张丽，大连外国语大学商学院，邮政编码：116044，电子邮箱：zhangli2449@yeah.net；廖赛男，南开大学经济学院，邮政编码：300071，电子邮箱：liaosn123@163.com。本文受国家自然科学基金青年项目“嵌入全球生产网络对中国制造业企业技术创新能力的影响研究”（编号16CJY009）资助。感谢匿名审稿专家的建设性修改意见，当然文责自负。

业使用更多的国内中间产品替代进口中间产品，最终促进集群企业出口国内附加值的提高。二是成本加成率效应。集群式的产业发展既可以实现对中间品供应商和相关基础设施的共享，又能够获得与上下游产业链更为高效的供求匹配，还可以促进企业间在相互学习中获得更加丰富的市场信息和技术知识（Duranton & Puga, 2004; Combes & Gobillon, 2015）。产业集群所带来的集聚效应可以降低企业的边际生产成本，提高企业生产率水平和研发创新能力（Melo et al., 2009; Delgado et al., 2016），进而通过提高企业的成本加成率水平，促进集群企业出口国内附加值的提高（Melitz & Ottaviano, 2008）。

本文可能的边际贡献主要体现在以下四个方面：第一，首次从地方产业集群的研究视角，系统地考察了其对中国制造业企业出口国内附加值的影响效应及其作用机制，这不仅丰富和拓展了有关出口国内附加值影响因素的定量研究，而且对于评估集群式产业发展政策的相关文献也具有一定的贡献。第二，构造了一个崭新的地方产业集群指数，这一指数充分考虑了产业之间相互关联、经济高度地理集中等地方产业集群所具有的典型特征，不仅能够全面真实地评估中国各地方产业集群的发展程度，而且对于量化研究地方产业集群的形成动因及其经济效应均具有十分重要的参考价值。第三，在内生性问题的处理上，除了以企业所在县域的平均坡度与其所在省份的基建投资的乘积来构造地方产业集群的工具变量之外，还根据企业变更经营地点的信息来构建拟自然实验并采用双重差分方法，准确识别了地方产业集群对企业出口国内附加值的因果效应。第四，实证检验了地方产业集群对企业出口国内附加值的影响机制，有助于深化对地方产业集群与企业出口国内附加值之间内在关系的理解。此外，本文还探讨了地方产业集群的拥挤效应及其可行的缓解途径，并且从贸易方式、所有制类型以及融资约束等方面研究了地方产业集群对企业出口国内附加值的异质性影响。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分是相关文献综述，第三部分是地方产业集群发展程度的测算、计量模型设定及数据处理说明，第四部分是基准回归结果及稳健性检验和内生性问题，第五部分是影响机制检验及相关扩展性分析，最后是结论及政策启示。

二、文献综述

（一）出口国内附加值及其影响因素的研究

与本文相关的第一类文献是出口国内附加值的测算及其影响因素的研究。按照所使用的研究数据，我们可以将出口国内附加值测算的相关文献分为两种：第一种是采用投入产出表从宏观层面上测算各个国家不同行业的出口国内附加值（Koopman et al., 2014; Wang et al., 2017），这种文献因为忽视了企业之间的异质性而容易导致加总偏误。第二种是采用工业企业数据库和海关贸易数据库合并之后的样本从微观层面上测算中国企业的出口国内附加值（Upward et al., 2012; Kee & Tang, 2016; 张杰等, 2013），这种文献是从微观层面上理解现实国际贸易分工格局和贸易利益分配格局的重大突破。然而，第二种文献并没有将服务增加值与货物增加值区分开来，因而在测算企业出口的国内附加值率时实际上包含了企业进口的服务型中间投入品，这无疑会高估企业出口的国内附加值率。考虑进口服务型中间投入之后，本文将对企业出口国内附加值率的既有测算方法进行改进。

在出口国内附加值测算第二种文献的基础上，一些学者开始尝试从外商直接投资进入、中间品贸易自由化以及人民币汇率波动等对外经济开放视角（Kee & Tang, 2016; 毛其淋、许家云, 2019; 吕越、蔚亚宁, 2020），或者从上游行业垄断、区域市场分割以及要素市场扭曲等国内制度环境视角（李胜旗、毛其淋, 2017; 高翔等, 2018; 吕越等, 2019），对中国制造业企业出口国内附加值的影响因素进行了积极有益的探索。目前，从地方产业集群的视角考察其对中国制造业企业出口国内附加值影响的相关研究仍非常匮乏，仅有邵朝对等

(2019)探讨了以区位熵衡量的产业集聚对企业出口国内附加值的影响,但是现实经济中的集聚效应既不可能局限于地区的单一产业,也不可能来自于地区的所有产业,而是主要来源于地区内部关联产业之间多种形式的相互联系,因此以区位熵这一专业化指标考察集聚的经济效应很明显忽视了产业集群中产业之间相互关联的根本特征。

(二) 地方产业集群影响企业出口贸易的研究

与本文相关的第二类文献是产业集群程度的测算及其对企业出口贸易影响效应的研究。既有文献关于集聚效应的程度测算主要是从地方化经济或城市化经济两个角度展开的,其中地方化经济是指集聚效应来自单一产业在地区的相对集中,而城市化经济是指集聚效应来自地区总体经济规模的相对扩张(Rosenthal & Strange, 2020)。但是,现实经济中的集聚效应既不可能局限于地区的单一产业,也不可能来自于地区的所有产业,而是主要来源于地区内部关联产业之间多种形式的相互联系(Helsley & Strange, 2014; Kerr, 2020)。也就是说,既有文献从地方化经济或城市化经济的两分角度对集聚效应的相关分析存在过于简化的问题,因此有必要在两者之间探寻关联产业地理集中所引起的集聚效应这一中间状态,而产业集群(Industrial Clusters)即是具有密切经济关联的一些企业及其相关机构在某一特定地域上高度集中的现象(Delgado et al., 2016)。研究产业集群带来的集聚效应的首要工作就是如何测算产业集群的发展程度,早期的实证文献通常以区位熵、EG指数或者基尼系数等地区专业化指标作为地方产业集群程度的代理变量(Glaeser et al., 2010; 韩峰、阳立高, 2020),但是这些指标均忽视了集群中产业之间相互关联的根本特征。

从地方产业集群的视角直接考察其对企业出口贸易影响的相关研究仍然非常匮乏,仅有马述忠、张洪胜(2017)从产业集群内的商业信用视角对资本市场不发达情况下的中国企业出口扩张进行了解释,研究发现集群商业信用通过缓解企业融资约束而促进了企业出口扩张。相比之下,已有大量文献从生产率或信息外溢等渠道实证检验了产业集聚对企业出口扩张的影响效应(Koenig et al., 2010; 文东伟、冼国明, 2014),绝大多数文献认为产业集聚的溢出效应有利于促进企业出口扩张(Ramos & Enrique, 2018);但是,叶宁华等(2014)研究发现出口企业的过度集聚造成了恶性竞争和出口拥挤等负面效应,这将会阻碍企业出口规模的增长。总而言之,一方面,产业集聚对企业出口扩张的以上文献均是从地方化经济或城市化经济的两分角度对集聚效应进行实证检验的,明显忽视了集群中产业之间相互关联的根本特征,而关联产业的地理集中才是集聚效应的主要来源(Jara-Figueroa et al., 2018);另一方面,以上文献研究的均是集聚经济对企业出口规模的影响,而在全球价值链分工的背景下企业出口国内附加值才是衡量其参与国际贸易真实收益和竞争优势的重要标准。由此可见,亟待开展地方产业集群影响企业出口国内附加值的相关研究。

三、研究设计与数据说明

(一) 地方产业集群指数

地方产业集群(Industrial Clusters)是具有密切经济关联的一些企业及其相关机构在某一特定地域上高度集中的现象(Porter, 2000)。因此,一个好的地方产业集群指数应该尽可能兼顾以下三个典型特征:产业在地理空间上高度集中、相互之间存在密切经济关联以及较为明显的地区专业化水平(龙小宁等, 2015),其中产业间关联程度的直接测算是构建地方产业集群指数的关键所在。如果集群中两个产业生产的产品相类似,它们就更有可能通过利用共同的生产技术和中间投入品而产生相互联系,因此两个产业间的关联程度就可以由

该地区同时在这两个产业具有比较优势的的概率来反映 (Hausmann & Klinger, 2006)。为此, 本文借鉴 Long & Zhang (2011) 的思想^①, 构造了一个崭新的地方产业集群指数。

第一步, 产业之间关联程度的测算。首先, 利用就业人数计算各县域 r 各四位码产业 j 的区位熵 LQ_{rjt} ^②。如果区位熵值大于 1, 则说明该县域在该四位码产业上相对全国平均水平具有显性比较优势和较高的专业化水平。然后, 参考 Hidalgo et al. (2007) 的算法, 根据公式 (1) 计算当该县域在四位码产业 j 具有比较优势时, 其在四位码产业 i 也具有比较优势的条件概率, 用以反映产业 i 和产业 j 之间的关联程度。由于两个条件概率的极小值要优于单一的条件概率, 因此利用对称性并以公式 (2) 所求得的条件概率衡量两个产业之间的关联程度 $relatedness_{ijt}$ 。上述步骤也可以采用资产或产出进行计算, 因此本文以三个指标分别测得的产业间关联程度的算数平均值作为最终的产业间关联矩阵, 并在后文中将其记为 $Relatedness_{ijt}$ 。

$$P(LQ_{rit} > 1 | LQ_{rjt} > 1) = \frac{P(LQ_{rit} > 1 \cap LQ_{rjt} > 1)}{P(LQ_{rjt} > 1)} \quad (1)$$

$$Relatedness_{ijt} = \min\{P(LQ_{rit} > 1 | LQ_{rjt} > 1), P(LQ_{rjt} > 1 | LQ_{rit} > 1)\} \quad (2)$$

第二步, 地方产业集群指数的测算。首先, 利用第一步所构建的两两产业之间关联程度的矩阵 $Relatedness_{ijt}$, 计算各县域 r 的每个四位码产业 i 与该县域中的所有其他四位码产业的平均关联程度 $Relatedness_{rit}$, 其权重是相应的各四位码产业 j 的就业人数 E_{rjt} 在该县域总就业人数中所占的份额, 如公式 (3) 所示; 然后, 充分考虑到各县域各产业在全国范围的相对地理集中程度, 以各县域 r 每个四位码产业 i 的就业人数 E_{rit} 在全国该四位码产业的总就业人数中所占份额为权重, 对该县域每个四位码产业 i 与所有其他四位码产业的平均关联度 $Relatedness_{rit}$ 进行加权平均, 计算各县域 r 在时期 t 以就业人数衡量的产业集群指数 $Cluster_{rt}$, 如公式 (4) 所示^③。上述步骤也可采用资产或产出作为权重进行计算。

$$Relatedness_{rit} = \sum_{j \neq i}^n (Relatedness_{ijt} \cdot \frac{E_{rjt}}{\sum_{j \neq i}^n E_{rjt}}) \quad (3)$$

$$Cluster_{rt} = \sum_{i=1}^n (Relatedness_{rit} \cdot \frac{E_{rit}}{\sum_{r=1}^m E_{rit}}) \quad (4)$$

根据构建的地方产业集群指数 $Cluster_{rt}$ 并结合中国工业企业数据库, 本文对 2000-2013 年全国各个县层面产业集群发展程度进行了测算。测算结果均显示, 无论是以就业人数为权重, 还是以资产或产出为权重, 中国县层面产业集群指数在样本期间总体上均呈现明显上

^① Long & Zhang (2011) 首次构造了一个能同时直接反映地区内产业之间关联和专业化程度的地方产业集群指数, 极大地推动了对集群中产业间关联度的直接测算, 但是其将出口产品关联度等同于地区产品关联度显然是不妥的, 更重要的是他们构造的指数由于没有考虑地区产业的相对规模而明显夸大了经济较为落后地区的产业集群发展程度。例如, 西藏和宁夏的产业集群指数在 2004 年分别位居第一位和第二位。

^② 本文的主旨在于对全国各地方的产业集群发展程度进行比较及其经济效应分析, 因此以区位熵衡量各地区各产业相对于全国平均水平的显性比较优势是合理的。更重要的是, 相比于 Long & Zhang (2011) 利用 Hidalgo et al. (2007) 的出口产品关联度矩阵所构建的产业间关联度矩阵, 本文利用区位熵所构建的产业间关联度矩阵包含了就业、资产和产出等更为丰富的企业信息, 而非局限于小范围的企业出口信息。

^③ 本文各县域每个四位码产业的就业人数、固定资产或工业产出均是由中国工业企业数据库的相应数据加总而来, 全国层面每个四位码产业的就业、资产和产出数据也均是由此数据库加总而来。中国工业企业数据库包括了全部国有企业以及规模以上的非国有企业, 其中 2000-2010 年的规模以上是指年主营业务收入 500 万元以上的企业, 而 2011-2013 年规模以上的范围调整为主营业务收入 2000 万元以上的企业。

升趋势，而且东部沿海地区的产业集群发展程度总体上明显高于中西部内陆地区^①。根据各个县域产业集群指数在 2000-2013 年期间的平均值，可以发现广东、江苏和上海等经济发达省份的县域占据了前十位，而排在后十位的县域基本全部来自西藏自治区，这一结果是与各地区产业集群的实际发展情况非常契合的。此外，我们对本文的测算结果与其他相关测算方法进行了比较，具体如表 1 所示，从中可以发现其他测算方法得到的集群排序明显有悖于现实的经济情况，而本文测算方法下得到的排序与现实经济情况更加契合，这充分体现了本文所构建的地方产业集群指数能够全面真实地评估中国各地方产业集群的发展程度^②。

表 1 不同测算方法下各省份产业集群指数 2013 年前十位排序的对比

排序	本文（2019） 地方产业集群指数	Long and Zhang（2011） 地方产业集群指数	Ellison and Glaeser（1997） EG 指数	Krugman（1991） 空间基尼系数
1	上海	海南	贵州	山西
2	广东	西藏	甘肃	青海
3	北京	北京	山西	西藏
4	浙江	上海	宁夏	新疆
5	江苏	河北	陕西	贵州
6	天津	青海	重庆	黑龙江
7	山东	浙江	内蒙古	甘肃
8	福建	广东	四川	内蒙古
9	河南	天津	湖南	陕西
10	辽宁	黑龙江	黑龙江	四川

注：同一年度产业集群指数前十位排序的对比可以直观地看出本文测算方法的优势。

（二）计量模型设定

本文的主旨是研究地方产业集群对企业出口国内附加值的影响效应，所采用的基准计量方程如模型（5）所示：

$$\ln DVAR_{fjrt} = \alpha + \beta \cdot \ln Cluster_{rt} + \gamma \cdot X + \mu_f + \varphi_t + \theta_c \cdot t + \varepsilon_{ft} \quad (5)$$

其中， $\ln DVAR_{fjrt}$ 表示时期 t 县区 r 行业 j 企业 f 的出口国内附加值率的对数，反映了企业在全价值链分工背景下参与国际贸易的真实收益及其出口竞争优势，本文将在 Upward et al.（2012）的基础上借鉴张杰等（2013）和 Kee & Tang（2016）的思路对出口国内附加值率的测算过程予以改进。 $\ln Cluster_{rt}$ 是本文的核心解释变量，表示企业 f 所属县区 r 在 t 年的产业集群发展程度的对数，其是一个能同时反映产业之间关联和经济地理集中的地方产业集群指数。向量 X 表示企业层面、行业层面以及地区层面的控制变量。 μ_f 和 φ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应， ε_{ft} 是随机误差项。此外，考虑到各地区的产业集群指数总体上呈现稳步提升的趋势，如果某些制造行业对产业集群的发展状况较为敏感，同时这些制造行业因自身发展较快而推动了行业内企业 $DVAR$ 呈明显上升趋势，这就可能导致一个虚假的回归结果，即地方产业集群对制造业企业 $DVAR$ 虽然没有产生明显的影响，但估计系数 β 也显著为正向，为此我们控制了城市层面的时间趋势因素 $\theta_c \cdot t$ ，其中 c 表示县区 r 所属的城市。

^① 由于全国有 2800 多个县域，限于篇幅我们无法展现测算所得的 2000-2013 年期间各个县域的产业集群指数。感兴趣的读者，可向我们索取。此外，需要说明的是，由于各县域各四位码产业的规模相对于全国总体而言普遍较小，因此在根据公式（4）计算各县域产业集群指数时均将权重乘以 100。

^② 需要说明的是，本文所构造的地方产业集群指数囿于数据限制，仅考虑了工业行业内各四位码子行业之间的关联程度，而没有考虑其与政府机构、行业协会以及生产者服务业之间的关联程度。虽然各工业子行业之间的相互关联是地方产业集群最重要的构成部分，但是一个运转良好的地方产业集群现实中离不开这些关联机构的有效支撑。本文将此作为未来研究的一个重要拓展方向。

企业层面的控制变量包括：企业年龄（*Age*），采用当年年份减去企业开业年份的差值衡量；企业规模（*Scale*），采用企业全部从业人员年平均人数的对数值衡量；企业资本密集度（*Capital*），采用经过通胀处理后的固定资产净值年均余额与年均全部从业人数之比的对数值衡量；企业融资能力（*Finance*），采用企业利息支出与固定资产的比值衡量；企业加工贸易占比（*Sharepro*），采用企业加工出口额与其总出口额的比值来衡量；国有企业虚拟变量（*Soe*），当所有制类型是国有企业时赋值为 1，否则为 0；外资企业虚拟变量（*Foreign*），当所有制类型是外资企业时赋值为 1，否则为 0。行业层面的控制变量包括：行业集中度（*HHI*），采用三位码行业的赫芬达尔-赫希曼指数来衡量。地区层面的控制变量包括：地区经济发展水平（*PGDP*），采用各县域经过通胀处理后的人均生产总值的对数来衡量。

（三）数据处理说明

本文主要使用了两套大型微观数据库。第一套是工业企业数据库，其涵盖了 2000-2013 年全部国有工业企业以及规模以上的非国有企业。本文根据不同版本的行业分类标准和行政区划代码，分别对企业所属的行业代码和地域代码进行调整以保证口径一致。第二套是海关贸易数据库，其记录了 2000-2013 年每个通关企业每种产品进出口贸易的每个月度数据。本文根据研究需要将每个企业的月度数据加总为年度数据，并借鉴 Ahn et al（2011）的做法识别了贸易代理商以及进口来源地为中国大陆的企业样本。由于各自所采用的企业代码是完全不同的编码体系，因此不能直接根据企业代码将两套微观数据库进行合并。本文借鉴 Yu（2015）的方法对这两套数据库进行了合并，之后参考 Brandt et al.（2012）的识别方法对不同年份的样本企业进行了跨期匹配，最终构建了 2000-2013 年同时具有两个数据库特征的企业面板数据。此外，本文参考 Feenstra et al.（2014）的做法剔除了主要财务指标缺失或违背公认会计准则的样本企业，并根据研究需要剔除了采矿业、烟草制造业、电力燃气及水的生产和供应业等样本数据。表 2 给出了本文主要变量的描述性统计。

表 2 主要变量的描述性统计

变量代码	变量说明	观测值	平均值	标准差
<i>DVAR</i>	企业出口国内附加值率	469208	0.6831	0.2905
<i>Cluster1</i>	县域产业集群指数（产出）	39326	1.2285	2.8421
<i>Cluster2</i>	县域产业集群指数（就业）	39326	1.1042	3.5680
<i>Cluster3</i>	县域产业集群指数（资产）	39326	1.1527	2.6954
<i>Age</i>	企业年龄	469208	14.5290	12.2814
<i>Scale</i>	企业规模	469208	5.7143	1.1955
<i>Capital</i>	企业资本密集度	469208	4.2648	1.4097
<i>Finance</i>	企业融资能力	469208	0.0191	0.0164
<i>Sharepro</i>	企业加工贸易占比	469208	0.2173	0.3540
<i>HHI</i>	行业集中度	2282	0.0362	0.0521
<i>PGDP</i>	地区经济发展水平	39326	13.7168	10.5924

资料来源：作者根据相关数据整理而得，下同。

四、基本实证结果及分析

（一）基准回归

表 3 报告了基于模型（5）的回归结果，其中第（1）列和第（2）列是以产出为权重测算的县域产业集群指数（*Cluster1*）的回归结果，可以发现无论是否纳入控制变量均不会影响地方产业集群估计结果的显著性，这表明地方产业集群可以在 1% 的水平上显著提高制造业企业的出口国内附加值。以第（2）列为准可以发现，企业所在县域的产业集群程度每提高 10%，将显著促进其出口国内附加值率大约提高 0.72%。经过计算可知，地方产业集群程度的提高大约可以解释样本期间企业出口国内附加值率变动的 6.59%^①。由此可见，集群式的产业发展对企业出口国内附加值的促进作用，不仅具有统计意义上的显著性，而且在经济意义上也是较为显著的。此外，以就业为权重测算的县域产业集群指数（*Cluster2*）与以资产为权重测算的县域产业集群指数（*Cluster3*）的回归结果分别汇报在表 3 的第（3）列至第（6）列。从中可以发现，地方产业集群均在 1% 的水平上显著提高了制造业企业的出口国内附加值，这在一定程度上表明本文的基准回归结果具有较好的稳健性^②。

从控制变量的回归结果可以发现，企业年龄对其出口国内附加值的影响显著的正向影响，这是因为年龄越长的企业可能相对更易于从国际贸易过程中获取更多的学习效应。企业规模对其出口国内附加值具有显著的负向影响，这可能与本文以全部从业人员平均人数作为其代理变量具有一定关系，因为雇佣人数较多的企业在中国内地往往从事附加值和技术含量较低的出口加工贸易（刘晴等，2017）。企业资本密集度的估计系数显著为负向，说明资本密集型企业的出口国内附加值相对较低。企业融资能力对其出口国内附加值具有显著的正向影响，可能是因为融资能力较强的企业更有利于其全要素生产率与创新能力的提高。企业加工贸易占比的估计系数显著为负向，反映了加工贸易企业具有较低的出口国内附加值。外资和国有企业虚拟变量的估计系数均显著为负向，这在一定程度上反映了外资和国有企业均不利于出口国内附加值的提高。行业集中度对企业出口国内附加值没有产生显著的影响效应，而地区经济发展水平则对企业出口国内附加值则具有显著的正向促进作用。

表 3 基准回归结果

	产出度量的产业集群		就业度量的产业集群		资产度量的产业集群	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnCluster1</i>	0.1940*** (0.0285)	0.1527*** (0.0240)				
<i>lnCluster2</i>			0.0861*** (0.0177)	0.0730*** (0.0162)		
<i>lnCluster3</i>					0.1615*** (0.0238)	0.1294*** (0.0202)
<i>Age</i>		0.0019*** (0.0004)		0.0012*** (0.0003)		0.0019*** (0.0004)

^① 以产出为权重测算的县域产业集群指数在样本期间平均提高了 16.29%，那么根据回归结果可知其大约促进企业出口国内附加值率平均提高了 2.48%。由于企业出口国内附加值率在样本期间平均提高了 25.40%，据此计算可知县域产业集群程度的提高大约可以解释样本期间企业出口国内附加值率变动的 9.76%。如果采用后文基于工具变量的回归结果，地方产业集群程度的这一解释比例可以提高到 11.89%。

^② 本文发现，根据工业企业数据库加总得到的各年就业总数，与统计年鉴公布的对应年份的全部国有及规模以上企业的就业总数相比，在 2000-2004 年及 2009-2010 年存在非常明显的差异。这显然会影响以就业为权重的产业集群程度测算结果的准确性。相比之下，工业企业数据库与各年统计年鉴在产出或资产方面的加总数据则基本一致。因此，本文后续将以产出为权重的产业集群指数作为回归的核心指标。

<i>Scale</i>		-0.0025*** (0.0002)		-0.0026*** (0.0002)		-0.0025*** (0.0002)
<i>Capital</i>		-0.0182** (0.0013)		-0.0216** (0.0015)		-0.0181** (0.0013)
<i>Finance</i>		0.1140*** (0.0207)		0.0975*** (0.0200)		0.1142*** (0.0207)
<i>Sharepro</i>		-0.0863*** (0.0185)		-0.0857*** (0.0184)		-0.0860*** (0.0185)
<i>Foreign</i>		-0.0355*** (0.0040)		-0.0360*** (0.0040)		-0.0358*** (0.0041)
<i>Soe</i>		-0.0429*** (0.0051)		-0.0422*** (0.0048)		-0.0429*** (0.0051)
<i>HHI</i>		-0.0188 (0.0247)		-0.0127 (0.0203)		-0.0185 (0.0251)
<i>PGDP</i>		0.1050*** (0.0199)		0.1261*** (0.0214)		0.1057*** (0.0195)
常数项	0.8440*** (0.0152)	0.8797*** (0.0150)	0.8447*** (0.0151)	0.8802*** (0.0150)	0.8437*** (0.0152)	0.8805*** (0.0151)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>	0.2162	0.2845	0.1810	0.2077	0.2125	0.2896
观测值	469208	469208	469208	469208	469208	469208

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。小括号内数值是回归系数的县域层面聚类稳健标准误。

(二) 稳健性检验

基准回归结果得出了本文的一个重要结论，即以关联产业地理集中为典型特征的集群式产业发展对中国制造企业的出口国内附加值具有显著的促进作用。为了保证这一研究结论的可靠性和稳健性，本文将从以下五个方面对其进行多角度的稳健性检验。

(1) 企业出口国内附加值率的替代指标。基准回归所采用的 *DVAR* 指标在测算时假定国内原材料含有的国外产品份额是 5%，而 Koopman et al. (2014) 研究发现中国加工贸易企业使用的国内原材料含有的国外产品份额介于 5%-10% 之间。为此，我们将国内原材料所含有的国外产品份额设定为 10% 并重新测算了 *DVAR* 指标，回归结果报告在表 4 的第 (1) 列。可以发现，集群式的产业发展对企业出口国内附加值的影响效应仍然是显著为正向的。

(2) 地方产业集群指数的替代指标。基准回归所采用的县域产业集群指数是由四位码产业测算而得。采用的行业分类标准越精细，则能够越准确地反映集群内产业之间的关联程度，但是由于各县域各四位码产业的规模相对于全国总体而言普遍较小，因此以四位码产业相对规模加权计算县域产业集群指数时可能会存在一定程度的扭曲。我们采用三位码产业重新测算了县域产业集群指数，回归结果报告在表 4 的第 (2) 列。可以发现地方产业集群指标的估计系数仍然显著为正向，这进一步验证了基准回归结果的稳健性。

(3) 考虑对外开放政策的影响。既有相关文献发现，外商直接投资和中间品贸易自由化是影响中国制造业企业出口国内附加值的两个重要因素 (Kee & Tang, 2016)。为此，我们在基准计量模型中引入了以上两个因素，其中外商投资进入程度以各三位码行业层面外资企业数目的对数值进行衡量 (Lu & Yu, 2015)，中间品贸易自由化则采用各三位码行业所有进口中间品关税的加权平均值进行衡量 (Amiti & Konings, 2007)。控制以上两个因素之

后，回归结果报告在表 4 的第（3）列。从中可以发现，行业外商投资进入（*FDI*）和行业中间品关税税率（*Tariff*）分别对企业出口国内附加值具有显著的正向和负向影响，这与现有相关文献的研究结论是完全一致的（Kee & Tang, 2016；毛其淋、许家云，2019）；更重要的是，在控制以上两个对外开放政策的影响之后，地方产业集群对企业出口国内附加值的影响效应仍然是显著为正向的，这充分说明本文的核心研究结论是非常稳健的。

（4）连续出口企业样本。基准回归的研究样本既包括连续出口的企业，也含有进入或退出的企业，因而地方产业集群对企业出口国内附加值的平均促进效应，可能是由于 *DVAR* 更低的企业退出出口市场或者 *DVAR* 更高的企业进入出口市场所造成的虚假现象。为了进一步验证本文研究结论的稳健性，此处我们只保留连续出口的企业样本，回归结果报告在表 4 的第（4）列。可以发现，地方产业集群对企业 *DVAR* 的影响仍然是显著为正向的。

（5）样本选择偏差问题。企业是否从事出口并不是随机分布的，而通常只有少数企业能够克服国际市场的进入成本并实现出口，因此如果直接将非出口企业样本剔除将会很可能导致样本的选择性偏差。为此，我们采用 Heckman 两步法对包括出口企业 and 非出口企业的全部样本进行了重新估计，选择方程和决策方程的回归结果分别汇报在表 4 的第（5）和（6）列。可以发现，在控制潜在的样本选择偏差问题之后，地方产业集群对企业出口国内附加值率的影响效应仍然是显著为正向的，这说明本文的核心研究结论是非常稳健的。此外，由于决策方程中的逆米尔斯比率（*IMR*）没有通过显著性检验，这说明基准回归并不存在严重的样本选择偏差问题，从而进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表 4 稳健性检验的估计结果

	<i>DVAR</i> 的替代 (1)	产业集群的替代 (2)	考虑对外开放 (3)	连续出口 (4)	Heckman 两步法	
					(5)	(6)
<i>lnCluster1</i>	0.1411*** (0.0209)	0.1295** (0.0200)	0.1201*** (0.0184)	0.1584*** (0.0101)	0.4705*** (0.0582)	0.1497*** (0.0215)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>FDI</i>			0.0708*** (0.0115)			
<i>Tariff</i>			-0.0362*** (0.0091)			
<i>L. ExportDum</i>					2.0094*** (0.0351)	
<i>IMR</i>						-0.0528 (0.2160)
常数项	0.8952*** (0.0161)	0.8744*** (0.0152)	0.7629*** (0.0180)	1.1053*** (0.0097)	-2.5921*** (0.0608)	0.8805*** (0.0156)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R</i> ²	0.2840	0.2791	0.3056	0.4829	—	0.2847
观测值	469145	469208	469208	138462	2721835	382160

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。小括号内数值是回归系数的县域层面聚类稳健标准误。

（三）内生性问题

经验研究面临的一个关键问题是如何避免潜在的内生性问题所造成的有偏估计。本文的被解释变量是企业层面的数据，而测算所得的县域产业集群指数则是地区层面的数据，因此

较好地避免了由于反向因果所导致的内生性问题。但是，遗漏一些同时影响地方产业集群和企业出口国内附加值的变量则可能会导致内生性问题；而且集群中的企业可能存在“自选择效应”，即一些生产率较高的出口企业更可能选择在集群程度较高的县域从事生产。基于此，一方面，本文以企业所在县域的平均坡度与其所在省份的基建投资的乘积构造地方产业集群的工具变量，对基准计量方程进行基于工具变量的两阶段最小二乘估计；另一方面，本文根据企业变更经营地点的信息构造拟自然实验，采用双重差分方法对地方产业集群影响企业出口国内附加值的效应进行因果识别，以期更加彻底地解决可能存在的内生性问题。

1. 基于工具变量的两阶段最小二乘估计

本文选取企业所在县域的平均坡度与其所在省份的基础设施投资的乘积 ($Slope \times L3.Infra$) 作为地方产业集群的工具变量，而考虑到基础设施投资从建设开工到建成使用通常需要三年的时间，因此企业所在省份的基础设施投资实际使用的是滞后三期的数据。之所以选取这一工具变量主要是基于以下考虑：第一，从与内生变量的相关性角度来看，地面越平坦的县域越有可能凭借其地理优势而形成发展程度较高的产业集群，而基础设施网络的完善则有利于降低企业运输成本和提高企业生产效率，进而提高地区产业集群的发展程度。第二，从与模型残差项的外生性角度来看，作为地理因素的各县域平均坡度显然是满足外生性要求的，而各地区的基础设施投资通常是由各级政府部门主导的，基本不受出口国内附加值等企业层面因素的影响，因此滞后三期的省份基础设施投资也满足外生性要求。

基于这一工具变量的两阶段最小二乘估计结果汇报在表 5 的第 (1) 和 (2) 列。从第一阶段的回归结果来看，工具变量 ($Slope \times L3.Infra$) 的估计系数显著为正向，而且不可识别检验和弱工具变量检验的结果均拒绝了原假设，这就证实了工具变量与县域产业集群之间是存在相关性的。第二阶段的回归结果显示，县域产业集群对企业出口国内附加值的影响效应不但仍然是显著为正向的，而且影响程度还有较为明显的提高，这说明内生性问题使得基准回归估计产生了较为明显的向下偏倚。为了验证这一工具变量是否满足外生性要求，我们将其作为解释变量纳入基准计量模型进行了半简化式回归，其基本逻辑是：如果这一工具变量是外生的，则其对被解释变量产生影响的唯一渠道应该是通过作为内生变量的县域产业集群；由于此唯一渠道现在已经被包括在计量模型中，因此其作为解释变量的估计系数在计量模型中应该是不显著的。表 5 的第 (3) 列汇报了相应的估计结果，可以发现这一工具变量的估计系数确实是不显著的，证实了这一工具变量是满足外生性要求的。

此外，为了验证两阶段最小二乘估计结果的稳健性，参照既有相关文献以历史数据作为工具变量的做法 (Combes & Gobillon, 2015)，我们选取 1995 年各县域工业企业数的对数值 ($\ln Manuno$) 作为地方产业集群的工具变量^①，再次进行基于工具变量的两阶段最小二乘估计，结果报告在表 5 的第 (4) 和 (5) 列。从中可以发现，这一工具变量 ($\ln Manuno$) 与县域产业集群之间是存在相关性的，县域产业集群 ($\ln Cluster1$) 确实存在一定内生性，并且使其基准回归结果产生了一定程度的向下偏倚。同样道理，我们将其作为解释变量纳入基准计量模型进行了半简化式回归以验证其外生性，回归结果报告在表 5 的第 (6) 列，可以发现这一工具变量 ($\ln Manuno$) 的估计系数是不显著的，从而证实这一工具变量也是满足外生性要求的。由此可见，两阶段最小二乘估计结果均显示本文的研究结论是稳健的。

表 5 基于工具变量的两阶段最小二乘估计结果

	IV-2SLS		半简化式回归 (3)	IV-2SLS		半简化式回归 (6)
	(1)	(2)		(4)	(5)	
$\ln Cluster1$		0.1855*** (0.0254)	0.1592*** (0.0237)		0.1660*** (0.0249)	0.1518*** (0.0226)

^① 1995 年各县域工业企业数的相关数据来自 1995 年全国工业企业普查数据。

控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Slope</i> × <i>L3.Infra</i>	0.0024*** (0.0002)		0.0009 (0.0015)			
<i>lnManuno</i>				0.0005*** (0.0000)		0.0002 (0.0010)
常数项	0.1173*** (0.0160)	0.8516*** (0.0142)	0.8879*** (0.0158)	0.0592*** (0.0074)	0.8802*** (0.0155)	
不可识别检验		1173.22 [0.00]			2042.51 [0.00]	
弱工具变量检验		4265.14 {16.38}			3348.67 {16.38}	
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R</i> ²	—	—	0.2847	—	—	0.2840
观测值	469208	469208	469208	469208	469208	469208

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。小括号内数值是回归系数的县域层面聚类稳健标准误。中括号内数值是统计检验的 p 值。大括号内数值是 Stock-Yogo 弱工具变量检验 10%水平的临界值。

2. 基于拟自然实验的双重差分估计结果

由于各县域的产业集群程度是存在差异的，因此某一县域的产业集群程度对于经营地点不在该县域的企业而言是相对外生的。换言之，当企业的经营地点从一个县域变更到另一个县域时，可视为其所面临的产业集群程度发生了外生变化（马述忠、张洪胜，2017）。因此，依据企业是否变更经营地点可以构造拟自然实验，即将那些变更经营地点的企业看作处理组，将那些始终没有发生经营地点变更的企业看作对照组，并采用双重差分方法对地方产业集群影响企业出口国内附加值的效应进行因果识别^①。由于有些企业可能多次变更经营地点，这些样本会对估计结果造成不必要的干扰，因此我们仅考虑样本期间只变更一次经营地点的企业。样本期间总共有 12245 个观测值只变更了一次经营地点，占全部观测值的 2.61%。

参照 Lu et al.（2014）的模型设定，本文将双重差分估计方程设定为模型（6）。其中， $Treat_{jt}$ 是处理组虚拟变量。对于样本期仅变更一次经营地点的企业赋值为 1，对于样本期始终没有变更经营地点的企业赋值为 0。 $Post_{jt}$ 是企业变更经营地点之后的时间虚拟变量。对于企业变更经营地点之后的年份赋值为 1，对于变更经营地点之前的年份赋值为 0。 $Treat_{jt} \times Post_{jt}$ 的估计系数 β_1 测度了在县域产业集群程度不变的情况下，企业变更经营地点对其出口国内附加值的影响效应；由于企业变更经营地点可能会中断原来产业集群内的供应链关系和相关业务往来，因此 β_1 的预期符号为负向。 $lnCluster_{rt} \times Post_{jt}$ 是 Lu et al.（2014）对传统双重差分模型的扩展，本文以此交互项来捕捉企业变更经营点之后县域产业集群程度对其出口国内附加值的影响效应；如果该交互项的估计系数 α_1 是显著为正向的，则说明县

^① 以企业变更经营地点构造拟自然实验的前提条件是其必须满足外生性假定。也就是说，一方面企业自身的出口国内附加值率不会影响企业是否变更经营地点的这一决策，附录 3 报告了基于 Probit 模型的企业变更经营地点影响因素的估计结果，从中可以发现企业出口国内附加值率的估计系数确实是不显著的；另一方面，企业经营地点变更之前，新县域的产业集群程度也不会影响企业是否变更经营地点的这一决策，附录 3 统计了变更到产业集群程度更高县域和更低县域的企业数量，可以发现两者之间的比例并没有显著的差异。由此可见，企业变更经营地点的决策在样本期间是满足拟自然实验的外生性假定的。

域产业集群显著提高了企业出口国内附加值。 μ_f 和 φ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应。

$$\begin{aligned} \ln DVAR_{fjrt} = & \alpha_1 \cdot \ln Cluster_{rt} \times Post_{ft} + \beta_1 \cdot Treat_f \times Post_{ft} \\ & + \gamma \cdot X + \mu_f + \varphi_t + \theta_c \cdot t + \varepsilon_{ft} \end{aligned} \quad (6)$$

双重差分模型（6）估计结果的准确性在很大程度上取决于对照组企业能够在多大程度上近似于处理组企业没有变更经营地点时的状态。为此，我们采用倾向得分匹配方法从那些始终没有发生经营地点变更的企业中筛选出与处理组企业最为接近的对照组，然后采用双重差分法估计县域产业集群对企业出口国内附加值的影响效应^①。表6报告了经过倾向得分匹配之后的双重差分估计结果，由（1）至（3）列可以发现， $\ln Cluster_{rt} \times Post_{ft}$ 的估计系数均在1%的水平上显著为正向，这说明县域产业集群显著提高了企业出口国内附加值。然而，使用双重差分模型的前提是对照组和处理组企业的出口国内附加值变动必须满足事前的平行趋势；为此，我们一方面引入了企业特定时间趋势以进一步控制企业异质性的影响，回归结果报告在第（4）列，可以发现 $\ln Cluster_{rt} \times Post_{ft}$ 的估计系数仍然显著为正向；另一方面，我们引入了处理组虚拟变量与企业变更经营地点之前三年时间虚拟变量的交互项，以期直观地考察事前平行趋势，回归结果报告在第（5）列，可以发现这些交互项的估计系数均是不显著的，这说明对照组与处理组企业在变更经营地点之前是满足平行趋势的。

表6 基于拟自然实验的双重差分估计结果

	PSM-DID			事前平行趋势检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln Cluster_{rt} \times Post_{ft}$	0.1820*** (0.0271)	0.1659*** (0.0252)	0.1814*** (0.0260)	0.1597*** (0.0264)	0.1522*** (0.0247)
$Treat_f \times Post_{ft}$	-0.7407*** (0.1668)	-0.7112*** (0.1605)	-0.7560*** (0.1693)	-0.7243*** (0.1651)	-0.7806*** (0.1711)
$Treat_f \times Pre_{ft}(-1)$					-0.4417 (0.2935)
$Treat_f \times Pre_{ft}(-2)$					-0.4150 (0.2894)
$Treat_f \times Pre_{ft}(-3)$					-0.3912 (0.3065)
控制变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市时间固定	No	No	Yes	Yes	Yes
企业时间趋势	No	No	No	Yes	Yes
Adj. R ²	0.3726	0.4195	0.4140	0.4582	0.4407
观测值	92514	92514	92514	92514	92514

^① 由于处理组企业变更经营地点的时间并不相同，因此我们需要分年对样本进行倾向得分匹配（PSM）。在对各年进行匹配的过程中，我们以企业变更经营地点与否作为因变量，以企业年龄、就业规模、资本密集度、劳动生产率、所有制类型以及企业盈利能力等上一年可观测的企业特征作为自变量进行 Probit 模型估计，然后采用 1:3 比例的临近匹配方法为处理组企业筛选出最为接近的对照组。

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。参考 Bertrand et al. (2004) 的做法，为了克服潜在的异方差和序列相关问题，本文在企业层面上进行聚类，因此小括号内数值是回归系数的企业层面聚类稳健标准误。限于篇幅，本文没有给出各年匹配检验的结果，备索。由于已经剔除了部分重复配对的企业样本，所以匹配的对照组企业数并不是按 1:3 比例呈现的。

五、影响机制与扩展分析

（一）影响机制检验

既有文献研究发现，企业成本加成率的提高和国内中间品相对价格的下降均有利于企业出口国内附加值的提高（Kee & Tang, 2016；余淼杰、崔晓敏，2019）^①。因此，从理论上而言，进口中间品替代效应和企业成本加成率效应将是地方产业集群影响企业出口国内附加值率的两个主要渠道。为此，本文将分两步来检验地方产业集群对企业出口国内附加值率的影响机制：第一步将影响渠道 $\ln Med_{fjrt}$ 对核心解释变量 $\ln Cluster_{rt}$ 进行回归，如模型（7）所示；第二步将被解释变量 $\ln DVAR_{fjrt}$ 同时对核心解释变量 $\ln Cluster_{rt}$ 、影响渠道 $\ln Med_{fjrt}$ 以及两者的交互项（ $\ln Cluster_{rt} \times \ln Med_{fjrt}$ ）进行回归，如模型（8）所示。

$$\ln Med_{fjrt} = \alpha_1 + \beta_1 \cdot \ln Cluster_{rt} + \gamma_1 \cdot X + \mu_f + \varphi_t + \theta_c \cdot t + \varepsilon_{ft} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \ln DVAR_{fjrt} = & \alpha_2 + \beta_2 \cdot \ln Cluster_{rt} + \delta \cdot \ln Med_{fjrt} + \gamma \cdot \ln Cluster_{rt} \times \ln Med_{fjrt} \\ & + \gamma_2 \cdot X + \mu_f + \varphi_t + \theta_c \cdot t + \varepsilon_{ft} \end{aligned} \quad (8)$$

其中，当影响渠道 Med_{fjrt} 是中间品投入时，由于无法获得国内中间品相对价格的信息，考虑到国内中间品使用数量与国内中间品相对价格之间存在直接的因果关系，因此我们将以企业使用的国内中间投入品占比对其间接代理（吕越、尉亚宁，2020），即本文采用企业当年使用的国内中间投入品额与其销售收入之比来衡量这一指标。当影响渠道 Med_{fjrt} 是成本加成率时，本文采用 De Loecker & Warzynski（2012）的方法测算企业成本加成率，即 $Markup_{ft} = \theta_{ft}^M (\alpha_{ft}^M)^{-1}$ ，其中 θ_{ft}^M 表示企业中间品投入的产出弹性^②，采用 Levinsohn and Petrin（2003）方法对生产函数估计而得； α_{ft}^M 表示中间品投入支出在总销售收入中的比重。

当影响机制是进口中间品替代效应（*DomInput*）时，结果报告在表 7 的（1）和（2）列。由第（1）列可以发现，地方产业集群显著增加了企业对国内中间投入品的使用，这表明关联产业的地理集中确实有利于促进国内中间品生产部门的发展，这可能是因为集群式的产业发展有利于促进企业之间的垂直专业化分工和中间投入品共享（Holmes, 1999）。由第（2）列可以发现，不仅国内中间投入品占比对企业出口国内附加值率的估计系数显著为正向，而且地方产业集群与国内中间投入品占比的交互项的估计系数也显著为正向，这表明地方产业集群强化了国内中间投入品占比对企业出口国内附加值率的促进作用。由此可见，进口中间品替代效应是地方产业集群影响企业出口国内附加值率的一个重要渠道。

^① Kee & Tang（2016）将企业出口国内附加值率表示为： $DVAR_{ft} = 1 - \mathcal{X}_M (1/\mu_{ft}) \{1/[1 + (P_t^I/P_t^D)^\kappa - 1]\}$ 。其中， $DVAR_{ft}$ 表示企业 f 时期 t 的出口国内附加值率， μ_{ft} 是企业成本加成率， \mathcal{X}_M 是中间投入品的产出弹性， P_t^I 是进口中间品的平均价格， P_t^D 是国内中间品的平均价格， κ 是国内中间品对进口中间品的替代弹性。由此可见，企业成本加成率和进口中间品相对价格是影响企业出口国内附加值率的两条直接渠道。既有的相关文献也均是通过检验以上两条直接渠道来研究某种因素对企业出口国内附加值率的影响效应。

^② 由于中国工业企业数据库 2008-2013 年的企业统计数据中并没有包含企业直接的中间品投入，因此我们借鉴余淼杰等（2018）的方法利用企业产出、企业工资与企业折旧等信息来估计这段时间的企业中间品投入。具体而言，企业中间品投入=产出值×销售成本/销售收入—工资支付—折旧值，其中企业工资支付利用工业行业每年的工资率乘以每个企业的全部从业人员年平均人数进行估计。

当影响机制是企业成本加成率效应 (*Markup*) 时, 结果报告在表 7 的第 (3) 和 (4) 列。由第 (3) 列可以发现, 地方产业集群对企业成本加成率具有显著的正向促进作用, 这不同于 Lu et al. (2014) 采用 *EG* 指数时得出的研究结论, 可能是因为 *EG* 指数忽视了集群中产业之间相互关联的根本特征, 而产业关联有利于企业通过重组效应提高其生产率并降低边际成本。由第 (4) 列可以发现, 不仅企业成本加成率对其出口国内附加值率的估计系数显著为正向, 而且地方产业集群与企业成本加成率的交互项的估计系数也显著为正向, 这表明地方产业集群强化了企业成本加成率对企业出口国内附加值率的促进作用。由此可见, 企业成本加成率效应也是地方产业集群影响企业出口国内附加值率的另一个渠道。

考虑到企业成本加成率的提高可能会影响其对国内中间投入品的使用情况, 因此我们在计量模型 (8) 中同时引入了企业成本加成率和国内中间投入品占比这两个影响渠道以及两者的交互项 ($\ln DomInput * \ln Markup$), 结果报告在表 7 的第 (5) 列。从中可以发现, 国内中间投入品占比和企业成本加成率对企业出口国内附加值率的影响效应仍然显著为正向, 地方产业集群与国内中间投入品占比的交互项以及地方产业集群与企业成本加成率的交互项的估计系数仍然显著为正向, 而且国内中间投入品占比与企业成本加成率的交互项的估计系数也显著为正向, 这表明进口中间品替代效应和企业成本加成率效应是地方产业集群影响企业出口国内附加值率的两个重要渠道, 而且两者之间存在相互强化的促进作用。

表 7 影响机制检验的回归结果

	<i>lnDomInput</i> (1)	<i>lnDVAR</i> (2)	<i>lnMarkup</i> (3)	<i>lnDVAR</i> (4)	<i>lnDVAR</i> (5)
<i>lnCluster1</i>	0.2290*** (0.0418)	0.0751*** (0.0126)	0.1746*** (0.0215)	0.1055*** (0.0240)	0.0620** (0.0107)
<i>lnDomInput</i>		0.8427*** (0.0509)			0.8015*** (0.0502)
<i>lnCluster1*lnDomInput</i>		0.2150*** (0.0183)			0.1931*** (0.0156)
<i>lnMarkup</i>				0.0148*** (0.0025)	0.0105*** (0.0017)
<i>lnCluster1*lnMarkup</i>				0.0612*** (0.0087)	0.0544*** (0.0090)
<i>lnDomInput*lnMarkup</i>					0.0163*** (0.0022)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	1.4625*** (0.1862)	0.9044*** (0.0120)	0.5419*** (0.0202)	0.9207*** (0.0115)	0.8152*** (0.0149)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R</i> ²	0.5127	0.3064	0.4628	0.2985	0.3177
观测值	469208	469208	469208	469208	469208

注: ***, **和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。小括号内数值是回归系数的县域层面聚类稳健标准误。

（二）企业异质性分析

由于样本企业在贸易方式、所有制类型以及融资约束状况等方面均存在明显差异，因而地方产业集群对企业出口国内附加值的影响可能存在异质性。为此，本文进一步考察了地方产业集群对以上不同特征的企业出口国内附加值的异质性影响效应。

1. 贸易方式异质性

根据企业出口贸易方式，可以将样本企业划分为纯一般贸易、纯加工贸易以及混合贸易企业三类子样本。基于企业贸易方式异质性的回归结果报告在表 8 的（1）至（4）列，可以发现地方产业集群对纯一般贸易和混合贸易企业的出口国内附加值均具有显著的正向影响，而对纯加工贸易企业则没有显著影响。这可能是由纯加工贸易企业可以免税进口国外中间品的特性所决定的，也可能是由纯加工贸易企业过度集聚产生的拥挤效应所导致的。鉴于地方产业集群对混合贸易企业的影响程度更为突出，我们进一步在混合贸易企业子样本中实证检验了地方产业集群对企业加工贸易占比的影响，回归结果报告在表 8 的第（5）列。可以发现，地方产业集群显著地降低了混合贸易企业的加工贸易占比。对其可能的解释是，由于附加值较高的一般贸易通常具有更高的生产技术要求 and 更大的资金流动需求，面临技术和资金约束的企业刚开始往往倾向于选择从事附加值较低的加工贸易，而集群式的产业发展则可以帮助企业获取技术知识并缓解融资约束状况（龙小宁等，2015），因此将会激励这些限于技术和资金约束而最初选择从事加工贸易出口的企业，逐步增加企业出口中的一般贸易比重甚至直接转向附加值更高的一般贸易企业，最终表现为企业出口国内附加值的提高。

表 8 企业贸易方式异质性的回归结果

	纯一般贸易 (1)	纯加工贸易 (2)	混合贸易企业 (3)	全样本 (4)	加工贸易占比 (5)
<i>lnCluster1</i>	0.1147*** (0.0285)	0.0625 (0.1116)	0.1840*** (0.0522)	0.1755*** (0.0616)	-0.2083*** (0.0751)
<i>lnCluster1</i> × <i>Process</i>				0.0381 (0.1025)	
<i>lnCluster1</i> × <i>Mixtrad</i>				0.2506*** (0.0189)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.8898*** (0.0426)	0.7025*** (0.0531)	0.8435*** (0.0558)	0.8591*** (0.0164)	0.2540*** (0.0112)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R</i> ²	0.1810	0.2196	0.2485	0.3127	0.2808
观测值	192102	38254	238852	469208	238852

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。小括号内数值是回归系数的县域层面聚类稳健标准误。

2. 所有制类型异质性

已有大量文献研究发现，我国商业银行信贷配置体系存在明显的“所有制歧视”现象，即商业银行更倾向于为国有企业提供信贷资金支持，而以中小企业为主的非国有企业则较难获得信贷融资（苟琴等，2014）。因此，地方产业集群对企业出口国内附加值的影响效应可能存在所有制差异。我们根据登记注册类型将样本企业划分为国有企业、民营企业和外资企业三类子样本，回归结果报告在表 9 的（1）至（3）列，可以发现地方产业集群对民营企业的出口国内附加值具有更为明显的促进作用，而对国有企业则没有显著的影响。究其原因可能

是，地方产业集群通过促进企业间的商业信用而极大地缓解了民营企业的融资约束，这促进了其全要素生产率和研发创新能力的提高，进而最终提升了民营企业的出口国内附加值。对于国有企业而言，由于较易从国有银行获取信贷资金，其通常面临较小的融资约束，因此地方产业集群对其影响虽为正向但不显著。对于外资企业而言，因其拥有境外资金而基本不受融资约束的影响，但是地方产业集群对其出口国内附加值也具有一定的促进作用，这可能是因为关联产业的地理集中促进了其与内资企业的垂直专业化分工和中间投入品共享。

表 9 企业所有制类型和融资约束异质性的回归结果

	所有制类型异质性			融资约束异质性		
	国有企业 (1)	民营企业 (2)	外资企业 (3)	低融资约束 (4)	高融资约束 (5)	全样本 (6)
$\ln Cluster1$	0.0115 (0.0194)	0.1642*** (0.0251)	0.0590** (0.0102)	0.0716*** (0.0129)	0.2809*** (0.0355)	0.0295*** (0.0081)
$\ln Cluster1 \times Highconst$						0.4120*** (0.0597)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.7022*** (0.0125)	0.8625*** (0.0144)	0.6147*** (0.0120)	0.7406*** (0.0132)	0.8372*** (0.0140)	0.8824*** (0.0157)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Adj. R^2$	0.2886	0.2410	0.2792	0.3042	0.2571	0.2835
观测值	10259	219490	176589	121540	337668	469208

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。小括号内数值是回归系数的县域层面聚类稳健标准误。

3. 融资约束异质性

前文已从融资约束角度对地方产业集群影响企业出口国内附加值的所有制异质性进行了相关阐释，此处我们进一步考察地方产业集群对不同融资约束企业的出口国内附加值存在的异质性影响。具体而言，本文以样本企业融资约束水平的中位数为临界值将样本企业划分为低融资约束企业和高融资约束企业两类子样本。基于企业融资约束异质性的回归结果报告在表 9 的（4）和（5）列，可以发现地方产业集群对以上两类融资约束企业的出口国内附加值均具有显著的正向促进作用。我们进一步以低融资约束企业为基准，在全样本回归中引入核心解释变量与高融资约束企业虚拟变量的交互项（ $\ln Cluster1 \times Highconst$ ），回归结果报告在表 9 的第（6）列，从中可以发现核心解释变量及其交互项的估计系数均显著为正向，这一研究结论与分样本的回归结果完全保持一致，而且高融资约束企业相比于低融资约束企业而言在估计系数大小上确实存在明显差异。究其原因可能是，在资本市场不发达的情况下，中国企业普遍面临不同程度的融资约束状况，地方产业集群可以通过企业间商业信用这种非正规金融来缓解企业融资约束，尤其对于融资约束程度较高的民营企业而言更是如此。

（三）拥挤效应及其缓解

一方面，地方产业集群通过中间产品共享、生产要素匹配以及技术知识外溢等集聚效应，促进企业成本加成率的提高和国内中间品相对价格的下降，进而推动企业出口国内附加值的提高；另一方面，地方产业集群也可能因为集群内企业之间的过度集聚和同质竞争，而导致要素成本上升和产品质量下降等拥挤效应，这将会降低集群内企业的出口国内附加值。因此，地方产业集群对企业出口国内附加值的影响将取决于集聚效应与拥挤效应两者之间的强弱。换言之，地方产业集群的出口国内附加值效应可能呈现非线性关系。为此，我们在基准模型

(5) 引入了地方产业集群的平方项来构建计量模型 (10)。回归结果报告在表 10 的第 (1) 列, 从中可以发现地方产业集群对企业出口国内附加值的影响效应确实存在非线性关系, 而根据估计结果计算所得的倒 U 型曲线临界值约等于 3.5044。我们统计发现, 在 2013 年的样本中有 729 家企业所在县域的产业集群程度是高于这一临界值的, 仅占当年全部样本企业的 1.67%。这说明地方产业集群所引发的拥挤效应仅仅发生在少数企业身上^①, 其在样本期间并不是一个普遍现象, 这也从侧面说明将基准计量模型设定为线性模型是合理的。

$$\begin{aligned} \ln DVAR_{fjrt} = & \alpha + \beta_1 \cdot \ln Cluster_{rt} + \beta_2 \cdot (\ln Cluster_{rt})^2 \\ & + \gamma \cdot X + \mu_f + \varphi_t + \theta_c \cdot t + \varepsilon_{ft} \end{aligned} \quad (10)$$

前文发现已有少数企业所在县域的产业集群程度对其产生了拥挤效应, 一个自然延伸的问题是有什么途径可以缓解地方产业集群所引起的拥挤效应呢? 已有大量文献发现, 市场化改革进程的推进改善了企业内部微观生产率和企业间资源配置效率 (樊纲等, 2011), 而国内市场的整合和统一则有利于市场机制在资源配置中发挥更加积极的作用, 这将有利于地区之间资源配置效率 and 专业化分工水平的提高 (Bai et al., 2004; 陆铭, 2018)。因此, 我们相信市场化进程和国内市场整合等地区制度环境的改善可以缓解产业集群引起的拥挤效应。另一方面, 那些具有较高技术水平的企业通常可以充分获取地方产业集群所带来的知识溢出效应, 并在激烈的竞争压力下通过提高全要素生产率和研发创新能力 (Combes & Gobillon, 2015), 有效提高企业成本加成率和不断推出高质量的差异化产品, 从而减少甚至免于拥挤效应可能带来的负面影响。因此, 从集群内企业自身的角度而言, 企业技术水平或吸收能力的提高也可以缓解地方产业集群所引起的拥挤效应。基于以上理论分析, 我们在模型 (10) 的基础上进一步构建了计量模型 (11), 以实证检验集群拥挤效应可能的缓解途径。

$$\begin{aligned} \ln DVAR_{fjrt} = & \alpha + \beta_1 \cdot \ln Cluster_{rt} + \beta_2 \cdot (\ln Cluster_{rt})^2 \\ & + \tau \cdot Method_{rt} \times \ln Cluster_{rt} + \gamma \cdot X + \mu_f + \varphi_t + \theta_c \cdot t + \varepsilon_{ft} \end{aligned} \quad (11)$$

其中, $Method_{rt}$ 表示产业集群拥挤效应可能的缓解途径, 包括地区制度环境和企业技术距离。具体而言, 当拥挤效应的缓解途径是地区制度环境时 ($Market_{rt}$), 本文采用各企业所在省份的市场化进程指数与其国内市场整合程度的乘积进行衡量, 其中市场化进程指数来自樊纲等 (2011) 的中国市场化指数报告^②, 而国内市场整合程度则参考陆铭、陈钊 (2009) 的相对价格指数法计算而得。当拥挤效应的缓解途径是企业技术距离时 ($TechDist_{fjrt}$), 本文采用企业的全要素生产率减去其所在四位数行业全要素生产率的 95 分位数进行衡量, 反映了企业技术水平与其所在行业最优技术水平之间的差距, 因此其绝对值越小则表示企业技术水平相对越高。根据计量模型 (11) 可知, 此时倒 U 型曲线的临界值是 $\ln Cluster_{rt}^* = -(\beta_1 + \tau \times Method_{rt}) / 2\beta_2$ 。由此可见, 当 $Method_{rt}$ 表示地区制度环境时, 如果 $\tau > 0$ 则说明地区制度环境的改善可以缓解产业集群引起的拥挤效应, 因为地区制度环境的改善会导致倒 U 型曲线的临界值向右移动; 当 $Method_{rt}$ 表示企业技术距离时, 如

^① 我们统计发现, 集群对其产生拥挤效应的这些企业大部分位于东部沿海地区的某些传统劳动密集型行业, 如广东顺德的某些家具制造企业、广东澄海的某些玩具制造企业、江苏武进的某些纺织服装企业等。考虑到全部样本企业中来自广东的比例较高 (14.92%), 我们重新以广东之外的其他企业为样本进行了回归, 结果显示此时地方产业集群的二次项不再显著, 这说明广东是导致集群产生拥挤效应的主要因素。

^② 《中国市场化指数: 各地区市场化相对进程报告》(樊纲等, 2011) 仅给出了各省份 1997-2009 年的市场化进程指数, 而没有给出 2010-2013 年的相应数据。为此, 我们采用算术平均值对 2010-2013 年各省份的市场化进程指数进行了推算。具体而言, 以 2010 年的市场化进程指数为例, 采用其前三年 (即 2007-2009 年) 市场化进程指数的算术平均值对其进行替代, 其他年份的推算与此类似。

果 $\tau < 0$ 则说明企业技术水平的提高可以缓解产业集群引起的拥挤效应，这是因为企业技术水平的提高可以使得倒 U 型曲线的临界值向右移动。

基于模型（11）对集群拥挤效应缓解途径的回归结果汇报在表 10 的第（2）和（3）列，可以发现地方产业集群一次项及其平方项的估计系数仍然分别显著为正向和负向。更重要的是，当可能的缓解途径是地区制度环境（ $Market_{rt}$ ）和企业技术距离（ $TechDist_{fjrt}$ ）时，其与地方产业集群交互项的估计系数分别显著为正向和负向，这表明地区制度环境的改善和企业技术水平的提高均会导致倒 U 型曲线的临界值向右移动，从而验证了这两种途径确实都可以缓解地方产业集群所引起的拥挤效应。此外，我们根据 OECD 行业分类标准将样本企业分为高技术、中技术和低技术三类子样本，基于模型（10）的回归结果汇报在表 10 的（4）至（6）列。可以发现，对于高技术企业样本而言，地方产业集群对其出口国内附加值仅具有显著的正向促进作用，即样本期间不存在集群拥挤效应；对于中技术和低技术企业而言，地方产业集群对其出口国内附加值的影响则都具有显著的倒 U 型关系，但是中技术企业的临界值（4.2751）要大于全部样本企业，而低技术企业的临界值（2.8253）则要小于全部样本企业。这进一步验证了企业技术水平提高对于集群拥挤效应的缓解作用。

表 10 产业集群的拥挤效应及其缓解途径的回归结果

	拥挤效应 (1)	制度环境 (2)	技术距离 (3)	高技术行业 (4)	中技术行业 (5)	低技术行业 (6)
$\ln Cluster1$	0.3482*** (0.0415)	0.2905*** (0.0422)	0.3766*** (0.0420)	0.2094*** (0.0359)	0.4135** (0.0484)	0.3622*** (0.0407)
$(\ln Cluster1)^2$	-0.0497*** (0.0080)	-0.0218*** (0.0015)	-0.0153** (0.0012)	-0.0107 (0.0085)	-0.0480*** (0.0104)	-0.0641*** (0.0097)
$Market \times \ln Cluster1$		0.0124*** (0.0011)				
$TechDist \times \ln Cluster1$			-0.0081*** (0.0007)			
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.8520*** (0.0141)	0.8037*** (0.0122)	0.8218*** (0.0130)	0.7741*** (0.0154)	0.7264*** (0.0147)	0.7905*** (0.0163)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Adj. R^2$	0.2816	0.3250	0.3119	0.3644	0.3207	0.3612
观测值	469208	469208	469208	157283	127870	184055

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。小括号内数值是回归系数的县域层面聚类稳健标准误。

六、结论及启示

出口国内附加值反映了企业在全价值链分工背景下参与国际贸易的真实收益及其出口竞争优势。然而，现有文献均忽视了地方产业集群对企业出口国内附加值的重要影响。事实上，在产业组织形态上同时嵌入地方产业集群和全球价值链分工体系是中国制造业高速成长的典型化特征。本文构造了一个反映关联产业地理集中特征的地方产业集群指数，然后在此基础上系统考察了地方产业集群对中国制造企业出口国内附加值的影响效应及其作用机

制。研究发现,集群式的产业发展显著提高了企业出口国内附加值,有利于促进企业全球价值链分工地位升级,这一结论在考虑指标测算、样本选择、替代假说以及内生性问题之后仍然是非常稳健的。机制检验表明,进口中间品替代效应和企业成本加成率效应均是地方产业集群影响出口国内附加值的重要渠道,而且两者之间存在相互强化的促进作用。异质性分析发现,集群式产业发展对民营企业、一般贸易企业以及高融资约束企业出口国内附加值的促进效应更为明显。此外,地方产业集群对企业出口国内附加值的影响虽然存在倒U型关系,但是集群所引起的拥挤效应仅发生在少数企业身上,在样本期间并不是一个普遍现象,而地区制度环境的改善和企业技术水平的提高均有助于缓解产业集群所引起的拥挤效应。

本文对于在新时期如何有效地推动地方产业集群建设和贸易企业转型升级均具有重要的政策启示。对于地方政府而言,一方面,要基于本地的产业结构及其比较优势,鼓励那些与本地产业具有密切关联性的相关产业集聚,促进本地产业链的纵向延伸和横向扩张,以强化地方产业集群内产业之间互补效应的有效发挥;另一方面,要继续推进市场化改革和区域市场整合,通过促进商品和生产要素在全国范围内自由流动,加强国内市场的整合统一和地区之间的分工协作,以提高资源的空间配置效率和地方产业集群的集聚效应,从而在一定程度上缓解地方产业集群可能引起的拥挤效应。对于贸易企业而言,一方面,要充分利用地方产业集群所带来的知识溢出效应,加大自身研发创新力度并不断提高全要素生产率,有效提高企业成本加成率和不断推出高质量的差异化产品,从而减少甚至免于拥挤效应可能带来的负面影响;另一方面,要积极构建以地方产业集群为载体的国内价值链分工体系,通过有意识地整合自身的商业销售网络和产业循环体系,依靠规模巨大的国内市场需求来逐步塑造国内价值链的治理结构,最终实现国内价值链和全球价值链的协调发展。

参考文献:

- 樊纲 王小鲁 马光荣, 2011: 《中国市场化进程对经济增长的贡献》, 《经济研究》第9期。
- 高翔 刘啟仁 黄建忠, 2018: 《要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值》, 《世界经济》第10期。
- 苟琴 黄益平 刘晓光, 2014: 《银行信贷配置真的存在所有制歧视吗?》, 《管理世界》第9期。
- 李胜旗 毛其淋, 2017: 《制造业上游垄断与企业出口国内附加值》, 《中国工业经济》第3期。
- 刘晴 程玲 邵智 陈清萍, 2017: 《融资约束、出口模式与外贸转型升级》, 《经济研究》第5期。
- 刘志彪, 2018: 《攀升全球价值链与培育世界级先进制造业集群》, 《南京社会科学》第1期。
- 龙小宁 张晶 张晓波, 2015: 《产业集群对企业履约和融资环境的影响》, 《经济学(季刊)》第4期。
- 陆铭, 2018: 《城市、区域和国家发展—空间政治经济学的现在与未来》, 《经济学(季刊)》第4期。
- 陆铭 陈钊, 2009: 《分割市场的经济增长》, 《经济研究》第3期。
- 吕越 尉亚宁, 2020: 《全球价值链下的企业贸易网络和出口国内附加值》, 《世界经济》第12期。
- 韩峰 阳立高, 2020: 《生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?》, 《管理世界》第2期。
- 马述忠 张洪胜, 2017: 《集群商业信用与企业出口》, 《经济研究》第1期。
- 毛其淋 许家云, 2019: 《贸易自由化与中国企业出口的国内附加值》, 《世界经济》第1期。
- 邵朝对 苏丹妮, 2019: 《产业集聚与企业出口国内附加值》, 《管理世界》第8期。
- 文东伟 冼国明, 2014: 《中国制造业的空间集聚与出口》, 《管理世界》第10期。
- 叶宁华 包群 邵敏, 2014: 《空间集聚、市场拥挤与出口企业的过度扩张》, 《管理世界》第1期。
- 余淼杰 崔晓敏, 2019: 《人民币汇率和加工出口的国内附加值》, 《经济学(季刊)》第3期。
- 张杰 陈志远 刘元春, 2013: 《中国出口国内附加值的测算与变化机制》, 《经济研究》第10期。
- Ahn, J.A. et al. (2011), "The role of intermediaries in facilitating trade", *Journal of International Economics* 84(1): 73-85.
- Amiti, M. & J. Konings (2007), "Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: evidence from Indonesia", *American Economic Review* 93(2): 1611-1638.

- Bai, C. et al. (2004), “Local protectionism and regional specialization: evidence from China's industries”, *Journal of International Economics* 63(2): 397–417.
- Brandt, L. et al. (2012), “Creative accounting or creative destruction? firm-level productivity growth in Chinese manufacturing”, *Journal of Development Economics* 97(2): 339–351.
- Cainelli, G. & D. Iacobucci, (2014), “Agglomeration, related variety, and vertical integration”, *Economic Geography* 88(3): 255–277.
- Combes, P. & L. Gobillon, (2015), “The empirics of agglomeration economies”, in: Duranton, G., J. V. Henderson, and W. Strange (eds), *Handbook of Regional and Urban Economics* Volume 5: 247–348, Elsevier Press.
- Davis, D.R. & J.I. Dingel, (2019), “A spatial knowledge economy”, *American Economic Review* 109 (1): 153–170.
- De Loecker, J. & F. Warzynski, (2012), “Markups and firm-level export status”, *American Economic Review* 102 (6): 2437-2471.
- Delgado, M. et al. (2016), “Defining clusters of related industries”, *Journal of Economic Geography* 16: 1-38.
- Duranton, G. & D. Puga (2004), “Micro-foundations of urban agglomeration economies”, in: Henderson, J.V., and J. F. Thisse (eds), *Handbook of Urban and Regional Economics*, Volume 4: 2063-2117, Elsevier Press.
- Feenstra, R.C. et al. (2014), “Exports and credit constraints under incomplete information: theory and evidence from China”, *Review of Economics and Statistics* 96 (4): 729-744.
- Glaeser, E.L. et al. (2010), “Urban economics and entrepreneurship”, *Journal of Urban Economics* 67 (1): 1-14.
- Hausmann, R., & B. Klinger, (2006), “Structural transformation and patterns of comparative advantage in the product space”, *Harvard University, Center for International Development Working Paper*, No. 2615.
- Helsley, R.W., & W.C. Strange, (2014), “Coagglomeration, clusters, and the scale and composition of cities”, *Journal of Political Economy* 122 (4): 1064-1093
- Hidalgo, C.A. et al. (2007), “The product space conditions the development of nations”, *Science* 317: 482–487.
- Holmes, T.J., (1999), “Localization of industry and vertical disintegration”, *Review of Economics and Statistics* 15(4): 314-325.
- Jara-Figueroa, C. et al. (2018), “The role of industry-specific, occupation-specific, and location-specific knowledge in the growth and survival of new firms”, *PNAS* 115(50): 12646-12653.
- Koopman, R. et al. (2014), “Tracing value added and double counting in gross exports”, *American Economic Review* 104 (2): 459-494.
- Kee, H.L., & H. Tang, (2016), “Domestic value added in exports: theory and firm evidence from China”, *American Economic Review* 106 (6): 1402-1436.
- Kerr, W.R., (2020), “Tech clusters”, *Journal of Economic Perspectives* 34(3): 50-76.
- Koenig, P. et al. (2010), “Local export spillovers in France”, *European Economic Review* 54 (4): 622-641.
- Levinsohn, J. & Petrin, A., (2003), “Estimating production functions using inputs to control for unobservables”, *Review of Economic Studies* 70(2): 317-342.
- Long, C., & X. Zhang, (2011), “Cluster-based industrialization in China: financing and performance”, *Journal of International Economics* 84 (1): 112-123.
- Lu, Y. et al. (2014), “The markup effect of agglomeration”, *MPRA Working Paper*, No.294.
- Lu, Y., & L. Yu, (2015), “Trade liberalization and markup dispersion: evidence from China's WTO accession”, *American Economic Journal: Applied Economics* 7 (4), 221-253.
- Melitz, M., & G. Ottaviano, (2008), “Market size, trade and productivity”, *Review of Economic Studies* 75 (2): 295-316.
- Melo, P.C. et al. (2009), “A meta-analysis of estimates of urban agglomeration economies”, *Regional Science and Urban Economics* 39 (3): 332-342.
- Porter, M.E., (2000), “Location, competition, and economic development: local clusters in a global economy”,

- Economic Development Quarterly* 14 (1): 15-34.
- Ramos, R. & M.B. Enrique, (2018), “Agglomeration by export destination: evidence from Spain”, *Journal of Economic Geography* 18: 599-625.
- Rosenthal, S., & W.C. Strange, (2020), “How close is close? the spatial reach of agglomeration economies”, *Journal of Economic Perspectives* 34(3): 27-49.
- Upward, R. et al. (2012), “Weighing China's export basket: the domestic content and technology intensity of Chinese exports”, *Journal of Comparative Economics* 41 (2): 527-543.
- Wang, Z. et al. (2017), “Characterizing global value chains: production length and upstreamness”, *NBER Working Paper*, No.23261.
- Yu, M, (2015), “Processing trade, tariff reductions and firm productivity: evidence from Chinese firms”, *The Economic Journal* 125 (8): 943-988.

附录1 县域产业集群指数的测算结果

表 11 各县域产业集群指数 2000-2013 年平均值的前十位和后十位

	县域	省份	产出测度的产业集群	就业测度的产业集群	资产测度的产业集群
前十位	东莞	广东	107.4323	52.3374	59.9422
	昆山	江苏	75.7066	35.9750	43.8780
	宝安	广东	52.1740	31.8073	35.5987
	中山	广东	31.4432	23.3065	22.8392
	慈溪	浙江	24.0401	6.5880	30.2175
	顺德	广东	17.2736	16.9713	13.3976
	南海	广东	15.5129	17.2413	10.4109
	嘉定	上海	11.5590	12.5173	17.5772
	松江	上海	11.1998	10.1439	18.2476
	武进	江苏	9.1271	5.8723	10.8206
后十位	百朗	西藏	0.0023	0.0005	0.0012
	谢通门	西藏	0.0017	0.0020	0.0017
	康马	西藏	0.0012	0.0008	0.0017
	琼结	西藏	0.0010	0.0002	0.0011
	罗龙	西藏	0.0010	0.0001	0.0004
	江达	西藏	0.0008	0.0001	0.0009
	丁青	西藏	0.0008	0.0003	0.0004
	贡觉	西藏	0.0004	0.0001	0.0003
	左贡	西藏	0.0003	0.0001	0.0002
	贡嘎	西藏	0.0003	0.0001	0.0002

注：本表将产出测度的各县域产业集群指数平均值作为前十位和后十位排序的依据。

附录2 企业出口国内附加值率的测算

出口国内附加值率可以直观地表述为 $DVAR = 1 - IMP/EXP$ ，其中 EXP 是出口贸易额， IMP 是出口贸易中所含的中间品进口额。由于出口贸易额的数据相对较易获取，因而测算出口国内附加值率的关键是获得中间品进口的准确数据。Upward et al. (2012) 首次从微观企业层面对出口国内附加值率进行了测算，其突出表现是采用广义经济分类标准 (BEC) 对一般贸易企业的进口产品类型进行了识别，但其忽视了由贸易代理商或企业间交易所导致的间接进出口问题。为此，本文将在 Upward et al. (2012) 的基础上借鉴张杰等 (2013) 和 Kee

and Tang (2016) 的思路对企业出口国内附加值率 (DVAR) 的测算过程予以改进。具体而言, 本文将时期 t 地区 r 行业 j 企业 f 的出口国内附加值率 ($DVAR_{fjrt}^k$) 表示为以下公式:

$$DVAR_{fjrt}^k = \begin{cases} 1 - \frac{IMP_{fjrt}^P|_{BEC}^{adj} + \delta_{fjrt}^F}{EXP_{fjrt}} - \varphi_{fjrt}, & k = P \\ 1 - \frac{IMP_{fjrt}^O|_{BEC}^{adj}}{Y_{fjrt}} - \frac{\delta_{fjrt}^F}{EXP_{fjrt}} - \varphi_{fjrt}, & k = O \\ 1 - \frac{IMP_{fjrt}^P|_{BEC}^{adj} + EXP_{fjrt}^{adj} \times IMP_{fjrt}^O|_{BEC}^{adj} / (DOM_{fjrt} + EXP_{fjrt}^{adj}) + \delta_{fjrt}^F}{EXP_{fjrt}} - \varphi_{fjrt}, & k = M \end{cases}$$

其中, k 表示企业的各种出口贸易方式, P 、 O 和 M 分别表示纯加工贸易企业、纯一般贸易企业和混合贸易企业; Y_{fjrt} 表示企业的工业总产值, EXP_{fjrt} 表示企业的出口贸易额, DOM_{fjrt} 表示企业的国内销售额; $IMP_{fjrt}^P|_{BEC}$ 表示依据广义经济分类标准 (BEC) 识别之后的加工贸易方式的中间品进口额, $IMP_{fjrt}^O|_{BEC}$ 表示依据广义经济分类标准 (BEC) 识别之后的一般贸易方式的中间品进口额; $IMP_{fjrt}^k|_{BEC}^{adj} = IMP_{fjrt}^k|_{BEC} / (1 - imshare_{jt})$ 表示加工贸易方式和一般贸易方式经过调整之后的实际中间品进口额, $EXP_{fjrt}^{adj} = EXP_{fjrt}^O / (1 - exshare_{jt})$ 表示一般贸易方式经过调整之后的实际出口贸易额; δ_{fjrt}^F 表示出口企业使用的国内原材料所含有的中间品进口额; φ_{fjrt} 表示企业出口产品中所蕴含的进口服务型中间投入品附加值比率。

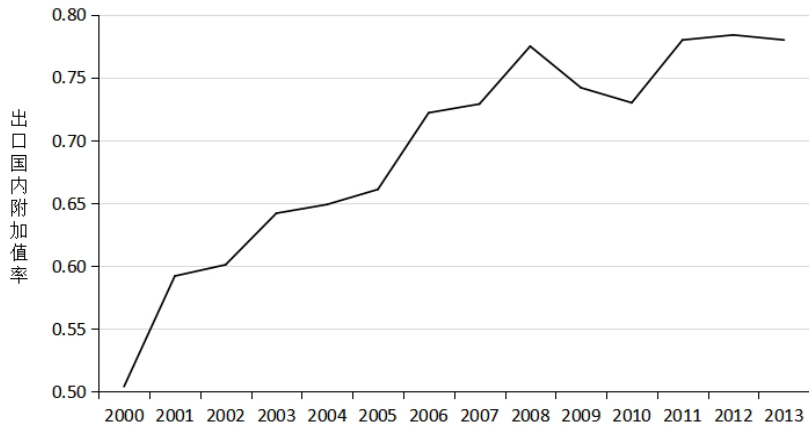


图 1 2000-2013 年中国企业出口国内附加值率的变化趋势

附录 3 企业变更经营地点的外生检验

表 12 基于 Probit 模型的企业变更经营地点影响因素的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Profit</i>	0.0461*** (0.0080)	0.0395*** (0.0072)	0.0370*** (0.0075)	0.0404*** (0.0071)
<i>Scale</i>	-0.0194 (0.0127)	-0.0155 (0.0124)	-0.0183 (0.0122)	-0.0160 (0.0124)
<i>Finance</i>	0.1172*** (0.0699)	0.0946** (0.0690)	0.0905*** (0.0681)	0.0969 (0.0685)
<i>Capital</i>		0.0280 (0.0411)	0.0317 (0.0405)	0.0284 (0.0410)

<i>Debt</i>		-0.3962*** (0.0805)	-0.2550*** (0.0814)	-0.2732** (0.0829)
<i>Age</i>		-0.0657*** (0.0112)	-0.0403** (0.0129)	-0.0461*** (0.0105)
<i>Foreign</i>			0.1852*** (0.0716)	0.1811** (0.0790)
<i>Soe</i>			-0.1240** (0.0600)	-0.1247** (0.0605)
<i>DVAR</i>				-0.0508 (0.0774)
常数项	-1.8077*** (0.0595)	-1.3512*** (0.0528)	-1.4943*** (0.0541)	-1.1729*** (0.0534)
<i>Pseudo R</i> ²	0.1924	0.2557	0.2480	0.2502
观测值	371581	362805	361422	361422

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。*Profit* 表示企业盈利能力，采用企业营业利润与产品销售收入的值来衡量；*Debt* 表示企业资产负债率，采用企业负债总额与资产总额的比值来衡量；其他解释变量均与前文基准计量模型的控制变量保持一致。所有的解释变量相对于被解释变量均滞后一期，被解释变量为企业是否变更经营地点的二值选择虚拟变量。

表 13 变更到产业集群程度更高县域和更低县域的企业数量统计

	企业数量	所占比例
变更到产业集群程度更高的县域	5769	47.11%
变更到产业集群程度更低的县域	6476	52.89%
总计	12245	100.00%

注：企业变更经营地点前后的县域产业集群程度比较是以企业变更经营地点之前一年的县域产业集群指数为依据。此处的县域产业集群程度 (*Cluster1*) 是以各县域四位码产业的产出为权重计算的。

How does Local Industrial Cluster Affect Domestic Value-added in Exports?

Firm-level Evidence from China

ZHANG Li¹ LIAO Sainan²

(1.Tianjin University of Technology, Tianjin, China; 2.Nankai University, Tianjin, China)

Abstract: Cluster-based industrial development is a major source of China's industrial competitive advantage, and the geographical concentration of related industries is the fundamental feature of the cluster-based industrial development. This paper firstly constructs a local industrial cluster index that reflects the geographical concentration of related industries, and then empirically investigates the impact of local industrial cluster on the domestic value-added in enterprises' exports. The result shows that, cluster-based industrial development has significantly improved the domestic value-added in enterprises' exports (hereinafter as *DVAR*). The mechanism tests show that, both of the intermediate product substitution effect and the firms' markup effect are important channels for local industrial clusters to affect *DVAR*, but the intermediate product substitution effect has a relatively greater impact. Further heterogeneity analysis shows that, the promotion effect of local industrial clusters on *DVAR* is more obvious for the private enterprises, general trading enterprises and the enterprises with higher financing constraints. In addition, there is an inverted U-shaped relationship for the impact of local industrial clusters on *DVAR*, but this non-linear relationship occurs only in a small number of enterprises, which means that it is not a common phenomenon during the sample period. However, both of the improvement of

regional institutional environment and enterprise's technological capability can help to alleviate the congestion effect which was caused by local industrial clusters to a large extent.

Keywords: Local Industrial Clusters; Domestic Value-added in Exports; Global Value Chains