

产业集聚与企业出口国内附加值:GVC升级的本地化路径*

□邵朝对 苏丹妮

摘要:本文首次将表征本地化生产体系的产业集聚与衡量企业在GVC中贸易利得和分工地位的出口国内附加值置于统一的分析框架,利用2000~2007年中国微观数据对产业集聚与企业出口国内附加值率(DVAR)之间的关系进行探讨。研究表明:产业集聚显著提高了中国企业出口DVAR,其中对一般贸易企业、私营企业和东部地区企业的作用更大。解构集聚外部性后发现,包含劳动力蓄水池、中间投入共享、知识技术溢出3个方面的马歇尔外部性和集群商业信用引发的融资外部性通过提高企业成本加成和降低国内中间品相对价格是产业集聚DVAR促进效应的重要作用机制。最后,本文还发现产业集聚提升企业出口DVAR并未以缩减企业进出口规模、牺牲全球化为代价,更多地是通过引发企业由低出口DVAR的加工贸易方式向高出口DVAR的一般贸易方式转变的结构效应为具体实现路径;由微观企业转向中观行业的分析再次佐证了企业贸易方式转变引致的结构效应是产业集聚促进行业出口DVAR增长的重要途径。本文证实了产业集聚可以作为中国企业GVC升级的本地化路径。

关键词:产业集聚 出口国内附加值 马歇尔外部性 融资外部性 GVC升级

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2019.0102

一、引言

20世纪80年代以来,发达国家跨国公司主导的全球价值链(Global Value Chain, GVC)在世界范围铺陈开来,中国凭借“人口红利”等低成本优势逐渐成为国际制造大基地。但这种低端要素嵌入易使中国企业受到跨国公司的控制和挤压进而被低端锁定,获益有限(Schmitz, 2004; Gereffi, 2005)。一个典型的例子是iPhone手机, Xing和Detert(2010)发现在中国对美国iPhone手机的出口中,中国创造的增加值仅为3.6%。很显然,在全球价值链分工的背景下,传统的贸易总量指标夸大了中国的真实贸易利得。一些学者提出用出口国内附加值(Domestic Value Added, DVA)(即企业出口中扣除进口中间品的部分)或出口国内附加值率(Domestic Value Added Ratio, DVAR)(即DVA占企业总出口的比重)来衡量各国企业的真实贸易利得和国际分工地位(Koopman et al., 2012, 2014; Upward et al., 2013; 张杰等, 2013; Kee and Tang, 2016)。因此,如何提升企业的出口国内附加值率逐渐成为一国,尤其是像中国这样的新兴经济体实现全球价值链地位攀升、产业结构转型和出口竞争力重塑的焦点所在(Kee and Tang, 2016)。

在中国不断融入全球价值链的同时,国内产业集聚也迅速启动,这使得中国企业既处于全球价值链层级型的生产体系中,还处于国内产业本地化大规模集群的生产环境中。产业集聚作为生产、交易、协调的一种本地化市场组织形式,可以通过链接生产单元间错综复杂的社会网络降低交易成本和不确定性,加速要素流动和共享,促进知识创造和应用(Maskell and Lorenzen, 2003),进而对置身集群中的企业产生显著的外部经济或溢出效应。Marshall

*本文得到中国博士后科学基金面上等资助项目(批准号:2018M640223)的资助。苏丹妮为本文通讯作者,文责自负。

(1920)最早提出集聚外部性并将其归纳为3个方面:劳动力蓄水池(labor pool)、中间投入共享(input share)和知识技术溢出(knowledge spillover);同时,对于金融体系不完善的发展中国家,Long和Zhang(2011)提出并检验了产业集聚通过商业信用缓解企业融资约束的外部性渠道^①。在国内产业集聚深化和全球价值链嵌入的互动过程中,一个值得关注的问题是:产业集聚对身陷层级型、俘获型GVC的中国企业的出口国内附加值率会产生何种影响,中国企业能否依托本地化大规模产业集群进而摆脱对国际生产网络的过度依赖以提高自身的出口国内附加值率?如果可以,背后的作用机制和具体实现路径又是如何?对上述问题的解答有助于探索中国企业GVC升级的本地化路径和内在动力。为此,本文首次将表征本地化生产体系的产业集聚与衡量企业在GVC中贸易利得和分工地位的出口国内附加值置于统一的分析框架中,利用2000~2007年中国工业企业和海关微观数据对产业集聚与企业出口国内附加值率之间的关系进行了较为系统地探讨,研究结果表明:产业集聚显著提高了中国企业的出口DVAR,而包含劳动力蓄水池、中间投入共享、知识技术溢出3个方面的马歇尔外部性和集群商业信用引发的融资外部性通过提高企业成本加成和降低国内中间品相对价格^②是其重要的作用机制。最后,从微观企业和中观行业两个层面对企业出口、中间品进口的规模效应和企业加工、一般贸易方式转变的结构效应进行了分析,发现产业集聚对企业出口DVAR的促进效应并未以缩减企业进出口规模、牺牲全球化为代价,更多地是通过引发企业由低出口DVAR的加工贸易方式向高出口DVAR的一般贸易方式转变的结构效应为具体实现路径;行业出口DVAR的动态分解显示,企业贸易方式转变引致的结构效应对行业出口DVAR增长的贡献超过50%,而且这种结构效应还是产业集聚促进行业出口DVAR增长的重要途径。以上结果意味着产业集聚在扩大中国企业对外参与规模的同时,构筑的本地化生产体系及其释放的集聚外部性有助于企业逐渐改变对外部资源和国外市场的过度依赖,提高了其有效整合进口中间品以创造更多附加值的能力。总的来说,本文研究证实了产业集聚可以作为中国企业GVC升级的本地化路径。

本文的研究与以下3个方面文献有关:第一是关于出口国内附加值率的测度及其决定因素的研究。近年来,全球价值链分工的兴起使得测算贸易利得和国际分工地位的指标更多地考虑了这种分工形式,其中被广泛认可和使用的指标是出口国内附加值率。现有文献主要从宏观产业和微观企业两个层面对中国出口DVAR进行测度(Dean et al., 2011; Koopman et al., 2012, 2014; Upward et al., 2013; 张杰等, 2013; Kee and Tang, 2016),还有学者逐渐关注企业层面出口DVAR的驱动因素,普遍认为外商直接投资、中间品关税减免和人民币汇率升值是驱动中国企业出口DVAR变动的重要因素(张杰等, 2013; Kee and Tang, 2016; 余森杰、崔晓敏, 2018)。不难发现,现有文献主要聚焦于对外开放的外部因素,鲜有文献从统筹国内与国外两个市场、两种资源的视角解构本地化产业集聚与企业出口DVAR的关系,进而探索中国企业GVC升级的本地化路径和内在动力。第二是关于产业集聚对企业出口影响的研究。目前国内外学者已对该话题进行了颇多有益的理论和经验探讨,普遍认为产业集聚释放的集聚经济促进了企业出口,比如Greenaway和Kneller(2008)对英国、Koenig等(2010)对法国以及Long和Zhang(2011)、佟家栋和刘竹青(2014)、文东伟和冼国明(2014)、马述忠和张洪胜(2017)对中国的研究。然而,这些文献均未对产业集聚的外部性渠道进行解构继而探讨其中的作用机制。更为重要的是,他们均关注产业集聚对企业出口总量指标的影响,但正如前文所指出的,在全球价值链分工体系下,贸易总量指标已无法真实反映企业的贸易利得与国际分工地位。第三是关于全球价值链与地方产业集群升级的研究。该类文献主要采用案例分析法,如刘奕和夏杰长(2009)对北京和深圳创意产业集群的研究表明,以掌握核心价值创造环节的方式嵌入市场型GVC的地方产业集群较容易实现升级,而以低端生产制造环节的方式嵌入层级型GVC的地方产业集群在升级过程中会遭到价值链领导者的阻碍而被“低端锁定”;王益民和宋琰纹(2007)通过对内地台商笔记本电脑产业集群的案例研究后发现,在层级型GVC生产网络中,依附价值链领导者全球战略意图的产业集群较难实现能力提升与转型升级,进而引发当地集群的“升级悖论”。这些研究意味着产业集群能否在GVC参与过程中实现转型升级关键在于集群中的企业在GVC中的分工地位,因此,破除“升级悖论”可能更为重要的是探讨在依赖外部生产网络无法实现价值链升级的情况下,集群内企业是否可以通过本地化生产网络提升GVC分工地位和贸易利得。

与以往研究相比,本文的贡献可能在于:第一,研究视角上,立足于国内与国外两个市场、两种资源的统筹大局,首次较为系统地考察了表征本地化生产体系的产业集聚与衡量企业在GVC中贸易利得与分工地位的出口国内附加值率之间的关系,这对于中国亟须探索通过本地化路径和内部动力实现企业GVC升级具有重要的政策价值;第二,指标测度上,在综合借鉴Upward等(2013)、张杰等(2013)、Kee和Tang(2016)构造的企业出口DVAR指标的基础上,使用世界投入产出数据库(WIOD)进一步处理了企业间接进口和返回增加值问题,相较而言,可能更为合理、准确;第三,本文构建和检验了产业集聚释放的马歇尔外部性和融资外部性通过企业成本加成和国内中间品相对价格影响企业出口DVAR的理论机制,这可能为今后的研究展开提供了重要的集聚机制检验范本;第四,本文还从微观企业和中观行业两个层面对企业出口、中间品进口的规模效应和企业加工、一般贸易方式转变的结构效应的具体实现路径作了解读,尤其是在中观行业层面上利用Baldwin和Gu(2003)的分析框架对行业出口DVAR进行动态分解,量化了企业贸易方式转变引致的结构效应对行业出口DVAR增长的贡献,并揭示了这种结构效应是产业集聚促进行业出口DVAR增长的重要途径,这加深了对产业集聚作为企业GVC升级本地化路径内涵的理解。

本文余下内容安排如下:第二部分为理论机制;第三部分介绍计量模型、变量与数据;第四部分报告实证结果;第五部分为作用机制检验;第六部分从规模效应和结构效应进一步讨论了产业集聚出口DVAR促进效应的具体实现路径;第七部分为主要结论与启示。

二、理论机制

本文将参考余森杰和崔晓敏(2018)通过拓展Rodriguez-Lopez(2011)、Kee和Tang(2016)构建的带有可变成成本加成的企业出口国内附加值率(DVAR)决定框架,梳理出产业集聚对企业出口国内附加值率的作用机理,为经验研究提供理论基础。

(一)企业出口DVAR的决定框架

(1)需求方面。余森杰和崔晓敏(2018)在Kee和Tang(2016)的基础上,引入了Rodriguez-Lopez(2011)超越对数支出函数的需求偏好设定,可得代表性消费者对产品*i*的需求为:

$$q_i = \theta \left(\ln \frac{\tilde{p}}{p_i} \right) \frac{I}{p_i} \quad (1)$$

其中, $\tilde{p} = \exp[1/(\theta \times N) + \overline{\ln p}]$ 表示市场所能接受的最高价格, $\overline{\ln p} = 1/N \int_{j \in \Delta} \ln p_j d\lambda$; *I* 表示代表性消费者的总支出。

(2)企业生产与定价。与Kee和Tang(2016)的生产函数设定类似,假设企业使用资本(*k*)、劳动(*l*)、国内中间品(*m^d*)和进口中间品(*mⁱ*)4种要素,柯布道格拉斯生产技术下的生产函数形式可表示为:

$$y_i = \varphi_i k_i^{\alpha_k} l_i^{\alpha_l} m_i^{\alpha_m} \quad (2)$$

$$m_i = (m_i^d)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} + m_i^i)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad (3)$$

$$\alpha_k + \alpha_l + \alpha_m = 1 \quad \text{and} \quad \gamma > 1 \quad (4)$$

其中, φ_i 表示企业*i*的生产率; γ 表示中间品之间的替代弹性。

假设对单个企业而言,要素价格外生给定,并用(*r*, *w*, *P^d*, *Pⁱ*)表示资本、劳动、国内中间品和进口中间品的价格。由(3)式可知,总中间品价格是关于*P^d*和*Pⁱ*的CES函数:

$$p^m = (p^{d^{1-\gamma}} + p^{i^{1-\gamma}})^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (5)$$

此时给定要素价格和目标产量,企业决定资本、劳动、总中间品的最优使用量,根据成本最小化,可得企业*i*的边际成本为:

$$mc_i = \frac{1}{\varphi_i} \left(\frac{r}{\alpha_k} \right)^{\alpha_k} \left(\frac{w}{\alpha_l} \right)^{\alpha_l} \left(\frac{p}{\alpha_m} \right)^{\alpha_m} \quad (6)$$

给定中间品总量,企业决定国内中间品和进口中间品的最优配置量,根据成本最小化,可得国内中间品和进口中间品满足以下关系:

$$\frac{p^I m_i^I}{p^m m_i} = \frac{1}{1 + (p^D/p^I)^{1-\gamma}} \quad (7)$$

由需求(1)式和边际成本(6)式,根据利润最大化命题可得企业的成本加成为:

$$\mu_i = \Omega\left(\frac{\tilde{p}}{mc_i}\right) e - 1 \quad (8)$$

其中, e 为自然对数; $\Omega(\cdot)$ 表示朗伯 W 函数,并且满足 $\partial\Omega(x)/\partial x > 0$, $\partial^2\Omega(x)/\partial x^2 < 0$, $\Omega(0)=0$, $\Omega(e)=1$ 。

企业按照边际成本的一个加成率进行定价,因此,企业*i*的总收益以及进口中间品价值占总收益的份额可表示为:

$$p_i y_i = \mu_i mc_i y_i = \mu_i c_i \quad (9)$$

$$\frac{p^I m_i^I}{p_i y_i} = \frac{p^I m_i^I}{\mu_i c_i} = \frac{1}{\mu_i} \frac{p^m m_i}{c_i} \frac{p^I m_i^I}{p^m m_i} = \frac{\alpha_m}{\mu_i} \frac{p^I m_i^I}{p^m m_i} \quad (10)$$

(3)企业出口 DVAR 的决定。根据 Kee 和 Tang(2016)的定义,企业的出口国内附加值率(DVAR)可表示为总出口中扣除进口中间品的部分占总出口的比重,即:

$$DVAR_i = (EXP_i - IMP_i)/EXP_i = 1 - \frac{p^I m_i^I}{p_i y_i} \quad (11)$$

其中, EXP_i 表示企业*i*的总出口; IMP_i 表示企业*i*的进口中间品价值。

结合(7)式和(10)式,可以将企业出口 DVAR 进一步表示为^③:

$$DVAR_i = 1 - \frac{\alpha_m}{\mu_i} \frac{1}{1 + (p^D/p^I)^{1-\gamma}} \quad (12)$$

由(12)式可知,企业出口 DVAR 的变化依赖于企业成本加成 μ_i 以及国内与进口中间品的相对价格 p^D/p^I ,通过一阶求导可得:

$$\frac{\partial DVAR_i}{\partial \mu_i} = \frac{\alpha_m}{\mu_i^2} \frac{1}{1 + (p^D/p^I)^{1-\gamma}} > 0 \quad (13)$$

$$\frac{\partial DVAR_i}{\partial (p^D/p^I)} = (1-\gamma) \frac{\alpha_m}{\mu_i} \frac{(p^D/p^I)^{-\gamma}}{[1 + (p^D/p^I)^{1-\gamma}]^2} < 0 \quad (14)$$

(13)和(14)式表明,企业成本加成的提高和国内中间品相对价格的降低促进了企业出口 DVAR 的提升。企业成本加成提高,有利于提升企业利润,进而提高企业的出口 DVAR;国内中间品相对价格下降,根据成本最小化原则,企业会相应地增加国内中间品的投入,减少进口中间品的投入,这也提高了企业的出口 DVAR。

(二)产业集聚、集聚外部性与企业出口 DVAR 的作用机制

在上一部分理论框架的设定下,本文将讨论产业集聚通过哪些渠道影响企业成本加成和国内与进口中间品相对价格进而影响企业的出口 DVAR。集聚理论认为集聚经济主要来源于 3 个外部性:劳动力蓄水池(“人”)、中间投入共享(“物”)和知识技术溢出(“知识”)(Marshall, 1920; Ellison et al., 2010)。而对于金融体系不完善的发展中国家,Long 和 Zhang(2011)提出并检验了融资外部性也是集聚经济的重要源泉。

首先,从马歇尔外部性考察产业集聚对企业出口 DVAR 的作用机制。(1)从劳动力蓄水池的角度出发,产业集聚主要通过扩大劳动力市场规模、降低劳动力供需错配的途径影响工资水平,而根据(6)式和(8)式,工资水平与企业成本加成负相关,工资水平上涨会降低企业成本加成,再根据(13)式,企业成本加成下降会导致企业出口 DVAR 下降。同一行业企业大规模集聚所形成的劳动力蓄水池一方面扩大了劳动力市场规模,从而增加了行业劳动力供给和提高了企业对劳动力的多样化选择,这会压低工人的工资水平;另一方面降低了劳动力市场信息的不对称,从而降低了劳动力与工作岗位出现错配的可能性,提高了劳动力市场的配置效率,这会

提高工人的工资水平(Duranton and Puga, 2004; Blasio and Addario, 2005)。理论上,由于劳动力蓄水池对工人工资水平的影响并不明确,因此,产业集聚通过劳动力蓄水池影响企业出口DVAR的作用机制有待检验。(2)从中间投入共享的角度出发,产业集聚主要通过影响企业可获得的国内中间品种类的途径影响国内与进口中间品的相对价格,进而影响企业的出口DVAR。同一行业企业大规模集聚为中间品厂商提供了实现规模经济的广阔市场,而产品种类繁多、具有规模经济效应的中间品厂商增加了最终品厂商可获得的国内中间品种类,扩大了最终品厂商的选择范围,继而降低了国内中间品相对价格(Ellison et al., 2010; Kee and Tang, 2016),根据(14)式,这会提高企业的出口DVAR。因此,理论上,产业集聚通过中间投入共享提升了企业的出口DVAR。(3)从知识技术溢出的角度出发,产业集聚主要通过知识共享和技术溢出的途径影响企业生产率,而根据(6)式和(8)式,企业生产率与企业成本加成正相关,企业生产率改善会提高企业成本加成,再根据(13)式,企业成本加成提高会引起企业出口DVAR上升。同一行业企业大规模集聚不仅为技术创新企业与其他企业之间进行“示范—模仿”和科研合作提供了平台,而且使得不同企业的专业技术人员和管理人员可以通过正式或非正式接触进行知识、技术、信息交流,这些均有利于企业间的知识共享和技术溢出,促进了企业生产率,提高了企业成本加成,继而引起出口DVAR的提升(Head et al., 1995; Duranton and Puga, 2004; O'Sullivan, 2009)。因此,理论上,产业集聚通过知识技术溢出提升了企业的出口DVAR。

其次,从融资外部性考察产业集聚对企业出口DVAR的作用机制。对于金融体系不完善的发展中国家,Long和Zhang(2011)还提出和检验了产业集聚可以通过商业信用缓解企业融资约束的外部性渠道。同一行业企业大规模集聚能够降低企业间的信息不对称和交易不确定性,增强企业间的商业联系与信任关系,从而促进企业间的商业信用供给,这有助于缓解企业面临的融资约束(Mian and Smith, 1992; Russo and Rossi, 2001; Long and Zhang, 2011)。融资约束的降低增加了企业用于研发创新活动的资金投入,继而改善了企业生产率(Levine, 2005; 石晓军、张顺明, 2010; Gorodnichenko and Schnitzer, 2013)。由前文分析可知,生产率的改善会提升企业成本加成,进而引致出口DVAR的上升。因此,理论上,产业集聚通过融资外部性提升了企业的出口DVAR。

上述理论机制的分析表明,产业集聚可以通过包含劳动力蓄水池、中间投入共享、知识技术溢出3个方面的马歇尔外部性和集群商业信用引发的融资外部性影响企业成本加成和国内中间品相对价格,进而影响企业的出口DVAR。具体而言,马歇尔外部性中的中间投入共享主要通过降低国内中间品相对价格促进企业出口DVAR的提升,而马歇尔外部性中的知识技术溢出以及集群商业信用引发的融资外部性主要通过提高企业成本加成促进企业出口DVAR的提升,但马歇尔外部性中的劳动力蓄水池通过企业成本加成对企业出口DVAR的影响并不明确,需进一步检验。

三、计量模型、变量与数据

(一)计量模型设定

本文研究目的在于考察产业集聚对企业出口DVAR的影响,参照已有文献的研究成果,将基本计量模型设定为如下形式:

$$DVAR_{ijt} = \alpha + \beta agg_{ijt} + \gamma \vec{X} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (15)$$

其中,下标*i*、*j*、*k*和*t*分别表示企业、产业、地区和年份;被解释变量DVAR表示企业的出口国内附加值率,其数值越大,表明企业创造出口产品附加值的能力越强,在GVC中的贸易利得和分工地位越高(Koopman et al., 2014);agg表示产业集聚,是本文的核心解释变量; \vec{X} 表示控制变量的集合; v_i 和 v_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应; ε 表示随机扰动项。

(二)变量选取和说明

1. 被解释变量:企业出口国内附加值率

本文在综合借鉴Upward等(2013)、张杰等(2013)、Kee和Tang(2016)构造企业出口DVAR指标方法的基

础上,进一步考虑了间接进口和返回增加值问题。由于企业使用的国内中间品可能包含进口成分,这部分间接进口不宜算入企业的出口DVAR。另一方面,企业使用的进口中间品中也会包含本国的增加值,这部分返回的国内增加值应纳入企业的出口DVAR。但是,无法从微观数据中获取这两部分信息,本文将借鉴Wang等(2013)对出口增加值的分解方法,使用世界投入产出表测算出中国行业层面的间接进口比例和返回增加值比例,再用行业层面的测度结果近似替代企业层面以尽可能地解决上述问题。最后,在处理了贸易方式和中间贸易代理商问题^④后,企业出口国内附加值率可表示为:

$$DVAR_{iktp} = 1 - \frac{IM_{iktp}^{total|BEC} + (\lambda_j^1 - \lambda_j^2) \times EX_{iktp}^{total}}{EX_{iktp}^{total}} \quad (16)$$

$$DVAR_{ikto} = 1 - \frac{(IM_{ikto}^{total|BEC}/SA_{ikto}) \times EX_{ikto}^{total} + (\lambda_j^1 - \lambda_j^2) \times EX_{ikto}^{total}}{EX_{ikto}^{total}} \quad (17)$$

$$DVAR_{iktm} = \kappa_p \times \left[1 - \frac{IM_{iktp}^{total|BEC} + (\lambda_j^1 - \lambda_j^2) \times EX_{iktp}^{total}}{EX_{iktp}^{total}} \right] + \kappa_o \times \left[1 - \frac{(IM_{ikto}^{total|BEC}/(SA_{ikto} - EX_{iktp}^{total})) \times EX_{ikto}^{total} + (\lambda_j^1 - \lambda_j^2) \times EXP_{ikto}^{total}}{EX_{ikto}^{total}} \right] \quad (18)$$

(16)、(17)和(18)式分别代表加工贸易、一般贸易、混合贸易3类企业的出口DVAR。其中,下标 p, o, m 依次为加工贸易、一般贸易和混合贸易。 BEC 为联合国制定的广义经济分类标准,用于辨别进口产品是否为中间品。 $IM_{iktm}^{total|BEC}$ ($n=p, o$)为经过中间贸易代理商处理后企业总的中间品进口额。由于加工贸易进口的中间品全部用于加工贸易出口,因此 $IM_{iktp}^{total|BEC}$ 也表示加工贸易企业用于出口的实际中间品进口额;关于一般贸易,与Upward等(2013)的做法一致,假设一般贸易进口的中间品同比例地用于国内销售与一般贸易出口,此时一般贸易企业用于出口的实际中间品进口额为 $(IM_{ikto}^{total|BEC}/SA_{ikto}) \times EX_{ikto}^{total}$, SA_{ikto} 是国内销售额与出口额加总的企业总销售额, EX_{iktm}^{total} ($n=p, o$)为企业出口交货值衡量的出口额。 λ_j^1 和 λ_j^2 分别表示企业所在行业的间接进口比例和返回增加值比例。 κ_p 和 κ_o 分别表示混合贸易企业的加工贸易出口份额和一般贸易出口份额。

2. 核心解释变量:产业集聚

与国内外众多学者一致,本文采用**区位熵**衡量产业集聚水平(Rosenthal and Strange, 2004; 范剑勇等, 2014)^⑤,这是由于区位熵能够较好地消除区域规模差异因素的影响,进而较为真实地反映出地理要素的空间分布特征,计算公式如下:

$$agg_{ikt} = \frac{(E_{jkt} - E_{ikt})/E_{kt}}{E_{jt}/E_t} \quad (19)$$

其中, E_{ikt} 为第 t 年地区 k 产业 j 企业 i 的**就业人数**, E_{jkt} 为第 t 年地区 k 产业 j 的**就业人数**, E_{kt} 为第 t 年地区 k 制造业**就业人数**, E_{jt} 为第 t 年全国产业 j 的**就业人数**, E_t 表示第 t 年全国制造业就业人数。需要说明的是,在计算区位熵时,本文还借鉴Holmes(1999)、Li和Lu(2009)、范剑勇等(2014)的方法剔除了企业自身的就业人数;同时,由于越细化的区域层次越能呈现产业集聚的客观事实(邵朝对等, 2016),因此,本文在中国县级三位数行业层面上测算产业集聚指标。

3. 其余控制变量

企业层面变量包括:(1)企业规模($size$),采用企业实际固定资产净值年平均余额的对数值表示;(2)企业年龄(age),采用企业当年所处年份减去开业年份加1后取对数表示;(3)政府补贴($subsidy$),采用政府补贴与企业销售额的比值表示;(4)加工密集度(PI),采用企业加工出口额占总出口额的比重表示;(5)国有企业虚拟变量(SOE),如果企业的所有制类型^⑥是国有企业,则 SOE 取值为1,否则为0;(6)外资企业虚拟变量(FOE),如果企业的所有制类型是外资企业,则 FOE 取值为1,否则为0;(7)企业出口运输成本(TC):考虑到距离港口远近所带来的企业出口运输成本可能会对企业出口DVAR产生影响,因此,本文还控制了距离港口远近所带来的企业出口运输成本。与现有文献的普遍做法相一致,采用企业所在县到最近港口(天津、上海和广州)距离

加1的对数值来近似表示。通常而言,距离港口越近,企业出口的运输成本越低^⑥。

地区—产业或产业层面变量包括:(1)产业多样化(RDI),借鉴范剑勇等(2014)的做法,采用本地区其他产业就业人数占本地区就业的比例与其他产业全国就业人数占全国就业比例的绝对值偏差和的倒数表示,即 $RDI_{jkt} = 1 / \sum_j \left| \frac{E_{jkt}}{E_{kt}} - \frac{E_{jt}}{E_t} \right|$,其中, j 表示其他三位数产业。该值越大,表明地区 k 产业 j 企业所面临的多样化经济越强;(2)赫芬达尔指数(HHI),采用产业内企业市场份额的平方和表示,以控制国内市场的竞争程度;(3)行业总规模(IS),采用企业层面的实际增加值在产业层面上加总后取对数表示,以控制产业整体的发展趋势;(4)行业中间品关税率(tariff),借鉴 Amiti 和 Davis(2011)的测度方法,具体计算公式为 $tariff_{jt} = \sum_{g \in G} \alpha_{gt} \times \chi_{gt}$,其中, χ_{gt} 为产业 g 的简单平均进口关税率, α_{gt} 为产业 j 的中间投入产业 g 的投入比重^⑦。该值越小,表明所在行业中间品贸易自由化程度越高。

(三)数据

本文分析主要涉及了4类数据:第一类是企业层面的生产数据,用于计算规模、年龄等企业层面变量以及产业集聚、赫芬达尔指数等地区—产业或产业层面变量;第二类是产品层面的贸易数据,用于测度企业的出口DVAR;第三类是世界投入产出数据,对运用贸易数据测度企业出口DVAR进行相应补充;第四类是进口关税数据,用于测算行业层面的中间品关税率。

第一类使用的企业生产数据来自2000~2007年国家统计局的中国工业企业数据库^⑧。由于该套数据存在指标缺失、样本错配等诸多问题,本文参考 Brandt 等(2012)的方法对工业企业数据进行匹配。在工业企业数据匹配前,先统一国民经济行业分类代码和地区行政代码口径。其中,国民经济行业分类代码主要参考 Brandt 等(2012)的调整标准;由于地区行政代码涉及多个版本^⑨,本文以最新版本进行统一,并对其中不准确的地区代码进行人工调整。在对行业代码和地区代码口径进行处理后,借鉴 Brandt 等(2012)的做法,依次使用企业法人代码、企业名称、法人代表姓名、地址等信息逐年滚动匹配以识别同一家企业。同时,参考现有文献,本文剔除了总产出、销售额、工业增加值、中间投入、固定资产合计、固定资产净值年平均余额缺失、为负值、为零值的制造业样本,剔除了从业人数缺失和小于8的制造业样本。

第二类使用的产品贸易数据来自2000~2007年中国海关总署。该数据详细记录了通关企业的每一条进出口交易信息,主要包括企业税号、企业名称、进出口产品的8位HS编码、进出口价值、进出口数量、贸易类型、邮编、电话号码等有关变量,为本文测算企业出口DVAR指标提供了微观数据支持。

合并数据。由于工业企业数据库中的企业代码与海关数据库中的企业税号采用不同的编码系统,因此本文主要借鉴 Yu(2015)的方法进行数据匹配:首先,使用企业名称和年份进行合并;其次,在此基础上,使用企业所在地的邮政编码以及电话号码的后七位来识别两套数据库中相同的企业,最终获得的2000~2007年合并数据拥有企业有效观测值290811个,企业数94359家^⑩。

四、实证结果及分析

(一)基准回归

表1报告了产业集聚与企业出口国内附加值率的基准回归结果。其中模型(1.1)仅考虑核心解释变量产业集聚,结果显示,产业集聚的估计系数显著为正,这证实了国内大规模产业集聚有助于提升企业的出口DVAR;模型(1.2)加入了企业层面控制变量,虽然产业集聚估计系数的大小和显著性略有下降,但仍在1%的水平上显著为正,反映出在控制了企业层面的众多因素后,产业集聚依然对企业出口DVAR具有显著的正向作用;模型(1.3)进一步加入了地区—产业层面的产业多样化变量,而模型(1.4)还控制了产业层面的各个变量,此时产业集聚估计系数的符号和显著性水平均未发生较大变化,仍显著为正。至此,本文检验了产业集聚与企业出口DVAR的关系,初步证实了本地化产业集聚所具有的出口DVAR促进效应,这可能意味着国内大规模产业集聚构筑的本地化生产体系提升了企业在GVC中的贸易利得和分工地位。

(二)稳健性检验

1. 指标变换

(1)产业集聚的其他衡量。首先,由于产业集聚通常具有地区和行业的双重维度,单一企业自身对集聚指标架构的影响较小,本文也使用包括自身就业人数的区位熵指标(agg_1)做进一步的稳健性分析,具体结果见表2中的模型(2.1);其次,除了用区位熵构造产业集聚指标外,本文还较广泛地借鉴了现有度量产业集聚的文献(Ellison and Glaeser, 1997; Lu and Tao, 2009; Hu et al., 2015; 苏丹妮等, 2018),在模型(2.2)~(2.6)中依次采用企业所在地区相同行业的就业人数(不包括自身)占该地区总就业人数的比重(agg_2)、企业所在地区相同行业的企业数(不包括自身)的对数值(agg_3)、企业所在地区相同行业的企业平均规模(不包括自身)的对数值(agg_4)以及在划分地理单元级别基础上测度某个具体行业集聚程度的空间基尼系数(agg_5)和EG指数(agg_6)^③做稳健性检验。模型(2.1)~(2.6)的结果显示,不同方法测度的产业集聚对企业出口DVAR均有显著的正向影响,这意味着本文的核心结论并不因产业集聚衡量方法的不同而发生实质性改变^④。

(2)不考虑间接进口和返回增加值的出口国内附加值率。前文使用的企业出口DVAR指标在Upward等(2013)、张杰等(2013)、Kee和Tang(2016)的基础上考虑了间接进口和返回增加值问题,此处将不考虑间接进口和返回增加值对企业出口DVAR进行重新测算,以此为因变量的估计结果报告在模型(2.7)。不难发现,本文的核心结论仍然成立。

2. 企业特征

考虑到中国企业的贸易方式各有不同,企业所有制类型也存在较大差异,本文将进一步探讨这些企业特征会不会影响本文的核心结论。

(1)按照贸易方式分类。根据贸易方式,将样本划分为加工贸易企业、一般贸易企业和混合贸易企业,具体结果依次列于表3中的模型(3.1)~(3.3)。总体而言,3类企业产业集聚估计系数的符号和显著性与前

表1 产业集聚与企业出口DVAR的计量结果

	(1.1)	(1.2)	(1.3)	(1.4)
agg	0.00014*** (3.35)	0.00010*** (2.80)	0.00011*** (2.94)	0.00011*** (3.07)
$size$		-0.00420*** (-7.22)	-0.00420*** (-7.22)	-0.00414*** (-7.12)
age		0.00289*** (2.93)	0.00289*** (2.93)	0.00285*** (2.89)
$subsidy$		0.01081 (0.68)	0.01074 (0.67)	0.01062 (0.67)
PI		-0.27616*** (-127.38)	-0.27615*** (-127.37)	-0.27587*** (-127.23)
SOE		0.00437*** (2.99)	0.00437*** (2.99)	0.00429*** (2.94)
FOE		-0.00224 (-1.46)	-0.00223 (-1.46)	-0.00223 (-1.45)
TC		0.00602 (0.47)	0.00604 (0.47)	0.00564 (0.44)
RDI			0.00073 (1.59)	0.00072 (1.58)
HHI				0.51875*** (6.01)
IS				0.00133 (1.25)
$tari\dot{f}$				-0.00188*** (-5.36)
$cons$	0.76211*** (482.20)	0.85854*** (14.37)	0.85756*** (14.35)	0.84974*** (13.46)
企业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
R^2	0.243	0.273	0.273	0.274
N	290811	290811	290811	290811

注:表中圆括号内为稳健标准差的t统计量;*,**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著,以下各表同。

文基本一致(对加工贸易企业虽不显著,但符号仍与预期相一致),这说明本文的核心结论并不因企业贸易方式的不同而产生实质性改变。进一步对比一般贸易和混合贸易企业的估计系数后发现,产业集聚对一般贸易企业出口DVAR的促进作用相对更大。出于稳健性考虑,本文还在基准计量模

表2 指标变换计量结果

	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR	DVAR	不考虑间接进口和返回增加值
	(2.1)	(2.2)	(2.3)	(2.4)	(2.5)	(2.6)	(2.7)
agg							0.00016*** (3.68)
agg_1	0.00015*** (4.95)						
agg_2		0.02016** (2.04)					
agg_3			0.00156** (2.01)				
agg_4				0.00087*** (2.81)			
agg_5					0.23965*** (2.90)		
agg_6						0.23727*** (2.93)	
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274	0.344
N	290811	290811	290811	290811	290811	290811	290811

注:限于篇幅未报告控制变量估计结果,可向作者索取。

型(15)式的基础上引入产业集聚与一般贸易企业虚拟变量(OT)、混合贸易企业虚拟变量(MT)这两个交叉项以对贸易方式的影响进行再检验,该估计结果为模型(3.4)。模型(3.4)中产业集聚的估计系数为正但并不显著,表明产业集聚对加工贸易企业出口 $DVAR$ 的作用并不明显,但两个交叉项 $agg \times OT$ 和 $agg \times MT$ 的估计系数显著为正,且前者数值更大,意味着产业集聚对一般贸易企业出口 $DVAR$ 的促进作用最大,其次是混合贸易企业,这与模型(3.1)~(3.3)的估计结果类似。其中的理由可能为:第一,相较而言,加工贸易企业受限于自身的技术水平,主动吸收产业集聚释放的外部经济能力较弱;第二,加工贸易企业的经济模式往往具有“两头在外”的特征,更多依附于全球生产网络,因此,本地化产业集聚构筑的生产体系对这类企业的作用弱于一般贸易企业。

(2)按照所有制分类。根据所有制类型,将样本划分为国有企业、私营企业和外资企业,表3中的模型(3.5)~(3.7)依次报告了3类企业的回归结果。由表3可知,虽然产业集聚对国有企业出口 $DVAR$ 的影响不显著,但符号仍与预期一致,而且私营企业和外资企业两个子样本产业集聚的估计系数均显著为正,总体而言,本文的核心结论还是较为稳健的。进一步比较可以发现,产业集聚对私营企业出口 $DVAR$ 的影响最大,外资企业次之,国有企业最小且不显著。当然,本文也通过纳入产业集聚与私营企业虚拟变量(POE)、外资企业虚拟变量(FOE)这两个交叉项做进一步的佐证,该估计结果见模型(3.8)。模型(3.8)再次表明产业集聚对一般贸易企业的出口 $DVAR$ 产生了更大的促进作用。引起这种现象的原因可能为:国有企业较易取得关键要素的分配权和进入国内市场,产业集聚所释放的外溢效应对其生产经营决策的影响并不明显;中国大多数加工贸易活动由外资企业完成,而加工贸易“两头在外”的特征使其受国内大规模产业集聚构筑的本地化生产体系的影响相对较弱。同时,外资企业本地化情节较低,相比立足于本地产业集群的私营企业,更多与母国或母公司进行联结与交流,这亦使其受本地化生产体系的影响相对更弱。

3. 区域特征

考虑到中国各地区存在地理位置、基础设施、政策支持等方面的差异,本文还探讨了区域特征对本文结论的影响。按照地域分布将样本划分为东部地区、中部地区和西部地区,具体估计结果汇报于表4。由模型(4.1)~(4.3)可知,3类子样本中产业集聚的估计系数均为正,且在东部地区和中部地区两类子样本中通过了至少10%的显著性检验,表明产业集聚对各地区企业的出口 $DVAR$ 均存在一定程度的正向影响效应,本文的核心结论总体稳健。进一步对比可知,产业集聚对东部地区企业出口 $DVAR$ 的影响程度最大,中部地区次之,西部地区最小。纳入产业集聚与东部地区虚拟变量($east$)、中部地区虚拟变量($middle$)这两个交叉项也佐证了这一结论(见模型(4.4))。对此可能的解释是,东部地区作为产业的主要集聚区,企业间交流互动更为频繁,因而产业集聚释放的外溢效应更强;同时东部地区企业对这种外溢效应的学习和吸收能力亦较强,这些使得产业集聚对东部地区企业出口 $DVAR$ 的促进作用相对更大。

表3 根据企业特征分类的计量结果

	加工贸易	一般贸易	混合贸易	贸易方式	国有企业	私营企业	外资企业	所有制
	(3.1)	(3.2)	(3.3)	(3.4)	(3.5)	(3.6)	(3.7)	(3.8)
agg	0.00006 (0.64)	0.00015*** (8.11)	0.00011** (2.09)	0.00007 (1.39)	0.00005 (0.83)	0.00020*** (4.78)	0.00010* (1.66)	0.00005 (1.10)
$agg \times OT$				0.00008** (2.53)				
$agg \times MT$				0.00005* (1.70)				
$agg \times POE$								0.00016*** (4.71)
$agg \times FOE$								0.00006* (1.71)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.192	0.218	0.347	0.274	0.259	0.209	0.301	0.274
N	57146	145957	87708	290811	23122	126151	141538	290811

注:限于篇幅未报告控制变量估计结果,可向作者索取。

表4 根据区域特征分类的计量结果

	东部地区	中部地区	西部地区	地域分布
	(4.1)	(4.2)	(4.3)	(4.4)
agg	0.00017*** (3.70)	0.00012* (1.70)	0.00006 (0.75)	0.00007 (1.37)
$agg \times east$				0.00010*** (3.14)
$agg \times middle$				0.00006* (1.85)
控制变量	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
R^2	0.281	0.187	0.148	0.274
N	262320	17156	11335	290811

注:东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南11个省份;中部地区包括黑龙江、吉林、山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南8个省份;剩余省份则属于西部地区。限于篇幅未报告控制变量估计结果,可向作者索取。

(三)内生性问题

本文将进一步处理产业集聚可能存在的内生性问题,我们不仅选用历史人口数据构造工具变量的方式,更重要的是借鉴 Lu 等(2014)的做法以企业是否变更行业采用 DID 和 PSM-DID 事件评估的方式。

1.IV 估计

一个合适的工具变量不仅要与内生变量相关,还必须满足与误差项不相关的排除性约束(exclusion constraint)或者说外生性条件(Angrist and Pischke, 2009)。通常来说,为保证外生性条件,相对固定的人口、地理或历史等变量是较好的工具变量,因此,与 Ciccone 和 Hall (1996)、Li 和 Lu (2009)、Combes 等(2010)以历史人口数据作为产业集聚工具变量的做法一致,本文选取 1993 年县级层面人口数对数值^⑤为产业集聚的工具变量。表 5 中的模型(5.1)报告了相应的两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果。从中可知,Kleibergen-Paap rk LM 检验在 1% 水平上拒绝了工具变量识别不足的零假设,Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量大于 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值,拒绝了工具变量是弱识别的原假定,这表明工具变量与潜在的内生变量之间具有较强的相关性。进一步地,我们也对产业集聚的稳健性指标,即包括自身就业人数的产业集聚指标(agg_i)进行了类似的内生性处理,模型(5.2)结果显示,此时仍通过了识别不足和弱识别检验。综上所述,本文选取的工具变量是较为合理的,表 5 中各个模型的估计结果是可取的。结果显示,即使考虑了可能存在的内生性问题,产业集聚对企业出口 DVAR 仍具有显著的促进作用,本文的核心结论依旧成立。

2.DID 估计

本文参考 Lu 等(2014)的研究思路,以企业是否变更行业构造准自然实验进而采用 DID 和 PSM-DID 来控制内生性^⑥。基本思路如下:不同行业的集聚程度是不同的,一个行业的集聚程度对不在该行业的企业来说是外生的,因此当企业从一个行业转向另一个行业时^⑦,可视为该企业所面临的产业集聚程度发生了外生变化,将这些变更行业的企业视作处理组,与那些没有发生行业变更的企业(对照组)做比较,即可识别出产业集聚对企业出口 DVAR 的影响效应。由于出现多次变更行业的企业样本可能会对估计结果造成干扰,本文只考虑在样本期间仅变更一次的企业,该类企业观测值为 31972 个,占全部观测值的 16.21%^⑧。

借鉴 Lu 等(2014)的做法,本文的 DID 估计方程可为如下形式:

$$DVAR_{it} = \eta Treat_i \times Post_{it} + \beta agg_i \times Post_{it} + \gamma \vec{X} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中, $Treat$ 为变更一次行业企业的处理组虚拟变量,变更一次行业的企业取值为 1,否则为 0; $Post$ 为企业变更行业后的年份虚拟变量,变更后年份取值为 1,其余为 0;交叉项 $Treat \times Post$ 是传统倍差估计量,捕捉了在集聚程度不变的情况下,企业变更行业对企业出口 DVAR 带来的影响;交叉项 $agg \times Post$ 是此小节关注的核心解释变量,若 $\beta > 0$,则说明产业集聚促进了企业出口 DVAR 的提升;控制变量集合 \vec{X} 与基准模型(15)式相同; v_i 和 v_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应。

借鉴 Angrist 和 Pischke (2009)、Lu 等(2014)的研究思路,此处主要采用两种处理方法来保证 DID 有效估计的共同趋势假定前提条件:首先,在(20)式的基础上将变更前 4 年虚拟变量 $Pre(1)$ 、 $Pre(2)$ 、 $Pre(3)$ 和 $Pre(4)$ 纳入,以检验变更后企业出口 DVAR 的变动轨迹是否本身就由处理组和对照组变更前的不同变动趋势所驱动;其次,允许处理组和对照组存在不同出口 DVAR 变化趋势的可能性,将处理组时间趋势项($Treat \times t$)引入(20)式中。

表 6 中模型(6.1)给出了(20)式 DID 的估计结果,结果显示,关注的交叉项 $agg \times Post$ 的估计系数显著为正,表明企业变更行业后,产业集聚水平的提高会显著提升企业出口 DVAR,这意味产业集聚对企业出口 DVAR 具有正向促进作用;模型(6.2)则纳入了变更前 4 年虚拟变量,结果表明变更前处理组和对照组两类企业出口 DVAR 的变化趋势较为一致,此时交叉项 $agg \times Post$ 仍显著为正;模型(6.3)控制了处理组时间趋势项,结果并未改变。同时,为了进一步提高处理组

表 5 2SLS 计量结果

	(5.1)	(5.2)
agg	0.00184** (2.03)	
agg_i		0.00228*** (5.30)
控制变量	是	是
行业固定	是	是
年份固定	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	24.739***	173.457***
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	24.748 [16.38]	176.486 [16.38]
R ²	0.400	0.485
N	225350	225350

注: Kleibergen-Paap 统计量中{·}内的数值为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。限于篇幅未报告控制变量估计结果,可向作者索取。

和对照组的匹配程度,以防止企业是否变更行业行为由企业自身特征驱动进而干扰 DID 估计的情况,本文还借鉴 Lu 等(2014)的做法,采用倾向得分匹配(PSM)中的最近邻匹配方法构造对照组^⑨,并使用匹配后的样本重新进行 DID 估计,具体估计结果汇报在表 6 中的模型(6.4)~(6.6)。由模型(6.4)~(6.6)可知,关注的交叉项 $agg \times Post$ 均显著为正。以上结果进一步证实了产业集聚与企业出口 DVAR 之间较强的因果关系。

五、作用机制检验

前文已经较为细致地考察了产业集聚对企业出口 DVAR 的影响,发现产业集聚显著提高了企业出口 DVAR。那么很自然地会考虑,产业集聚究竟通过什么机制提高企业出口 DVAR。根据第二部分的理论机制分析,产业集聚可以通过企业成本加成(μ)和国内中间品相对价格(p^D/p^I)对企业出口 DVAR 产生作用,因此本文首先检验产业集聚通过 μ 和 p^D/p^I 对企业出口 DVAR 的作用机制;接着进一步将产业集聚外部性解构为包含劳动力蓄水池、中间投入共享、知识技术溢出 3 个方面的马歇尔外部性和集群商业信用引发的融资外部性,以识别产业集聚通过 μ 和 p^D/p^I 影响企业出口 DVAR 的外部性渠道。

(一)指标度量和模型设定

1. 中间变量测度:企业成本加成率和国内中间品相对价格

(1)企业成本加成率。本文主要借鉴 De Loecker 和 Warzynski(2012)的生产函数法测算企业成本加成率 μ ,根据他们对企业成本最小化的推导,可以得到如下形式的企业成本加成率计算公式:

$$\mu_i = \sigma_i^m (\alpha_i^m)^{-1} \quad (21)$$

其中, σ_i^m 表示企业 i 中间投入的产出弹性; α_i^m 表示企业 i 中间投入成本占销售额的比重,可以根据工业企业数据库直接计算得到。为了得到中间投入的产出弹性 σ_i^m ,需要估计企业的生产函数。与 Lu 等(2014)一致,本文采用 Akerberg 等(2007)超越对数函数设定方法对生产函数进行估计:

$$\ln y_{it} = \beta_l \ln l_{it} + \beta_k \ln k_{it} + \beta_m \ln m_{it} + \beta_{ll} (\ln l_{it})^2 + \beta_{kk} (\ln k_{it})^2 + \beta_{mm} (\ln m_{it})^2 + \beta_{lk} \ln l_{it} \ln k_{it} + \beta_{km} \ln k_{it} \ln m_{it} + \beta_{lm} \ln l_{it} \ln m_{it} + \beta_{lkm} \ln l_{it} \ln k_{it} \ln m_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

其中, ω_{it} 为企业生产率; ε_{it} 为误差项。根据(22)式, σ_i^m 的估计式可表示为:

$$\hat{\sigma}_i^m = \hat{\beta}_m + 2\hat{\beta}_{mm} m_{it} + \hat{\beta}_{lm} l_{it} + \hat{\beta}_{km} k_{it} + \hat{\beta}_{lkm} l_{it} k_{it} \quad (23)$$

进一步地,使用生产函数估计的残差值对 α_i^m 进行调整,即 $\hat{\alpha}_i^m = \alpha_i^m \times \exp(\hat{\varepsilon}_{it})$

(2)国内中间品相对价格。遗憾的是,由于缺乏国内中间品的价格数据从而难以直接给予度量,因此,借鉴 Kee 和 Tang(2016)的做法,使用企业可获得的国内中间品种类(V_D)作为国内中间品相对价格(p^D/p^I)的代理变量,这是由于根据第二部分的理论机制分析, $[\partial(p^D/p^I)/\partial V^D] < 0 \rightarrow [\partial DVAR/\partial V^D] > 0$,即企业可获得的国内中间品种类与国内中间品相对价格负相关,进而与企业出口 DVAR 正相关。但仍然不存在有关国内中间投入品种类的数据,为此进一步借鉴 Kee 和 Tang(2016)的做法,采用上游行业非加工贸易企业的出口产品种类数(HS6 位码)来近似替代^⑩。在具体构建方法上,主要借鉴 Drucker 和 Feser(2007)中间投入共享指标的计算思路^⑪,采用邻近各县同一产业与其具有上游投入关系产业的完全消耗系数与这些上游投入产业非加工贸易企业出口产品种类数的乘积之和来表示:

$$V_{ijt}^D = \sum_c \left[\left(\sum_{g \in G_j} \eta_{git} \times \ln V_{gct}^{NPE} \right) \times D_{ct}^{-\xi} \right] \quad (24)$$

其中, V_{ijt}^D 表示第 t 年地区 k 产业 j 企业 i 可获得的国

表 6 DID 计量结果

	DID: 匹配前估计结果			DID: 匹配后估计结果		
	(6.1)	(6.2)	(6.3)	(6.4)	(6.5)	(6.6)
$Treat \times Post$	-0.00116 (-0.49)	-0.01399 (-1.49)	-0.00077 (-0.30)	-0.00157 (-0.64)	-0.01603* (-1.66)	-0.00008 (-0.03)
$agg \times Post$	0.35900* (1.85)	0.35622* (1.84)	0.36101* (1.86)	0.35002* (1.82)	0.34678* (1.80)	0.35759* (1.86)
$Pre(1)$		-0.01382 (-1.52)			-0.01509 (-1.62)	
$Pre(2)$		-0.01470 (-1.63)			-0.01502 (-1.64)	
$Pre(3)$		-0.00824 (-0.91)			-0.00927 (-1.02)	
$Pre(4)$		-0.00211 (-0.23)			-0.00358 (-0.40)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
时间趋势项			是			是
R^2	0.251	0.251	0.251	0.264	0.264	0.264
N	197291	197291	197291	62612	62612	62612

注:限于篇幅未报告控制变量估计结果,可向作者索取。

内中间品种类; G_j 表示产业 j 的投入集合; η_{gjt} 为第 t 年产业 j 使用中间投入产业 g 的完全消耗系数^②,用来表示中间投入产业 g 与产业 j 之间的投入产出关联程度; V_{gct}^{NPE} 表示第 t 年地区 c 中间投入产业 g 非加工贸易企业的出口产品种类数; D_{ck} 表示地区 k 与地区 c 之间的距离; ζ 表示距离衰减参数,与现有经验研究一致,取值为1。

2. 产业集聚外部性的解构和度量

集聚理论认为产业集聚主要通过劳动力蓄水池、中间投入共享和知识技术溢出3个渠道释放空间溢出(Marshall, 1920; Ellison et al., 2010);而对于金融体系不完善的发展中国家,Long和Zhang(2011)提出并检验了产业集聚通过商业信用缓解企业融资约束的外部性渠道。据此,本文将产业集聚外部性解构为包含劳动力蓄水池、中间投入共享、知识技术溢出3个方面的马歇尔外部性和集群商业信用引发的融资外部性。

(1)马歇尔外部性。本文借鉴Drucker和Feser(2007)的思路,在中国县级三分位行业层面上构建了马歇尔3个外部性空间溢出指标。劳动力蓄水池。采用邻近各县同一产业的就业比例之和来表示:

$$I_{pool_{jkt}} = \sum_c \left(\frac{E_{jct}}{E_{ct}} \times D_{ck}^{-\zeta} \right) \quad (25)$$

其中, E_{jct} 表示第 t 年地区 c 产业 j 的就业人数, E_{ct} 表示第 t 年地区 c 全部制造业就业人数。

中间投入共享。采用邻近各县同一产业与之具有中间投入关系产业的完全消耗系数与这些中间投入产业规模的乘积之和来衡量:

$$I_{share_{jkt}} = \sum_c \left[\left(\sum_{g \in G_j} \eta_{gjt} \times \ln E_{gct} \right) \times D_{ck}^{-\zeta} \right] \quad (26)$$

其中, E_{gct} 为第 t 年地区 c 中间投入产业 g 的就业人数,用其对数值来表示产业规模。

知识技术溢出。知识技术溢出一方面关注创新企业与其他企业之间的“示范—模仿”、不同企业之间的科研协作,这主要与科研创新活动相关,另一方面注重不同企业人才之间正式或非正式的接触沟通,这主要与区域人才结构相关(Drucker and Feser, 2007; O'Sullivan, 2009)。有鉴于此,本文采用新产品产值来构造反映研发创新空间溢出的指标,采用企业工人知识结构数据来构造反映人才沟通外部性的指标,计算公式为:

$$Tnp_{jkt} = \sum_c (\ln np_{jct} \times D_{ck}^{-\zeta}) \quad (27)$$

$$Tuni_{jkt} = \sum_c (uni_{jct} \times D_{ck}^{-\zeta}) \quad (28)$$

其中, Tnp 、 $Tuni$ 分别表示用新产品产值、人才比例度量的知识技术外溢性; np_{jct} 表示第 t 年地区 c 产业 j 的新产品产值; uni_{jct} 表示第 t 年地区 c 产业 j 的大学及其以上学历就业人数占总就业人数的比例。

(2)融资外部性。现有研究普遍认为,在金融体系不发达的国家,产业集聚缓解企业融资约束的主要途径是基于信任和声誉机制企业间相互提供商业信用(Long and Zhang, 2011; 马述忠、张洪胜, 2017),因此,本文从集群商业信用水平构建反映产业集聚融资外部性的指标。关于集群商业信用,参照Long和Zhang(2011)的做法,使用应收账款占总资产和应付账款占流动负债两个比例衡量。为了构建融资外部性指标,与马歇尔外部性指标的构建方法类似,采用邻近各县同一产业的应收账款占总资产比例之和以及应付账款占流动负债比例之和来表示:

$$Frecv_{jkt} = \sum_c (recv_{jct} \times D_{ck}^{-\zeta}) \quad (29)$$

$$Fpay_{jkt} = \sum_c (pay_{jct} \times D_{ck}^{-\zeta}) \quad (30)$$

其中, $Frecv$ 和 $Fpay$ 分别表示用应收账款占总资产比例和应付账款占流动负债比例衡量的融资外部性; $recv_{jct}$ 表示第 t 年地区 c 产业 j 的应收账款占总资产的比例; pay_{jct} 表示第 t 年地区 c 产业 j 的应付账款占流动负债的比例。

3. 模型设定

在检验一个变量对另一个变量的作用机制时,既有研究的普遍做法是,首先检验核心解释变量是否作用于中间变量,然后通过引入中间变量与核心变量的交叉项检验核心解释变量的作用机制(于蔚等, 2012; 马述忠、张洪胜, 2017)。本文亦采用这一思路检验产业集聚通过企业成本加成和国内中间品相对价格这两个中间

变量对企业出口 DVAR 的作用机制。但根据第二部分的理论机制分析,产业集聚不同的空间溢出渠道对企业出口 DVAR 的具体影响途径存在差异,因此,本文进一步解构了产业集聚外部性以更加细致和纵深地理解产业集聚与企业出口 DVAR 的内在联系。

为了从整体上检验产业集聚能否通过企业成本加成和国内中间品相对价格对企业出口 DVAR 产生作用,第一步先检验产业集聚是否提高了企业成本加成和降低了国内中间品相对价格,并将检验模型设置为:

$$\mu_{ijkt} = \alpha + \beta agg_{ijkt} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (31)$$

$$(p^D/p^I)_{ijkt} = \alpha + \beta agg_{ijkt} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (32)$$

其中,被解释变量 μ 表示企业成本加成率;被解释变量 p^D/p^I 表示国内中间品相对价格,限于数据的可得性,用企业可获得的国内中间品种类 V^D_{ijkt} 作为代理变量;解释变量 agg 表示产业集聚。接着,第二步采用如下计量模型验证产业集聚通过企业成本加成和国内中间品相对价格对企业出口 DVAR 的作用机制:

$$DVAR_{ijkt} = \alpha + \beta_1 agg_{ijkt} \times \mu_{ijkt} + \beta_2 \mu_{ijkt} + \gamma \bar{X} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (33)$$

$$DVAR_{ijkt} = \alpha + \beta_1 agg_{ijkt} \times (p^D/p^I)_{ijkt} + \beta_2 (p^D/p^I)_{ijkt} + \gamma \bar{X} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (34)$$

其中, $agg \times \mu$ 和 $agg \times (p^D/p^I)$ 分别表示产业集聚与企业成本加成和国内中间品相对价格的交互项,是本部分关注的核心变量。同时,为了控制企业成本加成和国内中间品相对价格对企业出口 DVAR 的影响,在(33)式中纳入了企业成本加成率水平项 μ_{ijkt} ,在(34)式中纳入了国内中间品相对价格水平项 $(p^D/p^I)_{ijkt}$ 。控制变量集合 \bar{X} 与基准模型(15)式相同。

进一步地,为了从集聚外部性解构产业集聚与企业出口 DVAR 的作用机制,本文对产业集聚所释放的包含劳动力蓄水池、中间投入共享、知识技术溢出 3 个方面的马歇尔外部性和集群商业信用引发的融资外部性做了类似检验。

(二)产业集聚、集聚外部性对企业出口 DVAR 的作用机制检验

1. 机制检验 I: 产业集聚的整体视角

表 7 中的模型(7.1)和(7.2)给出了第一步产业集聚与中间变量企业成本加成和国内中间品相对价格的检验结果。从中可知,产业集聚对企业成本加成和代理国内中间品相对价格的企业可获得国内中间品种类的估计系数均显著为正,表明产业集聚能够提高企业成本加成和降低国内中间品相对价格。既然如此,那产业集聚能否通过影响企业成本加成和国内中间品相对价格进而提升企业的出口 DVAR? 表 8 中的模型(8.1)和(8.2)给出了第二步的检验结果,结果显示,与预期一致,企业成本加成和代理国内中间品相对价格的企业可获得国内中间品种类对企业出口 DVAR 均具有显著的正向影响,而关注的产业集聚与两者的交互项亦显著为正,意味着产业集聚会强化企业成本加成和国内中间品相对价格对企业出口 DVAR 的作用。以上整个计量检验过程说明了,通过提高企业成本加成和降低国内中间品相对价格是产业集聚提升企业出口 DVAR 的重要机制。

表 7 产业集聚、集聚外部性与中间变量的检验结果

	μ (7.1)	(p^D/p^I) (7.2)	μ (7.3)	(p^D/p^I) (7.4)	μ (7.5)	μ (7.6)	μ (7.7)	μ (7.8)
agg	0.00010* (1.84)	0.00138*** (7.24)						
$Lpool$			0.01517* (1.69)					
$Ishare$				0.02091*** (50.63)				
Tnp					0.00025** (2.24)			
$Tuni$						0.04305*** (2.83)		
$Frecv$							0.02217*** (4.00)	
$Fpay$								0.00092** (1.98)
cons	0.88096*** (592.00)	3.98488*** (1791.38)	0.88148*** (492.37)	3.58139*** (439.69)	0.88318*** (560.50)	0.81628*** (13.76)	0.89670*** (582.66)	0.90077*** (1123.74)
企业固定	是	是	是	是	是		是	是
年份固定	是	是	是	是	是		是	是
行业固定						是		
地区固定						是		
R^2	0.004	0.020	0.004	0.134	0.004	0.116	0.002	0.002
N	290811	290811	290811	290811	247112	43699	151336	197249

注:由于工业企业数据库中企业工人知识结构数据仅存于 2004 年,因此涉及企业工人知识结构的模型均采用 OLS 法进行估计,表 8 同。

2. 机制检验 II: 产业集聚外部性的细分视角

根据本文第二部分的理论机制分析,产业集聚主要通过劳动力蓄水池、中间投入共享、知识技术溢出3个马歇尔外部性和集群商业信用引发的融资外部性释放空间溢出,而这些外部性渠道则会作用于不同的中间变量对企业出口DVAR产生影响,其中马歇尔外部性中的劳动力蓄水池、知识技术溢出和集群商业信用引发的融资外部性主要通过企业成本加成,而马歇尔外部性中的中间投入共享主要通过国内中间品相对价格。因此,本文从集聚外部性的细分视角进一步解构产业集聚与企业出口DVAR的作用机制。

与整体视角的分析步骤一致,表7中的模型(7.3)~(7.8)先给出了产业集聚外部性与相应中间变量的检验结果。其中,模型(7.3)为劳动力蓄水池对企业成本加成的影响,结果显示,劳动力蓄水池显著提高了企业成本加成率,反映出现阶段中国制造业集聚所形成的劳动力蓄水池更多发挥着扩大劳动力市场规模,进而降低工资水平的作用;模型(7.4)为中间投入共享对国内中间品相对价格的影响,与理论预期相一致,中间投入共享增加了企业可获得的国内中间品种类,扩大了企业的选择范围,继而降低了国内中间品相对价格;模型(7.5)和(7.6)为知识技术溢出对企业成本加成的影响,用于捕捉知识技术溢出不同方面的各变量的估计系数均显著为正,反映出无论是研发创新的空间溢出,还是人才交流的外部性都提高了企业成本加成率,符合理论预期;模型(7.7)和(7.8)为融资外部性对企业成本加成的影响,结果显示,采用应收账款占总资产比例和应付账款占流动负债比例衡量的融资外部性的估计系数均显著为正,这说明产业集聚释放的融资外部性有助于企业成本加成的提高,与预期相一致。

接着,表8中的模型(8.3)~(8.8)给出了各细分集聚外部性与相应中间变量交互项的第二步估计结果,以完整地呈现产业集聚外部性与企业出口DVAR的机制检验过程。其中,模型(8.3)报告了劳动力蓄水池的第二步估计结果,关注的劳动力蓄水池与企业成本加成的交互项显著为正,表明劳动力蓄水池强化了企业成本加成对企业出口DVAR的促进作用;模型(8.4)报告了中间投入共享的第二步估计结果,结果显示,中间投入共享与代理国内中间品相对价格的企业可获得国内中间品种类的交互项显著为正,意味着产业集聚所构筑的具有规模经济的国内中间品市场强化了国内中间品相对价格对企业出口DVAR的作用;模型(8.5)和(8.6)报告了知识技术溢出的第二步估计结果,与预期一致,用于捕捉知识技术溢出不同方面的各变量与企业成本加成的交互项均显著为正,反映出无论是研发创新的空间溢出,还是人才交流的外部性,均增强了企业成本加成对企业出口DVAR的促进作用;模型(8.7)和(8.8)报告了融资外部性的第二步估计结果,结果显示,衡量融资外部性的应收账款占总资产比例 $Frecv$ 与企业成本加成的交互项虽为不显著的正,但接近10%的显著性水平,而衡量融资外部性的应付账款占流动负债比例 $Fpay$ 与企业成本加成的交互项则显著为正,这说明产业集聚释放的融资外部性强化了企业成本加成对企业出口DVAR的促进作用。

以上整个计量检验过程证实了本文解构的集聚外部性的确可以通过作用于企业成本加成和国内中间品相对价格对企业出口DVAR产生影响,意味着包含

表8 产业集聚、集聚外部性与企业出口DVAR作用机制的检验结果

	(8.1)	(8.2)	(8.3)	(8.4)	(8.5)	(8.6)	(8.7)	(8.8)
$agg \times \mu$	0.00010** (2.38)							
$agg \times (p^0/p^1)$		0.00003*** (3.10)						
$l_{pool} \times \mu$			0.01131* (1.74)					
$l_{share} \times (p^0/p^1)$				0.00018*** (6.71)				
$Tnp \times \mu$					0.00021** (2.18)			
$Tuni \times \mu$						0.05258*** (5.19)		
$Frecv \times \mu$							0.00615 (1.62)	
$Fpay \times \mu$								0.00053* (1.77)
μ	0.02201*** (11.57)		0.02030*** (9.92)		0.01854*** (8.09)	0.06072*** (13.18)	0.02219*** (7.09)	0.01766*** (7.43)
(p^0/p^1)		0.00480*** (2.91)		0.00364** (1.98)				
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是		是	是
年份固定	是	是	是	是	是		是	是
行业固定						是		
地区固定						是		
R ²	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274	0.632	0.302	0.266
N	290811	290811	290811	290811	247112	43699	151336	197249

注:限于篇幅未报告控制变量估计结果,可向作者索取。

劳动力蓄水池、中间投入共享、知识技术溢出3个方面的马歇尔外部性和集群商业信用引发的融资外部性通过提高企业成本加成和降低国内中间品相对价格是产业集聚提升企业出口DVAR的重要作用机制,较好地验证了本文第二部分的理论机制分析。

六、进一步分析:产业集聚影响出口DVAR的规模效应与结构效应

前文虽已较为系统地给出了产业集聚提升企业出口DVAR及其作用机制的微观证据,但我们仍难据此判断产业集聚是否真正提升了企业本地化生产能力,这是由于企业出口DVAR作为一个比率变量,其变动具有多种实现路径^⑤。因此,接下来将进一步分析产业集聚影响出口DVAR的可能实现路径。具体而言,一方面,企业出口DVAR的变动受企业进出口规模的影响(苏庆义,2016)。通常来说,企业出口萎缩尤其是受到外部冲击时,企业会更多地选择国内中间品,这种情况也可能出现出口产品蕴含着更多的国内附加值^⑥,但却是以牺牲全球化参与广度和深度为沉重代价,可能得不偿失,此时很难视这种情形为企业真正的GVC升级和出口竞争力提升。那么,产业集聚是否也会通过缩减进出口规模来实现企业出口DVAR的提升?另一方面,Koopman等(2012)、Kee和Tang(2016)的研究表明,中国一般贸易出口包含的国内附加值率比加工贸易高50%左右,这意味着产业集聚可能会通过企业贸易方式的结构转变促进企业甚至行业整体出口DVAR的上升。本文将前一种潜在的实现路径称为规模效应,后一种潜在的实现路径称为结构效应,对它们的检验不仅可以分析视角延伸至中观行业层面以对上文的微观证据给予进一步佐证和形成优势互补,更为重要的是可以明确产业集聚作为企业GVC升级本地化路径的真正内涵。

(一)规模效应:产业集聚与企业进出口规模

出口DVAR作为一个比率变量,其上升可能是由于进出口规模缩减引起的,因此本部分先关注产业集聚与企业出口规模、中间品进口规模的关系。表9汇报了产业集聚对企业实际出口规模(模型(9.1)和(9.2))和企业实际中间品进口规模(模型(9.3)和(9.4))的估计结果。结果表明,产业集聚并未缩减企业的出口规模和中间品进口规模,反而对两者具有显著的促进作用,且对前者的促进作用大于后者,进而带来了企业出口DVAR的提升,这意味着本文先前的担忧并不存在,产业集聚并未以牺牲全球化参与广度和深度作为企业出口DVAR提升的代价,而是通过构筑的本地化生产体系提高了中国企业有效整合进口中间品以创造更多附加值的能力,确保企业在全球化参与过程中获得了规模与效率的双重利益。

(二)结构效应:产业集聚与企业贸易方式

上一部分的内容证实了产业集聚对中国企业出口DVAR的促进效应并未以缩减企业进出口规模、牺牲全球化为代价,但掩盖了中国存在加工贸易和一般贸易二元结构的典型事实。由于加工贸易和一般贸易在GVC中承担着价值形态迥异的生产环节,国际分工地位存在巨大差异,因此企业贸易方式的结构转换可能会对企业或者行业出口DVAR的增长产生重要影响。本部分将探讨产业集聚是否能引发企业加工、一般贸易方式的结构转换来提高中国的出口DVAR^⑦。具体而言,首先,在微观层面考察产业集聚对企业贸易方式转变及其持续时间的影响;其次,由微观层面转向中观层面,进一步量化企业贸易方式转变引致的结构效应对行业出口DVAR增长的贡献,并探讨这种结构效应是否是产业集聚促进行业出口DVAR增长的重要途径,从而加深对产业集聚作为企业GVC升级本地化路径内涵的理解。

1. 结构效应的微观分析:产业集聚与企业贸易方式转变及贸易方式持续时间

表10中模型(10.1)和(10.2)给出了产业集聚与企业贸易方式转变的logit估计结果。其中,模型(10.1)以加工贸易企业是否发生向一般贸易企业转变的虚拟变量为被解释变量;模型(10.2)则以一般贸易企业是否发生向加工贸易企业转变的虚拟变量为被解释变量,以探讨产业集聚如何影响企业在从事一般贸易和加工

表9 产业集聚与企业出口规模、中间品进口规模的计量结果

	lnexport (9.1)	lnexport (9.2)	lniminter (9.3)	lniminter (9.4)
agg	0.00175*** (3.49)	0.00161*** (3.28)	0.00156* (1.94)	0.00146* (1.83)
控制变量	否	是	否	是
企业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
R ²	0.075	0.110	0.023	0.043
N	290811	290811	290811	290811

注:限于篇幅未报告控制变量估计结果,可向作者索取。

贸易之间进行结构转换的概率^⑨。结果表明,产业集聚显著提高了企业由加工贸易企业转向一般贸易企业的概率,显著降低了企业由一般贸易企业转向加工贸易企业的概率,表明产业集聚通过引发企业由低出口 DVAR 的加工贸易方式向高出口 DVAR 的一般贸易方式的结构转变提高了中国企业的出口 DVAR。

在关注企业贸易方式转变的基础上,本文还采用生存分析方法探讨产业集聚和企业不同贸易方式持续时间问题,这也会对企业贸易方式的结构组成进而对企业乃至行业出口 DVAR 产生深远影响。本文将企业的加工贸易(一般贸易)持续时间定义为企业从事加工贸易(一般贸易)直至退出加工贸易(一般贸易)的时间,而将企业退出加工贸易(一般贸易)界定为“失败事件”^⑩。模型(10.3)和(10.4)报告了相应的离散时间 cloglog 生存模型估计结果。从中可知,产业集聚显著提高了企业退出加工贸易的风险率,即缩短了企业从事加工贸易的持续时间,而显著降低了企业退出一般贸易的风险率,即延长了企业从事一般贸易的持续时间,这意味着本地化产业集聚有利于一般贸易企业生存,而不利于加工贸易企业生存。因此,产业集聚不仅促使企业由低出口 DVAR 的加工贸易向高出口 DVAR 的一般贸易转变,而且促使企业从事一般贸易的持续时间更长。

2. 结构效应的中观分析:产业集聚、企业贸易方式动态转变与行业出口 DVAR

上一小节的微观层面分析表明,产业集聚不仅促使企业由低出口 DVAR 的加工贸易向高出口 DVAR 的一般贸易转变,而且促使企业从事一般贸易的持续时间更长。但微观层面分析既难以量化企业贸易方式转变的结构效应对中国出口 DVAR 增长的贡献,也无法直接验证这种结构效应是否是产业集聚促进行业出口 DVAR 增长的重要途径。因此,本小节将关注视角由微观企业转移至中观行业,集中解答以下两个问题:第一,企业贸易方式动态转变对行业出口 DVAR 增长会产生多大的影响?第二,产业集聚通过影响企业贸易方式动态转变对行业出口 DVAR 增长是否具有解释力?

为了考察企业贸易方式动态转变对行业出口 DVAR 增长的影响,采用 Baldwin 和 Gu(2003)的分析框架将行业出口 DVAR 的增长分解为存活企业、新进入企业和退出企业出口 DVAR 的变化:

$$\Delta DVAR_{jt} = \underbrace{\sum_{i \in S} \bar{s}_i \times \Delta DVAR_{it}}_{\text{组内效应(I)}} + \underbrace{\sum_{i \in E} \Delta s_{it} \times (\overline{DVAR}_{it} - DVAR_{i,t-1})}_{\text{组间效应(II)}} + \underbrace{\sum_{i \in X} s_{it} \times (DVAR_{it} - \overline{DVAR}_{i,t-1})}_{\text{净进入效应(III)}} \quad (35)$$

其中,下标 i, j, t 分别表示企业、行业和时间; S, E, X 分别表示存活企业、新进入企业和退出企业集合; $DVAR_{it}$ 表示企业 i 在第 t 期的出口国内附加值率; s_{it} 为权重,反映资源在企业间的配置情况,此处用第 t 期企业 i 在行业 j 中的出口市场份额来衡量;带上划线的变量表示相应变量在相邻两期的算术平均值,即 $\bar{s}_i = (s_{i,t-1} + s_{it})/2$, $\overline{DVAR}_{it} = (DVAR_{i,t-1} + DVAR_{it})/2$; $DVAR_{i,t-1}$ 表示在第 $t-1$ 期退出企业的加权平均出口国内附加值率; Δs_{it} 和 $\Delta DVAR_{it}$ 分别表示企业 i 的出口市场份额和出口国内附加值率从第 $t-1$ 期到第 t 期的变化量。在该式中,第(I)项为“组内效应”,表示假定每个存活企业的出口市场份额在前后两个时期保持不变,由存活企业自身出口 DVAR 变化所引致的总体出口 DVAR 增长;第(II)项为“组间效应”,表示假定每个存活企业的出口 DVAR 在前后两个时期保持不变,由存活企业的出口市场份额变化所引致的总体出口 DVAR 变动,只有当期初高于退出企业加权平均出口 DVAR 的存活企业其出口市场份额相对增加时,该项才为正;第(III)项为“净进入效应”,表示企业净进入(企业的进入与退出或企业更替)对出口 DVAR 增长的作用。

在上述方法的基础上,本文进一步将存活企业按其贸易方式细分为持续加工贸易企业(CPS)、加工贸易转一般贸易企业(POS)、一般贸易转加工贸易企业(OPS)和持续一般贸易企业(COS)4种类型,同时也将新进入企业划分为加工贸易企业(PE)和一般贸易企业(OE)两种类型。此时,组内效应、组间效应和净进入效应可进一步表示为:

$$\begin{aligned} \text{组内效应} = & \sum_{i \in [S \cap \text{CPS}]} \bar{s}_i \times \Delta DVAR_{it} + \sum_{i \in [S \cap \text{POS}]} \bar{s}_i \times \Delta DVAR_{it} \\ & + \sum_{i \in [S \cap \text{OPS}]} \bar{s}_i \times \Delta DVAR_{it} + \sum_{i \in [S \cap \text{COS}]} \bar{s}_i \times \Delta DVAR_{it} \end{aligned} \quad (36)$$

表 10 产业集聚与企业贸易方式的计量结果:微观分析

	加工转一般 (10.1)	一般转加工 (10.2)	加工贸易生存 (10.3)	一般贸易生存 (10.4)
agg	0.01093*** (5.67)	-0.00228** (-2.14)	0.00172** (2.37)	-0.00071*** (-3.08)
控制变量	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
伪 R ²	0.121	0.048		
N	114430	115245	52419	88402

注:控制变量为与基准回归相同的企业层面变量,限于篇幅未报告,可向作者索取。

$$\begin{aligned} \text{组间效应} = & \sum_{i \in [S \cap CPS]} \Delta s_{it} \times (\overline{DVAR}_i - DVAR_{X,t-1}) + \sum_{i \in [S \cap POS]} \Delta s_{it} \times (\overline{DVAR}_i - DVAR_{X,t-1}) \\ & + \sum_{i \in [S \cap OPS]} \Delta s_{it} \times (\overline{DVAR}_i - DVAR_{X,t-1}) + \sum_{i \in [S \cap COS]} \Delta s_{it} \times (\overline{DVAR}_i - DVAR_{X,t-1}) \end{aligned} \quad (37)$$

$$\text{净进入效应} = \sum_{i \in [E \cap PE]} s_{it} \times (DVAR_{it} - DVAR_{X,t-1}) + \sum_{i \in [E \cap OE]} s_{it} \times (DVAR_{it} - DVAR_{X,t-1}) \quad (38)$$

利用(36)~(38)式对2000~2007年间出口DVAR增长的分解情况列于表11。如表11所示,在导致出口DVAR增长的3种效应中,组间效应最大,对出口DVAR增长的贡献为55.35%,其次是净进入效应,贡献率为27.99%,而组内效应的作用最小,贡献率不到17%。从细类分解项来看,一般贸易企业净进入效应、加工贸易转一般贸易企业的组间效应以及持续一般贸易企业的组间效应对出口DVAR增长的作用相对较大,贡献率分别为39.53%、27.99%和23.70%。对于一般贸易转加工贸易企业而言,无论是组内效应还是组间效应,其对出口DVAR的贡献率均为负,这意味着这些企业一方面出口DVAR没有增长,另一方面其出口市场份额也在缩小,与预期相符。对于从事一般贸易企业而言,由加工贸易转向一般贸易的存活企业与新进入一般贸易企业对出口DVAR的贡献率均较高,分别为45.29%和39.52%。经过进一步计算发现,企业贸易方式动态转变对出口DVAR增长的贡献率为53.54%^③,可见,企业贸易方式动态转变对行业出口DVAR增长的作用是非常重要的。

由前文分析可知,一方面,产业集聚对企业贸易方式动态转变具有显著影响,另一方面,企业贸易方式动态转变对行业出口DVAR增长具有显著影响,因此,为了检验企业贸易方式动态转变是否是产业集聚促进行业出口DVAR增长的重要途径,本文构建了如下计量模型进行分析:

$$DVAR_{jt}^{dynamic} = \alpha + \beta agg_{jt} + \gamma \vec{X}_{jt} + v_j + v_t + \varepsilon_{jt} \quad (39)$$

其中, $DVAR_{jt}^{dynamic}$ 表示由企业贸易方式动态转变所引致的行业j的出口DVAR增长; agg_{jt} 表示产业集聚,此处为与被解释变量 $DVAR_{jt}^{dynamic}$ 的测度维度保持一致,采用无地区维度的EG指数进行衡量; \vec{X}_{jt} 为行业层面控制变量,与基准回归模型相同。

对(39)式的估计结果报告在表12中的模型(12.1)。从中可知,产业集聚的估计系数显著为正,反映出产业集聚通过影响企业贸易方式动态转变对行业出口DVAR增长具有较强的解释力。为了全面揭示产业集聚对企业贸易方式动态转变各组成部分所引致的出口DVAR变化的影响,本文还将加工贸易转一般贸易企业的总效应($DVAR^{POS}$)、一般贸易转加工贸易企业的总效应($DVAR^{OPS}$)、一般贸易企业的净进入效应($DVAR^{OE}$)和加工贸易企业的净进入效应($DVAR^{PE}$)作为因变量进行回归,结果分别列于模型(12.2)~(12.5)。模型(12.2)~(12.5)显示,产业集聚对加工贸易转一般贸易企业的总效应和一般贸易企业的净进入效应的影响显著为正,对一般贸易转加工贸易企业的总效应和加工贸易企业的净进入效应的影响不显著,表明企业贸易方式动态转变作为产业集聚促进行业出口

表11 企业贸易方式动态转变对出口DVAR增长影响效应的分解

	类别	对△DVAR分解	贡献率(%)
初始分解效应			
组内效应	持续加工贸易企业	0.00229	11.18
	加工贸易转一般贸易企业	0.00355	17.30
	一般贸易转加工贸易企业	-0.00291	-14.17
	持续一般贸易企业	0.00048	2.35
	组内效应合计	0.00342	16.66
组间效应	持续加工贸易企业	0.00189	9.23
	加工贸易转一般贸易企业	0.00575	27.99
	一般贸易转加工贸易企业	-0.00114	-5.57
	持续一般贸易企业	0.00487	23.70
	组间效应合计	0.01136	55.35
净进入效应	加工贸易企业	-0.00237	-11.53
	一般贸易企业	0.00811	39.52
	净进入效应合计	0.00575	27.99
对初始分解效应按存活企业和新进入企业类别进行再合并			
存活企业	持续加工贸易企业	0.00419	20.41
	加工贸易转一般贸易企业	0.00930	45.29
	一般贸易转加工贸易企业	-0.00405	-19.74
	持续一般贸易企业	0.00535	26.05
	存活企业合计	0.01478	72.01
新进入企业	加工贸易企业	-0.00237	-11.53
	一般贸易企业	0.00811	39.52
	新进入企业合计	0.00575	27.99

表12 产业集聚对企业贸易方式动态转变出口DVAR效应的计量结果:中观分析

	$DVAR^{dynamic}$ (12.1)	$DVAR^{POS}$ (12.2)	$DVAR^{OPS}$ (12.3)	$DVAR^{OE}$ (12.4)	$DVAR^{PE}$ (12.5)	$DVAR^{POS}$ 组内 (12.6)	$DVAR^{POS}$ 组间 (12.7)
agg	0.36720*** (4.16)	0.16054*** (5.25)	0.01835 (1.47)	0.14623*** (6.09)	0.04206 (1.31)	0.07771*** (7.33)	0.08283*** (2.86)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.218	0.229	0.149	0.338	0.173	0.204	0.247
N	1107	1107	1107	1107	1107	1107	1107

注:控制变量为与基准回归相同的行业层面变量,限于篇幅未报告,可向作者索取。

DVAR增长的重要途径主要是通过加工贸易转一般贸易企业和新进入一般贸易企业实现的。同时,模型(12.6)和(12.7)还显示,产业集聚对加工贸易转一般贸易企业的组内效应和组间效应均存在显著的正向影响,这意味着产业集聚不仅使加工贸易转一般贸易企业自身出口DVAR得到了提升,还使其出口市场份额得到了扩张。总的来说,企业贸易方式动态转变引致的结构效应是产业集聚促进行业出口DVAR增长的重要途径。

综上所述,产业集聚对企业出口DVAR的促进效应并未以缩减企业进出口规模、牺牲全球化为代价,更多地是通过引发企业由低出口DVAR的加工贸易向高出口DVAR的一般贸易转变的结构效应为具体实现路径,而由微观企业转向中观行业的分析再次佐证了企业贸易方式动态转变引致的结构效应是产业集聚促进行业出口DVAR增长的重要途径。这意味着产业集聚是在促进中国企业对外开放程度不断深化的过程中,使其逐渐改变对外部资源和国外市场的过度依赖,开始依托于国内大规模产业集聚构筑的本地化生产体系以真正提升自身的生产能力,从而提高在GVC中的竞争力与分工地位。至此,本文证实了产业集聚可以作为中国企业GVC升级的本地化路径。

七、结论与启示

中国企业虽然在GVC中广泛参与,但往往过度依赖国际生产网络,造成贸易利得和分工地位很低,因此探索企业GVC升级的本地化路径成为中国全球价值链地位攀升、产业结构转型和出口竞争力重塑的关键。本文首次将表征本地化生产体系的产业集聚与衡量企业在GVC中贸易利得和分工地位的出口国内附加值置于统一的分析框架,利用2000~2007年中国工业企业和海关微观数据对产业集聚与企业出口国内附加值率之间的关系进行了较为系统地探讨。

本文研究发现:表征本地化生产体系的产业集聚显著提高了中国企业的出口DVAR,其中对一般贸易企业、私营企业和东部地区企业的作用更大。为了解决产业集聚内生性可能导致的识别困境,本文根据企业是否变更行业构造了准自然实验,得到了一致的结论。解构产业集聚外部性后发现,包含劳动力蓄水池、中间投入共享、知识技术溢出3个方面的马歇尔外部性和集群商业信用引发的融资外部性通过提高企业成本加成和降低国内中间品相对价格是产业集聚提升企业出口DVAR的重要作用机制。最后,从微观企业和中观行业两个层面对企业出口、中间品进口的规模效应和企业加工、一般贸易方式转变的结构效应进行了分析,发现产业集聚对企业出口DVAR的促进效应并未以缩减企业进出口规模、牺牲全球化为代价,更多地是通过引发企业由低出口DVAR的加工贸易方式向高出口DVAR的一般贸易方式转变的结构效应为具体实现路径;行业出口DVAR的动态分解显示,企业贸易方式转变引致的结构效应对行业出口DVAR增长的贡献超过50%,而且这种结构效应还是产业集聚促进行业出口DVAR增长的重要途径。

本文研究证实了产业集聚可以作为中国企业GVC升级的本地化路径,验证了以集群对集群策略在GVC升级中的可行性,这对于中国新型开放体系的构筑和出口竞争力的重塑具有较强的政策含义。首先,中国企业虽然在GVC中广泛参与,但往往过度依赖国际生产网络,缺乏有效的内部组织协调,往往是单个企业对抗发达国家主导的整条价值链,因此易被低端锁定,贸易利得和分工地位很低。在此背景下,中国要实现GVC升级,应逐步改变这种竞争模式,逐步向以集群对链条、以集群对集群的竞争方式转变,积极发挥中国地大物博的空间优势,构筑分工鲜明、良性互动的产业集群,作为支撑企业GVC升级的坚实后盾;其次,在构筑本地化生产体系过程中,需进一步打破区域性行政性壁垒和地方保护主义,推动要素跨区域自由流动和空间集聚,全面释放产业集聚外部性;最后,应从根本上改变低端嵌入GVC的策略,逐步消除低端加工补贴,并将视角转向国内本土企业的培育,实施创新驱动发展,鼓励和激发本土企业自主创新与研发活力,增强本土企业创造出口附加值的能力,从而突破“俘获型”GVC困局。

(作者单位:邵朝对,南开大学经济学院国际经济贸易系;苏丹妮,南开大学经济学院国际经济研究所。责任编辑:李逸飞)

注释

①像中国这样处于转型期的发展中国家,金融抑制现象普遍存在,企业尤其是民营企业较难从正规渠道获得融资支持,此时集群商业信用对于缓解企业融资约束发挥着重要作用(Poncet et al., 2010; 马述忠、张洪胜, 2017)。本文将产业集聚的这一外部性称为融资外部性(financial spillover)。

②为了表述上的简洁,本文将国内中间品对进口中间品的相对价格统称为国内中间品相对价格,这意味着国内中间品相对价格的下降与进口中间品相对价格的上升是等同的。

③限于篇幅,企业出口DVAR的决定框架推导过程仅保留与本文产业集聚、集聚外部性与企业出口DVAR机制分析紧密相关的部分,详细推导过程可参见余森杰和崔晓敏(2018)。

④限于篇幅,中间贸易代理商问题的详细处理过程未汇报,可向作者索取。

⑤需要说明的是,混合贸易企业的总销售额包括了加工贸易出口额,此时计算混合贸易企业用于一般贸易出口的中间品进口额时,应先将加工贸易出口额剔除,再根据 $[IM_{jkt}^{total}/BEC/(SA_{jkt}-EX_{jkt}^{total})] \times EX_{jkt}^{total}$ 来计算。

⑥值得注意的是,本文未使用第二代产业集聚指标EG指数作为基准指标的原因在于,相比而言,区位熵能够在更细化的地区一行业维度上对产业集聚特征进行刻画,这可以保留更丰富的维度信息以更充分地探讨本文研究主题,同时也可以更好地与带有地区维度信息的集聚外部性分析相呼应和契合。当然,本文也会采用EG指数进行稳健性检验。感谢匿名审稿专家提醒对此进行说明。

⑦本文通过企业实收资本成分将企业划分为国有企业、民营企业 and 外资企业,其中国有企业为国有资本或集体资本占实收资本50%及其以上企业,外资企业为港澳台或非港澳台外资资本占实收资本50%及其以上企业,剩余的为民营企业。Guariglia等(2011)、张杰等(2013)指出按照企业实收资本成分划分所有制类型的方法比单纯根据企业登记注册类型划分更可靠。

⑧感谢匿名审稿专家提出距离港口远近所带来的企业出口运输成本可能对企业出口DVAR产生影响的建设性意见。

⑨考虑到投入权重可随时间变化,根据就近原则,在计算2000~2004年和2005~2007年两个时间段的投入比重时分别采用2002年和2007年中国投入产出表。

⑩2008年及之后的工业企业数据由于统计口径变化以及企业法人代码、法人代表、工业增加值、中间投入等关键变量缺失,无法进行跨年度有效匹配和测算一些重要指标(比如机制检验部分的企业成本加成率)。

⑪1998~2007年间跨越了4个版本的《中华人民共和国行政区划代码》(GB/T2260, 1995、1999、2002和2007年版),其中,1999年版本主要反映了1995~1998年的行政区划调整成果,2002年版本主要反映了1999~2001年的行政区划调整成果,2007年版本则反映了2002~2006年的行政区划调整成果。

⑫本文还根据匿名审稿专家的宝贵意见对全文使用的各个变量进行了描述性统计,限于篇幅未汇报,可向作者索取。

⑬空间基尼系数的具体公式为: $G_j = \sum_k (\frac{E_{jk}}{E_j} - \frac{E_{jk}}{E_k})^2$; EG指数的公式为: $\gamma_j = \frac{G_j - [1 - \sum_k (\frac{E_{jk}}{E_j})^2] \sum_k (\frac{E_{jk}}{E_k})^2}{[1 - \sum_k (\frac{E_{jk}}{E_j})^2] [1 - \sum_k (\frac{E_{jk}}{E_k})^2]}$ 以上公式中的变量与前文产业集聚(agg)公式的解释相一致。

⑭感谢匿名审稿专家提供此处产业集聚稳健性检验指标选取的建设性意见。

⑮县级人口数据来自《全国地市县财政统计资料》,该年鉴提供的数据最早年份为1993年。

⑯本文引入DID方法的主要目的是与普遍使用的处理内生性问题的IV估计法相辅相成,从而使本文内生性处理更为严谨、稳健和可靠。同时,本文使用的数据各个年份均有一定数量的企业从一个行业变更到另一个行业,这些样本为本文使用DID方法处理内生性提供了可能。感谢匿名审稿专家提醒对此进行说明。

⑰此处企业变更行业的标准是3位数行业主营业务发生了变化。值得注意的是,企业变更行业后可能并不意味着其放弃了原有的生产活动,但现实中企业生产经营活动主要围绕着主营业务展开,企业所处的产业集聚特征与转换后的主营业务紧密相关,因此此时主要受转换后产业集聚特征的影响。感谢匿名审稿专家提醒对此进行说明。

⑱此外,仅保留连续型企业以排除中间进入退出企业样本对本文DID估计结果可能造成的干扰。

⑲具体步骤是先选用企业出口国内附加值率(DVAR)、企业规模(scale)、企业年龄(age)、政府补贴(subsidy)、加工密集度(PI)、国有企业虚拟变量(SOE)和外资企业虚拟变量(FOE)7个匹配变量对企业是否变更行业进行logit模型估计,再依据倾向得分匹配中的最近邻匹配方法进行打分,直至得到与处理组最为接近的对照组。我们还对匹配后的样本进行了平衡性检验,结果显示(限于篇幅未汇报,可向作者索取):第一,7个匹配变量的标准偏差在匹配后均下降到5%以下。根据Rosenbaum和Rubin(1983)的研究,好的匹配标准偏差在匹配后其绝对值应小于5%。第二,从t检验结果来看,匹配后,处理组和对照组匹配变量的均值并不存在明显差异。

⑳需说明的是:第一,与加工贸易企业生产的产品仅用于出口不同,根据Melitz模型,非加工贸易企业生产的产品既用于出口,又用于内销,因此在构造企业可获得的国内中间品种类指标时以非加工贸易企业为基准;第二,由于可能存在某些在国内销售但不出口,以及由非出口企业生产的国内产品的情形,上游行业非加工贸易企业的出口产品种类是企业可获得的国内中间产品种类的一个子集。

㉑关于中间投入共享指标的构建,可参见下文产业集聚外部性渠道的度量部分。

㉒考虑到产业间投入产出结构可能随时间变化,在计算2000~2004年和2005~2007年两个时段的完全消耗系数时分别使用了2002年和2007年中国投入产出表。下文计算中间投入共享指标时也采用了相同的做法。

㉓比率变量的变动取决于分子与分母的相对变动大小。由(11)式可知,企业出口DVAR的提升可能通过企业中间品进口规模下降速度快于出口规模或出口规模扩张速度快于中间品进口规模的路径实现。

㉔典型的例子为2008年全球金融危机期间,企业出口受到了强烈冲击,此时企业会更多地选择国内产品,进而使出口DVAR上升。借鉴Wang等(2013)的方法使用WIOD数据的测度结果表明,2000~2006年中国出口DVAR呈下降趋势,由2000年的83.0%下降到2006年的77.4%,而金融危机期间则出现明显上升,由2007年的78.0%一度上升至2009年的82.3%,随着经济复苏又开始明显回

落,2011年为78.9%,降至危机前水平。

⑤由于混合贸易企业不管是加工密集度还是出口DVAR均与加工贸易企业较为接近,本文将混合贸易企业归为加工贸易企业。同时,为了排除中间进入退出企业样本对本部分结果可能造成的干扰,本文仅保留连续型企业样本。

⑥当企业在 t 期为加工贸易企业,而在 $t+1$ 期为一般贸易企业时,加工贸易转一般贸易虚拟变量在 t 期取值为1,其余 t 期加工贸易企业为0;类似地,当企业在 t 期为一般贸易企业,而在 $t+1$ 期为加工贸易企业时,一般贸易转加工贸易虚拟变量在 t 期取值为1,其余 t 期一般贸易企业为0。

⑦生存分析存在典型的数据左侧删失和右侧删失问题,尤其是忽略左侧删失问题时,将倾向于低估企业的加工贸易(一般贸易)持续期。与现有文献的普遍做法一致,本文去掉左侧删失的样本,即只选取2001~2007年新从事加工贸易(一般贸易)企业,而对于右侧删失问题,可以用生存分析法进行有效处理。

⑧对加工贸易转一般贸易企业、一般贸易转加工贸易企业、新进入一般贸易企业以及新进入加工贸易企业进行加总得到。值得注意的是,新进入企业的贸易方式选择也是行业贸易方式结构转变的重要方面。

参考文献

- (1)范剑勇、冯猛、李方文:《产业集聚与企业全要素生产率》,《世界经济》,2014年第5期。
- (2)刘奕、夏杰长:《全球价值链下服务业集聚区的嵌入与升级——创意产业的案例分析》,《中国工业经济》,2009年第12期。
- (3)马述忠、张洪胜:《集群商业信用与企业出口——对中国出口扩张奇迹的一种解释》,《经济研究》,2017年第1期。
- (4)邵朝对、苏丹妮、邓宏图:《房价、土地财政与城市集聚特征:中国式城市发展之路》,《管理世界》,2016年第2期。
- (5)石晓军、张顺明:《商业信用、融资约束及效率影响》,《经济研究》,2010年第1期。
- (6)苏丹妮、盛斌、邵朝对:《产业集聚与企业出口产品质量升级》,《中国工业经济》,2018年第11期。
- (7)苏庆义:《中国国际分工地位的再评估——基于出口技术复杂度与国内增加值双重视角的分析》,《财经研究》,2016年第6期。
- (8)佟家栋、刘竹青:《地理集聚与企业的出口抉择:基于外资融资依赖角度的研究》,《世界经济》,2014年第7期。
- (9)王益民、宋琰纹:《全球生产网络效应、集群封闭性及其“升级悖论”——基于大陆台商笔记本电脑产业集群的分析》,《中国工业经济》,2007年第4期。
- (10)文东伟、冼国明:《中国制造业的空间集聚与出口:基于企业层面的研究》,《管理世界》,2014年第10期。
- (11)余森杰、崔晓敏:《人民币汇率和加工出口的国内附加值:理论与实证研究》,《经济学(季刊)》,2018年第3期。
- (12)于蔚、汪森军、金祥荣:《政治关联和融资约束:信息效应与资源效应》,《经济研究》,2012年第9期。
- (13)张杰、陈志远、刘元春:《中国出口国内附加值的测算与变化机制》,《经济研究》,2013年第10期。
- (14)Akerberg, D., C. L. Benkard, S. Berry and A. Pakes, 2007, “Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes”, in *Handbook of Econometrics*, Volume 6A, ed. James J. Heckman and Edward E. Leamer, 4171~276, Amsterdam and Boston: Elsevier, North-Holland.
- (15)Amiti, M. and D. Davis, 2011, “Trade, Firms and Wages: Theory and Evidence”, *Review of Economic Studies*, Vol. 79(1), pp.1~36.
- (16)Angrist, J. D. and J. Pischke, 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- (17)Baldwin, J. R. and W. Gu, 2003, “Plant Turnover and Productivity Growth in Canadian Manufacturing”, *Analytical Studies Branch Research Paper Series*, No.193.
- (18)Blasio, G. D. and S. D. Addario, 2005, “Do Workers Benefit from Industrial Agglomeration?”, *Journal of Regional Science*, Vol. 45(4), pp.797~827.
- (19)Brandt, L., V. B. Johannes and Y. F. Zhang, 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, Vol. 97(2), pp.339~351.
- (20)Ciccone, A. and R. Hall, 1996, “Productivity and the Density of Economic Activity”, *American Economic Review*, Vol. 86(1), pp.54~70.
- (21)Combes, P. P., G. Duranton, L. Gobillon and S. Roux, 2010, “Estimating Agglomeration Economies with History, Geography and Worker Effects”, in Edward L. Glaeser, edited, *Agglomeration Economics*, 2010, Chicago: University of Chicago Press.
- (22)Dean, J. M., K. C. Fung and Z. Wang, 2011, “Measuring Vertical Specialization: The Case of China”, *Review of International Economics*, Vol. 19(4), pp.609~625.
- (23)De Loecker, J. and F. Warzynski, 2012, “Markups and Firm-Level Export Status”, *American Economic Review*, Vol. 102(6), pp.2437~2471.
- (24)Drucker, J. and E. Feser, 2007, “Regional Industrial Dominance, Agglomeration Economies and Manufacturing Plant Productivity”, Working Paper CES-WP-07-31: Center for Economic Studies, United States Census Bureau.
- (25)Duranton, G. and D. Puga, 2004, “Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies”, in Henderson, J.V. and J.-F. Thisse, editors, *Handbook of Regional and Urban Economics*.
- (26)Ellison, G. and E. Glaeser, 1997, “Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach”, *Journal of Political Economy*, Vol. 105(5), pp.889~927.
- (27)Ellison, G., E. Glaeser and W. R. Kerr, 2010, “What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns”, *American Economic Review*, Vol. 100, pp.1195~1213.
- (28)Gereffi, G., 2005, “Export-Oriented Growth and Industrial Upgrading: Lessons from the Mexican Apparel Case”, Study commissioned by the World Bank.
- (29)Gorodnichenko, Y. and M. Schnitzer, 2013, “Financial Constraints and Innovation: Why Poor Countries Don't Catch Up”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 11(5), pp.1115~1152.

- (30) Greenaway, D. and Kneller, R., 2008, "Exporting, Productivity and Agglomeration", *European Economic Review*, Vol. 52(5), pp.919~939.
- (31) Guariglia, A., X. Liu and L. Song, 2011, "Internal Finance and Growth: Micro-econometric Evidence on Chinese Firms", *Journal of Development Economics*, Vol. 96(1), pp.79~94.
- (32) Head, K., J. Ries and D. Swenson, 1995, "Agglomeration Benefits and Location Choice: Evidence from Japanese Manufacturing Investments in the United States", *Journal of International Economics*, Vol. 38, pp.223~247.
- (33) Holmes, T. J., 1999, "Localization of Industry and Vertical Disintegration", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81(2), pp.314~325.
- (34) Hu, C., Z. Y. Xu and N. Yashiro, 2015, "Agglomeration and Productivity in China: Firm Level Evidence", *China Economic Review*, Vol. 33, pp.50~66.
- (35) Kee, H. L. and H. Tang, 2016, "Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China", *The American Economic Review*, Vol. 106, pp.1402~1436.
- (36) Koenig, P., F. Mayneris and S. Poncet, 2010, "Local Export Spillovers in France", *European Economic Review*, Vol. 54(4), pp.622~641.
- (37) Koopman, R., Z. Wang and S. J. Wei, 2012, "Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive", *Journal of Development Economics*, Vol. 99(1), pp.178~189.
- (38) Koopman, R., Z. Wang and S. J. Wei, 2014, "Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports", *The American Economic Review*, Vol. 104, pp.459~494.
- (39) Levine, R., 2005, "Finance and Growth: Theory and Evidence", *Handbook of Economic Growth*, Vol. 1(2), pp.865~934.
- (40) Li, B. and Y. Lu, 2009, "Geographic Concentration and Vertical Disintegration: Evidence from China", *Journal of Urban Economics*, Vol. 65, pp.294~304.
- (41) Lu, Y. and Z. G. Tao, 2009, "Trends and Determinants of China's Industrial Agglomeration", *Journal of Urban Economics*, Vol. 65, pp.167~180.
- (42) Lu, Y., Z. G. Tao and L. H. Yu, 2014, "The Markup Effect of Agglomeration", MPRA Paper, No.38974, University Library of Munich, Germany.
- (43) Long, C. and X. B. Zhang, 2011, "Cluster-based Industrialization in China: Financing and Performance", *Journal of International Economics*, Vol. 65, pp.167~180.
- (44) Marshall, A., 1920, *Principles of Economics*, London: Macmillan.
- (45) Maskell, P. and M. Lorenzen, 2003, "The Cluster as Market Organization", *Druid Working Papers*, Vol. 41(5-6), pp.991~1009.
- (46) Mian, S. L. and G. W. Smith, 1992, "Accounts Receivable Management Policy: Theory and Evidence", *Journal of Finance*, Vol. 47(1), pp.169~200.
- (47) O'Sullivan, A., 2009, *Urban Economics*, 7th edn, Boston, MA: Irwin McGraw Hill.
- (48) Poncet, S., W. Steingress and H. Vandenbussche, 2010, "Financial Constraints in China: Firm-level Evidence", *China Economic Review*, Vol. 21(3), pp.411~422.
- (49) Rodriguez-Lopez, J. A., 2011, "Prices and Exchange Rates: A Theory of Disconnect", *Review of Economic Studies*, Vol. 78, pp.1135~1177.
- (50) Rosenbaum, P. and D. B. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observation Studies for Causal Effects", *Biometrika*, Vol. 70, pp.41~55.
- (51) Rosenthal, S. S. and W. C. Strange, 2004, "Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies", *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 4, pp.2119~2171.
- (52) Russo, P. F. and P. Rossi, 2001, "Credit Constraints in Italian Industrial Districts", *Applied Economics*, Vol. 33, pp.1469~1477.
- (53) Schmitz, H., 2004, "Local Upgrading in Global Chains: Recent Findings", Paper to Be Presented at the DRUID Summer Conference.
- (54) Upward, R., Z. Wang and J. Zheng, 2013, "Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 41, pp.527~543.
- (55) Wang, Z., S. J. Wei and K. F. Zhu, 2013, "Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Level", National Bureau of Economic Research Working Paper, No.19677.
- (56) Xing, Y. Q. and N. Detert, 2010, "How the iPhone Widens the United States Trade Deficit with the People's Republic of China", ADBI Working Paper, No.257.
- (57) Yu, M. J., 2015, "Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms", *The Economic Journal*, Vol. 125, pp.943~988.