

产业集聚与中国企业出口决策

——基于制度质量的视角

白东北,王珏,唐青青

(西北大学经济管理学院,陕西西安 710127)

摘要:以制度质量为视角,构建产业集聚对中国企业出口决策影响的理论机制。同时采用中国工业企业数据库的微观数据,针对理论机制的三个研究假说进行验证。运用面板固定效应模型、工具变量方法以及 Heckman 选择模型对理论机制进行计量检验。研究表明:产业集聚促进企业出口的集约边际和扩展边际;产业集聚通过教育发展和金融发展对企业出口的二元边际产生积极的正向影响。通过对不同行业类型、不同窗口期样本以及不同企业所有制类型的计量检验发现,三种研究假说依然稳健。同时,对知识产权保护和法治建设的制度质量视角的进一步讨论,再次验证了产业集聚通过制度质量对企业出口的二元边际有重要影响。在对渠道进一步识别时发现,金融制度通过融资成本影响企业出口决策,教育制度通过企业的创新活动影响企业出口二元边际,因此,产业集聚通过金融制度与教育制度促进企业出口二元边际的微观渠道是企业融资成本与企业创新活动。

关键词:产业集聚;制度质量;企业出口;企业集约边际;企业扩展边际

中图分类号:F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2019)02-0050-14

一、问题提出

经过改革开放 40 年的实践,我国通过充分发挥劳动力比较优势融入全球市场,成为名副其实的贸易大国,然而我国对外贸易的大而不强和缺少可持续发展后劲已经成为众所周知的问题。如何通过比较优势寻求贸易增长新优势进而带动经济增长,是经济研究的一个永恒话题。尤其在当下,中美贸易战的外部环境如何促进贸易增长?如何在国际分工中获得贸易收益?如何促进中国企业出口?解决这些问题的思路在于识别出发挥比较优势的空间。在自然资源耗竭严重、劳动力成本攀升,以及 FDI 外逃与回流的背景下,如何利用制度质量促进企业出口已经成为一个令人期盼的出口增长边际。事实上,如何进一步发挥已有的比较优势,依赖制度层面的深度变革进而获得“制度红利”,已经成为我国出口新优势的重要突破口。

在一个契约不完善的制度环境中,为避免“敲竹杠”以及“反敲竹杠”的风险,企业进行交易内部化会影响到一国的贸易形式以及结构^[1]。制度质量差异化可以说明一国比较优势的不同^[2],同时对

收稿日期:2018-12-26;修回日期:2019-02-12

作者简介:白东北(1989—)男,吉林长春人,西北大学经济管理学院博士研究生,研究方向为异质性贸易理论;王珏(1971—),女,上海人,西北大学经济管理学院教授、博士生导师,研究方向为世界经济学与国际贸易;唐青青(1991—),女,河南商丘人,西北大学经济管理学院博士研究生,研究方向为异质性贸易理论。

基金项目:国家社会科学基金重点项目(16AZD010);国家社会科学基金项目(17BGL207);教育部规划基金项目(18XJAGJW001);陕西省社科界重大理论与现实问题研究项目(2018C022)

公司内贸易具有决定性影响^[3]。制度质量通过改善企业内部资源配置效率提升企业生产率^[4],生产率越高的企业越容易跨过出口成本门槛。制度质量通过影响企业家精神对创业活动具有重要影响^[5],制度质量通过人力资本的中介效应对人均收入水平具有经济显著性^[6],同时通过政府有效的协变量对地区的贸易开放具有显著影响^[7]。具体来讲,制度质量通过促进地区产业结构升级影响出口产品的技术复杂度^[8];制度质量以创新为中介变量对地区贸易竞争力有显著影响^[9];制度质量通过汇率制度灵活性、市场规模、经济距离等促进东盟内部的产业内贸易^[10]。简言之,制度质量对一国贸易结构的影响毋庸置疑。邱斌等^[11]通过金融发展、教育发展、知识产权保护和法治水平四个维度检验了制度质量对我国贸易增长新优势的影响。本文基于数据的可得性,从金融发展、教育发展、知识产权保护和法治建设四个维度的制度质量视角,对产业集聚与企业出口二元边际进行再检验。

在对外贸易快速发展的同时,经济活动不断地重新布局,产业和人口集聚的趋势也日益明显^[12-13]。产业的空间集聚通过本地市场效应形成规模报酬递增,改变了一个产业原有的比较优势,深刻地阐述了比较优势的内在来源^[14]。中国的产业集聚与制度层次的深度变革息息相关,开发区建设形成了中国特有的产业集聚现象。Greenaway *et al.*^[15]提出产业集聚可以有效提升企业进入出口市场的概率。Koenig *et al.*^[16]利用法国企业的微观数据实证分析了经济活动集聚的溢出效应,研究发现产业集聚显著增加了企业的出口倾向性。Melitz^[17]通过替代弹性偏好不变和垄断竞争的假设条件发展了异质性产业动态模型,研究发现生产率越过出口成本门槛的企业参与出口活动。随着微观数据的挖掘,产业集聚对企业出口的影响已经成为国际贸易领域研究的热点话题。已有研究大部分从企业生产率^[18]、企业规模^[17,19]、贸易方式^[20]、政府补贴^[21-22]、外商直接投资^[23-24]和社交与沟通外溢效应^[25]等方面考察企业出口的影响因素。本文则从制度质量的视角,考察产业集聚对中国企业出口的影响机制,验证制度质量与产业集聚对中国企业出口增长的积极作用。

然而,关于集聚和企业出口之间的关系,现有文献并没有得到一致的结论。一部分学者认为,企业进入出口市场需要特定的知识信息,产业集聚的外部性有助于企业及时了解市场需求,从而促进企业出口^[26-27]。而Barrios *et al.*^[28]发现出口企业集聚对周围企业出口决策的影响是有条件的。Bernard and Jensen^[3]则认为出口企业集聚并不能促进相邻企业的出口。包群等^[24]基于2000—2006年间持续经营的47 000多家制造业企业数据,采用Logit模型估计发现同质性出口企业过度集聚导致我国出口企业外溢的“去本地化效应”。除了数据和研究方法不同之外,上述文献研究结果迥异的原因还包括,这些文献忽视了制度因素对企业出口的影响机制。尤其对于研究中国产业集聚对企业出口的影响脱离不开制度因素,产业政策通过经济发展、技术创新、产业合作、社会发展和公共服务五个方面直接影响产业集聚对企业出口的作用。因此,本文从制度质量的视角,阐述产业集聚如何通过制度质量的渠道影响企业出口,并对其制度因素渠道的微观机制进行识别。

本文研究发现,产业集聚促进企业出口的集约边际和扩展边际;产业集聚通过教育发展和金融发展对企业出口的二元边际产生积极的正向影响。通过对不同行业类型、不同窗口期的样本以及不同企业所有制类型的计量检验,发现三种研究假说依然稳健。在对劳动密集型行业、资本密集型行业以及技术密集型行业的教育发展对企业出口决策影响弹性进行对比识别时发现,教育发展通过企业的创新活动影响企业出口决策。在对国有企业和民营企业的金融发展对企业出口二元边际的影响系数对比识别时发现,金融制度通过融资成本影响企业出口决策。因此,产业集聚通过金融制度与教育制度促进企业出口二元边际的微观渠道为企业融资成本与企业创新活动。

本文可能的贡献包括:(1)从制度质量的视角阐述产业集聚与企业出口决策的理论机制,说明制度质量进一步推动产业集聚对企业出口的影响;(2)对制度质量的影响渠道进一步识别,金融发展制度和教育发展制度通过企业融资成本和创新活动加强产业集聚对企业出口的影响程度。(3)采用历史数据,通过合成工具变量方法,解决了产业集聚与企业出口之间的内生性问题。

二、理论机制与研究假说

新贸易理论基于规模报酬递增和不完全竞争的视角,阐述了集聚与企业出口之间的关系,解释了产业间贸易形成的根源。Krugman^[29]发现规模报酬递增的垄断竞争行业集中在市场规模较大的国家,并向规模较小的国家出口;产业集聚通过本地市场效应、价格指数效应以及市场拥挤效应,形成集聚的中心并向外围地区进行出口。Melitz^[17]提出的新新贸易理论将研究层面推到微观企业,再次确定了本地市场效应的存在,同时强调企业的生产率在企业出口决策中的重要地位^[30]。产业集聚的沟通外部性会显著提高企业的出口集约边际和扩展边际,且越是依赖沟通和社交的行业,其作用效果越强^[25]。然而,产业集聚中的专业化集聚与多样化集聚对企业出口的影响具有差异性,专业化集聚对中国工业企业出口二元边际的影响呈现显著的先扬后抑的倒U型特征和趋势,而多样化集聚则对中国工业企业出口的集约边际带来了明显的负向冲击^[31]。但这只能说明产业集聚对企业出口具有非线性影响,并不能说明产业集聚对企业出口具有抑制作用。产业集聚的形成与发展,诱导了企业边界的扩张和企业行为的异化。产业集聚通过技术差异^[32]、集聚模式^[19]、同行业抑或不同行业集聚^[26]等渠道显著促进企业出口活动。

马歇尔早就指出了集聚的重要性,产业集聚通过产业关联效应、劳动力集聚效应以及知识溢出效应三方面机制降低生产成本,提高企业生产效率,形成外部经济。Krugman^[33]发现在规模报酬递增和贸易成本的现实世界中,本地市场效应使得拥有市场需求的国家成为净出口国。钱学锋^[34]指出产业集聚主要通过本地市场效应和生产率进步两个渠道对国际贸易产生影响。产业集聚的外部性可以对企业的生产率产生显著的正向影响^[35-36],而生产率高的企业更有可能选择出口^[17, 37]。产业的集聚尤其是出口企业的集聚、缄默知识通过正式或非正式方式在企业之间进行传播,可以获取出口信息^[16]。

假说1:产业集聚促进企业出口的集约边际和扩展边际。

良好的制度环境是资本积累、资源配置以及知识溢出效应等有效发挥的关键因素,直接制约着产业集聚的形成。Acemoglu *et al.*^[38]从理论上研究了制度差异对比较优势演化的影响,认为优质的制度有助于构建制度比较优势。金融发展通过资本配给促进了产业关联效应,有利于企业分享集聚区内的信息和管理经验,提高了企业产品的创新能力^[39]。金融制度通过影响企业的融资约束影响企业的生产活动以及企业的生产率^[4, 40],而生产率高的企业更有可能选择出口^[17, 37]。Beck^[41]研究了私人信用的可获得性对出口的影响,发现私人信用制度越完善、金融发展水平越高的国家在金融依赖程度越高的行业具有越好的出口表现。Matsuyama^[42]的研究表明,一个国家所拥有的恰当金融制度有利于构建该国的金融比较优势,这种新比较优势会培育该国的新型出口模式。Manova^[43]指出金融制度对贸易的影响有20%~25%是通过减少总产出来实现的,在其他影响途径中,三分之一的影响通过抑制企业出口市场的扩展边际来实现,三分之二的的影响通过阻碍出口规模的集约边际来实现。企业融资的便利性进一步扩展了企业出口产品的多元化^[44],对企业出口量的增长有着重要的促进作用。

产业集聚的本质是同行业抑或不同行业的生产要素集聚,金融制度通过资金导向机制、信用催化机制推动产业的集聚^[45]。金融发展可以缓解企业的融资约束,有助于提高企业的投资水平和生产率,从而推动企业规模的增长,进一步促进产业集聚水平^[46];同时金融发展能进一步完善基础设施^[47],基础设施的共享形成外部经济,推动产业集聚。

假说2:产业集聚通过金融发展促进企业出口的集约边际和扩展边际。

在理论上,Helpman^[48]已经指出,创新(Innovation)、相互依赖(Interdependence)、不平等(Inequality)以及制度(Institution)是经济增长的奥秘所在。贸易是经济增长发动机,企业出口作为贸易增长的基本单位,其出口的集约边际和扩展边际自然也会受到制度的影响。舒尔茨认为教育的

发展是培育人力资本的关键因素,人力资本通过知识溢出效应对产业集聚的形成产生重要的影响;同时,一国人力资本集聚也有利于该国贸易竞争优势的形成。Yeaple^[49]以个人技术能力作为企业异质性生产率的来源,阐述了人力资本的规模促进企业的出口。人力资本集聚可以对技术研发形成扩散效应,促进企业的创新活动;同时其交流活动产生的外溢效应,促进了企业研发人员掌握技术发展现状、明确技术发展趋势。这种产业集聚的沟通交流外溢效应,促进了企业出口的集约边际和扩展边际^[25]。教育的发展与产业集聚的发展存在共轭驱动状态,教育制度发展通过培育人力资本,促进企业的创新活动,提高了企业出口的竞争优势。

假说3:产业集聚通过教育发展促进企业出口的集约边际和扩展边际。

三、指标构建、数据来源及估计策略

(一) 数据来源与指标说明

1. 产业集聚的测度

本文的产业集聚数据来源于《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》,以及中国工业企业数据库。产业集聚采用EG指数来衡量,具体的计算公式为:

$$EG_i = \frac{G_i - [1 - \sum_r (x_r)^2] H_i}{[1 - \sum_r (x_r)^2] (1 - H_i)} \quad (1)$$

公式(1)中,下标 r 和 i 分别表示地区和行业。 x_r 表示地区 r 就业人数 E_r 占全国总就业人数 $E = \sum_r E_r$ 的比值,即 $x_r = (E_r/E)$ 。其实质是反映全国就业人员的地区分布。

G_i 是由Krugman^[29]以及Audretsch and Feldman^[39]构建的产业空间基尼系数,其指标具体计算公式为:

$$G_i = \sum_r (x_r - s_r^i)^2 \quad (2)$$

公式(2)中 $s_r^i = (E_r^i/E_i)$ 表示 r 地区 i 行业的就业人数占全国所有地区 i 行业就业人数的比重,且 $E_i = \sum_r E_r^i$,其实质表示行业 i 的就业人员在全国所有地区的分布状况。

H_i 为行业 i 的赫芬达尔指数,反映行业 i 的竞争程度,其具体的计算公式如式(3)所示:

$$H_i = \sum_f (z_f^i)^2 \quad (3)$$

公式(3)中 $z_f^i = (E_f^i/E_i)$ 表示行业 i 中企业 f 的就业人数占全国行业 i 就业人数的比重,其中 $E_i = \sum_f E_f^i$,实际上反映行业 i 中企业 f 从业人员的规模,即行业 i 中企业的规模分布情况。

2. 金融发展的衡量

关于金融发展水平,具有代表性的测算方法来自Beck^[41],他们采用私人部门在金融中介的贷款总额与GDP的比值,即PC(Private Credit)指数来反映私人部门能够获得金融支持的能力。由于受到数据可获得性的限制,本文以人民币信贷规模与GDP的比值作为我国金融发展水平的代理变量。数据来源于《中国金融年鉴》和《中国统计年鉴》。

3. 教育发展的衡量

本文以在校学生人均教育经费投入来反映我国的教育发展水平,在校学生包括普通高等学校、普通中学、职业中学、普通小学、特殊教育和学前教育六类学生。数据来源于《中国教育统计年鉴》和《中国教育经费统计年鉴》。

4. 控制变量的选取

企业规模对企业的出口有直接影响,同时企业获得金融支持也存在规模门槛,因此有必要控制企业的规模。本文采用企业年均从业劳动力数量的对数作为企业规模的代理变量。同时,还进一步控制了企业资本密集度,采用企业固定资产净额/企业员工数量来表示。企业的创新活动对新产品融入市场,以及增加企业出口的扩展边际有重要影响,因此本文需要控制企业的人力资本存量。本

文选用企业人均培训费用作为企业人力资本代理变量。对于企业生产率的控制,本文借鉴 Levensohn and Petrin^[50]的研究运用半参数回归方法测算企业生产率,自助迭代次数为 50,其置信区间为 95%。LP 生产率测算方法假设 TFP 动态符合一个外生的一阶马尔可夫过程,出口及其他一切可能会影响企业生产率的因素都被纳入 TFP 的估算过程,解决了 TFP 测算中的自我选择效应的内生性问题。

5. 数据的进一步处理

本文首先对中国工业企业数据中产出、销售额、出口交货值、就业、总资产以及实收资本为负的数值进行删除,其次删除工业增加值、工业销售产值、工业总产值、实收资本以及固定资产合计等于 0 的企业,最后删除从业人数小于 8 人、总资产小于固定资产净值、累计折旧小于当期折旧的企业。具体的统计指标如表 1 所示。

(二) 估计策略

本文旨在说明产业集聚通过制度质量对企业出口决策的影响,具体体现为产业集聚通过金融发展和教育发展促进企业出口的集约边际和扩展边际。金融发展可以降低企业的融资成本,提高企业的生产率,促进企业出口;教育发展提供了人力资本,增强内生发展动力,促进了企业的创新活动,提高了企业新产品的技术复杂度,使

表 1 数据统计描述

变量名称	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
EG(产业集聚)	1 438 659	0.019	0.028	-0.116	0.862
EDU(教育发展)	1 927 034	5.115	3.293	1.196	23.927
FIN(金融发展)	1 927 034	2.328	0.753	1.082	6.361
EGFIN(产业集聚与金融发展交互项)	1 438 659	0.044	0.067	-0.606	2.109
EGEDU(产业集聚与教育发展交互项)	1 438 659	0.116	0.203	-1.893	6.648
TFP(企业生产率)	1 200 791	0.120	0.212	1.94e-06	26.280
SC(企业规模)	896 203	5.658	1.176	2.079	11.789
CI(资本密集度)	1 927 034	161.220	3 579.916	2.341	1 725 297
HC(人均职工培训费)	896 203	0.155	0.153	0	910.146

企业更好地融入出口市场。为进一步识别企业融资成本和企业创新活动的微观机制,本文通过行业异质性和企业所有制异质性,对微观机制分别进行深度讨论。相对于资本密集型行业和劳动力密集型行业,技术密集型行业中企业的创新活动更加活跃,企业的产品差异性和特征相对较好地促进企业出口。因此,针对三种行业的企业出口决策分析,可以识别教育发展通过企业的创新活动对企业出口决策的影响。国有企业和民营企业获得资本配置的成本存在差异,国有企业的融资成本相比民营企业更低,因此,对国有企业和民营企业的差异化分析,可以识别金融发展通过融资成本对企业出口决策的影响。

实际上,本文试图从制度质量的视角分析产业集聚对企业出口的协同效应机制。在计量模型的选择上,根据研究假说采用静态面板固定效应模型和 Heckman 两阶段模型,考察产业集聚如何通过制度质量对企业出口产生影响。静态面板模型如式(4)至式(6)所示:

$$\ln export_{rjft} = \alpha_r + \alpha_i + \alpha_t + \varphi EG_{rit} + \gamma Z_{rjft} + \varepsilon_{rjft} \quad (4)$$

$$\ln export_{rjft} = \alpha_r + \alpha_i + \alpha_t + \theta FIN_{rit} + \varphi EG_{rit} + \beta EG_{rit} \times FIN_{rit} + \gamma Z_{rjft} + \varepsilon_{rjft} \quad (5)$$

$$\ln export_{rjft} = \alpha_r + \alpha_i + \alpha_t + \theta EDU_{rit} + \varphi EG_{rit} + \beta EG_{rit} \times EDU_{rit} + \gamma Z_{rjft} + \varepsilon_{rjft} \quad (6)$$

式(4)说明产业集聚对企业出口集约边际的影响;式(5)表示产业集聚通过金融制度促进企业的出口;式(6)试图验证研究假说 3,产业集聚通过教育发展影响企业出口决策。其中 α_r 、 α_i 和 α_t 分别表示省份固定效应、行业固定效应以及时间固定效应, i 表示二分位行业编码,因为中国工业企业数据库中行业编码准则发生过细微变化,但是二分位行业编码变动较小,所以本文使用二分位行业编码。 f 表示微观企业主体, r 表示省份地区, FIN_{rit} 表示不同地区的金融制度, EDU_{rit} 代表教育制度, Z_{rjft} 表示企业的控制变量, ε_{rjft} 表示随机扰动项。其中,控制变量包括企业的人力资本存量、企业规模、企业全要素生产率以及企业的资本密集度。

本文出口为 0 的统计样本占总样本的 75.34%,一部分企业的出口交货值为 0 可能是由于企业

的统计信息不健全造成的,而仅通过数据显示并不知道哪些企业是由于误报所导致的出口为0,哪些企业出口确实为0。同时,面板固定效应模型只能检验产业集聚与制度质量对企业出口影响的集约边际,并不能针对企业出口扩展边际进行检验。因此,本文在实证分析中采用 Heckman 二元选择模型对企业出口的扩展边际进行计量检验。根据 Melitz^[17] 异质性贸易理论,可以把企业出口决策分为两个阶段:第一阶段企业决定是否进行出口活动,即选择方程;第二阶段出口企业决定其出口的规模,即决策方程。两阶段估计方法如式(7)至式(10)所示:

$$Pr\{exp_{rjft} = 1\} = \phi(\beta X_{rjft} + \varepsilon_{rjft}) \quad (7)$$

$$\ln export1_{rjft} = \alpha_r + \alpha_i + \alpha_t + \varphi EG_{rit} + \gamma Z_{rjft} + \varepsilon_{rjft} \quad (8)$$

$$\ln export1_{rjft} = \alpha_r + \alpha_i + \alpha_t + \theta FIN_{it} + \varphi EG_{rit} + \beta EG_{rit} \times FIN_{it} + \gamma Z_{rjft} + \varepsilon_{rjft} \quad (9)$$

$$\ln export1_{rjft} = \alpha_r + \alpha_i + \alpha_t + \theta EDU_{it} + \varphi EG_{rit} + \beta EG_{rit} \times EDU_{it} + \gamma Z_{rjft} + \varepsilon_{rjft} \quad (10)$$

方程(7)为企业出口的选择方程,利用 Probit 模型估计企业进行出口的概率,由此得到逆米尔斯比率的估计值。式(8)至式(10)为企业的决策方程,将式(7)估算的逆米尔斯比率代入决策方程进行估计,用来控制企业是否进入出口的选择偏误。其中式(9)和式(10)表示产业集聚与制度质量的协同效应对企业出口的影响。

四、实证分析

(一) 企业出口的集约边际讨论

企业出口集约边际的面板固定效应计量检验,具体讨论了产业集聚通过制度质量对企业出口集约边际产生的影响,回归结果见表2。在控制行业、时间和地区固定效应的情况下,产业集聚促进了企业出口的集约边际,验证了研究假说1,且无论是否加入控制变量,产业集聚对企业出口规模的系数都至少在5%显著水平上为正。

根据表2中的模型(3)至(6)可知,无论是否加入控制变量,以及同时固定地区、时间与行业,金融发展和教育发展与产业集聚的交互项对企业出口集约边际的系数均在1%显著水平上为正,说明产业集聚通过金融

发展与教育发展促进了企业出口规模。金融制度与教育制度较好的地区,企业更容易获得资本供给和优质的人力资本进行企业的创新活动,提升企业的生产率。产业集聚与金融发展和教育发展的交互项显著促进了企业出口的集约边际,验证了研究假说2和假说3。产业集聚通过金融发展使企业的融资成本降低,优化了资本配置效率,促进了企业生产率提升,从而扩大了企业出口规模。产业集聚通过教育发展以人力资本规模效应为依托,提升了企业创新活动,企业产品与组织的创新促进了企业出口集约边际。

(二) 内生性问题讨论

经验检验面临的一个关键问题是如何避免潜在的内生性问题导致的有偏估计。本文的核心解释变量是产业集聚,被解释变量是企业的出口,出口企业的集聚会促使上下游的产业形成产业关联

表2 企业出口集约边际检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EG	0.298 *** (4.93)	0.346 ** (21.67)	0.305 *** (8.28)	0.138 *** (2.99)	0.304 *** (8.26)	0.135 *** (2.94)
FIN			0.439 *** (5.41)	0.287 ** (2.16)		
EDU					0.224 *** (3.10)	0.073 (0.85)
EG × FIN			0.123 *** (5.46)	0.131 *** (8.10)		
EG × EDU					0.431 *** (6.80)	0.429 *** (4.39)
控制变量	N	Y	N	Y	N	Y
行业固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Within_R ²	0.33	0.12	0.35	0.34	0.34	0.34
F(P_Value)	162.92 (0.000)	519.91 (0.000)	116.33 (0.000)	417.47 (0.000)	112.81 (0.000)	418.62 (0.000)
Observations	358 052	229 610	358 052	229 610	358 052	229 610

注:括号内表示 $t(z)$ 值,***表示在1%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,*表示在10%的水平下显著。

效应,进一步促进产业集聚,同时出口企业为了减少交易成本及运输成本,会偏向于自贸区内的选址,即出口企业的集聚本身也是产业集聚,因此产业集聚与企业出口可能存在联立方程的内生性问题。

本文采用合成工具变量方法,以1978年为中位数分界点,选择前后共9年的数据与本文研究的2000—2008年数据进行年份匹配。改革开放作为政策冲击变量,1978年以后的年份设置为1,1978年以前的年份设置为0。改革开放后生产要素迅速向东部地区集聚,形成了非内生发展的产业集聚现象,由此说明各省市的开放度与产业集聚存在相关性,因此产业集聚的工具变量通过历史数据进行代理,采用改革开放政策与地区开放度交互项作为处理本文内生性问题的途径。历史数据的对外开放度与改革开放政策的乘积项对当前的微观企业出口不存在影响,满足工具变量的外生性。对外开放度用各个省份当年的进出口总量与实际GDP总量的比值衡量,GDP以1952年作为基期进行处理。

内生性检验结果具体见表3,工具变量F值都大于10,且Sargan检验P值强烈拒绝原假设,说明工具变量拒绝过度识别检验。模型(1)和(2)表明,无论是否加入控制变量,产业集聚对企业出口的影响系数都在5%显著水平上为正,完全验证了研究假说1。在模型(3)至(6)中,产业集聚与金融发展的交互项对企业出口规模的促进作用在1%显著水平上为正(模型加入控制变量),产业集聚与教育发展的交互项对企业出口集约边际的影响系数在1%显著水平上为正(模型未加入控制变量)。无论是否加入控制变量,产业集聚与金融发展和教育发展的交互项都显著促进了企业出口集约边际,再次验证了研究假说2和假说3。在解决内生性问题之后,研究假说依然成立。

(三) 企业出口的扩展边际分析

上述分析都是针对企业出口集约边际的讨论,并没有对企业的扩展边际进行实证分析,考虑到验证研究假说的完整性,本部分对扩展边际进行讨论。检验结果见表4,其中模型(1)、(3)和(5)为选择方程,其他模型为决策方程,所有模型都纳入了控制变量且对行业、时间和地区进行控制。模型(1)产业集聚对企业出口扩展边际的影响系数在1%显著水平上为正,验证了理论假说1,同时模型(2)再次说明了产业集聚对企业出口集约边际产生显著正向影响;模型(3)中产业集聚和金融发展的交互项对企业出口扩展边际的贡献系数在1%显著水平上为正,验证了理论假说2,同时模型(4)验证了产业集聚通过金融发展促进企业出口集约边际具有可信性;模型(5)中产业集聚与教育发展的交互项对企业出口扩展边际的贡献系数通过1%显著性水平检验并产生正向影响,验证了理论假说3;模型(6)说明了产业集聚通过教育发展对企业出口集约边际的促进作用存在内在的一致性。

(四) 稳健性与进一步识别讨论

为了检验实证结果的可靠性,以及进一步识别企业融资成本和企业创新活动的微观渠道,本文进行行业异质性和企业所有制异质性分析。通过行业异质性分析,可以识别教育发展如何通过企业

表3 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EG</i>	0.715** (2.40)	0.278** (2.37)	0.161** (2.36)	0.005*** (3.20)	0.571** (1.69)	0.354*** (8.23)
<i>FIN</i>			0.126 (1.50)	0.036 (1.67)		
<i>EDU</i>					0.475 (0.28)	0.154 (0.16)
<i>EG × FIN</i>			0.548** (2.34)	0.023*** (3.42)		
<i>EG × EDU</i>					0.226*** (3.30)	0.288*** (2.88)
控制变量	N	Y	N	Y	N	Y
行业固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Sargan(P_value)	0.396	0.781	0.299	0.517	0.294	0.812
工具变量F值	38.40	1589.92	16.51	1137.24	83.37	1142.94
Observations	1149596	761542	1149596	761542	1149596	761542

注:括号内表示 $t(z)$ 值,***表示在1%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,*表示在10%的水平下显著。

创新活动影响企业出口决策。技术密集型行业的企业创新活动相对劳动密集型行业和资本密集型行业强度较大,因此技术密集型行业的企业出口决策对教育发展的影响较为敏感。国有企业和民营企业存在不同的资本配给,国有企业的融资成本小于民营企业,因此对企业所有制异质性的分析,可以识别金融发展如何通过企业的融资成本影响企业出口决策。若民营企业出口决策对金融发展弹性系数反应较大,说明金融发展通过融资成本渠道影响了微观企业出口。

1. 稳健性讨论

本文借鉴陈旭等^[51]的研究将行业划分为劳动密集型行业、资本密集型行业、技术密集型行业三大类型,研究产业集聚对中国企业出口决策的影响和产业集聚通过制度质量的协同效应促进中国企业出口的二元边际。根据表5的劳动密集型行业检验结果,模型(1)、(3)、(5)为选择方程,其他模型为决策方程,所有模型均纳入了控制变量,且对行业、时间以及地区进行固定。

基于表5的模型(1)和(2)可知,产业集聚对企业出口扩展边际的影响系数在1%显著水平上为正,同时产业集聚对企业出口的集约边际具有显著的促进作用,说明产业集聚对企业出口决策的影响具有稳健性。模型(3)和(4)结果显示产业集聚、金融发展以及产业集聚与金融发展的交互项对企业出口二元边际的影响系数都至少在5%显著水平上为正,说明产业集聚通过金融发展促进了企业出口二元边际存在内在的一致性。针对模型(5)和(6)研究发现,产业集聚通过教育发展促进了企业出口的集约边际和扩展边际,表明产业集聚通过教育发展促进企业出口决策具有可靠性。

表4 企业扩展边际的讨论

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EG</i>	0.271*** (29.79)	0.201*** (14.18)	0.414*** (12.47)	0.106** (2.20)	0.069*** (4.95)	0.881*** (3.47)
<i>FIN</i>			0.125*** (38.13)	0.250*** (5.87)		
<i>EDU</i>					0.031*** (52.65)	0.155* (1.83)
<i>EG × FIN</i>			0.313*** (21.80)	0.419** (2.12)		
<i>EG × EDU</i>					0.082*** (34.87)	0.241*** (5.98)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>L. export</i>	0.449*** (589.98)		0.0004*** (583.39)		0.0003*** (669.22)	
Wald 检验	11 885.70 (0.000)		11 956.21 (0.000)		10 922.41 (0.000)	
Lambda	-54 320.26*** (-9.24)		-43 076.71*** (-7.42)		-43 311.04*** (-7.79)	
Observations	131 218	346 548	131 218	346 548	131 218	346 548

注:括号内表示 $t(z)$ 值,***表示在1%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,*表示在10%的水平下显著。

表5 劳动密集型行业检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EG</i>	0.714*** (51.13)	0.408** (12.84)	0.231*** (3.30)	0.248** (2.24)	0.227*** (6.47)	0.543** (2.61)
<i>FIN</i>			0.148*** (19.34)	0.495*** (4.62)		
<i>EDU</i>					0.024*** (21.07)	0.122*** (6.57)
<i>EG × FIN</i>			0.216*** (7.06)	0.116** (2.26)		
<i>EG × EDU</i>					0.073** (2.15)	0.239** (2.33)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>L. export</i>	0.0004*** (264.09)		0.061*** (233.35)		0.062*** (233.97)	
Wald 检验	8 225.98 (0.000)		8 499.35 (0.000)		8 483.44 (0.000)	
Lambda	-44 497.12*** (-37.74)		-45 531.01*** (-57.11)		-45 942.16*** (-57.36)	
Observations	43 788	84 471	43 788	84 471	43 788	84 471

注:括号内表示 $t(z)$ 值,***表示在1%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,*表示在10%的水平下显著。

基于表6技术密集型行业的检验结果,产业集聚对企业出口的扩展边际影响系数在1%显著水平上为正,产业集聚促进企业出口规模的贡献度为0.360,且通过显著性水平检验,完全验证了研究假说1。通过表6模型(3)至(6)可知,无论是金融发展还是教育发展对企业的扩展边际或企业的集约边际的影响系数均显著为正;产业集聚与金融发展和教育发展的交互项显著促进了企业出口的集约边际和扩展边际,完全验证了研究假说2和假说3。产业集聚通过制度质量促进企业出口决策具有内在的一致性。

根据表7资本密集型行业检验结果,产业集聚无论是对企业出口的扩展边际,还是对企业出口的集约边际,其影响系数都显著为正,验证了假说1。根据表7模型(3)至(6)可知,产业集聚通过金融发展促进了企业出口的扩展边际和集约边际,验证了研究假说2;产业集聚通过教育发展促进了企业出口的扩展边际和集约边际,验证了研究假说3。说明产业集聚通过制度质量促进企业出口决策具有一定的可信性。

本文进一步根据不同研究窗口期对核心结论进行验证,具体来说,使用2009年到2013年的中国工业企业微观数据,对上述结论进行再检验。由于2010年的中国工业企业数据缺失严重,因此删除2010年的数据。具体回归结果见表8。第(1)列模型为选择方程,产业集聚在1%显著水平上为正,说明产业集聚促进了企业出口的扩展边际具有内在的一致性。表8第(2)列模型为决策方程,产业集聚显著促进企业出口规模,完全验证了研究假说1。表8第(3)列至第(6)列是对产业集聚通过制度质量影响企业出口二元边际的再检验,其中模型(3)和(5)为选择方程,容易得到产业集聚系数、金融发展系数、教育发展系数以及交互系数都至少在

表6 技术密集型行业检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EG</i>	0.542*** (10.48)	0.360*** (10.32)	0.636*** (8.98)	0.155** (2.31)	0.654*** (16.28)	0.154** (2.47)
<i>FIN</i>			0.113*** (21.14)	0.815*** (8.43)		
<i>EDU</i>					0.033*** (20.08)	0.568*** (3.66)
<i>EG × FIN</i>			0.316** (2.16)	0.851** (2.08)		
<i>EG × EDU</i>					0.255*** (4.42)	0.322*** (3.74)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>L. export</i>	0.030*** (350.53)		0.030*** (349.39)		0.299*** (348.79)	
Wald 检验	6 990.98 (0.000)		7 075.57 (0.000)		7 080.09 (0.000)	
Lambda	-66 258.63*** (-3.90)		-61 879.05*** (-3.64)		-66 431.66*** (-3.90)	
Observations	46 600	101 459	46 600	101 459	46 600	101 459

注:括号内表示 $t(z)$ 值,***表示在1%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,*表示在10%的水平下显著。

表7 资本密集型行业检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EG</i>	0.395*** (17.61)	0.169*** (2.93)	0.306*** (3.77)	0.649*** (4.20)	0.294*** (7.54)	0.277*** (2.72)
<i>FIN</i>			0.052*** (9.83)	0.418*** (5.10)		
<i>EDU</i>					0.015*** (14.30)	0.136*** (5.84)
<i>EG × FIN</i>			0.302*** (8.93)	0.292*** (3.55)		
<i>EG × EDU</i>					0.128* (1.91)	0.258** (2.58)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>L. export</i>	0.054*** (253.67)		0.054*** (253.19)		0.054*** (252.81)	
Wald 检验	24 498.51 (0.000)		24 570.54 (0.000)		26 620.26 (0.000)	
Lambda	-63 859.76*** (-36.75)		-63 927.39*** (-31.44)		-47 246.34*** (-23.65)	
Observations	40 163	136 081	40 163	136 081	40 163	136 081

注:括号内表示 $t(z)$ 值,***表示在1%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,*表示在10%的水平下显著。

5% 显著水平上为正,说明产业集聚通过制度质量对企业出口的扩展边际具有积极影响,再次验证了研究假说 2 和假说 3。

2. 进一步识别讨论

根据上述分析,产业集聚通过制度质量对企业出口二元边际具有积极的正向影响。本文试图进一步识别金融发展对企业融资成本的影响,进而提高企业的生产率促进企业出口。基于表 5、6、7 按照不同行业类型划分对研究假说进行稳健性检验的过程中,通过对三个表的检验结果对比发现,教育发展对技术密集型行业的企业出口二元边际敏感系数最大。技术密集型行业的企业创新活动相比其他类型企业较为活跃,对于高人力资本的需求弹性较大,教育发展是培育人力资本的关键因素,教育发展制度越完善,人力资本的规模越大。因此,通过对三种类型企业的检验结果对比发现,教育发展影响企业出口决策依赖于企业的创新活动。

本文按照企业登记的注册类型选择出两类企业即国有企业和民营企业。具体检验结果见表 9,前四列为国有企业计量模型检验,后四列为民营企业检验结果,所有模型都对行业、时间与省份进行了固定。

表 9 企业所有制计量检验

变量	国有企业				民营企业			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>EG</i>	0.118* (1.82)	0.074*** (2.83)	0.496*** (3.97)	0.094** (2.58)	0.694*** (19.37)	0.254*** (4.93)	0.612*** (13.93)	0.314*** (3.79)
<i>FIN</i>	0.039*** (4.24)	0.140** (2.26)	0.038*** (2.70)	0.622*** (8.08)	0.151*** (31.13)	0.731*** (10.31)	0.091*** (14.68)	0.807** (2.51)
<i>EG × FIN</i>	0.089*** (3.42)	0.078** (2.09)	0.322*** (5.73)	0.155** (2.16)	0.321*** (22.12)	0.113*** (5.64)	0.472*** (16.71)	0.274*** (3.64)
控制变量	N	N	Y	Y	N	N	Y	Y
行业固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>L. export</i>	0.105*** (89.48)		0.207*** (53.30)		0.854*** (34.46)		0.931*** (82.30)	
Wald 检验		21.71 (0.000)		753.19 (0.000)		344.25 (0.000)		409.36 (0.000)
Lambda		-0.597*** (-32.57)		-0.234*** (-10.24)		-0.469*** (-85.56)		-0.357*** (-58.70)
Observations	5 419	47 377	5 419	47 377	70 369	304 971	70 369	304 971

注:括号内表示 $t(z)$ 值,***表示在 1% 的水平下显著,**表示在 5% 的水平下显著,*表示在 10% 的水平下显著。

表 8 不同窗口期样本的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EG</i>	0.283*** (31.90)	0.145*** (10.58)	0.295*** (31.78)	0.157*** (10.76)	0.256*** (9.13)	0.158*** (6.10)
<i>FIN</i>			0.265*** (15.78)	0.327*** (19.90)		
<i>EDU</i>					0.087*** (9.61)	0.139** (2.32)
<i>EG × FIN</i>			0.379*** (11.29)	0.596*** (8.80)		
<i>EG × EDU</i>					0.432*** (10.97)	0.359*** (9.76)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>L. export</i>	0.052*** (638.03)		0.052*** (638.07)		0.052*** (643.78)	
Wald 检验		18 829.04 (0.000)		18 846.06 (0.000)		18 659.24 (0.000)
Lambda		-0.759*** (-9.24)		-0.765*** (-10.40)		-0.787*** (-9.32)
Observations	185 287	376 524	185 287	376 524	185 287	376 524

注:括号内表示 $t(z)$ 值,***表示在 1% 的水平下显著,**表示在 5% 的水平下显著,*表示在 10% 的水平下显著。

基于表9企业所有制计量检验结果可知,无论是金融发展还是产业集聚与金融发展的交互项对企业出口的扩展边际和集约边际均具有显著正向影响,验证了研究假说2。产业集聚通过金融发展促进企业出口二元边际。通过对民营企业和国有企业两种不同所有制类型企业的对比发现,无论模型是否纳入控制变量,在金融发展和产业集聚与金融发展的交互项对企业出口的扩展边际和集约边际的影响系数中,民营企业的反应强度大于国有企业。在现实发展过程中,国有企业融资成本较低,民营企业融资成本相对较高,因此金融制度发展越完善对民营企业的影响系数弹性越大。进一步地,通过融资成本高和融资成本低两种企业划分准则可知,金融发展对融资成本高的企业出口弹性影响较大,说明金融发展通过融资成本的微观渠道影响企业出口决策。

五、制度质量的进一步讨论

制度质量的内涵相当丰富,本文上述分析以金融发展和教育发展衡量制度质量,这对于制度质量的分析来说略显薄弱,鉴于此,本部分进一步较全面地考虑制度质量,研究产业集聚对企业出口二元边际的影响。本文借鉴邱斌等^[11]对制度质量的分析,把知识产权保护 and 法治建设纳入制度质量框架中。对于知识产权保护,本文借鉴韩玉雄和李怀祖^[52]的方法进行测度,数据来源于《中国法制信息年鉴》和《中国统计年鉴》。对于法治建设,本文借鉴樊纲等^[53]《中国市场化指数》中的“市场中介组织的发育和法律制度环境”指数作为法治建设的代理变量,采用移动平均方法,测算出本文研究窗口期的法治建设指标。数据来源于《中国市场化指数》,具体回归结果见表10,其中前两列为产业集聚对企业出口二元边际的影响,后四列为产业集聚通过知识产权保护和法治建设对企业出口二元边际的影响。模型(3)和(5)为选择方程,模型(4)和(6)为决策方程。通过模型(3)和(5)发现,产业集聚对企业出口二元边际、知识产权保护、法治建设以及交互项的系数都在1%显著水平上为正,说明产业集聚通过制度质量对企业出口的扩展边际产生了积极的影响。通过模型(4)和模型(6)的检验系数,容易得出产业集聚通过制度质量对企业出口规模具有一定的促进作用。鉴于此可知,产业集聚通过制度质量的提升可以促进企业出口二元边际具有一定的可靠性。

六、结论

本文从制度质量的视角研究产业集聚对企业出口决策的影响,构建了三种研究假说:产业集聚促进企业出口集约边际和扩展边际;产业集聚通过金融发展促进企业出口二元边际;产业集聚通过教育发展促进企业出口决策。采用中国工业企业微观数据库,通过面板固定效应模型和Heckman选择模型对研究假说进行计量检验。同时为了解决内生性问题,本文相应地寻找了历史数据,通过合成工具变量的方法解决了内生性问题,并对产业集聚通过金融发展和教育发展促进企业出口的集约边际和扩展边际的微观渠道进行进一步识别检验。为了进一步验证制度质量对产业集聚影响企业

表10 制度质量的进一步分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EG</i>	0.508 *** (49.31)	0.146 *** (9.64)	0.496 *** (5.09)	0.275 *** (9.56)	0.638 *** (5.03)	0.419 *** (9.69)
<i>KLD</i>			0.446 *** (9.59)	0.673 *** (9.50)		
<i>LAW</i>					0.156 *** (9.74)	0.189 *** (9.39)
<i>EG × KLD</i>			0.335 *** (10.49)	0.578 *** (9.85)		
<i>EG × LAW</i>					0.258 *** (8.97)	0.307 *** (9.46)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>L. export</i>	0.048 *** (652.09)		0.065 *** (259.99)		0.065 *** (259.39)	
Wald 检验	27 534.52 (0.000)		10 660.21 (0.000)		10 646.96 (0.000)	
Lambda	-0.559 *** (-12.24)		-0.725 *** (-9.45)		-0.751 *** (-9.62)	
Observations	131 218	346 548	131 218	346 548	131 218	346 548

注:括号内表示 $t(z)$ 值,***表示在1%的水平下显著,**表示在5%的水平下显著,*表示在10%的水平下显著。

出口二元边际的影响。本文把知识产权保护和法治建设纳入了制度质量的分析框架,研究发现产业集聚通过制度质量促进企业出口二元边际具有一定的可信性。

本文研究发现,在考虑内生性问题处理结果的情况下,产业集聚对企业出口二元边际的影响系数至少在5%显著水平上为正,并且通过各种稳健性检验,产业集聚对企业出口决策的影响具有可信性,完全验证研究假说1。产业集聚通过金融发展与教育发展促进企业出口二元边际得到计量模型验证,并且通过对不同行业、不同所有制类型以及不同窗口期样本的检验,验证产业集聚通过制度质量促进企业出口的集约边际和扩展边际具有内在的稳健性。同时,通过对知识产权保护和法治建设的制度质量的进一步讨论,再次验证了产业集聚通过制度质量对企业出口的二元边际有重要影响。对产业集聚通过制度质量促进企业出口决策的微观机制进行进一步识别,在对劳动密集型行业、资本密集型行业以及技术密集型行业的教育发展对企业出口决策影响弹性进行对比时发现,教育发展通过企业的创新活动影响企业出口决策。通过对国有企业和民营企业两种类型企业的金融发展对企业出口二元边际的影响系数对比发现,金融制度通过融资成本影响企业出口决策。鉴于此可知,产业集聚通过金融制度与教育制度促进企业出口二元边际的微观渠道为企业融资成本与企业创新活动。

参考文献:

- [1] ANTRAS P. Firms, contracts, and trade structure [J]. Quarterly journal of economics, 2003, 118(4): 1375-1418.
- [2] YATSENKO Y P, LEVCHENKO A E, PRYAMIKOV A D, et al. Four-wave mixing in two-layer microstructure fibres [J]. Quantum electronics, 2007, 35(8): 715.
- [3] BERNARD A B, JENSEN J B. Why some firms export [J]. Review of economics and statistics, 2004, 86(2): 561-569.
- [4] 马光荣, 刘明, 杨恩艳. 银行授信、信贷紧缩与企业研发 [J]. 金融研究, 2014(7): 76-93.
- [5] ASONGU S A, NWACHUKWU J C, ORIM S-M I. Mobile phones, institutional quality and entrepreneurship in Sub-Saharan Africa [J]. Technological forecasting and social change, 2018, 131: 183-203.
- [6] ADAMS-KANE J, LIM J J. Institutional quality mediates the effect of human capital on economic performance [J]. Review of development economics, 2016, 20(2): 426-442.
- [7] LE T H, KIM J, LEE M. Institutional quality, trade openness, and financial sector development in Asia: an empirical investigation [J]. Emerging markets finance and trade, 2016, 52(5): 1047-1059.
- [8] ZHOU Y X. Human capital, institutional quality and industrial upgrading: global insights from industrial data [J]. Economic change and restructuring, 2018, 51(5): 1-27.
- [9] BOUDREAUX C J. Institutional quality and innovation: some cross country evidence [J]. Journal of entrepreneurship and public policy, 2017, 6(1): 26-40.
- [10] AZIZ N, HOSSAIN B, MOWLAH I. Does the quality of political institutions affect intra-industry trade within trade blocs? The ASEAN perspective [J]. Applied economics, 2018(3): 1-15.
- [11] 邱斌, 唐保庆, 孙少勤, 等. 要素禀赋、制度红利与新型出口比较优势 [J]. 经济研究, 2014(8): 107-119.
- [12] 范剑勇. 市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响 [J]. 中国社会科学, 2004(6): 39-51 + 204-205.
- [13] 范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异 [J]. 经济研究, 2006(11): 72-81.
- [14] KRUGMAN P R. Increasing returns, monopolistic competition, and international trade [J]. Journal of international economics, 1979, 9(4): 469-479.
- [15] GREENAWAY D, GUARIGLIA A, KNELLER R. Financial factors and exporting decisions [J]. Journal of international economics, 2007, 73(2): 377-395.
- [16] KOENIG P, MAYNERIS F, PONCET S. Local export spillovers in France [J]. European economic review, 2010, 54(4): 622-641.

- [17]MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. *Econometrica* , 2003 ,71(6) : 1695-1725.
- [18]LU J ,LU Y ,TAO Z. Exporting behavior of foreign affiliates: theory and evidence [J]. *Journal of international economics* , 2010 ,81(2) : 197-205.
- [19]孙楚仁,陈思思,张楠. 集聚经济与城市出口增长的二元边际[J]. *国际贸易问题* 2015(10) : 59-72.
- [20]KOOPMAN R ,WANG Z ,WEI S-J. How much of Chinese exports is really Made In China [R]. NBER working paper , 2008 ,No. 14109.
- [21]苏振东,洪玉娟,刘璐瑶. 政府生产性补贴是否促进了中国企业出口? ——基于制造业企业面板数据的微观计量分析[J]. *管理世界* 2012(5) : 24-42 + 187.
- [22]施炳展. 补贴对中国企业出口行为的影响——基于配对倍差法的经验分析[J]. *财经研究* 2012(5) : 70-80.
- [23]XU B ,LU J Y. Foreign direct investment ,processing trade ,and the sophistication of China's exports [J]. *China economic review* 2009 ,20(3) : 425-439.
- [24]包群,邵敏,SONG L G. 地理集聚、行业集中与中国企业出口模式的差异性[J]. *管理世界* 2012(9) : 61-75.
- [25]张国峰,王跃进,李坤望. 产业集聚与企业出口: 基于社交与沟通外溢效应的考察[J]. *世界经济* 2016(2) : 48-74.
- [26]GREENAWAY D ,KNELLER R. Exporting ,productivity and agglomeration [J]. *European economic review* ,2008 ,52(5) : 919-939.
- [27]WAGNER R ,ZÄHLER A. New exports from emerging markets: do followers benefit from pioneers? [J]. *Journal of development economics* 2015 ,114: 203-223.
- [28]BARRIOS S ,GÖRG H ,STROBL E. Explaining firms' export behaviour: R&D ,spillovers and the destination market [J]. *Oxford bulletin of economics and statistics* 2010 ,65(4) : 475-496.
- [29]KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography [J]. *Journal of political economy* ,1991 ,99(3) : 483-499.
- [30]OKUBO T ,REBEYROL V. Home market effect and regulation costs: homogeneous firm and heterogeneous firm trade models [R]. HEI working paper 2006 ,No. 02.
- [31]李健,杜亮,周全. 产业集聚结构对企业出口参与的影响[J]. *云南社会科学* 2017(2) : 50-55.
- [32]李强. 集聚对企业出口贸易的影响: 技术差异的视角[J]. *国际商务(对外经济贸易大学学报)* 2016(2) : 132-143.
- [33]KRUGMAN P. Scale economies ,product differentiation ,and the pattern of trade [J]. *American economic review* ,1980 ,70(5) : 950-959.
- [34]钱学峰. *国际贸易与产业集聚的互动机制研究* [M]. 上海: 上海三联出版社 2010.
- [35]CICCONA A ,HALL R E. Productivity and the density of economic activity [J]. *American economic review* ,1996 ,86(1) : 54-70.
- [36]COMBES P P ,DURANTON G ,GOBILLON L ,et al. The productivity advantages of large cities: distinguishing agglomeration from firm selection [J]. *Econometrica* 2012 ,80(6) : 2543-2594.
- [37]范剑勇,冯猛. 中国制造业出口企业生产率悖论之谜: 基于出口密度差别上的检验 [J]. *管理世界* ,2013(8) : 16-29.
- [38]ACEMOGLU D ,ANTRÀS P ,HELPMAN E. Contracts and technology adoption [J]. *American economic review* 2007 ,97(7) : 916-943.
- [39]AUDRETSCH D B ,FELDMAN M P. R&D spillovers and the geography of innovation and production [J]. *American economic review* ,1996 ,86(3) : 630-640.
- [40]唐清泉,巫岑. 银行业结构与企业创新活动的融资约束 [J]. *金融研究* 2015(7) : 116-134.
- [41]BECK T. Financial development and international trade: is there a link? [J]. *Review of international economics* 2003 ,11: 296-316.
- [42]MATSUYAMA K. Credit market imperfections and patterns of international trade and capital flows [J]. *Journal of the European economic association* 2005 ,3(2/3) : 714-723.
- [43]MANOVA K. Credit constrains ,heterogeneous firms ,and international trade [J]. *Review of economic studies* 2013 ,80: 711-744.

- [44]MUNASIB A ,ROY D. Financial reforms ,product differentiation ,and trade [J]. Economics letters 2014 ,123(1) : 37-41.
- [45]BOTTAZZI L. Globalization and local proximity in innovation: a dynamic process [J]. European economic review 2004 , 45(4) : 731-741.
- [46]HOLMES T J ,STEVENS J J. Geographic concentration and establishment scale [J]. Review of economics and statistics , 2002 ,84(4) : 682-690.
- [47]范从来 盛天翔 王宇伟. 信贷量经济效应的期限结构研究 [J]. 经济研究 2012(1) : 80-91.
- [48]HELPMAN E. The mystery of economic growth [M]. Cambridge: Harvard University Press 2009.
- [49]YEAPLE S R. A simple model of firm heterogeneity ,international trade ,and wages [J]. Journal of international economics 2005 ,65(1) : 1-20.
- [50]LEVINSOHN J ,PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. Review of economic studies 2010 ,70(2) : 317-341.
- [51]陈旭 邱斌 刘修岩. 空间集聚与企业出口: 基于中国工业企业数据的经验研究 [J]. 世界经济 2016(8) : 94-117.
- [52]韩玉雄 李怀祖. 关于中国知识产权保护水平的定量分析 [J]. 科学学研究 2005(3) : 377-382.
- [53]樊纲 王小鲁 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程报告 [M]. 北京: 经济科学出版社 2011.

(责任编辑: 李 敏)

Industrial agglomeration and Chinese enterprises' export decision: based on the perspective of institutional quality

BAI Dongbei , WANG Jue , TANG Qingqing

(School of Economics & Management , Northwest University , Xi'an 710127 , China)

Abstract: The paper constructs the theoretical mechanism of industrial agglomeration on Chinese enterprises' exports from the perspective of institutional quality. At the same time , the China Industrial Enterprise Database from 2000 to 2008 was used to verify the three research hypotheses of the theoretical mechanism. The panel mechanism is tested by the panel fixed effect model , the instrumental variable method and the Heckman selection model. The research finds that industrial agglomeration promotes the intensive margin and expansion margin of enterprise exports; industrial agglomeration has a positive impact on the binary margin of enterprise exports through educational development and financial development. The three research hypotheses are still robust through the measurement of different industry types , different window samples and types of business ownership. At the same time , further discussion on the institutional quality perspective of intellectual property protection and rule of law construction reaffirms that industrial agglomeration has an important impact on the binary margin of enterprise exports through institutional quality. Further identification of the channel reveals that the financial system affects the export decision of the enterprise through the financing cost , and the education system affects the binary margin of the enterprise's export through the innovation activities of the enterprise. The micro-channels of promoting enterprise export binary margin of industrial agglomeration through the financial system and education system are corporate financing costs and corporate innovation activities.

Key words: industrial agglomeration; institutional quality; enterprise export; intensive margin; extended margin