

生产性服务业集聚与制造业出口二元边际

——基于中国工业企业的经验研究

戴一鑫, 陈 旭

摘 要: 将空间外部性与新贸易理论相结合, 推断出生产性服务业集聚对企业出口参与的动态影响, 并运用 Heckman 两阶段模型对我国 286 个城市的制造业企业出口二元边际与生产性服务业集聚之间的关系进行了实证检验。研究发现, 生产性服务业的专业化集聚和多样化集聚对制造业企业出口集约边际的影响均呈现显著倒 U 型特征; 企业出口扩展边际与生产性服务业专业化和多样化集聚之间的关系则呈现显著的正 U 型特征。进一步的分样本检验结果显示, 生产性服务业集聚对制造业企业出口二元边际的影响因企业所处城市规模、行业要素密集度以及所有制类型的不同而有所差异。此外, 在作用机制方面, 生产性服务业能够通过影响地区综合技术效率和社会创新体系促进制造业出口二元边际的扩张。

关键词: 生产性服务业; 出口二元边际; 动态外部性; 非线性关系

中图分类号: F752.68 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2022)01-0115-15

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2022.01.008

一、问题的提出

以生产性服务业为代表的现代服务业逐步成为推动经济发展的主要动力^[1]。近年来, 我国生产性服务业在发达城市中表现出明显的空间集聚特征, 城市中心迅速成为生产性服务业集聚地, 与之相对应的是城市中心的工业制造业逐渐向城市外围转移^[2]。预计到 2030 年, 服务业将成为我国经济发展的主动力, 服务业比重届时将会高达 65% 至 70% 左右^[3]。与此同时, 在我国各地区经济密度持续提高的趋势下, 我国制造业的出口规模借助集聚经济的空间溢出得以迅速扩张^[4]。

作为知识和技术密集型高端行业, 生产性服务业在制造业全部生产网络的各个环节中均有参与, 其与经济增长和生产效率提升的关系近年来也得到了越来越多的关注和研究^{[5][6]}。长期以来, 制造业出口贸易一直是推动我国经济持续稳定增长的关键力量。随着生产性服务业与制造业之间的联系日益密切, 我们不禁从出口贸易这一层面思考, 生产性服务业的集聚是否有助于我国制造业企业的出口扩张? 如何通过生产性服务业集聚形成我国制造业出口增长的新动力? 为此, 本文试图对生产性服务业集聚与区域内制造业企业的出口二元边际的动态关系进行探索, 以期在经济新常态下中国生产性服务业与制造业融合发展提供参考。

基金项目: 江苏省社会科学基金重点项目“高水平开放路径下对外直接投资对江苏省先进制造业的影响机理分析”(18EYA004)

作者简介: 戴一鑫, 南京大学商学院博士研究生, gooddayz@126.com (江苏 南京 210093); 陈旭, 经济学博士, 安徽财经大学国际经济贸易学院副教授 (安徽 蚌埠 233000)

二、文献综述

部分文献以新新经济地理理论为基础,研究了城市经济的空间特征对当地企业出口参与的影响。例如,部分学者指出,区域内经济活动的空间集聚通常会产生较为明显的空间溢出效应和外部经济,由此提升当地企业的出口参与^{[7][8][9]}。谢玉欢等的研究进一步发现,信息溢出是产业集聚促进企业出口扩张的重要渠道^[10]。然而,城市经济活动的空间分布并非越集中约好,城市规模和产业集聚往往存在一个最优水平^{[11][12]},经济活动过于集中反而会导致出口企业的过度拥挤和恶性竞争,不利于企业出口扩张。如 Ruane 等考察了外资企业对本土企业出口活动的溢出效应后发现,一旦特定区域内的出口导向型外资企业数量超过一定的限度,市场拥挤对当地出口企业的负面影响便会进一步加深^[13]。类似地,Rizov 等的研究同样指出,随着企业的空间集聚程度提升,集聚经济对出口的推动作用逐渐衰弱^[14]。在经济密度和规模快速提高的趋势下,过度集聚带来的负外部性不容忽视。陈旭等的研究表明,随着城市空间集聚水平的提升,企业出口二元边际的变化呈现倒 U 型变化趋势^[15]。

通过以上阐述可以看出,现有关于集聚与企业出口的研究主要从整体的经济密度或制造业集聚视角切入,而生产性服务业集聚与出口贸易的影响研究较为欠缺。由于生产性服务业主要是从制造业中延伸和剥离出来,已有研究主要是基于制造业生产效率的视角对两者之间的关系展开探讨,主要得出两类观点。一种观点认为,制造业生产效率能够从生产性服务业集聚过程中得到提升。比如宣烨等从微观企业数据发现了生产性服务业集聚对制造业的正向溢出效应^[5],而韩峰等则从结构升级视角进一步验证了这一结论^[16]。从空间溢出视角来看,生产性服务业的集聚在推动本地制造业生产率的同时,周边地区的制造业同样能够借助空间溢出效应实现生产效率的提升^{[17][18]}。Cheng 等从全球价值链竞争视角证明了生产性服务业集聚对制造业生产率提升的促进作用^[19]。第二类观点则认为,生产性服务业的发展并未对制造业带来明显的积极影响。比如 Anderson 研究发现,生产性服务业与制造业生产率之间的关系较为模糊,尚不存在显著的正相关关系^[20]。金晓雨进一步指出,当城市规模较小时,生产性服务业的集中在有限的市场中反而增加了需求结构和产业结构之间的匹配成本,损害了制造业的生产效率^[21]。

综上所述,在我国尚处于加快工业化进程的阶段中,生产性服务业的快速扩张和集聚是在工业制造业发展到一定水平之后的产物,而国内关于生产性服务业社会福利效应的深入研究起步相对较晚,研究结果尚存在一定的争议和有进一步补充的空间。基于此,本文试图在以下三个方面进行拓展和创新。首先,在制造业产业集聚对企业出口的显著影响已被证实的基础上,我们有理由相信生产性服务业集聚与制造业企业出口活动之间同样存在着密切联系。为此,本文运用 Heckman 两阶段模型,基于中国工业企业数据,揭示了生产性服务业集聚对制造业企业出口二元边际的影响。其次,现有关于生产性服务业与生产效率的关系研究均假设二者之间是单一的线性关系,而产业集聚在发挥溢出效应的同时,也存在着市场拥挤的隐患。随着生产性服务业集聚水平的变迁,当地制造业企业的出口活动可能存在非线性的动态变化特征。因此,从出口扩张视角考察目前中国各城市的生产性服务业是否存在过度集聚的现象是本文的另一重要内容。最后,集聚将通过哪些渠道作用于企业出口尚未得到直接回答,为此,本文将运用中介效应模型来探讨生产性服务业集聚对企业出口二元边际的作用路径。

三、理论机制分析

根据现有相关研究,本文将生产性服务业集聚对制造业企业出口参与的影响机制概括为以下两

大途径:一是技术效率,二是创新体系。

在综合生产效率方面。Melitz 指出,出口市场往往存在一定的生产率门槛,只有达到一定水平生产效率的企业才能够在国际市场中获利和生存^[22]。宣烨等的研究则认为,生产性服务业集聚在制造业企业生产效率提升过程中发挥着重要作用^[16]。一是从上下游关系来看,随着市区生产性服务业集聚水平的不断提升,其与分布在周边的制造业企业之间大大缩减了远距离造成的沟通成本和协调成本,企业生产效率由此得以提升^[23]。正如美国劳工部门的统计,不论是自身内部增加生产性服务业岗位还是从外部市场购买服务,制造业的生产效率均能够从中显著获益^[24]。二是从劳动力和资源共享上看,区域内生产性服务业规模的持续扩张带来了基础设施的完善,有助于周边制造业企业对基础设施的共享。同时,两个相似产业的接近,能够借助人力资本的蓄水池效应提高制造业企业中服务岗位人力资源的匹配程度和服务质量,生产效率得以有效提升^[25]。更为重要的是,服务业的创新溢出往往需要与客户进行高频率的深度交流,因此生产性服务业的集聚大大降低了制造业企业之间的交流障碍,并提升了制造业企业的技术吸收能力和生产效率^[26],进而促进了制造业企业的出口二元边际的扩张。

在创新体系方面。显而易见,创新体系的构建是提高制造业企业出口绩效的有效途径。一般来说,生产性服务业集聚能够推动知识资本和技术创新的外部溢出效应,城市外围的制造业企业能够更加便利地接受中心区域的技术创新辐射,进而在更大范围内形成“创新生态系统”^[27]。与此同时,这种由生产性服务业推动的技术创新溢出同样能够激发制造业企业对于新产品和新工艺的学习效应和创新行为,借此为制造业企业出口二元边际的扩张提供有利条件,并且这一现象在高层次高校、科研院校等科研创新资源相对丰富的城市中更加明显^[28]。不仅如此,随着社会创新体系的逐步完善,新技术和新知识的普及和应用推动了生产性服务业和现代制造业的加速融合,企业生产的知识分工更加细化,产品的技术含量得以提高,由此带来出口企业竞争力的提升^[29]。

然而,在认识到生产性服务业集聚对制造业存在正向溢出效应的同时,行业过度集中导致的市场拥挤等外部不经济效应同样值得警惕。因此,生产性服务业对地区生产效率和创新体系的影响并非是一成不变的,而是可能呈现非线性特征。具体理论推导如下:

(一) 已进行出口的企业

一般来说,相比于面向国内市场生产,企业在参与出口过程中往往还面临着其他不可避免的成本,包括国际市场信息的搜集成本、销售渠道建立成本乃至额外的创新投入等。在此,本文将企业出口时所面临的固定成本总额设为 F 。

对于已经进入出口市场的制造业企业,其继续出口的临界条件为:

$$p(\varphi)q(\varphi) - \frac{q(\varphi)\tau}{\varphi}[1 - \eta(A)] - F[1 - \eta(A)] = p(\varphi)q(\varphi) - [\frac{q(\varphi)\tau}{\varphi} + F][1 - \eta(A)] = 0 \quad (1)$$

其中, F 为企业出口时所面临的固定成本总额, φ 是企业的生产率水平, $p(\varphi)$ 、 $q(\varphi)$ 分别表示制造业企业产品的出口价格和出口数量。参考 Manova 的做法,本文用 τ ($\tau > 1$) 来表示国际运输中的损耗^[30]。同时,在 Melitz 模型基础上,本文将企业所在城市生产性服务业集聚对制造业企业出口活动产生的外部效应 $\eta(A)$ 考虑了进去^[22]。如果生产性服务业集聚所带来的技术溢出、创新水平提升等外部经济高于市场拥挤效应,此时 $\eta(A) > 0$; 反之, $\eta(A) < 0$ 。结合 Melitz, 出口价格的表达式如式 (2) 所示^[22]:

$$p(\varphi) = \frac{\sigma}{(\sigma-1)\varphi}[1 - \eta(A)] \quad (2)$$

其中, σ ($\sigma > 1$) 为产品替代弹性。

在没有生产性服务业集聚的情况下, $\eta(A) = 0$, 此时制造业企业的出口价格为:

$$p^*(\varphi) = \frac{\sigma\tau}{(\sigma-1)\varphi} \quad (3)$$

结合 (2)、(3) 两式, 如果 $\eta(A) > 0$, 即生产性服务业集聚对当地企业发挥出明显的外部经济效应时, $p(\varphi) < p^*(\varphi)$ 。进一步可以得到, $r(\varphi) = R(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau}{\varphi P})^{1-\sigma}$ 为企业的出口效益。其中, R 为市场总体出口收益水平, P 则是市场价格, 结合 $r(\varphi)$ 的表达式很容易看出, 不考虑其他因素, 生产性服务业集聚引致的制造业企业出口价格的下降能够增加出口收益, 制造业企业的出口规模 (即出口集约边际) 借此能够继续扩张。反之, 如果生产性服务业集聚过度导致了市场拥挤, 即 $\eta(A) < 0$, 制造业企业的出口规模自然也随之收缩。

(二) 潜在的出口企业

与前文类似, 潜在出口企业的出口净利润 π_i 为:

$$\pi(\varphi)_{p,q,F} = p(\varphi)q(\varphi) - \frac{q(\varphi)\tau}{\varphi}[1 - \eta(A)] - F[1 - \eta(A)] \quad (4)$$

$$\text{令 } \pi(\varphi)_{p,q,F} \geq 0, \text{ 即 } p(\varphi)q(\varphi) - \frac{q(\varphi)\tau}{\varphi}[1 - \eta(A)] - F[1 - \eta(A)] \geq 0 \quad (5)$$

当不考虑生产性服务业带来的外部效应时, 企业的出口利润可以表示为:

$$\pi(\varphi)_{p,q,F} = p(\varphi)q(\varphi) - \frac{q(\varphi)\tau}{\varphi} - F, \text{ 借鉴 Melitz, 此时企业选择出口的条件为}^{[22]}:$$

$$\pi(\varphi)_{p,q,F} = \frac{r(\varphi)}{\sigma} - F \geq 0 \quad (6)$$

其中, $r(\varphi) = R(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau}{\varphi P})^{1-\sigma}$ 为企业的出口收益, R 为市场总体出口收益水平, σ ($\sigma > 1$) 代表产品替代弹性, P 则是市场价格。相比于 (6) 式, 若生产性服务业集聚发挥了正向溢出效应, $\eta(A) > 0$, 此时企业选择出口的临界表达式如 (7) 式所示:

$$\frac{r(\varphi)}{\sigma} - F + F\eta(A) \geq 0 \quad (7)$$

可以发现, 在合理的生产性服务业集聚水平下, 企业更容易达到出口的生产率阈值要求, 这能够有力地推动企业出口参与的概率和出口深度提升。而在 $\eta(A) < 0$ 的情况下, 生产性服务业过度集聚则会增加企业满足出口的生产率阈值要求的难度, 此时企业选择出口的积极性会大打折扣。基于以上分析, 本文提出两个研究假说:

假说 1: 生产性服务业集聚对制造业企业出口二元边际的影响可能呈现 U 型或倒 U 型的非线性特征。

假说 2: 生产效率和创新体系是生产性服务业集聚影响制造业企业出口二元边际的有效途径。

四、模型构建与指标说明

(一) 模型构建

本文研究对象是企业出口二元边际, 这种数据特征往往需要同时使用 OLS 和 PROBIT 模型。但在现实情况中, 制造业企业的出口决策并非是随机的, 而是与区域内生产性服务业的空间布局相关。这便导致运用 OLS 和 PROBIT 得到的结果可能存在选择性偏差。为此, 本文运用 Heckman 两步法进行回归估计。

$$export_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 sag_{i,c,t-1} + \alpha_2 sag_{i,c,t-1}^2 + \gamma CV + \varepsilon \quad (8)$$

$$exportdummy_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 sag_{i,c,t-1} + \alpha_2 sag_{i,c,t-1}^2 + \gamma CV + exportdummy_{i,t-1} + \xi \quad (9)$$

$$export_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 dag_{i,c,t-1} + \alpha_2 dag_{i,c,t-1}^2 + \gamma CV + \epsilon \quad (10)$$

$$exportdummy_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 dag_{i,c,t-1} + \alpha_2 dag_{i,c,t-1}^2 + \gamma CV + exportdummy_{i,t-1} + \xi \quad (11)$$

其中,(8)式和(10)式表示出口方程,用于考察生产性服务业集聚对企业出口集约边际的影响,被解释变量 $export_{i,t}$ 是企业 i 在 t 年的销售产值中出口所占比重。(9)式和(11)式表示选择方程,用以考察生产性服务业集聚对企业扩展边际的影响,这里被解释变量 $exportdummy_{i,t}$ 是反映企业在 i 在 t 年是否存在出口活动的离散变量,如果当年存在出口活动,取值为出口额;反之,取值为 0。 sag 和 dag 是本文的核心解释变量,分别表示企业所在城市的生产性服务业专业化和多样化的集聚水平。同时,本文将二者的平方项加入计量模型中,以考察生产性服务业对企业出口的非线性影响特征。 CV 表示若干控制变量。 ϵ 和 ξ 为模型中的随机扰动项。

(二) 变量说明

1. 生产性服务业集聚。生产性服务业包括“金融业”“交通运输仓储邮政业”“信息传输、计算机服务和软件业”“租赁和商务服务业”以及“科学研究、技术服务和地质勘查业”这五大行业。其中,以区位熵表示的生产性服务业专业化集聚的计算公式为:

$$sag_{c,t} = \frac{ps_{c,t}/x_{c,t}}{ps_t/x_t} \quad (12)$$

在式(12)中, sag 数值大小体现了生产性服务业专业化集聚的高低, ps 表示生产性服务业劳动人数, x 表示就业人数,下标 c 、 t 分别表示城市和年份。

本文运用改进之后的赫芬达尔指数来计算生产性服务业的多样化集聚水平^[27],公式为:

$$dag_{c,t} = \sum_s \frac{ps_{c,s,t}}{x_{c,t}} \left[\frac{1/\sum_{s^* \neq s} [ps_{c,s^*,t}/(ps_{c,t} - ps_{c,s,t})]^2}{1/\sum_{s^* \neq s} [ps_{s^*,t}/(ps_t - ps_{s,t})]^2} \right] \quad (13)$$

在式(13)中, ps 表示从业人数,下标 s 表示行业。 dag 数值越大,意味着区域内行业的多样化水平越高。

2. 控制变量。同时,本文选取了若干可能与企业出口活动密切相关的控制变量。企业生产率 pro ,本文以企业人均产出来表示。企业资本密集度 kl ,本文以人均固定资产衡量。企业获取的政府补贴 $subsidy$,该变量是虚拟变量,当企业存在政府补贴时,取值为 1,反之,取值为 0。此外,本文在城市层面选取了城市规模 pop 和基础设施 $road$ 这两个变量,二者分别以城市人口数量和人均道路面积表示。为了降低异方差性,除了虚拟变量,对其他控制变量均取自然对数。

本文数据来源于 2005—2011 年的《中国工业企业数据库》以及《中国城市统计年鉴》^①。在样本选取过程中,本文剔除了固定资产、从业人数为负的异常值,最终获取 263 个地级市 572 079 个制造业企业样本。

3. 描述性统计。本文以企业出口比重为例,绘制了生产性服务业集聚(多样化、专业化)与出口之间的拟合曲线,如图 1 和图 2 所示。我们可以看出,不论是从专业化还是多样化视角,企业出口规模和生产性服务业集聚之间表现出明显的倒 U 型关系。同时,表 1 展示了各变量的描述性统计。接下来,本文将运用 Heckman 两步法深入检验和探究不同形式的生产性服务业集聚对企业出口二元边际的动态影响。

① 样本年份跨度选择 2005 至 2011 年的原因主要有两方面:一是目前《中国工业企业数据库》仅更新至 2011 年;二是 2004 年中国工业企业数据中缺少企业出口这一变量。为了保证数据的连续性,本文将样本时间跨度设定为 2005—2011 年。

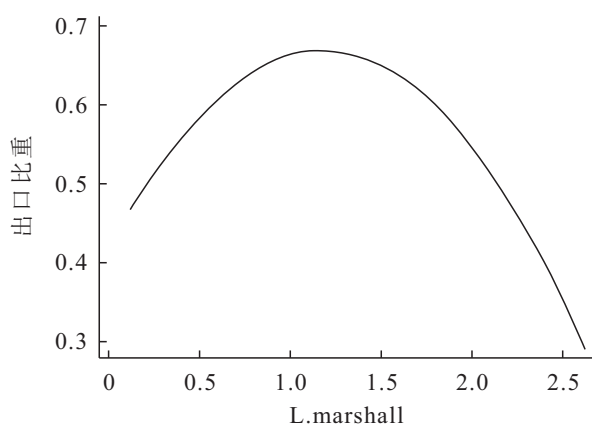


图1 专业化集聚与出口集约边际拟合曲线

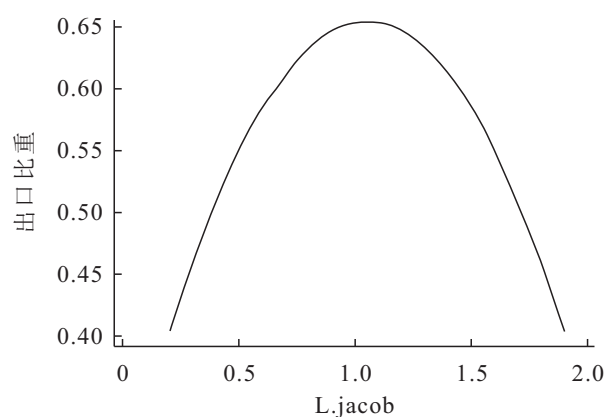


图2 多样化集聚与出口集约边际拟合曲线

表1 变量描述性统计

	变量符号	变量名称	计算方法	均值	最小值	最大值
被解释变量	<i>export</i>	出口集约边际	出口交货值/工业销售值	0.178	0.000	1.000
	<i>exportdummy</i>	出口扩展边际	若出口, 取值为1; 反之, 取值为0	0.321	0.000	1.000
核心解释变量	<i>sag</i>	专业化集聚	式(12)	0.923	0.123	2.722
	<i>dag</i>	多样化集聚	式(13)	1.034	0.200	1.901
控制变量	<i>lnpro</i>	劳动生产率	工业总产出/从业人数, 取对数	5.505	-3.401	13.419
	<i>lnkl</i>	人均资本	固定资产总额/从业人数, 取对数	3.845	-7.424	15.450
	<i>subsidy</i>	政府补贴	若有补贴, 取值为1; 反之, 取值为0	0.139	0.000	1.000
	<i>lnpop</i>	城市规模	人口数量的对数	6.208	2.846	8.107
	<i>lnroad</i>	城市基础设施	人均道路面积的对数	2.209	-3.912	4.445

五、实证检验与分析

(一) 全样本检验

全样本估计结果如表2所示。其中, 出口方程展示了生产性服务业集聚对制造业企业出口集约边际的影响结果, 选择方式则是前者对企业出口扩展边际的影响结果。其中, 通过了显著性检验的逆米尔斯缩进表明, 样本存在一定程度的选择性偏误, 运用 Heckman 两步法是合理和恰当的。

在专业化集聚方面, 根据(1)、(5)两列可以看出, 集聚指标的一次项和平方项的估计系数分别为正值和负值, 且均在1%的统计水平上显著。这表明我国生产性服务业的专业化集聚对企业出口集约边际产生了显著的先促进后抑制的倒U型影响。出现此现象的原因可能在于, 提升生产效率和技术水平是扩张我国制造业出口规模的主要途径, 在集聚初期, 生产性服务业集聚带来的外部经济优势能够降低产品生产成本和推动高水平要素与制造业产业融合, 进而提升制造业企业的出口规模。然而, 在有限的城市承载力下, 过高的专业化集聚将引致更加明显的市场拥挤效应, 有限的地理空间内聚集过多的生产性服务业企业反而造成了区域内制造业出口企业生产成本的增加和获利空间的压缩, 其出口集约边际(即出口规模)无疑随之收缩。相比之下, 在(2)、(6)两列中生产性服务业集聚指标的估计系数的方向完全相反, 我国制造业企业的出口扩展边际随着生产性服务业专业化集聚水平的提高而表现出先收缩后扩张的正U型变化趋势和特征。出现此结果的主要原因可能在于, 在有限的出口市场空间中, 随着已进入出口市场的企业出口规模的扩张或收缩, 未参与出口的企业选择出口的积极性无疑受到抑制或促进。因此, 在生产性服务业集聚外部效应发挥的过

表 2 全样本检验结果

	出口方程 (1)	选择方程 (2)	出口方程 (3)	选择方程 (4)	出口方程 (5)	选择方程 (6)	出口方程 (7)	选择方程 (8)
sag_{t-1}	Q 552*** (Q 045)	-Q 301*** (Q 026)			Q 505*** (Q 033)	-Q 311*** (Q 027)		
sag_{t-1}^2	-Q 240*** (Q 019)	Q 197*** (Q 011)			-Q 198*** (Q 014)	Q 195*** (Q 012)		
dag_{t-1}			1.574*** (Q 106)	-1.284*** (Q 059)			1.278*** (Q 080)	-1.322*** (Q 062)
dag_{t-1}^2			-Q 606*** (Q 052)	Q 571*** (Q 029)			-Q 488*** (Q 039)	Q 592*** (Q 030)
$\ln pro_{t-1}$	-Q 022*** (Q 006)	Q 002 (Q 003)	-Q 022*** (Q 006)	Q 001 (Q 003)	-Q 049*** (Q 004)	Q 024*** (Q 004)	-Q 049*** (Q 005)	Q 026*** (Q 004)
$\ln kl_{t-1}$	-Q 046*** (Q 004)	Q 042*** (Q 002)	-Q 047*** (Q 004)	Q 043*** (Q 002)	-Q 055*** (Q 003)	Q 063*** (Q 003)	-Q 056*** (Q 003)	Q 063*** (Q 003)
$subsidy_{t-1}$	-Q 366*** (Q 013)	Q 361*** (Q 008)	-Q 367*** (Q 014)	Q 358*** (Q 008)	-Q 252*** (Q 010)	Q 348*** (Q 009)	-Q 256*** (Q 010)	Q 345*** (Q 009)
$\ln pop_{t-1}$	Q 055*** (Q 009)	-Q 112*** (Q 005)	Q 093*** (Q 009)	-Q 066*** (Q 005)	Q 101*** (Q 006)	-Q 095*** (Q 005)	Q 123*** (Q 007)	-Q 052*** (Q 005)
$\ln road_{t-1}$	-Q 045*** (Q 009)	Q 019*** (Q 005)	-Q 067*** (Q 010)	Q 036*** (Q 005)	-Q 039*** (Q 007)	Q 010*** (Q 005)	-Q 055*** (Q 007)	Q 008*** (Q 006)
$exportatio_{t-1}$		Q 911*** (Q 007)		Q 904*** (Q 007)		Q 939*** (Q 008)		Q 935*** (Q 008)
λ	-2.871*** (Q 045)		-2.951*** (Q 047)		-2.081*** (Q 032)		-2.221*** (Q 034)	
时间	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES
地区	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES
行业	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES
样本量	389 006	389 006	389 006	389 006	389 006	389 006	389 006	389 006

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，括号中的数字表示回归系数对应的标准差，下同。

程中，企业出口的扩展边际和集约边际呈现相反的发展趋势。

在多样化集聚方面，生产性服务业集聚对企业出口集约边际和扩展边际的影响同样分别呈现出显著的倒 U 型和正 U 型特征，此结果与专业化集聚相一致。比如在（3）、（7）两列中，生产性服务业集聚指标一次项的估计系数分别 1.574 和 1.278，相应的平方项的估计系数则为 -0.606 和 -0.488，且在 1%的显著性水平上显著。相较之下，（4）、（8）两列中集聚指标一次项和平方项的估计结果完全相反。

同时，控制变量的估计结果显示，企业出口集约边际与生产率之间呈现明显的负相关关系，出现此结果的原因可能是由于出口补贴的存在以及企业跨越国际市场的生产率门槛之后急于进行技术创新所致。同时，生产率能够对企业扩展边际产生一定程度的积极作用，意味着较高生产率的企业参与国际贸易的意愿更加强烈^[22]。此外，人均资本对企业集约边际产生一定程度的抑制作用，同时对企业出口扩展边际具有一定程度的积极作用。政府补贴对企业出口二元边际也产生了类似的影响。在城市层面的变量方面，城市规模的扩张对企业出口集约边际产生了显著的积极影响，出口扩展边际则受到了城市规模的抑制。相比之下，城市基础设施对企业出口集约边际和扩展边际的影响方向则分别为抑制和促进。

既然生产性服务业集聚对企业出口二元边际的影响存在非线性特征，我们不禁进一步思考：目前我国越过拐点的城市有哪些？为此，本文根据回归结果计算了拐点，并展示了样本中超过拐点的城市数量，如表 3 所示。可以发现，在出口集约边际方面，我国有少部分城市越过了倒 U 型曲线

的拐点，这意味着我国大部分城市中的制造业企业的出口规模尚处于随着生产性服务业集聚水平的提高而扩张的状态，但也存在部分城市因为生产性服务业结构的不够合理抑制了制造业出口规模的扩张。在出口扩展边际方面，目前我国约有一半的城市超过了正 U 型曲线的拐点，即目前我国大约一半数量城市中的制造业企业的出口概率处于随着生产性服务业集聚水平的提高而提高的状态。

表 3 越过拐点的城市数量描述^①

年份	专业化集聚		多样化集聚	
	集约边际 (1. 275)	扩展边际 (0. 797)	集约边际 (1. 309)	扩展边际 (1. 117)
2005	25	135	57	144
2006	25	129	47	137
2007	24	130	49	133
2008	22	130	49	140
2009	19	129	55	138
2010	18	132	54	134
2011	21	121	51	122

注：括号里的数字表示生产性服务业集聚对企业出口二元边际的影响拐点。

为了克服模型中可能存在的内生性问题，本文接下来通过构建工具变量，将最小二乘估计 (2SLS) 与 Heckman 两步法相结合来检验研究结论的稳健性。首先，本文运用 2SLS 对式 (8) 进行估计，根据第一阶段回归结果计算出生产性服务业专业化集聚和多样化集聚的拟合值，然后将拟合值替代实际值进行 Heckman 两步法估计。关于工具变量，本文选取城市地表粗糙度和地表坡度。

这么做的原因主要在于，一方面，地形起伏程度往往会影响企业选址，一般而言，经济活动更倾向汇聚在地势平坦的区域；另一方面，地理数据具有强烈的外生性，不受本文变量的干扰。

根据表 4 的第 (1)、(4) 两列，Kleibergen-Paap rk LM、Kleibergen-Paap rk Wald F 以及冗余

表 4 工具变量估计结果

	2SLS	Heckman+2SLS		2SLS	Heckman+2SLS	
	(1)	出口方程 (2)	选择方程 (3)	(4)	出口方程 (5)	选择方程 (6)
sag_{t-1}	0. 338*** (0. 061)	1. 171*** (0. 251)	-0. 857*** (0. 113)			
sag_{t-1}^2	-0. 197*** (0. 033)	-0. 763*** (0. 095)	0. 559*** (0. 079)			
dag_{t-1}				0. 529*** (0. 093)	2. 856*** (0. 263)	-3. 075*** (0. 525)
dag_{t-1}^2				-0. 277*** (0. 051)	-1. 098*** (0. 187)	1. 367*** (0. 216)
工具变量 1 冗余检验	[0. 000]			[0. 000]		
工具变量 2 冗余检验	[0. 000]			[0. 000]		
Kleibergen-Paap rk LM	679. 655 [0. 000]			785. 339 [0. 000]		
Kleibergen-Paap rk Wald F	957. 193 {15. 28}			1 082. 572 {17. 36}		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、地区、行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	389 006	389 006	389 006	389 006	389 006	389 006

注：小括号内的数字为标准误，中括号内的数字为相应统计量的 P 值，大括号内数字为 Stock-Yogo 检验的临界值。

① 由于篇幅所限，文中便不展示越过拐点的城市名称，若感兴趣，可向作者索取。

检验均拒绝了“弱工具变量”这一假设,证明了本文工具变量的有效性。同时,根据(2)、(3)两列可见,生产性服务业专业化集聚对企业出口集约边际和扩展边际的影响仍然呈现显著的倒U型和U型特征;在(5)、(6)两列中,从多样化集聚视角得到了类似的结论。此时,假说1的稳健性得到了验证。

(二) 城市规模差异的影响分析

考虑到在不同规模的城市中,规模经济、技术溢出等外部效应水平往往大相径庭。为此,本文将样本划分为大、中、小城市,以考察制造业企业出口行为与生产性服务业集聚之间的关系是否会因为所在城市规模的不同而有所差异,回归结果如表5所示^①。为了节省篇幅,本文剩余部分在分别从生产性服务业专业化集聚和多样化集聚层面进行回归估计之后,将二者的回归结果归纳在同一表中。在大中型城市中,生产性服务业的专业化集聚对企业出口集约边际产生了显著的先促进后抑制的倒U型影响,而对企业出口扩展边际则产生显著的正U型影响。在小型城市中,生产性服务业的专业化集聚对企业出口集约边际产生了显著的正U型影响,而对企业出口扩展边际的影响呈现倒U型特征。出现此结果的原因可能在于,以出口集约边际为例,相比于大中型城市,小城市由于有限的市场规模和集聚经济效应,生产性服务业在集聚初期难以对当地制造业企业发挥推动作用,直至集聚达到一定程度之后,制造业企业的出口规模才能够从生产性服务业专业化集聚所产生的技术溢出、知识共享等外部经济效应中获益。同时,生产性服务业的专业化集聚对制造业企业出口扩展边际的影响呈现倒U型关系的原因可能在于,在有限的出口市场中,未出口企业选择出口的意愿往往与出口企业的出口规模呈现相反的变化趋势。

表5 分城市规模检验结果

	大型城市		中型城市		小型城市	
	出口方程(1)	选择方程(2)	出口方程(3)	选择方程(4)	出口方程(5)	选择方程(6)
sag_{t-1}	0.259*** (0.042)	-0.069*** (0.034)	0.608*** (0.111)	-0.911*** (0.076)	-3.603*** (0.213)	1.346*** (0.239)
sag_{t-1}^2	-0.126*** (0.017)	0.093*** (0.014)	-0.567*** (0.061)	0.413*** (0.041)	1.787*** (0.107)	-0.463*** (0.121)
dag_{t-1}	0.562*** (0.100)	-0.895*** (0.076)	2.430*** (0.204)	-1.906*** (0.152)	-2.258*** (0.339)	0.274 (0.375)
dag_{t-1}^2	-0.126*** (0.048)	0.355*** (0.036)	-1.117*** (0.107)	0.807*** (0.079)	1.050*** (0.168)	-0.218 (0.186)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、地区、行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	218 017	218 017	127 646	127 646	43 343	43 343

从多样化视角看,在大中型城市中,生产性服务业多样化集聚对企业出口集约边际和扩展边际的影响同样分别呈现显著的倒U型和正U型特征。在小城市样本中,生产性服务业多样化集聚与企业出口集约边际之间呈现显著的正U型联系,这些结果与专业化集聚相一致。然而,多样化集聚指标的估计系数尽管在选择方程中分别为正数和负数,但未通过显著性检验,这意味着小城市的生产性服务业的多样化或多或少地能够对企业选择出口的积极性产生先促进后抑制的倒U型影响,但作用不够显著。

^① 本文将人口大于500万作为大城市,介于200万和500万之间的为中型城市,小于200万的为小型城市。

（三）行业差异的影响分析

考虑到不同行业可能因为自身要素密集度的不同，行业内企业的出口活动受到生产性服务业外部效应的影响程度可能也不尽一致。为此，本文将样本划分为劳动密集、资本密集和技术密集这三种类型分别进行检验和对比。根据表 6 可知，生产性服务业专业化集聚对我国劳动和资本密集型企业的出口集约边际的影响均表现出显著的倒 U 型趋势，相较之下，技术密集型企业的出口集约边际受到的影响则完全相反，呈现显著的先抑后扬的正 U 型特征和趋势。出现此结果的原因可能在于，对于技术密集型出口企业，由于生产技术门槛的存在，只有区域内知识技术溢出达到一定水平之后，企业才能够从中共享更为先进的技术和知识。而在集聚初期，生产技术水平相对不高的劳动和资本密集型企业则能够借助学习和模仿在短期内获取更高的出口市场份额。同时，与出口集约边际的结果相反，生产性服务业专业化集聚与我国劳动和资本密集型企业的出口扩展边际之间均具有显著的正 U 型关系，技术密集型企业的出口扩展边际随着生产性服务业专业化集聚水平的提高而先升后降。出现此结果的原因主要在于，在有限的出口市场份额中，已出口企业提高出口规模往往会导致更多未出口企业选择不出口。

表 6 分行业检验结果

	劳动密集型		资本密集型		技术密集型	
	出口方程(1)	选择方程(2)	出口方程(3)	选择方程(4)	出口方程(5)	选择方程(6)
sag_{t-1}	0.467*** (0.052)	-0.412*** (0.050)	0.640*** (0.057)	-0.415*** (0.049)	-0.397** (0.199)	0.135** (0.068)
sag_{t-1}^2	-0.187*** (0.023)	0.232*** (0.023)	-0.256*** (0.025)	0.251*** (0.021)	0.154* (0.086)	-0.121*** (0.019)
dag_{t-1}	1.077*** (0.120)	-1.173*** (0.110)	1.362*** (0.143)	-1.576*** (0.113)	-1.238** (0.625)	1.197*** (0.111)
dag_{t-1}^2	-0.395*** (0.060)	0.500*** (0.054)	-0.517*** (0.070)	0.716*** (0.055)	0.481*** (0.078)	-0.542** (0.271)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、地区、行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	125 377	125 377	120 934	120 934	113 199	113 199

多样化集聚指标的估计系数方向和显著性与专业化集聚完全一致。即区域内生产性服务业多样化水平对劳动和资本密集型出口企业的出口集约边际产生显著的倒 U 型影响，而二者之间的关系在技术密集型企业中呈现完全相反的正 U 型特征。在出口扩展边际方面，生产性服务业多样化集聚对劳动和资本密集型制造业企业产生了明显的先抑制后促进的正 U 型特征，而在技术密集型制造业企业样本中，二者之间的关系截然相反。

（四）所有制类型差异的影响分析

除了在宏观地区和中观行业层面，本文进一步从微观层面将样本企业划分为国有、民营和外资企业这三种类型，回归结果如表 7 所示。根据表 7，生产性服务业专业化集聚指标的回归系数的方向在不同所有制类型的制造业企业中表现一致。在出口方程中，集聚指标的一次项和平方项均分别为正和为负，在选择方程中，二者均分别为负和为正。然而，集聚指标回归系数的显著性在不同样本中大相径庭。比如在国有企业中，集聚指标的估计系数均未通过显著性检验；在民营企业中，集聚指标中仅一次项的估计系数通过了显著性检验；而在外资企业中，集聚指标的估计系数均在 1% 的显著性水平上显著。这意味着生产性服务业专业化集聚对制造业企业出口二元边际的影响在外资企业中最为明

显,在民营企业中次之,在国有企业中最弱。出现此现象的原因主要在于,一方面,国有企业的规模往往非常庞大,强大的规模经济能够帮助其减少对外部环境的依赖;另一方面,国有企业在经营过程中享受着较多的政策红利,同时也承担着减少失业、提供保障等社会责任,获取商业利润并非是其唯一的经营目标。因此,国有企业的出口受到生产性服务业集聚的影响程度较低。

表 7 分企业所有权性质检验结果

	国有企业		民营企业		外资企业	
	出口方程(1)	选择方程(2)	出口方程(3)	选择方程(4)	出口方程(5)	选择方程(6)
sag_{t-1}	0.154 (0.259)	-0.093 (0.253)	0.158*** (0.058)	-0.099** (0.045)	0.662*** (0.064)	-0.340*** (0.044)
sag_{t-1}^2	-0.122 (0.099)	0.160 (0.098)	-0.035 (0.026)	0.015 (0.020)	-0.255*** (0.028)	0.204*** (0.019)
dag_{t-1}	0.369 (0.715)	-0.379 (0.667)	0.748*** (0.133)	-0.941*** (0.103)	1.279*** (0.154)	-0.972*** (0.100)
dag_{t-1}^2	-0.181 (0.304)	0.248 (0.282)	-0.193*** (0.066)	0.280*** (0.051)	-0.498*** (0.076)	0.489*** (0.049)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间、地区、行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	4 196	4 196	136 545	136 545	190 875	190 875

从多样化层面看,生产性服务业的多样化并未对国有企业产生显著的影响。如(1)、(2)两列所示,集聚指标的估计系数均未通过显著性检验。此外,根据(3)至(6)列的估计系数所示,民营企业和外资企业的出口集约边际与扩展边际随着区域内生产性服务业多样化水平的提升分别呈现显著的倒U型和正U型变化趋势。同时可以发现,民营企业样本中集聚指标的估计系数绝对值要远远小于外资企业样本,这也意味着相比于民营企业,生产性服务业多样化对外资企业出口二元边际的影响程度更为深刻。

(五)作用机制检验

本文理论分析指出,生产性服务业集聚主要通过生产效率和创新体系的改善实现制造业生产成本的下降和技术水平的提高,进而促进制造业出口二元边际的扩张。为了检验该实现机制,本文根据中介效应的检验思想,建立如下模型进行回归估计:

$$\ln y_{i,t} = \alpha + \theta_1 sag_{i,t-1} + \theta_2 sag_{i,t-1}^2 + \xi_{year,region,industry} \quad (14)$$

$$\ln y_{i,t} = \beta + \eta_1 dag_{i,t-1} + \eta_2 dag_{i,t-1}^2 + \zeta_{year,region,industry} \quad (15)$$

其中,被解释变量包括综合效率 *tech* 和创新体系 *innovation*。 ξ 和 ζ 分别为上述计量模型中的随机扰动项。关于城市技术效率,本文用基于 DEA 方法测算的城市全要素生产率来衡量;关于创新体系,本文用各城市财政支出中的科学技术支出占比来表示。同时,技术效率和创新体系均以对数形式带入至计量模型中。

估计结果如表 8 所示。可以发现,不论是专业化集聚还是多样化集聚,生产性服务业集聚指标一次项和平方项的估计系数均分别显著为正和显著为负,这再次验证了前文生产性服务业通过作用于技术效率和创新体系对当地制造业企业的出口二元边际产生的非线性影响。

此外,为了验证作用机制的有效性,本文将集聚指标与技术效率和创新体系的交互项加入至式(9)至式(12)的回归模型中,以考察二者在生产性服务业集聚过程中所发挥的协同效应。如表 9 所示,生产性服务业专业化和多样化集聚与技术效率的交互项估计系数均在 1%的水平上(如(1)、(2)、(5)、(6)列所示)分别显著为负和为正。即生产性服务业集聚与技术效率对企业出口扩展边际发挥了

正向协同效应,而对企业出口集约边际发挥了负向协同效应。相比之下,生产性服务业集聚与创新体系的交互项估计系数均在 1% 的水平上(如(3)、(4)、(7)、(8)列所示)分别显著为正和为负。这表明在一定的生产性服务业集聚水平下,创新体系较为成熟的地区中的制造业企业出口规模相对更高,但未出口企业选择出口的积极性相对更弱,即生产性服务业集聚与创新体系对企业出口集约边际发挥了正向协同效应,而对企业出口扩展边际发挥了负向协同效应。

表 8 作用机制检验

	生产效率		创新体系	
	(1)	(2)	(3)	(4)
sag_{t-1}	1.180*** 0.013		1.441*** 0.015	
sag_{t-1}^2	-0.088*** 0.006		-0.059*** 0.006	
dag_{t-1}		0.723*** 0.028		0.606*** 0.036
dag_{t-1}^2		-0.469*** 0.014		-0.307*** 0.017
时间、地区、行业	YES	YES	YES	YES
样本量	389 006	389 006	389 006	389 006

表 9 技术效率和创新体系的协同效应检验

	专业化集聚				多样化集聚			
	出口方程 (1)	选择方程 (2)	出口方程 (3)	选择方程 (4)	出口方程 (5)	选择方程 (6)	出口方程 (7)	选择方程 (8)
sag_{t-1}	0.554*** (0.023)	-0.091*** (0.011)	0.025 (0.021)	-0.345*** (0.016)				
sag_{t-1}^2	-0.201*** (0.007)	0.014*** (0.004)	-0.259*** (0.010)	0.198*** (0.006)				
$sag_{t-1} * tech_{t-1}$	-0.058*** (0.014)	0.069*** (0.004)						
$sag_{t-1} * innovation_{t-1}$			0.059*** (0.002)	-0.024*** (0.002)				
dag_{t-1}					0.865*** (0.079)	-1.340*** (0.024)	0.215*** (0.038)	-0.693*** (0.032)
dag_{t-1}^2					-0.378*** (0.027)	0.453*** (0.011)	-0.430*** (0.012)	0.110*** (0.013)
$dag_{t-1} * tech_{t-1}$					-0.038*** (0.006)	0.031*** (0.007)		
$dag_{t-1} * innovation_{t-1}$							0.076*** (0.004)	-0.102*** (0.003)
$tech_{t-1}$	0.020* (0.012)	-0.051*** (0.004)			0.099*** (0.006)	-0.022*** (0.008)		
$innovation_{t-1}$			0.096*** (0.010)	-0.222*** (0.002)			0.111*** (0.011)	-0.276*** (0.003)
λ	1.463*** (0.261)	-0.195*** (0.060)	-1.086*** (0.086)	-0.149*** (0.055)				
时间	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	389 006	389 006	389 006	389 006	389 006	389 006	389 006	389 006

六、研究结论与政策启示

本文基于中国城市经济数据和中国工业企业数据,对生产性服务业集聚与区域内制造业企业的出口二元边际的关系进行较为全面的考察,研究发现:

1. 从总体上看,生产性服务业的专业化和多样化集聚对企业出口集约边际均具有显著的倒 U 型影响,出口扩展边际受到的影响则完全相反,呈现显著的正 U 型特征。同时,生产性服务业集聚能够通过地区综合技术效率和社会创新体系这两大途径影响制造业企业的出口二元边际。

2. 测算结果显示,目前我国大部分城市中的制造业企业的出口规模处于随着生产性服务业集聚水平的提高而扩张的状态;同时有大约一半数量城市中的制造业企业的出口概率随着生产性服务业集聚水平的提高而增加。

3. 分样本检验显示,生产性服务业的专业化和多样化集聚对企业出口集约边际和扩展边际所产生的倒 U 型和正 U 型影响主要存在于大中型城市、劳动和资本密集型行业中,小城市制造业企业以及技术密集型企业受到的影响则完全相反。此外,生产性服务业的专业化和多样化集聚对外资企业出口二元边际的影响最为深刻,民营企业次之,而国有企业尚未受到显著影响。

本文结论的政策启示如下:

1. 以层级为基础,引导生产性服务业有序集聚。各地政府应当在了解当地生产性服务业集聚现状的基础上,通过政策引导合理控制生产性服务业的集聚程度。比如对于专业化集聚程度过高的城市,要适当进行产业迁移以避免市场拥挤对制造业的贸易扩张带来负面冲击;对于多样化集聚程度过高的城市,则要引导区域内不同产业有序地转移或引进,避免各类生产性服务业的发展过于分散。

2. 加强本土制造业企业与生产性服务业企业的信息化对接平台建设。各地区应当通过信息化建设降低生产性服务业企业和制造业企业之间的信息不对称程度和信息获取成本,这既能够避免产业布局的过于集中或分散,也有助于促进生产性服务业对制造业出口扩张发挥更为显著和积极的影响。

3. 逐步推进高端生产性服务业建设。从长期来看,技术密集型企业的成长是我国出口贸易能够长期稳定扩张的重要保证。为此,各地区应当加快、加强与技术密集型制造业相匹配的高端生产性服务业的建设,以更加充分地发挥生产性服务业集聚对制造业企业出口扩张的正向溢出效应。

参考文献

- [1] Bayson, J. R. Business service firms, service space and the management of change[J]. *Entrepreneurship and Regional Development*, 1997(2).
- [2] Qi, Y., Y. Liu. Industrial spatial structure and evolution of producer services and manufacturing[J]. *Metalurgical and Mining Industry*, 2015(3).
- [3] 胡鞍钢,周绍杰,任皓. 供给侧结构性改革——适应和引领中国经济新常态[J]. *清华大学学报(哲学社会科学版)*, 2016(2).
- [4] 陈旭,邱斌. 多中心空间发展模式是否有助于出口扩张——来自中国工业企业的证据[J]. *国际贸易问题*, 2021(5).
- [5] 宣烨,余永泽. 生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017(2).
- [6] Xie, R., S. L. Yao, F. Han, etc. Land finance, producer services agglomeration, and green total factor productivity[J]. *International Regional Science Review*, 2019, 42.

- [7] Kneller, R., M. Pisu. Industrial linkages and export spillovers from FDI[J]. *The World Economy*, 2007(1).
- [8] Arguello, R., A. S. Garcia, D. Valderrama. Exporter's agglomeration and the survival of export flows: Empirical evidence from Colombia[J]. *Review of World Economics*, 2020(3).
- [9] 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[J]. *世界经济*, 2014(7).
- [10] 谢玉欢, 贺灿飞. 地方集群网络、信息溢出效应与中国 ICT 产品出口地理网络扩张[J]. *地理研究*, 2021(3).
- [11] Fujita, M., T. Mori. Structure stability and evolution of urban systems[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 1997(4-5).
- [12] Wang, A. M., C. H. Yang. Spatial agglomeration and dispersion: Revisiting the helpman model[J]. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 2014(1).
- [13] Ruane, F., J. Sutherland. *Foreign Direct Investment and Export Spillovers: How Do Export Platforms Fare*[Z]. IIS Discussion Paper, 2005, No. 58.
- [14] Rizov, M., A. Oskam, P. Walsh. Is there a limit to agglomeration? Evidence from productivity of Dutch firms [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2012(4).
- [15] 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).
- [16] 韩峰, 阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级? ——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J]. *管理世界*, 2020(2).
- [17] 于斌斌. 生产性服务业集聚能提高制造业生产率吗? ——基于行业、地区和城市异质性视角的分析[J]. *南开经济研究*, 2017(2).
- [18] Yang, F. F., A. G. O. Yeh, J. J. Wang. Regional effects of producer services on manufacturing productivity in China[J]. *Applied Geography*, 2018, 97.
- [19] Cheng, D. Z., Z. G. Xiao. Producer services and productivity: A global value chain perspective[J]. *Review of Income and Wealth*, 2021(2).
- [20] Anderson, M. *Co-location of Manufacturing and Producer Service: A Simultaneous Equations Approach* [R]. Working Paper Series in Economics and Institutions of Innovation, 2004.
- [21] 金晓雨. 中国生产性服务业发展与城市生产率研究[J]. *产业经济研究*, 2015(6).
- [22] Melitz, M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003(6).
- [23] Mukim, M. Coagglomeration of formal and informal industry: Evidence from India[J]. *Journal of Economic Geography*, 2015(2).
- [24] USITC. *The Economic Effects of Significant U. S. Import Restraints, Eighth Update*[R]. USITC Report, 2013.
- [25] Gabe, T. M., J. R. Abel. *Shared Knowledge and the Coagglomeration of Occupations*[R]. Federal Reserve Bank of New York Staff Report, 2013.
- [26] Arkell, J. *The Essential Role of Insurance Services*[R]. A Primer from the Geneva Association's Program on Regulation and Supervision, December, 2011.
- [27] Aslesen, H. W., A. Isaksen. Knowledge intensive business services and urban industrial development[J]. *The Service Industries Journal*, 2007(3).
- [28] 黄先海, 胡馨月, 刘毅群. 产品创新、工艺创新与我国企业出口倾向研究[J]. *经济学家*, 2015(4).
- [29] Gao, X., C. Lu, J. Mao. Effects of urban producer service industry agglomeration on export technological complexity of manufacturing in China[J]. *Entropy*, 2020(10).
- [30] Manova, K. Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade[J]. *Review of Economic Studies*, 2013(2).

Agglomeration of Producer Services and Manufacturing Export Expansion

— Empirical Research Based on Chinese Enterprise Data

DAI Yi-xin, CHEN Xu

Abstract: The dynamic influence of the agglomeration of producer services on enterprise export participation is deduced by combining the spatial externality and the new-new trade theory, and Heckman two steps model is employed to analyze the link between the dual margins of enterprises' export and the agglomeration of producer services in empirical tests. The results show that the impact of specialization and diversification agglomeration of producer services on the intensive margin of enterprises' export presents a significant inverted u-shaped feature, while the impact of the agglomeration of producer services on the extensive margin of enterprises' export is the opposite. Further, the impacts of the agglomeration of producer services on the dual margins of export are influenced by the following factors: city scale, industry factor intensity and ownership type. In terms of mechanism of action, producer services can promote the expansion of the dual margins of manufacturing export by its influence on the regional comprehensive technical efficiency and social innovation system.

Key words: producer services; export dual marginal; dynamic externality; nonlinear relation

(责任编辑 周振新)