

# 生产性服务业集聚促进制造业 价值链攀升了吗

—基于277个城市微观企业的经验研究

喻胜华 李丹 祝树金

**摘要：**本文利用2003—2013年中国工业企业数据库、中国海关进出口数据库和中国城市数据库，探讨了277个城市生产性服务业集聚对制造业价值链攀升的影响效应及机制。研究发现：生产性服务业专业化与多样化集聚均能有效推动制造业向价值链高端攀升，且多样化集聚的作用效果更强；生产性服务业集聚对制造业攀升的影响效应在企业贸易类型、所在地区、所有制类型方面存在差异；影响机制表明，生产性服务业专业化和多样化集聚均能通过规模经济效应弱化企业成本对制造业价值链攀升的负向影响，生产性服务业专业化集聚可通过技术溢出效应放大企业生产率对制造业价值链攀升的促进作用。本文的研究结论对于依托生产性服务业集聚推动我国制造业价值链攀升具有一定的启示作用。

**关键词：**生产性服务业集聚；制造业价值链；技术溢出效应；规模经济效应  
[中图分类号] F062.9 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 05-0057-15

## 引言

中国制造业出口的转型升级，是提升中国国际分工地位，实现新常态下经济新旧动能转换的重要依托。推进我国工业走向价值链中高端，一方面需要建立一批世界一流的先进制造业集群，另一方面也依赖于中国服务业发展水平的提高。2003—2015年，中国出口总额增长了近5倍，成为了全球最大贸易国，而增加值率却远低于发达国家的平均水平，制造业整体仍处于全球价值链的下游位置（张杰等，2007<sup>[1]</sup>；岑丽君，2015<sup>[2]</sup>）。从国际产业演变趋势来看，生产性服务业的支撑和引

[收稿日期] 2018-12-09

[基金项目] 研究阐释党的十九大精神国家社科基金专项课题“促进我国制造业迈向全球价值链中高端研究”（18VSI055）；湖南省科技成果重点推广计划“基于稀疏主成分的综合评价方法及应用研究”（2018JJ2071）；湖南省社会科学基金项目“生产性服务业集聚推进湖南城市经济转型升级的机制及对策研究”（14YBA006）。

[作者信息] 喻胜华：湖南大学经济与贸易学院教授、博士生导师；李丹（通讯作者）：湖南大学经济与贸易学院博士研究生，lidan950113@163.com；祝树金：湖南大学经济与贸易学院教授、博士生导师。

导能有效促进制造业转型升级,提升国际分工地位。2014年国务院发布的关于发展生产性服务业的意见中指出,要激励中心城市吸引生产性服务业在区域形成集聚区,根据地方优势建立特色鲜明的集群区,以优化区域产业布局,充分发挥规模经济效益。政策上显示地方政府依托生产性服务业的有效集聚推进产业结构转型,增强区域竞争力的发展方向日趋明朗。

生产性服务业是国民经济的重要组成部分并充当着“劳动力蓄水池”的作用。国家统计局数据显示,2013年我国第三产业产值首次超过第二产业,2015年第三产业总值占比首次突破50%。那么,中国的生产性服务业集聚是否如理论逻辑一样能显著促进制造业价值链攀升?目前绝大多数研究显示,生产性服务业集聚通过提升企业技术创新(陈建军等,2009)<sup>[3]</sup>和生产组织效率(惠炜,韩先锋,2016)<sup>[4]</sup>以及降低成本(Markusen,1989)<sup>[5]</sup>等途径影响制造业价值链。盛丰(2014)<sup>[6]</sup>指出生产性服务业集聚能发挥竞争效应、学习效应、专业化效应以及规模经济效应,这些集聚效应在促进自身产业发展的同时,也在推动制造业价值链攀升。现有研究对制造业价值链攀升的量化大都集中在城市或省级层面,且较多的使用劳动生产率(宣烨,2012<sup>[7]</sup>;刘奕等,2017<sup>[8]</sup>)、工业利润率(盛丰,2014)<sup>[6]</sup>、利税总额(杜宇玮,2017)<sup>[8]</sup>,而刘斌等(2016)<sup>[10]</sup>则利用企业出口产品质量和出口产品技术复杂度来度量价值链升级。基于以上研究,本文采用了2003—2013年制造业企业层面数据匹配至我国277个地级城市的面板数据分析生产性服务业集聚对制造业价值链攀升的作用及实现机制。

## 一、文献综述

纵观国内外文献研究成果,生产性服务业集聚主要通过如下两条路径影响制造业价值链攀升。

一是通过高素质劳动力集聚所产生的技术外溢效应影响制造业价值链。Marshall(1920)<sup>[10]</sup>基于专业化外部性的视角指出同一产业形成的地区集群,可以共享拥有熟练技术工人的劳动力市场,激发知识与技术的外溢效应。Jacobs(1969)<sup>[11]</sup>则从多样化外部性视角指出多样化的产业空间构成有利于企业间的技术交流与合作,产生技术外部性。顾乃华(2011)<sup>[12]</sup>实证检验了我国城市生产性服务业集聚对工业的外溢效应,发现我国城市生产性服务业集聚能显著提高本地工业的全要素生产率。与此同时,生产性服务业集聚能提高市场细分程度,使服务目标更为明确,刺激服务内容和形式的创新,提高企业生产效率,进而带动制造业升级。江静和刘志彪(2007)<sup>[13]</sup>提出,作为高级要素投入的生产性服务业发展是制造业生产率提高的重要源泉。沈鸿和向训勇(2017)<sup>[14]</sup>引进“相关多样化”概念考察产业集聚的形态,研究发现,水平多样化集聚促进了制造业升级。于斌斌(2016)<sup>[15]</sup>则利用中国285个地级城市的统计数据,发现中部地区生产性服务业专业化集聚的空间技术溢出效应能显著促进地区经济增长。

二是通过嵌入制造业生产环节,优化资源配置,发挥规模经济效应,降低企业生产经营成本和交易成本。生产性服务业以服务外包的形式深化制造业价值链内分

工提升企业生产效率,实现企业利润最大化。基于产业区位理论及集聚的概念,行业间和行业内部产生的竞争效应有利于服务企业努力降低成本,改善业务流程,为制造业发展提供差异化服务,在降低制造业成本的同时提升竞争力。产业组织理论指出,由于企业内外部存在信息传递的不完全,易产生较高的管理成本和交易费用,严重损害企业的生产效率,不利于提高企业在价值链中的位置。而生产性服务企业的空间集聚则会通过协同合作,产生正的外部性。白清(2015)<sup>[16]</sup>指出在互联网技术的推进下,生产性服务业在帮助制造业外包非核心业务的过程中可有效降低交易成本,削减企业间的外部协调成本。冯泰文(2009)<sup>[17]</sup>提出生产性服务业的一项重要功能就是通过专业化分工、范围经济、制度创新以实现制造业企业交易成本的降低,并通过实证研究证明了交易成本是生产性服务业促进制造业效率提升的中介变量。

综合来看,已有的文献研究呈现如下特点:第一,关于生产性服务业与制造业关系的研究多侧重于生产性服务业产业发展层面,欠缺针对空间集聚效应的研究,也未具体区分生产性服务业集聚类型对制造业的影响效应;第二,关于制造业价值链攀升的研究,多数文献基于城市层面的单一指标测算或构建指标体系测度制造业价值链攀升,但极少文献从微观企业视角衡量制造业价值链攀升。鉴于此,本文将使用2003—2013年277个地级及以上城市数据以及同期中国工业企业和中国海关数据库,从理论和实证两个方面论述生产性服务业集聚对制造业价值链攀升的影响效应及作用机制,以期在经济转型和产业升级的进程中,为依托生产性服务业集聚推动区域内制造业价值链攀升提供有力借鉴。

## 二、理论分析

生产性服务业集聚水平反映了一个地区调配资源流向和驱动产业链升级的能力。结合已有研究讨论生产性服务业集聚影响制造业价值链攀升的机制:第一,生产性服务业集聚通过提高国内中间品市场效率促进制造业价值链攀升。提高国内中间品市场效率一方面依赖于需求信息的有效传递,生产性服务业集聚带来的企业距离优势,打破了企业间信息交流的障碍,增强了集聚圈内生产性服务的可贸易性(Hendriks, 1999)<sup>[18]</sup>,更有利于国内中间投入品的使用,提高了国内中间品市场效率,进而促进制造业价值链攀升;另一方面源于企业高生产率提供充足中间投入品的供给,生产性服务业集聚能提高企业生产率主要源自知识的供给与溢出,作为服务业组成中的上游产业,其发展依赖于知识、技术和人才的支撑,这种集聚带来的技术扩散效应必然会带来企业全要素生产率的提升(宣烨, 2017)<sup>[19]</sup>。第二,生产性服务业集聚通过降低国内投入品价格促进制造业价值链攀升。Kee和Tang(2016)<sup>[20]</sup>指出,我国出口国内增加值比率(Dvar)的提升是由于国内中间投入品发挥其价格优势对进口投入品进行替代。

本节主要基于Kee和Tang(2016)推导的出口国内增加值率模型,加入国内中间品效率参数,构建生产性服务业集聚影响制造业价值链攀升的模型。企业*i*在

$t$  年的总产出  $Y_{it}$  可写成:

$$Y_{it} = \varphi_i K_{it}^\alpha L_{it}^\beta M_{it}^\gamma \quad (1)$$

其中,  $K_{it}$ 、 $L_{it}$  分别为企业  $i$  投入的资本和劳动,  $\varphi_i$  为企业  $i$  的全要素生产率,  $M_{it}$  为制造业投入的中间品数量, 包括国内中间品 ( $M_{Dit}$ ) 和国外中间品 ( $M_{Lit}$ ), 以 CES 函数表示如下:

$$M_{it} = [(E_{it} M_{Dit})^{\frac{\delta-1}{\delta}} + M_{Lit}^{\frac{\delta-1}{\delta}}]^{\frac{\delta}{\delta-1}}, \text{ 其中 } \alpha + \beta + \gamma = 1; \delta > 1 \quad (2)$$

假定企业为价格的接受者,  $M_{Dit}$ 、 $M_{Lit}$  对应的价格分别为  $P_{Dit}$  和  $P_{Lit}$ 。 $E_{it}$  为企业  $i$  所在城市的国内中间品效率参数, 并且  $E_{it} > 0$ 。生产性服务业集聚产生的知识溢出效应, 更多的来自面对面交流, 这也是生产性服务业可贸易性低的原因 (黎日荣等, 2017)<sup>[21]</sup>。生产性服务业在城市的集聚有利于发挥企业间地理位置的临近优势进而加强默会知识的传播, 提升国内生产性服务的可贸易性, 国内中间品效率升高, 即  $E_{it}$  越大。根据式 (2), 制造业投入中间品的价格指数可表示为:

$$P_{Mt} = [(P_{Dit}/E_{it})^{1-\delta} + (P_{Lit})^{1-\delta}]^{\frac{1}{1-\delta}} \quad (3)$$

企业成本最小化意味着产出  $Y_{it}$  单位的总成本如下:

$$C_{it}(r_t, w_t, P_{Dit}, P_{Lit}, Y_{it}) = \frac{Y_{it}}{\varphi_i} \left(\frac{r_t}{\alpha}\right)^\alpha \left(\frac{w_t}{\beta}\right)^\beta \left(\frac{P_{Mt}}{\gamma}\right)^\gamma, \text{ 其中 } \frac{P_{Mt} M_{it}}{C_{it}} = \gamma \quad (4)$$

最终产品产出的  $Y_{it}$  的边际成本为:

$$c_{it} = \frac{\partial C_{it}}{\partial Y_{it}} = \frac{1}{\varphi_i} \left(\frac{r_t}{\alpha}\right)^\alpha \left(\frac{w_t}{\beta}\right)^\beta \left(\frac{P_{Mt}}{\gamma}\right)^\gamma \quad (5)$$

企业的边际成本不随总产出的变化而改变。在同一个企业年限中企业投入资料的价格和弹性为常数, 企业间的生产率差异导致了边际成本的不同, 可将进口材料成本占总产出的比表示为:

$$\frac{P_{Lit} M_{Lit}}{P_{it} Y_{it}} = \frac{P_{Lit} M_{Lit}}{P_{Mt} M_{it}} \frac{P_{Mt} M_{it}}{C_{it}} \frac{C_{it}}{P_{it} Y_{it}} = \gamma(1 - \chi_{it}) \frac{P_{Lit} M_{Lit}}{P_{Mt} M_{it}} \quad (6)$$

其中, 令  $\chi_{it} = P_{it} - c_{it}/P_{it} \in [0, 1]$ , 其含义为企业  $i$  在第  $t$  年单位产品的销售利润率。在给定生产函数技术条件下, 企业  $i$  成本最小化的约束条件为:

$$\min P_{Lit} M_{Lit} + P_{Dit} M_{Dit} \quad (7)$$

$$s. t. M_{it} = [(E_{it} M_{Dit})^{\frac{\delta-1}{\delta}} + M_{Lit}^{\frac{\delta-1}{\delta}}]^{\frac{\delta}{\delta-1}} \quad (8)$$

利用拉格朗日法解得, 进口材料成本占总材料成本的函数为:

$$\frac{P_{Lit} M_{Lit}}{P_{Mt} M_{it}} = \frac{1}{1 + (P_{Lit} E_{it}/P_{Dit})^{\delta-1}} \quad (9)$$

基于式 (19), 可将企业  $i$  的  $DVAR$  表示为:

$$DVAR_{it} = 1 - \gamma(1 - \chi_{it}) \frac{1}{1 + (P_{Lit} E_{it}/P_{Dit})^{\delta-1}} \quad (10)$$

根据上式, 一方面, 生产性服务业集聚有利于加强市场内部的信息交流, 促进知识溢出, 提高国内中间品市场效率, 即  $E_{it}$  增加; 另一方面, 生产性服务业集聚通过规模经济效应, 包括行业数量规模的扩大以及提供更多的差异化中间品, 降低

国内中间品价格,使进口中间品与国内中间品的相对价格( $P_{it}/P_{dt}$ )变大,即国内中间品更具价格优势。这两种作用途径均会提高企业出口的国内增加值率。

### 三、计量模型、变量与数据

#### (一) 计量模型

为进一步研究生产性服务业集聚对制造业价值链攀升的影响,本文设定如下计量模型:

$$\ln DVAR_{ijt} = \theta_0 + \theta_1 \ln S_{jt} + \theta_2 \ln D_{jt} + \theta_3 \ln X_{ijt} + \theta_4 \ln Z_{jt} + \delta_j + \delta_i + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

其中被解释变量  $DVAR_{ijt}$  代表企业的出口国内增加值率,核心解释变量  $S_{jt}$  代表城市生产性服务业专业化集聚水平,  $D_{jt}$  代表城市生产性服务业多样化集聚水平;  $X_{ijt}$  和  $Z_{jt}$  分别为企业层面和城市层面的控制变量,主要为描述企业个体特征和城市特征的相关变量;  $\delta_j$ 、 $\delta_i$  分别为地区效应和企业效应<sup>①</sup>,  $\varepsilon_{ijt}$  为随机干扰项。

#### (二) 变量说明

##### 1. 生产性服务业专业化集聚变量 ( $S$ )

本文借鉴 Ezcurra 等 (2006)<sup>[22]</sup> 的方法,计算公式为:

$$S_j = \sum_s \left| \frac{L_{js}}{L_j} - \frac{L'_s}{L'} \right| \quad (12)$$

其中,  $L_{js}$  为城市  $j$  某生产性服务业  $s$  就业人数,  $L_j$  表示城市  $j$  就业人数,  $L'_s$  表示除城市  $j$  外全国  $s$  行业就业人数,  $L'$  代表除城市  $j$  外的全国就业人数。

##### 2. 生产性服务业多样化集聚变量 $D$

参考 Combes (2000)<sup>[23]</sup> 产业多样化指标,城市  $j$  的生产性服务业多样化集聚 ( $D_j$ ) 采用改进的赫芬达尔指数表示:

$$D_j = \sum_s \frac{E_{js}}{E_j} \left[ \frac{\sum_{s'=1, s' \neq s}^n (L_{js'}/(L_j - L_{js}))^2}{\sum_{s'=1, s' \neq s}^n (L_{js'}/(L_j - L_{js}))^2} \right] \quad (13)$$

其中,  $L_s$  为全国  $s$  产业的就业人数,  $L$  是全国就业人数。  $D_j$  越大表示多样性程度越高。

##### 3. 制造业价值链攀升指标 ( $DVAR$ )

制造业价值链攀升是指制造业从生产低附加值产品向相对较高附加值产品转变的过程 (Wang 等, 2013<sup>[25]</sup>)。借鉴 Kee 和 Tang (2016) 的方法计算  $DVAR$ , 一个企业  $i$  的总收入  $PY_i$ , 由以下部分组成: 利润 ( $\pi_i$ )、工资 ( $\omega L_i$ )、资本成本 ( $rK_i$ )、国内原材料成本 ( $P^D M_i^D$ ), 以及进口原材料成本 ( $P^I M_i^I$ ):

$$PY_i \equiv \pi_i + \omega L_i + rK_i + P^D M_i^D + P^I M_i^I \quad (14)$$

由于部分国内原材料可能也包含了国外的价值 ( $\delta_i^F$ ), 而一些进口的原材料又

<sup>①</sup>考虑到文中实证使用的包含近 30 多万观测值的短面板数据, 样本之间时间差异不明显, 因此, 计量分析时只控制了地区固定效应和企业固定效应, 没有控制年份固定效应 (田素华等, 2019<sup>[24]</sup>)。



有可能使用了国内的产品 ( $\delta_i^D$ )。因此,国内材料成本 ( $P^D M_i^D$ ) 可以表示为 ( $\delta_i^F$ ) 和纯国内价值成分 ( $q_i^D$ ) 的和。同样,国外材料成本 ( $P^F M_i^F$ ) 可以表示为 ( $\delta_i^D$ ) 和属于纯国外价值成分 ( $q_i^F$ ) 的和,可得:

$$P^D M_i^D \equiv \delta_i^F + q_i^D \text{ 和 } P^F M_i^F \equiv \delta_i^D + q_i^F \quad (15)$$

与国内生产总值的概念相似,企业的国内增加值 (DVA) 可定义为企业总产出中的国内产品和服务的总价值。意味着,企业的出口国内增加值等同于利润、工资、资本租赁成本,以及直接或间接的国内原材料价格支出。

$$DVA_i \equiv \pi_i + \omega L_i + rK_i + q_i^D + \delta_i^D \quad (16)$$

对于加工贸易企业而言,企业出口的产出,进口部分中间品投入材料和资本设备,他们的出口 ( $EXP_i$ ) 等同于其总收入,进口 ( $IMP_i$ ) 等同于进口原材料成本 ( $P^F M_i^F$ ) 与进口资本 ( $\delta_i^K$ ) 之和。因此,(14) 式可变为:

$$EXP_i^p = DVA_i^p + IMP_i^p - \delta_i^D + \delta_i^F - \delta_i^K \quad (17)$$

$$DVA_i^p = (EXP_i^p - IMP_i^p) + (\delta_i^D - \delta_i^F + \delta_i^K) \quad (18)$$

方程 (18) 表示,我们可以通过估计  $\delta_i^D$ 、 $\delta_i^F$ 、 $\delta_i^K$  利用  $EXP_i - IMP_i$  来估计加工贸易企业的 DVA 值。基于 KWW12 和 Wang 等 (2014) 的研究发现,在中国加工贸易出口商的  $\delta_i^D$  接近于 0。中国海关数据库分别记录了企业总进口中原料、资本品的进口情况,显示  $\delta_i^K = 0$ 。因此,此处只需要剔除的国内材料中的国外价值部分  $\delta_i^F$ 。利用式 (18) 可得加工贸易企业出口中的国内增加值比率 (DVAR):

$$DVAR_i^p \equiv \frac{DVA_i^p}{EXP_i^p} = 1 - \frac{P^F M_i^F - \delta_i^F}{EXP_i^p} \quad (19)$$

其中,由于缺失企业层面  $\delta_i^F / EXP_i$  的信息,Kee 和 Tang (2016) 利用 KWW12 对 2007 年的行业估计值,推导的 2000—2007 年的国内材料中的国外价值部分,以此来计算企业的 DVAR 值。

拓展至一般贸易企业,这类出口商的产品并非全部用于出口,存在部分产品流入国内市场。鉴于此,假设为了出口进行中间品投入的比率等于出口在总销售中的比例,利用工业企业数据库对此进行估算。可得:

$$DVA_i^o = EXP_i^o - (IMP_i^o - \delta_i^F + \delta_i^K) \left( \frac{EXP_i^o}{PY_i^o} \right) \quad (20)$$

综上,最终得到企业出口国内增加值率 (DVAR):

$$DVAR_{it} = \begin{cases} 1 - \frac{P^F M_{it}^F - \delta_{it}^F}{EXP_{it}^p}, & shipment = P \\ 1 - \frac{IMP_{it}^o - \delta_{it}^K + \delta_{it}^F}{PY_{it}^o}, & shipment = O \end{cases} \quad (21)$$

其中,下标  $i$  和  $t$  分别代表企业和年份;  $P$ 、 $O$  分别表示加工贸易和一般贸易。图 1 绘制了 2003—2013 年不同贸易类型企业出口 DVAR 的趋势图。在样本期间,一般贸易出口的 DVAR 均值在样本期间的均值为 0.8422,明显高于加工贸易出

口 DVAR。两种企业类型的 DVAR 呈现出上升的趋势，且加工贸易企业增长速度较快于一般贸易企业，这与 Kee 和 Tang (2016) 的估计结果一致。

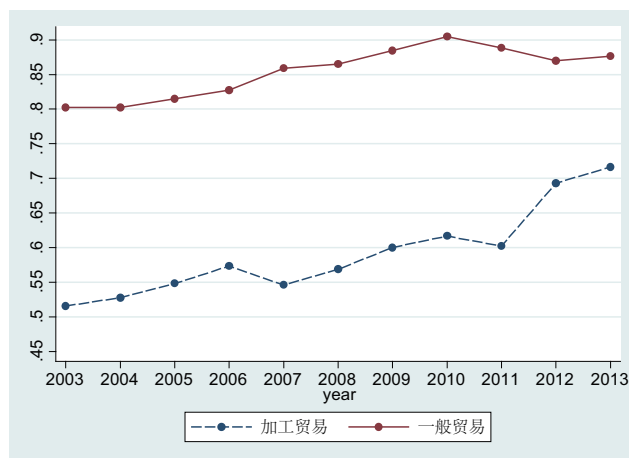


图 1 2003—2013 年中国企业出口 DVAR 变化趋势图

#### 4. 其他控制变量

城市层面的控制变量 ( $\ln X$ )，具体包括：城市规模 ( $\ln population$ )，采用城市年末总人口数度量；城市的产业结构 ( $\ln structure$ )，采用第二、三产业产出占 GDP 的比重度量；城市的市场规模 ( $\ln grp$ )，采用各城市 GDP 经以 2000 年为基期的 GDP 平减后除城市年末总人口表示。

企业层面的控制变量 ( $\ln Z$ ) 包括：企业规模 ( $\ln size$ )，以企业总资产衡量，用以甄别企业的风险和偿债能力；资本密集度 ( $\ln cap$ )，采用企业固定资产净值与企业年平均员工数的比值衡量，企业的固定资产净值经过以 2000 年为基期的分省份地区的固定资产投资价格的平减算出；融资约束水平 ( $\ln dar$ )，用企业负债总额除以固定资产净值表示；全要素生产率 ( $\ln tfp$ )，参考 Head-Ries (2003)<sup>[26]</sup> 的方法，利用方程  $\ln tfp = \ln(y/l) - s \times \ln(k/l)$  来衡量企业的 TFP。其中，使用企业的工业总产值近似替代  $y$ ， $k$  为固定资产资产总额， $l$  为企业职工人数， $s$  代表生产函数中资本的贡献度，根据 Hall 和 Jones (1999)<sup>[27]</sup> 将  $s$  设定为 1/3。

#### (三) 数据来源与处理

本文数据主要来自 2003—2013 年中国工业企业数据库、中国海关数据库、以及 2004—2014 年中国城市统计年鉴。其中在计算生产性服务业集聚水平时，将我国城市 19 个分行业就业统计指标中的电力煤气供水、建筑、交通运输仓储邮政、信息传输计算机服务和软件、批发零售、金融、租赁和商业服务、科技服务和地质探查、水利环境和公共设施管理九个行业合并代表生产性服务业。

企业出口 DVAR 的原始数据来自中国工业企业数据库和中国海关进出口数据库，本文参照 Cai 和 Liu (2009) 的做法，并遵循会计准则，对原始数据进行清理。参考田巍和余森杰 (2013)<sup>[28]</sup> 的做法，使用企业中文名称、邮政编码和企业电

话号码后七位组合、企业联系人和企业电话号码后七位组合匹配两个数据库。在测算企业出口 DVAR 过程中, 本文充分考虑以下三个方面问题:

第一, 一般贸易出口产品的 BEC 分类。一般贸易企业的进口产品可能被用于出口品的中间品投入, 也可能直接作为最终产品在国内市场进行销售, 本文根据联合国贸易统计数据网站, 先将各年份的 HS 产品编码转化为 HS2002, 最后利用 BEC-HS2002 转换表对各年份中一般贸易企业进口的产品类别进行识别, 一般贸易企业的中间品进口额为  $(IMP_i^o - \delta_i^K)$ 。

第二, 贸易代理商问题。由于中国 2004 年前对企业的进出口贸易实施管制, 部分企业为节省税收和交通成本, 通过有进出口经营权的中间贸易代理商间接进口。本文使用 Ahn 等 (2011)<sup>[29]</sup> 的方法, 剔除了海关数据中的中间贸易商。

第三, 国内中间投入的间接进口问题, 即国内产品中隐含的国外价值部分。Kee 和 Tang (2016) 利用 KWW12 的方法估计了 15 个行业 2000—2007 年国内产品中外国价值占总出口的比率。基于此, 本文考虑国内产品的外国价值部分  $(\delta_i^f)$  得到的 DVAR 稳健性指标为 2003—2007 年, 未考虑间接进口的 DVAR 指标为 2003—2013 年。

## 四、基本实证结果与分析

### (一) 基准回归结果

表 1 报告了生产性服务业专业化集聚与多样化集聚对企业出口国内增加值率的基本回归结果。列 (1) 至列 (3) 分别为未加入控制变量, 引入企业控制变量, 引入城市控制变量的估计结果。列 (4) 为同时控制了企业和城市层面的特征变量, 估计结果显示, 生产性服务业专业化集聚的系数在 1% 的水平上显著为正, 结果表明生产性服务业专业化集聚水平增加 10%, 企业的出口 DVAR 将提升 0.098%。生产性服务业多样化集聚水平的系数为 0.1018, 并在 1% 的水平上显著, 表明多样化水平每增长 1%, 会引起企业出口 DVAR 提升 0.1018%。这一结果说明, 在样本期间内, 生产性服务业专业化和多样化集聚水平的提高均能有效促进制造业价值链攀升。从估计系数上看, 城市生产性服务业多样化集聚较于专业化集聚更能促进我国制造业价值链攀升。

### (二) 内生性问题讨论

考察生产性服务业集聚对企业出口 DVAR 的影响, 其中可能存在的内生性问题需要高度重视。考虑到生产性服务业集群更倾向于在经济发达的城市出现, 而处于价值链上游拥有较高出口国内增加值率的企业, 也更多的集中在经济发达地区, 本文将可能同时影响企业出口 DVAR 和生产性服务业集聚的变量, 如城市市场规模单独加以控制。另外, 因变量为企业层面数据, 核心自变量是城市层面数据, 由生产性服务业集聚水平和出口 DVAR 之间产生内生性问题的可能性较小。为进一步验证结果的稳定性, 本文同时借助工具变量法进行检验, 利用生产性服务业专业化与多样化集聚的滞前一阶作为工具变量, 为检验工具变量的有效性, 对所选工具变量分别进行不可识别检验 (Anderson LM 检验) 和弱工具变量检验



(Cragg-Donald Wald F 检验), 前者结果在 1% 的水平上拒绝原假设 ( $H_0 =$  “工具变量识别不足”), 后者结果在 10% 的水平上拒绝原假设 ( $H_0 =$  “存在弱工具变量”), 说明工具变量的选取是合理的, 因此在考虑了模型潜在的内生性后, 本文的主要结论依然成立。

表 1 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lnS	0.0773 *** (0.0037)	0.0522 *** (0.0036)	0.0177 *** (0.0037)	0.0098 *** (0.0037)
lnD	0.1765 *** (0.0084)	0.1412 *** (0.0088)	0.0576 *** (0.0085)	0.1018 *** (0.0088)
ln $tfp$		0.1170 *** (0.0018)		0.0838 *** (0.0018)
lnsize		0.0667 *** (0.0020)		0.0040 * (0.0023)
ln $cap$		-0.0687 *** (0.0018)		-0.0410 *** (0.0018)
ln $dar$		-0.0186 *** (0.0010)		-0.0091 *** (0.0010)
ln $population$			0.0160 (0.0115)	0.0553 *** (0.0115)
ln $structure$			1.1660 *** (0.1307)	1.3600 *** (0.1305)
ln $grp$			0.1807 *** (0.0042)	0.1410 *** (0.0045)
N	302 341	302 341	302 341	302 341
R <sup>2</sup>	0.0045	0.0298	0.0364	0.0471

注: 括号内的为标准误, \*\*\* 表示在 1% 水平上显著, \*\* 表示在 5% 的水平上显著; \* 表示在 10% 的水平上显著。

### (三) 稳健性检验

考虑到基准回归结果依然可能存在的估计偏误, 本文将围绕基准回归结果中可能出现的内生性问题、极端值、变量测算等方面的问题, 对回归结果进行稳健性分析。

#### 1. 改变企业出口国内增加值率衡量指标

由于基准回归中估算的 DVAR 没有考虑国内材料中包含的外国价值部分, 本文进一步利用 Kee 和 Tang (2016) 根据 KWW12 方法推算的行业估计值, 考察了 2003—2007 年的 DVAR 稳健性指标, 回归结果如表 2 列 (3) 所示, 样本观测值有明显减少, 生产性服务业集聚水平的系数均在 10% 的水平上显著为正, 与基准回归结果结论保持一致。

#### 2. 双边截尾, 双边缩尾结果分析

为了处理可能出现的极端值, 表 2 中的列 (1) 对企业出口的国内增加值率在 2.5% 的水平上进行了双边缩尾处理, 列 (2) 对企业出口的国内增加值率在 2.5% 的水平上进行了双边截尾处理。回归结果显示, 虽然生产性服务业专业化集聚与多样化集聚水平对制造业出口的国内增加值率影响系数虽有所变化, 但依然在 1% 的

显著性水平上显著为正。样本估计结果表明,在2.5%水平上进行双边缩尾和双边截尾处理后,生产性服务业专业化集聚与多样化集聚对企业出口的国内增加值率的影响效应与基准回归保持一致。

表2 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnDvar 双边缩尾 2.5%	lnDvar 双边截尾 2.5%	剔除国内材料中的外国价值 ( $\delta_i^F$ )	工具变量法
lnS	0.0078 *** (0.0025)	0.0088 *** (0.0021)	0.0178 * (0.0104)	0.2124 *** (0.0237)
lnD	0.0839 *** (0.0060)	0.0623 *** (0.0050)	0.0447 * (0.0264)	0.3587 *** (0.0368)
控制变量	是	是	是	是
N	302 341	287 225	89 527	163 401
R <sup>2</sup>	0.0709	0.0730	0.545	0.496

注:同表1。

## 五、拓展检验结果与分析

### (一) 生产性服务业集聚影响的异质性检验

为进一步分析生产性服务业专业化集聚与多样化集聚对企业出口 DVAR 提升作用的原因,得到更为详实的结论,本部分基于前文研究的基础上,对企业所属贸易类型、所在地和所有制类型对全样本进行分组回归,进而考察生产性服务业集对制造业价值链攀升的异质性影响。

#### 1. 基于企业贸易类型异质性的检验

表3列(1)和列(2)报告了不同贸易类型企业的回归结果。可以发现,一般贸易企业生产性服务业专业化集聚对制造业价值链攀升的影响在1%的水平上显著为正,生产性服务业专业化集聚水平的提高会增加一般贸易企业的真正贸易利得,但生产性服务业多样化集聚水平对一般贸易企业价值链攀升的影响并不显著。对于加工贸易企业而言,仅生产性服务业多样化集聚均对制造业价值链攀升具有显著的促进作用。可能的原因在于,中国以较低劳动要素价格这个比较优势参与国际分工,对外贸易以加工贸易为主,处于全球价值链生产的低端环节,生产性服务业多样化的发展更有利于参与加工贸易企业生产流程的多个环节。对于一般贸易企业而言,企业要承担出口产品从研发设计到生产销售等全部增值环节,形成了完整的国内产业链条,王晓红(2013)<sup>[31]</sup>指出我国制造业为降低企业的生产和运营成本一般采用封闭式的自我服务模式,缺乏服务外包降低成本的运营理念。生产性服务业与制造业未能有效融合的现状削弱了一般贸易企业对生产性服务业的多样化需求,不利于制造业生产效率的提高。因此在一般贸易企业中,多样化集聚未能对制造业价值链攀升产生显著的促进作用。

## 2. 基于企业所在地区异质性的检验

生产性服务集聚的空间布局在我国不同区域内差异较大,表3的列(3)至列(5)报告了我国东部、中部和西部的分组检验结果。结果显示,中部和西部地区的生产性服务业集聚不论是专业化或多样化集聚水平均不能显著影响当地制造业价值链攀升。东部地区的生产性服务业专业化与多样化集聚水平对制造业价值链攀升产生明显的促进作用,其可能的原因在于东部地区凭借其资源要素禀赋优势聚集了大部分的制造业,在观测样本中的东部地区企业占比高达94.16%,只有较少的企业分布在中部和西部,其中东部地区加工贸易份额占贸易总额的比例相对较高,基于区位及政策优势,东部地区特别是东部沿海地区更容易吸引外资企业的入驻,拥有更大的国际市场潜力。韩峰,洪联英等(2014)<sup>[37]</sup>指出东部地区城市临近国际市场强化了生产性服务业专业化集聚的技术溢出效应,此外国内、国际市场的共同作用进一步推进了二业融合,有利于充分发挥生产性服务业集聚的规模经济效应。

表3 基于企业贸易类型和所在地异质性的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	一般贸易	加工贸易	东部地区	中部地区	西部地区
lnS	0.1347*** (0.0337)	-0.0003 (0.0031)	0.0090** (0.0038)	-0.0188 (0.0134)	0.0387 (0.0307)
lnD	0.0736 (0.0898)	0.0419*** (0.0073)	0.1064*** (0.0093)	0.0225 (0.0270)	0.0819 (0.0579)
控制变量	是	是	是	是	是
N	23 261	245 827	257 870	10 553	5 425
R <sup>2</sup>	0.451	0.528	0.485	0.362	0.426

注:同表1。

## 3. 基于企业所有制异质性的检验

表4汇报了基于不同所有制类型企业样本的回归结果。对于国有企业,生产性服务业集聚还未对国有制造业价值链攀升发挥有效的促进作用。在私营和外资企业中,生产性服务业多样化集聚的影响系数显著为正,其中对外资企业制造业价值链攀升的作用效果更明显。生产性服务业专业化集聚仅在外资企业内发挥显著的促进作用。上述结果可能的原因在于,外资企业是从事国内加工贸易的主体,中国大多

表4 基于企业所有制异质性的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	国有企业	私营企业	外资企业
lnS	-0.0157 (0.0338)	0.0016 (0.0048)	0.0160*** (0.0046)
lnD	0.1134 (0.0815)	0.0274** (0.0111)	0.1028*** (0.0112)
控制变量	是	是	是
N	2 882	80 630	218 829
R <sup>2</sup>	0.2853	0.4496	0.4771

注:同表1。

数加工贸易企业仍处于出口产品的组装加工环节,企业的研发与销售阶段均在海外进行,当本地生产性服务业集聚水平程度较高时,专业化集聚有利于深化生产专业性提升企业生产效率,多样化集聚有利于为企业各个生产阶段提供一体化的服务,以此为外资企业提供更优质的服务,承接国际服务外包,有效支撑价值链攀升。

### (二) 生产性服务业集聚对制造业价值链攀升的影响机制检验

前文详细考察了生产性服务业专业化集聚与多样化集聚对制造业价值链攀升的影响效应,接下来为更深入地解释生产性服务业集聚与制造价值链攀升之间的内在联系,本文结合理论模型的分析结果,进一步引入了生产性服务业集聚与企业成本、全要素生产率的交互项,探究企业成本和生产率在生产性服务业集聚影响制造业价值链攀升的作用机制。对于企业成本(*cost*)的衡量,本文根据刘斌、王乃嘉(2016)<sup>[32]</sup>的方法,利用企业管理费用、产品销售费用、财务费用、主营业务成本、主营业务应付福利总额及主营业务应付工资总额之和并取自然对数衡量,对于主营业务应付工资总额、主营业务应付福利费用部分年份缺失的数据,运用指数平滑法补齐。本文对企业成本的影响机制检验只包含2003—2010年。表5报告了分别加入企业成本和生产率交互项之后的检验结果。

表5 生产性服务业集聚对制造业价值链攀升的影响机制

变量	(1)	(2)
<i>lnS</i>	0.1547 *** (0.0298)	0.1279 *** (0.0192)
<i>lnD</i>	0.4659 *** (0.0731)	0.0711 (0.0488)
<i>ln<sub>it</sub>fp</i>	0.0505 *** (0.0033)	0.0226 *** (0.0054)
<i>ln<sub>it</sub>cost</i>	-0.0912 *** (0.0047)	-0.0756 *** (0.0039)
<i>lnS</i> × <i>ln<sub>it</sub>fp</i>		-0.0304 *** (0.0041)
<i>lnD</i> × <i>ln<sub>it</sub>fp</i>		-0.0025 (0.0098)
<i>lnS</i> × <i>ln<sub>it</sub>cost</i>	-0.0141 *** (0.0026)	
<i>lnD</i> × <i>ln<sub>it</sub>cost</i>	-0.0361 *** (0.0062)	
控制变量	是	是
N	193480	193480
R <sup>2</sup>	0.103	0.103

注:同表1。

列(1)、列(2)分别为单独引入生产性服务业集聚与企业成本、生产性服务业集聚与企业生产率的交互项,从列(1)来看,对企业成本求偏导得: $\partial \ln DVAR / \partial \ln cost = -0.0912 - 0.0141 \times \ln S - 0.0361 \ln D$ ,因 $\ln S$ 与 $\ln D$ 的均值均小于0,说明生产性服务业专业化集聚与多样化集聚会减弱企业成本对制造业价值链攀

升的负向影响,这一结果意味着,生产性服务业集聚有利于强化基于生产性服务链接的投入产出关联效应,发挥产业集聚产生的规模经济效应,降低企业生产成本,推动制造业价值链攀升。进一步在列(2)的基础上对企业生产率( $\ln tfp$ )求偏导得: $\partial \ln DVAR / \partial \ln tfp = 0.0226 - 0.0304 \times \ln S$ ,意味着生产性服务业专业化集聚通过产业内的集中布局与深化分工,产生马歇尔外部性,技术与知识的外溢传递至制造业的生产经营中,放大了企业生产率对制造业价值链攀升的促进作用。综合表7的结果来看,生产性服务业专业化和多样化集聚均能通过规模经济效应弱化企业成本对制造业价值链攀升的消极影响,而生产性服务业专业化集聚更多的通过技术外溢效应强化企业生产率对制造业价值链攀升的作用效果。

## 六、结论与建议

依托生产性服务业集聚实现我国制造业从价值链中低端向高端攀升,是中国在经济全球化的时代背景下,融入全球价值链并在特定生产环节中占据优势地位的重要战略。本文基于2003—2013年277个城市微观企业数据,实证检验了生产性服务业集聚对制造业价值链攀升的影响效应及作用机制。结果表明,生产性服务业专业化和多样化集聚均能显著促进我国制造业价值链攀升,其中多样性集聚的作用效果更强,这一结论在考虑了测度指标的严格性、极端值及相关内生性问题后仍然成立。在考虑了企业贸易类型、所在地区、所有制的异质性后,生产性服务业集聚的影响效应存在差异。机制检验结果证实了生产性服务业专业化集聚可放大企业生产率对制造业价值链攀升的积极作用,而专业化和多样化集聚均弱化了企业成本对的负向影响。

本文的研究结论对推动生产性服务业集聚促进我国制造业价值链向高端攀升具有以下政策启示:第一,应积极鼓励制造业分理处生产环节中的非核心部分进行外包,打破制造业内部“封闭式自我服务模式”,激发运用生产性服务业两种维度集聚产生的知识溢出效应、竞争效应、合作效应和规模经济效应,强化生产性服务业与制造业联动关系的优势互补,形成积极的产业关联互动,更好更快推进制造业价值链攀升;第二,在制定生产性服务业和制造业价值链攀升发展战略时,应考虑企业异质性与地区异质性因素。比如较大城市规模的城市可将低端的生产性服务业分流至小规模城市中,发挥地区间的比较优势,分工协作,不仅能缓解大城市的经济环境压力,也能发挥中心城市的辐射带动作用,有利于周边城市的产业结构升级;第三,降低企业成本,培育企业创新意识。降低制造业企业包括用地费用、水电成本、运输成本、融资成本和制度性交易成本等在内的发展成本,对高新技术产业的发展实施财政补贴、金融支持等优惠性政策。

## [参考文献]

- [1] 张杰,刘志彪,郑江淮. 产业链定位、分工与集聚如何影响企业创新——基于江苏省制造业企业问卷调查的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2007 (7): 47-55.
- [2] 岑丽君. 中国在全球生产网络中的分工与贸易地位——基于 TiVA 数据与 GVC 指数的研究 [J]. 国际贸易问题, 2015 (1): 3-13+131.



- [3] 陈建军, 陈国亮, 黄洁. 新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究——来自中国 222 个城市的经验证据 [J]. 管理世界, 2009 (4): 83-95.
- [4] 惠炜, 韩先锋. 生产性服务业集聚促进了地区劳动生产率吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33 (10): 37-56.
- [5] MARKUSEN J R. Trade in Producer Services and in Other Specialized Intermediate Inputs [J]. American Economic Review, 1989, 79 (1): 85-95.
- [6] 盛丰. 生产性服务业集聚与制造业升级: 机制与经验——来自 230 个城市数据的空间计量分析 [J]. 产业经济研究, 2014 (2): 32-39+110.
- [7] 宣烨. 生产性服务业空间集聚与制造业效率提升——基于空间外溢效应的实证研究 [J]. 财贸经济, 2012 (4): 121-128.
- [8] 杜宇玮. 中国生产性服务业促进制造业升级影响因素研究——基于超效率 DEA 和 Tobit 模型的实证分析 [J]. 商业研究, 2017 (6): 145-153.
- [9] 刘斌, 王乃嘉. 制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究 [J]. 中国工业经济, 2016 (9): 59-74.
- [10] MARSHALL A. Principles of Economics; An Introductory Volume [J]. Social Science Electronic Publishing, 1920, 67 (1742): 457.
- [11] JACOBS J. The Economy of Cities [M]. New York: Vintage, 1969.
- [12] 顾乃华. 我国城市生产性服务业集聚对工业的外溢效应及其区域边界——基于 HLM 模型的实证研究 [J]. 财贸经济, 2011 (5): 115-122+44.
- [13] 江静, 刘志彪, 于明超. 生产者服务业发展与制造业效率提升: 基于地区和行业面板数据的经验分析 [J]. 世界经济, 2007 (8): 52-62.
- [14] 沈鸿, 向训勇. 专业化、相关多样化与企业成本加成——检验产业集聚外部性的一个新视角 [J]. 经济学动态, 2017 (10): 81-98.
- [15] 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): 112-132.
- [16] 白清. 生产性服务业促进制造业升级的机制分析——基于全球价值链视角 [J]. 财经问题研究, 2015 (04): 17-23.
- [17] 冯泰文. 生产性服务业的发展对制造业效率的影响——以交易成本和制造成本为中介变量 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009, 26 (3): 56-65.
- [18] HENDRIKS P. Why share knowledge? The influence of ICT on the motivation for knowledge sharing [J]. Knowledge and process management, 1999, 6 (2): 91-100.
- [19] 宣烨, 余泳泽. 生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究——来自 230 个城市微观企业的证据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34 (2): 89-104.
- [20] KEE HL, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. American Economic Review, 2016, 106 (6) .
- [21] 黎日荣, 周政. 生产性服务业集聚一定会提升制造业的生产率吗? ——来自微观企业的证据 [J]. 产经评论, 2017, 8 (6): 70-80.
- [22] EZCURRA R, PASCUAL P, RAP ÚN M. Regional Specialization in the European Union [J]. Regional Studies, 2006, 40 (6): 601-616.
- [23] COMBES P P. Economic Structure and Local Growth: France, 1984-1993 [J]. Journal of Urban Economics, 2000, 47 (3): 329-355.
- [24] 田素华, 李筱妍, 王璇. 双向直接投资与中国经济高质量发展 [J]. 上海经济研究, 2019 (8): 25-36.
- [25] WANGZ, WEI S J, ZHU K. Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels [R]. NBER Working Paper, 2013. .

- [26] HEAD K, RIES J. Heterogeneity and the FDI Versus Export Decision of Japanese Manufacturers [J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2003, 17 (4): 448-467.
- [27] HALL R E, JONES C I. Why Do Some Countries Produce so Much More Output Per Worker Than others? [J]. *The quarterly journal of economics*, 1999, 114 (1): 83-116.
- [28] 田巍, 余森杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究 [J]. *管理世界*, 2013 (1): 28-44.
- [29] AHN J B, KHANDELWAL A K, WEI S J. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. *Journal of International Economies*, 2011, 84 (1): 73-85.
- [30] 王晓红, 王传荣. 产业转型条件的制造业与服务业融合 [J]. *改革*, 2013 (9): 40-47.
- [31] 韩峰, 洪联英, 文映. 生产性服务业集聚推进城市化了吗? [J]. *数量经济技术经济研究*, 2014, 31 (12): 3-21.
- [32] 刘斌, 王乃嘉. 制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究 [J]. *中国工业经济*, 2016 (9): 59-74.

(责任编辑 蒋荣兵)

## Does Producer Services Industry Agglomeration Promote the Rise of the Manufacturing Value Chain — Empirical Research Based on 277 Urban Micro-enterprises

YU Shenghua LI Dan ZHU Shujin

**Abstract:** Based on the combined data of Chinese Industrial Enterprises and customs trade statistics from 2003 to 2007 and China City Database from 2003 to 2013, this paper explored the effects and mechanisms of the growth of 277 urban producer services agglomeration on the manufacturing value chain. The results show that: In general, specialization and diversification agglomeration of producer services can effectively promote the manufacturing industry to the high value chain, and the effect of diversification agglomeration is more significant; The impact of the agglomeration of producer services on the rise of manufacturing has differences in the types of trade, the region, the types of ownership, and the size of the city; The mechanism tests indicate that specialization and diversification agglomeration of producer services weakens the negative impact of enterprise costs on the upgrading of manufacturing value chain through economies of scale, and specialization agglomeration of producer services can amplify the promotion of enterprise productivity to the upgrading of manufacturing value chain through technological spillover effects. The conclusions of this paper have certain enlightenment for relying on the agglomeration of producer service industry to promote the rise of China's manufacturing value chain.

**Keywords:** Agglomeration of Producer Services; Manufacturing Value Chain; Technological Spillover Effect; Economies of Scale