

DOI: 10.19361/j.er.2020.04.02

生产性服务业空间集聚如何推动制造业升级?

高 康 原毅军*

摘要: 生产性服务业空间集聚产生的正外部效应是推动制造业升级的重要途径。本文基于集聚外部性理论和新经济地理理论的分析框架,将生产性服务业空间集聚的外部效应与制造业升级的内涵嫁接起来,利用城市面板数据实证检验了二者之间的作用机制和传导路径。结果表明:生产性服务业空间集聚可通过促进内含知识溢出的研发要素流动以及降低污染排放强度两条路径推动制造业升级,上述结论在进行了一系列的稳健性检验后仍然成立。生产性服务业空间集聚对制造业升级具有倒“U”型的非线性作用机制,研发资本流动、资源错配以及污染排放强度在其中发挥了正向调节作用,但受到研发资本流动量的门槛约束。本文为更好发挥生产性服务业空间集聚对制造业升级的促进作用提供了经验证据,从而为国家通过“多管齐下”的产业政策推动制造业升级提供借鉴。

关键词: 制造业升级;生产性服务业;空间集聚;门槛效应

一、引言

20 世纪 90 年代以来,在资本、劳动力和自然资源等要素红利和禀赋优势的助推下,中国制造业取得了长足发展,并在 2010 年后一跃成为世界第一制造大国和出口大国。早期囿于技术开发的耗时性和昂贵性,在一定时期内“用要素替代技术”成为参与全球价值链分工和获取竞争力的有效手段。但是,长期依赖于要素投入驱动发展,制造业的技术水平和自主创新能力整体较弱,导致长期被锁定在全球价值链低端,制造业“大而不强”的劣势明显,实现制造业的转型升级迫在眉睫。另外,随着产业结构的不断“软化”,以及“工业经济”向“服务经济”的转型,服务供给的“外部化”现象愈发凸显。从 2006 年国家明确提出大力发展生产性服务业,到党的十九大报告提出加快现代化生产性服务业建设,这些信号已显示出国家依托生产性服务业推动制造业转型升级和价值链攀升的产业布局政策。并且,随着信息技术的不断发展和创新,生产性服务业突破了地域限制而在更广阔的空间范围集聚,与制造业在空间上形成互动,成为优化产业结构和推动制造业升级的重要动力。因此,在加速实现中国

* 高康,大连理工大学经济管理学院,邮政编码:116024,电子信箱:kangg@mail.dlut.edu.cn;原毅军,大连理工大学经济管理学院,邮政编码:116024,电子信箱:yjyuan@dlut.edu.cn。

本文得到国家社科基金重大项目“加快我国传统产业向中高端升级发展的微观机制和政策创新研究”(项目编号:15ZDA025)资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵建议,文责自负。

制造业转型升级的现实背景下,明晰生产性服务业空间集聚与制造业升级之间的逻辑关系,廓清生产性服务业空间集聚推动制造业升级的机制路径,对于中国在全球价值链攀升中取得先动竞争优势具有重要意义。本文基于生产性服务业空间集聚的“产业-空间”双重属性,在新经济地理理论和外部性理论的分析框架内,重点对生产性服务业空间集聚作用于制造业升级的影响机制进行探索。

对于制造业与生产性服务业的关系认识,大抵经历了需求遵从论(Francois and Woerz, 2008)、供给主导论(Eswaran and Kotwal, 2002)、互动论(陈建军、陈菁菁, 2011)与融合论(Eberts and Randall, 1998)的发展历程。总结发现,早期关于生产性服务业集聚作用于制造业升级的研究主要关注于产业维度的微观组织层面。藉由生产性服务业集聚,制造业企业可享受由此带来的中间交易成本的缩减、专业化分工而引发的规模经济效应,以及方便对于综合性专业外包服务的获取,也即制造业企业可依托生产性服务业集聚提供的商业便利外部性和技术外部性获得成本剩余与收益剩余(Bosworth and Triplett, 2007)。随着生产性服务业发展,其在空间上的集聚态势日益明显,空间视角下生产性服务业集聚的产业升级效应研究成为近些年的热点。余泳泽等(2016)、宣烨和余泳泽(2017)等学者基于空间视角,利用城市面板数据及企业微观数据,就生产性服务业集聚对制造业效率的空间外溢效应进行了有益探索。但是,就二者之间作用机制的实证考察而言,现有研究仍比较薄弱。盛丰(2014)认为生产性服务业集聚引发的竞争效应、专业化效应、学习效应和规模经济效应对制造业升级具有促进作用;刘奕等(2017)利用城市面板数据研究表明,社会创新体系、综合交易成本和需求规模等是生产性服务业集聚作用于制造业升级的中介关联因素;乔彬等(2019)基于中国高铁大发展的事实特征,研究发现高铁开通能够通过“要素整合效应”实现生产性服务业的要素资源整合,从而强化生产性服务业集聚对制造业升级的推动作用;韩峰和阳立高(2020)在集聚经济和新增长理论的研究框架内,实证考察认为生产性服务业集聚可通过规模经济效应和技术外溢效应对制造业升级产生促进作用。以上文献虽然丰富了此方面的研究内容,但仍少有空间思想实证研究内容的融入,关于传导机制的效应研究仍比较少见。综合上述文献发现已有研究仍存在以下不足:其一,对于生产性服务业集聚作用于制造业升级的机制研究多集中于理论性探索,缺乏实证考察;其二,大多研究将生产性服务业集聚对制造业升级的影响视为“黑箱”,重点关注了生产性服务业集聚对制造业升级的内生直接影响,但缺乏系统地检验生产性服务业空间集聚外生间接作用于制造业升级的机制;其三,在中国经济增长渐渐趋近于资源与环境条件约束边界的情况下,实现制造业的绿色升级刻不容缓,而以往对于制造业升级的研究,多注重于制造业的合理化与高级化,忽视了制造业升级应有的绿色化内涵,这不符合中国制造业升级的应有之义。

鉴于已有研究的不足,本文的边际贡献主要体现在以下几点:第一,深化了产业升级的内涵,从推动制造业的生产要素高级化、资源配置合理化和生产经营绿色化三个方面对生产性服务业空间集聚作用于制造业升级的机制进行理论分析;第二,为克服变量之间内生性带来的估计偏差,构建包含生产性服务业空间集聚、制造业升级以及中介机制的面板联立方程模型进行实证检验;第三,在实证检验生产性服务业空间集聚作用于制造业升级影响机制的基础上,构建动态面板门槛模型进一步分析二者之间的传导路径。

二、机理分析与研究假设

现有研究表明,制造业升级主要包括合理化和高级化两方面,合理化强调制造业内部各细分行业之间的资源配置效率,高级化则强调实现制造业由传统粗放型向知识密集型的转型升级。另外,目前我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,谋求制造业的绿色发展是实现经济高质量发展的关键一环,这同样也是我国制造业升级的重要内涵。集聚经济理论认为,生产性服务业集聚的制造业升级效应主要得益于马歇尔外部性,包括知识溢出效应、“蓄水池”效应以及规模经济效应,本文从制造业升级的内涵出发,将生产性服务业空间集聚的外部效应与制造业升级的内涵嫁接起来,以此来探究生产性服务业空间集聚推动制造业升级的作用机制。

(一) 基本传导机制及研究假设

学界已就知识溢出对制造业的效率增进效应和价值链升级效应形成共识(Acemoglu and Cao, 2015),而集聚经济的知识溢出效应研究也由来已久(Storper and Venables, 2004; Beaudry and Schiffauerova, 2009)。生产性服务业空间集聚带来市场分工的细化与专业化,可在一定程度上降低区域内的边际生产成本,而生产性服务业具有的知识密集型特征,会引发含有“知识和技术信息”的研发资本的跨地区流动,这不仅能够提高当地生产性服务业的服务质量,而且由此带来的知识溢出也会促进当地制造业的技术进步和技术效率提升,为实现制造业的结构“软化”和转型升级提供技术支撑。另外,产业集聚引发创新资源在区域内汇集,为地区内营造了良好的创新平台,这为高素质劳动力在地区和企业间的流动提供了良好的外部环境。进一步地,集聚带来流动成本和搜寻成本的降低还能够进一步提高人员流动频率,进而带来知识的频繁传播和交换,为更具创造力的缄默知识的局域知识溢出提供了便利条件,从而为推动地区制造业由劳动与资源密集型为主的产业价值链中低端向知识与技术密集型为主的产业价值链中高端攀升提供持续的动力。由此提出以下研究假设:

假设 1:生产性服务业空间集聚的知识空间溢出效应,可提升制造业生产要素的高级化水平,进而推动制造业升级。

研究表明,资源错配会大大降低制造业生产率(Hsieh and Klenow, 2009; Hagemejer et al., 2018),而改善资源错配是提高产出和实现价值链升级的有效手段(Busso et al., 2013; 盖庆恩等, 2015)。集聚引发的竞争一方面通过淘汰低生产率企业实现资源的优化再配置,另一方面会为制造业企业带来更多的成本剩余和更高的服务质量,从而进一步刺激制造业企业的服务业务外购意愿,此时,制造业企业能够将更多的资源分配到核心生产环节,从而获得价值链中高端环节的竞争优势。其次,生产性服务业空间集聚能够为制造业提供丰裕的劳动力市场,这为其在转型升级背景下与生产性服务业在一些岗位上的劳动力素质匹配提供了可能,能很好地满足制造业企业研发部门对高素质劳动力的需求。而且,近距离的信息传输和共享还能够弱化信息失真带来的要素误配,引导要素流向优质企业,从而提高制造业总体生产率,实现价值链攀升。由此提出以下研究假设:

假设 2:生产性服务业空间集聚的“蓄水池”效应,可通过改善资源错配,提升制造业资源配置效率,进而推动制造业升级。

长期粗放型的经济发展方式,已使中国的经济增长趋近于资源与环境条件的约束边界,实现经济的绿色增长和可持续发展成为时代主题,而实现制造业绿色转型发展则是推动经济社会全面绿色发展的重要一环。节能减排作为制造业绿色生产率提升的重要手段(Sheinbaum et al.,2011;张伟等,2016),无疑是实现制造业绿色升级的重要保障。集聚形成的规模经济效应可从“开源”和“节流”两方面实现制造业的节能减排和绿色生产率提升。“开源”表现在集聚的规模经济效应可使区域内的制造业企业以较低成本获取专业化的治污业务外包服务,从而以低成本、高效率完成污染治理活动,实现制造业企业绿色生产率的提升;“节流”表现为在产业链上下游的接触和互动中,生产性服务业将绿色技术、理念等绿色生产要素嵌入制造业生产的各个环节,从而降低制造业的资源投入强度和污染排放强度,实现节能减排。由此提出以下研究假设:

假设3:生产性服务业空间集聚的规模经济效应,可实现制造业的节能减排,促进制造业绿色生产,进而推动制造业升级。

(二) 非线性传导机制及研究假设

基于产业集聚生命周期理论,生产性服务业空间集聚一般会经历起步期、成熟期和衰退期三个阶段。随着集聚区的形成以及集聚强度的进一步加深,集聚产生的MAR外部性和Jacobs外部性会引发资本、人员、信息和产品等要素的流动和交换,从而为集聚区内的企业带来规模经济效益和外溢效应,为制造业升级提供良好的外部支持环境(季书涵等,2016)。但是,随着生产性服务业空间集聚程度的继续提高,产业集聚区的规模不断扩大,过度集聚引发的极化效应会造成土地、环境及交通等一系列成本的上升,由此引发的离心力不断削减集聚经济的正外部性,不利于生产要素的扩散和外溢,从而阻碍制造业价值链的攀升(原毅军、郭然,2018)。当然,生产性服务业空间集聚对制造业升级的动态影响不仅受到自身水平的作用,同样会受到知识溢出、资源错配和节能减排的调节影响。制造业升级是基于制造业的生产要素高级化、资源配置合理化以及生产经营绿色化的全面升级。首先,研发要素流动带来的知识溢出,不仅可以提升当地生产性服务业的有效服务供给,同时加速制造业产业结构的转型进度,实现制造业与服务业的深度融合发展,更有助于其向具有知识密集的价值链高端环节跃迁。其次,地区资源配置效率的提升能够使制造业从上游服务业获得专业化的中间服务,带来直接的成本降低效应,同时,企业可专注于高产品附加值的核心业务竞争力的提升,进而提高生产率。最后,制造业绿色生产的倒逼效应,会对上游服务业提出更高的服务要求,驱动生产性服务业通过技术、管理创新以及组织结构优化提高自身服务能力,从而有利于清洁生产技术和绿色经济模式的传播和应用。由此提出以下研究假设:

假设4:生产性服务业空间集聚对制造业升级的影响存在非线性的门槛效应,并且各中介变量会对生产性服务业空间集聚的制造业升级效应起到调节作用。

三、研究设计

(一) 模型构建

基于上述理论分析,为考察生产性服务业空间集聚对制造业升级的影响及具体的作用机制,参考王昀和孙晓华(2017)的方法,本研究构建了包含生产性服务业空间集聚、中介机

制与制造业升级 3 个方程的面板联立方程模型,具体模型设置如下:

$$lp_{it} = \alpha_{10} + \alpha_{11}M_{it} + \sum \varphi_{1k}X_{k,it} + \lambda_i + \mu_{it} \quad (1)$$

$$M_{it} = \beta_{20} + \beta_{21}seagg_{it} + \sum \phi_{2k}X_{k,it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$seagg_{it} = \theta_{30} + \theta_{31}M_{it} + \theta_{32}lp_{it} + \sum \eta_{3k}X_{k,it} + \lambda_i + \gamma_{it} \quad (3)$$

(1)式为制造业升级方程, i 和 t 分别表示城市和年份, lp_{it} 为制造业升级指数, α_{10} 为常数项, M_{it} 为各中介变量,分别为知识溢出(ks)、资源错配(rm)和节能减排($ecer$)。 $X_{k,it}$ 表示第 k 个控制变量,选取外商直接投资(fdi)、制造业行业利润率(pro)、制造业市场竞争(mc),以及地区虚拟变量(dum)。式(2)为中介机制方程, $seagg_{it}$ 为生产性服务业空间集聚指数, β_{20} 为常数项,控制变量 $X_{k,it}$ 选取地区经济发展水平($pgdp$)和制造业市场规模(ms)。式(3)为生产性服务业空间集聚方程, θ_{30} 为常数项,控制变量 $X_{k,it}$ 选取制造业市场规模(ms)和制造业行业利润率(pro)。 λ_i 为个体固定效应, μ_{it} 、 ε_{it} 和 γ_{it} 为各方程中的随机扰动项。

为进一步考察生产性服务业空间集聚是否对制造业升级具有非线性影响,以及各中介变量是否存在门槛效应,这里引入 Hansen(1999)的面板门槛模型对上述问题进行考察。另外,考虑到制造业升级是一个动态且持续的过程,而且生产性服务业空间集聚与其他解释变量间可能互为因果导致内生性问题,鉴于此,本文引入被解释变量滞后期 $lp_{i,t-1}$ 构建动态面板门槛模型(Caner and Hansen,2004),具体模型设定如下:

$$lp_{it} = \kappa_0 + \tau lp_{i,t-1} + \kappa seagg_{it}(q_{it}, \gamma) + \sum \delta_k X_{k,it} + \lambda_i + \zeta_{it} \quad (4)$$

(4)式中: $lp_{i,t-1}$ 为制造业升级指数的滞后一期, q_{it} 为门槛变量,分别为生产性服务业空间集聚($seagg$)、知识溢出(ks)、资源错配(rm)和节能减排($ecer$)。式(4)中的门槛关系可等价于 $seagg_{it}(q_{it}, \gamma) = \begin{cases} seagg_{it}I(q_{it} < \gamma) \\ seagg_{it}I(q_{it} \geq \gamma) \end{cases}$,其中 $\kappa = \kappa_1, \kappa_2$ 。 $X_{k,it}$ 选取地区经济发展水平($pgdp$)、外商直接投资(fdi)、制造业市场竞争(mc)、制造业市场规模(ms)和制造业行业利润率(pro)。

考虑到生产性服务业空间集聚对制造业升级的多阶段非线性影响,以及各中介变量在其中发挥的多阶段动态调节作用,将式(4)的单门槛(Single-threshold)面板回归模型拓展到多门槛(Multiple-thresholds)面板回归模型,具体式子如下:

$$lp_{it} = \alpha_0 + \tau lp_{i,t-1} + \kappa_1 seagg_{it}I(q_{it} < \gamma_1) + \kappa_2 seagg_{it}I(\gamma_1 \leq q_{it} < \gamma_2) + \kappa_3 seagg_{it}I(q_{it} \geq \gamma_2) + \sum \delta_k X_{k,it} + \lambda_i + \mu_{it} \quad (5)$$

(二) 数据说明

本文选取中国 285 个地级市作为考察对象,考察期为 2005—2016 年,所涉及数据均来自 2006—2017 年的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和各地的统计公报。为保证数据的准确性和平稳性,对于受价格波动影响的指标数据均以 2005 年为基期,利用 GDP 平减指数和工业品出厂价格指数折算为实际值。

(三) 变量说明

1. 被解释变量:制造业全员劳动生产率(lp)

对于区域制造业升级的刻画,学界仍莫衷一是,总结起来主要有效率指标、结构指标

和综合指标等表征方法。对于效率指标,苏杭等(2017)、李永友和严岑(2018)、Carluccio等(2019)采用企业全要素生产率和劳动生产率表示制造业升级;对于结构指标,周茂等(2018)、李磊等(2019)采用制造业技术复杂度和高技术产业比重衡量制造业升级;至于综合指标,张丹宁和陈阳(2014)、潘秋晨(2019)通过构建综合评价指标体系来反映制造业转型升级效果。对比以上几种度量方法可知,无论通过何种途径推动制造业升级,最终都会体现在企业的生产效率上。并且,在经济“新常态”下,实现效率偏向性的经济高质量发展是中国经济可持续发展的内在要求。因此,本研究拟采用效率指标对制造业升级进行刻画。至于采取全要素生产率还是劳动生产率,有学者研究表明全要素生产率与劳动生产率具有长期稳定的正向关系(Martino, 2015),且劳动生产率具有直观和容易计算的优势,在中国企业的发展评价中运用较为广泛。因此,本文最终采用制造业全员劳动生产率(lp)来刻画地区制造业升级,运用规模以上工业总产值与其从业人数的比值来衡量全员劳动生产率。

2. 核心解释变量:生产性服务业空间集聚指数($seagg$)

对于生产性服务业的界定,参考国家统计局划分标准及相关学者的研究(刘奕等, 2017),本文选取交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商业服务业,科学研究、技术服务和地质勘探业 5 大行业,并以其就业人数为基准对集聚指数进行测度。由于生产性服务业具有知识密集型特征,所提供的很多无形产品可通过区域内构建的无形网络进行传输,无需面对面接触和交流,这就大大延展了生产性服务业的服务半径,本地区的生产性服务业集聚不仅对当地的制造业生产率提升发挥作用,而且可以通过服务的溢出效应对周边地区的制造业效率产生影响。因此,本文在构建生产性服务业集聚指数时,融入了表征空间外溢效应的地理距离衰减系数,具体计算公式如下:

$$seagg_{it} = \sum_j \left[\left(\frac{sq_i}{q_i} \right) / \left(\frac{sq}{q} \right) \right] d_{ij}^{-2} \quad (6)$$

(6)式中, sq_i 和 q_i 分别表示城市 i 的生产性服务业就业人数和总就业人数, sq 和 q 分别表示全国的生产性服务业就业人数和总就业人数, d_{ij} 表示城市 i 和城市 j 的空间距离。

3. 中介变量

首先,对于知识溢出指数(ks),基于理论分析,本文构建能够表示知识溢出的研发人员流动指数(fp)和研发资本流动指数(fc)两个指标对其进行表征。借鉴白俊红等(2017)的做法,通过构建引力模型(Gravity Model)对地区内的研发人员与研发资本流动总量进行测度,具体公式如下:

$$F_{ij} = GM_i M_j d_{ij}^{-2} \quad (7)$$

(7)式中: F_{ij} 表示城市 i 对城市 j 的吸引力; G 表示引力系数,一般取值1; M_i 和 M_j 分别为城市 i 和城市 j 的某种属性值。

以往研究中,在考察人员的空间相互作用时,劳动经济学将其解释为流量起点与终点之间的“推力-拉力”作用的结果。白俊红等(2017)研究发现工资是影响劳动力流动的重要吸引力变量;并且,研发人员属于专业技术性高且知识创造力强的“创意阶层”,教育、医疗和居住环境等“软性要素”也是影响其区位选择的重要因素。在“效用最大化”的驱使下,研发人

员往往会从工资低且“软环境”较差的地区流向工资较高且“软环境”较好的地区。因此,本文基于只包含吸引力变量的产出约束双对数引力模型,选用地区间的工资差值及软环境竞争力^①差值作为吸引力变量来测度内含知识溢出的研发人员流动量,具体测算公式如下:

$$fp_{it} = \sum \left[\ln p_{it} \cdot \ln(wage_{jt} - wage_{it}) \cdot \ln(com_{jt} - com_{it}) \cdot d_{ij}^{-2} \right] \quad (8)$$

(8)式中: fp_{it} 表示城市*i*在*t*年的总研发人员流动量, p_{it} 表示城市*i*在*t*年的研发人员数量,考虑到数据的可得性,本文用高端生产性服务业^②单位从业人数进行替代,因为高端生产性服务业属知识技术密集型,知识溢出能力较强。 $wage_{jt}$ 和 $wage_{it}$ 分别表示城市*j*和城市*i*在*t*年的单位职工平均工资, com_{jt} 和 com_{it} 分别表示城市*j*和城市*i*在*t*年的城市软环境竞争力。

对于研发资本流动量,本文也同样采用引力模型进行测度。考虑到资本具有“趋利性”特征,往往会从低利润率地区流向高利润率地区,而一个地区的企业利润率是影响资本流动方向的重要因素,因此这里选用地区间制造行业的平均利润率差值作为吸引力变量来测度研发资本的流动量,具体测算公式如下:

$$fc_{it} = \sum \left[\ln c_{it} \cdot \ln(pro_{jt} - pro_{it}) \cdot d_{ij}^{-2} \right] \quad (9)$$

(9)式中: fc_{it} 表示城市*i*在*t*年的总研发资本流动量, c_{it} 表示城市*i*在*t*年的研发资本支出,考虑到数据的可得性,本文用政府财政支出中的科技支出进行替代。 pro_{jt} 和 pro_{it} 分别表示城市*j*和城市*i*在*t*年的规模以上工业企业平均利润率。

其次,对于资源错配(*rm*)的测度,借鉴季书涵等(2016)的方法,对地区内的资本错配指数(rm_K)和劳动力错配指数(rm_L)分别进行测算,具体计算公式如下:

$$rm_{Ki} = \frac{1}{dis_{Ki}} - 1 \quad rm_{Li} = \frac{1}{dis_{Li}} - 1 \quad (10)$$

(10)式中: dis_{Ki} 和 dis_{Li} 分别为资本与劳动力的相对扭曲指数,可通过如下公式计算:

$$dis_{Ki} = \left(\frac{K_i}{K} \right) / \left(\frac{s_i \beta_{Ki}}{\beta_K} \right) \quad dis_{Li} = \left(\frac{L_i}{L} \right) / \left(\frac{s_i \beta_{Li}}{\beta_L} \right) \quad (11)$$

(11)式中: K_i/K 表示城市*i*的资本占总资本的比例, s_i 表示城市*i*的产出占总产出的比例, β_{Ki} 为各城市的资本产出弹性,本文通过构建柯布-道格拉斯生产函数进行估算, $(s_i \beta_{Ki})/\beta_K$ 为资本有效配置时城市*i*使用资本的比例。劳动力扭曲公式中的变量含义与此类似。研究表明,产业集聚对劳动力和资本的影响是同时存在的(季书涵等,2016),因此将资本错配和劳动力错配综合分析,这里对资本错配指数和劳动力错配指数取绝对值并求和,即得到内涵型资源错配指数^③。

①本文从社会环境和生态环境两个维度构建软环境竞争力的指标体系。其中,社会环境维度包括城市交通资源、城市医疗卫生资源、城市教育资源和城市文化资源4个指标;生态环境维度包括建成区绿化覆盖率、人均绿化面积、污水处理率和无公害垃圾处理率4个指标。通过熵值法计算得到统计年度内每个城市的软环境综合评分指数,指数越大,则表示软环境竞争力越强。

②包括信息传输、计算机服务和软件业,金融业,科学研究、技术服务和地质勘探业3个行业。

③内涵型资源错配指数为负向指标。在后文实证部分,若其回归系数为负,表示可改善资源错配;若为正,则表示加剧了资源错配。节能减排与资源错配同为负向指标。

最后,对于节能减排指数(*ecer*),本文用工业废水排放强度(吨/万元)表示。

4. 控制变量

地区经济发展水平(*pgdp*),用人均实际 GDP(万元)表示;外商直接投资(*fdi*),用 FDI 占地区 GDP 比重表示;制造业行业利润率(*pro*),用规模以上工业企业的利润总额与销售收入的比值表示;制造业市场竞争(*mc*),用地区内规模以上工业企业数量表示;制造业市场规模(*ms*),用地区内规模以上工业企业的平均产出(亿元)表示;地区虚拟变量(*dum*),东部地区城市以及各省会城市取 1,其余取 0。

变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计 (N=3 420)

变量名	符号	最小值	最大值	均值	标准差
制造业升级指数	<i>lp</i>	2.1251	8.3103	4.2459	0.6478
生产性服务业空间集聚指数	<i>seagg</i>	0.0532	3.7282	0.8086	0.3108
研发人员流动量	<i>fp</i>	0.0000	2.2303	0.0267	0.1170
研发资本流动量	<i>fc</i>	1.1989	276.0464	5.7544	17.5620
资源错配	<i>rm</i>	0.0332	4.3479	1.1225	0.1947
节能减排	<i>ecer</i>	0.5015	620.7805	14.3125	24.8784
地区经济发展水平	<i>pgdp</i>	0.2399	27.2133	1.9193	1.9951
外商直接投资	<i>fdi</i>	0.0000	0.1424	0.0194	2.0189
制造业行业利润率	<i>pro</i>	-0.1801	1.7840	0.0807	0.0692
制造业市场竞争	<i>lnmc</i>	2.9444	9.8412	6.4913	1.1330
制造业市场规模	<i>ms</i>	6.4259	11.6428	8.8901	0.5578

四、实证结果及分析

(一) 中介传导机制结果分析

为考察生产性服务业空间集聚的制造业升级效应及具体传导路径的有效性,本文使用系统估计中的三阶段最小二乘法(3SLS)对构造的面板联立方程模型进行估计。3SLS 作为一种将 2SLS 与 SUR 相结合的估计法,能很好地克服联立方程组中的内生性问题与随机误差项同期相关问题。

从表 2 中以知识溢出为中介机制的估计结果可知,在中介机制方程中,生产性服务业空间集聚的影响系数显著为正,表明生产性服务业空间集聚能够加速城市间的研发要素流动频率,并吸引其向地区内流入。控制变量方面,制造业市场规模对研发人员流动的影响显著为正,对研发资本流动的影响为负,但不显著,表明大型制造业企业对研发人员更具有吸引力。另外,经济发达地区更有利于研发要素的流动和汇集。

在中介机制 1 的制造业升级方程中,研发要素流动的影响系数显著为正,表明研发要素对地区内的制造业升级具有推动作用,随着研发要素的汇集,可为地区内制造业部门提供充足的创新资源和智力资本,从而加速制造业升级进程。结合中介机制方程可知,知识溢出是生产性服务业空间集聚推动制造业升级的传导机制。在控制变量中,制造业市场竞争的影响系数显著为正,随着制造业市场竞争加剧,会在地区内引发逃离竞争效应,企业致力于通过技术、管理创新以及组织结构优化等方式来提升自身生产率,从而推动地区制造业的转型升级。外商直接投资的影响系数显著为负,反而不利于地区内制造业的转型升级,这可能与

现阶段中国的外商直接投资主要流向处于价值链低端的劳动密集型和资源密集型产业有关,这会造成制造业部门对粗放型生产方式形成路径依赖,从而制约制造业转型升级。另外,利润率和地区经济发展水平也是推动制造业向价值链两端跃进的重要因素。

在中介机制 1 的生产性服务业空间集聚方程中,研发要素流动的系数显著为正,表明在研发要素流动量越大的地区,生产性服务业空间集聚度越高,研发要素是吸引生产性服务业空间集聚的重要影响因素。控制变量方面,制造业规模的回归系数均显著为负,表明制造业规模可能在空间上对生产性服务业形成挤出效应,反而不利于生产性服务业空间集聚。

表 2 生产性服务业空间集聚推动制造业升级的传导机制回归结果

中介机制 1:知识溢出(研发人员流动)				中介机制 1:知识溢出(研发资本流动)			
变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程	变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程
<i>lp</i>			-0.0063 (-0.1114)	<i>lp</i>			0.0447 (1.0356)
<i>seagg</i>		0.2698 *** (8.5114)		<i>seagg</i>		66.7520 *** (11.3517)	
<i>fp</i>	2.7172 *** (4.7333)		3.1992 *** (10.5629)	<i>fc</i>	0.0060 ** (2.3804)		0.0125 *** (10.0426)
<i>lnmc</i>	0.0317 * (1.8721)			<i>lnmc</i>	0.0346 ** (1.9966)		
<i>dum</i>	0.0873 *** (3.0187)			<i>dum</i>	0.0849 *** (3.5618)		
<i>fdi</i>	-0.0322 *** (-5.2809)			<i>fdi</i>	-0.0239 *** (-4.3443)		
<i>ms</i>		0.0195 *** (5.3683)	-0.1063 *** (-4.4211)	<i>ms</i>		-1.3620 (-0.6909)	-0.0908 *** (-4.2115)
<i>pro</i>	0.0173 *** (10.0701)		0.0004 (0.3909)	<i>pro</i>	0.0166 *** (9.7736)		0.0018 ** (2.4809)
<i>pgdp</i>		0.0032 ** (2.2129)		<i>pgdp</i>		0.8920 *** (4.0370)	
常数项	3.8600 *** (39.1911)	-0.3720 *** (-9.8300)	1.6972 *** (12.2946)	常数项	3.8692 *** (37.1215)	-38.1224 *** (-4.9444)	1.3444 *** (10.3927)
N	3 420	3 420	3 420	N	3 420	3 420	3 420
中介机制 2:资源错配				中介机制 3:节能减排			
变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程	变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程
<i>lp</i>			0.5049 *** (4.6908)	<i>lp</i>			0.4972 *** (3.3737)
<i>seagg</i>		0.1829 * (1.9593)		<i>seagg</i>		-42.5341 *** (-2.6329)	
<i>rm</i>	-0.9098 ** (-2.0441)		-1.2152 *** (-2.8726)	<i>ecer</i>	-0.0468 *** (-11.3428)		-0.0235 *** (-7.1628)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	<i>Control</i>	YES	YES	YES
常数项	4.6871 *** (10.4537)	1.4100 *** (15.6917)	0.7252 (1.5738)	常数项	5.7457 *** (24.2555)	87.4219 *** (5.4343)	2.6300 *** (6.0374)
N	3 420	3 420	3 420	N	3 420	3 420	3 420

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著,括号内为 *t* 值,Control 为控制变量,下表同。

根据表2以资源错配为中介机制的估计结果可知,改善资源错配能有效推动制造业升级,但生产性服务业空间集聚并没有发挥“去”资源错配的功能,反而加剧了资源错配。究其原因,可能与国家产业政策下的政府过度干预有关。生产性服务业的集聚过程可能会因政府过度干预而产生“政策租”,大量低水平生产性服务企业扎堆集聚产生的集聚阴影效应反而会造成区域内的资源浪费和误配。因此,资源错配不是生产性服务业空间集聚推动制造业升级的传导机制。以节能减排为中介机制的估计结果表明,节能减排能够提高制造业部门的绿色生产率,从而实现制造业的转型升级发展,并且,生产性服务业空间集聚能够大大降低制造业的污染排放强度。因此,节能减排也是生产性服务业空间集聚推动制造业升级的传导机制。

综上所述,生产性服务业空间集聚可通过研发人员流动与研发资本流动带来的知识溢出,以及节能减排两条路径间接推动制造业升级。另外,改善资源错配能够推动制造业升级,但生产性服务业空间集聚并未发挥资源错配的纠正效应。具体的作用机制如图1所示。

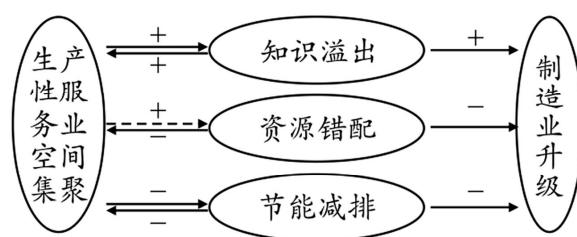


图1 生产性服务业空间集聚推动制造业升级的传导机制

(注:图中虚线表示与理论预期不符,此传递路径不存在。)

(二)非线性影响估计结果

鉴于中国区域间发展的非均衡性,为进一步明晰生产性服务业空间集聚对制造业升级的影响是否具有非线性的作用机制和空间异质性,以及各中介变量是否会影响生产性服务业空间集聚作用于制造业升级的传导路径,接下来借鉴 Kremer 等(2013)的方法对模型(4)和(5)进行估计。具体操作如下:为克服模型存在的内生性问题,这里借鉴黄智淋和董志勇(2013)的做法,通过引入变量滞后一期作为各变量的工具变量,利用两阶段最小二乘法(2SLS)对各变量进行回归,并运用吴-豪斯曼 F 检验(Wu-Hausman F Test)和杜宾-吴-豪斯曼卡方检验(Durbin-Wu-Hausman Chi Test)对各变量的内生性进行识别检验(见表3)。结果显示,除节能减排和地区经济发展水平两个变量外,其余变量与制造业升级之间均存在内生性。对此,首先,利用残差项的前向正交离差变换消除动态面板门槛模型中的固定效应,以此来解决误差项存在的序列相关问题;其次,利用消除固定效应后的因变量 lp^* 的滞后一期 $L.lp^*$ 对工具变量进行回归,得到 lp^* 的拟合值 $\hat{lp}^*$,将拟合值 $\hat{lp}^*$ 作为工具变量代入面板门槛回归模型中,基于残差和 $S_n(\gamma)$ 最小的原则,用面板最小二乘法估计出门槛值 $\hat{\gamma} = \arg\min S_n(\gamma)$,以门槛值 $\hat{\gamma}$ 为依据划分子样本,最后运用差分 GMM 估计出子样本的斜率系数。从表4的门槛效应检验结果可知,生产性服务业空间集聚存在单一

门槛,研发资本流动量、资源错配和节能减排均存在双重门槛。表5给出了各门槛值下的估计系数。

表 3 变量内生性检验结果

原假设	H_0 :解释变量为外生									
变量	<i>seagg</i>	<i>fp</i>	<i>fc</i>	<i>rm</i>	<i>ecer</i>	<i>lnmc</i>	<i>fdi</i>	<i>ms</i>	<i>pro</i>	<i>pgdp</i>
工具变量	L. <i>seagg</i>	L. <i>fp</i>	L. <i>fc</i>	L. <i>rm</i>	L. <i>ecer</i>	L. <i>lnmc</i>	L. <i>fdi</i>	L. <i>ms</i>	L. <i>pro</i>	L. <i>pgdp</i>
F(1,3132)	0.0084	0.0041	0.0031	0.0000	0.1015	0.0276	0.0295	0.0014	0.0000	0.4900
Chi-sq(1)	0.0086	0.0042	0.0036	0.0000	0.1016	0.0277	0.0296	0.0014	0.0000	0.4902

注:表中给出的是各统计量的 P 值,选用各变量的滞后一期作为工具变量。

表 4 动态门槛效应检验结果

门槛变量	门槛个数	门槛值	F 值	P 值	10%置信区间	5%置信区间	1%置信区间
<i>seagg</i>	单门槛	1.5846	67.3849 ***	0.0000	10.1506	13.4586	17.1159
<i>fc</i>	单门槛	1.7802	58.0904 ***	0.0000	9.4783	11.1270	12.8952
	双门槛	8.5830	47.6737 **	0.0229	10.4583	12.3462	13.3478
<i>rm</i>	单门槛	1.2106	78.5692 ***	0.0000	20.1467	22.6573	27.6263
	双门槛	1.1343	70.4581 ***	0.0000	22.3579	26.7074	32.8539
<i>ecer</i>	单门槛	10.4580	20.3470 ***	0.0004	6.7135	7.1269	9.6445
	双门槛	7.7839	24.1117 ***	0.0005	7.3680	8.8345	10.5426

表 5 动态门槛效应估计结果

门槛变量	门槛区间	L. <i>lp</i>	<i>seagg</i>	AR(2) (P value)	Sargan (P value)
<i>seagg</i>	(0, 1.5846]	0.1456 *** (9.9511)	0.4109 *** (9.4589)	0.2345	0.9483
	(1.5846, $+\infty$)	0.1517 *** (10.4703)	0.1046 *** (4.5093)	0.2565	0.9515
<i>fc</i>	(0, 1.7802]	0.1147 *** (8.1125)	-0.0205 *** (-1.2584)	0.2741	0.9843
	(1.7802, 8.5830]	0.1260 *** (9.5748)	0.0724 *** (3.5109)	0.2879	0.9999
	(8.5830, $+\infty$)	0.1296 *** (9.7209)	0.1563 *** (5.3793)	0.3015	0.9999
<i>rm</i>	(0, 1.1343]	0.1858 ** (8.1637)	1.0543 *** (18.6378)	0.2502	0.9167
	(1.1343, 1.2106]	0.1880 *** (9.9571)	0.8426 *** (15.5637)	0.2616	0.9432
	(1.2106, $+\infty$)	0.1947 *** (11.9571)	0.1263 *** (4.9016)	0.2652	0.9731
<i>ecer</i>	(0, 7.7839]	0.1016 *** (7.5276)	0.4157 *** (9.5316)	0.2894	0.9753
	(7.7839, 10.4580]	0.1069 *** (7.5506)	0.3673 *** (8.7842)	0.3092	0.9898
	(10.4580, $+\infty$)	0.1114 *** (7.9572)	0.3016 *** (8.0419)	0.3375	0.9893

注:AR(2)检验的原假设为“差分方程的残差序列不存在二阶序列相关”;Sargan 检验的原假设为“所有的工具变量都有效”。

从表5以 *seagg* 为门槛变量的估计结果可知,在各门槛区间内,生产性服务业空间集聚对制造业升级均产生推动作用,但却呈现倒“U”型的影响,当生产性服务业空间集聚度跨过门槛值后,生产性服务业过度集聚产生的集聚阴影效应会大大弱化生产性服务业空间集聚对制造业升级的推动作用。截至2016年,仅有北京、上海、广州和西安4个城市的生产性服务业空间集聚度跨越门槛值^①,但绝大多数城市仍处于生产性服务业空间集聚与制造业升级良好互动的“边际效应”递增阶段。

以 *fc* 为门槛变量的估计结果表明,随着研发资本流动量的增加,生产性服务业空间集聚对制造业升级的推动作用不断提升,但生产性服务业空间集聚对制造业升级的推动作用存在研发资本流动量的门槛约束。可能的原因是,在资本“趋利性”特征的支配下,研发资本等创新要素往往会从低利润率地区流向高利润率地区,在循环累积因果效应的作用下,高利润率地区不断汇集创新要素,形成创新资源的“虹吸效应”,进一步强化地区内生产性服务业空间集聚对制造业升级的推动作用;而低利润率地区则呈现出创新要素不断向外流出的“洼地效应”,进一步弱化了地区内的制造业升级能力。截至2016年,有100个城市的研发资本流动量小于门槛值^②,地区内的生产性服务业空间集聚制约了制造业升级,这些城市主要分布在东北及西部内陆地区。

以 *rm* 和 *ecer* 为门槛变量的估计结果表明,随着资源错配程度的改善和污染排放强度的降低,生产性服务业空间集聚对制造业升级的推动作用表现出“边际效应”递增趋势,资源错配的改善与污染排放强度的降低能够强化生产性服务业空间集聚对制造业升级的推动作用。

综上,生产性服务业空间集聚对制造业升级具有倒“U”型的非线性影响机制。另外,研发资本流动、资源错配以及污染排放强度3个变量具有调节效果,可动态强化生产性服务业空间集聚对制造业升级的推动作用。

(三) 稳健性检验

为保证估计结果的可靠性,也即针对生产性服务业空间集聚推动制造业升级传导路径的有效性,本文将从以下几个角度进行稳健性检验:(1)构建中介效应模型对生产性服务业集聚、中介机制与制造业升级之间的逻辑关系进行再检验,估计结果见表6。(2)替换被解释变量的稳健性检验:即替换制造业升级的表征指标,基于构建的投入产出指标体系,使用数据包络分析法(DEA)测算各地区的制造业生产效率(*pe*),对前文中的劳动生产率(*lp*)进行替换,估计结果见表7。(3)引入被解释变量的滞后一期作为解释变量构建动态联立方程模型,并使用系统GMM法进行估计,结果见表8。

^①经测算,2016年北京、上海、广州和西安4个城市的生产性服务业空间集聚度分别为2.6618、1.9316、1.8198和1.7867。

^②计算与上文生产性服务业空间集聚指数的比对方法相同。

表 6 中介效应模型的稳健性检验结果

变量	lp	fp	fc	rm	$ecer$	lp	lp	lp	lp
$seagg$	0.2996 *** (7.2153)	0.1171 *** (19.3253)	11.7463 *** (12.8346)	-0.0917 *** (-8.5446)	-2.2909 * (-1.6915)	0.2585 *** (6.9542)	0.2541 *** (7.0418)	0.3329 *** (10.0490)	0.2103 *** (6.0251)
fp						0.3320 *** (3.3304)			
fc							0.0029 *** (4.4518)		
rm								1.2344 *** (23.6243)	
$ecer$									-0.0040 *** (-9.2450)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$A-R^2$	0.0570	0.1502	0.1830	0.0378	0.0626	0.0598	0.0622	0.1893	0.0798

表 7 替换指标下的稳健性检验结果

中介机制 1:知识溢出(研发人员流动)				中介机制 1:知识溢出(研发资本流动)			
变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程	变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程
pe			-0.9245 (-4.8271)	pe			-2.2721 *** (-8.9227)
$seagg$		0.1614 *** (14.4647)		$seagg$		20.6189 *** (12.7567)	
fp	1.7343 *** (15.0665)		5.3629 *** (19.0573)	fc	0.0073 *** (15.5564)		0.0310 *** (19.3258)
Control	YES	YES	YES	Control	YES	YES	YES
常数项	0.3766 *** (21.3790)	-0.2204 *** (-8.1953)	1.9028 *** (14.8534)	常数项	0.4131 *** (25.5965)	-11.4726 *** (-2.6374)	2.3074 *** (17.5895)
N	3 420	3 420	3 420	N	3 420	3 420	3 420
中介机制 2:资源错配				中介机制 3:节能减排			
变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程	变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程
pe			1.3783 *** (7.9083)	pe			0.5769 *** (3.5289)
$seagg$		0.3860 *** (4.4646)		$seagg$		-104.5651 *** (-8.5946)	
rm	-1.7209 *** (-9.3496)		-0.5657 * (-2.3588)	$ecer$	-0.0035 *** (-6.7285)		-0.0063 *** (-6.6926)
Control	YES	YES	YES	Control	YES	YES	YES
常数项	2.1099 *** (11.6196)	1.0269 *** (14.6640)	-0.8126 (-2.5946)	常数项	0.4879 *** (16.0429)	114.8931 *** (7.5226)	0.6937 *** (3.9987)
N	3 420	3 420	3 420	N	3 420	3 420	3 420

表 8 动态联立方程模型估计结果

中介机制 1: 知识溢出(研发人员流动)				中介机制 1: 知识溢出(研发资本流动)			
变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程	变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程
L.	0.7338 *** (28.2135)	0.8631 *** (1956.3904)	0.4147 *** (11.9140)	L.	0.7354 *** (27.1507)	0.7816 *** (506.2014)	0.4146 *** (11.9184)
lp			0.0459 *** (3.4751)	lp			0.0468 *** (3.5190)
seagg		0.0063 *** (5.9540)		seagg		0.2749 *** (3.2582)	
fp	0.6498 ** (2.2073)		0.0406 (0.6405)	fc	0.0031 * (1.8236)		0.0003 (1.0316)
Control	YES	YES	YES	Control	YES	YES	YES
常数项	0.8898 *** (5.3916)	-0.0802 *** (-17.4019)	0.2519 *** (2.7238)	常数项	0.7165 *** (3.6414)	21.5744 *** (13.1938)	0.2511 *** (2.7240)
AR(2)	0.1050	0.7967	0.3245	AR(2)	0.1130	0.2405	0.3246
Sargan	0.8605	0.9053	0.8791	Sargan	0.8635	0.9528	0.8801
N	3 420	3 420	3 420	N	3 420	3 420	3 420
中介机制 2: 资源错配				中介机制 3: 节能减排			
变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程	变量	制造业 升级方程	中介机制方程	生产性服务业 空间集聚方程
L.	0.5292 *** (16.2745)	0.5517 *** (21.7749)	0.4080 *** (11.4963)	L.	0.7549 *** (30.9314)	0.8034 *** (485.0862)	0.4038 *** (11.2490)
lp			0.0440 *** (3.3883)	lp			0.0477 *** (3.5540)
seagg		0.0699 ** (2.5541)		seagg		-1.6265 *** (-4.5603)	
rm	-1.0371 *** (-9.9447)		0.0198 (1.1350)	ecer	-0.0005 ** (-3.7514)		-0.0003 *** (-2.9084)
Control	YES	YES	YES	Control	YES	YES	YES
常数项	0.2653 (1.4236)	0.4570 *** (9.1759)	0.2347 ** (2.5230)	常数项	0.9831 *** (6.1741)	45.0649 *** (8.0947)	0.2495 *** (2.6751)
AR(2)	0.3173	0.1056	0.3292	AR(2)	0.1827	0.3907	0.3374
Sargan	0.8858	0.5629	0.8901	Sargan	0.9015	0.9426	0.9327
N	3 420	3 420	3 420	N	3 420	3 420	3 420

注:L.为各被解释变量的滞后一期。

从稳健性检验的估计结果来看,各核心变量的方向及显著性水平均未发生根本变动,只是作用强度有所变动。并且,生产性服务业空间集聚仍是通过研发人员流动与研发资本流动带来的知识溢出,以及节能减排两条路径推动制造业升级,这表明所选指标、方法及研究结论是稳健可靠的。

五、结论与政策性启示

在传统要素红利不断消解和全球价值链竞争压力增强的倒逼下,实现中国制造业的转

型升级迫在眉睫。理论上生产性服务业空间集聚产生的正外部效应能够提升制造业效率,然而,现有研究在生产性服务业集聚对制造业升级的影响机制方面存在一定的盲区。与已有研究不同,本研究从生产要素高级化、资源配置合理化和生产经营绿色化三个方面深化了制造业升级的内涵,进而构建了面板联立方程模型和动态面板门槛模型,从知识溢出效应、资源错配效应和节能减排效应三条路径考察了生产性服务业空间集聚对制造业升级的作用机制。主要得到以下结论:(1)生产性服务业空间集聚能够通过引发研发要素跨区域流动带来知识的空间溢出,从而间接推动制造业升级;生产性服务业空间集聚能够通过环境正外部性降低制造业的污染排放,进而实现制造业的绿色环保经营,推动制造业绿色转型升级;改善资源错配能有效推动制造业升级,但现阶段中国的生产性服务业空间集聚不仅未发挥资源错配的纠正效应,反而加剧了资源错配程度。总体来看,生产性服务业空间集聚可通过空间知识溢出和节能减排两条路径有效推动制造业升级。(2)生产性服务业空间集聚对制造业升级的影响呈现倒“U”型,而研发资本流动、资源错配和污染排放强度在其中发挥了调节作用,使得生产性服务业空间集聚对制造业升级的影响呈现出多阶段动态强化效果,但研发资本流动存在一定的门槛约束。针对以上研究结论,本文可得到如下的政策启示:

第一,各地区应加快推进“双轮驱动”的产业发展战略,努力打造与先进制造业发展相适应的支持性生产服务体系,加强生产性服务业与制造业的空间协同集聚与产业互动。通过制造业与生产性服务业之间的横向关联和纵向关联,在区域内构造相对完整的产业价值链。在此基础上形成与区域创新系统的对接与融合,依托协同创新平台扩充区域内的知识存量,并通过生产性服务业集聚的空间知识溢出效应与节能减排效应将高级生产要素与“绿色基因”导入本地及周边地区的制造业企业,从而促进制造业价值链攀升。

第二,为发挥生产性服务业空间集聚的资源错配纠正效应。一方面,上级政府在制定产业政策时,应综合考虑制定合理的政绩考核体系,从源头上减弱地方政府对经济发展的干预动机和保护主义倾向,避免出现地方政府通过财政补贴和税收优惠等政策手段对产业集聚形成过度干预而引发大量的低质、同构企业“扎堆”集聚现象。另一方面,地方政府应从产业发展规律出发,发挥市场机制对产业集聚的基础性调节作用,在为生产性服务业空间集聚提供良好外部营商环境的条件下,鼓励生产性服务业在市场机制的引导下和自身外部性的作用下自发形成产业集聚,基于市场竞争手段形成对资源的合理配置。

第三,实施差异化的生产性服务业集聚政策。对于已跨越或临近门槛值的城市,应适度控制地区内的生产性服务业发展,全面把握城市内部生产性服务业集聚的空间形态,引导其在空间上有序集聚,并通过“优胜劣汰”的方式推动低端生产性服务业“腾笼换鸟”,减轻低技术密集型和劳动密集型生产性服务业过度集聚产生集聚阴影效应而对制造业升级带来的不良影响。

第四,鉴于中西部地区大多数城市的生产性服务业空间集聚对制造业升级具有研发资本流动的门槛约束,政府应做好研发资本的合理分配,避免出现因资本单向流动而产生极化效应。对此,一方面,当地政府应积极制定各种激励政策,合理引导研发资本向内汇集;另一方面,东部地区也应积极伸出“援助之手”,可设立创新资金管理专项部门,为实现研发资本

的跨区域流动提供支撑。

参考文献:

- 1.白俊红、王钺、蒋伏心、李婧,2017:《研发要素流动、空间知识溢出与经济增长》,《经济研究》第7期。
- 2.陈建军、陈菁菁,2011:《生产性服务业与制造业的协同定位研究——以浙江省69个城市和地区为例》,《中国工业经济》第6期。
- 3.盖庆恩、朱喜、程名望、史清华,2015:《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》,《经济研究》第5期。
- 4.韩峰、阳立高,2020:《生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架》,《管理世界》第2期。
- 5.黄智淋、董志勇,2013:《我国金融发展与经济增长的非线性关系研究——来自动态面板数据门限模型的经验证据》,《金融研究》第7期。
- 6.季书涵、朱英明、张鑫,2016:《产业集聚对资源错配的改善效果研究》,《中国工业经济》第6期。
- 7.李磊、刘常青、徐长生,2019:《劳动力技能提升对中国制造业升级的影响:结构升级还是创新升级?》,《经济科学》第4期。
- 8.李永友、严岑,2018:《服务业“营改增”能带动制造业升级吗?》,《经济研究》第4期。
- 9.刘奕、夏杰长、李垚,2017:《生产性服务业集聚与制造业升级》,《中国工业经济》第7期。
- 10.潘秋晨,2019:《全球价值链嵌入对中国装备制造业转型升级的影响研究》,《世界经济研究》第9期。
- 11.乔彬、张蕊、雷春,2019:《高铁效应、生产性服务业集聚与制造业升级》,《经济评论》第6期。
- 12.盛丰,2014:《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》,《产业经济研究》第2期。
- 13.苏杭、郑磊、牟逸飞,2017:《要素禀赋与中国制造业产业升级——基于WIOD和中国工业企业数据库的分析》,《管理世界》第4期。
- 14.王昀、孙晓华,2017:《政府补贴驱动工业转型升级的作用机理》,《中国工业经济》第10期。
- 15.宣烨、余泳泽,2017:《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》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 16.余泳泽、刘大勇、宣烨,2016:《生产性服务业集聚对制造业生产效率的外溢效应及其衰减边界——基于空间计量模型的实证分析》,《金融研究》第2期。
- 17.原毅军、郭然,2018:《生产性服务业集聚、制造业集聚与技术创新——基于省级面板数据的实证研究》,《经济学家》第5期。
- 18.张丹宁、陈阳,2014:《中国装备制造业发展水平及模式研究》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 19.张伟、朱启贵、高辉,2016:《产业结构升级、能源结构优化与产业体系低碳化发展》,《经济研究》第12期。
- 20.周茂、陆毅、杜艳、姚星,2018:《开发区设立与地区制造业升级》,《中国工业经济》第3期。
- 21.Acemoglu, D., and D.Cao. 2015. “Innovation by Entrants and Incumbents.” *Journal of Economic Theory* 157:255–294.
- 22.Beaudry, C., and A.Schiffauerova. 2009. “Who’s Right, Marshall or Jacobs? The Localization versus Urbanization Debate.” *Research Policy* 38(2):318–337.
- 23.Bosworth, B.P., and J.E.Triplett. 2007. “The Early 21st Century US Productivity Expansion is Still in Services.” *International Productivity Monitor* 14:3–19.
- 24.Busso, M., L.Madrigal, and C.Pagés. 2013. “Productivity and Resource Misallocation in Latin America.” *The B.E. Journal of Macroeconomics* 13(1):903–932.
- 25.Caner, M., and B.E.Hansen. 2004. “Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model.” *Econometric Theory* 20(5):813–843.
- 26.Carluccio, J., A. Cuñat, H. Fadinger, and C. Fons – Rosen. 2019. “Offshoring and Skill – Upgrading in French Manufacturing.” *Journal of International Economics* 118:138–159.
- 27.Eberts, D., and J.E.Randall. 1998. “Producer Services, Labor Market Segmentation and Peripheral Regions: The

- Case of Saskatchewan.” *Growth and Change* 29:401–422.
- 28.Eswaran, M., and A.Kotwal.2002.“The Role of the Service Sector in the Process of Industrialization.” *Journal of Development Economics* 68(2):401–420.
- 29.Francois, J., and J.Woerz.2008.“Producer Services, Manufacturing Linkages, and Trade.” *Journal of Industry, Competition and Trade* 8(3):199–229.
- 30.Hagemeyer, J., P.Szewczyk, and J.Tyrowicz.2018.“Misallocations Go a Long Way: Evidence from Firm-level Data.” GRAPE Working Paper, No.31.
- 31.Hansen, B.E.1999.“Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference.” *Journal of Econometrics* 93(2):345–368.
- 32.Hsieh, C.T., and P.J.Klenow.2009.“Misallocation and Manufacturing TFP in China and India.” *The Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403–1448.
- 33.Kremer, S., A.Bick, and D.Nautz.2013.“Inflation and Growth: New Evidence from a Dynamic Panel Threshold Analysis.” *Empirical Economics* 44(2):861–878.
- 34.Martino, R.2015.“Convergence and Growth, Labour Productivity Dynamics in the European Union.” *Journal of Macroeconomics* 46:186–200.
- 35.Sheinbaum, C., B.J.Ruiz, and L.Ozawa.2011.“Energy Consumption and Related CO₂ Emissions in Five Latin American Countries: Changes from 1990 to 2006 and Perspectives.” *Energy* 36(6):3629–3638.
- 36.Storper, M., and A.J.Venables.2004.“Buzz: Face – to – Face Contact and the Urban Economy.” *Journal of Economic Geography* 4(4):351–370.

How Does Spatial Agglomeration of Producer Services Promote Manufacturing Upgrading?

Gao Kang and Yuan Yijun

(School of Economics and Management, Dalian University of Technology)

Abstract: The external effect of producer services agglomeration is important to promote the manufacturing upgrading. Based on the analysis framework of agglomeration externality theory and new economic geography theory, this article brings externality of spatial agglomeration of producer services and manufacturing upgrading together, uses city panel data to test the micro mechanism and transmission path. The results indicate that, by the flow of R&D factors, with knowledge spillover, and the reduction of pollution, the spatial agglomeration of producer services can indirectly promote manufacturing upgrading. The conclusions are robust after a series of tests. The spatial agglomeration of producer services has an inverted U – shape nonlinear influence on manufacturing upgrading. R&D capital flow, resource misallocation and pollution intensity play positive regulatory roles. However, a threshold constraint exists in the flow of R&D capital. This article provides an empirical evidence for better utilize the positive externality of producer services agglomeration and thus provides a reference for our country to promote manufacturing upgrading through a comprehensive industrial policy.

Keywords: Manufacturing Upgrading, Producer Services, Spatial Agglomeration, Threshold Effect

JEL Classification: R11, L60

(责任编辑:彭爽)