

# 生产性服务业集聚、财政分权 与城市工业生态效率

阎 川<sup>1</sup> 何浩恺<sup>2</sup>

(1.中央财经大学财政税务学院,北京 100081;2.中央财经大学金融学院,北京 100081)

**[摘 要]** 基于我国 2003-2015 年 282 个地级及以上城市面板数据,采用空间计量分析方法,探讨了生产性服务业集聚、财政分权对城市工业生态效率的影响以及空间效应。研究发现,生产性服务业地理集聚会提升城市工业生态效率;生产性服务业多样化与专业化集聚能够显著提升城市的工业生态效率,并且二者有显著的空间外溢效应;租赁和商业服务业、信息传输计算机服务和软件业以及交通运输仓储和邮政业对城市工业生态效率的提升有不同程度的本地和外溢效应;生产性服务业与工业产业协同集聚对城市工业生态效率的提升具有显著的空间外溢效应;城市财政收入和支出分权能够显著提升本市的工业生态效率,其中城市财政支出分权具有显著的空间外溢效应;整体来看,以上各变量对中、小城市工业生态效率的提升更加显著、效果更大,对中、西部城市工业生态效率的提升更加显著、效果更大。

**[关键词]** 生产性服务业;专业化集聚;多样化集聚;工业生态效率;空间计量

**[DOI 编码]** 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2019.03.008

**[中图分类号]**F832.33 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2019)03-0092-16

## 一、引言和文献综述

进入 21 世纪以来,国内学术界关于工业产业发展的研究重点有两个显著的转变:一是逐步从研究“如何提高增速”向研究“如何提高效率”转变。随着党的十八大明确提出大力推进生态文明建设,学术界定义的“工业效率”也从单纯着眼于工业本身的全要素生产率、劳动生产率等逐步转变为强调绿色和生态要素的绿色全要素生产率、工业生态效率等。二是从主要着眼于研究工业本身发展向研究工业与服务业协同发展转变。党的十九大报告指出,“支持传统产业优化升级,加快发展现代服务业”,国务院发布的《中国制造 2025》则明确提出“积极发展服务型制造和生产性服务业”,服务业尤其是生产性服务业,越来越成为学术界在工业发展研究领域中的研究热点。

值得注意的是,工业生态效率作为评价工业绿色发展的新型效率指标,国内相关的研究文献还较少,已有研究文献主要关注以下两个方面:(1)早期文献较多地着眼于工业生态效率的

---

**[基金项目]** 国家社会科学基金重点项目“建立现代预算制度研究”(14AZD022);北京市哲学社会科学规划项目“跨年度预算平衡机制构建与北京市引入中期预算管理研究”(15JGB108)

**[作者简介]** 阎川(1990-),男,河北承德人,中央财经大学财政税务学院博士研究生。主要研究方向:财政税收理论与政策、产业经济。

区域性、行业性描述分析<sup>[1]-[5]</sup>; (2) 工业生态效率的影响因素, 主要包括: 地区经济发展水平、外商直接投资、科技创新、产业结构<sup>[6]-[11]</sup>, 以及环境规制、财政分权、工业产业集聚<sup>[12]-[16]</sup>。通过文献梳理, 可知已有文献主要存在以下不足: (1) 从研究数据与研究方法看, 已有文献较多地基于省级面板数据展开分析, 基于地市级数据的分析较少, 采用空间计量模型的分析较少, 尚未有基于地市级数据的空间计量分析, 而我国经济社会环境发展情况复杂, 仅基于省级数据分析忽略了省内各地级市的异质性; (2) 从研究视角看, 已有文献尚未将“工业与服务业协同发展”纳入研究思路, 尚未充分考虑服务业对工业生态效率的可能影响。因此, 本文主要在以下方面做出努力: (1) 采用 2003-2015 年 282 个地级及以上城市数据和空间计量模型展开分析, 并充分考虑地级市之间的异质性, 相比于省级数据, 得出的研究结论更加丰富真实可靠; (2) 将当前服务业研究中的热点——生产性服务业集聚纳入分析框架, 探讨生产性服务业集聚对工业生态效率的影响及其内在机制。

## 二、理论分析和研究假设

生产性服务业, 作为工业产业中间服务业环节的外包承揽者, 具有更强的专业性, 而生产性服务业集聚则在服务专业性的基础上又叠加了规模经济效应, 可以降低工业产业的生产成本和交易成本, 可以将更多的专业节能环保技术嵌入到工业产业价值链中, 促进生产环节向低污染、高附加值的两端延伸<sup>[17]</sup>。同时, 生产性服务业的两种不同的集聚模式, 即专业化集聚和多样化集聚, 在理论上均能加强区域内企业间的沟通与交流, 产生知识外溢效应<sup>[18]</sup>和交流学习效应<sup>[19]</sup>, 在知识溢出效应作用下, 先进生产技术、专业信息与前沿理念被嵌入工业制造环节中, 使得工业产业获取技术进步, 促进结构升级和生产率提升<sup>[20]-[22]</sup>, 有助于在提升产量的同时降低污染排放, 从而提升工业生态效率。进一步, 生产性服务业集聚对工业生态效率的提升效果应当与其内部细分行业的性质有关, 因为不同细分行业的行业性质和服务对象均存在异质性。由此, 提出如下假设:

假设  $H_{1a}$ : 生产性服务业地理集聚有利于提升城市工业生态效率。

假设  $H_{1b}$ : 生产性服务业专业化集聚和多样化集聚能够促进城市工业生态效率的提升。

假设  $H_{1c}$ : 生产性服务业不同细分行业的专业化集聚和多样化集聚的工业生态效率提升效果存在异质性。

生产性服务业集聚过程中的另一重要现象是生产性服务业与工业产业的协同集聚, 已有研究发现, 协同集聚对制造业的全要素生产率有正向促进效应<sup>[23]</sup>, 并且当协同集聚达到一定水平后, 将有助于改善污染排放状况<sup>[24]</sup>。由此, 提出如下假设:

假设  $H_2$ : 生产性服务业与工业产业协同集聚能够促进城市工业生态效率的提升。

财政分权对环境污染影响的显著性已经被学术界证实, 但影响方向依然存在争论, 部分研究认为财政分权与环境污染存在负相关, 理由是财政分权程度高意味着地方政府有较充足的环境治理资金, 拥有高治理能力, 从而可以有效控制并减少环境污染, 反之则因为环境治理资金相对匮乏而导致污染加剧<sup>[25][26]</sup>。另一部分研究则持相反观点, 认为随着财政分权程度的提升, 环境质量会进一步恶化, 财政分权与地方政府竞争对环境污染起到“竞次效应”<sup>[27][28]</sup>。因此, 财政分权对城市工业生态效率的影响应当是“高治理能力”和“竞次效应”两者的对抗综

合结果,应当在统计上是显著的,但影响方向需要留待计量模型检验确定。由此,提出如下假设:

假设  $H_3$ :城市财政分权程度对城市工业生态效率具有显著影响。

表征城市发展阶段的指标有很多,例如城市规模、所处地域等,不同发展阶段的的城市之间存在较大的异质性,被解释变量和解释变量之间的关系往往会受到城市样本异质性的影响,例如席强敏等(2015)<sup>[21]</sup>发现生产性服务业专业化和多样化集聚对城市工业效率的提升效果会因城市规模不同而存在差异。由此,提出如下假设:

假设  $H_4$ :生产性服务业地理集聚、生产性服务业专业化和多样化集聚、生产性服务业与工业产业协同集聚、财政分权对城市工业生态效率的影响会受到城市规模异质性、所处地域异质性的影响。

### 三、计量模型与变量数据说明

#### (一) 计量模型设定

基于前文理论分析,建立如下线性模型:

$$\ln IEE_{it} = \alpha + \beta_1 \ln LQ_{it} + \beta_2 \ln DV_{it} + \beta_3 \ln SP_{it} + \beta_4 \ln Coagg_{it} + \beta_5 \ln FD\_re_{it} + \beta_6 \ln FD\_exd_{it} + \sum \beta_j \ln control_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $IEE_{it}$  是城市工业生态效率,  $LQ_{it}$  是城市生产性服务业地理集聚程度,  $DV_{it}$  是城市生产性服务业多样化集聚程度,  $SP_{it}$  是城市生产性服务业专业化集聚程度,  $Coagg_{it}$  是城市生产性服务业与工业产业协同集聚程度,  $FD\_re_{it}$  是城市财政收入分权程度,  $FD\_exd_{it}$  是城市财政支出分权程度。  $control_{j,it}$  是其他控制变量,结合产业集聚理论与已有文献,包括城市工业产业地理集聚程度 ( $LQ\_ind_{it}$ )、地区经济发展水平 ( $GDP\_per_{it}$ )、人力资本 ( $Educ_{it}$ )、外商直接投资 ( $FDI_{it}$ )、城市交通状况 ( $Tra_{it}$ )、政府干预程度 ( $GOV_{it}$ )、城市基础设施 ( $Infra_{it}$ )、市场规模 ( $De_{it}$ )、以城市贷款规模衡量的城市金融发展水平 ( $Find_{it}$ ) 等。

考虑可能存在的空间相关性以最终得到一致的参数估计,模型(1)被修改为模型(2):

$$\begin{cases} \ln IEE_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1, j \neq i}^N w_{ij} \ln IEE_{jt} + X_{it} \beta + \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} \theta + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1, j \neq i}^N w_{ij} \varepsilon_{jt} + \delta_{it} \end{cases} \quad (2)$$

其中,  $\varepsilon_{it}$  为残差,  $\mu_i$ 、 $v_t$  分别代表空间固定效应和时间固定效应,  $\rho$  和  $\lambda$  分别为空间自回归系数和空间自相关系数;  $w_{ij}$  代表空间权重矩阵  $W$  的第  $i$ 、 $j$  个元素,  $X$  为包含生产性服务业集聚、财政分权等变量在内的自变量向量。当  $\rho \neq 0$ 、 $\theta = 0$ 、 $\lambda = 0$ , (2) 式转化为空间滞后模型 (SAR); 当  $\rho = 0$ 、 $\theta = 0$ 、 $\lambda \neq 0$ , (2) 式转化为空间误差模型 (SEM); 当  $\rho \neq 0$ 、 $\theta \neq 0$ 、 $\lambda = 0$ , (2) 式转化为空间杜宾模型 (SDM); 当  $\rho \neq 0$ 、 $\theta = 0$ 、 $\lambda \neq 0$ , (2) 式转化为广义空间模型 (SAC); 当  $\rho = 0$ 、 $\theta \neq 0$ 、 $\lambda \neq 0$ , (2) 式转化为空间杜宾误差模型 (SDEM)。实际上,不论背后实际的数据生成过程为 SEM、SAR、SDM 或 SAC, SDM 模型均能实现参数的无偏估计(虽然在有些情况下不能达到有效), SDM 本身同时就是 SAR 和 SEM 的一般化形式。因此,本文在参数估计时主要以 SDM

模型为主,为了估计结果的稳健性,同时也使用 SEM、SAR、SDEM 和 SAC 进行估计。

## (二)数据来源与变量测度

本文样本为 2003–2015 年全国 282 个地级及以上城市,数据来源为 2004–2016 年《中国城市统计年鉴》以及《中国统计年鉴》。关于生产性服务业的定义,这里使用顾乃华(2010)<sup>[29]</sup>以及刘奕等(2017)<sup>[20]</sup>的做法,使用“交通运输仓储邮政业”“信息传输、计算机服务业和软件业”“金融业”“租赁和商务服务业”“科学研究、技术服务和地质勘查业”代表生产性服务业。以下是关于变量测度的详细说明。

### 1.城市工业生态效率(IEE<sub>it</sub>)

本文采用俞雅乖和刘玲燕(2016)<sup>[8]</sup>、卢燕群和袁鹏(2017)<sup>[13]</sup>、张子龙等(2015)<sup>[10]</sup>的做法,使用超效率 SBM 非径向可变规模报酬 DEA 模型对城市工业生态效率进行测算,结合数据可得性,选取的产出指标为城市工业总产值,投入指标为城市工业废水排放量、城市工业二氧化硫排放量和城市工业烟尘排放量。测算结果如果小于 1,则表明城市工业生态效率无效;如果结果等于或大于 1,则表明城市工业生态效率有效,且数值越大,有效性越好。

### 2.生产性服务业地理集聚(LQ<sub>it</sub>)

使用城市生产性服务业区位熵表示,具体算法为 $(X_{it}/X_t)/(Q_{it}/Q_t)$ ,其中 $X_{it}$ 为*i*城市第*t*年的生产性服务业就业人数, $X_t$ 为第*t*年的全国生产性服务业就业人数, $Q_{it}$ 为*i*城市第*t*年总就业人数, $Q_t$ 为第*t*年的全国总就业人数。

### 3.生产性服务业专业化集聚(SP<sub>it</sub>)

该指标的构建使用了韩峰和谢锐(2017)<sup>[30]</sup>、Ezcurra 等(2006)<sup>[31]</sup>的做法,具体算法为:

$$SP_i = \sum_s \left| \frac{E_{is}}{E_i} - \frac{E'_s}{E'} \right|$$

其中, $E_{is}$ 代表城市*i*生产性服务业*s*的就业人数, $E_i$ 为城市*i*总就业人数, $E'_s$ 表示除城市*i*外的生产性服务业*s*的就业人数, $E'$ 表示除城市*i*外的全国总就业人数。这个指标的含义在于,通过计算每一个生产性服务业在城市*i*以及在城市*i*的补集(所有城市样本为全集)中分别占比的差距的平均值,来衡量城市*i*与城市*i*的补集的差距,即专业化程度。

### 4.生产性服务业多样化集聚(DV<sub>it</sub>)

该指标的构建使用了韩峰等(2014)<sup>[32]</sup>以及韩峰、谢锐(2017)<sup>[30]</sup>的做法,具体算法为:

$$DV_i = \sum_s \frac{E_{is}}{E_i} \left[ \frac{1 / \sum_{s'=1, s' \neq s}^n [E_{is'} / (E_i - E_{is})]^2}{1 / \sum_{s'=1, s' \neq s}^n [E_{s'} / (E - E_s)]^2} \right]$$

其中, $E_s$ 代表全国生产性服务业*s*的就业人数, $E$ 为全国总就业人数。

### 5.财政分权(FD<sub>it</sub>)

该指标的构建借鉴了郭庆旺和贾俊雪(2010)<sup>[33]</sup>的做法,同时在计量模型中引入财政收入分权和财政支出分权,财政收入分权的具体算法为:

$$FD\_re_{it} = \text{地级市人均财政收入} /$$

$$(\text{地级市人均财政收入} + \text{所在省份省级人均财政收入} + \text{人均中央财政收入})$$

类似可以定义财政支出分权( $FD\_exd_{it}$ )。

#### 6. 工业产业和生产性服务业的协同集聚指数( $Coagg_{it}$ )

该指标的构建使用了张虎等(2017)<sup>[34]</sup>的做法,具体算法为:

$$Coagg_i = 1 - |indagg_i - psagg_i| / (indagg_i + psagg_i) + |indagg_i + psagg_i|$$

其中, $indagg_i$ 、 $psagg_i$ 分别为*i*地区工业产业与生产性服务业的区位熵。张虎等(2017)<sup>[34]</sup>进一步指出,等式右边第一项代表协同集聚指数的质量,第二项代表协同集聚指数的深度,两项的和表明工业产业与生产性服务业集聚程度越高,协同集聚质量越高、深度越广。

#### 7. 其他变量

结合已有文献与数据可得性,其他控制变量包括城市工业产业地理集聚程度( $LQ\_ind_{it}$ ),采用城市工业产业区位熵表示;地区经济发展水平( $GDP\_per_{it}$ ),采用城市人均GDP表示;人力资本( $Educ_{it}$ ),采用城市每万人拥有的普通高等学校在校学生数表示;外商直接投资( $FDI_{it}$ ),采用城市实际使用外资金额占城市GDP的比重表示;城市交通状况( $Tra_{it}$ ),采用市辖区民用汽车拥有量与道路面积的比值表示;政府干预程度( $GOV_{it}$ ),采用城市财政支出占城市GDP比重表示;城市基础设施( $Infra_{it}$ ),采用市辖区城市道路人均占有面积表示;市场规模( $De_{it}$ ),采用城市社会消费品零售总额表示;城市贷款规模( $Find_{it}$ ),采用城市年末金融机构各项贷款余额占城市GDP比重表示。

### 四、空间计量检验结果分析

#### (一) 空间权重矩阵的选取

度量个体样本单元之间的空间相关关系,可以采用空间邻接矩阵、地理距离倒数矩阵、经济距离矩阵、地理区位与经济联系综合权重矩阵等,其中地理区位与经济联系综合权重矩阵将个体之间的地理距离影响和经济行为差距影响同时纳入分析,具有其他几种空间权重矩阵所不具有的优势。基于此,本文采用侯新烁等(2013)<sup>[35]</sup>、韩峰和谢锐(2017)<sup>[30]</sup>的做法,使用基于引力模型构建的地理区位与经济联系综合空间权重矩阵。

$$W_{ij} = \begin{cases} (\bar{Q}_i \times \bar{Q}_j) / d_{ij}^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

其中, $\bar{Q}_i$ 和 $\bar{Q}_j$ 表示两个城市的实际人均GDP。该权重矩阵表示不同空间单元之间的联系不仅和二者的地理距离有关,还和二者经济发展水平有关。

#### (二) 城市工业生态效率空间计量检验结果分析

本文选取2003—2015年全国282个地级及以上城市数据为样本。由于样本时间跨度远远小于空间单元数,因此本文采用空间固定效应的空间计量模型来进行回归,如前文所述,参数估计结果主要以SDM模型为主,为了估计结果的稳健性同时也使用SEM、SAR、SDM和SAC进行估计。表1报告了各模型的空间面板估计结果。

由表1可见,各模型中空间自回归系数( $\rho$ )和空间自相关系数( $\lambda$ )均在1%的水平显著,说明各城市工业生态效率在内生空间交互效应和随机冲击的空间交互效应作用下存在明显的空间依赖关系。表1还同时报告了各模型的直接效应和间接效应。生产性服务业地理集聚( $LQ_{it}$ )



表 1 城市工业生态效率的空间面板估计结果

变量	SDM	SAR	SEM	SDEM	SAC
lnDV	0.2283 *** (4.1035)	0.2307 *** (4.0829)	0.1874 *** (3.2878)	0.2439 *** (4.3451)	0.2586 *** (4.809)
lnSP	-0.0068 (-0.2096)	0.0137 (0.4216)	-0.0023 (-0.0706)	0.0041 (0.1278)	0.0356 (1.1417)
lnFD_re	0.2992 *** (4.9114)	0.2301 *** (4.5662)	0.1885 *** (3.3629)	0.2943 *** (4.8768)	0.2367 *** (5.3218)
lnFD_exd	0.5947 *** (2.9573)	0.6529 *** (3.9004)	0.4785 * * (2.5586)	0.6179 *** (3.0964)	0.7103 *** (4.8843)
lnLQ	0.2161 *** (2.7565)	0.1422 * (1.7975)	0.1316 (1.6349)	0.219 *** (2.7785)	0.1455 * (1.9388)
lnLQ_ind	-0.0101 (-0.194)	0.0703 (1.4186)	0.0195 (0.3694)	0.0038 (0.0733)	0.0855 * (1.8901)
lnCoagg	-0.0216 (-0.2059)	-0.0407 (-0.393)	-0.0441 (-0.4114)	-0.0142 (-0.1357)	0.0011 (0.0109)
lnDe	0.0636 (1.2875)	0.095 * (2.3224)	0.2623 *** (6.0876)	0.0771 (1.5761)	-0.005 (-0.1359)
lnEduc	0.0962 *** (7.79)	0.0911 *** (7.2798)	0.0939 *** (7.401)	0.0979 *** (7.8786)	0.0877 *** (7.2668)
lnFDI	0.0143 *** (2.6823)	0.0067 (1.4098)	0.0107 * (2.0482)	0.0136 * (2.5736)	0.0049 (1.1709)
lnFind	-0.0175 (-0.3308)	-0.0147 (-0.3532)	-0.0152 (-0.3135)	-0.0261 (-0.5024)	0.002 (0.0575)
lnGDP_per	0.4262 *** (5.6311)	0.4724 *** (8.4016)	0.8251 *** (14.8342)	0.4371 *** (5.7552)	0.2902 *** (5.6804)
lnGOV	-0.3389 *** (-3.8915)	-0.1736 * (-2.4431)	0.0142 (0.1851)	-0.3199 *** (-3.7087)	-0.234 *** (-3.7426)
lnInfra	-0.0774 * (-2.1753)	-0.0798 * (-2.2337)	-0.0787 * (-2.16)	-0.0676 * (-1.8951)	-0.065 * (-1.9056)
lnTra	-0.0612 * (-1.9951)	-0.0314 (-1.0178)	-0.0615 * (-1.947)	-0.0451 (-1.471)	0.008 (0.273)
ρ	0.325 *** (8.3073)	0.476 *** (15.5737)			0.709 *** (23.3646)
λ			0.481 *** (13.3922)	0.286 *** (6.853)	-0.498 *** (-6.9984)
w×lnDV	0.1898 (1.191)			0.3255 * (1.8305)	
w×lnSP	0.529 *** (4.8169)			0.5863 *** (4.9049)	
w×lnFD_re	0.0672 (0.3978)			0.0845 (0.4398)	
w×lnFD_exd	1.0117 * (2.0823)			1.1038 ** (1.9886)	
w×lnLQ	0.0007 (0.0029)			0.0662 (0.2524)	
w×lnLQ_ind	0.4057 *** (2.6927)			0.4849 *** (2.9224)	
w×lnCoagg	0.7804 * (2.2501)			0.8713 * (2.255)	
w×lnDe	-0.025 (-0.226)			-0.0052 (-0.0409)	
w×lnEduc	-0.0066 (-0.1317)			0.0481 (0.8866)	
w×lnFDI	-0.0148 (-1.1143)			-0.0087 (-0.5815)	
w×lnFind	-0.2134 * (-1.998)			-0.227 * (-1.8639)	
w×lnGDP_per	0.0687 (0.5322)			0.3609 * (2.404)	
w×lnGOV	0.6518 *** (3.2067)			0.7827 *** (3.3889)	
w×lnInfra	0.3021 * (2.0682)			0.3545 * (2.233)	
w×lnTra	0.903 *** (7.6029)			0.9831 *** (7.5124)	

系数估计

续表 1

	变量	SDM	SAR	SEM	SDEM	SAC
直接效应	lnDV	0.2338 *** (4.1778)	0.2326 *** (4.0162)	0.1874 *** (3.2878)	0.2439 *** (4.3451)	0.2698 *** (4.8619)
	lnSP	0.0045 (0.1435)	0.0142 (0.4367)	-0.0023 (-0.0706)	0.0041 (0.1278)	0.0373 (1.1517)
	lnFD_re	0.3048 *** (4.986)	0.2325 *** (4.477)	0.1885 *** (3.3629)	0.2943 *** (4.8768)	0.2463 *** (5.3312)
	lnFD_exd	0.606 *** (3.024)	0.6577 *** (3.736)	0.4785 * (2.5586)	0.6179 *** (3.0964)	0.7508 *** (4.9096)
	lnLQ	0.2175 *** (2.7808)	0.1433 * (1.8042)	0.1316 (1.6349)	0.219 *** (2.7785)	0.1539 * (1.9419)
	lnLQ_ind	-0.0015 (-0.0301)	0.0725 (1.4407)	0.0195 (0.3694)	0.0038 (0.0733)	0.0897 * (1.8429)
	lnCoagg	-0.0052 (-0.0487)	-0.0441 (-0.4171)	-0.0441 (-0.4114)	-0.0142 (-0.1357)	-0.0011 (-0.0108)
	lnDe	0.066 (1.3585)	0.0954 ** (2.2341)	0.2623 *** (6.0876)	0.0771 (1.5761)	-0.0044 (-0.1159)
	lnEduc	0.096 *** (7.6714)	0.0931 *** (7.4934)	0.0939 *** (7.401)	0.0979 *** (7.8786)	0.0918 *** (7.2069)
	lnFDI	0.014 *** (2.6226)	0.0068 (1.4099)	0.0107 * (2.0482)	0.0136 * (2.5736)	0.005 (1.156)
	lnFind	-0.0208 (-0.4076)	-0.0141 (-0.3223)	-0.0152 (-0.3135)	-0.0261 (-0.5024)	0.0023 (0.0636)
	lnGDP_per	0.4333 *** (5.9118)	0.4826 *** (8.5485)	0.8251 *** (14.8342)	0.4371 *** (5.7552)	0.3002 *** (5.6631)
	lnGOV	-0.3236 *** (-3.7006)	-0.1753 ** (-2.3749)	0.0142 (0.1851)	-0.3199 *** (-3.7087)	-0.2471 *** (-3.9124)
	lnInfra	-0.0712 * (-2.0129)	-0.082 * (-2.3484)	-0.0787 ** (-2.16)	-0.0676 * (-1.8951)	-0.0679 * (-2.0179)
	lnTra	-0.0433 (-1.3977)	-0.0319 (-1.041)	-0.0615 * (-1.947)	-0.0451 (-1.471)	0.0087 (0.2869)
间接效应	lnDV	0.3857 * (1.6518)	0.206 *** (3.5763)		0.3255 * (1.8305)	0.6286 *** (3.997)
	lnSP	0.775 *** (4.8214)	0.0125 (0.4273)		0.5863 *** (4.9049)	0.0869 (1.116)
	lnFD_re	0.2372 (1.0021)	0.2062 *** (3.8314)		0.0845 (0.4398)	0.5758 *** (4.0376)
	lnFD_exd	1.8056 ** (2.5842)	0.5843 *** (3.2829)		1.1038 ** (1.9886)	1.7503 *** (3.9899)
	lnLQ	0.0925 (0.2589)	0.1274 * (1.7321)		0.0662 (0.2524)	0.3596 * (1.8444)
	lnLQ_ind	0.5775 *** (2.651)	0.0647 (1.4036)		0.4849 *** (2.9224)	0.2095 * (1.7492)
	lnCoagg	1.1427 ** (2.2193)	-0.0394 (-0.4121)		0.8713 ** (2.255)	-0.0022 (-0.0087)
	lnDe	-0.0073 (-0.0489)	0.0834 ** (2.2783)		-0.0052 (-0.0409)	-0.0131 (-0.1455)
	lnEduc	0.0324 (0.4463)	0.0824 *** (5.6574)		0.0481 (0.8866)	0.2138 *** (5.0974)
	lnFDI	-0.0141 (-0.7603)	0.006 (1.3711)		-0.0087 (-0.5815)	0.0116 (1.1279)
	lnFind	-0.327 ** (-2.2258)	-0.012 (-0.3071)		-0.227 * (-1.8639)	0.007 (0.0822)
	lnGDP_per	0.2947 * (1.737)	0.4249 *** (7.7201)		0.3609 ** (2.404)	0.6918 *** (5.8885)
	lnGOV	0.779 *** (2.7118)	-0.1569 * (-2.1909)		0.7827 *** (3.3889)	-0.5792 *** (-3.2226)
	lnInfra	0.411 * (1.9049)	-0.073 * (-2.2228)		0.3545 ** (2.233)	-0.1584 * (-1.9337)
	lnTra	1.2955 *** (7.2448)	-0.0282 (-1.0209)		0.9831 *** (7.5124)	0.02 (0.2807)

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,括号内为 t 值或 z 值。

的直接效应显著为正,验证了假设  $H_{1a}$ ,即城市生产性服务业地理集聚有利于提升本地工业生态效率,而  $LQ_{it}$  的间接效应并不显著。城市生产性服务业多样化集聚 ( $DV_{it}$ ) 的直接效应显著为正,专业化集聚 ( $SP_{it}$ ) 的直接效应不显著,而生产性服务业多样化集聚和专业化集聚的间接效应均显著为正,验证了假设  $H_{1b}$ 。具体而言,本市生产性服务业专业化集聚 ( $SP_{it}$ ) 具有显著的空间溢出效应,能够提高邻近城市的工业生态效率,而城市生产性服务业多样化集聚 ( $DV_{it}$ ) 不仅能够显著提高本市工业生态效率,还能够对邻近城市工业生态效率的提高起促进作用。工业产业和生产性服务业的协同集聚指数 ( $Coagg_{it}$ ) 的间接效应回归系数显著为正,验证了假设  $H_2$ ,说明本市工业产业和生产性服务业的协同集聚能够显著提高邻近城市的工业生态效率。不论是财政收入分权还是财政支出分权的直接效应回归系数均显著为正,说明本市财政收入分权程度和财政支出分权程度的提高都会显著提升本市工业生态效率,同时,财政支出分权的间接效应回归系数显著为正,说明财政支出分权具有空间溢出效应,本市财政支出分权程度的提高能够显著提高邻近城市的工业生态效率。

以上结果验证了本文的假设  $H_3$ ,但与周五七和聂鸣 (2013)<sup>[16]</sup>、卢燕群和袁鹏 (2017)<sup>[13]</sup> 的基于省级层面数据的结论相反,这证实了我国省级层面数据和地级市层面数据之间的显著异质性,说明在地级市层面上,相较地方政府竞争带来的“竞次效应”,充足的财力带来的“高治理能力”对城市工业生态效率的提升起着更为主要的作用。控制变量中,城市工业产业地理集聚程度 ( $LQ\_ind_{it}$ ) 的间接效应回归系数显著为正,说明本市工业产业集聚能够显著提高邻近城市的工业生态效率;人力资本 ( $Educ_{it}$ ) 和外商直接投资 ( $FDI_{it}$ ) 的直接效应回归系数显著为正,说明城市人力资本和外商直接投资均能够显著提高本市工业生态效率,但空间溢出效应并不明显;城市经济发展水平 ( $GDP\_per_{it}$ ) 的直接效应和间接效应的回归系数均显著为正,说明城市经济发展水平的提高不仅会促进本市的工业生态效率的提高,而且也会对邻近城市工业生态效率的提高起到促进作用;政府干预程度 ( $GOV_{it}$ ) 和城市基础设施 ( $Infra_{it}$ ) 的直接效应均显著为负,说明政府对经济发展的过多干预不利于本市工业生态效率的提高,应更多地依靠市场,同时说明过多的基础设施建设会对本市工业生态效率的提高起反向作用。另一方面,政府干预程度 ( $GOV_{it}$ ) 和城市基础设施 ( $Infra_{it}$ ) 的间接效应均显著为正,说明本市的政府干预和基础设施建设会显著提高邻近城市的工业生态效率;城市交通状况 ( $Tra_{it}$ ) 的间接效应显著为正,说明本市交通运力的提高能够显著提高邻近城市的工业生态效率;城市贷款规模 ( $Find_{it}$ ) 的直接效应回归系数不显著,而间接效应的回归系数显著为负,说明以贷款总规模衡量的城市金融发展水平不能对本市工业生态效率产生显著影响,同时还会对邻近城市工业生态效率产生负向影响。

### (三) 生产性服务业细分行业对城市工业生态效率的影响分析

由于生产性服务业不同细分行业的行业性质和服务对象均存在异质性,故其直接效应和间接效应可能受到行业异质性的影响。本部分对生产性服务业各细分行业分别进行空间固定效应 SDM 模型回归,检验生产性服务业不同细分行业对城市工业生态效率的影响。结果如表 2 所示。

生产性服务业细分行业专业化集聚指标衡量了城市中每个细分行业自身的专业化水平,



表2 生产性服务业细分行业集聚对城市工业生态效率的直接效应和间接效应

效应	变量	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、技术服务和地质勘查业
直接效应	lnDV	0.0118 (0.6464)	-0.0258 (-1.4145)	-0.049** (-2.2277)	0.0398*** (2.9842)	-0.0099 (-0.4316)
	lnSP	-0.0038 (-0.3664)	0.0022 (0.2822)	0.0124 (1.6303)	0.0366*** (3.8135)	-0.0122 (-0.9639)
间接效应	lnDV	-0.2073** (-2.5931)	0.4272*** (3.8815)	0.1613** (2.0754)	0.1727*** (2.8006)	0.1014 (0.8141)
	lnSP	0.2389*** (4.154)	0.0466 (1.2129)	0.0158 (0.3231)	0.0815* (1.6638)	0.0698 (0.9626)
总效应	lnDV	-0.1955** (-2.3667)	0.4013*** (3.5342)	0.1123 (1.4339)	0.2125*** (3.3616)	0.0916 (0.7128)
	lnSP	0.235*** (3.862)	0.0487 (1.2139)	0.0282 (0.5485)	0.1182** (2.2818)	0.0577 (0.7598)

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为t值。

多样化集聚反映了每个细分行业在城市中面临的行业多样化水平<sup>[30]</sup>。细分行业的系数估计结果验证了前文的假设H<sub>1c</sub>,即生产性服务业不同细分行业对城市工业生态效率的提升效果存在异质性。

1.交通运输、仓储和邮政业的直接效应系数均不显著,其多样化集聚的间接效应显著为负,专业化集聚的间接效应显著为正,说明交通运输、仓储和邮政业并未对本市的工业生态效率产生显著影响,其多样化集聚对邻近城市的工业生态效率有抑制作用,而其专业化集聚则对邻近城市的工业生态效率有显著正向影响,从总效应看,交通运输、仓储和邮政业的多样化集聚整体上对城市工业生态效率有负向影响,而其专业化集聚则有显著正向影响。

2.信息传输、计算机服务和软件业的直接效应系数均不显著,而其多样化集聚的间接效应显著为正,专业化集聚的间接效应不显著,说明信息传输、计算机服务和软件业对本市的工业生态效率没有显著影响,其多样化集聚对邻近城市的工业生态效率有显著正向影响,从总效应看,信息传输、计算机服务和软件业多样化集聚对城市工业生态效率有显著正向影响,而其专业化集聚的影响效果不显著。

3.金融业多样化集聚的直接效应显著为负,专业化集聚的直接效应不显著,而其多样化集聚的间接效应显著为正,专业化集聚的间接效应不显著,说明金融业多样化集聚对本市工业生态效率的提升有抑制作用,而对邻近城市的工业生态效率有显著正向影响,但从总体上看,其多样化集聚和专业化集聚对城市工业生态效率的影响均不显著。

4.租赁和商业服务业多样化集聚和专业化集聚的直接效应、间接效应和总效应的回归系数均显著为正,说明租赁和商业服务业的多样化集聚和专业化集聚不仅对本市的工业生态效率有显著正向影响,也同时能够提升邻近城市的工业生态效率水平。

5.科学研究、技术服务和地质勘查业多样化集聚和专业化集聚的直接效应、间接效应和总效应的回归系数均不显著,说明科学研究、技术服务和地质勘查业的多样化集聚和专业化集聚均不能对本市或邻近城市的工业生态效率产生显著影响,这与我国当前科技服务业尚处于发展初级阶段、大多集中于较大城市的现状较为相符<sup>[36]</sup>。

## 五、基于城市异质性的分样本讨论

不同发展阶段的城市之间存在较大的异质性,被解释变量和解释变量之间的关系往往会受到城市样本异质性的影响。为了探索城市异质性对前文回归结论的影响,本文选取了区分城市的两个典型指标——城市规模、城市所处地域,进行分样本讨论。为了在分样本讨论的同时考虑空间相关性,本文结合潜力指标,构建相应的空间效应指标,具体为:

$$X\_slx_i = \sum_{j,j \neq i} X_j \times W_{ij}$$

其中, $X_j$ 为 $SP_j$ 、 $DV_j$ 、 $FD\_re_j$ 、 $FD\_exd_j$ 和 $Coagg_j$ , $W_{ij}$ 为前文设定的地理区位与经济联系综合空间权重矩阵, $X\_slx_i$ 衡量了本市从邻近城市获得相应变量效果加成的强度,即间接效应,例如 $SP\_slx_i$ 衡量了本市从邻近城市获得生产性服务业专业化集聚( $SP_j$ )经济的强度和能力的<sup>①</sup>。表3报告了分样本估计的结果,同时,为了区分不同子样本间相同变量系数回归结果的差异是否具有统计上的显著意义,还按照 Cleary(1999)<sup>[37]</sup>的方法进行了相应的费舍尔组合检验。

表3的结果验证了前文的假设 $H_4$ ,即生产性服务业地理集聚、生产性服务业专业化和多样化集聚、生产性服务业与工业产业协同集聚、财政分权对城市工业生态效率的影响会受到城市规模异质性、所处地域异质性的影响。具体而言:

第一,按城市规模分组的分样本回归中,随着城市规模的扩大,生产性服务业地理集聚( $LQ_{it}$ )对城市工业生态效率的促进作用虽然都显著,但效果显著逐渐降低,中、小城市从生产性服务业地理集聚( $LQ_{it}$ )中获取的收益更大。生产性服务业专业化集聚( $SP_{it}$ )的本地效应仅在小城市子样本中显著为负,大、中城市效果并不明显;而其正向间接效应在大、中城市更为明显,在小城市并不显著。生产性服务业多样化集聚( $DV_{it}$ )的本地效应在大、中、小城市样本中均显著为正,但对中、小城市工业生态效率的提升效果比大城市更大;其间接效应在大、中、小城市样本中亦均显著为正,类似地对小城市的工业生态效率提升效果更加明显。财政收入分权( $FD\_re_{it}$ )的本地效应对中等城市的工业生态效率有显著正向影响,而对大、小城市的影响不显著;其间接效应对中等城市的工业生态效率有显著负向影响,同样对大、小城市的影响不显著。财政支出分权( $FD\_exd_{it}$ )的本地效应对中等城市的工业生态效率有显著负向影响,而对大、小城市的影响不显著;其间接效应对大、中城市的工业生态效率提升效果显著为正,并且对中等城市的提升效果更加明显,但对小城市的效果并不显著。工业产业与生产性服务业协同集聚( $Coagg_{it}$ )的本地效应对大、中、小城市均不显著,这与表1的结果相同;其间接效应对大城市的工业生态效率提升效果显著为正,而对中、小城市的效果并不显著。整体上看,各核心变量对中、小城市工业生态效率的提升更加显著、效果更大。

第二,按地域分组的分样本回归中,生产性服务业地理集聚( $LQ_{it}$ )对东部城市的工业生态效率具有显著正向影响,而对中、西部城市的效果并不显著,这应当与我国当前生产性服务业发展较为滞后、主要集聚在东部地区的现状有关。生产性服务业专业化集聚( $SP_{it}$ )的本地效应对东、西部城市工业生态效率具有显著正向影响,而对中部城市的效果显著为负;其间接效应对东部城市工业生态效率的提升有显著正向影响,而对中、西部城市的效果不显著。生产性

<sup>①</sup>由于表1的回归结果表明 $LQ_{it}$ 的间接效应并不显著,因此这里没有将 $LQ\_slx_i$ 纳入各子样本的回归中。

服务业多样化集聚( $DV_{it}$ )的本地效应对东、中部城市工业生态效率的提升有显著正向影响,且对中部城市的提升效果显著大于东部城市,而对西部城市的效果不显著;其间接效应对中、西部城市工业生态效率的提升有显著正向影响,且对西部城市的提升效果显著大于中部城市,而对东部城市的效果并不显著。财政收入分权( $FD_{re_{it}}$ )的本地效应对中、西部城市工业生态效率的提升效果显著为正,而对东部城市的效果不显著;其间接效应则对东、中、西部城市均不显著,这与表1的结果一致。财政支出分权( $FD_{exd_{it}}$ )的本地效应对中部城市工业生态效率的提升效果显著为负,而对东、西部城市的效果并不显著;其间接效应对中、西部城市工业生态效率的提升效果显著为正,但对东部城市的效果不显著。工业产业与生产性服务业协同集聚( $Coagg_{it}$ )的本地效应对东、中、西部城市均不显著,这与表1的结果相同;其间接效应对中、西部城市工业生态效率的提升效果显著为正,且对西部城市的提升效果显著大于中部城市,但对东部城市的效果显著为负。从整体上看,各核心变量对中、西部城市工业生态效率的提升更加显著、效果更大。

在表3中,不论是按城市规模分组还是按地域分组,在各子样本中财政支出分权( $FD_{exd_{it}}$ )的本地效应的系数回归结果或者显著为负或者不显著,这与表1结果不一致。这种不一致有可能是由于样本的特定分类方式。假设表1中财政支出分权( $FD_{exd_{it}}$ )本地效应的基于全样本的系数回归结果是正确的,那么应当至少存在一种样本分类方式,使得分样本回归结果中 $FD_{exd_{it}}$ 本地效应的系数回归结果与表1中结果基本一致,否则,表3中 $FD_{exd_{it}}$ 本地效应的分样本系数回归结果将在一定程度上对表1中的结果提出质疑。本文进一步选取城市人均GDP作为样本分类标准进行样本分类,具体做法为对全样本的人均GDP序列取三分之一分位数和三分之二分位数,从而将全样本分为“高、中、低人均gdp”三个子样本,并将结果列示于表3底部<sup>①</sup>。由表3中“人均gdp分组”结果可见, $FD_{exd_{it}}$ 的本地效应对高人均GDP城市工业生态效率的提升效果显著为正,而对中、低人均GDP城市的效果不显著,这符合表1中的结果,证明按城市规模分组和按地域分组时 $FD_{exd_{it}}$ 本地效应的分样本系数回归结果与表1中结果不一致是由于样本分类方式导致的。同时,由于2003—2015年间我国所有城市的人均GDP均呈稳步上升趋势,按照全样本的人均GDP三分之一和三分之二分位数进行样本分组意味着“高人均gdp”组中有相当多的样本城市是靠近2015年的近期样本,因此高人均GDP城市样本组中 $FD_{exd_{it}}$ 本地效应的系数回归结果显著为正而中、低人均GDP城市样本组中 $FD_{exd_{it}}$ 本地效应的系数回归结果不显著意味着表1中 $FD_{exd_{it}}$ 直接效应的系数回归结果显著为正主要源于较为近期的城市样本,这说明随着我国社会主义现代化建设不断推进、城市经济发展水平不断提高,财政支出分权 $FD_{exd_{it}}$ 对城市工业生态效率提升的本地效应将会越来越明显。

## 六、结论和政策启示

本文基于2003—2015年全国282个地级及以上城市面板数据,实证探索分析了生产性服务业集聚、财政分权对城市工业生态效率的影响效果和影响机制。结果显示,生产性服务业地

<sup>①</sup>按人均GDP分组时其他解释变量的回归系数与按城市规模分组、按地域分组的结果基本一致,这里由于篇幅从略。

表 3 分样本估计结果

	变量	样本组			分样本费舍尔组合检验		
		大城市	中等城市	小城市	大-中	中-小	大-小
按城市规模分组	LQ	0.11 ** (2.12)	0.27 * (1.72)	0.44 * (1.82)	-0.16 * [0.09]	-0.17 * [0.05]	-0.32 *** [0.00]
	SP	0.05 (0.94)	0.02 (0.32)	-0.21 * (-1.87)	0.03 [0.26]	0.24 *** [0.00]	0.27 *** [0.00]
	DV	0.14 *** (5.52)	0.33 *** (3.94)	0.30 ** (2.65)	-0.19 ** [0.02]	0.03 [0.36]	-0.16 ** [0.01]
	fd_re	0.13 (0.80)	0.56 *** (4.48)	0.13 (1.32)	-0.43 *** [0.00]	0.43 *** [0.00]	0.00 [0.49]
	fd_exd	0.53 (1.17)	-0.69 *** (-5.07)	0.62 (1.37)	1.22 *** [0.00]	-1.32 *** [0.00]	-0.09 [0.23]
	Coagg	0.07 (0.49)	-0.12 (-0.79)	-0.26 (-0.76)	0.19 [0.12]	0.15 [0.12]	0.33 * [0.01]
	SP_slx	0.43 ** (2.57)	0.30 ** (2.52)	-0.17 (-0.98)	0.14 [0.24]	0.46 *** [0.00]	0.60 *** [0.00]
	DV_slx	0.56 *** (3.11)	0.37 *** (4.66)	1.33 *** (6.11)	0.20 [0.17]	-0.96 *** [0.00]	-0.77 *** [0.00]
	fd_re_slx	-0.04 (-0.15)	-0.66 ** (-2.42)	0.39 (0.73)	0.62 ** [0.01]	-1.05 *** [0.00]	-0.43 ** [0.01]
	fd_exd_slx	1.75 *** (4.57)	3.41 *** (4.16)	0.34 (0.54)	-1.65 *** [0.00]	3.07 *** [0.00]	1.42 *** [0.00]
	Coagg_slx	1.13 * (1.78)	-0.30 (-1.20)	0.48 (0.55)	1.43 ** [0.00]	-0.78 ** [0.03]	0.65 ** [0.03]
按地域分组	变量	东部城市	中部城市	西部城市	东-中	中-西	东-西
	LQ	0.46 *** (4.76)	0.20 (1.34)	-0.10 (-0.54)	0.27 ** [0.04]	0.30 ** [0.03]	0.57 *** [0.00]
	SP	0.13 ** (2.19)	-0.10 ** (-2.38)	0.10 * (1.97)	0.23 *** [0.00]	-0.20 *** [0.00]	0.03 [0.33]
	DV	0.21 *** (3.27)	0.37 *** (3.74)	-0.05 (-0.59)	-0.16 * [0.08]	0.42 *** [0.00]	0.26 ** [0.03]
	fd_re	0.26 (1.30)	0.29 *** (3.00)	0.22 *** (3.94)	-0.03 [0.41]	0.07 [0.27]	0.03 [0.41]
	fd_exd	0.85 (1.61)	-0.44 ** (-2.24)	0.28 (0.61)	1.29 *** [0.00]	-0.73 ** [0.01]	0.56 [0.10]
	Coagg	-0.30 (-1.27)	-0.13 (-0.66)	0.06 (0.13)	-0.18 [0.19]	-0.18 [0.18]	-0.36 [0.10]
	SP_slx	0.77 *** (3.98)	-0.06 (-0.36)	-0.02 (-0.10)	0.83 *** [0.00]	-0.04 [0.42]	0.79 *** [0.00]
	DV_slx	-0.09 (-0.56)	1.05 *** (11.95)	1.47 *** (4.00)	-1.14 *** [0.00]	-0.42 * [0.09]	-1.56 *** [0.00]
	fd_re_slx	0.55 (1.05)	-0.24 (-0.83)	0.12 (0.30)	0.79 ** [0.02]	-0.37 [0.11]	0.42 [0.12]
	fd_exd_slx	0.90 (0.99)	2.80 *** (4.31)	3.54 *** (6.61)	-1.91 ** [0.01]	-0.74 [0.13]	-2.64 *** [0.00]
	Coagg_slx	-0.70 *** (-2.72)	0.80 ** (2.38)	4.01 *** (4.84)	-1.50 ** [0.02]	-3.21 *** [0.00]	-4.71 *** [0.00]
人均	变量	高人均 gdp	中人均 gdp	低人均 gdp	高-中	中-低	高-低
gdp 分组	fd_exd	0.76 ** (2.45)	-0.31 (-1.19)	0.53 (1.00)	1.07 *** [0.00]	-0.84 *** [0.00]	0.23 [0.14]

注:(1) 圆括号内为 t 值(使用 Driscoll-Kraay 标准误计算 t 值,具体使用 stata\_xtscc 命令),方括号内为分样本费舍尔组合检验的经验 p 值;分样本的费舍尔组合检验抽样次数均为 1000 次;\*\*\* 表示在 1%水平上显著,\*\* 表示在 5%水平上显著,\* 表示在 10%水平上显著。(2)城市规模等级划分标准参照 2014 年 11 月 21 日国务院颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知》的要求,按市辖区常住人口将中国城市划分为特大及超大城市(人口 500 万人以上)、大城市(人口 100 万人-500 万人)、中等城市(人口 50 万人-100 万人)和小城市(人口 50 万人以下)四类,此处将特大及超大城市与大城市合并一类,统一分类为大城市。限于篇幅,其他控制变量的回归结果从略。



理集聚会提升城市工业生态效率,同时,生产性服务业不同的集聚模式——多样化集聚与专业化集聚,尤其是多样化集聚,能够显著提升城市本地的工业生态效率,并且二者有显著的空间外溢效应,城市生产性服务业多样化集聚与专业化集聚会显著提升邻近城市的工业生态效率,而其中专业化集聚的空间外溢效应更加显著和明显。生产性服务业不同细分行业的多样化和专业化集聚的工业生态效率提升效果存在异质性,租赁和商业服务业对城市工业生态效率的提升效果最为显著,不仅有显著的本地效应,并且有显著的空间外溢效应,本市租赁和商业服务业的多样化和专业化集聚会对邻近城市的工业生态效率产生正向影响;信息传输、计算机服务和软件业的多样化集聚以及交通运输、仓储和邮政业的专业化集聚具有显著的空间外溢效应,本市信息传输、计算机服务和软件业的多样化集聚以及交通运输、仓储和邮政业的专业化集聚会对邻近城市的工业生态效率产生显著的促进作用;金融业以及科学研究、技术服务和地质勘查业对城市工业生态效率的影响则并不显著。城市生产性服务业与工业产业协同集聚具有显著的空间外溢效应,本市生产性服务业与工业产业协同集聚有利于邻近城市工业生态效率的提升。城市财政收入分权程度和财政支出分权程度都具有显著的本地效应,能够显著提升本市的工业生态效率,并且,城市财政支出分权程度还具有显著的空间外溢效应,本市财政支出分权程度的提高有助于邻近城市工业生态效率的提高。最后,生产性服务业地理集聚、生产性服务业专业化和多样化集聚、生产性服务业与工业产业协同集聚、财政分权对城市工业生态效率的影响会受到城市规模异质性、所处地域异质性的影响,从整体来看,以上各变量对中、小城市工业生态效率的提升更加显著、效果更大,对中、西部城市工业生态效率的提升更加显著、效果更大。

以上结论具有明显的政策启示:

第一,在以供给侧结构性改革为主要思路的经济结构调整过程中,应当充分注重城市生产性服务业的发展与集聚,注重城市生产性服务业与工业产业的配合、协同集聚、协同发展。城市地方政府应当积极制定更加有利于生产性服务业嵌入工业产业链的配套产业政策,优先发展与当地工业产业配套程度高的生产性服务业种类,提升生产性服务业与当地工业产业之间的产业关联水平,促进上下游行业更加紧密地联动,从而更好地促进工业产业与生产性服务业的协同集聚发展。

第二,从单一城市发展的角度出发,应当注重城市生产性服务业"门类齐全、百花齐放"式发展,发展城市生产性服务业多样化集聚,形成辐射效应,在提升本地工业生态效率的同时,带动周边城市工业生态效率共同提高;从城市集群协同发展的角度出发(例如京津冀协同发展),由于城市集群中的核心城市是城市集群整体的工业生态效率的主要决定因素,可以充分发扬区域协同发展思维,充分利用城市生产性服务业专业化集聚的显著空间外溢效应,在城市集群中的核心城市充分发展生产性服务业多样化集聚,而在城市集群中的非核心城市发展生产性服务业专业化集聚,使得核心城市在获得本地生产性服务业多样化集聚的工业生态效率提升效果的同时,又可以充分获得周围非核心城市生产性服务业专业化集聚的工业生态效率提升效果的空间外溢加成,从而在城市集群整体层面上进一步提高工业生态效率,实现区域工业生态效率整体提高。



第三,为提高城市工业生态效率,应当注重提高城市政府财力,注重财力与行政责任相互匹配,推动各级政府事权清单制度改革,推进省以下财政分权改革真正落到实处,疏通现有分权体制的制度红利释放渠道。同时,应当注重财税体制改革与产业结构调整的统筹规划、协调推进,从而使得财政分权对产业集聚经济的积极影响和制度红利更加有效地释放。

第四,在当前发展阶段,为提高城市工业生态效率,应当更加注重城市租赁和商业服务业、信息传输计算机服务和软件业以及交通运输、仓储和邮政业的发展,促进这些细分行业更加充分、有效地嵌入城市工业产业的价值链中,以更好地提升当地工业生产效率、技术水平,降低工业污染。同时,应当区分城市规模,因地制宜、统筹规划,更加注重发展中、小城市和中、西部城市的生产性服务业集聚经济,促进其生产性服务业与工业产业的协同集聚,结合不同城市的比较优势,促进生产性服务业的专业化或多样化发展,提升当地政府自主财政能力,从而更加有效地提高全国整体的工业生态效率水平。

#### 参考文献:

- [1]王震,石磊,刘晶茹,等.区域工业生态效率的测算方法及应用[J].中国人口·资源与环境,2008,(06):121-126.
- [2]杨凯,王要武,薛维锐.区域梯度发展模式下我国工业生态效率区域差异与对策[J].系统工程理论与实践,2013,(12):95-102.
- [3]杨文举.基于DEA的生态效率测度——以中国各省的工业为例[J].科学经济社会,2009,(03):56-60,5.
- [4]袁鹏,程施.中国城市工业环境效率度量与分析[J].大连理工大学学报(社会科学版),2010,(04):31-36.
- [5]孙丽文,曹璐,吕静韦.基于DPSIR模型的工业绿色转型评价研究——以河北省为例[J].经济与管理评论,2017,(04):120-127.
- [6]潘兴侠,何宜庆.工业生态效率评价及其影响因素研究——基于中国中东部省域面板数据[J].华东经济管理,2014,(03):33-38.
- [7]涂正革,刘磊珂.考虑能源、环境因素的中国工业效率评价——基于sbm模型的省级数据分析[J].经济评论,2011,(02):55-65.
- [8]俞雅乖,刘玲燕.我国城市环境绩效及其影响因素分析[J].管理世界,2016,(11):176-177.
- [9]张淑英,李德山,刘媛媛.区域工业生态效率评价及其影响因素研究[J].统计与决策,2013,(03):61-64.
- [10]张子龙,薛冰,陈兴鹏,等.中国工业环境效率及其空间差异的收敛性[J].中国人口·资源与环境,2015,(02):30-38.
- [11]周杰琦,汪同三.外资特征、环境规制与环境效率——理论与中国经验[J].当代财经,2017,(08):89-100.
- [12]郭露,徐诗倩.基于超效率DEA的工业生态效率——以中部六省2003—2013年数据为例[J].经济地理,2016,(06):116-121,58.
- [13]卢燕群,袁鹏.中国省域工业生态效率及影响因素的空间计量分析[J].资源科学,2017,(07):1326-1337.

- [14] 沈能.环境效率、行业异质性与最优规制强度——中国工业行业面板数据的非线性检验[J].中国工业经济,2012,(03):56-68.
- [15] 沈能.工业集聚能改善环境效率吗?——基于中国城市数据的空间非线性检验[J].管理工程学报,2014,(03):57-63,10.
- [16] 周五七,聂鸣.基于节能减排的中国省级工业技术效率研究[J].中国人口·资源与环境,2013,(01):25-32.
- [17] 刘胜,顾乃华.行政垄断、生产性服务业集聚与城市工业污染——来自260个地级及以上城市的经验证据[J].财经研究,2015,(11):95-107.
- [18] Glaeser E L, Kallal H, Scheinkman J A, Shleifer A. Growth in cities[J].Journal of Political Economy, 1992,100(6):1126-1152.
- [19] Keeble D, Nachum L. Why do business service firms cluster? Small consultancies, clustering and decentralization in London and Southern England[J].Transactions of the Institute of British Geographers,2002,27(1):67-90.
- [20] 刘奕,夏杰长,李焱.生产性服务业集聚与制造业升级[J].中国工业经济,2017,(07):24-42.
- [21] 席强敏,陈曦,李国平.中国城市生产性服务业模式选择研究——以工业效率提升为导向[J].中国工业经济,2015,(02):18-30.
- [22] 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,(02):89-104.
- [23] 刘叶,刘伯凡.生产性服务业与制造业协同集聚对制造业效率的影响——基于中国城市群面板数据的实证研究[J].经济管理,2016,(06):16-28.
- [24] 黄娟,汪明进.制造业、生产性服务业共同集聚与污染排放——基于285个城市面板数据的实证分析[J].中国流通经济,2017,(08):116-28.
- [25] 谭志雄,张阳阳.财政分权与环境污染关系实证研究[J].中国人口·资源与环境,2015,(04):110-7.
- [26] 薛钢,潘孝珍.财政分权对中国环境污染影响程度的实证分析[J].中国人口·资源与环境,2012,(01):77-83.
- [27] 刘建民,陈霞,吴金光.财政分权、地方政府竞争与环境污染——基于272个城市数据的异质性与动态效应分析[J].财政研究,2015,(09):36-43.
- [28] 俞雅乖.我国财政分权与环境质量的关系及其地区特性分析[J].经济学家,2013,(09):60-67.
- [29] 顾乃华.生产性服务业对工业获利能力的影响和渠道——基于城市面板数据和sfa模型的实证研究[J].中国工业经济,2010,(05):48-58.
- [30] 韩峰,谢锐.生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J].数量经济技术经济研究,2017,(03):40-58.
- [31] Ezcurra R, Pascual P, Rapun M. Regional specialization in the European Union[J].Regional Studies, 2006,40(6):601-616.
- [32] 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,(12):3-21.
- [33] 郭庆旺,贾俊雪.财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模[J].经济研究,2010,(11):59-72,87.
- [34] 张虎,韩爱华,杨青龙.中国制造业与生产性服务业协同集聚的空间效应分析[J].数量经济技术经济研究,2017,(02):3-20.

- [35] 侯新烁, 张宗益, 周靖祥. 中国经济结构的增长效应及作用路径研究[J]. 世界经济, 2013, (05): 88-111.
- [36] 张清正, 李国平. 中国科技服务业集聚发展及影响因素研究[J]. 中国软科学, 2015, (07): 75-93.
- [37] Cleary S. The relationship between firm investment and financial status[J]. Journal of Finance, 1999, 54(2): 673-692.

(责任编辑: 宋 敏)

## Agglomeration of Productive Service Industry, Fiscal Decentralization and Prefectural Industrial Ecological Efficiency

YAN Chuan<sup>1</sup>, HE Haokai<sup>2</sup>

(1. School of Public Finance and Tax, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

2. School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

**Abstract:** Based on the panel data of 282 prefectural cities in China during 2003–2015, and using the spatial econometric analysis method, this paper explores the effects of agglomeration of productive service industry and fiscal decentralization on prefectural industrial ecological efficiency as well as their spatial effect. The results suggest that agglomeration of productive service industry is able to improve prefectural industrial ecological efficiency. Both diversified and specialized agglomeration of productive service industry is able to improve prefectural industrial ecological efficiency, and they both have significant spatial spillover effect. Leasehold and business services, Information transmission, computer services and software industry, transportation warehousing and postal services all have local and spillover effect on the improvement of prefectural industrial ecological efficiency to different degrees. The synergistic agglomeration of productive service industry and industrial industry has significant spatial spillover effect. Fiscal revenue and expenditure decentralization can significantly improve the local prefectural industrial ecological efficiency, among which fiscal expenditure decentralization has significant spatial spillover effect. As a whole, the above variables are more significant and more effective in improving the industrial ecological efficiency of middle, small cities and central, western cities.

**Key Words:** Productive service industry; Specialized agglomeration; Diversified agglomeration; Industrial ecological efficiency; Spatial econometric

