

[文章编号] 1003—4684(2022)06-0037-06

长三角产业协同集聚的技术溢出效应

何 艳, 彭仁星, 徐伟鹏

(湖北工业大学经济与管理学院, 湖北 武汉 430068)

[摘 要] 产业协同集聚逐渐成为当今主要的经济集聚形式。以 2004—2019 年长三角 27 个地级市为样本,运用面板回归和门槛回归模型分析其技术溢出效应,将有利于深入推动产业间融合和地区一体化建设。研究发现:产业协同集聚对技术溢出存在直接和间接的正向效应,它既通过提高技术效率促进技术溢出,当集聚水平达到一定门槛值时,又会强化人力资本等因素对技术溢出的作用;所有效应均存在行业异质性,金融业与制造业的协同集聚对技术溢出的促进作用最强,而信息软件服务业、租赁商务业的作用较弱。

[关键词] 长三角; 产业协同集聚; 技术溢出; 门槛效应

[中图分类号] F423.3, F812.45 **[文献标识码]** A

全球新一轮产业革命背景下,经济发展更加多样化和复杂化,不同产业间的相互影响和彼此融合日益成为产业发展的新态势,协同集聚逐渐取代单一集聚成为当今主要的经济集聚类型。我国经济正处于迈向高质量创新发展的关键时期,协同集聚作为知识生产和技术转移的重要载体,能够通过促进技术溢出提升区域创新能力。长三角是我国一体化进程起步最早的地区之一,经济集聚水平和产业协同发展程度相对较高,因而,研究其产业协同集聚的技术溢出效应无论是对于推动长三角更高质量一体化建设,还是对于全国产业间分工协作,均具有重要的理论价值和现实意义。

1 文献综述

产业协同集聚的思想最早来源于 Ellison (1997)^[1]。Ellison 在研究美国制造业集聚时不仅对产业协同集聚的概念加以界定,而且还提出了 E-G 指数用以测度协同集聚水平,为学者们研究产业协同集聚提供了重要的方法。此后,大量学者对产业协同集聚展开研究,内容包括产业协同集聚的现象 (Devereux, 2003)^[2]、测度 (Billings, et al, 2016)^[3]、效应 (Lanaspá, et al, 2016)^[4] 和影响因素 (Diodato 等, 2018)^[5] 等。

相对于国外学者对定义和方法的研究,国内学者们主要探讨产业协同集聚的影响因素和效应。由于研究目的的不同,学者们发现了众多影响产业协

同集聚的因素,如投入产出关系 (江曼琦, 2014)^[6]、交易成本 (陈晓峰, 2016)^[7] 以及社会信任 (周明生等, 2020)^[8] 等。关于产业协同集聚的效应研究主要有三种观点,第一种是正向效应论,如产业协同集聚能促进制造业升级,并通过产业间共生效应优化产业结构 (王燕等, 2019)^[9],对生产率 (王静田等, 2021)^[10] 和经济发展水平 (汤长安等, 2021)^[11] 等产生积极影响。第二种是负向效应论。邱志萍等 (2021) 认为长江经济带产业协同集聚会虹吸邻近城市的技术创新,具有负向溢出效应^[12]; 黄晓琼等 (2021) 认为科技服务业和高技术产业的集聚水平过高会引起企业间恶性竞争,阻碍创新水平的提高^[13]。第三种是非线性论,认为产业协同集聚对区域创新能力 (刘和东等, 2021)^[14] 和制造企业全要素生产率 (罗良文等, 2021)^[15] 有非线性影响。

综合而言,产业集聚和技术溢出的研究体系较为完善。近年来学者们立足于产业协同集聚,从生产效率、区域创新等方面对其技术溢出效应进行了大量研究,多数成果支持正向效应。而负向效应的支持者主要是从单一的集聚角度进行分析,没有将产业集聚与其他因素结合起来进行深入研究。另外,没有文献对于产业协同集聚作用于技术溢出的路径进行详细解释。因此,深入考察产业协同集聚影响技术溢出的条件,客观揭示产业协同集聚技术溢出的内在机制,是本文探讨的主要内容。

[收稿日期] 2022—02—23

[基金项目] 湖北省教育厅哲社项目 (20Y047); 武汉研究院一般项目 (IWHS20212007)

[第一作者] 何 艳 (1979—), 女, 湖北仙桃人, 经济学博士, 湖北工业大学教授, 研究方向为区域经济

[通信作者] 彭仁星 (1998—), 男, 江苏徐州人, 湖北工业大学硕士研究生, 研究方向为国际贸易

2 理论模型设定

假设整个经济体中存在制造业、生产性服务业和农业部门。制造业部门在规模报酬递增条件下生产有质量差异的产品；生产性服务业部门只为制造业部门提供支持性服务；农业部门以农民为唯一投入，在规模报酬不变的条件下生产同质产品。

2.1 消费者行为

假定所有消费者偏好一致，其效用函数为：

$$U = \frac{Q^\mu A^{1-\mu}}{\mu^\mu (1-\mu)^{1-\mu}}, 0 < \mu < 1 \quad (1)$$

其中： Q 为有差异的工业产品消费指数； A 为同质的农业产品消费指数；工业产品种类消费数量为 N 时，指数

$$Q = \left(\int_0^N (\tau_i q_i)^{\frac{\rho-1}{\rho}} d_i \right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}, \rho > 1 \quad (2)$$

其中， q_i 代表对商品 $i \in [0, M]$ 的消费量， τ_i 表示产品所含的技术创新度， ρ 代表产品之间的替代弹性。

结合式(1)和式(2)，根据效用最大化过程，可求得消费者对产品种类 i 的需求

$$q_i = \mu Y p_i^{-\rho} \tau_i^{\rho-1} P^{\rho-1} \quad (3)$$

其中， P 表示价格指数，且

$$P = \left(\int_0^N p_i^{1-\rho} \tau_i^{\rho-1} d_i \right)^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (4)$$

2.2 生产者行为

模型允许企业产品的技术创新有两个来源，分别为企业生产率和固定成本投入效率，分别体现在边际成本 MC 和固定成本 F 上 (Hallak, et al, 2008)^[16]，具体的公式如下：

$$MC(\tau_i, t_i) = \frac{c}{t_i} \tau_i^\alpha \quad (5)$$

$$F(\tau_i, \gamma_i) = F_0 + \frac{d}{\gamma_i} \tau_i^\beta \quad (6)$$

其中， t_i 表示企业生产率， c 为常数， α 表示边际成本的技术创新弹性， γ_i 表示固定成本投入效率， d 为常数， β 表示固定成本的技术创新弹性。

垄断竞争市场下，每种产品只由一家企业生产。为了利润最大化，该企业会按照边际加成的方法定价，求得利润函数：

$$\pi = \frac{\mu Y}{P} \left(\frac{\rho}{\rho-1} \frac{c}{t_i} \tau_i^\alpha \right)^{1-\rho} \tau_i^{\rho-1} - \frac{\mu Y}{P} \left(\frac{\rho}{\rho-1} \frac{c}{t_i} \tau_i^\alpha \right)^{-\rho} \left(\frac{c}{t_i} \tau_i^\alpha - F_0 - \frac{d}{\gamma_i} \tau_i^\beta \right) \quad (7)$$

利润最大化条件下，求得关于 τ_i 的表达式：

$$\tau_i(t_i, \gamma_i) = \left[\frac{\mu Y}{P} \frac{1-\alpha}{\beta} \frac{\gamma_i}{d} \left(\frac{t_i}{c} \right)^{\rho-1} \left(\frac{\rho-1}{\rho} \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\delta}} \quad (8)$$

其中， $\delta = \beta - (1-\alpha)(\rho-1) > 0$ 。为了确保一阶条件最大值，假设 $0 < \alpha < 1$ ，即边际成本并不会随着

技术创新程度的增加而过快增长，但固定成本会随之较快增长。利用式(8)对 t_i 和 γ_i 分别进行一阶求导可得：

$$\frac{\partial \tau_i(t_i, \gamma_i)}{\partial t_i} = \frac{\mu Y}{\delta P} \frac{\gamma_i}{\beta} \frac{\rho-1}{d} \frac{1-\alpha}{c} \frac{1-\alpha}{\beta} \left(\frac{\rho-1}{\rho} \right)^\rho \left(\frac{t_i}{c} \right)^{\rho-2} \left[\frac{\mu Y}{P} \frac{1-\alpha}{\beta} \frac{\gamma_i}{d} \left(\frac{t_i}{c} \right)^{\rho-1} \left(\frac{\rho-1}{\rho} \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\delta}-1} > 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial \tau_i(t_i, \gamma_i)}{\partial \gamma_i} = \frac{\mu Y}{\delta P} \frac{1-\alpha}{\beta} \frac{1-\alpha}{d} \left(\frac{\rho-1}{\rho} \right)^\rho \left(\frac{t_i}{c} \right)^{\rho-1} \left[\frac{\mu Y}{P} \frac{1-\alpha}{\beta} \frac{\gamma_i}{d} \left(\frac{t_i}{c} \right)^{\rho-1} \left(\frac{\rho-1}{\rho} \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\delta}-1} > 0 \quad (10)$$

式(9)和式(10)表明，提高企业生产率和固定成本投入率有助于促进企业技术创新，进而可以带来技术溢出。由此提出

假设1：制造业与生产性服务业的协同集聚通过提升效率进而促进技术溢出，即存在直接效应。

假设2：制造业与生产性服务业的协同集聚程度会影响其他因素对于技术溢出的作用，即存在间接效应。

假设3：制造业与不同生产性服务业的协同集聚对技术溢出的效应并不相同，无论是直接效应还是间接效应均存在行业异质性。

3 实证模型构建

3.1 计量模型

为了考察产业协同集聚的技术溢出效应，本文构建基准回归模型：

$$T_{it} = \alpha + \beta EG_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (11)$$

其中： T_{it} 代表技术溢出； EG_{it} 为产业协同集聚指数； X 为控制变量，包括地区人力资本水平、外资投入水平、政府干预程度、产业结构水平、市场化程度等； α 为常数项； μ_i 和 δ_t 分别为城市和年份固定效应； ϵ_{it} 为随机扰动项。

3.2 变量说明

被解释变量为技术溢出。用全要素生产率(ln TFP)衡量。首先运用 Deap2.1 软件对 2004—2019 年间长江经济带 Malmquist 生产率指数进行测算，然后将其换算成以 2003 为基期的 TFP，并进一步分解为技术进步(TEC)和技术效率(EFC)。

核心解释变量为产业协同集聚(ln EG)。参考陈建军等(2016)的指标^[17]，采用 E-G 指数来测度长三角产业协同集聚水平。

控制变量：1) 外资投入水平，用实际利用外商投资额占 GDP 的比重表示；2) 人力资本水平，用每万在校大学生来衡量；3) 产业结构，等于第二产业与第三产业增加值之比；4) 政府干预程度，用政府一般预算支出占 GDP 的比例衡量；5) 市场化程度，采用城

镇私营和个体从业人员占城市劳动力就业总数的比例。

3.3 数据来源及处理

鉴于数据的可获得性和口径的统一性,选取长三角 2004—2019 年 27 个地级及以上城市的面板数据。数据来自《中国城市统计年鉴》、EPS 全球数

据统计分析平台以及中经网统计数据库,个别缺失数据用插值法补齐。此外,文中涉及货币单位数据,均以 2003 年为基期通过 GDP 平减指数进行了调整,以消除物价的影响,并且对所有变量均作了对数化处理。表 1 列出了各变量的描述性统计值。

表 1 变量的描述性统计

变量名称		变量符号	均值	最小值	最大值	标准差	观测值
被解释变量	全要素生产率	ln TFP	0.6754	−0.0576	1.7405	0.3661	432
	技术进步	ln TEC	0.8093	0.0935	1.6439	0.3960	432
	技术效率	ln EFC	−0.1341	−0.7045	0.2503	0.2140	432
解释变量	协同集聚度	ln EG	1.0333	0.4435	1.6667	0.1821	432
控制变量	外资投入水平	ln FDI	−2.9293	−5.8423	−0.5585	1.0507	432
	市场化程度	ln MARK	−0.6503	−1.8517	−0.1521	0.2500	432
	人力资本水平	ln EDU	5.0572	1.5544	7.1452	0.9577	432
	产业结构	ln JG	0.2011	−0.9913	1.1629	0.3316	432
	政府干预程度	ln GOV	−2.2173	−3.3471	−1.2634	0.3862	432

4 实证结果分析

4.1 基准回归结果

表 2 中模型(1)至(3)分别展示了长三角产业协同集聚对全要素生产率及其分解指标(技术进步和技术效率)的影响情况,由其可知:协同集聚水平(ln EG)的系数在模型(1)中显著为正,表明长三角产业协同集聚能有效促进全要素生产率的提升。

表 2 长三角产业协同集聚技术溢出效应的基准回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	ln TFP	ln TEC	ln EFC
ln EG	0.2312*** (4.7685)	−0.0478 (−1.5876)	0.2771*** (6.1539)
ln FDI	−0.6261*** (−6.3787)	0.0033 (0.0539)	−0.6357*** (−6.9744)
ln JG	0.2370*** (6.1087)	0.2193*** (9.0968)	0.0176 (0.4877)
ln GOV	0.0514 (1.6278)	0.0521*** (2.6555)	−0.0001 (−0.0048)
ln MARK	0.3756*** (12.5109)	0.0162 (0.8709)	0.3590*** (12.8774)
ln EDU	0.0531** (2.0361)	0.0239 (1.4715)	0.0291 (1.2021)
C	−1.4263*** (−5.0864)	0.1073 (0.6159)	−1.5437*** (−5.9287)
年份固定	是	是	是
城市固定	是	是	是
样本量	432	432	432

括号中数值为标准差,*,**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。下同

为避免模型的内生性问题以及提高估计结果的稳健性,分别将滞后一期的协同集聚指数作为工具

变量,利用差分 GMM 法进行内生性处理以及用专利授权量替换全要素生产率做稳健性处理。结果显示,长三角产业协同集聚的技术溢出效应依然比较明显。

产业协同集聚水平在模型(2)中为负但不显著,在模型(3)中显著为正,这表明长三角产业协同集聚对技术效率的影响比较大,其能显著提升技术效率水平,进而促进全要素生产率的提高,而通过促进技术进步以产生技术溢出效应的这一作用机制却不明显,由此假设 1 得以验证,即产业协同集聚对技术溢出存在着直接效应,作用渠道为技术效率。

就控制变量而言,外资的增加会对技术效率产生负向作用进而抑制技术溢出,产业结构的升级则通过技术进步来产生技术溢出,政府干预力度的加大仅在促进技术进步方面比较明显,而市场化水平产生技术溢出的途径也在于技术效率的提升。另外,人力资本水平的提升也存在技术溢出效应。

4.2 行业异质性

为考察产业协同集聚的技术溢出效应是否存在行业异质性,借鉴张浩然(2015)的观点^[18],将生产性服务业细分为如表 3 所示的五大行业。

由表 3 可知:所有 ln EG 系数均为正值且通过了显著性水平检验,表明产业协同集聚在生产性服务业的各细分行业均存在技术溢出效应。金融业与制造业的协同集聚更加有利于产生技术溢出效应,其协同集聚的回归系数在所有细分行业中最高,为 0.3608;其次是科学技术服务业、交通仓储服务业与制造业的集聚(0.1843、0.139);信息软件服务业和租赁商务业的集聚作用较弱(0.0754、0.0704)。可

见,假设 3 中协同集聚对技术溢出的直接效应存在行业异质性。

表 3 行业异质性分析的回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	金融业	科学技术服务业	交通仓储服务业	信息软件服务业	租赁商务业
ln EG	0.3608*** (8,4809)	0.1843*** (4,1637)	0.1390*** (3,5321)	0.0754** (2,3080)	0.0704** (2,3413)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是
样本量	432	432	432	432	432

4.3 门槛效应

为深入研究产业协同集聚对技术溢出的作用机制,本文建立面板门槛回归模型,检验假设 2 中协同集聚对技术溢出的间接效应。这里以人力资本为例进行阐释。服务业与制造业的产业协同集聚,将加速人力资本在同一行业乃至不同行业之间的交流,促进新思想的碰撞和技术知识的转移,从而形成创新的源泉并产生技术溢出。但这并不意味着产业的聚集程度越高,技术溢出就会越强。当集聚度较低时,企业和人力资本市场匹配不完善,人力资本此时的技术溢出效应较弱;相反,随着集聚度的提高,人力资本与企业的磨合度也随之提升,更有利于技术溢出水平的提高。参照 Hansen(1999)的研究方法^[19],以协同集聚(ln EG)作为门槛变量,人力资本

水平(ln EDU)为门槛依赖变量。具体设定模型如下:

$$T_{it} = \alpha + \beta_1 \text{EDU} \mathcal{I}(\text{EG}_{it} \leq \vartheta) + \beta_2 \text{EDU} \mathcal{I}(\text{EG}_{it} > \vartheta) + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{14}$$

其中: $\mathcal{I}(\cdot)$ 表示指示函数; X_{it} 为一系列控制变量; α 为常数项; ε_{it} 为随机扰动项。

首先分别对生产性服务业总体及其细分行业与制造业的协同集聚指数进行门槛检验,得到结果如表 4 所示。

除信息软件服务业与制造业的协同集聚指数的门槛值不显著外,生产服务业总体及其他细分行业的门槛均通过了显著性检验,生产性服务业总体及金融业与制造业的协同集聚甚至存在双重门槛效应,由此可继续进行相关的门槛回归分析。

表 4 门槛效果自抽样检验

模型	单一门槛			双重门槛		
	门槛值	F 统计量	P 值	门槛值	F 统计量	P 值
(1)生产性服务业	0.9030	32.68***	0.0100	1.2679	20.22*	0.0860
(2)金融业	0.8985	71.88***	0.0000	1.2608	40.80***	0.0100
(3)科学技术服务业	0.6680	32.27**	0.0240	1.2128	11.16	0.4780
(4)交通仓储业	0.7942	27.68**	0.0180	1.2801	18.73	0.1420
(5)租赁商务业	1.0409	21.87**	0.046	1.2375	15.48	0.1780
(6)信息软件服务业	1.2672	19.03	0.1020			

表 5 展示了通过门槛检验模型的回归结果。由其可知,各细分生产性服务业对技术溢出的影响结果呈相同态势:当协同集聚水平未越过门槛值时,人力资本会促进技术溢出,但促进程度较小;当协同集聚水平越过门槛值时,人力资本对技术溢出的正向促进作用显著增强。这表明当产业协同集聚度提高时,人力资本水平的提高能更好地促进技术溢出。可见,假设 2“协同集聚程度会影响到其他因素对技术溢出的作用”这一观点是正确的,而且该间接效应也具有行业异质性。

具体来说,总体产业协同集聚度在模型(1)中小于 0.903 时,包括南通、盐城、扬州、泰州、绍兴、金华和安庆 7 个城市,人力资本对技术溢出的作用系数为 0.0594;集聚程度在 0.903 和 1.2679 之间时,作用系数为 0.0843,本文考察的 27 个城市中有 19 个的集聚水平在此区间;集聚程度高于 1.2679 时,作用

系数为 0.1111,此时只有上海的集聚水平居于这一区间。

模型(2)中,金融业与制造业协同集聚的双重门槛值分别是 0.8985 和 1.2608。南京、南通、扬州、泰州、绍兴、金华、舟山、合肥 8 个城市的集聚水平低于 0.8985,此时人力资本对技术溢出的作用系数仅为 0.0565;镇江、宁波、台州和宣城 4 个城市的集聚水平平均高于 1.2608,此时作用系数为 0.1082;其他 15 个城市居于两个门槛值中间,作用系数为 0.0884。

模型(3)中,科学技术服务业与制造业协同集聚的门槛值为 0.668,低于该值的城市有 7 个,作用系数为 0.0864;高于该值的城市有 20 个,作用系数为 0.1115。模型(4)中交通仓储业与制造业协同集聚的门槛值为 0.7942,低于该值的城市有 6 个,此时人力资本对技术溢出的作用系数为 0.0778;高于该值的城市有 21 个,作用系数为 0.1021。模型(5)中租

赁商业与制造业协同集聚的门槛值为 1.0409,低于该值的城市有 17 个,作用系数为 0.0921;高于该

值的城市有 10 个,作用系数为 0.1085。相比较而言,租赁商业与制造业的集聚水平亟待提高。

表 5 门槛回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
ln EDU (ln EG≤0.9030)	0.0594 ** (2.4131)				
ln EDU (0.9030<ln EG<1.2679)	0.0843 *** (3.4858)				
ln EDU (ln EG≥1.2679)	0.1111 *** (4.5878)				
ln EDU (ln EG≤0.8985)		0.0565 ** (2.4688)			
ln EDU (0.8985<ln EG<1.2608)		0.0884 *** (3.9247)			
ln EDU (ln EG≥1.2608)		0.1082 *** (4.7880)			
ln EDU (ln EG≤0.6680)			0.0864 *** (3.5029)		
ln EDU (ln EG>0.6680)			0.1115 *** (4.5178)		
ln EDU (ln EG≤0.7942)				0.0778 *** (3.1067)	
ln EDU (ln EG>0.7942)				0.1021 *** (4.1330)	
ln EDU (ln EG≤1.0409)					0.0921 *** (3.6981)
ln EDU (ln EG>1.0409)					0.1085 *** (4.3486)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是
观测值	432	432	432	432	432

模型(1)－(5)分别为表 5 中通过门槛检验的行业协同集聚度

5 结论与启示

5.1 结论

本文基于 2004—2019 年长三角 27 个城市的面板数据,探讨了产业协同集聚技术溢出效应的作用机制。研究发现:产业协同集聚对技术溢出存在直接和间接的正向效应,既通过提高技术效率进而促进技术溢出,当集聚水平达到一定门槛值时,又会强化人力资本等因素对技术溢出的作用。所有效应均存在行业异质性,金融业与制造业的协同集聚对技术溢出的促进作用最强,信息软件服务业、租赁商业的作用较弱。

5.2 启示

1)不断提高产业协同集聚水平。产业协同集聚作为一种新的集聚经济模式,不仅有利于产业间的融合,也有利于推进地区一体化建设。长三角地区

一方面应继续优化产业协同集聚机制,不断推动生产性服务业与制造业协同集聚水平的提高,另一方面,还应注重产业协同集聚的异质性技术溢出效应差异,在发展多样化产业集聚模式的同时,注重产业结构的优化升级,大力推进金融业等高端生产性服务业与制造业的协同集聚,利用现代化信息技术,结合新兴产业的发展,探讨产业协同集聚新业态。

2)充分发挥产业协同集聚的技术溢出效应。制造业与服务业“双轮驱动”发展作为经济高质量发展背景下的两大抓手,在提升技术效率、促进区域创新方面发挥着重要作用。协同集聚可以利用各行业优势更有效地提升技术效率并促进技术溢出,当其集聚水平达到一定程度时,也会强化人力资本等因素对技术溢出的促进作用。

[参 考 文 献]

- [1] ELLISON G, GLAESER E L. Geographic concentration in U.S. manufacturing industries: a dartboard approach[J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(5): 889-927.
- [2] DEVEREUX M P, GRIFFITH R, SIMPSON H. The geographic distribution of production activity in the UK [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2003, 34(5): 533-564.
- [3] BILLINGS S B, JOHNSON E B. Agglomeration within an urban area [J]. *Journal of Urban Economics*, 2016, 91(1): 13-25.
- [4] LANASPA L, SANZ-GRACIA F, VERA-CABELLO M. The (strong) interdependence between intermediate producer services' attributes and manufacturing location [J]. *Economic Modelling*, 2016, 57: 1-12.
- [5] Dario D, Frank N, Neave O. Why do industries coagglomerate? How Marshallian externalities differ by industry and have evolved over time[J]. *Journal of Urban Economics*, 2018, 106: 1-26.
- [6] 江曼琦, 席强敏. 生产性服务业与制造业的产业关联与协同集聚[J]. *南开学报(哲学社会科学版)*, 2014(1): 153-160.
- [7] 陈晓峰. 生产性服务业与制造业的协同集聚效应分析——以长三角地区为例[J]. *城市问题*, 2016(12): 63-70.
- [8] 周明生, 于国栋. 社会信任对产业协同集聚的影响研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2020(3): 70-85.
- [9] 王燕, 孙超. 产业协同集聚对产业结构优化的影响——基于高新技术产业与生产性服务业的实证分析[J]. *经济问题探索*, 2019(10): 146-154.
- [10] 王静田, 张宝懿, 付晓东. 产业协同集聚对城市全要素生产率的影响研究[J]. *科学学研究*, 2021, 39(5): 842-853, 866.
- [11] 汤长安, 邱佳伟, 张丽家, 等. 要素流动、产业协同集聚对区域经济增长影响的空间计量分析——以制造业与生产性服务业为例[J]. *经济地理*, 2021, 41(7): 146-154.
- [12] 邱志萍, 幸怡. 长江经济带产业协同集聚的技术创新效应——基于生产性服务业与制造业的实证分析[J]. *企业经济*, 2021, 40(10): 78-87.
- [13] 黄晓琼, 徐飞. 科技服务业与高技术产业协同集聚创新效应: 理论分析与实证检验[J]. *中国科技论坛*, 2021(3): 93-102.
- [14] 刘和东, 张桂境. 产业协同集聚对经济高质量发展的影响[J]. *科技进步与对策*, 2022, 39(1): 69-77.
- [15] 罗良文, 孙小宁. 生产性服务业与制造业协同集聚、融合发展的效率分析——基于微观企业数据的实证研究[J]. *学术研究*, 2021(3): 100-107.
- [16] HALLAK J C, SIVADASAN J. Productivity, Quality and exporting behavior under minimum quality constraints [A/OL]. *Mpra Paper*, 2008 [2010-07-30]. https://mpira.ub.uni-muenchen.de/24146/1/MPRA_paper_24146.pdf.
- [17] 陈建军, 刘月, 邹苗苗. 产业协同集聚下的城市生产效率增进——基于融合创新与发展动力转换背景[J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)*, 2016, 46(3): 150-163.
- [18] 张浩然. 生产性服务业集聚与城市经济绩效——基于行业 and 地区异质性视角的分析[J]. *财经研究*, 2015, 41(5): 67-77.
- [19] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.

Research on the Technology Spillover Effect of the Cooperative Agglomeration of Industries in the Yangtze Delta

HE Yan, PENG Renxing, XU Weipeng

(School of Economics and Management, Hubei Univ. of Tech., Wuhan 430068, China)

Abstract: The technology spillover effect of 27 prefecture-level cities in the Yangtze River Delta from 2004 to 2019 was analyzed by panel regression and threshold regression models. It is found that industrial collaborative agglomeration has a direct and indirect positive effect on technology spillover, which not only promotes technology spillover by improving technological efficiency, but also strengthens the effect of human capital and other factors on technology spillover when the agglomeration level reaches a certain threshold value. The synergistic agglomeration of financial industry and manufacturing industry has the strongest promoting effect on technology spillover, while the information software service industry and leasing business industry have weak effects.

Keywords: Yangtze River Delta; industry synergy; technology spillover; threshold effect