

引用格式: 及添正, 邓宏兵, 张天铃. 生产性服务业集聚对碳排放效率的影响: 基于长江经济带 108 个城市企业数据的分析[J]. 资源科学, 2023, 45(1): 31-47. [Ji T Z, Deng H B, Zhang T L. Impact of producer services agglomeration on carbon emission efficiency: An analysis based on the data of enterprises in 108 cities of the Yangtze River Economic Belt[J]. Resources Science, 2023, 45(1): 31-47.] DOI: 10.18402/resci.2023.01.03

生产性服务业集聚对碳排放效率的影响 ——基于长江经济带 108 个城市企业数据的分析

及添正^{1,2}, 邓宏兵^{1,2}, 张天铃^{1,2}

(1. 中国地质大学(武汉)经济管理学院, 武汉 430074; 2. 湖北省区域创新能力监测与分析
软科学研究基地, 武汉 430074)

摘要:【目的】本文旨在测度生产性服务业微观企业集聚水平的基础上, 分析其对于碳排放效率的影响方向与具体作用程度, 为激发生产性服务业集聚的环境正外部性提供科学依据。【方法】首先, 在集聚理论与熊彼特创新理论的基础上, 从规模效应与技术效应两方面阐述了生产性服务业集聚对碳排放效率影响的作用机制。其次, 从企业进入的角度出发, 构建既反映宏观层面生产性服务业的“存量”集聚, 又能体现微观企业进入动态性“增量”的生产性服务业复合加权集聚指数, 并基于超效率 SBM 模型测算长江经济带碳排放效率。最后, 建立动态空间杜宾模型与面板门槛模型对二者之间的关系进行实证检验。【结果】①长江经济带碳排放效率具有明显的正向空间溢出效应, 在时间维度上具有路径依赖特征, 前一期碳排放效率对于本期碳排放效率影响较大, 呈现“雪球效应”。②生产性服务业集聚与碳排放效率之间存在正“U”型关系。无论是直接效应还是溢出效应, 生产性服务业集聚对碳排放效率的作用均会由负转正。相对于短期效应, 长期效应更为显著。③产业结构、技术创新与市场化三大约束机制均表现出显著的单门槛特征。产业结构高级化、技术创新显著提升了生产性服务业集聚对碳排放效率的促进作用, 而市场化水平的提升则有利于缓解生产性服务业集聚对碳排放效率的不利影响。【结论】基于正“U”型曲线的分析结果, 提出了基于影响机制与约束机制作用下, 促进长江经济带低碳发展的建议。

关键词: 生产性服务业集聚; 碳排放效率; 正“U”型曲线; 企业进入; 复合加权集聚度; 动态空间杜宾模型; 长江经济带

DOI: 10.18402/resci.2023.01.03

1 引言

目前, 中国经济正处于质量变革、效率变革和动力变革的关键时期, 如何寻找高质量发展新路径与绿色低碳发展新方式已成为中国实现进一步发展的重要抓手。在第 75 届联合国大会上, 中国国家主席习近平做出了实现碳达峰、碳中和的承诺。但现实情况是, 中国已成为世界上碳排放最多的国家, 其中城市排放约占中国总体碳排放量的 70%^[1]。2020 年 11 月 14 日习近平总书记在全面推动长江经济带发展座谈会上强调, 要使长江经济带成为我国

生态优先、绿色发展的主阵地。在碳排放受限的大背景下, 如何提升长江经济带城市的碳排放效率已成为引领经济高质量发展的枢纽问题。

“十四五”规划提出“以服务制造业高质量发展为导向, 推动生产性服务业向专业化和价值链高端延伸”。生产性服务业具有知识密集与人才集中两大优势, 是现代产业竞争力的重要来源^[2]。因此, 在以产业结构升级推动区域发展的现实背景下, 研究如何引导以生产性服务业集聚助推城市碳效率的提升具有重要意义。

收稿日期: 2022-11-29, 修订日期: 2023-01-02

基金项目: 湖北省区域创新能力监测与分析软科学研究基地 2022 年开放基金项目(HBQY2022z01)。

作者简介: 及添正, 男, 硕士生, 主要研究方向为区域经济与生态文明。E-mail: jtz0530@163.com

通讯作者: 邓宏兵, 男, 教授, 博导, 主要研究方向为区域经济与营商环境、生态文明与绿色发展。E-mail: denghongbing_2005@126.com

对于生产性服务业集聚的研究,国外学者开始于20世纪60年代:Greenfield^[3]将生产性服务业定义为向制造业提供生产保障服务的中间投入行业。Hermelin^[4]认为,生产性服务业已成为重构城市空间结构的动力源。Rainald^[5]指出,生产性服务业集聚可以将制造业生产过程中的非核心环节剥离,降低企业生产成本。自2000年以来,我国学者关于生产性服务业的研究成果较为丰富,涉及集聚效应^[6,7]、产业协同发展^[8,9]、驱动因素分析^[10,11]等多个方面。

近年来,学界逐渐关注于产业集聚对碳排放的空间溢出效应。何文举等^[12]、袁华锡等^[13]、赵凡等^[14]发现产业集聚对碳排放的影响存在正“N”型或倒“U”型的阶段性差异。在细分产业对碳排放的影响研究中,现有文献多采用制造业或服务行业的整体视角,而直接论述生产性服务业碳减排效应的研究较为稀少。韩峰等^[15]基于专业性与多样化集聚分析了生产性服务业对碳排放的外溢效应。李琳等^[16]建立生产性服务业与制造业的耦联模型,发现“两业”融合对碳排放效率存在边际递减的积极影响。

现有文献多采用静态视角对产业集聚的“存量”规模进行测度,而企业的进入行为则体现了产业空间聚集的动态特征^[17]。新经济地理学认为,产业集聚的动态过程应在企业的进入、退出中体现。少数学者以微观企业为对象,对产业集聚的综合影响开展了论述^[18,19]。因此,如何从企业角度剖析生产性服务业集聚对碳效率的影响?这也成为了进一步研究的关键。

国内外学者围绕产业集聚-碳减排进行了丰富的研究,但当前文献有关生产性服务业集聚对碳排放效率影响的空间效应和动态效应分析仍存在不足,具体表现在:①在测算产业集聚水平时,忽视了集聚的动态性特征。企业作为开展创新的主要载体,其市场活动客观反映了生产要素的分配关系与产业政策实施的有效性,在动态集聚指标构建中应予以考虑。②多以静态的眼光分析产业集聚与碳减排之间的关系,未考虑到集聚对于碳减排的长期作用关系。③现有文献主要分析了生产性服务业对碳排放量或碳强度的作用,而对于碳排放效率关注不足。事实上,碳排放是多种要素共同作用的结果,相比于碳排放量或碳强度,碳排放效率更为契

合低碳经济的内核。

基于当前研究的不足,本文的创新点如下:①分析视角的不同。企业行为代表了行业的最新发展动态,从微观企业的市场进入视角研究能够反映集聚的动态过程。②集聚指标的改进。传统集聚指数通常为集聚“存量”规模的体现,而本文构建的加权指标既可以反映生产性服务业“存量”的绝对聚集,同时也可以体现微观企业进入的动态“增量”变化。③时间维度的细化。立足于长期与短期两个阶段,验证了生产性服务业微观企业集聚对长江经济带碳排放效率具有“正U型”作用曲线。本文的研究结论对于加快调整长江经济带产业结构、建立区域协同联动的碳减排机制具有一定的现实意义。

2 研究假设

2.1 生产性服务业集聚对碳排放效率的影响机制

Marshall^[20]总结了集聚经济的三大外部性效应:劳动力“蓄水池”、中间投入共享和知识外溢。熊彼特创新理论认为企业的创新活动对于实现技术进步、调整经济结构具有重要推动力。这种“创造性破坏”机制有助于提升地区生产效率、优化产业结构,为促进碳减排提供了坚实的理论基础^[21]。基于集聚经济理论与熊彼特创新理论,本文从规模效应与技术效应两方面梳理生产性服务业集聚对碳排放效率的作用机制。

2.1.1 规模效应

在规模效应下,生产性服务业集聚对碳排放效率的影响取决于规模经济和规模不经济的作用程度。一方面,当规模经济形成时,生产性服务业企业可以实现对基础设施的集约化利用^[22]。集聚形成的劳动力需求市场也可以更有效地吸引专业人才的进入,降低搜寻成本。集聚迫使同类企业进行价格竞争,企业为控制成本会降低其能源消耗量,促进节能减排。同时,生产性服务业作为向制造业生产提供保障的中间投入行业,由于供求关系和运输成本的限制使得生产性服务业企业更倾向于在制造业附近选址,使二者在空间上呈现协同分布^[23]。此时,有利于发挥生产性服务业集聚的规模经济效益。当制造业将部分高污染环节外包给具有比较

2023年1月

优势的生产性服务业时,由于空间邻近性使得运输途中的碳排放量得以减少。同时有助于制造业专注于其核心业务从而发挥其规模经济效益,推动制造业转型升级以实现碳减排。

另一方面,生产性服务业集聚有可能导致规模不经济。在政绩考核的压力下,地方政府为吸引更多的生产性服务企业进入会进行质量逐底竞争。这种注重企业数量而非企业质量的集聚模式降低了企业进入门槛^[24],资源集中于低效企业中导致规模不经济,不利于碳排放效率的提高。同时,在区域竞争压力下,地理位置相邻的政府间存在政策模仿行为,容易引起低端生产性服务业过度蔓延导致产能过剩,降低资源利用率从而对碳排放效率产生负向影响。据此,提出假设H1。

H1:生产性服务业集聚对碳排放效率的影响,在“规模效应”作用下可能存在非线性关系。若从规模经济转向规模不经济,为“倒U型”关系;若从规模不经济转向规模经济,则为“正U型”关系。

2.1.2 技术效应

发挥生产性服务业集聚对碳排放效率的技术效应需要一个长期的过程。在短期内,为实现碳减排目标,企业不得不将一部分研发经费用于污染治理,提高了排污成本,挤占了企业的研发空间,并且需要加大执行政策时的人力、物力投入,导致碳排放效率的下降,即“遵循成本效应”。另外,由于创新性活动具有长期、不确定性等特点,任期有限的地方官员可能更倾向于开展能在短期内产生回报的生产性活动^[25],引进更多低端生产性服务业企业,导致政府对创新型生产性服务业的支持力度不足,阻碍了碳排放效率的提高。

在长期,生产性服务业集聚将有助于技术进步和碳排放效率的提高。一方面,迫于环境压力,企业通过加大研发力度使碳排放量降低,产生“创新补偿效应”。同时,由于政府对创新行为的补贴,高端生产性服务业逐渐进入市场,技术外溢有助于提升地区碳排放效率。翟琮等^[26]指出,生产性服务业集聚的溢出效应突破了行业限制,相对于传统制造业,其技术外溢更加明显。当生产性服务业内部人员流动时,集聚有助于缄默知识的传播和溢出^[27]。

此外,在中间产品的联系下,生产性服务业将先进的生产方式与创新理念嵌入制造业,促进制造业技术革新,降低环境污染,最终实现碳排放效率的提升。

另一方面,伴随生产性服务业集聚不断加强,技术创新和溢出效应将推动经济体内部结构进行“创造性破坏”的自我革新。为强化创新垄断利润的获取,产业各部门均会增加研发投入以期实现生产效率的提高,而各部门的技术创新差异会引发部门间同种产品的相对价格变化,最终会从供给侧促进产业结构升级。因此,在长期中,“创造性破坏”机制对经济体内部结构进行了重构,从而提升碳排放效率。据此,提出假设H2与H3。

H2:在技术效应下,生产性服务业集聚与碳排放效率可能为“正U型”关系。

H3:生产性服务业集聚在长期内对碳排放效率的作用更为明显。

2.2 生产性服务业集聚对碳排放效率的约束机制

进一步,本文对生产性服务业集聚影响碳排放效率可能的约束渠道进行考察。一方面,生产性服务业的集聚效应能够促进产业结构的演进、加速技术创新的实现和市场化体系的建立。另一方面,生产性服务业集聚也可能会由于第二产业的过度集聚和技术创新的时滞性造成环境污染,因行业间不必要的竞争导致资源浪费,进而产生拥挤效应。因此,以产业结构升级培育发展新动能,以技术创新破解减污降碳的难题,并利用市场化改革加以引导,无疑是引领生产性服务业集聚助推碳效率提升的重要手段。

(1) 产业结构

地方政府在制定政策以期吸引生产性服务企业进入时,同时也涉及到产业结构的更迭。产业结构在生产性服务业影响碳排放效率中起到的约束机制主要从产业演进和产业价值增加中体现^[28]。一方面,产业升级表现为第一产业逐步向二、三产业演进。在转型过程中,同类型生产性服务业企业的准入门槛上升,竞争关系使得高质量企业存续、低质量企业退出,有助于碳排放效率的提高。另一方面,产业升级的本质是产业结构的高级化发展,

附加值较高的产业逐渐替代附加值较低产业。通过结构升级,以知识技术为投入品的高附加值生产性服务业产出效率较高,进而由此提高碳排放效率。

(2) 技术创新

通过前文对于“技术效应”的分析可知,技术创新是一把“双刃剑”^[29]。生产性服务业企业为了提高长期经济效益,会逐渐增大研发投入扩大生产规模,进而提升碳排放效率。但是,创新活动的研发周期一般较长,在短期内可能会引起排污成本的增加,降低环境治理成效,抑制地区碳排放效率的提高。因此,技术创新在生产性服务业对碳排放效率影响中具有约束作用。

(3) 市场化进程

市场化进程对产业集聚的约束机制主要体现在:①市场化水平较高的地区,政府可以通过财政补贴、政策供给等一系列激励措施推动产业集聚,率先完成产业集群建设,形成高新技术产业区^[30]。市场机制更完善的城市拥有良好的产业发展体系,具备整体统筹与规划的能力,较易形成创新生态系统,为生产性服务业提供保障服务。②不健全的市场化体系容易导致价格扭曲,滋生腐败等问题^[31]。当市场化改革落后于经济结构转型时,新企业为获得“政策租”的利好,在政府的短期激励下“扎堆”进入,没有形成真正的集聚效应,不具有知识技术溢出的条件。此时,生产性服务业集聚的规模效应难以发挥,且不利于吸引潜在的高效率企业进入^[32]。从而抑制了生产性服务业集聚对碳效率的积极作用。据此,提出假设H4。

H4:在产业结构、技术创新与市场化程度的约束机制下,生产性服务业集聚对碳排放效率的影响具有门槛效应。

3 研究方法、变量选取与数据来源

3.1 研究方法

3.1.1 基于非期望产出的 Super-SBM 模型

依据 Tone^[33]提出的 Super-SBM 模型测算规模报酬不变(CRS)条件下的碳排放效率。在此假设下是对碳排放综合效率的权衡。假设有 n 个由 m 个投入、 s_1 个期望产出、 s_2 个非期望产出构成的决策单元,

Super-SBM 模型测算公式如下:

$$\min \rho^* = \frac{\frac{1}{m} \sum_{z=1}^m \bar{x}_z}{\frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{\bar{y}_r^d}{y_{rk}^d} + \sum_{q=1}^{s_2} \frac{\bar{y}_q^b}{y_{qk}^b} \right)} \quad (1)$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, j \neq k}^n \theta_j x_{zj}, z=1, 2, \dots, m \\ \bar{y}^d \leq \sum_{j=1, j \neq k}^n \theta_j y_{rj}^d, r=1, 2, \dots, s_1 \\ \bar{y}^b \geq \sum_{j=1, j \neq k}^n \theta_j y_{qj}^b, q=1, 2, \dots, s_2 \\ \bar{x} \geq x_k, \bar{y}^d \leq y_k^d, \bar{y}^b \geq y_k^b, \theta_j \geq 0, j=1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (2)$$

式中: ρ^* 为各城市碳排放效率; n 为决策单元数; \bar{x} 、 \bar{y}^d 、 \bar{y}^b 分别为投入、期望产出与非期望产出的松弛量; x_{zk} 、 y_{rk}^d 、 y_{qk}^b 分别表示经松弛量修正的第 k 个决策单元中最优的 z 要素投入值、 r 要素期望产出值、 q 要素非期望产出值; x_{zj} 、 y_{rj}^d 、 y_{qj}^b 分别表示第 j 个决策单元的 z 要素投入值、 r 要素期望产出值、 q 要素非期望产出值; θ 为权重系数。

3.1.2 空间计量模型设定

根据影响机制分析,碳排放效率不仅与本地生产性服务业的集聚有关,而且还可能与邻地生产性服务业存在空间依赖关系。据此,建立空间面板杜宾模型。公式如下:

$$\ln Y_{it} = \ln a + \lambda_1 \sum_{i=1}^n W_{it} \ln Y_{it} + \mu_1 \ln CSP_{it} + \mu_2 X_{it} + \lambda_2 \sum_{i=1}^n W_{it} \ln CSP_{it} + \lambda_3 \sum_{i=1}^n W_{it} X_{it} + u_i + v_t + e_{it} \quad (3)$$

式中: $\ln Y$ 为碳排放效率; i 、 t 分别为城市、时间; $\ln a$ 为截距项; W 为空间权重矩阵; $\ln CSP$ 为生产性服务业集聚度; X 为控制变量集; μ_1 、 μ_2 为估计系数; λ_1 、 λ_2 、 λ_3 为各变量的空间滞后系数; u_i 与 v_t 分别为个体固定效应与时间固定效应; e_{it} 为残差。

事实上,碳排放效率不仅会因为地理区位、要素禀赋等原因在相邻地区表现出空间相关性,还可能在经济政策的累积作用下存在时间惯性,受到上一期碳排放效率水平的影响。此外,为分析生产性服务业集聚对碳排放效率的非线性影响,在式(3)的基础上,引入碳排放效率的时间滞后项和生产性服务业集聚的二次项构建动态空间杜宾模型。既考虑了碳排放效率的时滞问题,还可以缓解由各解

2023年1月

释变量引起的内生性问题。模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \ln a + \varphi \ln Y_{i(t-1)} + \lambda_1 \sum_{i=1}^n W_{it} \ln Y_{it} + \mu_1 \ln CSP_{it} + \\ & \mu_2 \ln CSP_{it}^2 + \mu_3 X_{it} + \lambda_2 \sum_{i=1}^n W_{it} \ln CSP_{it} + \\ & \lambda_3 \sum_{i=1}^n W_{it} \ln CSP_{it}^2 + \lambda_4 \sum_{i=1}^n W_{it} X_{it} + u_i + v_t + e_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

式中: $\ln Y_{i(t-1)}$ 为碳排放效率的时间滞后项; $\ln CSP^2$ 为生产性服务业集聚度的二次项; φ 代表上一期碳排放效率对本期影响的时滞效应。

3.1.3 面板门槛模型设定

理论分析显示,生产性服务业集聚对碳排放效率可能存在非线性关系,而对于这种关系的约束机制也可能存在非线性特征。因此,本文采用面板门槛模型对约束机制进行检验,选取产业结构、技术创新与市场化水平作为门槛变量,设定如下:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \ln a + \beta_{th1} \ln CSP_{it} I(q_{it} \leq \lambda_1) + \\ & \beta_{th2} \ln CSP_{it} I(\lambda_1 < q_{it} \leq \lambda_2) + \dots + \\ & \beta_{thn} \ln CSP_{it} I(q_{it} > \lambda_n) + \beta \ln X_{it} + \ln e_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

式中: q_{it} 为门槛变量; $\lambda_1 - \lambda_n$ 为待估计的门槛值; $\beta_{th1} - \beta_{thn}$ 为对应门槛值下的估计系数; $I(q_{it})$ 为指标函数; β 为各控制变量的估计系数。

3.2 变量说明

3.2.1 碳排放效率

碳排放效率是资本、能源、劳动力等要素共同作用的结果。基于现有研究^[34-36],选取固定资本存量、从业人数和能源消耗量作为投入变量,城市生产总值作为期望产出,碳排放量作为非期望产出。

(1) 固定资本存量。基于永续盘存法计算。公式为: $K_{it} = K_{i(t-1)}(1 - \delta_{it}) + I_{it}$ 。其中, K_{it} 为 i 城市 t 年的资本存量; I_{it} 为 i 城市在 t 年的固定资产投资总额; δ_{it} 为折旧率。参考张军等的研究^[37]将基期资本存量由基年固定资产投资除以 10% 构成,折旧率设为 9.6%。

(2) 劳动力投入。选用各城市各年单位从业人员数表示。

(3) 能源消耗量。以天然气、液化石油气、用电量与供热量作为城市主要能源消耗,并依据各转换系数折算为标准煤。

(4) 城市生产总值。以各城市实际 GDP 表示。

(5) 城市碳排放量。参照吴建新等^[38]的研究计算城市碳排放。

3.2.2 生产性服务业复合加权集聚度的测算

以往的集聚指数偏重于测度集聚的“存量”水平,只能反映宏观层面生产性服务业的整体集聚,却忽视了微观层面企业进入的动态“增量”集聚。鉴于此,在 Ezcurra 等^[39]的研究基础上进行了适当的改进,并借鉴了 Zhang 等^[40]的测算方法,将“存量”与“增量”两项指标进行加总得到复合加权集聚度 ($\ln CSP$)。具体计算公式如下:

$$\ln CSP = \lambda \sum_s \left| \frac{E_{is}}{E_i} - \frac{E_s^*}{E^*} \right| + \mu \sum_s \left| \frac{T_{is}}{T_i} - \frac{T_s^*}{T^*} \right| \quad (6)$$

式中: E_{is} 、 T_{is} 分别表示 i 城市生产性服务业子行业^① s 的企业单位总数和新增企业数; E_i 、 T_i 分别表示 i 城市的企业单位总数和新企业总数; E_s^* 、 T_s^* 分别表示除 i 市外的长江经济带生产性服务业子行业 s 企业单位总数和新增企业数; E^* 、 T^* 分别是除 i 市外的长江经济带全部企业单位数和新增企业数。其中, $\lambda = 0.9$, $\mu = 0.1$ 。

区别于传统集聚指数,复合加权集聚指数既可以体现生产性服务业企业“存量”的绝对聚集规模,同时也可以反映当年企业进入的动态“增量”变化。

3.2.3 门槛变量

(1) 产业结构。产业结构升级不仅表现在第一产业向二、三产业逐步转型,更体现于产业结构从劳动、资本密集型产业到技术密集型产业方向上的突破^[41]。因此,以产业结构高级化衡量产业结构升级。参考曾刚等^[42]的研究,将三次产业作为空间三角形的 3 个分向量,其对应夹角变化反映了产业结构的演变,通过夹角加权求和计算出产业结构高级化指数。

(2) 技术创新。使用绿色专利申请量和授权数

① 注:参考《生产性服务业统计分类(2019)》与前人的研究^[9-11]将生产性服务业分为 7 类子行业,包括:①运输、仓储与邮政服务;②信息传输、计算机服务与软件服务;③批发与零售贸易服务;④租赁和商业服务;⑤研发设计与技术服务;⑥环境管理与公共设施管理服务;⑦金融服务。

代表城市绿色技术创新。由于不同城市对于绿色专利的申请存在厚尾分布,借鉴李春涛等^[42]的方法,将长江经济带各城市年度绿色专利申请数和授权数加1后做对数化处理来衡量技术创新水平,令其分别为 T_1 和 T_2 。

(3)市场化水平。从政府与市场关系、产品市场发展、要素市场发展、非国有经济发展、中介组织发育和法治环境5个方面选取23个指标加权后形成长江经济带各城市的市场化指数,具体过程参考樊纲等^[43]的做法。

3.2.4 控制变量

从城市经济、政府支出、对外开放与交通状况等方面选取控制变量。①城市经济发展(ED):以人均GDP来衡量城市经济水平;②政府支出(GS):以财政支出占比GDP衡量财政支出规模;③对外开放(FDI):以实际利用外资占GDP比重来反映对外开放程度;④交通状况(TR):以公路里程数代表城市

的交通便利性。为消除量纲的影响,对控制变量作对数处理。

3.3 数据来源

以2006—2018年长江经济带108个城市作为研究对象。其中,生产性服务业企业数据源于企查查平台(<https://www.qcc.com>)中的企业信用查询系统(表1)。其他社会经济数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》以及长江经济带各市统计公报。个别缺失数据利用插值法进行补足。此外,对经济数据以2006年为基期做GDP平减处理以消除通胀影响。各变量及描述性统计见表2。

4 结果与分析

4.1 长江经济带碳排放效率空间自相关检验

首先,基于arcgis软件利用自然断点法将碳排放效率分为低效、中低效、中效、中高效、高效5个梯度,绘制2006—2018年长江经济带碳排放效率的空间分布图(图1)。总体来看,各年份碳排放效率空

表1 2006—2018年长江经济带每年城市生产性服务业企业进入数据一览表

Table 1 List of annual enterprises entry data of producer services in cities of the Yangtze River Economic Belt, 2006-2018

名称	企查查平台行业分类	最大值	最小值	均值	占比/%	标准差
运输、仓储与邮政服务	交通运输、仓储及邮政业	15077	12	688.75	8.02	1344.30
批发与零售贸易服务	批发与零售业	115669	42	4485.58	52.24	8155.91
研发设计与技术服务	软件开发、科学研究和技术服务业	71825	6	1011.44	11.78	3595.23
信息传输、计算机服务与软件服务	信息传输和信息技术服务业	30877	0	733.50	8.54	1941.90
金融服务	金融业	4698	2	135.73	1.58	246.12
租赁和商务服务	租赁业、商务服务业	121649	13	1505.74	17.54	6003.88
环境管理与公共设施管理服务	水利、环境及公共设施管理业	910	0	26.18	0.30	70.43
生产性服务业		227730	142	8586.92	100.00	18628.12

表2 变量选择和描述性统计

Table 2 Variable selection and descriptive statistics

变量	名称	符号	单位	最大值	最小值	均值	标准差
被解释变量	碳排放效率	$\ln Y$	指数	1.277	0.195	0.549	0.208
核心解释变量	生产性服务业复合加权集聚度	$\ln CSP$	指数	0.320	0.025	0.098	0.042
门槛变量	产业结构高级化	IS	指数	7.439	5.618	6.406	0.342
	绿色专利申请量	T_1	指数	9.751	0.693	4.843	1.755
	绿色专利授权数	T_2	指数	9.023	0.410	4.275	1.730
	市场化指数	MR	指数	18.257	3.037	10.579	2.525
	经济发展	ED	万元/人	107195.582	73.364	21894.520	14612.411
控制变量	政府支出	GS	%	68.761	5.692	18.124	9.215
	对外开放	FDI	%	288.190	0.041	18.807	39.868
	交通状况	TR	km	157483	1004	13850.847	12454.585

2023年1月

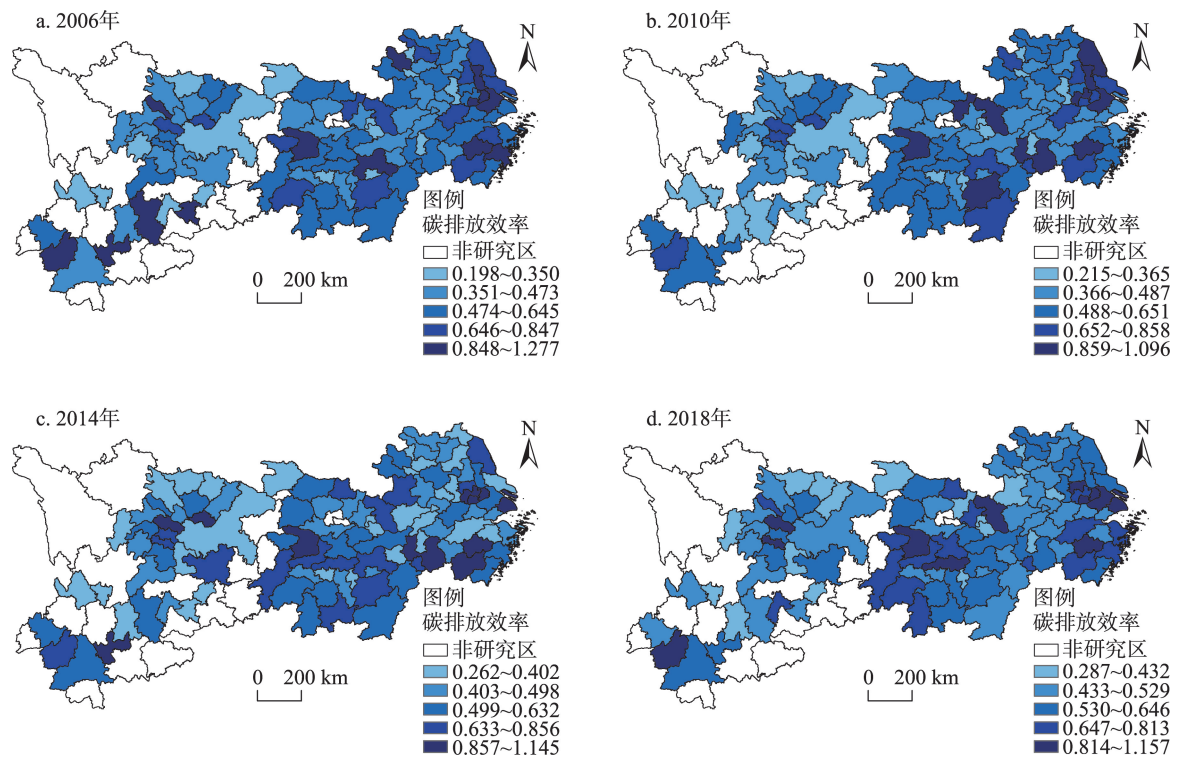


图1 2006—2018年长江经济带碳排放效率空间分布图

Figure 1 Spatial distribution of carbon emission efficiency in the Yangtze River Economic Belt, 2006-2018

间分布相对稳定,除2014年外,其余年份均具有“西低东高”的分布特点。从时空演进的角度分析,长江经济带碳排放效率均值由2006年的0.568逐步上升到2018年的0.593。分区域来讲,上游地区整体变动不大。2006、2010年下游地区碳排放效率高与中游,2014年中游碳排放效率显著提高,而下游有所下降。至2018年,下游地区碳排放效率有所回升。但与中游地区相比,下游地区的效率优势不再明显。

建立空间计量模型的先决条件是变量存在空间自相关性。所以,在探究生产性服务业集聚对碳排放效率的影响前,首先要对碳排放效率进行空间相关性检验,全局Moran's I 指数结果见表3。

结果显示,研究期内长江经济带碳排放效率全局Moran's I 指数均为正,且除2008年外其余年份均通过显著性检验,表明碳排放效率具有明显的空间相关性。因此,可以选择空间计量模型进行实证分析。Moran's I 指数由2006年度0.078逐步增大至2018年的0.226,表明碳排放效率的空间依赖特征随着城市发展而愈加明显。

表3 2006—2018年长江经济带碳排放效率全局莫兰指数

Table 3 Global Moran's I index of carbon emission efficiency of the Yangtze River Economic Belt, 2006-2018

年份	Moran's I 指数	年份	Moran's I 指数
2006	0.078*	2013	0.087*
2007	0.077*	2014	0.076*
2008	0.037	2015	0.126**
2009	0.101*	2016	0.148**
2010	0.160**	2017	0.244***
2011	0.125**	2018	0.226***
2012	0.154**		

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

4.2 生产性服务业集聚对碳排放效率的时空效应

4.2.1 空间计量模型选择

在进行空间回归分析前,需确定模型的具体选择形式(表4)。LM检验显示,4种LM检验均表示在1%显著性水平下存在空间误差与空间滞后效应,构建SDM模型较为合理。然后,对SDM模型进行Hausman检验,判断模型是否存在固定效应。Hausman检验显著拒绝原假设,固定效应优于随机效应。再次,由LR与Wald检验判断SDM模型退化

表4 空间计量模型选择检验表

Table 4 Table of spatial econometric model selection test

检验方法	特征值	检验方法	特征值
LM-lag 检验	103.35***	LR-lag 检验	34.38***
稳健LM-lag 检验	6.47**	LR-error 检验	32.58***
LM-Error 检验	120.93***	Wald-lag 检验	27.81***
稳健LM-Error 检验	24.05***	Wald-error 检验	32.90***
Hausman 检验	25.55***	LR-both-ind 检验	65.85***
		LR-both-time 检验	274.88***

的可能,LR与Wald在1%水平下显著,选择SDM模型最优。最后,利用LR检验对SDM模型的固定效应类型进行确定。结果显示,双向固定效应优于个体固定效应与时间固定效应。最终建立双向固定效应的动态空间杜宾模型。本文选择地理距离倒数平方矩阵作为空间矩阵,并对模型进行稳健性检验。

4.2.2 空间计量结果分析

从空间效应来看,碳排放效率的空间滞后项在4类模型下均显著为正(表5),说明长江经济带碳排

放效率存在显著的空间关联性,与全局Moran's I指数保持一致。从时间滞后性分析,滞后一期的碳排放效率系数显著为正,长江经济带碳排放效率具有一定的路径依赖特征,前一期碳排放效率对于本期碳排放效率影响较大,呈现“雪球效应”。

回归结果显示,生产性服务业集聚的一次项系数显著为负,二次项系数显著为正。表明生产性服务业集聚与碳排放效率呈现正“U”型曲线关系,假设H1与H2成立。相比于静态SDM模型,生产性服务业集聚的系数值在动态SDM模型中更小。因此,未考虑时间滞后效应的静态SDM模型会导致系数存在偏误。原因在于碳排放效率的时间滞后项能将潜在影响因素(如政策环境等)从空间因素中分离,降低了静态模型中存在的误差,表明长江经济带碳排放效率变化具有动态的连续性特征,也从侧面体现出选用动态空间杜宾模型的必要性。

多数学者认为,生产性服务业集聚对于碳减排

表5 生产性服务业集聚对碳排放效率影响的空间计量结果

Table 5 Spatial econometric analysis results of the impact of producer services agglomeration on carbon emission efficiency

变量	地理距离倒数平方矩阵				0-1 邻接矩阵			
	动态 SDM 模型 1		静态 SDM 模型 2		动态 SDM 模型 3		静态 SDM 模型 4	
	Main 系数	Wx 系数	Main 系数	Wx 系数	Main 系数	Wx 系数	Main 系数	Wx 系数
lnY		0.082*** (2.58)		0.130* (1.71)		0.121** (2.02)		0.217** (1.94)
lnY _{t-1}	0.729*** (33.34)				0.721*** (33.1)			
lnCSP	-0.047** (-2.24)	-0.070 (-1.56)	-0.053** (-1.98)	-0.124* (-2.18)	-0.048** (-2.27)	-0.117 (-1.38)	-0.052** (-1.97)	-0.100 (-0.93)
lnCSP ²	0.267*** (2.58)	0.271 (1.23)	0.318** (2.44)	0.474** (1.71)	0.269*** (2.6)	0.382 (0.91)	0.316** (2.43)	0.175 (0.33)
lnED	0.015 (0.64)	-0.064 (-1.49)	0.046 (1.58)	0.111** (2.13)	0.014 (0.6)	-0.086 (-1.23)	0.032 (1.08)	0.212** (2.56)
lnGS	-0.113*** (-3.76)	0.068 (1.21)	-0.190*** (-5.06)	0.128* (1.85)	-0.110*** (-3.62)	0.102 (1.04)	-0.193*** (-5.11)	0.291** (2.39)
lnFDI	-0.014 (-1.48)	-0.011 (-0.72)	-0.039*** (-3.49)	0.086*** (4.64)	-0.014 (-1.49)	0.002 (0.07)	-0.037*** (-3.32)	0.119*** (3.30)
lnTR	-0.010 (-0.24)	-0.044 (-0.63)	0.032 (0.68)	-0.009 (-0.12)	-0.017 (-0.42)	-0.075 (-0.74)	0.020 (0.44)	-0.090 (-0.78)
样本数	1296		1404		1296		1404	

注:括号内为t值,下同。①经济矩阵会因时间而变化,致使溢出效应具有不确定性,城市经济差异与溢出效应未必有直接关系^[24]。因而本文并未使用经济空间距离矩阵。②在邻接矩阵中,舟山市为群岛,未与其他城市毗邻,设定其与直线距离最短的宁波市相邻。

存在倒“U”型影响。如李体欣等^[44]发现,生产性服务业适度集聚会提升绿色全要素生产率,但过度集聚会导致绿色全要素生产率的降低,这与本文所得结论不同。对此,可能的解释为:本文是从企业市场进入的新视角分析生产性服务业的微观集聚对碳效率的影响。2006—2018年长江经济带城市生产性服务业年均企业进入数量为8586.92家,而7类子行业中批发与零售贸易服务的企业年均进入量为4485.58家,占比52.24%。可以看出,企业进入仍以低端生产性服务业为主,规模减排效应并不明显,在低端生产性服务业中存在质量逐底竞争对碳排放效率产生负向影响,未能实现以高端生产性服务业引领长江经济带碳减排^[45]。在技术效应下,随着政府科技支持力度的加大与高端创新型生产性服务业的进入,生产性服务业集聚与碳排放效率最终会呈现正“U”型关系。因此,研究结论与长江经济带的现实条件相符。

4.2.3 时空效应分解

由于空间杜宾模型中存在溢出效应,回归系数无法正确反映其对碳排放效率的边际影响。参考Lesage等的研究^[46],将各变量的系数进一步分解为直接效应和间接效应。动态杜宾模型包含时间滞后项,直接效应与间接效应又可以在时间维度上分

为短期效应和长期效应(表6)。

时间效应分解结果显示,大部分影响因素的长期效应的系数绝对值大于短期效应,生产性服务业集聚对碳排放效率的长期影响更明显,假设H3成立。空间效应分解中,生产性服务业集聚的短期、长期直接效应一次项系数均显著为负,二次项系数显著为正,生产性服务业集聚与碳排放效率表现为正“U”型关系,与前文分析保持一致。在短期内,政绩压力迫使地方政府引入能立刻开展生产活动的低端生产性服务业,对创新型生产性服务业采取的帮扶政策较少。因此,各地在引进生产性服务业企业进入时使用短期刺激的方法作用不大,只有通过营造长期良好的创新环境才会激励高质量生产性服务业集聚,提升碳排放效率。间接效应同样表现为正“U”型特征。可能的原因在于:政府为最大化保留当地的生产性服务业企业,间接孕育出地方保护主义,区域间的联系不够密切,削弱了知识技术的扩散性。而随着信息化的发展和创新环境的形成,溢出效应将由负转正,本地生产性服务业集聚可以通过技术溢出促进邻地碳排放效率的提升。

依据 $\ln CSP$ 和 $\ln CSP^2$ 的系数,分别计算短期和长期正“U”型曲线的拐点所对应的生产性服务业复合加权集聚值。根据开口方向及拐点坐标可以大

表6 生产性服务业集聚对碳排放效率的时空效应分解

Table 6 Decomposition of the spatial-temporal effects of producer services agglomeration on carbon emission efficiency

变量	短期效应			长期效应		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
$\ln CSP$	-0.049** (-2.43)	-0.080* (-1.77)	-0.130*** (-2.61)	-0.205*** (-2.64)	-0.445* (-1.89)	-0.650** (-2.44)
$\ln CSP^2$	0.277*** (2.78)	0.322 (1.45)	0.599** (2.44)	1.120*** (2.94)	1.887 (1.64)	3.007** (2.29)
$\ln ED$	0.013 (0.60)	-0.067 (-1.43)	-0.053 (-1.10)	0.035 (0.41)	-0.310 (-1.32)	-0.276 (-1.06)
$\ln GS$	-0.112*** (-3.84)	0.061 (1.07)	-0.051 (-0.88)	-0.409*** (-3.78)	0.152 (0.56)	-0.257 (-0.87)
$\ln FDI$	-0.013 (-1.47)	-0.013 (-0.73)	-0.026 (-1.33)	-0.053 (-1.52)	-0.078 (-0.90)	-0.131 (-1.29)
$\ln TR$	-0.011 (-0.26)	-0.052 (-0.72)	-0.063 (-0.92)	-0.054 (-0.35)	-0.270 (-0.78)	-0.324 (-0.89)
$\ln CSP$ 拐点值	0.088	0.124	0.109	0.092	0.117	0.108
现阶段所处位置	曲线右侧	曲线左侧	曲线左侧	曲线右侧	曲线左侧	曲线左侧
拐点左侧城市个数	51	91	75	58	84	74
拐点右侧城市个数	57	17	33	50	24	34

致画出空间效应的趋势图。2006—2018年长江经济带生产性服务业复合加权集聚度的平均值约为0.098,根据集聚度均值与曲线拐点值可以判断现阶段长江经济带在曲线上所处位置。由图2可知,当前长江经济带生产性服务业的总体集聚状况已跨越短期与长期直接效应曲线的拐点,对于本地碳排放效率产生积极影响,但间接效应和总效应曲线仍处于曲线左侧,对邻地碳排放效率仍然为负。这说明,继续提高生产性服务业的集聚程度在短期内对长江经济带碳排放效率存在“阵痛”影响,但在长期会转向有利的一面。同时,长期总效应的拐点值小于短期总效应,表明相同的生产性服务业集聚水平在长期内对于碳排放效率的正向影响更显著,侧面印证了假设H3的成立。

表6具体列出了以各城市2006—2018年的生产性服务业集聚均值作为参考值时,拐点两侧的城市个数。从直接效应分析,长江经济带城市在拐点两侧的分布较为平均,处于相对稳定的状态。而大部分城市还未越过间接效应拐点,生产性服务业集

聚度提高将会对邻地碳排放效率产生抑制作用。从总效应来看,与短期相比,在长期将会有更多城市跨越总效应曲线拐点,对碳排放效率的影响实现由负转正,再次证实了假设H3。

4.3 区域异质性分析

由于长江经济带整体在经济水平、产业布局等方面具有较大差异,本文进一步将长江经济带分为上游、中游、下游,探索生产性服务业集聚对碳排放效率的异质性作用。由表7可知:

(1)上游地区生产性服务业集聚与碳排放效率呈现正“U”型曲线。系数显著性表明,尽管上游生产性服务业集聚并未对本地碳效率产生显著影响,但邻地生产性服务业的碳减排外溢效果则较为明显。这种现象说明上游地区存在一定的资源错配问题,从而导致本地生产性服务业集聚的减排效应无法充分显现。而当本地生产性服务业难以匹配当前发展需要时,邻地生产性服务业则对本地提供了良好的补充,进而对本地碳效率产生了积极影响。

(2)中游地区则表现为不显著的倒“U”型关

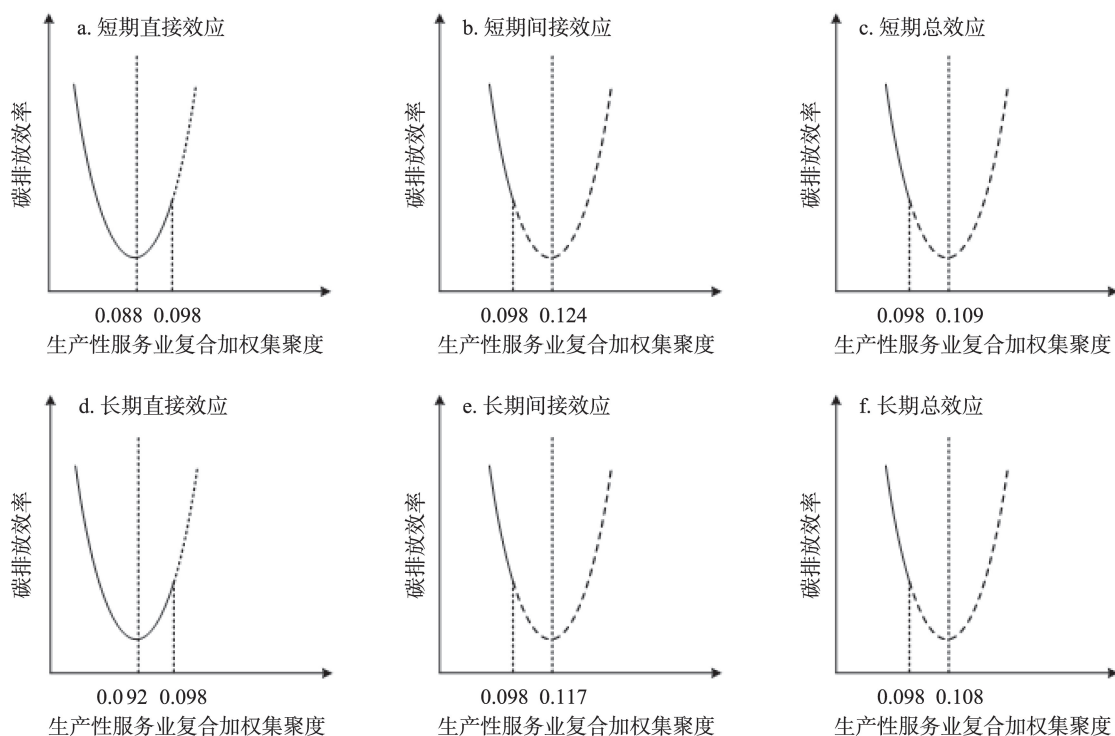


图2 生产性服务业集聚对碳排放效率的“正U型”曲线的时空效应分解图

Figure 2 Decomposition of the positive U-shaped curve of the spatial-temporal effects of producer services agglomeration on carbon emission efficiency

表7 区域异质性分析与稳健性检验

Table 7 Regional heterogeneity analysis and robustness test

变量	效应类型	上游地区	中游地区	下游地区	模型5	模型6	模型7
lnCSP	短期直接效应	-0.069	0.011	-0.050*	-0.061**	-0.041	-0.078*
		(-1.28)	(0.31)	(-1.85)	(-2.57)	(-1.51)	(-1.96)
	短期间接效应	-0.172*	0.185	-0.110*	-0.084*	-0.132**	-0.167*
		(-1.76)	(1.60)	(-1.75)	(-1.78)	(-2.36)	(-1.75)
	短期总效应	-0.241**	0.196	-0.160**	-0.145***	-0.173***	-0.245**
		(-2.28)	(1.62)	(-2.39)	(-2.92)	(-2.83)	(-2.42)
	长期直接效应	-0.197	0.048	-0.210*	-0.204**	-0.108	-0.279**
		(-1.23)	(0.28)	(-1.94)	(-2.40)	(-1.64)	(-2.15)
	长期间接效应	-0.494*	0.908	-0.575	-0.235	-0.371**	-0.826
		(-1.69)	(0.29)	(-0.95)	(-1.54)	(-2.36)	(-1.39)
	长期总效应	-0.691**	0.956	-0.785	-0.439***	-0.480***	-1.105*
		(-2.21)	(0.30)	(-1.21)	(-2.89)	(-2.74)	(-1.69)
lnCSP ²	短期直接效应	0.334	-0.015	0.313**	0.349***	0.249*	0.395*
		(1.26)	(-0.09)	(2.36)	(3.00)	(1.88)	(1.93)
	短期间接效应	0.815*	-1.056*	0.492	0.373	0.554**	0.894*
		(1.69)	(-1.90)	(1.62)	(1.62)	(2.00)	(1.84)
	短期总效应	1.149**	-1.071*	0.805**	0.722***	0.803***	1.288**
		(2.28)	(-1.85)	(2.45)	(2.95)	(2.63)	(2.49)
	长期直接效应	0.955	-0.093	1.284**	1.176***	0.649**	1.429**
		(1.21)	(-0.11)	(2.42)	(2.84)	(1.99)	(2.13)
	长期间接效应	2.342	-5.078	2.661	1.008	1.576**	4.393
		(1.61)	(-0.29)	(0.93)	(1.35)	(2.04)	(1.41)
	长期总效应	3.297**	-5.171	3.944	2.184***	2.225**	5.823*
		(2.11)	(-0.29)	(1.29)	(2.91)	(2.57)	(1.71)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数		372	432	492	1296	756	432

系。中游地区作为下游地区的产业转移承接地,在环境规制日益严格的背景下,下游低端生产性服务业逐步向中游转移。同时,地方政府以优惠政策扶持当地企业发展的方式,虽然在短期会具有正面影响,但在长期会使大量低效生产性服务业集聚,导致产业建设的低水平重复和相邻城市间的同质化竞争,阻碍碳排放效率的进一步提升,从而使生产性服务业集聚与碳效率具有倒“U”型关系。

(3)下游地区生产性服务业集聚与碳效率具有显著的正“U”型关系。下游地区作为长江经济带产业结构最完善、环保理念最先进的地区,在发展过程中的长期结构调整使得原本存在的低端生产性服务业企业迁出或退出,不但有助于下游产业的“清洁化”发展,更能倒逼企业开展绿色创新活动完

成自我革新,进而提高碳排放效率。

4.4 稳健性检验

首先,更换空间权重矩阵与空间计量模型。利用邻接矩阵与静态杜宾模型重新分析生产性服务业集聚与碳排放效率的关系。表5模型2、3、4显示,各变量的符号系数、显著性与基准模型相近。

其次,替换被解释变量。以规模报酬可变(VRS)假设下的碳排放效率重新进行回归。结果见表7的模型5。此时,仅核心变量的一次项长期间接效应的显著性发生变化,基本验证模型的稳健性。

最后,考虑国家产业政策的影响。2014年国务院颁布《国务院关于加强发展生产性服务业,促进产业结构调整升级的指导意见》,这是国家首次部署的有关生产性服务业发展的纲领性文件。据此,

以《意见》为界,分别基于2006—2013年(模型6)和2014—2018年两个时段(模型7)检验稳健性。分样本检验的时空效应分解结果与表6大致相同,模型的稳健性较好。对比分析可知,模型7中的回归系数普遍大于模型6。原因可能为《意见》实施后,政府为生产性服务业集聚营造了良好的准入条件,在政策层面刺激了高端生产性服务业的市场进入,由此提升碳排放效率。

4.5 面板门槛模型结果分析

空间回归结果显示,生产性服务业集聚与碳排

放效率之间存在正“U”型曲线关系。因此,继续使用面板门槛模型剖析在各约束机制下,生产性服务业集聚对碳排放效率是否存在非线性效应。由表8可知,各门槛变量均存在单门槛约束,门槛值分别为7.066、8.714、7.947、11.320。假设H4成立。依据表9,对于约束机制的具体分析如下:

(1)产业结构的门槛效应。由模型8可知,当产业结构高级化小于门槛值7.066时,生产性服务业集聚对碳排放效率具有不显著的负向影响。说明在由第一产业向二三产业过渡时,农业会优先演变

表8 门槛效应检验

Table 8 Threshold effect test

门槛变量		F值	门槛值	BS	临界值		
					1%	5%	10%
IS	单一门槛	33.85*	7.066	300	52.470	36.354	32.732
T ₁	单一门槛	47.89**	8.714	300	48.434	37.971	31.222
T ₂	单一门槛	45.17**	7.947	300	48.217	31.449	27.967
MR	单一门槛	42.62**	11.320	300	55.165	37.283	32.772

表9 面板门槛模型估计结果

Table 9 Estimation results of the panel threshold model

变量		模型8	模型9	模型10	模型11
lnCSP	IS≤7.066	-0.277 (-1.24)			
	IS>7.066	0.755** (2.24)			
	T ₁ ≤8.714		-0.365* (-1.72)		
	T ₁ >8.714		0.635* (1.76)		
	T ₂ ≤7.947			-0.367* (-1.74)	
	T ₂ >7.947			0.601* (1.74)	
	MR≤11.320				-0.548** (-2.29)
	MR>11.320				-0.034 (-0.11)
lnED		0.054* (1.96)	0.058** (2.03)	0.058** (2.03)	0.031 (1.15)
lnGS		-0.042 (-1.39)	-0.043 (-1.42)	-0.043 (-1.43)	-0.062** (-2.26)
lnFDI		-0.015 (-1.17)	-0.016 (-1.25)	-0.015 (-1.24)	-0.019 (-1.53)
lnTR		0.066** (2.10)	0.059* (1.88)	0.060* (1.91)	0.038 (1.15)

2023年1月

为工业制造业。此时,与其他产业相比,工业制造业对于化石燃料的需求会导致更多的碳排放^[47]。对于碳效率的负面影响大于生产性服务业集聚创造的正向收益,致使碳排放效率下降。当产业结构高级化超过7.066时,生产性服务业集聚的回归系数为0.755,在5%的置信水平下显著。随着产业结构的转型升级,高端生产性服务业企业不断涌入,有助于发挥生产性服务业的减排效应,由此加速正“U”型拐点的到来。

(2)技术创新的门槛效应。门槛回归结果表明,无论是使用绿色专利申请量(模型9)还是授权数(模型10)衡量技术创新,生产性服务业集聚对碳排放效率的影响都会和技术效应的作用下实现由负转正,并且通过10%的显著性检验。在技术水平较低时,生产性服务业集聚对于碳排放效率的提升具有阻碍作用,而一旦技术创新水平达到阈值,生产性服务业集聚可以显著提升城市碳排放效率,侧面印证了假设H2的成立。

(3)市场化的门槛效应(模型11)。当市场化程度低于门槛值11.320时,生产性服务业集聚对碳排放效率的影响系数为-0.548,并在5%置信水平下显著。可以看出,在市场化程度较低时,价格不能代表市场的真实供求关系,会发生价格扭曲现象,增大企业的非必要经营成本。此时,生产性服务业集聚对碳效率具有抑制作用。而当市场化程度大于11.320后,生产性服务业集聚对碳效率的负向影响系数减小为-0.034且未通过显著性检验。表明生产性服务业集聚对碳效率的负向作用有所缓解,这是由于市场化改革使得要素价格能够较客观地反映真实的市场状况,提高了市场交易效率,间接促进了生产技术的交流与扩散。只有继续加深市场化改革,生产性服务业集聚才能促进碳排放绩效的提高。

5 结论与政策建议

5.1 结论

本文基于集聚理论与熊彼特创新理论,从规模效应与技术效应两方面论述了生产性服务业集聚对碳排放效率的作用机制,利用长江经济带2006—2018年108个城市面板数据,建立动态空间杜宾模

型与面板门槛模型实证检验了生产性服务业集聚对碳排放效率的非线性影响。主要结论如下:

(1)长江经济带碳排放效率具有显著的正向空间关联性,且在时间上具有路径依赖特征,呈现“雪球效应”。在规模效应与技术效应的作用下,生产性服务业集聚对碳排放效率影响的直接效应与间接效应均呈现正“U”型关系特征,经过3种稳健性检验后结果依然成立。

(2)动态杜宾模型显示,生产性服务业对碳排放效率的长期影响比短期影响更显著。因此,在市场化改革尚未完善、要素与产品价格扭曲现象尚未完全消除时,政府应重视实行对生产性服务业具有长期激励的政策措施,以期发挥生产性服务业越过拐点后对碳排放效率的正向后发优势。

(3)长江经济带生产性服务业集聚对碳排放效率的影响具有区域异质性。上游和下游地区生产性服务业集聚与碳排放效率均呈现正“U”型曲线关系,而中游地区作为下游主要的产业转移承接地,二者之间则表现为不显著的倒“U”型关系。

(4)产业结构、技术创新与市场化3个约束机制均呈现出显著的单门槛特征。产业结构高级化、技术创新显著提升了生产性服务业集聚对碳排放效率的积极作用,使得回归系数由负转正,而市场化水平的加强则有利于缓解生产性服务业集聚对碳排放效率的不利影响。

5.2 政策建议

根据所得结论提出如下政策建议:

(1)长江经济带各城市应积极应对生产性服务业集聚对碳排放效率的正“U”型影响曲线。在U型曲线左侧的城市应侧重于生产性服务业的高端化发展,减少由于低端生产性服务业“扎堆”引起的规模不经济效应。同时加大对于创新活动的奖励机制,充分发挥创新型生产性服务业的技术效应优势,加速实现拐点的到来。而位于U型曲线右侧的城市,应树立低碳发展理念,给予促进行业低碳发展的政策支持,发挥生产性服务业对碳减排的引领作用。此外,生产性服务业集聚对碳排放效率的溢出效应同样呈正“U”型特征。对此,应破除地方保护主义、加强区域间的交流与联系,构建互联互通、

区域协调的长效减排机制,发挥本地生产性服务业集聚的技术溢出效应,从而对邻地碳排放效率产生积极作用。

(2)政府在吸引生产性服务业企业进入时,应摒弃单纯以“引进企业数量论英雄”的发展思维,将关注点集中于生产性服务业各子行业占比尤其是高端生产性服务业的调整,注重生产性服务业的“提质”而非“增量”。由于生产性服务业对于碳减排的长期效应更为明显,应建立地方官员的长效考核制度,将长期环境治理指标纳入考核体系中。同时,提高官员任期的稳定性,避免相邻同级政府间为寻求短期政绩而陷入“质量逐底竞争”。

(3)产业结构、技术创新与市场化3个约束机制均对生产性服务业的碳减排效应具有助推作用。鉴于此,应积极推进产业结构升级并注重产业质量的高级化发展,加大对于生产性服务业企业长期创新活动的补贴,同时营造良好的市场环境,为企业提供一个透明化的交易平台。从约束机制入手,保障长江经济带城市低碳绿色发展的协调可持续。

在整体结构上,本文更侧重于实证分析,即基于地区-行业-企业的微观数据检验生产性服务业集聚对碳排放效率的具体影响。而机制分析则以经典理论与相关文献作为支撑,未来的研究可以通过建立数理模型的方法对生产性服务业集聚的碳减排影响机理作更深入的探讨,进一步理清生产性服务业集聚对于碳排放效率增长的实现机制。此外,本文是基于生产性服务业单一产业展开的。在中国“制造+服务”双轮驱动的大背景下,如何在促进产业多样化集聚的同时保障碳排放效率的提升,有待进一步深化研究。

参考文献(References):

- [1] Cai B F, Cui C, Zhang D, et al. China city-level greenhouse gas emissions inventory in 2015 and uncertainty analysis[J]. *Applied Energy*, 2019, DOI: 10.1016/j.apenergy.2019.113579.
- [2] 王文成, 隋苑. 生产性服务业和高技术产业协同集聚对区域创新效率的空间效应研究[J]. *管理学报*, 2022, 19(5): 696-704. [Wang W C, Sui Y. The spatial effect of co-agglomeration of producer services and high-tech industries on regional innovation efficiency[J]. *Chinese Journal of Management*, 2022, 19(5): 696-

704.]

- [3] Greenfield H. *Man Power and the Growth of Producer Services*[M]. New York: Columbia University Press, 1966.
- [4] Hermelin B. The urbanization and suburbanization of the service economy: Producer services and specialization in Stockholm[J]. *Swedish Society for Anthropology and Geography*, 2007, 89: 59-74.
- [5] Rainald B. Agglomeration and tax competition[J]. *European Economic Review*, 2006, 50(3): 647-668.
- [6] 邓峰, 王一飞, 梁翠月, 等. 产业集聚如何缓解外资退出? 基于行业异质性视角[J]. *产业经济研究*, 2022, (4): 15-29. [Deng F, Wang Y F, Liang C Y, et al. How does industrial agglomeration alleviate the withdrawal of foreign capital? From the perspective of industry heterogeneity[J]. *Industrial Economics Research*, 2022, (4): 15-29.]
- [7] 刘玉, 董妍妍. 城市优质品牌资源对经济效率的影响[J]. *资源科学*, 2022, 44(4): 796-808. [Liu Y, Dong Y Y. Effect of urban high-quality brand resources on economic efficiency[J]. *Resources Science*, 2022, 44(4): 796-808.]
- [8] 韩峰, 阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级? 一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J]. *管理世界*, 2020, 36(2): 72-94. [Han F, Yang L G. How does the agglomeration of producer services promote the upgrading of manufacturing structure? An integrated framework of agglomeration economies and Schumpeter's endogenous growth theory[J]. *Journal of Management World*, 2020, 36(2): 72-94.]
- [9] 黄先海, 诸竹君. 生产性服务业推动制造业高质量发展的作用机制与路径选择[J]. *改革*, 2021, (6): 17-26. [Huang X H, Zhu Z J. The mechanism and path selection of producer services to promote the high-quality development of manufacturing industry[J]. *Reform*, 2021, (6): 17-26.]
- [10] 张志斌, 公维民, 张怀林, 等. 兰州市生产性服务业的空间集聚及其影响因素[J]. *经济地理*, 2019, 39(9): 112-121. [Zhang Z B, Gong W M, Zhang H L, et al. The spatial agglomeration characteristics and its influencing factors of producer services in Lanzhou[J]. *Economic Geography*, 2019, 39(9): 112-121.]
- [11] 孟辉, 李琳, 萧小芬. 中国服务业绿色发展的结构性差异及影响因素研究: 基于 Bootstrap-DEA 模型的绿色技术效率测度[J]. *经济纵横*, 2021, (6): 100-110. [Meng H, Li L, Xiao X F. Structural differences and influencing factors of green development of China's service industry: Green technical efficiency measurement based on Bootstrap-DEA model[J]. *Economic Review Journal*, 2021, (6): 100-110.]
- [12] 何文举, 张华峰, 陈雄超, 等. 中国省域人口密度、产业集聚与碳排放的实证研究: 基于集聚经济、拥挤效应及空间效应的视角[J]. *南开经济研究*, 2019, (2): 207-225. [He W J, Zhang H F,

2023年1月

- Chen X C, et al. An empirical study about population density, economic agglomeration and carbon emission state of Chinese provinces: Based on the perspective of agglomeration economy effects, congestion effects and spatial effects[J]. *Nankai Economic Studies*, 2019, (2): 207-225.]
- [13] 袁华锡, 封亦代, 罗翔勇, 等. 制造业集聚如何影响区域绿色发展福利? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(5): 68-83. [Yuan H X, Feng Y D, Luo X Y, et al. How does manufacturing agglomeration affect regional green development welfare?[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2022, 32(5): 68-83.]
- [14] 赵凡, 罗良文. 长江经济带产业集聚对城市碳排放的影响: 异质性与作用机制[J]. *改革*, 2022, (1): 68-84. [Zhao F, Luo L W. The impact of industrial agglomeration on urban carbon emissions in the Yangtze River Economic Belt: Heterogeneity and mechanism [J]. *Reform*, 2022, (1): 68-84.]
- [15] 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, 34(3): 40-58. [Han F, Xie R. Does the agglomeration of producer services reduce carbon emissions [J]. *Journal of Quantitative and Technological and Economics*, 2017, 34(3): 40-58.]
- [16] 李琳, 赵彬. “两业”融合与碳排放效率关系研究[J]. *经济经纬*, 2021, 38(5): 71-79. [Li L, Zhao H. A study on the relationship between “the integration of manufacturing producer service” and carbon emission efficiency[J]. *Economic Survey*, 2021, 38(5): 71-79.]
- [17] Fritsch M, Storey D J. Entrepreneurship in a regional context: Historical roots, recent developments and future challenges[J]. *Regional Studies*, 2014, 48(6): 939-954.
- [18] 郝良峰, 李小平, 李松林. 企业进入退出、产业动态集聚与城市生产率协同: 来自我国制造业的证据[J]. *系统工程理论与实践*, 2021, 41(8): 1942-1960. [Hao L F, Li X P, Li S L. Firms' entry-exit, dynamic industrial agglomeration and productivity coordination of cities: Based on the Chinese manufacturing firms[J]. *System Engineering—Theory and Practice*, 2021, 41(8): 1942-1960.]
- [19] 包彤. 环境规制视角下产业协同集聚有助于污染减排吗? 来自中国微观企业的证据[J]. *产业经济研究*, 2022, (5): 86-100. [Bao T. Does industrial synergy and agglomeration contribute to pollution reduction from the perspective of environmental regulation? Evidence from Chinese micro-enterprises[J]. *Industrial Economic Research*, 2022, (5): 86-100.]
- [20] Marshall A. *Principles of Economics: An Introductory Volume*[M]. London: Macmillan, 1961.
- [21] Aghion P, Akcigit U, Howitt P. What do we learn from Schumpeterian growth theory?[J]. *Handbook of Economic Growth*, 2014, (2): 515-563.
- [22] 苗建军, 徐榛. 空间视角下产业协同集聚对城市土地利用效率的影响: 以长三角城市群为例[J]. *城市问题*, 2020, (1): 12-19. [Miao J J, Xu S. The influence of industrial collaborative agglomeration on urban land use efficiency from the perspective of space: Taking the Yangtze River Delta urban agglomeration for example [J]. *Urban Problems*, 2020, (1): 12-19.]
- [23] 刘志东, 高洪玮. 中国制造业集聚的演变特征及其影响因素: 基于空间面板模型的实证研究[J]. *经济地理*, 2021, 41(12): 33-42. [Liu Z D, Gao H W. Evolution characteristics of the manufacturing industry agglomeration in China and its influencing factors: Empirical research based on the spatial panel model[J]. *Economic Geography*, 2021, 41(12): 33-42.]
- [24] 于斌斌, 苏宜梅. 土地财政如何影响土地利用效率? 基于规模与技术视角的动态空间杜宾模型检验[J]. *地理研究*, 2022, 41(2): 527-545. [Yu B B, Su Y M. How does land finance affect land use efficiency? Dynamic space Durbin model test based on the perspective of scale and technology[J]. *Geographical Research*, 2022, 41(2): 527-545.]
- [25] Tang P, Shi X P, Gao J L, et al. Demystifying the key for intoxicating land finance in China: An empirical study through the lens of government expenditure[J]. *Land Use Policy*, 2019, 85: 302-309.
- [26] 翟琼, 朱培伟, 任仁. 环境规制、生产性服务业集聚与城市绿色创新[J]. *宏观经济研究*, 2022, (12): 98-114. [Zhai Q, Zhu P W, Ren R. Environmental regulation, producer service industries agglomeration and urban green innovation[J]. *Macroeconomics*, 2022, (12): 98-114.]
- [27] 张帆, 邓宏兵, 彭永樟. 长江经济带经济集聚对工业废水排放影响的空间溢出效应与门槛特征[J]. *资源科学*, 2021, 43(1): 57-68. [Zhang F, Deng H B, Peng Y Z. Spatial spillover effect and threshold characteristics of economic agglomeration on industrial wastewater discharge in the Yangtze River Economic Belt[J]. *Resources Science*, 2021, 43(1): 57-68.]
- [28] 朱泳丽, 丁利杰. 长三角城市群碳排放强度的空间效应及影响因素: 基于产业转移视角[J]. *资源科学*, 2022, 44(7): 1373-1387. [Zhu Y L, Ding L J. Spatial effects and influencing factors of carbon emission intensity in the Yangtze River Delta urban agglomeration: An industrial transfer-based perspective[J]. *Resources Science*, 2022, 44(7): 1373-1387.]
- [29] 袁华锡, 封亦代, 余泳泽. 制造业集聚促进抑或阻碍绿色发展绩效? 来自长江经济带的证据[J]. *经济地理*, 2022, 42(6): 121-131. [Yuan H X, Feng Y D, Yu Y Z. Does manufacturing agglomeration promote or hinder green development performance? Evidence from the Yangtze River Economic Belt[J]. *Economic Geography*, 2022, 42(6): 121-131.]
- [30] 刘颢, 孟勇. 市场化进程如何影响地区产业集聚的创新绩效: 来自中国高技术行业的经验证据[J]. *经济经纬*, 2020, 37(1): 105-113. [Liu X, Meng Y. An empirical study on relationships of industrial agglomeration, marketization degree, and industrial innovation performance: Evidences from Chinese high-tech industry[J]. *Eco-*

- onomic Survey, 2020, 37(1): 105–113.]
- [31] 孙作人, 刘毅, 田培培. 产业集聚、市场化程度与城市碳效率[J]. 工业技术经济, 2021, 40(4): 46–57. [Sun Z R, Liu Y, Tian P P. Industrial agglomeration, degree of marketization and urban carbon efficiency[J]. Journal of Industrial Technological Economics, 2021, 40(4): 46–57.]
- [32] Zeng W, Li L, Huang Y. Industrial collaborative agglomeration, marketization, and green innovation: Evidence from China's provincial panel data[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, DOI: 10.1016/j.jclepro.2020.123598.
- [33] Tone K. Dealing with Undesirable Outputs in DEA: A Slacks-Based Measure(SBM) Approach[R]. Toronto: North American Productivity Workshop, 2004.
- [34] 邓荣荣, 张翱翔. 中国城市数字金融发展对碳排放绩效的影响及机理[J]. 资源科学, 2021, 43(11): 2316–2330. [Deng R R, Zhang A X. The impact of urban digital financial development on carbon emission performance in China and mechanism[J]. Resources Science, 2021, 43(11): 2316–2330.]
- [35] 郭沛, 梁栋. 低碳试点政策是否提高了城市碳排放效率: 基于低碳试点城市的准自然实验研究[J]. 自然资源学报, 2022, 37(7): 1876–1892. [Guo P, Liang D. Does the low-carbon pilot policy improve the efficiency of urban carbon emissions: Quasi-natural experimental research based on low-carbon pilot cities[J]. Journal of Natural Resources, 2022, 37(7): 1876–1892.]
- [36] 张悦, 王晶晶, 程钰. 中国工业碳排放绩效时空特征及技术创新影响机制[J]. 资源科学, 2022, 44(7): 1435–1448. [Zhang Y, Wang J J, Cheng Y. Spatiotemporal characteristics of China's industrial carbon emissions performance and influence mechanism of technological innovation[J]. Resources Science, 2022, 44(7): 1435–1448.]
- [37] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952–2000[J]. 经济研究, 2004, (10): 35–44. [Zhang J, Wu G Y, Zhang J P. The estimation of China's provincial capital stock: 1952–2000 [J]. Economic Research Journal, 2004, (10): 35–44.]
- [38] 吴建新, 郭智勇. 基于连续性动态分布方法的中国碳排放收敛分析[J]. 统计研究, 2016, 33(1): 54–60. [Wu J X, Guo Z Y. Research on the convergence of carbon dioxide emissions in China: A continuous dynamic distribution approach[J]. Statistical Research, 2016, 33(1): 54–60.]
- [39] Ezcurra R, Pascual P, Rapún M. Regional specialization in the European Union[J]. Regional Studies, 2006, 40(6): 601–616.
- [40] Zhang T L, Su P D, Deng H B. Does the agglomeration of producer services and the market entry of enterprises promote carbon reduction? An empirical analysis of the Yangtze River Economic Belt [J]. Sustainability, 2021, DOI: 10.3390/su132413821.
- [41] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业创新: 新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020, (1): 81–98. [Li C T, Yan X W, Song M, et al. Fintech and corporate innovation: Evidence from Chinese NEEQ-listed companies[J]. China Industrial Economics, 2020, (1): 81–98.]
- [42] 曾刚, 陆琳忆, 何金廖. 生态创新对资源型城市产业结构与工业绿色效率的影响[J]. 资源科学, 2021, 43(1): 94–103. [Zeng G, Lu L Y, He J L. Impact of ecological innovation on the economic transformation of resource-based cities[J]. Resources Science, 2021, 43(1): 94–103.]
- [43] 樊纲, 王小鲁, 张立文, 等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究, 2003, (3): 9–18. [Fan G, Wang X L, Zhang L W, et al. Marketization index for China's provinces[J]. Economic Research Journal, 2003, (3): 9–18.]
- [44] 李体欣, 倪志兴, 许瑞琦. 生产性服务业集聚对城市绿色全要素生产率的影响及门槛效应[J]. 南方金融, 2022, (5): 59–69. [Li T X, Ni Z X, Xu R Q. The impact of producer services agglomeration on urban green total factor productivity and its threshold effect[J]. South China Finance, 2022, (5): 59–69.]
- [45] 江三良, 鹿才保. 环境规制影响碳排放效率的外部性及异质性: 基于生产性服务业集聚协同的分析[J]. 华东经济管理, 2022, 36(10): 56–69. [Jiang S L, Lu C B. Environmental regulation affect the externality and heterogeneity of carbon emission efficiency: Based on the analysis of agglomeration and synergy of producer services[J]. East China Economic Management, 2022, 36(10): 56–69.]
- [46] Lesage J, Pace R K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. Boca Raton: Taylor & Francis, 2009.
- [47] Li L, Lei Y L, Wu S M, et al. Impacts of city size change and industrial structure change on CO₂ emissions in Chinese cities[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 195: 831–838.

Impact of producer services agglomeration on carbon emission efficiency:

An analysis based on the data of enterprises in 108 cities of the Yangtze River Economic Belt

Ji Tianzheng^{1,2}, DENG Hongbing^{1,2}, ZHANG Tianling^{1,2}

(1. School of Economics and Management, China University of Geosciences (Wuhan), Wuhan 430074, China; 2. Soft Science Research Base for Regional Innovation Capability Monitoring and Analysis in Hubei Province, Wuhan 430074, China)

Abstract: [Objective] The purpose of this research is to measure the micro- enterprise agglomeration of producer services, analyze its impact direction and specific degree on carbon emission efficiency, and provide scientific basis for stimulating the positive externality of the environment of producer services agglomeration. [Methods] First, on the basis of agglomeration theory and Schumpeter's innovation theory, this paper expounds the mechanism of the impact of producer service industries agglomeration on carbon emission efficiency from the aspects of scale effect and technology effect. Secondly, from the perspective of enterprises entry, this research build a composite weighted agglomeration index of producer services that reflects both the "stock" agglomeration of producer services at the macro level and the dynamic "increment" of the entry of micro-enterprises. Finally, the carbon emission efficiency of the Yangtze River Economic Belt is calculated based on the super-efficiency SBM model, and the dynamic spatial Dubin model and panel threshold model are established to empirically test the relationship between the agglomeration of producer services and carbon emission efficiency. [Results] The findings indicate that: (1) The Yangtze River Economic Belt's carbon emission efficiency has a clear positive spatial spillover effect and a path-dependent feature in time dimension. The carbon emission efficiency of a previous period has a great impact on the carbon emission efficiency of the current period, presenting a "snowball effect". (2) There is a positive U- shaped relationship between the agglomeration of producer services and carbon emission efficiency. Both the direct effect and the spillover effect of producer services agglomeration on carbon emission efficiency will change from negative to positive. Compared with short-term effects, long-term effects are more significant. (3) The three constraining mechanisms of industrial structure, technological innovation, and marketization all show significant single threshold characteristics. The upgrading of industrial structure and technological innovation significantly enhances the role of producer services agglomeration in promoting carbon emission efficiency, while the improvement of marketization level is conducive to mitigating the adverse impact of producer services agglomeration on carbon emission efficiency. [Conclusion] Finally, based on the analysis results of the positive U-shaped curve, this study put forward recommendations for promoting the low-carbon development of the Yangtze River Economic Belt under the influence and constraint mechanisms.

Key words: agglomeration of producer services; carbon emission efficiency; positive "U" curve; enterprises entry; composite weighted agglomeration degree; dynamic spatial Dubin model; Yangtze River Economic Belt