

# 生产性服务业集聚促进了 城市绿色创新吗

——基于“本地-邻地”效应的视角

罗超平<sup>1,2</sup>, 朱培伟<sup>2</sup>, 张璨璨<sup>2</sup>, 陈雯<sup>2</sup>

(西南大学 1. 智能金融与数字经济研究院; 2. 经济管理学院, 重庆 400715)

**摘要:**生产性服务业集聚是优化产业布局、激发创新活力、减少能源消耗以及促进城市健康发展的重要抓手。文章从理论层面系统解析生产性服务业集聚对城市绿色创新的作用机理,并以2003—2019年中国260个地级市的面板数据为研究样本,基于“本地-邻地”效应的视角,运用空间计量模型实证检验了生产性服务业集聚与城市绿色创新的关系和异质性效应。研究表明,生产性服务业集聚对本地绿色创新水平的影响呈U型特征,这种非线性影响能够在特定范围内产生空间溢出效应,其空间溢出边界为600 km,且生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的作用效应随行业结构特性、地区发展差距、资源禀赋差异而表现出异质性。面板门槛回归结果显示,互联网发展水平具有显著的门槛特征,是约束生产性服务业集聚对城市绿色创新水平影响的关键因素。鉴于此,各城市应因地制宜发展与本地资源禀赋相匹配的生产性服务业,注重提升城市信息基础设施,加强城市间绿色创新资源的流动、整合与共享,以期实现城市绿色创新协同发展。

**关键词:**生产性服务业集聚;城市绿色创新;“本地-邻地”效应;门槛模型

**中图分类号:**F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2022)01-0097-16

## 一、引言

新常态发展阶段下我国城市产业发展的重心在于把新发展理念贯彻到全过程和各领域,催化新一轮科技革命和产业变革,但以往重量轻质的粗放式发展模式滋生的深层次问题尚未得到有效根治,空气污染严重、自主创新不足、环境约束趋紧等现象仍然十分突出,严重影响了城市的高质量发展和居民的生活幸福感。面对城市产业快速扩张所衍生的生态问题和社会矛盾,党的十九大报告指出,要着力构建市场导向的绿色技术创新体系,加快建设创新型国家,推进绿色发展。作为绿色和创新两大发展理念的有机结合,绿色创新战略对于城市实现质量型增长和提高环境效益有着重要的现实意义,也是优化城市产业布局 and 实现跨越式发展的重要“助推器”。

近年来,以产业关联度高、人才凝聚力强、资本需求大为主要行业特征的生产性服务业在我国经济转型过程中迸发出巨大威力,逐渐成为激发创新发展活力、缓解资源环境压力以及增强城

**作者简介:**罗超平,西南大学经济管理学院,教授,博士生导师。

**基金项目:**重庆市重大决策咨询研究课题重大项目“重庆市实施产业基础再造和产业链提升工程路径研究”(2020ZB03),项目负责人:罗超平;西南大学人文社会科学研究重大项目培育项目“互联网生态系统中农产品加工企业合作与竞争的共生逻辑与机制创新研究”(SWU1909035),项目负责人:罗超平。

市发展动能的可行途径。《中国制造 2025》把“加快生产性服务业发展”和“提升生产性服务业功能区”作为重点战略任务,以实现制造业和服务业的协同发展。“十四五”规划也明确指出<sup>①</sup>,要推动生产性服务业向专业化和价值链高端延伸,推进重点行业 and 重要领域绿色化改造,全面塑造发展新优势,以期扩大内需潜力、推动产业质量变革和提升产业链供应链现代化水平。作为建立在二、三产业基础上的新兴产业,我国生产性服务业转型升级态势稳健,以云计算、大数据、物联网等为代表的新一代信息技术为生产性服务业发展奠定了前沿的技术基础,生产性服务业占 GDP 的比重持续升高。作为我国经济增长的重要力量和经济结构转型升级的“利器”,一方面,生产性服务业自身发展能推动经济高质量发展,另一方面,还可通过产业集聚产生的知识溢出效应、产业关联效应、规模经济效应等激发企业的创新活力、推动绿色技术进步,成为突破环境资源瓶颈、实现产业链附加值攀升的关键技术路径,最终实现创新发展和环境改善的“双赢”。那么,在绿色发展理念和创新驱动战略持续深化的现实背景下,生产性服务业集聚是否能成为城市绿色创新的新兴动力呢?两者的理论逻辑和作用机理是怎样的呢?以不同的研究视角来看,生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的影响效果是否具有异质性特征?是否有其他因素约束生产性服务业集聚对城市绿色创新的影响?基于以上问题,本文尝试对两者的逻辑关系进行详细刻画,对该问题的研究或许能为我国城市绿色创新发展提供重要的参考依据和有益启示。

现有文献往往从理论延伸、实现机制、实证分析等角度入手解析生产性服务业集聚发展的影响研究,关于生产性服务业集聚对城市绿色创新的直接研究并不多见,更多的研究往往聚焦于生产性服务业集聚对经济绩效、全要素生产率、制造业效率、产业结构升级的影响<sup>[1-4]</sup>,也有部分研究从内生经济增长理论、关联效应等维度实证探究产业集聚对经济增长和企业创新的影响<sup>[5-6]</sup>。上述研究充分揭示了生产性服务业作为发展新动能在推动经济结构高质量变革的重要战略地位,也为本文研究提供了一定的理论基础和逻辑借鉴。考虑到生产性服务业集聚对城市绿色创新的影响研究比较缺乏,并且以往研究普遍忽略了地区生产性服务业集聚的技术创新效应可能还会从本地向邻地扩散,对邻近地区产生一定影响,鉴于此,本文的边际贡献主要有:(1)基于绿色创新的内涵与外延,引入环境污染的相关变量作为非期望产出,科学选择绿色创新的测度指标,运用 SBM-DEA 模型和探索性空间数据分析方法深入探讨城市间绿色创新空间演化规律与变化趋势。(2)有别于以往研究仅局限于产业集聚的本地绿色创新效应,创新性地从“本地-邻地”效应视角出发,实证检验生产性服务业集聚与城市绿色创新的关系以及详细解析生产性服务业集聚在行业特性、地区差异、资源禀赋的约束条件下对城市绿色创新的异质性效应。(3)为厘清互联网发展水平在生产性服务业集聚与城市绿色创新的关系中所发挥的作用,本文借助面板门槛模型划分不同互联网发展水平情况,以检验生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的非线性影响。

## 二、理论分析与研究假说

绿色创新是指以环境保护为目标所进行的囊括产品生产技术、工艺、管理等一系列流程的创新活动,只有兼备创新的新颖性和价值性,实现技术进步和环境改善相容才是绿色创新<sup>[7]</sup>。基于传统动能规律性衰退、要素驱动转向创新驱动的客观现实基础,城市作为承载经济要素活动的重要空间载体,为生产性服务业发展提供了必要的创新氛围以及人才支撑,而生产性服务业作为技术知识、人力资本为主要投入品的资源节约型产业<sup>[8]</sup>,可通过空间集聚发展的形式实现规模经济、知识溢出,推动产业链向中高端延伸,从而对城市绿色创新水平产生正向影响<sup>[9]</sup>,因此,生产

<sup>①</sup> 全称为《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》。

性服务业集聚对绿色创新的作用机理可以从以下三个方面进行阐释。

首先,生产性服务业集聚有助于集聚区域内的企业共享基础设施和专业化服务,有效降低企业在研发创新、生产运营、交易管理等方面的成本,促使企业共担风险和收益、强化上下游关联,产生规模经济效应,从而让企业有更大的经济空间来进行节能环保、高效清洁等方面的技术创新<sup>[10]</sup>。生产性服务业和高技术人才在同一地区的集聚推动了区域内的专业分工和协作,减少了生产性服务业在中间投入品、能源消耗等方面的投入,并有助于实现创新要素在空间上的高效配置,从而减少污染排放,为绿色创新能力带来正外部性。

其次,前沿知识和先进技术是提升生产效率和激发创新的动力源泉和新生动能,生产性服务业集聚体系内不同产业不同领域间的交叉碰撞为城市绿色创新提升带来了显著的知识、技术溢出效应,促进新思想和新技术的诞生。多元化的产业促进了该地区高水平人才的跨行业融合互补和企业间的技术互动,近距离的交流合作不仅缩短了显性知识在聚集区域的传播时间和成本,还让默示隐性知识得到质的延伸和拓展。生产性服务业集聚所产生的知识溢出效应促使企业在节能减排、资源利用上达成一致共识,激励企业研发创新在污染治理、绿色发展方面的新技术和新方法,以技术改进和创新的方式提升集聚区域内整体技术含量和水准,推动城市绿色创新发展<sup>[11]</sup>。

最后,波特产业竞争力理论认为创新源泉来自竞争碰撞中产生出的知识技术溢出,市场竞争才是产业技术变革和创新驱动的题中之义<sup>[12]</sup>。生产性服务行业内以及行业间企业的集聚效应能够促进开放环境下的良性竞争,通过知识共享、刺激需求、产业结构柔性化等多维度获得经济收益、提高创新效率,在提升产业链整体质量的同时催生规模化、集约化的产业体系,以便引领城市绿色创新高质量发展。值得注意的是,基于对新经济地理理论的理解,生产性服务业的空间集聚过程是由规模效应、知识溢出效应、拥塞效应和不良竞争效应共同作用的结果,以至于生产性服务业集聚对城市绿色创新的影响效果可能因集聚阶段不同而存在阶段性差异。因此,若生产性服务业仅仅是地理上的“堆砌式发展”,对本地绿色创新的促进作用则可能不够显著,甚至可能具有抑制作用;若生产性服务业真正实现有效集聚,则对本地绿色创新水平具有促进作用。基于上述分析,本文提出假说 H1:

H1:生产性服务业集聚与本地绿色创新水平存在 U 型关系。

考虑到不同地区不同城市的产业结构、要素优势等存在异质性的客观特征,且生产性服务业涉及行业范围广泛、构成复杂,各生产性服务业集聚程度自然会受到地区经济差异、行业特征、城市资源禀赋等因素的制约,进而产生不同的集聚效应。Krugman 认为,城市间要素的溢出效应不会因为地理或行政边界的限制而只对本地产生影响<sup>[13]</sup>,城市间产业关联度的表现形式之一为空间关联,这也意味着生产性服务业集聚对绿色创新水平的发展必然存在空间溢出效应。顾乃华表明,生产性服务业存在的区域边界效应的可能性将大于制造业,且其区域边界更窄<sup>[14]</sup>。不同城市间的生产性服务业企业会因为地理位置邻近而建立更为稳定的信任与合作关系,促进劳动力、资本等生产要素的跨地区流动,这种跨区域的要素流动逐渐模糊城市边界,产生空间溢出效应,从而推动城市间的绿色技术改进和协同创新。此外,生产性服务业还可能通过“示范效应”、产业关联等途径对邻近地区绿色创新产生影响,因此,城市的地理区位以及与腹地、周边城市的空间联系也是生产性服务业集聚研究不可小觑的重要因素,以往研究往往忽略了城市之间的空间溢出效应。基于上述分析,本文提出以下假说:

H2-1:生产性服务业集聚可通过空间溢出效应对邻地绿色创新水平产生影响。

H2-2:生产性服务业集聚对城市绿色创新的作用效应受行业特性、地区差异、资源禀赋的影响。

互联网作为一种传播迅速、开放共享、跨越时空的通信数字技术,其跨越式的发展可催化数

字经济的新业态、新模式,并凭借自身强大的冲击力和包容性逐渐渗透到各个行业之中,为生产投资、商业运营、进出口贸易、技术进步等多领域注入新动能<sup>[15]</sup>。以互联网为载体的信息经济成为推动经济社会发展的强劲引擎和新兴力量,而以跨界服务、知识密集为显著特征的生产性服务业对信息、技术具有迫切需求,因此,城市互联网的发展水平与生产性服务业集聚效应存在密切关联。在城市互联网发展水平较低时,其覆盖规模和应用程度不足以为生产性服务业集聚效应的发挥提供良好的信息基础设施,短期内无法为集聚区域内的企业提供信息便利和技术驱动;而在城市互联网发展水平较高时,互联网对生产性服务业集聚的赋能作用逐渐显现,协助企业在低碳技术研发、生产设备升级、节能减排改善等方面实现突破,有助于提高生产要素配置效率、激发集聚区域内企业的创新活力,从而为城市绿色创新带来积极影响。基于上述分析,本文提出假说 H3:

H3:互联网发展水平具有显著的门槛特征,是约束生产性服务业集聚对城市绿色创新水平影响的关键因素。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

基于前文的理论基础,本文重点研究生产性服务业集聚对“本地-邻地”绿色创新的影响效应,为了捕捉两者间可能存在的 U 型关系,本文在模型中加入生产性服务业集聚水平的二次项以检验生产性服务业集聚与绿色创新水平的非线性特征,借鉴 Fischer 等学者采用的空间计量方法<sup>[16]</sup>,设定的空间计量模型如下:

$$\begin{aligned} GI_{it} &= \rho WGI_{it} + \beta_1 Agg_{it} + \beta_2 (Agg_{it})^2 + \gamma X_{it} + \theta WAgg_{it} + \varphi WX_{it} + \alpha_i + \eta_t + \epsilon_{it} \\ \epsilon_{it} &= \lambda W\epsilon_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $GI$  表示城市绿色创新, $Agg$  表示生产性服务业集聚水平, $X$  为控制变量,包括政府干预程度、人口密度、产业结构、城市经济发展水平、外商直接投资,下标  $i$ 、 $t$  分别表示城市和年份, $\rho$  为空间自回归系数, $\lambda$  为空间误差系数, $\alpha_i$ 、 $\eta_t$  表示城市固定效应和年份固定效应; $\epsilon_{it}$  为随机扰动项; $\mu_{it}$  为服从正态分布的随机误差项。若  $\lambda = \theta = \varphi = 0$ ,则为空间滞后模型;若  $\rho = \theta = \varphi = 0$ ,则为空间误差模型;若  $\lambda = 0$ ,则为空间杜宾模型。 $W$  为空间权重矩阵,考虑到简单二元邻接矩阵不相邻地区之间不存在相关性的理念与现实情况不相符合,无法真实反映地理上相互接近但并非相连的空间单元间的空间影响,因此本文采用城市之间直线距离的倒数作为权重。

#### (二)变量说明

##### 1. 被解释变量:绿色创新( $GI$ )

本研究采用 Tone 提出的 SBM-DEA 模型测算绿色创新效率<sup>[17]</sup>,它将非期望产出纳入模型中,能够有效解决投入产出变量的松弛性问题,使得测量结果更为准确有效。本文借鉴王巧等的做法,将环境因素纳入传统创新指标体系当中<sup>[18]</sup>,构建包括投入、期望产出和非期望产出三个方面的绿色创新指标体系,综合考虑数据可得性和绿色创新的内涵来选取衡量绿色创新的指标,具体如下:

(1)投入变量:以城市科学技术支出、科学研究人员数以及全社会用电量作为投入变量。由于中国城市的 R&D 经济内部支出和 R&D 人员全时当量较难获得,故借鉴彭文斌等的做法<sup>[19]</sup>,分别选取科学技术支出和科学研究人员数作为替代变量,由于各市煤炭、石油及天然气等数据统计不全,本文采取全社会用电量作为能源投入的替代变量。

(2)期望产出:以专利授权量表示。现有研究一致认为专利能相对客观地衡量城市创新水平,因此本研究选择专利授权量作为绿色创新的期望产出。

(3)非期望产出:主要选取各城市二氧化硫、工业废水和工业烟(粉)尘排放量三个变量,通过熵值法对各指标赋权重,最终合成环境污染指数来衡量。

### 2. 解释变量:生产性服务业集聚(*Agg*)

本文依据国家统计局发布的《生产性服务业统计分类(2019)》,选取信息传输、计算机服务和软件业,金融业,科学研究、技术服务与地质勘查业,租赁和商务服务业,交通运输、仓储与邮政业,批发零售业作为生产性服务业的代表。区位熵作为测度某一产业部门专业化程度的重要衡量指标,可以有效消除地区间的差异,从而真实反映某一区域要素的空间分布状况,本文借鉴大部分学者的做法,选用区位熵来衡量生产性服务业集聚水平,具体计算公式为:

$$Agg_{it} = \frac{e_{ij}(t) / \sum_j e_{ij}(t)}{\sum_i e_{ij}(t) / \sum_i \sum_j e_{ij}(t)}$$

其中, $Agg_{it}$ 表示 $t$ 时期 $i$ 城市 $j$ 产业的区位熵指数, $e_{ij}(t)$ 为 $t$ 时期 $i$ 城市 $j$ 产业的从业人数, $\sum_j e_{ij}(t)$ 表示 $t$ 时期 $i$ 城市所有产业的就业人数, $\sum_i e_{ij}(t)$ 为 $t$ 时期全部城市 $j$ 产业的从业人数, $\sum_i \sum_j e_{ij}(t)$ 为 $t$ 时期全部城市所有产业的从业人数。

### 3. 控制变量

本文的控制变量主要包括:(1)政府干预程度(*gov*),以财政支出占GDP的比值来衡量;(2)人口密度(*pop*),本文借鉴赵领娣和张磊的做法<sup>[20]</sup>,以年末常住人口与行政区域面积的比值来衡量;(3)产业结构(*is*),使用第三产业与第二产业增加值的比值来衡量;(4)城市经济发展水平(*pgdp*),以人均GDP来衡量,并做对数处理;(5)外商直接投资(*fdi*),使用外商直接投资占当年GDP的比重来衡量,其中,外商直接投资根据历年人民币对美元汇率平均价进行折算。

### (三)数据来源

由于2000年前后我国行政区划进行了大规模调整,基于数据可获得性和一致性原则,本研究最终以2003—2019年中国260个地级市作为研究对象进行分析。期望产出指标中的专利授权量来源于中华人民共和国国家知识产权局专利检索系统,其他数据均来源于《中国城市统计年鉴》、EPS数据库以及国家统计局网站;所有名义变量均通过所在省份的价格指数调整为以2003年为基期;部分缺失值采用线性插值法予以补充。主要变量描述性统计结果如表1所示。

表1 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
<i>GI</i>	0.293 0	0.204 0	0.005 0	1.000 0	442 0
<i>Agg</i>	0.805 0	0.274 0	0.118 0	2.774 0	442 0
<i>gov</i>	0.160 0	0.083 0	0.031 0	1.485 0	442 0
<i>pop</i>	0.045 0	0.033 0	0.000 0	0.276 0	442 0
<i>is</i>	0.890 0	0.449 0	0.027 0	5.340 0	442 0
<i>lnpgdp</i>	9.329 0	0.580 0	3.872 0	11.955 0	442 0
<i>fdi</i>	0.020 0	0.022 0	0.000 0	0.205 0	442 0

## 四、实证结果及分析

### (一)空间相关性检验

本文运用MaxDEA软件计算得出2003—2019年间中国260个地级市的绿色创新水平(GI),由图1、图2可知,观察期间,全国绿色创新水平年均增长率为2.49%,总体处于稳步上升的趋势,但在2006年出现了普遍下降的迹象,可能的原因是我国正对产业结构进行优化调整,处于政策转型调整期。2007年国家确定“两型社会”试点试验区,致力于建设资源节约型社会和环境友好型社会,提高资源利用效率以满足人们日益增长的物质文化需求,并强调要加快经济结构

调整,大力发展高新技术产业,完善节能降耗、污染减排政策,扎实推进生态保护和建设,从而使绿色创新水平得到稳定持续性的增长<sup>①</sup>。从城市规模和地区差异的角度来看,大城市的绿色创新水平普遍高于中小城市,东部地区的绿色创新水平普遍高于中西部地区,大城市和东部地区的年均增长率分别为 2.85% 和 3.47%,而中小城市和中西部地区年均增长率为 2.11%、1.71%,绿色创新发展的不平衡问题依然存在,我国城市绿色创新水平仍然具有较大的上升空间和发展潜力。

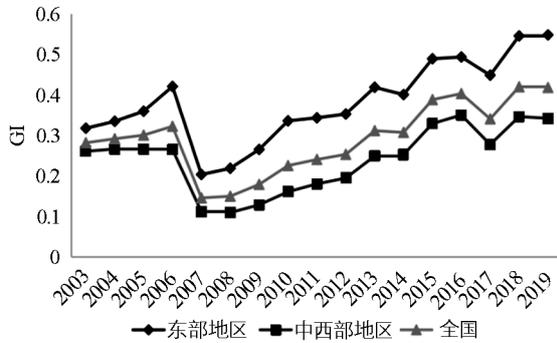


图1 地区绿色创新水平变化趋势图

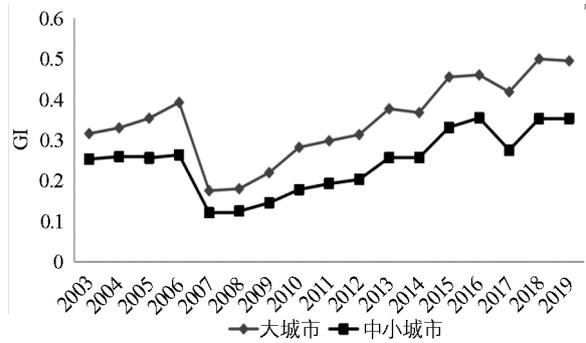


图2 城市绿色创新水平变化趋势图

考虑到传统模型估计因掩盖了空间溢出效应而存在一定偏差,本文拟采用空间计量模型来实证检验生产性服务业集聚与城市绿色创新的关系,检验过程中利用 Moran's I 指数来判断变量间是否存在空间相关性,计算公式如下:

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_i^n \sum_j^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_i^n \sum_j^n W_{ij}}$$

其中,  $x_i$  表示观测变量属性值,  $n$  为城市数,  $\bar{x}$ 、 $S^2$  分别表示观察变量的均值和方差,  $W_{ij}$  表示空间权重矩阵。Moran's I 指数的取值范围为 -1 到 1 之间,若指数大于 0,城市间存在空间正相关,表明绿色创新水平相似的城市集聚在一起;若指数小于 0,城市间存在空间负相关,表明绿色创新水平相异的城市集聚在一起;若指数等于 0,表明城市间空间不相关。

从表 2 可以看出,城市绿色创新水平的 Moran's I 指数在观测期内均为正且通过 1% 的显著性检验,2003—2019 年, Moran's I 指数在 0.011~0.138 范围内小幅波动,表明中国各城市间绿色创新水平并不是处于完全的随机状态,而是呈现出较稳定的空间联系,即城市绿色创新水平相近的城市存在空间集聚效应,证实了中国各城市间绿色创新水平的空间相关性满足“地理学第一定律”。因此在研究生产性服务业空间集聚对绿色创新的影响时,有必要将空间因素考虑进来。

表 2 2003—2019 年城市绿色创新水平的 Moran's I 指数

年份	Moran's I	Z 值	P 值	年份	Moran's I	Z 值	P 值
2003	0.017	3.627	0.000	2012	0.137	24.745	0.000
2004	0.011	2.591	0.010	2013	0.138	24.830	0.000
2005	0.024	4.928	0.000	2014	0.123	22.267	0.000
2006	0.042	8.004	0.000	2015	0.089	16.295	0.000
2007	0.052	10.136	0.000	2016	0.073	13.470	0.000
2008	0.074	13.712	0.000	2017	0.071	13.111	0.000
2009	0.095	17.424	0.000	2018	0.081	14.929	0.000
2010	0.115	20.934	0.000	2019	0.067	12.418	0.000
2011	0.131	23.812	0.000				

<sup>①</sup> 相关资料来自 2007 年国务院政府工作报告。

## (二) 基准回归结果

基于前文对城市绿色创新水平空间相关性的检验,接下来采用空间计量模型实证分析生产性服务业集聚与城市绿色创新水平的关系,本文借鉴 Elhorst 的做法<sup>[21]</sup>,对空间计量模型进行一系列相关检验。首先,LM 检验显示 LM(lag)和 LM(error)均在 1%的置信水平上显著,表明空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SAR)均适用;为保证模型的可靠性,本文进一步通过 LR 检验和 Wald 检验来判断空间杜宾模型(SDM)是否更具一般意义,检验结果均拒绝了原假设,表明 SDM 模型不可简化为 SEM 模型或者 SAR 模型;空间面板模型分为随机效应模型和固定效应模型,经 Hausman 检验,本文选择固定效应的 SDM 模型。基于以上检验结果,本文最终选择时空双重固定效应的 SDM 模型作为计量分析模型,为了对比分析各变量参数估计的稳健性,本文还依次列出其他模型的估计结果,实证结果见表 3。

表 3 基准回归结果

<i>GI</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>OLS</i>	<i>RE</i>	<i>FE</i>	<i>SEM</i>	<i>SAR</i>	<i>SDM</i>
<i>Agg</i>	-0.091 7*** (-2.590 4)	-0.230 9*** (-5.212 9)	-0.292 2*** (-6.108 5)	-0.154 0*** (-3.884 0)	-0.113 5*** (-2.926 0)	-0.156 8*** (-3.927 7)
<i>Agg</i> <sup>2</sup>	0.000 9 (0.052 4)	0.098 6*** (4.735 9)	0.132 6*** (5.956 0)	0.082 4*** (4.501 3)	0.069 1*** (3.809 7)	0.087 2*** (4.724 9)
<i>gov</i>	-0.057 1 (-1.469 1)	0.181 7*** (4.747 3)	0.288 1*** (7.023 7)	-0.060 9 (-1.354 1)	-0.034 4 (-1.023 8)	-0.057 6 (-1.263 3)
<i>pop</i>	2.057 4*** (23.753 5)	2.501 5*** (12.526 8)	2.791 0*** (6.121 8)	2.080 9*** (5.283 1)	1.306 1*** (6.163 3)	1.942 1*** (4.716 8)
<i>is</i>	0.134 0*** (19.655 2)	0.126 8*** (17.808 6)	0.117 8*** (15.446 3)	0.021 4*** (2.742 3)	0.050 0*** (7.745 5)	0.022 2*** (2.892 9)
<i>lnpgdp</i>	0.089 2*** (16.014 7)	0.045 0*** (5.051 3)	-0.009 8 (-0.819 0)	-0.036 6*** (-3.064 2)	0.001 5 (0.176 5)	-0.026 1** (-2.117 2)
<i>fdi</i>	-0.055 5 (-0.418 7)	-0.639 8*** (-4.716 1)	-0.780 1*** (-5.515 1)	-0.410 6*** (-3.259 4)	-0.419 3*** (-3.600 7)	-0.199 1 (-1.472 1)
<i>W</i> × <i>Agg</i>						-5.094 0*** (-3.138 0)
<i>W</i> × <i>Agg</i> <sup>2</sup>						3.134 4*** (3.683 3)
<i>W</i> × <i>gov</i>						1.421 3 (1.616 6)
<i>W</i> × <i>pop</i>						-13.803 4* (-1.678 8)
<i>W</i> × <i>is</i>						-0.223 8* (-1.753 4)
<i>W</i> × <i>lnpgdp</i>						-0.402 9* (-1.6954)
<i>W</i> × <i>fdi</i>						-6.885 0*** (-2.916 3)
$\rho(\lambda)$				1.918 1*** (13.017 2)	2.263 7*** (46.278 4)	1.767 0*** (9.678 8)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.272 5	0.2286	0.156 1	0.119 8	0.149 4	0.131 7
<i>LogL</i>	1 461.484 2	—	2 804.444 6	356 4.207 6	2 951.814 5	358 5.098 1
<i>N</i>	4 420	4 420	4 420	4 420	4 420	4 420

注:括号内为 T 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平,下表同

由表 3 不同空间计量的估计结果可知,空间自回归系数和空间误差项均为正数,并且均在

1%的置信水平上显著,进一步验证了我国城市间的绿色创新活动并非相互孤立的,存在一定的空间关联性,与前文城市绿色创新水平的 Moran's I 指数估计结果相一致。由于考虑到空间计量回归的参数估计值难以准确反映生产性服务业集聚对城市绿色创新的边际影响,故本文借鉴 LeSage 和 Pace 的做法,采用偏微分方法来避免点估计过程存在的误差<sup>[22]</sup>,即对地理距离矩阵下的估计结果进行分解,使用直接效应来分析生产性服务业集聚对本地绿色创新的影响效应,使用间接效应来分析生产性服务业集聚对邻地绿色创新的影响效应,本文生产性服务业集聚的“本地—邻地”绿色创新效应结果如表 4 所示。

生产性服务业集聚对本地绿色创新水平的影响系数显著为负,二次项系数显著为正,两者都通过了 1%的置信水平,表明生产性服务业集聚的本地绿色创新效应表现出 U 型曲线特征,即整体上生产性服务业集聚对本地绿色创新效应存在先抑制后促进的现象。本文给出的解释为,在生产性服务业集聚发展的前期,还未形成一定规模,仅仅停留在“形聚神不聚”的层面,与制造业的关联性不强,未形成与其他产业的良性互动,且不同产业产生规模经济和外部性效应的规模和技术门槛存在差异<sup>[23]</sup>,在有限的城市空间内,不同效率水平的生产性服务业部门仅仅是地理上的“堆积式”集聚反而可能增加生产要素、资源的竞争力度,从而引起生产成本上涨、能源消耗增加以及行业竞争力下降,不利于城市绿色创新的发展,无法实现相关产业间的协同效应和规模经济。在“退二进三”“腾笼换鸟”等政策的影响下,生产性服务业集聚得到进一步发展,不同产业彼此之间的联系与合作逐渐得以强化,通过知识共享、产业关联度提升、降低成本等多维度提高创新效率,推动企业进行新型绿色技术研发,从而对城市绿色创新水平的促进作用也就逐渐明显,假说 H1 得证。值得注意的是,通过计算得到 U 型曲线拐点值为 0.887 9,发现目前我国仅有 20.38%的城市已跨越到拐点值右侧,表现为促进作用。

表 4 生产性服务业集聚对城市绿色创新的直接效应与间接效应

GI	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
Agg	-0.179 0***	(-4.267 5)	-6.107 8***	(-2.864 8)	-6.286 8***	(-2.936 2)
Agg <sup>2</sup>	0.100 8***	(5.078 8)	3.753 8***	(3.121 5)	3.854 6***	(3.189 1)
gov	-0.047 2	(-1.085 2)	1.505 8	(1.480 1)	1.458 6	(1.431 6)
pop	1.895 2***	(4.803 5)	-11.855 1	(-1.244 9)	-9.959 9	(-1.052 8)
is	0.021 5***	(2.872 6)	-0.201 1	(-1.217 6)	-0.179 6	(-1.081 6)
lnpgdp	-0.027 3**	(-2.214 8)	-0.516 6*	(-1.824 7)	-0.543 9*	(-1.915 7)
fdi	-0.232 2*	(-1.693 7)	-8.126 3***	(-2.579 0)	-8.358 5***	(-2.675 0)

生产性服务业集聚与邻地绿色创新水平的关系与本地相一致,即生产性服务业集聚的邻地绿色创新效应也表现出 U 型曲线特征,整体上生产性服务业集聚对邻地绿色创新水平的影响表现为“先抑后扬”特征。原因在于,在生产性服务业集聚发展的起步阶段,其整体规模和辐射范围存在一定局限,受到城市间距离、生产成本等因素的制约,造成资源配置效率的损失,生产性服务业集聚发展的溢出红利无法得到有效释放;当集聚达到一定程度时,城市间的区际市场分割现象逐渐弱化,本地和邻地的生产性服务业间的经济联系和合作交流得到增强,通过城市间的产业关联形成协同效应,从而对邻地绿色创新水平产生正向的空间溢出效应,假说 H2-1 得证。

在控制变量方面,考虑空间效应的条件下,政府干预程度的直接效应和间接效应均不显著,表明政府干预未能对本地和邻地绿色创新水平产生明显作用。人口密度的直接效应显著为正,间接效应不显著,说明人口密度大的城市越容易形成丰富的劳动力池,并为本地企业不断输送高素质的创新人才,能够提升本地绿色创新水平,但对邻地未产生显著影响。产业结构的直接效应

影响系数显著为正,间接效应不显著,表明产业结构转型升级能有效激发本地的绿色创新活力,而未能对邻地产生显著影响。城市经济发展水平的直接效应和间接效应均显著为负,表明中国当前整体的城市化水平依然偏低,短期内城市经济发展水平尚不足以提升本地和邻地绿色创新水平提供充足的发展空间。外商直接投资的直接效应和间接效应均显著为负,表明外商直接投资不利于本地和邻地绿色创新水平的提升,原因可能在于,政府为追求地区经济增长效益的快速提升,未对外资进行严格的把关、筛选,导致大量低质量外资流入,使得外资的技术外溢效应难以发挥。

### (三)空间溢出边界分析

全域空间权重矩阵下,生产性服务业集聚对本地和邻地绿色创新水平的作用效应均呈现出U型特征,考虑到地区经济的集聚特征以及生产性服务业集聚发展的趋近性,本文借鉴沈坤荣和董直庆的空间权重设计方法<sup>[24-25]</sup>,分别以300 km、400 km、500 km、600 km、700 km、800 km为地理距离阈值分别设定局域空间权重矩阵进行SDM回归<sup>①</sup>,对比分析偏微分后直接效应和间接效应的系数,以此验证生产性服务业集聚的“本地—邻地”绿色创新效应是否会随着地理距离的变化而改变。

如表5所示,生产性服务业集聚的本地绿色创新效应在不同城市经济圈中均表现出一致性,即先抑后扬的U型趋势。进一步通过估计结果分析,发现生产性服务业集聚的邻地绿色创新效应在不同城市经济圈中存在差异性,即邻地绿色创新效应的U型特征更多在特定范围内成立。在600 km距离范围的城市经济圈以内,生产性服务业集聚的一次项和二次项系数均具有统计显著性,表现出U型关系,当城市经济圈距离超过600 km以后,生产性服务业集聚的邻地绿色创新效应随着城市间地理距离渐远而发生减弱,U型关系不再成立,表明邻地效应存在一定的空间溢出边界。

表5 不同城市经济圈生产性服务业集聚的“本地—邻地”绿色创新效应

		$W_{300}$	$W_{400}$	$W_{500}$	$W_{600}$	$W_{700}$	$W_{800}$
		<i>GI</i>	<i>GI</i>	<i>GI</i>	<i>GI</i>	<i>GI</i>	<i>GI</i>
直接效应	<i>Agg</i>	-0.192 9*** (-3.490 2)	-0.153 5*** (-3.783 1)	-0.148 7*** (-3.635 9)	-0.154 3*** (-3.795 5)	-0.157 8*** (-3.877 0)	-0.163 9*** (-4.024 9)
	$Agg^2$	0.107 3*** (3.714 7)	0.085 0*** (4.501 1)	0.084 8*** (4.443 0)	0.084 9*** (4.483 8)	0.085 8*** (4.523 8)	0.088 2*** (4.650 4)
	控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	<i>Agg</i>	-0.353 8* (-1.738 0)	-0.555 1*** (-2.602 4)	-1.094 2** (-2.383 1)	-0.755 9** (-2.327 7)	-0.507 1 (-1.274 4)	-0.524 0 (-1.137 5)
间接效应	$Agg^2$	0.306 2*** (2.748 5)	0.275 6*** (2.627 7)	0.680 8*** (2.804 9)	0.423 0*** (2.671 1)	0.349 4* (1.784 9)	0.423 6* (1.851 6)
	控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	<i>Spa-rho</i>	0.243 6*** (8.684 8)	0.438 0*** (14.841 4)	2.701 2*** (11.146 7)	0.480 3*** (12.457 6)	0.515 8*** (11.992 2)	0.523 2*** (11.026 9)
	$\sigma^2$	0.011 5*** (46.892 2)	0.011 1*** (46.750 9)	0.0113 *** (46.821 8)	0.011 3*** (46.825 2)	0.011 3*** (46.828 2)	0.011 4*** (46.851 8)
	<i>N</i>	4 420	4 420	4 420	4 420	4 420	4 420

### (四)异质性分析

#### 1. 按行业层次分组

不同行业的生产性服务业集聚对城市绿色创新水平可能产生异质性影响,本文借鉴于斌斌

① 为了避免“孤岛效应”,保证每个城市都至少存在一个地理邻近的城市,故本文选择300 km为起始距离阈值。

的做法<sup>[3]</sup>,以行业的研发强度、人均产值等行业特征为标准,本文将生产性服务业分为低端生产性服务业和高端生产性服务业两类,其中,高端生产性服务业包括“信息传输、计算机服务业和软件业”“金融业”和“科学研究、技术服务业和地质勘查业”,低端生产性服务业包括“交通运输、仓储和邮政业”“批发和零售业”“租赁和商业服务业”。

由表 6 可以发现,高端生产性服务业集聚的本地绿色创新效应表现出 U 型特征,而高端生产性服务业集聚对邻地绿色创新水平的影响未通过显著性检验,作用效果微弱,低端生产性服务业集聚与本地和邻地绿色创新水平的 U 型关系均成立。究其原因,高端生产性服务业具有知识和技术密集度高、高附加值、高就业率的行业特性,更容易为本地吸引先进技术和高素质人才,集聚发展有助于推动高端生产性服务业企业进行技术变革和研发创新,推动城市产业结构升级,从而促进本地绿色创新发展。而各地方政府存在经济锦标赛式竞争,高端生产性服务业往往受到地区保护的程度较高<sup>[26]</sup>,导致高端生产性服务业集聚的溢出范围受到一定的削弱作用,对邻地绿色创新水平的影响不显著。此外,高端生产性服务业集聚的系数绝对值高于低端生产性服务业,并且通过本地高端和低端生产性服务业集聚的影响系数计算得出,高端生产性服务业的拐点绝对值为 0.294,低端生产性服务业的拐点绝对值为 0.759,表明高端生产性服务业能够更快实现由负转正的影响效果,这也符合产业的现实发展现状和行业特性,也从行业细分的角度阐述了高端生产性服务业集聚促进本地绿色创新水平提升的“主力军”。因此,这就需要各城市在发展过程中更加注重生产性服务业内部的产业结构特点,避免生产性服务业的低水平重复建设和粗放式扩张,以免造成不必要的资源浪费和环境压力。

表 6 行业异质性检验结果

<i>GI</i>	高端生产性服务业		低端生产性服务业	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
<i>Agg</i>	-0.244 3*** (-3.219 7)	-2.322 6 (-0.703 8)	-0.118 8*** (-3.015 3)	-3.905 1** (-2.143 1)
<i>Agg</i> <sup>2</sup>	0.415 6*** (4.772 7)	2.106 4 (0.473 1)	0.078 3*** (3.340 8)	3.557 8*** (2.672 4)
<i>gov</i>	-0.049 7 (-1.142 5)	2.063 9* (1.739 6)	-0.067 0 (-1.537 8)	1.180 5 (1.010 0)
<i>pop</i>	1.677 2*** (4.247 9)	-9.998 9 (-0.929 2)	2.009 7*** (5.095 9)	-6.788 1 (-0.695 8)
<i>is</i>	0.017 9** (2.362 0)	-0.186 8 (-0.941 0)	0.025 9*** (3.458 4)	-0.102 8 (-0.597 1)
<i>lnpgdp</i>	-0.028 2** (-2.301 7)	-0.223 1 (-0.834 9)	-0.028 6** (-2.329 5)	-0.428 3 (-1.508 8)
<i>fdi</i>	-0.238 0* (-1.742 8)	-11.631 3*** (-2.932 3)	-0.261 3* (-1.896 0)	-8.095 1** (-2.444 8)

## 2. 按地区分组

由于各地区经济资源禀赋、区位条件存在不同程度的差异,对城市绿色创新水平的影响也可能存在区域性差异,本文为了检验不同区域生产性服务业集聚对城市绿色创新水平影响的地区异质性,将 260 个城市细分为东、中西地区两个样本组(各样本组分别有 96、164 个城市样本)<sup>①</sup>,

① 本文参照国家统计局 2017 年的划分标准,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中西部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆、四川、贵州、云南、西藏自治区、陕西、甘肃、青海、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。

利用 SDM 模型进行回归,结果如表 7 所示。

由估计结果可知,生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的影响效应存在明显的区域差异,东部地区生产性服务业集聚有利于提升本地绿色创新水平,其影响系数在 1% 的置信水平下显著为正,对邻地绿色创新水平的作用效应未通过显著性检验。对于中西部地区,生产性服务业集聚对本地和邻地绿色创新水平的作用效应均呈现出 U 型特征,并通过显著性检验,表明集聚发展达到一定规模时,生产性服务业集聚的促进作用才逐渐显现。与制造业集聚不同,生产性服务业倾向于在经济发达程度高、区位条件好的地区集聚<sup>[27]</sup>,东部地区作为中国对外开放的前沿阵地,整体产业体系更加成熟完善,其高度发达的制造业为生产性服务业提供良好的产业基础,为东部城市实现绿色创新发展创造了良好的先天条件,因此,生产性服务业空间集聚的知识溢出效应更加明显,并且长期处于集聚效应递增阶段,这一结论与陈建军等学者的研究结果保持一致<sup>[28]</sup>。

表 7 地区异质性检验结果

<i>GI</i>	东部地区		中西部地区	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
<i>Agg</i>	0.122 2*** (4.587 9)	-0.525 6 (-0.338 5)	-0.311 8*** (-5.914 9)	-1.465 8* (-1.899 3)
<i>Agg</i> <sup>2</sup>		-0.386 2 (-0.414 5)	0.135 5*** (5.691 2)	0.954 9** (2.439 7)
<i>gov</i>	-0.147 0** (-2.136 3)	-0.563 2 (-0.386 0)	0.104 5* (1.757 9)	-0.518 8 (-1.139 2)
<i>pop</i>	1.927 2*** (4.490 8)	-9.145 6 (-1.374 6)	-0.913 3 (-1.016 9)	-3.704 4 (-0.401 2)
<i>is</i>	0.039 5** (2.482 5)	0.003 4 (0.014 6)	0.008 3 (0.945 4)	-0.246 9*** (-2.853 8)
<i>lnpgdp</i>	0.025 6 (1.221 9)	-0.433 2 (-1.569 0)	-0.031 9** (-2.083 7)	0.160 0 (1.289 0)
<i>fdi</i>	0.159 7 (0.898 7)	-5.288 3* (-1.860 1)	-0.153 1 (-0.702 1)	5.094 5** (2.354 4)

### 3. 按城市分组

《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》指出,资源型城市作为重要的能源资源保障基地,对于我国实现区域协调发展、促进生态文明建设有着重要的战略地位和现实意义,鉴于此,本文根据全国资源型城市名单将研究样本划分为资源型城市(106 个)和非资源城市(154 个)两组进行回归,以考察生产性服务业集聚的“本地—邻地”绿色创新效应在不同样本组的差异化效果。

具体实证结果如表 8 所示,生产性服务业集聚与本地绿色创新水平的 U 型关系在资源型城市和非资源型城市均成立,且非资源型城市的影响系数比资源型城市大,U 型拐点值也小于资源型城市,表明非资源型城市生产性服务业集聚对本地绿色创新水平的作用效应更为突出,且能够更快转化为促进效应。对此,本文的解释为我国大多数资源型城市的产业发展对本地资源禀赋有着固有的路径依赖,从而导致产业转型缓慢、资源型产业占比过高、环境污染问题严重等一系列问题,资源型城市产业结构的单一性也对本地发展高端生产性服务业的市场环境和要素基础产生一定限制,进而削弱了生产性服务业集聚绿色创新效应的力度。而资源型城市和非资源型城市生产性服务业集聚的邻地绿色创新效应均不显著,主要原因可能是,根据全国资源型城市名单的随机分组回归,在一定程度上削弱了生产性服务业集聚的空间溢出效应,假说 H2-2 得证。

表 8 城市异质性检验结果

<i>GI</i>	非资源型城市		资源型城市	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
<i>Agg</i>	-0.192 5*** (-3.326 0)	-2.601 7* (-1.659 6)	-0.145 4** (-2.408 4)	0.032 4 (0.048 9)
<i>Agg</i> <sup>2</sup>	0.108 3*** (3.864 8)	1.170 3 (1.383 5)	0.072 9*** (2.698 2)	0.171 8 (0.556 3)
<i>gov</i>	-0.123 3** (-2.170 8)	-0.065 5 (-0.055 9)	-0.007 9 (-0.116 5)	0.042 2 (0.076 4)
<i>pop</i>	1.966 4*** (4.551 7)	-6.371 7 (-0.961 4)	-0.094 8 (-0.074 0)	45.812 0*** (3.043 4)
<i>is</i>	0.030 6*** (2.990 6)	-0.073 9 (-0.403 2)	0.003 8 (0.328 4)	-0.281 7*** (-3.035 7)
<i>lnpgdp</i>	-0.022 1 (-1.098 2)	-0.354 3 (-1.285 4)	-0.041 2** (-2.563 8)	-0.301 5** (-2.175 1)
<i>fdi</i>	-0.026 6 (-0.162 4)	-4.019 6 (-1.635 9)	-1.351 4*** (-5.216 9)	-3.617 9 (-1.463 3)

### (五) 稳健性检验

以上实证分析均是基于地理距离矩阵的估计结果展开讨论,那么上述研究结论是否会在更换空间权重矩阵的情况下产生变化?若替换核心解释变量和估计样本,实证结果是否具有稳健性?为了解决以上问题的顾虑,本文从以下几个方面进行稳健性检验。

第一,更换空间权重矩阵。本文通过对比不同空间权重矩阵的估计结果检验上述空间计量估计结果的稳健性,借鉴张学良的研究<sup>[29]</sup>,使用各城市人均 GDP 构建经济距离矩阵,并在经济距离矩阵和地理距离矩阵的基础上构建经济与地理距离嵌套矩阵进行空间计量估计,表 9 相关结果表明,虽然个别控制变量的影响系数不一致,但核心解释变量参数估计与上文高度一致,生产性服务业集聚对本地和邻地绿色创新水平的影响均具有 U 型特征,其他控制变量参数估计也基本保持一致。第二,替换被解释变量和估计样本。首先通过替换被解释变量来检验基准分析的稳健性,本文借鉴徐佳和崔静波的指标衡量方法<sup>[30]</sup>,采用绿色专利申请量来表征城市绿色创新水平,数据根据世界知识产权组织(WIPO)绿色专利清单中的绿色专利 IPC 分类号<sup>①</sup>,通过中国国家知识产权局(SIPO)的专利信息检索页面手工匹配整理而得,估计结果如表 10 所示,生产性服务业集聚的“本地—邻地”绿色创新效应均呈 U 型特征。考虑到直辖市、省会城市以及副省级城市<sup>②</sup>通常是所属区域的中心城市,行政等级较高,在政治资源、人才吸引力等方面均优于行政等级较低的城市,因此,本文借鉴李斌和李冉的做法<sup>[31]</sup>,剔除行政等级较高的城市以排除这些因素对研究结论的干扰,实证结果发现核心解释变量的符号和显著性均未发生改变。根据联合国和中国的最新城市规模定义标准,以城市年末市区总人口为依据将城市规模分为 5 类<sup>③</sup>,考虑到观测值的数量,本文借鉴郭晓丹等的做法<sup>[32]</sup>,将城市分为大城市和中小城市两类进行分样本回归,其中大城市指的是大型城市及规模以上的城市,中小城市指的是中等城市和小城市,估计结果发现无论是大城市还是中小城市,研究结论与基本回归结果完全一致。第三,内生性讨论。

① 详情可前往世界知识产权网站 <https://www.wipo.int/portal/en/index.html> 查询。

② 副省级城市包括:沈阳市、哈尔滨市、长春市、济南市、大连市、青岛市、杭州市、宁波市、成都市、武汉市、厦门市、南京市、西安市、广州市、深圳市。

③ 根据国务院发布的《关于调整城市规模划分标准的通知》,本文将 260 个地级市划分为超大城市(超过 1000 万)、特大城市(500 万—1000 万)、大城市(100 万—500 万)、中等城市(50—100 万)、小城市(低于 50 万)。

本文借鉴郭家堂和骆品亮的处理方法<sup>[33]</sup>,选取解释变量的滞后一期作为工具变量,即选择生产性服务业集聚的滞后一期作为当期的工具变量进行回归,研究结论依然具有稳健性。

表 9 不同空间权重矩阵下生产性服务业集聚对城市绿色创新的直接与间接效应

GI	经济距离矩阵		经济与地理距离嵌套矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
Agg	-0.147 5*** (-3.540 2)	-0.301 9** (-2.123 1)	-0.169 9*** (-4.037 9)	-3.103 9*** (-2.631 0)
Agg <sup>2</sup>	0.081 7*** (4.283 4)	0.119 5** (2.005 8)	0.092 2*** (4.751 8)	1.524 8*** (2.656 2)
控制变量	YES	YES	YES	YES

表 10 稳健性检验估计结果

GI	替换被解释变量		剔除行政级别较高的城市		大城市		中小城市		2ds
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	
Agg	-0.471 6*** (-7.335 7)	-9.746 5** (-2.196 4)	-0.157 9*** (-3.081 3)	-10.044 4*** (-3.057 3)	-0.133 7** (-2.268 9)	-0.116 1* (-1.761 2)	-0.185 0*** (-3.068 3)	-0.103 8* (-1.763 3)	-0.223 8*** (-3.026 6)
Agg <sup>2</sup>	0.696 6*** (10.257 0)	14.365 7** (2.406 7)	0.103 9*** (3.922 7)	6.973 2*** (3.259 9)	0.079 5*** (2.939 3)	0.069 2** (2.014 6)	0.091 1*** (3.301 9)	0.051 2* (1.791 7)	0.061 3* (1.722 0)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

## 五、进一步讨论

根据前文分析,本文采用面板门槛模型考察不同互联网发展水平区间内生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的非线性影响,将互联网发展水平作为门槛变量,以单一门槛为例,构建如下面板门槛模型:

$$GI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Agg_{it} \times I(\text{internet} \leq q) + \alpha_2 Agg_{it} \times I(\text{internet} \geq q) + \gamma X_{it} + \alpha_i + \eta_i + \epsilon_{it}$$

$I(*)$ 表示一个指示函数,在括号内条件满足的情形下取值为 1,反之,在括号内条件不满足的情形下取值为 0; $q$ 表示待估计的门槛值; $\text{internet}$ 为门槛变量,使用互联网普及率来作为城市互联网发展水平的衡量指标,互联网普及率等于宽带接入户数占年末总人口的比重;控制变量同前文一致;由于多重门槛的检验原理与单一门槛基本相似,故此处不再进行赘述。结果如表 11 所示,F 检验值分别在 1%的水平、5%的水平下拒绝“0 个门限”和“1 个门限”的原假设,说明模型存在两个门槛值,第一个门槛值为 0.079 8,第二个门槛值为 0.252 1。

由表 12 估计结果可知,生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的影响系数存在三个区间的变化:当城市互联网发展水平在门槛值 0.079 8 以下时,生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的作用显著为负;城市互联网发展水平在门槛值 0.079 8 和 0.252 1 之间时,生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的作用为正,但不显著;当城市互联网发展水平在门槛值 0.252 1 以上时,生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的作用系数显著为正,系数值为 0.072 6,这说明生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的影响表现为先抑制后促进的趋势,与前文结论一致。

对此,本文的解释为,在城市互联网的发展前期,其网络效应和辐射范围受到一定限制,企业在生产研发、运营管理等方面的信息技术应用程度较低,导致部门、企业、产业之间未进行充分有效的交流沟通,简单的空间集聚反而可能加剧竞争力度,因此未有效享有互联网带来的数字红利。随着城市互联网的进一步发展,数字红利得以充分迸发,信息技术的发展和应用打破了知识扩散的空间距离约束,通过开放平台和共享网络加紧部门内部、上下游企业之间的联系,有效提高信息传播速度、降低交易成本、扩大市场潜能,让企业拥有更多的资源和渠道进行绿色技术研发创新,从而对城市绿色创新水平的影响效果变为促进作用,由此可见,城市互联网发展水平是

约束生产性服务业集聚对城市绿色创新水平影响的关键因素,假说 H3 得证。

表 11 门槛效应检验

变量	门槛数	F 值	P 值	BS 次数	结论	门槛值	95%置信区间
GI	单一门槛	165.12	0.000	500	拒绝原假设	0.079 8	[0.078 4,0.080 3]
	双重门槛	81.47	0.016	500	拒绝原假设	0.252 1	[0.246 8,0.254 4]
	三重门槛	21.52	0.992	500	接受原假设	——	——

表 12 面板门槛效应回归结果

变量	系数	t 值
$Agg(internet < 0.079 8)$	-0.082 8***	(-5.373 0)
$Agg(0.0798 < internet < 0.252 1)$	0.002 4	(0.153 9)
$Agg(internet > 0.252 1)$	0.072 6***	(4.458 7)
<i>gov</i>	0.053 8	(1.220 4)
<i>pop</i>	2.728 3***	(6.136 5)
<i>is</i>	0.083 9***	(10.621 5)
<i>lnpgdp</i>	-0.067 7***	(-5.370 5)
<i>fdi</i>	-0.518 6***	(-3.686 6)

## 六、结论与政策建议

本文基于新经济地理理论框架,选取 2003—2019 年中国 260 个地级市的面板数据为样本,采用考虑非期望产出的 SBM-DEA 模型科学构建绿色创新水平评价指标体系,以“本地-邻地”效应为切入点,运用空间杜宾模型深入探析生产性服务业集聚对城市绿色创新的作用效果和异质性效应。研究发现,从整体来看,生产性服务业集聚对本地绿色创新水平的影响表现出先抑后扬的 U 型特征,表明生产性服务业集聚对本地绿色创新的促进作用存在阈值,当生产性服务业集聚发展跨过临界值时,才会显著促进本地绿色创新水平,而生产性服务业集聚与邻地绿色创新水平的 U 型特征仅在一定范围内成立,空间溢出边界为 600 km。异质性条件下生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的影响存在显著差异,从行业异质性视角来看,高端生产性服务业集聚对本地绿色创新水平的影响能够更快地转为促进效应,但对邻近地区未产生显著影响,低端生产性服务业集聚与本地和邻地绿色创新水平的 U 型关系均成立;从地区异质性维度来看,东部地区生产性服务业集聚有助于提升本地绿色创新水平,邻地绿色创新效应不显著,中西部地区生产性服务业集聚与本地和邻地绿色创新水平的 U 型关系均成立;从城市异质性看,与资源型城市相比,非资源型城市的本地绿色创新效应更为突出,而两者邻地绿色创新效应均不显著。本文进一步通过面板门槛模型实证检验不同城市互联网发展水平下生产性服务业集聚对城市绿色创新水平的非线性影响,发现城市互联网发展水平是约束生产性服务业集聚对城市绿色创新水平影响的关键因素。基于此,本文提出相应的政策建议:

第一,各城市应紧密结合本地实际经济情况,系统性规划产业发展方式和未来方向,因地制宜发展与城市规模、资源禀赋相匹配的生产性服务业。本文在全国层面上的实证研究表明,大部分城市尚未跨越生产性服务业集聚发展的拐点值,更多表现出绿色创新抑制效应,且生产性服务业的行业特性、所在城市的区位条件和资源禀赋在城市绿色创新水平的影响因素中发挥重要作用。各地政府应立足于城市功能、发展定位以及产业结构,科学制定生产性服务业发展政策,通过税收优惠、财政支持、人才引进、融资保障等政策,有力推动生产性服务业发展规模和质量的整体跃升。各地应依据自身优势合理调整产业布局,防止低端生产性服务业的盲目扩张和同质化恶性竞争,积极发展与当地制造业发展水平相适应的生产性服务业,从而充分发挥出产业联动

效应。

第二,强化城市间的跨区域合作互动,建立区域间的生产性服务业协同发展机制。各地政府应以城市间的协同创新为产业发展着力点,与邻近地区构建形成功能互补、良性互动的联动格局,保障生产要素在城市间的自由流动,充分发挥生产性服务业的正向空间溢出效应,在促进本城绿色创新提升的同时也能对邻近地区产生正向影响。同时还应当注重发展生产性服务业的相关配套基础设施,重视高技术人才的培养和绿色技术研发的投入,建立高标准的产业互动平台,完善生产性服务业的市场环境,通过鼓励创新人才、清洁产品、研发资本的跨区域流动来扩大知识溢出的空间半径,从而共同推动区域内的绿色技术升级。

第三,深化生产性服务业与互联网的融合发展,推动信息资源互通和数据平台共享,打破信息孤岛。互联网作为一种通用信息技术,其共享互动的本质特征有效引导生产要素在城市间、产业间自由流动,有助于降低信息搜寻成本、增强知识溢出效应,从而消除长期以来的省域市场分割和行政体制障碍。因此,各城市应注重加强城市信息基础设施建设,打造高水平数字经济产业链,借助“互联网+”促进绿色生产技术的扩散、消除产业间的空间距离隔阂,加强城市间绿色创新资源的流动、整合与共享,以期为城市生产性服务业集聚发展注入新动能和新活力,实现城市协同创新发展。

#### 参考文献:

- [1] 张浩然. 生产性服务业集聚与城市经济绩效——基于行业和地区异质性视角的分析[J]. 财经研究, 2015(5): 67-77.
- [2] 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(2): 89-104.
- [3] 于斌斌. 生产性服务业集聚能提高制造业生产率吗? ——基于行业、地区和城市异质性视角的分析[J]. 南开经济研究, 2017(2): 112-132.
- [4] 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(2): 72-94.
- [5] 胡彬,万道侠. 产业集聚如何影响制造业企业的技术创新模式——兼论企业“创新惰性”的形成原因[J]. 财经研究, 2017(11): 30-43.
- [6] 文丰安. 生产性服务业集聚、空间溢出与质量型经济增长——基于中国 285 个城市的实证研究[J]. 产业经济研究, 2019(6): 36-49.
- [7] 何茜. 绿色金融的起源、发展和全球实践[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2021(1): 83-94.
- [8] AKHTER H. Book review: service-led growth: the role of the service sector in world development[J]. Journal of marketing, 1987(2): 135-137.
- [9] MAINE E M, SHAPIRO D M, VINING A R. The role of clustering in the growth of new technology-based firms[J]. Small business economics, 2010(2): 127-146.
- [10] ESWARAN M, KOTWAL A. The role of the service sector in the process of industrialization[J]. Journal of development economics, 2002(2): 401-420.
- [11] 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.
- [12] PORTER M E. The competitive advantage of nations[J]. Competitive intelligence review, 1990, 2(1): 42-43.
- [13] KRUGMAN P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. Journal of political economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [14] 顾乃华. 我国城市生产性服务业集聚对工业的外溢效应及其区域边界——基于 HLM 模型的实证研究[J]. 财贸经济, 2011(5): 115-122.
- [15] 李海舰,田跃新,李文杰. 互联网思维与传统企业再造[J]. 中国工业经济, 2014(10): 135-146.
- [16] FISCHER M M, SCHERNGELL T, REISMANN M. Knowledge spillovers and total factor productivity. Evidence using a spatial panel data model[J]. MPRA paper, 2008(2): 204-220.
- [17] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European journal of operational research, 2001(3): 498-509.
- [18] 王巧,余硕,曾婧婧. 国家高新区提升城市绿色创新效率的作用机制与效果识别——基于双重差分法的检验[J]. 中国人口·

资源与环境,2020(2):129-137.

- [19] 彭文斌,文泽宙,邝嫦娥. 中国城市绿色创新空间格局及其影响因素[J]. 广东财经大学学报,2019(1):25-37.
- [20] 赵领娣,张磊. 财政分权、人口集聚与民生类公共品供给[J]. 中国人口·资源与环境,2013(12):136-143.
- [21] ELHORST J P. Specification and estimation of spatial panel data models[J]. International regional science review,2016(3): 244-268.
- [22] LESAGE J,PACE R K. Introduction to spatial econometrics[J]. Revue économique industrielle,2008(123):19-44.
- [23] 张可. 经济集聚与区域创新的交互影响及空间溢出[J]. 金融研究,2019(5):96-114.
- [24] 沈坤荣,金刚,方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. 经济研究,2017(5):44-59.
- [25] 董直庆,王辉. 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应[J]. 中国工业经济,2019(1):100-118.
- [26] 黄贇琳,王敬云. 地方保护与市场分割:来自中国的经验数据[J]. 中国工业经济,2006(2):60-67.
- [27] 曾艺,韩峰,刘俊峰. 生产性服务业集聚提升城市经济增长质量了吗? [J]. 数量经济技术经济研究,2019(5):83-100.
- [28] 陈建军,陈国亮,黄洁. 新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究——来自中国 222 个城市的经验证据 [J]. 管理世界,2009(4):83-95.
- [29] 张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学,2012(3):60-77.
- [30] 徐佳,崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济,2020(12):178-196.
- [31] 李斌,杨冉. 生产性服务业集聚与城市经济绩效[J]. 产业经济研究,2020(1):128-142.
- [32] 郭晓丹,张军,吴利学. 城市规模、生产率优势与资源配置[J]. 管理世界,2019(4):77-89.
- [33] 郭家堂,骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. 管理世界,2016(10):34-49.

### Does Producer Services Agglomeration Promote Urban Green Innovation? From the Perspective of “Local-Neighborhood” Effect

LUO Chaoping<sup>1,2</sup>, ZHU Peiwei<sup>2</sup>, ZHANG Cancan<sup>2</sup>, CHEN Wen<sup>2</sup>

(1. *Institute of Intelligent Finance and Platform Economics, Southwest University, Chongqing 400715, China*;  
2. *College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China*)

**Abstract:** Agglomeration of producer services plays an important role in optimizing industrial layout, stimulating innovation, reducing energy consumption and promoting the healthy development of cities. This paper systematically analyzes the mechanism of producer services agglomeration on urban green innovation from the theoretical level, and takes the panel data of 260 prefecture-level cities in China from 2003 to 2019 as research samples. From the perspective of “local-neighborhood” effect, the spatial econometric model is used to empirically test the relationship and heterogeneity effect between producer services agglomeration and urban green innovation. The results show that the impact of producer services agglomeration on the level of local green innovation is U-shaped, and this nonlinear impact can produce spatial spillover effects within a specific range. The spatial spillover boundary is 600km, and the effect of producer services agglomeration on urban green innovation level is heterogeneous with industry structure, regional development gap and resource endowment difference. In addition, panel threshold regression results show that the level of Internet development has a significant threshold feature, which is the key factor restricting the impact of producer services agglomeration on the level of urban green innovation. In view of this, cities should develop producer services in accordance with local conditions and local resource endowment, pay attention to improving urban information infrastructure, strengthen the flow, integration and sharing of green innovation resources between cities, so as to realize the coordinated development of urban green innovation.

**Key words:** agglomeration of producer services; urban green innovation; “local-neighborhood” effect; threshold model

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>