

· 产业经济 ·

# 产业协同集聚对绿色创新效率的影响研究

——基于空间溢出视角

常哲仁<sup>1</sup>，郑 梦<sup>2</sup>

（1. 江苏省社会科学院 财贸研究所，江苏 南京 210004；2. 北京联合大学 管理学院，北京 100101）

**摘要：**本文基于2006—2019年中国285个地级市面板数据，采用时空双重固定空间杜宾模型系统地考察了产业协同集聚对绿色创新效率的影响。研究发现，产业协同集聚和绿色创新效率均具有明显的空间集聚特征。产业协同集聚不仅显著地提升了本地区城市绿色创新效率，还对邻近地区产生空间溢出效应。但空间溢出效应具有地理衰减特征，在312.2千米以内为空间溢出区域，687.2千米为空间溢出的地理阈值。产业协同集聚对绿色创新效率的空间影响存在时间异质性、区域异质性和行业异质性。在服务业综合改革试点前，产业协同集聚对绿色创新效率无影响；在服务业综合改革试点后，产业协同集聚不仅提升了本地区绿色创新效率，而且也产生了空间溢出效应；东部地区存在虹吸效应，中部地区存在涓滴效应，西部地区既不存在虹吸效应也不存在涓滴效应；不同类型生产性服务业与制造业协同集聚均能辐射邻近地区，中低端生产性服务业与制造业协同集聚并不能直接影响本地区绿色创新效率，但高端生产性服务业与制造业协同集聚可以显著提升本地区绿色创新效率。本文为进一步优化中国产业区域布局、提升城市绿色创新效率提供了决策参考。

**关键词：**产业协同集聚；绿色创新效率；空间杜宾模型；地理衰减边界

**中图分类号：**F262 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-176X(2023)10-0053-15

## 一、问题的提出

绿色低碳和经济社会共赢是可持续发展的必由之路，中国作为负责任的大国，一直稳步推进经济绿色发展和生态文明建设。新时代以来，绿色创新备受瞩目，已成为时代关切的热点议题。党的二十大报告指出，“大自然是人类赖以生存发展的基本条件。尊重自然、顺应自然、保护自然，是全面建设社会主义现代化国家的内在要求。必须牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念，站在人与自然和谐共生的高度谋划发展。”<sup>[1]</sup>绿色创新不仅是实现高质量发展的内在需求，也是重点产业和重点领域能否顺利实现绿色转型升级的内生动力。为响应“双碳”目标，各地纷

收稿日期：2023-07-20

基金项目：中国社会科学院大学研究生科研创新支持计划“创新试点政策能够提高城市经济韧性吗？——来自准自然实验的证据”（2022-KY-08）；北京联合大学科研项目“中国上市公司ESG表现与长期资金投资偏好研究”（SK20202205）

作者简介：常哲仁（1995-），男，江苏金坛人，助理研究员，博士，主要从事区域经济、产业经济和企业经济研究。  
E-mail: 18551090009@163.com  
郑 梦（通讯作者）（1989-），女，北京人，讲师，博士，主要从事绿色金融和企业社会责任研究。  
E-mail: mengzheng2011@126.com

纷探索提升区域绿色创新效率的有效途径, 面对环境规制压力和资源稀缺性约束, 如何培育绿色创新成果成为制造业企业面临的现实问题。从经济现实来看, 大多数地区制造业绿色创新水平较低, 传统生产要素投入占比较高, 绿色创新缺乏持续动力。相较于传统制造业, 生产性服务业作为制造业发展的中间投入行业, 具有知识密集型、低污染和低能耗等特点, 呈现更强的集聚效应和技术密集特征。加强生产性服务业与制造业协同集聚程度能够深化劳动分工、延伸产业价值链, 成为提升绿色创新效率的强劲引擎。在推动产业协同集聚进程中禁锢创新要素自由流动的藩篱被不断打破, 不同区域的生产性服务业与制造业以城市群为载体, 实现绿色创新资源共享和技术优势互补。产业协同集聚对绿色创新效率产生的外部性也不再仅局限于某一个地区, 而是深刻地改变了绿色创新的空间面貌, 并在更广阔的空间范围内对区域探索具有自身特色的绿色发展之路产生深远影响。

作为当今较为前沿的课题, 产业协同集聚对绿色创新效率影响的相关研究并不丰富, 学术界对两者的因果关系目前尚未达成共识。如刘军等<sup>[2]</sup>以2009—2016年省级面板数据作为研究对象, 发现产业协同集聚对绿色创新效率具有促进作用, 且存在“东高西低”的区域异质性特点。陈晓华等<sup>[3]</sup>发现, 产业协同集聚对绿色创新效率的影响会因为环境规制的调节效应而呈U型特征。宋晓玲和李金叶<sup>[4]</sup>认为, 产业协同集聚对当地工业企业绿色创新效率的影响呈倒U型特征。随着空间经济学的发展, 也有部分学者开始关注产业协同集聚对绿色创新效率的空间溢出问题。任阳军等<sup>[5]</sup>运用空间模型对2005—2016年城市面板数据进行实证分析的研究结果表明, 产业协同集聚对工业企业绿色创新效率存在正向空间溢出效应。而原毅军和高康<sup>[6]</sup>基于“本地—邻近”视角对2007—2016年中国31个省份分析发现, 产业协同集聚对区域创新效率的溢出效应在1000千米以内较高, 而1000千米以外出现衰减现象。

与现有研究相比, 本文的学术贡献可能在于: 首先, 在集聚经济学理论的基础上, 笔者将产业协同集聚、绿色创新效率与空间溢出纳入同一分析框架进行讨论, 试图从理论层面厘清产业协同集聚空间溢出效应机制, 以弥补传统研究方法因未考虑空间因素而低估产业协同集聚对绿色创新效率的真实影响。其次, 在实证研究方法上, 本文充分考虑空间相关特征, 并采用空间杜宾模型对产业协同集聚提升绿色创新效率的直接效应和间接效应进行了相对具体的经验识别。再次, 在理论层面提出了产业协同集聚对绿色创新效率影响的空间溢出效应地理衰减假设, 并借助空间计量模型, 以25千米为递增单位, 探讨了空间溢出效应的区域衰减边界。最后, 综合考虑中国生产性服务业空间集聚特征, 分时段、分地区、分行业深入考察产业协同集聚对绿色创新效率的异质性影响, 进而为各地区差异化地制定绿色创新支持政策提供必要的理论支撑和决策参考。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 产业协同集聚对绿色创新效率的影响和空间溢出效应

产业协同集聚不仅能提升本地区绿色创新效率, 还能通过空间溢出效应提升邻近地区绿色创新水平、熨平区域间的绿色创新效率鸿沟。根据已有研究, 笔者认为, 产业协同集聚对本地区绿色创新效率的促进作用和对邻近地区空间溢出效应理论来源和实现依据主要包括以下四个方面:

第一, 从城市群分工渠道来看, 城市群内中心城市与外围城市存在良好的分工, 但随着产业协同集聚动态演进的不断深入, 形成“中心城市生产性服务业集聚, 制造业向外围城市转移”的“中心—外围”分工结构, 呈现“中心城市主要负责绿色技术研发和绿色创新流程管理, 外围城市主要负责制造、加工、包装和销售”的分工格局<sup>[7]</sup>。在这样的分工格局下, 位于中心城市的生产性服务业整合绿色创新要素, 通过收购和入股外围从事绿色研发的企业, 或直接在制造业企业附近开设分支机构, 向外围制造业提供绿色创新服务, 实现绿色创新要素由中心城市向外围城市扩散, 进而发挥产业协同集聚对外围绿色创新活动的辐射作用。

第二,产业协同集聚加速绿色创新要素流动,促进绿色创新链向“高、精、尖”环节延伸。得益于信息通信技术的迅猛发展,具有产销同步、产品无形和供销及时的生产性服务业可以乘数字化“东风”实现远距离传输,这加快了区域间绿色创新要素流动速度,推动了绿色创新链向“高、精、尖”阶段升级<sup>[8]</sup>。随着本地区产业协同集聚程度的加深,知识密集型企业 and 创新型企业规模的不断扩大,绿色创新要素价格也随之上升,为节约研发成本,本地区绿色研发部门迁移至绿色创新要素价格相对便宜的邻近地区。随着产业转移,人口、资本、知识和技术等创新要素实现了跨区域流动,绿色创新先发优势地区为相对落后地区带来绿色先进技术和创新流程管理经验,同时能够填补后发地区绿色创新资金缺口,提升了邻近地区的绿色创新能力<sup>[9]</sup>。此外,一方面,产业协同集聚增加了区域间绿色研发相关行业的合作频次,畅通了交流渠道,实现了知识溢出和扩散;另一方面,其增强了产业间绿色产品和服务的贸易和流动,且产品和服务包含的技术信息进一步强化了行业间知识要素溢出,提升了邻近地区的绿色创新效率。

第三,产业协同集聚扩大了邻近地区市场规模,引发了区域间的示范效应和追赶效应。一方面,产业协同集聚强化了跨地区的外部影响。根据新地理经济学“本土市场假说”(Home Market Hypothesis, HMM),若本地区协同集聚的两个产业部门在已实现利润最大化的基础上,想进一步获得超额利润,相对有效的途径是到集聚区外部探求销售空间。此时,邻近地区将会承载本地区绿色创新产品和服务的倾销,使相关产品的市场规模随着产业协同集聚程度的加深而扩大;本地区的低碳工艺和绿色生产技术将扩散至邻近地区,本地区为邻近地区提供绿色创新的示范效应。另一方面,邻近地区产业为实现绿色技术突破和绿色先进制造模式转型,在追赶效应驱使下,模仿新迁入的绿色创新企业,在模仿—学习机制作用下,充分发挥学习效应,实现邻近地区绿色创新效率的提升,从而产生追赶效应。

第四,产业协同集聚推动跨地区互动融合,充分发挥区域绿色创新网络关联效应。产业协同集聚深化使本地区制造业规模不断扩大,吸引邻近地区生产性服务业涌入;而本地区制造业在环境规制和成本压力下也可能向邻近地区转移,使中间品成为联系两地区绿色产品、服务供求双方的重要纽带,让处于产业价值链和绿色创新链不同区间的地区形成上下游产业相互依赖、创新链前后向紧密关联的绿色创新网络格局。绿色创新网络的关联效应可以优化创新要素在地区间的配置效率。一方面,绿色创新网络的关联效应促进不同区域间生产性服务业与制造业技术合作,引发绿色创新链技术重组。处于区域绿色创新网络中的生产性服务业和制造业除了自身积累的创新资源外,还可以通过区域间相互示范、模仿,让知识和技术在绿色创新网络中有效传播。另一方面,处于紧密分工网络或一体化经济体的区域,可以通过上下游关联渠道对新技术、新产品进行推广,提高整个绿色创新链的市场化效率。产业协同集聚带动本地区与邻近地区产业融合、互动,加强区域间创新网络节点关联程度,贯通价值链、创新链,加速绿色技术孵化和市场化进程,激励绿色研发部门加快创新步伐,实现经济区域整体绿色创新效率的提升,推动全域经济绿色化转型。基于上述分析,笔者提出如下假设:

**H1:** 产业协同集聚对本地区绿色创新效率产生促进作用,并对邻近地区产生空间溢出效应。

## (二) 空间溢出的边界效应

在现实经济中,随着地理距离的增加,产业协同集聚带来的要素流动和合理配置会逐渐减弱,对绿色创新效率的提升会存在明显的空间溢出边界,其理论机制主要包括以下五个方面:

第一,从产业性质来看,相较于制造业,生产性服务业具有产出无形性、产品不可储存性和产销同时性等特征。虽得益于信息技术发展,生产性服务业对制造业绿色创新活动实现跨区域远距离传输、提供信息服务,并在一定空间范围内对区域绿色创新产生促进作用,但生产性服务业对绿色创新活动的信息服务多以“非标准化”信息(Non-Standardized Information)与“默会”信息为主<sup>[10]</sup>,故面对面(Face to Face)的信息沟通效率最高,可以有效解决因为信息不对称导致



的信息服务效率低下等问题。因此,从生产性服务业的行业特性来看,以面对面交流为代表的信息沟通方式对提升区域制造业绿色创新效率产生重要影响。但随着信息空间传播出现的效率衰减和信息失真会使得生产性服务业对绿色创新效率提升的空间溢出效应存在一定的地理边界。

第二,从绿色创新活动特点来看,知识交换和累积是实现绿色创新突破的基础。知识分为显性知识(Explicit Knowledge)和隐性知识(Tacit Knowledge),其中,显性知识以书面形式为主,如论文和书籍等,可以实现在较远范围内传播;而隐性知识则以面对面交流为主,如讲座和访谈等。绿色创新活动前沿知识的空间溢出以隐性知识的人与人密切沟通为主,当超越一定区域边界时,传递效率陡降、交易成本激增。虽然交通条件改善和信息传输手段发达可以在一定程度上打破知识流动的空间桎梏,但在绿色创新活动中扮演重要角色的隐性知识具有空间传递衰减特征,因而产业协同集聚对绿色创新效率的促进作用存在空间溢出边界。

第三,从城市群分工渠道来看,城市群内部已形成了良好的分工体系,生产性服务业主要集中于中心城市,制造业则迁移至外围城市。为满足经营需要,位于中心城市的生产性服务业需要在外围开设分支机构,向外围制造业企业提供绿色创新服务和绿色创新信息。所谓“绿色创新服务”,是指通过绿色创新从业人员流动和绿色研发设备流动,实现绿色创新链延伸而对外围城市制造业提供扩散性服务;“绿色创新信息”是指将最新的绿色创新信息从创新中心向“信息腹地”传播<sup>[11]</sup>。绿色创新服务涉及差旅和运输费用,故绿色创新信息并不是无成本的,且这两类成本均与两产业部门地理距离负相关,所以中心城市绿色创新的知识辐射效应呈现随地理距离增加而衰减的特征。

第四,从环境因素来看,营商环境和知识产权保护体系还有待完善。生产性服务业对制造业绿色转型提供的产品和服务具有无形性、功效同时性和不可储存等特点。制造业既无法在交易前对生产性服务业的服务产品进行质检,也很难在交易达成后实现科学评价,采取维权等行为,所以生产性服务业的服务产品大多数属于“信任品”范畴<sup>[12]</sup>;且生产性服务业提供的信息和技术服务也存在成果效能难以界定和知识产权保护困难等情况。为了推动绿色创新进程,生产性服务业与制造业合作多以契约形式实现,因而生产性服务业也被称为“契约密集型”产业。产业间契约安排以合作成员共同利益为根基,通过契约安排实现成员行为约束和利益分配,但是契约安排复杂且存在非真实性特点,导致合作成员内部因远景战略、管理者个人偏好和利益分配差异而存在管理混乱和互相掣肘现象<sup>[12]</sup>。在相同的经贸条件下,生产性服务业更倾向于与本地区绿色研发部门或有过合作经验的制造业企业开展合作,即生产性服务业和制造业服务业供需双方均存在“本地偏好”,所以产业协同集聚对绿色创新效率影响具有区间范围。

第五,从区域管制来看,地方保护主义对产业协同集聚的空间溢出产生了区域边界限制。虽然中国市场化改革取得了丰硕成果,但行政区管制长期遗留下来的诸如行政区经济与市场分割等问题仍然存在。出于本地区经济发展的需要,从而使得地方保护主义长期盛行。一方面,本地区政府可以通过设置市场准入门槛和经济跨区域流动壁垒获得经济利益;另一方面,生产性服务业和制造业的税收均属于地税范畴,具有本土属性,为获得税收收入,本地区政府会通过行政手段限制制造业区位转移、干预生产性服务业服务范围。近些年随着财政分权制度改革的推进,地方政府有更强烈的动机去追求区域边界内利益最大化,人为限制技术、知识和信息在区域间自由流动,对制造业正常的区位转移施加门槛。这便导致技术供需双方缺乏有效沟通,无法实现区位一体化背景下产业空间布局重构与优化,不利于绿色创新活动的顺利开展,也为进一步提升区域间绿色创新效率蒙上一层阴影。所以在区域壁垒作用下,产业协同集聚对绿色创新效率的空间溢出效应存在地理衰减特征。基于上述分析,笔者提出如下假设:

**H2:** 产业协同集聚对绿色创新效率的空间溢出存在一定的区域边界,空间溢出效应会随着地理距离的增加而衰减。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

本文所用数据均为地级市统计口径数据。考虑到2006年以前部分中西部城市数据大量缺失，且2020年起《中国城市统计年鉴》不再公布细分行业从业人数，故本文选取2006—2019年中国285个地级市面板数据，共计3 990个样本观测值。数据来自《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》、部分城市的《地级市统计年鉴》和政府工作报告，以及Wind数据库、中国研究数据服务平台（CNRDS）和国泰安数据库（CMRAS）。对于数据存在的个别缺失值以插值法补齐。为减少异常值影响回归结果的稳健性，本文对所有连续变量均采用1%的缩尾处理，并对所有货币量以2000年为基期进行平减。

#### （二）变量定义

##### 1.被解释变量：绿色创新效率(GIE)

本文借鉴王巧等<sup>[13]</sup>的测算方法，采用基于非期望产出的超效率SBM-DEA模型测算各地级市绿色创新效率。具体投入产出指标体系如表1所示。

表1 基于非期望产出的超效率SBM-DEA模型构建绿色创新效率投入产出指标体系

投入产出结构	一级指标	二级指标
投入变量	资金投入	政府科学事业费支出和环境治理费用
	劳动力投入	科技活动、水利、环境、公共设施管理业的从业人数
	资源投入	全市供电总量、供水总量和液化石油气供气总量
产出变量	经济产出	本年度地区生产总值
	技术产出	绿色专利授权数
	生态产出	城市绿地覆盖率
非期望产出	环境污染	工业废水、工业二氧化硫和工业固体废弃物

##### 2.解释变量：产业协同集聚(Coagglo)

本文参考陈建军等<sup>[14]</sup>的测度方法，以修正后的 $\theta$ 指数来反映生产性服务业与制造业协同集聚程度，具体公式设定为：

$$\text{Coagglo}_{it} = \left( 1 - \frac{|\text{Magglo}_{it} - \text{Psagglo}_{it}|}{\text{Magglo}_{it} + \text{Psagglo}_{it}} \right) + (\vartheta_1 \text{Magglo}_{it} + \vartheta_2 \text{Psagglo}_{it}) \quad (1)$$

其中， $\text{Coagglo}_{it}$ 为产业协同集聚指数， $\text{Magglo}_{it}$ 和 $\text{Psagglo}_{it}$ 分别为制造业和生产性服务业区位熵。<sup>①</sup> $\left( 1 - \frac{|\text{Magglo}_{it} - \text{Psagglo}_{it}|}{\text{Magglo}_{it} + \text{Psagglo}_{it}} \right)$ 为生产性服务业与制造业协同集聚下的协同质量， $(\vartheta_1 \text{Magglo}_{it} + \vartheta_2 \text{Psagglo}_{it})$ 为产业协同集聚下的协同高度。 $\vartheta_1$ 和 $\vartheta_2$ 为加权系数，分别用当地第二产业增加值和第三产业增加值与地区生产总值之比测度，其作用是体现细分行业异质性，矫正低附加值产业产生的协同“虚高”现象。 $i$ 和 $t$ 分别为地区和年份。

##### 3.控制变量

本文在模型中控制城市特征变量，具体包括：（1）经济发展水平（ $\text{Inp}$ ），用当年市辖区生产总值的自然对数衡量。（2）对外开放水平（ $\text{Open}$ ），用当年各城市外商直接投资（FDI）与本地区生产总值之比衡量。（3）产业结构合理化（ $\text{Isr}$ ），本文参考袁航和朱承亮<sup>[16]</sup>的做法，构造泰

① 区位熵的具体表达式为： $\text{Agglo}_{it} = \left( e_{ij} / \sum_i e_{ij} \right) \left( \sum_j e_{ij} / \sum_i \sum_j e_{ij} \right)$ 。其中， $e_{ij}$ 为产业 $j$ 在城市 $i$ 的就业人数。本文借鉴韩峰和阳立高<sup>[15]</sup>的划分标准，将金融业、信息传输、计算机服务和软件业、科学研究、技术服务和地质勘查业、租赁业和商务服务业、交通运输、仓储和邮政业、批发和零售业界定为生产性服务业。

尔指数测算各地级市产业结构合理化程度。其公式为： $Isr = \sum_{i=1}^3 \frac{Y_{imt}}{Y} \ln \left( \frac{Y_{imt}}{L_{imt}} / \frac{Y}{L} \right)$ 。其中，Y为总产出， $Y_{imt}$ 为i地区m产业在t年的产出增加值，L为总就业人数， $L_{imt}$ 为i地区m产业在t年的就业人数。Isr反映的是各地级市三大产业产值结构与就业结构偏离的程度。Isr值越大，意味着产业结构偏离就业均衡状态的程度越高，Isr的取值区间为[0, 1]，若Isr为1，意味着产业结构完全偏离；若Isr为0，则意味着产业结构处于完全均衡状态。(4) 产业结构高级化 (Ais)，用第三产业与第二产业之比衡量。(5) 金融支持力度 (Finance)，用金融机构存贷款总额与本地区生产总值之比衡量。(6) 数字化发展水平 (Dige)，本文参考赵涛等<sup>[17]</sup>的方法，采用每万人互联网用户数、互联网宽带接入端口数、人均电信业务总量和长途光缆线路长度，利用主成分分析方法，将上述指标标准化后降维处理来衡量。(7) 交通基础设施 (Facility)，用城市人均道路面积衡量。变量的描述性统计结果如表2所示。由表2可知，GIE和Coagglo的均值、最大值和最小值变化幅度较大，这说明区域绿色创新效率的差异较大和区域产业协同集聚发展不平衡。

表2 变量的描述性统计结果(N=3 990)

变 量	均 值	标准差	最小值	最大值	变 量	均 值	标准差	最小值	最大值
GIE	0.2398	0.1932	0.0060	1.3178	Ais	6.4439	0.3488	5.7031	7.3249
Coagglo	0.6833	0.2157	0.0894	0.9940	Finance	2.2131	1.0548	0.8553	6.3922
Inp	16.2732	0.9968	14.0804	18.9339	Dige	0.0857	0.0735	0.0169	0.4788
Open	0.1896	0.3064	0.0017	1.7845	Facility	14.8359	7.0544	0.4619	60.4619
Isr	0.2696	0.1997	0.0034	0.8728					

(三) 模型设定

产业协同集聚对绿色创新效率的促进作用并非是某一地区独有的经济现象，而是在不同地区之间存在明显的空间依赖性和空间溢出效应，其最直观的特征是本地区绿色创新效率除受本地区产业协同集聚的影响外，还会受到邻近地区的影响。传统的面板模型假定样本不存在空间误差和空间依赖性，从而导致可能会存在估计偏差。为了反映变量之间存在的地理空间关系，空间计量模型在面板模型基础上引入了空间权重矩阵和空间滞后项。常用的空间计量模型包括空间滞后模型 (Spatial Lag Model, SLM) 和空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM)，前者主要用来解决空间依赖性问题，后者则考虑了空间误差问题。为同时考虑空间依赖性和空间误差项，本文参考LeSage和Pace<sup>[18]</sup>的做法，采用空间杜宾模型 (Spatial Dubin Model, SDM) 分析产业协同集聚可能存在的空间效应。SDM模型可被视为加入空间误差项的SLM模型。本文的模型设定如下：

$$GIE_{ij} = \delta \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} GIE_{ij} + \beta_1 Coagglo_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \vartheta_1 \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} Coagglo_{it} + \vartheta_2 \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $GIE_{ij}$ 为绿色创新效率， $Coagglo_{it}$ 为产业协同集聚， $\omega_{ij}$ 为空间权重矩阵， $\delta$ 为空间滞后自回归系数， $Controls_{it}$ 为控制变量， $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 分别为解释变量和控制变量回归系数， $\vartheta_1$ 和 $\vartheta_2$ 分别为解释变量和控制变量空间滞后项参数， $\mu_i$ 和 $\lambda_t$ 分别为个体和年份固定效应， $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

(四) 直接效应和间接效应测度

当存在空间溢出效应时，产业协同集聚不仅会引起本地区绿色创新效率变化，而且对邻近地区绿色创新效率也会产生影响，并通过循环调整引起一系列变化。SDM模型的实证结果并不能完全反映产业协同集聚与绿色创新效率的空间关系，LeSage和Pace<sup>[18]</sup>认为，式(2)中 $\delta \neq 0$ ，因而绿色创新效率空间滞后项 ( $\sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} GIE_{ij}$ )、产业协同集聚本地区直接效应 ( $Coagglo_{it}$ ) 和产业协同集聚邻近地区间接效应 ( $\sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} Coagglo_{it}$ ) 的回归系数 $\delta$ 、 $\beta_1$ 和 $\vartheta_1$ 的解释与最小二乘法 (OLS) 的解释并不一致，本文采用偏微分方法将产业协同集聚对绿色创新效率的影响分解为直

接效应和间接效应，检验并解释可能存在的空间溢出效应。将SDM模型改写为：

$$GIE_{ij} = (1 - \rho W)^{-1} (X_{ii}\beta + WX_{ii}\theta) + R \quad (3)$$

其中， $\rho$ 为空间滞后系数， $W$ 为空间权重矩阵， $\rho W$ 为空间滞后效应， $R$ 为空间误差项的剩余项，进一步推导解释变量 $X_{ii}$ 对被解释变量 $GIE_{ij}$ 的期望值偏导矩阵，并化简可得：

$$\left[ \frac{\partial E(GIE)}{\partial x_{ik}} \dots \frac{\partial E(GIE)}{\partial x_{nk}} \right] = (1 - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & \omega_{12}\theta_k & \dots & \omega_{1n}\theta_k \\ \omega_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & \omega_{2n}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{n1}\theta_k & \omega_{n2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (4)$$

直接效应用式（4）的对角线元素均值 $\bar{\beta}_k$ 表示，反映产业协同集聚对本地区绿色创新效率的影响程度；间接效应（溢出效应）由用（4）的非对角线元素行（列）均值表示，反映的是产业协同集聚对邻近地区绿色创新效率的影响，即产业协同集聚的空间溢出效应。

## 四、实证分析

### （一）探索性空间数据分析

根据Tobler<sup>[19]</sup>地理学第一定律，地区之间绿色创新活动并不是孤立进行的，而是创新生产禀赋流动产生的空间影响。为探索经济变量是否存在空间特征，探索性空间数据分析（ESDA）方法被广泛使用，ESDA方法旨在探索空间分布的随机性特征和非随机性特征，包括全局空间相关性分析和局部空间相关性分析。全局空间相关性分析多采用Moran's I方法，其公式为：

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}} \quad (5)$$

其中， $x_i$ 和 $x_j$ 分别为城市 $i$ 和城市 $j$ 的观测值（包括绿色创新效率和产业协同集聚）， $n$ 为城市总数， $\omega_{ij}$ 为标准化的空间权重矩阵， $\bar{x}$ 为各城市观测值的平均数， $S^2$ 为各城市观测值的方差。

限于篇幅，本文仅汇报在地理距离矩阵下，2006—2019年产业协同集聚和绿色创新效率的Moran's I值及检验结果，具体回归结果如表3所示。

表3 产业协同集聚和绿色创新效率的Moran's I值及检验结果

年 份	产业协同集聚（Coagglo）			绿色创新效率（GIE）		
	Moran's I值	t值	P值	Moran's I值	t值	P值
2006	0.0160***	3.2280	0.0010	0.0090**	2.2420	0.0120
2007	0.0200**	2.2260	0.0130	0.0200***	4.1190	0.0000
2008	0.0140***	2.9530	0.0020	0.0130***	2.8800	0.0020
2009	0.0150***	3.1140	0.0010	0.0240***	4.7420	0.0000
2010	0.0160***	3.2790	0.0010	0.0440***	8.0020	0.0000
2011	0.0200***	3.8750	0.0000	0.0370***	6.7000	0.0000
2012	0.0270***	4.9780	0.0000	0.0470***	8.3110	0.0000
2013	0.0320***	5.8610	0.0000	0.0440***	7.8710	0.0000
2014	0.0310***	5.6760	0.0000	0.0760***	13.2310	0.0000
2015	0.0250***	4.7500	0.0000	0.0700***	12.1740	0.0000
2016	0.0250***	4.6040	0.0000	0.0760***	13.1030	0.0000
2017	0.0260***	4.8070	0.0000	0.0980***	16.7720	0.0000
2018	0.0260***	4.7860	0.0000	0.0910***	15.6480	0.0000
2019	0.0410***	7.2410	0.0000	0.0840***	14.3490	0.0000

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，下同。



由表3可知, 产业协同集聚和绿色创新效率的 Moran's I 值分别介于 0.0100—0.0410 和 0.0090—0.0980, 且均显著为正, 这说明两者均存在空间集聚特征。从数值变化来看, 产业协同集聚和绿色创新效率均呈现波动式走强趋势, 这说明随着国家中心城市建设的不断推进, 生产性服务业与制造业逐渐向中心城市协同集聚, 且随着创新型试点城市政策的出台, 创新资源也逐渐向这部分城市转移, 空间集聚态势更加明显。

全局 Moran's I 值虽可反映经济体空间相关情况, 但 Arellano 和 Bover<sup>[20]</sup> 认为, 其可能会忽视空间样本局部的非典型特征, 故本文利用局部 Moran's I 探究变量局部空间分布情况, 其公式为:

$$\text{Moran's I} = \frac{n(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (6)$$

局部 Moran's I 检验结果用散点图表示。由散点图可知, 产业协同集聚的 Moran's I 散点主要集中在第一象限和第三象限, 这表明“高一高”“低—低”是产业协同集聚的主要格局。随着集聚经济的发展, Moran's I 散点逐渐从第三象限向第一象限转移, 这说明中部城市崛起和西部大开发战略的有序开展, 自身及周边协同集聚水平较低的“洼地”正转变为协同集聚程度较高, 同时还受到周边高协同集聚地区牵引的高质量发展影响的城市群, 最典型的例子为成渝都市圈。

由绿色创新效率局部 Moran's I 散点图可知, 绿色创新效率的 Moran's I 散点也主要集中在第一象限和第三象限, 这说明具有相同绿色创新效率水平的城市倾向于彼此邻近, 存在空间依赖性。且 Moran's I 散点逐渐向第一象限靠近, 这说明绿色创新效率离不开大量的资本、人力和创新技术要素投入, 创新资源丰富的地区可以为绿色创新提供良好沃土, 同时绿色创新效率较高的地区技术承接和技术转移能力较强, 可以高效吸收先进绿色研发技术, 进一步提高绿色创新效率。因此, 如果城市绿色创新已初具规模, 其对周边绿色创新落后地区也会形成辐射作用。

(二) 空间杜宾模型回归分析

本文采用静态空间杜宾模型进行回归分析, 结果如表4所示。由表4可知, 不论采用何种空间矩阵, 产业协同集聚对绿色创新效率的影响均显著为正, 回归系数分别为 0.0382、0.0365 和 0.0445, 回归结果方向和系数相似, 这说明在考虑空间效应情况下, 产业协同集聚可以显著提升本地区绿色创新效率。此外, 产业协同集聚的空间滞后项 W×Coagglo 在三类空间权重下均通过 1% 水平的显著性检验, 这说明产业协同集聚不仅能促进本地区绿色创新效率的提高, 还具有一定的示范效应和空间溢出效应, 对邻近地区绿色创新效率也具有正向影响。

表4 不同空间权重矩阵下静态空间杜宾模型回归结果(N=3 990)

变 量	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理经济嵌套矩阵
W×GIE	1.3625*** (51.4914)	0.2466*** (7.9657)	0.0060*** (4.1769)
Coagglo	0.0382** (2.4999)	0.0365** (2.3809)	0.0445*** (2.9032)
W×Coagglo	1.2062*** (3.7479)	0.1849*** (4.0599)	0.0110*** (4.3712)
Inp	0.1040*** (5.8295)	0.0894*** (4.6454)	0.1246*** (7.3508)
Open	0.0255*** (2.6144)	0.0241** (2.4751)	0.0222** (2.2659)
Finance	0.0100*** (2.6972)	0.0077** (2.0576)	0.0112*** (3.0132)
Dige	0.3169*** (4.9995)	0.3399*** (5.3804)	0.3136*** (4.9155)
Isr	-0.0005 (-0.8453)	-0.0003 (-0.4458)	-0.0006 (-1.0659)
Ais	0.0558** (2.2960)	0.0238 (0.9102)	0.0703*** (2.9426)
Facility	0.1928*** (4.1597)	0.1669*** (3.5910)	0.2168*** (4.6286)
Log-Likelihood	3 042.3007	3 048.8999	3 044.4665
R <sup>2</sup>	0.6670	0.6689	0.6672

注: 括号内为t值, 下同。



Elhorst<sup>[21]</sup>指出,若模型设定中包含全局空间效应,则空间计量模型所得到的估计结果并不能刻画各变量的边际影响,若想精准反映各变量的空间溢出效应,还需要根据模型的点估计结果做进一步分解。表5给出了在不同空间权重下影响效应分解结果。由表5可知,不论是地理距离矩阵、经济距离矩阵还是地理经济嵌套矩阵,产业协同集聚对绿色创新效率的直接效应和间接效应均在1%水平上显著为正,这表明产业协同集聚不仅对本地区绿色创新效率具有显著的促进作用,创新要素流动产生的空间溢出效应也促进了邻近地区绿色创新效率的提升。产业协同集聚水平的提高促进了产品和服务专业化程度的提高,实现了产业分工精细化。制造业各生产环节被切分后与适宜的生产性服务业相匹配,强化了两业融合,其经济效果包括:一方面,生产性服务业与制造业会加深对彼此产品及服务凝结的技术信息的理解和学习,客观上促进了知识溢出;另一方面,分工细化加速了创新要素的跨区域流动,对流入的区域创新产生溢出作用。因此,产业协同集聚既能提高本地区绿色创新效率,也对邻近地区产生空间溢出效应,H1得证。

以经济距离矩阵为例,产业协同集聚的直接效应为0.0406,即产业协同集聚每提升1%,本地区绿色创新效率提升0.0406%,产业协同集聚的间接效应为0.2527,即产业协同集聚每提升1%,将引起邻近地区绿色创新效率提升0.2527%。间接效应占总效应的86.16%以上,这进一步说明产业协同集聚产生的创新要素流动而引致的空间溢出效应对中国整体绿色创新效率提升具有重要作用。观察不同的空间权重矩阵发现,总体而言,地理距离矩阵空间溢出效应大于其他两类空间溢出效应,由此可推测绿色创新资源进行区际配置时更易受到地理邻近度的影响,创新资源在邻近地区流动速度更快,这有利于形成多主体协同的绿色创新网络,进而提升绿色创新效率。

表5 基于空间杜宾模型的直接效应和间接效应估计结果

变 量	地理距离矩阵		经济距离矩阵		地理经济嵌套矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
Coagglo	0.0462*** (2.9890)	78.3185*** (3.8135)	0.0406*** (2.7306)	0.2527*** (4.1231)	0.0462*** (2.9165)	0.0086*** (3.9093)
Inp	0.1050*** (5.7894)	9.7301** (2.4446)	0.0927*** (4.8079)	0.1751*** (4.3976)	0.1257*** (7.3635)	0.0033*** (4.3246)
Open	0.0295*** (3.1097)	40.5999*** (3.9971)	0.0263*** (2.6716)	0.1303*** (5.5545)	0.0225** (2.2273)	0.0010 (1.3778)
Finance	0.0103*** (2.7722)	5.0054* (1.8443)	0.0086** (2.3100)	0.0416*** (3.3666)	0.0115*** (3.1874)	0.0009** (2.2322)
Dige	0.3122*** (4.9130)	-21.5923 (-0.4172)	0.3370*** (5.3284)	-0.2744* (-1.6528)	0.3136*** (5.1416)	-0.0017 (0.0000)
Isr	-0.0006 (-0.8682)	-0.0823 (-0.1195)	-0.0003 (-0.5333)	-0.0005 (-0.3307)	-0.0006 (-1.0655)	-0.5541 (0.1501)
Ais	0.0557** (2.3690)	-7.1593 (-0.5723)	0.0274 (1.0736)	0.1648** (2.3256)	0.0684*** (2.8122)	-0.0043* (-1.6798)
Facility	0.2013*** (4.2111)	92.0984* (1.7769)	0.1746*** (3.6085)	0.2822** (2.2680)	0.2205*** (4.8721)	0.0091*** (2.9429)

### (三) 内生性问题的讨论

SDM模型能解决被解释变量时空滞后项、解释变量空间滞后项及遗漏变量导致的内生性问题,但被解释变量与解释变量可能存在的相互影响而产生的内生性问题无法克服。基于前文理论分析,生产性服务业与制造业协同集聚对绿色创新效率存在空间影响,并产生空间溢出效应,同时绿色创新效率的提升也会促使产业协同集聚程度的加深,因而两者之间可能存在空间联立内生

性问题。本文参考 Han 等<sup>[22]</sup> 的做法, 选择合适的工具变量, 采用动态空间面板系统 GMM (SGMM) 方法, 基于经济地理嵌套矩阵对空间杜宾模型 (SDM) 进行内生性检验。由于 SGMM 模型的宽松假设, 工具变量可以选择不随时间变化的外生变量、滞后的被解释变量和解释变量, 因而本文将滞后一期和滞后两期的被解释变量和解释变量的空间滞后项作为工具变量, 同时加入地表粗糙度和地面平均坡度与时间滞后变量的交互项作为协同集聚的工具变量进行 SGMM 估计, 估计结果如表 6 所示。从 SGMM 适用性检验来看, Arellano-Bond AR (1) Test 的伴随概率均为 0.0000, 拒绝不存在一阶自相关原假设; AR (2) Test 的伴随概率均大于 0.1000, 接受不存在二阶自相关原假设; Hansen Test 的伴随概率均大于 0.1000, 接受工具变量有效原假设, 这说明了本文模型设定和工具变量选择均是合理的。由表 6 可知, 产业协同集聚的估计系数均为正, 分别为 0.0817、0.0681 和 0.1235, 且均通过 5% 水平以上的显著性检验; 解释变量的空间滞后项 (W×Coagglo) 估计结果也显著为正, 这反映了产业协同集聚存在空间集聚现象, 估计结果大小和方向与表 4 一致。这表明在考虑内生性问题后, 本文的结论依然是稳健的。

表 6 基于 SGMM 模型的内生性检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)
	时间滞后变量	地表粗糙度×时间滞后变量	地面平均坡度×时间滞后变量
W×GIE	0.7178*** (15.5170)	0.7257*** (16.2815)	0.7421*** (18.0985)
Coagglo	0.0817*** (2.7350)	0.0681** (2.3985)	0.1235** (2.0528)
W×Coagglo	0.0177** (2.4514)	0.0166** (2.1280)	0.0155** (2.0614)
Controls	控制	控制	控制
AR (1) Test	0.0000	0.0000	0.0000
AR (2) Test	0.2500	0.2830	0.2920
Hansen Test	0.8380	0.8140	0.7670

(四) 稳健性检验

考虑到区域绿色创新效率的提升不仅与当期产业协同集聚有关, 也取决于上一期绿色创新效率, 即由于存在路径依赖和马太效应, 区域间绿色创新效率可能存在时间上的空间动态依存关系。本文进一步将式 (2) 扩展为含有动态效应的动态空间杜宾模型 (Dynamic Spatial Durbin Model, DSDM) 来验证产业协同集聚对绿色创新效率的直接影响和空间溢出效应, 模型设定为:

$$GIE_{ijt} = \varphi GIE_{ijt-1} + \delta \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} GIE_{ijt} + \gamma \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} GIE_{ijt-1} + \beta_1 Coggglo_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \vartheta_1 \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} Coggglo_{it} + \vartheta_2 \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,  $\varphi$  为时间滞后效应的弹性系数, 表示上一期绿色创新效率对本期的影响;  $\gamma$  为时空双重滞后效应的弹性系数, 表示本地区上一期绿色创新效率对邻近地区的空间溢出效应。

从整体回归结果来看, 经济距离矩阵和经济地理嵌套矩阵<sup>①</sup>直接效应和间接效应及与之对应的长期效应和短期效应均显著为正, 这说明产业协同集聚对本地区绿色创新效率产生促进作用, 且对邻近地区产生正的空间溢出效应, 这与基准回归结果一致, 说明本文的研究结论是稳健的。

(五) 异质性分析

1. 基于分时间段的异质性检验

由于 2011 年是全面现代生产性服务业综合试点开展元年, 这标志着生产性服务业与制造业加速融合进入快车道。本文将样本分为 2006—2010 年和 2011—2019 年两个时段, 探讨综合试点工作实施前后生产性服务业与制造业协同集聚对绿色创新效率的空间影响。回归结果如表 7 列

① 正文部分省略了动态空间杜宾模型的回归结果, 从回归结果不难发现, 经济距离矩阵和地理经济嵌套矩阵的 Log-Likelihood 和 R<sup>2</sup> 均优于地理距离矩阵。因此, 本部分重点关注经济距离矩阵和地理经济嵌套矩阵的分解结果。

(1)和列(2)所示。<sup>①</sup>由表7可知,2006—2010年,产业协同集聚的直接效应、间接效应和总效应均未通过显著性检验,而2010年国家发展和改革委员会下发了《关于服务业综合改革试点的通知》后,2011—2019年,产业协同集聚的直接效应和间接效应均为正且通过了5%水平上的显著性检验,这意味着产业协同集聚不仅促进了本地区绿色创新效率的提升,也对邻近地区绿色创新效率产生了促进作用。这说明2010年后各地政府在制定生产性服务业与制造业协同发展政策时,会有意跟进或模仿中央产业政策,在中央政府加快发展现代生产性服务业指引下积极促进产业协同集聚,增强生产性服务业与制造业的空间关联,建立区域间协同绿色创新体系。

### 2.基于分地区的异质性检验

由于中国各地区发展水平、产业空间布局和经济结构等存在较大差异,本文将285个地级市分为东部地区、中部地区和西部地区三类子样本,采用空间杜宾模型分析产业协同集聚对绿色创新效率的影响是否存在地区异质性,回归结果如表7列(3)—列(5)所示。由表7可知,产业协同集聚对绿色创新效率的空间影响存在明显的地区异质性特征。就东部地区而言,产业协同集聚对绿色创新效率产生了促进作用,估计系数为0.0893;而对邻近地区产生显著的空间溢出效应,即虹吸效应。自改革开放以来,东部沿海城市一直是中国经济活动和创新活动最为活跃的地区,生产性服务业与制造业空间协同集聚带来市场分工细化和专业化,引发创新资源在区域内集聚和技术效率提升,为绿色创新提供技术支撑。但是其对邻近地区有明显的虹吸效应,一方面,与邻近地区存在产业空间错配,抑制邻近地区绿色创新效率提升;另一方面,东部地区创新资源集聚、创新体系健全、产业结构完整、创新环境和谐,对邻近地区创新要素具有吸引力,创新资本和专业人才呈现“东南飞”的偏好,导致邻近地区绿色创新禀赋持续被东部发达城市吸引,因而存在虹吸效应。就中部地区而言,中部地区直接效应和间接效应均显著为正,间接效应估计系数为139.9385,是直接效应估计系数的1456.1759倍,这意味着产业协同集聚既能促进本地区绿色创新效率提升,又能对邻近地区产生极大的空间溢出效应。在中部地区崛起战略背景下,伴随着以高铁为代表的交通基础设施完善,中部地区成为贯穿南北、东西的“通咽喉”,打破了地理位置对创新要素的束缚,依托地理优势,中部地区降低绿色创新要素不同区域流动成本,扩大要素流通范围,促进绿色技术扩散与知识溢出,对邻近地区产生空间溢出效应。就西部地区而言,西部地区直接效应和间接效应均未通过显著性检验。这是因为相较于东中部地区,西部地区经济发展水平落后,产业布局存在大量历史遗留问题,制造业结构单一、以粗放式发展为主,高污染、高排放问题严重,绿色创新能力薄弱。此时若忽视产业结构、资源禀赋和技术积累,盲目推动生产性服务业与制造业协同集聚,不仅不能对当地绿色发展雪中送炭,甚至会雪上加霜,给本就艰难的产业转型增加不必要的财政负担,进而抑制当地绿色创新效率的提升。

### 3.基于分行业的异质性检验

由于生产性服务业内部细分行业在空间区位、行业特征和集聚形态等方面存在明显差异,因而制造业与不同类型的生产性服务业集聚产生的空间作用很可能存在异质性特征。与前部分相类似,将金融业,信息传输、计算机服务和软件业,科学研究、技术服务和地质勘查业定义为高端生产性服务业;而将租赁和商务服务业,交通运输、仓储和邮政业,批发和零售业定义为中低端生产性服务业。本文采用时空双重固定空间杜宾模型估计高端、中低端生产性服务业与制造业集聚对绿色创新效率的影响,结果如表7列(6)和列(7)所示。由表7可知,中低端生产性服务业与制造业协同集聚的直接效应显著为负,间接效应在1%的水平上显著为正,这说明中低端生产性服务业与制造业协同集聚对本地区绿色创新效率起抑制作用,但有利于邻近地区绿色创新效率提升。一种可能的解释是,中低端生产性服务业并不直接参与绿色创新过程,而是为绿色创新

<sup>①</sup> 若无特殊说明,异质性检验均以经济地理嵌套矩阵为空间权重矩阵。

产品和技术提供终端服务，中低端生产性服务业可以帮助新研发的绿色产品进入邻近地区市场以获得创新收益。一方面，绿色创新的超额利润可以起到示范效应，刺激邻近地区开展绿色创新活动；另一方面，这也有利于邻近地区获得新研发产品，加速自身产品突破。

而高端生产性服务业与制造业协同集聚的直接效应和间接效应均在1%水平上显著为正，估计系数分别为0.0114和0.0011。这说明高端生产性服务业与制造业协同集聚对本地区和邻近地区绿色创新效率产生促进作用。高端生产性服务业主要为绿色创新提供金融和知识支持，就前者而言，金融业与制造业协同集聚可以优化金融结构安排，使之与高风险产业相匹配，缓解绿色创新过程中的融资约束，提高金融资源的配置效率。开展绿色创新项目的企业中有相当数量为成长型企业，金融业发展可以让他们避免寻求高成本表外融资，也让缺乏被投资机会的绿色创新项目获得大量贷款，进而保障绿色创新的有序开展。当金融资源发生空间集聚时，一方面，信贷资源可以源源不断地流向邻近地区；另一方面，金融信息和服务也可以通过信息手段辐射邻近地区。而信息传输与科技服务业加速了研发要素流动，特别是高素质创新人才城际流动，这有利于绿色创新知识和创新管理经验跨区域传播，通过知识溢出对邻近地区产生影响。因此，高端生产性服务业与制造业协同集聚既能直接促进本地区绿色创新效率，又能对邻近地区产生辐射效应。

表7 异质性分析结果

变 量	效 应	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		时间异质性		地区异质性			行业异质性	
		2006— 2010年	2011— 2019年	东部地区	中部地区	西部地区	中低端	高端
Coagglo	直接效应	0.0460 (1.3493)	0.0519** (2.3515)	0.0893*** (36.2007)	0.0961*** (4.9585)	-0.0150 (-0.4250)	-0.0471** (-2.3297)	0.0114*** (3.0888)
	间接效应	-0.0038 (-0.3918)	0.0091** (2.4560)	-18.1883*** (-5.5429)	139.9385*** (3.7058)	60.4220 (0.8665)	0.0096*** (2.8217)	0.0011*** (2.6185)
	总效应	0.0422 (1.1896)	0.0610*** (2.7065)	-18.0990*** (-5.5152)	140.0346*** (3.7079)	60.4070 (0.8662)	-0.0375* (-1.8231)	0.0125*** (3.3618)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

（六）拓展分析：空间溢出效应的进一步讨论

为了检验产业协同集聚对区域绿色创新效率提升的区域边界，本文参考孙大明和原毅军<sup>[23]</sup>的做法，假设两个城市之间的步长距离为 $[d_{\min}, d_{\max}]$ ， $\tau$ 为 $d_{\min}$ 至 $d_{\max}$ 递进距离，本文选择25千米作为递进距离。距离权重矩阵设定为：

$$\{\omega_d | d = d_{\min}, d_{\min} + \tau, d_{\min} + 2\tau, \dots, d_{\max}\} \tag{8}$$

其中， $\omega_d = [\omega_{ij, d}]_{n \times n}$ 为空间权重矩阵， $\omega_d$ 进一步变形可得：

$$\omega_d = \begin{cases} 1/d_{ij}, d_{ij} \geq d \\ 0, d_{ij} < 0 \end{cases} \tag{9}$$

考虑到本文所选城市样本间最短距离为111.2千米，故每隔25千米进行空间回归并记录空间溢出效应系数和对应t值，直至812.2千米。之所以不再记录距离阈值超过812.2千米的回归结果，是因为超过800千米后，生产性服务业与制造业协同集聚对绿色创新效率的影响会受到省界影响，且空间溢出效应系数可能会由于极端值干扰而出现白噪声，故本文仅考虑111.2—812.2千米的回归结果。回归结果如表8所示。由表8可知，在111.2—812.2千米距离范围内，空间溢出效应系数均通过了显著性检验。产业协同集聚的空间溢出效应随地理距离变化大致分为三个阶段：第一阶段，112.2—312.2千米，该区域为产业协同集聚空间溢出密集区，空间溢出效应随



着地理距离的增加而急速增加，于312.2千米达到最大值为0.0559，累计攀升14.1%，这表明在中心—外围城市格局下，处于外围的普通城市在参与绿色创新研发分工与合作时承接中心城市绿色创新禀赋流动和隐性环保知识传递，发挥协同绿色创新作用，因而空间溢出效应较强。第二阶段，312.2—687.2千米，空间溢出效应系数从0.0559下降至0.0416，累计下跌25.9%，该范围为溢出效应衰退区。从地理范围看，312.2千米为省界或城市群最大覆盖范围，产业协同产生的创新资本、人力资本和信息的网络传递效应会因为城市群空间根植性、离开城市经济体导致的知识传递边际成本陡增而不断衰减。第三阶段，687.2千米之外，此时空间溢出效应系数呈现白噪声波动，余泳泽等<sup>[24]</sup>认为，这是由于空间矩阵中空间单元过少而导致的结果不稳健。H2得证。

表8 产业协同集聚的空间溢出效应系数与距离关系

阈 值	系 数	t值	阈 值	系 数	t值	阈 值	系 数	t值
112.2	0.0490***	3.1463	362.2	0.0485***	3.1168	612.2	0.0452***	2.8806
137.2	0.0493***	3.1653	387.2	0.0482***	3.0905	637.2	0.0451***	2.8865
162.2	0.0491***	3.1594	412.2	0.0483***	3.1132	662.2	0.0436***	2.7991
187.2	0.0499***	3.1825	437.2	0.0479***	3.0838	687.2	0.0416***	2.6575
212.2	0.0497***	3.1953	462.2	0.0476***	3.0502	712.2	0.0435***	2.7756
237.2	0.0501***	3.2134	487.2	0.0471***	3.0155	737.2	0.0402**	2.5454
262.2	0.0530***	3.4036	512.2	0.0471***	3.0480	762.2	0.0403***	2.5650
287.2	0.0558***	3.5816	537.2	0.0467***	2.9323	787.2	0.0394**	2.4937
312.2	0.0559***	3.5754	562.2	0.0471***	3.0470	812.2	0.0411***	2.6074
337.2	0.0490***	3.1380	587.2	0.0460***	2.9435			

五、主要结论与政策建议

本文基于2006—2019年中国285个地级市面板数据，采用地理距离、经济距离和地理经济嵌套等多种空间权重矩阵设定时空双重固定空间杜宾模型，实证检验了产业协同集聚对绿色创新效率的促进作用、空间溢出效应和溢出边界形成机理，得到以下主要结论：首先，产业协同集聚对绿色创新效率既具有直接促进作用，也会对邻近地区产生空间溢出效应，涓滴效应占总效应的86.16%，空间溢出效应是产业协同集聚促进作用的主要来源。其次，产业协同集聚对绿色创新效率的空间影响存在时间、地区和行业异质性。就时间异质性而言，在服务业综合改革试点前，产业协同集聚对绿色创新效率的影响不显著，试点政策的全面推广产生直接效应和空间溢出效应。就地区异质性而言，东部地区存在虹吸效应，中部地区存在涓滴效应，西部地区既不存在虹吸效应也不存在涓滴效应。就行业异质性而言，中低端生产性服务业与制造业协同集聚并不能直接影响本地区绿色创新效率，但会对邻近地区产生涓滴效应；高端生产性服务业与制造业协同集聚既能提高本地区绿色创新效率，又能辐射邻近地区。最后，产业协同集聚存在地理衰减边界，范围为112.2—687.2千米，在312.2千米处促进效果达到最大值。

根据上述结论，笔者提出以下政策建议：

首先，重视绿色创新活动的空间关联，搭建区域绿色创新协同平台。针对处于“低—低”区域的城市，为避免路径依赖而长期锁定于低效率状态，可以挖掘区域内部分具有创新基础和发展潜力的城市，打造成辐射周边的增长极城市，而后通过乘数效应和扩散效应对邻近地区起到带动作用；针对处于“高一低”“低—高”区域的城市，政府应该积极实施“富邻”政策，开展区域间高质量合作，化虹吸效应为涓滴效应，实现落后省份赶超。其次，强化产业协同集聚空间溢出效应，打破要素流动空间阻隔的藩篱。一方面，进一步优化产业布局，在集聚区内部构造相对完

善的产业链、创新链, 实现各区域间创新链有效对接, 进一步扩大产业协同集聚的知识扩散能力; 另一方面, 采用行政手段打破行政区域的行政阻隔, 实现创新要素在更广阔的空间范围内流动。最后, 实施产业错位化发展战略, 优化协同布局。东部地区产业协同集聚的溢出效应往往通过产业转移和产业合作实现, 这既能缓解东部地区可能存在的拥挤效应, 也能实现中西部一体化发展, 有助于产业协同集聚空间溢出效应突破边界范围, 带动整个区域协同发展。

## 参考文献:

- [1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[M]. 北京: 人民出版社, 2022: 49-50.
- [2] 刘军, 曹雅茹, 吴昊天. 产业协同集聚对区域绿色创新的影响[J]. 中国科技论坛, 2020(4): 42-50.
- [3] 陈晓华, 邓贺, 杨高举. 生产性服务业集聚会提升企业绿色创新水平吗? ——来自中国 3727 家上市企业绿色发明专利数据的经验证据[J]. 兰州学刊, 2022(10): 25-43.
- [4] 宋晓玲, 李金叶. 产业协同集聚、制度环境与工业绿色创新效率[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(4): 56-65.
- [5] 任阳军, 何彦, 杨丽波, 等. 生产性服务业集聚、制造业集聚对绿色创新效率的影响——基于中国城市面板数据的空间计量分析[J]. 系统工程, 2020, 38(3): 27-35.
- [6] 原毅军, 高康. 产业协同集聚、空间知识溢出与区域创新效率[J]. 科学学研究, 2020, 38(11): 1966-1975+2007.
- [7] 谢漾, 洪正. 金融集聚的地理结构及演进规律: 虹吸还是辐射——基于城市群的研究视角[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(11): 28-38.
- [8] 白东北, 张营营. 产业协同集聚与制造业企业出口国内附加值率[J]. 财贸研究, 2020, 31(4): 18-35.
- [9] 白俊红, 刘怡. 市场整合是否有利于区域创新的空间收敛[J]. 财贸经济, 2020, 41(1): 96-109.
- [10] CAVES D, CHRISTENSEN L, DIEWERT W. The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity[J]. Econometrica, 1982, 50(6): 1393-1414.
- [11] 俞颖, 苏慧琨, 李勇. 区域金融差异演进路径与机理[J]. 中国工业经济, 2017(4): 74-93.
- [12] CHARNOZ P, LELARGE C, TREVIEN C. Communication costs and the internal organisation of multi - plant businesses: evidence from the impact of the french high-speed rail[J]. Economic journal, 2018, 128(610): 949-994.
- [13] 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, 30(2): 129-137.
- [14] 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.
- [15] 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+219.
- [16] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济, 2018(8): 60-77.
- [17] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [18] LESAGE J P, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton: CRC Press, 2009: 513-514.
- [19] TOBLER R. A computer movie simulating urban growth in the detroit region[J]. Economic geography, 1970, 46(2): 234-240.
- [20] ARELLANO M, BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. Journal of econometrics, 1995, 68(1): 29-51.
- [21] ELHORST P. Matlab software for spatial panels[J]. International regional science review, 2014, 37(3): 389-405.
- [22] HAN F, XIE R, LAI M. Traffic density, congestion externalities, and urbanization in China[J]. Spatial economic analysis, 2018, 13(4): 400-421.
- [23] 孙大明, 原毅军. 空间外溢视角下的协同创新与区域产业升级[J]. 统计研究, 2019, 36(10): 100-114.
- [24] 余泳泽, 刘大勇, 宣烨. 生产性服务业集聚对制造业生产效率的外溢效应及其衰减边界——基于空间计量模型的实证分析[J]. 金融研究, 2016(2): 23-36.

## Impact of Collaborative Industrial Agglomeration on Green Innovation Efficiency From Perspective of Spatial Spillover

CHANG Zhe-ren<sup>1</sup>, ZHENG Meng<sup>2</sup>

(1. Institute of Finance and Trade, Jiangsu Academy of Social Sciences, Nanjing 210004, China;

2. Management College, Beijing Union University, Beijing 100101, China)

**Summary:** Accelerating the construction of ecological civilization and seeking a “harmonious symbiosis” between economic development and the environment is not only an inherent need for China to take the road of sustainable development, but also a responsibility for China to actively respond to environmental challenges and improve the well-being of the people. At the same time, with further specialization of China’s industrial division of labor, located at both ends of the value chain, the productive service industry has gradually divested from the manufacturing industry, and evolved into the new business form driven by both productive service industry and manufacturing industry, not only profoundly changing China’s industrial spatial layout, but also accelerating the extension of the value chain, restructuring and upgrading as a whole. However, it remains to be further verified whether synergistic agglomeration can promote green innovation efficiency.

Based on the data of 275 prefecture-level and above cities in China from 2006 to 2019, this paper systematically examines the impact of collaborative industrial agglomeration on urban green innovation efficiency from the perspective of spatial spillover by using the spatial Durbin model. It is found that both collaborative industrial agglomeration and green innovation efficiency in China are characterized by obvious spatial agglomeration. Collaborative industrial agglomeration not only significantly improves local green innovation efficiency, but also generates spatial spillover effects on neighboring regions. However, the spatial spillover effect is characterized by geographic attenuation, with 312.2 km as the intensive spatial spillover area and 687.2 km as the geographic threshold of spatial impact. The spatial impact of collaborative industrial agglomeration on green innovation efficiency is temporally heterogeneous, regionally heterogeneous and industrially heterogeneous. Before the implementation of the Comprehensive Pilot Program for Modern Service Industry, collaborative industrial agglomeration has no promotion effect on green innovation efficiency, and the pilot policy has a spatial spillover effect after its full promotion. There is a siphon effect in the eastern region, a trickle-down effect in the central region, and no siphon and trickle-down effects in the western region. Different types of productive services and manufacturing industries have spatial spillover effects on neighboring regions, and the collaborative agglomeration of low-end and middle-end productive services and manufacturing industries does not directly affect local green innovation efficiency, but the matching of high-end productive services and manufacturing industries can significantly improve local green innovation efficiency.

**Key words:** collaborative industrial agglomeration ; green innovation efficiency ; spatial Durbin model ; geographic attenuation boundary

（责任编辑：刘 艳）

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2023.10.003

[引用格式]常哲仁,郑梦.产业协同集聚对绿色创新效率的影响研究——基于空间溢出视角[J].财经问题研究,2023(10):53-67.