

金融集聚对绿色创新链升级的影响与空间效应

李琳, 廖斌

(湖南大学经济与贸易学院, 湖南长沙, 410079)

摘要: 推动绿色创新链升级是实现“双碳”目标的关键。基于我国2003—2019年284个城市的面板数据, 利用考虑中间产出的两阶段SBM-DEA模型及耦合协调度模型测算绿色创新链升级指数, 从空间关联视角考察了金融集聚对绿色创新链升级的本地效应、空间溢出效应、地理衰减边界及区域异质性。研究结果显示, 从全国层面来看, 金融集聚对本地绿色创新链升级具有显著的促进效应, 并能通过溢出效应辐射带动周边地区绿色创新链升级, 但是这种辐射带动效应存在距离衰减特征, 辐射突变距离为450 km, 衰减边界为950 km; 从区域异质性来看, 受累积效应影响, 绿色创新链升级速度存在东部>中部>西部的阶梯特征, 且金融集聚对绿色创新链升级的本地效应和溢出效应在东部地区均显著为正, 在中部地区仅本地效应显著, 而在西部地区两类效应均不显著。基于以上结论, 从强化金融集聚效应、疏解绿色创新要素市场壁垒、健全城市群合作平台机制三个方面提出了对策建议。

关键词: 金融集聚; 绿色创新链升级; 空间溢出效应; 辐射带动边界; 区域异质性

中图分类号: F832.3

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2022)03-0124-14

一、引言

党的十九大明确提出, 要推进绿色发展, 构建市场导向的绿色技术创新体系, 加快建设创新型国家。具有创造经济价值和减少环境污染双重目标的绿色创新正成为推动中国经济可持续增长、实现“双碳”目标的新引擎^[1,2]。而在现阶段, 中国绿色创新链尚未通畅, 绿色创新要素投入缺乏市场导向, 创新产出“低端锁定”、创新成果本地转化率不足等问题也正日益突出^[3,4]。因此, 加快绿色创新链技术研发端与成果转化端(以下简称绿色创新链两端)的精准对接, 促进绿色创新链的转型升级迫在眉睫。

历史实践经验表明, 金融体系与实体经济相辅相成。一个服务实体经济并健康向好发展的金融体系, 能为我国调整经济结构、稳定经济增长提供强力且有效的金融支撑^[5,6]。促进绿色创新链升级, 强化绿色创新市场导向, 优化绿色创新链两端匹配精准性, 推进我国绿色创新体制机制高质量跨越式发展, 也同样需要金融产业的协调与支持^[7,8]。关注金融集聚对绿色创新链升级的直接影响、空间效应及衰减边界, 探索金融集聚对绿色创新链升级的区域异质性, 对深入理解金融集聚与绿色创新链升级的互动作用, 解决中国绿色创新链两端对接不足、运行效率低下等问题, 具有重要的理论意义与政策意义。

从现有文献来看, 学者们对金融集聚与区域绿色创新发展之间的影响关系进行了较为深入

收稿日期: 2021-10-01; 修回日期: 2022-04-10

基金项目: 国家社科基金后期资助项目“‘两业’融合视角下的中国制造业高质量发展研究”(20FJLB018); 湖南省社科基金智库类重大委托项目“湖南制造综合研究”(19ZWA38)

作者简介: 李琳, 女, 湖南涟源人, 湖南大学经济与贸易学院教授、博士生导师, 主要研究方向: 区域经济和产业经济; 廖斌, 男, 江西萍乡人, 湖南大学经济与贸易学院博士研究生, 主要研究方向: 区域经济与绿色创新, 联系邮箱: liaobin9612@hnu.edu.cn

的研究。如 Yu C H 等认为, 融资约束是阻碍企业绿色创新的关键, 金融产业的适度集聚能够有效缓解绿色创新活动融资约束, 继而促进区域绿色创新发展^[9]; 金芳等认为, 绿色创新活动具有高投入、高风险和高收益特征, 金融集聚能够为绿色技术创新提供有力的资金保障, 使得绿色创新过程更加具有稳定性^[10]。还有学者指出, 金融集聚对区域绿色创新的影响存在空间扩散机制, 当区域形成稳定的金融产业规模后, 能加速金融资源在当地及周边区域的有效流动和扩散, 并促进形成以市场需求为导向、产学研多方协同合作的高质量绿色创新体制机制^[11,12]。这些文献为我们理解金融集聚对绿色创新的影响及其作用机制提供了重要的参考依据。但以往研究在探讨金融集聚对绿色创新的影响时一般默认绿色创新系统为一个黑箱, 忽略了绿色创新活动的过程复杂性特征以及金融集聚对绿色创新不同环节的差异性影响。虽然随着创新链概念的提出, 学者们对绿色创新的研究逐渐从传统的“点”视角过渡到“链”视角, 将传统的绿色创新效率不足归咎到了更深层次的绿色创新链两端对接不畅^[13,14], 并开始尝试打开绿色创新系统黑箱, 探索金融集聚对绿色创新链两端的差异化影响^[15-17]。但是, 此类研究对绿色创新链两端协调关系的把握尚未深入, 更未从两端的耦合协调关系视角出发探讨金融集聚能否促进绿色创新链升级这一问题。

与现有研究相比, 本文的边际贡献主要体现在以下几个方面: 第一, 首次从创新链两端的耦合协调视角出发, 分析了金融集聚促进绿色创新链升级的作用机理, 并通过构建绿色创新链升级指数测度模型测算了我国 284 个城市的绿色创新链发展状况。第二, 采用空间面板杜宾模型检验了金融集聚对绿色创新链升级的本地效应与空间溢出效应, 并进一步回答了其空间溢出效应的突变点及衰减边界, 为从国家层面制定绿色创新链升级战略提供了理论参考。第三, 将区域异质性视角纳入分析范围, 试图考察不同地区金融集聚对绿色创新链升级的影响效应和空间溢出效应, 据此, 对促进各地区绿色创新链升级提供了针对性对策建议。

二、理论分析与研究假设

金融集聚主要通过对区域绿色创新链两端的支撑作用和协调作用影响绿色创新链升级。在支撑作用方面, 首先, 金融集聚的规模外部性会促进区域资本深化, 继而提高金融资源配置效率与中小型绿色创新企业的融资可及性, 有效缓解区域绿色创新活动的融资约束, 使得绿色创新研发与成果转化活动更加稳定和可持续^[18,19]。其次, 金融集聚有利于风投机构的建立与成长, 而风投机构的存在将进一步优化区域传统融资体系, 为区域绿色创新活动提供更多元化的创新投资方式, 提升资金转化效率并进一步减少区域绿色创新活动融资约束。最后, 金融集聚能为金融人才之间、金融机构之间提供交流的契机, 促使人力资源和行业信息灵活流动, 并在积极竞合过程中促进区域金融机构金融产品的生产, 提升金融服务质量, 从而为区域内绿色创新活动提供持续的资金支撑保障^[20,21]。在协调作用方面, 金融资源的“趋利性”特征将导致区域内金融资本流向高利润率的绿色创新活动, 同时也引致资本、人才、技术、信息等重要绿色创新资源同向流动^[22,23]。金融集聚能够形成“趋利”的产业合力, 继而优化区域绿色创新金融资金配置, 为区域绿色创新链两端提供“利润导向”的市场指引, 引导创新链两端协同攻关市场迫切需求的“高利润”项目, 减少绿色创新链两端匹配性和对接性不足的现象^[24]。此外, 金融集聚对绿色创新链的协调机制还体现在对绿色创新活动的激励和调控上, 当金融产业集聚到一定规模时, 可与政府部门联合建立“清单+责任”的模式, 完善区域绿色创新金融专项激励约束体系, 并通过金融机构发布绿色创新清单、研发机构与转化机构“结对”负责的方式促进绿色创新链两端精准对接, 实现区域金融系统倒逼绿色创新链升级。基于以上分析, 提出研究假设 H1。

H1: 金融集聚能显著促进绿色创新链升级。

金融地理学认为, 金融集聚是金融资源与地域条件协调、配置、组合的时空动态变化过程^[25,26], 金融集聚对绿色创新链升级的空间溢出

效应也主要体现在绿色创新活动转移、技术知识传递和金融资源涓滴效应三个方面。首先,金融集聚优化区域绿色创新活动资源配置后将导致本地绿色创新活动资本竞争加剧,部分绿色创新活动将通过城际协同攻关等方式转移到周边地区,继而为带动邻近地区绿色创新链升级提供机遇^[27]。其次,根据多维邻近性理论^[28],在地理邻近、文化邻近和组织邻近性的作用下,毗邻地区之间往往存在多种以金融机构为纽带和支撑的集群创新平台。区域金融集聚度提升不仅有利于扩展集群创新平台规模,更能通过集群创新平台将有利于绿色创新链升级的先进金融模式、绿色创新链升级过程中产生的先进技术、管理经验迅速向周边城市扩散^[29]。最后,金融资源的“趋利性”与金融产业发展需求也将导致金融集聚中心城市不断向更远距离区域蚕食金融资源,并向邻近地区产生空间溢出,继而促进周边地区绿色创新链升级^[30]。此外,值得注意的是,由于金融产业的发展与营商环境、政策利好息息相关,因此在地方保护主义和市场分割等因素的约束下,金融资源往往具有较强的区域粘性,金融集聚对绿色创新链升级的空间效应也可能受到地理距离约束而表现出空间衰减特征^[31]。据此提出假设 H2。

H2: 金融集聚在促进绿色创新链升级过程中存在空间溢出效应,且这种溢出效应会存在具有空间衰减特征的地理边界。

由于不同区域存在资源禀赋、政策环境等多方面的差异,金融集聚对绿色创新链升级的直接效应和溢出效应可能表现出不同的特征。相较于中、西部地区,东部地区经济较为发达,市场更加活跃,对金融资源的吸引力更强,因此,金融产业集聚规模较大,产业竞争激烈,转移活动更加频繁。同时东部城市先进的公共服务保障体系、基础设施以及营商环境也对中、西部地区的人才、资本等绿色创新要素持续形成虹吸效应,因此,金融集聚对绿色创新链升级的本地促进效应与扩散溢出效应更加明显^[32]。相对的,中西部地区可能存在金融集聚规模不足无法支撑绿色创新链升级、绿色创新链基础薄弱难以利用金融集聚红利、金融集聚溢出带动效应不明显等现

象。基于此,提出研究假设 H3。

H3: 金融集聚对绿色创新链升级的直接效应和空间溢出效应存在区域异质性。

三、研究设计

(一) 模型设定

城市之间的绿色创新活动不是孤立的,往往伴随着与周围城市创新要素(如资本、人才、信息等)的流动与交换,这种创新关联在城市群发展战略背景下更是密切。因此,为避免忽略空间相关性造成的估计偏差,本文采用空间测量模型进行实证研究。

1. 空间相关性检验

在构建计量模型之前,有必要对被解释变量与核心变量进行空间自相关检验,以大体把握研究方向。空间统计学一般利用全局型 Moran's I 指数和局部型 Moran's I 指数分析空间单元的分布特征,全局 Moran's I 指数是基于空间随机分布现象提出的空间自相关指数,取值范围为-1到1, Moran's $I > 0$ 表示正空间相关性; Moran's $I < 0$ 表示负空间相关性^[33]。公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{m \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m W_{ij} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_i)^2} \quad (1)$$

其中 m 为样本总量, X_i 、 X_j 、 \bar{X} 、 \bar{X}_i 分别表示 i 城市的观测值, i 周围城市的观测值、整体平均值以及观测值的平均值, W_{ij} 表示空间权重矩阵,本文采用的是逆地理距离矩阵,公式如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & \text{if } d_{ij} \geq d \\ 0, & \text{if } d_{ij} < d \end{cases} \quad (2)$$

其中, d_{ij} 表示城市 i 到城市 j 之间的球面距离。

考虑到全局 Moran's I 只能考察整个空间序列的空间集聚情况,无法对各个观测变量的局部空间分布特征进行分析,因此,在测算全局 Moran's I 指数后还有必要进行局部相关性检验,公式如下:

$$I_i = (X_i - \bar{X}) \sum_{j=1}^m W_{ij} (X_j - \bar{X}) \quad (3)$$

其中, I_i 为城市 i 的局部 Moran's I 指数, $I_i > 0$ 表示城市 i 的空间观测值与周边城市的观测值相似; $I_i < 0$ 则表示不相似, 该指数的绝对值越大, 自相关程度越大。

2. 空间计量模型

一般的空间测量模型包括考虑空间滞后项的空间自相关面板模型 (SAR) 和考虑空间误差项的空间误差面板模型 (SEM)^[34]。然而, 在很多情况下, 这两种机制是同时存在的, 因此, Lesage 构建了一个包含上述两种空间机制的空间杜宾模型 (SDM)^[35]。具体表达如下:

$$GIC_{i,t} = \alpha_0 + \rho W_{ij} GIC_{i,t} + \beta_1 FI_{i,t} + \beta_2 W_{ij} FI_{i,t} + \beta_k \sum_{k=1}^n X_{control} + \lambda_k \sum_{k=1}^n W_{ij} X_{control} + \delta_{i,t} \quad (4)$$

其中, $GIC_{i,t}$ 表示城市 i 在第 t 年的绿色创新链升级指数, $FI_{i,t}$ 为核心解释变量金融集聚度, 表示城市 i 在第 t 年的金融集聚水平, α_0 为常数项, ρ 是反映城市之间绿色创新链升级的空间溢出效应大小的空间自相关系数, β_1 是 $FI_{i,t}$ 的空间回归系数, β_2 为空间误差项, $X_{control}$ 是一系列控制变量, β_k 是控制变量的自回归系数, λ_k 表示控制变量的空间误差项。特别的, 当 $\beta_2 = \lambda_k = 0$ 和 $\lambda_k = -\rho\beta_k$ 时, SDM 模型可以退化为 SAR 和 SEM 模型; $\delta_{i,t}$ 是随机误差项。 W_{ij} 是空间权重矩阵。

(二) 变量说明

1. 被解释变量: 城市绿色创新链升级指数 (GIC)

目前学界对绿色创新链的研究相对匮乏, 且主要集中在内涵界定阶段^[36], 尚未有学者对绿色创新链发展状况进行定量测度。结合创新链的动态性与绿色创新的目的导向性来看, 本文认为绿色创新链是一条由绿色创新技术研发端与成果转化端组成, 并以实现地区绿色与经济协同发展目标的动态“绿色创新生产线”。在理想状态下, 这条生产线的各个环节之间能够实现精准对接, 保持持续运转, 并为地区绿色发展提供优质的“绿色产品”。因此, 绿色创新链的最优目标便是地区内绿色创新研发活动与成果转化活动趋于同步, 所有技术研发阶段的中间产出都能被成果转化阶段利用加工形成优质的绿色创新产

品并服务于社会绿色发展, 各个阶段不存在创新资源的冗余、短缺和信息不对称现象, 而绿色创新链的升级便是解决当前“绿色创新生产线”的瓶颈问题, 使绿色创新链各个阶段实现更高级协调的过程。基于此, 本文综合利用考虑中间产出的两阶段 SBM-DEA 模型及耦合协调度模型, 以绿色创新技术研发端效率与成果转化端效率的耦合协调度表征城市绿色创新链升级指数。测算过程如下。

首先, 鉴于以往关于绿色创新的两阶段效率评价研究以一般专利数量代表绿色创新的中间产物刻画绿色创新过程, 且没有考虑现实中绿色创新过程中不同阶段之间普遍同时存在共享投入和独立投入的情况^[12,37], 直接利用以往指标体系进行绿色创新链两端效率的测算可能存在偏差。为此, 本文构建了以绿色专利为中间变量, 同时考虑共享投入的两阶段城市绿色创新效率评价指标体系, 如表 1 所示。

其次, 为根据以上指标体系计算城市绿色创新技术研发端效率及成果转化端效率, 本文基于可变规模收益假设, 建立了一个考虑非期望输出的非定向、非径向超效率网络 SBM 模型^[38], 如式(3)所示。

$$E_{total}^* = \min_K \frac{\sum_{k=1}^K w^k [1 + \frac{1}{m_k} (\sum_{i=1}^{m_k} s_i^{k-})]}{\sum_{k=1}^K w^k [1 - \frac{1}{v_{1k} + 2k} (\sum_{r=1}^{v_{1k}} \frac{s_r^{gk}}{y_{r0}^{gk}} + \sum_{r=1}^{v_{2k}} \frac{s_r^{bk}}{y_{r0}^{bk}})]}$$

$$s.t. \begin{cases} \sum_{j=1, \neq 0}^n x_{ij}^k \lambda_j^k + s_i^{k-} = m^k x_{i0}^k, i=1, \dots, m_k, k=1, \dots, K \\ \sum_{j=1, \neq 0}^n y_{rj}^{gk} \lambda_j^k + s^{gk} = \varphi^k y_{r0}^{gk}, r=1, \dots, s_k, k=1, \dots, K \\ \sum_{j=1, \neq 0}^n y_{rj}^{bk} \lambda_j^k - s^{bk} = v^k y_{r0}^{bk}, r=1, \dots, s_k, k=1, \dots, K \\ \varepsilon \leq 1 - \frac{1}{v_{1k} + v_{2k}} (\sum_{r=1}^{v_{1k}} \frac{s_r^{gk}}{y_{r0}^{gk}} + \sum_{r=1}^{v_{2k}} \frac{s_r^{bk}}{y_{r0}^{bk}}) \\ z^{(k,h)} \lambda^h = z^{(h,k)} \lambda^k, \sum_{j=1, \neq 0}^N \lambda_j^k = \sum_{k=1}^K w^k = 1 \\ \lambda^k \geq 0, s^{k-} \geq 0, s^{gk} \geq 0, s^{bk} \geq 0, w^k \geq 0 \end{cases} \quad (5)$$

表 1 考虑共享投入的两阶段城市绿色创新效率评价指标体系

类别	指标及单位
共享投入	科技支出经费(万元)
	社会总用电量(万千瓦时)
	科技活动从业人员数(人)
	环境与公共设施管理、水利行业从业人员人数(人)
中间产出	人均绿色专利(件)
研发阶段 独立投入	县以上独立研发机构数量(家)
转化阶段 独立投入	规模以上工业企业数量(家)
期望产出	人均 GDP(万元)
	社会消费品零售总额(亿元)
	员工人均工资(万元)
	建成区绿化覆盖率(%)
	污水处理厂集中处理率(%)
	一般工业固体废物综合利用率(%)
非期望 产出	生活垃圾无害化处理率(%)
	人均废水排放量(吨)
	人均二氧化碳排放量(吨)
	PM2.5 浓度(/)

其中, m_k 和 v_k 表示第一阶段的输入和输出个数, ϕ_k 表示中间输出个数。 (k, h) 表示阶段 k 到阶段 h 的连接, x 是输入变量, y 是输出变量, z 是中间输出, λ^k 是阶段 k 的模型权重, w^k 是第 k 阶段的权重, s^k 是输入指标的松弛变量, s^{gk} 和 s^{bk} 分别代表期望输出和非期望输出的松弛变量。由于本文重点关注了绿色创新链研发和成果转化的两个核心端点, 因此 $k=2$ 。考虑到城市绿色创新研发节点和成果转化节点同等重要, 每个阶段的权重设置相同, 即 $\lambda^k=w^k=0.5$ 。最后, 参照以往研究^[39], 利用加性原理计算出绿色创新链研发端效率 $E_{G-R\&D}$ 和成果转化端效率 E_{G-TR} 。

最后, 根据耦合协同度方法可以得到绿色创新链的升级指数^[40], 计算公式如下:

$$C = \{(E_{G-R\&D} \cdot E_{G-TR}) / [(E_{G-R\&D} + E_{G-TR}) / 2]^2\}^2 \quad (6)$$

$$T = \sigma E_{G-R\&D} + \tau E_{G-TR} \quad (7)$$

$$GIC = \sqrt{C \times T} \quad (8)$$

其中, GIC 为绿色创新链两端的耦合协调度, 即绿色创新链升级指数; C 表示绿色创新链两端的耦合度, T 表示两端的整体协同效应, σ 和 τ 为待定系数, $\sigma+\tau=1$ 且反映在耦合协调中的重要程度, 由于绿色创新链两端对创新链绿色升级的贡献是相等的, 因此 σ 和 τ 均取值为 0.5。

2. 核心解释变量: 金融集聚度(FI)

借鉴任英华等学者的研究^[41], 本文选择金融从业人员区位商来衡量金融集聚程度。具体计算公式如下:

$$F_{i,t} = \frac{E_{ij,t}/E_{i,t}}{E_{kj,t}/E_{k,t}} \quad (9)$$

其中, $E_{ij,t}$ 表示第 t 年城市 i 的金融就业人数, $E_{i,t}$ 表示第 t 年城市 i 的城镇单位就业人数。 $E_{kj,t}$ 表示第 t 年所有研究样本的金融就业人数总和。 $E_{k,t}$ 表示第 t 年所有研究样本的城镇单位就业人数总和。

3. 控制变量

影响绿色创新链升级的因素很多, 本文选择工业化程度、经济发展、对外开放、协同创新、高等教育发展五个因素作为控制变量。

(1) 工业化程度。合理的工业化程度有利于形成以企业为主导的产学研协同创新联盟, 使绿色创新活动具有明确的市场导向, 减少绿色创新链两端的信息不对称性, 从而避免绿色创新资源浪费, 促进绿色创新链升级; 而不合理的工业化程度则可能导致区域创新生态紊乱, 继而抑制绿色创新链升级, 本文采用第二产业 GDP 占比作为代理变量^[42]。

(2) 经济发展。经济发展不仅可以激活市场对绿色创新的需求, 还可以为绿色创新活动提供基础设施和经济环境。以往研究多采用人均 GDP 衡量区域经济发展, 但是考虑到共线性以及内生性等问题, 本文采用 NPP-VIRS 夜间灯光指数表征^[43]。

(3) 对外开放。开放的政策环境有助于引进国外高水平技术、高素质人才、外资等创新资源。扩大开放程度可以使该地区更容易获得国际绿色创新溢出效应, 进而促进创新链的升级, 但也可能导致污染转移现象, 进而抑制绿色创新链的升级。本文选取当年实际使用外资占 GDP 的百分比来表示对外开放程度^[44]。

(4) 协同创新。协同创新能促进区域知识共享和流动。协同创新水平越高，城市与其他地区之间的知识流动和知识共享就越多，因此更容易整合其他城市的绿色创新优势来推动当地绿色创新链的升级；但这一过程中也可能存在“搭便车”问题，进而降低本地绿色创新链升级速度^[45]。本文参照白俊红和蒋伏心的研究^[46]，以本市与其他城市之间科学支出费用的空间关联强度累计值衡量该市的协同创新水平。

(5) 高等教育。高等教育发展对绿色创新链升级的影响是多维度的，首先，高等教育发展能够为绿色创新系统输送高水平绿色创新人力资本。其次，高等教育发展有利于提高居民受教育程度，继而提升城市对绿色产品和环境治理的需求，并倒逼企业进行绿色创新活动。第三，高等教育发展有利于提升基础性科学攻关水平，继而为创新链升级提供技术支撑。本文以大学生人数来衡量高等教育水平^[47]。

本文选取的数据主要来自《中国城市统计年鉴》(2004—2020)、各城市统计公报以及 EPS 数据库，缺失数据通过插值法和均值法补齐。特别的，绿色专利数据由作者手动整理获得，其中，各城市绿色专利数据是对国家知识产权局整理的中国专利数据进行筛选匹配得到的，筛选规则参考了世界知识产权组织 2010 年制定的《国际绿色专利分类目录》，共涉替代能源生产、交通运输、能源节约、废弃物管理、农林、行政监管与设计、核电七大技术领域^[48]。此外，本文使用 2003—2013 年 DMSP/OLS 夜光数据和 2012—2019 年 NPP/BIIRS 夜光数据测算 NPP-VIRS 夜间灯光指数，两类数据均来自 NOAA 网站 NGDC 数据中心(<https://www.ngdc.noaa.gov/eog/download.html>)，为了避免数据错误，参考以往的研究，对数据进行校正和融合^[49]。

四、实证结果分析

(一) 空间相关性分析

结合 2003—2019 年我国城市绿色创新链升级指数以及金融集聚度数据，基于逆距离矩阵，

利用 stata15 软件计算出这两个变量的全局莫兰指数，如表 2 所示。

表 2 城市绿色创新链升级指数与金融集聚度的全局 Moran's I 值

Year	绿色创新链升级指数		金融集聚度	
	Moran's I	Z-value	Moran's I	Z-value
2003	0.054***	8.274	0.033***	5.138
2004	0.052***	8.224	0.018***	3.234
2005	0.104***	15.741	0.016***	4.380
2006	0.049***	7.723	0.013***	4.881
2007	0.042***	6.648	0.010**	2.030
2008	0.077***	11.958	0.019***	3.771
2009	0.057***	8.833	0.011**	2.196
2010	0.026***	4.369	0.016***	2.871
2011	0.057***	8.832	0.010***	3.963
2012	0.044***	7.011	0.010***	3.934
2013	0.052***	8.220	0.034***	5.473
2014	0.047***	7.362	0.035***	5.677
2015	0.029***	4.833	0.033***	5.330
2016	0.056***	8.757	0.033***	5.346
2017	0.086***	13.125	0.040***	6.361
2018	0.056***	8.292	0.039***	6.197
2019	0.052***	8.489	0.040***	6.172

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著，下表同。

从表 2 可以看出，2003—2019 年，我国城市绿色创新链升级指数和金融集聚度均呈现空间正相关，且至少通过 5%的显著性检验。这表明城市绿色创新链升级指数和金融集聚度并不是随机分布的，各地区之间的绿色创新链升级指数和金融集聚度均存在一定的空间正向关联。

接下来采用局部 Moran's I 指数检验各地区城市绿色创新链升级指数和金融集聚度的局部集聚现象是否存在。根据 Moran 散点图可以清晰地展示观测值的空间差异程度，其中 X 轴表示观测变量的离差，Y 轴表示观测变量的空间滞后项；Moran 散点图的四个象限分别代表观测变量之间的空间关联形式，第一象限为高高集聚(H-H)，即自身与相邻地区的观测值均高；第二象限为低高集聚(L-H)，表示自身低观测值被邻近高观测值包围；第三象限为低低集聚(L-L)，表明自身与邻

近观测值均为低;第四象限为高低集聚(H-L),表示自身高观测值被周围低观测值包围。第一、三象限的观测值较多表示存在正的局部空间自相关性关系,第二、四象限的观测值较多表示存在负的局部空间自相关性关系。

图1选取了2003年和2019年我国城市绿色创新链升级指数、金融集聚度的Moran散点图进行比较分析。整体上来看,不同年份中城市绿色创新链升级指数和金融集聚度的观测值落在一、三象限的明显大于二、四象限,表明各绿色创新链升级指数和金融集聚度都存在空间正相关性。从区域分布来看,H-H和H-L主要分布在东部沿海城市,而L-H和L-L主要分布在中、西部城市,表明绿色创新链升级指数和金融集聚度的空间效应存在明显的区域异质性。因此,在探讨金融集聚对绿色创新链升级指数的影响时,有必要对

空间效应的区域异质性进行讨论。

(二) 空间计量分析

为确定空间计量模型的具体形式,分别进行了LM(Robust)检验、Wald检验、LR检验以及Hausman检验等假设检验,结果如表3所示。首先,普通面板HAUSMAN检验和空间HAUSMAN检验的结果拒绝了混合以及随机效应的原假设;其次,LM检验、Robust LM检验结果支撑了金融集聚对绿色创新链升级的空间外溢效应,且LR检验和Wald检验的结果表明SDM不能退化为SAR模型或SEM模型;最后,由于绿色创新链升级是一个持续的过程,需要充分考虑时滞效应。因此,本文最终选择考虑一阶滞后的时空双固定动态面板杜宾模型对金融集聚与绿色创新链升级的空间外溢效应进行分析,结果如表4列所示。

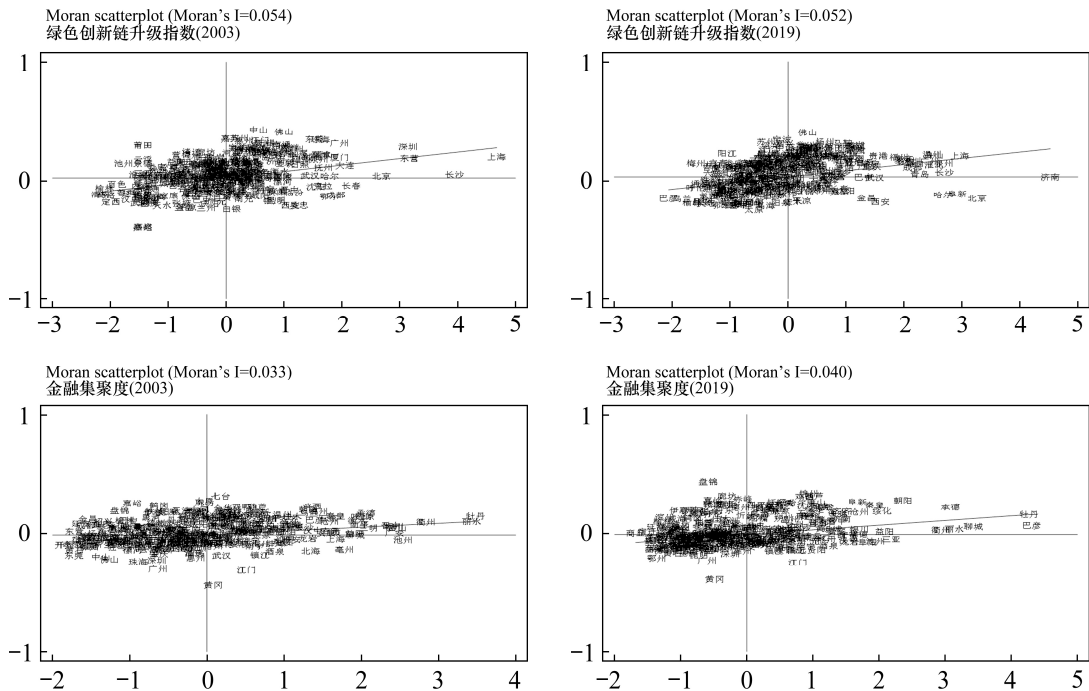


图1 2003—2019年城市绿色创新链升级指数与金融集聚度Moran散点图

表3 假设检验结果

检验方法	统计值	检验方法	统计值
LM(lag)test	1083.598***	Wald-spatial-lag	21.514***
Robust LM(lag) test	668.438***	LR-spatial-lag	22.466***
LM (error) test	419.576***	Wald-spatial-error	26.483***
Robust LM (error) test	138.416***	LR-spatial-error	22.682***
Hausman test of Panel regression	70.495***	Hausman test of Space modle	47.167***

表 4 空间回归结果

Variable		(1)基准回归	(2)替换模型	(3)替换变量	(4)替换权重矩阵
滞后效应	L1.绿色创新链升级指数	0.156***(11.08)		0.156***(11.08)	0.125***(8.53)
	金融集聚度	0.032***(6.62)	0.029***(4.85)	0.032***(6.62)	0.045***(5.47)
	工业化程度	0.015***(2.62)	0.005**(2.31)	0.015(1.42)	0.004***(2.73)
	经济发展	0.043***(5.58)	0.095***(4.30)	0.003***(3.58)	0.005***(4.49)
	协同创新	0.024***(5.37)	0.031***(10.25)	0.023***(5.37)	0.023***(5.76)
	对外开放	0.023***(2.82)	0.061***(3.81)	0.027(1.74)	0.046*(1.91)
	高等教育	0.034***(2.69)	0.011***(2.93)	0.014***(2.69)	0.012***(2.78)
间接效应	金融集聚度	0.013***(3.93)	0.015***(4.13)	0.003***(4.23)	0.029***(2.51)
	工业化程度	0.012**(2.51)	0.018**(2.29)	0.012***(2.51)	0.017***(2.51)
	经济发展	0.003(1.69)	0.018(0.20)	0.048(0.18)	0.031(0.53)
	协同创新	0.013(1.22)	0.049(1.51)	0.012(1.23)	0.018(1.42)
	对外开放	-0.018*(-1.93)	-0.091***(-2.82)	-0.011*(-1.93)	0.042*(-1.93)
	高等教育	0.028(1.77)	0.055(1.35)	0.048(0.79)	0.028(1.17)
Observations		4544	4828	4544	4544
Number of cities		284	284	284	284
rho		0.803***(33.39)	0.890***(35.75)	0.820***(33.39)	0.875***(31.41)
Sigma2-e		0.008***(49.00)	0.008(45.91)	0.008***(49.00)	0.005***(47.21)
Log-likelihood		4260.415	4019.466	4260.415	4124.532
R ²		0.533	0.466	0.536	0.521
Fixed effect		YES	YES	YES	YES

从表 4 第(1)列的估计结果可以看出,动态空间杜宾模型的 R^2 为 0.533,说明模型拟合效果较好。城市绿色创新链的空间系数(rho估计值)为 0.803,且通过了 1%的显著性水平检验,说明城市绿色创新链升级存在明显的空间溢出效应;从绿色创新链升级的滞后效应来看,绿色创新链升级指数的一阶滞后项系数为 0.156,且在 1%的水平上显著,即往期绿色创新链升级指数每提高 1 个百分点会使得当期绿色创新链升级指数相应提高 0.156%,表明绿色创新链升级过程存在明显的累积效应。

在空间计量框架中,城市创新链升级不仅受到本地区解释变量的影响,还将受到邻近城市解释变量的影响,为更好地捕捉金融集聚对城市绿色创新链升级的空间效应,本文采用微分分解法将模型中解释变量对被解释变量的影响分解为直接效应和间接效应。从分解效应可以看出,金

融集聚的直接效应为 0.032,且通过了 1%的显著性水平检验,接受研究假设 H1,金融集聚对城市创新链升级有显著的促进作用。金融集聚的间接效应为 0.013,且通过了 1%的显著性水平检验,部分接受研究假设 H2,即城市金融集聚将对周边城市绿色创新链升级产生正向的空间外溢效应。

金融集聚之所以对绿色创新链升级存在显著的空间溢出效应,可能的解释是:①数字经济加速了金融服务业虚拟化转型,弱化了地理距离对金融服务业的影响,为金融产业提供了信息交流的云平台,削弱了信息不对称对金融资源流动带来的不利影响,为金融集聚的远距离扩散提供了产业基础;②信息技术与互联网水平的提升削弱了金融产业集聚组织邻近性的经济外部性,强化了金融产业集聚的分工式空间布局,减少了毗邻城市金融产业间的空间摩擦系数,因此为远距

离的金融扩散提供了技术支撑。而金融集聚促进绿色创新链升级可能的原因是：当前我国的绿色创新活动受融资约束的影响较大，绿色创新活动资金链短缺问题严峻，金融集聚有利于减少融资约束并拓宽融资渠道，继而为绿色创新链的持续与升级提供基础保障。

控制变量中，工业化程度不仅对本地绿色创新链升级产生促进作用，对周边城市同样具有正向溢出效应。这主要是因为城市发展工业化过程中涌现出来的“龙头”企业和“小巨人”企业能够牵头形成区域性产学研协同创新联盟，继而使得城市的绿色创新资源利用效率得到提升；同时，本地区的产学研协同创新联盟也将通过知识溢出、重难点技术协同攻关等形式带动周边城市绿色创新链升级。经济发展的直接效应显著为正，间接效应不显著，说明经济发展对城市绿色创新链升级有正向影响，但不存在空间外溢效应。协同创新的直接效应显著为正，但间接效应不显著，说明协同创新对绿色创新链的升级有正向影响，但是空间溢出效应不明显，表明城市间协同创新的地理依赖性不强，且可能存在明显的“蛙跳效应”，这与城市间协同创新的现实情况是吻合的。笔者收集的城市间合作发明专利一手数据显示，长沙 2015—2019 年与长株潭城市群中的株洲累积合作发明专利仅 6 件，与湘潭累积合作发明专利仅 14 件，而与深圳、珠海和广州三市的累积合作专利分别达到 130 件、148 件和 107 件，具有较高协同创新度的长沙并未能促进周边城市创新发展。对外开放的直接效应显著为正，而间接效应显著为负，表明对外开放有利于绿色创新链升级，但是可能会抑制周边城市的绿色创新链升级，可能的解释是城市通过对外开放获得外资、先进技术和高级人才后形成了创新资源集聚高地，并对周边城市的优质创新资源产生了虹吸效应。高等教育的直接效应显著为正，而间接效应不显著。表明高等教育发展有利于促进城市绿色创新链升级但是未能形成空间溢出效应，可能的解释是：由于城市基础设施、公共服务与社会保障等方面的差异，导致城市高等教育发展吸纳和培育的人才要素流通不畅或单向流动。

(三) 稳健性检验

为进一步验证本文构建模型的稳健性，本文从模型简化、替换解释变量和更换空间矩阵三个方面进行了稳健性检验。首先，使用静态空间杜宾模型替换原模型，结果如表 4 第(2)列所示。其次，以城市年末银行余额的区位商表征金融集聚度，并重新回归估算，结果如表 4 的第(3)列所示。最后，使用地理距离平方矩阵替换逆距离空间矩阵，并重新回归估算，结果如表 4 的第(4)列所示。可以看出，以上三种稳健性检验中，金融集聚对绿色创新链升级的直接效应、间接效应和总效用均为正，且系数仍在 1% 的水平上显著为正，各项控制变量回归结果与原模型基本一致，表明研究结果是稳健的。

(四) 溢出效应距离衰减边界分析

在证实金融集聚对绿色创新链升级存在空间溢出效应后，本文进一步考察绿色创新链升级的辐射带动范围。根据空间效应的地理衰减理论，通过设置不同的距离阈值来构建多组空间距离权重矩阵，并利用动态 SDM 模型连续回归，可得到溢出效应的辐射效应突变点和衰减边界^[50]。距离阈值空间距离矩阵设置规则如下：

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & d_l < d_{ij} < d_u \text{ and } i \neq j \\ 0, & d_{ij} < d_l \text{ or } d_{ij} > d_u \text{ or } i = j \end{cases} \quad (10)$$

式(10)中， d_{ij} 表示城市 i 和城市 j 之间的球面距离， d_l 表示空间阈值的下限， d_u 表示空间阈值的上限，在阈值范围时，矩阵取 $1/d_{ij}$ ，否则取 0。设置初始阈值为 50 km，并以 100 km 作为递增距离构建空间权重矩阵并进行连续回归，得到通过 10% 显著性水平检验的空间外溢估计系数和 t 统计值。以横坐标为地理距离，纵坐标为空间溢出系数绘图得到随距离变化的金融集聚促进绿色创新链升级外溢系数，如图 2 所示。

从图 2 可知，金融集聚促进绿色创新链升级的空间外溢效应随距离的增加整体上呈现衰减趋势，从 50 km 的 0.232 下降到 1 050 公里的 0.025。其中，在 50 km 到 450 km 的距离范围内，这种溢出效应呈现缓慢下降趋势，此距离内的城市大多位于东部地区，金融集聚水平和绿色创新链发展水平都较高，因此各个城市之间存在双向

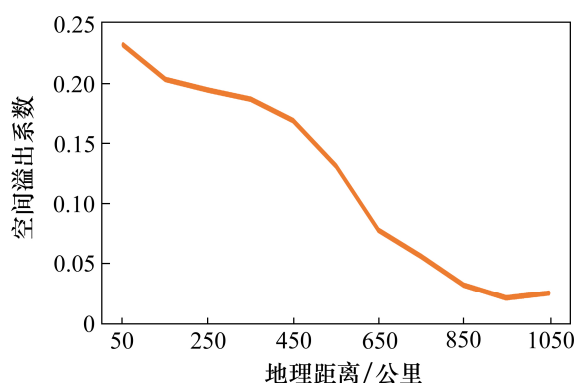


图2 金融集聚促进绿色创新链升级空间外溢系数变动趋势

溢出效应, 溢出效应会相对较高且平稳。在 450 km 后, 溢出效应开始明显下降, 但是显著性基本通过 5% 以上检验, 而到 950 km 以后, 溢出效应趋近于 0, 且显著性变弱, 说明 450 km 是金融集聚对绿色创新升级的辐射能力突变点, 950 km 是金融集聚促进绿色创新链升级的外溢效应的最大衰减边界, 假设 H2 得到验证。同时, 从距离来看, 450 km 大致上是东部城市到中部地区的距离范围, 950 km 大致上是东部城市到西南城市的距离范围, 这也意味着东部地区金融集聚对中西部绿色创新链升级的带动效应是十分微弱的。可能的原因是: 地方政府对金融集聚的地方保护主义强化了金融资源的区域粘性, 导致金融集聚对绿色创新链升级的辐射作用随着地理距离增加而呈现衰减态势。

(五) 区域异质性分析

为考察不同区域金融集聚对城市绿色创新链升级的影响差异, 按照传统划分法将 284 个城市划分为东、中、西三大区域。其中东部地区共 100 个城市, 包括隶属于河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等 8 个省份的 97 个地级市, 以及北京、天津、上海三个直辖市; 中部地区共 100 个城市, 分别隶属于山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、海南等 8 个省份; 西部地区共 84 个城市, 包含重庆直辖市和隶属于四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古的 83 个地级市。

采用动态 SDM 模型分析东、中、西部地区金融集聚对城市绿色创新链升级的影响, 结果见

表 5 所示。首先东、中、西部地区绿色创新链升级指数的一阶滞后项系数分别为 0.246、0.182 和 0.126, 且均通过 1% 的显著性检验, 表明我国不同地区创新链升级的累积效应存在差异, 创新链升级速度呈现东部地区 > 中部地区 > 西部地区的梯级差异。另外, 从分解效应来看, 东部地区直接效应和间接效应都显著为正, 说明东部地区金融集聚能够促进绿色创新链升级, 并且在城市层面上产生了正向的外溢效应。中部地区直接效应显著为正, 而间接效应不显著, 说明中部地区金融集聚能够促进绿色创新链升级, 但是尚未形成外溢效应。西部地区的直接效应和间接效应均不显著, 说明西部地区金融集聚对绿色创新链升级不存在影响, 更没有空间外溢效应, 假设 H3 得到验证。两方面的原因可以解释以上现象, 一是金融集聚对绿色创新链升级的影响存在阈值效应, 仅当金融集聚规模高于阈值时, 才能对绿色创新链升级产生促进影响和溢出效应。受经济发展水平影响, 我国金融集聚度呈现明显的东、中、西阶梯分化现象, 东部地区金融集聚度远大于阈值, 因此能同时对绿色创新链升级表现出本地促进和溢出效应; 中部地区金融集聚度刚超过阈值, 因此仅对本地区绿色创新链升级产生促进效应, 而尚不具备形成溢出效应的金融规模; 西部地区则由于金融集聚不具规模, 而未能对绿色创新链升级形成有效支撑。二是不同地区绿色创新增长极的培育情况存在差异, 根据增长中心理论, 只有城市成为区域绿色创新链增长极才能辐射带动周边地区绿色创新发展, 而增长极形成过程中不可避免地会对周边地区形成一定的极化效应。由于我国中、西部地区绿色创新增长极尚未形成, 因此无法形成空间溢出效应, 带动周边城市绿色创新发展。

控制变量中, 工业化程度对东部、中部地区的直接影响效应为负, 对西部地区的直接效应为正, 说明东部和中部地区可能存在过度工业化现象而抑制了本地区城市绿色创新链升级; 工业化程度在三个地区的间接效应均为正, 可能的解释是: 城市工业化发展过程中吸引了大量配套的生产性服务业和中介型创新转化机构在周边城市集聚。协同创新对东部、中部、西部的直接效应

表 5 区域异质性分析结果

Variable		(1)东部地区	(2)中部地区	(3)西部地区
滞后效应	L1.绿色创新链升级指数	0.246*** (6.18)	0.182*** (4.47)	0.126*** (5.07)
直接效应	金融集聚度	0.052*** (7.30)	0.019*** (2.37)	0.037 (0.31)
	工业化程度	-0.008*** (4.08)	-0.002** (-2.11)	0.002*** (0.04)
	经济发展	-0.008 (-0.92)	0.012 (1.32)	-0.001 (-0.08)
	协同创新	0.018*** (2.54)	0.013** (2.06)	0.023*** (3.50)
	对外开放	-0.061 (-0.60)	0.025 (1.50)	-0.018 (-0.19)
	高等教育	0.011*** (3.10)	0.019* (1.94)	0.003*** (2.67)
间接效应	金融集聚度	0.004*** (3.03)	-0.123 (-1.11)	-0.249 (-1.92)
	工业化程度	0.003*** (2.58)	0.001* (1.94)	0.017*** (4.07)
	经济发展	0.058 (1.20)	0.031 (0.83)	0.128 (1.16)
	协同创新	-0.047*** (-3.68)	0.011*** (3.61)	0.141*** (3.47)
	对外开放	-0.026* (-1.99)	0.041*** (2.61)	0.011*** (2.66)
	高等教育	0.008*** (3.65)	-0.021 (-1.62)	-0.014 (-0.63)
Observations		1600	1600	1344
Number of cities		100	100	84
rho		3.474*** (14.73)	2.133*** (6.71)	4.595*** (14.80)
Sigma2-e		0.004*** (29.04)	0.007*** (29.12)	0.009*** (26.64)
Log-likelihood		1592.675	1623.935	1166.767
R ²		0.236	0.298	0.184
Fixed effect		YES	YES	YES

都显著为正，但东部间接效应为负，中、西部间接效应为正，说明东部城市间的协同创新趋于博弈竞争，而中、西部城市间的协同创新趋于合作共赢。东、中、西部地区对外开放的直接效应不显著，但间接效应东部地区显著为负，而在中、西部地区显著为正，说明对外开放加剧了东部的绿色创新竞争，但是促进了中、西部地区的协同发展。高等教育在东部地区的直接效应和间接效应均显著为正，而在中、西部地区的直接效应显著为正、间接效应不显著，说明中西部地区高等教育规模不足可能是创新链升级的重要约束，也因此无法形成空间溢出效应。

五、结论与建议

本文在梳理金融集聚影响绿色创新链升级的理论基础上，从城市层面考察了我国金融集聚

与绿色创新链升级的空间分布，并利用空间计量模型实证检验了金融集聚对绿色创新链升级的直接影响效应、空间外溢效应和辐射衰减边界，最后对区域异质性进行了讨论。主要得到以下结论。

(1) 金融集聚和绿色创新链升级存在明显的空间正相关性，且两个指标均呈现出“中心-外围”格局，其中金融集聚和绿色创新链的高值集聚主要分布在东部，而中低值集聚主要集中在中、西部地区。

(2) 从全国层面来看，金融集聚对绿色创新链升级的直接效应和间接效应均显著为正，说明提升金融集聚水平不仅能够促进本地绿色创新链升级，还能辐射带动周边地区绿色创新链升级。但是，金融集聚促进绿色创新链升级的空间溢出效应存在明显的距离衰减特征，辐射衰减突变距离为 450 km，衰减边界为 950 km。

(3) 从区域异质性视角来看，我国绿色创新

链升级增速呈现东部地区>中部地区>西部地区的梯级差异。且金融集聚对绿色创新链升级的本地效应和溢出效应在东部地区均显著为正, 在中部地区仅本地效应显著, 而西部地区两类效应均不显著。

针对以上结论, 本文提出如下建议。

(1) 强化金融集聚效应, 加快绿色创新链升级。各地区应重视金融集聚对绿色创新链升级的促进效应与溢出效应, 尽快出台优惠的金融产业政策和中、小、微金融企业扶持孵化政策, 引导高质量金融机构在空间上形成集聚, 继而为城市及周边城市绿色创新链升级提供基础支撑。此外, 应尽快出台“金融飞地”政策, 以优化金融集聚结构为抓手, 引导东部地区与中西部地区携手共建“金融集聚飞地产业园区”, 充分释放东部地区金融集聚产能, 补齐中、西部地区金融集聚不足短板, 全方位放大、激活金融集聚对绿色创新链升级的促进效应和辐射带动效应。

(2) 疏解绿色创新市场壁垒, 加强要素流动。首先, 国家层面应尽快出台绿色创新市场一体化政策, 疏解绿色创新资源东部极化格局, 促进绿色创新链升级要素流向中、西部地区, 弱化我国绿色创新链升级马太效应。其次, 中、西部地区应加大对东部创新要素吸纳的政策支持力度, 以培育、强化绿色创新增长极为目标, 通过加大绿色创新人才引进补贴、减免绿色创新型企业所得税、降低绿色信贷准入门槛等措施, 因势利导, 促进绿色创新链升级基础资源向中西部转移。

(3) 健全城市群合作平台机制, 促进均衡发展。首先, 中、西部地区要抓住城市群发展机遇加速布局金融合作平台, 鼓励武汉、长沙、重庆、西安、成都等具有一定金融产业基础的城市以城市群为单位牵头共建金融合作平台, 提高城市群金融产业集聚体量与辐射能级, 为加快培育形成中、西部地区绿色创新链增长极提供基础支撑。其次, 鼓励东、中、西部地区以城市群为单位建设中国城市绿色创新链升级全域合作共享平台, 弱化绿色创新链升级空间溢出效应的地理衰减边界影响, 促进东部地区绿色创新技术和知识向中、西部地区传播。

参考文献:

- [1] 李健, 马晓芳. 京津冀城市绿色创新效率时空差异及影响因素分析[J]. 系统工程, 2019, 37(5): 51-61.
- [2] 胡鞍钢. 中国实现 2030 年前碳达峰目标及主要途径[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2021, 21(3): 1-15.
- [3] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [4] 任耀, 牛冲槐, 牛彤, 等. 绿色创新效率的理论模型与实证研究[J]. 管理世界, 2014(7): 176-177.
- [5] 丁艺, 李靖霞, 李林. 金融集聚与区域经济增长——基于省际数据的实证分析[J]. 保险研究, 2010(2): 20-30.
- [6] 李林, 丁艺, 刘志华. 金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析[J]. 金融研究, 2011(5): 113-123.
- [7] 郭威, 司孟慧. 金融集聚提升制造业绿色全要素生产率了吗[J]. 现代经济探讨, 2021(6): 38-48.
- [8] 周瑞辉, 杨新梅. 经济增长目标压力与城市绿色发展[J]. 城市问题, 2021(1): 63-72.
- [9] YU C H, WU X, ZHANG D, et al. Demand for green finance: Resolving financing constraints on green innovation in China[J]. Energy Policy, 2021, 153(1): 112255.
- [10] 金芳, 齐志豪, 梁益琳. 大数据、金融集聚与绿色技术创新[J]. 经济与管理评论, 2021, 37(4): 97-112.
- [11] 吴炎芳. 金融集聚对区域经济增长的空间溢出效应研究——基于空间计量模型的三大城市群对比分析[J]. 经济问题, 2020(8): 61-69.
- [12] 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, 34(1): 25-37.
- [13] 付丙海, 谢富纪, 韩雨卿. 创新链资源整合、二元性创新与创新绩效: 基于长三角新创企业的实证研究[J]. 中国软科学, 2015(12): 176-186.
- [14] 杨忠, 李嘉, 巫强. 创新链研究: 内涵、效应及方向[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学), 2019, 56(5): 62-70, 159.
- [15] 赵路, 高红贵, 肖权. 环境规制对绿色技术创新效率影响的实证[J]. 统计与决策, 2021, 37(3): 125-129.
- [16] 钱丽, 王文平, 肖仁桥. 共享投入关联视角下中国区域工业企业绿色创新效率差异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(5): 27-39.
- [17] 张东, 王豪杰. 金融集聚、空间溢出与地区工业绿色创新效率[J]. 经济经纬, 2021, 38(1): 134-142.
- [18] SADOK, EL, GHOU. Does information asymmetry matter to equity pricing? Evidence from firms' geographic

- location[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30(1): 140–181.
- [19] 于斌斌. 金融集聚促进了产业结构升级吗: 空间溢出的视角——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. *国际金融研究*, 2017(2): 12–23.
- [20] QU C, SHAO J, SHI Z. Does financial agglomeration promote the increase of energy efficiency in China?[J]. *Energy Policy*, 2020(146): 111810.
- [21] 李标, 宋长旭, 吴贾. 创新驱动下金融集聚与区域经济增长[J]. *财经科学*, 2016(1): 88–99.
- [22] JENNEN M, VERWIJMEREN P. Agglomeration effects and financial performance[J]. *Urban Studies*, 2010, 47(12): 2683–2703.
- [23] 袁华锡, 刘耀彬, 封亦代. 金融集聚如何影响绿色发展效率? ——基于时空双固定的 SPDM 与 PTR 模型的实证分析[J]. *中国管理科学*, 2019, 27(11): 61–75.
- [24] CLARK G L. London in the European financial services industry: Locational advantage and product complementarities[J]. *Journal of Economic Geography*, 2002(4): 433–453.
- [25] 王晓阳, 蒙克. 经济全球化、全球金融危机与中国——基于金融地理学的视角[J]. *地理科学进展*, 2019, 38(10): 1482–1489.
- [26] LI W, WANG X. The role of Beijing's securities services in Beijing–Tianjin–Hebei financial integration: A financial geography perspective[J]. *Cities*, 2020, 100(2020): 102673.
- [27] 刘红, 叶耀明. 金融集聚与区域经济增长: 研究综述[J]. *经济问题探索*, 2007(11): 46–52.
- [28] 李琳, 雒道政. 多维邻近性与创新: 西方研究回顾与展望[J]. *经济地理*, 2013, 33(6): 1–7, 41.
- [29] 王婷, 廖斌. 基于粗糙集指标约简和云模型的供应链金融风险评价[J]. *贵州大学学报(社会科学版)*, 2019, 37(1): 42–48.
- [30] 李正辉, 蒋赞. 基于省域面板数据模型的金融集聚影响因素研究[J]. *财经理论与实践*, 2012, 33(4): 12–16.
- [31] 余泳泽, 宣烨, 沈扬扬. 金融集聚对工业效率提升的空间外溢效应[J]. *世界经济*, 2013, 36(2): 93–116.
- [32] 张浩然. 中国城市金融集聚的演进趋势与影响因素: 区域异质性视角[J]. *广东财经大学学报*, 2016, 31(3): 56–63.
- [33] 孙久文, 姚鹏. 空间计量经济学的研究范式与最新进展[J]. *经济学家*, 2014(7): 27–35.
- [34] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. *管理世界*, 2010(7): 43–55, 65.
- [35] LESAGE J P. An Introduction to Spatial Econometrics[J]. *Revue Déconomie Industrielle*, 2008, 123(123): 19–44.
- [36] 孙丽文, 曹璐. 中国制造业绿色创新系统构建及协同度分析[J]. *技术经济*, 2017, 36(7): 48–55.
- [37] 成琰文, 贺显祥, 李宝生. 绿色技术创新效率及其影响因素——基于我国 35 个工业行业的实证研究[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2020, 26(2): 97–107.
- [38] 龙亮军. 基于两阶段 Super-NSBM 模型的城市生态福利绩效评价研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(7): 1–10.
- [39] YAO C, DU J, SHERMAN H D, et al. DEA model with shared resources and efficiency decomposition[J]. *European Journal of Operational Research*, 2010, 207(1): 339–349.
- [40] 廖斌, 王婷. 生态使命贫困地区精准扶贫与生态保护的耦合协调研究[J]. *统计与决策*, 2020, 36(3): 67–70.
- [41] 任英华, 徐玲, 游万海. 金融集聚影响因素空间计量模型及其应用[J]. *数量经济技术经济研究*, 2010, 27(5): 104–115.
- [42] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. *经济研究*, 2011, 46(5): 4–16, 31.
- [43] 吴健生, 刘浩, 彭建, 等. 中国城市体系等级结构及其空间格局——基于 DMSP/OLS 夜间灯光数据的实证[J]. *地理学报*, 2014, 69(6): 759–770.
- [44] 申勇, 马忠新. 构筑湾区经济引领的对外开放新格局——基于粤港澳大湾区开放度的实证分析[J]. *上海行政学院学报*, 2017, 18(1): 83–91.
- [45] 黄寰, 况嘉欣, 张秋凤, 等. 成渝地区双城经济圈的协同创新发展能力研究[J]. *技术经济*, 2021, 40(6): 31–38.
- [46] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. *经济研究*, 2015(7): 174–187.
- [47] 杨晓慧. 我国高校创业教育与创新型人才培养研究[J]. *中国高教研究*, 2015(1): 39–44.
- [48] CAI W, XU F. The impact of the new environmental protection law on eco-innovation: Evidence from green patent data of Chinese listed companies[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2021, 29(7): 10047–10062.
- [49] ZHAO J, JI G, YUE Y L, et al. Spatio-temporal dynamics of urban residential CO₂ emissions and their driving forces in China using the integrated two nighttime light datasets[J]. *Applied Energy*, 2019, 235(FEB.1): 612–624.
- [50] 袁华锡, 刘耀彬. 金融集聚与绿色发展——基于水平与效率的双维视角[J]. *科研管理*, 2019, 40(12): 126–143.

The influence and spatial effect of financial agglomeration on the upgrade of the green innovation chain

LI Lin, LIAO Bin

(School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: Promoting the upgrade of the green innovation chain is the key to achieving the "dual carbon" goal. Based on the panel data of 284 cities in our country from 2003 to 2019, and employing the two-stage SBM-DEA model and the coupling coordination degree model considering intermediate output to calculate the green innovation chain upgrade index, this study investigates, from the perspective of spatial correlation, the local effect, spatial spillover effect, geographic attenuation boundary and regional heterogeneity of financial agglomeration on the upgrading of green innovation chain. The research results show that, at the national level, financial agglomeration exerts a significant promoting effect on the upgrading of the local green innovation chain, and can promote the upgrading of the green innovation chain in the surrounding areas through the radiation of spillover effects. However, this radiation-driven effect has distance attenuation characteristics, with the radiation mutation distance being 450 km and the attenuation boundary being 950 km. From the perspective of regional heterogeneity, affected by the cumulative effect, the upgrading speed of the green innovation chain has a ladder characteristic of eastern > central > western, and the local effect and spillover effect of financial agglomeration on the upgrading of the green innovation chain are significantly positive in the eastern region. Only the local effect is significant in the central region, while both effects are not significant in the western region. Based on the above conclusions, the article finally puts forward countermeasures and suggestions from three aspects: strengthening the financial agglomeration effect, loosening the market barriers of green innovation elements, and improving the cooperation platform mechanism of urban agglomerations.

Key Words: financial agglomeration; green innovation chain upgrade; spatial spillover effect; radiation attenuation boundary; regional heterogeneity

[编辑: 何彩章]