

# 数字化发展、空间溢出与科技金融生态系统共生

陈维爽, 贾 军

( 济南大学 商学院, 山东 济南 250000)

**摘要:** 数字化的不断发展为推进科技金融生态系统成员间的深度合作、强化科技金融生态系统共生关系提供了新契机。将空间因素纳入数字化水平与科技金融生态系统共生关系研究中,从理论层面系统阐释数字化水平对科技金融生态系统共生的作用机理以及空间溢出效应。在此基础上,以2003—2020年中国31个省份的面板数据为研究样本,采用空间杜宾模型,从静态和动态视角实证检验数字化发展对科技金融生态系统共生的影响程度以及空间溢出效应。结果表明:数字化水平对科技金融生态系统共生的影响存在显著的空间溢出效应,即相邻省份数字化水平对本地区科技金融生态系统共生水平起到先抑制后促进的U型非线性影响。数字化水平对科技金融生态系统共生的影响存在显著的区域异质性。

**关键词:** 数字化水平; 科技金融生态系统; 共生; 空间溢出效应

**中图分类号:** F832.46; F204 **文献标志码:** A **文章编号:** 2095-0098(2023)03-0059-13

## 一、引言

科技金融生态系统是由科技型企业、金融机构、政府和中介服务机构等主体通过资源互补与合作实现协同创新的动态平衡系统(张华,2016)<sup>[1]</sup>,是实现创新驱动发展的重要载体,对建设创新型国家具有重要意义。科技金融生态系统遵循自组织演化,即科技金融生态系统主体之间通过资金、信息、技术以及政策等资源的流动和整合形成相互关联、互相影响的关系,并由独立发展向共生关系转变(Li,2009)<sup>[2]</sup>。建立共生关系是科技金融生态系统实现健康发展以及良好进化的根本依据和立足点(欧忠辉等,2017)<sup>[3]</sup>。因此,提升科技金融生态系统共生水平、促进科技金融生态系统共生发展,成为优化区域科技金融生态、推动金融服务科技型企业创新成果转化的重要保障(柳卸林等,2018)<sup>[4]</sup>。

目前,越来越多的学者开始围绕科技金融生态系统共生问题展开探究,早期主要集中在科技金融生态系统共生度测算、时空特征分析以及共生进化分析。比如,刘栾云峤和张玉喜(2021)<sup>[5]</sup>通过对我国区域科技金融生态系统共生度进行测算,发现东部地区的科技金融生态系统共生度明显高于中西部地区。随着研究的不断深入,科技金融生态系统共生与科技创新之间的关系成为学者们探讨的焦点。张玉喜和刘栾云峤(2021)<sup>[6]</sup>利用企业、科技金融机构和市场、中介服务机构以及政府四大种群间的动态协同状况测度科技金融生态系统共生度,结果发现科技金融生态系统共生对科技创新具有明显促进作用。之后,随着数字化的不断发展,不少学者开始围绕数字技术与创新生态系统的互动关系展开深入思考。比如,Beltagui et al.(2020)<sup>[7]</sup>认为,数字技术的引入会使得创新主体间的要素进行关联与重组,由此产生系统行为逻辑变化的协同共生关系。此外,已有研究特别强调了技术变革对生态系统共生关系的影响作用。技术进步是生态系统共生关系建立的重要驱动力,能够为生态系统带来大量的新兴机会,从而激励系统内部组织成员建立共生

收稿日期: 2022-11-22

基金项目: 山东省自然科学基金面上项目“山东制造业关键核心技术链式突破及攻关机制研究”(ZR2020MG054)

作者简介: 陈维爽(1999—),女,山东菏泽人,硕士研究生,研究方向为区域经济学。

关系,共同开发机会,实现价值共创(Fisher 2019)<sup>[8]</sup>。

从已有文献可以看出,学者们围绕科技金融生态系统共生测算与进化、科技金融生态系统共生与科技创新关系、数字技术与创新生态系统的关系等领域展开了丰富研究,而鲜有围绕数字化水平与科技金融生态系统共生关系展开深入探讨。随着数字经济的发展,数字技术赋能科技金融生态系统,为科技金融生态系统主体进行数据和信息资源的交换与共享提供了新的思路和契机,而已有文献对这一问题的研究尚不多见;此外,已有文献并未将空间因素纳入数字化发展与科技金融生态系统共生关系的研究中,而数字化最明显的特征就是打破地域限制,使得地区间产生越来越多的关联,忽视这种空间溢出效应必然会带来估计和分析的偏差。鉴于此,考虑数字化水平和科技金融生态系统共生之间可能存在的空间依赖性和空间关联性,基于空间计量模型实证考察数字化水平对科技金融生态系统共生的影响程度和空间效应,为推动区域数字化发展、提高科技金融生态系统共生水平提供参考。

## 二、理论分析与研究假设

基于互联网、大数据、人工智能等新兴技术驱动,数字化发展具有互联、共享、开放等特征。数字技术最明显的优势就是能够打破地域限制,实现资源要素的跨区域整合(韩长根和张力 2019)<sup>[9]</sup>。数字化水平对科技金融生态系统共生的影响存在空间溢出效应。也就是说,数字化发展水平不仅影响本地区的科技金融生态系统共生,而且也会对邻近地区产生影响。

在区域数字化水平较低时,数字化发展尚未形成规模,研发实力较为薄弱,各地区对相应的数字化人才和科技型企业产生大量需求(朱金鹤和孙红雪 2021)<sup>[10]</sup>。本地区数字化发展环境越完善,数字技术越先进,对本地区科技金融生态系统共生发展的促进作用越大,进而借助先发优势发挥多种功效赋能科技金融生态系统,形成良好的发展环境,会吸引邻近地区的人才、资金、信息、技术等创新要素的流入和聚集,使更多的科技型企业和个人倾向于选择在该地区发展(陈堂和陈光 2021)<sup>[11]</sup>,这种对邻近地区科技金融资源的“挤占效应”和“虹吸效应”会阻碍邻近地区科技金融生态系统的整体发展,从而导致邻近地区科技金融生态系统共生处于较低水平。

在区域数字化水平较高时,本地区科技金融生态系统共生效应得以凸显,可以为邻近地区带来标杆效应。相邻地区通过学习、模仿先进的技术知识,不仅能够促进技术进步,还能控制企业在研发过程中可能出现的风险(李志强和徐宇明 2020)<sup>[12]</sup>。同时,借助大数据、人工智能以及区块链等数字技术,可以拓展科技金融生态系统共生的辐射能力,打破信息资源传导的地域限制,加速人员、技术、知识等区域间传播,使科技金融主体获取信息的途径更加广泛,从而对邻近地区科技金融生态系统共生产生正向空间溢出效应(周雷等 2020)<sup>[13]</sup>。此外,当数字化发展带来本地区科技金融资源的集聚程度过高时,会使得科技金融生态系统共生水平趋于饱和,此时会驱使各类拥塞的资源要素、科技型企业等向邻近地区进行转移和扩散,带动邻近地区科技金融产出水平的增加和科技金融生态环境的优化,进而提高邻近地区科技金融生态系统的共生水平。通过以上分析可知,随着数字化水平的不断提高,其对科技金融生态系统共生的空间影响会经历从“虹吸效应”到“扩散效应”的转变。

基于此,提出如下假设:

H1: 数字化水平对科技金融生态系统共生的影响存在 U 型非线性的空间溢出效应。

## 三、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

选取 2003—2020 年我国 31 个省份的面板数据作为研究样本。其中,用来测度数字化水平的指标数据来自《中国统计年鉴》《中国互联网发展报告》;测度科技金融生态系统共生度的相关指标数据来自 Wind 金融数据库、《中国金融年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国创业风险投资发展报告》《中国统计年鉴》《中国火炬统计年鉴》;其余控制变量的相关数据来自《中国统计年鉴》《中国分省份市场化指数报告》。

### (二) 变量选取及测度

1. 被解释变量:科技金融生态系统共生度(gsd)。基于共生理论,从共生单元、共生基质、共生界面和共

生环境四个子系统出发,认为科技金融生态系统是一个由共生单元在共生界面上通过共生基质相互关联、相互依存,并受到共生环境影响的动态有机系统。科技金融生态系统共生则表现为不同共生单元之间在一定共生环境中通过持续的资金、技术、信息和政策资源等的流动与联系而产生整体的共生效应。

共生单元作为基本的能量生产与交换单位,彼此之间通过资金、技术、信息等的交换与流动实现优势互补,是形成共生关系的前提与基本条件。在科技金融生态系统共生实践中,共生单元是指科技型企业、科技金融机构、中介服务机构以及政府部门;共生基质是共生的必要条件和核心要素,是指具有异质性特征的共生单元所拥有的资源与能力;共生界面是共生单元进行交流与协作的媒介、通道或载体,具有信息传输、物质交换以及能量传导等功能;共生环境是影响生态系统运行的重要外部条件,在科技金融生态系统中共生环境包括政策环境、基础设施环境以及市场环境等。在已有研究的基础上对各子系统的序参量分量指标进行选取,构建科技金融生态系统评价指标体系,如表1所示。关于各序参量分量的权重,借鉴李晓娣和张小燕(2019)<sup>[14]</sup>的做法,采用相关系数法计算得到,并借鉴其构建的共生度模型对科技金融生态系统的共生水平进行测度。具体测度过程如下:

首先,设 $B_1$ 、 $B_2$ 、 $B_3$ 、 $B_4$ 分别代表科技金融生态系统中共生单元、共生基质、共生界面和共生环境四个子系统。各子系统的序参量为 $X = \{x_{ij} | i = 1, 2, \dots, 4; j = 1, 2, \dots, n\}$ ,其中 $x_{ij}$ 代表第 $i$ 个子系统的第 $j$ 个序参量, $\beta_{ij} \leq x_{ij} \leq \alpha_{ij}$ ,当 $x_{ij}$ 为正向影响因素时,各子系统序参量分量的有序度为:

$$d_{ij}(x_{ij})^* = \frac{x_{ij} - \beta_{ij}}{\alpha_{ij} - \beta_{ij}} \quad (1)$$

为保证数据在运算过程中有意义,消除零值的影响,对无量纲化后的数据进行整体平移,即: $d_{ij}(x_{ij}) = d_{ij}(x_{ij})^* \times 0.9 + 0.1$ 。

其次,运用几何加权法对各个子系统序参量分量的有序度进行集成,得到科技金融生态系统中各个子系统的共生水平。

$$sym_i(x_i) = \prod_{j=1}^n d_{ij}(x_{ij})^{\lambda_{ij}}, \lambda_{ij} \geq 0, \sum_{j=1}^n \lambda_{ij} = 1 \quad (2)$$

式(2)中, $sym_i(x_i)$ 表示第 $i$ 个子系统的共生水平, $\lambda_{ij}$ 表示各子系统序参量分量的权重。权重的确定采用相关系数法计算得到,具体计算步骤如下:

假设第 $i$ 个子系统的序参量分量个数为 $n$ 个,则子系统 $B_i$ 序参量分量的相关系数矩阵为:

$$C = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ a_{n1} & a_{n2} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix}, \alpha_{ii} = 1 (i = 1, 2, \dots, n),$$

$$C_i = \sum_{j=1}^n |a_{ij}| - 1, i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

式(3)中, $C_i$ 表示子系统第 $i$ 个序参量分量对其他 $(n-1)$ 个序参量分量的总影响。将 $C_i$ 进行归一化处理后可以得到各子系统序参量分量的权重。

$$\lambda = \frac{C_i}{\sum_{i=1}^n C_i}, i = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

最后,以科技金融生态系统中各个子系统的共生水平为基础,采用几何加权法对各子系统的共生水平进行集成,从而得到科技金融生态系统共生度。

$$gsd = \prod_{i=1}^n sym_i(x_i)^{w_i}, w_i \geq 0, \sum_{i=1}^n w_i = 1 \quad (5)$$

式(5)中, $gsd$ 表示科技金融生态系统共生度, $w_i$ 表示各子系统共生水平的权重,其大小仍采用相关系数法计算得到。

表 1 科技金融生态系统评价指标体系

一级指标	二级指标	指标权重	指标编码
共生单元	各地区有研发的企业数	0.3635	$X_{11}$
	金融机构数量	0.3174	$X_{12}$
	中介服务机构发展情况	0.3191	$X_{13}$
共生基质	区域研发人员全时当量	0.3015	$X_{21}$
	区域研发经费内部支出	0.3227	$X_{22}$
	各地区金融相关比率	0.0889	$X_{23}$
共生界面	地方科技财政支出	0.2869	$X_{24}$
	科技孵化器孵化企业能力	0.2690	$X_{31}$
	创业风险投资强度	0.2547	$X_{32}$
	直接融资比例	0.2459	$X_{33}$
	科技资本市场融资总额	0.2304	$X_{34}$
共生环境	互联网发展程度	0.2682	$X_{41}$
	技术市场成交额	0.2871	$X_{42}$
	人力资本水平	0.2712	$X_{43}$
	知识产权保护程度	0.1735	$X_{44}$

2. 核心解释变量: 数字化水平( dig)。参考周青等( 2020) <sup>[15]</sup> 的研究, 将数字化接入水平、数字化装备水平、数字化应用水平以及数字化平台建设水平作为测度区域数字化水平的一级指标, 具体二级指标的选取见表 2。通过熵权法确定各指标的权重, 并计算出各地区数字化水平的综合得分。

表 2 区域数字化水平测度指标体系

测度目标	一级指标	二级指标	指标权重	符号表示
区域数字化水平	数字化接入水平	固定宽带普及率	0.2673	gkp
	数字化装备水平	移动电话普及率	0.2764	ydp
	数字化应用水平	互联网普及率	0.2938	hlp
	数字化平台建设水平	每百家企业拥有网站数	0.1625	wzs

3. 控制变量。科技金融生态系统共生关系受到多种因素的影响, 借鉴 Cai et al. ( 2016) <sup>[16]</sup>、Agostini & Nosella( 2017) <sup>[17]</sup> 的研究, 选取以下影响科技金融生态系统共生的变量作为控制变量。包括: ( 1) 地区开放程度( kfd), 以地区年度实际利用外资金额占该地区 GDP 的比值表示; ( 2) 市场竞争环境( sch), 一般认为市场动态性和竞争程度越高, 越有利于共生关系的建立。采用王小鲁等( 2019) <sup>[18]</sup> 在《中国分省份市场化指数报告( 2018) 》中的省际市场化指数衡量各地区的市场化程度, 对于缺失数据依据樊纲市场化各指标, 结合各省份的相关数据计算得到; ( 3) 城镇化水平( czh), 以各省份年末城镇人口数与年末总人口数的比值表示; ( 4) 政府干预程度( gov), 用来反映制度环境, 以各省份政府财政支出占该地区 GDP 的比值表示; ( 5) 科技创新能力( inno), 参考牟晓伟等( 2022) <sup>[19]</sup> 的研究, 使用各地区专利申请授权量的自然对数来衡量各地区的科技创新能力; ( 6) 经济发展水平( rgdp), 以各地区人均 GDP 的自然对数表示。

( 三) 计量模型设定

普通面板回归模型尽管可以在一定程度上解释数字化水平对科技金融生态系统共生的影响程度, 但无法解释科技金融生态系统共生的空间自相关性。然而, 数字化和科技金融生态系统共生发展往往具有区域辐射影响, 地区间并不是相互独立的。因此, 为使估计结果更为稳健, 分别构建了 SAR 模型、SEM 模型和 SDM 模型, 并在进行相关检验的基础上选择最优模型, 从而更好地检验数字化水平与科技金融生态系统共生之间的影响关系以及空间效应。

$$gsd_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij}gsd_{jt} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 controls_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \varphi_{it} \tag{6}$$

$$gsd_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 controls_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \varphi_{it} \quad (7)$$

$$gsd_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} gsd_{jt} + \beta_1 X_{it} + \delta_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} X_{jt} + \beta_2 controls_{it} + \delta_2 \sum_{j=1}^n w_{ij} controls_{jt} + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(6)~式(8)中,  $\varphi_{it} = \eta \sum_{j=1}^n w_{ij} \varphi_{jt} + \varepsilon_{it}$ 。

考虑到科技金融生态系统共生水平可能会受到上一期的影响,同时构建了包含滞后项的动态空间杜宾模型,模型形式如下:

$$gsd_{it} = \alpha + \sigma gsd_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} gsd_{jt} + \theta \sum_{j=1}^n w_{ij} gsd_{jt-1} + \beta_1 X_{it} + \delta_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} X_{jt} + \beta_2 controls_{it} + \delta_2 \sum_{j=1}^n w_{ij} controls_{jt} + \lambda_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式(9)中,  $X_{it}$  为核心解释变量,包括数字化水平及其二次项;  $\sigma$  为科技金融生态系统共生度滞后项的回归系数;  $\rho$  为科技金融生态系统共生度的空间自相关系数;  $\theta$  为科技金融生态系统共生度滞后项的空间自相关系数;  $w_{ij}$  为空间权重矩阵;  $\delta$  表示其他地区的解释变量对本地区科技金融生态系统共生度的影响;  $\lambda_i$  表示个体异质效应;  $\gamma_t$  表示时间效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

#### (四) 空间权重矩阵的构建

单纯以地理距离或经济距离构建空间权重矩阵均会有局限性,综合考虑区域间地理和经济因素,构建地理与经济距离嵌套权重矩阵,具体构建过程如下:

首先,构建地理距离权重矩阵( $W_1$ ),其元素表达式为:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (10)$$

式(10)中,  $d_{ij}$  表示省份  $i$  和省份  $j$  之间的距离,基于各省份省会城市的经纬度计算得到。

其次,构建经济距离权重矩阵( $W_2$ ),其元素表达式为:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|Y_i - Y_j|} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (11)$$

式(11)中,  $Y_i$  和  $Y_j$  分别代表省份  $i$  和省份  $j$  在 2003—2020 年人均 GDP 均值。

最后,在地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵的基础上,参考邵帅等(2016)<sup>[20]</sup>的做法,构建地理与经济距离嵌套权重矩阵( $W_3$ ),其表达式为:

$$W_3 = \varphi W_1 + (1 - \varphi) W_2 \quad (12)$$

式(12)中,  $0 < \varphi < 1$  表示地理距离权重矩阵所占的比重,为简化分析,将  $\varphi$  值定为 0.5。

### 四、实证结果与分析

#### (一) 描述性统计

变量的描述性统计结果如表3所示。从表中可以看出,科技金融生态系统共生度的均值为 0.3017,最小值为 0.1145,最大值为 0.6638,标准差为 0.1370,表明在考察期内地区之间科技金融生态系统共生度的离散程度较大,说明我国科技金融生态系统共生度具有明显的地区差异;数字化水平的均值为 0.3813,最小值为 0.1386,最大值为 0.9513,标准差为 0.1962,说明各地区数字化水平的差异较为明显。

表 3 变量的描述性统计

变量名称	变量符号	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值
科技金融生态系统共生度	gsd	0.3115	0.1376	0.2563	0.1173	0.6648
数字化水平	dig	0.3813	0.1962	0.3319	0.1386	0.9513
地区开放程度	kfd	0.0227	0.0189	0.0173	0.0006	0.0790
市场竞争环境	sch	6.2814	2.1104	6.1900	0.7100	10.9200
城镇化水平	czh	0.5281	0.1507	0.5167	0.2261	0.8930
政府干预程度	gov	0.2462	0.1854	0.2053	0.0852	1.2874
科技创新能力	lninno	9.1435	1.8312	9.2184	4.3694	12.7149
经济发展水平	lnrgdp	10.3493	0.7432	10.4680	8.6365	11.8117

(二) 数字化水平对科技金融生态系统共生的空间溢出效应回归结果分析

1. 空间自相关检验。主要从全局空间自相关、局部空间自相关两个维度进行分析。

(1) 全局空间自相关分析。全局 *Moran's I* 可以用来衡量某一变量在整体区域上的空间集聚状况,其计算公式为:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \tag{13}$$

在地理与经济距离嵌套权重矩阵下,利用 *Geoda* 软件分别测算出 2003—2020 年数字化水平和科技金融生态系统共生度的全局 *Moran's I* 指数值。由表 4 可知 2003—2020 年数字化水平的 *Moran's I* 指数值均在 1% 的水平上显著为正,表明相邻地区的数字化水平存在显著的空间正自相关性,即数字化水平较低的地区,其邻近地区的数字化水平也较低;数字化水平较高的地区,其邻近地区的数字化水平也较高,因此各地区数字化水平存在显著的空间聚集特征;同时,科技金融生态系统共生度的 *Moran's I* 指数值也均显著为正,说明科技金融生态系统共生度也存在正向空间溢出效应,相邻地区的科技金融生态系统共生水平是相互影响、相互促进的,因此采用空间计量模型是合理且必要的。

表 4 2003—2020 年数字化水平与科技金融生态系统共生度的全局 *Moran's I* 指数

年份	数字化水平			科技金融生态系统共生度		
	<i>Moran's I</i>	Z 统计量	P 值	<i>Moran's I</i>	Z 统计量	P 值
2003	0.121	4.191	0.000	0.076	3.025	0.001
2004	0.126	4.290	0.000	0.093	3.373	0.001
2005	0.134	4.437	0.000	0.114	3.116	0.001
2006	0.144	4.600	0.000	0.109	3.354	0.000
2007	0.145	4.595	0.000	0.113	3.496	0.000
2008	0.155	4.770	0.000	0.115	3.569	0.000
2009	0.164	4.982	0.000	0.106	3.771	0.000
2010	0.154	4.725	0.000	0.113	3.623	0.000
2011	0.153	4.671	0.000	0.124	3.903	0.000
2012	0.144	4.430	0.000	0.101	3.567	0.000
2013	0.129	4.063	0.000	0.123	3.670	0.000
2014	0.127	4.023	0.000	0.107	3.754	0.000
2015	0.120	3.813	0.000	0.113	3.526	0.000
2016	0.124	3.913	0.000	0.100	3.384	0.000
2017	0.119	3.771	0.000	0.194	3.375	0.000
2018	0.111	3.584	0.000	0.091	3.476	0.001
2019	0.119	3.790	0.000	0.109	3.047	0.001
2020	0.159	4.834	0.000	0.089	3.265	0.001

(2) 局部空间自相关分析。由于全局空间自相关只能说明研究区域整体存在空间集聚,不能明确反映具体区域和具体集聚特征,因此需要进一步利用局部 *Moran's I* 考察局部空间自相关情况,其计算公式为:

$$I = \frac{(X_i - \bar{X})}{S^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_j - \bar{X}) \quad S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad (14)$$

为更加直观地感受数字化水平和科技金融生态系统共生度的空间相关性的变化,本文绘制了地理与经济距离嵌套权重矩阵下 2003 年和 2020 年数字化水平和科技金融生态系统共生度的 *Moran's I* 散点图,如图 1 和图 2 所示。

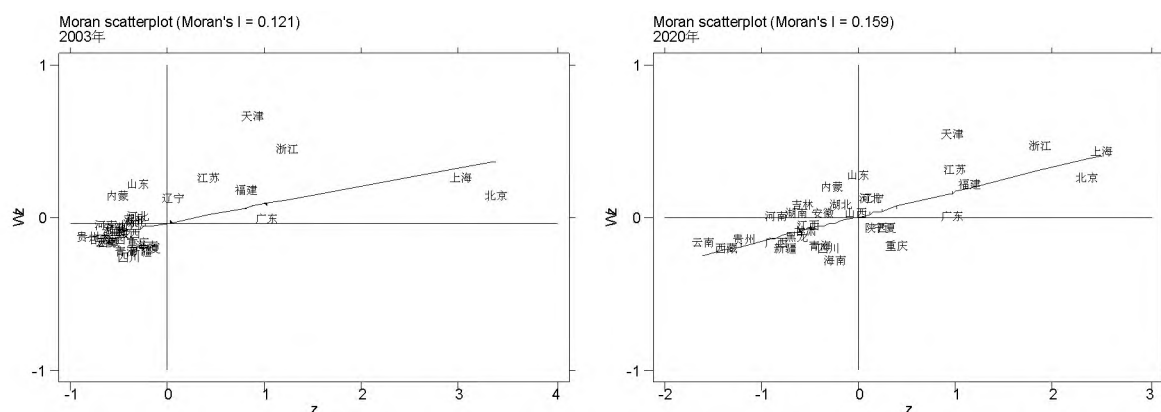


图1 2003 年和 2020 年数字化水平的 *Moran's I* 散点图

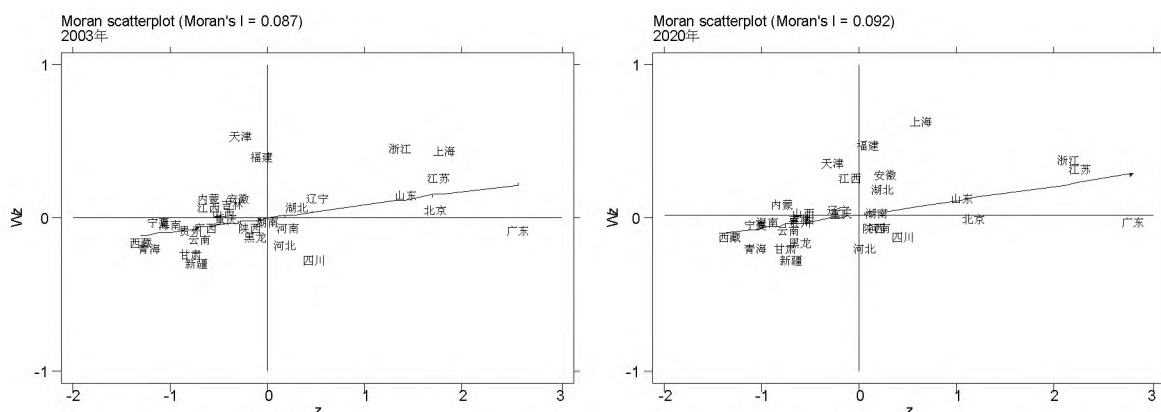


图2 2003—2020 年科技金融生态系统共生度的 *Moran's I* 散点图

从莫兰散点图可以发现大部分省份都分布在高—高集聚的第一象限和低—低集聚的第三象限,这与全局莫兰指数结果相一致,即数字化水平和科技金融生态系统共生度整体上都呈现出空间正自相关性。具体来看,数字化水平的第一象限大多为东部沿海省份,第三象限则主要是中西部经济发展相对落后的省份。此外,相较 2003 年,2020 年第三象限中的省份分布更趋向分散,数字化水平相对落后的地区集聚效应有所放缓;科技金融生态系统共生度的省份分布的总体变动不大,但相较 2003 年,2020 年的省份分布更加向第一和第三象限集中。

双变量 LISA 集聚图可以更加直观地反映出数字化水平与科技金融生态系统共生在地理位置上的局部空间关联模式。由图 3 的双变量 LISA 集聚图可知,低数字化水平—高科技金融生态系统共生度的显著相关省份有 3 个,分别为内蒙古、山西、天津。由于这些地区与高数字化水平的省份邻近,受相邻地区高数字化水平溢出效应的影响,其科技金融生态系统共生度也较高;高数字化水平—高科技金融生态系统共生度的显著相关省份有 8 个,其中北部沿海地区以及东部沿海地区的集聚效应较为突出,主要是因为这些地区数字化发展较早,发展水平相对较高,拥有更为完善的通信基础设施、前沿的数字技术以及丰富的人力资本等资源,借助这些先发优势可以充分释放数字化发展红利,不断吸引人才和创新要素在此集聚,由此带来的知识和技术

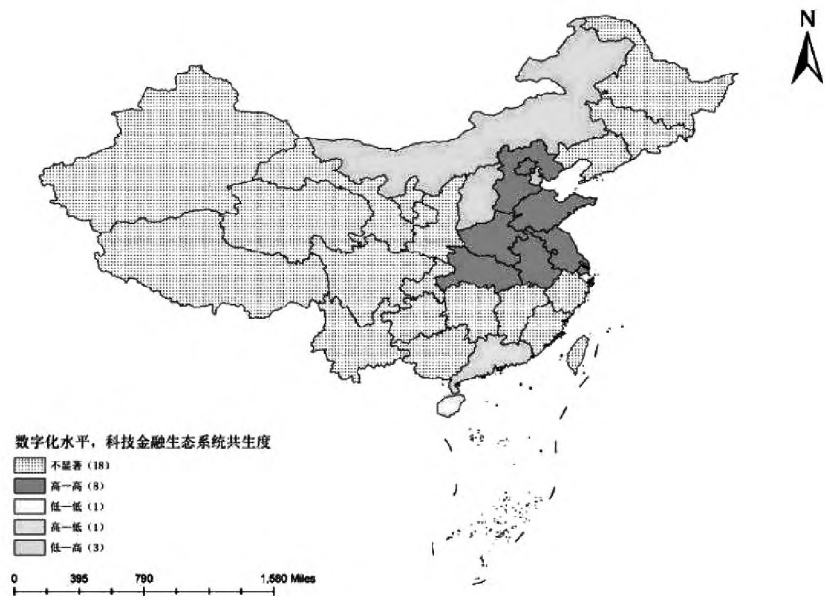


图3 2020 年数字化水平与科技金融生态系统共生的双变量 LISA 集聚图

外溢效应较为明显 ,推动了本地区及周边省份科技金融生态系统共生水平的提高。

2. 空间面板回归结果分析。通过空间相关性分析可知 ,某一地区数字化水平同邻近地区数字化水平和科技金融生态系统共生存在显著的空间相关性 ,故采用空间面板计量模型检验数字化水平与科技金融生态系统共生之间的关系。在进行空间面板回归分析之前 ,为使空间计量模型的选择更为严谨 ,还应该进行空间模型检验。借助 Stata16 软件中的 xsmle 命令依次进行了 LM 检验、Hausman 检验、LR 检验以及 Wald 检验 ,由 LM 检验结果可知各变量具有空间分布属性 ,因此 ,有必要使用空间计量模型;由 Hausman 检验结果可知固定效应模型优于随机效应模型;由 LR 检验和 Wald 检验结果可知应采用双固定效应的空间杜宾模型 (SDM) 进行实证分析。具体检验结果如表 5 所示。

表 5 空间模型设定检验结果

检验方法	统计量	P 值	检验结果
LM - Error	3.487	0.013	空间模型优于非空间模型
Robust LM - Error	31.130	0.000	
LM - Lag	7.980	0.001	
Robust LM - Lag	31.945	0.000	
Hausman 检验	74.97	0.000	固定效应模型优于随机效应模型
LR - Error	101.46	0.000	SDM 模型不可以退化为 SEM 模型
LR - Lag	209.38	0.000	SDM 模型不可以退化为 SAR 模型
LR 效应检验	86.78	0.000	双向固定优于个体固定
	987.51	0.000	双向固定优于时间固定
Wald - Error	37.21	0.000	SDM 模型优于 SEM 模型
Wald - Lag	34.61	0.000	SDM 模型优于 SAR 模型

考虑到科技金融生态系统共生度可能存在“时间惯性” ,基于地理与经济距离嵌套权重矩阵(  $W_3$  ) ,分别从静态和动态视角构建空间杜宾模型 ,研究数字化水平对科技金融生态系统共生的直接影响 ,回归结果如表 6 所示。由表 6 模型 1 和模型 2 的回归结果可知 ,数字化水平的二次项系数均在 1% 的水平上显著为正 ,说



明考虑地理距离和空间溢出效应是合理的。由于与静态空间杜宾模型相比,动态空间杜宾模型在一定程度上缓解了模型的内生性问题,可以有效降低模型偏误,因此动态空间杜宾模型比静态空间杜宾模型具有更强的解释力。此外,就模型的拟合程度  $R^2$  而言,动态空间杜宾模型的拟合程度高于静态空间杜宾模型,说明动态空间杜宾模型具有更强的稳健性,故下文重点分析动态空间杜宾模型的估计结果。

由表6模型2可知,科技金融生态系统共生度滞后一期( $gsd_{t-1}$ )的系数在1%的水平上显著为正,说明地区的科技金融生态系统共生度具有明显的时间依赖特征;科技金融生态系统共生度空间滞后项的空间自相关系数( $\rho$ ) 在1%的水平上显著为正,说明邻近省份的科技金融生态系统共生水平对该省份的科技金融生态系统共生水平具有显著的正向溢出效应。就数字化水平变量而言,数字化水平的二次项系数在1%的水平上显著为正,说明数字化水平对科技金融生态系统共生的影响表现出U形特征。数字化水平二次项的空间滞后项( $W \times \text{Indig2}$ )的系数在5%的水平上显著为正,说明邻近地区数字化发展水平对本地区的科技金融生态系统共生度具有U型非线性影响,初步证明了数字化水平对科技金融生态系统共生存在空间溢出效应。

表6 空间面板模型回归结果

	模型1	模型2
$gsd_{t-1}$		0.572*** (0.046)
$W \times gsd_{t-1}$		-0.694*** (0.053)
$\text{Indig}$	0.134*** (0.006)	0.037*** (0.014)
$\text{Indig2}$	0.057*** (0.046)	0.014*** (0.005)
$kfd$	-0.079 (0.072)	0.061 (0.069)
$sch$	0.009*** (0.001)	0.004*** (0.001)
$czh$	0.358*** (0.041)	0.195*** (0.066)
$gov$	0.077*** (0.015)	0.032** (0.015)
$\text{lninno}$	0.017*** (0.003)	0.005* (0.003)
$\text{lnrgdp}$	0.038*** (0.007)	0.013** (0.006)
$W \times \text{Indig}$	0.215** (0.108)	0.074* (0.045)
$W \times \text{Indig2}$	0.091** (0.042)	0.034** (0.017)
$\rho$	0.380** (0.154)	0.631*** (0.054)
$R^2$	0.319	0.936
时间、地区固定效应	YES	YES
$N$	558	527
$\sigma^2$	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
$\log - L$	1628.387	1628.387

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。括号内为标准差。

由于动态空间杜宾模型中的时间和空间滞后项,包含区域间的交互信息,使得解释变量对被解释变量的影响更为复杂。因此,仅通过观察上述回归系数并不能很好地反映数字化水平对科技金融生态系统共生的影响,仅能做粗略判断。借鉴 Lesage & Pace(2009)<sup>[21]</sup> 的研究,使用偏微分法将解释变量对被解释变量的影响具体分解为直接效应、间接效应以及总效应,从而更好地分析数字化水平对科技金融生态系统共生的空间溢出效应。

表7为动态空间杜宾模型下数字化水平对科技金融生态系统共生的空间效应分解结果。由表7可知,数字化水平的二次项对科技金融生态系统共生的长短期直接效应、间接效应和总效应均显著为正,表明数字化水平对科技金融生态系统共生的空间溢出效应表现为一种U型非线性关系。

表 7 数字化水平对科技金融生态系统共生的空间效应分解结果

	短期直接效应	短期间接效应	短期总效应	长期直接效应	长期间接效应	长期总效应
Indig	0.0378*** (0.023)	0.2918** (0.134)	0.3905** (0.163)	0.0836*** (0.093)	0.2467* (0.186)	0.3434** (0.151)
Indig2	0.0296*** (0.015)	0.1089** (0.043)	0.1533*** (0.031)	0.0634*** (0.023)	0.1498** (0.057)	0.1376*** (0.054)
kfd	0.0737 (0.074)	0.4167 (0.977)	0.4905 (1.011)	0.1587 (0.168)	0.3806 (1.108)	0.5393 (1.132)
sch	0.0040*** (0.001)	-0.0131*** (0.003)	-0.0091*** (0.003)	0.0107*** (0.003)	-0.0209*** (0.005)	-0.0101*** (0.003)
czh	0.1833*** (0.062)	-0.3695 (0.298)	-0.1861 (0.285)	0.4778*** (0.160)	-0.6867* (0.384)	-0.2088 (0.321)
gov	0.0135 (0.016)	-0.6674*** (0.241)	-0.6539*** (0.247)	0.0714* (0.039)	-0.8025*** (0.285)	-0.7311** (0.288)
lninno	0.0057* (0.003)	0.0123 (0.022)	0.0181 (0.024)	0.0136* (0.007)	0.0066 (0.025)	0.0203 (0.027)
lnrgdp	0.0147*** (0.005)	0.0432* (0.024)	0.0579** (0.023)	0.0342** (0.014)	0.0304 (0.032)	0.0646** (0.026)

注: \*\*、\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。括号内为标准差。

### (三) 分地区空间效应分析

由于地理区位、经济基础以及资源禀赋等不同,我国各地区数字化发展水平和科技金融生态系统共生水平的发展并不均衡,存在着较为明显的区域差异。因此,为了进一步探究数字化水平对科技金融生态系统共生的地区差异,依据地理位置的分布将全国 31 个省份划分为东部、中部和西部三大区域,检验数字化水平对科技金融生态系统共生的区域差异,回归结果如表 8 所示。

表 8 分地区空间效应估计结果

	东部地区			中部地区			西部地区		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
Indig	0.0683** (0.033)	0.0469 (0.057)	0.1151** (0.055)	-0.0943* (0.050)	0.2605* (0.138)	0.1661 (0.140)	0.3700*** (0.138)	-0.0352 (0.049)	0.0068 (0.042)
Indig2	0.0658*** (0.020)	0.0630* (0.038)	0.1288*** (0.032)	-0.0354* (0.019)	0.0976** (0.049)	0.0623 (0.050)	0.1024** (0.049)	-0.0025 (0.018)	0.0119 (0.016)
kfd	0.1278 (0.097)	0.0081 (0.243)	0.1359 (0.291)	0.3552* (0.211)	-0.6308** (0.309)	-0.2756 (0.483)	0.0955 (0.145)	0.0169 (0.384)	0.1124 (0.487)
sch	0.0126*** (0.003)	0.0120** (0.005)	0.0246*** (0.005)	0.0106*** (0.003)	0.0174** (0.007)	0.0280*** (0.008)	0.0084*** (0.002)	0.0006 (0.004)	0.0090** (0.004)
czh	0.5124*** (0.079)	0.6361*** (0.121)	1.1485*** (0.109)	0.3199*** (0.049)	0.3232*** (0.125)	0.6432*** (0.151)	0.1705** (0.067)	0.1996 (0.177)	0.3701** (0.179)
gov	0.1185 (0.072)	-0.0452 (0.111)	0.0733 (0.122)	0.1179 (0.078)	0.2275 (0.160)	0.3454* (0.196)	-0.0072 (0.016)	0.0034 (0.042)	-0.0037 (0.049)
lninno	0.0158*** (0.006)	-0.0128 (0.011)	0.0030 (0.011)	0.0027 (0.005)	-0.0049 (0.009)	-0.0022 (0.011)	0.0011 (0.003)	0.0031 (0.007)	0.0042 (0.007)
lnrgdp	0.0432*** (0.012)	0.0197 (0.021)	0.0629*** (0.022)	0.0906*** (0.014)	0.1295*** (0.041)	0.2201*** (0.044)	0.0207*** (0.007)	-0.0240 (0.019)	-0.0033 (0.019)

注: \*\*、\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。括号内为标准差。

由表 8 的回归结果可知,不同地区数字化水平对科技金融生态系统共生的空间效应差异较大。其中,东部地区数字化水平对科技金融生态系统共生的直接效应呈现 U 型特征,且对相邻地区科技金融生态系统共生存在 U 型非线性的空间溢出效应;中部地区数字化水平对科技金融生态系统共生的直接效应呈现倒 U 型特征,对相邻地区科技金融生态系统共生则存在 U 型特征的空间溢出效应;西部地区数字化水平对科技金融生态系统共生的直接作用呈现 U 型特征,但对相邻地区的溢出效应不显著。

究其原因,东部地区数字化发展较早,发展水平相对较高,通信基础设施更加完善,拥有前沿的数字技术以及丰富的人力资本等资源。东部地区借助这些先发优势可以充分释放数字化发展红利,促进区域合作和技术传播,对周边地区科技金融生态系统共生的空间溢出效应也更为突出;中部地区在数字化发展初期可以

在一定程度上促进科技金融生态系统共生的提高,然而由于政府对中部地区的政策支持力度有限,使得中部地区科技金融生态系统共生在经历快速增长的黄金期后,生态种群整体发展逐步放缓,要素资源错配现象开始加剧,一定程度上抑制了科技金融生态系统可持续发展活力,导致中部地区数字化水平对科技金融生态系统共生呈现出倒U型特征;就西部地区而言,尽管其数字资源禀赋以及经济发展程度与东部地区有着较大的差距,但受益于国家宏观调控政策倾向与资源倾斜,如西部大开发等区域协调发展战略的深入实施,西部地区得以发挥后发优势加快数字化水平建设进程,进而促进区域内要素优化配置,逐步缩小与发达地区之间的数字鸿沟,并通过释放数字化发展红利促进科技金融生态系统共生发展。然而,由于西部地区缺乏竞争优势,且数字化发展具有较强的路径依赖性,导致当地数字化发展很难跨区域为邻近地区提供服务,因此对相邻地区的溢出效应不显著。

#### (四) 稳健性检验

1. 考虑不同空间权重矩阵的稳健性检验。考虑到替换空间权重矩阵后,可能会得到不同的估计结果,因此采用地理距离矩阵( $W_1$ )和经济距离矩阵( $W_2$ )作为权重矩阵分别进行空间计量估计,回归结果如表9所示。由表9可知,无论是采用地理距离矩阵还是经济距离矩阵,回归结果较之前均未发生较大变化。虽然部分回归结果的显著性有所下降,但均支持了上述研究结论,这说明全文的研究结果是稳健的。

表9 不同权重矩阵的稳健性检验

	地理距离矩阵	经济距离矩阵
	模型4	模型3
Indig	0.1215*** (0.016)	0.0815*** (0.022)
Indig2	0.0481*** (0.006)	0.0196** (0.008)
$W \times \text{Indig}$	0.2099* (0.113)	0.1738*** (0.051)
$W \times \text{Indig2}$	0.1197*** (0.045)	0.0674*** (0.021)
其他控制变量	YES	YES
时间、地区固定效应	YES	YES
$\rho$	0.2973** (0.121)	0.4414*** (0.062)
$N$	558	558
$R^2$	0.3762	0.4835

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。括号内为标准差。

2. 剔除极端值的稳健性检验。鉴于回归结果的稳健性往往会受到某些极端值的影响,借鉴芦婷婷和祝志勇(2022)<sup>[22]</sup>的做法,对所有连续型变量采用Winsorize方法进行上下1%的缩尾处理,以此来检验空间计量回归结果的稳健性。剔除极端值的稳健性回归结果如表10所示。由表10可知,经缩尾处理的稳健性检验结果较之前并未发生较大变化,该文的研究结论仍然成立。

表10 剔除极端值的稳健性检验

	地理与经济距离嵌套矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵
	模型5	模型6	模型7
Indig	0.1992*** (0.046)	0.2392*** (0.046)	0.1754** (0.069)
Indig2	0.0815*** (0.018)	0.0910*** (0.018)	0.0203* (0.027)
$W \times \text{Indig}$	0.5861* (0.315)	0.6043* (0.330)	0.3334** (0.160)
$W \times \text{Indig2}$	0.2670** (0.123)	0.3245** (0.132)	0.1363** (0.065)
其他控制变量	YES	YES	YES
时间、地区固定效应	YES	YES	YES

	地理与经济距离嵌套矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵
	模型 5	模型 6	模型 7
rho	0.3600** (0.156)	0.5398*** (0.189)	0.2462*** (0.069)
N	558	558	558
R <sup>2</sup>	0.3261	0.2462	0.4290

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。括号内为标准差。

## 五、结论与建议

以 2003—2020 年我国 31 个省份的面板数据作为研究样本,采用共生度模型对科技金融生态系统共生度进行测度,实证分析数字化水平对科技金融生态系统共生的影响。主要研究结论如下:(1) 数字化水平对科技金融生态系统共生的影响存在空间溢出效应,相邻省份数字化水平的提升对本地区科技金融生态系统共生的影响呈先抑制后促进的 U 形非线性关系。(2) 数字化水平对科技金融生态系统共生的影响效应具有显著的区域异质性。东部和中部地区数字化水平对相邻地区科技金融生态系统共生均存在 U 型非线性的空间溢出效应;而西部地区数字化水平对相邻地区科技金融生态系统共生的溢出效应不显著。

基于以上研究结论,本文提出如下建议:

第一,数字化水平对科技金融生态系统共生的影响具有空间溢出效应,因此,要进一步加速我国市场一体化进程,加强不同地区之间的交流与共享。充分发挥地区的辐射作用,打破地区间的体制障碍,实现跨区域资源整合,为地区数字化水平的空间溢出效应创造更大的上升空间。引导数字化水平和科技金融生态系统共生较好的地区通过空间溢出效应带动周围地区发展,推动知识和技术在地区间的交流共享以及创新资源的高效流动。此外,邻近地区数字化水平的提升对本地区科技金融生态系统共生的影响呈现先抑制后促进的 U 形非线性特征,因此应进一步提升各地区数字化基础设施的建设水平,加快推进区域基础设施数字化改造升级和应用。

第二,我国不同地区数字化发展和科技金融生态系统共生水平差异显著,政府在进行政策制定时应充分考虑地区间的空间联系与互动,注重资源配置在区域间的合理布局。我国东部地区数字化水平较高,而中西部地区数字化水平明显偏低,因此,政府应加大对中西部地区数字基础设施建设的扶持力度,给予中西部地区适当的政策倾斜,改善中西部地区数字化发展的薄弱环节,缓解区域数字化水平差距过大问题。东部地区较中西部地区而言,数字化基础设施建设相对完善,数字化发展对科技金融生态系统共生的促进作用也较为显著,此时政府应制定数字核心技术突破的政策,提高数字关键核心技术优化科技金融生态系统的能力,在此基础上整合各方资源,更好地激发科技金融生态系统的共生效应。

## 参考文献:

- [1] 张华. 科技金融创新生态系统的规划框架与协同创新机制[J]. 科学管理研究, 2016(5): 89-93.
- [2] Li Y R. The technological roadmap of Cisco's business ecosystem[J]. Technovation, 2009(5): 379-386.
- [3] 欧忠辉, 朱祖平, 夏敏, 等. 创新生态系统共生演化模型及仿真研究[J]. 科研管理, 2017(12): 49-57.
- [4] 柳卸林, 丁雪辰, 高雨辰. 从创新生态系统看中国如何建成世界科技强国[J]. 科学学与科学技术管理, 2018(3): 3-15.
- [5] 刘栾云, 张玉喜. 区域科技金融生态系统共生与进化实证研究[J]. 科技进步与对策, 2021(5): 48-58.
- [6] 张玉喜, 刘栾云. 共生视角下科技金融生态系统对科技创新的影响[J]. 系统工程, 2021(3): 25-36.
- [7] Beltagui A., Rosli A., Candi M., et al. Exaptation in a Digital Innovation Ecosystem: the Disruptive Impacts of 3d Printing[J]. Research Policy, 2020(1): 103833.
- [8] Fisher G.. Online communities and firm advantages[J]. Academy of Management Review, 2019(2): 279-298.
- [9] 韩长根, 张力. 互联网是否改善了中国的资源错配: 基于动态空间杜宾模型与门槛模型的检验[J]. 经济问题探索, 2019(12): 43-55.

- [10]朱金鹤,孙红雪.数字经济是否提升了城市经济韧性? [J]. 现代经济探讨 2021(10):1-13.
- [11]陈堂,陈光.数字化转型对产业融合发展的空间效应:基于省域空间面板数据 [J]. 科技管理研究 2021(4):124-132.
- [12]李志强,徐宇明.空间外溢视角下的科技金融与区域经济增长质量 [J]. 当代财经 2020(10):62-74.
- [13]周雷,陈音,张璇,等.金融科技底层技术创新及其对金融行业的赋能作用 [J]. 金融教育研究 2020(1):24-33.
- [14]李晓娣,张小燕.我国区域创新生态系统共生及其进化研究:基于共生度模型、融合速度特征进化动量模型的实证分析 [J]. 科学学与科学技术管理 2019(4):48-64.
- [15]周青,王燕灵,杨伟.数字化水平对创新绩效影响的实证研究:基于浙江省73个县(区、市)的面板数据 [J]. 科研管理 2020(7):120-129.
- [16]Cai L., Chen J. Y., Peng X. Q., et al. The effect of symbiosis strategy on opportunity creation: Case study of new ventures in China [J]. International Journal of Technology Management 2016(1-3):171-191.
- [17]Agostini L., Nosella A.. Interorganizational relationships in marketing: A critical review and research agenda [J]. International Journal of Management Reviews 2017(2):131-150.
- [18]王小鲁,樊纲,胡李鹏.中国分省份市场化指数报告(2018) [M]. 北京:社会科学文献出版社 2019.
- [19]牟晓伟,盛志君,赵天唯.我国数字金融发展对产业结构优化升级的影响 [J]. 经济问题 2022(5):10-20.
- [20]邵帅,李欣,曹建华,等.中国雾霾污染治理的经济政策选择:基于空间溢出效应的视角 [J]. 经济研究, 2016(9):73-88.
- [21]Lesage J. P., Pace R. K.. Introduction to Spatial Econometrics [M]. Boca Raton: CRC Press 2009.
- [22]芦婷婷,祝志勇.人工智能对劳动收入份额影响的空间溢出效应:基于静态空间杜宾模型和动态空间杜宾模型的分析 [J]. 经济问题探索 2022(5):65-78.

## Digital Development Spatial Spillover and Technology and Financial Ecosystem Symbiosis

CHEN WeiShuang, JIA Jun

(School of Business, Jinan University, Jinan, Shandong 250000, China)

**Abstract:** The continuous development of digitalization provides a new opportunity to promote the deep cooperation among members of the sci-tech financial ecosystem and strengthen the symbiotic relationship of the sci-tech financial ecosystem. Incorporate spatial factors into the research on the symbiosis relationship between the level of digitalization and the sci-tech financial ecosystem and systematically explain the role mechanism and spatial spillover effect of the level of digitalization on the symbiosis of the sci-tech financial ecosystem from the theoretical level. Taking the panel data of 31 provinces in China from 2003 to 2020 as the research sample, the paper empirically tests the impact of digital development on the symbiosis of the sci-tech financial ecosystem and the spatial spillover effect from the static and dynamic perspectives using the spatial Dubin model. The results show that there is a significant spatial spillover effect on the influence of digitalization level on the symbiosis of the sci-tech financial ecosystem, that is, the digitalization level of neighboring provinces has a U-shaped nonlinear effect on the symbiosis level of the sci-tech financial ecosystem in this region, which is first suppressed and then promoted. There is significant regional heterogeneity in the impact of digital level on the symbiosis of the sci-tech financial ecosystem.

**Key words:** Digitization level; Technology and finance ecosystem; Symbiosis; Spatial spillover effect

(责任编辑:罗序斌)