



# 农业生产集聚、技术支撑主体嵌入对农户采纳新技术行为的空间影响

——以淡水养殖为例

李博伟, 徐翔

(南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095)

**摘要:**农业生产集聚及技术支撑主体嵌入能够激发社会网络的学习效应,促进新技术信息知识的传播与扩散,从而对农户采纳新技术行为产生空间影响。以行政村层面淡水养殖微生物调水技术采纳行为为研究对象,利用村-户对接的调研数据,采用空间 Durbin 模型实证检验了养殖集聚及技术支撑主体嵌入对技术采纳的空间影响,主要结论有:(1)农户采纳技术行为和掌握技术水平在行政村层面表现出明显的空间特征,行政村层面农户技术投入强度和掌握技术水平的差异显著,且在相邻村庄之间存在显著正的相关性;(2)养殖集聚能够促使技术信息知识在村内传播,从而显著促进村内技术使用强度的提升,但对邻近村庄农户采纳技术行为没有产生显著的溢出效应;(3)公共技术支撑主体嵌入养殖集聚能够促使技术信息知识在村内传播,从而显著正向影响村内农户采纳技术强度,但对邻近村庄农户采纳技术行为没有产生显著的溢出效应;(4)盈利性技术支撑主体嵌入养殖集聚不仅促使技术信息知识在村内传播,还能促使技术信息知识扩散到邻近村庄,从而对农户采纳技术行为产生显著的空间直接效应和溢出效应。

**关键词:**农业生产集聚;技术支撑主体;农业新技术采纳;空间影响;社会网络

**中图分类号:**F323.3   **文献标志码:**A   **文章编号:**1671-7465(2018)01-0124-13

## 一、问题的提出

2016年中央1号文件提出农业供给侧结构性改革,需要解决的两大主要问题是去库存和降低成本,其中,降成本是矛盾的主要方面,成本降下来了,库存问题也就容易解决了<sup>[1]</sup>,降成本是资源配置问题,根本途径在于应用新技术优化资源配置以提高要素生产率<sup>[2]</sup>,基于这样的认知,我国的农业科研投入始终保持稳定增长的趋势,农林牧渔业 R&D 支出从 2005 年的 27.3665 亿元增加到 2012 年的 106.0115 亿元。尽管农业科研投入力度持续加强,但科研成果的转化率较低,根据毛学峰等<sup>[3]</sup>的研究成果,2006—2010 年,我国涉农科研单位农业科技成果转化率为 41%,涉农企业农业科技成果转化率为 47.24%,均处于较低的水平。

基于这样的事实,大量的研究开始关注农户采纳新技术的决策机制,起初的研究多关注决策者的个体差异,认为农户的年龄<sup>[4]</sup>、性别<sup>[5]</sup>、受教育程度<sup>[6]</sup>、接受培训<sup>[7]</sup>等特征因素会影响农

收稿日期:2017-04-25

基金项目:国家自然科学基金项目“罗非鱼产业技术效率与市场竞争力关系研究”(71273135);江苏省高校优势学科建设工程资助项目(PAPD)

作者简介:李博伟,男,南京农业大学经济管理学院博士生,E-mail:1052195380@qq.com;徐翔,女,南京农业大学经济管理学院教授,博士生导师。

户对新技术的采纳,随着研究的进一步深入,新经济地理学派开始将空间因素纳入模型考察农户采纳新技术行为。应瑞瑶和徐斌<sup>[8]</sup>发现在研究农户参与病虫害统防统治行为时,如果忽略空间效应会使得模型的解释力下降,说明空间因素影响农户技术采纳决策,有学者将空间因素归结为信息传播,认为由于新技术推出时间短,加之市场机制不完善容易造成信息缺失,因此农户采纳技术行为存在空间差异的原因是技术信息知识传播程度的空间差异<sup>[9]</sup>,进一步挖掘深层次因素发现,农业技术与实践紧密相连使得许多有价值的信息从“干中学”中总结得来,具有隐性特征,因此农业技术信息知识的传播大量依赖“面对面交流”<sup>[10]</sup>,农业生产集聚中农户与其他经济主体形成的密集网络有利于实现“面对面交流”并传播隐性知识,技术支撑主体嵌入农业生产集聚在完善技术市场的同时丰富了网络的层次,促进新技术的传播<sup>[11]</sup>。那么农业生产集聚及技术支撑主体嵌入是否是影响农户采纳新技术行为的空间因素。本文从社会网络的视角理论分析农业生产集聚及技术支撑主体嵌入通过促进技术信息知识传播对农户采纳技术行为的空间影响,在此基础上以淡水养殖的前沿技术——微生物调水技术<sup>①</sup>为例,以行政村层面的农户采纳技术行为为研究对象<sup>②</sup>,利用江苏、浙江、广西三省的实地调研数据建立空间计量模型,检验淡水养殖集聚及技术支撑主体嵌入通过传播技术信息知识对农户采纳技术行为的空间影响。

## 二、理论分析和研究假说

### (一) 农业生产集聚中社会网络的学习效应

学术界对社会网络的定义尚无统一标准,本文比较认可资源说,即认为社会网络是资源的载体<sup>[12]</sup>。资源嵌入社会网络中,网络成员通过有目的的工具性行动攫取资源<sup>[13]</sup>。其中,信息是嵌入网络中的重要资源形式,在正式制度缺失的情况下,社会网络能够有效减少由于信息缺失造成的效率损失,这一观点已经在劳动力市场被反复证明,关系网络能够帮助求职者获得关键求职信息<sup>[14]</sup>,由于农业生产技术具有隐性特征,其传播依赖于面对面交流,因此社会网络在农业新技术推广过程中发挥信息传播媒介的作用,网络成员间通过交流学习获得知识和技能的提升,弥补技术信息的缺失<sup>[15]</sup>,而农业生产集聚大量同行业经济主体的地理邻近和信任的累积能够有效激发社会网络的学习效应。

#### 1. 地理邻近是网络发挥学习效应的前提条件

农户之间相互邻近使得相互学习的成本下降。其中,直接影响体现经济主体之间联系的时间成本和交通成本下降。间接影响体现在:相互联系的信息搜寻成本下降,由于地理邻近和农业生产的露天性,农户很容易发现周围生产技能领先的精英个体,因此更容易精准联系学习对象,信息搜寻成本下降<sup>[16]</sup>;建立在地理邻近基础上共同的社会、历史和文化背景使得行动的沟通成本、谈判成本以及资源获取成本下降<sup>[17]</sup>,从而让知识共享、技术共享变得容易。与此同时,地理邻近使得相互间深入的沟通交流成为可能,诸如实地取经、接受示范等深层次互动更容易实现,从而有利于获得更多、更准确的信息知识<sup>[9]</sup>。随着集聚内部分工的细化,大量的上下游主体和技术支撑主体聚集在周围,相互邻近满足了网络发挥学习效应的前提条件,同时提高了网络规模、网络强度和网络层次,网络的学习效应增强。

#### 2. 信任的累积有利于网络发挥学习效应

农业生产集聚内容易形成信任机制的原因在于:农业生产集聚内的社会网络必然根植于当

① 养鱼先养水,微生物调水技术相比传统调水技术更有利于养殖效益的提升,但是现实中技术供给主体良莠不齐、技术操作复杂以及缺乏技术中介使得技术市场存在严重的信息缺失,阻碍技术推广。

② 农业技术的隐性特征使得技术传播依赖“面对面交流”,从而使得技术难以在更为宏观的空间层面内传播,因此本文选择以行政村空间层面的农户采纳技术行为为研究对象。

地的乡土社会网络,网络成员之间由血缘、亲缘等情感性纽带连接<sup>[18]</sup>,网络成员之间互惠动机强烈,表现为在工具性行动中嵌入情感因素,能够防范机会主义行为,催生信任机制,从而杜绝虚假信息的传播,提高知识传播效率<sup>[19]</sup>;高水平信任难以通过单次的信任博弈建立<sup>[20]</sup>,而农业生产集聚的形成非一朝一夕,其中的经济主体通过长期交往形成稳定的网络结构,产生并累积信任,当信任累积到一定程度会形成具有普遍约束力的社会规范,从而有效弥补正式制度的缺失,使行动更具效率<sup>[21]</sup>。

(二) 技术支撑主体嵌入农业生产集聚进一步激活社会网络的学习效应

在一个完全由“强关系”构成的“熟人网络”里,各人拥有的信息完全相同,交流无法提高任何一方的知识水平,而“弱关系”连接的双方由于具有非重复的信息,相互联系可以交换信息从而提高双方的知识水平,因此,新经济社会学派关注产业集聚中“弱关系”在创新活动中的作用,认为产业集聚为其中的经济主体提供了接触不同信息中介的机会,促进新知识和思想的传播<sup>[22]</sup>,技术支撑主体作为主要弱关系信息中介在农业产业集聚中的作用被广泛关注,肯尼亚切花产业集群中技术研发企业的嵌入<sup>[23]</sup>,西班牙蔬菜产业集群中跨国公司的嵌入均对农户采用新技术产生正向促进作用<sup>[24]</sup>。而弱关系嵌入网络结构不仅影响农户个体创新行为,还能进一步增强网络的学习效应,本文利用图 1 对此作具体分析。

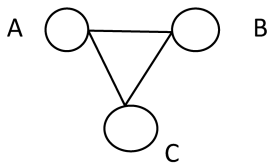


图 1a: 网络结构 (1)

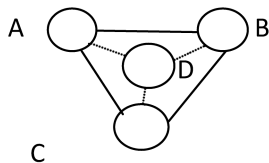


图 1b: 网络结构 (2)

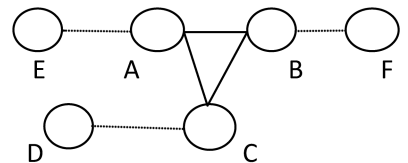


图 1c: 网络结构 (3)

在图 1 所示的三种网络结构中,实线代表强关系连接,虚线代表弱关系连接,图 1a 的网络成员 A、B、C 均通过强关系连接,网络中传递的信息大多是重复和冗余的,不利于传播新知识;图 1b 中,弱关系 D 嵌入 A、B、C 的网络结构,D 能够给 A、B、C 带来新知识,相比图 1a 的网络结构无疑更有利于新知识传播,但由于 D 是唯一嵌入的信息中介,是 A、B、C 与外界联系的唯一桥梁,因此 D 占据了网络中唯一的“结构洞”位置,完全控制了网络内外的信息流动<sup>[25]</sup>,容易造成一言堂,阻碍新知识的流入;图 1c 中,成员 A、B、C 的网络结构中分别嵌入了不同的弱关系,A、B、C 从不同的信息中介获得了差异化的信息,促使 A、B、C 通过相互交流最大化各自掌握的信息量,A、B、C 还能以彼此为桥梁与 D、E、F 产生互动,即网络成员间通过“信息桥”发生互动<sup>[26]</sup>,相比图 1b 的网络结构,图 1c 的网络结构中嵌入了更多弱关系,从而进一步激发了网络的学习效应,促进新知识和新思想的传播。需要说明的是,农业生产集聚规模的扩大促使技术支撑主体的出现,而技术支撑主体的出现推动农业生产集聚进一步发展,二者表现为交互作用。

(三) 网络嵌入市场机制中发挥协同作用

关于社会网络和市场机制的关系存在争议。Stiglitz<sup>[27]</sup>认为社会网络是市场经济的润滑剂,社会网络能够替代一部分市场机制的作用,使得在市场失灵的情况下经济活动依然能够运行。有学者据此认为随着市场机制的不断完善,社会网络及社会资本的作用会减弱<sup>[28]</sup>,即认为社会网络和市场机制存在相互替代的关系;也有学者认为社会资本本身就是市场机制的一部分,社会资本能够在市场化的不同时期提供不同资源,从而嵌入市场化进程影响经济运行,即二者之间存在互补关系<sup>[29]</sup>;还有一种观点认为社会网络和市场机制的关系存在门槛效应,在市场机制不够完善的情况下,社会网络和市场机制呈现互补关系,共同促进经济运行,而在达到或接近完全的市场经济后,社会网络的作用受到限制,相应的证据是从天津、上海、厦门、广州到香港,社会网络的作用随着市场化程度的增强呈现倒“U”型关系<sup>[30]</sup>。相比之下,本文更接受最后一种观点,回归本文的研究主题不难发现,农村市场化程度的提高使得区域参与市场分工成为可能,



进而催生了农业生产集聚、技术支撑主体的出现,是分工细化的表现。与此同时,农业生产集聚和技术支撑主体的出现使得农户工具性社会网络水平大大提高,在现阶段市场仍存在诸多不完善的情况下,网络必然嵌入市场机制发挥协同作用促进技术信息知识的传播扩散。

根据理论分析提出本文的研究假说:

H1:农业生产集聚通过促进技术信息知识传播对农户采纳新技术行为产生正向的空间影响。

H2:技术支撑主体嵌入农业生产集聚通过促进技术信息知识传播对农户采纳新技术行为产生正向的空间影响。

本文待验证的是在养殖集聚及技术支撑主体嵌入通过网络的学习效应传播技术信息知识,从而对农户采纳技术行为产生空间影响,因此,本文的理论模型如下:

$$T_i=f(INF_i,INF_i\times C_i,INF_i\times C_i\times Z_i,S_i,\varepsilon_i)\textsuperscript{①}\tag{1}$$

式(1) $T_i$ 表示第*i*个行政村农户的新技术投入行为; $INF_i$ 表示第*i*个行政村农户对新技术信息的掌握程度,用以检验技术信息知识对采纳技术行为的空间影响; $INF_i\times C_i$ 表示第*i*个行政村农户掌握技术信息程度与该行政村淡水养殖集聚程度的交互项,以检验产业集聚是否能通过促进技术信息知识传播对采纳新技术行为产生空间影响,即研究假说 H1; $INF_i\times C_i\times Z_i$ 表示第*i*个行政村农户掌握技术信息程度、淡水养殖集聚程度和技术支撑主体的交互项,用以检验技术支撑主体嵌入养殖集聚中是否能通过交互作用促进技术信息知识传播对采纳技术行为产生空间影响,即研究假说 H2; $S_i$ 表示行政村内其他可能影响农户采纳新技术行为的特征因素; $\varepsilon_i$ 表示随机扰动项。

### 三、数据来源、模型设置与变量选取

#### (一)数据来源

本文的数据来源于课题组对江苏南京和无锡、浙江湖州、广西南宁三省四市淡水产品养殖户的实地调研,调研分为行政村调研和淡水养殖户调研,村和户一一对接,具体为每个行政村选取 5~6 名农户。其中,农户调研采取调研员与农户一对一访谈的形式进行,调研内容主要关于农户微生物调水技术采纳情况和对微生物调水技术信息知识的掌握情况;行政村调研采取调研员与村党委书记或村长一对一访谈的形式进行,调研内容主要包括村庄用于淡水养殖的土地面积、从事淡水养殖的户数、村庄附近养殖技术支撑主体分布以及村庄水资源禀赋、人均收入等。全部调研共涉及 10 县(区)、14 镇(乡),共获得 59 个有效村级样本和 343 个有效农户样本。

#### (二)模型设置

要验证养殖集聚及技术支撑主体嵌入下技术信息知识的传播及对采纳技术行为的空间影响必须要借助空间计量模型,将式(1)的理论模型转化为如下空间 Durbin 模型。

$$T=\beta_0+\beta_1INF+\beta_2INF\times C+\beta_3INF\times C\times Z+\beta_4S+\beta_5WINF+\beta_6WINF\times C+\beta_7WINF\times C\times Z+\beta_8WS+\rho WT+\varepsilon\tag{2}$$

式(2)中  $T$ 、 $INF$ 、 $C$ 、 $Z$ 、 $S$  等变量与式(1)中所代表的含义一致, $W$  为空间权重矩阵,本文选择邻近空间权重矩阵,采用 queen 邻近计算方法,即矩阵元素在样本村之间有共同边界或共同顶点时取值为 1,否则取值为 0,  $\beta_0$  为常数项, $\beta_1$ — $\beta_8$  为待估参数, $WINF$ 、 $WINF\times C$ 、 $WINF\times C\times Z$ 、

① 本文的理论分析表明技术信息传播是影响空间内农户集中采纳新技术的直接因素,农业集聚及技术支撑主体嵌入通过促进技术信息传播间接产生空间影响,因此,在理论模型中不纳入淡水养殖集聚程度( $C_i$ )的一次项,而通过村级掌握技术信息程度和村级淡水养殖集聚程度的交互项( $TNF_i\times C_i$ )以及村级掌握技术信息程度、淡水养殖集聚程度和技术支撑主体( $TNF_i\times C_i\times Z_i$ )的交互项来反映这一间接作用。

WS、WT 分别考虑了自变量和因变量的空间相关性, $\rho$  为空间自回归系数。

### (三) 变量选取及描述性统计

本文检验淡水养殖集聚及技术支持主体嵌入通过传播技术信息知识对农户采纳技术行为的空间影响。参考以往的研究以及本文的研究需要,选取以下指标作为核心变量。

1. 村庄层面农户技术投入强度。参见王静和霍学喜<sup>[31]</sup>的做法,以每个村样本农户的单位养殖面积微生物制剂投入量的算术平均值表示村庄层面农户技术投入强度。

2. 村庄层面农户掌握技术信息知识水平。设置单一指标难以全面反映农户对技术信息知识的掌握程度,因此,本文从市场信息和使用信息两方面设置指标体系,其中市场信息包括农户掌握微生物制剂产品质量信息和价格信息;使用信息包括操作信息和经验信息,(0=很不同意、1=比较不同意、2=中立、3=比较同意和 4=很同意),由农户自评得出,具体分析时通过因子分析提取公因子,以因子得分衡量农户对技术信息知识的掌握程度,进而以每个村样本农户掌握技术信息公因子得分<sup>①</sup>的算术平均值衡量村庄农户对技术信息知识的总体掌握情况。

3. 行政村淡水养殖集聚程度。宏观上通常采用区位熵来衡量各村淡水养殖集聚程度,计算公式为  $C_i = (E_{id}/E_i)/(E_{id}/E_t)$ ,  $E_{id}$  表示  $i$  地区  $d$  产业的总产出或要素投入,  $E_i$  表示  $i$  地区全部产业的总产出或要素投入,  $E_{id}$  表示全部地区  $d$  产业的总产出或要素投入,  $E_t$  表示全部地区所有产业的总产出或要素投入。本文借助区位熵的定义,以土地和劳动要素集中程度衡量各行政村淡水养殖产业的集聚程度,具体包括以下两个指标:

$$C_{il} = (L_{id}/L_i)/(L_{id}/L_t) \quad (3)$$

式(3)中  $C_{il}$  表示以土地要素集中度衡量的产业集聚指标,其中  $L_{id}$  表示  $i$  村淡水养殖的土地投入,  $L_i$  表示  $i$  村农、林、牧、渔业总土地投入,  $L_{id}$  表示全部 59 个行政村的淡水养殖业土地投入,  $L_t$  表示全部 59 个行政村的农、林、牧、渔业总土地投入。

$$C_{in} = (N_{id}/N_i)/(N_{id}/N_t) \quad (4)$$

式(4)中  $C_{in}$  表示以劳动力要素集中程度衡量的产业集聚指标,  $N_{id}$  表示  $i$  村从事淡水养殖的农户数,  $N_i$  表示  $i$  村总户数,  $N_{id}$  表示全部 59 个行政村从事淡水养殖的农户数,  $N_t$  表示全部 59 个行政村的总户数。

4. 技术支撑主体嵌入。本文将技术支撑主体分为公共技术支撑主体和盈利性技术支撑主体分别予以关注,设置变量:村庄周围是否存在属性为政府或事业单位的淡水养殖技术研发、推广、服务机构(否=0,是=1);村庄周围是否存在属性为私人部门的淡水养殖技术研发、推广、服务机构(否=0,是=1)。

5. 村庄资源禀赋。诱致性变迁理论认为由于农户的技术选择与其生产要素禀赋相匹配<sup>[33]</sup>,因此,生产要素禀赋的空间结构差异使得农户的技术选择行为存在空间差异,而水资源质量直接影响农户对调水技术的需求<sup>[34]</sup>,从而影响微生物调水技术的扩散,因此选取村庄水源是否受到污染变量:水源未受到污染=0;水源受到污染=1。微生物调水技术的使用成本高于传统调水技术,因此设置村庄人均年收入变量衡量资本禀赋。

变量的描述性统计结果如下。

① 由于公因子得分存在负值,不利于真实反映交互项对被解释变量的影响,因此本文将公因子得分标准化映射到[0, 1]区间上,计算公式为:  $\bar{x} = \frac{x - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}}$ , 公式中  $\bar{x}$  表示经过标准化的公因子得分,  $x$  表示未经标准化的公因子得分,  $x_{\max}$ 、 $x_{\min}$  分别表示公因子得分的最大值和最小值。

表 1 变量描述性统计

变量名	代码	指标定义	均值	标准差	最大值	最小值
村庄技术投入强度	T	百元/亩	1.42	1.52	5.68	0
掌握技术信息知识公因子	INF	因子得分	0.49	0.32	1	0
淡水养殖土地集中度	C <sub>L</sub>	见式(3)	1.07	0.66	2.58	0.01
淡水养殖劳动集中度	C <sub>N</sub>	见式(4)	1.05	1.21	4.61	0.03
是否公共技术支撑主体	GOV	0=否;1=是	0.2	0.41	1	0
是否盈利性技术支撑主体	COO	0=否;1=是	0.29	0.46	1	0
水源是否被污染	POL	0=否;1=是	0.49	0.5	1	0
村人均年收入	INCOME	万元/年	1.77	0.62	3.1	0.8

从表 1 可以看出,不同行政村农户微生物调水技术投入强度数据方差较大,说明村级层面的技术使用强度存在较大的差异,表现在有些村庄农户整体技术投入强度很高,而有些村庄农户整体技术投入强度很低。分地区来看<sup>①</sup>,浙江湖州村级技术投入强度的均值最高,达 291.11 元/亩,广西南宁最低,为 68.08 元/亩。行政村层面农户掌握技术水平也存在较大的差异<sup>②</sup>,村级掌握技术信息知识公因子得分超过 0.8 的行政村有 12 个,村级掌握技术信息知识公因子得分低于 0.2 的行政村有 15 个,分地区来看,浙江湖州村级掌握技术水平的均值最高,平均因子得分为 0.82,广西南宁最低,仅为 0.21。

行政村养殖集聚度相对较高。样本村中,淡水养殖土地集中度高于 1 的有 26 个村,占 44.07%,淡水养殖劳动力集中度高于 1 的有 18 个村,占 30.51%;相比之下,浙江湖州地区的淡水养殖集聚程度明显高于其他三个地区,其次集聚程度较高的是无锡,南京和南宁的养殖集聚程度较低。

总体来看,技术支撑主体严重缺失,公共技术支撑主体主要分布在江苏,而盈利性技术支撑主体主要分布在浙江。12 个行政村附近有公共技术支撑主体嵌入,占总样本的 20.34%,其中有 6 个分布在江苏无锡;17 个行政村附近有盈利性技术支撑主体嵌入,占总样本的 28.81%,其中有 12 个分布在浙江湖州。

资源禀赋方面,样本村的水资源质量差异较大,有 29 个行政村的水源受到污染,占总样本的 49.15%;样本村的收入水平差异也较大,江苏无锡各样本村的平均收入水平最高,人均 2.39 万元/年;其次为浙江湖州,人均 2.11 万元/年;江苏南京为 1.52 万元/年;广西南宁最低,仅为 1.17 万元/年。

四、实证模型结果

(一) 主要变量的空间相关性描述

目前最常被用来描述空间相关性的指标是莫兰指数 (Moran's I),该指数可以视为观测值与其空间滞后的相关系数,系数为正表示正自相关,系数为负表示负自相关,用公式表达为:

$$I=\frac{\sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{S^2\sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^nw_{ij}}$$

(5)

其中  $S^2$  是样本方差,  $w_{ij}$  为邻近空间权重矩阵的元素,  $\sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^nw_{ij}$  是全部空间权重之和,  $I>0$

① 分地区的数据受篇幅限制未在文中列示,感兴趣的可向作者索要。

② 掌握技术信息知识的因子分析的可行性检验结果显示 KMO 值为 0.771, Bartlett 球形检验的近似卡方值为 1253.360 且在 1% 的水平上通过检验,因此适合因子分析。4 个指标提取了一个公因子,且公因子解释了总方差的 80.804%,提取的公因子适合用作分析。

表明变量间存在正的空间相关性,即高值与高值邻近或低值与低值邻近; $I<0$  表明变量间存在负的空间相关性,即高值与低值邻近; $I=0$  表明变量间不存在空间相关性。用 stata11.0 定义空间邻近矩阵,测算村庄层面新技术投入强度和掌握新技术信息的莫兰指数  $I$ ,并对结果做双边检验,同时测算了吉尔里指数  $C$  和 Getis-Ord 指数  $G^{①}$  以确保结果的稳健性。

表 2 主要变量的空间相关性检验

变量	$I$	$I$ 检验值	显著性水平	$C$	$C$ 检验值	显著性水平	$G$	$G$ 检验值	显著性水平
T	1.042	14.248	0.000	0.646	-1.950	0.051	0.276	10.803	0.000
INF	0.810	10.871	0.000	0.280	-6.964	0.000	0.155	6.575	0.000

行政村层面的微生物调水技术投入强度的莫兰指数、吉尔里指数和 Getis-Ord 指数均为正值,其中莫兰指数和 Getis-Ord 指数在 1%的水平上通过双边检验,吉尔里指数在 10%的水平上通过双边检验;行政村层面农户掌握技术信息知识的莫兰指数、吉尔里指数和 Getis-Ord 指数均为正值且全部在 1%的水平上通过双边检验。结果说明行政村层面的农户技术投入强度和掌握技术信息知识存在显著正向的空间相关性,即相邻村庄的农户技术投入强度和掌握技术水平显著正相关。进一步检验 59 个行政村的局部空间莫兰指数<sup>②</sup>,结果显示 10 个行政村微生物调水技术投入强度的莫兰指数为正且至少在 10%的水平上通过显著性检验,10 个村全部位于浙江湖州市,说明该地区村级层面技术投入强度存在显著的空间正相关性,由于浙江湖州各样本村的村级技术投入强度均值最高,相应的空间正相关性表现为技术投入强度高的村庄相互邻近;27 个行政村掌握技术信息知识的莫兰指数为正且至少在 10%的水平上通过显著性检验,其中 15 个位于浙江湖州、12 个位于广西南宁,说明这两个地区村级层面农户掌握技术水平存在显著的空间正相关性,所不同的是,浙江湖州各样本村的村级掌握技术水平均值最高,相应的空间正相关性表现为掌握技术水平高的村庄相互邻近,而广西南宁各样本村的村级掌握技术水平均值最低,相应的空间正相关性表现为掌握技术水平低的村庄相互邻近;在对两个变量局部莫兰指数的测算中,没有行政村显著为负值,说明无论是全局还是局域空间内,行政村层面技术投入强度和掌握技术水平均不存在空间负相关性。

(二) 空间计量模型回归结果

本文以土地要素集中度和劳动要素集中度两个指标衡量行政村的淡水养殖集聚程度,并分别代入空间杜宾模型(SDM)中,采用极大似然估计对式(2)进行估计。但 Lesage and Pace<sup>[35]</sup>认为模型的回归系数不能直接用来度量自变量对因变量的空间效应,需要采用偏微分方法将自变量对因变量的空间效应分解为直接效应、间接效应和总效应,其中直接效应是自变量对本区域内的直接影响,间接效应是自变量对邻近区域的溢出效应,总效应是直接效应和间接效应的算术加总。为了确保空间杜宾模型结果的稳健性,本文另外用空间自回归模型(SAR)和空间误差模型(SEM)进行估计,在对三组空间计量模型进行估计之前,需要先检验空间效应,对空间误差的检验表明,土地要素集中度模型在 5%的水平上通过了 Lagrange multiplier 检验,劳动要素集中度模型分别在 10%和 1%的水平上通过了 Moran's I 检验和 Lagrange multiplier 检验;对空间滞后的检验表明,土地要素集中度模型和劳动要素集中度模型均在 1%的水平上通过了 Lagrange multiplier 检验和 Robust Lagrange multiplier 检验。结果表明自变量对因变量的影响存在空间溢出效应。空间计量模型的估计结果如下。

① 受限于篇幅,吉尔里指数  $C$  和 Getis-Ord 指数  $G$  的计算公式在文中不予列出,具体可参见陈强:《高级计量经济学及 Stata 应用》。

② 受限于篇幅,59 个行政村的局部莫兰指数及检验结果此处不予详细汇报。

表 3 空间计量模型回归结果

变量	SAR		SEM		SDM	
	SAR( 1)	SAR( 2)	SEM( 1)	SEM( 2)	SDM( 1)	SDM( 2)
常数项	0.6065 *	0.287	0.7085	0.4494	0.7302 *	0.4285
	( 1.7152)	( 0.7786)	( 1.4614)	( 0.7933)	( 1.6554)	( 1.1482)
<i>INF</i>	0.3292	-0.5634	0.9432	-0.5014	-0.6613	-0.6997
	( 0.4327)	( -1.0615)	( 1.3023)	( -0.9073)	( -0.6792)	( -0.6295)
<i>INF</i> × <i>C<sub>L</sub></i>	0.9623 * *		0.6447		1.4392 * *	
	( 2.1486)		( 1.5294)		( 2.5298)	
<i>INF</i> × <i>C<sub>N</sub></i>		0.4232		0.2465		0.9795 *
		( 0.7752)		( 0.4573)		( 1.7422)
<i>INF</i> × <i>C<sub>L</sub></i> × <i>GOV</i>	0.4855		0.5528		0.7326 * *	
	( 1.5492)		( 1.6184)		( 2.0463)	
<i>INF</i> × <i>C<sub>N</sub></i> × <i>GOV</i>		0.5092 *		0.6606 * *		0.2182
		( 1.8203)		( 2.2919)		( 0.3617)
<i>INF</i> × <i>C<sub>L</sub></i> × <i>COO</i>	-0.0856		0.2464		0.7878	
	( -0.2451)		( 0.6492)		( 1.3583)	
<i>INF</i> × <i>C<sub>N</sub></i> × <i>COO</i>		1.8664 * * *		2.2843 * * *		1.1941 * *
		( 2.9499)		( 3.6366)		( 2.0607)
<i>POL</i>	0.2394	0.0827	0.3124	0.1312	0.1769	0.162
	( 0.9604)	( 0.3091)	( 1.2652)	( 0.4993)	( 0.6786)	( 0.6311)
<i>INCOME</i>	-0.4395 * *	-0.3353	-0.3929	-0.2436	-0.0353	-0.1156
	( -2.0201)	( -1.4587)	( -1.3883)	( -0.7444)	( -0.083)	( -0.269)
<i>W</i> × <i>INF</i>					-1.9865	-0.1328
					( -1.12)	( -0.2932)
<i>W</i> × <i>INF</i> × <i>C<sub>L</sub></i>					0.8331	
					( 0.7014)	
<i>W</i> × <i>INF</i> × <i>C<sub>N</sub></i>						1.1469 *
						( 1.7092)
<i>W</i> × <i>INF</i> × <i>C<sub>L</sub></i> × <i>GOV</i>					-0.9418	
					( -1.5929)	
<i>W</i> × <i>INF</i> × <i>C<sub>N</sub></i> × <i>GOV</i>						-1.3268
						( -1.4634)
<i>W</i> × <i>INF</i> × <i>C<sub>L</sub></i> × <i>COO</i>					1.2602 *	
					( 1.8153)	
<i>W</i> × <i>INF</i> × <i>C<sub>N</sub></i> × <i>COO</i>						1.1879 * *
						( 2.3169)
<i>W</i> × <i>POL</i>					0.6439	2.0701 *
					( 1.2773)	( 1.8152)
<i>W</i> × <i>INCOME</i>					-0.2155	-0.1344
					( -0.4539)	( -0.2804)
<i>ρ</i>	0.342 * * *	0.386 * * *			0.266 * *	0.258 * *
	( 3.1732)	( 3.7884)			( 2.0039)	( 1.9972)
<i>λ</i>			0.355 * * *	0.427 * * *		
			( 2.9299)	( 3.8768)		
R <sup>2</sup>	0.6418	0.5475	0.689	0.6312	0.6986	0.6785
loglikelyhood	-53.9014	-59.3755	-54.5369	-60.2895	-51.2414	-53.0204

注:括号内是渐进 t 统计值;\*、\* \*、\* \* \* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。



回归结果显示,空间滞后项  $\rho$  的符号均为正,并且在 SAR 模型中通过 1% 水平的显著性检验,在 SDM 模型中通过 5% 水平的显著性检验;SEM 模型中空间误差项  $\lambda$  的符号为正且在 1% 的水平上通过显著性检验,三种空间计量模型的回归结果再次验证了行政村层面的技术投入强度存在显著正的空间相关性。相比之下,SDM 模型的  $R^2$  和 Log 值均高于另两种模型,模型拟合效果更好。因此本文以 SDM 模型的估计结果为准对自变量的影响方向和显著性检验做如下汇报,村级层面掌握技术信息知识的单独项 ( $INF$ ) 没有对村庄层面调水新技术投入强度产生显著影响,原因是在许多样本村,微生物调水技术信息没有得到有效传播;掌握技术信息知识和村庄淡水养殖土地要素集中度的交互项 ( $INF \times C_L$ ) 系数符号为正且在 5% 的水平上显著,技术信息知识和村庄淡水养殖劳动要素集中度的交互项 ( $INF \times C_N$ ) 系数符号为正且在 10% 的水平上显著,结果表明养殖集聚通过提升本村农户对技术信息知识的整体掌握水平,显著促进了本村农户整体采纳技术强度,原因在于养殖集聚内密集的网络发挥学习效应,使得农户整体掌握技术水平提高,从而使得整体使用技术强度提高;技术信息知识、淡水养殖土地集中度和公共技术支撑主体交互项 ( $INF \times C_L \times GOV$ ) 的系数符号为正且在 5% 的水平上显著,技术信息知识、淡水养殖劳动集中度和盈利性技术支撑主体交互项 ( $INF \times C_N \times COO$ ) 的系数符号为正且在 5% 的水平上显著,结果表明技术支撑主体嵌入养殖集聚通过提升本村农户对技术信息知识的整体掌握水平,显著促进了本村农户整体采纳技术强度,原因在于技术支撑主体作为弱关系嵌入集聚网络中,是新知识和新思想传播的主要源头,进一步推动了新技术的传播。以上回归结果表明养殖集聚及技术支撑主体嵌入可能促使技术信息知识在本村空间内的传播,从而促使本村范围内农户采纳技术强度的提升,而空间直接效应是否存在需要通过空间效应分解作进一步检验。

在空间滞后项的回归结果中, $W \times INF \times C_N$ 、 $W \times INF \times C_L \times COO$  的系数符号为正且在 10% 的水平上显著, $W \times INF \times C_N \times COO$  的系数符号为正且在 5% 的水平上显著, $W \times POL$  的系数在模型 SDM (2) 中为正且在 10% 的水平上显著,结果表明养殖集聚、养殖集聚中嵌入技术支撑主体可能促使技术信息知识扩散到邻近村庄,从而技术信息知识对邻近村庄农户采纳技术行为产生溢出效应;村庄水资源禀赋对邻近村庄农户采纳技术行为的影响可能存在空间溢出效应,而空间溢出效应是否存在需要通过空间效应分解作进一步检验。

(三) 空间效应分解

MATLAB 软件对空间效应的分解结果如下。

表 4 空间效应分解结果

变量	直接效应	间接效应	变量	直接效应	间接效应
$INF$	-0.8547 (-0.7786)	-2.6845 (-1.0714)	$INF$	0.971 (1.3359)	-2.3193 (-1.5049)
$INF \times C_L$	1.5362 ** (2.3439)	1.4832 (0.9124)	$INF \times C_N$	1.0465 * (1.6971)	1.2658 (0.8429)
$INF \times C_L \times GOV$	0.6542 * (1.8697)	-0.9571 (-1.3851)	$INF \times C_N \times GOV$	0.4395 (1.6151)	-1.2319 (-1.0245)
$INF \times C_L \times COO$	-0.6468 (-1.1842)	1.3376 * (1.7667)	$INF \times C_N \times COO$	1.0642 * (1.7864)	1.3166 ** (2.0143)
$POL$	0.2383 (0.8614)	0.884 (1.3713)	$POL$	-0.1771 (-0.654)	0.544 ** (2.0265)
$INCOME$	-0.0421 (-0.1103)	-0.2844 (-0.5838)	$INCOME$	-0.0928 (-0.2305)	-0.1298 (-0.2603)

注:括号内是渐进 t 统计值,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;空间总效应等于空间直接效应和间接效应的算术加总,本文受限于篇幅未予列出。

1.技术信息知识的空间效应。行政村层面掌握技术信息知识( $INF$ )的直接效应和间接效应均不显著,结果表明,总体上掌握技术信息知识没有对本村和邻近村庄农户采纳技术行为产生显著的空间影响,原因在于,从样本总体来看,微生物调水技术信息知识没有获得有效的传播。

2.养殖集聚的空间效应。村级掌握技术水平和淡水养殖土地要素集中度交互项( $INF\times C_L$ )、村级掌握技术水平和淡水养殖劳动要素集中度交互项( $INF\times C_N$ )的空间直接效应均为正且分别在 5%和 10%的水平上通过显著性检验,两个变量的间接效应均不显著。结果表明,养殖集聚能够促使技术信息知识在本村内的传播,从而提高本村农户整体掌握技术水平,促使本村农户整体采纳技术强度的提高;但是养殖集聚无法促使技术信息知识传播到邻近村庄,从而无法促使技术信息知识对邻近村庄农户采纳技术行为产生显著的溢出效应。本文从网络视角对该结果做如下解释:一方面农业技术隐性特征使得网络成员间必须通过高强度的互动才能有效传播信息知识,尽管相邻村庄距离很近,但实现高强度互动的难度很大;另一方面乡土社会网络的地缘属性使得信息知识传播具有空间上的局限性,表现为同村农户之间具有更强的互惠动机,而与其他村农户之间互惠动机较弱,因此形成了一个闭合结构的网络,不同网络之间相互联系存在壁垒效应,从而限制了网络传播信息的范围。

3.技术支撑主体嵌入养殖集聚的空间效应。村级掌握技术水平、淡水养殖土地要素集中度和公共技术支撑主体交互项( $INF\times C_L\times GOV$ )的空间直接效应为正且在 10%的水平上显著,村级掌握技术水平、淡水养殖土地要素集中度和盈利性技术支撑主体交互项( $INF\times C_L\times COO$ )的空间间接效应为正且在 10%的水平上显著,村级掌握技术水平、淡水养殖劳动要素集中度和盈利性技术支撑主体交互项( $INF\times C_N\times COO$ )的空间直接和间接效应均为正且分别在 10%和 5%的水平上显著,空间间接效应大于直接效应。结果表明技术支撑主体和养殖集聚的交互作用进一步促使技术信息知识传播并对农户采纳技术行为产生显著的空间效应。其中,公共技术支撑主体嵌入养殖集聚能够促使技术信息知识在本村内的传播,但不能促使技术信息知识传播到邻近村庄,因此公共技术支撑主体嵌入通过提高本村农户整体掌握技术水平,促使本村农户整体采纳技术强度的提高,但不能促使技术信息知识对邻近村庄农户采纳技术行为产生显著的溢出效应。而盈利性技术支撑主体嵌入养殖集聚不仅能促使技术信息知识在本村的传播,还能促使其传播到邻近村庄,因此不仅通过提高本村农户整体掌握技术水平,促使本村农户整体采纳技术强度的提高,还能促使技术信息知识对邻近村庄农户采纳技术行为产生显著的溢出效应,且后者的影响程度大于前者。

本文对该结果从三个角度进行解释:从机构属性来看,公共技术支撑主体属于政府机构,其开展技术服务工作的主要目的在于完成行政任务;而盈利性技术支撑主体属于市场机构,追求利润最大化是其主要动机,因此相比公共技术支撑主体的工作动力更足,对农户采纳新技术行为的空間影响更大。从技术服务模式来看,农户在公共技术服务中处于被动地位,接受的技术信息往往并非所需;而盈利性技术支撑主体以农户为主导,因此能够精准传播技术,从而对农户采纳新技术行为的空間影响更大。从网络的视角来看,首先公共技术支撑主体带有“官员”属性,相比之下,盈利性技术支撑主体更加“亲民”,因此与农户更容易形成紧密的网络;其次,基于行政建制的公共技术支撑主体流动性较差,比如基层的农技推广员有其相对固定的责任区域,容易形成“固化”的网络,使得信息知识的传播局限于本村内,而私人技术支撑主体出于拓展业务的需要往往会立足于中心城镇,在通过自身传播技术的同时,为附近各个村庄的淡水养殖从业者提供相互交流学习的场所和平台。因此,盈利性技术支撑主体通过发挥纽带作用促进了相邻村庄间农户的交流,从而促使技术信息知识在相邻的村庄间传播并对采纳技术行为产生显著的空间溢出效应,并且盈利性技术支撑主体产生的空间溢出效应大于空间直接影响。湖州市菱湖镇淡水养殖行业的早茶文化是典型的现实案例。调研中发现,每天清晨,在菱湖渔业协

会、庆渔堂等大大小小的养殖技术服务机构内聚集了许多来自周边的养殖从业人员,他们或是出于业务需要,或是单纯为了喝茶聊天相聚在一起,在不经意的闲谈间,大量的隐性技术知识获得传播。

4.资源禀赋的空间效应。在对模型 SDM(2)的空间效应分解中,村庄水源受到污染(POL)的空间直接效应不显著,但间接效应为正且在 5%的水平上显著,结果表明水资源禀赋对本村农户采纳技术行为影响不显著,但对邻近区域农户采纳技术行为存在显著的溢出效应,原因在于相邻地区往往具有相似的水资源禀赋,因此水体环境对采纳技术行为影响的空间效应不局限于本村范围内。村庄人均年收入(INCOME)的空间直接效应和间接效应在模型 SDM(1)、SDM(2)中均不显著,说明资本禀赋对农户采纳技术行为的空间影响不显著,可能原因是调研区域多位于省会城市和比较发达的东部城市,虽然彼此间收入水平有所差异,但均高于使用微生物调水技术的价格门槛,因此该变量对采纳技术行为影响的空间效应在本文中不显著。

#### (四)内生性检验

淡水养殖集聚程度和农业新技术投入强度之间可能存在互为因果的关系,因此怀疑淡水养殖集聚程度变量存在内生性,为便于检验,本文将模型简化为如下形式:

$$T=\beta_0+\beta_1C_L+\beta_2S+\varepsilon \quad (6)$$

式(6)中  $T$  表示农户新技术投入强度,解释变量只包含以土地要素集中度衡量的村庄淡水养殖集聚程度( $C_L$ )和村庄控制变量( $S$ ),选取工具变量法检验变量的内生性,所选择工具变量既要与怀疑的内生变量  $C_L$  高度相关,同时要与模型的随机扰动项不相关,因此本文选取行政村距中心镇距离作为工具变量,距中心镇近的行政村市场更加完善,从而有利于农业集聚的形成和发展,弱识别检验结果显示最小特征值为  $14.0344>10$ ,工具变量与怀疑的内生变量间具有较高的相关性,故所选工具变量是合适的。在此基础上用所选工具变量进行 Hausman 检验,结果显示模型的内生统计量为 1.15,相应伴随概率为 0.2825,因此不能拒绝  $C_L$  是外生变量的原假设,故认为本文中淡水养殖集聚程度不具有内生性,模型结果是稳健的。分析原因认为,尽管农业新技术的推广应用能够促进区域内农业集聚的形成和发展,但是一方面微生物调水技术仅仅是众多淡水养殖前沿技术中的一个,单个技术的应用对区域农业集聚发展的促进作用有限;另一方面技术进步对区域农业集聚的影响必然存在滞后效应,微生物调水技术推出时间较短,其对区域农业集聚的影响可能尚未体现。

## 五、结论与启示

### (一)主要结论

本文通过理论分析认为农业生产集聚及技术支撑主体嵌入能够激发社会网络的学习效应,促进新技术信息知识的传播与扩散,从而对农户采纳新技术产生空间影响。实证研究的主要结论有:(1)农户采纳技术行为和掌握技术水平在行政村层面表现出明显的空间特征,行政村层面农户技术投入强度和掌握技术水平的差异显著且在相邻村庄之间存在显著的正相关性。(2)村级掌握技术水平对农户采纳技术行为没有产生显著的空间效应,说明在许多地区,微生物调水技术信息知识没有获得有效传播。(3)养殖集聚及技术支撑主体嵌入对农户采纳新技术行为产生空间影响,具体表现在对本村空间的直接效应和对邻近村庄的溢出效应。养殖集聚能够促使技术信息知识在本村空间内传播,从而显著促使本村空间内技术使用强度的提升,但不能促使技术信息知识对邻近村庄农户采纳技术行为产生显著的溢出效应;技术支撑主体嵌入养殖集聚产生交互作用,进一步促进技术信息知识传播并对农户采纳技术行为产生空间影响,其中,公共技术支撑主体嵌入养殖集聚能够促使技术信息知识在本村传播,从而显著正向影响



本村空间内农户采纳技术强度,但不能促使技术信息知识对邻近村庄农户采纳技术行为产生显著的溢出效应;盈利性技术支撑主体嵌入养殖集聚不仅促使技术信息知识在本村内传播,还能促使技术信息知识扩散到邻近村庄,从而对农户采纳技术行为产生显著的空间直接效应和溢出效应。(4)水资源禀赋对邻近村庄农户采纳微生物调水技术行为存在显著的空间溢出效应。

## (二)主要启示

本文获得的主要启示有:(1)坚持优化农业产业布局,充分发挥资源禀赋比较优势,形成具有区域特色的农业生产集聚,通过形成集聚激活社会网络的学习效应促进新技术的传播;(2)要增强相邻村庄之间的互动交流,促进网络结构的相互融合以打破信息传播的壁垒,扩大网络传播信息知识的范围;(3)在农业生产集聚发展的同时积极引导产业分工的进一步深化,增加技术支撑主体嵌入是传统农业生产集聚突破发展瓶颈的必由之路,在此基础上应当增加公共技术支撑主体的区域流动性和相互间的交流,让农户与公共技术支撑主体双向对接并在技术服务中占据主导地位,同时积极扶持、监督、规范盈利性技术支撑主体;(4)农业生产集聚和技术支撑主体嵌入对农业新技术采纳的空间影响是社会网络嵌入市场机制中发挥协同效应的结果,强化协同效应就必须一方面深化农村市场化改革以形成有效的制度法规,另一方面注重信任、规范等社会资本的积累;(5)技术支撑主体的出现归根结底是农业生产集聚内分工深化的外在表现,二者表现出相互促进的协同效应,促进区域内新技术的推广应用,由此带来的生产效率和分工经济反过来促进农业生产集聚的发展和技术支撑主体的完善。因此,从长期来看,农业生产集聚、技术支撑主体和农业新技术推广存在动态相互促进的关系。

## 参考文献:

- [1]许经勇.农业供给侧改革与提高要素生产率[J].吉首大学学报(社会科学版),2016(3).
- [2]西奥多 W 舒尔茨.改造传统农业[M].梁小民,译.上海:商务印书馆,2006.
- [3]毛学峰,孔祥智,辛翔飞,等.我国“十一五”时期农业科技成果转化现状与对策[J].中国科技论坛,2012(6).
- [4]Rahman S. Farm-level Pesticide Use in Bangladesh Determinants and Awareness[J]. Agriculture, Ecosystems and Environment, 2003 (95).
- [5]Doss C R, Morris M. How does Gender Affect the Adoption of Agricultural Innovations? The Case of Improved Maize in China[J]. Agricultural Economy, 2001 (1).
- [6]储成兵,李平.农户对转基因生物技术的认知及采纳行为实证研究——以种植转基因 Bt 抗虫棉为例[J].财经论丛,2013(1).
- [7]Rustam R. Effect of Integrated Pest Management Farmer Field School( IPMFFS) on Farmers, Knowledge, Farmers, Groups Ability, Process of Adoption and Diffusion of IPM in Jember District[J]. Journal of Agricultural Extension and Rural Development, 2010 (2).
- [8]应瑞瑶,徐斌.农户采用农业社会化服务的示范效应分析[J].中国农村经济,2014(8).
- [9]Krugman P. Geography and Trade[M]. Cambridge: MIT Press, 1991.
- [10]Nonaka R A. Dynamic Theory of Organizational Knowledge Creation[J]. Organizational Science, 1994 (1).
- [11]卫龙宝,李静.农业产业集群内社会资本和人力资本对农民收入的影响——基于安徽省茶叶产业集群的微观数据[J].农业经济问题,2014(12).
- [12]Coleman J S. Social Capital in the Creation of Human Capital[J]. American Journal of Sociology, 1988(94).
- [13]Lin Nan. Social Capital: A Theory of Social Structure and Action[M]. Cambridge University Press, 2002.
- [14]Bian Yanjie. Urban Occupations Mobility and Employment Institutions: Hierarchy, Market and Networks in a Mixed System in Creating Wealth and Poverty in China[M]. Stanford: Stanford University Press, 2008.
- [15]朱月季,高贵现,周德翼.基于主体建模的农户技术采纳行为的演化分析[J].中国农村经济,2014(4).
- [16]Scott A J. Flexible Production Systems: Analytical Tasks and Theoretical Horizons—a Reply to Lovering[J]. Inter-



- national Journal of Urban and Regional Research, 1995(15).
- [17] 王战营. 交易费用, 网络协同与产业结构优化——兼论政府干预产业集群发展的经济效应[J]. 财政研究, 2012(10).
- [18] Giuliani E. The Selective Nature of Knowledge Networks in Clusters: Evidence from the Wine Industry [J]. Journal of Economy Geography, 2007(2).
- [19] Ottati G D. Trust, Interlinking Transactions and Credit in the Industrial District[J]. Cambridge Journal of Economics, 1994(6).
- [20] 吴德进. 企业间专业化分工与产业集群组织发展——基于交易费用的分析视角[J]. 经济学家, 2006(6).
- [21] Putnam R. Social Capital: Measurement and Consequences. Isuma[J]. Canadian Journal of Policy Research, 2001(2).
- [22] Granovetter M S. "Afterward" in Getting a Job[M]. Chicago: University of Chicago Press, 1995.
- [23] Hornberger K, Nidiritu N, Ponce-Brito L, et al. Kenya's Cut Flower Cluster[M]. Harvard Business School: Institute for Strategy and Competiveness, Cambridge, MA, 2007.
- [24] Perez-Mesa J C, Galdeano-Gomez E. Agrifood Cluster and Transfer of Technology in the Spanish Vegetables Exporting Sector: the Role of Multinational Enterprises [J]. Agricultural Economics, 2010(10).
- [25] Burt R S. Structural Holes and Good Ideas[J]. The American Journal of Sociology, 2004(2).
- [26] 孙晓娥, 边燕杰. 留美科学家的国内参与及其社会网络——强弱关系假设的再探讨[J]. 社会, 2011(2).
- [27] Stiglitz J. Social Capital: A Multi-facted Perspective[R]. Washington, DC: World Bank. 2000.
- [28] 张爽, 陆铭, 章元. 社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强? ——来自中国农村贫困的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2017(2).
- [29] 赵剑治, 陆铭. 关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析[J]. 经济学(季刊), 2009(1).
- [30] 边燕杰. 城市居民社会资本的来源及作用: 网络观点与调查发现[J]. 中国社会科学, 2004(3).
- [31] 王静, 霍学喜. 农户技术选择对其生产经营收入影响的空间溢出效应分析——基于全国七个苹果主产省的调查数据[J]. 中国农村经济, 2015(1).
- [32] Hayami Y, Ruttan V W. Agricultural Development: An International Perspective[M]. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1985.
- [33] Krugman P. First Nature, Second Nature and Metropolitan Location[J]. Journal of Regional Science, 1993(2).
- [34] 陆建珍. 水产微生物调水技术经济效益、环境效益与技术采纳研究[D]. 南京: 南京农业大学, 2015.
- [35] Lesage P, Pace R K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. Florida: CRC Press, 2009.

(责任编辑: 宋雪飞)