

科技创新对农业经济增长的外溢 效应及其衰减边界 ——基于空间杜宾模型的分析

张益 宋洪远¹

【摘要】本文基于2000~2019年中国大陆除西藏外30个省份的面板数据,运用空间杜宾面板模型(SDM)实证分析科技创新对中国农业经济增长的空间溢出效应及其衰减边界。结果发现:(1)以农业专利衡量的科技创新不仅显著促进了本地区农业经济增长,还通过空间溢出效应显著地促进了周边地区尤其是技术距离邻近省份的农业经济增长;(2)考虑地理区位因素,科技创新对农业经济增长的促进作用和空间溢出效应在经济发达的东部地区都表现的更加突出,而在经济欠发达的中西部地区则不显著;(3)科技创新对农业经济增长的空间溢出效应存在着明显的区域边界,在500公里以内为空间溢出效应的密集区域,超出上述距离范围空间溢出效应迅速衰减直至不显著。

【关键词】科技创新 空间溢出 空间衰减边界 农业经济增长

【中图分类号】F324.3 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1003-7470(2022)-05-0116(09)

一、引言

现代农业发展的根本出路在科技创新。尤其是考虑到当下我国农业生产经营成本高涨、耕地和水资源约束趋紧以及高强度化学农业不可持续的国情,依靠科技创新推动农业转型就显得尤为重要。然而,我国农业科技投入偏低是不争的事实。根据《中国科技统计年鉴》数据,2019年我国农业研发经费投入210.85亿元,仅为当年第一产业增加值的0.3%,不仅远低于发达国家3%~6%的水平,而且也低于联合国粮农组织确定的1%的农业研发强度适当标准。^[1]

鉴于农业科技发展的极端重要性和我国农业科技投入长期不足的困境,如何充分挖掘和发挥农业科技创新对农业经济增长的促进作用,成为政策层和学术界共同关注的热点问题。理论上,科技创新可通过多种途径促进农业经济增长。一方面,科技创新可通过良种、良药、良肥、良技(如机械设备、生物技术)的开发与使用所实现的生产力提高,直接作用于农业增长;另一方面,科技的创新和进步可以改进投入要素的效率和产出的质量(如创造新产品、新市场),进而促进农业增长。此外,发展农业科技还能够最大限度减少农业生产外部环境的不确定因素(如天气、自然灾害),降低农业增长的风险。^[2]一些文献基于内生增长理论,将农业科技创新作为一种新的生产要素引入生产函数测算发现,科技创新对中国农业增长有较高的贡献水平,持续增加的农业科技投入是中国农业快速增长的一个重要原因。^[3-5]但这些研究大多建立在地区之间相互独立的假设基础上,即认为某地区农业经济增长仅取决于本地区农业科技投入水平,而忽略了其他地区农业科技创新溢出对本地区农业生产的作用。空间溢出是农业科技创新活动的重要特征之一。当一个地区因其他地区的科技创新受益却不用对此承担成本时,溢出就发生了。^[6]大量研

¹作者简介:张益 博士后 北京大学经济学院 北京市 102213

宋洪远 教授 华中农业大学乡村振兴研究院 湖北武汉 430070

基金项目:本文系海南省社会科学基金项目“海南省农户农地流转行为及其收入效应研究”(编号:HNSK(ZC)19-20)、国家自然科学基金青年科学基金项目“收入性补贴对粮食生产率的影响:作用机理、实证分析与政策优化”(编号:71803094)、国家重点研发计划“化肥农药减施增效管理政策创设研究”(编号:2016YFD0201304)的阶段性研究成果。宋洪远为本文通讯作者。

究证实农业科技创新存在显著的空间溢出效应,这种效应表现为,某个地区的农业科技创新不仅对当地农业生产有显著影响,而且还会通过空间扩散对周边地区的农业生产产生辐射作用。^[7-9]特别是近年来,高速公路等交通基础设施和互联网、移动通讯工具等信息化手段的日益改善以及农业社会化服务的快速发展,为农业科技创新空间溢出效应的发挥提供了技术保障,区域溢出效应愈加明显。然而,正如 Lim 强调指出的,尽管技术溢出的事实具有明确的地理成分,但在经济分析中该作用却本质上被忽略了,^[10]以至于具体的溢出效果究竟如何依然莫衷一是。如陈鸣和邓荣荣发现,省份间农业科技溢出显著促进了本省农业生产率增长。^[11]沈能和赵增耀发现,农业科研投资的减贫效应存在空间外溢性。^[12]但吴雪莲却发现,农业科技创新空间外溢所产生的知识共享会造成创新激励缺乏,进而抑制该地区的农业经济增长。^[13]显然,这不仅涉及到对农业科技创新与农业经济增长关系的理解,更关涉到回归分析方法的选择——如果农业科技创新具有空间外溢性和空间集聚特征,则需要引入空间计量模型分析才是适当的,否则可能产生错误的结论。^[14]

基于以上文献回顾可知,虽然针对农业科技创新的空间溢出效应的研究已逐步兴起,但对于这种空间溢出如何影响农业经济增长以及有何影响还有待进一步探讨。此外,已有文献在讨论农业科技创新的空间溢出效应时,都假定省际间空间溢出是匀质的。Verspagen 等指出,受地理距离与吸收能力约束,并非所有个人、机构或区域都能得到外溢的好处。^[15]事实上,由于农业产业特性、社会经济环境差异、制度壁垒等原因,农业科技创新的空间溢出也会存在一定的溢出边界。从掌握的文献看,国内关于这一内容目前尚无太多研究。与本文研究比较接近的是解涛等,该研究证实了各省以农业专利授权量表征的农业科技创新显著受到周边省份的影响,并且创新知识在地理临近的省份更有利于传播与扩散,^[16]但并没有明确这种溢出的区域边界。

本文的主要贡献在于克服上述不足,并从以下三个方面对已有研究进行拓展:一是在研究视角上,将科技创新对农业经济增长的影响扩展至从空间维度研究,发现科技创新对中国农业经济增长具有显著的空间溢出,弥补了传统未考虑空间溢出效应模型低估农业科技创新贡献的缺陷;二是在研究内容上,在已有研究强调农业科技创新会产生空间溢出的基础上,通过构建具有距离递进功能的空间权重矩阵序列,进一步测度了其具体溢出范围;三是在研究方法上,空间权重矩阵的设定除了文献常用的地理特征权重矩阵外,还构造了考虑技术影响力的技术距离权重矩阵,能更好地捕捉地区间农业科技创新的空间关联效应。

二、研究设计与数据来源

1. 实证模型设定

本文使用空间杜宾模型来检验农业科技创新对农业经济增长的空间溢出效应。作为空间计量模型的标准起点,空间杜宾模型不仅是研究空间溢出的有效工具,而且无论原始数据满足何种(空间滞后、空间误差、空间杜宾或者空间自相关)数据生成过程,其都能够得到参数的无偏估计。^[17]在传统柯布一道格拉斯生产函数基础上,本文构建如下形式的空间面板杜宾模型:

$$\begin{aligned} \text{gap}_{it} = & \delta \text{innov}_{it} + \kappa X_{it} + \rho W \times \text{gap}_{it} + \\ & \theta_1 W \times \text{innov}_{it} + \theta_2 W \times X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, i 代表省份, t 代表年份;被解释变量 gap 为农业经济增长水平; innov 为农业科技创新状况,是本文关注的核心解释变量; X 为控制变量,代表影响农业经济增长的其他一系列因素; W 为 $n \times n$ 阶的空间权重矩阵; $W \times \text{gap}$ 为被解释变量 gap 的空间滞后项,其系数 ρ 即空间自回归系数,反映了相邻地区农业经济增长水平对本地区农业经济增长空间溢出作用的方向和程度; $W \times \text{innov}$ 、 $W \times X$ 分别为解释变量 innov 和 x 的空间滞后项, θ 为回归系数; α_i 、 γ_t 分别表示地区维度和时间维度的固定效应; ϵ 为随机误差项。

由于方程(1)右端放入了被解释变量的空间滞后项,其残差不再满足同方差和外生性的基本假设,传统的最小二乘法、固定效应或者随机效应均将无法得到参数的一致估计。常用的一致估计方法包括最大似然法(ML)、工具变量法(IV)和广义矩方

法（GMM）。其中，IV/GMM 估计量的优点是它们并不依赖于误差项 ε 服从正态分布的假设，但缺点是由于忽略了雅可比项，估计过程中空间参数不受约束，最终的系数估计值可能落在其参数空间之外。因此，已有文献大多使用 ML 方法对静态空间模型进行参数估计。本文亦采用该方法。另外，根据个体效应的不同，空间面板模型亦有固定效应和随机效应之分，但随机效应模型假设个体效应与解释变量之间零相关，在实际分析中一般很难满足。El-horst 认为，当数据形式是一个国家所有地区构成的空间一时间数据时，固定效应模型通常比随机效应模型更合适。^[18]由于本文的研究样本包含了全国除西藏外的所有地区，并且时间跨度较大，可以保证一致地估计固定效应，因此我们选择固定效应的空间杜宾模型作为主要分析模型。另外，考虑到空间杜宾模型在固定效应下应用极大似然法会得到有偏差的参数估计，本文采用 Lee 和 Yu 提出的偏误校准的极大似然法对构建的空间杜宾模型进行估计。^[19]

2. 空间权重矩阵设定

对于空间计量模型而言，空间权重矩阵的选择至关重要。为了更好地捕捉地区间农业科技创新的空间关联效应，本文共构建三类空间权重矩阵，通过使用不同空间权重矩阵来测试估计结果对此是否敏感。

（1）空间邻接权重矩阵。设定标准为两个省份是否空间相邻，如果相邻为 1，不相邻为 0。结合我国各省份分布，选取 Rook 邻接形式：

$$W_1 = \begin{cases} 1, & i, j \text{ 相邻} \\ 0, & i, j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad i \neq j \quad (2)$$

（2）地理距离权重矩阵。为了考虑更远的空间单元之间的关系，构建地理距离权重矩阵：

$$W_2 = \begin{cases} 1/d_{ij} & (i \neq j) \\ 0 & (i = j) \end{cases} \quad (3)$$

其中 d_{ij} 为两个省份之间的地理距离，用省会城市之间的直线欧氏距离代替。

（3）技术距离权重矩阵。为了考虑农业科技创新

新的扩散影响，在地理距离权重矩阵基础上，进一步构建包含技术影响力的技术距离权重矩阵：

$$W_3 = W_2 \times \text{diag} (P_1/P_A, P_2/P_A, \dots, P_n/P_A) \quad (4)$$

其中 W_2 为前述所构造的地理距离矩阵； P_i 为省份 i 在考察期间累计获得授权的农业专利数量； P_A 为所有省份在考察期间累计获得授权的农业专利数量的平均值。矩阵 W_3 假设，农业科技创新实力强的省份对周边省份的影响也大，能清晰地体现出基于区域单元地理信息基础之上的技术联系。

3. 变量定义

被解释变量：农业经济增长(gap)。经济增长外在表现为总产出的增长，本文以农林牧渔业总产值作为农业经济增长的衡量指标。农林牧渔业总产值囊括了一定时期内农业、林业、畜牧业和渔业生产的总规模和总成果，是现行统计资料中较为系统、全面和可靠的一套产出指标。

核心解释变量：农业科技创新(innov)。文献中一般用专利申请量/授权量，或者新产品的销售收入来衡量科技创新。考虑到在农业领域并没有关于新产品销售收入的直接数据，而专利作为科技创新活动的主要成果体现，其数量最能体现地区科技创新能力的高低。因此，本文使用农业专利量作为农业科技创新的衡量指标。根据专利授权与否，专利数又可分为授权量和申请量。鉴于对专利申请可能存在低质量创新的担忧，本文主要使用农业专利授权量来衡量各地区农业科技创新水平。

控制变量：除了农作物播种面积(sown)、农业机械总动力(mash)、化肥施用量(fert)和农业劳动力(labor)四种农业生产常规投入要素外，参考已有研究，本文还引入了受灾率(pdisa)、有效灌溉率(pirr)、财政支农支出比例(fine)、农产品贸易总额(trade)和农业种植结构(str)作为控制变量。这些因素虽然并不直接作用于农业生产，但却会影响生产者行为，进而对农业经济产生影响。

4. 数据来源

考虑到2000年以前我国农业专利不仅数量少，而且增速也很缓慢，本文选取2000~2019年中国大陆(不含西藏)30个省(区、市)作为分析样本。其中所指农业专利为种植业、畜牧业、食品业、渔业、农化和农业生物技术总计六个行业的发明和实用新型专利，外观设计由于分类不涉及具体行业，很难从用途上判断是否属于农业范畴，暂不予以考虑，数据来源于国家知识产权局专利数据库。其余基础数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农业年鉴》《中国农产品进出口月度统计报告》以及国家统计局数据库。为了能够进行跨期的比较，我们对所有价值指标进行了以2000年为基期的不变价处理。同时，为了消除异方差性和减少变量数据波动的影响，对所有非比例数据均取自然对数。

三、实证分析

1. 集聚性与空间相关性检验

在研究农业科技创新的空间溢出效应之前，须先了解其集聚性和空间相关程度。本文采用Herfindahl指数来衡量集聚度，它等于各省农业专利授权量占全国农业专利授权量比重的平方和，该指数越大，表示农业科技创新的空间集聚程度越高。计算结果见表1。作为对比，我们同时计算了农业总产值的Herfindahl指数。结果显示，农业科技创新活动的集聚程度要高于农业经济活动，其Herfindahl指数在2010年达到峰值后虽略有下降，但始终高于后者。进一步地，我们计算二者的Gini系数。结果同样表明，农业科技创新活动在省份间的分布是极其不均的，并且具有一贯高于农业经济活动的强局部集聚性。

检验空间相关性是否存在通常采用全局Moran指数，其绝对值越大，说明空间相关性越强。表1最后一列给出了2000~2019年各省农业专利授权量和农业总产值在技术距离权重矩阵下的Moran指数。数据显示，农业科技创新活动有显著的空间正相关性，即农业科技创新水平相似的省份在空间上高度集聚，并且注意到其Moran值整体上具有随时间推移不断增大的变动趋势，说明这种集聚程度在不断增强。反之，农业总产值的Moran值和显著性随着时间的推移都趋于下降，且整体上低于农业专利授权量，说明农业经济活动的空间集聚性在降低，并且其空间相关性弱于农业科技创新活动的空间相关性。

表1 农业专利授权量及总产值的集聚性和空间相关性检验

年份	Herfindahl 指数	Gini 系数	Moran 指数
----	---------------	---------	----------

	专利	总产值	专利	总产值	专利 (对数)	总产值 (对数)
2000	0.0522	0.0504	0.4021	0.3979	0.042*	0.028*
2001	0.0511	0.0504	0.3949	0.3978	0.018	0.027*
2002	0.0522	0.0499	0.4100	0.3927	0.031*	0.024*
2003	0.0537	0.0495	0.4100	0.3878	0.043**	0.020
2004	0.0580	0.0497	0.4517	0.3901	0.042**	0.017
2005	0.0571	0.0497	0.4431	0.3902	0.037**	0.011
2006	0.0589	0.0497	0.4564	0.3904	0.054**	0.011
2007	0.0575	0.0496	0.4473	0.3891	0.052**	0.011
2008	0.0597	0.0492	0.4632	0.3857	0.041**	0.010
2009	0.0616	0.0491	0.4692	0.3846	0.048**	0.010
2010	0.0626	0.0490	0.4732	0.3838	0.052**	0.009
2011	0.0612	0.0489	0.4677	0.3824	0.060***	0.007
2012	0.0612	0.0487	0.4613	0.3799	0.070***	0.007
2013	0.0610	0.0485	0.4608	0.3777	0.070***	0.006
2014	0.0602	0.0484	0.4542	0.3764	0.069***	0.006
2015	0.0576	0.0484	0.4361	0.3768	0.070***	0.006
2016	0.0559	0.0485	0.4296	0.3767	0.073***	0.005
2017	0.0544	0.0485	0.4134	0.3768	0.049**	0.004
2018	0.0539	0.0485	0.4111	0.3765	0.048**	0.005
2019	0.0542	0.0483	0.4112	0.3747	0.063***	0.005

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%显著性水平。下同。

2. 全国层面回归结果

本文选择固定效应的空间杜宾模型作为基准分析模型，并使用极大似然进行参数估计，结果汇报于表 2 中的第（2）～（4）列。作为对比，表中第（1）列同时报告了不考虑空间权重的普通面板模型回归结果。可以发现，在 3 种不同空间权重矩阵设定下，空间自回归系数始终在 1%水平上显著为正，同时对空间杜宾模型（SDM）能否简化为空间滞后模型（SAR）和空间误差模型（SEM）的 LR 检验均高度拒绝原假设，表明本文空间杜宾模型的设定是恰当的。估计结果显示，在不同空间权重矩阵设定下，衡量农业科技创新的农业专利授权量指标（Lnin-nov）的回归系数均为正，且都通过了 1%水平的显著性检验，但是其空间滞后项（ $W \times \text{Lninnov}$ ）均未通过显著性检验。然而，正如 LeSage 和 Pace 指出，检验地区内溢出效应是否存在应关注解释变量的直接效应是否显著，而不是其系数是否显著；检验空间溢出效应是否存在应关注解释变量的间接效应是否显著，而不是其空间滞后项系数是否显著。如¹为此，进一步对回归结果进行偏微分分解，得到农业科技创新的直接效应和间接效应。

在表 2 中, 直接效应是对本地区的平均影响, 间接效应是对其他地区的平均影响, 即空间溢出效应。分解结果显示, 在 3 种空间权重矩阵设定下, 农业科技创新的直接效应均为正值且都在 1%水平上显著, 说明农业科技创新显著推动了本地区农业经济的增长。在其他条件不变的情况下, 以农业专利授权量表征的科技创新水平每提高 1%, 本地区农业总产值将增长 0.079%~0.082%。这就在地区层面证实了科技创新是农业经济发展的重要动力源, 也说明当前正在实施的科技兴农战略取得了预期成效。另外注意到, 与列(1)的普通面板模型估计结果相比, 纳入空间因素后农业科技创新的估计系数明显变大且显著性有所增强, 说明忽略空间因素会低估农业科技创新在地区农业经济增长中的贡献。

表 2 全国层面回归结果

解释变量	非空间 (1)	空间邻接 (2)	地理距离 (3)	技术距离 (4)
Lninnov	0.063** (0.023)	0.079*** (0.024)	0.044*** (0.011)	0.041*** (0.011)
W×Lninnov	—	-0.019 (0.021)	0.004 (0.015)	0.023 (0.014)
P	—	0.466*** (0.066)	0.629*** (0.055)	0.596*** (0.056)
控制变量	是	是	是	是
地区/ 时间效应	是	是	是	是
直接效应	0.063** (0.023)	0.082*** (0.023)	0.082*** (0.027)	0.079*** (0.026)
间接效应	—	0.045*** (0.017)	0.049** (0.020)	0.080*** (0.022)
LR 检验: SDM 对 SLM	—	p=0.0000	p=0.0000	p=0.0000
LR 检验: SDM 对 SEM	—	p=0.0000	p=0.0000	p=0.0000
R ²	0.963	0.953	0.953	0.956
N	600	570	570	570

注: 括号内为面板稳健标准误。限于篇幅, 其他控制变量及其空间滞后项系数的估计结果和空间效应分解结果未予汇报。下同。

再来看间接效应。结果显示, 与其空间滞后项(W×Lninnov)的估计系数不显著不同, 农业科技创新的间接效应在不同空间权重矩阵下都在 1%水平上显著为正, 表明农业科技创新对农业经济增长的促进作用存在空间溢出效应, 即一省农业科技创新水平的提高, 不仅有助于促进本地区农业经济的增长, 而且其他省份也将从中得益。对比不同空间权重矩阵的结果发现, 空间溢出效应以技术距离矩阵为最大(0.080), 地理距离矩阵次之(0.049), 而空间邻接矩阵最小(0.045), 这说明, 比起空间邻接或者地理距离邻近, 技术距离的邻近更有利于农业科技创新溢出效应的发生。这表明地区间的技术合作与联系有助于打破行政区划固有的地理界限, 强化农业科技创新对农业经济增长的正向溢出。

3. 区域层面回归结果

我国幅员辽阔,地区差异大,沿海省份与内陆地区之间不仅经济发展不平衡,在农业科技创新方面也不平衡。截止2019年,东部沿海地区平均每万人农业专利申请量和授权量分别达到2.31件、1.27件,而中西部地区平均则只有1.15件、0.61件。为了检验农业科技创新对农业经济增长的促进作用在地理区位上的差异性及其在局部地区的空间溢出效应,我们将全部样本按照东部、中西部划分为两个子样本,分别进行估计。结果汇报于表3。从表中可以看出,农业科技创新对农业经济增长的助推作用在东部和中西部地区表现出明显不同,其直接效应在东部地区显著为正,而在中西部地区则不显著。究其原因,东部地区因为在农业科技创新规模乃至成果转化、产业化方面已经较为成熟,科技资源和科研成果发挥作用的平台更为完善,使得农业科技创新对该地区农业经济增长的促进作用也相应更显著;而中西部地区由于缺乏相应的基础设施、资金以及人力资本等要素支撑,导致农业科技创新对地区经济增长的促进作用还没有很好地发挥出来。

在空间溢出效应方面,同样只在东部地区显著,而在中西部不显著。这也很好理解。东部地区因为省市分布更加密集,内部各省份间空间距离较短、可达性强,不仅知识传播渠道更便捷,更易于农业技术研发合作和共享便利技术,而且由于地区内部经济联系密切、技术交易市场发达,资本、技术、人才等创新要素流通的障碍较少,创新价值链各个环节前后向互动机制能够得到充分发挥,为该地区农业科技创新的空间溢出创造了良好的外部性条件;相反,中西部地区由于其本身的农业科技创新水平层次以及内部地理单元的散点分布特点,相互之间的科技成果和技术人才交流及相互学习的频率远低于东部地区,导致各省份之间农业科技创新活动的相互影响较小,溢出效应不明显。

表3 分区域回归结果

解释变量	东部地区			中西部地区		
	空间邻接	地理距离	技术距离	空间邻接	地理距离	技术距离
直接效应	0.122*** (0.014)	0.092*** (0.014)	0.075*** (0.015)	0.023 (0.023)	0.014 (0.033)	0.008 (0.014)
间接效应	0.034* (0.019)	0.079*** (0.024)	0.094*** (0.025)	0.088 (0.070)	0.154 (0.161)	0.057 (0.041)
R ²	0.944	0.951	0.943	0.973	0.978	0.984
N	209	209	209	361	361	361

注:根据国家统计局划分标准,东部地区省份包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;其余为中西部地区省份。

4. 空间溢出边界测度

在前述分析中,我们假定农业科技创新的空间溢出在省际间是匀质的。但事实上,受农业产业特性、社会经济环境、制度壁垒等因素影响,农业科技创新的空间溢出效应往往局限在一定的地理空间范围内,即存在溢出边界。首先,与其他产业相比,农业生产具有对自然界的高度依赖性,不同的自然环境决定了不同的农业生产方式和农业科技创新需求。临近地区因为在气候、地形和土壤类型等方面存在较大相似性,为农业科技创新溢出提供了良好的环境基础;而距离相差越大,因为自然条件差异越大,使得农业科技创新成果的适用性急剧下降,进而导致了空间溢出效应边界的形成。其次,技术溢出的前提是两地有着相似的社会经济环境,能够相对容易地把对方的农业科技创新成果转化为本省的生产力。一般情况下,距离越近,社会经济因素的差异就越小,两地的技术交流越方便,相应越容易发生技术溢出;而距离越远,社会经济环境差异越大,技术溢出门槛越高,相应导致溢

出边界产生。再次，受地方行政管理权的约束以及地方保护主义思想作祟，往往同一行政区划内或相邻区划间的农业技术研发合作和交流较为容易，而跨行政地区合作阻力较大。所以，制度壁垒也是导致农业科技创新空间溢出边界产生的一个重要原因。最后，我国现行的农业生产模式仍以小规模的家庭分散经营方式为主，农业科技创新的推广应用亦具有高度的分散性和个体性，难以实现跨区域、大规模的创新扩散与流动，^[21]这也使得农业科技创新的空间溢出效应会受到一定区域边界限制。

综上所述，农业科技创新对农业经济增长的空间溢出效应会随着地理距离的增加而出现衰减，即存在一定的外溢边界。那么，农业科技创新空间溢出效应的范围究竟会有多大？为回答这一问题，本文假设两个省份之间的地理距离区间为 $[d_{min}, d_{max}]$ ，记 I 为从 d_{min} 到 d_{max} 的递进距离，在式（3）基础上，构造如下具有距离递进功能的空间权重矩阵序列：

$$W_{ij, d} = \begin{cases} 1/d_{ij} & \text{当 } d_{ij} \geq d \\ 0 & \text{否则} \end{cases} \quad (5)$$

其中 $d = \{d_{min}, d_{min} + \tau, d_{min} + 2\tau, \dots, d_{max}\}$ 。本文从省区之间的最短距离 113.68 公里开始，以每 100 公里作为递进距离进行连续回归（即每 100 公里做一次回归），一直到最大距离 3712.23 公里。考虑到距离阈值超出 2613.68 公里以后，权重矩阵中留下的存在空间关系的空间单元已较少，而且空间溢出系数受异常值影响出现较多噪声，因此本文仅采纳 2614 公里之内的结果，如表 4 所示。可以看到，随着地理距离的增加，农业科技创新的空间溢出效应呈现出明显的距离衰减特征，其变化可分为三个区间。第一个区间为 513.68 公里以内，这段距离内的空间溢出系数最大，基本围绕着 0.05 左右波动，而该距离一般对应一到两个省的范围，说明农业科技创新的溢出范围主要分布在省内及周边相邻省份。第二个区间为 513.68 公里到 1613.68 公里，这段距离内的空间溢出系数基本在 0.03 左右波动，其中溢出效应的“半衰”（衰减至一半）距离，即空间溢出系数从最高的 0.065 下降到 0.033 的距离为 1013.68 公里，一般来讲这一距离已跨越了空间邻接关系，表明农业科技创新的溢出存在地理边界效应，一旦超出有效半径将会出现明显向下跳跃。第三个区间为超过 1613.68 公里，此时空间溢出系数不再显著且表现为噪声波动状态。

表 4 农业科技创新空间溢出效应随地理距离变化情况

距离阈值 (Km)	W×Lninnov			距离阈值 (Km)	W×Lninnov		
	系数	标注误	t 值		系数	标注误	t 值
113.68	0.049**	0.020	2.48	1413.68	0.035*	0.020	1.75
213.68	0.065***	0.022	3.03	1513.68	0.043***	0.015	2.78
313.68	0.048**	0.023	2.12	1613.68	0.037*	10.019	1.90
413.68	0.053**	0.021	2.47	1713.68	0.019	0.022	0.86
513.68	0.055***	0.020	2.71	1813.68	0.016	0.012	1.33
613.68	0.041**	0.017	2.49	1913.68	0.010	0.009	1.14
713.68	0.037**	0.016	2.24	2013.68	0.007	0.006	1.16
813.68	0.031**	0.015	2.03	2113.68	0.006	0.006	1.07
913.68	0.037*	0.020	1.83	2213.68	0.002	0.029	0.08
1013.68	0.032**	0.013	2.39	2313.68	0.007	0.030	0.22

1113.68	0.040**	0.020	1.97	2413.68	0.000	0.028	0.01
1213.68	0.038**	0.015	2.54	2513.68	0.004	0.022	0.19
1313.68	0.039**	0.016	2.40	2613.68	0.009	0.018	0.50

四、结论和政策含义

本文基于 2000~2019 年中国省域面板数据,使用空间杜宾面板模型考察了以农业专利授权量衡量的农业科技创新与地区农业经济增长的关系,并对其空间溢出效应的存在性及溢出边界距离进行检验。研究发现:第一,农业科技创新活动和农业经济活动都存在空间集聚现象,并且前者集聚度和空间相关性都要高于后者。第二,农业科技创新对农业经济增长具有显著的正向溢出效应,地区间密切的技术活动有助于强化这种溢出,而传统未考虑空间因素模型低估了农业科技创新的真实贡献。第三,农业科技创新对农业经济增长的推动作用及其空间溢出效应具有地区差异,经济发达的东部地区,无论是创新的地区内溢出效应还是地区间溢出效应,都比欠发达的中西部地区更显著。第四,农业科技创新对农业经济增长的空间溢出效应随地理距离的增加而减弱,在一到两个省的范围或 500 公里以内为密集溢出区,一旦超过上述距离范围溢出效应迅速衰减直至不显著。

上述结论对于区域农业科技创新和推广政策的制定具有启示意义。第一,在持续提高农业科技创新水平,增加农业科技创新投入力度的同时,应注重优化农业科研公共投资空间布局,在整体推进、全局谋划的基础上,重点向溢出效应明显和辐射力强的省份和区域倾斜,以充分挖掘和利用科技创新对农业经济增长的助推作用和正外部性。第二,在制定农业科技推广政策时,要充分考虑地理距离对农业科技扩散的不利影响,将破除地区间行政壁垒、市场分割作为下一步农业科研体制改革的重点,通过搭建区域农业科技创新协作共享平台,克服科技创新的本土锁定和本地化服务倾向;加强农村信息高速公路建设,运用信息化手段降低距离的摩擦系数,拓展农业科技创新辐射半径,以弥补空间阻隔造成的外溢效应不足。第三,完善区域间农业创新要素流动的机制体制,并辅之以泛化的区域发展政策以放大农业科技创新的跨区域溢出效应。例如针对中西部地区农业科技创新发展缓慢、经济增长效应不明显且溢出效果差等问题,一方面要坚持科技创新和体制机制创新双轮驱动,在立足本地情况加快完善区域科技创新机制的同时,降低创新要素流动成本,为学习、推广其他省份的先进技术创造良好外部环境;另一方面可通过“科技援助”“跨域合作”等方式引导东部省份优质农业科技资源向中西部转移,打破中西部省份低水平集聚的路径依赖。

参考文献:

- [1]黄红光,白彩全,易行.金融排斥、农业科技投入与农业经济发展[J].管理世界,2018,(09).
- [2]赵阳.中国农业科研投入的理论分析和政策建议[J].中国农村观察,2001,(06).
- [3]黄季焜,胡瑞法.中国农业科研投资:效益、利益分配及政策含义[J].中国软科学,2000,(09).
- [4]李强,刘冬梅.我国农业科研投入对农业增长的贡献研究——基于 1995~2007 年省级面板数据的实证分析[J].中国软科学,2011,(07).
- [5]赵芝俊,张社梅.我国农业科研投资宏观经济效益分析[J].农业技术经济,2005,(06).
- [6]肖小勇,李秋萍.中国农业技术空间溢出效应:1986~2010[J].科学学研究,2014,(06).
- [7]Evenson R. The contribution of agricultural research to production[J]. Journal of farm e- conomics,1967,(05).

-
- [8]Alston J M, Andersen M A, James J S, et al. The economic returns to US public agricultural research[J]. American journal of agricultural economics, 2011, (05).
- [9]Lpplle D, Renwick A, Cullinan J, et al. What drives innovation in the agricultural sector? A spatial analysis of knowledge spillovers[J]. Land use policy, 2016, (56).
- [10]Lim G C. A spatial analysis of regional income convergence[J]. Planning forum, 2003, (09).
- [11]陈鸣, 邓荣荣. 农业 R&D 投入与农业全要素生产率——一个空间溢出视角的解释与证据[J]. 江西财经大学学报, 2020, (02).
- [12]沈能, 赵增耀. 农业科研投资减贫效应的空间溢出与门槛特征[J]. 中国农村经济, 2012, (01).
- [13]吴雪莲, 张俊飏, 丰军辉. 农业科研机构科技创新、空间外溢与农业经济增长[J]. 科技管理研究, 2016, (36).
- [14]杨义武, 林万龙. 农业科技创新、空间关联与农民增收[J]. 财经科学, 2018, (07).
- [15]Verspagen B, Schoenmakers W. The spatial dimension of patenting by multinational firms in Europe[J]. Journal of economic geography, 2004, (01).
- [16]解涛, 杜建国, 张新伟. 区域农业创新产出的空间相关性研究[J]. 统计与决策, 2016, (14).
- [17]史常亮, 张益. 中国农业全要素生产率增长收敛吗? ——基于空间视角的分析[J]. 内蒙古社会科学, 2021, (01).
- [18]Elhorst J P. Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels[M]. Berlin: Springer, 2014.
- [19]Lee L, Yu J. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects[J]. Journal of econometrics, 2010, (02).
- [20]LeSage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: CRC Press, Taylor & Francis Group, 2009.
- [21]姜玲, 叶选挺, 李磊. 我国农业科技“技术-知识”创新的空间耦合协调格局研究[J]. 管理评论, 2017, (09).