

创新模式对农业科研院所研发效率的影响

林青宁¹, 温 焜^{2,3}, 毛世平¹

(1. 中国农业科学院 农业经济与发展研究所, 北京 100081; 2. 南昌大学 管理学院, 江西 南昌 330029; 3. 江西行政学院, 江西 南昌 330003)

摘 要:基于 2009—2015 年中国农业科研院所省际面板数据, 分别构建随机前沿生产函数与共同前沿生产函数, 测度分析创新模式异同对农业科研院所研发效率的影响。结果表明: 两种方法下开展协同创新的农业科研院所研发效率均优于仅开展独立创新的农业科研院所, 且基于 Meta-frontier 模型测度的结果表明: 协同创新的技术前沿面相切于共同前沿面, 而独立创新的技术前沿面距离共同前沿面尚存在一定差距, 协同创新模式下的技术水平优于独立创新模式下的技术水平。

关键词:研发效率; 农业科研院所; 创新模式; 独立创新; 协同创新

DOI:10.6049/kjbydc.2017060572

中图分类号:G322.2:S

文献标识码:A

文章编号:1001-7348(2018)12-0049-05

The Impact of Innovation Mode on the R&D Efficiency of Agricultural Research Institutes

Lin Qingning¹, Wen Kun^{2,3}, Mao Shiping¹

(1. Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China; 2. School of Management, Nanchang University, Nanchang 330029, China; 3. Jiangxi Administration College, Nanchang 330003, China)

Abstract: Based on the provincial panel data of China Agricultural Research Institutes in 2009—2015, this paper constructs the stochastic frontier production function and the Meta frontier production function measure and analyzes the influence of innovation pattern on the research and development efficiency of agricultural research institutes. The results show that the research and development efficiency of collaborative research institutes is better than that of independent agricultural research institutes, and the results of the Meta-frontier model measure show that the collaborative frontier is tangent to the common frontier, while the distance between the frontier and the common frontier of the independent innovation technology is still different, and the technical level in the collaborative innovation mode is superior to the technical level under the independent innovation mode.

Key Words: R&D Efficiency; Agricultural Scientific Research Institutes; Innovation Mode; Independent Innovation; Collaborative Innovation

0 引言

改革开放以来,我国农业科技创新成果举世瞩目,但我国农业科技创新水平仍落后于世界平均水平,更难与世界先进国家比肩。目前我国农业科技成果转化水平还较低,农业科技成果转化、农业科技对农业产业的贡献率均远低于发达国家。中国农业科研院所作为知识创新、技术创新的专业性微观组织,不仅是国家农业科技研发创新体系的主体,而且与我国农业现代化建设息息相关,是中国农业产业由要素驱动模式向

创新驱动模式转型升级的内在动力。农业科研院所不同于农业企业、农业高等院校等组织,它不仅要围绕农业、农村经济发展目标,不断开展技术创新、研发创新以及产品迭代创新,而且承担着农业技术创新、成果转化以及社会效益扩散等任务,其创新效率高以及创新驱动实现情况直接影响上述目标和任务实现程度。《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006—2020)》颁布后,中国在创新领域有了突破性进展,研发投入、专利申请总量、授权总量、科技论文以及著作数量都有了明显提高,体量均已跃居世界前列,但仍存在农业科

收稿日期:2017-11-27

基金项目:国家自然科学基金项目(71373263,71673275)

作者简介:林青宁(1988—),男,山东淄博人,中国农业科学院农业经济与发展研究所博士研究生,研究方向为科技创新与发展;温焜(1980—),男,江西石城人,南昌大学管理学院博士研究生,江西行政学院副教授,研究方向为产业经济与企业创新等;毛世平(1968—),男,山东平度人,博士,中国农业科学院农业经济与发展研究所研究员、博士生导师,研究方向为公司治理、科技创新。本文通讯作者:毛世平。

技成果转化率低、农业科技贡献率不高等 R&D 边缘化问题。在农业经济增速放缓、农业产业结构亟待优化升级的背景下,如何转变农业发展方式、调整农业产业结构、升级驱动模式,从原有的要素驱动、投资驱动转变为创新驱动,成为日益紧迫的问题。为了面向产业需求,推动农业科技和经济发展紧密结合,农业科研院所近年来不断加大对研发的重视程度,研发投入日趋增多,研发模式也由单一的独立创新慢慢转变为独立创新与协同创新双管齐下。在农业科研院所作为中国农业产业知识创新主体地位逐步确立的背景下,如何提高中国农业科研院所研发效率、完善中国农业科研院所创新模式成为学术界关注的重点问题。中国农业科研院所研发效率总体情况如何?不同创新模式如何影响中国农业科研院所研发效率?这些均是需要通过定性分析和实证检验才能回答的科学命题。

为了面向产业需求,推动农业科技和经济发展紧密结合,农业科研院所科技创新不仅仅采用独立创新模式,而且选择与高等院校协同创新、与企业协同创新模式。Schumpeter^[1]首提创新理论,之后诸多学者对其理论进行了发展,其认为创新主体核心竞争力提升以及效率提高离不开创新^[2-3]。现阶段,中国加快了农业转方式、调结构的进程,农业创新开放程度逐渐加大,主体协作化程度日渐加深,协同创新是以资源在创新主体间双向流动为基础,以目标协同为根本目标,并最终实现协作共赢的创新模式。目前协同创新已经成为创新理论的重要组成部分,关于协同创新的研究多集中于经济学以及管理学等相关领域。Chesbrough^[4]认为,所谓开放式创新模式是指创新主体各方基于自身研发存量动态性的互补演进,形成一个整体性的契约联盟。随着科技发展,协同创新逐渐成为创新范式 2.0 的重要组成部分,创新主体各方的耦合互动为协同创新带来 1+1>2 的效果^[5]。协同创新通过对外部研发资金的获取、对外部技术知识的消化吸收,拓宽自身研发存量,降低因研发资金技术短缺带来的压力,有利于更为高效地开发新产品,增强市场竞争力,此外,协同创新通过各主体的协作,分散研发风险^[6]。农业科研院所开展协同创新是引进购买、消化吸收外部资源以及外部知识并实现内化应用的过程^[7]。对于农业科研院所而言,协同创新可实现技术、人才以及资源的耦合互动,从而完善研发体系、增加研发存量,更易实现知识资源迭代更新,从而实现创新驱动^[8-10]。也有学者认为,协同创新的契约关系导致创新联盟稳健性不够,信息不对称导致协同创新失败几率较高。此外,根据资源依赖理论,创新联盟中各主体的研发存量存在一定差异,易出现不均衡和相互冲突的现象,从而影响合作关系,导致协同创新失败。同时,知识资源内化吸收是研发存量增加以及研发体系完善的过程,联盟中各主体的话语权会经历新一轮的变化,造成各主体冲突几率升高,影响创新联盟的稳定性。再者,协同创新的目标导向机制决定了创新联盟缺乏弹性

且过程短暂。因此,在创新主体研发体系不健全的情况下,知识难以完全内化^[11]。

综上,目前学术界关于协同创新对研发效率的影响作用尚未达成一致结论,部分学者认为协同创新有助于研发活动的实现,是独立创新的重要补充,对于深化创新体制改革具有重要意义,但基于资源依赖以及资源难转移等特性,有些学者认为协同创新难以实现对研发活动的支撑作用。目前学术界对协同创新的研究以定性分析为主,很少有文献涉及定量分析,关于农业科研院所创新模式定量分析的研究更为欠缺。鉴于此,本文以中国农业科研院所省际面板数据为样本,使用 SFA 方法测度并分析其研发效率,同时基于独立创新与协同创新技术前沿面的不同,构建 Meta-frontier 模型,对创新模式不同技术前沿面进行比较,探讨不同创新模式对农业科研院所研发效率的影响。

1 模型构建与样本选择

1.1 研究方法与模型构建

本文分别构建随机前沿生产函数模型(SFA)以及共同前沿生产函数模型(MFA),测度并分析中国农业科研院所研发效率。

(1)随机前沿生产函数模型(SFA)。由于本文数据为面板数据,因此,使用 Battese 和 Coelli 提出的针对面板数据的随机前沿生产函数模型。该模型的一般形式可以表示为:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + (\nu_{it} - \mu_{it}) \quad (i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T) \quad (1)$$

式中: Y_{it} 表示 t 时期样本农业科研院所 i 的产出; X_{it} 表示 t 时期样本农业科研院所 i 的投入; β 为待估参数; ν_{it} 为随机扰动项,服从零均值、不变方差的正态分布,即 $\nu_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$; μ_{it} 为技术非效率项,服从均值 m_{it} 、方差为 σ_u^2 、零处截尾的正态分布,即 $\mu_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2)$,且 ν_{it} 与 μ_{it} 独立。本文使用对数形式的柯布一道格拉斯生产函数为基础模型,测度中国农业科研院所研发效率的随机前沿生产函数可以表示为:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \nu_{it} - \mu_{it} \quad (2)$$

式中: K 为资本投入; L 为劳动投入。本文考察创新模式对农业科研院所研发效率的影响,因此,可以将随机前沿生产函数中技术非效率模型设定如下:

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 Mode_{it} + \delta_2 Year_{it} + \omega_{it} \quad (3)$$

其中, $Mode$ 表示独立创新与协同创新两种创新模式,为虚拟变量,以独立创新模式为参照变量,当农业科研院所采用协同创新模式时, $Mode = 1$; $Year$ 为时间虚拟变量。

(2)共同前沿生产函数模型(MFA)。不同创新模式存在不同的技术水平前沿面,本文采用 Battese 等^[12]提出的共同前沿生产函数。共同前沿生产函数是包络不同技术水平集群前沿的前沿函数,其对应的曲线包

络所有不同技术水平集群的随机前沿曲线(见图 1),假定投入 X_0 ,两个技术水平不同集群在其随机前沿曲线上的产出分别是 Y_1 、 Y_2 ,共同前沿曲线上的产出是 Y_3 。可以看出,在投入水平 X_0 既定的情况下,技术水平不同集群的产出 Y_1 、 Y_2 均小于共同前沿曲线上的产出 Y_3 ;不同集群的最优产出与共同前沿面上的最优产出之间的比值称之为技术差距比(TGR),TGR 的值越大,表明集群前沿与共同前沿的差距越小。

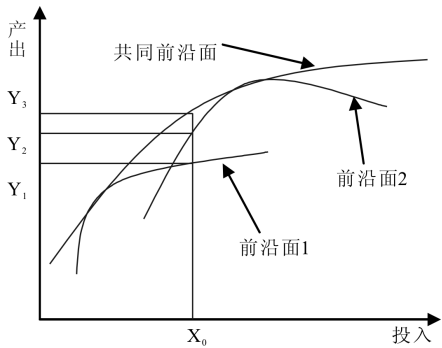


图 1 共同前沿模型

本文基于不同创新模式将样本农业科研院所分为不同技术水平的两个集群,每个集群包括 j 个省份,每个集群各自技术水平决定的生产函数可表示为:

$$Y_{it(j)} = f(x_{it(j)}, \beta_j) \exp[\nu_{it(j)} - \mu_{it(j)}] = \exp[x_{it(j)}\beta_j + \nu_{it(j)} - \mu_{it(j)}] \quad (4)$$

其中, $i=1,2,\cdots,n;t=1,2,\cdots,T$; $Y_{it(j)}$ 表示 t 时期 j 区域农业科研院所 i 的产出, $x_{it(j)}$ 表示 t 时期 j 区域农业科研院所 i 的投入; β 为待估参数; ν_{it} 为随机扰动项,服从零均值、不变方差的正态分布,即 $\nu_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$; μ_{it} 为技术非效率项,服从均值为 m_{it} 、方差为 σ_u^2 、零处截尾的正态分布,即 $\mu_{it} \sim N(m_{it}, \sigma_u^2)$,且 ν_{it} 与 μ_{it} 独立。

样本农业科研院所的共同前沿生产函数如下:

$$Y_{it}^* = f(x_{it}, \beta^*) = \exp(x_{it}\beta^*) \quad (5)$$

其中, β^* 表示共同前沿函数的参数向量,且满足不同技术水平集群的产出均小于共同前沿曲线上产出的条件。

结合式(4),单位 i 在 t 时期的产出 Y_{it} 可表示如下:

$$Y_{it} = \exp(-\mu_{it(j)}) * \exp(x_{it}\beta_j) / \exp(x_{it}\beta^*) * \exp(x_{it}\beta^* + \nu_{it(j)}) \quad (6)$$

不同集群的技术效率表达式为:

$$TE_{it} = Y_{it} / \exp(x_{it}\beta_j + \nu_{it(j)}) = \exp(-\mu_{it(j)}) \quad (7)$$

技术差距比值 TGR 的表达式为:

$$TGR_{it} = \exp(x_{it}\beta_j) / \exp(x_{it}\beta^*) \quad (8)$$

由式(6)可以得到共同前沿的技术效率表达式:

$$TE^* = Y_{it} / \exp(x_{it}\beta^* + \nu_{it(j)}) \quad (9)$$

综合公式(5)–(8),可以得到以共同前沿生产函数衡量技术效率 TE^* 的表达式:

$$TE^* = TE_{it} * TGR_{it} \quad (10)$$

基于共同前沿模型以及上述公式,计算共同前沿生产函数的技术效率关键有两点:①计算不同集群随机前沿参数向量的最大似然估计值 β_j ,这一步可以通

过最大似然法实现;②估算共同前沿函数 β^* 的估计值,估算方法借鉴 Battese 等^[12]提出的绝对离差平方、最小以及离差平方和最小进行估算,具体可采用线性规划(LP)及二次规划(QP)实现:

$$\min L^* = \sum_{i=1}^T \sum_{j=1}^N (x_{it}\beta^* - x_{it}\beta_j)^2 \quad (11)$$
$$s.t. \quad x_{it}\beta^* > x_{it}\beta_j$$

1.2 样本选取与数据处理

本文选取我国农业科研院所进行研究,基础数据来源于 2009—2015 年农业部信息中心编纂的《全国农业科技统计资料汇编》,相关变量数据由此整理得到,数据为省际均衡面板数据。其中,陕西等省份数据缺失较多,对其进行舍弃处理,最终得到有效样本为 30 个省份,共计 210 个样本面板数据。数据描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 投入—产出变量描述性统计结果

	科技论文	科技著作	专利授权量	研发人员全时当量 L (人年)	R&D 支出 (千元)
均值	882.99	26.69	137.62	535.50	143 989.00
极大值	3 456.00	228.00	962.00	1 466.00	633 477.00
极小值	71.00	0.00	0.00	4.00	552.00
标准差	603.61	29.72	169.99	314.78	114 636.00
N	30 * 7 = 210				

对用于测度农业科研院所研发效率的投入、产出变量进行如下处理:对专利授权量、发表科技论文数量以及出版科技著作数量 3 项指标进行主成分分析,将得到的因子得分作为创新产出量,以 t 时期样本农业科研院所 i 的 R&D 人员全时当量投入和 R&D 经费内部投入作为创新投入量,使用 SFA 模型对农业科研院所研发效率进行测度。在对模型进行回归前,首先使用历年 PPI 指数对投入产出变量数据进行平减操作,以消除通胀因素的影响。此外,由于农业科研院所研发支出对其研发效率的影响不仅仅表现在当期,而统计年鉴中数据均为增量数据,因此,对研发支出进行存量校正。借鉴永续盘存法对研发支出进行重新测算:

$$K_{it}^R = E_{it}^R + (1 - \delta) K_{i,t-1}^R \quad (12)$$

式中: K^R 表示当年研发经费存量; E^R 表示当年研发资本流量; δ 表示折旧率; i 表示观测单元; t 表示时期。

以研发经费内部支出为例,借鉴吴延兵^[13]的研究,将折旧率 δ 设定为 15%。基期研发存量可表示为: $K_1^R = E_1^R (1 + g) / (g + \delta)$ 。其中, g 为研究期间研发支出平均增长率,经计算可得 $g = 13\%$, $\delta = 15\%$,则 $K_1^R = 4.04 E_1^R$,据此得到 2009—2015 年样本农业科研院所研发经费支出存量。

2 实证分析

对专利授权量、发表科技论文数量以及出版科技著作数量 3 项产出指标进行主成分分析,将因子得分作为创新产出量。KMO 和 Bartlett 检验结果如表 2 所示。

结果显示,KMO 值为 0.69,且 $0.50 < 0.69 < 1.00$;Bartlett 球体检验中,渐进的卡方值为 433.16,其相应的显著性概率(Sig)为 0.00,小于 0.001,通过了 1%显著性水平检验,因此,使用该数据进行因子分析处理是合适的。

表 2 KMO 与 Bartlett 检验结果

KMO 和 Bartlett 检验		
取样足够度的 Kaiser-Meyer-Olkin 度量		0.69
Bartlett 的球形度检验	近似卡方	433.16
	df	3.00
	Sig.	0.00

2.1 基于 SFA 的农业科研院所研发效率测度分析

在主成分分析的基础上,使用 FRONTIER4.1 软件测度 2009—2015 年各样本农业科研院所研发效率,并绘制其分布直方图,如图 2 所示。没有发现研发效率达到 1 的农业科研院所;样本农业科研院所平均研发效率为 0.874 2,最大值为 0.970 0,最小值为 0.580 0;样本农业科研院所研发效率主要集中分布在(0.880 0, 0.960 0)区间内。这表明中国农业科研院所平均研发效率较高,但仍存在约 0.130 0 的技术效率损失。因此,研发效率低的农业科研院所可通过完善创新模式实现研发效率提升。

基于理论分析及研发效率测度,通过方差分析以及 SFA 技术无效率分析,实证检验协同创新对中国农业科研院所的影响。

(1)方差分析。本文使用 SPSS19.0 对独立创新农业科研院所研发效率与协同创新农业科研院所研发效率进行方差分析,结果见表 3、表 4。①210 个样本农业科研院所中仅有 80 个采取了协同创新战略,表明协同创新未得到农业科研院所的广泛重视;②独立样本单因素方差分析结果显示,农业科研院所两种创新模式的个数分别是独立创新 130、协同创新 80,均值分别是 0.858 3、0.900 1,说明采用协同创新模式的农业科研院所研发效率高于仅采用独立创新模式的农业科研院所。由表 4 可知 $F=15.164$,其显著性概率为 0.000,在 1%水平上显著,故而拒绝原假设,认为农业科研院所采用不同创新模式的研发效率有显著性差异。

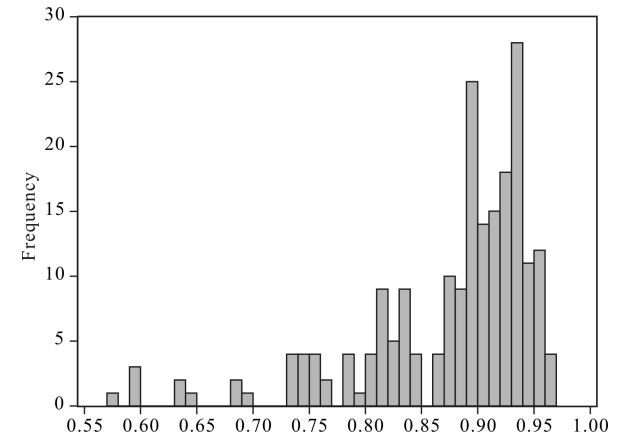


图 2 农业科研院所研发效率

表 3 方差分析描述统计值

	N	均值	标准差	标准误	下限	上限	极小值	极大值
0	130	0.858 3	0.086 1	0.007 55	0.843 4	0.873 2	0.58	0.96
1	80	0.900 1	0.054 16	0.006 05	0.888 1	0.912 2	0.76	0.97
总数	210	0.874 2	0.078 09	0.005 39	0.863 6	0.884 9	0.58	0.97

注:均值的 95% 置信区间

(2)SFA 技术无效率检验。采用 Frontier 4.1 软件估计得到的 2009—2015 年随机前沿生产函数技术无效率模型检验结果如表 5 所示,变差系数 γ 的值为 0.890,且在 1%显著性水平上通过检验,说明农业科研院所理论产出与实际产出的偏差主要来自于技术非效率项。因此,本模型关于技术非效率项的假设是合理的。研发人员 L 与研发经费 K 的产出弹性分别为 0.321 与 0.187,由于 $0.321 + 0.187 = 0.508 < 1$,且二者分别通过了 5%及 10%的显著性水平检验,表明中国农业科研院所研发活动处于规模报酬递减阶段。

由表 5 可知(限于篇幅,控制变量结果未列出),协同创新系数为负(-0.260),且通过了 5%显著水平的检验,表明协同创新与中国农业科研院所研发效率之间呈显著正相关关系,即协同创新有助于提高中国农业科研院所研发效率。

表 4 方差分析

	平方和	df	均方	F	显著性
组间	0.087	1	0.087	15.164	0
组内	1.188	208	0.006		
总数	1.275	209			

表 5 2009—2015 年随机前沿生产函数估计结果

	系数	标准差	t 值
CONS	1.791 ***	0.680	2.930
L	0.321 **	0.130	2.610
K	0.187 *	0.100	1.760
mit			
协同创新	-0.260 **	0.100	-2.720
sigma-square	0.420 ***	0.040	9.900
gamma	0.890 ***	0.130	10.982

2.2 基于 MFA 的农业科研院所研发效率测度分析

基于 SFA 方法,使用 FRONTIER4.1 软件,计算不同创新模式随机前沿函数各项参数的最大似然估计值,结果如表 6 所示。变差系数 γ 的值为 0.870,且在 1%显著性水平上通过检验,说明农业科研院所理论产出与实际产出的偏差主要来自技术非效率项,表明不同创新模式的技术水平是不同的,因此,有必要使用共同前沿生产函数测算不同创新模式研发效率水平。使用 Lingo15.0 对式(11)进行线性规划处理,得出共同前沿模型中的各项参数估计值(见表 6)。将参数代入式(8)计算不同创新模式生产前沿与共同前沿的技术差距比(TGR),并分别列出随机前沿函数以及共同前沿

生产函数的农业科研院所研发效率,结果见表 7。

表 6 随机前沿与共同前沿的参数估计值

	总体数据	独立创新	协同创新	共同前沿
beta ₀	1.993	3.785	3.068	0.014
beta ₁	0.331	0.118	0.281	0.135
beta ₂	0.185	0.164	0.359	0.803
sigma-square	0.420	1.071	0.363	
gamma	0.870	0.745	0.931	

表 7 技术效率与 TGR 描述性统计

	集群	平均值	最大值	最小值	标准差
独立创新	TE-SFA	0.860	0.960	0.580	0.086
	TE-MFA	0.372	0.921	0.230	0.079
	TGR	0.432	0.963	0.197	0.092
协同创新	TE-SFA	0.900	0.970	0.760	0.054
	TE-MFA	0.492	0.934	0.315	0.080
	TGR	0.547	1.000	0.224	0.081

由表 7 可得如下结论:①协同创新的 TGR 平均值为 0.547,独立创新的 TGR 平均值为 0.432,说明相对于独立创新,协同创新技术前沿面与共同前沿面的差距更小,协同创新下的技术水平高于独立创新下的技术水平;②协同创新模式下,TGR 的最大值为 1,表明协同创新模式的技术前沿面相切于共同前沿面,而独立创新的 TGR 最大值达到 1,独立创新模式的技术前沿面与共同前沿面还有一定距离,没有相切,表明独立创新模式的技术水平与全样本的技术水平尚有差距;③基于随机前沿生产函数 SFA 的独立创新模式下农业科研院所平均研发效率为 0.860,协同创新模式下农业科研院所平均研发效率为 0.900,差距不明显,而共同前沿生产函数 MFA 下,由于考虑了创新模式的不同技术水平,协同创新模式下农业科研院所平均研发效率为 0.492,独立创新模式下农业科研院所平均研发效率为 0.372,协同创新模式下研发效率明显高于独立创新模式下研发效率。

以上结论均证明协同创新模式较之独立创新模式具有更高的技术水平,验证了假设 H₁。结论符合理论分析预期,即协同创新模式下主体可以实现组织内部与外部之间技术优势、人才优势的有机结合。随着科技的发展,协同创新逐渐发展为创新体系中的一种新范式,基于协同创新整体性、动态性以及互补性的特点,实现主体间协作产生 1+1>2 的效果。

3 结论与建议

本文基于 2009—2015 年中国农业科研院所面板数据,分别构建 SFA 模型以及 MFA 模型测度中国农业科研院所创新效率,进而实证检验协同创新与农业科研院所研发效率的关系。与随机前沿函数法相比,共同前沿函数可以实现技术水平不同集群效率以及技术差距的可比性。研究结论表明,不同创新模式对中国农业科研院所研发效率的作用存在较为明显的差异。2009—2015 年,无论是基于随机前沿生产函数测度还是基于共同前沿生产函数测度,开展协同创新的样本农业科研院所比仅开展独立创新的农业科研院所的研

发效率更高,这说明与独立创新相比,协同创新更有助于提升农业科研院所研发效率。协同创新能够实现人才、知识、资源等要素在创新主体间双向流动,是深入贯彻落实创新型国家建设战略的重要措施,可加快农业科技创新进程。

最后,为应对创新同质化问题,本文提出以下建议:①国家应加强对协同创新的重视程度,有必要通过立法保障协同创新的实施;②创新主体应加大自身研发体系的开放程度,完善自身研发禀赋结构以实现研发人才、技术知识的双向流动及迅速内化;③协同创新是基于契约关系的联盟形式,因此,必须搭建合理有效、联动的协同创新平台,建立委员会制度,实现网状连接创新驱动发展。

参考文献:

[1] SCHUMPETER. Capitalism, socialism and democracy[M]. New York: Harper and Brothers, 2008: 431.

[2] MCGRATHRG, TSAIMH, VENKATARAMAN S, et al. Innovation, competitive advantage and rent: a model and test [J]. Management Science, 1996, 42(3): 389-403.

[3] LOURDES SOSAM. Decoupling market incumbency from organizational prehistory: locating the real sources of competitive advantage in R&D for radical innovation [J]. Strategic Management Journal, 2013, 34 (2): 245-255.

[4] CHESBROUGH H W. Open innovation[M]. Boston: Harvard Business School Press, MA, 2003.

[5] 陈劲, 阳银娟. 协同创新的驱动机理[J]. 技术经济, 2012 (8): 6-11+25.

[6] IROYUKI OKAMURO. Determinants of successful R&D cooperation in Japanese small businesses: the impact of organizational and contractual characteristics [J]. Research Policy, 2007, 36 (10): 1529-1544.

[7] CASSIMANB, VEUGELERSR. In search of complementarity in innovation strategy: internal R&D and external knowledge acquisition[J]. Management Science, 2006, 52(1): 68-82.

[8] ZAHRSA. Technology strategy and financial performance: examining the moderating role of the firm's competitive environment[J]. Journal of Business Venturing, 1996, 11(3): 189-219.

[9] LIU X, BUCK T. Innovation performance and channels for international technology spillovers: evidence from Chinese high-tech industries[J]. Research Policy, 2007, 36(3): 355-366.

[10] LIH, ATUAHENE-GIMA K. Product innovation strategy and the performance of new technology ventures in China[J]. Academy of Management Journal, 2001, 44(6): 1123-1134.

[11] DAS, TAPAN K, BING-SHENG TENG. Instabilities of strategic alliances: an internal tensions perspective[J]. Organization Science, 2000, 11: 77-101.

[12] BATTESE, G D RAO, C O DONNELL. A metafrontier production function for estimation of technical efficiencies and technology gaps for firms operating under different technologies [J]. Journal of Productivity Analysis, 2004 (121): 91-103.

[13] 吴廷兵. R&D 存量、知识函数与生产效率[J]. 经济学, 2006(3): 1129-1156.

(责任编辑: 万贤贤)