

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2014.04.008

农业 FDI 对农业科技进步 贡献率的影响研究

林建¹, 廖杉杉²

(1. 重庆大学可持续发展研究院, 重庆 400044; 2. 重庆社会科学院改革杂志社, 重庆 400020)

摘要: 农业科技进步事关农产品供给保障能力, 事关农业发展、农村繁荣和农民增收, 事关国家的长治久安, 对作为发展中农业大国的中国来说意义尤为重大。文章在设定动态面板数据模型基础上, 以中国 13 个省级行政单位 2000-2012 年数据为例, 实证农业 FDI 对农业科技进步贡献率的影响, 结果发现: 在控制其他变量的前提下, 农业 FDI 对农业科技进步贡献率的影响是显著的; 除农村金融规模指标外, 前期农业科技进步贡献率、科研人员的投入量、农村金融结构和效率、农村固定资产投资和农村人力资本指标均对农业科技进步贡献率产生显著影响。

关键词: FDI; 农业 FDI; 农业科技进步贡献率

中图分类号: F830.59

文献标志码: A

文章编号: 1008-5831(2014)04-0057-08

一、研究问题及背景

改革开放以来, 中国吸收外商直接投资 (Foreign Direct Investment, 简称 FDI) 从无到有, 从小到大, 从单一到多元, 已经形成了全方位、多层次、宽领域的格局。2003 年, 中国首次超过美国, 成为全球接受外商直接投资最多的国家^①; 即便是在国内外经济形势并不景气的 2013 年, 中国累计使用的外商直接投资金额仍然高达 1 175.9 亿美元 (未含银行、证券、保险领域数据), 与 2012 年相比, 实际使用外资金额增长 5.3%^②。外商直接投资的大量流入, 在有效促进中国经济持续快速增长的同时, 也在一定程度上促进了中国技术的进步。作为典型的发展中农业大国, 农业在中国国民经济中具有十分重要的作用, 农业的持续稳定发展是国民经济健康发展的重要基础。随着家庭联产承包责任制制度潜力的逐步挖掘, 科技进步在促进农业发展方面的作用日益显现^[1]。“十一五”期间, 科技进步对农业增长贡献率由“十五”末的 48% 提高到 53%, 农业科技发展迈上新台阶。2012 年年初, 国家发布了《关于加快推进农业科技创新持续增强农产品供给保障能力的若干意见》, 明确指出, 实现农业持续稳定发展, 根本出路在于科技。在此背景下, 研究农业 FDI 对农业科技进步贡献率的影响无疑具有很强的理论意义和现实意义。

从现有国内外文献资料看, 研究农业 FDI 对农业科技进步影响的成果极为少见, 学者们更多的是研究 FDI 流入对东道国 (地区) 技术进步的影响。在国外, 从最初 Medougall 开始以 FDI 对东道国经济福利影响研究开始, 众多学者采取不同的研究方法实证了 FDI 对东道国 (地区) 技术进步的影响^[2]。比如, Imbriani & Reganati^[3]、Sjöholm^[4]、Djankov & Hoekman^[5]、Kathuria^[6]、Hu & Jefferson^[7]、Cheung & Lin^[8] 分别以意大利、印

修回日期: 2014-03-28

基金项目: 国家社会科学基金项目“农产品价格基本稳定的长效机制构建及调控模式创新研究” 13XJY025)

作者简介: 林建 (1959-), 女, 山东烟台人, 重庆大学可持续发展研究院副研究员, 主要从事产业经济学、区域经济学研究。

① OECD 发表的《外商直接投资趋势和近期发展》报告中指出, 2002 年美国的数据被调高, 因此, 2003 年才是中国首次超过美国成为全球接受外商直接投资最多的国家, 而不是以前公布的 2002 年。

② 资料来源: http://news.xinhuanet.com/cankao/2014-01/17/c_133052683.htm

度尼西亚、捷克、印度、中国广东及中国为例进行研究,基于研究样本的不同和研究方法的差异(或采用面板数据回归分析,或采用时间序列数据进行分析),他们的研究结论在一定程度上虽然存在差异,但都暗含着 FDI 溢出效应作用的发挥能够促进东道国(地区)技术进步的假设;Kokko 等^[9]、Girma 等^[10]、Aitken & Harrison^[11]、Henny & Manuel^[12]对 FDI 流入影响东道国(地区)技术进步的问题也进行了研究,他们的研究方法与前两者相类似,但研究结论却相反,并没有发现 FDI 流入对提升东道国(地区)技术进步有显著影响,他们的研究暗含着 FDI 技术外溢正向效应的假设是不成立的;此外,Sjöholm^[4]、Tuomo 等^[13]、Dieter^[14]通过建立相应的数理模型展开研究,得出与前两者并不相同的研究结论,他们认为 FDI 正反技术溢出效应作用的发挥取决于多方面因素,不能简单地认为 FDI 流入有利于或不利于东道国(地区)技术进步,FDI 技术溢出效应作用的发挥与东道国(地区)内资企业的发展状况、人力资本储备、知识产权保护等多方面因素紧密相关。

与国外学者一样,国内学者也多是研究 FDI 流入对东道国(地区)技术进步的影响。比如,江小涓和李蕊^[15]、徐涛^[16]、张宇和蒋殿春^[17]的研究结论表明,作为国际资本流动的重要方式,FDI 的流入能够提供资金来源、改善投资效益、扩大出口、增加税收,更重要的是 FDI 的流入有利于提升东道国(地区)技术进步;李平和刘建^[18]、张中元和赵国庆^[19]的研究结论则相反,他们或认为国内研发是各地区技术进步的主要来源,或认为 FDI 流入对促进中国技术进步效果甚微,或认为 FDI 溢出效应阻碍各地区技术进步,也就是说,FDI 流入促进东道国(地区)技术进步的假设不成立;此外,更多的学者认为 FDI 流入能否促进东道国(地区)技术进步需要具体问题具体分析。比如,李利等^[20]、肖文和杨娟^[21]、罗良文和阚大学^[22]基于东、中、西部地区经济社会发展条件的差异,认为 FDI 流入对其技术进步的促进作用不一样,FDI 流入能否促进东道国(地区)技术进步需要充分考虑区域差异;黄静波和付建^[23]、孔群喜^[24]、王滨^[25]从产业(行业)的角度出发,认为 FDI 流入对东道国(地区)不同的产业(行业)作用存在显著差异,不同地区不同产业(行业)发展基础对于 FDI 技术溢出效应的发挥有显著影响;方福前和李新祯^[26]、黄凌云等^[27]还分别以人力资本水平和金融发展水平为门槛变量研究了 FDI 流入对东道国(地区)技术进步的作用,认为 FDI 技术溢出效应的发挥会直接受到相关门槛变量的影响,只要东道国(地区)跨越相应的门槛变量,FDI 流入才能够促进东道国(地区)技术进步;傅元海等还认为 FDI 溢出效应作用的发挥,会受到内资企业技术能力、价值增值率水平、外资聚集水平和行业集中度等的影响^[28]。

上述分析表明:虽然国内外学者们的研究成果可以为本研究夯实基础,但在 FDI 是否能够促进东道国(地区)技术进步的问题上并未取得一致的意见,国内外研究也鲜有直接涉及农业 FDI 对农业科技进步影响的。基于此,本文拟从农业 FDI 的视角入手,就目前学者们并未达成一致意见的 FDI 是否能够促进东道国(地区)技术进步的问题,以农业科技进步为例,进一步探讨农业 FDI 对农业科技进步的影响。本文随后的结构安排情况如下:第二部分为模型设定与估计方法,第三部分为数据样本与变量说明,第四部分为实证结果与分析,最后一部分为研究结论及对策。

二、模型设定与变量说明

研究农业 FDI 对农业科技进步贡献率的影响,首先需要构建农业科技进步贡献率决定因素的模型。本文沿袭侯润秀和官建成^[29]、鲁钊阳和廖杉杉^[30]、冉光和等^[31]的分析思路,将农业科技进步看作是农业专业生产活动的生产活动,借用根据 Cobb - Douglas 生产函数有:

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

式(1)中,可以将 K 和 L 分别定义为农业专业知识生产过程中资本和劳动力(即科研人员)的投入, α 和 $(1 - \alpha)$ 分别代表资本和劳动力(即科研人员)的产出弹性, Y 看作农业科研活动的产出(即农业科技进步贡献率)。如果对式(1)进行对数变换,则有:

$$\text{Log}\left(\frac{Y}{L}\right) = \text{Log}(A) + \alpha \text{Log}\left(\frac{K}{L}\right) \quad (2)$$

式(2)中,可以将 $\text{Log}\left(\frac{K}{L}\right)$ 看作是影响农业科研活动的资本投入量(K)和劳动力(即科研人员)投入量(L), $\text{Log}(A)$ 看作是影响农业科研活动的其他因素投入。实际上,农业科研活动中的资本投入量(K)有不同的渠道来源,本文特指农业 FDI,记为 $nfdi$,另记农业科研活动中的劳动力(即科研人员)投入量(L)为 $nyry$ 。为了简化研究,将影响农业科研活动的其他因素投入 $\text{Log}(A)$ 分解为农村金融发展水平、农村固定资产投资水平和农村人力资本水平,且分别记为 φ , $ncjr$ 、 $ncgd$ 和 $ncrl$ 。考虑到当期农业科技进步贡献率会受

到前期农业科技进步贡献率的影响及中国不同地区之间农业科研条件的现实差异,为有效减轻异方差带来的负面影响,本文对所有指标均取对数,设定模型如下:

$$\ln Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Y_{i,t-1} + \gamma_2 \ln nfdi_{it} + \gamma_3 \ln nyry_{it} + \gamma_4 \ln \varphi_j ncjr_{it} + \gamma_5 \ln ncgd_{it} + \gamma_6 \ln ncr l_{it} + \mu_i + \xi_{it} \quad (3)$$

式(3)中, it 表示 i 省 t 时期, μ_i 表示不随时间变化的各省级单位截面的个体差异, ξ_{it} 表示随机扰动项。

在设定上述模型的基础上,为了进行下一步研究,需要对相应的指标进行科学的界定,并对相关原始指标的来源进行说明。相关指标的界定如下。

Y 为农业科技进步贡献率。本文使用 Solow 余值法测度的农业科技进步贡献率表示 Y 。在具体测度方面,本文沿袭朱希刚^[32]、肖干和徐鲲^[33]、鲁钊阳^[34]的做法,假设 Solow 余值法的农业总量生产函数一般形式为:

$$Z_t = A e^{\delta t} K_t^\alpha L_t^\beta M_t^\gamma \quad (\delta > 0, 0 \leq \alpha, \beta, \gamma \leq 1) \quad (4)$$

式(4)中, Z_t 表示农业总产值, K_t 、 L_t 和 M_t 分别表示与 Z_t 相应的投入要素即物质费用、劳动力及耕地面积, A 表示常数项, t 表示时间变量; α 、 β 、 γ 分别是物质费用、劳动力、耕地面积的投入产出弹性, δ 是科技进步率。假如对式(4)两边取对数,则有:

$$\ln Z_t = \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \gamma \ln M_t + \delta t + \ln A \quad (5)$$

当以年份数据计算时,可取 $dt = 1$, 并且可将 dZ_t 换成 ΔZ_t , dK_t 换成 ΔK_t , dL_t 换成 ΔL_t , dM_t 换成 ΔM_t , 则式(5)可以变为:

$$\delta = \frac{\Delta Z_t}{Z_t} - \left(\alpha \frac{\Delta K_t}{K_t} + \beta \frac{\Delta L_t}{L_t} + \gamma \frac{\Delta M_t}{M_t} \right) \quad (6)$$

如果对式(6)进行简化,则有:

$$\delta = z - (\alpha k + \beta l + \gamma m) \quad (7)$$

式(7)中, $z = \frac{\Delta Z_t}{Z_t}$ 、 $k = \frac{\Delta K_t}{K_t}$ 、 $l = \frac{\Delta L_t}{L_t}$ 、 $m = \frac{\Delta M_t}{M_t}$ 分别表示农业总产值增长率、物质消耗增长率、劳

动力增长率和耕地面积增长率。基于此,若记 i 省 t 年的农业科技进步贡献率为 Y_{it} , 则有 $Y_{it} = \frac{\delta}{\frac{\Delta Z_{it}}{Z_{it}}}$ 。

$nfdi$ 为农业 FDI。本文借鉴金富聪的做法,农业 FDI 采用农业领域外商实际直接投资额表示^[35]。充分考虑到美元通胀的影响,本文在查询美元的消费者价格指数基础上,农业 FDI 最终以 2000 年的美元价格为不变价格进行处理。

$nyry$ 为农业科研活动中的劳动力(即科研人员)投入量。从现有统计资料来看,农业科研机构人员包括职工总数和离退休人员总数,为了更科学地测度农业科研人员的数量,本文拟以农业科研机构职工总数来表示农业科研活动科研人员投入量。

$\varphi_j ncjr$ 为农村金融发展水平。为全面测度农村金融发展水平,本文借鉴王征和鲁钊阳的做法^[36],拟从农村金融发展的规模($j = 1$)、结构($j = 2$)和效率($j = 3$)三个维度综合测度农村金融发展水平,将农村金融发展规模指标定义为: $\varphi_1 ncjr =$ 农村贷款/农村 GDP,将农村金融发展结构指标定义为: $\varphi_2 ncjr =$ (农业类股票筹资额 + 农业类保费收入)/金融总资产,将农村金融发展效率指标定义为: $\varphi_3 ncjr =$ 农村储蓄/农村贷款。

$ncgd$ 为农村固定资产投资水平。对于农村固定资产投资水平,本文用各地区农村固定资产投资总额来表示。

$nrcr l$ 为农村人力资本水平。本文采用农村地区 6 岁及以上人口平均受教育年数来衡量农村人力资本水平。以 $prim$ 、 mid 、 hig 、 uni 分别表示小学、初中、高中和大专及以上学历居民占省市 6 岁及以上年龄人口的比重,以 0 年、6 年、9 年、12 年和 16 年分别表示文盲半文盲、小学、初中、高中、大专及以上学历程度的居民平均受教育年限,则有 $nrcr l = 6prim + 9mid + 12hig + 16uni$ ^[37]。

上述指标的原始数据主要来源于《新中国 60 年统计资料汇编》和相关省份相关年份的统计年鉴。考虑到本文研究的重要变量农业 FDI 实际数据的可得性,最终确定的样本区间为 2000 - 2012 年,研究的样本为中国农业 FDI 数据资料较为齐全的 13 个省级行政单位(极少数数据不全采用插值法补齐),研究样本分别为北京、内蒙古、上海、江苏、山东、辽宁、黑龙江、广东、广西、贵州、云南、重庆和新疆。考虑到本文样本时间

跨度较大,为使不同年份的数据具有可比性,所有涉及价格度量的原始指标本文均采用 GDP 平减指数进行处理,剔除了物价因素的影响。

三、实证检验与结果分析

在上述分析基础上,本文采用 Stata10.0 软件实证检验农业 FDI 对农业科技进步贡献率的影响。为了避免伪回归结果,确保回归结果的正确性,本文首先对所有的变量进行单位根检验。为了确保检验结果的可靠性,Levin, Lin & Chu 检验、Im Pesaran and Shin 检验、ADF - Fisher Chi - square 检验和 PP - Fisher Chi - square 检验 4 种检验方法将被采用,本文 4 种检验方法结果一致(表 1)。从表 1 中可以看出,所有变量的一阶差分序列均同时通过检验,这说明本文中所选择的变量是一阶单整的,可以按照上文设定的模型对变量进行回归分析。

表 1 4 种检验法的单位根结果

变量名称	Levin, Lin & Chu	Im Pesaran and Shin	ADF - Fisher Chi - square	PP - Fisher Chi - square
$\ln Y_{i,t-1}$	3.345 8 (0.634 2)	11.235 7 (0.052 7)	17.789 2 (0.101 2)	20.021 7 (0.554 7)
$D \ln Y_{i,t-1}$	-2.231 9** (0.000 2)	0.212 17*** (0.000 0)	4.215 9** (0.000 0)	17.201 9*** (0.000 0)
$\ln nfdi_{it}$	15.598 7 (0.321 7)	19.021 7 (0.447 6)	21.215 8 (0.512 8)	15.257 1 (0.452 5)
$D \ln nfdi_{it}$	-3.125 9*** (0.000 0)	-0.215 9*** (0.000 0)	1.265 7*** (0.000 0)	9.985 1*** (0.000 1)
$\ln nyry_{it}$	15.625 9 (1.235 7)	27.598 1 (0.551 8)	32.021 8 (0.441 9)	41.129 7 (0.102 9)
$D \ln nyry_{it}$	3.215 9*** (0.000 0)	5.514 9** (0.000 9)	11.236 7*** (0.000 0)	15.598 1*** (0.000 0)
$\ln \varphi_1 ncjr_{it}$	12.236 7 (0.156 9)	15.698 7 (0.657 8)	30.321 8 (0.598 7)	45.231 8 (0.216 9)
$D \ln \varphi_1 ncjr_{it}$	-1.021 8*** (0.000 0)	0.267 8*** (0.000 0)	4.235 7*** (0.000 0)	9.871 5*** (0.000 0)
$\ln \varphi_2 ncjr_{it}$	12.326 8 (0.518 8)	32.159 7 (0.415 6)	44.125 7 (0.159 1)	50.021 8 (0.551 9)
$D \ln \varphi_2 ncjr_{it}$	5.567 2** (0.000 0)	9.017 8** (0.000 0)	15.143 7*** (0.001 2)	22.294 7*** (0.001 9)
$\ln \varphi_3 ncjr_{it}$	35.321 8 (0.351 7)	48.837 7 (0.257 6)	50.291 5 (0.253 9)	48.892 7 (0.126 9)
$D \ln \varphi_3 ncjr_{it}$	12.049 2*** (0.000 0)	24.467 3** (0.000 2)	38.156 7*** (0.000 0)	49.917 8*** (0.000 0)
$\ln nncgd_{it}$	0.019 82 (0.137 4)	7.841 21 (0.157 8)	12.156 8 (0.145 9)	17.745 9 (0.212 8)
$D \ln nncgd_{it}$	6.922 7*** (0.000 0)	9.998 3*** (0.000 0)	19.915 7*** (0.000 0)	20.145 7*** (0.000 0)
$\ln nncrl_{it}$	11.027 4 (0.139 8)	17.858 9 (0.345 8)	20.216 5 (0.167 9)	27.782 5 (0.215 8)
$D \ln nncrl_{it}$	1.945 7*** (0.000 0)	9.927 3*** (0.000 0)	19.921 5*** (0.000 0)	20.034 5*** (0.000 0)

注: * 表示 10% 显著性, ** 表示 5% 显著性, *** 表示 1% 显著性。

在确保所有变量均为一阶单整的前提下,依据上文所设定的模型,可以对变量进行回归分析(结果如表 2 所示)。从表 2 中第 3 列 Sargan 检验概率值可知,工具变量与误差项存在相关的可能性或者说是误差项存在异方差的可能,即是说差分 GMM 工具变量无效;从第 4 列结果来看, m_2 即 AR(2) 的概率值表明,差分的误差项存在二阶自相关且不显著,同时, Sargan 检验的概率值也表明二阶差分 GMM 工具变量有效。一般来

说,当因变量一期滞后项系数为 0.8~0.9 时,差分 GMM 估计的系数相对于系统 GMM 来说不准确性要大^[38]。通过对比表 2 中第 5 列和第 6 列中 Sargan 检验和差分 Sargan 检验的概率值可知:第 6 列估计量具有更好的一致性和有效性。

表 2 农业 FDI 对农业科技进步贡献率影响的回归结果

	工具变量法 (IV)		差分广义矩法 (DIF GMM)		系统广义矩法 (SYS GMM)	
	一阶差分 2SLS(1)	Baltagi 随机效应(2)	一步 (3)	二步 (4)	一步 (5)	二步 (6)
$\ln Y_{i,t-1}$	0.132 7*** (0.000 2)	0.135 4*** (0.000 7)	0.122 8*** (0.000 0)	0.119 7*** (0.000 1)	0.147 6*** (0.000 0)	0.157 1*** (0.000 0)
$\ln nfdi_{it}$	0.012 9** (0.001 1)	0.017 5*** (0.000 0)	0.016 5*** (0.000 2)	0.010 9*** (0.000 1)	0.012 7*** (0.000 0)	0.019 5*** (0.000 0)
$\ln nyry_{it}$	0.254 8*** (0.000 0)	0.261 4** (0.025 2)	0.251 9** (0.000 7)	0.261 7** (0.000 7)	0.270 1*** (0.000 0)	0.260 1*** (0.000 0)
$\ln \varphi_1 ncjr_{it}$	-0.012 8** (0.041 2)	-0.001 5 (0.123 7)	-0.000 7* (0.087 5)	-0.002 1 (0.112 7)	-0.120 7* (0.097 5)	-0.123 7 (0.143 6)
$\ln \varphi_2 ncjr_{it}$	0.312 4*** (0.000 2)	0.301 9*** (0.000 0)	0.319 5*** (0.000 0)	0.316 5*** (0.000 0)	0.332 8*** (0.000 0)	0.308 9*** (0.000 0)
$\ln \varphi_3 ncjr_{it}$	0.135 7*** (0.000 0)	0.144 1*** (0.000 1)	0.133 9*** (0.000 0)	0.134 1** (0.047 3)	0.131 1** (0.042 7)	0.132 5*** (0.000 0)
$\ln ncgd_{it}$	0.121 7*** (0.000 0)	0.111 8*** (0.000 7)	0.195 7*** (0.001 1)	0.156 7*** (0.000 2)	0.162 7*** (0.000 1)	0.112 9*** (0.000 2)
$\ln ncr_{it}$	0.512 4*** (0.000 0)	0.551 7*** (0.000 0)	0.512 6*** (0.009 5)	0.551 9*** (0.001 5)	0.501 9*** (0.000 0)	0.512 9*** (0.000 0)
常数项	0.125 7*** (0.002 5)	0.145 7*** (0.000 0)	0.174 1*** (0.000 0)	0.139 7*** (0.000 0)	0.149 5*** (0.000 2)	0.159 1*** (0.000 0)
m_2	—	—	—	0.401 2 [0.536 6]	0.442 6 [0.572 5]	0.456 2 [0.591 2]
Sargan 检验	—	—	[0.005 7]	[0.710 9]	[0.000 0]	[0.701 7]
差分 Sargan 检验	—	—	—	—	[0.000 0]	[1.000 0]

注:(1)*表示 10%显著性,**表示 5%显著性,***表示 1%显著性。(2)小括号和方括号里面的分别为标准差和概率值。(3)在同方差假设条件下,Sargan 检验统计量用来检验矩条件是否存在过度识别;差分 Sargan 检验统计量是用来验证系统 GMM(SYS GMM)工具变量的有效性。(4) m_2 代表 AR(2)的检验统计量。

基于上述分析,本文选择表 2 中第 6 列的回归结果来具体分析农业 FDI 对农业科技进步贡献率的影响。

农业科技进步贡献率滞后项的视角。从表 2 中第 6 列的回归结果看,农业科技进步贡献率滞后项的系数为正且显著,说明前一期农业科技进步贡献率对当期农业科技进步贡献率的影响是显著的,这与现实是相吻合的。从前文对农业科技进步贡献率的分析不难看出,农业科技进步是一项复杂的系统工程,涉及诸如物质投入、劳动力投入、耕地投入等多方面的因素;从短期看,某一因素发生变化并不会直接对农业科技进步产生立竿见影的影响;现实中,从相对较长的时期看,物质投入、劳动力投入、耕地投入会发生变化,但是,这些变化是极为缓慢的,它们对农业科技进步的影响都存在时滞,这与陆文聪和余新平的研究相吻合。他们的研究结果显示:从 1981 年到 2010 年,除个别年份因国家政策调整所带来的农业科技进步贡献率出现较大波动外,绝大多数年份中国农业科技进步贡献率变动是相对平稳的,农业科技进步贡献率并没有出现

大幅波动的情况,这说明农业科技进步贡献率在短期内直接发生质的飞跃极其困难,当期农业科技进步贡献率在很大程度上受前一期农业科技进步贡献率的直接制约,农业科技进步有其自身的特殊发展规律^[39]。自从国家提出科教兴国战略以来,中国科技事业的发展取得了显著成就,农业科技进步也发生了显著变化,但与发达国家相比,中国农业科技进步贡献率明显偏低,根源是中国长期以来农业科技水平偏低。可见当期农业科技基础对于后期农业科技水平提升的提升尤为为重要。

农业 FDI 的视角。从表 2 中第 6 列的回归结果看,农业 FDI 的系数为正且显著,但是农业 FDI 的系数较小,仅为 0.019 5,这与中国的实际情况相吻合。一方面,改革开放以来,随着中国吸收和使用 FDI 数量的增多,FDI 不再仅仅局限于某个领域,而是对国家政策放开的所有领域都带来了直接的冲击。基于农业自身特殊性的考虑,与其他产业相比,农业发展的融资困境问题一直难以得到彻底解决,农业科研资金短缺的问题也较为显著。受国家吸收和使用 FDI 政策调整的影响,FDI 开始大量进入农业领域,农业 FDI 开始发挥作用,直接影响农业科技进步贡献率。另一方面,虽然农业 FDI 的进入对农业科技进步贡献率有显著的影响,但从目前中国的实际情况来看,促进农业科技进步的最主要资金来源还是国家农业科研资金投入。农业 FDI 进入中国,最重要的目的还是追求资金收益的最大化,有丰厚回报的农业领域往往更受 FDI 的青睐,而那些基础性的农业科研投入,回报率低,回报周期长,风险相对也较大,尽管这些投入对于提高农业科技进步贡献率有显著影响,但农业 FDI 涉及往往极为有限,这些领域的投入主体最终还是国家。也就是说,农业 FDI 虽然对农业科技进步贡献率有一定影响,但这种影响在某种程度上极为有限。

农业科研活动中劳动力(即科研人员)投入量的视角。从表 2 中第 6 列的回归结果来看,农业科研人员投入量的系数为正且显著,说明农业科研人员可以直接影响农业科技进步贡献率。从目前中国的实际情况看,无论是国家财政支持的农业科研活动,还是农业 FDI 支持的农业科研活动,都离不开农业科研人员,农业科研人员匮乏是制约农业科技进步的重要原因。农业部公布的数据显示,农村每 7 000 亩土地上农业技术人员只有 1 人,在每 7 000 头牲畜中提供医疗服务的兽医只有 1 人,每 2 万亩森林才有林业专业技术工作者 1.06 人,推广一项先进农业技术需要 6 年甚至更长时间,农业科研人员的匮乏可见一斑^[40]。

农村金融发展水平的视角。从表 2 中第 6 列的回归结果看,农村金融发展水平对农业科技进步贡献率的影响极为复杂,农村金融规模系数为负且不显著,而农村金融结构和效率系数则为正且显著。从中国当前的实际情况看,随着改革开放的深入和新型城镇化战略的稳步推进,农村经济社会状况有了极大的变化,农村金融规模较之以往有了显著进步,但受多方面因素的影响,投入到农业科技方面的资金并不多,在促进农业科技进步贡献率方面,农村金融规模所起的作用极为有限。与农村金融规模相比,农村金融结构和效率则不一样,农村金融结构的合理性、效率的高低,在很大程度上可以直接决定农村金融资源的配置。科学的农村金融结构、高效的农村金融效率,是农业科技进步的重要保障,自然对提高农业科技进步贡献率有显著的促进作用。

农村固定资产投资和农村人力资本水平的视角。从表 2 中第 6 列的回归结果看,农村固定资产投资和农村人力资本水平的系数均为正且显著,说明二者对于农业科技进步贡献率均有显著的影响。从农村固定资产投资水平看,农村固定资产投资水平直接影响农村诸如路、水、电等基础设施的状况,而这对于农业科技的发展尤为重要。以先进农业科学技术推广为例,基础设施良好的地区,农民获取信息的渠道相对较多,不仅可以通过广播、电视、网络等获取信息,还可以通过直接到农技站获取相关信息。而对于基础设施较差的地区来说,广播不通,电视不畅,网络无法使用,农民无法获取更多的信息。很显然,基础设施好的地区更容易推广先进的农业科学技术,而基础设施相对较差的地区则相对更难推广,这自然会影响到农业科技进步贡献率。从农村人力资本水平来看,农业科学技术要得到推广,需要高素质的农业生产者。一般来说,农民的素质越高,农业科学技术越容易接受,农民素质越低,农业科学技术越难推广。要提高农业科技进步贡献率,必须稳步提升农村人力资本水平。

四、研究结论与政策建议

本文以中国 13 个省级行政单位 2000 - 2012 年数据为例,实证农业 FDI 对农业科技进步贡献率的影响。结果发现:农业科技进步贡献率受多方面因素的影响,在控制其他变量的前提下,农业 FDI 对农业科技进步贡献率有显著影响;同时,还发现,当期农业科技进步贡献率受前一期农业科技进步贡献率的影响,农业科研活动中劳动力(即科研人员)投入量、农村金融结构和效率、农村固定资产投资和农村人力资本水平均会影响农业科技进步贡献率,而农村金融规模对农业科技进步贡献率的影响则不显著。

基于此,本文认为要切实有效地提高农业科技进步贡献率,需要从以下几个方面努力:第一,高度重视农业 FDI 的作用。在继续加大 FDI 吸收和使用的同时,要引导 FDI 流向农业领域,投入到农业基础科研活动

中去,实现农业科研活动的内外资对接,有效解决农业科研资金投入不足的问题;在吸收和使用农业 FDI 的同时,还需要高度重视农业 FDI 的区域流向性问题,要科学合理地引导农业 FDI 流向经济欠发达的中西部地区,竭力缩小农业科技进步贡献率的区域差距,促进区域农业经济的协调发展。第二,高度重视农业科研活动中科研人员的投入量。不仅需要出台专门的政策,确保农业科研人员留在农业领域,还需要大力引导相关科研人员投入到农业科研活动中,确保农业科研人员的数量,提升农业科研人员的质量,切实有效地开展具有中国特色、区域特点的农业科研活动,为农业科技进步贡献率的提升夯实基础。第三,高度重视农村金融的发展,重视农村基础设施建设,重视农村人力资本水平的提升。在提高农村金融规模的同时,要确保农村金融结构的合理性和高效率,建立农村金融服务农业科技进步的长效机制,夯实农业科技进步贡献率稳步提升的经济基础。随着 GDP 的增长,确保农村固定资产投资的增长,强化农村基础设施建设,特别是要重视农村基础设施建设区际差异的问题,重视中西部地区农村基础设施建设,为先进农业科学技术的推广创造条件。要稳步提升农村人力资本水平,为农业科技进步贡献率的提升提供切实有效的人力保障。

参考文献:

- [1] 黄季焜. 中国农业发展与展望[J]. 管理评论,2003(1):17-20.
- [2] MacDOUGALL G. The benefits and costs of private investment from abroad: a theoretical approach[J]. *Economic Record*,1960, (36):13-25.
- [3] IMBRIANI C,REGANATI F. International efficiency spillovers into the Italian manufacturing sector [J]. *Economic International*, 1997,50: 583-595.
- [4] SJÖHOLM E. Productivity growth in Indonesia: The role of regional characteristics and foreign direct investment[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1999,47: 559-584.
- [5] DJANKOV S, HOEKMAN B. Foreign investment and productivity growth in Czech enterprises[J]. *The World Bank Economic Review*,2000,14(1): 49.
- [6] KATHURIA V. Foreign firms, technology transfer and knowledge spill-overs to Indian manufacturing firms: A stochastic frontier analysis[J]. *Applied Economics*,2002, 33(5): 625-642.
- [7] HU, ALBERT G ZGARY H. FDI impact and spillover: Evidence from China's electronic and textile industries[J]. *World Economy*, 2002, 25(8) : 1063-1076.
- [8] CHEUNG K Y,LIN P. Spillover effects of FDI on innovation in China: Evidence from provincial data [J]. *China Economic Review*, 2004, 15: 25-44.
- [9] KOKKO A, TANSINT R, ZEJAN M C. Local technological capability and productivity spillovers form FDI in the Uruguayan manufacturing sector[J]. *Journal of Development Studies*,1996,32:602-611.
- [10] GIRMA S, GREENAWAY D, WAKELIN K. Antidumping, trade barriers and Japanese direct investment in the UK[R]. GLM Research Paper 99/4, 1999,1-25.
- [11] AITKEN B, HARRISON A E. Do domestic firms benefit from direct foreign investment?[J]. *American Economic Review*,1999, 89: 605-618.
- [12] ROMIJN H, ALBALADEJO M. Determinants of innovation capability in small electronics and software firms in southeast England [J]. *Research Policy*,2002,31:1053-1067.
- [13] UOTILA T, MELKAS H, HARMAAKORPI V. Incorporating futures research into regional knowledge creation and management [J]. *Futures*,2005,37: 849-866.
- [14] DIETER M. Urban FDI, technology spillovers, and wages[J]. *Review of International Economics*, 2010,18(3), 443-453.
- [15] 江小娟,李蕊. FDI 对中国工业增长和技术进步的贡献[J]. *中国工业经济*,2002(7):5-16.
- [16] 徐涛. 引进 FDI 与中国技术进步[J]. *世界经济*,2003(10):22-27.
- [17] 张宇,蒋殿春. FDI、产业集聚与产业技术进步:基于中国制造业行业数据的实证检验[J]. *财经研究*,2008(1):72-82.
- [18] 李平,刘建. FDI、国外专利申请与中国各地区的技术进步:国际技术扩散视角的实证分析[J]. *国际贸易问题*,2006(7): 99-104.
- [19] 张中元,赵国庆. FDI、环境规制与技术进步:基于中国省级数据的实证分析[J]. *数量经济技术经济研究*,2012 (4):19-32.
- [20] 李利,袁闯,邱会亮. FDI 对我国区域技术进步效应的实证分析[J]. *经济地理*,2009(12):1981-1984.
- [21] 肖文,杨娟. FDI 对我国区域技术进步影响的实证分析[J]. *国际贸易问题*,2009(9):80-88.

- [22] 罗良文, 阚大学. 对外贸易和外商直接投资对中国人力资本存量影响的实证研究: 基于岭回归分析法[J]. 世界经济研究, 2011(4): 31-35.
- [23] 黄静波, 付建. FDI与广东技术进步关系的实证分析[J]. 管理世界, 2004(9): 81-86.
- [24] 孔群喜. 外国直接投资对福建省技术进步影响的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2008(4): 109-114.
- [25] 王滨. FDI技术溢出、技术进步与技术效率: 基于中国制造业1999-2007年面板数据的经验研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010(2): 93-103.
- [26] 方福前, 李新祯. FDI外溢效应对我国工业行业技术进步的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2008(12): 19-25.
- [27] 黄凌云, 徐磊, 冉茂盛. FDI区域分布差异与区域经济差异: 基于TFP区域差异的中介效应分析[J]. 科技管理研究, 2009(10): 158-161.
- [28] 傅元海, 张丹, 孙爱军. FDI技术溢出影响经济增长方式的理论研究[J]. 当代财经, 2010(6): 75-84.
- [29] 侯润秀, 官建成. 外商直接投资对我国区域创新能力的影响[J]. 中国软科学, 2006(5): 104-111.
- [30] 鲁钊阳, 廖杉杉. FDI技术溢出与区域创新能力差异的双门槛效应[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(5): 75-88.
- [31] 冉光和, 徐鲲, 鲁钊阳. 金融发展、FDI对区域创新能力的影响[J]. 科研管理, 2013, 34(7): 45-52.
- [32] 朱希刚. 我国农业科技贡献率测算方法[M]. 北京: 中国农业出版社, 1997: 25.
- [33] 肖干, 徐鲲. 农村金融发展对农业科技贡献率的影响: 基于省级动态面板数据模型的实证研究[J]. 农业技术经济, 2012(8): 89-97.
- [34] 鲁钊阳. 省域视角下农业科技对农业碳排放的影响研究[J]. 科学学研究, 2013, 31(5): 674-683.
- [35] 金富聪. 农业FDI对我国农业发展的影响[J]. 黑龙江对外经贸, 2011(11): 45-46.
- [36] 王征, 鲁钊阳. 农村金融发展与城乡收入差距: 基于我国省级动态面板数据模型的实证研究[J]. 财贸经济, 2011(7): 55-62.
- [37] 朱承亮, 师萍, 岳宏志, 等. 人力资本、人力资本结构与区域经济增长效率[J]. 中国软科学, 2011(2): 110-119.
- [38] 廖杉杉. 我国城乡金融差异对城乡收入差距的影响[J]. 西部论坛, 2012(3): 11-19.
- [39] 陆文聪, 余新平. 中国农业科技与农民收入增长[J]. 浙江大学学报: 人文社会科学版, 2013, 43(4): 5-16.
- [40] 陈涛. 农村职业教育: 意义与对策[J]. 继续教育研究, 2012(3): 15-16.

The Influence of Agricultural FDI on Contribution Rate of Agricultural Scientific and Technological Progress

LIN Jian¹, LIAO Shanshan²

(1. Institute for Sustainable Development, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China;

2. Reform Magazine, Chongqing Academy of Social Sciences, Chongqing 400020, P. R. China)

Abstract: Practice has proved that agricultural science and technology is related to the supply capacity of agricultural goods, agricultural development, rural prosperity and rural incomes, and country's long-term stability, and obviously, it is very important for China, a developing agricultural country. This paper has studied the influence of agricultural FDI on contribution rate of agricultural scientific and technological progress based on the panel data of 13 provincial administrative units from 2000 to 2012. The results show that under the premise of controlling other variables, the impact of agricultural FDI on agricultural science and technology contribution rate is significant. Except the indicator of rural financial scale, the pre-agricultural science and technology contribution rate, the inputs of researchers, the structure and efficiency of rural financial, the fixed asset investment in rural areas and rural human capital have a significant impact on the contribution rate of agricultural scientific and technological progress.

Key words: foreign direct investment; agricultural FDI; the contribution rate of agricultural scientific and technological progress

(责任编辑 傅旭东)