

农业 FDI 进入速度对全要素生产率的影响研究*

仇 婷¹,熊德平²

(1.宁波大学商学院,浙江宁波 315211;2.云南财经大学金融学院,云南昆明 650220)

摘要:构建农业 FDI 进入速度对全要素生产率影响关系的概念框架,运用 DEA 测算出中国 16 个省份的农业全要素生产率,在将其分成技术进步和生产效率变化的基础上,运用最小二乘模型方法和 192 个面板数据,对研究假说进行了实证检验。检验结果表明:农业 FDI 进入速度对全要素生产率和技术进步均具有显著负向调节关系,对效率变化具有负向作用,但是并不显著。该文据此进一步提出了加大政府监管外资力度和加快农业国际化发展的政策建议。

关键词:农业 FDI 进入速度;全要素生产率;调节作用;DEA

中图分类号:F830.59 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-2404(2017)83-0038-08

引言

在经济新常态下,中国农业供给侧改革的核心是将以往的粗放型农业经济增长方式向集约型转变,从而最终提高农业全要素生产率。然而,中国受到人多地少、水资源等要素禀赋与小农耕作模式传统的制约,及发展中国家在发展过程中偏向将财政资金投入城市和工业与农民自身的筹集资金能力较弱的原因(孙致陆、李先德,2014),使得中国对农业的科研投入力度不仅低于发达国家水平,也低于发展中国家平均水平(马巍等,2016)。因此,从提高农业全要素生产率的角度出发,目前中国农业领域需要解决两大难题:一是资金问题,二是技术问题。农业外商直接投资(FDI)作为农业经济发展中不可忽视的一支力量,恰好能解决这两大难题。首先,农业 FDI 不仅能够有效弥补农业领域的投资不足,推动现代农业的发展(周志专,2014),还可以缓解农业领域的投资匮乏。其次,作为一种可创造的投入要素,农业 FDI 的进入不仅能够为东道国农业发展提供资金支持,还可以通过技术溢出为农业生产带来先进的农业技术和生产资料(孟令杰,2012)。

然而,现有文献关于农业 FDI 对农业全要素生产率的影响关系的研究结果,存在两种截然不同的观点。第一种观点认为,农业 FDI 的流入对全要素生产率具有促进作用。*EUbariki*(2007)对坦桑尼亚农业生产率效应的研究结论显示,FDI 流入农业领域可以促进其生产率提升。*Sattaphon*(2006)通过分析日本对外直接投资和贸易促进东亚国家农业增长作用发现,农业基础国家能够通过外商直接投资带来的直接和间接的技术溢出提高本国农业生产水平。周志专(2014)通过省级差异视角对农业 FDI 与农业全要素生产率的影响做了一个比较,发现中国农业利用 FDI 对生产率的贡献由东部、中部、西部依次减弱,并且中东部地区表现为正向的且显著的影响。滕玉华、刘长进、王树柏(2011)和金富聪(2011)分别通过对中国中部地区七省 2003 年 - 2009 年的面板数据和变截距变系数模型定量考察中国外商直接投资的技术溢出对全要素生产率的影响,研究显示,FDI 的技术溢出有助于促进农业技术进步和全要素生产率的提高,且东部地区农业不但吸引大部分农业 FDI,而且还能吸收 FDI 的推动力量。第二种观点认为,农业 FDI 的流入对全要素生产率作用不显著,甚至具有抑制作用。国际上,*Alfaro*(2003)通过对 OECD 国家生产率的分析表明,对不同部门生产率的外溢效应,FDI 的影响作用并不一致:其中对农业部门来说,FDI 的影响为负;*Khaliq*等(2007)对印度尼西亚的研究也显示,尽管 FDI 对所有部门的总影响为正,但对农业和食品产业的影响为负。国内学者涂成悦、滕玉华(2012)运

收稿日期:2017-10-31

作者简介:仇婷,硕士研究生,主要从事国际贸易理论与政策等方面的研究;熊德平,教授,博士生导师,主要从事农村金融与农村经济、农业经济理论与政策等方面的研究。

*基金项目:宁波市软科学研究计划项目(2017A10025);国家自然科学基金项目(71273144);浙江省自然科学基金一般项目(LY17G030012)。

用相关系数分析法对中国中东部地区农业利用 FDI 的影响因素进行了分析,结果表明,农业利用 FDI 在中东部地区的技术溢出效应并不显著。李新华(2014)通过对天津等 15 个省份的数据研究表明外商直接投资对农业全要素生产率和农业技术效率具有显著的负溢出效应。

事实上,存在这种结论差异的原因除了研究方法和地区的不同,还有可能是已有的研究并未考虑农业外资进入速度对全要素生产率的调节作用,即现有考虑 FDI 对全要素影响的文献均将外资的进入速度不变作为假设前提。Wang 等(2012)首先指出外资进入的快慢程度也可能会影响外资溢出效应的效果,也就是说外资进入速度很有可能会导致 FDI 的作用效果不一致。借鉴这样一个观点,钟昌标(2010)、黄远浙(2014)等从行业间和企业的异质性方面对外资进入速度是否会对内资企业生产率产生调节作用做了实证研究,其结果表明外资进入速度会负向调节内资企业生产率,冯丹卿等(2013)也从出口溢出效应的角度发现外资进入速度对内资企业的出口倾向和出口程度均存在负向调节作用。因此,关于企业外资进入速度对企业的调节作用,目前已有大量文献加以完善,但是在现有的农业 FDI 对生产率的影响研究上,均主要从静态视角来分析两者之间的关系,集中于外资存量对生产率的各类影响因素和结果,忽视了外资进入过程中的动态特征。如果考虑动态特征,农业 FDI 进入速度是否会对农业 FDI 的溢出产生调节作用,进而影响农业全要素生产率?对此疑问,本文将结合现有文献和前文的分析,借鉴 Wang 等(2012)的研究,将农业 FDI 进入速度纳入溢出效应理论中,重点研究农业 FDI 进入速度对全要素生产率的调节作用,并在此基础上,进一步从农业技术进步和农业技术效率两个角度分析外资进入速度的影响作用。

1 理论与假设

农业部门在利用 FDI 对自身生产率产生影响,除了通过转移国外先进的农业生产技术和经营管理技术的直接技术转移方面,还会通过外资技术溢出效应带来的竞争效应、示范效应、人员流动效应等间接作用于本国农业生产率的提升。直接技术转移根据接受技术转移者是否为技术转移的主动方子公司划分为内部和外部两种转移方式,对子公司采取内

部化;相反,对非子公司等采用外部化转移。然而,无论是内部化还是外部化,技术转移对农业技术进步的作用是有限的,为了能更充分提高农业投入要素的利用率也就是生产率,外资的溢出效应显然更值得进一步深入研究。

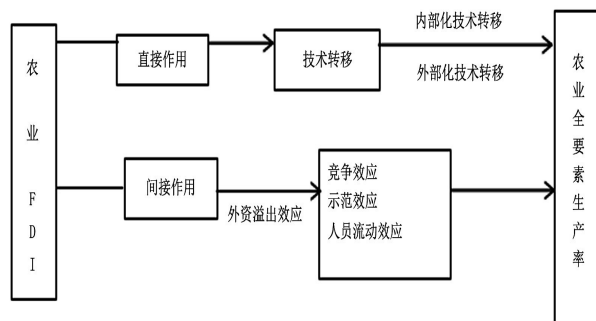


图 1 农业 FDI 对自身生产率的影响过程

从竞争效应来看,农业本国企业在受到来自跨国企业的竞争压力,会使本地企业提高劳动积极性,并通过市场的反应来更新自身的技术水平;从示范效应来看,在完全有效的竞争作用下,本国企业通过对外资企业的技术和管理经验的模仿和改进,缩小自身与外资企业的差距,提高市场竞争力;从人员流动效应来看,在跨国企业进入国内市场时,由于文化差异,不得不选用本地相对熟练的劳动力进行培训,人员流动成为重要的技术溢出的载体。然而,无论是竞争效应、示范效应还是人员流动效应中溢出效应,在对市场的反应和模仿时,不仅会受到经济主体吸收能力限制的影响还都需要一定时间将技术和知识进行整合和消化(俞峰等,2014)。换句话说,外资进入市场时间的长短影响外资溢出的吸收效果。外资进入市场时间(FS 为外资进入速度, FDI 为外资进入总量),即在等量的外资 FDI 进入市场的前提下,外资进入速度影响外资进入的时间进而影响外资溢出的效果。

Perez(1997)通过对外资进入速度快慢不一致会影响内外资企业技术差距变化的研究,首次提出外资进入的快慢程度对于外资溢出效应应当存在调节作用这个概念。外资在进入东道主市场的过程中,外资进入的速度不一样所带来的溢出效果也不一样:当外资进入速度较慢时,外资带来的溢出效果要比外资骤然进入市场的溢出效果更好。其原因在于,当外资进入东道主市场时,溢出效应会受到经济

主体吸收能力的限制且溢出效应的吸收需要一定时间(Desment et al, 2008)。Buckley等(2006)曾专门就时间对外资溢出效应的影响进行了研究分析,他们发现外资溢出效应会随着时间的变化呈现出周期性变化。由此可以推断,外资进入速度对外资溢出的影响与时间有关。结合 Dierick and Cool(1989)提出的企业将比较丰富的人力和财力压缩投入到比较短的一定时间内,与投入到较长的时间段内相比会产生不经济的效果。本文提出假设 1。

假设 1:农业 FDI 进入速度对全要素生产率产生负向影响关系,降低农业的全要素生产率。

全要素生产率(Total Factor Productivity, 简称 TFP),美国国家标准 194《工业工程术语》表示其

$$M_0^{(X^{t+1}, Y^{t+1}, X^t, Y^t)} = \left[\left(\frac{D_0^{t+1}(X^{t+1}, Y^{t+1})}{D_0^t(X^t, Y^t)} \right) \times \left(\frac{D_0^t(X^{t+1}, Y^{t+1})}{D_0^{t+1}(X^t, Y^t)} \right) \right]^{1/2} = \frac{D_0^{t+1}(X^{t+1}, Y^{t+1})}{D_0^t(X^t, Y^t)} \times \left[\left(\frac{D_0^t(X^{t+1}, Y^{t+1})}{D_0^{t+1}(X^{t+1}, Y^{t+1})} \right) \left(\frac{D_0^t(X^t, Y^t)}{D_0^{t+1}(X^t, Y^t)} \right) \right]^{1/2} = EC \times TC \dots (1)$$

其中第一部分是从小时期到 t + 1 时期的生产效率变化指数(EC),第二部分是从小时期到 t + 1 时期的技术进步指数(TC),即在规模报酬不变且要素自由可处置的条件下,全要素生产率可以转化为:

$$TFP = TC \times EC \dots (2)$$

因此,全要素生产率不仅受到技术进步的影响,还会受到生产效率的影响。为了保证文章的严谨性,本文将分别构建农业 FDI 进入速度与生产效率变化和技术进步的关系模型,验证农业 FDI 进入速度是否通过溢出效应影响本国农业企业的技术水平,从而影响全要素生产率。且参考汪克亮、杨力等(2014)对全要素生产率的分解结果来看,技术进步是全要素生产率的主要推动力。本文提出假设 2 和假设 3。

假设 2:农业 FDI 进入速度对技术进步产生负向影响关系,从而影响全要素生产率。

假设 3:农业 FDI 进入速度对生产效率不产生影响。

2 变量选择和模型设计

2.1 变量选择

被解释变量 1:全要素生产率(TFP)。参照李静等(2006)、李谷成(2008)的做法,最终选择播种面积、第一从业人员、农业机械、有效灌溉面积、役畜投入、农用化肥、耗电量作为投入指标,农林牧渔业

是所有产出和所有投入要素总量的比值。但是在生产过程中,由于投入和产出统计形式的差异性,存在多种对全要素生产率的测算方法。本文借鉴周端明(2009)、李谷成(2009)、孟令杰(2014)等,采用基于 DEA 的规模报酬不变、产出导向的 Malmquist 生产指数法来测算中国 16 个省份的农业全要素生产率。假设在每一个时期 t(t = 1, ..., T),第 k(k = 1, ..., K) 个省份使用 n(n = 1, ..., N) 种投入 xt,得到 m(m = 1, ..., M) 种产出 yt,时期 t 各省份的投入和产出向量分别用 Xt 和 Yt 表示。参考 Fare(1994)对 Malmquist 生产指数法的分解,可以将全要素生产率分为两个主要部分构成:

总产值作为产出指标,测算出农业全要素生产率的具体 Malmquist 指数值。再根据 DEA 测算出的 Malmquist 生产率指数转化为以 2003 年为基期的累积变化率形式,即 2003 年的 TFP 为 1,2004 年的 TFP 等于 2003 年 TFP 的乘以 2004 年的 Malmquist 生产率指数,依此类推进行相应的处理,得到其累计值用作面板数据的 TFP 值。

被解释变量 2:生产效率变化指数(EC)。表示在规模报酬不变且要素自由处置的条件下相对效率的变化,测度的是生产系统从小时期到 t + 1 期对生产可能性边界的追赶程度。若 EC > 1,表示生产效率有所改善;反之,表示生产效率下降。

被解释变量 3:技术进步(TC)。表示生产系统的生产技术从小时期到 t + 1 期的变化程度,即生产技术创新程度。TC > 1,表示生产技术有所进步;反之,说明生产技术后退。

解释变量:外资进入速度(FS),参考钟昌标、黄远浙等(2015)对外资进入速度的定义,本文将以农业 FDI 的增长率来反映外资进入各省份经济市场的快慢程度,其表达式为: $FS = \frac{FDI_{\alpha} - L.FDI_{\alpha}}{L.FDI_{\alpha}} \dots (3)$ 。

其中 FDI_α 表示农业利用外资水平, L.FDI_α 表示为农业利用外资水平的滞后 1 期变量;农业外商直接投资(FDI),由于 FDI 单位是万美元且为流量值,所以本文先根据历年人民币汇率均价将以万美

元为单位的 *FDI* 转换为以人民币为单位的 *FDI* 流量值,再将转换后以人民币计价的 *FDI* 流量值通过永续盘存法得到实际 *FDI* 存量(折旧率为 9.6%);外商直接投资与外资进入速度的交互项($FDI * FS$),表示外资进入速度对溢出效应的调节作用。

控制变量。考虑到农业全要素生产率会受到自

然因素、政治因素以及经济发展等影响,借鉴李静等(2006)、周端明(2009)、周志专(2012)和孟令杰(2014)的研究,并考虑数据资料的可得性,本文选择自然灾害、机械投入、农业财政支出、农户经营规模、水利投资、*GDP* 和化肥投入为控制变量。变量说明详见表 1。

表 1 变量说明

变量	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>TFP</i>	农业全要素生产率	<i>Malmquist</i> 生产率指数进行相乘
	<i>EC</i>	农业生产效率变化	生产效率指数连乘
	<i>TC</i>	农业技术进步	技术进步指数连乘
解释变量	<i>FS</i>	外资进入速度	各个省份的农业外商直接投资实际额的增长率
	<i>FDI</i>	外商直接投资	农业实际利用外资额,并将流量值永续盘存法处理为存量
	$FDI * FS$	外资与外资进入速度交叉项	外资进入速度的调节作用
控制变量	<i>d</i>	自然灾害	各省份受灾面积 / 各省份农作物播种面积
	<i>ind</i>	机械投入	各省份农业机械投入 / 各省份劳动力
	<i>fin</i>	农业财政支出规模	国家财政部门对农业、农民、农村的支持手段,反映了农业政策扶持力度
	<i>scale</i>	农户经营规模	播种面积 / 劳动力
	<i>water</i>	水利投资	各省份有效灌溉面积 / 各省份农作物播种面积
	<i>fer</i>	化肥投入	各省份农用化肥投入量 / 各省份播种面积
	<i>GDP</i>	国内生产总值	衡量一个国家的总体经济状况重要指标

2.2 样本来源

本文测量农业全要素生产率的投入和产出指标、农产品 *FDI* 以及其播种面积等变量主要来源于 2003 年 - 2014 年各省份《统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》;部分数据来源于《中国农业统计年鉴》。

对于上海市 2006 年、2010 年、2014 年受灾面积缺失的数据由其前 3 年受灾面积的均值计算得出。其中,*GDP* 国内生产总值通过历年物价平减指数消除了通货膨胀等物价因素的影响。

表 2 描述统计

变量符号	样本数	均值	标准误	最小值	最大值
<i>TFP</i>	192	1.307189	0.3572005	0.6287189	2.540382
<i>EC</i>	192	0.9984323	0.0268891	0.892	1.116
<i>TC</i>	192	1.043531	0.1241429	0.523	2.259
<i>FS</i>	192	1.47304	14.63276	- 0.9499212	201.8183
<i>FDI</i>	192	69953.96	91059.91	68.72	633449
<i>d</i>	192	0.2216968	0.1337154	0.0023856	0.6885273
<i>ind</i>	192	3.163927	1.658625	0.9026561	7.822615
<i>fin</i>	192	168.7864	137.6811	16.9485	924.644
<i>scale</i>	192	0.6431057	0.3347358	0.2047	1.8338
<i>water</i>	192	0.0352341	0.0099746	0.1794306	0.7504503
<i>fer</i>	192	0.0348266	0.0100274	0.012823	0.0591535
<i>GDP</i>	192	8.604257	0.6021429	7.518163	9.809619

2.3 样本描述

对于样本全要素生产率等主要变量的描述性统计分析见表 2。从表 2 可以看出:(1) 农业全要素生产率各地区差异比较小,且技术进步的发展趋势与全要素生产率相类似;(2) 外资进入速度的标准误差较大,最大值和最小值之间相差 202;(3) 各控制变量均较为平稳。

2.4 模型设计

为检验假说 1,将全要素生产率作为被解释变量代入回归模型,则模型为: $TFP_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 FS_{i,t} + \beta_2 FDI_{i,t} + \beta_3 FDI_{i,t} \times FS_{i,t} + \beta_4 d_{i,t} + \beta_5 Ind_{i,t} + \beta_6 fin_{i,t} + \beta_7 scal_{i,t} + \beta_8 water_{i,t} + \beta_9 fer_{i,t} + \beta_{10} gdp_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \dots (4)$

若(4)式中的变量 $FDI_{i,t} \times FS_{i,t}$ 显著,且其系数 β_3 小于 0,则假说 1 成立。

为检验假说 2,将技术进步作为被解释变量代入回归模型,则模型为: $TC_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 FS_{i,t} + \beta_2 FDI_{i,t} + \beta_3 FDI_{i,t} \times FS_{i,t} + \beta_4 d_{i,t} + \beta_5 Ind_{i,t} + \beta_6 fin_{i,t} + \beta_7 scal_{i,t} + \beta_8 water_{i,t} + \beta_9 fer_{i,t} + \beta_{10} gdp_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \dots (5)$

若(5)式中的变量 $FDI_{i,t} \times FS_{i,t}$ 显著,且其系数 β_3 小于 0,则假说 2 成立。

为检验假说 3,将相对效率作为被解释变量代入回归模型,则模型为: $EC_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 FS_{i,t} + \beta_2 FDI_{i,t} + \beta_3 FDI_{i,t} \times FS_{i,t} + \beta_4 disaster_{i,t} + \beta_5 Ind_{i,t} + \beta_6 fin_{i,t} + \beta_7 scal_{i,t} + \beta_8 water_{i,t} + \beta_9 fer_{i,t} + \beta_{10} gdp_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \dots (6)$

若(6)式中的变量 $FDI_{i,t} \times FS_{i,t}$ 不显著,则假说 3 成立。

3 实证检验与结果解释

3.1 农业 FDI 进入速度对农业全要素生产率变动影响

在进行面板回归分析时,需要对每个变量的平稳性进行检验,以避免出现伪回归的现象。本文采用 Levin、Lin、Chu(2002)建立的 LLC 法、ADF 和 PP 检验各变量的平稳性,检验结果如下:

从表 3 中可以看出各个变量都拒绝原假设,即不存在单位根的情况,各个变量是平稳的,可以进行面板数据的回归。

本文所有的模型都由三个基本模型(普通最小二乘模型,固定效应和随机效应)构建,并通过 F 检验和 Hausman 检验判断采用混合回归模型对外资进入速度对全要素生产率的影响研究分析。

表 3 平稳性检验

变量	LLC	ADF	PP
<i>TFP</i>	- 11.7026***	114.577***	126.581***
<i>TC</i>	- 20.2423***	188.612***	269.916***
<i>EC</i>	- 5.77064***	98.7949***	108.765***
<i>FS</i>	- 18.2675***	176.246***	308.976***
<i>FDI</i>	- 13.1198***	125.433***	160.286***
<i>disaster</i>	- 26.7732***	215.91***	276.669***
<i>industry</i>	- 6.09485***	58.9338**	60.5666**
<i>financial</i>	- 41.6629***	80.6992***	85.5201***
<i>scale</i>	- 7.48578***	68.1842***	70.137***
<i>water</i>	- 11.154***	109.424***	145.061***
<i>fertilize</i>	- 7.54231***	83.2187***	96.3027***
<i>GDP</i>	- 10.6611***	88.6375***	101.622***

注:根据 Eviews6 软件计算,表中*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著水平下拒绝具有单位根的原假设

为了检验外资进入速度对全要素生产率的调节作用及其稳健性,本文在控制自然灾害、机械投入、化肥投入、农业财政支出,农户经营规模、水利投资、GDP 的基础上,逐步引入农业 FDI、农业 FDI 进入速度、农业 FDI 与农业 FDI 进入速度(FS)的交叉项。

模型的具体回归结果如表 4 所示,以全要素生产率(TFP)为被解释变量的模型 1、模型 2 和模型 3 的解释变量 FDI 都显著为负,说明农业 FDI 对农业全要素生产率具有抑制作用,这与李新华(2014)、Sachs 等(2000)、Alfaro(2003)等的研究结论类似,其原因可能是 FDI 进入农业领域时通常不会选择绿地投资,更多的是与国内资本对本土现有的农业资源的竞争,相对内资企业,外资企业更具有先进的技术优势和规模优势等,抢占本地企业的市场份额和产出,即形成挤出效应。在模型 1 的基础上,模型 2 引入了外资进入速度,从模型 2 的结果来看,外资进入速度对农业全要素生产率的影响亦显著为负,且引入外资进入速度以后,农业 FDI 对全要素生产率的负向影响系数逐渐变大。在模型 2 的基础上,观察模型 3 可以发现,农业 FDI 和农业 FDI 进入速度 FS 的交叉项显著负向影响全要素生产率,且农业 FDI 和 FS 的影响因子则再次增大。这表明,外资进入速度越快,外资全部进入市场所需要的时间越短,农业要素投入吸收的效果越差,全要素生产率的提高受到抑制作用,即农业 FDI 进入速度对农业 FDI 与农业全要素生产率均存在负向调节作用,此结论支持了假设 1。

表 4 农业 FDI 进入速度对全要素生产率的作用

被解释变量	Model1	Model2	Model3
<i>FDI</i>	-0.0856*** (-3.51)	-0.0850*** (-3.47)	-0.0918*** (-3.61)
<i>FS</i>	/	-0.000826*** (-3.51)	-0.00102*** (-4.23)
<i>FDI * FS</i>	/	/	-0.0157*** (-3.40)
<i>disaster</i>	-0.760*** (-4.51)	-0.750*** (-4.43)	-0.670*** (-3.93)
<i>industry</i>	0.0381 (1.88)	0.0377 (1.85)	0.0294 (1.38)
<i>financial</i>	0.000588* (2.49)	0.000584* (2.46)	0.000751** (2.64)
<i>scale</i>	0.116 (1.32)	0.117 (1.33)	0.0717 (0.76)
<i>water</i>	-0.289 (-1.02)	-0.289 (-1.01)	-0.0540 (-0.18)
<i>fertilize</i>	15.09*** (3.99)	15.27*** (3.99)	14.06*** (3.59)
<i>GDP</i>	-0.0000286*** (-3.77)	-0.0000290*** (-3.79)	-0.0000315*** (-4.05)
<i>_cons</i>	1.011*** (6.83)	1.007*** (6.76)	1.005*** (6.61)
<i>R2</i>	0.3011	0.3022	0.2964
<i>N</i>	192	192	192

注:根据 STATA 12.0 软件测算而得。括号内为检验统计值所对应的显著性 *t* 值,***, **, * 分别代表 0.1%, 1% 和 5% 水平上的显著性检验。

此外,模型 1、模型 2、模型 3 中自然灾害的显著性比较明显,且影响因子较大。这验证了自然环境对农业基础性产业的影响很大,自然灾害对粮食生产率有显著的负面影响(魏丹 2010)。机械投入对农业全要素生产率的影响并不显著,这与石慧(2011)的农业工业化水平显著提高农业全要素生产率的结论并不一致,这可能是所采用的数据不同。

3.2 农业 FDI 进入速度对技术进步变动影响

为了进一步了解农业 FDI 进入速度全要素生产率的具体影响部分,在模型 1、2、3 的基础之上分别将技术进步和效率变化用作被解释变量,再次运用最小二乘回归模型进行检验。

从表 5 中可以看出,技术进步(*TC*)作为被解释变量的模型 4、模型 5、模型 6 的解释变量 *FDI* 都显著为负,这与模型 1、模型 2、模型 3 的结果相一致。在模型 4 的基础上,引入农业 FDI 进入速度建立模型

5,模型 5 中农业 FDI 进入速度对技术进步的影响并不显著且 *FDI* 对技术进步的影响力下降。模型 6 加入农业 FDI 进入速度与 *FDI* 的交叉项后,农业 FDI 进入速度对技术进步的影响由不显著变为显著,农业 FDI 进入速度与 *FDI* 的交叉项对技术进步产生显著的负向影响,这与被解释变量为农业全要素生产率的结果一致。这说明,农业 FDI 进入速度对技术进步存在负向调节作用,即农业 FDI 进入速度越快,技术进步的效果越差,此结论支持假设 2。

表 5 农业 FDI 进入速度对技术进步的作用

被解释变量	Model4	Model5	Model6
<i>FDI</i>	-0.0957*** (-3.73)	-0.0953*** (-3.70)	-0.107*** (-4.29)
<i>FS</i>	/	-0.000455 (-1.62)	-0.000660** (-2.38)
<i>FDI * FS</i>	/	/	-0.0132** (-3.14)
<i>disaster</i>	-0.762*** (-4.25)	-0.756*** (-4.19)	-0.627*** (-3.61)
<i>industry</i>	0.0415* (2.19)	0.0413* (2.17)	0.0307 (1.57)
<i>financial</i>	0.000727** (2.65)	0.000725** (2.63)	0.000993*** (3.64)
<i>scale</i>	-0.0126 (-0.15)	-0.0121 (-0.14)	-0.0825 (-0.95)
<i>water</i>	-0.130 (-0.42)	-0.130 (-0.42)	0.177 (0.57)
<i>fertilize</i>	6.295 (1.47)	6.392 (1.48)	3.538 (0.86)
<i>GDP</i>	-0.0000165* (-2.09)	-0.0000167* (-2.10)	-0.0000178* (-2.20)
<i>_cons</i>	1.242*** (8.28)	1.240*** (8.22)	1.259*** (8.27)
<i>R2</i>	0.2651	0.2654	0.2623
<i>N</i>	192	192	192

注:括号内为检验统计值所对应的显著性 *t* 值,***, **, * 分别代表 0.1%, 1% 和 5% 水平上的显著性检验。

3.3 农业 FDI 进入速度对生产效率变动影响

从表 6 的回归结果来看,生产效率(*EC*)作为被解释变量的模型 7、模型 8、模型 9 的解释变量 *FDI* 并不显著,引入农业 FDI 进入速度和 *FDI* 交叉项后,农业 FDI 进入速度和 *FDI* 对技术效率的影响依然不显著。这说明,农业 FDI 进入速度对生产效率不存在调节作用,此结论支持假设 3。

表 6 农业 FDI 进入速度对生产效率的作用

被解释变量	Model7	Model8	Model9
<i>FDI</i>	8.39e - 08 (1.35)	8.64e - 08 (1.38)	0.000000127 (1.87)
<i>FS</i>	/	- 0.000294* (- 2.57)	- 0.000286* (- 2.48)
<i>FDI * FS</i>	/	/	- 1.90e - 08 (- 1.69)
<i>disaster</i>	0.00104 (0.03)	0.00468 (0.13)	- 0.0335 (- 0.92)
<i>industry</i>	- 0.00223 (- 0.55)	- 0.00239 (- 0.59)	- 0.000805 (- 0.18)
<i>financial</i>	- 0.000102 (- 1.60)	- 0.000103 (- 1.62)	- 0.000179** (- 2.79)
<i>scale</i>	0.102*** (4.09)	0.102*** (4.08)	0.122*** (4.39)
<i>water</i>	- 0.130 (- 1.57)	- 0.130 (- 1.57)	- 0.187* (- 2.19)
<i>fertilize</i>	6.925** (3.28)	6.988** (3.28)	8.278*** (3.61)
<i>GDP</i>	- 0.00000933** (- 3.30)	- 0.00000947** (- 3.31)	- 0.0000106*** (- 3.55)
<i>_cons</i>	0.817*** (17.25)	0.816*** (17.07)	0.974*** (74.05)
<i>R2</i>	0.2265	0.2293	0.2773
<i>N</i>	192	192	192

注:括号内为检验统计值所对应的显著性 t 值,***,**, * 分别代表 0.1%, 1% 和 5% 水平上的显著性检验。

4 结论与建议

我们利用 2003 年 - 2014 年中国 16 个省际面板数据研究了农业进入速度对全要素生产率影响,与众多学者关于农业 FDI 对全要素生产率的影响研究不同的是,我们研究的重点除了研究两者之间的关系以外,还分析了农业外资进入速度对全要素生产率的调节作用。我们在对全要素生产率研究的基础上,进一步研究了农业 FDI 进入速度于技术进步和技术效率两个全要素的构成部分之间的关系。

研究发现农业 FDI 对农业全要素生产率和技术进步具有显著的负向影响,农业 FDI 对生产效率不存在影响关系;农业 FDI 进入速度对全要素生产率和技术进步均存在负向调节关系,对生产效率不存在影响关系。结合上述研究结论,中国农业部门在引入外资时:(1) 加大政府监管外资力度。除了对农业基础性产业的政策性支持以外,政府在对中国

农业领域的外资引入可以加大引导和管理力度,确保外资流入速度不能过快,以免中国农业对技术溢出的吸收时间过短,抑制农业全要素生产率和技术进步的提高。(2) 加快农业国际化发展。外资进入速度带来中国农业全要素生产率和技术进步负向影响的根本原因在于,外资进入速度越快,农业领域能用来吸收外资进入带来的技术溢出的时间越短。换句话说,中国农业领域吸收技术溢出的效果与时间有关。农业国际化进程的步伐加快,可以弥补中国农业技术方面与外资企业之间的差距,进而从起点缩短吸收溢出效应的时间,减少外资进入速度所带来的负向影响。

参考文献

- [1] 孙致陆,李先德.农业 FDI 提升了中国农业全要素生产率吗——基于面板数据随机前沿函数模型的分析[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报),2014(3):54-62.
- [2] 马巍,王春平,李旭.农业 FDI 的技术溢出效应——基于 27 省面板门槛模型实证分析[J]. 经济地理,2016,36(7):167-172.
- [3] 周志专.中国农业利用 FDI 的生产率效应研究[D]. 武汉大学,2014.
- [4] 顾海,孟令杰.中国农业 TFP 的增长及构成[J]. 数量经济与技术经济 2002,19(10).
- [5] Elibariki M. The Impact of Foreign Direct Investment on Agricultural Productivity and Poverty Reduction in Tanzania[J]. MPRA Paper2007(11):3671.
- [6] Sattaphon W, Kiminami A. The Effects of Japanese Foreign Direct Investment on Bilateral Food Trade with East Asian Countries:—An Application of Panel Data Econometrics—[J]. Proceedings of Japan Society of Regional Science, 2006, 36(1):147-160.
- [7] 滕玉华,刘长进,王树柏.FDI 的技术溢出与农业生产率——基于中部省份的实证研究[J]. 兰州商学院学报,2012,28(2):25-29.
- [8] 金富聪.农业 FDI 流入对我国农业发展的影响[D]. 浙江工商大学,2012.
- [9] Alfaro. Foreign Direct Investment and growth: Does the sector matter[J]. Harvard University, Harvard Business School, Working Paper,2003, 43(8):778-812.
- [10] Kiani A K. An Empirical Analysis of TFP Gains in the Agricultural Crop-Sub-Sector of Punjab: A Multi-Criteria Approach[J]. European Journal of Scientific Research, 2008, 24(3).

- [11] 涂成悦,滕玉华.我国中、东部地区农业利用 FDI 的地区差异与影响因素——基于 2003-2009 年省际数据的相关分析[J].新疆农垦经济,2012(2):6-10.
- [12] Wang C, Deng Z, Kafouros M I, Chen Y. Re-conceptualizing the Spillover Effects of Foreign Direct Investment: A Process-Dependent Approach [J]. International Business Review, 2012, (21): 452 -464.
- [13] 钟昌标.外商直接投资地区间溢出效应研究[J].经济研究,2010,45(1):80-89.
- [14] 黄远浙,钟昌标,俞峰.行业间外资进入速度对内资企业绩效的影响分析[J].国际贸易问题,2014(3):123-130.
- [15] 冯丹卿,钟昌标,黄远浙.外资进入速度对内资企业出口贸易的影响研究[J].世界经济,2013,36(12):29-52.
- [16] 俞峰,钟昌标,黄远浙.FDI 对内资企业的技术进步门槛效应研究[J].经济问题探索,2014(7):147-155.
- [17] Pita V J M, Perez R C. Cryopreservation of seeds Spanish [J]. Agricultural, 1997.
- [18] 李谷成,冯中朝.中国农业全要素生产率增长:技术推进抑或效率驱动——项基于随机前沿生产函数的行业比较研究[J].农业技术经济,2010(5):4-14.
- [19] Buckley P J, Clegg J, Wang C. Inward FDI and Host Country Productivity: Evidence from China's Electronics Industry [J]. Transnational Corporations, 2006, 15(1): 13-37.
- [20] 周端明.技术进步、技术效率与中国农业生产率增长——基于 DEA 的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2009(12):70-82.
- [21] 李谷成.技术效率、技术进步与中国农业生产率增长[J].经济评论,2009(1):60-68.
- [22] Fare R, Grosskopf S, Norris M, et al. Productivity growth, technical progress and efficiency changes in decentralized countries [J]. American Economic Review, 1994(84):66-83.
- [23] 李静,孟令杰.中国农业生产率的变动与分解分析:1978-2004 年——基于非参数的 HBM 生产率指数的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2006(5):11-19.
- [24] Bajpai N, Sachs J D. Foreign Direct Investment in India: Issues and Problems [J]. Harvard Institute for International Development, 2000.

Study on the Influence of Agricultural FDI Entry Rate on Total Factor Productivity

QIU Ting, XIONG Deping

(1. Business School of Ningbo University, Ningbo Zhejiang Province 315211, China;

2. School of Finance, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan Province 650221, China)

Abstract: Total factor productivity is an important indicator to measure production efficiency, under the condition of the established input level of production factors. For the importance of total factor productivity and the problems of the impact of agricultural FDI on the total factor productivity of agriculture in China are discussed, this paper constructs a theoretical framework of the impact of agricultural FDI entry on total factor productivity from the perspective of the regulatory effect. Based on DEA, the total factor productivity of agriculture in 16 provinces of China was measured. Based on the analysis of technological progress and production efficiency, the least squares model method and 192 panel data were used to test the hypothesis. The results show that the rate of agricultural FDI has a significant negative relationship with total factor productivity and technological progress, which has negative effect on the change of efficiency, but it is not significant. Therefore, this article further puts forward some related policy recommendations.

Key words: agricultural FDI entry speed; total factor productivity; regulatory effect; DEA