

FDI 是否提高了中国农业企业 全要素生产率？*

——来自 99801 家农业企业面板数据的证据

刘乃希¹ 韩一军^{1,2} 王萍萍¹

摘要:基于 1998~2013 年 99801 家农业企业面板数据,本文采用加入调节效应的固定效应模型,使用工具变量法克服了逆向选择的内生性,系统考察了外商直接投资对中国农业企业全要素生产率的影响。本文得到如下结论:其一,外商直接投资通过直接促进效应促进了接受外商直接投资的中国农业企业的全要素生产率进步,且直接促进效应会随着年份而增加;其二,外商直接投资通过间接溢出效应促进了未接受外商直接投资的中国农业企业的全要素生产率进步,但间接溢出效应会随着年份而减小;其三,间接溢出效应对促进中国农业企业总体全要素生产率进步的贡献始终小于直接促进效应的贡献,但仍不可忽视;其四,企业的国有属性对外商直接投资促进中国农业企业全要素生产率进步的直接促进效应具有负向调节效应;其五,企业的出口行为与研发投入行为,对外商直接投资促进中国农业企业全要素生产率进步的直接促进效应具有正向调节效应。本文认为,针对进一步利用外资促进中国农业企业全要素生产率提升,相关部门应加大农业外商直接投资支持政策力度,深化市场机制建设,主动引导和扩大外商直接投资的示范效应。

关键词:外商直接投资 直接促进效应 间接溢出效应 农业企业

中图分类号: F11-0 F303.3 **文献标识码:** A

一、引言

进入 21 世纪以来,中国农业外商直接投资 (foreign direct investment, FDI) 快速发展。2000 年,中国农业 FDI 实际利用金额流量仅为 6.76 亿美元,而 2015 年这一数值已达到 15.34 亿美元,15 年间年均复合增长率达 5.6%^①。随着中国农业 FDI 规模不断扩大,农业“引进来”对中国农业现代化

*本文为亚洲开发银行技术援助项目“外商投资促进中国农业现代化发展”(项目编号:TA8711-PRC)的阶段性成果。笔者对评审老师与编辑老师提出的修改建议表示诚挚的感谢。

^①数据来源:国家统计局数据库 (<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>)。

促进成效的有关研究也越来越多。其中，FDI 对中国农业企业全要素生产率（total factor productivity, TFP）的提升作用是重要的研究论题之一。

从既往文献来看，大部分计量研究均证明，在中国，FDI 可以通过技术与知识溢出效应促进所涉行业企业的 TFP。Buckley et al. (2002) 利用 1995 年第三次中国工业普查中非华商资本控股跨国企业在华开展 FDI 的相关数据，研究了 FDI 与中国企业总体技术进步的关系，发现 FDI 对中国非 FDI 企业具有显著的正向技术溢出效应，显著提升了中国企业的 TFP；并且他们在进一步的研究中发现，FDI 促进中国非 FDI 企业 TFP 的技术溢出效应是非线性的 (Buckley et al., 2007)。Cheung and Ping (2004) 分析了 FDI 与企业专利申请数量的关系，发现 FDI 对中国企业总体专利申请数量具有显著的正向影响。Wei and Liu (2006) 分析了 1998~2001 年间 10000 多家中国企业的 TFP 变化，发现在产业内与产业间 FDI 对中国非 FDI 企业均产生了显著的 TFP 溢出效应。Tian (2007) 分析了 1996~1999 年中国 11344 家企业接受 FDI 与其技术效率的关系，发现 FDI 显著地促进了中国 FDI 企业的技术进步。Lin et al. (2009) 对 1998~2005 年中国 FDI 企业的 TFP 变化及其与投资来源地区的关系进行了实证研究，发现来自港澳台地区的 FDI 对中国境内 FDI 企业的 TFP 具有削弱效果，而来自港澳台地区之外的 FDI 对中国境内 FDI 企业的 TFP 具有显著的促进效果。Zhao and Zhang (2010) 研究发现，FDI 对中国 FDI 企业的 TFP 具有促进效应，且与劳动密集型产业相比，资本密集型产业中 FDI 企业获得的 TFP 促进效应更大。王志鹏、李子奈 (2003) 基于 2000 年 500 个企业的数据库，研究了企业接受外资参股与企业 TFP 的关系，发现接受外资参股对中国 FDI 企业的 TFP 有显著的促进作用。夏业良、程磊 (2010) 分析了 2002~2006 年中国工业企业接受 FDI 与其技术效率的关系，发现 FDI 使中国 FDI 企业的技术效率提高了 6.28%。覃毅、张世贤 (2011) 在夏业良、程磊 (2010) 的基础上又进一步发现 FDI 对同行业与上游产业中的非 FDI 企业具有正向的技术溢出效应，而对下游产业中的非 FDI 企业具有负向的技术溢出效应。Xu and Sheng (2012) 使用 2000~2003 年中国企业普查的企业样本，分析了 FDI 企业中间产品进口行为与 FDI 技术溢出效应的关系，发现 FDI 对中国 FDI 企业具有正向的技术溢出效应，并且该技术溢出效应在一定程度上可以被 FDI 企业从国外上游产业购买高技术含量的中间产品与设备来解释。

而在既往文献中，有关 FDI 对中国农业企业 TFP 的促进效应与溢出效应的实证研究较少，并且大部分实证研究仅使用了省级面板数据，缺少企业层面的微观计量分析，从而限制了学界对 FDI 促进中国农业企业 TFP 提升的微观影响机制的认识。孙致陆、李先德 (2014) 采取随机前沿生产函数实证分析了 1994~2010 年中国各省农业 FDI 流量与农业总体技术效率和技术进步的关系，发现中国农业 FDI 对中国各省农业技术效率与技术进步均有显著的正向影响。孟令杰、李新华 (2014) 采取数据包络分析方法，分析了 2000~2011 年 15 省农业 FDI 流量与农业 TFP 的关系，认为 FDI 对中国农业 TFP 和技术效率均存在显著的负向影响，而对技术进步的影响不显著。该结论与孙致陆、李先德 (2014) 并不一致。林建、廖杉杉 (2014) 使用广义矩估计方法，分析了 2000~2012 年 13 省农业 FDI 流量与农业科技进步的关系，发现中国农业 FDI 对农业科技进步具有显著的促进效果。姚

升、王光宇（2014）采用广义矩估计模型，并使用 Malmquist 指数代表的产出投入比来衡量中国农产品加工业的生产效率，研究了 2001~2011 年中国农产品加工业 12 个子行业产出与 FDI 流量的关系，发现 FDI 对中国农产品加工业的生产效率具有显著的促进作用。此外，马巍等（2016）采用门槛回归模型分析了 2008~2012 年 27 个省（市）农业 FDI 流量与农业总体 TFP 的关系，发现 FDI 对中国农业 TFP 存在非线性影响，表现为某一地区 FDI 对该地区农业 TFP 的影响与该地区的出口依存度相关：当出口依存度低于 6.4% 时，该地区农业 FDI 对农业 TFP 存在显著的负向影响；而当出口依存度高于 21.7% 时，前者对后者存在显著的正向影响；在其它情况下，前者对后者不存在显著影响。

可见，在中国 FDI 对农业企业 TFP 影响的相关研究中，既往文献未得出完全一致的结论。这主要源于既往研究中存在三个方面的局限性：一是不同的学者采用了不同数据库中的省级面板数据，数据统计口径并不完全一致，数据本身可能含有信息的缺漏与错配，影响了计量分析结果的稳健性。并且省级面板数据中包含太多的综合性统计信息，可能会使得在分析过程中无法完全有效地控制所有影响省级农业 TFP 的重要变量。二是既往研究没有采取有效的因果关系识别设计，因而无法避免中国农业企业 TFP 自身的进步会同时提升对 FDI 的吸引力所引起的内生性问题。Hale and Long（2011）研究了中国所有行业的企业接受 FDI 的逆向选择情况，发现在控制了逆向选择的内生性后，FDI 对中国 FDI 企业 TFP 提升的直接影响以及 FDI 对非 FDI 企业 TFP 提升的溢出效应均不显著。三是 FDI 既可以通过直接促进效应促进 FDI 农业企业的 TFP，也可以通过间接溢出效应促进非 FDI 农业企业的 TFP；而在既往研究中由于仅使用省级面板数据，无法比较讨论 FDI 促进中国农业企业 TFP 的两条影响路径。

为了克服上述三点局限性，以实现更有效的因果关系识别，本文使用企业层面的面板数据，采用加入工具变量（instrumental variable, IV）以及包含调节效应（moderating effect, ME）的面板数据模型，估计 FDI 对中国农业企业 TFP 的影响，并进一步讨论企业特征对其 FDI 利用效率的影响。此外，本文还进一步区分讨论 FDI 对中国 FDI 农业企业 TFP 的直接促进效应与对非 FDI 农业企业的间接溢出效应两条影响路径。

本文第一部分为引言，主要介绍研究背景；第二部分为理论框架，主要阐述本文研究的逻辑框架；第三部分为数据说明、模型构建与变量赋值；第四部分对模型估计结果进行分析和讨论；第五部分为结论与启示。

二、理论框架

本文建立的理论框架如图 1 所示。该框架包含两个方向的逻辑路径：第一个方向是 FDI 对中国农业企业 TFP 的影响；第二个方向是中国农业企业 TFP 与 FDI 之间存在的逆向选择。

1. FDI 对中国农业企业 TFP 的影响。该影响在理论上可以通过直接促进效应与间接溢出效应共同发挥出一般意义上的综合促进效应（spillover effect）（MacDougall, 1960），以促进中国农业企业

的 TFP 进步。首先，直接促进效应是指 FDI 对 FDI 农业企业的 TFP 产生的直接影响。FDI 可以给接受投资的企业带来资本运作、管理流程优化、技术设备管理与人员培训等方面的先进经验，使接受投资企业的 TFP 得以提升。参考既往文献，企业的部分特征可能会影响其利用 FDI 的效率，比如企业控股属性（国有企业或私营企业）（参见 Buckley et al., 2007; Girma and Gong, 2008）、出口行为（参见 Lin et al., 2009）与研发投入行为（参见 Wei and Liu, 2006; 谢建国、周露昭, 2009; 毛德凤等, 2013; 孙晓华、王昀, 2014），这些特征对 FDI 促进企业 TFP 的直接促进效应可能具有调节作用。

其次，间接溢出效应是指 FDI 对非 FDI 农业企业的 TFP 产生的间接影响。FDI 直接促进了 FDI 农业企业的 TFP 提升，带来了质优价廉的竞争产品、新的人员团队与信息资讯，从而改变了 FDI 农业企业所属子行业的市场竞争格局。或者说，对某一农业子行业而言，FDI 农业企业的 TFP 提升，可以近似看作是对该细分行业的市场均衡加入了一个技术进步的外生冲击，进而迫使其它非 FDI 农业企业主动或被动地开展技术革新、流程再造，以提高其 TFP，从而适应市场竞争的变化。

2. 中国农业企业 TFP 与 FDI 之间存在的逆向选择。这种逆向选择产生的内生影响主要来自两个方面：其一，从中国农业总体层面来看，中国农业 TFP 的不断进步可以提升中国农业对 FDI 的吸引力，即并不是 FDI 提升了中国农业总体 TFP，而是中国农业总体 TFP 的进步促进了中国农业 FDI 的增长；其二，具体从中国农业企业层面来看，外商在选择目标投资企业时，可能会倾向于那些 TFP 较高的企业，以实现较高的投资回报与较好的风险控制，即并不是 FDI 促进了被投资企业的 TFP 提升，而是 TFP 较高的企业具有较大的概率获得 FDI 的青睐。在估计 FDI 对中国农业企业 TFP 的影响时，这一由逆向选择引起的内生性会对估计结果的有效性与稳健性产生极为关键的影响，因而不能被忽略。本文将采取工具变量法来消除这一内生性的影响。

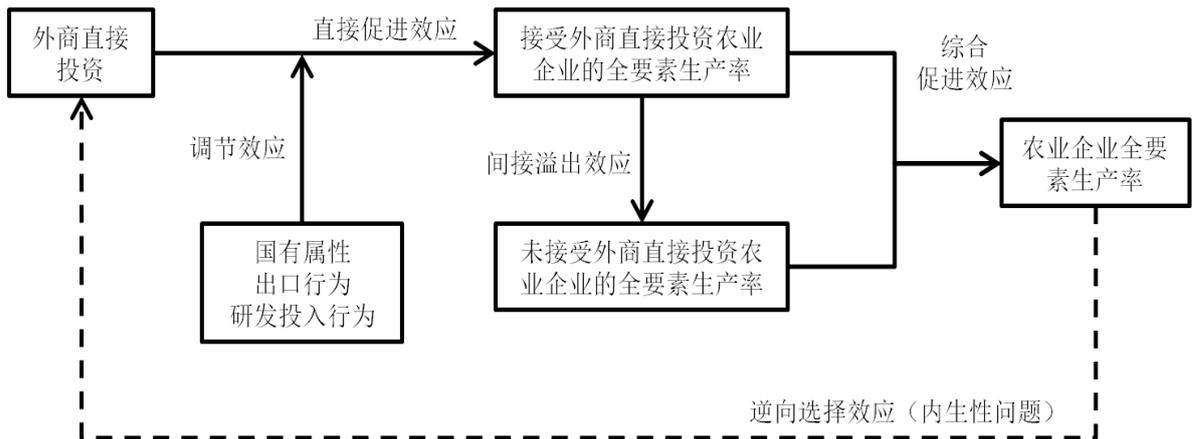


图 1 理论框架逻辑图

注：实线箭头表示 FDI 对中国农业企业 TFP 的影响；虚线箭头表示中国农业企业 TFP 与 FDI 之间的逆向选择。

三、数据说明、模型构建与变量赋值

（一）数据说明

为了充分避免使用省级面板数据的局限性,本文使用 1998~2013 年中国工业企业数据库中农业企业层面的非平衡面板数据,分析 FDI 是否促进了中国农业企业 TFP 提升。中国工业企业数据库^①包括中国境内规模以上(2011 年之前为企业年总销售额 500 万元以上,2011 年起为企业年总销售额 2000 万元以上)的工业企业较为详细的基本情况、企业财务情况与生产销售情况等经营活动信息。

首先,本文将中国工业企业数据库中行业代码属于 202 个农业及关联产业的行业代码的企业全部筛选出来,得到 1998~2013 年中国规模以上农业企业观测值。

随后,本文进一步参考夏业良、程磊(2010),覃毅、张世贤(2011)与田巍、余淼杰(2012)对中国工业企业数据缺失值的处理方法,删除了重复统计的样本以及缺少流动资产规模、资产总计、主营业务收入与从业人员等关键变量数据的企业观测值,最后得到由 99801 家农业企业的 433934 条观测值构成的非平衡面板数据^②。

历年有效农业企业观测值数量如图 2 所示。

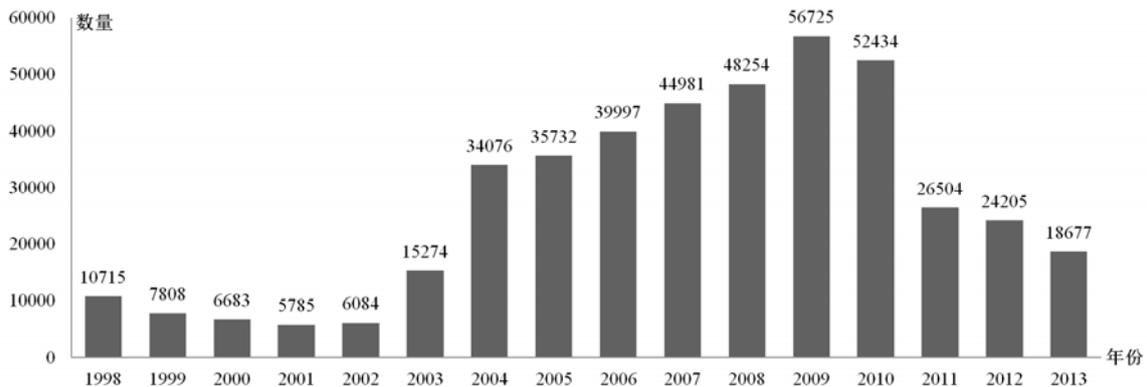


图 2 历年有效农业企业观测值数量(1998~2013 年)

（二）模型构建与变量赋值

为了比较讨论直接促进效应与间接溢出效应两条影响路径及其分别对综合促进效应的贡献,本文分别为直接促进效应与间接溢出效应建立估计模型。

1.加入调节效应的直接促进效应模型。根据第二部分的理论框架,本文建立加入调节效应的直接促进效应估计模型如下:

^①<http://www.lib.pku.edu.cn/portal/cn/news/0000001637>。

^②由于本文所使用的非平衡面板数据中样本数量远远大于年份数量,因此,不再需要单独进行单位根检验(参见 Anderson and Cheng, 1982; Bai, 2004, 2009)。

$$\ln tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 fdi_{it} + \beta_2 stateown_{it} + \beta_3 fdi_{it} \times stateown_{it} + \beta_4 exp_{it} + \beta_5 fdi_{it} \times exp_{it} + \beta_6 rnd_{it} + \beta_7 fdi_{it} \times rnd_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, tfp 是企业 i 的 TFP, 取自然对数。本文选取 Olley-Pakes (O-P) 方法 (参见 Olley and Pakes, 1992; Yasar et al., 2008) 求得企业的 TFP, 是基于以下两个原因: ①在既往研究企业国际化活动的相关文献中, 当使用中国工业企业数据库的数据时常常使用该种方法估计 TFP (参见田巍、余淼杰, 2012; Dai et al., 2016); ②聂辉华等 (2012) 与鲁晓东、连玉君 (2012) 均发现, 利用中国工业企业数据库的数据来估计企业的 TFP 时, 采用 O-P 方法能够更好地消除内生性与样本偏误的影响。

fdi 是指企业 i 是否接受 FDI 的虚拟变量。由于接受 FDI 对于企业发展而言并不是一次性交易, 外商资本的存在使得外商必然会对所投资企业的生产经营活动给予关注与帮助, 对该企业带来的影响是连续累积的。并且从现实中的惯常界定来看, 只要企业仍拥有外商资本, 就仍然属于 FDI 企业。因此在本文中, 如果企业在当年或当年之前接受过 FDI 且资本构成中仍存有外商投资, 则 fdi 取值为 1; 而如果企业并未在当年及当年之前接受过 FDI 或接受过 FDI 但资本构成中已无外商投资, 则 fdi 取值为 0。

$stateown$ 是指企业 i 是否为国有控股企业的虚拟变量, 为调节效应变量。当企业为国有控股企业 (包括央企与地方国资委控股企业) 时, 取值为 1; 其余情况下取值为 0。

exp 是指企业 i 是否参与对外贸易的虚拟变量, 为调节效应变量。当企业在任一样本年份中具有出口行为时, 取值为 1; 当企业在所有样本年份中均不具有出口行为时, 取值为 0。企业倾向于参与国际市场竞争, 可能代表着企业具有较为积极主动的开拓态度和较强的学习能力, 进而影响企业对 FDI 的利用效率。

rnd 是指企业 i 是否有研发投入的虚拟变量, 为调节效应变量。当企业在任一样本年份中有研发投入时, 取值为 1; 当企业在所有样本年份中均没有研发投入时, 取值为 0。有研发投入的企业可能比没有研发投入的企业具有更好的学习态度, 这对于 FDI 的利用效率具有一定影响。

由于 $stateown$ 、 exp 和 rnd 三个调节效应变量均为虚拟变量, 因此不需要进行标准化处理, 本文将这三个调节效应变量分别与 fdi 的交乘项引入估计模型。

为了克服内生性问题, 本文分别使用前 1 年与前 3 年的 FDI (即 $fdi(-1)$ 、 $fdi(-3)$) 作为 fdi 的工具变量进行稳健性估计, 并分析 FDI 对企业 TFP 在 1 年后与 3 年后的直接促进效应的时滞效果。使用该工具变量克服内生性的合理性是直观的, 因为从时间顺序而言, 只存在上一年度的 FDI 影响下一年度以及未来期的 TFP 变化, 不可能存在下一年度或未来期的 TFP 变化对上一年度 FDI 的促进作用。因而通过时间顺序上的因果合理性, 可以充分克服逆向选择带来的内生性影响。本文使用工具变量的估计模型的表达式如下:

$$\ln tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 fdi(-1)_{it} + \beta_2 stateown_{it} + \beta_3 fdi(-1)_{it} \times stateown_{it} + \beta_4 exp_{it} + \beta_5 fdi(-1)_{it} \times exp_{it} + \beta_6 rnd_{it} + \beta_7 fdi(-1)_{it} \times rnd_{it} + v_{it} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \ln tfp_{it} = & \beta_0 + \beta_1 fdi(-3)_{it} + \beta_2 stateown_{it} + \beta_3 fdi(-3)_{it} \times stateown_{it} \\ & + \beta_4 exp_{it} + \beta_5 fdi(-3)_{it} \times exp_{it} + \beta_6 rnd_{it} + \beta_7 fdi(-3)_{it} \times rnd_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

此外，理论上存在样本企业个体与样本年份的固定效应影响：一方面，企业可能具有一些影响 FDI 获取和利用效率的个体特征，比如员工的受教育水平、高管的个人背景与偏好等，因而在理论上需要控制企业的个体固定效应；另一方面，FDI 与中国农业企业的表现受到每一年度宏观经济环境的影响，因而在理论上也需要控制年份固定效应。此外，本文在估计过程中采用似然比 (likelihood ratio, LR) 和 Hausman 检验来进一步考察采纳固定效应估计对上述估计模型的适应性。

2. 间接溢出效应模型。FDI 可以对非 FDI 农业企业的全要素生产率发挥间接溢出效应，这主要源于两个方面：一方面，FDI 农业企业的 TFP 得到提升，进而通过市场竞争来迫使未接受投资的企业被动升级；另一方面，FDI 农业企业会带来更高质量的产品、更高的行业标准、更新的产品设计与更先进的管理流程等，这些示范效应通过市场中的信息传播促使非 FDI 农业企业升级。

但是，由于 FDI 农业企业与非 FDI 农业企业的样本数量与历年观测值数量均不相等，在两者之间建立直接的估计模型并不可行。事实上，在中国工业企业数据库中主营业务收入小于 200 万元的中小规模企业占有所有样本企业的比例为 99.4%，即绝大部分农业企业均为中小规模企业。一般来说，中小规模农业企业面临的同行竞争大多来自企业所在省内，且考虑到中小规模农业企业在经营竞争过程中的信息交流一般依赖于熟悉的在地域文化与人际关系圈子，因此可以假定 FDI 企业发挥示范效应的主要对象是企业所在省内其它同行企业。本文通过估计省内 FDI 农业企业数量对非 FDI 农业企业 TFP 的影响，来反映 FDI 促进非 FDI 农业企业 TFP 进步的间接溢出效应。

根据以上讨论，本文建立间接溢出效应的估计模型如下：

$$\ln tfp_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 subfdi_{jt} + \mu_{jt} \quad (4)$$

(4) 式中， tfp 是企业 j 的 TFP， j 为未接受 FDI 企业的标识。 $subfdi_{jt}$ 为企业 j 所属省份 t 年全省接受 FDI 的农业企业数量。

由于未接受 FDI 的农业企业不存在对 FDI 的逆向选择效应，因此，估计 (4) 式无需使用工具变量来规避内生性问题。但考虑到间接溢出效应可能存在一定时滞，本文分别使用 $subfdi(-1)$ 、 $subfdi(-3)$ 来代替 $subfdi$ 进行估计，以讨论 FDI 发生 1 年后与 3 年后对未接受 FDI 企业的间接溢出效应。使用了工具变量的估计模型的表达式如下：

$$\ln tfp_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 subfdi(-1)_{jt} + \tau_{jt} \quad (5)$$

$$\ln tfp_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 subfdi(-3)_{jt} + \omega_{jt} \quad (6)$$

3. 工具变量有效性。工具变量与其所替代自变量之间的相关性以及工具变量相对于因变量的外

生性对工具变量的有效性具有影响。此外，使用工具变量法处理内生性问题时，往往会带来一定程度的局部平均处理效应（local average treatment effects, LATE），从而存在有偏估计（Angrist and Imbens, 1995; Angrist et al., 1996; Oreopoulos, 2006; Frölich, 2007），即使用工具变量时参数估计值的大小与不使用工具变量时参数估计值的大小具有一定差异。

由上述工具变量选取的讨论可知，工具变量与被替代自变量之间具有显著相关性。而对于工具变量应具有外生性的要求，本文将采取两阶段最小二乘法（two stage least square, 2SLS）估计直接溢出效应模型，并通过非参数检验来检验工具变量的外生性。

此外，基于本文的讨论主题，工具变量所带来的局部平均处理效应意味着在估计过程中只对 FDI 的“顺从企业”（即那些在未接受 FDI 时会主动积极寻求 FDI，而在接受 FDI 后会主动积极合作的企业）与“顺其自然企业”（即那些在未接受 FDI 时只会被动等待 FDI，而在接受 FDI 后会被动合作的企业）进行了处理，而忽略掉了两类“反常企业”：第一类是接受了 FDI 却反悔且拒不合作的企业；第二类是未接受 FDI 却能够享受 FDI 益处的企业。显然，第二类反常企业是不存在的。并且在现实中，企业接受 FDI 通常是双方出于合作的意愿而达成的，也较少出现接受 FDI 后反悔且拒不合作的第一类反常企业。因此可以认为，尽管在统计意义上本文所选择的工具变量会带来局部平均处理效应，但是，对于本文所要探究的经济变量关系而言并非会出现有偏估计（参见 Imbens, 2004）。

四、估计结果

（一）变量描述性统计

变量定义与描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	含义及赋值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln tfp$	企业 TFP 的自然对数值	433819	6.94	1.02	0.28	12.68
fdi	在当年或当年之前是否接受过 FDI 以及资本构成中是否仍存有外商投资；是=1，否=0	433934	0.16	0.36	0	1
$stateown$	是否为国有企业；是=1，否=0	433934	0.11	0.31	0	1
exp	是否有出口行为；是=1，否=0	433934	0.14	0.35	0	1
rnd	是否有研发投入行为；是=1，否=0	433934	0.03	0.17	0	1
$subfdi$	企业所在省份当年全省接受 FDI 的农业企业数量	366643	648.69	762.62	0	3080

（二）估计结果讨论

1. 加入调节效应的直接促进效应模型估计结果。对（1）式分别采用固定效应模型与随机效应模型进行估计，并通过似然比和 Hausman 检验选择最合理的估计结果。由表 2 中的检验结果可知，采取固定效应估计更为适合。这也表明，在控制变量之外，仍有某些企业的异质性特征对其利用 FDI

效率存在影响。

表 2 似然比与 Hausman 检验结果

	χ^2 值	p 值
似然比检验	8709.62	0.00
Hausman 检验	9971.20	0.00

第二步，采取 2SLS 对 (2) 式和 (3) 式进行估计，并通过 Cragg-Donald Wald 检验来排除弱工具变量的可能性。(1) ~ (3) 式的估计结果如表 3 所示。

由表 3 可知，使用 FDI 工具变量的 Cragg-Donald Wald F 值均远大于该参数用于弱工具变量判定时的 10%显著性水平临界值 16.38，所以，可以排除工具变量为弱工具变量的可能性，或者说工具变量与原自变量具有高度相关性 (Stock and Yogo, 2002)。而根据安德森正则相关性拉格朗日统计量 (Anderson canon. corr. LM) 可知，使用工具变量估计可以充分拒绝工具变量替代原自变量的处理中识别不足的可能性，并且估计结果中 Sargan 统计量接近于 0，可知工具变量对被替代自变量的处理为“恰好识别”。事实上，由于中国农业企业 TFP 对 FDI 可能存在逆向选择，只有 *fdi* 是内生变量，因此，仅使用一个工具变量替代 *fdi* 即能恰好识别。由此，本文选择的工具变量是有效的，即能够通过时间顺序上的不可逆性确保因果关系识别。

表 3 (1) ~ (3) 式估计结果

	(1)式固定效应估计结果	(2)式固定效应估计结果	(3)式固定效应估计结果
<i>fdi</i>	0.4150*** (43.03)	—	—
<i>fdi</i> (-1)	—	0.6850*** (29.84)	—
<i>fdi</i> (-3)	—	—	3.6620*** (18.40)
<i>stateown</i>	0.0642*** (15.20)	0.0559*** (11.89)	0.0356*** (4.57)
<i>stateown</i> × <i>fdi</i>	-0.0283** (-2.59)	—	—
<i>stateown</i> × <i>fdi</i> (-1)	—	-0.0289* (-2.38)	—
<i>stateown</i> × <i>fdi</i> (-3)	—	—	-0.0487** (-2.82)
<i>exp</i>	0.0465*** (11.05)	0.0339*** (6.99)	0.0170* (2.28)
<i>exp</i> × <i>fdi</i>	0.0374*** (5.37)	—	—
<i>exp</i> × <i>fdi</i> (-1)	—	0.0799***	—

FDI 是否提高了中国农业企业全要素生产率？

	—	(9.98)	—
$exp \times fdi(-3)$	—	—	0.0388 ^{***}
	—	—	(3.33)
rnd	-0.1350 ^{***}	-0.1780 ^{***}	-0.1830 ^{***}
	(-26.41)	(-32.00)	(-22.23)
$rnd \times fdi$	0.0335 ^{**}	—	—
	(3.09)	—	—
$rnd \times fdi(-1)$	—	0.0622 ^{***}	—
	—	(5.37)	—
$rnd \times fdi(-3)$	—	—	0.0671 ^{***}
	—	—	(4.16)
常数项	6.8610 ^{***}	—	—
	(3934.83)	—	—
Anderson canon. corr. LM值	—	9700 ^{***}	1461 ^{***}
Cragg-Donald Wald F值	—	17000 ^{***}	1478 ^{**}
观测值数量	433819	298337	162765

注：①括号内的数字为t值；②***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

由表 3 可知，中国农业 FDI 对农业企业 TFP 的直接促进效应与调节效应均非常显著。具体分析如下：

中国农业 FDI 对企业 TFP 具有显著的促进作用，并且观察回归系数可知，该促进作用随着时间推移而逐渐增强，在 3 年之后达到最大效果。这说明，中国农业企业充分吸收 FDI 带来的直接促进效应需要一定的过程。具体而言，当 1 家中国农业企业接受 FDI 时，可以促进该农业企业 TFP 自然对数值在当年提高 41.5%，1 年后促进效果为 68.5%，3 年后达到 366.2%。如果立足于当前的中国 FDI 农业企业数量（13215 家），可以近似地将上述估计结果理解为：在未来某一年内接受 FDI 的中国农业企业数量增加 100 家时，能够促进所有 FDI 农业企业 TFP 自然对数值的均值，分别在当年、1 年后与 3 年后分别提升 0.31%、0.52%与 2.77%。

表 3 中，交乘项的系数估计值反映出，中国农业企业的国有属性对其利用 FDI 直接促进效应的能力具有显著的负向调节效应；而中国农业企业的出口行为与研发投入行为对其利用 FDI 直接促进效应的能力具有显著的正向调节效应。这可能是由于那些面向国际市场的中国农业企业与重视研发活动的中国农业企业，具有更好的学习意愿与能力，从而促进了其对 FDI 直接促进效应的利用效率。

此外，观察表 3 中控制变量的系数估计值可知，中国农业企业中具有出口行为的企业，其 TFP 显著高于无出口行为的企业。这符合企业国际生产组织理论中关于企业异质性与国际生产组织行为（international organization of production）选择的推断（参见 Helpman et al., 2004），即那些 TFP 较高的农业企业才会进入出口市场。而具有研发投入行为的中国农业企业却具有较低的 TFP。尽管这看似并不符合一般直觉，但事实上研发活动具有投资收益风险高与回报周期长的特征，只有持续一定

程度的研发投入才可能转化为 TFP 进步，当期研发投入大可能反而会降低当期 TFP 表现^①。从这个角度而言，中国农业企业的研发投入产出仍然处于低效率阶段。

第三步，对逆向选择引起的内生性与所选工具变量对此内生性的克服效果进行检验。本文使用 Durbin-Wu-Hausman 两步法检验变量 *fdi* 的内生性。结果显示，残差项的相关系数显著，即存在内生性，或者说中国农业企业 TFP 对 FDI 确实存在逆向选择。本文分别使用原变量与工具变量进行估计，对估计结果进行 Hausman 检验，所得到的 χ^2 值对应的 p 值均小于 0.001，说明原变量 *fdi* 确实存在较强的内生性。而由于使用工具变量 *fdi*(-1) 和 *fdi*(-3) 的估计结果与原估计结果具有显著差异，加上所使用的工具变量具有时间顺序上的外生性，并根据表 3 中各工具变量判定统计量的表现，可知所选择的工具变量很好地克服了原变量的内生性，从而保证了估计结果的有效性。

2.间接溢出效应。检验结果如表 4 所示。对 (4) ~ (6) 式采取固定效应估计，估计结果如表 5 所示。

表 4 似然比和 Hausman 检验结果

	χ^2 值	p 值
似然比检验	59609.79***	0.00
Hausman 检验	3169.37***	0.00

表 5 (4) ~ (6) 式估计结果

	(4) 式固定效应估计结果	(5) 式固定效应估计结果	(6) 式固定效应估计结果
<i>subfdi</i>	0.302E-03*** (250.35)	—	—
<i>subfdi</i> (-1)	—	0.181E-03*** (108.37)	—
<i>subfdi</i> (-3)	—	—	0.139E-03*** (64.26)
常数项	6.645*** (6551.10)	6.839*** (5543.39)	7.064*** (4879.82)
观测值数量	366565	263103	140563

注：①括号内的数字为 t 值；②***表示 1% 的显著性水平。

由表 4 可知，采取固定效应估计较合理。而由表 5 可知，中国农业 FDI 对那些未接受 FDI 农业

^①既往文献也有类似发现。比如，谢建国、周露昭（2009）利用 1992~2006 年中国省级面板数据对研发投入与技术效率的关系进行了实证检验，发现国内研发投入对中国技术效率提高存在负向影响。毛德凤等（2013）基于 2005~2007 年中国工业企业数据，运用倾向得分匹配法研究了企业研发投入强度与全要素生产率的关系，发现研发投入强度只有处于 1%~7% 的适度区间时，才能对企业全要素生产率起到最大的促进作用，投入强度过高或过低反而会对企业全要素生产率产生负向影响。而孙晓华、王昀（2014）发现，企业研发投入强度大于 0.488% 时会阻碍企业全要素生产率的提高。

企业的 TFP 存在显著的正向间接溢出效应，并且这种间接溢出效应会随着时间推移而逐渐减弱。具体而言，在未来某一年内某省份 FDI 农业企业数量每增加 100 家，则可以促进该省内所有非 FDI 农业企业 TFP 自然对数值均值，分别在当年、1 年后与 3 年后提升 0.03%、0.018% 与 0.014%。

3. 综合促进效应。综上两节的估计结果可知，农业 FDI 促进中国 FDI 农业企业 TFP 提升的直接促进效应与促进非 FDI 农业企业 TFP 提升的间接溢出效应具有一定差异，通过将两者加总^①计算，近似得到农业 FDI 对中国所有农业企业 TFP 在当年、1 年后、3 年后的综合促进效应如表 6 所示。

由表 6 可知，在未来某一年内接受 FDI 的农业企业数量每增加 100 家，能够促使中国所有农业企业 TFP 自然对数值均值分别在当年、1 年后与 3 年后提升 0.067%、0.085% 和 0.379%，总体上处于逐年上升的态势。而观察直接促进效应与间接溢出效应分别对综合促进效应的贡献可知，直接促进效应的贡献始终高于间接溢出效应的贡献，但是，间接溢出效应在当年、1 年后与 3 年后对综合促进效应的贡献中仍分别为 38.96%、18.57% 和 3.18%，因此，不能忽视间接溢出效应。

表 6 综合促进效应计算结果

	受影响企业类型	促进农业企业 TFP 自然对数值均值提升 (%)			对综合促进效应的贡献 (%)		
		当年	1 年后	3 年后	当年	1 年后	3 年后
直接促进效应	FDI 农业企业	0.310	0.520	2.770	61.039	81.429	96.817
间接溢出效应	非 FDI 的农业企业	0.030	0.018	0.014	38.961	18.571	3.183
综合促进效应	所有农业企业	0.067	0.085	0.379	100.000	100.000	100.000

注：本表中各项效应，均基于“在未来某一年内接受 FDI 农业企业数量增加 100 家”的假定的前提计算得到。

五、结论与政策启示

（一）结论

本文使用 1998~2013 年 99801 家农业企业面板数据，研究了农业 FDI 对中国农业企业 TFP 的促进作用。本文使用加入了调节效应的固定效应模型，并使用工具变量有效地克服了内生性对因果关系识别的干扰，采取两阶段最小二乘法进行估计，得到了如下研究结论：

其一，FDI 通过直接促进效应促进了中国 FDI 农业企业的 TFP 进步，并且这种促进效应会随着年份推移而增长。这充分说明，“引进来”对于提升中国农业企业 TFP 水平具有重要现实意义。

其二，中国农业企业的国有属性、出口行为与研发投入对直接促进效应具有显著的调节效应。具体来说，包括三个方面：①中国农业企业的国有属性对直接促进效应具有负向调节效应；②中国农业企业的出口行为对其 TFP 具有正向影响，并且对直接促进效应具有正向调节效应；③中国农业企业的研发投入行为对其 TFP 具有负向影响，说明中国农业企业的研发投入仍然处于低效率阶段，但中国农业企业的研发投入行为对直接促进效应具有正向调节效应。

^①综合促进效应 = (直接促进效应 × FDI 农业企业数量 + 间接溢出效应 × 非 FDI 农业企业数量) / 所有农业企业数量。

其三，FDI 通过间接溢出效应，促进了中国非 FDI 农业企业 TFP 进步。尽管在 FDI 促进中国所有农业企业 TFP 进步的综合促进效应中，间接溢出效应的贡献始终小于直接促进效应的贡献，但仍然不可忽视。

（二）政策启示

基于以上结论，本文提出以下三点政策启示：

其一，加大农业 FDI 支持政策力度。积极鼓励并吸引外商资本对中国农业进行投资，对外商资本进入中国农业产业环节进行鼓励性引导，尤其是那些需要长期的资本投入与引进先进技术经验的产业环节，应当给予更大的支持和优惠力度，通过在全产业链不同环节广泛地实现直接促进效应全面提升中国农业企业 TFP 提升。

其二，深化市场机制建设。构建维护良性市场竞争的格局，深化市场机制建设，充分发挥外商直接投资为中国农业市场带来的间接溢出效应，推动中国农业企业持续自我学习、自我革新、自我进化，不断提升中国农业企业在开放背景下的市场竞争力。

其三，主动引导和扩大 FDI 的示范效应。建设更成熟的农业企业发展交流平台体系，充分发挥 FDI 农业企业在一系列先进技术、流程与经验等方面的带动示范功能，全面促进中国所有农业企业的 TFP 水平进步。

参考文献

1. 林建、廖杉杉，2014：《农业 FDI 对农业科技进步贡献率的影响研究》，《重庆大学学报（社会科学版）》第 4 期。
2. 鲁晓东、连玉君，2012：《中国工业企业全要素生产率估计：1999-2007》，《经济学（季刊）》第 2 期。
3. 马巍、王春平、李旭，2016：《农业 FDI 对农业全要素生产率的异质门槛效应分析》，《统计与决策》第 21 期。
4. 毛德凤、李静、彭飞、骆正清，2013：《研发投入与企业全要素生产率——基于 PSM 和 GPS 的检验》，《财经研究》第 4 期。
5. 孟令杰、李新华，2014：《FDI 对我国农业全要素生产率的影响研究》，《农业经济与管理》第 1 期。
6. 聂辉华、江艇、杨汝岱，2012：《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》，《世界经济》第 5 期。
7. 覃毅、张世贤，2011：《FDI 对中国工业企业效率影响的途径——基于中国工业分行业的实证研究》，《中国工业经济》第 11 期。
8. 孙晓华、王昀，2014：《R&D 投资与企业生产率——基于中国工业企业微观数据的 PSM 分析》，《科研管理》第 11 期。
9. 孙致陆、李先德，2014：《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》，《国际商务（对外经济贸易大学学报）》第 3 期。
10. 田巍、余淼杰，2012：《企业生产率和企业“走出去”对外直接投资：基于企业层面数据的实证研究》，《经济学（季刊）》第 2 期。
11. 王志鹏、李子奈，2003：《外资对中国工业企业生产效率的影响研究》，《管理世界》第 4 期。

12. 夏业良、程磊, 2010: 《外商直接投资对中国工业企业技术效率的溢出效应研究——基于 2002-2006 年中国工业企业数据的实证分析》, 《中国工业经济》第 7 期。
13. 谢建国、周露昭, 2009: 《进口贸易、吸收能力与国际 R&D 技术溢出: 中国省区面板数据的研究》, 《世界经济》第 9 期。
14. 姚升、王光宇, 2014: 《出口贸易、FDI 与中国农产品加工业全要素生产率——基于行业面板数据的实证分析》, 《技术经济与管理研究》第 10 期。
15. Anderson, T. W., and H. Cheng, 1982, “Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 18(1): 47-82.
16. Angrist, J. D., and G. W. Imbens, 1995, “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects”, *Econometrica*, 62(2): 467-475.
17. Angrist, J. D., G. W. Imbens, and D. B. Rubin, 1996, “Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables”, *Journal of the American Statistical Association*, 91(434): 444-455.
18. Bai, J., 2004, “Estimating Cross-section Common Stochastic Trends in Nonstationary Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 122(1): 137-183.
19. Bai, J., 2009, “Panel Data Models with Interactive Fixed Effects”, *Econometrica*, 77(4): 1229-1279.
20. Buckley, P. J., J. Clegg, and C. Wang, 2002, “The Impact of Inward FDI on the Performance of Chinese Manufacturing Firms”, *Journal of International Business Studies*, 33(4): 637-655.
21. Buckley, P. J., J. Clegg, and C. Wang, 2007, “Is the Relationship between Inward FDI and Spillover Effects Linear? An Empirical Examination of the Case of China”, *Journal of International Business Studies*, 38(3): 447-459.
22. Cheung, K., and L. Ping, 2004, “Spillover Effects of FDI on Innovation in China: Evidence from the Provincial Data”, *China Economic Review*, 15(1): 25-44.
23. Dai, M., M. Maitra, and M. Yu, 2016, “Unexceptional Exporter Performance in China? The Role of Processing Trade”, *Journal of Development Economics*, 121: 177-189.
24. Frölich, M., 2007, “Nonparametric IV Estimation of Local Average Treatment Effects with Covariates”, *Journal of Econometrics*, 139(1): 35-75.
25. Girma, S., and Y. Gong, 2008, “FDI, Linkages and the Efficiency of State-owned Enterprises in China”, *The Journal of Development Studies*, 44(5): 728-749.
26. Hale, G., and C. Long, 2011, “Are There Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment in China?”, *Pacific Economic Review*, 16(2): 135-153.
27. Helpman, E., M. J. Melitz, and S. R. Yeaple, 2004, “Export versus FDI with Heterogeneous Firms”, *American Economic Review*, 94(1): 300-316.
28. Imbens, G. W., 2004, “Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review”, *The Review of Economics and Statistics*, 86(1): 4-29.

- 29.Lin, P., Z. Liu, and Y. Zhang, 2009, “Do Chinese Domestic Firms Benefit from FDI Inflow? Evidence of Horizontal and Vertical Spillovers”, *China Economic Review*, 20(4): 677-691.
- 30.MacDougall, G. D., 1960, “The Benefits and Costs of Private Investment from Abroad: A Theoretical Approach”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 22(3): 189-211.
- 31.Olley, G. S., and A. Pakes, 1992, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
- 32.Oreopoulos, P., 2006, “Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education When Compulsory Schooling Laws Really Matter”, *American Economic Review*, 96(1): 152-175.
- 33.Stock, J. H., and M. Yogo, 2002, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, *NBER Technical Working Paper No. 284*, <http://www.nber.org/papers/t0284>.
- 34.Tian, X., 2007, “Accounting for Sources of FDI Technology Spillovers: Evidence from China”, *Journal of International Business Studies*, 38(1): 147-159.
- 35.Wei, Y., and X. Liu, 2006, “Productivity Spillovers from R&D, Exports and FDI in China's Manufacturing Sector”, *Journal of International Business Studies*, 37(4): 544-557.
- 36.Xu, X., and Y. Sheng, 2012, “Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence from China”, *World Development*, 40(1): 62-74.
- 37.Yasar, M., R. Raciborski, and B. Poi, 2008 “Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method”, *Stata Journal*, 8(2): 221-231.
- 38.Zhao, Z., and K. H. Zhang, 2010, “FDI and Industrial Productivity in China: Evidence from Panel Data in 2001-06”, *Review of Development Economics*, 14(3): 656-665.

(作者单位: ¹ 中国农业大学经济管理学院;
² 中国农业大学国家农业市场研究中心)
(责任编辑: 黄慧芬)

Has FDI Increased the Productivity of Agricultural Firms in China? Evidence from Panel Data on 99,801 Agricultural Firms

Liu Naixi Han Yijun Wang Pingping

Abstract: Based on panel data on 99801 agricultural firms from 1998 to 2013, this article uses a fixed effect panel model with moderating effects, and empirically examines the influence of foreign direct investment (FDI) on the Total Factor Productivity (TFP) of agricultural firms in China. The analysis includes instruments variables to solve the endogeneity problem. The study generates five main conclusions. Firstly, FDI has promoted the TFP of agricultural firms that have received FDI, and this direct

promotion effect will increase by year. Secondly, FDI also promotes the TFP of the agricultural firms without being involved in FDI through the indirect spillover effect, and the effect will decrease by year. Thirdly, comparing with the contribution to overall promotion effect from direct promotion effect, the contribution from indirect spillover effect was always smaller. However, the indirect spillover effect should not be ignored. Fourthly, agricultural firms' state-ownership has a negative moderating effect on their utilization efficiency of direct promotion effect. Fifthly, agricultural firms' export behavior and the behavior of research and development investment have positive moderating effects on their utilization efficiency of direct promotion effect. To encourage China's agricultural firms to further use FDI to increase their TFP, the study suggests that the government should strengthen FDI support policies, promote the establishment of market mechanisms, and expand the demonstration effect of FDI in an active way.

Key Words: Foreign Direct Investment; Direct Promotion Effect; Indirect Spillover Effect; Agricultural Firm