生产服务业开放对中国农业生产率的影响

陈　明，李文秀

（广东金融学院 经济贸易学院，广东 广州 510521）

摘　要： 在对 2004—2016 年中国各省份生产服务业开放和农业生产率进行估算的基础上，采用 SYS-GMM 方法探讨了生产服务业开放所带来的农业生产服务技术投入对农业生产率的影响。结果表明：生产服务业开放对农业生产率的正向作用显著；从细分生产服务业看，技术研发服务、信息服务和货物运输仓储服务开放对农业生产率的促进作用位居前三位，其后是金融服务、租赁和商务服务；从生产服务业走出去和引进来的系数看，技术研发服务、信息服务和货物运输仓储服务走出去对农业生产率的影响相对大于其引进来所带来的影响，而金融服务、租赁和商务服务走出去对农业生产率的影响则相对小于其引进来的影响。

关键词： 生产服务业；外商直接投资；对外直接投资；农业生产率

中图分类号： F326.6　　**文献标识码：** A　　**文章编号：** 1672－0202(2018)05－0012－12

一、生产服务业对提升农业生产效率的重要性

如何提高农业生产率已成为我国加快推进农业现代化所面临的首要问题。农业生产率的增长除了劳均耕地面积和土地效率等资源要素投入外，主要取决于技术进步的贡献[1-2]。据中国科技部网站数据显示，2016 年我国农业技术进步的贡献率达到 56.2%，这标志着我国农业发展正由依赖资源要素投入逐步转变到依靠技术进步上来。对于如何推动农业技术进步，李江帆等[3]指出提高农业生产率既需要实物形式的中间产品，也需要服务形式的中间产品，中间服务投入特别是生产服务投入在缩小我国农业技术与国际先进水平之间的差距起到了非常重要作用。2017 年三部委联合颁布的《关于加快发展农业生产性服务业的指导意见》明确指出发展农业生产服务技术是建设现代农业的重要法宝，并强调加快发展农业生产服务业对构建现代农业产业体系、生产体系、经营体系的重要性。由此可见，生产服务技术投入对农业增长的贡献逐步得到认同和重视。

目前，有关农业生产率要素投入影响的研究已扩展到开放经济领域。如 Brown 等[4]认为贸易开放加深了农业技术采纳，通过农业内部效应能驱动农作物出口从低价值向高价值转变，带来了农业收益的提升；Veeman[5]认为 Trump 的农林贸易商品壁垒政策难以使经济获益，而应通过贸易开放和扩大投资带来的技术和制度变化才能促使农业经济增长。

党的十九大报告提出坚持走出去和引进来并重来发展更高层次的开放型经济，考虑中国农业经济自加入 WTO 后步入快速对外开放阶段的特征，测算 2004—2016 年中国各省份因开放带来的农业生产服务技术投入对农业生产率演进的影响具有重要意义。然而，从已有文献来看，一是已

收稿日期： 2018－04－08　　**DOI：** 10.7671/j.issn.1672－0202.2018.05.002

基金项目： 国家社会科学基金项目（16BJY088）

作者简介： 陈　明（1979—），男，湖南平江人，广东金融学院经济贸易学院讲师，主要研究方向为服务经济与管理。E－mail：cm16888999@163.com

有文献侧重于工业部门或农业自身要素投入对农业生产率的作用,服务形式的中间投入对农业发展的机理和实证并未获得重视;二是已有文献虽提出应通过加大生产服务技术投入来促进农业生产率增长,但没有深入解析应有“哪些技术要素投入”,更没有分析各类生产服务技术投入影响农业生产率的大小,而只有揭示了“哪些技术要素投入”才能有的放矢,提出有效政策措施。基于此,本文从产业关联视角将因开放带来的农业生产服务技术当作要素投入纳入到影响农业生产率的理论框架中,并利用 2004—2016 年中国省级面板数据检验农业生产服务业及其细分行业开放对农业生产率的作用。

二、生产服务业开放影响农业生产率的理论分析

农业生产服务贯穿整个农业生产作业链条,直接或协助完成农业产前、产中和产后等环节的社会化服务。农业生产服务业的发展在培育农业农村经济新业态,构建现代农业产业体系、生产体系和经营体系中具有重要作用。从理论上讲,生产服务业开放带来的农业生产服务技术推动农业生产率的作用原理与反应路径可从生产服务业引进来和走出去两方面来看。

通过生产服务业引进来的先进农业生产服务技术对本地农业发展的影响主要体现在以下三个方面:一是商业性的农业生产服务技术转让。在开放市场上,当国内企业购买和使用自愿出售的国外先进农业生产服务技术并支付报酬(如特许权使用费等),通过直接效应和示范效应将竞争引入到当地农业市场,而进行技术变革则成为当地农业企业竞争的必要条件,从而诱发技术扩散,促进当地农业生产率提升。二是生产服务业 FDI 导致的技术转移。在当地设立子公司的跨国企业或合资企业,可与当地企业建立供应商式后向垂直联系、客户式前向垂直联系,甚至建立竞争对手式横向联系,带来的信息、先进农业生产知识和技术很可能发生溢出,从国外生产服务提供者流向当地企业而提升当地农业生产率[6]。三是开放引发的生产服务技术人员流动,包括国内外企业之间的人力资本流动和临时性人力资本流动,带来了技术扩散。人力资本流动通过分享在不同公司使用知识和技术的经验来进行技术传播,包括在特定地方子公司的跨国企业和国内企业之间人员变动和需要熟练技术工人的在职培训。人际接触和在职培训对于生产服务技术扩散非常重要,因为转移的不仅是技术,也是个人充分利用这项技术所需要的专门知识。但也要注意到在上述三方面的农业生产服务技术扩散中,本地农业市场的吸收能力至关重要,如果本地农业企业吸收能力较强,那就更易于吸收由生产服务业引进来而获得的国外高端农业生产服务技术,有利于本地农业企业生产率提升;如果本地农业企业的吸收能力较弱,且跨国集团以控股方式投入后通过禁止技术扩散等方式严防本地企业的技术模仿,会造成本地企业技术模仿、研发和创新的失败、人才流失等,难以促进当地企业生产率提升[7]。

由生产服务业走出去引发的先进农业生产服务技术对本地农业生产率的影响与生产服务业走出去的动机有关。而我国对外直接投资动机主要有市场寻求型、技术寻求型和效率寻求型等三类[8]。市场寻求型的农业生产服务技术走出去主要是为了绕过贸易壁垒,促进本国农副产品出口,而东道国当地企业利用技术扩散仿制该产品,从而带来竞争,产生“出口学习”效应,从而促进本国出口的农副产品为保持竞争优势而提升技术含量,最终促进了本国农业生产率的提高。Biesebroeck[9]研究发现 9 个撒哈拉以南的非洲国家产生的“出口学习”效应,不仅使本国生产率增长,而且生产率的增长率提升更快。技术寻求型的农业生产服务技术走出去可通过学习效应获得逆向技术扩散,提高本国农副产品的技术含量,进而提升农业生产率。效率寻求型的农业生产服务技术走出去是将农副产品的生产转移到成本较低的国家来优化本国的资源配置,因而有助于生产率的提高。

综上,当一国农业吸收能力达到应有水平时,农业生产服务技术引进来能提升该国农业生产率;当一国农业生产率较高而走出去时,其农业生产率将进一步得到提升。我国目前正处于农业大国向农业强国升级进程中,优化农业产业结构离不开农业生产服务业的发展,而随着生产服务业开放步伐加快,由生产服务业开放带来的农业生产服务技术有助于农业生产率的增长完全符合前文理论解释,也为检验其对农业生产率影响的作用机理提供了现实可行的实证环境。

三、生产服务业开放对农业生产率影响的实证研究设计

(一)变量定义与度量

1. 农业全要素生产率

关于农业生产率的测量方法很多,各有优缺点,但 DEA-Malmquist 指数法不需要作任何假设,可以从技术前沿移动和技术前沿靠近程度来测度农业全要素生产率变化[10],相对而言处于比较优势。因而本文采用 DEA-Malmquist 生产率指数对农业全要素生产率进行测量,记为 TFP。本文考察了 2004—2016 年中国 31 个省份的农业全要素生产率,对农业投入产出指标的计算如下:(1)考虑到第一产业增加值等于总产出减去中间投入,精确反映了真正产出,因此本文用第一产业增加值表示农业产出,计算过程中根据 GDP 平减指数折算到 2004 年不变价。(2)本文将农业投入定义为土地投入、劳动投入和资本投入。土地投入用播种面积表示,劳动投入用第一产业就业人数表示。采用永续盘存法计算农业资本存量 K,其测算公式为 $K_t = I_t/P_t + (1-\delta)K_{t-1}$,其中 K_t 为当期资本存量,K_{t-1}为上一期资本存量,I_t 是投资额,P_t 为价格,δ 为折旧率。农业基期资本存量的基期数据直接采用田友春[11]2004 年数据,但将其基期从 1990 年换算成 2004 年;农业固定资本折旧率也借鉴其结果为 10.15%,同时采用农业固定资本形成额来衡量当年农业投资。播种面积数据来自 CEIC 数据库,其他原始数据源于对应年份中国及分省的统计年鉴。

表 1 中国农业全要素生产率指数及其分解

年份	规模效率指数(SCH)	纯技术效率指数(PEC)	技术效率指数(TEC)	技术进步指数(TCH)	TFP 指数
2004	1.012	1.003	1.015	1.001	1.016
2005	1.009	0.990	0.999	1.035	1.034
2006	1.005	1.006	1.011	1.024	1.035
2007	1.002	1.008	1.010	1.033	1.043
2008	1.004	1.000	1.004	1.016	1.020
2009	0.999	0.991	0.990	1.021	1.011
2010	1.001	1.007	1.008	1.033	1.041
2011	0.990	1.011	1.001	1.046	1.047
2012	0.996	1.000	0.996	1.053	1.049
2013	0.995	1.008	1.003	1.061	1.064
2014	1.004	1.000	1.004	1.075	1.079
2015	0.996	1.001	0.997	1.084	1.081
2016	1.004	1.002	1.006	1.070	1.076
平均值	1.001	1.002	1.003	1.042	1.046

从表 1 可以发现:(1)2004—2016 年间我国整体农业全要素生产率呈增长态势,年均增长率为 4.6%;(2)农业技术进步指数为 1.042,要大于技术效率指数 1.003,表明了 2004 年以来我国农业

全要素生产率的改善主要是技术进步引起的;(3)在技术效率中,纯技术效率指数和技术效率指数平均值均大于 1,说明农业规模效率和农业技术效率均有所改善①。

2. 生产服务业开放

本文认为同时含有生产服务业走出去和引进来是生产服务业开放所需的更高层次开放模式,但如何将生产服务业走出去和引进来转化到农业? 即如何衡量农业生产服务走出去和引进来呢? 本文借鉴陈明和魏作磊[12]的研究思路,利用生产服务业对外直接投资流量和生产服务业 FDI 分别与农业相对应的完全消耗系数相乘,得到生产服务业对外直接投资和生产服务业 FDI 中农业生产服务开放的量,计算公式如下:

$$SODI_{it} = \sum\nolimits_{k} service_{ijk} \times GODI_{kt}, SFDI_{it} = \sum\nolimits_{k} service_{ijk} \times GFDI_{kt} \tag{1}$$

式中,i 是农业,t 为年份,k 为开放的生产服务部门,GODI 为生产服务业对外直接投资值,GFDI 为生产服务业 FDI 值,$service_{ijk} = \alpha_{ij} + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{ik}\alpha_{kj} + \sum_{s=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} \alpha_{is}\alpha_{sk}\alpha_{kj} + \cdots$。用每年生产服务业走出去或引进来的值乘以其完全消耗在农业上的消耗系数 $service_{ijk}$,获得农业 i 对生产服务业或细分行业 k 的完全使用量,即生产服务业走出去和引进来的渗透率。GFDI 原始数据取自 2005—2017 年《中国统计年鉴》和各省(市)统计年鉴;因为绝大部分省份没有公布生产服务业及其细分行业对外直接投资的数据,所以 GODI 数据根据 2005—2017 年《中国对外直接投资统计公报》分省(市)对外非金融类直接投资流量与本文所选生产服务细分行业对外直接投资流量占总行业比重相乘得出;α_{ik} 的数据来源于 2002 年《中国地区扩展投入产出表》、2007 年和 2012 年《中国地区投入产出表》。

(二)模型与估计方法

为确定生产服务业开放与农业生产率之间的确定性关系,设定计量模型如下:

$$\ln TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln SODI_{it} + \alpha_2 \ln SFDI_{it} + \alpha_i \ln X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

式中,t 代表时间,i 表示行业,α_0 是常数项,α 系列是变量系数,μ_i 代表不随时间变化的特殊个体效应,ε_{it} 为模型残差项,X 为控制变量。借鉴已有研究成果,为反映影响农业生产率的其他因素,设置控制变量如下:(1)财政支出中农业性占比(AE),用农业财政支出占地方财政总支出的比例表示,属于农业政策代理变量;(2)灌溉面积占比(IA),用播种面积中灌溉面积的比重表示,属于土地的代理变量;(3)农民非工资性收入占比(FW),用农民非工资性收入与农民人均纯收入的比值来表示,代表农村劳动力在农业领域的配置状况;(4)人力资本含量(HC),用农村劳动力平均受教育年限②表示,可以衡量农村劳动力质量。研究生产服务开放对农业生产率影响的最大挑战是内生性问题。由于固定效应模型(FE)难以解决内生性问题,选取合适工具变量是可行方法。本文依据外生性和相关性的标准来选取影响农业 TFP 的内生解释变量滞后项作为工具变量,且对变量进行内生性检验,采用广义矩估计 GMM 方法来解决包含以上工具变量的两步估计(IV + GMM),并控制行业效应来克服可能存在的遗漏变量。进一步,考虑模型构建的稳健性和现实中生产率增长的惯性,对模型(2)中引入农业生产率滞后项,将模型转化为动态面板模型。

---

① 因农业规模效率与农业纯技术效率指数相乘就是农业技术效率指数,所以技术效率改善与规模效率与纯技术效率相关。

② 借鉴大多研究思路,我们把小学、初中、高中、大专及以上受教育年限分别记为 6 年、9 年、12 年和 16 年,则农村人力资本 = 6 × 小学 + 9 × 初中 + 12 × 高中(含职高) + 16 × 大专以上,其中小学、初中、高中(含职高)和大专以上分别表示小学、初中、高中(含职高)、大专以上教育程度人数占农村 6 岁以上人口的比重。

$$\ln TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln SODI_{it} + \alpha_2 \ln SFDI_{it} + \alpha_3 \ln TFP_{i,t-1} + \alpha_i \ln X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在对模型(3)估计中,先通过差分将不随时间变化的特殊个体效应 μ_i 消除,同时将模型中滞后的 SODI、SFDI 视为差分方程的工具变量,用 SYS-GMM 方法进行估计。为防止工具变量数过多可能导致的过度识别问题,对结果进行 Sargan 检验,并运用 Arellano-Bond AR 方法,检验模型误差项序列相关性。

(三)样本和数据来源

本文选取涵盖我国 31 个省(区、市)2004—2016 年的 403 个样本①。在本文计算中,核心变量农业生产率、SFDI 和 SODI 根据上文方法计算得出。所选控制变量的原始数据来自 CEIC 数据库、2005—2017 年《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》及各省(市)统计年鉴。SFDI 和 SODI 均以亿美元为单位,财政支出中农业性占比、农民工资性收入占比、灌溉面积占比等为比率变量,人力资本含量转换为标准化后的数据。表 2 给出了变量的描述性统计特征等结果,可以看出:所有解释变量的方差膨胀因子(VIF)均远小于 10,说明模型不存在严重的多重共线性;变量一阶差分后平稳性检验 LLC、IPS 和 ADF 的结果表明,所有变量都在 1% 的显著性水平下平稳,可以进行协整分析。协整检验结果表明:Kao 检验 ADF 统计量(-3.9371)和 Pedroni 检验中 Panel PP(-19.5375)、Panel ADF(-4.7687)、Group PP(-22.8749)和 Group ADF(-4.9472)的统计量均在 1% 显著性水平下拒绝无协整关系的原假设,说明 31 个省(市)的农业 TFP、SFDI、SODI、AE、FW、IA 和 HC 之间存在长期稳定关系。

表 2 变量相关系数矩阵、描述性统计和平稳性检验结果

变量	TFP	SODI	SFDI	AE	FW	IA	HC
TFP	1.0000						
SODI	0.4676	1.0000					
SFDI	0.3967	0.7723	1.0000				
AE	0.4865	0.2017	0.2350	1.0000			
FW	-0.2621	0.0501	0.0637	-0.2582	1.0000		
IA	0.5017	0.2419	0.3424	-0.0166	0.0748	1.0000	
HC	0.7351	0.0578	0.0247	0.3205	0.0543	0.2008	1.0000
平均值	-0.1051	1.9608	1.3226	-2.7312	-4.6493	-1.2325	0.6031
最大值	0.7043	3.8231	2.6546	-1.1674	-2.0347	0.6372	1.5624
最小值	-1.0342	-1.0354	-0.9362	-3.8572	-6.0324	-2.6738	-1.0413
标准差	0.3363	1.1047	0.8422	0.9186	0.8319	1.0443	0.0908
VIF		2.4779	1.1328	1.1144	1.0714	1.0056	1.0420
LLC 检验	-8.5647***	-7.2541***	-10.6833***	-7.9278***	-6.9372***	-8.7681***	-10.5297***
IPS 检验	-5.2831***	-4.3274***	-6.7352***	-6.0478***	-7.0273***	-6.3747***	-8.1862***
ADF 检验	43.7855***	60.6721***	89.4598***	57.4387***	67.8963***	81.7162***	63.6925***

注:以上变量均为取对数后的值;LLC、IPS 和 ADF 显示的是一阶差分后平稳性检验结果;*** 表示在 1% 的显著性水平下显著。

① 由于中国第三产业内部行业统计口径在 2003 年作了调整,造成前后数据不可比,同时中国 2003 年才开始发布完整的服务业对外直接投资数据,故本文以 2004—2016 年数据为样本区间来进行分析。

四、生产服务业开放对农业生产率影响的实证分析

(一)生产服务业开放对农业生产率的影响

表 3 给出了模型静态的 FE 和 IV + GMM 估计结果以及动态面板的 SYS-GMM 估计结果。表 3(1)中 hausman 检验表明应选固定效应模型;表 3(2)中变量内生性检验在 5% 的水平上拒绝所有变量均是外生的原假设,说明考虑变量内生性采用 IV + GMM 估计是恰当的,而 Sargan 检验表明拒绝工具变量过度识别的原假设,保证了工具变量的有效性;表 3(3)中 Wald 检验拒绝解释变量系数为零的原假设,说明模型设定合理,Sargan 检验表明了工具变量有效,Arrellano-Bond AR 检验说明方程序列相关性不存在。具体分析如下:

1. 生产服务业开放对农业生产率有显著的正向促进作用

表 3　生产服务业开放对农业生产率的影响

解释变量	(1)FE	(2)IV + GMM	(3)SYS-GMM
$\ln SODI_{it}$	0.2306** (0.1024)	0.2607*** (0.0067)	0.1814** (0.0802)
$\ln SFDI_{it}$	0.1939*** (0.0015)	0.2268*** (0.0084)	0.1707** (0.0755)
$\ln AE_{it}$	0.0562*** (0.0008)	0.0466*** (0.0118)	0.0873*** (0.0276)
$\ln FW_{it}$	−0.0106** (0.0041)	−0.0252** (0.0111)	−0.0485** (0.0215)
$\ln IA_{it}$	0.1314*** (0.0347)	0.0992** (0.0439)	0.1527** (0.0675)
$\ln HC_{it}$	0.0476* (0.0257)	0.0307* (0.0166)	0.0244** (0.0108)
$CONS_{it}$	−0.3754(0.3640)	−0.4329(0.3082)	−0.4732* (0.2571)
$\ln TFP_{i,t-1}$			0.6254*** (0.1183)
F/Wald 值	457.79***	673.82***	1725.91***
时间	控制	控制	控制
模型设定 F 检验	21.85***		
Hausman 检验	98.78***		
内生性豪斯曼检验		29.8744[0.0000]	
Sargan 检验		43.4608[0.5217]	55.7472[0.4059]
AR(1)			−2.8307[0.0013]
AR(2)			−1.0058[0.1243]

注:( )内数值为回归系数标准误,[ ]内数值为相应检验统计量的伴随概率值;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上通过显著性检验。内生性豪斯曼检验原假设:所有解释变量均为外生。

从表 3 可以看出,无论是静态回归还是动态回归,SODI 和 SFDI 的系数均在 5% 的水平下显著为正,SODI 对农业生产率的影响略大于 SFDI 对农业生产率的影响。本文的这一实证结果反映了当前中国农业发展及生产性服务部门开放的演变过程:(1)改革开放初期,家庭联产承包责任制的实施提高了农民的生产积极性,带动了农业产出快速增长。在产生了第一波效应之后,农村改革进一步把边际生产力极为低下的农业剩余劳动力加以释放,通过向非农产业和城镇转移进行重新配置,支撑了改革时期劳动生产率和全要素生产率的迅速提高,而随着中国经济发展和人口转变进入新阶段,资源再配置效应呈现减弱的趋势,农业可持续发展面临重大挑战。入世以来,我国加大了对农业科学技术的重视,逐步放开农业生产性服务领域,由开放带来的现代生物技术、信息技术、新材料和先进装备等广泛应用以及生态农业、循环农业等技术模式不断集成创新,为农业可持续发展提供了技术支撑,有力推动了近十几年来农业生产率的提升。例如超级杂交稻、耐盐碱杂交水稻等技术研发和推广不仅使我国农业获益而且惠及其他国家;《全国农业可持续发展规划

(2015—2030)年》也提出2020年农业科技进步贡献率将达到60%以上,创新驱动支撑着农业可持续发展体系。

2. 财政支农支出、灌溉面积和人力资本对农业生产率有显著推动作用

这与我国结构转型的背景相关,在促进农村一二三产业融合发展过程中,农业本身的状况水平、财政支持和人力资本含量不仅影响着农业吸收外来技术和自身技术创新的水平,也影响生产性要素在农业领域中的再配置情况,因此成为影响农业生产率的重要因素。农民非工资性收入占比(FW)表明了农村劳动力在农业领域的配置状况,结果为负表明原本从事农业劳动的人员退出农业转向其他产业,而转向其他产业人员的技术水平相对较高[13],这无益于农业生产率进步。同时表3(3)中 $\ln TFP_{i,t-1}$ 在1%的水平下显著且为正,表明引入滞后项是合理的,农业生产率的提升具有较强惯性。

(二)生产服务细分行业开放对农业生产率的影响

表4 细分生产服务行业开放对农业生产率的影响

变量	租赁和商务服务	金融服务	货物运输仓储服务	信息服务	技术研发服务
$\ln SODI_{it}$	0.0568***	0.0787**	0.1863***	0.2108**	0.3127***
	(0.0156)	(0.0348)	(0.0579)	(0.0933)	(0.0901)
$\ln SFDI_{it}$	0.0876**	0.0821***	0.1602***	0.1734***	0.2485**
	(0.0387)	(0.0174)	(0.0398)	(0.0571)	(0.1099)
$\ln AE_{it}$	0.1609***	0.1584**	0.1373*	0.0572**	0.0546**
	(0.0083)	(0.0700)	(0.0746)	(0.0253)	(0.0242)
$\ln FW_{it}$	-0.1636**	-0.0965**	-0.1972*	-0.1805**	-0.0943**
	(0.0723)	(0.0426)	(0.1077)	(0.0784)	(0.0417)
$\ln IA_{it}$	0.2267***	0.1769	0.1445**	0.0873**	0.1208***
	(0.0755)	(0.1002)	(0.0628)	(0.0386)	(0.0446)
$\ln HC_{it}$	0.4204***	0.6165**	0.1873**	0.3724**	0.5286**
	(0.1126)	(0.2727)	(0.0828)	(0.1648)	(0.2339)
$\ln TFP_{i,t-1}$	0.7824***	0.4382***	0.5301***	0.6293***	0.6918***
	(0.2739)	(0.1387)	(0.2132)	(0.2030)	(0.2367)
$CONS_{it}$	0.2013**	0.0782	0.3024**	0.1297	0.2119
	(0.0891)	(0.1308)	(0.1338)	(0.1847)	(0.2093)
Wald值	1987.64***	1745.86***	1560.98***	1842.84***	1872.08***
时间	控制	控制	控制	控制	控制
Sargan检验	54.8767	57.8342	56.5208	53.0127	50.4273
	[0.3024]	[0.3328]	[0.3540]	[0.3615]	[0.2903]
AR(1)	-3.0841	-3.1443	-2.8199	-2.9681	-3.0626
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0041]	[0.0016]	[0.0000]
AR(2)	-1.1774	-1.0873	-0.9326	-1.0171	-1.2180
	[0.1382]	[0.2535]	[0.1472]	[0.2257]	[0.2743]

注:( )内数值为回归系数标准误,[ ]里为相应检验统计量的伴随概率值;***、**、*分别表示T检验在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

表4给出了本文所选取的生产服务业5个细分行业开放影响农业生产率的SYS-GMM回归结果。(1)整体上,生产服务业细分行业开放均对农业生产率有着显著的正向作用,表明内含丰富"软要素"的细分生产服务引进来和走出去,不仅提高了农业企业产品的技术含量,更提高了农业企业在国际上的品牌影响力,使中国农业品牌提升为国际化的名牌。(2)就各细分行业的比较看,

技术研发服务、信息服务和货物运输仓储服务开放对农业生产率影响位居前三位,其后是金融服务、租赁和商务服务。这表明一方面科研技术和信息技术在农业中的作用越来越重要,是农业生产率提升和农业转型升级的重要因素;另一方面货物运输仓储服务对农业生产率的影响显著为正,说明了货物运输仓储服务为农业企业的经营提供了必要运输等服务,是农业企业培育具有国际竞争力大企业大集团的重要帮手。(3)从生产服务业走出去和引进来的系数看,技术研发服务、信息服务和货物运输仓储服务走出去对农业生产率的影响相对大于其引进来所带来的影响,而金融服务、租赁和商务服务走出去对农业生产率的影响则相对小于其引进来的影响。这符合现实情况,说明生产服务要素中的技术研发、信息和软件服务、运输服务等的开放在促进中国农业发展中具有重要作用,农业生产服务大力走出去,不但使农业自身走在国际化前沿,而且极大地促进了国内农业生产服务技术水平的提升。(4)控制变量的系数符号也基本与表 3 中一致,只是大小和显著性稍有差别。这充分说明控制变量选择的正确性,也表明了结论的稳健性。

(三)稳健性检验

1. 稳健性 I:生产服务贸易进口技术额和 SODI 流量

本文用生产服务贸易进口技术额和 SODI 流量分别代表生产服务业引进来和走出去,以重新验证其对农业生产率作用的稳健性。(1)为了验证生产服务业 FDI 的稳健性,借鉴戴翔和金碚[14]思路,用生产服务贸易进口技术含量来对此进行验证,其计算公式如下:

$$IPS_i = \sum_i \left(\frac{m_i}{M}\right) TSI_i \tag{4}$$

式中,IPS 即为生产服务贸易进口技术额,m_i 为生产服务贸易细分行业 i 的进口额,M 为生产服务贸易进口总额,TSI_i 为生产服务贸易细分行业 i 的技术含量①,原始数据源于 2005—2017 年《中国服务贸易统计》、中国及各省(市)统计年鉴。(2)考虑到生产服务业对外直接投资是长期的战略性投资,具有累积的特征,而流量数据能体现出这一特点,因此,本文使用生产服务对外直接投资流量数据来进行验证。原始数据来源于 2005—2017 年《中国对外直接投资统计公报》。生产服务业开放的具体指标与服务业匹配测算的计算方法与前文一致。表 5 结果②显示,在总生产服务业开放上,SODI 流量和生产服务贸易进口技术额的系数符号和显著性水平与表 3(3)一致;细分生产服务系数的符号和显著性水平与表 4 的结论是一致的。因此,前文关于生产服务业开放影响服务业生产率的结论稳健。

2. 稳健性 II:随机前沿方法(SFA)测算农业全要素生产率

随机前沿方法(SFA)考虑随机误差因素,特别是对农业生产来说,天气状况和自然灾害等随机因素对农业生产影响大,因此,本文通过建立随机前沿超越对数生产函数模型测算农业生产率。将表 6 总生产服务业开放与表 3(3)对比发现,模型相对应的解释变量的差异仅在显著性水平和系数大小上,这表明了在控制地理因素后,生产服务业开放对农业生产率作用的结果稳健。将表 6 细分生产服务业开放与表 4 进行对照分析,发现各细分行业主要解释变量和控制变量的回归系数在符号上没有发生变化,也仅是显著性水平和系数大小有所差别。因此表明了细分生产服务业开

---

① 其中 $TSI_i = \sum_j \frac{x_{ji}/X_j}{\sum_j (x_{ji}/X_j)} Y_j$,式中 x_{ji} 是国家或地区 j 出口生产性服务贸易细分行业 i 的出口额,X_j 是国家或地区 j 的生产性服务贸易出口总额,Y_j 为国家或地区 j 的人均 GDP。

② 篇幅所限,变量稳健性检验只汇报了主要回归变量回归结果,控制变量和其他统计量信息没有发生实质性变化,故未列出。下同。

放对农业生产率的影响稳健。

表5 稳健性I:生产服务贸易进口技术额和SODI流量

变量	总生产服务业开放	细分生产服务业开放				
		租赁和商务服务	金融服务	货物运输仓储服务	信息服务	技术研发服务
$\ln SODI_{it}$	0.2109**	0.0976**	0.0891***	0.2287**	0.2544***	0.2763***
	(0.0933)	(0.0431)	(0.0327)	(0.1012)	(0.1047)	(0.1176)
$\ln SFDI_{it}$	0.1958***	0.1142**	0.1276***	0.2062**	0.1971**	0.2353**
	(0.0675)	(0.00505)	(0.0374)	(0.0912)	(0.0872)	(0.1041)
$\ln TFP_{i,t-1}$	0.4462***	0.3875*	0.5807**	0.2448***	0.3879**	0.4737**
	(0.1348)	(0.2105)	(0.2569)	(0.0830)	(0.1716)	(0.2096)

注:( )内数值为回归系数标准误;***、**、*分别表示T检验在1%、5%和10%的显著性水平下显著。下同。

表6 稳健性II:随机前沿方法(SFA)测算农业全要素生产率

变量	总生产服务业开放	细分生产服务业开放				
		租赁和商务服务	金融服务	货物运输仓储服务	信息服务	技术研发服务
$\ln SODI_{it}$	0.2137***	0.0884**	0.0986**	0.1537**	0.2575***	0.2863**
	(0.0794)	(0.0391)	(0.0436)	(0.0680)	(0.0933)	(0.1267)
$\ln SFDI_{it}$	0.1952**	0.0965**	0.1175***	0.1046**	0.1753**	0.2381**
	(0.0863)	(0.0456)	(0.0427)	(0.0462)	(0.0775)	(0.1053)
$\ln TFP_{i,t-1}$	0.2463***	0.3847***	0.4072**	0.3853***	0.5028***	0.4684***
	(0.0867)	(0.1285)	(0.1801)	(0.1374)	(0.2186)	(0.1863)

3.稳健性III:考虑地理因素

考虑到靠海地区更接近国外市场,生产服务业越易于开放,其对本地农业生产率的影响可能也越大,因此,本文借鉴陈启斐等[15]思想将地理因素纳入,模型设定如下:

$$\ln TFP_{ij,t}=\alpha_0+\alpha_1 geo_{ij}\times\ln SODI_{ij,t}+\alpha_2 geo_{ij}\times\ln SFDI_{ij,t}+\alpha_3\ln TFP_{ij,t-1}+\alpha_i\ln X_{ij,t}+\mu_i+\mu_j+\varepsilon_{ij,t} \quad (5)$$

式中,geo_{ij}代表地理因素,若该产业所在的省份临海则为1,反之则为0。将表7总生产服务业开放与表3(3)对比发现,模型相对应的解释变量的差异仅在显著性水平和系数大小上,这表明了在控制地理因素后,生产服务业开放对农业生产率有着显著作用的结果稳健。将表7细分生产服务业开放与表4进行对照分析,发现各细分行业主要解释变量和控制变量的回归系数在符号上没有发生变化,也仅是显著性水平和系数大小有所差别。因此表明了细分生产服务业开放对农业生产率影响的结果稳健。

表7 稳健性III:考虑地理因素

变量	总生产服务业开放	细分生产服务业开放				
		租赁和商务服务	金融服务	货物运输仓储服务	信息服务	技术研发服务
$\ln SODI_{it}$	0.1317**	0.0683**	0.0548**	0.1484**	0.1885**	0.2184**
	(0.0582)	(0.0298)	(0.0242)	(0.0657)	(0.0820)	(0.0966)
$\ln SFDI_{it}$	0.0886**	0.0741**	0.0817*	0.1078***	0.1757***	0.1603***
	(0.0392)	(0.0323)	(0.0444)	(0.0255)	(0.0643)	(0.0475)
$\ln TFP_{i,t-1}$	0.6137***	0.2848***	0.3556***	0.4320***	0.5285***	0.3419***
	(0.2476)	(0.1285)	(0.0474)	(0.0783)	(0.1855)	(0.1386)

4. 稳健性 V:分地区回归

不同地区生产服务业开放和农业发展水平差距很大,因此有必要进行分区检验。按大多研究思路,本文将全样本分成东部、中部和西部地区①。表 8 结果显示,东部、中部和西部地区的生产服务业走出去和引进来均显著促进了农业生产率,说明了前文结果稳健。同时,结果具有明显的地区差异,在生产服务业开放对农业生产率的区域影响中,东部高于中部,而两者都明显高于西部,说明西部地区生产服务发展水平相对较低,开放也相对落后,导致由生产服务业开放所带来的先进服务要素无法推动该地区的农业生产率增长。另外,细分生产服务开放也与前文结果在系数符号上没有变化,仅显著性水平和系数大小有所差别,充分说明了生产服务开放推动了农业生产率提升的结论是稳健的。

表 8　稳健性 V:分地区回归

地区	总生产服务业开放	细分生产服务业开放				
		租赁和商务服务	金融服务	货物运输仓储服务	信息服务	技术研发服务
东部						
$lnSODI_{it}$	0.2045***	0.1646**	0.1539**	0.2294**	0.3149**	0.4328*
	(0.0845)	(0.0728)	(0.0680)	(0.1015)	(0.1211)	(0.2352)
$lnSFDI_{it}$	0.1867**	0.1804**	0.1863**	0.2106***	0.2898**	0.3267***
	(0.0826)	(0.0797)	(0.0823)	(0.0054)	(0.1282)	(0.1305)
$lnTFP_{i,t-1}$	0.1837***	0.4622***	0.3028***	0.6324***	0.3247***	0.5042***
	(0.0083)	(0.1479)	(0.1303)	(0.2618)	(0.0665)	(0.2496)
中部						
$lnSODI_{it}$	0.1738*	0.1143**	0.0938*	0.1959**	0.2876***	0.3922**
	(0.0949)	(0.0506)	(0.0415)	(0.0866)	(0.0073)	(0.1734)
$lnSFDI_{it}$	0.1502**	0.1439**	0.1356**	0.1708**	0.2801**	0.3274**
	(0.0664)	(0.0636)	(0.0599)	(0.0756)	(0.1238)	(0.1448)
$lnTFP_{i,t-1}$	0.4398***	0.3827***	0.4039***	0.4848***	0.3017***	0.5329***
	(0.1830)	(0.1407)	(0.1793)	(0.2376)	(0.0957)	(0.0371)
西部						
$lnSODI_{it}$	0.0673**	0.0758**	0.0802**	0.1365***	0.2182**	0.2683**
	(0.0297)	(0.0335)	(0.0354)	(0.0437)	(0.0965)	(0.1187)
$lnSFDI_{it}$	0.0589**	0.0939***	0.1034**	0.1562*	0.1954**	0.2324**
	(0.0260)	(0.0075)	(0.0457)	(0.0848)	(0.0864)	(0.1027)
$lnTFP_{i,t-1}$	0.2343***	0.4766***	0.3825***	0.4490***	0.3728***	0.4387***
	(0.1063)	(0.1874)	(0.0000)	(0.1648)	(0.2064)	(0.1991)

五、结论与启示

本文在理论上揭示了生产服务业引进来和走出去作用于农业生产率的途径,并利用 2004—2016 年省级面板数据考察了中国生产服务业开放对农业生产率的影响,得到以下结论:(1)生产服

① 本文对我国东部、中部和西部地区划分如下:东部是北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部是山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部是内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

务业及其细分行业的双向开放对农业生产率有着显著的正向促进作用。(2)细分行业中,技术研发服务、信息服务和货物运输仓储服务开放对农业生产率的影响相对较大;同时,研发设计与其他技术服务、信息服务和货物运输仓储和邮政快递服务走出去对农业生产率的影响相对大于其引进来所带来的影响,而金融服务、租赁和商务服务走出去对农业生产率的影响则相对小于其引进来的影响。以上结论符合现实情况,更是证实了中国主动参与和推动经济全球化进程政策的正确性。自推动形成全面开放新格局以来,通过农业生产服务开放来引领农业结构转型的思路得到认可,这是因为生产服务开放带来的先进技术是农业生产中间投入不可缺少的部分,也是间接控制农业产品国际竞争力关键因素,更是实现农业现代化的必要条件。

通过生产服务业开放来提升农业生产率,至少应从以下几个方面进行:(1)扩大农业生产服务业开放,创造良好农产品国际贸易环境。一方面,积极引进品种资源、实用技术、先进农业机械和仪器装备等,开展合作研究。如从国际农研组织所属研究中心引进抗虫棉、脐橙等优良品种;引进地面覆盖栽培技术用于经济作物,引进智能温室用于养殖业等;利用补偿贸易或技术援助等办法,从发达国家购置种子加工机、联合收割机等先进机器设备,来提高农业劳动生产率以及资源利用率;采取分工协作、双方投入、中外结合和成果共享等方式与发达国家合作研究,如与西方国家进行粮食品质育种等。另一方面,以"一带一路"沿线及周边国家和地区为重点,鼓励扩大优势农产品出口;加强农业对外合作,推动农业走出去,支持有条件农业企业建立境外生产基地和加工、仓储物流设施,培育具有国际竞争力的农业跨国集团。(2)壮大农村新业态。加强农业科技研发、农村金融创新和农村电商物流发展等,聚集现代生产要素,发挥技术集成、产业融合、创业平台等功能作用,发展"科技+生产+加工+服务"的现代农业生产经营体系,推进"互联网+"现代农业行动。(3)建设现代农业产业园。通过吸引龙头企业和科研机构建设运营产业园,以便带动新型农业经营主体,推动农户生产的专业化、标准化和集约化,进而促进农业生产率提升。(4)健全农业、农村、农民的"双创"创新体制,吸引人才和留住人才。通过落实支持农业、农村、农民创业创新的准入制度、税收制度、金融制度和社会保障等方面优惠政策,鼓励和支持高校毕业生等各类立志于"三农"的人才返乡创业,将先进生产方式和经营模式引入农村,带动现代农业、农村新业态和农民新思维的发展。

参考文献:

[1]匡远凤. 技术效率、技术进步、要素积累与中国农业经济增长:基于 SFA 的经验分析[J]. 数量经济技术经济研究,2012(1):3-18.

[2]KHAN F, SALIM R, BLOCH H. Nonparametric estimates of productivity and efficiency change in Australian Broad acre Agriculture[J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2015, 59 (3):393-411.

[3]李江帆、杨振宇. 基于 OECD 数据的农业服务投入比较研究[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2009(2):43-50.

[4]BROWN W M, FERGUSON S M, VIJU C. Agricultural trade reform, reallocation and technical change: Evidence from the Canadian Prairies[R]. NBER Working Paper 23857, 2017.

[5]VEEMAN M. North American trade policy for agriculture and forestry: Can economics trump politics [J]. Canadian Journal of Agricultural Economics, 2017, 65(1):43-68.

[6]HOEKMAN B M, MASKUS K E, SAGGI K. Transfer of technology to developing countries: Unilateral and multilateral policy options[J]. World Development, 2005, 33 (10):1587-1602.

[7]FUJIMORI A, SATO T. Productivity and technology diffusion in India: The spillover effects from foreign direct investment [J]. Journal of Policy Modeling, 2015, 37 (4):630-651.

[8]BUCKLEY P J, et al. The determinants of Chinese overseas direct investment [J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38(4):499 - 518.
[9]BIESEBROECK J V. Exporting raises productivity in sub-Saharan African manufacturing firms [J]. Journal of International Economics, 2005, 67(2): 373 - 391.
[10]CHOU Y C, SHAO B M. Total factor productivity growth in information technology services industries: A multi-theoretical perspective [J]. Decision Support Systems, 2014, 62(12): 106 - 118.
[11]田友春. 中国分行业资本存量估算:1990—2014 年[J]. 数量经济技术经济研究,2016(6):3 - 23.
[12]陈明,魏作磊. 生产性服务业开放对中国制造业生产率的影响分析:基于生产性服务细分行业的角度[J]. 经济评论,2018(3):59 - 73.
[13]朱喜,史清华,孟庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率[J]. 经济研究,2011(5):86 - 98.
[14]戴翔,金碚. 服务贸易进口技术含量与中国工业经济发展方式转变[J]. 管理世界,2013(9):21 - 31.
[15]陈启斐,张为付,唐保庆. 本地服务要素供给与高技术产业出口:来自中国省际细分高技术行业的证据[J]. 中国工业经济,2017(9):81 - 99.

A Study on the Opening of Producer Services and China's Agricultural Productivity

CHEN Ming, LI Wen-xiu
(*School of Economics and Trade, Guangdong University of Finance, Guangzhou* 510521, *China*)

Abstract: Based on the estimation of the producer services and the agricultural productivity in China's provinces, we use SYS GMM method to discuss the impact of the opening of the producer services input on agricultural productivity from 2004 to 2016. The results show that: the opening of producer services has a positive effect on agricultural productivity. From the perspective of segmenting the producer services, the opening of technology R&D services, information services and freight transport warehousing services ranks the top three in the promotion of agricultural productivity, and followed by financial services, leasing and business services. From the coefficient of going out and importing in producer services, the impact of technological development services, information services and freight transport warehousing services on agricultural productivity is greater than that of its introduction, and the impact of financial services, leasing and business services on agricultural productivity is relatively smaller than that of its introduction. Finally, we try to provide a realistic and feasible way to speed up agricultural modernization from the perspective of agricultural producer services opening.

Key Words: producer services; FDI; ODI; agricultural productivity