

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20181215

· 区域农业 ·

中国农业全要素生产率的动态演进 及其影响因素分析*

刘战伟

(许昌学院商学院, 河南许昌 461000)

摘要 [目的] 通过测算中国农业全要素生产率, 揭示其动态演进趋势及影响因素, 从而为推动我国农业供给侧结构性改革, 实现农业现代化提供科学的决策依据。[方法] 文章使用 SBM-Global Malmquist 生产率指数法测算了中国农业全要素生产率, 在此基础上利用 Kernel 核密度估计方法刻画了中国农业 TFP 增长的动态演进, 并通过建立面板数据模型对影响中国农业 TFP 增长的诸多因素进行了分析。[结果] 中国农业全要素生产率增长的主要源泉是技术进步, 而技术效率的下降是阻碍其增长的主要原因; 核密度估计表明各省份之间的农业相对全要素生产率水平差距不断扩大, 技术效率普遍恶化, 而技术进步增长速度显著; 农业金融发展水平、工业化水平、农业科技水平对中国农业 TFP 都产生了显著的促进作用, 而农业产业结构调整、对外开放水平对中国农业 TFP 则产生了阻碍作用, 农村人力资本则对农业 TFP 产生的正效应不显著。[结论] 提高农业全要素生产率, 实现农业现代化。各省份应加强农业科技创新, 深化农业科技体制改革, 完善农村金融服务体系, 推动工业化和农业现代化深度融合, 培育新型职业农民等措施。

关键词 农业全要素生产率 技术进步 技术效率 SBM-Global Malmquist 生产率指数 Kernel 核密度估计
中图分类号: F323.1 **文献标识码**: A **文章编号**: 1005-9121[2018]12104-08

0 引言

“十二五”期间, 中国农业取得了巨大成就, 粮食生产实现了“十二连增”。但随着社会需求的变化和农业资源环境约束的增强, 中国农业发展的比较效益和内在动力明显减弱, 结构性供需矛盾十分突出。在这种背景下, 2016 年和 2017 年“中央一号文件”连续指出要大力推进农业供给侧结构性改革, 破解经济新常态下农业发展面临的问题, 加快农业现代化建设。因此必须加快传统农业向现代农业转变, 通过制度变革和技术创新着力提高农业全要素生产率, 才能有效解决“十三五”期间乃至更长时期农业经济增长动力不足问题, 实现现代农业质量效益和竞争力的提高。

全要素生产率 (TFP) 作为现代分析经济增长源泉的重要工具, 是政府制定可持续发展经济政策的重要依据。新经济增长理论认为全要素生产率的提高主要依靠科技进步和生产要素的优化配置两种途径, 在生产要素投入的前提下, 寻求有效需求, 以科技创新和资源优化配置带动经济的持续增长。目前, 国内外学者对中国农业全要素生产率的研究已经取得了较为丰硕的成果。现有文献对中国农业全要素生产率的测算主要采用数据包络分析法 (DEA), 分析中国农业全要素生产率增长的源泉, 如陈卫平^[1]、石慧和孟令杰^[2]、周端明^[3]、李谷成和冯中朝^[4]、方福前和张艳丽^[5]、谈存峰^[6]、邢慧茹等^[7], 测算结果普遍认为中国农业全要素生产率呈增长趋势, 其中技术进步是其增长的主要动力, 各个区域间增长存在明显的差异

收稿日期: 2017-12-23

作者简介: 刘战伟 (1979—), 男, 河南许昌人, 硕士, 副教授。研究方向: 区域经济与技术创新。Email: liu791024@163.com

* 资助项目: 河南省哲学社会科学规划项目“冗余资源对产学研协同创新的影响机理研究”(2015BZH009); 河南省教育厅人文社会科学基金项目“全要素生产率视角下河南省农业供给侧结构性改革的路径及对策研究”(2018-ZZJH-504); 河南省高等学校重点科研项目“河南高等教育体系、科技创新体系、现代产业体系建设互动关系研究”(19A630027); 许昌学院优秀青年骨干教师资助项目

性,今后中国农业经济的增长必须依靠技术推动。但传统的 DEA 方法普遍存在不具备传递性特征且存在线性无解的问题,而 SBM-Global Malmquist 生产率指数法则能有效避免这个问题。此外,学者们采用特定的研究方法对中国农业全要素生产率的动态演变趋势及其影响因素也进行了探究,这对研究中国农业全要素生产率具有重要的借鉴价值,如金怀玉和营利荣^[8]、赫国胜和张微微^[9]、尹朝静^[10]等,但已有的研究由于研究视角、方法和控制变量选取的差异性,所提出的研究结论也不尽一致。

基于以上研究,文章结合 SBM 方向性距离函数,使用 SBM-Global Malmquist 生产率指数法,对中国 30 个省份 2000—2014 年间农业全要素生产率增长测算的基础上,以累积农业相对全要素生产率为指标,采用 Kernel 核密度估计方法刻画了中国农业全要素生产率的动态演进趋势,并考察了中国农业全要素生产率的影响因素,以期为推动农业增长方式转变和农业供给侧结构性改革提供有益的借鉴价值。

1 研究方法 with 数据

1.1 SBM 方向性距离函数模型

传统的 DEA 模型在处理效率过程中会造成投入要素的拥挤或松弛,为了解决这个问题, Tone^[11]通过将松弛变量纳入目标函数中,提出了基于松弛测量的 SBM 方向性距离函数模型,该模型具有单位无关性、单调递减性等优点。假设有 n 个决策单位 (DMU),使用 m 种投入产生 s 种产出,投入向量 $X = (x_{ij}) \in R^{m \times n}$,产出向量 $Y = (y_{ij}) \in R^{s \times n}$,则其模型可以表示为式 (1)。

$$\begin{aligned} \min \rho &= \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m s_i^- / x_{i0}}{1 + \frac{1}{s} \left(\sum_{i=1}^s s_i^+ / y_{i0} \right)} \\ \text{s. t. } x_0 &= X\lambda + s^-, y_0 = Y\lambda - s^+, y_0 = Y\lambda + s^+ \\ \lambda &\geq 0, s^- \geq 0, s^+ \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

其中, s^- 和 s^+ 分别表示投入和产出的松弛变量。目标函数满足对 s^- 和 s^+ 的单调递减, $X\lambda$ 表示前沿上的投入量, $Y\lambda$ 表示前沿上的产出量。从函数形式上可以看出, SBM 模型避免了径向和角度选择差异所造成的偏误,能够比较准确的评估效率。

1.2 基于 SBM 方向性距离函数的 Global Malmquist 生产率指数

首先构造一个当期生产可能性集,表述为 $T_c^t = \{(x^t, y^t) \mid x^t \text{ 可以生产 } y^t\}$, $t = 1, \dots, T$, 定义全局生产技术集 $T_c^G = \{T_c^1 \cup \dots \cup T_c^T\}$ 。全局生产可能性集是所有当期生产可行集的并集,该集合同时涵盖了所有观测单元的当期生产可能性集合。传统 ML 指数存在不具备循环性和线性规划中无可行解这两个缺陷,文章运用全局生产技术集,仿照 GM 生产率指数的构造思路,结合 SBM 方向性距离函数,构造了基于非径向、非角度的 SBM 函数的全要素生产率指数,即 SBM-Global Malmquist 生产率指数 (SBM-GML 生产率指数),其分解形式可以表示为:

$$\begin{aligned} M_c^G(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) &= \frac{S_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{S_c^t(x^t, y^t)} \times \left\{ \frac{S_c^G(x^{t+1}, y^{t+1})}{S_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \times \frac{S_c^t(x^t, y^t)}{S_c^G(x^t, y^t)} \right\} \\ &= \frac{TE_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{TE_c^t(x^t, y^t)} \times \left\{ \frac{S_c^G(x^{t+1}, y^{t+1}) / S_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{S_c^G(x^t, y^t) / S_c^t(x^t, y^t)} \right\} \\ &= TEC(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \times TC(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \end{aligned} \quad (2)$$

式 (2) 中 SBM-GML 生产率指数可以被分解为技术进步指数 (TC) 和技术效率指数 (TEC), TC 指数反映了生产技术与全局生产技术的远近, TC 大于 1, 意味着由于新技术的使用或新发明的出现使得生产前沿面向前推移,实现了技术进步; TEC 指数反映技术落后追赶先进者的状况, TEC 大于 1, 则说明生产存在规模效率; SBM-GML 指数大于 1 时, 则表明农业全要素生产率 (TFP) 有所改善。反之, 当上述指标分别小于 1 时, 则表明相应效率出现恶化。

1.3 Kernel 密度估计法

核密度估计属于一种非参数估计方法,主要用于对随机变量的概率密度进行估计。与直方图相比,它多了一个用于平滑数据的核函数,可以较好的弥补直方图非连续性的缺陷。假设随机变量 X 的密度函数为 $f(x)$, 则其密度函数可以表示为:

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (3)$$

其中 N 为样本量, $K(\cdot)$ 为核函数, h 代表宽带, 由于核函数对宽带选择非常敏感, 因此使用合适的宽带对核密度估计结果会产生重要影响。一般来讲, 宽带 h 要满足如下条件:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} h(N) = 0; \lim_{N \rightarrow \infty} Nh(N) = N \rightarrow \infty$$

核函数根据分组数据的密度程度, 可以分为高斯核、Epanechnikov 核、三角核、四次核等类型, 该文选取常用的高斯核函数对中国农业全要素生产率的动态演进进行估计, 其表达式如下:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (4)$$

由于非参数估计无确定的函数表达式, 一般采用图形对比的方式考察其分布变化。通过估计结果可以从变量分布的位置、形态和延展性 3 个方面进行分析。

1.4 数据说明

将中国 30 个省、自治区和直辖市 (由于西藏特殊的经济和资源禀赋条件, 故剔除西藏) 农业作为生产决策单元, 运用 SBM-GML 生产率指数法测算中国农业全要素生产率增长及其分解。农业产出指标选取第一产业增加值衡量, 为了避免价格因素的影响, 该指标采用 2000 年的不变价表示。投入指标包括农作物播种面积、第一产业年末从业人员数、农业机械总动力、化肥施用量 (折纯量)、有效灌溉面积和大牲畜数量等 6 个指标。使用数据是 2000—2014 年 30 个省区面板数据, 所有数据来自历年的《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农业年鉴》《新中国六十年农业统计资料》和各省统计年鉴。

2 实证结果与分析

2.1 中国农业全要素生产率增长变化分析

依据 SBM-GML 生产率指数法, 测算了 2000—2014 年中国农业全要素生产率的增长及其分解, 从而深入分析其增长变化情况, 结果如表 1 所示。

首先, 2000—2014 年中国农业全要素生产率总体呈现增长趋势, 年均增长率为 0.7%, 这说明中国农业综合生产能力得到了较大提高。从增长源泉看, 中国农业全要素生产率的增长主要依靠技术进步而不是技术效率的改善, 其中技术进步指数年均增长 2.1%, 技术效率则呈现负增长, 年均增长 -1.5%, 说明考察期内中国农业全要素生产率增长呈现出技术效率恶化, 而技术进步增强的格局, 是一种典型的“单驱”增长模式, 造成这种现象的原因是由于各省份通过加大农业财政科技投入, 提高了农业生产科技水平, 但受农村教育水平偏低的

表 1 2000—2014 年中国农业全要素生产率指数及其分解

年度	TEC	TC	SBM-GML
2000—2001	0.970	1.014	0.983
2001—2002	0.924	1.067	0.986
2002—2003	0.985	0.952	0.938
2003—2004	1.003	1.070	1.073
2004—2005	0.991	1.006	0.996
“十五”时期	0.975	1.021	0.995
2005—2006	1.049	1.051	1.102
2006—2007	1.022	0.964	0.985
2007—2008	0.921	1.104	1.017
2008—2009	1.074	0.929	0.999
2009—2010	0.936	1.066	0.997
“十一五”时期	1.001	1.022	1.020
2010—2011	0.972	1.053	1.024
2011—2012	1.002	1.009	1.012
2012—2013	0.946	1.062	1.005
2013—2014	1.003	0.984	0.987
“十二五”时期	0.981	1.027	1.007
2000—2014	0.985	1.022	1.007

影响,使得新技术推广不力,导致农业科技转化率偏低。其次,不同时期中国农业全要素生产率增长的速度与源泉存在明显差异。“十五”时期,中国农业全要素生产率呈下降趋势,年均下降 0.5%,主要由于技术效率下降阻碍了中国农业全要素生产率的提升,“十一五”时期,中国农业全要素生产率增长的速度从“十五”时期的负增长转变为正增长,年均增长 2%,其增长源泉主要是技术进步和技术效率共同作用的结果,但技术效率对农业全要素生产率的增长贡献率(0.1%)低于技术进步的贡献率(2.2%)。“十二五”时期,中国农业全要素生产率仍呈现增长趋势(0.7%),但增长结构与“十一五”时期发生了较大变化,从“十一五”时期的“双驱”增长模式变化为“单驱”增长模式,技术效率出现了恶化(-1.9%),技术进步成为其增长的主要源泉,年均增长 2.7%,这与国家重视农业科技创新,但农业生产管理水平不高,资源配置不合理密切相关。

2.2 中国农业全要素生产率的动态演进

依据 Hall 和 Jones^[12] 应着重考察不同经济主体生产率水平相对差异的思想,首先度量中国各省份农业相对全要素生产率、相对技术进步、相对技术效率。其中,第 h 个($h=1, 2, \dots, 30$) 省份在 T 年的累积农业相对全要素生产率 CML_h 、累积农业相对技术进步 CTC_h 、累积农业相对技术效率 $CTEC_h$ 分别为:

$$CML_h = D_h^{2000}(x_h^{2000}, y_h^{2000}) \times \prod_{t=2001}^T ML_h^t \quad (5)$$

$$CTC_h = D_h^{2000}(x_h^{2000}, y_h^{2000}) \times \prod_{t=2001}^T TC_h^t \quad (6)$$

$$CTEC_h = D_h^{2000}(x_h^{2000}, y_h^{2000}) \times \prod_{t=2001}^T TEC_h^t \quad (7)$$

上式中 t 表示时间, $D_h^{2000}(x_h^{2000}, y_h^{2000})$ 为第 h 个省份在 2000 年的距离函数, ML_h^t , TC_h^t 和 TEC_h^t 分别为第 h 个省份在第 t 年的 Malmquist 指数、技术进步指数和技术效率指数。

通过上述公式计算出历年的累积农业相对全要素生产率、累积农业相对技术进步和累积农业相对技术效率,在此基础上,以 2001 年、2006 年、2010 年和 2014 年作为考察年份,采用 Kernel 密度估计法做出相关年份的密度分布,从而分别对中国农业相对全要素生产率、农业相对技术进步和农业相对技术效率的分布动态演进进行估计,结果如图 1、图 2 和图 3 所示。

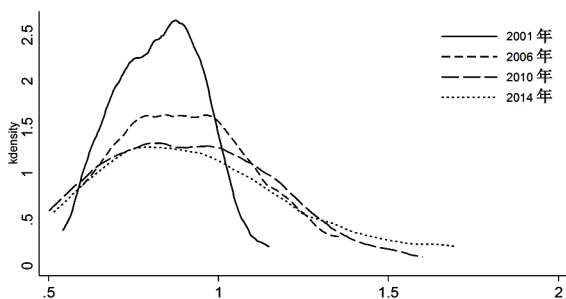


图 1 中国农业相对全要素生产率的核密度动态演进

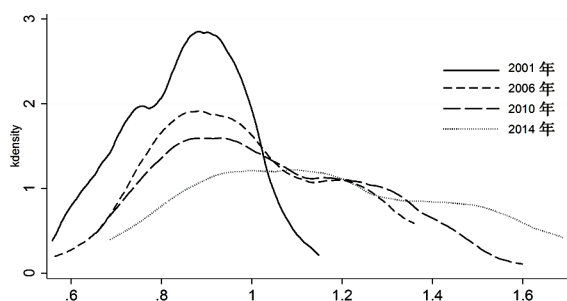


图 2 中国农业相对技术进步的核密度动态演进

从图 1 可以看出,整体上中国各省份农业相对全要素生产率在考察期内基本呈现“单峰”分布,没有表现出双峰或者多峰形状,但是从 2006 年开始,曲线右侧向外鼓起,有持平或上扬趋势,说明随着时间的推移,出现双峰的可能性较大。考察期内,中国农业相对全要素生产率分布波峰高度持续下降,而波峰宽度逐渐增长,同时逐步显现出向右偏移的趋势,表明中国农业相对全要素生产率持续增长,各省份之间的农业相对全要素生产率水平表现为发散的演变态势,区域间差距不断拉大。

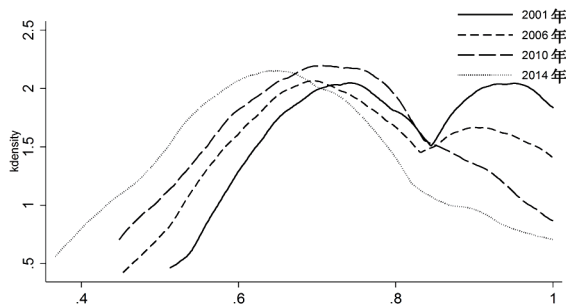


图 3 中国农业相对技术效率的核密度动态演进

此外,核密度曲线右拖尾逐渐增大,表明中国各省份农业相对全要素生产率高水平的省份不断增多,低水平省份在不断减少。

从图2可以看出,2001—2014年间中国农业相对技术进步分布为“单峰”分布。具体来看,2006年与2001年相比变化区间明显加大,2010年与2007年变化区间基本保持不变,2014年与2010年相比变化区间进一步增大,农业相对技术进步的分布趋于分散。在样本期内,密度函数的左尾移动距离小于右尾,中国农业相对技术进步高水平区域的比重在不断增加,低水平的比值在不断减小。此外,2002—2010年核密度分布曲线中心基本保持不变,但是2010—2014年出现了明显的右移,增速明显。从峰度上看,考察期内,农业相对技术进步分布波峰高度呈现下降态势,与2001年相比,以后年份的密度分布曲线呈现出由“尖峰”向“宽峰”现状演变,峰度逐渐平缓,表明各省份农业相对技术进步在低位趋同的现象有所减弱,但差距开始扩大。

从图3可以看出,中国农业相对技术效率在2001—2014年间表现出从“双峰”分布转变为“单峰”分布的变化,具体来讲2001年和2006年为明显的“双峰”分布,表明农业相对技术效率在此期间低水平的省份对高水平的省份的“追赶效应”不足,地区差异明显增大,2006年以后呈现明显的“单峰”分布,表明各省份农业相对技术效率未出现明显的两极分化现象。考察期内,密度函数中心明显左移,峰值变化不大,但变化区间增大,表明各省份农业相对技术效率差距逐渐增大。具体来看,2006年相比2001年密度函数中心小幅左移,峰值基本不变,变化区间差距不大,此阶段各省份农业相对技术效率差距不太明显;2010年与2006年相比,密度函数中心基本不变,峰值增大,变化区间差距不明显;2014年与2010年相比,密度函数中心大幅左移,峰值基本维持不变,但变化区间拉大,说明此阶段各省份农业相对技术效率差距不仅未能缩小,反而出现了进一步增大的趋势。

3 中国农业全要素生产率变动的影响因素分析

基于前文分析,中国农业全要素生产率对推动农业供给侧结构性改革具有重要作用,那么深入分析中国农业全要素生产率变动的影响因素就尤为重要,通过分析其深层次的因素从而为制定科学的决策提供依据。为此,需要解释农业TFP变动受到哪些因素的影响?一般来讲,农业TFP变动的影响因素可以归为3类:一是生产要素质量因素,在农业生产中,农业技术水平、土地和劳动力的质量对农业TFP变动会产生直接影响,尤其是农村人力资本可以通过影响技术效率从而影响TFP;二是农业产业结构因素,农业生产要素依靠市场信号进行结构调整,农林牧渔业之间的生产结构以及种植业内部生产结构都会影响农业资源配置效率,从而影响农业TFP;三是农业政策因素,在其他条件特定的情况下,政府政策会制约农业金融投资力度、地区工业化水平和对外开放程度对农业技术进步的推动作用,进而对农业TFP产生影响。因此,鉴于数据的可获性以及上述因素对农业科技进步和生产要素优化配置的影响程度,该文选取农业金融发展水平、农村人力资本、农业产业结构调整、工业化水平、对外开放水平和农业科技水平6个因素考察对中国农业全要素生产率的影响,其中农业金融发展水平以农业贷款额同第一产业生产总值的比值表示,农村人力资本用农村居民平均受教育年限程度衡量,借鉴高帆^[13]的做法,其计算公式可以表示为农村平均每百个劳动力中不识字或识字较少×0年+小学程度×6年+初中程度×9年+高中程度×12年+中专×12年+大专及大专以上×16年。农业产业结构调整以种植业结构调整替代,使用粮食作物播种面积与农作物总播种面积比值表示,工业化水平以人均工业增加值表示,对外开放水平以农产品进出口贸易额与GDP的比重表示,农业科技水平以农村每万人口拥有的农业科技人员数量表示。选取30个省份2000—2014年的面板数据,建立以下面板数据模型:

$$ML_{it} = \alpha + \beta_1 AFD_{it} + \beta_2 HUM_{it} + \beta_3 AIS_{it} + \beta_4 IND_{it} + \beta_5 OP_{it} + \beta_6 ATC_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

式(8)中, ML 表示农业全要素生产率(因变量), AFD 、 HUM 、 AIS 、 IND 、 OP 、 ATC 分别农业金融发展水平、农村人力资本、农业产业结构调整、工业化水平、对外开放水平和农业科技水平5个自变量, i 与 t 分别表示省级地区和时间变量。由于面板数据具有截面、时序的特性。因此。文章首先利用

Hausman 进行了检验, 检验结果 P 值为 0.001 2, 拒绝原假设, 因此应选择固定效应模型, 回归结果如表 2 所示。

从表 2 中可以看出: (1) 农业金融发展水平对中国农业全要素生产率增长具有显著的正向影响, 其弹性系数为 0.007 2, 在 1% 显著水平下显著, 表明农业金融发展促进了农业全要素生产率增长, 金融规模每增加 1%, 农业全要素生产率将增长 0.007 2 个百分点, 主要是因为农业金融发展水平的提高能够更好地为开展农户小额贷款、新型农业经营主体贷款、大宗农产品保险等惠农支付业务, 提高农村基础设施建设, 为农业经济发展提供良好的外部环境。(2) 农村人力资本对中国农业全要素生产率增长具有正向影响, 弹性系数为 0.010 4, 但在 1% 显著水平下不显著, 主要是因为农村劳动力的大量向非农产业转移, 导致农业人力资本流失严重, 阻碍了农业全要素生产率的进一步增长。(3)

农业产业结构调整对中国农业全要素生产率增长呈现显著的负向影响, 影响系数为 -0.484 3, 并在 1% 显著水平下显著, 说明仅仅依靠农业产业结构调整是不利于实现农业全要素生产率增长的, 主要由于我国农业种植结构并未按照比较优势来调整, 所以国家开始大力推进农业供给侧结构性改革。(4) 工业化水平对中国农业全要素生产率增长为显著的正向影响, 影响系数为 0.318 7, 在 5% 显著水平下显著, 表明随着工业对农业的“反哺”机制的不断完善, 工业化水平的提高对农业全要素生产率的促进作用就会不断增强。(5) 对外开放水平对中国农业全要素生产率增长产生了显著的负面影响, 影响系数为 -0.015 7, 在 10% 显著水平下显著。虽然对外开放有利于农业技术扩散, 但由于我国农业生产主要是以家庭为主, 还没有形成规模经济效应, 导致我国农产品在国际市场上竞争力不足, 从而阻碍了农业全要素生产率的增长。(6) 农业科技水平对中国农业全要素生产率增长具有积极显著的正向影响, 影响系数为 0.176 1, 在 1% 显著水平下显著。农业科技水平显著提高了农业全要素生产率, 表明农业科技水平的提高有利于农业全要素生产率增长, 主要是由于科技水平的提高有利于优化生产要素组合, 提高农业生产经营水平, 提升农业生产效能, 从而促进农业全要素生产率增长。

4 结论与政策建议

基于 SBM-GML 生产率指数法对中国 30 个省份 2010—2014 年农业全要素生产率测算了基础上, 运用核密度估计方法刻画了农业 TFP 增长的动态分布, 并系统考察了中国农业 TFP 增长的影响因素, 得出以下结论。

(1) 2010—2014 年间中国农业 TFP 总体呈现增长趋势, 年均增长 0.7%, 其增长的主要源泉是技术进步的推动, 而技术效率却出现了下降, 是一种典型的“单驱”增长模式。“十五”时期、“十一五”时期和“十二五”时期, 中国农业 TFP 的增长主要也是由技术进步的不断提高导致的结果。

(2) 核密度估计结果表明, 总体上中国各省份农业相对全要素生产率在考察期内基本呈现“单峰”分布。农业相对技术进步分布主要也是“单峰”分布, 但各省份之间的差距不断增大。农业相对技术效率在 2001—2014 年间经历了从“双峰”分布转变为“单峰”分布的变化。绝大多数省份农业 TFP 呈现增长趋势, 技术效率普遍恶化, 而技术进步增长速度显著。

(3) 从中国农业 TFP 增长的影响因素来看, 农业金融发展水平、工业化水平、农业科技水平对中国农业 TFP 都产生了显著的促进作用。农村人力资本对农业 TFP 产生了不是很显著的正效应。农业产业结构调整、对外开放水平对中国农业 TFP 则产生了阻碍作用。

根据以上结论, 各级政府在立足本地实际的基础上, 可以采取以下措施提高农业全要素生产率, 实现

表 2 中国农业全要素生产率影响因素估计结果

变量	回归系数	T 值
<i>AFD</i>	0.007 2 ***	0.000
<i>HUM</i>	0.010 4	0.492
<i>ALS</i>	-0.484 3 ***	0.034
<i>IND</i>	0.318 7 **	0.076
<i>OP</i>	-0.015 7 *	0.029
<i>ATC</i>	0.176 1 ***	0.013
常数项	1.104 2 ***	0.000
R^2	0.612 5	
F 统计概率值	0	

注: *、**、***、分别表示 10%、5%、1% 的显著水平

农业现代化。(1) 加强农业科技创新, 深化农业科技体制改革。创新是引领农业发展的第一动力, 大力推进农业现代化, 必须转变农业增长方式, 把农业发展转到主要依靠科技进步轨道上来, 提高农业机械化水平, 优化农业管理效率和资源配置效率, 使我国农业增长方式步入以技术进步和制度创新推动为主的内涵式发展道路。(2) 完善农村金融服务体系, 建立健全农村金融功能配置, 改善农村金融借贷不平衡的现状, 针对目前农村金融发展面临的差异问题, 各地政府要制定更加具体、细致的差异化政策措施, 从而使农村金融市场焕发勃勃生机。(3) 推动工业化和农业现代化深度融合, 协调发展, 以工业化发展理念指导农业现代化发展, 建立健全工业化对农业现代化反哺带动机制, 从而改善农业发展中面临的生产手段落后、经营规模小和质量效益不高等诸多问题, 开创性地走出一条具有中国特色的农业现代化道路。(4) 培育新型职业农民。通过开展专业技能培训等方式提高农村劳动者的文化水平, 构建新型职业农民培训平台, 充分发挥其示范和带头作用, 特别是国家提出发展“互联网+”的背景下, 更需要采取多种方式和手段, 培养造就一支高素质的新型农业经营者队伍, 为满足经济高速增长对现代农业技能人才的需要提供充足的人才储备。

参考文献

- [1] 陈卫平. 中国农业生产率增长、技术进步与效率变化: 1990—2003. 中国农村观察, 2006 (1): 18—23.
- [2] 石慧, 孟令杰. 中国省际间农业全要素生产率差距影响因素分析. 南京农业大学学报, 2007, 7 (2): 28—34.
- [3] 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. 数量经济技术经济研究, 2009 (12): 70—82.
- [4] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据. 经济学季刊, 2010, 9 (1): 99—128.
- [5] 方福前, 张艳丽. 中国农业全要素生产率的变化及其影响因素分析——基于1991—2008年Malmquist指数方法. 经济理论与经济管理, 2010 (9): 5—12.
- [6] 谈存峰. 技术进步、技术效率与农业生产率增长——基于甘肃省的实证分析. 中国农业资源与区划, 2015, 36 (6): 93—98.
- [7] 邢慧茹, 张晓骏, 邓义. 农业生产效率与其影响因素相关关系实证分析——基于湖北省数据. 中国农业资源与区划, 2016, 37 (12): 198—203.
- [8] 金怀玉, 菅利荣. 中国农业全要素生产率测算及影响因素分析. 西北农林科技大学学报, 2013, 13 (2): 39—35.
- [9] 赫国胜, 张微微. 中国农业全要素生产率影响因素、影响效应分解及区域化差异——基于省级动态面板数据的GMM估计. 辽宁大学学报, 2016, 44 (3): 79—83.
- [10] 尹朝静. 科研投入、人力资本与农业全要素生产率. 华南农业大学学报, 2017, 16 (3): 27—35.
- [11] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis. European Journal of Operational Research, 2001 (3): 498—509.
- [12] Hall R. E., Jones C. I. Levels of economic activity across countries. American Economic Review, 1997 (2): 53—64.
- [13] 高帆. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析. 数量经济技术经济研究, 2015 (5): 3—19.

ANALYSIS ON THE DYNAMIC EVOLUTION AND INFLUENCING FACTORS OF AGRICULTURAL TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY IN CHINA *

Liu Zhanwei

(School of Business, Xuchang University, Xuchang, Henan 461000, China)

Abstract By measuring agricultural total factor productivity in China, revealing its dynamic evolution trend and influencing factors, it can provide scientific decision-making basis for promoting the structural reform of agricultural supply side and realizing agricultural modernization. This paper used the SBM-Global Malmquist productivity index method to calculate the agricultural total factor productivity in China, on the basis of which the kernel density estimation method was used to depict the dynamic evolution of agricultural TFP growth in China, and influence factors of agricultural TFP growth in China was analyzed through the establishment of panel data model. The results showed that the main source of TFP growth in China was technological progress, the decline in technical efficiency was the

