

华东地区农业全要素生产率增长的实证分析

——基于随机前沿生产函数模型

李翔, 杨柳

(曲阜师范大学 经济学院, 山东 日照 276826)



摘要 基于随机前沿生产函数模型, 利用华东地区六省 1978—2015 年的面板数据, 分析华东农业全要素生产率增长及分解部分的变化趋势。结果表明: 1978—2015 年, 华东地区农业全要素生产率年均增长率为 4.59%, 依次呈现出递减、递增、平稳的变化趋势; 农业技术进步是全要素生产率增长的主要动力; 技术效率是华东农业全要素生产率增长的主要阻碍因素, 呈逐年下降的趋势; 规模效率对农业增长阻碍作用不明显; 要素配置效率对经济增长有促进作用即存在结构红利, 但不显著。据此提出加大农业技术创新投入, 提高农业产出效率; 加快农业固定资产投资体制改革, 盘活存量、优化增量; 优化资源配置, 提高农业供给体系的质量和效率等建议。

关键词 全要素生产率; 随机前沿; 要素配置; 技术效率; 技术进步

中图分类号: F 222 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2018)06-0062-07

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.06.009

“十三五”规划明确强调, 我国农业在转方式、调结构、促改革过程中, 必须提高土地产出率、资源利用率、劳动生产率, 加强农业科技研发。2018 年中央一号文件指出: 以农业供给侧结构性改革为主线, 加快构建现代农业产业体系、生产体系、经营体系, 提高农业创新力、竞争力和全要素生产率, 加快实现由农业大国向农业强国转变, 加快全面落实乡村振兴战略。Johnson 指出, 对于中国这样的发展中国家而言, 农业生产率的提高是国民财富增长的核心^[1]。农业全要素生产率(TFP)作为衡量农业科技对经济增长贡献程度的重要指标, 是提高农业要素配置效率、促进农业经济快速增长的强大动力。改革开放以来, 中国农业 GDP 年均增长率高达 11.53%^①, 农业经济发展所创造的奇迹与技术进步以及要素(劳动力、资本)的再配置密不可分。近年来, 以农业技术进步、技术效率、规模效率为主题的研究为农业政策的制定提供了理论依据, 要素配置效率的研究也越来越受到大家的关注。因此, 在供给侧改革背景下, 探究如何提高农业全要素生产率对全面落实乡村振兴战略、决胜全面建成小康社会具有重要的现实意义。

国内学者对农业全要素生产率的测算研究起步较晚, 代表性的有李谷成等利用 DEA-Malmquist 生产率指数测算出农业全要素生产率为 2.8%^[2]。张乐等利用 SFA 测算出中国农业全要素生产率为 5.12%^[3]。高帆基于 DEA-Malmquist 指数法, 测算出我国 1992—2012 年农业全要素生产率的年均增长率为 3.1%^[4]。农业全要素生产率中的技术进步、技术效率一直是学者研究的重点, 乔恒等运用 Malmquist 生产率指数法, 指出技术效率是农业全要素生产率增长的主要源泉^[5]。而刘战伟认为农业全要素生产率增长的动力主要来源于技术进步, 并不是技术效率的改善; 技术进步与技术效率水平的变化严重背离^[6]。对于农业规模效率的研究相对缺乏, 吴玉鸣测算出中国区域农业生产要素投入处于规模报酬递减阶段^[7]。罗浩轩认为中国经济发展进入新常态后, 大规模农业投资遭遇资本报酬

收稿日期: 2017-08-26

基金项目: 国家社会科学基金项目“马克思地租理论视野下‘中国制造’新优势研究”(13BJL004)。

作者简介: 李翔(1966-), 男, 教授, 博士; 研究方向: 经济统计。

① 数据来源于《中国统计年鉴 2016》中的农业总产值, 再平减换算成以 1978 年为基期的可比价农业总产值。

递减是造成农业全要素生产率下降的原因之一^[8]。由于研究层次、方法以及数据来源等原因,国内有关农业要素配置的研究成果相对较少,朱喜等探究要素价格扭曲与农业全要素生产率之间的关系^[9]。程丽雯等基于前沿生产函数,指出我国农业中普遍存在要素误置现象,中部地区农业要素误置最为严重^[10]。涂圣伟认为矫正农业要素配置扭曲是推进传统农业向现代农业转型的关键^[11]。

本文采用的方法为 Battese 等和 Kumbhakar 提出的随机前沿生产函数(SFA),与李翔和王蒙等在研究产业结构与经济增长的关系中使用的偏离份额分析法(shift-share)相比,在多投入的情况下,全要素生产率的测算要比劳动生产率的测算更可靠^[12-15]。傅晓霞等认为 SFA 相对于 DEA(数据包络分析方法)估计稳健性更强、结论更可靠,更适合应用到改革开放以来中国生产率分析中,特别是对农业而言,SFA 的应用前景应该更广泛^[16]。另外,SFA 可以用来研究传统的假设检验,能充分考虑到环境变化和随机因素对生产行为的影响,与农业生产的本质特征一致。本文选取华东六省作为研究对象^①,一方面由于学者大都研究全国的农业全要素生产率的变化趋势,单独对某个地区的研究较少;另一方面,华东地区农业产值占比从 1978 年的 35.8% 下降到 2015 年的 5.09%,第一产业劳动份额从 1978 年的 75.9% 下降到 2015 年的 24.7%,第三产业的劳动份额从 9.44% 上升到 37.9%,劳动力在三次产业间的再配置卓有成效^②,要素再配置变化趋势相对于全国更加明显,研究要素配置效率更具代表性。

从现有农业全要素生产率的研究来看,测算结果以及结论存在较大差异主要由于变量选取、研究方法的不同,尤其在农业资本存量的估算上存在较大分歧。在运用 SFA 研究要素配置效率时,由于劳动、资本成本很难获取,大多数文献认为要素配置效率是有效的。本文一方面通过比较现有资本存量的研究文献,重新构建指标,估算华东各省份农业资本存量;另一方面用第一产业折旧和劳动报酬总额代替农业资本和劳动投入的成本,具体测算华东农业要素配置效率。基于此,本文从华东六省省级面板数据出发,运用随机前沿生产函数模型,将农业全要素生产率增长分解为技术进步、技术效率、规模效率和要素配置效率变化四个部分,测度各部分变化趋势,分析农业发展过程中存在的问题。

一、模型设定

新古典经济学中,Solow 认为经济增长不仅来源于要素投入还来源于技术进步,并将技术进步因素称为全要素生产率(TFP),即产出增长率超出要素投入增长率的部分^[17]。根据 Kumbhakar 的分解法,全要素生产率增长率可分解为技术进步、技术效率、规模效率和配置效率变化四个衡量生产效率的指标,其中配置效率和技术效率共同构成经济效率的全面测量^[13]。本文选用 Battese 等提出的随机前沿生产函数模型对农业全要素生产率增长进行分解^[12],生产函数模型表示如下:

$$Y_{it} = f(X_{it}, t) e^{v_{it} - u_{it}} \quad (1)$$

式(1)中, $i=1,2,3,4,5,6$ 代表 6 个省份, $t=1,2,\dots,38$ 代表 1978—2015 年 38 个年份, Y_{it} 代表农业总产值, $f(\cdot)$ 代表前沿生产函数,表示一定要素投入下所得到的最大产出。投入要素 X_{it} 包括劳动和资本存量, v_{it} 表示统计噪声的随机误差,为独立同分布的正态随机变量。 u_{it} 表示与技术无效有关的非负随机变量,即观测误差及其他随机因素,服从 γ 分布,实际产出 Y_{it} 与随机前沿产出 $f(\cdot)$ 比为 $e^{-u_{it}}$,代表农业技术效率(TE),其中 u_{it} 大于等于 0,因而 $e^{-u_{it}}$ 介于 0 和 1 之间,反映了生产函数的非效率程度。

对式(1)取对数并对时间求导,得到产出增长率,其等于确定性前沿产出对时期 t 的全微分,即:

$$\frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial t} = \frac{\partial \ln f(X_{it}, t)}{\partial t} + \sum_{j=1}^2 \frac{\partial \ln f(X_{it}, t)}{\partial \ln X_{itj}} \cdot \frac{\partial \ln X_{itj}}{\partial t} + \frac{\partial \ln e^{-u_{it}}}{\partial t} \quad (2)$$

① 本文选取了江苏省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、山东省作为研究对象。上海市农业产值低,服务业发展快,研究农业不具有代表性,因此本文研究对象不包括上海市。

② 数据来源说明:劳动力数据来自各省统计年鉴中的“第一产业就业人数”,通过加总并以此计算劳动份额;总产出数据来自各省统计年鉴中的“第一产业生产总值”,通过加总并以此计算产值份额。

式(2)中, $j = 1, 2$ 分别代表资本和劳动, $\frac{\partial \ln f(X_{it}, t)}{\partial \ln X_{ij}}$ 代表要素 j 的产出弹性, 记为 α_{ij} ,

$\frac{\partial \ln f(X_{it}, t)}{\partial t}$ 代表技术水平变化, 记为 TC 。

技术效率变化(TEC)为技术效率对时间 t 求导, 即:

$$TEC_{it} = -\frac{\partial u_{it}}{\partial t} \quad (3)$$

因此, 式(2)可以写为

$$\dot{Y}_{it} = TC_{it} + \sum_{j=1}^2 \alpha_{ij} \dot{X}_{ij} + TEC_{it} \quad (4)$$

式(4)中, \dot{Y}_{it} 、 \dot{X}_{it} 分别代表产出增长率和投入要素增长率。传统的全要素生产率增长率可以用 $\dot{TFP} = \dot{Y}_{it} - \sum_{j=1}^2 s_{ij} \dot{X}_{ij}$ 表示, 即产出增长率与要素投入增长率的差值, s_{ij} 表示 t 时刻要素 j 的实际成本占 i 省份总成本的份额, 即 $s_{ij} = \omega_{ij} X_{ij} / \sum_{j=1}^2 \omega_{ij} X_{ij}$, ω_{ij} 表示 t 时刻省份 i 内要素 j 的价格。

将式(4)带入到传统的全要素生产率增长率表达式中, 可得

$$\dot{TFP} = TC_{it} + TEC_{it} + (RTS_{it} - 1) \sum_{j=1}^2 \lambda_{ij} \dot{X}_{ij} + \sum_{j=1}^2 (\lambda_{ij} - s_{ij}) \dot{X}_{ij} \quad (5)$$

式(5)中, $RTS_{it} = \sum_{j=1}^2 \alpha_{ij}$ 表示 t 时期 i 省的规模报酬, 即要素产出弹性之和, $\lambda_{ij} = \alpha_{ij} / RTS_{it}$ 代表要素 j 的最优边际产出份额。

在假定规模报酬不变的情况下, 最优边际产出份额等于产出弹性, 但规模报酬往往是变化的, 因此式(5)右侧 $(RTS_{it} - 1) \sum_{j=1}^2 \lambda_{ij} \dot{X}_{ij}$ 能测算出农业规模经济变化对全要素生产率的影响, 即规模效率变化(SEC)。若 SEC 大于 0, 表明全要素投入与规模报酬相适应, 即要素投入变化能够促进全要素生产率增长。我国各省市场化水平差距大, 要素市场发育不健全, 使得实际要素配置与最优状态相差甚远。式(5)右侧 $\sum_{j=1}^2 (\lambda_{ij} - s_{ij}) \dot{X}_{ij}$ 反映了要素弹性份额偏离要素成本份额的程度, 即要素配置效率变化(FAEC)。若 $FAEC$ 大于 0, 则要素配置能促进农业全要素生产率增长, 即存在结构红利。综上所述, 本文将农业全要素生产率增长率分解为技术进步、技术效率、规模效率和要素配置效率变化四个部分, 通过测度每一部分探究其变化趋势。

本文采用超越对数形式的随机前沿生产函数, 并且用时间趋势来解释技术变化, 即:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_t t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \frac{1}{2} \beta_{kk} (\ln K_{it})^2 + \\ & \frac{1}{2} \beta_{ll} (\ln L_{it})^2 + \beta_{kl} \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_{tk} t \ln K_{it} + \beta_{tl} t \ln L_{it} - u_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)中, t 、 K 和 L 分别代表时间、资本和劳动, β 表示要估计的未知参数, t 、 t^2 、 $\ln K_{it}$ 、 $\ln L_{it}$ 、 $\frac{1}{2} (\ln K_{it})^2$ 、 $\frac{1}{2} (\ln L_{it})^2$ 、 $\ln K_{it} \ln L_{it}$ 、 $t \ln K_{it}$ 、 $t \ln L_{it}$ 为随机前沿生产函数解释变量。通过估计未知参数 β , 可以计算以下统计量:

$$\alpha_{ik} = \beta_k + \beta_{kk} \ln K_{it} + \beta_{kl} \ln L_{it} + \beta_{tk} t \quad (7)$$

$$\alpha_{il} = \beta_l + \beta_{kl} \ln K_{it} + \beta_{ll} \ln L_{it} + \beta_{tl} t \quad (8)$$

$$TC_{it} = \beta_t + \beta_{tt} t + \beta_{tk} \ln K_{it} + \beta_{tl} \ln L_{it} \quad (9)$$

$$RTS_{it} = \alpha_{ik} + \alpha_{il} \quad (10)$$

$$\lambda_{ij} = \alpha_{ij} / RTS_{it} \quad (11)$$

$$TEC_{it} = \eta u_{it} \quad (12)$$

$$SEC_{it} = (RTS_{it} - 1) \sum_{j=1}^2 \lambda_{ij} \dot{X}_{ij} \quad (13)$$

$$FAEC = \sum_{j=1}^2 (\lambda_{ij} - s_{ij}) \dot{X}_{ij} \quad (14)$$

二、变量选择与数据来源

本文选取华东六省 1978—2015 年的面板数据^①进行分析,所有数据均以 1978 年为基期。

1. 农业总产值

借鉴全炯振的研究成果^[18],产出采用农林牧渔业中的农业总产值指标,经过各省各年份农业产值平减换算成以 1978 年为基期的可比价农业总产值,单位为亿元。

2. 劳动投入

本文采用农林牧渔业从业人员作为农业劳动力投入的衡量指标,单位为万人。

3. 资本存量

目前,学者大都研究全社会资本存量或者省际资本存量,而对我国农业资本存量的研究较少,王金田首先对中国及分省份农业初始资本存量进行了估算,其次应用永续盘存法(PIM)估计了 1978—2005 年中国及分省份的农业资本存量^[19]。

对于资本存量的估算,大多数学者都使用 Gold Smith 于 1951 年开创的永续盘存法,其基本公式为 $K_t = (1 - \delta_t)K_{t-1} + I_t$,该方法的实质是通过通过对过去购置的并估算出使用年限的资产进行累加完成的。

需要对以下变量进行估算:

(1)当年投资 I_t 的选择。张军等、徐现祥等、李谷成等认为固定资本形成总额是以全社会固定资产投资额为基础,通过一定的调整计算而得到的,相对于物质产品平衡体系(MPS)的积累和全社会固定资产投资,其更能准确地测度我国可再生资本的变动情况,是当年投资最合理的指标^[20-22]。因此,本文选择第一产业固定资本形成总额衡量当年投资。对于江西省缺少的 1978—1992 年第一产业固定资本形成总额,借鉴王金田等的建议,采用其他年份第一产业固定资本形成总额与第一产业生产总值做不含常数项的线性回归,然后利用回归参数乘以总体固定资本形成总额得到第一产业固定资本形成总额^[19]。

(2)投资价格指数的确定。农业固定资本形成总额是按照当年价格计算的,因此要通过价格指数进行缩减。在选取价格指数时,统计中并没有给出农业固定资本形成价格指数,而农业生产资料价格指数是指一定时期内农业生产资料价格变动趋势和程度的相对数,因此本文选取农业生产资料价格指数替代农业固定资本形成总额指数。

(3)折旧率。吴方卫依据农业资本效率以及国务院和财政部下发的有关设备和建筑分类折旧表,经过加权估算出农业资本综合折旧率为 5.42%^[23],后来学者在选择折旧率时广泛认同这一数据。因此本文将农业折旧率设定为 5.42%。

(4)资本存量基期。对于初始资本存量的估算,本文假设产出增长率与资本存量增长率相等,采用如下公式估计农业资本存量基期:

$$K_{i1978} = I_{i1978} / (g_i + \delta) \quad (15)$$

其中, g_i 为实际农业产值的年均增长率,即 $g_i = \sqrt[n]{Y_{it}/Y_{i0}} - 1$, I_{i1978} 是 i 省份 1978 年第一产业固定资本形成总额, δ 为折旧率, Y_{it} 、 Y_{i0} 分别为以 1978 年不变价格表示的 i 省份第 t 年和 1978 年的农业总产值, n 表示时间段长度。

通过收集以上的数据可得华东地区各省资本存量,相应的计算结果见表 1^②。

① 本文所用到的面板数据来自《中国国内生产总值核算历史资料(1952—1995)》、《中国国内生产总值核算历史资料(1996—2002)》、《新中国六十年统计资料汇编》、《改革开放三十年农业统计资料汇编》、历年各省份统计年鉴。

② 由于篇幅所限,表 1 中仅列出了华东六省部分年份农业资本存量,其余年份数据如有需要,可向作者索取。

表 1 华东地区各省主要年份资本存量估算

亿元

省份	1978年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年
江苏	22.51	25.57	34.41	52.06	83.82	137.67	174.88	242.55	286.97
浙江	50.19	51.69	47.91	47.66	98.39	233.75	209.96	189.31	243.05
安徽	26.31	28.40	34.49	65.62	151.81	192.26	187.45	228.66	320.67
福建	10.69	12.50	19.51	30.85	57.96	128.17	219.65	262.16	395.98
江西	31.14	34.21	44.50	56.94	76.84	105.59	124.44	193.42	273.98
山东	82.70	106.07	126.71	156.77	203.46	385.15	579.15	875.64	1082.43

三、结果分析

通过 Frontier4.1 计量软件对随机前沿超越对数生产函数进行最大似然估计,参数估计结果见下表 2。由表 2 可知在 1% 的水平上所有参数都具有统计显著性,10 个参数全部通过检验。其中 γ 值达到 0.989 3,表明总体技术非效率中,人为可控制的技术非效率所占比例为 98.93%,随机技术非效率仅仅占到 1.07%,表明华东地区 1978—2015 年间农业技术非效率主要源于生产技术的非效率。

将华东地区六个省份 1978—2015 年产值、劳动、资本作平均,利用表 2 的回归系数并结合式(7)~式(14),可以计算出整个华东地区农业全要素生产率增长以及技术进步、技术效率、规模效率和要素配置效率变化,现将其做成趋势图,以直观呈现 1978 年以来华东农业 TFP 及其组成部分的变化趋势(见图 1)。

表 2 随机前沿超越对数生产函数估计结果

变量	估计系数	标准误差	t 统计量
t	0.368 0*	0.045 7	8.057 3
$(1/2) \times (t^2)$	-0.003 9*	0.000 9	-4.119 2
$\ln K$	-2.647 2*	0.572 2	-4.626 5
$\ln L$	10.131 3*	0.370 7	27.327 1
$(1/2) \times (\ln K)^2$	-0.555 4*	0.146 0	-3.805 1
$(1/2) \times (\ln L)^2$	-1.561 0*	0.095 1	-16.410 9
$\ln K \times \ln L$	0.612 6*	0.121 5	5.042 8
$t \times \ln k$	0.048 9*	0.011 5	4.256 1
$t \times \ln L$	-0.065 6*	0.009 5	-6.923 3
cons	-30.902 8*	0.951 0	-32.494 3
η	-0.010 9	0.003 9	-2.820 0
γ	0.989 3	0.009 8	
sigma_u2	0.487 6	0.449 6	
Wald chi2(9)		4 122.47	
Log likelihood		294.32	

注: * 表示在 1% 水平上显著。

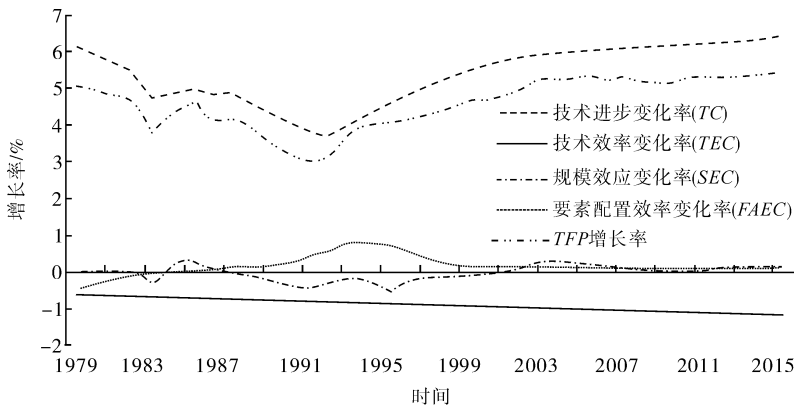


图 1 华东地区 1978—2015 年农业全要素生产率变化及其分解

1. 华东农业全要素生产率增长呈现出明显的波动性(阶段性)特征

1978—2015 年,华东地区农业全要素生产率年均增长率为 4.59%,对农业经济增长的贡献达到 66.28%。图 1 显示,农业 TFP 大致先后经历了 1978—1991 年递减、1992—2002 年递增和 2003—2015 年平稳三个时期。这与全炯振测算的中国农业全要素生产率的增长过程总体上呈现下降(1985—1991 年)→上升(1992—1996 年)→停滞、下降(1997—2007 年)的趋势有相似的阶段性特点,表明华东地区农业全要素生产率增长的波动特征与中国农业发展阶段的变化是相吻合的,具有一定的代表性^[18]。

2. 全要素生产率的增长依赖于农业技术进步

技术进步年均增长率为 5.35%,农业技术进步有力地推动了华东农业全要素生产率的增长,TC 大致经历了 1978—1992 年的下降阶段和 1993—2015 年的上升阶段,并且 TC 变化趋势与全要素生产率变化趋势大体一致,表明华东农业全要素生产率的增长显著依赖于农业技术进步,可以说,华东

农业全要素生产率的增长属于技术诱导型的增长模式。原因在于,一方面从1994年8月起,我国开始实施引进国际先进农业科学技术计划,农业理论、人才、机制等多方面的引进为我国农业科技的发展创造了条件,在较短时间内大大缩小了我国农业科技水平与世界先进水平的差距,其中机械设备等方面的技术进步尤其迅速,对区域农业和农村经济的发展作出了重大贡献;另一方面国家重点鼓励不同地区充分发挥本地区的资源优势、技术优势、人才优势,形成不同地区产业多元化、相互竞争的格局。同时政府通过实施各项扶持性优惠政策,给予产业资金支持,进一步提高技术水平。

3. 农业技术效率水平的上升是农业全要素生产率提高的潜在动力

研究表明,1978—2015年技术效率年均增长率为 -0.89% ,华东农业技术效率总体呈下降的趋势。从图1可以看出,技术效率水平不断下降是阻碍农业全要素生产率增长的主要原因。因此,农业技术效率提升空间很大,是农业全要素生产率提高的潜力所在。

从技术进步和技术效率的总体趋势来看,技术进步和技术效率存在背离现象,技术效率的下降在一定程度上“对冲”技术进步对农业TFP的积极作用。具体来看,1993—2015年期间华东地区农业技术效率表现出负增长,同期农业技术进步表现出正增长,农业技术进步有力地推动农业全要素生产率增长的同时,农业技术效率却阻碍农业TFP的增长,即农业技术水平的提高与农业技术效率损失并存,表明在1993年之后的20多年里华东地区对现有农业技术的推广不太成功。

4. 规模报酬递减及要素配置效率低

规模效率年均增长率为 -0.03% ,对农业经济增长的贡献为 -0.40% 。分阶段来看,1983—2000年规模效率增长为负值,规模效率阻碍农业TFP增长;2001—2015年规模效率增长率为正值,促进农业TFP增长。由回归系数计算出华东地区资本的产出弹性较低,劳动和资本弹性之和为0.57,存在规模报酬递减的现象。这表明,尽管山东、江苏、安徽作为农业大省,资本存量规模较大,但资本积累速度和深化程度却不够。李谷成等认为农业应对劳动力转移及城镇化进程存在滞后性,资本深化的程度会受到劳动力转移的影响^[22],华东地区1978—2015年期间农业劳动力转移较大,这在一定程度上会对资本深化的程度产生影响。因此,劳动力大规模转移以及资本利用率低是造成华东地区规模报酬递减的主要原因。

要素配置效率年均增长率为 0.16% ,对农业经济增长的贡献为 2.24% 。可见,结构红利在华东农业结构中是存在的,但不显著。具体来看,1978—2000年要素配置效率增长率为负值,资本、劳动在各省份的配置对农业经济增长产生阻碍作用;2000—2015年要素配置效率增长率为正值,要素配置对农业经济增长具有促进作用。要素配置效率对农业经济增长的影响经历了由农业结构负利向结构红利的转变,究其原因,一方面我国经济不断实现由粗放型向集约型转变,注重农业内涵发展,加大知识和技能培训投入,打造职业农民队伍,强化农业技术创新,为农业现代化建设提供技术保障和人力基础,促使农业劳动力不断流向生产率相对较高的第二、三产业;另一方面,各省份之间生产率的差异也会促使资本、劳动由生产率较低的省份向生产率较高的省份转移,促进要素配置效率的提高。因此提高要素配置效率,释放“结构红利”,关键在于不断突破阻碍要素自由合理流动的桎梏,使农业中资本、劳动在市场中充分流动,发挥市场在资源配置中的决定性作用。

四、结论与建议

本文利用随机前沿生产函数将全要素生产率增长分解为技术进步、技术效率、规模效率和要素配置效率变化四个部分。根据华东地区六省1978—2015年的面板数据,实证分析了华东农业全要素生产率增长及分解部分的变化趋势。研究得出以下结论:

第一,1978—2015年,华东地区农业全要素生产率年均增长率为 4.59% ,呈现先下降后上升再平稳的趋势。技术进步年均增长率为 5.35% ,全要素生产率的增长依赖于农业技术水平的提高。技术效率年均增长率为 -0.89% ,总体呈下降的趋势,技术效率水平不断下降是阻碍农业全要素生产率增长的主要因素。

第二,规模效率年均增长率为 -0.03% ,对经济增长具有阻碍作用,但不明显。华东地区资本的

产出弹性较低,劳动和资本弹性之和为 0.57,存在规模报酬递减的现象。要素配置效率年均增长率为 0.16%,要素配置效率对经济的增长有促进作用,即华东农业结构中存在结构红利,但不显著。

根据上述研究结论,建议如下:

第一,实施农业供给侧结构性改革,关键在于科技创新,走内涵式发展道路。要把技术进步作为调整产业结构、提高农业核心竞争力的中心环节,坚持以技术进步为主导,适时调整农业技术进步路线,加大农业技术创新投入和技术引进力度,提高农业技术创新产出效率,培育农业发展新动能。

第二,适应经济新常态,转变农业经济发展方式。华东地区规模效率阻碍经济增长,存在规模报酬递减、农业资本产出弹性较小、资本利用率和深化程度低等问题。因此,应加快农业固定资产投资体制改革步伐,降低资本增长率,合理利用农业中现有资本,盘活存量,促使农业经济发展方式从粗放增长向集约增长转变,经济结构从增量扩能为主转向调整存量、做优增量并存的深度调整。

第三,优化资源配置,提升农业供给体系质量。提高资源配置效率是经济发展的内生性要求,华东地区存在结构红利,但不明显,表明农业劳动力和资本配置不合理,导致要素配置效率较低。因此,要释放“结构红利”,就必须完善市场在资源配置中起决定性作用的体制和机制,突破阻碍要素合理流动的桎梏,使资本、劳动在市场中获得充分自由。通过优化要素配置,增强微观主体内生动力,激发市场活力,提高农业供给体系的质量和效率。

参 考 文 献

- [1] JOHNSON D G. Agriculture and the wealth of nations[J]. American economic review, 1997, 87(2): 1-12.
- [2] 李谷成,范丽霞,成刚,等. 农业全要素生产率增长:基于一种新的窗式 DEA 生产率指数的再估计[J]. 农业技术经济, 2013(5): 4-17.
- [3] 张乐,曹静. 中国农业全要素生产率增长:配置效率变化的引入[J]. 中国农村经济, 2013(3): 4-15.
- [4] 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[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(5): 3-19.
- [5] 乔恒,郭昕,曹大激,等. 我国农业生产效率发展的结构变化和区域差异[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2015(1): 23-29.
- [6] 刘战伟. 技术进步、技术效率与农业全要素生产率增长——基于农业供给侧改革视角[J]. 会计与经济研究, 2017(3): 107-116.
- [7] 吴玉鸣. 中国区域农业生产要素的投入产出弹性测算——基于空间计量经济模型的实证[J]. 中国农村经济, 2010(6): 25-38.
- [8] 罗浩轩. 新常态下中国农业经济增长的三重冲击及其治理路径——基于 1981—2013 年中国农业全要素生产率的测算[J]. 上海经济研究, 2017(2): 24-33.
- [9] 朱喜,史清华,盖庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率[J]. 经济研究, 2015(5): 86-98.
- [10] 程丽雯,徐晔,陶长琪,等. 要素误置给中国农业带来多大损失? ——基于超越对数生产函数的随机前沿模型[J]. 管理学报, 2016, 29(1): 24-34.
- [11] 涂圣伟. 我国农业要素投入结构与配置效率变化研究[J]. 宏观经济研究, 2017(12): 148-162.
- [12] BATTES G E, COELLI T G. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India[J]. Productivity analysis, 1992(3): 153-169.
- [13] KUMBHAKAR S. Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient: a panel data approach [J]. Econometric reviews, 2000(19): 425-460.
- [14] 李翔,刘刚,王蒙. 第三产业份额提升是结构红利还是成本病[J]. 统计研究, 2016, 33(7): 46-54.
- [15] 王蒙,刘刚. 中国产业结构与经济增长研究:一个经济增长分解框架[J]. 社会科学辑刊, 2017(4): 65-73.
- [16] 傅晓霞,吴利学. 前沿分析方法在中国经济增长核算中的适用性[J]. 世界经济, 2007(7): 56-66.
- [17] SOLOW R M. Technical change and the aggregate production function[J]. The review of economics and statistics, 1957, 39(3): 312-320.
- [18] 全炯振. 中国农业全要素生产率增长的实证分析:1978—2007 年——基于随机前沿分析(SFA)方法[J]. 中国农村经济, 2009(9): 36-47.
- [19] 王金田,王学真,高峰. 全国及分省份农业资本存量 K 的估算[J]. 农业技术经济, 2007(4): 64-70.
- [20] 张军,章元. 对中国资本存量 K 的再估计[J]. 经济研究, 2003(7): 35-43.
- [21] 徐现祥,周吉梅,舒元. 中国省区三次产业资本存量估计[J]. 统计研究, 2007, 24(5): 6-13.
- [22] 李谷成,范丽霞,冯中朝. 资本积累、制度变迁与农业增长——对 1978—2011 年中国农业增长与资本存量的实证估计[J]. 管理世界, 2014(5): 67-92.
- [23] 吴方卫. 我国农业资本存量的估计[J]. 农业技术经济, 1999(6): 34-38.