

中国农业全要素生产率变动趋势、驱动力及收敛性

——基于非参数 HMB 生产率指数和 2003-2019 年省级面板数据分析

杨佳利

(韶关学院 商学院, 广东 韶关 512005)

摘要: 基于 2003—2019 年中国农业省级面板数据, 采用非参数 HMB 生产率指数测度了 2005/2004—2018/2017 年农业全要素生产率变动并分析了其主要驱动力及区域差异, 利用经典收敛回归模型对农业全要素生产率的收敛性进行检验并揭示条件收敛的影响因素。研究表明: 规模效率是农业全要素生产率的主要推动力量, 技术效率对农业全要素生产率贡献甚微, 农业技术进步率和混合效率是农业全要素生产率的短板; 农业全要素生产率存在显著地区差异; 市场化指数、人口城镇化有利于农业全要素生产率的收敛, 有效灌溉有利于技术进步率之外的其他效率收敛, 而农业产业结构和人均 GDP 则阻碍了农业全要素生产率的收敛。

关键词: 农业全要素生产率; HMB 生产率指数; 规模效率; 技术效率; 技术进步率; 混合效率

中图分类号: F323.5

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2020)06-0020-09

Trends, driving forces and convergence of China's agricultural TFP: Based on non-parametric HMB productivity index and provincial panel data from 2003 to 2019

YANG Jiali

(Business School, Shaoguan University, Shaoguan 512005, China)

Abstract: Based on the provincial panel data of China's agriculture from 2003 to 2019, the changes of agricultural TFP from 2005/2004 to 2018/2017 has been examined by using the non-parametric HMB productivity index and the major driving forces and regional differences have been analyzed. The convergence of ATFP has been tested by using classical convergent regression model and the influencing factors of conditional convergence have been revealed. The study shows that scale efficiency is the main driving force of ATFP, technical efficiency contributes little to ATFP, and agricultural technological progress rate and mixing efficiency are the weak points of ATFP. There are obvious regional differences in ATFP. The marketization index and population urbanization are conducive to the convergence of ATFP and effective irrigation is beneficial to the convergence of other efficiency except the technological progress rate, while the agricultural industrial structure and per capita GDP hinder the convergence of ATFP.

Keywords: agricultural TFP (ATFP); HMB productivity index; scale efficiency; technical efficiency; technological progress rate; mixing efficiency

一、问题的提出

近年来中国农业取得了举世瞩目的成就, 粮食

产量 2000—2020 年保持年均 1.2% 的增速, 超过了同期全国人口增速和世界粮食、农业增速。2020 年全国粮食总产量 66949 万吨, 比 2019 年增加 565 万吨, 创历史最高水平, 但增速却有所下滑。在经济新常态和农业转型时期, 中国农业发展已到重大转折关口, 其支撑因素在逐步消长变化, 对生产要素投入的依赖给农业可持续发展带来了挑战, 以环境为代价的农业粗放式增长难以为继。Krugman^[1]研究表明全要素生产率不等于一切, 但是从经济发

收稿日期: 2020 - 11 - 12

基金项目: 国家自然科学基金项目(71973042); 广东省自然科学基金项目(2018A0303130027); 韶关市哲学社会科学规划课题(J2018002)

作者简介: 杨佳利(1982—), 女, 湖南长沙人, 副教授, 博士研究生, 主要研究方向为农业经济与管理。

展长期来看几乎代表着一切。科学衡量中国农业全要素生产率现状,助推农业全要素生产率持续增长是中国农业发展的基本方向,是农业转变发展方式的核心议题。

由于农业全要素生产率在农业经济发展中的重要性,近年来国内外针对农业全要素生产率测算的研究文献非常丰富。Lambert和Parker^[2]采用DEA方法测算了中国农业全要素生产率的变化。Moreira和Bravo-Ureta^[3]采用随机前沿法测算了农业全要素生产率。Tesafye等^[4]运用Malmquist指数对突尼斯小麦种植业全要素生产率进行了测算。刘晗等^[5]基于SFA模型对农业全要素生产率增长进行了实证研究;尹朝静等^[6]采用DEA-Malmquist生产率指数核算了1998—2011年中国农业全要素生产率;史常亮等^[7]采用SFA模型对中国31个省份1993—2013年的农业全要素生产率进行了测算;郭海红和刘新民^[8]采用Malmquist测算了农业全要素生产率并系统研究了其时空演变;王丽明等^[9]采用OP法测算国家重点龙头企业农业全要素生产率,并系统分析了其区域差异和驱动因素;薛超等^[10]采用Malmquist生产率指数测算了中国31个省份的种植业全要素生产率。

有关中国农业全要素生产率研究的文献不少,但结果存在较大差异,对于农业全要素生产率驱动力和地区差异的看法也存在分歧,解释各异。造成结论差异的原因除了变量选取、样本量和研究期的不同,还有估计方法和人为确定权重的不同。在测算中,使用参数(SFA)和半参数法(OP)存在需要严格设定生产函数的缺陷,而采用DEA-Malmquist生产率指数法存在从投入或产出角度定义的随意性,从而造成结果的不可比性。非参数HMB生产率指数法不仅能有效克服上述研究方法的缺陷,还能较全面解释农业全要素生产率的驱动力。已有文献中李静等采用HMB指数法测算了1978—2004年中国农业全要素生产率^[11],但并未系统分析其地区差异和收敛性。在农地流转大背景下,农业规模化经营推动着中国农业增长方式发生改变,近年来中国农业全要素生产率增长如何?效率驱动力在哪?这些都值得我们深思。本研究拟基于HMB指数测算并分解农业全要素生产率变动,探究中国近年来农业全要素生产率的主要驱动力,全面分析中国农业全要素生产率增长的地区差距和收

敛变化趋势,并尝试解释农业全要素生产率收敛的影响因素,以期为实现农业高质量发展和农业转型、推动各地区农业经济协调发展提供参考。

二、研究方法 with 指标选取

1. 农业全要素生产率测算

测量农业全要素生产率(ATFP)常用的方法是参数和非参数法。参数估计方法通常是先设定生产函数,根据误差项分布假设估计函数中的参数,求得全要素生产率的增长率,该方法能较好地解决测度误差的问题,但使用中受到函数设定和误差分布假设的限制。非参数方法较好地弥补了这一缺陷,Malmquist指数作为数据包络分析非参数方法应用较为广泛,它采用线性规划技术基于投入和产出数据构造生产前沿面测算农业全要素生产率,但存在从投入或产出角度定义的随意性缺陷,从而造成结果不可比性。为了克服上述缺陷,Bjurek等^[12]使用产出与投入角度的Malmquist生产率指数比率的HMB生产率指数来有效解决这一问题。本研究将采用非参数HMB指数方法对农业全要素生产率进行测算,公式如下:

$$HMB(x^s, y^s, x^t, y^t) = \frac{M_o(x^s, y^s, x^t, y^t)}{M_i(x^s, y^s, x^t, y^t)}$$

$$M_o(x^s, y^s, x^t, y^t) = \left[\frac{d_o^s(x^s, y^t)}{d_o^s(x^s, y^s)} \cdot \frac{d_o^t(x^t, y^t)}{d_o^t(x^t, y^s)} \right]^{1/2}$$

$$M_i(x^s, y^s, x^t, y^t) = \left[\frac{d_i^s(x^t, y^s)}{d_i^s(x^s, y^s)} \cdot \frac{d_i^t(x^t, y^t)}{d_i^t(x^s, y^t)} \right]^{1/2}$$

上式中, $M_o(x^s, y^s, x^t, y^t)$ 是从 s 期到 t 期产出角度的 Malmquist 指数, $M_i(x^s, y^s, x^t, y^t)$ 是从 s 期到 t 期投入角度的 Malmquist 指数。

2. 农业全要素生产率驱动力

农业全要素生产率的驱动力可从 HMB 指数分解中得到解释:

$$\ln HMB(x^s, y^s, x^t, y^t) = \ln TC^{s,t} + \ln EC^{s,t} + \ln ME^{s,t} + \ln SC^{s,t}$$

$$\ln TC^{s,t} = \ln \left[\frac{d_o^t(x^s, y^s)}{d_o^s(x^s, y^s)} \cdot \frac{d_o^t(x^t, y^t)}{d_o^t(x^t, y^s)} \right]^{1/2}$$

$$\ln EC^{s,t} = \ln \left[\frac{d_o^t(x^t, y^t)}{d_o^s(x^s, y^s)} \right]$$

$$\ln ME^{s,t} = \ln \left[\frac{d_0^s(s^{s,t} x^s, r^{s,t} y^s)}{d_0^s(x^s, y^s)} \cdot \frac{d_0^t(x^s, y^s)}{d_0^t(\frac{x^t}{s^{s,t}}, \frac{y^t}{r^{s,t}})} \right]^{1/2}$$

$$\ln SC^{s,t} = \left[\frac{\rho_o^s + \rho_o^t}{2} - 1 \right] \ln S^{s,t}$$

$\ln TC^{s,t}$ 、 $\ln EC^{s,t}$ 、 $\ln ME^{s,t}$ 和 $\ln SC^{s,t}$ 分别表示从 s 期到 t 期的技术进步变化率、技术效率变化率、混合效率变化率和规模效率变化率； $S^{s,t}$ 表示投入角度的 Malmquist 指数， $r^{s,t}$ 表示产出角度的 Malmquist 指数。其中，

$$\rho_o^s = -\ln \left\{ \frac{D_o^s(S_{s,t} x_s, y_s)}{D_o^s(x_s, y_s)} \right\} / \ln \left\{ \frac{D_i^s(S_{s,t} x_s, y_s)}{D_i^s(x_s, y_s)} \right\}$$

$$\rho_o^t = -\ln \left\{ \frac{D_o^t(x_t, y_t)}{D_o^t(\frac{x_t}{S^{s,t}}, y_t)} \right\} / \ln \left\{ \frac{D_i^t(x_t, y_t)}{D_i^t(\frac{x_t}{S^{s,t}}, y_t)} \right\} S^{s,t} = M_i(y_s, x_s, y_t, x_t)$$

在分解效率中，大于 1 则表示分解指数正向驱动了 ATFP 增长，小于 1 则表示分解指数对 ATFP 增长产生了负向影响，对比 HMB 的四项测量值大小，可以推断出样本期 ATFP 的驱动因素。

3. 收敛性

分析农业全要素生产率收敛性有利于更好地制定农业政策，促进农业经济均衡发展。收敛性分析常用的检验方法为 δ 收敛、绝对 β 收敛和条件 β 收敛。

(1) δ 收敛。 δ 收敛是指不同农业全要素生产率的 HMB 指数趋于统一稳态即发散程度在逐步降低。若 δ 值呈现出逐渐降低的趋势，则证明收敛是存在的。 δ 收敛检验的具体公式如下：

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_{it} - \bar{x}_t)^2}{n}} ; CV = \frac{S}{\bar{x}_t}$$

上式中， x_{it} 表示省份 i 在 t 时期的农业全要素生产率的 HMB 指数； n 表示数量， \bar{x}_t 表示 t 时期 n 个农业全要素生产率的 HMB 指数的均值， S 为 t 时期 n 个农业全要素生产率(技术效率或技术进步)的标准差， CV 表示变异系数。

(2) 绝对 β 收敛。建立空间计量模型对农业全要素生产率进行绝对 β 收敛检验，具体模型如下：

$$\ln \left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}} \right) = c + \beta \ln Y_{i,t} + u_i + v_{it}$$

上式中， c 表示常数项， v_{it} 表示随机误差项， u_i 表示空间效应； $Y_{i,t}$ 表示 i 在 t 时期的农业全要素生产率总效率和分效率的变化率，则公式左边项代表省份 i 从 t 时期到 $t+1$ 时期的农业全要素生产率

总、分效率变化率； β 代表 $\ln Y_{i,t}$ 的系数项，若 β 系数项为负且通过显著性检验则说明农业全要素生产率总效率和分效率变化率存在绝对 β 收敛，反之不存在绝对 β 收敛。

(3) 条件 β 收敛。

$$\ln \left(\frac{Y_{i,t+1}}{Y_{i,t}} \right) = c + \beta_1 \ln Y_{i,t} + \beta_2 Z + u_i + v_{it}$$

上式中， β_1 表示省份 i 在 t 时期的农业全要素生产率总效率和分效率的估计系数， Z 表示所有的初始条件变量， β_2 表示初始条件变量估计系数。

4. 指标选取

测量农业全要素生产率需要确定农业投入与产出变量，本研究用播种面积 X_1 (千公顷) 表示土地投入、第一产业就业 X_2 (万人) 表示劳动力投入，农业资本存量和资本品、中间投入分别用机械总动力 X_3 (万千瓦)、化肥施用量 X_4 (万吨) 和农药 X_5 (吨) 表示；采用农林牧渔业总产值 Y (亿元) 作为产出变量，以便保证产出变量与投入变量的口径一致。尽管现有文献中不少学者采用农业总产值增量、农业总产值占比等来表示农业产出变量，但投入变量若不进行相应调整，会造成测算结果有偏差。考虑通货膨胀的影响，产出变量选取农林牧渔业总产值并以 2003 年为基期进行价格平减处理。

条件 β 收敛初始变量选取考虑两个方面的因素：第一，农户自身禀赋因素。包括农户素质 $JSNM$ (用经营耕地 30 亩以上规模农户占比表征)、投入要素拥有量 GD (家庭承包耕地面积/亩)、劳均资本量 LJX (农业机械总动力/第一产业劳动力投入)、有效灌溉 $YXGG$ (有效灌溉面积/耕地面积)。第二，外部环境因素。包括市场化水平 $Market$ (数据源于樊纲、王小鲁、张小文等《中国各地区市场化进程报告》，不足年份以环比指数进行相应递推)、财政支农占比 $CZZN$ (地方财政支农支出/地方财政总支出)、农业结构 $NYJG$ (农林牧渔总产值/GDP)、工业增加值 $GYZJZ$ (亿元)、人口城镇化 $RKCZH$ 、复种指数 $FZZS$ (播种面积/耕地面积) 和人均 GDP $PERGDP$ (元) 变量。

三、数据来源及计量结果分析

1. 数据来源

利用 2003—2019 年全国 30 省(市、区) 17 年

农业投入产出面板数据(西藏数据不全)测算得出 2005/2004—2018/2017 年的 HMB 指数(HMB 计算公式会抵消 3 年的投入产出数据)。所需数据均来自《中国农业统计年鉴》和《全国农村经济情况统计资料》。变量的描述性统计见表 1。为进一步观测农业全要素生产率的地区差异,根据行政区域划分,将中国划分为东部、中部和西部三大区域,其

中,东部地区包括 11 个省份,分别为河北、北京、天津、广东、江苏、辽宁、山东、上海、浙江、福建、海南;中部地区包括 8 个省份,分别为安徽、河南、黑龙江、吉林、湖北、湖南、江西、山西;西部地区包括 12 个省份,分别为内蒙古、广西、贵州、云南、四川、重庆、西藏(数据不全)、宁夏、青海、甘肃、陕西、新疆。

表 1 投入产出变量的描述性统计

变量分类	变量名称	最小值	最大值	均值	标准差
产出变量	平减农林牧渔业总产值(Y)	76.90	8 201.80	1 899.45	1 527.04
投入变量	播种面积(X_1)	98.30	6 130.60	2 039.18	1 543.06
	第一产业就业(X_2)	9.10	3 321.20	780.34	583.65
	农业机械总动力(X_3)	94.00	13 353.00	2 995.29	2 763.36
	化肥施用量(X_4)	6.60	716.10	180.11	140.10
	农药(X_5)	1 484.00	173 461.00	54 561.15	42 783.33
条件 β 收敛初始变量	市场化指数(Market)	2.372	11.563	6.478	1.927
	有效灌溉(YXGG)	0.287	2.365	0.775	0.367
	复种指数(FZZS)	0.372	3.135	1.935	0.585
	劳均机械(LJJX)	0.994	13.892	4.617	2.298
	工业增加值(GYZJZ)	17.480	37 588.130	7 163.898	6906.105
	人口城镇化(RKCZH)	26.870	89.600	53.534	13.892
	家庭承包耕地面积(GD)	1 752 428	129 984 052	43 135 497	30 365 930
	农业结构(NYJG)	0.275	0.746	0.522	0.086
	技术农民占比(JSNM)	0.000	0.983	0.080	0.131
	财政支农(CZZN)	0.012	0.190	0.102	0.035
	人均 GDP(PERGDP)	3 603.000	118 198.000	33 451.271	23 076.730

2. 测算结果分析

基于中国农业省级面板数据、HMB 生产率指数和 R3.4.3 软件,对农业全要素生产率变化指数进行综合测算与分解,结果见表 2。观察 2005/2004—2018/2017 年中国农业全要素生产率 HMB 环比指数的变化,绝大多数年份农业全要素生产率的环比指数都是大于 1 的,意味着在考察期间绝大多数年份 ATFP 是增长的,规模效率(SC)是提升的。技术进步率(TC)、混合效率(ME)、技术效率(EC)表现则不同,数值在 1 上下波动,后面将具体展开分析。

(1) 农业全要素生产率测算结果分析。表 2 呈现了 2005/2004—2018/2017 年中国农业全要素生产率的变化趋势,可以发现几点规律。2005—2018 年中国农业全要素生产率平均增长率为 7.7191%,样本期内除了 2006 年相对 2005 年出现下降之外,农业全要素生产率均处于正向增长的状态,其中最高点出现在 2012 年,增长了 12.79%,最低点出现

在 2006 年,下降了约 1.4%;农业全要素生产率在样本期总体表现为先波动性增长后波动性下降。近年来,中国经济逐步由高速增长向高效增长过渡,政府需要通过一系列经济结构性改革,逐步消除地区非均衡发展累积下来的不良影响,引导经济结构向较均衡的方向发展。然而一系列的结构调整和改革措施,可能导致经济增长速度降低,即经济发展的结构性减速,这势必会对农业全要素生产率增长带来影响,使得其增长速度放慢。其次,随着国家鼓励第三产业发展政策的推动,优质投入要素会流向第三产业,要素流动带来的产业结构变迁也会引起农业全要素生产率降低。

(2) 农业全要素生产率驱动力分析。从农业全要素生产率指数的分解来看,样本期农业全要素生产率的驱动因素:样本期 SC 年度平均值为 1.16233,成为贡献 TFP 增长的主要驱动力。除了 2006 年、2009 年和 2017 年增长为负之外,其他年份均保持了较高的增长率。最高值出现在 2016 年,

SC 保持了 38.96% 的高速增长。EC 的值围绕 1 上下波动, 平均值为 1.00620, 最高值出现在 2015 年, 增长率为 6.167%, 最低值出现在 2016 年, 较上一年降低了 2.78%, 从图 1 上看, EC 波动较为平缓, EC 平均值也为正, 但是平均增长率较低, 仅为 0.62%, 对农业全要素生产率产生了正向驱动, 但没有表现出特别明显的优势。TC 年度平均值为 0.96753。除了 2017 年 TC 指数相对 2016 年有所提

高之外, TC 呈现出总体下降的趋势, 对农业全要素生产率增长没有起到正向的推动作用。这可能与经济结构性减速有一定的关系。ME 年度平均值为 0.97636, 较多年份出现了负增长, 大大拉低了当年农业全要素生产率增长水平, 而且波动幅度较大; 中国农业 TC 和 ME 相对较低, 是农业全要素生产率的短板。农业全要素生产率和 EC 与 TC 的变动趋势相似且变化步调非常相似。

表 2 2005—2018 年中国农业全要素生产率的 HMB 指数

期间	TC	EC	SC	ME	ATFP
2005/2004	1.000 627	1.003 44	1.051 366	0.957 49	1.003 803
2006/2005	1.007 772	1.002 49	0.985 463	0.994 31	0.985 795
2007/2006	0.955 85	0.995 55	1.189 85	0.967 53	1.081 295
2008/2007	0.984 406	1.028 98	1.073 589	1.021 11	1.097 741
2009/2008	0.977 628	0.998 79	0.927 398	1.195 57	1.072 397
2010/2009	0.960 372	1.032 43	1.334 217	0.839 53	1.101 368
2011/2010	0.934 814	0.995 29	1.291 625	0.930 74	1.117 03
2012/2011	0.939 644	1.007 67	1.278 744	0.933 95	1.127 928
2013/2012	0.9311 59	0.979 61	1.356 887	0.866 80	1.064 559
2014/2013	0.9543 69	0.995 07	1.076 049	1.098 36	1.098 583
2015/2014	0.9986 97	1.061 67	1.023 756	1.055 05	1.125 729
2016/2015	0.9182 61	0.972 17	1.389 597	0.853 83	1.052 778
2017/2016	1.0544 95	1.037 152	0.947 87	1.058 14	1.080 502
2018/2017	0.9272 66	0.976 447	1.346 221	0.896 629	1.071 172
Mean	0.9675 30	1.006 200	1.162 330	0.976 360	1.077 191

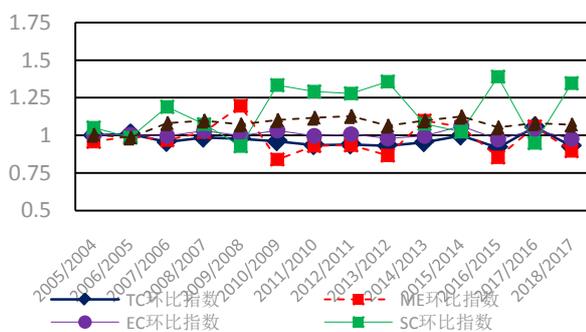


图 1 2005—2018 年全国农业全要素生产率变动环比指数

(3) 地区差异。根据 2005—2018 年全国 HMB 指数结果, 将排名前三省份出现次数由高到低排序, 湖北、山西、黑龙江、新疆出现 3 次, 宁夏、山东、江苏、重庆、天津、湖南、云南、贵州、浙江、广东出现 2 次; 如果按照排名前五来统计, 黑龙江、湖北、江苏、青海、天津、新疆出现 4 次, 北京、甘肃、广西、宁夏、山西、云南、浙江、重庆则出现了 3 次。从排名靠前的省份出现概率来看, 东中西部都有出现, 有些省份的 HMB 指数多次排名靠

前, 展现出突出的地理优势; 但是波动性也是比较明显, 从 HMB 排名上看, 并没有突出的地域稳定性。中国农业全要素生产率存在一定的地区差异(表 3)。平均而言, 东部地区的农业全要素生产率指数为 1.082 101, 中部和西部地区则分别为 1.074 237 和 1.074 431; TC 指数差别较大, 东中西部分别为 0.971 36、0.968 78 和 0.962 78; ME 指数也存在较大差异, 分别为 0.973 84、0.977 84 和 0.977 80; EC 也存在较大差异, 东中西部分别为 1.010 75、1.008 99 和 0.999 61; SC 分别为 1.159 00、1.153 88 和 1.171 81。整体来看, 东部地区农业全要素生产率高于中西部地区。主要原因在于: 一是地区农业生产的土壤和气候等自然条件差距。东部地区地形地貌具有先天优势, 在土壤肥力、气候条件等方面优于中西部地区。二是地区经济条件差异。东部经济发达, 对外开放程度较高, 政策制度较为灵活, 信息通畅, 农民能较快接触先进的农业技术; 此外东部地区农户整体文化素质较高, 接受新技术的意愿较强烈, 技

术吸收能力较强，这些都是东部地区提高农业效率 的比较优势。

表 3 各年度分地区农业全要素生产率变动表

年份	TC			ME			EC			SC			ATFP		
	东部	中部	西部												
2005	0.992	0.992	1.016	0.959	0.929	0.976	1.000	0.983	1.022	1.066	1.086	1.012	1.005	0.977	1.022
2006	0.996	1.008	1.020	1.001	0.981	0.998	1.031	0.985	0.987	1.047	0.967	0.937	1.065	0.939	0.940
2007	0.988	0.946	0.931	0.976	0.969	0.958	1.008	1.009	0.974	1.131	1.200	1.241	1.081	1.104	1.065
2008	0.992	1.010	0.958	1.014	1.094	0.974	1.022	1.101	0.984	1.059	0.991	1.149	1.075	1.198	1.047
2009	0.999	0.973	0.959	1.165	1.165	1.248	1.019	0.974	0.997	0.925	0.954	0.910	1.091	1.040	1.077
2010	0.944	0.957	0.979	0.839	0.820	0.854	1.021	1.025	1.049	1.359	1.345	1.302	1.086	1.073	1.137
2011	0.938	0.931	0.934	0.926	0.919	0.944	0.999	0.996	0.991	1.307	1.300	1.270	1.135	1.108	1.106
2012	0.949	0.934	0.934	0.924	0.959	0.925	0.999	1.029	1.000	1.258	1.271	1.305	1.101	1.170	1.124
2013	0.941	0.919	0.930	0.872	0.876	0.855	1.007	0.953	0.971	1.333	1.366	1.374	1.096	1.045	1.047
2014	0.939	0.935	0.984	1.084	1.047	1.150	0.988	0.979	1.014	1.117	1.128	0.997	1.098	1.055	1.131
2015	0.980	1.040	0.987	1.033	1.116	1.033	1.043	1.091	1.059	1.077	0.889	1.068	1.113	1.125	1.139
2016	0.919	0.930	0.909	0.843	0.859	0.860	0.983	0.961	0.970	1.410	1.397	1.364	1.065	1.061	1.035
2017	1.057	1.086	1.029	1.055	1.059	1.060	1.020	1.041	1.052	0.939	0.892	0.998	1.052	1.060	1.124
2018	0.964	0.903	0.908	0.941	0.895	0.853	1.011	1.000	0.925	1.198	1.367	1.479	1.085	1.084	1.048
Mean	0.971	0.969	0.963	0.974	0.978	0.978	1.011	1.009	1.000	1.159	1.154	1.172	1.082	1.074	1.074

3. 收敛检验结果分析

(1) δ 收敛结果分析。将 2005—2018 年 HMB 指数代入 δ 收敛计算公式中，得到 HMB 的变异系数。全国农业全要素生产率 HMB 指数的 5 个变异系数(图 2)均不大，TFP、EC、TC、SC 和 SC 变异系数分别为 0.095 9、0.059 0、0.049 5、0.025 5、0.128 7 和 0.080 2。ATFP 变异指数较稳定，围绕 0.1 上下波动；EC 呈现波动中下降的趋势，TC 波动较为平缓，其中 2007—2013 年技术进步总体下降趋势明显，说明该时期技术进步出现了收敛的迹象；SC 波动幅度较大，没有表现出收敛的趋势，其变异系数平均值为 0.114 8，为五项指数之最。ME 和 SC 的变异系数要明显高于其他三项指数，TC 变异系数最小，其次为 EC 和 ME。ATFP 变异系数与 TC 和 EC 变异系数变化趋势相似。从整体看，均没有呈现出逐渐下降的趋势，说明农业全要素生产率 HMB 指数均没有出现显著的 δ 收敛。

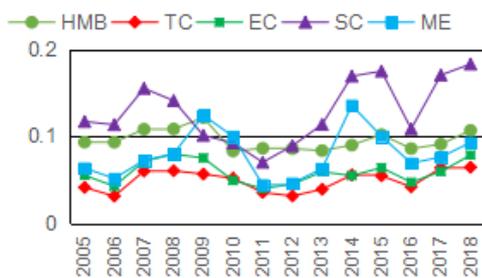


图 2 全国 5 个变异系数对比图

图 3 至图 5 是分区后结果。东部地区农业全要素生产率变异系数较中西部地区来说偏低，西部最大；TC 变异系数差别不大，中部最低，东部偏大；EC 变异系数中部最大，东部最小；SC 变异系数数值都比较大，东部最大，其次为西部，中部最低；ME 变异系数地区差异较小，中部最大，东部和西部地区的变异系数接近。样本期内全国农业全要素生产率 HMB 指数变异系数与东部地区变化趋势相似，但整体上中部和西部的变异系数要大于东部的变异系数，农业全要素生产率和 TC、EC、SC 和 ME 波动均较明显且样本期内并未呈现出下降的趋势，即整体上均未出现显著的 δ 收敛，分区农业全要素生产率 HMB 指数均未呈现显著的 δ 收敛。

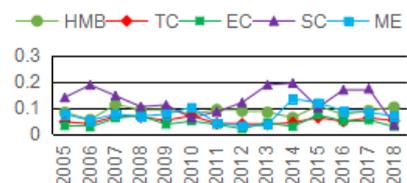


图 3 东部 5 个变异系数对比图

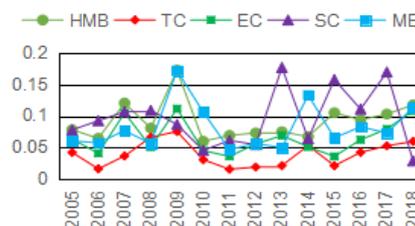


图 4 中部 5 个变异系数对比图

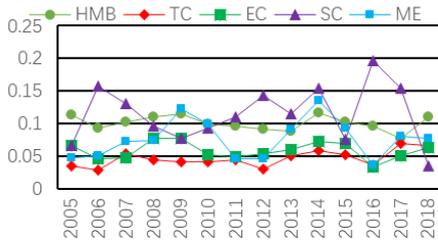


图 5 西部 5 个变异系数对比图

(2) 绝对 β 收敛结果分析。对数据进行 Hausman 检验, 结果为采用“固定效应模型”。利用空间误差(SEM)模型对农业全要素生产率 HMB 指数进行绝对 β 收敛检验, 结果见表 4。空间误差项系数 (Spatial error parameter) 均通过了 1% 显著性水平的检验, 且系数为正, 验证了采用空间计量模型的必要性。5 个模型中 β 收敛系数的估计值均通过了 1% 显著性水平的检验, 且系数均为负, 表明农业全要素生产率的总、分效率逐渐趋于同一稳

定水平, 均发生了绝对 β 收敛。这一现象的原因可以从以下方面解释: 第一, 由于生产规模较小, 通过 SC 的提高容易形成 SC 递增的优势, 而 SC 较高的地区, 生产规模较大, 容易出现 SC 递减的现象。第二, EC 较低的地区, EC 提升空间较大, 而 EC 较高的地区, 提升幅度有限, 这样 EC 差异逐步收敛。第三, TC 较大的地区更要通过引进农业技术创新来带动技术进步, 而 TC 较落后的地区则主要通过技术推广就可实现技术进步, 进而促进了农业技术进步的收敛。第四, 对于农业 ME 收敛, 可从配置效率得到解释。一方面家庭户均经营耕地面积扩大使农地边际产出和农地收益双双提高, 同时农地流转进一步释放大量的农村劳动力, 使资本和劳动力资源得到重新配置, 适度的资本增密促进了效率的提升; 另一方面, 过度的资本增密也会导致集聚效应由规模效应向拥挤效应转变, 造成资源浪费与无效, 降低配置效率, 使得 ME 趋向收敛。

表 4 绝对 β 收敛回归结果

变量	TFP	TC	EC	SC	ME
Intercept(截距)	-0.320 657 22 (0.577 669 09***)	0.105 649 08 (0.189 456 51)	-0.096 981 89 (0.298 982 04)	-0.556 085 4 (0.794 687 7)	0.239 543 0 (0.391 875 4)
β_1	-1.404 747*** (0.047 627)	-1.419 167*** (0.049 979)	-1.413 131*** (0.047 517)	-1.458 785*** (0.049 064)	-1.443 889*** (0.046 601)
Spatial error parameter	0.180 155*** (0.045 375)	0.536 362*** (0.048 821)	0.153 056*** (0.026 232)	0.682 270*** (0.038 612)	0.697 426*** (0.037 399)
Hausman	25.54**	16.997**	17.136**	10.458**	16.997**
R^2	0.527	0.459	0.383	0.635	0.426

注: 括号内为标准误; **、*和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

(3) 条件 β 收敛结果分析。利用空间误差(SEM)模型对农业全要素生产率的总效率和分效率分别进行条件 β 收敛的检验, 估计前先对所用数据进行 Hausman 检验, 结果显示采用“固定效应模型”。从表 5 空间误差模型估计结果来看, 空间误差项系数 (Spatial error parameter) 均通过了 1% 显著性水平检验, 且系数为正, 验证了利用空间计量模型的必要性。5 个模型估计系数 β_1 均通过 1% 显著性水平的检验, 且系数均为负, 说明农业全要素生产率的总、分效率均存在条件 β 收敛。从影响因素的估计结果来看, 市场化水平和人口城镇化对农业全要素生产率的总、分效率收敛的影响均为负, 且均通过了显著性水平的检验, 表明市场化水平和人口城镇化提

高有利于农业全要素生产率的总、分效率的收敛。人均 GDP 对农业全要素生产率的总、分效率收敛的影响均为正, 且均通过了显著性水平检验, 表明人均 GDP 提高不利于农业全要素生产率的收敛。有效灌溉除了 TC 模型不显著, 其他均显著, 且为负数, 表明灌溉水平提高会促进农业全要素生产率的收敛, 原因可能是灌溉水平提高能有效提高要素的利用效率, 从而促进农业全要素生产率提升, 不同要素生产率更容易趋于各自的稳态形成收敛。农业结构对 ATFP 和 SC 收敛的影响为正, 且分别通过了 10% 和 1% 显著性水平的检验, 农业结构不利于 ATFP 和 SC 的收敛。其他初始变量均没有通过显著性检验。

表 5 条件 β 收敛估计结果

变量	TFP	TC	EC	SC	ME
Intercept	-0.390 637 61*** (0.104 969 06)	-0.309 627 30* (0.179 456 67)	-0.296 042 43* (0.169 827 3)	-0.587 085 6* (0.319 467 72)	-0.329 816 7*** (0.091 934 0)
β_1	-1.408 545 24*** (0.047 839 92)	-1.417 014 80*** (0.049 926 98)	-1.396 982 23*** (0.047 812 18)	-1.455 888 8*** (0.049 102 0)	-1.440 695 4*** (0.047 055 3)
CZZN	0.408 743 00 (0.713 061 62)	-0.173 630 94 (0.223 884 81)	-0.061 821 87 (0.310 454 63)	0.046 901 0 (0.814 051 4)	0.375 447 2 (0.392 677 2)
FZZS	0.045 859 22 (0.036 876 71)	-0.015 454 87 (0.012 494 80)	0.006 365 82 (0.016 153 34)	0.058 784 8 (0.047 935 4)	-0.006 082 4 (0.023 406 5)
GD	-0.029 235 30 (0.028 302 82)	0.014 207 04 (0.008 917 31)	0.002 908 18 (0.012 294 60)	-0.044 189 6 (0.032 647 0)	0.012 412 2 (0.015 779 4)
GYZJZ	0.034 510 92 (0.022 668 49)	-0.010 863 03 (0.006 849 46)	0.002 078 15 (0.009 820 87)	0.035 209 5 (0.024 322 4)	-0.009 597 9 (0.011 683 0)
JSNM	0.130 944 93 (0.123 585 73)	-0.061 299 00 (0.046 521 67)	-0.004 561 52 (0.055 228 60)	0.300 402 6 (0.180 933 3)	-0.156 884 1 (0.088 711 9)
LJX	0.005 774 25 (0.008 868 21)	-0.002 067 88 (0.002 882 52)	0.001 102 28 (0.003 869 63)	0.005 335 1 (0.010 791 8)	0.003 486 6 (0.005 244 1)
Market	-0.019 720 48* (0.010 176 41)	-0.005 997 10* (0.003 191 00)	-0.004 060 50* (0.002 228 97)	-0.021 062 4* (0.012 563 6)	-0.003 840 5* (0.002 073 1)
NYJG	0.167 580 85* (0.090 207 56)	0.044 839 75 (0.056 956 99)	0.022 227 78 (0.078 458 87)	0.145 738 5*** (0.039 490 5)	0.008 951 0 (0.101 441 8)
PERGDP	0.072 630 12* (0.040 367 98)	0.033 687 87** (0.012 900 89)	0.023 795 7* (0.014 392 91)	0.148 639 5* (0.082 782 0)	0.061 025 7*** (0.013 766 4)
RKCZH	-0.000 863 52* (0.000 474 798)	-0.000 630 97*** (0.000 105 03)	-0.000 205 74* (0.000 125 415)	-0.005 584 6*** (0.001 833 6)	-0.005 658 1*** (0.001 552 7)
YXGG	-0.122 913 17* (0.059 795 83)	-0.033 261 76 (0.029 440 92)	-0.052 117 57*** (0.016 013 49)	-0.611 450 1*** (0.152 873 8)	-0.015 030 9* (0.008 371 8)
Spatial error parameter	0.188 457 5*** (0.039 476 5)	0.584 044*** (0.051 498 5)	0.148 190*** (0.047 504)	0.639 487*** (0.036 483)	0.857 899 4*** (0.038 364)
Hausman	25.41**	17.653**	18.083**	10.746**	16.938**
R^2	0.574	0.483	0.394	0.669	0.472

注：括号内为标准误；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

四、结论及其启示

上述研究表明：第一，考察期中国农业全要素生产率总体处于正向增长的状态，但呈现出波动中下降的趋势，绝大多数年份农业全要素生产率是增长的，规模效率是提升的。第二，规模效率成为农业全要素生产率增长的主要动力，技术效率平均增长率仅为0.62%，对农业全要素生产率贡献甚微；技术进步率和混合效率相对较低，是农业全要素生产率的短板。农业全要素生产率与技术效率、技术进步率的变动趋势和变化步调非常相似。考察期农业全要素生产率存在地区差异，总的来说东部地区略高于中西部地区。第三，农业全要素生产率HMB指数均未出现明显的收敛趋势，但均存在显著的绝对收敛和条件收敛趋势；其中市场化指数、人口城镇化提高有利于农业全要素生产率的收敛，有效灌溉有利于技术进步率之外的其他效率收敛，而农业产业结构和人均GDP的提升则阻碍了农业全要素生产率的收敛。

上述结论对于全面提升中国农业全要素生产

率和促进农业全面转型具有以下启示：第一，进一步挖掘规模效率的增长潜力。继续推动农地有序流转，推进农业适度规模经营，既要提升小农户经营规模，又要预防农业经营大户因经营规模过大导致的规模效率递减。第二，重视农业科研投入，提高科研资金使用效率，同时也要加强对农民的技术培养，提高农民对农业技术的吸收能力。第三，提升农业技术效率。尊重农业产业化经营中市场需求，只有在尊重市场作用下的技术效率提升才能真正带来农业经济效益的提高。第四，优化农地资源配置，提升农业配置效率。应深化制度改革，健全农地流转市场，充分发挥市场机制资源配置的作用。要结合地区经济发展实际，推动地方政府的角色与行为的改变，将政府权力集中在健全市场机制、强化监管服务功能和培育新型经营主体以及防范风险等方面。

参考文献：

[1] KRUGMAN P . Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy ,1991 ,99 (3) : 483-499 .

- [2] LAMBERT D K, PARKER E. Productivity in Chinese provincial agriculture[J]. Journal of Agricultural Economics, 1998, 49 (3) : 378-392 .
- [3] MOREIRA H, BRAVO-URETA . Farmland protection : Effects of grazing method and fertilizer inputs on the productivity and sustainability of phalaris-based pastures in Canada[J]. Animal Production Science ,2016 ,13 (8) : 85-98 .
- [4] TESAFYE T, ADUGNA L . Factors affecting entry intensity in informal rental land markets in the southern Tunisia [J] .Agricultural Economies ,2004(30) :117-128 .
- [5] 刘晗,王钊,姜松.基于随机前沿生产函数的农业全要素生产率增长研究[J].经济问题探索,2015(11):35-42.
- [6] 尹朝静,李谷成,贺亚亚.农业全要素生产率的地区差距及其增长分布的动态演进——基于非参数估计方法的实证研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2016(2):38-46.
- [7] 史常亮,朱俊峰,揭昌亮.中国农业全要素生产率增长地区差异及收敛性分析——基于固定效应SFA模型和面板单位根方法[J].经济问题探索,2016(4):134-141.
- [8] 郭海红,刘新民.中国农业绿色全要素生产率时空演变[J].中国管理科学,2020,28(9):66-75.
- [9] 王丽明,孙小龙,贾伟.中国农业企业全要素生产率区域比较及驱动因素分析——基于1126家国家重点龙头企业[J].中国农业大学学报,2020,25(8):204-214.
- [10] 薛超,史雪阳,周宏.农业机械化对种植业全要素生产率提升的影响路径研究[J].农业技术经济,2020(10):87-102.
- [11] 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HMB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.
- [12] BJUREK HANS .The malmquist total factor productivity index[J]. Scand J .of Economics ,1996 ,98(2) 303-313 .

责任编辑:李东辉

(上接第14页)

- [3] 杨静娴,钟科代.社会主义核心价值观的世界性内涵及其时代意义[J].云南行政学院学报,2019(6):122-126.
- [4] 周丹.社会层面的社会主义核心价值观解析[J].求实,2016(9):13-20.
- [5] 姚红,郭凤志.社会主义核心价值观三个层面的理论意蕴探析[J].思想教育研究,2014(12):45-48.
- [6] 田海平.公正是制度之“善”——公正作为社会主义核心价值观的本质内涵[J].江苏行政学院学报,2020(1):17-24.
- [7] 裴艳丽.社会主义核心价值观之自由的内涵[J].思想政治教育研究,2016(6):7-9.
- [8] 马克思,恩格斯.马克思恩格斯选集:第2卷[M].北京:人民出版社,2012.
- [9] 马克思,恩格斯.马克思恩格斯选集:第1卷[M].北京:人民出版社,2012.
- [10] 马克思,恩格斯.马克思恩格斯选集:第4卷[M].北京:人民出版社,2012.
- [11] 摩尔根.古代社会[M].杨东蓓,译.北京:商务印书馆,1971.
- [12] 马克思,恩格斯.马克思恩格斯全集:第25卷[M].北京:人民出版社,1974.
- [13] 邓小平.邓小平文选:第2卷[M].北京:人民出版社,1994.
- [14] 晓舟.坚持集体主义是社会主义市场经济的内在要求——全国“改革开放与人生价值观”研讨会述要[J].教学与研究,1993(5):10-13.
- [15] 毛泽东.毛泽东选集:第3卷[M].北京:人民出版社,2009.
- [16] 习近平.思政课是落实立德树人根本任务的关键课程[J].求是,2020(17):4-16.
- [17] 周易[M].冯国超,译注.北京:华夏出版社,2017.
- [18] 张立文.中国哲学史新编[M].北京:中国人民大学出版社,2011.
- [19] 中共中央宣传部.习近平新时代中国特色社会主义思想学习纲要[M].北京:学习出版社、人民出版社,2019.

责任编辑:曾凡盛