

程长林,任爱胜,王永春,等. 基于 Hicks - Moorsteen 指数法的我国农业生产效率测算及收敛性[J]. 江苏农业科学,2018,46(1):265 - 270.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.01.068

# 基于 Hicks - Moorsteen 指数法的我国农业生产效率测算及收敛性

程长林<sup>1</sup>, 任爱胜<sup>1</sup>, 王永春<sup>2</sup>, 王国刚<sup>1</sup>, 修文彦<sup>3</sup>

(1. 中国农业科学院农业经济与发展研究所,北京 100081; 2. 中国农业科学院农业信息研究所,北京 100081;

3. 中国绿色食品发展中心,北京 100081)

**摘要:**通过 Hicks - Moorsteen 指数方法测算 1991—2012 年我国农业全要素生产率 (TFP) 的发展情况,并对农业 TFP 进行全面分解,将技术效率分解为纯技术效率、组合效率、残余产出效率。结果表明,农业技术进步和技术效率对农业增长的双重驱动是实现农业快速发展的根本原因,其中技术效率对农业全要素生产率贡献更显著。在此基础上检验我国农业全要素生产率的  $\alpha$  收敛、绝对  $\beta$  收敛、条件  $\beta$  收敛,结果显示我国农业全要素生产率不存在  $\alpha$  收敛和绝对  $\beta$  收敛,但具有条件  $\beta$  收敛性,说明我国农业生产率水平之间的差距正在缩小,并随着时间的推移趋于稳定。

**关键词:**Hicks - Moorsteen 指数;农业全要素生产率;技术进步;技术效率

**中图分类号:**F323.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2018)01-0265-05

农业是我国的基础产业,农业的发展是经济赖以平稳、健康运行的先决条件。我国农村经济改革以来农业发展速度迅猛,取得了巨大的成就,以占全球不足 10% 的农地保障了超过世界 20% 人口的基本生活需求。我国农业保质增产的主要动力来自于 2 个方面:一方面是农业生产要素投入对农业产量增加的贡献,另一方面是要素使用率即农业生产技术的进步和生产效率的提高对农业发展的促进作用。前者属于粗放农业发展的模式,不符合我国现阶段资源约束的国情;后者应属于集约型农业发展的核心,对我国农业实现可持续发展具有重要意义。随着我国农业机械化水平的提高,农业科学技术的大力推广与应用,农业全要素生产率 (TFP) 始终处于上升且收敛之势。然而,在经济学中全要素生产率是衡量农业发展贡献大小的标志,全要素生产率越高,对技术进步、效率增加的依赖度就越高,从而实现转变农业发展方式的目标。全要素生产率是衡量生产单位在生产过程中单位总投入上总产量的生产率指标,即总产量与全部要素投入量之比,产出增长率超出加权要素投入增长率的剩余部分就是 TFP 增长率<sup>[1]</sup>。新古典增长理论是以生产者行为最优为条件,以技术完全效率为假设,忽略了实际生产中存在的效率损失。因此,应提倡放松或修正完全效率假设,对技术进步与技术效率进行区分。以 DEA 为主流的非参数前沿指数法和以随机前沿

函数为代表的参数前沿指数法,在现有的研究方法中应用率较高,但 DEA 前沿指数法和随机前沿函数法都存在各自的局限性。如随机前沿生产函数必须严格遵守预设生产函数的具体形式和非效率项的统计分布,此外,这种方法仅适用于单投入单产出或多投入单产出的情形,不能处理多投入多产出的情形;而且随机前沿生产函数法只适用于大样本数据,相反对小样本数据的估计结果会产生较大的误差<sup>[2]</sup>。Farrell 在对英国农业生产效率的研究中开创性地应用前沿衡量的方法测算生产效率。到 20 世纪 90 年代,生产前沿函数逐渐引入到全要素生产的研究中,从非参数前沿法到参数前沿法,不断得到完善和补充。阿尔斯通等运用非参数的 DEA - Malmquist 生产率指数法对美国农业生产率进行估算。李谷成利用随机前沿函数模型分析湖北省农业技术进步与技术效率变化对农业生产率的影响<sup>[2]</sup>。赵蕾等对我国农业全要素生产率增长的研究不仅局限于 TFP 增长率的测算,同时对 TFP 增长的收敛性作了进一步检验<sup>[1]</sup>。而本研究结合已有文献,对比 Malmquist 指数法的特点和存在的不足,改进非参数法前沿分析模型,采用 Hicks - Moorsteen 指数法对全要素生产率 (TFP) 进行分析,放松了希克斯技术中性、规模收益不变等假设要求,不用考虑生产函数的具体形式,且对我国 TFP 重新分解,以便更加接近农业生产的实际情况。

## 1 Hicks - Moorsteen 指数及分解方法

Hicks - Moorsteen 是 Malmquist 全要素生产率分解指数的补充和扩展,弥补了规模报酬可变情况下的有偏且分解不完整的缺陷,在不考虑生产者行为效果、规模报酬等假设条件下,测量多投入多产出的全要素生产率的变化及实现技术的多重效率分解。经过国内外学术界对全要素生产率多年的研究,TFP 指数主要包括 Laspeyres 指数、Paasche 指数、Fisher 指数、Tornqvist 指数以及 Malmquist 指数<sup>[4-7]</sup>。O'Donnell 针对 Malmquist 生产率指数所存在的可变规模报酬下估计的有偏

收稿日期:2016-08-09

基金项目:国家公益性行业(农业)科研专项(编号:201203006、201203010);中国农业科学院农业经济与发展研究所科技创新工程项目(编号:CAAS-ASTIP-IAED01-2018);农业部软科学课题“草食畜牧业发展模式研究”(编号:201703);中央级公益性科研院所基本科研业务费专项(编号:005201500122)。

作者简介:程长林(1987—),男,河南焦作人,博士研究生,主要从事畜牧业产业经济研究。E-mail:chengchanglin888@126.com。

通信作者:任爱胜,研究员,博士生导师,主要从事畜牧业产业经济研究。E-mail:renaisheng@caas.cn。

性及要素分解的不完整性等固有缺陷,以 Malmquist 产出数量指数和 Malmquist 投入数量指数的比值重新定义了生产率指数,并将其命名为 Hicks - Moorsteen 生产率指数。

### 1.1 Hicks - Moorsteen 指数的构建

O'Donnell 对 Malmquist 指数进行了改进,具体如下:

$$TFP_{mt} = \frac{Y_{mt}}{X_{mt}} \quad (1)$$

式中: $Y_{mt}$ 、 $X_{mt}$  分别表示厂商  $m$  在  $t$  时期的总产出和总投入; $Y_{mt}$ 、 $X_{mt}$  都是非负、非递减的线性齐次聚合函数<sup>[3]</sup>。

如果设厂商  $i$  在  $s$  时期的全要素生产率为  $TFP_{is} = \frac{Y_{is}}{X_{is}}$ ,则厂商  $m$  在  $t$  时期的  $TFP$  到厂商  $i$  在  $s$  时期的  $TFP$  变化率为:

$$\frac{TFP_{mt, is}}{TFP_{mt}} = \frac{TFP_{is}}{TFP_{mt}} = \frac{Y_{is}/X_{is}}{Y_{mt}/X_{mt}} = \frac{Y_{mt, is}}{X_{mt, is}} \quad (2)$$

式中: $Y_{mt, is}$  表示产出量指数; $X_{mt, is}$  表示投入量指数。

在此用产出距离函数  $D'_0(X_{mt}, q)$ 、投入距离函数  $D'_l(q_s, q)$  来替代公式(2)中的  $Y(q)$ 、 $X(q)$ ,因此  $s$  时期技术基准的投入数量指数与产出数量指数分别表示为:

$$\frac{D'_l(X_{mt, q})}{D'_l(X_{is, q})}, \frac{D'_0(X_{mt, q})}{D'_0(X_{is, q})} \quad (3)$$

其中,

$$D'_l(X_{mt, q}) = \max \{ \partial > 0, (X_{mt, q}/\partial) \}; \quad (4)$$

$$D'_0(X_{mt, q}) = \max \{ \partial > 0, (X_{mt, q}/\partial) \} \quad (5)$$

由公式(3)得出投入和产出总和函数为:

$$X(q) = [D'_l(q_t, q) D'_l(q_s, q)]^{1/2}; Y(q) = [D'_0(X_{mt, q}) D'_0(X_{st, q})]^{1/2} \quad (6)$$

由公式(4)可知, Malmquist 投入指数和产出指数分别如下。

Malmquist 投入指数 (Malmquist input quantity index):

$$X_{mt, is}^M = \left[ \frac{D'_l(x_{is}, q_{is}) D'_l(x_{is}, q_{mt})}{D'_l(x_{mt}, q_{is}) D'_l(x_{mt}, q_{mt})} \right]^{1/2} \quad (7)$$

Malmquist 产出指数 (Malmquist output quantity index):

$$Y_{mt, is}^M = \left[ \frac{D'_0(x_{is}, q_{is}) D'_0(x_{is}, q_{mt})}{D'_0(x_{mt}, q_{is}) D'_0(x_{mt}, q_{mt})} \right]^{1/2} \quad (8)$$

按照 O'Donne 提出的对 Hicks - Moorsteen 指数的定义,将 Malmquist 产出指数与 Malmquist 投入指数之比得出来的生产率指数,并将其命名为 Hicks - Moorsteen 指数。因此公式(5)与公式(4)的比值即为

$$TFP_{mt, is}^{HM} = \left[ \frac{D'_0(X_{mt}, q_{is}) D'_0(X_{is}, q_{is}) D'_l(q_{mt}, q_{mt}) D'_l(q_{mt}, q_{is})}{D'_0(X_{mt}, q_{mt}) D'_0(X_{it}, q_{mt}) D'_l(q_{is}, q_{mt}) D'_l(q_{is}, q_{is})} \right]^{1/2} \quad (9)$$

### 1.2 Hicks - Moorsteen 指数的分解

O'Donnell 在对 Malmquist 指数的改进中将 TFP 指数为技术进步和五大效率指数(纯技术效率、组合效率、规模效率、残余规模效率、残余组合效率),公式表示为:

$$TFP_{mt, is}^* = TFP_{is}^* \times TFPE_{mt, is} \quad (10)$$

式中: $TFP_{is}^*$  表示技术进步(别称技术追赶); $TFPE_{mt, is}$  表示生产中的效率变动。

经分解得到 5 个具体的效率,分别为纯技术效率(technical efficiency, TE)、组合效率(mix efficiency, ME)、规模效率(scale efficiency, SE)、残余规模效率(Residual Scale

Efficiency)、残余组合效率(residual mix efficiency, RME)。本研究从投入和产出 2 个导向分别对全要素生产效率中效率变化(TFPE)进行分解,分解路径如下:

$$TFPE = \frac{TFP}{TFP^*} = OTE \times OSME \Rightarrow TFPE = \frac{TFP}{TFP^*} = OTE \times OSE \times RME$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \Rightarrow TFPE = \frac{TFP}{TFP^*} = OTE \times OME \times ROSE; \\ \Rightarrow TFPE = \frac{TFP}{TFP^*} = OTE \times OSE \times RME. \end{cases} \quad (11)$$

$$\quad (12)$$

式中: $OTE$  表示产出导向的技术效率; $OME$  表示产出导向的配置效率; $ROSE$  表示产出导向的残余规模效率; $OSE$  表示产出导向的规模效率; $OSME$  表示产出导向的规模配置效率; $RME$  表示残余配置效率。

其中,投入导向与产出导向分解出的残余配置效率 RME 是在投入和产出配置同时发生变化而得到的分解变量,因此不作投入与产出导向上的区分。产出导向的纯技术效率(OTE)测算的是现有生产可行技术下组合投入、组合产出和投入水平均保持不变情形下实际产出和潜在产出的距离;产出导向的纯规模效率(OSE)测算的是现有生产可行技术下组合投入和组合产出均保持不变而投入水平可变情形下技术有效时 TFP 和最大化 TFP 之间的距离;残余组合效率(RME)测算的是组合投入、组合产出和投入水平均可变情形下现有生产可行技术下最大化 TFP 和未来生产可行技术下最大化 TFP 之间的距离。以上 3 种效率可分别用总产出和总投入加以表达,如公式(13)所示。

TFPE 衡量的是现有生产技术条件下已测得的 TFP 和未来生产条件下估计预测的最大化的 TFP 之间的距离。对 TFPE 效率分解的具体方法与路径在图像中表示更加形象化、可视化。结合公式(9)可知, Hicks - Moorsteen 生产效率指数按照不同的分解路径,最终的分解公式如公式(13)、公式(14)、公式(15)所示。

$$TFP^{HM} = TFP^* \times OTE \times OME \times ROSE; \quad (13)$$

$$TFP_{mt, is}^{HM} = \frac{TFP_{15}^{HM}}{TFP_{mt}^{HM}} = \frac{TFP_s^*}{TFP_t^*} \times \frac{OTE_{is}^*}{OTE_{ms}^*} \times \frac{OME_{is}^*}{OME_{ms}^*} \times \frac{ROSE_{is}^*}{ROSE_{ms}^*}; \quad (14)$$

$$TFP_{mt, is}^{HM} = \frac{TFP_{15}^{HM}}{TFP_{mt}^{HM}} = \frac{TFP_s^*}{TFP_t^*} \times \frac{OTE_{is}^*}{OTE_{ms}^*} \times \frac{OSE_{is}^*}{OSE_{ms}^*} \times \frac{RME_{is}^*}{RME_{ms}^*} \quad (15)$$

按照公式(14)、公式(15)TFPE 中分解的结果,分解为纯技术效率、组合效率和残余规模效率或纯技术效率、纯规模效率和残余组合效率或纯技术效率 3 个部分。由于投入导向的 Hicks - moorsteen 指数分解步骤与产出导向的 Hicks - Moorsteen 指数分解步骤一致,对投入导向的 Hicks - Moorsteen 指数对 TFP 效率分解,可参考产出导向的 Hicks - Moorsteen 指数分解过程。由此可知, Hicks - Moorsteen 指数在新的测算和分解结构中,全要素生产率 = 技术进步(技术追赶) × 效率变化率变动 = 技术进步(技术追赶) × 规模效率 × 残余组合效率 = 技术进步(技术追赶) × 组合效率 × 残余规模效率。通过对 TFP 的要素分解和效率分解, Hicks - Moorsteen 指数合理地避免了 Hicks 技术非中性及规模收益可变的假设条件,不用像随机前沿函数法(SFA)一样考虑具体

的函数形式及参数估计的准确性,同时能够更加彻底地对 TFP 进行效率分解,分解为更具体的效率单元,具有一举三得的优势。

1.3 投入产出指标的选取与说明

根据农业生产过程中投入产出的特征以及对农业生产各环节生产要素投入的重要性以及农业产出统计数据的全面性与可获得性,本研究以广义农业总产值(1980 年不变价格)作为农业产出指标,包括农、林、渔、牧产值,主要是因为可以与农业投入统计口径保持一致,因为现有投入口径中农业劳动力、机械投入、役畜等都是广义农业口径。

农业投入指标涵盖了劳动投入、土地投入、农业机械投入、化肥投入、畜牧养殖投入、灌溉投入等 6 个方面。

1.3.1 劳动投入 以从事种植、林业、畜牧、渔业的劳动力人数,不包括农村从事二、三产劳动的劳动力,此外,考虑到各省(市、区)农业劳动力存在素质的异质性,选取人力资本变量( $H$ )来对劳动力素质加以区分,并和劳动力投入变量( $L$ )一起构成劳动力放大型的以效率单位测度的劳动力投入<sup>[6]</sup>。

1.3.2 土地投入 根据现有统计资料提供的数据,农作物播种面积总和代表广义农业中农林牧渔业中所使用的土地总面积,即以狭义农业土地投入面积替代广义农业土地投入面积,与用可耕地面积相比更能从数据中体现农业用地的实际使用效率,避免农耕地中复种、弃耕、休耕等符合我国农业生产国情的常见现象。

1.3.3 农业机械总动力 统计用于耕地、灌溉、收获、农业运输、农业保护维护机械、林业、渔业及其他农业机械,计算上述用于农、林、牧、渔业的农业机械用途的各种动力总和,并以此作为农业机械动力的指标,但是该指标统计中不包括专门用于乡镇、村组办工业、基本建设、非农业运输、科学试验和教学

等非农业生产方面用的机械和作业机械。

1.3.4 化肥投入 按折纯量计算,对用于农业生产中化肥施用量,包括氮肥、钾肥、磷肥、复合肥等投入量反映农业生产中的物质投入。

1.3.5 畜牧养殖投入 通过选取各省(市、区)拥有的大牲畜数量及养殖中农用牲畜数量来衡量,其中农用牲畜是指大牲畜在实际的农业生产活动中用于农、林、牧、渔的要素。

1.3.6 农业灌溉投入量 以各地区年度实际有效灌溉面积为统计指标,计算灌溉工程、灌溉设备投入及用于正常灌溉的水田和水浇地面积的综合(以万  $\text{hm}^2$  为单位)。

本研究选取的样本数据均来自我国 30 个省(市、区)1990—2011 年的农业生产数据,源于《中国农业年鉴》《中国统计年鉴》《全国农产品成本收益资料汇编》《中国畜牧业年鉴》及我国 30 个省(市、区)的地方统计年鉴。在处理数据上考虑到西藏自治区特殊的政治经济地位、资源禀赋条件和数据可得性以及 Hicks - Moorsteen 指数法对异常数据的敏感性,本研究实证框架不包括西藏自治区的农业生产投入与产出效率。

2 实证分析

根据公式(13)、公式(14),首先通过 O'Donnell 提出的 DPIN 软件处理基于产出导向的非参数 Hicks - Moorsteen 指数法测算我国农业全要素生产率指数并对农业全要素效率进行分解。具体测算结果见表 1。

2.1 全要素生产率(TFP)

从整体趋势来看,我国农业全要素变化的波动特征与我国农业增长的实际情况相吻合,基本符合我国农业增长阶段和波峰波谷变化的规律。1991—2012 年我国农业全要素生

表 1 Hicks - Moorsteen 指数的 TFP 效率分解

年份	全要素生产率 (TFP)	技术进步 (TFP*)	效率变化 (TFPE)	纯技术效率 (OTE)	组合效率 (OME)	残余产出效率 (ROSE)	产出规模效率 (OSE)	残余组合效率 (RME)
1990—1991	0.996 5	1.128 8	0.882 8	1.091 1	1.104 3	0.895 3	0.885 2	0.919 3
1991—1992	1.072 7	1.041 3	1.030 2	0.923 9	0.998 6	0.864 0	0.853 9	1.001 9
1992—1993	1.052 5	1.022 7	1.029 1	1.031 4	0.893 8	1.013 2	0.881 6	1.061 1
1993—1994	1.122 8	1.099 4	1.021 3	0.964 4	0.869 1	1.027 5	0.910 7	1.013 6
1994—1995	0.979 8	1.097 5	0.892 8	0.880 3	1.068 2	1.042 7	0.928 4	1.101 2
1995—1996	1.149 6	1.069 8	1.074 6	0.939 7	0.937 5	1.015 3	0.894 3	1.093 5
1996—1997	1.176 3	1.093 9	1.075 3	1.012 2	0.953 4	1.041 7	0.969 4	1.100 2
1997—1998	1.112 4	1.038 1	1.071 6	1.014 3	0.976 6	0.844 0	1.001 6	0.989 1
1998—1999	1.134 5	1.052 3	1.078 1	0.989 5	0.981 1	0.892 4	1.007 8	0.965 6
1999—2000	1.102 7	1.028 4	1.072 2	1.056 3	0.980 7	0.951 7	1.012 2	0.896 2
2000—2001	1.056 4	1.016 3	1.039 5	0.936 7	0.984 1	0.895 1	0.993 8	1.006 4
2001—2002	1.110 6	1.018 6	1.090 3	0.996 7	0.947 6	1.017 5	0.987 2	1.023 1
2002—2003	1.091 2	0.991 4	1.100 7	1.003 1	0.941 9	1.037 1	0.971 5	1.108 5
2003—2004	1.102 1	1.024 6	1.075 6	0.981 2	0.975 3	1.061 0	0.989 2	0.897 5
2004—2005	1.055 2	1.017 1	1.037 5	1.000 2	0.974 9	0.858 4	1.012 0	0.917 2
2005—2006	1.024 3	0.968 4	1.057 7	0.964 5	1.048 2	1.021 1	0.957 9	0.898 2
2006—2007	1.107 7	1.030 8	1.074 6	1.034 6	0.986 9	0.848 7	1.045 1	1.033 2
2007—2008	0.913 0	0.897 3	1.017 5	1.002 3	0.973 1	1.021 2	1.039 4	0.976 9
2008—2009	0.909 3	0.911 9	0.997 2	0.995 1	0.953 1	1.038 6	0.998 5	0.993 8
2009—2010	0.967 6	0.961 4	1.006 4	1.101 9	1.012 7	0.876 5	0.802 2	1.081 7
2010—2011	1.192 7	1.081 7	1.102 6	1.063 7	0.988 4	1.108 4	1.140 7	1.024 6
2011—2012	1.213 3	1.097 2	1.105 8	1.109 3	0.954 8	1.095 3	1.099 2	1.153 9
均值	1.024 1	0.984 1	0.993 7	0.958 1	0.933 1	0.937 4	0.926 4	0.966 8

生产率由 1991 年的 0.996 5 增加到 2012 年的 1.213 3,共经历了 3 个波峰波谷周期,第一个波动周期为 1991—1997 年;第二阶段为 1997—2007 年;第三阶段为 2007—2012 年。第一阶段中,全要素增长率主要来自技术进步与效率变化中的残余产出效率,尤其在 1994—1997 年的回落期中效率变化的主要贡献来自纯效率变化。在第二个波峰波谷周期中,制约农业全要素增长率的主要因素包括较低的残余产出效率和纯技术效率,其中 2006—2007 年农业全要素生产率增长贡献最大的效率成分为效率变化。第三阶段中,全要素生产率的快速上升由 2 个部分力量构成:一是技术进步给全要素生产率带来的基础作用,二是主要来自效率变化,特别是残余产出效率与纯技术效率。就全要素生产率增长率而言,增长高速期与回落高速期贡献率最大的因素为技术进步、效率变化的综合因素与效率变化因素。同时,在全要素生产率稳定时期,技术进步是其最大的贡献者,在农业全要素生产率变动期,无论是增大还是减少,皆与效率变动有关,正是由于效率的率先变动才使得全要素生产率实现剧烈变动,说明随着科技进步在农业生产中的应用,纯技术效率仍然是我国农业全要素生产率快速提高的关键。

## 2.2 技术进步变化(TFP\*)

我国农业生产中技术进步不同于工业部门或服务部门发展的特征,1991—2007 年长期处于略微下降的状态,2008—2012 年开始恢复上升。2012 年技术进步指数为 1.097 2,与 1991 年技术进步指数相比几乎持平。从总体变动趋势来看,1991—1993 年我国农业技术进步指数处于下降之势,而 1993—1994 年随即出现反弹,随后技术进步指数持续下降,直到 2006 年出现短暂上升。据测算结果显示,2007—2008 年技术进步指数是距今为止最后 1 个下降阶段,并在 2008 年达到最低点,此后技术进步指数实现“四连增”。尽管技术进步指数经历了长期的缓慢下降和近期的快速增长,但从整体上看,技术进步指数值都在 1 以上,并起到积极的作用。结合我国农业发展的实际来看,1991 年我国农业发展一片紊乱,农业机械、化肥投入、农业人力投入逐年下降,而这一时期技术进步指数普遍变坏的趋势成为阻碍农业发展的主要因素。因此,随着技术进步在农业生产中速度的减缓,我国农业劳动生产率的提高越来越依赖于物质要素投入的增加。直至 2003 年国家正式提出解决三农问题,农业生产技术进步指数开始明显提高。但由于技术投入及技术推广在实际应用中具有一定的时滞性,并且受技术更替周期等因素的影响,技术进步在长期内未能实现“翻身”。

## 2.3 技术效率变化(TFPE)

1991—2012 年我国农业技术效率变化呈先升后降的趋势,1991—1992 年技术效率变化指数由 0.882 8 增长到 1.030 2;此后农业技术效率变动开始下滑,1995 年下降到最低,为 0.892 8。1996—2007 年我国农业技术效率变化指数实现平稳过渡,维系着技术效率变化对全要素生产率增长的贡献。就农业技术效率变化组成要素而言,技术效率由纯技术效率(OTE)、组合效率(OME)、残余产出效率(ROSE)组成。在技术效率的周期变化中,效率要素同样呈现出各自的特点。首先就纯技术效率而言,在时间上的变化规律与技术效率变化规律几乎达成一致,意味着纯技术效率是技术效

率变化的根本。因此,在农业生产的任何时期,提高技术效率的首要措施应当从提高纯技术效率入手。与纯技术效率相比,残余产出效率在 1991—2012 年变化起伏较大,1991—1993 年残余产出效率先降后升,直到 1997 年残余产出效率指数全面进入起伏期,从而导致农业生产全要素生产率剧烈波动。最后,1991—2012 年组合效率指数变化趋势与残余产出效率指数恰恰相反,变化相对稳定。从整体上看,组合效率阻碍了技术效率长时期的提高,是技术效率组成中最低的部分,造成一定的效率损失。

## 3 我国农业 TFP 效率的收敛性检验

经济学中的收敛性是指遵循投入要素边际产出递减规律条件下,经济发展水平较低地区的经济增长速度高于经济发展水平较高的地区,即落后地区经济增长向发达地区赶超,最终达到均衡的状态<sup>[8]</sup>。经济增长收敛性一般分为 4 种,即  $\alpha$  收敛、绝对  $\beta$  收敛、条件  $\beta$  收敛、俱乐部收敛。 $\alpha$  收敛被定义为不同地区之间人均产出或居民收入差距度随时间的变化而逐渐降低,通常采用基尼系数、Theil 指数、标准差指数和变异系数进行分析,从而直观地反映地区间的差异是否缩小<sup>[9-12]</sup>。 $\beta$  收敛被定义为基期人均产出较低个体的人均产出增长率高于基期人均产出较高的个体,体现了落后的经济个体向发达的经济个体的追赶过程。Barroetal 提出的检验  $\beta$  收敛的方程为:

$$\frac{1}{t}(\ln Y_{m,i,t} - \ln Y_{m,i}) = \rho - \frac{(1 - e^{-\beta t})}{t} \ln Y_{m,i} + \varepsilon_{mi} \quad (16)$$

式中: $m$  表示地区; $i, i+t$  分别表示基期与末期的时间点; $t$  表示观测时间跨度; $Y_{m,i}, Y_{m,i+t}$  分别表示  $m$  地区  $i$  单位在基期与末期的不同产出; $\beta$  表示收敛域。

如果  $\beta > 0$ ,则表现为绝对  $\beta$  收敛,地区间收入产出差距将会逐步缩小,意味着不同地区最终将收敛于相同的稳态水平;如果方程中引入其他有关控制变量(如人力资本、管理水平、基础设施水平等)之后  $\beta > 0$ ,则地区间投入产出差距表现为条件  $\beta$  收敛,说明不同地区由于自身条件的差异,最终会收敛于各自的稳态水平。

### 3.1 $\alpha$ 收敛检验

本研究考虑变异系数和标准差来检验我国农业全要素生产率的  $\alpha$  收敛。其中,变异系数  $CV = D/TFP^*$ ,  $D$  为生产率指数的标准差,  $TFP^*$  为观测到的农业 TFP 的平均值。根据上述估计结果,计算 1991—2012 年中国农业生产率指数的变异系数和标准差(图 1)。

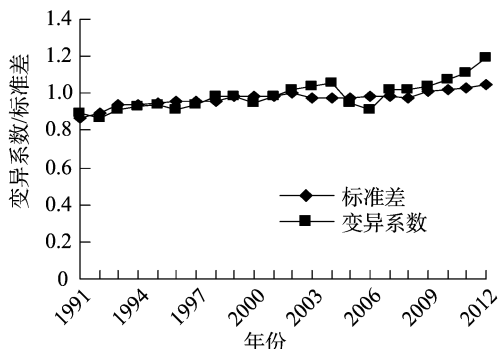


图1 我国农业生产率指数的变异系数和标准差

由图 1 可知,1991—2012 年变异系数与标准差总体上都表现出逐渐增加的趋势,表明我国农业生产率不存在  $\alpha$  收敛。尽管在观测时间段内个别年份的变异系数和标准差有所下降,表现出一定的收敛性,但这种趋势持续时间较短,从长期来看可忽略不计。另外,个别年份的标准差如 2003、2007 年呈现显著增加,表现出很强的发散性,考虑到干扰因素的影响及现象不存在普遍性,不予以考虑。

### 3.2 收敛检验

3.2.1 绝对收敛检验 根据公式 (16),令  $b = -\frac{(1 - e^{-\beta})}{t}$ , 可得公式 (17):

$$\frac{1}{t} [\ln(TFP_{m,i+t}) - \ln(TFP_{m,i})] = a + b \ln(TFP_{m,i}) + \varepsilon_{mi} \quad (17)$$

式中:  $TFP$  表示  $m$  地区在  $i$  与  $i+t$  期间的农业全要素生产率;  $t$  表示观测时间跨度;  $a$ 、 $b$  表示收敛待估参数,  $\beta$  表示收敛域,  $\varepsilon_{mi}$  表示系统误差。

在进行具体的估计之前本研究以 3 年为 1 个完整的观测周期,并对 1992—2012 年进行划分,这样最终得到 7 个时期,并将每 3 年的平均值作为各个时期的生产率指数 ( $TFP$  指数)。以 1992—1994 年的全要素生产率的均值为研究基期的全要素生产率值,共计 7 个时间周期。然后对公式 (16) 进行回归估计,估计结果为绝对  $\beta$  收敛,具体结果及绝对收敛分析详见表 2。其中,参数  $b$  在显著水平为 1% 的条件下估计值大于 0,同时各统计量均表现显著,说明我国农业全要素生产率不存在绝对收敛。

表 2 我国农业全要素生产率绝对  $\beta$  收敛检验

参数	估计值	$t$ 值	$P$ 值	结论
$a$	0.180	3.913 4	0.001 5	
$b$	0.068	3.590 8	0.004 2	$b > 0$ , 我国农业 TFP 不存在绝对 $\beta$ 收敛

3.2.2 条件  $\beta$  收敛检验 在对我国农业全要素生产率绝对  $\beta$  收敛检验后,对我国农业生产全要素生产率进行条件  $\beta$  收敛检验。条件  $\beta$  收敛分析的估计方法选用面板数据的固定效应模型。一方面无须考虑新的控制变量,排除不确定的控制变量在选择上的主观性,另一方面还能避免模型估计中庞大的数据样本,为实证分析提供便利。本研究选取的农业全要素生产率条件  $\beta$  收敛检验模型如下。

$$\partial(\ln TFP_{m,i}) = \ln TFP_{m,i+1} - \ln TFP_{m,i} = a + b \ln TFP_{m,i} + \varepsilon_{mi} \quad (18)$$

对公式 (18) 进行回归分析可知,待估参数  $b$  为  $-0.047$ , 小于 0,且各统计量均显著,表明我国各地区农业生产全要素生产率存在条件收敛(表 3)。

由表 2、表 3 可知,主要统计量均较显著,农业全要素生产率对我国农业全要素生产率指数与农业生产增长速度呈正相关关系,且呈发散增长的趋势。就农业全要素生产率条件  $\beta$  收敛检验而言,我国农业生产率水平之间的差距正在缩小,并随着时间的推移趋于稳定。究其原因,农业技术如农机推广应用、农作物育种培养等方面的改进在部分地区推广较快,但受制于技术创新周期较长,导致农业发展落后地区在技术追赶等方面成绩突出,区域农业发展差距逐渐缩小。

表 3 我国农业全要素生产率条件  $\beta$  收敛检验

参数	估计值	$t$ 值	$P$ 值	结论
$a$	0.052	9.287	0.002 4	
$b$	$-0.047$	13.614	0.005 8	$b < 0$ , 我国农业 TFP 存在条件 $\beta$ 收敛

## 4 结论

本研究通过 Hicks - Moorsteen 指数法对我国 1992—2012 年农业全要素生产率重新测算,同时将我国农业劳动生产率分解为技术进步、效率变化、纯技术效率、组合效率、残余产出效率。结果表明,我国农业全要素生产率在观测样本中总体呈周期波动变化,先后经历了 3 次涨跌周期,且测算指数在 1 附近徘徊,最近一轮增长周期中农业全要素生产率涨幅明显。农业技术进步长期对农业全要素生产率起到基础性作用,且在现代农业发展初期起到了关键的作用。而技术效率与农业全要素生产率保持同周期变动,但变化幅度较小;技术效率下降是导致农业全要素生产率下降的主要原因。在农业全要素生产率增长期,技术进步始终对全要素生产率发挥单一的驱动作用,但农业增长速度较缓慢;当技术效率与技术进步同时处于增长期时,双重驱动增长模式使农业全要素生产率增长率加速增长。技术效率在农业增长上升期作用显著,应积极倡导技术效率与技术进步相协调的双重驱动农业增长模式。我国农业全要素生产率收敛检验的实证结果表明,1991—2012 年我国农业发展水平的差距经历了先扩大后缩小的发展趋势,农业全要素生产率不存在  $\alpha$  收敛;农业全要素生产率绝对  $\beta$  收敛检验的回归结果表明,我国农业全要素生产率同样不存在绝对  $\beta$  收敛,在不考虑其他因素条件下,我国农业全要素生产率差距将随时间的累计进一步扩大。在农业全要素生产率条件  $\beta$  收敛检验中,回归结果显示我国农业全要素生产率存在条件  $\beta$  收敛,在其他受制因素的影响下,部分年份仍存在微弱的发散趋势,说明我国地区农业发展差距是农业技术进步和技术效率共同影响的结果。首先,农业技术进步的主体是人才驱动,而技术效率的主体在于技术创新与制度革新;其次,人才培养具有较高的边际收益,发达地区拥有充足的人才储备,是地区之间农业全要素生产率存在差距的根本原因;最后,农业技术效率在技术创新中受到创新周期长的影响,为落后地区对发达地区的技术追赶争取了时间,从这个角度看,我国农业全要素生产率的地区差异缩小存在极大可能性,在技术革新周期内,技术扩散速度快,落后地区的技术追赶与技术进步导致的生产率差距互相抵消,可以弥补地区农业差距。近 5 年来,农业技术效率指数始终大于技术进步指数,因此我国农业全要素生产率地区综合差异逐步缩小。

## 参考文献:

- [1] 赵 蕾,王怀明. 中国农业生产率的达的增长及收敛性分析[J]. 农业技术经济,2007(2):93-98.
- [2] 李谷成. 技术效率、技术进步与中国农业生产率增长[J]. 经济评论,2009(1):60-68.
- [3] 李丙金,李 婧,常建新. 全要素生产率新的测算和分解方法[J]. 统计与决策,2013(10):19-23.

谢贤鑫,陈美球,邝佛缘. 农户农药使用合理性的影响因素分析——基于江西省的实证[J]. 江苏农业科学,2018,46(1):270-274.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.01.069

# 农户农药使用合理性的影响因素分析 ——基于江西省的实证

谢贤鑫,陈美球,邝佛缘

(江西农业大学/江西省鄱阳湖流域农业资源与生态重点实验室,江西南昌 330045)

**摘要:**作为我国农业生产的主体,农户是农药使用的重要决策者,分析农药使用合理性的影响因素,对有效控制农业面源污染、维护耕地生产地力、保障粮食安全具有重大意义。基于江西省 10 市 44 县(区)2 068 份问卷数据,从农户个人特征、家庭经营特征、认知特征、用药习惯特征 4 个方面 15 个变量入手,运用 Logistic 回归模型分析农户农药使用合理性的影响因素。结果表明,农药使用合理的农户占总样本数的 41.20%,主要集中在被调查者文化水平为初中及以下,且年龄在 46~60 岁的群体。农户农药使用合理性影响因素包括农户个人特征、家庭经营特征、认知特征、用药习惯特征等 4 个维度的 7 个变量,按影响程度依次排序为农药剂量>安全间隔期>负面影响>天气条件>防护设备>文化程度>耕地块数。所以为进一步引导农户合理使用农药行为,政府应加大农药合理使用的宣传与普及力度、加强农药使用技术指导以及促进农业生产规模化经营。

**关键词:**农户;农药使用;江西省;影响因素;农业面源污染;生产地力;粮食安全;Logistic 回归模型

**中图分类号:** F323.22 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)01-0270-05

农药在提高农业生产水平、保证粮食丰收和增加农民收入方面起着十分重要的作用<sup>[1]</sup>,其合理使用是减少人力投入、提高生产效率的重要保障<sup>[2]</sup>,但由于农药的高毒性,不规范使用、监督缺失等原因造成的土地地力下降,环境污染加剧对农业生产及生态环境、食品与人体健康构成了巨大威胁。据统计,1990—2013 年我国农药施用量由 73.3 万 t 增加到 180.2 万 t,增幅为 145.8%,单位面积农药用量从 1990 年的 7.6 kg/hm<sup>2</sup> 上涨到 2008 年的 13.81 kg/hm<sup>2</sup>,是同期发达国家

平均用量 7 kg/hm<sup>2</sup> 的 2 倍<sup>[3]</sup>,因使用有毒、有害物质超标的农产品引发的人群中毒事件也时有发生<sup>[4]</sup>。2015 年农业部下发《到 2020 年农药使用量零增长行动方案》,提出主要农作物农药利用率达到 40% 以上、比 2013 年提高 5 个百分点,力争实现农药使用量零增长的行动目标。而农户作为耕地的实际生产经营者,其农药使用行为将直接影响耕地质量的变化<sup>[5]</sup>,因此,分析影响农户合理使用农药行为的主要因素对引导农户决策行为、维护耕地生产地力、保障粮食安全具有重大意义。关于农户农药使用行为的研究,国内外学者从不同角度对此进行积极的探索,现有研究成果主要集中在以下 3 个方面:一是农户农药使用现状研究。我国解放以后全国农业使用农药超过 130 万 t/年,平均使用农药高达 24.2 kg/hm<sup>2</sup>,仅有 0.1% 的农药作用于病虫害,其余 99.9% 则进入生态系统<sup>[6]</sup>;滥用或过量施用农药等不合理行为依旧存在,这不仅给农产品质量带来安全隐患,还危害到农业生态环境和公众健康<sup>[7]</sup>。二是农户农药使用认知与意愿研究。Norse 认为,农户农药使用认知的缺乏是造成农药使用不当的

收稿日期:2017-05-06

基金项目:国家自然科学基金(编号:71473112);江西省哲学社会科学重点研究基地项目(编号:15SKJD13);江西现代农业及其优势产业可持续发展的决策支持协同创新中心项目;江西省高校哲学社会科学创新团队建设项目。

作者简介:谢贤鑫(1994—),男,江西赣州人,硕士,主要从事土地利用规划研究。E-mail:13699502519@163.com。

通信作者:陈美球,教授,博士生导师,主要从事农村土地资源利用与保护研究。E-mail:cmq12@263.net。

[4]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.

[5]刘秉镰,刘玉海,张建波. 技术进步、结构变迁与中国铁路运输业生产率增长——基于 Hicks-Moorsteen 生产率指数的实证分析[J]. 当代经济,2012(3):80-92.

[6]杨向阳. 基于 Hicks-Moorsteen 指数方法的中国服务业 TFP 分解——以东部九省为例[J]. 财贸研究,2012(1):62-69.

[7]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.

[8]张海波,刘颖. 我国农业全要素生产率增长及收敛研究[J].

统计与决策,2012(13):139-142.

[9]Fare R, Grosskopf S, Norris M. Productivity growth, technical progress and efficiency changes in industrialized countries: reply [J]. American Economic Review, 1994, 84(5):1040-1044.

[10]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.

[11]李磊,吴育华,杨顺元. 中国农业生产率的动态分析[J]. 西安电子科技大学学报(社会科学版),2008,18(6):86-91.

[12]石慧,孟令杰,王怀明. 中国农业生产率的地区差距及波动性研究——基于随机前沿生产函数的分析[J]. 经济科学,2008(3):20-33.