

由传统农业向有机农业发展过程中的 阶段性生产特征比较研究 ——基于广昌白莲产业发展的实证考察

王思博¹ 陈俊红² 李冬冬³ 龚晶²¹

(1. 中国社会科学院 生态文明研究所, 北京 100028;

2. 北京市农林科学院 农业信息与经济研究所/

农业部都市农业(北方)重点实验室, 北京 100097;

3. 北方工业大学 马克思主义学院, 北京 100144)

【摘要】:以广昌白莲为例,根据种植行为特点,将抚州市广昌白莲产业发展划分为“传统农业”“现代农业”“生态农业”等阶段,基于抚州市广昌白莲种植行为转变调查数据,综合运用数据包络分析模型以及随机前沿生产函数模型,研究中国农业产业发展阶段性生产特征变化。结果表明,白莲产业发展过程中,就生产效率而言,纯技术效率及决策单元间差异呈现“U”型变化,综合技术效率、规模技术效率整体呈现上升趋势;就投入产出特征而言,白莲种植规模与效益之间存在稳定显著的正相关关系,人工投入与商用有机肥施用量对产量的影响显著增强,白莲产量对化肥、农药施用量的依赖性呈现由增强到减弱的倒“U”型变化特征,农家肥施用量对白莲产量影响能力减弱。从而总结、归纳相关结论,力求为中国农业产业发展相关政策制定提供借鉴与参考。

【关键词】: 农业发展 生产特征 DEA 模型 随机前沿生产函数

【中图分类号】: F303; F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)09-108-09

中华人民共和国成立 70 余年来,随着经济与科技实力的不断提升,中国农业产业发展迅速,经历了传统农业、现代农业等阶段,并积极向生态农业阶段转变。现阶段,中国农业产业发展处于关键的转型期,各地区积极探索农业生态化转型路径,农业产业发展过程的相关规律与机制研究对农业产业发展相关政策的制定具有重要的指导意义。生态农业兼顾了生产效率与生态

作者简介: 王思博,博士,中国社会科学院生态文明研究所博士后,研究方向为资源与环境经济。E-mail:wangsibo1991@126.com
陈俊红,博士,副研究员,研究方向为生态农业。E-mail:chenjunhong@agri.ac.cn

基金项目: 全国统计科学研究项目“中国居民生态系统服务消费需求变化影响因素及效用研究”(2021LY069);国家社会科学基金青年项目“农村环境管理中的政府责任与公众参与机制”(15CGL039);北京市科协 2021—2023 年度青年人才托举工程项目“生态产品价值实现的路径和创新机制研究”(20210102)

环境承载能力,是一种较为理想的农业产业发展模式,我国部分地区已经开始了生态农业产业发展模式的探索。江西省抚州市广昌县被称为“中国的白莲之乡”,自新中国成立以来,便是中国白莲的主要产地,产业发展历史悠久。该县耕地总面积 20 万亩(1 亩 $\approx$ 1/15 公顷,下同),其中种植白莲 11 万亩,是全国白莲种植规模最大的县级地区,占全国白莲总种植面积的 30%以上。广昌县于 2007 年制定并推广了白莲绿色栽培技术国家标准(DB36/T429—2007)。目前,白莲绿色栽培技术覆盖率达到 100%,在全县范围内成功申请并创建了全国唯一一家绿色食品原料(广昌白莲)标准化生产基地。广昌白莲产业发展过程是中国农业由“传统农业”“现代农业”向“生态农业”转型较为成功的案例之一,对其他地区农业产业发展具有重要的借鉴意义,是一个研究中国农业产业发展阶段性生产特征具有代表性的研究对象。

数据包络分析(data envelopment analysis,DEA)的理论是由美国经济学家迈克尔·法雷尔于 1957 年提出的,并将模型应用于英国农业生产效率研究,该模型的核心思想是根据一组已知样本的投入和产出指标,模拟出样本中所有有效率的单位构成的生产前沿面或效率边界,使其他所有样本值落入该边界之内,根据样本与边界对应的有效投入产出差距,计算该样本的效率值,这一效率值是相对于生产前沿面的效率值^[1]。自从 Charnes 等^[2]明确阐释并提出了成熟的 DEA 模型后,国内外诸多学者基于数据包络模型对农业技术效率进行了研究,有学者基于国际视角,综合利用 DEA 与 CGE 模型,验证国家间农业生产技术效率存在差异的主要原因在于区域发展水平差异,而非劳动力生产效率差异^[3-4],Ruttan^[5]引入资源、环境约束和科技约束前提下,分析阐释了发达国家与发展中国家之间农业生产效率差异未收敛的原因。McMillan 等^[6]、Lin^[7]、Wen^[8]等较早地对中国农业生产技术效率进行研究,肯定家庭联产承包责任制改革对中国农业效率提升的作用。黄少安等^[9]将 1949—1978 年间中国农业发展分为三个阶段进行研究,验证了土地制度的改革是中国农业技术效率提升的关键因素。邹红艳^[10]对 1996—2013 年中国农业技术效率进行分析,发现城乡一体化发展机制的完善是现代中国农业技术效率提升的关键。李谷成^[11]、黄金波和周先波^[12]、王奇等^[13]、王兵等^[14]、侯孟阳和姚顺波^[15]等对我国改革开放后绿色农业技术效率进行了探索。数据包络分析法属于非参数分析法,相对于参数分析法具有以下几点优势:(1)不需要构造具体的生产函数形式,从而避免生产函数形式与实际情况不相符而造成的误差;(2)便于处理多投入、多产出的情形;(3)不仅能够得出效率值,而且还能得出一个缺乏效率单位与处于效率边界单位相比的改进方向。

然而数据包络分析相对随机前沿生产函数等参数分析模型具有一定的局限性:(1)没有将随机误差因素纳入估计结果;(2)无法针对投入与产出之间的关系进行显著性检验;(3)对效率值估计偏大、离散程度较高;(4)一般忽略价格因素,仅仅关注技术层面的无效率性。因此,有必要基于参数方法对农业产业发展阶段性生产特征进行再探讨。Aigner 等^[16]于 1977 年提出随机前沿模型,Kumbhakar & Lovell^[17]于 2000 年首次出版了此领域的专著。随机前沿模型较一般 OLS 模型,纳入了个体生产效率差异因素,能够更加准确地反映生产的实际情况。Kalirajan 等^[18]、Xu & Jeffrey^[19]较早地利用随机前沿生产函数对中国农业产业发展特征进行了初步探索。石慧等^[20]基于 1985—2005 年中国农业产业相关数据,将样本分为八大地区,发现农业生产要素流动是全要素增长的主要原因。有学者利用随机前沿生产函数,分别基于农地流转、区域差异、技术进步、要素配置等角度,对中国农业产业生产特征进行了系统研究^[21-25]。

现有文献对中国农业产业发展特征进行了系统、有益的研究,中国农业发展速度较快,随着农业产业逐渐步入生态化阶段,对农业产业发展特征的研究提出了新的要求,针对“传统农业”“现代农业”“有机农业”不同阶段农业产业特征的对比研究阙如。探索农业发展过程中的内在规律变化,有助于揭示农业产业发展过程的本质,为农业产业发展相关政策的制定提供理论支撑。

1 数据来源、变量测量与模型设定

1.1 数据来源

本文数据来源于广昌白莲种植行为转变调查数据,问卷调查区域选择遵循样本抽样的无偏性、随机性、一致性等要求,依据各乡镇白莲种植规模,分别在广昌县 12 个乡镇中种植规模排名 1~4 名、5~8 名、9~12 名中通过抽签方式各随机选择 2 个

乡镇进行问卷调查，选择种植规模大的乡镇为盱江镇、甘竹镇，选择种植规模中等的乡镇为驿前镇、赤水镇，选择种植规模小的乡镇为长桥镇、水南圩乡。在乡镇选择的基础上，又在各乡镇随机选择两个村进行问卷调查，并对白莲种植者进行随机访问，问卷调查样本点区域分布情况如下，盱江镇共调查样本 56 户，青铜村、下兰村均为 28 户。甘竹镇共调查样本 62 户，洙溪村、坪上村分别为 32 户、30 户。驿前镇共调查样本 60 户，南坊村、姚西村分别为 28 户、30 户。赤水镇共调查样本 58 户，大禾村、清潭村分别为 28 户、30 户。长桥镇共调查样本 54 户，长桥村、株市村分别为 28 户、26 户。水南圩乡共调查样本 60 户，张杨村、水南村均为 30 户。有效样本量总计为 350 户。

1.2 变量测量与描述

数据来源于抚州市广昌白莲种植行为转变调查问卷，通过询问白莲种植者“2017 年白莲生产情况”，获取现阶段白莲生产相关数据。并通过调查农户生产记录簿及询问“最初独立种植白莲及生产投入(即人工、化肥、农药、农家肥、商用有机肥等农业投入)变化显著的对应年份与生产情况”等方法，尽可能还原不同阶段白莲生产相关数据，共搜集样本 350 户。依据研究特点，本节研究最终选取 7 个观测变量，其中 1 个因变量、6 个自变量，构建生产效率评价模型及生产特征函数模型。为方便研究说明广昌白莲产业发展阶段性生产特征变化，以 5 年为跨度，将新中国成立以来至 2017 年分为 1984 年前、1989—1985 年、1994—1990 年、1999—1995 年、2004—2000 年、2009—2005 年、2016—2010 年、2017 年，共 8 个阶段。

1.2.1 产出变量

调查中发现，抚州市广昌白莲种植者以出售莲子为主，结合广昌白莲品种特点及生产的现实情况，本文选取调查种植户当年莲子实际产量 y 为因变量，作为产出变量，评价白莲生产情况。以 5 年跨度划分，将调查数据进行合并整理，如表 1 所示，户均莲子产量整体呈现上升趋势，从 1984 年前每户 178.13 千克提高到 2017 年每户 389.53 千克。

表 1 广昌白莲产出因变量及统计描述

年份	2017	2016—2010	2009—2005	2004—2000	1999—1995	1994—1990	1989—1985	1984 年前
平均值/千克	389.53	371.22	305.20	363.39	292.13	263.81	187.72	178.13

1.2.2 投入变量

白莲种植包括起挖、翻地、除草、种藕、施肥、施药、采莲，共 7 道工序，由于白莲植物的自身特点，其种植过程中仅在翻地阶段使用机械，其他种植阶段尚无法使用机械，只能依靠人工，白莲种植机械化程度较低，机械投入对产量影响较小。因此，未将机械投入纳入白莲生产主要投入变量。白莲生产主要投入包括人工投入、耕地投入、化肥投入、农药投入、农家肥投入、商用有机肥投入，共 6 个变量纳入自变量，变量描述如表 2 所示。整体而言，广昌白莲种植户户均投入人工保持在 2 人左右，白莲户均种植面积由 1984 年前的 2.77 亩增长到 2017 年的 6.75 亩，经营规模化水平不断上升。农家肥施用量呈现下降趋势，商用有机肥施用量呈现上升趋势，化肥、农药施用量呈现倒“U”型的变化特征。

表 2 广昌白莲生产投入自变量及统计描述

观测变量	指标选取	2017 年平均值	2010 年平均值	1984 年平均值
人工投入	白莲生产投入人工数量/人	1.99	2.01	2.06

耕地投入	白莲种植面积/亩	6.75	6.11	2.77
化肥投入	施用化肥折纯总重量/千克	587	608	90
农药投入	施用农药花费总金额*/元	249	312	24
农家肥投入	农家肥施用总重量/千克	74	73	895
商用有机肥投入	商用有机肥施用总重量/千克	351	232	0

2010 年前,我国农村农牧分离产业格局,导致了农民缺少农家肥来源,加之化肥产业的发展,劳动力成本提高,农业生产的精细化程度降低,加重病虫害、杂草等问题,提高了农业生产对化肥、农药的依赖性。以农药、化肥为主的粗放化的农业生产方式替代了以农家肥、人工为主的精细化的农业生产方式,农业生产对化肥、农药的依赖性不断增强,亩均化肥、农药施用量呈显著的上升趋势。

2010 年后,随着经济发展水平显著提高,民众生活水平显著提升,消费结构发生了显著变化,对安全优质的农产品需求日趋强烈。加之农业科技进步,商用有机肥、灭虫灯、生物农药、性诱剂等生态种植技术的研发与广泛应用,生态种植技术对化肥、农药具有一定的替代作用,农业生产逐渐摆脱了对化肥、农药的依赖,化肥、农药施用量呈现显著的下降趋势。

投入变量选择方面:(1)生产效率模型。随着农牧分离生产方式逐步成为主要的农业生产模式,施用农家肥的农户逐渐减少,至 2010 年,施用农家肥的农户不足一半,至 2017 年施用农家肥的户数不足 10%,农家肥不再是白莲生产主要的农资投入品,而商用有机肥在 2010 年后才逐渐推广,数据中“零”值过多会影响数据包络分析的准确性,为了保证广昌白莲各阶段生产效率测算的一致性与可比性。生产效率模型构建过程中,仅将人工投入、耕地投入、化肥投入、农药投入作为投入数据。(2)生产函数模型。将生产特点相似的阶段数据进行合并,2010 年后,农家肥对白莲产量影响不显著且亩均施用量不足 11 千克,覆盖率仅为 17.3%,故未将农家肥施用量纳入 2017 年、2016—2010 年两个阶段的白莲生产函数模型构建之中。商用有机肥施用量在 2010 年后才开始逐渐推广施用,故未将商用有机肥施用量纳入 2009—2000 年、1999—1990 年、1989 年前三个阶段的白莲生产函数模型构建之中。

1.3 模型设定

本文基于数据包络分析法对广昌白莲产业生产效率进行评价,同时利用随机前沿生产函数构建不同时期广昌白莲生产函数模型,具体过程如下:

1.3.1 数据包络分析模型构建

本研究综合采用 Charnes 等^[2]相继提出的规模报酬不变的 C^2R 模型与规模报酬可变的 BC^2 模型测算白莲生产效率。 C^2R 模型和 BC^2 模型分别如公式(1)和公式(2)所示:

$$\begin{aligned}
 & \left\{ \begin{aligned}
 & \min_{\theta, \lambda} [\theta - \varepsilon (\hat{e}^T s^- + e^T s^+)] = h_D \\
 & s.t. \sum_{j=1}^n \lambda_j x_j + S^- = \theta x_{j0} \\
 & \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j - S^+ = y_{j0} \\
 & \lambda_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n \\
 & S^+ \geq 0, S^- \geq 0 \\
 & \hat{e}^T = (1, 1, \dots, 1) \in E^m, e^T = (1, 1, \dots, 1) \in E^s
 \end{aligned} \right. \quad (1)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \left\{ \begin{aligned}
 & \min_{\theta, \lambda} [\sigma - \varepsilon (\hat{e}^T s^- + e^T s^+)] = h_D \\
 & s.t. \sum_{j=1}^n \lambda_j x_j + S^- = \theta x_{j0} \\
 & \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j - S^+ = y_{j0} \\
 & \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \\
 & \lambda_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n \\
 & S^+ \geq 0, S^- \geq 0
 \end{aligned} \right. \quad (2)
 \end{aligned}$$

式中：集合 x_j 的元素 x_{ip} 和集合 y_j 的元素 y_{m} 分别表示第 p 个决策单元 DMUP 的第 i 个输入和第 m 个输出， λ_j 为权重变量， S^- 为松弛变量， S^+ 为冗余变量， ε 为非阿基米德无穷小量。

模型 1 中 θ ($1 \geq \theta > 0$) 为综合技术效率值 (TE)，该指标值越大，则白莲种植户生产效率越高。当 $\theta = 1$ 时，表示对应白莲种植户生产效率位于最优生产的前沿面上，投入相对产出达到了综合效率最优。

1.3.2 随机前沿生产函数模型构建

生产函数 $f(x)$ 的标准定义是给定投入 x 情况的最大产出，但是在现实情况下，大多数白莲种植农户可能达不到最大产出前沿。因此，假设白莲种植户 i 的产量为：

$$y_i = f(X_i, \beta) \xi_i e^{v_i} \quad (3)$$

其中， β 为待估参数， ξ_i 为白莲种植户 i 的效率水平， $\xi_i \in (0, 1]$ ，即如果 $\xi_i = 1$ ，白莲种植户 i 正好位于效率前沿面。 $e^{v_i} > 0$ 为随机误差项，由于生产函数前沿 $f(X_i, \beta)$ 是随机的，故此类模型被称为随机前沿模型。本文将白莲生产函数模型设定为道格拉斯 (Cobb-Douglas, CD) 生产函数形式，即假设 $f(X_i, \beta) = e^{\beta_0} x_{i1}^{\beta_1} \dots x_{iK}^{\beta_K}$ ，则对公式 (3) 两边取对数可得：

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{ik} + \ln \xi_i + v_i \quad (4)$$

由于 $\xi_i \in (0, 1]$, 故 $\ln \xi_i \in (-\infty, 1)$, 定义 $u_i = -\ln \xi_i \geq 0$, 则公式(4)可以改写成为:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{ki} + \underbrace{v_i - u_i}_{\varepsilon_i} \quad (5)$$

式中, $u_i \geq 0$ 为“无效率项”, 反映白莲种植户 i 离效率前沿面的距离; 而 v_i 称为特异性误差(idiosyncratic error), 假设 v_i 为独立同分布(iid), 对称分布独立于 u_i , 因为 $u_i \geq 0$, 故公式(5)复合扰动项 $\varepsilon_i \equiv v_i - u_i$ 为非对称分布。如果 u_i 、 v_i 均独立于 x_{ki} , OLS 可以一致估计 $\beta_1, \dots, \beta_K$, 但由于复合扰动项期望 $E(\varepsilon_i) = E(v_i - u_i) = E(-u_i) \leq 0$, OLS 无法一致估计 β_0 。估计 u_i 前, 需要对 u_i 与 v_i 的分布做假设, 以便进行最大似然估计(MLE)。首先, 假设 u_i 与 v_i 均为 iid 且相互独立, 而且独立于解释变量 x_{ki} ; 其次, 假设 $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$, 对应的密度函数为: $\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \exp(-v_i^2 / 2\sigma_v^2)$ 。对 u_i 分布假设讨论如下:

(1) 半正态模型。

假设 $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$, 即方差为 σ_u^2 , 期望为 0, 并在原点左边断尾的“半正态分布”, 此模型成为“正态—半正态模型”, 简称“半正态模型”。半正态似然函数表达式为:

$$\ln L = -\ln \sigma - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (\varepsilon_i / \sigma)^2 + \sum_{i=1}^n \ln \varphi(-\varepsilon_i \lambda / \sigma) \quad (6)$$

(2) 截断正态模型。

Stevenson(1980)改变半正态模型 $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ 的假设条件, 提出 $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ 的“正态—截断正态模型”, 简称“截断正态模型”, 截断模型样本似然函数表达式为:

$$\ln L = -\ln \sigma - n \ln \varphi\left(\frac{\mu}{\sigma_u}\right) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left(\frac{\varepsilon_i + \mu}{\sigma}\right)^2 + \sum_{i=1}^n \ln \varphi\left(\frac{\mu}{\sigma \lambda} - \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right) \quad (7)$$

截断正态模型较半正态模型增加一个待估参数 μ , 在拟合数据方面具有更大的灵活性, 半正态模型是截断模型参数 $\mu=0$ 时的特殊形式。

(3) 指数模型。

假设 $u_i \sim E\left(\frac{1}{\sigma_u^2}\right)$, 密度函数为 $\frac{1}{\sigma_u^2} \exp\left(-\frac{u_i}{\sigma_u^2}\right)$, $u_i \geq 0$ 称为“正态—指数模型”, 简称“指数模型”, 指数模型的样本对数似然函数表达式为:

$$\ln L = -n \ln \sigma_u - n \left(\frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2}\right) + \sum_{i=1}^n (\varepsilon_i / \sigma_u) + \sum_{i=1}^n \ln \varphi(-\varepsilon_i / \sigma_v - \sigma_v / \sigma_u) \quad (8)$$

2 实证结果与分析

2.1 广昌白莲生产效率研究

将产出数据与投入数据代入公式(1)与公式(2)中,运用 DEAP2.1 分析软件,对比分析各阶段抚州市广昌白莲生产投入产出效率。利用数据包络方法的 C²R 模型,即公式(1),测度抚州市广昌白莲生产的综合技术效率(TE)。利用 BC² 模型,即公式(2),分析抚州市广昌白莲生产纯技术效率(PTE)和规模效率(SE)。进而求得投入指标的松弛值(radial movement),即 DMU_j对第 i 种输入的投入量冗余值为:

$$\text{radial movement}=(1-PTE)\times X_{ij} \quad (9)$$

产出指标的松弛值(slackmovement),即 DMU_j对第 i 种输入的投入量产出不足值为:

$$\text{slack movement}=\frac{\text{projected value}-\text{original value}}{\text{radial movement}} \quad (10)$$

根据数据包络分析法,TE 均值评价对应年份白莲生产综合技术效率,评价结果越接近 1,则说明对应年份白莲生产综合技术效率越高。PTE 均值评价对应年份白莲生产纯技术效率,评价结果越接近 1,则说明对应年份资源利用效率较高。SE 均值评价对应年份白莲生产规模效率,评价结果越接近 1,则说明对应年份规模效率越高。抚州市广昌白莲生产效率分阶段评价结果如表 3 所示。

表 3 广昌白莲生产技术效率、纯技术效率及规模效率分阶段评价结果

指标		2017 年	2016— 2010 年	2009— 2005 年	2004— 2000 年	1999— 1995 年	1994— 1990 年	1989— 1985 年	1984 年前
TE 均值		0.673	0.563	0.669	0.644	0.549	0.608	0.652	0.518
PTE 均值		0.819	0.808	0.851	0.780	0.795	0.824	0.860	0.855
SE 均值		0.822	0.697	0.786	0.825	0.691	0.738	0.758	0.606
规模效率	irs	0.896	0.884	0.697	0.710	0.850	0.619	0.696	0.640
	-	0.098	0.102	0.242	0.258	0.150	0.333	0.261	0.202
	drs	0.006	0.014	0.061	0.032	0.000	0.048	0.043	0.158
样本量		175	75	37	33	22	24	25	58

2017 年、2016—2010 年、2009—2005 年、2004—2000 年、1999—1995 年、1994—1990 年、1989—1985 年、1984 年前各阶段决策单元数量分别为 350、275、254、150、148、100、90、84,均超过分析模型中投入与产出变量合计数的 2 倍,即 12 个,满足数据包络效率分析的决策单元数量要求。抚州市广昌白莲种植纯技术效率呈现“U”型变化特征,1995—2005 年间纯技术效

率处于谷底。规模技术效率呈现上升趋势，规模技术效率从1984年的0.606上升至2017年的0.822，规模效率递增决策单元占比从1984年的0.640上升到2017年的0.896，规模效率不变的决策单元数量占比从1984年的0.202减少到2017年的0.098，规模效率递减决策单元数量占比从1984年的0.158降低到2017年的0.006。综合效率呈现上升趋势，综合效率从1984年前的0.518上升至2017年的0.673。广昌白莲生产技术效率、纯技术效率及规模效率变化趋势如图1所示。

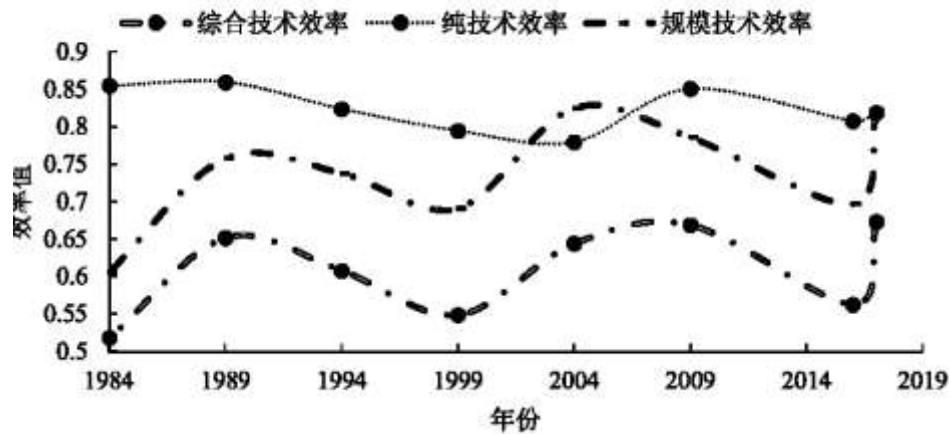


图1 广昌白莲综合技术效率、纯技术效率及规模技术效率变化图示

新中国成立至今，随着劳动力市场、农村耕地制度逐渐完善，农业经营的市场化程度不断提高，广昌白莲种植规模化程度不断增强，广昌白莲生产规模效率不断上升。1995—2004年间，即广昌白莲处于现代农业时期，大量劳动力流入城市部门，加之粗放式化肥、农药生产方式替代了传统农业时期精耕细作，导致广昌白莲生产投入资源利用效率降低，纯技术效率下降。2004年后，广昌白莲产业逐渐向生态化发展，商用有机肥、灭虫灯、性诱剂等科学生产方式逐步替代了化肥、农药粗放式生产方式，同时农业生态化提高了农产品经营效益，农民尝到了农业经营的甜头，愿意将更多的精力投入到生态农业产业经营过程中，白莲生产投入资源利用效率得到了极大的提升，纯技术效率显著上升。

抚州市广昌县白莲生产各投入指标冗余值与产出不足值计算结果如表4所示，整体而言，耕地、人工投入冗余率[冗余率(或亩均投入冗余)=(投入冗余+产出松弛)/耕地投入]呈现下降趋势，分别从1984年前的0.24、0.14下降到2017年的0.16、0.08，耕地、人工投入利用效率得到显著提升。化肥、农药亩均投入冗余呈现倒“U”型变化特征，2000—2009年，即现代农业时期，化肥、农药亩均投入冗余值处于波峰，分别从1984年前的18.45千克/亩与9.90元/亩提升到25.30千克/亩与20.1元/亩，传统农业向现代农业发展过程中，生产投入资源利用效率显著降低。现代农业向生态农业发展过程中，化肥、农药亩均投入冗余降低至16.55千克/亩与15.57元/亩，生产投入资源利用效率得到改善。讨论结果与上文技术效率分析结果相吻合。

表4 广昌白莲生产各投入指标冗余值与产出不足值计算结果

指标	2017 年	2016— 2010 年	2009— 2005 年	2004— 2000 年	1999— 1995 年	1994— 1990 年	1989— 1985 年	1984 年前
人工投入冗余均值	0.537	0.446	0.333	0.422	0.360	0.265	0.366	0.323
人工产出松弛均值	0.021	0.012	0.019	0.019	0.044	0.047	0.021	0.079
耕地投入冗余均值	0.832	1.065	1.043	1.138	0.697	0.977	0.651	0.578

耕地产出松弛均值	0.242	0.119	0.011	0.000	0.396	0.024	0.166	0.090
化肥投入冗余均值	65.796	202.402	156.75	194.695	90.892	103.644	63.234	50.062
化肥产出松弛均值	157.806	61.696	61.832	68.43	138.081	43.678	56.628	52.125
农药投入冗余均值	66.322	39.367	39.534	51.35	29.811	20.965	10.518	9.824
农药产出松弛均值	38.745	37.393	51.35	53.204	67.183	32.622	18.73	17.594

2.2 广昌白莲阶段性生产特征实证研究

本文以斯塔夫里阿诺斯^[26]、李周^[27]对农业发展阶段的划分为依据，根据土地承载能力、主要生产方式、主要生产工具、生产方式性质、生态影响效果、转化诱因等特点，将建国初期至今农业发展划分为传统农业、现代农业、生态农业三个阶段，如表 5 所示。

表 5 中国农业产业发展阶段划分

阶段特征指标	传统农业	现代农业	生态农业
土地承载能力	40 人/平方千米	160 人/平方千米	160 人/平方千米
主要生产方式	农牧结合的生产方式	引入无机物、化学生产方式并出现农牧分离	生态技术、物理、有机生产方式
主要生产工具	简单工具、人力投入等	农药、化肥、饲料等	商用有机肥、生态技术等
生产方式性质	有机、物理生产方式	无机、化学生产方式	有机、物理生产方式
生态影响效果	影响小	负面影响	经济与生态协调发展
转化诱因	人口增长压力	人口增长压力	生态环境压力

依据上述中国农业产业发展阶段的划分，基于白莲生产情况调查数据，通过分析广昌白莲产业各阶段发展特征，将广昌白莲产业发展进一步划分为 2017 年、2016—2010 年、2009—2000 年、1999—1990 年、1989 年前，即分别为“生态农业阶段”“生态农业过渡阶段”“现代农业阶段”“现代农业过渡阶段”“传统农业阶段”，共 5 个阶段，如表 6 所示。户均人工投入相对稳定，以 2 人为主的家庭生产模式未发生显著转变。户均耕地投入呈现增长趋势，种植规模化水平显著提升。亩均化肥、农药投入呈现倒“U”型的变化，波峰均处于现代农业阶段。亩均农家肥投入呈现递减趋势，亩均商用有机肥投入呈现递增趋势。

表 6 广昌白莲产业发展阶段划分

生产特征指标	阶段 1 生态农业	阶段 2 生态农业过渡	阶段 3 现代农业	阶段 4 现代农业过渡	阶段 5 传统农业
人工投入/(人/户)	1.99	2.01	1.97	2.04	2.06
耕地投入/(亩/户)	6.75	6.11	4.89	4.55	2.90

化肥投入/(千克/亩)	87.0	99.5	106.5	57.0	35.0
农药成本/(元/亩)	37	51	89	54	11
农家肥投入/(千克/亩)	11.0	12.0	72.5	163.5	382.5
商用有机肥覆盖率/ (千克/亩)	52.0	38.0	21.5	0	0

首先构建 2017 年广昌白莲生产模型，说明现阶段广昌白莲生产函数及特征，关于 2017 年广昌县农户白莲检验结果方面，共报告了 5 种模型分析结果，即半正态随机前沿模型[Frontier(h)]、指数随机前沿模型[Frontier(e)]、截断随机前沿模型[Frontier(t)]、最小二乘法模型(OLS)、最大似然函数模型(MLE)，以便对 2017 年白莲生产函数模型的最优模型结果进行对比、判定。

2017 年广昌白莲生产函数模型构建，随机前沿生产函数模型 1、模型 2、模型 3 关于“没有无效率项”的原假设 H_0 的检验， σ_u 对应 P 值均为 0.000，在 1%水平上拒绝原假设，即认为存在无效率项，说明在构建广昌县 2017 年白莲生产函数模型过程中，随机前沿生产函数模型相对于 OLS、ML 模型拟合效果更好，故排除模型 4 与模型 5。半正态、指数、截断三种类型随机前沿生产函数模型中模型检验值 LR 对应 P 值中，仅半正态、指数两类模型 P 值在 1%水平上显著，截断模型中模型检验值最大似然比 LR 对应 P 值并不显著，说明在构建 2017 年广昌白莲生产函数模型过程中，半正态与指数两类模型相对于截断前沿生产函数模型拟合效果更好，故排除模型 3。根据模型设定检验指标判定准则，最大似然对数 loglikelihood 绝对值越大，函数拟合效果越好，模型 1、模型 2 的最大似然对数分别为-85.34、-98.37，模型 2 的最大似然对数较模型 1 的最大似然对数值大，故模型 2 拟合效果最好，即指数前沿生产函数模型是构建 2017 年广昌白莲生产函数的最优模型。

模型 2 中， σ_v 、 σ_u 值分别为 6.22×10^{-9} 、0.65， λ 和 ψ [ψ 为随机误差项 v 对复合误差项的贡献， $\psi = \sigma_v^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$] 的系数分别为 4.5×10^7 、0.99，表明复合误差项主要来自管理误差 u ，随机误差项 v 对复合误差项贡献不足 1%，由此可以说明影响产出的各项随机因素中，高于 99%的因素是可以技术效率解释的，即用技术效率来解释 2017 年白莲种植产出变动是十分重要的，其余部分则是由于无法控制的因素导致。分析模型 2 的计量结果可知，人工投入、耕地投入的系数分别为 0.27、0.98，两者均在 1%统计水平上与白莲产量呈现正相关关系。商用有机肥、化肥、农药的系数分别为 0.17、0.02、0.01，且依次在 5%、10%、15%统计水平与白莲产量呈现正相关关系。就弹性比较而言，耕地投入作用>人工投入作用>商用有机肥投入作用>化肥投入作用>农药投入作用。投入变量显著性与弹性比较结果说明，生态农业发展阶段，人工投入、耕地投入对白莲产量的影响较强，商用有机肥投入、化肥投入、农药投入对白莲产量的影响依次减弱。

广昌白莲产业所处发展阶段的不同，生产特征会发生较大变化，根据第二部分的分析，将研究阶段分为 2017 年、2016—2010 年、2009—2000 年、1999—1990 年、1989 年前，即分别为生态农业阶段、生态农业过渡阶段、现代农业阶段、现代农业过渡阶段、传统农业阶段，共 5 个阶段。将搜集对应年份农户生产信息进行归纳，对 5 个阶段白莲生产分别进行实证研究，纵向研究每个阶段广昌白莲生产特点，横向对比研究广昌白莲产业发展内在变化规律。后 4 个阶段广昌白莲生产函数模型构建方法，与 2017 年广昌白莲生产函数模型构建方法相似，抚州市广昌白莲生产函数五阶段实证结果。

纵向研究表明：(1)1989 年前，即传统农业时期，耕地投入、农家肥投入、农药投入分别在 1%、5%、10%显著性水平上与白莲产量呈现正相关关系，人工投入、化肥投入与白莲产量之间均未呈现出显著的相关性。由于制度限制，这个时期农业劳动力充足，农户主要通过发酵农家肥、混拌化肥、自制土农药等方式进行农业生产。(2)1999—1990 年间，即现代农业过渡时期，耕地投入在 1%显著性水平上与白莲产量呈现正相关关系，化肥、农药、农家肥均在 10%显著性水平上与白莲产量呈现正相关关系。户籍制度对农村劳动力流动的限制开始松动，劳动力逐渐向城市部门转移，加之农牧出现分离，农家肥获得的难度增大，施用

便捷、成本低廉的商品化肥、农药逐渐成为农户新的生产方式，对农家肥、土农药产生了一定的替代作用，农业生产对人工投入的要求降低，人工投入与白莲产量之间的相关性并不显著。(3)2009—2000 年间，即现代农业时期，耕地投入、化肥投入、农药投入、农家肥投入分别在 1%、1%、5%、15%显著性水平上与白莲产量呈现显著正相关关系，这个时期农户主要依靠商品化肥、农药施用进行农业生产，农家肥对白莲产量影响进一步减小。(4)2016—2010 年间，即生态农业过渡时期，广昌白莲产业发展逐渐步入生态农业阶段，人工投入、耕地投入、化肥投入、农药投入、商用有机肥投入分别在 10%、1%、5%、10%、15%显著性水平上与白莲产量呈现正相关关系，生态农业提高了农业经营效率，同时对人力资本投入提出了较高的要求，人工投入、商用有机肥投入逐渐成为生态农业生产经营的关键因素。(5)2017 年，即生态农业时期，人工投入、耕地投入、商用有机肥投入、化肥投入、农药投入分别在 1%、1%、5%、10%、15%显著性水平上与白莲产量之间呈现正相关关系，这个时期人工投入对农业生产经营效益的重要性进一步增强，商用有机肥等生态种植技术对农药、化肥施用显现出一定的替代作用，农业生产方式发生较大转变。

横向研究表明：(1)对于人工投入而言，随着白莲产业由传统农业向生态农业发展，人工投入对白莲产量的影响逐渐增强，传统农业时期，需要大量的人工投入，但由于户籍制度对农村劳动力流动限制，农村劳动力存在富余，人力资源并不稀缺，人工投入对白莲产量影响并不显著。现代农业时期，户籍制度对农村劳动力流动限制基本解除，农民进城务工权益得到根本保障，农村大量劳动力流向城市部门，人力资源出现稀缺，但农户主要通过施用便捷、成本较低的化肥、农药进行白莲生产，对人工投入要求较低，人工投入仍未对白莲产量产生显著影响。生态农业时期，白莲生产对人工投入要求提升，农村人力资本稀缺性凸显，人工投入对白莲产量影响能力逐渐增强。(2)对于耕地投入而言，在白莲产业发展的各个阶段，耕地投入均在 1%显著性水平上与白莲产量呈现正相关关系，规模化经营在发展各个阶段均是提高白莲产业生产效益的关键。(3)对于化肥、农药投入而言，白莲产业由传统农业向生态农业发展过程中，化肥、农药投入对白莲产量影响呈现倒“U”型的变化特征，在现代农业阶段，白莲产量对化肥、农药依赖性最强。传统农业与生态农业时期，化肥、农药投入对白莲产量的影响最弱。(4)对于农家肥投入而言，随着白莲产业发展，农牧生产出现分离，农家肥覆盖率与施用量逐渐降低，农家肥投入对白莲产量的影响呈现下降趋势。(5)对于商用有机肥投入而言，商用有机肥在 2010 年后才逐渐被推广并采用，商用有机肥施用量与覆盖率呈现上升趋势，商用有机肥投入对白莲产量影响逐渐增强。(6)对于农户生产技术效率差异化而言，“没有无效率项”的原假设 H_0 的检验， σ_u 对应 P 值在传统农业、生态农业时期显著，在现代农业时期并不显著，广昌白莲由传统农业向生态农业发展过程中，技术效率对影响产出的各项随机因素的解释能力呈现“U”型变化趋势。广昌白莲产业由传统农业向现代农业发展过程中，种植户生产技术效率差异发生收敛；由现代农业向生态农业发展过程中，种植户生产技术效率差异出现发散。传统农业时期，没有商品农药、化肥投入，农户需要根据生产情况，亲自配制化肥、农药，并投入大量精力进行田间管理，这个时期农业生产效益与个体能力之间具有显著的关联，种植户间生产技术效率差异较大。现代农业时期，白莲生产方式从“亲力亲为”转变为“以化学产品代劳”，白莲生产对化肥、农药的依赖性变强，生产方式的转变导致白莲种植者与生产资料之间产生一定的异化现象，农户对白莲生产的可控性减弱，种植户间生产技术效率差异发生收敛。生态农业时期，生态农业带来可观的经济效益，农户愿意将更多的时间、精力投入到农业生产，商用有机肥、灭虫灯、生物农药、性诱剂等生态技术的使用对农业从业者素质提出了较高的要求，种植户间生产技术效益差异出现发散。

3 结论与启示

本文以广昌白莲产业发展为例，从生产技术效率与生产函数特征两个角度揭示了农业产业由“传统农业”到“现代农业”再到“生态农业”的内在变化规律。生产效率方面，纯技术效率呈现“U”型变化趋势，现代农业阶段处于波谷。综合技术效率、规模技术效率呈现上升趋势。人工投入、耕地投入冗余率呈现下降趋势。亩均化肥、农药投入冗余呈现倒“U”型变化特征，现代农业阶段处于波峰。生产特征方面，农业发展的各个阶段，耕地投入对农业生产影响均显著。人工投入、商用有机肥对农业生产影响逐渐增强，化肥、农药投入对农业生产影响呈现倒“U”型变化特征，农家肥投入对农业生产影响逐渐减弱。种植户生产技术效率差异呈现由收敛到发散的“U”型变化过程。

中国农业向生态农业阶段发展过程中，人力资本对农业产业发展作用逐渐凸显，应积极增强新型职业农民培育力度，重视农业从业者技能培训，提高农业从业者综合素质。加大生态技术研发与推广投入，推动分工明确的农业技术研发和推广两套体

系的建设与完善,提高农业科研成果转化水平,推进生态农业标准化生产,促使生产技术效率差异充分收敛。促进农户纯技术效率水平提升,提高化肥、农药利用效率,同时推广商用有机肥、生物农药、灭虫灯等生态农业生产技术。进而在保证产量不变的前提下,达到农药、化肥减施、少施的目的,提高农业生态化经营水平。完善耕地承包、经营权制度,促使耕地资源充分流动,提高耕地资源配置效率,提升农业规模化经营程度,释放规模效益。完善生态农业产品价值实现机制,提升农户参与生态农业生产内生动力。

参考文献:

- [1]Farrell M J.The measurement of productive efficiency[J].Journal of the Royal Statistical Society.Series A (General), 1957, 120(3):253-290.
- [2]Charnes A,Cooper W W,Phodes E.Measuring the efficiency of DMU[J].European Journal of Operational Research, 1978, 2(6):429-444.
- [3]Kawagoe T,Hayami Y,Ruttan V W.The intercountry agricultural production function and productivity differences among countries[J].Journal of Development Economics, 1985, 19(1-2):113-132.
- [4]Restuccia D, Yang D T, Zhu X D. Agriculture and aggregate productivity:A quantitative cross-country analysis[J]. Journal of Monetary Economics, 2008, 55(2):234-250.
- [5]Ruttan V W.Productivity growth in world agriculture:Sources and constraints[J].Journal of Economic Perspectives, 2002, 16(4):161-184.
- [6]McMillan J, Whalley J, Zhu L J. The impact of China' s economic reforms on agricultural productivity growth[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(4):781-807.
- [7]Lin Y F.Rural reforms and agricultural growth in China[J].American Economic Review, 1992, 82(1):34-51.
- [8]Wen G J.Total factor productivity change in China' s farming sector:1952-1989[J].Economic Development and Cultural Change, 1993, 42(1):1-41.
- [9]黄少安, 孙圣民, 宫明波. 中国土地产权制度对农业经济增长的影响——对 1949—1978 年中国大陆农业生产效率的实证分析[J]. 中国社会科学, 2005(3): 38-47, 206.
- [10] 郇红艳. 中国农业生产效率的萃取与空间差异——基于 1996—2013 年 31 个省份面板数据的测度[J]. 江汉论坛, 2019(1): 33-42.
- [11]李谷成. 中国农业的绿色生产率革命: 1978—2008 年[J]. 经济学(季刊), 2014(2): 537-558.
- [12]黄金波, 周先波. 中国粮食生产的技术效率与全要素生产率增长: 1978—2008[J]. 南方经济, 2010(9): 40-52.
- [13]王奇, 王会, 陈海丹. 中国农业绿色全要素生产率变化研究: 1992—2010 年[J]. 经济评论, 2012(5): 24-33.

-
- [14]王兵, 杨华, 朱宁. 中国各省份农业效率和全要素生产率增长——基于 SBM 方向性距离函数的实证分析[J]. 南方经济, 2011(10): 12-26.
- [15]侯孟阳, 姚顺波. 1978—2016 年中国农业生态效率时空演变及趋势预测[J]. 地理学报, 2018(11): 2168-2183.
- [16]Aigner D, Lovell C A K, Schmidt P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models[J]. Journal of Econometrics, 1977, 6(1): 21-37.
- [17]Kumbhakar S, Lovell C. Stochastic frontier analysis[M]. New York: Cambridge University Press, 2000.
- [18]Kalirajan K P, Obwona M B, Zhao S. A decomposition of total factor productivity growth: The case of Chinese agricultural growth before and after reforms[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1996, 78(2): 331-338.
- [19]Xu X S, Jeffrey S R. Efficiency and technical progress in traditional and modern agriculture: Evidence from rice production in China[J]. Agricultural Economics, 1998, 18(2): 157-165.
- [20]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.
- [21]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.
- [22]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——基于随机前沿生产函数法的实证分析[J]. 中国农村经济, 2013(3): 4-15.
- [23]李谷成, 冯中朝. 中国农业全要素生产率增长: 技术推进抑或效率驱动——一项基于随机前沿生产函数的行业比较研究[J]. 农业技术经济, 2010(5): 4-14.
- [24]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.
- [25]曾雅婷, 吕亚荣, 王晓睿. 农地流转对粮食生产技术效率影响的多维分析——基于随机前沿生产函数的实证研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(1): 13-21, 157.
- [26]斯塔夫里阿诺斯. 全球通史——从史前史到 21 世纪[M]. 北京: 北京大学出版社, 2016.
- [27]李周. 农业发展类型变化的经济学分析[J]. 中国农村观察, 2001(2): 25-31, 80.