

中国各地区油菜生产率的增長及收敛性分析^{*}

李 然,冯中朝

(华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070)

摘 要 运用基于 DEA 的 Malmquist 指数分析方法和省级油菜成本收益数据,对中国各地区油菜生产率的增长状况进行了实证分析,并将生产率进一步分解为技术进步和技术效率,在此基础上对全要素生产率地区间差距进行了绝对收敛和条件收敛检验。结果显示:1979 - 2005 年中国油菜生产率平均增长率为 - 6%,技术进步为 - 5.8%,技术效率为 - 0.2%,生产率的下降主要是由技术退步所引起的;全国各油菜主产省的生产率不仅存在 σ 收敛,并且存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛,其收敛速度分别为 7.59% 和 8.93%,而收敛现象主要发生在 20 世纪 80 年代。

关键词 油菜; Malmquist 指数; 生产率; 收敛

中图分类号: F323.3 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2010)01-0027-05

油菜是中国最主要的油料作物之一。改革开放以来,中国油菜生产取得了很大的进步。2005 年油菜总产量达 1 305.2 万吨。近年来,随着人口的增加和人民生活水平的提高,油料生产出现了供不应求的现象。2007 年中国植物油籽进口量突破 3 000 万吨。菜籽油作为中国居民的传统用油,“十五”期间,其消费量占食用植物油消费总量的比例已达 40%,居各种作物之首。因此,深入挖掘中国油菜的生产能力对于稳定油料生产、保障需求渐增的食用油供给都有很重要的意义。油菜生产能力提升的关键是其生产效率。因而分析中国油菜生产效率的增长及地区差距,对于促进油菜生产的持续发展等均具有现实意义和价值。

目前,鲜有学者对中国油菜的全要素生产率增长及其收敛性进行研究。沈琼等^[1]运用生产函数模型对中国油菜籽生产中科技进步贡献率与资源配置状况进行了分析。另外,数据包络分析方法(DEA)被大量地应用于农业部门全要素生产率增长的估算中,顾海^[2]运用 DEA 分析了中国农业全要素生产率的增长及构成;张冬平、冯继红^[3]运用 DEA 分析方法分析了 20 世纪 90 年代以来我国小麦生产全要素生产率及其构成的变化趋势及特点,并探讨我国小麦生产效率下降的原因及提高的途径;陈卫平^[4]运用 Malmquist 指数法研究了 1990 - 2003 年期间

中国农业全要素生产率及其构成的时序成长和空间分布特征。同时,关于中国农业生产率地区差距的研究也广泛存在。胡华江^[5]提出了计算我国农业综合生产率的方法,据此比较我国各地区间农业生产率的差别,并分析成因,提出缩小地区间差异的措施。韩晓燕、翟印礼^[6]在比较我国各省农业生产率的前提下,运用巴罗回归等方法,检验了我国农业生产率的收敛性和形成 β 收敛的条件。石惠等^[7]从经济增长理论的收敛机制和已有研究出发,探讨了中国农业全要素生产率水平地区间差距是否会逐渐缩小的问题。

本文在借鉴已有研究基础上,运用基于 DEA 的 Malmquist 生产率指数分析方法测算了全国及长江流域各主产省 1979 - 2005 年油菜生产的全要素生产率增长率,并在此基础上对全要素生产率地区间差距进行了绝对收敛和条件收敛检验。不仅度量了全国以及各省份全要素生产率逐期的动态变化,而且首次在全国范围和长江流域小范围内对油菜全要素生产率地区差距是否会自动消失进行了检验。

一、中国油菜生产率增长的测算

1. 研究方法

在油菜生产率增长的估计方法上,本文采用 Fare 等^[8]提出的基于非参数的 Malmquist 指数方

收稿日期:2009-06-15

^{*} 国家油菜现代产业技术体系建设专项课题(nycyt-x-00521)。

作者简介:李 然(1981-),男,博士研究生;研究方向:农业技术经济。E-mail: liran912@yahoo.com.cn

法,这主要是因为,该方法不需要相关的价格信息,而这对实证分析非常重要,因为一般情况下,相关投入和产出的数量数据比较容易得到,而要素价格等信息的获取较为困难,有时甚至不可能。同时,该方法还能很好地适应面板数据和多投入多产出分析。

2. 变量界定与数据说明

本文选取的产出变量为该年度油菜生产单位面积上的主产品产量。这是指每亩实际收获的油菜主产品的数量,以公斤为单位。在充分考虑油菜生产过程中生产要素相对重要性的基础上,投入变量选择亩用工量(标准劳动日)、肥料费(元)、机械畜力费(元)、种子费(元)、农药费(元)以及间接费用(元)作为投入变量。由于“排灌费用”与劳动力、肥料、机械畜力 3 项指标的相关性较大(相关系数的绝对值达 0.7 左右),因此将此指标舍掉。指标选取尽量采用实物量指标,为排除不同年份价格变化的影响(不考虑不同地区价格变化),种子费、肥料费、农药费、机械畜力费以及间接费用指标分别用各地区农业生产资料价格指数调整为 1978 年不变价格。

基础数据主要来源于《全国农产品成本收益资料汇编》(1980 - 2006 年)和《中国农村统计年鉴》(1980 - 2006 年)。考虑到数据的完整性和代表性,本文选取了浙江、云南、陕西、上海、青海、江苏、江西、湖南、湖北、河南、贵州、甘肃、安徽和四川 14 个油菜主产省(市、自治区,后文简称为“省”)的样本数据。其中,将重庆市并入四川省计算。表 1 为 14 个样本省份油菜生产在全国所占份额。

表 1 14 个样本省份油菜生产在全国所占比重 %

年份	1980	1985	1990	1995	2000	2005
播种面积	88.65	93.63	93.71	93.01	91.10	93.36
产量	94.15	96.73	95.50	94.79	93.39	95.27

资料来源:根据《中国农村统计年鉴》计算得出。

3. 结果分析

本文利用数据包络分析软件 DEAP 计算了 1979 - 2005 年中国油菜生产率各年的 Malmquist 指数。由于文中使用的是省级面板数据,因此,在估计中国农业生产率的增长率时,首先计算了 1979 - 2005 年中国各省农业生产率逐年的 Malmquist 指数,并将其分解为技术进步指数和技术效率变化指数。然后,将各省的计算结果进行汇总平均后得到中国农业生产率的增长率。图 1 给出了 1979 - 2005 年中国农业生产率 Malmquist 指数

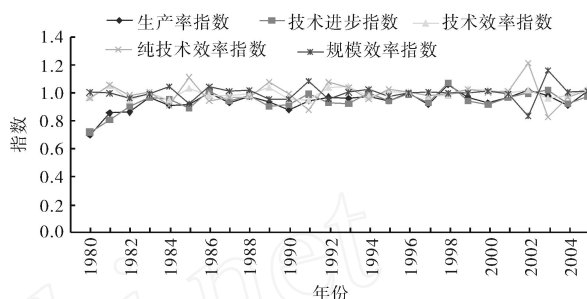


图 1 中国油菜生产率的 Malmquist 指数及其分解及其分解结果。

结果表明,中国油菜生产率在所考察的样本期间内呈现出一种负向增长的趋势,其平均降幅为 6%。由图 1 可以看出:中国油菜生产率表现出明显的波动性,且这种变化与中国油菜产出增长的实际情况基本吻合。进一步的分析发现,生产率的下降主要是由技术退步所引起的,这段时期内平均技术进步率为 - 5.8%;而技术效率基本没有变化,其平均降幅仅为 0.2%,其中纯技术效率和规模效率均略有下降。从其变化趋势来看,中国油菜生产率增长呈现出全国农业生产率增长的构成特征,即生产率的变化与技术进步的变化具有高度的一致性,技术效率的年际变化幅度相对较小。从这一分析结果可知,今后要促进中国油菜生产率的增长,关键在于提高油菜生产的技术进步水平。

二、中国油菜生产率的收敛性检验

1. σ 收敛检验

在 σ 收敛的实证检验中,研究者经常采用基尼系数、Theil 指数、变异系数等指标来衡量不同经济体之间的经济水平差距随时间变化的趋势。这里,我们采用标准差和变异系数指标来考察中国油菜生产率的 σ 收敛。其中, $r = s / \overline{TFP}$, r 表示变异系数, s 表示生产率指数的标准差, $\overline{TFP}$ 表示生产率指数的平均值。利用前文的估计结果我们得出了 1979 - 2005 年中国及长江流域油菜生产率指数的标准差和变异系数(如图 2 所示)。1979 - 2005 年间中国油菜生产率指数的标准差和变异系数总体上呈现出下降的趋势,这表明中国油菜生产率存在 σ 收敛。

但在此期间,标准差和变异系数呈现出显著的波动特征,说明中国油菜生产率的收敛趋势并不稳定,少数年份出现扩散的趋势,如 1989 年、1990 年等。长江流域是中国冬油菜的主产区,也是世界上最大的油菜主产带,主要包括浙江、上海、江苏、江

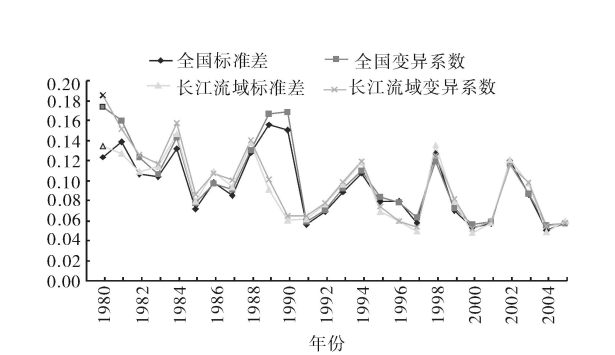


图 2 中国及长江流域油菜生产率指数的标准差和变异系数

西、安徽、湖南、湖北、河南、贵州、云南和四川等省份,其收敛情况类似于全国,从 σ 收敛检验初步来判断,长江流域内各省份之间的油菜生产率存在缩小的趋势,即存在“俱乐部收敛”现象,但其波动性依然明显。

对 σ 收敛情况的进一步检验可通过式(1)来进行:

$$r_{it} = \sigma_1 + \sigma_2 t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中, r_{it} 为反映地区差距的生产率指标的变异系数, t 为时间变量, ε_{it} 为随机扰动项, σ_1 、 σ_2 为待估参数。如果 σ_2 回归结果显著为负,则说明地区间的油菜生产率差距随着时间的推移有缩小的趋势,存在绝对 σ 收敛。

考虑到邓小平“南巡”讲话和党的十四大的召开正式确立社会主义市场经济体制,使 1992 年前后中国经济运行机制发生了较大变化,本文以 1992 年为断点对整个改革开放以来中国及长江流域的油菜生产率进行了分阶段检验。从表 2 可以看出,相关统计检验进一步验证了前文的结论,即中国油菜生产率整体上存在绝对 σ 收敛,而这种收敛主要发生在 20 世纪 90 年代以前,长江流域内部也出现了类似的性质。

表 2 生产率指数绝对 σ 收敛回归检验

σ_2 系数	1980 - 2005 年	1980 - 1991 年	1992 - 2005 年
全国	- 0.003 4 *** (0.001 1)	- 0.006 9 *** (0.001 4)	- 0.001 6 *** (0.000 3)
长江流域	- 0.003 1 *** (0.000 7)	- 0.008 1 *** (0.002 0)	- 0.001 5 *** (0.000 2)

注:***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%和 10% 的显著性检验;括号内为标准误差项。

2. β 收敛检验

(1) 绝对 β 收敛检验。按照 Barro 和 Sala-i-Martin 的思路^[10],我们对检验模型的基本形式做了适当变换,其回归估计式为:

$$(\ln TFP_{it} - \ln TFP_{i0}) / T = \beta_1 + \beta_2 \ln TFP_{i0} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

式中, TFP_{it} 和 TFP_{i0} 分别表示报告期和基期第*i*个省的油菜生产率指数, T 为所考察的时间跨度, β_1 和 β_2 为带估参数, ε_{it} 为随机扰动项, β_2 若为负则说明存在 β 收敛。此时,收敛速度 λ 的计算公式为:

$$\beta_2 = - (1 - e^{-\lambda T}) / T \tag{3}$$

通过运用普通最小二乘法(OLS)对式(2)中的参数进行估计。在进行具体的估计之前,为了消除农业生产周期波动带来的影响,我们将样本平均划分为 5 个时间段,即每一时间段长度为 5 年。具体是 1980 - 1984 年、1985 - 1989 年、1990 - 1994 年、1995 - 1999 年、2000 - 2004 年,并将每 5 年的平均值作为各个时期的生产率指数。

(2) 条件 β 收敛检验。遵循 Miller^[11]的思路,采用面板数据双向固定效应模型来进行条件收敛性检验。其原因在于,通过设定截面和时间固定效应不仅考虑了不同个体有不同稳态值,也考虑了个体自身稳态值能随时间的变化而变化,同时还能避免遗漏解释变量,避开了解释变量的选择问题^[11]。本文用来对中国油菜生产率条件收敛性进行检验的计量模型如下:

$$d(\ln TFP_{i,t}) = \ln TFP_{i,t} - \ln TFP_{i,t-1} = \beta_1 + \beta_2 \ln TFP_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

式中, $TFP_{i,t}$ 和 $TFP_{i,t-1}$ 分别表示第*t*年和第*t*-1年第*i*个省的油菜生产率指数, $t = 1, 2, \dots, 5$,与前文各个时间段的平均值相对应。此时,收敛速度 λ 的计算公式为:

$$\beta_2 = - (1 - e^{-\lambda T}) \tag{5}$$

(3) 检验结果。表 3 和表 4 分别报告了中国及长江流域油菜生产率的绝对 β 收敛和条件 β 收敛检验结果。

从表 3 可以看出,参数 β_2 的估计值分别为 - 0.034 和 - 0.0346,且在 1%的水平上显著,这表明 1980 - 2005 年间中国及长江流域各省油菜生产率的增长速度与它们的油菜生产率指数的初值负相关,低生产率水平省份比高生产率水平省份的增长速度更快,从而趋于收敛,其收敛速度分别为 7.59% 和 7.94%。这意味着各省油菜生产率指数在朝一个共同的均衡水平运动。分阶段检验来看,20 世纪 80 年代存在较为显著的收敛趋势,1992 年以来各省油菜生产率并不存在显著的绝对 β 收敛。这可能说明了从 1992 年开始市场化改革进程的加速使得各

种促进生产率收敛的社会经济条件在市场化进程中被弱化,也可能与整个市场取向的改革进程中明确提出采取“效率优先、兼顾公平”的改革战略有关。

表 3 生产率指数绝对 β 收敛性检验

	系数	1980 - 2005 年	1980 - 1991 年	1992 - 2005 年
全国	β_2	- 0.034 0 *** (0.003 7)	- 0.049 5 *** (0.009 4)	- 0.005 4 (0.018 7)
	λ	0.075 9	0.071 5	0.005 7
	R^2	0.875 6	0.876 9	0.617 2
	β_2	- 0.034 6 *** (0.004 1)	- 0.049 6 *** (0.010 9)	- 0.005 0 (0.017 9)
长江流域	λ	0.079 4	0.071 8	0.005
	R^2	0.888 8	0.872 5	20.703 0

注:***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%和 10% 的显著性检验;括号内为标准误差项。

表 4 生产率指数条件 β 收敛性检验

	β_2 值	λ 值	R^2 值
全国	- 0.360 4 *** (0.056 3)	0.089 3	0.644 3
长江流域	- 0.392 1 *** (0.070 5)	0.099 5	0.5985

注:***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%和 10% 的显著性检验;括号内为标准误差项。

从表 4 可以发现,参数 β_2 的估计值分别为 - 0.360 4 和 - 0.392 1,且在 1% 的水平上显著,这表明中国及长江流域内部油菜生产率存在条件 β 收敛,这意味着各个省的油菜生产率一直在朝着它们各自的稳定均衡水平收敛,其收敛速度分别为 8.93% 和 9.95%。

因此可以得出如下结论:中国及长江流域油菜生产率同时存在绝对收敛和条件收敛,这表明中国及长江流域内部各省油菜生产率各自的均衡值最终是趋于一致的。换言之,各省油菜生产率水平的差距不仅可以缩小,而且最终将稳定在同一水平上。低生产率水平省份的增长速度之所以比高生产率水平省份快,从而趋于收敛,可能的主要原因是油菜生产技术水平特别是在整个 20 世纪 80 年代的地区变化成为重要的决定因素。自农村经济改革以来,在油菜新品种培育和栽培技术等方面都有很大的改进,并在实际生产中得到普遍应用,如 1987 年中国农业科学院油料作物所贺源辉研究员育成的抗高产广适性油菜新品种中油 821,该品种高产稳产、抗病性强、适应性广,是 20 世纪 80 年代全国范围内推广面积最大的一个优良常规品种,1992 年获国家发明三等奖。在栽培技术方面,改革开放以后,主要针对油菜高产的重要途径——“秋发”栽培进行了深入研究和示范,1990 年由中国农科院主持进行了科技成果鉴定,同行专家评定该项科技成果“居世界领先地位”,1991 年获中国农科院科技进步一等奖,1995 年获国家科技进步三等奖,这大大提高了中国的油菜产量,同时这些技术在地区之间的扩散速度比较快,但农业技术的创新需要相对较长的时间,从而使得油菜生产相对落后的地区有可能追赶上相对发达的地区。此外,农村公共投资对生产率收敛的积极作用也非常重要。

三、结论与政策建议

本文利用基于非参数的 Malmquist 指数方法,对 1979 - 2005 年中国油菜生产率的增长进行了估计,其基本结论为:中国油菜生产率在所考察的样本期间内呈现出一种负向增长的趋势,其平均降幅为 6%,并且表现出明显的波动性。生产率的下降主要是由技术退步所引起的,而技术效率基本上没有变化。同时,本文还对中国油菜生产率的收敛性分别进行了 σ 收敛和 β 收敛检验。其检验结果为:中国各省油菜生产率不仅存在 σ 收敛,而且存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛,其收敛速度分别为 7.59% 和 8.93%,而收敛现象主要发生在 20 世纪 80 年代。长江流域的情况类似于全国。生产率的持续增长对中国油菜产业的发展至关重要。

应采取的相应政策建议为:大力加强科技进步,努力提高单产水平,促进优质生产。当前,中国油菜籽单产水平仅接近世界平均水平,仍有较大比重的油菜单产处于中低水平;油菜籽含油率还较低,长江流域及黄淮冬油菜区菜籽含油量比加拿大、澳大利亚、法国等国低 2 ~ 3 个百分点,杂交油菜新品种的良法配套还很不完善。要加大对教育科研的投入,加快科技进步,加强优质油菜和杂交油菜新品种的引进和选育,继续把“双低”油菜新品种选育和推广作为重点,提高油菜主产区优质高产。进一步推广现有油菜种植技术。从油菜生产本身的技术水平而言,一些地方由于历年来对农业生产技术重视不足,以及制约油菜关键性技术如高产、抗病、抗倒性、早熟抗冻等难以在短期内取得突破,使得油菜生产受到了较大影响。比如一些边远山区、老区、少数民族地区生产技术水平落后的情况依然存在,这些地区交通不便,信息不灵通,经济发展滞后,新技术根本得不到及时推广,技术和各种市场信息传播速度慢,农田投入严重不足,广种薄收习以为常,经营方式十分落后。因此,积极推广现有油菜栽培种植技术的任务还比较艰巨,政府应该引起充分重视。

充分发挥长江流域规模种植优势,提高机械化水平。在加拿大、澳大利亚等国,油菜籽均是农场生产的,生产规模一般都达几千亩甚至上万亩,并实现了从种到收的全程机械化,单位面积生产成本很低。长江流域是我国油菜籽最大的集中产区,也是世界甘蓝型油菜三大集中产区之一。要在长江流域种植面积稳定提高的基础上,加速长江双低油菜带建设步伐,提高油菜生产的机械化水平,充分发挥规模效应,有效降低我国油菜的生产成本。

参 考 文 献

- [1] 沈琼,张思光.我国油菜生产中科技进步与资源配置潜力分析[J].农业现代化研究,2005(5):358-361.
- [2] 顾海,孟令杰.中国农业 TFP 增长及其构成[J].数量经济技术经济研究,2002(10):15-18.
- [3] 张冬平,冯继红.我国小麦生产效率的 DEA 分析[J].农业技术经济,2005(3):48-54.
- [4] 陈卫平.中国农业生产率增长、技术进步与效率变化:1990-2003 年[J].中国农村观察,2006(1):18-23.
- [5] 胡华江.我国农业综合生产率地区差异分析[J].农业技术经济,2002(3):53-57.
- [6] 韩晓燕,翟印礼.中国农业生产率的地区差异与收敛性研究[J].农业技术经济,2005(6):52-57.
- [7] 石惠,王怀明,孟令杰.我国地区农业 TFP 差距趋势研究[J].农业技术经济,2008(3):25-31.
- [8] FARE R, GROSSKOPF S, NORRIS M, et al. Productivity growth, technical progress and efficiency changes in industrialized countries [J]. The American Economic Review, 1994(84):832-836.
- [9] FARE R, GROSSKOPF S, NORRIS M. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries: reply [J]. American Economic Review, 1997(87):1040-1043.
- [10] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. Economic growth [M]. New York: McGraw, 1995: 3-8.
- [11] MILLER S M. Total factor productivity and the convergence hypothesis [J]. Journal of Macroeconomics, 2002(24):267-286.

Analysis of Rape Productivity Growth and Convergence in Various Regions of China

LI Ran, FENG Zhong-chao

(College of Economic & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070)

Abstract In this paper, we use the Malmquist index based on DEA and provincial cost-benefit data to analyze rape productivity growth conditions in various regions of China and further divide productivity into technological progress and technical efficiency. On this basis we test the absolute convergence and the conditional convergence of total factor productivity in the gaps between the regions. The conclusions show that the average growth rate of rape productivity of China is - 6%, - 5.8% for technological progress and - 0.2% for technical efficiency. The decline in productivity is primarily caused by technical setbacks. There is not only the productivity of σ convergence, but also absolutely β convergence and conditions β convergence. The convergence rate were 7.59% and 8.93%, and the convergence phenomenon occurred mainly in the 1980s.

Key words rape; Malmquist index; productivity; convergence

(责任编辑:陈万红)