

CD 生产函数在油菜生产中的应用

席利卿, 彭可茂

(华中农业大学经济管理学院—土地管理学院, 湖北 武汉 430070)

摘要: 援引 1990~2004 年我国油菜的投入产出数据, 拟合并检验了油菜的 Cobb-Douglas 生产函数, 进而测定了油菜生产的科技贡献率、各生产要素的产出效率及边际效益。结果表明: 油菜生产的规模收益呈递增趋势, 面积扩张有利于增产, 且化肥的增产效果明显, 但是劳动投入过于密集, 农药投入不经济, 且科技进步贡献率有待提高。最后从调整要素投入结构、科技推广及产业化等方面给出了启示。

关键词: 油菜; Cobb-Douglas 生产函数; 启示

中图分类号: S565.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-3268(2006)11-0047-04

油菜是一种世界性的重要油料作物, 世界种植面积已从 1950 年的 270 万 hm^2 发展到现在的 2 700 万 hm^2 。目前, 我国是油菜生产的第一大国, 其种植面积和产量均占到世界总量的 1/4 以上, 同时作为加工和消费的第一大国, 油菜在我国农业及国民经济中占有重要的地位。

随着经济发展、人口增长及居民生活水平的提

高, 国内食用植物油消费量激增。居民人均植物油消费从 1990 年的 6.04kg 增长到 2003 年的 9.59kg, 年增率达 3.93%, 菜籽油的同期年均消费比重占到全部植物油消费的 24.92%。2002 年, 人均菜籽油消费达到 2.842kg, 总消费量达到 365 万 t。用于食用的油菜籽, 从 1961 年的 30 万 t 增加到 2001 年的 860 万 t, 增长了 27.7 倍; 用于饲料的油菜籽, 从 1961

收稿日期: 2006-06-12

作者简介: 席利卿(1981-), 女, 河南巩义人, 在读硕士研究生, 主要从事国际贸易及技术经济研究。

的叶绿素含量、气孔导度、蒸腾速率和净光合速率始终高于中、低氮处理, 这说明干旱胁迫对低氮烟株的影响更为严重, 较高的氮素营养有利于烤烟通过生理过程的调节来抵御干旱的侵袭。

3) 3 个品种正常供水处理的 Pro 和 MDA 含量均较干旱处理低, 并且呈平稳的变化趋势, 干旱处理的 Pro 和 MDA 含量随着土壤含水量的降低而逐渐升高, 恢复供水后又逐渐下降, 3 个品种的下降趋势基本一致。云 87 的 Pro 含量始终比 6002, NC89 高, 而 MDA 含量比 6002, NC89 低, 这表明云 87 的自身调节能力较强, 受伤害程度较轻。

4) 3 个氮素水平处理在正常供水时的 Pro 和 MDA 含量比干旱胁迫时低, 且变化趋势平稳, 随着干旱胁迫的加剧, 烟叶的 Pro 和 MDA 含量逐渐上升, 恢复供水后又下降; 高氮处理的 Pro 含量始终比中、低氮处理高, 而 MDA 含量比中、低氮处理低, 这说明较高的氮素营养能够增强烟叶自身的调节能力, 降低受害程度。

参考文献:

- [1] 汪邓民, 吴福如, 杨红娟, 等. 干旱对不同烤烟品种的生理及其烟株生长势的影响[J]. 烟草科技, 2001(1): 39-41.
- [2] 汪耀富, 韩锦峰, 林学梧. 烤烟生长前期对干旱胁迫的生理生化响应研究[J]. 作物学报, 1996, 22(1): 117-121.
- [3] 张岁岐, 李秧秧. 施肥促进作物水分利用机理及对产量的影响的研究[J]. 水分保持研究, 1996, 3(1): 185-191[5].
- [4] 韩锦峰. 干旱胁迫下烤烟光合特性和氮素代谢的研究[J]. 华北农学报, 1994, 9(2): 39-45.
- [5] 邹琦. 植物生理学实验指导[M]. 北京: 中国农业出版社, 2000.
- [6] 覃鹏, 杨志稳, 孔治有, 等. 干旱对烟草旺长期光合作用的影响[J]. 亚热带植物科学, 2004, 33(2): 5-7.
- [7] 昆松. 植物分子生理学进展[M]. 杭州: 浙江大学出版社, 2000. 207-215.
- [8] 植物生理学通讯编辑部. 植物生理学专题讲座[M]. 北京: 科学出版社, 1987. 320-369.

年的0.78万t上升到2001年的141万t,增长了179.8倍。此外,国内食用植物油市场存在着巨大的供需缺口。2000~2003年,如果把进口植物油折合成油菜籽,则我国油菜籽及大豆的进口比重分别占到自产量的15.11%及135.96%,进口依赖度很高。

可见,我国现阶段正面临一个需求稳步增长,进口快速扩大的局面。因此,分析和认识自身油料的投入产出状况,并有针对性地扬长避短,是一个重要而紧迫的课题。为此,以油菜的投入产出为研究对象,运用Cobb—Douglas生产函数模型(以下简称CD函数),对其生产函数进行了测算和检验,确定了油菜的科技贡献率、投入要素的产出效率及边际效益,并在总结相关结论的基础上,给出了几点启示,以供决策参考。

1 模型及测算

1.1 CD函数的一般说明

CD函数是美国经济学家P H Douglas和数学家C W Cobb根据统计资料,在研究20世纪初美国的资本(K)和劳动(L)投入对产量(Y)的影响时得出的一种生产函数,其基本形式为^[1]:

$$Y=AK^{\alpha}L^{\beta}$$
 (1)

(1)式中,A是常数项,代表一定的技术水平; α 及 β 分别为资本及劳动的产出弹性。CD生产函数是 $\alpha+\beta$ 次的齐次函数:若 $\alpha+\beta=1$,则规模收益不变;若 $\alpha+\beta<1$,则规模收益递减;若 $\alpha+\beta>1$,则规模收益递增。且在CD函数中,要素的替换弹性为1。鉴于CD函数对产出弹性及规模收益测定的便利,因而常被用来测算技术进步贡献率。为了测算技术进步贡献率,通常假定技术进步是中性的,这样CD函数就变为:

$$Y=AK^{\alpha}L^{\beta}=Be^{\hat{a}}K^{\alpha}L^{\beta}$$
 (2)

(2)式中,从 $AK^{\alpha}L^{\beta}$ 到 $Be^{\hat{a}}K^{\alpha}L^{\beta}$,技术进步因子已经从A分离到 δ 当中^[2], δ 为测算期内技术进步的年平均变动率;B为截距项; $e^{\hat{a}}$ 为技术进步对t年度产出的影响系数,e为自然对数的底。在实际求解中,通常对(2)式取自然对数,转化成多元线性回归形式来求解,见(3)式。

$$\ln Y=\ln B+\hat{a}+\alpha\ln K+\beta\ln L$$
 (3)

1.2 模型设定及变量说明^[3]

根据(2)式,油菜的CD函数可表示为:

$$Y_i=Be^{\hat{a}_i}X_{1i}^{\beta_1}X_{2i}^{\beta_2}X_{3i}^{\beta_3}X_{4i}^{\beta_4}$$
 (4)

(4)式中,B为截距项; Y_i 为第i年总产量,单位为万t; t_i 为第i年的时间变量,令1990年 $t=1$,依次

类推; X_{1i} 为第i年收获面积,单位为万 hm^2 ; X_{2i} 为第i年生产所投入的劳动日数量,用每公顷劳动投入量乘以总收获面积来计算,单位为万个工日; X_{3i} 为第i年生产所投入的化肥费用,用每公顷化肥投入费用乘以总收获面积来计算,单位为万元; X_{4i} 为第i年生产所投入的农药费用,用每公顷农药投入费用乘以总收获面积来计算,单位为万元;将上述诸自变量以外的,对总产量起促进作用的因素归入到变量 δ 中,即科技进步率。

1.3 数据说明

为了保证统计的一致性,本研究数据全部来自于《全国农产品成本收益资料汇编》(1991~2005年),变量的选取及处理见1.2。此外,化肥支出费用及农药支出费用,分别用全国各地区农业投入品生产资料价格指数(令1990年价格指数为100)进行调整,价格指数亦来源于《全国农产品成本收益资料汇编》,见表1。

表1 1990~2004年我国油菜的产出与投入

年份	产量Y (万t)	序列 t	收获面积 X_1 (万 hm^2)	劳动投入 X_2 (万个工日)	化肥投入 X_3 (万元)	农药投入 X_4 (万元)
1990	695.81	1	550.30	12 721.36	165 832.91	18 407.54
1991	743.61	2	613.32	12 753.51	189 791.29	21 527.47
1992	765.31	3	597.58	17 054.21	222 839.33	21 333.77
1993	693.91	4	530.01	16 538.59	206 942.52	16 456.82
1994	749.21	5	578.31	21 324.90	306 564.04	30 448.21
1995	977.70	6	690.70	36 282.53	415 663.98	42 892.54
1996	920.11	7	673.48	43 675.88	457 828.98	44 045.33
1997	954.40	8	647.50	43 012.54	473 484.81	42 443.66
1998	830.05	9	652.70	40 309.18	414 826.47	47 484.27
1999	1 013.20	10	689.90	38 200.82	464 027.55	59 917.92
2000	1 138.06	11	749.44	41 754.29	492 941.53	55 645.62
2001	1 133.15	12	709.48	44 551.24	442 076.49	49 805.44
2002	1 055.23	13	714.33	48 153.01	423 883.66	55 503.47
2003	1 142.00	14	722.10	49 930.15	460 014.12	72 571.10
2004	1 304.00	15	733.00	51 569.76	497 744.33	67 509.39

注:资料来源:根据《全国农产品收益资料汇编》(1991~2005年)^[4]整理

1.4 回归测算

对(4)式取对数,得到: $\ln Y=\ln B+\hat{a}+$

$$\beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \beta_4 \ln X_4 \quad (5)$$

令显著水平 $\alpha=0.05$, 利用软件回归, 得到:

$$\ln Y = -4.9468 + 0.0290t + 1.3152 \ln X_1 - 0.1030 \ln X_2 + 0.1779 \ln X_3 - 0.1656 \ln X_4$$

各系数的 t 值依次为: $-1.6735, 2.6272, 3.3638, -0.5627, 0.7655, -1.0353$

由于 F 值 $=32.6545$, F 检验临界值 $=1.6501 \times 10^{-5}$, F 值 $> F$ 检验临界值, 且 $R^2=0.9478$, 所以在 $\alpha=0.05$ 的显著水平下, 模型是基本合理的。

1.5 模型的检验

尽管回归变量系数的联合显著性检验结果很强 (F 值 $> F$ 检验临界值), 以及回归的决定系数也很大 (R^2), 但此时各拟合系数的 P 值依次为: 0.1286 (截距项), $0.0275, 0.0083, 0.5874, 0.4636$ 和 0.3275 , 其中 $0.5874, 0.4636$ 及 0.3275 明显皆大于 $\alpha(0.05)$, 说明 β_2, β_3 及 β_4 不能通过 $\beta_i \neq 0$ 的假设检验。即 β_2, β_3 及 β_4 的 t 值过小, P 值过大, 可见回归出现了多重共线性。

1.6 模型的调整与确定

本研究运用差分法消除多重共线^[9]: 计算数据的自然对数值 $\ln Y, \ln X_1, \ln X_2, \ln X_3$ 及 $\ln X_4$, 求其各自自然对数值的差分 $\Delta \ln Y, \Delta \ln X_1, \Delta \ln X_2, \Delta \ln X_3$ 及 $\Delta \ln X_4$, 模型变为:

$$\Delta \ln Y = \ln B + \alpha + \beta_1 \Delta \ln X_1 + \beta_2 \Delta \ln X_2 + \beta_3 \Delta \ln X_3 + \beta_4 \Delta \ln X_4 \quad (6)$$

令显著水平 $\alpha=0.05$, 利用软件回归, 得到:

$$\Delta \ln Y = -0.0711 + 0.0104t + 0.8875 \Delta \ln X_1 - 0.1111 \Delta \ln X_2 + 0.7468 \Delta \ln X_3 - 0.3016 \Delta \ln X_4$$

各系数的 t 值依次为: $-1.4481, 2.0210, 2.3536, -0.6673, 2.7311, -2.0918$

各系数的 P 值依次为: $0.1856, 0.0779, 0.0464, 0.5233, 0.0258, 0.0698$

由于 F 值 $=5.6505$, F 检验临界值 $=0.0160$, F 值 $> F$ 检验临界值, 且 $R^2=0.7793$, 所以在 $\alpha=0.05$ 的显著水平下, 模型是基本合理的。从 1.5 和 1.6 中的 P 值来看, 变量 X_2 始终不能通过 t 检验。若将其从模型中删除, 重新回归, 可以得到:

$$\Delta \ln Y = -0.0875 + 0.0106t + 0.8525 \Delta \ln X_1 + 0.6489 \Delta \ln X_3 - 0.2799 \Delta \ln X_4 \quad (7)$$

各系数的 t 值依次为: $-1.7063, 2.1194, 2.3568, 2.9031, -2.0569$

各系数的 P 值依次为: $0.1221, 0.0631, 0.0428, 0.0175, 0.0698$

由于 F 值 $=7.4084$, F 检验临界值 $=0.0063$, F

值 $> F$ 检验临界值, 且 $R^2=0.7670$, 所以在 $\alpha=0.05$ 的显著水平下, 模型是合理的。此时 $\hat{\alpha}, \beta_1, \beta_3, \beta_4$ 的 t 值都较大, 可以通过 P 检验, 因此, 各系数的拟合值是合理的。即模型最终应确定为 (7) 式所示, 且 $\hat{\alpha}=0.0106, \beta_1=0.8525, \beta_3=0.6489, \beta_4=-0.2799$ 。

2 测算结果与讨论

2.1 油菜总产量年均增长率

令 $E=1990$ 年油菜总产量, $F=2004$ 年油菜总产量, r 为油菜总产量年均增长率, 则有 $E(1+r)^{14}=F$, 可测算出 1990~2004 年, 全国油菜总产量年均增长率为 $r=4.5887\%$ 。

2.2 科技贡献率^[9]

科技进步率 $\delta=1.06\%, 1.06/4.5887 \times 100\% = 23.1002\%$, 因此, 我国油菜生产的科技进步贡献率为 23.1002% 。

2.3 生产弹性(效益系数)分析

模型 (7) 中, $\beta_1=0.8525, \beta_3=0.6489, \beta_4=-0.2799$ 分别为收获面积、化肥投入费用和农药投入费用的生产弹性值, 它们分别表示在其他条件不变的情况下, 如果收获面积每增加 1% , 总产量将会增加 0.85% ; 如果化肥投入费用每增加 1% , 总产量将会增加 0.65% ; 如果农药投入费用每增加 1% , 总产量将会下降 0.28% 。

2.4 边际效益分析

$$\partial y / \partial x_1 = \beta_1 \times y / x_1 = 0.8525 \times 1304.00 / 733.00 = 1.5166 \text{ 万 t}$$

$$\partial y / \partial x_2 = \beta_2 \times y / x_2 = 0.6489 \times 1304.00 / 497744.33 = 17t$$

$$\partial y / \partial x_4 = \beta_4 \times y / x_4 = -0.2799 \times 1304.00 / 67509.39 = -54t$$

以上结果表明, 在 2004 年的生产条件下, 当其他要素不变时, 每增加 1 万 hm^2 收获面积, 油菜总产量将增加 $15166t$; 每增加 1 万元化肥支出, 油菜总产量将增加 $17t$; 每增加 1 万元农药支出, 油菜总产量将减少 $54t$ 。则由模型测定的各投入要素的绝对边际产出效果排序为: 收获面积 $>$ 化肥支出 $>$ 农药支出。

3 结论与启示

3.1 结论

3.1.1 油菜生产的面积扩张型特征明显 总产量相对收获面积来说比较敏感, 收获面积的回归系数 $\beta_1=0.8525$, 即每增加 1 万 hm^2 收获面积, 总产量将

增加 1.5166 万 t, 即每增加 1hm^2 收获面积, 油菜产量增加 1 516.6 kg, 与 2004 年全国平均产量 1 546.5kg 相近。

3.1.2 油菜生产的劳动力投入过于密集 油菜总劳动投入量增加了 3.05 倍, 而总产量只增加了 87.41%。总产量对劳动投入显得不再敏感, 甚至于生产弹性系数及边际效率已经出现负效应。究其原因, 是因为在油菜的大田生产中, 尤其自薹期开始, 所需的劳动投入量相当有限, 即油菜是一种较难以实现劳动集约化的大田作物。所以在目前的科技水平和资源配置状况下, 油菜生产对于劳动力的增收难以产生积极效果。

3.1.3 油菜生产的化肥投入增产效果明显 如果每增加 1 万元化肥支出, 油菜总产量将增加 17t。按照目前 2.2 元/kg 的油菜籽收购价格计算, 则投入 1 万元化肥, 可收入 3.74 万元, 效益相当明显。

3.1.4 油菜生产的农药投入非常不经济 农药投入的产出效应已然为负, 因此, 应该适当控制并减少其用量。

3.1.5 油菜生产的科技进步贡献率有待提高 从“五五”至“八五”时期^[7], 我国农业科技进步贡献率依次为 27%, 35%, 28% 及 34%。1995 ~ 2000 年(“九五”期间), 农业科技进步贡献率均为 45%, 种植业科技进步贡献率为 42%^[17]。而本研究测算而得的油菜科技进步贡献率为 23%, 有明显的差距。

根据上述 2.2 及(4)式, 若油菜的科技进步贡献率能够达到平均水平, 即 42% 的话, 那么 δ 可达到 0.0193。由此可带来年均总产量 8.71% 的增幅, 相当于 2004 年可增产 113.58 万 t, 亦相当于同年用于榨油的油菜籽的 10%。因此, 通过提高科技进步贡献率来提高产量的空间还很大。

3.1.6 油菜生产呈现出规模效益递增趋势 由于 $\sum \beta_i = 1.2215$, ($i=1, 3, 4$), 可见油菜生产呈现出明显的规模收益递增趋势, 规模收益递增趋势主要来自于收获面积及化肥的使用尚未达到集约上限。因此, 在技术条件相对固定时, 扩大生产规模将可获得更大的规模经济效益。

3.2 启示

3.2.1 在所有生产要素当中, 收获面积是提高总产量的关键, 是矛盾的主要方面 我国幅员辽阔, 除了南方极少数省份之外, 各地都有油菜的种植。因此, 空间上, 在生态保护的前提下, 应当减少土地撂荒, 扩大油菜的种植面积。时间上, 冬油菜及北方春油

菜都是很好的大田茬口作物, 各地应当因地制宜安排好作物茬口, 提高土地复种指数, 不仅可以增加油菜产量, 还可以改良土质, 有利于后续作物增产。

3.2.2 适当调整物资投入结构 化肥投入的报酬递增, 农药投入的报酬为负。因此, 应该适当增加化肥的投入, 控制并适当减少农药的投入, 以降低物化成本。提倡科学种田, 经济合理地使用农资, 把减少农药投入和强化生物防治结合起来。

3.2.3 大力推广先进适用的科技成果, 提高科技进步贡献率 我国各油菜主产区的科研水平相当先进, 但是由于应用与推广相对滞后, 加上存在一定的地方技术垄断, 使得科研、推广和生产脱节, 从而影响到科技进步贡献率的提高。因此, 要从制度完善的角度, 理顺油菜产业各环节的权益关系, 形成科研成果从开发到使用的完整体系。此外, 政府应遵循经济规律的要求, 积极促进区域间的经济、技术及人才的流动与合作, 协调区域间利益, 整合全国研发资源, 提高全国整体研发水平。

3.2.4 逐步推进产业化, 促进增收 油菜产业的效益除了体现在油菜的生产方面外, 更多地体现在加工环节, 如: 初榨油的精炼、加工、产品品牌营销、油饼的综合利用、油脚的后续开发等。因此, 应该积极实施产业化运作, 一条龙经营, 组建农业供产销加工行业协会。只有这样, 才能既引导农业剩余劳动力投入到油菜产业化运营, 又能增加农民收入, 使更多的生产者剩余留在农民手中, 反哺农业生产, 实现良性循环。

参考文献:

- [1] 凌远云, 郭犹焕, 魏小梅. 对 CD 生产函数测度农业技术进步贡献率的质疑和改进思路[J]. 中国农村经济, 1997(2): 24—27.
- [2] 靳贞来. 对 CD 生产函数测算农业技术进步贡献率方法的探讨[J]. 华东经济管理, 2003, 17(4): 51—52.
- [3] 李奇峰, 陈阜, 李玉义, 等. 东北地区粮食生产动态变化及影响因素研究[J]. 农业现代化研究, 2005, 26(5): 340—343.
- [4] 国家发展改革委员会价格司. 全国农产品成本收益资料汇编[M]. 北京: 中国物价出版社, 中国统计出版社, 1991—2005.
- [5] 朱平芳. 现代计量经济学[M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2004. 79—84.
- [6] 胡竹枝, 冯中朝. 技术进步与规模经济的分离与测算[J]. 农业技术经济, 2003(1): 12—15.
- [7] 朱希刚. 我国“九五”期间农业科技进步贡献率的测算[J]. 农业经济问题, 2002(5): 12—13.