

谢云,姚志,黎璟萍. 家庭农场经营绩效的影响因素——以湖北为例[J]. 江苏农业科学,2016,44(11):541-544.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2016.11.154

# 家庭农场经营绩效的影响因素 ——以湖北为例

谢云<sup>1</sup>,姚志<sup>1</sup>,黎璟萍<sup>2</sup>

(1. 长江大学经济学院,湖北荆州 434023; 2. 湖北省农业厅,湖北武汉 430070)

**摘要:**研究家庭农场的经营绩效及影响因素有利于探寻其持续健康发展的方向与路径。本研究对湖北省17个市、州、区的530家家庭农场进行调查,分地区、分层抽样出106个不同类型、规模的家庭农场进行主成分分析。研究结果显示,影响家庭农场经营绩效的因素可概括为要素特征因子、经营主体因子、社会政策因子;回归结果表明,要素特征、主体特征因子是目前影响经营绩效的重要因素,其中资金和流转土地面积等要素因子的提升作用非常显著,年龄和文化程度等主体特征因子的提升作用有待于进一步发挥。而以培训次数和农场主社会关系为代表的社会政策因子对家庭农场经营绩效的提升力与预期发生偏差。笔者提出,拓宽融资渠道、规范土地商品化流转、延长产业链、分层次进行农业职业培训和推行“以奖代补”的政府帮扶是今后提升家庭农场经营绩效的主要方向。

**关键词:**家庭农场;经营绩效;主成分回归分析;影响因素

**中图分类号:** F324.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2016)11-0541-04

伴随着工业化、城镇化的快速推进,作为农业大省的湖北由于大量农村青壮年劳动力不断向城镇转移,引发出“未来谁来种地”及农业比较效益低下等问题。实践表明,发展家庭农场是解决上述问题的有效途径。中央政府在2015年一号文件中强调,要在坚持农民家庭经营主体地位的基础上,鼓励发展规模适度的家庭农场。

所谓家庭农场,是以家庭成员为主要劳动力,从事农业规

模化、集约化、商品化生产经营,并以农业收入为家庭主要收入来源的新型农业经营主体<sup>[1]</sup>。它类似于种养大户的升级版,通俗解释为职业化农民,与农民专业合作社、农业龙头企业有很强的异质性。国内外经验表明,家庭农场是推进农业现代化发展的重要载体,其经营绩效受诸多因素影响。国外学者普遍认为,家庭农场投入要素配置是决定其经营绩效的根本因素<sup>[2]</sup>,技术、规模和社会政治背景也对家庭农场的效益产生积极作用<sup>[3-4]</sup>。家庭农场在我国则是新生事物,近年来,国内学者对其发展的影响因素多从理论方面进行研究。既有通过他国借鉴,得出土地制度、科技支撑和社会化服务是影响发达国家家庭农场发展的重要因素<sup>[5-7]</sup>;也有从生产要素的角度分析土地流转不规范、资金短缺和雇工工资上涨影响了国内家庭农场的发展<sup>[8-10]</sup>。

综上所述,国内外研究表明,土地、资金、劳动力、技术和规模等是家庭农场经营绩效的主要影响因素,这些因素之间

收稿日期:2015-09-28

基金项目:国家社会科学基金(编号:15BJY092);湖北省农业厅项目(编号:2015LK001);湖北省荆州市科协资助项目(编号:HBKX2015YJKT25);长江大学主要粮食作物产业化湖北省协同创新中心基金(编号:2015MS019)。

作者简介:谢云(1976—),湖北监利人,副教授,硕士生导师,研究方向为农业经济理论与政策研究。E-mail:xiyunyouxiang@yangtzeu.edu.cn。

产业,世界罗非鱼产业的快速发展对中国大陆来说,一方面是机遇,另一方面也是挑战。中国大陆可以趁着这股发展浪潮,迅速开发自己的罗非鱼产业,而无需花费大力气在宣传上,中国大陆罗非鱼生产主要集中在广东省、海南省、广西壮族自治区、福建省、云南省等,由于产业发展过于迅速,过分注重产品数量而忽视产品质量,造成中国大陆产品在国际市场上的印象是低廉产品;另一方面其他国家罗非鱼产业崛起,其产品必然冲击中国大陆现有的罗非鱼销售市场,这也迫使中国大陆罗非鱼产业作出对应的调整,解决过剩产能,提高产品质量,优化产业结构,从而提高中国大陆罗非鱼产业的国际竞争力。

## 参考文献:

[1] 樊旭兵. 中国罗非鱼:21世纪中国献给世界的鱼——论罗非鱼的全球消费、全球养殖、全球竞争和全球营销[J]. 海洋与渔业·水

产前沿,2011(1):46-50.

[2] 祝琛琳,杨弘. 我国罗非鱼质量安全SWOT分析及对策探讨[J]. 中国渔业经济,2011,29(6):122-126.

[3] 李晓钟,王斌. 我国罗非鱼产业国际市场势力实证分析——以美国市场为例[J]. 农业经济问题,2010(8):70-75.

[4] 代云云,袁永明,袁媛,等. 中国罗非鱼流通模式现状与存在问题分析[J]. 江苏农业科学,2014,42(10):401-404.

[5] 陈蓝荪. 世界罗非鱼捕捞和养殖的动态特征研究[J]. 上海水产大学学报,2006(4):477-482.

[6] 崔和. 罗非鱼生产与贸易形势分析[J]. 海洋与渔业·水产前沿,2015(1):99-100.

[7] 代云云,袁永明,袁媛,等. 基于灰色定权聚类模型的罗非鱼国内市场潜力分析[J]. 中国渔业经济,2014,32(2):142-147.

[8] 杨宏,甘西,卢迈新,等. 罗非鱼产业发展趋势与政策建议[J]. 海洋与渔业,2012(2):29-31.

是相互关联的。现有研究成果在理论上的论述比较丰富,实证分析较少<sup>[11]</sup>。为有效分辨和消除各种因素内在的相互关系,以湖北省为研究对象,运用主成分回归方法,分析存在相关的各影响因素对家庭农场经营绩效的贡献,以期找到提升家庭农场经营绩效的对策,为湖北省乃至全国的家庭农场发展提供借鉴。

1 数据来源、变量设定与模型构建

1.1 数据来源与处理

2014 年 10—12 月,笔者利用湖北省家庭农场主创业培训开班的机会,对参加农民创业培训的 530 名家庭农场主学员进

行问卷调查和深度访谈。考虑到湖北省不同地区家庭农场的发展状况和经营类别差异,采用分层抽样的方法,在 530 家庭农场中抽取 106 家为重点研究对象,全方位搜集相关信息,保证了数据来源的代表性。分层抽样的过程及结果见表 1。

分层抽样采取的方法是: $T=s/S$ , $T$  为分层抽样率, $S$  为总体样本( $S=530$ ), $s$  为抽出样本( $s=106$ )。分层抽样 $=T\times M$ , $M$  为分布。由于  $P$  不是整数时无法抽样,采用最简单的四舍五入法取得最后的  $P$  值。因此,分层抽样结果  $P$  的分布与取值见表 1。这样抽出的结果  $s=105<106$ ,又因为武汉市属于全国最早家庭农场试点区之一,代表性强,其分层抽样  $P=7.4$ ,以从武汉市多抽取 1 个样本。

表 1 样本的分层抽样

地区	分布( $M$ )	分层抽样	$P$ 值	地区	分布( $M$ )	分层抽样	$P$ 值	地区	分布( $M$ )	分层抽样	$P$ 值
武汉	37	7.4	8	神农架	15	3.0	3	荆州	73	14.6	15
黄石	21	4.2	4	天门	13	2.6	3	荆门	22	4.4	4
黄冈	53	10.6	11	随州	19	3.6	4	鄂州	15	3.0	3
十堰	32	6.4	6	咸宁	32	6.4	6	仙桃	5	1.0	1
恩施	24	4.8	5	宜昌	71	14.2	14	潜江	7	1.4	1
襄阳	57	11.4	11					孝感	34	6.8	7

1.2 变量设定

在借鉴何劲等家庭农场经营绩效的评价指标<sup>[12]</sup>上,遵循科学性、可操作性等原则,将被解释变量( $Y$ )用年纯收入表示,定义为经营绩效。家庭农场经营绩效受多种因素的影响,相关学者认可的有土地、资金、用工、技术和社会政治等指标。本研究在参考前人研究的基础上,通过访谈从调查问卷中遴选了湖北省家庭农场经营绩效影响因素的 11 个指标为解释变量,分别为注册资本( $x_1$ ,万元)、流转土地面积( $x_2$ ,亩)、用工成本( $x_3$ ,万元)、技术成本( $x_4$ ,万元)、贷款总额( $x_5$ ,万元)、项目支持金额( $x_6$ )、培训次数( $x_7$ )、文化程度( $x_8$ )、创业者社会关系( $x_9$ )、年龄( $x_{10}$ )、经营类别( $x_{11}$ )。其中  $x_8$ 、 $x_9$ 、 $x_{10}$ 、 $x_{11}$  为虚拟变量。文化程度设定初中及以下为 1、高中为 2、大专及以上为 3;年龄设定:29 岁及以下为 1、30~39 岁为 2、40~49 岁为 3、50 岁及以上为 4;经营类别分 3 类,种植型为 1、养殖型为 2、种养结合型为 3;创业者社会关系以家庭姓氏是村庄第一大姓和家庭所属宗族有祠堂为依据,都不符合为 1、符合其中 1 项为 2、二者都符合为 3;由于影响湖北省家庭农场经营绩效发展的各因素单位不统一,取值大小悬殊,为了消除模型可能具有的异方差性,故对所有指标取对数,记为  $\ln x_i$  ( $i=1,2,3,\cdots,11$ ) (表 2)。

1.3 模型的构建

影响家庭农场经营绩效的各个因素之间具有很强的相关性,为消除因素间的多重共线性,采取降维方法,首先从诸多因素中提取独立的几个主成分,再将因变量关于主成分进行回归,最后根据主成分与原有解释变量之间的对应关系,求得原始变量的弹性系数。

2 实证分析

2.1 原始数据检验

主成分分析的前提是原有变量之间应具有较强的相关性,否则根本无法从中综合出能够反映某些变量共同特性的几个较少的公共因子变量来。笔者首先对变量适合度进行检

表 2 描述统计量

变量	样本数(个)	极小值	极大值	均值	标准差
$\ln x_1$	106	3.91	6.93	5.562 0	0.814 62
$\ln x_2$	106	3.91	9.62	6.311 5	1.248 08
$\ln x_3$	106	1.10	4.69	3.406 0	1.078 27
$\ln x_4$	106	0.69	5.80	2.520 5	1.289 16
$\ln x_5$	106	0.00	5.30	2.323 5	2.235 64
$\ln x_6$	106	0.00	4.04	2.053 0	1.378 08
$\ln x_7$	106	0.00	1.95	1.151 0	0.624 93
$\ln x_8$	106	0.00	1.39	0.476 0	0.479 21
$\ln x_9$	106	0.00	1.10	0.516 5	0.461 53
$\ln x_{10}$	106	0.00	1.10	0.337 5	0.443 22
$\ln x_{11}$	106	0.00	1.10	0.516 5	0.461 53

验,KMO 值为 0.773,根据 Kaiser 给出的度量标准,大于 0.7 则表示该组数据适合作因子分析;同时,Bartlett 球形检验得到近似卡方统计值为 132.896,自由度 66 下的显著水平为 0.000,达到显著水平,说明选取的指标变量能够进行主成分分析。

2.2 确定主成分指标

方差贡献率是衡量公因子相对重要程度的指标,方差贡献率越大,表明该公因子对变量的贡献越大,在这里也就是指各因子对家庭农场经营绩效的影响力。通常以累积贡献率达 85% 为依据,确定主成分的个数。从表 3 可以看出,前 3 个主成分指标的累积贡献率已达 85.390%,表明 3 个主成分保持了原来 11 个指标绝大部分的信息,已经能对家庭农场经营绩效的影响作出较好的解释。其中,第 1 主成分解释了原始数据 52.379% 的信息,综合体现能力最强;第 2、第 3 主成分方差占比分别为 15.938%、15.073%,明显弱于第 1 主成分。因此,本研究将 11 项单一具有相关性的指标转化为 3 个不相关的综合指标。

2.3 确立主成分综合指标

由旋转后的因子荷载矩阵见表 4,第 1 主成分  $F_1$  在变量  $x_1$ 、 $x_2$ 、 $x_3$ 、 $x_4$ 、 $x_5$ 、 $x_6$  的负载绝对值体较大,分别为注册资本、流

表 3 解释的总方差

成分	初始特征值			提取平方和载入			旋转平方和载入		
	合计	方差(%)	累积(%)	合计	方差(%)	累积(%)	合计	方差(%)	累积(%)
1	4.749	53.173	53.173	4.749	53.173	53.173	4.662	52.379	52.379
2	1.872	17.021	70.194	1.872	17.021	70.194	1.753	15.938	78.317
3	1.452	15.196	85.390	1.452	15.196	85.390	1.658	15.073	85.390
4	0.859	5.718	91.108						
5	0.610	4.459	95.567						
6	0.403	1.570	97.137						
7	0.309	0.813	97.950						
8	0.201	0.627	98.577						
9	0.135	0.531	99.108						
10	0.067	0.612	99.820						
11	0.042	0.180	100.000						

转土地面积、用工成本、技术成本、贷款总额、项目扶持金额等 6 个方面的指标,所体现的是家庭农场经营要素,命名为要素特征因子;第 2 主成分  $F_2$  在变量  $x_8$ 、 $x_{10}$ 、 $x_{11}$  的负载绝对值较大,主要反映了农场主文化程度、年龄、经营类别等几个方面,命名为主体特征因子;第 3 成分  $F_3$  主要集中体现在  $x_7$ 、 $x_9$  上,即培训次数、社会关系,表明农场主培训和拥有的社会资源对其发展产生的重要影响,命名为社会政策性因子。

表 4 旋转后因子荷载矩阵

指标	载荷值		
	因子 1	因子 2	因子 3
$x_1$	0.967	0.050	-0.058
$x_2$	0.665	-0.223	0.082
$x_3$	0.892	-0.163	-0.031
$x_4$	0.882	0.152	-0.094
$x_5$	0.898	0.237	0.084
$x_6$	0.891	0.167	-0.246
$x_7$	-0.051	-0.392	0.863
$x_8$	0.076	0.847	-0.102
$x_9$	0.154	-0.115	-0.822
$x_{10}$	0.272	0.391	0.375
$x_{11}$	0.079	-0.727	0.020

结合表 5 显示的各主成分得分系数矩阵,本研究提取出 3 个主成分  $F_1$ 、 $F_2$ 、 $F_3$  的得分表达式:

$$F_1 = 0.209x_1 + 0.159x_2 + 0.202x_3 + 0.185x_4 + \cdots + 0.048x_{11};$$
$$F_2 = -0.015x_1 - 0.152x_2 - 0.135x_3 + 0.047x_4 + \cdots - 0.431x_{11};$$
$$F_3 = 0.004x_1 + 0.058x_2 + 0.002x_3 - 0.013x_4 + \cdots - 0.043x_{11}。$$

2.4 回归分析

计算  $F_1$ 、 $F_2$ 、 $F_3$  的值,运用加权最小二乘法(WLS),再与  $\ln y$  回归,用 Eviews 6.0 估计得出结果,见表 6。

结果显示, $R^2 = 0.988\ 0 > 0.8$  与调整后的  $R^2 = 0.985\ 7 > 0.8$ ,表明模型的拟合优度很高,D-W 值等于 1.994 5,在 5% 的显著性水平下  $dl = 0.861$ , $du = 1.562$ ,因为  $du < D - W < 4 - dl$ ,所以通过 D-W 检验,表明模型设立正确。 $F$  值等于 437.344 8,且  $F$  检验的  $P$  值为 0,说明在 1% 的显著性水平下,模型通过  $F$  检验。因此可得,回归模型整体效果较好。

同时,从表 6 可以看出,变量  $F_1$ 、 $F_2$ 、 $F_3$  的  $t$  检验的  $P$  值分别为  $0.000\ 0 < 0.05$ 、 $0.000\ 1 < 0.05$ 、 $0.560\ 3 > 0.05$ ,即在 5% 显著性水平下, $F_1$ 、 $F_2$  通过  $t$  检验,即要素特征和主体特征因子对经营绩效有重要的影响; $F_3$  没能通过  $t$  检验, $F_1$  主要

表 5 主成分得分系数矩阵

指标	得分系数		
	主成分 1	主成分 2	主成分 3
$x_1$	0.209	-0.015	0.004
$x_2$	0.159	-0.152	0.058
$x_3$	0.202	-0.135	0.002
$x_4$	0.185	0.047	-0.013
$x_5$	0.191	0.111	0.106
$x_6$	0.180	0.043	-0.106
$x_7$	0.037	-0.160	0.504
$x_8$	-0.022	0.489	0.008
$x_9$	0.007	-0.141	-0.515
$x_{10}$	0.058	0.250	0.275
$x_{11}$	0.048	-0.431	-0.043

表 6 回归分析统计

自变量	回归系数	$t$ 值	$P$ 值
C	1.876 6	22.807 1	0.000 0
$F_1$	0.607 5	34.906 1	0.000 0
$F_2$	0.105 5	5.300 1	0.000 1
$F_3$	0.022 5	0.594 8	0.560 3

与  $x_7$ 、 $x_9$  相关,说明以培训次数和创业者社会关系为代表的社会政策因子对家庭农场的经营绩效影响微乎其微,这可能与家庭农场创办的时间偏短,政策效应还未充分发挥有关。

综上所述,剔除不显著的自变量  $F_3$  后,方程的常数项及回归系数都不改变:

$$\ln y = 1.876\ 6 + 0.607\ 5 \times F_1 + 0.105\ 5 \times F_2。$$

根据  $\ln x_i = z \ln x_i \sqrt{D_{xi}} + E(|x_i|)$ ,其中  $\sqrt{D_{xi}}$  见表 2 标准差一栏、 $E$  代表对所有变量求期望,将  $F_1$ 、 $F_2$  代入回归模型还原本为:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j \times \ln x_i + \varepsilon_i; \text{其中}, i = 1, 2, 3, \cdots, 11。$$

从而得到各个解释变量对湖北省家庭农场主经营绩效影响弹性系数的估计值及排名,不同影响因素的弹性估计值见表 7,其中  $\beta_{11}$  为负值。

3 结论及建议

根据实证研究结果,从要素配置、主体发展和社会政策等方面分析对家庭农场经营绩效的影响。

表 7 不同影响因素的弹性估计值

弹性系数	数值
$\beta_1$	0.122 5
$\beta_2$	0.121 2
$\beta_3$	0.108 5
$\beta_4$	0.117 3
$\beta_5$	0.127 7
$\beta_6$	0.113 9
$\beta_7$	0.005 6
$\beta_8$	0.038 2
$\beta_9$	0.033 8
$\beta_{10}$	0.061 6
$\beta_{11}$	-0.016 3

注： $|\beta_5| > |\beta_1| > |\beta_2| > |\beta_4| > |\beta_6| > |\beta_3| > |\beta_{10}| > |\beta_8| > |\beta_9| > |\beta_{11}| > |\beta_7|$ 。

3.1 资金和流转土地面积等要素特征因子的提升作用非常显著

首先,回归模型中要素因子的权重最大,为 0.607 5,说明要素特征因子增加 1%,湖北省家庭农场经营绩效将增加 0.607 5 百分点。而且弹性排名靠前的 4 位均属于要素特征因子中的解释变量,说明要素特征因子是湖北省家庭农场经营绩效影响因子中最为重要的因子;其次,在弹性系数排名表中,隶属于资金类的贷款总额与注册资本弹性系数分别为 0.122 5、0.121 2,排在第 1、第 2 位,说明湖北省家庭农场经营绩效与资金投入关系最为密切。因此,大力推进家庭农场的抵押贷款、信用贷款,并探索农场主之间的信用合作等多方位拓宽融资渠道,是提高家庭农场经营绩效的重要途径;流转土地面积弹性排在第 3 位,说明现阶段受资源禀赋影响的土地是仅次于资金的第二大生产要素,访谈中进一步得到,除流转土地面积外,流转土地价格、时间、地块是否连片以及是否签订流转合同等商品化属性方面都影响经营绩效。

3.2 年龄和文化程度等主体特征因子的提升作用有待于进一步发挥

首先,回归模型中主体特征因子的权重系数为 0.105 5,说明当主体特征因子每增加 1%,经营绩效增加 0.105 5 百分点;其次,从弹性系数来看, $x_8$ 、 $x_{10}$ 、 $x_{11}$  的系数分别为 0.038 2、0.061 6、-0.016 3,其排名仅在第 8、第 7、第 10 位,说明其对经营绩效影响不大,主体特征因子是湖北省家庭农场主经营绩效影响的次要因子;年龄和文化程度 2 个变量弹性系数小,是因为年长的农场主拥有丰富的农业生产经验但保守,青年农场主拥有新技术却又经验不足,各有优缺点。在访谈中了解,农场主关于家庭农场的生产经营方式选择代际差异明显。文化程度偏高的农场主由于返乡创业的时间偏短,经营绩效也没有明显的偏高。经营类别变量弹性系数为负数,且排在倒数第 2 位,这与主流观点相悖。在访谈中发现,绝大多数的农场主仅仅只是填写了其主营方面,这引起样本产生误差。其实,现实中为了降低自然和市场的“双重风险”,不少家庭农场采用了多种模式的产业链延伸。

3.3 培训次数和农场主的社会关系等社会特征因子的提升

力与预期偏差

首先,从回归结果来看, $F_3$  无法通过  $t$  检验,同时其  $P = 0.560\ 3 > 0.1$ ,说明  $F_3$  与经营绩效相关性不显著;再从弹性系数表来看, $x_7$ 、 $x_9$  的弹性分别为 0.005 6、0.033 8,其排名也靠后,分别是倒数第 1、第 3 位,说明其影响非常小,与预期存在偏差。因为培训次数与农场主社会关系相对经营绩效来讲,属于外生变量,反映湖北省家庭农场建立条件成不成熟的问题,而不是反映经营绩效好坏的问题。一方面,对农场主的培训次数并不是越多越好,而是要抓好职业培训深度与广度,可以考虑分层次进行培训;另一方面,农场主社会关系对经营绩效的影响小,导致这个结果可能与村组合并、人口流动性增强有关。访谈中不少家庭农场主是党员、村干部,大多从合作社理事长转型过来,也有返乡创业的农民工,有的甚至就是当地一霸,其社会关系相对庞大的。不少农场主仍然希望通过社会关系拿到项目扶持、银行贷款或大片流转土地。甚至出现了部分家庭农场主费尽心思通过跑项目、拉关系以套取项目资金的现象。因此,政府对家庭农场帮扶应实行以奖代补的支持方式,并最终营造公平竞争、市场自由配置要素的良好发展环境。

参考文献:

[1] 刘文勇,张悦. 家庭农场的学术论争[J]. 改革,2014(1): 103-108.

[2] Balmaun A. Path dependence and the strural evolution of family farm Domi nated regions [J]. European Congress of Agricultural Economists,1999,14(1):73-86.

[3] Manevska-Tasevska G, Hansson H, Laure L. Evaluating the potential effectiveness of rural development programme targets on farms in FYR Macedonia—anefficiency study of grape-growing family farms [J]. Food Economics—Acta Agricult Scand,2011,12(8):51-63.

[4] Dolev Y, Kimhi A. Do family farms really converge to a uniform size? The role of unobserved farm efficiency [J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics,2010,54(1):119-136.

[5] 林雪梅. 家庭农场经营的组织困境与制度消解[J]. 管理世界,2014(2):176-177.

[6] 王铁,寇垠. 农业经营组织变迁与要素供给条件优化——对推进家庭农场发展的制度环境分析[J]. 学习与实践,2013(8):14-21.

[7] 朱启臻,胡鹏辉,许汉泽. 论家庭农场:优势、条件与规模[J]. 农业经济问题,2014,35(7):11-17.

[8] 滕明雨,张磊,李敏. 成长经验视角下的中外家庭农场发展研究[J]. 世界农业,2013(12):138-144.

[9] 朱学新. 法国家庭农场发展经验及对我国的启示[J]. 农村经济,2013(11):122-126.

[10] 杨为民. 美国家庭农场的可持续发展对中国的启示[J]. 世界农业,2013(12):134-137.

[11] 肖娥芳,祁春节. 我国农户家庭农场经营意愿及其影响因素分析[J]. 商业研究,2014(11):106-111.

[12] 何劲,熊学萍. 家庭农场绩效评价:制度安排抑或环境相容[J]. 改革,2014(8):100-177.