

# 县南沟流域农户生态经济行为影响要素分析

孙在伟<sup>1</sup>, 王继军<sup>1,2</sup>, 郭满才<sup>3</sup>

(1. 中国科学院 水利部 水土保持研究所, 陕西 杨凌 712100;

2. 西北农林科技大学 水土保持研究所, 陕西 杨凌 712100; 3. 西北农林科技大学 理学院, 陕西 杨凌 712100)

**摘要:** 针对退耕还林工程实施以来农户生态经济行为发生变化的现实, 以黄土丘陵区退耕还林工程实施区——县南沟流域为例, 运用因子分析法、多元线性回归法分析了农户生态经济行为的主要影响要素, 并确定了各要素对农户生态经济行为的影响程度。农户的人均纯收入作为农户生态经济行为的表征变量, 统计分析表明: 农户的平均家庭受教育程度、户主的兴趣爱好、户主的风险意识、农户的土地利用率、户主的商品意识对农户的生态经济行为有着重要影响。户主的商品意识对其影响最大, 家庭平均受教育程度和户主的风险意识对其影响最小。这为新兴产业在该地区的发展提供了理论依据。

**关键词:** 生态经济行为; 影响要素; 因子分析; 多元线性回归; 农户; 县南沟流域

中图分类号: F062.2

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2015)03-0253-06

DOI: 10.13869/j.cnki.rswc.2015.03.045

## Analysis of the Influence Factors of Eco-Economic Behavior of Farmers in Xiannangou Watershed

SUN Zaiwei<sup>1</sup>, WANG Jijun<sup>1,2</sup>, GUO Mancan<sup>3</sup>

(1. Institute of Soil and Water Conservation, CAS&MWR, Yangling, Shaanxi 712100, China;

2. Institute of Soil and Water Conservation, Northwest A&F University, Yangling,

Shaanxi 712100, China; 3. College of Science, Northwest A&F University, Yangling, Shaanxi 712100, China)

**Abstract:** Pointing at the households' ecological economic action changes after the implementation of grain for green project, we took Xiannangou Watershed in Loess Hill and Gully Region where farmland has been returned to forestland as the example. We analyzed the main influence factors affecting the households' ecological economic actions, and determined the influence degree of each factor by method of factor analysis and multiple linear regression. The per capita net income of farmers is the characterization of variable ecological economic behavior of the household. The statistical analysis of questionnaire indicated that the influence factors of households' ecological economic actions could be summarized as the households' average level of education and land utilization, the interests of the household's heads, risk awareness and commodity consciousness. The commodity consciousness of the households' head affected the household per capita net benefits most, while the households' average education level and the risk awareness of head of household affected the least. These results can provide the theoretical basis for the development of an emerging industry in this region.

**Keywords:** ecological economic actions; influence factor; factor analysis; multiple linear regression; households; Xiannangou Watershed

农户生态经济行为是农业生态经济系统的重要组成部分, 直接影响着生态经济系统的演替过程和方向, 对该问题的研究是区域或流域制定农业可持续发

展行动方案的需求。因此, 研究农民生态经济行为为有着重要的现实意义。

随着可持续发展思想的深入人心, 近年来从人类

收稿日期: 2014-07-12

修回日期: 2014-08-13

资助项目: 中国清洁发展机制基金赠款项目(2012027); “十二五”国家科技支撑计划项目(2011BAD31B05)

第一作者: 孙在伟(1989—), 男, 山东滨州人, 硕士, 研究方向为生态经济。E-mail: sunzaiweishui@163.com

通信作者: 王继军(1964—), 男, 陕西渭南人, 研究员, 主要从事生态经济、土地利用研究。E-mail: jjwang@ms.iswc.ac.cn

经济行为角度研究生态经济系统的案例逐渐增多。在农户经济行为与生态环境之间的关系方面,叶依广<sup>[1]</sup>、何蒲明<sup>[2]</sup>等分析了农户经济行为对农业可持续发展的影响;周立华等<sup>[3]</sup>以甘肃省庆阳地区的农户为样本对农户经济行为与生态环境的关系进行了研究;李兰英等<sup>[4]</sup>以浙江省为例,分析了新形势下农户经济行为的特征及其对森林可持续经营产生了正反两方面的影响;张欣等<sup>[5]</sup>研究了农户行为对农业生态的负面影响并提出了优化对策;冯孝杰等<sup>[6]</sup>分析了农户的经济行为对农业面临污染的影响。

前人的研究主要集中在农户的经济行为对生态系统的影响,而县南沟流域作为黄土丘陵区典型区域,退耕还林以来,农户的生态行为与经济行为交织在一起(统称为生态经济行为),而商品型生态农业又把“水土保持”视为生产要素的必要投入过程,因此水土保持会变成人们自觉的行动,说明农户在生态经济系统中有自主能动性和主导性<sup>[7]</sup>。

虽然前人对农户的生态经济行为有了深入的研究,同时提供了很多研究方法和策略,对研究县南沟流域的生态经济系统有很大帮助,但是,他们的研究方向主要集中在农户或者农民生态经济行为对其他系统的影响,对农户生态经济行为本身影响要素的研究相对滞后,尤其是对于县南沟流域 CDM 下的农户生态经济行为,没有明确的研究。长期以来,由于该方面研究的滞后,使相关决策及模式不能很好地落实与推广,降低了政策、科技实施或示范的效应,已经不适合在该地区推广。本研究的目的就是明确退耕还林以来农户生态经济行为的主要影响要素,为进一步对农户生态经济行为的研究打下基础。

## 1 研究区概况与研究方法

### 1.1 研究区概况

县南沟流域位于陕西省安塞县沿河湾镇,流域总面积为 5 073 hm<sup>2</sup>,包括皮塌、寨子湾、崖窑、半坡山、砖窑沟 5 个行政村和寺岷岷行政村中的何塌自然村,耕地 280.27 hm<sup>2</sup>,占总面积的 5.52%,总人口数 2 520 人,人均耕地 0.113 hm<sup>2</sup>,人均生产粮 8 000 kg/m<sup>2</sup>。该流域自退耕还林以来,以发展经济林和大棚蔬菜为主要产业,农林土地利用比例达到 1.3 : 1,其中果园面积达到 155.07 hm<sup>2</sup>,产量 3.2 t/hm<sup>2</sup>;大棚 3.67 hm<sup>2</sup>,产量 4.5 t/棚。人均纯收入 6 331 元/年(2013 年)。

### 1.2 数据来源

本研究所用数据来自于各个村的实际随机抽样调查结果(表 1)。访问前首先设计调查问卷,调查问卷是在本课题组原调查表基础上设计而成。

表 1 调查结果

项目	寨子湾	崖窑	方家河	砖窑沟	何塌村	畔坡山	合计
应住户数	158	102	98	86	30	30	504
常住户数	98	48	80	50	16	12	304
调查户数	36	18	30	23	5	4	116
调查有效户数	36	18	30	21	5	4	114

### 1.3 研究方法

1.3.1 因子分析法 因子分析是通过对原始数据的相关系数矩阵内部结构的研究,将多个相关联的数值指标转化为少数几个互不相关的综合指标的统计方法,即用较少的指标代替和综合反映原来较多的信息<sup>[8]</sup>。对于所研究的问题就可用最少个数的不可测的所谓公共因子的线性函数与特殊因子之和来描述原来观测的每一分量。因子分析不是对原始变量的重新组合,而是对原始变量进行分解,通过因子分析得来的新变量是对每个原始变量进行内部剖析。迄今为止,国内外最流行的因子分析模型是正交因子模型。

因子分析的基本过程如下<sup>[9]</sup>:(1) 将原始数据标准化;(2) 计算系数相关矩阵  $R$ ,对  $R$  进行主成分分析;(3) 求  $R$  的特征根  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$  以及相应的特征向量  $a_1, a_2, \dots, a_p$ ,可以用累计方差贡献率来确定  $m$ ,一般累计方差贡献率应在 80% 以上;(4) 求  $m$  个公共因子的载荷矩阵  $A, A = [a_{ij}]_{mp} = [\mu_{ij}]_{mp}$ 。在实际分析时,为了让公因子变量的含义有比较清楚的认识,往往对载荷矩阵进行极大化旋转,使每个公共因子上的最高载荷变量的数目最少;(5) 计算各公共因子的得分  $f_i$ ,因子变量确定后,就可以计算每一个样本的  $p$  个公共因子得分;(6) 计算综合评价指标值,即综合因子得分:

$$y = \frac{\lambda_1}{\sum_i \lambda_i} f_1 + \frac{\lambda_2}{\sum_i \lambda_i} f_2 + \dots + \frac{\lambda_p}{\sum_i \lambda_i} f_p \quad (1)$$

式中:  $y$ ——因变量;  $\lambda_i$ ——特征向量,  $i=1, 2, 3, \dots, p$ 。

1.3.2 多元线性回归方法 在实际生活中,经常会遇到某一现象的发展和变化取决于若干影响因素的情况。而且有时几个影响因素主次难以区分,或者有的因素虽属次要,但也不能略去其作用。这时采用一元回归分析进行预测是难以奏效的,则需要采用多元回归分析预测法<sup>[10]</sup>。多元线性回归表达式如下<sup>[11]</sup>:

$$\begin{cases} y_1 = \beta_0 + \beta_1 x_{11} + \beta_2 x_{12} + \dots + \beta_p x_{1p} \\ y_2 = \beta_0 + \beta_1 x_{21} + \beta_2 x_{22} + \dots + \beta_p x_{2p} \\ \vdots \\ y_n = \beta_0 + \beta_1 x_{n1} + \beta_2 x_{n2} + \dots + \beta_p x_{np} \end{cases} \quad (2)$$

矩阵形式为:

$$y = x\beta \quad (3)$$

式中： $y$ ——因变量； $x$ ——自变量； $\beta$ ——多元线性回归方程的回归系数。

## 2 结果与分析

### 2.1 因子分析法整合主要影响要素

在实际生产生活中,影响农户生态经济行为的要素很多,根据县南沟流域的实际情况,本文选取人均基本农田( $X_1$ )、决策者生产兴趣( $X_2$ )、家庭平均受教育程度( $X_3$ )、农产品商品率( $X_4$ )、粮食生产潜力实现

率( $X_5$ )、农业劳动力比重( $X_6$ )、商品加工率( $X_7$ )、工副业贡献率( $X_8$ )、户主年龄( $X_9$ )、风险意识( $X_{10}$ )、商品农业用地比重( $X_{11}$ )作为农户生态经济行为的影响要素。其中决策者的生产兴趣用问户主问题的方式来判定:选择传统农业(=0)、商品型生态农业(=1)、非农业生产(=2)。风险意识用问问题的形式进行打分判定。

2.1.1 数据初步处理 数据无量纲化处理,然后判定各数据之间的相关程度。

表 2 因素指标相关性分析结果

项目	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$	$X_7$	$X_8$	$X_9$	$X_{10}$	$X_{11}$	
$X_1$	相关系数	1	-0.104	-0.101	-0.059	-0.082	0.397**	-0.163	-0.232*	0.359**	0.091	0.150
	显著程度		0.272	0.285	0.536	0.384	0.000	0.084	0.013	0.000	0.335	0.112
$X_2$	相关系数	-0.104	1	0.135	-0.194*	-0.231*	-0.161	-0.073	0.422**	-0.048	0.331**	-0.004
	显著程度	0.272		0.152	0.038	0.013	0.088	0.439	0.000	0.612	0.000	0.969
$X_3$	相关系数	-0.101	0.135	1	0.050	0.066	-0.334**	0.114	0.170	-0.264**	0.125	-0.057
	显著程度	0.285	0.152		0.599	0.483	0.000	0.228	0.070	0.005	0.186	0.544
$X_4$	相关系数	-0.059	-0.194*	0.050	1	0.376**	0.286**	0.398**	-0.268**	-0.125	0.080	0.064
	显著程度	0.536	0.038	0.599		0.000	0.002	0.000	0.004	0.186	0.395	0.502
$X_5$	相关系数	-0.082	-0.231*	0.066	0.376**	1	0.235*	0.348**	-0.270**	-0.080	-0.110	0.131
	显著程度	0.384	0.013	0.483	0.000		0.012	0.000	0.004	0.398	0.243	0.165
$X_6$	相关系数	0.397**	-0.161	-0.334**	0.286**	0.235*	1	0.043	-0.393**	0.507**	-0.079	0.110
	显著程度	0.000	0.088	0.000	0.002	0.012		0.652	0.000	0.000	0.406	0.243
$X_7$	相关系数	-0.163	-0.073	0.114	0.398**	0.348**	0.043	1	-0.293**	-0.281**	-0.094	0.260**
	显著程度	0.084	0.439	0.228	0.000	0.000	0.652		0.002	0.002	0.319	0.005
$X_8$	相关系数	-0.232*	0.422**	0.170	-0.268**	-0.270**	-0.393**	-0.293**	1	-0.150	0.156	0.017
	显著程度	0.013	0.000	0.070	0.004	0.004	0.000	0.002		0.110	0.097	0.861
$X_9$	相关系数	0.359**	-0.048	-0.264**	-0.125	-0.080	0.507**	-0.281**	-0.150	1	-0.092	-0.026
	显著程度	0.000	0.612	0.005	0.186	0.398	0.000	0.002	0.110		0.329	0.783
$X_{10}$	相关系数	0.091	0.331**	0.125	0.080	-0.110	-0.079	-0.094	0.156	-0.092	1	-0.064
	显著程度	0.335	0.000	0.186	0.395	0.243	0.406	0.319	0.097	0.329		0.501
$X_{11}$	相关系数	0.150	-0.004	-0.057	0.064	0.131	0.110	0.260**	0.017	-0.026	-0.064	1
	显著程度	0.112	0.969	0.544	0.502	0.165	0.243	0.005	0.861	0.783	0.501	

注: \*表示显著性水平为 0.05 时拒绝原假设; \*\*表示显著性水平为 0.01 时拒绝原假设。

由表 2 可知,各因素之间有明显的相关性。巴特利特球度检验统计量的观测值为 189.660,相应的概率  $P$  值接近 0。由于显著性水平  $\alpha=0.05$ ,概率  $P$  值小于显著性水平  $\alpha$ ,因此认为相关系数矩阵与单位阵有显著差异。同时 KMO 值为 0.816,根据 Kaiser 给出的 KMO 度量标准可知原有变量适合进行因子分析。

2.1.2 因子分析 通过 SPSS 软件,运用正交因子模型对 11 个指标进行因子分析。提取 7 个特征值下的变量共同度数据,根据输出结果可知:所有变量的共同度均较高,各个变量的信息丢失都较少。提取 7 个特征值的累计方差贡献率为 84.790,总体上,原有变量的信息丢失较少,因子分析效果较为理想。

11 个变量在第 1,2,3 个因子上的载荷都很高,意味着这 11 个变量与前 3 个因子的相关程度高,前

3 个因子很重要;后 4 个因子与原有变量的相关性均较小,它对原有变量的解释作用不显著。另外还可以看出:这 7 个因子的实际含义比较模糊。为了使因子具有命名解释性,采用方差极大法对因子载荷矩阵实行正交旋转。

因子 1 对户主年龄( $X_9$ )、农户劳动力比重( $X_6$ )、人均基本农田( $X_1$ )有较高载荷;因子 2 对粮食生产潜力实现率( $X_5$ )、农产品商品率( $X_4$ )有较高载荷;因子 3 对商品加工率( $X_7$ )有较高载荷;因子 4 对决策者生产兴趣( $X_2$ )、工副业贡献率( $X_8$ )有较高载荷;因子 5 对风险意识( $X_{10}$ )有较高载荷;因子 6 对商品农业用地比重( $X_{11}$ )有较高载荷;因子 7 对家庭平均受教育程度( $X_3$ )有较高载荷,7 个因子没有线性相关性,实现了因子分析的目标。

综上所述,通过因子分析以后得到的因子,基本保存着原有因子的大部分信息,7 个因子也能够充分地解释农户生态经济行为的重要影响要素。

2.1.3 各因子的生态经济意义 根据因子得分函数,计算新的因子数值。

$$F_1 = 0.324X_1 + 0.178X_2 + 0.121X_3 - 0.043X_4 + 0.068X_5 + 0.409X_6 - 0.069X_7 - 0.111X_8 + 0.515X_9 - 0.051X_{10} - 0.038X_{11}$$

$$F_2 = -0.270X_1 - 0.079X_2 + 0.046X_3 + 0.461X_4 + 0.662X_5 + 0.237X_6 - 0.088X_7 + 0.230X_8 + 0.043X_9 + 0.075X_{10} + 0.004X_{11}$$

$$F_3 = 0.049X_1 + 0.240X_2 + 0.012X_3 + 0.043X_4 - 0.317X_5 + 0.033X_6 + 0.730X_7 - 0.609X_8 - 0.096X_9 - 0.057X_{10} - 0.079X_{11}$$

$$F_4 = -0.327X_1 + 0.811X_2 + 0.009X_3 - 0.027X_4 - 0.009X_5 + 0.176X_6 + 0.268X_7 + 0.241X_8 + 0.256X_9 - 0.009X_{10} - 0.003X_{11}$$

$$F_6 = 0.269X_1 - 0.036X_2 - 0.057X_3 - 0.087X_4 + 0.066X_5 - 0.025X_6 + 0.098X_7 + 0.223X_8 - 0.124X_9 - 0.023X_{10} + 0.879X_{11}$$

$$F_7 = 0.298X_1 + 0.035X_2 + 0.950X_3 - 0.117X_4 + 0.164X_5 - 0.119X_6 + 0.037X_7 - 0.013X_8 + 0.075X_9 - 0.082X_{10} - 0.058X_{11}$$

根据经验与常识对因子重新命名: $F_1$  为农户基本情况( $Z_1$ ); $F_2$  为土地生产力( $Z_2$ ); $F_3$  为商品率( $Z_3$ ); $F_4$  为生产兴趣( $Z_4$ ); $F_5$  为风险意识( $Z_5$ ); $F_6$  为商品意识( $Z_6$ ); $F_7$  为受教育程度( $Z_7$ )。

2.2 多元线性回归模型的构建与分析

美国经济学家舒尔茨<sup>[12]</sup>认为农民的经济行为是理性的,农民作为理性的经纪人,做出生态经济行为选择的根本原因都是出于对最高经济效益的追求,因此选择农户的人均纯收入作为模型的被解释变量。同时,根据因子分析方法确定的影响农户生态经济行为的 7 个因子,构建多元线性回归模型,分析农户生态经济行为的主要影响要素。

2.2.1 确定主要影响要素 表 3 中第三个模型是最终所要求得的模型<sup>[9]</sup>。由于显著性水平  $\alpha$  为 0.05,回归方程显著性检验的概率  $P$  值小于显著性水平  $\alpha$ ,因此被解释变量与解释变量间的线性关系显著,建立的线性模型是恰当的。

农户的平均家庭受教育程度( $Z_7$ )、户主的生产兴趣( $Z_4$ )、户主的风险意识( $Z_5$ )、农户的土地生产力( $Z_2$ )、户主的商品意识( $Z_6$ )对农户人均纯收入( $Y$ )有显著作用,而农户基本情况( $Z_1$ )、商品加工率( $Z_3$ )对农户人均纯收入( $Y$ )的影响不突出或不显著(表 3)。

表 3 多元线性回归分析结果

模型	平方和	df	均方	F	显著
1 回归	1132.505	7	161.786	3.784	0.001 <sup>a</sup>
1 残差	4532.280	106	42.757		
1 合计	5664.785	113			
2 回归	1115.742	6	185.957	4.374	0.001 <sup>b</sup>
2 残差	4549.043	107	42.514		
2 合计	5664.785	113			
3 回归	1105.058	5	221.012	5.235	0.000 <sup>c</sup>
3 残差	4559.727	108	42.220		
3 合计	5664.785	113			

2.2.2 构建多元线性回归模型 表 4 为每个模型中各解释变量标准系数、非标准系数显著性检验的情况。由于显著性水平为  $\alpha=0.05$ ,前两个模型中都存在回归系数不显著的解释变量,因此这些方程都不能用。第三个模型是最终的方程,其回归系数显著性检验的概率  $P$  值小于显著性水平  $\alpha$ ,因此因子 2,4,5,6,7 与被解释变量间的线性关系显著,最终的回归方程为:

$$Y = -11.686 + 3.604Z_2 + 3.473Z_4 + 0.312Z_5 + 7.282Z_6 + 0.639Z_7 \quad (5)$$

表 4 各解释变量的偏回归系数系数矩阵

模型	非标准系数		标准系数		t	显著
	B	标准误差	Beta			
1	(常量)	-10.160	5.706		-1.781	0.078
	$Z_1$	-0.364	0.489	-0.271	-0.744	0.458
	$Z_2$	2.521	2.300	0.347	1.096	0.276
	$Z_3$	-1.022	1.633	-0.141	-0.626	0.533
	$Z_4$	3.908	1.346	1.239	2.903	0.004
	$Z_5$	0.311	0.216	0.225	1.443	0.152
	$Z_6$	7.214	2.353	1.225	3.066	0.003
2	(常量)	-10.809	5.596		-1.932	0.056
	$Z_1$	-0.212	0.424	-0.158	-0.501	0.617
	$Z_2$	2.700	2.276	0.371	1.186	0.238
	$Z_4$	3.957	1.340	1.254	2.953	0.004
	$Z_5$	0.369	0.194	0.266	1.900	0.060
	$Z_6$	7.054	2.332	1.197	3.024	0.003
	$Z_7$	0.702	0.279	0.256	2.516	0.013
3	(常量)	-11.686	5.296		-2.206	0.001
	$Z_2$	3.604	1.384	0.495	2.605	0.000
	$Z_4$	3.473	0.924	1.101	3.757	0.000
	$Z_5$	0.312	0.157	0.225	1.990	0.002
	$Z_6$	7.282	2.279	1.236	3.195	0.002
	$Z_7$	0.639	0.248	0.234	2.573	0.001

2.2.3 模型检验 抽取其中10组农户数据,对多元线性回归模型进行检验,检验结果如表5所示。

表5 检验结果

调查人均纯收入	回归模型人均纯收入
14.48	14.11
11.66	11.26
6.68	7.24
9.05	9.23
10.46	10.88
8.04	9.27
7.66	8.28

可见回归模型的计算结果与实际情况基本相同,可以确定多元线性回归模型的正确性和客观性。

2.2.4 农户生态经济行为的主要影响要素分析 由表4可以看出,影响农户生态经济行为的主要因素有农户的平均家庭受教育程度( $Z_7$ )、户主的生产兴趣( $Z_4$ )、户主的风险意识( $Z_5$ )、农户的土地生产力( $Z_2$ )、户主的商品意识( $Z_6$ )。 $Z_1, Z_3$ 对 $Y$ 的作用不明显,说明 $Z_1, Z_3$ 对农户生态经济行为的影响作用不明显。

$Z_1$ 代表的户主年龄、农户劳动力比重、人均基本农田, $Z_3$ 代表的商品加工率,对农户生态经济行为的影响不突出或者是不显著的根源是:县南沟流域家庭主要劳动力的平均年龄在54.3岁,其中有近10%的家中劳动力在70岁以上,劳动力老年化较为明显,户主的生态经济行为选择趋于稳定性和一致性,因此对于县南沟流域的农户来说,选择怎么样的生态经济行为,年龄不是其主要考虑因素。另外,由于县南沟流域人口的外迁,子女都已外出打工或者在外定居,家中的劳动力基本上就是夫妻两个,因此大多数的家庭劳动力比重基本不变。由于技术等条件的限制,虽然县南沟流域农户的商品型生态农业发展较为突出,但是,农户所生产的商品,基本上不经过精加工,比方说大棚蔬菜的装箱,以及苹果的入窖等。商品的加工意识,在农户心里还不强烈。同时,因子3商品加工率在因子6商品意识中也有所体现。

式(4)表示各个主要影响要素与农户人均纯收入之间的函数关系。在公式中,也可以直观地看到,影响农户生态经济行为的主要因素有农户的平均家庭受教育程度、户主的兴趣爱好、户主的风险意识、农户的土地生产力、户主的商品意识。同时得到,农户的商品意识对农户人均纯收入的影响最大,家庭平均受教育程度和户主的风险意识对农户人均纯收益的影响最小。

农户作为理性的经济人,他们首先追求的是效益最大化,因此,有良好的商品意识对其发展商品型生

态农业有着至关重要的作用;然而在家务农的基本上是受教育程度较低的农户,受教育程度在高中以上的户主有2.3%,虽然他们当中有人对文化特别重视,支持子女外出求学,但是,受到自身文化程度的限制,在接受来自于子女身上的建议和意见时,往往不能完全接受子女的建议。因此虽然有的家庭总体的文化水平较高,但是由于决策者的文化限制,家庭的收入并不可观。由于商品型生态农业在该地区还是第二阶段初期,规划和发展基本上都是由政府引导和扶持,因此当地农户更多的愿意相信政府的政策和扶持,而对外界的发展动向和新兴产业的发展并不抱很大希望。本次调研中,选择了在该流域发展碳汇产业,只有1.2%的人表示愿意尝试,有78%的农户表示得看政府的政策行事。由此可见,在县南沟流域户主的风险意识对其家庭的收入影响并不是很明显。

在式(4)中,农户的土地利用率和户主的生产兴趣,对家庭的人均纯收入也有着重要影响。作为农民,土地是其重要的资源,土地的使用效率直接影响着家庭收入状况。同时,一样的土地,不一样的利用方式也会到来不同的效益,因此,户主的兴趣爱好对其家庭的人均纯收入也有着非常重要的影响。

### 3 结论与讨论

运用因子分析法整合了农户生态经济行为的众多影响要素,通过计算,由原来的农户人均基本农田( $X_1$ )、决策者的生产兴趣( $X_2$ )、家庭平均受教育程度( $X_3$ )、农产品商品率( $X_4$ )、粮食生产潜力实现率( $X_5$ )、农业劳动力比重( $X_6$ )、商品加工率( $X_7$ )、工副业贡献率( $X_8$ )、户主年龄( $X_9$ )、风险意识( $X_{10}$ )、商品农业用地比重( $X_{11}$ )11个影响要素,整合为农户基本情况( $Z_1$ )、土地生产力( $Z_2$ )、商品率( $Z_3$ )、生产兴趣( $Z_4$ )、风险意识( $Z_5$ )、商品意识( $Z_6$ )、受教育程度( $Z_7$ )7个变量。7个变量基本包含了原来12个变量的绝大部分信息,成功地减少了变量数和计算难度。在此基础上,构建多元回归线性模型,分析影响农户生态经济行为的主要因素,结果表明:农户的平均家庭受教育程度、户主的生产兴趣、户主的风险意识、农户的土地生产力、户主的商品意识对农户的生态经济行为有着重要影响。其中农户的商品意识对农户人均纯收入的影响最大,家庭平均受教育程度和户主的风险意识对农户人均纯收入的影响最小。说明户主在家庭决策中的重要作用和地位,户主的决策、文化水平、爱好对农户整个家庭的生态经济行为都有至关重要的作用和影响,而来自家庭内部的影响相对较弱。

综上所述,如果要在该地区发展碳汇产业,首先

要考虑是能否将碳汇产业商品化,只有让农户感觉到碳汇产业能够当成商品来买卖,农户才会有积极性;其次要考虑到户主的文化层次,以及对新兴事物的接受能力,因为文化程度也是决定农户决策选择的重要因素。

同时,通过 SPSS 软件构建的多元线性回归模型,描述了被解释变量(农户平均纯收入)与解释变量(土地利用、户主兴趣爱好、户主风险意识、户主的商品意识、家庭的平均受教育程度)之间的线性关系。构建的多元线性模型具有客观性、正确性。但是对于不同环境和政策下的农户来说不一定适合,即多元回归模型是否具有广泛性和普遍性还有待于进一步核实与查证。

#### 参考文献:

- [1] 叶依广,俞跃伟. 农户经营行为与农业可持续发展[J]. 经济问题,1998(2):31-34.
- [2] 何蒲明,魏君英. 试论农户经营行为对农业可持续发展的影响[J]. 农业技术经济,2003(2):24-27.
- [3] 周立华,樊胜岳,杨林,等. 农户经济收入与经营行为研究:来自黑河流域中游地区的调查[J]. 经济地理,2002,22(6):740-743.
- [4] 李兰英,程云行,刘德弟,等. 浙江省林业政策问题及对策探讨[J]. 华东森林经理,2004,18(3):15-17.
- [5] 张欣,王绪龙,张巨勇. 农户行为对农业生态的负面影响与优化对策[J]. 农村经济,2005(11):97-100.
- [6] 冯孝杰,魏朝富,谢德体,等. 农户经营行为的农业面源污染效应及模型分析[J]. 中国农学通报,2005,21(12):354-358.
- [7] 王继军. 黄土高原商品型生态农业初探[J]. 水土保持通报,1994(4):48-51.
- [8] 辛督强,韩国秀. 因子分析法在科技期刊综合评价中的应用[J]. 数理统计与管理,2014,33(1):116-121.
- [9] 罗国旺,田盈,冀云. 基于纵横因子分析和 C-D 生产函数的经济增长研究:以中国西部为例[J]. 重庆师范大学学报:自然科学版,2014,31(1):117-123.
- [10] 王慧文. 多元线性回归的预测建模方法[J]. 北京航空航天大学学报,2007,33(4):500-504.
- [11] 周晨,冯宇东,肖匡心,等. 基于多元线性回归模型的东北地区需水量分析[J]. 数学的实践与认识,2014,44(1):118-123.
- [12] 江永红,马中. 环境视野中的农民行为分析[J]. 江苏社会科学,2008(2):62-67.
- [15] 艾合买提·吾买尔,海米提·依米提,赛迪古丽·哈西木,等. 于田绿洲脆弱生态环境成因及生态脆弱性评价[J]. 干旱区资源与环境,2010,24(5):74-79.
- [16] 古丽米热·艾米肉拉,爱合麦提·吾买尔,海米提·依米提. 于田绿洲近 50 a 人类活动强度变化研究[J]. 西南农业大学学报:社会科学版,2011,9(10):40-42.
- [17] 胡江玲,孙浩捷,吴焱. 基于循环经济理念的新疆于田生态农业建设研究[J]. 新疆师范大学学报:自然科学版,2006,25(1):87-92.
- [18] 胡江玲,孙浩捷. 新疆于田绿洲农业资源潜力分析及持续发展对策研究[J]. 干旱区资源与环境,2007,21(4):136-141.
- [19] 高兴国,王磊,齐代华,等. 基于 PSR 模型的湿地生态安全评价:以大山包湿地为例[J]. 湖南师范大学自然科学学报,2013,36(1):86-90.
- [20] 段锦,康慕谊,戴诚,等. 基于格网的东江流域生态安全空间综合评价[J]. 生态学杂志,2012,31(8):2075-2081.
- [21] 王鹏,况福民,邓育武,等. 区域城镇化进程中土地生态安全研究:以湘潭市为例[J]. 湖南师范大学自然科学学报,2013,36(1):80-85.
- [22] 张艳丽. 民勤县生态安全综合评价研究[D]. 北京:北京林业大学,2011.
- [23] 付业勤,郑向敏,王新建. 厦门市滨海城市旅游地生态安全评价研究[J]. 科技管理研究,2013,33(3):41-45.
- [24] 刘勤,王宏卫,贡璐. 新疆渭干河—库车河绿洲生态安全及演变趋势评价[J]. 水土保持研究,2014,21(2):179-183.
- [25] 崔明哲,杨凤海,李佳. 基于组合赋权法的哈尔滨市耕地生态安全评价[J]. 水土保持研究,2012,19(6):184-192.
- [26] 马倩,张洋,赵枫. 基于 PSR 模型的干旱区绿洲城市生态安全评价:以乌鲁木齐市为例[J]. 土壤通报,2011,42(5):1225-1230.
- [27] 孟优,丁建丽,徐娜,等. 基于压力—状态—响应模型的吐鲁番地区生态安全动态评价[J]. 新疆农业科学,2011,48(9):1674-1679.
- [28] 董雪旺. 镜泊湖风景名胜区生态安全评价研究[J]. 国土与自然资源研究,2004(2):74-76.
- [29] 尹娟,邱道持,潘娟. 基于 PSR 模型的小城镇用地生态安全评价:以潼南县 22 个小城镇为例[J]. 西南师范大学学报:自然科学版,2012,37(2):126-130.