

# 农户生态移民意愿及影响因素研究 ——以陕西省安康市为例

时鹏 余劲\*

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

**摘要** 采用陕西省安康市 256 个农户调查数据,运用二元 Logistic 模型实证分析影响农户生态移民意愿的因素。研究结果表明:农户家庭特征中,家庭人口数量、少儿抚养比、老年抚养比、年人均纯收入对农户生态移民意愿产生重要影响;原有居住条件中,原有房屋居住位置、房屋材质、原住地离集镇距离、原住地聚集户数对农户生态意愿影响显著;社会压力方面,亲邻态度、村干部态度会对农户的搬迁行为产生影响;此外,是否具有退耕地及退耕面积的大小也是影响农户搬迁意愿的重要因素。

**关键词** 农户; 生态移民; 移民意愿; 影响因素; Logistic 模型; 安康市

中图分类号 F 061.5

文章编号 1007-4333(2013)01-0218-11

文献标志码 A

## Study on ecological migration willingness and its influencing factors: A case of Ankang, Shaanxi

SHI Peng, YU Jin\*

(College of economics and management, North West Agriculture and Forestry University, Yaling 712100, China)

**Abstract** A binary Logistic model was adopted to analyze the factors which may affect household's willingness of ecological migration based on 256 questionnaires collected from Ankang, Shaanxi. Results clearly indicate that family size, child dependency ratio, elderly dependency ratio and per capita net income have an important impact on the willingness of migration. The original living conditions including location of residence, housing material, the distance from the house to the town and the number of households living together can affect the willingness of migration. The attitude of relatives and neighbors, and the attitude of village cadres as a kind of social pressure can influence the willingness of ecological migration. In addition, farmers participating in the project of returning farmland to forests and its size also have an important impact on the household's willingness of migration.

**Key words** rural household; ecological migration; migration willingness; influencing factors; Logistic model; Ankang city

目前,人口、资源与环境之间的矛盾逐渐由地区性、局部性问题演化为全球性问题,并呈逐步恶化的趋势<sup>[1]</sup>,人类的生存需求与环境的生产能力之间的深刻冲突已成为全世界共同关注的主题<sup>[2]</sup>。在我国,生态脆弱地区既是生态保护的重点区域,也是贫困人口最集中、最广泛的地区,实践表明,生态移民

成为解决生态退化与贫困共生难题的根本手段之一<sup>[3]</sup>。所谓生态移民就是从恢复生态、保护环境、发展经济出发,把原来位于环境脆弱地区高度分散的人口,通过移民的方式集中起来,形成新的村镇,在生态脆弱区达到人口、资源、环境和经济社会的协调发展<sup>[4]</sup>。生态移民包括地质灾害避险移民搬迁、洪

收稿日期: 2012-04-01

基金项目: 日本京都大学中日农户经营状况比较研究(K332020019)

第一作者: 时鹏,硕士研究生, E-mail: myfreedom414@yahoo.com.cn

通讯作者: 余劲,教授,主要从事不动产经济学专业研究, E-mail: yujin@nwsuaf.edu.cn

涝灾害避险移民搬迁、扶贫移民搬迁和生态移民搬迁4个类型。陕西省安康市地处秦岭巴山腹地，地形地貌复杂，地质条件差，山体脆弱，易引发山洪、滑坡等次生泥石流灾害，隐患数量多、分布广、密度大、发生频繁，给居民生命财产安全造成了极大威胁。2010年12月陕西省政府通过《陕南地区移民搬迁安置总体规划》，2011年正式启动“陕南地区移民搬迁安置”工程，为安康市保护生态环境和改善边远山区农户生产生活条件带来了前所未有的机遇。

生态移民是农户在生态环境与生存压力下实施的“非自愿”迁移<sup>[2]</sup>，其实质是人与生态环境的关系调整，涉及到一系列有关社会经济发展的重大问题<sup>[5]</sup>。由于生态移民的复杂性，国内外大量学者对此展开了研究。农户移民安置与生产方式转变是生态移民成功与否的关键，农户作为工程实施的主体，农户响应对于促进项目实施的内生性、避免搬迁“工程化”倾向具有重要的意义，成为该领域研究的重点内容。唐宏等<sup>[6]</sup>对退耕还牧区生态移民农户意愿及居留意愿的主要影响因素进行了分析<sup>[7]</sup>，探讨了非自愿移民的性质及农户搬迁动力的形成，而盛继川、梁爽、施国庆的研究结果表明只要给予合理的补偿价格非自愿移民就可以实现自愿迁徙<sup>[8]</sup>，将非自愿移民与自愿移民纳入到了统一的研究框架，李惠通过对中国30个省、市自治区之间人口迁移的效益值进行计算，表明人口净迁移与效益值呈较强的正相关关系<sup>[9]</sup>，有学者从农户参与角度对生态移民问题进行了研究，结果表明宣传、教育和动员可以提高农户迁移的积极性<sup>[6]</sup>。在国外，英国地理学家拉文斯坦(E. G. Ravenstein)最早对人口迁移现象进行了研究，认为经济动机是人口迁移动机中的主要成分，其他学者的研究表明区域间的经济差异是导致人口的流动的主要原因<sup>[10-11]</sup>，区位条件、产业结构以及迁移政策等非经济因素对人口迁移也有较大影响<sup>[12-14]</sup>。布朗(Brown)和摩尔(Moore)提出的人口迁移决策模型，认为生态移民农户意愿的形成取决于政府诱导力、生态压力及农户预期，而舒尔茨的人力资本理论和Todaro模型分别引入新古典经济学的供给需求关系和发展经济学的两部门概念，认为人口迁移是在市场条件下获取市场机会的个人理性选择，并在此基础上产生了以家庭为基本单位的迁移理论，表明家庭收益的最大化和风险最小化是人口迁移的最终目标。

基于农户意愿及其影响因素对于生态移民工程

的重要性，本研究以陕西省安康市生态移民区的农户为调查对象，通过农户访谈和问卷调查，了解农户个体特征、家庭特征，原有居住条件、退耕情况、社会压力等情况及在此基础上形成的农户搬迁意愿，对影响农户生态移民意愿的影响因素进行实证分析，旨在探析工程实施过程中存在的问题，以期为内生化农户搬迁愿望、提高农户搬迁动力及相关部门制定搬迁规划提出政策建议。

## 1 理论分析框架与研究假说

陕西安康市生态移民以就地集中搬迁为主，由于原有居住位置交通条件极为不便，导致搬迁后农户耕种土地的成本大幅提高，而从事外出务工的机会成本非常小，预期就业结构将发生改变。假设农户是理性“经济人”，追求自身的利益最大化，农户意愿W与农户搬迁后取得的预期净收益V密切相关，表示为

$$W = f(V) + H + \epsilon$$

式中： $f'(V) > 0$ ，即农户意愿与搬迁后预期净收益呈正相关关系；H表示非成本收益因素，如生态保护认知、社会压力等； $\epsilon$ 为误差项。可以设定农户生态移民搬迁预期净收益V的函数表达式为

$$\begin{aligned} V = & \int_0^k \{\theta [P'(t) - AC'(t)]Q'(t) + \\ & (1-\theta) \sum_{i=1}^n P'_i(t) \cdot w'_i(t) - \\ & \xi [P(t) - AC(t)]Q(t) - \\ & (1-\xi) \sum_{i=1}^n P_i(t) \cdot w_i(t)\} e^{-rt} dt + R - C \quad (1) \end{aligned}$$

式中： $P(t)$ 和 $P'(t)$ 分别表示农户继续从事农业生产，在原住地和安置地的农产品销售价格； $AC(t)$ 和 $AC'(t)$ 表示生产农产品的中间成本。由于农户在原住地和安置地的气候、土壤、湿度、交通等生产条件发生变化，中间产品的成本可能存在差异性；当农户从事外出务工等非农生产时， $P_i(t)$ 和 $P'_i(t)$ 分别表示移民前后农户第*i*个家庭成员找到工作的概率， $w_i(t)$ 与 $w'_i(t)$ 为对应的城镇年工资率。 $\theta$ 、 $\xi$ 分别表示潜在搬迁农户搬迁前及预期搬迁后的农业收入占总收入的比重。 $k$ 为农户预期搬迁后在迁入地生活时间。 $n$ 为家庭成员总数。 $r$ 为贴现率。R表示农户搬迁的政府补贴。C为由于搬迁而给农户带来的有形和无形损失。为便于表达，令

$$\begin{aligned}
 D = & \int_0^k \{ \theta [P'(t) - AC'(t)] Q'(t) + \\
 & (1-\theta) \sum_{i=1}^n P'_i(t) \cdot w'_i(t) - \\
 & \zeta [P(t) - AC(t)] Q(t) - \\
 & (1-\zeta) \sum_{i=1}^n P_i(t) \cdot w_i(t) \} e^{-rt} dt
 \end{aligned} \quad (2)$$

则式(1)可表示为

$$V = D + R - C$$

其中  $D$  为搬迁后一定时间内农户在安置地和原住地之间收入水平差异未来流量的净贴现值;  $R - C$  表示农户参与搬迁获得的政府净补偿, 是一种当期存量; 而  $V$  为两者之和, 其值影响着农户生态移民搬迁意愿的大小。

根据上述理论模型, 综合已有的研究成果和相关理论并结合研究区域的实际特点, 本研究依据可操作性的原则, 尽量选取可操作性强的客观性因素, 回避主观性较强的因素, 将影响农户生态移民意愿的因素分为五大类, 基本理论假说如下:

**假设 1:** 农户个体特征对农户生态移民意愿有影响。1) 户主年龄。一般而言, 年龄越大, 农户预期搬迁后生活时间越短, 因生态移民而获取的预期收入也就越少, 从而搬迁意愿越弱; 另外, 年纪较大的农户缺乏从事农业以外生产活动的人力资本, 很难在相同的条件下找到工作机会, 而年轻人适应性较强, 身体素质也更好, 很容易在当地或者外出务工从事第二、第三产业。2) 户主健康状况。健康状况差的农户适应劳动强度较高的非农生产方式的能力较低, 因此搬迁意愿亦较弱, 而健康状况良好的农户适应能力较强, 更倾向于进行移民搬迁。

**假设 2:** 不同农户家庭特征对生态移民意愿有影响。1) 家庭人口特征对搬迁意愿有影响。①家庭人口数量。由上述理论模型, 人口数量影响家庭总收入水平, 但其正负取决于移民前后从事农业生产与非农生产的劳动力人数的变化, 随着小城镇建设和城市化进程的加快, 农民进城就业机会增加, 农户家庭收入结构随之发生改变, 从而家庭人口数量对搬迁意愿的影响具有不确定性。②少儿抚养比。根据《中国统计年鉴》中的统计指标解释, 少儿抚养比是指家庭 14 岁以下年龄人口数与 15~64 岁年龄人口数的比值。其值越大说明农户家庭学龄及婚龄子女较多, 搬迁后, 预期可以改变子女受教育条件和生活条件, 此类农户的搬迁意愿较强。③家庭老年抚养

比。老年抚养比是指家庭 65 岁以上年龄人口数与 15~64 岁年龄人口数的比值。在农村, 老年人口仍然从事一部分农业劳动, 搬迁后, 老年人并不能从事农业以外的劳动, 预期收入下降, 从而此类农户搬迁意愿较弱。2) 家庭收益特征对农户搬迁意愿有影响。①家庭年人均纯收入。收入水平较低的农户, 在其他条件相同时, 预期可以获得较高的收益净增, 从而搬迁意愿更强; 而收入水平较高的农户, 生活压力较小, 搬迁意愿较弱。②种植业收入。当前, 耕地对于农户具有基本生活保障、就业、养老、医疗和增加收入等效用<sup>[15]</sup>, 是农户重要的生产资料, 耕地越多的农户越不愿意放弃现有的耕种条件, 搬迁意愿较弱, 而农耕地较少的农户搬迁意愿较强。

**假设 3:** 原有居住条件对农户生态移民意愿有影响。1) 原住地居住位置。一般来讲, 居住在平地的农户搬迁意愿较弱, 居住在深沟和坡地的农户搬迁意愿较强。2) 原有房屋材质。房屋材质反映了房屋的预期可使用时间及拆除后农户的损失成本, 预期土坯房住户的搬迁意愿更强, 而砖木、砖混结构住户的搬迁意愿较弱。3) 原有房屋价值。预期原有房屋价值越高, 农户的搬迁愿望越弱, 反之, 原有房屋的价值越低, 农户的搬迁愿望越强。4) 原住地离集镇距离。离集镇距离反映了农户的市场可近性、信息的可获得性等, 参与市场交换能够促进分工、内生化总量需求, 提高农户的收入水平, 离集镇较远的农户, 搬迁意愿可能更强。5) 原住地聚集户数。一般来讲, 分散居住的农户社会资本较少, 遇到困难不能及时得到亲友的帮助, 获取信息也较为困难, 他们的生活水平较集中居住农户差, 因此, 这类农户的搬迁意愿较强。

**假设 4:** 生态保护认知影响农户的搬迁意愿。1) 是否退耕反映了农户的生态保护意识和政策接受能力, 退耕农户生态保护意识更强, 易于接受新的政策, 搬迁意愿较强。2) 退耕面积。退耕面积越大, 在家庭总承包地面积一定的条件下, 耕地面积将会减少, 搬迁后对农户农业收入的影响也较小, 此类农户搬迁意愿较强。

**假设 5:** 社会压力因素影响农户搬迁意愿。在农村, 人伦信用较为普遍, 周围人的态度包括亲人、朋友、邻居的态度对农户行为产生重要影响, 周围人的支持越大, 农户的搬迁意愿也越强烈; 另外, 村镇干部同时作为“代理型政权经营者”和“谋利型政权经营者”, 其态度可能对农户生态移民意愿产生影响。

## 2 数据来源与样本基本情况

### 2.1 数据来源

本研究数据来自于课题组于2011-10—2012-02对陕西省安康市生态移民实施地区农户的抽样调查。调查内容包括农户所在县、乡(镇)的区域特征(包括地理位置、产业布局、经济发展、退耕还林等情况)、农户家庭户主特征(包括户主年龄、健康状况等)、家庭特征(包括人口数、少儿人口数、老年人口数、年总收入、种植业收入等)、原有居住条件(包括原有房屋居住位置、原有房屋材质、原有房屋价值、原住地离集镇距离、原住地聚集户数等)、生态保护认知、社会压力、搬迁意愿等方面。

调查问卷的形成过程:首先,把陕西省安康市拟生态移民地区的农户作为调查对象;然后,在搜集资料和整理文献的基础上,通过研究讨论初步确定调查问卷的各项调查内容,并于2011-10选择具有代表性的区域进行预调查,了解当地生态移民的基本情况,根据预调查的结果及在调查过程中所发现的实际问题,对调查表的内容、提问的方式进行了适当的调整;最后,在课题组集体讨论的基础上形成最终问卷。为了保证调查数据的科学性和代表性,避免不同地区的差异性所带来的影响,课题组首先根据当地经济发展水平高低将各县分成高、中、低3组,

在每组中各选出1个县(区),然后又按经济发展水平的高低将乡镇分成高、低2组,在每组中随机抽取两个乡(镇);最后在每个乡镇随机抽取44个农户样本。这样,总共获得了对安康市3个县(区)6个乡镇264个农户的调查问卷,其中,有效问卷256份,有效率97%。

### 2.2 样本基本情况

在受访的256个农户中,选择“不愿意”生态移民搬迁的农户有124户,占48.44%;而选择“愿意”的农户有132户,占51.56%。可见,农户愿意生态移民搬迁的比例较高,与本课题组在陕西省商洛市、汉中市调查的实际结果相符。其中,农户愿意搬迁的原因是交通不便、信息闭塞、种地收益少等,这种家庭一般户主比较年轻,外出务工时间长;不愿搬迁的农户一般居住位置较好,交通便利的地区,家庭农业收入较高,户主年龄偏大。对调研数据进行统计后发现,受访农户户主的平均年龄为46.76岁,在农户家庭收入结构中,非农收入平均占到70.65%,可见,当地农户以外出务工为主要的收入来源;受访农户中有退耕地的有178户,而非退耕的有78户,退耕比例达到69.53%;另外,户主文化程度为小学或文盲的农户所访农户总数的64.84%,而具有高中及以上文化程度的农户仅占7.03%,农户文化程度普遍较低。样本的基本情况见表1。

表1 陕西省安康市生态移民调查样本基本情况

Table 1 Basic situation of the survey samples

项目 Item	选项 Options	样本数 Number of samples	比重/% Proportion
户主年龄/岁 Age of the household head	<35	32	12.5
	≥35~45	96	37.5
	≥45~55	70	27.3
	≥55	58	22.7
文化程度 Education level	没上过学 Non-formal education	54	21.1
	小学 Primary school	112	43.8
	初中 Junior high school	72	28.1
	高中及以上 High school and the above	18	7.0
年人均纯收入/元 Annual per capita net income	<2 000	56	21.8
	≥2 000~5 000	76	29.7
	≥5 000~10 000	78	30.5
	≥10 000~15 000	24	9.4
	≥15 000	22	8.6

续表

项目 Item	选项 Options	样本数 Number of samples	比重/% Proportion
原有居住位置 Original location of residence	平地 Plain 深沟或山坡 Deep mountains or sloping fields	50 206	19.5 80.5
原有房屋材质 Original housing material	土坯 Adobe 砖木 Masonry-timber structure 砖混 Brick concrete	128 36 98	50.0 14.1 35.9
原住地离集镇距离 Distance between the original residence and the town	连续变量 Continuous variable	7.12	—
原住地聚集户数 Aggregation number of the original residence	连续变量 Continuous variable	9.58	—
是否退耕 Whether returning farmland	退耕农户 Household who has returned farmland 非退耕农户 Household who has not returned farmland	178 78	69.5 30.5

注:原住地离集镇距离、原住地聚集户数为连续变量,其统计值为均值。

Note: The distance between the original residence and the town and the aggregation number of the original residence are continuous variables, so the statistics of them are means values.

### 3 模型构建与研究方法

#### 3.1 实证模型构建

根据上述理论分析、理论假设及调研过程中所掌握的实际情况,农户生态移民搬迁意愿受农户个体特征、家庭特征、原有居住条件、生态保护认知、社会压力等因素的影响。因此,可以设定以下函数形式:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_m x_m \quad (3)$$

式中:当农户不愿意生态移民搬迁时,  $y$  取值为 0; 当农户愿意生态移民搬迁时,  $y$  取值为 1。 $x_1, x_2, \dots, x_m$  代表反映农户个体特征、家庭特征、原有居住条件、生态保护认知及社会压力特征的变量。

#### 3.2 研究方法

一般来讲,多元线性回归模型被解释变量应是连续定距型变量且取值范围为  $-\infty \sim +\infty$ ,本研究的因变量为农户生态移民意愿,结果有“愿意”和“不愿意”2 种情况,为二元选择变量,应用线性回归模型无法进行相应的统计推断<sup>[16]</sup>。离散模型主要包括 Probit 模型和 Logistic 模型,Probit 模型要求样本服从正态分布,应用受到一定的限制,Logistic 模

型则采用最大似然法进行参数估计,不要求样本呈正态分布,适用范围更加广泛<sup>[17]</sup>。本研究在借鉴相关研究成果的基础上,采用二元因变量的 Logistic 模型对农户生态移民意愿及其影响因素进行回归分析,并通过最大似然法进行参数估计。

设  $Y=1$  的概率为  $P$ ,则  $P$  的取值范围是  $(0, 1)$ ,对  $P$  进行非线性化处理,令

$$\text{Logit}P = \ln[P/(1-P)] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_m x_m$$

或

$$P = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_m x_m)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_m x_m)} =$$

$$F(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_m x_m) \quad (4)$$

式中:  $\beta_0$  为常数项,表示自变量全为 0 发生比的自然对数值; $x_j (j = 1, 2, \dots, m)$  为影响农户生态移民意愿的因素; $\beta_j$  为  $x_j (j = 1, 2, \dots, m)$  对应的偏回归系数,表示当其他变量保持不变时,该自变量取值增加 1 个单位引起发生比自然对数值的变化量; $\exp(\cdot)$  是以自然对数(2.718 28)为底的指数, $F$  服从标准的 Logistic 分布。模型中各影响因素选取的具体变量、主要统计量及预期方向见表 2。

表2 农户生态移民意愿的 Logistic 模型解释变量选择及处理说明

Table 2 Independent variables in the logistic model and the handling instructions

变量 Variable	定义 Definition	最小值 Minimum	最大值 Maximum	均值 Mean	标准差 Standard variance	预期方向 Expected direction
农户生态移民意愿 Willingness	$y=1$ 愿意; $y=0$ 不愿意 if willing, $y=1$ ; if not, $y=0$	0	1	0.515 6	0.501 7	
1) 农户个体特征变量 Variables of individual characteristics						
户主年龄/岁 Age of household head	$<35=1$ ; $\geq 35 \sim 45=2$ ; $\geq 45 \sim 55=3$ ; $\geq 55=4$	1	4	2.676 1	0.982 3	—
户主健康状况 Health condition of household head	健康=1; 一般=2; 差=3 Healthy=1; General=2; Poor=3	1	3	1.507 0	0.790 5	—
2) 农户家庭特征 Farmer family characteristics						
家庭人口数量 Household size	人口总数 Total family member	1	6	4.102 4	1.187 5	+/-
少儿抚养比 Children's dependency ratio	14岁以下人口所占比重 The proportion of people under the age of 14	0	0.6	0.202 7	0.193 1	+
老年抚养比 Elderly dependency ratio	65岁以上人口所占比重 The proportion of the people over the age of 65	0	2	0.406 5	0.675 5	—
3) 家庭收益特征变量 Family income variable						
年人均纯收入/元 Annual per capita net income	$<2\ 000=1$ ; $\geq 2\ 000 \sim 5\ 000=2$ ; $\geq 5\ 000 \sim 10\ 000=3$ ; $\geq 10\ 000 \sim 15\ 000=4$ ; $\geq 15\ 000=5$	1	5	2.531 3	1.183 5	—
传统种植业收入/元 Traditional planting income	连续变量 Continuous variable	0	75 000	1 105.67	7 085.01	—
4) 原有居住条件 Original living conditions						
原有房屋居住位置 Location of original residence	平地=1; 深沟=2; 山坡=3 Plain=1; Deep mountains=2; Sloping fields=3	1	3	2.521 1	0.808 2	+
原有房屋材质 Original building material	土坯房=1; 砖木=2; 砖混=3 Adobe=1; Masonry-timber structure=2; Brick concrete=3	1	3	1.823 5	0.961 1	—
原有房屋价值/元 Original housing value	以移民前1年可比价格计算 Calculation in comparable prices of the year before eco-migration	100	150 000	14 057	34 695	—

续表

变量 Variable	定义 Definition	最小值 Minimum	最大值 Maximum	均值 Mean	标准差 Standard variance	预期方向 Expected direction
原住地离集镇距离 Distance between the residence and the town	连续变量 Continuous variable	1	30	7.1571	4.8608	+
原住地聚集户数 Aggregation number of the original residence	连续变量 Continuous variable	1	70	9.8636	11.5704	-
5)生态保护认知 Ecological protection cognitive						
是否有退耕地 Whether convert cropland to forest	有=1;没有=2 Yes=1;no=2	1	2	1.3729	0.4877	+
退耕地面积 Area of the conversed land	连续变量 Continuous variable	0	16	3.5069	3.4795	+
6)社会压力 Social pressure						
亲邻生态移民态度 Attitudes towards eco-migration of the relatives and neighbors	很不同意=1; 比较不同意=2;一般=3; 比较同意=4;非常同意=5 Strongly disagree=1; Somewhat disagree=2; General=3; Somewhat agree=4; Strongly agree	1	5	4	1.0195	+
村干部态度 Village cadre's attitude	很不同意=1; 比较不同意=2;一般=3; 比较同意=4;非常同意=5 Strongly disagree=1; Somewhat disagree=2; General=3; Somewhat agree=4; Strongly agree	1	5	4.1172	1.0243	+

## 4 农户生态移民意愿影响因素的 Logistic 回归分析

利用 SPSS16.0 软件对 256 个样本的数据运用逐步向后回归方法拟合二元 Logistic 模型,结果见表 3。在处理过程中,首先将所有可能对因变量有影响的自变量都引入模型进行显著性检验结果模型 I(表 3),根据检验结果,将 Wald 检验值最小的那个变量剔除后再重新拟合回归方程,直到所保留的自变量对因变量的影响都通过显著性检验为止,结果见模型 II(表 3)。

### 4.1 农户个体特征的影响

户主年龄和户主健康状况对农户生态移民意愿的影响在 5% 的水平下都不显著,与预期不相符,说明农户生态移民意愿跟农户个体特征关系不大,生态移民关系到家庭每个成员的利益,其愿望也可能基于整个家庭的共同决定。

### 4.2 农户家庭特征变量的影响

1)家庭人口数量变量在模型 I 和模型 II(表 3)中都通过了 1% 的显著性水平检验,且其系数为负值,表明在其他条件不变的情况下,家庭人口数量较多,农户搬迁意愿越弱,并且家庭人口数量每增加 1

表3 农户生态移民意愿影响因素的二元 Logistic 模型估计结果

Table 3 The estimation results of binary Logistic model of farmer's willingness of eco-migration

变量 Variables	模型 I Model I			模型 II Model II			
	B	W	ExpB	B	W	ExpB	
1)农户个人特征变量 Variables of individual characteristics							
户主年龄( $X_1$ ) Age of the household head	-0.556	1.375	0.574	—	—	—	
户主健康状况( $X_2$ ) Health condition of household head	0.565	1.065	1.760	—	—	—	
2)农户家庭特征变量 Farmer family characteristics							
家庭人口数量( $X_3$ ) Household size	-1.523 ***	9.104	0.218	-1.577 ***	10.039	0.207	
少儿抚养比( $X_4$ ) Children's dependency ratio	4.059	1.925	57.904	4.074 *	2.883	58.788	
老年抚养比( $X_5$ ) Elderly dependency ratio	-7.506 ***	6.711	0.001	-7.715 ***	7.750	0.00	
3)家庭收益特征变量 Family income variables							
年人均纯收入/元 Annual per capita net income	≥2 000~5 000( $X_6$ ) ≥5 000~10 000( $X_7$ ) ≥10 000~15 000( $X_8$ ) ≥15 000( $X_9$ )	-2.069 * -0.192 -1.793 -4.306 **	3.166 0.032 1.347 4.543	0.126 0.825 0.166 0.013	-2.146 * -0.402 -1.827 -4.357 **	3.725 0.158 1.461 5.053	0.117 0.669 0.161 0.013
种植业收入( $X_{10}$ ) Traditional planting income	0.000	1.970	0.999	0.000	2.178	0.999	
4)原有居住条件 Original living conditions							
原有房屋居住位置( $X_{11}$ ) Location of original residence	2.737 ***	11.379	15.446	2.669 ***	12.515	14.429	
原有房屋材质( $X_{12}$ ) Original building material	-2.561 ***	14.401	0.077	-2.418 ***	15.287	0.089	
原有房屋价值( $X_{13}$ ) Original housing value	0.001 ***	7.048	1.001	0.001 ***	8.578	1.001	
原住地离集镇距离( $X_{14}$ ) Distance between the original residence and the town	0.324 **	5.126	1.383	0.311 **	5.110	1.042	
原住地聚集户数( $X_{15}$ ) Aggregation number of the original residence	-0.129 ***	8.259	0.879	-0.124 ***	8.338	0.883	
5)生态保护认知 Ecological protection cognitive							
是否有退耕地( $X_{16}$ ) Whether convert cropland to forest	-2.603 **	4.418	0.074	-2.026 *	3.607	0.132	
退耕地面积( $X_{17}$ ) Area of the converted land	0.536 ***	6.692	1.710	0.453 **	5.893	1.572	
6)社会压力 Social pressure							
亲邻生态移民态度( $X_{18}$ ) Attitudes towards eco-migration of the relatives and neighbors	3.323 ***	10.238	27.756	3.401 ***	11.560	29.994	
村干部态度( $X_{19}$ ) Village cadre's attitude	-1.947 **	6.517	0.143	-1.933 ***	6.835	0.145	
常数项 Constant	-1.596	0.226	0.203	-2.591	0.962	0.750	
-2倍的对数似然函数值 -2 Log Likelihood	62.328			64.491			
Cox & Snell $R^2$	0.591			0.584			
Nagelkerke $R^2$	0.789			0.779			

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著; B、W 分别表示 Logistic 回归方程中各解释变量的回归系数、Wald 检验统计量的观测值, ExpB 表示当其他解释变量保持不变时,  $X_i$  每增加 1 个单位将引起发生比扩大或缩小的倍数。

Note: \*\*\* , \*\* and \* represent the 1% , 5% and the 10% of the statistical significance level respectively; B, Wald represent the regression coefficients of the explanatory variables in the logistic regression equation and the observations of the Wald test statistics, ExpB denote that how much the Occurrence rate will expand or shrink which is caused by one unit of increase of  $X_i$  when the other explanatory variables remain unchanged.

人,农户生态移民意愿将下降 79.3%。其主要原因是,家庭人口数量越多的家庭,由于不同成员之间的禀赋特征不同,成员意见较难达成统一,增加了举家搬迁的协调成本。

2) 少儿抚养比变量在模型Ⅱ中通过了 10% 水平的显著性检验,且其系数为正,表明在其他条件不变的条件下,14 岁以下年龄的子女在家庭总人口中所占比重越高,农户生态移民意愿越强,家庭少儿抚养比增加 1%,该农户愿意搬迁的发生比将增加 57.79%。笔者认为,其原因主要有以下 2 个方面:第一,14 岁以下的儿童,正是上小学或初中的学龄儿童,在我国农村,小学一般位于村中心,初中一般位于集镇附近,由于条件所限,学生寄宿比例较小,而尤其在偏远山区,子女上学需要家长接送,需要投入大量的时间和精力;第二,子女较多的家庭,都面临将来男孩娶亲、女孩出嫁的婚姻大事,而居住位置是双方特别是女方所考虑的关键性因素之一。因此,出于长远的打算,少儿抚养比较高的农户搬迁愿望强烈。

3) 老年抚养比在模型Ⅰ和模型Ⅱ中都通过 1% 水平下的显著性检验,且其系数为负,说明在其他条件不变的情况下,65 岁以上的老龄人口在家庭劳动年龄人口中所占的比例越大,则农户生态移民意愿越弱,老年人口占比每增加 1 个百分点,该农户愿意搬迁发生比的自然对数值将减少 7.715 个单位。主要原因可能有以下 4 个方面:第一,老龄人口人力资本储量水平较低<sup>[18]</sup>,对新的生产生活方式的适应性较差,搬迁后收入风险明显增加;第二,老龄人口迁出后预期在迁入地生活时间较短,搬迁所能为其带来的收益增加有限;第三,青壮年外出务工后,在农村真正从事农业劳动的有很大一部分是老年人,除了部分经济功能,土地主要承担着养老、医疗等社会保障功能,基于此,老龄人口搬迁愿望较弱;第四、老年人故土情节较重,风险偏好较弱,趋于保守和稳定,不愿意冒着风险进行移民搬迁。

#### 4.3 家庭收益特征变量的影响

1) 年人均纯收入(2 000~5 000 元)人均收入变量在模型Ⅰ和模型Ⅱ中通过了 10% 水平的显著性检验,且其系数为负;(15 000 元)人均收入变量在模型Ⅰ和模型Ⅱ中通过了 1% 水平的显著性检验,系数为负;但是,(5 000~10 000 元)和(10 000~15 000 元)收入变量在 2 个模型中都没有通过显著性检验,说明不同的年人均收入水平对农户生态移民意愿的

影响存在差异,即相对于人均收入在 2 000 元以下的农户,(2 000~5 000 元)人均收入农户的搬迁愿望更弱,模型Ⅱ表明其愿意搬迁的发生比是 2 000 元以下农户的 11.7%;而人均收入在 15 000 元以上的农户与人均收入在 2 000 元以下的农户相比,其搬迁愿望发生比的对数值将减少 7.506 个单位;人均收入(5 000~10 000 元)和(10 000~15 000 元)的农户搬迁愿望也比对照组低。其可能的原因是:对于收入水平较低的农户,生态移民补贴对于其迁出的资金约束缓解作用较强,他们希望能够抓住机遇,而暂不考虑其他问题,对于收入水平较高的农户,搬迁费用显得并不非常重要,他们在搬迁时间的选择上具有更大的灵活性。另外,收入水平较低的农户,预期生态移民搬迁能给他们带来更高的收益净增加,从而搬迁愿望较强。Cebula & Vedder<sup>[19]</sup>对美国 39 个市区的研究结论表明人口净迁入量与人均收入呈正相关关系,笔者的研究结果与该结论具有一致性。

2) 种植业收入变量不是影响农户生态移民意愿的原因,在模型Ⅰ和模型Ⅱ中都未通过显著性检验,与预期不符。对其可能的解释是:随着城镇化进程的加快,传统种植业在农村家庭收入结构中所占的比重有不断降低的趋势,在陕南,由于地理性分配的原因,人均耕地面积较少,农户家庭所收获的粮食大部分甚至全部用于自给,在这种情况下,种植业收入可能对农户生态移民意愿并不产生明显的影响。

#### 4.4 原有居住条件的影响

1) 原有居住位置变量在模型Ⅰ和模型Ⅱ中都通过了 1% 水平的显著性检验,且其系数为正,说明在其他条件不变的情况下,居住条件较差的农户搬迁意愿更强,居住位置变量提高一个档次,农户愿意搬迁的发生比将增加 13.429 倍。其主要原因是,居住在深沟或者山坡地带的农户与居住在平地的农户相比,生活成本更高,从而迁出愿望更强。

2) 房屋材质变量在模型Ⅰ和模型Ⅱ中都通过了 1% 水平的显著性检验,且其系数为负,说明在其他条件不变的情况下,房屋材质较好的农户搬迁愿望更弱,房屋材质提高一个档次,农户愿意搬迁的发生比将只有前一档次的 8.9%,负向作用明显。显然,材质较好的房屋抗自然灾害的能力较强,预期可继续使用的年限较长,农户搬迁压力较小。

3) 房屋价值变量在模型Ⅰ和模型Ⅱ中都通过了 1% 水平的显著性检验,但其系数值接近于 0,发生比率接近于 1,表明农户生态移民意愿与房屋价值

关系不明显。

4)原住地离集镇距离变量在模型Ⅰ和模型Ⅱ中都通过了5%水平的显著性检验,且其系数为正,说明在其他条件不变的情况下,原住地离集镇较远的农户更倾向于搬迁,而离集镇距离变量每增加1个单位,农户愿意搬迁的发生比将增加4.2个百分点。离集镇距离反应了农户家庭的市场可近性,信息获得的便利程度、受教育条件等<sup>[20]</sup>,离集镇较远的农户更愿意渴望通过搬迁改善自身境况。

5)原住地聚集户数变量在模型Ⅰ和模型Ⅱ中都通过了1%水平的显著性检验,且其系数为负,与前文预期相符,说明在其他条件不变的情况下,原住地居住较为集中的农户搬迁愿望较弱,而居住分散的农户搬迁愿望较强,原住地聚集户数变量每增加1个单位,农户愿意搬迁的发生比将降低11.3%。其主要原因可能是:居住较为分散的农户,难以获得周围人在实物资本、社会资本(本质上是一种支持性关系,可以较少达到目的成本)和人力资本(劳动力资源、技能)方面的支持,生活、生产成本较高,搬迁愿望更强。

#### 4.5 生态保护认知的影响

1)是否参与退耕变量在模型Ⅰ中通过了5%水平的显著性检验,在模型Ⅱ中通过了10%水平的显著性检验,且其系数为负,说明在其他条件不变的情况下,退耕农户比非退耕农户具有更强的搬迁愿望,非退耕农户愿意搬迁的发生比只有退耕农户的13.2%。

2)退耕面积变量在模型Ⅱ中通过了5%水平的显著性检验,且其系数为正,说明在其他条件不变的情况下,退耕面积越多的农户搬迁意愿越强,退耕面积增加1个单位,农户愿意搬迁的发生比将增加57.2%。

#### 4.6 社会压力的影响

1)亲邻态度变量在模型Ⅰ和模型Ⅱ中都通过了1%水平的显著性检验,且其系数为正,说明在其他条件不变的情况下,亲邻对农户搬迁越支持,农户搬迁的愿望则越强烈,亲邻态度提升一个档次,农户愿意搬迁的发生比将增加28.994倍。

2)村干部态度变量在模型Ⅱ中通过了1%水平的显著性检验,但其系数为负,这一结果超出了笔者的预期。对其可能的解释是:由于社会(制度)环境方面的原因,导致农村乡村干部与农户之间的信任关系缺失,乡村干部在任务驱动下的行为有时有悖

于农户利益,导致农户搬迁态度的反向转化。这一结果与陶传进<sup>[6]</sup>的研究结论基本一致。

## 5 结论与政策涵义

本研究利用陕西省安康市256个农户的入户调查数据,运用二元Logistic模型对农户生态移民意愿及其影响因素进行了实证分析,主要结论如下:

1)农户个体特征变量,包括户主年龄和户主健康状况对农户生态移民搬迁意愿的影响均不显著。

2)在农户家庭特征变量中,家庭人口数量、少儿抚养比、老年抚养比、年人均纯收入等变量对农户搬迁意愿产生重要影响,而种植业收入变量影响不显著。其中,家庭人口数量对农户搬迁意愿有显著的负向影;少儿抚养比对农户搬迁意愿有显著的正向影响,而老年抚养比对农户搬迁意愿有显著的负向影响;人均纯收入对农户搬迁意愿的影响具有差异性,相对于人均收入在2000元以下的农户,人均收入水平的提高会降低农户的搬迁意愿。

3)在原有居住条件变量中,原有居住位置、原有房屋材质、原有房屋价值、原住地离集镇距离、原住地聚集户数等变量对农户搬迁意愿都产生重要影响。其中,原有居住位置、原住地离集镇距离对农户搬迁意愿有显著的正向影响;原有房屋材质对农户搬迁意愿产生显著的负向影响,房屋价值对农户搬迁意愿产生显著的影响,但影响系数非常小;相对于居住较为集中的农户,居住分散的农户搬迁愿望更强。

4)与非退耕农户相比,退耕农户具有更强的搬迁意愿;退耕面积越大,农户的搬迁意愿也越强。

5)社会压力因素中,亲邻态度和村干部态度对农户生态移民搬迁意愿有重要的影响。其中,亲邻态度对农户搬迁意愿产生显著的正向影响;而村干部的态度对农户搬迁意愿产生显著的负向影响。

基于以上实证分析结论,相关各方在科学引导、积极促进农户生态移民搬迁时应注意以下几点:1)根据农户家庭人口特征、收入水平、原有居住条件等情况,选择生态移民的范围、对象,研究最优的农户补偿标准,提高移民搬迁的瞄准效率;2)在总体部署的基础上分批次实施移民搬迁,对生活环境恶劣、房屋质量较差、独住或分散居住的农户先行搬迁,居住在平地、房屋质量较好、集中居住的农户进行后续搬迁,政府部门应做好相关协调工作,研究制定具体的实施细则,并出台相应的后续产业发

展规划；3)生态移民工程涉及到土地置换、房建、基建等多项搬迁费用,当地政府部门应加强与当地银行、信用社等信贷部门之间的交流沟通,为农户获取优惠贷款疏通渠道,同时应降低审批、税收等相关费用,帮助解决农户搬迁难题。4)加强政策的宣传,建立基层乡村政府与农户之间的相互信任,有利于生态移民工程的顺利推进。

## 参 考 文 献

- [1] 张小明.西部地区生态移民研究[D].陕西杨凌:西北农林科技大学,2008
- [2] 张志辽.生态移民的缔约分析[J].重庆大学学报:自然科学版,2005,28(8):149-151
- [3] 侯东民.中国生态脆弱区生态移民现状及展望[J].世界环境,2010(4):32-35
- [4] 刘学敏.西北地区生态移民的效果与问题探讨[J].中国农村经济,2002(4):47-52
- [5] 施国庆,周建,李青怡.生态移民权益保护与政府责任:以新疆轮台塔里木河移民为例[J].吉林大学社会科学学报,2007,47(5):78-86
- [6] 陶传进.工程移民搬迁动力分析框架[J].社会学研究,2006(6):105-111
- [7] 唐宏,张新焕,杨德刚.农户生态移民意愿及影响因素研究:基于新疆三工河流域的农户调查[J].自然资源学报,2011,26(10):1658-1669
- [8] 盛济川,梁爽,施国庆.中国农村非自愿性移民自愿迁徙的经济分析[J].西北人口,2009,30(3):8-13
- [9] 李惠.人口迁移的成本、效益模型及其应用[J].中国人口科学,1993(5):47-51
- [10] Fan C C. Interprovincial Migration, Population redistribution, and regional development in China: 1990 and 2000 census comparisons[J]. The Professional Geographer, 2005, 57(2): 295-311
- [11] Johnson D G. Provincial migration in China in the 1990s[J]. China Economic Review, 2003(14): 22-31
- [12] Shen Jianfa. International migration and regional population dynamics in China[J]. Progress in Planning, 1996(45): 123-188
- [13] Liang Zai, White M J. International migration in China, 1950—1988[J]. Demography, 1996, 33(3): 375-384
- [14] Kevin Honglin Zhang, Song Shufeng. Rural-urban migration and urbanization in China: Evidence from time-series and cross-section analyses[J]. China Economic Review, 2003(14): 386-400
- [15] 李启宇,张秀文.城乡统筹背景下农户农地经营权流转意愿及其影响因素分析:基于成渝地区428户农户的调查数据[J].农业技术经济,2010(5):47-54
- [16] 薛薇. SPSS统计分析方法及应用[M].北京:电子工业出版社,2010:282-301
- [17] 徐强.大学生参加居民医疗保险意愿探析:以Logit模型为分析工具[J].中南财经政法大学研究生学报,2010(3):20-24
- [18] 蔡昉.人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J].经济研究,2010(4):5-13
- [19] Kohn R M, Vedder R K, Cebula R J. Determinants of interstate migration, by race, 1965-1970 [J]. The Annals of Regional Science, 1973, 7(1): 100-112
- [20] Zhao Yaohui. Labor Migration and Returns to Rural Education in China [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1997, 79(4): 1278-1287

责任编辑:刘迎春