【土地问题】

# 土地政策的农户认知及其农地转出响应研究

## ——基于山东省 287 份农户问卷调查的实证

吕晓,臧涛,张全景

(曲阜师范大学 地理与旅游学院,山东 日照 276826)

**摘　要**:基于山东省 287 份农户调查问卷,综合运用 Heckman 二阶段模型、主成分分析和比较分析法,分析农户土地政策认知及其农地转出的响应机理。结果表明,农户对土地政策认知的总体水平和农地转出比例均较低;对农户整体而言,土地政策认知水平提升对农地转出意愿和行为的发生概率提高具有重要促进作用,但不同类型农户的农地转出意愿和行为对土地政策认知的响应存在较大差异;土地政策认知对农地转出意愿和行为的影响力处于中等水平,家庭特征、区位因素和社会保障的作用程度相对较大,资源禀赋的作用最小。为了促进农地流转,实现农业适度规模经营,应提高农户的土地政策认知水平,提高农民非农收入,完善社会保障制度。

**关键词**:土地政策;农地转出;农地流转;农户认知;Heckman 二阶段模型

**中图分类号**:F301.3　　**文献标志码**:A　　**文章编号**:1671-7465(2017)05-0100-11

## 一、引言

合理的农地流转对解决我国粮食安全问题、“三农”问题以及促进“五化”协调等均具有积极影响。在稳定农村土地承包关系并保持长久不变的前提下,允许农民以多种形式流转土地承包经营权,实现农地适度规模经营,成为完善家庭联产承包责任制的必然选择,更是发展现代农业的必由之路。1984 年中央一号文件就已经提出“鼓励土地逐步向种田能手集中”①。此后,以《农村土地承包法》等法律法规及系列中央文件为主体的农地流转政策陆续出台,力图推动农地流转向快速规范化转型。农地流转过程中,农户既是核心参与者也是弱势群体[1],其土地政策的认知水平对维护自身合法权益,实现农地有效流转具有重要影响。

国内诸多学者围绕农地产权、土地政策认知及其对农地流转的影响开展了卓有成效的研究。已有研究表明,外在的产权制度和村落内部错综复杂的乡土秩序是影响农地流转的重要因素[2-3],村集体在农地转出与转入过程中都存在着显著正效应,尤其是在经济相对落后地区,市场因素的作用越是不足,政府部门的影响越是显著[4]。当前对产权的分析主要从产权本身的特性来分析产权对资源配置的影响[5],这种分析方式隐含的假设是社会与个人是同质的,忽略了

**收稿日期**:2017-05-20

**基金项目**:国家自然科学基金面上项目“多元经营主体格局下耕地利用集约化与规模化的耦合机理研究”(41671176);山东省自然科学基金项目“土地政策制度的农户认知及其土地利用变化响应研究”(ZR2013DQ018)

**作者简介**:吕晓,男,曲阜师范大学地理与旅游学院青年教授,硕士生导师,博士,E-mail:xl1030@foxmail.com;臧涛,男,曲阜师范大学地理与旅游学院硕士生;张全景,男,曲阜师范大学地理与旅游学院教授,硕士生导师,博士。

①《中共中央关于一九八四年农村工作的通知》,中国共产党新闻网(http://cpc.people.com.cn/GB/64162/135439/8134254.html)。

产权主体及社会其他群体对法律赋权的认同和个体行为能力可能存在的差异[6]。认知是行动的指南。[7]理论分析与实证调查均显示,农户的行为决策受到理性程度(认知能力)以及所处环境(与交易费用关联)的显著影响[8]。而国内诸多调查结果均表明当前农户对土地政策与制度的认知水平普遍偏低[3, 9-11],产权改革过程中农民的认知可能会导致制度政策的错位和目标的偏离[12],对农户的农地流转意愿、行为等产生了复杂的影响。鉴于影响农户土地利用行为的土地政策较多且农户认识水平较难量化,已有研究多是有针对性地选择土地产权或农地流转政策等开展单项政策、制度的农户认知及其农地流转响应分析,而对土地政策综合性认知的探索仍不够系统和深入。由此,本文基于山东省济宁市鱼台县、日照市东港区入户调查获取的一手数据,运用主成分分析法量化农户的土地政策认知变量,采用 Heckman 二阶段模型分析农户的土地政策认知情况对农地转出意愿及行为的影响,以期为科学理解农户微观层面上土地政策的实施,促进农地合理流转提供科学依据。

## 二、理论框架

### (一)农户土地政策认知及其农地转出响应的理论分析

农户是土地政策实施过程中的主要参与者,土地政策实施的有效性很大程度上取决于参与人对其认知程度的高低以及行为响应[11]。考虑到个体对现实作出反应的基础是对现实的认知,而不是现实本身[13],本文将所探讨的农户认知界定为农户通过各种渠道从外界获取土地政策信息并对其进行分析理解的过程,这种分析理解进而会对一系列相关的土地利用行为产生影响。农户通过自身对土地政策的了解和理解及在自身知识与行为能力的基础上,形成对土地政策的认知,因此农户认知可能与法律赋权或社会认同一致,也可能不一致。社会认同是指不同社会群体对法律赋权的认同程度[6],社会认同对土地政策当前的行使和未来的变化产生影响。农户土地政策认知与法律赋权或社会认同是否一致,影响农户能否作出正确的农地转出收益评估,进而对能否作出正确的土地转出决策产生影响。当农户土地政策认知与法律赋权或社会认同一致时,有利于农户作出正确的转出收益评估,在农地转出能获得最大收益时,农户转出意愿强烈,有通过农地转出提高自己的经济收入的意向,此时的转出行为积极,农户权益具有稳定性和保障性。反之,转出不能获得最大收益时,农户转出意愿低,转出行为响应消极。而当农户认知与法律赋权或社会认同出现偏离时,农户易作出错误的农地收益最大化评估及转出决策,此时转出农地,使农户权益面临各种风险,农户权益难以得到保障。反之,农户可能错失农地转出可能带来的可观收益,也可能避免错误的农地转出行为所带来的权益损失。如图 1。

计划行为理论(TPB)认为“行为意向”仅是最接近行为的一个中介变量,个人基于自由意志可以完全决定是否要实施某行为。但是,外部客观因素个人意志无法主导和控制,却影响着个人的行为决策。农户土地政策认知及农地转出响应机理主要由信息源、信息获取、农户认知(信息加工与处理)、行为响应四部分组成。信息源通过信息媒介到达农户,农户得到土地政策相关信息后,对信息进行加工处理,在外在因素(土地市场、劳动力市场等)和内在因素(家庭特征、资源禀赋等)的影响下,农户产生新的认知。农户年龄、非农化水平、受教育程度以及得到的社会保障等因素影响着农户对土地政策的关注程度和认知水平,从而对农地转出行为响应产生影响。同时,土地市场中的价格、转出难易程度等因素和劳动力市场中的非农就业岗位及工资情况等影响着农户的转出意愿和响应程度。而农户在内外因素的影响下,农户认知可能会出现上述两种情形。在农户产生新的认知后,若农户评估农地转出能取得收益最大化,则产生较为强烈的转出意愿,促进转出行为的发生。

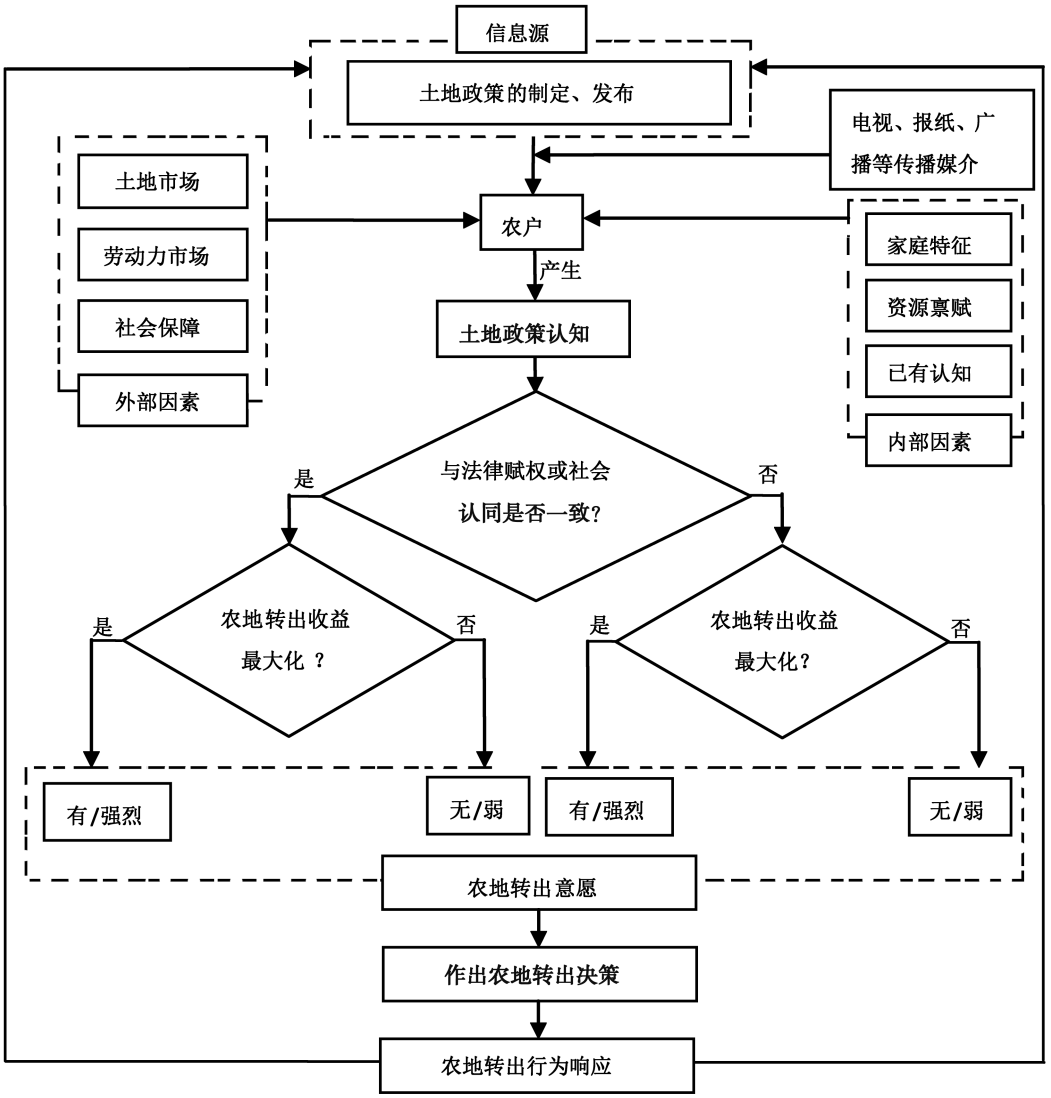



**图 1　农户的农地转出行为响应机理**

### (二)研究方法

1.模型选择:Heckman 二阶段模型。农地转出行为可分为两个相互独立而又相互联系的阶段:是否有意愿转出(转出意愿)与转出面积多少(转出行为)。为了避免农地流转可能存在的选择性偏误问题,采用 Heckman 二阶段模型进行分析[14]。

首先,以"是否转出农地"作为第一阶段估计的被解释变量,使用全部参数对所有样本进行 Probit 估计,以确定农户转出农地的决定因素。具体如下:

$$Probit(Y=1)=\phi(\omega X)=\int\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{\frac{-\omega X}{2}}dt \tag{1}$$

式中,Y=1 表示农户愿意转出农地;若不愿意,即 Y=0,则对应的函数为:

$$Probit(Y=0)=1-Probit(Y=1)=1-\phi(\omega X) \tag{2}$$

其中,Y 为因变量,即农户是否转出农地;X 代表的是影响农地转出的解释变量,包括土地政策认知、家庭特征、资源禀赋、社会保障、区位因素等;ω 为待估系数。

其次,考虑到 OLS 估计可能会存在选择性偏误,因此使用从 Probit 估计式中得到的转换比率λ作为工具变量来修正第二阶段的选择性偏误。

最后,利用 OLS 方法对方程进行估计,计算出第二阶段中农户转出农地的面积,以此来表示

农地转出行为发生的可能性,模型表达式如下:

$$M=\alpha+\omega_i X_i+\beta\lambda+\mu \quad (3)$$

其中,M 为转出土地面积;α 为常数项;μ 为随机扰动项;$\omega_i$为自变量 $X_i$的回归系数;β 为转换比率 λ 的系数;$X_i$为包括土地政策认知、年龄、受教育水平、农业补贴、养老保险、非农化程度以及地块数等解释变量。

2.基于主成分分析的土地政策变量赋值。为了更加简明准确地反映农户土地政策认知及其对农地转出的影响,借鉴已有研究[15-16],采用主成分分析法处理得到土地政策认知指标。依据主要土地政策(包括农地调整政策 $Q_1$、土地所有权归属 $Q_2$、土地承包证书 $Q_3$、土地子女继承 $Q_4$、土地抵押贷款 $Q_5$、土地流转政策 $Q_6$)的农户认知调查,通过主成分分析法降维处理后获得唯一的土地政策的农户认知变量,来反映农户认知情况(表 1)。

**表 1　土地政策变量赋值**

| 代码 | 变量含义 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 |
|---|---|---|---|---|---|
| $Q_1$ | 知道=1;不知道=0 | 0 | 1 | 0.721 | 0.449 |
| $Q_2$ | 村集体(或村民小组)=1;其他(包括:国家、个人、乡镇政府等)=0 | 0 | 1 | 0.130 | 0.337 |
| $Q_3$ | 有=1;没有和其他=0 | 0 | 1 | 0.689 | 0.512 |
| $Q_4$ | 能=1;其他(包括:希望能、无所谓、不能和不知道)=0 | 0 | 1 | 0.883 | 0.322 |
| $Q_5$ | 不能、希望能=1;其他(包括:能、无所谓、不知道)=0 | 0 | 1 | 0.233 | 0.424 |
| $Q_6$ | 很了解=3;比较了解=2;了解一点=1;不知道=0 | 0 | 3 | 0.977 | 1.01 |

计算认知指标的主成分分析中,KMO=0.533,sig=0.000,Bartlett 检验的 P 值<0.0001,表明进行的主成分分析是可信的。据农户认知的主成分分析计算结果,通过因子负荷除以对应的特征根开平方根获得每个主成分系数,再以每个主成分所对应的特征值所占提取主成分总的特征值之和的比例作为权重,计算出农户综合认知模型:

$$Q=0.575Q_1-0.237Q_2+0.616Q_3+0.354Q_4+0.022Q_5+0.521Q_6 \quad (4)$$

3.变量选择与赋值。理论分析与已有实证研究[4,6,8,9]均表明,农户的农地流转意愿与行为会受到农户认知、家庭特征、资源禀赋、社会保障及区位因素等诸多因素的共同影响。本文基于上述理论分析,在参考有关研究的基础上选择相关变量开展分析(表 2)。

**表 2　变量选择与描述**

| 变量名称 | | 代码 | 变量含义及计算方式 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 被解释变量 | | | | | | | |
| 转出农地意愿 | | Y | 是=1,否=0 | 0 | 1 | 0.502 | 0.501 |
| 转出农地面积 | | M | 按照调查实际数值(亩) | 0 | 9 | 0.32 | 0.994 |
| 解释变量 | | | | | | | |
| 农户认知 | 土地政策认知程度 | $X_1$ | 由计算得出 | 0 | 3.48 | 1.522 | 0.732 |
| 家庭特征 | 年龄 | $X_2$ | 实际调查数据(岁) | 23 | 83 | 54.749 | 11.394 |
| | 受教育水平 | $X_3$ | 文盲=0;小学=1;初中=2;高中=3;大专及以上=4 | 0 | 4 | 1.599 | 0.988 |
| | 非农收入占比 | $X_4$ | 非农收入/家庭总收入 | 0 | 1 | 0.656 | 0.378 |
| 资源禀赋 | 承包地面积 | $X_5$ | 实际调查数值(亩) | 0 | 14.2 | 3.876 | 2.667 |
| | 地块数 | $X_6$ | 实际调查数值(亩) | 0 | 8 | 2.299 | 1.676 |
| 社会保障 | 新农合医疗保险 | $X_7$ | 有=1;无=0 | 0 | 1 | 0.983 | 0.131 |
| | 新农村养老保险 | $X_8$ | 有,交了很多钱=2;有,但没交多少钱=1;没参加=0 | 0 | 2 | 1.216 | 0.616 |

续表 2

| | 变量名称 | 代码 | 变量含义及计算方式 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 商业保险 | $X_9$ | 有=1;无=0 | 0 | 1 | 0.314 | 0.465 |
| | 农业保险 | $X_{10}$ | 有=1;无=0 | 0 | 1 | 0.408 | 0.492 |
| 区位因素 | 区位虚拟变量 | $X_{11}$ | 鱼台=0;日照=1 | 0 | 1 | 0.488 | 0.5 |
| | 到最近城镇的距离 | $X_{12}$ | 到最近城镇的距离(千米) | 1 | 25 | 13.286 | 6.18 |

## 三、数据来源与样本描述

### (一)研究区概况

选择典型农业区山东省济宁市鱼台县和城郊区日照市东港区作为研究区域,使研究范围相对更加全面,农户认知情况更具代表性。鱼台县位于山东省西南部,辖 2 个街道办事处、9 个镇,素有江北"鱼米之乡"之美誉,县域土地总面积 654.2km$^2$,其中耕地 387km$^2$,常年水稻种植面积达 200km$^2$以上,是农业大县。日照市东港区位于山东省东南部,总面积为 1507km$^2$,辖 3 个街道、6 个镇,2015 年全年粮食作物种植面积 1559.67km$^2$,比上年下降 4.1%,是典型的城郊区。

### (二)数据来源

本文数据来源于笔者所在的学院课题组于 2014 年 6 月—2015 年 5 月开展的农户问卷调查。调查者依据已设计好的问卷,采取结构式访谈的方式,与被访农户面对面交谈获得相关信息,共获取调查问卷 308 份,剔除部分存在信息缺失或前后数据矛盾的无效问卷后,有效问卷共计 287 份,覆盖了济宁市鱼台县和日照市东港区的 13 个镇(街道)、37 个村。问卷内容主要包括农户家庭基本情况、土地利用、土地政策认知以及社会保障情况等。

### (三)样本描述

参考已有研究[17],依照农户兼业程度(非农产业收入占家庭总收入比重)将农户分为纯农业农户、兼业农户、非农业农户,非农收入比重依次是<5%、5%~95%、>95%。结果显示,约 3/4 的农户非农收入占家庭总收入比例超过 50%,农户收入方式趋向非农化,兼业已成为当前农户的一种普遍生计方式。总体来看,大于 60 岁的农户在纯农业农户中比例最高,表明单靠农业收入的农户出现老龄化趋势;初中及以下学历人数最多,而大专及以上学历的农户最少;农地块数在 3~6 块之间的农户最多,大于 7 块的农户最少;有 35 户已经转出土地,其中鱼台 15 户、东港 20 户,且农地转出行为大体随非农化水平升高而增加(表 3)。

表 3 样本特征

| | | 农户整体 | | 纯农业农户 | | 兼业农户 | | 非农业农户 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 户数 | 比例(%) | 户数 | 比例(%) | 户数 | 比例(%) | 户数 | 比例(%) |
| 年龄 | <30 岁 | 3 | 1.05 | 1 | 1.27 | 0 | 0 | 2 | 2.74 |
| | 30~60 岁 | 185 | 64.46 | 38 | 48.1 | 101 | 74.81 | 46 | 63.01 |
| | >60 岁 | 99 | 34.49 | 40 | 50.63 | 34 | 25.19 | 25 | 34.25 |
| 受教育水平 | 小学及以下 | 120 | 41.81 | 45 | 56.96 | 59 | 43.7 | 16 | 21.92 |
| | 初中 | 120 | 41.81 | 28 | 35.44 | 52 | 38.52 | 40 | 54.79 |
| | 高中 | 43 | 14.98 | 5 | 6.33 | 23 | 17.04 | 15 | 20.55 |
| | 大专及以上 | 4 | 1.39 | 1 | 1.27 | 1 | 0.74 | 2 | 2.74 |
| 地块数 | <3 块 | 107 | 37.28 | 29 | 36.71 | 35 | 25.93 | 43 | 58.9 |
| | 3~6 块 | 175 | 60.98 | 46 | 58.23 | 99 | 73.33 | 30 | 41.1 |
| | >6 块 | 5 | 1.74 | 4 | 5.06 | 1 | 0.74 | 0 | 0 |
| 已转出农地 | | 35 | 12.2 | 4 | 5.06 | 9 | 0.67 | 22 | 30.14 |

## 四、结果与分析

### (一)土地政策制度认知概况

依据表 1 中对各项土地政策的赋值,将各项土地政策认知问题的最高分值分别与各类农户总数相乘作为各类农户对该土地政策认知水平的总分,再将总分值的 60%作为及格分数,然后将农户实际得分与总分和及格分数相比较,据此分析农户对相关土地政策的认知情况,见表 4。

**表 4　土地政策认知情况**

| 土地政策 | 问题选项 | 纯农业农户 | | | | 兼业农户 | | | | 非农业农户 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 人数(人) | 比例(%) | 得分 | 及格分数 | 人数(人) | 比例(%) | 得分 | 及格分数 | 人数(人) | 比例(%) | 得分 | 及格分数 |
| 农地调整政策 | 0 | 26 | 32.91 | 53 | 47.4 | 32 | 23.70 | 103 | 81 | 24 | 32.88 | 49 | 43.8 |
| | 1 | 53 | 67.09 | | | 103 | 76.30 | | | 49 | 67.12 | | |
| 承包地所有权归属 | 1 | 19 | 24.05 | 8 | 47.4 | 29 | 21.48 | 23 | 81 | 20 | 27.40 | 8 | 43.8 |
| | 2 | 8 | 10.13 | | | 21 | 15.56 | | | 8 | 10.96 | | |
| | 3 | 0 | 0.00 | | | 2 | 1.48 | | | 0 | 0.00 | | |
| | 4 | 52 | 65.82 | | | 82 | 60.74 | | | 44 | 60.27 | | |
| | 5 | 0 | 0.00 | | | 0 | 0.00 | | | 0 | 0.00 | | |
| | 6 | 0 | 0.00 | | | 1 | 0.74 | | | 1 | 1.37 | | |
| 土地承包证书 | 0 | 33 | 41.77 | 43 | 47.4 | 34 | 25.19 | 101 | 81 | 35 | 47.95 | 37 | 43.8 |
| | 1 | 43 | 54.43 | | | 101 | 74.81 | | | 37 | 50.68 | | |
| | 2 | 3 | 3.80 | | | 0 | 0.00 | | | 1 | 1.37 | | |
| 土地子女继承 | 0 | 4 | 5.06 | 65 | 47.4 | 5 | 3.70 | 121 | 81 | 2 | 2.74 | 65 | 43.8 |
| | 1 | 65 | 82.28 | | | 121 | 89.63 | | | 65 | 89.04 | | |
| | 2 | 9 | 11.39 | | | 9 | 6.67 | | | 5 | 6.85 | | |
| | 3 | 1 | 1.27 | | | 0 | 0.00 | | | 1 | 1.37 | | |
| 土地抵押贷款 | 0 | 21 | 26.58 | 24 | 47.4 | 29 | 21.48 | 32 | 81 | 13 | 17.81 | 13 | 47.4 |
| | 1 | 20 | 25.32 | | | 48 | 35.56 | | | 25 | 34.25 | | |
| | 2 | 31 | 39.24 | | | 50 | 37.04 | | | 29 | 39.73 | | |
| | 3 | 4 | 5.06 | | | 5 | 3.70 | | | 5 | 6.85 | | |
| | 4 | 3 | 3.80 | | | 3 | 2.22 | | | 1 | 1.37 | | |
| 土地流转政策 | 1 | 0 | 0.00 | 53 | 142 | 3 | 2.22 | 123 | 243 | 5 | 6.85 | 71 | 87.6 |
| | 2 | 12 | 15.19 | | | 27 | 20.00 | | | 19 | 26.03 | | |
| | 3 | 25 | 31.65 | | | 60 | 44.44 | | | 12 | 16.44 | | |
| | 4 | 42 | 53.16 | | | 45 | 33.33 | | | 37 | 50.68 | | |

对于“增人不增地、减人不减地”的农地调整政策,三类农户了解该政策农户数量均超过整体的 60%且高于及格分数,农户认知情况较好。在土地所有权归属问题上,明确土地所有权归村集体或村民小组所有的三类农户所占比例均低于 20%且得分与及格分数相差最大,表明农户认知水平最低。对于是否有土地承包证书的问题,63%的农户持有证书,表明被调查地区土地承包经营权证的颁发情况一般。

在土地能否被子女继承的问题上,三类农户的认知正确率均超过 80%,农户认知得分均高于及格分数,表明农户认知水平相对最高。针对土地抵押贷款政策,知道农村承包地不可以抵押贷款的农户比例较低且得分同及格分数相差较大,表明农户认知水平较低,且三类农户认知

水平呈现出非农业农户<兼业农户<纯农业农户的趋势。对于土地流转政策,三类农户的认知得分均低于及格分数,但随着农户非农化程度的升高,农户得分与及格分数的差距逐渐缩小,表明总体来看认知水平有所提高。

由此可见,在农地调整政策、土地所有权归属、土地承包证书、土地子女继承、土地流转政策等方面,农户认知水平大致随非农化水平的升高而升高,部分政策中兼业农户认知水平高于非农业农户的可能原因是农户正处于向非农化过渡的阶段,农户关注度提高;农户对抵押贷款的认知水平较低,且认知水平由纯农业农户向非农业农户递减,这可能是由于与农户关注的重心向非农业方向偏移以及农地面积减少有关。

### (二)模型估计结果

运用Stata12.0统计分析软件进行Heckman二阶段模型计算,对农地转出的影响因素进行分析。模型在自变量的选择上,第二阶段自变量是第一阶段自变量X的子集[18]。经过多次模拟检验后,在转出行为方程中,农户整体模型中减少年龄和商业保险;在纯农业农户中减少地块数、教育水平以及养老保险;在兼业农户模型中减少农地面积、医疗保险以及商业保险;在非农业农户中减少医疗保险和农业保险。四个模型的wald chi2值分别为35.4、31.29、22.52、108.48,pro>chi2分别为0.000、0.000、0.007、0.000,说明模型总体估计效果较好,且模型的Mills lambda系数均在95%的置信水平下显著,表明模型存在拒绝偏差问题,使用Heckman模型有意义。模型估计结果如表5所示。

**表5 农地转出影响因素的估计结果**

| 自变量名称 | 代码 | 农户整体 | | 纯农业农户 | | 兼业农户 | | 非农业农户 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 意愿 | 行为 | 意愿 | 行为 | 意愿 | 行为 | 意愿 | 行为 |
| 农户认知 | $X_1$ | 0.477*** | 0.472** | 0.615** | -0.283 | 0.514** | -0.220* | 0.187 | 0.595*** |
| 家庭特征 | $X_2$ | -0.005 | — | 0.031 | -0.015 | -0.039** | 0.020** | -0.017 | -0.011 |
| | $X_3$ | 0.070 | 0.239** | 0.199 | — | -0.203 | 0.115 | 0.064 | -0.079 |
| | $X_4$ | 0.675*** | 0.907** | 1.418 | -0.703 | 5.217*** | 0.236 | 8.552 | 34.329*** |
| 资源禀赋 | $X_5$ | 0.05 | 0.124* | 0.037 | -0.068 | 0.197** | — | 0.1 | 1.306*** |
| | $X_6$ | 0.085 | 0.015 | 0.201 | — | -0.151 | 0.152*** | 0.129 | -0.802*** |
| 社会保障 | $X_7$ | -0.109 | -1.297 | -5.614 | -0.916 | — | — | — | — |
| | $X_8$ | -0.294** | -0.179 | -0.284 | — | -0.561** | 0.167 | 0.017 | 0.363* |
| | $X_9$ | 0.555*** | — | 0.924** | -0.089 | 0.366 | — | 0.503 | 0.304 |
| | $X_{10}$ | 0.05 | -1.545*** | -0.051 | 1.504*** | 0.379 | -0.426** | -6.326 | — |
| 区位因素 | $X_{11}$ | 0.946*** | -0.267 | 2.029*** | 0.738 | 0.758 | -0.100 | -5.917 | -0.074 |
| | $X_{12}$ | -0.005 | -0.033 | -0.027 | -0.020 | 0.032 | 0.011 | 0.002 | 0.028 |

注:*、**、***分别表示通过10%、5%、1%显著性检验。

### (三)结果分析

#### 1.农地转出意愿的影响因素分析

(1)对于农户整体而言,土地政策认知与农地转出意愿呈正相关,且通过1%显著性检验,表明农户的土地政策认知有助于提高农地转出意愿。该结果同预期设想一致,也与多个地区的相关研究[19-20]结论基本相同。一般而言,在涉及农地转出决策问题时,农户会根据自身对土地政策的了解程度进行决策。认知水平高的农户对国家有关土地政策的理解更深,更容易获得“安全感”,就会更加放心地转出土地,转出土地意愿会更加明确和强烈。而错误认知或认知不足的农户,对农地转出后权益的保障存在顾虑,缺乏“安全感”,从而会产生抵触心理,进而抑制农地转出意愿。

从农户家庭特征方面来看,非农收入占比对农地转出意愿的影响力度较大,为正向,且通过1%的显著性检验,说明农户非农化水平越高,农地转出意愿越强。这与已有相关研究[4,8,20-23]的结论均保持一致,主要原因是目前非农打工与非规模经营的务农收入差距日益拉大,务农的机会成本明显增加,提高了农户转出农地的意愿。在社会保障类变量中,参加社会商业保险和新农村养老保险对农地转出意愿均有显著影响,分别通过 1%和 5%显著性检验,但影响方向相反。参加社会商业保险促进农地转出意愿产生,而参加新农村养老保险却抑制了农地转出意愿产生。由于土地本身承载着农民的社会保障功能价值,一旦农民获得其他的养老保障,则会促使农民愿意将土地流出,参加商业养老保险对农民的土地转出意愿与行为均具有积极的正向作用[22-24]。而本文研究结果显示新农村养老保险会抑制农地转出意愿,这可能是由于目前新农保缴费标准偏低,年老后能够领取到的养老金太少,难以有效替代农地的社会保障功能,进而不能有效促进农地转出意愿的形成。区位因素中是否为日照这一虚拟变量对农地转出意愿影响较强,通过了 1%的显著性检验,表明位于日照市郊区的被调查农户转出意愿强于农区鱼台县,可能的原因是位于日照郊区非农就业机会多于鱼台县,日照的农地流转条件相对较好。

在进入模型的变量中,年龄、受教育水平、承包地面积、地块数、新农合医疗保险、距离最近城镇的距离等对农地转出意愿的影响都很小,且未通过显著性检验,这可能与被调查农户年龄普遍偏大、承包地面积普遍较小、医疗保险对农地保障功能的替代性较差、便利的交通条件淡化了距离影响等有较大的关系。

(2)从不同类型农户模型结果来看,土地政策认知对纯农业农户、兼业农户的农地转出意愿产生了显著的正向影响,且通过了 5%的显著性检验,而对非农业农户的转出意愿影响力度最小且不显著。总体来看,纯农户与兼业农户目前持有一定的承包地且进行农业经营,故随着其认知水平提高,可能会促进农地转出意愿,而非农业农户已不再从事农业生产,目前追求的是更加稳定的非农就业,对农村土地政策及农地利用的关注不足。

家庭特征、资源禀赋、社会保障和区位因素等不同类别的影响因素对不同类型农户的农地转出意愿产生了差异化的作用。影响纯农户转出意愿的因素主要是位于日照(2.209,1%水平显著)、参加商业保险(0.924,5%水平显著),这可能是因为对于非农就业机会较多的日照郊区纯农户而言,本身存在较强的非农意愿,更加愿意转出农地以便更多地去参与非农就业,而商业保险较为有力的保障对纯农户而言可更好地替代农地的保障功能。影响兼业农户转出意愿的因素主要是非农业收入占比(5.217,1%水平显著)、新农村养老保险(-0.561,5%水平显著)、承包地面积(0.197,5%水平显著)和年龄(-0.039,5%水平显著),这可能是由于兼业农户处于农业与非农就业的兼顾与过渡状态,非农收入的增多会对其转出农地、放弃农业形成较强的经济刺激,而相对较大的承包地面积可能会致使其损失较多的非农就业时间和收入,在追求收入最大化目标下,非农收入较多、年龄越小的兼业农户可能更倾向于转出部分农地;新农村养老保险的保障力度很小,并且参加新农村养老保险往往也就意味着“农民”身份的进一步固化,可能不利于农地兼业户农地转出意愿的产生。对于非农业户而言,选取的变量对其转出意愿影响均不显著,对于 73 户非农收入超过家庭总收入 95%的非农业户而言,农地转出的微薄收益对其影响已非常小,加之可能对农地经营的关注已经非常少,致使模型结果均不显著。

2.农地转出行为的影响因素分析

(1)从农户整体来看,土地政策认知对农地转出行为具有显著的正向影响,且模型结果通过5%的显著性检验,说明农户认知水平越高,农地转出行为发生的概率越大。这主要是由于认知水平高的农户对土地承包经营权的权能、农地转出流程、权益保障等有更加充分的了解,农户“安全感”较高,进而促使农地转出行为的发生;另一方面,农户行为的发生受到农户意愿的影响,农户认知水平的提高会促使农户产生强烈的农地转出意愿,从而进一步引致农地转出行为

的发生。

从农户家庭特征方面来看,非农收入占比依然对农地转出行为具有较大的正向影响,受教育水平同时产生了较为显著的正向影响,且均通过了5%的显著性检验。从已有相关研究[25-26]来看,受教育有助于认识水平的提高,农户对土地转出理性认识的提高,加之非农收入的增加,弱化土地依赖成为可能,进而均正向影响土地转出行为。资源禀赋方面,承包地面积对农地转出行为产生了一定的正向影响,这可能是由于承包地面积较大更容易被转入方接受,增加了转出的概率,加之拥有较大面积承包地的农户难以兼顾非农就业和农业劳作,进而促进了农地转出行为的发生。参加农业保险对农地转出行为具有显著的负向影响,通过了1%的显著性检验,说明农业保险的增加会抑制农地转出行为的发生。参加农业保险表明农户期望农业经营收入不受自然风险的影响,可能意味着对农地经营的较多关注与依恋,进而抑制了农地转出行为发生的概率。

(2)从不同类型农户来看,土地政策认知对兼业农户和非农业农户影响较为显著,但作用方向相反,而对纯农业农户的转出行为未产生显著性影响。这主要是由于非农业农户的家庭收入结构中,非农收入占绝对主导地位,农地经营只会占用非农就业时间,带来较高的机会成本,进而在对土地政策有了深入认知后会更愿意转出农地,提高农地转出行为发生的概率。尽管兼业农户随着认知水平提高会促进农地转出意愿,但可能考虑到对农地转出行为发生后的收入、社会保障等存有顾虑,加之认知提高后被强化的禀赋效应[27],进而抑制农地转出行为。

家庭特征、资源禀赋、社会保障和区位因素等对不同类型农户的农地转出行为影响差异较大。影响纯农户转出行为的因素仅有农业保险较为显著(1.504,1%显著性水平),而影响兼业农户转出行为的因素则有农业保险(-0.426,5%水平显著)、地块数(0.152,1%水平显著)和年龄(0.020,5%水平显著),影响非农业户转出行为的因素主要有非农收入占比(34.329,1%水平显著)、承包地面积(1.306,1%水平显著)、地块数(-0.802,1%水平显著)和新农村养老保险(0.363,10%水平显著)。纯农户和兼业户转出行为影响因素较少,且作用力度微弱的主要原因可能是这两类农户中实际发生农地转出行为的仅分别为4户和9户,数量过少。而非农业户中实际发生转出行为的达22户,占非农业户总户数的30.14%。对于非农业户而言,非农收入占家庭收入的比重越高,承包地面积越大,参加新农村养老保险则转出农地的行为发生概率越大,可能是因为在有稳定非农收入、通过新农村养老保险适度替代农地社会保障功能的同时,会更倾向于将拥有的较大面积的承包地转出。而地块数之所以对农地转出行为产生负面作用,可能是因为被调查的非农业户承包地面积均已较小且地块数大部分均为3块以下。

3.*农户认知的农地转出意愿与行为响应差异*。在农户整体方面,土地政策认知对农地转出意愿和行为均产生了力度近似的正向作用,分别通过了1%和5%的显著性检验,体现了转出意愿与行为对农户认知响应的一致性。而从不同类型农户来看,土地政策认知对纯农业农户、兼业农户的农地转出意愿有显著正向影响,但对两类农户的农地转出行为均产生了负向作用;非农业户恰恰相反,其土地政策认知的转出意愿响应为负,但转出行为却显著为正,且纯农业户的转出行为和非农业户的转出意愿均未通过显著性检验。这在一定程度上反映出,尽管农户认知可能对其意愿产生促进作用,但意愿转化为实际行动还受到诸多外部环境因素和农户生存理性、经济理性和社会理性[28]的复合影响,并且可能存在一定的偶然因素。

## 五、结论与讨论

以山东省济宁市鱼台县和日照市东港区两地287户被调查农户为实证对象,运用主成分分析法得到土地政策认知水平的量化指标,通过Heckman二阶段模型解释土地政策认知对农地转

出意愿和行为的影响。根据研究结果,整体农户的土地政策认知水平对农地转出意愿和行为均产生显著的正向影响,相较于家庭特征、区位因素及社会保障等来说处于中等水平。正确而深刻的政策认知有助于增强农户转出意愿,进而可能促进流转行为的发生。但由于不同类型农户的生产生活方式与条件存在较大差异,其政策认知的农地转出意愿与行为响应产生了较大差异。家庭特征和社会保障因素对农地转出意愿和行为也产生了较大的影响,资源禀赋影响力最弱。区位因素中区域虚拟变量对农户整体和纯农业户的转出意愿均有较大影响力,体现出具有不同经济发展水平和自然地理条件的城郊区和农业县域农户认知及其农地转出响应存在明显的区域差异。

农户是农地的主要经营者,农地流转的关键参与者,研究农户的土地政策认知特性及其规律有助于进一步理解复杂的土地政策实施及其绩效形成过程,进而寻求解决政策失效,探索政策创新的切入点。结合上述分析结果提出以下建议:一是,加大土地政策宣传力度,提高农户认知水平,建立完善规范的农地流转市场和保护农户权益的配套政策体系;二是,进一步完善社会保障制度,提高新农村养老保险的保障力度,积极开展非农就业培训,提高农户非农就业率与非农收入,有效弱化农户恋土情结,促进农地流转合理发展;三是,结合区域经济社会发展实际,因地制宜推动农地流转,并针对不同类型地区和农户,采取差异化调控措施。

本文在对土地政策的农户认知水平进行综合量化的基础上,分析其对农地转出意愿和行为的影响,与已有研究相比,研究视角更加聚焦于探究土地政策的农户认知综合水平,对农地转出意愿与行为之间的关系以及农地转出的响应机理剖析相对较为透彻。同时,本文研究区域为山东典型农业县和城市郊区,代表性和典型性也较好,研究结果可为今后通过政策手段优化调控农地流转发展提供决策依据。不得不承认的是,土地政策的内涵丰富且复杂,土地政策的农户土地利用行为响应机理也非常复杂。尽管本文通过主成分分析法获取到了综合后的变量,却仍然难以从这些变量中较为清晰地解析出某项政策的具体影响,而这在一定程度上限制了问题的进一步分析。下一步有待引进更加科学的量化方法,优化土地政策的问题设置,更加深入地剖析土地政策的农户认知及其农地流转响应机理。

**参考文献:**

[1]张明辉,蔡银莺,朱兰兰.农户参与农地流转行为影响因素及经济效应分析[J].长江流域资源与环境,2016,25(3):387-394.

[2]张乐天,陆洋.乡土秩序与土地流转的非均衡实践——浙江省 Z 村一带土地流转研究[J].南京社会科学,2011(7):55-64.

[3]洪名勇,施国庆.欠发达地区农地重要性与农地产权:农民的认知——基于贵州省的调查分析[J].农业经济问题,2007(5):35-43.

[4]诸培新,金焱纯,代伟.区域间农地流转影响因素比较分析——基于江苏省农户调研的实证[J].中国土地科学,2011,25(11):21-26.

[5]汤姆 蒂坦伯格,琳恩 刘易斯.环境与自然资源经济学[M].王晓霞,译.北京:中国人民大学出版社,2011.

[6]刘一明,罗必良,郑燕丽.产权认知、行为能力与农地流转签约行为——基于全国 890 个农户的抽样调查[J].华中农业大学学报(社会科学版),2013(5):23-28.

[7]陈梦娇,陈美球,鲁燕飞,等.鄱阳湖区农户农业面源污染认知及其影响因素分析[J].土地经济研究,2016(1):85-97.

[8]罗必良,汪沙,李尚蒲.交易费用、农户认知与农地流转——来自广东省的农户问卷调查[J].农业技术经济,2012(1):11-21.

[9]曾福生.农地产权认知状况与流转行为牵扯:湘省 398 户农户样本[J].改革,2012(4):69-73.

[10]汤谨铭,朱俊峰.农户认知对农地制度变迁的影响及作用机制——基于重庆市的实证研究[J].农业经济问题,2013,34(7):71-77.

[11]吕晓,肖慧,牛善栋.农户的土地政策认知差异及其影响因素——基于山东省264户农户的调查数据[J].农村经济,2015(2):31-36.
[12]马婷婷,陈英.农民农地产权认知研究:概念界定、量表开发和效度检验[J].干旱区资源与环境,2015,29(12):37-43.
[13]Lewin K. *Principles of Topological Psychology*[M]. New York: McGraw-Hill,1936.
[14]Heckman J J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. *Econometrica*,1979,47(1): 153-162.
[15]姚洋.土地、制度和农业发展[M].北京:北京大学出版社,2004.
[16]游和远.地权激励对农户农地转出的影响及农地产权改革启示[J].中国土地科学,2014,28(7):17-23.
[17]陈晓红,汪朝霞.苏州农户兼业行为的因素分析[J].中国农村经济,2007(4):25-31.
[18]杰弗里M伍德里奇.计量经济学导论:现代观点[M].费剑平,林相森,译.北京:中国人民大学出版社,2003.
[19]徐美银.发达地区农民土地转出意愿影响因素分析——基于浙江省426份调研问卷的实证[J].南京农业大学学报(社会科学版),2014,14(6):97-105.
[20]吴萌,甘臣林,任立,等.分布式认知理论框架下农户土地转出意愿影响因素研究——基于SEM模型的武汉城市圈典型地区实证分析[J].中国人口·资源与环境,2016,26(9):62-71.
[21]陈奕山,钟甫宁.代际差异、长期非农收入与耕地转出稳定性[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(3):112-120.
[22]赵光,李放.非农就业、社会保障与农户土地转出——基于30镇49村476个农民的实证分析[J].中国人口·资源与环境,2012,22(10):102-110.
[23]胡霞,丁浩.农地流转影响因素的实证分析——基于CHIPS 8000农户数据[J].经济理论与经济管理,2015(5):17-25.
[24]钟涨宝,寇永丽,韦宏耀.劳动力配置与保障替代:兼业农户的农地转出意愿研究——基于五省微观数据的实证分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2016,16(2):84-92.
[25]高珊,黄贤金.农村市场化对农户耕地流转的影响——以沪苏皖农户调查为例[J].长江流域资源与环境,2012,21(7):816-820.
[26]文兰娇,陈晓丽,文高辉,等.农地经营方式、经营效率与农民收入关系研究——江西省的实证分析[J].土地经济研究,2014(2):37-51.
[27]钟文晶,罗必良.禀赋效应、产权强度与农地流转抑制[J].农业经济问题,2013(3):6-16.
[28]徐蕾.农民理性视角下农地流转过程中的农民不合作行为研究[D].南宁:广西大学,2016.

(责任编辑:刘浩)