分布式认知视角下农户土地转出行为影响因素分析

——基于武汉城市圈典型地区的调查1

谭永海,梅 昀

(华中农业大学 公共管理学院, 湖北 武汉 430070)

【摘 要】: 以武汉城市圈典型地区农户为研究对象,从分布式认知视角寻找影响土地转出行为的因素,旨在为引导湖北省土地健康转出提供参考。基于 287 份农户调查数据,运用 Logistic 模型对农户土地转出行为的影响因素进行分析。研究发现,农户土地转出行为受到个人因素、地域因素和文化因素的综合影响。个人因素中受教育年限,文化因素中血缘情结、土地流转政策满意度、政策执行满意度、社会保障满意度和转出价格满意度对土地转出行为存在显著正向影响; 地域因素中农业收入占总收入比重和家庭耕地总面积对土地转出行为存在显著负面影响。基于上述研究结论,从完善农村土地流转市场、推进农村教育、增加非农就业、加大政策执行力度、健全社会保障体系等方面提出完善农村土地流转市场、促进土地公平公正转出等相关的对策建议。

【关键词】: 土地转出行为;分布式认知;Logistic模型;影响因素;武汉城市圈

【中图分类号】: F301.3 【文献标志码】: A 【文章编号】: 1005-8141 (2018) 04-0547-07

1、引 言

随着我国工业化、城镇化进程加快,大量农村青壮劳动力向收益更高的非农产业转移,导致农村地区出现大规模弃耕和撂荒土地的现象,严重制约了我国农业和农村经济的发展^[1]。土地转出是在保证家庭承包责任制不变的前提下,农户通过交易使用权对土地进行配置的一种活动方式^[2],被认为是解决当前我国土地资源浪费严重问题的有效途径^[3],在推动农业适度规模经营、促进现代农业发展等方面发挥着独特作用^[4]。为了有效利用土地资源,国家出台了众多支持政策推动土地流转进程。如 2013年我国"一号文件"要求按照依法、自愿、有偿原则指导土地承包经营权有序流转,落实"四化同步"的战略部署;2014年,我国要求各地区在 5 年内完成承包经营权确权,鼓励农民以多种形式进行土地流转;2015年,我国在农村改革的顶层设计中再次提出推动土地承包经营权规范有序流转。然而,这项被喻为"中国农村第二次革命"的战略举措并没有实现预期效果。资料显示,全国土地流转率从 2010年的 14.7%提升到 2016年的 40%左右(土流网)。可见,我国土地流转规模有所增加,但土地转出率仍很低,陷入"低水平困境"^[5]。

为了破解困局,国内学者从交易费用与禀赋依赖[1,4]、区域经济发展与农村社会保障[5,6]、劳动力转移与农民阶层职业分

¹「**收稿日期**]: 2018-02-27: 「**修订日期**]: 2018-03-14

[[]基金项目]:农业部软科学项目"农村土地流转交易机制与制度建设研究"(编号:201521);教育部哲学社会科学重大课题攻关项目"新型城镇化进程中农民土地权益保障研究"(编号:14JZD014)。

[[]第一作者简介]: 谭永海(1989-),男(土家族),湖北省恩施人,硕士研究生,研究方向为土地资源管理。

[[]**通讯作者简介**]: 梅 昀(1964-),男,江西省九江人,硕士,副教授,研究方向为土地经济、土地利用规划与管理、土地价格评估与土地利用。

化^[7]等多个方面探讨了土地流转背后的驱动因素,但是仍然没有完全理清造成我国各地区当前土地流转困境的根本原因。土地问题是关乎农民切身利益的重大民生问题,土地转出最终取决于农户的行为决策^[8]。认知心理学理论认为,人的信念决定其偏好,进一步又决定其决策和行为。农户作为土地资源配置的直接参与者,任何形式的决策是根据其认知衡量后的选择结果。分布式认知理论指出,个体认知受到个人、社会环境与文化的交互影响^[8],表明农户土地转出行为并不是某个因素单独作用的结果,而是多种因素综合作用的结果,且各因素在驱动过程中存在一定层次^[9]。然而,现有研究总是孤立地研究某个农户的认知问题,采用分布式认知理论将农户放在村落这个小型社会系统中进行研究显得更加科学。基于此,本文在武汉城市圈典型地区土地流转调查的基础上,从分布式认知视角探讨了农户土地转出行为的影响因素,以期为引导土地健康转出、实现农村资源合理配置提供参考。

2、理论分析与研究假说

2.1 分布式认知理论

作为认知科学研究的一个新兴视角,分布式认知理论是一个包括认知主体和环境的系统,是一个考虑到参与认知活动全部因素的分析单元。分布式认知作为一种认知活动,是对内外部信息的加工过程[10]。分布式认知跳出了传统认知强调个体认知的局限,强调认知受到环境、社会情境与文化的影响[18]。对分布式认知影响因素的理论研究众多,其中 Hatch、Gardner 提出了分布式认知的同心圆模型,该模型肯定了个体本身在认知过程中的核心作用,说明了认知过程中个体和社会与文化的交互作用。同心圆最外层是包括信仰、习俗等内容的文化力,它表示超越特定情境的抽象文化以间接方式影响个体的认知过程。同心圆中间层是包括朋友、资源等内容的地域力,它强调本地情景中资源和人物直接影响个体认知的过程;本地情景主要包括家、教室和工作场所。同心圆最内层是包括本地情景中个体经验和倾向的个人力,它表示个体在认知活动中的核心作用。这三种力相互依赖,缺一不可[11]。综上所述,个体智力、兴趣等是在与家庭成员、朋友、老师等的接触中逐渐形成,并受到本地资源的直接约束和抽象文化的间接影响[18]。

2.2 分布式认知视角下土地转出行为假设

制度变迁理论认为,个体认知决定其行为,进而直接影响到协调个体之间的关系^[12]。不同农户的行为决策由认知差异性决定,不同农户的行为差异由认知影响因素差异决定。在土地转出过程中,农户的个体判断发挥了核心作用,同时外部环境诸如家庭、社会、文化,乃至认知对象和工具也不同程度地对农户认知产生影响^[13],证明农户认知是分布式的。基于分布式认知理论,本文提出土地转出行为假设。

个人因素是分布式认知的最核心圈层,表示本地情景中个体经验和倾向,而经验与倾向主要受到个体自身特征影响。由于性别、年龄、社会政治地位、教育水平等个体特征差异,不同农户必然对土地价值的认识产生差异,进而对农户的土地转出行为产生直接影响^[1]。在国内现有的相关学术研究成果中,对农户土地转出行为产生影响的个体特征主要包括:①性别。性别对个体认知的影响可能是两方面的:一方面,由于男性和女性非农就业能力存在差异,对土地依赖程度不同,进而产生不同的土地转出偏好^[1];另一方面,根据性别差异心理学理论,男性与女性之间存在社会心理差异,形成认知的性别偏好差异。相对于在家照顾小孩的女性而言,农村男性外出打工的概率更高,发生土地转出行为的概率更大^[7],本文预期性别对农户土地转出行为存在正向影响。②年龄。年龄可能代表多层含义,一是不同年龄层农户所处的时代背景不同,价值观念与偏好必定存在差异;二是年长者比年轻者具有更丰富的生活阅历与生活经验;三是从整个生命周期看,人的自我生存与就业能力曲线呈现倒"U"形,随着年龄增长从逐渐增强然后转入衰落的过程。就目前农村现状而言,务农主体的自我生存与就业能力处于衰落阶段。以上三个原因都有可能引起不同年龄层的农户对土地转出倾向存在偏好差异。户主年龄越大,土地经营活动就越困难,发生土地转出行为的概率越高,这一观点得到了大多数学者的证实^[3, 7],本文预期年龄对农户土地转出行为存在正向影响。③社会阶层地位。土地流转作为一项在农户群体中展开的社会活动,农户社会阶层差异可能导致不同的土地转出认知与态度倾向,而且不同社会阶层地位在土地流转中的获利能力不同。"干部寻租"假说认为村干部是土地流转中典型的"食利阶层",他们可凭借自身的

信息优势获取大量收益^[15]。理论上,相对于普通农户群众,村干部发生土地转出行为的概率更大^[13],本文预期社会阶层地位对农户土地转出行为存在负向影响。④受教育年限。不同的文化知识水平必然引起个人认知差异,这种差异可能体现在土地转出中,从而形成倾向偏好。受教育程度越高的农户对土地流转政策的接受度越强,而且拥有较多外出务工的机会,发生土地转出行为的概率就越大,这一观点在大多数学者研究中得到了证实^[4,16],本文预期受教育年限对农户土地转出行为存在正向影响。

地域因素是分布式认知最关注的圈层,表示约束个体行为的本地资源以及能直接影响个体行为的人物。家庭是土地转出中 最重要的本地情境,农户认知活动受到家庭成员的影响和资源禀赋的约束,意味着农户家庭特征对农户行为决策产生直接影响[12]。 在国内现有的相关学术研究成果中,对土地转出行为产生影响的家庭特征主要有:①人口与劳动力特征。家庭成员构成了本地 情境(家庭)的人口与劳动力资源,个体认知活动受到该项资源的限制。农户土地转出行为是在家庭人口与劳动力资源约束下 的理性选择。"人口与劳动力特征"常用家庭总人口数^[12]、劳动力人数两个指标衡量,分别代表了农户的家庭人口和劳动力规 模。农户家庭人口规模越大,从事土地生产的劳动力就越多,对土地的依赖性越大,发生土地转出行为的概率越低[3];一个家 庭劳动力数量越多,剩余劳动力便转移到非农产业。当家庭脱农化程度越来越高,农户便逐渐剥离对兼具就业和保障功能的土 地的依赖 [8] ,土地转出的可能性就越大,本文预期家庭总人口数对农户土地转出行为存在负向影响,劳动力人数对农户土地转 出行为存在正向影响。②经济与收入特征。家庭经济条件是农户生活水平的核心内容,是个体认知中最重要的资源约束条件。 风险最小化或利润最大化是农户一切行为决策的准则:在生活缺乏保障的情况下农户风险最小化决策是为了防止当前家庭经济 条件进一步恶化; 而在生活有保障情况下农户的利润最大化决策是为了促进当前家庭经济条件进一步改善。经济与收入特征常 用农业收入占家庭总收入比重的指标来衡量[4]。理论上农业收入占总收入比例越高,农户认为土地保障功能越重要,发生土地 转出行为的概率越低[5.16],本文预期农业收入占总收入的比重对农户土地转出行为存在负向影响。③土地资源特征。土地作为 转出对象,土地资源禀赋可能对农户土地转出决策产生影响。土地具有资源和资产双重属性,但两种属性所关注的功能不同, 前者更关注土地作为生产要素的生产功能,后者更关注土地作为财产的获利功能[19]。土地转出的实质是保留获利功能,转让生 产功能。理论上,如果农户对土地的需求偏向于土地资源属性的生产功能,那么他们对土地转出更倾向持否定态度;反之,则 更倾向于持肯定态度。用家庭耕地总面积和耕地质量来衡量农户家庭土地资源特征,前者是对土地资源数量的测度,后者是对 土地资源生产能力的测量[5]。对拥有较多耕地的农户来说,他们的农业收入更高,在农业规模经营方面具有比较优势,倾向于 转入土地进行大规模生产经营[20]。耕地质量状况影响着土地耕种难度和生产产量。当农户所拥有的土地禀赋越差,转出土地获 得的相对收益越高,发生土地转出行为的概率越大[20],本文预期家庭耕地总面积和耕地质量对农户土地转出行为存在负向影响。

文化因素代表活动、惯例、信仰等价值因素对个体认知的影响。相比个人因素和地域因素,文化因素的内涵更加抽象,它 对个体认知活动产生间接影响。在现有研究中,对农户土地转出行为产生影响的文化因素主要包括:①差序格局情结。差序格 局最早由费孝通先生在研究乡村结构时提出,是解释我国由"亲"而"信"的人际关系模式的本土社会学理论。他认为人们行 为多以自己为圈中心,根据他们与自己的距离来划分亲疏,好比波纹"一圈圈推出去,愈推愈远,也愈推愈薄"。我国的社会 关系虽然以血缘和宗族关系为纽带,但还以地缘关系为基础,是私人关系的叠加[21]。在乡村内部,农户根据亲疏远近来配置资 源,土地转出也不例外²²。本文预期血缘情结对农户土地转出行为存在负向影响,地缘情结对农户土地转出行为存在正向影响。 ②土地转出的安全感。对持有风险规避态度的传统小农而言,从事农业生产活动的主要目标是追求经济效益最大化。土地转出 作为一种存在风险的投资行为,在土地转出中农户依赖具有公信力的政府和村集体[22]。如果农户满意政府制定的土地流转政策 和执行情况,在政策的正确引导和推动下,农户发生土地转出行为的概率会增加[5],本文预期土地流转政策满意度和执行政策 满意度对农户土地转出行为存在正向影响。③土地转出社会保障认知。土地作为最基本的生产资料,也是重要的社会保障资源, 包括养老保险、农村合作医疗在内的农村社会保障体系不断完善,但城乡社会保障制度不平衡矛盾依然突出,进城农户无法享 受到与城市职工相同的各种社会保险。因此,社会保障缺位使农户不敢轻易放弃作为生存保障的耕地。如果农户对社会保障满 意度较高,就会降低养老的后顾之忧,弱化土地的保障功能,提高转出土地的概率 [5] ,本文预期社会保障满意度对农户土地转 出行为存在正向影响。④土地转出价值认知。流转价格是对土地转出价值的衡量,对农户土地转出行为具有显著影响^[23]。对农 户而言,土地转出不仅意味着土地使用价值的损失,还包括土地情结感情伤害的损失和承担转出风险的损失。基于公平补偿原 理,土地转出价格是对这些损失的货币补偿[24]。可见,农户对土地转出价值的认知不但取决于土地的经济价值,而且取决于土 地在就业、养老等方面的社会保障价值,同时还受到土地情结的影响,因此土地转出价值认知是一个文化因素。理论上,理性

的农户在对土地转出收益满意时有较强的转出意愿,转出规模随之变大^[23],因此本文预期土地转出价格满意度对农户土地转出 行为具有正向影响。

3、数据来源与研究方法

3.1 数据来源

本文数据来源于课题组对武汉城市圈典型地区的问卷调查,调研范围涉及武汉市江夏区、鄂州市鄂城区和梁子湖区 4 个镇 26 个村组。2009 年武汉开展农村产权制度改革,耕地流转率为 30%; 2012 年鄂州开展农村产权制度改革,耕地流转率为 40%0 两市土地流转市场活跃,积累了丰富的实践经验,均具有一定的代表性。此次调研采用典型抽样和随机抽样相结合的抽样方法。具体做法是:首先在武汉城市圈中选取武汉和鄂州两市;其次把两个城市的所有县(镇)作为总体样本,随机抽取 4 个县(镇);第三,在每个县(镇)中随机抽取 75 户。调研过程采取调查员直接入户方式,共发放 300 份问卷,回收有效问卷 287 份,有效率为 95.67%。

3.2 变量选取与预期影响方向的提出

主要是:①被解释变量。农户转出土地是本文的被解释变量,发生土地转出行为的农户有 253 户,占有效问卷总数的 88. 15%。农户转出土地的原因主要有:家庭缺乏劳动力、转出土地的相对收益高、非农收益高、迁出本村工作或居住。没有转出土地的农户有 34 户,占有效问卷总数的 11. 85%。农户没有转出土地的原因有:土地转出的收益低、自身具备耕种能力、没有其他非农就业机会。②解释变量。从分布式认知视角看,农户土地转出行为受个人因素、地域因素和文化因素的共同影响。个人因素包括性别、年龄、社会阶层地位和受教育年限 4 类测度,地域因素包括家庭总人口数、劳动力人数、农业收入占总收入比重、家庭耕地总面积、耕地质量 5 类测度,文化因素包括血缘情结、地缘情结、社会保障满意度、土地流转政策满意度、政策执行满意度、转出价格满意度 6 类测度,各变量的赋值和预期影响见表 1。

表1变量赋值及预期影响

| 项目 | 变量名称 | 赋值及变量定义 | 预期方向 | | |
|------|---------------------------|---------------------|------|--|--|
| | 性别 X ₁ | 0=女; 1=男 | + | | |
| | 年龄 X2 | 实际数据输入 | + | | |
| 个人因素 | 社会阶层地位 X ₃ | 0=是村干部;1=不是村干部 | - | | |
| | 受教育年限 X4 | 实际数据输入 | + | | |
| | 家庭总人口数 X。 | 实际数据输入 | - | | |
| | 劳动力人数 X ₆ | 实际数据输入 | + | | |
| 地域因素 | 农业收入占总收入比重 X ₇ | 实际数据输入 | _ | | |
| | 家庭耕地总面积 X。 | 实际数据输入 | - | | |
| | 耕地质量 X。 | 1=较差; 2=—般; 3=较好 | _ | | |
| | 血缘情结 X10 | 1=父母子女; 2=兄弟姐妹; | _ | | |
| | Ⅲ% 情岩 A₁0 | 3=其他亲戚;4=朋友邻居;5=陌生人 | = | | |
| | 地缘情结 Xn | 1=外村;2=本村外组;3=本组 | + | | |
| 文化因素 | 社会保障满意度 X12 | 1=不满意; 2=—般; 3=满意 | + | | |
| | 土地流转政策满意度 X13 | 1=不满意; 2=—般; 3=满意 | + | | |
| | 政策执行满意度 X ₁₄ | 1=不满意; 2=—般; 3=满意 | + | | |
| | 转出价格满意度 X15 | 1=不满意; 2=—般; 3=满意 | + | | |

3.3 模型构建

农户土地转出行为是一种无序选择问题,将其作为二元离散变量进行研究,并将不转出赋值为"0",转出赋值为"1"。 二元离散变量不符合统计学意义上的正态分布,采用多元线性回归方法进行估计是不科学的。Logistic 模型是将逻辑分布作为 随机误差项的概率型模型,适用于按照效用最大化原则所进行的选择行为分析。因此,本文使用二元 Logistic 模型分析 15 个 解释变量对农户土地转出行为的影响程度和方向是合理的。Logistic 模型具体形式为:

Logistic (P|y = 1) =
$$\ln[p/(1-p)] = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n + \varepsilon$$
 (1)

式中,P 为农户发生土地转出行为的概率; X_i 为解释变量也; β_i 为影响因素的系数大小; β_0 为截距项; ϵ 为误差项。

4、数据描述与回归结果

4.1 描述性分析

经过问卷调查得出样本中农户的基本特征构成为:在有效样本中,男性占比为73%,女性占比为27%;调查对象的平均年龄为57.37岁,表明目前农村从事农业生产的大多数是老年人,大量青壮年选择外出务工,从事收益较高的非农产业;调查对象为村干部的比例为8%,普通农户占92%;调查对象受教育年限平均值为6.09年,低于初中水平,表明文化程度普遍偏低;家庭总人口数平均值为3.55人,表明大多数家庭规模是3-4人;家庭劳动力人数平均值为2.66人,说明调查对象并没有富余的劳动力资源;家庭耕地总面积平均值为9.09亩,说明农业生产仍然以小规模经营为主;非农收入占家庭总收入比重高达86%,说明大多数家庭脱农化程度高。调查对象具有异质性且能反映农村基本情况,能保证调研结果具有一般性。量表的描述性统计结果见表2。

表 2 农户土地转出行为的调查结果

| 项目 | 变量名称 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 |
|------|---------------------------|-------|--------|--------|-------|
| 个人因素 | 性别 X ₁ | 0 | 1.00 | 0.73 | 0.44 |
| | 年龄 X ₂ | 25.00 | 93.00 | 57. 37 | 11.65 |
| | 社会阶层地位 X。 | 0 | 1.00 | 0.08 | 0.26 |
| | 受教育年限 X4 | 0 | 12.00 | 6.09 | 3.63 |
| 地域因素 | 家庭总人口数 X。 | 1.00 | 7.00 | 3. 55 | 1.55 |
| | 劳动力人数 X ₆ | 0 | 6.00 | 2.66 | 1.39 |
| | 农业收入占总收入比重 X ₇ | 0 | 1.00 | 0. 14 | 0.23 |
| | 家庭耕地总面积 X。 | 0.33 | 45. 50 | 9.09 | 7.67 |
| | 耕地质量 X。 | 1.00 | 3.00 | 2.72 | 0.49 |
| 文化因素 | 血缘情结 X10 | 1. 00 | 5. 00 | 3. 24 | 0. 97 |
| | 地缘情结 Xn | 1.00 | 3.00 | 2. 11 | 0.69 |
| | 农村社会保障满意度 X12 | 1.00 | 3.00 | 2.75 | 0.54 |
| | 土地流转政策满意度 Хіз | 1.00 | 3.00 | 2. 14 | 0.84 |
| | 政策执行满意度 X14 | 1.00 | 3.00 | 2. 31 | 0.75 |

4.2 多重共线性检验

根据分布式认知理论,本文从个人因素、地域因素和文化因素方面共选取了 15 个对农户土地转出行为产出影响的解释变量,使分析更加全面,但容易出现多重共线性问题,导致分析结果出现误差。因此,本文选择容忍度、方差膨胀因子 2 个指标检验 共线性问题,结果见表 3。研究发现,容忍度值越小,变量间多重共线性越严重;尤其当容忍度<0.1 时,认为变量间存在严重 的多重共线性。VIF 值越大,变量间多重共线性问题越大;尤其当 VIF>10 时,认为变量间存在严重的多重共线性 [25]。结合 Tolerance 和 VIF,由表 3 可知,各变量 Tolerance 最小值为 0.354, VIF 最大值为 2.826,均符合要求,表明解释变量间不存在严重多重共线性问题,可保留 15 个解释变量进行分析。

| 项目 | 自变量 | Tolerance | VIF |
|--------------|-------------------------|-----------|--------|
| | 性别 X ₁ | 0.758 | 1.319 |
| 人人田志 | 年龄 X2 | 0.653 | 1.532 |
| 个人因素 | 社会阶层地位 X ₃ | 0.898 | 1.114 |
| | 受教育年限 X4 | 0.636 | 1.573 |
| | 家庭总人口数 X5 | 0.354 | 2.826 |
| | 劳动力人数 X。 | 0.358 | 2.796 |
| 地域因素 | 农业收入占总收入比重 X7 | 0.752 | 1.33 |
| | 家庭耕地总面积 X。 | 0.876 | 1.142 |
| | 耕地质量 X。 | 0.863 | 1.159 |
| | 血缘关系情结 X10 | 0.847 | 1. 181 |
| | 地缘关系情结 🗓 | 0.712 | 1.404 |
| ネル ロま | 农村社会保障满意度 X12 | 0.663 | 1.508 |
| 文化因素 | 土地流转政策满意度 Х13 | 0.639 | 1.565 |
| | 政策执行满意度 X ₁₄ | 0.773 | 1.294 |
| | 转出价格满意度 X15 | 0.809 | 1. 236 |

表 3 解释变量多重共线性诊断结果

4.3 模型检验

为了检验模型是否可分析现实问题,本文选取 Hosmer、Lemeshow 检验方法对拟合优度进行检验。由表 4 可知,模型卡方值为 13.312,显著性水平为 0.102,大于给定概率 0.1,说明模型未拒绝原假设,模型与样本数据拟合良好。同时 Cox-Sne11R²统计量和 Nagelkerke R²统计量分别为 0.383 和 0.611,表明本文构建的模型拟合优度较好,模型可解释被解释变量的 61.1%,预测准确性为 61.1%。由此可知,选择模型和回归结果对农户土地转出行为具有一定的解释力。

表 4 H-L 检验结果

| Step | Chi-Square | df | sig. |
|------|------------|----|-------|
| 1 | 13.312 | 8 | 0.102 |

4.4 实证结果与分析

个人因素的影响:由表 5 可知,受教育年限显著影响农户土地转出行为,并在 10%的统计水平上显著,系数为正(β=0.125),说明文化程度越高的农户,发生转出土地行为的概率越大。这是因为受教育时间越长的农户掌握了较多的知识与劳动技能,从事非农产业的机会越多,因此更愿意从事收益较高的非农产业^[18];受教育年限较短的农户受传统观念"土地就是命根子"的束缚较大,发生土地转出行为的概率较小^[9];性别、年龄和社会阶层地位对农户土地转出行为的影响不显著。可能的解释是,随着女性社会地位的提高和就业机会增多,越来越多的女性走出农村,只有少部分女性在家照顾小孩但并不务农,性别对土地转出行为的影响大大降低;虽然年龄对农户土地转出行为的影响系数为正,但并没有通过显著性水平检验,这是因为调查农户的平均年龄为 57.37 岁,整体年龄偏大,对土地转出行为的影响不显著;社会阶层地位没有通过检验,可能是因为农户土地产权意识的强化降低了村干部对农户土地的控制^[23]。

| 变量代码 | β | SE | Wald | Sig. | Exp(β) |
|---------------------------|----------|--------|---------|-------|--------|
| 性别 X ₁ | 0. 143 | 0.589 | 0.059 | 0.808 | 1. 154 |
| 年龄 X ₂ | 0.005 | 0.023 | 0.04 | 0.841 | 1.005 |
| 社会阶层地位 X ₃ | -0.894 | 0.787 | 1. 292 | 0.256 | 0.409 |
| 受教育年限 X4 | 0.125* | 0.073 | 2. 936 | 0.087 | 1. 133 |
| 家庭总人口数 X。 | -0.173 | 0.266 | 0. 424 | 0.515 | 0.841 |
| 劳动力人数 X ₆ | 0.062 | 0. 287 | 0.047 | 0.828 | 1.064 |
| 农业收入占总收入比重 X ₇ | -1.929** | 0.926 | 4. 336 | 0.037 | 0. 145 |
| 家庭耕地总面积 X。 | -0.065** | 0.03 | 4.603 | 0.032 | 0. 938 |
| 耕地质量 X。 | -0.92 | 0.56 | 2.694 | 0.101 | 0.399 |
| 血缘情结 X10 | -0.519** | 0.258 | 4.028 | 0.045 | 0. 595 |
| 地缘情结 X ₁₁ | 0. 105 | 0.397 | 0.07 | 0.791 | 1. 111 |
| 土地流转政策满意度 Х12 | 0.863** | 0.358 | 5.809 | 0.016 | 2. 371 |
| 政策执行满意度 X13 | 0.919*** | 0.339 | 7. 339 | 0.007 | 2.506 |
| 农村社会保障满意度 X14 | 2.087*** | 0.445 | 21. 976 | 0 | 8.06 |

表 5 Logistic 模型回归结果

注: *、**、***分别表示在 10%、5%和 1 %的水平上显著。

转出价格满意度 X15

1. 529*** 0. 3392 0. 289

4 613

地域因素的影响:由表 5 可知,农业收入占家庭总收入的比重和家庭耕地总面积显著影响农户土地转出行为,在 5%的统计水平上显著。农业收入占家庭总收入的比重回归系数为负(β =-1.929),家庭耕地总面积回归系数为负(β =-0.065),说明脱农化程度越高的农户发生土地转出的概率越高,而拥有耕地面积越多的农户发生土地转出行为的概率越低,验证了预期假设。然而,家庭总人口数、劳动力数量与耕地质量对农户土地转出行为的影响不显著。这是因为家庭总人口数和劳动力数量并不能准确反映农户对土地的真实需求。如外出务工人员和农村大学生仍然是农村户口,但他们长年不在家,对土地的依赖程度较低,土地转出对他们的影响不大 [23]。因此,这两个变量应与其他因素一起考虑,如家庭务农人数 [17],耕地质量没有通过模型显著性检验。这是因为土地仍然是农户最主要的社会和就业保障,土地交易方式仍以对等交换为主。耕地质量回归系数为负(β =-0.920),说明禀赋质量较高的耕地能增加农业产出。当农户拥有禀赋质量较差的耕地时,他们更加渴望通过转入土地来增加农业收入。

文化因素的影响: 由表 5 可知,血缘情结、土地流转政策满意度、政策执行满意度、社会保障满意度和转出价格满意度均显著影响农户土地转出行为。血缘情结的回归系数为负(β=-0.519),并在 5%的统计水平上显著,说明血缘关系越亲近,农户发生转出土地行为的概率越高。这是因为土地转出户出让土地承包使用权的首要目的并不是获取经济利益,而是继续保留对土地的承包权利,具有血缘关系的亲属无疑是最好的选择。土地流转政策满意度回归系数为正(β=0.863),政策执行满意度回归系数为正(β=0.919),并分别在 5%和 1%的统计水平上显著,说明农户对土地流转政策和政府执行满意度越高,发生土地转出行为的概率越大。这是因为农户土地转出行为受到政府的推动和号召。社会保障满意度回归系数为正(β=2.087),且在 1%的统计水平上显著,表明农户对社会保障越满意,发生土地流转行为的概率越高。这是因为健全的社会保障制度减轻了以非农收入为主的农户的后顾之忧,弱化了土地养老功能。土地转出价格的满意度回归系数为正(β=1.529),且在 1%的统计水平上显著,说明农户对土地转出价格越满意,发生土地转出价格的满意度回归系数为正(β=1.529),且在 1%的统计水平上显著,说明农户对土地转出价格越满意,发生土地转出行为的概率越高。这是农户在社会保障缺位状态下被迫进行自我保障的一种理性反映^[24]。如果农户判断转出土地可增加收益且面临风险较小时,就会转出土地,毕竟高水平的土地补偿也是减少流转风险的一种有效措施。然而,地缘情结对农户转出行为不产生显著影响,这是因为土地转让的范围局限在村民本组的现象十分普遍。

5、结论与建议

5.1 结论

基于对武汉城市圈典型地区 4 个乡镇 26 个行政村 287 户农户的入户调查,本文运用二元 Logistic 回归模型实证分析了土地转出行为的影响因素。研究发现: 个人因素中受教育年限,地域因素中农业收入占总收入比重和家庭耕地总面积,文化因素中血缘情结、土地流转政策满意度、政策执行满意度、社会保障满意度以及转出价格满意度对农户土地转出行为存在显著影响; 个人因素中性别、年龄和社会阶层地位,地域因素中家庭总人口数、劳动力人数和耕地质量,文化因素中地域情结则对农户转出土地行为不产生显著影响。

5.2 建议

基于以上研究结论,本文提出以下建议:①完善农村土地流转市场,促进土地公平公正转出。出现土地流转区域范围较窄, 流转主体间关系较亲密的这种现象表明,农户在土地转出过程中遵循了便捷、安全、就近的原则,实质上是由土地流转市场发 育程度较低造成的。因此,建议相关部门规范土地交易程序、健全流转监督机制、合理评估土地流转价格,这有助于降低土地 流转成本,确保交易双方的合法权益受到保护,推进农村土地公开交易。②加快推进农村教育,提高农村劳动力的职业技术素 质。教育水平的提高,一方面加强了农户对政策的解读能力,理性看待土地转出行为;另一方面为农户从事非农产业提供技术 素质保障,这些均可降低农户对土地的生产依赖和保障依赖,有助于提高土地转出率。因此,政府应加大农村教育投入力度, 提高农民整体文化水平和职业技术素质,拓宽农村劳动力的就业途径。有关职能部门应定期组织针对城镇就业岗位的技能培训, 提高农业转移人口就业的适应性。③增加非农就业机会,提高非农收入。大力发展工业和服务业,优化农村产业结构,为农业 转移人口创造更多稳定的非农就业机会,提高农户的非农收入;同时,逐步消除户籍制度带来的城乡差异,保证农民工和城镇 职工同工同酬,切实提高农户的非农收入水平。④加大土地流转政策的宣传和执行力度,引导农民搞活土地经营权。采取下乡 走访、知识讲座等多种形式大力宣传土地流转政策,使农民正确认识到土地转出是市场经济发展的必然趋势,消除农民对土地 流转的误解;同时,充分发挥政府和村集体在土地流转过程中的担保作用,做好和农户协调工作,调动农户主动参与土地转出 市场的积极性。⑤完善农民社会保障体系,弱化土地保障功能。强有力的制度保障从根本上可解决农民土地转出的后顾之忧, 使更多的农户逐步剥离对土地的依赖,敢于且放心地转出土地。现阶段我国社会保障不足,是制约农户土地转化行为的一个重 要因素。这意味着,在土地转出的过程中政府应积极完善与农村经济发展水平相适应的社会保障体系,进而逐步消弱土地的社 会保障功能。因此,一方面要增加新型农村社会养老保险、新型农村合作医疗保险数额,从整体上提高农村居民的社会保障水 平;另一方面应分阶段逐步完善各项社会保险制度安排,切实保障进城务工的农民工享有与城镇职工相同的社会保险等。

[参考文献]:

- [1]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.
- [2]钟涨宝,汪 萍.农地流转过程中的农户行为分析——湖北、浙江等地的农户问卷调查[J].中国农村观察,2003,(6):55-64.
 - [3]孙小龙,郭 沛. 非农就业对农户土地转出行为的影响[J]. 财经科学,2015,(11):121-128.
- [4] 张永强, 高延雷, 王刚毅, 等. 黑龙江省土地转出行为分析——基于 13 个地市 47 个村的调研数据[J]. 农业技术经济, 2016, (3): 68-74.
- [5] 钟晓兰,李江涛,冯艳芬,等. 农户认知视角下广东省农村土地流转意愿与流转行为研究[J]. 资源科学,2013,35(10):2082-2093.
- [6]包宗顺,徐志明,髙 珊,等. 农村土地流转的区域差异与影响因素——以江苏省为例[J]. 中国农村经济,2009,(4): 23-30.
- [7]许恒周,郭玉燕,石淑芹.农民分化对农户农地流转意愿的影响分析——基于结构方程模型的估计[J].中国土地科学,2012,26(8):74-79.
 - [8]周国梅,傅小兰.分布式认知种新的认知观点[J].心理科学进展,2002,10(2):147-153.
 - [9]付 凯,杨朝现,信桂新,等.农户土地转出行为调查与分析[J].地域研究与开发,2015,34(3):162-166.
 - [10] Chuah J and Johnson TR. Distributed Cognition of a Navigational Instrument Display Task[Z]. 2008.
 - [11]刘俊生, 余胜泉. 分布式认知研究述评[J]. 远程教育杂志, 2012, (2): 92-97.
- [12]徐美银,陆彩兰,陈国波. 发达地区农民土地流转意愿及其影响因素分析——来自江苏的 566 户样本[J]. 经济与管理研究, 2012, (7): 66-74.
- [13]潘 林,丁 明.政府主导大规模土地流转下农民参与行为研究——基于安徽省四县的问卷调查[J]. 经济与管理,2015,29(2):68-73.
- [14]陈仲常,马大来,王 玲.农民土地转出参与意愿的影响因素分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2014,20(4):31-38.
 - [15] 田先红, 陈 玲. "阶层地权": 农村地权配置的一个分析框架[J]. 管理世界, 2013, (9): 69-88.
 - [16]李景刚, 高艳梅, 臧俊梅. 农户风险意识对土地流转决策行为的影响[J]. 农业技术经济, 2014, (11): 21-30.

- [17] 蔡鹭斌,段建南,张雪靓.农户土地流转意愿及其影响因素分析[J].四川理工学院学报(社会科学版),2013,28(5):28-33.
- [18]李京涛,周生路,吴绍华,等.基于Logit模型的农户土地流转意愿及其影响因素研究——以南京市浦口区为例[J].国土资源科技管理,2010,27(5):131-136.
 - [19] 贺国英. 土地资源、土地资产和土地资本三个范畴的探讨[J]. 国土资源科技管理, 2005, 22(5): 66-68, 65.
- [20]王萌萌,宋 戈,黄善林,等.基于农户调查的江汉平原地区农村土地流转意愿研究及影响因素分析[J].水土保持研究,2016,23(4):99-103.
 - [21]李伟民,梁玉成.特殊信任与普遍信任:中国人信任的结构与特征[J].社会学研究,2002,(3):11-22.
 - [22]钱文荣. 浙江传统粮区农户土地流转意愿与行为的实证研究[J]. 中国农村经济, 2002, (7): 64-68.
- [23]陈 昱,陈银蓉,马文博.基于Logistic模型的水库移民安置区居民土地流转意愿分析——四川、湖南、湖北移民安置区的调查[J].资源科学,2011,33(6):1178-1185.
 - [24] 乐 章. 农民土地流转意愿及解释——基于十省份千户农民调查数据的实证分析[J]. 农业经济问题, 2010, 31(2): 64-70.
 - [25]张文彤. SPSS 统计分析高级教程[M]. 北京: 高等教育出版社, 2013.