

产权安全性、产权认知与土地流转高意愿低行为

段静琪,郭焱,朱俊峰

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)



摘要 基于全国 25 省农户微观调查数据,运用 Probit 模型和 Tobit 模型,探讨产权安全性、产权认知对农户土地流转高意愿低行为的作用机制。研究表明,土地流转意愿向行为转化需要一系列条件来支撑。当地权稳定性较高时,农户的土地流转意愿可以顺利转化成为行为,反之则不能;确权使得农户的土地产权更加明晰,进而可以促进转入户土地流转意愿转化为行为,阻碍转出户土地流转意愿转化为行为;与此同时,农户自评的村级流转管制也产生与确权相同的效果。据此,提出应当在维护地权稳定性的基础上,规范土地经营权交易市场,发挥村集体优势,为农户进一步参与土地流转市场创造有利条件。

关键词 产权安全性;产权认知;土地流转;意愿;行为

中图分类号:F 301.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)01-0156-10

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.01.018

改革开放初期,家庭联产承包责任制的推行有效解决了农业微观生产领域的激励问题,极大地调动了农户生产积极性,农业生产得到空前释放^[1]。然而随着社会经济的发展,土地均分制下的地块细碎化所导致的效率损失问题越来越突出,土地的超小规模经营严重限制了中国农业现代化发展。土地流转是解决地块细碎化、农业生产效率低下的有效选择,是家庭联产承包责任制适应农业现代化的必然要求。对此,政府采取了一系列措施弥补已有政策的不足。1988 年《中华人民共和国宪法修正案》的通过,标志着中国法律上正式开禁农村土地流转。随着农业转移人口市民化进一步推进,近年来党和政府更是加大力度支持农村土地流转。2013 年中央一号文件明确提出“鼓励和支持土地流转”。2014 年中央一号文件提出“在落实农村土地集体所有权的基础上,稳定农户承包权、放活经营权”。随后,这一政策又在 2015 年 11 月中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《深化农村改革综合性实施方案》和 2016—2019 年中央一号文件中多次得到确认。

在各级政府的积极推动下,农户参与土地流转的比例逐年增高。黄季焜等基于全国 6 省农户调查数据指出,1996 年全国平均土地流转比例只有 2.6%,到 2000 年这一比例增加到 9.0%^[2]。任晓娜在对全国 19 省市农户调查基础上得出,到 2013 年底,全国土地流转率为 14.68%^[3]。根据原农业部统计数据,到 2017 年,全国家庭承包耕地流转面积为 5.12 亿亩,占家庭承包经营耕地面积的 37%^①。然而,土地流转状况虽看似逐年向好,但与农业劳动力大量转移相比,中国的土地流转发生率严重滞后,近几年更是呈逐年放缓态势^②。

与土地流转的低行为不同,农户参与土地流转的意愿高涨。不同学者在分别对浙江台州、重庆江北、广东、河北贫困地区等地方调研中都发现,有意愿进行土地流转的农户比例远远高于实际进行土地流转的农户比例^[4-7]。张梓榆等在对全国 17 省调研中也进一步验证了土地流转高意愿低行为的普遍性,样本农户中有土地流转意愿但未发生流转行为的农户比例竟高达 34.89%^[8]。土地流转高意愿

收稿日期:2019-12-13

基金项目:国家自然科学基金面上项目“农地承包权有偿退出对农业转移人口市民化作用机制研究”(71973137);教育部人文社会科学基金项目“土地流转配给与农户生产效率损失研究”(18YJA790122)。

① 数据来源于中国农村经营管理统计年报(2017 年)。

② 详见中国农村发展报告(2017)。

低行为成为阻碍农业规模化经营的绊脚石。土地流转为何出现高意愿低行为现象?剖析其内在机理,对解决地块细碎化问题、促进农业规模化经营,进而提高农业生产效率和农业现代化水平意义重大。

一、文献回顾

近年来,国内外学者已经尝试了从不同角度,对土地流转高意愿低行为问题进行探讨。就农户自身特性来说,相对于其他农户,非农收入比例高、经营规模小的农户更容易将土地流转意愿转化成土地流转行为^[9]。但当农户因自身认知、偏好、动机等内在因素产生土地流转意愿后,构成外部因素的市场环境、政策制度等将作用于最终行为,导致农户可能做出与意愿相悖的选择^[5]。与该观点类似,在劳动力持续非农转移背景下,张梓榆等^[8]将农户经营特征分化纳入土地流转的分析之中,发现全职农户具有较强的土地转入意愿,但普通农户受限于土地流转市场缺失,难以顺利转入土地,与之相比,新型经营主体地租承受能力较强,且受到政府支持,较容易转入土地;与全职农户相反,工商农户具有强烈的土地转出意愿,但流转市场缺失、种粮补贴扭曲、土地社保功能等制约了农户土地转出。产权制度安排对土地规模经营也存在着显著影响^[10-12]。土地产权安全性能形成生产激励效应、交易价格效应、交易成本效应,三者的综合作用影响土地流转行为^[13]。然而,也有研究表明,确权确实提高了农户的流转意愿,但却并未显著促进土地流转行为的发生^[14]。同时,产权的作用效果在一定程度上由个体认知决定,从产权认知的角度来看,Jin 等^[15]、郜亮亮等^[16]认为村级流转管制是抑制农户参与土地流转市场的重要因素。

综上,现有文献已对土地流转高意愿低行为问题进行了丰富的探讨,为后续研究提供了有力支撑。但现有研究大多分别讨论土地流转意愿或行为影响因素,鲜有文献直接将意愿与行为结合起来进行深入分析。本文将试图从土地流转高意愿低行为出发,运用 Probit 模型和 Tobit 模型,分析构成外部因素的制度环境对土地流转意愿与行为不一致的影响。

二、理论分析

1. 产权安全性与土地流转高意愿低行为

构成正式制度环境的产权制度安排对于流转意愿能否转化为流转行为起着重要作用。为分析产权安全性对土地流转意愿与行为不一致的影响,借鉴 Cater 等^[17]、Deininger 等^[18]、程令国等^[10],本文构建了一个代表性农户生产模型。该模型中,假定代表性农户拥有农业生产能力 a ,劳动力禀赋 L ,土地禀赋 k 。假定不存在农业劳动力市场,农户将在农业生产(L_a)和非农业生产(L_w)之间自由分配劳动力。这表明农户存在三个收入来源:农业经营性收入、非农工资性收入和土地租金收入。设定农户农业生产函数为 $F(L_a, K, a)$, L_a 为投入农业生产劳动力, K 为农户实际耕种土地面积。假定生产函数满足: $F_{L_a} > 0, F_K > 0, F_a > 0, F_{L_a L_a} < 0, F_{K K} < 0, F_{a a} < 0, F_{L_a K} > 0, F_{L_a a} > 0, F_{K a} > 0$ 。农户选择 L_a 和 K 从事农业生产,以满足利润最大化:

$$\max F(L_a, K, a) + w L_w + I^{out} \times (k - K)(r - c_1(\phi)) - I^{in} \times (K - k)(r + c_2(\phi)) \quad (1)$$

I^{out} 代表是否租出土地的二元指标,如果 $K < k, I^{out} = 1$, 否则 $I^{out} = 0$ 。与此类似,定义 I^{in} 为是否租入土地的二元指标。 r 是土地租金或者说是租金率。 c 表示土地流转过程中由于谈判、搜寻信息等产生的交易成本,是制度环境 ϕ 的函数,依据实际情况允许租入、租出方不同。本文假定交易成本主要来源于当前产权制度安排下土地产权模糊和不稳定性所导致的制度风险,并假定人们对产权的不确定性预期会导致交易成本增加。因此假定: $c'_1 > 0, c'_2 > 0$, 令 L_a^* 和 K^* 满足最大化条件(FOC),即:

$$F_{L_a}(L_a^*, K^*, a) = w \quad (2)$$

$$F_K(L_a^*, K^*, a) = r - c_1(\phi) \text{ 如果 } (K < k) \quad (3)$$

$$F_K(L_a^*, K^*, a) = r + c_2(\phi) \text{ 如果 } (K > k) \quad (4)$$

既不租入也不租出农户满足:

$$r - c_1(\phi) < F_K(L_a^*, k, a) < r + c_2(\phi) \quad (5)$$

(1) 产权安全性与交易成本。交易成本的存在使得部分农户无法进入土地租赁市场, 假定无法参与土地租赁市场农户农业生产能力的上下限为 (a_l, a_u) , 其最优的耕地经营规模 $K^* = k$, 给定外生工资 w , 可以唯一确定一个最优的农业劳动投入 $L_a^* = F_{L_a}^{-1}(w, k, a)$, 且 L_a^* 不受制度风险 ϕ 的影响。由式(3)、式(4)可得:

$$a_l = F_K^{-1}(L_a^*, k, r - c_1(\phi)) \quad (6)$$

$$a_u = F_K^{-1}(L_a^*, k, r + c_2(\phi)) \quad (7)$$

令 a_l, a_u 分别对 ϕ 求导得:

$$\frac{\partial a_l}{\partial \phi} = -\frac{\partial F_K^{-1}}{\partial \omega} c'_1(\phi) < 0, \quad \frac{\partial a_u}{\partial \phi} = \frac{\partial F_K^{-1}}{\partial \tau} c'_2(\phi) > 0 \quad (8)$$

此处 $\omega = r - c_1(\phi), \tau = r + c_2(\phi)$ 。依据前文假设及反函数的单调性可知, 当 ϕ 下降时, a_l 会上升, a_u 会下降。因此制度环境改善可以使交易成本下降, 进而使 (a_l, a_u) 收缩, 允许更多农户参与土地租赁市场, 促进土地流转的发生。据此认为, 土地产权安全性提高可以降低交易成本, 使得农户的土地流转意愿更容易转化成土地流转行为。

(2) 产权安全性与土地租金。更进一步, 把土地供给者的土地需求表示为 K_0^* , 则其土地净供给为 $k - K_0^*$ 。相应地, 将土地需求者的土地需求表示为 K_1^* , 其土地净需求为 $K_1^* - k$ 。假定所有农户的农业生产能力都在 (\underline{a}, \bar{a}) 之间, 并假定除农业生产能力外, 初始劳动力禀赋和土地禀赋都相同。于是可以得到土地租赁市场上的土地总供给为:

$$LS(w, r, \phi; k, L) = \int_{\underline{a}}^{\bar{a}} k - K_0^* da \quad (9)$$

土地总需求和市场出清条件为:

$$LD(w, r, \phi; k, L) = \int_{\underline{a}}^{\bar{a}} K_1^* - k da \quad (10)$$

$$LS(w, r, \phi; k, L) = LD(w, r, \phi; k, L) \quad (11)$$

为了简化分析, 依据当前中国农村劳动力大量外移, 土地转出意愿强烈, 但土地租赁需求相对不足的现象, 设定一种极端情形。假设 $c_1(\phi) = 0, c_2(\phi) \neq 0$ 。在此情形下, 土地流转的交易费用由租入方承担, 给定土地租金 r 时, 制度风险 ϕ 下降不会引起 a_l 和 K_0^* 的变化, 故 LS 不会变化。但给定土地租金 r 时, 制度风险 ϕ 下降会引起 a_u 下降, LD 上升。要想使市场出清, 土地租金 r 必须上升。而当土地租金 r 上升时, LS 会上升、 LD 会下降, $GAP = LS - LD$ 变大。此时, 转出户即使存在土地转出意愿, 也难以顺利转出土地。另外, 过高的租金也抑制了农户的转入行为。因此, 可以认为, 由制度风险下降导致的土地租金上涨会使农户土地流转意愿难以转化成流转行为。

2. 产权认知与土地流转高意愿低行为

2008 年中共十七届三中全会明确提出“现有土地承包关系要保持稳定并长久不变”, 近几年的土地确权工作则意在落实农户完整的承包经营权, 土地产权的稳定性已经逐步通过法律制度得以强化。然而, 尽管法律、政策等不断强化农户土地产权, 保护农户权益, 由于社会关系、个体间差异等非正式制度环境的存在, 产权主体对产权的认知仍可能存在差异, 这会在一定程度上对产权主体的预期行为产生影响。产权是一组由使用权、收益权和交易权组成的权利束^[19], 对其中任何一个权利子集进行干预都会造成产权的不稳定, 进而影响到产权价值的实现。

与前述分析一致, 农村土地的频繁调整会导致土地使用权与收益权的残缺和不稳定, 致使转出户担忧转出的土地收不回来, 转入户不敢对土地进行长期投资。这将提高土地流转的交易成本, 使得 (a_l, a_u) 扩张, 许多农户被排除在土地租赁市场之外, 土地流转行为难以顺利达成。从实际情况看, 村集体还会对土地的交易权进行干预, 造成交易权的不稳定。在转出过程中, 转出户因要征得村集体同意而使流转环节增多, 交易成本增加, 进而阻碍流转的进行。但村级流转管制的存在对转入户而言并不完全是阻碍, 转入户可以在流转过程中向村集体求助, 避免直接与众多农户谈判产生过多的交易成本。结合前文可以得出, 村级管制使得 c_1 增加、 c_2 不确定, 进而使得 a_l 向下扩张、 a_u 变化方向不定。

因此认为, 村级流转管制的存在不利于转出户土地流转意愿向行为转化, 但对于转入户而言结果却不一定。综上, 将产权安全性、产权认知与农户土地流转高意愿低行为之间理论关系总结为表 1。

表 1 产权安全性、产权认知与农户土地流转高意愿低行为

项目	效应/产权类型	转入户意愿向行为转化	转出户意愿向行为转化
产权安全性由弱变强	交易成本效应	正向	正向
	土地租金效应	反向	反向
	综合效应	不确定	不确定
产权认知偏离由小变大	使用权和收益权	反向	反向
	交易权	不确定	反向

三、模型设定与数据说明

1. 模型设定

正如前文所提到的, 制度环境将对土地流转产生重要影响。遵循这一思路, 本文将当年有土地转入(出)意愿但未发生转入(出)行为定义为土地转入(出)完全受阻, 当年实际转入(出)土地亩数小于其意愿转入(出)亩数定义为土地转入(出)数量受阻, 且分别以被调查户“土地流转是否完全受阻”和“土地流转数量受阻”为因变量建立计量检验模型。具体地, 本文使用 Probit 模型来探讨农户遭受土地流转完全受阻的概率, 用 Tobit 模型分析农户遭受土地流转受阻的程度, 构建模型如式(12):

$$y_i = \delta_0 + \delta_1 \alpha + \delta_2 Z + \epsilon \quad (12)$$

其中 α 是核心变量——制度环境, 包括村里土地是否确权、村里是否调整过土地、村级流转管制; Z 为影响农户土地流转受阻的其他因素, 如户主个人特征、家庭特征、土地特征等, 作为控制变量; δ 为待估参数; ϵ 为误差项, 包含了一些未能完全控制的因素, 如个人偏好、风险态度等, 服从标准正态分布。

2. 变量选取

土地流转受阻变量: 土地流转受阻是被解释变量, 土地转入(出)完全受阻是指当年有土地转入(出)意愿, 但未发生转入(出)行为; 土地转入(出)数量受阻是指当年实际转入(出)土地亩数小于其意愿转入(出)亩数。

制度环境是本研究的核心解释变量, 可以分为正式制度环境和非正式制度环境。本文选择村里土地是否确权作为正式制度环境的代理变量, 选择村里是否调整过土地、村级流转管制作为非正式制度环境的代理变量。问卷询问了农户是否有权把承包地转包或出租给其他人, 依据该问题的答案度量农户在土地流转中是否受限以及受限的程度^①。考虑到此变量由农户访谈而来, 为避免潜在的内生性问题, 参照 Ma 等^[20], 将村级流转管制界定为同村其他农户对该问题答案的均值。

控制变量: 本文将户主特征、家庭特征、农地特征、村庄特征作为控制变量加入模型。户主作为家庭主要决策者, 其自身特征无疑将对土地流转产生重要影响。因此, 本文选择户主年龄、性别、文化程度作为户主个人特征的代理变量, 并将年龄及年龄平方放入回归方程。土地流转过程往往是农户家庭成员集体商议的结果, 因此本文选择人均资本存量、人均承包地面积、劳动力比例、非农就业人口比例、老人和小孩比例、家庭经营主业、是否党员干部户作为农户家庭特征代理变量, 并将其纳入回归方程。除此之外, 土地特征也是影响土地流转的重要因素, 本文选择地块平均面积和可灌溉面积比例作为土地特征的代理变量。村庄地理位置对当地经济发展水平有较大的影响, 可能会改变农户发展方式进而影响土地流转。

地区虚拟变量: 为捕捉未观测到的区域经济、文化、制度等特征对土地流转过程的影响, 本文将调研区域分为东北、东部、中部、西部四大区域, 并加入地区虚拟变量。各变量具体定义详见表 2。

① 问卷选项: 在您看来, 农民是否有权自行转让或出租自家承包地? 1 有, 且不需要任何组织同意; 2 有, 但需要村组同意; 3 没有。

表 2 变量定义及描述性统计

项目	变量名称	定义或度量方法	均值	标准差
被解释变量	土地转入完全受阻	是=1;否=0	0.145	0.353
	土地转出完全受阻	是=1;否=0	0.207	0.405
	土地转入数量受阻	当年意愿转入土地亩数减去实际转入土地亩数	4.551	21.856
	土地转出数量受阻	当年意愿转出土地亩数减去实际转出土地亩数	1.360	5.387
制度环境	村里土地是否确权	是=1;否=0	0.795	0.404
	村里是否调整过土地	是=1;否=0	0.236	0.425
	村级流转管制	村庄内其他农户对该问题答案打分的均值,分数越大表示限制程度越高	1.457	0.459
户主特征	户主性别	男=1;女=0	0.957	0.203
	户主年龄	户主年龄/岁 ^①	4.009	0.194
	户主文化程度	户主在校年数	7.136	2.549
家庭特征	人均资本存量	人均年末拥有生产性固定资产原值/(元/人) ^②	6.202	3.040
	人均承包地面积	人均承包耕地面积/(亩/人)	2.856	4.423
	劳动力比例	家庭中劳动力占比/% ^③	0.882	0.150
	非农就业人口比例	家庭中从事非农就业活动 ^④ 人口占比/%	0.221	0.259
	老人和小孩比例	家庭中6岁以下小孩和65岁及以上老人占比/%	0.177	0.264
	家庭经营主业	农业=1;非农业=0 ^⑤	0.903	0.297
	是否党员干部户	是=1;否=0 ^⑥	0.222	0.416
农地特征	地块平均面积	年末经营耕地总面积/经营耕地块数/(亩/块)	1.276	1.869
	可灌溉面积比例	年末经营耕地中可灌溉面积占比/%	0.499	0.441
村庄特征	村庄地理位置	村庄到最近乡镇或县城的平均距离/千米 ^⑦	1.602	0.683
地区变量	地区位置	东北=1;东部=2;中部=3;西部=4	2.610	1.093

注:①将“户主年龄”取对数,放入回归方程;②将“人均年末拥有生产性固定资产原值”取对数,放入回归方程;③考虑到在农村,许多老年人即使过了法定劳动年龄仍会参加劳动,因此本文将“15岁以上劳动年龄人口”作为劳动力的代理变量,劳动力比例即“家庭15岁以上劳动年龄人口/家庭总人口”;④包括本地非农就业和外出务工,前者指“在本乡镇内从事非农业劳动时间超过180日”,后者指“外出从业时间超过180日”;⑤农业经营户指家庭经营主业为“种植业”“林业”“畜牧业”或者“渔业”,其余各业均定义为非农业经营户;⑥包括“是否国家干部职工户”“是否乡村干部户”和“是否党员户”,拥有以上三者中任何一种身份,即赋值为1,否则取为0;⑦将“村庄到最近乡镇或县城的平均距离”取对数,放入回归方程。

3. 数据来源

本文数据来自课题组和农业农村部农村固定观察点于2016年6—7月组织的一次大规模农户抽样调查。为使调查结果具有代表性,课题组在事先确定的28个样本省(区、市)内,基于农作物种植品种差异和适当向农业主产区倾斜的原则,依托农村固定观察点调查系统,挑出217个村作为调研村,再根据村布点情况,由基层调查员抽取10~40户固定观察点农户(不包含牧户)进行调研。同时,为了配合本次调查,农业农村部固定观察点办公室开放了2015年28省份常规调查数据供课题组使用。

结合本文研究特点,首先,剔除因村码、户码误填或漏填的问卷;其次,删除北京、天津这两个极具都市农业特色的地区;再次,基于代表性考虑,删除样本不足10户的村样本;从次,剔除变量缺失和数据前后矛盾的样本;最后,考虑到既转入土地又转出土地农户的特殊性,剔除这部分样本。最终得到25省2516户农户数据,这些数据构成了本文计量检验的基础。

4. 农户土地流转高意愿低行为的初步分析

结合农村固定观察点农户问卷,定义年内增加耕地面积——转包入大于0,表示调查年度农户转入了土地;年内减少耕地面积——转包出大于0,表示调查年度农户转出了土地。

由表3可知,在2516户样本农户中,有3.06%的农户在2015年转入了土地,1.47%的农户在2015年转出了土地。与之不同的是,在现行租金水平下,意愿转入土地的农户比例为17.61%,意愿转出土地的农户比例为22.18%,远高于实际进行流转的农户。也就是说,从整体来看,即使接受现行租金水平,仍有约三分之一的农户存在土地流转完全受阻问题。当租金降低50%时,意愿转入土地农户比例增加了66.78%。当租金增加50%时,意愿转出土地农户比例从22.18%增加到47.06%,增加到现行租金水平的2倍多。分地区来看,各地区变化趋势基本相同。东北地区实际转入户比例与意愿转入户比例相对较多,这可能是由于东北地区地势平坦、土壤肥沃,农业生产收益相对较高造

成的。

表 3 显示,在农户土地流转过程中,除存在土地流转完全受阻外,还存在相当数量农户没能流转到意愿数量土地的情况。从整体来看,农户意愿转入的土地面积远高于实际转入面积。现行租金水平下农户意愿转入的土地面积几乎是实际转入土地面积的 14 倍,土地流转数量受阻现象十分严重。当租金水平降低 50% 时,意愿转入面积增加了 64.43%。数据分析发现,农户意愿转入土地的主要原因是认为转入土地能增加收入,但受限于家庭劳动力数量,即使租金水平降低 50%,其意愿转入面积也不会有较大变化。对于转出户来说,其意愿转出面积也远大于实际转出面积,且当租金水平增加 50% 时,农户的意愿转出量将增加到现行租金水平的 2 倍多。数据分析发现,农户没有转出意愿的主要原因是租金太低,因此当租金价格提升 50% 时,农户意愿转出量成倍增加。分地区来看,各地区变化趋势基本相同,且都存在农户难以流转到意愿数量土地的情形,这说明土地流转数量受阻现象严重,土地流转市场亟待改进。

表 3 农户土地流转情况描述性统计

项目	总体	东北	东部	中部	西部
土地流转比例					
实际转入土地的农户占比/%	3.06	5.16	3.82	2.57	1.25
愿意按照现有租金转入土地的农户占比/%	17.61	33.63	11.85	15.56	10.63
愿以现有租金的 1/2 转入土地的农户占比/%	29.37	40.39	24.70	25.49	20.47
实际转出的农户占比/%	1.47	0.71	2.61	1.84	0.78
愿意按照现有租金转出土地的农户占比/%	22.18	14.41	25.10	22.06	22.18
愿以现有租金的 3/2 转出土地的农户占比/%	47.06	48.22	47.99	41.42	52.50
土地流转交易面积					
实际转入的土地面积/亩	885.90	567.70	84.00	216.80	17.40
愿意按照现有租金转入的土地面积/亩	12336.97	7999.30	741.60	2652.27	943.80
愿以现有租金的 1/2 转入的土地面积/亩	20286.96	11751.70	1804.10	4674.36	2056.80
实际转出的土地面积/亩	148.70	69.30	29.80	32.90	16.70
愿意按照现有租金转出的土地面积/亩	3570.11	1405.15	492.90	786.56	885.50
愿以现有租金的 3/2 转出的土地面积/亩	10124.53	5995.26	916.74	1495.53	1717.00

四、实证分析

1. 模型回归结果

表 4 为模型回归结果。首先是本文关注的核心解释变量——村里土地是否确权。是否确权无论是在“完全受阻模型”中还是在“数量受阻模型”中,它都对转入受阻呈负向影响,对转出受阻呈显著正向影响。确权使得农户土地产权安全性提高,进而产生交易成本减少效应和土地租金提升效应。交易成本的减少使得流转契约更容易达成,促使农户流转意愿顺利转化为流转行为。土地产权安全性提高所带来的土地租金提升对流转双方作用方向是相反的,土地租金的提升使得转出户更愿意转出土地,但同时,过高的租金反过来又抑制了转入户转入行为的发生,租金上涨使得流转双方意愿与行为之间的差距都越来越大。综上,两个效应的叠加结果表现为,确权有利于转入户土地流转意愿转化为实际行为,但却抑制了转出户意愿向行为的转化。

与已有研究一致,是否调整过土地在“完全受阻模型”和“数量受阻模型”中,皆对转入受阻呈正向影响,但不显著,对转出受阻呈显著正向影响。调整使得地权的稳定性降低,致使转入户担忧其在土地上的长期投资丧失,转出户担心土地流出后难以收回。简言之,不论是转入户还是转出户都担心流转后的地权没有保障,故对双方土地流转意愿向行为的转化都产生阻碍作用。

村级流转管制对转入受阻呈显著负向影响,对转出受阻呈正向影响,但不显著。村级流转管制使得意愿转出户增加了与村集体协调这一中间环节,增加了交易成本,不利于转出意愿的实现。但对于转入户来说,村集体还可作为中介,减少转入户与众多农户直接对接所产生的交易成本。本文发现,村集体居间协调所减少的交易成本大于其管制所增加的交易成本,故村级流转管制反而能促使转入户顺利转入土地。

表 4 土地流转受阻模型参数估计结果

n = 2516

变量名称	土地转入完全受阻	土地转出完全受阻	土地转入数量受阻	土地转出数量受阻
核心解释变量				
村里土地是否确权	-0.012(0.084)	0.288*** (0.081)	-9.510* (5.359)	2.69** (1.125)
村里是否调整过土地	0.044(0.085)	0.379*** (0.070)	3.555(5.305)	4.548*** (0.997)
村级流转管制	-0.228*** (0.074)	0.109(0.069)	-17.572*** (4.903)	0.896(0.925)
户主特征				
户主性别	0.237(0.177)	-0.168(0.140)	10.513(11.523)	-1.196(1.993)
户主年龄	1.982(5.865)	-10.571** (4.528)	282.124(333.927)	-159.054** (63.855)
户主年龄平方	-0.313(0.750)	1.332** (0.577)	-40.318(42.874)	19.886** (8.171)
户主文化程度	-0.021(0.014)	-0.009(0.012)	-1.821** (0.916)	-0.099(0.174)
家庭特征				
人均资本存量	0.011(0.011)	-0.012(0.010)	1.867*** (0.697)	-0.004(0.140)
人均承包地面积	0.030*** (0.008)	0.006(0.008)	1.469*** (0.456)	0.420** (0.110)
劳动力比例	-0.615*** (0.227)	0.173(0.205)	-47.315*** (14.173)	2.119(2.897)
非农就业人口比例	0.055(0.132)	0.006(0.119)	-0.616(8.391)	0.482(1.680)
老人和小孩比例	-0.652*** (0.174)	0.072(0.135)	-38.146*** (11.946)	0.896(1.936)
家庭经营主业	-0.200* (0.112)	-0.078(0.098)	-11.333(6.905)	-1.575(1.367)
是否党员干部户	0.029(0.081)	0.067(0.072)	6.171(4.957)	0.983(0.993)
农地特征				
地块平均面积	-0.007(0.028)	-0.037* (0.019)	-1.577(1.399)	-0.784*** (0.280)
可灌溉面积比例	0.236** (0.096)	-0.136* (0.075)	14.475** (5.779)	-1.553(1.111)
村庄特征				
村庄地理位置	-0.089(0.055)	-0.017(0.048)	-3.458(3.331)	-0.031(0.631)
地区虚拟变量	是	是	是	是
卡方检验统计量	200.396***	97.733***	257.362***	76.837***
对数似然值	-946.773	-1231.912	-2844.145	-2909.274

注:限于篇幅,省略地区虚拟变量的回归结果。括号内为标准误,*、**和***表示在10%、5%和1%水平下显著。下表同。

户主年龄对转出户呈U型影响,即随着户主年龄增加,土地转出受阻先减少再增加。伴随着户主年龄的增大,其阅历、人脉愈发丰富,更利于转出土地。但其年龄进一步增长,会导致户主难以适应市场发展,此时土地转出将受到限制。从数量受阻模型中可以看出,户主文化程度较高时,转入数量受阻的概率会降低。这与以往研究一致,高学历人才搜集信息能力往往较强,可以促使农户顺利转入意愿数量土地。

由回归结果可知,人均资本存量对农户转入数量受阻呈显著正向影响,人均承包地面积也对转入受阻呈显著正向影响。我国人均承包地面积较小,进而导致户均土地面积远低于土地边际收益下降规模,故当农户人均资本存量越高,且农户承包地面积越大时,农户转入土地进行规模化经营的意愿越强。与之相反,人均资本存量对农户转出数量受阻呈负向影响,但不显著,人均承包地面积对农户转出数量受阻呈显著正向影响。即当农户缺乏农业生产性资产时,农户更愿意转出自身丰富的耕地资源,但意愿转化成实际行为仍面临阻碍。劳动力比例对土地转入受阻呈显著负向影响,这是由于劳动力禀赋越多,其从事农业生产比较优势越显著,转入土地意愿转化成实际行为所受阻碍越小。老人小孩比例对土地转入受阻呈显著负向影响,与工业生产不同,农业生产过程中很多环节都可以由老人完成,因此老人小孩比例的提高更容易促进土地流转行为的发生。家庭经营主业对土地转入完全受阻呈显著负向影响,主业是农业的农户,农业经营经验较为丰富,土地转入行为更容易实现。

地块平均面积对转出受阻呈显著负向影响,对转入受阻也呈负向影响,但不显著。地块平均面积越大表明其地块细碎化程度越低,流通过程中所产生的交易成本也越低,有利于双方流转行为的实现。可灌溉面积比例对转入受阻呈显著正向影响,对转出完全受阻呈显著负向影响。与本文结果类似,张亚丽等^[21]研究发现,农户更倾向于转入条件好的土地。因此耕地质量越好,越利于转出。但想要转入高质量土地,则需要付出更多的搜寻成本,转入意愿转化成行为存在限制。

2. 稳健性检验

为检验研究结论是否存在估计方法依赖性,采用双变量 Probit 和双变量 Tobit 模型来检验产权

安全性与产权认知对土地流转高意愿低行为的影响。由于农户的土地流转行为包括了转入和转出两种,并且这两种行为并不相互独立,都部分取决于农户的个人特点或偏好^[22-23]。因此,借鉴温涛等^[24],本文引入双变量模型。与基准模型相比,双变量模型考虑了农户土地转入与转出之间的相关性,可以避免影响因素识别过程中出现方程联立性问题和样本遗漏问题。

从表 5 的回归结果可以看出,基于双变量模型的估计结果与之前并无本质差异。核心变量村里土地是否确权、村里是否调整过土地、村级流转管制等变量的估计符号与显著性和基准模型相同。符号一致性说明结论并没有因计量方法的不同而发生实质性改变,体现了实证结果的稳健性。

表 5 稳健性检验—更换计量方法

n = 2516

变量名称	土地转入完全受阻	土地转出完全受阻	土地转入数量受阻	土地转出数量受阻
村里土地是否确权	-0.017(0.084)	0.287*** (0.081)	-9.799* (5.341)	2.671** (1.131)
村里是否调整过土地	0.039(0.085)	0.376*** (0.070)	3.483(5.297)	4.541*** (1.004)
村级流转管制	-0.228*** (0.074)	0.108(0.069)	-17.648*** (4.902)	0.893(0.931)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制
卡方检验统计量	290.498***		271.940***	
对数似然值	-2171.040		-5746.093	

注:为节省篇幅,稳健性检验只汇报核心解释变量。

3. 机制检验

为进行机制检验,本文将村中“转出户耕地租赁收入/(转出户承包地面积一年末经营面积)”的均值作为该村租金率,由于实际发生转出行为的农户较少,故表 6 各模型中仅有 378 个样本。又因为本文假设交易成本主要来源于土地调整所带来的制度风险,因此采用“村里是否调整过土地”来衡量交易成本。

由表 6 可知,已经确权且面临租金水平较高的农户更容易遭受土地流转受阻问题。结合前文理论分析,确权使得租金水平升高,进而提高转出户转出意愿,但同时过高的租金水平也会抑制转入户转入行为,两者共同作用阻碍了农户土地流转意愿向行为的转化。另一方面,依据表 7,交易成本的升高阻碍了土地流转。原因在于虽然确权使得农户明确自己拥有土地的承包经营权,但如果农户仍认为所在村庄土地调整的风险较大,确权并没有起到稳定农户预期、降低交易成本的作用。此时,农户土地流转意愿仍难以顺利转化成土地流转行为。

表 6 土地确权、租金率与土地流转受阻

n = 378

变量名称	土地转入完全受阻	土地转出完全受阻	土地转入数量受阻	土地转出数量受阻
是否确权	-9.091* (4.969)	-20.317*** (3.316)	-331.962*** (95.636)	-104.316*** (45.495)
是否确权×租金率	1.494* (0.815)	3.827*** (0.547)	55.310*** (15.795)	18.496** (7.782)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制

表 7 土地确权、交易成本与土地流转受阻

n = 2 516

变量名称	土地转入完全受阻	土地转出完全受阻	土地转入数量受阻	土地转出数量受阻
是否确权	-0.072(0.088)	0.250*** (0.087)	-12.864** (5.559)	2.011* (1.203)
是否确权×交易成本	0.875** (0.417)	0.256(0.221)	45.786** (22.734)	4.851(3.235)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制

五、结论与启示

本文通过构建理论模型,并利用微观调查数据和 Probit/Tobit 方法,就制度环境对土地流转高意愿低行为的影响进行了检验。研究发现:(1)确权的作用效果依赖于各项效应的发挥,通过降低交易成本、提高土地租金,最终表现为促进转入户土地流转意愿转化成实际行为,抑制转出户土地流转意愿转化成实际行为;(2)村里是否调整过土地对流转双方的作用方向是相同的,调整土地通过降低农户对地权稳定性的预期,阻碍了流转双方土地流转意愿转化为实际流转行为;(3)村级流转管制虽然对转出户意愿向行为转化产生了一定的阻碍作用,但其通过发挥居间协调作用显著地促进了转入户土地流转意愿向行为转化。

鉴于土地流转市场中还有很多农户有意愿参与土地流转,但却被排除在土地流转市场之外,本研究对于政府如何进一步改善制度环境从而帮助农户更广泛地参与土地流转市场具有参考价值。首先,需明确确权只是保障土地流转市场发育的基础条件,还要考虑到流转市场的治理结构和运行机制。土地确权可以提高土地产权价值,这一方面有利于增加转出户财产性收入,但另一方面,过高的租金诉求可能会反过来抑制土地流转。因此从长期来看,需结合土地确权工作,因地制宜地建立规范的土地经营权交易市场,构建起有效的流转租金价格形成机制。其次,频繁的土地调整在很大程度上会降低农户地权稳定性预期,阻碍土地流转进程。故而,在确权政策实施过程中应切实维护产权的连续性和稳定性,使土地权利不仅成为农户的基本主张,更能得到社会的普遍认同。最后,村集体的介入不仅可以帮助转入户顺利转入土地,也使得转出户土地流转过程更加复杂。因此,应出台相应措施规范村集体权利义务,突出村集体信息中介作用,明确村集体在土地流转中的定位,完善农户交易权,提高土地流转效率。

参 考 文 献

- [1] LIN J Y. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. American economic review, 1992, 82(1): 34-51.
- [2] 黄季焜, 郜亮亮, 冀县卿, 等. 中国的农地制度、农地流转和农地投资[M]. 上海: 格致出版社, 2012: 107-128.
- [3] 任晓娜. 当前农村土地流转的基本特征和政策建议——基于 19 个省市 4719 份农户的问卷调查[J]. 农业经济, 2016(3): 98-100.
- [4] 沈伟玲. 农村土地流转问题及制约因素探析——基于浙江省台州市的调查[J]. 农村经济与科技, 2015(4): 24-26.
- [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(10): 2082-2093.
- [6] 裴厦, 谢高地, 章予舒. 农地流转中的农民意愿和政府角色——以重庆市江北区统筹城乡改革和发展试验区为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2011(6): 55-60.
- [7] 户艳领, 李丽红, 任宁, 等. 基于二元 Logistic 模型的贫困山区农村土地流转意愿影响因素研究——源于河北省贫困山区县的调研样本[J]. 中国农业资源与区划, 2018(7): 137-143.
- [8] 张梓榆, 王定祥. 农户经营特征分化与农地经营权流转[J]. 现代经济探讨, 2018(1): 114-123.
- [9] 高佳, 宋戈. 产权认知及外部环境对农户土地流转行为影响模型分析[J]. 农业工程学报, 2017(5): 248-256.
- [10] 程令国, 张晔, 刘志彪. 农地确权促进了中国农村土地的流转吗? [J]. 管理世界, 2016(1): 88-98.
- [11] 李金宁, 刘凤芹, 杨婵. 确权、确权方式和农地流转——基于浙江省 522 户农户调查数据的实证检验[J]. 农业技术经济, 2017(12): 14-22.
- [12] 钟文晶, 罗必良. 禀赋效应、产权强度与农地流转抑制——基于广东省的实证分析[J]. 农业经济问题, 2013(3): 6-16.
- [13] 马贤磊, 仇童伟, 钱忠好. 农地产权安全性与农地流转市场的农户参与——基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省(区)调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2015(2): 22-37.
- [14] 胡新艳, 罗必良. 新一轮农地确权与促进流转: 赣证证据[J]. 改革, 2016(4): 85-94.
- [15] JIN S, DEININGER K. Land rental markets in the process of rural structural transformation: productivity and equity impacts from China[J]. Journal of comparative economics, 2009, 37(4): 629-646.
- [16] 郜亮亮, 黄季焜, 冀县卿. 村级流转管制对农地流转的影响及其变迁[J]. 中国农村经济, 2014(12): 18-29.
- [17] CARTER M R, YAO Y. Local versus global separability in agricultural household models: the factor price equalization effect of land transfer rights[J]. American journal of agricultural economics, 2002, 84(3): 702-715.
- [18] DEININGER K, JIN S, NAGARAJAN H K. Efficiency and equity impacts of rural land rental restrictions: evidence from India [J]. European economic review, 2008, 52(5): 892-918.
- [19] 埃格特森. 经济行为与制度[M]. 北京: 商务印书馆, 2004: 35-57.
- [20] Ma X, HEERINK N, IERLAND E, et al. Land tenure insecurity and rural-urban migration in rural China[J]. Papers in regional science, 2016, 95(2): 383-406.
- [21] 张亚丽, 白云丽, 辛良杰. 耕地质量与土地流转行为关系研究[J]. 资源科学, 2019(6): 1102-1110.
- [22] RAHMAN S. Determinants of agricultural land rental market transactions in Bangladesh[J]. Land use policy, 2010, 27(3): 957-964.
- [23] 李庆海, 李锐, 王兆华. 农户土地租赁行为及其福利效果[J]. 经济学(季刊), 2012(1): 269-288.
- [24] 温涛, 张梓榆, 王定祥. 城乡工资水平差距与农地流转[J]. 农业技术经济, 2017(2): 4-14.

(责任编辑: 陈万红)