

互联网使用有助于农地长期转出吗?

王杰, 蔡志坚*, 秦希

(南京林业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210037)

摘要: 采用 Probit 和工具变量法, 利用中国家庭金融调查 (CHFS) 2015 年调查数据, 实证检验互联网使用与农地转出期限的关系及其影响机制。研究表明: 互联网使用显著促进农户长期转出农地, 处理内生性问题后得到一致的结果; 互联网使用促进农地长期转出的路径有二种, 一是互联网使用通过降低转出户非农就业的失业风险来促进农地长期转出, 二是降低因转入方违约行为导致的农地流转违约风险来促进农地长期转出; 互联网使用对农地长期转出影响具有异质性, 受教育程度越高的农户在使用互联网后, 其选择农地长期转出的可能性会相对更高。结合当前农户在农地流转期限决策中面临有效信息缺乏的现实, 丰富并完善互联网相关专业平台的信息提供, 并加强平台服务宣传以吸引、服务更多农户; 提高低教育程度农户互联网信息获取能力, 使其有效信息获取渠道从线下拓展为线下+线上。

关键词: 农地流转; 风险决策; 契约期限; 信息化; 非农就业

中图分类号: F323.3; F321.1

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2022)01-0044-11

Does Internet use help transfer out of agricultural land in the long term?

WANG Jie, CAI Zhijian*, QIN Xi

(College of Economics and Management, Nanjing Forestry University, Nanjing 210037, China)

Abstract: Using Probit and Instrumental Variable Methods, the relationship between Internet use and the duration of farmland switching out and its influence mechanism were empirically examined based on the China Household Finance Survey (CHFS) 2015 survey data. The findings show that: Internet use significantly promotes long-term transfer out of farmland by farmers, and consistent results are obtained after dealing with endogeneity; there are two paths for the use of the Internet to promote long-term transfer of agricultural land. The use of the Internet promotes long-term transfer of agricultural land by reducing the risk of unemployment in non-agricultural employment of transferring households and reducing the risk of default in the transfer of agricultural land due to the default of transferring parties; the impact of Internet use on long-term transfer out of farmland The impact of Internet use on long-term farmland transfer is heterogeneous, and the more educated farmers are, the more likely they will choose long-term farmland transfer after using the Internet. Combining with the current reality that farmers face a lack of effective information in the decision making of farmland transfer period, we enrich and improve the information provided by the Internet-related professional platforms, and strengthen the publicity of platform services to attract and serve more farmers; improve the Internet information access ability of farmers with low education level, and expand their effective information access channels from offline to offline + online.

Keywords: farmland transfer; risk decision; contract term; information technology; non-farm employment

一、问题的提出

土地是农业生产最为核心的约束性资源, 其对于我国农业的重要性不言而喻。然而, 传统高投入和高消耗的农业发展模式导致土地质量劣变问题日趋严重, 激发农业经营主体对土地的长期生产性投资成为推动农业高质量发展的必然要求^[1]。契约

收稿日期: 2021-12-03

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金项目 (17YJA790004); 江苏高校哲学社会科学研究重点项目 (2018 SJZDI099)

作者简介: 王杰 (1995—), 男, 安徽池州人, 博士研究生, 主要研究方向为土地问题与政策研究。*为通信作者。

理论认为, 契约稳定性对经济主体的专用性投资行为至关重要, 尤其是契约的期限性特征^①, 长期稳定的农地契约会激励经营者进行长期性投资^[2,3]。但从现实来看, 我国农地经营权流转市场却呈现出流转短期化特征^[4], 这意味着当前农地流转市场中短期化农地经营权供给无法满足农业高质量发展对长期流转的需求, 农地经营者可能会因短期化的契约失去土地长期性投资的动力。一般而言, 契约达成由交易双方谈判实现, 但在大部分情况下, 转出方对农地经营权具有“产权身份垄断”和“产权地理垄断”优势, 农地经营权对承包权的天然依附使得占有承包权的转出方在流转期限上起着决定性作用^[5], 为何这么多的转出户选择短期转出呢? 农地流转实为转出方与转入方的一场交易, 交易的信息完备性和对称性将导致不同契约安排, 由此农地流转契约期限的安排可视为可获取信息的函数^[6]。农村发展的一个趋势表现为: 农村基础设施条件改善, 尤其是以互联网为代表的信息技术逐步普及^②, 互联网通过信息可得性和流动性的提高显著改变农户的信息获取方式与内容^[7]。循此逻辑, 转出户对互联网的使用是否会影响其选择农地转出期限呢? 如果是, 那么农村社会信息化的发展趋势可能会改善农地经营权流转短期化这一现实问题, 从而促进经营者的土地长期性投资。

已有文献对农地流转期限的影响因素开展了较多研究。一方面, 农户在劳动力市场的要素配置会影响农地流转期限。农地对农户而言, 承担着重要生计保障功能^[8]。因面临劳动力市场的不确定性, 农户倾向短期转出农地以便随时返回农业生产^[9,10], 农户人力资本比较丰富有利于缓解劳动力市场的不确定从而挤出农地保障效应, 促进农户对长期流转的选择^[11,12]。另一方面, 农户在农地流转市场的参与也会影响农地流转期限。信任机制是影响契约安排的重要因素, 不同农地交易对象隐含着不同的信任机制, 关系信任机制下, 农户倾向于缔结短期流转, 但在商业信任机制下更可能选择长期流转^[13]。与此同时, 农地交易对象之间关联博弈强度越高, 农户选择农地短期流转的可能性更高^[14]。农地质量、农地租金与契约期限存在相互匹配的关系, 如高农地质量通常匹配高农地租金和长期农地流转^[15,16]。农户在农地流转市场交易中对农地控制权偏好会

抑制长期流转的形成^[14,17]。就契约本身来看, 交易费用和契约不完全是引致合约风险的根源, 完善农地交易契约条款能降低合约风险促进农户对长期流转的选择^[13]。而从互联网使用与农地流转的关系来看, 已有研究表明互联网对农地经营权流转具有一定的促进作用^[18], 互联网农业信息获取有助于农户的土地转出^[19], 但并未从契约角度考虑农地经营权流转的期限问题。基于上述文献发现: 第一, 已有研究侧重从单一劳动力市场或农地流转市场角度展开, 忽视了农户的农地流转期限决策是服从家庭收益最大化目标, 而这一目标的实现依赖农户对劳动力市场和农地流转市场权衡后的生产要素(人和地)配置, 从同时考虑农户参与两个市场的视角展开研究可能有助于更科学地解释农户对农地流转期限的选择行为。第二, 已有研究较多分析互联网使用与农地流转行为的影响, 并未考虑农地流转的期限性特征, 契约期限性特征与农地长期性投资直接相关, 在农村社会信息化趋势下, 分析互联网使用与农地流转期限的关系有助于促进经营者对土地的长期性投资, 进而改善土地质量劣化问题。

综上所述, 本文将利用中国家庭金融调查数据(CHFS), 从转出户视角分析互联网使用与农地流转期限的关系, 并分析互联网对农地流转期限的影响机制, 探索农村社会信息化的发展趋势能否改善农地经营权流转短期化这一现实问题。

二、理论分析与研究假设

农户在签订流转契约时面临两种不确定性, 一是对未来的自然状态不确定, 二是无法缔结可应对各种不确定性情景的完全契约, 因此, 农地流转期限选择实为一种风险决策^[2,5]。前文提及, 契约安排可视为可获取信息的函数, 而契约安排的本质是交易主体的决策过程, 因此, 农户在农地流转期限上的风险决策过程同样可视为信息获取的函数^[6]。由于农户非农就业的工资性收入、与农地经营有关的经营性收入及与农地流转有关的财产性收入^③都与农地流转相关, 作为寻求家庭收益最大化的理性个体, 转出户在外出就业时会把农地出租给其他经营者, 其目的一是为获得土地租金, 二是希望通过其他经营者来维护农地可耕作性。但在农地出租时, 由于信息不对称, 转出户可能面临因转入方采取掠

夺式经营导致土地地力过度消耗等违约行为^[5]。因此,转出户在选择农地流转期限时,不仅需要考虑到在劳动力市场中可能面临的失业风险,还需要考虑转入方在农地流转履行中可能存在的风险。

1. 农户考虑流转期限的土地转出风险决策分析

借鉴徐珍源等的成果对农地转出户的风险决策进行分析^[11]。假设转出农地的流转期限分长期与短期两种,当农户选择长期转出后将失去灵活收回农地的选择权。农户决策面临两类风险,一是农地转出中可能因转入方违约行为导致的流转违约风险 $\sigma(w, t)$,假设 $\sigma(w, t)$ 是信息获取 w 和自然时间 t 的函数,且 $\partial\sigma/\partial w < 0$;二是劳动力转移后在非农业就业市场中可能面临的失业风险 $\theta(w, t)$,假设 $\theta(w, t)$ 是信息获取 w 和自然时间 t 的函数,且 $\partial\theta/\partial w < 0$ 。农户的收益来源有三个,分别为农户劳动力转移后获得的非农就业年收益(P_1)、在家务农所获得的农业经营年收益(P_2)和农地转出后得到的年租金收益(R),长期和短期租金分别为 R_l 和 R_s 。成本项有两个,一个是因失业风险而发生的潜在损失,用 $P_1\theta(w, t)$ 表示;另一个是因流转违约风险而发生的潜在损失,用 $P_2\sigma(w, t)$ 表示,假设 C 为转入方发生违约行为对转出户造成的损失。

转出户选择长期流转时的成本收益。农户转出农地后,从收益看,因长期流转的不可逆性,契约到期前农户无权随时收回转出农地,因此在流转期限内无法获得农业经营收益,但可获得农地租金收益,同时可获得非农就业收益。从成本看,农户同时面临因流转违约风险和失业风险造成的潜在损失,具体可用下式表示:

$$Y_l = P_1 T_l + T_l R_l - [P_1 \sum_{t=1}^{T_l} \theta(w, t) + P_2 \sum_{t=1}^{T_l} \sigma(w, t)] \quad (1)$$

公式(1)中, Y_l 为农户在流转期限 T_l 年内的净收益, $P_1 T_l$ 为非农就业总收益, $T_l R_l$ 为农地流转租金总收益, $P_1 \sum_{t=1}^{T_l} \theta(w, t)$ 表示因失业风险可能造成的潜在损失, $P_2 \sum_{t=1}^{T_l} \sigma(w, t)$ 表示因转入方违约可能给农户造成的潜在损失。

转出户选择短期流转时的成本收益。为了使长期和短期流转期限的成本收益可比较,在此把短期流转和长期流转放入同一时间尺度内(即 T_l),在 T_l 内可进行一次长期流转,也可进行多次短期流转。由于短期流转具有可逆性,农户在失业后可随时收

回农地从事农业生产经营,但农户是否会收回农地,取决于失业风险 θ ,因此农地转出期限内的收益为非农就业、短期流转租金和农业经营的期望收益。同时,在转出农地后,农户面临违约风险造成的潜在损失。具体的成本收益可用下式表示:

$$Y_s = P_1 \sum_{t=1}^{T_l} [1 - \theta(w, t)] + P_2 \sum_{t=1}^{T_l} \theta(w, t) + R_s \sum_{t=1}^{T_l} [1 - \theta(w, t)] - P_2 \sum_{t=1}^{T_l} [1 - \theta(w, t)] \sigma(w, t) \quad (2)$$

公式(2)中, Y_s 为农户在选择短期流转时的净收益, $P_1 \sum_{t=1}^{T_l} [1 - \theta(w, t)]$ 与 $P_2 \sum_{t=1}^{T_l} \theta(w, t)$ 分别表示农户在 T_l 年内的非农就业与农业生产经营的期望收益。当农户非农就业时,农地处于出租状态,那么会产生期望租金收益 $R_s \sum_{t=1}^{T_l} [1 - \theta(w, t)]$ 。另外, $P_2 \sum_{t=1}^{T_l} [1 - \theta(w, t)] \sigma(w, t)$ 表示因转入方可能的违约行为造成的潜在损失。

长期流转与短期流转的收益比较与选择。比较短期流转收益 Y_s 与长期流转收益 Y_l ,其结果表示如下:

$$Y_s - Y_l = (P_2 - R_s) \sum_{t=1}^{T_l} \theta(w, t) + P_2 \sum_{t=1}^{T_l} \theta(w, t) \sigma(w, t) - (R_l - R_s) T_l \quad (3)$$

公式(3)右端为收益比较的结果。当结果大于0时,转出户会选择短期流转,反之,选择长期流转。由于右边第一项 $(P_2 - R_s) \geq 0$,第二项 $P_2 > 0$,风险函数 $\theta, \sigma \in [0, 1]$,租金与时间 T_l 为常数,即当可获取信息 w 增加时,农户所面临的失业风险 θ 和违约风险 σ 都会降低,并使农户选择长期流转的可能性增加。

2. 互联网使用对农地长期转出影响的假设

基于上述分析结果,从非农就业失业风险和违约风险两条影响路径进行剖析。具体分析如下:

一是通过降低转出户非农就业中的失业风险达成。首先,互联网使用可以拓宽就业信息获取渠道,降低转出户在劳动力市场的信息搜寻成本,加强信息对称性^[20],如在就业前农户可通过互联网就业平台了解就业岗位信息,提高自身与岗位的匹配度^[21],即使失业也可通过互联网提高快速再就业的可能性,加强受雇就业的连续性和稳定性^[22]。其次,互联网可以提供大量有利于提升能力的信息,为农户学习新技能和积累新知识创造了有利的条件,农户通过互联网学习可以提升人力资本^[23,24],互联网所附载的即时通信功能也加快了多方信息获取速度,这都有助于提高农户在劳动力市场的竞争力和工作效率从而增强受雇就业的稳定性^[19],也能提高

机会型自我雇工创业概率和就业质量^[25,26],降低转出户失业的可能性。

二是通过降低因转入方违约行为导致的违约风险达成。首先,农地流转契约签订前,互联网可以帮助农户通过农地流转交易平台,如土流网、土地资源网等获取农地流转交易信息并匹配到合适的转出对象;还可帮助农户获取农地流转相关法律、政策等方面信息,如了解转入方在土地转入后可能发生哪些违约行为,如何预先在合同中约定相应的违约惩罚条款或补偿条款(如对掠夺式经营等行为进行规范的条款界定),以降低因不完全合约所致的风险^[12],而现实中正是不规范的农地流转引发了诸多违约行为从而诱发纠纷^[27]。其次,村庄熟人社会资本积累主要依赖于社会主体间的信息交换,互联网作为信息获取渠道可减少信息交换费用,增加信息交换频率,促进农户社会资本的积累^[18,28]。在熟人社会中,社会资本有利于事后传递农地流转相关的信息^[16],监督转入方的契约执行,从而缓解签约后的信息不对称性,间接地降低了农地流转的违约风险^[29,30]。

总之,互联网使用不仅可能拓宽信息获取渠道,而且有助于在更短时间内获取更多有效信息(通过频繁的手机通话、微信沟通等),即互联网使用可有效增加农户决策中所需信息。根据前文理论推导,由于 $\sigma(w,t)$ 是信息获取 w 和时间 t 的函数,且 $\partial\sigma/\partial w < 0$,因此,当农户土地流转决策中的信息 w 增加时,其面临的因转入方违约行为导致的违约风险 σ 便会降低。同理,农户所面临的失业风险 θ 也会降低。由此,根据公式(3),本文可提出如下两个假设:

假设 1: 互联网使用会促进转出户选择农地长期转出。

假设 2: 互联网使用促进转出户农地长期转出选择的作用路径有两个:一是通过降低转出户非农就业中的失业风险达成,二是通过降低因转入方违约行为导致的违约风险达成。

三、数据与实证方法

1. 数据介绍

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心的“中国家庭金融调查”(China

Household Finance Survey,简称 CHFS)在 2015 年开展的第三轮调查数据。调查样本覆盖全国 29 个省(区、市)、363 个县、1 439 个社区(村),共获得 40 000 多户样本家庭的家庭资产与负债、收入与消费、人口特征与就业、社会保障与保险、代际转移支付等各个方面的相关信息,能全面且详细地反映中国家庭金融的状况,刻画家庭经济、金融行为,为本文研究提供有效的数据支撑。由于农地流转决策实际是转出户家庭通过协商后的家庭决策结果,因此,本文从家庭层面对互联网与农地转出期限关系进行研究。又因为农地流转市场的土地供给方包括拥有土地承包权的农村家庭和城镇家庭,从土地权属来看,二类家庭并无差异,借鉴何欣等的做法,把样本限定至拥有土地承包权的“承包权家庭”,并把这类家庭定义为农户^[31]。剔除异常值、无效数据,匹配变量,最终样本确定为 CHFS 2015 中接受调查的 2 168 个农户家庭,样本覆盖全国 29 个省份,172 个区县,总体上具有一定代表性。

2. 变量描述

(1) 农地转出期限。农地转出期限为本文被解释变量,根据问卷中的问题“转出的期限是?”进行定义^④。《2019 年中华人民共和国农村土地承包法》提出“土地经营权流转期限为 5 年以上,当事人可申请土地经营权登记”,而这一规定与长期契约的假设相符合(即农户选择长期转出后,将失去灵活收回农地的选择权)。因此,以样本中约定期限 5 年为临界值,将 5 年以内定义为短期转出,取值为 0,5 年及以上则视为长期转出,取值为 1,并把样本中不约定期限的流转定义为短期转出,理由如下:短期或不约定期限流转与长期流转的主要区别是长期流转的转出户将失去下一年选择收回转出土地的权利,短期流转和不约定期限的流转在选择权上具有相同性质。这一做法与以往研究也保持一致^[5]。

(2) 互联网使用行为。农户是否使用互联网为本文的核心解释变量。在 CHFS 2015 中并无专门针对家庭或个人互联网使用的调查,按照中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的《中国互联网络发展状况统计报告》对互联网络接入设备的分类,使用互联网就是电脑宽带上网和手机上网,本文把 CHFS 2015 中“家庭是否拥有电脑”或“是否使用智能手机”衡量农户的互联网使用情况^⑤,如果回答均为

否,则互联网使用取值为0,否则为1。表1展示了使用互联网与没有使用互联网的农户在农地转出期限的均值比较,并进行了因果推断前的相关性分析,结果反映,使用互联网的农户长期转出农地的比例比不使用互联网的农户高约6.5%,Pearson相关性分析结果显示,农户互联网使用行为与农地转出期限之间有着显著的相关性。初步判断,互联网使用行为与农地转出期限之间有着正相关关系。

表1 使用和不使用互联网农户的农地转出期限状况比较

	使用互联网	不使用互联网	Pearson 相关性
农地长期转出	31.0%	24.5%	0.0719***
农地短期转出	69.0%	75.5%	

注:***表示在1%的统计水平上显著。Pearson相关性分析的比对象是农地转出期限与互联网使用行为。

(3)控制变量。本文参照已有文献控制变量的选取方式^[32,33],分别从户主层面特征、家庭层面特征、农地流转特征、地区层面特征4个层面设置控制变量以缓解估计偏差问题。户主层面控制变量包括:户主年龄、户主受教育程度、户主健康程度及户主性别4个变量。从既有文献来看,户主年龄与农地依赖性和风险规避程度有很大关系,户主年龄越大越可能选择短期流转;户主受教育程度和健康程度都反映其人力资本水平,理论上,受教育程度高或健康程度高的户主在非农部门就业越稳定,选择长期流转可能性更高;由于不同性别的劳动者劳动能力有差异,在当前以性别分工为基础的家庭分工下,男性户主倾向外出务工,他们相比女性户主倾向于长期流转。家庭层面控制变量包括:劳动力禀赋、家庭人均收入、家庭规模、家庭养老或失业保险情况、劳动力平均受教育程度、劳动力平均健康程度等6个变量。家庭劳动力禀赋意味着劳动

力要素占有量,家庭规模反映家庭消费需求,劳动力禀赋越高则反映家庭在非农业部门或农业部门的生产能力越强,家庭规模越大,家庭成员需要提供更多劳动或寻找能提供更高单位劳动报酬的部门,但家庭分工的存在可能使得家庭部分劳动力继续从事农业生产,因此劳动力禀赋和家庭规模对农地流转期限的影响尚不确定,有待进一步检验;能维持收入较高水平的家庭本身有更大概率在非农部门获得更多劳动报酬和更稳定的非农就业,因此可能选择长期流转;缺乏养老保险和失业保险是阻碍转入方获得长期农地经营权的最主要因素,那么参与养老保险和失业保险的家庭可能更倾向于选择长期流转;劳动力平均教育程度与健康程度都反映家庭的平均人力资本,当人力资本较高时,在非农就业领域能获得更稳定长期的工作,从而降低农户对农地保障功能的依赖性,使得转出户选择长期流转。农地流转特征包含流转租金、流转对象、流转用途和流转面积4个变量。根据以往文献,当流转租金越高时,农地流转收益越高,农户可能倾向于长期租出农地;不同流转对象暗含着不同的信任机制,当流转对象为本村人时,农户可能缔结短期流转;流转用途反映生产经营周期,当用途为种植粮食作物时,相对于经济作物等其他用途,流转期限可能会偏短;流转面积体现了农户离农的程度,转出面积越大反映农户对土地依附程度越低,因此选择长期流转的可能性更大;地区层面控制变量包括:东部、中部及西部地区,不同地区间存在难以观测的系统性差异,亦能对农地转出期限产生一定影响,需控制地区效应。表2给出了所有变量的描述性统计结果。

表2 变量的描述性统计特征

变量名称	定义	观测值	均值	标准差
农地转出期限	以5年为长短界限,1=长期,0=短期	2168	0.280	0.449
互联网使用	1=使用;0=不使用	2168	0.541	0.498
家庭劳动力禀赋	实际有工作的家庭成员数量	2168	2.030	1.407
家庭人均收入	单位:元,取对数	2168	6.467	4.035
家庭规模	家庭成员数量	2168	3.698	1.761
是否有养老或失业保险	1=是;0=否	2168	0.798	0.402
劳动力平均文化程度	共分9个等级,其中1表示没上过学,9表示博士研究生	2168	2.690	1.629
劳动力平均健康程度	共分5个等级,其中1表示非常好,5表示不严重	2168	2.043	1.148
户主性别	1=男性;0=女性	2168	0.820	0.385
户主年龄	单位:岁	2168	53.495	13.812

表 2 (续)

变量名称	定义	观测值	均值	标准差
户主文化程度	共分 9 个等级, 其中 1 表示没上过学, 9 表示博士研究生	2 168	2.803	1.261
户主健康程度	共分 5 个等级, 其中 1 表示非常好, 5 表示不严重	2 168	2.728	1.008
农地流转租金	农地流转的租金收入, 单位: 元/亩, 取对数	2 168	4.120	2.969
农地转出对象	转出对象分为村内人员或村外人员, 村内人员=1, 村外人员=0	2 168	0.710	0.454
农地转出用途	转出用途分为粮食种植、经济作物种植等, 粮食种植=1, 其他=0	2 168	0.672	0.470
农地转出面积	转出经营权的农地面积, 单位: 亩	2 168	4.948	7.344
中部地区	1=是; 0=否	2 168	0.308	0.462
西部地区	1=是; 0=否	2 168	0.244	0.429
其他地区(东部)	地区对照组, 1=是; 0=否	2 168	0.448	0.497

3. 实证方法

(1) Probit 模型。为分析互联网使用对样本家庭农地转出期限的影响, 设定如 (4) 式的农地流转期限选择方程:

$$Pr ob(Y_{1i} = 1 | Net_i, X_i) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 Net_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i) \quad (4)$$

在 (4) 式中, Y_{1i} 为二值虚拟变量, 当 $Y_{1i} = 1$ 时, 表示第 i 个样本家庭选择长期流转, 当 $Y_{1i} = 0$ 时, 表示第 i 个样本家庭选择短期流转; Net_i 也为虚拟变量, $Net_i = 1$ 表示第 i 个样本家庭使用互联网, $Net_i = 0$ 表示第 i 个样本家庭不使用互联网; X_i 为户主、家庭和地区特征控制变量, 具体如表 1 所示; ε_i 表示包含不可观测因素的随机误差项。

(2) 内生性处理: CMP 估计方法。互联网使用行为作为一种个人决策, 可能会因反向因果、遗漏变量或测量误差等而存在潜在的内生性问题, 从而导致因果识别中的估计偏差。针对内生性问题, 通常的做法是引入工具变量法进行处理。但潜在的内生解释变量即互联网使用行为是二元选择变量, 由于 IVProbit 通常用于解决内生解释变量为连续型变量问题, 使用 IVProbit 无法验证和缓解本文所面临的内生性问题, 因此引入由 Roodman 所提出的条件混合估计方法 (简称 CMP) 以验证和处理内生性问题, 条件混合估计以似不相关回归为基础, 通过构建递归方程组实现两阶段回归模型的极大似然估计^[34]。

工具变量选择需满足两个条件, 一是与内生解释变量的高度相关性, 二是严格的外生性。本文在多次尝试不同工具变量的基础上, 最终选取除受访者外同一村庄内其他受访者的互联网使用率作为受访者互联网使用的工具变量。理由如下: 在同一村庄内部, 个体的互联网使用行为受到同村其他人

互联网使用率的影响, 二者具有很强的相关性; 同时, 其他人的互联网使用率与单个农户的农地转出期限选择并不直接相关, 因而满足外生性条件。

四、实证结果与分析

1. 互联网使用对农地转出期限影响的基准回归模型运行的前提是解释变量之间不存在严格或近似多重共线性, 一旦出现多重共线性, 意味着解释变量的系数估计将变得不准确, 因此, 本文使用 Stata 计算 VIF 值, 得到 mean VIF 值均小于 2, 故不存在近似多重共线性问题。

表 3 是互联网使用对农地转出期限影响的基准回归结果, 汇报结果为 Probit 模型下系数的边际效应。列 (1) 仅加入互联网使用和户主层面的控制变量, 结果显示, 相对不使用互联网, 使用互联网的农户选择农地长期流转的可能性增加了 8.67%。列 (2) 加入了家庭层面的控制变量, 列 (3) 在此基础上加入契约特征和地区层面的控制变量, 依次增加控制变量并不改变互联网使用的显著性, 反映模型具有一定稳健性。列 (3) 结果显示, 互联网使用在 1% 统计水平上显著正向地影响着农地流转期限, 且在加入控制变量后, 相对于不使用互联网的农户, 使用互联网的农户选择长期流转的可能性增加了 6%。基于此, 假设 1 得到初步验证。

控制变量的回归结果与前文分析基本保持一致, 从列 (3) 回归结果来看, 户主性别在 1% 统计水平上显著促进了转出户对长期流转的选择, 即当户主为男性时, 农户更倾向长期流出农地。户主年龄的估计系数显著为正, 表明当户主年龄逐渐增长后, 农户选择长期流转的可能性更高。从家庭层面来看, 家庭人均收入在 1% 统计水平上对农地流转期限有正向影响, 与预期结果一致, 这反映了家庭

收入的提升能促进家庭在农地流转中对长期流转的选择。劳动力禀赋、家庭规模、家庭成员是否有养老或失业保险及家庭人力资本等的回归系数均不显著。从契约特征来看,除了转出面积外,其余3个变量结果与预期一致。其中,农地流转租金在1%统计水平上显著地促进农地长期流转的选择,反映了租金的提高确有延长期限的作用;当转出对象为村内人员时,农地流转期限显著短于转出对象为村外人员的流转期限;转出用途为粮食种植时,农地流转期限显著短于其他用途的流转期限。从地区层面来看,相对于东部地区,位于西部地区的家庭选择长期流转的可能性更大。

表3 互联网使用影响农地转出期限的基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.0867*** (0.0226)	0.0887*** (0.0234)	0.0640*** (0.0222)
户主性别	0.0962*** (0.0262)	0.0862*** (0.0265)	0.0500** (0.0255)
户主年龄	0.0026*** (0.00087)	0.0030*** (0.00091)	0.0023*** (0.00085)
户主文化程度	0.0073 (0.0086)	0.0126 (0.0102)	0.0114 (0.0097)
户主健康程度	-0.0092 (0.0101)	-0.0159* (0.0114)	-0.0114 (0.0108)
家庭劳动力禀赋		0.0048 (0.0109)	0.0021 (0.0103)
家庭人均收入		0.0073*** (0.0028)	0.0075*** (0.0026)
家庭规模		-0.0067 (0.0078)	-0.0033 (0.0074)
是否有养老或失业保险		0.0327 (0.0246)	0.0019 (0.0231)
劳动力平均文化程度		-0.0142 (0.0098)	-0.0111 (0.0093)
劳动力平均身体状况		0.0163 (0.0118)	0.0079 (0.0111)
农地流转租金			0.0208*** (0.0035)
农地转出对象			-0.1764*** (0.0198)
农地转出用途			-0.0661*** (0.0204)
农地转出面积			0.0016 (0.0012)
中部地区			-0.0243 (0.0229)
西部地区			0.0995*** (0.0228)
Wald chi2	33.52***	47.69***	272.38***
观测值	2168	2168	2168

注:表中系数为变量的平均边际效应,括号内数字为系数的稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。下同。

2. 内生性讨论

互联网使用行为作为一种个人决策,可能会因反向因果、遗漏变量或测量误差等而存在潜在的内生性问题。为解决本文可能存在的内生性问题,使

用“同一村庄内其他受访者的互联网使用率”作为工具变量,使用CMP估计方法,估计结果见表4。CMP估计属于两阶段估计,因此对其估计结果的解读需要分为两个步骤,第一步是估计被选择的工具变量与内生解释变量的相关性,若工具变量的影响系数显著则认为是符合相关性条件的工具变量;第二步是把结果带入基准模型回归,通过内生性检验参数(即Atanhrho_12)的显著性水平判断解释变量的外生性,倘若该参数显著不等于0,那么可判断解释变量是内生的,CMP估计结果更可信,否则解释变量是外生的,基准回归结果更可信。表4列出了CMP估计的边际效应,由表4可知,CMP估计第一阶段给出的结果是同一村庄内其他受访者的互联网使用率在1%统计水平上与互联网使用高度相关,可以认为选择的工具变量符合相关性条件;CMP估计第二阶段结果内生性检验参数显著不等于0,即互联网使用与被解释变量之间存在互为因果等内生性问题,此时CMP方法估计结果更可信。互联网使用在1%统计水平上显著促进农户选择长期转出农地,且系数比基准回归结果高约3倍,表明内生性问题可能导致互联网使用的边际效应被低估了,假设1得到了进一步检验。

表4 互联网使用影响农地转出期限的CMP估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.2058*** (0.0525)	0.2059*** (0.0554)	0.1810*** (0.0551)
工具变量	0.2046*** (0.0312)	0.1736*** (0.0301)	0.1458*** (0.0305)
Atanhrho_12	-0.2520*** (0.1141)	-0.2438** (0.1191)	-0.2738*** (0.1270)
户主控制变量	是	是	是
家庭控制变量		是	是
契约控制变量			是
地区控制变量			是
Wald chi2	413.46***	521.48***	716.39***
观测值	1641	1641	1641

注:2015年CHFS并未公开村庄信息,本文从2017年CHFS往回匹配2015年的样本,但存在部分未被追踪调查的样本没有村庄信息,因此这部分样本被舍弃,内生性处理的样本略少于基准回归的样本。

3. 稳健性检验

(1)调整被解释变量。首先,考虑到未来农业发展可能会产生更长期农地流转的需求,将被解释变量以5年为流转期限长短的界限延长至10年,并使用Probit模型估计。其次,将二分类被解释变量调整为连续型变量,并剔除了不定期流转的样本,使用OLS模型估计,结果见表5。与不使用互联网

的农户相比较，使用互联网的农户至少在 5% 统计水平上提高了选择 10 年以上流转期限的可能性，互联网使用的边际效应为 4%，虽比基准回归结果略有降低，但仍然显著地正向影响着农地流转期限选择。从连续型变量的估计结果来看，互联网使用在 1% 统计水平上显著正向影响农地流转期限。对比基准回归结果，两种调整被解释变量方式的回归系数显著性和方向与基准回归保持一致，在一定程度上验证了模型的稳健性。

表 5 调整被解释变量后的估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit	OLS	OLS
互联网使用	0.0590*** (0.0197)	0.0435** (0.0187)	1.2507*** (0.3527)	0.9508*** (0.3444)
户主控制变量	是	是	是	是
家庭控制变量	是	是	是	是
契约控制变量		是		是
地区控制变量		是		是
Wald chi2/F 值	33.02***	219.58***	2.95***	13.38***
观测值	2168	2168	1376	1376

(2) 倾向得分匹配。数据、变量等的限制可能导致所能观测到的农户互联网使用行为并不满足随机抽样的要求，即使用互联网和不使用互联网的农户之间本身就存在很大差异，所观测到互联网使用与农地转出期限之间的关系受其他因素的干扰，从而产生样本选择性偏差问题。即使前文的 CMP 估计结果显示互联网使用可能不存在遗漏变量或互为因果等内生性问题，但由于工具变量选择偏差亦可能造成不被观测到的内生性问题。基于此，为了纠正存在的选择性偏差及不可观察的内生性问题，使用倾向得分匹配方法 (PSM) 构建反事实框架，通过匹配和分析使用互联网的家庭 (处理组) 和不使用互联网的家庭 (对照组) 得到互联网使用的平均处理效应。具体结果见表 6，在 4 种不同的

表 6 倾向得分匹配结果

	K 近邻匹配	半径匹配	核匹配	局部线性匹配
	平均处理效应 (ATT)	0.0688** (0.0321)	0.0645** (0.0322)	0.0635** (0.0291)
户主控制变量	是	是	是	是
家庭控制变量	是	是	是	是
地区控制变量	是	是	是	是
契约控制变量	是	是	是	是
处理组观测值	1137	1140	1160	1160
对照组观测值	961	948	948	948

匹配方式下，互联网使用对农地流转期限呈显著正向影响，且平均处理效应 (ATT) 接近 0.06~0.07，即相对不使用互联网的家庭，使用互联网的家庭选择长期流转的概率增加了近 6%~7%，这一结果与基准回归保持高度的一致性。基于以上的稳健性检验，可以认为基准回归结果是稳健可信的，假设 1 得到了验证。

4. 异质性分析

互联网是信息技术的进步，具有明显技术偏向型的特征，不同受教育程度的家庭对互联网使用的程度和效果可能存在差异。因此，本文分不同受教育程度的样本进行分样本回归，分析教育程度的异质性对互联网使用效果产生的差异性影响。考虑到农地流转行为是家庭层面决策，故把家庭成员的受教育程度均值作为分样本的依据 (即家庭总体的受教育水平)，并将受教育程度分为低教育程度 (小学及以下)、中教育程度 (初中)、高教育程度 (高中及以上)。表 7 汇报了在不同受教育程度下互联网使用对农地流转期限影响的回归结果。结果显示高教育程度组互联网使用对农地流转期限有显著影响，从系数大小来看，高教育程度的家庭使用互联网所产生的边际效应要高于中教育程度和低教育程度的家庭，这意味着受教育程度越高的家庭越能利用好互联网来缓解劳动力市场和土地流转市场的信息不对称性，进而促进其对长期转出的选择，显然，受教育程度在互联网对农地流转期限的影响中起到了一定的调节效应。本文还进一步使用 Chow 检验 (似然比检验方法) 来检验 3 个分组之间互联网使用系数的差异，结果表明 3 个分组的差异是显著的。

表 7 受教育程度的分样本回归结果

变量名称	低教育程度	中教育程度	高教育程度
互联网使用	0.0386 (0.0471)	0.0426 (0.0331)	0.1198*** (0.0410)
户主控制变量	是	是	是
家庭控制变量	是	是	是
契约控制变量	是	是	是
地区控制变量	是	是	是
Wald chi2	57.34***	158.55***	85.02***
观测值	601	801	766
Chow 检验		44.00*	

5. 影响机制分析

(1) 互联网使用对转出户非农就业的失业风

险的影响。当转出户在非农就业中的稳定性越高时,意味着其面临的失业风险就越低,因此,失业风险可从农户非农就业的稳定性来测量。借鉴以往研究对就业稳定性的理解^[25],本文从是否签订正式合同(签订正式合同,该工作更稳定)、工作单位的性质(当为政府部门、事业单位、国有企业等时,该工作更稳定)、工作时长(符合正常工作时长,该工作更稳定)三个维度来衡量就业稳定性,倘若农户在第一职业中签订了正式合同或就职于政府部门、事业单位及其他的国有企业等单位且日工作时长不低于6小时,定义为就业是稳定的,失业风险较低,取值为0,反之就业是不稳定的,失业风险较高,取值为1。本研究分别使用Probit模型和引入工具变量后的CMP方法估计互联网使用对转出户失业风险的影响(表8),结果显示,内生检验参数显著不等于0,且工具变量的相关性检验显著通过,按照判定依据,此时CMP估计结果更具可信性,则参考CMP估计的结果。互联网使用在1%统计水平上对农户的失业风险有显著负向影响,即互联网使用可通过降低农户非农就业的失业风险,以促进农户对长期流转的选择。

(2) 互联网使用对农地流转中因转入方所致的违约风险的影响。在土地质量不可观察和考核的条件下,虽然农地流转中因转入户违约导致的风险是难以直接测度的,但当转出户在农地流转合同签订和执行过程中所能获取的信息越多时,转入方利用信息优势发生违约行为的可能性越低。循此逻辑,本文选取“在农地流转中,农户是否获得过协调和规范合同签订或监督流转行为的服务”间接描述土地流转中因转入方违约所致的违约风险,当农户回答为“是”意味着违约风险相对低,取值为0,若回答为“否”表明违约风险相对高,取值为1。表8汇报了互联网使用对农地流转违约风险的影响结果,分别使用Probit模型和引入工具变量后的CMP方法进行估计。结果显示,内生检验参数在10%统计水平上通过显著性检验,那么互联网使用对违约风险的影响结果在CMP估计方法下是更可信的。互联网使用对违约风险有显著负向影响,即互联网使用通过降低农地流转契约履约中的违约风险,从而促进农户对长期流转的选择。基于以上分析结果,

假设2得到了验证。

表8 互联网使用对农地转出期限的影响机制检验结果

变量名称	失业风险机制		违约风险机制	
	Probit	CMP	Probit	CMP
互联网使用	-0.1021*** (0.0208)	-0.3501*** (0.0220)	-0.0250** (0.0113)	-0.1123** (0.0479)
工具变量		0.1382*** (0.0289)		0.1584*** (0.0304)
Atanrho_12		0.6811*** (0.1083)		0.2858* (0.1659)
控制变量	是	是	是	是
Wald chi2	461.13***	691.21***	41.43***	619.54***
观测值	2168	1641	2168	1641

五、结论与讨论

本文利用2015年中国家庭金融调查数据实证检验了农户互联网使用对农地转出期限的影响及其影响机制。研究发现:第一,农户互联网使用会促进其选择农地长期转出。具体表现为使用互联网的农户选择长期转出的可能性显著提高,在处理内生性问题、调整被解释变量和使用倾向得分匹配方法估计后,模型结果依然与基准回归结果保持高度一致性,表明这一结论是稳健的。第二,互联网使用通过降低转出户非农就业中的失业风险和降低因转入方违约行为导致的农地流转违约风险两条路径促进农户的农地长期转出。具体而言,在机制检验中,互联网使用分别对转出户非农就业的失业风险和农地流转履约中的违约风险产生显著的负向影响,即互联网使用可以降低转出户的失业风险和违约风险。第三,农户受教育程度在互联网使用对农地转出期限影响中起到了正向调节作用。具体表现为受教育程度高的农户使用互联网后选择农地长期转出可能性更高。

互联网使用对转出户选择农地长期流转的促进作用表明,一方面,“互联网+农地流转”可以成为缓解农地流转期限供需矛盾的契机,另一方面,信息获取程度在农户农地流转期限决策中起到关键性作用。但从现实来看,目前我国仍然存在相当数量的农户在农地流转期限决策中面临信息匮乏的困境,以农地流转为例,农户所需信息不仅是交易信息,还包括与农地流转相关的土地租金、政策、法律、合同签订及事后契约执行等信息。2017年中国家庭金融调查显示,真实获得上述全部或部分信息的农户仅占10%,如交易信息获得比例仅为3.6%,

事后契约执行信息获得比例为 1.9%，并且信息来源多为传统熟人社会的成员，互联网虽能通过强化社会资本间接获取信息，但其在农地流转中所发挥的直接信息获取功能仍然不足，转出户的信息劣势造成了其在农地流转期限决策中面临的违约风险较大。从农户信息需求来看，在农地流转中对上述全部或部分信息有需求的农户约占 27%，其中，农户对合同签订信息需求最高，其次为交易、政策、租金等信息，事后契约执行信息也备受重视。农地流转信息需求与供给的不匹配，部分源于农地流转互联网平台的不完善。为更好地发挥互联网的作用，需从农地流转互联网平台入手。本文认为可从以下几点改善：一是丰富信息内容。互联网平台在提供交易信息的基础上，还需进一步拓宽农地流转其他环节的信息服务，譬如合同签订信息服务和契约执行信息服务，各个环节信息提供的完善有助于缓解农地交易双方的信息不对称性。进一步地，农地流转互联网平台还可从信息提供的角色向交易管理平台转变。二是加强平台宣传。在完善信息内容后，还需提高农户使用农地流转互联网平台频率，当前我国多数农地流转以传统线下流转为主，加强对互联网平台的宣传，同时提高低教育程度农户的互联网使用能力，促使更多农户使用信息相对完全的专业性互联网线上平台进行农地市场交易，以缓解农地流转期限的违约风险。与此同时，非农就业互联网平台也可循此逻辑进行完善。

注释：

- ① 产权期限性特征与农地投资的关系已有诸多学者进行了验证，我国农地承包权期限一延再延实际上反映了产权期限对农地投资的重要影响，同理，农地经营权期限对于转入户农地投资也有着重要的影响。
- ② 据中国互联网络信息中心（CNNIC）发布的第 48 次《中国互联网络发展状况统计报告》农村地区互联网普及率已达 59.2%，同时数字应用基础服务日益丰富。
- ③ 国家统计局对家庭收入来源的分类，包括工资性、经营性、财产性和转移性收入，因此在农地流转中，可能的收益来源包括非农收益（工资性）、农业经营收益（经营性）和流转租金（财产性）。
- ④ 由于农户会流转出多个地块，此处流转期限为农地的平均流转期限；该问题包含出租和入股等流转方式，通过问卷的问题“土地流转租金的支付方式是什么？”进一步识别出租的农地契约，如果受访农户回答固定金额租金或实物租金，便视为农地出租。

- ⑤ 通过“请问您通常用手机从事以下哪些活动？”这一问题对使用智能手机的农户能否有效获取信息进一步筛选，倘若样本家庭回答社交聊天、收发邮件、查询信息、收发信息等，则认为该样本家庭是通过智能手机使用互联网。

参考文献：

- [1] 刘同山，孔祥智. 小农户和现代农业发展有机衔接：意愿、实践与建议[J]. 农村经济，2019(2): 1-8.
- [2] CHEUNG S N S. Transaction costs, risk aversion, and the choice of contractual arrangements[J]. Journal of Law and Economics, 1969, 12(1): 23-42.
- [3] 姚洋. 农地制度与农业绩效的实证研究[J]. 中国农村观察，1998(6): 3-5.
- [4] 钱龙，洪名勇. 为何选择口头式、短期类和无偿型的农地流转契约——转出户控制权偏好视角下的实证分析[J]. 财贸研究，2018, 29(12): 48-59.
- [5] 罗必良，邹宝玲，何一鸣. 农地流转期限的“逆向选择”——基于 9 省份农户问卷的实证分析[J]. 农业技术经济，2017(1): 4-17.
- [6] 因内思·马可-斯达德勒. 信息经济学引论：激励与合约[M]. 上海：上海财经大学出版社，2004.
- [7] 张永丽，徐腊梅. 互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响——基于甘肃省 1735 个农户的调查[J]. 中国农村经济，2019(2): 42-59.
- [8] 姚洋. 中国农地制度：一个分析框架[J]. 中国社会科学，2000(2): 54-65; 206.
- [9] AWASTHI M K. Dynamics and resource use efficiency of agricultural land sales and rental market in India[J]. Land Use Policy, 2009, 26(3): 736-743.
- [10] TIAN C, SONG Y, BOYLE C E. Impacts of China's burgeoning rural land rental markets on equity: A case study of developed areas along the eastern coast[J]. Regional Science Policy & Practice, 2012, 4(3): 301-315.
- [11] 徐珍源，孔祥智. 转出土地流转期限影响因素实证分析——基于转出农户收益与风险视角[J]. 农业技术经济，2010(7): 30-40.
- [12] 邹宝玲，罗必良. 农户分化与农地转出流转期限[J]. 财经问题研究，2020(3): 111-121.
- [13] 邹宝玲，钟文晶，张沁岚. 风险规避与农地流转期限选择——基于广东省农户问卷的实证分析[J]. 南方经济，2016(10): 12-22.
- [14] 洪炜杰，胡新艳. 非正式、短期化农地流转契约与自我执行——基于关联博弈强度的分析[J]. 农业技术经济，2018(11): 4-19.
- [15] 李承栓，杨朝现，陈兰，等. 基于农户收益风险视角的土地流转期限影响因素实证分析[J]. 中国人口·资源与环境，2015, 25(S1): 66-70.
- [16] 朱文珏，谢琳，邱泽元，等. 农地流转中的期限与租

- 金及其相互关联性——理论分析与实证检验[J]. 南方经济, 2016(10): 23-37.
- [17] 钟文晶, 罗必良. 契约期限是怎样确定的?——基于资产专用性维度的实证分析[J]. 中国农村观察, 2014(4): 42-51, 95-96.
- [18] 张景娜, 张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自 CFPS 的微观证据[J]. 中国农村经济, 2020(3): 57-77.
- [19] 刘子涵, 辛贤, 吕之望. 互联网农业信息获取促进了农户土地流转吗[J]. 农业技术经济, 2021(2): 100-111.
- [20] 杨蕙馨, 李春梅. 中国信息产业技术进步对劳动力就业及工资差距的影响[J]. 中国工业经济, 2013(1): 51-63.
- [21] BLOOM N, LIANG J, ROBERTS J, et al. Does working from home work? Evidence from a Chinese experiment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2015, 130(1): 165-218.
- [22] 周冬. 互联网覆盖驱动农村就业的效果研究[J]. 世界经济文汇, 2016(3): 76-90.
- [23] HOLMAN D. Job types and job quality in Europe[J]. *Human Relations*, 2013, 66(4): 475-502.
- [24] 毛宇飞, 曾湘泉, 祝慧琳. 互联网使用、就业决策与就业质量——基于 CGSS 数据的经验证据[J]. 经济理论与经济管理, 2019(1): 72-85.
- [25] 苏岚岚, 孔荣. 互联网使用促进农户创业增益了吗?——基于内生转换回归模型的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020(2): 62-80.
- [26] 马俊龙, 宁光杰. 互联网与中国农村劳动力非农就业[J]. 财经科学, 2017(7): 50-63.
- [27] 谢玲红, 张姝, 吕开宇. 城郊农村土地承包经营纠纷: 基本特点、生成逻辑及化解对策——以北京市为例[J]. 农村经济, 2019(4): 31-39.
- [28] 吉星, 张红霄. 社会信任如何影响农户土地转出行为?[J]. 中国土地科学, 2021, 35(10): 45-54.
- [29] 江激宇, 张士云, 李博伟. 社会资本、流转契约与土地长期投资[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(3): 67-75.
- [30] 陈甲, 张红霄, 何文剑. 组织介入对农地流转租金的影响研究——来自江苏省地块层面的经验证据[J]. 农村经济, 2021(1): 54-61.
- [31] 何欣, 蒋涛, 郭良燕, 等. 中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于 2013—2015 年 29 省的农户调查数据[J]. 管理世界, 2016(6): 79-89.
- [32] YANG M, XIE Y. Spatial pattern change and ecosystem service value dynamics of ecological and non-ecological redline areas in Nanjing, China[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2021, 18(8): 4224.
- [33] 夏建平. 深度贫困地区金融发展对农民收入的影响研究[J]. 中国林业经济, 2020(5): 116-118, 125.
- [34] ROODMAN D M. Fitting fully observed recursive mixed-process models with CMP[J]. *Stata Journal*, 2011, 11(2): 159-206.

责任编辑: 黄燕妮