

社会资本视角下互联网使用对农户承包地流转的影响研究

——来自喀斯特八省市区的微观证据

吴丽媛¹, 高楠^{1,2}

¹贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

²贵州大学西部现代化研究院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2023年9月3日; 录用日期: 2023年11月28日; 发布日期: 2023年12月6日

摘要

随着城镇化推进, 农村土地大量撂荒, 土地的合理流转是实现乡村振兴的重要环节。本文利用中国喀斯特地区农村经济调查数据(CKRS), 从家庭户层面通过Probit模型, 分析了互联网使用对农村承包地流转的影响, 以及是否会通过社会资本产生影响。研究表明, 互联网的使用会使农户参与承包地流转的概率显著提高, 使用条件混合估计法验证和处理模型存在的内生性问题, 并通过稳健性检验仍然得到了一致的结论: 对农户互联网使用行为的回归分析表明, 户口性质、土壤肥力、民族等对土地流转有影响, 使用互联网对其承包地的流转有更为显著的正向影响, 机制分析得出, 该影响是通过社会资本达成的。基于此, 提出应该加强喀斯特农村地区的信息技术建设, 引入信息技术人才带动农村的信息产业技术发展, 培养农民的数字素养提升其互联网信息获取能力。

关键词

互联网, 土地承包权流转, 社会资本, 混合条件估计

Research on the Impact of Internet Use on the Circulation of Farmer's Contracted Land from the Perspective of Social Capital

—Microscopic Evidence from Eight Karst Provinces and Municipalities

Liyuan Wu¹, Nan Gao^{1,2}

¹College of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

²Western Modernization Research Institute of Guizhou University, Guiyang Guizhou

文章引用: 吴丽媛, 高楠. 社会资本视角下互联网使用对农户承包地流转的影响研究[J]. 运筹与模糊学, 2023, 13(6): 6130-6143. DOI: 10.12677/orf.2023.136608

Abstract

With the advancement of urbanization, a large amount of rural land has been abandoned, and the rational circulation of land is an important link to achieve rural revitalization. Using the Rural Economic Survey Data (CKRS) in Karst Areas of China, this paper analyzes the impact of Internet use on the circulation of rural contracted land from the household level through the Probit model, and whether it will have an impact through social capital. The results show that the use of the Internet will significantly increase the probability of farmers participating in the circulation of contracted land, and the endogenous problems of the model are verified and dealt with by using the conditional mixed estimation method, and the consistent conclusion is still obtained through the robustness test: the regression analysis of the Internet usage behavior of farmers shows that the nature of household registration, soil fertility, ethnicity, etc. have an impact on land circulation, and the use of the Internet has a more significant positive impact on the circulation of their contracted land, and the mechanism analysis shows that the impact is achieved through social capital. Based on this, it is proposed to strengthen the construction of information technology in karst rural areas, introduce information technology talents to drive the development of rural information industry technology, cultivate farmers' digital literacy, and improve their Internet information acquisition capabilities.

Keywords

Internet, Land Contracting Right Circulation, Social Capital, CMP

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

十九大提出的乡村振兴战略, 是对过去提出的农村战略的系统总结与升华[1], 改革开放以来, 为了适应经济发展的变化, 我国的土地制度经历了多轮改革, 其中最具有跨时代意义的就是家庭联产承包责任制和三权分置, 尤其是后者, 依然是如今实施的土地政策改革的根本依据。2014年中央办公厅、国务院办公厅印发《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》首次提出实施三权分置, 将土地的所有权、承包权、经营权分置并行。2015年8月, 《国务院办公厅关于加快转变农业发展方式的意见》中首次明确了土地承包经营权有偿退出的构想, 并且, 2022年中央一号文件中提出, 要稳步提高土地出让收入用于农业农村的比例, 巩固提升农村集体产权制度改革成果, 探索建立农村集体资产监督管理服务体系, 探索新型农村集体经济发展路径。

我国的农业农村发展数字化存在着巨大的数字赋能空间, 数字技术将成为实现乡村振兴的引擎和动力[2], 互联网作为发展数字赋能的重要连接载体, 在其中发挥巨大的作用。中国互联网发展从1994年开始, 2003年以后得到迅猛的发展, 2017年后产业逐渐成熟, 随着网民规模的不断扩大, 互联网普及率也在不断上升, 这使得近几年互联网发展呈现出新态势, 数字赋能农业、制造业、服务业是未来发展的趋势, 同时互联网也在逐步渗透到我国农村经济领域, “互联网+农村经济”成为推动乡村振兴的重要手段

[3]。截止 2022 年 6 月我国农村网民规模为 2.93 亿人, 占整体网民人数的 27.9%; 城镇网民规模为 7.58 亿人, 占整体网民人数的 72.1%, 并且比 2021 年 12 月环比增长 1039 万, 其中农村网民较 2022 年 6 月增长 800 多万人; 同一时期, 我国城镇地区互联网普及率为 82.9%, 较 2021 年 12 月提升 1.6 个百分点; 农村地区互联网普及率为 58.8%, 较 2021 年 12 月提升 1.2 个百分点(图 1)¹。尽管农村网民占比有较小波动, 但绝对数及互联网普及率却是一直处于增长的状态。与此同时, 在工业化和城镇化的推动下, 农户对土地的依赖逐步降低, 农户逐渐从农业部门转向非农部分就业, 纯农户比重下降, 兼业农户和非农户比重上升, 土地流转市场的得到了迅速发展[4] [5]。2008 年以后土地流转率大幅度上升, 这种增长的状态一致持续到了 2019 年, 这与互联网普及率增长方向基本一致(图 2)², 初步判定互联网与土地承包权流转之间存在很强的正相关关系, 这也是本文出发的思路。

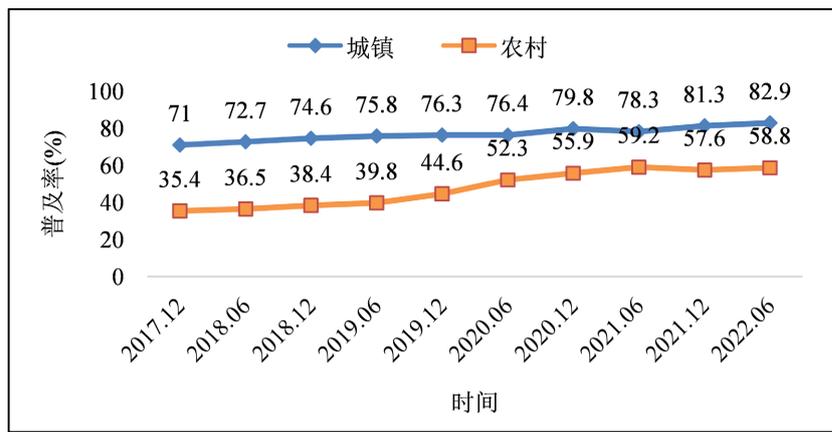


Figure 1. Internet penetration rate of urban and rural residents from 2018 to 2022
图 1. 2018~2022 年城乡居民互联网普及率

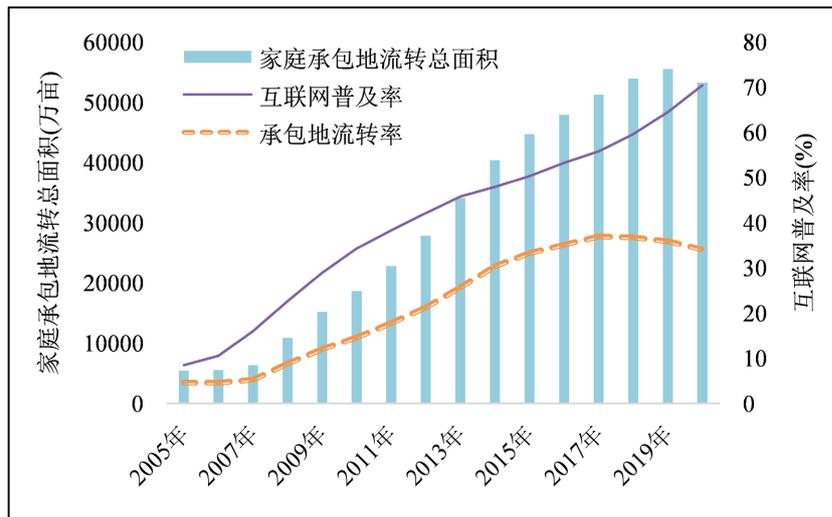


Figure 2. Internet penetration rate, contracted land turnover rate and total household contracted land turnover area
图 2. 互联网普及率、承包地流转率及家庭承包地流转总面积

¹数据来源《中国互联网络发展状况统计报告》。

²数据来源《中国互联网络发展状况统计报告》《全国农村经济情况统计资料》《中国农村经营管理统计年报》、《2019 年中国农村政策与改革统计年报》，并由笔者整理而成，其中 2018 年承包经营耕地总面积未公布，此处数据使用线性插值法计算。

我国是一个气候条件多变, 地形条件复杂, 地质环境从南到北、从东到西都呈现出不同区域差异的国家。其中喀斯特地区地貌崎岖, 地质环境脆弱, 资源禀赋不足是起经济发展相对于其他地区而言较为滞后, 呈现出明显的区域性贫富差异。

基于上述分析, 本文使用中国喀斯特地区农村经济调查(CKRS), 从家庭户层面, 使用 probit 模型分析互联网的使用行为是否会对喀斯特农户承包地流转产生影响, 并探索了可能促进喀斯特地区土地流转的政策建议。本文可能的边际贡献在于: 第一, 补充了对喀斯特地区土地承包权流转的文献研究; 第二, 丰富了社会资本视角下关于互联网对土地流转的文献讨论。

本文的余下内容结构安排如下: 第二部分对互联网的使用对土地流转影响相关研究的文献进行梳理、评述以及理论机制探索, 并在此基础上提出本文研究假说; 第三部分介绍本文的数据来源、相关的变量并对其进行了描述性统计分析和实证模型的建立; 第四个部分是互联网影响农户承包地流转的计量分析, 主要是针对第二部分提出的假说进行检验, 包括基准回归、内生性处理、稳健性检验和机制分析; 第五部分是基于上述回归结果提出的政策建议及结论。

2. 文献梳理及理论分析

土地流转, 既是三农的重点问题, 也是学术界热议的话题之一。目前相关研究主要从劳动力转移、制度、家庭、金融资本和地区层面探究土地流转的影响因素。比如有学者认为农地确权政策能够有效促进农户的土地转出[6] [7] [8]; 研究社会资本对土地流转的影响文献发现, 正式与非正式的社会资本能够有效地促进土地的流转[9], 除此以外, 金融信贷资本也在一定程度上农村土地的流转[10] [11]; 对于农户层面的研究表明农户的兼业化程度越高越容易实现农地流转[12] [13]。有关互联网使用对农地流转的影响讨论的文章不多, 现有文章的大致赞同一个观点就是, 互联网使用的普及能够在一定程度上促进农村劳动力向非农部门的转移[14], 从而使得农村土地闲置使得土地流转的效率变高。

首先, 互联网的普及, 优化了生产要素的配置, 促进了农业产业和非农产业的连接。有关研究表明, 信息技术的发展应用、互联网的普及提升了农户的工作效率, 增加了农户在劳动力市场的竞争力, 这提升了农村劳动力实现自我雇佣和成为工资获得者概率的同时[15], 也提升了非农就业的稳定性[16], 而二者的结果就是使得原本从事农业生产的劳动力向非农部门转移, 农民工市民化是其最终结果。除了上述的变迁路径之外, 互联网背景下兴起的产业, 如直播带货、电子商务等为非农就业创造了较多的岗位, 远程办公、网络运营等新的工作方式等打破了传统工作的地域束缚[17], 为部分农村劳动力转向非农部分就业成为可能[18]。农村劳动力里的流失, 缓解了农村的人地矛盾, 甚至出现了耕地撂荒的现象, 这为农村土地流转提供了现实基础。在此基础上提出假说一:

H₁: 农户对互联网的使用会促进承包地的流转, 即互联网使用对土地承包权的流转有正向促进作用。

其次, 互联网的某些特性比面对面的交流更有利于社会资本的积累[19]。有研究者指出, 使用互联网有助于加强人际交流, 可以促进人与人之间的沟通, 在人与人之间建立新的弱联系[20], 而且由于互联网打破了沟通的物理边界, 降低了沟通交流的成本, 这就使得这种社交网络的发展和积累可以积累社会资本, 带来更多的社会资源[21]; 也有学者研究了互联网最重要的使用方式——交流和娱乐, 在促进网民之间的交流的同时, 给予了他们更多的信息和生活认知感, 从而显著正向地影响人们的生活以及社会资本积累[22], 对于农民来说, 这种社会资本的积累是能在很大程度上促进其从农业就业转向非农就业[15]; 此外, 一些学者在研究中引入了社会资本, 他们认为互联网是扩大劳动者社会资本的重要工具, 劳动者可以拓展个人社交网络以获得更多的工作渠道[23]。在此基础上, 提出假说二:

H₂: 农户对互联网的使用会促进农户社会资本的积累, 从而促进承包地的流转。

3. 数据来源及模型设定

本文数据来自于“中国喀斯特地区农村经济调查(CKRS)——户问卷”。该调查由贵州大学负责调查设计, 调查的具体时间为2019年8月, 为了使得增强数据的异质性和可信度, 调查的开展涉及了中国8个具有喀斯特地形地貌的省市, 分别是云南省、贵州省、四川省、湖南省、湖北省、广东省、广西省、重庆市。其中经过数据的对无效值、极端值的剔除和残缺值的处理以后, 后得到3641个有效喀斯特地区农村家庭户样本。

(一) 变量描述

1) **被解释变量:** 本文选取土地承包权流转作为被解释变量, 根据调查问卷中的问题“您所在的村集体是否统一组织承包地流转”进行定义, 如果选择答案为“是”就取值为1, 选择答案“否”则取值为0。

2) **核心解释变量:** 是否使用互联网是本文的核心解释变量。本文在定义农户互联网使用的情况时, 选取了调查问卷中“您家是否有成员会上网”这一问题来对其进行定义。如果选择答案为“是”就取值为1, 选择答案“否”则取值为0。

3) **控制变量:** 本文的控制变量, 主要从以下四个方面来进行选取。一是受访者特征: 包括性别、民族、户口性质、是否是户主、受教育程度。一般认为, 民族为汉族的相对于少数民族来说, 更容易实现闲置土地的流转; 户口性质如果是农业户口以及受教育程度越高的受访者, 往城市城镇迁移的可能性就越大, 越容易实现土地流转。二是家庭特征: 包括家庭年收入、家庭规模(指家庭人口数)、家中成员工作经历(包括: 是否是党员, 是否担任村民代表、是否任职村干部或其他干部以及群众)。经济特征对土地流转有显著的影响[5]有学者研究发现, 农户所在的村庄, 如果村干部有过经商经历, 则更有可能进行农地有偿流转[24]该层面的控制变量对被解释变量的影响在本文中有待进一步验证。三是土地特征: 该年土地是否有进行调整、土壤总体肥力以及农地的农业机械可获得程度。土地自身的资源禀赋能够对农地流转产生显著影响[5] [25]; 四是认知特征: 不少研究表明农户对土地相关政策法律的认知, 会影响其对是否进行土地流转, 在该层面上选择三个问题对其进行衡量, 分别是农户对承包法的了解程度, 对承包经营权退出制度的了解程度以及对土地承包经营权的认知。上述变量的统计性描述详见表1。

Table 1. Descriptive statistical characteristics of variables
表 1. 变量的描述性统计特征

变量名称	度量方法	观测值	均值	标准差
土地承包权流转	是 = 1; 否 = 0	3448	0.073	0.26
互联网使用	是 = 1; 否 = 0	3448	0.678	0.467
户口性质	农业 = 1; 非农 = 0	3448	0.97	0.171
性别	男 = 1; 女 = 0	3448	0.554	0.497
民族	汉族 = 1; 少数民族 = 0	3448	0.695	0.461
受教育程度	共分为1~8个等级, 1表示文盲/半文盲; 2表示小学; 3表示初中; 4表示高中中专/技校/职校; 5表示大专; 6表示本科; 7表示硕士; 8表示博士	3448	2.384	1.208
家庭规模	单位: 人	3448	2.934	1.107
党员	是 = 1; 否 = 0	3448	0.097	0.296

Continued

村民代表	是 = 1; 否 = 0	3448	0.04	0.196
村干部	是 = 1; 否 = 0	3448	0.035	0.184
其他干部	是 = 1; 否 = 0	3448	0.006	0.074
群众	是 = 1; 否 = 0	3448	0.849	0.358
年收入水平	共分为 1~5 个等级, 1 表示收入 1 万以下; 2 表示收入 1~3 万; 3 表示收入 3~5 万; 4 表示收入 5~10 万; 5 表示收入 10 万以上	3448	2.272	1.069
土地调整	是 = 1; 否 = 0	3448	2.827	0.755
土壤肥力	共分为 1~5 个等级, 1 表示很好; 2 表示较好; 3 表示一般; 4 表示较差; 5 表示很差	3448	0.055	0.229
农业机械可获得难易程度	共分为 1~3 个等级, 1 表示容易; 2 表示一般; 3 表示困难	3448	2.364	0.786
承包法认知	共分为 1~4 个等级, 1 表示完全不知道; 2 表示听说过一些; 3 表示了解大部分; 4 表示完全知道	3448	1.382	0.739
土地承包权归属认知	国家 = 1; 集体 = 2; 自己 = 3	3448	2.619	0.731
承包经营权退出制度认知	共分为 1~4 个等级, 1 表示完全不知道; 2 表示听说过一些; 3 表示了解大部分; 4 表示完全知道	3448	1.007	0.56

(二) 实证方法

1) 基准回归——probit 模型

为进一步深入研究互联网使用对土地承包权流转的影响, 本文在第二部分理论框架分析的基础上, 采用二值选择模型对喀斯特地区农户数据进行回归分析。由于本文的农户数据样本有 3641 个, 满足大样本理论——即随机干扰项依分布收敛于标准正态分布——此时选择最为广泛的二值选择模型——probit 模型是更为合适的。其模型设定如下:

$$\text{Probity}(\text{transcontrancland}_i = 1) = \phi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{internet}_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i)$$

其中, $\text{transcontrancland}_i$ 表示农户 i 在该年是否有进行土地承包权流转, 等于 1 时表示进行了流转, 等于 0 是表示没有进行流转; internet_i 表示是否有使用互联网, 等于 1 表示农户使用互联网, 等于 0 表示农户不使用互联网; X_i 为受访者特征、家庭特征、土地特征及认知特征这四个层面的控制变量; ε_i 为不可观测因素的随机误差项。

2) 内生性问题处理——条件混合估计(CMP)方法

由于互联网的使用和土地流转之间可能存在双向因果关系, 即互联网的使用在影响土地流转, 同时土地承包权流转也能影响互联网的使用。工具变量的选择需要遵循两个原则, 一是相关性, 即所选择的工具变量与内生解释变量强相关, 二是无关性, 即选择的工具变量与扰动项无关, 也就是严格外生。由于本文的核心解释变量“互联网使用”是一个二值选择变量, 而非连续性的, 因此不能用 ivprobit 来验证和缓解本文所面临的内生性问题, 而应该用 Roodman 提出的条件混合估计法(CMP)去验证并且处理内生性问题。CMP 是以似不相关回归为基础, 基于极大似然估计法, 通过构建递归方程组来实现两阶段回归模型的极大似然估计[26]。

借鉴学者田鸽和张勋的做法[27], 选取宽带接入数量作为工具变量来解决模型内生性问题的基础上, 选取农户家庭是否安装宽带作为本文的工具变量。具体理由是: 宽带的安装与否与互联网使用行为有强的相关性, 同时, 它与农促土地承包权流转并不直接相关, 满足了外生性。

4. 实证结果与结论解释

(一) 互联网使用对土地承包权流转的基准回归

表 2 是互联网使用对农户承包地流转的基准回归结果, 表格汇报了两个内容, 一是模型的平均边际效应; 二是系数对应的误差项的标准差。其中(1)列回归中加入了受访者特征层面的控制变量, 结果显示, 与不使用互联网的农户相比, 使用互联网的农户土地承包权流转的概率增加了 20.4%; (2)列同时加入了受访者特征和家庭特征两个层面的控制变量, 互联网使用的估计结果略微上升, 互联网的使用使得农户的土地承包权流转概率上升到了 21.0%; (3)列中同时加入了受访者特征、家庭特征和土地特征三个层面的控制变量, 结果表明互联网使用的估计结果上升到了 21.3%, (4)列中加入了农户对承包发、承包经营权的认知以及承包经营权退出制度, 结果表明互联网使用的估计结果上升到了 21.4%。四次逐步加入控制变量的回归在统计学和经济学上都具有十分显著的经济意义, 初步验证了假说 H₁。

Table 2. Basic regression results of Internet use on the contracted land

表 2. 互联网使用对农户承包地流转的基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网使用	0.204***	0.210***	0.213***	0.214***
	-0.0699	-0.0725	-0.0793	-0.079
户口性质	0.434*	0.492*	0.540*	0.538*
	-0.251	-0.254	-0.283	-0.28
性别	-0.0506	-0.0485	-0.0749	-0.0738
	-0.0632	-0.0632	-0.0687	-0.0685
民族	-0.128*	-0.130*	-0.113	-0.113
	-0.0666	-0.0667	-0.0713	-0.0711
受教育水平	-0.00155	-0.00178	-0.00372	-0.00352
	-0.0268	-0.0269	-0.0285	-0.0284
家庭人口规模		0.0521*	0.0579*	0.0573*
		-0.0288	-0.0299	-0.0298
党员		-0.105	-0.237	-0.226
		-0.207	-0.221	-0.222
村民代表		0.164	0.0975	0.104
		-0.216	-0.238	-0.238
村干部		0.144	0.145	0.143
		-0.196	-0.211	-0.21
其他干部		0.637*	0.832**	0.828**
		-0.341	-0.327	-0.33

Continued

群众		-0.0681	-0.133	-0.124
		-0.219	-0.235	-0.235
年收入水平		-0.000391	0.0172	0.0185
		-0.0308	-0.0323	-0.0324
土壤肥力			-0.125 ^{***}	-0.126 ^{***}
			-0.0416	-0.0417
土地调整			0.260 [*]	0.263 [*]
			-0.143	-0.143
农业机械可获得难易程度			-0.598 ^{***}	-0.599 ^{***}
			-0.042	-0.042
承包法认知				0.0144
				-0.0465
土地承包权归属认知				-0.041
				-0.0468
承包经营权退出制度认知				-0.0109
				-0.0613
常数项	-1.919 ^{***}	-2.085 ^{***}	-0.53	-0.438
	-0.271	-0.345	-0.411	-0.421
观测值	3641	3641	3641	3641

注：表中系数为变量的边际效应，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。

控制变量的估计结果具体如下。受访者特征层面的控制变量显示，户口性质为农业户口以及民族是汉族的家庭对土地承包流转有显著的正向影响，其可能的解释是农村户口的家庭户，在农村拥有土地的概率及数量远远大于非农村户口的家庭，所以才会更有机会实现土地承包权的流转；少数民族居住的地区大多经济不够发达，思想观念较为落后，并且容易受到本族文化、宗教习俗的影响，接收信息的时效性和接受度与汉族相比，较弱一些，这就导致汉族对实现土地承包权流转具有显著的正向影响，其余该层面的控制变量性别以及受教育程度对土地承包权流转的影响并不显著。家庭特征层面的控制变量显示家庭人口规模越大对土地承包权流转的正向影响就越大，家庭成员中如果有过当过其他干部的工作经历的对土地承包权的流转有显著的正向影响，其余控制变量则没有显著影响；土地特征层面进行了土地调整的耕地比没有进行土地调整的耕地实现承包权流转的概率大，而土壤的肥力与土地承包权的流转呈现显著的负相关关系，土壤越肥，越不容易实现承包权流转，而认知层面的差异对承包地的流转无显著影响。

(二) 内生性问题

为了解决核心控制变量潜在的内生性问题，本文使用条件混合估计法(CMP)。表 3 为 CMP 估计得到的结果，在一阶段估计中，工具变量系数表示互联网使用方程中工具变量对互联网使用的效应，结果均

在 1% 的水平上显著, 因此满足条件混合估计在选取工具变量时的第一个相关性原则, 即工具变量的选取要与核心解释变量要具有强相关性的条件; 在第二阶段估计中 atanrho_{12} 的估计参数显著不为 0, 因此拒绝被解释变量与核心解释变量之前为外生的原假设, 证明互联网使用与土地承包权流转之间存在着互为因果等的内生性问题, 此时表明 CMP 估计的结果更加准确回归结果见表 3。

使用 CMP 估计的结果表明, 在依次加入不同层次的控制变量以后, 互联网使用对土地流转的影响都显著为正, 具有很强的经济学意义, 因此假说 H_1 得到了进一步的验证。

Table 3. CMP estimation results of Internet use on the contracted land

表 3. 互联网使用对土地承包权流转的 CMP 估计结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网使用	0.0259***	0.0259***	0.0253***	0.0255***
	-0.00901	-0.00943	-0.00914	-0.00915
是否安装宽带	1.04***	0.964***	0.0960***	0.0960***
	-0.047	-0.0489	-0.0491	-0.0492
atanrho_{12}	0.0311***	0.0289***	0.0419***	0.0418***
	-0.0217	-0.0218	-0.0219	-0.0219
受访者特征	控制	控制	控制	控制
家庭特征		控制	控制	控制
土地特征			控制	控制
认知特征				控制
常数项	0.0282	0.0109	0.254***	0.263***
	-0.029	-0.0447	-0.0472	-0.0503
观测值	3641	3641	3641	3641

注: 表中系数为变量的边际效应, 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。

(三) 稳健性检验

为了进一步检验模型的回归系数结果是否稳健可靠, 本文进一步通过调整样本与模型来进行稳健性检验。由于前文已经提及, 土壤的肥力程度能显著影响土地承包权流转, 并且呈现出发负相关的关系, 通过土壤肥力高, 那么农户转出的可选择范围大, 交易定价就掌握更多的自主权。为验证上述估计结果的稳健性, 观察通过土壤肥力高的农户是否会影响估计结果, 本文剔除了土壤肥力值为 5 分的农户样本, 其余的被解释变量、核心解释变量及控制变量均保持不变, 然后重新进行回归, 其结果详见表 4。

Table 4. Robust test for replacement of samples**表 4.** 替换样本的稳健性检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网使用	0.215***	0.229***	0.248***	0.249***
受访者特征	(0.0723) 控制	(0.0751) 控制	(0.0819) 控制	(0.0815) 控制
家庭特征		控制	控制	控制
土地特征			控制	控制
认知特征				控制
常数项	-1.937*** (0.272)	-2.165*** (0.354)	-0.636 (0.432)	-0.540 (0.442)
观测值	3448	3448	3448	3448

注：表中系数为变量的边际效应，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。

表 4 稳健性检验结果表明，互联网使用这一核心解释变量，在控制了不同层次解释变量的四次回归中，均通过了 1% 显著性水平检验，且系数与全样本的估计结果没有根本性显著性差异，上述表明总体估计值样本结果比较稳健，验证了互联网的使用对土地承包经营权流转具有显著影响。

为了更进一步验证结果的稳健性，本文还通过更换为 tobit 模型的方式来进行结果估计。该稳健型检验方法是在保持核心解释变量、被解释变量以及控制变量不变的情况下，模型的形式发生变化，估计结果如表 5 所示。

Table 5. Robust test of substitution of model**表 5.** 替换模型稳健性检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网使用	0.0259*** (0.00901)	0.0259*** (0.00943)	0.0253*** (0.00914)	0.0255*** (0.00915)
受访者特征	控制	控制	控制	控制
家庭特征		控制	控制	控制
土地特征			控制	控制
认知特征				控制
协方差	0.0656*** (0.00154)	0.0653*** (0.00153)	0.0606*** (0.00142)	0.0606*** (0.00142)
常数项	0.0282 (0.0290)	0.0109 (0.0447)	0.254*** (0.0472)	0.263*** (0.0503)
观测值	3641	3641	3641	3641

注：表中系数为变量的边际效应，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。

Tobit 模型的回归结果与原回归结果系数上虽然有一些差异, 但是均通过了 1% 水平上的显著性检验, 该结果再一次验证了假说互联网使用对土地承包权流转具有显著的促进作用。

(四) 影响机制分析

费孝通先生在《乡土中国》中指出: 在中国、血缘、亲缘是社会结构的基本纽带, 这使得人际关系网络呈现出“差序格局”的特征[28], 特别是在处于熟人社会的农村地区, 社会网络对地方社会的运行发挥着不可替代的作用[29], 所以在农村亲属网络是构成农户社会网络、累积社会资本的一个重要部分。参考柳建坤等学者的做法, 农户社会资本只需要转换成衡量农户的亲属网络即可, 于是本文选取了“过去 12 个月, 您家是否参与了祭祖/扫墓活动”, 如果选择“是”则表明拥有很高强度的亲属网络, 便可知拥有一定的社会资本, 反之则选择“否”[30]。为了验证互联网使用是否通过农户的社会资本来影响承包地的流转, 本文的机制检验方法借鉴阮荣平的方法, 在基本回归以后再将机制变量与解释变量进行回归, 如果回归显著则证明机制变量对解释变量有影响[31], 结果如下。

表 6 依次控制了受访者特征、家庭特征、土地特征和认知特征的回归结果表明, 互联网使用能够在 1% 的显著性水平下正向地影响社会资本这一机制变量, 即互联网的使用会提高农户参与祭祖/扫墓的概率, 最终能够促进承包地的流转, 假说 H₂ 得以验证。

Table 6. Analysis of human capital effects

表 6. 人力资本效应分析

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网使用	1.210*** (0.0470)	1.199*** (0.0493)	1.200*** (0.0495)	1.213*** (0.0497)
户口性质	-0.136 (0.142)	-0.138 (0.142)	-0.140 (0.143)	-0.129 (0.142)
性别	0.0274 (0.0450)	0.0254 (0.0451)	0.0244 (0.0451)	0.0259 (0.0452)
民族	0.00517 (0.0483)	0.00664 (0.0483)	0.00645 (0.0484)	0.00806 (0.0484)
受教育水平	-0.0127 (0.0184)	-0.0121 (0.0184)	-0.0117 (0.0184)	-0.0108 (0.0185)
家庭人口规模		-0.00713 (0.0203)	-0.00752 (0.0203)	-0.00792 (0.0203)
党员		-0.153 (0.162)	-0.166 (0.163)	-0.162 (0.164)
村民代表		-0.103 (0.163)	-0.0895 (0.163)	-0.0896 (0.165)
村干部		0.0393 (0.159)	0.0211 (0.161)	0.0107 (0.161)

Continued

其他干部		0.00860	-0.0113	0.0170
		(0.279)	(0.280)	(0.286)
群众		-0.0451	-0.0646	-0.0616
		(0.168)	(0.170)	(0.171)
年收入水平		0.0231	0.0210	0.0201
		(0.0221)	(0.0222)	(0.0223)
土壤肥力			-0.0169	-0.0163
			(0.0257)	(0.0258)
土地调整			-0.148	-0.140
			(0.0982)	(0.0981)
农业机械可获得难易程度			0.00351	0.00125
			(0.0285)	(0.0286)
承包法认知				0.0771**
				(0.0317)
土地承包权归属认知				-0.0461
				(0.0302)
承包经营权退出制度认知				-0.118***
				(0.0392)
常数项	-0.392**	-0.359	-0.285	-0.170
	(0.160)	(0.239)	(0.263)	(0.281)
观测值	3641	3641	3641	3641

注：表中系数为变量的边际效应，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。

5. 结论与政策建议

(一) 结论

为了研究喀斯特地区互联网使用行为对土地承包权流转的影响，本文使用了中国喀斯特地区农村经济调查(CKRS)来进行计量模型的实证分析。研究发现互联网的使用显著地促进了土地承包权的流转，并且经过样本替换与模型调整的稳健性检验表明，上述结果稳健可靠。

在农村，土地资源是从事农业生产活动最好的资源，土地的合理开发与运用不仅关系到农业农村的兴旺，更是与我国的粮食安全有着紧密的联系，所以盘活撂荒土地资源，让土地流转起来，才能让合适的经营主体对土地进行合理的经营、管理与利用。互联网在农村的广泛普及，增强了信息传播的速度，减少了信息失真的传递，降低了沟通交流的成本，促进了农户社会资本的累积，从而能够大大提高农户的进行土地承包换流转的概率。

乡村振兴战略是农村战略最新总结的发展道路与方向, 但改革开放以来经济的快速发展推动了城镇化与工业化的进程, 与此同时农民工脱离土地进城务工, 农民工市民化使得农村人地关系紧张的局面转为了农村土地撂荒闲置, 许多土地资源得不到合理的开发与利用, 但信息技术时代的到来, 推动社会的发展与变革, 互联网的使用与普及, 提供了新的交易平台与交易方式。

(二) 政策建议

1) 增加对喀斯特农村地区的信息技术的基础建设, 重视农村相关的最后一公里的建设问题。“要想富先修”, 在互联网时代, 信息技术的基建就是喀斯特农村地区发展的“路”, 只有先将基础设施完善到位, 才能有推动喀斯特农村地区经济往纵深发展的可能性。

2) 政府应当为农村地区引入信息技术人才, 让其带动农村的信息产业技术的发展、建设与完善。乡村振兴的关键在于人才振兴, 引入有技术有经验人才, 才能够在改革与发展的道路上带领农民走正确的路, 走可持续发展的路。

3) 鼓励并且引导农民使用互联网, 为农民提供相应的技术培训, 培养农民的数字素养, 使得他们能够具备基本的互联网信息获取及应用的能力。“打铁还需自身硬”在引入人才的同时, 也需要注重培养本土人才, 而提升了农民的数字素养, 能够有效拓展农户的社会资本, 使其衔接上互联网发展带来的发展机遇。

基金项目

国家社科基金项目“包容发展下易地扶贫搬迁点社会排斥及长效治理机制研究”(22XJL006)。

参考文献

- [1] 王亚华, 苏毅清. 乡村振兴——中国农村发展新战略[J]. 中央社会主义学院学报, 2017(6): 49-55.
- [2] 秦秋霞, 郭红东, 曾亿武. 乡村振兴中的数字赋能及实现途径[J]. 江苏大学学报(社会科学版), 2021, 23(5): 22-33.
- [3] 蓝海涛, 周振. 我国“互联网+农村经济”发展现状与政策建议[J]. 宏观经济管理, 2018(7): 31-38+65.
- [4] 李宪宝, 高强. 行为逻辑、分化结果与发展前景——对 1978 年以来中国农户分化行为的考察[J]. 农业经济问题, 2013(2): 56-65, 111.
- [5] 罗必良, 何应龙, 汪沙, 等. 土地承包经营权: 农户退出意愿及其影响因素分析——基于广东省的农户问卷[J]. 中国农村经济, 2012(6): 4-19.
- [6] 冯华超, 钟涨宝. 新一轮农地确权促进了农地转出吗?[J]. 经济评论, 2019(2): 48-59.
- [7] 朱建军, 杨兴龙. 新一轮农地确权对农地流转数量与质量的影响研究——基于中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据[J]. 农业技术经济, 2019(3): 63-74.
- [8] 罗必良. 从产权界定到产权实施——中国农地经营制度变革的过去与未来[J]. 农业经济问题, 2019, 40(1): 17-31.
- [9] 陈浩, 王佳. 社会资本能促进土地流转吗?——基于中国家庭追踪调查的研究[J]. 中南财经政法大学学报, 2016(1): 21-29+158-159.
- [10] 何广文, 何婧, 郭沛. 再议农户信贷需求及其信贷可得性[J]. 农业经济问题, 2018(2): 38-49.
- [11] 米运生, 曾泽莹, 高亚佳. 农地转出、信贷可得性与农户融资模式的正规化[J]. 农业经济问题, 2017, 38(5): 36-45+110-111.
- [12] 高欣, 张安录. 农地流转、农户兼业程度与生产效率的关系[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(5): 121-128.
- [13] Lu, Y., Xie, H. and Xu, L.C. (2016) Telecommunication Externality on Migration: Evidence from Chinese Villages. *China Economic Review*, 39, 77-90. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2016.03.007>
- [14] 黄枫, 孙世龙. 让市场配置农地资源: 劳动力转移与农地使用权市场发育[J]. 管理世界, 2015(7): 71-81.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] Dettling, L.J. (2017) Broadband in the Labor Market: The Impact of Residential High Speed Internet on Married Women's Labor Force Participation. *ILR Review*, **70**, 451-482. <https://doi.org/10.1177/0019793916644721>
- [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] Lin, N. (1999) Building a Network Theory of Social Capital. *Connections*, **22**, 68-88.
- [20] Kraut, R., et al. (1998) Internet Paradox: A Social Technology That Reduces Social Involvement and Psychological Wellbeing? *American Psychologist*, **53**, 1017-1031. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.53.9.1017>
- [21] 徐笑梅, 陈学军, 俞函斐. 互联网嵌入对社会资本的影响研究[J]. 世界科技研究与发展, 2014(6): 698-702.
- [22] 曾凡斌. 互联网使用方式与社会资本的关系研究——兼析互联网传播能力在其间的作用[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2014(4): 152-160.
- [23] Dimaggio, P. and Bonikowski, B. (2008) Make Money Surfing the Web? The Impact of Internet Use on the Earnings of U.S. Workers. *American Sociological Review*, **73**, 227-250. <https://doi.org/10.1177/000312240807300203>
- [24] 贾晋, 李雪峰, 伍骏骞. 宗族网络、村干部经商经历与农地经营权流转[J]. 经济理论与经济管理, 2019(2): 101-112.
- [25] 冀县卿, 钱忠好. 如何有针对性地促进农地经营权流转?——基于苏、桂、鄂、黑四省(区)99 村、896 户农户调查数据的实证分析[J]. 管理世界, 2018, 34(3): 87-97+183-184.
- [26] Roodman, D. (2011) Fitting Fully Observed Recursive Mixed-Process Models with CMP. *The Stata Journal*, **11**, 159-206. <https://doi.org/10.1177/1536867X1101100202>
- [27] 田鸽, 张勋. 数字经济、非农就业与社会分工[J]. 管理世界, 2022, 38(5): 72-84.
- [28] 费孝通. 乡土中国[M]. 上海: 上海人民出版社, 2019: 214.
- [29] 孙秀林. 村庄民主及其影响因素: 一项基于 400 个村庄的实证分析[J]. 社会学研究, 2008(6): 80-107+244.
- [30] 柳建坤, 何晓斌, 张云亮. 农户创业何以成功?——基于人力资本与社会资本双重视角的实证研究[J]. 社会学评论, 2020, 8(3): 105-117.
- [31] 阮荣平, 郑风田, 刘力. 信仰的力量: 宗教有利于创业吗? [J]. 经济研究, 2014, 49(3): 171-184.