

引用格式:辛青华,吴柏钧. 互联网使用、社会关系网络与农地流转行为[J]. 技术经济, 2024, 43(11): 105-118.

XIN Qinghua, WU Baijun. Internet usage, social relationship networks, and agricultural land transfer behavior[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(11): 105-118.

互联网使用、社会关系网络与农地流转行为

辛青华, 吴柏钧

(华东理工大学商学院, 上海 200237)

摘要: 基于中国土地经济调查数据(CLES), 运用 Eprobit、Eregress、PSM-DID 等模型, 实证分析了互联网使用对农户土地流转行为的影响; 运用 4-way 反事实总效应分解法, 验证了互联网与社会关系网络的“协同”机制。研究发现: ①互联网使用能进一步优化土地要素配置, 显著促进农户转出土地的几率, 同时显著增加了农户土地转出的面积。②机制研究表明, 强社会关系网络仅具备中介效应, 农户使用互联网通过强社会关系网络可促进农户转出土地; 弱社会关系网络同时具备中介效应和交互效应, 对农户使用互联网引致的土地流转效应起到拓展的作用; “协同”机制促使经营主体之间的农地交易趋于趋于长期化、合同化。③异质性分析发现, 相比于普通农户和村集体, 互联网与弱社会关系网络协同能有效促进小农主体与农业企业、专业合作社等新型经营主体交易衔接。因此, 建议通过加强农村信息化建设、完善基础设施、加强对新型经营主体的培育与引导等措施, 促进农地流转市场健康发展与转型。

关键词: 互联网; 强社会关系网络; 弱社会关系网络; 农地流转

中图分类号: F321.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)11-0105-14

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24022714

一、引言

促进农户间生产要素的自由流动和家庭生产要素的合理分配, 是实现共同富裕、保障农户切身利益的基础^[1]。近年, 随着新一轮确权工作的全面实施, 农业生产要素配置得到优化, 农业生产效率有了很大提升。在乡村振兴战略背景下, 进一步深化农户间土地要素的合理配置, 对于保障国家粮食安全、实现农业现代化建设有重要意义^[2]。

《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》的提出, 标志着利用数字要素推动三农跨越式发展的开启。农村经济社会发展中网络化、信息化和数字化的普及, 以及农民现代信息素养的提升为农业发展转型提供了动力^[3]。主要表现在: 互联网接入拓宽了农民获取信息的途径、增加了社会资本、促进了劳动力非农就业^[4-6], 显著提高了收入水平、减少农户收入不平等^[7-8]。推动技术采纳、提高农户的技术效率^[9-10]。互联网使用主要通过优化农户家庭生产要素配置, 进而推动农村发展。

现有研究为理解互联网在农业农村发展中的价值提供了重要参考, 但既有研究忽略了社会关系网络与互联网的联动作用: 其一, 社会关系网络在互联网中起到维持与拓展的中介作用^[11]。社会关系网络是连接个人与乡土社会的重要媒介, 为信息传播与政策推进起关键支持作用。研究表明, 以社会互动为表征的网络资源利用一定程度上可降低交易费用, 促进牧户的农地转入行为^[12]。其二, 互联网反向作用于社会关系网络中, 以创新性的信息通道实现信息高效传送。因此两类网络的对接可能会形成双向互动^[13]。在农村社会“差序格局”背景下, 决定了我国农村土地流转市场多呈现出由强社会关系网络所维系的非正式制度特征, 农地交易呈现小范围、低租金、低效率使用的“关系型”交易特点。农户缺少对外围交易的信任, 这也是近年来土地流转增速下降的一个重要原因。那么, 互联网是否会成为流转“差序格局”撕裂的突破口? 互联

收稿日期: 2024-02-27

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“健全城乡融合发展机制研究”(21AZD036)

作者简介: 辛青华, 华东理工大学商学院博士研究生, 研究方向: 农地制度改革与农村发展; 吴柏钧, 经济学博士, 华东理工大学商学院教授, 博士研究生导师, 研究方向: 公共经济与社会治理。

网使用是否会促进以强社会关系网络为主要机制的熟人交易向以市场价格为主导的弱社会关系网络交易扩展?这对进一步深化经营主体间土地要素配置、提高农业生产绩效意义深远。

本文尝试通过对互联网和社会关系网络的协同机制进行研究,探究其对农户农地流转行为的影响。本文的主要贡献在于:第一,本文构建了一个理论分析框架,从机理上解释社会关系网络与互联网协同的动力机制,并从社会关系网络差异的角度剖析网络协同的动力异质性。第二,本文采用 Eprobit、反事实分解法、PSM-DID(双重差分倾向得分匹配法)等识别互联网使用对农户土地流转行为所产生的影响,消除了自选择偏误和反向因果关系问题,得到的结论较为可靠。

二、文献回顾与分析线索

(一) 文献回顾

通过对全国农户调查数据进行研究发现,从2013—2021年,农户将土地流转给本乡镇以外(人口或单位)非熟人的耕地面积比例从0.97%仅增至4.35%,2009—2021年,转入新型经营主体的耕地面积占比仅从2.13%增至15.81%^[14],这是由传统的社会关系网络造成的土地交易“差序格局”现象。在以强社会关系网络为支撑的流转市场中,内含了信任机制和声誉机制^[15]。这种机制对土地流转的影响表现在以下几个方面:第一,社会关系网络为土地流转契约执行提供了一种内在机理,在现有的熟人社会中,为交易规模和交易的执行奠定了一定的基础,且忌惮违约付出的声誉成本,因此提高了交易双方的合作意愿。第二,首先是交易半径的局限性,在传统社会关系网络的影响下,农地流转市场发育并不完善,交易机会完全依赖于网络规模,社会关系网络规模越大,信息来源覆盖面越广,交易信息越完备,具有潜在规则约束力的强关系就越有利于交易的实现^[16-17],反之,局限性的网络规模会抑制交易行为;其次是信息搜集的高成本问题,供需双方无法实现有效匹配,造成潜在交易对象的流失。因此传统强社会关系网络既能促进土地交易,同样可限制农地交易市场发展。

在以互联网为代表的数字要素的冲击下,逐渐促成以弱社会关系网络或陌生人为主要交易对象和契约关系为主要表征的农地要素流转市场,价格机制将逐步替代人情机制,一定程度上替代或者弱化强社会关系网络的作用。新要素的加入使得农地流转“差序格局”分化成两种不同的交易情景,即以强社会关系为主要纽带的内圈交易和以市场价格为主要导向的外圈交易^[18]。前者因人情关系为主的社会网络得以维系,建立了一种非正式保障制度;而后者则是因为外部因素冲击改变了原有的市场运行模式,打破租赁市场的“隐性壁垒”和“准入限制”^[16],并以追求利润最大化、实施合约风险最小化为目标^[19],逐步建立起正式的契约制运行规则。显然,如果关注农地流转“差序格局”的强社会关系交易,市场逻辑对土地流转的解释力和约束力会变弱,农户间会产生土地流转交易,但缺乏营利性动机。因此通过强社会关系网络会促进农村要素配置,但同时会造成农地流转困境。随着互联网在全球范围各领域的迅猛发展,国内外诸多学者就农业信息化展开讨论。以互联网为载体的信息化对农村经济社会发展中产生了深远影响^[20-21],促使农地流转信息的获得具备便利性、快捷性和广泛性,深刻影响着农村土地市场发育。在农地确权基础上,促进农地制度信息传播共享可降低费用成本,提高农业生产效率^[22],维护产权的稳定性^[23]。同时,可以显著提升交易主体的信息获取和识别能力,降低信息获取成本^[24-25],优化农地契约效率^[26],促进了土地流转市场的转型,传统强社会关系网络交易依托的非正式制度的潜在保障逐步被正式契约依靠的法律保障所替代,^[27]互联网的角色日渐式强,突破了原有的制度黏性,成为破解土地流转瓶颈的重要条件。

通过对以往研究的梳理发现,以互联网使用为代表的数字技术的发展,促进了土地要素流动,但同时应看到,互联网在促进信息流动、重新配置资源的过程中,社会关系网络结构差异性可能是形成突破非正式制度维系的传统交易模式的动力。国内外研究大都集中于互联网带来的信息功能和非农就业机制,研究其对农户的土地流转行为,缺少从社会关系网络结构差异性视角考察农户自身内生的市场化交易动机。本文基于此,从机理上解释互联网与社会关系网络的协同机制,并给予经验证据。

(二) 分析线索与假说提出

1. 中介作用

社会关系网络与互联网互动、协同的过程中,社会关系网络在互联网影响农地流转的主线中发挥了中

介作用,本文关注互联网使用对原有社会关系网络的作用方向,即竞争还是互补。互联网不会独立存在,而是依附于社会关系网络,可复刻现实社会关系,进而构建虚拟社区,也存在挤占现实社交的可能,减少社会参与^[28]。但另有学者认为,互联网存在社会补偿效应,匿名性为特征的互联网交流有利于人际关系的建立^[29],减少互动障碍,提供更加轻松的交流方式^[30],便于社会关系的积累,互联网交流的非同实性还能有效促进邻里交往^[31]。因此,互联网技术一定程度上改变了社会关系网络的作用方式,虚拟网络打破了传统网络的时空障碍,互联网的使用对社会关系网络有增强效果^[32]。

综上互联网与社会关系网络协同的过程中主要发挥两个作用:其一,增加交流机会,通过发展弱社会关系网络,提供更广泛的社交可能。其二,巩固并拓展强社会关系网络。社会关系网络因具备互联网相似的“联接”属性,反向依附于互联网并随之扩展。互联网因提供交流机会和维持关系而对社会关系网络发挥了积极作用。

因此提出以下假设:

互联网以较低的成本维持和拓展了社会关系网络,社会关系网络在互联网对农地流转影响路径中表现出正向的中介效应(H1)。

2. 调节作用

互联网与社会关系网络最大的共同点是信息获取功能。农地主体借助社会交往活动,从社会关系网络成员那里获取政策信息和农地信息,作为一种非市场路径,社会关系网络在传递政策信息和了解其他主体信息方面发挥了重要作用,农户嵌入的社会关系网络规模越大,摄取的信息就越多样化,且成员间还能通过对信息的加工学习产生新知识。因此,当交易双方拥有彼此信任的基础,加之共同信息环境,便具备实现充分交流与知识共享的条件,帮助实现政策导向的有效渗透和内圈交易的形成。

互联网作为一种普及率较高的信息传播渠道,不仅可以提高信息传播效率,还可以拓展信息传播广度。借助传统社会关系网络发育的农地交易市场存在流转规模不大、市场化程度不高等问题,农地流转契约精神缺乏。互联网的使用可以有效降低农地交易双方之间的信息不对称,降低信息获取和传递成本^[33],打破“熟人社会”交易的局限性,逐步建立起规范的契约合作并实现交易价格的市场化。此外,互联网还具备社交媒介的作用。使用互联网可以与线下交流形成互补,提高通信效率,降低通信成本,巩固已有的强社会关系网络,为发展强关系提供便利。互联网还能拓展弱联系规模,使社交主体间沟通更加自如,利于与陌生人建立联系,甚至发展至现实生活中^[30]。

综上,社会关系网络与互联网具备相似的信息获取功能和近似同质化的社交圈,因此二者之间会产生竞争或互补效应。因强社会信任关系而表现出的“差序格局”,驱使人们在接收信息时也相应地呈现出类似特征。对于不熟悉的非人格化的互联网信息,人们更愿意相信强社会关系网络的推介或其对陌生信息的真实性背书,简言之,利用熟悉的社会关系网络来识别陌生的互联网信息,主流的传播途径在最初是信任度最高的^[34]。认知信息加工理论同样认为,信任关系是决定个体行为的重要情感变量^[35]。可见,当互联网反作用于社会关系网络时,差序格局的存在会影响数据要素作用的发挥,而不同类型的社会关系网络在调节互联网农地流转效应方面可能发挥着不同的作用。那么,社会关系网络结构差异对于调节互联网的土地流转效应存在什么区别呢?这取决于不同社会关系网络进一步筛选互联网信息的功能。两者相比,弱社会关系因为链接了不同教育水平、收入水平及不同年龄段的群体,在获取不重复的信息资源方面具备比较优势,更容易通过广泛的信息传播创建示范效应,促进土地流转市场发育。而强社会关系网络表现截然不同,强社会关系网络最大的优势是具备情感支持,既可能深化对网络信息的解释说明,又可能反向阻断对网络信息的信任,形成挤出效应。通常,弱社会关系网络通过充分发挥进一步筛选互联网信息的功能而具备较大的调节效应,因此社会关系网络结构差异会造成调节效果的不同。

依据上述理论分析,本文提出以下研究假设:

社会关系网络在互联网的土地流转效用中发挥调节效应,其中弱社会关系网络起主要作用(H2)。

综上,本文进一步构建互联网使用与社会关系网络协同过程中推动土地流转的理论分析框架图,如图1所示。

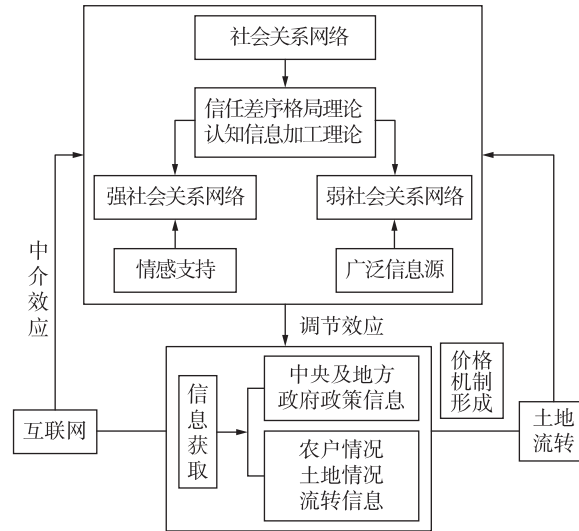


图 1 网络“协同”机制

三、数据来源、模型构建与变量选择

(一) 数据来源

本文使用的数据来自中国土地经济调查 (China Land Economic Survey, CLES), 调研采用 PPS (population proportionate sampling) 人口比例概率抽样法, 在江苏省 13 个地级市中, 抽取了 52 个行政村、2600 户农户。2020 年 CLES 在江苏省开展基线调研, 基于农村固定观察点的建立与调查, 全面分析江苏农村社会经济发展现状。2021 年 CLES 在江苏省基线调研的基础上进行追踪调研。

两期数据调查搜集了样本村和样本农户的家庭信息、耕地情况、生产情况等, 还收集了样本农户互联网使用、社会资本、土地流转、流转价格等一些列详细情况。该调查数据为分析互联网与社会关系网络“协同”对土地流转的影响提供了重要的数据基础。由于部分数据的缺失, 本文最终所使用的样本包括 2020 年调查的 2140 户农户, 2021 年追踪调查的 2015 户农户, 共计 4155 个观测值。基于这些样本, 本文构建了一个非平衡的面板数据集。

(二) 模型构建

首先, 本文建立如式 (1) 所示的固定效应基准回归模型, 暂不考虑社会关系网络的中介效应和调节效应。

$$\text{probit}[P(Y = 1)] = \alpha_0 + \alpha_1 X + \alpha_2 S_1 + \alpha_3 S_2 + \alpha_4 Z + \varepsilon \quad (1)$$

其中: α_i 为变量系数; 代表自变量每改变一个单位, 因变量发生的概率密度函数值的改变量; X 为解释变量, 即互联网使用; S_1 和 S_2 分别为强社会关系网络和弱社会关系网络; Z 为控制变量; ε 为随机扰动项^①; Y 为被解释变量, 表示土地流转变量, 包括是否转出土地和转出土地面积, 连续变量取对数形式, 具体参照 Ai 和 Norton^[36] 以及杨广亮和王军辉^[37] 的做法。本文将重心放在土地流出变量的原因是, 调查对象是以村为单位, 对村中常住户进行调查, 转入本村土地的非在村主体不在调查范围中, 遗漏部分会低估本文研究效应的评估。

其次, 本文将通过社会关系网络结构差异视角分析其在互联网的 土地流转效应中发挥的中介效应和调节效应, 来检验网络“协同”的机制。为了更为完备的检验社会关系网络中的中介效应和调节效应, 本文在式 (1) 的基础上采用反事实总效应四项分解方法 (4-way)^[38], 对网络“协同”机制进行检验。所用模型为

$$\text{probit}[P(Y = 1 | X, S, Z)] = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 S + \beta_3 X \times S + \beta_4 z^* + \gamma \quad (2)$$

① 本文使用线性概率模型估计网络“协同”对土地流转的影响, 没有采用 Probit 和 Logit 模型。这是因为非线性模型中交叉项的边际效应及标准差并不能由标准的计算方法得到, 其实际边际效应和显著性很可能会与交叉项的系数及显著性相反。线性概率模型可以方便加入地区固定效应和时间趋势项, 估计结果更直观。

$$E[S | X, Z] = \rho_0 + \rho_1 X + \rho'_3 z^* + \tau \quad (3)$$

其中： S 为中介变量，代表强社会关系网络和弱社会关系网络，二者取一，剩者纳入控制变量系列中； Z^* 为控制变量[区别于 Z ， Z^* 包含强社会关系网络(中介变量为弱社会关系网络时)或弱社会关系网络(中介变量为强社会关系网络时)] γ 和 τ 为随机扰动项。

借鉴已有文献，反事实总效应四项分解法可以用于研究自变量、因变量和第三变量之间的关系，可以将解释变量对被解释变量的总效应分解为四项：①受控直接效应；②纯调节效应；③调节中介混合效应；④纯中介效应。其含义为：受控直接效应是指在控制了第三变量也即 S 的影响后， X 对 Y 的直接影响；纯调节效应是指第三变量对自变量和因变量之间关系的强度或方向有影响，但不具有中介作用；调节中介混合效应是指第三变量同时有调节作用和中介作用，即自变量对因变量的间接影响通过中介变量发生，并且并且这种间接影响随着调节变量的水平而改变；纯中介效应是指自变量对因变量的影响完全通过中介变量发生，没有直接影响。分解公式为

$$E[CDE](s^*) | z^* = \{E[Y | x, s^*, z^*] - E[Y | x^*, s^*, z^*]\} \quad (4)$$

$$E[INT_{ref}(s^*) | z^*] =$$

$$\int \{E[Y | x, s, z^*] - E[Y | x^*, s, z^*] - E[Y | x, s^*, z^*] + E[Y | x^*, s^*, z^*]\} dP(s | x^*, z^*) \quad (5)$$

$$E[INT_{med} | z^*] =$$

$$\int \{E[Y | x, s, z^*] - E[Y | x^*, s, z^*]\} dP(s | x^*, z^*) \{dP(s | x, z^*) - dP(s | x^*, z^*)\} \quad (6)$$

$$E[PIE | z^*] = \int E[Y | x^*, s, z^*] \{dP(s | x, z^*) - dP(s | x^*, z^*)\} \quad (7)$$

其中： s 为 S 的任意值； s^* 为 s 的反事实值；同理， x 为 X 的任意值， x^* 为 x 的反事实值， z 为 Z 的任意值， z^* 为 Z 的反事实值。通过比较解释变量在实际值和反事实值下的被解释变量结果，可以计算出总效应水平(TE)，即 $TE = Y_x - Y_{x^*}$ 。进一步可以将 TE 分解为上述 4 个部分： CDE 为中介变量为 s^* 时解释变量 X 的受控直接效应； INT_{ref} 为 S 对 X 的纯调节效应； INT_{med} 为 S 对 X 的调节中介混合效应； PIE 为 S 对 X 的纯中介效应。

需要指出的是，式(1)中解释变量可能存在选择性偏误及内生性问题。首先，从逻辑上而言，互联网使用取决于经济社会环境，而土地流转是市场发育的结果，二者可能同时受到经济社会环境的影响。其次，自变量与因变量之间可能存在反向因果关系。原因在于，为了提高土地流转效率可能会促进互联网的使用广度，从而导致双向因果的存在；互联网使用与社会关系网络可能存在反向因果关系。最后，可能存在其他不可观测的遗漏变量问题。为此，本文将采用工具变量法进一步对模型进行估计。参照赵羚雅和向运华^[4]的研究，本文选取村级层面“基础设施情况”中的“是否通宽带”作为“互联网使用”的工具变量。这是因为宽带普及率能直观反映出本村的互联网发展情况，进而是决定农户是否使用互联网获取信息的主要因素。此外，村级层面的宽带普及情况对农户土地流转没有直接影响，而是通过影响农户的互联网使用进而产生间接影响。从理论逻辑上而言，村级“是否通宽带”指标满足作为工具变量的相关性和外生性条件。

综上，本文模型的选择方案为：式(1)中被解释变量为二元变量时，采用考虑内生变量的 probit 回归模型，由于本文的主要解释变量为二元变量，因此参考 Blundell 和 Powell^[39]的做法，选取拓展的 probit 模型 eprobit 进行估计。当式(1)中被解释变量为连续变量，且内生变量为二元变量时，故参考 Maitra 和 Rao^[40]的做法，采用拓展的线性回归模型 eregress 进行估计。

(三) 变量选择与描述

1. 被解释变量

参考已有研究，本文选取农地转出作为被解释变量，根据问卷中的问题“耕地转出在外的面积”，不为 0 则表示农户存在土地流转交易。

2. 解释变量

家庭是否使用互联网和强弱社会关系网络是本文的核心解释变量。第一，互联网使用。为了准确识别互联网使用带来的信息获取功能，选取问卷中的“您如果上网，主要目的是什么”衡量互联网使用情况，当上

网农户的目的为学习技术、知识,法律,浏览时政新闻中的任意一项时,取值为 1,否则取值为 0。第二,强社会关系多源于亲人、挚友和熟悉的街坊邻居或朋友,有很强的情感因素维系着人际关系,也即俗称的“关系很铁”,维系强社会关系需要“人情支出”,因此本文参照已有学者的做法,将“人情支出”作为强社会关系网络的代理变量^[41]。而弱社会关系网络的特点是异质性较强,没有过多的感情维系,俗称的“泛泛之交”,因此,本文使用手机联系人数量减去遇到困难时能够借到 5 万元的人数作为弱社会关系网络的代理变量,以避免样本选择的重复性,不同于以往使用通信支出衡量弱社会关系网络^[42-43]。

3. 控制变量

根据既有研究,农地流转作为土地要素配置的重要手段,受到户主家庭特征、个人特征和村庄特征等内部因素影响,还包括市场、制度和环境等外部因素的影响。根据上述文献,本文选取的控制变量包括:个人特征为户主的年龄、文化程度、自我认定的健康状况、农业技能培训情况;家庭特征为承包的土地规模、非农收入、转出土地年租金、家庭规模、政治背景及存款情况;村庄特征为乡村产业、村庄的地形特征、村委会到乡镇的距离及村庄收入情况。

变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差	最大值	最小值	
被解释变量	是否转出耕地	1 = 是, 0 = 否	0.619	0.486	1	0	
	耕地转出面积	耕地转出在外的面积(亩, 1 亩 ≈ 666.67 平方米)	2.678	3.376	45	0	
核心解释变量	互联网使用	上网目的是否为下列之一: ①学习技术、知识; ②学习政策法律等知识; ③浏览时政新闻。是 = 1; 否 = 0	0.241	0.428	1	0	
	上网情况	是否通过手机或电脑上网: 是 = 1, 否 = 0	0.433	0.496	1	0	
	强社会关系网络	年人情支出(元)	6448.670	7606.559	50000	0	
	ln(1+强社会关系网络)	ln(年人情支出+1)	7.626	2.649	10.820	0	
	弱社会关系网络	手机联系人数量减去遇到困难时能够借到 5 万元的人数(人)	76.358	104.355	765	0	
控制变量	户主特征	年龄	户主的年龄(岁)	62.953	10.035	87	25
		健康状况	自我认定的健康状况: 丧失劳动能力 = 1; 差 = 2; 中 = 3; 良 = 4; 优 = 5	3.936	1.106	5	1
		教育程度	文化程度: 在校年数(年)	7.209	3.627	20	0
		农业技术教育或培训	是 = 1, 否 = 0	0.300	0.458	1	0
	家庭特征	家庭政治背景	您家是否党员户: 是 = 1, 否 = 0	0.302	0.459	1	0
		土地规模	承包的耕地总面积(亩, 1 亩 ≈ 666.67 平方米)	5.881	11.976	317.3	0.6
		家庭非农收入占比	非农收入/家庭总收入	0.648	0.534	0.831	0.194
		土地租金	耕地年租金总额/收租耕地转出面积(元)	797.267	268.879	100	2000
		家庭规模	常住人口	3.109	1.574	8	1
		年末存款	年末存款总额(元)	49302.19	131393.7	2000000	0
	村庄特征	ln(1+年末存款)	ln(年末存款总额)	6.216	5.263	14.509	0
		乡村产业	所在村是否有乡村产业: 1 = 是, 0 = 否	0.217	5.263	1	0
		地形特征	平原 = 1; 丘陵 = 2; 山区 = 3; 其他 = 4	1.132	0.339	2	1
		到乡镇的距离	村委会到乡镇政府的距离(千米)	6.252	6.171	40	0
村庄人均收入		全村人均纯收入(元/人)	22802.39	9903.784	50000	1800	
ln(村庄人均收入)		ln(全村人均纯收入)	9.906	0.585	10.820	7.495	

注: 为了避免异方差对参数估计量的影响, 基准回归中将变量强社会关系网络和年末存款加 1 后取对数处理; 将村庄人均收入做取自然对数处理。

(四) 描述性证据

基于 CLES 2020 年和 2021 年数据, 表 2 描述了不同互联网上网目的情况下村庄农户土地流转发生情况和流转面积情况的差异。由表 2 可知: 一方面, 相比于不太侧重于使用互联网获取时政新闻、学习技术、学习政策法律等人群, 使用互联网获取上述信息的农户的人情礼金支出更多, 2021 年平均高出 2923 元, 2020 年该值为 2168 元。另一方面, 两组农户的弱社会关系网络差异较大, 灵活上网的农户拥有更庞大的弱社会关

系网络。最后,使用互联网获取信息的农户,转出耕地的比例比未使用互联网获取信息的农户高4个百分点。以上初步表明,互联网的信息获取功能可能是塑造农户关系型社会形态变迁与土地交易市场秩序的重要诱因。

表2 不同互联网使用情况农户的耕地流转与强弱社会关系特征

组别 年份	转出耕地农户占比(%)		人情支出(元)		弱社会关系网络(人)	
	2020	2021	2020	2021	2020	2021
使用互联网上网	63.8	66.5	7864.6	8919.5	169.0	203.5
未使用互联网上网	59.3	62.6	5696.4	5996.2	54.9	57.7

四、实证检验

(一) 基准回归分析

首先,在不考虑中介效应和调节效应的情况下,考察农户使用互联网和社会关系网络对土地流转的影响。根据式(1),使用Stata17.0软件进行基本回归分析,表3汇报了互联网使用对农地流转的影响。本文分别汇报了probit模型和eprobit模型的回归结果,控制了时间和地区固定效应,cluster在县层面的标准误。一是,广义豪斯曼检验结果显示,估计不受内生性问题的干扰。二是,识别不足检验和若工具变量检验结果表明,本文选取的工具变量不存在弱工具变量或识别不足问题。

表3中,(1)列和(2)列估计结果表示只加入个体控制变量的回归结果,被解释变量为0-1变量,表示农户是否发生土地转出行为。表3中显示,互联网接入、强社会关系网络与弱社会关系网络分别对土地流转存在显著正向影响,初步表明互联网使用与社会关系网络有助于农户家庭进行土地流转。(3)列和(4)列回归结果表示,在控制个人和家庭层面的变量后,回归依然显著。(5)列和(6)列回归结果显示,当控制个人、家庭和村层面变量的情况下,使用互联网获取信息的农户比不使用互联网的家庭在5%显著水平上正向影响家庭土地转出的概率,且两类社会关系网络的影响均为正。这表明信息化水平对农村土地流转市场发育具有重要影响。实际上,发生在具有紧密社会关系群体间的农地流转,往往伴随低租金、短周期、非合约等非市场化特征,该类交易进而阻碍了农地规模经营的形成。以互联网为代表的乡村数字建设水平的提高,可能会在一定程度上缓解内圈交易的局限性,改善亲友间小规模流转、低市场风险承受力的弱点。

其他控制变量的影响:首先,年长的农户更易转出耕地,可能的原因是随着老龄化的加剧,受体力的约束会越来越明显,因此耕地会逐渐从年龄大的农户向适龄农户集中。其次,受教育程度与农户土地流转之间存在正向关系,受教育程度越高的农户越有可能转出农地。可以理解为农户受教育程度越高其自我认知能力越强,且农业劳动的机会成本更高,在明晰收益成本的前提下,他们相对而言会减少农业内卷化强度,因此更能响应国家政策,农地流转的积极性更高。但农业技术培训反而会抑制农地转出,技能的加持增加了农户与土地的黏性,这可能因为技能培训提高了劳动生产率,减少了农村劳动力的流失和农地转出。再次,党员户农村家庭显著促进了土地流转。党员的影响力体现在相对快的感知国家上层建筑的政策走向进而以身作则,通过自身示范带动责任,提高了土地流转率。此外,表中显示农户家庭土地资源禀赋和家庭规模显著抑制农户土地流转行为的发生,可能在于土地规模越大、家庭劳动力越丰富的农户,往往具备规模经营的能力,土地会流入经营能手,提高了土地的配置效率和生产效率,这也符合政策的初衷和相关研究结论。非农收入会显著促进农户转出土地,这也印证了中国农村资源配置路径,通过促进劳动力流动,可逐渐实现土地资源的合理配置,进而实现“人动”带动“地动”。继而,土地流转价格越高,农户越倾向于转出土地,可见市场机制逐渐发挥引导作用,促进了农地流转市场的发育,这符合理论部分的分析,侧面反应了以正式制度维系的市场机制逐渐替代人情关系维系的传统交易模式。最后,乡村产业能显著促进土地流转,这源于产业的集聚效应,产业兴旺则土地利用效率高,流转率高。村庄人均收入越高的地区农户越可能转出耕地,随着非农收入占比的不断提高,农户的务农机会成本逐渐上升,因此农业经营收入份额下降,激励农户转出土地。

表 3 基准回归分析结果

变量	农地流转					
	probit	eprobit	probit	probit	probit	probit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
互联网使用	0.199*** (0.052)	0.189** (0.044)	0.177*** (0.043)	0.154** (0.018)	0.134*** (0.034)	0.114** (0.015)
强社会关系网络	0.098** (0.076)	0.064** (0.034)	0.072** (0.042)	0.069** (0.021)	0.048* (0.022)	0.077** (0.065)
弱社会关系网络	0.095*** (0.075)	0.098*** (0.031)	0.101*** (0.035)	0.095*** (0.011)	0.068** (0.015)	0.073*** (0.010)
年龄	0.018*** (0.002)	0.017*** (0.018)	0.013*** (0.002)	0.011*** (0.001)	0.018*** (0.002)	0.014*** (0.010)
健康状况	-0.011 (0.019)	-0.035 (0.019)	-0.007 (0.020)	-0.023 (0.019)	-0.014 (0.023)	-0.025 (0.017)
教育程度	0.021*** (0.006)	0.051*** (0.021)	0.021** (0.006)	0.073*** (0.021)	0.021** (0.022)	0.054*** (0.014)
农业技术教育或培训	-0.130* (0.044)	-0.105** (0.086)	-0.150*** (0.047)	-0.097** (0.033)	-0.172*** (0.054)	-0.109*** (0.034)
是否党员户			0.149*** (0.043)	0.160** (0.032)	0.135** (0.046)	0.164** (0.026)
土地规模			-0.004*** (0.002)	0.053*** (0.067)	-0.002** (0.001)	0.044*** (0.032)
家庭规模			-0.064*** (0.032)	-0.016*** (0.002)	-0.042*** (0.109)	-0.038*** (0.021)
家庭非农收入占比			1.363*** (0.293)	1.284*** (0.078)	1.646*** (0.304)	1.324*** (0.085)
土地租金			0.434* (0.354)	0.347* (0.056)	0.437* (0.309)	0.362* (0.046)
ln(1+年末存款)			0.012 (0.004)	0.024 (0.002)	0.003 (0.004)	0.014 (0.002)
乡村产业					0.405*** (0.035)	0.225*** (0.057)
地形特征					0.219*** (0.067)	0.156*** (0.053)
到乡镇的距离					-0.012*** (0.003)	-0.003** (0.002)
村庄人均收入					0.256*** (0.034)	0.164*** (0.053)
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
常数值	-0.915*** (0.190)	-1.348*** (0.533)	-0.439*** (0.157)	-1.243*** (0.517)	-3.253*** (0.309)	-1.124*** (0.757)
Wald 检验值	58.223***		87.267***		131.083***	
广义豪斯曼检验	0.347 (0.397)		0.383 (0.324)		0.428 (0.312)	
识别不足检验	57.930***		57.983***		58.452***	
弱工具变量检验	60.324		61.003		60.109	
样本量	4155		4155		4155	
R ²	0.014	—	0.023	—	0.056	—

注:基准回归分析中,将人情支出加 1 后做了取自然对数处理;***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;括号中的数值代表标准误;“-”表示回归结果不报告的内容;空白处表示未将该变量加入回归中。

(二) 网络“协同”的机制检验

考虑到社会关系网络结构差异性,本小节的主要内容是检验网络“协同”过程中的机制,以期分析互联网的信息获取功能影响农户行为的路径。在式(2)和式(3)的基础上,利用4-way分解法对互联网使用的土地流转效应进行分解,通过估计结果来检验网络“协同”的路径。本文分别以强社会关系网络和弱社会关系网络作为中介变量进行回归分析。回归结果如表4所示。

表4中显示,当以强社会关系网络为中介变量时,农户使用互联网能够显著提升1.005倍的土地转出概率,其中,受控直接效应(CDE)使得农户进行土地流转的概率显著增加0.944倍,占总效应的93.93%。纯中介效应(PIE)占总效应的4.48%。包含交互效应的两个分解项未通过显著性检验。因此,强社会关系网络单方面嵌入互联网络中,未与互联网产生交互效应,即不存在调节效应。

根据表4结果,当以弱社会关系网络为中介变量时,农户使用互联网能够显著提升1.085倍的土地转出概率。从分解结果看,受控直接效应(CDE)使得农户土地转出的概率显著增加0.613倍,占总效应的56.50%。纯调节效应(INT_{ref})、调节中介混合效应(INT_{med})、纯中介效应(PIE)均能显著促进农户的土地流转概率,但解释力度不同,三者占据总效应的百分比分别为27.28%、14.29%、1.93%。四项分解效应估计结果表明,农户的互联网与弱社会关系网络之间存在着交互作用,即交互“协同”机制,假说1和假说2得到验证。

综上,通过机制检验发现,强社会关系网络与互联网之间是单向“协同”关系,未表现出交互效应,而弱社会关系网络与互联网之间存在交互“协同”关系,有明显的调节效应。因此研究假说2得到验证。此外,在强社会关系机制分析中,纯调节效应的系数为负,这一定程度上说明农户流转行为对强社会关系网络的依赖性,这源于信任差序格局的高低信任圈层划分,对处于低信任圈层的互联网信息表现出更强的筛选与防御特征,说明强社会关系网络具备封闭性,这侧面反应了受非市场化因素影响的农户行为特征的原因之一。

表4 基于网络“协同”机制的4-way估计结果

效应分类	Med=强社会关系			Med=弱社会关系		
	(1)			(2)		
	超额相对风险 (ERR)	标准误 (Std. Err)	效应占比 (%)	超额相对风险 (ERR)	标准误 (Std. Err)	效应占比 (%)
CDE	0.944***	0.215	93.93	0.613**	0.211	56.50
INT_{ref}	-0.017	0.028	-1.69	0.296**	0.104	27.28
INT_{med}	0.033	0.034	3.28	0.155***	0.054	14.29
PIE	0.045**	0.064	4.48	0.021**	0.009	1.93
TE	1.005***	0.208	100.00	1.085***	0.265	100.00

注:超额相对风险 $ERR = E[CDE | Z] + E[INF_{ref} | Z] + E[INF_{med} | Z] + E[PIE | Z]$,即直接效应(TE)可以分解为其余4个效应,以上指标表示自变量对因变量发生概率的倍数影响;***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(三) 稳健性检验

(1) 替换因变量的基准回归稳健性检验。在上文基本回归分析中,本文采用“是否转出耕地”来反映农户土地流转情况。与基准回归不同的是,本文选取“耕地转出面积”替换“是否转出耕地”指标进行稳健性估计。与基准回归相同的是,采用一致的控制变量和工具变量。由于新的因变量为非有序变量,故采取拓展的连续变量模型(eregress)对其进行估计。表5结果显示,在控制相关变量和排除内生性影响的情况下,互联网使用能够显著促进农户土地转出的面积,表明本文对因变量的替换并未严重干扰结论的稳健性。

(2) 替换因变量的机制分析稳健性检验。同理,为了验证前文网络“协同”机制回归结果的稳健性,本文选取“耕地转出面积”为因变量再次进行机制估计,估计结果如表6所示。相比上文的总效应四项分解结果,使用“耕地转出面积”作为因变量得到的估计结果中,弱社会关系网络的四项分解系数依旧通过显著性检验,而强社会关系网络的 INT_{ref} 和 INT_{med} 依旧不显著,其余分解项通过显著性检验。因此,以强社会关系网络和弱社会关系网络为机制的总效应四项分解估计结果依然稳健。

表 5 稳健性检验：替换因变量的基准估计

变量	耕地转出面积					
	ols	eregress	ols	eregress	ols	eregress
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
互联网使用	0.072 *** (0.019)	0.069 *** (0.043)	0.068 *** (0.057)	0.054 *** (0.032)	0.057 *** (0.015)	0.049 *** (0.013)
农户特征	是	是	是	是	是	是
家庭特征	否	否	是	是	是	是
村庄特征	否	否	否	否	是	是
常数项	0.169 *** (0.071)	0.219 *** (0.058)	0.228 *** (0.074)	0.315 *** (0.068)	-0.588 *** (0.125)	-0.209 *** (0.120)
Wald 检验值	58.223 ***		88.213 ***		131.043 ***	
广义豪斯曼检验	1.49(0.685)		0.88(0.832)		0.74(0.864)	
识别不足检验	57.930 ***		58.415 ***		59.567 ***	
弱工具变量检验	60.324		61.075		61.046	
样本量	4155		4155		4155	
R ²	0.017	—	0.030	—	0.082	—

注：因变量进行加 1 取对数处理；***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号中的数值代表标准误。

表 6 稳健性检验：替换因变量的 4-way 总效应分解结果

效应分类	Med=强社会关系			Med=弱社会关系		
	(1)			(2)		
	超额相对风险 (ERR)	标准误 (Std. Err)	效应占比 (%)	超额相对风险 (ERR)	标准误 (Std. Err)	效应占比 (%)
CDE	0.947 ***	0.194	93.67	0.613 **	0.212	56.55
INT _{ref}	-0.015	0.035	-1.48	0.296 **	0.094	27.31
INT _{med}	0.029	0.015	2.87	0.152 ***	0.103	14.02
PIE	0.050 **	0.044	4.94	0.023 **	0.025	2.12
TE	1.011 ***	0.252	100.00	1.084 ***	0.256	100.00
样本量	4255			4255		

注：直接效应 (TE) 可以分解为其余 4 个效应，各指标代表自变量对因变量产生影响；***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

(3) 基于倾向匹配得分法的估计。前文利用拓展的 probit 模型解决了本文内生性的主要来源——反向因果，注重遗漏变量问题导致的内生性问题。实际上，包括制度、社会发展差异等无法观测的变量会同时影响互联网使用、社会关系网络和农地流转。本文进一步对样本数据采用倾向匹配得分法 (PSM) 进行估计。对是否使用互联网的处理组和对照组样本进行核匹配，对匹配结果的平衡性进行检验。在此基础上，将匹配后的样本重新进行反事实总效应四项分解法进行估计，表 7 报告了总体控制变量 PSM 分析的平衡性检验，(Ps R² 表示伪 R 方，LR² 表示卡方统计量)。总体而言，匹配前，控制组与实验组之间存在显著性差异，匹配后，两个组不存在特征差异。

利用匹配后的数据再次进行 4-way 模型估计，表 8 报告了回归结果。将匹配前后的总效应四项分解结果进行对比分析发现，分解后的四类效应的显著性水平及影响方向没有发生根本性改变。总而言之，使用 PSM 的估计结果强化了上文中总效应分解结果的稳健性。

表 7 PSM 平衡性检验

样本	Ps R ²	LR chi ²	p>chi ²
匹配前	0.161	739.24	0.000
匹配后	0.002	6.330	0.899

表 8 稳健性检验：基于 PSM 方法的网络“协同”机制检验

效应分类	Med=强社会关系			Med=弱社会关系		
	(1)			(2)		
	超额相对风险 (ERR)	标准误 (Std. Err)	效应占比 (%)	超额相对风险 (ERR)	标准误 (Std. Err)	效应占比 (%)
<i>CDE</i>	0.936***	0.063	93.32	0.586**	0.346	55.60
<i>INT_{ref}</i>	-0.015	0.035	-1.50	0.297**	0.163	28.18
<i>INT_{med}</i>	0.031	0.053	3.09	0.145***	0.053	13.76
<i>PIE</i>	0.051**	0.035	5.09	0.026**	0.023	2.46
<i>TE</i>	1.003***	0.245	100.00	1.054***	0.253	100.00
样本量	4127			4127		

注：直接效应(*TE*)可以分解为其余4个效应,各指标代表自变量对因变量发生影响;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

五、进一步分析

促进小农经济与现代农业有效衔接是实现农业现代化发展的路径。本节从农地流转交易对象变化角度出发,验证以互联网为代表的信息化过程是否会成为“差序格局”撕裂的突破口,通过区分农户土地转出对象的变化,考察人格化流转维系的细碎化经营模式逐步扭转的局面。由此本节引出的第一个问题是,网络“协同”的过程在促进农地流转的同时,是否能够促进农户土地转出对象的改变?数据中涉及的变量为“耕地转出对象”,包括转包给企业的面积、转包给专业合作组织的面积、转包给村集体的面积、转包给农户的面积。选定其为因变量进行估计,估计结果如表9所示。

表9显示,在农业企业一列,以弱社会关系网络为中介变量的网络“协同”机制检验的总效应及四项分解效应均显著促进了农户流转土地给农业企业。同理,以专业合作组织和村集体为流转对象的机制检验中,互联网与弱社会关系网络的交互-中介作用明显,四项分解效应通过显著性检验。而以强社会关系网络为中介的机制检验中,以农户为土地转出对象的显著性最强。比较发现,互联网与社会关系网络协同的过程中,弱社会关系网络的潜能可以充分挥发,与互联网交互的过程中,能够促进农户土地交易由强社会关系网络圈向弱社会关系网络圈扩展,这表明,农地流转的市场化和非人格化已经成为当前农地流转市场发展的重要趋势,这对于促进小农户与规模经营主体有效衔接有重要意义。

本文结果显示,源于“差序格局”的非市场化逻辑正在被市场化的逻辑所渗透。由此引出疑问是,以往数据和研究强调的流转合同口头化严重、流转期限短等表征非市场化流转的指标是否会有所改善呢?本文使用的微观调查数据中涉及的指标包括“签订书面合同的转出面积”和“讲明流转期限的转出面积”,将二者作为被解释变量,其余控制变量、工具变量和估计模型与表2相同。结果如表10所示,在考虑内生性的情况下,互联网的信息获取功能能够促进农户土地流转逐步正规化,首先,互联网使用促进了农户签订农地流转合同耕地面积的增加,其次,关于农户转出耕地的流转期限也更加明确。以口头交易和短期流转的非正式流转制度得到改善,正式的、市场化形式的农地流转格局已打开。

表 9 互联网使用对农地流转对象影响的效应分解

效应分类	农地转出对象							
	农业企业		专业合作组织		村集体		农户	
	强社会网络	弱社会关系网络	强社会关系网络	弱社会关系网络	强社会关系网络	弱社会关系网络	强社会关系网络	弱社会关系网络
<i>CDE</i>	0.618	0.512**	0.409	0.607***	0.273**	0.272**	1.006***	0.224**
<i>INT_{ref}</i>	-0.021	0.204**	-0.112	0.219**	0.021	0.027	-0.010	-0.030
<i>INT_{med}</i>	0.053	0.124***	0.035	0.206***	0.032	0.234**	-0.019	-0.033
<i>PIE</i>	0.063	0.106**	0.013	0.031**	0.042	0.058**	0.041**	-0.027
<i>TE</i>	0.713	0.946***	0.345	1.063***	0.368**	0.591**	1.018***	0.134**
样本量	1098		1332		1067		2452	

注：因变量均进行加1取对数处理;***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表 10 互联网使用对农地流转合同和农地流转期限的影响

变量	合同:耕地转出面积	期限:耕地转出面积
	eregress	eregress
互联网使用	0.063** (0.031)	0.049** (0.017)
农户特征	是	是
家庭特征	是	是
村庄特征	是	是
常数项	-0.409*** (0.342)	-0.326*** (0.332)
伪似然对数	-655.536	-923.347
Wald 检验值	56.230***	131.046***
识别不足检验	58.960***	58.632***
弱工具变量检验	61.322	63.663

注:因变量采用加 1 取对数处理;***、**、* 表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内的数值代表标准误。

六、结论与思考

长期以来,以熟人圈所维系的乡村秩序是农村的基本治理形式,这是最初打开农地交易市场的把手,也成为当今市场化交易发展的障碍。实践证明,以互联网为代表的数字技术对乡村要素配置有着较高的潜能。本文以互联网与社会关系网络互动协同为分析线索,阐明了“互联网使用-网络协同-农户行为”的行文逻辑,利用农户微观调研数据进行论证分析,主要研究结论与思考如下:

(一) 主要结论

基于中国土地经济调查(CLES)数据的研究发现,互联网使用与社会关系网络协同过程中,会推动农户土地资源配置发生转变。首先,在考虑反向因果可能导致的内生性情况下,农户使用互联网会显著促进其农地流转的几率。其次,机制检验证明互联网发展能促进强社会关系维持的非市场化交易向弱社会关系网络范围扩展,表明以人情网络为纽带的资源配置方式逐渐淡化,市场化方式得到强化。互联网与强社会关系网络之间仅存在中介效应,农户使用互联网通过强社会关系网络可促进农户转出土地。弱社会关系网络同时具备中介效应和交互效应,对农户使用互联网引致的土地流转效应起到拓展的作用,“协同”机制得以验证。网络“协同”机制充分证明了以人情世故礼金支出所维持的强社会关系网络关系正被弱社会关系稀释,这正是冲击传统“守望相助”交易模式的重要因素之一。考虑自选择偏差可能导致的内生性情况下,利用 PSM 进行检验,结果表明结论依然稳健。进一步研究发现,互联网使用作为农户接收政策讯息、法律知识等重要信息通道,能借助弱社会关系网络促使农地流转市场市场化转型,农户土地交易向陌生人和市场理性人扩展,农地流转对象呈规模经营特征;促使农地流转合同化、长期化。综上文强调,互联网的发展与使用是继农地确权政策外具有“破”与“立”效应的又一重要元素,一方面,能够破解“关系型”农村治理体系,另一方面能够建立正规化、法制化的现代村庄发展模式。可见,互联网的技术贡献对于提高农地流转市场化程度具有重要意义,本研究结论为农业现代化建设提供参考。

(二) 进一步思考

本文的研究结论有助于理解互联网广泛普及背景下中国农村社会变迁的驱动力,同时补充了关于农地流转和社会关系网络的相关研究。本文注意到,互联网使用对于不同土地规模和不同年龄的农户存在异质性影响,如,土地规模较小的农户土地要素配置方面受互联网影响更大,年龄较大的农户在互联网的催化下也更易转出耕地,互联网的进一步推广应该考虑这种群体间的差异性,这对于减轻耕地细碎化、缓解老龄化对生产效率的负面影响发挥实质性作用。此外,壮大村庄产业、提高农民收入、促进农民非农就业,是促进农地流转市场发展的重要后备之力,因此地方政策应积极鼓励乡村借助互联网优势,发展地方特色产业,促进农村劳动力就业,切实促进互联网的带农作用。但值得注意的是,在农民所依附的土地交易逐渐向法制化和利益化方向发展时,村庄将面临新秩序维护的挑战,在契约不完全条件下,新的交易方式内含着高昂的交易费用与治理成本,因此在转型过程中,要注重内圈交易与外圈交易的互补性,避免盲目追求规模生产而忽视巩固家庭经营的基本地位。因此,现代化的农村经济社会不仅需要互联网新型要素的催化,仍需动

员传统的组织资源和熟人社会的辅助性制度功能,进而构建“高效、公平、认同”的乡村治理体系。本文建议通过加强农村信息化建设、完善基础设施、加强对新型经营主体的培育与引导等措施、强化互联网赋能乡村,促进农地流转市场健康发展与转型。

参考文献

- [1] 杜鑫. 当前中国农村居民收入及收入分配状况——兼论各粮食功能区域农村居民收入水平及收入差距[J]. 中国农村经济, 2021(7): 84-99.
- [2] 李长生, 刘西川. 土地流转的创业效应——基于内生转换 Probit 模型的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020(5): 96-112.
- [3] 曾亿武, 宋逸香, 林夏珍, 等. 中国数字乡村建设若干问题刍议[J]. 中国农村经济, 2019(4): 21-35.
- [4] 赵羚雅, 向运华. 互联网使用、社会资本与非农就业[J]. 软科学, 2019, 33(6): 49-53.
- [5] 刘艳丽, 刘政. 互联网嵌入、社会资本与农村居民贫困脆弱性[J]. 云南财经大学学报, 2023, 39(8): 85-100.
- [6] 王军, 韩悦. 互联网使用对农村劳动力非农就业的影响研究——理论机制与微观证据[J]. 经济问题, 2023(9): 88-97.
- [7] MA W, NIE P, ZHANG P, et al. Impact of Internet use on economic well-being of rural households: Evidence from China[J]. Review of Development Economics, 2020, 24(2): 503-523.
- [8] 方顺超, 朱平芳. 互联网对于农户收入不平等的影响探究[J]. 系统工程理论与实践, 2024(4): 1-22.
- [9] 朱秋博, 白军飞, 彭超, 等. 信息化提升了农业生产率吗? [J]. 中国农村经济, 2019, 412(4): 22-40.
- [10] 彭新慧, 闫小欢. 社会互动、信息能力与农户化肥减量增效技术采纳——基于互联网信息技术普及的视角[J]. 中国农业资源与区划, 2024(4): 1-12.
- [10] YUAN C W, LEE Y H. Connecting and being connected: Investigating friending practices across multiple social networking sites[J]. Information Technology & People, 2022, 35(3): 1096-1115.
- [12] 史雨星, 赵敏娟. 关系网络、社会互动与牧户草场转入行为——草场流转市场转型期社会资本作用的再审视[J]. 农业技术经济, 2023(1): 41-59.
- [13] 刘刚, 张冷然, 梁晗, 等. 互联网创业的信息分享机制研究——一个整合网络众筹与社交数据的双阶段模型[J]. 管理世界, 2021, 37(2): 107-125, 9.
- [14] 王术坤, 林文声. 高标准农田建设的农地流转市场转型效应[J]. 中国农村经济, 2023(12): 23-43.
- [15] 钱龙, 洪名勇, 刘洪. 差序格局视角下的农地流转契约选择[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2015, 15(4): 47-54.
- [16] 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.
- [17] 钱琛, 邵砾群, 王帅, 等. 社会网络对牧户草地租入行为的影响——以青海省门源县 4 个村为例[J]. 资源科学, 2021, 43(2): 269-279.
- [18] 仇童伟, 罗必良. 流转“差序格局”撕裂与农地“非粮化”: 基于中国 29 省调查的证据[J]. 管理世界, 2022, 38(9): 96-113.
- [19] 罗必良. 合约短期化与空合约假说: 基于农地租约的经验证据[J]. 财经问题研究, 2017(1): 10-21.
- [20] 阮荣平, 周佩, 郑风田. “互联网+”背景下的新型农业经营主体信息化发展状况及对策建议——基于全国 1394 个新型农业经营主体调查数据[J]. 管理世界, 2017(7): 50-64.
- [21] 朱秋博, 朱晨, 彭超, 等. 信息化能促进农户增收、缩小收入差距吗? [J]. 经济学(季刊), 2022, 22(1): 237-256.
- [22] 杨佳琪, 张家才, 余典范. 互联网使用、农业生产效率与乡村振兴的内涵式发展[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2023(5): 53-65.
- [23] 仇童伟, 罗必良, 何勤英. 农地流转市场转型: 理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析[J]. 中国农村观察, 2019(4): 128-144.
- [24] 沈琼, 李皓浩. 互联网使用与家庭农地流转[J]. 经济经纬, 2023, 40(6): 15-26.
- [25] 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.
- [26] 赵德起, 贾洪波. 改革开放以来农民农地契约效率损益研究[J]. 中国农村经济, 2018(2): 15-32.
- [27] 钱龙, 钱文荣. 社会资本影响农户土地流转行为吗? ——基于 CFPS 的实证检验[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2017, 17(5): 88-99, 153-154.
- [28] KRAUT R, PATTERSON M, LUNDMARK V, et al. Internet paradox: A social technology that reduces social involvement and psychological well-being? [J]. American Psychologist, 1998, 53(9): 1017.
- [29] 缪晓雷, 杨坤, 边燕杰. 互联网时代的社会资本: 网民与非网民比较[J]. 社会学研究, 2023, 38(3): 91-111, 228.
- [30] MCKENNA K Y A, BARGH J A. Plan 9 from cyberspace: The implications of the Internet for personality and social psychology[M]. New York: Psychology Press, 2014: 57-75.
- [31] HAMPTON K, WELLMAN B. Neighboring in netville: How the internet supports community and social capital in a wired suburb[J]. City & Community, 2003, 2(4): 277-311.
- [32] 来向武, 任玉琛. 中国互联网使用对社会资本影响的元分析[J]. 新闻与传播研究, 2020, 27(6): 21-38, 126.
- [33] AKER J C, 2011. DIAL “A” for agriculture: A review of information and communication technologies for agricultural extension in developing countries[J]. Agricultural Economics, 42(6): 631-647.

- [34] DUTTON W H, REISDORF B, DUBOIS E, et al. Search and politics: The uses and impacts of search in Britain, France, Germany, Italy, Poland, Spain, and the United States[J]. Quello Center Working Paper, 2017, No. 5-1-17.
- [35] SARACEVIC T. Relevance: A review of the literature and a framework for thinking on the notion in information science. Part III: Behavior and effects of relevance[J]. Journal of the American Society for information Science and Technology, 2007, 58(13): 2126-2144.
- [36] AI C, NORTON E C. Interaction terms in logit and probit models[J]. Economics Letters, 2003, 80(1): 123-129.
- [37] 杨广亮, 王军辉. 新一轮农地确权、农地流转与规模经营——来自 CHFS 的证据[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(1): 129-152.
- [38] VANDERWEELE T J. A unification of mediation and interaction: A 4-way decomposition[J]. Epidemiology, 2014, 25(5): 749-761.
- [39] BLUNDELL R, POWELL J L. Endogeneity in nonparametric and semiparametric regression models[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2003: 312-357.
- [40] MAITRA C, PRASADA RAO D S. An empirical investigation into measurement and determinants of food security[J]. The Journal of Development Studies, 2018, 54(6): 1060-1081.
- [41] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业[J]. 经济研究, 2011, 46(3): 83-94.
- [42] 郭士祺, 梁平汉. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于 2011 年中国家庭金融调查的实证研究[J]. 经济研究, 2014, 49(S1): 116-131.
- [43] 王浩林, 王子鸣. 网络“互嵌”与农村家庭创业选择——兼论共同富裕实现[J]. 中国农村经济, 2022(9): 63-81.

Internet Usage, Social Relationship Networks, and Agricultural Land Transfer Behavior

Xin Qinghua, Wu Baijun

(School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai 200237, China)

Abstract: Based on China's Land Economic Survey (CLES) data, empirical analysis was conducted on the impact of internet use on farmers' land transfer behaviors using models such as Eprobit, Eregress, and PSM-DID. The 4-way counterfactual total effect decomposition method was employed to verify the "synergistic" mechanism between the internet and social relationship networks. The research findings are as follows. Internet usage can further optimize land factor allocation and facilitate farmers' land transfer. Mechanism analysis indicates that strong social networks only have an intermediary effect, while weak social relationship networks have both intermediary and interactive effects, implying the transformation of the agricultural land transaction market. Further analysis reveals that the synergy between the internet and weak social relationship networks can effectively promote the transaction connection between small farm entities and new management entities. Internet usage leads to the long-term and contractualization of land market transactions. The results show that internet usage is of significant importance in weakening the constraints of social relationship networks and promoting the effective connection between small-scale agricultural economies and modern agriculture.

Keywords: internet; strong social networks; weak social networks; agricultural land transfer