

# 互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置<sup>\*</sup>

## ——基于西南山区农户面板数据

吴佳璇<sup>1</sup> 闵 师<sup>2</sup> 王晓兵<sup>3</sup> 程国强<sup>1</sup>

**摘要：**基于2013年、2015年和2019年对中国西南山区612户农户追踪调查的三期面板数据，本文采用内生转换Probit模型和反事实分析法，实证检验互联网使用对偏远地区农户家庭成员非农就业和土地流转的影响及其作用机制。研究表明：互联网使用显著促进了偏远地区农户非农就业和土地转出，且对不同年份、不同土地规模和不同海拔村庄的农户家庭生产要素配置的影响效果不同。随着时间的推移，互联网使用在促进农户非农就业和土地转出方面发挥的作用越来越显著，特别是对于土地规模较小、居住地海拔较低的农户产生了较大的影响。同时，农户非农就业促进了土地流转。本研究发现，互联网使用在促进农业生产要素市场化配置中发挥了积极作用，该正向作用主要是通过促进农户信息获取这一机制得以实现的。

**关键词：**互联网使用 生产要素配置 非农就业 土地流转 内生转换Probit模型

**中图分类号：**F32 **文献标识码：**A

### 一、引言

盘活农业生产要素，优化生产要素配置，是增加农民收入、助力乡村振兴、实现共同富裕的重要基础（陈斌开等，2020）。土地、劳动力和资本等生产要素的错配严重制约了以小农户个体经营为主的农业经营方式的转型升级。近年来，中央及地方政府实施的一系列支持“三农”发展的政策，例如农村土地“三权分置”、农村无息贷款等，有效推进了农业生产要素的优化配置，对农民增收与农村减贫起到了重要作用。在乡村振兴战略实施背景下，进一步推动农户之间生产要素的自由流动以及农户家庭内部生产要素的优化配置，将直接关系到农民增收长效机制的建立和共同富裕长远目标的实现

<sup>\*</sup>本文研究得到中央农办 农业农村部乡村振兴专家咨询委员会软科学课题“‘移动互联网+’对推进农业农村现代化的影响机理及效果研究”（编号：RKX202002A）、国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目（SFC-DFG（中德））“中国西南天然橡胶生产区的农村经济转型研究”（编号：71761137002）、国家自然科学基金重点项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及协调研究”（编号：71933004）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：闵师。

(杜鑫, 2021)。

家庭劳动力和土地是农户的两大基础性生产要素,而非农就业和土地流转是衡量农户家庭生产要素配置的重要指标。从劳动力要素配置的角度来看,持续增加的非农就业促进了农村剩余劳动力转移到城镇和非农部门,既满足了中国工业化与城镇化对劳动力的需求,又缓解了中国农村严重的隐性失业现象,提升了农村劳动力的总体就业率,为助力农民增收和农村减贫做出了重要贡献(胡祎等,2022)。从土地要素配置的角度来看,近年来中国农村土地流转的规模和速度呈明显增长趋势,显著提高了土地有效利用率,促进了农业生产结构调整和农地适度规模经营,对于保证国家粮食安全和农业现代化建设的意义深远(李长生和刘西川,2020)。

在数字经济时代,互联网使用通过改变信息获取途径、增加社会资本等方式深刻影响着农户家庭生产要素配置。尤其是对于偏远地区的农户而言,以“网络扶贫”“互联网教育医疗”和“电商网购”为代表的网络覆盖行动更是解决了农村信息闭塞的核心问题,进而改变了山区农民的生产生活方式。首先,互联网使用不仅促进了农村居民就业(赵羚雅和向运华,2019),而且显著提升了农民的创业绩效和收入水平(Ma et al., 2020)。其次,互联网的广泛应用显著提高了农户的技术效率,并促进了中国农业全要素生产率的增长(朱秋博等,2019)。最后,互联网使用显著促进了农民消费潜力的释放和消费结构的优化,推动了农村消费升级(张永丽和徐腊梅,2019)。

以往的大量研究为理解互联网使用与农业农村发展的关系提供了重要参考,然而有关互联网使用影响农户家庭生产要素配置的研究在以下几方面还有待进一步提升。首先,多数文献采用倾向得分匹配方法解决可观测变量所导致的选择性偏误问题(例如 Kirui et al., 2013),但是该方法不能解决由于不可观测变量所带来的选择性偏误问题。其次,也有一些研究采用内生转换模型、处理效应模型等方法进一步控制不可观测变量所带来的选择性偏误,但普遍采用截面数据进行分析(例如姜维军等,2021),因而无法观测到互联网使用的动态影响,不能有效控制时变因素的影响。再次,以往研究多以智能手机或电脑等单一途径使用互联网为例,探究其在农业和农村发展中的作用(例如 Aker and Ksoll, 2016),这种做法无法观测到农户通过智能手机和电脑等多种途径使用互联网所带来的综合效应。最后,尽管有部分研究关注了经济较发达的平原地区或具有全国代表性的典型地区互联网使用对农户非农就业或土地流转的影响(例如 Min et al., 2020; 张卫东等, 2021),但并未解答互联网使用是否影响以及在多大程度上影响偏远地区农户家庭的生产要素配置。

为了实证检验互联网使用对偏远地区农户家庭劳动力与土地要素配置的影响,本文基于中国云南省西双版纳傣族自治州农户追踪调查数据,使用工具变量法及内生转换 Probit 模型解决样本自选择和内生性问题,并应用反事实分析法估计互联网使用对农户非农就业和土地流转的处理效应。尽管本研究的样本局限于西南山区的西双版纳,但研究结果对于中国其他偏远地区农户家庭的生产要素配置也有着一定的参考意义。本文利用面板数据识别互联网使用在偏远地区农户家庭生产要素配置中发挥的作用,进一步补充了相关研究领域的成果;同时,本文研究有助于理解互联网扩张背景下中国农业生产要素的流动与配置,可为相关农业经济政策制定提供参考。

本文余下内容安排如下:第二部分基于理论分析和已有研究,构建互联网使用对农户非农就业和

土地流转影响的理论框架，阐述其中的作用机理，并提出研究假说；第三部分汇报本文使用的数据来源，介绍用于估计互联网使用对农户家庭生产要素配置的处理效应的方法以及变量定义和描述性统计；第四部分报告并讨论实证模型的估计结果；最后，第五部分对全文进行总结。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）理论分析

假设农户对于互联网使用与生产要素配置的决策是根据预期家庭收入最大化原则进行的，借鉴 Min et al. (2017) 的研究，本文假设农户家庭收入由三部分组成，即务农收入、非农就业收入和通过土地流转获得的财产性收入，则预期收入最大化问题可以表示如下：

$$\begin{aligned} \text{Max } pf(a_i, l_{ia}, A_i, M_i) + [wl_{i0} - IC_i(M_i)] - I_i^{in} \left\{ (A_i - \bar{A}_i) [r + TC_i^{in}(M_i)] \right\} \\ + I_i^{out} \left\{ (\bar{A}_i - A_i) [r - TC_i^{out}(M_i)] \right\} \\ \text{s.t. } l_{ia} + l_{i0} \leq \bar{L}_i \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中： $A_i$  代表农户  $i$  耕种的土地数量； $l_{ia}$  和  $l_{i0}$  分别代表农户  $i$  分配给务农和非农就业的劳动力； $M_i$  为互联网使用（农户  $i$  使用互联网取 1，否则取 0）； $\bar{A}_i$  和  $\bar{L}_i$  分别代表农户  $i$  的土地禀赋和劳动力禀赋； $f(a_i, l_{ia}, A_i, M_i)$  是一个农业生产函数，该函数的假设条件为互联网使用影响农户家庭的农业信息获取成本从而影响其农业生产，其中， $a_i$  代表农户  $i$  的务农能力，通常受到家庭禀赋的影响； $p$  是农产品价格； $w$  是外生的工资率； $r$  是竞争市场上的土地租金； $I_i^{in}$  和  $I_i^{out}$  分别是土地转入（转入取 1，否则取 0）和土地转出（转出取 1，否则取 0）的指示函数； $IC_i(M_i)$ 、 $TC_i^{in}(M_i)$  和  $TC_i^{out}(M_i)$  分别是寻找工作的信息成本、土地转入和转出的交易成本。本文假设互联网使用可以有效降低农户在寻找工作和土地流转过程中的信息不对称，从而减少其寻找工作的信息成本和土地流转的交易成本，即  $\frac{\partial IC_i(M_i)}{\partial M_i} < 0$ ， $\frac{\partial TC_i^{in}(M_i)}{\partial M_i} < 0$ ， $\frac{\partial TC_i^{out}(M_i)}{\partial M_i} < 0$ 。

通过求解 (1) 式的收入最大化问题，可以推导出非农就业、土地转入和土地转出的简化方程，表达式如下：

$$l_{i0} = g[\bar{L}_i, \bar{A}_i, l_{ia}, a_i, w, r, IC_i(M_i)] \quad (2)$$

$$I_i^{in} = k[\bar{L}_i, \bar{A}_i, l_{ia}, l_{i0}, a_i, w, r, TC_i^{in}(M_i)] \quad (3)$$

$$I_i^{out} = h[\bar{L}_i, \bar{A}_i, l_{ia}, l_{i0}, a_i, w, r, TC_i^{out}(M_i)] \quad (4)$$

进一步地，互联网使用影响农户寻找工作的信息成本进而对其非农就业产生的边际影响可以通过

对 (2) 式求导得出:

$$\frac{\partial g(M_i)}{\partial M_i} = \frac{\partial g[IC_i(M_i)]}{\partial IC_i(M_i)} \times \frac{\partial IC_i(M_i)}{\partial M_i} \quad (5)$$

理论上, 寻找工作的信息成本增加将会提高非农就业的难度, 因此寻找工作的信息成本对非农就业的边际影响为负 ( $\frac{\partial g[IC_i(M_i)]}{\partial IC_i(M_i)} < 0$ ), 结合上文假设 ( $\frac{\partial IC_i(M_i)}{\partial M_i} < 0$ ), 可以判断 (5) 式大于 0。这说明, 互联网使用可以通过减少农户寻找工作的信息成本促进其非农就业。

类似地, 互联网使用影响农户土地流转的交易成本进而对其土地转入和转出产生的边际影响可以分别通过对 (3) 式和 (4) 式求导得出:

$$\frac{\partial k(M_i)}{\partial M_i} = \frac{\partial k[TC_i^{in}(M_i)]}{\partial TC_i^{in}(M_i)} \times \frac{\partial TC_i^{in}(M_i)}{\partial M_i} \quad (6)$$

$$\frac{\partial h(M_i)}{\partial M_i} = \frac{\partial h[TC_i^{out}(M_i)]}{\partial TC_i^{out}(M_i)} \times \frac{\partial TC_i^{out}(M_i)}{\partial M_i} \quad (7)$$

(6)、(7) 式中, 土地流转的交易成本对土地转入和转出的边际影响在理论上也是负向的 (即  $\frac{\partial k[TC_i^{in}(M_i)]}{\partial TC_i^{in}(M_i)} < 0$ ,  $\frac{\partial h[TC_i^{out}(M_i)]}{\partial TC_i^{out}(M_i)} < 0$ ), 结合上文假设 ( $\frac{\partial TC_i^{in}(M_i)}{\partial M_i} < 0$ ,  $\frac{\partial TC_i^{out}(M_i)}{\partial M_i} < 0$ ), 可以判断: (6) 式和 (7) 式大于 0。这说明, 互联网使用可以通过减少农户土地流转的交易成本促进其土地转入和转出。

## (二) 研究假说

随着互联网技术的快速发展, 越来越多的农村居民开始使用互联网。互联网使用对农户非农就业与土地流转的影响机理及影响效果越来越受到国内外学者的关注 (例如 Ma et al., 2020; Min et al., 2020; 张卫东等, 2021)。根据上述理论分析可知, 农户使用互联网会通过影响寻找工作的信息成本和土地流转的交易成本进而影响其非农就业和土地流转。

首先, 互联网使用通过促进信息获取推动农户非农就业。第一, 互联网使用促进农户获取就业信息, 改善劳动力市场信息不对称的状况, 降低劳动力供需双方搜寻匹配的交易成本, 提高农户从事非农工作的概率 (Karanasios and Slavova, 2018; 张卫东等, 2021)。第二, 互联网使用促进农户构建社会网络, 促使农户更便捷地获取亲朋好友的信息并与家人保持紧密联系, 由此降低外出务工者的心理成本, 在一定程度上缓解农户非农就业的顾虑, 并提高其务工积极性 (赵羚雅和向运华, 2019)。第三, 互联网使用促进农户获取新知识、掌握新技能, 由此提高自身的人力资本, 从而有助于进入非农部门工作 (马俊龙和宁光杰, 2017)。最后, 互联网使用促进农户获取新思想, 使其视野更加开阔、

思想更加开放,也促使其更加渴望走出农村、从事非农工作以提高生活品质(朱红根和宋成校,2020)。综上所述,本文提出如下假说。

H1: 互联网使用可以促进农户非农就业。

其次,互联网使用通过促进信息获取推动农户土地流转。第一,互联网使用促进农户获取土地流转信息,缓解土地转出者与转入者之间的信息不对称。以往农户主要在本村内部流转土地,并依靠亲戚、朋友和村干部等获取土地流转信息,然而这些信息在时效性与传播范围方面都存在局限性。互联网平台为农户提供全新的获取信息途径,使得农户能够获取到更大范围和更及时可靠的土地流转信息,从而促进土地流转契约的达成(张景娜和张雪凯,2020;刘子涵等,2021)。第二,互联网使用提高农户非农就业的概率(Lu et al., 2016; Dettling, 2017),进而减少农户对土地的依赖,促进土地转出(Huang et al., 2012; 张景娜和张雪凯,2020; 胡祎等,2022)。第三,互联网使用促进农户获取亲朋好友和陌生人的信息,不仅强化了“强关系”,也为“弱关系”的建立提供了更多可能(Mckenna and Bargh, 2000; Ellison et al., 2014),从而拓展农户的社会资源,提高农户达成土地流转契约的效率(陈浩和王佳,2016)。据此,本文提出如下假说。

H2: 农户非农就业可以促进土地流转。

H3: 互联网使用可以促进农户土地流转。

综上所述,本文进一步构建互联网使用通过促进信息获取进而推动农户非农就业与土地流转的理论分析框架,具体如图1所示。

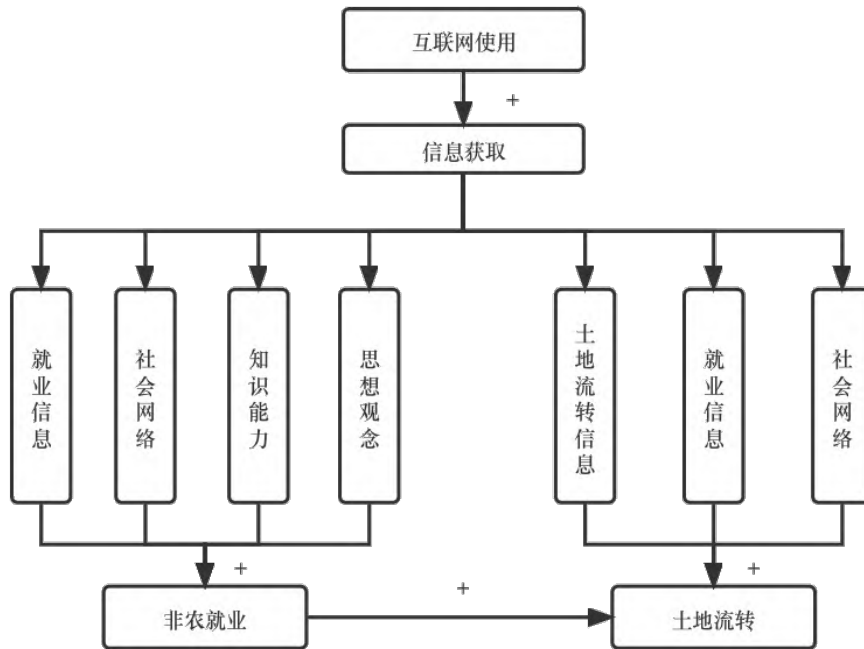


图1 互联网使用对农户非农就业和土地流转的影响路径

### 三、数据来源、模型构建与变量选取

#### (一) 数据来源

本文所使用的数据来自北京大学中国农业政策研究中心在中国云南省西双版纳傣族自治州开展的三期农户追踪调查。西双版纳位于中国西南边陲，95%的土地为山地丘陵，其地形地貌特征在中国西南山区具有一定的代表性。第一期为基线调查，调查时间是2013年3月，采用分层随机抽样法，在西双版纳的景洪市、勐海县和勐腊县3个县（市）抽取8个样本乡镇共42个样本村，对612户农户采用面对面访谈的形式进行问卷调查。调查问卷包括村级调查问卷和农户调查问卷，其中，村级调查问卷的受访者是自然村的村民组长或其他了解全村情况的人，农户调查问卷的受访者是户主或家庭主要决策者。研究团队分别于2015年3月和2019年4月对基线调查的样本村和样本农户进行了两次追踪调查，除1户样本农户由于搬出原来的自然村无法取得联系外，其余611户农户都参与了追踪调查。

三期调查收集了样本村和样本农户在2012年、2014年和2018年的家庭信息、耕地情况、种植情况等，还收集了样本农户通过互联网获取与使用相关信息、非农就业以及土地转入与转出等一系列详细情况。该调查数据为分析互联网使用对非农就业和土地流转的影响提供了重要的数据基础。由于一些数据的缺失，本文最终所使用的样本包括2013年调查的612户农户、2015年调查的609户农户和2019年调查的607户农户，共1828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

考虑到互联网使用可能存在选择性偏误及内生性问题，本文参考Lokshin and Glinskaya (2009)和Min et al. (2020)的研究设计，采用内生转换Probit模型估计互联网使用对农户非农就业和土地流转的影响。在此基础上，本文进一步开展反事实分析，估计农户互联网使用对非农就业和土地流转的处理效应。

1. 内生转换Probit模型。首先，为了分析农户互联网使用的影响因素，本文借鉴Lokshin and Sajaia (2011)对内生转换Probit模型的设定，构建互联网使用选择方程，表达式如下：

$$M_i^* = \gamma Z_i + \mu_i \quad (8)$$

$$M_i = \mathbb{1}[M_i^* \geq 0] = \mathbb{1}[\gamma Z_i + \mu_i \geq 0] \quad (9)$$

(8)、(9)式中， $M_i^*$ 为潜变量，代表农户使用互联网的倾向， $M_i$ 表示观测到的农户互联网使用情况。 $\mathbb{1}[\cdot]$ 是一个指示函数：如果 $M_i^* \geq 0$ ，则 $M_i = 1$ ；否则， $M_i = 0$ 。 $Z_i$ 是解释变量向量，包括户主、家庭和村庄层面的特征变量； $\gamma$ 是待估参数向量； $\mu_i$ 是随机误差项。

其次，在使用与未使用互联网两种情境下，本文假设农户*i*的非农就业决策方程和土地流转决策方程为：

$$R_{iMj}^* = \beta_{Mj} X_i + v_{iMj} \quad (10)$$

$$R_{iMj} = 1[R_{iMj}^* \geq 0] = 1[\beta_{Mj}X_i + v_{iMj} \geq 0] \quad (11)$$

(10)、(11)式中,下标  $M$  指代农户的互联网使用情况,  $M=1$ ,表示农户使用互联网的情境;  $M=0$ ,表示农户未使用互联网的情境。下标  $j$  指代农户非农就业或流转土地,  $j=1$ ,表示农户家庭中至少有一位成员参与非农就业;  $j=2$ ,表示农户家庭存在土地流转行为。 $R_{iMj}^*$ 表示未观测到的农户非农就业或土地流转倾向,  $R_{iMj}$ 表示观测到的农户非农就业或土地流转决策。 $\beta_{Mj}$ 是待估计参数向量;  $X_i$ 是户主、家庭和村庄层面的特征变量向量<sup>①</sup>;  $v_{iMj}$ 是随机误差项。

假设(9)式和(11)式中的误差项( $\mu_i, v_{i0j}, v_{i1j}$ )服从均值为0的联合正态分布,相关矩阵表示为:

$$\Omega_M = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ & 1 & \rho_3 \\ & & 1 \end{bmatrix} \quad (12)$$

(12)式中,  $\rho_1$ 为  $v_{i0j}$ 和  $\mu_i$ 之间的相关系数,  $\rho_2$ 为  $v_{i1j}$ 和  $\mu_i$ 之间的相关系数,  $\rho_3$ 为  $v_{i0j}$ 和  $v_{i1j}$ 之间的相关系数。由于  $R_{i0j}$ 和  $R_{i1j}$ 不能够同时被观测到,因此无法识别( $v_{i0j}, v_{i1j}$ )的联合分布并估计  $\rho_3$ 。参考Lokshin and Sajaia (2011)的研究,本文假设:  $\rho_3=1$ 。

进一步地,本文参考Lokshin and Sajaia (2011),将(9)式和(11)式构成方程组并采用完全信息极大似然法估计,从而得到内生转换Probit模型中各参数的估计值。

2.平均处理效应(ATT)。在估计内生转换Probit模型的参数后,进一步运用反事实分析法,可以将真实情境与反事实情境下使用互联网与未使用互联网的农户的非农就业和土地流转行为进行比较,来估计互联网使用的平均处理效应。参考Lokshin and Glinskaya (2009)和Lokshin and Sajaia (2011)的研究,农户互联网使用对其非农就业或土地流转的处理效应可以表示为:

$$\begin{aligned} TT(x) &= \Pr(R_{i1j} = 1 | M_i = 1, X_i = x) - \Pr(R_{i0j} = 1 | M_i = 1, X_i = x) \\ &= \frac{\Phi_2(X_i\beta_{1j}, \gamma Z_i, \rho_2) - \Phi_2(X_i\beta_{0j}, \gamma Z_i, \rho_1)}{F(\gamma Z_i)} \end{aligned} \quad (13)$$

(13)式中,  $\Phi(\cdot)$ 为二元正态分布的累积函数,  $F(\cdot)$ 为单变量正态分布的累积函数。 $M_i=1$ ,表示农户  $i$  实际使用互联网;  $X_i = x$ ,表示农户  $i$  具有观察特征  $x$ ;  $R_{i1j}=1$ ,表示在农户使用互联网的情境下(即真实情境)观测到的农户存在非农就业或土地流转行为;  $R_{i0j}=1$ ,表示在假设农户未使用互联网的情境下(即反事实情境)观测到的农户存在非农就业或土地流转行为。处理效应  $TT(x)$ 表示,与假设未使用互联网的情境相比,实际使用互联网且具有观察特征  $x$  的农户使用互联网对其非农

<sup>①</sup>  $X_i$ 包含于  $Z_i$ ,  $Z_i$ 比  $X_i$ 至少多一个变量作为工具变量。

就业或土地流转的影响。在(13)式的基础上,通过对使用互联网的农户样本( $N_{M_i=1}$ )的 $TT(x)$ 取平均值,可以得到平均处理效应(ATT),表达式如下:

$$ATT = \frac{1}{N_{M_i=1}} \sum_{M_i=1} TT(x) \quad (14)$$

### (三) 变量定义与描述

1.被解释变量。为衡量农户家庭的劳动力与土地要素配置,本文设置农户家庭成员非农就业和土地转出两个被解释变量<sup>①</sup>。非农就业表示农户家庭中是否至少有一位成员从事非农工作;土地转出表示农户是否将土地出租给他人,无论是否收取租金,只要将土地的经营权交予他人即设定为土地转出。

表1汇报了样本农户在不同年份的非农就业与土地流转情况。2012~2018年,参与非农就业的农户比例总体趋势是上升的。2012年,约20.4%的农户至少有一位家庭成员从事非农工作;2014年,该比例增加到31.8%;2018年,该比例为46.2%。参考Wang et al. (2017)的研究,参与非农就业的农户比例提高可能是由不断增加的工资所导致的。同期,土地流转的规模和比例也呈现显著变化。一方面,土地转出与转入的规模呈增长趋势;另一方面,土地流转以土地转出为主,2012年约有26.6%的农户将土地出租给他人,2018年这一比例增长至55.0%,而土地转入的农户占比很小。

2.核心解释变量。农户使用手机或电脑上网都属于使用互联网的范畴。借鉴朱红根和宋成校(2020)的研究,本文衡量农户互联网使用情况的具体做法如下:①互联网使用(手机),根据问卷中的“你家是否使用手机上网”定义,若回答是,取值为1,否则取值为0;②互联网使用(电脑),根据问卷中的“你家是否使用电脑上网”定义,若回答是,取值为1,否则取值为0;③互联网使用(手机或电脑),使用手机或电脑上网,取值为1,否则取值为0。其中,互联网使用(手机或电脑)是本文所关注的核心解释变量。

表1显示,2012~2018年,使用手机、电脑上网的农户比例呈上升趋势。特别是使用手机上网的农户比例快速增加,从2012年的50.7%增加到2018年的98.5%,这意味着超过98%的农户家庭至少拥有一部智能手机。与此同时,使用电脑上网的农户比例也增长迅速,从2012年的8.3%增加到2018年的59.4%。总体而言,2012年以来中国西南山区农户互联网使用(包括使用手机、电脑等设备上网)的比例快速提高,到2018年,超过98%的农户使用互联网<sup>②</sup>。

3.控制变量。根据既有研究,非农就业作为农户家庭劳动力要素配置的重要衡量指标,受到户主个人特征、家庭特征等内部因素(魏众,2004;蒋乃华和卞智勇,2007;Min et al.,2020)以及政策、环境等外部因素(辛岭和蒋和平,2009;Dedehouanou et al.,2018)的影响;土地流转作为土地要素配

<sup>①</sup>根据调查数据,2012年、2014年、2018年分别仅有3.9%、6.1%和6.4%的农户样本存在土地转入的情况。由于土地转入的样本太少,模型回归时难以识别,因此本文在估计土地流转模型时只关注农户的土地转出情况。

<sup>②</sup>本文中,农户家庭中只要有一位成员使用互联网就认为该农户使用互联网。因此,本文中农户使用互联网的比例明显高于官方基于个人层面对农村互联网的统计数据。



置的重要体现形式,同样受到户主个人特征、家庭特征和村庄特征等内部因素(史清华和贾生华,2002; Rahman, 2010; Huang et al., 2012)以及制度、市场和环境等外部因素(冀县卿和钱忠好,2018; 杨青等,2022)的影响。根据上述文献,本文选取户主个人特征、家庭特征和村庄特征等14个变量以及乡镇层面的虚拟变量作为控制变量<sup>①</sup>。其中,户主个人特征包括户主的性别、年龄、受教育年限、民族、婚姻状况和健康状况;家庭特征包括家庭成员数量、儿童比例、老人比例和土地规模;村庄特征包括海拔、就业机会、到乡镇距离和交通状况。

值得一提的是,从户主婚姻状况看,一般认为已婚的户主由于承担较大的家庭开支压力,较有可能选择非农就业以提高家庭收入,从而增加土地转出的概率。从户主健康状况看,户主健康状况较差可能导致其自身无法从事农业生产或非农工作,同时由于户主需要被其他家庭成员照顾,有可能降低家庭成员参与农业生产或非农工作的概率,从而影响该农户家庭土地转出的概率(张景娜和张雪凯,2020)。家庭成员儿童比例和老人比例代表了一个家庭的生命周期,儿童比例越高、老人比例越低代表家庭青壮年劳动力越多,农户家庭成员越有可能外出务工;而儿童比例低、老人比例高代表家庭人口老龄化,农户可能没有能力继续从事农业劳动,从而转出土地(钱龙和洪名勇,2016)。土地规模反映了农户家庭的土地禀赋,一方面土地规模越大就越有可能进行规模化经营,从而有利于农业生产,进而减少外出非农就业和土地转出;另一方面农户也可能因土地富余而增加土地转出(张景娜和张雪凯,2020)。不同海拔的村庄之间地理位置、气候条件和交通条件存在差别,这对于农户务工和农业生产的影响是多元的(Jin et al., 2021)。

4.工具变量。参考赵羚雅和向运华(2019)等的研究,本文采用村级层面的“宽带普及率”作为“互联网使用”的工具变量。直观来看,宽带普及率可以反映本村宽带网络的发展情况,这可能会影响本村农户的互联网使用;同时,村级宽带普及率对农户家庭生产要素配置没有直接影响,而是通过影响农户的互联网使用对其生产要素配置产生间接影响。从逻辑上判断,“宽带普及率”满足作为工具变量的相关性和外生性条件。

表1汇报了变量的定义和描述性统计信息。

表1 变量定义与描述性统计

	定义及赋值	2012年 (n=612)	2014年 (n=609)	2018年 (n=607)
被解释变量				
非农就业	农户家庭中是否至少有一位成员从事 非农工作:是=1,否=0	0.204 (0.016)	0.318 (0.019)	0.462 (0.020)
土地转出	农户是否将土地出租给他人:是=1,否 =0	0.266 (0.018)	0.476 (0.020)	0.550 (0.020)

<sup>①</sup>在估计互联网使用对非农就业的影响时,使用该14个变量以及乡镇层面的虚拟变量作为控制变量。在估计互联网使用对土地转出的影响时,相关研究表明,非农就业对土地流转产生影响(Kung, 2002; 黄枫和孙世龙, 2015; 王丽媛和韩媛媛, 2020),因此,本文在家庭层面补充了“非农就业”变量,共计15个控制变量。

## 互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置

(续表 1)

核心解释变量				
互联网使用(手机或电脑)	农户是否通过手机或电脑使用互联网: 是=1, 否=0	0.534 (0.020)	0.822 (0.016)	0.987 (0.005)
互联网使用(手机)	农户是否通过手机使用互联网: 是=1, 否=0	0.507 (0.020)	0.800 (0.016)	0.985 (0.005)
互联网使用(电脑)	农户是否通过电脑使用互联网: 是=1, 否=0	0.083 (0.011)	0.196 (0.016)	0.594 (0.020)
控制变量				
户主特征				
性别	户主是否为女性: 是=1, 否=0	0.072 (0.259)	0.080 (0.272)	0.076 (0.265)
年龄	户主的年龄(岁)	47.977 (10.520)	47.790 (10.592)	49.970 (10.442)
受教育年限	户主的受教育年限(年)	4.377 (3.576)	4.458 (3.597)	4.860 (3.613)
民族	户主是否为少数民族: 是=1, 否=0	0.954 (0.209)	0.954 (0.210)	0.954 (0.210)
婚姻状况	户主是否已婚: 是=1, 否=0	0.979 (0.144)	0.943 (0.233)	0.942 (0.233)
健康状况	户主是否生病: 是=1, 否=0	0.141 (0.348)	0.207 (0.405)	0.239 (0.427)
家庭特征				
家庭成员数量	家庭成员人数(人)	5.114 (1.458)	5.261 (1.478)	5.082 (1.494)
儿童比例	家庭成员 16 岁及以下人口比例	0.167 (0.247)	0.185 (0.151)	0.170 (0.153)
老人比例	家庭成员 60 岁及以上人口比例	0.145 (0.177)	0.143 (0.177)	0.119 (0.170)
土地规模	家庭成员人均土地面积(亩/人)	13.356 (13.130)	14.227 (15.338)	14.018 (12.750)
村庄特征				
海拔	村庄海拔(米)	756.106 (160.268)	757.129 (165.102)	742.130 (165.875)
就业机会	该村是否有企业、公司或工厂: 是=1, 否=0	0.444 (0.497)	0.736 (0.441)	0.390 (0.488)
到乡镇距离	村到乡镇的距离(公里)	11.484 (11.578)	11.198 (11.535)	12.093 (11.834)
交通状况	村庄主要干道是否为泥路: 是=1, 否=0	0.564 (0.496)	0.381 (0.486)	0.092 (0.290)

(续表 1)

工具变量				
宽带普及率	村庄的宽带普及率 (%)	6.209 (0.004)	16.367 (0.007)	58.101 (0.008)

注：括号内为标准差。

#### 四、实证结果分析

##### (一) 互联网使用对非农就业和土地流转的影响

1. 互联网使用对非农就业影响的内生转换 Probit 模型的基准回归结果。表 2 (1) 列是互联网使用选择方程的估计结果。其中，工具变量“宽带普及率”对农户使用互联网有显著的正向影响。因此，促进农村宽带普及能够使通信设备更加完善、网络使用更加便捷，对农户使用互联网具有积极的外部效应。为了验证“宽带普及率”作为“互联网使用”的工具变量是否满足相关性和外生性条件，本文采用证伪检验法。检验结果表明<sup>①</sup>，宽带普及率与互联网使用相关，而非农就业和土地转出不相关。

(2)、(3) 列分别报告使用和不使用互联网的农户非农就业决策方程中各个变量的估计系数。表 2 中，Wald 检验结果显著非 0，表明模型的设定在统计上是有效的； $\rho_1$  和  $\rho_2$  的系数均不显著，表明本研究中互联网使用对非农就业的影响不存在选择性偏误（参见 Lokshin and Sajaia, 2004）。

由表 2 (1) 列可知，在控制变量中，年龄、受教育年限、家庭成员人数、老人比例和交通状况显著影响农户的互联网使用情况。具体而言，户主受教育程度越高的农户使用互联网的概率越大，这是因为教育能够提高农户的技能和知识储备，从而提高其对互联网技术的采纳概率，这与 Ma et al. (2018) 的研究结论相符。村庄的道路条件越差，农户越倾向于使用互联网，这主要是因为交通约束促使农户寻求其他与外界沟通交流的方式，提高了其使用互联网的概率。家庭成员人数的增加显著促进了互联网使用，原因可能是随着家庭成员的增多，农户更倾向于探索新的通信设备（例如手机），以维持成员间的相互联系，这与常理相符。而户主年龄与老人比例对互联网使用有显著的正向影响，可能的原因是：户主年龄较大、老人比例较高的农户家庭，其子女不与父母同住的可能性较大，出于与子女交流沟通等维系亲情的需求（例如视频聊天），具有上述特征的农户家庭较倾向于使用互联网。这与 Hübler and Hartje (2016) 的研究结论不同。这可能是由于两方面的原因：一是本研究的样本来自中国西南偏远地区，偏远和非偏远地区的要素约束条件差别可能造成研究结果有显著的地区差异；二是本研究控制了乡镇固定效应，而以往的研究很少控制到乡镇水平。

表 2 (2)、(3) 列的结果表明，在使用互联网与未使用互联网的农户之间，非农就业的影响因素存在明显差异。对于使用互联网的农户，户主性别、家庭成员人数、儿童比例、老人比例、到乡镇距离和交通状况对其非农就业具有显著影响。这说明，互联网使用和这些控制变量对农户非农就业存在交互影响。然而，对于不使用互联网的农户，只有就业机会对其非农就业有显著的正向影响。对于使

<sup>①</sup>限于篇幅，此处未汇报证伪检验的结果，感兴趣的读者可向笔者索取。

用互联网且户主为女性的农户，其家庭成员更可能从事非农工作。这可能是由于女性户主更愿意学习互联网知识，对信息变化的敏感度高于男性，且女性户主更有可能将其通过互联网获得的非农就业相关信息分享给家庭成员，从而促进其家庭成员从事非农工作。因此，户主为女性的农户家庭更倾向从互联网获取就业信息并从事非农工作。该结论与郭建鑫和张峻峰（2017）的研究结果相符。

表2 互联网使用对非农就业影响的内生转换 Probit 模型估计结果 (n=1828)

	互联网使用 (手机或电脑)	非农就业决策方程	
	选择方程	使用互联网	不使用互联网
	(1)	(2)	(3)
宽带普及率	1.046** (0.429)		
性别	0.029 (0.142)	0.313** (0.133)	0.443 (0.276)
年龄	0.008* (0.004)	0.003 (0.004)	0.012 (0.013)
受教育年限	0.024** (0.012)	0.012 (0.011)	0.012 (0.029)
民族	-0.044 (0.182)	-0.086 (0.188)	0.429 (0.412)
婚姻状况	0.105 (0.187)	-0.071 (0.181)	-0.555 (0.343)
健康状况	-0.160 (0.101)	-0.010 (0.092)	0.201 (0.188)
家庭成员人数	0.145*** (0.003)	0.152*** (0.029)	0.132 (0.174)
儿童比例	-0.109 (0.318)	-1.678*** (0.326)	-1.496 (1.140)
老人比例	0.544** (0.272)	0.728*** (0.255)	0.889 (0.974)
土地规模	0.005 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.006 (0.008)
海拔	-0.001 (0.0003)	0.001 (0.0003)	0.0004 (0.001)
就业机会	0.016 (0.088)	0.722 (0.081)	0.360* (0.204)
到乡镇距离	-0.004 (0.005)	-0.021*** (0.005)	0.001 (0.010)
交通状况	0.153* (0.086)	0.183* (0.095)	0.001 (0.010)
常数项	-0.995** (0.440)	-2.049*** (0.514)	-3.196** (1.491)
$\rho_1$ 或 $\rho_2$		0.197 (0.355)	-0.693 (1.565)
Log-likelihood			-1704.123
Wald $\chi^2$			307.790***
$\chi^2$ ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ )			0.500

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制了年份和乡镇固定效应，估计结果略。

2.互联网使用对土地流转影响的内生转换 Probit 模型的基准回归结果。以往研究在分析农户土地流转问题时，一般都将“非农就业”作为一个重要的内生解释变量（例如 Huang et al., 2012）。借鉴钟甫宁等（2016）和尹志超等（2021）的做法，本文采用“本村劳动力中非农就业人数比例”作为“非农就业”的工具变量<sup>①</sup>，采用 Probit 模型预测出“非农就业概率”来替换（10）、（11）式的“非农就业”。

<sup>①</sup>在该内生转换 Probit 模型中，本文依然使用村级层面的“宽带普及率”作为“互联网使用”的工具变量。

表3中, (1)列是互联网使用选择方程的估计结果, (2)、(3)列分别报告了使用和不使用互联网的农户土地流转决策方程的估计结果。Wald 检验结果表明, 模型设定在统计上是有效的。依据Lokshin and Sajaia (2004),  $\rho_1$  和  $\rho_2$  的系数均不显著, 表明可能不存在选择性偏误扭曲互联网使用对土地流转的影响。

(1)列互联网使用选择方程的估计结果表明, 仅宽带普及率和海拔对农户互联网使用产生了显著影响。宽带普及率仍显著促进农户的互联网使用, 而海拔对农户的互联网使用造成了负向影响, 这可能是由于高海拔阻碍了通信基础设施建设, 不利于高海拔地区的农户使用互联网。该结果与表2中互联网使用选择方程的估计结果存在明显差异。表3中, 在控制非农就业后, 年龄、受教育年限、家庭成员人数、老人比例和交通状况不再显著, 主要是因为上述变量是影响农户家庭非农就业的关键要素。

(2)、(3)列的结果表明, 对于使用和不使用互联网的农户, 其土地转出的影响因素存在明显差异。具体而言, 非农就业、性别、土地规模、海拔显著影响使用互联网的农户的土地流转, 这说明, 互联网使用和这些控制变量对农户土地转出行为存在交互影响。其中, 非农就业对使用互联网的农户的土地转出产生了显著的正向影响, 这一结果与张景娜和张雪凯(2020)的研究结果相符; 非农就业对没有使用互联网的农户的土地流转的影响并不显著, 这是由于没有使用互联网的农户样本中非农就业和土地流转的农户比例均较低, 在统计上难以确定其因果关系。此外, 户主的性别和婚姻状况显著影响了不使用互联网的农户的土地转出决策。老人比例对使用和不使用互联网的农户的土地转出均产生了显著的负向影响, 这可能是由于土地承包权对老人来说是一种社会保障和就业方式, 能够给他们带来安全感和归属感, 年龄越大越不倾向于转出土地。这一结果与钱龙等(2019)的研究结果一致。

表3 互联网使用对土地流转影响的内生转换 Probit 模型估计结果 (n=1828)

	互联网使用(手机或电脑)选择方程	土地转出决策方程	
		使用互联网	不使用互联网
	(1)	(2)	(3)
宽带普及率	1.350*** (0.400)		
非农就业概率	1.606 (1.148)	1.432** (0.725)	-0.798 (2.306)
性别	-0.179 (0.191)	-0.301** (0.160)	1.097*** (0.317)
年龄	0.006 (0.005)	-0.003 (0.004)	0.005 (0.009)
受教育年限	0.018 (0.013)	-0.005 (0.011)	-0.013 (0.025)
民族	-0.094 (0.189)	0.172 (0.178)	0.559 (0.341)
婚姻状况	0.178 (0.191)	-0.016 (0.172)	-0.671** (0.364)
健康状况	-0.147 (0.102)	-0.067 (0.091)	0.072 (0.202)
家庭成员人数	0.066 (0.057)	-0.038 (0.049)	0.022 (0.108)
儿童比例	0.631 (0.578)	0.608 (0.476)	-0.769 (1.115)
老人比例	0.158 (0.391)	-0.885*** (0.325)	-1.301* (0.754)
土地规模	0.005 (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.007 (0.008)
海拔	-0.001* (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.000 (0.001)
就业机会	-0.056 (0.107)	0.035 (0.084)	0.293 (0.217)

(续表 3)

到乡镇距离	0.004 (0.007)	-0.005 (0.006)	-0.016 (0.013)
交通状况	0.092 (0.101)	0.129 (0.103)	0.107 (0.206)
常数项	-0.714 (0.479)	0.055 (0.555)	-0.727 (0.977)
$\rho_1$ 或 $\rho_2$		-0.577 (0.327)	-0.196 (0.430)
Log-likelihood			-1757.259
Wald $\chi^2$			285.980***
$\chi^2$ ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ )			3.290

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制了年份和乡镇固定效应，估计结果略。

## (二) 互联网使用对非农就业和土地流转的处理效应及其异质性

基于内生转换 Probit 模型对非农就业和土地流转的估计结果，本文进一步运用反事实分析法，利用 (14) 式估计农户使用互联网对非农就业和土地流转的平均处理效应 (ATT)。表 4 表明，互联网使用在总体上促进了农户的非农就业和土地转出，验证了研究假说 H1 和 H3。具体来说，对于实际使用互联网的农户，与假设未使用互联网的情境相比，使用互联网使得其家庭成员参与非农就业的概率增加了 33.6%，同时使得土地转出的概率提高了 21.7%。互联网使用对于农户非农就业和土地转出的这一影响效果明显高于以往研究中的发现，原因可能包括几个方面。第一，以往调查数据多来自经济较发达或平原地区的农户家庭（例如朱红根和宋成校，2020；张卫东等，2021），本文的调查数据来自偏远地区的少数民族农户，信息不对称现象更为严重，因此互联网使用的影响效果更加明显。第二，以往研究多以户主的互联网使用情况作为一个家庭互联网使用的衡量指标（例如 Zhou and Li, 2017；张景娜和张雪凯，2020），本文以农户家庭为单位，家庭成员中至少有一人使用互联网就视该农户使用互联网，因此本研究中互联网使用对农户非农就业和土地流转的影响程度更大。第三，以往的研究以智能手机或电脑的单独使用作为农户互联网使用的衡量指标（例如 Min et al., 2020），本文的这一衡量指标涵盖了智能手机和电脑，因此对于互联网使用的测度更为全面，也修正了单一指标测度（智能手机或电脑）可能产生的估计结果偏误。第四，以往的研究多采用横截面数据，且数据较老、缺乏时效性（例如马俊龙和宁光杰，2017），本文采用 2012 年、2014 年和 2018 年三期面板数据，可以控制时变因素并反映互联网使用的发展趋势，使得互联网使用的影响效果相对凸显。

进一步地，本文分析互联网使用对于不同年份、不同土地规模和不同海拔村庄的农户非农就业和土地流转的处理效应的异质性。互联网技术发展日新月异，互联网的使用效果在不同年份可能并不相同，因此，本文首先按年份分组开展异质性分析。表 4 显示，农户使用互联网对家庭劳动力与土地要素配置的影响在不同年份存在异质性。从劳动力要素配置的角度来看，2012~2018 年，互联网使用对农户非农就业有正向的处理效应，且逐年增大。2012 年，对于实际使用互联网的农户，与假设未使用互联网的情境相比，使用互联网使其家庭成员从事非农工作的概率增加了 19.9%；到 2018 年，这一促进效果达到了 45.9%。从土地要素配置的角度来看，互联网使用对农户土地转出存在正向影响，且呈逐年增加趋势；到 2018 年，农户使用互联网使其转出土地的概率提高了 24.1%。

拥有不同土地规模的农户，其农业规模经营优势不同，务工、务农的成本和收入亦有所差别，即土地规模对于农户家庭劳动力和土地要素配置存在差异化影响（Min et al., 2020）。据此，本文考虑按土地规模分组进行异质性分析。由表 4 可知，与假设未使用互联网的情境相比，互联网使用对土地规模较小农户的非农就业和土地转出的影响大于其对土地规模较大农户的非农就业和土地转出的影响。具体来说，与假设未使用互联网的情境相比，互联网使用使得土地规模较小农户家庭成员参与非农就业的概率提高了 36.7%，转出土地的概率增加了 24.0%；但随着土地规模的增加，这一影响有所减弱。该结果表明，互联网使用对于土地规模较小农户的劳动力和土地要素配置产生了较大影响，这有利于缩小不同土地规模农户之间在生产要素优化配置方面的差距。

海拔不同，导致不同居住地的地理位置、气候条件和交通条件存在差别，对农户家庭务工和农业生产的影响也不同（Jin et al., 2021）。据此，本文基于海拔分组进行异质性分析。由表 4 可知，对于不同海拔村庄的农户而言，互联网使用对其非农就业和土地转出的处理效应存在差异。随着海拔的上升，互联网使用在农户家庭生产要素配置中发挥的作用逐渐减弱。与假设未使用互联网的情境相比，互联网使用对居住在较低海拔地区农户的非农就业和土地转出的影响较强，促使其非农就业的概率提高了 38.6%、转出土地的概率提高了 28.3%；但是对于居住在较高海拔地区的农户，互联网使用仅提高了 29.6%的非农就业概率和 14.3%的土地转出概率。这一结果表明，对于不同海拔村庄的农户，互联网使用在其家庭生产要素配置方面的影响具有差异性，暗示了互联网使用在推动非农就业和土地流转的同时也带来了数字鸿沟，扩大了偏远地区高海拔地区的农户与低海拔地区的农户之间的经济差距。

表 4 互联网使用对非农就业、土地转出的平均处理效应（ATT）

		非农就业	土地转出	样本数
全部样本		0.336***	0.217***	1428
按年份分组	2012 年	0.199***	0.188***	327
	2014 年	0.277***	0.207***	501
	2018 年	0.459***	0.241***	600
按土地规模分组	较小规模	0.367***	0.240***	473
	中等规模	0.330***	0.207***	479
	较大规模	0.310***	0.205***	476
按海拔分组	低海拔	0.386***	0.283***	503
	中海拔	0.320***	0.217***	484
	高海拔	0.296***	0.143***	441

注：①\*\*\*表示 1% 的显著性水平；②按土地规模分组和按海拔分组均采用样本数三等份的方式分组。

### （三）非农就业对土地流转的影响

表 3（2）列和（3）列分样本的估计结果表明，非农就业对使用互联网的农户的土地转出产生了显著的正向影响，但基于全部样本的农户非农就业对土地流转的影响仍有待进一步估计，以检验假说 H2。本文基于全样本，采用“本村劳动力中非农就业人数比例”作为“非农就业”的工具变量，同时

应用内生转换 Probit 模型与反事实分析法估计农户非农就业对其土地流转的处理效应<sup>①</sup>。估计结果显示, ATT 为 0.500, 且在 1%的水平上显著。这表明, 对于实际参与非农就业的农户, 与假设未参与非农就业的情境相比, 非农就业使其转出土地的概率提高了 50.0%, 验证了假说 H2。这一结果也与 Huang et al. (2012) 的研究结论相符。

#### (四) 机制检验<sup>②</sup>

相关研究表明, 信息获取会促进非农就业和土地流转 (Dettling, 2017; 刘子涵等, 2021), 这可能是互联网使用推动农户非农就业和土地流转的一个潜在机制。本文进一步验证互联网使用促进农户信息获取这一机制。

在机制分析中, 被解释变量“农户信息获取”是一个虚拟变量, 表示农户是否主动获取与非农就业、土地流转相关的农业信息(是=1, 否=0)。由于三期面板数据中仅 2018 年收集了农户的互联网信息获取相关数据, 因此, 本文采用 2018 年横截面数据, 使用内生转换 Probit 模型估计互联网使用对农户信息获取的影响。然而, 2018 年样本中仅有少量农户没有使用手机上网, 以 2018 年的“互联网使用(手机或电脑)”或“互联网使用(手机)”为解释变量会导致(10)、(11)式在估计时无法收敛, 因此, 本文采用两种方法进行机制检验。

第一, 以 2018 年的“互联网使用(电脑)”作为解释变量, 以 2018 年的“农户信息获取”作为被解释变量, 估计互联网使用对农户信息获取的影响。估计结果显示, 互联网使用(电脑)对农户信息获取的平均处理效应(ATT)为 0.749, 且在 1%的水平上显著。这表明, 对于实际使用互联网的农户, 与假设未使用互联网的情境相比, 使用互联网促使其主动获取非农就业、土地流转等信息的概率提高了 74.9%。

第二, 考虑互联网使用对农户信息获取影响的滞后性, 被解释变量农户信息获取仍采用 2018 年数据, 解释变量互联网使用(手机或电脑)、控制变量和工具变量村宽带普及率则采用 2014 年数据。估计结果显示, 互联网使用对农户信息获取的平均处理效应(ATT)为 0.642, 在 1%的水平上显著。这表明, 对于实际使用互联网的农户, 与假设未使用互联网的情境相比, 使用互联网促使其主动获取信息的概率提高了 64.2%。

#### (五) 稳健性检验<sup>③</sup>

1. 互联网使用滞后项。上文中, 基准回归没有考虑农户的互联网使用与非农就业、土地转出的时间先后, 只是从一般意义上分析了互联网使用对两者的影响。若农户的互联网使用发生在非农就业和土地转出之后, 那么本文的假说 H1、H3 是难以验证的。因此, 为了提高研究逻辑的严谨性, 本文采用互联网使用的滞后项来估计其对农户非农就业和土地转出的影响。为了确保农户是在其非农就业与土地转出之前使用互联网, 本文基于内生转换 Probit 模型和反事实分析法, 进一步估计 2012 年农户互

<sup>①</sup>限于篇幅, 估计结果省略, 感兴趣的读者可向笔者索取。

<sup>②</sup>限于篇幅, 机制检验的估计结果省略, 感兴趣的读者可向笔者索取。

<sup>③</sup>限于篇幅, 稳健性检验的估计结果省略, 感兴趣的读者可向笔者索取。



联网使用对其 2018 年非农就业和土地转出的平均处理效应 (ATT)，结果分别为 0.486 和 0.574，均在 1% 的水平上显著。这表明，对于实际使用互联网的农户，与假设未使用互联网的情境相比，使用互联网使其家庭成员从事非农就业的概率增加了 48.6%，土地转出的概率提高了 57.4%。一方面，该结果验证了本文基准回归结果的稳健性；另一方面，该结果与表 4 估计结果相比较，说明互联网使用对农户非农就业与土地流转的影响存在时间累积效应。

2. 替换村级层面的控制变量。本文进一步将村级层面的控制变量“就业机会”以村级企业、公司或工厂的个数来衡量，并在控制变量中加入“村人均收入”变量，再对 (10) 式、(11) 式重新估计。据此，本文估计出互联网使用对非农就业和土地转出的平均处理效应 (ATT) 分别为 0.217 和 0.150，均在 1% 的水平上显著。这表明，对于实际使用互联网的农户，与假设未使用互联网的情境相比，使用互联网使其家庭成员从事非农就业的概率提高了 21.7%，转出土地的概率提高了 15.0%。一方面，该结果再次验证了基准回归结果的稳健性；另一方面，该结果与表 4 的估计结果相比有所减小，表明村庄层面的非农产业发展状况和经济发展情况对农户非农就业和土地流转有一定影响，忽略该影响将会高估互联网使用对农户非农就业和土地流转的促进作用。

3. 使用面板数据固定效应模型。本研究采用的是三期不平衡面板数据，接下来进一步采用面板数据固定效应模型估计互联网使用对非农就业和土地转出的影响<sup>①</sup>。估计结果表明，互联网使用显著促进了农户非农就业与土地转出，使得农户非农就业的概率提高了 13.6%、转出土地的概率提高了 13.4%，再次验证了基准回归结果的稳健性。

## 五、结论与政策启示

本文基于中国西南山区农户面板数据，运用内生转换 Probit 模型和反事实分析法，实证检验了互联网使用对农户非农就业和土地流转的影响，并按照年份、土地规模和海拔分组进行了异质性分析，同时探索了互联网使用推动农户非农就业和土地流转的作用机制。研究发现：第一，户主个人特征、家庭特征和村庄特征均影响农户的互联网使用。具体来看，户主年龄越大、受教育程度越高、家庭成员人数越多、老人比例越高、村庄道路条件越差的农户越倾向于使用互联网。第二，对于使用与未使用互联网的农户，其非农就业和土地流转的影响因素存在差异。对于使用互联网的农户，户主为女性、家庭成员人数多、儿童比例低、老人比例高、村庄到乡镇的距离短以及村庄道路条件差的农户倾向于非农就业；户主为男性、家庭成员从事非农工作、老人比例低、土地规模小、村庄海拔低的农户倾向于转出土地。对于未使用互联网的农户，村里就业机会越多越能够提高其非农就业的概率；户主为未婚女性、家庭老人比例越低的农户越有可能转出土地。第三，互联网使用显著促进了农户非农就业和土地转出。异质性分析发现，互联网使用对不同年份、不同土地规模和不同海拔村庄的农户家庭生产要素配置的影响效果不同。具体来看，随着时间的推移，互联网使用在促进农户非农就业和土地转出方面发挥越来越大的作用；互联网使用对土地规模较小农户的非农就业和土地转出的促进作用最大，

<sup>①</sup>感谢审稿专家的建议，本文采用面板数据固定效应模型进一步验证基准回归结果的稳健性。

随着土地规模的增加,这一影响效果有所减弱;对于居住在低海拔地区的农户,互联网使用对其非农就业和土地转出的正向影响最强,随着海拔的上升,互联网使用的影响逐渐减弱。第四,互联网使用通过促进农户信息获取进而推动非农就业和土地转出,且农户非农就业促进了土地流转。

互联网使用显著影响了偏远地区农户非农就业与土地流转,促进了农业生产要素的市场化配置,这对于实现偏远地区农民增收提供了一个新思路。农民收入的提高主要依靠非农收入的增加,非农就业通过增加非农工资性收入,提高了农户家庭的总收入。考虑到非农就业也促进了农户的土地流转,农户除了获取非农工资性收入,还可以通过转出土地获得租金从而增加财产性收入,并且非农收入与租金足以弥补农业经营性收入的减少(陈飞和翟伟娟,2015)。因此,互联网使用通过影响农户家庭劳动力和土地要素配置提高了偏远地区农户家庭总收入。

本文的研究结论补充了关于互联网使用在偏远地区农户家庭生产要素配置中发挥作用的经验证据,有助于理解互联网扩张背景下中国农村经济发展趋势,也为相关农业经济政策制定提供了参考。首先,切实落实“互联网+农业”政策,依靠互联网技术赋能传统农业,可以考虑设计和推广“互联网+就业服务”“互联网+农业市场信息”和“互联网+土地流转”等更具体的措施,进一步引导依托于互联网的非农就业和土地流转活动,在促进互联网带动农业和农村发展的过程中发挥实质性作用。其次,本研究注意到互联网使用对于不同土地规模和居住在不同海拔村庄的农户的影响存在异质性,如居住在较低海拔地区的农户在劳动力和土地要素配置方面受到互联网的影响更大,互联网的进一步推广应该考虑到这种群体间的差异性。因此,政府在制定相关农业经济政策时,除了考虑到互联网使用的重要性,也需要通过提前部署精准政策干预以减少偏远地区居住在高海拔地区与低海拔地区的农户间的数字鸿沟,增加互联网红利的群体包容性。最后,互联网使用通过促进农户家庭生产要素流动、优化生产要素配置,增加了农户家庭的总收入,这对于中国脱贫攻坚胜利后进一步建立农民增收长效机制、实现共同富裕长远目标提供了政策设计的参考依据。

#### 参考文献

- 1.陈斌开、马宁宁、王丹利,2020:《土地流转、农业生产率与农民收入》,《世界经济》第10期,第97-120页。
- 2.陈飞、翟伟娟,2015:《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》第10期,第163-177页。
- 3.陈浩、王佳,2016:《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》,《中南财经政法大学学报》第1期,第21-29页、第158-159页。
- 4.杜鑫,2021:《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》,《中国农村经济》第7期,第84-99页。
- 5.郭建鑫、张峻峰,2017:《新型城镇化背景下农民对互联网应用采纳决策的实证分析》,《江苏农业科学》第21期,第325-329页。
- 6.黄枫、孙世龙,2015:《让市场配置农地资源:劳动力转移与农地使用权市场发育》,《管理世界》第7期,第71-81页。
- 7.胡祎、杨鑫、高鸣,2022:《要素市场改革下农户非农就业的增收逻辑》,《农业技术经济》第4期,第1-18页。

- 8.蒋乃华、卞智勇, 2007: 《社会资本对农村劳动力非农就业的影响——来自江苏的实证》, 《管理世界》第 12 期, 第 158-159 页。
- 9.姜维军、颜廷武、张俊飏, 2021: 《互联网使用能否促进农户主动采纳秸秆还田技术——基于内生转换 Probit 模型的实证分析》, 《农业技术经济》第 3 期, 第 50-62 页。
- 10.冀县卿、钱忠好, 2018: 《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》, 《管理世界》第 3 期, 第 87-97 页、第 184 页。
- 11.李长生、刘西川, 2020: 《土地流转的创业效应——基于内生转换 Probit 模型的实证分析》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 96-112 页。
- 12.刘子涵、辛贤、吕之望, 2021: 《互联网农业信息获取促进了农户土地流转吗》, 《农业技术经济》第 2 期, 第 100-111 页。
- 13.马俊龙、宁光杰, 2017: 《互联网与中国农村劳动力非农就业》, 《财经科学》第 7 期, 第 50-63 页。
- 14.钱龙、洪名勇, 2016: 《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于 CFPS 的实证分析》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 2-16 页。
- 15.钱龙、陈会广、叶俊焘, 2019: 《成员外出务工、家庭人口结构与农户土地流转参与——基于 CFPS 的微观实证》, 《中国农业大学学报》第 1 期, 第 184-193 页。
- 16.史清华、贾生华, 2002: 《农户家庭农地要素流动趋势及其根源比较》, 《管理世界》第 1 期, 第 71-77 页、第 153 页。
- 17.辛岭、蒋和平, 2009: 《农村劳动力非农就业的影响因素分析——基于四川省 1006 个农村劳动力的调查》, 《农业技术经济》第 6 期, 第 19-25 页。
- 18.王丽媛、韩媛媛, 2020: 《劳动力回流与土地流转相悖吗? ——论异质型非农就业如何影响土地流转》, 《经济问题》第 9 期, 第 18-26 页。
- 19.魏众, 2004: 《健康对非农就业及其工资决定的影响》, 《经济研究》第 2 期, 第 64-74 页。
- 20.杨青、彭超、许庆, 2022: 《农业“三项补贴”改革促进了农户土地流转吗? 》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 89-106 页。
- 21.尹志超、刘秦星、严雨, 2021: 《劳动力流动能否缓解农户流动性约束——基于社会网络视角的实证分析》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 65-83 页。
- 22.张景娜、张雪凯, 2020: 《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》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 57-77 页。
- 23.张卫东、卜偲琦、彭旭辉, 2021: 《互联网技能、信息优势与农民工非农就业》, 《财经科学》第 1 期, 第 118-132 页。
- 24.张永丽、徐腊梅, 2019: 《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》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 42-59 页。
- 25.赵羚雅、向运华, 2019: 《互联网使用、社会资本与非农就业》, 《软科学》第 6 期, 第 49-53 页。
- 26.钟甫宁、陆五一、徐志刚, 2016: 《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗? ——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 36-47 页。

- 27.朱红根、宋成校, 2020: 《互联网使用对家庭农场劳动力资源配置的影响》, 《农业技术经济》第8期, 第40-53页。
- 28.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨, 2019: 《信息化提升了农业生产率吗?》, 《中国农村经济》第4期, 第22-40页。
- 29.Aker, J., and C. Ksoll, 2016, “Can Mobile Phones Improve Agricultural Outcomes? Evidence from a Randomized Experiment in Niger”, *Food Policy*, 60(3): 44-51.
- 30.Dedehouanou, S. F. A., A. Araar, A. Ousseini, A. Harouna, and M. Jabir, 2018, “Spillovers from Off-Farm Self-Employment Opportunities in Rural Niger”, *World Development*, 105: 428-442.
- 31.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(2): 451-482.
- 32.Huang, J., L. Gao, and S. Rozelle, 2012, “The Effect of Off-farm Employment on the Decisions of Households to Rent out and Rent in Cultivated Land in China”, *China Agricultural Economic Review*, 4(1):5-17.
- 33.Hübler, M., and R. Hartje, 2016, “Are Smartphones Smart for Economic Development?”, *Economics Letters*, 141(3): 130-133.
- 34.Jin, S., S. Min, J. Huang, and H. Waibel, 2021, “Falling Price Induced Diversification Strategies and Rural Inequality: Evidence of Smallholder Rubber Farmers”, *World Development*, 146(1):105604, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105604>.
- 35.Kung, K., 2002, “Off-farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China”, *Journal of Comparative Economics*, 30 (2): 395-414.
- 36.Kirui, O. K., J. J. Okello, R. A. Nyikal, and G. W. Njiraini, 2013, “Impact of Mobile Phone-based Money Transfer Services in Agriculture: Evidence from Kenya”, *Quarterly Journal of International Agriculture*, 52(2): 141-162.
- 37.Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2004, “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models”, *The Stata Journal*, 4(3): 282-289.
- 38.Lokshin, M., and E. Glinskaya, 2009, “The Effect of Male Migration on Employment Patterns of Women in Nepal”, *World Bank Economic Review*, 23(3): 481-507.
- 39.Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2011, “Impact of Interventions on Discrete Outcomes: Maximum Likelihood Estimation of the Binary Choice Models with Binary Endogenous Regressors”, *Stata Journal*, 11(3): 368-385.
- 40.Lu, Y., H. Xie, and L. Xu, 2016, “Telecommunication Externality on Migration: Evidence from Chinese Villages”, *China Economic Review*, 39: 77-90.
- 41.Mckenna, K. Y. A., and J. A. Bargh, 2000, “Plan 9 From Cyberspace: The Implications of the Internet for Personality and Social Psychology”, *Personality & Social Psychology Review*, 4(1): 57-75.
- 42.Min, S., H. Waibel, and J. Huang, 2017, “Smallholder Participation in the Land Rental Market in a Mountainous Region of Southern China: Impact of Population Aging, Land Tenure Security and Ethnicity”, *Land Use Policy*, 68: 625-637.
- 43.Ma, W., R. Q. Grafton, and A. Renwick, 2018, “Smartphone Use and Income Growth in Rural China: Empirical Results and Policy Implications”, *Electronic Commerce Research*, 20(4): 713-736.
- 44.Ma, W., P. Nie, P. Zhang, and A. Renwick, 2020, “Impact of Internet Use on Economic Well-being of Rural Households: Evidence from China” , *Review of Development Economics*, 24(2): 503-523.

45.Min, S., L. Min, and J. Huang, 2020, “Does the Application of ICTs Facilitate Rural Economic Transformation in China? Empirical Evidence from the Use of Smartphones among Farmers”, *Journal of Asian Economics*, 70(C), <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2020.101219>.

46.Rahman, S., 2010, “Determinants of Agricultural Land Rental Market Transactions in Bangladesh”, *Land Use Policy*, 27(3): 957-964.

47.Wang, X., J. Huang, and S. Rozelle, 2017, “Off-farm Employment and Agricultural Specialization in China”, *China Economic Review*, 42: 155-165.

48.Zhou, D., and B. Li., 2017, “How the New Media Impacts Rural Development in China: An Empirical Study”, *China Agricultural Economic Review*, 9(2): 238-254.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国人民大学农业与农村发展学院;

<sup>2</sup> 华中农业大学经济管理学院;

<sup>3</sup> 北京大学现代农学院)

(责任编辑: 黄 易)

## Internet Use and Production Factors Allocation of Rural Households in Remote Regions: An Analysis Based on the Panel Data of Rural Households in Mountainous Areas of Southwest China

WU Jiaxuan MIN Shi WANG Xiaobing CHENG Guoqiang

**Abstract:** Based on the panel data collected from 612 farmers in mountainous areas of southwest China in 2013, 2015 and 2019, this article empirically evaluates the impact and mechanism of Internet use on off-farm employment and land transfer of rural households in remote regions by using endogenous switching probit model and counterfactual analysis method. The estimation results show that Internet use significantly promotes off-farm employment and land transfer activities in remote regions, while the impacts of Internet use on production factors allocation of rural households are heterogeneous by time, land size and village elevation. With the passage of time, Internet use has played an increasingly important role in promoting off-farm employment and land transfer activities, particularly for farmers with a small land scale and those living in villages at a low altitude. In addition, farmers' participation in off-farm employment increases the probability of land rent-out activities. This study identifies the important role Internet use has played in promoting the market-oriented allocation of agricultural production factors including labor and land in rural households, which is mainly realized through the mechanism of promoting farmers' access to information.

**Keywords:** Internet Use; Production Factors Allocation; Off-farm Employment; Land Transfer; Endogenous Switching Probit Model