

互联网使用对农户收入的影响研究

——基于CGSS数据的实证分析

刘芳成, 刘 超

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年4月10日; 录用日期: 2025年4月24日; 发布日期: 2025年5月31日

摘 要

互联网使用对农民生活的影响日益显著。本文基于中国综合社会调查(CGSS) 2021的数据, 运用Ordered Probit模型分析了互联网使用对农户收入的影响及作用机理。结果显示, 互联网使用对农户收入具有显著正向影响; 互联网使用拓展就业渠道, 通过非农就业促进农户增收; 互联网使用降低了农户邻里人际交流频率, 负向影响农户收入增加; 从事非农就业工作的农户通过互联网使用对收入的影响更显著; 人际交流频率越高的农户通过互联网使用对收入的作用越显著。因此, 需要加强互联网基础设施建设与普及; 推广互联网应用, 拓展农户就业渠道; 实施差异化区域政策引导互联网与农村产业融合。

关键词

互联网使用, 农户收入, 非农就业, 人际关系

Research on the Impact of Internet Use on Farmers' Income

—An Empirical Analysis Based on CGSS Data

Fangcheng Liu, Chao Liu

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Apr. 10th, 2025; accepted: Apr. 24th, 2025; published: May 31st, 2025

Abstract

The impact of internet usage on farmers' lives has become increasingly significant. Based on data from the China General Social Survey (CGSS) 2021, this study employs the Ordered Probit model to analyze the influence of internet usage on rural household income and its underlying mechanisms.

The results demonstrate that: Internet usage exerts a significant positive effect on rural household income; Internet usage expands employment channels and promotes income growth through non-agricultural employment opportunities; Internet usage reduces the frequency of interpersonal communication among neighbors, which negatively impacts income growth. The income impact of internet usage is more significant for households engaged in non-agricultural employment; The income effect of internet usage becomes more substantial as the frequency of interpersonal communication increases. Therefore, recommendations include strengthening internet infrastructure construction and popularization, promoting internet applications to expand rural employment channels, and implementing differentiated regional policies to facilitate the integration of internet technology with rural industries.

Keywords

Internet Usage, Farmer Income, Non-Agricultural Employment, Interpersonal Relationships

Copyright © 2025 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

随着互联网技术的飞速发展,其对社会经济生活的影响日益显著。互联网不仅改变了人们的沟通方式、信息获取途径,还深刻影响了就业结构、创业机会以及个人的收入水平。在这个信息时代,互联网已成为推动社会经济发展的重要力量,为经济增长提供了新的动力和契机。因此,探讨互联网使用与收入之间的关系,对于理解数字经济时代的社会变迁、优化资源配置、促进经济公平与效率具有重要意义。

根据中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的第54次《中国互联网络发展状况统计报告》显示,截至2024年6月,我国网民规模近11亿人,较2023年12月增长742万人,互联网普及率达78.0%,其中,互联网使用新增人群主要为青少年和“银发族”,且对于互联网的使用主要集中在社交娱乐和网络消费,我国互联网行业保持良好发展势头,为经济和社会发展提供了强大的动力。同时,互联网也在逐步缩小城乡数字鸿沟,随着互联网的快速发展,灵活就业等新兴就业形态不断涌现,为劳动者提供了更多样化的就业选择,对于农村地区,互联网拓宽了农户就业渠道,为农民增收、农村经济发展提供了新途径,在乡村振兴战略的背景下,互联网使用对农村经济、农业发展以及农民生活的影响日益显著,基于此分析互联网使用与农户家庭收入之间的关系,对于理解数字化如何助力乡村振兴具有重要意义。

鉴于此,本文旨在深入探讨互联网使用对收入的影响机制,分析农户在互联网使用上的差异及其对收入的影响。通过实证研究和数据分析,本文将揭示互联网使用与收入之间的内在联系,为政府制定相关政策、优化互联网资源配置、促进经济公平与效率提供理论依据和实证支持。

2. 文献综述与研究假设

2.1. 文献综述

在数字经济快速发展背景下,互联网技术对经济和社会的影响日益显著,特别是在收入领域,互联网使用通过多种方式影响个人、家庭乃至地区收入水平。学术界关于互联网使用对收入的影响研究较为丰富,众多学者从多个角度探讨了二者之间的关系。

从劳动力角度出发,有学者研究发现劳动者通过熟练掌握互联网使用的技能,可以在工作中提高回

报,还可能提升在就业市场中的匹配效率,从而减少地域与城乡差异、调整就业结构、推动机会平等[1]。与此同时,互联网使用还对农村家庭的创业意愿有显著的促进作用,特别是对年轻人创业热情带动作用更强[2]。此外,互联网使用存在个体和公平的差异,特别是农村地区贫困人口会获益更多[3],对于老年群体,互联网使用能够显著提升老年人持续就业的收入[4],与男性相比,互联网使用显著促进了女性收入的提高,且对未育女性的收入影响更高[5]。

从土地角度出发,已有研究从土地流转视角切入,探讨互联网使用与土地转出的内在联系,发现互联网通过拓展非农就业从而促进农地转出,非农收入与农地转出之间呈“U”形关系[6]。从土地规模视角切入,有学者研究表明,互联网使用显著降低了土地小规模经营农户家庭的农业经营性收入,而对土地大规模经营农户家庭的农业经营性收入影响显著为正,互联网使用对农地规模经营收入具体异质性[8]。

从资本角度出发,有学者指出,互联网普及率的提高能够扩大金融服务覆盖率,增强金融资金支持,降低金融服务成本,为实现普惠金融创造了条件[7]。此外,互联网使用主要通过缩小低收入农户和高收入农户在金融资本上的差距缓解农户收入不平等,其增收效应的实现过程中,金融资本起主要中介作用,其次是社会资本、物质资本和人力资本[9]。此外,互联网使用能够缩小收入差距、缓解收入不平等[10]。

整体而言,学术界从多角度探讨互联网使用对收入的影响机制,且从生产要素的多条路径出发,检验了互联网使用对农户收入具有正向影响。互联网使用能够减少交易环节,降低生产经营成本,从而促进农户收入增长。互联网使市场高度互联,大幅减少了信息不对称性,节约了交易成本,包括农资采购成本和产品销售成本。农户借助互联网能够更好地了解市场行情和消费趋势,强化与市场的有效衔接,进而促进农户收入。互联网还能帮助农户扩大农产品销售量,获取规模效益。互联网为经济个体有效获取知识和信息提供了便利条件,能够加快人力资本积累和资本水平提升,实现农户家庭收入增长。互联网使用能够提高农户正规贷款的可获得性,降低农户金融资金获取成本,为农户收入增长提供保障。同时还能够增加农户社会资本,进而促进农户收入增长。互联网使用是促进农户社会资本积累的有效途径,有利于丰富农户社交活动,强化农户基于血缘和地缘的社会联系。同时,国内研究也指出,互联网使用对不同收入水平农户的增收效应具有异质性,对低收入群体的增收效应明显大于中高收入群体。

2.2. 研究假设

基于上述内容可知,农户通过互联网的使用,拓宽了就业渠道,从而获取更多就业机会,缩短了择业时间,因此促进了收入的提高;同时,互联网的使用减少了农户获取相关信息所需的时间成本[11],使农民做出更优的决策,获取准确可靠的市场信息,降低时间成本、提高农户收入[12]。互联网使用促进非农就业从而提高农户的工资性收入;互联网使用提高农民创业收入,从而增加农户的非农收入。由此可知,农户使用互联网促进了农户非农就业,非农就业的提升促进了农户的收入增加;与此同时,互联网的使用在一定程度上改变了人们的社交方式。对于农户而言,互联网可能为他们提供了一种新的、更便捷地获取信息和社交的途径,从而减少了与邻居面对面的交流频率。这种社交方式的转变,可能使得农户在邻里关系中的互动减少,对地缘关系的依赖度降低。虽然互联网为农户提供了更广阔的信息来源,但如果农户缺乏有效的信息筛选和利用能力,就可能导致信息过载或无用信息的堆积,无法将信息转化为实际的收入增长[13]。传统的邻里关系往往承载着一定的社会资源和互助机制。当农户与邻居的交流频率降低时,可能意味着他们失去了某些来自邻居的帮助和支持,如共享市场信息、共同抵御风险等。互联网虽然为农户提供了学习新知识和技能的机会,但如果农户没有充分利用这些资源,或者缺乏必要的学习能力和动力,就可能导致人力资本的提升不足,从而影响收入增长。基于此,提出以下假设:

H1: 互联网使用促进了农户收入的提高。

H2: 非农就业在互联网使用与农户收入之间可能起传导作用。

H3: 人际交流频率可能是互联网使用影响农户收入的重要渠道。

H4: 互联网使用对农户收入的影响可能受非农就业、人际交流频率的异质性影响。

3. 数据来源、变量选取及模型设定

3.1. 数据来源

本文数据来源于中国人民大学中国调查与数据中心发起的“中国综合社会调查(CGSS)”数据, 该调查数据始于 2003 年, 是我国最早的全国性、综合性、连续性学术调查项目, 其数据来自对中国大陆各省市自治区 10,000 多户家庭进行连续性横截面调查。本文采用 2021 年数据, 该数据对本文所关注的核心变量互联网使用情况进行了详细询问, 同时收集了社会、社区、家庭、个人多层次数据。数据覆盖全国 28 个省/市/自治区并筛选了本文变量所需数据, 有效数据 8148 份。

3.2. 变量选取

3.2.1. 被解释变量

本研究的被解释变量为农民收入。农民收入以“个人去年(2020)全年的总收入”来衡量。收入 0~50,000 为低收入, 50,000~100,000 为中等收入, 100,000 以上为高收入, 分别赋值 1、2、3 进行回归分析。

3.2.2. 核心解释变量

解释变量是互联网使用。受访者被询问“过去一年您对互联网(包括手机上网)的使用情况”, 其选项包括“从不”、“很少”、“有时”、“经常”、“非常频繁”; 根据本文研究的需要, 将其转化为二分变量, “很少”“有时”“经常”“非常频繁”代表使用互联网的样本赋值为 1, “从不”代表未使用互联网的样本赋值为 0。

3.2.3. 中介变量

本文选取非农就业与人力资本代理变量人际交流频率作为本文的中介变量, 非农就业通过数据中的劳动力市场模块中的“您的工作经历及状况是”来衡量, 将具体回答包括“目前从事非农工作、有过非农工作”的赋值为 1, 其他回答赋值为 0。人际交流频率用邻里交流的频率来衡量, 具体赋值为 0= 不知道、从来不、拒绝回答, 1= 一年一次或更少、一年几次, 2= 一月一次、一月几次, 3= 一周一到两次, 4= 几乎每天。数字越大, 交流频率越高。

3.2.4. 控制变量

本文在分析过程中还加入了个体的性别、民族、政治面貌、健康状况、户口、年龄、宗教信仰、受教育程度等控制变量。各变量具体情况见变量定义表 1。

Table 1. Variable definition table

表 1. 变量定义表

变量	符号	描述	赋值
农户收入	Income	农户家庭总收入	低 = 1 = 0~50,000, 中 = 2 = 50,000~100,000, 高 = 3 = 100,000 以上
互联网使用	Net	互联网使用情况	是 = 1; 否 = 0
人际交流	Com	邻里交流频率	0 = 不知道、从来不、拒绝回答, 1 = 一年一次或更少、一年几次, 2 = 一月一次、一月几次, 3 = 一周一到两次, 4 = 几乎每天
非农就业	NAE	是否非农就业	1 = 是, 0 = 否

续表

性别	Gender	性别	0 = 女, 1 = 男
年龄	Age	出生年份	2021~出生年份
民族	Nat	是否为少数民族	1 = 是, 0 = 不是
宗教	Religion	是否信仰宗教	0 = 否, 1 = 是
受教育程度	Edu	受教育年限	未受过教育 = 0; 小学 = 6; 初中 = 9; 普高/职高/中专 = 12; 技校/大专 = 15; 本科 = 16; 研究生及以上 19
政治面貌	Politics	是否为党员	0 = 否, 1 = 是
健康程度	Health	身体健康状况	0 = 不知道, 1 = 很不健康、比较不健康, 2 = 一般, 3 = 比较健康、很健康
户口	RPR	户口类型	0 = 其他、没有户口, 1 = 农业户口, 2 = 非农业户口, 3 = 居民户口, 4 = 军籍
幸福度	Happiness	幸福程度	0 = 不知道、说不上、拒绝、空白, 1 = 非常不幸福, 2 = 比较不幸福, 3 = 比较幸福, 4 = 非常幸福

3.2.5. 描述性统计

表 2 为本文描述性统计表，从收入平均值 1.162 可以看出农户收入普遍偏低，收入并不可观，对于互联网的使用均值为 0.717，说明农户对于互联网的使用程度较高，人际交流频率均值为 1.669，说明农户邻里之间的交流次数较低，而非农就业均值为 0.69，说明农户非农就业率较高，也是增收的一大途径。

Table 2. Descriptive statistical tables

表 2. 描述性统计表

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
Income	1.162	0.668	0	3
Net	0.717	0.450	0	1
Province	1.867	0.805	1	3
Gender	0.452	0.498	0	1
Age	54.64	17.57	21	102
Nat	0.0740	0.261	0	1
Religion	0.0750	0.263	0	1
Edu	9.328	4.706	0	19
Politics	1.312	0.678	0	1
Health	2.349	0.774	0	3
RPR	1.587	0.819	0	4
Happiness	1.701	1.460	0	3
Com	1.669	1.397	0	4
NAE	0.690	0.463	0	1

3.3. 模型设定

收入为本文的被解释变量，收入水平被划分为低、中、高，三个有序等级；其次，本文的自变量互联

网为是否型变量, 属于典型的二元离散选择变量, Ordered Probit 模型能够处理这种类型的数据, 并估计自变量互联网使用对因变量收入水平的影响。Ordered Probit 模型通过构建一个潜在变量与观测到的有序分类变量之间的联系, 利用正态分布的假设来估计模型参数。这种模型能够捕捉到自变量对因变量在不同等级上变化的影响, 从而提供更丰富的信息。同时, 选择 Ordered Probit 模型还因为其能够处理潜在的内生性问题, 并通过最大似然估计方法得到稳健的参数估计。据此, 建立基准回归模型的描述如下:

$$\text{Income}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Net}_i + \alpha_2 \text{Controls} + \varepsilon_i \tag{1}$$

为了检验互联网使用是否通过非农就业以及人际交流频率对农户收入产生影响, 在基准模型的基础上, 采用两步法机制检验的中介回归分析法, 进一步建立以下模型:

设中介变量非农就业(NAE)为 M_1 , 与解释变量互联网 Net_i 建立关系为:

$$M_1 = \beta_1 \text{Net}_i + \varepsilon_i \tag{2}$$

则非农就业(NAE) M_1 , 与解释变量互联网 Net_i , 以及被解释变量收入 Income_i 建立关系为:

$$\text{Income}_i = \beta_1 \text{Net}_i + \beta_2 M_1 + \varepsilon_i \tag{3}$$

则非农就业(NAE) M_1 , 与解释变量互联网 Net_i , 以及被解释变量收入 Income_i 建立交互项关系为:

$$\text{Income}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Net}_i + \gamma_2 \text{Controls} + \gamma_3 \text{Net}_i M_1 + \varepsilon_i \tag{4}$$

设中介变量人际交流(Com)为 M_2 , 根据上述公式可知: 人际交流(Com) M_2 与解释变量互联网 Net_i , 以及被解释变量收入 Income_i 建立交互项关系为:

$$\text{Income}_i = \sigma_0 + \sigma_1 \text{Net}_i + \sigma_2 \text{Controls} + \sigma_3 \text{Net}_i M_2 + \varepsilon_i \tag{5}$$

其中, Income_i 表示 i 农户的收入, Net_i 为农户 i 的互联网使用情况, M_1 为中介变量非农就业(NAE), M_2 为中介变量人际交流(Com), Controls 为本文的一系列控制变量, α_0 、 α_1 、 α_2 、 β_1 、 β_2 、 γ_0 、 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 、 σ_0 、 σ_1 、 σ_2 、 σ_3 为系数项集合, ε_i 为扰动项。

4. 实证研究分析

4.1. 基准回归结果

本文采用 Stata18.0 软件进行回归分析, 互联网使用对农户收入的影响回归结果见表 3。在模型(1)中, 没有进行任何控制, 只对互联网与收入进行了回归, 回归系数为正, 且在 1%的统计水平上显著; 模型(2)在模型(1)的基础上加入了一系列控制变量, 回归系数相对较小, 但在 1%的统计水平上显著; 模型(3)在模型(1)的基础上加入了省份固定效应, 回归系数为正且在 1%的统计水平上显著; 模型(4)在模型(2)的基础上加入了省份固定效应, 回归系数再次变小, 为 0.088, 但仍然在 1%的统计水平上显著, 回归结果相对稳健, 由此, 假设 H1 得到验证。

Table 3. Benchmark regression analysis results

表 3. 基准回归分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	RESIST	RESIST	RESIST	RESIST
Net	0.437*** (0.030)	0.106*** (0.039)	0.409*** (0.026)	0.088*** (0.033)
Gender		0.253*** (0.027)		0.270*** (0.028)

续表

Age	0.004*** (0.001)	0.002** (0.001)
Nat	-0.119** (0.052)	-0.072 (0.052)
Religion	0.064 (0.052)	0.018 (0.051)
Edu	0.041*** (0.004)	0.038*** (0.004)
Politics	0.074*** (0.020)	0.068*** (0.022)
Health	0.072*** (0.019)	0.068*** (0.017)
RPR	0.124*** (0.018)	0.096*** (0.019)
Com	-0.029*** (0.010)	-0.014 (0.009)
Happiness	-0.004 (0.009)	-0.005 (0.009)
NAE	0.535*** (0.034)	0.491*** (0.032)
省份控制		已控制
Observations	8148	8148

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著；()为稳健标准误。下同。

4.2. 机制检验

4.2.1. 互联网使用对收入的传导路径分析：非农就业

互联网使用在收入上起作用，很大程度要依赖于非农就业。一方面，互联网的使用能够拓宽就业信息获取渠道、提高信息传播效率，促进劳动力资源的有效配置，创造了大量就业岗位。这一方面使得农村居民能够更容易地获得非农就业机会，增加其工资性收入；另一方面，也催生了电子商务等新兴产业，如农村电商、直播带货等新业态，直接带动农产品销售和配套产业链发展，为农村居民提供了更多的创业和投资机会，进而增加其经营性收入和财产性收入。总的来看，互联网通过技术赋能、资源整合和制度创新，全面拓宽非农就业渠道。其增收效应不仅体现在岗位数量增加，更通过提升劳动生产率、优化资源配置和激活创业活力实现收入质量跃升。

采用两步法机制检验对互联网、非农就业以及收入进行回归分析。表 4 验证了假说 H2，即非农就业是互联网影响收入的重要传导路径之一，表中(1)、(2)列报告了两步法机制检验结果，互联网使用对收入在 1%的统计水平上显著；互联网使用对非农就业在 1%的统计水平上显著。这说明非农就业在互联网与收入之间起到了传导作用，为了确保机制检验可信，后文对非农就业进行异质性分析。第(3)列报告了互联网、非农就业以及互联网与非农就业交互项对收入的回归分析结果，互联网与非农就业交互项系数为 0.622，且在 1%的统计水平上显著。

Table 4. Non-farm payrolls mechanism test results
表 4. 非农就业机制检验结果

机制检验方式	两步法机制检验		
	(1)	(2)	(3)
变量名	NAE	Income	Income
Net	0.907*** (0.032)	0.437*** (0.030)	0.142*** (0.049)
NAE			0.342*** (0.051)
Net # NAE			0.622*** (0.064)
控制变量	已控制	已控制	已控制
Observations	8148	8148	8148
省份固定效应	√	√	√

注：Net # NAE 为互联网与非农就业生成的交互项。

4.2.2. 互联网使用对收入的传导路径分析：人际交流

互联网为农户提供了更广阔的信息来源，但农户缺乏有效的信息筛选和利用能力，可能导致信息过载或无用信息的堆积，无法将信息转化为实际的收入增长。传统的邻里关系往往承载着一定的社会资源和互助机制。当农户与邻居的交流频率降低时，可能意味着他们失去了某些来自邻居的帮助和支持，如共享市场信息、共同抵御风险等。低教育农户通过人际互助弥补数字技能不足，若交流频率下降，其利用互联网增收的能力进一步受限。人际交流减少削弱了集体议价能力，使农户更易陷入“算法控制”下的低收入循环。总的来说，互联网使用通过削弱强关系社会资本、加剧信息不对称、扩大数字技能鸿沟及强化劳动市场分割，降低了人际交流频率对收入的正面作用。尤其在依赖传统网络的农村地区，线上互动难以完全替代线下信任机制，导致“增收效率损失”。

Table 5. The results of the interpersonal communication mechanism test
表 5. 人际交流机制检验结果

机制检验方式	两步法机制检验		
	(1)	(2)	(3)
变量名	Com	Income	Income
Net	-0.096*** (0.026)	0.437*** (0.030)	0.487*** (0.045)
Com			-0.038** (0.016)
Net # Com			-0.034* (0.020)
控制变量	已控制	已控制	已控制
Observations	8148	8148	8148
省份固定效应	√	√	√

注：Net # Com 为互联网与人际交流生成的交互项。

采用上文相同方式对人际交流进行机制检验。表 5 验证了假说 H3，即人际交流频率是互联网影响收入的重要传导路径之一，表中(1)、(2)列报告了两步法机制检验结果，互联网使用对收入在 1%的统计水平上正向显著；互联网使用对人际交流频率在 1%的统计水平上负向显著。这说明人际交流频率在互联网与收入之间起到了传导作用，为了确保机制检验可信，后文对人际交流频率进行异质性分析。第(3)列报告了互联网使用、人际交流频率以及互联网使用与人际交流频率交互项对收入的回归分析结果，互联网使用与人际交流频率交互项系数为-0.034，且在 10%的统计水平上显著。

4.3. 稳健性检验

4.3.1. 替换估计方法

为了进一步检验以上估计结果的可靠性，采用替换估计方法检验。用 OLS 计量模型进行稳健性检验，从表 6 中第(1)列可以看出互联网使用在 1%的统计水平上正向影响农户收入，边际效应系数为 0.234。稳健性检验表明检验数据与回归结果基本一致，由此可知模型结果是相对稳健和可靠的。

Table 6. Regression results of substitution estimation method
表 6. 替换估计方法回归结果

变量名	(1)	(2)
Net	0.234*** (0.013)	0.033** (0.015)
Gender		0.142*** (0.014)
Age		0.001 (0.001)
Nat		-0.032 (0.025)
Religion		0.010 (0.025)
Edu		0.022*** (0.002)
Politics		0.043*** (0.012)
Health		0.033*** (0.008)
RPR		0.052*** (0.010)
Com		-0.008* (0.005)
Happiness		-0.002 (0.005)
NAE		0.219*** (0.014)
省份控制	已控制	已控制
Observations	8148	8148
R ²	0.081	0.172

4.3.2. 子样本替换法

上文对模型进行了替换估计方法稳健性检验，为了进一步验证结果的可靠性，用子样本替换法进行稳健性检验。为了方便回归，本文将省份划分为东部、中部与西部三个地区，东部地区(北京、河北、浙江、福建、江苏、辽宁、山东)；中部地区(山西、江西、河南、安徽、湖北、湖南)；西部地区(内蒙古、广西、重庆、四川、陕西、甘肃、宁夏)。本文剔除东部地区省份数据，保留西部地区与中部地区数据为子样本数据，并用 Ordered Probit 模型进行子样本回归。回归结果如表 7 所示。从回归结果来看，互联网使用均在 1%的统计水平上正向影响农户收入，不论是否加入固定效用与控制变量，均与基准回归结果一致。子样本回归进一步验证了本文回归结果的可靠性。

Table 7. Regression results of subsample substitution method
表 7. 子样本替换法回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Net	0.535*** (0.037)	0.139*** (0.048)	0.501*** (0.033)	0.140*** (0.040)
Gender		0.194*** (0.033)		0.207*** (0.034)
Age		0.002* (0.001)		0.001 (0.001)
Nat		0.232*** (0.061)		0.128** (0.062)
Religion		0.182*** (0.061)		0.141** (0.057)
Politics		0.440*** (0.050)		0.445*** (0.051)
Health		0.041** (0.017)		0.032** (0.016)
RPR		0.090*** (0.021)		0.079*** (0.022)
Com		0.008 (0.015)		0.007 (0.014)
Happiness		0.003 (0.011)		-0.000 (0.011)
NAE		0.517*** (0.043)		0.462*** (0.042)
Edu		0.055*** (0.005)		0.051*** (0.005)
省份控制			已控制	已控制
Observations	5422	5422	5422	5422

4.4. 异质性分析

为了检验数据是否存在影响差异，对非农就业、人际交流频率进行异质性分析，同时验证前文机制检验的可靠性。

4.4.1. 非农就业异质性分析

首先对非农就业进行异质性分析，表 8 结果显示，农户从事非农就业在 1%的统计水平上正向影响收入，边际效应系数为 0.112，而农户未从事非农就业虽然也起正向作用，但并不显著。由此表明，从事非农就业的农户更能增收。

Table 8. Analysis of non-farm employment heterogeneity
表 8. 非农就业异质性分析

变量名	否	是
	(1)	(2)
Net	0.022 (0.024)	0.112*** (0.015)
Gender	-0.149*** (0.044)	-0.033 (0.027)
Age	-0.010*** (0.002)	-0.005*** (0.001)
Nat	0.037 (0.070)	0.102* (0.057)
Religion	-0.012 (0.079)	0.083 (0.053)
Edu	0.035*** (0.006)	0.070*** (0.004)
Politics	0.051 (0.102)	0.204*** (0.041)
Health	0.108*** (0.019)	0.081*** (0.014)
RPR	0.228*** (0.037)	0.190*** (0.017)
Happiness	0.045*** (0.014)	0.022** (0.009)
Observations	2527	5621

4.4.2. 人际交流异质性分析

对人际交流频率进行异质性分析，根据描述性统计中人际交流频率代表的等级分别定义为无、很少、中等、较高和非常高五个等级。回归结果如表 9 所示，可以看出，人际交流频率较高在 10%的统计水平上正向影响收入，而人际交流频率非常高在 5%的统计水平上正向影响收入，这说明人际交流频率越高，对收入的作用越显著。

Table 9. Analysis of interpersonal communication heterogeneity
表 9. 人际交流异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	无	很少	中等	较高	非常高
Net	0.028 (0.025)	0.038 (0.054)	0.037 (0.070)	0.109* (0.063)	0.157** (0.077)
Gender	0.201*** (0.052)	0.229*** (0.054)	0.347*** (0.061)	0.285*** (0.075)	0.229*** (0.078)
Age	0.008*** (0.002)	0.003 (0.002)	0.000 (0.002)	0.003 (0.003)	0.005* (0.003)
Nat	0.015 (0.099)	-0.056 (0.104)	-0.242** (0.109)	-0.316** (0.144)	-0.166 (0.169)
Religion	0.211** (0.094)	-0.002 (0.105)	-0.023 (0.125)	-0.055 (0.136)	0.012 (0.144)
Edu	0.058*** (0.008)	0.040*** (0.008)	0.029*** (0.009)	0.034*** (0.011)	0.037*** (0.011)
Politics	0.167*** (0.038)	0.018 (0.039)	-0.060 (0.048)	0.122** (0.060)	0.166*** (0.059)
Health	0.054 (0.035)	-0.012 (0.039)	0.122*** (0.047)	0.148*** (0.052)	0.116** (0.048)
RPR	0.062* (0.033)	0.155*** (0.035)	0.207*** (0.042)	0.110** (0.050)	0.090* (0.050)
Happiness	0.002 (0.017)	-0.006 (0.018)	-0.004 (0.021)	-0.002 (0.024)	-0.014 (0.025)
NAE	0.593*** (0.067)	0.686*** (0.068)	0.543*** (0.077)	0.487*** (0.088)	0.245*** (0.090)
N	2181	1982	1547	1226	1212

5. 研究结论和建议

5.1. 研究结论

本文根据 CGSS 2021 年数据，实证分析探讨了互联网使用对农户收入的影响机制。得到以下主要结论：(1) 互联网使用对农户收入具有正向影响，且在稳健性检验下，结果依旧是可靠的。(2) 互联网使用能拓展农户就业渠道，通过非农就业促进农户增收。(3) 互联网使用降低了农户邻里人际交流的频率，对收入起负向影响。(4) 互联网使用对收入的影响存在工作上的差异，从事非农就业的农户更能促进收入增加。互联网使用对收入的影响存在人际交流频率高低的差异，人际交流频率越高越能增收。

5.2. 政策建议

根据上述结论，提出以下建议：(1) 加强互联网基础设施建设与普及。政府应继续加大对农村地区的

互联网基础设施建设投入,提高宽带网络的覆盖率和质量,确保更多农户能够便捷地接入互联网。(2) 推广互联网应用,拓展农户就业渠道。通过政策引导和信息发布,鼓励和支持农村电商平台、农产品网络营销等互联网农业应用的发展,为农户提供更多的增收渠道。加强互联网技能培训与信息整合,通过政府或社会组织提供针对性的互联网技能培训,帮助农户高效获取市场信息、创业机会和非农就业岗位,减少因信息不对称对人际交流的过度依赖。建立区域性农业信息平台,整合生产、销售、就业等数据,降低农户因互联网使用导致的信息孤岛风险。(3) 发展新型社交方式,加强邻里交流,维系好社会关系。强化社会资本与市场机制协同,引导农户通过互联网拓展弱关系网络如跨区域合作、产业链对接,弥补强关系(亲友邻里)交流减少的损失利用互联网技术搭建本地化社交平台如微信群、乡村论坛等,促进农户在线交流合作,弥补线下人际互动减少的短板。鼓励合作社或村集体组织定期线下活动如技术交流会、市场对接会,维护传统社会资本的价值。

参考文献

- [1] 王广亮,王诗涵,杜娇. 互联网使用对劳动者收入的作用机理与效应研究[J]. 经济纵横, 2024(11): 117-128.
- [2] 周洋,华语音. 互联网与农村家庭创业——基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2017(5): 111-119.
- [3] 赵德起,唐旺. 互联网使用与农民收入包容性增长[J/OL]. 海南大学学报(人文社会科学版), 1-9[2024-12-12]. <https://doi.org/10.15886/j.cnki.hnus.202410.0065>
- [4] 彭可余,宋月萍. 互联网使用与老年人就业收入: 数字资本的视角[J]. 人口学刊, 2024, 46(4): 67-85.
- [5] 曹景林,姜甜. 互联网使用对女性收入的影响——基于 CFPS 数据的经验证据[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2020, 40(12): 79-95.
- [6] 郑文全,邸昂,郭劲光. 互联网使用对农地转出的影响及其优化路径研究——基于非农收入视角的考察[J]. 贵州财经大学学报, 2022(3): 27-36.
- [7] 张勋,万广华,吴海涛. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学, 2021(8): 35-51, 204-205.
- [8] 罗千峰,赵奇锋. 互联网使用对农户家庭收入增长的影响及机制研究[J]. 经济经纬, 2022, 39(6): 34-44.
- [9] 郭铖,邓智敏. 互联网使用、生计资本与村庄内部收入不平等——以太行山革命老区为例[J]. 世界农业, 2024(7): 99-110.
- [10] 张自强. 互联网使用与农户收入不平等[J]. 经济经纬, 2022, 39(3): 45-54.
- [11] Aker, J.C. and Mbiti, I.M. (2010) Mobile Phones and Economic Development in Africa. *Journal of Economic Perspectives*, 24, 207-232. <https://doi.org/10.1257/jep.24.3.207>
- [12] Aker, J.C. (2011) Dial "A" for Agriculture: A Review of Information and Communication Technologies for Agricultural Extension in Developing Countries. *Agricultural Economics*, 42, 631-647. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2011.00545.x>
- [13] 刘任,眭鑫,王文涛. 互联网使用对农户收入差距影响研究——基于 CGSS 数据的实证分析[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2022, 28(6): 79-95.