

数字普惠金融对农村劳动力 非农就业的影响研究

刘鑫¹, 韩青²

(1. 中国农业大学 经济管理学院; 2. 中国农业大学 北京食品安全政策与战略研究基地, 北京 100089)

[摘要] 基于 2011—2017 年全国农村固定观察点数据库和地市级数字普惠金融指数的匹配数据, 本文实证分析了数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响。结果显示: 第一, 数字普惠金融对农村劳动力非农就业存在显著的正向影响, 数字普惠金融更能促进农村劳动力本地就业, 并显著减少了零工型就业和第二产业就业, 增加了稳定型就业和第三产业就业。第二, 机制检验表明, 数字普惠金融通过减少农村劳动力农业劳动时间和闲暇时间, 促进农村劳动力非农就业。第三, 异质性分析显示, 数字普惠金融能够显著促进小规模农户家庭劳动力非农就业, 对规模农户家庭劳动力非农就业无显著影响, 并且对高社会资本家庭、女性和初中及以下学历劳动力非农就业的促进作用更大。第四, 进一步研究发现, 家庭互联网使用能够增强数字普惠金融对农村劳动力非农就业的促进作用。

[关键词] 数字普惠金融; 非农就业; 就业特征; 农村劳动力; 共同富裕

[中图分类号] F812.8

[文献标识码] A

[文章编号] 1003-8353(2024)05-0166-11

引言

促进农村劳动力非农就业对于提升农民收入、扩大内需、实现共同富裕具有重要的意义。我国的人口红利在 2013 年出现拐点, 劳动力供给不足制约了经济的可持续增长^①。在劳动力供给不足的同时, 农村地区却仍存在大量的剩余劳动力, 2021 年我国农业劳动力比重为 22.9%, 这一比重仍显著高于同等收入水平的国家。此外, 由于家庭分工、就业能力和就业环境等因素的限制, 一些弱势农业劳动力没有实现充分、稳定的非农就业, 非农劳动参与率较低。农村剩余劳动力的存在和农村劳动力非农就业不充分既造成劳动力资源的极大浪费, 还加大了人口红利消失对中国经济下行的压力, 严重影响中国经济可持续发展。

金融发展是影响就业的关键因素, 金融发展能够通过缓解企业信贷约束^②、拉动投资^③、推动经济发展^④等渠道促进就业, 并能增加低收入群体的工作机会^⑤, 加速农村劳动力的转移^⑥。近年来, 在第三次科技革命的推动下, 依托数字技术而产生的数字普惠金融迅速发展, 逐渐成为普惠金融体系的中坚力

[作者简介] 刘鑫 (1995—), 男, 中国农业大学经济管理学院博士研究生, 研究方向: 农村金融; 韩青 (1972—), 女, 中国农业大学经济管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 农业社会化服务。

^① 蔡昉:《以农民工市民化推进城镇化》,《经济研究》,2013 年第 3 期。

^② 梁鸾, 朱博文:《普惠金融的国外研究现状与启示——基于小额信贷的视角》,《中央财经大学学报》,2014 年第 6 期。

^③ Ploeg F. V. D., “The Effects of a Tax and Incomes Policy on Government Finance, Employment and Capital Formation”, *De Economist*, 1986, 134(3), pp. 269–288.

^④ Neimke M., Eppendorfer C., Beckmann R., “Deepening European Financial Integration: Theoretical Considerations and Empirical Evaluation of Growth and Employment Benefits”, *Mpra Paper*, 2002(19), pp. 187–229.

^⑤ Beck T., Levine R. and Levkov A., “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 2010, 65(5), pp. 1637–1667.

^⑥ 任碧云, 李柳颖:《数字普惠金融是否促进农村包容性增长——基于京津冀 2114 位农村居民调查数据的研究》,《现代财经(天津财经大学学报)》,2019 年第 6 期。

量^①,为进一步推动农村劳动力非农转移带来新的机遇。

已有研究对数字普惠金融与就业的关系进行了有益探索,发现数字普惠金融能够通过缓解融资约束、提高创新能力和优化金融资源配置等渠道提高企业就业规模^②、促进城乡居民创业^③、缓解家庭经济脆弱性^④、缩小城乡收入居民差距^⑤、实现家庭消费水平的改善^⑥、提升家庭的就业率^⑦、促进农村劳动力非农转移^⑧、巩固脱贫攻坚成果^⑨。同时,数字普惠金融对女性、低教育程度等就业弱势群体就业促进作用更大^⑩,且更能促进农村居民、低物质资本和社会资本家庭创业^⑪;但在就业行业异质性上,已有研究存在一定的分歧,马国旺等(2022)^⑫发现数字普惠金融对三次产业就业均存在显著促进作用,而冉光和等(2022)^⑬发现数字普惠金融能显著促进第三产业就业增加,但会抑制第一和第二产业就业。通过梳理上述文献,我们发现目前鲜有文献关注数字普惠金融对农村劳动力受雇就业的影响,已有研究忽略了数字普惠金融对劳动力非农就业特征(如非农就业距离、稳定性和就业产业)的影响,尚未揭示数字普惠金融影响农村劳动力非农就业的作用机理,在异质性分析上缺乏对农户家庭层面的考量。

基于此,本研究利用地市级数字普惠金融指数与2011—2017年的全国农村固定观察点数据库的127,225条匹配数据,研究数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响及作用机制。与已有文献相比,本文的边际贡献如下:第一,首次从受雇就业的角度讨论数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响,并从非农就业距离、稳定性和就业产业三个层面,进一步讨论了数字普惠金融对农村劳动力非农就业特征的影响,拓展了数字普惠金融对农村劳动力非农就业影响的研究范畴;第二,在实证检验数字普惠金融对农村劳动力非农就业影响机制的基础上,进一步探讨了互联网使用在数字普惠金融促进农村劳动力非农就业过程中发挥的调节效应,提升了数字普惠金融对农村劳动力非农就业的研究深度;第三,在异质性分析中,除农村劳动力个人基本特征外,还考虑从不同家庭社会资本和农业经营规模两方面讨论异质性影响。

一、影响机制和研究假说

数字普惠金融颠覆了传统金融机构依赖于物理网点的限制,以较好的地理穿透性为实现金融服务

①张兵,李娜:《数字普惠金融对农村劳动力非农转移的影响研究——基于CFPS数据的实证分析》,《兰州学刊》,2022年第9期。

②尹碧波,伍颖:《数字普惠金融促进中国制造业就业规模增长和就业结构优化了吗?》,《湘潭大学学报》(哲学社会科学版),2022年第5期。

③张林,温涛:《数字普惠金融发展如何影响居民创业》,《中南财经政法大学学报》,2020年第4期。

④吕学梁,程歌,司登奎等:《数字普惠金融发展能够缓解家庭经济脆弱性吗?——来自中国家庭的微观证据》,《重庆理工大学学报》(社会科学),2023年第2期。

⑤杨德勇,代海川,黄帆帆:《数字普惠金融对城乡居民收入差距的门槛效应研究——基于不同发展维度的实证分析》,《经济与管理评论》,2022年第3期。

⑥郭继辉,王泽荣:《数字普惠金融发展能促进家庭消费水平吗——基于CHFS数据的实证研究》,《贵州财经大学学报》,2022年第4期。

⑦尹志超,刘泰星,张逸兴:《数字金融促进了居民就业吗?》,《福建论坛》(人文社会科学版),2021年第2期。

⑧张兵,李娜:《数字普惠金融对农村劳动力非农转移的影响研究——基于CFPS数据的实证分析》,《兰州学刊》,2022年第5期。

⑨唐红涛,陈欣如:《数字经济巩固拓展脱贫攻坚成果与乡村振兴有效衔接——基于非线性空间效应研究》,《重庆工商大学学报》(社会科学版),2023年第1期。

⑩方观富,蔡莉:《数字普惠金融如何影响农业产出:事实、机制和政策含义》,《农业经济问题》,2022年第10期。

⑪张勋,万广华,张佳佳,何宗樾:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》,2019年第8期。

⑫马国旺,王天娇:《数字普惠金融对就业的影响及空间效应研究》,《中南大学学报》(社会科学版),2022年第3期。

⑬冉光和,唐滔:《数字普惠金融对社会就业的影响——基于企业性质和行业的异质性考察》,《改革》,2021年第11期。

广域覆盖提供了可能^①,并以低门槛、低成本、共享等特征得到广泛的认可和快速发展,能够有效弥补传统金融服务的不足^②,提高“长尾群体”的正规金融可得性。数字普惠金融通过对海量非传统信息的分析,能够精准把控业务风险^③、缓解信息不对称、降低交易成本、拓展交易边界^④,极大地提高了金融服务的便利性和普惠性^⑤,优化了金融资源配置。

关于数字普惠金融对农村劳动力非农就业的直接影响:第一,数字普惠金融通过缓解信贷和信息约束,借助大数据分析引导资金配置方向,可以促进实体经济发展,提高实体经济运行效率^⑥,促进创新创业^⑦,为农村劳动力提供更多的就业岗位;第二,数字普惠金融推动了消费互联网的形,有力地促进了平台经济的发展,增加了对外卖骑手、快递员、网约车司机等低技能劳动力的需求,促进农村劳动力从事低技能水平要求的数字经济相关工作;第三,数字普惠金融推动了传统农业的数字化转型,农村电商、直播带货等数字农业经济快速发展^⑧,农业数字经济占农业总产值的比重不断提高,有力推动了农业产业结构升级和产业融合,创造了大量的非农就业机会;第四,数字普惠金融有助缓解农村劳动力的流动性约束,增加其接受教育或参加培训的机会,从而提升人力资本,增强其在劳动力市场的竞争力^⑨。同时,避免农村劳动力因无法承担非农就业过程中的就业信息获得、交通、住宿饮食等成本,而无法实现非农就业。此外,数字普惠金融还能放宽农村劳动力从事非农就业的信息约束和信任约束,有利于农村劳动力向非农部门转移^⑩。据此,提出本文的假说1。

假说1:数字普惠金融能促进农村劳动力非农就业。

此外,家庭互联网使用能够帮助农村劳动力提升人力资本,拓宽就业信息渠道,适应产业结构变迁,增强数字普惠金融对农村劳动力非农就业的促进作用。具体来讲,一方面,互联网使用能够提升农村劳动力接受非正规教育的便利性,降低学习成本,提升人力资本和就业能力^⑪。另一方面,互联网使用能够提高农村劳动力社交便捷性与信息获取便利性,扩展社会资本,拓宽就业信息渠道,降低工作搜寻过程中的信息成本,削弱求职过程中时空限制,更好地完成人职匹配,从而促进农村劳动力非农就业^⑫。此外,数字普惠金融推动了数字经济的发展,信息技术逐渐渗透到各行各业,加大了对具备互联网使用技能的劳动力需求,而使用互联网的农村劳动力在日常生活中接触和接收了大量的互联网信息,更容易的学习和掌握各种互联网使用技能,适应数字经济时代的就业岗位需求。据此,提出本文的假说2。

假说2:互联网使用能够增强数字普惠金融对农村劳动力非农就业的促进作用。

①唐松,伍旭川,祝佳:《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,《管理世界》,2020年第5期。

②李继尊:《关于互联网金融的思考》,《管理世界》,2015年第7期。

③Frost J., Leonardo G., Yi H., et al., “Big Tech and the Changing Structure of Financial Intermediation”, *Economic Policy*, 2019, 31(100), pp. 761-799.

④谢平,邹传伟,刘海二:《互联网金融的基础理论》,《金融研究》,2015年第8期。

⑤肖威:《数字普惠金融能否改善不平衡不充分的发展局面?》,《经济评论》,2021年第5期。

⑥陆凤芝,王群勇:《数字普惠金融与金融服务实体经济效率提升》,《南开学报》(哲学社会科学版),2022年第3期。

⑦张勋,万广华,张佳佳,何宗樾:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》,2019年第8期。

⑧方观富,蔡莉:《数字普惠金融如何影响农业产出:事实、机制和政策含义》,《农业经济问题》,2022年第10期。

⑨吴本健,石雪,肖时花:《数字普惠金融发展能否缓解农村多维相对贫困》,《华南师范大学学报》(社会科学版),2022年第3期。

⑩唐建军,龚教伟,宋清华:《数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角》,《中国农村经济》,2022年第7期。

⑪潘明明,蔡书凯,周游:《互联网使用促进农村妇女非农就业了吗——基于苏、皖、豫、鄂四省调研数据的实证研究》,《农业技术经济》,2021年第8期。

⑫张卫东,卜德琦,彭旭辉:《互联网技能、信息优势与农民工非农就业》,《财经科学》,2021年第1期。

二、研究设计

(一) 数据来源

本文所用数据包括农村家庭微观数据、数字普惠金融数据和相应年份宏观层面的城市经济状况数据三部分。其中,农村家庭微观数据部分来自于2011—2017年的全国农村固定观察点数据,数字普惠金融数据来自北京大学数字普惠金融指数中2011—2017年地市级的数字普惠金融总指数及其覆盖广度、使用深度、数字化程度,城市经济状况数据来自相应年份的城市统计年鉴。在剔除无效数据后,最终得到127,225个有效样本。

(二) 指标选取

1. 被解释变量:是否非农就业。本文侧重考察数字普惠金融对农村劳动力受雇型非农就业的影响,并依据农村劳动力的职业来定义其是否参与非农就业。在剔除样本中职业为家庭经营非农业劳动者、个体合伙工商劳动经营者、私营企业经营者、乡村及国家干部、教育科技医疗卫生和文化艺术工作者和其他职业的个体后,将职业为家庭农业经营劳动者认定为未参与非农就业,并赋值为0,将职业为受雇劳动者认定为参与非农就业,并赋值为1。

2. 核心解释变量:数字普惠金融。本文使用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数作为代理变量,为了增加样本容量,提高实证估计结果的准确性,本文采用地市级数字普惠金融指数进行匹配回归。除了总指数外,本文还以一级子指标覆盖广度、使用深度和数字化程度分别作为解释变量进一步研究数字普惠金融各个维度对农村劳动力非农就业的影响。为了方便实证分析,本文的数字普惠金融得分及其各维度的得分均采用其原始指标除以100进行衡量。

3. 调节变量。家庭互联网使用。宽带网络是农村居民连接互联网的主要信号源,使用宽带网络上网能够有效提高农村居民的互联网使用深度。因此,本文选择以农户家庭是否接入互联网来反映家庭互联网使用情况,将接入互联网的农户家庭赋值为1,未接入互联网的农户家庭赋值为0。

4. 控制变量。为尽量保证实证结果的准确性和可靠性,本文还在个人层面控制了农村劳动力的性别、年龄、文化程度;家庭层面控制了家庭规模、家庭劳动力比例、是否为党员户、是否为干部户、土地规模、自有农机价值、社会资本;村庄层面控制了村庄是否位于城市郊区和村庄所在县的经济发达程度;地区层面控制了区域产业结构和财政支出比例,具体如表1所示。

表1 变量定义与描述性统计

变量	定义	均值	标准差
是否非农就业	非农就业=1,未非农就业=0	0.439	0.496
数字普惠金融	数字普惠金融总指数得分/100	1.221	0.516
覆盖广度	数字普惠金融覆盖广度得分/100	1.139	0.516
使用深度	数字普惠金融使用深度得分/100	1.168	0.495
数字化程度	数字普惠金融数字化程度得分/100	1.589	0.765
家庭非农劳动时间	家庭劳动力全年非农就业总天数取自然对数	2.933	2.952
家庭农业劳动时间	家庭劳动力全年农业劳动总天数取自然对数	3.115	1.962
家庭劳动力闲暇时间	家庭劳动力全年未参与农业和非农劳动总天数取自然对数	6.535	0.654
家庭互联网使用	家庭接入互联网=1,家庭未接入互联网=0	0.212	0.409
性别	男性=1,女性=0	0.508	0.499
年龄	农村劳动力实际年龄	43.330	13.488
文化程度	农村劳动力实际受教育年限	7.413	2.873
家庭人口规模	家庭成员数量	4.465	1.650
家庭劳动力比例	16—65岁家庭成员数量与家庭成员规模之比	0.777	0.191
是否为党员户	是=1,不是=0	0.149	0.356
是否为干部户	是=1,不是=0	0.038	0.191
土地规模	家庭实际耕地面积取自然对数	1.942	0.934

自有农机价值	家庭自有农业机械原值取自然对数	3.209	3.985
社会资本	家庭人情礼支取出取自然对数	7.334	1.441
村庄是否位于城市郊区	是=1,否=0	0.136	0.343
村庄所在县经济发达程度	上等=1,中上等=2,中等=3,中下等=4,下等=5	2.783	0.899
区域产业结构	第二、三产业增加值占地区生产总值的比例	0.853	0.084
财政支出比例	地方财政一般预算支出占地区生产总值的比例	0.217	0.136

(三) 模型构建

1. 基准回归

鉴于本研究所选择的农村劳动力非农就业变量为二元离散变量,因此,本文采用二元 Logistic 模型分析数字普惠金融对农村劳动力是否非农就业的影响,基准模型设定为:

$$Empolymen_t_i = \alpha + \beta_i Fin_i + \sum \lambda_i X_i + \varepsilon \quad (1)$$

上式(1)中 $Empolymen$ 表示农村劳动力是否参与非农就业, Fin 为数字普惠金融, X 为控制变量, ε 为随机扰动项。

2. 调节效应模型

为了检验假说 2, 构建调节效应模型如下:

$$Empolymen_t_i = \alpha + \beta_1 Fin_i + \beta_2 Internet_i + \beta_3 Fin_i \times Internet_i + \sum \lambda_i X_i + \varepsilon \quad (2)$$

上式(2)中 $Internet$ 和 $Fin \times Internet$ 分别为农户家庭是否使用互联网和数字普惠金融及其各维度与家庭互联网使用的交乘项。

三、实证分析

(一) 基准回归结果

表 2 中(1)一(4)列分别为数字普惠金融及其覆盖广度、使用深度和数字化程度对农村劳动力是否参与非农就业的回归结果。从回归结果中可以看出,数字普惠金融及其各维度均在 1% 的显著性水平下对农村劳动力非农就业有显著的正向影响,验证了本文的假说 1。

表 2 数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融	0.191*** (0.014)			
覆盖广度		0.191*** (0.014)		
使用深度			0.267*** (0.014)	
数字化程度				0.054*** (0.009)
性别	0.647*** (0.014)	0.648*** (0.014)	0.647*** (0.014)	0.647*** (0.014)
年龄	-0.065*** (0.001)	-0.065*** (0.001)	-0.065*** (0.001)	-0.064*** (0.001)
文化程度	0.070*** (0.003)	0.070*** (0.003)	0.069*** (0.003)	0.080*** (0.003)
家庭人口规模	0.061*** (0.005)	0.061*** (0.005)	0.061*** (0.005)	0.061*** (0.005)
家庭劳动力比例	0.475*** (0.039)	0.472*** (0.039)	0.482*** (0.039)	0.455*** (0.040)

是否为党员户	0.109*** (0.020)	0.109*** (0.020)	0.110*** (0.020)	0.109*** (0.020)
是否为干部户	-0.216*** (0.037)	-0.218*** (0.037)	-0.212*** (0.037)	-0.218*** (0.037)
土地规模	-0.749*** (0.009)	-0.750*** (0.009)	-0.737*** (0.009)	-0.760*** (0.008)
自有农机价值	-0.048*** (0.002)	-0.047*** (0.002)	-0.049*** (0.002)	-0.048*** (0.002)
社会资本	0.120*** (0.005)	0.120*** (0.005)	0.115*** (0.006)	0.126*** (0.005)
村庄是否位于是否城市郊区	0.106*** (0.019)	0.104*** (0.019)	0.148*** (0.021)	0.108*** (0.019)
村庄所在县区经济发达程度	-0.075*** (0.008)	-0.073*** (0.008)	-0.076*** (0.008)	-0.074*** (0.008)
区域产业结构	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.001)
财政支出比例	-1.131*** (0.055)	-1.060*** (0.055)	-1.126*** (0.055)	-1.177*** (0.057)
常数项	1.673*** (0.079)	1.678*** (0.079)	1.636*** (0.079)	1.718*** (0.079)
样本量	127225	127225	127225	127225
Pseudo R ²	0.218	0.218	0.219	0.217

t statistics in parentheses * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

(二) 边际效应分析

表3中(1)一(4)列分别为数字普惠金融及其覆盖广度、使用深度和数字化程度对农村劳动力非农就业影响的边际效应回归结果。从回归结果可以看出,数字普惠金融总指数、覆盖广度、使用深度和数字化程度每提高1%,农村劳动力参与非农就业的概率分别增加3.4%、3.4%、4.8%和1.0%,进一步验证了本文的假说1。综合表2和表3的实证结果,可以看出数字普惠金融的使用深度对农村劳动力非农就业的促进作用最大。可能的原因是,使用深度反映的是区域用户对数字普惠金融平台内各功能的使用频率和交易规模,只有更多的用户真正使用数字普惠金融平台内的功能,数字普惠金融才能增加对“长尾群体”的有效金融供给,提高区域经济发展活力。使用深度的提高还意味着更多的交易信息被纳入数字普惠金融的大数据分析系统之中,有助于缓解信息不对称问题,提高区域金融资源的配置效率,进而有助于促进农村劳动力非农就业。

表3 数字普惠金融对农村劳动力非农就业参与影响的边际效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融	0.034** (0.002)			
覆盖广度		0.034*** (0.002)		
使用深度			0.048*** (0.003)	
数字化程度				0.010*** (0.002)
个人层面控制变量	控制	控制	控制	控制
家庭层面控制变量	控制	控制	控制	控制
村庄层面控制变量	控制	控制	控制	控制
地区层面控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	127225	127225	127225	127225

t statistics in parentheses * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

(三) 对非农就业特征的影响

关于数字普惠金融对农村劳动力非农就业特征的影响,本文从非农就业距离、稳定性和就业产业三个方面进行讨论。其中,非农就业距离是依据非农就业地点划分的本地就业和外地就业;非农就业稳定性是依据非农工作性质划分的稳定就业和零工就业;非农就业产业则是依据就业行业划分的第二产业就业和第三产业就业。回归结果如表4所示。从回归结果中可以看出,数字普惠金融在1%的显著性水平下促进了农村劳动力本地和外地就业,但对本地就业的促进作用更大,且数字普惠金融在1%的显著性水平下减少了农村劳动力零工型就业和第二产业就业,增加了稳定型就业和第三产业就业。对于上述回归结果,可能的原因如下:

从非农就业距离层面上看,本地就业机会少、收入低是农村劳动力选择到外地就业的主要原因。数字普惠金融能够改善区域营商环境,提高创新创业水平,促进农民工返乡创业等渠道,增加本地就业机会,提高本地的非农就业工资率,将会促使更多的农村劳动力选择本地就业。从非农就业稳定性层面上看,数字普惠金融通过缓解中小微企业信贷约束、降低交易成本、提供支付便利、拓展销售渠道等途径能够提高中小微企业的经营稳定性,从而能够为农村劳动力提供更多稳定的就业岗位。并且,数字普惠金融通过缓解农村劳动力的流动性约束,增加其接受教育或参加培训的机会,提升人力资本,有利于提升其非农就业稳定性。从就业行业层面上看,与第二产业相比,第三产业的固定资产投资相对较小,中小微企业的比例更大,数字普惠金融对第三产业发展的促进作用更大,且第三产业的工作岗位对劳动技能、体力、年龄等条件的要求相对宽松,更能吸纳农村中的弱势劳动力进行非农就业。此外,数字普惠金融有力地促进了数字经济的发展,催生了一批诸如快递员、快递骑手、网约车司机等低劳动技能要求、高收入的职业,推动部分农村低劳动技能劳动力由第二产业就业转向第三产业就业。

表4 数字普惠金融对农村劳动力非农就业特征的影响

	非农就业距离		非农就业稳定性		非农就业产业	
	本地就业	外地就业	稳定就业	零工就业	第二产业	第三产业
数字普惠金融	0.091*** (0.019)	0.049*** (0.016)	0.081*** (0.016)	-0.043** (0.021)	-0.151*** (0.016)	0.078*** (0.021)
个人层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
村庄层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.980*** (0.106)	-0.027 (0.090)	0.462*** (0.092)	-2.135*** (0.120)	-1.196** (0.092)	-1.312*** (0.120)
样本量	127225	127225	127225	127225	127225	127225
Pseudo R ²	0.026	0.189	0.169	0.044	0.133	0.092

t statistics in parentheses * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

(四) 稳健性检验

为了保证实证结果的稳健性,本文采用如下三种方法进行稳健性检验:(1)替换被解释变量。使用家庭非农就业劳动力占家庭劳动力规模的比例作为被解释变量,考虑到农户家庭可能不存在非农就业,即非农就业劳动力占比存在大量0值,因此采用Tobit模型进行回归估计。(2)替换核心解释变量。借鉴孙学涛等^①(2022)的研究,以数字普惠金融的自然对数作为核心解释变量。(3)使用追踪数据回归。通过重新整理数据,使用样本中的追踪调查数据进行估计。表5汇报了稳健性检验的估计结果,可以看出稳健性检验的估计结果与前文基准回归结果基本一致,说明本文的研究结论是稳健的。

^①孙学涛,于婷,于法稳:《数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据》,《中国农村经济》,2022年第2期。

表 5 稳健性检验回归结果

	更换被解释变量		更换解释变量		使用追踪数据回归	
	tobit	dy/dx	logit	dy/dx	logit	dy/dx
数字普惠金融	0.012*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.183*** (0.014)	0.033*** (0.002)	0.280*** (0.038)	0.046*** (0.006)
个人层面控制变量	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
家庭层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
村庄层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.054*** (0.011)		1.015*** (0.096)		2.214 (0.268)	
样本量	50239	50239	127225	127225	15823	15823
Pseudo R ²	0.680		0.218		0.268	

t statistics in parentheses * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

(五) 内生性讨论

数字普惠金融与农村劳动力非农就业之间可能存在内生性问题,为解决内生性问题,本文借鉴齐红倩等^①(2022)的研究,以地区人均电信业务量作为工具变量,运用2SLS对模型进行重新估计,回归结果如表6所示。从表6一阶段回归结果可以看出,地区人均电信业务量在1%的显著性水平下对数字普惠金融有显著的正向影响,且F统计量大于10,符合对工具变量的使用要求;由第二阶段回归结果可知,数字普惠金融在1%的显著性水平下对农村劳动力非农就业参与的估计系数显著为正,证实了估计结果的稳健性。

表 6 工具变量回归结果

被解释变量	第一阶段	第二阶段
	数字普惠金融	是否参与非农就业
地区人均电信业务量	0.006*** (0.000)	
数字普惠金融		0.161*** (0.139)
个人层面控制变量	控制	控制
家庭层面控制变量	控制	控制
村庄层面控制变量	控制	控制
地区层面控制变量	控制	控制
常数项	0.091*** (0.015)	0.836*** (0.016)
样本量	116422	116422
R ²	0.266	0.258
F 统计量	2922.12	

t statistics in parentheses * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

四、机制检验

本文从家庭非农劳动时间、农业劳动时间和闲暇时间三个方面采用OLS模型进一步检验数字普惠金融促进农村劳动力非农就业的原因。表7的回归结果显示,数字普惠金融对家庭非农劳动时间在1%的显著性水平下有显著的正向影响,而对家庭农业劳动时间和家庭劳动力闲暇时间在1%的显著性水平下有显著的负向影响。可以说,数字普惠金融通过减少农村劳动力农业劳动时间和闲暇时间,促进了农村劳动力参与非农就业。可能的原因是,数字普惠金融在为农村劳动力提供更多非农就业岗位、提高农村劳动力非农就业可得性的同时,使得农村劳动力从事农业经营和闲暇的机会成本上升,作为“理性经

①齐红倩,刘倩含:《数字普惠金融发展对我国居民消费不平等的影响》,《经济问题探索》,2022年第10期。

济人”的农户必然会减少参与农业经营的时间和闲暇时间,将更多的时间分配到非农工作中,以获得更多的收入和效用,改善家庭整体状况,从而促进其参与非农就业。

表7 数字普惠金融对农村劳动力的影响机制

	家庭非农劳动时间	家庭农业劳动时间	家庭劳动力闲暇时间
数字普惠金融	0.045*** (0.025)	-0.5811*** (0.016)	-0.022*** (0.005)
个人层面控制变量	未控制	未控制	未控制
家庭层面控制变量	控制	控制	控制
村庄层面控制变量	控制	控制	控制
地区层面控制变量	控制	控制	控制
常数项	-0.355* (0.195)	-0.436*** (0.126)	3.892*** (0.037)
样本量	50239	50239	50239
R ²	0.118	0.168	0.359

t statistics in parentheses * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

五、异质性分析

(一) 家庭特征异质性

在农户家庭特征异质性上,本文选择从农户家庭农业规模和社会资本两个方面进行讨论。其中,农户家庭农业经营规模以耕地规模是否大于50亩为标准,将样本划分为小规模农户和规模农户;对农户家庭社会资本的划分则是依据农户家庭全年人情礼支出取自然对数后的均值,将样本划分为低社会资本组和高社会资本组。农户家庭特征异质性的回归结果如表8所示。

表8 农户家庭特征异质性回归结果

	农业经营规模		社会资本	
	小规模农户	规模农户	低社会资本	高社会资本
数字普惠金融	0.340*** (0.013)	0.073 (0.099)	0.174*** (0.021)	0.209*** (0.019)
个人层面控制变量	控制	控制	控制	控制
家庭层面控制变量	控制	控制	控制	控制
村庄层面控制变量	控制	控制	控制	控制
地区层面控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.721*** (0.076)	-4.432*** (0.670)	1.860*** (0.105)	2.949*** (0.102)
样本量	123045	4180	56471	70754
Pseudo R ²	0.170	0.076	0.179	0.249

t statistics in parentheses * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

从回归结果中可以看出,在农户家庭农业经营规模层面,数字普惠金融在1%的显著性水平下促进了小规模农户家庭劳动力非农就业,而对规模农户家庭劳动力非农就业无显著影响。可能的解释为,一方面,小规模农户在非农就业方面存在比较优势,数字普惠金融通过创造更多就业岗位,缓解农村劳动力非农转移过程中的流动性约束,提高了小规模农户在非农就业方面的比较优势,促使小规模农户将更多的家庭劳动力配置于非农部门;另一方面,规模农户在农业经营方面存在比较优势,数字普惠金融通过缓解规模农户农业经营上的信贷约束、拓展销售渠道、提高规模经济效应等渠道,进一步提高了规模农户在农业经营方面的比较优势,规模农户会将更多的家庭劳动力配置于农业部门。由此可见,数字普

惠金融进一步加深了小规模农户与规模农户间的分化。

在农户家庭社会资本层面,数字普惠金融在1%的显著性水平下促进了低社会资本组和高社会资本组的农村劳动力非农就业,但对高社会资本组农村劳动力参与非农就业的促进作用更大。可能的解释为,与低社会资本组的农户相比,高社会资本组的农户能够通过熟人网络获取更多的就业信息,提高了家庭劳动力参与非农就业的概率。而低社会资本组农户的就业信息渠道来源相对单一,就业信息获取不足,不利于家庭劳动力参与非农就业。

(二) 劳动力个人特征异质性

在劳动力个人特征异质性上,本文选择从劳动力性别和文化程度两个方面进行讨论,回归结果如表9所示。从回归结果中可以看出,在劳动力性别层面,数字普惠金融对女性劳动力的促进作用更大。可能的解释为,在家庭分工中,女性劳动力往往扮演照料家庭的角色,无法进行远距离的非农转移,而本地非农就业机会相对较少,限制了女性劳动力参与非农就业。数字普惠金融通过促进创新创业,增加本地非农就业机会,促进女性劳动力参与本地非农就业。

表9 劳动力个人特征异质性回归结果

	性别		文化程度		
	女性	男性	初中及以下	高中	大专及以上
数字普惠金融	0.183*** (0.021)	0.133*** (0.021)	0.160*** (0.016)	0.126*** (0.052)	0.070 (0.126)
个人层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
家庭层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
村庄层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区层面控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.638*** (0.107)	2.256*** (0.105)	2.118*** (0.079)	3.291*** (0.252)	4.958*** (0.684)
样本量	62509	64716	111584	11549	4092
Pseudo R ²	0.172	0.237	0.188	0.236	0.142

t statistics in parentheses * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

在劳动力文化程度层面,数字普惠金融在1%的显著性水平下促进了初中及以下学历和高学历劳动力参与非农就业,对大专及以上学历劳动力的作用不显著,并且对初中及以下学历劳动力参与非农就业的促进作用最大。可能的解释为,低学历的劳动力往往劳动技能不高,就业面相对较窄,企业在进行招聘时也会因优先考虑高学历劳动力,对低学历劳动力有一定的就业排斥,低学历劳动力也就成为了农村剩余劳动力的主力军。数字普惠金融的发展一方面有力地支持了居民创业和中小微企业的发展,同时也促进了网络主播、快递员、外卖骑手、网约车司机等低劳动技能和低学历要求的新兴职业,有力促进了农村低文化程度劳动力参与非农就业,这也体现出数字普惠金融的包容性。

六、进一步分析:家庭互联网使用的调节效应

依据前文理论分析,家庭互联网使用能够增强数字普惠金融对农村劳动力非农就业的促进作用。因此,本文运用调节效应模型对这一机制进行实证检验,回归结果如表10所示。表10中第(1)到(4)列分别为数字普惠金融及其各维度对农村劳动力外出非农就业影响的基准回归中,加入家庭互联网使用以及家庭互联网使用与数字普惠金融及其各维度交互项后的回归结果。从回归结果中可以看出,在数字普惠金融及其各维度、家庭互联网使用在1%的显著性水平下对农村劳动力非农就业参与有显著正向影响的情况下,家庭互联网使用与数字普惠金融及其各维度交互项也分别在1%的显著性水平下对农村劳动力非农就业有显著正向的影响,即家庭互联网使用能够显著增强数字普惠金融及其各维度对农村劳动力非农就业的促进作用,验证了本文的假说2。

表 10 家庭互联网使用的调节效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融	0.192*** (0.014)			
覆盖广度		0.169*** (0.015)		
使用深度			0.230*** (0.016)	
数字化程度				0.042*** (0.009)
家庭互联网使用	0.241*** (0.019)	0.213*** (0.019)	0.203*** (0.020)	0.248*** (0.018)
数字普惠金融×家庭互联网使用	0.099*** (0.034)			
覆盖广度×家庭互联网使用		0.109*** (0.035)		
使用深度×家庭互联网使用			0.079*** (0.034)	
数字化程度×家庭互联网使用				0.074*** (0.024)
个人层面控制变量	控制	控制	控制	控制
家庭层面控制变量	控制	控制	控制	控制
村庄层面控制变量	控制	控制	控制	控制
地区层面控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	2.381*** (0.077)	1.691*** (0.082)	2.123*** (0.092)	1.730*** (0.082)
样本量	118423	118423	118423	118423
Pseudo R ²	0.219	0.223	0.243	0.222

t statistics in parentheses * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

七、结论与政策建议

本文利用地市级数字普惠金融指数与2011—2017年的全国农村固定观察点数据库的匹配数据,运用logit模型、tobit模型、OLS模型和中介效应模型,实证分析了数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响。

以下为本文主要研究结论:第一,数字普惠金融及其各维度显著促进了农村劳动力参与非农就业,数字普惠金融总指数、覆盖广度、使用深度和数字化程度每提高1%,农村劳动力参与非农就业的概率分别增加3.4%、3.4%、4.8%和1.0%。数字普惠金融更能促进农村劳动力本地就业,并显著减少农村劳动力零工型就业和第二产业就业,增加稳定型就业和第三产业就业。第二,机制检验表明,数字普惠金融通过减少农村劳动力农业劳动时间和闲暇时间,促进了农村劳动力参与非农就业。第三,异质性分析显示,数字普惠金融能够显著促进小规模农户家庭劳动力非农就业,对规模农户无显著影响,并且对高社会资本组的农村劳动力非农就业促进作用更大;数字普惠金融对女性劳动力和初中及以下学历劳动力的非农就业促进作用更大。第四,进一步研究发现,家庭互联网使用能够增强数字普惠金融对农村劳动力非农就业的促进作用。

上述结论对于进一步发展数字普惠金融,促进农村劳动力非农就业具有重要的政策启示。第一,数字普惠金融的发展依托于数字信息技术,完善的数字基础设施是数字普惠金融发展的基础,需要进一步提高各地的互联网覆盖率,尤其是中西部贫困地区和广大的农村地区,以进一步推动数字普惠金融的发展,促进农村劳动力非农就业。第二,加强对农村劳动力的工作技能培训,提升其数字素养和劳动力市场竞争力,使其能够在数字经济快速发展的背景下,顺利地进行非农转移,进一步提高非农就业的稳定性和非农就业质量。第三,进一步加大居民创业和中小微企业的激励和扶持力度,使数字普惠金融的发展与政策扶持形成合力,促进居民创业和中小微企业发展,从而为农村劳动力提供更多的非农就业岗位。第四,加强土地流转市场建设,发展农业社会化服务,避免农户在进行非农转移后,因农业劳动力短缺而采取粗放的农业经营策略,对农业生产造成不利影响。

[责任编辑:王成利]