

数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响

——基于CFPS数据的实证分析

崔 健

云南财经大学金融学院, 云南 昆明

收稿日期: 2024年12月4日; 录用日期: 2025年1月10日; 发布日期: 2025年1月23日

摘 要

党的二十届三中全会就增进农民福祉做出了多项部署,但现阶段,我国农村劳动力的收入依然较低,非农就业是促进农民增收最直接的手段。数字普惠金融以包容性著称,重点服务弱势群体,那么其对农村劳动力非农就业有没有影响,如果有,通过何种机制产生影响。为解决这一问题,本文在理论分析的基础上,构建Mlogit模型,基于2016、2018、2020三期中国家庭追踪调查(CFPS)数据和北京大学数字普惠金融指数,证实了数字普惠金融对农村劳动力非农就业的促进作用。通过分地区考察发现,在我国的东、中部地区,数字普惠金融对农村劳动力非农就业有着显著的促进作用,在西部地区则不显著。在稳健性检验中,本文改变了对农村劳动力就业类型的划分,上述结论依旧成立。本研究对我国充分发挥数字普惠金融功能,并使农村劳动力在其发展中受惠有一定的参考意义。

关键词

数字普惠金融, 农村劳动力, 非农就业, Mlogit

The Impact of Digital Inclusive Finance on Non-Agricultural Employment of Rural Labor Force

—Empirical Analysis Based on CFPS Data

Jian Cui

School of Finance, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: Dec. 4th, 2024; accepted: Jan. 10th, 2025; published: Jan. 23rd, 2025

Abstract

The Third Plenary Session of the 20th Central Committee of the Communist Party of China made

文章引用: 崔健. 数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响[J]. 可持续发展, 2025, 15(1): 78-91.

DOI: 10.12677/sd.2025.151011

multiple arrangements to enhance the well-being of farmers. However, at present, the income of rural labor in China is still relatively low, and non-agricultural employment is the most direct means to promote farmers' income increase. Digital inclusive finance is known for its inclusiveness and focuses on serving disadvantaged groups. So, does it have an impact on rural labor force's non-agricultural employment, and if so, through what mechanism? To address this issue, based on theoretical analysis, this article constructs the Mlogit model and uses data from the 2016, 2018, and 2020 China Family Panel Studies (CFPS) and the Peking University Digital Inclusive Finance Index to confirm the promoting effect of digital inclusive finance on non-agricultural employment of rural labor. Through regional investigation, it was found that in the eastern and central regions of China, digital inclusive finance has a significant promoting effect on non-agricultural employment of rural labor, while it is not significant in the western region. In the robustness test, this article changed the classification of rural labor employment types, and the above conclusion still holds true. This study has certain reference significance for fully leveraging the functions of digital inclusive finance in China and benefiting rural labor force in its development.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Rural Labor Force, Non-Agricultural Employment, Mlogit

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

党的二十届三中全会《中共中央关于进一步全面深化改革推进中国式现代化的决定》¹对增进农民福祉做出了重点部署，如“完善强农惠农富农支持制度”。但就当前的发展现状来看，农民依旧是相对弱势群体，2023 年我国城乡居民可支配收入之比约为 2.39:1²。在工农业产品剪刀差依然存在的前提下[1]，增加农民收入的关键在于发挥农村劳动力自身的比较优势、促进农村劳动力向非农产业转移[2]。虽然从已有研究和相关数据不难看出，非农就业的现象在我国农村劳动力群体中已非常普遍[3]。但是从现实出发，我国农村劳动力的非农就业无论是从数量³还是质量仍有很大的发展空间。

要使得农村劳动力非农就业，首先，必须要有非农岗位的供给。农村劳动力因人力资本水平整体较低，多在非正规经济部门就业[4]，非正规经济部门又多是规模小、抗风险能力差、缺少优质抵押资产的小微企业和个体工商户，因而难以获得金融支持。数字普惠金融凭借数字技术，可以对小微企业的发展现状及前景进行有效评估，缓解借贷双方的信息不对称，有效降低金融风险[5]，使小微企业获得金融支持。在此背景下，非正规经济部门就能创造更多的就业岗位。其次，农村劳动力必须负担得起农转非过程中的转移成本。农村劳动力既无征信又无抵押，单笔业务金额小，传统金融机构为他们提供金融服务的收益甚至无法覆盖成本。现阶段，随着数字经济的发展和电子支付的普及，数字普惠金融的供给方可以利用农村劳动力的交易记录和信用行为信息为其提供金融服务。这样，即便农村劳动力在非农转移中无法负担转移成本，但凭借数字普惠金融的支持仍可以实现转移。

目前，研究数字普惠金融对农村劳动力非农就业影响的文献仍然较少，尤其是在作用机理的分析上

¹ 中国政府网: https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm。

² 国家统计局: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

³ 2022 年第一产业产值约占国内生产总值的 7.3%，但第一产业就业人员数却约占总就业人员数的 24%。数据来源：国家统计局: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

有待进一步完善。在理论上,本文对数字普惠金融发挥其功能,进而影响农村劳动力非农就业的机理进行了分析。在实证上,本文主要运用中国家庭追踪调查(CFPS)数据与北京大学数字普惠金融指数,对数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响进行了实证检验。

2. 文献综述

(一) 农村劳动力非农就业的研究进展

国家统计局对“乡村”有着明确的界定,对“农村”则没有。实践中“农村”一词多与户籍制度绑定。1958年我国实施的《中华人民共和国户口登记条例》首次将我国的城乡居民划分为“农业户口”和“非农业户口”,此举也标志着我国城乡二元体制的初步形成。城乡二元体制限制着农村劳动力的就业选择,农业户口的劳动力绝大多数只能务农,因此在改革开放前农村劳动力非农就业无从谈起。改革开放后,随着城乡二元体制逐渐松动,越来越多的农村劳动力选择去非农部门就业。学界也多沿用农村劳动力代指农业户口的劳动力。

农村劳动力从农业部门转向非农部门的现象伴随社会分工的进程早已有之。但在理论上首次对其进行系统分析的当属 Lewis 的“二元经济结构理论”[6],该理论认为农业部门存在边际产出为零的剩余劳动力,当工业部门可以提供满足农村劳动力生计的工资时,农村劳动力便会源源不断地流向工业部门。当剩余劳动力全部转移至工业部门时,就达到了“刘易斯拐点”。Ranis & Fei 对刘易斯的模型进行了修正,他们将农村劳动力的非农转移划分为三个阶段,第一阶段和第二阶段的分界点为“短缺点”,此时农业部门不存在边际产出为零的剩余劳动力。第二阶段和第三阶段的拐点为“商业化点”,此时农业和其他产业一样,劳动力的边际产出等于其工资[7]。除刘易斯的“二元经济结构理论”以外, Harris & Todaro 创立了城乡劳动力迁移模型[8]。该模型认为,农村劳动力会将在城市可获得的预期收入与在农村可获得的实际收入做比较,来决定是否迁移。Lee 认为,人口迁移的迁出地和迁入地均存在促进居住的力量(拉力)和阻碍居住的力量(推力),此外在迁移的过程还存在中间障碍因素[9]。

此外,针对我国农村劳动力非农就业的现象也有丰富的研究成果。微观层面,个体特征会影响农村劳动力的就业选择,受教育年限越长,选择非农就业的可能性越大[10]。家庭条件也会显著影响农村劳动力的就业抉择。经济条件好的家庭会通过为农村劳动力转移支付来为其非农就业提供保障[11]。在面对外部冲击时,家庭耕地资源越丰富的农村劳动力退出非农就业的可能性越高[12]。宏观层面,城乡收入差距越大,发展越不均衡,农村劳动力越难以向城市转移[13]。营商环境会显著影响农村劳动力常进入的一些行业,进而对农村劳动力的就业行为产生影响[14]。

(二) 数字普惠金融的概念内涵

2016年,G20杭州峰会通过的《G20数字普惠金融高级原则》⁴将数字普惠金融界定为“用数字技术推动普惠金融发展”。相比于传统金融,数字普惠金融能够带来的真正价值不仅仅是触达率,更重要的是可以改变人们的金融观[15]。其本质内核与金融一样在于共享,其发展是对金融资本化的纠偏,代表着以人为本的金融观的回归[16]。具体而言,数字普惠金融通过技术手段一方面提高了金融供给方的风险管控能力,另一方面降低了金融服务的成本,这使得在传统金融体系下受到“金融排斥”的人群可以得到便捷、低价的金融支持,最终可以缓解“金融抑制”,促进财富公平分配[17]。

(三) 数字普惠金融与农村劳动力就业关系的研究

现有直接研究数字普惠金融对农村劳动力非农就业影响的文章较少,相关研究多见以下三个方面。首先,已有研究的研究对象多聚焦于居民整体。如数字普惠金融对居民整体就业[18]和创业[19]的影响。并未将研究对象聚焦于农村劳动力,在我国仍存在城乡二元差异的背景下,城市劳动力就业和农村劳动

⁴<https://m.credit100.com/xhxy/c/2018-12-23/493893.shtml>.

力非农就业不能一概而论。其次,在将研究对象聚焦于农村居民的研究中,又多见数字普惠金融对农村居民收入水平[20]和收入结构[21]的影响。虽然经营性收入和工资性收入与农村劳动力的就业选择高度相关,但农村劳动力的收入是就业的结果,而非农就业是就业选择行为,其研究的侧重点有所不同。最后,涉及到数字普惠金融对农村劳动力非农就业影响的许多文章都是间接性的研究,把非农就业作为数字普惠金融对被解释变量影响的中介或机制,如数字普惠金融促进共同富裕[22]、促进县域经济发展[23]以及减贫效应[24]等。

3. 理论分析与研究假设

目前,数字普惠金融的概念及功能尚未有明确定论,但因其普惠金融的基础上发展而来,最直接的目的是缓解“金融排斥”服务弱势群体。因此本文将数字普惠金融定义为,通过数字技术手段使原先有金融服务需求,但被传统金融体系排除在外,且因缺乏金融服务而发展受限的弱势群体获得金融支持的金融。

本文中的农村劳动力指农业户口的劳动力,他们天然面临着在农业部门就业这一选择。农村劳动力在进行就业抉择时会受到诸多现实因素的影响,在其中起决定性作用的就是农村劳动力(凭借自身人力资本水平以及资源禀赋)在农业部门就业和在非农部门就业的效益比较,以及从农业部门向非农部门转移过程中所需支付的转移成本[8]。通过对第三次全国农业普查公布的耕地面积⁵和2022年国家统计局公布的第一产业就业人员数⁶进行粗略测算,2022年我国人均耕地面积不到12亩,远达不到规模农业的水平,又由于我国现阶段仍存在工农业产品价格剪刀差,故可以推测对我国的大多数农村劳动力而言,非农就业对其仍具吸引力。

数字普惠金融重点服务弱势群体。在农村劳动力非农就业的过程中,非农就业岗位大多是由中小微企业提供,这些企业正是数字普惠金融的重点服务对象,因此数字普惠金融可能通过服务小微企业进而增加农村劳动力可供选择的就业岗位。农业是弱势产业,数字普惠金融可能通过服务农业对农村劳动力在农业部门的收入和经营农业所需的必要劳动投入产生影响。农村劳动力又是弱势群体,数字普惠金融可能为他们提供行动上的资金支持,让他们更好地发挥主观能动性。因此数字普惠金融可能在农村劳动力的就业选择中发挥重要作用。具体而言:

首先,小微企业一般具有体量小、前景不确定性强、抗风险能力差、资金流水不稳定、可抵押资产少等特点[25]。传统的由商业银行主导的金融体系在以收益成本比较和风险控制为出发点的行为逻辑下,一般不愿意为小微企业提供金融支持,或者在面对小微企业做业务时会更加谨慎,要求更为严格,这就导致小微企业长期存在融资难、融资贵的问题[19]。数字普惠金融可以凭借技术优势,利用大数据、云计算、人工智能、区块链、物联网等信用评估手段为中小微企业“画像”,充分了解中小微企业的经营状况和发展前景,从而降低金融风险[5],让在传统金融体系下受到排斥的中小微企业获得金融支持。不光可以扩大现有中小微的规模,还可以促进中小微企业创立来为农村劳动力非农转移提供就业机会。

其次,我国的农业生产一般以家庭为单位,这就造成了其经营规模小,资金需求量也不大的特征,此外农户一般缺乏优质抵押资产和征信记录,加之农业生产风险高。在此前提下,涉农贷款的收益风险不对等,收益有时甚至难以覆盖成本,直接导致以商业银行为主导的传统金融体系没有向农民发放涉农贷款的动力。数字普惠金融通过数字技术分析农户的信用情况,农产品的长势,可以对风险进行有效评估,并针对农户特征和农产品生长状况提供定制化的金融服务。对农户来说,金融支持可以让他们有能力加大农业资本品的投入(如使用无人机喷洒农药,机耕机播机收等),进而用资本替代劳动,有更多的时

⁵ 国家统计局: <https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/nypc/202302/U020230223531273769774.pdf>。

⁶ 国家统计局: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

间投入到非农就业中。

最后,农村劳动力进行非农转移时,往往需要支付转移成本,包括异地转移的差旅费和搜寻工作机会的成本。在传统金融体系下,农村劳动力既无征信又无抵押,在转移过程中很难得到金融支持。数字普惠金融可以利用农村劳动力在互联网上的交易信息和信用行为解决信息不对称,并依托移动终端,降低服务成本,将适配的金融产品精准便利地触达客户,有效提升农村劳动力的金融可得性,通过金融支持为农村劳动力负担转移成本。综上所述,本文提出假说 H1。

H1: 数字普惠金融会促进农村劳动力非农就业。

我国幅员辽阔,各省经济结构,地形地貌,风俗文化均存在差异,因而数字普惠金融发挥作用的效果就存在差异。首先,数字普惠金融对小微企业的支持与本地区的发展状况有关。本地经济发展越好,营商环境越好,产业分工越细,小微企业的创立也更有积极性。已有小微企业也越有动力通过获取数字普惠金融服务,扩大经营规模,进而提供更多的就业岗位。其次,各地区的农业经营状况各不相同,有些地区如北京、上海,第一产业占比较小,现有农业经营的现代化水平较高,数字普惠金融对其农业生产的影响就比较微弱。但有些地区第一产业占比较高,而且主要经营的依旧是大田农业(粮食、棉花、油料作物等),用资本替代劳动就可以释放很多的农业劳动力。另外农业内部也有结构,农、林、牧、渔在实际经营过程中所需的劳动资本比例不尽相同,而农业发展状况、农业结构都和本地区的地形地貌、资源禀赋高度相关,因而在不同地区,数字普惠金融对农业的作用效果也就各不相同。最后,数字普惠金融的作用效果不光与金融机构、互联网科技公司等数字普惠金融服务的供给方有关,与需求方也高度相关,除农村劳动力自身的人力资本水平各不相同外,因其受当地风俗文化、发展状况影响,对数字普惠金融的接受度、使用度也不尽相同。因而本文提出假说 H2。

H2: 数字普惠金融在我国的不同地区,对农村劳动力就业选择的影响有不同侧重。

4. 模型设定与变量选取

(一) 数据选取与描述性统计

本文的数据主要来源于中国家庭追踪调查(CFPS)和北京大学数字普惠金融指数(DIFI),以及国家统计局和各省统计年鉴中的公开数据。其中,CFPS 从 2010 年开始,每两年追访一次,调查包含个人、家庭、社区三个层面多维度的问题。根据数据的可得性和时效性,本文选取 2016、2018、2020 三期 CFPS 数据展开研究。根据国家统计局对劳动力(年满 16 周岁)和老年人口(65 岁及 65 岁以上)⁷的定义,本文把研究对象的年龄限定在 16~64 岁(含 16 岁和 64 岁)。此外,由于研究对象是农村劳动力,本文只选取农业户口的样本。DIFI 由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁科技集团研究院联合构建,所采用的是支付宝的数据。现阶段,数字普惠金融服务主要由正规金融机构和互联网金融公司提供。北京大学数字普惠金融指数虽然不能完全代表我国的数字普惠金融发展水平,但其作为代理变量仍有一定的合理性。在个人贷款方面,支付宝账户覆盖率高,对数字金融的发展影响很大,2013 年 6 月余额宝的上线被看作中国数字金融发展的元年。在小微企业贷款和涉农贷款方面,蚂蚁集团旗下有网商银行专门为小微企业提供贷款,虽然对比正规金融机构体量较小,但从竞争的角度看,支付宝的发展可以通过“鲶鱼效应”让正规金融机构产生危机感,进而加大对数字普惠金融的重视度。与此同时,竞争的双方都会努力提升自身的服务水平来吸引客户,在二者的技术水平不存在显著差异时,可以说他们的发展阶段及发展水平是大致相当的。此外,北京大学数字金融研究中心在发布数字普惠金融指数时还同时公布了下设的三个一级指标:数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度[26],本文将其一并纳入考察范围。

1) 被解释变量。CFPS 数据中包含被调查对象从事的最主要工作,并将其分为了四种类型:自家农

⁷ 国家统计局: <https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2023/indexch.htm>。

业生产经营；私营企业/个体工商户/其它自雇；农业打工；(非农)受雇。

- 2) 解释变量。本文采用省级数字普惠金融总指数以及下设的三个一级指标作为解释变量。
- 3) 控制变量。本文参考李瑞琴[10]、韩军辉和李锦[27]、白云丽和曹月明等[12]、高子涵[28]、张兵和李娜[29]等的做法，加入研究对象个体特征、家庭特征以及宏观因素等变量，具体变量的选取及解释见表 1，相关变量的描述性统计见表 2。

Table 1. Variable selection
表 1. 变量选取

变量选取		指标解释
被解释变量	主要工作	自家农业生产经营 = 1；私营企业/个体工商户/其它自雇 = 2；农业打工 = 3；非农受雇 = 4
解释变量	数字普惠金融总指数	北京大学数字普惠金融总指数
	覆盖广度	万人支付宝账户数、支付宝账户绑卡比例、平均支付宝账户绑卡数
	使用深度	支付宝中个人和小微企业使用支付、信贷、保险等服务的情况
	数字化程度	使用支付宝交易的便利化水平及贷款利率水平
控制变量	年龄(岁)	受访者填写问卷时的实际年龄
	性别	男性 = 1；女性 = 0
	受教育年限(年)	文盲/半文盲 = 0；小学 = 6；初中 = 9；高中/中专/技校/职高 = 12；大专 = 15；大学本科 = 16；硕士 = 19；博士 = 23
	健康状况	非常健康 = 5；很健康 = 4；比较健康 = 3；一般 = 2；不健康 = 1
	婚姻状况	同居或在婚 = 1；其他 = 0
	网络获取信息	互联网作为信息渠道的重要程度，从 1 到 5 依次递增
	是否为党员	是 = 1；否 = 0
	家庭抚养比	(老年人口数 + 儿童数)/劳动力总数
	出租土地	出租土地 = 1；未出租 = 0
	租用土地 ⁸	租用土地 = 1；未租用 = 0
	传统金融	各省金融机构存贷款余额/GDP
	财政支农	地方财政农林水事务支出

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

变量选取	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
主要工作	23,557	2.51	1.401	1	4
数字普惠金融总指数	23,557	304.643	48.495	200.382	431.928
覆盖广度	23,557	288.389	49.396	177.731	397.002
使用深度	23,557	293.605	62.073	172.656	488.683
数字化程度	23,557	378.39	31.447	293.115	450.08
年龄(岁)	23,557	42.658	13.186	16	64
性别	23,557	0.521	0.5	0	1
受教育年限(年)	21,453	6.811	4.72	0	19

⁸ 租用土地和出租土地之间可能存在共线性，但经过对数据的考察发现二者的相关系数为-0.0858，说明现实中农户家庭并不存在土地转入和转出非此即彼的状况。

续表

健康状况	23,297	2.886	1.218	1	5
婚姻状况	23,556	0.826	0.379	0	1
网络获取信息	23,405	3.148	1.628	1	5
是否为党员	22,196	0.019	0.137	0	1
家庭抚养比	23,557	0.338	0.504	0	6
是否出租土地	18,574	0.182	0.386	0	1
是否租用土地	22,988	0.106	0.308	0	1
传统金融	23,557	3.634	0.938	2.237	7.578
财政支农(亿元)	23,557	828.1	247.335	154.82	1339.36

(二) 模型设定

由于被解释变量离散且有农业自营、非农自营、农业打工和非农受雇四种类型，因此选用 Mlogit 模型进行分析，具体如下：

$$P\left(choice_{ijt} = k \right) = \frac{\exp\left(\beta_k index_{jt} + \gamma_k control_{ijt} \right)}{\sum_{n=1}^4 \exp\left(\beta_n index_{jt} + \gamma_n control_{ijt} \right)} + \varepsilon_{ijt}$$

$choice_{ijt}$ 表示个体 i 在 j 省 t 年的就业选择， $index_{jt}$ 表示 j 省 t 年的数字普惠金融指数(总指数及三个一级指标)。 $control_{ijt}$ 表示对应于个体 i 在 j 省 t 年的控制变量， ε_{ijt} 表示随机误差项。 k 代表具体的就业类型：自家农业生产经营 = 1；私营企业/个体工商户/其它自雇 = 2；农业打工 = 3；非农受雇 = 4。

Mlogit 模型在使用时需要指定参照方案，由于本文研究数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响，故而选用“自家农业生产经营”作为参照方案，即研究所选取的变量对农村劳动力相对于农业自营选择其他就业方式的影响。又因为多值选择模型的回归系数并非解释变量对被解释变量的边际影响，Mlogit 模型对比 Mprobit 模型的优势在于可以汇报几率比，即其他选项相对于参考方案被选择的可能性(参考方案可视为 1，通过比较其他方案被选择的几率比与 1 的大小关系来确定选择某方案可能性的大小)。由于 CFPS 将农村劳动力的就业类型做了四种不同的划分(农业自营、非农自营、农业打工、非农受雇)，而本文主要研究数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响，故将农业自营作为参照方案。

5. 实证分析

(一) 数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响

在实证分析前本文对数据集进行了多重共线性检验，其方差膨胀因子(VIF)最大为 1.80，远小于 10，因此可以认为本数据不存在多重共线性问题。stata 17.0 汇报了其他三种就业方式被选择的几率比，其中 (1)(2)(3)(4)分别代指将数字普惠金融总指数替换为覆盖广度、使用深度和数字化程度后的方程回归结果。表 3 汇报了将农村劳动力自家农业生产经营作为参照方案后，数字普惠金融指数影响农村劳动力非农自营的几率比。

实证结果表明，数字普惠金融总指数可以在 1%的显著性水平上促进农村劳动力非农自营。男性、受教育年限越长、已婚、重视从网络获取信息、租出土地均会提高农村劳动力相对于自家农业生产经营转而选择非农自营的可能性。随着农业生产机械化、专业化水平的提高，农业生产所需的体力劳动投入是下降的。因此在农村家庭的分工中，男性更可能选择非农就业。受教育年限会增加劳动力的人力资本水平，当人力资本水平可以应对非农自营所需的知识水平时，农村劳动力便倾向于非农自营。从网络获取信息本身也是提高劳动力人力资本水平的方式，农村劳动力获取的信息越多，越有能力应对非农就业的

Table 3. Impact of the digital financial inclusion index on non-agricultural self-employed
表 3. 数字普惠金融指数对非农自营的影响

非农自营	(1)	(2)	(3)	(4)
总指数	1.00332***			
覆盖广度		1.00167**		
使用深度			1.00449***	
数字化程度				1.00095
年龄	0.93900***	0.94042***	0.93725***	0.94133***
性别	1.71019***	1.69450***	1.72893***	1.68183***
受教育年限	1.09472***	1.10048***	1.08841***	1.10371***
健康状况	0.97883	0.97834	0.97882	0.97757
婚姻状况	1.63323***	1.64163***	1.62902***	1.65686***
网络获取信息	1.23028***	1.23842***	1.22435***	1.24809***
是否为党员	1.38405	1.31869	1.44830	1.25492
家庭抚养比	0.97323	0.98078	0.96379	0.98155
是否租出土地	3.58006***	3.60154***	3.53920***	3.60592***
是否租入土地	0.32320***	0.32291***	0.32273***	0.32260***
传统金融	0.78170***	0.79433***	0.77357***	0.82136***
财政支农	0.99905***	0.99920***	0.99888***	0.99932***

注：表中***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

不确定性。出租土地和租入土地本身就代表了农村劳动力的就业意愿和就业偏好，土地流转行为是农村劳动力依据自身资源禀赋发挥比较优势的体现，档期在农业部门获得的收入预期高于非农部门时，便会租入土地，反之则会出租土地。年龄越大、传统金融发展水平、财政支农力度均会降低农村劳动力非农自营的概率。随着年龄的增长，农村劳动力的体力应先上升后下降，但本数据中个体年龄的平均值在 42.6 岁，因此随着年龄的增长，大多数农村劳动力的体力在下降，此时土地会发挥社会保障功能，农村劳动力会回到非农部门。传统金融的发展水平会降低农村劳动力非农自营的可能性，可能的解释是，传统金融的重点服务对象是城市中的正规经济部门，该部门的发展可能不会兼顾农村劳动力的非农自营，因为该项指标越高，该省金融化、资本化越严重。产业化可能会挤占小微企业和个体工商户的发展空间，或者农村劳动力在产业化的农业中获取的收入要高于其非农自营的收益。地方财政农林水事务支出越高，农村劳动力会更倾向于从事农业生产，因为地方财政对农业的扶持为该地提供了良好的务农环境，农村劳动力也就更愿意从事农业生产。

在将解释变量替换为三个一级指标后，除数字化程度对农村劳动力非农自营的影响不显著外，其余解释变量对农村劳动力非农自营的影响依旧显著。可能的原因是，数字化程度本身是反映用户信用行为的一个指标，数字普惠金融虽然整体上会促进农村劳动力非农自营，但其最直接的影响应该在信贷可得性(使用深度)和交易便利性(覆盖广度)上，商户从自身信用行为当中获得的好处应当在持续经营一段时间后才会展现，因此数字化程度对农户非农自营的影响虽然为正，但并不显著。

Table 4. Impact of digital financial inclusion index on agricultural employment
表 4. 数字普惠金融指数对农业打工的影响

农业打工	(1)	(2)	(3)	(4)
总指数	1.00902***			
覆盖广度		1.00840***		
使用深度			1.00737***	
数字化程度				1.00805***
年龄	0.95036***	0.95084***	0.95057***	0.95401***
性别	1.69174***	1.68149***	1.69404***	1.65891***
受教育年限	1.01601	1.0174	1.01818	1.02756**
健康状况	0.92908*	0.92965*	0.92780**	0.92882*
婚姻状况	0.87906	0.88002	0.88297	0.89346
网络获取信息	1.06777**	1.06537*	1.07586**	1.09327***
是否为党员	2.56131***	2.52817***	2.48104***	2.27030**
家庭抚养比	1.00256	1.00646	1.00080	1.0169
是否出租土地	2.01537***	2.03190***	1.99686***	2.03146***
是否租入土地	0.34660***	0.34771***	0.34429***	0.34530***
传统金融	0.74548***	0.72718***	0.76818***	0.84296***
财政支农	0.99890***	0.99892***	0.99892***	0.99932***

注：表中***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 4 汇报了将农村劳动力自家农业生产经营作为参照方案后，数字普惠金融指数影响农村劳动力农业打工的几率比。实证结果表明，数字普惠金融总指可在 1%的显著性水平上促进农村劳动力农业打工。与表 3 汇报的结果不同的是，受教育水平对农村劳动力选择农业打工的影响不显著。因为农业打工所需的人力资本水平较低，因此受教育年限不会影响农村劳动力选择自营农业还是农业打工。在将解释变量替换为三个一级指标后，数字普惠金融对农村劳动力农业打工的影响均显著。因为农村劳动力选择农业打工代表该地农业产业化水平较高，而农业作为弱势产业是数字普惠金融的重点服务对象，当农业具备规模后，数字普惠金融可以更好地为其提供金融服务，因此会促进农村劳动力在农业部门打工。

表 5 汇报了将农村劳动力自家农业生产经营作为参照方案后，数字普惠金融指数影响农村劳动力非农受雇的几率比。实证结果表明，数字普惠金融总指可在 1%的显著性水平上促进农村劳动力非农受雇。此外，年龄越大越不利于农村劳动力在非农部门被雇佣，可能的原因是，农村劳动力多数在非正规经济部门就业，其中体力劳动占比较高，随着年龄的增长农村劳动力的体能会逐渐下降，也就越难被雇佣。受教育年限越长、男性、越重视通过网络获取信息的农村劳动力更可能选择非农受雇，受教育年限总体上决定了劳动力的人力资本，人力资本水平越高农村劳动力越容易在非农就业市场上找到工作；男性相对于女性在体力劳动中更占优势，所以更易找到工作，加之在农村家庭的分工中，男性倾向于外出打工，而女性可能会从事家庭自留地的耕种；通过网络获取信息可以让农村劳动力了解外部的就业市场、识别潜在的就业机会。CFPS 中的健康状况由被调查对象自我评定，而农村劳动力在非农部门中就业多数在非正规经济部门(缺少法律保护和社会福利)，因此可能随着重度劳动的进行，身体自我感知的健康状况会下降。而已婚、抚养比较高的农村劳动力在家务农可以更为方便地照顾家人。出租土地(租入土地)会显著增

加(降低)农村劳动力非农就业的可能性。传统金融的发展会降低农村劳动力非农就业的可能性,可能的解释是,传统金融发展水平越高该地正规经济部门越发达。一方面,其在生产过程中可能会用资本替代劳动;另一方面,其需要的人力水平较高。农村劳动力很难与该地的就业岗位相匹配。

Table 5. Impact of the digital financial inclusion index on non-agricultural employment

表 5. 数字普惠金融指数对非农受雇的影响

非农受雇	(1)	(2)	(3)	(4)
总指数	1.00688***			
覆盖广度		1.00520***		
使用深度			1.00687***	
数字化程度				1.00517***
年龄	0.92095***	0.92234***	0.91979***	0.92421***
性别	2.03569***	2.01606***	2.05381***	2.00348***
受教育年限	1.09685***	1.10235***	1.09363***	1.10896***
健康状况	0.93073***	0.93079***	0.92962***	0.93022***
婚姻状况	0.77961***	0.78313***	0.77962***	0.78946***
网络获取信息	1.13348***	1.13839***	1.13325***	1.15555***
是否为党员	2.35871***	2.24910***	2.40511***	2.11868***
家庭抚养比	0.79758***	0.80379***	0.79215***	0.81056***
是否出租土地	2.80689***	2.83192***	2.77058***	2.83338***
是否租入土地	0.41942***	0.41941***	0.41766***	0.41746***
传统金融	0.84974***	0.85307***	0.85230***	0.93745**
财政支农	0.99904***	0.99917***	0.99894***	0.99943***

注:表中***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

在将解释变量替换为三个一级指标后,解释变量对农村劳动力非农就业的影响依旧显著。数字普惠金融对农业打工的促进作用,可以从侧面说明数字普惠金融会显著促进农业发展,因为当农村劳动力选择去非农打工时,有利于其自家农业用地的转出,进而推动农业生产的规模化、现代化发展。同时,从实证结果也能看出现阶段我国农业的规模化、现代化水平仍有提高空间。因为金融支持带来的是农业雇工的增多。但综合来看,数字普惠金融会促进农村劳动力非农就业,假说 H1 成立。

(二) 数字普惠金融对农村劳动力非农就业影响的地区异质性

由于东、中、西部地区是虚拟变量,要研究不同地区在数字普惠金融影响农村劳动力非农就业中的调节效应,应采用分组回归。本文对于东、中、西部地区的划分与国家统计局对于东中西部地带的划分一致⁹。(东、中、西部地区的样本量分别为:9088、6260、8209)

从实证结果(表 6)可以发现,数字普惠金融在东部地区产生的影响最大,这种影响从东部地区到西部地区逐渐减弱,并且作用结果也不同。在东部地区,数字普惠金融同时促进农村劳动力非农自营、农业打工、非农受雇。一方面,数字普惠金融的支持使得小微企业有了资金来源扩大生产规模,进而增加非

⁹东部地带:北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省;中部地带:山西省、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省;西部地带:内蒙古、广西、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏、新疆。国家统计局: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

农就业岗位供给。并且由于东部地区整体环境更适宜小微企业成长，农村劳动力可以依托数字普惠金融的支持成立个体经营的小企业。另一方面，数字普惠金融对农业的支持，可以促进农业规模化、现代化生产，高值农业(相较于大田农业，其资本对劳动的替代能力较小)的规模扩张势必会增加农业岗位的供给。加之东部地区较为发达，数字普惠金融的影响更深入，所以东部地区回归结果汇报的几率比数值更大。数字普惠金融对中部地区的影响与东部地区类似，但由于中部地区农地资源更为丰富，而经济相对落后，更宜从事农业生产。因此数字普惠金融对农业打工的促进作用高于东部地区，对于非农自营和非农受雇的促进作用低于东部地区。

Table 6. Regression by region
表 6. 分地区回归

		东部地区	中部地区	西部地区
非农自营	数字普惠金融总指数	1.00554***	1.00393*	0.99541***
	控制变量	控制	控制	控制
农业打工	数字普惠金融总指数	1.00664***	1.00849**	1.00583**
	控制变量	控制	控制	控制
非农受雇	数字普惠金融总指数	1.00723***	1.00694***	0.99869
	控制变量	控制	控制	控制

注：表中***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

在西部地区，数字普惠金融对非农自营的影响为抑制，对非农受雇的影响不显著。可能的原因是，我国不同地区农业内部结构存在差异；企业经营环境存在差异。因而农业经营和非农经营的相对收益就有明显差别。西部地区多高原丘陵，整体不适合大型农机的广泛使用¹⁰。加之独特的气候条件，高产值农业(如菜果茶烟花卉等)的种植更符合其比较优势。如果在数字普惠金融的支持下西部地区农村劳动力从事高值农业生产可以获得更高的收入，那农村劳动力自然会选择继续从事农业生产。并且高值农业(区别于大田农业)往往是劳动资本双密集型的，在资本投入增加的同时也伴随着劳动力需求的增加，因此数字普惠金融在西部地区整体上会促进农村劳动力从事农业生产。假说 H2 成立。

(三) 稳健性检验

本文主要研究数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响，CFPS 数据汇报了四类农村劳动力的就业类型，为了更直观地研究数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响，做以下两种处理：1) 将非农自营和非农受雇合并为“非农就业”并赋值为“1”；将农业自营和农业打工合并为“农业就业”并赋值为“0”，由此就形成了一个新的二值选择模型。2) 只保留非农受雇和农业自营的样本，并将非农受雇赋值为“1”，农业自营赋值为“0”，也就构成了一个新的二值选择模型。对模型(1)和模型(2)分别使用 Logit 模型和 Probit 模型进行分析，回归结果见表 7。

在保持控制变量不变，仅对被解释变量做处理后，从回归结果可以看出数字普惠金融会促进农村劳动力非农就业(因 Logit 模型和 Probit 模型的回归系数不代表边际，因此没有可比性，但回归系数均为正值，且均在 1%的显著性水平上显著)，实证结论与前文保持一致。进一步检验两种模型的准确预测比率发现，无论是处理方法(1)还是处理方法(2)，无论选用 Logit 模型还是 Probit 模型，正确预测比率都在 75% 以上，因此可以认为本文的研究结论是稳健的，所选取的变量是恰当的。

¹⁰ 作为例证，2022 年，东部地区的山东、中部地区的河南农业机械总动力分别为 11530.5 千瓦时和 10858.7 千瓦时，而西部地区的贵州、云南的农业机械总动力分别为 2805.7 千瓦时和 2913.6 千瓦时。数据来源：《2023 中国农村统计年鉴》。

Table 7. Robustness test
表 7. 稳健性检验

	(1) logit	(1) probit	(2) logit	(2) probit
数字普惠金融总指数	0.00512***	0.00291***	0.00761***	0.00291***
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	1.68838***	1.01266***	1.58640***	1.01266***

注：表中***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

6. 结论与建议

本文运用中国家庭追踪调查(CFPS)、北京大学数字普惠金融指数以及国家统计局公布的省级数据，构建 Mlogit 模型研究数字普惠金融对农村劳动力非农就业的影响，并对不同地区数字普惠金融作用的发挥分别进行了考察。最后，通过对研究对象就业选择的再分类进行了稳健性检验。理论分析和实证结果均表明，数字普惠金融会促进农村劳动力非农就业，这种促进作用受农村劳动力所在地区的调节效应影响。东部地区数字普惠金融对农村劳动力非农就业(包括非农自营和非农受雇)的促进作用最大，而西部地区数字普惠金融会促进农村劳动力继续从事农业生产(包括农业自营和农业打工)，对农村劳动力非农受雇影响不显著。究其原因，东部地区的非农产业发达，小微企业的成长环境更优，加之数字普惠金融作为一种新兴金融服务，往往在发达地区最先普及。因此，在东部地区数字普惠金融的功能发挥得更充分。而西部地区由于相对落后，加之发展高值农业有比较优势，在数字普惠金融的支持下，自营农业可以得到很好的发展，农村劳动力会更偏向于自家农业生产经营，故而数字普惠金融对非农就业的影响不显著。此外，本研究也证明：年龄越大，受教育年限越短，家庭负担越重，越不重视从网络获取信息，农村劳动力越难以非农就业。综上所述，本文提出以下建议：

第一，充分发挥数字普惠金融的功能，助力我国现代化进程。要真正发挥数字普惠金融的作用，首先，学界需要加强对数字普惠金融的理论研究，尤其要注重对其概念的界定和功能分析。只有把数字普惠金融置于清晰的理论框架下，才能明确其发展目标和发展路径，数字普惠金融的推动者才能明确自身的着力点。其次，从数字普惠金融的供给角度看，政府应发挥更为积极的引导作用，利用财政的普惠功能激励金融机构提供更多创新性、普惠性的金融产品和服务，确保其覆盖面广、针对性强。同时，政府应强化对金融机构的监管，确保其创新的金融产品能够真正服务于农村劳动力和小微企业，切实降低他们享受金融服务的门槛。最后，数字普惠金融的成功不仅取决于供给方的努力，还需关注需求方能力与需求的提升。必须加强对农村劳动力、小微企业等弱势群体的金融素养教育，让他们在了解金融产品和服务后，能够根据自身需要主动表达对金融服务的需求，而非被动地接受政策性扶持。

第二，发挥有为政府的作用，做好顶层设计，优化资源配置。政府在数字普惠金融的发展中扮演着至关重要的角色。首先，应制定一系列具有针对性的金融支持政策，如为农村劳动力提供创业贷款贴息、税收减免等优惠政策，降低其创业和非农就业的初期成本和风险，提升其信心和动力。其次，政府应鼓励金融机构根据农村劳动力的实际需求，研发定制化的金融产品，特别是针对小微企业、农业产业链的供应链金融产品，并通过互联网和移动支付等信息技术拓宽金融服务的覆盖面。这些创新可以有效满足农村劳动力在转型过程中多元化的资金需求。再者，政府应进一步完善金融机构的风险评估体系，对农村劳动力的非农就业项目进行全面评估和风险预警，从源头上确保金融服务的安全性与有效性。同时，政府应强化对金融机构贷后管理的监督和指导，确保普惠型信贷资金的合规使用，并建立风险补偿机制，为金融机构在不可抗力等特殊情况下的信贷损失提供一定的补偿，降低金融服务的潜在风险。

第三, 针对东中西部地区差异, 因地制宜推动数字普惠金融的均衡发展。在我国不同地区, 数字普惠金融的发展现状存在较大差异。针对这一差异, 政策应更加精细化和个性化, 以确保每个地区都能充分利用数字普惠金融促进农村劳动力非农就业。在东部地区, 数字普惠金融发展基础较为良好, 应进一步加大其在农村劳动力创业、职业技能培训等领域的应用, 推动农业与其他产业的跨界融合。同时, 强化金融监管和市场规范, 避免过度竞争导致的风险积聚, 确保金融市场的健康稳定发展。在中部地区, 应加强普惠金融的宣传与教育, 提高农村劳动力的金融认知和接受度, 特别是在非农就业的资金需求和创业支持方面, 鼓励更多的农村劳动力借助数字普惠金融实现转型。在西部地区, 由于经济发展相对滞后, 政府应加大对数字普惠金融基础设施的投资, 鼓励金融机构降低服务成本, 扩大普惠金融的覆盖面。此外, 西部地区农村劳动力的金融知识较为薄弱, 因此应开展形式多样的金融教育活动, 提高农村居民的金融素养、风险防范意识, 助力其更好地利用数字普惠金融工具实现非农就业。

参考文献

- [1] 王国刚. 从金融功能看融资、普惠和服务“三农”[J]. 中国农村经济, 2018(3): 2-14.
- [2] 蒋乃华. 农民收入的困境与“三农”问题的逻辑——江苏视角[J]. 农业经济问题, 2009, 30(6): 4-9+110.
- [3] 孙大鹏, 孙治一, 于滨铜, 等. 非农就业提高农村居民幸福感了吗? [J]. 南方经济, 2022(3): 17-36.
- [4] 黄宗智. 中国的非正规经济[J]. 文化纵横, 2021(6): 64-74.
- [5] 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? [J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2022, 46(5): 34-41.
- [6] Lewis, W.A. (1954) Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. *The Manchester School*, **22**, 139-191. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1954.tb00021.x>
- [7] Ranis, G. and Fei, J.C.H. (1961) A Theory of Economic Development. *The American Economic Review*, **51**, 533-565.
- [8] Harris, J.R. and Todaro, M.P. (1970) Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis. *The American Economic Review*, **60**, 126-142.
- [9] Lee, E.S. (1966) A Theory of Migration. *Demography*, **3**, 47-57. <https://doi.org/10.2307/2060063>
- [10] 李瑞琴. 个人素质、家庭背景、社区状况与青年农民就业选择——基于 Multinomial Logit 模型的实证分析[J]. 农村经济, 2014(12): 105-109.
- [11] 罗琦, 罗明忠, 唐超. 非农转移与农内转移: 农村劳动力转移的行为选择与机理[J]. 经济体制改革, 2019(3): 185-193.
- [12] 白云丽, 曹月明, 刘承芳, 等. 农业部门就业缓冲作用的再认识——来自新冠肺炎疫情前后农村劳动力就业的证据[J]. 中国农村经济, 2022(6): 65-87.
- [13] 孙久文, 周玉龙. 城乡差距、劳动力迁移与城镇化——基于县域面板数据的经验研究[J]. 经济评论, 2015(2): 29-40+77.
- [14] 李凯杰, 杜志英. 营商环境优化与劳动力流动——基于就业选址角度的考察[J]. 财经科学, 2022(8): 106-120.
- [15] 杨一夫. 数字技术将推动金融更加普惠[J]. 清华金融评论, 2016(12): 46-48.
- [16] 张贺, 白钦先. 数字普惠金融减小了城乡收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J]. 经济问题探索, 2018(10): 122-129.
- [17] 杨怡, 陶文清, 王亚飞. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响[J]. 改革, 2022(5): 64-78.
- [18] 方观富, 许嘉怡. 数字普惠金融促进居民就业吗——来自中国家庭跟踪调查的证据[J]. 金融经济研究, 2020, 35(2): 75-86.
- [19] 张林, 温涛. 数字普惠金融发展如何影响居民创业[J]. 中南财经政法大学学报, 2020(4): 85-95+107.
- [20] 杨林, 赵洪波. 数字普惠金融助力农民增收的理论逻辑与现实检验[J]. 山东社会科学, 2022(4): 149-155.
- [21] 张海燕. 数字普惠金融对农户收入结构影响的异质性研究[J]. 统计与决策, 2021, 37(24): 152-156.
- [22] 陈海波, 姜熠洁. 数字普惠金融、非农就业与共同富裕[J]. 武汉金融, 2023(1): 51-59.
- [23] 梁桂保, 张利杰, 刘葵容. 数字普惠金融、劳动力流动与县域经济发展[J]. 西部论坛, 2024, 34(1): 18-31.

-
- [24] 何燕, 李静. 授人以渔: 数字普惠金融的减贫效应及就业机制[J]. 消费经济, 2021, 37(3): 69-79.
- [25] 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[J]. 改革, 2021(11): 104-117.
- [26] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [27] 韩军辉, 李锦. 自选择、非农就业城乡转换及工资差距[J]. 云南财经大学学报, 2015, 31(4): 47-53.
- [28] 高子涵. 论金融发展与就业增长[J]. 中共中央党校学报, 2017, 21(1): 123-128.
- [29] 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 Mlogit 和门槛模型的实证分析[J]. 世界农业, 2022(9): 65-75.