第 39 卷 第 6 期 湖 南 大 学 学 报(社 会 科 学 版) Vol. 39,No. 6
2025 年 11 月 Journal of Hunan University(Social Sciences) Nov. 2025

DOI:10.16339/j.cnki.hdxbskb.2025.06.008

数字素养对农村劳动力非农就业的影响研究
——基于非农就业转移约束的视角*

陈湘满[1,2],曾志文[1],王璐璐[3],陈瑶[4]

(1.湘潭大学 商学院,湖南 湘潭 411105;2.湘潭大学 人口、资源与环境经济研究所,湖南 湘潭 411105;
3.湖南师范大学 美术学院,湖南 长沙 410081;4.中国社会科学院 生态文明研究所,北京 100710)

［摘 要］基于 2020 年中国家庭追踪调查数据,在理论分析的基础上实证研究数字素养对农村劳动力非农就业的影响。研究发现:数字素养的提高可以显著促进农村劳动力非农就业。机制分析表明,主观信任增进、信息渠道拓宽与社会网络强化从主、客观两个维度缓解了非农就业转移约束。异质性分析发现,数字素养的非农就业效应在女性农村劳动力群体、自我雇佣就业形式和经济发展欠发达地区中更加明显。进一步分析表明,数字素养不仅可以提高农村劳动力非农就业概率,还能提升其非农就业质量。

［关键词］农村劳动力;数字素养;数字人力资本;非农就业

［中图分类号］F323.6 ［文献标识码］A ［文章编号］1008-1763(2025)06-0063-09

A Study on the Impact of Digital Literacy on Off-farm Employment among the Rural Labor Force
—A Perspective Based on Constraints to Off-farm Employment Transition

CHEN Xiangman[1,2], ZENG Zhiwen[1], WANG Lulu[3], CHEN Yao[4]

(1. Business School, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China;
2. Institute of Population, Resources and Environmental Economics, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China;
3. Fine Arts Academy, Hunan Normal University, Changsha 410081, China;
4. Research Institute for Eco-civilization, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100710, China)

Abstract:Based on the survey data from the 2020 China Family Panel Studies and theoretical analysis, this study investigates the impact of digital literacy on the off-farm employment of rural labor force. The study reveals that the improvements in digital literacy can significantly facilitate the transition of the rural labor force into off-farm employment. Mechanism analysis indicates that enhanced subjective trust, expanded information channels, and strengthened social networks alleviate the constraints on off-farm employment transitions from both subjective and objective perspectives. Heterogeneity analysis shows that the effect of digital literacy on off-farm employment is more pronounced among women, self-employed individuals, and those in economically underdeveloped regions. Further analysis indicates that digital literacy can not only increase the probability of off-farm employment among the rural labor force, but also improve

* ［收稿日期］2025-01-22
［基金项目］国家社会科学基金一般项目:数字乡村驱动县域城乡融合高质量发展的机理与路径研究(23BJL115);湖南省教育厅重点项目:乡村振兴背景下绿色金融对县域经济韧性的作用机理及效应研究(22A0080);湘潭大学研究生科研创新项目:数字乡村建设驱动农民农村共同富裕的机制与路径研究(XDCX2024Y015)
［作者简介］陈湘满(1965—),男,湖南新宁人,湘潭大学商学院、人口、资源与环境经济研究所教授,博士生导师,博士,研究方向:人口、资源与环境经济。

the quality of their off-farm employment.

Key words: rural labor force; digital literacy; digital human capital; off-farm employment

一 引 言

就业是最基本的民生，促进农村剩余劳动力非农就业，对推动乡村全面振兴、塑造新型城乡关系具有积极意义。中国城乡二元结构背景下，农村仍有大量尚未充分利用的劳动力有待转移[1]，与非农部门的劳动力供给不足[2]形成矛盾。世界银行的数据显示，2023年，中国的农业就业占比为22.33%，远高于高收入国家的均值3.72%①。国务院印发的《"十四五"就业促进规划》提道："在工业化、城镇化进程中，还有大量农村富余劳动力需要转移就业，规模性失业风险不容忽视。"②同时强调了技术进步背景下劳动力技能素质的重要性。从现实意义来看，稳步推进农村劳动力非农就业转移，不仅有助于在微观层面提高个体生产率，增加农户收入并缩小农村收入差距，还能在宏观层面提高非农部门与社会总产出[3-4]。有鉴于此，疏通非农就业转移堵点、优化农村劳动力配置是实现高质量充分就业和扎实推动共同富裕的关键抓手。

中国数字经济的高速发展为释放农村劳动力就业潜力提供了新的机遇。一方面，互联网技术的发展减少了信息不对称，降低了劳动力的岗位搜寻成本；另一方面，"数字人力资本"的积累能让劳动者获取更多的就业机会[5]。然而，这一数字红利在惠及农村劳动力群体的过程中仍面临着城乡数字鸿沟的制约。据中国社会科学院信息化研究中心于2021年发布的《乡村振兴战略背景下中国乡村数字素养调查分析报告》显示，农村居民数字素养平均得分仅为35.1分，较城市居民低了21.2分③。尽管近年来数字化设备在农村地区普及程度有所提高，但农民群体在生产生活中释放其工具价值的深度仍显不足，面临着由"数字接入鸿沟"向"数字使用鸿沟"转变的挑战。

学界就数字接入能促进非农就业已基本形成共识[6-7]，但在考虑"数字使用鸿沟"这一主要矛盾的情况下，数字素养对农村劳动力非农就业的影响尚未得到明确答案。非农就业是农户补充工资性收入的主要渠道，在"数字使用鸿沟"背景下，数字红利被高数字素养农户攫取，而低数字素养农户则陷入"数字贫困"状态，显著扩大了农户工资性收入差距[8]。尤其在制造业中，数字素养对农民工收入差距的贡献度日益提高[9]。不难发现，提高农村劳动力数字素养是推动农村人口发展机会公平的有效路径。数字素养不仅可以推动低龄老年群体的劳动参与[10]，同时对农村女性劳动力的就业质量也有积极作用[11]。此外，数字素养与技能的提升还能增强农户的自主创收能力[12]。从家庭层面来看，农户的数字化转型能有效拉动非农就业[13]。总体而言，既有文献虽然探讨了数字经济背景下农户的就业红利，但主要聚焦于家庭层面，或是关注特定的弱势劳动力群体，聚焦全体农村劳动力个体的关于数字素养与非农就业转移的研究仍有待补充，且鲜有文献系统性地从非农就业转移约束的视角切入，这为本文的研究提供了契机。

本文有以下三点边际贡献：第一，本文在劳动力个体层面探究数字素养对农村劳动力非农就业的影响，细化了现有文献的研究对象，补充了数字经济背景下农村劳动力就业决策领域的研究。第二，从缓解非农就业转移约束的视角出发，考察了主观信任增进、信息渠道拓宽和社会网络强化在数字素养影响农村劳动力非农就业过程中的微观机制，为疏通农村劳动力非农就业转移堵点和优化农村劳动力配置提供了理论依据和经验参考。第三，进一步探讨了数字素养对非农就业质量的影响，以期为新发展阶段下持续推动农村劳动力高质量充分就业提供启示。

二 理论分析与研究假说

(一)数字素养影响农村劳动力非农就业的直接效应

根据Reich等[14]的劳动力市场分割理论，劳动力市场被分割为一级与次级两类：一级市场中的岗位具有高收入、高技能要求和相对稳定的特征；次级市场中的岗位则普遍收入较低，稳定性差，缺乏晋升路径，更多地被供给至弱势劳动力群体。尤其是农村劳动力始终被滞留在次级市场的边缘，引致了农村劳动力非农就业不充分和不稳定的风险。据预测，在数字技术的颠覆性影响下，到2027年将有

① 世界银行集团网站：https://data.worldbank.org.cn/indicator.
② 《国务院关于印发"十四五"就业促进规划的通知》：https://www.gov.cn/zhengce/content/2021-08/27/content_5633714.htm.
③ 参见：http://iqte.cssn.cn/yjjg/fstyjzx/xxhyjzx/xsdt/202103/P020210311318247184884.pdf.

44％的劳动力需要调整工作技能，多种数字技术相关技能的重要性日趋提高[15]。这既反映了数字技术变革对劳动力就业技能结构的冲击，也体现了数字素养的边际就业优势。

数字素养作为“数字人力资本”的根本组成，在基于信息与互联网技术的“平台经济”与“零工经济”时代具有巨大潜力。信息技术革命催生了以劳动关系灵活化、工作内容多样化、工作方式弹性化、工作安排去组织化和创业机会互联网化为特点的新就业形态，其成为吸纳农村劳动力非农就业的重要渠道。相较于传统的正规就业，此类岗位的从业门槛更低，劳动时间和劳动地点更加灵活。尤其是从业者需通过数字平台获取交易信息并完成服务或产品的交付，使得熟练使用数字设备和应用成了农村劳动力跨越技能层门槛的关键。

此外，数字素养形成的“数字人力资本”对劳动力的整体人力资本水平兼具乘数效应，而个体利用数字资源的主观倾向则决定了这一乘数效应的规模。一方面，在城乡教育资源配置不均等背景下，农村劳动力可获得的正规教育支持相对稀缺，但搜索引擎和泛互联网媒体平台为农村劳动力个体创造了获取非正式教育的场域，对工作创造力[16]和工作效率[17]等个人职业能力具有正向影响；另一方面，从缓解健康人力资本折旧的角度看，以互联网医院为代表的线上医疗弥合了城乡医疗卫生资源的结构性差距，对维持和恢复个体劳动能力起到支撑保障作用。这种线上的人力资本补充机制进一步提高了农村劳动力在非农就业市场中的可持续发展能力。综上所述，本文提出：

H1：数字素养能促进农村劳动力的非农就业。

(二)数字素养影响农村劳动力非农就业的作用机制

农村劳动力非农就业转移路径中的潜在约束具有两个维度：由差序格局下农村劳动力低社会信任水平[18]引致的主观维度约束，以及在就业搜寻过程中受到的信息排斥和社会网络局限施加的客观维度约束。

数字素养可以增进农村劳动力的主观信任水平，提高非农就业转移的主观意愿。在中国传统农村地区，差序格局下的村庄“熟人社会”塑造了由“亲”而“信”的信任格局[19]，其特点是信任半径较小。但在非农部门中，劳动关系通常脱离宗族或家庭的范畴及村庄的地理空间，陌生人之间的契约型关系替代了熟人间的村落亲信关系，要求更大的信任半径。这种信任半径的不匹配约束了农村劳动力向非农部门转移的意愿。随着信任水平的增进，农村劳动力对非农转移风险的感知和预期强度得以下降，而转移到非农工作以追求更高收益的意愿将得到提升[20]。数字素养有助于农村劳动力通过基于跨距离的信息通信技术的应用增进其社会信任。一方面，使用数字移动设备进行信息交流可以使双边联系更加便捷，从而提高信任水平[21]；另一方面，微信、短视频等数字应用的算法推荐可以将有共同志趣、相似特征的陌生人联系起来，并在具有共同身份的圈群中促进社会信任的产生[22]。基于此，本文提出：

H2a：数字素养通过主观信任增进促进农村劳动力的非农就业。

数字素养可以拓宽农村劳动力的信息渠道，缓解客观维度的信息排斥约束。在既往以“熟人社会”的非正式支持为人际交往基础的中国传统农村[23]，信息渠道约束引致的困境使得农村劳动力面临就业信息难获取、内容变质以及获取时间滞后的难题。根据就业搜寻匹配理论，信息不完全带来的劳动力市场交易摩擦将提高劳动力的交易成本，阻碍非农就业市场中的岗位匹配。区别于以往老一代农村劳动力务工对基于亲缘与地缘的“先赋性关系”的依赖[24]，数字素养有助于农村劳动力通过互联网提高就业信息获取效率。此外，算法推荐还能基于工作地域、工作内容等个性化偏好为正在寻找非农就业机会的农村劳动力匹配合意的非农岗位，加速农村劳动力的非农就业岗位搜寻。基于此，本文提出：

H2b：数字素养通过信息渠道拓宽促进农村劳动力的非农就业。

数字素养能强化农村劳动力的社会关系，缓解客观维度的社会网络约束。社会网络可以为劳动力提供就业机会和信息，降低岗位搜寻成本[25]。然而，相较于城市劳动力，农村劳动力在非农就业搜寻过程中更加依赖于社会关系，且受到社会网络相对薄弱的制约[26]。信息时代下，数字素养可以通过线上拓广与线下补充的双渠道强化农村劳动力社会网络。就线上拓广渠道而言，数字素养有助于个体通过社交媒体、即时通信软件共享就业信息与资源，扩大人际交往半径。就线下补充渠道而言，农村劳动力的线上互动不仅不会减少线下交流，反而能在面对面交流等线下互动方面产生“补充效应”[27]，从而将弱社会网络关系转化为强社会网络关系，最终缓解社会网络的约束，促进农村劳动力非农就业。基于此，本文提出：

H2c：数字素养通过社会网络强化促进农村劳动力的非农就业。

综上所述，数字素养影响农村劳动力非农就业

的理论框架见图1。

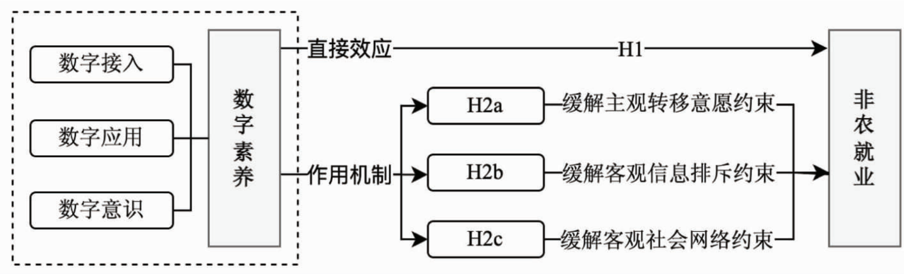

图1 数字素养影响农村劳动力非农就业理论框架图

三 数据、变量与模型设计

(一)数据与变量选择

1.数据来源与处理

本文使用的微观数据来自北京大学中国社会科学调查中心实施的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS),具有全国代表性[28]。囿于问卷关键题项的连续性和一致性,本文采用其2020年的截面数据。在数据预处理方面,考虑到本文关注的是农村劳动力市场,因此筛选出农村户籍样本,并保留未退出劳动力市场且非在读学生的16—60岁个体。在剔除关键数据缺失的观测值后形成由6246个观测值构成的数据集。

2.被解释变量

本文的被解释变量为农村劳动力非农就业,以CFPS成人问卷中主要工作性质表征。农业工作赋值为0;非农工作赋值为1。

3.核心解释变量

本文的核心解释变量为数字素养。本文在陈南旭等[29]的基础上,从数字接入、数字应用和数字意识三个维度构建表1所示的数字素养综合指标体系,所有子指标均为正向指标,使用熵权法进行指标合成。其中,数字接入维度反映了农村劳动力使用数字设备的强度;数字应用维度刻画了农村劳动力的数字需求广度;数字意识维度则衡量了利用数字技术介入日常生产生活的主观倾向。

表1 数字素养综合指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明
数字素养	数字接入	移动设备上网时长	单位:分钟
		电脑上网时长	单位:分钟
	数字应用	是否玩网络游戏	是=1,否=0
		是否网上购物	是=1,否=0
		是否看短视频	是=1,否=0
		是否网络学习	是=1,否=0
		是否使用微信	是=1,否=0
	数字意识	网络对工作的重要性	在1—10之间打分,1表示“非常不重要”,10表示“非常重要”
		网络对休闲娱乐的重要性	在1—10之间打分,1表示“非常不重要”,10表示“非常重要”
		网络对与家人和朋友保持联系的重要性	在1—10之间打分,1表示“非常不重要”,10表示“非常重要”
		网络对学习的重要性	在1—10之间打分,1表示“非常不重要”,10表示“非常重要”
		网络对日常生活的重要性	在1—10之间打分,1表示“非常不重要”,10表示“非常重要”

4.控制变量

本文加入一系列控制变量来缓解可能的遗漏变量问题,分为个体特征、家庭特征和地区特征。个体特征包括年龄、年龄平方项、性别、受教育年限、智力水平、婚姻状况和健康状况。家庭特征包括家庭规模、家庭人均年收入、家庭人均年支出、少儿抚养比和老年抚养比。地区特征方面,加入区域指示变量以控制样本所属地区的宏观差异。上述变量的描述性统计信息见表2。

(二)模型设计

鉴于非农就业为二值分类变量,本文构建式(1)所示的Probit模型来探究数字素养对农村劳动力非农就业的影响:

$$\Pr(off\_farm_i = 1 \mid DL_i, CV_{ik}) = \Phi(\alpha + \beta DL_i + \sum_k \gamma_k CV_{ik} + u_i) \tag{1}$$

其中,下标 i 和 k 分别是个体与控制变量标识;

off_farm_i 为被解释变量，即农村劳动力是否非农就业；DL_i 为核心解释变量，即数字素养；CV_{ik} 表示一系列控制变量；u_i 为随机扰动项。α 为截距项，β 为本文的核心关注系数，γ_k 为控制变量系数。Φ 表示标准正态的累积分布函数。根据新迁移经济学，劳动力迁移存在家庭联合决策因素，因此将标准误聚类到家庭层级。

表 2　变量定义与描述性统计信息

类型	变量名称	变量	定义	均值	标准差
被解释变量	非农就业	*Off_farm*	非农就业＝1，农业就业＝0	0.7008	0.4580
核心解释变量	数字素养	*DL*	通过熵权法合成	0.2481	0.1680
控制变量	年龄	*Age*	年龄（岁）	37.6609	10.6327
	年龄平方项	*Age2*	年龄的平方/100（岁）	15.3138	8.3802
	性别	*Gender*	男性＝1，女性＝0	0.5741	0.4945
	受教育年限	*Edu*	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（年）	9.8849	3.8339
	智力水平	*Intel*	取值 1—7，数值越高则智力水平越高	5.2730	1.3826
	婚姻状况	*Married*	已婚且配偶健在＝1，否则＝0	0.7843	0.4113
	健康状况	*Hosp*	过去 12 个月曾住过院＝1，否则＝0	0.0620	0.2411
	家庭规模	*Size*	家庭成员数量（人）	4.3615	2.0296
	家庭人均年收入	*FInc*	对数化家庭人均年收入（元）	9.6524	0.9507
	家庭人均年支出	*FExp*	对数化家庭人均年支出（元）	9.7132	0.9339
	少儿抚养比	*CDR*	家庭中 16 岁以下成员数量与劳动力数量比值（%）	0.3540	0.3948
	老年抚养比	*EDR*	家庭中 60 岁以上成员数量与劳动力数量比值（%）	0.1977	0.3384
	区域指示变量	*Area*	东部地区＝1，其他＝0	0.4156	0.4929

四　实证结果与分析

（一）基准回归分析

本文通过逐步加入各维度控制变量的方法考察数字素养对农村劳动力非农就业的影响，表 3 为基准回归结果。其中，列（1）列（2）仅包含被解释变量与核心解释变量，列（3）列（4）加入了个体维度的控制变量，列（5）列（6）进一步控制了家庭特征，列（7）列（8）包含了全部控制变量。在逐步添加控制变量的过程中，数字素养的系数和平均边际效应始终在 1%的水平下显著为正。由表 3 列（8）所示结果可知，农村劳动力个体的数字素养平均每提高 1 个单位，其非农就业的概率将上升约 12.11%，这一结果具有显著的经济意义，初步验证了 H1。

（二）内生性处理与稳健性检验

1. 内生性处理

本文通过 IV-Probit 方法来解决潜在的内生性问题。参考黄群慧等的思路，使用各省“1984 年每百万人邮局数”（*Post*）作为工具变量[30]。一方面，邮政是过去的主导通信方式，在历史代际传递作用下，历史邮局布局与当地信息通信基础水平直接相关，并影响当地人口的数字接入条件，进而作用于个体的数字素养，满足相关性条件；另一方面，选取的工具变量是历史层面变量，在数字通信的替代下，历史上当地邮局数量并不直接影响当期农村劳动力就业决策，满足外生性条件。

表 4 结果显示，Wald 外生性检验拒绝了不存在内生性的原假设，AR 弱工具变量的稳健检验结果表明工具变量的选择合理。表 4 列（1）展示了第一阶段估计结果，和前文讨论相一致，工具变量与数字素养间存在显著的正相关关系。由表 4 列（2）结果可知，数字素养促进农村劳动力非农就业的结论不变，表明内生性问题不会在本质上改变本文结论。

2. 稳健性检验

为进一步验证结论的可靠性，本文采用以下策略进行稳健性检验：第一，对数字素养指标体系中的子指标进行等权重赋权，得到新的核心解释变量并再次进行回归。第二，使用 Logit 和线性概率模型重新进行估计。第三，考虑到中国老年人平均老化年龄认同相较法定退休年龄更加滞后而使得老年人具有更高的就业参与可能性[31]，将样本年龄上限放松至 65 岁。第四，为排除极端值的影响，对所有连续型变量进行上下 1%的缩尾处理。如表 5 所示，前述所有策略下数字素养的系数均显著为正，与基准模型结论一致。

表3　基准回归结果

变量	(1) *Off_farm*	(2) *Margin*	(3) *Off_farm*	(4) *Margin*	(5) *Off_farm*	(6) *Margin*	(7) *Off_farm*	(8) *Margin*
DL	2.3335***	0.7609***	0.7003***	0.1971***	0.4336***	0.1166***	0.4547***	0.1211***
	(0.1203)	(0.0357)	(0.1358)	(0.0380)	(0.1406)	(0.0378)	(0.1411)	(0.0375)
Age			0.0360**	0.0101**	0.0441***	0.0119***	0.0411**	0.0109**
			(0.0158)	(0.0044)	(0.0164)	(0.0044)	(0.0165)	(0.0044)
Age2			−0.0820***	−0.0231***	−0.0981***	−0.0264***	−0.0947***	−0.0252***
			(0.0191)	(0.0053)	(0.0199)	(0.0053)	(0.0199)	(0.0053)
Gender			0.2882***	0.0811***	0.3175***	0.0854***	0.3214***	0.0856***
			(0.0343)	(0.0095)	(0.0354)	(0.0093)	(0.0355)	(0.0093)
Edu			0.0929***	0.0261***	0.0765***	0.0206***	0.0732***	0.0195***
			(0.0062)	(0.0017)	(0.0063)	(0.0017)	(0.0063)	(0.0016)
Intel			0.0341**	0.0096**	0.0334**	0.0090**	0.0356**	0.0095**
			(0.0140)	(0.0039)	(0.0143)	(0.0038)	(0.0144)	(0.0038)
Married			−0.1396**	−0.0393**	−0.1223*	−0.0329*	−0.1263*	−0.0337*
			(0.0607)	(0.0171)	(0.0671)	(0.0180)	(0.0673)	(0.0179)
Hosp			−0.2404***	−0.0677***	−0.2469***	−0.0664***	−0.2141***	−0.0571***
			(0.0735)	(0.0207)	(0.0742)	(0.0199)	(0.0737)	(0.0196)
Size					−0.0047	−0.0013	0.0038	0.0010
					(0.0131)	(0.0035)	(0.0131)	(0.0035)
FInc					0.1870***	0.0503***	0.1690***	0.0450***
					(0.0296)	(0.0078)	(0.0295)	(0.0078)
FExp					0.1919***	0.0516***	0.1895***	0.0505***
					(0.0290)	(0.0077)	(0.0288)	(0.0076)
CDR					−0.0963	−0.0259	−0.1118*	−0.0298*
					(0.0590)	(0.0158)	(0.0595)	(0.0158)
EDR					−0.1897***	−0.0510***	−0.2002***	−0.0533***
					(0.0612)	(0.0164)	(0.0608)	(0.0162)
Area							0.2856***	0.0761***
							(0.0429)	(0.0113)
Constant	−0.0086		−0.7778**		−4.1664***		−4.0358***	
	(0.0318)		(0.3181)		(0.4229)		(0.4253)	
样本量	6246		6246		6246		6246	
伪 R^2	0.0600		0.1800		0.2185		0.2254	

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。表头变量标注为*Margin*的列报告平均边际效应。括号内为稳健标准误。下表同。

表4　IV-Probit回归结果

变量	第一阶段 (1) *DL*	第二阶段 (2) *Margin*
DL		5.0438***
		(1.8902)
Post	0.0003***	
	(0.0001)	
Constant	0.1381***	
	(0.0390)	
控制变量	Yes	Yes
样本量	6246	6246
Wald外生性检验	22.4494***	
AR弱工具变量检验	20.6590***	

(三)机制检验

前文实证结果表明数字素养能显著促进农村劳动力的非农就业，接下来对理论分析中主观信任增进、信息渠道拓宽与社会网络强化的机制进行检验。参考江艇[32]的操作建议，本文重点关注核心解释变量对机制变量的影响。

首先从缓解主观意愿约束的角度看，根据前文的理论分析，数字素养的提高有助于增进农村劳动力的主观信任水平，提高其风险承担意愿，从而促进非农就业。本文使用“对陌生人的信任度”(*Trust*)衡量主观信任水平[33]，该变量在0—10之间打分，分数越高意味着越广的社会信任半径。由于本部分机制变量均存在定序特征，因此同时使用OLS和OProbit模型估计以保证机制结论的稳健性。表6列(1)列(2)展示了主观信任增进机制的检验结果，不论是OLS还是OProbit模型估计，数字素养的回归系数均在1%的水平下显著为正，即数字素养能推动主观信任水平的提高，H2a得证。

表 5　稳健性检验结果

变量	等权重赋权 (1) *Margin*	Logit (2) *Margin*	线性概率模型 (3) *Off_farm*	调整样本范围 (4) *Margin*	缩尾处理 (5) *Margin*
DL	0.1648***	0.1256***	0.0812**	0.1267***	0.1367***
	(0.0394)	(0.0384)	(0.0332)	(0.0373)	(0.0373)
Constant			−0.5939***		
			(0.1063)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	6246	6246	6246	6327	6246
R^2/伪 R^2	0.2262	0.2259	0.2431	0.2299	0.2163

其次从缓解信息排斥约束的角度看，基于互联网技术的在线求职平台、岗位信息发布和线上社群提升了农村劳动力获取就业信息的质量和效率，以此缓解非农就业搜寻过程中的信息排斥约束。本文使用“互联网作为信息渠道的重要程度”(*Info*)作为代理指标[34]，该变量在 1—5 之间打分，分数越高表示越重要。根据表 6 中列(3)列(4)的检验结果，OLS 和 OProbit 估计中数字素养的系数均在 1%的水平上显著为正，即数字素养的提高能拓宽农村劳动力的信息渠道，H2b 得证。

最后从缓解社会网络约束的角度看，在数字素养作用下，农村劳动力的社会网络关系得以进一步深化与广化，并有效提高农村劳动力非农就业机会的可得性。本文使用“人际关系有多好”(*Network*)作为个体社会网络的代理变量[35]，该变量在 0—10 区间内打分，分数越高表示社会网络越丰富。从表 6 列(5)列(6)结果来看，无论是 OLS 还是 OProbit 估计，均表明数字素养的提高能强化农村劳动力的社会网络，H2c 得证。

表 6　机制检验结果

变量	OLS (1) *Trust*	OProbit (2) *Trust*	OLS (3) *Info*	OProbit (4) *Info*	OLS (5) *Network*	OProbit (6) *Network*
DL	0.7193*** (0.1895)	0.3541*** (0.0942)	1.4038*** (0.0845)	1.6371*** (0.1064)	0.5058*** (0.1541)	0.2828*** (0.0896)
Constant	−0.9325* (0.5511)		2.4419*** (0.2596)		6.1480*** (0.4934)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	6246	6246	6246	6246	6246	6246
R^2/伪 R^2	0.0726	0.0201	0.0960	0.0381	0.0180	0.0054

(四)异质性分析

1. 个体性别异质性

就业市场排斥与家庭角色约束通常使农村女性劳动力面临更多就业困境，那么数字素养在推动非农就业的过程中是否能缓解这一性别排斥呢？表 7 列(1)列(2)展示了基于性别的分组回归结果。容易发现，数字素养对农村女性劳动力非农就业的促进作用更明显，且组间系数差异显著。此积极现象可归因于数字经济时代下农村女性的家庭约束转变：传统农村女性劳动力通常承担了家庭老幼成员的看护照料责任，较少选择离乡务工[36]，而随着数字经济时代的到来，农村电商或“数字游民”式的远程线上办公为这些女性劳动力提供了就近非农就业的机会。

2. 雇佣形式异质性

随着“平台经济”与“零工经济”的快速发展，基于信息流的生产组织形式使就业资源、工作形式等方面不断呈现出新的特征，丰富了职业选择与就业形式。根据表 7 列(3)列(4)展示的不同雇佣形式下的检验结果显示，数字素养显著推动了农村劳动力在以自主创业、自由职业为主的自我雇佣渠道就业。这意味着随着互联网技术的兴起，诸如网店、滴滴打车、美团外卖等平台加速了产品与服务供需双方信息的聚合，数字素养的提高为农村劳动力提供了更灵活的职业选择，推动其成为以自我雇佣为主要形式的数字新业态从业人员。

3. 经济发展水平异质性

不同经济发展水平的地区存在产业结构和就业

结构上的差异,本文按照人均地区生产总值中位数将各省划分为发达地区和欠发达地区。从表7列(5)列(6)展示的结果来看,数字素养仅在欠发达地区显著促进非农就业,且组间系数差异显著。可能的原因是:在经济发达地区,非农就业岗位已相对饱和,而欠发达地区的新型就业岗位仍在快速形成期,具有更高的劳动力需求。

表7 异质性检验结果

变量	女性 (1) *Off_farm*	男性 (2) *Off_farm*	自我雇佣 (3) *Off_farm*	他人雇佣 (4) *Off_farm*	欠发达地区 (5) *Off_farm*	发达地区 (6) *Off_farm*
DL	0.8667***	0.2740	0.9746***	−0.0667	0.5756***	0.2289
	(0.2404)	(0.1746)	(0.2130)	(0.2276)	(0.1734)	(0.2413)
Constant	−4.6900***	−3.4099***	−6.8638***	−1.5406**	−3.7581***	−3.4868***
	(0.6130)	(0.5327)	(0.7046)	(0.7300)	(0.5300)	(0.7626)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	2660	3586	2464	3782	3666	2580
伪 R^2	0.2795	0.1769	0.2289	0.0467	0.2139	0.2023
组间系数差异	0.5927***		1.0413***		0.3467***	

注:组间系数差异的P值由费舍尔组合检验(Bootstrap抽样1000次)得到。

(五)进一步讨论:数字素养能否提升农村劳动力的非农就业质量

本文不仅关注数字素养能否提高农村劳动力非农就业概率,还尝试验证其能否推动非农就业质量的提升。考虑到不同就业质量下各类岗位的异质性,数字素养的红利作用可能存在非线性特征。因此,在利用OLS考察总体平均效应的基础上,进一步地以25、50和75分位数来分别表征低、中、高非农就业质量,通过无条件分位数回归来检验局部效应。

参考张明志等[37],本文通过"是否签订正规劳动合同""每周工作时间(小时/周)""每月税后工作收入(元/月)"和"五险一金覆盖数量(项)"四项指标,从工作稳定性、工作时间、工作收入和社会保障四个方面,基于熵权法来测度农村劳动力非农就业质量(*Quality*),其中,仅"每周工作时间(小时/周)"为负向指标,其余指标均为正向指标。表8列(1)汇报了数字素养对非农就业质量的平均影响,结果显示,数字素养显著提高了农村劳动力的非农就业质量。从表8列(2)至列(4)所示的局部效应来看,数字素养的系数在所有分位数水平上均显著为正,并且在50分位数上表现出较高的非农就业质量提升效应,25与75分位数上系数较低,表现为倒"U"形特征。可能的原因是:低质量非农就业岗位多为体力劳动,数字素养的作用有限;而高质量非农就业岗位更多地依赖于其他稀缺专业技术。整体而言,数字素养的提升不仅能提高农村劳动力的非农就业概率,其形成的数字人力资本还能转化为就业质量报酬,帮助农村劳动力实现体面、有保障的劳动。

表8 数字素养对农村劳动力非农就业质量的影响

变量	*OLS* (1) *Quality*	*q*=25 (2) *Quality*	*q*=50 (3) *Quality*	q=75 (4) *Quality*
DL	0.2311***	0.1145***	0.2998***	0.1810***
	(0.0369)	(0.0214)	(0.0535)	(0.0419)
Constant	−1.3169***	−0.7898***	−1.8463***	−1.0133***
	(0.1125)	(0.0767)	(0.1688)	(0.1157)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3526	3526	3526	3526
R^2	0.2975	0.1537	0.2378	0.2530

五 结论与政策启示

基于2020年CFPS的微观调查数据,本文研究了农村劳动力数字素养对非农就业的影响,主要结论如下:第一,作为一种新型的"数字人力资本",数字素养的提升能显著促进农村劳动力的非农就业,这一结论在内生性处理和稳健性检验后依然成立。第二,机制研究表明,农村劳动力数字素养的提高可以通过主观信任增进、信息渠道拓宽及社会网络强化来缓解非农就业转移约束,以此促进非农就业。第三,异质性分析发现,数字素养的非农就业效应在女性农村劳动力群体、自我雇佣就业形式和经济发展欠发达地区中更加明显。第四,进一步分析发现数字素养的提升不仅能提高农村劳动力的非农就业概率,还能促进其非农就业质量的提升。

本文结论为提高农村劳动力数字素养和推动农村劳动力的非农就业提供了以下政策启示:一是健全农村劳动力数字素养培育机制,弥合农村劳动力内部"数字使用鸿沟"。依托农村培训中心和基层就业服务平台,建立常态化、多层次的数字技能培训体

系，将基础性专业技能与就业导向型数字技能有机结合，增强农村劳动力将数字技能转化为生产和就业能力的实际成效。二是强化数字素养在缓解非农就业转移约束中的机制作用。完善网络平台治理体系，构建虚假信息与就业陷阱的识别与防范机制，提升农村群体的网络信任水平与安全预期；加快建立覆盖农村地区的就业信息数字化平台，实现岗位信息、培训资源数据的互通共享，降低就业信息获取成本；同时引导农村劳动力借助数字媒介培育和拓宽社会网络，补充就业信息的非正式流动机制。三是加大对女性和经济欠发达地区的农村劳动力的数字与职业技能培训，完善差异化的数字与职业技能提升计划，支持其通过农村电商、自媒体或线上服务等新业态实现稳定就业。四是构建数字技能的认证与回报机制，贯通数字技能提升就业质量的价值链。通过技能认证体系为农村劳动力赋能，重塑其薪酬与岗位的议价能力，从而获得更公允的劳动报酬和更稳定的就业岗位，实现就业质量的实质改善。

［参　考　文　献］

［1］　蔡昉. 人口发展新常态下需加快破除城乡二元结构[J]. 中国党政干部论坛，2023(9)：5－9.

［2］　王庆芳，郭金兴. 中国农村剩余劳动力估计：2010—2018 年[J]. 经济理论与经济管理，2021(12)：93－110.

［3］　熊小林，杜鑫. 非农就业对中国农村居民收入水平和收入分配的影响研究[J]. 宏观经济研究，2024(4)：104－117.

［4］　程名望，贾晓佳，俞宁. 农村劳动力转移对中国经济增长的贡献（1978—2015 年）：模型与实证[J]. 管理世界，2018(10)：161－172.

［5］　Wu B Z，Yang W G. Empirical test of the impact of the digital economy on China's employment structure[J]. Finance Research Letters，2022，49：103047.

［6］　Chen F，Shi S，Chen W. Internet usage and non-farm employment of rural labor：micro-survey data from rural China[J]. Social Indicators Research，2025，178：1081－1102.

［7］　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.

［8］　刘渊博，温涛. 数字素养与农户收入差距：加剧还是缓解——基于中西部地区的微观证据[J]. 西北农林科技大学学报（社会科学版），2024(4)：91－101.

［9］　张锦华，游葭露. 技术变革下的共同富裕：数字素养与农民工收入分配[J]. 财贸经济，2024(7)：94－111.

［10］　睢党臣，吕心妍. 数字素养对低龄老年群体劳动参与的影响[J]. 管理学刊，2025(3)：103－113.

［11］　陈丽，翁贞林. 数字素养对农村女性劳动力就业质量影响[J]. 江西财经大学学报，2024(4)：87－100.

［12］　胡方方. 数字经济赋能农业农村现代化的内在逻辑、现实困境及实现路径[J]. 财经理论与实践，2025(4)：97－103.

［13］　尹志超，仇化. "数智"还是"数滞"：数字化转型与非农就业[J]. 经济学动态，2024(2)：32－51.

［14］　Reich M，Gordon D M，Edwards R C. A theory of labor market segmentation[J]. The American Economic Review，1973(2)：359－365.

［15］　Di Battista A，Grayling S，Hasselaar E，et al. Future of jobs report 2023[R]. Geneva：World Economic Forum，2023.

［16］　Oldham G R，Da Silva N. The impact of digital technology on the generation and implementation of creative ideas in the workplace[J]. Computers in Human Behavior，2015，42：5－11.

［17］　Hua Y，Zhang H Y. Internet penetration and income inequality：evidence from the Chinese young labor market[J]. Applied Economics，2023(54)：6444－6458.

［18］　向楠，乐章. 非农就业与农村居民的社会信任：基于福山命题的实证考察[J]. 西安交通大学学报（社会科学版），2021(5)：85－93.

［19］　耿鹏鹏，罗必良. 农地确权是否推进了乡村治理的现代化？[J]. 管理世界，2022(12)：59－76.

［20］　蒲艳萍，袁柏惠，张岚欣. 社会信任与农村劳动力非农就业决策研究[J]. 当代经济科学，2023(4)：111－126.

［21］　Fisman R，Khanna T. Is trust a historical residue? Information flows and trust levels[J]. Journal of Economic Behavior & Organization，1999(1)：79－92.

［22］　吴新慧. 数字信任与数字社会信任重构[J]. 学习与实践，2020(10)：87－96.

［23］　陈璐，桂华. 农村老年人自养秩序何以可能：基于就地养老视角的田野调查[J]. 中国农村观察，2024(2)：131－145.

［24］　杨伟国，袁可，冉根敏. 新老两代农民工人际关系、内部推荐与离职意愿：基于目标自组织视角的分析[J]. 中国人力资源开发，2023(5)：87－100.

［25］　陈彬，何昀. 收入冲击、社会网络与消费平滑：基于中国家庭追踪调查数据（CFPS）的分析[J]. 湖南师范大学社会科学学报，2023(2)：32－43.

［26］　Matthews R，Pendakur R，Young N. Social capital，labour markets，and job-finding in urban and rural regions：comparing paths to employment in prosperous cities and stressed rural communities in Canada[J]. The Sociological Review，2009(2)：306－330.

［27］　Wellman B，Haase A Q，Witte J，et al. Does the internet increase，decrease，or supplement social capital：social networks，participation，and community commitment[J]. American Behavioral Scientist，2001(3)：436－455.

［28］　Xie Y，Lu P. The sampling design of the China Family Panel Studies（CFPS）[J]. Chinese Journal of Sociology，2015(4)：471－484.

［29］　陈南旭，李宇轩，吴继煜. 从"拾遗补阙"到"不可替代"：数字素养对退休群体再就业转型的影响[J]. 人口研究，2024(4)：51－68.

［30］　黄群慧，余泳泽，张松林. 互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济，2019(8)：5－23.

［31］　于潇，王琪汇. 中国老年人老化年龄认同与就业选择[J]. 经济学动态，2023(9)：92－110.

［32］　江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济，2022(5)：100－120.

［33］　王修华，熊鑫. 数字金融发展对居民社会资本积累的影响：来自中国家庭追踪调查的证据[J]. 经济学动态，2024(10)：39－57.

［34］　田丽超，张务伟. 数字基础设施如何影响农村家庭创业？[J]. 中国人口·资源与环境，2024(8)：166－178.

［35］　苏丽锋，李泽坤，孙志军. 数字经济参与会促进代际收入向上流动吗：基于中国家庭追踪调查的微观证据[J]. 人口与经济，2025(3)：99－116.

［36］　周建华，李美婷，李太创. 老年照料对农村劳动力转移空间距离影响研究[J]. 财经理论与实践，2024(4)：85－92.

［37］　张明志，郇馥莹，史新杰，等. 数字政府建设对农民工就业质量的影响研究[J]. 中国人口科学，2024(6)：40－58.