

数字素养对农户生产要素配置的影响

刘新仪 李家辉 赵凯

内容提要:农户优化生产要素配置是推动乡村转型的重要途径。本文基于2020年中国乡村振兴综合调查(CRRS)数据,利用似不相关方法和多变量概率单位模型分析数字素养对农户生产要素配置行为的影响及机制。基准回归结果显示,数字素养推动农户进行生产要素配置,经过稳健性检验后结论仍成立。机制分析结果表明,数字素养通过降低农户生产要素交易成本,进而推动农户进行生产要素配置行为。异质性分析结果表明,数字素养对无抚养负担家庭和抚幼型家庭离农型生产要素配置有影响,对养老型和抚幼养老型家庭生产要素配置行为无影响。数字素养推动小农户进行离农型生产要素配置,推动规模农户进行经营型生产要素配置。数字素养推动粮食主产区农户进行经营型生产要素配置,推动非粮食主产区农户进行离农型生产要素配置。产出绩效分析结果表明,数字素养通过影响农户家庭生产要素配置行为提高规模户单位产出,并提高规模户农业收入和总收入,提高无抚养负担农户和抚幼型农户非农就业收入和总收入。

关键词:数字素养 生产要素配置 家庭生命周期 农户增收 离农型生产要素配置 经营型生产要素配置
中图分类号:F325.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-7636(2024)10-0056-21

一、问题提出

深化农村改革是拓宽农民增收致富渠道的现实需要^[1]。盘活生产要素,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,是今后一段时期中国深化农村改革的核心要求^[2]。当前,提高农户调整生产要素配置的积极性,增强农户农村要素市场化改革的参与能力,是促进农户增收、培育壮大农村发展新动能、有力支持农村要素市场化改革的迫切需要^[3]。一般均衡理论认为,要素市场并不是单独运行的,而是多要素市场匹配发展^[4]。在家庭增收的发展目标下,农户对某一种要素的配置决策都会受到其他要素配置决策的影响^[5],忽视多要素流动配置决策的关联性,实际上是对现实问题的简化,导致估计结果偏误^[6]。因此,从要素联合配置视角分析调动农户调整生产要素配置的影响因素,使理论符合农

收稿日期:2024-02-27;修回日期:2024-06-03

基金项目:农业农村部课题“农村宅基地制度改革试点管理与评估”(10200071);陕西省农业协同创新与推广联盟2022年软科学项目“陕西粮食安全背景下榆林沙漠变农田的实现路径研究”(LMR202202)

作者简介:刘新仪 西北农林科技大学经济管理学院博士研究生,杨凌,712100;

李家辉 西北农林科技大学经济管理学院博士研究生;

赵凯 西北农林科技大学经济管理学院教授、博士生导师,通信作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

户生产要素配置的实际情况,对于探寻促进农户增收的实现路径,具有重要的现实意义。

部分学者已从要素联合配置视角,对农户调整生产要素配置的影响因素进行探讨,主要集中于外部环境和农户资源禀赋视角^[7]。一是外部环境因素。有学者认为,契约农业、农户保险能够降低农户面临的生产约束,改善农户要素投入水平,提高农户收入稳定性^[8-9]。还有学者指出,农地确权、宅基地退出等农地制度改革有利于优化农户生产要素投入的自主性^[10-11]。二是农户资源禀赋因素。资源禀赋是农户进行生计决策的重要基础,农户对生产要素重新配置的过程受限于自身资源禀赋约束^[5,7]。互联网使用通过增加信息获取途径、提高社会资本等方式改变农户禀赋约束,有力推动农户非农就业,进而促进农户流转土地^[12]。近年来,数字经济的发展不断驱动着乡村转型和农业发展模式转变,推动着农村生产要素重新建构和组合^[13]。作为数字乡村建设的核心主体之一,农户是推动乡村转型的关键行动者,其数字素养禀赋在理论上已然成为影响农村生产要素市场化改革进程的重要因素^[14]。数字素养是否影响农户生产要素配置?若存在影响,影响结果如何?此影响是否因农户家庭生命周期不同而存在异质性效应?研究这些问题,对于深化农村要素市场化改革、推动数字乡村建设和农业发展模式转型具有重要的理论意义。

本文在理论分析的基础上,利用中国乡村振兴综合调查(CRRS)数据,运用似不相关回归(SUR)方法和多变量概率单位(MVProbit)模型,分析数字素养对农户生产要素配置的影响及机制,对于提高农户参与农村要素市场化改革积极性、促进农户增收、推动乡村转型具有重要的现实意义。与已有研究相比,本文的边际贡献表现在:一是研究视角上,本文从要素联合配置视角分析农户参与农村三大要素市场化的影响因素,使得估计结果更符合农户现实情况;二是研究内容上,现有关于农户数字素养影响机理的研究大多围绕乡村治理领域,本文分析数字素养对农户生产要素配置行为的影响,补充了农户数字素养对生产经营领域影响的现有证据,丰富了推进农业发展模式转型的研究内容;三是路径机制上,本文从家庭生命周期理论出发,全面系统地分析数字素养对不同类型农户家庭生产要素配置行为的影响路径差异,有助于针对性制定推动农户参与生产要素市场化改革的建议措施。

二、理论分析与研究假设

(一) 农户数字素养的内涵及测度

现有研究针对数字素养的内涵和测度开展了诸多有益探索,但就数字素养的定义尚未达成一致意见^[15]。数字素养的概念最早由吉尔斯特(Gilster, 1998)提出,并被界定为获取、理解、整理和批判数字信息的综合能力^[16]。随着互联网和信息技术的转型发展,数字素养的内涵和外延不断拓展和深化^[17]。综合国内外学者观点,现有研究对于数字素养的内涵主要有两个层次的理解:狭义上,将数字素养视为一种技能与能力,体现为对数字信息甄别、获取、处理、应用的能力^[18-22];广义上,将数字素养看成一种思维方式,是集能力、知识、动机、态度、情感、伦理于一体的复合价值体系^[23-26]。

已有研究指出,家庭农场等新型农业经营主体与小农户之间的数字鸿沟较大,因此,农户数字素养的研究需要区分农户类型^[13]。小农户是中国主要的农业生产主体。因此,本文所研究的农户数字素养指小农户数字素养。当前,中国农村数字经济发展程度较低,数字素养教育体系严重滞后,小农户利用数字化工具进行批判和创新的能力及意识较低,因此,广义的数字素养界定不符合当前小农户农业生产背景特征,不能用来准确评价当前中国小农户数字素养水平^[27]。并且,随着农村数字基础设施建设的普及,农户间数字鸿沟已由数字接入差距发展到数字使用差距^[28]。因此,本文基于数字素养狭义定义,从数字使用能力视角界定

农户数字素养。马丁和格鲁德兹奇(Martin & Grudziecki, 2006)从发展的视角将国民数字素养分为正确使用数字工具和设备的能力,利用数字工具和设备获取数字资源的能力,利用数字化工具创造新知识、新资源等的能力三个发展阶段^[19]。现有研究普遍认为中国农户数字素养处于第二阶段,即利用数字工具和设备获取数字资源的能力^[21,27]。借鉴现有研究,本文将农户数字素养定义为农户在数字乡村背景下,通过正确使用数字工具和数字设备搜寻信息、交流信息,并正确使用数字平台获取资源、学习新知识的能力。

关于农户数字素养的测度,国内外学者普遍采用构建综合指标体系的方法对其进行评价。已有研究大多从数字设备接入素养^[21,27,29]、数字信息获取素养^[21,30-31]、数字社交沟通素养^[27,29]、数字平台利用素养^[21,31]、数字创造素养^[29-30]、数字安全素养^[29-30]等维度构建指标体系。基于现有研究和农户数字素养现状,本文强调农户对数字信息和资源的搜寻、交互和利用能力,并从数字信息获取素养、数字社交沟通素养、数字平台利用素养3个方面构建农户数字素养评价体系。其中,数字信息搜寻素养是指农户通过数字工具和网络设备自主搜寻所需信息的能力,数字社交沟通素养是指农户通过社交软件与他人交流信息的能力,数字平台利用素养是指农户对金融、电商等数字平台的使用能力。

(二) 数字素养对农户单一生产要素配置的影响

依据农户生产理论,理性农户会依据资源禀赋对家庭生产要素进行重新配置^[32]。数字素养表征农户间差异化的数字技术使用能力,是数字乡村背景下农户禀赋差异的新型表现。基于农户数字素养指标体系,数字素养通过影响农户信息搜寻、社会网络和数字平台使用进而影响农户调整家庭生产要素配置。

首先,农户数字素养能够促进其非农就业。根据农户行为理论,劳动力务农务工的比较收入及各项要素交易成本,是影响理性农户调整劳动力要素配置的重要因素^[7]。第一,数字素养高的农户能够在海量网络信息中检索所需资源并不断学习,对数字时代新兴职业需求的适应性更强,因而其劳动力有较高的人力资本水平,并且其获取非农就业信息的能力较强,能够缓解劳动力市场信息不对称情况,降低交易成本^[33],拥有更多的优质稳定且长期的非农就业机会,从事非农务工的薪资报酬和比较收入较高,具有更高的非农就业水平。第二,数字素养高的农户其数字社交软件应用能力较强,通过远程视频等方式与亲友保持密切联系的能力较强,可以降低其务工时的心理成本和外出顾虑,提高其非农就业积极性^[34]。第三,数字素养高的农户可以利用数字金融平台等渠道便捷地获取信贷资金,缓解传统金融的信贷歧视^[35],为家庭劳动力外出务工提供消费条件和基础,有助于满足其日常生活需要,提高其非农就业稳定性^[36]。

其次,农户数字素养能够促进其农地流转。第一,数字素养高的农户其土地流转信息获取能力较强,能够缓解土地流通过程中的信息不对称、流转信息时效性及信息传播范围局限性等问题,使得农户能够获取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^[37-38]。第二,数字素养高的农户能够积极拓展线上网络社会资源,扩宽社交半径,积累社会资本。社会资本较高的农户能够充分获取有关土地流转等要素市场化的有效信息,并对集中流转等村集体行为进行有效监督^[39],保障农地承包权权益和流转权权益,进而提高农地流转意愿。

最后,农户数字素养能够提高其生产性资金借贷。第一,数字素养高的农民能够更加高效地搜寻和处理生产性资金借贷的相关信息,熟悉和掌握生产性资金借贷政策及流程,增加了对不确定市场风险的把握^[40],其参与生产性资金借贷申请和办理的能力更强,从而进行生产性资金借贷的可能性更高。第二,数字素养高的农户对于信用评级和线上贷款渠道的认知和了解程度更高,更有可能通过数字金融平台等途径进行生产性资金借贷以减弱传统金融生产信贷难题,解决农业生产过程中资金不足等问题^[41],降低农业再生

产经济资本约束。

(三) 数字素养对农户生产要素联合配置行为的影响

现有研究已从多方面证实,农户对于家庭劳动力、土地和资本三大要素的配置行为具有两两关联性特征^[3,5-7]。鉴于农户对三大生产要素配置之间存在内在互动逻辑,并且数字素养影响农户各单一要素的配置行为,本文分析数字素养对农户三大生产要素联合配置行为的直接影响。同时,交易成本是制约农户行为选择的重要因素^[21]。数字素养作为农户新型人力资本禀赋的重要体现,表现为农户较高的信息搜寻能力、社交沟通能力和数字平台利用能力,可以降低农户交易时的信息不对称性,使得农户及时获得交易信息,降低农户信息搜寻成本,可以打破时空限制,使得农户及时便捷地与交易对象协商争议问题,减少交易纠纷,降低农户协商成本,从而推动农户生产要素配置行为。因此,本文进一步分析交易成本在数字素养影响农户生产要素联合配置行为中的作用机制,以探究数字素养影响下农户生产要素整体运行逻辑,以期以数字素养为支点撬动农村三大要素市场的整合发展。

首先,数字素养对农户非农就业-农地流转行为的影响。一方面,农户数字素养水平的提高通过推动其非农就业进而影响其农地流转行为。数字素养水平高的农户其非农就业信息搜寻能力强,非农就业技能学习途径广,因而其非农就业程度较高,从而对农地经营的依赖性降低,农地流出的可能性较高。另一方面,农户数字素养水平的提高通过影响其农地流转进而影响其非农就业决策。数字素养高的农户进行农地流转时的信息不对称情况较少,交易信息获取及时性高且交易纠纷较少,从而信息搜寻成本和协商成本较低,因而其农地流转的可能性较高。当流入农地时,农业规模经营的扩大增加了农户对农业劳动力的需求,劳动力配置以务农为主,降低了家庭非农就业程度。当流出农地时,农业规模经营的缩减使得外出兼业劳动力不必在农忙时返回农业生产,进一步提高了家庭非农就业水平。

其次,数字素养对农户非农就业-生产性资金借贷行为的影响。一方面,农户数字素养水平的提高通过推动其非农就业进而影响其生产性资金借贷决策。数字素养高的农户其非农就业信息渠道较多,非农就业程度较高,从而对农业生产经营的依赖性较低,扩大农业经营规模的可能性较低。随着农户非农就业程度的提高,农户逐步退出农业生产,降低其进行生产性资金借贷的可能性。另一方面,农户数字素养水平的提高通过推动其生产性资金借贷决策进而影响其非农就业决策。数字素养水平高的农户对不确定性信贷市场的把握能力更强,对网络生产性信贷的了解程度更高,从而信贷交易信息获取及时性高且交易纠纷较少,因而其低成本进行生产性资金借贷的可能性更高。较低的信贷成本提高了农户农业生产经营的盈利空间,推动农户扩大经营规模,从而提高农业劳动力需求,促进家庭劳动力务农配置,降低了非农就业程度。

再次,数字素养对农户农地流转-生产性资金借贷行为的影响。一方面,农户数字素养水平的提高通过影响其农地流转进而影响其生产性资金借贷行为。数字素养高的农户可以降低农地流转时的信息不对称,使得交易信息获取及时性高且交易纠纷较少,降低交易信息搜寻成本和协商成本,从而提高农地流转可能。当农地流入时,流入农地需要支付租金,并需要投入经营规模扩大成本,一定程度上激发了农户生产性资金的信贷需求。当农地流出时,农户缩小经营规模,降低生产性信贷需求。另一方面,农户数字素养水平的提高通过影响其生产性资金借贷进而影响其土地流转行为。数字素养高的农户数字金融平台使用能力较强,通过进行生产性资金借贷能够缓解其流入耕地和购买规模化生产机械的资金约束,降低农业规模经营成本,因而能够推动其扩大经营规模并流入耕地。

最后,数字素养对农户非农就业-农地流转-生产性资金借贷行为的影响。通过上述分析可知,数字素

养的提升既可能推动农户以生产要素需求者身份积极进行经营型生产要素配置,即数字素养的提高推动农户降低非农就业水平、流入农地并进行生产性资金借贷,从而扩大农业经营规模;又可能推动农户以生产要素盈余者身份进行离农型生产要素配置,即数字素养的提高推动农户提高非农就业水平、流出农地并减少生产性资金借贷概率,从而减少农业生产投入,逐步退出农业经营。因此,数字素养在农户三大生产要素配置中存在纽带作用,可以激活农村各要素市场的关联系统,从而调动劳动力、农地、资本要素充分流动,推动农村要素市场化改革,最终促进农村要素市场整合发育和城乡要素循环体系建立。

基于以上分析,本文提出如下研究假设。

H1:数字素养对农户调整家庭生产要素配置存在影响作用。

H2:数字素养通过降低农户生产要素交易成本,进而推动农户进行生产要素配置。

(四)数字素养对农户生产要素配置影响的异质性分析

数字素养可能使得农户产生经营型生产要素配置和离农型生产要素配置两种生产要素配置结果。究其原因,农户群体异质性是导致不同配置结果的重要因素。因此,明确数字素养对不同农户生产要素配置行为的影响结果差异对于优化异质性农户生产要素配置行为具有重要意义。家庭生产要素配置是基于家庭利润最大化目标前提下的家庭成员整体决策,而处于不同生命周期阶段的农户家庭由于其成员构成、经济条件等方面不同,其家庭成员整体决策会有所差异,因而其家庭生产要素配置行为也会有所差异^[42]。因此,为充分研究数字素养对农户生产要素配置的影响,需要考虑农户家庭生命周期的异质性问题。鉴于当前农村发展和农户生活现状,参考现有文献^[43-44],本文以家庭生命周期理论为依据,将农户家庭划分为无抚养负担家庭、抚幼型家庭、养老型家庭和抚幼养老型家庭四种类型^①。

数字素养对不同类型农户家庭的生产要素配置行为的影响不同。对于无抚养负担家庭,其倾向于离农型生产要素配置。处于生命周期初期的家庭,劳动人口多为青壮年劳动力。数字素养高的无抚养负担家庭劳动力,更能适应数字经济时代岗位技能要求,非农就业意愿强且非农就业质量较高^[45]。此时,非农就业收入占家庭收入的比重大,农地依赖性低,且家庭成员具有强烈的市民化意愿,因而倾向于流出农地并减少农地生产性资金投入,为市民化积累家庭资本。

对于抚幼型家庭,其倾向于离农型生产要素配置。抚幼型家庭的分工一般为男性劳动力非农就业,女性劳动力留守农村照顾幼童并进行农业生产。数字经济刺激县域经济发展,重塑工作灵活性特征和机会公平进而提高女性农民工的工作质量和工作收入^[46]。数字素养高的抚幼型家庭女性劳动力有较高的县域非农就业机会,能够在就近照顾幼童的同时提高家庭收入。农户女性劳动力非农就业能够促进家庭彻底离农,农地依赖性降低,致使农户减少农地生产性资金投入,进一步引致农户做出农地流出决策^[47]。

对于养老型家庭,其家庭分工一般以青壮年劳动力非农就业,留守老人务农的代际分工模式为主,其非农就业劳动力和务农劳动力相对独立经营,共同作用于阶层向上流动的家庭发展目标^[48]。数字素养能够促进养老型农户的青壮年劳动力拥有更多稳定高薪的非农就业机会,推动其非农就业。但在家庭尚未实现市民化之前,养老型家庭中的老龄劳动力将持续通过农业生产支持青壮年劳动力实现市民化阶层流动^[49],因

① 无抚养负担家庭指家中没有16岁及以下的子女,也没有65岁及以上的老人的农户家庭;抚幼型家庭指家中有16岁及以下的子女,没有65岁及以上的老人的农户家庭;养老型家庭指家中没有16岁及以下的子女,有65岁及以上的老人的农户家庭;抚幼养老型家庭指家中既有16岁及以下的子女,也有65岁及以上的老人的农户家庭。

而其对农地的生产性依赖较高,转出农地的意愿较低,同时,老龄劳动力受限于年龄和精力,其农业扩大再生产的意识较低,因而其流入农地的意愿较低。因此,养老型家庭的农地规模和农地生产性资金投入较为稳定,受数字素养的影响较小。

对于抚幼养老型家庭,其处于经济负担相对较大的阶段,对生产要素调整后维持生计水平、应对潜在风险的信心较低^[44]。此时,农户倾向于维持当前稳定的生产生活,参与农村要素市场化改革的积极性和主动性较低,数字素养对其家庭生产要素配置行为的影响较小。

基于以上分析,本文提出如下研究假设。

H3:数字素养对不同家庭生命周期类型农户生产要素配置的影响不同。

三、研究设计

(一)数据来源

本文利用2020年中国社会科学院农村发展研究所中国乡村振兴综合调查(CRRS)数据展开研究。为使样本具有代表性,CRRS项目组根据经济发展水平、区域位置和农业生产情况,从东部、中部和西部地区随机抽取样本省份;根据县级人均地区生产总值(GDP)采用等距随机抽样方法抽取样本县,且考虑在空间上尽量覆盖整个省份;采用相同的抽样方法,根据当地乡镇和村庄经济发展水平随机抽取样本乡镇和样本村;最后根据村委会提供的花名册随机抽取样本户。最终抽取10个代表性省份,包括50个县、156个乡镇、306个行政村、3833户家庭,围绕农村人口与劳动力、农村产业等农村发展内容展开调研。实证之前,对样本进行清理,并剔除经营耕地面积30亩^①以上的样本农户,得到1956户小农户样本。

(二)变量选取

1. 因变量

因变量为生产要素配置。基于生产要素联合配置视角,参考现有文献^[6],从家庭劳动力非农就业、农地转入率、农地转出率和是否进行过生产性资金借贷4个方面分析农户的三大生产性要素的配置行为。

2. 核心自变量

自变量为数字素养。参考现有文献^[3,13,19],从3个维度构建农户数字素养测度指标体系,并采用熵值法和专家打分法相结合的主客观赋权法计算指标权重^②,结果见表1。

表1 数字素养测度指标体系

维度及指标	定义	赋值	熵权值	专家打分法	综合值
数字信息搜寻素养	您对使用网络搜寻功能存在困难吗	困难=1;较困难=2;不困难=3	0.1667	0.1713	0.1688
	如果有需要,能否通过网络随时获取关注的信息	困难=1;有时可以=2;完全可以=3	0.1666	0.1881	0.1767

① 1亩约等于666.67平方米。

② 计算熵值法权重时,为避免指标之间正负取向和量纲的干扰,采用极差归一化的方法对原始数据矩阵进行无量纲标准化处理。为消除负数和零的影响,同时进行数据平移。综合指标权重 = 熵值法所测权重×0.531+专家打分法所测权重×0.469,0.531和0.469由专家打分法计算得出。

表1(续)

维度及指标	定义	赋值	熵权值	专家打分法	综合值
数字社交沟通素养	您日均使用前三的应用软件排序里是否有微信等聊天社交软件	是=1;否=0	0.166 6	0.157 2	0.162 2
	您是否通过微信群就公共事务与村内展开交流	从未=1;很少=2;有时=3;经常=4	0.166 6	0.153 2	0.160 3
数字平台利用素养	是否接受过电商培训与指导服务	是=1;否=0	0.166 7	0.189 1	0.177 2
	您是否会选择借呗、微信贷等线上途径信贷	是=1;否=0	0.166 8	0.141 1	0.154 8

3. 机制变量

机制变量是交易成本。依据现有研究^[50],从信息搜寻成本和协商成本两个维度测度交易成本。使用“能否使用微信群、网络交易平台等及时搜寻土地要素交易信息”作为信息搜寻成本的代理变量;使用“您家是否发生过土地交易纠纷”作为协商成本的代理变量。

4. 控制变量

本文在选择控制变量时考虑以下因素。首先,大多数户主承担着家庭决策者的角色,他们进行要素联合配置的能力受限于户主的性别、年龄和教育程度,同时,考虑到家庭是农业生产的最小经济单位,抚养比、家庭中是否有干部等家庭特征是影响农户要素联合配置行为的重要因素。其次,农地特征反映劳动力农业生产、土地流转、生产性要素投入约束,从地块距离、细碎化和土壤类型这3个方面进行控制。再次,村庄距城市距离等村庄特征是影响农户数字素养和就业结构的重要因素,进一步从村庄经济水平、土地市场发育、经营性总支出、劳动力非农就业率、农业生产情况等方面对村庄经济、市场、生产特征因素进行控制。最后,从是否为粮食主产区省份和是否为北方省份进行地区控制。

本文的变量描述性统计结果见表2。

表2 变量描述性统计结果

变量名称	变量定义	变量说明	均值	标准差
劳动要素配置	家庭劳动力非农就业	非农劳动力人数/家庭劳动力人数	0.664 6	0.260 9
农地要素配置	农地转入率	转入农地面积/经营农地面积/亩	0.105 7	0.234 7
	农地转出率	转出农地面积/承包农地面积/亩	0.132 1	0.271 6
资本要素配置	是否进行过生产性资金借贷	是=1;否=0	0.154 9	0.361 9
数字素养	农户数字素养水平	主客观赋权法计算值	1.267 1	0.411 7
交易成本	信息搜寻成本	是=1;否=0	0.259 7	0.438 5
	协商成本	是=1;否=0	0.083 3	0.276 4
户主家庭特征	户主性别	男=1;女=0	0.942 7	0.232 3
	户主年龄	周岁	58.582 8	10.299 8
	户主受教育年限	年	1.805 2	0.714 7
	抚养比	家庭需抚养人数/劳动力人数	0.284 8	0.217 7
	家庭中是否有干部	是=1;否=0	0.232 6	0.422 6

表2(续)

变量名称	变量定义	变量说明	均值	标准差
农地特征	最大的3个地块距离住所的平均距离	米	0.8108	1.3149
	经营耕地面积	实际值/亩	7.1785	6.7980
	土壤类型	黏土=1;黄土=2;黑土=3;沙土=4;其他=5	2.3604	0.8287
村庄层面	农户去年收入水平	非常低=1;较低=2;一般=3;较高=4;非常高=5	4.1774	1.3248
	村庄土地市场发育情况	村庄当年土地流转总面积/村庄耕地总面积	0.0033	0.0194
	村庄经营性总支出	万元	14.3023	51.2926
	村庄劳动力务工就业率	村庄务工劳动力人数/劳动力总数	0.5720	0.2398
	村庄是否在城市郊区	是=1;否=0	0.2387	0.4264
	农业生产时是否邻里互助	是=1;否=0	0.5833	0.4931
	工具变量	除受访者自身外居住在同一村庄的其他样本的数字素养均值	实际值	1.2786
地区虚拟变量	是否为粮食主产区省份	是=1;否=0	0.4913	0.5000
	是否为北方省份	是=1;否=0	0.4095	0.4918

(三) 实证策略

1. 基准回归

为考察数字素养对农户劳动力、农地和资本要素联合配置的影响,本文设定如下模型:

$$\begin{cases} L_i = \alpha_L + \beta_{L_i} X_i + Z_i + \xi_{L_i} \\ R_i = \alpha_R + \beta_{R_i} X_i + Z_i + \xi_{R_i} \\ K_i = \alpha_K + \beta_{K_i} X_i + Z_i + \xi_{K_i} \end{cases} \quad (1)$$

其中, X_i 为第 i 个农户的数字要素水平; L_i 、 R_i 、 K_i 分别表示农户劳动、农地、资本三要素的配置行为; Z_i 表示一系列的控制变量; α_L 、 α_R 、 α_K 分别为劳动、农地、资本三个要素配置方程的常数项; β_L 、 β_R 、 β_K 为三个要素配置方程的待估参数; ξ_{L_i} 、 ξ_{R_i} 、 ξ_{K_i} 分别为三个要素配置方程的随机误差项。依据前文概念界定和理论分析,在分析影响机制前,首先要判断 ξ_{L_i} 、 ξ_{R_i} 、 ξ_{K_i} 三个随机误差项之间是否存在相关性,若存在相关性,据此可推断农户三种生产要素配置行为间存在相互影响,即为三种要素联合配置。然后,使用 SUR 方法对模型(1)进行系统估计。

2. 内生性检验

鉴于数字素养存在内生性问题,如非农就业率高的农户在务工时接触到数字技术的概率更高,应用数字技能的场景更多,因而其数字素养水平可能较高,其与数字素养存在反向因果关系。本文将使用“除受访者自身外居住在同一村庄的其他样本的数字素养均值”作为工具变量^[28],通过工具变量控制模型内生性问题,对数字素养影响农户家庭生产要素配置的机理进行验证。同一村庄内部的数字化环境具有相似性,个体数字素养水平受到同一村庄内部平均数字素养水平的影响,符合相关性要求;同时,受访农户的生产要素配置行为与其他农户的数字素养水平并不直接相关,符合外生性要求。

3. 稳健性检验

SUR 方法要求每个方程选择线性形式,而本文选择 SUR 方法估计数字素养对农户生产要素配置的影响时,可能会造成资本要素配置这个二元变量的预测值超出 $[0,1]$ 区间,造成估计结果偏误。因此,本文将在替换劳动力配置变量和农地配置变量为二元变量后,进一步通过 MVPprobit 模型估计数字素养对农户生产要素配置行为的影响,以此对基准回归结果进行稳健性检验。

四、实证结果分析

(一) 数字素养对农户生产要素联合配置行为的影响

表 3 报告了数字素养对农户生产要素配置影响的估计结果。可以看出,4 个回归方程扰动项之间“无同期相关”检验的 P 值为 0.000 0,可以认为在 1% 的显著水平下拒绝各方程扰动项相互独立的原假设,即农户劳动力非农就业、农地转入、农地转出、进行生产信贷等生产要素配置决策间存在相关性,使用 SUR 方法进行系统估计可以提高估计效率。从相关系数矩阵的估计结果可知,农户劳动力非农就业与农地转入间存在负相关关系,与农地转出间存在正相关关系,与是否进行生产信贷间存在负相关关系;农户农地转入和农地转出间存在负相关关系,与是否进行生产信贷间存在正相关关系;农户农地转出与是否进行生产信贷间存在负相关关系。

同时,表 3 的结果表明,以样本农户为研究主体,数字素养对其生产要素联合配置行为以离农型生产要素配置为主,即提高其劳动力非农就业水平,抑制土地转入并提高其转出农地的概率,同时降低其进行生产信贷的可能性。数字素养高的农户通过网络学习,对数字时代新兴职业需求有更强的适应性,因而拥有更高的人力资本水平,并且通过网络社交扩大社会网络,提高了社会资本水平,因此其拥有更多优质稳定的非农就业机会,从事非农业工的薪资报酬和比较收入较高,致使其转让农地的机会成本较低,提高了农地转出概率。随着非农就业收入在总收入中的占比提高,农户农业经营依赖性降低,进一步促进农地转出并降低了农业生产性资金的投入。

表 3 的结果符合当前中国农村劳动力大量外流、农业人口老龄化的现状,凸显当前农村要素市场发展滞后的困境。

表 3 数字素养对农户生产要素配置影响的估计结果

变量	家庭劳动力非农就业	农地转入率	农地转出率	是否进行过生产借贷
数字素养	0.076 7*** (0.015 4)	-0.030 0** (0.014 5)	0.113 4*** (0.016 3)	-0.067 9** (0.023 0)
户主性别	-0.029 9 (0.024 1)	0.021 8 (0.022 7)	-0.023 5 (0.025 6)	-0.012 9 (0.036 1)
户主年龄	-0.002 2*** (0.000 5)	-0.001 5*** (0.000 5)	0.001 9*** (0.000 6)	-0.003 3*** (0.000 8)
户主受教育年限	0.019 2** (0.008 3)	-0.008 5 (0.007 8)	0.009 8 (0.008 8)	-0.012 2 (0.012 4)
抚养比	0.227 8*** (0.026 0)	-0.030 3 (0.024 5)	0.011 1 (0.027 7)	0.042 7 (0.038 9)

表3(续)

变量	家庭劳动力非农就业	农地转入率	农地转出率	是否进行过生产借贷
家庭中是否有干部	0.021 9 (0.013 7)	0.020 4 (0.012 9)	-0.020 1 (0.014 6)	-0.009 6 (0.020 5)
最大的 3 个地块距离住所的平均距离	0.008 1* (0.004 3)	-0.001 7 (0.004 0)	0.000 7 (0.004 5)	-0.008 2 (0.006 4)
经营耕地面积	-0.005 8*** (0.000 8)	0.009 2*** (0.000 8)	-0.006 9 (0.000 9)	0.002 4* (0.001 3)
土壤类型	-0.010 5 (0.006 8)	-0.005 1 (0.006 5)	0.006 2 (0.007 3)	0.000 8 (0.010 2)
农户去年收入水平	0.008 2* (0.004 3)	0.007 2* (0.004 0)	-0.004 6 (0.004 6)	-0.007 6 (0.006 4)
村庄土地市场发育	0.325 3 (0.294 0)	0.000 5 (0.277 0)	-0.479 5 (0.312 2)	0.048 7 (0.438 7)
村庄经营性总支出	0.000 3 (0.001 0)	0.000 3*** (0.000 1)	0.000 3 (0.001 6)	-0.004 1 (0.164 0)
村庄劳动力非农就业	-0.071 3*** (0.024 0)	-0.016 5 (0.022 6)	0.026 8 (0.025 5)	0.013 7 (0.035 9)
村庄是否在城市郊区	0.003 5 (0.013 5)	0.014 9 (0.012 7)	0.000 1 (0.014 3)	-0.038 4*** (0.020 1)
农业生产时邻里互助	-0.026 1*** (0.011 5)	0.001 8 (0.010 8)	-0.011 8 (0.012 2)	0.0436 ** (0.017 2)
常数项	0.614 4*** (0.059 2)	0.168 8*** (0.055 8)	-0.061 8 (0.062 8)	0.485 3*** (0.088 3)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.130 4	0.076 7	0.062 3	0.031 8
卡方检验	293.200 0***	162.570 0***	130.020 0***	64.180 0***
家庭非农劳动力占比	1.000 0			
农地转入率	-0.034 1	1.000 0		
农地转出率	0.063 2	-0.052 7	1.000 0	
是否进行过生产借贷	-0.033 2	0.062 3	-0.023 1	1.000 0
相关系数独立性检验		26.298 0		
P 值		0.000 0		

注：*、** 和 *** 依次表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。括号内为标准误。后表同。

(二) 内生性检验

本文通过工具变量法和增加控制变量对模型进行内生性检验。

1. 反向因果检验

选择除受访者自身外居住在同一村庄的其他样本的数字素养均值作为工具变量,对数字素养进行拟合回归,一阶段 F 值为 47.68,不存在弱工具变量问题。表 4 只汇报了第二阶段 SUR 结果,结果与表 3 的基准回归结果基本一致,说明在控制模型反向因果问题后,数字素养对农户生产要素配置行为有影响,且影响方向与基准回归结果一致,即基准回归结果是稳健的。

表 4 反向因果检验

变量	家庭劳动力非农就业	农地转入率	农地转出率	是否进行过生产借贷
数字素养	0.0766*** (0.0157)	-0.0283*** (0.0148)	0.1049*** (0.0167)	-0.0619** (0.0235)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.7301*** (0.0549)	0.1247** (0.0517)	0.1057* (0.0584)	0.3849*** (0.0820)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
R^2	0.1289	0.0761	0.0586	0.0308
卡方检验	288.2300***	160.3600***	121.2900***	61.9600***
家庭非农劳动力占比	1.0000			
农地转入率	-0.0345	1.0000		
农地转出率	0.0649	-0.0509	1.0000	
是否进行过生产借贷	-0.0342	0.0624	-0.0257	1.0000
相关系数独立性检验		26.6840		
P 值		0.0000		

2. 遗漏变量检验

考虑到区域地形、村庄差异等环境因素是影响农户数字素养和要素配置行为的重要变量,在控制变量中加入省份虚拟变量、地形虚拟变量、村庄虚拟变量,重新进行估计。表 5 与表 3 基准回归结果基本一致,说明在控制模型遗漏变量问题后,数字素养对农户生产要素配置行为仍然有影响,且影响方向与基准回归结果一致,即基准回归结果是稳健的。

表 5 遗漏变量检验

变量	家庭劳动力非农就业	农地转入率	农地转出率	是否进行过生产借贷
数字素养	0.0719*** (0.0153)	-0.0333** (0.0144)	0.1113*** (0.0163)	-0.0656*** (0.0229)
控制变量	控制	控制	控制	控制

表5(续)

变量	家庭劳动力非农就业	农地转入率	农地转出率	是否进行过生产借贷
常数项	0.764 8*** (0.066 1)	0.204 4*** (0.062 3)	0.039 7 (0.070 5)	0.486 9*** (0.098 9)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
村庄虚拟变量	控制	控制	控制	控制
地形虚拟变量	控制	控制	控制	控制
R^2	0.141 7	0.088 9	0.065 9	0.039 5
卡方检验	323.040 0***	190.970 0***	137.950 0***	80.480 0***
家庭非农劳动力占比	1.000 0			
农地转入率	-0.040 3	1.000 0		
农地转出率	0.064 8	-0.046 2	1.000 0	
是否进行过生产借贷	-0.031 5	0.072 4	-0.018 9	1.000 0
相关系数独立性检验			27.461 0	
P 值			0.000 0	

(三) 稳健性检验

1. MVPProbit 模型检验

考虑到 SUR 方法可能会造成二元变量资本要素配置的预测值超出 $[0, 1]$, 导致估计结果偏误。为进一步验证基准回归结果的稳健性, 将劳动力非农就业、农地转入和农地转出处理成二元变量^①, 通过 MVPProbit 模型对基准回归结果进行稳健性检验, 结果见表 6。

由表 6 模型扰动项的两两相关系数可知, 农户劳动力非农就业与农地转入间存在负向抑制关系, 与农地转出间存在正相关关系, 与是否进行生产信贷间存在负相关关系; 农户农地转入和农地转出间存在负相关关系, 与是否进行生产信贷间存在正相关关系; 农户农地转出与是否进行生产信贷间存在负相关关系。同时, 回归结果显示, 农户数字素养对生产要素有联合配置作用, 能够推动其进行非农就业, 抑制农地流入, 并提高其转出农地和减少农地生产性投资的概率。表 6 结果与表 3 基准回归结果基本一致, 说明实证结果具有稳健性, 可知假设 H1 成立。

表 6 稳健性检验

变量	家庭劳动力非农就业	农地转入率	农地转出率	是否进行过生产借贷
数字素养	0.292 6*** (0.080 3)	-0.177 8* (0.091 7)	0.659 4*** (0.089 8)	-0.274 1*** (0.095 9)

① 劳动力非农就业变量按均值分类赋值, 大于等于均值赋值为 1, 为高非农就业组, 小于均值赋值为 0, 为低非农就业组; 农地转入变量按是否进行农地转入分类赋值, 转入赋值为 1, 未转入赋值为 0; 农地转出变量按是否进行农地转出分类赋值, 转出赋值为 1, 未转出赋值为 0。

表6(续)

变量	家庭劳动力非农就业	农地转入率	农地转出率	是否进行过生产借贷
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.148 9 (0.309 3)	-0.494 3 (0.351 8)	-1.981 8*** (0.341 1)	0.288 5 (0.358 0)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
<i>Log likelihood</i>		88.346 0***		
<i>Atrho12</i>		-0.059 0(0.039 8)		
<i>Atrho13</i>		0.095 0*** (0.039 2)		
<i>Atrho14</i>		-0.027 1(0.039 6)		
<i>Atrho23</i>		-0.098 5** (0.043 6)		
<i>Atrho24</i>		0.058 2(0.044 2)		
<i>Atrho34</i>		-0.056 7(0.042 9)		

2. 倾向得分匹配(PSM)模型检验

由于农户数字素养的分布不均衡,导致其对农户生产要素配置行为的影响可能产生选择性偏误,因此,将农户数字素养按均值处理成二分类变量,使用PSM模型进行稳健性检验。平衡性检验结果表明,匹配后大多数变量的标准化偏差小于10%,并且大多数变量的检验结果接受处理组和控制组无系统性差异的原假设。共同支撑检验表明,大多数观测值在共同取值范围内,因此使用样本进行PSM检验是合理的。表7报告了平均处理效应估计结果。其中,农户非农就业水平的估计结果为:高数字素养农户的非农就业水平估计值为0.705 0,反事实假设下,当高数字素养农户的数字素养水平较低时,其非农就业水平估计值会下降至0.637 1,存在明显的非农就业水平下降现象。并且,*t*值为3.480 0,高于1%显著性水平下的临界值,因此,若农户数字素养下降会降低农户非农就业水平。同理可知,反事实假设下,当高数字素养农户的数字素养水平较低时,其农地转出率和进行生产性资金借贷概率均会降低。因此,数字素养推动农户进行生产要素配置,结果与表3的结果基本一致,即基准回归结果是稳健的。

表7 平均处理效应

农户生产要素配置	农户类别	高数字素养农户	低数字素养农户	ATT	<i>t</i> 值
农户非农就业水平	高数字素养农户	0.705 0	0.637 1	0.067 8***	3.480 0
农地转入率	高数字素养农户	0.156 1	0.160 5	-0.004 2	-0.170 0
农地转出率	高数字素养农户	0.154 8	0.089 9	0.064 8***	3.510 0
进行生产性资金借贷	高数字素养农户	0.176 0	0.113 8	0.062 1**	2.430 0

(四) 机制分析

由前文分析可知,信息搜寻成本和协商成本是数字素养影响农户生产要素配置的作用机制,本部分对此进行检验。表8的结果表明,数字素养通过降低农户信息搜寻成本和协商成本,进而推动农户进行生产要

素配置。这表明,交易成本是影响农户生产要素配置行为选择的重要动因,而数字素养高的农户通过信息搜寻、社交沟通等方式可以降低交易中的信息不对称性,提高信息获取的及时性并减少交易纠纷,进而降低农户交易成本,从而推动农户生产要素配置行为,假设 H2 成立。

表 8 机制检验

变量	信息搜寻成本	协商成本
数字素养	-0.160 4* (0.086 0)	-0.202 9* (0.116 3)
控制变量	控制	控制
常数项	-0.678 4** (0.327 9)	-0.930 6** (0.441 9)
地区虚拟变量	控制	控制
R^2	0.058 0	0.037 0
卡方检验	55.331 0***	40.302 0***

(五) 异质性分析

1. 家庭生命周期异质性分析

由上文分析可知,对于处于不同生命周期的农户家庭,数字素养对其生产要素配置行为的影响可能存在差异,表 9 和表 10 报告了实证检验结果。由表 9 可知,对于数字素养高的无抚养负担农户家庭,家庭劳动力年龄相对较低,其通过提高自身数字素养以适应数字时代岗位需求,倾向于参与农村市场化改革,积累家庭向上流动资本,因此数字素养对其离农型生产要素配置行为有影响。对于数字素养高的抚幼型农户家庭,其家庭女性劳动力能够搜寻较多县域非农就业机会,能够在就近照顾幼童的同时提高家庭收入。农户女性劳动力非农就业能够促进家庭彻底离农,推动农户做出农地退出和减少生产性资金借贷的离农型生产要素配置决策。由表 10 可知,对于养老型农户家庭,代际分工的劳动力配置模式使其非农就业与务农经营相对独立,数字素养对要素间配置无影响。对于抚幼养老型农户家庭,其抚养负担较大,面对参与要素市场化改革后家庭生计水平下降和后备资源损失的可能风险,其倾向于维持家庭生产要素现状,因此数字素养对其家庭生产要素配置行为无影响。需要说明的是,数字素养对养老型农户家庭和抚幼养老型农户家庭劳动力变动无影响,可能是由于此两类家庭处于家庭生命周期较成熟期,家庭劳动力配置结构较为稳定,因此数字素养对其重新配置劳动力资料的影响并不明显。基于此,假设 H2 成立。

表 9 家庭生命周期异质性分析:无抚养负担家庭和抚幼型家庭

变量	无抚养负担家庭				抚幼型家庭			
	非农劳动力	农地转入	农地转出	生产借贷	非农劳动力	农地转入	农地转出	生产借贷
数字素养	0.120 3*** (0.029 3)	-0.028 2 (0.028 2)	0.152 1*** (0.029 6)	-0.140 0*** (0.041 9)	0.070 7*** (0.026 0)	-0.066 7** (0.026 8)	0.104 8*** (0.027 4)	-0.102 2** (0.041 9)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表9(续)

变量	无抚养负担家庭				抚幼型家庭			
	非农劳动力	农地转入	农地转出	生产借贷	非农劳动力	农地转入	农地转出	生产借贷
常数项	0.645 6*** (0.130 5)	0.068 3 (0.125 7)	-0.149 7 (0.131 8)	0.341 3* (0.186 7)	0.651 7*** (0.106 9)	0.299 2*** (0.110 1)	0.075 7 (0.112 5)	0.425 4** (0.172 1)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.168 0	0.076 4	0.081 7	0.092 2	0.141 7	0.101 2	0.093 6	0.039 2
卡方检验	110.250 0***	45.150 0***	48.570 0***	55.480 0***	118.560 0***	80.880 0***	74.150 0***	29.320 0***
系数矩阵非农劳动力	1.000 0				1.000 0			
农地转入	-0.060 1	1.000 0			-0.068 2	1.000 0		
农地转出	0.094 0	-0.054 8	1.000 0		0.046 6	-0.042 1	1.000 0	
生产借贷	-0.050 1	0.010 3	-0.003 8	1.000 0	-0.006 0	0.085 9	-0.028 7	1.000 0
相关系数独立性检验		19.883 0				12.135 0		
P 值		0.000 0				0.000 0		

注:无抚养负担家庭样本量为 546,抚幼型家庭样本量为 718。

表 10 家庭生命周期异质性分析:养老型家庭和抚幼养老型家庭

变量	养老型农户家庭				抚幼养老型农户家庭			
	非农劳动力	农地转入	农地转出	生产借贷	非农劳动力	农地转入	农地转出	生产借贷
数字素养	0.016 2 (0.039 2)	0.007 4 (0.032 3)	0.039 1 (0.042 8)	-0.028 7 (0.050 8)	0.025 1 (0.029 2)	-0.027 4 (0.027 5)	0.042 4 (0.037 1)	0.038 4 (0.048 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.546 8*** (0.147 6)	-0.062 3 (0.121 5)	0.046 0 (0.161 2)	0.410 7** (0.191 0)	0.302 8** (0.117 2)	0.162 7 (0.110 6)	0.057 3 (0.148 8)	0.422 2** (0.195 7)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.265 3	0.202 5	0.134 5	0.142 8	0.256 4	0.073 7	0.079 6	0.031 7
卡方检验	105.080 0***	73.900 0***	45.230 0***	48.500 0***	138.290 0***	31.890 0**	34.670 0***	13.110 0
非农劳动力	1.000 0				1.000 0			
农地转入	0.060 9	1.000 0			-0.033 7	1.000 0		
农地转出	0.118 0	0.065 3	1.000 0		0.057 5	-0.075 7	1.000 0	
生产借贷	0.017 1	0.053 8	-0.010 9	1.000 0	-0.071 9	0.045 5	-0.046 5	1.000 0
相关系数独立性检验		7.332 0				7.852 0		
P 值		0.291 3				0.249 1		

注:养老型家庭样本量为 291,抚幼养老型家庭样本量为 401。

2. 农业生产规模异质性分析

生产规模是农户生产要素配置行为的重要前提,因此,上文的基准回归结果可能由于农户生产规模不同而存在差异。对此,本文进一步分析数字素养对经营耕地面积 30 亩以上的规模农户生产要素配置的影响。

响。表 11 的结果表明,数字素养降低规模农户非农就业水平,提高土地转入概率,同时提高其进行生产信贷的可能性,即数字素养对规模农户生产要素联合配置行为以经营型生产要素配置为主。这表明,数字素养有利于推动农户分化,推动农业闲置劳动力非农就业转移,同时推动农业规模经营主体进一步扩大经营规模,提高农业生产要素配置的合理性。

表 11 数字素养对规模农户生产要素配置影响的估计结果

变量	家庭劳动力非农就业	农地转入率	农地转出率	是否进行过生产借贷
数字素养	-0.080 2 ** (0.041 1)	0.107 6 * (0.057 4)	-0.004 3 (0.040 8)	0.168 8 ** (0.084 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.491 8 *** (0.186 2)	0.408 6 (0.262 7)	0.432 8 ** (0.183 6)	1.175 6 *** (0.383 7)
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.139 3	0.272 4	0.121 5	0.083 8
卡方检验	48.640 0 ***	112.390 0 ***	46.630 0 ***	27.200 0 ***
家庭非农劳动力占比	1.000 0			
农地转入率	-0.052 8	1.000 0		
农地转出率	0.025 6	-0.029 1	1.000 0	
是否进行过生产借贷	-0.051 1	0.073 3	-0.016 8	1.000 0
相关系数独立性检验			57.175 0	
P 值			0.000 0	

注:样本量为 300。

3. 地区异质性分析

环境因素是影响农户生产要素配置的重要原因。粮食主产区受到更多的农业政策支持和转移支付激励,会影响农户的生产要素配置选择,因此,以农户所在省份是否为粮食主产区进行地区异质性分析。由表 12 可知,数字素养有利于推动粮食主产区农户分化。数字素养高的农户农技应用能力较强,其农业劳动生产率提高,进而推动农业闲置劳动力非农就业转移,同时推动农户流入土地扩大经营规模,进行经营型生产要素配置。可能由于非粮食主产区农业生产经济激励较低、农业生产自然资源约束等原因,数字素养推动非粮食主产区农户进行离农型生产要素配置。

表 12 地区异质性分析

变量	粮食主产区				非粮食主产区			
	非农劳动力	农地转入	农地转出	生产借贷	非农劳动力	农地转入	农地转出	生产借贷
数字素养	0.074 3 *** (0.022 6)	0.114 3 *** (0.024 5)	-0.036 2 * (0.021 8)	0.076 9 ** (0.035 2)	0.081 9 *** (0.022 1)	-0.019 1 (0.020 4)	0.090 1 *** (0.022 3)	-0.043 2 (0.030 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.599 5 *** (0.076 2)	-0.009 9 (0.084 8)	0.112 3 (0.074 3)	0.548 2 *** (0.122 0)	0.891 3 *** (0.079 7)	0.173 5 ** (0.071 3)	0.174 9 *** (0.080 8)	0.143 0 (0.110 2)

表12(续)

变量	粮食主产区				非粮食主产区			
	非农劳动力	农地转入	农地转出	生产借贷	非农劳动力	农地转入	农地转出	生产借贷
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.158 6	0.080 4	0.064 1	0.029 0	0.117 6	0.108 0	0.090 6	0.034 2
卡方检验	187.200 0***	86.760 0***	68.540 0***	29.890 0***	127.380 0***	116.500 0***	95.680 0***	33.980 0***
非农劳动力	1.000 0				1.000 0			
农地转入	-0.021 1	1.000 0			-0.055 7	1.000 0		
农地转出	0.066 6	-0.081 4	1.000 0		0.054 8	-0.021 8	1.000 0	
生产借贷	-0.054 3	0.059 4	-0.012 5	1.000 0	-0.007 3	0.063 5	-0.052 9	1.000 0
相关系数独立性检验		18.031 0				12.645 0		
P值		0.000 0				0.000 0		

注:粮食主产区样本量为 961,非粮食主产区样本量为 995。

五、数字素养对农户生产要素配置影响的产出绩效分析

最优化农户理论认为,生产者作为理性经济人,依据自身可行能力和禀赋要素对市场价格作出反应,通过改变家庭生产要素配置结构,以期实现家庭生产目标^[32]。那么,数字素养推动无抚养负担农户和抚幼型农户进行离农型生产要素配置能否助力其实现家庭生产目标?数字素养推动规模农户进行经营型生产要素配置能否助力其实现家庭生产目标?对此进行分析,有助于增进数字素养对农户生产要素配置影响的现实意义。小农理论认为,产出绩效是农户主要家庭生产目标,而单位产出和增收是分析产出绩效的重要内容。因此,本文通过非线性回归模型(KHB),围绕农户单产^①和增收^②进行产出绩效分析,结果见表 13 和表 14。

由表 13 可知,数字素养通过影响无抚养负担农户和抚幼型农户离农型家庭生产要素配置行为降低其单位产出水平,但数字素养通过影响规模农户经营型家庭生产要素配置行为提高其单产水平。由表 14 可知,数字素养通过影响无抚养负担农户和抚幼型农户离农型家庭生产要素配置行为推动其非农就业,进而促进其实现增收,而数字素养通过影响规模农户经营型家庭生产要素配置行为推动其增加农业收入,进而促进其实现增收。这可能是因为,无抚养负担农户家庭和抚幼型农户家庭其乡土依赖性较低,倾向于非农就业提高生活水平和市民化能力,并流出农地获取财产性收入以积累家庭资本。数字素养高的无抚养负担农户和抚幼型农户能够利用数字技术获取非农就业信息,提高非农收入,从而提高家庭收入水平。随着非农收入的提高,其农地依赖性降低,进而进行农地流出并减少农业生产性要素投入,从而农业生产单位产出下降。规模农户对农业生产的经济依赖性较高,发展成新型农业经营主体的意愿较强。数字素养高的规模农户通过转入农地和提高农业生产性要素投入可以形成规模经营优势,降低单位投入成本,提高单位产出量和农业生产收入,从而实现增收。

① 使用“每亩产出千克”变量作为单位产出的代理变量。

② 使用“今年家庭收入较去年同期变化情况”“今年农业收入较去年同期变化情况”“今年务工收入较去年同期变化情况”作为农户增收变量(1=减少较多;2=减少较少;3=基本持平;4=增加较少;5=增加较多)。

表 13 数字素养对生产要素配置影响的单产绩效分析

农户类型	机制	绩效值	标准误	95%置信区间
无抚养负担小农户	数字素养—生产要素配置—单产	-0.120 1	0.118 6	[-0.352 7,0.112 4]
抚幼型小农户	数字素养—生产要素配置—单产	-0.054 7*	0.029 1	[-0.111 9,0.002 4]
规模种植户	数字素养—生产要素配置—单产	0.234 6*	0.130 2	[0.045 2,0.214 9]

注:无抚养负担小农户样本量为 546,抚幼型小农户样本量为 718,规模种植户样本量为 300,后表同。

表 14 数字素养对生产要素配置影响的增收绩效分析

农户类型	机制	绩效值	标准误	95%置信区间
无抚养负担小农户	数字素养—生产要素配置—农户总收入	0.129 7***	0.043 2	[0.045 1,0.214 4]
	数字素养—生产要素配置—农户农业收入	-0.124 7	0.133 6	[0.005 7,0.171 1]
	数字素养—生产要素配置—农户非农业收入	0.119 0***	0.045 6	[0.029 5,0.208 5]
抚幼型小农户	数字素养—生产要素配置—农户总收入	0.050 0*	0.027 8	[-0.004 5,0.104 6]
	数字素养—生产要素配置—农户农业收入	-0.002 4	0.025 5	[-0.052 6,0.047 7]
	数字素养—生产要素配置—农户非农业收入	0.057 7**	0.026 9	[0.004 8,0.110 7]
规模种植户	数字素养—生产要素配置—农户总收入	0.101 7**	0.043 9	[0.016 1,0.186 5]
	数字素养—生产要素配置—农户农业收入	0.088 5**	0.042 5	[0.005 0,0.171 9]
	数字素养—生产要素配置—农户非农业收入	-0.099 3	0.062 9	[-0.222 0,0.024 2]

六、研究结论与政策启示

增强农户参与农村要素市场的积极性和参与能力,是培育壮大农村发展新动能、有力支持农村要素市场化改革的迫切需要。本文以 2020 年中国社会科学院农村发展研究所“中国乡村振兴综合调查”(CRRS)数据为基础,立足农村要素市场化改革需求侧,实证探究数字素养对农户家庭生产要素配置的影响及机制。研究结论如下。第一,数字素养是推动小农户进行离农型生产要素配置。第二,数字素养通过降低农户信息搜寻成本和协商成本,进而推动农户进行生产要素配置。第三,家庭生命周期异质性分析结果表明,数字素养促进无抚养负担家庭和抚幼型家庭进行离农型生产要素配置;数字素养对养老型和抚幼养老型家庭的生产要素配置无影响;生产规模异质性分析结果表明,数字素养推动规模农户进行经营型生产要素配置;区域异质性分析结果表明,数字素养推动粮食主产区农户进行经营型生产要素配置,推动非粮食主产区农户进行离农型生产要素配置。第四,产出绩效分析结果表明,数字素养通过影响农户家庭生产要素配置行为可以提高规模户单位产出,并提高规模户农业收入和总收入,提高无抚养负担农户和抚幼型农户非农就业收入和总收入。

上述研究结论揭示了数字素养对农户生产要素配置的影响,研究结论具有以下政策启示。

第一,多渠道提高农户数字素养,增强农户参与农村要素市场的积极性和参与能力。具体措施包括加强利用数字技术搜寻信息的能力培训,加强使用微信群等社交方式的动态指导,加快建设大数据平台等新

型数字基础设施,多方面培育农户数字素养。

第二,明确不同农业生产规模农户的生产要素配置偏好,有针对性地提供生产要素配置指导,从而提高农业生产要素市场配置合理性。对于小农户,通过增强其非农就业信息搜寻能力和非农就业技能、降低交易成本等方式,推动其参与离农型生产要素配置;对于规模农户,通过提供信贷指导、降低土地流转交易信息不对称等方式,提高农户生产积极性,推动其参与生产要素配置。

第三,针对各种类型的农户家庭制定农村要素市场化参与激励。对于无抚养负担和抚幼型农户家庭,关注其生产要素离农型配置后的家庭生计问题,加快破除城乡户籍壁垒,增强其市民化能力;对于养老型和抚幼养老型农户家庭,解决其教育、医疗和养老保障问题,弱化其对生产要素的保障依赖性,调动其参与生产要素配置的积极性。

参考文献:

- [1]杜志雄,高鸣.新阶段深化农村改革的关键问题和路径选择[J].农业经济问题,2023(9):4-18.
- [2]陈斌开,马宁宁,王丹利.土地流转、农业生产率与农民收入[J].世界经济,2020,43(10):97-120.
- [3]苏岚岚,孔荣.农民金融素养与农村要素市场发育的互动关联机理研究[J].中国农村观察,2019(2):61-77.
- [4]仇童伟,罗必良.农业要素市场建设视野的规模经营路径[J].改革,2018(3):90-102.
- [5]王雪琪,朱高立,邹伟.农户生计资本、家庭要素流动与农地流转参与[J].长江流域资源与环境,2021,30(4):992-1002.
- [6]胡新艳,洪炜杰,王梦婷,等.中国农村三大要素市场发育的互动关联逻辑——基于农户多要素联合决策的分析[J].中国人口·资源与环境,2017,27(11):61-68.
- [7]吕沛璐,冯淑怡,王博,等.农户土地和劳动力资源配置决策及其影响因素[J].资源科学,2022,44(8):1577-1588.
- [8]毛慧,周力,应瑞瑶.契约农业能改善农户的要素投入吗?——基于“龙头企业+农户”契约模式分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2019,19(4):147-155.
- [9]黄颖,吕德宏.农业保险、要素配置与农民收入[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(2):41-53.
- [10]李涛,张鹏.农地产权、要素配置与农户收入增长[J].经济问题探索,2020(12):43-54.
- [11]王静,赵凯.宅基地退出、要素配置与农户农业生产效率[J].南京农业大学学报(社会科学版),2022,22(3):151-163.
- [12]吴佳璇,闵师,王晓兵,等.互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置——基于西南山区农户面板数据[J].中国农村经济,2022(8):93-113.
- [13]武小龙,王涵.农民数字素养:框架体系、驱动效应及培育路径——一个胜任素质理论的分析视角[J].电子政务,2023(8):105-119.
- [14]任军,张妍.乡村振兴战略背景下民族地区农民信息实践能力构建研究——以甘肃天祝藏族自治县为例[J].广西大学学报(哲学社会科学版),2021,43(3):87-93.
- [15]SHABANA TABUSUM S Z, SALEEM A, BATCHA M S. Digital literacy awareness among arts and science college students in Tiruvallur district: a study[J]. International Journal of Managerial Studies and Research, 2014, 2(4): 61-67.
- [16]GILSTER P. Digital literacy[M]. New York: John Wiley & Sons, 1998.
- [17]HA S, KIM S. Developing a conceptual framework for digital platform literacy[J]. Telecommunications Policy, 2024, 48(3): 102682.
- [18]张红春,杨欢.数字政府背景下的公务员数字素养框架:一个概念模型[J].电子政务,2023(1):110-124.
- [19]MARTIN A, GRUDZIECKI J. DigEuLit: concepts and tools for digital literacy development[J]. Innovation in Teaching and Learning in Information and Computer Sciences, 2006, 5(4): 249-267.
- [20]LI P, LI Q H, DU S X. Does digital literacy help residents avoid becoming victims of frauds? Empirical evidence based on a survey of residents in six provinces of east China[J]. International Review of Economics & Finance, 2024, 91: 364-377.

- [21] 陆镜名,仇焕广,苏柳方,等. 数字能力能否促进牧户增收——来自典型牧区的经验证据[J]. 中国农村经济,2023(12):85-105.
- [22] 马林燕,潘子纯,郝旭然,等. 数字技能缓解了农户收入不平等吗? ——基于黄河流域2893户农户微观调查数据[J]. 经济与管理研究,2024,45(5):60-77.
- [23] ESHET-ALKALAI Y. Thinking in the digital era: a revised model for digital literacy[J]. Issues in Informing Science and Information Technology, 2012, 9: 267-276.
- [24] HAVRILLOVA L H, TOPOLNIK Y V. Digital culture, digital literacy, digital competence as the modern education phenomena[J]. Information Technologies and Learning Tools, 2017, 61(5): 1-14.
- [25] GREENE J A, COPELAND D Z, DEEKENS V M, et al. Beyond knowledge: examining digital literacy's role in the acquisition of understanding in science[J]. Computers & Education, 2018, 117: 141-159.
- [26] 胡智慧,孙耀武. 中国居民数字素养指标体系构建和实证研究[J]. 科学与管理,2022,42(2):79-87.
- [27] 王杰,蔡志坚,吉星. 数字素养、农民创业与相对贫困缓解[J]. 电子政务,2022(8):15-31.
- [28] 苏岚岚,彭艳玲. 农民数字素养、乡村精英身份与乡村数字治理参与[J]. 农业技术经济,2022(1):34-50.
- [29] 李晓静,陈哲,夏显力. 数字素养对农户创业行为的影响——基于空间杜宾模型的分析[J]. 中南财经政法大学学报,2022(1):123-134.
- [30] 罗磊,傅新红,刘宇炎,等. 新冠肺炎疫情风险感知、数字素养与农户电商参与意愿——基于柑橘种植农户调查数据分析[J]. 农业技术经济,2024(2):56-72.
- [31] 王汉杰. 数字素养与农户收入:兼论数字不平等的形成[J]. 中国农村经济,2024(3):86-106.
- [32] 艾利恩. 农民经济学——农民家庭农业和农业发展[M]. 胡景北,译. 上海:上海人民出版社,2006.
- [33] MA W L, GRAFTON R Q, RENWICK A. Smartphone use and income growth in rural China: empirical results and policy implications[J]. Electronic Commerce Research, 2020, 20(4): 713-736.
- [34] 赵羚雅,向运华. 互联网使用、社会资本与非农就业[J]. 软科学,2019,33(6):49-53.
- [35] 陈鸣,陈峰,廖世伟. 数字普惠金融与农村经济增长:空间溢出机制与经验证据[J]. 首都经济贸易大学学报,2022,24(6):14-27.
- [36] 宋文豪,黄祖辉,叶春辉. 数字金融使用对农村家庭生计策略选择的影响——来自中国农村家庭追踪调查的证据[J]. 中国农村经济,2023(6):92-113.
- [37] 张景娜,张雪凯. 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[J]. 中国农村经济,2020(3):57-77.
- [38] 刘子涵,辛贤,吕之望. 互联网农业信息获取促进了农户土地流转吗[J]. 农业技术经济,2021(2):100-111.
- [39] 苏岚岚,彭艳玲. 数字化教育、数字素养与农民数字生活[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(3):27-40.
- [40] 张永丽,徐腊梅. 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[J]. 中国农村经济,2019(2):42-59.
- [41] 李家辉,陆迁. 数字金融对农户采用绿色生产技术的影响[J]. 资源科学,2022,44(12):2470-2486.
- [42] 何可,张俊飏,田云. 家庭生命周期、人口学特征与劳动节约型技术需求——基于582户农民的调查[J]. 软科学,2013,27(8):118-122.
- [43] 李超. 老龄化、抚幼负担与微观人力资本投资——基于CFPS家庭数据的实证研究[J]. 经济学动态,2016(12):61-74.
- [44] 高原,孙鹏飞,赵凯. 贫困地区农户宅基地有偿退出行为的影响路径——基于家庭生命周期视角[J]. 资源科学,2021,43(7):1403-1418.
- [45] 王若男,张广胜. 数字经济与农业转移人口就业质量:促进或抑制[J]. 农业技术经济,2024(2):109-127.
- [46] 张广胜,王若男. 数字经济发展何以赋能农民工高质量就业[J]. 中国农村经济,2023(1):58-76.
- [47] 许彩华,管睿,余劲. 农户非农就业充分性对农地流转行为的影响研究——基于性别差异视角的分析[J]. 农业技术经济,2023(8):39-52.
- [48] 夏智智. 半工半耕:一个农村社会学的中层概念——与兼业概念相比较[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2016,16(6):41-48.
- [49] 李永萍. “半工半耕”的区域差异与农民家庭发展[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2020,19(1):44-54.
- [50] 刘家成,纪月清,徐志刚. 农地整理地块权属调整:多主体行动逻辑、农户需求与政策方向[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2023,23(5):130-140.

Influence of Farmers' Digital Literacy on Production Factor Allocation

LIU Xinyi, LI Jiahui, ZHAO Kai

(Northwest A&F University, Yangling 712100)

Abstract: As one of the core subjects of digital rural construction, farmers are key actors in promoting rural transformation, and their digital literacy theoretically becomes an important factor affecting the process of market-oriented reform of rural production factors. Therefore, studying the impact of farmers' digital literacy on production factor allocation (PFA) is of great theoretical significance for deepening the market-oriented reform of rural factors, promoting digital rural construction, and transforming agricultural development modes.

This paper, based on the China Rural Revitalization Survey (CRRS) data, utilizes seemingly unrelated regressions and multivariate Probit models to analyze the impact of farmers' digital literacy on PFA and its mechanisms. The benchmark regression results show that farmers' digital literacy facilitates PFA, and this conclusion still holds after robustness tests. Mechanism analysis indicates that this facilitating effect is achieved by reducing the transaction costs associated with production factors. Heterogeneity analysis shows that digital literacy can affect off-farm PFA in families without support burdens and young child-rearing families, while it does not significantly affect PFA in families providing elderly care or caring for both elderly and young children. Digital literacy encourages small farmers and farmers in non-major grain-producing areas to engage in off-farm PFA and large-scale farmers and farmers in major grain-producing areas to engage in operational PFA. Output performance analysis indicates that digital literacy can improve the per-unit output of large-scale farmers and increase their agricultural income and total income, as well as the off-farm employment income and total income of families without support burdens and young child-rearing families.

The marginal contributions are as follows. First, this paper analyzes the factors influencing farmers' participation in the marketization of the three major rural factors from the perspective of joint factor allocation, making the estimation results more in line with the actual situation of farmers. Second, it analyzes the impact of farmers' digital literacy on PFA, supplementing the existing evidence of the impact of farmers' digital literacy on production and operation. Third, starting from the family life cycle theory, it comprehensively and systematically analyzes the differences in the impact paths of digital literacy on the PFA in different types of families, which helps to formulate targeted measures to promote farmers' participation in the market-oriented reform of production factors.

Based on empirical research, this paper proposes suggestions for improving farmers' digital literacy through multiple channels, clarifying the PFA preferences of farmers with different agricultural production scales, and formulating different incentives for participation in the market-oriented reform of rural factors for different types of farmers.

Keywords: digital literacy; production factor allocation; family life cycle; increase in household income; off-farm production factor allocation; business production factor allocation

责任编辑:宛恬伊