

引用格式:李家辉,陆迁. 数字金融对农户采用绿色生产技术的的影响[J]. 资源科学, 2022, 44(12): 2470-2486. [Li J H, Lu Q. The impact of digital finance on farmers' adoption of green production technologies[J]. Resources Science, 2022, 44(12): 2470-2486.] DOI: 10.18402/resci.2022.12.07

数字金融对农户采用绿色生产技术的的影响

李家辉, 陆 迁

(西北农林科技大学经济管理学院, 杨凌 712100)

摘要:随着网络化、信息化、数字化的发展,以数字金融为代表的新兴金融服务模式在缓解农户借贷约束、信息约束以及风险分担等方面具有显著优势,对农户采用绿色生产技术具有重要作用。本文基于陕西省粮食种植户的微观调查数据,利用变异系数法测量农户绿色生产技术采用程度,运用内生转换回归模型,通过搭建反事实框架,实证分析了使用数字金融对农户绿色生产技术采用程度的影响和作用机制。研究发现:①使用数字金融能够显著提升农户的绿色生产技术采用程度,具体表现为在反事实假设下,使用数字金融的农户若未使用数字金融,其绿色生产技术采用程度将下降0.164;未使用数字金融的农户若使用数字金融,其绿色生产技术采用程度将提高0.222。②异质性分析表明,数字金融使用程度越深,其对农户采用绿色生产技术的提升效果越大;数字金融对文化程度较高、家庭收入较低、种植面积较大农户采用绿色生产技术的提升效果更大。③机制分析表明,数字金融能够通过提高借贷可得性、信息可得性和风险承担水平促进农户采用绿色生产技术。本文研究结论可在一定程度上为农业绿色生产技术推广提供新的视角和路径。

关键词:数字金融;绿色生产技术;采用程度;内生转换回归模型;中介效应模型;影响机制;陕西省

DOI: 10.18402/resci.2022.12.07

1 引言

推动农业绿色转型是乡村振兴战略的内在要求,是应对全球变暖、实现碳中和的必然选择^[1]。2022年中央一号文件就农业绿色发展作出了“加强农业面源污染综合治理,深入推进农业投入品减量化”的重要指示,并试图以技术手段助力农业绿色发展。但现实中,绿色生产技术具有正外部性、投资大与回报周期长等属性,而农户通常面临自有资金匮乏、技术障碍、风险承担能力弱等困境,致使农户绿色生产技术采用程度偏低^[2,3]。因此,探究促进农户采用绿色生产技术的途径,对于促进农业绿色转型、实现农业高质量发展具有重要现实意义。

目前,学术界围绕农户个体特征^[4]、认知特征^[5,6]、家庭经营特征^[7]、外部政策^[8,9]等多个方面对农户的

绿色生产行为展开了较为丰富的研究,且随着研究的推进,部分学者已从互联网视角探究了农户的绿色生产行为^[10,11]。值得注意的是,随着网络化、信息化、数字化的发展,以“互联网+金融”为代表的数字金融模式正逐步打破传统金融服务的时空限制,拓宽金融业的服务边界,成为农村金融发展的重要推动力。据统计,截至2020年12月,中国农村地区互联网普及率已达到55.9%,特别是以移动支付为代表的数字金融在农村地区手机网民中的使用率高达79.0%^①。数字金融在农村地区的普及与发展,为农户带来了诸多数字红利。借助于互联网、大数据、云计算等人工智能技术,数字金融能够跨越地域限制,凭借其高信息传递速率和高金融服务渗透率,以较低的门槛为农户提供信贷并提升农户的信

收稿日期:2022-09-08,修订日期:2022-11-24

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71973105)。

作者简介:李家辉,男,山东蓬莱人,博士研究生,研究方向为农业经济与管理。E-mail: 1414205525@qq.com

通讯作者:陆迁,男,宁夏中卫人,教授,博士生导师,研究方向为农业经济管理。E-mail: xnlugian@126.com

① 数据来源: http://www.cac.gov.cn/gzzt/ztlz/zt/cnic/A0920010802index_1.htm。

2022年12月

息可得性,可以促进农户创业^[12]、改善收入^[13]、平滑消费^[14],进而提高幸福感^[15]。

已有研究较多关注数字金融对农户福利的影响,而数字金融在农村地区的发展对农户采用绿色生产技术的影响尚未受到广泛关注。从理论上讲,数字金融能够克服传统金融服务在农村地区的覆盖面小、借贷门槛高等局限,缓解农户采用绿色生产技术所面临的资金约束。同时,数字金融依托于信息通讯技术,能够拓宽农户的信息获取渠道,帮助农户提升技术认知、克服技术障碍。此外,数字金融作为一种风险分担工具,能在一定程度上提升农户的风险承担水平^[16],克服绿色生产技术因投资回报周期长所带来的潜在风险问题。而现实中,部分学者探讨了数字金融对农户生产决策的影响,认为数字金融的低门槛信贷提供功能,能够为农户提供资金支持,刺激农户扩大生产性投资^[17,18];但与此同时,农户也可能为规避风险、追求产出增加,会出现农药、化肥过量使用的情况^[19]。因此,数字金融能否促进农户采用绿色生产技术值得探讨与关注。

鉴于此,本文基于农户微观调查数据,采用内生转换回归模型(ESR),在反事实框架下,实证探讨农户使用数字金融对其采用绿色生产技术的影响及其机制,从而为农业绿色生产技术的推广和农业绿色转型的实现提供理论依据和实证参考。相比于已有研究,本文创新之处在于:①实证研究了使用数字金融对农户采用绿色生产技术的影响及作用机制,在一定程度上为农业绿色生产技术的推广提供了新的视角和路径。既有研究多集中于农户对绿色生产技术的采用意愿、采用行为及其影响因素等方面,然而从数字金融这一视角探讨如何提升农户绿色生产技术采用的研究非常少。②丰富了数字金融在农业领域的相关研究。现有研究较多关注数字金融对农户创业、收入、消费等方面的影响,而探讨数字金融对农户技术采用的影响研究较少。③充分考虑了异质性,探讨数字金融使用深度对农户采用绿色生产技术的影响差异以及数字金融对不同禀赋农户采用绿色生产技术的影响差异,有助于差异化政策的制定。

2 理论分析与研究假说

依据农户行为选择理论,作为理性经济人的农

户,以利益最大化为目标。如果一项新技术的采用会带来更高的产出或收益,那么农户将会采用该技术以获取更高利润^[20]。农户对绿色生产技术的采用行为往往需要经历“意愿—行为”的过程,是一个系统化的决策过程,会受到多方面因素的影响。不同于传统的农业生产技术,绿色生产技术是一类以经济效益、生态效益和社会效益为目标导向的现代农业生产技术^[21],若对其缺乏有效的认知,农户将难以改变传统的耕作方式。此外,绿色生产技术具有投资回报周期长的特性,且部分绿色生产技术在采用初期需要较高的资金投入,意味着资金和风险态度成为影响农户能否采用绿色生产技术的关键因素。而数字金融所具备的转账汇款、信贷提供以及信息传递等功能属性能够为农户拓宽资金和信息获取渠道,并提升农户的风险承担水平,从而促进农户采用绿色生产技术。

首先,数字金融通过提高借贷可得性促进农户采用绿色生产技术,主要表现为以下两个方面:①在正规借贷方面,传统正规金融机构为减少由信息不对称导致的逆向选择和道德风险,通常对农户提出借贷抵押、担保等高门槛要求^[22];而农户通常面临借贷额度小、缺乏有效抵押物、金融覆盖面小等现实困境^[23],导致农户这一弱势群体受到较大的金融排斥。而数字金融借助互联网与金融服务机构有机结合,使得金融服务能够跨越地域限制下沉到农村地区,扩大农村地区的金融覆盖面。同时,数字金融能够利用大数据、云计算等信息处理技术,通过获取用户的征信、交易等相关信用数据,对用户进行信用评级,用户凭借不同等级的信用积分可以申请获得不同额度的贷款(如支付宝的蚂蚁借呗、微信的微粒贷等)。该类贷款业务无需抵押品、放贷效率高,能够有效缓解农户面临的信贷约束,提高农户的借贷可得性^[24]。②在非正规借贷方面,私人借贷是民间常见的借贷形式。数字金融应用于多类社交场景中(常用的微信和支付宝均具备“好友”功能),用户可以借此拓展社会网络,提高私人借贷发生的可能性^[25]。因此,数字金融能够拓宽正规借贷和非正规借贷渠道,提高农户的借贷可得性。信贷可得性是决定农户技术采纳的关键因素^[26]。绿色生产技术通常前期投资较大,而农户往往自有

资金匮乏,传统金融机构的高借贷门槛降低了农户的借贷可得性,导致其对资本密集型技术的采用率较低,故信贷约束限制了农户对绿色生产技术的采用行为^[27]。因此,数字金融为农户带来的信贷可得性的提升,能够放宽资金约束对农户技术选择灵活性的制约,促进农户采用绿色生产技术^[28]。基于上述分析,本文提出假设:

H1:数字金融通过提高借贷可得性促进农户采用绿色生产技术。

其次,数字金融通过提高信息可得性促进农户采用绿色生产技术。农户对绿色生产技术的采用决策包括对绿色生产技术信息搜集、整理的过程,农户收集到的与绿色生产技术相关的使用知识、采用效果等信息越多,农户对技术的认知越全面,技术障碍约束越小,采用概率就越高^[29]。数字金融利用大数据技术在拓宽农户信息获取渠道,提高信息传递的便捷度、准确度和透明度等方面发挥重要作用^[12]。一方面,数字金融的支付、借贷和投资等功能都具有信息传递的作用。农户在使用数字金融产品的过程中,可以通过互联网平台(例如电子商务)及时获得与农业生产、销售、技术方面的信息^[30]。另一方面,数字金融拓展了农户的社交网络。不同于传统“面对面”式的关系网络,基于数字网络渠道的社会网络在降低农户信息搜寻成本和提高信息流动性方面更具优势^[31],更加有利于农户之间关于农业技术的经验交流。因此,数字金融能够拓宽农业信息获取渠道,提高信息可得性。而信息可得性的提升有助于农户加深对绿色生产技术的认知,克服技术障碍,从而促进农户采用绿色生产技术。本文提出假设:

H2:数字金融通过提高信息可得性促进农户采用绿色生产技术。

最后,数字金融通过提高风险承担水平促进农户采用绿色生产技术。前景展望理论(prospect theory)认为风险态度是个人进行风险决策的重要影响因素,相比于收益,人们对损失更敏感。绿色生产技术具有前期投资成本高、回报周期长等特点,农户对采用绿色生产技术的预期收益受农产品市场价格波动、技术使用不当等各类风险的影响^[32]。在小农经济下的中国,农户的风险厌恶程度较高,不

愿承担决策风险^[33]。但个人的风险态度可以随着时间和环境的改变而改变^[34]。数字金融将家庭置于移动支付、网购、数字借贷和理财等各类金融场景中,一方面,农户可以通过数字金融平台购买所需的金融服务或避险工具,在一定程度上直接提升了家庭风险承担水平。例如,农户可以通过数字金融平台购买理财产品提高预防性储蓄,或者购买保险产品应对风险冲击。另一方面,数字金融能够强化农户的风险分担网络,基于数字技术的支付功能极大地降低了交易成本,克服了传统农金融服务受地域限制和对物理网点的依赖。当农户遭受风险冲击时,通过使用移动支付功能,可以及时有效地获得风险分担网络成员的帮助,降低农户陷入贫困的可能性^[35]。因此,数字金融能够提升农户的风险承担水平,降低农户的风险厌恶程度。而风险偏好有助于农户采用绿色生产技术^[36]。本文提出假设:

H3:数字金融通过提高风险承担水平促进农户采用绿色生产技术。

基于上述分析,数字金融能够通过提高农户的借贷可得性、信息可得性和风险承担水平促进农户采用绿色生产技术。本文提出假设:

H4:数字金融能够促进农户采用绿色生产技术。

农户使用数字金融对其采用绿色生产技术的影响机理如图1所示。

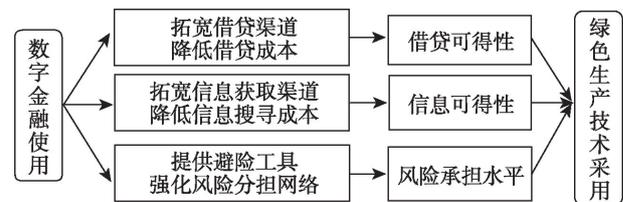


图1 农户使用数字金融对其采用绿色生产技术的影响机理

Figure 1 Impact mechanism of using digital finance on farmers' adoption of green production technologies

3 数据来源、变量设置和模型设定

3.1 数据来源

本文所用数据来源于课题组于2021年9月对陕西省渭南市粮食种植户开展的实地调研。选择陕西省渭南市作为调研区域的原因是在“十三五”

2022年12月

时期,陕西省在粮食播种面积下降 17.9 千 hm^2 的情况下,粮食产量增长显著,单产提高了 257.5 kg/hm^2 ,总产增加了 70.1 万 t ^②,这主要归因于农业技术进步。而渭南市作为“关中粮仓”,粮食作物种植面积、产量稳居陕西省首位,是陕西省粮食生产第一大城市。因此,以该地区作为探究农户绿色生产技术采用提升路径的典型区域具有较强的说服力。调研团队进而在渭南市选取澄城县、蒲城县作为调研区域,采取分层抽样和随机抽样相结合的方法,每个县随机选取 3 个镇,各镇随机选取 3~5 个村庄,各村庄随机选取 15~20 个农户。此次调研通过问卷访谈的方式,共发放问卷 463 份,剔除数据缺失、逻辑矛盾等无效问卷后,得到有效问卷 434 份,问卷有效率为 93.7%。调查内容主要包括农户个体及家庭基本特征、粮食作物生产状况、采用绿色生产技术状况以及数字金融的使用情况等方面。

在样本特征方面,受访者年龄普遍偏高,大多集中在 50~70 岁之间,占总样本的 73.5%;文化程度较低,初中及以下学历的样本占 80.4%;健康状况总体较好,较差的仅占 15.9%。家庭农业劳动力数量主要集中在 2~3 人,占总体的 76.7%;家里有务工成

员的家庭较多,占总体的 66.4%;家庭收入大多能达到 5 万元及以上,占总体的 82.3%;人情支出占比小于 0.05 的样本居多,占总体的 40.3%;种植面积在 5~10 亩的样本居多,占总体的 42.2%;农业收入占比大多在 0.4 以下,占总体的 83.4%;加入合作社的农户较少,占总体的 25.6%(表 1)。

3.2 变量设置

(1)被解释变量。农户绿色生产技术采用程度。依据农业农村部《农业绿色发展技术导则(2018—2030年)》,并借鉴杨志海^[37]、郭清卉等^[38]的研究,选择深耕技术、有机肥施用技术、生物农药技术、测土配方施肥技术和节水灌溉技术^③等 5 项技术作为绿色生产技术的代表。由于不同技术的属性不同,农户技术采用情况较为复杂,本文采用 5 种技术的加权平均值来衡量农户绿色技术采纳程度,即农户是否采纳绿色生产技术均为二值变量,若选择采纳赋值为 1;反之,则赋值为 0。但考虑到各项子技术在功能、属性和效果上有差异,参考李晓静等^[39]的研究,基于李克特五级量表,采用变异系数法,从提高亩均产量的效果、改善耕地质量的效果、改善生态环境的效果 3 个维度为各项子技术赋权,进而

表 1 样本基本特征

Table 1 Basic information of the samples

变量	分组	样本量	比例/%	变量	分组	样本量	比例/%
年龄/岁	<50	53	12.2	家庭总收入/万元	<5	77	17.7
	[50, 60)	171	39.4		[5, 10)	191	44.0
	[60, 70)	148	34.1		≥ 10	166	38.3
	≥ 70	62	14.3	人情支出占比	[0.00, 0.05)	175	40.3
文化程度	小学及以下	190	43.8	[0.05, 0.10)	116	26.7	
	初中	159	36.6	[0.10, 1.00)	143	33.0	
	高中及以上	85	19.6	种植面积/亩	<5	45	10.4
健康状况	较差	69	15.9	[5, 10)	183	42.2	
	一般	158	36.4	[10, 15)	153	35.2	
	较好	207	47.7	≥ 15	53	12.2	
农业劳动力数量	[0, 1]	73	16.8	农业收入占比	[0.0, 0.2)	197	45.4
	[2, 3]	333	76.7	[0.2, 0.4)	165	38.0	
	[4, 5]	28	6.5	[0.4, 1.0]	72	16.6	
家庭成员是否务工	是	288	66.4	是否加入合作社	是	111	25.6
	否	146	33.6	否	323	74.4	

② 数据来源: <http://snzd.stats.gov.cn/index.aspx?menuid=4&type=articleinfo&lanmuid=18&inoid=3888&language=cn>。

③ 本文未将秸秆还田技术纳入指标体系的原因是在调查样本中,所有样本均采用了秸秆还田技术,说明该技术的采用率已经相对较高,本文将不再对该技术的采用情况进行考量。

由各项子技术的加权平均值得到的绿色生产技术采用程度作为绿色生产技术采用行为的衡量指标。

变异系数法是常用的客观赋权方法,用来衡量样本中各观测指标的变异程度。若某项技术的变异程度越大,说明该技术使用效果的不平衡性越明显^[40],推广难度越大,应作为绿色生产技术推广的重要着力点,赋予其较大权重。计算过程如下:

首先,计算各子技术在各维度下的变异系数:

$$V_{pj} = \frac{\sigma_{pj}}{A_{pj}}, p=1, 2, \dots, 5; j=1, 2, 3 \quad (1)$$

式中: V_{pj} 表示第 p 个子技术在第 j 个维度的变异系数; σ_{pj} 表示相应的标准差; A_{pj} 表示相应的均值。

其次,通过归一化处理,计算各子技术在各维度下的二级指标权重 W_{pj} :

$$W_{pj} = \frac{V_{pj}}{\sum_{p=1}^5 \sum_{j=1}^3 V_{pj}} \quad (2)$$

最后,将各子技术在3个维度下的二级指标权重相加得到各子技术的一级指标权重 W_p :

$$W_p = \sum_{j=1}^3 W_{pj} \quad (3)$$

由变异系数法测算的各级指标权重结果如表2所示。各项子技术的一级指标权重由大到小依次为测土配方施肥技术、生物农药技术、节水灌溉技

术、深耕技术和有机肥施用技术。

(2)核心解释变量。数字金融使用。参考北京大学数字金融研究中心对数字金融的定义,并结合已有研究和农户对数字金融实际使用情况,本文从农村地区较为常用的数字金融功能——转账汇款、网络消费和网络借贷3个功能考察农户的数字金融使用情况。若农户至少使用3个功能中的一个,则认为农户使用了数字金融,赋值为1,否则赋值为0。

(3)控制变量。借鉴已有研究,本文选取年龄、文化程度、健康状况等农户个体特征,农业劳动力数量、家庭成员是否务工、家庭总收入、人情支出占比等家庭特征,种植面积、农业收入占比、是否加入合作社等经营特征以及土壤质量、到金融机构距离等环境特征作为控制变量。

(4)中介变量。涉及的中介变量为借贷可得性、信息可得性和风险承担水平。本文从农户对农村金融服务满意度的角度考察借贷可得性;从农户与他人信息交流频繁程度考察信息可得性;借鉴吴雨等^[16]的研究,风险态度会随着风险承担水平的变化而变化,本文以农户的风险态度表征风险承担水平。在风险态度的衡量上,通过询问农户“如果您有一笔资产,您愿意选择哪类投资项目? A.高风险高回报项目,B.风险一般回报也一般项目,C.低风险

表2 绿色生产技术采用程度指标体系及权重

Table 2 Indicator system of green production technology adoption and weight

目标层	一级指标	二级指标	变异系数	二级指标权重	一级指标权重
绿色生产技术采用程度	有机肥施用技术	提高亩均产量	0.264	0.055	0.144
		改善耕地质量	0.209	0.043	
		改善生态环境	0.222	0.046	
	生物农药技术	提高亩均产量	0.247	0.051	0.209
		改善耕地质量	0.447	0.093	
		改善生态环境	0.313	0.065	
	节水灌溉技术	提高亩均产量	0.279	0.058	0.202
		改善耕地质量	0.466	0.097	
		改善生态环境	0.232	0.048	
	测土配方施肥技术	提高亩均产量	0.308	0.064	0.248
		改善耕地质量	0.326	0.068	
		改善生态环境	0.565	0.117	
深耕技术	提高亩均产量	0.295	0.061	0.197	
	改善耕地质量	0.338	0.070		
	改善生态环境	0.317	0.066		

2022年12月

低回报项目”。A至C选项依次对应风险偏好、风险中性和风险厌恶。若农户选择A选项,则认为农户的风险承担水平较高,赋值为3;类似地,选择B选项则赋值为2,C选项赋值为1。

(5)工具变量。借鉴何婧等^[12]和尹志超等^[41]的研究思路,考虑到数字金融使用可能与年龄以及村庄内农户之间的行为模仿有较大相关性,本文按照村庄和年龄分组((30, 40]、(40, 50]、(50, 60]、61岁及以上)后的数字金融使用平均水平作为工具变量。理论上,农户使用数字金融情况会与村庄内同一年龄段农户使用数字金融的平均水平有较强的相关性,但该平均水平不会对农户的绿色生产行为产生直接影响,因此满足工具变量外生性和相关性原则。

表3为变量定义与描述性统计以及均值差异检验结果。在未控制农户其他特征的情况下,使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度更高。在其他控制变量方面,使用数字金融的农户在年龄、文化程度、健康状况等个体特征,家庭务工经历、总收入、人情支出占比等家庭特征,种植面积、入合作社情况等经营特征以及土壤质量、到金融机构的距离等环境特征上均展现出较高的禀赋水平。

3.3 模型设定

(1)内生转换回归模型

由于农户是否使用数字金融受自身禀赋的影响,例如经济资本、社会资本等;同时存在不可观测因素可能影响农户的数字金融使用决策和绿色生产技术采用决策,例如认知能力、学习能力等,将导致样本选择偏误和内生性问题。倾向得分匹配法通常被用来解决样本选择偏差问题,但不能解决不可观测因素导致的样本选择偏误^[42]。而内生转换回归模型(ESR)不仅可以同时考虑可观测和不可观测因素造成的样本选择偏差,而且还可以分别估计使用数字金融和未使用数字金融农户采用绿色生产技术的因素,所用估计方法为完全信息极大似然估计法,可以有效避免信息遗漏问题。鉴于此,本文采用内生转换回归模型,通过搭建反事实框架,分析使用数字金融和未使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度的条件期望,进而分析农户使用数字金融对采用绿色生产技术的平均处理效应。

ESR模型的建模过程分为两个阶段,第一阶段是行为选择方程,即估计农户是否使用数字金融的影响因素;第二阶段是结果方程,即估计绿色生产技术采用程度的影响因素。具体建模过程如下:

首先,构建行为选择方程:

$$S_i^* = \varphi_i Z_i + \theta_i I_i + \mu_i \quad (4)$$

式中: S_i^* 表示农户 i 是否使用数字金融的潜变量, $S_i = 1$ 时表示农户使用数字金融, $S_i = 0$ 时表示农户未使用数字金融; Z_i 表示影响农户是否使用数字金融的外生解释向量; I_i 表示识别变量; φ_i 、 θ_i 表示各解释变量的系数; μ_i 表示随机扰动项。

其次,构建结果方程:

$$Y_{im} = \beta_m X_{im} + \sigma_{\mu m} \lambda_{im} + \varepsilon_{im}, \text{ 如果 } S_i = 1 \quad (5)$$

$$Y_{in} = \beta_n X_{in} + \sigma_{\mu n} \lambda_{in} + \varepsilon_{in}, \text{ 如果 } S_i = 0 \quad (6)$$

方程(5)表示使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度的估计方程;方程(6)表示未使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度的估计方程。式中: Y_{im} 和 Y_{in} 分别表示使用数字金融和未使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度; X_{im} 和 X_{in} 分别表示影响两类农户绿色生产技术采用程度的因素向量; ε_{im} 和 ε_{in} 表示随机干扰项。为解决由不可观测因素引起的样本选择偏差问题,本文引入逆米尔斯比率 λ_{im} 和 λ_{in} 及其协方差 $\sigma_{\mu m} = \text{cov}(\mu_i, \varepsilon_{im})$ 、 $\sigma_{\mu n} = \text{cov}(\mu_i, \varepsilon_{in})$, 并运用完全信息极大似然法估计(4)-(6)式; β_m 和 β_n 均为待估计参数。

进一步,通过比较真实情景与反事实假设情景下,使用数字金融和未使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度期望值,得到数字金融使用对农户绿色生产技术采用程度的平均处理效应。估计过程如下:

使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度期望值:

$$E[Y_{im}|S_i = 1] = \beta_m X_{im} + \sigma_{\mu m} \lambda_{im} \quad (7)$$

未使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度期望值:

$$E[Y_{in}|S_i = 0] = \beta_n X_{in} + \sigma_{\mu n} \lambda_{in} \quad (8)$$

在反事实假设情景下,使用数字金融的农户若未使用数字金融,其绿色生产技术采用程度期

表3 变量定义、描述性统计及均值差异检验

Table 3 Variable definition, descriptive statistics, and mean difference test

变量名称	变量定义与赋值	数字金融		差异
		使用户 (N=191)	未使用户 (N=243)	
绿色生产技术采用程度	由变异系数法计算所得	0.423 (0.211)	0.283 (0.164)	0.140***
是否使用数字金融	至少使用转账汇款、网络消费和网络借贷中的一项=1,未使用=0	1.000 (0.000)	0.000 (0.000)	—
年龄	受访者实际年龄/岁	55.765 (9.304)	61.918 (8.886)	-6.153***
文化程度	文盲=1,小学=2,初中=3,高中或中专=4,高中以上=5	2.968 (0.911)	2.477 (0.794)	0.491***
健康状况	很差=1,较差=2,一般=3,较好=4,很好=5	3.702 (1.086)	3.346 (1.046)	0.356***
农业劳动力数量	家庭农业劳动力人数	2.131 (0.989)	2.070 (0.808)	0.061
家庭成员是否务工	家庭有务工成员=1,否则=0	0.785 (0.412)	0.568 (0.496)	0.217***
家庭总收入	家庭年总收入/万元	10.441 (6.045)	7.724 (3.880)	2.717***
人情支出占比	人情年支出与年总支出的比值	0.125 (0.113)	0.073 (0.076)	0.052***
种植面积	粮食种植面积/亩	10.516 (8.378)	8.776 (3.837)	1.740***
农业收入占比	农业收入与总收入的比值	0.253 (0.180)	0.272 (0.201)	-0.019
是否加入合作社	是=1,否=0	0.424 (0.496)	0.123 (0.330)	0.301***
土壤质量	所经营土地的质量:很差=1,较差=2,一般=3,较好=4,很好=5	3.466 (0.887)	3.210 (0.829)	0.256***
到金融机构距离	到最近的金融服务机构的距离/里	4.503 (2.264)	5.794 (3.216)	-1.291***
工具变量	村庄使用数字金融的农户数量与同一年龄段农户数量的比值	0.625 (0.262)	0.295 (0.209)	0.330***
借贷可得性	对农村金融信贷服务满意度:很不满意=1,不满意=2,一般=3,满意=4,很满意=5	2.613 (1.572)	1.778 (1.223)	0.835***
信息可得性	和别人交流农业信息的频繁程度:从不=1,偶尔=2,一般=3,经常=4,频繁=5	3.335 (1.171)	2.782 (1.219)	0.553***
风险承担水平	风险态度:风险偏好=3,风险中性=2,风险厌恶=1	1.811 (0.818)	1.251 (0.544)	0.560***

注:*,**,***分别表示统计结果在10%、5%和1%的水平上显著。下同。

望值:

$$E[Y_{in}|S_i=1]=\beta_n X_{in} + \sigma_{\mu n} \lambda_{in} \quad (9)$$

未使用数字金融的农户若使用数字金融,其绿色生产技术采用程度期望值:

$$E[Y_{in}|S_i=0]=\beta_m X_{in} + \sigma_{\mu m} \lambda_{in} \quad (10)$$

通过比较式(7)与式(9),可以得到实际使用数

字金融农户的绿色生产技术采用程度的平均处理效应(ATT):

$$ATT = E[Y_{in}|S_i=1] - E[Y_{in}|S_i=0] \\ = (\beta_n - \beta_m) X_{in} + (\sigma_{\mu n} - \sigma_{\mu m}) \lambda_{in} \quad (11)$$

类似地,通过比较式(8)与式(10),可以得到未使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度的平

2022年12月

均处理效应(ATU):

$$ATU = E[Y_{im}|S_i = 0] - E[Y_{im}|S_i = 1] \\ = (\beta_m - \beta_n)X_{im} + (\sigma_{\mu m} - \sigma_{\mu n})\lambda_{im} \quad (12)$$

(2)中介效应模型

由于本文中介变量均为类别变量,而常用的Bootstrap法、逐步回归法等中介效应检验方法通常适用于中介变量和因变量均为连续型变量的情况。对此,本文借鉴Iacobucci^[43]提出的检验中介变量为类别变量的中介效应检验方法,并参考李容容等^[44]的研究,进行机制检验。该方法不仅适用于中介变量、因变量为类别变量的中介效应检验,对中介变量、因变量为连续型变量的中介效应检验同样适用^[45]。具体检验过程如下:

按照逐步回归法的检验思路建立如下3个方程:

$$Y_i = c_1 S_i + \beta_1 Z_i + \varepsilon_1 \quad (13)$$

$$M_i = a S_i + \beta_2 Z_i + \varepsilon_2 \quad (14)$$

$$Y_i = c_2 S_i + b M_i + \beta_3 Z_i + \varepsilon_3 \quad (15)$$

式中: Y_i 表示农户绿色生产技术采用程度; S_i 表示数字金融; M_i 表示中介变量; Z_i 表示控制变量; a 、 b 、 c_1 、 c_2 以及 $\beta_1 \sim \beta_3$ 为待估计系数; $\varepsilon_1 \sim \varepsilon_3$ 为随机干扰项。方程(13)、(15)为OLS回归;方程(14)根据中介变量的类型选择Ologit模型。

由于上述两类回归得到的系数不在同一尺度上,不具有可比性,为了统一尺度,需要根据方程(14)和(15)估计得到的系数 a 、 b 及其标准误 SE_a 、 SE_b 依次构造以下统计量(se 表示取标准误):

$$Z_a = a/SE_a, Z_b = b/SE_b \\ Z_{ab} = Z_a Z_b, se(Z_{ab}) = \sqrt{Z_a^2 + Z_b^2 + 1} \quad (16) \\ Z = Z_a Z_b / \sqrt{Z_a^2 + Z_b^2 + 1}$$

式中: $Z_a Z_b$ 表示中介效应的大小;统计量 Z 服从标准正态分布,检验中介效应的显著性就是检验 Z 统计量的显著性。若 Z 的绝对值在1.96~2.58之间(包含两段),说明在5%的水平上显著;若大于2.58,则说明在1%的水平上显著。

4 实证结果分析

4.1 使用数字金融对农户采用绿色生产技术影响的回归分析

数字金融使用决策模型与绿色生产技术采用

模型的联立估计结果如表4所示。表4第2列展示了数字金融使用决策的影响因素,第3列和第4列分别展示了使用数字金融的农户和未使用数字金融的农户对两类结果方程的误差项相关系数 ρ_1 和 ρ_0 均在5%的水平上显著,说明样本存在自选择偏差,使用数字金融的农户与未使用数字金融的农户划分并非随机的,若不进行纠正,将导致有偏估计。 ρ_1 和 ρ_0 均为负值,说明样本存在正选择偏差^[46],即绿色生产技术采用程度高于平均水平的农户使用数字金融的概率更高。模型拟合优度检验在1%的水平上显著,方程独立性检验在5%的水平上显著,说明选择内生转换回归模型是合理的。

4.1.1 数字金融使用决策模型估计

从表4可以看出,在个人特征中,文化程度在10%的水平上显著为正,说明文化程度越高的农户使用数字金融的概率越大,与张龙耀等^[47]的研究结论一致。可能是因为文化程度较高的农户接受新事物的能力较高,数字金融所包含的转账汇款、网络消费等新型支付、消费方式更容易被文化程度较高的农户所接受。在家庭特征中,家庭成员是否务工在5%的水平上显著为正,说明家庭成员外出务工能够促进数字金融的使用。可能的原因是家庭成员之间存在密切的经济联系,数字金融的支付功能能够为家庭务工成员与务农成员的经济联系提供较高的便利性和较低的交易成本。家庭总收入在5%的水平上显著为正,说明家庭收入较高的农户使用数字金融的概率也较高。可能是因为高收入家庭往往消费水平也更高,资金来往频率也相对较高,对支付的便利性需求更大,更愿意使用数字金融。人情支出占总支出比例在10%的显著性水平上促进了数字金融的使用,可能是因为人情支出占比在一定程度上反映了社会网络情况,社会网络能够提高信息传递和资源共享速率,促进农户更快地接受和使用数字金融。加入合作社能在1%的显著性水平上促进农户使用数字金融,可能的原因是合作社提供的涉及支付的服务(例如农资购买)以及社员之间的信息流动、经济往来会促进农户对数字金融的使用。在环境特征中,到金融机构的距离抑制数字金融的使用,可能是因为距离金融机构越近,办理金融服务越便利,农户获取的金融信息也

表4 数字金融使用决策模型与绿色生产技术采用模型的联立估计结果

Table 4 Simultaneous estimation results of digital finance use decision model and green production technology adoption model

变量	选择方程 (数字金融使用决策)	结果方程(绿色生产技术采用程度)	
		使用数字金融	未使用数字金融
年龄	-0.004(0.010)	0.005*** (0.002)	0.002(0.001)
文化程度	0.186*(0.098)	0.048*** (0.016)	0.032** (0.014)
健康状况	0.014(0.071)	0.026** (0.012)	0.029*** (0.010)
农业劳动力数量	0.041(0.088)	0.032** (0.013)	0.029** (0.012)
家庭成员是否务工	0.350** (0.170)	-0.027(0.034)	-0.014(0.022)
家庭总收入	0.045** (0.022)	0.004*(0.003)	0.004(0.003)
人情支出占比	1.846*(0.962)	0.302** (0.123)	0.257*(0.133)
种植面积	0.013(0.021)	0.001(0.002)	0.001(0.003)
农业收入占比	0.129(0.487)	0.144*(0.075)	0.097*(0.057)
是否加入合作社	0.552*** (0.190)	0.071** (0.032)	0.060*(0.031)
土壤质量	0.013(0.086)	0.001(0.015)	0.006(0.012)
到金融机构距离	-0.052*(0.030)	0.006(0.006)	-0.005(0.003)
工具变量	2.465*** (0.382)		
常数项	-2.818*** (0.990)	-0.265*(0.144)	-0.170(0.111)
ρ_1		-0.790** (0.333)	
ρ_0			-0.509** (0.233)
模型拟合优度检验		68.69***	
对数伪似然值		19.58	
方程独立性检验		6.33**	
样本量	434	191	243

越多,使用数字金融获取金融服务的概率越大。

4.1.2 绿色生产技术采用模型估计

年龄对使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度具有显著促进作用,而对未使用数字金融农户的影响不显著(表4)。可能是因为年龄越大的农户往往种植经验更加丰富,但经济水平通常较低且面临的劳动力约束较强,在数字金融的借贷便利性和低门槛性的支持下,可以有效缓解资金约束,获取的资金一方面可以通过雇工弥补劳动能力的不足,另一方面可以投资于绿色生产技术,因而年龄较大的农户可以通过使用数字金融提升绿色生产技术的采用程度。无论农户使用数字金融与否,文化程度、健康状况和农业劳动力数量对农户绿色生产技术的采用程度均有显著的正向影响,与杜三峡等^[48]的研究结果一致。可能是因为三者是反映家庭人力资本的重要指标,文化程度越高、健康状况越好、农业劳动力数量越多,意味着采用绿色生产技术的劳动力品质越高,解决技术采用阻碍的能力越

高,采用绿色生产技术的概率越大。家庭总收入对使用数字金融农户的绿色生产技术采用程度具有显著促进作用,而对未使用数字金融农户的影响不显著。可能的原因是虽然家庭收入较高意味着技术采用的经济阻碍较小,但使用数字金融的农户获取的绿色技术信息可能相对较多,其绿色技术认知水平较高,更愿意采用绿色生产技术。无论农户使用数字金融与否,人情支出占总支出的比例对农户绿色生产技术的采用程度均有显著的正向影响,可能是因为人情支出占比在一定程度上反映了社会网络情况,通过社会学习,农户获取绿色技术信息、学习绿色技术的成本较低,更容易采用绿色生产技术。无论农户使用数字金融与否,农业收入占比和加入合作社对其绿色生产技术的采用程度均有显著的正向影响,与杨志海^[37]的研究结果一致。可能是因为农业收入占比越高的家庭对农业生产的依赖度越高,从长远角度考虑,会更加重视农业生产环境的改善;加入合作社的农户在合作社的技术培

2022年12月

训与推广等服务的带动下采用绿色生产技术的成本相对较低,采用绿色生产技术的概率更大。

4.1.3 识别变量的有效性检验

由表4选择方程估计结果可知,工具变量对数字金融的使用在1%的水平上显著为正,为进一步检验其有效性,本文在引入控制变量的情况下,分别进行以下回归:①以工具变量为自变量,绿色生产技术采用程度为因变量;②以数字金融和工具变量为自变量,以绿色生产技术采用程度为因变量。结果显示工具变量对绿色生产技术采用的影响均不显著。此外,数字金融影响绿色生产技术采用的工具变量估计结果显示,一阶段的 F 值为22.62,大于经验值10,拒绝弱工具变量假设。因此,可以认为本文选取的工具变量是有效的。

4.2 使用数字金融对农户采用绿色生产技术的处理效应分析

农户使用数字金融对其采用绿色生产技术的平均处理效应估计结果如表5所示。可以看出,农户使用数字金融对绿色生产技术采用的平均处理效应在1%的水平上显著为正。 ATT 的估计结果表明,在反事实假设下,使用数字金融的农户若未使用数字金融,其绿色生产技术采用程度将下降0.146,下降比例为34.3%; ATU 的估计结果表明,在反事实假设下,未使用数字金融的农户若使用数字金融,其绿色生产技术采用程度将提高0.222,上升比例为78.4%。通过比较 ATT 和 ATU 可知, $ATT <$

ATU ,说明未实际使用数字金融的农户若使用数字金融,其技术采用程度的增加值,大于实际使用数字金融的农户若未使用数字金融而带来的技术采用程度的下降值,即数字金融使用显著提高了农户的绿色生产技术采用程度, $H4$ 得以验证。可能的解释是数字金融的使用为农户降低了借贷门槛、拓展了融资渠道,提升了借贷可得性,并利用互联网通信技术降低农户的信息搜寻成本和交易成本,提升农户的绿色技术认知和风险承担水平,从而促进了农户采用绿色生产技术。

4.3 稳健性检验

4.3.1 替换因变量法

为检验估计结果的稳健性,本文改变绿色生产技术采用程度的测算方式,采用等权重的方法,即5项技术中农户采用的技术数量占总技术数量的比例,估计结果如表6所示。可以看出,农户使用数字金融对采用绿色生产技术的平均处理效应在1%的水平上显著为正, ATT 为0.168,下降比例为38.5%; ATU 为0.251,上升比例为86.9%,与前文估计结果较为一致。说明在改变绿色生产技术采用程度的测算方式后,使用数字金融仍能显著提高农户的绿色生产技术采用程度。

4.3.2 替换主模型法

为检验ESR模型估计结果的稳健性,本文参考蔡荣等^[5]的研究思路,选用条件混合估计方法(CMP)进一步检验使用数字金融对农户采用绿色

表5 使用数字金融对农户采用绿色生产技术的平均处理效应

Table 5 Average treatment effect of using digital finance on farmers' adoption of green production technologies

农户类别	使用数字金融	未使用数字金融	ATT	ATU
使用数字金融农户	0.426 (0.010)	0.280 (0.009)	0.146*** (0.013)	—
未使用数字金融农户	0.505 (0.006)	0.283 (0.005)	—	0.222*** (0.008)

表6 基于等权重测算的绿色生产技术采用程度的稳健性检验结果

Table 6 Robustness test results of green production technology adoption degree based on equal weights

农户类别	使用数字金融	未使用数字金融	ATT	ATU
使用数字金融农户	0.436 (0.010)	0.268 (0.009)	0.168*** (0.013)	—
未使用数字金融农户	0.541 (0.006)	0.289 (0.006)	—	0.251*** (0.008)

生产技术的影响,检验结果如表7所示。内生性检验参数 ρ_{12} 在5%水平上显著,说明模型存在内生性问题。从数字金融使用决策的估计结果可以看出,工具变量对数字金融的影响在1%的水平上显著为正,满足工具变量的相关性条件;绿色生产技术采用程度估计结果显示,数字金融在1%的水平上正向影响绿色生产技术采用程度,说明使用数字金融能够促进农户采用绿色生产技术,进一步证明了前文估计结果的稳健性。

4.4 异质性分析

4.4.1 数字金融使用深度对农户采用绿色生产技术的影响差异

由于数字金融在不同场景的应用为农户提供的支持不同,本文从数字金融的转账汇款功能、网络消费功能和网络借贷功能3个维度,刻画数字金融使用深度对农户采用绿色生产技术的影响差异。将数字金融使用深度按照农户使用的上述3项功能的项数分为使用1项、2项和3项,分别与未使用组进行回归,以探究使用深度对农户采用绿色生产技术的影响差异。表8的估计结果显示,随着数字金融使用深度的增加,ATT呈递增态势,使用1项、2项和3项的ATT分别为0.109、0.149和0.188,说

明数字金融使用程度越深,数字金融对农户采用绿色生产技术的促提升效果越大。导致这一差异的原因可能是数字金融的转账汇款功能、网络消费功能和网络借贷功能分别从不同路径发挥对农户采用绿色生产技术的促进作用。转账汇款功能主要通过提升资金转移的时效性、便利性,改善农户的风险承担水平;网络消费功能主要通过信息传递,提升农户的绿色生产意识;网络借贷功能主要通过降低借贷门槛,缓解农户绿色技术采用的资金约束。而风险、信息和资金又分别是影响农户绿色生产技术采用的重要因素^[32,49],因此,农户对数字金融的使用程度越深,其所面临的绿色技术采用阻碍越小,采用绿色生产技术的概率越高。

4.4.2 使用数字金融对不同禀赋农户采用绿色生产技术的影响差异

农户作为高度异质性群体,使用数字金融对不同禀赋特征农户的绿色生产技术采用程度可能存在一定的差异。鉴于文化程度、家庭总收入和种植面积能在一定程度上反映人力资本、经济资本和农业依赖度情况,本文将上述3个指标按照均值分为高和低两个组。使用数字金融对不同禀赋特征农户绿色生产技术采用程度的影响差异估计结果如表9所示。

对于文化程度而言,使用数字金融对于高文化程度和低文化程度农户的绿色生产技术采用程度均有显著促进作用。其中,高分组的ATT为0.157,低分组的ATT为0.106。相较而言,数字金融对高文化程度农户的绿色生产技术采用程度的促进作用更大。可能的解释是文化程度较高的农户接纳新事物的能力也较高,更容易通过数字金融获得绿色生产技术采用的相关支持。

对于家庭总收入而言,使用数字金融对于高收

表7 CMP模型估计结果

Table 7 Conditional mixed process (CMP) model estimation results

变量	数字金融使用决策	绿色生产技术采用程度
工具变量	0.798*** (0.078)	
数字金融使用		1.227*** (0.393)
控制变量	已控制	已控制
ρ_{12}	-0.477** (0.208)	
模型拟合优度检验	273.18***	
对数伪似然值	-306.848	
样本量	434	

表8 数字金融使用深度对农户采用绿色生产技术的影响差异

Table 8 Differences in the impact of digital finance use degree on farmers' adoption of green production technologies

分组变量	使用数字金融	未使用数字金融(反事实假设)	ATT
使用一项	0.386 (0.017)	0.277 (0.016)	0.109*** (0.024)
使用两项	0.413 (0.022)	0.264 (0.015)	0.149*** (0.026)
使用三项	0.488 (0.017)	0.300 (0.021)	0.188*** (0.027)

表9 使用数字金融对不同禀赋农户采用绿色生产技术的影

Table 9 Differences in the impact of using digital finance on the adoption of green production technologies by farmers with different endowments

分组变量	分组类别	使用数字金融	未使用数字金融 (反事实假设)	ATT
文化程度	高分组	0.475 (0.015)	0.318 (0.012)	0.157*** (0.019)
	低分组	0.326 (0.010)	0.220 (0.012)	0.106*** (0.016)
家庭总收入	高分组	0.454 (0.015)	0.389 (0.016)	0.065*** (0.022)
	低分组	0.382 (0.013)	0.220 (0.010)	0.162*** (0.016)
种植面积	高分组	0.494 (0.015)	0.288 (0.019)	0.206*** (0.025)
	低分组	0.366 (0.013)	0.351 (0.012)	0.015 (0.017)

入农户和低收入农户的绿色生产技术采用程度均有显著促进作用。其中,高分组的ATT为0.065,低分组的ATT为0.162。数字金融对低收入农户的绿色生产技术采用程度的促进作用更大,可能的原因是低收入家庭更需要数字金融对绿色生产技术采用的资金支持;高收入家庭面临的资金约束较弱,其风险承担能力也相对较高;因而数字金融对低收入家庭的绿色生产技术采用程度的促进作用更明显。

对于种植面积而言,使用数字金融对于大规模农户的绿色生产技术采用程度均有显著促进作用,ATT为0.206,但对于小规模农户的绿色生产技术采用程度没有显著影响。可能是因为种植面积较大的农户在农业生产投入上面临的资金需求较高,而且受市场价格波动和自然灾害等外部冲击的影响较大,通过使用数字金融能够较好地缓解资金约束并平滑风险,从而敢于增加绿色生产技术的投入,因而数字金融对大规模农户的绿色生产技术采用程度影响显著。

5 影响机制分析

根据前文理论分析,使用数字金融能够通过提升农户的借贷可得性、信息可得性和风险承担水平3条路径影响其采用绿色生产技术。基于此,本文采用中介效应模型对上述3条作用路径进行检验。中介效应检验结果如表10所示。

首先,使用数字金融能够通过提升借贷可得性

促进农户采用绿色生产技术。由模型(1)的估计结果可知,使用数字金融在1%的水平上正向影响绿色生产技术采用,说明数字金融使用能够促进农户采用绿色生产技术。模型(2)的结果表明,使用数字金融能够显著提升农户的借贷可得性;模型(3)的结果表明,将使用数字金融与借贷可得性同时纳入回归方程,二者均对采用绿色生产技术具有显著正向影响。进一步,由模型(2)中数字金融的估计系数和标准误,与模型(3)中借贷可得性的估计系数和标准误,按照式(16)计算所得的Z值(表10最后一行)为2.597,大于2.58,说明借贷可得性的中介效应通过了1%水平的显著性检验,H1得以验证。上述结果意味着使用数字金融通过为农户提供低门槛借贷渠道,提升农户的借贷可得性,从而促进了绿色生产技术的采用。

其次,使用数字金融能够通过提升信息可得性促进农户采用绿色生产技术。结合模型(1)、(4)、(5)的回归结果,使用数字金融对农户的绿色生产技术采用和信息可得性均具有显著正向影响,将使用数字金融与信息可得性同时对绿色生产技术采用进行回归,二者对绿色生产技术采用的影响均显著为正。由模型(4)中使用数字金融的估计系数和标准误,与模型(5)中信息可得性的估计系数和标准误,按式(16)计算所得的Z值为2.427,介于1.96~2.58之间,说明信息可得性的中介效应通过了5%水平的显著性检验,H2得以验证。这意味着使用数字

表10 使用数字金融对农户采用绿色生产技术的影响机制分析结果

Table 10 Results of the impact mechanism of using digital finance on farmers' adoption of green production technologies

	模型(1) 绿色生产技术 采用	模型(2) 借贷可得性	模型(3) 绿色生产技术 采用	模型(4) 信息可得性	模型(5) 绿色生产技术 采用	模型(6) 风险承担水平	模型(7) 绿色生产技术 采用
使用数字金融	0.047*** (0.017)	0.929*** (0.227)	0.035** (0.018)	0.593*** (0.209)	0.035** (0.017)	0.748*** (0.252)	0.034** (0.017)
借贷可得性	—	—	0.020*** (0.006)	—	—	—	—
信息可得性	—	—	—	—	0.031*** (0.006)	—	—
风险承担水平	—	—	—	—	—	—	0.057*** (0.012)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
LR χ^2	—	90.86***	—	51.84***	—	175.75***	—
Pseudo R^2	—	0.083	—	0.039	—	0.228	—
F	22.75***	—	22.54***	—	24.08***	—	23.68***
Adj R^2	0.395	—	0.411	—	0.427	—	0.423
Z值		2.597***		2.427**		2.445**	

金融通过为农户传递绿色生产技术相关信息,提升其技术认知,进而促进其绿色生产技术采用。

最后,使用数字金融能够通过提升风险承担水平促进农户采用绿色生产技术。结合模型(1)、(6)、(7)的回归结果,使用数字金融分别对农户的绿色生产技术采用和风险承担水平均具有显著正向影响,将使用数字金融与风险承担水平同时对绿色生产技术采用回归,二者对绿色生产技术采用均有显著正向影响。进一步由模型(6)中使用数字金融的估计系数和标准误,与模型(7)中风险承担水平的估计系数和标准误,按照式(16)计算所得的Z值为2.445,介于1.96~2.58,说明风险承担水平的中介效应在5%的水平上显著,H3得以验证。该结果意味着使用数字金融通过为农户在面临风险冲击时能够及时提供资金支持,提升农户的风险承担水平,从而促进了绿色生产技术的采用。

6 结论与政策启示

6.1 结论

随着互联网在农村地区的普及与发展,“互联网+金融”的数字金融发展模式对农民生活产生了多方面影响。从数字金融的视角探讨农户绿色生产行为的提升路径,对于推动农业绿色转型、实现农业高质量发展具有重要现实意义。本文基于陕西省434份粮食种植户的微观调查数据,利用变异

系数法测量农户绿色生产技术采用程度后,运用内生转换回归模型,通过搭建反事实框架,实证分析了使用数字金融对农户绿色生产技术采用程度的影响和作用机制。研究发现:

(1)使用数字金融能够显著提升农户的绿色生产技术采用程度。具体表现为在反事实假设下,样本区使用数字金融的农户若未使用数字金融,其绿色生产技术采用程度将下降0.164;未使用数字金融的农户若使用数字金融,其绿色生产技术采用程度将提高0.222。

(2)异质性分析表明,数字金融使用程度越深,其对农户采用绿色生产技术的提升效果越大;数字金融对文化程度较高、家庭收入较低、种植面积较大的农户采用绿色生产技术的促进效果更大。

(3)机制分析表明,依托互联网、大数据和云计算等技术的数字金融可以显著拓宽农户的借贷渠道,并发挥信息传递的功能;同时也可以为农户提供避险工具,强化风险分担网络,提升农户的风险承担水平,从而促进农户采用绿色生产技术。

6.2 政策启示

基于上述研究结论,本文得到以下3点政策启示:

(1)提高数字金融在农村地区的渗透度。加大农村地区数字金融的推广力度,为农户适当开展相

2022年12月

关培训,提升农户对数字金融产品便利性、安全性、多功能性的认知水平,从而提高数字金融使用率以及使用深度。

(2)拓宽农户数字金融服务的获取渠道。进一步拓展数字金融在支付、借贷、信息等方面的服务水平,增强其有用性和易用性。例如,鼓励金融机构与数字金融的载体合作,增加农户可借贷来源;引导农技推广部门在数字金融平台上设立相关信息推送账号(如微信公众号、支付宝生活号),为农户定期推送相关技术的使用方法、效果等,拓展农户对农业技术信息的获取渠道并降低其获取成本。

(3)推广差异化的数字金融服务。在通过数字金融提供借贷、信息类服务时,注重服务的差异化,重点关注家庭收入和农业收入占比较低的小农户的需求,提高数字金融为农户带来的数字红利的平衡性。

参考文献(References):

- [1] 张林秀,白云丽,孙明星,等.从系统科学视角探讨农业生产绿色转型[J].农业经济问题,2021,(10):42-50.[Zhang L X, Bai Y L, Sun M X, et al. Views on agricultural green production from the perspective of system science[J]. Issues in Agricultural Economy, 2021, (10): 42-50.]
- [2] 邹杰玲,董政祎,王玉斌.“同途殊归”:劳动力外出务工对农户采用可持续农业技术的影响[J].中国农村经济,2018,(8):83-98.[Zou J L, Dong Z Y, Wang Y B. The effects of labor migration on farmers' sustainable agricultural technology adoption decisions [J]. Chinese Rural Economy, 2018, (8): 83-98.]
- [3] 畅倩,颜俨,李晓平,等.为何“说一套做一套”?农户生态生产意愿与行为的悖离研究[J].农业技术经济,2021,(4):85-97.[Chang Q, Yan Y, Li X P, et al. Why “say one thing and do another”? A study on the deviation of willingness and behavior of farmers' ecological production[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2021, (4): 85-97.]
- [4] 张露,罗必良.农业减量化:农户经营的规模逻辑及其证据[J].中国农村经济,2020,(2):81-99.[Zhang L, Luo B L. Agricultural chemical reduction: The logic and evidence based on farmland operation scale of households[J]. Chinese Rural Economy, 2020, (2): 81-99.]
- [5] 余威震,罗小锋,黄炎忠,等.内在感知、外部环境对农户有机肥替代技术持续使用行为[J].农业技术经济,2019,(5):66-74.[Yu W Z, Luo X F, Huang Y Z, et al. Internal perception, external environment and the replacement of organic fertilizer by peasant households continued use[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2019, (5): 66-74.]
- [6] 仇焕广,苏柳方,张祎彤,等.风险偏好、风险感知与农户保护性耕作技术采纳[J].中国农村经济,2020,(7):59-79.[Qiu H G, Su L F, Zhang Y T, et al. Risk preference, risk perception and farmers' adoption of conservation tillage[J]. Chinese Rural Economy, 2020, (7): 59-79.]
- [7] 蔡荣,汪紫钰,钱龙,等.加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗?以化肥、农药减量施用为例[J].中国农村观察,2019,(1):51-65.[Cai R, Wang Z Y, Qian L, et al. Do cooperatives promote family farms to choose environmental-friendly production practices? An empirical analysis of fertilizers and pesticides reduction[J]. China Rural Survey, 2019, (1): 51-65.]
- [8] 李芬妮,张俊飏,何可.非正式制度、环境规制对农户绿色生产行为的影响:基于湖北1105份农户调查数据[J].资源科学,2019,41(7):1227-1239.[Li F N, Zhang J B, He K. Impact of informal institutions and environmental regulations on farmers' green production behavior: Based on survey data of 1105 households in Hubei Province[J]. Resources Science, 2019, 41(7): 1227-1239.]
- [9] 杨福霞,郑欣.价值感知视角下生态补偿方式对农户绿色生产行为的影响[J].中国人口·资源与环境,2021,31(4):164-171.[Yang F X, Zheng X. Impact of ecological compensation methods on farmers' green production behaviors from the perspective of value perception[J]. China Population, Resources and Environment, 2021, 31(4): 164-171.]
- [10] 闫贝贝,张强强,刘天军.手机使用能促进农户采用IPM技术吗?[J].农业技术经济,2020,(5):45-59.[Yan B B, Zhang Q Q, Liu T J. Can mobile phone promote the adoption of IPM technology by farmers?[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2020, (5): 45-59.]
- [11] Yuan F, Tang K, Shi Q H. Does internet use reduce chemical fertilizer use? Evidence from rural households in China[J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2021, 28(5): 6005-6017.
- [12] 何婧,李庆海.数字金融使用与农户创业行为[J].中国农村经济,2019,(1):112-126.[He J, Li Q H. Digital finance and farmers' entrepreneurship[J]. Chinese Rural Economy, 2019, (1): 112-126.]
- [13] 杨少雄,孔荣.数字金融市场参与改善农户收入了吗?[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021,(5):180-190.[Yang S X, Kong R. Dose participation in digital financial markets improve rural households' income?[J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Science Edition), 2021, (5): 180-190.]
- [14] Munyegera G K, Matsumoto T. Mobile money, remittances, and household welfare: Panel evidence from rural Uganda[J]. World Development, 2016, 79: 127-137.

- [15] 尹振涛, 李俊成, 杨璐. 金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗? 基于幸福经济学的研究视角[J]. 中国农村经济, 2021, (8): 63-79. [Yin Z T, Li J C, Yang L. Can the development of Fintech improve the well-being of rural households? An analysis from the perspective of happiness economics[J]. Chinese Rural Economy, 2021, (8): 63-79.]
- [16] 吴雨, 李晓, 李洁, 等. 数字金融发展与家庭金融资产组合有效性[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 92-104. [Wu Y, Li X, Li J, et al. Digital finance and household portfolio efficiency[J]. Journal of Management World, 2021, 37(7): 92-104.]
- [17] Kikulwe E M, Fischer E, Qaim M. Mobile money, smallholder farmers, and household welfare in Kenya[J]. PLoS One, 2014, DOI: 10.1371/journal.pone.0109804.
- [18] Peprah J A, Sebu J, Oteng C. Mobile money, output and welfare among smallholder farmers in Ghana[J]. SAGE Open, 2020, 10(2): 1-12.
- [19] Abdul-Rahaman A, Abdulai A. Mobile money adoption, input use, and farm output among smallholder rice farmers in Ghana[J]. Agribusiness, 2021, 38(1): 236-255.
- [20] 余威震, 罗小锋, 李容容, 等. 绿色认知视角下农户绿色技术采纳意愿与行为悖离研究[J]. 资源科学, 2017, 39(8): 1573-1583. [Yu W Z, Luo X F, Li R R, et al. The paradox between farmer willingness and their adoption of green technology from the perspective of green cognition[J]. Resources Science, 2017, 39(8): 1573-1583.]
- [21] 谭秋成. 作为一种生产方式的绿色农业[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(9): 44-51. [Tan Q C. Green agriculture as a production mode[J]. China Population, Resources and Environment, 2015, 25(9): 44-51.]
- [22] 柳凌韵, 周宏. 正规金融约束、规模农地流入与农机长期投资: 基于水稻种植规模农户的数据调查[J]. 农业经济问题, 2017, 38(9): 65-76. [Liu L Y, Zhou H. Formal financial constraints, large-scale farmland inflow, and long-term investment in agricultural machinery: A data survey of large-scale rice farmers[J]. Issues in Agricultural Economy, 2017, 38(9): 65-76.]
- [23] 李京蓉, 申云, 杨晶, 等. 互联网金融使用对农户多维减贫的影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2021, 36(5): 104-118. [Li J R, Shen Y, Yang J, et al. The impact of internet financial using on farmers' multidimensional poverty reduction[J]. Journal of Statistics and Information, 2021, 36(5): 104-118.]
- [24] 柴时军. 移动支付是否放大了家庭债务风险? 基于家庭财务杠杆视角的微观证据[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2020, 41(10): 122-133. [Chai S J. Does mobile payment magnify household debt risk? Micro evidence from the perspective of family financial leverage[J]. Journal of Southwest Minzu University (Humanities and Social Science), 2020, 41(10): 122-133.]
- [25] 尹志超, 公雪, 郭沛瑶. 移动支付对创业的影响: 来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. 中国工业经济, 2019, (3): 119-137. [Yin Z C, Gong X, Guo P Y. The impact of mobile payment on entrepreneurship: Micro evidence from China household finance survey[J]. China Industrial Economics, 2019, (3): 119-137.]
- [26] 马九杰, 崔怡, 董翀. 信贷可得性、水权确权与农业节水技术投资: 基于水权确权试点准自然实验的证据[J]. 中国农村经济, 2022, (8): 70-92. [Ma J J, Cui Y, Dong C. Credit availability, water rights confirmation and water-saving technology investment: Evidence based on quasi-natural experiment in water rights confirmation pilots[J]. Chinese Rural Economy, 2022, (8): 70-92.]
- [27] 贾蕊, 陆迁. 信贷约束、社会资本与节水灌溉技术采用: 以甘肃张掖为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(5): 54-62. [Jia R, Lu Q. Credit constraints, social capital and the adoption of water-saving irrigation technology based on the survey in Zhangye of Gansu Province[J]. China Population, Resources and Environment, 2017, 27(5): 54-62.]
- [28] 魏昊, 夏英, 李芸, 等. 信贷需求抑制对农户耕地质量提升型农业技术采用的影响: 基于农户分化的调节效应分析[J]. 资源科学, 2020, 42(2): 217-231. [Wei H, Xia Y, Li Y, et al. Effects of farmers' credit demand rationing on the adoption of agricultural technologies that improve cultivated land quality: An analysis based on the moderating effect of farmer differentiation[J]. Resources Science, 2020, 42(2): 217-231.]
- [29] Khataza R R B, Doole G J, Kragt M E, et al. Information acquisition, learning and the adoption of conservation agriculture in Malawi: A discrete-time duration analysis[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2018, 132: 299-307.
- [30] Yu L L, Zhao D Y, Xue Z H, et al. Research on the use of digital finance and the adoption of green control techniques by family farms in China[J]. Technology in Society, 2020, DOI: 10.1016/j.techsoc.2020.101323.
- [31] 刘魏, 张应良, 王燕. 数字普惠金融发展缓解了相对贫困吗?[J]. 经济管理, 2021, 43(7): 44-60. [Liu W, Zhang Y L, Wang Y. Can digital inclusive finance alleviate relative poverty?[J]. Business and Management Journal, 2021, 43(7): 44-60.]
- [32] 高杨, 牛子恒. 风险厌恶、信息获取能力与农户绿色防控技术采纳行为分析[J]. 中国农村经济, 2019, (8): 109-127. [Gao Y, Niu Z H. Risk aversion, information acquisition ability and farmers' adoption behavior of green control techniques[J]. Chinese Rural Economy, 2019, (8): 109-127.]
- [33] 黄季焜, 齐亮, 陈瑞剑. 技术信息知识、风险偏好与农民施用农药[J]. 管理世界, 2008, (5): 71-76. [Huang J K, Qi L, Chen R J. Technical information knowledge, risk preference and farmers' pesticide application[J]. Journal of Management World, 2008, (5): 71-76.]
- [34] Roszkowski M J, Davey G. Risk perception and risk tolerance changes attributable to the 2008 economic crisis: A subtle but crit-

2022年12月

- ical difference[J]. *Journal of Financial Service Professionals*, 2010, 64(4): 42-53.
- [35] Jack W, Suri T. Risk sharing and transactions costs: Evidence from Kenya's mobile money revolution[J]. *The American Economic Review*, 2014, 104: 183-223.
- [36] 程琳琳, 张俊飏, 何可. 网络嵌入与风险感知对农户绿色耕作技术采纳行为的影响分析: 基于湖北省615个农户的调查数据[J]. *长江流域资源与环境*, 2019, 28(7): 1736-1746. [Cheng L L, Zhang J B, He K. Analysis on the influence of network embeddedness and risk perception on farmers' adoption behavior of green agricultural tillage technology: Based on the survey data of 615 farmers in Hubei province[J]. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2019, 28(7): 1736-1746.]
- [37] 杨志海. 老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为: 来自长江流域六省农户数据的验证[J]. *中国农村观察*, 2018, (4): 44-58. [Yang Z H. Ageing, social network and the adoption of green production technology: Evidence from farm households in six provinces in the Yangtze River Basin[J]. *China Rural Survey*, 2018, (4): 44-58.]
- [38] 郭清卉, 李世平, 南灵. 环境素养视角下的农户亲环境行为[J]. *资源科学*, 2020, 42(5): 856-869. [Guo Q H, Li S P, Nan L. Farming households' pro-environmental behaviors from the perspective of environmental literacy[J]. *Resources Science*, 2020, 42(5): 856-869.]
- [39] 李晓静, 陈哲, 刘斐, 等. 参与电商会促进猕猴桃种植户绿色生产技术采纳吗? 基于倾向得分匹配的反事实估计[J]. *中国农村经济*, 2020, (3): 118-135. [Li X J, Chen Z, Liu F, et al. Does participating in e-commerce promote the adoption of green production technologies by kiwifruit growers? A counterfactual estimation based on propensity score matching method[J]. *Chinese Rural Economy*, 2020, (3): 118-135.]
- [40] 王锋正, 刘向龙, 张蕾, 等. 数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗?[J]. *科学学研究*, 2022, 40(2): 332-344. [Wang F Z, Liu X L, Zhang L, et al. Does digitalization promote green technology innovation of resource-based enterprises?[J]. *Studies in Science of Science*, 2022, 40(2): 332-344.]
- [41] 尹志超, 宋全云, 吴雨, 等. 金融知识、创业决策和创业动机[J]. *管理世界*, 2015, (1): 87-98. [Yin Z C, Song Q Y, Wu Y, et al. Financial knowledge, entrepreneurial decision and entrepreneurial motivation[J]. *Journal of Management World*, 2015, (1): 87-98.]
- [42] Ma W L, Renwick A, Nie P, et al. Off-farm work, smartphone use and household income: Evidence from rural China[J]. *China Economic Review*, 2018, 52: 80-94.
- [43] Iacobucci D. Mediation analysis and categorical variables: The final frontier[J]. *Journal of Consumer Psychology*, 2012, 22(4): 582-594.
- [44] 李容容, 罗小锋. 职业发展能力如何影响种植大户的农业收入水平?[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2017, 17(3): 63-73. [Li R R, Luo X F. How occupational ability might have influenced large-scale growers' agricultural income?[J]. *Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition)*, 2017, 17(3): 63-73.]
- [45] 方杰, 温忠麟, 张敏强. 类别变量的中介效应分析[J]. *心理科学*, 2017, 40(2): 471-477. [Fang J, Wen Z L, Zhang M Q. Mediation analysis of categorical variables[J]. *Journal of Psychological Science*, 2017, 40(2): 471-477.]
- [46] Ma W L, Abdulai A. Does cooperative membership improve household welfare? Evidence from apple farmers in China[J]. *Food Policy*, 2016, 58: 94-102.
- [47] 张龙耀, 李超伟, 王睿. 金融知识与农户数字金融行为响应: 来自四省农户调查的微观证据[J]. *中国农村经济*, 2021, (5): 83-101. [Zhang L Y, Li C W, Wang R. Financial literacy and rural households' response to digital financial behavior: Micro evidence from rural household survey in four provinces[J]. *Chinese Rural Economy*, 2021, (5): 83-101.]
- [48] 杜三峡, 罗小锋, 黄炎忠, 等. 外出务工促进了农户采纳绿色防控技术吗?[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(10): 167-176. [Du S L, Luo X F, Huang Y Z, et al. Does labor migration promote farmers to adopt green control techniques?[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2021, 31(10): 167-176.]
- [49] 张童朝, 颜廷武, 何可, 等. 资本禀赋对农户绿色生产投资意愿的影响: 以秸秆还田为例[J]. *中国人口·资源与环境*, 2017, 27(8): 78-89. [Zhang T C, Yan T W, He K, et al. Impact of capital endowment on peasants' willingness to invest in green production: Taking crop straw returning to the field as an example[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2017, 27(8): 78-89.]

The impact of digital finance on farmers' adoption of green production technologies

LI Jiahui, LU Qian

(College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

Abstract: With the development of the Internet, informatization, and digitalization, the emerging financial service model represented by digital finance has significant advantages in easing farmers' borrowing and information constraints and improving risk sharing, and plays an important role in farmers' adoption of green production technologies. Based on the micro survey data of grain producers in Shaanxi Province, this study used the coefficient of variation method to measure the degree of adoption of green production technologies by farmers, and used the endogenous transformation regression model to empirically analyze the effect of the use of digital finance on the degree of adoption of green production technologies by farmers and mechanism through building a counterfactual framework. The study found that: (1) The use of digital finance can significantly improve the adoption degree of green production technologies by farmers. Specifically, under the counterfactual hypothesis, the adoption degree of green production technologies by farmers who use digital finance will decrease by 14.6% if they do not use digital finance. If farmers who have not used digital finance use digital finance, their adoption of green production technologies will increase by 22.2%. (2) Heterogeneity analysis showed that the deeper the use of digital finance, the greater the promotion effect on farmers' adoption of green production technologies; Digital finance has a greater effect on the adoption of green production technologies by farmers with higher education level, lower household income, and larger planting area. (3) Mechanism analysis showed that digital finance can promote farmers' adoption of green production technologies by improving the availability of credit and information and risk sharing level. The conclusions of this study can contribute to providing a new perspective and path for the promotion of agricultural green production technologies.

Key words: digital finance; green production technology; degree of adoption; endogenous transformation regression model; mediation effect model; influencing mechanism; Shaanxi Province