数字技术、信贷可获得性与农户多维贫困

田红宇,王媛名

(三峡大学 经济与管理学院,湖北 宜昌 443002)

摘 要: 基于中国家庭追踪调查(CFPS)2014—2018年三期数据,运用条件混合回归,从信贷可获得性视角考察数字技术对农户多维贫困的影响。研究发现,数字技术能减缓农户多维贫困,采纳数字技术农户的贫困降低了23%,缓解信贷约束是数字技术减贫的重要机制,且突出表现在正规信贷部门。进一步研究发现,数字技术减贫存在"精英俘获"现象,减贫红利没有被全体农户公平共享。基于贫困维度分解发现,虽然数字技术能减缓绝对收入、生活条件、医疗、教育维度的贫困,但经由信贷可获得性的减贫效应仅体现在绝对收入维度,农户信贷需求仍以满足消费性信贷为主。因此,在激发"互联网+"金融赋能乡村振兴的同时,要考虑数字红利公平共享和农户多元信贷需求等问题。

关键词: 数字技术; 正规信贷; 非正规信贷; 多维贫困

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2021)04-0033-11

一、农村数字技术发展与减贫实践

共同富裕是中国特色社会主义的根本原则,确保全国人民共同进入全面小康社会是我党做出的庄严承诺。改革开放以来,中国始终致力于消除贫困[1]。2013年11月,习近平总书记首次提出"精准扶贫",此后扶贫开发作为三农工作的首位,脱贫攻坚上升至国家战略。十九大报告指出,脱贫攻坚已取得决定性进展,六千多万贫困人口稳定脱贫,贫困发生率从10.2%下降到4%以下。中国农村监测报告显示,截止2019年末贫困发生率降至0.6%,减贫人口达9348万人,现行标准下农村贫困人口全部脱贫目标已基本实现。然而,在决胜脱贫攻坚后,如何解决农村相对贫困和有效阻止脱贫人群"返贫"又将成为新的课题。当前农户内生动力普遍不足,中国农村贫困治理存在返贫和代际传递的风险[2]。

理论和实践表明,依靠给钱给物的"输血式"扶贫难以保证资金的持续性,内生动力不足是农户致贫的主要因素以及可能"返贫"的主要风险。长期以来,信息不对称和信息获取受限导致的农村金融供给普遍不足,是造成农户信贷约束进而制约农户内生发展的重要原因[3]。由于缺乏合适的抵押品,农业的高自然风险特征导致农户面临信贷配给,加之农户存在风险规避、认知偏差等因素,造成农户融资难、融资贵现象仍然普遍[4]。近年来,从"宽带中国"到"数字乡村"等战略的顺利实施,数字技术不断向村庄延伸。2019年中央一号文件提出,深入推进"互联网+农业",加强国家数字农业农村系统建设,实施"互联网+"农产品出村进城工程。

值得思考的是,以互联网为代表的数字技术能否通过缓解信贷约束进而实现减贫?换句话

收稿日期: 2021-03-03 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2021.04.004

基金项目: 国家社会科学基金项目(16BJY104)

作者简介: 田红宇(1986—),男(土家族),湖北恩施人,三峡大学经济与管理学院副教授,主要研究方向为农村金融与财政。E-mail:309459385@qq.com。

说,“互联网+”普惠金融助力脱贫攻坚是否达到政策预期,如果答案是肯定的,数字技术减缓多维贫困主要作用于哪个维度,红利是否被全体农户公平共享,会不会出现金融资源配置广泛存在的“精英俘获”现象。对这些问题的回答,有助于准确评价“数字乡村”建设下“互联网+”农业发展的作用效果,识别相对贫困和阻止“返贫”长效治理的动力。

二、数字技术减贫效应的研究动态

现有关于农户数字技术采纳效益的研究有以下几个主题:一是提升信息传递效率,降低交易成本并提高了农户市场参与能力。数字技术改善了农户面临的信息不对称问题,促进信息向农户方传递[5],并通过降低交易成本和提高市场参与来扭转其信息弱势地位,增强小农户在农产品市场的议价能力[6]。Ma 和 Wang 发现信息与通讯技术解除了小农户的市场准入限制,并通过可持续农业技术的采用提升了农业生产力[3]。二是有助于提升农户金融素养。互联网信息传递渠道可以促进农户资本市场参与度,提升其金融素养[7]。Bogan 证实使用互联网的家庭股票市场参与率远远高于未使用互联网的家庭[8]。周雨晴和何广文研究得出数字普惠金融的发展能够促进农户家庭金融市场参与和家庭风险金融资产配置[9]。其内在逻辑是,互联网可以实时为信息需求者提供资金供求信息,提高资本的配置效率,优化家庭资本结构[10]。三是有利于拓展农户社会资本积累。以微信、抖音等为代表的社交平台有助于农户拓宽社会网络,保持与社会的紧密联系[11]。丰富的社会资本能够帮助农户获取更多的资源以规避风险,对于改善家庭福利、缓解贫困具有重要意义。特别在农村金融双轨制的背景下,社会资本能够缓解以人情关系为依托的非正规金融约束,改善农户多维贫困[12]。遗憾的是,现有关于数字技术减贫效应的研究较少,尤其从信贷获得视角去探讨其减贫机理的文献更是匮乏。

实质上,信贷约束是农户致贫的重要内生约束以及“返贫”的主要风险[13],因此能否缓解农户信贷约束是数字技术减贫的重要机制。现有文献肯定了农村金融在推动农业可持续发展、农业技术进步与等领域的积极作用[14]。然而,农村金融发展滞后和信贷配给仍是发展中国家和转型经济体小农户普遍面临信贷约束的重要诱因[15]。正规信贷往往被非正规信贷挤占,低收入农户难以从正规信贷部门获取贷款[16]。朱喜和李子奈基于 3000 户中国农村家庭抽样调查数据发现,获得正规金融服务的农户不到 10%,一半以上具备有效需求的农户由于信贷配给无法得到正式机构的贷款[17]。在信息不对称和高交易成本的不完全竞争市场中,由于农业具有高自然风险、低收益的天然弱势,加之缺乏高质量抵押物,“逐利”特性的金融资本不愿为农户提供信贷,这抑制了农户正规贷款需求,有贷款意愿的农户往往转投非正规信贷市场。即使近年来中央不断加强金融支农力度,但农户面临信贷约束的现象未得到扭转,在正规信贷部门表现的尤为严重[18]。这不仅直接限制了农户信贷选择,甚至导致农户无法为子女的教育进行融资而产生贫困代际传递的风险[19]。因此,如何破解农户的信贷约束尤其是正规信贷约束,激发农户内生动力是亟待解决的问题。已有文献也逐渐重视农户的信贷约束问题,并从内源性和外源性两个视角探索破解途径。柳松等开始探究互联网技术在缓解农户信贷约束上的作用[20]。然而,鲜有文献将数字技术破解信贷约束纳入减贫分析框架中。

可见,在正规金融部门和非正规金融部门并存的二元结构下,数字技术能够突破传统金融的时空限制,以信息交换代替点对点的实物连接,缩短了信息传播时滞,保证金融信息能够高效、安全无“污染”传递。而且数字技术降低了信息搜寻成本,有助于银行资金的优化配置,提高借贷服务的匹配效率。再者,线上征信系统有助于金融供给主体了解农户家庭经济状况和还贷能力,降

低银行放贷风险，进而增强银行与农户双方的放贷与借款意愿。另外，非正规信贷市场的地缘性特征使拥有社会资本的农户更易获得亲友及地方民间借贷机构的贷款，数字技术不仅有利于农户搜寻更多非正规信贷部门的商誉信息，降低非正规借贷成本，社交平台还能帮助农户拓宽社交网络渠道，促进农户的非正规信贷获得。那么，正规信贷与非正规信贷对数字技术减贫的中介作用孰强孰弱？虽然非正规部门借贷审批相对容易、贷款期限灵活，手续简单，但是其贷款利率要高于正规金融贷款利率，即使向亲友借款也存在着一定的人情成本[21]。随着农村金融市场发展日趋完善，理性经济人会偏向利率相对较低、程序更加规范的正规信贷，对非正规信贷需求会相对减弱。从这个逻辑来看，数字技术会有效促进农户正规信贷获得，同时也能起到规范非正规信贷市场的作用。

三、数据来源、研究设计与变量选取

（一）数据来源

本文数据来源于北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查（CFPS）。CFPS 在全国范围内开展包括户主、家庭、村庄三个层次的追踪调查，数据覆盖了全国 25 个省市，数据代表性较好。由于本文关注的数字技术采纳情况，只在 2014 年、2016 年、2018 年有所涉及，所以本文用这三年的农户数据来构造面板数据。在剔除了关键变量严重缺失的样本后，本文最终得到 3309 户农户样本连续 3 期的平衡面板数据，共 9927 个观测值。

（二）模型及内生性问题处理

1. 基准模型

本文的目标是研究数字技术对农户多维贫困的影响。由于多维贫困指标是取值 0 ~ 1 之间的受限连续变量，传统的估计方法不再有效，而 Tobit 模型估计可以得到较稳健的结果。模型如下：

$$Multipoverty_{it} = \delta_0 + \delta_1 Website_{it} + \delta_2 X_{it} + \sigma_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式（1）中，$Multipoverty_{it}$ 表征农户多维贫困状况，$Website_{it}$ 为农户是否上网二值虚拟变量，X_{it} 为控制变量，σ_i、τ_t 分别是省份和年份控制变量。

同时，为考察信贷可获得性在数字技术减贫的作用机制，采用中介效应模型来验证，基于式（1）建立模型如下：

$$Debt_{it} = \beta_0 + \beta_1 Website_{it} + \beta_2 X_{it} + \sigma_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Multipoverty_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Website_{it} + \gamma_2 Debt_{it} + \gamma_3 X_{it} + \sigma_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中 $Debt_{it}$ 表征农户信贷获得的虚拟变量，具体又区分了正规信贷和非正规信贷。

2. 内生性问题讨论及处理

农户是否采纳数字技术，不仅受主观经验影响，也是政治、经济、文化等多重因素作用的结果[22]。基准模型可能存在内生性问题[23]：一是数字技术采纳受到模型中其他变量的作用。农户是否采纳数字技术本质上是净效用决定的，而效用与户主、家庭和村庄特征变量密切相关。二是遗漏变量。农户信贷行为和数字技术采纳行为除了受到户主、家庭和村庄特征的显性变量影响外，还会受金融信息获取与甄别能力和偏好等潜变量的影响。三是双向因果关系。数字技术能影响农户贫困，同时减贫的示范效应又可能反向引致数字技术需求的扩大。由于工具变量 Tobit 模型不适用于面板数据，本文借鉴邹静和邓晓军的做法，采用条件混合回归（CMP）估计[24]。另外，CMP 提供了 atanhrho_12 估计量，表征两阶段回归模型的残差相关性，若显著异于 0 则说明 CMP 估计有效。

(三)变量定义与统计描述

1. 被解释变量:农户多维贫困①。随着对贫困认知的不断深化,学界将贫困的定义侧重于对人类发展、能力与权利的剥夺,收入已不再是唯一标准。本文采用 Alkire 和 Foster 提出的多维贫困测度方法[25],选取绝对贫困、生活条件、健康和教育 4 个维度的 11 指标来测算农户多维贫困程度。

2. 解释变量:数字技术采纳。数字技术是多种数字化技术的集称,现阶段农村数字技术采纳以互联网及其媒介使用为主,本文用互联网使用情况来表征农户数字技术采纳,具体用家庭成员是否使用互联网和使用时长来代替。

3. 中介变量:信贷获得。农户信贷来源包括正规和非正规信贷,分别用受访农户家庭的"未偿还银行贷款"和"未偿还亲友及民间借款"表示。需要说明的是,互联网金融应该是传统正规信贷和非正规信贷外的新型信贷来源,但 CFPS 中没有涉及到互联网金融的数据,因此根据供给主体不同分别划入正规和非正规信贷。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	变量定义	采纳数字技术农户		未采纳数字技术农户	
		均值	标准差	均值	标准差
农户多维贫困	多维贫困水平	0.5582	0.1754	0.6869	0.2110
正规信贷获得	是否有未偿还的银行贷款(是=1,否=0)	0.1296	0.3360	0.0701	0.2553
非正规信贷获得	是否有未偿还的民间和亲友借款(是=1,否=0)	0.1956	0.3968	0.1606	0.3672
年龄	受访者年龄(岁)	3.7318	0.2624	4.0086	0.2171
年龄平方	受访者年龄平方	7.4132	0.5390	7.9797	0.4431
性别	男=1,女=0	0.5532	0.4973	0.5813	0.4934
婚姻状况	户主婚姻状况	2.0522	0.5743	2.2482	0.8607
健康水平	非常健康=1,很健康=2,比较健康=3,一般=4,不健康=5	2.9606	1.1814	3.2598	1.3070
受教育水平	按受访时最高学历等级由低到高(0~8)定义	3.1662	0.9644	2.3062	0.9643
政治面貌	中共党员=1,其他=0	0.0954	0.2939	0.0809	0.2728
工作状态	是否有工作,是=1,否=0	0.8908	0.3120	0.8509	0.3562
经营规模	农业经营成本总和(元)	6.4999	3.5559	6.6450	3.2345
个体私营活动	家庭中是否有人从事个体私营活动(1=有;0=无)	0.1201	0.3252	0.0508	0.2195
收入水平	家庭人均纯收入(元)	9.3567	0.9084	8.8486	1.0637
是否拥有农机	是=1,否=0	0.4767	0.4996	0.4488	0.4974
社会资本	过往 12 个月家庭人情礼支出(元)	7.6694	1.8289	6.6251	2.7305
非农就业水平	务工收入占家庭总收入比重	0.4037	0.3954	0.3355	0.3943
最近集镇距离	村庄离最近集镇距离(里)	2.0063	0.8759	2.0076	0.8706
土地类型	耕地=1,山地=2,林果地=3	1.0266	0.1956	1.0350	0.2086
是否经历征地	是=1,其他=0	0.2051	0.4039	0.1669	0.3729
经济发展水平	村庄人均纯收入(元)	8.2862	0.8360	8.2259	0.8535
少数民族集聚区	是=1,其他=0	0.0888	0.2845	0.1245	0.3302
自然灾害频发区	是=1,其他=0	0.8134	0.3897	0.8220	0.3825
矿产资源区	是=1,其他=0	0.0731	0.2604	0.0589	0.2355

注:年龄、年龄平方、经营规模、收入水平、社会资本、集镇距离、村庄经济发展水平指标取自然对数(有观测值为 0 的变量,采取加 1 后取对数)。

① 本文未汇报农户多维贫困指数测算方法和计算过程,备索。

4. 工具变量。借鉴张景娜和张雪凯的研究方法[26]，用历史年份的“每月邮电通讯费”作为数字技术采纳的工具变量。一方面，历史年份的邮电通讯支出与后期数字技术采纳行为有较强的关联性，满足工具变量相关性前提；另一方面，历史年份的邮电通讯行为与后期该农户的贫困状况关联度不高，满足不相关前提。

5. 控制变量。为了准确捕捉数字技术采纳对农户多维贫困的影响，需要尽可能控制影响农户多维贫困的其他因素。本文控制了户主、家庭和村庄三个层面的特征因素，具体表量及定义见表 1。

表 1 按是否采纳数字技术把农户分组进行描述统计，结果显示：采纳数字技术的农户比未采纳农户多维贫困水平低 13%，这直观证明数字技术能够减缓农户多维贫困，但有待更严谨的检验。同时，采纳数字技术农户的正规信贷获得与非正规信贷获得均高于未采纳数字技术农户，前者获得正规信贷的概率比后者高 80% 以上，这初步说明数字技术采纳如能通过缓解农户信贷约束来缓解农户多维贫困，则正规信贷一侧的中介作用可能更明显，当然这一初步统计结果还有待进一步验证。另外，两个不同群体农户在个人、家庭与村庄特征上也表现出一定差异。

四、数字技术采纳影响农户多维贫困及作用机制的实证分析

（一）基准模型估计：数字技术采纳对农户多维贫困的影响

表 2 报告了数字技术采纳对于农户多维贫困影响的估计结果。为体现 CMP 估计与其他方法的差异，同时汇报了 IV - Tobit 模型的结果，显示两种模型估计结果不存在系统性偏差，总体上表明实证模型是合适的，CMP 估计的 atanhrho_12 统计量高度显著，表明内生性问题确实存在且 CMP 估计结果更加有效。第（2）列结果显示，数字技术采纳在 1% 的显著水平上负向影响农户多维贫困，表明数字技术采纳可以显著减缓农户多维贫困，采纳数字技术农户多维贫困水平比未采纳农户多维贫困水平下降了 23%。数字技术能够帮助农户减少信息不对称，降低信息搜寻成本，提高农户非农就业概率和人力资本水平等进而改善农户多维贫困状况。这一结论为后脱贫时代“建立解决相对贫困的长效机制”提供了新思路，数字技术将成为解决相对贫困问题的又一动能。

表 2　数字技术采纳对农户多维贫困的影响

	（1）		（2）	
变量	IV - Tobit		CMP	
是否采纳数字技术	-0.2318***	（0.0386）	-0.2321***	（0.0386）
年龄	8.2242***	（1.1502）	8.1873***	（1.1489）
年龄平方	-4.0929***	（0.5667）	-4.0750***	（0.5660）
性别	0.0071**	（0.0028）	0.0071**	（0.0028）
婚姻状况	0.0013	（0.0015）	0.0014	（0.0015）
健康水平	0.1262***	（0.0010）	0.1261***	（0.0010）
受教育水平	-0.0374***	（0.0027）	-0.0373***	（0.0027）
政治面貌	0.0036	（0.0045）	0.0036	（0.0045）
工作状态	0.0104***	（0.0040）	0.0104***	（0.0040）
经营规模	-0.0015***	（0.0005）	-0.0015***	（0.0005）
个体私营活动	0.0064	（0.0056）	0.0064	（0.0056）
家庭人均纯收入	-0.0360***	（0.0017）	-0.0360***	（0.0017）
是否拥有农机	-0.0027	（0.0026）	-0.0027	（0.0026）

社会资本	-0.0022***	(0.0006)	-0.0022***	(0.0006)
非农就业水平	-0.0085***	(0.0032)	-0.0086***	(0.0032)
最近集镇距离	0.0044***	(0.0016)	0.0043***	(0.0016)
土地类型	0.0106*	(0.0059)	0.0106*	(0.0059)
是否经历征地	-0.0031	(0.0033)	-0.0030	(0.0033)
村庄经济发展水平	-0.0058***	(0.0017)	-0.0058***	(0.0017)
少数民族集聚区	-0.0144***	(0.0051)	-0.0145***	(0.0051)
自然灾害频发区	0.0044	(0.0034)	0.0043	(0.0034)
矿产资源区	0.0130**	(0.0053)	0.0131**	(0.0053)
省份控制变量	是		是	
年份控制变量	是		是	
atanhrho_12			0.7434***	(0.1124)
N	9927		9927	

注:括号中汇报的是估计系数的标准误,"***、**、*"分别表示在1%、5%、10%显著水平上显著,下同。

(二)机制检验:信贷可获得性在数字技术减缓农户多维贫困中的中介效应

农户信贷包括正规信贷和非正规信贷,而且两者可能存在互补或替代的关系[27]。通过分离正规和非正规信贷部门的影响运用中介效应模型分别验证其在数字技术减贫的作用机理,结果如表3和表4所示。表3为正规信贷获得的中介效应,结果显示,正规信贷获得是数字技术采纳减缓农户多维贫困的作用渠道,且表现为部分中介效应,经计算正规信贷获得的中介效应占总效应的比例为11.44%,这与柳松等的研究结论较为接近[20]。数字技术采纳能够提升农户金融素养、缓解信贷供求双方的信息不对称问题,缓解正规金融市场的信贷约束。

表3 正规信贷获得的中介效应

	(1)	(2)	(3)
	农户多维贫困	正规信贷获得	农户多维贫困
是否采纳数字技术	-0.0124***	0.2093***	-0.0122***
	(0.0026)	(0.0694)	(0.0026)
正规信贷获得			-0.0066**
			(0.0033)
控制变量	是	是	是
N	9927	9927	9927

表4 非正规信贷的中介效应

	(1)	(2)	(3)
	农户多维贫困	非正规信贷获得	农户多维贫困
是否采纳数字技术	-0.0124***	0.0622	-0.0123***
	(0.0026)	(0.0548)	(0.0026)
非正规信贷获得			-0.0064***
			(0.0024)
控制变量	是	是	是
N	9927	9927	9927

表 4 报告了非正规信贷获得的中介效应，第（2）列中数字技术采纳对农户非正规信贷获得的影响不显著，需进行 Bootstrap 检验。Bootstrap 检验结果拒绝不存在中介效应的原假设，并且列（3）中两个变量均高度显著，证实了中介效应存在。但是，非正规信贷的中介效应强度要明显弱于正规信贷，经计算，非正规信贷的中介效应占总效应的比例仅为 0.04%。总体来看，数字技术采纳更多地的是通过改善农户正规信贷约束来减缓农户多维贫困，对于非正规信贷的作用相对微弱，这一发现对于更大力度的缓解农户正规信贷约束，加大力度规范非正规信贷市场提供了重要证据。

（三）稳健性检验①

前文虽然充分考虑了内生性问题，并采用 CMP 进行估计。然而，农户是否采纳数字技术可能存在非随机选择问题以及观测误差，有必要对实证结果进行稳健性检验。本文用以下方法进行稳健性检验：（1）PSM 样本匹配后估计。为了克服样本非随机选择导致的估计偏误，采用倾向得分匹配法（PSM）来对样本进行重新匹配，具体使用 1∶3 近邻匹配，然后根据 PSM 后匹配的样本重新估计。（2）核心变量替换。基于农户数字技术采纳与否的虚拟变量分析，虽然能体现出数字技术减贫的作用，但无法捕捉农户数字技术采纳强度不同的作用差异。因此，用农户数字技术使用时长代替虚拟变量进行估计。稳健性检验结果均支持前文研究结论。

五、数字技术减贫效应的异质性

（一）数字技术减缓农户多维贫困的“精英俘获”问题

上文证实数字技术具有减贫作用，那么数字减贫红利能否被全体农户公平共享？也即互联网发展带来的减贫效益是否存在“精英俘获”现象？因此，本文采用 Firpo 等提出的再集中响应函数（RIF）的无条件分位数（UQR）模型[28]，来检验数字红利的“精英俘获”现象。

表 5 汇报了 10^{th}、25^{th}、50^{th}、75^{th}和 90^{th}分位点的回归结果。数字技术对于 10^{th}分位点上农户的减贫效应不显著，对 25^{th}和 50^{th}分位点上农户的减贫效应显著。然而，对于 75^{th}和 90^{th}分位点上的农户，他们未享受到“数字红利”，甚至可能因互联网带来的“数字鸿沟”加剧现有的贫困水平。尤其是，数字技术导致 90^{th}分位点上农户的多维贫困水平显著上升了 1.75%。整体来看，随着贫困程度的上升，数字技术的减贫效应由强转弱，甚至对深度贫困的农户产生反向增贫作用。可见，数字技术的减贫效应存在“精英俘获”现象。究其原因，一方面是因为互联网技术本身就具有门槛效应，会受到农户收入条件、受教育水平、新技术使用能力和信息价值认同等多方面的制约，深度贫困户在这些方面具有天然“弱势”，而贫困程度较轻的“精英”户具有比较优势；另一方面正规金融机构更加倾向于向贫困程度较轻的农户投放贷款，贫困程度较深的农户缺乏抵押品，正规金融机构的投资风险较高，其受到的信贷约束较强。

（二）数字技术、农户信贷获得对不同贫困维度影响的异质性

本文关注的是包含绝对贫困、生活条件、医疗和教育的多维贫困，那么数字技术通过信贷中介作用于贫困是否存在维度异质性？回答这一问题有利于准确刻画数字技术通过缓解信贷约束来减贫的着力点，同时也能反映出互联网技术为代表的“数字乡村”建设提升农户福利水平的短板和“盲点”，为后续优化布局和深化数字化乡村建设提供证据。为此，本文把多维贫困按维度分解，考察数字技术、信贷的减贫效应差异。

---

① 限于篇幅，未报告稳健性检验的估计结果，备索。

表5 数字技术采纳对农户多维贫困的异质性影响

	(1) 10% 农户多维贫困	(2) 25% 农户多维贫困	(3) 50% 农户多维贫困	(4) 75% 农户多维贫困	(5) 90% 农户多维贫困
是否采纳数字技术	-0.0065	-0.0328***	-0.0309***	-0.0103	0.0175**
	(0.0102)	(0.0061)	(0.0060)	(0.0065)	(0.0076)
控制变量	是	是	是	是	是
R^2	0.2649	0.4502	0.5691	0.5471	0.2869
N	9927	9927	9927	9927	9927

表6结果显示,数字技术对农户绝对贫困、生活条件、医疗和教育这四个维度均具有显著的减贫效应,但减贫强度不同,其对农户绝对贫困的作用明显大于其他维度。而且,信贷可获得性的作用机制在不同维度上表现出明显差异。正规信贷和非正规信贷仅在绝对贫困维度产生作用,对其他维度的作用未显现。这表明,数字技术带来的信贷资源主要作用于农户收入和消费等的绝对贫困维度,数字技术的信贷"红利"仅在较低端的生存性层面发挥作用,而在生活性和发展性层面对农户生活条件、医疗和教育等维度的作用非常有限。这与现行的扶贫实践和目标相吻合,当前金融扶贫的主战场仍然停留在解决绝对贫困层面。这一结论也为后脱贫时代如何着力相对贫困和多维贫困的短板继续精准发力提供了方向。

表6 数字技术采纳、农户信贷获得对不同贫困维度的减贫效应

	(1) 绝对贫困		(2) 生活条件		(3) 医疗		(4) 教育	
是否采纳数字技术	-0.1724***	-0.1744***	-0.0108***	-0.0108***	-0.0082***	-0.0084***	-0.0130**	-0.0129**
	(0.0249)	(0.0248)	(0.0032)	(0.0032)	(0.0032)	(0.0032)	(0.0065)	(0.0065)
正规信贷获得	-0.1342***		0.0031		-0.0048		0.0003	
	(0.0299)		(0.0040)		(0.0040)		(0.0081)	
非正规信贷获得		-0.0634***		-0.0009		-0.0003		-0.0070
		(0.0200)		(0.0028)		(0.0029)		(0.0059)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
N	9927	9927	9927	9927	9927	9927	9927	9927

注:限于篇幅考虑,中介效应模型仅汇报第三步包含核心变量和中介变量模型估计结果。

(三)收入还是消费:绝对贫困减缓的异质性

数字技术的信贷红利主要作用于绝对贫困,绝对贫困又包括收入和消费两个层面。那么,这种减缓绝对贫困的效应在农户收入和消费层面有何差异,也即数字技术提升信贷可获得性,究竟在改善农户收入、提升消费的哪一端作用更突出。进一步把绝对贫困细分为收入贫困和消费贫困进行检验,结果见表7。一方面,与未采纳数字技术的农户相比,采纳数字技术的农户陷入消费贫困的概率降低了42%左右,而在改善农户收入贫困上影响较弱。事实上,农村互联网普及带来的最直接影响是改变农户消费习惯以及消费支付方式。另一方面,无论是正规信贷还是非正规信贷均在1%的水平上显著减缓农户消费贫困。但正规信贷减缓农户收入贫困作用不明显,非正规信贷反而显著增加了农户收入贫困。总体来看,数字技术改善农户绝对贫困主要体现在消费层面。

可见，当前农户的信贷需求仍以消费性信贷为主，而非能促进农户增收的生产性信贷，农户利用金融资源来“造血”实现内增长的作用不明显。

表 7　数字技术采纳、农户信贷获得对绝对贫困维度收入和消费影响的差异

	(1)	(2)	(3)	(4)
	收入贫困	收入贫困	消费贫困	消费贫困
是否采纳数字技术	-0.0939	-0.0995*	-0.4152***	-0.4197***
	(0.0579)	(0.0579)	(0.0592)	(0.0592)
正规信贷获得	-0.0165		-0.3525***	
	(0.0610)		(0.0727)	
非正规信贷获得		0.0996***		-0.2385***
		(0.0383)		(0.0490)
控制变量	是	是	是	是
N	9927	9927	9927	9927

六、结论与启示

本文基于中国家庭追踪调查（CFPS）三期面板数据，充分考虑内生性问题后采用条件混合回归（CMP），从信贷可获得性视角考察数字技术对农户多维贫困的影响及作用机制。得到如下结论：（1）数字技术显著减缓了农户多维贫困。与未采纳数字技术农户相比，采纳数字技术农户的多维贫困降低了 23%。（2）信贷可获得性是数字技术减贫的重要作用机制，且主要表现在正规信贷层面，其中介效应占总效应比例为 11.44%。（3）数字技术的减贫效应存在“精英俘获”现象，贫困程度较轻的农户享受的数字减贫“红利”明显大于深度贫困农户。（4）数字技术减贫效应具有异质性。虽然数字技术能改善各维度的贫困状况，但通过信贷可获得性的减贫效应仅在绝对贫困维度发挥作用，在生活性和发展性维度的作用不明显。进一步地，在减缓绝对贫困上，数字技术带来的信贷红利更多的改善了农户消费而非收入。

本文得出如下启示：首先，完善数字信息终端和服务供给。鼓励开发适应“三农”特点的信息终端、技术产品、移动互联网应用软件，推动农田、水利、公路、电力、冷链物流等基础设施的数字化、智能化转型。通过优惠政策、技术培训等多方面引导农户采纳数字技术，提高农村互联网普及率，缩小城乡之间以及农村内部的“数字鸿沟”。其次，依托数字普惠金融释放正规金融部门的信贷红利，规范农村非正规信贷市场。从正规信贷部门来说，继续加大农户信贷供给，推动扶贫贷款精准投放，加强贫困地区农村信用体系建设，通过贷款保证保险、财政贴息等形式创新金融产品和服务方式，对缺乏资产抵押的农户实现扶贫资金免息免担保。在非正规信贷部门，引导民间借贷规范发展，严厉打击洗钱、私运、高利贷等违法行为，进一步规范对非正规金融的管理，发挥好非正规信贷在满足农户多元化金融需求的补充作用。最后，进一步激发“互联网 +”金融在改善农户生活、可持续发展等维度的作用，并充分重视互联网数字红利公平共享问题。要充分发挥信贷市场“失灵”时有为政府的作用，积极引导互联网技术和信贷资金服务于贫困程度较深的农户，解决好贫困户“不能贷”“不敢贷”“不愿贷”等突出问题。同时将返贫监测对象中具备产业发展条件和有劳动能力的边缘人口纳入小额信贷支持范围，切实增强脱贫致富内生动力，防止返贫致贫。

参考文献:

[1]何宗樾,张勋,万广华. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J]. 统计研究,2020(10):79-89.

[2]刘欣. 内生偏好与社会规范:脱贫内生动力的双重理论内涵[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2020(1):33-40.

[3]MA W, WANG X. Internet use, sustainable agricultural practices and rural incomes: evidence from China[J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2020(4): 1087-1112.

[4]何广文,何婧,郭沛. 再议农户信贷需求及其信贷可得性[J]. 农业经济问题,2018(2):38-49.

[5]KIIZA B, PEDERSON G. ICT-based market information and adoption of agricultural seed technologies: Insights from Uganda[J]. Telecommunications policy, 2012(4): 253-259.

[6]史晋川,王维维. 互联网使用对创业行为的影响——基于微观数据的实证研究[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版),2017(4):159-175.

[7]郭士祺,梁平汉. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于2011年中国家庭金融调查的实证研究[J]. 经济研究,2014(S1):116-131.

[8]BOGAN V. Stock market participation and the internet[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008(1): 191-211.

[9]周雨晴,何广文. 数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响[J]. 当代经济科学,2020(3):92-105.

[10]韩先锋,宋文飞,李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. 中国工业经济,2019(7):119-136.

[11]VAN BOEKEL L C, PEEK S T M, LUIJKX K G. Diversity in older adults' use of the internet: identifying subgroups through latent class analysis[J]. Journal of medical Internet research, 2017(5): e180.

[12]谭燕芝,张子豪. 社会网络、非正规金融与农户多维贫困[J]. 财经研究,2017(3):43-56.

[13]曹璨,杨雨. 不同渠道信贷约束对农户收入的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2020(1):66-76.

[14]李健旋. 农村金融发展与农业绿色全要素生产率提升研究[J]. 管理评论,2021(3):1-13.

[15]程恩江, 刘西川. 小额信贷缓解农户正规信贷配给了吗? ——来自三个非政府小额信贷项目区的经验证据[J]. 金融研究, 2010 (12):190-206.

[16]MOHIELDIN M S, WRIGHT P W. Formal and informal credit markets in Egypt[J]. Economic development and cultural change, 2000(3): 657-670.

[17]朱喜,李子奈. 我国农村正式金融机构对农户的信贷配给——一个联立离散选择模型的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2006(3):37-49.

[18]刘西川,程恩江. 贫困地区农户的正规信贷约束:基于配给机制的经验考察[J]. 中国农村经济,2009(6):37-50.

[19]GALOR O, ZEIRA J. Income distribution and macroeconomics[J]. The review of economic studies, 1993(1): 35-52.

[20]柳松,魏滨辉,苏柯雨. 互联网使用能否提升农户信贷获得水平——基于CFPS面板数据的经验研究[J]. 经济理论与经济管理,2020(7):58-72.

[21]钱水土,翁磊. 社会资本、非正规金融与产业集群发展——浙江经验研究[J]. 金融研究,2009(11):194-206.

[22]翁贞林. 农户理论与应用研究进展与述评[J]. 农业经济问题,2008(8):93-100.

[23]KHANAL A R, MISHRA A K, KOIRALA K H. Access to the Internet and financial performance of small business households. Electronic Commerce Research, 2015(2): 159-175

[24]邹静,邓晓军. 家庭住房租购选择之谜——基于主客观社会地位的视角[J]. 财经论丛,2019(3):42-53.

[25]ALKIRE S, FOSTER J. Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement[J]. The

Journal of Economic Inequality, 2011(2): 289 - 314.
[26]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.
[27]刘西川,杨奇明,陈立辉. 农户信贷市场的正规部门与非正规部门:替代还是互补? [J]. 经济研究,2014(11):145 - 158,188.
[28]FIRPO S, FORTIN N M, LEMIEUX T. Unconditional quantile regressions[J]. Econometrica, 2009(3): 953 - 973.

Digital Technology, Credit Availability and Farmers' Multidimensional Poverty

TIAN Hong-yu, WANG Ai-ming
(*College of Economics and Management*, *China Three Gorges University*, *Yichang* 443002, *China*)

Abstract: Based on the panel data of China Family Panel Survey (CFPS) from 2014 to 2018, this paper uses IV-Tobit and Conditional Mixed Process (CMP) model to examine the impact of digital technology adoption on famers' multidimensional poverty and its mechanism from the perspective of credit availability. The study found that digital technology alleviated the farmers' multidimensional poverty; famers who adopted digital technology reduced multidimensional poverty by 23%. Alleviating farmers' credit constraints is the main mechanism of digital technology adoption affecting farmers' multidimensional poverty, and it is prominently manifested in the formal credit sector. Further research found that there is a certain "elite capture" phenomenon in poverty reduction effect of digital technology. Based on the multi-dimensional decomposition of poverty, it is found that digital technology adoption can alleviate the poverty level of farmers' absolute poverty, living conditions, medical treatment and education. However, digital technology is mainly reflected in the absolute poverty dimension by promoting credit. Moreover, famers' credit demand is still dominated by consumer credit, rather than productive credit. Therefore, it is necessary to fully stimulate the momentum of "Internet plus" finance in the rural revitalization strategy, but also consider the fair sharing of digital dividends and meeting the diverse credit needs of farmers.

Key Words: digital technology; formal credit; informal credit; multidimensional poverty