

数字金融、数字鸿沟与多维贫困

何宗樾 张 勋 万广华

摘要：如何消除贫困是人类社会发展过程中面临的重要难题之一。人类正在经历的以互联网为基础的第三次技术革命，推动了数字金融的发展，对居民经济行为的影响是巨大和深远的，因而也可能具有减贫作用。本文首次利用中国数字普惠金融发展指数和中国家庭追踪调查（CFPS）的匹配数据，通过克服内生性的工具变量估计，探讨了数字经济发展对家庭多维贫困的影响。然而，与预期相违背的是，本文的初步研究发现数字金融发展提升了贫困发生的概率，也加深了多维贫困的程度。不过，进一步研究表明，数字金融发展可能存在结构性问题：数字金融发展给能够接触到互联网的居民所带来的便利以及所产生的机会，挤占了未能接触到互联网的居民原先所可能获得的资源，使得居民之间产生了数字鸿沟，这种数字鸿沟使得位于贫困线附近的居民由于数字金融的发展而愈加贫困。观察背后机制，我们发现数字金融发展主要导致了面临“数字劣势”的贫困居民失业概率的提升。从异质性分析来看，城镇居民、女性以及中老年人等特定群体，若无法接触互联网，不仅会由于数字金融的发展被挤占就业机会，也无法获得数字金融发展所带来的收入溢出效应，从而贫困发生的概率有所提升。因此，在推进数字金融发展的同时，应着力提高金融服务的覆盖率和可得性，积极应对数字经济对就业市场的挑战，引导其成为脱贫攻坚的重要支撑。

关键词：数字经济；数字鸿沟；多维贫困；就业；溢出效应

中图分类号：F124.3; F832 **文献标识码：**A **文章编号：**

一、引言

如何消除贫困是人类社会发展过程中面临的重要难题之一。近年来，国际组织将“多维贫困”作为贫困识别和评估的新标准。我国虽未明确公布多维扶贫标准，但是在贫困治理实践中，政府出台的一系列扶贫政策和反贫困措施贯穿着“多维治理”的理念，即从多视角探究致贫因素，从多维度展开攻坚实践，不断丰富和拓展中国特色扶贫开发道路（陈宗胜，2018^[1]）。2011年中共中央、国务院印发《中国农村扶贫开发纲要（2011-2020年）》（国发〔2011〕23号），首次提出到2020年稳定实现“两不愁”和“三保障”的总体目标。这标志着政府减贫工作进入了多维扶贫阶段（沈扬扬等，2018^[2]）。2015年中共中央、国务院印发《关于打赢脱贫攻坚战的决定》，明确提出，到2020年在现行标准下实现贫困人口全面脱贫，总体目标涵盖了生活质量、收入、教育、医疗、住房等多维目标。2016年国务院印发《“十三五”脱贫攻坚规划》（国发〔2016〕64号），进一步明确了通过就业、教育、养老、医疗以及社会保障等公共服务供给、产业发展、生态治理、科技创新等各领域配套政策措施开展专项扶贫，有效拓宽贫困治理路径，推进精准扶贫、精准脱贫，巩固和提升脱贫成效。2018年中共中央、国务院进一步出台了《关于打赢脱贫攻坚战三年行动的指导意见》，政策上环环相扣、层层递进，不断完善国家贫困治理战略

* 何宗樾，北京工业大学经济与管理学院；张勋（通讯作者），北京师范大学统计学院金融统计系，北京大学数字金融研究中心，电子邮箱：zhangxun@bnu.edu.cn。万广华，复旦大学世界经济研究所。作者感谢国家自然科学基金（重点项目批准号：71833003，青年项目批准号：71703088）和北京大学数字金融研究中心课题的资助，感谢张欣博士在中国家庭追踪调查数据上的支持。本文文责自负。

布局，为世界减贫实践提供了丰富的可鉴经验。

作为公共服务供给的一个重要组成成分，以互联网所推动的数字经济的发展，对居民经济行为的影响是巨大和深远的。在脱贫战役中，普惠金融是一个重要目标。近年来，以支付宝、微信支付为代表的数字金融产业的兴起，使得中国居民的经济金融服务的可获得性显著增强，特别是对于原本受到金融排斥、信贷歧视的群体而言，这将数字金融的普惠性特征充分发挥，使得数字金融发展在脱贫战役中扮演重要角色。相较于传统金融服务，数字金融的发展更有利于发挥金融的基础功能，让更多的人以合理的成本获取更加公平的金融服务，拓宽其投融资渠道；同时，有助于优化资产配置效率，实现金融风险分散和风险规避，促进其经济收益的提升。因此，数字金融的出现极大地提高了金融服务的可得性和普惠性，为普惠金融问题的解决提供了新的契机。2019年，中共中央、国务院印发《数字乡村发展战略纲要》，指出进一步解放和发展数字化生产力，积极探索数字扶贫：着力发挥信息技术创新的扩散效应、信息和知识的溢出效应、数字技术释放的普惠效应；着力弥合城乡“数字鸿沟”。可以说，数字金融发展是大势所趋，为国家脱贫攻坚战略提供了新的思路和助力。

然而，数字金融发展在脱贫战役中的角色可能远比想象中复杂。一方面，如前文所言，数字金融深刻改变了金融的触达能力和便捷性，具备更加包容的发展特性。但另一方面，数字金融发展所带来的普惠性，前提是居民必须能够接触到互联网。如果居民接触不到互联网，那么数字金融发展所带来的益处可能就无从体现。而处于贫困线以下及贫困线附近的居民，恰恰有可能由于其本身经济水平的问题，无法接触到互联网，从而也无法享受到数字金融发展的益处，使得数字金融发展出现了“互联网”偏向，使得居民之间产生了数字鸿沟，从而不利于居民脱贫，甚至有可能加深多维贫困。

因此，对数字金融发展与居民多维贫困之间关系的研究极为关键而紧迫。遗憾的是，我们发现虽然对于传统金融与贫困的关系已有大量文献进行了探讨，但是关于数字金融与贫困的系统性研究却严重缺乏，特别是在微观层面。目前相关研究中大多是基于宏观层面数据的关系探讨（罗延锦和茶洪旺，2018^[3]），或者限定于在某一特定区域展开研究（杨艳林和付晨玉，2019^[4]）。本文试图弥补这一缺憾。本文首次利用中国数字普惠金融发展指数和中国家庭追踪调查（CFPS）的匹配数据，通过克服内生性的工具变量估计，探讨了数字经济发展对家庭多维贫困的影响。然而，与预期相违背的是，本文的初步研究发现数字金融发展提升了贫困发生的概率，也加深了多维贫困的程度。不过，进一步研究表明，数字金融发展可能存在结构性问题：数字金融发展给能够接触到互联网的居民所带来的便利以及所产生的机会，挤占了未能接触到互联网的居民原先所可能获得的资源，使得居民之间产生了数字鸿沟，这种数字鸿沟使得位于贫困线附近的居民由于数字金融的发展而愈加贫困。观察背后机制，我们发现数字金融发展主要导致了面临“数字劣势”的贫困居民失业概率的提升。从异质性分析来看，城镇居民、女性以及中老年人等特定群体，若无法接触互联网，不仅会由于数字金融的发展被挤占就业机会，也无法获得数字金融发展所带来的收入溢出效应，从而贫困发生的概率有所提升。因此，在推进数字金融发展的同时，应着力提高金融服务的覆盖率和可得性，积极应对数字经济对就业市场的挑战，引导其成为脱贫攻坚的重要支撑。

本文其余内容安排如下：第二部分对相关文献进行评述；第三部分介绍数字经济在中国的发展现状；第四部分进行实证策略的设计以及数据的说明；第五部分报告实证估计结果；第六部分探讨数字鸿沟影响贫困背后的机制；第七部分为本文结论。

二、文献评述

随着对贫困认识的不断深化，贫困概念的界定从收入维度，逐步转向能力贫困、权利贫困，再到目前的知识贫困，其内涵与边界在不断地深入和拓展。Sen (1976)^[5]提出了“能力贫困”的概念，认为基本能力和权利被剥夺是家庭贫困的根本原因，2001年他进一步提出了以能力方法为标准定义贫困的多维贫困理论。联合国开发计划署 (UNDP) 界定了“权利贫困”，权利贫困涵盖了个体在政治、文化、经济、社会等方面权利缺乏导致的贫困。这一概念不仅考虑到了个体生理的因素，还考虑到了社会、文化、环境和心理等因素，是对收入贫困内涵的进一步探索。胡鞍钢和李春波 (2001)^[6]提出了知识贫困的概念，认为知识鸿沟是对未能获得有效知识、信息和通信资源的个体或群体的“知识剥夺”。

目前国内外关于贫困的研究，其中一个重要方向是贫困的识别，家庭或个体在收入水平 (王春超和叶琴, 2014^[7])、就业机会 (郭熙保和周强, 2016^[8])、生活质量 (王小林和 Alkire, 2009^[9])、教育与健康水平 (Alkire 和 Housseini, 2014^[10]) 等方面的缺失都被纳入贫困的多维特征。另一类研究集中讨论致贫因素。在宏观层面上，主要考察经济发展、产业结构 (汪三贵和胡联, 2014^[11])、制度因素 (郭熙保和周强, 2016^[8])、金融市场 (崔艳娟和孙刚, 2012^[12])、空间区位 (马振邦等, 2018^[13])、生态环境 (帅传敏等, 2017^[14]) 等方面的致贫因素。在微观层面，则重点关注个体禀赋、资源禀赋的异质性对家庭或特定群体贫困的影响。在此基础上，国内外研究者进一步探讨了减贫政策与途径。传统的经济学理论认为经济增长是缓解贫困的关键性因素，贫困群体能够从经济增长的“涓流效应”中获益。此外，宏观政策对贫困治理也发挥了积极的影响，特别是政府救助政策 (卢盛峰和卢洪友, 2018^[15])、基础设施建设 (高颖和李善同, 2006^[16]) 以及政府基本公共服务 (刘穷志, 2007^[17])。

作为互联网与金融的结合体，数字金融本身也具有金融的属性。金融市场可以降低交易的搜寻成本，增加居民投融资渠道，实现家庭风险分散和风险转移，从而影响家庭贫困 (崔艳娟和孙刚, 2012^[12])。金融发展的过程中，普惠金融是一个重要目标，对减贫也有重要作用。杨艳林和付晨玉 (2019)^[4]从个体贫困视角，探讨了中国农村普惠金融发展的减贫效应。研究表明，农村普惠金融通过提高贫困个体的收入、间接改善了贫困的状态。事实上，贫困群体通常难以借助教育、信息扩散、知识外溢等效应来提升其经济能力，以至于人力资本积累极低、缺乏应对风险和不确定性的能力、无法从技术创新行为中获利。此时，如果金融没有普惠性，那么未能触及的群体不仅无法从中获益，而且脱贫的机会可能还会挤占。

以往文献认为数字金融具有普惠特征，不过这些文献基本上都是描述性的，有赖于经验证据的验证。李继尊 (2015)^[18]认为，近年来由电子商务和通信技术的快速发展所推动的中国互联网金融，可以降低传统金融对物理网点的依赖，具有更强的地理穿透性和低成本优势，因此可以推动普惠金融。焦瑾璞 (2014)^[19]也指出，移动互联网的普及为广大欠发达地区提供普惠金融服务创造了条件，尤其是数字货币在增加金融服务覆盖面、降低服务成本等方面发挥了重要作用 (焦瑾璞等, 2015^[20])，从而有助于优化金融资产配置，改善中小企业的融资状况，在促进金融稳定的同时实现整体盈利水平的提高 (王颖和陆磊, 2012^[21])。因此，随着互联网基础设施的发展使得鸿沟缩小、应用覆盖性增强，也触发了互联网红利的差异 (邱泽奇等, 2016^[22])。在数据方面，北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团利用蚂蚁金服的交易账户数据，编制了 2011-2018 年多个

行政层次的中国数字普惠金融发展指数，结果显示数字金融是实现低成本、广覆盖和可持续的包容性金融的重要模式，为经济落后地区实现经济赶超提供了可能（北京大学数字金融研究中心课题组，2019^[23]）。

如果数字金融具有普惠性，那么我们预期数字金融可以起到减贫作用。然而，评估数字金融的减贫作用的文献是缺失的，这也是本文试图弥补的空缺。有两支文献与本文的研究更为密切相关。

第一支文献是评估数字金融发展的经济效应的文献。Kapoor（2013）^[24]发现数字金融可以促进经济增长。宋晓玲（2017）^[25]利用中国数字普惠金融发展指数，发现数字金融的发展有助于缩小城乡收入差距。谢绚丽等（2018）^[26]等同样利用该指数，结合区域层面的企业创新数据，证实了数字金融的发展促进了企业创新。黄益平和黄卓（2018）^[27]系统性回顾了中国数字金融的发展历程，并对数字金融的未来进行了展望。易行健和周丽（2018）^[28]发现数字金融的发展通过提升支付便利性和缓解流动性约束两个方面促进了居民消费。可以看出，对于数字金融与家庭贫困的关系，文献并没有给出答案。

第二支文献研究了互联网和数字经济的减贫效应。数字金融的普惠性特征很大程度上依赖于互联网，因而数字金融的减贫效应也与互联网的可触达性密切相关。Toffler（1990）^[29]研究了数字经济的发展导致信息、网络技术的拥有程度、应用程度以及创新能力的差别，进而造成信息落差和贫富进一步呈两级分化的趋势。胡鞍钢和周绍杰（2002）^[6]利用主成分分析方法分析了不同因素对国际互联网普及的影响。结果显示，数字鸿沟的扩大伴随着全球贫困差距的扩大。罗延锦和茶洪旺（2018）^[3]基于省级面板数据，实证分析了数字鸿沟与贫困正向相关关系，研究表明，有61.6%的贫困指数变化可以通过数字鸿沟指数的变化来解释。数字金融，按照其“数字+金融”的定义，或许能为居民减贫提供新的思路。

基于以上讨论，本文力图在以下几个方面有所创新：

第一，在互联网革命和数字经济发展的背景下，首次利用由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的中国数字普惠金融指数，研究数字金融的发展与家庭贫困的关系，全面、综合评估中国数字金融发展的经济效应。

第二，将中国数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查数据（CFPS）相结合，从微观层面考察数字金融对家庭贫困的影响，丰富关于数字金融的经济效应的微观机制的探讨。

第三，进一步地，挖掘数字金融发展影响家庭贫困的背后机制和异质性，丰富关于贫困决定因素的文献。

三、数字金融在中国的发展

在展开实证分析之前，有必要了解中国数字金融的发展概况。中国数字金融起步于公益性小额信贷，后来扩展为支付、信贷等多业务的综合金融服务，并由于网络和移动通讯等技术的广泛应用而得到长足发展。中国数字金融的发展极大地提高了金融服务的可得性和便利性，特别是对于原先无法接触到金融的群体来说。尽管中国的传统金融也发展迅速，但由于数字金融的触达性更广，使得大部分拥有手机或接触互联网的居民都能享受到数字金融带来的便利，这推动了中国普惠金融的发展。

我们使用中国数字普惠金融指数来描述中国数字金融的发展概况。该指数采用了蚂蚁金服的交易账户大数据，由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制（北京大学数字金融研究中心课题组，2019^[23]），具有相当的代表性和可靠性。^①近年来已有一些权威研究利用该指数分析了中国数字金融发展程度及其经济效应，如谢绚丽等（2018）^[26]以及易行健和周丽（2018）^[28]等。

表1列出了中国数字普惠金融指数的构建指标。可以看出，该指数包括了覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个方面。覆盖广度主要通过电子账户数（如互联网支付账号及其绑定的银行账户数）等来体现；使用深度依据实际使用互联网金融服务的情况来衡量，包括支付业务、信贷业务、保险业务、投资业务和征信业务等，既用实际使用人数，也用人均交易笔数和人均交易金额来衡量使用情况；在数字服务支持方面，便利性和成本高低是影响用户使用金融服务的主要因素。

在具体构建数字普惠金融指数时，北京大学数字金融研究中心课题组（2019）^[23]首先通过基于指标无量纲化方法，将二级维度之下的各项具体指标进行标准化处理，形成可比的指标；紧接着，利用层次分析法（Analytic Hierarchy Process, AHP），确定中间各层级相对其上一层级的权重大小，再利用变异系数法求最下层（即各具体指标）对其上一层的权重大小；最后，利用这些权重进行指数合成，形成覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度的发展指数。接着再通过指标无量纲化方法，以及最后总体的中国数字普惠金融指数。

表1 数字普惠金融指标体系

一级维度	二级维度	具体指标		
覆盖广度	账户覆盖率	每万人拥有支付宝账号数量		
		支付宝绑卡用户比例		
		平均每个支付宝账号绑定银行卡数		
使用深度	支付业务	人均支付笔数		
		人均支付金额		
		高频度（年活跃50次及以上）活跃用户数占年活跃1次及以上比		
	货币基金	人均余额宝笔数		
		人均余额宝金额		
	信贷业务	对个人用户	每万支付宝成年用户中有互联网消费贷的用户数	
			人均贷款笔数	
			人均贷款金额	
		小微经营者	每万支付宝成年用户中有互联网小微经营贷的用户数	
			小微经营者户均贷款笔数	
			小微经营者平均贷款金额	
	保险业务	每万人支付宝用户中被保险用户数		
		人均保险笔数		
		人均保险金额		
	投资业务	每万人支付宝用户中参与互联网投资理财人数		

^① 蚂蚁金服的交易账户数据为通常意义上的支付宝账户数据，另外一个大数据来源是腾讯集团旗下的微信支付账户数据。然而，后者不可得。

		人均投资笔数
		人均投资金额
	征信业务	每万支付宝用户中使用基于信用的生活服务人数（包括金融、住宿、出行、社交等）
		自然人征信人均调用次数
数字支持 服务程度	便利性	移动支付笔数占比
		移动支付金额占比
	金融服务成本	小微经营者平均贷款利率
		个人平均贷款利率

注：资料来自北京大学数字金融研究中心课题组（2019）。

表 2 报告了北京大学数字金融研究中心课题组（2019）^[23]所构建得到的 2011 年和 2018 年各省的数字普惠金融指数值。从 2011 年到 2018 年，全国平均数字普惠金融指数从 2011 年的 40.00 上升到 2018 年的 300.21，各省的指数也均有较大幅度的增长，表明中国的数字金融经历了快速发展。但是，地区和省际间差异也比较明显，东部发展程度最高，中部次之，西部最低。不过，从近几年的增长速度来看，西部和中部地区的发展明显加快。落后地区的数字金融可得性显著提升，这表明我国的数字金融发展带来了普惠金融。不过，这种普惠性最终能否起到降低家庭多维贫困的效果，还有赖于下文的实证分析。

表 2 中国数字金融的发展

省份	数字普惠金融指数		省份	数字普惠金融指数	
	2011	2018		2011	2018
全国（平均）	40.00	300.21	河南	28.40	295.76
北京	79.41	368.54	湖北	39.82	319.48
天津	60.58	316.88	湖南	32.68	286.81
河北	32.42	282.77	广东	69.48	331.92
山西	33.41	283.65	广西	33.89	289.25
内蒙古	28.89	271.57	海南	45.56	309.72
辽宁	43.29	290.95	重庆	41.89	301.53
吉林	24.51	276.08	四川	40.16	294.30
黑龙江	33.58	274.73	贵州	18.47	276.91
上海	80.19	377.73	云南	24.91	285.79
江苏	62.08	334.02	西藏	16.22	274.33
浙江	77.39	357.45	陕西	40.96	295.95
安徽	33.07	303.83	甘肃	18.84	266.82
福建	61.76	334.44	青海	18.33	263.12
江西	29.74	296.23	宁夏	31.31	272.92
山东	38.55	301.13	新疆	20.34	271.84

注：数据来源于北京大学数字金融研究中心课题组（2019），下同。

四、实证策略和数据

(一) 实证模型设定：数字金融与多维贫困

为了探讨数字金融发展与家庭的多维贫困状态的关系，我们首先建立两者的关系的实证模型。用 I_{ijt} 表示第 t 年 j 市 i 家庭是否处于多维贫困状态的虚拟变量，处于多维贫困状态则取值为1，家庭所在地区的数字金融发展程度用 $DF_{j,t}$ 表示，我们可以得到如下实证模型：

$$I_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 DF_{j,t} + \gamma_2' X_{ijt} + \phi_i + \varphi_t + u_{ijt} \quad (4.1)$$

在模型(4.1)中， X_{ijt} 表示户主个人、家庭以及家庭所在地区的控制变量， ϕ_i 表示家庭固定效应， φ_t 表示年份固定效应， u_{ijt} 为随机扰动项。由于我们分析的是地区层面的数字金融发展与家庭多维贫困的关系，为了避免地区内部家庭之间的相关性对模型估计结果的影响，我们将标准误聚类(Cluster)到地区层面。这样一来， γ_1 衡量了数字金融的发展对家庭多维贫困状态的总体影响。

理论上，还有很多因素会影响家庭贫困，这意味着我们需要在模型中控制一系列与贫困相关的变量。这些变量主要包括户主层面、家庭层面以及地区层面的因素。在户主层面，我们意图控制户主的性别、年龄、教育年限、政治面貌和婚姻状况等影响家庭贫困的变量。然而，由于我们控制了家庭层面的固定效应，加上户主的性别、教育年限和政治面貌等变量的观察值几乎随时间不变，所以这些变量的系数难以估计。此外，由于户主的年龄可以表示为家庭固定效应和时间固定效应的线性组合，其系数也无法估计。为了缓解遗漏变量偏误，参考 Zhang 等(2017)^[30]，我们控制了年龄的平方项。在家庭整体层面，我们控制了家庭规模、家庭中的少儿(16岁以下)人数比例和老年(60岁以上)人数比例即通常意义上的人口抚养比，人口抚养比越高，家庭负担越重，贫困程度可能越深。进一步地，为了区分数字金融和传统金融对家庭收入的不同影响，我们还引入了家庭层面的银行存款规模作为传统金融发展程度的代理变量。地区层面上，所在的村、镇或居委的总人口和经济状况被纳入考虑，这是影响家庭贫困状态的重要宏观变量。我们会依次加入家庭户主层面、家庭整体层面和地区层面的影响因素，以验证关键解释变量(数字金融的发展)估计值的稳定性。

(二) 多维贫困指数的构建

关于多维贫困指数的构建方法，Alkire 和 Foster(2011)^[31]提供了一个经典的分析框架，对多维贫困进行测度和分解。我们参考该框架，构建了反映多维贫困状态变量的指标，该指标既能反映个体福利的被剥夺情况，也可以从能力视角反映个体能力的被剥夺情况，具体表达式如下：

$$I(x_{ij}^t, w_j, z_j, k) = I(c_i^t \geq k) = I\left[\left(\sum_{j=1}^d g_{ij}^t(z)\right) \geq k\right]$$

(4.2)

在表达式(4.2)中， k 为维度，指标 I 即反映了个体是否处于 k 维贫困状态的指示函数：若个体在 k (及以上)个维度上处于贫困状态(即 $c_i^t \geq k$ ，其中 c_i^t 为个体 i 在多个维度上的

贫困状态的指示函数的加总值), 则有 $I = 1$, 否则 $I = 0$, 表示个体 i 不处于 k 维贫困状态。本文按照通行的做法, 考察 $k = 3$ 时的多维贫困状态。

在衡量个体是否在不同维度上处于贫困状态时, 根据(4.2), x_{ij}^t 表示第 t 年 i 个体 j 指标的取值, w_j 为指标权重, z_j 为指标 j 的被剥夺临界值, 从而 $g_{ij}^t(z)$ 为单个贫困维度的指示函数, 如果 $x_{ij}^t < z$, 则设定 $g_{ij}^t(z) = 1$, 表示个体在第 j 项指标这一维度上处于贫困状态, 否则不处于贫困状态。表 3 为构建多维贫困指标的不同维度的构成情况, 可以看出, 不同于早期以收入来衡量贫困的单一指标, 多维贫困指标包括了教育、健康、保险、就业、生活质量和资产等多个维度 (郭熙保和周强, 2016^[8]; 周强和张全红, 2017^[32]; 沈扬扬等, 2018^[33]), 可以更加全面地反映家庭的贫困状况。

表 3 多维贫困指标的构成

贫困维度	指标	指标解释	临界值
教育	人均受教育水平	家庭 16 岁以上成员的平均受教育年限	6 年
健康	自评健康	家庭成员中不健康人口的比例	100%
保险	医疗保险	家庭成员未参加医疗保险的比例	100%
就业	就业状态	家庭成年劳动力失业的比例	100%
收入	人均收入	家庭成员人均年纯收入 (2010 年为基期)	2300 元
生活质量	做饭燃料	清洁燃料可得性	1=不可得 0=可得
	饮用水	清洁水源可得性	
资产	住房	从政府、单位获得住房, 或已购买住房	

注: 劳动力在本文中界定为 16-60 岁具有劳动能力的个体。

(三) 内生性考量

我们利用表达式(4.2)所构建的多维贫困指标, 结合模型(4.1), 来估计数字金融的发展对家庭的多维贫困状态的总体影响。不过, 上述模型有可能遭遇遗漏变量和内生性问题。比如, 不同家庭对新事物/风险的接受程度往往有差别, 这不但影响数字金融的发展, 也影响家庭贫困状况, 而且这类因素很难被度量。为了尽可能克服由第三方因素导致的内生性问题, 我们利用数据的家庭面板特征, 构建固定效应模型, 控制那些不随时间变化的家庭层面的遗漏变量, 减少对估计结果造成的影响。

反向因果也有可能存在, 因为贫困的缓解、家庭收入的提升以至于区域经济的发展, 或许会使互联网朝着更便利与低成本的方向进步, 进而促进数字金融的发展。因此, 我们采用工具变量估计方法。我们所选取的工具变量为利用地理信息系统 (GIS) 所计算得到的距离类型的变量, 分别是家庭所在地区与杭州的球面距离, 以及家庭所在地区与省会的球面距离。这两类工具变量与本地区的数字金融发展程度显然具备相关性: 众所周知, 以支付宝为代表的数字金融的发展在杭州起源, 因此杭州的数字金融发展应处于领先位置, 可以预期, 在地理上距离杭州越近, 数字金融的发展程度应越好; 此外, 省会通常是一个省的经济中心, 也应是数字金融发展中心, 距离省会城市越近, 数字金融的发展也应越好。因此, 这二个指标与数字金融发展紧密相关。

其次, 我们还必须说明这两个距离变量的外生性, 即不会通过一些遗漏变量 (Omitted Variables), 特别是经济发展水平, 从而影响家庭贫困, 从而满足排他性约束 (Exclusion Restriction)。首先, 杭州仅仅是中国经济发展的重要城市之一, 因此, 与杭

州的距离越小并不意味着经济发展水平越高；其次，与省会距离较近的地区，一般也都是经济上比较发达的地区。对于这一问题，我们解决的办法是：利用家庭调查数据，控制所在的村、镇或居委的一些经济发展指标（见上面讨论），尽可能地减少遗漏变量，从而切断地理距离与家庭多维贫困之间可能产生的联系。我们认为，在控制了这些变量之后，地理距离变量更加外生。

（四）数据

为了利用(4.2)估算家庭的多维贫困状态，以及估计模型(4.1)，我们使用三方面的数据。

第一部分数据来自北京大学数字普惠金融指数（北京大学数字金融研究中心课题组，2019）^[23]。北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团利用蚂蚁金服的交易账户数据，编制了北京大学数字普惠金融指数。指数的空间跨度包含省级、城市和县域三个层级，时间跨度覆盖 2011 年至 2018 年，并在总指数基础上，从不同维度细分数字普惠金融指数，如覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度，以及支付、保险、货币基金、征信、投资、信贷等业务分类指数。考虑到指数测度的精确性，我们最终选用城市层面的数字普惠金融发展指数及其子指标进行分析。

第二部分数据为工具变量数据，如前文所说，为家庭所在地区与杭州的球面距离以及家庭所在地区与省会的球面距离，这些数据通过地理信息系统计算后获得。

第三部分数据来自北京大学中国社会科学调查中心执行的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据。该调查自 2010 年正式展开访问后，每两年进行一次跟踪调查，通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，反映中国社会经济和人口教育的变迁。CFPS 调查问卷分为社区问卷、家庭问卷、成人问卷和少儿问卷四种主体问卷形式，覆盖 25 个省/市/自治区的 162 个县，目标样本规模为 16000 户，调查的对象包含了样本家庭中的全部成员。本文研究中国数字金融发展对家庭多维贫困的影响，并通过成人问卷、家庭问卷和社区问卷等三个层面考虑影响贫困的相关因素。

本文按照通行的方法对家庭数据进行处理：（1）我们直接删除了无法识别的样本，如社区编码、家庭编码、个体编码、城乡编码、省份编码等标识变量缺失的样本；（2）通过家庭主事者和财务回答人来识别户主身份，作为家庭的代表性个体，保留户主年龄在 16 岁以上的家庭。

在此基础上，我们将这三部分数据按照家庭所在城市和时间进行数据匹配。这样的匹配有助于我们较为精准地识别数字金融发展对家庭贫困的影响，而不仅仅是粗略地从宏观层面考察地区数字金融与贫困的关系。结合两组数据的共同时间区间，我们最终选定的样本区间为 2012、2014 和 2016 年的家庭数据以及与之相对应的数字普惠金融发展指数。最后，我们仅保留三年均进入调查的样本数据，以便在时间维度上考察贫困的状态与深度。表 4 报告了相关变量的统计性描述。

表 4 变量的描述性统计

变量	样本量	2012		2016		
		均值	标准差	样本量	均值	标准差
多维贫困状态	5330	0.237	0.425	5330	0.200	0.400
多维贫困深度	5330	0.172	0.161	5330	0.156	0.155
数字金融发展指数	5330	91.658	20.413	5330	232.659	30.800

户主性别	5330	0.751	0.432	5330	0.751	0.432
户主年龄	5330	52.737	11.738	5330	56.780	11.723
婚姻状况（有配偶=1）	5330	0.894	0.308	5330	0.877	0.328
家庭规模	5330	3.901	1.796	5330	3.830	1.878
少儿比例	5330	0.138	0.162	5330	0.128	0.157
老年人比例	5330	0.124	0.256	5330	0.179	0.302
家庭存款	5330	8.206	2.705	5330	6.520	4.887
村/居经济状况	5330	4.398	1.091	5330	4.398	1.091
村/居人口状况	5330	3943.155	4451.048	5330	4117.405	5060.809
城乡虚拟变量	5330	0.430	0.495	5330	0.457	0.498

家庭多维贫困状况

多维贫困变量以家庭为单位，直接来自 CFPS 数据库中的家庭问卷，包括受教育程度、健康水平、医疗保险、就业状态、生活质量和家庭资产等多个维度的贫困状态，本文基于 A-F 指标法来构建家庭贫困指标。从表 3 中可以看出，2016 年我国多维贫困发生率约为 0.200，比 2012 年多维贫困发生率 0.237 略有下降。我们关心数字金融的发展能否带来多维贫困发生率和发生程度的下降。

数字金融

数字金融的发展直接采用市级层面的中国数字普惠金融发展指数进行衡量。表 3 显示，数字金融发展指数的样本均值从 2012 年的 91.658 上升到 2016 年的 232.659，发展速度很快。

其他变量

本文使用的其他影响家庭多维贫困的变量可在以下三类问卷中找到。其中，户主性别、年龄和婚姻状况等变量可在成人问卷中找到；家庭人口规模、家庭中的少儿（16 岁以下）人数比例和老年（60 岁以上）人数比例、家庭存款规模等可在家庭问卷和家庭关系问卷中找到；村/居经济状况、人口状况可在社区问卷中找到。

五、数字金融与多维贫困：基准分析

接下来，我们将分析数字金融的发展与多维贫困的关系。在基准分析之后，我们将进行内生性和测量误差方面的稳健性分析。在第五部分中，我们将着重探讨数字金融影响多维贫困的背后机制。

（一）数字金融与多维贫困状态

首先，我们根据模型(4.1)的线性最小二乘回归。在所有回归中，我们均加入了家庭和时间双重固定效应。同时，考虑到残差在城市内部存在相关性，因此，参照标准的处理方法，我们将稳健标准误聚类（Cluster）到市级层面。表 4 报告了数字金融发展与多维贫困状态的基准回归结果。

表 4 数字金融与多维贫困状态：基准回归

因变量：	(1)	(2)	(3)	(4)
------	-----	-----	-----	-----

多维贫困状态				
数字金融发展	0.0771*	0.0680	0.0758*	0.0777*
	(0.0420)	(0.0424)	(0.0408)	(0.0407)
户主年龄 ²		0.000169**	4.53e-05	4.52e-05
		(8.02e-05)	(7.80e-05)	(7.77e-05)
婚姻状况		-0.0390	-0.0462*	-0.0469*
		(0.0265)	(0.0271)	(0.0274)
家庭规模			-0.0310***	-0.0311***
			(0.00439)	(0.00438)
少儿比例			0.205***	0.205***
			(0.0495)	(0.0496)
老年人比例			0.265***	0.265***
			(0.0297)	(0.0298)
家庭存款			-0.00206**	-0.00206**
			(0.000989)	(0.000987)
村/居经济状况				-0.0376
				(0.0375)
村/居人口状况				0.0233
				(0.0322)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	15,990	15,990	15,990	15,990
R 方	0.004	0.006	0.030	0.030

注：1) 括号内为稳健标准误，且在市级层面聚类（Cluster）；

2) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

在表 4 的第(1)列中，我们只考虑了数字金融发展与家庭多维贫困状态的单变量关系。在第(2)到(4)列，我们逐步控制了户主特征、家庭整体特征和所在地区的经济特征。我们意外地发现，数字金融发展的系数在大多数回归中均显著为正，表明从整体而言，数字金融发展加剧了家庭贫困的发生。通常，互联网的普惠以及信息基础设施的搭建，使得弱势社会经济群体获得更多的服务和赋能，极大缩小了与市场的距离；另一方面，基于数字和技术驱动的信用体系，为弱势群体提供了金融基础设施，可以放松家庭面临的信贷约束。但是，我们的研究却发现，数字金融的发展加剧了贫困。这不得不令人深思，究竟是数字金融本身的发展滞后，还是数字金融的发展存在结构性问题？我们在接下来的篇幅中将做进一步分析。

（二）内生性讨论

在探讨数字金融加剧家庭贫困的原因之前，我们先对两者的关系进行一系列稳健性分析。首先，如前文所述，数字金融与家庭多维贫困之间的关系可能受到内生性的影响，从而导致估计系数的偏误。因此，我们采用工具变量估计方法，以保证我们所识别的相关关系也是因果关系。我们选取的工具变量是所在城市到杭州的距离和所在城市到所在省省会的距离。这两个工具变量在相关性和外生性上都是城市数字金融发展的合意工具变量。不过，在估计之前，有一点必须指出：模型(3.1)中的内生变量，即数字金融发展是随年份变化的变量，但我们所选取的工具变量并不是随时间变化的，这使得通常的第二阶段估计失效。因此，我们将工具变量与全国层面相应的数字金融发展指数的均值进

行交互，作为新的具有时间变化效应的工具变量。

我们首先从统计学的角度检验了两者的相关性。在表 5 中，我们报告了第一阶段的回归结果。很明显，这两类距离的工具变量都与数字金融发展显著负相关，意味着离数字金融发展中心越远，数字金融的发展水平越低。这是符合预期的。

表 5 数字金融与多维贫困状态：第一阶段回归

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融发展				
城市到杭州的球面距离	-0.0735***	-0.0732***	-0.0733***	-0.0733***
×全国数字金融发展均值	(0.0186)	(0.0186)	(0.0186)	(0.0186)
城市到省会的球面距离	-0.0141***	-0.0140***	-0.0140***	-0.0141***
×全国数字金融发展均值	(0.00314)	(0.00310)	(0.00310)	(0.00309)
户主年龄 ²		5.30e-05*	5.73e-05*	5.65e-05*
		(2.97e-05)	(2.96e-05)	(2.94e-05)
婚姻状况		0.000417	0.000453	0.00170
		(0.00563)	(0.00577)	(0.00604)
家庭规模			0.00129	0.00136
			(0.000905)	(0.000893)
少儿比例			-0.0112	-0.0107
			(0.00904)	(0.00898)
老年人比例			-0.00734	-0.00755
			(0.00548)	(0.00554)
家庭存款			-0.000236	-0.000228
			(0.000299)	(0.000298)
村/居经济状况				0.0211
				(0.0257)
村/居人口状况				-0.0433**
				(0.0194)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	15,990	15,990	15,990	15,990
R 方	0.992	0.992	0.992	0.992

注：1) 括号内为稳健标准误，且在市级层面聚类 (Cluster)；

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 6 报告了采用工具变量估计的第二阶段回归结果。与表 4 一致，第(1)栏只考虑数字金融发展与多维贫困状态的单变量关系，在第(2)到(4)列，我们逐步控制了户主特征，家庭特征和所在地区的经济特征。我们首先考察工具变量的有效性。我们发现，首先，在所有的回归中，第一阶段的考虑异方差的弱工具变量检验 F 统计量均大于 10，表明工具变量满足相关性特征；其次，检验外生性的 Hansen 统计量的 p 值均大于 0.10，无法拒绝工具变量满足外生性的原假设。这两类检验联合说明了本文所选取的工具变量是有效的。

表 6 数字金融与多维贫困状态：工具变量回归

因变量：	(1)	(2)	(3)	(4)
------	-----	-----	-----	-----

多维贫困状态				
数字金融发展	0.167** (0.0670)	0.153** (0.0672)	0.151** (0.0674)	0.150** (0.0654)
户主年龄 ²		0.000155* (8.00e-05)	3.33e-05 (7.75e-05)	3.37e-05 (7.74e-05)
婚姻状况		-0.0392 (0.0264)	-0.0463* (0.0270)	-0.0470* (0.0273)
家庭规模			-0.0311*** (0.00436)	-0.0312*** (0.00435)
少儿比例			0.206*** (0.0490)	0.206*** (0.0491)
老年人比例			0.265*** (0.0298)	0.265*** (0.0298)
家庭存款			-0.00209** (0.000990)	-0.00209** (0.000987)
村/居经济状况				-0.0393 (0.0373)
村/居人口状况				0.0253 (0.0330)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	15,990	15,990	15,990	15,990
R 方	0.004	0.005	0.029	0.029
First stage F-stat	29.04	29.05	29.19	29.98
Hansen p value	0.977	0.952	0.786	0.803

注：1) 括号内为稳健标准误，且在市级层面聚类 (Cluster)；

2) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

从估计结果上看，我们依然发现数字金融的发展加剧了家庭贫困。此外，我们发现数字金融发展的估计系数更加显著，证实了估计结果的稳健性。不仅如此，数字金融发展的估计系数也有所扩大，但扩大程度不多（系数绝对值提升不到 1 倍），表明解释变量的测量误差程度较弱（Angrist 和 Pischke, 2009）^[34]。综上，我们的估计结果是稳健的，没有受到内生性的过多干扰。

考虑其他控制变量，我们发现家庭特征变量有助于解释家庭的多维贫困状态，其中，家庭规模与家庭贫困呈负相关，但是儿童抚养比和老年抚养比的提升会加剧家庭陷入贫困的可能性。家庭存款的系数显著为负，表明家庭资产具有一定的减贫效应。其他户主特征变量基本不显著，可能的原因在于这些变量在短期内不随时间变化或变化不大，在控制固定效应后不再显著。

（三）稳健性分析：数字金融与多维贫困程度

以上结果显示，数字金融发展加剧了多维贫困的发生，并且这一结果在考虑了可能的内生性之后依然存在。进一步地，我们还可以从多维贫困的程度的角度来探讨稳健性。除了多维贫困状况之外，Alkire 和 Foster (2011)^[31]还构建了多维贫困程度的指标 A ，该指标以家庭的平均被剥夺份额来衡量，具体表达式为：

$$A = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^t(z)$$

(5.1)

与(4.2)一致， $g_{ij}^t(z)$ 为单个贫困维度的指示函数， w_j 为指标权重，我们采用等权重方法进行赋权。这样一来， A 就衡量了以不同维度的贫困指标所构建的家庭平均贫困程度，也称多维贫困深度。在此基础上，我们考虑数字金融发展与家庭的多维贫困深度的关系，实证模型如下：

$$A_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 DF_{j,t} + \gamma_2' X_{ijt} + \phi_i + \varphi_t + u_{ijt} \quad (5.2)$$

模型(5.2)的设定与模型(4.2)一致，只是将被解释变量替换为多维贫困深度 A_{ijt} 。由此， γ_1 衡量了数字金融的发展对家庭多维贫困深度的影响。表7的估计结果显示，数字金融发展的指标依然是显著为正的，一方面表明我们的基准分析结果是稳健的，另一方面也意味着数字金融发展不仅提高了贫困发生的概率，还可能加深了多维贫困的程度。其他控制变量的系数也大致符合预期：家庭规模的作用仍为负，而抚养负担的影响依然显著为正。

表7 数字金融与多维贫困程度

因变量： 多维贫困深度	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融发展	0.0552** (0.0225)	0.0470** (0.0225)	0.0454** (0.0218)	0.0461** (0.0214)
户主年龄 ²		9.05e-05*** (2.75e-05)	2.65e-05 (2.44e-05)	2.61e-05 (2.43e-05)
婚姻状况		-0.00328 (0.00959)	-0.00772 (0.00954)	-0.00742 (0.00945)
家庭规模			-0.0157*** (0.00149)	-0.0157*** (0.00149)
少儿比例			0.0968*** (0.0123)	0.0970*** (0.0124)
老年人比例			0.144*** (0.00902)	0.144*** (0.00901)
家庭存款			-0.000971*** (0.000307)	-0.000964*** (0.000307)
村/居经济状况				-0.0178* (0.0105)
村/居人口状况				-0.00944 (0.0177)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	15,990	15,990	15,990	15,990
R方	0.007	0.010	0.079	0.079
First stage F-stat	29.04	29.05	29.19	29.98

Hansen p value	0.731	0.719	0.919	0.886
----------------	-------	-------	-------	-------

注：1) 括号内为稳健标准误，且在市级层面聚类（Cluster）；

2) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

六、背后机制：数字鸿沟与多维贫困

数字金融发展导致了贫困发生的概率提高，也加深了多维贫困的程度。这一发现似乎是反直觉的，也在一定程度上与近年来文献所论证的数字金融发展的诸多由普惠性所带来的经济效益（黄益平和黄卓，2018^[27]；谢绚丽等，2018^[26]；易行健和周丽，2019^[28]；张勋等，2019^[35]）相违背。这意味着我们必须对这一发现的背后原因进行分析，以更好地刻画和评估数字金融发展在中国经济增长中的作用。

（一）数字鸿沟是否存在？

如前文所言，数字金融发展之所以加剧了多维贫困，一种可能的原因是数字金融发展本身滞后。不过，发展滞后本身是一个总量问题，如果数字金融发展加剧贫困的原因的确是因为数字金融发展滞后，那么数字金融发展应该对全体居民都产生负面影响，但这与以往的研究完全矛盾。此外，中国的数字金融发展在全球处于领先地位是有目共睹的，把贫困的加剧归咎于数字金融发展滞后并不合理。

如果数字金融发展加剧贫困并不是由于数字金融发展的总量问题，意味着数字金融发展可能出现了结构性问题，特别是出现了对于原来处于贫困线附近的群体不利的结构性问题。如前文所言，数字金融原本所具有的普惠性，可以惠及到不同群体，使得不同群体都能够享受到金融服务的便利性。那么，是什么原因阻断了数字金融对这一部分群体的普惠性呢？

我们注意到，数字金融发展所带来的普惠性，前提是居民必须能够接触到互联网。如果居民接触不到互联网，那么数字金融发展所带来的益处可能就无从体现。而处于贫困线以下及贫困线附近的居民，恰恰有可能由于其本身经济水平的问题，无法接触到互联网，从而也无法享受到数字金融发展的益处。而数字金融发展给能够接触到互联网的居民所带来的便利以及所产生的机会，甚至会起到挤占了未能接触到互联网的居民原先所可能获得的资源的作用，使得数字金融发展出现了“互联网”偏向，使得居民之间产生了数字鸿沟，从而不利于居民脱贫，甚至有可能加深贫困。

基于这一逻辑，在表 8 中，我们按照能否接触到互联网，将家庭样本分为两个群体。为了避免选择性偏误，我们只保留在样本期间内一直可以接触到互联网以及一直没有接触互联网的家庭。表 8 的第(1)-(2)列为一直没有接触互联网，即处于“数字劣势”的家庭的估计结果，第(3)-(4)列则为一直能够接触互联网，即处于“数字优势”的家庭的估计结果。我们发现，数字金融对家庭多维贫困概率的提高效应主要来自于未能接触互联网的家庭，对于一直能够接触互联网的家庭，数字金融对贫困发生概率的影响为负，虽然并不显著，这证实了数字鸿沟的存在，表明能否接触到互联网的确是家庭脱贫的前提条件。

表 8 数字鸿沟与多维贫困

因变量：	互联网完全不可得		互联网完全可得	
多维贫困状态	(1)	(2)	(3)	(4)

数字金融发展	0.163*	0.152*	-0.0182	-0.0137
	(0.0868)	(0.0818)	(0.0396)	(0.0382)
户主年龄 ²	0.000242**	0.000150	6.20e-05	8.35e-05
	(0.000112)	(0.000106)	(9.64e-05)	(9.83e-05)
婚姻状况	-0.0445	-0.0568	0.00223	0.00138
	(0.0335)	(0.0347)	(0.00432)	(0.00823)
家庭规模		-0.0345***		0.00347
		(0.00496)		(0.00957)
少儿比例		0.252***		-0.0120
		(0.0621)		(0.0337)
老年人比例		0.306***		-0.0355*
		(0.0323)		(0.0204)
家庭存款		-0.00265**		-0.000241
		(0.00121)		(0.000820)
村/居经济状况		-0.0361		-0.0500
		(0.0441)		(0.0315)
村/居人口状况		0.0551		0.0152
		(0.0593)		(0.0216)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	11,853	11,853	1,125	1,125
R方	0.005	0.036	0.002	0.005
First stage F-stat	23.67	24.19	44	48.58
Hansen p value	0.622	0.851	0.911	0.963

注：1) 括号内为稳健标准误，且在市级层面聚类（Cluster）；

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

（二）数字鸿沟为什么带来了多维贫困？

在表 8 中我们发现，由于数字鸿沟的存在，数字金融的发展不能帮助那些未接触到互联网的家庭脱贫。更为严重的后果在于，数字金融非但不能帮助这些家庭脱贫，反而加剧了这些家庭的贫困程度，这可能意味着这些家庭的一些脱贫机会由于数字鸿沟而遭到了挤占和剥夺。那么，究竟是哪些脱贫机会遭到了挤占呢？本节进一步对此展开分析。

如前文所示，多维贫困由教育、健康、保险、就业、收入、生活质量和资产多维度构成，这也为我们进一步分析数字鸿沟所带来的多维贫困的背后机制提供了便利。在表 9 中，我们依次从这 7 个维度出发，分析数字鸿沟影响多维贫困的内在机制。我们将样本限制在面临数字鸿沟，即未接触互联网的家庭。我们发现，仅有代表就业维度的家庭成年劳动力就业状态以及代表收入维度的家庭人均收入的系数是显著的。其中，第(4)列显示，数字金融的发展带来了家庭成年劳动力就业的下降，这意味着数字金融的发展可能剥夺了这些家庭的就业机会。我们猜测这存在两方面的原因：首先，技术变革可能本身对劳动力市场就存在负向冲击（Acemoglu 等，2011）^[36]，这使得本身在这场技术变革中本身就存在数字鸿沟的群体处于更加不利的位置；其次，数字金融发展可能带给接触互联网的群体更多的信息优势，从而可能挤占了未接触互联网的群体的就业机会。这两方面的原因的综合造成了存在数字鸿沟的群体的就业机会下降。

表9 数字金融通过数字鸿沟影响多维贫困的内在机制

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
多维贫困维度	教育年限	医疗维度	保险维度	就业维度	家庭收入	生活维度	住房维度
数字金融发展	-0.127 (0.207)	-0.0334 (0.0402)	-0.00897 (0.0217)	-0.167** (0.0787)	1.084*** (0.284)	0.0377 (0.110)	-0.0481 (0.0873)
户主年龄 ²	0.000969*** (0.000248)	1.48e-05 (4.54e-05)	-4.38e-05 (3.97e-05)	-0.000395*** (7.79e-05)	0.000279 (0.000315)	-2.31e-05 (7.50e-05)	0.000101 (7.10e-05)
婚姻状况	0.0630 (0.0979)	0.0121 (0.0124)	-0.00976 (0.0161)	0.0435* (0.0249)	0.0532 (0.105)	0.0798** (0.0348)	-0.0480* (0.0288)
家庭规模	0.182*** (0.0173)	-0.00489*** (0.00119)	-0.00152 (0.00108)	0.0603*** (0.00561)	0.0242 (0.0183)	0.00501 (0.00361)	-0.00654** (0.00317)
少儿比例	-0.898*** (0.191)	-0.0146 (0.0120)	0.0108 (0.0171)	-0.406*** (0.0432)	-0.770*** (0.143)	-0.0577 (0.0452)	0.0593* (0.0341)
老年人比例	-1.020*** (0.106)	0.0794*** (0.0195)	0.0336*** (0.0130)	-0.636*** (0.0316)	-0.233*** (0.0740)	0.0277 (0.0305)	-0.00442 (0.0186)
家庭存款	0.00319 (0.00249)	-0.00110*** (0.000428)	-0.000393 (0.000456)	0.000365 (0.000951)	0.0202*** (0.00370)	-0.00334*** (0.00117)	0.000432 (0.000704)
村/居经济状况	0.00345 (0.131)	-0.00714 (0.0208)	-0.00940 (0.0123)	-0.00176 (0.0444)	0.0930 (0.150)	-0.0535 (0.0422)	0.0292 (0.0253)
村/居人口状况	0.209 (0.164)	0.0130 (0.0169)	-0.00483 (0.0317)	0.0306 (0.0419)	0.0827 (0.174)	-0.0291 (0.0619)	0.0161 (0.0445)
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	11,853	11,853	11,853	11,853	11,853	11,853	11,853
R方	0.182	0.009	0.007	0.143	0.060	0.015	0.003
First stage F-stat	24.19	24.19	24.19	24.19	24.19	24.19	24.19
Hansen p value	0.413	0.0306	0.124	0.563	0.948	0.689	0.155

注：1) 分析样本为面临数字鸿沟，即未接触互联网的家庭；

2) 括号内为稳健标准误，且在市级层面聚类 (Cluster)；

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

第(5)列的结果恰好相反，我们数字金融的发展尽管使得未接触互联网的群体失去了就业机会，却从总体上提升了这些家庭的人均收入。这两者并不必然矛盾，因为数字金融对贫困的影响可能存在群体间的异质性：数字金融的发展尽管可能会挤占一部分面临“数字劣势”的群体的就业机会，但可能可以带动另一部分面临“数字劣势”的群体的收入提升，只不过这种收入提升更可能是由接触互联网的群体受数字金融发展影响所产生的溢出效应，而非数字金融发展的直接效应。在下文中，我们将进一步进行群体间的异质性分析。

(三) 谁面临数字鸿沟？基于不同群体的异质性分析

以上研究表明，数字金融发展可能会挤占一部分居民的就业机会，也可能给另一部分居民带来收入上的溢出效应，这意味着我们需要进行不同群体的异质性分析，考察面临“数字劣势”的群体中，哪一类子群体更容易因为数字金融发展而被剥夺就业机会，哪一类群体又因为数字金融发展而提升收入。回答这一问题不仅具有理论意义，即使是在实践层面也是相当有价值的，因为这有利于在政策层面上实现“精准数字扶贫”。

1. 城乡异质性

首先，我们考察数字鸿沟的城乡异质性。中国城乡分割的现实使得城乡居民间不管在禀赋、收入还是机会上都有显著差别。为此，我们将样本按照常住地分为城乡两部分，考察数字金融发展的影响。

表 10 的分析表明，数字金融发展对面临“数字劣势”群体的影响的确具有城乡层面的异质性。首先，对于农村居民而言，数字金融的发展并没有挤占他们的就业机会，同时还给他们带来了收入溢出效应。观察现实，农村居民往往本身具有一定的禀赋，如土地，即使非农就业机会被挤占，也继续进行农业生产，因此就业状态不受影响。另一方面，数字金融发展还被证明能够带动那些能够接触互联网的群体的创新创业行为（谢绚丽等，2018）^[26]，因此可能会更多地从农村居民中采购原材料（如农产品），从而也能够提升农村居民的收入。这表明数字金融的发展具有相当强的渗透力，即使是在面临“数字劣势”的农村居民当中。这也说明数字金融发展并非一定会造成面临“数字劣势”的群体的处境的恶化，更多地可能是带来了社会分工的深化，使得不同群体根据他们的比较优势选择不同的社会角色。

其次，对于面临“数字劣势”的城镇居民而言，数字金融的发展一方面挤占了他们的就业机会，另一方面无法给他们带来收入上的溢出效应。因此，从政策层面上来看，我们要格外重点关注城镇地区的面临“数字劣势”的群体，因为数字金融的发展可能会导致这部分群体失业且无法增收，由此引发社会不稳定。进一步地，考虑到数字金融的作用不仅仅是提供就业，还可以带来与金融相关的一系列其他业务，如投资、保险、信贷等等，尽可能地缩小数字鸿沟对全社会来讲有相当可观的好处。

表 10 数字鸿沟的城乡异质性

因变量： 多维贫困状态	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村样本	城镇样本	农村样本	城镇样本
	就业机会		家庭收入	
数字金融发展	-0.148 (0.131)	-0.227*** (0.0657)	1.630*** (0.401)	0.100 (0.347)
户主年龄 ²	-0.000472*** (9.18e-05)	-5.05e-05 (0.000139)	0.000470 (0.000337)	-0.000593 (0.000448)
婚姻状况	0.0855*** (0.0328)	-0.0632* (0.0359)	0.105 (0.138)	0.0894 (0.118)
家庭规模	0.0538*** (0.00623)	0.102*** (0.0134)	0.0438** (0.0203)	-0.0509* (0.0302)
少儿比例	-0.372*** (0.0467)	-0.650*** (0.127)	-0.875*** (0.173)	-0.220 (0.296)
老年人比例	-0.704*** (0.0335)	-0.400*** (0.0569)	-0.261*** (0.0925)	-0.104 (0.151)
家庭存款	0.00103 (0.00111)	-0.00134 (0.00241)	0.0230*** (0.00434)	0.0141*** (0.00414)
村/居经济状况	-0.000129 (0.0518)	-0.0672 (0.0752)	0.109 (0.173)	0.0271 (0.272)
村/居人口状况	0.101 (0.0682)	-0.0568 (0.0449)	0.513* (0.283)	-0.267** (0.112)

家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	8,926	2,635	8,926	2,635
R 方	0.160	0.126	0.055	0.104
First stage F-stat	9.861	145.5	9.861	145.5
Hansen p value	0.859	0.222	0.983	0.327

注：1) 分析样本为面临数字鸿沟，即未接触互联网的家庭；
2) 括号内为稳健标准误，且在市级层面聚类 (Cluster)；
3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

2. 人口特征的异质性

我们进一步分析数字鸿沟在户主的人口特征层面的异质性。表 11 报告了按照性别划分的异质性分析结果。我们发现，在面临“数字劣势”时，女性群体一方面被挤占了更多的就业机会，另外一方面也无法从数字金融发展的溢出效应中获益。而男性群体的收入溢出效应则非常显著，表现出显著的性别异质性。这意味着我们要更加关注女性群体的数字扶贫问题。

表 11 数字鸿沟的性别异质性

因变量： 多维贫困状态	(1)	(2)	(3)	(4)
	女性样本	男性样本	女性样本	男性样本
	就业机会		家庭收入	
数字金融发展	-0.245** (0.107)	-0.146 (0.0922)	0.662 (0.407)	1.259*** (0.347)
户主年龄 ²	-0.000273** (0.000122)	-0.000425*** (8.88e-05)	0.000594 (0.000603)	0.000223 (0.000392)
婚姻状况	0.0574 (0.0352)	0.0220 (0.0339)	0.294* (0.162)	-0.0696 (0.132)
家庭规模	0.0780*** (0.0127)	0.0557*** (0.00573)	-0.0452 (0.0410)	0.0420** (0.0184)
少儿比例	-0.372*** (0.0977)	-0.413*** (0.0526)	-0.906*** (0.331)	-0.733*** (0.161)
老年人比例	-0.426*** (0.0496)	-0.712*** (0.0330)	-0.228* (0.136)	-0.234*** (0.0817)
家庭存款	-0.000259 (0.00213)	0.000490 (0.00102)	0.0121* (0.00631)	0.0232*** (0.00378)
村/居经济状况	0.0307 (0.0561)	-0.00959 (0.0496)	-0.317 (0.243)	0.205 (0.170)
村/居人口状况	0.000760 (0.0580)	0.0501 (0.0581)	-0.191 (0.138)	0.364* (0.214)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	2,865	8,988	2,865	8,988
R 方	0.106	0.160	0.084	0.056
First stage F-stat	57.75	19.23	57.75	19.23

Hansen p value	0.862	0.486	0.892	0.985
----------------	-------	-------	-------	-------

注：1) 分析样本为面临数字鸿沟，即未接触互联网的家庭；

2) 括号内为稳健标准误，且在市级层面聚类 (Cluster)；

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 12 进一步分析了按照年龄划分的异质性分析结果，我们使用户主年龄作为年龄的代理变量。根据 2019 年世界卫生组织确定的年龄分段，我们将样本分为青年样本（45 岁以下）、中年样本（45 岁至 65 岁）和老年样本（65 岁以上）。从户主年龄的异质性出发，我们发现，在处于“数字劣势”时，中年群体的就业比例有所减少，但收入有所增加，意味着中年群体更容易受到数字金融发展的影响；青年群体不论是在就业还是收入上受到数字金融影响都比较小，这与青年群体的经济活动调整空间较大有关。这些发现都是符合直觉的。

表 12 数字鸿沟的年龄异质性

因变量： 多维贫困状态	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	青年样本	中年样本	老年样本	青年样本	中年样本	老年样本
		就业机会			家庭收入	
数字金融发展	-0.154 (0.206)	-0.161* (0.0966)	-0.107 (0.0703)	2.356 (1.445)	1.187*** (0.376)	0.612* (0.324)
户主年龄 ²	-0.000413 (0.000310)	-0.000143 (0.000155)	0.000233 (0.000233)	0.00477 (0.00328)	-9.06e-05 (0.000667)	0.00233*** (0.000889)
婚姻状况	0.0235 (0.112)	0.0184 (0.0338)	0.0862** (0.0436)	-0.121 (0.412)	0.0473 (0.111)	0.144 (0.254)
家庭规模	0.0131 (0.0182)	0.0444*** (0.00548)	0.100*** (0.0133)	0.0182 (0.0807)	0.0342 (0.0225)	-0.00121 (0.0344)
少儿比例	-0.258** (0.102)	-0.200*** (0.0554)	-1.106*** (0.124)	0.281 (0.436)	-0.864*** (0.204)	-0.856* (0.503)
老年人比例	-0.0512 (0.152)	-0.680*** (0.0439)	-0.493*** (0.0690)	-0.664 (0.719)	-0.158* (0.0878)	-0.276 (0.207)
家庭存款	-0.00416* (0.00245)	0.000894 (0.00118)	0.00326 (0.00203)	0.0131 (0.00982)	0.0197*** (0.00444)	0.0189*** (0.00657)
村/居经济状况	0.0522 (0.0780)	-0.0441 (0.0477)	0.107* (0.0600)	0.246 (0.462)	0.0807 (0.177)	0.196 (0.209)
村/居人口状况	0.100 (0.0832)	0.0446 (0.0501)	0.0104 (0.0788)	0.540** (0.254)	0.124 (0.221)	-0.0302 (0.294)
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1,193	7,174	2,670	1,193	7,174	2,670
R 方	0.106	0.139	0.204	0.085	0.047	0.080
First stage F-stat	9.523	18.17	49.61	9.523	18.17	49.61
Hansen p value	0.419	0.691	0.861	0.151	0.782	0.985

注：1) 分析样本为面临数字鸿沟，即未接触互联网的家庭；

2) 括号内为稳健标准误，且在市级层面聚类 (Cluster)；

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

3. 人力资本异质性

在表 13 中，我们按照户主的人力资本状况划分样本，进一步探讨数字鸿沟在人力资本层面的异质性。一方面，人力资本水平越高的群体具备较好的学习能力，受到数字鸿沟的影响越小，另一方面，人力资本水平越低的群体越有可能从事提供原材料和农产品等能够受到数字金融发展的溢出效应的行业。考虑到中国实行了 9 年义务教育，我们以受教育年限 9 年为界进行划分，结果与预期一致：人力资本水平较高的群体并没有因为数字金融的发展而被挤占了工作机会，收入水平则有一定程度的提升；人力资本水平较低的群体一方面被挤占了就业，但另一方面也能够得到数字金融发展的溢出效应。

表 13 数字鸿沟的人力资本异质性

因变量： 多维贫困状态	(1)	(2)	(3)	(4)
	低学历样本	高学历样本	低学历样本	高学历样本
	就业机会		家庭收入	
数字金融发展	-0.173** (0.0819)	-0.00993 (0.233)	0.936*** (0.247)	2.512* (1.363)
户主年龄 ²	-0.000381*** (8.08e-05)	-0.000543** (0.000215)	0.000357 (0.000309)	-0.000657 (0.000926)
婚姻状况	0.0513* (0.0279)	-0.0348 (0.0815)	0.0553 (0.116)	-0.0455 (0.332)
家庭规模	0.0620*** (0.00566)	0.0418*** (0.0157)	0.0235 (0.0192)	0.0263 (0.0467)
少儿比例	-0.419*** (0.0440)	-0.243 (0.161)	-0.761*** (0.143)	-0.843* (0.480)
老年人比例	-0.644*** (0.0311)	-0.532*** (0.111)	-0.261*** (0.0770)	0.165 (0.226)
家庭存款	0.000492 (0.00100)	-0.000739 (0.00217)	0.0212*** (0.00393)	0.0148** (0.00748)
村/居经济状况	-0.00137 (0.0469)	-0.0172 (0.0835)	0.140 (0.156)	-0.333 (0.263)
村/居人口状况	0.0632 (0.0466)	-0.174** (0.0731)	0.0494 (0.195)	0.288 (0.212)
家庭固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	10,590	1,263	10,590	1,263
R 方	0.150	0.091	0.060	0.049
First stage F-stat	25.34	14.97	25.34	14.97
Hansen p value	0.716	0.294	0.871	0.697

注：1) 分析样本为面临数字鸿沟，即未接触互联网的家庭；

2) 括号内为稳健标准误，且在市级层面聚类 (Cluster)；

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

七、结论

基于互联网的数字经济和数字金融，使金融服务的可得性和便利性得到大幅度改善，对经济增长的积极影响和消极影响并存。一方面，数字金融可以进一步服务于原先被传统金融排除在外的群体，这显然为他们脱离贫困提供了条件；另一方面，技术革命对就业市场和居民收入也会产生消极影响，从而也可能对居民多维贫困状态产生冲击。

考虑到数字金融对微观个体层面的家庭多维贫困的影响的研究十分匮乏，本文立足于文献，首次利用中国数字普惠金融发展指数和中国家庭追踪调查(CFPS)的匹配数据，通过克服内生性的工具变量估计，探讨了数字经济发展对家庭多维贫困的影响。然而，与预期相违背的是，本文的初步研究发现数字金融发展提升了贫困发生的概率，也加深了多维贫困的程度。不过，进一步研究表明，数字金融发展可能存在结构性问题：数字金融发展给能够接触到互联网的居民所带来的便利以及所产生的机会，挤占了未能接触到互联网的居民原先所可能获得的资源，使得居民之间产生了数字鸿沟，这种数字鸿沟使得位于贫困线附近的居民由于数字金融的发展而愈加贫困。观察背后机制，我们发现数字金融发展主要导致了面临“数字劣势”的贫困居民失业概率的提升。从异质性分析来看，城镇居民、女性以及中老年人等特定群体，若无法接触互联网，不仅会由于数字金融的发展被挤占就业机会，也无法获得数字金融发展所带来的收入溢出效应，从而贫困发生的概率有所提升。

本文的政策含义是非常明显的。首先，数字鸿沟可能会加剧贫困线居民的贫困发生率，因此在推进数字金融发展的同时，应着力提高数字金融服务的覆盖率和可得性。其次，应重点关注城镇居民、女性以及中老年人等群体的“数字劣势”问题，防止此类群体因数字金融发展而丧失就业机会，进而引发社会不稳定。最后，在推进数字金融服务的覆盖率的同时，也要注重人力资本水平的提升，使得居民更好地享有数字金融所带来的普惠性。当然，在具体推进数字金融发展时，也需要提高甄别机制，确保有限资源的优化配置。

参考文献

- [1] 陈宗胜、杨思飞、张伟,2018:《“精准扶贫”的精髓是“多维扶贫”和彻底脱贫——建议尽快明确公布中国的“多维扶贫”标准和思路》,《全球化》,第 02 期。
- [2] 沈扬扬、詹鹏、李实,2018:《扶贫政策演进下的中国农村多维贫困》,《经济学动态》,第 07 期。
- [3] 罗廷锦、茶洪旺,2018:《“数字鸿沟”与反贫困研究——基于全国 31 个省市面板数据的实证分析》,《经济问题探索》,第 02 期。
- [4] 杨艳琳、付晨玉,2019:《中国农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困的改善效应分析》,《中国农村经济》,第 03 期。
- [5] Sen, A., 1976. Poverty - Ordinal Approach to Measurement, *Econometrica*, 44(2): 219-231.
- [6] 胡鞍钢、周绍杰,2002:《新的全球贫富差距:日益扩大的“数字鸿沟”》,《中国社会科学》,第 03 期。
- [7] 王春超、叶琴,2014:《中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察》,《经济研究》,第 12 期。

-
- [8] 郭熙保、周强, 2016:《长期多维贫困、不平等与致贫因素》,《经济研究》,第 06 期。
- [9] 王小林、Sabina Alkire, 2009:《中国多维贫困测量:估计和政策含义》,《中国农村经济》,第 12 期。
- [10] Alkire S. and B. Housseini, 2014. *Multidimensional Poverty in Sub-Saharan Africa: Levels and Trends*, OPHI Working Papers.
- [11] 汪三贵、胡联, 2014:《产业劳动密集度、产业发展与减贫效应研究》,《财贸研究》,第 03 期。
- [12] 崔艳娟、孙刚, 2012:《金融发展是贫困减缓的原因吗?——来自中国的证据》,《金融研究》,第 11 期。
- [13] 马振邦、陈兴鹏、贾卓、吕鹏, 2018:《人穷还是地穷?空间贫困陷阱的地统计学检验》,《地理研究》,第 10 期。
- [14] 帅传敏、李文静、程欣、帅竞、丁丽萍、陶星, 2016:《联合国 IFAD 中国项目减贫效率测度——基于 7 省份 1356 农户的面板数据》,《管理世界》,第 03 期。
- [15] 卢盛峰、卢洪友, 2013:《政府救助能够帮助低收入群体走出贫困吗?——基于 1989—2009 年 CHNS 数据的实证研究》,《财经研究》,第 01 期。
- [16] 高颖、李善同, 2006:《基于 CGE 模型对中国基础设施建设的减贫效应分析》,《数量经济技术经济研究》,第 06 期。
- [17] 刘穷志, 2007:《公共支出归宿:中国政府公共服务落实到贫困人口手中了吗?》,《管理世界》,第 04 期。
- [18] 李继尊, 2015:《关于互联网金融的思考》,《管理世界》,第 07 期。
- [19] 焦瑾璞, 2014:《移动支付推动普惠金融发展的应用分析与政策建议》,《中国流通经济》,第 07 期。
- [20] 焦瑾璞、黄亭亭、汪天都、张韶华、王瑛, 2015:《中国普惠金融发展进程及实证研究》,《上海金融》,第 04 期。
- [21] 王颖、陆磊, 2012:《普惠制金融体系与金融稳定》,《金融发展研究》,第 01 期。
- [22] 邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康, 2016:《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》,《中国社会科学》,第 10 期。
- [23] 北京大学数字金融研究中心课题组, 2019:《中国数字普惠金融指标体系与指数编制》,北京大学数字金融研究中心工作论文。
- [24] Kapoor, A., 2013. *Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy*, *Futures*, 10, 35-42.
- [25] 宋晓玲, 2017:《数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验》,《财经科学》第 6 期。
- [26] 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰, 2018:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》,第 04 期。
- [27] 黄益平、黄卓, 2018:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》,第 04 期。
- [28] 易行健、周利, 2018:《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》,《金融研究》,第 11 期。
- [29] Toffler A., 1990. *Powershift: Knowledge, wealth and violence at the edge of the 21st century*. New York, Bantam Books.
- [30] Zhang, X., X. Zhang, and X. Chen, 2017. *Happiness in the Air: How Does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-being?* *Journal of Environmental Economics and*

Management, Vol. 85, 81-94.

- [31] Alkire, S. and Foster, J., 2011. Counting and Multidimensional Poverty Measurement, *Journal of Public Economics*, 95(7-8): 476-487.
- [32] 周强、张全红, 2017: 《中国家庭长期多维贫困状态转化及教育因素研究》, 《数量经济技术经济研究》, 第 04 期。
- [33] 沈扬扬、Sabina Alkire、詹鹏, 2018: 《中国多维贫困的测度与分解》, 《南开经济研究》, 第 05 期。
- [34] Angrist J. D. and J. S. Pischke, 2009. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- [35] 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 北京大学数字金融研究中心工作论文。
- [36] Acemoglu D. and D. Autor, 2011. Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings. *Handbook of Labor Economics*, 4: 1043-1171.

Digital Finance, Digital Divide, and Multidimensional Poverty

HE Zongyue and ZHANG Xun

Abstract: How to eliminate poverty is one of important issues in social development. The Internet-based technological revolution is promoting the development of digital finance, which has a great and far-reaching impact on residents' economic behavior. Based on the matching data of China Family Panel Studies (CFPS) and Beijing University Digital Inclusive Financial Index, this paper first explores the impact of digital economic development on multi-dimensional poverty. The study first showed that the development of digital finance has increased the probability of poverty and deepened the extent of multidimensional poverty, which is contrary to expectations. Further research finds that there may be structural problems in the development of digital finance. Specifically, the development of digital finance has brought convenience and opportunities for residents who have access to the Internet, and crowded out the resources that the residents who have not, which leads to a digital divide between residents. With the development of digital economy, this digital divide makes residents near the poverty line even poorer. By examining the mechanisms behind it, we find that the development of digital finance has mainly raised the unemployment probability of poor residents. From the perspective of heterogeneity analysis, if the groups, such as urban residents, women and middle-aged and elderly people, do not have access to the Internet, they will not only be crowded out of employment opportunities, but also be unable to obtain the spillover effect of the development of digital finance, which further aggravates the occurrence of poverty. Therefore, while promoting the development of digital finance, the government should focus on improving the coverage and availability of financial services, coping with the challenges of the digital economy to the job market, and guiding it to become an important support for poverty alleviation.

Key words: Digital Finance; Digital Divide; Multidimensional Poverty; Employment; Spillover Effect