

数字金融发展对农户收入不平等的影响研究

——基于市场化水平调节作用的分析

谢家智^{1,2}, 朱森林², 王永基¹

(1. 贵州工程应用技术学院贯彻新发展理念毕节示范区研究中心, 贵州毕节, 551700;

2. 西南大学经济管理学院, 重庆, 400715)

摘要: 数字金融发展为降低农户收入不平等提供了新的契机。基于中国劳动力动态调查(CLDS)数据, 构建数字金融发展、市场化水平影响农户收入不平等的理论分析框架, 实证研究了数字金融发展对农户收入不平等的影响。研究发现: 数字金融发展能显著抑制农户收入不平等, 市场化总水平及政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度以及要素市场的发育程度等市场化子维度能显著强化数字金融对农户收入不平等的抑制作用。进一步分析表明, 数字金融覆盖广度和使用深度对农户收入不平等的抑制作用略强于数字化水平, 数字金融发展对农户收入不平等的抑制作用在中西部地区更为显著, 并且市场化总水平也能显著强化数字金融覆盖广度、使用深度和数字化水平对农户收入不平等的抑制作用。研究结论为农户收入不平等问题研究提供了新的视角和经验证据。

关键词: 数字金融; 市场化水平; 农户收入不平等; 共同富裕

中图分类号: F061.3

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2024)03-0099-14

一、引言

《国民经济和社会发展的第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》及党的二十大报告都强调和突出“实现全体人民共同富裕”的重大发展目标, 然而, 在实践过程中, 共同富裕进程却受到区域发展不平衡、城乡收入差距等诸多因素的制约与挑战, 其中, 农户收入不平等持续扩大不仅对农村经济发展形成了较大约束, 而且制约了共同富裕进程。因此, 如何改善农村收入分配状况, 降低农户收入不平等, 已成为当前亟待解

决的问题。

金融发展的收入分配效应虽然一直是学术界关注的热点问题, 但尚未取得一致性的研究结论。近年来, 在“互联网+”战略的推动下, 数字金融在中国获得了长足发展^[1], 为改善农村收入分配格局和降低农户收入不平等水平提供了新的契机。与传统金融相比, 数字金融具有更强的普惠效应, 更有利于改善弱势群体金融资源可获得性: 一方面, 数字金融具有较低的进入门槛和服务成本、更强的包容性^[1]; 另一方面, 借助互联网技术, 数字金融能突破时空限制, 拓宽传统金融的服务边界, 进而提高金融服务的普

收稿日期: 2023-11-18; 修回日期: 2024-01-08

基金项目: 贵州省理论创新课题贵州工程应用技术学院贯彻新发展理念毕节示范区专项联合课题“推动毕节民营经济发展路径研究”(CZLCLHZZ-2023-10)

作者简介: 谢家智, 男, 四川南充人, 贵州工程应用技术学院贯彻新发展理念毕节示范区研究中心兼职研究员, 西南大学经济管理学院教授, 主要研究方向: 金融经济、产业链管理, 联系邮箱: xiejiazhizhi@aliyun.com; 朱森林, 男, 安徽芜湖人, 西南大学经济管理学院博士研究生, 主要研究方向: 金融经济、数字金融; 王永基, 女, 重庆永川人, 贵州工程应用技术学院贯彻新发展理念毕节示范区研究中心研究员, 主要研究方向: 经济与社会发展

及性^[2]。那么,数字金融发展能否抑制农户收入不平等?厘清这一问题,对促进社会公平、实现共同富裕具有十分重要的理论和现实意义。

现有文献主要关注农村地区整体收入不平等现象,研究结果大都表明,中国农村收入不平等呈现出扩大趋势^[3-4]。关于农村收入不平等的影响因素,已有研究发现,区域差异、物质资本、人力资本、金融资产、农户基本特征、地理环境^[5-6]、非农就业和外出务工^[7]以及农业风险和农业保险保障^[10]等因素都对农村收入不平等具有显著影响。少数学者也研究了农户间收入不平等的影响因素,如养老保险制度^[8]、农户创业^[9]、土地确权^[10]等。

近年来,学术界关于数字金融对收入分配影响的研究明显增多,Asongu 和 Nwachukwu 利用 52 个非洲国家的数据,实证评估了移动电话和移动银行增加在减少收入不平等方面的作用,结果表明两者均存在显著的收入再分配效应,并且后者的收入再分配效应更强^[11]。在国内,随着北京大学数字普惠金融指数的发布,大量学者开始系统讨论数字金融发展对收入分配的影响^[12-13],其中,宋晓玲主要从省级宏观层面讨论了数字金融发展对中国城乡收入差距的影响^[12],Ji 等主要从城市层面对数字金融发展如何影响城乡收入差距进行了探讨,并对其影响机制进行了分析^[13]。此外,还有部分学者利用微观数据考察了不同群体之间收入分配的问题,如王修华和赵亚雄的研究证实,数字金融发展导致贫困户与非贫困户之间出现显著的马太效应,加剧了两者间的收入不平等^[14]。具体到农户层面,斯丽娟和汤晓晓发现数字普惠金融能有效抑制农户收入不平等^[15]。

上述文献在农村收入不平等的影响因素及数字金融的收入分配效应方面已取得了诸多具有重要意义研究成果,但遗憾的是,目前关于数字金融的收入分配效应研究主要还集中在城乡收入差距等领域,以农户收入不平等为研究对象的文献仍较为少见。同时,中国当前正处于市场化改革持续深化的重要阶段,市场化水平不断提升,市场在各种要素配置过程中的决定性作用

日益凸显。然而,现有研究却严重忽视了这一问题,这显然脱离了当前中国实际。首先,从理论上来说,数字金融主要涉及资本要素的配置,这与市场化发展水平密不可分。其次,已有研究表明,发达的市场经济、较高的市场化水平对高质量金融发展具有重要的驱动和保障作用,对提高金融资源配置效率更是具有不可忽视的影响。如苏剑和刘伟指出,实现金融高质量发展需要积极推动金融市场化改革,逐步确立市场在金融资源配置中的决定性地位^[16]。方军雄的研究更是直接表明,中国市场化进程的不断深入有助于提高中国资本配置效率^[17]。由此可见,在讨论数字金融的收入分配效应时,不应忽视市场化水平的作用。

有鉴于此,本文基于中山大学中国劳动力动态调查(CLDS)数据、北京大学数字普惠金融指数以及王小鲁等编制的市场化指数,在深入考察数字金融对农户收入不平等影响的基础上,进一步讨论市场化水平在此影响过程中的作用。与已有研究相比,本文可能的创新之处反映在三个方面:第一,在研究对象上,不同于大多数研究将城乡收入差距和不同群体之间收入不平等作为主要研究对象,本文聚焦于数字金融发展对农户收入不平等的影响,所得结论将对已有文献形成有效补充。第二,在研究框架和思路,本文将数字金融发展、市场化水平与农户收入不平等纳入同一分析框架,为研究农户收入不平等问题提供了新的研究视角和分析思路。第三,在研究内容上,本文不仅从整体上考察了市场化水平在数字金融影响农户收入不平等过程中的作用,还进一步从数字金融和市场化水平的不同维度进行了更加细致的考察,有助于更加深入和全面地了解市场化水平的作用。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字金融发展与农户收入不平等

已有研究表明,通过移动网络终端等数字技术和手段,居民可以利用数字金融工具迅速完成

金融交易、获得金融服务^[12], 这既有利于金融机构降低运营成本, 使传统金融拓宽服务边界, 又增加了农村金融供给^[2], 对传统金融形成了有效补充。

宏观层面上, 数字金融发展主要通过两条途径抑制农户收入不平等。一是数字金融发展能推动农村经济增长, 以增长促共富。首先, 数字金融通过动员储蓄、资本积累和推动创新等方式拉动农村经济增长^[18]。其次, 依据“涓滴效应”和“利贫经济增长效应”^[18], 农村经济增长有助于扩大农产品销售渠道, 为农户提供更多非农就业机会, 从而提高低收入农户的收入水平, 抑制农户间收入的不平等。二是数字金融发展能优化农村金融资源配置, 增加农村金融供给。一方面, 相较于传统金融服务, 数字金融能突破时空限制, 降低金融交易成本, 扩大金融服务覆盖面和渗透率^[14], 提升金融资源配置效率, 优化金融资源配置结构^[2]; 另一方面, 数字金融打破了农村金融市场的固有格局, 能有效弥补农村金融体系发育的不足, 促进农村金融市场竞争, 提高农村金融资源配置效率。农村金融资源配置效率的提高相当于变相增加了农村金融供给, 从而增加低收入农户获得优质金融资源的机会, 提高其收入水平, 抑制农户间收入不平等。

从微观层面看, 数字金融发展主要通过更好地满足低收入农户金融需求来抑制农户间收入不平等。一是数字金融发展能够提高低收入农户金融服务可得性。传统金融机构往往因运营成本高、灵活性差、覆盖面窄、进入门槛较高等问题将低收入农户排斥在外, 而数字金融依托互联网等技术, 能够有效降低金融机构运营成本和金融服务进入门槛, 从而提高低收入农户金融服务可得性。二是数字金融发展能改善低收入农户金融服务使用状况。低收入农户受自身资源禀赋限制, 难以从传统金融机构获得有效金融服务, 而数字金融能拓宽信息传播渠道, 节约用户信息搜寻成本^[19], 使低收入农户能够享受更多高质量金融服务, 为其进行非农就业创业和投资理财等提供更多机会。

据此, 本文提出假设 H1: 数字金融发展能抑制农户收入不平等。

(二) 市场化水平的调节效应

市场化水平是反映地区经济体制完善程度的重要指标, 是制度环境的直接体现^[27-28], 因此, 数字金融对农户收入不平等的抑制作用可能受到市场化水平的影响。一方面, 市场化水平会直接影响数字金融发展情况, 进而影响数字金融对农户收入不平等的抑制效果。首先, 在市场化水平较高的地区, 各方面制度都较为完善, 政府对数字金融发展的干预行为也较少, 数字金融企业更容易按照自身规划和结合现实发展需要制定数字金融发展方案。同时, 由于各项制度较为完善, 数字金融在发展过程中面临的制度成本也较低, 有利于数字金融发展壮大。其次, 较高的市场化水平往往意味着较为完善的法律制度和监管体系, 这既有利于保护数字金融企业的知识产权和正当权益, 激励其开发更多创新性数字金融产品, 又有利于保护数字金融用户权益, 避免其遭受损失, 从而推动数字金融发展, 使高质量金融服务覆盖更多低收入农户。最后, 市场化水平越高的地区市场竞争越激烈, 此时数字金融企业必须通过创新产品形式、提高服务质量、扩大用户覆盖面等方式来获得市场竞争优势, 从而进一步促进数字金融发展, 使更多低收入农户从数字金融发展中获益。

另一方面, 市场化水平会影响金融资源配置状况, 进而影响数字金融对农户收入不平等的作用过程。在市场化水平较低时, 金融资源配置受政府行政干预较多, “按需配置”“按收益率配置”等目标较难实现, 易导致金融资源的配置扭曲, 降低其配置效率。张军指出, 政府通过金融中介实施的干预行为阻碍了金融资源配置^[20]。随着市场化水平的提高, 政府对金融资源流动和配置的行政干预不断减少, 市场力量日益成为金融资源配置的核心动力, 极大地提高了金融资源配置效率, 也使得低收入农户等弱势群体拥有更多获得金融资源的机会。而且, 数字金融的高普惠性特征本身对金融资源具有较强的配置作用, 当

市场化水平较高时,数字金融对金融资源的配置作用将进一步得到加强,使低收入农户的金融需求更容易得到满足,进而提高其收入水平,抑制农户间收入的不平等。

据此,本文提出研究假设 H2:市场化水平能强化数字金融对农户收入不平等的抑制作用。

三、数据、变量与模型

(一) 数据来源与样本选择

本文使用的数据主要为2014年和2016年中山东大学中国劳动力动态调查(CLDS)数据。CLDS通过轮换样本的方式进行调查,所得数据涵盖了我国29个省份(不包括港澳台、西藏和海南),具有较强的代表性。本文对2014年和2016年CLDS数据进行了如下处理:第一,剔除城市地区样本;第二,剔除未记录所在地区的样本;第三,剔除相关变量存在异常值、缺失值和家庭收入为0的样本。经过上述处理,本文最终获得一个包含9990个农村样本的两期混合截面数据。

(二) 变量设置与描述性统计

1. 被解释变量

本文的被解释变量为农户收入不平等。已有研究主要采用变异系数、基尼系数、泰尔指数等指标来测度农村、农户收入不平等^[3,5-6],然而,这些指标主要用于衡量整体或区域间的不平等程度或不同组群对总体不平等的贡献^[6],无法刻画不同个体面临的收入不平等状况。为此,本文借鉴Foster等^[21]、单德朋和张永奇^[22]的研究,以农村居民人均收入^①均值为贫困线构造Foster-Greer-Thorbecke(FGT)指数,以较为精确地衡量农户收入不平等状况。该指数的离散型表达式如(1)式所示:

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{\bar{y} - y_i}{\bar{y}} \right]^{\alpha} \quad (1)$$

其中, \bar{y} 为农村居民人均收入的平均值, y_i 为农村居民*i*的收入, α 为非负参数,可取0、1和2三个值, n 为总人数。根据FGT指数的定义,

当 $\alpha=1$ 时, P_1 表示农村居民收入与农村居民人均收入均值的平均距离,即“收入距离”,该值越大,农户的收入不平等程度越高。本文将 P_1 定义为农户收入不平等,并作为实证估计中的被解释变量^②。同时,为消除量纲差异,本文将这一变量乘以100,这一处理并不会影响最终结果^③。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数字金融发展水平。借鉴张勋等^[1]和郭峰等^[23]的研究,本文采用北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数衡量数字金融发展水平。本文根据样本所在城市将数字普惠金融指数与CLDS数据进行了匹配。需要说明的是,为缓解实证模型的内生性问题,本文借鉴张勋等^[1]的研究,将数字金融发展水平滞后一期,在后续研究中,本文还选取了数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化水平三个二级指标进行异质性分析。

3. 调节变量

本文的调节变量为市场化水平。借鉴方军雄^[17]的研究,本文采用王小鲁等编制的市场化指数(2018版)^[24]衡量各地区市场化水平。该指数不但包含中国31个省份的市场化总指数,而且包含政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度及市场中介组织的发育和法治环境等五个方面的指数。需要说明的是,该报告仅提供了31个省份的市场化总指数,并未提供各城市的市场化水平数据,因此,本文仅能根据样本所在省份,从省级层面将市场化水平总指数及五个方面指数与CLDS微观数据进行匹配。为缓解内生性问题的影响,本文同样将市场化水平总指数及五个方面指数滞后一期。

4. 控制变量

借鉴程名望等^[6]及王修华和赵亚雄^[14]及谢家智和吴静茹^[25]的研究,同时考虑指标的可获得性,本文从个人特征、家庭特征、村居(社区)特征以及城市特征四个方面选取控制变量。其中,个人特征包括性别、年龄及其平方、受教育程度、政治面貌、户口性质、婚姻状况、身体健康状况

以及对生活的满意程度等; 家庭特征包括家庭成员数、互联网使用情况、家庭消费支出等; 村居(社区)特征包括村集体财政收入、到最近县城/区政府距离以及人口密度等; 城市特征包括人均GDP、人均 GDP 的平方和产业结构三个指标。

个人特征、家庭特征、村居(社区)特征数据均来自 CLDS 数据, 城市特征数据主要来源于 EPS 中国区域经济数据库(分市), 少量缺失数据根据各省份统计年鉴数据或采用线性插值法进行补齐。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 各变量界定、说明及其描述性统计

变量类型与名称	变量含义和赋值	平均值	标准差
被解释变量			
农户收入不平等	由(1)式计算得到	-5.181	4.031
核心解释变量			
数字金融发展水平	北京大学数字普惠金融指数	130.848	27.815
数字金融覆盖广度	北京大学数字普惠金融覆盖广度指数	131.904	35.599
数字金融使用深度	北京大学数字普惠金融使用深度指数	116.748	24.551
数字化水平	北京大学数字普惠金融数字化水平指数	152.98	37.819
调节变量			
市场化水平	市场化总指数	6.808	1.722
政府与市场的关系	政府与市场的关系方面指数	6.336	1.466
非国有经济的发展	非国有经济的发展方面指数	7.709	2.222
产品市场的发育程度	产品市场的发育程度方面指数	8.461	0.952
要素市场的发育程度	要素市场的发育程度方面指数	5.195	1.445
市场中介组织的发育和法治环境	市场中介组织的发育和法治环境方面指数	6.342	3.770
个人特征			
性别	受访者性别: 男=1, 女=0	0.531	0.499
年龄	调查时受访者实际年龄, 单位: 周岁	46.695	12.726
年龄的平方	调查时受访者实际年龄平方除以 100	23.424	11.736
受教育程度	调查时受访者最高学历(未毕业者按毕业计): 博士=22, 硕士=19, 本科=16, 大专=15, 普通高中、职业高中、技校或中专=12, 初中=9, 小学/私塾=6, 未上过学=1, 取对数	2.038	1.084
政治面貌	调查时受访者政治面貌: 中共党员=1, 民主党派/群众=0	0.063	0.242
户口性质	调查时受访者户口性质: 农业户口=1, 非农户口、居民户口(之前是农业户口)、居民户口(之前是非农户口)及其他=0	0.955	0.208
婚姻状况	调查时受访者婚姻状况: 未婚、离异或丧偶=0, 初婚、再婚或同居=1	0.911	0.284
身体健康状况	调查时受访者自评健康状况: 非常健康=1, 健康=2, 一般=3, 比较不健康=4, 非常不健康=5	2.457	0.999
对生活满意程度	调查时受访者对生活状况的满意程度: 将“非常不满意”到“非常满意”赋分 1~5 分	3.691	0.923

续表 1

变量类型与名称	变量含义和赋值	平均值	标准差
家庭特征			
家庭成员数	调查时受访者家庭同住成员数量, 单位: 人, 取对数	1.434	0.461
家庭互联网使用情况	调查时受访者家庭过去一年互联网使用情况: 只使用电脑上网(包括使用pad), 只使用手机上网, 既使用电脑上网, 也使用手机上网=1, 不上网=0	0.508	0.500
家庭消费支出	上一年受访者家庭消费总支出, 单位: 元, 取对数	10.134	1.048
村居(社区)特征			
村集体财政收入	上一年受访者所在村集体财政收入, 单位: 万元, 取对数	2.558	2.709
到最近县城/区政府距离	受访者所在村居(社区)距最近县城/区政府的距离, 单位: 公里, 取对数	2.943	0.885
人口密度	受访者所在村居(社区)人口密度=村居(社区)实际居住总人口/村居(社区)行政总面积, 单位: 人/平方公里, 取对数	6.158	1.569
城市特征			
人均 GDP	样本所在城市人均 GDP, 单位: 元, 取对数	10.599	0.568
人均 GDP 的平方	样本所在城市人均 GDP 的平方	112.66	11.996
产业结构	样本所在城市产业结构=(第一产业增加值+第二产业增加值)/GDP×100	59.697	8.169

注: 由于 0 值的对数化没有意义, 因此, 本文将家庭消费支出、村集体财政收入和到最近县城/区政府距离三个变量统一加上 1, 再进行对数化处理。

(三) 模型设定

为厘清数字金融发展对农户收入不平等的影响, 本文设定基准模型如下:

$$Inequality_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_{it} + \alpha_2 X_{it} + v_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Inequality_{it}$ 表示 t 年农村居民 i 面临的收入不平等程度, DIF_{it} 表示 t 年农村居民 i 所在地区的数字金融发展水平, X 表示一系列控制变量。 v_c 表示地区固定效应, 用以控制影响农户收入不平等的地区特征, 本文主要从省级层面对这一特征进行控制; μ_t 表示年份固定效应, 用以控制影响农户收入不平等的时间特征; ε_{it} 为随机扰动项。

四、实证分析与讨论

(一) 基准回归结果

本文利用 OLS 方法对(2)式进行估计, 同时, 为避免极端值对实证结果造成不利影响, 在回归

前对农户收入不平等和数字金融发展水平两个变量进行了前后 1%缩尾处理。实证估计结果如表 2 所示。

表 2 数字金融对农户收入不平等的影响估计:
基准回归结果

变量	被解释变量: 农户收入不平等	
	(1)	(2)
数字金融发展水平	-0.006*** (0.001)	-0.017*** (0.002)
常数项	3.507*** (0.110)	77.406*** (4.515)
控制变量	否	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	9 990	9 990
拟合度 R^2	0.935	0.940

注: ①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平; ②括号内为稳健标准误; ③因篇幅限制, 控制变量估计结果未在表中汇报, 结果备索。

由表 2 第(1)列的估计结果可知,在不加入控制变量时,数字金融发展水平的系数为-0.006,且在 1%的统计水平上显著。这充分表明在不考虑其他因素的情况下,数字金融发展能够有效抑制农户收入不平等。在加入全部控制变量后,第(2)列中数字金融发展水平估计系数为-0.017,同样在 1%的统计水平上显著。这说明数字金融发展水平每提高 100 个单位,农户收入不平等将缩小 0.017 个单位,这进一步验证了方程(1)的实证结果。总之,表 2 的结果表明,数字金融发展确实能够有效抑制农户收入不平等,研究假设 1 成立。

(二) 内生性讨论与稳健性检验

1. 内生性讨论

针对可能存在的内生性问题,本文采用工具变量法进行缓解。借鉴张勋等^[1]的做法,本文选择各城市到杭州市的球面距离作为工具变量,即根据各城市经纬度计算得到的各城市与杭州市的球面距离作为数字金融发展水平的工具变量。考虑到球面距离变量不随时间变化可能导致工具变量失效,本文借鉴张勋等^[1]的研究,将各城市到杭州市的球面距离与全国层面数字普惠金融指数均值(不含本市)的乘积作为数字金融发展水平的工具变量。工具变量法的估计结果汇报于表 3 中。

表 3 的估计结果显示,Kleibergen-Paak rk LM 检验在 1%的统计水平上显著, Cragg-Donald Wald *F statistic* 检验亦满足 10%的显著性水平,这表明球面距离不存在弱工具变量问题。同时,本文的内生变量数量与工具变量数量相同,模型为恰好识别,因此,工具变量法的估计结果总体上是可信的。在系数方面,数字金融发展水平的估计系数为-0.494,且在 1%的统计水平上显著,这一结果与基准回归相符,说明内生性问题并未对本文估计结果产生实质性影响,即数字金融能够显著抑制农户收入不平等这一结论是稳健的。

2. 稳健性检验

本文对基准回归结果进行如下稳健性检验:

表 3 工具变量法估计结果	
变量	被解释变量: 农户收入不平等
数字金融发展水平	-0.494*** (0.123)
常数项	-26.913 (31.291)
控制变量	是
省份固定效应	是
年份固定效应	是
Kleibergen-Paap rk LM	23.105 {0.000}
Cragg-Donald Wald	24.015
<i>F statistic</i>	[16.38]
样本量	9 990

注: ①控制变量同表 2; ②***表示 1%的显著性水平; ③小括号内为稳健标准误,中括号内为 10%水平下 Stock-Yogo 临界值,大括号内为 *P* 值; ④限于篇幅,表中仅汇报了工具变量法第二阶段的估计结果。

一是改用聚类标准误。与稳健标准误相比,聚类稳健标准误可以更好地避免异方差性和相关性对估计结果的影响,从而提高估计结果的准确性和稳健性。为此,本文将表 2 第(2)列中的稳健标准误替换为村居(社区)层面的聚类稳健标准误后重新进行估计。二是替换被解释变量。基准回归中借助 FGT 指数构建“收入距离”指标并对农户收入不平等进行了衡量,此处本文借鉴斯丽娟和汤晓晓的研究^[15],利用城市层面的 Kakwani 指数作为被解释变量进行稳健性检验。三是调整回归样本。18~65 岁的居民既是家庭劳动主体,也是家庭收入主要贡献者,因此,本文利用 18~65 岁的样本数据重新进行估计。上述一系列稳健性检验的结果都支持基准回归的估计结果^④,表明本文的结论是稳健的。

(三) 异质性分析

1. 数字金融维度异质性分析

与传统金融类似,数字金融发展同样包含多个层面的内容,除传统的覆盖广度、使用深度外,数字金融发展与互联网等数字技术密切相关,因此,数字化水平也是其重要维度之一,那么,这

些不同维度对农户收入不平等的影响是否存在异质性？厘清这一问题将有助于为政府提供更一定的决策参考。利用北京大学数字普惠金融指数中提供的数字金融覆盖广度、使用深度及数字化水平数据，本文进一步讨论了数字金融不同维度对农户收入不平等的异质性影响，所得结果如表 4 所示，其中，第(1)列、第(2)列和第(3)列分别汇报了数字金融覆盖广度、使用深度和数字化水平对农户收入不平等影响的估计结果。由表 4 可知，数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和数字化水平的估计系数分别为-0.019、-0.008 和 -0.001，并且前两者均在 1%的统计水平上显著，后者在 5%的统计水平上显著，说明数字金融覆

盖广度、使用深度和数字化水平每增加 100 个单位，农户收入不平等将分别下降 0.019、0.008 和 0.001 个单位，表明数字金融覆盖广度、使用深度和数字化水平都能显著抑制农户收入不平等，并且数字金融覆盖广度和使用深度对农户收入不平等的抑制作用略强于数字化水平。造成这一结果的主要原因在于农村地区互联网等数字基础设施仍不够完善，农村整体数字化水平不高，数字金融的数字化水平也仍有较大提升空间。

2. 区域异质性分析

改革开放以来中国经济虽然得到了极大发展，但区域发展不平衡的现象仍然突出，那么，

表 4 异质性分析的估计结果

变量	被解释变量：农户收入不平等			
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融覆盖广度	-0.019*** (0.002)			
数字金融使用深度		-0.008*** (0.001)		
数字化水平			-0.001** (0.001)	
数字金融发展水平				-0.015*** (0.002)
中西部地区虚拟变量				-1.269*** (0.140)
数字金融发展水平× 中西部地区虚拟变量				-0.002* (0.001)
常数项	81.065*** (4.549)	84.899*** (4.570)	78.465*** (4.981)	70.890*** (5.199)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	9 990	9 990	9 990	9 990
拟合度 R ²	0.940	0.939	0.939	0.940

注：①控制变量同表 2；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内为稳健标准误；④回归前数字金融覆盖广度、使用深度和数字化水平也进行了前后 1%的缩尾处理。

不同地区数字金融对农户收入不平等的抑制作用是否存在异质性? 从理论上来说, 东部地区由于开放时间较早, 经济和金融发展水平一直较高, 农村居民获得优质金融资源相对较为容易, 但中西部地区农村居民由于地区金融发展水平不高、金融抑制和金融排斥问题难以“根治”等, 其金融需求长期难以得到有效满足, 而数字金融的高普惠性、低门槛性特征为中西部地区农村居民获得更多金融产品和服务提供了机会和渠道, 因此, 数字金融发展对中西部地区农户收入不平等的影响可能更大。这一猜想是否正确? 考虑到分组回归存在回归系数不可比问题, 可能难以获得准确估计结果, 本文借鉴张莉等^[26]的研究, 在基准模型(2)中加入中西部地区虚拟变量^⑤及其与数字金融发展水平变量的交互项^⑥, 以考察数字金融对农户收入不平等的影响在不同区域是否存在异质性。所得结果如表 4 第(4)列所示。

第(4)列的估计结果表明, 核心解释变量及其与中西部地区虚拟变量的交互项系数分别为-0.015 和-0.002, 且两者分别在 1%和 10%的统计水平上显著, 而中西部地区虚拟变量也在 1%的统计水平上显著, 这说明中西部地区数字金融发展对农户收入不平等的抑制作用确实强于东部地区。上述猜想正确。

五、进一步讨论：市场化水平的作用

(一) 初步讨论：市场化水平的整体作用

本文在(2)式中加入市场化总指数及其与核心解释变量的交互项, 运用 OLS 方法考察市场化水平能否强化数字金融对农户收入不平等的抑制作用。表 5 中第(1)列和第(2)列分别展示了未加入控制变量和加入全部控制变量后的估计结果。

根据第(1)列的估计结果, 数字金融发展水平和市场化水平的回归系数均在 1%的统计水平上显著为负, 表明两者均对农户收入不平等有显著的抑制作用, 同时两者的交互项也在 1%的统计

表 5 数字金融、市场化水平与农户收入不平等

变量	被解释变量：农户收入不平等	
	(1)	(2)
数字金融发展水平	-0.005*** (0.001)	-0.021*** (0.001)
市场化水平	-1.989*** (0.072)	-2.031*** (0.071)
数字金融发展水平× 市场化水平	-0.002*** (0.000)	-0.005*** (0.000)
常数项	0.034 (0.137)	108.411*** (4.508)
控制变量	否	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	9 990	9 990
拟合度 R ²	0.941	0.948

注：①控制变量同表 2；②***表示 1%的显著性水平；③括号内为稳健标准误；④数字金融发展水平和市场化水平均做了中心化处理。

水平上显著小于 0, 说明市场化水平能显著强化数字金融对农户收入不平等的抑制作用。第(2)列的估计结果显示, 加入全部控制变量后, 数字金融发展水平、市场化水平及两者的交互项系数分别为-0.021、-2.031 和-0.005, 并且三者均在 1%的统计水平上显著, 进一步验证了方程(1)的估计结果, 表明地区市场化水平越高, 数字金融对农户收入不平等的抑制作用越强。研究假设 2 得以验证。

(二) 分维度讨论：不同方面市场化水平的作用

本小节进一步讨论了政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度及市场中介组织的发育和法治环境五个方面市场化水平的作用。表 6 汇报了相关估计结果。

根据表 6 的结果, 在第(1)列至第(5)列的估计结果中, 数字金融发展水平系数均在 1%的统计

水平上显著小于 0，说明在考虑各方面市场化水平后，数字金融发展对农户收入不平等仍具有稳定的抑制作用。从表 6 中还可以发现，五次估计结果中各方面市场化水平的系数也同样满足 1% 的统计性水平检验，表明各方面市场化水平对农户收入不平等等同样具有重要影响。

交互项方面，在第(1)列至第(4)列中，数字金融发展水平与政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度以及要素市场的发育程度四者的交互项系数均在 1% 的统计水平上显著小于 0，说明政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度以及要素市场的发育程度均能显著强化数字金融对农户收入不平

等的抑制作用，这与市场化水平的整体作用一致。与前四者不同，第(5)列中数字金融发展水平与市场中介组织的发育和法治环境的交互项并不显著，表明市场中介组织的发育和法治环境目前并不能显著强化数字金融对农户收入不平等的抑制作用。导致这一结果的主要原因在于当前中国市场中介组织的发育和法治环境发展仍不健全，并且存在较大地区差异。

(三) 数字金融各维度的异质性影响

本文进一步从数字金融维度异质性对市场化水平的强化作用进行评估，估计结果汇报于表 7。其中，市场化水平变量的回归系数均在 1% 的统计水平上显著小于 0。数字金融覆盖广度及其

表 6 各方面市场化水平、数字金融与农户收入不平等

变量	被解释变量：农户收入不平等				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融发展水平	-0.020*** (0.001)	-0.020*** (0.001)	-0.020*** (0.001)	-0.018*** (0.002)	-0.019*** (0.001)
政府与市场的关系	-1.596*** (0.065)				
数字金融发展水平× 政府与市场的关系	-0.011*** (0.000)				
非国有经济的发展		-1.800*** (0.081)			
数字金融发展水平× 非国有经济的发展		-0.007*** (0.000)			
产品市场的发育程度			-2.136*** (0.055)		
数字金融发展水平× 产品市场的发育程度			-0.025*** (0.000)		
要素市场的发育程度				0.296*** (0.040)	
数字金融发展水平× 要素市场的发育程度				-0.004*** (0.001)	
市场中介组织的发育和法治环境					-0.526*** (0.019)

续表 6

变量	被解释变量：农户收入不平等				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融发展水平× 市场中介组织的发育和法治环境					0.000 (0.000)
常数项	125.469*** (4.228)	137.863*** (4.531)	143.779*** (4.110)	95.000*** (5.078)	80.120*** (4.495)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	9 990	9 990	9 990	9 990	9 990
拟合度 R^2	0.951	0.949	0.959	0.941	0.945

注：①控制变量同表 2；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③括号内为稳健标准误；④对各方面市场化水平指数与数字金融发展水平都做了中心化处理，并且对前者也进行了前后 1%的缩尾处理。

表 7 数字金融各维度、市场化水平与农户收入不平等

变量	被解释变量：农户收入不平等		
	(1)	(2)	(3)
数字金融覆盖广度	-0.010*** (0.002)		
数字金融覆盖广度×市场化水平	-0.004*** (0.000)		
数字金融使用深度		-0.012*** (0.001)	
数字金融使用深度×市场化水平		-0.006*** (0.000)	
数字化水平			-0.009*** (0.001)
数字化水平×市场化水平			-0.004*** (0.000)
市场化水平	-1.914*** (0.070)	-2.093*** (0.071)	-2.192*** (0.071)
常数项	114.450*** (4.544)	102.816*** (4.388)	87.614*** (4.417)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	9 990	9 990	9 990
拟合度 R^2	0.947	0.946	0.947

注：①控制变量同表 2；②***表示 1%的显著性水平；③括号内为稳健标准误；④对数字金融覆盖广度、使用深度、数字化水平等都进行了前后 1%的缩尾处理，并对三者及市场化水平做了中心化处理。

与市场化水平交互项的系数分别为-0.010和-0.004,数字金融使用深度及其与市场化水平的交互项的系数分别为-0.012和-0.006,数字化水平及其与市场化水平交互项的系数分别为-0.009和-0.004,六个变量回归系数均在1%的统计水平上显著,说明市场化水平能够显著强化数字金融覆盖广度、使用深度和数字化水平对农户收入不平等的抑制作用,三者并未表现出明显的异质性,这与数字金融发展水平的估计结果相吻合。

六、研究结论与政策启示

农户收入不平等阻碍了中国的共同富裕进程,数字金融的出现与发展为改善农村收入分配状况提供了新的契机。本文利用中山大学中国劳动力动态调查(CLDS)数据以及北京大学数字普惠金融指数和市场化指数等数据,探究了数字金融发展对中国农户收入不平等的影响及市场化水平在这一影响过程中的作用。研究得到如下结论:第一,数字金融发展能显著抑制农户收入不平等,这一结论在考虑内生性问题和进行一系列稳健性检验后仍然成立。第二,异质性分析表明,数字金融发展对农户收入不平等的抑制作用在中西部地区更强,数字金融覆盖广度和使用深度对农户收入不平等的抑制作用略强于数字化水平,并且市场化水平也能显著强化数字金融覆盖广度、使用深度和数字化水平对农户收入不平等的抑制作用。第三,政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度以及要素市场的发育程度均能显著强化数字金融对农户收入不平等的抑制作用。

在共同富裕视角下,上述结论为降低农户收入不平等、实现共同富裕提供了重要的政策启示:

第一,持续推进数字金融发展,发挥数字金融对农户收入不平等的抑制作用。数字金融发展对抑制农户收入不平等具有重要作用,应持续推

动其在农村地区的发展,提升数字金融对农村低收入群体的服务能力。要深入贯彻落实“互联网+”和“宽带中国”等战略,加强农村网络通信设施和数字金融基础设施建设,尤其应加快推进农村老旧网络通信设施和金融基础设施的更新换代。在推动数字金融发展的过程中,要注意因地制宜,针对中西部地区制定更多保障性措施,并且在提高数字金融覆盖广度和数字化水平的同时,还要注意加强对低收入农户的引导和指导,提升低收入农户的数字金融工具使用能力。

第二,深入推动市场化改革,提高各地区市场化水平,不断巩固市场在资源配置中的主体地位,强化数字金融对农户收入不平等的抑制作用。市场化水平在数字金融抑制农户收入不平等过程中的作用不容忽视,因此,应进一步优化各地区制度环境,推动各地区市场化水平协调发展。东部地区各方面制度都较为完善,市场化程度长期处于较高水平,因此,主要目标应放在对现有制度体系的进一步完善方面,如进一步完善产品市场和要素市场的相应政策和制度,充分激发两个市场的活力。中西部地区由于各方面发展均相对落后,因此,要加大改革力度,建立健全以市场为主导的资源和要素配置机制,同时出台配套措施,对影响产品、要素和资源流动的障碍予以清除。

第三,在全方位提升市场化水平的同时,进一步补齐短板。一方面,要协调好市场与政府的关系,增强市场的自我调节能力,充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,实施更多保障和激励措施,以此建立更加完善的市场中介体系。另一方面,要严格落实“有法必依,执法必严”等依法治国的核心要求,及时修订和完善相关法律法规,构建与时俱进的法律体系。对于发展较为落后的中西部地区,在学习东部地区先进经验的同时,要紧密结合当地实际制定相应政策或制度,避免直接套用其他地区的政策或制度而导致“水土不服”。

注释:

- ① 农村居民人均收入=家庭总收入/家庭人口数。
- ② 由于本文使用的是混合截面数据, 因此, 同一个体在不同年份所对应的收入不平等程度并不一定相等。本文对农村居民收入不平等的测算是分年进行的。
- ③ 这一做法已在现有研究中得到较多应用, 如陆凤芝等(2023)和荆春棋等(2023)均在自己的研究中使用了这一方法。
- ④ 限于篇幅, 稳健性检验的估计结果未在文中汇报, 留存备索。
- ⑤ 该虚拟变量的具体定义为: 当样本所在地区属于中西部地区时, 其值取 1, 否则其值取 0。
- ⑥ 交互前对数字金融发展水平进行了中心化处理。

参考文献:

- [1] 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 2020, 36(11): 48-63.
- [2] 闫桂权, 何玉成, 张晓恒. 数字普惠金融发展能否促进农业机械化——基于农机作业服务市场发展的视角[J]. 农业技术经济, 2022(1): 51-64.
- [3] ADELMAN I, SUNDING D. Economic policy and income distribution in China[J]. Journal of Comparative Economics, 1987, 11(3): 444-461.
- [4] WANG X, HE G. Digital financial inclusion and farmers' vulnerability to poverty: Evidence from rural China[J]. Sustainability, 2020, 12(4): 1668.
- [5] 孙敬水, 于思源. 物质资本、人力资本、政治资本与农村居民收入不平等——基于全国 31 个省份 2852 份农户问卷调查的数据分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2014(5): 141-149, 160.
- [6] 程名望, JIN Y H, 盖庆恩, 等. 中国农户收入不平等及其决定因素——基于微观农户数据的回归分解[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(3): 1253-1274.
- [7] 毛学峰, 刘靖. 本地非农就业、外出务工与中国农村收入不平等[J]. 经济理论与经济管理, 2016(4): 100-112.
- [8] 杨晶, 邓悦. 中国农村养老保险制度对农户收入不平等影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(10): 83-100.
- [9] 杨丹, 曾巧. 农户创业加剧了农户收入不平等吗——基于 RIF 回归分解的视角[J]. 农业技术经济, 2021(5): 18-34.
- [10] 崔益邻, 蒋妍, 赵江萌. 土地确权、要素配置与农户收入不平等——基于 CHARLS2018 年数据的实证分析[J]. 农村经济, 2024(1): 45-53.
- [11] ASONGU S A, NWACHUKWU J C. Mobile phone penetration, mobile banking and inclusive development in Africa[J]. African Finance Journal, 2016, 18(1): 34-52.
- [12] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, 2017(6): 14-25.
- [13] JI X, WANG K, XU H, et al. Has digital financial inclusion narrowed the urban-rural income gap: The role of entrepreneurship in China[J]. Sustainability, 2021, 13(15): 8292.
- [14] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应? ——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究, 2020(7): 114-133.
- [15] 斯丽娟, 汤晓晓. 数字普惠金融对农户收入不平等的影响研究——基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 经济评论, 2022(5): 100-116.
- [16] 苏剑, 刘伟. 现代化与金融高质量发展[J]. 国际金融研究, 2023(6): 3-12.
- [17] 方军雄. 市场化进程与资本配置效率的改善[J]. 经济研究, 2006(5): 50-61.
- [18] 顾宁, 张甜. 普惠金融发展与农村减贫: 门槛、空间溢出与渠道效应[J]. 农业技术经济, 2019(10): 74-91.
- [19] 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, 200.
- [20] 张军. 地方政府行为与金融资源配置效率[J]. 经济问题, 2016(12): 37-41.
- [21] FOSTER J, GREER J, THORBECKE E. The Foster-Greer-Thorbecke (FGT) poverty measures: 25 years later[J]. The Journal of Economic Inequality, 2010, 8(4): 491-524.
- [22] 单德朋, 张永奇. 农村家庭老人照料与农户内部收入财富不平等——基于 CFPS2018 数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2022(12): 88-99.
- [23] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4):

1401-1418.

中南大学学报(社会科学版), 2020, 26(2): 9-20.

[24] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告 (2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.

[26] 张莉, 魏鹤翀, 欧德赞. 以地融资、地方债务与杠杆——地方融资平台的土地抵押分析[J]. 金融研究, 2019(3): 92-110.

[25] 谢家智, 吴静茹. 数字金融、信贷约束与家庭消费[J].

Research on the impact of digital finance development on farmers' income inequality: Analysis based on the adjusting role of marketization level

XIE Jiazhi^{1,2}, ZHU Senlin², WANG Yongqi¹

(1. Bijie Demonstration Zone Research Center of Implementing the New Development Concept, Guizhou University of Engineering Science, Bijie 551700, China;

2. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: The development of digital finance provides a new opportunity to reduce the income inequality of farmers. This paper, by constructing a theoretical analysis framework of the impact of digital finance development and marketization level on rural household income inequality, and based on the data of China Labor Dynamics Survey (CLDS), empirically studies the impact of digital finance development on rural household income inequality. The research finds that the development of digital finance can significantly inhibit the income inequality of rural households, and the marketization sub-dimensions such as the overall level of marketization, the relationship between government and market, the development of non-state-owned economy, the development degree of product market and the development degree of factor market, can all significantly strengthen the inhibitory effect of digital finance on the income inequality of rural households. Further analysis shows that the coverage breadth and use depth of digital finance have a slightly stronger inhibitory effect on rural household income inequality than the digital level, and the development of digital finance has a more significant inhibitory effect on rural household income inequality in the central and western regions. Moreover, the overall level of marketization can also significantly strengthen the inhibitory effect of digital finance coverage, usage depth, and digitalization level on income inequality among farmers. The research conclusion provides a new research perspective and empirical evidence for alleviating the income inequality of peasant households.

Key Words: digital finance; marketization level; rural household income inequality; common prosperity

[编辑: 何彩章]