

数字普惠金融何以弥合农户正规信贷可得性差距——基于非农就业质量视角

郑妙心

华南农业大学, 广东广州, 510642;

摘要: 缩小农户信贷差距, 满足农村地区资金需求, 对于推动乡村振兴和畅通国内大循环具有重要现实意义。本文基于中国家庭金融调查(CHFS)的数据, 结合地区数字普惠金融指数, 运用双向固定效应模型进行了实证检验。研究发现: 数字普惠金融显著缩小了农户正规信贷差距, 该促进作用主要是通过提高农户非农就业质量得以实现的。因此, 应推进数字普惠金融发展, 赋能农村弱势群体融资服务。

关键词: 数字普惠金融; 农户信贷; 非农就业质量

DOI: 10.69979/3029-2700.25.06.084

引言

金融支持作为减贫增收的关键手段, 却因金融机构“嫌贫爱富”倾向, 导致服务效能不足。互联网、大数据等技术催生的数字普惠金融有效破解了乡村金融服务的“最后一公里”难题, 成为缓解农村金融排斥、推动乡村振兴的重要突破口。

近年来, 农村内部信贷差距呈现扩大趋势, 高收入农户更易通过传统信贷审核, 而低收入群体常被排斥于正规信贷体系之外。非农就业质量的提升可通过增强还款能力、积累信用记录等路径缓解信贷约束, 而数字普惠金融可以通过缓解农村劳动力的金融约束, 为其人力资本的积累和转移成本的支付提供金融支持, 降低其就业难度。

那么, 农户内部信贷差距的扩大能否得到缓解? 作用机制又是什么? 基于以上背景, 本文基于非农就业质量视角, 分析数字普惠金融对农户信贷可得差距的影响及其内在作用机制, 并利用中国家庭追踪调查数据和北京大学数字普惠金融指数进行实证检验。

1 文献综述

1.1 数字普惠金融与农户正规信贷可得性

农户与金融机构间的信息鸿沟导致逆向选择与道德风险, 迫使银行通过强化审批等正式制度降低风险。既有研究从微观层面识别了农户个体属性及家庭特征对信贷可得性的影响。

数字技术的引入为破解困局提供新路径。樊文翔等指出, 数字普惠金融通过降低交易成本、缓解信息不对称及弱化抵押要求, 显著提升农户正规信贷获得^[1]。杨波等实证显示, 数字支付渠道通过“长尾效应”显著提升农村、中西部及低收入群体的信贷可得性^[2]。

1.2 数字普惠金融与非农就业质量

王元月等过实证分析证明金融发展促进就业^[3], 方晶晶等利用 1995~2002 年的数据, 根据“奥肯定律”原理, 论证了经济增长与就业增长率之间的正向关系^[4]。

数字普惠金融对非农就业的赋能效应体现为多维度: 郭晴等验证其显著促进就业^[5]; 张青等从个体微观层面研究了数字普惠金融发展对农村青年非农就业的影响, 研究结果指出数字普惠金融发展显著促进农村青年非农就业, 且对男性青年的促进效应大于女性^[6]。

1.3 文献述评

既有研究在数字普惠金融的经济效应、农户信贷可得性及非农就业影响方面取得进展, 但仍存两点不足: 其一, 聚焦整体农户信贷可得性提升, 忽视内部差距演变, 数字普惠金融能否缓解信贷不平等尚未深入探讨; 其二, 机制分析多停留直接影响, 对传导路径的微观实证支撑不足。

本文边际贡献在于: 第一, 从微观视角揭示农户内部信贷差距的形成与弥合机制; 第二, 创新性引入非农就业质量作为中介变量, 实证检验数字普惠金融通过提

升非农就业质量视角缩小信贷差距的路径。

2 理论分析

2.1 数字普惠金融与农户信贷可得性差距

数字普惠金融通过技术赋能重构信贷机制：第一，依托移动支付、消费等数字足迹构建风控模型，降低信息不对称与交易成本，缓解了传统抵押依赖；第二激发农村金融市场“鲶鱼效应”，倒逼农信机构优化服务，扩大普惠覆盖面。

由此提出假说 1：数字普惠金融显著弥合农户内部信贷可得性差距。

2.2 非农就业质量的中介效应

数字普惠金融通过提高农村劳动力工作收入、缩短其工作时长并提高其工作自主性的途径提高了农户的非农就业质量，而非农就业质量的提高又可以通过以下机制弥合农户的信贷可得性差距：第一，农户非农就业质量的提升使农户涉及工、农、商等多个行业，进而有利于金融机构对其进行授信评估，增强了弱势农户的信贷可得；第二，非农就业质量的提高有利于低收入农户收入的增加，进而增强其还款能力和还款意愿。第三，非农就业促进了农户社会资本积累。

据此提出假说 2：数字普惠金融通过提高非农就业质量缩小信贷差距。

3 数据来源与实证模型

3.1 数据来源及样本选取

本文使用的研究数据来源于“中国家庭金融调 CHF S”数据与“北京大学数字普惠金融发展指数(PKU-DFII C)”。

3.2 变量定义及描述性统计

解释变量。本文的解释变量是数字普惠金融，本文使用省级层面数字普惠金融指数总指标，该指数由北京大学数字金融研究中心发布。

被解释变量。本文的被解释变量是信贷数量。

控制变量。参考已有研究对影响农户信贷可得的梳理，本文从户主个人特征、家庭因素两个层面选取控制变量。

表 1 变量名称及定义方式

变量名称	变量符号	问卷定义及赋值
(1) 被解释变量		
家庭机构贷款数量	Loan	农户家庭的贷款金额（包括农业工商业机构贷款、住房未还清银行贷款、住房未还清信用卡贷款、住房抵押未还清机构贷款、汽车未还清机构贷款、教育未还清机构贷款、医疗未还清机构贷款、其他未还清机构贷款）万元
(2) 核心解释变量		
数字普惠金融	Digf	北京大学数字普惠金融指数（省份）
(3) 机制变量		
非农就业质量	Quality	非农就业在城市：是=1，否=0 是否签署劳动合同：是=1，否=0
(4) 控制变量		
户主个人特征		
年龄	Age	户主的具体年龄
性别	Gender	户主性别：男=1，女=0
受教育程度	Edu	户主的文化程度：没上过学=1；小学=2；初中=3；高中=4；中专/职高=5；大专/高职=6；大学本科=7；硕士研究生=8；博士研究生=9
健康状况	Healthy	户主的健康状况自我评估：非常好=1；好=2；一般=3；不好=4；非常不好=5
婚姻状况	Marriage	户主的婚姻状况：已婚或同居=1；其他=0
固定收入	Fixed	户主是否签订劳动合同或领取养老金
家庭因素		
收入水平	Income	农户家庭过去一年总收入（万元）
可抵押固定资产	Asset	农户家庭持有的可抵押固定资产（包括工商业项目、农业生产中的固定资产、汽车等交通工具、房产、土地等）的当期价值（万元）
人际关系	Popular	农户家庭过去一年给予除双方父母外亲戚及非亲戚的转移性支出，即人情支出（万元）
兼业	Parttime	农户家庭是否从事兼业：是=1，否=0

表 2 描述性统计

variable	N	min	max	mean	sd	p25	p50
Loan	26420	0	600000	26132	94969	0	0
index aggr~e	26420	5.481	6.174	5.718	0.126	5.606	5.708
Age	26420	26	79	54.62	12.35	46.50	55
Gender	26420	0	1	0.848	0.359	1	1
Edu	26420	1	7	2.888	1.204	2	3
Healthy	26420	1	5	2.680	1.023	2	3
Marriage	26420	0	1	0.895	0.306	1	1
Fixed	26420	0	1	0.401	0.490	0	0
Income	26420	-9636	496995	68837	84222	16819	43467
Asset	26420	0	6.018e+06	582699	991262	70769	241250
Popular	26420	100	30000	3347	4683	800	2000
Parttime	26420	0	1	0.100	0.300	0	0

3.3 模型设定

本文主要采用双向固定效应模型(Fixed Effects, FE)来分析数字普惠金融对中国农村家庭信贷差距的影响，模型设定为：

$$Loan_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnDigf_{it} + \beta_2 X_{it} + u_i + \lambda_i + \epsilon_{it}$$

在式、中，i 代表家庭编号；t 代表年份。Loan_{it}代表家庭机构贷款数量，LnDigf_{it}表示数字普惠金融指数，β₁是本文的关注系数，衡量了数字普惠金融对贷款数量的影响，X_{it}代表控制标量。考虑到模型需要控制家庭层面不随时间变化的特征，加入家庭固定效应u_i；考虑到时间效应，加入时间固定效应λ_i；ε_{it}表示随机扰动项。

4 实证结果及分析

4.1 实证检验

在回归中，控制了家庭(hhid)层面的固定效应。第(1)列是高信贷组对数字普惠金融指数的回归结果，普惠金融的回归系数为 60484.204，其结果不显著；第(2)列是低信贷组对数字普惠金融的回归结果，回归系数为 2153.461，在 1%的置信水平上显著，其结果表明，数字普惠金融对低信贷人群具有显著的正向影响。具体来看，

数字普惠金融指数每上升 1%, 信贷金额上升 21. 53461, 具有显著的经济意义。

表 3

VARIABLES	(1) 高信贷组	(2) 低信贷组
index_aggregate	60,484.204 (0.81)	2,153.461*** (5.95)
Age	2,008.470 (1.48)	-33.645*** (-3.05)
Gender	31,403.311 (1.40)	768.190*** (3.59)
Edu	10,835.437 (0.88)	-89.098 (-1.02)
Healthy	-7,140.425 (-0.60)	101.430 (1.46)
Marriage	98,908.030* (1.93)	473.389 (1.21)
Fixed	-8,433.985 (-0.31)	104.846 (0.75)
Income	0.006 (0.06)	0.001 (1.64)
Asset	0.008 (0.56)	-0.000 (-0.95)
Popular	-0.955 (-0.60)	0.019 (1.49)
Parttime	-33,685.038 (-1.59)	-512.826*** (-2.94)
Constant	-352,877.050 (-0.77)	-11,004.175*** (-5.54)
Observations	372	6,952
R-squared	0.861	0.564
hhid FE	YES	YES

Robust t-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4. 2 机制检验

接下来, 本文将探讨数字普惠金融弥合中国农村家庭贷款差距的内在机制。数字普惠金融可能通过提高非农就业质量促进农村家庭贷款可得性。非农就业对于家庭的增收效应显著, 非农就业意味着农业劳动力从传统的低收入农业部门流向了收入更高的现代部门, 收入的增加意味着还款能力的提高, 鉴于此, 本文从非农就业质量角度探讨数字普惠金融对中国农村家庭信贷差距

发挥作用的机制。

4. 2. 1 高信贷组的中介效应回归

本文基准估计结果显示, 非农就业质量在高信贷组不显著。

表 4

VARIABLES	(1) 非农就业质量	(2) 家庭机构贷款数量
非农就业质量		28,726.383 (1.38)
index_aggregate	-0.753 (-1.08)	1111653.487*** (5.36)
Age	-0.003 (-0.84)	2,065.855 (1.52)
Gender	-0.150 (-1.62)	26,912.902 (1.31)
Edu	0.022 (0.52)	11,035.343 (0.99)
Healthy	-0.025 (-0.81)	-7,292.207 (-0.66)
Marriage	0.155 (1.46)	110,345.549** (2.20)
Fixed	0.315*** (3.18)	-15,885.683 (-0.58)
Income	0.000 (1.40)	-0.067 (-0.74)
Asset	0.000 (0.02)	0.008 (0.56)
Popular	0.000** (2.10)	-0.968 (-0.67)
Parttime	-0.074 (-1.03)	-15,062.831 (-0.75)
Constant	5.186 (1.26)	-6571569.515*** (-5.37)
Observations	372	372
R-squared	0.898	0.874
hhid FE	YES	YES
year FE	YES	YES

Robust t-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4. 2. 2 低信贷组的中介效应回归

本文基准估计结果显示, 数字普惠金融显著缩小了中国农村家庭的信贷差距, 具体而言, 低信贷组可以通过提高非农就业质量提高贷款数量, 且数字普惠金融在低信贷人群中的促进效应更加显著。

因此, 数字普惠金融可通过以下途径抑制信贷差距的扩大: 数字普惠金融促提高非农就业质量, 实现信贷可得, 且这一促进效应在低收入人群中更加显著。

表 5

VARIABLES	(1) 非农就业质量	(2) 家庭机构贷款数量
非农就业质量		251.128*
		(1.94)
index_aggregate	0.926***	60,059.862***
	(6.64)	(24.15)
Age	-0.002*	9.285
	(-1.88)	(1.33)
Gender	0.004	126.534
	(0.22)	(0.91)
Edu	0.006	6.437
	(0.68)	(0.11)
Healthy	0.002	-22.572
	(0.33)	(-0.48)
Marriage	0.014	155.347
	(0.50)	(0.60)
Fixed	0.110***	-34.181
	(6.10)	(-0.33)
Income	0.000***	0.001
	(4.26)	(1.42)
Asset	0.000	-0.000
	(1.01)	(-1.61)
Popular	0.000	-0.001
	(0.74)	(-0.13)
Parttime	0.023	-328.979**
	(1.40)	(-2.57)
Constant	-4.799***	-342,707.254***
	(-6.04)	(-24.08)
Observations	6,952	6,952
R-squared	0.888	0.786
hhid FE	YES	YES
year FE	YES	YES

Robust t-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5 结论和建议

本文运用 2017~2019 年中国家庭金融调查数据和北京大学数字普惠金融指数研究了数字普惠金融对农户信贷可得性差距的影响。本文运用面板数据固定效应模型进行估计,结果表明,数字普惠金融有助于缩小信贷差距,促进乡村振兴。

本文发现:数字普惠金融显著缩小了中国农户家庭的信贷差距,具体而言,数字本文的研究结果表明,数字普惠金融对于缩小信贷差距尤为重要。基于本文的研究结论,可以得到如下政策启示。一是继续加大数字普惠金融发展力度。提高弱势群体家庭获得正规金融服务的水平。二是完善数字普惠金融政策体系,带动非农就业,提高非农就业质量。

参考文献

- [1] 樊文翔. 数字普惠金融提高了农户信贷获得吗?[J/OL]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(1): 109-119, 179. DOI: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.01.013.
- [2] 杨波, 王向楠, 邓伟华. 数字普惠金融如何影响家庭正规信贷获得?——来自 CHFS 的证据[J]. 当代经济科学, 2020, 42(6): 74-87.
- [3] 王元月, 王青照. 我国金融发展与就业关系实证分析[J]. 财经理论与实践, 2005(3): 18-22.
- [4] 方晶晶, 黄桂芬, 邢振祥. 经济增长与就业的数量关系——论“奥肯定律”在中国[J/OL]. 科技与管理, 2004(3): 88-90. DOI: 10.16315/j.stm.2004.03.030.
- [5] 郭晴, 孟世超, 毛宇飞. 数字普惠金融发展能促进就业质量提升吗? [J/OL]. 上海财经大学学报, 2022, 24(1): 61-75, 152. DOI: 10.16538/j.cnki.jsufe.2022.01.005.
- [6] 张青, 况志华, 王焰辉. 数字普惠金融对农村青年非农就业的影响研究[J/OL]. 金融与经济, 2021(11): 34-45. DOI: 10.19622/j.cnki.cn36-1005/f.2021.11.004.

作者简介: 郑妙心 (2004.1-) 女, 汉, 广东中山人, 本科, 研究方向: 农户信贷。