

【农业经济】

农户数字普惠金融使用决策中的同群效应研究

徐建奎, 张龙耀, 倪丹梅*

(南京农业大学 金融学院/研究生院, 南京 210095)

摘要:发展农村数字普惠金融是中国式普惠金融发展的创新模式,也是全面推进乡村振兴的重要手段。基于中国家庭金融调查(CHFS)2019年数据,实证检验农户数字普惠金融使用决策中的同群效应及其作用机制。研究表明:农户数字普惠金融使用决策中存在明显的同群效应;农户之间的信息传递和农村内部形成的社会规范是同群效应产生作用的主要机制;受教育程度较高农户的数字普惠金融使用行为在村庄内部具有更强的示范效应。通过提高受教育程度较高农户的数字普惠金融使用率,形成示范带动作用,是提高农村数字普惠金融整体使用率的有效手段。

关键词:农村数字普惠金融;同群效应;信息传递;社会规范

中图分类号:F320.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2023)06-0176-11

一、引言

同群效应是指个体行为不仅受到收入等自身经济因素的影响,而且也会受到周围相同社会经济地位群体的影响^[1]。其理论缘由在于个体在做决策时通常具有信息不对称、有限理性等特点,个体行为会受到与之相关联的同伴群体的影响。目前,同群效应理论在教育、公共经济学、企业管理等领域得到较多的运用,并对政府和企业的决策,如教育资源分配^[2]、反贫困政策制定^[3]以及企业创新和数字化转型^[4]等方面发挥着较大作用。本文拟将同群效应的研究拓展至农户数字普惠金融使用决策领域。

近年来,快速发展的农村数字普惠金融大大降低了农村地区金融服务的门槛和成本,提高了农村金融供给和农村金融资源配置效率^[5],为农户等弱势群体获得覆盖范围更广、使用程度更深的金融服务提供了可能^[6]。2021年中央一号文件《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴 加快农业农村现代化的意见》明确提出“发展农村数字普惠金融”,旨在通过农村数字普惠金融为乡村振兴战略引入金融“活水”。与城镇家庭相比,我国农户的数字普惠金融整体使用率偏低。中国家庭金融调查2017年的数据显示,我国城镇家庭数字普惠金融使用率达32%,而农村家庭数字普惠金融使用率仅为20.96%;中国家庭金融调查2019年的数据显示,城镇家庭数字普惠金融使用率达59.69%,而农村家庭数字普惠金融使用率仅为33.52%。农村数字普惠金融的低使用率不仅无法充分发挥数字普惠金融在推进乡村振兴战略中的制度优势,而且产生的数字鸿沟还可能拉大社会贫富差距^[7]。

理清农户数字普惠金融使用决策机制,是有针对性制定农村数字普惠金融发展政策、提高

收稿日期:2023-07-21

基金项目:国家自然科学基金面上项目“中国农村数字金融的发展机制和效应:基于实验经济的研究”(71973064);国家自然科学基金面上项目“金融科技背景下农村金融机构数字化发展机制与普惠效应研究”(72073067);农业农村部2023年金融支农研究课题“农业经营主体信贷直通车运营机制与创新研究”(20230101)

作者简介:徐建奎,男,南京农业大学金融学院博士生;张龙耀,男,南京农业大学金融学院教授,博士生导师;倪丹梅(通信作者),女,南京农业大学研究生院助理研究员。

农村数字普惠金融整体使用率的关键。针对这一问题,已有研究发现传统金融使用情况^[6]、金融知识水平^[8]、社会互动水平^[9]等因素可能影响农户数字普惠金融使用决策。但是,已有研究大多基于农户独立决策的假定,没有考虑到同群效应对农户数字普惠金融使用决策的影响。根据同群效应理论,农户数字普惠金融使用决策会受到其所在村庄中其他农户数字普惠金融使用行为的影响。并且,同群效应具有社会放大器的作用,可能给农村数字普惠金融发展带来乘数收益。基于上述分析,本文拟研究的问题是:农户数字普惠金融使用决策是否会受到同群效应的影响?其作用机制是什么?哪些群体在农户数字普惠金融使用决策中能产生更大的示范效应?

二、理论分析与研究假说

(一) 农户数字普惠金融使用决策中的同群效应

传统经济学理论认为个体在面临市场决策时,会结合自身条件做出最理性的决策。同群效应理论则认为个体的市场决策也会受到周围同样地位人群的影响。每个人或多或少都需要进行社交,通过社交人们能够了解到最新的新闻、想法和意见等信息,从而影响人们的经济和金融行为决策^[10]。尤其是在中国农村这样一个熟人社会,同村农户间往往保持着紧密的日常交流。在农村数字普惠金融发展初期,农户对数字普惠金融缺乏正确和全面的认识^[11],在决定是否使用数字普惠金融时需要从邻居、亲友等周围人群中获取数字普惠金融产品的相关信息。这些互动交流能够增加农户对数字普惠金融的认知程度,进而提高其使用数字普惠金融的可能性^[9]。此外,群体认同的观念在中国农村社会中根植已久,同群效应也有可能通过农户的群体认同感在群体内部形成一定的社会行为规范^[12],进而影响群体中每个农户的数字普惠金融使用决策。因此,农户数字普惠金融使用决策不仅会受到自身收入、受教育程度等个体特征的影响,而且也可能受到其所在群体中其他农户数字普惠金融使用行为的影响。

基于上述分析,本文提出假说 1:农户数字普惠金融使用决策中存在同群效应,即农户数字普惠金融使用决策受到同村其他农户数字普惠金融使用行为的正向影响。

(二) 同群效应影响农户数字普惠金融使用决策的作用机制

1. 信息传递机制

同群效应的信息传递机制是指通过群体网络中所嵌入的信息资源来影响个体的经济行为决策^[13-15]。主要表现在两个方面:第一,同群效应理论认为个体具有从众心理。个体通过信息传递观察到的同质性信息越多,越倾向于做出跟风与模仿的行为决策^[13]。因此,当农户观察到周围越来越多的人使用数字普惠金融产品后会进行模仿。第二,基于地缘与亲缘的农村社会关系网络能够极大地降低农户的信息搜寻成本,且同群伙伴传递的数字普惠金融信息大多是来自自身在本土情景下的实际体验,这样的信息更容易被农户理解与信赖。因此,群体内的社会互动更能够增强农户对新兴的数字普惠金融的熟悉程度,进而提高农户使用数字普惠金融产品的概率^[9]。另外,关于同群效应信息传递机制的研究还发现,当人们通过信息传递获取的信息越多时,对事物的认知程度也会越深,其行为决策会更加倾向于做出理性判断,此时人们行为决策受到同群效应的影响会逐渐减弱^[15-16]。简言之,如果信息传递是同群效应发挥作用的机制,那么随着农户对数字普惠金融的深入了解,在影响其数字普惠金融使用决策的诸多因素中同群效应的作用将会减弱。

基于上述分析,本文提出假说 2 和假说 3。

假说 2:农户的信息获取渠道越多,其数字普惠金融使用决策受到同群效应的影响越大。

假说 3:农户对数字普惠金融认知程度越深,其数字普惠金融使用决策受到同群效应的影响

越小。

2. 社会规范机制

群体中的社会规范是指除法律约束外,群体成员共同遵守的行为准则,是促使个体行为与群体保持一致的一种非正式约束。同群效应的社会规范机制来自两个方面:一方面,社会规范会在群体内形成群体认同观念,个体由于担心得不到群体认同会损害其在群体中的地位,在决策时会做出与其他人相同的决策。另一方面,除了形成群体认同,偏离群体的社会规范也会产生污名效应。尤其是在中国农村地区,社会规范衍生出的面子观念往往会促使个体追求新颖的产品^[17]。在数字普惠金融发展初期,农户在对使用数字普惠金融带来的风险与收益缺乏足够认知的情况下,他们可能为了获得群体认同而选择使用数字普惠金融,也可能因为担心不使用新兴的数字普惠金融产品而被认为“不时髦”“老土”导致污名化。所以,社会规范也会影响农户的数字普惠金融使用决策^[18]。

基于上述分析,本文提出假说 4:在社会规范力度越强的地区,农户数字普惠金融使用决策受到同群效应的影响越大。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据来自 2019 年西南财经大学中国家庭金融调查研究中心在全国范围内进行的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)。CHFS2019 数据的调查范围覆盖全国 29 个省(自治区、直辖市)的 170 个城市、345 个区县、1360 个村(居)委会,CHFS2019 家庭层面的数据涉及家庭收入、数字普惠金融使用情况、社会经济活动以及个体的婚姻状况、受教育程度、健康状况等人口统计学特征信息。在剔除城镇样本和部分关键变量缺失的样本之后,本研究最终使用 12049 个有效农户样本。

(二) 变量设定

1. 被解释变量:是否使用数字普惠金融。数字普惠金融主要指传统金融机构和互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务的模式^[5]。因此,在数字普惠金融指标选择上,本文重点分析农户数字支付、数字理财和数字信贷的使用情况。借鉴已有研究^[6,8,19]的做法,若农户使用数字支付、数字理财以及数字信贷中的任意一种数字普惠金融产品,则认为其使用数字普惠金融,此时被解释变量赋值为 1,反之为 0。

2. 核心解释变量:同村农户使用率。本文的核心解释变量是除样本农户以外的同村其他农户数字普惠金融使用率,变量定义为样本农户外同村使用数字普惠金融的农户数量/(样本农户所在村庄农户总数量-1)。

3. 控制变量。本文的控制变量包括户主性别、年龄、婚姻状况、健康状况、受教育程度、金融知识水平等个体特征变量,家庭年收入、家庭传统金融使用、家庭社会互动、家庭劳动力规模等家庭特征变量,村庄人均年收入、村庄常住人口占比等村庄特征变量。

4. 作用机制变量。(1) 信息传递机制。选择“通信支出”作为农户信息渠道的代理变量的理由是农户的通信支出越多,参与的信息活动就越多^[20],更容易捕捉到其他农户的数字普惠金融使用情况。鉴于此,本文将农户通信支出按中位数分为高通信支出组与低通信支出组。此外,本文选择“首次购买智能手机的时间”作为农户对数字普惠金融了解程度的代理变量。理由是,较早使用智能手机的农户接触数字普惠金融的时间更长,更容易对数字普惠金融有深入的了解。本文将农户首次购买智能手机的时间,以 2016 年 G20 杭州峰会上首次提出数字普惠金融概念为界,分为购买智能手机较早(2016 年及以前)和购买智能手机较晚(2016 年以后)两

组。(2)社会规范机制。农村地区社会规范的形成往往受到当地宗族文化的影响,宗族文化越强的地方,越容易形成社会规范。长期以来,与其他省份相比,我国东南地区的浙江、福建、安徽、广东等省份宗族文化发展的尤为强大^[21]。因此,本文进一步按照样本农户所在省份将样本分为东南省份样本和非东南省份样本^①。

5.工具变量。尽管本文控制了个人、家庭、村庄层面可观测因素的影响,但仍然存在反向因果等内生性问题。因此,选择采用工具变量法解决内生性问题。借鉴张川川和朱涵宇^[15]的做法,本文选择样本农户以外的同村其他农户的户主平均年龄作为工具变量。理由是年龄是不能由个体决定的变量,并且会对农户数字普惠金融使用决策产生显著影响。大量研究表明,户主年龄越小的农户,使用数字普惠金融的概率越高^[6,8,19]。因此,该工具变量满足相关性和外生性的要求。具体变量定义与描述性统计见表 1。

表 1 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	是否使用数字普惠金融	农户是否使用数字普惠金融:是=1;否=0	0.335	0.472
核心解释变量	同村农户使用率	样本农户外同村使用数字普惠金融的农户数量/(村庄农户总数-1)	0.335	0.165
个体控制变量	年龄	户主年龄(岁)	58.165	11.772
	性别	户主性别:男=1;女=0	0.849	0.359
	婚姻状况	户主已婚:是=1;否=0	0.866	0.340
	健康状况	户主身体健康状况:1=非常好;2=好;3=一般;4=不好;5=非常不好	2.934	1.045
	受教育程度	户主受教育程度:1=没上过学;2=小学;3=初中 4=高中;5=中专/职高 6=大专/高职;7=大学本科 8=硕士研究生;9=博士研究生	2.532	0.991
家庭控制变量	金融知识水平	答对金融知识问题数量(道)	0.296	0.570
	家庭年收入	去年家庭收入总额(元),取对数	9.393	3.584
	传统金融使用	家庭是否使用(投资)过传统银行信贷、理财产品、刷卡支付三者中的任意一种:是=1;否=0	0.137	0.343
	社会互动	去年家庭礼金支出总额(元),取对数	3.699	3.753
村庄控制变量	劳动力规模	家庭劳动力数量(人)	1.909	1.136
	常住人口占比	村庄常住人口/村庄总人口	0.943	0.049
作用机制变量	村人均年收入	去年村庄人均年收入(元),取对数	9.401	0.481
	通信支出	农户通信支出是否高于中位数水平:是=1;否=0	0.377	0.485
	首次购买智能手机时间	农户是否在 2016 年及之前购买智能手机:是=1;否=0	0.479	0.500
工具变量	社会规范	农户所在省份是否属于东南省份:是=1;否=0	0.170	0.375
	同村户主平均年龄	除样本农户外同村其他农户户主的平均年龄(岁)	58.165	4.850

(三) 计量模型

在计量模型的选择上,本文借鉴已有关于同群效应的研究^[15,22],设定如下线性概率模型:

$$Digital_Finance_{ij} = \alpha \frac{1}{(n_j - 1)} \sum_{-i_{n_0}} Digital_Finance_{ij} + \beta x_{ij} + \gamma z_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

(1)

(1) 式中, $Digital_Finance_{ij}$ 表示 j 村样本农户 i 数字普惠金融使用情况,如果农户 i 使用了任

① 东南省份包括浙江省、福建省、安徽省以及广东省,CHFS 调查涵盖的其余省份为非东南省份。

意一种数字普惠金融产品,则赋值为 1,反之为 0。 $\frac{1}{(n_j-1)}\sum_{-i_{n_0}} Digital_Finance_{ij}$ 表示样本农户 i 以外的 j 村其他农户的数字普惠金融使用率。 x_{ij} 是一组个体和家庭层面的控制变量。 z_{ij} 是村庄层面的控制变量。

此外,由于可能存在内生性问题,使用传统的 OLS 方法估计方程(1)会导致估计结果有偏。因此,本文采用工具变量法解决内生性问题。具体地,本文采用二阶段最小二乘法(2SLS),其中第一阶段回归方程如下:

$$\frac{1}{(n_j-1)}\sum_{-i_{n_0}} Digital_Finance_{ij}=\alpha \frac{1}{(n_j-1)}\sum_{-i_{n_0}} Head_Age_{ij}+\beta x_{ij}+\gamma z_{ij}+\varepsilon_{ij}$$

(2)

(2)式中, $\frac{1}{(n_j-1)}\sum_{-i_{n_0}} Head_Age_{ij}$ 为样本农户 i 以外的 j 村农户户主的平均年龄,作为 $\frac{1}{(n-n_0)}\sum_{-i_{n_0}} Digital_Finance_{ij}$ 的排他性工具变量。其他变量含义与(1)式相同。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

基准回归分别采用普通最小二乘法(OLS)和两阶段最小二乘法(2SLS)估计同村农户数字普惠金融使用率对样本农户数字普惠金融使用决策的影响。

表 2 基准回归结果 (N=12049)

变量	是否使用数字普惠金融(=1,是)					
	OLS			2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
同村农户使用率	0.307*** (0.025)	0.238*** (0.024)	0.228*** (0.026)	0.227*** (0.043)	0.163*** (0.042)	0.157*** (0.043)
年龄	-0.015*** (0.000)	-0.013*** (0.000)	-0.013*** (0.000)	-0.015*** (0.000)	-0.013*** (0.000)	-0.013*** (0.000)
性别	0.010(0.011)	0.008(0.010)	0.008(0.010)	0.010(0.011)	0.007(0.010)	0.008(0.010)
受教育程度	0.053** (0.004)	0.042*** (0.004)	0.041*** (0.004)	0.054*** (0.004)	0.042*** (0.004)	0.041*** (0.004)
婚姻状况	0.019* (0.011)	-0.027** (0.011)	-0.027** (0.011)	0.019* (0.011)	-0.027** (0.011)	-0.027** (0.011)
健康状况	-0.034*** (0.004)	-0.025*** (0.004)	-0.024*** (0.004)	-0.035*** (0.004)	-0.025*** (0.004)	-0.025*** (0.004)
金融知识水平	0.107*** (0.007)	0.087*** (0.007)	0.087*** (0.007)	0.108*** (0.007)	0.087*** (0.007)	0.087*** (0.007)
家庭年收入	-	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	-	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
传统金融使用	-	0.212*** (0.012)	0.212*** (0.012)	-	0.215*** (0.012)	0.214*** (0.012)
社会互动	-	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	-	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)
劳动力规模	-	0.045*** (0.004)	0.045*** (0.004)	-	0.045*** (0.004)	0.045*** (0.004)
常住人口占比	-	-	0.083(0.081)	-	-	0.082(0.080)
村人均年收入	-	-	0.014(0.010)	-	-	0.023** (0.011)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
第一阶段 F 值	-	-	-	118.71	133.54	127.45
R ²	0.263	0.306	0.306	-	-	-

注:①***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;②括号中为稳健标准误。下表同。

表 2 第(1) — (3) 列报告了 OLS 的估计结果。第(1) 列估计结果显示,在仅控制个体层面变量的情况下,同村农户使用率的估计系数为 0.307,在 1% 的统计水平上显著,表明同村农户数

字普惠金融使用率每增加 10 个百分点,样本农户使用数字普惠金融的概率显著增加 3.07 个百分点。第(2)(3)列在依次控制了家庭层面控制变量和村庄层面控制变量后,估计系数分别为 0.238 和 0.228,与第(1)列的估计系数相近,且同样在 1%的统计水平上显著。表 2 第(4) — (6)列报告了 2SLS 的估计结果。第(4)列估计结果显示,在使用工具变量后,同村农户使用率的估计系数为 0.227,在 1%的统计水平上显著。第(5)(6)列依次加入了家庭层面的控制变量和社区层面控制变量,依旧能够得到了与第(2)(3)列相近的估计系数结果,并且在 1%的统计水平上显著。此外,第(4) — (6)列的估计结果显示第一阶段 F 值均大于 Cragg-Donald 统计量的临界值,表明本文不存在弱工具变量问题。在控制变量中,传统金融使用、社会互动水平以及金融知识水平均对农户使用数字普惠金融产品具有显著正向影响,这一估计结果与已有研究^[6,8-9]结论类似。因此,农户数字普惠金融使用决策既可能是基于自身个体特征的理性决策,同时也受到了来自同村农户的同群效应影响。综上所述,本文得出结论,农户数字普惠金融使用决策中存在同群效应,假说 1 成立。

(二) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

村庄是我国农户的基本活动单位,农户关于数字普惠金融使用决策的交流互动基本限定在村庄范围内。由于数字普惠金融的迅猛发展,即使农户数字普惠金融使用决策不受同群效应的影响,我国各地区农户的数字普惠金融使用行为也会趋同。因此,回归结果可能存在“伪回归”的情况。本文要证实农户数字普惠金融使用决策在村庄层面存在同群效应,就必须证明农户数字普惠金融使用决策不会受到本村以外其他农户数字普惠金融使用行为的影响。即,农户数字普惠金融使用决策中的同群效应只存在于村庄内部,在更大范围内则观察不到同群效应的存在。借鉴张川川和朱涵宇^[15]的做法,本文利用同县不同村农户这一特殊的群体进行安慰剂检验。表 3 第(1)列 OLS 的估计结果显示,当不控制同村农户使用率时,同县不同村农户使用率对样本农户数字普惠金融使用决策具有统计上的显著影响。但当控制了同村农户使用率时,如表 3 第(2)列的估计结果所示,同县不同村农户使用率对样本农户数字普惠金融使用决策的影响将不再具有统计显著性,并且同村农户使用率对样本农户数字普惠金融使用决策仍然有统计上的显著影响,且估计系数为 0.226,在 1%的统计水平上显著,这一结果与表 2 第(3)列的估计结果 0.228 相近。此外,当本文将计量模型换成 2SLS 时,表 3 第(3)(4)列的估计结果显示,在控制了内生性问题后,同县不同村农户使用率对样本农户数字普惠金融使用决策的影响不再具有统计显著性,但是同村农户使用率对样本农户数字普惠金融使用决策的影响仍然具有统计显著性。表 3 的估计结果说明农户数字普惠金融使用决策的同群效应主要发生在村庄内部,在更大的空间范围内并不存在同群效应,因此排除了本文回归结果是“伪回归”的可能,同时也证明了本文选择的工具变量是有效的。

表 3 安慰剂检验

变量	是否使用数字普惠金融			
	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
同村农户使用率	-	0.226*** (0.028)	-	0.155*** (0.049)
同县不同村农户使用率	0.085*** (0.031)	0.048 (0.031)	0.019 (0.052)	-0.016 (0.052)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	10626	10626	10626	10626

注:CHFS2019 数据中部分县域内只调研了 1 个村庄,因此表 3 汇报的估计结果中丢失了部分样本。

2. 替换计量模型

为了进一步验证文章估计结果的稳健性,本文选择替换计量模型来进行实证估计。将核心解释变量同村农户使用率替换为工具变量后,估计结果仍然稳健。

(三) 作用机制检验

1. 信息传递机制

为了检验农户数字普惠金融使用决策中同群效应的信息传递机制是否存在,本文选择“农户通信支出”作为农户信息渠道的代理变量。因为,通信支出是信息主体在信息获取意识与信息获取能力方面差异的集中体现,农户的通信支出越多,参与的信息活动就越多^[20],越容易捕捉到其他农户的数字普惠金融使用情况。因此,本文将农户通信支出按中位数分为高通信支出组与低通信支出组。如果存在同群效应的信息传递机制,应当看到高通信支出组的农户受同群效应的影响明显高于低通信支出组的农户。表 4 第(1)列的估计结果显示,同村农户使用率和高通信支出组的交互项估计系数为 0.144,在 1%的统计水平上显著,表明同群效应对高通信支出组的农户产生了更大的影响。表 4 第(2)(3)列的估计结果显示,高通信支出组和低通信支出组的农户受到同群效应影响的估计系数分别为 0.264 和 0.156,且均在 1%的统计水平上显著,高通信支出组的农户受到同群效应的影响要高于低通信支出组的农户。表 4 的估计结果证明农户数字普惠金融使用决策中同群效应的信息传递机制是存在的,假说 2 成立。

表 4 作用机制检验——信息传递机制

变量	是否使用数字普惠金融		
	全样本	高通信支出组	低通信支出组
	(1)	(2)	(3)
同村农户使用率	0.142 *** (0.029)	0.264 *** (0.043)	0.156 *** (0.030)
同村农户使用率×高通信支出组	0.144 *** (0.045)	—	—
高通信支出组	0.158 *** (0.018)	—	—
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	12049	4539	7510

前文分析表明,如果信息传递是同群效应发挥作用的机制,那么随着农户对数字普惠金融的深入了解,在影响其数字普惠金融使用决策的诸多因素中同群效应的作用将会减弱。本文对此做了进一步的检验。考虑到人们对新事物的认知水平是随着时间不断提高的,因此,本文选择“首次购买智能手机的时间”作为农户对数字普惠金融认知程度的代理指标。因为,相比于较晚使用智能手机的农户,较早使用智能手机的农户接触数字普惠金融的时间更长,更容易对数字普惠金融有深入的了解。表 5 第(1)列的估计结果显示,同村农户使用率和较早购买智能手机的交互项系数为-0.132,在 5%的统计水平上显著,这说明同群效应对购买智能手机较晚的农户数字普惠金融使用决策产生了更大的影响,即较早购买智能手机的农户受到同群效应的影响更小。表 5 第(2)(3)列的估计结果同样显示,较早购买智能手机的农户,其数字普惠金融的使用决策受同群效应影响的系数为 0.179,在 1%的统计水平上显著。而较晚购买智能手机的农户,其数字普惠金融的使用决策受同群效应影响的系数为 0.288,在 1%的统计水平上显著。通过比较可以发现,购买智能手机较早的农户,其数字普惠金融的使用决策受到同群效应的影响更小。表 5 的估计结果再次证明了同群效应的信息传递机制是存在的。综上,假说 3 成立。

表 5 信息传递机制进一步检验——农户对数字普惠金融了解深度			
变量	是否使用数字普惠金融(= 1, 是)		
	全样本 (1)	较早购买智能手机组 (2)	较晚购买智能手机组 (3)
同村农户使用率	0.299*** (0.051)	0.179*** (0.049)	0.288*** (0.054)
同村农户使用率×较早购买智能手机组	-0.132* (0.063)	-	-
较早购买智能手机组	0.254*** (0.026)	-	-
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	6539	3129	3410

注:CHFS 2019 数据中部分农户尚未购买智能手机,因此表 5 汇报的估计结果中丢失了部分样本。

2. 社会规范机制

农村地区社会规范的形成往往受到当地宗族文化的影响,宗族文化越强的地方,越容易形成社会规范。长期以来,与其他省份相比,我国东南地区的浙江、福建、安徽、广东等省份宗族文化发展得尤为强大^[21]。因此,为了检验农户数字普惠金融使用决策中同群效应的社会规范机制,本文进一步按照样本农户所在省份将样本分为东南省份样本和非东南省份样本。如果社会规范是同群效应的作用机制,本文应该看到东南省份样本受到的同群效应影响明显大于非东南省份样本。表 6 第(1)列的估计结果显示同村农户使用率与东南省份样本的交互项系数为 0.094,在 10%的统计水平上显著,表明与非东南省份样本相比,东南省份样本受到同群效应的影响更大。表 6 第(2)(3)列的估计结果同样表明,在社会规范力度越强的东南省份,农户数字普惠金融使用决策中同群效应估计系数为 0.303,非东南省份农户数字普惠金融使用决策中同群效应的估计系数为 0.207,均在 1%的统计水平上显著。通过比较可以发现,在社会规范越强的地区,农户数字普惠金融使用决策受到同群效应的影响越大。综上,假说 4 得到检验。

表 6 作用机制检验——社会规范机制

变量	是否使用数字普惠金融		
	全样本 (1)	东南省份样本 (2)	非东南省份样本 (3)
同村农户使用率	0.206*** (0.029)	0.303*** (0.053)	0.207*** (0.030)
同村农户使用率×东南省份样本	0.094* (0.052)	-	-
东南省份样本	0.034 (0.047)	-	-
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	12049	2044	10005

注:①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平,括号中为稳健标准误;②控制变量包括表 1 中的所有控制变量。

(四) 进一步分析:不同子群中同群效应的估计

关于同群效应的研究表明,当群体中的个体行为决策相互影响时,群体当中有可能会存在“领导者”,这类“领导者”的行为决策往往具有较强的示范作用^[15-16],表现为非对称的同群效应。那么在农户数字普惠金融使用决策当中,哪些群体能够产生较强的示范作用? 回答这一问题有利于金融机构有针对性地选择数字普惠金融产品宣传对象,进而达到事半功倍的效果。在农村地区,老年群体和低受教育程度群体是数字普惠金融需要重点服务的对象,然而这两类群体往往面临严重的数字鸿沟。如何帮助他们享受到数字普惠金融红利是农村数字普惠金融发展中的一个关键问题。鉴于此,本文按照户主年龄和户主受教育程度将样本农户分为不同的子

群,分别检验不同特征的农户在其他农户数字普惠金融使用决策中的示范效应。

1.户主年龄

首先,本文按照户主年龄将样本农户分为年轻样本与老年样本,分别计算了同村年轻群体和老年群体的数字普惠金融使用率,并估计了年轻群体和老年群体数字普惠金融使用行为对不同年龄样本农户数字普惠金融使用决策的影响。表 7 第(1)列的估计结果显示,农村地区年轻群体的数字普惠金融使用行为具有更强的示范效应。表 7 第(2)列的估计结果显示,年轻群体的数字普惠金融使用决策会受到年轻群体的显著影响,但不会受到老年群体的显著影响。表 7 第(3)列的估计结果显示,老年群体的数字普惠金融使用决策同时受到了年轻群体和老年群体的显著影响,其中受到老年群体的影响更大。表 7 的估计结果表明,尽管整体上农村地区年轻群体的数字普惠金融使用行为具有更强的示范效应,但是分样本比较之后可以发现,年轻群体和老年群体均主要受到组内同群效应的影响,表现出对称性的同群效应^[22],这说明不同年龄的群体在数字普惠金融的使用决策中不存在明显的“领导者”。可能的原因在于,不同年龄群体之间存在交际代沟,导致他们在思想观念和行为方式等方面存在差异,造成不同年龄群体的数字普惠金融使用决策受到组外同群效应的影响较小。因此,在农村数字普惠金融的发展政策上,期望年轻人去影响老年人的做法可能是低效的。

表 7 不同年龄子群中同群效应的估计

变量	是否使用数字普惠金融		
	全样本 (1)	年轻样本 (2)	老年样本 (3)
同村年轻农户使用率	0.117*** (0.019)	0.168*** (0.032)	0.054** (0.021)
同村老年农户使用率	0.078*** (0.024)	0.036 (0.031)	0.173*** (0.036)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	11947	6411	5536

注:①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平,括号中为稳健标准误;②控制变量包括表 1 中的所有控制变量;③年轻群体指户主年龄在 60 岁以下的农户,老年群体指户主年龄在 60 岁及以上的农户;④CHFS2019 数据中部分村庄的户主年龄都在 60 岁以下或者都在 60 岁以上,因此表 7 汇报的估计结果中丢失了部分样本。

2.户主受教育程度

其次,本文按照户主受教育程度将样本农户划分为高教育程度样本和低教育程度样本,分别计算了同村高教育程度群体和同村低教育程度群体的数字普惠金融使用率,并估计了不同受教育程度群体的数字普惠金融使用行为对不同教育程度样本农户数字普惠金融使用决策的影响。表 8 第(1)列的估计结果显示,农村地区高教育程度农户的数字普惠金融使用行为具有更强的示范效应。表 8 第(2)列的估计结果显示,高教育程度农户的数字普惠金融使用决策受高教育程度农户的数字普惠金融使用行为的影响更大。表 8 第(3)列的估计结果显示,低教育程度农户的数字普惠金融使用决策受高教育程度农户数字普惠金融使用行为的显著影响,但是没有受到低教育程度农户的显著影响。表 8 的估计结果表明,高教育程度农户在不同受教育程度农户数字普惠金融使用决策当中具有更强的示范效应,表现出非对称的同群效应,说明高教育程度农户可以成为农户数字普惠金融使用决策中的“领导者”,能够对其他农户形成示范带动作用。其原因可能在于,高教育程度农户具有较高的认知和判断能力,其行为决策更容易被其他农户所信任。因此,高教育程度群体的数字普惠金融使用行为能够起到示范带动作用,引起其他群体的模仿和学习。

表 8 不同受教育程度子群中的同群效应估计

变量	是否使用数字普惠金融		
	全样本 (1)	高教育程度样本 (2)	低教育程度样本 (3)
同村高教育程度农户使用率	0.182*** (0.027)	0.188*** (0.030)	0.181*** (0.057)
同村低教育程度农户使用率	0.040** (0.019)	0.041** (0.021)	-0.012 (0.044)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	9400	8028	8854

注:①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平,括号中为稳健标准误;②控制变量包括表 1 中的所有控制变量;③高教育程度群体指户主受教育程度为小学及以上的农户,低教育程度群体指户主未接受过学校教育的农户;④CHFS 2019 数据中部分村庄的户主受教育程度都为小学及以上或者都未接受过学校教育,因此表 8 汇报的估计结果中丢失了部分样本。

五、研究结论与政策启示

本文利用 CHFS 2019 的微观调查数据,实证检验了农户数字普惠金融使用决策中的同群效应及其作用机制。研究发现,农户数字普惠金融使用决策在村庄范围内存在同群效应,农户数字普惠金融的使用决策会受到同村其他农户数字普惠金融使用行为的显著正向影响。信息传递机制和社会规范机制是同群效应发挥作用的主要机制。进一步分析表明,不同年龄群体的数字普惠金融使用行为表现出对称性的同群效应,而不同受教育程度群体的数字普惠金融使用行为则表现出非对称性的同群效应,说明高教育程度群体数字普惠金融使用行为在村庄内部具有较强的示范作用。

本文具有如下政策启示:第一,推动农村数字普惠金融发展离不开政府引导和政策支持,地方政府应该加快完善乡村数字基础设施建设。互联网、移动通信基站等数字基础设施不仅是农户使用数字普惠金融产品的基础,而且还能保障农户通过微信等线上方式进行社会互动,推动农户之间信息的有效共享,进一步提升农户对于数字普惠金融的认知水平。第二,地方政府在推广数字普惠金融时,也要注重乡村社会文明程度的提升,引导和推动乡村内部和谐友好的社会交流,更有利于充分发挥同群效应在提高农村数字普惠金融整体使用率上的乘数效应。第三,金融机构在下沉农村数字普惠金融市场时需要充分调动市场力量发展农村数字普惠金融,在市场进入初期可以向农村高教育程度群体适度倾斜,充分发挥这类群体在农户数字普惠金融使用决策中的示范效应,带动农村数字普惠金融整体使用率的提高,让广大农户共享数字普惠金融发展红利。

参考文献:

[1] 宋泽,邹红. 增长中的分化:同群效应对家庭消费的影响研究[J]. 经济研究,2021(1):74-89.

[2] 陆铭,蒋仕卿. 反思教育产业化的反思:有效利用教育资源的理论与政策[J]. 世界经济,2007,30(5):44-51.

[3] 文雯,朱沛青,宋建波. 近朱者赤:上市公司精准扶贫行为的同群效应[J]. 上海财经大学学报(哲学社会科学版),2021,23(4):63-75.

[4] 杜勇,姜靖,胡红燕. 供应链共同股权网络下企业数字化转型同群效应研究[J]. 中国工业经济,2023(4):136-155.

[5] 黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊),2018(4):1489-1502.

[6] 郭峰,王瑶佩. 传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J]. 财经研究,2020(1):19-33.

- [7] 张勋, 万广华, 吴海涛. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学, 2021(8): 35-51.
- [8] 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.
- [9] 董晓林, 姜敏婕, 陈秋月. 信息时代下的社会互动与家庭数字金融产品使用——基于1491户家庭样本的实证研究[J]. 武汉金融, 2020(3): 72-78.
- [10] Hirshleifer D. Presidential Address: Social Transmission Bias in Economics and Finance[J]. The Journal of Finance, 2020, 75(4): 1779-1831.
- [11] 任金政, 陈宝珍. 农户使用数字金融现状及影响因素研究[J]. 农村金融研究, 2020(8): 9-17.
- [12] Bernheim B D. A Theory of Conformity[J]. Journal of Political Economy, 1994, 102(5): 841-877.
- [13] Duflo E, Saez E. The Role of Information and Social Interactions in Retirement Plan Decisions: Evidence from a Randomized Experiment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(3): 815-842.
- [14] Bursztyn L, Ederer F, Ferman B, et al. Understanding Mechanisms Underlying Peer Effects: Evidence From a Field Experiment on Financial Decision[J]. Econometrica, 2014, 82(4): 1273-1301.
- [15] 张川川, 朱涵宇. 新型农村社会养老保险参与决策中的同群效应[J]. 金融研究, 2021(9): 111-130.
- [16] Liu H, Qi S, Zhao Z. Social Learning and Health Insurance Enrollment: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme[J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 2014, 97(1): 84-102.
- [17] 薛海波, 符国群, 江晓东. 面子意识与消费者购物决策风格: 一项70后、80后和90后的代际调节作用研究[J]. 商业经济与管理, 2014(6): 65-75.
- [18] 李凯, 孙旭丽, 严建援. 移动支付系统使用意愿影响因素分析: 基于交换理论的实证研究[J]. 管理评论, 2013, 25(3): 91-100.
- [29] 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.
- [20] 李超伟, 张龙耀. 信息通信技术使用、金融交易成本与农户数字金融参与——基于距离、密度与人情成本三重维度的考察[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2023, 23(2): 168-177.
- [21] Chen Z W, Ma C C, Sinclair A J. Banking on the Confucian Clan: Why China Developed Financial Markets so Late[J]. The Economic Journal, 2022, 132(644): 1378-1413.
- [22] Duflo E, Saez E. Participation and Investment Decisions in a Retirement Plan: The Influence of Colleagues' Choices[J]. Journal of Public Economics, 2002, 85(1): 121-148.

(责任编辑: 蒋玮)

The Influence of Peer Effect on Participation of Rural Household Digital Inclusive Finance

XU Jiankui, ZHANG Longyao, NI Danmei

Abstract: The development of rural digital inclusive finance is an innovative model for the development of Chinese-style inclusive finance, and it is also an important means to comprehensively promote rural revitalization. This study employs data from the China Household Finance Survey 2019 to explore the peer effect and its underlying mechanisms in farmers' decisions to utilize digital inclusive finance services. The results reveal a significant peer effect. Mechanism analysis suggests that information transfer and social norms within the village are the key drivers of this peer effect. In light of these findings, we propose that increasing the adoption rate of digital inclusive finance among rural households with higher education levels could create a demonstration and driving effect, ultimately boosting overall utilization rates in rural areas.

Keywords: Rural Digital Inclusive Finance; Peer Effects; Information Transmission; Social Norms