# 货币数字化与农户家庭债务规模

孙维远，张 露

（华南农业大学 经济管理学院，广东 广州 510642）

**摘 要：** 货币数字化时代，移动支付的广泛使用、交易门槛的大幅降低引发农户家庭消费决策转变，并由此导致其债务规模出现波动。基于中国家庭金融调查的三期面板数据，采用内生转换模型和反事实分析法探讨移动支付使用对农户家庭债务规模的影响及其作用机制。研究发现：第一，移动支付使用会显著增加农户家庭的债务规模；第二，移动支付中交易的非现金特征和信用透支功能会导致农户家庭债务规模出现非理性扩张；第三，移动支付使用对女性户主、受教育程度较低的家庭成员和西部地区的农户家庭债务规模扩张的影响更大。据此，提升农户家庭的金融素养，帮助其树立健康消费观能够有效防控债务风险。

**关键词：** 移动支付；货币数字化；农户家庭；债务规模

**中图分类号：** F328 **文献标识码：** A **文章编号：** 1672－0202（2025）04－0051－16

## 一、引言

以移动互联网与智能手机为载体的移动支付在中国呈现指数型增长，对现金支付产生了明显的替代效应。2024 年，我国网络支付用户规模达 10.29 亿人，占总人口规模的 73.07%；金融机构处理移动支付业务 1.55 万亿笔，金额总计 895.38 万亿元[①]。以支付宝、微信为代表的移动支付平台凭借操作便捷、场景渗透力强，在数字素养相对较低的农村地区也得到广泛应用。2023 年，农村地区移动支付业务达 255.07 亿笔，总金额为 109.6 万亿元，分别同比增长 27.98% 和 10.42%[②]。

与移动支付广泛普及相伴生的是农户家庭的消费支出增加和债务规模的同步扩张趋势，这与对农户家庭“高储蓄、低消费”的传统行为模式认知形成鲜明反差。数据显示，2013 年至 2023 年，农村居民人均消费支出从 6625.5 元增长至 18,175 元；2023 年末，农户消费贷款余额 7.62 万亿元[③]；2024 年末，农户贷款余额达 18.23 万亿元，同比增长 8.2%[④]。更为严峻的是，农户家庭债务比例高达

**收稿日期：** 2025－03－28 **DOI：** 10.7671/j.issn.1672－0202.2025.04.005

**基金项目：** 国家自然科学基金项目（72473049）；广东省哲学社会科学规划特别委托项目（GD22TWCXGC08）

**作者简介：** 孙维远（1993—），女，辽宁沈阳人，华南农业大学经济管理学院博士研究生，主要研究方向为农村金融、数字金融。E-mail：sunweiyuan66@stu.scau.edu.cn

**通讯作者：** 张 露（1987—），女，湖北宜昌人，华南农业大学经济管理学院教授，主要研究方向为农业经济。E-mail：luzhang@mail.hzau.edu.cn

①资料来源：《第 55 次中国互联网络发展状况统计报告》，https://ic.nufe.edu.cn/info/1228/4071.htm；《2024 支付体系运行总体情况》，http://www.pbc.gov.cn/zhifujiesuansi/128525/128545/128643/5589365/2025021417373037368.pdf。

②资料来源：中国人民银行《中国普惠金融指标分析报告（2023－2024 年）》，http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/5570212/2025011717583246754.pdf。

③资料来源：中国人民银行《中国普惠金融指标分析报告（2023－2024 年）》，http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/5570212/2025011717583246754.pdf。

④资料来源：农村居民人均可支配收入与人均消费支出数据来自历年《中国统计年鉴》，https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/；农户贷款数据来 自《2024 年金融机构贷款投向统计报告》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202502/content_7004167.htm。

155%,接近美国同期水平,且净资产为负值的比例达10.5%,比全国均值高出2.4%①。

围绕该变动趋势的研究多聚焦于农户家庭消费总额及其结构转变,或者农户家庭负债规模及其关键诱因展开。针对前者的研究发现,收入状况[1]、家庭结构[2]、社会保障[3]及信贷政策[4]等因素显著影响农户家庭增加消费总支出;针对后者的探究表明,农户家庭债务规模扩张主要受消费习惯[5]、收入差距[6]、风险偏好[7]、宏观政策[8]等因素驱动。然而,消费决策改变对农户家庭债务规模的影响被相对忽略。事实上,伴随移动支付使用的增多,非现金的交易方式可能钝化农户的支付痛感,从而导致收入预算线对消费行为的约束力下降;同时,移动支付平台提供的信用透支服务,又会在短期确实放松农户消费行为的预算线约束。这就有可能激发自控能力偏弱主体的超前消费行为,从而诱发家庭债务规模的非理性扩张[9]。据此,本文关注的问题是:移动支付的使用是否导致农户家庭债务规模扩张,其中的作用机理为何。

本文的边际贡献在于:第一,不同于已有研究从金融政策倾斜或者信贷供给渠道下沉等角度讨论移动支付使用在缓解农户家庭信贷约束方面的积极作用,本文关注货币支付方式转变对农户家庭债务规模扩张的负面影响。第二,以往研究使用的数字普惠金融指数或互联网使用等指标无法精准反映农户家庭使用数字化支付方式的行为,本文则引入移动支付这一具体指标,试图打开货币支付方式转变影响农户家庭债务规模的"黑箱",揭示移动支付的双重支付属性对农户家庭债务规模的影响,丰富农户家庭债务的研究。第三,不同于已有文献以信贷约束理论解释农户家庭债务规模的作用机制,本文基于行为经济学理论,构建"技术使用-行为能力-金融决策"的理论分析框架,探讨自我控制能力在农户家庭债务规模扩张中的作用。

## 二、货币支付方式转变影响农户家庭债务规模的理论机理

### (一)理论分析

借鉴Laibson[10]和Thaler[11]的研究,本文构建两期模型分析货币支付方式转变对农户家庭债务规模的影响。假设农户家庭决策是基于效用最大化的原则进行的,$c_1$,$c_2$代表两期消费($c_t>0$),$\delta$代表理性贴现因子($0<\delta<1$)。

效用函数为:

$$U(c_1,c_2)=\ln(c_1)+\beta(M)\delta\ln(c_2) \tag{1}$$

本文假设移动支付的使用会降低农户家庭的自我控制能力。原因在于,第一,移动支付是非现金支付,这种支付媒介的数字化特征会降低支付的透明度,弱化农户对资金流出的敏感性,降低其"支付痛感",从而提高支付意愿[12];第二,移动支付具有信用透支功能,通过授信额度形成的临时性资金补充容易使农户家庭产生当前可用资金超过实际持久收入的认知偏差,短期流动性扩张会对家庭预算约束产生松弛效应,引发农户非理性行为[13]。

自我控制函数的表达式为:

$$\beta(M)=\beta_0\cdot e^{-\gamma M}\cdot\frac{1}{1+\phi M}\cdot\frac{1}{1+k\alpha M},\gamma,\phi,k>0 \tag{2}$$

$\beta_0$为无移动支付时的农户家庭初始自我控制能力$0<\beta_0\leq1$,$\gamma$为农户家庭自我控制的弱化程度,$\phi$代表信用支付功能对自我控制能力的影响程度,$\alpha$表示支付痛感钝化的综合效应($0<\alpha<1$),$k$为转化系数。

当农户家庭未使用移动支付($M=0$)时,农户家庭仅依赖实际收入$y_1$,$y_2$和储蓄进行跨期分

① 资料来源:《中国农村金融发展报告2014》,http://www.pbc.gov.cn/yanjiuju/resource/cms/2019/12/2014年中国农村金融服务报告.pdf。

配,预算约束为:

$$c_1+\frac{c_2}{1+r}\leqslant y_1+\frac{y_2}{1+r}\equiv Y \tag{3}$$

当农户家庭使用移动支付($M=1$)时,移动支付的信用透支功能可以增加农户家庭的货币总量,导致农户家庭误认为实际可用资金增加,放宽家庭预算约束。预算约束为:

$$c_1+\frac{c_2}{1+r}\leqslant y_1+\frac{y_2}{1+r}+B,B=\theta M,\theta>0 \tag{4}$$

$B$ 为移动支付提供的信用额度,$\theta$ 为信用透支功能强度系数。

根据自我控制能力函数,可得到未使用移动支付($M=0$)时农户家庭的效用函数:

$$U=\ln(c_1)+\beta_0\delta ln\ (c_2) \tag{5}$$

构造拉格朗日函数求解:

$$L=\ln(c_1)+\beta_0\delta\ln(c_2)+\lambda(Y-c_1-\frac{c_2}{1+r}) \tag{6}$$

对 $c_1$ 和 $c_2$ 求导:

$$\frac{\partial L}{\partial c_1}=\frac{1}{c_1}-\lambda=0\Rightarrow\lambda=\frac{1}{c_1} \tag{7}$$

$$\frac{\partial L}{\partial c_2}=\frac{\beta_0\delta}{c_2}-\frac{\lambda}{1+r}=0\Rightarrow\lambda=\frac{\beta_0\delta(1+r)}{c_2} \tag{8}$$

联立解得:

$$\frac{1}{c_1}=\frac{\beta_0\delta(1+r)}{c_2}\Rightarrow c_2=\beta_0\delta(1+r)c_1 \tag{9}$$

代入预算约束:

$$c_1+\frac{\beta_0\delta(1+r)c_1}{1+r}=Y\Rightarrow c_1(1+\beta_0\delta)=Y \tag{10}$$

求得最优解:

$$c_1^*=\frac{Y}{1+\beta_0\delta} \tag{11}$$

则未使用移动支付时的家庭债务规模为:

$$D(0)=c_1^*-y_1=\frac{Y}{1+\beta_0\delta}-y_1 \tag{12}$$

当农户家庭使用移动支付($M=1$)时的效用函数:

$$U=\ln(c_1)+\beta(1)\delta ln\ (c_2) \tag{13}$$

自我控制函数为:

$$\beta(1)=\beta_0\cdot e^{-\gamma}\cdot\frac{1}{1+\phi}\cdot\frac{1}{1+k\alpha}<\beta_0 \tag{14}$$

构造拉格朗日函数:

$$L=\ln(c_1)+\beta(1)\delta\ln(c_2)+\lambda(Y-B-c_1-\frac{c_2}{1+r}) \tag{15}$$

对 $c_1$ 和 $c_2$ 求导:

$$\frac{\partial L}{\partial c_1}=\frac{1}{c_1}-\lambda=0\Rightarrow\lambda=\frac{1}{c_1} \tag{16}$$

$$\frac{\partial L}{\partial c_2}=\frac{\beta(1)\delta}{c_2}-\frac{\lambda}{1+r}=0\Rightarrow\lambda=\frac{\beta(1)\delta(1+r)}{c_2} \tag{17}$$

联立解得:

$$\frac{1}{c_1}=\frac{\beta(1)\delta(1+r)}{c_2}\Rightarrow c_2=\beta(1)\delta(1+r)c_1 \tag{18}$$

代入预算约束:

$$c_1+\frac{\beta(1)\delta(1+r)c_1}{1+r}=Y+B \tag{19}$$

求得最优解:

$$c_1^{**}=\frac{Y+B}{1+\beta(1)\delta} \tag{20}$$

则使用移动支付时的家庭债务规模为:

$$D(1)=c_1^{**}-y_1=\frac{Y+B}{1+\beta(1)\delta}-y_1 \tag{21}$$

比较使用移动支付与未使用移动支付的债务差额,得到:

$$D(1)-D(0)=\frac{Y+B}{1+\beta(1)\delta}-\frac{Y}{1+\beta_0\delta} \tag{22}$$

化简后得到:

$$D(1)-D(0)=\frac{B}{1+\beta(1)\delta}+\left(\frac{1}{1+\beta(1)\delta}-\frac{1}{1+\beta_0\delta}\right) \tag{23}$$

由于 $B>0,1+\beta(1)\delta>0$ 可知$\frac{B}{1+\beta(1)\delta}>0$;$\beta(1)<\beta_0$,所以$\frac{1}{1+\beta(1)\delta}-\frac{1}{1+\beta_0\delta}>0$ 可以判断 $D(1)>D(0)$。这说明,相较于未使用移动支付的农户家庭,使用移动支付会增加农户家庭的债务规模。

**(二)研究假说**

1. *移动支付方式引发的交易特征改变*

作为金融基础设施数字化转型的关键载体,移动支付通过去现金媒介化和去物理网点依赖化的双重技术路径重构传统支付体系。一方面,移动支付可实现交易介质的数字化跃迁,以数字账户替代实体货币流通;另一方面,移动支付平台内嵌的便捷化信用透支工具可突破传统金融服务的进入门槛,并且在短期放宽交易的预算线约束。

(1)非现金支付特征

伴随数字信息技术的快速进步,移动支付凭借便捷性与安全性逐渐替代传统现金支付,成为主要的支付方式。移动支付以数字账户替代实物货币,依托智能手机等移动终端上的数字支付系统,完成资金的电子化划转,交易过程不再依赖纸币等有形媒介,实现支付媒介的数字化。与现金支付需依赖实体货币交付、交易多局限于线下场景不同,移动支付的交易由用户通过移动设备发起支付请求,系统校验账户余额或信用状态,用户通过输入密码、生物识别或动态支付码等多种方式完成身份验证与支付授权后,移动支付服务平台通过数字清算系统将资金从用户的数字账户划转至商户账户,即可完成交易。据此,消费者可以突破时间与地域的限制,在网络平台或实体商店购买商品或服务。

(2)信用透支服务

移动支付重构了信用评估的底层逻辑,通过消费记录、履约行为等非结构化数据建模替代传统征信数据,在提升风险定价精度的同时降低贷款服务的边际成本,进而推动信用透支服务下沉至长尾客群。与传统金融机构信贷产品需要提交纸质材料、人工审核的申请流程不同,移动支付平台的信用透支服务(如花呗、白条等)通过全线上化操作实现即时激活——用户仅需点击电子服

务协议即可获取 500 ~ 50000 元不等的消费额度,且平台在“双 11”等消费高峰期临时提升用户的信用额度。具体的信用透支服务分为两种:一种是先用后付,在既定信用额度范围内用户可先获得商品或服务的使用权,在到期后再行支付;另一种是分期付款,即使用 3 ~ 12 期的分期付款进行消费。

2. 移动支付的使用影响农户家庭债务规模的内在逻辑

Bu et al.[14]的研究发现网络借贷平台的借贷行为与个体自我控制能力密切相关。这说明家庭金融决策主体的自我控制能力是货币支付方式转变作用于家庭债务规模的重要机制变量。自我控制是指个体主动调节自身行为、情绪或欲望,以克服短期偏好,实现长期目标的能力[10]。本文考察移动支付的非现金支付痛感钝化和信用透支服务放宽预算约束对自我控制能力的影响,揭示移动支付使用通过作用于农户家庭的自我控制能力影响家庭债务规模的理论机理。

(1)非现金支付 - 支付痛感钝化 - 自我控制力下降 - 债务规模扩张

行为经济学研究表明,支付方式的透明度与支付痛感呈显著负相关[15]。现金支付的高透明度通过在支付过程中的实物货币交付激活脑岛等损失感知区域,强化个体对资金流失的负面情绪,从而增强支付痛感[16]。相比之下,扫码支付、指纹支付等非现金支付方式由于缺少对货币的物理感知,使农户难以形成对资金实际减少的直观认知,其较低的支付透明度减弱了对金钱损失的神经响应程度,从而降低支付痛感[12]。Runnemark et al.[17]指出,非现金支付使消费者对资金流出的敏感度降低了 39%。王晓彦和胡德宝[18]对中国消费者的比较实验中也发现,使用移动支付的痛感钝化效应明显强于现金支付。

非现金支付通过支付痛感钝化来降低消费者的自我控制能力[19]。一方面,移动支付将农户家庭的消费场景从线下集市转移至线上购物网站或直播间,提高农户家庭的消费品可得性。但与此同时,移动支付使用引发的支付痛感钝化,会削弱农户支付时的损失厌恶心理,导致其在评估消费决策时低估未来成本而高估现时收益,引发边际消费倾向的棘轮效应,从而诱使其不断放宽心理预算约束、增加消费支出,甚至扩大债务规模[20]。另一方面,网络购物平台依托算法优化实现的精准信息推送,可能促使农户偏好根据推送内容作出满意决策而非最优决策[21],并形成满足短期需求的路径依赖,从而在无形中提高消费频率,增加消费规模,扩大债务规模。

(2)信用透支服务 - 预算约束放宽 - 自我控制力下降 - 债务规模扩张

由于先前缺乏完善的信用评估机制,在现金支付场景中,农户家庭鲜有机会使用信用支付工具,消费行为受预算约束的限制,无法在短期内扩大消费支出。移动支付平台利用数字技术将信用透支服务下沉至农村地区,对农户进行基础授信,增加了农户的短期可支配资金,从而放宽了消费预算约束。张诚和尹志超[22]指出,使用移动支付后,农村地区获取信贷资金的概率提高了 21.8%。

信用透支服务通过放宽预算约束来降低农户家庭的自我控制能力。具体而言,购物平台倡导的消费主义理念与限时促销活动通过制造损失厌恶心理放大农户的现时收益,移动支付通过内嵌的信用透支服务增加了实际可用资金,放宽了农户家庭的消费预算约束,增加了满足现时偏好的能力,从而削弱对冲动购买的抑制能力[23],诱发超前消费,扩大农户家庭的债务规模。Wilcox[24]的研究发现,信用卡的信用额度会降低个体的自我控制能力,改变原本对消费预算的严格控制,倾向于购买高价产品,从而扩大消费支出,产生循环债务。此外,不同来源的资金具有不同属性,应该划分到不同的心理账户之中,对于农户家庭而言,数字信用额度作为一种限定在消费场景中使用的临时性可支配资金,可以视为“意外之财”进行享乐型消费以满足现时偏好[11]。但与彩票、奖金等额外收入不同,债务本质上是一种暂时性的货币使用权,并非真实收入,因此无节制地使用信用透支功能将会扩大债务规模,积累风险。

综上,移动支付的非现金支付和信用透支服务,通过降低农户家庭的自我控制能力,引发农户家庭的债务规模扩张。本文提出假说1和假说2。

H1:移动支付的使用会提高农户家庭的债务规模。

H2:移动支付的使用通过降低自我控制能力作用于农户家庭债务规模。

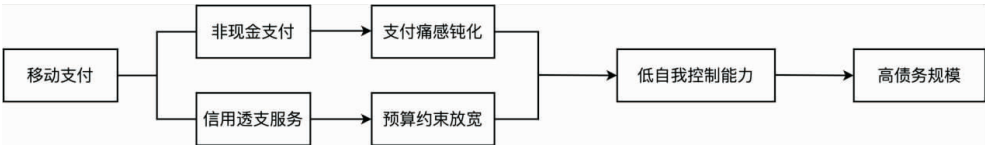



**图1 移动支付使用影响农户家庭债务规模扩张的理论逻辑**

3.*移动支付使用影响农户家庭债务规模的异质性分析*

(1)性别差异

农村地区的家庭消费支出多由女性决策,而女性消费者更易于受到外界环境刺激的影响产生冲动消费行为。这是因为在非现金交易引发支付痛感钝化、信用透支服务放宽预算约束的基础上,女性消费者的购买决策还会受到攀比心理、炫耀心理等因素的影响,从而出现更大幅度的自我控制力下滑与非理性消费增加,最终致使家庭债务规模出现扩张趋势。有研究表明,数字社交媒介拓宽了农村女性群体的信息获取渠道,易于形成信息瀑布效应,促使其"跟风"购买的决策增多[25]。销售平台基于算法优化实现的精准化信息推送以及网红经济时代明星的示范效应增强都可能进一步强化信息瀑布效应的影响,诱导农村地区女性陷入消费主义陷阱,最终导致农户家庭债务规模增加。据此,本文提出研究假说3。

H3:移动支付的使用对农村女性债务规模扩大的影响程度显著高于男性。

(2)受教育程度差异

受教育程度差异会通过提升个体金融认知能力与信息处理效能,影响家庭金融决策的理性程度[26]。高受教育水平群体具备精准识别金融产品属性的能力,以蚂蚁金服的信贷产品为例,该群体能够区分"花呗"与"借呗"在利率结构、还款约束与适用场景上的本质区别[27],并基于信用评分构建动态风险评估框架调整债务敞口,抑制现时偏好,从而规避债务过度累积。进一步地,教育驱动的金融认知分化,使得移动支付平台中的金融产品对低受教育水平家庭的债务产生更强的边际风险放大效应。低受教育水平的农户家庭因金融认知匮乏,难以识别数字消费信贷合约中的隐性成本,更易受平台提供的默认选项与锚定效应等诱导,在消费主义的诱导下加剧其对短期消费诱惑的敏感性,最终导致家庭债务规模的非理性扩张。据此,本文提出研究假说4。

H4:农户家庭的受教育程度越低,移动支付使用对其债务规模的扩张作用越强。

(3)经济区域差异

移动支付利用数字技术将信用透支服务拓展至农村地区,也改变了农户家庭债务规模的空间分布。原因在于,经济较为发达地区的农户家庭收入水平相对较高,虽然移动支付的痛感钝化和信用透支服务放宽家庭预算约束可以提高消费水平,但农户家庭能够通过更强的自我控制能力维持收入与债务之间的动态平衡。经济发展水平落后地区的农户家庭收入较低,并可能倾向于满足短期享乐需求而缺乏长期规划能力。Banerjee 和 Duflo[28]的研究发现,南非日均消费低于2美元的贫困人口中,电视机拥有率超过70%,但教育支出仅占家庭预算的0.8%。非现金支付的痛感钝化会进一步降低贫困农户对短期欲望的抑制能力,从而作出短视决策。同时,移动支付平台的信用透支服务可以补充家庭短期可支配资金,家庭预算约束的放宽使得农户为获得社会认同,倾向于

使用信用贷款资金增加娱乐用品、节庆活动等“炫耀性消费”支出[29],从而扩大其债务规模。据此,本文提出研究假说 5。

H5:经济发展越落后地区的农户家庭,移动支付使用对其债务规模的扩张作用越强。

## 三、数据、变量与计量模型

### (一)数据来源与样本选择

本文所使用数据源自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织管理的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)2015 年、2017 年和 2019 年三期数据,样本覆盖 29 个省、市和自治区, 170 个城市,345 个县(区、县级市),1360 个村(居)委会。CHFS 数据主要收集反映中国家庭金融行为的数据,包含家庭资产、负债和消费等相关信息。根据本文研究主题,保留农村地区家庭样本,剔除缺失数据和异常数据样本后,最终得到有效样本 17378 个。

### (二)变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为农户家庭债务规模,以往的研究通常使用虚拟变量来测度农户家庭是否负债。但是,本文为反映负债在规模和金额上的差异,使用农户家庭总债务规模进行衡量。为削弱极端值对估计结果的影响,实证分析中以自然对数形式衡量。

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为移动支付使用。本研究所定义的移动支付是指利用智能手机等移动终端通过近场通信技术或无线通信网络技术,为市场交易主体提供交易媒介、账户管理、支付、信贷功能等多场景金融服务的业务模式。参考尹志超等[30]的做法,本文衡量移动支付使用情况的具体做法如下:①根据 2015 年调查问卷中的问题,将持有余额宝、微信理财通、京东小金库、百度百赚、掌柜钱包的农户家庭赋值为 1,否则,赋值为 0。②根据 2017 年调查问卷中的问题,将选择“通过手机、pad 等移动终端支付(包括但不限于支付宝 APP、微信支付、手机银行、Apple pay 等)”的家庭赋值为 1,否则,赋值为 0。③根据 2019 年调查问卷中的问题,将家庭“开通支付宝、微信支付、京东网银钱包、百度钱包等第三方支付账户”的农户家庭赋值为 1,否则,赋值为 0。

3. 控制变量

为避免因遗漏重要变量而造成模型估计结果出现偏误,本文从农户家庭的户主个人特征、家庭特征和地区特征等方面选取控制变量。其中,户主个人特征包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、健康状况、政治面貌;农户家庭特征包括农户家庭成员的工作情况、风险态度、家庭规模、少年人口比、老年人口比、家庭成员参与社会保险情况、家庭成员参与医疗保险情况、家庭总收入、家庭总消费、金融素养;地区特征包括户主所在省份人均 GDP、农村地区人口密度和数字普惠金融发展水平。

4. 工具变量

解决内生性问题是研究农户家庭金融行为决策的重要挑战,农户家庭是否使用移动支付是一种主观选择的行为,可能受到自身行为习惯、家庭文化和对新事物的接受能力等因素的影响,进而导致解释变量与被解释变量之间存在反向因果问题,产生有偏的估计结果。为此,参考罗娟和曾诗婕[31]等的研究,本文采用“同村内其他家庭移动支付平均使用率”作为“移动支付”的工具变量。一方面,有研究结果表明,农户家庭邻里间的数字金融使用行为对农户是否使用数字金融工具决策产生显著的正向影响[32];另一方面,同村其他家庭移动支付平均使用率对本家庭的债务规模无

直接影响。因此,从逻辑上判断,“同村内其他家庭移动支付平均使用率”满足作为“移动支付使用”工具变量的相关条件。

5. 机制变量

如前文所述,农户家庭的移动支付使用通过降低家庭成员的自我控制能力从而影响家庭债务规模。于是,本文参考 Laibson[10]的做法,选取“自我控制能力”作为机制变量,并使用“是否拥有人民币定期存款”作为代理变量。理由是,行为经济学认为,个体在面对跨期决策时,具有偏向现时满足而忽略未来收益的特性,因此需构建承诺机制以应对时间偏好不一致的问题;家庭拥有定期存款则表明其有意愿通过将资金投入非流动性账户中以克服短期偏好,因此具有自我控制能力。

此外,考虑到不同情境下移动支付的使用对农户家庭债务规模存在异质性影响,本文选取户主性别、家庭成员受教育程度和经济区域等 3 类变量进行验证。具体变量定义、赋值和描述性统计见表 1。

**表 1 变量定义、赋值与描述性统计**

| 变量 | 变量定义和赋值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|
| 移动支付使用 | 家庭中是否有成员使用移动支付,是=1,否=0 | 0.17 | 0.38 | 0 | 1 |
| 家庭债务规模 | 农户家庭一年总债务(万元) | 2.25 | 6.24 | 0 | 40.4 |
| 年龄 | 根据户主实际年龄计算(岁) | 59.12 | 11.92 | 18 | 101 |
| 受教育程度 | 户主实际受教育年限(年) | 6.81 | 3.49 | 0 | 19 |
| 性别 | 男=1,女=0 | 0.84 | 0.36 | 0 | 1 |
| 婚姻状况 | 已婚=1,其他=0 | 0.97 | 0.16 | 0 | 1 |
| 健康状况 | 非常不健康=1,不健康=2,一般=3,健康=4,非常健康=5 | 3.08 | 1.05 | 1 | 5 |
| 政治面貌 | 党员=1,非党员=0 | 0.10 | 0.30 | 0 | 1 |
| 家庭成员工作情况 | 家庭中至少有一人有工作=1,否则=0 | 0.75 | 0.43 | 0 | 1 |
| 高风险偏好 | 与风险中性偏好相比,高风险=1,其他=0 | 0.05 | 0.21 | 0 | 1 |
| 低风险偏好 | 与风险中性偏好相比,低风险=1,其他=0 | 0.65 | 0.48 | 0 | 1 |
| 家庭规模 | 根据家庭实际人口计算(人) | 3.12 | 1.70 | 1 | 19 |
| 少年人口比 | 年龄小于等于16周岁人口数/家庭总人口数 | 0.10 | 0.17 | 0 | 0.83 |
| 老年人口比 | 年龄大于等于60周岁人口数/家庭总人口数 | 0.43 | 0.43 | 0 | 1 |
| 养老保险 | 家庭成员是否参保社会养老保险,是=1,否=0 | 0.81 | 0.40 | 0 | 1 |
| 医疗保险 | 家庭成员是否参保社会医疗保险,是=1,否=0 | 0.94 | 0.24 | 0 | 1 |
| 家庭总收入 | 家庭一年总收入(万元) | 4.10 | 5.57 | 0 | 33.87 |
| 家庭总消费 | 家庭一年总消费(万元) | 3.93 | 5.15 | 0.01 | 23.81 |
| 金融素养 | 根据金融素养相关问题使用主成分分析法和因子分析法计算综合得分 | -0.04 | 0.87 | -0.74 | 2.38 |
| 人均 GDP | 家庭所在省份人均 GDP(万元) | 5.36 | 2.13 | 2.64 | 14.02 |
| 人口密度 | 家庭所在省份人口数/土地面积(人/平方公里) | 130.17 | 78.51 | 1.90 | 454.22 |
| 数字普惠金融发展 | 家庭所在省份的数字普惠金融指数 | 250.00 | 51.78 | 143.91 | 377.73 |
| 同村内其他家庭移动支付平均使用率 | 同村庄内除本家庭外其他家庭的移动支付平均使用率 | 0.19 | 0.19 | 0 | 1 |

描述性统计结果显示,全样本中有 17% 的农户家庭使用了移动支付,家庭总债务规模的均值为 2.25 万元。样本农户家庭个人特征方面,户主平均年龄在 59.12 岁,平均受教育年限为 6.81 年,维持在初中学历水平,户主以男性、已婚、非党员为主。家庭特征方面,样本中有 75% 的家庭中

有成员拥有工作;与风险中性家庭相比,高风险偏好家庭占比约为 5%,低风险偏好家庭占比约为 65%;家庭人口均值为 3.12 人,少年人口在家庭中平均占比约为 10%,老年人口在家庭中平均占比约为 43%;在社会保障方面,81% 的样本家庭参与社会养老保险,94% 的样本家庭参与社会医疗保险;家庭总收入的均值为 4.1 万元,家庭总消费的均值为 3.93 万元;在金融素养方面,农户家庭的平均得分为 -0.04,最高分为 2.384,表明样本中的家庭金融素养偏低。地区特征层面,人均 GDP、农村地区人口密度和数字普惠金融指数的均值分别为 5.36 万元、130.17 人/平方公里和 250。

表 2 报告了按"是否使用移动支付"分组后,得到分组均值 t 的检验结果。检验结果反映出两组样本在户主个人特征、家庭和地区层面均存在显著差异。例如,使用移动支付农户家庭的债务规模与未使用移动支付农户家庭的债务规模相差 3 万元。虽然统计分析结果表明样本存在显著差异,但并不能说明此差异是由农户家庭是否使用移动支付引起的。若要准确论证移动支付使用对农户家庭债务规模的影响,需充分考虑样本中"自选择"问题可能导致的选择偏误,故本文采用内生转换模型开展实证研究。

**表 2　各变量的均值差异**

| 变量 | 使用移动支付 | 未使用移动支付 | 差异 |
|---|---|---|---|
| 家庭债务规模 | 4.73 | 1.73 | 3.00*** |
| 年龄 | 50.77 | 60.88 | -10.11*** |
| 受教育程度 | 8.34 | 6.49 | 1.85*** |
| 性别 | 0.88 | 0.84 | 0.04*** |
| 婚姻状况 | 0.98 | 0.97 | 0.01** |
| 健康状况 | 3.38 | 3.01 | 0.37*** |
| 政治面貌 | 0.14 | 0.09 | 0.05*** |
| 家庭成员工作情况 | 0.88 | 0.72 | 0.16*** |
| 高风险偏好 | 0.07 | 0.04 | 0.03*** |
| 低风险偏好 | 0.64 | 0.65 | -0.01 |
| 家庭规模 | 3.95 | 2.94 | 1.02*** |
| 少年人口比 | 0.16 | 0.09 | 0.07*** |
| 老年人口比 | 0.15 | 0.49 | -0.34*** |
| 养老保险 | 0.80 | 0.81 | -0.01 |
| 医疗保险 | 0.96 | 0.93 | 0.03*** |
| 家庭总收入 | 7.56 | 3.36 | 4.20*** |
| 家庭总消费 | 7.04 | 3.24 | 3.80*** |
| 金融素养 | 0.35 | -0.12 | 0.47*** |
| 人均 GDP | 5.88 | 5.25 | 0.63*** |
| 人口密度 | 128.88 | 130.44 | -1.56 |
| 数字普惠金融发展 | 284.70 | 242.67 | 42.03*** |
| 同村内其他家庭移动支付平均使用率 | 0.38 | 0.15 | 0.23*** |
| 样本量 | 3030 | 14348 | 17378 |

**注:** ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 上的显著性水平。

### (三)模型设定

鉴于移动支付使用面临样本选择偏误与内生性问题,本文参考吴佳璇等[33]的研究设计,运用内生转换模型并结合反事实分析法,估计移动支付使用对农户家庭债务规模的影响以及处理效应。

1. 内生转换模型(ESR)

该模型估计分为两个阶段。第一阶段,构建移动支付使用的选择估计方程,用以识别农户家庭成员是否选择使用移动支付的影响因素。表达式如下:

$$M_i^* = \gamma z_{ij} + \mu_i \tag{1}$$

$$M_i = \begin{cases} 1, M_i^* > 0 \\ 0, M_i^* = 0 \end{cases} \tag{2}$$

其中,$M_i^*$ 为潜变量,表示农户家庭成员移动支付使用的选择倾向,$M_i$ 表示观测到的农户家庭移动支付实际使用情况,如果 $M_i^* > 0$,则 $M_i = 1$,表示农户家庭中有成员使用移动支付;如果 $M_i^* = 0$,则 $M_i = 0$,表示农户家庭中无人使用移动支付;$z_{ij}$是解释变量向量,涵盖农户家庭中户主、家庭和地区层面的特征变量且至少包含一个工具变量;$\gamma$ 为待估参数向量;$\mu_i$ 为随机误差项。

第二阶段,构建农户家庭债务规模的决策方程,以估计在使用和未使用移动支付两种情境下,农户家庭的债务规模决策行为。农户家庭债务规模决策方程的表达式为:

$$D_i = \alpha_i M_i + \beta_j X_{ij} + \varepsilon_{Mi} \tag{3}$$

$$D_{Mi} = \begin{cases} \beta_{0j} X_{0ij} + \varepsilon_{0i}, M_i = 0 \\ \beta_{1j} X_{1ij} + \varepsilon_{1i}, M_i = 1 \end{cases} \tag{4}$$

其中,$M_i$ 指代农户家庭 $i$ 的移动支付使用情况,$M = 1$ 表示农户家庭使用了移动支付;$M = 0$ 表示农户家庭未使用移动支付。$D_i$ 表示观测到的农户家庭债务规模。$\beta_j$ 是待估计参数向量;$X_{ij}$是解释变量向量,包括农户家庭的户主、家庭和农村地区层面的特征变量。$X_{ij}$包含于 $z_{ij}$,$\varepsilon_{Mi}$是随机误差项。

假设(2)式和(4)式中的误差项($\mu_i$,$\varepsilon_{0i}$,$\varepsilon_{1i}$)服从均值为0的联合正态分布,相关矩阵如下:

$$\Omega = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ & 1 & \rho_3 \\ & & 1 \end{bmatrix} \tag{5}$$

(5)式中,将每个误差项的方程标准化为1,$\rho_1$ 为 $\varepsilon_{0i}$和 $\mu_i$ 之间的相关系数,$\rho_2$ 为 $\varepsilon_{1i}$和 $\mu_i$ 之间的相关系数,$\rho_3$ 为 $\varepsilon_{0i}$和 $\varepsilon_{1i}$之间的相关系数。若存在无法观测的变量同时影响 $\mu_i$ 和 $\varepsilon_{Mi}$,从而使得 $\mu_i$ 和 $\varepsilon_{Mi}$的协方差至少有一项显著不为0,即 $\rho_1$ 和 $\rho_2$ 至少有一个不显著为0,则表明模型中存在选择偏误[34];由于 $D_{0i}$和 $D_{1i}$无法同时被观测到,因此无法识别并估计 $\rho_3$,本文参考 Lokshin 和 Sajaia[34] 的方法,假设 $\rho_3 = 1$。

2. 平均处理效应(ATT)

在对内生转换模型的参数进行估计的基础之上,进一步采用反事实分析方法,比较真实情境下使用移动支付和反事实情境下使用移动支付的农户家庭在债务规模上的差异,以估计移动支付使用的平均处理效应,真实情境与反事实情境下的条件期望表达式分别为:

$$E(D_{1i} \mid M_i = 1, X_i = x) = \beta_{1j} X_{1ij} + \rho_2 \delta_{1i} \tag{6}$$

$$E(D_{0i} \mid M_i = 1, X_i = x) = \beta_{0j} X_{1ij} + \rho_1 \delta_{1i} \tag{7}$$

使用移动支付的平均处理效应可以表示式(6)式与(7)式之差,即:

$$ATT = (\beta_{1j} - \beta_{0j}) X_{1ij} + (\rho_2 - \rho_1) \delta_{1i} \tag{8}$$

(6)、(7)式中,$M_i = 1$ 表示农户家庭 $i$ 实际使用移动支付的情况;$X_i = x$ 表示农户家庭 $i$ 具有的户主、家庭和地区层面的观察特征;(6)式表示农户家庭真实使用移动支付的情形下观测到的家庭债务规模;(7)式表示农户家庭“使用移动支付若未使用”的“反事实设定”下观测到的家庭债务规

模。平均处理效应(ATT)的含义为:在控制相同观察特征的条件下,把使用移动支付和假设未使用移动支付的“反事实情境”相比,农户家庭实际使用移动支付对其家庭债务规模的影响。

## 四、模型估计结果与分析

### (一)移动支付使用对农户家庭债务规模影响的基准回归结果

本文以农户家庭是否使用移动支付作为核心解释变量,以农户家庭债务规模作为结果变量进行完全信息极大似然估计,回归结果见表 3。

**表 3　移动支付使用对农户家庭债务规模影响的内生转换模型估计结果**

| | 移动支付使用选择方程 | 债务规模决策方程 | |
|---|---|---|---|
| | | 使用移动支付 | 未使用移动支付 |
| | (1) | (2) | (3) |
| 同村内其他家庭移动支付平均使用率 | 2.412***(0.108) | | |
| 年龄 | -0.031***(0.002) | -0.068***(0.019) | -0.049***(0.005) |
| 受教育程度 | 0.032***(0.005) | -0.048 (0.038) | -0.027**(0.011) |
| 性别 | 0.000 (0.049) | 0.440 (0.293) | -0.032 (0.094) |
| 婚姻状况 | -0.121 (0.105) | 0.267 (0.648) | 0.462***(0.170) |
| 健康状况 | 0.075***(0.016) | -0.509*(0.287) | -0.488***(0.033) |
| 政治面貌 | 0.093*(0.048) | 0.488*(0.290) | 0.029 (0.109) |
| 家庭成员工作情况 | 0.030 (0.046) | 0.238 (0.300) | -0.032 (0.080) |
| 高风险偏好 | 0.163**(0.069) | 0.866**(0.403) | 0.561***(0.181) |
| 低风险偏好 | 0.066*(0.034) | -0.370*(0.216) | -0.132*(0.073) |
| 家庭规模 | 0.072***(0.012) | 0.244***(0.080) | 0.267***(0.031) |
| 少年人口比 | -0.191*(0.106) | -0.251 (0.660) | -0.880***(0.297) |
| 老年人口比 | -0.626***(0.060) | -1.298**(0.530) | -0.985***(0.125) |
| 养老保险 | 0.103***(0.040) | 0.247(0.254) | -0.222***(0.086) |
| 医疗保险 | 0.088 (0.074) | -0.264 (0.486) | -0.038 (0.128) |
| ln 家庭总收入 | 0.102***(0.014) | -0.190*(0.095) | -0.058***(0.016) |
| ln 家庭总消费 | 0.395***(0.023) | 1.389***(0.233) | 0.387***(0.045) |
| 金融素养 | 0.192***(0.016) | -0.022(0.116) | -0.111**(0.043) |
| ln 人均 GDP | -0.083(0.086) | 0.931*(0.537) | 0.548***(0.176) |
| ln 人口密度 | 0.010(0.019) | -0.122(0.120) | 0.015(0.035) |
| ln 数字普惠金融发展指数 | -0.185(0.420) | -3.891(2.658) | -1.196(0.788) |
| 年份 | 是 | 是 | 是 |
| 地区 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -5.088***(1.578) | 0.145(10.401) | 0.657(2.842) |
| $\rho_1$ | | 0.077(0.565) | |
| $\rho_2$ | | -0.135***(0.017) | |
| $Wald\chi^2$ | | 358.460*** | |
| $\chi^2(\rho_1=\rho_2=0)$ | | 60.730 | |

**注:**①***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,下同;②括号内为稳健标准误,下同。

表 3 中(1)列为移动支付使用的选择方程估计结果,(2)、(3)列分别为使用移动支付和未使用移动支付的农户家庭债务规模决策方程中各变量的估计结果。其中,工具变量“同村内其他家庭移动支付平均使用率”对农户家庭使用移动支付有显著的正向影响。这表明在邻里效应的示范和带动下,同村其他家庭移动支付使用率能够对农户的移动支付使用决策产生显著的正向影响,

这与庄腾跃等[32]的研究结论相符。

本文采用证伪方法验证“同村内其他家庭移动支付平均使用率”作为“移动支付使用”的工具变量是否满足相关性和外生性条件。将农户家庭债务规模作为被解释变量,移动支付使用、同村内其他家庭移动支付平均使用率和其他控制变量作为解释变量,运用 OLS 模型回归后发现“同村其他家庭移动支付平均使用率”变量的系数为0.406,对应的 p 值为0.184,说明变量满足外生性条件;将移动支付作为被解释变量,同村内其他家庭移动支付平均使用率和其他控制变量作为解释变量,运用 OLS 模型回归后发现,“同村内其他家庭移动支付平均使用率”变量的系数为0.698,对应的 p 值为0.000,说明工具变量满足相关性要求。此外,工具变量法的检验结果显示,第一阶段 F 值为1250.928,该值显著大于10%显著性水平对应的临界值16.38,故可以拒绝弱工具变量假设。综上,本文所选取的工具变量是合适的。

表3下方报告了移动支付使用与农户家庭债务规模联立方程中误差项系数及独立性检验的估计结果。结果显示,Wald 结果在1%的统计水平上显著拒绝选择方程和决策方程相互独立的原假设,这说明模型设定在统计上具有有效性;$\rho_2$的系数在1%的统计水平上显著为负,表明样本存在选择性偏误,因此本文选择内生转换模型进行估计是合理的。

表3(1)列报告影响农户家庭选择使用移动支付的因素,户主年龄、受教育程度、健康状况、政治面貌、家庭风险偏好与家庭规模等因素显著影响农户家庭的移动支付使用。表3(2)列和(3)列分别报告了使用移动支付和未使用移动支付的农户家庭债务规模影响因素的估计结果。结果表明,使用移动支付与未使用移动支付的农户家庭之间,受教育程度、婚姻状况、户主政治面貌、少年人口比、养老保险和金融素养等因素对债务规模的影响存在差异。

**(二)移动支付使用对农户家庭债务规模的处理效应估计结果**

在使用内生转换模型估计出农户家庭债务规模的相关结果参数后,采用反事实分析方法,利用(8)式估计农户家庭使用移动支付对家庭债务规模的平均处理效应(ATT)。结果显示,平均处理效应(ATT)的估计值为1.621,t 值为42.492,在1%的统计水平上显著。这表明,使用移动支付显著提高了农户家庭的债务规模,从而验证了假说1。具体来看,与反事实情境下假定农户家庭未使用移动支付相比,实际使用移动支付的农户家庭的债务规模增加1.621个单位,说明移动支付使用对农户家庭债务规模扩张确实有显著正向影响。

为更清晰地反映移动支付使用的效应,对使用移动支付农户家庭的债务规模进行反事实情境下的描述,图2表明,假设实际使用移动支付的农户家庭未使用移动支付,其家庭债务规模的概率密度分布曲线明显向左移动,表明在“反事实”情境下,农户家庭债务规模明显下降。综上,再次验证假说1,即移动支付使用对扩张农户家庭债务规模有显著正向影响。

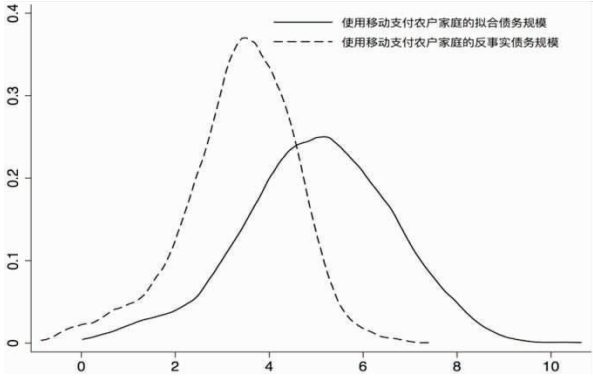



**图2 农户家庭使用移动支付与反事实情境下家庭债务规模的概率密度图**

**(三)稳健性检验**

1. 更换样本

在现实生活中,正规金融机构以及金融科技公司开展信贷业务时通常要求申请者年龄在十八周岁至六十周岁之间,并且老年人对移动支付的接受能力较低。因此,本文在剔除十八周岁以下

及六十周岁以上群体的样本后对基准回归进行重新检验。结果显示,平均处理效应(ATT)为 1.640,在 1% 的水平上显著,与基准回归结果基本一致。

2. 更换估计方法

本文采用面板数据固定效应模型重新估计农户家庭使用移动支付对家庭债务规模的影响。估计结果显示,移动支付使用会显著提高农户家庭的债务规模。具体来讲,与农户家庭未使用移动支付的情境相比,使用移动支付的农户家庭的债务规模会增加 0.839 个单位,且在 1% 的统计水平上显著,验证本文基准回归结果的稳健性。

3. 使用解释变量的滞后项

基准回归中并未区分农户家庭使用移动支付与家庭债务规模在时间上的先后顺序,因此只能从一般意义上估计农户家庭的移动支付使用对家庭债务规模的影响。如果农户家庭使用移动支付的行为发生在农户家庭负债之后,那么假说 1 的估计结果可能存在偏误。因此,为保证研究结果的严谨,本文以农户家庭移动支付使用的滞后项对家庭债务规模重新进行估计。具体的做法是,以 2015 年农户家庭的移动支付使用数据估计其对 2019 年家庭债务规模的平均处理效应(ATT)。结果显示,ATT 值为 0.974,且在 1% 的水平上显著。即与反事实情境下未使用移动支付的农户家庭相比,实际使用移动支付的农户家庭的债务规模扩大了 0.974 个单位。再次验证本文基准回归结果的稳健性,同时说明使用移动支付对农户家庭债务规模的影响存在时间累积效应。

4. 模拟抽样实验

虽然本研究在基准模型中加入了一系列可能影响农户家庭债务决策的控制变量,但仍可能存在某些无法观测或遗漏的变量同时影响农户家庭的债务决策行为,因此,本文使用模拟抽样方法进行重新估计,以减少可能出现的遗漏变量问题对估计结果的影响。模拟抽样的结果显示,移动支付使用对农户家庭债务规模的平均处理效应(ATT)均值为 1.626,结果在 1% 水平上显著。这表明,在不同样本的重抽样中,平均处理效应的变化较小,进一步说明基准回归结果具有较强的稳健性。

## 五、移动支付使用对农户家庭债务规模的作用机制及异质性分析

### (一)移动支付使用影响农户家庭债务规模的作用机制

本文参考江艇[35]总结的机制分析方法,考察移动支付使用对农户家庭自我控制能力的影响,以此检验移动支付使用影响农户家庭债务规模的作用机制。估计结果显示,ATT 的均值为 -0.121,且其在 1% 的水平上显著。这表明移动支付使用会显著抑制农户家庭的自我控制能力。具体而言,行为主体在决策中时常面临即时满足与延迟奖励的权衡,移动支付通过支付痛感钝化和放宽预算约束,强化农户的即时满足偏好,忽视长期利益,从而降低了农户的自我控制能力。综上,假说 2 得以验证。

### (二)移动支付使用对农户家庭债务规模的异质性影响

基于前述分析,本文进一步检验移动支付的使用对于不同性别、不同家庭成员受教育程度和不同地区的农户家庭债务规模的处理效应。

1. 性别差异

由表 4(2)、(3)行结果可知,移动支付使用显著提升了农户家庭的债务规模,且这一正向影响在女性中更为明显。与假设未使用移动支付的反事实情境相比,使用移动支付的女性户主家庭债务规模提高 1.640 个单位,而男性户主则增加 1.566 个单位。根据前文的理论分析可知,受非现金支付引发的支付痛感钝化和信用透支服务放宽预算约束的影响,女性农户自我控制力可能出现更大幅度的下滑,非理性消费相应增加,最终致使家庭债务规模出现扩张趋势。据此,本文假说 3 得以验证。

2. 家庭成员受教育程度差异

户主的受教育程度在家庭债务决策中起着关键作用,但本文认为若仅考虑户主的受教育水平,可能低估家庭整体受教育水平对家庭金融决策的影响。因此,本文按照最高受教育年限,将家庭成员最高受教育程度划分为小学及以下和初中及以上两组样本。根据表4结果可知,移动支付使用对不同受教育水平下农户家庭的债务规模平均处理效应存在显著差异。与假设农户家庭未使用移动支付的反事实情境相对照,使用移动支付对低受教育水平农户家庭的债务规模扩张效应更为显著,其债务规模提高1.830个单位,而对高受教育水平下农户家庭的债务规模仅提高1.370个单位。原因在于,低受教育水平群体受认知禀赋约束,在决策过程中更容易受到支付痛感钝化和信用透支服务的诱导,追求短期偏好的同时忽视未来偿债能力,从而表现出比高受教育水平群体更高的债务规模扩张趋势。据此,本文假说4得以验证。

3. 经济区域差异

表4的结果显示,移动支付使用对各经济区域农户家庭的债务规模效应均有显著正向影响,并且随着区域向西转移,效应逐渐增强。在东部、中部和西部三个经济区域中,与假设农户家庭未使用移动支付的反事实情境相对照,使用移动支付的农户家庭债务规模分别提高1.073、1.834和2.050个单位。这一结果符合理论预期,西部地区经济发展水平相对落后,农户家庭的消费需求长期受到抑制,而移动支付使用能够为其满足享乐型消费需求提供助力,导致债务规模扩张。据此,本文假说5得以验证。

**表4 移动支付对农户家庭债务规模处理效应的异质性估计结果**

| 分样本 | ATT | 标准误 | $t$ 值 | 样本数 |
|---|---|---|---|---|
| 性别 | | | | |
| 男性 | 1.566*** | 0.041 | 38.093 | 2667 |
| 女性 | 1.640*** | 0.128 | 12.728 | 363 |
| 家庭成员受教育程度 | | | | |
| 小学及以下 | 1.830*** | 0.066 | 27.626 | 1032 |
| 初中及以上 | 1.370*** | 0.049 | 27.811 | 1998 |
| 经济区域 | | | | |
| 东部地区 | 1.073*** | 0.047 | 19.678 | 1181 |
| 中部地区 | 1.834*** | 0.078 | 23.525 | 835 |
| 西部地区 | 2.050*** | 0.077 | 27.114 | 974 |

## 六、结论与启示

提高弱势群体金融包容性是金融高质量发展的必然要求。现有研究主要聚焦于数字金融通过突破技术壁垒、制度障碍与个体禀赋限制来提升农户家庭金融可得性,但对数字金融诱发的非理性金融行为研究不足,尤其缺乏货币支付方式转变对农户家庭债务规模扩张的系统分析。本文通过分析移动支付使用对农户家庭债务规模的影响,以期揭示货币支付方式转变对农户家庭债务规模扩张的新路径。研究结果表明:第一,移动支付使用显著影响农户家庭的债务规模。第二,移动支付使用通过影响农户家庭的自我控制能力作用于农户家庭的债务规模扩张。第三,异质性分析发现,移动支付对女性户主,受教育程度较低的家庭成员和西部地区的农户家庭债务规模扩张的影响最大。

基于以上结论,本文得到如下政策启示:农户家庭债务规模的扩张并非单纯与农户自身的借贷行为有关,更与金融产品设计和平台运营模式密切相关。在金融深化的背景下,应该规范金融科技公司的商业行为,通过构建安全有序的市场环境引导农户家庭理性借贷。针对农户家庭面临

的诱导性消费与非理性借贷问题,应建立涵盖市场准入、产品设计、风险评估与贷后管理的全流程监管框架,防范算法诱导的超额借贷风险。此外,提高农户家庭金融认知与金融产品甄别能力,将有助于农户家庭理性金融决策,有效提升家庭福祉。

研究局限与展望:第一,本研究仅对是否使用移动支付进行分析,并未对移动支付的具体支付方式展开分析。后续研究将就移动支付的具体支付方式、使用频率等因素对农户家庭债务规模的影响及其机理展开分析。例如,将使用钱包余额、银行卡、信用透支等支付方式的农户家庭进行对比,进一步分析移动支付内部不同支付方式对农户家庭债务规模的影响。第二,本研究未包含近年外生冲击对农户家庭债务规模的影响,后续研究可根据数据更新情况开展进一步讨论。第三,本文未区分贫困家庭与一般家庭的债务规模差异,后续研究将进一步聚焦货币支付方式转变对贫困农户家庭债务规模的影响。

**参考文献:**


[1]唐博文,郭军. 如何扩大农村内需:基于农村居民家庭消费的视角[J]. 农业经济问题,2022(3):73 - 87.

[2]王曦,温瑞昌,汪玲. 异质性家庭、消费品结构与消费刺激政策效果[J]. 中国工业经济,2024(10):5 - 23.

[3]高健,丁静. "病有所医"能促进农村居民消费吗? ——来自新农合大病保险试点的证据[J]. 消费经济,2021(4):53 - 62.

[4]张宁,吴依含. 信用评级与农村家庭消费——基于典型试验区准自然实验的研究[J]. 会计与经济研究,2024(2):110 - 125.

[5]祝伟,夏瑜擎. 中国居民家庭消费性负债行为研究[J]. 财经研究,2018(10):67 - 81.

[6]杨文华,卢露,徐斌,等. 收入差距会提升家庭杠杆率吗——来自 CFPS 的经验证据[J]. 财经科学,2021(12):106 - 118.

[7]周利,陈俊. 投资者风险容忍度与家庭债务规模——后危机时代的微观证据[J]. 经济与管理,2020(6):31 - 37.

[8]张凡,李渊,张龙耀. 农村普惠金融服务点对农户信贷行为的影响[J]. 南开经济研究,2024(2):215 - 232.

[9]张永峰,路瑶. 数字支付对居民消费的影响研究——兼论数字支付与中国家庭债务[J]. 国际金融研究,2024(10):15 - 25.

[10]LAIBSON D. Golden eggs and hyperbolic discounting[J]. The quarterly journal of economics,1997(2):443 - 478.

[11]THALER R. Mental accounting and consumer choice[J]. Marketing science,1985(3):199 - 214.

[12]PRELEC D,LOEWENSTEIN G. The red and the black: Mental accounting of savings and debt[J]. Marketing science,1998(1):4 - 28.

[13]MEYLL T,WALTER A. Tapping and waving to debt: Mobile payments and credit card behavior[J]. Finance research letters,2019(28):381 - 387.

[14]BU D,HANSPAL T,LIAO Y,et al. Cultivating self-control in FinTech: Evidence from a field experiment on online consumer borrowing[J]. Journal of financial and quantitative analysis,2022(6):2208 - 2250.

[15]周李文渊,董圣鸿,颜玉枝. 花钱不快乐——支付痛感研究述评[J]. 心理研究,2021(1):44 - 51.

[16]KNUTSON B,RICK S,WIMMER G E,et al. Neural predictors of purchases[J]. Neuron,2007(1):147 - 156.

[17]RUNNEMARK E,HEDMAN J,XIAO X. Do consumers pay more using debit cards than cash? [J]. Electronic commerce research and applications,2015(5):285 - 291.

[18]王晓彦,胡德宝. 移动支付对消费行为的影响研究:基于不同支付方式的比较[J]. 消费经济,2017(5):77 - 82.

[19]ACHTZIGER A,HUBERT M,KENNING P,et al. Debt out of control:The links between self-control,compulsive buying,and real debts[J]. Journal of economic psychology,2015(49):141 - 149.

[20]易行健,周利. 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[J]. 金融研究,2018(11):47 - 67.

[21]TVERSKY A,KAHNEMAN D. Judgment under uncertainty:heuristics and biases in judgments reveal some heuristics of thinking under uncertainty[J]. Science,1974(4157):1124 - 1131.

[22]张诚,尹志超. 移动终端应用对中国家庭信贷可得性的影响[J]. 经济与管理研究,2023(2):17-36.
[23]陆琪. 中国农村消费行为影响因素的实证研究[J]. 宏观经济研究,2022(1):115-129.
[24]WILCOX K,BLOCK L G,EISENSTEIN E M. Leave home without it? The effects of credit card debt and available credit on spending[J]. Journal of marketing research,2011(SPL):78-90.
[25]BIKHCHANDANI S,HIRSHLEIFER D,WELCH I. A theory of fads, fashion,custom, and cultural change as informational cascades[J]. Journal of political economy,1992(5):992-1026.
[26]路晓蒙,李阳,甘犁,等. 中国家庭金融投资组合的风险——过于保守还是过于冒进?[J]. 管理世界,2017(12):92-108.
[27]李奥,桑晨颖,吕勇斌. 数字普惠金融与农户家庭过度负债——基于中国家庭金融调查数据的经验分析[J]. 金融教育研究,2022(1):15-29.
[28]BANERJEE A V,DUFLO E. The economic lives of the poor[J]. Journal of economic perspectives,2007(1):141-167.
[29]周静. 农村外出务工群体的消费观念、受教育水平与炫耀性消费[J]. 制度经济学研究,2022(4):74-91.
[30]尹志超,吴子硕,蒋佳伶. 移动支付对中国家庭储蓄率的影响[J]. 金融研究, 2022(9):57-74.
[31]罗娟,曾诗婕. 数字金融能力与城镇家庭债务风险:倒U形特征与机制解释[J]. 金融发展研究,2024(7):1-11.
[32]庄腾跃,李顾杰,罗剑朝. 农户数字金融使用决策存在邻里效应吗[J]. 中国农村经济,2024(8):125-144.
[33]吴佳璇,闵师,王晓兵等. 互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置——基于西南山区农户面板数据[J]. 中国农村经济,2022(8):93-113.
[34]LOKSHIN M,SAJAIA Z. Maximum likelihood estimation of endogenous switching regression models[J]. The stata journal,2004(3):282-289.
[35]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.

# Monetary Digitalization and the Scale of Rural Household Debt

SUN Wei-yuan, ZHANG Lu
(*School of Economics and Management*, *South China Agricultural University*, *Guangzhou* 510642, *China*)

**Abstract**: In the era of currency digitization, the widespread use of mobile payments and the significant reduction of transaction thresholds have triggered a shift in the consumption decisions of farmers' households, which in turn has led to fluctuations in the scale of debt. Using three-period panel data from the China Household Finance Survey, this study employs endogenous conversion models and counterfactual analysis to examine the impact of mobile payments on farmers' household debt levels and their underlying mechanisms. The findings reveal: first, the use of mobile payments significantly increases the debt levels of farmers' households; second, the non-cash characteristics and credit overdraft functions of mobile payments transactions have led to an irrational expansion of farmers' household debt levels; third, the use of mobile payments has a greater impact on the expansion of debt levels for rural households headed by women, those with lower levels of education, and those in western regions. Based on these findings, enhancing farmers' financial literacy and helping them develop healthy consumption habits can assist them in effectively managing debt risks.

**Key Words**: mobile payment; currency digitization; farmer household; debt level

【责任编辑:杜晓艺】