

数字金融与农村家庭收入

——基于收入增长和收入波动视角

王均豪

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年6月4日; 录用日期: 2024年6月18日; 发布日期: 2024年8月6日

摘要

数字金融的快速发展深刻影响着中国经济和社会, 在当前经济下行的压力下, 农村家庭收入增速减缓, 收入风险逐渐增大, 数字金融能否有效促进家庭增收? 本文基于中国家庭金融调查(CHFS)数据, 首次把家庭收入增长与波动纳入同一框架进行分析。结果表明: 数字金融能促进家庭总收入增长, 同时也使得收入波动显著提升, 引入家庭总收入夏普比率发现, 数字金融固然增加了家庭收入的波动性, 但仍有效提升了家庭单位风险收益, 有效促进了家庭收入增长; 此外, 数字金融通过提高金融素养、扩宽社会关系网络以及金融市场参与促进家庭总收入的有效增长; 最后, 数字金融对总收入有效增长的作用在西部地区、非金融脆弱、创业以及风险偏好家庭更明显。本文为探寻农村家庭总收入增长与波动的影响因素提供了新的视角, 在理解和审视数字金融对家庭收入的作用和相关政策制定方面具有重要参考价值。

关键词

数字金融, 家庭总收入, 家庭总收入波动, 夏普比率, 农村家庭

Digital Finance and Rural Household Income

—Based on the Perspective of Income Growth and Income Fluctuation

Junhao Wang

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Jun. 4th, 2024; accepted: Jun. 18th, 2024; published: Aug. 6th, 2024

Abstract

The rapid development of digital finance has a profound impact on China's economy and society. Under the pressure of the current economic downturn, the growth rate of rural household income has slowed down, and the income risk has gradually increased. Can digital finance effectively

文章引用: 王均豪. 数字金融与农村家庭收入[J]. 电子商务评论, 2024, 13(3): 5564-5580.

DOI: 10.12677/ecl.2024.133684

promote the increase of household income? Based on the data of China Household Finance Survey (CHFS), this paper analyzes the growth and fluctuation of household income in the same framework for the first time. The results show that digital finance can promote the growth of total household income, but also significantly increase the volatility of income. By introducing the Sharpe ratio of total household income, it is found that although digital finance increases the volatility of family income, it still effectively improves the risk and return of family unit and effectively promotes the growth of family income. In addition, digital finance promotes the effective growth of total household income by improving financial literacy, expanding social networks and financial market participation. Finally, the effect of digital finance on effective gross income growth is more pronounced in western regions, non-financial vulnerable, entrepreneurial, and risk-hungry households. This paper provides a new perspective for exploring the factors affecting the growth and fluctuation of rural household income, and has important reference value in understanding and examining the role of digital finance on household income and relevant policy formulation.

Keywords

Digital Finance, Total Household Income, Fluctuation in Total Household Income, Sharpe Ratio, Rural Households

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

农民收入问题一直是“三农”问题的核心，根据国家统计局数据，改革开放以来，我国农村经济得到了长足的发展，农民人均纯收入的持续增长，收入增长速度在 2011 年攀升至峰值，较上年实际增长 11.4%¹，但自 2012 年开始有所回落。截至 2019 年，农村居民人均纯收入增速降至 6.2%，总体增速呈现持续性的下行态势，农村家庭收入增长放缓趋势逐步凸显²。同时，在欠发达的农村地区，交易成本高昂、信贷市场发展滞后、社会保障机制仍不完善等因素加剧了家庭收入波动和风险。市场经济不发达、文化观念限制等原因也使得原本受到收入过低、债务负担、赡养老人和子女教育等负担影响的农村家庭雪上加霜，解决农民收入问题迫切需要注入新要素。数字金融作为一种互联网技术与金融服务融合的产物得以迅速崛起并以全新的金融模式扩展到农村市场，在提高金融资源配置和促进金融服务创新等方面都起到了尤为积极的作用，并将继续对未来经济社会的转型与发展产生深远影响。在数字经济时代，考察农村地区数字金融的普及与发展如何影响农民收入增长的同时，分析家庭收入波动与数字金融之间的内在联系，探索数字金融降低家庭收入波动，提升家庭经济稳定性和可持续发展的新路径，将有助于发现数字金融在农村地区的潜力和机遇，并促进数字金融助推和稳固农村家庭收入。

数字经济的发展离不开数字金融参与，数字金融在农村的发展与普及对于促进农业农村高质量发展尤其是激发和活跃农村经济创新与发展动力来说具备着愈发重要的意义和作用。有数据显示，在行业增加值的结构中，2018 年农业数字经济增加值所占行业比重超过了 7%³，而与传统金融服务模式相比，数字金融凭借云计算、搜索引擎、移动技术和社交网络等技术发展为一种以移动支付、网络借贷、互联网保险和财富管理等功能为主的创新型金融服务模式，具有更高效率的信息处理、更低的交易成本和相对

¹资料来源：《统计局发布 2011 年国民经济和社会发展统计公报》，https://www.gov.cn/gzdt/2012-02/22/content_2073982.htm。

²资料来源：《国家统计局 2019 年居民收入和消费支出情况》，https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1900600.html。

³资料来源：《大力推进数字农业农村发展》，<http://industry.people.com.cn/n1/2019/0508/c413883-31074491.html>。

均衡的资源配置等优势,弥补了传统金融服务较高的金融服务门槛和服务成本的短板,有利于农村信息获取和资金流转速率的提升,进而带动农村经济发展[1]。然而数字金融在农村地区迅速发展的同时,也不可避免的存在排斥现象,其中,数字理财和数字信贷等排斥问题尤为普遍,因此,在提高农村家庭数字金融参与程度的基础上,探寻解决以上问题的有效途径,对于充分发挥数字金融促进经济社会效应发展、助力农村家庭增收有着重要的意义。

已有研究表明,数字金融能够通过提高经济增长和完善分配制度促进农村家庭增收[2],其研究内容主要集中于两个方面。一是数字金融发展对居民收入水平的影响,在此方面,许多学者研究发现,数字金融发展可以有效促进居民收入水平的提高[3][4]。如李牧辰等(2020)[5]研究发现,相比较传统金融,数字金融一定程度上克服了地域限制,对农村居民收入提高具有正向的溢出效应。但不同学者对数字金融这种增收效应的异质性存在分歧,周利等(2022)[6]认为数字金融依托互联网技术,降低了金融服务的门槛,使得普惠金融能在农村得以发展并惠及更多低收入群体,有助于缩小收入差距。而杨伟明等(2020)[7]得出了数字金融的发展对提高城镇居民和高收入群体的收入水平具有积极影响的研究结论,数字金融发展更有利于提高城镇居民和高收入群体的收入水平。二是数字金融发展提高收入水平方面的机制分析。多数研究表明,信贷约束问题可以通过数字金融得以有效缓解,提高资金的可获得性,为创业活动的开展和全要素生产率的提高提供支持,从而促进收入水平的提高。方观富和许嘉怡(2022)[8]通过研究发现,数字金融可以通过促进经济增长和创业活动的增加来实现家庭增收。然而,数字金融在给居民带来增收机会的同时,也伴随着资金损失的可能,一方面数字技术的门槛不可避免地会给金融素养相对缺乏的低收入群体带来“数字鸿沟”问题[9],使其在数字金融服务的获取方面存在差距和不平等现象,难以通过网络借贷和理财的方式来实现增收。另一方面,数字金融带来的技术变革会对劳动力市场的需求和结构造成冲击,可能会导致低收入群体和农民的失业率上升,反而降低其收入水平[10]。部分学者的研究也表明,数字金融的发展一定程度上加剧了财富和资源的不平等分配,存在明显的马太效应,由此会加大城乡居民的收入差距[11]。从收入波动性的角度来看,数字金融借贷服务和理财产品市场对缺乏投资经验和金融素养的农村居民来说存在较大的风险,一定程度上会加大其收入的波动。

综上所述,农村家庭能通过数字金融的发展获得更多的就业支持,获取更多的创业和就业机会,进而拓宽收入来源,但是新兴信息技术与金融活动融合会增添诸多不确定性和新生问题,一定程度上加剧家庭收入波动。数字金融参与是否在增加家庭收入的同时,也扩大了家庭收入波动?经风险调整后的家庭收入到底有没有增加?鉴于此,本文基于2019年中国家庭金融调查数据(CHFS),关注中国农村家庭收入情况,把收入增长和波动纳入同一框架,研究数字金融参与对农村家庭收入增长与收入波动的影响。本研究可能的贡献主要为以下四点:一、运用微观数据,在研究数字金融参与对农村家庭收入的基础上,把收入波动纳入家庭收入体系中,探讨数字金融参与对家庭收入波动的影响;二、利用夏普比率度量了家庭承担单位收入波动的收益,对农村家庭收入增长与波动的相关性进行量化,补充了该领域的现有研究;三、通过提高家庭金融素养、拓宽社会关系网络以及金融市场参与等多路径分析了数字金融参与对家庭收入夏普比率的影响,进一步探讨了数字金融促进家庭有效增收的渠道;四、基于多维视角,探究了数字金融参与在地域、家庭以及个体等方面存在的异质性,推动深入理解数字金融对不同家庭有效增收的影响,对全面促进农村经济健康发展有着重要意义。

2. 理论分析及研究假设

在一般逻辑上,数字金融代替了传统金融中介与市场中的物理网点和服务网点,使得农村家庭在获取金融服务的过程中节省了距离和时间成本,为具有金融服务需求的农村家庭提供更为优质的服务,提高资源配置效率[12]-[14],获得赚取更高收入的机会。首先,投资者都是“理性人”是新古典主义金融学

的重要假设之一，理性的农村家庭往往能够通过数字金融参与实现家庭收入最大化，主动选择和充分利用数字支付、数字理财和数字信贷等功能以满足自身的金融需求[15]，便利了家庭的创业和生产经营，提高了创业的概率，也有利于降低成本和提高家庭收入[16]。其次，拥有大数据、云计算技术加持的数字金融能提高信息处理时间[17]，缩短冗长的资金融通链条，进一步节省信息搜寻成本，弱化由信息不对称所引起的道德风险和逆向选择，并且数字金融在将信息传播的渠道进一步拓宽的同时，也拓宽了农民增加收入的渠道[18]。最后，不同市场主体如农村家庭、消费者、创业者、竞争者、公共管理部门等之间的大量数据信息实现了快速流动，不同信息流在各市场主体之间传播的融合碰撞对农村家庭而言大有益处，例如农业资讯的及时获取、金融服务的便捷享受和自身金融需求的有效满足等信息福利将有助于增加农村家庭收入[19]。根据以上分析，本文提出假说 1：

假说 1：数字金融参与可以提升农村家庭收入水平。

相较于传统金融，数字金融是数字技术与金融深度结合的产物，在带来一定积极影响的同时，由于数字性特征，其带来的风险亦会是互联网和金融市场风险的叠加[20]，给各市场主体、传统金融业包括宏观经济带来冲击[21] [22]。就微观主体而言，数字金融的包容性带来的低门槛虽然一定程度上达到了普惠的目的，但同时也会给部分被传统金融排斥在外的农村家庭带来风险：一方面由于农村家庭金融素养的相对缺乏和互联网平台的复杂性，容易出现滥用和被利用的风险，一定程度上加剧了家庭收入波动。另一方面数字金融作为一种新型的金融模式可能不受适用于银行和其他金融机构的消费者保护条款的约束，由此产生了代理相关风险[23]。除此之外，对于从事个体工商的家庭来说数字金融的参与使得生产经营活动受市场波动的影响加大，增加了家庭工商业收入水平的波动情况[24]。由此，本文提出假说 2：

假说 2：数字金融增大了农村家庭收入波动。

农村家庭使用数字金融的根本目的是为了获取更高的收益，因此使用数字金融的预期收益与潜在损失的孰高孰低将直接影响到农村家庭参与数字金融市场的决策。在期初决策时，必然追求预期收益和潜在损失达到预期目标，也即在追求“预期收益最大化”的同时，使得“收益不确定性”达到最小[25]。马科维茨的投资组合理论明确阐明了投资收益是对风险的补偿，投资过程中承担的风险越大，获得的收益就越高；承担的风险越小，收益就越低。总体而言，虽然数字金融参与会提高农村家庭的收入波动，但同样数字金融所带来的信息优势可以使得农村家庭较为准确的评估风险，促使在投资过程中可以在自身风险承受能力内获取更高的风险补偿[3]。此外夏普(William Sharpe)、林特纳(Jone Lintner)和莫辛(Mossin)认为期望收益与风险的相关性是度量风险与收益的根本，该模型可以表示为：

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_m) - r_f] \quad (1)$$

其中， $E(r_i)$ 为单个资产的期望收益率， r_f 为无风险收益率， $E(r_m)$ 为数字金融市场组合的期望收益率， β_i 是假定的系统风险测度， $[E(r_m) - r_f]$ 为投资的风险补偿。因而农村家庭在数字金融参与过程中，在促进家庭增收的过程中会纳入收入波动的考量，以期达到“预期收益最大化”和“收益不确定性”最小的最优解。由此本文提出假说 3：

假说 3：数字金融参与增加了家庭单位风险收益，即促进了家庭收入的有效增长。

3. 研究设计

(一) 样本选取和数据来源

本文使用了 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)数据，该调查样本覆盖了全国 29 个省，共获得 34,643 户家庭的微观数据，内容涵盖了家庭收入和支出、资产与负债以及相关家庭特征变量，同时还包括家庭社会保障等信息，剔除异常值和缺失值，得到 16,703 份有效样本。

(二) 变量定义

1) 被解释变量：本文主要研究数字金融和农村家庭收入的关系，因此将农村家庭总收入作为被解释变量，同时参考徐巧玲(2019) [26]的研究将农村家庭收入对受访者年龄、健康状况、民族、教育程度以及家庭总资产、活期存款等变量进行回归，不能被解释的残差即为暂时性收入。由于 $\text{Var}(\varepsilon) = E(\varepsilon^2) - [E(\varepsilon)]^2$ ，残差的平方是其方差的无偏估计，对残差取平方即表示为暂时性收入的平方，进一步对数标准化处理之后的暂时性收入波动作为收入波动的代理变量，同时根据资产定价理论，夏普比率可以衡量投资组合每承受一单位总风险，会产生多少的超额报酬，因此可以通过夏普比率来衡量农村家庭收入波动的风险收益。参考尹志超等(2022) [24]的研究计算家庭总收入的夏普比率，首先计算同类家庭的收入均值和方差，最后将家庭总收入与同类家庭总收入均值之差除以家庭收入方差(家庭收入波动)，计算结果即为夏普比率，具体公式如下：

$$\text{Sharpe}_{\text{Ratio}_h} = \frac{\text{Total}_{\text{income}_h} - \text{Total}_{\text{income}_{h1}}}{\text{Var}(\text{income}_h)} \quad (2)$$

2) 核心解释变量：本文核心解释变量为农村家庭数字金融。其中数字金融借鉴何婧和李庆海的做法(2019) [27]，从农村家庭对数字理财产品、数字信贷产品和数字支付产品的使用情况考察农村家庭的数字金融，若农村家庭参与了数字理财产品、数字信贷产品和数字支付产品，则赋值为 1，否则为 0。

3) 中介变量：家庭金融市场参与参考王修华和赵亚雄(2019)的方法[28]，“家庭当期是否持有活期存款、定期存款、股票、基金、金融理财产品、债券、衍生品、非人民币资产、贵金属和其它金融资产的任意一种”进行衡量，若持有则金融可得性较高赋值为 1，反之为 0；参考李睿等(2023)的研究[29]，选取 CHFS 数据中利率、通货膨胀等方面的知识对金融素养进行测量，三个单选题中每个问题回答正确赋值为 1，回答错误赋值为 0，其范围为 0~3；最后本文采用(CHFS)中访问“去年，您家平均每个月话费、上网费、邮递服务费等通信支出共有多少？”来衡量家庭的社会网络关系强度。

4) 控制变量：为了控制其他因素对农村家庭收入增长和波动的影响，本文从个体和家庭两个层面选取控制变量，其中个体特征包括性别、年龄、受教育程度，家庭特征包括家庭医疗保险参与情况、家庭规模、家庭资产等。此外，为控制不同省份的影响，本文控制了省份固定效应。主要变量定义及描述性统计见表 1：

Table 1. Variable definition and descriptive statistics
表 1. 变量定义及描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差
家庭总收入对数	家庭总收入对数	10.836	1.406
家庭总收入波动	家庭总收入波动	2.17	2.53
家庭总收入夏普比率	家庭总收入夏普比率	-0.523	1.798
数字金融参与	数字金融指标	0.453	0.498
金融素养	家庭金融素养指标	0.805	0.9
社会关系网络	社会关系网络指标	4.763	3.864
金融市场参与	1 = 家庭金融市场参与，0 = 其它	0.703	0.457
性别	1 = 男性，0 = 女性	0.481	0.5

续表

年龄	受访者真实年龄	53.255	17.824
年龄 ² /100	受访者真实年龄平方/100	31.538	18.507
受教育程度	受访者受教育程度	3.807	1.809
身份特征	1 = 中国共产党党员, 0 = 其它	0.161	0.367
婚姻	1 = 已婚, 0 = 未婚	0.83	0.375
健康程度	自评健康程度	3.371	0.992
医疗保险	1 = 购买保险, 0 = 未购买保险	0.774	0.419
家庭规模	家庭成员数	2.743	1.335
家庭幸福度	家庭成员幸福自评度	3.825	0.848
家庭住房	1 = 有房, 0 = 没房	0.869	0.337

(三) 模型构建

1) 本文首先设计了数字金融参与对家庭总收入的实证模型:

$$\text{Total_income}_h = \beta_0 + \beta_1 \text{Internet_finance}_i + \sum \theta_i X_i + \mu_i \quad (3)$$

其中 Total_income_h 表示家庭总收入, Internet_finance 则为数字金融的代理变量, 重点关注系数 β_1 , 其大小反映了数字金融参与对家庭收入的影响程度。 X_i 表示其他各项影响到家庭收入的控制变量。误差项为 $\mu_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

在此模型基础上, 进一步研究数字金融参与与农村家庭总收入波动的相关性, 设计如下实证模型:

$$\text{Var}(\text{income}_h) = \varphi_0 + \varphi_1 \text{Internet_finance}_i + \sum \lambda_i X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中 Var_h 表示家庭总收入波动, 其余同(2)所示, 误差项 $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

同时更进一步引入夏普比率, 以此研究数字金融对家庭总收入增长性与波动性的相关性, 构建如下回归模型

$$\text{Sharpe_Ratio}_h = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Internet_finance}_i + \sum \lambda_i X_i + v_i \quad (5)$$

其中 Sharpe_Ratio_h 即为农村家庭总收入的夏普比率, Internet_finance 为数字金融参与, 系数 α_1 用以代表数字金融参与对家庭承担的收入波动所带来收益的边际系数。 X_i 表示控制变量, 误差项 $v_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

2) 内生性讨论

一方面, 数字金融参与对农村家庭总收入增长以及波动可能存在反向因果问题, 同时也可能存在直接观察无法得到的变量(认知能力、个体性格特征等)会影响家庭收入增长和波动。另一方面, 模型还可能存在自选择问题。一般而言, 家庭是否参与数字金融与个人偏好, 理财习惯等密切相关, 这些变量是不可观测且可能对家庭收入增长和波动构成影响的遗漏变量。为克服模型中反向因果和遗漏变量导致的内生性问题, 本文参考强国令(2022)的研究[30], 选用家庭是否使用智能手机作为受访者家庭数字金融的工具变量。

为缓解自选择问题导致的估计偏差, 本文选取倾向得分匹配(PSM)来解决自选择问题导致的估计偏差。其计算步骤如下: 第一, 在匹配变量中纳入影响农村家庭收入增长以及波动的相关变量; 第二, 计算倾向得分, 即使用 Logit 模型估计出家庭数字金融的条件概率; 第三, 测试匹配结果是否能通过平衡测试,

匹配实验组与对照组是否匹配更好；第四、通过使用核匹配和最近邻匹配的倾向得分值来获得数字金融的平均处理效果(ATT)。

4. 实证分析

(一) 数字金融参与对农村家庭总收入的影响

表 2 是数字金融参与对农村家庭总收入的基准回归结果。在第(1)列中数字金融参与的回归系数为 0.388 且显著性达到了 1%的水平，这表明农村家庭数字金融参与提升了家庭收入水平。同时为缓解内生性问题导致的回归结果偏差，本文采取了扩展回归模型(ERM)进行估计，以“家庭是否使用智能手机”作为工具变量，第(2)列汇报了工具变量估计结果，工具变量的内生性回归在 1%的水平下显著，表明数字金融对家庭总收入存在内生性问题，同时两者的误差相关性在 1%的水平上显著，表明不存在弱工具变量问题，因而本文选取的工具变量是有效的，在处理内生性问题后数字金融对家庭总收入的影响仍显著为正。

从其他因素的个人特征来看，户主的受教育程度对家庭总收入具有显著正向作用，此外由于户主往往是家庭的主要收入来源和决策制定者，户主的健康程度和就业状况会显著影响家庭收入，若户主身患疾病或者失业，会明显减少家庭总收入。从家庭特征来看，家庭规模、家庭资产等都会对家庭总收入水平具有正向的促进效应。

Table 2. Reference regression
表 2. 基准回归

家庭总收入	OLS (1)	ERM (2)
数字金融	0.388*** (0.0223)	1.204*** (0.0597)
性别	-0.0116 (0.019)	-0.00923 (0.0188)
年龄	-0.0117*** (0.00356)	-0.0182*** (0.00355)
年龄 ² /100	0.0127*** (0.00314)	0.0206*** (0.00315)
受教育程度	0.190*** (0.00679)	0.178*** (0.00679)
身份特征	0.0988*** (0.0278)	0.0876*** (0.0276)
婚姻	0.136*** (0.0346)	0.130*** (0.0343)
健康程度	0.109*** (0.0104)	0.0973*** (0.0104)

续表

家庭医疗保险	0.566*** (0.0259)	0.554*** (0.0257)
家庭规模	0.225*** (0.00817)	0.221*** (0.00810)
家庭成员幸福度	0.0734*** (0.0114)	0.0830*** (0.0114)
家庭住房	0.215*** (0.0284)	0.211*** (0.02820)
省份固定效应	是	是
样本量	16,703	16,703
内生变量回归		
是否使用智能手机		-0.372*** (0.00712)
误差相关性		-0.324*** (0.197)

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ，括号内为稳健标准误，以下回归中不再汇报内生变量回归，留存备索。

(二) 数字金融参与对农村家庭总收入波动的影响

表 3 是数字金融参与对农村家庭总收入波动的回归结果，在第(1)列中数字金融参与的回归系数为 0.399 且显著性达到了 1% 的水平，这表明农村家庭数字金融参与增大了农村家庭收入波动。从个人特征的角度来说，结果表明户主的受教育水平越高，其家庭的总收入波动也会越高，可能是因为户主作为家庭的主要决策制定者，其教育水平越高，参与金融市场的能力和意愿越大，同时家庭风险暴露的概率在一定程度上会伴随着金融参与深度的增大而变大。在家庭特征变量中，拥有家庭住房对农村家庭收入波动具有显著的收敛效应，也即住房在一定程度上起到了缓冲收入波动的作用；家庭参与医疗保险也显著降低了家庭收入波动，这表明医疗保险能够有效缓解家庭因病而导致的家庭收入波动，显著缓解了家庭风险。同时在列(2)的拓展回归模型中的出了一致的结论。

Table 3. The impact of digital financial participation on the fluctuation of rural household income

表 3. 数字金融参与对农村家庭总收入波动的影响

家庭收入波动	OLS (1)	ERM (2)
数字金融	0.399*** (0.0452)	0.473*** (0.117)
性别	-0.0288 (0.0384)	-0.0286 (0.0384)

续表

年龄	0.00315 (0.0072)	0.00257 (0.00724)
年龄 ² /100	-0.00336 (0.00635)	-0.00265 (0.00643)
受教育程度	0.206*** (0.0138)	0.205*** (0.0138)
身份特征	-0.0799 (0.0564)	-0.0809 (0.0563)
婚姻	0.285*** (0.0701)	0.285*** (0.07)
健康程度	0.119*** (0.0211)	0.117*** (0.0212)
家庭医疗保险	-0.109** (0.0524)	-0.110** (0.0524)
家庭规模	0.156*** (0.0165)	0.156*** (0.0165)
家庭成员幸福度	-0.0233 (0.0231)	-0.0225 (0.0231)
家庭住房	-0.223*** (0.0575)	-0.223*** (0.0575)
省份固定效应	是	是
样本量	16,703	16,703

(三) 数字金融参与对农村家庭总收入夏普比率的影响

根据资产定价理论，夏普比率可以衡量投资组合每承受一单位总风险，会产生多少的超额报酬。因此若家庭参与数字金融投资后的夏普比率越高，表明数字金融可以有效提升家庭超额收益或者有效提高家庭收入。

表 4 汇报了数字金融参与对农村家庭总收入夏普比率的回归结果，第(1)列的数字金融参与的回归系数为 0.548 且显著性达到了 1%的水平，这表明农村家庭参与数字金融可以显著提升家庭总收入的夏普比率，且是提高家庭夏普比率最大的单一贡献因素，使得农村家庭在风险承担水平不变的情况下可以取得更高的收入，进而提高家庭有效增长。从个人特征来看受教育程度和健康程度越高、以及已婚的家庭总收入夏普比率高于其他家庭，其中年龄与家庭收入夏普比率呈“U”型曲线。这表明受访者在青年时的家庭收入波动较大，却带来了更少的收益。在家庭特征变量中，家庭拥有住房、参与医疗保险等都显著

提高了家庭总收入的夏普比率。结合表 2、表 3 的结论，尽管数字金融所带来的不确定性提高了家庭的总收入波动，但是更能够有效提高家庭总收入。

Table 4. The impact of digital financial participation on the Sharpe ratio of rural household income

表 4. 数字金融参与对农村家庭总收入夏普比率的影响

家庭总收入夏普比率	OLS (1)	ERM (2)
数字金融	0.548*** (0.0287)	0.923*** (0.0743)
性别	-0.00672 (0.0243)	-0.00556 (0.0243)
年龄	-0.00613 (0.00456)	-0.00908** (0.00458)
年龄 ² /100	0.00413 (0.00402)	0.00775* (0.00407)
受教育程度	0.249*** (0.00871)	0.244*** (0.00876)
身份特征	0.128*** (0.0357)	0.123*** (0.0356)
婚姻	0.360*** (0.0444)	0.357*** (0.0443)
健康程度	0.0984*** (0.0134)	0.0928*** (0.0134)
家庭医疗保险	0.354*** (0.0332)	0.349*** (0.0332)
家庭规模	0.355*** (0.0105)	0.354*** (0.0105)
家庭成员幸福度	0.136*** (0.0147)	0.141*** (0.0146)
家庭住房	0.435*** (0.0365)	0.434*** (0.0364)
省份固定效应	是	是
样本量	16,703	16,703

5. 进一步分析

(一) 机制检验

通过以上分析的估计结果表明，家庭参与数字金融承担的风险“物有所值”。在承担收入风险的同时更有益于家庭收入的增长。因此本文进一步探究家庭数字金融有效提高农村家庭总收入增长的渠道。

1) 数字金融参与对农村家庭总收入夏普比率的影响机制：金融素养

金融素养可以视为经济主体信息识别、资金规划和风险管理的能力。数字金融参与可以有效缓解信息约束，弱化农户和金融机构之间的道德风险，并降低农户搜寻金融信息的时间成本，进而提升农户的金融素养。而金融素养的提高可提升农村家庭正确看待风险与收益的关系，减少家庭非理性投资行为来提高家庭收入水平。此外，当提升家庭收入水平之后，家庭金融服务需求进一步扩大，促使金融素养的再次提升，从而形成良性互动。沿此逻辑，我们检验数字金融参与是否可以通过金融素养的提高促进农村家庭总收入有效增长。同时为了进一步考察数字发展所带来的普惠性，我们做了如下扩展：首先，以样本收入均值为界限划分高收入和低收入两组家庭样本，讨论农村数字金融参与对高收入以及低收入家庭收入有效增长的差异性。表 5 汇报了估计结果。第(1)列显示，金融素养的提高有助于促进农村家庭总收入夏普比率的提高，能够有效匹配家庭波动所带来的增收。第(2)~(4)列显示，数字金融参与能够显著提高家庭的金融素养，并且对高收入家庭有更大的正向作用。总体而言，表 5 结果表明金融素养的提高是数字金融参与提高家庭收入有效增长的渠道。

Table 5. Mechanism test: financial literacy
表 5. 机制检验：金融素养

	夏普比率 (1)	金融素养			夏普比率 (5)
		全国 (2)	低收入家庭 (3)	高收入家庭 (4)	
金融素养	0.190*** (0.0143)				0.134*** (0.0146)
数字金融		0.465*** (0.015)	0.405*** (0.022)	0.449*** (0.0212)	0.486*** (0.0294)
特征变量	是		是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	16,703	16,703	7229	9468	16,703

2) 数字金融参与对农村家庭总收入夏普比率的影响机制：社会关系网络

随着农村家庭数字金融的参与，使得家庭主动搜寻信息的能力以及被动获取信息的能力得到提高。在使用互联网的过程中所建立起来的新的业缘关系使其信息资源获取渠道更为广泛，而这是农村家庭原本的亲缘关系和地缘关系所无法实现的。掌握这种由数字金融发展带来的关系网络所带来的优势之后，农村家庭运用这种关系网络可能及时得到想要投资行业的具体信息，并对其风险进行合理评估，减少不必要的风险损失。提高家庭收入的有效增长。鉴于此，本节检验数字金融参与能否通过拓宽社会关系网络渠道促进家庭收入有效增长。表 6 汇报的估计结果显示，数字金融参与通过拓宽社会关系网络促进家庭增收，且对低收入家庭效用较好。

Table 6. Mechanism test: social relationship network
表 6. 机制检验：社会关系网络

	夏普比率 (1)	社会关系网络			夏普比率 (5)
		全国 (2)	低收入家庭 (3)	高收入家庭 (4)	
社会网络	0.0463*** (0.0032)				0.0411*** (0.0032)
数字金融		0.810*** (0.0691)	0.758*** (0.11)	0.682*** (0.0911)	0.515*** (0.0286)
特征变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	16,703	16,703	7229	9468	16,703

3) 数字金融参与对农村家庭总收入夏普比率的影响机制：金融市场参与

合理的家庭资产组合不仅能够提高资产收益、降低投资风险并提高家庭财务灵活性，而且关系到整个社会的经济运行和金融市场的稳定发展。数字金融服务的“普惠性”和“数字性”双重属性有助于解决农村家庭金融市场参与有限之谜。一方面，数字金融具有“普惠性”，数字金融依托互联网平台，极大简化了业务流程(张浩等，2022)。另一方面，数字金融具有“数字性”，可以有效化解信息鸿沟，农户利用互联网设备可以跨越时间和地域的限制，高效的、近乎无成本的获取金融产品的信息，降低了信息获取的门槛。鉴于此，本文检验金融市场参与是否为数字金融提高农村家庭总收入有效增长的渠道。表 7 汇报了估计结果。第(1)~(4)列显示，数字金融参与通过提高家庭金融市场参与促进农村家庭总收入有效增长，并且对低收入家庭有更大的正向作用。进一步地，从第(5)列还可知，尽管数字金融参与有助于家庭金融资产配置和信贷可得性，但是信贷可得性的增加并没有有效促进家庭增收。

Table 7. Mechanism test: financial market participation
表 7. 机制检验：金融市场参与

	夏普比率 (1)	总可得性			夏普比率 (5)
		全国 (2)	低收入家庭 (3)	高收入家庭 (4)	
总可得性	0.376*** (0.0275)				0.284*** (0.0279)
数字金融		0.208*** (0.00795)	0.216*** (0.0142)	0.168*** (0.0093)	0.489*** (0.0291)
特征变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	16,703	16,703	7229	9468	16,703

(二) 异质性分析

1) 数字金融参与对农村家庭总收入夏普比率的影响：区域之间的差异

正如前文所言，尽管数字金融有助于提高家庭风险收益的假设已经得到验证，然而由于发达地区和落后地区在传统金融和基础设施建设水平方面可能存在的显著差异，将会使得落后地区的家庭在获取金融服务机会时面临极大的限制，从而弱化了金融促进家庭经济活动的效果。那数字金融参与能否有效打破时空的限制，更有助于农村家庭总收入的有效增长？鉴于此，本节分地区探讨了东北、西部、中部以及东部四个地理区位的数字金融对农村家庭总收入有效增长的影响。

区域样本分组的异质性回归结果如表 8 所示，回归结果证实了数字金融参与对农村家庭收入有效增长的影响体现出差异特征。具体来看，相较于中东部地区，数字金融参与对提升西部地区农村家庭有效增收有更强的作用。由此推断，金融服务的发展在西部农村地区处于“低水平均衡”的现状之中，而数字金融参与以其更具优势的服务特征，能在“低水平均衡”的落后地区得到更为深入的发展与普及，一方面它能为农村家庭带来更多元化和个性化的金融服务，另一方面还能更多的助力于缓解信息不对称方面的问题，由此数字金融参与能为较为落后的西部农村家庭更为有效的摆脱金融资源与经济活动不相匹配的困境，改善了家庭经济状况，提升风险收益。

Table 8. Heterogeneity analysis: regional heterogeneity
表 8. 异质性分析：区域异质性

	(1) 夏普比率 东北	(2) 夏普比率 西部	(3) 夏普比率 中部	(4) 夏普比率 东部
数字金融	0.479*** (0.0688)	0.606*** (0.0518)	0.502*** (0.0617)	0.546*** (0.0489)
特征变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本量	2118	4577	3137	6865

2) 数字金融参与对农村家庭收入夏普比率的影响：家庭之间的差异

家庭金融脆弱与否分组回归结果如表 9 第(1)~(2)列显示，数字金融对非脆弱家庭收入夏普比率系数为 0.511，对脆弱家庭总收入夏普比率的系数为 0.275。相比较而言，数字金融参与能够有效促进家庭收入有效增长，但是对金融非脆弱家庭效用较差。结果表明数字金融参与在提升农村金融脆弱家庭风险收益方面未能见效，这是数字金融在未来的发展中需要进一步克服该难题。

金融资源是社会经济的重要构成部分，资金约束是影响金融资源配置的重要因素，相比较传统金融。具体来看，数字金融可以便捷的提供包括信贷、保险、投资理财在内的一系列服务，保障了家庭生命周期内的服务需求(汪亚楠等, 2020)。因而能够有效促进家庭创业。鉴于此，本文把家庭是否创业进行分组，进一步探讨数字金融能否促进家庭收入有效增长。表 9 第(3)~(4)列表明：数字金融对农村创业家庭收入夏普比率更有效。

3) 数字金融参与对农村家庭收入夏普比率的影响：个体之间的差异

在讨论了地区之间和家庭之间的差异之后，个体之间的差异是另一个需要关注的问题，包括个体之间风险偏好以及在外务工经历的差异。本文采用“受访者遭受风险时的主观评价”作为个体风险偏好的

代理变量。表 10 的回归结果显示，农村个体偏好风险有助于提高家庭的风险收入，这与李睿(2023)的结果相吻合。

Table 9. Household heterogeneity
表 9. 家庭异质性

	(1) 夏普比率 非脆弱	(2) 夏普比率 脆弱	(3) 夏普比率 非创业	(4) 夏普比率 创业
数字金融	0.511*** (0.0335)	0.275*** (0.0404)	0.525*** (0.0293)	0.562*** (0.107)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本量	12,812	3885	14,791	1906

Table 10. Individual heterogeneity
表 10. 个人异质性

	(1) 夏普比率 厌恶风险	(2) 夏普比率 偏好风险
数字金融	0.522*** (0.0289)	0.653*** (0.178)
特征变量	是	是
省份固定效应	是	是
样本量	15,755	942

6. 稳健性检验

本文进行如下稳健性检验以进一步验证估计结果的稳健性：
首先，本文依据农村家庭对数字理财产品、数字信贷产品和数字支付产品的使用情况，对农村家庭数字金融参与使用水平进行衡量，其赋值范围为 0~3，检验结果如表 11 所示：数字金融使用越高，家庭的单位风险收益显著高于数字金融使用较低家庭。

Table 11. Robustness test: replacement of core explanatory variables
表 11. 稳健性检验：替换核心解释变量

	(1) 家庭总收入	(2) 家庭总收入波动	(3) 夏普比率
数字金融	0.288*** (0.0163)	0.320*** (0.033)	0.447*** (0.0208)
特征变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
样本量	16,703	16,703	16,703

其次，在克服内生性问题导致的回归结果偏差后，本文研究还需要考虑是否存在自选择问题，由于农村家庭数字金融使用是自主选择而非随机可能会导致估计结果出现偏差，本节使用处理效应模型来缓解自选择导致的估计误差。表 12 结果表明，数字金融能够促进家庭收入有效增长。

Table 12. Robustness test: processing effect model
表 12. 稳健性检验：处理效应模型

	(1) 家庭总收入	(2) 家庭总收入波动	(3) 夏普比率
数字金融	1.236*** (0.0502)	0.513*** (0.109)	0.817*** (0.0626)
特征变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
Wald 检验 Chi ²	334.36	1.31	23.13
(P-value)	0.0000	0.2519	0.0000
样本量	16,703	16,703	16,703
极大似然估计(MLE)的工具变量系数估计			
是否使用智能手机	1.236*** (0.0271)	1.268*** (0.0275)	1.269*** (0.0275)

最后，本文对样本进行 1%的缩尾处理，如表 13 所示，结果依旧稳健。

Table 13. Robustness test: tailing treatment
表 13. 稳健性检验：缩尾处理

	(1) 家庭总收入	(2) 家庭总收入波动	(3) 夏普比率
数字金融	0.384*** (0.0195)	0.408*** (0.0427)	0.544*** (0.0282)
特征变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
样本量	16,703	16,703	16,703

7. 结论与建议

本文基于 2019 年家庭金融调查(CHFS)数据，从农村家庭的数字理财产品、数字信贷产品和数字支付产品的使用水平出发，考察农村家庭数字金融使用情况，并实证探究数字金融对农村家庭总收入增长与波动的影响。由此本文得出以下结论：第一，数字金融能够促进家庭总收入增长，以农村家庭是否使用智能手机作为工具变量处理内生性后结果依旧稳健；第二，数字金融在促进家庭增收的同时提高了家庭收入波动，一定程度上加剧了家庭收入风险；第三，引入家庭总收入夏普比率对家庭增收与波动的相关

性进行考察发现,数字金融增加了农村家庭总收入波动,致使收入风险显著增加,但总体上,数字金融有助于单位风险收益上升,进而有效促进家庭总收入增长;第四,提高家庭金融素养、拓宽社会关系网络以及金融市场参与是数字金融促进家庭总收入有效增长的渠道,同时,数字金融对西部地区、参与创业和金融非脆弱家庭的总收入有效增长展现出更强的作用,对风险厌恶家庭的作用相对较差。

鉴于以上研究结论,本文提出以下建议:首先,为了提高农村家庭访问数字金融服务的能力,营造更优质的农村金融环境,政府应完善农村地区数字金融服务基础设施,加强通信网络和电子支付设施建设,以确保稳定的互联网接入和电子支付设备的覆盖。并且,对数字金融的发展应给予政策、法规上的支持,鼓励数字金融的相关技术在农村地区的普及和应用。其次,各大金融机构和互联网平台应从农户角度出发,针对不同农村地区的实际需求和风险,研发相应的易于访问的数字金融产品,例如互联网农业贷款、小额信贷等,为农村家庭带来多元化的金融服务。同时金融机构不仅要拓宽农户投资理财的渠道,增加农村家庭收入,还应注重满足农户借贷需求,推出个性化的贷款融资类产品,降低农户贷款利息负担。最后,还要注重对农村家庭和个人的风险教育,虽然现在中国农村居民已经具备一定的金融知识,但仍然不足以帮助他们抵御风险,他们在市场中仍处于不利地位,农村居民们只能通过电视、短视频、广播等途径学习金融知识,相对来说比较碎片化,并且真实性和科学性不足,要有效提高农村居民个人的金融素养,就要通过依靠全面系统的金融知识教育,重视金融知识和风险教育的作用,以提高个人的风险防范意识和投资决策的能力。

参考文献

- [1] 周广肃,丁相元. 数字金融、流动性约束与共同富裕——基于代际流动视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(4): 160-179.
- [2] 彭澎,周力. 中国农村数字金融发展对农村家庭的收入流动性影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(6): 23-41.
- [3] 杨少雄,孔荣. 数字金融市场参与改善农村家庭收入了吗? [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(5): 180-190, 200.
- [4] 王永仓,温涛,王小华. 数字金融与农户家庭增收: 影响效应与传导机制——基于中国家庭金融调查数据的实证研究[J]. 财经论丛, 2021(9): 37-48.
- [5] 李牧辰,封思贤,谢星. 数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(3): 132-145.
- [6] 周利,冯大威,易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距: “数字红利”还是“数字鸿沟” [J]. 经济学家, 2020(5): 99-108.
- [7] 杨伟明,栗麟,王明伟. 数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析[J]. 上海财经大学学报, 2020, 22(4): 83-94.
- [8] 方观富,许嘉怡. 数字普惠金融促进居民就业吗——来自中国家庭跟踪调查的证据[J]. 金融经济研究, 2020, 35(2): 75-86.
- [9] 尹志超,蒋佳伶,严雨. 数字鸿沟影响家庭收入吗[J]. 财贸经济, 2021, 42(9): 66-82.
- [10] 何宗樾,张勋,万广华. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J]. 统计研究, 2020, 37(10): 79-89.
- [11] 王修华,赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应?——一贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究, 2020(7): 114-133.
- [12] 谢平,邹传伟,刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究, 2015(8): 1-12.
- [13] 李继尊. 关于互联网金融的思考[J]. 管理世界, 2015(7): 1-7, 16.
- [14] 张勋,万广华,张佳佳,何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [15] 黄险峰,刘姗姗. 数字金融、家庭异质性决策与共同富裕——基于中国家庭金融调查数据的实证[J]. 统计与决策, 2024, 40(3): 75-80.
- [16] 尹志超,公雪,郭沛瑶. 移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. 中国工业经济,

- 2019(3): 119-137.
- [17] 赵亚雄, 王修华. 数字金融、家庭相对收入及脆弱性——兼论多维“鸿沟”的影响[J]. 金融研究, 2022(10): 77-97.
- [18] 王奕霏, 杨卫东, 王海南. 数字普惠金融缩小城乡消费差距的理论逻辑和优化路径[J]. 农村经济, 2023(8): 98-105.
- [19] 范猛. 数字金融是否改变了家庭风险态度[J]. 金融经济研究, 2023, 38(2): 112-126.
- [20] Barasinska, N., Schäfer, D. and Stephan, A. (2012) Individual Risk Attitudes and the Composition of Financial Portfolios: Evidence from German Household Portfolios. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 52, 1-14.
<https://doi.org/10.1016/j.qref.2011.10.001>
- [21] 孙友晋, 王思轩. 数字金融的技术治理: 风险、挑战与监管机制创新——以基于区块链的非中心结算体系为例[J]. 电子政务, 2020(11): 99-107.
- [22] 孙灵燕. 数字金融对传统金融业的变革性影响与转型路径[J]. 东岳论丛, 2023, 44(3): 141-148, 192.
- [23] 王定祥, 胡小英. 数字金融研究进展: 源起、影响、挑战与展望[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2023, 49(1): 101-110.
- [24] 尹志超, 仇化, 沙叶舟. 互联网金融与收入波动: 来自中国家庭的证据[J]. 管理科学学报, 2022, 25(9): 66-89.
- [25] 杨晓东. 互联网金融条件下的风险收益匹配机制研究[J]. 青海社会科学, 2017(2): 111-114, 130.
- [26] 徐巧玲. 收入不确定与生育意愿——基于阶层流动的调节效应[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(5): 61-73.
- [27] 何婧, 李庆海. 数字金融参与与农村家庭创业行为[J]. 中国农村经济, 2019(1): 112-126.
- [28] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J]. 中国农村经济, 2022(1): 44-60.
- [29] 李睿, 刘永文, 田维双. 风险偏好、金融素养与家庭经济脆弱性[J]. 武汉金融, 2023(2): 72-80, 88.
- [30] 强国令, 商城. 数字金融、家庭财富与共同富裕[J]. 南方经济, 2022(8): 22-38.