

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2022.09.005

# 互联网金融与收入波动：来自中国家庭的证据<sup>①</sup>

尹志超, 仇 化, 沙叶舟\*

(首都经济贸易大学金融学院, 北京 100070)

**摘要:** 快速发展的互联网金融深刻影响着中国经济发展、社会变迁和人民生活. 越来越多的家庭选择参与互联网金融市场, 但互联网金融是否真正减少了收入波动, 抑或使家庭暴露于风险之中? 本文基于 2017 年中国家庭金融调查数据(CHFS) 研究发现, 互联网金融参与对提高家庭总收入具有积极影响, 但同时也增加了家庭总收入波动, 致使收入风险显著增加. 但总体上, 参与互联网金融市场单位风险的收益上升. 进一步研究发现, 互联网金融影响了家庭投资性收入、工资性收入和转移性收入. 对于有工商业经营的家庭, 互联网金融提高了家庭的网络销售概率, 促进了家庭创业, 显著增加了家庭经营性收入及其波动. 本研究可为规范互联网金融市场发展, 防范家庭收入风险提供参考.

**关键词:** 互联网金融; 家庭收入; 收入波动; 夏普比率

**中图分类号:** F832      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1007-9807(2022)09-0066-24

## 0 引 言

当今世界正在经历以互联网为基础的第三次技术革命, 数字技术愈发普及. 截至 2020 年 12 月, 中国网民规模达 9.89 亿, 互联网普及率达 70.4%. 手机网民规模达 9.86 亿, 网民中使用手机上网的比例为 99.7%<sup>②</sup>. 在互联网革命的推动下, 中国数字经济和互联网金融发展成果显著. 2020 年数字经济增加值达到 39.2 万亿元, 占 GDP 比重 38.6%<sup>③</sup>. 作为互联网与金融的结合体, 互联网金融有利有弊. 互联网金融的发展促进了经济主体间互联互通, 有利于增强经济发展效率, 极大改善了金融服务的可得性和便利性. 但互联网和金融风险叠加, 也使得互联网金融的风险不容忽视. 习近平总书记强调, 维护金融安全是关系中国社会全局的根本性大事, 是经济平稳健

康发展的重要基础<sup>④</sup>. 维护金融安全, 规避互联网金融风险就是守护老百姓的“钱袋子”.

以移动支付、互联网理财和网络借贷为主体的互联网金融缓解了信息不对称, 促进了中国的包容性增长, 但也给实体经济、传统金融等带来了冲击, 一定程度上改变了中国家庭和百姓的生活方式<sup>[1]</sup>. 互联网金融的长尾效应使得原来被传统金融和传统征信排斥在外的群体进入了金融市场, 开始进行投资与融资. 互联网金融参与改变了家庭的资产配置, 影响了家庭关于消费、储蓄等方面的重要决策, 也将影响家庭收入. CARA 效用函数表明, 家庭参与风险资产投资可以在一定程度上对冲劳动收入风险. 对家庭而言, 参与互联网金融的初衷往往是缓解流动性约束、分担风险, 平滑消费和收入波动. 但参与互联网金融是否真正减少了收入波动, 抑或使家庭暴露于风险之中? 至

① 收稿日期: 2020-03-20; 修订日期: 2021-06-29.

基金项目: 国家社会科学基金资助重大项目(21&ZD087).

通讯作者: 沙叶舟(1988-), 男, 北京人, 博士, 副教授. Email: shayezhou@cued.edu.cn

② 数据来源: 第 47 次《中国互联网络发展状况统计报告》, 中国互联网络信息中心, 2021 年 2 月 3 日.

③ 数据来源: 《中国数字经济发展与就业白皮书(2019 年)》, 2019 年 4 月.

④ 资料来源: 中共中央政治局 2017 年 4 月 25 号第四十次集体学习.

今仍未有研究对这一问题进行系统回答。

根据国家统计局数据,以2013年~2019年季度居民可支配收入的标准差代表每个省(市)居民的收入风险。结合北京大学数字普惠金融指数,在互联网金融较发达的地区,居民收入波动也

普遍较大,具体如图1所示。但宏观数据无法反映中国家庭的异质性,缺乏对家庭互联网金融参与行为及其影响的具体描述和定量分析。鉴于此,使用微观数据,探究互联网金融对居民收入波动的影响具有重要意义。

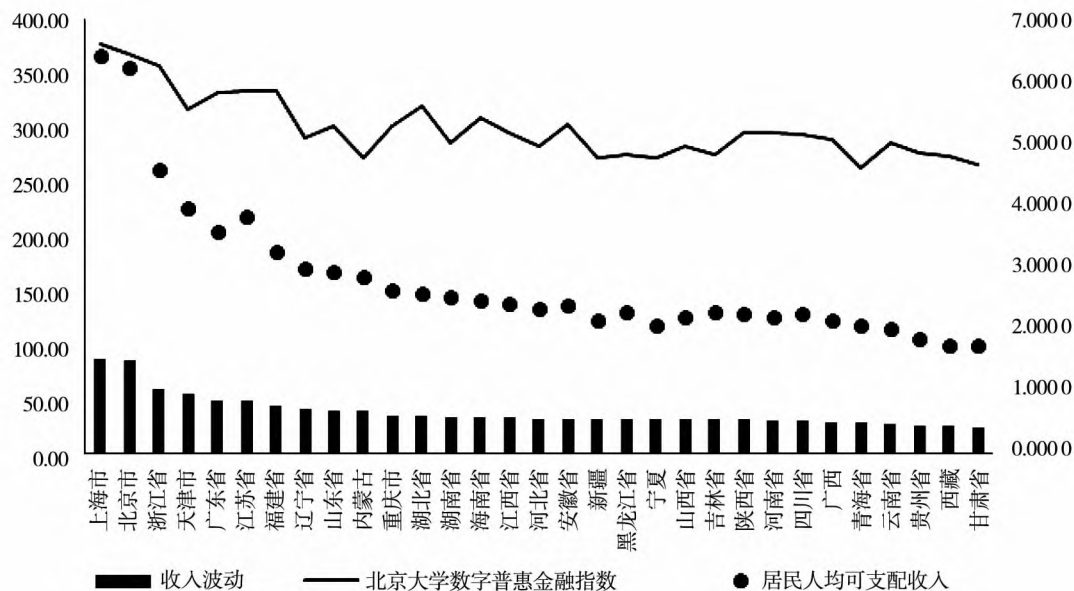


图1 中国各省(市)居民收入波动及互联网金融发展情况

Fig. 1 Household income risk and Internet finance's development in China

基于2017年中国家庭金融调查数据(CHFS),关注中国家庭的收入风险,研究互联网金融参与对家庭收入及收入波动的影响。本研究可能的贡献主要为以下三点:1)运用微观数据,回答了互联网金融参与对家庭收入及收入波动的影响,并通过夏普比率,度量了家庭承担单位风险的收益,检验互联网金融对家庭风险—收益相对情况的作用,补充了该领域的现有研究。2)进一步分析了互联网金融对家庭各部分收入的影响。互联网金融参与扩大了经营性收入波动、提高了家庭网络销售的概率,促进了家庭创业,从而增加了家庭收入风险。3)通过异质性分析,探究了互联网金融在地域、群体类型等方面的差异,有利于全面理解互联网金融对不同家庭的风险,对合理防范互联网金融市场风险具有借鉴意义。

## 1 文献综述

### 1.1 收入波动的衡量

收入波动一直是研究居民收入和居民消费等

相关问题过程中不可或缺的重要变量。微观调查数据表明,20世纪80年代以来,中国家庭的收入波动不断增大<sup>[2,3]</sup>。家庭的收入风险逐渐引起了学术领域的重视,如何科学、准确衡量收入风险一直是研究的重要问题,根据现有文献,主要度量方法有以下三种:

1) 使用趋势值与实际值的差值作为收入风险的代理指标。方法主要根据持久收入和实际纯收入的差距衡量收入波动。罗楚亮<sup>[4]</sup>考虑到收入变化的不同趋势,运用收入的对数方差、暂时性收入平方项、预测失业概率三个变量分别定义收入风险,进行研究。也有学者使用微观数据测量收入风险,如不同职业间收入水平的标准差。这一方法广泛适用于微观调查数据,是对方差法的有效补充与拓展,也是本文主要采用的度量方法。

2) 使用方差或标准差度量收入波动。这一方法基于微观调查,使用面板数据,以计算收入方差<sup>[5]</sup>。

3) 代理变量法。学者使用职业、失业率、地区收入差距等作为收入波动的代理变量<sup>[6]</sup>。

## 1.2 收入波动对家庭金融决策的影响

收入波动是影响家庭决策和家庭行为的重要因素,对宏观经济运行也具有重要影响。Güvenen等<sup>[7]</sup>运用美国数据研究发现,个人收入风险也具有周期性质,这与经济周期密切相关,收入水平不同的人受到经济周期的冲击不同,收入波动的大小存在差异。从中国的宏观数据来看,收入不确定性冲击是影响产出和投资波动的重要因素,对理解中国经济周期具有重要意义。家庭的收入不确定性扩大时,家庭出于预防性动机,会增加持有流动性资产。这挤出了生产性风险资本需求,市场上风险资产供给减少,最终引起总需求减弱,经济下滑<sup>[8]</sup>。收入波动性增大会引起基尼系数增大<sup>[9]</sup>,是引起城乡消费差距的重要因素<sup>[10]</sup>。因此,家庭收入风险的研究在宏观经济分析中越来越重要。

理论和实证分析表明,居民面临的收入风险影响了其实际货币需求<sup>[5]</sup>。收入风险还影响了居民的消费行为,家庭面临的不确定性增加时,耐用品消费减少<sup>[11]</sup>。Alessie等<sup>[12]</sup>研究表明,收入波动广泛影响着家庭的金融市场参与和风险投资,收入波动越小,家庭越可能投资于非储蓄类金融资产。持久性收入波动显著降低家庭投资风险资产的份额<sup>[13]</sup>。与高收入家庭相比,劳动收入风险对中等收入家庭的影响更大<sup>[14]</sup>。家庭在收入波动较大时,可能会出现信贷约束预期和流动性约束预期,从而降低风险资产的投资比例<sup>[15]</sup>。

## 1.3 互联网金融与家庭收入

互联网金融产生以来,国内外学者针对互联网金融的影响进行了广泛研究。中国的数字金融发展带动了落后地区经济发展,是实现包容性金融的重要模式,蚂蚁金服的小微贷款促进了商户的销售额和成交量,提升了商户的服务水平<sup>[16]</sup>。此外,互联网金融的发展有助于平滑消费、防范风险,便利了交易,有助于缓解居民的流动性约束和信贷约束<sup>[17]</sup>。

从微观角度看,互联网金融的发展在一定程度上影响了家庭的收入。金融通过金融机构和金融市场渠道影响了收入不平等<sup>[18]</sup>,对于低收入国家而言,金融的发展加剧了收入不平等<sup>[19]</sup>。姜树广等<sup>[20]</sup>研究表明,认知能力、偏好等影响着金融决策和参与。互联网带来的信息和通信技术直接和间接地影响着收入分配和收入水平<sup>[21]</sup>。第三方

支付作为互联网金融的重要组成部分,有利于促进家庭创业,提高家庭收入<sup>[22]</sup>。但与此同时,粟芳等<sup>[23]</sup>研究也表明,互联网金融具有明显的马太效应,对于不同群体的收入和不同的收入类型产生了异质性影响,不同互联网金融产品的马太效应也不同。中国农村地区互联网普惠金融发展差异显著,存在互联网金融普惠悖论。尤其对于贫困户而言,马太效应更为明显,互联网保险和投资拉大了其收入差距<sup>[24]</sup>。

综合来看,国外文献较少研究中国的互联网金融发展情况。国内关于互联网金融参与影响家庭收入及收入波动的文章较少,缺乏对这一现实问题的全面定性分析。研究运用2017年中国家庭金融调查数据,实证检验互联网金融参与对家庭收入和波动的影响,探究其中的影响机制,能够有效补充现有研究,为分析互联网金融发展和中国家庭收入波动问题提供理论借鉴。

## 2 理论框架与研究假设

### 2.1 互联网金融对家庭收入影响的理论分析

随着金融科技不断发展,中国的互联网金融市场愈发蓬勃。以移动支付、互联网理财和网络借贷为主要形式的互联网金融降低了金融服务的门槛,拓宽了金融服务的覆盖范围。家庭可以选择投资互联网理财产品,利用互联网金融产品进行财富的保值增值,在一定程度上影响了家庭的资产结构调整<sup>[25]</sup>。低门槛、高灵活性的互联网金融产品为广大家庭提供了投资的新机会。余额宝、零钱通等产品在保证资金流动性的同时,为参与个体带来了收益。另一方面,移动支付便利了家庭的创业和生产经营,提高了家庭创业的概率,也有利于降低成本,提高经营效益<sup>[22]</sup>。网络借贷有利于缓解家庭流动性约束,服务了长期被排斥在金融市场之外的长尾人群,为其提供了信贷支持。因此,互联网金融参与有利于提高家庭总收入。本文提出假设1:

**假设1** 互联网金融参与增加了家庭收入。

### 2.2 互联网金融对家庭收入波动影响的理论分析

互联网金融是互联网技术和金融服务的结

合,其发展产生了一定积极影响.但互联网金融的风险和不确定性也是互联网与金融市场的叠加,给宏观经济、传统金融业和微观主体等带来了风险.

对微观主体而言,互联网金融是一把双刃剑,带来了财富增值的新机会,也伴随着资金损失的可能.网络借贷市场风险事件频发.理论研究也表明,互联网金融具有明显的马太效应,在一定程度上拉大了收入差距<sup>[26]</sup>.对于缺乏投资经验的家庭和个体而言,互联网理财产品和网络借贷市场具有较大风险,其不确定性也在一定程度上增加了家庭投资性收入的波动.此外,从事工商业经营的

家庭在使用互联网技术进行生产经营后,其经营利润也更有可能会受到市场不确定性的影响,经营性收入波动增加.因此,提出假设2:

**假设2** 互联网金融参与增加了家庭收入波动.

综上所述,互联网金融参与在一定程度上影响了家庭收入和收入波动,对于家庭经营性收入、投资性收入、转移性收入和工资性收入都产生了一定的影响.构建互联网金融参与对家庭收入和收入波动影响的理论框架图,如图2所示.

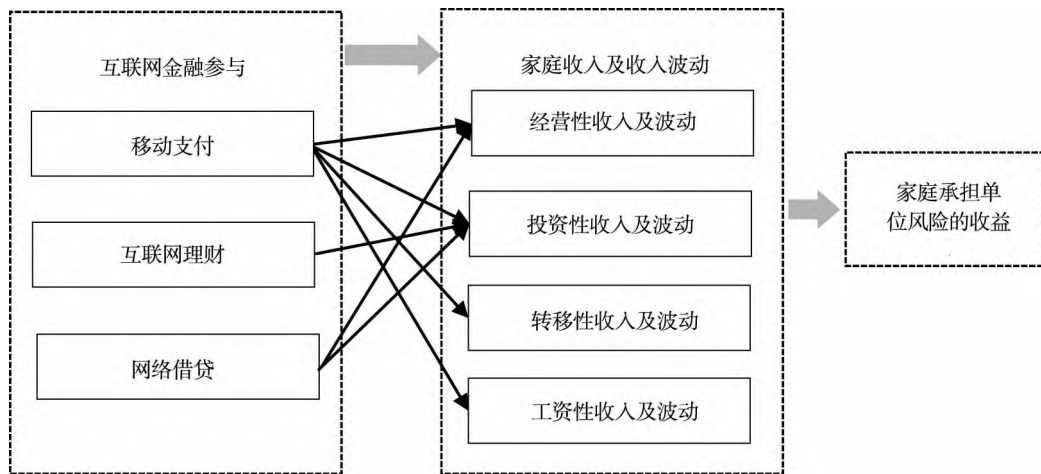


图2 理论框架图

Fig. 2 Theoretical framework

### 3 模型、数据和变量

#### 3.1 实证模型

在分析互联网金融参与如何影响中国家庭总收入及总收入波动时,构建如下回归模型

$$y = \beta_0 + \beta_i Internet\_finance + \beta_x X + \mu \quad (1)$$

其中  $y$  表示家庭总收入和总收入波动,  $Internet\_finance$  表示互联网金融参与,  $\beta_i$  是本模型关注的系数,代表互联网金融参与对家庭收入和收入波动的影响.  $X$  表示控制变量. 误差项  $\mu \sim N(0, \sigma^2)$ .

为研究互联网金融对家庭风险—收益相对关系的影响,引入夏普比率,构建如下回归模型

$$Sharpe\_ratio = \gamma_i Internet\_finance + \gamma_0 + \gamma_x X + \mu \quad (2)$$

其中  $Sharpe\_ratio$  表示家庭收入的夏普比率,  $Internet\_finance$  表示互联网金融参与,  $\gamma_i$  是模型(2)关注的系数,代表互联网金融参与对家庭风险—收益相对关系的影响.  $X$  表示控制变量. 误差项  $\mu \sim N(0, \sigma^2)$ .

由于家庭参与工商业经营受许多因素影响,并不是随机的,因此在分析互联网金融参与对家庭经营性收入风险的影响时,采用Tobit模型,模型设定如下

$$y^* = \alpha_i Internet\_finance + \alpha_x X + \varepsilon$$

$$Y = \max(0, y^*) \quad (3)$$

其中  $y^*$  表示家庭经营性收入波动,是连续变量.  $Internet\_finance$  表示家庭互联网金融参与,为哑变量.  $\alpha_i$  是模型(3)中关注的系数,代表互联网金融参与对家庭经营性收入和经营性收入波动的影

响。X表示控制变量。误差项  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 。

### 3.2 数据

数据来自西南财经大学2017年在全国范围内开展的第四轮中国家庭金融调查(CHFS)。CHFS样本覆盖了除西藏、新疆、港澳台地区以外的29个省(自治区、直辖市),353个县(区),1417个社区(村),共获得了40011户家庭的微观数据,样本具有代表性,总体上反映了中国家庭的现状。中国家庭金融调查收集了家庭人口统计特征、资产与负债、保险与保障、收入与支出、金融市场参与等各方面的信息,为研究互联网金融参与对家庭收入风险的影响提供了数据支持。地区人均GDP数据来自国家统计局的统计数据。

### 3.3 变量

#### 3.3.1 解释变量

解释变量互联网金融参与为哑变量。如果家庭参与互联网理财、网络借贷或使用移动支付,则定义为家庭参与了互联网金融,互联网参与变量赋值为1,否则为0<sup>⑤</sup>。

#### 3.3.2 被解释变量

被解释变量为家庭收入波动。参考樊潇彦等<sup>[10]</sup>的衡量方式,本文在衡量总收入、投资性收入、转移性收入和工资性收入波动时,根据户主年龄、户主受教育水平、家庭财富水平将家庭进行分组,计算相应家庭的组内方差,然后连乘得到家庭收入风险。类似地,在衡量经营性收入风险时,根据工商业经营的组织形式、所在行业 and 经营项目总资产将家庭分组,计算得到经营性收入风险。比如,户主年龄分组为*i*,受教育年限分组为*j*,家庭财富水平分组为*k*的家庭,其收入风险为

$$Risk_{ijk} = \prod [Var(income)_{ijk}] \quad (4)$$

文中采用的家庭收入为剔除家庭当年从互联网金融参与中获得收入的数值,在计量回归时使用收入风险的对数值。

#### 3.3.3 控制变量

结合研究问题,所选取控制变量包括:家庭特征变量(家庭资产、是否拥有自有住房)、户主特征变量(年龄、年龄的平方、性别、受教育年限、是否已婚、是否失业、健康状况<sup>⑥</sup>及风险态度)和地区特征变量(地区人均GDP)。剔除存在缺失值的样本,最后剩余有效样本35472户。其中,考虑到年龄对互联网金融参与的影响可能是非线性的,在实证分析中引入年龄的平方。出于内生性问题的考虑,家庭资产为剔除家庭互联网金融资产的数值,地区人均GDP值为2017年中国各省(自治区、直辖市)的统计数值,两个变量在实证分析中均进行取对数处理。全部变量的描述性统计如表1所示。

### 3.4 内生性讨论

影响家庭收入及收入波动的因素复杂多样,除本文已控制的如户主受教育年限、婚姻状况、身体健康情况、家庭财富、地区经济发展情况等可观测变量外,仍有许多不可观测的因素也可能产生影响。家庭成员的能力、性格和生活习惯等都会影响家庭的收入和收入波动。因此,在分析互联网金融参与对家庭收入及收入波动的影响时,可能因为遗漏变量产生内生性问题。此外,已有文献表明,家庭的收入和收入波动会影响家庭的投资决策、资产配置和金融市场参与。家庭收入水平较高时,参与金融市场的可能性更大<sup>[26-28]</sup>。逆向因果也可能导致内生性问题。

⑤ 在2017年CHFS问卷中,“互联网理财”对应的问题为:目前,您家是否持有像余额宝、京东小金库、百度百赚这类资金易存易取的互联网理财产品?在这一问题中回答“是”,便认为该家庭参与互联网理财,“否”则表示该家庭未参与互联网理财。在2017年CHFS问卷中,“网络借贷”对应的问题有两个:1)目前您家有没有网络借贷平台上的资金借出,例如P2P网络借贷、众筹等。该问题设置“是”和“否”两个备选选项;2)您家是否曾通过蚂蚁花呗、京东白条、分期乐、网络借贷等金融形式获取资金进行消费?该问题设置“是”和“否”两个备选选项。本文将在这两个中任一问题选择“是”视为参与网络借贷。在2017年CHFS问卷中,“移动支付”对应的问题为:您和您家人在购物时(包括网购),一般会使用下列哪些支付方式?(可多选)。选项包括:1)现金;2)刷卡(包括银行卡、信用卡等);3)通过电脑支付(包括网银、支付宝等);4)通过手机、iPad等移动终端支付(包括支付宝APP、微信支付、手机银行、Apple pay等);5)其他。本文将答案中包含选项4)的定义为使用移动支付。

⑥ 使用户主自评健康状况来代表其是否存在健康风险。在2017年CHFS问卷中对应的问题为:与同龄人相比,您现在的身体状况如何?1)非常好;2)好;3)一般;4)不好;5)非常不好。将选择1)或2)或3)选项的定义为身体健康,户主健康风险取值为0,选择4)或5)定义为身体不健康,户主健康风险取值为1。

表1 描述性统计

Table 1 Summary statistics

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
互联网金融参与	35 472	0.28	0.45	0	1
家庭收入/(万元)	35 472	8.82	18.64	0	500
家庭收入波动	35 472	15.43	1.70	12.03	23.25
夏普比率	35 472	0	0.06	-0.22	4.18
家庭投资性收入/(万元)	35 472	0.10	2.82	-30	350
家庭投资性收入波动	35 472	1.52	2.13	0	18.28
家庭经营性收入/(万元)	35 472	1.37	14.30	0	1 000
家庭经营性收入波动	35 472	8.11	23.21	0	85.71
家庭转移性收入/(万元)	35 472	0.57	2.88	0	202
家庭转移性收入波动	35 472	15.43	1.70	12.03	23.25
家庭工资性收入/(万元)	35 472	3.65	6.41	0	310
家庭工资性收入波动	35 472	15.43	1.70	12.03	23.25
年龄	35 472	55.79	14.27	18	117
年龄的平方	35 472	3 316.80	1 602.75	324	13 689
男性	35 472	0.79	0.41	0	1
受教育年限	35 472	9.23	4.16	0	22
已婚	35 472	0.84	0.36	0	1
风险偏好	35 472	0.03	0.18	0	1
风险厌恶	35 472	0.17	0.37	0	1
失业	35 472	0.38	0.48	0	1
户主健康风险	35 472	0.19	0.39	0	1
网购	35 472	0.39	0.49	0	1
创业	35 472	0.19	0.39	0	1
网络销售	35 472	0.01	0.10	0	1
是否有工商业经营	35 472	0.11	0.31	0	1
家庭财富/(万元)	35 472	103.12	209.80	-1	3 000
有房	35 472	0.91	0.29	0	1
地区人均GDP/(万元)	35 472	6.71	2.82	1.90	12.90

注: 资料来源是作者根据2017年中国家庭金融调查数据计算。

采用工具变量法解决内生性问题,参考尹志超等<sup>[22]</sup>的研究,选取家庭是否参与网购<sup>⑦</sup>作为工具变量。网购交易主要通过支付宝、微信支付等完成,为方便购物和支付,有网购习惯的群体往往在相应平台和支付工具中留有较多余额<sup>[22]</sup>。此外,他们更熟悉移动支付工具的使用,对这类平台也更加依赖与信任,参与互联网理财和网络借贷的概率可能也更大。因此,是否网购与互联网金融参

与息息相关。但家庭是否网购对家庭当期收入和收入波动无明显影响。对于本研究而言,家庭是否网购是合适的工具变量,下文将给出工具变量的检验结果。此外,使用Conley等<sup>[29]</sup>提出的置信区间集合方法(UCI)和近似零方法(LTZ)检验工具变量的合理性。基于LTZ方法,文章得到互联网金融对家庭收入的影响系数的置信区间为(0.696 3, 0.768 8),互联网金融对家庭收入波动

⑦ 在2017年CHFS问卷中对应的问题为:你家是否有过网上购物的经历?

影响系数的置信区间是(0.049 6, 0.126 8)。在近似外生的情况下, 互联网金融的影响仍显著存在, 本文选取的工具变量具有合理性<sup>⑧</sup>。在稳健性检验中, 选择是否使用互联网<sup>⑨</sup>和 2016 年省级互联网普及率作为工具变量, 验证结果的稳健性。为剔除不可观测的不随时间变化的遗漏变量的影响, 使用 2019 年 CHFS 数据, 构建平衡面板, 使用固定效应进行估计, 检验结论的稳健性。

## 4 实证结果

本节实证检验了互联网金融参与对家庭收入的影响。表 2 报告了互联网金融参与对家庭总收入的影响, 表 3 报告了互联网金融参与对家庭总收入波动的影响, 表 4 引入衡量风险—收益的夏普比率, 探究了家庭参与互联网金融市场是否“物有所值”。

表 2 互联网金融参与对家庭总收入的影响

Table 2 The impact of household participation in Internet finance on total income

家庭总收入	OLS	2SLS
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.288 8 *** (0.010 2)	0.727 9 *** (0.019 9)
家庭是否有房	-0.261 7 *** (0.014 7)	-0.204 6 *** (0.014 9)
家庭财富	0.242 0 *** (0.003 5)	0.212 7 *** (0.003 7)
风险偏好	0.043 7 * (0.024 5)	-0.002 8 (0.024 6)
风险厌恶	0.004 8 (0.009 9)	0.024 5 ** (0.009 9)
户主年龄	-0.002 0 (0.001 9)	0.011 9 *** (0.002 0)
户主年龄平方	0.000 0 (0.000 0)	-0.000 1 *** (0.000 0)
户主性别	-0.046 9 *** (0.010 2)	-0.027 0 *** (0.010 2)
户主婚姻状况	0.287 0 *** (0.011 8)	0.295 4 *** (0.011 8)
户主教育年限	0.041 0 *** (0.001 2)	0.033 9 *** (0.001 2)
户主失业	-0.081 2 *** (0.010 2)	-0.061 4 *** (0.010 2)
户主健康风险	-0.126 2 *** (0.010 3)	-0.119 2 *** (0.010 2)
地区人均 GDP	-0.015 4 (0.018 9)	-0.027 3 (0.018 9)
省份哑变量	已控制	已控制
<i>N</i>	35 472	35 472
一阶段 <i>F</i> 值		725.09

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著, 括号内为异方差稳健标准差, 表中报告的是边际效应。下同。

⑧ 限于篇幅, 详细的估计结果未报告, 可联系作者索取。

⑨ 在 2017 年 CHFS 问卷中对应的问题为: 请问您目前使用的手机是哪一种? 1) 智能手机(可以网购、社交聊天等); 2) 非智能手机; 3) 没有手机。将选择 1) 定义为使用智能手机, 取值为 1。

#### 4.1 互联网金融参与对家庭总收入的影响

首先估计互联网金融参与对家庭总收入的影响,表2报告了主要的回归结果.结果表明,互联网金融参与对家庭总收入有显著正向影响,参与互联网金融能够增加家庭收入,边际效应为0.29,且在1%的水平下显著.为解决内生性问题带来的估计偏误,采用“家庭是否网购”作为工具变量,表2第(2)列报告了两阶段最小二乘法估计的结果.表中工具变量的一阶段 $F$ 值均远大于10%偏误水平下 $F$ 值的临界值16.38,表明不存在弱工具变量问题,本文选取的工具变量是有效的.互联网金融的影响仍显著存在.从其他因素来看,家庭特征和户主特征对家庭收入具有重要影响.当家庭持有的财富较多时,收入往往也越多.户主教育水平对家庭收入具有显著正向影响,户主受教育水平越高,家庭往往可以获得更多收入.户主是家庭收入的主要来源和主要决策制定者.当户主面临健康风险或处于失业状态时,家庭的收入明显减少.

#### 4.2 互联网金融参与对家庭总收入风险的影响

本节探究互联网金融参与对家庭总收入波动的影响,表3报告了主要估计结果.发现参与

互联网金融会增加家庭总收入的波动,边际效应为0.11.家庭住房拥有情况、户主的个人特征也会对家庭总收入波动产生影响.具体来看,当家庭拥有自有住房时,家庭总收入波动减少,住房在一定程度上起到了缓冲收入波动的作用.户主为女性时,家庭的总收入波动往往较小.研究表明,女性在制定决策时往往更加保守,可能更加厌恶风险,在这些特质的影响下,家庭可能从事稳定性更高的工作,冒险行为较少,家庭收入波动较为平缓<sup>[30, 31]</sup>.与此相关,估计结果显示,偏好风险会增加家庭的总收入波动,当户主风险偏好程度较高时,家庭总收入波动往往更大,但两阶段最小二乘法的估计结果表明,偏好风险并未引起家庭收入增加(估计结果见表3第(2)列).当户主受教育年限较长,具有较高的文化水平时,有利于提高家庭的总收入,与此同时,家庭的总收入波动也会有所增加.可能的原因是,当家庭成员拥有较高文化水平时,其经济参与往往更加多样,更有可能参与金融市场<sup>[20, 32, 33]</sup>.金融参与的复杂性和风险性会加大家庭风险暴露的概率,一定程度上增加家庭的收入波动.

表3 互联网金融参与对家庭总收入波动的影响

Table 3 The impact of household participation in Internet finance on income risk

家庭总收入波动	OLS	2SLS
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.107 2 *** (0.011 9)	0.090 7 *** (0.022 6)
家庭是否有房	-0.139 0 *** (0.016 2)	-0.141 1 *** (0.016 4)
家庭财富	0.428 9 *** (0.003 7)	0.430 0 *** (0.003 9)
风险偏好	0.052 9 ** (0.025 9)	0.054 7 ** (0.026 0)
风险厌恶	0.016 3 (0.011 4)	0.015 6 (0.011 5)
户主年龄	-0.048 0 *** (0.002 1)	-0.048 5 *** (0.002 2)
户主年龄平方	0.000 1 *** (0.000 0)	0.000 1 *** (0.000 0)
户主性别	-0.020 9* (0.011 5)	-0.021 6* (0.011 5)



续表 3  
Table 3 Continues

家庭总收入波动	OLS	2SLS
	(1)	(2)
户主婚姻状况	-0.011 8 (0.013 0)	-0.012 1 (0.013 1)
户主教育年限	0.170 1 *** (0.001 3)	0.170 4 *** (0.001 3)
户主失业	0.011 8 (0.010 7)	0.011 0 (0.010 7)
户主健康风险	0.051 4 *** (0.010 9)	0.051 1 *** (0.010 9)
地区人均 GDP	0.283 7 *** (0.020 8)	0.284 2 *** (0.020 8)
省份哑变量	已控制	已控制
<i>N</i>	35 472	35 472
一阶段 <i>F</i> 值		3 053.95

#### 4.3 互联网金融参与对家庭总收入夏普比率的影响

在资产定价理论中,夏普比率能有效度量家庭承担单位风险的超额收益.当家庭投资的夏普比率较高时,说明家庭在参与金融市场投资后能有效降低风险或取得更高超额收益<sup>[34]</sup>.利用 CHFS 数据,计算家庭总收入的夏普比率,参考吴卫星等<sup>[35]</sup>的研究,将家庭总收入的夏普比率定义为某一家庭收入与同类家庭收入均值之差除以家庭收入方差.根据家庭户主年龄、户主受教育水平、家庭财富水平进行分组,计算同类家庭收入均值和收入方差,按照如下公式计算家庭总收入的夏普比率

$$Sharpe\_Ratio_h = \frac{Total\_income_h - Total\_income_{ijk}}{Var(income)_{ijk}} \quad (5)$$

其中  $Sharpe\_Ratio_h$  代表家庭  $h$  总收入的夏普比率,  $Total\_income_h$  代表家庭  $h$  的总收入,  $Total\_income_{ijk}$  代表户主年龄分组为  $i$ ,受教育年限分组为  $j$ ,家庭财富水平分组为  $k$  的这组家庭的总收入均值,  $Var(income)_{ijk}$  代表户主年龄分

组为  $i$ ,受教育年限分组为  $j$ ,家庭财富水平分组为  $k$  的家庭(即家庭  $h$ )的总收入方差.

根据表 4 估计结果发现,参与互联网金融增加了家庭总收入的夏普比率,在承担同等风险的条件下有更高的收入.这一结果说明,互联网金融产品供应为家庭投资多元化和购买高收益产品提供了渠道,改善了家庭资产配置.从人口特征来看,男性户主、已婚户主和失业户主的家庭收入夏普比率高于其他家庭.这可能与男性户主更具有冒险精神,其决策可能会使家庭在相同条件下愿意承担更多风险有关<sup>[30]</sup>.房产和健康风险的存在挤占了家庭可支配财富中可以用于从事金融资产投资的比重,减少了其风险投资的意愿.虽然这能够减少家庭为获得收入所承担的风险,但也降低了家庭资产配置的效率.

总体看,引入衡量风险—收益的夏普比率分析后发现,参与互联网金融导致家庭总收入的夏普比率增加,并且是提高家庭夏普比率最大的单一贡献因素.结合表 2、表 3 的结论可知,家庭参与到互联网金融市场承担的风险“物有所值”.

表4 互联网金融参与对家庭总收入夏普比率的影响

Table 4 The impact of household participation in Internet finance on Sharpe ratio

总收入夏普比率	OLS	2SLS
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.006 5 <sup>***</sup> (0.000 7)	0.018 8 <sup>***</sup> (0.001 5)
家庭是否有房	-0.007 5 <sup>***</sup> (0.001 4)	-0.005 9 <sup>***</sup> (0.001 5)
家庭财富	0.000 4 (0.000 3)	-0.000 4 (0.000 3)
风险偏好	0.000 6 (0.000 8)	-0.000 7 (0.000 8)
风险厌恶	0.000 3 (0.000 5)	0.000 8 (0.000 6)
户主年龄	0.000 1 (0.000 7)	0.000 4 <sup>***</sup> (0.000 2)
户主年龄平方	0.000 0 (0.000 0)	-0.000 0 <sup>*</sup> (0.000 0)
户主性别	0.001 3 <sup>***</sup> (0.000 8)	0.001 9 <sup>**</sup> (0.000 8)
户主婚姻状况	0.008 8 <sup>***</sup> (0.001 0)	0.009 0 <sup>***</sup> (0.001 0)
户主教育年限	-0.000 6 <sup>***</sup> (0.000 1)	-0.000 8 <sup>***</sup> (0.000 1)
户主失业	0.002 5 <sup>***</sup> (0.000 8)	0.003 1 <sup>***</sup> (0.000 8)
户主健康风险	-0.004 8 <sup>***</sup> (0.001 1)	-0.005 0 <sup>***</sup> (0.001 1)
地区人均GDP	0.002 1 (0.001 6)	0.001 7 (0.001 6)
省份哑变量	已控制	已控制
<i>N</i>	35 472	35 472
一阶段 <i>F</i> 值		1 077.48

## 5 进一步分析

本节的估计结果表明,互联网金融参与能够显著增加家庭总收入,但同时也增加了家庭总收入的波动,家庭面临的收入风险增加。家庭总收入主要由工资性收入、投资性收入、转移性收入和经营性收入四部分,因此本文分别探究了互联网金融对这四部分收入的影响。表5~表10报告了主要的回归结果。

### 5.1 互联网金融参与对经营性收入的影响

本小节重点关注互联网金融参与对经营性收入和经营性收入波动的影响。表5报告了主要的

估计结果。考虑到家庭是否从事工商业经营的非随机性,即一部分经营性收入和经营性收入波动等于0并不是随机产生,采用Tobit模型进行估计,并加入“是否网购”这一工具变量进行IV-Tobit估计。表5第(1)列估计结果表明,在控制可能影响经营性收入的控制变量后,互联网金融参与能显著增加家庭的经营性收入。考虑内生性后,互联网金融的影响仍然存在,且在1%的水平下显著。表5第(3)列和第(4)列估计结果显示,互联网金融参与显著增加了经营性收入波动,工商业经营面临更大的不确定性。对于从事工商业经营的家庭,经营性收入波动一定程度上引起了家庭总收入风险增大。

表 5 互联网金融参与对经营性收入的影响

Table 5 The impact of household participation in Internet finance on operating income

	经营性收入		经营性收入波动	
	Tobit	IV-Tobit	Tobit	IV-Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网金融参与	0.760 2 <sup>***</sup> (0.060 1)	1.493 2 <sup>***</sup> (0.129 4)	5.458 3 <sup>***</sup> (0.423 6)	10.688 5 <sup>***</sup> (0.910 9)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份哑变量				
<i>N</i>	35 472	35 472	35 472	35 472

家庭参与互联网金融,一定程度上增加了家庭的经营性收入,但也使得经营性收入的波动变大,面临更多不确定性.关于此,结合理论研究和现实情况,认为主要的原因有两点,一是网络销售,二是创业行为,表6和表7针对这两个因素进行检验,报告主要结果.

### 5.1.1 网络销售

表6报告了网络销售的机制作用.OLS和Tobit估计结果均表明,具有工商业经营的家庭在参与互联网金融后,使用网络进行销售的概率显著增加,而网络销售对于经营性收入有积极的影响,能

够显著增加家庭的经营性收入.考虑到互联网金融参与对网络销售的影响可能存在内生性问题,使用是否网购作为工具变量,两阶段最小二乘估计结果为0.018 2,在1%的水平下显著成立<sup>⑩</sup>.可能的原因是,网络销售打破了时间和空间的限制,拓宽了销售渠道和市场范围,有利于家庭工商业的经营和运作,从而增加了收入.但由于网络销售的不确定性较大,与宣传方式、促销活动等息息相关,比如“双十一”等促销活动所在的月份,销量可能会大幅度增加,这也就在一定程度上增加了经营性收入的波动,使得工商业经营面临更大风险与变动.

表 6 网络销售的影响

Table 6 The influence of network sale

网络销售	OLS	Tobit
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.014 0 <sup>***</sup> (0.001 5)	0.100 0 <sup>***</sup> (0.012 1)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
<i>N</i>	35 472	35 472
经营性收入		
网络销售	8.360 7 <sup>***</sup> (0.168 2)	3.787 4 <sup>***</sup> (0.151 9)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
<i>N</i>	35 472	35 472
经营性收入波动		
网络销售	60.680 7 <sup>***</sup> (0.456 9)	27.475 4 <sup>***</sup> (1.070 4)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
<i>N</i>	35 472	35 472

<sup>⑩</sup> 限于篇幅,未报告具体结果,可联系作者索取.

5.1.2 创业

除了网络销售外,创业行为是影响家庭经营性收入和经营性收入波动的主要原因之一.表7实证检验了互联网金融参与通过创业对家庭经营性收入及其波动产生的影响.估计结果表明,互联网金融参与会显著提高家庭创业的概率.考虑到互联网金融参与对创业的影响可能存在内生性问题,使用是否网购作为工具变量,两阶段最小二乘估计结果为0.2096,在1%的水平下显著<sup>①</sup>.可能的原因是,移动支付便利了销售,降低了创业门槛,网络借贷缓解了流动

性约束和信贷约束,减少了创业过程中资金不足的问题.因此,参与互联网金融的家庭更可能进行创业.表7第(1)列和第(2)列估计结果也显示,创业会增加家庭经营性收入,但也会加大经营性收入的波动.新的经营行为会带来新的现金流,因此家庭工商业经营的收入增加.但创业有风险,初创中小企业往往存在很多不确定性,市场竞争力较弱,稳定性较差,风险也较大,经营性收入的波动也会相应增加.综上,互联网金融参与通过影响家庭创业行为,增加了家庭经营性收入和经营性收入波动.

表7 创业的影响

Table 7 The influence of entrepreneurship

创业	OLS	Tobit
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.1203*** (0.0062)	0.1020*** (0.0056)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
N	35472	35472
经营性收入		
创业	5.6746*** (0.0639)	4.2286*** (0.0995)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
N	35472	35472
经营性收入波动		
创业	41.2800*** (0.4477)	29.9829*** (0.6820)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
N	35472	35472

5.2 互联网金融参与对投资性收入的影响

由于很多家庭并未从事工商业经营活动,对于这部分家庭,互联网金融参与提高了家庭的投资性收入和其波动,从而使得家庭总收入增加,收入风险增大.这里,投资性收入为家庭投资于传统金融市场获得的收益,不包括房产、土地和汽车等固定资产和互联网金融参与带来的收入.表8报告了相应的估计结果.第(1)列和第(3)列表明,家庭参与互联网金融会显著提

高家庭投资性收入,且投资性收入的波动也有所增加.互联网金融参与促进了投资性收入增加5.46%,投资性收入波动扩大20.40%.参加互联网金融群体的投资性收入高,第(2)列和第(4)列加入工具变量处理内生性问题,结果依然显著成立.参与互联网金融提高了家庭的投资性收入.家庭参与互联网金融后,增加了对金融市场的理解,深化了对金融产品的认识,更有可能投资于其他金融产品<sup>[31]</sup>.但由于金融投资不

① 限于篇幅,未报告具体结果,可联系作者索取.

确定性较大,增加了投资性收入波动,从而使得 家庭收入波动增大.

表 8 互联网金融参与对投资性收入的影响

Table 8 The impact of household participation in Internet finance on investment income

收入	投资性收入		投资性收入波动	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网金融参与	0.044 7*** (0.003 7)	0.054 6*** (0.006 0)	0.257 0*** (0.018 7)	0.204 0*** (0.032 6)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份哑变量				
N	35 287	35 287	35 472	35 472

### 5.3 互联网金融参与对工资性收入的影响

对于大部分家庭而言,工资性收入是家庭的主要经济来源,对于家庭有重要意义.进一步地,分析了互联网金融对工资性收入的影响,表 9 报告了主要的回归结果.从第(1)列和第(2)列估计结果看,互联网金融参与对家庭工资性收入有积极的促进作用.参与互联网金融的家庭,工资性收入更高.互联网金融参与对工资性收入的影响为 1.09,并且促进工资性收入增加了 9.07%.移动支付作为互联网金融的主要构成,有利于家庭创业,获得新的收入来源.根据 2017 年中国家庭金融调查数据,参与互联网金融群体的工资性收入

更高,为 3.46 万元,未参加互联网金融群体的工资性收入为 0.87 万元<sup>⑫</sup>.此外根据蚂蚁金服数据,自支付宝 2004 年成立至今,催生了 40 余种全新职业,直接创造了近 700 万人次就业.这些新职业有三分之二是兼职<sup>⑬</sup>.2017 年 CHFS 数据表明,使用移动支付群体的非正规收入的均值为 2 079 元,显著高于未使用移动支付的群体的 1 594 元.移动支付的蓬勃发展催生了很多新的工作机会,为兼职和第二职业提供了更大可能,进而在一定程度上提高了家庭工资性收入.但与此同时,互联网金融参与提高了家庭工资性收入波动,主要的原因可能是兼职和第二职业收入的不稳定性.

表 9 互联网金融参与对工资性收入的影响

Table 9 The impact of household participation in Internet finance on salary

	工资性收入		工资性收入波动	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网金融参与	0.435 9*** (0.013 7)	1.094 3*** (0.026 2)	0.107 3*** (0.011 9)	0.090 7*** (0.022 6)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份哑变量				
N	35 472	35 472	35 472	35 472

### 5.4 互联网金融参与对转移性收入的影响

除工资性收入、经营性收入和投资性收入外,转移性收入也是家庭收入的重要构成.根据 2017 年中国家庭金融调查数据,本文度量家庭转移性收入,探究家庭金融参与对转移性收入的影响.表 10 报告了主要的估计结果.这里,转

移性收入包括来自家庭成员、非家庭成员和政府的转移性收入.估计结果表明,家庭互联网金融参与有利于增加家庭转移性收入,但家庭转移性收入波动也相应增加.互联网金融较为全面的影响了家庭收入,对各部分构成均产生了作用.

<sup>⑫</sup> 数据来源:根据 2017 年中国家庭金融调查数据计算.

<sup>⑬</sup> 数据来源: [https://www.guancha.cn/industry-science/2019\\_12\\_06\\_527583.shtml](https://www.guancha.cn/industry-science/2019_12_06_527583.shtml).

表 10 互联网金融参与对转移性收入的影响

Table 10 The impact of household participation in Internet finance on transfer income

	转移性收入		转移性收入波动	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网金融参与	0.034 9** (0.017 7)	-0.084 9** (0.035 7)	0.107 2*** (0.011 9)	0.090 7*** (0.022 6)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份哑变量	已控制	已控制	已控制	已控制
N	35 472	35 472	35 472	35 472

## 6 异质性分析

### 6.1 地区异质性

中国互联网金融在发展过程中呈现出较大的地区异质性,不同省份发展水平存在较大差异,城市与农村的发展程度也有所不同,因此本节首先探讨互联网金融影响家庭收入的地区异质性,将划分东中西部地区和城乡地区分别研究。

#### 6.1.1 东中西部地区异质性

中国国土辽阔,不同地区的经济发展水平不同,地区差异明显。长期以来,东部、中部和西部地区在经济发展、基础设施建设等方面都具有较大差异。与此相关,互联网金融的发展程度和家庭情况也存在差异。本节按照东中西部地区对样本进行分组,检验了在不同地区互联网金融影响的差异,表 11 给出了主要的估计结果。可以看出,互联网金融参与均在不同程度上增加了东部、中部和西部地区的家庭总收入波动和经营性收入波动。对西部地区家庭的影响最大,中部次之,对东部地区家庭影响相对较小。可能的原因是,西部地区经济发展水平和传统金融发展水平较低,由于传统金融的门槛限制,很多家庭被排斥在金融市场之外。根据 2017 年 CHFS 数据,西部地区家庭进行风险投资的比例为 11%,其中参与股票市场的比例为 5%,投资基金的比例为 2%,远低于东部家

庭<sup>⑭</sup>。西部地区普惠金融指数为 52.07,远低于中东部地区<sup>⑮</sup>。互联网金融发展深化后,迅速改变了家庭的部分生活方式和资产配置状况。但由于西部地区家庭缺乏金融市场参与经验,投资能力较低,风险承担能力较差,可选择的金融产品较少,缺少分担风险的工具,加之互联网金融市场风险较大,家庭暴露于风险之中,收入波动加大。相比之下,东部地区经济发展较好,金融市场较为完善,互联网金融风险对家庭的影响相对较小。

#### 6.1.2 城乡异质性

长期以来,中国城市和农村之间发展差距较大,差异明显。表 12 给出了按照城市和农村分组的估计结果。第(2)列的估计结果表明,互联网金融参与增大了农村家庭的总收入波动和经营性收入波动,且这种影响大于其对城市家庭的影响。与城市相比,农村地区经济基础薄弱,基础设施较差,金融市场不发达。根据 2017 年中国家庭金融调查数据,农村地区普惠金融指数为 44.49,城市的普惠金融指数为 57.62,远高于农村地区<sup>⑯</sup>。互联网金融虽增加了农村地区家庭参与金融市场的可能性,便利了他们的理财和投资,但自主决策、自担风险的市场模式也使他们面临更多的不确定性,其投资性收入和经营性收入等的波动加大。

<sup>⑭</sup> 根据 2017 年 CHFS 数据,东部地区家庭风险投资比例为 23%,参与股票市场比例为 12%,投资基金比例为 4%。

<sup>⑮</sup> 根据 2017 年 CHFS 数据计算,东部地区普惠金融指数为 54.81,中部地区普惠金融指数为 49.88,指数构建方式见《中国家庭普惠金融发展研究》或联系作者索取。

<sup>⑯</sup> 根据 2017 年 CHFS 数据计算,指数构建方式见《中国家庭普惠金融发展研究》或联系作者索取。

表 11 东中西部差异

Table 11 Heterogeneity analysis: Eastern, central, western

	东部	中部	西部
A: 家庭总收入波动			
	OLS		
	(1)	(2)	(3)
互联网金融参与	0.077 4 <sup>***</sup> (0.015 3)	0.126 9 <sup>***</sup> (0.025 8)	0.176 3 <sup>***</sup> (0.026 7)
控制变量	已控制		
省份哑变量	已控制		
T 检验	0.08 <sup>***</sup>		
	0.18 <sup>***</sup>		
		0.18 <sup>***</sup>	
N	17 814	9 024	8 454
B: 经营性收入波动			
	Tobit		
	(1)	(2)	(3)
互联网金融参与	5.164 8 <sup>***</sup> (0.599 3)	5.108 3 <sup>***</sup> (0.813 6)	5.938 5 <sup>***</sup> (0.870 1)
控制变量	已控制		
省份哑变量	已控制		
T 检验	5.16 <sup>***</sup>		
	5.94 <sup>***</sup>		
		5.94 <sup>***</sup>	
N	17 814	9 024	8 454

表 12 城乡差异

Table 12 Heterogeneity analysis: Urban and rural

	城市	农村
A: 家庭总收入波动		
	OLS	
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.047 9 <sup>***</sup> (0.013 3)	0.179 3 <sup>***</sup> (0.026 9)
控制变量	已控制	
省份哑变量	已控制	
T 检验	0.18 <sup>***</sup>	
N	24 205	11 267
B: 经营性收入波动		
	Tobit	
	(1)	(2)
互联网金融参与	4.410 2 <sup>***</sup> (0.488 8)	7.406 1 <sup>***</sup> (0.851 9)
控制变量	已控制	
省份哑变量	已控制	
T 检验	7.41 <sup>***</sup>	
N	24 205	11 267

## 6.2 人力资本异质性

根据工业和信息化部公布数据,中国网民以中等教育水平的群体为主.截至2018年底,初中网民的占比为38.7%;高中/中专/技校学历的网民占比为24.5%;大学本科及以上教育的网民占比为9.9%.<sup>①</sup>为了分析互联网金融影响家庭收入波动在人力资本方面的差异,按照教育水平和金融知识水平进行分组,表13和表14报告了主要回归结果.

表13 教育水平差异

Table 13 Heterogeneity analysis: Education

	大学以下学历	大学及以上学历
A: 家庭总收入波动		
	OLS	
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.1291*** (0.0124)	0.0501 (0.0317)
控制变量	已控制	
省份哑变量	已控制	
T 检验	0.05***	
N	29970	5502
B: 经营性收入波动		
	Tobit	
	(1)	(2)
互联网金融参与	5.9123*** (0.4385)	4.7436*** (1.3226)
控制变量	已控制	
省份哑变量	已控制	
T 检验	4.74***	
N	29970	5502

### 6.2.2 金融知识异质性

将金融知识得分处于前四分之一定义为低金融知识,处于后四分之一定义为高金融知识.根据中国家庭金融调查数据,在未参与互联网金融的群体中,金融知识平均得分为44.36;在参与互联网金融的群体中,金融知识平均得分为53.21,但这部分人群中,仅有约56.74%的人处于高金融知识组,拥有较高的金融知识水平.从金融知识的差异来看,缺乏金融知识的群

### 6.2.1 教育水平异质性

表13报告了按照是否拥有大学学历分组的估计结果.结果表明,对于大学以下学历的群体,互联网金融参与对家庭总收入和经营性收入的波动有更大影响.当家庭参与互联网金融市场时,其收入波动的幅度更大.户主受教育水平较低时,其风险识别和风险应对的能力相对较差,可能使家庭承担了较大的风险.

体在互联网金融参与中处于劣势.表14第(1)列估计结果表明,金融知识水平较低时,互联网金融参与的影响更大.相对于金融知识较高的群体而言,互联网金融参与使金融知识较低的家庭总收入与经营性收入面临更大的波动.可能的原因是,缺乏基本金融知识的家庭和个人在选择参与互联网金融市场后,由于缺乏基本的风险分散意识,防范风险的能力较差,更容易受到互联网金融市场风险的影响<sup>[32]</sup>.

① 资料来源:第44次《中国互联网络发展状况统计报告》,2019年8月30日.



表 14 金融知识差异

Table 14 Heterogeneity analysis: Financial literacy

	低金融知识	高金融知识
A: 家庭总收入波动		
	OLS	
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.108 8*** (0.002 08)	0.030 9 (0.021 3)
控制变量	已控制	
省份哑变量	已控制	
T 检验	0.03***	
N	10 698	8 593
B: 经营性收入波动		
	Tobit	
	(1)	(2)
互联网金融参与	5.553 5*** (0.747 7)	5.096 4*** (0.832 9)
控制变量	已控制	
省份哑变量	已控制	
T 检验	5.10***	
N	10 698	8 593

### 6.3 户主面临风险程度异质性

作为家庭决策的主要制定者和收入的主要来源,户主在中国家庭中具有重要的影响.户主的个人特征在一定程度上影响着家庭的生产和生活.当户主失业和身体健康状况较差时,其个人收入便面

临着较大的风险.因此下文按照户主是否就业和户主的健康状况进行分组,分别检验互联网金融参与对家庭的总收入波动及经营性收入波动的影响.表 15 和表 16 表明户主个人面临风险较大时,互联网金融增加家庭收入波动的影响会加剧.

表 15 户主是否就业

Table 15 Heterogeneity analysis: Employment of householders

	失业	就业
A: 家庭总收入波动		
	OLS	
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.109 8*** (0.021 3)	0.093 2*** (0.014 5)
控制变量	已控制	
省份哑变量	已控制	
T 检验	0.11***	
N	13 338	22 134
B: 经营性收入波动		
	Tobit	
	(1)	(2)
互联网金融参与	7.261 1*** (0.953 7)	5.514 9*** (0.526 2)
控制变量	已控制	
省份哑变量	已控制	
T 检验	7.26***	
N	13 338	22 134

### 6.3.1 户主是否就业

表 15 报告了按照户主是否有工作的分组检验结果. 估计结果表明, 当户主失业时, 互联网金融参与对于家庭总收入波动和经营性收入波动的影响更大, 家庭总收入和经营性收入的波动大于户主有工作的家庭. 户主作为家庭风险的主要承担者, 其良好的工作状况可以对冲一部分收入波动, 减少家庭面临的收入风险.

### 6.3.2 户主健康状况

在中国, 户主往往是家庭决策的主要制定者或家庭收入的主要来源. 表 16 报告了户主身体状况的影响, 对比第(1)列和第(2)列的估计结果发现, 相比于户主健康的家庭, 互联网金融影响家庭收入波动的程度较大, 互联网金融的参与会更大程度上增加家庭总收入波动和经营性收入波动. 户主本人身体状况较差时, 健康风险会削弱家庭抵御其他风险的能力, 使家庭面临更大的收入风险.

表 16 户主是否健康

Table 16 Heterogeneity analysis: Health of householders

	身体不健康	身体健康
A: 家庭总收入波动		
	OLS	
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.093 0** (0.037 0)	0.084 4*** (0.012 5)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
T 检验	0.08***	
N	6 686	28 786
B: 经营性收入波动		
	Tobit	
	(1)	(2)
互联网金融参与	7.531 8*** (1.276 0)	5.347 0*** (0.458 3)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
T 检验	7.53***	
N	6 686	28 786

## 7 稳健性检验

研究发现, 互联网金融参与提高家庭总收入

和经营性收入, 但也会在一定程度上增加家庭总收入波动和经营性收入波动, 为验证结果的稳健性, 进行了一系列稳健性检验, 表 17 ~ 表 22 报告了主要的估计结果.

表 17 使用固定效应估计

Table 17 Using fixed effect estimation

	家庭总收入	家庭总收入波动	总收入夏普比率
	FE		
	(1)	(2)	(3)
互联网金融参与	0.217 3*** (0.014 2)	0.103 9*** (0.018 7)	0.001 4*** (0.000 8)
控制变量	已控制	已控制	已控制
省份哑变量			
时间固定效应			
个体固定效应			
N	33 702	33 950	33 926

### 7.1 使用面板模型估计

#### 7.1.1 使用固定效应估计

互联网金融参与对收入风险的影响可能随时间变化,不可观测的因素如家庭成员的能力、性格和生活习惯,都会影响家庭获得的收入和面对的收入风险,也会影响家庭的互联网金融参与.为缓解内生性问题带来的估计偏误,使用2019年CHFS数据,构建平衡面板,使用固定效应进行估计.估计结果表明,结论依然稳健成立.

#### 7.1.2 使用方差度量收入风险

考虑到影响家庭收入风险的因素较多,按照户主年龄、户主受教育水平、家庭财富水平进行分组的方式可能不够准确,因此使用2017年和2019年中国家庭金融调查数据,计算样本家庭收入的方差,作为2019年家庭收入风险的代理变量,构建面板数据,使用固定效应模型进行估计.主要估计结果如表18所示.结果表明,在使用面板数据来度量收入风险后,主要研究结论仍显著成立,具有稳健性.

表 18 使用方差度量收入风险  
Table 18 Measure income risk variance

	家庭总收入	家庭总收入波动
	FE	
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.459 4*** (0.037 0)	0.382 5*** (0.031 4)
控制变量	已控制	已控制
时间固定效应		
个体固定效应		
<i>N</i>	31 580	31 580

### 7.2 替换工具变量

#### 7.2.1 使用“是否使用互联网”做工具变量

为验证结果的稳健性,缓解内生性问题的影响,使用“是否使用互联网”作为工具变量,进行2SLS估计,结果如表19所示.是否使用互联

网和家庭互联网金融参与高度相关,但与家庭收入及收入波动没有明显关系,因此是合适的工具变量.估计结果显示,互联网金融参与会增加家庭的总收入波动及经营性收入波动,结论仍显著成立.

表 19 使用“是否使用互联网”做工具变量  
Table 19 IV: Use the Internet or not

	家庭总收入	家庭总收入波动
	2SLS	
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.752 3*** (0.032 2)	0.106 8*** (0.035 0)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
<i>N</i>	35 472	35 472

#### 7.2.2 使用“2016年省级互联网普及率”做工具变量

考虑到是否网购和是否使用互联网均属于家庭决策,可能受到家庭收入的影响,因而使用2016年省级互联网普及率作为工具变量.省级互联网普及率代表了一个省互联网的普及情况,是互联网使用情况的宏观体现,与家庭参与互联网

金融息息相关,互联网普及率较高的地区,网络基础设施较为完备,居民普遍使用互联网,参与互联网金融的可能性更大.与此同时,省级互联网普及率作为宏观情况的体现,一家一户的收入情况无法对其产生影响,且研究使用的是2016年的互联网普及率,满足工具变量的外生性要求.因此认为,2016年省级互联网普及率是合适的工具变

量. 表 20 报告了主要的估计结果, 第 (1) 列和第 (2) 列估计结果表明, 互联网金融参与提升了家庭总收入, 但也增加了家庭总收入波动, 与研究结论一致, 结论具有稳健性.

表 20 使用“2016 年省级互联网普及率”做工具变量  
Table 20 IV: Provincial Internet penetration rate in 2016

	家庭总收入	家庭总收入波动
	2SLS	
	(1)	(2)
互联网金融参与	1.918 4*** (0.306 4)	1.527 5*** (0.334 1)
控制变量	已控制	已控制
<i>N</i>	35 472	35 472

### 7.3 剔除金融从业人员的影响

从事金融行业的群体对互联网金融市场接触和了解较多, 其收入波动在一定程度上直接受金融市场影响, 因此剔除金融从业人员的样本, 考察

结果的稳健性. 表 21 的估计结果表明, 互联网金融参与对家庭总收入波动和经营性收入波动有显著正向影响, 家庭参与互联网金融后, 总收入和经营性收入变动加大.

表 21 剔除金融从业人员的影响  
Table 21 Remove the influence of person working in finance

	家庭总收入波动	经营性收入波动
	2SLS	IVTobit
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.094 3*** (0.022 6)	10.721 8*** (0.910 4)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
<i>N</i>	35 142	35 142

### 7.4 剔除极端值影响——上下缩尾 5%

为剔除极端值的影响, 对样本进行缩尾 5% 的处理, 再进行估计, 估计结果如表 22 所示. 第 (1) 列估计结果表明, 在剔除极端值的影响后, 互联网金融参与对家庭总收入波动的边际

影响为 0.09, 在 1% 的水平下显著. 第 (2) 列估计结果显示, 在考虑内生性并剔除极端值影响后, 互联网金融参与对经营性收入波动的边际影响为 8.89, 且在 1% 的水平下显著. 结果稳健成立.

表 22 上下缩尾 5%  
Table 22 Winsorize: 5%

	家庭总收入波动	经营性收入波动
	2SLS	IV-Tobit
	(1)	(2)
互联网金融参与	0.092 6*** (0.022 8)	8.893 8*** (1.280 3)
控制变量	已控制	已控制
省份哑变量		
<i>N</i>	32 589	32 706

## 8 结束语

随着大数据、云计算和信息产业等的发展创

新, 中国互联网金融发展深化, 处于世界前列. 但互联网金融的风险逐渐暴露, 给经济运行、行业发展等带来了挑战. 在此背景下, 党中央、国务院相继出台一系列政策与规划, 指出在中国“互联网 +”

的发展过程中,应着力防范风险,夯实发展新基石。从微观角度来看,互联网金融的发展深刻影响着中国家庭和居民,改变了人民收入构成和资产配置。但关于互联网金融参与对家庭收入波动有何影响,现仍未有文献给出系统研究。

运用2017年中国家庭金融调查数据,实证研究了互联网金融参与如何影响家庭的“钱袋子”,并分析了互联网金融参与与是否“物有所值”。进一步地,详细检验了互联网金融对家庭工资性收入、投资性收入、经营性收入和转移性收入的作用。在此基础上,按照地区、人力资本和户主面临的风险程度进行划分,进行了一系列异质性分析,并通过稳健性检验证实结论的稳健性。研究发现,互联网金融参与对提高家庭总收入具有积极影响,但也在一定程度上增加了家庭总收入的波动,使得收入不确定性增加。加入对夏普比率的分析后,互联网金融参与提高了家庭总收入的夏普比率,说明家庭通过进入互联网金融市场优化了家庭资产的配置效率,其承担的风险带来了更高的收入。进一步研究发现,参与互联网金融对家庭经营性收入、投资性收入、转移性收入和工资性收入均产生了一定影响。从异质性分析来看,中国不同地区和城乡之间存在较大差异,西部地区和农村地区互联网金融的影响较大,这一部分家庭收入面临更大波动和风险。户主受教育年限较低时,互联网金融参与使家庭总收入和经营性收入波动更大。相较于金融知识较高的家庭,户主掌握的金融知识越少,互联网金融参与带来的不确定性越大。此外,当户主失业或者健康状况较差时,家庭往往面临更大风险,互联网金融参与影响家庭总收入和经营性收入波动的程度更大。在使用面板数据估计,替换工具变量,剔除金融从业样本和极端值影响后,结论仍稳健成立。

基于互联网金融和家庭收入的重要联系,应完善互联网金融市场,着力维护互联网金融体系的安全,防范风险,合理保护互联网金融的参与

者。具体而言,提出如下建议:

1) 防范互联网金融市场风险。互联网金融产生以来,较少受到传统监管体系的监管,这带来了较大风险。近几年,互联网金融市场风险暴露,P2P网贷平台跑路事件频发,给参与者带来了较大损失。中国家庭金融市场参与经验普遍不足,进入互联网金融市场后,收入波动增加,家庭面临更大风险。中国应该在发挥市场作用的基础上,完善市场准入机制,建设适合互联网金融发展的监管体系,增加信息透明度,利用大数据和信息优势防范风险,维护中小投资者的合理权益。

2) 在经济欠发达地区更加注重规范互联网金融市场。异质性分析显示,在中国西部地区和农村地区,家庭参与互联网金融市场后,家庭收入和经营性收入不确定性增加,且增加程度远大于东中部地区和城市地区。长期以来,中国经济发展水平尚不均衡,地区差异较大,西部地区和农村地区基础设施较差,金融市场不完善,互联网金融的不确定性更大,监管难度也较大。鉴于此,应重点完善经济欠发达地区的互联网金融市场,规范发展,防范风险,结合地区经济社会发展现状合理、稳步推动互联网金融发展。

3) 加大对家庭和个人的风险教育。研究表明,相对于金融知识较低的家庭,户主金融知识较高时,互联网金融给家庭收入带来的波动更大,这在一定程度上说明,虽然现在中国互联网金融市场的参与者具备一定的金融知识,但仍不足以帮助他们抵御风险,他们在市场中仍处于劣势地位。中国至今尚未普及金融知识教育,居民和家庭主要通过电视、广播和网络等途径学习金融知识,获取金融经济等信息。但这些信息良莠不齐,科学性和真实性不足,想要有效提高个人的金融知识水平,仍应依靠全面的金融知识教育。中国应大力推进金融知识教育,重视风险教育的作用,提高个人的风险防范意识,帮助他们掌握基本的风险应对策略,提高风险承受能力,增强投资决策的有效性。

## 参考文献:

- [1] 张 勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长 [J]. 经济研究, 2019, (8): 71 – 86.  
Zhang Xun, Wan Guanghua, Zhang Jiajia, et al. Digital economy, financial inclusion, and inclusive growth [J]. Economic Research Journal, 2019, (8): 71 – 86. (in Chinese)
- [2] Chamon M, Liu K, Prasad E. Income uncertainty and household savings in China [J]. Journal of Development Economics, 2013, 105(11): 164 – 177.
- [3] Yu J, Zhu G. How uncertain is household income in China [J]. Economics Letters, 2013, 120(1): 74 – 78.
- [4] 罗楚亮. 经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为 [J]. 经济研究, 2004, (10): 100 – 106.  
Luo Chuliang. Uncertainty during economic transition and household consumption behavior in urban China [J]. Economic Research Journal, 2004, (10): 100 – 106. (in Chinese)
- [5] 王永中. 收入不确定、股票市场与中国居民货币需求 [J]. 世界经济, 2009, (1): 26 – 39.  
Wang Yongzhong. Income uncertainty, stock market and money demand of Chinese residents [J]. The Journal of World Economy, 2009, (1): 26 – 39. (in Chinese)
- [6] Guiso L. Earning uncertainty and precautionary saving [J]. Journal of Monetary Economics, 1992, 30(2): 307 – 337.
- [7] Guvenen F, Ozkan S, Song J. The nature of countercyclical income risk [J]. Journal of Political Economy, 2014, 122(3): 621 – 660.
- [8] 许志伟, 刘建丰. 收入不确定性、资产配置与货币政策选择 [J]. 经济研究, 2019, (5): 30 – 46.  
Xu Zhiwei, Liu Jianfeng. Income uncertainty, asset allocation and monetary policy [J]. Economic Research Journal, 2019, (5): 30 – 46. (in Chinese)
- [9] 董志强, 汤灿晴. 收入波动与基尼系数: 关于收入不平等的一个讨论 [J]. 统计研究, 2010, (11): 52 – 57.  
Dong Zhiqiang, Tang Canqing. Income fluctuation and the Gini coefficient: A discussion on income inequality [J]. Statistical Research, 2010, (11): 52 – 57. (in Chinese)
- [10] 樊潇彦, 袁志刚, 万广华. 收入风险对居民耐用品消费的影响 [J]. 经济研究, 2007, (4): 124 – 136.  
Fan Xiaoyan, Yuan Zhigang, Wan Guanghua. The effects of income risks on durables consumption in China [J]. Economic Research Journal, 2007, (4): 124 – 136. (in Chinese)
- [11] 魏世勇, 沈利生. 收入风险对居民耐用品消费影响的经验分析 [J]. 统计与决策, 2015, (7): 107 – 109.  
Wei Shiyong, Shen Lisheng. Empirical analysis of the impact of income risk on residents' consumption of durable goods [J]. Statistics & Decision, 2015, (7): 107 – 109. (in Chinese)
- [12] Alessie R, Hochguertel S, Van Soest A. Household Portfolios in the Netherlands [M]. Cambridge: The MIT Press, 2002: 340 – 388.
- [13] Angerer X, Lam P S. Income risk and portfolio choice: An empirical study [J]. Journal of Finance, 2009, 64(2): 1037 – 1055.
- [14] Hubara S, Koulovatianos C, Jian L. The role of labor-income risk in household risk-taking? [J]. European Economic Review, 2020, 129(10): 1 – 24.
- [15] Guiso L, Jappelli T, Terlizzese D. Income risk, borrowing constraints, and portfolio choice [J]. American Economic Review, 1996, 86(1): 158 – 172.
- [16] 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.  
Huang Yiping, Huang Zhuo. The development of digital finance in China: Present and future [J]. China Economic Quarterly, 2018, (4): 1489 – 1502. (in Chinese)

- [17] 尹志超, 张号栋. 金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于 CHFS 数据的实证研究 [J]. 金融研究, 2018, (11): 188–206.  
Yin Zhichao, Zhang Haodong. Financial availability, Internet finance and households' credit constraints: Evidence from CHFS data [J]. Journal of Financial Research, 2018, (11): 188–206. (in Chinese)
- [18] Altunbaş Y, Thornton J. Finance and income inequality revisited [J]. Finance Research Letters, 2020, 37(11): 1–9.
- [19] Chiu Y B, Lee C C. Financial development, income inequality, and country risk [J]. Journal of International Money and Finance, 2019, 93(5): 1–18.
- [20] 姜树广, 韦倩, 沈梁军. 认知能力、行为偏好与个人金融决策 [J]. 管理科学学报, 2021, 24(1): 19–32.  
Jiang Shuguang, Wei Qian, Shen Liangjun. Cognitive ability, behavioral preference and individual financial decision-making [J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(1): 19–32. (in Chinese)
- [21] Bauer J M. The Internet and income inequality: Socio-economic challenges in a hyperconnected society [J]. Telecommunications Policy, 2018, (42): 333–343.
- [22] 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, 372(3): 125–143.  
Yin Zhichao, Gong Xue, Guo Peiyao. The impact of mobile payment on entrepreneurship: Micro evidence from China household finance survey [J]. China Industrial Economics, 2019, 372(3): 125–143. (in Chinese)
- [23] 栗芳, 邹奕格, 韩冬梅. 中国农村地区互联网金融普惠悖论的调查研究——基于上海财经大学 2017 年“千村调查” [J]. 管理科学学报, 2020, 23(9): 76–94.  
Su Fang, Zou Yige, Han Dongmei. Investigation research for the paradox of Internet financial inclusion in Chinese rural area: Base on “A thousand villages investigation” of 2017 by SUFE [J]. Journal of Management Sciences in China, 2020, 23(9): 76–94. (in Chinese)
- [24] 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.  
Wang Xiuhua, Zhao Yaxiong. Does the Matthew effect exist in digital finance development?: Empirical evidence from poor and non poor households [J]. Journal of Financial Research, 2020, (7): 114–133. (in Chinese)
- [25] 魏昭, 宋全云. 互联网金融下家庭资产配置 [J]. 财经科学, 2016, (7): 52–60.  
Wei Zhao, Song Quanyun. Family asset allocation under the background of Internet finance [J]. Finance & Economics, 2016, (7): 52–60. (in Chinese)
- [26] Barasinska N, Schäfer D, Stephan A. Individual risk attitudes and the composition of financial portfolios: Evidence from German household portfolios [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2012, 52(1): 1–14.
- [27] 尹志超, 吴雨, 甘犁. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择 [J]. 经济研究, 2015, (3): 87–99.  
Yin Zhichao, Wu Yu, Gan Li. Financial availability, financial market participation and household portfolio choice [J]. Economic Research Journal, 2015, (3): 87–99. (in Chinese)
- [28] Doris Hanappi, Valérie-Anne Ryser, Laura Bernardi, et al. Changes in employment uncertainty and the fertility Intention-realization link: An analysis based on the Swiss household panel [J]. European Journal of Population, 2017, 33(3): 381–407.
- [29] Conley T G, Hansen C B, Rossi P E. Plausibly exogenous [J]. Review of Economics and Stats, 2012, 94(1): 260–272.
- [30] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Trusting the stock market [J]. Journal of Finance, 2008, 63(6): 2557–2600.
- [31] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择 [J]. 经济研究, 2014, (4): 64–77.  
Yin Zhichao, Song Quanyun, Wu Yu. Financial literacy, trading experience and household portfolio choice [J]. Economic

- Research Journal, 2014, (4): 64–77. (in Chinese)
- [32] 尹志超, 仇化. 金融知识对互联网金融参与重要吗? [J]. 财贸经济, 2019, (6): 70–84.  
Yin Zhichao, Qiu Hua. Is financial knowledge important for Internet financial participation? [J]. Finance & Trade Economics, 2019, (6): 70–84. (in Chinese)
- [33] 廖理, 张金宝. 城市家庭的经济条件、理财意识和投资借贷行为——来自全国24个城市的消费金融调查 [J]. 经济研究, 2011, (S1): 17–29.  
Liao Li, Zhang Jinbao. Economic performance, financial consciousness and behaviors of borrowing, lending and investment of urban household: Evidence from a survey of consumer finance of 24 cities in China [J]. Economic Research Journal, 2011, (S1): 17–29. (in Chinese)
- [34] Ahmed S, Bu Z, Tsvetanov D. Best of the best: A comparison of factor model [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2019, 54(4): 1713–1758.
- [35] 吴卫星, 丘艳春, 张琳琬. 中国居民家庭投资组合的有效性: 基于夏普率的研究 [J]. 世界经济, 2015, (1): 154–172.  
Wu Weixing, Qiu Yanchun, Zhang Linwan. Effectiveness of household investment portfolios in China: A study based on the Sharpe ratio [J]. The Journal of World Economy, 2015, (1): 154–172. (in Chinese)

## Internet finance and income risk: Evidence from households in China

*YIN Zhi-chao, QIU Hua, SHA Ye-zhou\**

School of Finance, Capital University Economics and Business, Beijing 100070, China

**Abstract:** The rapid development of Internet finance has a profound impact on China's economic development, social changes and people's lives. More and more households participate in Internet finance; however, does it really reduce income fluctuations or expose households to more risks? Based on the 2017 China Household Finance Survey (CHFS), the paper finds that Internet finance improves the total income of households. However, it also increases the riskiness of household income. Overall, a unit risk that households take in Internet finance can obtain more excess returns. Further, the paper finds that Internet finance can affect households' investment income, salary and transfer income. For households with businesses, Internet finance can increase the probability of online sales, promote entrepreneurship, and significantly increase operating income and its risk. Our study can provide reference for regulating the development of Internet financial market and preventing household income risk.

**Key words:** Internet finance; household income; income risk; Sharpe ratio