

# 数字普惠金融与消费风险平滑： 中国家庭的微观证据

王 勋 王 雪\*

**摘 要** 本文将中国家庭金融调查数据和数字普惠金融指数相匹配,考察了我国数字金融发展对居民家庭风险平滑能力的影响。研究发现,数字金融发展显著提升了居民家庭,尤其是低收入和农村家庭的风险平滑能力。进一步的机制分析表明:数字金融发展既提高了居民家庭利用社会关系网络进行风险分担的能力,也提高了居民家庭的自我保险能力;这两方面机制共同提升了居民家庭的风险平滑能力。然而,传统的银行信贷并未显著改善家庭的风险平滑能力。

**关键词** 数字普惠金融,家庭风险平滑,银行信贷市场

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.05.11

## 一、引 言

近年来,我国数字普惠金融的快速发展引起了学术界和政策界的广泛关注。理论上,家户在收入增长面临暂时性的负向冲击时,希望利用各种渠道平滑风险,从而使其消费增长不受到显著影响。正规金融服务的改善会带给居民家庭更多平滑风险的机会,然而,发展中国家的金融发展往往相对滞后,且更倾向于服务企业部门。因此,通过积累审慎性储蓄提高自我保险能力,以及利用家庭自身的社会关系网络提高家庭之间的风险分担能力等非正规渠道,成为发展中国家居民家庭应对收入增长冲击的主要途径。在本文中,我们利用家户层面全国大规模微观调查数据,研究了近年来我国快速发展的数字普惠金融对家庭风险平滑能力的影响,提出并强调了可能会进一步改善与拓宽这些非正规渠道的重要补充因素:数字普惠金融。

数字普惠金融是近年来我国经济社会中的重要创新,至少可以通过以下两个机制提高居民家庭的风险平滑能力。首先,转账汇款的交易成本下降,

\* 王勋、王雪,北京大学国家发展研究院、北京大学数字金融研究中心。通信作者及地址:王勋,北京市海淀区北京大学国家发展研究院,100871;电话:(010)62756628;E-mail:xunwang@nsd.pku.edu.cn。本研究受国家社科基金重大项目(18ZDA091)的支持。感谢黄益平、郑世林、才国伟、余静文、李春涛、吕勇斌等教授的有益评论。感谢主编及三位匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

有助于家户更好地利用甚至拓宽自己的社会关系网络,提高家庭之间风险分担的能力。移动支付的飞速发展促进了购买力低成本快捷地实时转移。当收入增长面临暂时的负向冲击时,家户可通过移动支付工具方便快捷地收到来自父母、亲戚和其他社会关系的转账汇款,从而不至于使消费增长受到较大波动。这提高了居民利用其社会关系网络分担风险的能力。

其次,数字普惠金融的另一特征在于为消费者提供了高流动性且有收益的在线储蓄投资工具。例如,余额宝是目前国内规模最大的互联网货币基金,消费者可以使用余额宝在商场、超市甚至街边货摊进行支付交易。余额宝账户里的余额已如同M1,具有较高的流动性。更重要的是,在本文样本期内,余额宝余额的年化收益率显著高于银行一年期定期存款基准利率。因此,随着数字普惠金融的发展,居民可以通过持有互联网货币基金等高流动性的理财产品,逐渐积累起具有高流动性的审慎性储蓄,以提高其收入增长面临负向冲击时的自我保险能力。

为分析数字普惠金融对居民家庭风险平滑能力的影响,我们将中国家庭金融调查数据(China Household Finance Survey, CHFS)与中国数字普惠金融指数相匹配,并利用多维度固定效应识别策略,考察数字普惠金融对家庭异质性消费增长与家庭异质性收入增长之间的敏感性的影响。重要的是,我们控制了所有可观测的家户相关特征与家庭异质性收入增长之间的交互项,以控制不同家庭特征对家户风险平滑能力的影响。以此控制数字普惠金融与其他可能影响家庭风险平滑能力的家庭特征之间的相关性,从而降低遗漏解释变量引起的内生性问题。此外,为进一步处理潜在的内生性问题,我们使用家户所在城市到中国光纤通信干线网络的距离,作为该地区接触互联网基础设施便利度的代理变量,并以此作为数字普惠金融的工具变量。

基于以上设定,本文得到了较为稳健的结果。我们发现,数字普惠金融发展会显著提高家庭缓释风险的能力。具体地,在数字金融发展更好的地方,居民家庭在面临异质性负向收入增长冲击时,其异质性消费增长下降更少。同时,我们识别了数字普惠金融影响家庭风险平滑能力的具体机制。我们发现,数字普惠金融提升了家庭风险平滑能力,源于便捷的价值转移方式引起的居民家庭之间风险分担能力上升,以及数字普惠金融为居民家庭带来的高流动性和储蓄效应,从而提高了居民家庭的自我保险能力。然而,未发现传统银行信贷市场发展可以显著改善家庭风险平滑的能力。

本文与两支文献紧密相关。一支是分析金融市场化对国际风险分担影响的宏观实证研究。这类研究主要聚焦于金融开放/资本项目自由化的效果,发现尽管全球范围内的金融一体化程度不断加深,但金融开放并未显著提高全球范围内的风险分担。而是仅发现在全球化时期,金融开放提升了发达国家跨国间的风险分担能力,发展中国家和欠发达的低收入国家并未获得由于跨境资本流动增加带来的跨国之间风险分担能力改善的效果(Pakko, 1998;

Sørensen *et al.*, 2007; Kose *et al.*, 2009; Bai and Zhang, 2012; Flood *et al.*, 2012; Evans and Hnatkowska, 2014)。

由于这支文献发现对外资本项目开放并未提升风险分担的效果，一些研究开始转而探讨本国内部金融市场条件改善对风险分担的影响。Asdrubali *et al.* (1996) 研究了美国各州间的风险分担，发现国内信贷市场和资本市场分别平滑了 23% 和 39% 的对各州 GDP 的负向冲击。Li and Liu (2018) 进一步补充了这支文献，发现相比对外金融开放，国内金融体系的市场化显著影响着风险分担效果。然而，这支文献主要采用宏观层面数据进行实证研究，缺乏微观证据支持，也并未探讨国内何种金融形式会提升风险分担效果。本文采用微观层面的大规模家庭调查数据，分析国内不同的金融形式，即，最近发展起来的数字普惠金融和传统的银行信贷，对家庭之间风险分担的影响。因此，本文不仅从微观证据的角度，而且从探讨具体的金融形式对家庭风险平滑能力影响的角度，进一步延伸了这支文献。

与本文相关的另一支文献是家庭消费保险，主要研究发展中国家的家庭应对风险冲击的方法和能力。在发展和低收入国家，家庭内部转移、婚姻、预防性储蓄、状态相关的借贷安排等非正规的风险平滑方式是家庭应对风险的重要途径 (Rosenzweig and Stark, 1989; Udry, 1994; Townsend, 1994, 1995)。Gertler and Gruber (2002) 和 De Weerd and Dercon (2006) 的研究发现，对于遭遇疾病冲击的个人，非正式的保险安排会为其医疗支出提供融资支持。尽管研究表明这些非正式的安排会提高家庭的风险承受能力，但是由于不完全信息情况下的道德风险、有限承诺等问题，通常情况下这些机制提供的保险是不完全的 (Thomas and Worrall, 1990; Coate and Ravallion, 1993; Ligon, 1998; Phelan, 1998; Ligon *et al.*, 2002; Genicot and Ray, 2003; Attanasio and Pavoni, 2011)。

尽管政策和学术讨论较多，目前还鲜有文献系统研究数字普惠金融这种新兴的金融形式对家庭风险平滑能力的影响。发展中国家的金融基础设施和金融体系发展相对落后，低收入家庭往往难以获得正规金融服务。作为发展中国家传统金融体系的补充，大型科技公司主导的数字普惠金融，已经通过金融科技创新为居民家庭提供了低成本实时转账的移动支付、在线理财、金融教育等各种金融服务 (World Bank, 2014)。Jack and Suri (2014) 研究了肯尼亚的移动货币对家庭风险分担的影响。利用家庭调查数据，他们强调了降低的交易成本对风险分担的作用，发现移动货币的快速普及便利了个人之间的转账，从而提高了家庭风险分担的能力。Lai *et al.* (2020) 研究了中国数字普惠金融对居民消费平滑的影响，然而并没有分析数字金融对居民风险分担和风险平滑的影响。

除了价值转移的交易成本在风险分担体系中发挥的重要作用 (Yang and Choi, 2007)，数字普惠金融产品带来的高流动性和储蓄效应，可能成为提高

家庭风险平滑能力的另一重要原因。因此,本文利用中国大型家庭调查数据,分析了数字普惠金融对家庭风险平滑能力的影响。我们发现,家庭风险平滑能力的提升,既得益于居民家庭间转移价值的交易成本下降带来的家庭之间风险分担能力上升,也受益于数字普惠金融产品的高流动性和储蓄效果引起的家庭自我保险能力的提升。因此,本文既识别了数字金融促进风险分担的机制,也识别了数字金融提升用户自我保险能力的机制,从进一步探讨数字普惠金融影响机制的角度,进一步拓展了这支文献。

本文的其他部分结构安排如下:第二部分描述本文研究所使用的数据,第三部分为实证估计的模型设定,第四部分为实证分析结果,最后一部分总结全文。

## 二、数据和描述性统计

### (一) 数据介绍

本文所用的家庭数据来自2013年、2015年和2017年三轮中国家庭金融调查(CHFS)数据(甘犁等,2013)。调查问卷由四部分组成:家庭人口特征、金融资产和负债、保险和社会保障以及支出和收入。CHFS每两年跟踪调查相同的家庭样本,且每一轮会新增新的家庭样本。对消费和收入进行差分,并除去关键变量缺失的家庭样本后,我们最终得到共14 580个家庭两期平衡面板数据(两期一共29 160个家庭-年份观测值)。本文样本中,城市家庭样本共8 825个,占总家庭样本的60.5%(农村家庭样本共5 755个,占总家庭样本的39.5%)。我们用消费价格指数(CPI)将所有的价值变量调整为2016年的不变价格,在此基础上,计算家庭人均消费和人均收入增长率等变量数据。

我们使用北京大学中国数字普惠金融指数衡量各市级层面数字普惠金融的发展情况。该指数衡量了中国2011—2018年省、市、县三级区域的数字普惠金融发展情况,包含了数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字便利化程度等三个维度。有关指数构建的更多细节请参见郭峰等(2020)。

### (二) 描述性统计

表1总结了本文所用样本数据的统计特征。2014—2016年间,家庭人均消费由14 723元上升至17 115元,人均收入由18 108元上升至23 123元,表明人均收入增长快于人均消费增长;家庭异质性人均收入增长率(家庭人均收入增长率减去所有家庭平均的人均收入增长率)的标准差大于家庭异质性人均消费增长率(家庭人均消费增长率减去所有家庭平均的人均消费增长率)的标准差,说明与人均消费增长率相比,家庭异质性人均收入增长率的

波动性相对更大一些；尽管水平值不直接可比，但市级层面上，数字普惠金融发展的增速明显快于传统金融机构贷款余额占 GDP 比例的增速。

随着数字普惠金融的快速发展，调查显示 2016 年与 2014 年相比，收到转移性收入的家户比例上升了 6%，拥有数字金融理财产品的家户比例上升了 11%，而同时，样本中拥有活期银行存款的家户比例下降了 10%。这些总结性的统计描述可能表明，数字普惠金融的快速发展正在改变着我国的金融结构，有助于居民家庭间进行收入转移和便于居民选择数字金融理财产品，进而提升家庭平滑消费增长波动的能力。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	2014 年			2016 年		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
人均消费（元）	16 824	14 722.76	13 889.07	16 824	17 114.97	14 662.40
人均收入（元）	16 824	18 107.67	20 286.79	16 824	23 122.62	24 761.72
家户异质性消费增长	16 819	0.04	0.84	16 823	0.03	0.80
家户异质性收入增长	15 850	-0.02	1.36	16 289	-0.15	1.51
<b>金融和经济相关变量（市级）：</b>						
金融机构年末贷款余额/GDP	162	0.97	0.58	162	1.15	0.66
实际 GDP 增长率（%）	162	8.36	3.14	162	7.08	3.47
人均高速里程（米）	161	3.77	4.38	161	3.90	4.46
人均道路面积（平方米）	147	3.93	2.86	147	4.59	3.22
数字金融指数	162	145.90	20.25	162	196.62	21.46
子指数—覆盖广度	162	150.51	28.85	162	180.12	31.10
子指数—使用深度	162	124.63	24.64	162	196.46	19.95
子指数—数字化程度	162	169.35	38.21	162	251.38	23.27
<b>家庭特征变量：</b>						
户主年龄	16 824	53.86	13.33	16 824	55.40	13.16
户主是男性=1	16 824	0.80	0.40	16 824	0.82	0.39
户主有工作=1	16 736	0.66	0.48	16 824	1.00	0.00
<b>各教育程度的家庭成员占比：</b>						
小学	16 824	0.20	0.26	16 824	0.22	0.29
初中	16 824	0.27	0.27	16 824	0.26	0.29
高中	16 824	0.17	0.24	16 824	0.17	0.25
职高或大专	16 824	0.06	0.15	16 824	0.06	0.16
大学	16 824	0.07	0.17	16 824	0.07	0.18

(续表)

变量	2014 年			2016 年		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
<b>家庭人口特征变量 (占比):</b>						
小于 16 岁的男性	16 824	0.07	0.12	16 824	0.07	0.12
17—64 岁的男性	16 824	0.34	0.21	16 824	0.32	0.23
17—64 岁的女性	16 824	0.68	0.30	16 824	0.65	0.34
大于 65 岁的男性	16 824	0.09	0.18	16 824	0.11	0.21
大于 65 岁的女性	16 824	0.09	0.19	16 824	0.12	0.22
<b>金融及其他工具使用情况:</b>						
家庭人均资产 (元)	16 824	250 182.59	525 139.63	16 824	345 460.38	837 354.00
有社会养老保险的家庭成员占比	16 824	0.57	0.33	16 824	0.69	0.33
有社会医疗保险的家庭成员占比	16 824	0.80	0.29	16 824	0.92	0.22
有商业保险的家庭成员占比	16 824	0.07	0.19	16 824	0.07	0.21
家庭有银行卡账户	16 824	0.68	0.47	16 824	0.90	0.30
上年是否收到转移收入	16 765	0.42	0.49	16 756	0.48	0.50
是否持有数字金融产品	16 283	0.13	0.34	16 712	0.24	0.43
是否有银行存款	11 287	0.83	0.38	14 281	0.73	0.45

### 三、实证模型设定与识别

#### (一) 基准模型

传统的风险平滑理论认为,当面临意外的收入增长负向冲击时,风险规避的家户将采用各种途径平滑风险,从而使其人均消费增长不受到显著影响,进而实现长期效用最大化。在完备市场的消费跨期替代模型中,最优均衡意味着所有家户在所有状态中人均消费的边际效用的增长率相等。我们参考 Kose *et al.* (2009) 的研究,在等弹性效用函数的假定下,可得到关于家户风险平滑的基本方程:

$$E(\Delta \log C_{it} - \Delta \log \bar{C}_t \mid H_{it}) = 0, \quad (1)$$

其中,  $C_{it}$  指家户  $i$  在  $t$  期的人均消费,  $\bar{C}_t$  为按样本数据计算的  $t$  年所有家庭平均的人均消费,  $H_{it}$  代表家户  $i$  在  $t$  年所拥有的信息集。式 (1) 说明,在  $t$  期信息集下,代表性家户人均消费的增长率与所有家户平均的人均消费增长率的条件期望相等,二者之差的条件期望为 0。由此我们可以得到以下回归方程:

$$\Delta \log C_{it} - \Delta \log \bar{C}_t = \theta H_{it} + \epsilon_{it}. \quad (2)$$

如果家庭人均消费的边际效用独立于收入增长冲击的影响，并且未预期到的收入冲击是唯一的不确定性来源，那么，完全的风险平滑意味着式(2)家庭人均消费增长率对人均收入增长率进行回归，所得估计参数应该为0。因此，完全市场假定的基础上，我们可以进一步得到家户风险平滑的基准回归方程：

$$\Delta \log C_{it} - \Delta \log \bar{C}_t = \alpha_i + \beta(\Delta \log Y_{it} - \Delta \log \bar{Y}_t) + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

其中， $\bar{Y}_t$  是根据样本数据计算的所有家庭平均的人均收入， $\Delta \log \bar{C}_t$  和  $\Delta \log \bar{Y}_t$  分别为所有家庭的人均消费增长率和人均收入增长率，衡量了所有家户共同面临的消费和收入波动。在资本跨境流动受限的情况下，即便在完全市场假定下，家庭也难以通过相互之间的风险分担来消除全国层面的系统性冲击。因此，我们从家庭人均消费和人均收入增长率中减去对应的所有样本家庭的平均增长率，从而得到仅与个体家庭相关的异质性的人均消费和收入增长率 (Sørensen *et al.*, 2007)。 $\beta$  反映了家庭异质性人均消费增长对人均收入增长的敏感性。在完备的国内金融市场和能够实现完全保险的假设下， $\beta$  理论上应该为0，即家庭异质性的人均消费增长完全不受人均收入增长率的暂时性冲击的影响。因此， $\beta$  可以用来衡量风险平滑的程度 (Asdrubali *et al.*, 1996)， $\beta$  越小说明家户的风险平滑能力越高。

本文关注国内具体金融业态的发展对居民家庭风险平滑能力的影响。具体地，我们使用多维固定效应识别策略，检验数字普惠金融发展和传统银行信贷扩张如何影响家户异质性人均消费增长率对人均收入增长率的敏感度，以此来分析我国的数字普惠金融和传统银行信贷对家户风险平滑的异质性效果。参考 Kose *et al.* (2009)、Jack and Suri (2014)、Li and Liu (2018) 等研究，我们拓展得到如下检验家庭风险平滑的回归方程：

$$\begin{aligned} \Delta \log C_{ijt} - \Delta \log \bar{C}_t = & \alpha_i + \beta(\Delta \log Y_{ijt} - \Delta \log \bar{Y}_t) + \gamma' FI_{jt} (\Delta \log Y_{ijt} - \Delta \log \bar{Y}_t) \\ & + \theta' FI_{jt} + \delta X_{ijt} + \pi_{pt} + \omega_{rt} + \eta_t + \epsilon_{ijt}, \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $\alpha_i$  是家户固定效应， $\eta_t$  是时间固定效应， $\pi_{pt}$  是一组省份  $\times$  时间固定效应， $\omega_{rt}$  是一组农村/城市虚拟变量  $\times$  时间固定效应， $FI_{jt}$  是衡量家户  $i$  所在城市  $j$  的金融发展情况的向量，包括数字普惠金融 ( $\log DF_{jt}$ ) 与传统银行信贷 ( $\log BC_{jt}$ ) 发展程度的指标。传统银行信贷使用取对数的当地金融机构年末贷款余额占地区生产总值的比重作为代理变量。 $X_{ijt}$  是集合了家户个体层面和家户所在市级层面控制变量的向量，其中，家庭层面控制变量包括：家庭人口特征变量 (16岁以下男性所占比例、17—64岁男性所占比例、17—64岁女性所占比例、65岁及以上男性所占比例、65岁及以上女性所占比例等)，家庭人均资产，家庭成员的教育程度，户主性别、年龄、是否有工作，有社会养老保险的家庭成员占比、有社会医疗保险的家庭成员占比、有商业医疗保险的家庭成员占比，家庭是否有银行账户；市级层面控制变量为： $\log$  (数字金融指数)， $\log$  (银行信贷/GDP)，GDP增长率，人均高速里程、人均道路

面积等；考虑到我国经济依然存在的显著的区域差距和城乡差异，式（4）的  $\pi_{pt}$  和  $\omega_{rt}$  虚拟变量组，分别用来控制省级层面的总体冲击和城乡层面的不同趋势变化。

在上述模型设定中， $\gamma$  是本文主要关心的估计系数向量。式（4）中  $(\beta + \gamma'FI_{jt})$  越小，说明家庭风险平滑效果越好。当  $\gamma$  向量的任何一项估计系数为负数时，则可以说明与其对应的金融指标（数字普惠金融或者银行信贷）有助于降低家庭异质性人均消费增长对人均收入增长的敏感度，提升家户的风险平滑能力，反之亦然。同样地，我们也可以使用该模型检验数字普惠金融影响家户风险平滑能力的机制，我们在本文中提出了转移收入和预防性储蓄两个渠道，模型设定如下：

$$R_{ijt} = \alpha_i + \beta(\Delta \log Y_{ijt} - \Delta \log \bar{Y}_t) + \gamma'FI_{jt}(\Delta \log Y_{ijt} - \Delta \log \bar{Y}_t) + \theta'FI_{jt} + \delta X_{ijt} + \pi_{pt} + \omega_{rt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (5)$$

$$S_{ijt} = \alpha_i + \beta(\Delta \log Y_{ijt} - \Delta \log \bar{Y}_t) + \gamma'FI_{jt}(\Delta \log Y_{ijt} - \Delta \log \bar{Y}_t) + \theta'FI_{jt} + \delta X_{ijt} + \pi_{pt} + \omega_{rt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (6)$$

其中，式（5）的  $R_{ijt}$  衡量了家庭是否收到外部转移收入，包括两个指标：是否收到外部的转移收入，是否收到来自父母或其他亲戚/朋友的转移收入。如果数字普惠金融与家庭异质性人均收入增长的交互项估计参数为负，则表明当家庭的人均收入增长面临暂时性下降时，数字普惠金融发展程度越高的地区，家户收到外部转移收入的概率越大。这说明数字普惠金融的发展，降低了居民家庭间转移价值的交易成本、增加了获得转移收入的概率，从而使得家庭可以更好地利用其社会关系网络，提高家庭之间风险分担的能力。式（6）的  $S_{ijt}$  衡量家庭是否持有储蓄/投资，即，是否有数字金融理财产品，或者是否有银行存款。如果数字普惠金融与家庭异质性人均收入增长的交互项估计参数为正，说明在数字金融发展程度越高的地区，当家户的收入增长面临正向冲击时，家庭会选择将多余的收入投资到高流动性且会产生收益的数字金融理财产品中，而当家庭的收入增长面临负向冲击时，家庭会选择减持这些数字金融理财产品以平滑风险。

## （二）模型识别

为识别数字普惠金融对家户风险平滑能力的因果影响，必须假设数字普惠金融指数与家户收入增长的交叉项是外生的，即式（4）中，该交叉项与误差项  $\varepsilon_{ijt}$  不相关。我们在模型中加入家户和时间固定效应，分别控制不可观测且不随时间变化的家户特征以及消费增长的时间趋势。此外，我们采用两种不同的策略处理数字普惠金融变量潜在的内生性问题。

首先，地区层面的数字金融发展程度与该地区家户对数字金融工具的接受程度有关。因此，数字金融发展很有可能与家户的教育、工作、金融工具



使用情况以及其他家庭特征相关，而这些家庭特征都会影响家户平滑风险的能力。为解决上述家户特征对风险平滑的影响所带来的内生性问题，我们在模型（4）的基础上加入了可观测的家户特征与家庭异质性人均收入增长的交互项：

$$\begin{aligned} \Delta \log C_{ijt} - \Delta \log \bar{C}_t = & \alpha_i + \beta(\Delta \log Y_{ijt} - \Delta \log \bar{Y}_t) + \gamma' FI_{jt} (\Delta \log Y_{ijt} - \Delta \log \bar{Y}_t) \\ & + \rho X_{ijt} (\Delta \log Y_{ijt} - \Delta \log \bar{Y}_t) + \theta' FI_{jt} + \delta X_{ijt} \\ & + \pi_{pt} + \omega_{rt} + \eta_t + \epsilon_{ijt}. \end{aligned} \quad (7)$$

其次，我们使用家庭所在市级行政区到中国光纤通信网络的距离变量，作为数字金融发展水平的工具变量。目前移动互联网信息是由光纤通信网络传输的，一个地区距离光纤通信网络越近，平均而言该地区获得和接受移动互联网信号的成本和难度越小，该地区数字普惠金融发展的条件越好。然而，一个地区距离光纤通信网络的远近，并不会直接影响家庭异质性的人均消费增长。因此，我们使用家户所在市到光纤通信网络的距离，作为该市数字普惠金融发展水平的工具变量。相应地，使用该工具变量与家户异质性收入增长的交叉项，作为数字普惠金融指数与家户异质性收入增长交叉项的工具变量。

## 四、实证估计结果

### （一）基准回归结果

表2汇报了数字普惠金融对家庭风险平滑影响的基准回归结果。第（1）列控制了家户固定效应与时间固定效应，加入了数字普惠金融（取对数）、银行信贷与GDP的比例（取对数），以及二者分别与家庭异质性人均收入增长的交互项。结果显示， $\Delta \log \tilde{Y}$ 的系数为0.457且在1%的水平上显著，说明家庭异质性人均消费增长在很大程度上仍然依赖于家庭异质性人均收入增长。交叉项 $\log DF \times \Delta \log \tilde{Y}$ 的系数为负且在1%的水平上显著，说明数字普惠金融有助于降低家庭异质性人均消费增长对人均收入增长的敏感性。交互项 $\log BC \times \Delta \log \tilde{Y}$ 的系数为正但不显著，未发现传统银行信贷规模扩大可以显著改善居民家庭的平滑风险能力。

我们在第（2）列中加入了家庭和市级控制变量，在第（3）列进一步加入了控制变量与家庭异质性收入增长的交互项，第（4）、（5）列逐步加入了城乡 $\times$ 时间的虚拟变量组和省份 $\times$ 时间的虚拟变量组。结果表明，数字普惠金融指数与家庭异质性人均收入增长的交互项系数在各模型设定下均在1%的水平上显著为负。第（5）列回归对应于式（7）最严格的设定，结果表明，当家庭异质性的人均收入增长率下降1个百分点时，数字金融发展水平处于75%分位水平（取自然对数后为5.257）地区的代表性居民，其家庭人均消费

增长率比处于25%分位数字金融发展水平(取自然对数后为4.949)地区的居民,平均高5.79个百分点( $=0.188 \times 0.308$ )。在本文的样本中,两次调查期内家庭异质性的人均消费平均增长率为3.5%,因此,数字金融对家庭风险平滑的影响在统计和经济意义上都非常显著。总体而言,在其他情况保持不变时,当地数字普惠金融发展程度越高,当地居民家庭抵御负向收入增长冲击的能力越强。

表2 数字普惠金融对家庭风险平滑的影响:基准结果

	因变量:家庭异质性人均消费增长				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta \log \tilde{Y}$	0.457*** (0.198)	0.776** (0.214)	0.899*** (0.247)	0.925*** (0.247)	0.857*** (0.246)
$\log DF \times \Delta \log \tilde{Y}$	-0.071*** (0.039)	-0.136*** (0.042)	-0.197*** (0.049)	-0.202*** (0.049)	-0.188*** (0.049)
$\log BC \times \Delta \log \tilde{Y}$	0.008 (0.012)	0.008 (0.012)	0.008 (0.013)	0.009 (0.013)	0.008 (0.013)
家庭及市级控制变量	否	是	是	是	是
控制变量 $\times \Delta \log \tilde{Y}$	否	否	是	是	是
家户 FE; 时间 FE	是	是	是	是	是
城乡 $\times$ 时间 FE	否	否	否	是	是
省份 $\times$ 时间 FE	否	否	否	否	是
观测值	31 694	29 160	29 160	29 160	29 160
$R^2$	0.30	0.33	0.33	0.33	0.33

注:被解释变量为家庭异质性人均消费增长率。 $\Delta \log \tilde{Y} = \Delta \log Y_{ijt} - \Delta \log \bar{Y}_t$ ,为家庭异质性人均收入增长率;家庭层面控制变量:家庭人口特征变量(包括16岁以下男性所占比例、17—64岁男性所占比例、17—64岁女性所占比例、65岁及以上男性所占比例、65岁及以上女性所占比例等),家庭人均资产,家庭成员的教育程度,户主性别、年龄、是否有工作,有社会养老保险的家庭成员占比、有社会医疗保险的家庭成员占比、有商业医疗保险的家庭成员占比,家庭是否有银行账户;市级层面控制变量: $\log(\text{数字金融指数})$ , $\log(\text{银行信贷}/\text{GDP})$ ,GDP增长率,人均高速里程,人均道路面积;在第(3)—(5)列回归中加入了这些控制变量与 $\Delta \log \tilde{Y}$ 的交互项。括号中汇报了聚类到家户层面的稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

## (二) 数字普惠金融在不同区域的异质性影响

表3考察了数字普惠金融对城乡以及东中西部地区的家庭风险平滑能力的异质性影响。在我国长期的城乡二元体制下,相比城市,农村家庭的金融可得性往往更低。第(1)、(2)列回归结果表明,数字金融发展对农村和城市

家庭的风险平滑能力均有显著提升，但对农村地区家庭的风险平滑能力提升更大。同样，我们发现传统银行信贷与家庭异质性人均收入增长的系数为正且不显著。

考虑到我国东、中、西部地区经济发展水平仍然存在的明显差异，我们按照国家统计局的分类标准，按照样本家庭所在省份分为东部、中部、西部三个子样本，以考察数字普惠金融发展对不同地区居民家庭的风险平滑能力的影响。表3第(3)–(5)列表明，数字普惠金融对东部和中部地区家庭的风险平滑能力有明显提升。在风险平滑效果显著的地区，数字金融在发展程度略低的中部地区的边际效果要显著高于发展水平较高的东部地区。然而，数字普惠金融发展对西部地区家庭的风险平滑能力尚未表现出显著的促进作用。

表3 异质性分析：城乡及不同地区的影响

	城市	农村	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta \log \tilde{Y}$	0.666** (0.317)	1.092*** (0.380)	0.622 (0.404)	1.510*** (0.421)	0.123 (0.538)
$\log DF \times \Delta \log \tilde{Y}$	-0.140** (0.064)	-0.243*** (0.075)	-0.136* (0.079)	-0.358*** (0.086)	-0.025 (0.106)
$\log BC \times \Delta \log \tilde{Y}$	0.013 (0.015)	0.004 (0.022)	0.029 (0.021)	-0.002 (0.028)	0.014 (0.029)
控制变量及与 $\Delta \log \tilde{Y}$ 交互项	是	是	是	是	是
家户 FE; 时间 FE	是	是	是	是	是
城乡 $\times$ 时间 FE	否	否	是	是	是
省份 $\times$ 时间 FE	是	是	是	是	是
观测值	17 650	11 510	12 406	10 432	6 322
$R^2$	0.33	0.33	0.35	0.33	0.36

注：被解释变量为家庭异质性人均消费增长率。控制变量设定同表2。括号内为聚类到家户层面的稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

### (三) 数字普惠金融对不同收入群体以及对不同消费类别的异质性影响

表4根据样本家庭2014年的家庭人均收入中位数，将家庭分为高收入组和低收入组。同时，根据消费品类，将家庭消费分为食品和非食品消费。结果显示，数字普惠金融指数与家庭异质性人均收入增长的交叉项在低收入群体中显著为负，而在高收入群体不显著。这说明数字普惠金融的风险平滑效

果主要源于收入相对较低的家庭。且数字普惠金融的发展,同时降低了收入增长的负向波动对低收入家庭人均食品和非食品消费增长的冲击。

表4 异质性分析:收入分组和消费分类

	高收入家庭			低收入家庭		
	全部消费	食品	非食品	全部消费	食品	非食品
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta \log \tilde{Y}$	0.456 (0.423)	0.803 (0.583)	0.586 (0.546)	1.131*** (0.317)	1.349*** (0.508)	1.228*** (0.404)
$\log DF \times \Delta \log \tilde{Y}$	-0.105 (0.083)	-0.097 (0.111)	-0.147 (0.107)	-0.236*** (0.064)	-0.287*** (0.103)	-0.243*** (0.081)
$\log BC \times \Delta \log \tilde{Y}$	0.010 (0.022)	-0.003 (0.028)	0.036 (0.030)	-0.002 (0.017)	0.036 (0.026)	-0.014 (0.023)
控制变量及与 $\Delta \log \tilde{Y}$ 交互项	是	是	是	是	是	是
家户 FE; 时间 FE	是	是	是	是	是	是
城乡 $\times$ 时间 FE	是	是	是	是	是	是
省份 $\times$ 时间 FE	是	是	是	是	是	是
观测值	15 648	15 648	15 648	13 512	13 512	13 512
$R^2$	0.32	0.28	0.31	0.35	0.26	0.34

注:被解释变量为家庭异质性人均消费增长率、人均食品消费增长率和人均非食品消费增长率。控制变量设定同表2。括号内为聚类到家户层面的稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

这与已有文献结果是一致的(Townsend, 1995; Jack and Suri, 2014),较为富裕的家庭通常有更多更好的资源和渠道(如有更多储蓄、更多其他资产以及更广的社会关系等),因此,即使没有数字普惠金融服务,高收入家庭也有更多其他手段应对收入增长的负向冲击。

#### (四) 数字普惠金融子指数的影响

表5分析了不同维度的数字金融发展对家庭风险平滑能力的影响。结果表明,三个子指数均对家户的风险平滑能力有显著影响,其中数字化程度对家庭的风险平滑能力提升的效果最大。数字化程度提高对于家户风险平滑能力的显著影响说明了金融服务便利性对家庭风险承担能力的重要性。此外,数字普惠金融指数的三个子指数还包含了11个二级指数,限于篇幅,我们仅在第(4)一(8)列汇报了系数较为显著的二级指数回归结果。平均来看,移动支付便利度、线上投资、线上理财、线上保险和线上信贷服务发展更好的地区,家庭在面临收入增长的负向冲击时的风险平滑能力更强。

表 5 异质性分析：数字金融子指数

	一级指标				二级指标			
	覆盖 广度	使用 深度	数字化 程度	支付 便利度	线上保险	线上财 理	线上投 资	线上信 贷
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta \log \tilde{Y}$	0.418* (0.249)	0.509*** (0.164)	0.718*** (0.190)	0.371** (0.154)	0.506* (0.284)	0.461*** (0.172)	0.232** (0.092)	0.279** (0.117)
$\log DJF \times \Delta \log \tilde{Y}$	-0.097** (0.049)	-0.121*** (0.032)	-0.153*** (0.036)	-0.089*** (0.029)	-0.100** (0.049)	-0.106*** (0.032)	-0.076*** (0.016)	-0.077*** (0.022)
$\log BC \times \Delta \log \tilde{Y}$	0.005 (0.014)	-0.001 (0.012)	-0.007 (0.012)	0.001 (0.013)	-0.001 (0.013)	-0.001 (0.013)	-0.003 (0.012)	-0.005 (0.012)
控制变量及与 $\Delta \log \tilde{Y}$ 交互项	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭 FE; 时间 FE	是	是	是	是	是	是	是	是
城乡 $\times$ 时间 FE	是	是	是	是	是	是	是	是
省份 $\times$ 时间 FE	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	29 160	29 160	29 160	29 160	29 160	29 160	29 160	29 160
$R^2$	0.33	0.34	0.33	0.33	0.33	0.34	0.34	0.33

注：被解释变量为家庭异质性人均消费增长率。控制变量设定同表 2。括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

## (五) 影响机制分析

本小节将检验数字普惠金融提升家户风险平滑能力的两个具体影响机制, 一是数字普惠金融便利了家户利用社会关系网络收到转移收入, 从而提高了家户的风险分担能力; 二是提供了高流动性且相对高收益的数字金融产品, 提高了居民家庭的自我保险能力。需要说明的是, 从中国数字金融发展的实践看, 可能还存在数字金融通过便利线上借贷、发展线上保险市场等途径提高家庭风险平滑能力的机制。然而, 受目前所用调查数据所限, 尚无法验证这些机制。

表 6 影响机制分析 1: 转移收入的渠道

	是否收到转移收入 <sup>d</sup>		是否收到父母或亲戚朋友的转移收入 <sup>d</sup>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta \log \tilde{Y}$	0.172	0.154	0.171	0.152
	(0.119)	(0.120)	(0.120)	(0.121)
$\log DF \times \Delta \log \tilde{Y}$	-0.071***	-0.068***	-0.071***	-0.067***
	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
$\log BC \times \Delta \log \tilde{Y}$	-0.015*	-0.015*	-0.014*	-0.014*
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
控制变量及与 $\Delta \log \tilde{Y}$ 交互项	是	是	是	是
家户 FE; 时间 FE	是	是	是	是
城乡 $\times$ 时间 FE	否	是	否	是
省份 $\times$ 时间 FE	否	是	否	是
观测值	24 642	24 642	24 642	24 642
$R^2$	0.64	0.64	0.63	0.64

注: 被解释变量: 家户是否有转移收入(第(1)、(2)列), 家户是否收到来自父母或亲戚朋友的转移收入(第(3)、(4)列, 排除了来源于机构和组织的转移收入); 上标 d 表明变量为虚拟变量。控制变量设定同表 2。括号内为聚类到家户层面的稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

我国数字普惠金融发展降低了汇款转账的交易成本。便捷低成本的家庭间转账, 一方面可以促进家户已有的社会网络的经济联系, 另一方面使得家户能够跨越地理距离拓宽社会关系网络获得来源更为广泛的经济支持 (Jack and Suri, 2014), 均有助于家户利用其社会网络平滑风险。表 6 第 (1)、(2) 列和第 (3)、(4) 列分别用是否收到转移收入和是否收到来自父母或其他亲戚朋友的转移收入作为被解释变量。结果表明, 在家户异质性的收入增长面临负向冲击时, 数字金融发展程度更高地区的家户获得转移收入, 或者获得来自父母及亲戚朋友的转移收入的概率都更高。

数字金融的发展还提供了高流动性且产生收益的金融产品。这可能通过为家户积累审慎性储蓄的渠道，提高家庭自我保险的能力。表 7 第 (1)—(3) 列的被解释变量为家庭是否持有数字金融产品。数字普惠金融指数与家户异质性收入增长的交叉项系数显著为正，这表明当家庭收入增长面临正向冲击时，数字普惠金融发展会提高居民家庭持有数字金融产品的概率，从而建立起高流动性的预防性储蓄，而当家庭的收入增长面临负向冲击时，家户可通过减持该储蓄平滑冲击对异质性人均消费增长的影响。表 7 第 (4) 列的被解释变量为家庭是否持有银行活期存款，未发现相似的渠道。该结果在一定程度上也说明，数字普惠金融在家户层面产生的流动性与储蓄效应，主要不是通过银行储蓄，而是源于线上货币基金（例如余额宝、理财通等）等数字金融理财产品。<sup>1</sup>

表 7 影响机制分析 2：流动性与储蓄效应

	数字金融产品 <sup>d</sup>			银行存款 <sup>d</sup>
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta \log \tilde{Y}$	-0.302*** (0.068)	-0.281*** (0.067)	-0.281*** (0.067)	-0.479*** (0.166)
$\log DF \times \Delta \log \tilde{Y}$	0.061*** (0.013)	0.057*** (0.013)	0.057*** (0.013)	-0.005 (0.023)
$\log BC \times \Delta \log \tilde{Y}$	-0.008** (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.008** (0.004)	0.004 (0.006)
控制变量及与 $\Delta \log \tilde{Y}$ 交互项	是	是	是	是
家户 FE；时间 FE	是	是	是	是
城乡 $\times$ 时间 FE	否	是	是	是
省份 $\times$ 时间 FE	否	否	是	是
观测值	28 972	28 972	28 972	17 522
$R^2$	0.43	0.44	0.44	0.16

注：被解释变量：家户是否持有数字金融理财工具（第 (1)—(3) 列），家户是否有银行存款（第 (4) 列）；上标 d 表明变量为虚拟变量。控制变量设定同表 2。括号内为聚类到家户层面的稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

<sup>1</sup> 此外，我们还检验了中介效应，即，将家户是否获得转移收入和是否持有数字金融产品作为解释变量放入模型，发现控制了这两个变量后，关键解释变量  $\log DF \times \Delta \log \tilde{Y}$  估计系数（绝对值）显著下降且统计不显著，说明数字普惠金融通过便利家庭间转账汇款以及为家户提供高流动性且产生收益的数字金融产品，进而提升了家户的收入增长面临负向冲击时平滑风险的能力。限于篇幅，正文中未汇报结果，如需可向作者索取。

### (六) 工具变量回归

上述所有分析均假定,在加入固定效应和其他控制变量后,数字普惠金融发展相对于扰动项是外生的。虽然模型中已经尽量控制了家户特征变量和固定效应,但是依然难以保证控制了所有可能同时影响数字金融发展和家户风险平滑能力的变量。由于遗漏变量等原因引起的内生性问题会影响估计结果的一致性。因此,为进一步检验基准模型结果的稳健性,有必要为数字普惠金融寻找合适的工具变量进行回归分析。

数字普惠金融发展离不开快速稳定的移动互联网信号。国家发展和改革委员会(原国家计划委员会)和工业和信息化部(原邮电部)于1986—2000年间建成了覆盖全国省会以上城市和90%地市的“八横八纵”大容量光纤通信干线网络,为后来移动网络的迅速普及和数字金融的发展奠定了坚实的基础。家户所在城市与光纤通信干线网络的距离一定程度上反映了其获得快速稳定的互联网服务的便利程度。通常来讲,距离光纤干线越近的城市,其互联网服务的稳定性和质量越高,更有利于发展数字金融。然而,在控制了当地的GDP增速、人均高速里程和人均道路面积等反映当地经济和基础设施发展的变量后,早在20世纪90年代就已建成的光纤网络不太可能通过数字普惠金融服务之外的其他渠道影响家户的风险平滑能力。

因此,本文构建了以下两个距离变量:(1)家户所在城市与“八横八纵”光纤网络沿线上本省城市的最近距离;(2)家户所在城市与“八横八纵”光纤干线结点城市的最近距离。结点城市是指“横线”和“纵线”交叉的城市,是移动信息传递与交互的枢纽。2013年余额宝推出,成为我国数字普惠金融快速发展的转折点(黄益平和黄卓,2018),初期经历了飞速发展。距离变量对家庭通过数字普惠金融平滑风险的能力在2014年前后可能存在差别。基于此,我们将上述距离变量取对数后与表示是否为2014年之后的时间虚拟变量交乘以允许该距离变量的影响随时间变化,将交互项作为数字普惠金融指数的工具变量。由于式(7)中存在两个内生变量,即数字普惠金融和数字普惠金融与家庭异质性人均收入增长的交互项,于是进一步地,我们将距离变量与时间虚拟变量的交互项与家户异质性收入增长交乘,作为数字金融指数与家户异质性收入增长交互项的工具变量。

表8报告了工具变量回归的结果。<sup>2</sup>我们使用了滞后一期的银行信贷指标,以降低该变量与误差项的相关性。第(1)、(3)列是简化式回归结果,即直接用工具变量替代内生变量进行回归。第(1)、(3)列的回归系数显著为负,说

<sup>2</sup> 需要说明的是,除了对基准回归模型进行了工具变量回归,我们还对所有异质性分析和影响机制分析进行了工具变量回归,结果发现这些回归均通过了弱工具变量和识别不足的检验。工具变量回归结果与采用多维固定效应估计的异质性和影响机制的结果一致,从而也验证了异质性和影响机制结果的稳健性。限于篇幅,正文中未汇报结果,如需可向作者索取。



明 2014 年数字金融得以快速发展后，距离光纤干线网络越远的地区，居民家庭比 2014 年之前的风险平滑能力越高。第 (2)、(4) 列为使用工具变量进行两阶段回归的结果。受篇幅所限，我们没有汇报第一阶段回归的结果，但我们汇报了 Kleibergen-Paap rk  $F$  统计量和 Kleibergen-Paap rk LM 检验。第一阶段回归的  $F$  统计量均较高，表明工具变量不是弱工具变量。Kleibergen-Paap rk LM 统计量的  $P$  值表明，不存在识别不足的问题。

表 8 数字金融对家庭风险平滑的影响：工具变量回归

	工具变量 1		工具变量 2	
	简化式	二阶段	简化式	二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta \log \tilde{Y}$	0.012 (0.061)	1.693*** (0.333)	0.011 (0.061)	1.624*** (0.326)
$\log DF \times \Delta \log \tilde{Y}$		-0.341*** (0.066)		-0.327*** (0.066)
$L. \log BC \times \Delta \log \tilde{Y}$	-0.011 (0.011)	0.161 (0.188)	-0.012 (0.011)	0.138 (0.176)
$\log Dist 1 \times \Delta \log \tilde{Y} \times Post - 14$	-0.009*** (0.002)			
$\log Dist 2 \times \Delta \log \tilde{Y} \times Post - 14$			-0.008*** (0.002)	
控制变量及与 $\Delta \log \tilde{Y}$ 交互项	是	是	是	是
家户 FE；时间 FE	是	是	是	是
城乡 $\times$ 时间 FE	是	是	是	是
省份 $\times$ 时间 FE	是	是	是	是
观测值	29 160	29 160	29 160	29 160
Kleibergen-Paap rk $F$ 统计量		574.16		574.41
Kleibergen-Paap rk LM 统计量； $P$ 值		0.00		0.00

注：被解释变量为家庭异质性人均消费增长率。工具变量 1：取对数的家户所在城市与“八横八纵”光纤干线网络沿线本省城市的最近距离；工具变量 2：取对数的家户所在城市与“八横八纵”光纤干线网络上结点城市的最近距离。Post-14 表示所在年份为 2014 年之后为 1，否则为 0。其他控制变量设定同表 2。括号内为聚类到家户层面的稳健标准误。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

我们所关心的数字普惠金融与家庭异质性收入增长的交叉项系数依然显著且为负。即使使用银行信贷滞后一期进入回归，传统银行信贷与家户收入增长交叉项的系数为正且依然不显著。这表明，传统银行信贷市场的规模扩张并未有效帮助居民家庭提高平滑风险的能力。可能的解释是，长期以来我国经济增长的模式是投资驱动。在金融资源有限的情况下，银行信贷的增长，

更倾向于通过国有大型银行主导的金融体系支持企业部门(Lardy, 2008)。在不改变现有金融体系格局的情况下,居民部门在家庭收入增长面临负向冲击时,从银行体系获得金融支持以平滑风险的难度将进一步上升。

## 五、结 论

本文研究发现,数字普惠金融的发展显著提升了家户间的风险分担能力和家户的自我保险能力,从而显著改善了居民家庭,尤其是低收入和农村地区的居民家庭的风险平滑能力。值得注意的是,虽然本文提供了数字普惠金融有助于提升家庭风险平滑能力的证据,数字普惠金融也会引致成本。如果缺乏有效的消费者保护机制,快速发展的金融科技可能会刺激一些消费者在平台上过度借贷。由此导致的过度消费会超出消费者可承担的债务能力,进而增加消费者的金融负担。消费者的过度消费也可能对其亲属关系及其他社会网络关系施加压力,迫使其他成员隐藏其财富或者收入(Baland *et al.*, 2011),从而降低数字普惠金融产生的福利效果。此外,仍有部分消费者无法接触数字金融服务,由此可能产生新的数字不平等。这些都值得将来进一步深入研究。

最后,本文的研究结果具有明显的政策含义。首先,地方政府应为数字金融发展创造良好的环境。例如,努力改善制度建设、信息条件和教育水平等整体发展环境,以使数字金融发展帮助更多居民提升风险平滑能力。其次,数字金融已显示出明显的普惠性,然而现实中仍面临基础设施建设方面的短板。应建设数据共享机制,打通数据孤岛,加快数字金融基础设施建设。此外,还应积极加强数字金融知识的宣传与普及,以降低数字鸿沟问题。

## 参 考 文 献

- [1] Asdrubali, P., B. E. Sørensen, and O. Yosha, "Channels of Interstate Risk Sharing: United States 1963-90", *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111 (4), 1081-1110.
- [2] Attanasio, O. P., and N. Pavoni, "Risk Sharing in Private Information Models Asset Accumulation: Explaining the Excess Smoothness of Consumption", *Econometrica*, 2011, 79 (4), 1027-1068.
- [3] Bai, Y., and J. Zhang, "Financial Integration and International Risk Sharing", *Journal of International Economics*, 2012, 86 (1), 17-32.
- [4] Baland, J. M., C. Guirkingier, and C. Mali, "Pretending to Be Poor: Borrowing to Escape Forced Solidarity in Cameroon", *Economic Development and Cultural Change*, 2011, 60 (1), 1-16.
- [5] Coate, S., and M. Ravallion, "Reciprocity without Commitment: Characterization and Performance of Informal Insurance Arrangements", *Journal of Development Economics*, 1993, 40 (1), 1-24.
- [6] De Weerd, J., and S. Dercon, "Risk-sharing Networks and Insurance against Illness", *Journal of Development Economics*, 2006, 81 (2), 337-356.

- [7] Evans, M. D., and V. V. Hnatkowska, "International Capital Flows, Returns and World Financial Integration", *Journal of International Economics*, 2014, 92 (1), 14-33.
- [8] Flood, R. P., N. P. Marion, and A. Matsumoto, "International Risk Sharing during the Globalization Era", *Canadian Journal of Economics*, 2012, 45 (2), 394-416.
- [9] Genicot, G., and D. Ray, "Group Formation in Risk-Sharing Arrangements", *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (1), 87-113.
- [10] Gertler, P., and J. Gruber, "Insuring Consumption against Illness", *American Economic Review*, 2002, 92 (1), 51-76.
- [11] 甘犁、尹志超、贾男、徐舒、马双, "中国家庭资产状况及住房需求分析", 《金融研究》, 2013年第4期, 第1—14页。
- [12] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云, "测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征", 《经济学》(季刊), 2020年第19卷第4期, 第1401—1418页。
- [13] 黄益平、黄卓, "中国的数字金融发展: 现在与未来", 《经济学》(季刊), 2018年第17卷第4期, 第1489—1502页。
- [14] Jack, W., and T. Suri, "Risk Sharing and Transaction Costs: Evidence from Kenya's Mobile Money Revolution", *American Economic Review*, 2014, 104 (1), 183-223.
- [15] Kose, M. A., E. S. Prasad, and M. E. Terrones, "Does Financial Globalization Promote Risk Sharing?", *Journal of Development Economics*, 2009, 89 (2), 258-270.
- [16] Lai, J. T., I. K. Yan, X. Yi, and H. Zhang, "Digital Financial Inclusion and Consumption Smoothing in China", *China and World Economy*, 2020, 28 (1), 64-93.
- [17] Lardy, N., "Financial Repression in China", *Peterson Institute for International Economics Working Paper*, 2008, No. PB08-8, 1-6.
- [18] Li, Z., and L. Liu, "Financial Globalization, Domestic Financial Freedom and Risk Sharing across Countries", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2018, 55, 151-169.
- [19] Ligon, E., "Risk Sharing and Information in Village Economics", *Review of Economic Studies*, 1998, 65 (4), 847-864.
- [20] Ligon, E., J. P. Thomas, and T. Worrall, "Informal Insurance Arrangements with Limited Commitment: Theory and Evidence from Village Economies", *Review of Economic Studies*, 2002, 69 (1), 209-244.
- [21] Pakko, M. R., "Characterizing Cross-country Consumption Correlations", *Review of Economics and Statistics*, 1998, 80 (1), 169-174.
- [22] Phelan, C., "On the Long Run Implications of Repeated Moral Hazard", *Economic Theory*, 1998, 79 (2), 174-191.
- [23] Rosenzweig, M. R., and O. Stark, "Consumption Smoothing, Migration, and Evidence from Rural India", *Journal of Political Economy*, 1989, 97 (4), 905-926.
- [24] Sørensen, B. E., Y. T. Wu, O. Yosha, and Y. Zhu, "Home Bias and International Risk Sharing: Twin Puzzles Separated at Birth", *Journal of International Money and Finance*, 2007, 26 (4), 587-605.
- [25] Thomas, J., and T. Worrall, "Income Fluctuation and Asymmetric Information: Example of a Repeated Principal-Agent Problem", *Journal of Economic Theory*, 1990, 51 (2), 367-390.
- [26] Townsend, R. M., "Risk and Insurance in Village India", *Econometrica*, 1994, 62 (3), 539-591.
- [27] Townsend, R. M., "Consumption Insurance: An Evaluation of Risk-bearing Low-income Economies", *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9 (3), 83-102.

- [28] Udry, C., "Risk and Insurance in a Rural Credit Market: An Empirical Investigation in Northern Nigeria", *Review of Economic Studies*, 1994, 61 (3), 495-26.
- [29] World Bank, "Digital Finance: Empowering the Poor via New Technologies", April 10, 2014. Available at: <https://www.worldbank.org/en/news/feature/2014/04/10/digital-finance-empowering-poor-new-technologies>. (Accessed on November 30, 2017).
- [30] Yang, D., and H. Choi, "Are Remittances Insurance? Evidence from Rainfall in the Philippines", *The World Bank Economic Review*, 2007, 21 (2), 219-248.

## Digital Financial Inclusion and Household Risk Smoothing: Chinese Household-level Evidence

WANG Xun\*    WANG Xue  
(Peking University)

**Abstract** We examine how development of digital finance affects household risk smoothing in China. We provide convincing evidence that households that experience idiosyncratic negative shocks on income growth exhibit a disproportionately lower level of reduction in idiosyncratic consumption growth in regions with better developed digital finance, and this is not just attributable to the improved risk sharing through the reduction in transaction costs of remittance that digital finance provides, but also due to the liquidity and saving effects that digital financial products may generate. However, the development of traditional banking credit market does not appear to promote household risk smoothing.

**Keywords** digital finance, household risk smoothing, banking credit market

**JEL Classification** E42, G22, O16

---

\* Corresponding Author: Wang Xun, National School of Development, Peking University, Haidian District, Beijing 100871, China; Tel: 86-10-62756628; E-mail: xunwang@nsd.pku.edu.cn.