

网络信息渠道如何影响家庭金融市场参与? ——基于CFPS(2018)数据的实证研究

□ 倪江飞¹ 王婷婷²

(1. 中国社会科学院 经济研究所,北京 100836 2. 天津外国语大学 国际商学院,天津 300011)

摘要:文章基于2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,研究了网络信息渠道对家庭金融市场参与的作用并分析其作用机制。研究表明,网络信息渠道可以提高家庭金融市场参与率,这种作用一定程度上来自于对其他信息渠道的替代。网络信息渠道的作用发挥存在地区异质性,即东部地区的集聚效应对网络信息渠道作用的发挥产生正向的影响;而西部地区对主效应产生负向影响,并且该负向影响只存在于参与金融市场可能性较低的家庭中。此外,网络信息渠道的作用效果不会因为家庭来自农村或者城市的影响而有不同。因此,要重视网络建设,打破参与金融市场的信息壁垒,引领现代新型创新企业在西部地区发展,发挥产业、企业集聚效应,为家庭参与金融市场提供良好的基础,从而让更多居民参与到金融市场投资中去。

关键词:家庭金融投资;网络信息渠道;交互效应;中国家庭追踪调查

中图分类号:F832

文献标识码:A

文章编号:1007-5682(2021)05-0078-11

一、引言与文献综述

伴随着中国金融市场的高速发展,居民生活水平不断提高,家庭参与金融市场投资逐渐成为社会各界关注的焦点。党的十九大报告指出,我国社会主要矛盾已经转变为人民日益增长的美好生活需要同不平衡不充分的发展之间的矛盾;并强调要增进民生福祉,把改革成果更多地惠及人民。2021年政府工作报告也明确强调要优先稳就业促增收保民生,提高居民消费意愿和能力,适应群众多元化需求。居民家庭通过参与金融市场投资可以促进收入增长,有助于共同富裕的实现。研究家庭金融市场参与,不仅可以引导居民手中的闲置资金从储蓄转向投资,增加家庭财富,更好地满足人民对美好生活的需要,还可以让更多的资本在全社会流动,解决国内储蓄率居高不下的问题,这对于构建以国内大循环为主的“双循环”经济发展新格局具有重要的意义。

然而当前中国家庭金融市场参与率较低,依据2017年中国家庭金融调查数据(China Household

Finance Survey, CHFS),中国家庭股票市场参与率仅为8.62%。相比而言,根据Guiso等的测算,美国约有50%的家庭参与股票市场^[1]。现有文献可将家庭金融参与的影响因素分为三类:第一是经济背景状况,第二是个体特征,第三是信息获取渠道。其中,就经济背景状况而言,已有研究集中在劳动收入风险^[2-5]、健康风险^[6-8]以及住房和商业投资^[9-10]三个方面,就个体特征而言,已有众多国内外学者研究年龄、收入、性别、受教育程度、金融知识和金融素养对家庭参与金融市场的影响^[11-18];就信息获取渠道而言,主要是分析以报刊、电视、广播等为代表的传统信息渠道和以互联网为媒介的网络信息渠道对家庭金融参与的影响^[19-23]。

通过对家庭金融市场参与的国内外研究现状进行分析,本文认为仍然有补充完善的余地。第一,信息渠道可以进行多层次划分,网络信息渠道和其他信息渠道之间的关系等尚未有人进行全面的论述;第二,网络信息渠道作用的发挥是否会因不同地区而有所不同,关于这一问题还未有人论述;第三,网

收稿日期:2021-08-22

基金项目:国家社会科学基金青年项目(20CGL023)

作者简介:倪江飞(1986-),男,安徽寿县人,博士,中国社会科学院经济研究所博士后;王婷婷(1995-)(通讯作者),女,内蒙古包头人,天津外国语大学国际商学院硕士研究生。感谢匿名审稿人的宝贵建议,当然文责自负。

络信息渠道相比报刊等传统的信息渠道,具有获取成本低、快捷并且不受地域限制等优势,那么,对于不同的人群,比如城市家庭和农村家庭,网络信息渠道的作用发挥是否会不同?这一问题也值得思考。为了弥补上述研究的不足之处,本文将重点研究影响家庭金融参与的信息渠道。基于报刊杂志广播的传统信息渠道、基于手机短信的现代信息渠道以及基于社交的社会互动,一直以来都是获取金融市场信息的重要渠道。伴随着互联网平台的出现,网络信息渠道会对家庭金融市场参与产生什么样的影响?它的出现是否会替代其他信息渠道?上述问题构成了本文研究的出发点。带着上述疑问,本文将主要利用2018年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)数据,研究网络信息渠道对家庭金融市场参与的作用,并且试图分析其作用机理。

本文在内容上对网络信息渠道和其他信息渠道的关系做出了全面的分析,在实证方法上利用非线性模型的交互项对信息渠道之间的替代关系进行更为深入的阐述,分析了不同地区、不同家庭对网络信息渠道的作用效果的影响。结果发现,东部地区对网络信息渠道的作用发挥起到促进作用;而西部地区对网络信息渠道的作用发挥具有阻碍作用,并且该阻碍作用只针对参与金融市场概率较小的家庭。互联网的存在大大降低了金融市场参与的信息门槛,使网络信息渠道的作用效果不会因为家庭来自城市或者农村而有显著的不同。上述内容都是以往文献并未提到的,本文所给出的实证分析是对已有文献的重要补充和完善。

接下来,本文的结构安排如下:第二部分是机制分析;第三部分是模型与变量;第四部分是估计结果,包括稳健性检验;第五部分是结论和对策。

二、机制分析

本文重点研究网络信息渠道对家庭金融市场参与的影响。利用网络获取信息具有报刊、电视、广播等传统信息渠道所不具有的优势,包括可以自主选择信息、提高搜寻信息的效率、增加信息获取的准确度、降低获取信息的成本等。金融市场投资活动与信息时效性息息相关,利用互联网掌握的信息可以更好地参与金融市场。据此,本文提出:

假设1:网络信息渠道对家庭金融市场参与有正向的影响。

网络信息渠道是信息渠道中的一个重要组成部分。除此之外,信息渠道还包括以电视、报刊、广播为主要媒介构成的传统信息渠道、以手机为主要媒介构成的现代信息渠道和以社会成员交流为主要方式

的社会互动。那么网络信息渠道对家庭金融参与决策影响的主效应,是否是因为替代了其他信息渠道而发挥作用?关于这一问题,郭士祺和梁平汉在之前的研究有所涉及,其利用线性概率模型的交互项指出社会互动和网络信息渠道有一定的替代关系^[19]。然而,现在并未有文献对网络信息渠道和传统信息渠道、现代信息渠道、社会互动的替代关系做出全面的说明。事实上,家庭使用互联网获取信息时,会减少使用电视、报刊、广播等媒介获取信息,更少地利用手机短信获取信息,甚至由于网络的出现,减少与他人的交流,从而丧失了观察性金融知识学习的机会,间接影响家庭金融市场参与。因此,网络信息渠道可能会对其他信息渠道产生替代作用。据此,本文提出:

假设2:网络信息渠道可能会替代其他信息渠道而对家庭金融参与产生促进作用。

不同地区对网络信息渠道的作用发挥有何影响,是接下来本文需要思考的问题。集聚效应是指各种产业在空间上集中会吸引经济活动向该地区靠拢的现象。东部地区的经济发展水平高,网络基础建设完善,吸引了大量现代企业靠拢。据《中国基本单位统计年鉴2020》数据显示,2019年东部地区互联网和相关业务的企业有78687个,中部地区有30332个,西部地区有22256个,东部地区互联网和相关业务的企业个数是西部地区的3.5倍,2019年东部地区的金融业企业数量是88359,是西部地区金融企业的4.2倍。由此可见,东部地区互联网相关业务和金融业明显比西部地区发达,东部地区的集聚效应要比中部、西部的集聚效应强。有了相关企业、产业的支撑,东部地区的家庭在互联网信息获取方面应该比西部地区的家庭更具优势。据此,本文提出:

假设3:地区会影响网络信息渠道作用发挥的效果,东部地区的“集聚效应”应该会促进网络信息渠道在提高家庭金融市场参与率中的作用,而西部地区会对网络信息渠道发挥的促进作用产生负向的影响。

对于农村家庭和城市家庭是如何影响网络信息渠道的作用发挥这一问题,董晓林指出互联网等新型信息渠道会显著提高农村家庭参与金融市场的可能性,且促进作用略大于城镇家庭^[22]。周广肃和梁琪则给出不同的结论,他们认为互联网对股票投资促进效果主要存在那些本身就具有能力进行投资的家庭^[27]。本文认为,由于利用互联网获取信息可以大大降低家庭搜索相关金融信息的时间成本,无论是城市家庭还是农村家庭都可以利用互联网对金融知识进行免费学习,互联网的存在大大降低了金融市场参与的

信息门槛;所以本文推测,互联网等新型信息渠道会提高城市家庭和农村家庭参与金融市场的可能性,且促进作用并没有差异,即家庭类型不会影响网络信息渠道的作用效果。据此,本文提出:

假设4:参与金融市场的无论是农村家庭还是城市家庭,对网络信息渠道促进作用的影响都没有显著的差别。

通过实证分析,本文的结论如下:网络信息渠道对家庭金融市场参与有着稳定的显著的正向影响;网络信息渠道对现代信息渠道具有替代作用,而对传统信息渠道和社会互动的替代作用只存在于金融市场参与概率较低的家庭中;东部地区由于集聚效应的存在对网络信息渠道发挥促进家庭参与金融市场的作用起到了促进作用,而西部地区对网络信息渠道作用发挥的阻碍作用主要是针对参与金融市场可能性低的家庭;家庭类型对网络信息渠道作用效果的影响只能在参与金融市场可能性低的家庭中体现出来,就整体而言,网络信息渠道的促进作用不会因城市家庭和农村家庭的差别而有显著的差异。

三、模型、数据与变量

(一)样本选择与数据来源

本文使用的数据来自于2018年在全国范围内开展的中国家庭追踪调查(CFPS),该调查是一项全国性、综合性的社会追踪调查项目,从2010年开始,对永久追踪对象进行每两年一次的跟踪访问,反映了社区、家庭、个体三个层次的数据。该数据为国内研究者提供了研究中国家庭金融问题的高质量微观数据,主要包括住房和金融财富、消费、收入、信贷约束和社会保险等。2018年该调查涵盖了全国31省(市、自治区)的14217户家庭、37354个居民。CFPS数据覆盖了受访家庭中每个家庭成员的信息,其中“家庭成员数”从1到17不等,本文将“问卷主要受访者”作为每个家庭的代表,通过对异常值、缺失值的删除,剩余的有效样本家庭有4556个,其中城镇家庭3150户,农村家庭1302户。本文认为2018年的数据完整、问卷结构完善,对研究家庭金融问题具有很强的代表性。为保证结果的稳健性,本文还在模型中纳入2014年、2016年的调查数据进行稳健性检验。

(二)模型构建及变量选取

本文模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \text{net_message}_{it} + \beta_2 \text{net_message}_{it-1} + X_{it} \beta_0 + \mu_{it}$$

其中,被解释变量 Y_{it} 代表家庭金融市场参与; net_message_{it} 是本文关注的网络信息渠道的变量, β_1 体现了网络信息渠道对家庭金融市场参与的影响,

根据本文假设,网络信息渠道应该会促进家庭参与金融市场,因此 β_1 的符号应该为正。由于在上一期家庭利用网络获取信息会影响到当期的家庭金融市场参与,所以本文将上一期的网络信息渠道变量 $\text{net_message}_{it-1}$ 也纳入模型中进行控制。 X_{it} 是控制变量,主要包括个体特征变量和家庭特征变量,其中个体特征变量包括年龄、性别、受教育程度、是否已婚、户口类型、是否党员,家庭特征变量包括收入、家庭成员人数、家庭负债。本文接下来将对上述变量展开详细阐述,变量的描述性结果可见表1。

1. 被解释变量:家庭金融市场参与

家庭参与金融市场的决策,可以分为参与正规金融市场以及参与非正规金融市场。其中,参与正规金融市场主要包括家庭参与股票、债券、基金、信托产品、外汇产品的投资,参与非正规金融市场主要是指家庭参与民间借贷。本文主要研究家庭参与正规金融市场的情况,所以根据CFPS问卷,如果家庭持有上述金融资产的任意一种,本文就认为该家庭参与了金融市场投资活动,赋值为1,否则为0。

2. 解释变量:信息渠道和家庭使用互联网情况

本文主要关注的是网络信息渠道,已有的研究主要采用网络通讯费支出作为网络信息渠道的代理变量^{[19][22]},但是此类数据并不能很好地描述家庭利用网络获取信息的情况。因此本文依据CFPS中“互联网对您获取信息的重要性”字段构造描述网络信息渠道的代理变量 net_message ,取值从1到5,表示重要程度依次加深。

其他信息渠道也是本文关注的变量,用于研究网络信息渠道和其他信息渠道的关系。其他信息渠道主要包括以通过电视、报纸、期刊杂志和广播获取信息为代表的传统信息渠道、以通过手机短信获取信息为代表的现代信息渠道和通过社会互动获取信息的渠道。其中传统信息渠道通过问卷中“电视、报纸、期刊杂志和广播对您获取信息的重要性”字段进行构造,通过对上述程度变量得分进行加总再求平均,即为每一个家庭认为的通过传统信息渠道获取信息的重要性,现代信息渠道则是依据CFPS中“手机信息对您获取信息的重要性”字段进行构造,依赖口头交流获取信息进行决策也是居民获取信息的重要渠道之一^[24],而CFPS中“他人转告对您获取信息的重要性”字段可以成为描述社会互动的代理变量。

家庭利用互联网获取信息,从而做出是否参与金融市场的决策与家庭是否上网密切相关,因为家庭首先得使用互联网,然后才能利用互联网这个渠

道获取信息。从这个角度看,是否使用互联网影响家庭金融市场参与决策的信息来源。而使用互联网的途径又可以分为两种:移动设备(如手机、平板)和电脑。因此,本文采用CFPS中“是否使用移动设备上互联网”“是否使用电脑上网”作为工具变量衡量家庭使用互联网的情况。

3. 控制变量

依据国内外已有文献,本文的控制变量主要有家庭成员人口特征变量、家庭特征变量以及其他可能会影响到网络信息渠道对家庭金融市场参与影响的变量。通过对问卷中缺失值、异常值的处理,最后

保留4556个有效样本去做回归分析。变量的描述性统计在表1中给出。由表1可以看出,2018年家庭参与金融市场的占比很低,仅有10%。网络信息渠道的均值高于其他信息渠道,说明家庭认为通过互联网渠道去获得信息的重要程度是显著高于其他信息渠道的,其中73%的样本家庭会选择使用移动设备上互联网,36%的样本家庭会选择使用电脑上网。此外,本文样本的平均年龄为42岁;男女比例分配较为平均,54%的样本是男性,46%的样本是女性;样本平均受教育年限为10年;样本中82%是已婚,13%的样本是中共党员,61%的样本来自农村,20%的家庭有负债。

表1 变量描述性统计

变量名称	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
家庭金融市场参与	4556	0.10	0.30	0.00	1.00
网络信息渠道(2018)	4556	3.58	1.50	1.00	5.00
网络信息渠道(2016)	4556	3.18	1.59	1.00	5.00
传统信息渠道	4556	2.25	0.89	1.00	5.00
现代信息渠道	4556	2.85	1.39	1.00	5.00
社会互动	4556	2.69	1.24	1.00	5.00
是否手机上网	4556	0.73	0.45	0.00	1.00
是否电脑上网	4556	0.36	0.48	0.00	1.00
家庭收入(对数)	4556	10.21	0.87	5.01	15.55
年龄	4556	42.48	12.76	17.00	86.00
性别	4556	0.54	0.50	0.00	1.00
受教育程度	4556	10.20	4.29	0.00	23.00
婚姻状况	4556	0.82	0.39	0.00	1.00
是否党员	4556	0.13	0.34	0.00	1.00
户口	4556	0.61	0.49	0.00	1.00
家庭人口规模	4556	3.39	1.77	1.00	17.00
贷款情况	4556	0.20	0.40	0.00	1.00

资料来源:网络信息渠道(2016)来自CFPS(2016),其它均是根据CFPS(2018)数据整理。

四、实证分析

(一)网络信息渠道与家庭金融市场参与:基准分析

表2提供了家庭金融市场参与的回归结果。由于被解释变量家庭金融市场参与具有二元的特征,因此本文采取PROBIT模型进行分析。其中PROBIT模型报告的结果均为边际估计效应,所有的标准差均为异方差稳健的标准差^①。

由于每一列进入模型的变量不同,对应的观测值缺失状况不同,所以每一列观测值的总数有所不同。列(1)是基本回归方程,结果显示网络信息渠道的系数显著为正,说明家庭使用互联网渠道获取信息会对家庭参与金

融市场产生显著的正向影响,而且列(1)的系数表明,网络信息渠道重要程度每增加一单位,家庭参与金融市场的概率将提高1.58%。考虑到职业类别、产业特征和地区发展都会对家庭参与金融市场产生影响,本文采取逐步加入虚拟变量的办法来消除这些影响因素对收入的影响。其中,列(2)加入了职业固定效应,列(3)进一步控制了产业固定效应,列(4)又进一步对地区固定效应进行控制。与假设1一致,引入固定效应后,网络信息渠道对家庭参与金融市场仍然有着显著的正向影响。同时,可以看到,网络信息渠道的滞后一期对家庭金融市场参与也有显著的正向影响,说明家庭在前期通过网络渠道获取信息,也会促进当期家庭参与金融市场。

^①本文也用LOGIT模型进行了估计,结果相似。

表 2 2018 年网络信息渠道对家庭金融市场参与的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
网络信息渠道(2018)	0.0158*** (0.0039)	0.0183*** (0.0044)	0.0184*** (0.0045)	0.0186*** (0.0045)
网络信息渠道(2016)	0.0126*** (0.0036)	0.0130*** (0.0040)	0.0126*** (0.0040)	0.0121*** (0.0040)
家庭收入(对数)	0.0690*** (0.0059)	0.0722*** (0.0068)	0.0726*** (0.0067)	0.0641*** (0.0066)
年龄	0.0020*** (0.0004)	0.0021*** (0.0005)	0.0021*** (0.0005)	0.0021*** (0.0005)
性别	0.0048 (0.0082)	0.0033 (0.0109)	0.0040 (0.0109)	0.0024 (0.0109)
受教育程度	0.0073*** (0.0015)	0.0078*** (0.0019)	0.0075*** (0.0019)	0.0080*** (0.0019)
婚姻状况	0.0039 (0.0116)	0.0016 (0.0133)	0.0034 (0.0132)	0.0016 (0.0132)
户口	-0.0665*** (0.0089)	-0.0769*** (0.0104)	-0.0762*** (0.0103)	-0.0794*** (0.0102)
家庭人口规模	0.0110*** (0.0027)	0.0126*** (0.0031)	0.0124*** (0.0031)	0.0100*** (0.0031)
贷款情况	-0.0242** (0.0112)	-0.0231* (0.0126)	-0.0223* (0.0125)	-0.0189 (0.0126)
是否党员	0.0056 (0.0108)	0.0025 (0.0128)	0.0020 (0.0130)	0.0042 (0.0129)
职业固定效应	无	有	有	有
产业固定效应	无	无	有	有
地区固定效应	无	无	无	有
观测值	4562	3850	3849	3849
伪 R ² /R ²	0.2186	0.2524	0.2585	0.2681

资料来源:由于篇幅限制,表中只呈现了关键变量的回归结果;***、**、* 分别代表 1%、5%、10%的显著性水平;括号中为异方差稳健的标准误。下同。

(二)网络信息渠道发挥作用的机制:替代其他信息渠道

上文证实了网络信息渠道对家庭参与金融市场有着显著的正向影响,那么这种影响是否是替代了其他信息渠道从而发挥作用的?为解决这一问题,本文引入网络信息渠道和其他信息渠道的交互项,去分析网络信息渠道对其他信息渠道的替代作用。PROBIT 模型中交互作用效应的大小并不等同于交互项的边际效应,甚至符号和显著性也可能因此而不正确。针对上述情况,本文引入“inteff”命令来衡量交互项的边际效应^[26]。

由表 3 可知,网络信息渠道和其他信息渠道的交互效应均为负值,可以初步说明网络信息渠道和其他信息渠道是存在替代作用的;但由于显著性的问题,本文将结合图 1 至图 6 对替代作用进行具体

分析。第一,网络信息渠道对传统信息渠道的替代。图 1 报告了网络信息渠道和传统信息渠道的交互效应,结果显示交互效应为负,说明传统信息渠道的存在会削弱网络信息渠道的作用发挥,即二者存在相互替代的关系。但如表 3 所示,交互项的值是 -0.0044,Z 是 -1.58(绝对值小于 1.96),就整体样本而言这个交互项是不显著的。图 2 则说明在 5%的显著性水平下,只有当家庭参与金融市场的预测概率小于 0.2 的情况下,这个替代效应才会存在。第二,网络信息渠道对现代信息渠道的替代。图 3 报告了网络信息渠道和现代信息渠道的交互作用,结果显示交互项的系数为负,说明现代信息渠道的存在会削弱网络信息渠道的作用发挥,即二者存在替代关系。如表 3 所示,交互效应的值是 -0.0054,此时 Z 是 -2.54,说明交互项在 5%的显著性水平下显著为负。通过图 4

的 Z 统计量的分布图,也能判断 Z 是显著为负的。因此,网络信息渠道会通过替代现代信息渠道而对家庭金融市场参与发挥作用。第三,网络信息渠道对社会互动的替代。图 5 报告了网络信息渠道和社会互动的交互效应,结果显示交互效应为负,说明社会互动的存在会削弱网络信息渠道的作用发挥,即二者存在替代关系。但由表 3 可以看到,网络信息渠道和社会互动交互效应是 -0.0032 Z 值是 -1.67,说明交互效应在 5% 的显著性水平下并不显著,即对于整体样本来说,网络信息渠道和社会互动并没有相互替代的关系。图 6 则说明在 5% 的显著性水平下,只有

当家庭参与金融市场的预测概率小于 0.2 的时候,网络信息渠道才能通过替代社会互动而对家庭金融市场参与发挥作用。

综上所述,网络信息渠道对传统信息渠道和社会互动的替代作用只存在于金融市场参与概率较低的家庭中,而不存在于金融市场参与概率较高的家庭中,即对于有更小可能性参与到家庭金融市场的家庭,网络信息渠道对家庭金融市场参与的作用部分来自于对传统信息渠道和社会互动的替代。此外,网络信息渠道在一定程度上是替代了现代信息渠道而对家庭金融市场参与发挥作用的,符合本文的假设 2。

表 3 网络信息渠道与其他信息渠道的替代情况

变量名称		观测值	均值	标准差	最小值	最大值
网络信息渠道 x 传统信息渠道	交互效应	5377	-0.0044	0.0032	-0.0105	0.0002
	交互效应的标准差	5377	0.0032	0.0028	0.0000	0.0096
	交互效应的 Z 值	5377	-1.5805	0.3545	-3.0576	0.0845
网络信息渠道 x 现代信息渠道	交互效应	5381	-0.0054	0.0044	-0.0144	0.0000
	交互效应的标准差	5381	0.0021	0.0018	0.0000	0.0066
	交互效应的 Z 值	5381	-2.5422	0.6855	-4.2833	-0.1351
网络信息渠道 x 社会互动	交互效应	5383	-0.0032	0.0024	-0.0078	0.0004
	交互效应的标准差	5383	0.0022	0.0020	0.0000	0.0073
	交互效应的 Z 值	5383	-1.6745	0.3500	-2.5367	0.3692

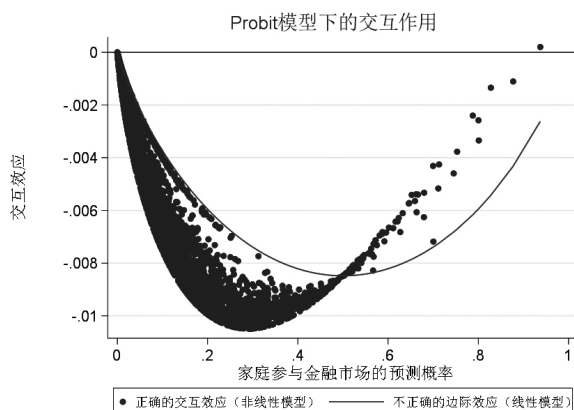


图 1 网络信息渠道 x 传统信息渠道的交互效应

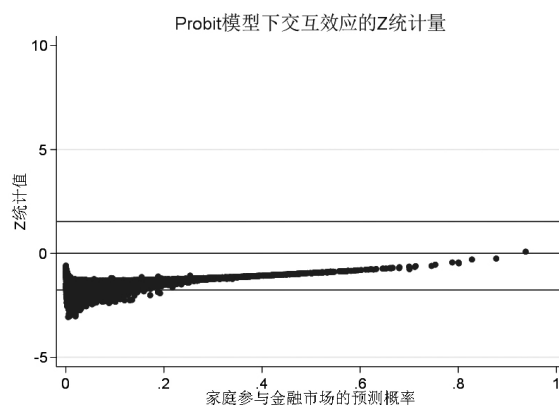


图 2 网络信息渠道 x 传统信息渠道的 Z 统计量

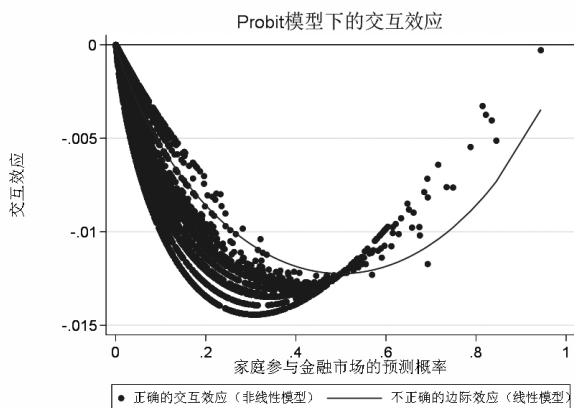


图 3 网络信息渠道 x 现代信息渠道的交互效应

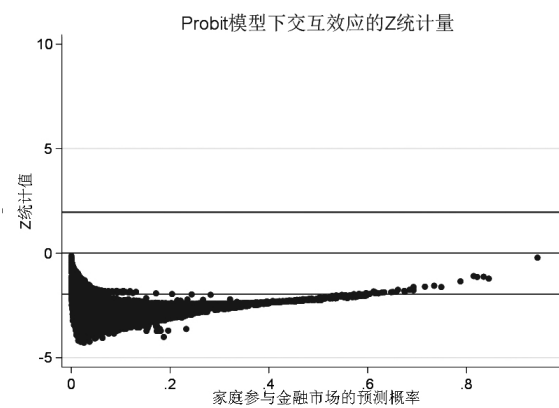


图 4 网络信息渠道 x 现代信息渠道的 Z 统计量

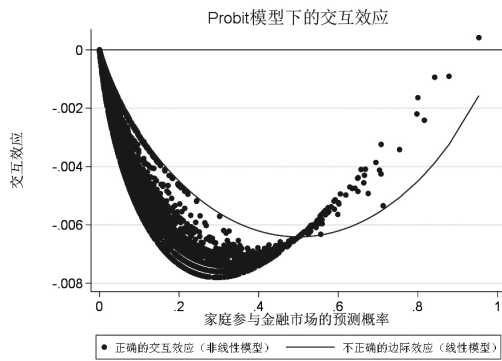


图5 网络信息渠道 x 社会互动的交互效应

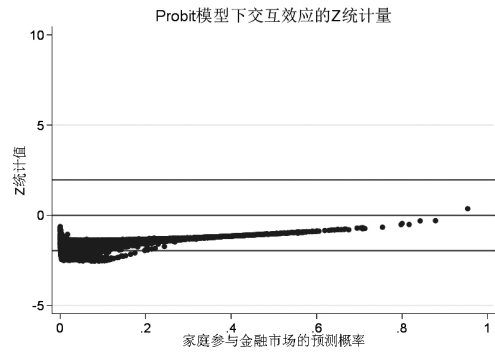


图6 网络信息渠道 x 社会互动的 Z 统计量

(三)网络信息渠道的地区集聚效应和家庭金融参与

进一步地,本文关注不同地区对网络信息渠道作用发挥的影响,因此引入不同地区与网络信息渠道的交互项进行分析。在非线性的情况下,本文依旧考虑用“inteff”命令对交互效应进行说明。如表4所示,网络信息渠道与东部地区的交互效应是0.0082,在5%的显著性水平下显著为正,说明东部地区会促进网络信息渠道作用的发挥;网络信息渠道与中部地区的交互效应也是正值,但Z值小于1.96,说明该交互项并不显著;网络信息渠道和西部地区的交互效应是-0.0044,初步说明西部地区会阻碍网络信息渠道作用的

发挥,但此时并不显著。本文通过图7和图8对西部地区进行进一步的分析。图7说明网络信息渠道与西部地区的交互效应有正有负;但是在家庭参与金融市场的概率小于0.4时,这个交互效应是负值。图8给出了交互效应的Z值,表明家庭参与金融市场的概率小于0.2时,此时的交互效应是显著的。因此,对于参与金融市场可能性较小的家庭,西部地区对家庭金融市场参与起到阻碍作用。综上所述,东部地区对网络信息渠道发挥促进家庭参与金融市场的作用起到了正向作用,而西部地区对网络信息渠道作用发挥的阻碍作用主要是针对参与金融市场概率较小的家庭,这在一定程度上符合本文的假设3。

表4 网络信息渠道对家庭金融市场参与影响的地区异质性

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
网络信息渠道 x 东部地区	交互效应	5445	0.0082	0.0045	-0.0089	0.0147
	交互效应的标准差	5445	0.0059	0.0050	0.0000	0.0180
	交互效应的 Z 值	5445	2.0879	1.0148	-1.3100	5.0833
网络信息渠道 x 中部地区	交互效应	5445	0.0072	0.0075	-0.0006	0.0274
	交互效应的标准差	5445	0.0077	0.0071	0.0000	0.0255
	交互效应的 Z 值	5445	0.5963	0.6013	-1.0851	1.1521
网络信息渠道 x 西部地区	交互效应	5445	-0.0044	0.0027	-0.0090	0.0123
	交互效应的标准差	5445	0.0080	0.0080	0.0000	0.0306
	交互效应的 Z 值	5445	-1.3248	0.9949	-3.7579	0.9149

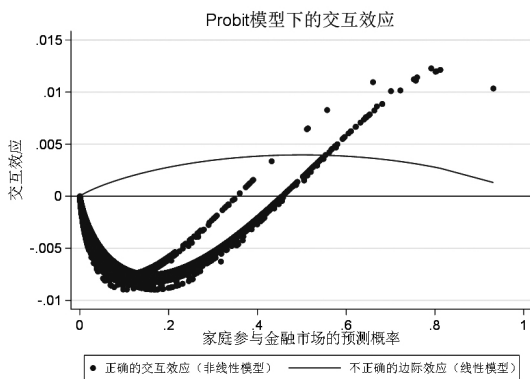


图7 网络信息渠道 x 西部地区的交互效应

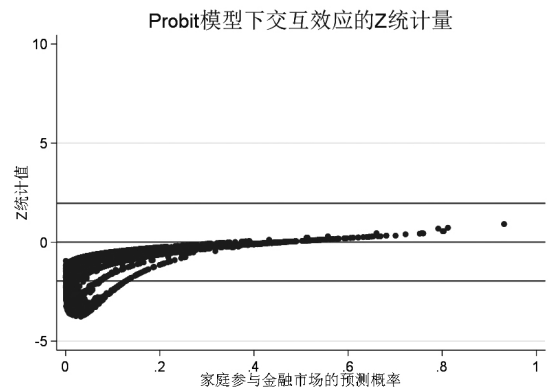


图8 网络信息渠道 x 西部地区的 Z 统计量

(四)网络信息渠道、家庭类型、家庭金融参与

网络信息渠道对家庭金融市场参与影响作用的大小,会不会因为家庭来自农村或者城市而不同?本文将就这一问题测试网络信息渠道的作用发挥是否受到家庭类型的影响。董晓林等把样本划分为城市家庭和农村家庭,通过分组回归发现互联网信息渠道会促进城市家庭参与金融市场;而对于农村家庭来说,网络信息渠道也能促进家庭参与金融市场,而且互联网信息渠道对提高其金融市场参与度的作用比城市家庭更加显著^[22]。本文认为既然是衡量对于不同家庭类型网络信息渠道作用发挥的大小,用互联网信息渠道 \times 农村家庭这个交互项的估计系数去衡量将更加合适。但 PROBIT 模型中交互作用效应的大小并不等于交互项的边际效应,甚至符号和显著性也可能因此而不正确。针对这一情况,本文引入“inteff”命令来衡量交互项的边际效应^[26]。

由表 5 可知,平均而言,与城市家庭相比,农村家庭将网络信息渠道的作用效果降低了 0.47%,但是通过 Z 值的平均值 -1.6 判断,该交互项系数并不显著。本文报告了正确的交互作用效果(图 9)以及用于

评估显著的置信区间(图 10)以进行更详细的说明,其中图 9、图 10 的横轴是家庭参与金融市场的预测概率。图 9 说明交互效应有正有负;图 10 说明对于金融市场参与可能性小于 0.2 的家庭,农村家庭对网络信息渠道的作用发挥有着负向的影响。但就整体而言 Z 是 -1.6,交互项的系数在 5%的显著性水平下并不显著。因此本文可以得出以下结论:网络信息渠道对家庭金融市场参与产生正向影响的作用大小,并不会因为城市家庭或者农村家庭而不同,这与董晓林等研究的结论不同^[22]。对于农村家庭来说,互联网信息渠道对提高金融市场参与度的作用并没有显著高于城市家庭。因此,家庭类型对网络信息渠道作用效果的影响只能在参与金融市场可能性低的家庭中体现出来,就整体而言,网络信息渠道的促进作用不会因城市家庭和农村家庭的差别而有显著的差异。对此可能的解释是,无论是城市家庭还是农村家庭,均可以通过互联网信息渠道获取信息,而在网络上获取信息具有成本低、易获取的特点,降低了家庭获取信息的门槛,因此家庭类型对于网络信息渠道作用的发挥不存在异质性。

表 5 网络信息渠道与家庭类型的交互作用

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
交互效应	5383	-0.0047	0.0041	-0.0116	0.0254
交互效应的标准差	5383	0.0062	0.0047	0.0000	0.0183
交互效应的 Z 值	5383	-1.6017	1.3099	-5.2651	2.5657

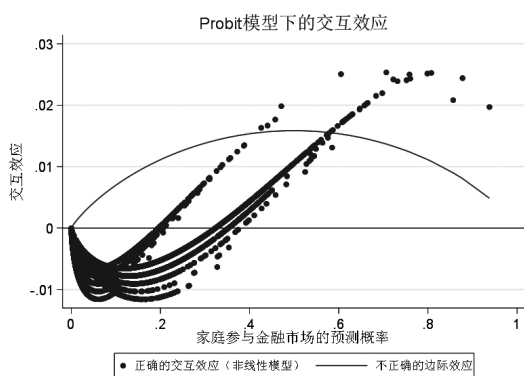


图 9 Probit 模型下的交互效应

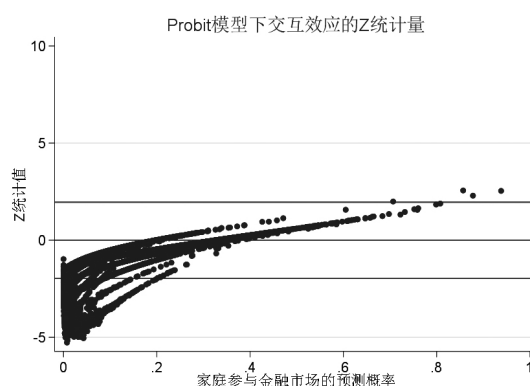


图 10 Probit 模型下的 Z 统计量

(五)稳健性检验

本文的稳健性检验主要分为两个部分:首先,用 2016 年的 CFPS 数据对模型进行检验;其次,利用描述“家庭是否使用互联网”的工具变量,对模型进行内生性问题的检验。具体如下:

如表 6 所示,利用 CFPS(2016)的数据对模型进行检验,列(1)报告了基准回归的方程,列(2)至列

(4)逐步控制了职业固定效应、产业固定效应和地区固定效应。由网络信息渠道的系数可知,其与假设 1 一致,网络信息渠道对家庭金融市场参与有着显著的正向的影响,并且家庭前期通过网络渠道获取信息也会促进当期家庭参与金融市场。

家庭利用互联网获取信息来决定是否参与金融市场与家庭是否使用互联网密切相关,因为家庭首先得

表 6 2016 年网络信息渠道对家庭金融市场参与的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
网络信息渠道(2016)	0.0096*** (0.0017)	0.0081*** (0.0019)	0.0141*** (0.0048)	0.0130*** (0.0048)
网络信息渠道(2014)	0.0084*** (0.0016)	0.0076*** (0.0018)	0.0158*** (0.0045)	0.0158*** (0.0045)
家庭收入(对数)	0.0215*** (0.0045)	0.0117*** (0.0039)	0.0222*** (0.0055)	0.0156*** (0.0053)
年龄	0.0009*** (0.0002)	0.0014*** (0.0002)	0.0033*** (0.0006)	0.0032*** (0.0006)
性别	0.0005 (0.0039)	-0.0018 (0.0052)	0.0017 (0.0124)	-0.0018 (0.0123)
受教育程度	0.0054*** (0.0006)	0.0055*** (0.0009)	0.0140*** (0.0021)	0.0140*** (0.0021)
婚姻状况	0.0106* (0.0060)	0.0151** (0.0075)	0.0186 (0.0173)	0.0232 (0.0171)
户口	0.0531*** (0.0048)	0.0386*** (0.0052)	0.0871*** (0.0129)	0.0939*** (0.0128)
家庭人口规模	0.0011 (0.0014)	-0.0002 (0.0016)	0.0032 (0.0039)	0.0006 (0.0039)
贷款情况	-0.0191** (0.0085)	-0.0193** (0.0088)	-0.0422** (0.0205)	-0.0396* (0.0205)
是否党员	0.0054 (0.0054)	0.0079 (0.0062)	0.0184 (0.0144)	0.0262* (0.0142)
职业固定效应	无	有	有	有
产业固定效应	无	无	有	有
地区固定效应	无	无	无	有
观测值	10806	7754	3216	3216
伪 R ² /R ²	0.3075	0.3712	0.2511	0.2700

使用互联网,然后才能利用互联网这个渠道获取信息。从这个角度看,是否使用互联网影响家庭金融市场参与决策的信息来源。而使用互联网的途径又可以分为两种:移动设备(如手机、平板)和电脑。基于上述思路,本文加入 CFPS 中描述家庭使用互联网情况的两个变量“是否使用移动设备上网”“是否使用电脑上网”作为工具变量解决文章中可能存在的内生性问题,同时使用两阶段最小二乘法进行估计,估计结果如表 7 所示。

表 7 的估计结果证明了本文的推断,“网络信息渠道”存在内生性,并且模型不存在过度识别问题。第一阶段回归结果中调整的 R 平方等于 0.4242,说明工具变量对于内生变量具有较强的解释力。第二阶段回归结果中,“网络信息渠道”变量的拟合值作为自变量进入回归中,系数是 0.4314,自变量依旧在 1%的显著水平下显著。综上所述,可以得出结论:网络信息渠道的确对家庭金融参与有显著的正向影响。

表 7 Probit 两阶段最小二乘:是否电脑上网、手机上网

第一阶段回归:		A-R ² =0.4242 N=4618				
网络信息渠道	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
是否手机上网	1.1883	0.0466	25.52	0.0000	1.0970	1.2796
是否电脑上网	0.2321	0.0435	5.34	0.0000	0.1468	0.3172
第二阶段回归:						
网络信息渠道	0.4314		5.45	0.0000	0.2762	0.5867

Wald test of exogeneity (corr = 0): chi2(1) = 15.12 Prob > chi2 = 0.0001

Test of overidentifying restrictions: Amemiya-Lee-Newey minimum chi-sq statistic: 24.217 Chi-sq(1) P-value=0.0000

注:控制了个体、家庭特征变量以及职业、产业和地区固定效应。

五、结论与对策建议

本文重点研究了网络信息渠道对家庭金融市场参与的影响以及其作用机制,并利用2016、2018年CFPS数据实证检验了网络信息渠道对家庭金融市场参与的正向影响,而且发现这种正向影响在一定程度上是因为替代了其他信息渠道而形成的。此外,本文还检验了不同地区对网络信息渠道作用发挥的影响:东部地区由于企业集聚效应的存在对网络信息渠道在促进家庭参与金融市场方面起到了促进作用,而西部地区会在一定程度上对主效应起到阻碍作用。本文还得出了一个与已有研究不同的结论:家庭类型对网络信息渠道作用效果的影响只能在参与金融市场可能性低的家庭中体现出来,就整体而言,网络信息渠道对家庭金融市场参与产生正向影响的作用大小并不会因为城市家庭或者农村家庭而不同。

综上所述,网络信息渠道对家庭参与金融市场投资决策的重要性不言而喻,所以要重视网络信息渠道的作用。据此,本文提出以下对策建议:

第一,要重视网络建设,尤其是新型网络基础设施建设,落实好5G基站和数据中心的建设。发挥互联网信息渠道在缩小家庭获取信息差异的重要作用,推动信息在不同地区的公平流动,这对于引导家庭进行资产配置和投资方面将产生积极作用。

第二,要持续加强收入调节,缩小收入差距,扎实推进共同富裕,争取让更多民众脱离资金约束的限制,以便更好地参与金融市场投资。尤其对于广大的农村地区而言,我国要继续强化农村现代化建设,改善农村网络基础设施薄弱的状况,打破农村“信息孤岛”的局面,这对于发挥互联网信息渠道的作用有着重要的意义。

第三,要发挥企业集聚效应对金融的支持作用。通过对《中国基本单位统计年鉴2020》的数据分析,东部地区从事第三产业的企业数量是2053.05万,中部地区是749.2万,西部地区是699.02万,东部地区和西部地区从事第三产业的企业数量差距大;在第三产业中从事信息传输、软件和信息技术服务业(包括电信、广播和卫星传输服务、互联网和相关业务以及软件和信息技术服务业)以及金融业的企业数量地域差异很大;互联网信息技术相关的企业在中西部地区很少,且对这些地区的支持力度不足。对此,要继续落实西部大开发的战略,缩小东西部地区在基础建设上的差距,并且引领现代新型创新企业在西部地区发展,发挥产业、企业集聚效应,逐步缩小东西部地区的差距,同时要开展互联网金融产品创新,

发挥金融对实体经济的支持作用,最终形成实体经济对金融业、金融业对实体经济双向互动的良性循环机制,从而为家庭参与金融市场提供一个良好的环境。

[参考文献]

- [1] Guiso, L., Jappelli, T., and Terlizzese, D. Income Risk, Borrowing Constraints and Portfolio Choice[J]. *The American Economic Review*, 1994, 86(1): 158-172.
- [2] Henry, J., Odonnat, I., and Ricart, R. The Financial Behavior of French Households[J]. *Economic Modelling*, 1992, 9(3): 270-289.
- [3] Annette, V. Towards an Explanation of Household Portfolio Choice Heterogeneity: Nonfinancial Income and Participation Cost Structures[R]. National Bureau of Economic Research, 2002.
- [4] 宗庆庆,刘冲,周亚虹. 社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据[J]. *金融研究*, 2015, (10): 99-114.
- [5] 葛永波,陈虹宇,赵国庆. 金融排斥视角下非农就业与农村家庭金融资产配置行为研究[J]. *当代经济科学*, 2021, (3): 16-31.
- [6] Fan, E., and Zhao, R. Health Status and Portfolio Choice: Causality or Heterogeneity? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33(6): 1079-1088.
- [7] 雷晓燕,周月刚. 中国家庭的资产组合选择: 健康状况与风险偏好[J]. *金融研究*, 2010, (1): 31-45.
- [8] 刘雪颖,王亚柯. 商业健康保险对家庭风险金融资产投资的影响研究[J]. *财贸研究*, 2021, (5): 49-61.
- [9] 吴卫星,易安然,郑建明. 中国居民家庭投资结构: 基于生命周期、财富和住房的实证分析[J]. *经济研究*, 2010, 45(S1): 72-82.
- [10] 陈娟娟,林宏妹. 住房公积金与家庭风险金融资产投资——基于2013年CHFS的实证研究[J]. *金融研究*, 2021, (4): 92-110.
- [11] Barber, B. M., and Terrance, O. Boys Will Be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116(1): 261-92.
- [12] Behrman, J. R., Mitchell, O. S., and Soo, C. K., et al. How Financial Literacy Affects Household Wealth Accumulation [J]. *American Economic Review*, 2012, 102(3): 300-304.
- [13] 陈永伟,史宇鹏,权五燮. 住房财富、金融市场参与和家庭资产组合选择——来自中国城市的证据[J]. *金融研究*, 2015, (4): 1-18.
- [14] 周弘. 风险态度、消费者金融教育与家庭金融市场参与[J]. *经济科学*, 2015, (1): 79-88.
- [15] 宋全云,吴雨,尹志超. 金融知识视角下的家庭信贷行为研究[J]. *金融研究*, 2017, (6): 95-110.
- [16] 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): 62-75.
- [17] Zou, J., and Deng, X. Financial Literacy, Housing Value and Household Financial Market Participation: Evidence from Urban China[J]. *China Economic Review*, 2019, (55): 52-66.
- [18] Hastings, J. S., and Mitchell, O. How Financial Literacy and Impatience Shape Retirement Wealth and Investment Behaviors[J]. *Journal of Pension Economics & Finance*, 2020, 1(1): 1-20.
- [19] 郭士祺,梁平汉. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于

- 2011年中国家庭金融调查的实证研究[J]. 经济研究, 2014, (S1): 116-131.
- [20] Carpio, R., Guo M. X., and Liu Y., et al. Wealth Heterogeneity, Information Acquisition and Equity Home Bias: Evidence from U. S. Household Surveys of Consumer Finance[J]. Journal of Banking and Finance, 2021, 126:1-21.
- [21] Lu, T., and Ning, T. Social Interactions in Asset Allocation Decisions: Evidence from 401(k) Pension Plan Investors[J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 2019, 159(3): 1-14.
- [22] 董晓林, 于文平, 朱敏杰. 不同信息渠道下城乡家庭金融市场参与及资产选择行为研究[J]. 财贸研究, 2017, (4): 33-42.
- [23] 王智茂, 任碧云, 张 岩. 互联网信息渠道促进家庭金融投资了吗?[J]. 贵州社会科学, 2019, (10): 123-130.
- [24] Ellison, G., and Fudenberg, D. Word-of-Mouth Communication and Social Learning[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(1): 93-125.
- [25] Norton, E., Wang, H., and Ai, C. Computing Interaction Effects and Standard Errors in Logit and Probit Models[J]. The Stata Journal, 2004, 4(2):154-167.
- [26] Ai, C., and Norton, E. C. Interaction Terms in Logit and Probit Models. Economics Letters[J]. 2003, 80(1): 123-129.
- [27] 周广肃, 梁 琪. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J]. 金融研究, 2018, (1): 84-101.
- (责任编辑:湘潭大学 侯新烁)

How does Network Information Channel Affect Family Financial Market Participation: Empirical Research Based on CFPS (2018) Data

Ni Jiang-fei¹ Wang Ting-ting²

(1. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China;

2. School of International Business, Tianjin Foreign Studies University, Tianjin 300011, China)

Abstract: Based on the data from the CFPS (2018), this paper studies the effect of network of information channels on household financial market participation and analyzes its mechanism. Our analysis indicates that network information channels can increase the participation rate of household financial markets, and this effect, to a certain degree, comes from the substitution of other information channels. The role of network information channels has regional heterogeneity, which means that the agglomeration effect in the eastern region has a positive impact on the role of network information channels, while the western and northeastern regions have negative effect, and the negative impact only exists in families with low possibility of participating in the financial market. In addition, there will be no significance difference that the role of information network has brought about, whatever families come from countryside or urban area. Therefore, we should pay attention to network construction, break the information barriers to participate in the financial market, lead the development of modern new innovative enterprises in the western region, give full play to the agglomeration effect of industries and enterprises, and provide a good foundation for families to participate in the financial market, to enable more residents to participate in the investment in the financial market.

Key Words: Household Financial Investment; Network Information Channel; Interaction Effect; CFPS