金融可得性与互联网金融风险防范
——基于网络传销案件的实证分析

梁平汉, 江鸿泽

[摘要] 网络传销作为一种非法互联网金融活动,引发了严重的互联网金融风险。本文利用手工整理的2009—2018年7334份传销刑事判决书,基于传销组织"金字塔"结构特点,以标准化后的被告人数衡量网络传销发案率,构建地级市层面网络传销发案率的面板数据,从投资者资产配置的角度研究地区金融可得性对网络传销参与的影响。实证结果表明:网络传销显著降低了当地社会的信任程度;金融可得性的提高能够有效抑制网络传销的发展,基于一系列稳健性检验和工具变量的分析仍然支持这一结果,这种抑制效果主要出现在东中部地区。在机制分析中,基于2015年存款利率市场化改革的双重差分分析表明,金融可得性通过加剧市场竞争优化了投资收益,降低了投资者参与网络传销的可能性。本文表明,发展普惠金融,扩大金融市场开放,促进金融市场有序竞争,对于从源头上治理和打击网络传销等非法互联网金融活动、防范互联网金融风险、保护中小投资者利益具有积极意义。

[关键词] 金融可得性; 利率市场化; 互联网金融风险; 网络传销

[中图分类号]F832 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2020)04-0116-19

一、引言

党的十九大报告提出,要健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线。在互联网金融快速发展的背景下,如何防范互联网金融风险成为一个重要的现实课题。近年来,某些互联网金融机构以新技术为"外衣""脱实向虚",缺乏真实的投资价值,实际上属于"庞氏骗局"(Ponzi Scheme),①严重损害投资人利益,造成了巨大风险。例如,"泛亚有色金属交易所"一案涉及受害者约

[收稿日期] 2020-01-27

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目"创新驱动与政府角色"(批准号16JJD630009);国家自然科学基金面上项目"基于虚拟仿真技术的社会信任机制实验研究"(批准号71873149)。

[作者简介] 梁平汉,中山大学中国公共管理研究中心研究员,政治与公共事务管理学院教授,博士生导师,经济学博士;江鸿泽,中山大学政治与公共事务管理学院博士研究生。通讯作者:梁平汉,电子邮箱:liangph5@mail.sysu.edu.cn。本文受到中山大学高校基本科研业务专项资金的资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 按照美国证券交易委员会(SEC)的定义,"庞氏骗局"是利用新进投资者的资金向现有投资者支付回报的投资欺诈形式。其组织者经常声称将资金投资于无风险或低风险的高收益投资决策中,从而不断吸引新的投资者,但只有很少或几乎没有合法收入,实际上就是"击鼓传花"。当难以招募到足够多的新进投资者或者大批投资者要求兑现时,"庞氏骗局"就会土崩瓦解。

22 万人,累计投资金额达 400 多亿元(郭芳和何方竹,2015)。曾经火爆一时的网络借贷行业也鱼龙混杂,存在着“庞氏骗局”陷阱(朱家祥等,2018;王正位等,2019)。例如,在“e 租宝”一案中,据一审判决书披露,涉及受害者约 115 万人,集资约 762 亿元,损失约 380 亿元。[①]案件曝光后引发了网络借贷行业的系统性风险,造成大批网贷参与者恐慌性出逃。

对于“庞氏骗局”类互联网金融风险的治理,一方面需要市场监管、公安、金融、司法等部门加大打击力度,另一方面需要深入认识“庞氏骗局”的长期负面后果和产生环境,从而构建有效遏制“庞氏骗局”扩散的机制。那么,为什么会有投资者受害于“庞氏骗局”呢?Tennant(2011)对牙买加 402 名“庞氏骗局”投资者的调查研究发现,投资者随着教育程度的提高会减少投资比例。王正位等(2019)对“e 租宝”88.9 万名投资者的全部借款项目与每日交易数据的研究表明,投资者的投资探索行为使其逐步积累并强化对平台的信任。丁驰骋和邱瑾(2016)对 622 起非法集资案的分析表明,女性更易受信贷约束,导致女性参与非法集资的比例和涉案金额更高。由此可见,投资者受害不仅有其主观因素,也与其所处的金融制度环境有着密切联系。

实证研究中,本文主要关注网络传销(Internet Pyramid Scheme)这类重要而典型的互联网金融非法经营活动。传销以推销产品、提供服务、投资项目等经营活动为名,实际上实施“拉人头”、收入会费等行为(陈兴良,2016),本质上是一种缺少真实投资价值、“击鼓传花”式的“庞氏骗局”。传销活动大体可以分为两类:聚集式传销和网络传销。聚集式传销采用面对面形式,运用暴力手段或精神控制受害者,诱惑或强迫其参与传销,并利用其社交网络发展下线。而网络传销则以互联网或移动互联网为架构建立,行为人通过网络账户等形式参与,往往将其视作一种高收益投资渠道,而不知是在参与传销。例如,在“云数贸”网络传销案[②]中,传销组织以购买原始股、公司上市后可以获取相应股份的资格来吸引投资人,声称这类股份未来可以交易,误导投资者视其为一种合法化的股权投资渠道。因此,网络传销因具有“庞氏骗局”特征而存在巨大的互联网金融风险。这种风险波及面可能很大,如网络传销案件“善心汇”[③]的涉案人员约 598 万人,涉案金额约 1046 亿元,被告人张天明等人非法获利约 22 亿元。

1990 年传销模式被引入中国,1998 年国务院下发通知规定即刻予以全面禁止。2005 年 8 月 23 日国务院颁布《直销管理条例》和《禁止传销条例》,通过立法定义了非法传销和合法直销。2009 年 2 月 28 日《中华人民共和国刑法修正案(七)》增设组织、领导传销活动罪,为惩治组织、领导传销活动犯罪提供了法律依据。中国裁判文书网相关案件显示,2009 年网络传销刑事判决文书数量为 2 件,仅占当年传销刑事判决文书的 9.09%,之后这一数值逐年上升,截至 2018 年,网络传销刑事判决文书数量达 1299 件,占当年传销刑事判决文书的 56.95%。2019 年国家市场监督管理总局《关于做好 2019 年传销重点城市、重点地区打击整治工作的通知》指出,网络传销已逐步取代聚集式传销,成为主流的传销犯罪行为。

2019 年李克强总理在《政府工作报告》中专门提出打击非法集资、传销等经济犯罪。网络传销有怎样的长期危害?网络传销貌似套路陈旧,为何在现代社会仍然层出不穷?为什么会有如此多的投资者受害于网络传销?其蔓延与金融制度环境有何关系?通常来说,绝大多数网络传销的参与者事先并未意识到在参与“击鼓传花”,误以为在做具有真实基础价值的投资。因此,网络传销在投资

① 详见“网贷之家”网站(https://www.wdzj.com/news/yybb/55936.html)。

② 详见湖南省汨罗市人民法院〔2018〕湘 0681 刑初 49 号(中国裁判文书网,http://wenshu.court.gov.cn/)。

③ 详见湖南省双牌县人民法院〔2019〕湘 1123 刑初 146 号(中国裁判文书网,http://wenshu.court.gov.cn/)。

者事前看来只是一种较有吸引力的投资方式。[①]既然如此,金融市场的整体投资环境以及替代性投资渠道是影响网络传销发展的重要因素。本文基于投资者资产配置角度,对投资者参与网络传销行为做了实证研究。本文的基本理论逻辑是,在投资者眼中未被曝光的网络传销只是一种风险资产,因此,投资者将其与其他投资方式做收益和风险比较,决定是否将其纳入资产组合中。所以,获取金融资源的难易程度即金融可得性,将对投资者是否参与网络传销产生重要影响。

本文以金融可得性刻画投资者所面临的金融投资环境,尝试从这一角度研究投资者参与网络传销的原因。本文认为,金融可得性的扩张提升了市场上金融机构的竞争程度,从而优化了投资收益率,增加了正规金融投资工具的吸引力,降低了投资者参与网络传销的意愿。本文利用最高人民法院中国裁判文书网2009—2018年全国各地法院7334份传销刑事判决书,匹配历年《中国城市统计年鉴》数据以及中国银行保险监督管理委员会网站中的银行分支机构数据,构建了2009—2017年地级市层面的面板数据,实证研究了金融可得性对网络传销活动的影响。由于传销活动的非法性和隐秘性,研究者往往难以直接测算所有受害者规模(Bosley et al.,2019),基于网络传销组织的"金字塔"结构特征,本文认为传销案件被告人数(包括组织者和领导者)可以反映受害者的规模,因此,用每百万人网络传销被告人数衡量网络传销发案率。本文利用2016年中国劳动力动态调查数据,分析了网络传销的社会危害,发现城市层面网络传销发案率的提升会显著减少个人对周围环境的信任水平和总体信任水平。进一步地,本文的实证研究表明,区域金融可得性的提高会显著减少网络传销的发案率。稳健性检验和工具变量研究支持了主要结果,且金融可得性的正面效果主要体现在东中部发达地区。在影响机制方面,本文将2015年存款利率市场化政策作为一个自然实验,实证结果发现,存款利率市场化政策有效抑制了网络传销的发展,并且金融可得性较高地区的网络传销发案率相对于较低地区出现了显著下降,这验证了金融可得性通过优化投资收益率来阻止网络传销扩散的影响渠道。没有证据表明,金融可得性可以通过改善金融服务水平影响网络传销。

本文可能的边际贡献体现在以下几个方面:①揭示了网络传销对于社会信任的负面影响,为深入理解互联网金融风险的长期负面后果、促使公众和监管部门提高认识、加大监管和防范力度提供依据;②从宏观金融投资环境的制度视角出发,从资产配置的角度分析了金融可得性对网络传销的影响及其机制,与关注投资者参与"庞氏骗局"个人因素的现有文献形成互补,为构建有效防范互联网金融风险的机制提供启示;③运用系统的司法大数据定量研究网络传销,扩展了对网络传销、非法集资等非法金融活动的实证研究领域,对研究广义的金融欺诈行为具有启发意义。

本文结构安排如下:第二部分提出研究假说;第三部分给出研究设计;第四部分从社会信任的角度分析网络传销的长期危害;第五部分研究金融可得性与网络传销之间的关系;第六部分以存款利率市场化政策作为一个自然实验,分析金融可得性影响网络传销的机制;最后是本文的结论和政策启示。

二、研究假说

传销活动大体可分为聚集式传销和网络传销两类,其集资方式都是传销上线人员对下线人员所缴纳的入会费会按比例逐级瓜分的团队计酬模式,通常以亲朋好友为对象发展下线,并且在法律中适用相同罪名。然而,聚集式传销与网络传销在以下几方面存在诸多不同:①组织载体。聚集式传销的载体为线下某个据点,部分聚集式传销还设立专门的管理团队以供传销人员的生活起居,而网

① 实际上,有时"庞氏骗局"组织者甚至并不许诺高收益率,如前纳斯达克主席麦道夫组织的"庞氏骗局"持续20年之久,其特征就是承诺的收益率并不特别高,反而有助于吸引目标群体(Damodaran,2017)。

络传销属于线上传销,其载体为互联网或移动互联网中的某个网站或 APP 等。②吸引下线的方式。聚集式传销通常以暴力手段或精神控制传销人员,引诱或强迫其发展下线,而网络传销存在一定的迷惑性,传销人员往往不清楚所处的投资平台涉嫌传销,并误将其视为一种高收益的投资方式。③识别难度。聚集式传销相对容易识别,而网络传销在不断变化的"外衣"包装下更容易迷惑投资者。根据《腾讯 2017 年度传销态势感知白皮书》,当前网络传销通常假借以下经营方式之名,实际实施传销犯罪行为,包括金融投资理财、商城返利、微商、虚拟币、网络教育、慈善、游戏等。[①]此外,还包括虚拟股票、区块链技术等(邓亮,2019)。可见,网络传销一般把自己包装为高收益的投资项目迷惑受害者,而非采取强制手段,很少涉及实际产品的销售,因此与金融欺诈特别是金融领域的"庞氏骗局"特征非常接近。依托互联网开展的网络传销可在较短时间内吸引大批传销人员,实现组织规模的急剧扩张。这也进一步放大了风险,缩短了传销组织的存续期,一旦"曝光",造成的损失也更加巨大。值得一提的是,发达的金融市场并不能对传销类型的金融诈骗完全免疫,如美国就发生了震惊世界的麦道夫案等多起著名的诈骗案(Damodaran,2017)。但是,在成熟市场中,这种诈骗涉及金额虽然可能较高,但是涉及人员规模不会太大,多在小范围内传播,否则极易被监管部门查获。

在网络传销骗局曝光之前,信息不完全的投资者将网络传销视为一种非正规的金融投资方式。投资者会根据自身偏好和约束条件最优地选择资产配置方式,以最大化自身期望效用。因此,只要投资者不是极端风险厌恶,就会将一定比例的资金投资于风险资产中 (Dow and Werlang,1992)。投资者的资产配置决策受多种个体特征因素的影响,包括性别和婚姻状况(Bertocchi et al.,2011)、社会互动水平(Hong et al.,2004)、社会资本(Guiso et al.,2004)、收入风险(Cardak and Wilkins,2009)、健康风险(Rosen and Wu,2004)等。除此之外,金融投资环境等外部因素也会对资产配置选择构成重要影响。这些外部因素在理论模型中主要体现为市场摩擦,包括交易成本、信息成本等。研究发现,投资者通常倾向于选择交易成本和信息成本更低的资产配置方式(Bogan,2008)。金融投资环境对网络传销有多种影响:落后的金融投资环境为网络传销提供了存身的土壤,网络传销组织者可以利用投资者的无知和正规金融投资机会的匮乏骗取信任;由于网络传销本身的特征,组织者作案也需要良好的金融基础设施,如网上金融、银行转账等正规金融服务等;网络传销组织者还可以利用金融市场的激烈竞争来"鱼目混珠",伪装成合法的高收益投资项目。因此,网络传销如同"病毒",既为健康的金融投资环境所不容,又试图寄生在良好金融投资环境中。

金融可得性是金融投资环境的表征之一,可能对投资者是否参与网络传销存在多种影响机制。从直接影响看,金融可得性衡量了投资者参与正规金融市场投资的难易程度。当投资者远离金融资源时,高昂的信息成本导致信息不对称等问题,提高了正规金融市场的进入成本,使得投资者无法正常参与金融市场以及合理使用金融资源(Stiglitz and Weiss,1981)。尹志超等(2015)利用中国家庭金融调查数据研究指出,金融可得性的提高能够满足家庭的金融需求,促进家庭更多地参与正规金融市场和进行资产配置,并降低家庭在非正规金融市场的参与和借出行为。当普通投资者难以接触到金融资源或者参与金融市场的成本过高时,可能选择参与网络传销。例如,在"黄金国际 EGC"网络传销案[②]中,被告人正是考虑到传统投资渠道手续繁琐,为方便才投资该网络的传销项目。因此,从资产配置的角度看,金融可得性的提升降低了金融市场的进入成本,拓宽了投资者在正规金融市场中的投资渠道和参与程度,从而减少了网络传销的参与行为。

① 资料来源:腾讯安全联合实验室《2017 年度传销态势感知白皮书》(https://slab.qq.com/news/authority/1745.html)。

② 详见广东省高州市人民法院〔2018〕粤 0981 刑初 308 号(中国裁判文书网,http://wenshu.court.gov.cn/)。

从间接影响看,金融可得性的提高可以强化金融机构间的价格竞争,使市场在金融资源的配置中发挥更大作用,从而优化投资收益率,降低网络传销的吸引力。值得一提的是,这一竞争机制发挥作用的前提是市场化的竞争环境。如果存款利率受到管制,市场竞争缺失,金融可得性的高低就不会直接影响投资收益率,而投资者可能选择其他收益率更高的替代性金融投资工具。有研究表明,早期互联网金融的兴起部分来自对存款利率的管制(邱晗等,2018)。

利率市场化是指以中央银行指定的基础利率为基础,由金融机构根据市场资金供求关系及资金松紧程度自主决定存贷款利率水平的利率定价机制,进而有效实现资金优化配置的过程(马弘和郭于玮,2016;杨筝等,2017),分为贷款利率市场化和存款利率市场化。2013 年中国人民银行放开贷款利率下限管制和票据贴现利率管制,标志着贷款利率管制基本放开。2014 年 11 月 22 日至 2015 年 10 月 24 日,中国人民银行连续调整存款利率浮动区间上限,最终取消存款利率浮动上限的设置,标志着存款利率管制的全面放开(郑曼妮等,2018)。

以往文献发现了贷款利率市场化对融资约束(Gelos and Werner,2002;王东静和张祥建,2007;陈胜蓝和马慧,2018)、融资结构(Harris et al.,1994;)以及商业银行经营效率(张宗益等,2012)等的影响。2015 年存款利率市场化改革后,各家金融机构间价格竞争更激烈,市场竞争更加充分(张伟华等,2018)。企业面对的竞争者数量决定了市场竞争强度,竞争者数量越多,竞争强度越大,所以金融机构更密集的城市受存款利率市场化政策影响的强度会更大。从资产配置的视角看,存款利率市场化改革意味着存款利率与银行间市场的收益率上升(陈斌开和李涛,2019),投资者相应增加银行存款及理财产品持有量(郑志来,2015)。因此,2015 年存款利率市场化改革激化了金融机构之间的竞争,优化了投资收益率,外生地提升了正规金融对于投资者的吸引力,从而降低了对于网络传销的参与和资产配置。这一影响本身与金融可得性相关,在存款利率市场化政策实施之后,银行业竞争提高是当前中国银行业结构的典型特征,冯传奇(2019)利用 2011—2017 年 88 家银行数据发现,在利率市场化以后,银行集中度越高的地区,平均存款利率越高,并且这一作用对于股份制银行、地方性银行等中小银行的影响更明显(彭建刚等,2016)。因此,金融可得性更高地区内的银行间价格竞争也更为激烈,其吸引力的提升会对投资者资产配置的改变产生更大的影响。

此外,金融可得性的提高还可能通过改善正规金融的服务水平来吸引投资者,进而降低对网络传销的参与。King and Levine(1993)研究发现,地区的金融服务水平会随着该地区的金融发展程度的提升而得到提高。金融可得性影响各地金融机构之间的竞争强度,即使在利率管制下,金融机构为了竞争存款也会改善金融服务水平,从而降低投资者的交易成本。在金融可得性更高的地区,正规金融的服务水平更高,投资者享受到的金融服务质量更高,参与金融市场投资的交易成本更低,更有意愿减少网络传销的参与。

本文以审理法院审判的网络传销刑事判决文书为基础,构建城市层面的面板数据,以城市为样本,研究城市金融可得性对网络传销规模的影响。值得注意的是,很多判决文书中并没有明确说明传销参与人数,而且即使提到这一数字,也并不能精确地反映传销受害者人数。因此,本文用城市层面传销案件的被告人数衡量网络传销发案率,以反映投资者参与网络传销的水平。综上所述,本文提出:

假说 1:地区金融可得性的提高通过强化金融机构间竞争,提升了正规金融的投资收益率,迫使组织网络传销的成本增加,导致其发案率降低,但是对聚集式传销的发案率没有影响。

假说 2:地区金融可得性的提高通过改善金融服务水平,降低了投资者的交易成本,导致网络传销的吸引力减弱,其发案率降低。

三、研究设计

1. 数据来源

本文构建了 2009—2017 年中国 279 个地级市及 4 个直辖市的面板数据，数据来自历年《中国城市统计年鉴》、中国银行保险监督管理委员会网站，以及中国裁判文书网。部分地级市在部分年份的统计数据有缺失，本文利用各省（市、自治区）统计年鉴的数据尽可能将其补齐。

除法律规定的特殊情形外（如国家机密、未成年犯罪、涉及商业机密等），发生法律效力的裁判文书一般都在中国裁判文书网上公布，是本文识别传销犯罪最为完整、准确的数据来源。对于传销案件的检索，本文做如下处理：①在中国裁判文书网上以“传销”为关键词做标题检索，案由选择“刑事”案件；②设置文书类型为“判决书”，时间跨度为“2018 年及以前”。本文将获取的每一份文书编码并去掉重复记录的文书和无效文书[①]。进一步地，本文做如下处理来识别网络传销案件：案件中的传销组织以互联网或移动互联网为载体来实施“拉人头”和收入会费等行为，判决书中出现电子币、虚拟货币、用户名、网络会员、网络投资、网络平台、网上交易、网上借贷、运作网站、激活码、网络分红等关键词[②]。需要说明的是，这里的互联网或移动互联网是网络传销运作的载体，而不是发展、联络下线的手段。除网络传销外，本文将其他类型的传销案件记录为聚集式传销。

本文的数据采集时间是 2019 年 6 月 1 日。传销刑事判决书在 2009—2018 年间共有 7334 份，包含 21771 名被告人。从审理程序看，一审、二审、再审的案件数量分别为 6982 件、341 件和 11 件，其中一审案件占 95.20%，高于张忠民（2016）计算的全国各级人民法院审理案件的一审案件占比（71.83%），这说明传销刑事判决被当事人接受的程度较高。经过审理法院所在地及案件的审判时间与城市层面相关变量匹配后[③]，本文构建了 2009—2017 年城市层面的面板数据，包括 4949 份案件文书、16035 名被告人[④]，其中网络传销文书 1526 件、被告人 4456 名。《中华人民共和国刑事诉讼法（2018 修正）》第 25 条和第 26 条规定，“刑事案件由犯罪地的人民法院管辖。如果由被告人居住地的人民法院审判更为适宜的，可以由被告人居住地的人民法院管辖。”“几个同级人民法院都有权管辖的案件，由最初受理的人民法院审判。在必要的时候，可以移送主要犯罪地的人民法院审判。”主要犯罪地是一个犯罪活动中最严重的犯罪发生地，当被告人在不同地点进行同一种犯罪活动时，其最主要的犯罪场所就是主要犯罪地，往往是被害人、证人等所在地（郭翔，1989）。因此，审判法院的所在地反映了网络传销的地域分布。

2. 变量说明

本文基于裁判文书数量衡量网络传销参与情况，这不可避免会遇到遗漏变量的问题。侦破困难

① 以下案件情况存在重复计算的问题：二审与一审是相同案件；案号相同的文书录入两次；案号不同但实属同一案件录入两次。出现以上几种情况，本文做一次记录处理。

② 在关键词检索的基础上，部分文书对于案件经过的记录比较粗略，可能出现网络传销识别的遗漏，本文通过手工处理将传销组织的名称记录后，结合相关网站的曝光，尽可能地识别网络传销。值得一提的是，撰写裁判文书的法律工作人员未必具有金融专业知识，不一定在描述案情时自觉使用金融词汇，所以本文对于网络传销的分类更多是依据其实质内容。在后文稳健性检验中，本文缩小了关键词范围，只使用与金融直接相关的关键词。

③ 本文基于审判时间确定城市层面传销发案率，这是因为传销一般持续时间较长，规模由小到大扩张，因此，组织者开始作案时参与的投资者数量较少，不足以反映网络传销的规模。

④ 由于《中国城市统计年鉴》中没有 2018 年各城市的相关变量，因此，被解释变量中没有包括 2018 年的传销判决文书。

是所有犯罪问题所要面对的共同难题,因此,裁判文书不大可能涵盖所有已经发生的网络传销犯罪行为。发案率的构建必须基于程序和证据的法律事实,而非“客观真实”(程建新等,2016),因此,破获而未被起诉或判决的传销案件也不在样本之中。而且判定组织、领导传销活动罪对于罪量有一定的要求,公安机关抓捕的传销参与人员不会都立案。2010 年 5 月 7 日最高人民检察院、公安部《关于公安机关管辖的刑事案件立案追诉标准(二)》第 78 条规定,组织、领导传销活动罪的罪量,涉嫌组织、领导的传销活动人员在 30 人以上且层级在 3 级以上的,才会对组织者、领导者立案追诉。所以,本文的被解释变量为各地区网络传销刑事案件的发案率, 用每百万人中网络传销刑事判决文书的被告人数量来度量。需要说明的是,刑事案件尽管存在犯罪黑数(未被发现、报案、立案等),但一般而言未报告案件都相对轻微(Skogan,1977),因而采用官方记录来衡量发案率是比较可靠的(Levitt,1998)。

金融可得性通常用来衡量一个地区的微观经济主体以一定成本获得正规金融服务的难易程度(肖龙铎和张兵,2017)。本文借鉴 Mookerjee and Kalipioni(2011)的方法,根据中国银行保险监督管理委员会网站上提供的银行分支机构地址、开业时间和退出时间信息,通过识别银行的成立年份和退出年份得到各城市每一年的银行机构数量, 用每万人拥有的银行机构数量衡量金融服务的可得性。经济因素是多数犯罪行为的重要决定因素,并且传销犯罪行为属于有组织犯罪(陈兴良,2016)。基于此,本文控制了人均 GDP(代表经济因素)、人口密度(控制犯罪行为便利性)、人均移动电话数与人均互联网用户数(度量网络分布密集度)、高等教育水平(度量地区受教育程度)、第三产业人数占比(控制就业结构的分布)。上述变量的说明和描述性统计见表 1。

表 1　　描述性统计

变量名称	变量说明	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
网络传销发案率	网络传销被告人数	百万人	2547	0.3963	1.2651	0.0000	23.6632
聚集式传销发案率	聚集式传销被告人数	百万人	2547	0.9784	3.2830	0.0000	53.9184
金融可得性	银行数	个/万人	2547	1.6217	0.7909	0.4033	7.1074
人均 GDP		元	2497	44608	28661	4491	215488
人口密度		人/平方公里	2542	434.7061	332.1263	4.9708	2571.3040
人均移动电话用户数	移动电话用户数	人	2546	0.9708	0.8210	0.1062	10.1653
人均互联网用户数	互联网用户数	人	2542	0.1673	0.1686	0.0001	1.9324
高等教育水平	高等教育在校学生数	万人	2513	182.4788	240.6049	0.5920	1446.1127
第三产业从业人员占比	第三产业从业人员/总从业人员	%	2546	52.0709	13.1510	9.9100	94.8200

四、网络传销的长期危害

传销是一种法律明文禁止的欺诈活动,但少数地方欺诈活动盛行。2016 年 2 月,国务院打击治理电信网络新型违法犯罪工作部际联席会议第一次会议列出全国七地作为重点整治地区。这种地域化的欺诈活动在传销活动中也有所体现, 部分源于当地部分群众甚至政府部门对于传销的危害认识模糊不清,甚至将其看作是一种“致富手段”。在鱼龙混杂的互联网金融平台发展历程中,各个

地方的监管力度存在很大差异,对于互联网金融平台的经营产生重要影响。因此,深入理解网络传销的长期危害,对于加强监管执法、提升群众认识、协力打击治理传销犯罪活动有着重要意义。

作为一种犯罪活动,网络传销的后果不仅仅是财富从受害者转移到其组织者和领导者手上,也不仅限于投资损失,还可能对受害者的社会信任等观念和态度产生严重的影响。Gurun et al.(2017)指出,“庞氏骗局”崩溃的本质就是一个信任冲击,当一个地区出现“庞氏骗局”时,投资者会改变对资产风险的看法,并将资产更多配置在相对安全的银行账户中。网络传销虽然不像聚集式传销那样仅仅发展熟人作为下线,但也往往需要借助熟人网络扩展,把欺诈伪装在“温情面纱”之后,其曝光后更容易使受害者对社会整体甚至周边熟人产生怀疑和不信任感。

受限于数据的可得性,本文无法直接测量传销受害者在参与传销前后个人感知态度的变化。为了衡量网络传销的长期危害,本文利用全国代表性微观家户调查数据,分析网络传销对个人信任的影响。数据来自 2016 年中国劳动力动态调查(CLDS)数据和本文构建的城市层面数据,共有 12769 个截面观测值,涉及全国 267 个城市。

尽管网络传销案经常波及很多地区,但在参与人和组织者更多的地区,人们可能对网络传销有更多的了解,能够更直接地感受到网络传销的负面影响。为此,本文构建如下模型来测量地区网络传销发案率对个人信任的影响:

$$y_i=\alpha+\beta Net_Crime_i+\gamma X_i+\delta urban_i+\varepsilon_i \quad (1)$$

其中,i 表示个人;y_i 表示被解释变量,对应 2016 年 CLDS 问卷中两个编码设置的问题:“问题一:您对本社区的邻里、街坊及其他居民信任吗”,回答 1 代表“非常不信任”、2 代表“不太信任”、3 代表“一般”、4 代表“比较信任”、5 代表“非常信任”;“问题二:您是否同意大多数人是可以信任的这种看法”,回答 1 代表“非常不同意”、2 代表“不同意”、3 代表“同意”、4 代表“非常同意”;Net_Crime_i 表示所在城市 2016 年的网络传销发案率;X_i 是一组个人特征变量,包括年龄、性别、婚姻状况、收入水平、受教育程度、工作状态、户口类型;$urban_i$ 是一组城市层面的控制变量,与表 1 中城市控制变量选择相同;ε_i 为随机扰动项。

考虑到 CLDS 数据中的信任是一个有序等级变量,本文使用 Ordered Logit 模型回归。表 2 报告了网络传销发案率对信任的影响。第(1)、(2)列的回归结果表明,城市网络传销发案率的提高,使得居民对周围环境的信任程度以及总体的信任水平显著降低,其优势率(Odds Ratio)分别为-0.03 和-0.05。本文在第(3)、(4)列呈现了 Ordered Logit 模型的边际效应。结果显示,当其他控制变量处

表 2　　回归结果

	(1) Ordered Logit 模型 周围信任	(2) Ordered Logit 模型 总体信任	(3) Ordered Logit 模型的边际效应 周围信任=5	(4) Ordered Logit 模型的边际效应 总体信任=4
每百万人网络传销被告人数	-0.0346***	-0.0540***	-0.0045***	-0.0031***
	(0.0125)	(0.0142)	(0.0016)	(0.0008)
城市控制变量	是	是	是	是
个人控制变量	是	是	是	是
观测值	12769	12769	12769	12769

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误。以下各表同。

于均值时,城市层面中每百万人网络传销被告人数每增加 1 人,个人对“您对本社区的邻里、街坊及其他居民信任吗”的看法为“非常信任”的概率减少 0.45%,个人对“您是否同意大多数人是可以信任的这种看法” 的看法为“非常同意”的概率减少 0.31%。这表明,网络传销活动严重伤害了社会网络中的相互信任,这是互联网金融风险的一种长期负面影响。

五、金融可得性对网络传销的影响

1. 模型设定

在分析了网络传销的微观影响后, 本文尝试从金融环境变化的角度研究投资者参与网络传销的原因。本文首先采用最小二乘法(OLS)模型来分析金融可得性对网络传销发案率的影响。模型如下:

$$Net_Crime_{it}=\alpha+\beta FA_{it}+\gamma X_{it}+\mu_i+year_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,i 表示城市,t 表示年份;Net_Crime_{it} 为每百万人网络传销被告人数;FA_{it} 为金融可得性;X_{it} 包含一系列其他控制变量;$year_t$ 为时间固定效应,用以捕获影响所有城市的因素,如经济周期、宏观经济政策等;μ_i 是城市固定效应,用以捕获影响网络传销发案率且不随时间变化的地区因素,如文化、语言等;ε_{it} 是异方差稳健标准误①。

2. 基准回归

根据方程(2)的设定,本文检验金融可得性对网络传销的净效应,同时控制城市层面的控制变量以及年份和城市的固定效应,回归结果见表 3。其中,第(1)列仅控制双向固定效应;第(2)列控制了城市层面的控制变量以及双向固定效应;在此基础上,第(3)列还控制了省份固定效应与年份固定效应的交互项,以控制省份层面随时间变化的不可观测因素对城市网络传销发案率的影响,如省份层面逐年变化的经济波动对城市网络传销发案率的影响。

可以看出,金融可得性与网络传销之间呈显著负相关。从第(2)列的结果看,平均而言,城市中每万人银行数量每增加 1 个,每百万人中网络传销被告人数减少 0.64 人。表 1 的描述性统计中城市层面每百万人中网络传销被告人数的均值为 0.40 人,比较看,这一影响非常明显。这说明,金融可得性对于防范“庞氏骗局”这类互联网金融风险有着积极作用。

表 3　　基准回归

	(1) 网络传销	(2) 网络传销	(3) 网络传销
金融可得性	–0.3803**	–0.6373***	–0.4966***
	(0.1520)	(0.1680)	(0.1660)
控制变量	否	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
省—年固定效应	否	否	是
观测值	2547	2454	2454
R–squared	0.1309	0.1396	0.3311
城市数量	283	283	283

① 本文也采用了聚类到城市层面的稳健标准误,结果一致。

3. 稳健性分析

为进一步验证基准回归结果的稳健性，表 4 和表 5 汇报了一系列相关检验结果。表 4 第(1)列中，本文使用百万人中聚集式传销被告人数作为被解释变量做证伪检验(Falsification Test)，没有发现金融可得性抑制聚集式传销。这表明聚集式传销和网络传销在发展手段上存在巨大差别。聚集式传销采用传统的人身限制行为，并非金融欺诈。在依靠暴力手段和精神控制的聚集式传销中，传销组织上下层级的“强关系”模式使得聚集式传销的参与不会太受金融可得性影响。此外，金融可得性未对聚集式传销产生影响，可以消除因各地区执法力度差异所造成的估计结果上的偏差。

考虑到直辖市的经济发展水平、人口聚集程度、市场监管水平等因素有别于其他地区，与其他地区数据掺杂在一起可能会对估计结果产生影响，表 4 第(2)列中，剔除北京、上海、天津和重庆四个直辖市，结果显示，金融可得性的提升对网络传销的抑制效果依然稳健，而且系数大小与表 3 第(2)列的主要结果几乎完全一致。表 4 第(3)列中，由于银行机构本身的异质性，在度量地区金融可得性时，剔除非商业银行(包括村镇银行、农村合作银行、农村信用社、政策性银行等)的网点数量。这是因为，这些非商业银行基本都是区域性经营，而相比于区域性经营的银行，大型商业银行通常在获取存贷款方面具有一定的比较优势(Boot and Thakor，2000)，分散风险的能力也更强，对于投资者的吸引力也有所不同，所以这里只用商业银行的网点数量衡量地区金融可得性。本文的结果仍然稳健，而且系数大小与表 3 第(2)列非常接近。在表 4 第(4)列中，剔除中国农业银行、中国建设银行、中国工商银行、中国银行四大国有商业银行的网点数量，来测量地区金融可得性，由于四大国有银行因其特殊背景，受金融市场竞争影响的程度可能较小。其估计结果仍然显著，而且系数变大，表明金融市场竞争程度确实与金融可得性的作用发挥相关。

进一步地，本文更换金融可得性变量，借鉴张成思等(2013)、杜思正等(2016)的做法，分别使用居民人均存款额(单位：万元)、金融机构存贷款总额占 GDP 比重衡量金融可得性，据此做稳健性检

表 4　　稳健性分析一

	(1) 证伪检验 聚集式传销	(2) 剔除直辖市 网络传销	(3) 剔除非商业银行 网络传销	(4) 剔除四大商业银行 网络传销	(5) 替换核心解释变量 网络传销	(6) 替换核心解释变量 网络传销
金融可得性	0.2931	−0.6351***	−0.6392***	−0.7264***		
	(0.7107)	(0.1692)	(0.1746)	(0.1899)		
居民人均存款额					−0.1611**	
					(0.0638)	
金融机构存贷款总额占 GDP 比重						−0.1905***
						(0.0497)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2454	2419	2454	2454	2454	2454
R−squared	0.1797	0.1420	0.1389	0.1398	0.1377	0.1368
城市数量	283	279	283	283	283	283

验。表 4 第(5)、(6)列显示,估计结果支持本文主要结论。[①]

为了更准确地识别与金融欺诈相关的网络传销,本文将关键词进一步缩小至与金融直接相关的范畴,包括:电子币、电子货币、虚拟货币、电子商务、动态收益、静态收益、动态分红、静态分红、网络交易、网上交易、网上投资、网络投资、网络借贷。经此处理后,得到 2009—2017 年 1103 份网络传销文书,涉及 3261 名被告人。回归结果见表 5 第(1)列,金融可得性仍然显著负面影响网络传销发案率。

由于中国裁判文书网于 2013 年 7 月设立,最高人民法院要求地方各级法院将裁判文书挂网,但 2013 年以前的案件并未全部要求强制上网。叶燕杰(2019)指出,刑事裁判文书"部分上网"并非个别地区抑或个别法院(法官)的消极所致,而是一个全国性的宏观问题,时间固定效应可以一定程度上消除这个影响。为了防止裁判文书"部分上网"问题可能造成结果偏差,表 5 第(2)列中,将面板年份跨度设置为 2013—2017 年,来验证金融可得性与网络传销发案率的关系,结果依然稳健,因此排除了这一影响。

此外,部分网络传销活动可能持续时间较长,并非只在被审判年份才从事相关活动,如果前几年已在其他地区从事传销活动并有针对性地选择流动方向,那么可能会对结果造成偏差。本文通过识别被告人作案的持续时间来解决这一问题。通过记录每名被告人进入传销组织的时间而得到被告人参与传销的持续时间[②]。表 5 第(3)—(5)列中,通过缩小被告人的作案时间窗口,分别剔除作案

表 5　　稳健性分析二

	(1) 缩小关键词 网络传销	(2) 缩小面板时间跨度 网络传销	(3) 剔除 3 年以上作案时间的被告人 网络传销	(4) 剔除 2 年以上作案时间的被告人 网络传销	(5) 剔除 1 年以上作案时间的被告人 网络传销
金融可得性	−0.4739***	−1.0312***	−0.4132***	−0.3883***	−0.2509***
	(0.1280)	(0.3842)	(0.1213)	(0.1135)	(0.0838)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	2454	1346	2454	2454	2454
R−squared	0.1006	0.0626	0.1045	0.0965	0.0715
城市数量	283	283	283	283	283

① 本文还使用了人均金融机构存款额(单位:万元)、人均金融机构贷款额(单位:万元)、居民存款总额占 GDP 比重、金融机构存款总额占 GDP 比重等作为金融可得性的衡量变量,系数仍然显著。详细结果见《中国工业经济》网站(http://www.ciejournal.org)附件。

② 大多数案件里被告人会陈述自己在何时接触或参与传销,但每位被告人陈述方式不同,口语化现象明显,因此,本文对参与时间做标准化处理,具体到月份。此外,由于每名被告人对案情陈述详细程度不同,在案件中出现多名被告人但某些被告人陈述中没有透露具体时间的情况下,本文将用同一份案件中最早接触传销的被告人参与时间来替换案件中的缺失值。最终得到 16067 名被告人参与传销的时间信息。其中,聚集式传销每名被告人参与传销时间平均约为 36.74 个月、中位数为 34 个月,网络传销平均约为 13.74 个月、中位数为 9 个月,网络传销被告人作案时间的平均值和中位数远远小于聚集式传销。

时间 3 年以上、2 年以上、1 年以上的网络传销被告人样本，来解决由于传销组织持续时间较长所带来的估计结果偏差。可以发现，即使只考虑作案持续时间 1 年以内的被告人，金融可得性对网络传销的负向影响依然显著，回归系数变小主要是由于因变量的样本数量缩小，进一步证明了本文结论的稳健性。

4. 地区异质性

表 6 第(1)—(3)列考察金融可得性对网络传销发案率影响的区域异质性。分样本回归结果显示，在东部地区，每万人银行数量每增加 1 个，每百万人网络传销被告人数减少 0.88 人，大于中部地区的 0.63 人，而这一影响在西部地区统计上并不显著。一个可能的解释是，西部地区经济发展水平较为落后，金融机构的相关配套设施尚不完备，发挥的作用相对单一(尹志超等，2019)，进而难以有效分散投资风险。相对来说，东中部地区银行功能更加多样化，金融可得性的增加使得投资者投资分散化，提升资产配置的安全程度，减少了互联网金融风险。

表 6　　地区异质性分析

	(1) 东部地区城市 网络传销	(2) 中部地区城市 网络传销	(3) 西部地区城市 网络传销
金融可得性	-0.8817***	-0.6285**	0.1764
	(0.2994)	(0.2699)	(0.3239)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
观测值	886	1054	514
R-squared	0.1989	0.1492	0.0907
城市数量	101	122	60

5. 工具变量法

基准回归模型和稳健性分析结果表明，金融可得性的提升与网络传销的扩展显著负相关。那么这一发现是否意味着因果关系呢？理论上，金融可得性对传销发案率的影响不存在明显的反向因果关系，即传销发案率的提升导致金融可得性增强。然而，影响传销发案率的因素较多，双向固定效应模型虽然可以解决一部分遗漏变量问题，但是无法控制既随时间变化又随城市变化的变量。而且，控制变量难以穷尽所有因素，城市的监管力度、司法力度、执法力度等难以观测的因素都可能与地区的网络传销发案率相关。这里试图通过工具变量法缓解遗漏变量产生的内生性问题，进一步识别金融可得性对传销发案率影响的净效应。

本文基于 2000 年各城市银行数量构造金融可得性的工具变量。使用该工具变量是基于以下考虑：一方面，中国于 2001 年加入世界贸易组织(简称“入世”)，这对于区域金融发展来说是一个外生冲击事件。众多文献表明，“入世”前后中国银行业面临不同的竞争环境(姚树洁等，2004；王鹤立，2008)，“入世”后对外资银行的准入壁垒和业务限制大幅度下降，使得各地区银行业发展发生较大变化。由于“入世”前后银行业竞争环境完全不同，2000 年银行的分布不太可能通过银行之外的其他因素影响网络传销发案率，符合排他性要求。另一方面，“入世”前的区域金融发展水平能够影响当前的金融可得性水平，满足相关性要求。但是，2000 年各城市的银行数量是一个截面数据，为与面板数据结构匹配，本文借鉴 Nunn and Qian(2014)的做法，构造了 2000 年各城市银行数量与当

前年份相对于2000年的人口增长率的交乘项,形成一个随时间变化的金融可得性的工具变量。回归结果见表7第(1)列,可见金融可得性的提高显著降低了网络传销发案率,减少了互联网金融风险,这进一步支持了假说1。

本文还借鉴了吴晓怡和邵军(2016)的做法,用解释变量的滞后期值作为工具变量,这是由于滞后项已前定,不受当期冲击,可以部分克服内生性问题(张翊等,2015)。因此,本文分别采用滞后一期和滞后二期的金融可得性变量作为工具变量做稳健性检验。结果分别见表7第(2)、(3)列。从表7的工具变量回归的结果看,第(1)—(3)列的RKF检验的值分别为57.89、221.18和59.97,表明不存在弱工具变量问题。在控制了年份、城市固定效应以及城市层面相关控制变量后,金融可得性的提高对网络传销的负向影响在1%水平上显著。

除此之外,本文参考张丹丹等(2018)关于城市层面犯罪率的研究中使用省级层面的变量作为市级层面变量的工具变量, 本文使用所在省份其他城市金融可得性的均值作为该城市金融可得性的工具变量。这是因为省内其他城市银行的分布不太可能影响该城市的执法水平等不可观测的制度性因素,满足排他性要求,而因省内各城市间地理位置相邻以及隶属关系相同,省内其他城市银行业的发展会影响该城市银行业的发展,满足了相关性要求。回归结果见表7第(4)列,弱工具变量检验RKF检验的值为225.44,结果依然在5%水平上负向显著。

表7　　工具变量回归

	(1) 网络传销	(2) 网络传销	(3) 网络传销	(4) 网络传销
第二阶段回归结果				
金融可得性	-1.6699***	-0.8407***	-1.3952***	-0.9807**
	(0.6298)	(0.2080)	(0.4451)	(0.4734)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
第一阶段回归结果				
IV1	-0.0022***			
	(0.0003)			
IV2		0.7153***		
		(0.0481)		
IV3			0.4038***	
			(0.0521)	
IV4				0.7722***
				(0.0514)
控制变量	是	是	是	是
RKF检验	57.89	221.18	59.97	225.44
观测值	2311	2178	1901	2410
R-squared	0.1216	0.1298	0.1135	0.1387
城市数量	282	283	283	278

六、影响渠道分析

金融可得性的提高可以有效抑制网络传销发案率的增长，其降低金融市场进入成本从而减少网络传销参与的直接影响机制非常直观。这里尝试检验投资者的投资收益与金融服务水平这两个渠道。

为检验假说 1，本文借鉴左翔等(2011)的研究，以 2014 年各城市金融可得性的中位数把样本城市分为两部分：高于中位数的城市作为处理组，表示高金融可得性地区；低于中位数的城市作为对照组。将 2015 年存款利率市场化政策作为一个自然实验，利用双重差分法，比较处理组和对照组在 2015 年前后网络传销发案率的变化。这里的处理组和对照组实际上都受到改革的影响，不过高金融可得性地区受改革影响的强度要高于低金融可得性地区，这种离散化处理能降低解释变量与误差项的相关性。设定如下考虑年份和城市固定效应的标准双重差分估计模型：

$$Net_Crime_{it}=\alpha+\beta H_FA_i\times post_t+\gamma X_{it}+\mu_i+year_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，Net_Crime 为每百万人网络传销被告人数。$post_t$ 为处理效应时期虚拟变量，由于存款利率市场化政策是自 2015 年开始实施，将 2015 年及之后年份的 $post_t$ 设定为 1，之前年份设定为 0。H_FA_i 是处理组的虚拟变量，表示城市是否为高金融可得性地区，如果是高金融可得性地区则将设置为 1，否则为 0。$H_FA_i\times post_t$ 表示存款利率市场化政策提出后的时期虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项，是本文关注的核心变量。X 包含一系列其他控制变量，$year_t$ 为年份固定效应，μ_i 是城市固定效应，ε_{it} 为随机误差项。

考虑到处理组和对照组内各城市的金融可得性大小不同，政策强度存在一定差异。为此，本文采用考虑年份和城市固定效应的连续型双重差分法作为稳健性检验，模型如下：

$$Net_Crime_{it}=\alpha+\beta FA_i\times post_t+\gamma X_{it}+\mu_i+year_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，FA_{it} 为金融可得性。$post_t$ 为处理效应时期虚拟变量，与方程(3)相同。$FA_i\times post_t$ 表示存款利率市场化政策提出后的时期虚拟变量与金融可得性的交互项。这个交互项以处理强度的形式捕获了政策影响(梁若冰，2019)。其他变量定义与方程(3)相同。

表 8 第(1)—(5)列报告了收益率变化这一机制的回归结果。其中，第(1)—(3)列是方程(3)的估计结果，第(4)、(5)列是方程(4)的估计结果。由第(1)、(2)列结果可知，存款利率市场化改革显著抑制了高金融可得性地区的网络传销发案率。从加入城市层面控制变量的第(2)列结果看，相对于低金融可得性地区，存款利率市场化改革使得高金融可得性地区每百万人中网络传销被告人数减少 0.49 人，这支持了假说 1。第(4)列采用金融可得性强度作为处理变量的回归结果仍然支持本文的主要结果。这表明，存款利率市场化改革减少了互联网金融风险。第(3)、(5)列使用聚集式传销发案率作为被解释变量，发现双重差分的交互项系数都不显著。这再次表明，聚集式传销与互联网金融风险关系不大，不受存款利率市场化改革的影响。

为检验假说 2，本文使用北京大学《数字普惠金融指数》中的数字金融使用深度指标衡量金融服务水平。该指标涉及 6 个金融业务维度的指标，数字金融使用深度指标值越高，说明金融服务的支付、货币、信贷、保险、投资和信用的水平越高(郭峰等，2019)，本文以此作为正规金融服务水平(*Service*)的代理变量。在经过与本文构建的城市层面数据匹配后，生成 2011—2017 年 283 个城市的面板数据。回归结果见表 8 第(6)列，结果显示，金融可得性与金融服务水平的交互项在统计意义上不显著，表明金融可得性并不是通过改善金融服务水平对网络传销发案率产生影响，拒绝了假说

表 8　　机制分析

	(1) 网络传销	(2) 网络传销	(3) 聚集式传销	(4) 网络传销	(5) 聚集式传销	(6) 网络传销
$H_FA_i \times post_t$	−0.4046***	−0.4909***	0.6475			
	(0.1347)	(0.1482)	(0.4377)			
$FA_i \times post_t$				−0.1956*	0.1458	
				(0.1035)	(0.1872)	
$FA \times Service$						0.001
						(0.001)
FA						−0.997**
						(0.398)
$Service$						−0.002
						(0.005)
控制变量	否	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2547	2454	2454	2454	2454	1901
R−squared	0.1357	0.1428	0.1822	0.1367	0.1798	0.1169
城市数	283	283	283	283	283	283

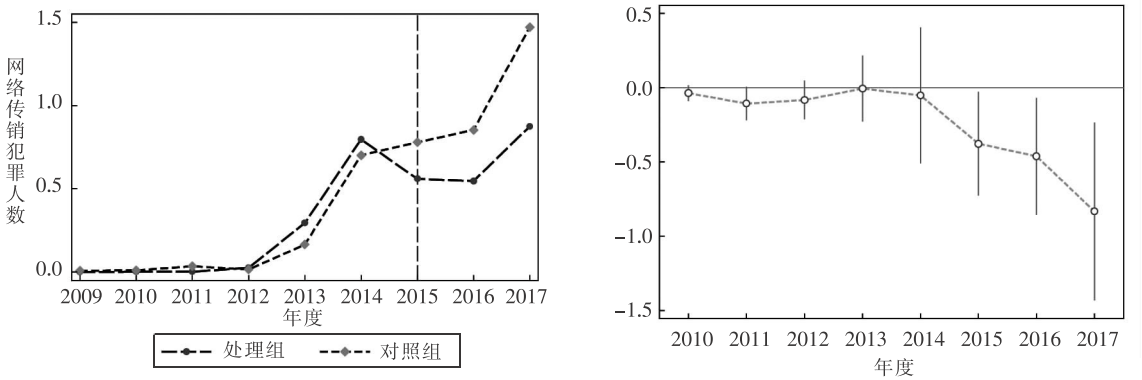
2。这也比较符合生活常识,毕竟在“击鼓传花”式的骗局中,曝光之前,行骗者经常是花言巧语、巧舌如簧。因此,提高金融服务水平并不是防范互联网金融风险的重要因素。

表 8 第(1)—(5)列双重差分的前提假设是在事件发生前,处理组和对照组的变化趋势一致。本文采用两种方法来考察高金融可得性地区和低金融可得性地区的时间趋势。方法一,直接绘制处理组和对照组的网络传销发案率走势,图 1(a)描述了两类地区网络传销发案率走势,可以发现,在存款利率市场化政策实施(2015 年)以前,处理组和对照组明显保持平稳的变化趋势,网络传销发案率增长趋势基本一致,但在政策实施后,处理组的网络传销发案率出现了一定幅度的下降,而对照组的发案率仍然在上升。

方法二,采用安慰剂检验(Placebo Test)。本文仍然使用方程(3),但是将存款利率市场化改革时间设置为 2015 年之前的 1—5 年和 2015 年之后的 2 年。图 1(b)展示了核心变量估计的系数 β 随时间变化的结果。处理组和对照组的网络传销发案率差异在 2015 年以前均不显著,表明在存款利率市场化改革前处理组和对照组的变化趋势一致,不存在显著差异。而 2015 年及以后,这一差异在 95%水平上显著,系数明显增大且为负,表明处理组地区的网络传销发案率比对照组显著下降,并且这个抑制作用具有长期效果。因此,样本通过了双重差分估计所需的平行趋势检验。进一步支持了假说 1。

七、结论与启示

随着互联网金融的不断发展,其潜在风险日益引起研究者和监管部门的重视。互联网金融机构频频“爆雷”表明,网络传销是一种重要的互联网金融风险。本文采用目前可获得数据中最完整、准确的中国裁判文书网的数据来识别网络传销发案率,通过构建城市层面 2009—2017 年面板数据考察了金融可得性与利率市场化改革对网络传销的影响。此外,还利用 2016 年中国劳动力动态调查



(a)网络传销增长趋势　　(b)系数 β 随时间变化趋势

图 1　平行趋势检验结果

数据,从微观层面研究了网络传销对信任的影响。本文发现,网络传销发案率的提高显著降低了当地人群的社会信任程度,产生了长期社会危害;金融可得性的提高显著减少了网络传销发案率;存款利率市场化改革后,高金融可得性地区网络传销发案率相对于低金融可得性地区出现显著下降,表明金融可得性的提高通过影响投资者的投资收益抑制了网络传销的发展。但是,金融可得性提高并没有通过改善金融服务水平影响网络传销。

本文的研究结论对于治理网络传销等互联网金融风险具有以下政策启示:

(1)众多受害者陷入网络传销的原因之一是由于正规金融的不可得,导致无法合理使用金融资源。网络传销作为一种非法互联网金融组织,成为一种替代性资产配置方式。在中国经济由高速增长转向高质量发展的关键时期,保护中小投资者就是保护资本市场的未来,是推动经济进一步发展的重要动力。在政策层面,政府应完善金融服务业态的构建,发展金融市场和普惠金融,提升正规金融可得性,扩大金融普及半径,降低金融进入门槛,便利投资者参与正规金融市场,这有利于家庭资产结构优化,推动投资者以更低成本、更便捷的方式获取金融服务,加强市场活力,更好发挥中小投资者从供给侧提升经济增长效益、释放经济增长新动能的作用。

(2)在经济发展初期,利率管制政策可以在一定程度上促进经济增长,但当经济水平发展到一定阶段后又会阻碍经济的持续增长(Lu and Yao,2009)。在中国,早期互联网金融的兴起正是由于对存款利率实施管制(邱晗等,2018)。本文研究表明,存款利率市场化改革是抑制网络传销发展的重要原因。因此,深化金融市场改革、扩大开放,强化市场利率的定价自律管理机制,促进银行业的良性竞争,均有利于金融资源的合理配置,提升投资者的投资收益,进而减少各种非法金融活动的吸引力,抑制互联网金融风险。从银行业的角度看,利率市场化政策使得银行业的利率差趋于缩小,银行业多元化经营、扩展非利息业务是未来发展的主要趋势。

(3)为防范互联网金融风险,监管部门应当加强对互联网金融行业的监管,严格监督平台资金流向,对其投资标的进行一定的审核,清退不合格平台,避免网络传销等非法互联网金融“爆雷”后对投资者的信任水平和投资信心造成损害。本文的研究发现,城市的网络传销发案率的增加对个人信任有显著的负向影响。因此,除了严厉打击现有网络传销等非法经济犯罪外,当地区出现大规模金融诈骗案时,相关部门应及时做好宣传工作,恢复投资者信心,健全金融欺诈方面的赔偿制度,对受骗投资者给予一定形式的经济补偿,缓解非法互联网金融活动对社会公众信心带来的长期负面影响。

本文主要从投资者需求角度研究网络传销的蔓延。作为一种犯罪活动,网络传销的领导者和组织者的个人因素对于传销组织的扩展和蔓延可能也起着重要作用。由于文书记录格式和体例不一,

更加精细的内容识读还有一定困难,因此本文暂时还没有整理被告人的个人信息,包括籍贯、教育程度、主要经历、以及案情经过。一些典型案例表明,许多网络传销组织的领导者和组织者曾经有过参与其他网络传销组织的经历,甚至成为“中层”组织者,但是由于案情较轻没有受到刑事处罚。因此,网络传销案件之间可能并非完全独立的。下一步的研究将更加系统地整理这一信息,并采用LDA主题模型、机器学习等工具对于文本进行更加深入的分析,采用社会网络分析方法探究网络传销领导者和组织者的特征和流动行为,为构建最优监管策略、完善相关监管机制做出贡献。

从法律经济学的角度看,传销活动是组织者、受害者和执法者之间的博弈均衡的结果。不同地区的金融和市场监管部门的监管力量和对于非法互联网金融活动的认识有差异,出台的监管措施也有所不同,这可能导致网络传销组织打着“互联网金融”的旗号,在监管相对薄弱的地区开展活动,进行“监管套利”。所以,深入理解各方的激励和策略对于研究互联网金融的治理非常重要,这也将是未来研究的重要方向。

〔参考文献〕

〔1〕陈斌开,李涛. 利率市场化与中国城镇居民消费[J]. 经济科学,2019,(4):31–43.

〔2〕陈胜蓝,马慧. 贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据[J]. 管理世界,2018,(11):108–120.

〔3〕陈兴良. 组织、领导传销活动罪:性质与界限[J]. 政法论坛,2016,(2):106–120.

〔4〕程建新,刘军强,王军. 人口流动、居住模式与地区间犯罪率差异[J]. 社会学研究,2016,(3):218–241.

〔5〕邓亮. 金融传销的形式、特点及防控[J]. 南方金融,2019,(3):49–55.

〔6〕丁驰骋,邱瑾. 性别与信用:非法集资主角的微观个体特征——基于网络数据挖掘的分析[J]. 财贸经济,2016,(3):78–94.

〔7〕杜思正,冼国明,冷艳丽. 中国金融发展、资本效率与对外投资水平[J]. 数量经济技术经济研究,2016,(10):17–36.

〔8〕冯传奇. 银行业结构与地方性银行存款利率——基于中国存款利率市场化的研究[J]. 当代财经,2019,(8):58–70.

〔9〕郭芳,何方竹. 泛亚危机:400亿的“庞氏骗局”[J]. 中国经济周刊,2015,(37):16–25.

〔10〕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[R]. 北京大学数字金融研究中心工作论文,2019.

〔11〕郭翔. 犯罪学词典[M]. 上海:上海人民出版社,1989.

〔12〕梁若冰. 财政激励与消失的女性[J]. 经济学(季刊),2019,(2):461–482.

〔13〕马弘,郭于玮. 利率市场化与信贷歧视——基于2004年贷款利率改革的倍差法检验[R]. 经济研究工作论文,2016.

〔14〕彭建刚,王舒军,关天宇. 利率市场化导致商业银行利差缩窄吗?——来自中国银行业的经验证据[J]. 金融研究,2016,(7):48–63.

〔15〕邱晗,黄益平,纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究,2018,(11):17–29.

〔16〕王东静,张祥建. 利率市场化、企业融资与金融机构信贷行为研究[J]. 世界经济,2007,(2):50–59.

〔17〕王鹤立. 我国金融混业经营前景研究[J]. 金融研究,2008,(9):188–197.

〔18〕王正位,王新程,廖理. 信任与欺骗:投资者为什么陷入庞氏骗局?——来自e租宝88.9万名投资者的经验证据[J]. 金融研究,2019,(8):96–112.

〔19〕吴晓怡,邵军. 经济集聚与制造业工资不平等:基于历史工具变量的研究[J]. 世界经济,2016,(4):120–144.

〔20〕肖龙铎,张兵. 金融可得性、非农就业与农民收入——基于CHFS数据的实证研究[J]. 经济科学,2017,(2):74–87.

〔21〕杨筝,刘放,李茫茫. 利率市场化、非效率投资与资本配置——基于中国人民银行取消贷款利率上下限的自然实验[J]. 金融研究,2017,(5):81–96.

〔22〕姚树洁,冯根福,姜春霞. 中国银行业效率的实证分析[J]. 经济研究,2004,(8):4–15.

〔23〕叶燕杰. 司法政策执行视阈下刑事裁判文书“部分上网”问题[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2019,(2):68-77.
〔24〕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.
〔25〕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.
〔26〕张成思,朱越腾,芦哲. 对外开放对金融发展的抑制效应之谜[J]. 金融研究, 2013,(6):16-30.
〔27〕张丹丹,李力行,童晨. 最低工资、流动人口失业与犯罪[J]. 经济学(季刊), 2018,(3):1035-1054.
〔28〕张伟华,毛新述,刘凯璇. 利率市场化改革降低了上市公司债务融资成本吗[J]. 金融研究, 2018,(10):106-122.
〔29〕张翊,陈雯,骆时雨. 中间品进口对中国制造业全要素生产率的影响[J]. 世界经济, 2015,(9):107-129.
〔30〕张忠民. 生态破坏的司法救济——基于 5792 份环境裁判文书样本的分析[J]. 法学, 2016,(10):111-124.
〔31〕张宗益,吴恒宇,吴俊. 商业银行价格竞争与风险行为关系——基于贷款利率市场化的经验研究[J]. 金融研究, 2012,(7):1-14.
〔32〕郑曼妮,黎文靖,柳建华. 利率市场化与过度负债企业降杠杆:资本结构动态调整视角[J]. 世界经济, 2018,(8):149-170.
〔33〕郑志来. 互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角[J]. 财经科学, 2015,(5):34-43.
〔34〕朱家祥,沈艳,邹欣. 网络借贷:普惠? 普骗? 与监管科技[J]. 经济学(季刊), 2018,(4):1599-1622.
〔35〕左翔,殷醒民,潘孝挺. 财政收入集权增加了基层政府公共服务支出吗? 以河南省减免农业税为例[J]. 经济学(季刊), 2011,(4):1349-1374.
〔36〕Bertocchi, G., M. Brunetti, and C. Torricelli. Marriage and Other Risky Assets: A Portfolio Approach[J]. Journal of Banking & Finance, 2011,35(11):2902-2915.
〔37〕Bogan, V. Stock Market Participation and the Internet [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008,43(1):191-211.
〔38〕Boot, A.W., and A.V. Thakor. Can Relationship Banking Survive Competition [J]. Journal of Finance, 2000,55(2):679-713.
〔39〕Bosley, S., M. F. Bellemare, L. Umwali, and J. York. Decision-making and Vulnerability in a Pyramid Scheme Fraud[J]. Journal of Behavioral and Experimental Economics, 2019,(80):1-13.
〔40〕Cardak, B. A., and R. Wilkins. The Determinants of Household Risky Asset Holdings: Australian Evidence on Background Risk and other Factors[J]. Journal of Banking & Finance, 2009,33(5):850-860.
〔41〕Damodaran, A. Narrative and Numbers: The Value of Stories in Business [M]. Columbia:Columbia University Press, 2017.
〔42〕Dow, J., and S. R. da Costa Werlang. Uncertainty Aversion, Risk Aversion, and the Optimal Choice of Portfolio[J]. Econometrica, 1992,60(1):197-204.
〔43〕Gelos, R. G., and M. Alejandro, Werner. Financial Liberalization, Credit Constraints, and Collateral: Investment in the Mexican Manufacturing Sector[J]. Journal of Development Economics, 2002,67(1):1-27.
〔44〕Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales. The Role of Social Capital in Financial Development [J]. American Economic Review, 2004,94(3):526-556.
〔45〕Gurun, U. G., N. Stoffman, and S. E. Yonker. Trust Busting: The Effect of Fraud on Investor Behavior[J]. Review of Financial Studies, 2017,31(4):1341-1376.
〔46〕Harris, J. R., F. Schiantarelli, and M. G. Siregar. The Effect of Financial Liberalization on the Capital Structure and Investment Decisions of Indonesian Manufacturing Establishments [J]. World Bank Economic Review, 1994,8(1):17-47.
〔47〕Hong, H., J. D. Kubik, and J. C. Stein. Social Interaction and Stock-market Participation [J]. Journal of

Finance, 2004,59(1):137-163.

〔48〕King, R. G., and R. Levine. Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right [J]. Quarterly Journal of Economics, 1993,108(3):717-737.

〔49〕Levitt, S. D. Why do Increased Arrest Rates Appear to Reduce Crime: Deterrence, Incapacitation, or Measurement Error[J]. Economic Inquiry, 1998,36(3):353-372.

〔50〕Lu, S. F., and Y. Yao. The Effectiveness of Law, Financial Development, and Economic Growth in an Economy of Financial Repression: Evidence from China[J]. World Development, 2009,37(4):763-777.

〔51〕Mookerjee, R., and P. Kalipioni. Availability of Financial Services and Income Inequality: The Evidence from Many Countries[J]. Emerging Markets Review, 2011,11(4):404-408.

〔52〕Nunn, N., and N. Qian. U.S. Food Aid and Civil Conflict [J]. American Economic Review, 2014,104(6): 1630-66.

〔53〕Rosen, H. S., and S. Wu. Portfolio Choice and Health Status [J]. Journal of Financial Economics, 2004,72 (3):457-484.

〔54〕Skogan, W. G. Dimensions of the Dark Figure of Unreported Crime [J]. Crime & Delinquency, 1977,23(1): 41-50.

〔55〕Stiglitz, J. E., and A. Weiss. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information [J]. American Economic Review, 1981,71(3):393-410.

〔56〕Tennant, D. Why Do People Risk Exposure to Ponzi Schemes? Econometric Evidence from Jamaica [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2011, 21(3): 328-346.

Financial Access and Internet Financial Risk Alleviation——An Empirical Analysis Based on Internet Pyramid Scheme Judicial Documents

LIANG Ping-han[1,2], JIANG Hong-ze[2]

(1. Center for Chinese Public Administration Research, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;
2. School of Government, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: As a type of illegal internet financial activities, the internet pyramid scheme leads to considerable risks. We manually collect 7,334 judicial documents on pyramid schemes during 2009 and 2018, and measure the size of pyramid schemes participants by the standardized number of defendants, based on the pyramid organizational feature, and construct a prefecture-level panel data of pyramid schemes size. We explore the impact of financial access on internet pyramid schemes participation from the perspective of investors asset allocation. The empirical results show that the occurrence of internet pyramid schemes significantly deteriorate the extent of social trust. Financial access substantially reduces the size of internet pyramid schemes, IV estimation and a series of robustness checks further support the results, and the mitigation effect mainly appears in the eastern and middle provinces. The Difference-in-difference analysis based on the deposit interest rate liberalization reform in 2015 shows that financial access raises investment return through intensifying market competition, and reduces the likelihood that investors participate the internet pyramid schemes. We suggest that the development of inclusive finance, the opening of financial market, and the orderly competition in the financial market could be a panacea to the governance of illegal internet financial activities, alleviation of internet financial risks, and protecting the interest of small investors.

Key Words: financial access; interest rate liberalization; internet financial risk; internet pyramid scheme

JEL Classification: G21 K00 R10

〔责任编辑:覃毅〕