

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2023.04.005

互联网金融与中国行业间极端金融风险传播^①

黄乃静¹, 史宇鹏^{1, 2*}, 于明哲³, 汪意成⁴

(1. 中央财经大学经济学院, 北京 100081; 2. 中央财经大学中国互联网经济研究院, 北京 100081; 3. 北京工商大学国际经管学院, 北京 100048; 4. 北京大学汇丰商学院, 深圳 518055)

摘要: 作为新兴金融业态, 互联网金融在发挥普惠金融等积极作用的同时, 也存在着加剧金融风险传播的可能, 但目前尚未有文献对互联网金融对金融风险传播的影响进行严格分析. 本文从行业间极端金融风险传播的视角出发, 首次对此问题进行了系统研究. 本文首先构建理论模型刻画了互联网金融影响行业间极端风险传播的机制, 接着利用我国 31 个省份、18 个行业的股票收益数据, 以及北京大学数字金融研究中心构建的互联网金融发展指数, 进行了实证检验. 研究表明, 互联网金融发展加剧了实体经济行业间极端金融风险的传播, 也使得金融与实体经济行业间的极端金融风险溢出程度增加. 因此, 在发挥互联网金融积极作用的同时, 也要重视防范行业间的极端风险传播, 以维护金融系统的安全与稳定.

关键词: 互联网金融; 行业间极端金融风险

中图分类号: F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2023)04-0087-24

0 引言

互联网金融是传统金融机构与互联网企业利用互联网技术和信息通信技术实现资金融通、支付、投资和信息中介服务的新型金融业务模式. 近年来, 依托于快速发展的网络信息技术、坚实的电信基础设施和庞大的用户规模, 我国互联网金融得到迅速发展. 2021 年上半年, 我国共有近 8.9 万家状态为在业、存续、迁入、迁出的互联网金融相关企业, 其中近 30% 企业的注册资本在 500 万元以上^②. 截至 2021 年 6 月, 我国互联网财产保险市场累计实现保费收入 472 亿元, 同比增长 27%, 我国网民规模达 10.11 亿, 互联网支付用户规模增加至 8.72 亿^③. 通过提供低门槛、多

元化、个性化的金融产品和服务, 互联网金融吸引了大量的社会零散资金, 不仅从信贷供给侧满足了大众多元化的投资需求, 同时又从信贷需求侧, 在一定程度上解决了中小企业融资难的问题, 填补了传统金融服务与社会投融资需求之间的空档^[1, 2], 成为践行普惠金融的重要方式.

然而, 作为新兴金融业态, 互联网金融在发挥普惠金融等积极作用的同时, 也存在着加剧金融风险传播的可能. 现有文献主要关注的是互联网金融发展对经济个体行为的影响, 例如商业银行风险承担偏好, 投资行为等^[3, 4], 而忽视了其对金融风险传播影响的探讨.

事实上, 互联网金融的发展使得实体经济企业能够“借道”互联网金融涉足金融领域, 使得行

① 收稿日期: 2021-05-04; 修订日期: 2022-02-10.

基金项目: 国家自然科学基金资助青年项目(72003212; 72103011); 国家社科基金资助重大项目(21ZDA032; 20&ZD101); 国家自然科学基金指南引导类原创探索计划项目(72150003).

通讯作者: 史宇鹏(1978—), 男, 江苏宿迁人, 博士, 教授, 博士生导师. Email: shiyupeng@cufe.edu.cn

② 资料来源: 天眼查网站, 网址: <https://www.tianyancha.com/>.

③ 资料来源: 中国互联网络信息中心发布的第 48 次《中国互联网络发展状况统计报告》, 网址: <http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/hl-wxzb/hlwtjbg/202109/P020210915523670981527.pdf>.

业之间的联系变得更加错综复杂,形成了新的金融风险传播链条,从而有可能加剧风险传播、特别是加剧行业间的风险传播。数据显示,截至2020年6月,已有109家A股上市公司涉足互联网金融业务,总市值超过2.3万亿元。在这109家上市公司中,除东方财富、国盛金控等10家原属于金融行业的公司以外,其余99家企业均来自实体经济行业^④。实体经济企业涉足互联网金融行业带来了两方面的后果:一方面,实体经济不同行业的公司产生了新的信贷关系,关联度变得更强。具体而言,实体行业的公司通过向互联网金融机构投资的方式获得金融从业资格,并向其他实体行业的公司发放贷款。这种模式使得实体经济的不同行业之间建立起信贷关系,使得原本无关的实体企业之间有了紧密的联系,从而加剧了实体经济行业之间的金融风险传播。另一方面,互联网金融的发展使得实体经济行业的公司和传统金融机构也产生了新的信贷关系。一些实体行业的公司通过涉足互联网金融业务获得金融从业资格^⑤,满足一定的要求后^⑥,可被获准进入全国银行间同业拆借市场进行拆借融资。这使得实体经济企业与传统金融机构之间除了原有的信贷关系之外,还形成了资金拆借等新的关联结构,加剧了实体经济行业与金融行业之间的金融风险传播。

根据以上分析有理由相信,互联网金融的发展有可能加剧了实体经济不同行业之间、实体与金融行业之间的金融风险传播。因此,研究以行业间极端风险传播为例,对上述推断进行了系统验证。极端风险传播指的是不同资产的回报率同时并持续地大跌的现象,行业间极端风险传播程度越高,则金融市场出现“崩盘风险”的可能性越大。因此,极端风险传播作为金融风险传播的一种重要表现形式,一直受到学术界、金融从业者以及监管部门的高度重视。本文首先通过构建理论模型刻画了互联网金融影响行业间极端风险传播的

机制,接着利用我国31个省份、18个行业的股票收益数据,以及北京大学数字金融研究中心构建的互联网金融发展指数,在省级面板回归的框架下,实证检验了互联网金融发展对实体经济行业间、金融与实体经济行业间极端金融风险传播的影响效应。研究表明,互联网金融发展确实加剧了实体经济行业间极端金融风险的传播,也使得金融与实体经济行业间的极端金融风险溢出程度增加。进一步的研究发现,互联网支付、投资等业务是行业间极端金融风险传播的主要推手,而在那些行业间极端金融风险溢出程度较高的省份,互联网金融发展加剧行业间极端金融风险传播的效应会更加明显。

本文的学术贡献在于:首先,首次就互联网金融对金融风险传播的影响效应进行了系统分析,并对其可能的机制进行了探讨,填补了这方面的研究空白,有助于全面、准确地理解互联网金融的经济后果;其次,拓展了有关金融风险传播影响因素的研究,加深了学界对金融风险传播来源的认识。此外,本研究也具有重要的实践意义,即研究结果有助于识别实体经济行业间、金融与实体经济行业间的风险溢出与共振效应,从而为政府防范行业间极端金融风险传播、维护金融系统的安全与稳定提供决策参考。

1 文献回顾

根据研究主题,相关研究文献主要包括以下两大类。

第一大类文献是有关互联网金融经济影响的研究。互联网金融的发展催生出新的金融服务模式,包括第三方支付、P2P网贷和第三方金融交易等。作为新兴金融业态,互联网金融对农户行为、企业决策、乃至经济增长等诸多方面都有显著影

④ 数据来源:万德(Wind)数据库。

⑤ 例如,苏宁控股集团作为一家以零售业为主营业务的公司,于2015年成立苏宁消费金融有限公司,获得13张金融牌照,位列行业第一,这些牌照具体包括第三方支付、消费金融、小贷公司、商业保理、基金支付、基金销售、私募基金、保险销售、企业征信、预付卡、海外支付、融资租赁以及商业银行。2019年,苏宁消费金融有限公司获批准进入全国银行间同业拆借市场。

⑥ 根据《中华人民共和国中国人民银行法》、《中华人民共和国商业银行法》等法律规定,中国人民银行制定了《同业拆借管理办法》,规定申请进入同业拆借市场的机构应当具备以下条件:1)在中华人民共和国境内依法设立;2)有健全的同业拆借交易组织机构、风险管理制度和内部控制制度;3)有专门从事同业拆借交易的人员;4)主要监管指标符合中国人民银行和有关监管部门的规定;5)最近二年未因违法、违规行为受到中国人民银行和有关监管部门处罚;6)最近二年未出现资不抵债情况;7)中国人民银行规定的其他条件。

响。例如,谢绚丽等^[5]研究表明,数字金融的发展对居民创业有显著的促进作用。李春涛等^[6]指出,互联网能够通过缓解企业的融资约束、提高税收返还的创新效应等两个渠道促进企业创新。张勋等^[7]则使用中国数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据,证实互联网革命所推动的数字金融的发展有助于实现包容性增长。总体而言,互联网金融的发展从多个维度减少了金融市场摩擦,提升了企业或者消费者的融资便利度,促进了中国经济转型与发展。然而,互联网金融在发挥普惠金融等积极作用的同时,也存在着加剧金融风险传播的可能。不同于依靠商业银行等传统金融机构的间接融资、也不同于在资本市场中进行的直接融资,互联网金融作为新型金融业务模式,其与传统金融业务模式之间复杂的竞争与合作关系将对商业银行等金融机构产生较大的影响^[8]。比如,互联网金融通过提供高回报率和支付便捷的理财产品,吸引了大量居民储蓄存款,随后再将大部分资金投到银行间市场。这种模式触动了银行等传统金融机构的“价格红利”,使其很难再以较低的存款利率从传统存款市场中获得资金,而越来越依赖于利率较高的同业拆借等批发性资金,改变了银行的负债端结构。与此同时,为了弥补负债端增加的成本,银行在资产端会更倾向于选择风险较高的投资项目,导致其风险承担水平的增加^[9]。

第二大类文献是关于金融风险传播的研究。金融风险传播是指一个较小的冲击起初只影响几个机构或一个经济市场,随后扩散到其他机构或市场,从而造成风险危害加深的现象^[10]。金融风险长期以来受到学术界、业界、政策界的关注,因此积累了大量的研究文献,这些文献往往又可以分为两个方面:第一方面的文献是从方法论的角度去研究如何准确度量金融风险的传播程度,第二方面的文献则主要关注国际金融、行业间、金融机构间金融风险传播的特征。

就第一个方面的文献而言,已有研究通常是用不同市场资产收益率的相关性来进行衡量金融风险传播程度。该定义里的相关性是一个广义的

概念,包括线性相关性和非线性相关性。金融市场之间的线性相关性可以用相关系数来表示:如果市场A与市场B收益率的相关系数在波动期显著增加,那么可以认为这两个市场之间发生了金融风险传播^[11-13]。基于非线性相关的方法来研究金融市场关联性,则主要包括基于DCC模型以及多元GARCH模型的波动溢出分析、基于SVAR网络模型的波动溢出分析等^[14-17]。此外,还有一些关注更高阶矩金融风险传播的文献是基于Copula模型的方法^[18-20]。

就第二个方面的文献而言,有些研究关注的是国家之间的金融风险传播。比如,Berben和Jansen^[21]分析了1980年至2000年间,德国、日本、英国和美国的股票市场指数相关性的变化。结果表明,在样本期内,德国、英国和美国的股票市场指数之间的相关性显著增强,而日本与这三个市场的相关性几乎不变。Baur^[22]基于1979年至2009年间25个国家股票市场指数相关性的研究发现,相比于新兴市场国家,发达国家更容易受到全球金融体系的风险传染。并且,国家间金融风险传播的程度存在较大差异,其影响因素分为可以由宏观经济基本面解释的接触式传播,以及无法由宏观经济基本面解释的非接触式传播。^⑦还有一些文献研究的是行业之间的金融风险传播。比如,Chiu等^[29]的研究结果表明,金融业波动性和尾部风险的增加会导致实体经济行业风险相应增加,且这种溢出效应在金融危机期间表现更明显。黄乃静等^[30]运用一个新的金融传染检验统计量对2015年6月中国股市暴跌时各行业间的风险传染效应进行检验,发现此次暴跌中大部分行业间存在风险传染。杨子暉和王姝黛^[31]考察了我国11个行业间的风险传染关系,结果表明,当经济体的下行压力增大、面临较大的政策不确定性或实施扩张性信贷政策时,行业间将呈现更为显著的风险传播关系,相关文献还有杨子暉等^[32]和周开国等^[33]。此外,实体经济行业间的风险扩散也逐渐引起学界的重视,相关研究主要从投入产出关系来解释行业间的风险传播^[34]。

综上所述,现有研究在考察互联网金融的经

⑦ 具体而言,接触式传播指的是风险通过不同国家之间正常的经济、贸易和金融联系进行传播^[23-25],而非接触式传播则主要指的是由于信息不完全、投资者在市场波动期的非理性行为所引起的风险传播^[26-28]。

济影响时,侧重于探讨互联网金融对商业银行等金融机构个体行为的影响,例如商业银行风险承担偏好,投资行为等,而忽视了其对金融风险传播的探讨;而研究金融风险传播的文献,大多建立在传统金融模式的认知之下,并没有考虑互联网金融等新金融业态加剧风险传播的情形.事实上,由于互联网金融的发展导致实体行业之间产生了错综复杂的信贷关系,从而可能加剧了行业间的风险传播.对于这样的系统性风险需要从学理上予以认真的研究,从而才能全面准确地认识互联网金融的经济影响,维护金融的稳定与安全.下面将从模型建构和实证分析两个方面尝试对此问题进行回答,从而填补相关领域的研究空白.

2 理论模型

信贷关系一直被认为是金融风险传播的重要渠道.在分析金融行业内部的风险传播时,由于银行等金融机构之间存在着存款、拆借和支付等方面的信贷关系,当一家金融机构受到冲击时,势必会引起与之相关联的其他金融机构发生支付困难,如果其自有资金无法补偿损失,则该金融机构也将受到冲击,从而触发链式反应,使得风险在金融行业内部不断传递.在分析金融行业与实体经济行业之间的风险传播时,由于银行等金融机构与实体企业之间存在着信贷关系,当一家金融机构或整个金融市场受到冲击、发生流动性紧缩时,将直接影响实体企业可获得的信贷规模,使得实体企业也受到冲击,从而导致风险由金融行业扩散至实体经济行业^[35-37].尤其是在中国以银行信贷为主导的融资模式下,信贷市场自然也成为了金融冲击引起中国宏观经济波动的关键媒介^[38].

借助互联网金融的发展契机,部分实体行业的企业通过向互联网金融机构投资的方式获得金融从业资格,既可以为其他实体企业提供贷款,又可以在满足一定条件后获准进入全国银行间同业拆借市场,与传统金融机构进行拆借融资.互联网金融企业既属于实体行业又涉足金融领域的特性,改变了实体经济行业之间、实体与金融行业之

间原有的信贷关系,从而可能会对行业间的金融风险传播产生重要影响.

据此,构建了一个理论模型来更加清晰的论述互联网金融业务带来的变化.具体而言,构建了两类资产回报率关联度模型^⑧,一类是包括两个实体行业代表公司在内的资产回报率关联度模型,另一类是实体行业代表公司与金融行业机构的资产回报率关联度模型.随后,在模型中引入互联网金融业务,通过考察两个模型中资产回报率关联度的变化,来描述互联网金融的发展影响行业间极端金融风险传播的作用机制.

在模型中,首先假设不同实体行业代表公司的生产率是独立不相关的.当没有互联网金融业务的时候,不同行业代表公司的资产回报率不会产生关联,也不会存在行业间极端金融风险的传播.然而,当互联网金融业务开放的时候,即使对于这些不同实体行业代表公司的假设完全不变,发现这些公司也会通过金融借贷使得资产回报率产生关联.其中可以证明的一个典型的事实是,面临融资约束的高生产率的公司会有强烈的动机向有多余金融资产的公司进行互联网金融借贷.

2.1 实体行业代表公司间的资产回报率关联模型:无互联网金融

2.1.1 公司1的资产回报率

对于来自行业A的上市公司1,其在期初的固定资产总值记为 k_1 ,金融总资产记为 a_1 .假设公司1的生产效率为 z_1 ,包含公司所受到的技术冲击等,其生产函数可定义为

$$z_1 k_1^\alpha, (\alpha < 1) \quad (1)$$

其中 α , $0 < \alpha < 1$,表示公司的固定资本规模收益递减.假设产品的价格为1,则公司1期末的生产收入为 $z_1 k_1^\alpha$.这里假设期末的生产收入已经除去所有其他的生产成本,如劳动成本等.同时为了模型简化,假设固定资本在期末完全折旧.除生产收入外,公司1还有一部分收入来自于投资金融资产的收益.在不存在互联网金融时,由于国家相关金融政策法规的限制(如进入门槛较高,或没有金融从业牌照等),公司1只能通过购买传

^⑧ 金融风险传播文献通常使用不同金融资产的回报率的关联性来进行衡量金融风险传播程度.该定义里的关联度是一个广义的概念,包括线性相关性和非线性相关性^[39].

统金融行业提供的金融产品来获得收益. 令公司 1 期末的金融资产回报率为 r (例如无风险回报率), 则公司 1 的期末资产回报率 R_1 可表示为

$$R_1 = \frac{z_1 k_1^\alpha + a_1(1+r)}{a_1 + k_1} \quad (2)$$

2.1.2 公司 2 的资产回报率

对于来自行业 B 的上市公司 2, 其在期初的固定资产总值记为 k_2 , 假设公司 2 的生产效率为 z_2 . 类似地, 其生产函数可定义为

$$z_2 k_2^\alpha, (\alpha < 1) \quad (3)$$

但是, 不同于公司 1, 假定公司 2 不进行金融资产投资, 即金融资产为零. 从而可以将公司 2 在期末平均资产回报率 R_2 表示为

$$R_2 = z_2 k_2^{\alpha-1} \quad (4)$$

其中当公司 2 的生产效率 z_2 相对较高, 而固定资产 k_2 相对较低时, 额外增加 1 单位固定资产的边际生产率为 $\alpha z_2 k_2^{\alpha-1}$, 公司 2 有很强的意愿去寻求外部融资以扩大生产规模. 最常见和典型的做法是向银行申请贷款. 但是, 公司 2 会面临一定的融资约束问题, 使其难以获得贷款. 例如, 可以进行抵押贷款的资产 k_2 较少^[40], 或者银行无法能够验证 z_2 的大小^[41], 或者公司 2 存在较高的违约风险^[35].

假设条件 1 公司 1 和公司 2 没有业务往来, 不存在任何信贷关系, 且 z_1 和 z_2 是相互独立的, 并服从二元正态分布

$$\begin{pmatrix} z_1 \\ z_2 \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sigma_2 \end{bmatrix}\right) \quad (5)$$

根据上述模型设定和假设条件 1, 得到引理 1.

引理 1 基于模型设定, 当满足假设条件 1 时有:

- 1) $R_1 \perp R_2, R_1$ 与 R_2 相互独立;
- 2) $C(R_1, R_2) = 0, R_1$ 与 R_2 不存在极端金融风险传播.

由引理 1 可知, 公司 1 和公司 2 的资产回

率 (R_1 与 R_2) 是相互独立的, 在尾部不存在任何相关关系. 从而, 反映两者资产回报率尾部关系的 Copula 函数 $C(R_1, R_2)$ 的取值为 0, 表明公司 1 和公司 2 之间不存在极端金融风险溢出效应. 当两家公司的收益率存在正相关时, 意味着他们是同方向变化的, 即同涨同跌, 当出现同时大跌时, 则认为出现了极端风险传播. Copula 函数能较好地描述变量尾部的相关性特征, 被广泛地用于测度极端金融风险传播的程度. 假设观测到 $C(R_1^{IF}, R_2^{IF}) > 0$, 则表示的是两者资产回报率尾部关系的 Copula 函数 $C(R_1^{IF}, R_2^{IF})$ 的值大于 0, 这意味着两个公司出现同时大跌的概率大于零, 会出现极端风险传播.

2.2 实体行业代表公司间的资产回报率关联模型: 有互联网金融

假定在国家相关政策的支持下^⑨, 公司 1 可以涉足互联网金融领域, 开展金融服务业务, 担当起了金融中介的角色. 此时, 如果公司 2 面临融资约束, 便可以向公司 1 寻求融资.

假设公司 1 和公司 2 之间不存在信息不对称, 即公司 1 有能力识别和验证 z_2 的大小. 在期初, 设定公司 1 直接贷款或投资到公司 2 的金额为 θa_1 , 其中 $0 \leq \theta \leq 1$. 并且, 约定期末还款, 将投资回报率记为 $h(z_2)$.

假设条件 2a $(1+r) < \alpha z_2 k_2^{\alpha-1}$

假设条件 2b $h(z_2)$ 需要满足以下条件 $h(z_2) = (1+r)(1-\tau) + \tau \times \alpha z_2 k_2^{\alpha-1}, 0 < \tau < 1$.

在假设条件 2a 和假设条件 2b 下, 函数 $h(z_2)$ 是连续可微的, 且 $h'(z_2) > 0$, 即投资回报率 $h(z_2)$ 会随着生产效率 z_2 的增加单调递增. 显然, 可以进一步推出 $1+r < h(z_2)$, 这确保了公司 1 通过直接贷款或投资到公司 2 的收益率要高于金融市场上的平均投资回报率, 表明公司 1 有激励贷款给公司 2. 同时, $h(z_2)$ 要低于公司 2 的边际生产率 $\alpha z_2 k_2^{\alpha-1}$, 这使得公司 2 有激励使用贷款来从事生产活动.

⑨ 2015 年 7 月, 央行等十部委联合印发《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》, 首次明确了互联网金融的定义、分类和监管规则. 《意见》中特别指出: 一方面, 积极鼓励互联网金融平台、产品和服务创新, 激发市场活力. 支持互联网企业依法合规设立互联网支付机构、网络借贷平台、股权众筹融资平台、网络金融产品销售平台, 建立服务实体经济的多层次金融服务体系. 另一方面, 鼓励从业机构相互合作, 实现优势互补. 支持金融机构、小微金融服务机构与互联网企业开展业务合作, 创新商业模式, 建立良好的互联网金融生态环境和产业链.

因此,在引入互联网金融后,公司 1 的期末资产回报率 R_1^{IF} 可表示为

$$R_1^{IF} = \frac{z_1 k_1^\alpha + (1-\theta) a_1(1+r) + \theta a_1 h(z_2)}{a_1 + k_1} \quad (6)$$

公司 2 的期末资产回报率 R_2^{IF} 可表示为

$$R_2^{IF} = \frac{z_2 [k_2 + \theta a_1]^\alpha - \theta a_1 h(z_2)}{k_2} \quad (7)$$

当 $\theta = 0$ 的时候,即没有公司之间的借贷时,注意到式(7)将会退化到式(4). 式(7)中公司 1 给公司 2 的贷款金额 θa_1 ,还可能受到其他因素的影响,例如信用评估成本、潜在的违约成本等. 为方便模型求解和分析,仅对贷款金额 θa_1 做基本的技术性假设如下:

假设条件 3 贷款金额 θa_1 与公司 2 的资本投入 k_2 存在比例关系

$$\theta a_1 = \chi k_2, \chi > 0 \quad (8)$$

在假设条件 3 中,参数 χ 可以理解为公司 2 每单位固定资产的抵押价值^[38],在一般的情形下 $0 < \chi < 1$.

将式(8)代入式(6),可以将公司 1 的期末资产回报率 R_1^{IF} 表示为

$$R_1^{IF} = \frac{z_1 k_1^\alpha + (1-\theta) a_1(1+r) + \chi k_2 h(z_2)}{a_1 + k_1} \quad (9)$$

使 R_1^{IF} 对 z_2 求偏导

$$\frac{\partial R_1^{IF}}{\partial z_2} = \frac{\chi k_2 h'(z_2)}{a_1 + k_1} = \frac{\chi \tau \times \alpha z_2 k_2^\alpha}{a_1 + k_1} > 0 \quad (10)$$

由此可得, R_1^{IF} 随着 z_2 的增加而升高,随着 z_2 的降低而下降.

将式(8)代入式(7),可以将 R_2^{IF} 表示为

$$R_2^{IF} = z_2 k_2^{\alpha-1} [1 + \chi]^\alpha - \chi h(z_2) \quad (11)$$

使 R_2^{IF} 对 z_2 的偏导

$$\begin{aligned} \frac{\partial R_2^{IF}}{\partial z_2} &= k_2^{\alpha-1} [1 + \chi]^\alpha - \chi h'(z_2) \\ &= k_2^{\alpha-1} [1 + \chi]^\alpha - \chi \tau \alpha k_2^{\alpha-1} \\ &= k_2^{\alpha-1} ([1 + \chi]^\alpha - \chi \tau \alpha) > \\ & \quad k_2^{\alpha-1} ([1 + \chi]^\alpha - \chi \alpha) > 0 \end{aligned} \quad (12)$$

由此可得, R_2^{IF} 也随着 z_2 的增加而升高,随着

z_2 的降低而下降. 根据上述模型设定和假设条件 2 和假设条件 3,得到引理 2.

引理 2 基于模型设定和假设条件 2、假设条件 3,当 $\theta > 0$ 时有:

- 1) R_1^{IF} 与 R_2^{IF} 不相互独立;
- 2) R_1^{IF} 与 R_2^{IF} 存在正相关关系, $C(R_1^{IF}, R_2^{IF}) > 0$, 存在极端金融风险传播.

根据引理 2,公司 1 和公司 2 的资产回报率(R_1^{IF} 与 R_2^{IF})并不是相互独立的,两者之间存在着明显的正相关关系. 从而,反映两者资产回报率尾部关系的 Copula 函数 $C(R_1^{IF}, R_2^{IF})$ 的值大于 0. 这表明,互联网金融的发展使得公司 1 和公司 2 之间产生了信贷关系,在两者之间形成了极端金融风险传播的通道,从而加剧了他们所在的实体行业之间的极端金融风险溢出效应.

2.3 实体行业公司与金融机构间的资产回报率关联模型:有互联网金融

在引入互联网金融后,不仅是实体行业公司间的信贷关系发生了变化,实体行业公司与金融机构之间的信贷关系也发生了变化,其中机制与上述模型是一致的.

考虑一个简单的类似模型. 对于来自传统金融行业的上市银行 3,假设其在期初的储户总存款记为 L ,资产总额记为 A ,则银行的净资产可表示为 $E, E = A - L$,这部分资产到期末的回报率记为 r^B . 假设银行 3 在当期有一定的其他投资机会,需要的投资金额为 Δ ,到期末的回报率记为 $r + \chi_I$. 其中, r 是无风险回报率, $\chi_I > 0$ 是银行 3 的投资机会带来的超额回报率. 与之前的模型类似,假设上市公司 1 在期初的固定资产总值记为 k_1 ,金融总资产记为 a_1 ,公司 1 期末的生产收入为 $z_1 k_1^\alpha$.

由于部分开展互联网金融业务的实体企业,被获准进入全国银行间同业拆借市场,银行 3 可以通过银行间市场向上市公司 1 拆借投资资金 Δ ,并支付本金和利息 $\Delta(1 + r + \chi_I \theta)$,其中 $0 < \theta < 1$.^⑩银行 3 期末的资产回报率可表示为

$$R_3 = \frac{A(1 + r^B) - L(1 + r) + \Delta(1 + r + \chi_I)}{A} -$$

^⑩ 添加系数 θ 的作用是为了囊括更多的情形,例如,当银行间市场规模较大,竞争比较充分,流动性较高时, θ 接近于 0;当银行间市场存在市场分割和双边讨价还价时, θ 的大小则取决于双边的讨价还价机制.

$$\frac{\Delta(1+r+\chi_l\theta)}{A} \quad (13)$$

这里已经剔除了需要支付给储户的利息. 对式(13)进一步简化,可以得到

$$R_3 = \frac{A(1+r^b) - L(1+r) + \Delta\chi_l(1-\theta)}{A} \quad (14)$$

此时,上市公司1期末的总资产回报率可计算为

$$R_1' = \frac{z_1 k_1^a + (a_1 - \Delta)(1+r) + \Delta(1+r+\chi_l\theta)}{a_1 + k_1} \quad (15)$$

其中 $\Delta(1+r+\chi_l\theta)$ 为银行向上市公司1支付的本金和利息. R_1' 可以进一步简化为

$$R_1' = \frac{z_1 k_1^a + a_1(1+r) + \Delta\chi_l\theta}{a_1 + k_1} \quad (16)$$

不难发现,当 Δ 不等于0时, R_3 和 R_1' 是正相关的. 因此,通过这个简单模型,可以看到互联网金融的发展使得银行3与上市公司1之间具有正相关关系. 从而,反映两者资产回报率尾部关系的 Copula 函数 $C(R_3, R_1')$ 的值大于0. 这表明,互联网金融的发展使得公司1和银行3之间产生了新的信贷关系,在两者之间形成了新的风险传播通道,从而加剧了实体和金融行业之间的极端金融风险溢出效应.

综上所述,本研究发现互联网金融发展导致企业资本筹集方式发生了根本性的变化,改变了行业之间的信贷关系,使得行业间的风险溢出与共振效应明显增强. 据此,提出以下研究假设:

假设 a 互联网金融发展会加剧实体经济行业间极端金融风险传播.

假设 b 互联网金融发展会加剧金融与实体经济行业间的极端金融风险传播.

3 实证分析

下面从实证的角度考察互联网金融的发展对我国行业间极端金融风险传播的影响,从而验证理论分析的结论. 首先,使用条件时变 Copula 模型计算的极端风险联动概率,来衡量行业之间的极端金融风险传播程度. 进一步地,在面板回归的框架下,基于北京大学互联网金融研究中心构建

的“北京大学互联网金融发展指数”,来研究互联网金融的发展对于行业间极端金融风险传播的影响.

3.1 行业间极端金融风险传播的度量

与其他的波动相关性模型相比, Copula 模型能较好地描述变量尾部的相关性特征,被广泛地用于测度极端金融风险传播的程度. 由此,首先通过条件时变 Copula 模型计算出各行业资产收益率在下尾部的极端联动概率,来描述我国行业之间的极端金融风险传播程度.

3.1.1 条件时变 Rotated Gumbel Copula 模型

Copula 函数可以将变量的联合分布函数与它们各自的边缘分布函数联系在一起,设定 $X_i (i = 1, 2)$ 为行业 i 的收益率. $F_{X_1, X_2 | w}(x_1, x_2 | w)$ 表示 X_1 和 X_2 的联合条件分布函数, $F_{X_1 | w}(x_1 | w)$ 和 $F_{X_2 | w}(x_2 | w)$ 表示它们各自的边缘条件分布函数. w 表示影响股票收益的其他外生因素,比如,短期国债利率,也可以是滞后期的货币汇率变化率. Copula 函数 C 如下

$$F_{X_1, X_2 | w}(x_1, x_2 | w) = C(F_{X_1 | w}(x_1 | w), F_{X_2 | w}(x_2 | w)) \quad (17)$$

$U_1^c = F_{X_1 | w}(x_1 | w)$ 和 $U_2^c = F_{X_2 | w}(x_2 | w)$, U_1^c 和 U_2^c 是 X_1 和 X_2 的概率积分变换,服从标准均匀分布. Copula 函数 C 将边缘分布函数 $F_{X_1 | w}(x_1 | w)$ 和 $F_{X_2 | w}(x_2 | w)$ 联系在一起构成联合分布 $F_{X_1, X_2 | w}(x_1, x_2 | w)$, 所以 Copula 函数 $C(U_1^c, U_2^c)$ 完全描述了行业1的收益率(X_1)和行业2收益率(X_2)之间的相关结构.

基于 Copula 方程 $C(U_1^c, U_2^c)$, 可以进一步定义条件尾部相关参数如下:

定义 1 给定 $u \in [0, 1]$, 定义参数 $\tau \in (0, 1)$ 如下

$$\begin{aligned} \tau &= \lim_{u \rightarrow 1} P[X_2 < F_2^{-1}(u | w) | X_1 < F_1^{-1}(u | w)] \\ &= \lim_{u \rightarrow 1} \frac{C(u, u | w)}{u} \end{aligned} \quad (18)$$

τ 位于 $[0, 1]$ 区间,代表行业1和行业2的股

票收益率在下尾部的极端联动概率. 若 $\tau > 0$, 这说明当一个行业跌幅非常大的时候, 另一个行业也会倾向于大幅贬值. τ 的大小, 反映了两个行业之间的极端风险溢出程度, τ 的值越大, 则说明两个行业的极端金融风险传播程度越大.

关于 Copula 函数 $C(U_1^c, U_2^c)$, 文献中有多种分布设定, 包括 Gaussian Copula、Gumbel、Rotated Gumbel、Frank、Clayton Copula 等. 本研究选择了旋转 Gumbel Copula 模型 (Rotated Gumbel Copula). 该模型直接计算不同随机变量间的下尾极端联动概率, 可以描述不同行业同时并持续地大跌的现象, 能更好地刻画行业间极端风险传播的程度. 此外, Rotated Gumbel Copula 模型相对于其他 Copula 模型待估计的参数少, 在有限样本情况下估计准确度较好.

3.1.2 极端联动概率动态变化的设定

基于式 (18) 可以算出两个行业之间在给定样本里的极端联动概率水平. 然而, 在现实的经济运行中, 每一天都有各种新的冲击, 例如技术、政策冲击等, 这使得极端金融风险在市场间相互溢出的水平随着时间而变化. 借鉴 Patton^[39] 的做法, 设定式 (18) 中下尾部的联动概率 τ_t 的动态变化过程如下

$$\tau_t = \Lambda \left(\omega_L + \beta_L \times \tau_{t-1} + \alpha_U \times \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} | U_{1t-j}^c - U_{2t-j}^c | \right) \quad (19)$$

其中 $\Lambda(x) \equiv (1 + e^{-x})^{-1}$ 为 logistic 转换函数, 它的运用是为确保下尾部的联动概率 τ_t 在任意时刻都处于 (0, 1) 区间内. 这种动态变化结构类似于受限 ARMA(1, 10) 过程, 它包含一个自回归项 $\beta_L \times \tau_{t-1}$, 这里 U_1^c 和 U_2^c 滞后 10 期差值的绝对值作为外生变量. 其中, τ_{t-1} 前的系数 β_L 反映出下尾部的极端联动概率的持续程度, 其绝对值越大, 意味着当一个行业受到大的负向冲击时, 该冲击

会波及到其他行业也出现大幅下跌, 同时大幅下跌的极端联动效应持续时间变得更长.

3.1.3 行业间极端金融风险传播的测度

按照 2012 年中国证监会发布的《上市公司行业分类指引》, 计算 18 个行业的平均资产收益率^①, 样本区间为 2013 年 1 月 4 日至 2018 年 12 月 28 日, 数据来自国泰安.

我国实体经济行业之间的极端金融风险传播测度结果如表 1 所示. 首先, 由列 (1) 可知, 在样本期内, 我国实体经济行业的资产收益率在下尾部的平均极端联动概率 (τ_{all}^{nonf}) 为 0.75. 这意味着, 当一个实体经济行业受到大的负向冲击时, 有 75% 的概率该冲击会波及到其他实体经济行业, 使其也出现大幅下跌. 同时, 反映风险传播持续性的参数 β_{all}^{nonf} 值为 1.59, 说明该风险传播还存在较强的持续性.

表 1 实体经济行业间的极端金融风险传播及持续性
Table 1 The level and persistence of extreme risk spillover among real industries

	(1)	(2)	(3)
第一部分: 股票市场极端联动概率 (%)			
	τ_{all}^{nonf}	$\tau_{pre2015}^{nonf}$	$\tau_{since2015}^{nonf}$
均值	0.745 4	0.725 4	0.762 2
最大值	0.781 9	0.750 5	0.787 2
最小值	0.696 2	0.681 5	0.737 4
第二部分: 股票市场极端联动的 β 值			
	β_{all}^{nonf}	$\beta_{pre2015}^{nonf}$	$\beta_{since2015}^{nonf}$
均值	1.581 0	1.439 2	1.917 5

注: τ_{all}^{nonf} 表示 t 月份所有非金融行业两两之间的极端联动概率取平均值, $\tau_{pre2015}^{nonf}$ 表示 2015 年之前, $\tau_{since2015}^{nonf}$ 表示 2015 年之后.

图 1 描绘了我国实体经济行业间的极端金融风险传播程度随时间的变化趋势. 可以看到, 自 2015 年起, 极端金融风险传播程度出现了明显的结构性变化, 有非常明显的向上跳跃.

① 18 个行业为: 农林牧渔业、采矿业、制造业、电力热力燃气水、建筑业、批发零售业、交运仓储业、住宿餐饮业、信息技术业、金融业、房地产业、租赁商务业、科研技术业、水利环境业、教育业、卫生和社会工作、文化体育业、综合业. 对于每一个行业, 本文使用该行业分类下, 我国全部上市公司 (A 股上市的非 ST 企业) 的资产回报率数据, 通过总市值进行加权平均, 得到行业的平均资产收益率.

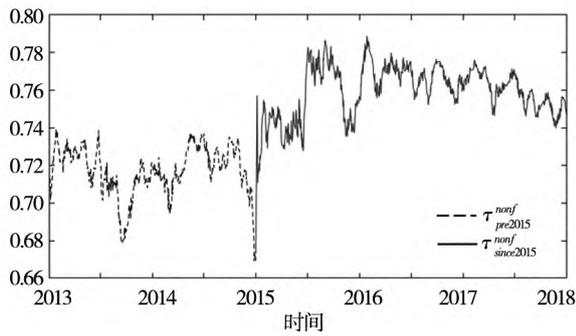


图 1 实体经济行业间的极端金融风险传播

Fig. 1 The extreme risk spillover among real industries

注：虚线代表 2015 年之前的我国实体经济行业间的极端金融风险传播程度 ($\tau_{pre2015}^{nonf}$)，实线代表自 2015 年以后的极端金融风险传播程度 ($\tau_{since2015}^{nonf}$)。

进一步地，表 2 根据该风险传播程度变化的幅度对所有实体经济行业进行了排序，发现文化体育、房地产、卫生和社会工作、科研技术、交通仓储对其他实体经济行业的极端金融风险传播变化幅度排在前 5 位。

表 2 各行业与其他实体经济行业间的极端金融风险传播及变化率

Table 2 The level and changing rate of extreme risk spillover among real industries

行业名称	$\tau_{pre2015}^{nonf}$	$\tau_{since2015}^{nonf}$	变化率 (%)
文化体育	0.703 4	0.772 3	9.792 9
房地产业	0.691 3	0.754 5	9.128 7
卫生和社会工作	0.703 5	0.750 8	6.710 7
科研技术	0.720 7	0.768 1	6.572
交通仓储	0.716 1	0.762 9	6.547 7
信息技术	0.731 8	0.779 3	6.490 6
电力热力燃气水	0.728 7	0.775 7	6.457 4
建筑业	0.725 3	0.771	6.296 6
教育	0.699 6	0.742 6	6.155 4
水利环境	0.752 5	0.795 7	5.732 7
农林牧渔	0.761 4	0.802 8	5.426 4
批发零售	0.716	0.754	5.309 4
租赁商务	0.702	0.738 3	5.171 4
制造业	0.738 3	0.775	4.979 4
采矿业	0.669 7	0.702 8	4.943 3
综合	0.708 3	0.734 8	3.729 6
住宿和餐饮	0.724 6	0.731 2	0.911 4

表 3 列出了我国金融与实体经济行业间的极端金融风险传播 (τ_{all}^f) 测度结果。总体而言， τ_{all}^f 小于 τ_{all}^{nonf} ，但其变化的趋势与 τ_{all}^{nonf} 基本保持一致，自 2015 年起，经历了向上的跳跃，其极端金融风险传播效应的持续性也变得更持久。

表 3 金融与实体经济行业间的极端金融风险传播及持续性

Table 3 The level and persistence of extreme risk spillover between financial and real industries

	(1)	(2)	(3)
第一部分：股票市场极端联动概率 (%)			
	τ_{all}^f	$\tau_{pre2015}^f$	$\tau_{since2015}^f$
均值	0.676 0	0.673 2	0.683 7
最大值	0.732 6	0.724 2	0.741 5
最小值	0.581 9	0.584 5	0.604 9
第二部分：股票市场极端联动的 β 值			
	β_{all}^f	$\beta_{pre2015}^f$	$\beta_{since2015}^f$
均值	1.362 5	0.752 4	1.252 8

注： τ_{all}^f 表示 t 月份金融与所有非金融行业两两之间的极端联动概率取平均值， $\tau_{pre2015}^f$ 表示 2015 年之前， $\tau_{since2015}^f$ 表示 2015 年之后。

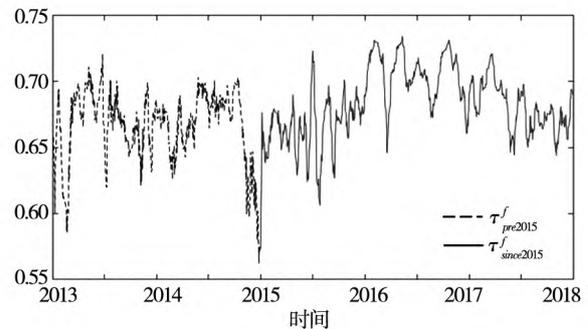


图 2 金融与实体经济行业间的极端金融风险传播

Fig. 2 The extreme risk spillover between financial and real industries

注：虚线代表 2015 年之前的我国金融行业与实体经济行业间的极端金融风险传播程度 ($\tau_{pre2015}^f$)，实线代表自 2015 年以后的极端金融风险传播程度 ($\tau_{since2015}^f$)。

图 2 描绘了我国金融与实体经济行业间的极端金融风险传播程度随时间的变化趋势。表 4 展示了不同实体经济行业与金融业间的极端金融风险传播程度的变化情况，可以看到，卫生和社会工作、文化体育、信息技术、科研技术、水利环境行业的变化幅度排在了前 5 位。

值得注意的是，结合表 2 和表 4，卫生和社会

工作、文化体育、科研技术行业对于其他实体经济行业的风险溢出程度增幅排在前列,这意味着随着互联网技术的发展,知识密集型行业逐渐成为金融风险网络中的中心行业。

表 4 各行业与金融行业间的极端金融风险传播及变化率

Table 4 The level and changing rate of extreme risk spillover between financial and real industries

行业名称	$\tau_{pre2015}^f$	$\tau_{since2015}^f$	变化率(%)
卫生和社会工作	0.606 5	0.668 2	10.18
文化体育	0.613 2	0.669 7	9.21
信息技术	0.624 9	0.666 6	6.68
科研技术	0.624 5	0.661 7	5.96
水利环境	0.641 9	0.663 5	3.38
农林牧渔	0.646 2	0.666 3	3.10
教育	0.630 9	0.648 7	2.82
住宿和餐饮	0.647 8	0.664 3	2.55
制造业	0.680 3	0.693 6	1.95
租赁商务	0.660 7	0.673 4	1.93
电力热力燃气水	0.716 1	0.723 0	0.96
建筑业	0.663 0	0.668 7	0.87
批发零售	0.683 9	0.689 5	0.82
交通仓储	0.704 3	0.708 4	0.58
采矿业	0.739 6	0.733 7	-0.80
房地产业	0.711 5	0.700 2	-1.59
综合	0.728 7	0.715 7	-1.77

3.2 互联网金融对行业间极端金融风险传播的影响

3.2.1 计量模型设定

为验证假说 a,本研究构建计量模型如下

$$\tau_{i,t}^{nonf} = \beta_0 + \beta_1 IF_index_{i,t} + \beta_3 Con_f_{i,t} + \beta_4 Con_m_{i,t} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

其中 i 代表省份, t 代表月份. $\tau_{i,t}^{nonf}$ 表示实体经济行业之间的极端金融风险传播程度, $IF_index_{i,t}$ 表示互联网金融发展, $Con_f_{i,t}$ 代表金融方面的控制变量, $Con_m_{i,t}$ 代表宏观经济方面的控制变量, φ_i 和 φ_t 分别表示省份固定效应和时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

为验证假说 b,本研究构建计量模型如下

$$\tau_{i,t}^f = \beta_0 + \beta_1 IF_index_{i,t} + \beta_3 Con_f_{i,t} + \beta_4 Con_m_{i,t} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (21)$$

其中 $\tau_{i,t}^f$ 表示金融与实体经济行业之间的极端金融风险传播程度,其余变量与式(20)相同。

3.2.2 变量定义和数据说明

受到数据可得性的限制,选取时间跨度为 2014 年 1 月至 2016 年 3 月,包含中国 31 个省(区、市)的面板数据为研究样本。

行业间极端金融风险传播变量(τ^{nonf} 和 τ^f):正如前文所述,本研究通过条件时变 Rotated Gumbel Copula 模型计算我国行业指数的资产收益率在下尾部的极端联动概率,来描述我国行业间极端金融风险传播的程度。

互联网金融变量(IF_index):本研究使用北京大学互联网金融研究中心构建的北京大学互联网金融发展指数,该指数所需要的数据来源于“蚂蚁金服”以及多家具有代表性的互联网金融企业^⑩,可以较客观地描述中国互联网金融的发展情况。同时,该团队还构建了互联网保险($IF_insurance$)、互联网投资($IF_investment$)、互联网货币基金($IF_currency$)、互联网支付($IF_payment$)四种不同业务类型的互联网金融发展指数。

控制变量(Con_f 和 Con_m):借鉴已有研究的做法,分别选择贷款规模($Loan$)、存款规模($Deposit$)和融资融券余额($Securities$)作为金融方面的控制变量(Con_f)。同时,分别选择工业增加值增速(ip)、进出口规模($trade$)和通货膨胀率(cpi)作为宏观经济方面的控制变量(Con_m),资产负债率($Debt_ratio$)为中介变量。所有控制变量均为省级数据,数据来源于《中国统计年鉴》、《中国金融统计年鉴》、中经网统计数据库,并对贷款规模、存款规模和进出口规模等数值型变量取对数后转换成月度同比增长率。

各个变量的名称、符号和计算方法如表 5 所

^⑩ 有关“北京大学互联网金融发展指数”的编制方法及数据,详见北京大学互联网金融研究中心课题组^[42],该指数时间跨度为 2014 年 1 月至 2016 年 3 月。

示.表6报告了各个变量的描述性统计结果.从表6中可以看出,行业间极端金融风险传播程度变量(τ^{nonf} 和 τ^f)的最小值和最大值之间相差较多,说明我国地区的行业间极端金融风险传播程度不均等.同时,我国地区金融方面的控制变量也同样体现出了这一特征.

图3描绘了互联网金融发展指数与实体经济

行业间极端金融风险传播程度、金融与实体经济行业间极端金融风险传播的散点图及拟合线.由图3可知,互联网金融发展指数与实体经济行业间极端金融风险传播、金融与实体经济行业间极端金融风险传播之间均存在着较明显的正相关关系,下面将基于式(20)和式(21),使用面板数据系统地考察变量之间的影响关系.

表5 变量定义和说明

Table 5 Variable definitions and description

	变量名称	变量符号	获取或计算方法
被解释变量	实体经济行业间极端金融风险传播	τ^{nonf}	使用 Rotated Gumbel Copula 模型计算实体经济行业间的极端联动概率代表
	金融与实体经济行业间极端金融风险传播	τ^f	使用 Rotated Gumbel Copula 模型计算金融与实体经济行业间的极端联动概率代表
核心解释变量	互联网金融	IF_index	使用北京大学互联网金融发展指数代表
金融方面控制变量	贷款规模	$Loan$	使用金融机构人民币各项贷款余额同比增长率代表
	存款规模	$Deposit$	使用金融机构人民币各项存款余额同比增长率代表
	融资融券余额	$Securities$	使用上市公司融资、融券余额之和的同比增长率代表
中介变量	资产负债率	$Debt_ratio$	使用非金融行业上市公司总负债与总资产的比率代表
宏观经济方面控制变量	工业增加值增速	ip	使用规模以上工业增加值累计同比实际增速代表
	进出口规模	$trade$	使用当期进出口总额同比增长率代表
	通货膨胀率	cpi	使用月度同比 CPI 计算得到的月度通货膨胀率代表
时间虚拟变量	时间虚拟变量1	D_{1503}	2015年3月及以后, $D_{1503} = 1$, 否则 $D_{1503} = 0$
	时间虚拟变量2	D_{1507}	2015年7月及以后, $D_{1507} = 1$, 否则 $D_{1507} = 0$

表6 变量描述性统计

Table 6 Descriptive statistics of variables

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
τ^{nonf}	465	68.30	2.183	60.37	73.58
τ^f	315	66.48	2.748	59.29	73.11
IF_index	465	70.66	10.12	44.42	89.49
$Loan$	465	14.75	4.375	7.722	39.73
$Deposit$	465	13.04	5.647	1.656	39.75
$Securities$	465	-0.403	19.60	-58.36	48.16
$Debt_ratio$	465	58.61	5.426	46.60	70.23
ip	465	6.050	4.251	-9.800	15.10
$trade$	465	-14.36	43.77	-325.5	195.1
cpi	465	-0.317	0.933	-2.876	1.979

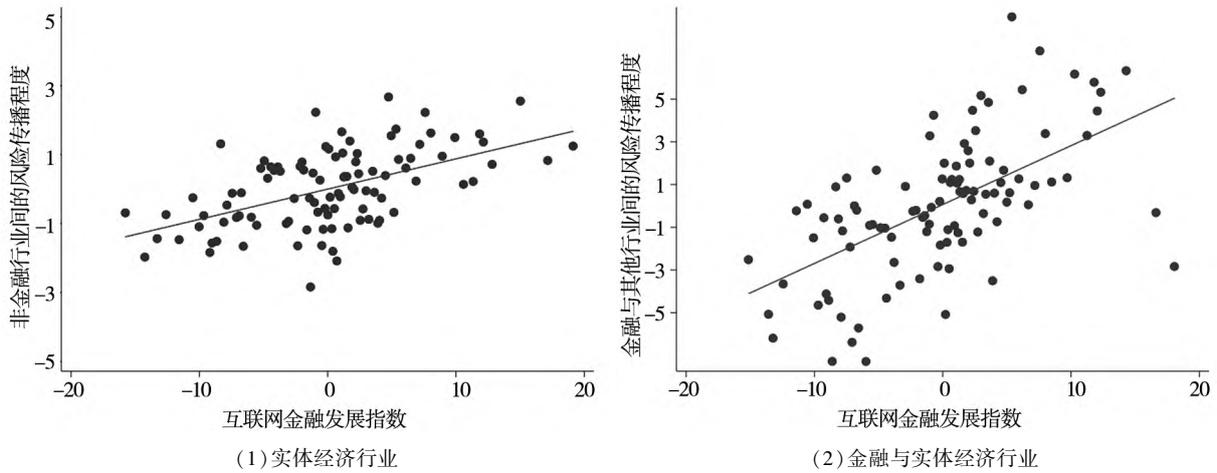


图3 互联网金融发展指数与行业间极端金融风险传播

Fig. 3 The scatter plot: Internet finance development and the extreme risk spillover among industries

3.2.3 回归结果和分析

1) 互联网金融发展与实体经济行业间极端金融风险传播

表7 报告了互联网金融发展对实体经济行业间极端金融风险传播的估计结果,由表7可知:估计结果支持了假设a中互联网金融发展

加剧实体经济行业间极端金融风险传播的判断.在加入全部控制变量后,列(2)中互联网金融发展指数(IF_index)的影响系数是0.073,在1%的水平下显著,这表明互联网金融的发展会导致我国实体经济行业之间的极端金融风险传播明显增加.

表7 互联网金融对实体经济行业间极端金融风险传播的影响

Table 7 The impact of internet finance on the extreme risk spillover among real industries

变量	被解释变量: 实体经济行业间极端风险传播 (τ^{nonf})					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IF_index	0.136 *** (9.57)	0.073 *** (3.53)				
$IF_insurance$			0.020 ** (2.59)			
$IF_currency$				0.026 (0.91)		
$IF_investment$					0.043 ** (2.04)	
$IF_payment$						0.106 *** (3.06)
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.547	0.665	0.659	0.654	0.668	0.667
观测值	465	465	465	465	465	465

注: 括号中为稳健标准差, *表示10%水平显著, **表示5%水平显著, ***表示1%水平显著,下同.

同时,表7还报告了4种不同互联网金融业务对实体经济行业间极端金融风险传播的估计结

果.从列(3)至列(6)可以看出,互联网保险、互联网投资、互联网货币基金、互联网支付这4种基础

业务的发展均加剧了实体经济行业间的极端金融风险传播. 其中, 互联网理财投资、保险、移动支付业务显著地加剧了行业间极端金融风险传播, 而互联网货币基金业务并未产生显著的影响. 究其原因, 这与互联网货币基金业务的低风险属性有关. 区别于其他类型的开放式基金, 互联网货币基金大多投向风险小的货币市场工具, 具有高安全性、高流动性、稳定收益性特点, 具有“准储蓄”属性. 然而, 互联网理财投资、保险、移动支付业务却因为其业务属性和特征, 隐含着较多的风险因素, 在金融风险传播的网络中属于重要的风险输出部门. 例如, 在互联网理财投资业务中, 普遍存在跨行业、跨机构、跨平台的资产嵌套现象, 即金融资产交易所、银行、互联网金融企业等机构将一个底层金融资产不断打包转让并回购的过程, 以绕开现有监管制度对于牌照准入或投资者合格性的要求, 而资产嵌套的每一层都抬高了杠杆, 同时将更多机构纳入风险传播链条.

其中 P2P 网贷作为互联网理财投资的典型方式, 经常为了提高交易量而实行无抵押无担保或无抵押第三方担保等模式. 这极大的降低了融资门槛, 将大量的传统金融行业中贷款资质较差的融资者吸引到了 P2P 平台进行贷款业务. 由于该类融资者违约率较高、业务风险较大, 将给 P2P 网贷模式中的投资者带来极大的风险.

此外, 互联网理财投资、保险、移动支付业务除了其自身蕴含较大风险点的特征之外, 相关企业的经营主体在注册资本金比例、业务范围、资产体量、信贷规模、风险监控和评价能力等方面尚没有受到严格的约束, 进入门槛普遍比较低. 并且, 这些企业大都由技术专家构成, 其信用意识和金融风险意识相对薄弱, 存在风险管理方面的漏洞. 一旦风险得不到妥善的处置和化解, 就可能向相关企业和部门蔓延, 威胁金融市场的稳定性. 因此, 金融监管部门在制定防控互联网金融风险的相关政策时, 应重点关注互联网投资理财、支付和保险相关业务.

由前文的图 1 和表 7 的估计结果可知, 我国

实体经济行业之间的极端金融风险溢出效应在 2015 年之后明显增强, 且互联网金融的发展会导致我国实体经济行业之间的风险溢出效应显著增加. 因此, 本研究认为这可能与 2015 年后, 我国政府相继释放出了鼓励、支持互联网金融发展的利好消息, 带动了互联网金融行业的蓬勃发展有关.

2015 年 3 月, 李克强总理在两会上提出制定“互联网+”行动计划, 在政府工作报告中使用“互联网金融异军突起”来描述. 2015 年 7 月, 中国人民银行等 10 部委联合印发了《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》, 首次明确了互联网金融的定义、分类和监管规则, 积极鼓励互联网金融平台、产品和服务创新, 极大地促进了互联网金融的发展. 据此, 分别构建时间虚拟变量 D_{1503} 和 D_{1507} ,^⑬ 将其与互联网金融发展指数 (IF_index) 的交互项分别引入式 (20), 即

$$\tau_{i,t}^{nonf} = \beta_0 + \beta_1 IF_{index_{i,t}} \times D_{1503} + \beta_2 IF_{index_{i,t}} + \beta_3 Con_{fi,t} + \beta_4 Con_{mi,t} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (22)$$

$$\tau_{i,t}^{nonf} = \beta_0 + \beta_1 IF_index_{i,t} \times D_{1507} + \beta_2 IF_index_{i,t} + \beta_3 Con_{fi,t} + \beta_4 Con_{mi,t} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (23)$$

估计结果如表 8 所示.

从表 8 中可以看出, 在加入全部控制变量后, 列 (2) 中互联网金融发展指数与时间虚拟变量 D_{1503} 的交互项的影响系数为 0.031, 在 1% 的水平下显著; 列 (4) 中互联网金融发展指数与时间虚拟变量 D_{1507} 的交互项的影响系数为 0.090, 在 1% 的水平下显著. 这表明, 自 2015 年以来, 互联网金融发展对实体经济行业间极端金融风险传播的影响明显增加. 在 2015 年国家支持小微企业融资、发展普惠金融及助力“双创”相关政策的带动下, 中国互联网金融在 2015 到 2016 年间迎来了爆发式的发展, 大量初创互联网金融公司涌现. 正如本文理论部分所述, 受政策红利的驱动, 相当数量的非金融行业上市公司在这段时期通过收购线下理财或财富管理公司开始涉足互联网金融业

^⑬ 在时间虚拟变量 D_{1503} 中, 若时间处于 2015 年 3 月及以后, $D_{1503} = 1$, 否则 $D_{1503} = 0$; 在时间虚拟变量 D_{1507} 中, 若时间处于 2015 年 7 月及以后, $D_{1507} = 1$, 否则 $D_{1507} = 0$.

务,与其他行业的上市公司或关联企业产生借贷关系,使得整个金融市场在不同行业间形成了更为复杂的关联结构.由于政府相应的监管措施尚未完善及行业自律不足,互联网金融行业也暴露出一些发展初期的问题,大量公司打着互联网金融或 P2P 的旗号,从事非法集资或违规业务.这

些初涉金融行业的上市公司,大多来自于科技、能源等各个行业,其金融风险防控意识相对薄弱,在甄别其所收购的金融公司资质的能力方面尚且不足,形成了巨大的风险隐患.这使得,相对于 2015 年之前,互联网金融在这段时期对行业间极端金融风险扩散的影响程度显著增加.

表 8 互联网金融对实体经济行业间极端金融风险传播的影响(含政策虚拟变量)

Table 8 The impact of internet finance on the extreme risk spillover among real industries (including policy dummies)

变量	被解释变量: 实体经济行业间极端金融风险传播(τ^{nonf})			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$IF_index \times D_{1503}$	0.044 *** (12.25)	0.031 *** (2.69)		
$IF_index \times D_{1507}$			0.046 ** (2.13)	0.090 * (1.83)
IF_index	0.064 (1.32)	0.039 (0.44)	0.121 *** (7.47)	0.018 (0.40)
控制变量	NO	YES	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.594	0.699	0.551	0.698
观测值	465	465	465	465

前面证实了互联网金融发展对省域实体经济行业间极端金融风险溢出效应的平均影响效应,但并未揭示互联网金融发展对不同省域的影响.即互联网金融发展加剧实体经济行业间极端金融风险传播的影响效应,在不同的省份之间是否还存在异质性?为此,本研究选取 10%、25%、50%、75%和 90% 5 个具有代表性的分位点划分省份的实体经济行业间极端金融风险传播程度,基于式(19)进一步运用分位数面板回归模型,刻画互联网金融发展对不同省份实体经济行业间极端金融风险传播的影响效应,估计结果如表 9 所示.

从表 9 中可以看到,随着分位点数的上升,即由实体经济行业间极端金融风险传播程度较低的

省份移动到较高省份的过程中,互联网金融的影响系数呈上升趋势,且均在 1%水平上显著.这意味着,对于行业间极端金融风险传播程度本身就比较高的省份而言,互联网金融加剧其行业间极端金融风险传播的影响效应也会更强.究其原因,这些省份大多具有上市企业多、涉及行业广、民营上市企业多的特点^⑭,且多元化的经营模式、相互担保的融资模式及“抱团取暖”的风险分担方式也更为普遍^⑮,这导致省内各行业间形成了复杂的产业关联和投资网络,也在一定程度上形成了风险的传播链条.此时,行业间原有的风险传播渠道与互联网金融催生出的新传播渠道相互叠加,就使得互联网金融对这些省份行业间极端金融风险传播的影响效应变得更强,风险扩散面更大.

⑭ 行业间风险溢出程度排名前 5 的省市分别是浙江、江苏、山西、湖北、天津.以浙江为例,省内多家上市企业均具有明显的多元化经营结构,不仅向与所生产产品的上下游产业链扩展,还向与原产品、技术无关的经营领域扩散.例如,浙江新湖中宝股份有限公司,在证监会行业分类中隶属于房地产业,但其经营范围包括了批发零售、信息通讯、资产管理和文化等多个行业,仅在本文样本期内与之发生过关联交易的企业就高达 87 家(资料来源:国泰安数据库).

⑮ 资料来源:突围“担保圈”:防范化解企业信用风险的浙江样本,经济日报,2016 年 2 月 4 日,参见网址: http://ex.csn.cn/dybg/gqdy_jj/201602/t20160204_2859113.shtml.

表 9 互联网金融对实体经济行业间极端金融风险传播的影响(面板分位数回归)

Table 9 The impact of internet finance on the extreme risk spillover among real industries (panel quantile regression results)

	被解释变量：实体经济行业间极端金融风险传播(τ^{nonf})				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
分位数	10%	25%	50%	75%	90%
<i>IF_index</i>	0.048 * (1.81)	0.079 *** (3.20)	0.091 *** (2.82)	0.100 *** (4.77)	0.099 *** (3.55)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	465	465	465	465	465

2) 互联网金融发展与金融和实体行业间极端金融风险传播

表 10 报告了互联网金融发展对金融与实体行业间极端金融风险传播的估计结果,由表 10 可知:估计结果支持假设 b 中互联网金融发展加剧金融与实体行业间极端金融风险传播的判断.在加入全部控制变量后,列(2)中互联网金融发展指数(*IF_*

index)的系数是 0.250,在 1%水平下显著,这表明互联网金融的发展会导致我国金融与实体行业之间的极端金融风险传播程度明显增加.此外,表 10 报告了 4 种不同互联网金融业务对金融与实体行业间极端金融风险传播的估计结果.从列(3)至列(6)可以看出,互联网支付、互联网保险的影响系数显著为正,而互联网货币基金、互联网投资则不显著.

表 10 互联网金融对金融与实体行业间极端金融风险传播的影响

Table 10 The impact of internet finance on the extreme risk spillover between financial and real industries

变量	被解释变量：金融与实体行业间极端金融风险传播(τ^f)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>IF_index</i>	0.406 *** (9.08)	0.250 *** (3.58)				
<i>IF_insurance</i>			0.125 *** (5.36)			
<i>IF_currency</i>				0.084 (0.61)		
<i>IF_investment</i>					0.113 (1.34)	
<i>IF_payment</i>						0.254 ** (2.21)
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.541	0.667	0.694	0.679	0.686	0.633
观测值	315	315	315	315	315	315

与前文类似,分别将时间虚拟变量 D_{1503} 和 D_{1507} 与互联网金融发展指数 (IF_index) 的交互项引入式(21),即

$$\tau_{i,t}^f = \beta_0 + \beta_1 IF_index_{i,t} \times D_{1503} + \beta_2 IF_index_{i,t} + \beta_3 Con_f_{i,t} + \beta_4 Con_m_{i,t} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (24)$$

$$\tau_{i,t}^f = \beta_0 + \beta_1 IF_index_{i,t} \times D_{1507} + \beta_2 IF_index_{i,t} + \beta_3 Con_f_{i,t} + \beta_4 Con_m_{i,t} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (25)$$

估计结果如表 11 所示.从表 11 中可以看出,在加入全部控制变量后,列(2)中互联网金融发展指数与时间虚拟变量 D_{1503} 的交互项的弹性系数为 0.283,在 1% 的水平下显著;列(4)中互联网金融发展指数与时间虚拟变量 D_{1507} 交互项的

弹性系数为 0.251,在 1% 水平下显著,表明随着互联网金融发展水平增加,互联网金融加剧金融与其它实体经济行业间极端金融风险传播的影响效应也在增强.与前文类似,选取 10%、25%、50%、75% 和 90% 5 个代表性分位点划分各省金融与其他行业间极端金融风险传播程度,基于式(21)进一步运用分位数面板回归模型,刻画互联网金融发展对各省金融与其他行业间极端金融风险传播的影响,估计结果如表 12 所示.可以看到,随着分位点数的上升,即由金融与其他行业间极端金融风险传播较低的省份向金融与其他行业间极端金融风险传播较高的省份移动,互联网金融的影响系数呈上升趋势,并且均在 1% 水平上显著.

表 11 互联网金融对金融与实体经济行业间极端金融风险传播的影响(含政策变量)

Table 11 The impact of internet finance on the extreme risk spillover between financial and real industries (including policy dummies)

变量	被解释变量: 金融与实体经济行业间极端金融风险传播 (τ^f)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$IF_index \times D_{1503}$	0.259*** (11.21)	0.287*** (7.37)		
$IF_index \times D_{1507}$			0.254*** (11.26)	0.257*** (7.10)
IF_index	-0.552*** (-6.27)	-0.614*** (-4.64)	-0.532*** (-6.17)	-0.514*** (-4.08)
控制变量	NO	YES	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.725	0.728	0.725	0.727
观测值	315	315	315	315

结合比较上述估计结果,可以发现,相比于实体经济间的风险传播,互联网金融发展加剧金融与实体经济行业间极端金融风险传播的影响效应更大.近年来,中国经济发展中日益凸显的“脱实向虚”现象也佐证了这一点.面对着我国实体经济投资回报率大幅降低、金融部门投资回报率日益上涨的鲜明反差,大量实体经济部门的企业纷纷转向金融领域.但是,由于传统金融领域存在的监管和约束,进入门槛比较高,而互联网金融恰好给实体企业开展金融业务创造了机会.许多原本属

于实体经济的企业通过涉足互联网金融业务获得金融从业资格,满足一定的要求后,被获准进入全国银行间同业拆借市场进行拆借融资.这使得实体企业与传统金融机构之间除了原有的信贷关系之外,还形成了资金拆借等新的关联网,从而加剧了金融与实体经济之间的极端金融风险传播.同时,互联网金融企业的经营模式和技术背景使其在风险管理方面的经验相对欠缺,容易卷入金融风险传播链条,从而通过其与相关金融机构形成的新关联网,将风险进一步扩散出去.

表 12 互联网金融对金融与实体行业间极端金融风险传播的影响(面板分位数回归)

Table 12 The impact of internet finance on the extreme risk spillover between financial and real industries (panel quantile regression results)

变量	被解释变量：金融与实体行业间极端金融风险传播(τ^f)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10%	25%	50%	75%	90%
<i>IF_index</i>	0.227*** (3.00)	0.258*** (3.28)	0.258*** (2.87)	0.291*** (4.16)	0.359*** (6.28)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	315	315	315	315	315

表 13 中介效应检验

Table 13 Test results of mediating effects

被解释变量	实体经济行业间极端金融风险传播 (τ^{nonf})		<i>debt_ratio</i>	金融与实体行业间极端金融风险传播 (τ^f)	
	(1)	(2)		(4)	(5)
<i>IF_index</i>	0.074*** (3.43)	0.073*** (3.53)	0.097* (1.74)	0.279*** (3.96)	0.250*** (3.58)
<i>debt_ratio</i>		0.138*** (2.82)			0.445*** (3.58)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.655	0.665	0.260	0.652	0.668
观测值	465	465	465	315	315
Sobel	Z = 2.21 > 0.97			Z = 1.47 > 0.97	

3.2.4 互联网金融发展对行业间极端风险传播的传导机制检验

本研究使用“中介效应”检验来考察“北京大学互联网金融发展指数”是否通过行业间上市公司“信贷投资关系”来影响行业间极端风险传播程度。然而，不同行业上市公司之间信贷关系的数据不可获得，退而求其次，采取省级层面的资产负债率作为中介效应的代理变量。其背后的逻辑为：如果省内各个行业间公司的信贷投资关系变得更强，意味着该省企业外部融资方式变得更加便捷和多元化，从而使得企业的负债率上升，省级层面的资产负债率也会产生相应的变化。“中介效应”检验模型设定如下所示

$$\tau_{it} = \beta_0 + \beta_1 IF_index_{i,t} + \beta_3 Con_f_{i,t} + \beta_4 Con_m_{i,t} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (26)$$

$$Debt_ratio_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 IF_index_{i,t} + \gamma_3 Con_f_{i,t} + \gamma_4 Con_m_{i,t} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (27)$$

$$\tau_{it} = \delta_0 + \delta_1 IF_index_{i,t} + \delta_2 Debt_ratio_{i,t} + \delta_3 Con_f_{i,t} + \delta_4 Con_m_{i,t} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (28)$$

首先，检验系数 β_1 ，若 β_1 不显著，则中止中介效应分析。其次，检验系数 γ_1 和检验系数 δ_2 ，若两个系数都显著，则进一步检验 δ_1 ， δ_1 显著则中介效应显著， δ_1 不显著则无中介效应；若 γ_1 和 δ_2 至少一个不显著，则需要做 Sobel 检验，该检验显

著,则中介效应显著,若该检验不显著,则中介效应不显著。“中介效应”检验结果如表 13 所示。

结果显示,无论实体间还是金融与实体间的极端金融风险传播程度, $\beta_1, \gamma_1, \delta_1$ 和 δ_2 都显著, Sobel 检验的 Z 值均大于 5% 显著性水平上的 0.97, 中介效应显著. 表明互联网金融会通过资产负债率影响极端金融风险传播.

3.2.5 稳健性检验

1) 关于内生性问题的讨论

在实证研究中严格控制了地区、时间的固定效应,有效避免了遗漏变量带来的内生性问题. 此外,本研究进一步对核心解释变量(IF_index)滞后一期的做法,这一做法可有效避免可能存在的反向因果关系,估计结果如表 14 所示. 进一步地,为了消除被解释变量前后期相关可能会带来的影响,将被解释变量的滞后项加入回归方程中,估计结果如表 15 所示. 可以看到,核心解释变量(IF_index)的显著性不变.

表 14 稳健性检验 (使用解释变量滞后一期)

Table 14 Robust tests (using the lagged explanatory variable as a control)

被解释变量	实体经济行业间极端金融风险传播(τ^{nonf})		金融与实体行业间极端金融风险传播(τ^f)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IF_index_{t-1}	0.155 *** (8.19)	0.091 *** (3.30)	0.364 *** (6.53)	0.196 ** (2.29)
控制变量	NO	YES	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.591	0.664	0.632	0.652
观测值	465	465	315	315

表 15 稳健性检验 (引入被解释变量滞后一期)

Table 15 Robust tests (using the lagged explained variable as a control)

被解释变量	实体经济行业间极端金融风险传播(τ^{nonf})		金融与实体行业间极端金融风险传播(τ^f)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IF_index	0.079 *** (5.19)	0.042 ** (2.03)	0.560 *** (12.65)	0.484 *** (3.89)
τ_{t-1}^{nonf}	0.364 *** (7.26)	0.283 *** (5.55)		
τ_{t-1}^f			0.060 * (1.75)	0.171 ** (2.32)
控制变量	NO	YES	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.651	0.694	0.785	0.686
观测值	465	465	315	315

2) 互联网金融发展变量的重新测算

由于部分互联网金融业务的使用需用户在手机中安装相应的软件(如人人贷、蚂蚁花呗等互

联网借贷和理财软件),因此本文选择“3G/4G 移动电话用户数目”^⑩替换北京大学互联网金融发展指数,作为互联网金融发展的代理变量,基于

⑩ 数据来源于中国工业和信息化部.

式(20)和式(21)检验互联网金融对行业间极端金融风险传播的影响,估计结果如表16所示。

表16 稳健性检验(替换互联网金融发展变量: *Phone*)

Table 16 Robust tests (using another internet finance measurement: *Phone*)

被解释变量	实体经济行业间极端金融风险传播 (τ^{nonf})		金融与实体行业间极端金融风险传播 (τ^f)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Phone</i>	0.354 ** (1.99)	0.364 ** (2.32)	0.409 * (1.77)	0.467 * (1.94)
控制变量	NO	YES	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.579	0.691	0.365	0.380
观测值	465	465	315	315

表17 稳健性检验(替换互联网金融发展变量: *DIF_index*)

Table 17 Robust tests (using another internet finance measurement: *DIF_index*)

被解释变量	实体经济行业间极端金融风险传播 (τ^{nonf})		金融与实体行业间极端金融风险传播 (τ^f)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIF_index</i>	0.030 * (1.71)	0.046 ** (2.11)	0.587 ** (2.62)	0.682 *** (3.09)
控制变量	NO	YES	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.500	0.547	0.781	0.840
观测值	248	248	168	168

基于相类似的数据源,北京大学互联网金融研究中心课题组也构建了“北京大学数字普惠金融发展指数”,频率为年度。故将实证研究的被解释变量、控制变量均转化为年度指标,使用北京大学数字普惠金融发展指数重复上文的实证研究过程,样本区间为2011年至2018年,估计结果如表17所示。可以看到结论与上文保持一致。

此外,施炳展和金祥义^[43]利用百度搜索构建了国内居民对不同国家的注意力指数。借鉴该方法,运用百度新闻高级检索结果度量地区互联网金融的发展水平。其背后的逻辑是:一个地区金

融科技发展、企业设立、技术进步往往都会被媒体关注,从而能被百度新闻检索到。百度作为领先的中文搜索引擎,其在国内搜索引擎市场几乎处于垄断的绝对优势地位。通过百度搜索金融科技相关热词所得到的页面数量,能够比较准确地反映相关地区金融科技的发展水平。本研究通过对互联网金融主要业务^①百度搜索量的加权和,构建省级层面的互联网金融指数,考察其对于极端金融风险传播的影响。估计结果如表18所示(该指数用 *IF_Baidu_index* 表示)。可以看到,核心解释变量对被解释变量的影响与上文的结论保持一致。

① 关键词包括:省份名称、互联网金融、金融科技、普惠金融。

表 18 稳健性检验 (替换互联网金融发展变量: IF_Baidu_index)Table 18 Robust tests (using another internet finance measurement: IF_Baidu_index)

被解释变量	实体经济行业间极端金融风险传播 (τ^{nonf})		金融与实体行业间极端金融风险传播 (τ^f)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IF_Baidu_index	0.014 *** (2.74)	0.011 ** (2.24)	0.076 *** (2.72)	0.034 *** (2.68)
控制变量	NO	YES	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.280	0.359	0.412	0.294
观测值	465	465	315	315

3) 引入非经济基本面因素控制变量

非经济基本面的因素也可能影响行业间的风险传播. 当某个行业受到大的负向冲击时, 会导致该行业的企业投资下降, 股票波动率增大, 从而引起金融投资者情绪的波动和恐慌, 出现避险性抛售行为, 一方面将该行业资产转化为其他行业资产, 使得该行业资产价格下降和资本流动性短缺, 资产价格大幅贬值. 同时, 该行业的投资者也可能

由于财富损失抛售其他行业的资产来缓解资本流动性短缺的问题, 引发其他行业金融资产的大幅贬值, 从而出现两个行业同时大幅贬值的极端联动现象. 因此, 加入反应投资者情绪的指标—省级上市公司平均换手率($turnover$)^⑧—作为控制变量来控制非经济基本面因素对于极端风险传播的影响. 结果如表 19 所示, 可以看到, 核心解释变量对被解释变量的影响与本研究主要结论保持一致.

表 19 稳健性检验 (引入非经济基本面因素控制变量: $turnover$)Table 19 Robust tests (using non-economic fundamental variable as a control: $turnover$)

被解释变量	实体经济行业间极端金融风险传播 (τ^{nonf})		金融与实体行业间极端金融风险传播 (τ^f)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IF_index	0.136 *** (9.57)	0.071 *** (3.41)	0.406 *** (9.08)	0.249 *** (3.56)
$turnover$		0.003 (1.15)		0.001 (0.17)
控制变量	NO	YES	NO	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
月份固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.547	0.666	0.541	0.668
观测值	465	465	315	315

4 结束语

近年来, 随着互联网、大数据、云计算等信息技术的发展, 互联网金融得到了长足的发展. 互联

网金融的出现一方面提高了资金使用效率, 有利于普惠金融的实现, 另一方面又带来了金融风险传播加剧的可能. 就行业间风险传播的角度而言, 由于传统实体企业能够通过向互联网金融机构投资的方式获得金融从业资格, 这使得它一方面可

⑧ 换手率 = 月度成交量/流通股本 × 100%, 刻画了股票的流动性, 是反应投资者情绪的一种指标^[44].

以通过投资渠道与其他实体经济行业的企业产生新的信贷关系,另一方面通过资金拆借渠道与传统金融机构形成新的商业联系.这深刻改变了行业之间的信贷关系,从而加剧实体经济行业间、金融与实体经济行业间的金融风险传播.但是令人遗憾的是,目前尚未有人对此问题进行严格的分析.

本研究从行业间极端金融风险传播的视角出发,首次对此问题进行了系统研究.首先通过构建理论模型刻画了互联网金融影响行业间极端风险传播的机制,接着利用我国31个省份、18个行业的股票收益数据,以及北京大学数字金融研究中心构建的互联网金融发展指数,进行了严格的实证检验.研究表明,互联网金融发展不仅会加剧实体经济行业间极端金融风险传播,还会加剧金融与实体经济行业间的极端金融风险传播.

本研究具有重要的政策含义.那就是面对爆发式发展的互联网金融,需要在充分发挥其积极作用的同时,也要采取相应的措施,防范其加剧金融风险传播,守住不发生系统性金融风险的底线.

第一,应进一步明确互联网金融的准入条件,重点考察互联网金融企业的资质和风险控制能力.从互联网金融加剧行业间极端金融风险传播的理论机制来看,互联网金融企业在其中扮演着非常关键的角色.一方面,如果没有明确的准入门槛,互联网金融会遭遇短期一窝蜂式的发展,大量资质欠缺或本

质为“庞氏骗局”的企业趁机涌入,将给其发

展带来极大的风险隐患.另一方面,如果互联网金融企业没有较强的风险意识和防控能力,其既属于实体行业又涉足金融领域的属性,就会扩大冲击的波及面,使风险沿着关联链条迅速传播.

第二,在对互联网金融具体业务进行监管时,应注重它们的联系与区别.从不同互联网金融业务对行业间极端金融风险传播的影响效应来看,互联网理财投资、保险、移动支付业务的影响效应较强.因此,除了对所有互联网金融企业实施资质、风险控制能力方面的基本性考察之外,还应结合不同互联网金融业务的风险特点,附加差别化的监管要求.此外,我国互联网金融子行业由不同的监管机构监管,包括人民银行、银保监会和证监会,考虑到互联网金融普遍具有混业经营的特征,还应构建联合监管与协调机制,避免出现监管空白.

第三,大力发展监管科技,在审慎监管、行为监管等传统金融监管维度之外增加科技维度,打造双维度监管体系.从互联网金融加剧行业间极端金融风险传播的区域差异来看,对于那些行业间金融风险传播程度本身就比较高的省份,互联网金融的影响效应也较强.因此,需要重点关注这些省份的风险传播情况,在确保互联网金融最大限度发挥潜力的同时,将其对风险传播的影响降到最低.尤其是在一些互联网金融发展水平较高,同时省内行业间金融风险传播程度也较高的省份,更需要处理好金融创新与风险防范之间的平衡问题.

参 考 文 献:

- [1] Bharadwaj P, Jack W, Suri T. Fintech and household resilience to shocks: Evidence from digital loans in Kenya[J]. Journal of Development Economics, 2021, 102697.
- [2] Tang H. Peer-to-peer lenders versus banks: Substitutes or complements? [J]. Review of Financial Studies, 2019, 32(5): 1900 - 1938.
- [3] Allen F, Meandrews J, Strahan P. E-finance: An introduction[J]. Journal of Financial Services Research, 2002, 22(1 - 2): 5 - 27.
- [4] Goldstein I, Jiang W, Karolyi G A. To fintech and beyond[J]. Review of Financial Studies, 2019, 32(5): 1647 - 1661.
- [5] 谢绚丽, 沈 艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1557 - 1580.

- Xie Xuanli, Shen Yan, Zhang Haoxing, et al. Can digital finance promote entrepreneurship?: Evidence from China[J]. *China Economic Quarterly*, 2018, 17(4): 1557 – 1580. (in Chinese)
- [6]李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. *中国工业经济*, 2020, (1): 81 – 98.
- Li Chuntao, Yan Xuwen, Song Min, et al. Fintech and corporate innovation: Evidence from Chinese NEEQ-listed companies [J]. *China Industrial Economics*, 2020, (1): 81 – 98. (in Chinese)
- [7]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, 54(8): 71 – 86.
- Zhang Xun, Wan Guanghua, Zhang Jiajia, et al. Digital economy, financial inclusion, and inclusive growth[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(8): 71 – 86. (in Chinese)
- [8]Berger A N. The economic effects of technological progress: Evidence from the banking industry[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2003, 4(1): 141 – 176.
- [9]项后军, 闫玉. 理财产品发展、利率市场化与银行风险承担问题研究[J]. *金融研究*, 2017, (10): 99 – 114.
- Xiang Houjun, Yan Yu. Financial products, interest rate liberalization and bank risk-taking[J]. *Journal of Financial Research*, 2017, (10): 99 – 114. (in Chinese)
- [10]Allen F, Gale D M. Financial contagion[J]. *Journal of Political Economy*, 2000, 108(1): 1 – 33.
- [11]King M A, Wadhvani S. Transmission of volatility between stock markets[J]. *Review of Financial Studies*, 1990, 3(1): 5 – 33.
- [12]Lee S B, Kim K J. Does the October 1987 crash strengthen the co-movements among national stock markets? [J]. *Review of Financial Economics*, 1993, 3(1): 89 – 102.
- [13]Forbes K J, Rigobon R. No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(5): 2223 – 2261.
- [14]Diebold F X, Yilmaz K. On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms[J]. *Journal of Econometrics*, 2014, 182(1): 119 – 134.
- [15]Yang Z, Zhou Y. Quantitative easing and volatility spillovers across countries and asset classes[J]. *Management Science*, 2017, 63(2): 333 – 354.
- [16]周颖刚, 程欣, 王艺明. 为什么人民币越来越重要呢? ——基于网络分析方法的汇率证据[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(9): 12 – 38.
- Zhou Yinggang, Cheng Xin, Wang Yiming. Why is CNY increasingly important?: Network evidence from exchange rates [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(9): 12 – 38. (in Chinese)
- [17]范小云, 荣宇浩, 王博. 我国系统重要性银行评估: 网络层次结构视角[J]. *管理科学学报*, 2021, 24(2): 48 – 74.
- Fan Xiaoyun, Rong Yuhao, Wang Bo. Identifying systemically important banks in China: A network hierarchy structure perspective[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(2): 48 – 74. (in Chinese)
- [18]Rodriguez J C. Measuring financial contagion: A Copula approach[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2007, 14(3): 401 – 423.
- [19]Oh D H, Patton A J. Modeling dependence in high dimensions with factor copulas[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2017, 35(1): 139 – 154.
- [20]陈海强, 方颖, 王方舟. 融资融券制度对尾部系统风险的非对称影响——基于 A 股市场极值相关性的研究[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(5): 99 – 109.
- Chen Haiqiang, Fang Ying, Wang Fangzhou. Asymmetric effect of margin trading and short selling on tail systematic risk: An empirical analysis of extreme dependence in Chinese A-share market[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(5): 99 – 109. (in Chinese)
- [21]Berben R P, Jansen W J. Comovement in international equity markets: A sectoral view[J]. *Journal of International Money*

- and Finance, 2005, 24(5): 832 – 857.
- [22] Baur D G. Financial contagion and the real economy[J]. Journal of Banking and Finance, 2012, 36(10): 2680 – 2692.
- [23] Forbes K J, Chinn M D. A decomposition of global linkages in financial markets over time[J]. Review of Economics and Statistics, 2004, 86(3): 705 – 722.
- [24] 周颖刚, 林珊珊, 洪永淼. 中国股市和债市间避险对冲效应及其定价机制[J]. 经济研究, 2020, 55(9): 42 – 57.
Zhou Yinggang, Lin Shanshan, Hong Yongmiao. Safe haven hedging and pricing effects across the Chinese stock and bond markets[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(9): 42 – 57. (in Chinese)
- [25] 朱小能, 袁经发. 去伪存真: 油价趋势与股票市场——来自“一带一路”35国的经验证据[J]. 金融研究, 2019, (9): 131 – 150.
Zhu Xiaoneng, Yuan Jingfa. Oil price trends and the stock market: Empirical evidence from 35 countries along “the Belt and Road” [J]. Journal of Financial Research, 2019, (9): 131 – 150. (in Chinese)
- [26] 黄乃静, 汪寿阳. 中欧货币汇率的极端风险传播研究[J]. 管理科学学报, 2018, 21(12): 1 – 17.
Huang Naijing, Wang Shouyang. The extreme risk spillover between European currencies and Chinese Renminbi[J]. Journal of Management Sciences in China, 2018, 21(12): 1 – 17. (in Chinese)
- [27] 梁琪, 李政, 郝项超. 中国股票市场国际化研究: 基于信息溢出的视角[J]. 经济研究, 2015, 50(4): 150 – 164.
Liang Qi, Li Zheng, Hao Xiangchao. The internationalization of Chinese stock market: Based on information spillover[J]. Economic Research Journal, 2015, 50(4): 150 – 164. (in Chinese)
- [28] Kodres L E, Pritsker M. A rational expectations model of financial contagion[J]. Journal of Finance, 2002, 57(2): 769 – 799.
- [29] Chiu W C, Peña J I, Wang C W. Industry characteristics and financial risk contagion[J]. Journal of Banking and Finance, 2015, (50): 411 – 427.
- [30] 黄乃静, 张冰洁, 郭冬梅, 等. 中国股票市场行业间金融传染检验和风险防范[J]. 管理科学学报, 2017, 20(12): 19 – 28, 86.
Huang Naijing, Zhang Bingjie, Guo Dongmei, et al. Industry-level financial contagion of the Chinese stock market and risk control[J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(12): 19 – 28, 86. (in Chinese)
- [31] 杨子晖, 王姝黛. 行业间下行风险的非对称传染: 来自区间转换模型的新证据[J]. 世界经济, 2020, 43(6): 28 – 51.
Yang Zihui, Wang Shudai. Asymmetric contagion of cross-industrial downside risks: New evidence from the regime-switching model[J]. The Journal of World Economy, 2020, 43(6): 28 – 51. (in Chinese)
- [32] 杨子晖, 陈雨恬, 张平淼. 股票与外汇市场尾部风险的跨市场传染研究[J]. 管理科学学报, 2020, 23(8): 54 – 77.
Yang Zihui, Chen Yutian, Zhang Pingmiao. Cross-market contagion effect on tail risks between stock markets and exchange markets[J]. Journal of Management Sciences in China, 2020, 23(8): 54 – 77. (in Chinese)
- [33] 周开国, 季苏楠, 杨海生. 系统性金融风险跨市场传染机制研究——基于金融监管视角[J]. 管理科学学报, 2021, 24(7): 1 – 20.
Zhou Kaiguo, Ji Sunan, Yang Haisheng. Cross-market contagion mechanism of systemic risk from the perspective of coordinated supervision[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(7): 1 – 20. (in Chinese)
- [34] Nguyen L X, Mateut S, Chevapatrakul T. Business-linkage volatility spillovers between US industries[J]. Journal of Banking and Finance, 2020, 111(2): 1 – 26.
- [35] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[M]. In Handbook of Macroeconomics, Elsevier: Amsterdam, 1999, 1341 – 1393.
- [36] Allen L, Bali T G, Tang Y. Does systemic risk in the financial sector predict future economic downturns? [J]. Review of Financial Studies, 2012, 25(10): 3000 – 3036.
- [37] Giglio S, Kelly B, Pruitt S. Systemic risk and the macroeconomy: An empirical evaluation[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 119(3): 457 – 471.
- [38] 杨子晖. 金融市场与宏观经济的风险传染关系——基于混合频率的实证研究[J]. 中国社会科学, 2020, (12):

160 – 180, 204.

Yang Zihui. The risk contagion relationship between the financial market and the macro economy: A mixed frequency based empirical research[J]. *Social Sciences in China*, 2020, (12): 160 – 180, 204. (in Chinese)

[39] Patton A J. Copula-Based Models for Financial Time Series[M]. In *Handbook of Financial Time Series*, Springer, Berlin: Heidelberg, 2009, 767 – 785 .

[40] Kiyotaki N, Moore J. Credit cycles[J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(2): 211 – 248.

[41] Townsend R M. Optimal contracts and competitive markets with costly state verification[J]. *Journal of Economic Theory*, 1979, 21(2): 265 – 293.

[42] 北京大学互联网金融研究中心课题组. 互联网金融发展指数的编制与分析[J]. *新金融评论*, 2016, (1): 101 – 129.

Research Group of Institute of Internet Finance Peking University. The creation and analysis of the Internet finance development index[J]. *New Finance Review*, 2016, (1): 101 – 129. (in Chinese)

[43] 施炳展, 金祥义. 注意力配置、互联网搜索与国际贸易[J]. *经济研究*, 2019, 54(11): 71 – 86.

Shi Bingzhan, Jin Xiangyi. Attention allocation, Internet search and international trade[J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(11): 71 – 86. (in Chinese)

[44] Wurgler B J. Investor sentiment in the stock market[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2007, 21(2): 129 – 151.

The impact of internet finance on extreme risk spillover among Chinese industries

*HUANG Nai-jing*¹, *SHI Yu-peng*^{1, 2*}, *YU Ming-zhe*³, *WANG Yi-cheng*⁴

1. School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

2. China Center for Internet Economy Research, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

3. School of International Economics and Management, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China;

4. HSBC Business School, Peking University, Shenzhen 518055, China

Abstract: As a new element in financial industry, internet finance plays a positive role in inclusive finance; meanwhile, it also has the potential to exacerbate the spread of financial risk. However, there is no rigorous analysis of the impact of internet finance on the spillover of financial risk. This paper is the first to systematically study this issue from the perspective of extreme financial risk spillover across industries. First, a theoretical model is built to describe the mechanism by which internet finance affects extreme risk spread among industries. Next, stock return data from 31 provinces and 18 industries in China, as well as the internet Finance Development Index constructed by the Digital Finance Research Center of Peking University, are used to empirically testify our theoretical results. Our results show that the development of internet finance has intensified the spread of extreme financial risk between different real economy industries, and increased extreme financial risk spillovers between financial and real economy industries. Therefore, while giving full play to the positive role of internet finance, attention must be paid to preventing the spread of extreme risk between industries to maintain the security and stability of the financial system.

Key words: internet finance; the extreme risk spillover among industries