

信息共享对互联网金融机构信用风险异质性 影响测度研究

张 奇, 叶慧颖, 刘雪飞

摘 要: 本研究在分析互联网金融机构信用风险产生原因和当前机构信息共享机制的基础上, 结合互联网金融市场的特征, 构建不完全竞争模型, 从理论上论证了信息共享对互联网金融机构信用风险的影响关系, 并提出影响机制的异质性假说。进一步运用系统 GMM 方法对 28 家互联网金融机构 2018 年 3 月至 2019 年 9 月的动态面板数据进行了实证分析以得到该异质性测度。结果表明, 总体上信息共享可帮助降低互联网金融机构的信用风险, 但该影响关系对不同类型的机构具有显著异质性。从业务集中度看, 信息共享对业务集中度低组机构的信用风险具有缓解作用, 但不能降低业务集中度高组的信用风险。从交易金额分布看, 信息共享可有效降低小额业务组机构的信用风险, 但对大额业务组的影响不显著。基于研究结论, 建议政府在建立和完善互联网金融征信体系的过程中, 应注意区别不同业务模式和金额的机构业务类型, 针对性地提供差异性的共享规则和机制。

关键词: 互联网金融机构; 信息共享; 信用风险; 异质性影响; GMM

中图分类号: F830.39 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2021)01-0141-16

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2021.01.011

一、引 言

2012 年以来, 中国互联网金融快速发展。它借助于互联网技术, 消除空间上的障碍, 跨区域地连接各计算机、智能手机终端和服务端, 形成网络整体, 产生网络效应, 从而使借贷双方可以低成本、实时、迅速地确立借贷关系, 促成交易。作为一种依托于网络的新型金融服务模式, 它的出现一方面解决了中小企业融资难的问题, 另一方面拓宽了小额闲散资金的投资渠道、盘活了社会闲散资金。然而, 互联网金融在高速发展的过程中, 失信问题频发, 尤其是 P2P 互联网贷平台, 爆发了一系列风险事件。老赖、多头借贷、信息孤岛、风控难四大顽疾一直困扰着整个互联网金融行业^[1]。究其原因, 主要是以互联网为支撑的金融体系存在着较大的信用风险, 多方面的因素导致其高风险, 其中, 机构之间缺乏有效的信息共享系统是重要的原因。各个互联网金融平台如同一个个“信息孤岛”, 信息无法有效传播。一些信用低的借款者在一个平台违约后, 因平台之间的信息不共享, 极易多头借贷, 引发严重的道德风险问题。同时, 由于互联网金融兴起于民间, 传统的银行征信体系尚未完全实现对互联网金融机构的开放, 致使平台很难通过征信去实现风控, 进一步加剧了

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“众筹模式下光伏扶贫绩效模型模拟与政策创新研究”(71774171)

作者简介: 张奇, 中国石油大学(北京)经济管理学院教授、博士生导师, ZhangQi56@tsinghua.org.cn(北京 102249); 叶慧颖, 中国石油大学(北京)经济管理学院研究生

老赖、多头借贷现象的猖獗。为降低行业信用风险,进一步促进其健康发展,一方面,政府出台一系列政策措施以加强对行业的监管和整顿;另一方面,也在逐步推进平台之间的信息共享,由最初的“信息孤岛”,到出现第三方的信息共享机构,实现部分共享,例如百行征信。此外,2019年9月,互联网金融风险专项整治工作领导小组、网络借贷风险专项整治工作领导小组联合下发了关于加强互联网金融领域征信体系建设的通知,支持和号召各在营的互联网金融机构接入金融信用信息基础数据库运行机构以实现行业信息的完全共享。

基于此,本文的研究聚焦于信息共享,系统探究这种不断推进的信息共享程度对互联网金融机构的影响,且在此基础上进一步分析该影响的异质性。本文的贡献在于:(1)在理论上,填补了现有研究的空白。对于信贷市场信息共享与信用风险的研究,现有的文献主要集中在银行信贷市场,鲜有文献在新兴发展的互联网金融领域对该影响关系进行研究。(2)在实践上,本文的思考对三方主体均有借鉴意义。对政府而言,为其建立和完善互联网金融行业征信体系机制提供具体的政策建议;对互联网金融机构而言,帮助其分析信息共享对其信用风险的影响程度和寻找影响机构信用风险的因素,为其管理提供借鉴;对投资者而言,通过分析信息共享对信用风险影响的异质性,帮助其对各互联网金融平台的信用风险有更加充分的认识,进而更有效率地进行投资活动。

二、文献综述

(一) 信息共享、信用风险的概念与度量

信息共享是指信息由多人在同一时期或不同时期占有和使用,而不改变其价值及性质。在信贷市场上,对信息的研究主要集中在信用信息,是指所有可以反映主体信用的消息、资料和数据^[2]。对信用信息共享程度的度量主要借助共享平台在共享主体中的覆盖率来完成。Kusi等使用信息共享机构数据所覆盖的国家成年人口的百分比作为信息共享变量完成实证研究^[3]。胡乃红等^[4]和石晓军等^{[5](P88)}采用公共征信机构和私营征信机构中成年人口的覆盖率来衡量信息共享程度。另有部分学者使用我国个人征信系统和企业征信系统季度内日平均查询次数之和来衡量信息共享程度^[6]。在信用风险方面,学术界尽管对其概念的表述有所不同,但内涵基本一致,即市场上因合同的一方不履行义务而产生不利的后果和损失的可能性。信用风险的度量分为传统技术和现代技术两种:传统的信用风险度量不依赖于金融理论,以历史数据表现作为参考依据,专家系统和信用评分系统是两种最为主要的传统方法^[7];现代信用风险度量模型包括CreditRisk+模型、CPV模型、RAROV模型等,且目前研究中越来越多地使用数据驱动、机器学习等大数据方法度量风险^[8]。此外,大部分学者采用逾期违约率、银行不良贷款率等事后指标直接度量经济主体某一段时间内的信用风险水平来完成实证研究^{[9][10]}。

(二) 信息共享对信用风险影响研究

目前,信息共享对信用风险的影响研究主要在银行信贷市场上展开,且学术界存在两类意见:

1. 信息共享降低信用风险。大部分学者认为信息共享能够降低信贷信用风险。信息共享通过减少借贷双方的信息不对称,可降低逆向选择和道德风险^[11]。理论方面的研究从借款者和贷款方两个维度展开。一方面从借款方角度,当不良的信息在贷方之间共享时,借款者的违约行为将会带来更严重的后果,可能被列入失信名单,由此形成惩戒机制。故为保持和改善今后的信贷渠道,借款者倾向于选择履约并保持良好的信用记录,由此降低市场中的道德风险^[12]。另一方面从贷款方看,信息共享时,单个贷方可以通过共享获取更多有关借款人债务的信息,提升了贷方的信用评估能力,缓解了逆向选择问题,从而减少过度借贷、降低信用风险^[13]。与此同时,信息共享在金融市场中建立数据平台,可有效提高市场整体的运行效率,帮助资金配置的高效运行^[14]。国内学者

基于我国的国情,从不同的研究视角对信息共享降低信用风险在理论上进行了更为丰富的论证。例如,吴庆田以农村金融为研究对象,从农村信用信息供给和微观主体金融需求角度论证了信息共享机制的功能^[15]。李锋等将借贷双方的信息共享统一进行研究,在银行和企业之间构建动态演化博弈模型,并在此基础上利用 Q-Learning 算法的多智能体进行仿真求解。通过构建四类不同情形,得出银行间的信息共享可有效降低信贷市场的信用风险的结论^[16]。唐建新等以中小企业异质性为研究背景,分别构建信息共享和非共享情形时的融资机制模型,借助银行信息搜集及边际贷款成本变量,论证了信息共享机制可有效降低逆向选择发生的可能性从而降低信用风险,但该作用效果取决于企业之间的异质性程度^[17]。实证方面,现有文献主要利用国家和银行层面的面板数据展开研究。Rusmanto 等以亚洲上市银行为样本,研究了信用信息共享是否会对银行特许权价值和其信用风险的关系产生影响,提出在克服银行系统性风险方面,征信机制和限制银行特许权具有同等重要性^[18]。Guerineau 等利用 159 个国家 2008—2014 年的数据,将主体分为发展中国家和发达国家两类,发现信息共享可以降低信用风险,且对发达国家更为显著^[12]。Kusi 等使用 2006—2012 年间非洲共 548 项银行数据样本,采用 Prais-Winsten 面板数据估计方法,发现无论银行规模大小,通过征信机构共享信用信息都有利于降低银行的信用风险^[3]。国内学者的相关研究主要借助征信机制完成。龙海明等通过 102 个国家的数据,发现征信系统发展即信息共享对信贷风险有显著的抑制作用^[9]。耿得科等根据 2004—2008 年的跨国面板数据,发现公共征信和私营征信都对不良贷款率有显著的抑制作用^[19]。

2. 信息共享增加信用风险。另有部分学者从不同的角度分析,认为信息共享反而会增加信用风险。理论方面的分析主要从贷款方的行为角度出发。由于信息共享,贷方拥有的借款者信息扩大,则在激烈的借贷市场,其可能会适当降低贷款标准来增加信贷量,最后导致信贷市场总体的违约率不降反升。这意味着信息共享的影响可能存在门槛效应,当超过一定的限度后,反而会增加信贷市场的总体信用风险^[20]。Asongu 等讨论了两种信用信息共享渠道的不同效应,私人征信局会拓宽借款者的非正规金融融资渠道而增加借贷市场潜在的信用风险;公共征信登记机构则与正规金融部门互补,产生协同效应,促进金融业的发展。信息共享是否可以缓解信息不对称、降低信用风险取决于两类渠道的相对大小^[21]。实证层面的部分文献支持了该类论点^[5]。胡乃红等选取欧盟国家 2004—2014 年的相关数据,发现信息共享程度的上升损害了欧盟信贷市场的效率,并使得总体违约风险小幅上升^[4]。Asongu 等使用 42 个国家的 162 家银行的面板数据,证实当公共征信和私人征信机构的信息共享覆盖率未落在 3.156%~3.3%和 1.443%~18.4%区间时,信息共享影响市场势力,不利于金融业发展^[20]。

此外,在信息共享对信用风险的影响关系研究上,现有文献主要在银行信贷市场上展开丰富的论证,鲜有文献将新兴发展的互联网金融行业作为研究对象。少量文献讨论了互联网信贷市场上信息的作用。曾鹏志等使用拍拍贷的数据,研究了信息披露在该市场上的作用,其研究表明信息披露有利于提高平台的借款成功率,且可验证的标准信息披露影响更大^[22]。熊进光等考察了互联网金融信息披露的重要性,认为信息可作为信号传递,帮助降低信息不对称,且互联网金融的信息披露具有其特殊性^[23]。另有部分文献集中在对互联网金融行业信息共享机制,即征信机制建设的讨论上。刘泽黎强调了在互联网背景下金融信用制度建设的重要性^[24]。中国人民银行征信中心借助 KMV 模型,分析了我国互联网征信服务业的模式及存在的问题,并提出发展我国互联网金融征信机制的建议^[25]。杨克泉等认为,我国互联网征信管理体制面临数据信息共享、标准化建设等行业运行机制缺失的问题,并强调了制度建设的重要性^[26]。

综上所述,关于信息共享对信用风险的影响关系,现有文献尚无定论。大部分学者认为信息共享降低信用风险,而部分学者则认为信息共享反而增加信用风险。同时,在对二者关系的研究上,

缺乏在互联网金融市场上对该关系的细致研究。当前互联网金融领域的信息共享不断推进且受到社会各界的持续关注，2019年9月，国务院办公厅印发的有关加强互联网金融领域征信体系建设的通知，更是进一步奠定了政策层面的基调。此外，考虑到不同互联网金融机构的业务模式、发展背景和目标不尽相同，信息共享对不同类型机构信用风险的影响是否因此具有异质性？基于此，有必要在互联网金融领域对该问题进行系统深入的研究。

三、理论影响机制分析与假说提出

（一）信息共享对互联网金融机构信用风险影响的异质性分析

互联网金融业态多种多样。广义上看，任何与互联网相关的金融形式都属于互联网金融，包括第三方支付、P2P、众筹、融资以及现在的银行、保险、证券、资产公司等借助网络平台销售的产品。本研究聚焦于信息共享，因此以中国互联网金融协会信息共享平台提出的从事网络借贷信息中介、网络小贷、消费金融、小额贷款、赊销等业务的互联网金融机构作为研究对象。

以互联网为媒介的金融机构尽管可以有效连接投资者和借款者，提高资金的分配效率，然而网络本身的虚拟性使得其较传统金融行业而言，存在较大的信息不对称，表现为该行业存在较大的信用风险。经过不断的创新和裂变，互联网金融如今已经形成了一个各部分密切联系、分工协作、有效运行的动态平衡系统，为满足不同层次的需求，已经发展成由平台方（包括资产端服务、运营端服务和资金端服务）、借款者、投资者、支付服务方、认证服务方、流量服务方、外部法律服务方等众多金融生态种群组成的网络金融生态圈。该生态圈内存在着多种风险，如操作风险、流动性风险、市场风险等，其中，信用风险占基础性、主导型地位。在与信用风险有关的互联网金融生态圈信用结构中，主要包括借款人、投资人、机构平台和增信机构（如图1所示）^[27]。这些主体彼此通

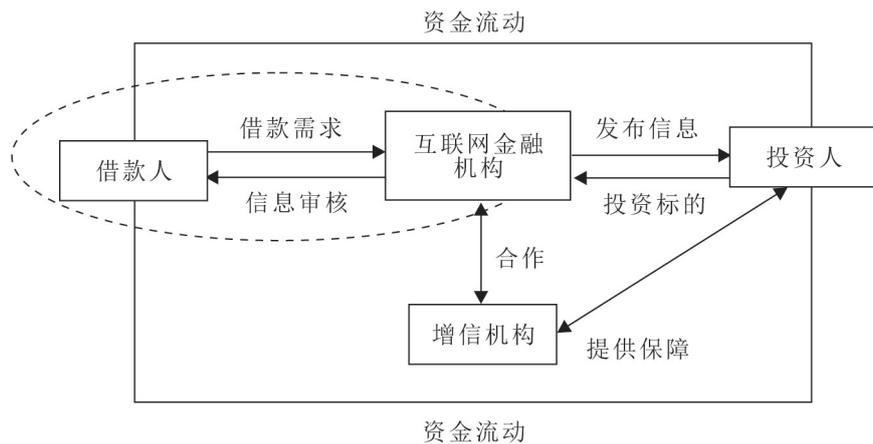


图1 互联网金融机构信用结构关系图

过金融业务活动和运行机制相互依存，构成了相对独立的信用链系统。信用风险的产生主要是交易双方的信息不对称，机构方在对接借款者时对信息掌握的不充分、判断力不够，对还款能力较差的出借人出借资金，借款人不能还款引发违约而使投资者遭受损失的风险。若机构平台引入第三方增信，如担保公司、银行等，则其与该互联网金融机构共同替投资者承担该风险。此外，由于各个互联网金融机构之间未完全实现信息共享，一些信用低的借款者在一个平台违约后极易发生多头借贷行为。且由于互联网金融兴起于民间，传统的银行征信体系尚未对该类机构完全开放，为借款者伪造信用记录、虚假包装提供了空间，进一步加剧互联网金融行业的信用风险。

为降低机构和投资者与借款人之间的信息不对称而引发的高信用风险, 互联网金融行业机构间不断推进信息共享, 即各公司通过共享机制, 同时拥有借款者的信贷信用信息, 共同分享信用信息的使用权, 由此更加充分地掌握借款者的信息, 以有效防止低信用借款者多头借贷的问题。2019年9月, 互联网金融风险专项整治工作领导小组号召所有在营的互联网金融机构平台接入以“百行征信”为主的金融信用信息基础数据运行机构, 以实现行业信息的完全共享。根据网贷之家的数据统计, 截至2019年9月, 已有73家互联网金融机构与其签订合作协议, 进行信用信息共享。具体而言, 互联网金融企业需报送百行征信平台关于借款人信用的三类标准化信息: 一是个人基本信息(即人员标识信息、姓名、证件类型和号码等); 二是个人信贷信息, 包括信贷业务信息、个人负债业务信息(业务类型、业务种类、开户日期、到账日期、授信额度、业务发生日期、余额、当前逾期总额、本月还款状态); 三是与个人信用相关的其他信息, 不包含宗教信仰、基因等法律法规禁止采集的其他个人信息^[28]。完成数据的报送和接入后, 各企业平台可在百行征信上查询其他平台报送的信息, 由此实现各平台之间的信息共享(如图2所示)。

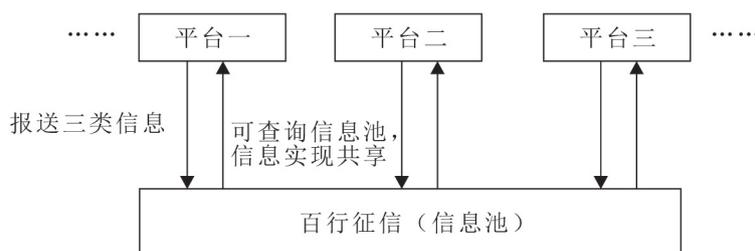


图2 互联网金融机构信息共享机制

综上所述, 互联网金融机构通过向第三方百行征信平台报送固定的借款人信用信息, 获得查询所有报送信息的权利, 由此实现信息共享, 从而降低与借款者之间的信息不对称, 缓解信用风险。然而, 由于各个互联网金融机构的创建背景、目标和从事的业务范围不尽相同(不同业务类型的机构平台在与借款者的对接上, 即信用风险产生的关键节点处, 存在显著差异), 使得其对借款者信用信息的需求存在显著差异。当前共享机制报送的三类标准化的信用信息可能无法满足特定业务模式平台的需求。换言之, 信息共享对不同业务类型平台的影响可能存在异质性。本文界定的研究对象为从事网络借贷信息中介、网络小贷、消费金融、小额贷款、赊销等业务的互联网金融机构。从与借款者和投资者对接的角度, 这些机构的业务运营模式大致可以分为三类: 纯线上信息中介模式、线上债权重组模式和线上与线下相结合的O2O模式(如图3所示)^[29]。各机构平台或是专注于单一业务模式, 或是三类模式均有涉及。

在第一种模式中, 互联网金融机构只是信息中介, 作为借贷信息发布的窗口, 在通过平台的信息审核后, 借款者可以在该窗口发布需要筹集的资金, 投资者则可在平台中自主选择标的。第二种模式中, 机构方参与了借贷资金的运作和增信, 或是与第三方公司合作, 为借款者提供担保, 或是将借款者的债务标的打包重组为不同期限和利率的标的, 供投资者选择。该类机构往往是一些网络小贷、消费金融等互联网金融机构。前两种模式与借款者的对接大多直接在线上完成。第三种O2O(Online To Offline)运营模式, 则由线上+线下合作共同完成。线下对接借款方, 平台设立专门的团队, 在线下调研走访, 对借款人做到全面系统的判断并搜集借款者的信息和借款需求, 再将信息在线上公布, 匹配和完成交易。因该类模式耗费更多的人力成本, 故其业务往往集中在某一领域或某一区域, 由此积累信息和市场, 形成规模效应并获利。例如, 投哪网专注于汽车领域, 其互联网机构平台中80%以上的业务集中在汽车金融, 在线下积累车贷需求方并对所有借款者信息

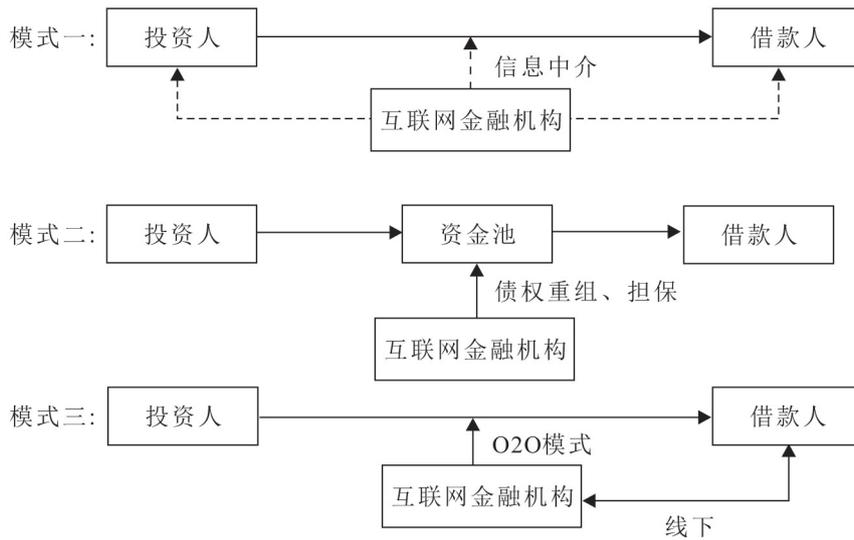


图3 互联网金融机构的业务运营模式

进行详细的实地尽职调查后，在线上寻找投资方撮合。目前投哪网已有多家直营门店。又如专注于住房金融领域，以一线城市房产为风控抓手的融资交易平台。对于采用第三类业务模式的互联网金融机构（以下简称“互金机构”），由于其业务的集中性，积累在平台中的借款者也更具有特定性，且平台在线下实地调研搜集和审核相关的信用信息。故该类平台需要的信用信息更加多维、特定和细化。当前百行征信所共享的三类关于借款人的基础信用信息显然无法满足该类业务模式机构的需求。此外，在现实中，机构平台对于借款者的信用审核方式往往与借款金额大小相关。对于小额短期贷款，例如小额个人短期消费贷款、小额经营周转类贷款等，由于对放款时间要求较高，具有需求急、期限短、利率高的特点，故平台往往采用模式一、模式二展开业务，对借款者的审批和风控流程完全在线上进行，信息审核需要迅速和及时。又考虑到贷款额度小，故当前信息共享机制下的信用信息完全可以满足该类贷款业务的需求。目前，宜人贷、投哪网等互联网金融机构的小额贷业务规模占比较大。由此可见，目前的信息共享有利于小额信贷的信息审核，帮助以小额业务为主的互联网金融机构降低信用风险。

（二）不完全竞争模型与研究假设的提出

为更加清晰地论证信息共享对互联网金融机构信用风险的影响路径，本文结合互金市场发展的实际情况，构建不完全竞争模型，进一步补充讨论信息共享对互金机构信用风险的异质性影响。根据宋平凡等的研究结果，在互联网金融市场上，投资者在利率决定中处于明显的强势地位，即市场呈现显著的买方市场特征^[30]。此外，若借款者失信违约，不偿还借款，则带来的信用风险往往由机构平台和投资者共同承担。因此，本文将投资者和平台机构方捆绑为一个利益集团，视为具有议价能力的贷款方，并做出以下假设。

假设 1：贷款方具备市场势力，可以通过对不同资质贷款对象，选择不同的贷款利率来最大化自身利润。且每个平台了解自身平台中贷款对象的资质，但不清楚其他平台中贷款对象的资质。其中，借贷成本统一设为 R ， $R > 0$ 。

假设 2：互金业务市场上有两类资质不同的借款者：优质借款者和劣质借款者。二者占比分别为 P 和 $1-P$ ， $0 < P < 1$ ，且对应的偿还借款的概率 ξ_g 、 ξ_b ，有 $0 < \xi_b < \xi_g < 1$ ，反映优质借款者的还款概率高于劣质借款者。贷款方对优质和劣质借款者设置的贷款利率分别为 R_g 、 R_b 。

假设 3: 借款者获得 L 的借款量, 效用函数为幂效用函数形式, 表达式为 $\mu_i(L) = \frac{L^\beta}{\beta}$, $0 < \beta < 1$, 符合效用函数递增且边际效用递减的经济逻辑。同时, 借款者根据自身效用水平, 只有当其获得的效用不小于借款成本时才会借款, 即有 $\mu_i \geq L\xi_i R_i$ 。由此, 各类借款者的边际借款量为:

$$L_i = (\beta\xi_i R_i)^{\frac{1}{1-\beta}} \quad (1)$$

假设 4: 整个市场存在一定的流动性^[11], 本平台机构中 γ 部分的借款者会被外机构平台借款者所替代; 且为便于研究, 设流动过程中贷款规模总数不变。

基于以上假设, 情景一, 当各互金平台之间信息不共享时, 对于 γ 部分的外来借款者, 由于平台无额外信息, 无法辨认贷款对象的资质, 故设置统一贷款利率 R_γ 来最大化利润; 而对于本机构平台中的借款者, 则可分别设置 R_g 、 R_b 贷款利率。因此, 平台即贷款方的利润函数为:

$$\pi_1 = (1-\gamma)[P(\xi_g R_g - R)L_{g_1} + (1-P)(\xi_b R_b - R)L_{b_1}] + \gamma[P(\xi_g R_\gamma - R)L_{\gamma g} + (1-P)(\xi_b R_\gamma - R)L_{\gamma b}] \quad (2)$$

将式 (1) 带入 (2) 中有:

$$\pi_1 = (1-\gamma)[P(\xi_g R_g - R)(\beta\xi_g R_g)^{\frac{1}{1-\beta}} + (1-P)(\xi_b R_b - R)(\beta\xi_b R_b)^{\frac{1}{1-\beta}}] + \gamma[P(\xi_g R_\gamma - R)(\beta\xi_g R_\gamma)^{\frac{1}{1-\beta}} + (1-P)(\xi_b R_\gamma - R)(\beta\xi_b R_\gamma)^{\frac{1}{1-\beta}}] \quad (3)$$

贷款方通过控制不同的贷款利率 R_g 、 R_b 、 R_γ , 最大化平台利润, 故上式分别对利率求偏导有:

$$\frac{\partial \pi_1}{\partial R_g} = (1-\gamma)P[\frac{\beta}{\beta-1}\xi_g^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R_g^{\frac{\beta}{1-\beta}} - \frac{1}{\beta-1}R\xi_g^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R_g^{\frac{\beta}{1-\beta}}] = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \pi_1}{\partial R_b} = (1-\gamma)(1-P)[\frac{\beta}{\beta-1}\xi_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R_b^{\frac{\beta}{1-\beta}} - \frac{1}{\beta-1}R\xi_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}] = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \pi_1}{\partial R_\gamma} = \gamma P[\frac{\beta}{\beta-1}\xi_g^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R_\gamma^{\frac{\beta}{1-\beta}} - \frac{1}{\beta-1}R\xi_g^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R_\gamma^{\frac{\beta}{1-\beta}}] + \gamma(1-P)[\frac{\beta}{\beta-1}\xi_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R_\gamma^{\frac{\beta}{1-\beta}} - \frac{1}{\beta-1}R\xi_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R_\gamma^{\frac{\beta}{1-\beta}}] = 0 \quad (6)$$

化简上述三式, 得到利率的表达式:

$$R_g = \frac{R}{\beta\xi_g} \quad R_b = \frac{R}{\beta\xi_b} \quad R_\gamma = \frac{R[P\xi_g^{\frac{\beta}{1-\beta}} + (1-P)\xi_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}]}{\beta[P\xi_g^{\frac{\beta}{1-\beta}} + (1-P)\xi_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}]} \quad (7)$$

情景二, 当各互金平台之间信息共享时, 由于信息互联互通, 平台对于 γ 部分的外来借款者也了解其资质, 平台同样可以区别对待, 对其给予不同的贷款利率。故此时的平台利润函数为:

$$\pi_1 = (1-\gamma)[P(\xi_g R'_g - R)(\beta\xi_g R'_g)^{\frac{1}{1-\beta}} + (1-P)(\xi_b R'_b - R)(\beta\xi_b R'_b)^{\frac{1}{1-\beta}}] + \gamma[P(\xi_g R'_g - R)(\beta\xi_g R'_g)^{\frac{1}{1-\beta}} + (1-P)(\xi_b R'_b - R)(\beta\xi_b R'_b)^{\frac{1}{1-\beta}}] \quad (8)$$

同理, 贷款方最大化自身利润, 分别对利率求偏导有:

$$\frac{\partial \pi_1}{\partial R'_g} = P[\frac{\beta}{\beta-1}\xi_g^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R'_g{}^{\frac{\beta}{1-\beta}} - \frac{1}{\beta-1}R\xi_g^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R'_g{}^{\frac{\beta}{1-\beta}}] = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial \pi_1}{\partial R'_b} = (1-P)[\frac{\beta}{\beta-1}\xi_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R'_b{}^{\frac{\beta}{1-\beta}} - \frac{1}{\beta-1}R\xi_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}\beta^{\frac{1}{1-\beta}}R'_b{}^{\frac{\beta}{1-\beta}}] = 0 \quad (10)$$

对等式整理, 有:

$$R'_g = \frac{R}{\beta\xi_g} \quad R'_b = \frac{R}{\beta\xi_b} \quad (11)$$

根据式 (1) (7) (11), 可得不同情境下的借贷量:

$$L_g = L_b = R^{\frac{1}{1-\beta}} \quad (12)$$

$$L_{\gamma g} = \xi_g^{\frac{1}{1-\beta}} R^{\frac{1}{1-\beta}} \frac{[P\xi_g^{\frac{\beta}{1-\beta}} + (1-P)\xi_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}]^{\frac{1}{1-\beta}}}{[P\xi_g^{\frac{\beta}{1-\beta}} + (1-P)\xi_b^{\frac{\beta}{1-\beta}}]} \quad (13)$$

$$L_{\gamma b} = \xi_b^{\frac{1}{\beta}} R^{\frac{1}{\beta}} \frac{[P\xi_g^{\frac{1}{\beta}} + (1-P)\xi_b^{\frac{1}{\beta}}]^{\frac{1}{\beta}}}{[P\xi_g^{\frac{1}{\beta}} + (1-P)\xi_b^{\frac{1}{\beta}}]} \quad (14)$$

此外，由于假设了市场中借贷总规模不变，有：

$$L_g = L_b = PL_{\gamma g} + (1-P)L_{\gamma b} \quad (15)$$

分别计算两种情形下的违约借贷规模 D_1 、 D_2 。由于市场流动过程中贷款规模总数不变，故可直接通过 D_1 、 D_2 来衡量两种情形下的信用风险：

$$D_1 = (1-\gamma)[P(1-\xi_g)L_g + (1-P)(1-\xi_b)L_b] + \gamma[P(1-\xi_g)L_{\gamma g} + (1-P)(1-\xi_b)L_{\gamma b}] \quad (16)$$

$$D_2 = (1-\gamma)[P(1-\xi_g)L_g + (1-P)(1-\xi_b)L_b] + \gamma[P(1-\xi_g)L_g + (1-P)(1-\xi_b)L_b] \\ = [P(1-\xi_g)L_g + (1-P)(1-\xi_b)L_b] \quad (17)$$

将贷款量的表达式 (12) (13) (14) (15) 分别带入式 (16) (17) 中，并比较 D_1 与 D_2 ，整理化简有：

$$D_1 - D_2 = \gamma PR^{\frac{1}{\beta}} (\xi_g - \xi_b) \left\{ 1 - \frac{[P\xi_g^{\frac{1}{\beta}} + (1-P)\xi_g\xi_b^{\frac{1}{\beta}}]^{\frac{1}{\beta}}}{[P\xi_g^{\frac{1}{\beta}} + (1-P)\xi_b^{\frac{1}{\beta}}]} \right\} \quad (18)$$

分析上式，根据模型假设，即 $0 < \xi_b < \xi_g < 1$ ， $0 < P < 1$ ， $0 < \beta < 1$ ， $R > 0$ ，易知 γ 以外的各项均大于 0，故 (18) 式的大小取决于变量 γ 的值。在流动的市场中，代表外来不知资质借款者占比的变量 γ 往往为大于 0 的数，即信息共享在一般情况下可以帮助降低互联网金融平台信用风险。然而，结合平台业务发展多元化的实际情况，对于 γ 变量需要进一步讨论，即通过信息共享，根据平台是否能够完全掌握这部分借款者的资质情况，可能存在 $\gamma=0$ 或 $\gamma < 0$ 的情况。根据上文分析，当互金机构集中某一区域深耕时，例如专注于汽车领域的投哪网采用 O2O 模式，线下寻找需要车贷的借款方并对其信用考核评估，再将该借款标的放在平台上筹资。这种业务模式意味着当前百行征信的信息共享数据维度偏低，从平台需求角度看，此时信息共享无法帮助其了解外来部分借款者 γ 的资质，即互金平台机构信息共享前后的违约借贷规模 D_1 不变（等价于 $\gamma=0$ ），信用风险不变。此外，更为极端的情况 $\gamma < 0$ 的内涵则是当互金机构获得更多的借款者信息时，由于市场竞争激烈，可能出现降低了贷款标准扩大信贷量，反而使得总体的违约率上升的情况。

结合以上分析，本文提出如下研究假说：

假说 1：一般而言，信息共享可帮助降低互联网金融机构的信用风险。

假说 2：信息共享对不同业务范围和模式的互联网金融机构的影响具有异质性：2a. 在业务集中型的互联网金融机构中，信息共享不能帮助降低信用风险；2b. 在以小额贷款为主的互联网金融机构中，信息共享对降低信用风险的影响显著。

下文主要围绕上述假说开展实证考察。

四、研究设计

（一）样本选择

本文选取 2018 年 3 月至 2019 年 9 月这 19 个月度的 28 家互联网金融机构的面板数据作为研究样本。选取原因如下：时间维度上考虑尽可能的覆盖信息共享环境发生变化的时间范围。一直以来，我国征信体系很不完善，唯一的官方征信机构——央行征信系统并不能给新兴发展的互联网金融机构提供服务。各类机构正尝试搭建该领域的信息共享平台，其中，以百行征信（俗称“信联”）最为权威。它是由央行牵头组建的国家级网络金融个人信用基础数据库，由中国互联网金融协会与芝麻信用、腾讯征信等 8 家市场机构共同发起组建的一家市场化个人征信机构。

百行征信于2018年3月19日成立,因此样本时间维度的起点选择在2018年3月。此外,由于2019年末开始爆发的新冠肺炎疫情对我国经济各方面均有不同程度的影响,从而会对实证研究产生额外影响,同时考虑数据的可得性和完整性,本文选择2019年9月为时间维度的结点。在样本互金机构方面,在数据可得的前提下,尽可能覆盖加入过百行征信,即信息共享环境发生了变化的互联网金融机构,以充分涵盖信息共享维度的信息量。目前,共计37家机构在中国互联网金融协会官方网站进行了信息披露,其中有约30家平台加入了百行征信。剔除部分数据不完整的样本后,本文最终选择28家互金机构作为研究对象。研究数据主要来源于中国互联网金融协会官网、Wind数据库、世界互联网发展报告等。缺漏数据通过查询各互金平台官网获得。

(二) 变量设定

1. 互联网金融机构信用风险的代理变量。现有文献对信用风险的度量一般选取预期违约率、逾期违约率、银行不良贷款率等指标。因此,本文采用中国互联网金融协会上公布的金额逾期率指标(逾期贷款余额/贷款总余额)作为机构信用风险的代理变量,其中,部分缺失数据采用代偿金额率(代偿金额/借贷金额)指标代替。代偿金额是指因借款方违约等原因由第三方(非借款人、非平台机构)代为偿还的金额,故代偿金额率同样可以反映信用风险(*RISK*)。

2. 信息共享解释变量。借鉴已有研究文献的思路,本文采用第三方共享平台,即百行征信接入的互联网金融机构覆盖率(百行征信接入的互金机构平台数量/互金机构总数)来衡量信息共享变量(*SHAR*),作为主要解释变量。

3. 宏观经济控制变量。考虑到宏观经济发展水平对借贷市场有显著影响^[9],且由于本文的样本选取为月度数据,因此采用克强指数(*KQ*)来综合反映宏观经济的发展情况。

4. 互金机构内部控制变量。借贷机构内部的关于信用风险的控制变量主要从资产规模、流动性角度选取^[31]。本文选取当前出借人数(*CJ*)和当前借款人数(*JK*)两个变量作为内部控制变量,单位为 10^5 人。前者是指在某时点仍存在代收借款的出借人总数,可反映平台的规模。该数据越大,平台越稳定。后者是指在某个时点存在待还借款的借款人总数。该变量可反映平台资产端的运作情况,一方面借款人数越多,表明该平台资产越分散,流动性风险越小;另一方面借款人越多,表明需要偿还的款项越多,可能发生逾期偿还的可能性越大。

5. 其他控制变量。根据胡乃红等的文献和互金市场发展的实际情况,互联网、大数据科技的发展和法律保护水平也会显著影响互金市场的信用风险^[4]。通常而言,法律保护水平能规制市场不合规行为,而互联网、大数据科技的发展提高了平台风控水平,二者均可帮助降低互金机构信用风险。本文采用《世界互联网发展报告》中统计的中国互联网发展指数得分作为反映互联网、大数据科技发展的代理变量(*IT*)。该得分通过考察各国互联网基础设施建设、创新能力、网络治理、产业发展、网络安全和互联网应用六个方面计算得到。此外,采用世界银行的合法权利指数作为反映法律保护水平的代理变量(*LAW*)^[9]。该指数由担保法和破产法中涉及的合法权利构成,指数范围由0到12,得分越高,表明法律保护越强。

(三) 计量回归模型

结合互联网金融市场和各平台的主要特点,同时考虑宏观经济、法律保护和互联网发展的影响,本文的计量模型如下:

$$\begin{aligned} \text{LNRISK}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{LNRISK}_{i(t-1)} + \alpha_3 \text{LNSHAR}_{(i,t)} + \alpha_4 \text{LNCJ}_{(i,t)} + \alpha_5 \text{LNJK}_{(i,t)} + \alpha_6 \text{LNKQ}_{(t)} \\ & + \alpha_7 \text{LNIT}_{(t)} + \alpha_8 \text{LNLAW}_{(t)} + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (19)$$

模型中,*RISK*为本文的被解释变量互金机构信用风险;LN为对数化处理,利于消除异方差,使数据平稳。考虑到信用风险往往存在时间的惯性,故加入信用风险变量的滞后一阶作为解释变量^[32]。同时, $i=1, 2, \dots, N$ 表示互金机构平台个体; $t=1, 2, \dots, T$ 表示时间; μ_i 为反映个体

异质的常数项； ε_{it} 为随机干扰项。变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

类型	变量符号	变量释义	均值	标准差	最小值	最大值	观测数量
被解释变量	$LNRISK_{(i,t)}$	金额逾期率对数	0.3527	0.6624	0	3.5010	442
主要解释变量	$LNRISK_{(i,t-1)}$	金额逾期率对数滞后一阶	0.3489	0.6575	0	3.4779	414
	$LNSHAR_{(i,t)}$	信息共享对数	0.0221	0.0430	0	0.1438	442
互联网金融机构内部	$LNCJ_{(i,t)}$	当前出借人对数	0.3535	0.5271	0.0032	2.0177	442
控制变量	$LNJK_{(i,t)}$	当前借款人对数	0.6840	1.0377	0.0010	3.6701	442
宏观经济控制变量	$LNKQ_{(t)}$	克强指数对数	2.1859	0.1801	1.9110	2.5611	442
其他控制变量	$LNIT_{(t)}$	互联网发展指数对数	3.9726	0.0019	3.9709	3.9746	442
	$LNLAW_{(t)}$	法律权利保护指数对数	1.3863	0	1.3863	1.3863	442

五、实证结果和分析

（一）估计方法

由于计量模型的构建包含了被解释变量的滞后项，且宏观经济变量、互联网发展指数等控制变量与被解释变量之间可能互相影响，产生内生性问题。广义矩估计是解决内生性的有效方法，而系统 GMM 可进一步缓解弱工具变量和有限样本偏差等问题，故本文使用该方法进行回归，最大限度地提高回归结果的可信性。此外，系统 GMM 的使用需满足 AR (2) 和 Sargan 检验。

（二）信息共享对互联网金融机构信用风险总体影响的回归结果

首先，使用总体样本对信息共享对互金机构信用风险总体影响进行回归分析，检验结果如表 2

表 2 信息共享对互联网金融机构信用风险总体影响的检验结果

	(1) $LNRISK_{it}$	(2) $LNRISK_{it}$	(3) $LNRISK_{it}$
$LNRISK_{(i,t-1)}$	0.7574*** (10.97)	0.7838*** (10.91)	0.7927*** (10.27)
$LNSHAR_{(i,t)}$	-0.1616 (-0.47)	-0.1359 (-0.30)	-0.0010 (-0.00)
$LNIT_{(t)}$	-29.5073*** (-2.70)	-30.7170*** (-3.98)	
$LNKQ_{(t)}$	0.0878 (0.96)	0.0945 (1.00)	
$LNCJ_{(i,t)}$	-0.4268* (-1.76)		
$LNJK_{(i,t)}$	0.1818** (2.03)		
$_CONS$	117.1507*** (2.70)	121.9013*** (3.99)	0.0814* (1.94)
AR (2)	-0.2324 (0.8162)	-0.2341 (0.8149)	-0.4338 (0.6645)
Sargan	25.8522 (0.9974)	27.6050 (0.9942)	27.8588 (0.9935)
$No. of Obs$	414	414	414
稳健标准差	使用	使用	使用

注：***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 水平上显著相关；变量括号内为 t 值，检验统计量括号内为 p 值。下同。

所示^①。模型的AR(2)检验和Sargan检验P值均大于0.1,说明扰动项和工具变量均符合系统GMM使用的标准,且各变量的显著性较高,故本文的模型构建较为合理,回归结果比较准确。其中,列(2)为剔除了互金机构内部控制变量的回归结果,列(3)为将宏观经济控制变量也剔除后的回归结果。关于AR(2)和Sargan的检验结果均与列(1)的一致。

根据回归结果,在主要解释变量方面,被解释变量滞后一阶的系数1%的水平上显著为正,说明互联网金融机构信用风险存在较为明显的时间惯性。而对于本文主要探讨的信息共享变量,其系数却不显著,即信息共享在总体上对互金机构信用风险的影响不明显,与理论假说1不相符。但若单从变量的系数值上看,信息共享变量系数为负,与假说1相符。究其原因可能在于,本文理论部分提出的假说1是建立在普适性、一般性的情况上的,而本文选取的28家互金机构样本量可能偏小。

从互金机构内部控制变量上看,当前出借人变量的系数为负,且在10%的水平上显著相关,表明当前出借人的增加可帮助降低机构信用风险。该结果与现实相符。出借人数能反映机构平台某段时间的人气,其内涵是某个时点仍存在待收借款的出借人数,故出借人数越多,表明资金端越充裕、有保障,机构越稳定。同时,当前借款人变量的系数为正,且在5%的水平上显著相关,表明互金机构当前借款人的增加会提升平台的信用风险。当前借款人可反映平台资产端的运作情况,借款人越多,表明需要偿还的款项越多,则可能发生逾期偿还的可能性增大,符合实际逻辑。

从其他控制变量上看,互联网发展变量系数在1%的水平上显著为负,表明互联网科技、大数据的发展能有效帮助互金机构降低信用风险。这反映了各互金企业利用高速发展的互联网科技可以不断地提升自身的风控水平。表示宏观经济发展的克强指数变量与互金机构信用风险的相关性不高,原因可能在于,与银行借贷市场不同,互联网金融市场中的借款主体主要是中小企业和个人,该类主体只占整个宏观经济的一部分,而后者还包括大型央企、民企等。

(三) 信息共享对互联网金融机构信用风险影响的异质性测度回归结果

由于现实中互联网金融机构的各种业务模式存在较大差异,故结合本文理论部分的分析,实证部分进一步从业务集中度和借贷业务额度两个方面进行信息共享对互金机构信用风险影响的异质性回归,具体如下:

根据理论部分的分析和研究假说,在业务集中型互金机构中,信息共享不能帮助降低信用风险。因此,本文将依据各互联网金融机构网站公布的业务信息,从业务集中度的层面将样本机构平台分为两类子样本。业务集中度高组子样本平台包括:集中房贷业务的融资易、集中汽车金融业务的投哪网和微贷网、分别专注于挖掘贵州本地客户和江西本地客户的乾贷网和博金贷、集中于供应链金融业务的阿拉丁金服和元宝365等共11家;业务集中度低组子样本平台则为剩下的17家。回归结果如表3的(2)(3)列所示。

此外,基于理论部分的分析,考虑到小额短期借贷具有需求急、期限短的特点,互金机构平台对于该类贷款的审核完全在线上进行,故此类贷款对信息共享即征信数据的依赖程度较高。因此,本文通过平台公布的产品借贷金额分布数据和人均累计借款金额数据,以20万元为界限,将互金机构分为小额贷款组和中大额贷款组两类子样本。小额贷款组包括玖富、e融所、你我贷、宜人贷、富勤金融、广州e贷等共计17家;剩余的中大额贷款组则包括峰向标、新新贷、爱投资等共计11家。回归结果如表3的(4)(5)列所示。

表3的异质性检验结果均通过了AR(2)检验和Sargan检验,表明回归结果具有合理性。考虑

^① 由于法律保护指数变量在所选取的时间段内未发生变化,故所有结果均未包含该变量。

表3 信息共享对互联网金融机构信用风险的异质性影响测度结果

	全样本	考虑业务集中度		考虑业务额度大小	
		业务集中度高组	业务集中度低组	小额业务组	中大额业务组
	(1) $LNRISK_{it}$	(2) $LNRISK_{it}$	(3) $LNRISK_{it}$	(4) $LNRISK_{it}$	(5) $LNRISK_{it}$
$LNRISK_{i(t-1)}$	0.7574*** (10.97)	0.8208*** (4.82)	0.5434** (2.03)	0.6867*** (2.88)	0.6449*** (3.92)
$LNSHAR_{(i,t)}$	-0.1616 (-0.47)	0.7671*** (4.19)	-0.6970** (-2.10)	-0.6993* (-1.78)	1.7630 (1.57)
$LNIT_{(i,t)}$	-29.5073*** (-2.70)	-88.9256* (-1.64)	-91.4007 (-1.50)	-39.7852 (-1.34)	-36.9928* (-1.74)
$LNKQ_{(i,t)}$	0.0878 (0.96)	0.1872** (2.40)	0.1821*** (2.58)	0.1014 (1.13)	0.0983 (1.34)
$LNCJ(i,t)$	-0.4268* (-1.76)	2.5560 (0.64)	-0.2734 (-0.84)	0.2999 (0.73)	-1.9501* (-1.67)
$LNJK(i,t)$	0.1818** (2.03)	-1.7607 (-0.67)	-0.1136 (-1.00)	0.1162 (0.42)	1.5540 (1.46)
$_CONS$	117.1507*** (2.70)	352.8065* (1.64)	363.0066 (1.50)	157.7088 (1.33)	146.8686* (1.73)
AR(2)	-0.2324 (0.8162)	0.0588 (0.9532)	0.5707 (0.5682)	-0.7125 (0.4761)	0.1736 (0.8622)
Sargan	25.8522 (0.9974)	2.4145 (1.0000)	7.3496 (1.0000)	13.2229 (1.0000)	2.8208 (1.000)
$No. of Obs$	414	151	263	258	156
稳健标准差	使用	使用	使用	使用	使用

业务集中度，在子样本（2）和（3）中，从本文关注的重点信息共享的系数上看，业务集中度高组系数为0.7671，且在1%的置信水平上具有显著性；而业务集中度低组的系数为-0.6970，且在5%的水平上具有显著性，表明信息共享对业务集中度低组机构平台的信用风险具有缓解作用，但对业务集中度高组不仅没有作用，反而增加了平台的信用风险，理论假说2a得到初步验证。究其原因，专注型互联网金融机构的业务往往使用线上、线下相结合的O2O模式运行，在线下与借款方直接对接，业务范围集中于某一领域或区域，具有特定性，故该模式机构平台与借款者之间的信息不对称程度相对较小，且对于客户信用信息的获取已经较为全面且可信。该类机构与其他机构平台共享信息，一方面所共享的信息可能并非该机构所真正需要的，另一方面所获取的共享信息可能质量较低，故总体而言，信息共享不能降低该类机构平台上的信用风险，甚至可能加剧其风险。其他解释变量回归系数的正负与总样本基本一致，符合预期。其中，被解释变量的滞后一阶与其有显著的正相关关系，表明信用风险的时间惯性不受机构业务集中度特征的影响；互联网发展指数变量系数表现出相对稳定的负相关关系。

在子样本（4）和（5）中，同样从本文关注的重点信息共享的系数上看，小额贷款组的系数为-0.6993，且在10%的水平上具有显著性；而大额贷款组的系数为正，结果不显著，表明信息共享可有效帮助降低小额贷款组互金机构的信用风险，但对大额贷款组机构平台的影响不显著，理论假说2b得到验证。其他变量回归系数的正负与总样本基本一致。类似的，被解释变量的滞后一阶与其有显著的正相关关系，且互联网发展指数变量系数表现出相对稳定的负相关关系。宏观经济变量和当前借款人变量对两类子样本的影响均不显著。当前出借人变量帮助降低中大额贷款组机构的信用风险然而对小额贷款组的影响不明显，原因可能在于大额贷款组的借款人相对小额借款组更集

中,故平台资产端表现得更为集中,运作更易出现流动性风险,因此对反映资金端的当前出借人的规模有更为敏感和高的要求。

(四) 稳健性检验

考虑到本文使用的系统 GMM 已经解决了内生性等模型构建方面的问题,故不另使用其他计量估计方法进行稳健性检验。为了确保结论的可靠性,主要从更换被解释变量和解释变量两方面进行稳健性检验。

1. 变更主要解释变量“信息共享”的衡量方法。尽管对于“信息共享”变量的衡量,大部分学者采用第三方共享平台的共享主体覆盖率指标,但仍有部分学者直接采用共享信息总量指标衡量^[6]。因此,本文将每个时点上接入百行征信系统的互金机构总数指标代替之前的覆盖率指标作为主要解释变量进行稳健性检验,结果如表 4 的 (1) (2) (3) 列所示。可以看出,更替解释变量后,小额贷款组信息共享系数在 10% 的水平上仍显著为负,而全样本共享系数仍为负且不显著,尽管业务集中度高组系数不显著,但其值仍为正,故信息共享不能帮助该类机构降低信用风险的假说仍成立。其他控制变量的系数和显著性水平也与变更前基本一致,未发生明显的变化。

表 4 稳健性检验^①

	替换“信息共享”变量			替换“信用风险”变量		
	全样本	小额业务组	业务集中度高组	全样本	小额业务组	业务集中度高组
	(1) $LNRISK_{it}$	(2) $LNRISK_{it}$	(3) $LNRISK_{it}$	(4) $LNRISK_{it}$	(5) $LNRISK_{it}$	(6) $LNRISK_{it}$
$LNRISK_{it-1}$	0.8458*** (12.34)	0.6675*** (2.79)	0.8034*** (5.99)	0.4916*** (5.68)	0.6693*** (8.70)	0.8708*** (14.04)
$LNSHAR_{it}$	-0.0099 (-1.06)	-0.0196* (-1.86)	0.0012 (0.15)	-0.3279 (-0.92)	-0.9129** (-2.27)	0.1214 (0.82)
$LNIT_{it}$	-28.3203*** (-4.35)	-23.7877*** (-2.98)	-46.9187* (-1.75)	-56.6608*** (-4.37)	-44.7688*** (-4.69)	-53.8336** (-2.33)
$LNKQ_{it}$	0.0895 (0.98)	0.0613 (0.93)	0.0699 (1.40)	0.0389 (0.50)	0.1189 (1.05)	0.0918** (2.24)
$LNCJ_{it}$	-0.3984* (-1.80)	-0.0873 (-0.17)	1.8347 (0.61)	-0.7858* (-1.67)	-0.3354 (-1.55)	0.0721 (0.10)
$LNJK_{it}$	0.1919** (2.22)	0.1986 (0.97)	-1.3088 (-0.67)	-0.0152 (-0.09)	0.1124 (1.61)	-0.1368 (-0.33)
$_CONS$	112.3938*** (4.37)	94.3352*** (2.99)	186.2694* (1.75)	225.4138*** (4.38)	177.7408*** (4.69)	213.725** (2.33)
$AR(2)$	-0.228 (0.8196)	-1.0633 (0.2876)	1.1932 (0.2328)	1.5071 (0.1318)	0.4850 (0.6277)	1.107 (0.2683)
Sargan	26.3272 (0.7883)	10.2541 (1.0000)	2.4226 (1.0000)	25.7418 (0.9975)	13.0700 (0.9992)	2.6669 (1.0000)
N_{α} of Obs	414	258	151	414	258	151
稳健标准差	使用	使用	使用	使用	使用	使用

2. 变更被解释变量“信用风险”的衡量方法。考虑到被解释变量的选取对结果可能产生显著的影响,本文将所有的“信用风险”变量均变更为代偿金额率(代偿金额/借贷金额),以此作为被解释变量进行回归,结果如表 4 的 (4) (5) (6) 列所示。由表 4 可见,更替被解释变量后,小额贷款组信息共享系数在 5% 的水平上显著为负,即信息共享帮助降低该类机构的信用风险的假说仍成立。同样的,全样本共享系数为负,业务集中度高组的系数为正,且都不显著。其他控制变量的回归结果也未发生明显的变化。由此可见,本文的主要回归结果具有稳健性。

^① 主要汇报本文重点关注的三组样本。

六、结论与政策建议

本文聚焦于信息共享对互联网金融机构信用风险的异质性影响测度，从理论和实证两方面开展了研究。理论部分阐述了目前“百行征信”下，互联网金融企业机构的信息共享机制，并根据当前互金机构不同业务的运营模式特征，分析了信息共享对其信用风险影响的异质性。在此基础上，结合市场特征，通过构建投资方具备市场势力的不完全竞争模型，进一步论证信息共享对互金企业平台信用风险的影响路径，并提出相应的理论假说。实证研究部分，选取平台机构的金额逾期率为被解释变量，接入百行征信的互金机构数量占互金机构总数的比例为主要解释变量信息共享，同时加入了两个内部特征变量：当前出借人数和当前借款人数、一个宏观经济变量、互联网发展变量和法律保护指数变量作为控制变量建立计量回归模型。选取中国互联网金融协会公布的28家互金机构2018年3月至2019年9月的面板数据，使用系统GMM的方法得到计量结果，并通过分别替换解释变量和被解释变量进行了稳健性检验，得出以下结论，信息共享对不同业务范围和模式的机构平台影响具有显著异质性。根据测度结果，从业务集中角度看，信息共享对业务集中度低组平台的信用风险具有缓解作用，但不能降低业务集中度高组的信用风险；从平台每笔业务金额大小看，信息共享可有效地帮助降低小额业务组互金机构的信用风险，但对大额业务组平台的影响不显著。在其他控制变量的结果方面，信用风险变量具有显著的时间惯性，互联网科技的发展对平台信用风险有较为明显的缓解作用，且这两个结果不受是否考虑异质性影响。其余控制变量在考虑异质性后影响不显著。

基于上述结论，对政府、互金机构和投资者三类主体提出以下对策建议：

1. 对政府而言，在建立和完善互联网金融领域征信体系的过程中应注意区别对待不同业务类型的互金机构，针对性地提供差异的共享规则和机制。当前，信息共享机制建立的主要目的是帮助互金行业降低信用风险，以利于该新兴信贷行业更健康的发展。建立行业信息共享机制的重要前提是各个参与共享方有足够的动力分享数据，否则将易造成不利结果：轻则共享主体怠于分享信息，使得第三方共享机制构建成本增加；重则部分共享主体提供不实信息，导致共享机制的设立反而增加了行业整体的信用风险，与共享机制设立初衷背道而驰。因此，需精准地区别不同的互金业务类型，可从平台集中业务和单笔业务额度大小分布两个层面分类。在此基础上，有两类可行的信息共享方案：第一种方案，若制定单一的数据征集标准，则考虑以“最小够用”为原则，根据互金机构业务的特点和风险控制要求，制定包含“失信名单”等关键反映借款者信用信息的数据和编制统一的数据规范，并强制要求各平台共享相应信息。而对于其他与特定类业务相关的额外信息，则平台可根据自身业务发展的需要决定是否共享。第二种方案，可针对不同的业务种类制定不同的数据征集标准，分为通用类和特定类，并且分别对接相应的平台业务。通用类数据应包括线上平台在审核借款者信息时均囊括的反映信用资质的内容；而特定信用信息需要更加多维和深入，满足高集中度业务的专门化、个性化需求。数据的报送标准可参考美国征信局协会（CDIA）制定的标准数据报告格式和数据收集格式 Metro1 和 Metro2。

2. 对投资者和互金机构而言，现实中投资者和互金机构方之间存在部分信息不对称，增加了行业隐含的信用风险。大部分互金企业为维护自身利益进行了分散风险的措施，包括引入第三方存管、担保、保理等进行增信。本文建议机构方应做到增信信息公开，向投资者进行完整、准确、透明的表达。此外，机构方应充分利用互联网科技和大数据进行风控，以更有效地降低信用风险。对投资者而言，则需要根据自己的风险偏好，选择与其风险承受能力精准匹配的投资标的，并且在互金机构的选择上，仔细查阅投资标的各项信息，清晰全面地了解投资款项的去向和后期的偿还规

则, 以最大限度地减少因信息劣势而导致的损失。

参考文献

- [1] 董小君, 石涛. “重灾区”互联网金融风险指数及其影响要素分析[J]. 现代经济探讨, 2020(3).
- [2] 汤汤. 从信息经济学的角度浅谈浏览器的发展历程[J]. 经济管理, 2017(3).
- [3] Kusi, B. A., E. K. Agbloyor., K. Ansah-Adu, et al. Bank credit risk and credit information sharing in Africa: Does credit information sharing institutions and context matter? [J]. *Research in International Business and Finance*, 2017, 42.
- [4] 胡乃红, 谷文臣, 周宇泽. 信息共享、信贷可得性和信贷违约风险——基于 2004—2014 年欧盟国家的经验分析[J]. 上海金融, 2016(6).
- [5] 石晓军, 刘宇. 征信体系的巴西模式及国际实证比较[M]. 北京: 经济科学出版社, 2008.
- [6] 李士涛, 纪晗. 中国公共征信系统对贷款影响的实证研究[J]. 征信, 2017(8).
- [7] Ahelegbey, D. F., P. Giudici, B. Hadji-Misheva. Latent factor models for credit scoring in P2P systems[J]. *Physica A: Statal Mechanics and its Applications*, 2019, 522.
- [8] Wang, Y., Y. Zhang, Y. Lu. A comparative assessment of credit risk model based on machine learning —— A case study of bank loan data[J]. *Procedia Computer Science*, 2020, 174.
- [9] 龙海明, 王志鹏. 征信系统、法律权利保护与银行信贷[J]. 金融研究, 2017(2).
- [10] Martín-Oliver, A., S. Ruano, V. Salas-Fumás. How does bank competition affect credit risk? Evidence from loan-level data[J]. *Economics Letters*, 2020, 196.
- [11] Pagano, M., T. Jappelli. Information sharing in credit markets[J]. *Journal of Finance*, 1993(5).
- [12] Guerineau, S., F. Léon. Information sharing, credit booms and financial stability: Do developing economies differ from advanced countries? [J]. *Journal of Financial Stability*, 2019, 40.
- [13] 冯冠华, 司翼, 高飞. 信息不对称条件下金融科技监管动态博弈模型研究[J]. 财经科学, 2020(4).
- [14] 从宝辉. 信用体系建设与宏观经济增长关联性分析——来自金融信用信息基础数据库的实证检验[J]. 征信, 2018(6).
- [15] 吴庆田. 信用信息共享下农村金融供求均衡与帕累托最优配置的实现机制[J]. 管理世界, 2012(1).
- [16] 李锋, 陈倩. 信息共享对信贷市场影响的演化博弈分析[J]. 华南理工大学学报(社会科学版), 2013(5).
- [17] 唐建新, 陈冬, 刘钢. 中小企业异质性、信息分享及其融资问题研究[J]. 经济评论, 2010(1).
- [18] Rusmanto, T., W. Soedarmono, A. Tarazi. Credit information sharing in the nexus between charter value and systemic risk in Asian banking[J]. *Research in International Business and Finance*, 2020, 53.
- [19] 耿得科, 张旭昆. 征信系统对银行不良贷款率的抑制作用——基于 2004—2008 年 92 个国家面板数据的分析[J]. 上海经济研究, 2011(7).
- [20] Asongu, S. A., S. L. Roux, V. S. Tchamyou. Essential information sharing thresholds for reducing market power in financial access: A study of the African banking industry[J]. *Journal of Banking Regulation*, 2019, 20.
- [21] Asongu, S. A., N. M. Odhiambo. Information asymmetry, financialization, and financial access[J]. *International Finance*, 2018(3).
- [22] 曾鹏志, 李家琳, 吕本富. 信息披露的作用——来自拍拍贷的经验证据[J]. 管理科学, 2019(1).
- [23] 熊进光, 邱灵敏. 互联网金融信息披露监管制度的构建[J]. 甘肃社会科学, 2018(2).
- [24] 刘泽黎. 互联网背景下信用制度的演进和风险管理[J]. 经济学家, 2020(1).
- [25] 中国人民银行征信中心与金融研究所联合课题组, 纪志宏, 王晓明, 等. 互联网信贷、信用风险管理与征信[J]. 金融研究, 2014(10).
- [26] 杨克泉, 黄国平. 我国互联网金融信息服务及管理机制分析[J]. 经济纵横, 2016(11).
- [27] 刘曦子, 陈进, 王彦博. 互联网金融生态圈构建研究——基于商业生态系统视角[J]. 现代经济探讨, 2017(4).

- [28]网贷之家. 互金机构与百行征信合作协议[EB/OL]. <https://bbs.wdzb.com/thread-1257354-1-1.html>, 2020-04-02.
- [29]谢平, 邹传伟. 互联网金融模式研究[J]. 金融研究, 2012(12).
- [30]宋平凡, 吴华清, 祁毓. 买方市场还是卖方市场: P2P 借贷双方议价能力测度和比较[J]. 中央财经大学学报, 2017(10).
- [31]赵保国, 薛骊阳. 互联网消费金融对中国上市商业银行风险承担的影响研究[J]. 中央财经大学学报, 2019(4).
- [32]Mohsni, S., I. Otchere. Does regulatory regime matter for bank risk taking? A comparative analysis of US and Canada[J]. *Journal of International Financial Markets Institutions & Money*, 2017, 53.

Study on the Different Influence Measure of Information Sharing on Credit Risk of Internet Financial Institutions

ZHANG Qi, YE Hui-ying, LIU Xue-fei

Abstract: This study theoretically analyzes the different influence measure of information sharing on the credit risks of the Internet financial institutions by using a constructed imperfect competition model considering the characteristics of the Internet financial market, and a heterogeneous hypothesis of the different influence mechanism is proposed. The dynamic panel data of 28 Internet financial institutions from March 2018 to September 2019 are empirically tested by systematic GMM method to measure the different influences. The results show that the influence relationship is different according to the types of institutions. From the perspective of business concentration, information sharing can alleviate the credit risk of the Institutions with low business concentration, but it cannot reduce the credit risk of the institutions with high business concentration. From the perspective of the amount distribution of the business, information sharing can effectively reduce the credit risk of the institutions of small business group, but has no significant impacts on the large group. In addition, credit risk variables have obvious time inertia, and the development of Internet technology can significantly reduce the Internet financial institutions credit risk. Based on the conclusion, the paper suggests that the government should pay attention to the difference of business types with different modes and amounts and provide differentiated sharing rules and mechanisms in the process of establishing and improving the credit information system in the field of Internet finance. At the same time, it is suggested that the internet financial company should make full use of Internet technology to control risks and make information open and transparent.

Key words: Internet financial institutions; information sharing; credit risk; different influence; GMM

(责任编辑 孙 洁)