



互联网金融降低了商业银行盈利能力吗？

刘孟飞 王琦

Does Internet Finance Reduce Profitability of Commercial Banks?

LIU Mengfei WANG Qi

在线阅读 View online: <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2021.2222>

您可能感兴趣的其他文章

Articles you may be interested in

员工薪酬激励对商业银行风险承担的影响

The Impact of Employee Compensation Incentives on Risk-taking of Commercial Banks

北京理工大学学报（社会科学版）. 2020, 22(1): 70 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2020.1331>

互联网依赖对家庭碳排放的影响

The Impact of Internet Dependence on Household Carbon Emissions

北京理工大学学报（社会科学版）. 2021, 23(4): 49 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2021.3482>

中国油气管网与能源互联网发展前景

Prospects of China's Oil and Gas Pipeline Network and Energy Internet Development

北京理工大学学报（社会科学版）. 2019(1): 1 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2019.3518>

新生代知识型员工离职倾向影响因素——基于互联网创业公司的实证研究

The Influencing Factor of Turnover Intention on New Generation Knowledge Worker——An Empirical Study base on Internet Start-ups

北京理工大学学报（社会科学版）. 2017(1): 108 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2017.0114>

赔礼道歉与消除影响的适用研究——以1999—2015年互联网不正当竞争案件判决书为样本

An Empirical Study on the Application of Apology and Elimination of Ill Effects in Internet Unfair Competition Cases—Based on Samples of Internet Unfair Competition Cases' Judgments during 1999–2015

北京理工大学学报（社会科学版）. 2018(1): 151 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2018.3974>

劳动力市场分割、人力资本投资与收入回报

Labor Market Segmentation, Human Capital Investment and Income

北京理工大学学报（社会科学版）. 2019(1): 88 <https://doi.org/10.15918/j.jbitss1009-3370.2019.3904>



关注微信公众号，获得更多资讯信息

DOI: 10.15918/j.jbitss1009-3370.2021.2222

互联网金融降低了商业银行盈利能力吗？ ——基于收入来源与结构的视角

刘孟飞¹，王琦²

(1. 陕西师范大学 国际商学院, 陕西 西安 710119; 2. 中央财经大学 金融学院, 北京 102206)

摘要: 基于2007—2019年中国37家上市银行的非平衡面板数据, 从理论层面分析了互联网金融对传统商业银行盈利能力的的作用机制, 通过建立中介效应模型, 采用固定效应与系统广义矩估计相结合的方法, 从收入来源、收入结构等多个维度对其中的关联机制与影响效应进行系统的实证分析。结果表明: (1) 整体上, 互联网金融对中国银行业的盈利能力有较明显的负面冲击作用。(2) 从收入来源看, 互联网金融对商业银行的利息收入、非利息收入等均造成了明显的负面影响, 进而降低其盈利能力。(3) 从收入结构看, 互联网金融对非利息收入占比、收入多元化等指标的影响尚不明显。(4) 分类型看, 互联网金融对区域性银行盈利能力的影响要明显大于全国性的大中型银行。

关键词: 互联网金融; 商业银行; 盈利能力; 收入来源; 收入结构

中图分类号: F831

文献标志码: A

文章编号: 1009-3307(2021)06-0096-14

互联网金融作为不同于传统商业银行和资本市场的第三种金融融资模式^[1], 近年来在中国发展势头迅猛, 特别是在2013年阿里“余额宝”上线以后, 互联网金融更是在中国迎来了发展的热潮。从机构数量、市场总体规模, 以及移动支付、P2P网贷、互联网理财等细分领域来看, 中国已稳居世界领先水平。据国家互联网金融风险分析技术平台的监测数据, 截至2017年7月, 中国互联网金融平台共1.9万多家, 累计交易额达70万亿元。为了引导规范行业发展, 2013年8月, 中国人民银行在其发布的货币政策执行报告全称中首次明确指出, 互联网金融在资金需求方与资金供给方之间提供了有别于传统银行业和证券市场的新渠道, 是现有金融体系的有益补充。2015年7月, 中国人民银行进一步联合工业和信息化部等十部委发布《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》, 标志着互联网金融上升到国家战略层面。理论上, 互联网金融集中在长尾小微市场^[2], 具有“巨量交易、小微单笔、全天候、全方位、一站式”的特点, 降低了金融行业的准入门槛, 满足多样化的融资需求, 弥补了传统商业银行和资本市场的不足, 对于盘活民间资金存量、深化金融供给侧改革、促进金融发展以及优化经济结构具有重大意义, 但也使得商业银行的存、贷款以及中间业务面临新的外部竞争, 在支付结算、信贷融资、投资理财等领域迅速抢占市场份额, 给传统银行业的盈利能力带来剧烈冲击。

基于以上现实背景, 本文在总结既有文献的基础上, 从银行收入来源与结构角度出发, 剖析互联网金融发展对传统商业银行盈利能力的影响机理, 通过建立多元回归与中介效应模型, 利用2007—2019年37家上市银行的非平衡面板数据对其中的影响效应与机制进行检验, 以期为中国银行业在新的金融业态下持续、稳定发展提供可借鉴的依据。

一、文献综述

随着互联网金融的快速发展, 学术界从概念界定、理论解析、实证检验等方面展开了广泛的探讨, 为本文研究提供了很多有益的启示。但鉴于互联网金融发展时间尚短, 有关研究结论仍然莫衷一是、众

收稿日期: 2020-05-12

基金项目: 国家社科基金后期资助一般项目(20FJYB052); 陕西省软科学研究计划项目(2021KRM151); 教育部科技发展中心高校产学研创新基金项目(2019J01009); 西安市社科基金规划项目(19J31)

作者简介: 刘孟飞(1979—), 男, 经济学博士, 博士后, 副教授, E-mail: mliu1@snnu.edu.cn; 王琦(1993—), 女, 博士研究生, E-mail: changanwq@126.com

说纷纭。积极的观点认为,作为网络技术融合传统金融服务满足大众金融需求的创新活动^[3],互联网金融摆脱了政府的过多干预,有效承担了信用中介和支付中介的职能^[4],倒逼金融服务模式创新^[5],改变了传统银行业务的既有渠道和服务^[6],充分发挥了金融市场的自我调节作用^[7]。互联网金融有利于扩大信贷市场的覆盖面,增强金融包容性,增加软信息的供给^[8];对银行支付结算、佣金收入、理财产品等具有推动作用^[9];在存贷款业务稳定的情况下,中间业务对银行整体盈利能力存在明显的提升作用^[10]。进一步地,第三方支付因其客户集聚与平台优势对银行盈利存在促进作用^[11]。

谢平等^[11]认为,互联网金融是一个广义的概念,涵盖了依托现代信息科技进行的融资、支付和交易等一系列金融活动^[12]。互联网金融的本质仍然是金融^[13],但在资源整合、支付方式和信息处理层面与传统商业银行和资本市场存在显著差异^[14]。互联网金融的功能在于:(1)利用大数据的便利,对客户信息进行甄别,从而解决小额贷款成本收益的不匹配性,增加金融有效供给,使得普惠金融成为可能^[15];(2)有利于提高资金配置效率,扩大信贷需求^[16];(3)降低家庭信贷约束,缓解小微企业融资难问题^[17]。互联网金融通过降低融资成本,提升资金配置效率,不仅助推新的业态形成,也渗透式地变革传统银行业的结构、制度、工具及模式^[18]。

消极的观点认为,互联网金融技术属性天然所具有的负外部性,将无可避免地给商业银行带来冲击。Lee^[19]基于平台经济理论、金融中介理论与长尾理论,分析了互联网金融与商业银行之间存在的竞争效应,认为技术性活动加剧非利息收入活动,进而影响商业银行绩效。在业务结构上,互联网金融对银行存款、贷款以及中间业务等多方面产生负面影响^[20],对银行的存贷款利差收入产生冲击^[21]。与西方国家不同的是,互联网金融在中国的发展表现出明显的跨越性和金融模式侧重性,且面临系统性风险、监管及行业自律、投资者参与行为三方面的挑战^[22],互联网金融风险的产生源于交易双方的信息不对称、行业羊群行为、道德风险等因素^[23],也导致了信息安全、信用风险、金融监管等诸多问题^[24],在其发展前期监管缺失导致行业乱象和发展后期强监管政策频出引致特殊的系统性风险,也对微观金融机构风险影响巨大^[25]。对待金融创新既要充分释放其对金融发展的叠加倍增效应,也要警惕其衍生风险,坚守审慎监管原则^[26]。

在具体影响程度方面,顾海峰和闫君^[27]100研究表明,P2P网贷对银行盈利能力影响不显著,但第三方支付通过改进存款期限配置效率对商业银行盈利能力形成了显著冲击。从异质性影响来看,与刘忠璐和林章悦^[28]61的研究结论类似,第三方支付对股份制银行盈利能力冲击最大,对农商行冲击力度最小,而P2P网贷对不同类型银行影响均不显著。牛蕊^[29]122基于DEA模型测算银行金融效率,结果表明互联网金融不会对传统的银行业产生颠覆性替代,而是促进商业银行尤其是股份制银行的金融效率。刘笑形和杨德勇^[30]研究表明,银行通过并购重组能够在互联网金融环境下获得更高的技术进步与全要素生产效率,从而提升经营绩效。互联网金融的发展虽然给商业银行盈利能力带来了不利影响,但倒逼其调整盈利结构向多元化发展^[28]62-63,其带来的技术溢出效应会逐渐超过竞争效应,使银行市场势力逐渐增强,长期内提升银行绩效,同时市场势力大的国有银行和股份制银行受互联网金融冲击要小于市场势力较小的城商银行^[31]。互联网金融的发展会恶化银行存款结构,提高付息成本,加重银行风险承担,尤其是非国有、小规模、高流动性和高资本充足率的商业银行受冲击影响更大^[32]71-73。

结合以上观点,本文认为互联网金融依托现代信息科技,通过大数据、云平台进行海量信息分析,进行融资、支付、交易等金融活动,改变了传统金融的交易方式、市场调控机制、服务对象和风险管理方式等,但并没有改变金融的本质。换言之,互联网金融是一种“信息金融”。互联网金融的蓬勃发展对传统银行业既造成了负面冲击,也带来积极影响。

本文的研究贡献主要体现在以下几个方面:(1)从收入来源结构视角,在理论层面上厘清了互联网金融发展对传统商业银行盈利能力的作用机理。(2)建立了中介效应模型,采用逐步回归分析方法,就互联网金融发展对商业银行盈利能力的影响效应与机制进行了多维度的检验。(3)通过分组回归的识别策略,证实了互联网金融对不同类型、不同地区商业银行盈利能力的异质性影响。(4)在实证分析过程

中,尽可能剔除了模型内生性因素的干扰,通过替换关键解释变量与改变样本期间,确保研究结论的稳健性。

二、理论分析与研究命题

互联网金融依托新兴计算机网络技术改进金融业务处理流程,凭借其便捷、实时、高效等优势迅速渗透至传统金融业,通过技术溢出、人才流动、合作示范等渠道对商业银行的业务、行为产生深刻影响^{[29][24]}。理论上,通过挤出效应和替代效应,互联网金融带来的外部竞争必然不断蚕食传统商业银行的市场份额,不仅冲击商业银行存款业务、贷款业务,从而降低利息收入,也冲击商业银行的中间业务及表外业务以影响非利息收入,最终通过对商业银行的收入来源、收入结构等渠道对银行盈利能力造成冲击,具体影响机理如下。

(一) 互联网金融对商业银行利息收入的影响

商业银行的利息收入主要来源于存贷款业务,互联网金融通过分流商业银行客户、挤压存贷款业务规模、抬高资金成本压缩商业银行利差空间,减少商业银行利息净收入^[33]。首先,从客户角度来看,在贷款业务方面,中国的金融体系以商业银行为主导,银行坚守安全性原则,信贷偏好更倾向于大中型企业等头部市场,小微企业及部分个人群体因公司治理不健全、财务风险较大而长期面临“融资难、融资贵”的困境。2012年全国工商联《中小企业调查报告》显示,约90%的中小企业没有从传统商业银行获得贷款。而互联网金融更加关注尾部市场,通过P2P网贷、电商小贷、众筹等投融资渠道,弥补传统商业银行单一线下的面签信贷方式流程长、效率低等不足,满足小微客户多样化、个性化、碎片化的融资需求,增强了金融的普惠性和包容性,有助于覆盖传统商业银行的服务盲区。同时,相较于传统商业银行的线下展业获客和信贷模式,互联网金融借助互联网或电商流量平台等线上场景,基于用户在线活动轨迹及线上软信息等数据记录,运用大数据、云计算等信息技术在贷前挖掘贷款信息,使信用评级更加准确,贷后把控资金流向,降低违约概率,简化贷款办理流程,降低交易成本和风控成本,提高放贷效率。例如,在2019新冠疫情期间,非接触的金融服务场景受到大量小微客户甚至大客户的青睐,分流了商业银行的贷款客户。在存款业务方面,互联网理财及投资平台通过高息揽储,也占领了一部分商业银行的存款市场,削弱了商业银行的存款客户基础,加剧了银行存款竞争。

其次,从业务规模角度来看,互联网金融通过客户挤出效应直接占领商业银行潜在的个人贷款和小微企业贷款市场,加大商业银行资产负债业务端的压力^{[27][100]}。同时,互联网金融中的第三方支付平台因在交易未完成期间占用结算备付金(也是客户的消费资金),改变商业银行存款结构,使同业存款上升,个人储蓄存款下降,活跃的线上消费也使得商业银行储蓄存款外流。例如余额宝、微信钱包等互联网货币市场基金,其投资标的主要是协议存款、同业存款、大额存单等货币市场工具,一定程度上吸纳了单笔金额较小、数量众多,但总量规模巨大的资金,分流商业银行活期存款;P2P财富端等互联网理财产品也因其资金门槛低、投资回报率高,挤压银行存款规模,进而导致以客户存款为基础的贷款规模下降,最终减少银行利息收入。

再次,从资金成本角度来看,互联网金融的发展加剧了存款竞争,不仅使零售型存款占比下降,增加资金成本较高的同业存款占比,也促进利率市场化改革和行业间竞争,倒逼商业银行为留住客户提高理财产品等存款利率和降低贷款利率^[34],从而抬高资金成本,收窄利差空间,降低利息收入,最终使得商业银行盈利能力下降。

(二) 互联网金融对商业银行非利息收入的影响

商业银行的非利息收入主要来源于中间业务和表外业务,互联网金融的发展在一定程度上替代了商业银行的支付结算、资金托管等功能,加速金融脱媒,蚕食商业银行部分中间业务和表外业务市场,挤压商业银行的非利息收入来源。具体表现在以下两个方面。

1. 对银行中间业务的冲击。首先,移动互联网的快速发展使支付宝等第三方支付与移动支付异军突起,大大方便了客户的小额支付结算活动。例如,支付宝拥有的普通支付、转账汇款(含信用卡还款)、水电煤等代扣代缴功能逐渐替代商业银行同类业务,并借助遍布全国的移动通信网络覆盖银行网

点有限的农村或偏远地区。资金流动在平台内部完成,完全独立于银行,动摇着银行支付中介的地位。其次,第三方支付所依赖的流量平台或消费场景与支付功能相辅相成,整合资金流与信息流,兼顾客户个性化需求并降低支付成本,从而增强客户黏性,使得传统银行更难掌握客户的信息,不仅增加银行获客成本,还瓜分了商业银行支付计算市场份额,冲击银行卡收单、资金托管等手续费收入。再次,互联网理财平台凭借轻资产和低管理成本优势,与基金、保险公司需求合作,相较于商业银行线下自销渠道收取更低的代销手续费,打破银行垄断,挤压银行的基金、保险代销业务规模,减少了商业银行的代销、佣金等非利息收入来源。

2. 对银行表外业务的冲击。互联网金融替代了部分商业银行的担保类表外业务,商业银行由于信息获取成本高、资本充足率等监管要求,无法向相对高风险的中小企业提供以银行信用为担保的应收账款融资、票仓单质押、票据承兑及保理业务等传统供应链金融服务。而互联网企业、电商物流企业、网贷企业聚集了大量的客户资源,掌握一手的交易信息,以自有资金为担保(如京东等),并运用区块链等新兴技术,充分挖掘和共享交易资金、物流跟踪和信用状况等信息,提供线上供应链金融、发行线上ABS等融资服务,风险及成本更低,更易实现标准化、规模化,冲击商业银行的融资担保类业务规模和收入。此外,互联网资管平台借力强大的风控信用手段和流量用户,发展母基金、线上家族信托及结构化信用衍生品等财富端业务,一定程度上挤压商业银行财富管理、私人银行及衍生品投资的业务量,降低银行的业务咨询费、投资收益等非利息收入,进一步给其盈利能力带来冲击。

(三) 互联网金融对银行收入结构的影响

互联网金融的发展带来的竞争效应和技术溢出效应^{[35]162-163}以及利率市场化倒逼商业银行拓展其他业务收入来源,变革盈利模式。商业银行更加倾向于高收益轻资产业务,存贷业务逐步向多元业务转变,提升收入多元化水平。根据 Shim^[36]、彭建刚等^[37]的研究,收入来源的多元化降低了银行破产概率,有利于提高银行盈利能力。

总之,互联网金融发展通过存款、贷款业务、中间业务以及表外业务等渠道对商业银行的利息收入、非利息收入以及收入结构均存在潜在影响。具体影响机制如图1所示。

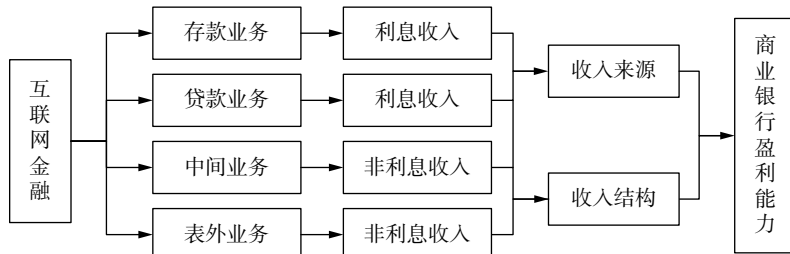


图1 互联网金融对商业银行盈利能力的影响机制

基于以上分析,本文提出如下有待验证的命题:

命题1. 在短期,互联网金融发展通过降低银行利息净收入,进而对商业银行盈利能力带来负面影响;

命题2. 在短期,互联网金融发展通过降低银行非利息收入,进而对商业银行盈利能力带来负面影响;

命题3. 在长期,互联网金融发展逼银行进行多元化经营,优化收入结构,最终可能对盈利能力产生正向影响。

(四) 互联网金融对不同类型商业银行的异质性影响

互联网金融对商业银行盈利的负外部效应表现出结构异质性。其中的原因包括以下几个方面:

(1) 在客户偏好上,大型商业银行客户集中于大企业和高净值客户^[38]。中小银行尤其是城商行和农商行的客户更多是城乡中小企业和农民,随着银行业内部竞争加剧,中小银行有信用下沉趋势,覆盖更广的长尾市场,从而互联网金融对中小银行的业务挤出效应更明显。(2) 从地域集中程度看,城商行和农商行网点具有集中性、地域性特征,即使跨区经营也优先选择临近地区或者经济发展相近地区^[39],而大型银行线下网点数量多、范围广,业务触角可遍及全国,受地域影响相对较小。(3) 业务多样性方面,大型商业银行业务层次丰富,相较于中小银行收入来源更加多元,不同业务板块发展更为均衡,业务之间此消彼长可通过“输血”互补,虽然某项业务收入可能受到外部竞争影响而减少,但整体利润受影响不

大,而中小银行客户全体及业务模式往往较为单一,信贷零售业务占比更大,金融功能更加容易被互联网金融所替代,业务短板带来的“木桶效应”使得盈利能力受影响更大。(4)对市场竞争的反应程度。大型银行具有资金实力雄厚、政府支持的先天优势,同时其管理层级多而对市场变化反应速度较慢,因而对于市场竞争和利率市场化的负外部性较不敏感。相反,中小银行在竞争中风险承受能力弱,更易上调存款利率和下调贷款利率以保留客户,从而利差收窄更快,对互联网金融的冲击更为敏感。故本文提出如下命题:

命题4.相比全国性的大型商业银行,互联网金融对区域性小型银行盈利能力的影响更为显著。

三、指标选取与数据

(一)解释变量

由于各种互联网金融形式层出不穷,目前学术界常用单一模式交易规模作为互联网金融的量化指标,无法综合衡量多个子业态的功能,故本文借鉴郭品和沈悦^[40]、顾海峰和杨立翔^[41]等的做法,采用文本挖掘技术对互联网金融指数(IF1)进行测度。同时,为了便于对比及提高指数测算的可靠性,将基于算术平均法计算得到的互联网金融指数(IF2)作为代理变量。

(二)被解释变量

现有文献大多采用Tobin'Q衡量上市公司盈利能力^[42-44],但与制造业上市公司不同,中国的上市银行数量较少,特别是一些中小商业银行近几年才上市,故Tobin'Q指标涉及到的资本市场估价等数据难以全面获得。而美国Stem Stewart咨询公司提出的经济增加值指标(Economic Value Added, EVA)能综合反映企业利润、风险、资本成本等因素,更加契合商业银行的真实盈利水平^[45]。因此,本文采用单位资本衡量的价值创造指标,即修正的经济增加值(Revised Economic Value Added, REVA)作为银行盈利能力衡量指标,并借鉴郭代和刘吕科^[46-43]的方法测算样本银行的REVA,具体计算公式为

$$REVA = NOPAT - WACC \times TC \quad (1)$$

其中,NOPAT为税后营业利润,NOPAT=税后净利润+利息支出;WACC为加权平均资本成本;TC为资本总额。考虑到商业银行的特殊性,本文所采用的计算公式为

$$REVA = NOPAT - R_e \times TC \quad (2)$$

其中, R_e 为资本成本率,可采用资本资产定价模型(Capital Asset Pricing Model, CAPM)测算得到

$$R_e = R_f + \beta \times (R_m - R_f) \quad (3)$$

其中, R_f 为无风险利率,一般取中国一年定期存款利率; $(R_m - R_f)$ 为市场风险溢价,根据目前学术界的普遍做法,将其设为4%^[46-43]或6%^[47],本文设定为4%; β 为个股价格波动相对于整个市场估价波动的敏感程度。需要说明的是,江阴银行、张家港行、青岛银行等一些地方性小型银行上市时间较晚,早些年份无股价数据,故缺失数据的年份采用该银行上市后至今各年度 β 的平均值。

此外,为了提高研究结论的稳健性,本文同时选取了平均总资产回报率(ROE)和平均净资产收益率(ROA)作为衡量银行盈利能力的代理变量^[48-50]。最终,本文回归过程中共考虑了ROE、ROA、REVA三个银行盈利能力衡量指标。

(三)中介变量

与理论分析一致,在中介变量的选取上考虑收入来源、收入结构两方面的因素。其中,对于收入来源,选取非利息收入、利息收入作为代理变量。对于收入结构,选取非利息收入占比、收入多元化指数作为代理变量。

(四)其余控制变量

在银行盈利能力的其他影响因素方面,从宏观、中观和微观三个层面综合考虑。一方面,理论上,宏观经济发展水平越高,对商业银行的金融中介服务需求越大,越能促进商业银行盈利水平的提高;另一方面,一国资本市场越发达,说明金融发展程度越高,商业银行等金融机构的盈利性也相对越稳定。因此,选取国民生产总值量化宏观经济发展程度,用股市市值占GDP比重量化金融发展程度,二者作为

宏观经济层面的影响因素变量。此外,银行业作为一个典型的竞争性产业,其活动与发展无可避免地会受到市场结构等因素的影响,因此,选取市场占有率作为中观层面的影响因素变量。此外,大量研究表明,商业银行盈利能力还受其自身资产质量、营收状况等微观因素的影响,因此模型加入净利差、存贷比、成本收入比、不良贷款率等作为微观层面控制变量。

(五)数据来源与描述性统计

本文选取截至2020年10月中国全部37家上市商业银行为研究样本。鉴于P2P网贷于2007年才开始传入中国,拍拍贷、宜人贷、人人贷等主流的互联网金融平台也于2007年才筹划成立,因此将其作为研究期间的起点。样本期间为2007—2019年,其中,互联网金融指数(IFI1和IFI2)、REVA、市场占有率、收入多元化指数由本文计算所得,其他数据来自Wind、CEIC等经济、金融数据库。有关的计算与回归分析过程主要通过Eviews 10、Stata 5.0等统计软件完成,有关变量的定义和与描述性统计分别如表1和表2所示。

表1 各变量的定义与测度

变量种类	变量名称	变量符号	变量计算方法
被解释变量	净资产收益率	ROE	净利润/股东权益
	总资产回报率	ROA	净利润/资产总额
	经济增加值	REVA	采用单位资本衡量的价值创造指标计算得到
核心解释变量	互联网金融指数	IFI1	采用文本挖掘法合成得到
		IFI2	采用算数平均法计算得到
中介变量	净利息收入/百亿元	NII	年末银行利息净收入
	非利息收入/百亿元	NI	年末银行非利息收入
	非利息收入占比	NIR	非利息收入/营业收入
	收入多元化指数	HHI	基于赫芬达尔指数计算得到
控制变量	宏观经济发展水平	ln GDP	取人均国内生产总值的自然对数
	货币政策	M2	M2增长率
	金融发展水平	Stock	沪深两市总市值占GDP比重
	市场占有率	Share	单个银行资产总额占全行业总资产比重
	资产规模	ln Size	取银行年末总资产的自然对数
	净利差	NID	贷款利率减去存款利率
	存贷比	DLR	采用Wind数据库中的存贷款比率指标/10
	成本收入比	CIR	(业务管理费+其他营业支出)/营业收入
不良贷款率	NPL	银行年末不良贷款余额/贷款总额	

注:以上所有变量取值期间为2007—2019年,其中ln GDP和净利差(NID)等涉及价格的变量以2010年为基期进行价格指数调整。另外,为了避免回归系数过大或过小的问题,在后续实证分析过程中,对IFI2和Share分别进行缩小100倍和放大100倍处理。

四、模型设定与实证结果

(一)相关性分析

由于不同的控制变量之间可能会存在强相关关系,进而导致回归分析时出现多重共线性问题。因此,首先对各控制变量进行相关性分析。结果显示,互联网金融指数(IFI1、IFI2)与各控制变量的相关性关系较弱,控制变量之间也不存在强相关关系,因此变量的选取恰当,无需剔除多余变量。

(二)模型设定与估计策略

1. 模型设定

基于上述数据和变量设置,本文借鉴Preacher和Hayes^[51]、李雪婧等^[52]、赵昕等^[53]的做法,构建如下三个依次递进方程组成的中介效应模型,就互联网金融发展对商业银行盈利能力的影响效应及净利息收入、非利息收入,收入来源、收入结构在其中的作用机制进行检验。

表2 各变量的描述性统计

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	观测数
ROE	17.153	16.770	41.120	4.180	5.482	449
ROA	1.055	1.050	2.130	0.150	0.280	451
REVA	0.554	0.422	11.996	0.034	0.718	449
IFI1	0.161	0.107	0.426	0.000	0.155	453
IFI2	0.250	0.073	0.775	0.001	0.295	453
NII	6.721	1.448	60.693	0.061	11.640	449
NI	2.171	0.227	24.824	-0.003	4.173	449
NIR	0.170	0.152	0.511	-0.016	0.106	449
HHI	0.260	0.258	0.500	-0.032	0.127	449
ln GDP	8.369	7.800	14.200	6.100	2.056	453
M2	1.716	1.625	3.180	0.993	0.585	453
Stock	0.702	0.666	1.484	0.459	0.248	453
Share	2.004	0.420	16.511	0.036	3.359	453
ln Size	6.567	6.480	10.310	3.050	1.879	453
NID	2.469	2.450	4.470	-16.940	1.090	439
DLR	6.826	6.901	11.305	2.632	1.177	450
CIR	32.690	31.770	72.680	17.700	6.460	451
NPL	1.693	1.305	30.310	0.000	2.362	453

$$\text{Prof}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{Prof}_{i,t-1} + \alpha_2 \times \text{IFI}_{i,t} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j \text{Control}_{j,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\text{Inter}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{IFI}_{i,t} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j \text{Control}_{j,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\text{Prof}_{i,t} = \chi_0 + \chi_1 \times \text{Prof}_{i,t-1} + \chi_2 \times \text{FT}_{i,t} + \chi_3 \times \text{Inter}_{i,t} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j \text{Control}_{j,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, Prof为银行盈利能力,分别选取净资产收益率ROE、总资产收益率ROA和修正的经济增加值REVA作为代理变量;下标*i*表示样本银行,*t*代表年份; μ_i 为个体异质性; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项;第*i*家银行第*t*期的绩效水平被表示为互联网金融指数、宏观经济发展水平、货币政策、金融发展程度、第*i*家银行第*t*期市场占有率、资产规模、利差空间、存贷比和成本收入比,以及银行自身前一年的盈利状况和随机误差项的函数;式(5)、式(6)中的Inter为中介变量,分别选取利息净收入NII、非利息收入NI作为代理变量,其余变量与式(4)相同。

2. 估计策略

根据中介效应模型的检验程序,为了验证命题1和命题2,采用逐步回归的方法,依次对式(4)~式(6)进行回归分析。第一步回归方程(4),若 α_2 显著为负则进行下一步,否则停止检验;第二步回归方程(5),若 β_2 显著为负,则意味着互联网金融降低了商业银行的净利息收入、非利息收入。第三步回归方程(6),若系数 χ_2 、 χ_3 都显著,则说明风险承担具有部分中介效应。若 χ_2 显著的同时 χ_3 不显著,则进一步针对 β_2 做Sobel检验。

(三) 基准检验结果

依照上述检验步骤与估计策略,首先选取利息净收入(NII)作为式(5)的中介变量,就互联网金融对银行盈利能力的影响以及利息净收入在其中的中介作用进行检验,具体结果如表3所示。

根据表3的回归结果,无论是采用ROE、ROA或REVA作为银行盈利能力的测度指标,步骤1即式(4)中的关键解释变量IFI1估计系数均显著为负,因此,可以进行后续中介效应检验。步骤2即式(5)中的互联网金融发展指数(IFI1)回归系数 β_2 为负,且在10%的水平上通过了显著性检验,说明互联网

表3 互联网金融对银行盈利能力的影响机制:基准检验结果(利息净收入)

变量	步骤1			步骤2	步骤3		
	ROE	ROA	REVA	NII	ROE	ROA	REVA
L1.ROE	0.331*** (7.471)				0.325*** (7.307)		
L1.ROA		0.540*** (13.685)				0.540*** (13.621)	
L1.EVA			0.000 (0.000)				0.000 (0.000)
IFI1	-12.514*** (-3.459)	-0.316* (-1.953)	-1.398*** (-3.889)	-2.718* (-1.742)	-13.085*** (-3.605)	-0.316* (-1.951)	-1.389*** (-3.852)
NII					-0.134 (-1.538)	-0.001 (-0.158)	-0.003 (-0.351)
ln GDP	0.646*** (2.715)	0.039*** (3.839)	0.042 (0.819)	0.757*** (5.230)	0.566** (2.327)	0.039*** (3.721)	0.002 (0.082)
M2	-0.391 (-0.648)	-0.064** (-2.562)	-0.152** (-2.155)	-1.216*** (-3.071)	-0.511 (-0.842)	-0.065** (-2.543)	-0.149** (-2.075)
Stock	-3.840*** (-3.440)	-0.214*** (-4.580)	-0.115 (-1.037)	-1.694*** (-2.720)	-3.713*** (-3.323)	-0.214*** (-4.529)	-0.121 (-1.074)
Share	-0.307 (-0.873)	-0.001 (-0.040)	-0.036 (-0.972)	-4.837*** (-23.389)	-0.974* (-1.746)	-0.003 (-0.145)	-0.021 (-0.366)
ln Size	0.648 (0.801)	-0.057* (-1.703)	0.116 (1.300)	-0.358 (-0.716)	0.701 (0.868)	-0.057* (-1.707)	0.117 (1.310)
NID	0.111 (0.688)	0.009 (1.352)	0.025 (1.280)	-0.101 (-0.925)	0.098 (0.609)	0.009 (1.339)	-0.025 (-1.261)
DLR	-0.513* (-1.857)	0.012 (1.009)	-0.033 (-1.070)	0.560*** (3.203)	-0.446 (-1.598)	0.012 (1.020)	-0.035 (-1.111)
CIR	-0.112** (-2.208)	-0.012*** (-5.492)	-0.004 (-0.691)	-0.170*** (-5.405)	-0.134** (-2.541)	-0.012*** (-5.442)	-0.004 (-0.758)
NPL	0.192 (1.011)	-0.011* (-1.926)	-0.048*** (-3.601)	-0.224*** (-2.976)	0.224 (1.175)	-0.011* (-1.921)	-0.048*** (-3.506)
Constant	14.122* (1.888)	1.162*** (3.765)	0.623 (0.740)	29.606*** (6.277)	17.252** (2.229)	1.176*** (3.655)	0.531 (0.600)
R ²	0.575	0.680	0.149	0.786	0.578	0.680	0.149
R ² -adjusted	0.523	0.641	0.052	0.761	0.524	0.640	0.050
F	46.750	74.210	7.087	148.199	43.205	67.855	6.440
N	407	409	407	435	407	409	407
Sobel检验					1.564	1.960	1.500
Goodman-1检验					1.490	1.916	1.461
Goodman-2检验					1.649	2.008	1.552
检验结果					部分中介	部分中介	部分中介
方向					负向	负向	负向
中介效应占比/%					7.12	10.25	9.08

注: 括号()内为 t 值, ***, **, *分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

金融发展对商业银行的利息净收入造成了明显的负面冲击作用。步骤3即式(6)的估计系数 χ_2 均显著为负, 但系数 χ_3 的估计结果并不显著, 因此需要针对 β_2 进行Sobel-Goodman检验。结果表明, 表3中的

Sobel-Goodman 检验值 (Sobel Z、Goodman-1 Z 和 Goodman-2 Z) 最小值为 1.461, 根据温忠麟等^[54] 给出的部分中介效应检验标准, 可认为利息净收入在互联网金融影响银行盈利能力的过程中发挥了负向的部分中介作用。即互联网金融的发展在一定程度上是通过降低银行的利息净收入, 进而降低银行盈利能力。从影响效应的相对贡献大小来看, 利息净收入 (NII) 在三个模型中的中介效应占比分别为 7.12%、10.25% 和 9.08%。以上结论与前文的理论预期相一致, 本文的命题 1 得到初步验证。

遵循利息净收入 (NII) 中介效应检验的基本思路, 仍然以式 (4)、式 (5) 以及式 (6) 所构成的中介效应模式为框架, 对非利息收入 (NI) 在互联网金融与银行盈利能力之间可能存在的中介作用进行检验。由于步骤 1 的检验结果与表 3 相同, 因此这里仅需报告步骤 2 和步骤 3 的检验结果, 如表 4 所示。

表 4 的回归结果显示, 步骤 2, 即式 (5) 中的互联网金融发展指数 (IFI1) 回归系数 β_2 为负但并不显著。而步骤 3, 即式 (6) 中的中介效应变量 (NI) 的回归系数 χ_3 也均未通过显著性检验。结合表 4 中步骤 2 的互联网金融发展指数 (IFI1) 回归系数 β_2 和步骤 3 的中介效应变量 (NI) 回归系数 χ_3 的估计结果, 中介效应模型检验条件无法得到满足。但与利息净收入 (NII) 的中介效应检验类似, 进一步的 Sobel-Goodman 检验表明, 在 ROE、ROA、REVA 三个模型中, 非利息收入 (NI) 在互联网金融影响银行盈利能力的过程中同样存在显著的负向部分中介作用, 即互联网金融发展在一定程度上通过非利息收入的中介作用, 进而降低了银行盈利能力。从影响效应的贡献大小来看, 非利息收入 (NI) 在三个模型中的中介效应占比分别达到了 3.92%、11.34% 和 5.41%。本文的命题 2 得到初步验证。

(四) 稳健性检验

1. 考虑变量内生性问题

本文旨在检验互联网金融发展通过存、贷款竞争机制对银行盈利能力的影响作用, 然而, 自身微观特质或盈利能力较强的银行其对互联网金融的应用程度也可能会更高, 由此导致两者之间可能存在较为严重的反向因果影响。为了缓解模型可能存在的内生性问题, 采用 Blundell 和 Bond^[55] 提出的系统广义矩 (Generalized Method of Moments, GMM) 估计方法重新进行回归。表 5

表 4 互联网金融对银行盈利能力的影响机制: 基准检验结果 (非利息收入)^①

变量	步骤2		步骤3	
	NI	ROE	ROA	REVA
IFI1	-0.475 (-0.404)	-12.672*** (-3.505)	-0.314* (-1.939)	-1.405*** (-3.912)
NI		-0.197 (-1.327)	-0.001 (-0.188)	-0.021 (-1.284)
Controls	控制	控制	控制	控制
R ²	0.772	0.577	0.680	0.153
R ² -adjusted	0.746	0.523	0.640	0.054
F	136.748	43.087	67.858	6.602
N	435	407	409	407
Sobel检验		0.988	2.271	1.172
Goodman-1检验		0.976	2.242	1.158
Goodman-2检验		1.000	2.302	1.186
检验结果		部分中介	部分中介	部分中介
方向		负向	负向	负向
中介效应占比/%		3.92	11.34	5.41

注: 括号 () 内为 t 值, ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 5 稳健性检验: 采用系统 GMM 估计

变量	步骤1		步骤2		步骤3	
	ROE	NII	NI	NII	NI	
IFI1	-11.012*** (-3.003)	-2.568* (-1.647)	-2.389*** (-2.949)	-11.267*** (-2.836)	-11.101*** (-2.889)	
NII				-0.141 (-1.176)		
NI					-0.419* (-1.773)	
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	
Chi2	456.674	19 960.920	8 062.631	463.297	388.058	
N	407	435	435	407	407	
检验结果				部分中介	部分中介	
方向				负向	负向	

注: 括号 () 内为 t 值, ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

① 为了节省篇幅, 在表 4 及后文中并没有报告控制变量及截距项的回归结果, 感兴趣的读者可向笔者索取。

的回归结果表明,步骤1~步骤3的稳健性检验的回归系数正负方向相同,显著性基本一致。总体看来,前述实证结果是稳健可靠的,命题1、命题2得到进一步验证。

2. 替换关键解释变量

由于中国互联网金融起步较晚,有关的量化研究方法尚不成熟,为了保证指数测度结果的稳健、可靠,本文借鉴罗长青等^[56]等的做法,采用基于算术平均法计算得到的IFI2替换基准检验中的IFI1,重新进行回归。表6的回归结果表明,与前述回归结果相比,三组稳健性检验的关键结论保持不变,本文的命题1、命题2同样得到验证。

3. 改变样本期间

考虑到在研究早期,无论是采用文本挖掘技术,还是基于算术平均法计算得到的互联网金融指数都偏低,可能造成回归结果的不稳定,因此将样本期间由原来的2007—2019年调整为2009—2019年,构建新的面板数据重新进行回归。结果如表7所示,显然本文实证结论依然稳健。

五、进一步的讨论

(一) 收入结构的中介效应

为了进一步验证收入结构在互联网金融发展与银行盈利能力之间的作用机制,选取非利息收入占比(NIR)、收入多元化指

数(HHI)作为中介变量对式(5)和式(6)重新进行回归,结果如表8所示。

表8的检验结果显示,步骤2中,互联网金融发展指数(IFI1)的两个回归系数 β_2 为正,且在1%的水平上通过了显著性检验,说明互联网金融与商业银行的收入结构存在显著的正相关关系,即随着互联网金融的发展,银行营业收入中的非利息收入占比与收入多元化指数也相应得到提高。步骤3的中介变量估计系数则差异较大,两组估计结果中,仅有REVA模型下的检验结果符合前述理论分析所预期的正向部分中介效应;ROA模型下的估计结果则仅存在微弱的正向作用;ROE模型下则为负向作用,且不显著。这说明,从收入结构来看,互联网金融的发展尚未给商业银行的盈利模式带来根本影响。其中的原因可能在于,互联网金融的发展时间尚短,且监管力度不断加大,商业银行的盈利模式仍然是以传统

表6 稳健性检验:替换关键解释变量

变量	步骤1		步骤2		步骤3	
	ROE	NII	NI	NII	NI	
IFI1	-6.091*** (-7.960)	-1.435*** (-2.709)	-0.140 (-0.486)	-6.432*** (-8.352)	-6.163*** (-8.064)	
NII				-0.217*** (-2.642)		
NI					-0.241* (-1.731)	
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	
R ²	0.624	0.789	0.772	0.631	0.627	
R ² -adjusted	0.578	0.765	0.746	0.584	0.580	
F	57.410	150.761	136.807	54.036	53.153	
N	407	435	435	407	407	
检验结果方向				部分中介 负向	部分中介 负向	

注:括号()内为t值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表7 稳健性检验:改变样本期间

变量	步骤1		步骤2		步骤3	
	ROE	NII	NI	NII	NI	
IFI1	-12.514*** (-3.459)	-2.718 (-1.351)	-0.347 (-0.320)	-13.085*** (-3.605)	-12.672*** (-3.505)	
NII				-0.134 (-1.538)		
NI					-0.197 (-1.327)	
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	
R ²	0.575	0.786	0.772	0.578	0.577	
R ² -adjusted	0.523	0.761	0.746	0.524	0.523	
F	46.750	148.199	136.748	43.205	43.087	
N	355	385	385	355	355	
检验结果方向				部分中介 负向	部分中介 负向	

注:括号()内为t值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表8 收入结构的中介效应检验结果:非利息收入占比

变量	步骤2		步骤3: 非利息收入占比			步骤3: 收入多元化		
	NIR	HHI	ROE	ROA	REVA	ROE	ROA	REVA
IFI1	0.309*** (5.033)	0.344*** (4.671)	-13.703*** (-3.686)	-0.313* (-1.893)	-1.286*** (-3.472)	-13.839*** (-3.735)	-0.305* (-1.858)	-1.272*** (-3.454)
NIR			3.564 (1.358)	-0.010 (-0.089)	-0.362 (-1.245)			
HHI						3.492 (1.588)	-0.031 (-0.340)	-0.364 (-1.500)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.481	0.471	0.577	0.680	0.152	0.578	0.680	0.154
R ² -adjusted	0.422	0.411	0.524	0.640	0.054	0.524	0.640	0.055
F	37.488	35.950	43.103	67.851	6.592	43.236	67.879	6.667
N	435	435	407	409	407	407	409	407
Sobel检验			0.759	-0.360	-1.799	0.750	-0.488	-1.500
Goodman-1检验			0.741	-0.352	-1.569	0.726	-0.473	-1.290
Goodman-2检验			0.778	-0.370	-2.069	0.775	-0.506	1.751
检验结果			不显著	不显著	部分中介	不显著	不显著	部分中介
方向			负向	正向	正向	负向	正向	正向
中介效应占比/%			2.54	0.89	10.21	2.17	1.05	8.45

注: 括号()内为t值, ***, **, *分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

的赚取存贷款利差带来的利息净收入为主。以上回归结果不完全符合理论预期,但也契合中国互联网金融与商业银行的发展实际。

(二) 银行类型的异质性影响

本文借鉴沈悦和郭品^[35]171-172、李廷瑞和李博阳^[57]的做法,通过设计子样本,然后针对式(5)重新进行回归,来检验互联网金融发展对不同类型银行收入来源与收入结构的异质性影响。其一是剔除区域性特质最为明显的农村商业银行,其二是进一步剔除城市商业银行。若子样本中核心解释变量的回归系数大小或者显著性水平明显下降,则说明互联网金融对农商行与城商行的影响程度要大于股份制银行与大型国有商业银行。依此思路检验命题4,结果如表9所示。

表9 异质性影响检验结果

变量	子样本1: 剔除农商行				子样本2: 剔除城商行			
	NII	NI	NIR	HHI	NII	NI	NIR	HHI
IFI1	-1.022 (-0.395)	-0.406 (-0.298)	0.102 (1.440)	0.050 (0.590)	6.237 (1.630)	1.588 (0.807)	-0.026 (-0.370)	-0.084 (-1.045)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.805	0.800	0.590	0.573	0.900	0.903	0.811	0.792
R ² -adjusted	0.783	0.778	0.543	0.525	0.887	0.890	0.785	0.764
F	138.028	134.266	48.181	45.006	159.256	164.542	75.467	67.156
N	374	374	374	374	201	201	201	201

注: 括号()内为t值。

表9显示,从估计系数的大小来看,子样本1(剔除农商行)下,利息净收入(NII)模型中的互联网金融指数IFI1的估计系数由原来在10%的水平上显著变为不再显著;非利息收入(NI)模型中,IFI1的估计系数则由原来的-0.347下降为-0.406,下降幅度达17.00%;与此类似,剔除农商行后,非利

息收入占比(NIR)与收入多元化(HHI)模型中的互联网金融指数IFI1的估计结果分别由原来在1%的水平上显著变为不再显著,且系数大小分别由原来的0.309、0.344下降到0.102、0.050,下降幅度非常明显。进一步剔除城商行以后,利息净收入(NII)与收入多元化(HHI)模型中的IFI1估计系数符号由原来的负相关变成了正相关,即互联网金融对大中型银行的收入来源不仅不存在明显的负面影响,反而具有一定的促进作用。与此相反,非利息收入占比(NIR)与非利息收入(NI)模型中的IFI1估计系数符号则由原来的正相关变为了负相关。

以上结果说明,面对互联网金融的冲击,股份制银行与大型国有商业银行表现对稳健,无论是从收入来源来看,还是从收入结构来看,其所受影响程度都明显小于农商行与城商行。其中的原因在于,大中型银行的客户群通常以大型企业为主,其业务渠道与收入来源更为稳定,且资金实力强大,在智能客服、互联网理财等新型金融模式上的布局较早,技术更为成熟,因而其所受互联网金融的负面冲击较小。这一估计结果与理论预期完全相符,本文的命题4得到验证。

六、结论与建议

本文选取2007—2019年中国37家上市银行作为研究样本,首先从收入来源、收入机构方面在理论层面上深入分析了互联网金融对传统商业银行的影响机制,然后通过中介效应模型与多元回归分析,结合多种估计方法对其关联机制与影响效应进行了系统的实证分析。结果表明:从收入来源来看,互联网金融对中国银行业的利息收入、非利息收入均造成了明显的负面冲击,进而降低银行盈利能力。此外,经济发展水平、金融深化程度、成本收入比以及不良贷款率等因素也从不同方面对中国商业银行盈利能力的提升具有重要影响。从收入结构来看,互联网金融对非利息收入占比、收入多元化等收入结构指标的影响尚不明显,其中的原因可能在于,互联网金融发展时间尚短,银行收入来源仍然以利息收入为主,互联网金融的应用发展尚未给银行收入结构带来根本性的改变。异质性检验结果表明:互联网金融对农商行、城商行等区域性小型银行盈利能力的影响要明显大于全国性的大中型银行。针对以上结论,本文提出如下对策建议。

1.针对互联网金融对商业银行存款分流的负面影响,商业银行应适度授予存款人议价权,尤其是提升存款人对于大额定期存款的议价空间,以此来提高存款人的存款收益,从而实现商业银行稳定存款业务规模的目标,进而有效防范互联网金融对商业银行存款分流带来的不利冲击。

2.针对互联网金融对商业银行理财资金分流的负面影响,商业银行应强化金融创新机制,创设面向不同风险等级投资者的中高收益率理财产品,以此来吸引社会资金购买银行理财产品,从而稳定银行理财业务的市场规模,进而有效应对互联网金融对商业银行理财资金分流带来的负面影响。

3.针对互联网金融与商业银行之间的业务合作,考虑到互联网金融平台更贴近客户市场,商业银行需要为互联网金融平台打通资金结算通道,互联网金融平台需要发挥其网络渠道优势为商业银行拓展中间业务规模,以此来发挥互联网金融对商业银行非利息收入的助推作用。

4.针对互联网金融对不同类型银行盈利的异质性影响,股份制银与国有大型银行应提升贷款定价权,以此来防范互联网金融对其存款资金的分流行为。此外,考虑到农商行与城商行不享有存贷款市场规模优势,两类银行应注重与互联网金融平台在表内外业务层面的深度合作,以此来提升其整体盈利能力。

参考文献:

- [1] 谢平,邹传伟,刘海二.互联网金融模式研究[J].金融研究,2012,12(11):11-22.
- [2] 杨东.互联网金融的法律规制:基于信息工具的视角[J].中国社会科学,2015(4):107-126+206.
- [3] BERGER S C, GLEISNER F. Emergence of financial intermediaries in electronic markets: the case of online P2P lending[J]. *Business Research Journal*, 2009, 2(1): 39-65.
- [4] LEE J E R, RAO S, NASS C, et al. When do online shoppers appreciate security enhancement efforts? effects of financial risk and security level on evaluations of customer authentication[J]. *International Journal of Human-Computer Studies*, 2012, 70(5): 364-376.

- [5] RAILIENE G. E-transparency as an organizational innovation in financial services: the case of Lithuania[J]. *Journal of Innovation Management*, 2015, 3(1): 85-103.
- [6] BONS R W H, ALT R, LEE H G, et al. Banking in the Internet and mobile era[J]. *Electronic Markets*, 2012, 22(4): 197-202.
- [7] ANDERSON C. The long tail: why the future of business is selling less of more[M]. New York: Hachette Books, 2006.
- [8] LIN M, PRABHALA N, VISWANATHAN S. Judging borrowers by the company they keep: friendship networks and information asymmetry in online peer-to-peer lending[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2013, 59(1): 17-35.
- [9] JALLATH E, NEGRIN J. An empirical study of the interaction of electronic payment systems in Mexico[J]. *Journal of Mathematics*, 2001, 112(4): 80-102.
- [10] MORE D, BASU P. Challenges of supply chain finance: a detailed study and a hierarchical model based on the experiences of an Indian firm[J]. *Business Process Management Journal*, 2013, 19(4): 624-647.
- [11] KAO C, HWANG S N. Efficiency measurement for network systems: IT impact on firm performance[J]. *Decision Support Systems*, 2010, 48(3): 437-446.
- [12] 宫晓林. 互联网金融模式及对传统银行业的影响[J]. *南方金融*, 2013(5): 86-88.
- [13] 陈志武. 互联网金融到底有多新[J]. *新金融*, 2014(4): 9-13.
- [14] 吴晓求. 互联网金融: 成长的逻辑[J]. *财贸经济*, 2015(2): 5-15.
- [15] 李克穆. 互联网金融的创新与风险[J]. *管理世界*, 2016(2): 1-2.
- [16] 尹志超, 张号栋. 金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束: 基于 CHFS 数据的实证研究[J]. *金融研究*, 2018(11): 188-206.
- [17] 刘满凤, 赵珑. 互联网金融视角下小微企业融资约束问题的破解[J]. *管理评论*, 2019, 31(3): 39-49.
- [18] 徐向艺, 牛卫东, 魏巍. 互联网金融商业模式选择: 效率性提高会带来颠覆性创新吗?[J]. *东岳论丛*, 2020, 41(1): 157-163.
- [19] LEE G H. Rule-based and case-based reasoning approach for internal audit of bank[J]. *Knowledge Based Systems*, 2008, 21(2): 140-147.
- [20] DEYOUNG R, RICE T. Noninterest income and financial performance at U.S. commercial banks[J]. *Financial Review*, 2010, 39(4): 101-127.
- [21] NORDEN L, BUSTON C S, WAGNER W. Financial innovation and bank behavior: evidence from credit markets[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2014, 43(6): 130-145.
- [22] 陈荣达, 余乐安, 金骋路. 中国互联网金融的发展历程、发展模式与未来挑战[J]. *数量经济技术经济研究*, 2020, 37(1): 3-22.
- [23] 冯乾, 王海军. 互联网金融不当行为风险及其规制政策研究: 以市场诚信、公平竞争与消费者保护为核心[J]. *中央财经大学学报*, 2017(2): 24-31+51.
- [24] 王聪聪, 党超, 徐峰, 等. 互联网金融背景下的金融创新和财富管理研究[J]. *管理世界*, 2018, 34(12): 168-170.
- [25] 陈钊, 邓东升. 互联网金融的发展、风险与监管: 以 P2P 网络借贷为例[J]. *学术月刊*, 2019, 51(12): 42-50.
- [26] 刘孟飞, 奉洁, 罗小伟. 监管科技: 技术驱动型金融监管的理论逻辑与国际实践[J]. *深圳社会科学*, 2021, 4(5): 49-60.
- [27] 顾海峰, 闫君. 互联网金融与商业银行盈利: 冲击抑或助推: 基于盈利能力与盈利结构的双重视角[J]. *当代经济科学*, 2019, 41(4): 100-108.
- [28] 刘忠璐, 林章悦. 互联网金融对商业银行盈利的影响研究[J]. *北京社会科学*, 2016(9): 61-72.
- [29] 牛蕊. 互联网金融对商业银行金融效率影响研究[J]. *山西大学学报(哲学社会科学版)*, 2019, 42(3): 122-131.
- [30] 刘笑彤, 杨德勇. 互联网金融背景下商业银行并购重组选择差异的效率研究: 基于商业银行异质性的 Malmquist 指数实证分析[J]. *国际金融研究*, 2017(10): 65-75.
- [31] 申创, 刘笑天. 互联网金融、市场势力与商业银行绩效[J]. *当代经济科学*, 2017, 39(5): 16-29+124.
- [32] 郭品, 沈悦. 互联网金融、存款竞争与银行风险承担[J]. *金融研究*, 2019(8): 58-76.
- [33] 杜军, 韩子惠, 焦媛媛. 互联网金融服务的盈利模式演化及实现路径研究: 以京东供应链金融为例[J]. *管理评论*, 2019, 31(8): 277-294.
- [34] 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.
- [35] 沈悦, 郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. *金融研究*, 2015(3): 160-175.
- [36] SHIM J. Bank capital buffer and portfolio risk: the influence of business cycle and revenue diversification[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(3): 761-772.
- [37] 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, 43(7): 48-63.
- [38] 申创, 赵胜民. 互联网金融对商业银行收益的影响研究: 基于中国 101 家商业银行的分析[J]. *现代经济探讨*, 2017(6):

32-38+55.

- [39] 梁燕子. 互联网金融对商业银行的冲击: 基于第三方互联网移动支付的视角[J]. *金融理论与实践*, 2017(2): 81-86.
- [40] 郭品, 沈悦. 互联网金融对商业银行风险承担的影响: 理论解读与实证检验[J]. *财贸经济*, 2015(10): 102-116.
- [41] 顾海峰, 杨立翔. 互联网金融与银行风险承担: 基于中国银行业的证据[J]. *世界经济*, 2018, 41(10): 75-100.
- [42] 王鹏. 投资者保护、代理成本与公司绩效[J]. *经济研究*, 2008(2): 68-82.
- [43] 张倩倩, 周铭山, 董志勇. 研发支出资本化向市场传递了公司价值吗?[J]. *金融研究*, 2017(6): 176-190.
- [44] 李莉, 吕晨, 于嘉懿. 高校独董与民营上市公司绩效: “行监坐守”与“将伯之助”[J]. *管理评论*, 2018, 30(1): 98-117.
- [45] 周佰成, 马可为, 李佐智. 风险调整EVA模型及其在央企绩效评价中的应用[J]. *管理世界*, 2016(6): 180-181.
- [46] 郭代, 刘吕科. 经济资本视角的EVA与银行市场价值的相关性[J]. *金融论坛*, 2014, 19(12): 40-45.
- [47] 卢李, 袁静雅, 李虹含. 我国商业银行EVA绩效评价及影响因子分析[J]. *统计与决策*, 2016(5): 168-171.
- [48] 郭翠荣, 刘亮. 基于因子分析法的我国上市商业银行竞争力评价研究[J]. *管理世界*, 2012(1): 176-177.
- [49] 李广子, 张翼. 非信贷业务与银行绩效[J]. *国际金融研究*, 2016(10): 49-62.
- [50] 徐斌, 郑垂勇. 利率市场化下我国商业银行盈利能力影响因素分析: 基于16家上市商业银行的实证研究[J]. *南京社会科学*, 2018(3): 31-37.
- [51] PREACHER K J, HAYES A F. Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models[J]. *Behavior Research Methods*, 2008, 40(3): 879-891.
- [52] 李雪婧, 肖淑芳, 刘珊珊. 股权激励对员工创新行为的影响: 基于问卷调查的实证分析[J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2020, 22(3): 65-75.
- [53] 赵昕, 曹森, 丁黎黎. 互联网依赖对家庭碳排放的影响: 收入差距和消费升级的链式中介作用[J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2021, 23(4): 49-59.
- [54] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004(5): 614-620.
- [55] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [56] 罗长青, 李梦真, 杨彩林, 等. 互联网金融对商业银行信用卡业务影响的实证研究[J]. *财经理论与实践*, 2016, 37(1): 54-58.
- [57] 李廷瑞, 李博阳. 员工薪酬激励对商业银行风险承担的影响[J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2020, 22(1): 70-81+108.

Does Internet Finance Reduce Profitability of Commercial Banks? —Based on the Perspective of Revenue Source and Structure

LIU Mengfei¹, WANG Qi²

(1. International Business School, Shaanxi Normal University, Xi'an Shaanxi 710119, China;

2. School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 102206, China)

Abstract: Based on the unbalanced panel data of 37 listed banks in China from 2007 to 2019, this paper first theoretically analyzed the mechanism of internet finance on the profitability of traditional commercial banks, and then by establishing mediating effect models and using the fixed effect estimation combining GMM, this paper attempted to empirically analyze the correlation mechanism and influence effects from the dimensions of revenue sources and structure. The results show that: (1) On the whole, internet finance has an obvious negative impact on the profitability of China's banking industry. (2) From the perspective of revenue source, internet finance has a significant negative impact on banks' interest revenue and non-interest revenue, thereby reducing banks' profitability. (3) From the perspective of revenue structure, the influence of internet finance on income structure indicators such as the proportion of non-interest revenue and revenue diversification is not yet obvious. (4) From the perspective of type, the impact of internet finance on the profitability of regional banks is significantly greater than that of large and medium-sized national banks.

Keywords: internet finance; commercial bank; profitability; revenue income; revenue structure

[责任编辑: 宋宏]