



经济理论与经济管理

工作论文系列

Working Paper Series

互联网金融对商业银行绩效的
影响机理与异质性研究

刘孟飞 王琦

ETBMWP058

2021. 09. 22

* 本刊编辑部试运行工作论文项目，刊发已定稿论文。

互联网金融对商业银行绩效的影响机理与异质性研究^{*}

刘孟飞 王 琦

[提 要] 本文首先从银行资产、负债以及支付结算等方面分析了互联网金融对传统商业银行的影响机理，然后选取中国 2010—2018 年 79 家商业银行数据，通过建立多元面板回归模型，对互联网金融发展与银行绩效之间的具体关联进行实证分析。结果表明：互联网金融对我国商业银行绩效具有明显的负面冲击作用，货币政策、金融发展程度等因素也对银行绩效有重要影响。影响机理的检验结果证实：互联网金融发展给银行的净利息和非利息收入都造成了显著的负面冲击，进而影响银行绩效。异质性检验结果表明：互联网金融对农商行、城商行等小型银行绩效的影响要大于全国性的大中型银行。位于东部地区、开展跨区域经营、创新能力强的银行能更好地应对来自互联网金融的冲击。在新的金融生态下，深度融合信息技术，积极向金融科技转型创新是传统商业银行可持续发展的重要战略途径。

[关键词] 互联网金融；商业银行；绩效

一、引言

我国首家互联网金融企业——“众安在线财产保险公司”于 2012 年成立以来，互联网金融在我国发展势头迅猛。与传统金融相比，互联网金融在数据信息、系统技术、交易成本、资金渠道以及资金配置效率等方面都具有优势。它借助移动通信和互联网技术实现资金支付、流通和信息传递，改变了传统金融交易模式。其本质上是一种金融第二次脱媒的结果，是一种跨越时空约束的第三金融业态（吴晓求，2018）。其有利于降低借贷双方信息不对称程度，扩大借贷的交易范围（程华和杨威，2016）。互联网金融集中于“小微”领域（杨东，

2015），具有“巨量交易、小微单笔、全天候、全方位、一站式”的特点。这有助于降低金融行业的准入门槛，满足多样化的融资需求，弥补传统金融市场的不足，从而使得商业银行在存贷款、理财和支付结算等领域面临新的竞争。此外，其最大的益处是有利于盘活民间资金存量，对于深化金融改革、促进金融发展和优化经济结构具有重要意义。

目前，互联网金融在网络借贷、互联网理财和移动支付等广泛领域都取得了突出进展。其利用互联网技术与传统金融业务模式交叉融合的优势，从理财、资金融通以及支付结算功能等方面迅速抢占传统商业银行的市场份额。尤其 P2P 网络借贷对传统融资方式最具冲击力（程华和杨威，2016）。与此同时，商业银行也开始参与互联网金融竞争，

^{*} 刘孟飞（通讯作者），陕西师范大学国际商学院，邮政编码：710119，电子信箱：mliul@snnu.edu.cn；王琦，中央财经大学金融学院。本文得到了国家社科基金后期资助项目（20FJYB052）、教育部科技发展中心高校产学研创新基金项目（2019J01009）、陕西省软科学研究计划（2021KRM151）的资助。感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

积极谋求转型发展，通过打造电商平台、与第三方支付合作或构建移动安全终端等方式来应对互联网金融的冲击。例如，建设银行、交通银行和中信银行分别推出“善融商务”平台、“交博汇”平台和“金融商城”平台。交通银行和阿里巴巴合作建立“交行淘宝旗舰店”。光大银行在“淘宝”设立网上营业厅。中信银行与腾讯“财付通”开展全方位合作。目前，众多商业银行与互联网公司已形成良好的竞争合作关系。这改变了传统商业银行的经营理念、服务方式和业务内容，对商业银行金融服务模式创新、服务水平以及风险管理能力的提升起到了一定的促进作用。

基于以上现实背景，本文首先从银行资产、负债、支付结算等方面系统分析互联网金融对传统商业银行的影响机理，然后采用文本挖掘等方法测算得到互联网金融指数，最后建立多元回归模型，并利用2010—2018年79家商业银行的微观数据进行实证分析，侧重于互联网金融对商业银行绩效影响机理的理论解读与影响程度的实证检验，以期为我国传统银行业在新一轮金融生态变革过程中的转型发展提供可借鉴的依据。

二、文献综述

（一）互联网金融的概念内涵

自2005年全球首家网络借贷平台Zopa在英国诞生，互联网金融逐渐成为学术界探讨的热点。早期的研究大多集中于互联网金融技术模式、内涵特点等方面的探讨。Allen *et al.* (2002)认为，互联网金融具有降低交易成本、增强信息透明度、提高金融机构经营效率等优势。它是网络技术融合传统金融服务后满足大众金融需求的创新活动 (Berger & Gleisner, 2009)，是继传统金融中介和股权交易之后的第三种金融交易模式 (Shahrokhi, 2008)。从金融中介理论来看，互联网金融有效承担了信用中介和支付中介的职能，动摇了商业银行的中介服务地位 (Lee *et al.*, 2012)。从金融抑制论来看，互联网金融摆脱了政府的过多干预，充分发挥金融市场的自我调节作用。从长尾理论来看，互联网金融抓住了被忽视的长尾客户群体，颠覆了主流的“二八定

律”，即20%的主要客户带来80%的收益 (王馨, 2015)。Bons *et al.* (2012)指出，互联网金融弱化了金融市场分割，模糊金融市场界限，改变传统银行业务的既有渠道和服务，进而加剧了行业内部竞争，倒逼金融服务模式创新 (Raiiene, 2015)。

谢平和邹传伟 (2012)是最早研究“互联网金融”的国内学者。互联网金融是依托现代信息技术，进行融资、支付和交易的金融活动 (宫晓林, 2013)。《中国金融稳定报告》首次给出了互联网金融的官方定义：互联网金融是一种通过移动通信技术和互联网技术实现支付、信息中介功能和资金融通的新兴金融模式 (中国人民银行金融稳定分析小组, 2014)。吴晓求 (2015)指出，互联网金融是借助互联网平台、在资源整合基础上构建包含传统金融功能的新金融业态，在支付方式和信息处理层面显著异于传统商业银行与资本市场。它是依托搜索引擎、社交网络和大数据等互联网技术，实现支付结算、资金融通和信息中介等业务的新兴金融模式 (李克穆, 2016)。它能提升社会融资效率，增强资金的可获得性 (曹凤岐, 2015)。但陈志武 (2014)认为，互联网金融并非“新金融”，并未本质上变革交易对象、支付结构，只是在金融销售渠道、信息获取渠道层面创新了交易范围、人数、金额和环境。王达 (2014)基于网络经济学视角对中美互联网金融的发展进行了比较，认为互联网金融的发展确实对传统金融机构产生冲击，但从根本上颠覆传统金融业态的可能性很小。互联网金融只是改善了金融的功能和效率，谈不上“颠覆” (褚蓬瑜和郭田勇, 2014)。

（二）互联网金融对商业银行影响机理的理论研究

关于互联网金融的研究大致可归纳为两类。一是从技术溢出理论出发，认为技术领先企业 (溢出主体) 非自愿与无意识的技术扩散会对同行其他企业 (吸收主体) 的技术与效率产生积极影响。Kao & Hwang (2010)研究发现，第三方支付的客户集聚效应和平台效应能够提升银行盈利能力。沈悦和郭品 (2015)从技术溢出理论出发，剖析了互联网金融对商业银行全要素生产率的影响机制，发现互联网金融的技术溢出效应有效提升了商业银行的全要素生产率。郭捷和周婧 (2016)的研究证实，互联网金融对商业银行的综合效率、纯技术效率以及

规模效率均造成了影响和冲击，商业银行的整体效率波动与互联网金融环境的变化基本一致。陈孝明等（2018）采用 18 家上市商业银行数据的实证分析也表明，互联网金融的发展对商业银行的整体创新能力带来正面影响，提升了商业银行的创新能力，特别是对股份制银行创新能力的提升作用更为显著。

二是从市场竞争理论出发，认为互联网金融对商业银行的信贷业务具有替代效应（郑联盛，2014；邱勋，2013），从而对传统商业银行带来了冲击。P2P 平台通过借款人信息采集、分析和利用等优势满足抵押品不足的中小借款人融资需求（刘征驰和赖明勇，2015）。互联网金融抬高付息成本和恶化存款结构加重了我国商业银行的风险承担水平（郭品和沈悦，2019）。与此不同的是，Chande（2008）认为，利率较高的 P2P 网络借贷平台服务的客户与商业银行服务的客户几乎没有交叉，从而不会对商业银行的信贷业务造成影响。Malhotra & Singh（2009）对印度银行业的研究也表明，网络银行与盈利能力之间并无明显关联。莫易娴（2014）则认为，互联网金融的服务范围已经逐渐渗透到商业银行的业务领域，对银行的支付结算与存款业务造成冲击，在长期更有可能触及银行的核心贷款业务。战明华等（2018）认为互联网金融主要通过影响银行融资结构、负债结构和证券市场流动性对货币政策和银行信贷渠道产生影响。

（三）互联网金融对商业银行影响程度的实证研究

在影响程度方面，李渊博和朱顺林（2014）研究表明，互联网金融创新对传统商业银行金融模式的替代效应是其长期发展的原因。但其短期内并不具备显著的因果关系（刘忠璐和林章悦，2016）。顾海峰和闫君（2019）也认为，第三方支付通过改进存款期限配置效率对传统商业银行绩效造成了显著的冲击。但张金林和周焰（2015）的研究发现，短期内互联网金融对商业银行的冲击较明显，而长期影响不显著。

具体到盈利业务方面，王锦虹（2015）认为，互联网金融对银行负债影响较大，而对资产及中间业务的影响较小。互联网金融的快速发展动摇了商业银行的传统贷款业务（张庆君和刘靖，2017），导致银行存款量和客户量都出现一定程度的流失（郑志来，2018）。其对信用卡业务有溢出效应，在

一定程度上促进了商业银行信用卡业务的发展（罗长青等，2016）。此外，牛华勇和闵德寅（2015）研究发现，互联网支付对国有银行垄断地位的威胁较小，但显著冲击股份制银行。

综合上述国内外研究现状来看，现有文献从本质内涵、竞争关系、影响机制以及具体影响等展开了多方面的研究，取得了很多有益的结论，但鉴于互联网金融发展历史尚短，在具体结论上仍然众说纷纭，备受争议。

三、理论分析与研究假说

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，谋求产品与服务创新。其带来的外部竞争与替代效应，对传统商业银行的资产业务、负债业务以及支付结算等各方面都造成了冲击。

（一）互联网金融对商业银行资产端的冲击

商业银行的资产端业务包括贷款和购买有价证券，主要的收入来源于贷款所得利息收入。互联网金融通过 P2P 网贷、电商小贷和众筹模式带来以下几个方面的冲击。

第一，从服务对象来看，传统商业银行一般注重从安全性原则出发，倾向于选择公司治理和财务制度相对规范的大企业提供贷款，而规避公司治理不健全、财务风险较大的中小企业，尤其是小微企业常常被排斥在传统正规金融体系之外（王馨，2015）。而互联网金融在资金借贷方面拥有更高的小微融资渠道价值（李建军和王德，2015），能有效覆盖传统商业银行未能提供充分服务的长尾客户人群，分流商业银行的个人集中贷款和小微企业贷款。

第二，从贷款渠道来看，商业银行的贷款渠道单一。客户一般通过线下方式与银行客户经理接洽办理贷款，客户经理再根据客户提交的资料判断客户的风险情况，主观经验因素较大。互联网金融可以提供更加开放的产品资源。其贷款模式主要为点对点线上模式，也可包含线下沟通面签业务。贷后及时把控资金流向，降低违约概率，简化贷款办理流程，降低交易成本，最终提高放贷效率。其多渠道的信息获取和自主性的贷款选择，冲击商业银行的客户资源。

（二）互联网金融对商业银行负债端的冲击

商业银行的负债业务主要包括储蓄存款和理财产品。互联网金融将从存款利率和存款规模两个方面影响商业银行的利润。

第一，基于第三方支付平台角度的冲击。根据《支付机构客户备付金存管办法》的规定，支付机构接收的客户备付金必须全额缴存至备付金专用存款账户。这使得商业银行的非备付金存管资金外流，降低银行体系储蓄存款的规模。商业银行不得不同业拆借，提高商业银行的资金成本，收窄了利润空间。此外，非备付金存管资金回流过程形成的资金漏出会带来活期存款沉淀。类似支付宝等规模庞大的第三方支付平台将吸纳更多的消费资金，从而减少商业银行的活期储蓄和利息收入。

第二，基于互联网货币市场基金角度的冲击。以余额宝为代表的互联网货币市场基金吸纳的单笔金额较小，但数量众多、总量规模巨大，导致商业银行存款减少。互联网货币市场基金的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，投资收益率高于单纯的银行活期存款。按照央行规定，商业银行活期存款利率为 0.35%，银行以协议存款等形式取得存款资金的利率为 7%。在极限情况下，存款流入互联网货币市场基金会间接使银行资金成本上升 6.65%，减少了银行利润。

此外流程简化、费率较低的互联网理财平台也会分流原本通过银行渠道购买的保险、基金、证券等理财资金。

（三）互联网金融对商业银行支付结算端的冲击

此类冲击主要体现在第三方支付平台的广泛应用导致银行支付结算业务手续费及佣金收入减少。互联网理财则分流了商业银行代销理财产品手续费收入和部分理财资金，使得资金管理费和托管费收入减少，进而降低了银行利润。

例如，人们可以用支付宝进行普通支付、转账汇款（含信用卡还款）、水电煤等代扣代缴业务。在商业银行网点有限的农村或偏远地区，支付宝得以普遍使用。支付宝向特约商户收取的手续费费率为 0.6%，绕过银联系统，给发卡行分 70%。若手续费费率为 0.42%，则收单行获得的手续费费率收入仅为 0.18%。除 POS 机之外，其他传统支付方式

（网银、柜台转账）带来的手续费收入同样受到第三方支付支付的冲击。

综上，互联网金融对商业银行利息和非利息收入的冲击主要表现在：网贷平台分流商业银行贷款；第三方支付平台产生的资金沉淀、互联网货币市场基金压缩商业银行的活期存款规模，增加资金成本，挤压利差空间；互联网理财会较大程度分流商业银行存款，减少存款规模，并且未来互联网理财热度增加将加强这一作用；第三方支付平台和第三方网络理财代销平台降低了商业银行手续费和佣金等非利息收入，进而压缩商业银行的盈利空间。具体影响机理如图 1 所示。

综上所述，笔者认为，利用其在技术手段、交易成本、资金渠道以及资金配置效率等方面的优势，互联网金融的迅猛发展给商业银行的绩效带来了极大冲击。因此本文提出假说 1：

H1 互联网金融发展对商业银行绩效造成了负面影响，即互联网金融发展与银行绩效负相关。

其次，从具体影响机制与作用渠道来看，互联网金融的快速发展对商业银行的资产端、负债端以及支付结算等多个方面造成影响，降低了银行利息收入与非利息收入来源，挤压其盈利空间。因此本文提出假说 2：

H2-1 互联网金融发展降低了商业银行利息收入，进而对其绩效造成负面影响。

H2-2 互联网金融发展降低了商业银行非利息收入，进而对其绩效造成负面影响。

（四）互联网金融对银行绩效的影响异质性

互联网金融在推动资金实力和资产规模迥异的商业银行战略转型和差异化发展方面，不同类型银行可能存在不同的发展路径（谢治春等，2018）。

第一，从资产规模来看，相比于全国性大型商业银行，区域性小型银行的管理层级简单，经营机制灵活，信息传递及时，能够避免“尾大不掉”现象，理论上，能够迅速响应互联网金融的冲击。但由于其固有的劣势，目前，小型银行大多处于互联网金融布局初期，业务渠道受限，线上产品同质化程度高。品牌影响力较弱和社会信用声誉较低会导致其社会认可度较低，线上业务推广严重受阻。小型银行普遍缺乏“互联网+金融”类高端复合型人

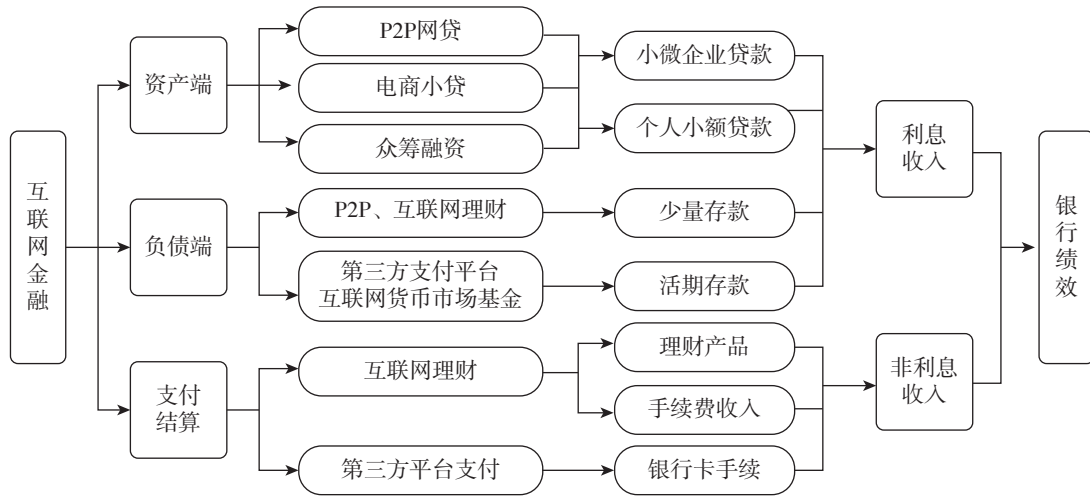


图 1 互联网金融对商业银行绩效的影响机理

才，掌握核心技术过程相对缓慢，技术更新速度落后于大型商业银行。郭品和沈悦（2019）的研究也表明，面对互联网金融的冲击，相对于大型商业银行，小型银行的平均付息成本上涨更多，客户存款流失更快。因此，本文推断，互联网金融发展对资金实力较弱的小型银行绩效的影响更大。

第二，从银行所处经济区位来看，我国东部地区在市场化水平、人才流动、专业机构、金融产业链等方面相对领先，我国现有互联网公司与科技企业也大多集中于东部地区。面对新兴技术的冲击，位于东部地区的银行更容易进行技术革新与业务模式转型，拓宽金融服务范围，促进服务质量与效率的提升。因此，本文推断，互联网金融发展对中西部地区银行绩效的影响更大。

第三，从银行经营网络来看，小型银行地域性较强，在长尾客户量、客户集中度上具有优势。而互联网金融的出现恰恰打破了金融服务的地域壁垒，因而互联网金融的长尾效应反倒小型银行方面体现不明显。以个人、中小企业为主要定位的区域性银行将遭受更大的冲击。

第四，从银行业务模式与技术创新能力来看，创新能力强的商业银行面对互联网金融的冲击更容易融合新兴技术，实现业务模式转型创新，补足传统金融服务的短板，降低金融服务门槛，改善服务质量，提升银行总体绩效（Beck *et al.*，2016；黄益平和黄卓，2018）。

基于以上分析，本文提出假说 3：互联网金融对不同类型商业银行绩效的影响程度存在差异。本文同时考虑了银行资产规模、经济地区、跨区域经营、创新能力等方面的差异因素，因此将以上假说扩展为：

H3-1 互联网金融发展对小型银行的影响要比大中型银行更显著。

H3-2 互联网金融发展对中、西部地区银行的影响要比东部地区的银行更显著。

H3-3 互联网金融发展对非跨区域经营银行绩效的影响比跨地域经营银行更显著。

H3-4 互联网金融发展对创新能力较弱银行的影响更显著。

四、变量选取与研究设计

（一）研究样本与数据来源

本文共选取数据相对较全的 79 家我国商业银行作为研究样本。样本期间为 2010—2018 年，数据主要来自 Wind 数据库、CEIC 数据库、北京大学数字金融研究中心。所有实证分析过程通过 Excel，Eviews10 和 Stata15.0 统计软件完成。

（二）变量选取

1. 解释变量：互联网金融指数（IFI）。关于互联网金融发展水平的测算，目前学术界较为常见的有文本挖掘法（顾海峰和杨立翔，2018；郭品和沈悦，2019）、互联网金融交易规模（顾海峰和闫

刘孟飞等：互联网金融对商业银行绩效的影响机理与异质性研究

君, 2019)、北大数字普惠金融指数(邱晗等, 2018)。鉴于文本挖掘法计算过程中的词频选取具有一定主观性, 计算结果的可靠性尚存争议, 本文采用第三方支付规模(*IFI1*)以及北大数字普惠金融指数(*IFI2*)作为互联网金融发展程度的测度指标。

2. 被解释变量: 银行绩效(*PER*)。本文在以往研究常用的平均总资产回报率(*ROE*)或平均净资产收益率(*ROA*)基础上, 从商业银行基本经营原则出发, 综合考虑银行的盈利性、流动性、安全性等, 构建银行绩效综合指标 *PER*。^① 这样, 本文考虑的绩效指标共有 *ROE*, *ROA* 和 *PER* 三个。

3. 其他控制变量。综合既有文献, 本文从宏观经济环境和银行个体微观特质两个方面选取银行绩效的其他影响因素作为模型控制变量。其中宏观层面指标包括: 实际经济增长率(宋凌峰和邬诗婕, 2017), 货币政策选取 M2 增长率(沈悦和郭品, 2015), 金融发展水平选取股市市值占 GDP 比重(Perera *et al.*, 2014)。银行个体微观特质指标包括: 资产规模(何靖, 2016)、市场占有率(唐文进和苏帆, 2017)、资产负债率(郝云宏等 2019)、成立年限(胡德宝和尹翌天, 2019)。本文所涉及变量及其定义如表 1 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 | 变量定义 |
|-------|----------|--------------|---------------------|
| 被解释变量 | 总资产回报率 | <i>ROA</i> | 净利润/资产总额 |
| | 净资产收益率 | <i>ROE</i> | 净利润/股东权益 |
| | 综合绩效指数 | <i>PER</i> | 采用因子分析法合成得到 |
| 解释变量 | 互联网金融指数 | <i>IFI1</i> | 第三方支付规模(单位: 百万亿元) |
| | | <i>IFI2</i> | 北大数字普惠金融指数/100 |
| 控制变量 | 宏观经济发展水平 | <i>gdp</i> | 实际 GDP 增长率 |
| | 货币政策 | <i>m2</i> | 货币供应量(M2)增长率 |
| | 金融发展水平 | <i>STOCK</i> | 年末沪深两市总市值占 GDP 比重 |
| | 资产规模 | <i>SIZE</i> | 银行年末总资产(百万元)的自然对数 |
| | 市场占有率 | <i>SHARE</i> | 单个银行总资产/全行业资产总额×100 |
| | 资产负债率 | <i>TDR</i> | 银行年末总负债/总资产 |
| | 成立年限 | <i>AGE</i> | 银行成立年限(年) |

说明: 以上所有变量取值期间为 2010—2018 年, 其中第三方支付规模、资产规模等涉及价格的变量以 2010 年为基期进行价格调整。

(三) 计量模型设计

基于上述数据和变量设置, 同时考虑到互联网金融对商业银行绩效影响的滞后作用, 加入前定变量, 最终, 本文建立如下以非平衡面板数据为基础的多元回归方程模型:

$$PER_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times PER_{i,t-1} + \alpha_2 \times IFI_{i,t} + \sum_{j=1}^7 \gamma_j Control_{j,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中, *PER* 为银行绩效; *IFI* 为互联网金融发展指数; 下标 *i* 表示银行样本; *t* 代表年份; μ_i 为个体异质性; $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项; *Control* 为包括宏观经济发展水平、货币政策、金融发展程度、资产规模、市场占有率、资产负债率、成立年限等在内的一组控制变量; 第 *i* 家银行第 *t* 期的绩效水平 *PER_{i,t}* 被表示成为互联网金融指数、银行自身前一年的绩效状况、控制变量以及随机误差项的函数。

① *PER* 运用主成分分析和因子分析法得到。因本文篇幅所限, 具体过程不再赘述。

五、实证结果分析

(一) 描述性统计

本文所涉及变量的描述性统计如表 2 所示，所

收集到数据的观测数最大为 766，最小为 707。从表 2 可以看出，主要变量表现出明显的个体和时间维度差异，各变量均分布于合理范围，能够为基于面板数据的多元回归分析提供良好的样本基础。

表 2 各变量的描述性统计性

| 变量符号 | 均值 | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 | <i>p</i> 值 | 观测数 |
|--------------|--------|--------|---------|--------|--------|------------|-----|
| <i>ROE</i> | 15.640 | 15.363 | 42.308 | 0.489 | 5.377 | 0.000 | 764 |
| <i>ROA</i> | 0.998 | 0.983 | 2.876 | 0.061 | 0.334 | 0.000 | 766 |
| <i>PER</i> | 49.077 | 45.538 | 327.158 | 1.255 | 34.836 | 0.000 | 763 |
| <i>IFI1</i> | 0.516 | 0.233 | 1.905 | 0.051 | 0.599 | 0.000 | 707 |
| <i>IFI2</i> | 1.690 | 1.797 | 3.002 | 0.161 | 0.936 | 0.000 | 707 |
| <i>NII</i> | 31.205 | 3.079 | 522.078 | -0.570 | 80.877 | 0.000 | 766 |
| <i>NI</i> | 9.341 | 0.456 | 204.424 | -0.550 | 27.611 | 0.000 | 766 |
| <i>gdp</i> | 7.841 | 7.400 | 10.600 | 6.700 | 1.276 | 0.000 | 707 |
| <i>m2</i> | 1.580 | 1.563 | 2.493 | 0.993 | 0.405 | 0.000 | 707 |
| <i>STOCK</i> | 0.643 | 0.666 | 0.851 | 0.459 | 0.135 | 0.000 | 707 |
| <i>SIZE</i> | 12.299 | 11.827 | 17.077 | 8.547 | 1.849 | 0.000 | 707 |
| <i>SHARE</i> | 0.843 | 0.074 | 12.503 | 0.005 | 2.109 | 0.000 | 707 |
| <i>TDR</i> | 0.929 | 0.934 | 0.984 | 0.001 | 0.040 | 0.000 | 707 |
| <i>AGE</i> | 22.424 | 22.000 | 108.000 | 8.000 | 12.967 | 0.000 | 707 |

资料来源：笔者整理。

(二) 基准回归结果

基于上述分析，首先选取 *IFI1* 作为解释变量，*ROA*，*ROE*，*PER* 分别作为被解释变量，根据式 (1) 检验假说 H1。经过 Hausman 检验，本文采用个体固定效应 (*FE*) 模型进行估计，模型 1、模型 2 和模型 3 的回归结果如表 3 所示。

表 3 的列 (1)、列 (3)、列 (5) 未加入银行微观层面控制变量，表 3 列 (2)、列 (4)、列 (6) 加入所有控制变量。结果显示核心解释变量回归系数的符号方向与显著性水平保持一致，系数大小也变动不大，说明回归结果具有较好的稳定性。无论是采用反映银行盈利能力的 *ROE* 和 *ROA* 指标，还是采用综合绩效 *PER* 指标，互联网金融指数 (*IFI*) 回归系数均为负，且至少在 10% 的水平上通过了显著性检验。这说明互联网金融指数与我国商业银行绩效水平为显著负相关关系。即互联网金融的快速发展对我国商业银行绩效造成了明显的负

面冲击，本文的假说 H1 得到证实。同时，绩效水平的滞后一期项 *ROE* (-1) 和 *ROA* (-1) 回归系数显著为正，意味着银行过去的盈利状况对本期的 *ROE* 和 *ROA* 有显著的正向影响，累积循环效应明显。其中的原因可能在于，过去的绩效情况较好，一方面会使得本期银行管理层设定更高的绩效目标，另一方面有助于提振市场信心，从而对本期盈利产生促进作用。

在其他控制变量方面，货币政策 *m2* 估计系数为负且显著，说明货币供给的增长不利于银行绩效的提高。股市市值占 GDP 比重与商业银行资产收益率成负相关关系。其原因在于，股市市值占经济总量的比重代表一个国家的金融发展程度。其值越大说明各类金融机构发展程度越完善，直接融资等越发达，非银行金融机构分流的资金和业务也越多，从而使商业银行盈利空间下降。从投资需求的角度而言，这一点符合替代效应理论。

表 3 基准模型回归结果

| 变量 | 模型 1 (ROE) | | 模型 2 (ROA) | | 模型 3 (PER) | |
|--------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| ROE (-1) | 0.403*** (13.12) | 0.392*** (12.77) | — | — | — | — |
| ROA (-1) | — | — | 0.439*** (14.09) | 0.442*** (14.14) | — | — |
| PER (-1) | — | — | — | — | 0.000 (0.00) | 0.000 (0.00) |
| IFI1 | -0.223*** (-11.56) | -0.196*** (-8.58) | -2.551*** (-7.69) | -2.850*** (-7.29) | -11.219*** (-4.57) | -4.738* (-1.69) |
| gdp | -0.001 (-0.09) | -0.021 (-1.30) | 0.604*** (2.86) | 0.831*** (3.18) | 10.824*** (6.66) | 5.559*** (2.82) |
| m2 | -0.210*** (-4.01) | -0.217*** (-4.15) | -1.869** (-2.15) | -1.711** (-1.98) | -28.297*** (-4.35) | -30.905*** (-4.80) |
| STOCK | -0.476*** (-9.29) | -0.435*** (-7.86) | -6.707*** (-7.69) | -7.414*** (-7.88) | -33.720*** (-5.01) | -22.913*** (-3.23) |
| SIZE | — | -0.083** (-2.13) | — | 1.068 (1.63) | — | -21.916*** (-4.57) |
| SHARE | — | -0.001 (-0.02) | — | -0.049 (-0.08) | — | -0.405 (-0.08) |
| TDR | — | 0.050 (0.28) | — | 8.301*** (2.71) | — | 12.643 (0.54) |
| AGE | — | -0.021 (-0.94) | — | -0.216 (-0.56) | — | 0.039 (0.01) |
| 常数项 | 1.306*** (15.10) | 2.883*** (3.86) | 12.796*** (9.21) | -4.426 (-0.35) | 37.405*** (4.12) | 329.862*** (3.48) |
| R ² -within | 0.515 | 0.520 | 0.542 | 0.550 | 0.204 | 0.234 |
| R ² -adjusted | 0.449 | 0.451 | 0.478 | 0.485 | 0.099 | 0.127 |
| F | 128.256 | 72.170 | 141.864 | 81.014 | 39.838 | 23.504 |
| 样本数 | 684 | 684 | 687 | 687 | 704 | 704 |

注：括号内为 t 值，***，**，* 分别表示在 1%，5%，10% 的水平上显著。下表同。

以上结论的启示在于，在互联网金融不断深化发展的现实背景下，传统商业银行应不断进行金融创新，融合互联网技术，形成新型业务模式，从而提升自身的竞争力与绩效水平，以应对互联网金融快速发展带来的负面影响。需要指出的是，尽管目前商业银行正在积极借鉴互联网金融运营理念，运用信息技术改善经营效率，但鉴于互联网金融发展速度较快，虽然商业银行借助信息技术实现了一定的业务转型革新，但其作为银行的本质并没有改变。与互联网金融企业相比，商业银行普遍缺乏支付宝、微信等大众化应用场景。互联网金融从存

款、贷款、理财投资、小微企业融资方面对商业银行的盈利空间形成多方面冲击。在本文研究期间内，研究结论表明，互联网金融对商业银行的负面影响大于正面影响。慎重起见，本文在模型中加入互联网金融指数的二次项后，重新进行了检验，两个模型均未发现非线性关系。因此，在现阶段，互联网金融对商业银行绩效的影响以负面冲击为主。

(三) 基准结论的稳健性分析

1. 内生性检验。绩效好的银行有更强的资金实力用于网络信贷、电子银行、智能投顾等互联网金融技术与业务模式的转型创新，由此导致银行绩效

与互联网金融发展之间可能存在互为反向因果关系的内生性问题。本文通过以下两个手段解决模型的内生性问题。

(1) 采用系统 GMM 估计。为了缓解模型可能存在的内生性，参考沈悦和郭品 (2015)、申创和刘笑天 (2017) 的做法，采用系统 GMM 估计方法对式 (1) 重新进行回归。如表 4 所示，模型 1、模型 2、模型 3 采用系统 GMM 估计的互联网

金融指数 (*IFI1*) 回归系数同样均为负，且除了表 4 列 (5)、列 (6) 显著性水平略低以外都至少在 5% 的水平上通过了显著性检验。AR (2) 检验和 Sargan 检验也均表明回归依据的系统 GMM 估计具有合理性。这意味着，在本文研究期间，银行绩效与互联网金融发展之间存在显著负相关关系。以上结果与基准回归结果相一致，本文的假说 H1 得到进一步证实。

表 4 内生性检验 (GMM 估计)

| 变量 | 模型 1 (ROE) | | 模型 2 (ROA) | | 模型 3 (PCI) | |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>L. ROA</i> | 0.534*** (5.40) | 0.625*** (5.21) | — | — | — | — |
| <i>L. ROE</i> | — | — | 0.689*** (4.55) | 0.635*** (4.47) | — | — |
| <i>L. PCI</i> | — | — | — | — | 0.220 (1.45) | 0.249 (1.43) |
| <i>IFI1</i> | -0.193*** (-5.71) | -0.136*** (-2.79) | -2.372*** (-4.60) | -1.627** (-2.21) | -5.624 (-1.43) | -6.089 (-1.28) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 -within | 0.515 | 0.520 | 0.542 | 0.550 | 0.204 | 0.237 |
| R^2 -adjusted | 0.449 | 0.450 | 0.478 | 0.484 | 0.099 | 0.130 |
| Chi^2 | 261.169 | 364.682 | 468.922 | 380.308 | 101.929 | 115.067 |
| AR (2) | -4.535 | -4.130 | -3.888 | -4.050 | -1.301 | -1.338 |
| Sargan 检验 | 41.213 | 33.489 | 23.764 | 26.093 | 23.161 | 29.875 |
| 样本数 | 684 | 684 | 687 | 687 | 684 | 684 |

注：括号内为 *z* 值。另外，为了节省篇幅，在本表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，下表同。

(2) 采用工具变量 (IV) 两阶段最小二乘法 (2SLS) 估计。为了进一步降低模型内生性问题的影响，本文借鉴梁榜和张建华 (2019)、唐松等 (2020) 的思路，将互联网普及率 (*Internet*) 作为互联网金融的工具变量，运用两阶段最小二乘方法 (2SLS) 对式 (1) 重新进行回归。表 5 的结果显示，三个模型中的关键解释变量 (*IFI1*) 均在 1% 的水平上显著，且本文选择的工具变量通过了识别不足和弱工具变量检验，意味着假说 H1 仍然成立。考虑了工具变量后的内生性处理后，本文结论依然稳健。

2. 其他稳健性检验。

(1) 替换解释变量。考虑到互联网金融发展程

度的量化方法仍然存在争议，很可能因为本文选取的互联网金融测度指标具有特殊性，从而使得回归结果出现偏差。为了规避测度指标本身对上述基准回归结果产生的影响，本文借鉴邱晗等 (2018) 的方法，选取北大数字普惠金融指数 (包括总指数 *IFI2*、覆盖广度 *IFI3*、使用深度 *IFI4*、数字支付业务指数 *IFI5*、数字支持服务程度 *IFI6*) 作为解释变量，对基准模型式 (1) 重新进行回归。表 6 的检验结果显示，替换互联网金融测度指标以后，模型关键解释变量 (*IFI*) 的回归系数正负方向相同，显著性基本一致。本文的假说 H1 进一步得到支持。

刘孟飞等：互联网金融对商业银行绩效的影响机理与异质性研究

表 5 工具变量 2SLS 估计结果

| 变量 | 第一阶段回归 | | | 第二阶段回归 | | |
|--------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 |
| ROE (-1) | -0.001 (-0.43) | — | — | 0.613*** (12.471) | — | — |
| ROA (-1) | — | -0.037* (-1.85) | — | — | 0.685*** (11.975) | — |
| PER (-1) | — | — | 0.000 (0.000) | — | — | 0.000 (0.000) |
| Internet | 0.139*** (45.49) | 0.139*** (46.71) | 0.141*** (48.66) | — | — | — |
| IFI1 | — | — | — | -2.278*** (-4.85) | -0.212*** (-8.50) | -16.003*** (-4.34) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² -within | 0.951 | 0.950 | 0.949 | 0.638 | 0.665 | 0.279 |
| R ² -adjusted | 0.950 | 0.949 | 0.949 | 0.633 | 0.660 | 0.271 |
| F | 1 705.62 | 1 699.51 | 2 071.54 | — | — | — |
| chi ² | — | — | — | 1 430.15 | 1 151.04 | 343.74 |
| Cragg-Donald Wald F | — | — | — | 9.076 | 8.011 | 9.661 |
| Kleibergen-Paap rk LM | — | — | — | 21.802 | 17.967 | 24.456 |
| 样本数 | 684 | 684 | 704 | 684 | 684 | 704 |

说明：第一阶段括号内为 *t* 值；第二阶段括号内为 *z* 值。

表 6 替换互联网金融测度指标估计结果 (模型 1)

| 变量 | IFI2 | IFI3 | IFI4 | IFI5 | IFI6 |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| ROE (-1) | 0.404*** (13.04) | 0.404*** (13.16) | 0.408*** (13.06) | 0.377*** (12.27) | 0.440*** (14.13) |
| IFI2 | -3.214*** (-6.18) | — | — | — | — |
| IFI3 | — | -3.358*** (-6.54) | — | — | — |
| IFI4 | — | — | -2.171*** (-5.33) | — | — |
| IFI5 | — | — | — | -4.296*** (-8.22) | — |
| IFI6 | — | — | — | — | -0.605** (-1.98) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² -within | 0.540 | 0.543 | 0.532 | 0.560 | 0.513 |
| R ² -adjusted | 0.472 | 0.476 | 0.464 | 0.496 | 0.442 |
| F | 77.624 | 78.659 | 75.401 | 84.296 | 69.856 |
| 样本数 | 684 | 684 | 684 | 684 | 684 |

说明：括号内为 *t* 值，下表同。因篇幅所限，这里仅报告了模型 1 的稳健性检验结果，模型 2、模型 3 的检验结果与此类似，感兴趣的读者可向笔者索取。

(2) 考虑监管政策的冲击作用。中国的互联网金融行业经历了一个先创新发展后监管规制的过程(程华和鞠彬, 2018)。在早期阶段, 由于监管滞后、无行业标准, 导致出现了非法集资、P2P网贷跑路等一系列影响社会生活秩序稳定的事件(王国刚, 2019)。为了整顿行业乱象, 2015年7月, 中国人民银行等十部委联合发布《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》。2016—2018年间, 有关部门进一步出台了《关于规范支付创新业务的通知》等20多项条例政策, 以规范引导行业有序发

展。特别是2016年被称为最强监管年。监管层要求P2P平台必须接受银行存管, 只能做小额贷款, 99%的平台都面临深度整改。“去杠杆”“强监管”的政策背景不可避免地对互联网金融行业产生影响, 这在一定程度上可能干扰本文的分析结果。因此, 这里有必要剔除监管政策的冲击影响。具体而言, 在原基准模型的基础上引入一个代表监管冲击的政策哑变量, 在2016年以前赋值为0, 2016年及以后赋值为1, 然后再进行回归。表7的结果表明本文假说H1同样得到支持。

表7 考虑政策冲击作用后的稳健性检验结果

| 变量 | 模型1 (ROE) | | 模型2 (ROA) | | 模型3 (PER) | |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| ROE (-1) | 0.390*** (12.70) | 0.377*** (12.23) | — | — | — | — |
| ROA (-1) | — | — | 0.427*** (13.98) | 0.429*** (13.96) | — | — |
| PER (-1) | — | — | — | — | 0.000 (0.00) | 0.000 (0.00) |
| IFI1 | -1.662*** (-3.76) | -1.933*** (-4.13) | -0.130*** (-5.04) | -0.114*** (-4.16) | -11.588*** (-3.40) | -6.407* (-1.81) |
| Year16 | -1.433*** (-3.02) | -1.669*** (-3.49) | -0.149*** (-5.40) | -0.145*** (-5.20) | 0.581 (0.16) | 2.873 (0.77) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² -within | 0.549 | 0.559 | 0.538 | 0.541 | 0.204 | 0.234 |
| R ² -adjusted | 0.485 | 0.494 | 0.473 | 0.473 | 0.098 | 0.126 |
| F | 121.338 | 75.498 | 116.726 | 70.474 | 31.826 | 20.945 |
| 样本数 | 684 | 684 | 687 | 687 | 704 | 704 |

(四) 进一步的研究

1. 影响机理的检验。正如前文所指出的, 互联网金融的快速发展很可能影响银行的利息净收入与非利息收入, 进而对银行绩效造成冲击。为了进一步验证互联网金融对银行绩效的影响机理, 本文分别以利息净收入(NII)和非利息收入(NI)为中介因子(Intermed)建立如下中介效应模型, 对利息净收入与非利息收入在互联网金融发展影响银行绩效过程中可能存在的中介作用进行检验。其中式(3)的系数a为直接效应, b×c为中介效应, 其他变量与式(1)中的含义相同。中介效应是否存在的检验通常采用逐步回归法实现。若b和c都显著则为部分中介效应, 若b和c中至少有一个不显著时,

则需要进一步做Sobel检验。具体检验结果报告于表8。

$$\begin{aligned}
 Intermed_{i,t} &= \beta_0 + \beta_0 Intermed_{i,t-1} + b \times IFI_{i,t} \\
 &+ \sum_{j=1}^7 \gamma_j Control_{j,t} + u_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2) \\
 PER_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 PER_{i,t-1} + a \times IFI_{i,t} + c \\
 &\times Intermed_{i,t} + \sum_{j=1}^{12} \gamma_j Control_{j,t} \\
 &+ u_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)
 \end{aligned}$$

因篇幅所限, 这里仅针对NII, NI在模型1中的中介效应进行了检验, 模型2、模型3的检验结果也与此类似, 不再赘述。

刘孟飞等：互联网金融对商业银行绩效的影响机理与异质性研究

表 8 的回归结果显示, 中介因子 NII 在式 (2)、式 (3) 中的估计系数 b 和 c 均为负, 且在 1% 的水平上显著。这说明利息净收入在互联网金融影响银行绩效的过程中发挥了显著的中介作用。即互联网金融的发展通过降低商业银行的利息净收入, 进而对其绩效造成负面影响。而中介因子 NI 的估计系数 b 在 1% 的水平上显著, 但系数 c 不显著, 需要进一步进行 Sobel 检验。表 8 的 Sobel z , Goodman-1 z , Goodman-2 z 检验结果均表明, 非利息收入同样存在显著的部分中介效应。即互联网金融的发展通过降低商业银行的非利息收入, 进而

对其绩效带来了明显的负面冲击。这一结果与前面影响机理的分析完全相符, 本文的假设 H2-1 和假设 H2-2 得到证实。理论上, 一方面, 互联网金融的迅猛发展, 分流了大批银行存款, 缩小了存贷款利差, 减少了银行利息收入来源。另一方面, 随着互联网理财、第三方支付等新型金融服务的日益普及, 减少了银行佣金、手续费等非利息收入。结合中介效应检验结果, 显然, 从作用机制来看, 互联网金融对银行绩效的影响主要是由于互联网金融发展给商业银行的净利息收入和非利息收入带来了明显的负面冲击, 进而降低银行绩效。

表 8 影响机理检验结果

| 变量 | 中介因子 (Intermed) | | 中介效应 | |
|-----------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | NII | NI | NII | NI |
| ROE (-1) | — | — | 0.391*** (12.83) | 0.388*** (12.69) |
| NII (-1) | 0.849*** (43.50) | — | — | — |
| NI (-1) | — | 0.921*** (52.73) | — | — |
| $IFI1$ | -3.127*** (-3.12) | -0.626 (-1.36) | -2.742*** (-7.05) | -2.660*** (-6.74) |
| NII | — | — | -0.026*** (-3.44) | — |
| NI | — | — | — | -0.041*** (-2.83) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 -within | 0.890 | 0.909 | 0.559 | 0.556 |
| R^2 -adjusted | 0.874 | 0.896 | 0.494 | 0.491 |
| F | 536.584 | 664.875 | 75.415 | 74.565 |
| N | 687 | 687 | 684 | 684 |
| Sobel z | — | — | — | -1.557** |
| Goodman-1 z | — | — | — | -1.495** |
| Goodman-2 z | — | — | — | -1.627** |
| 检验结果 | — | — | 中介效应显著 | 中介效应显著 |

说明: 根据温忠麟等 (2004) 的研究, 只要 Sobel 检验的 z 值大于 0.97, 即可认为部分中介效应在 5% 的水平上显著。

2. 影响异质性检验。检验假说 3 时, 本文并没有引入代表商业银行类型的虚拟变量, 而是采用分组回归的识别思路, 分析互联网金融对商业银行绩效的异质性影响。具体回归时, 设计相应个样子

本, 分别进行回归。

(1) 考虑银行资产规模。根据中国人民银行、中国银保监会对商业银行类型的最新划分标准^①, 本文将中国工商银行、中国建设银行、中国农业银

^① 《中国人民银行 中国银行保险监督管理委员会关于建立银行业金融机构房地产贷款集中度管理制度的通知》(银发〔2020〕322号), 2020年12月31日。

行、中国银行、交通银行、中国邮政储蓄银行定义为大型银行，招商银行、浦发银行、中信银行、兴业银行、中国民生银行、中国光大银行、华夏银行、广发银行、平安银行、北京银行、上海银行、江苏银行、浙商银行、渤海银行定义为中型银行，其余的城商行与农商行定义为小型银行。如表 9 所示，区分银行资产规模后，互联网金融对银行绩效的影响程度存在明显差异。小型银行样本的解释变

量 *IFI1* 回归系数均为负且除了模型 3 以外均在 1% 的水平上显著。这说明互联网金融发展对小型银行的经营绩效存在较明显的负向影响。而大中型银行样本下的 *IFI1* 回归系数则不一致。尤其是模型 3 的回归系数符号甚至由负值变为了正值，互联网金融与银行绩效之间的负相关关系不再成立。这说明互联网金融对小型银行的影响要比大中型银行更为显著，本文假说 H3-1 得到验证。

表 9 互联网金融对银行绩效的影响异质性：资产规模

| 变量 | 大中型银行 | | | 小型银行 | | |
|---|----------------------|----------------------|------------------|----------------------|----------------------|-------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 |
| <i>ROE</i> (-1) | 0.560*** (10.29) | — | — | 0.370*** (10.05) | — | — |
| <i>ROA</i> (-1) | — | 0.436*** (7.83) | — | — | 0.429*** (11.51) | — |
| <i>PER</i> (-1) | — | — | 0.000 (0.000) | — | — | 0.000 (0.000) |
| <i>IFI1</i> | -1.835*** (-3.51) | -0.142*** (-5.77) | 4.267 (0.68) | -2.779*** (-5.58) | -0.224*** (-7.42) | -3.056 (-0.99) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| <i>R</i> ² - <i>within</i> | 0.848 | 0.687 | 0.514 | 0.477 | 0.518 | 0.198 |
| <i>R</i> ² - <i>adjusted</i> | 0.821 | 0.631 | 0.431 | 0.397 | 0.445 | 0.082 |
| <i>F</i> | 105.288 | 41.491 | 23.119 | 44.311 | 52.566 | 14.100 |
| 样本数 | 179 | 179 | 180 | 505 | 508 | 524 |

(2) 考虑银行所处经济区位。对经济区位的划分，一般是从小处地理位置考虑，将全国分为四大经济区域。其中东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南，中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南，西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆，东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江。本文侧重于从经济发展程度进行分析，考虑到东北地区以及海南省的经济发展水平更接近中部、西部地区，因此将辽宁、吉林、黑龙江和海南也归为中部、西部地区。最后分别获取了 462 个东部地区和 242 个中部、西部地区的观测值，以此建立相应子样本。如表 10 所示，互联网金融对不同经济区域银行绩效的影响存在明显差异。其中，中部、西部地区银行样本的解释变量 *IFI1* 回归系数均为负且

在 1% 的水平上显著，而东部地区银行样本的解释变量 *IFI1* 回归系数（绝对值）明显更小，特别是其中模型 3 的估计系数并不显著且符号方向发生了逆转（由负值变为了正值）。这说明，互联网金融对位于中部、西部地区银行绩效的影响要比东部地区更为显著，本文假说 H3-2 得到验证。

(3) 考虑银行是否跨区域经营。正如前文所言，互联网金融有效打破了金融服务的地域壁垒，以个人、中小企业为主要定位的区域性银行可能受到更大冲击。借鉴杨望等（2020）的做法，以银行分支机构总数（*Branch*）衡量银行跨区域经营能力。如果高于所有样本中位数，则归为跨区域经营子样本，否则归为非跨区域经营子样本。如表 11 所示，从子样本解释变量 *IFI1* 回归系数大小来看，非跨区域经营银行的回归系数（绝对值）要明显大于跨区域经营银行，且跨区域经营银行样本在模型 3 下的

刘孟飞等：互联网金融对商业银行绩效的影响机理与异质性研究

估计结果并不显著，而非跨区域经营银行的所有回归结果均在 1% 的水平上显著。这说明，互联网金融发展对非跨区域经营银行绩效的影响比跨区域经营银行更为明显，本文假说 H3-3 得到证实。

表 10 互联网金融对银行绩效的影响异质性：经济区位

| 变量 | 东部地区 | | | 中部、西部地区 | | |
|--------------------------|----------------------|----------------------|------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 |
| ROE (-1) | 0.512*** (14.54) | — | — | 0.264*** (4.77) | — | — |
| ROA (-1) | — | 0.509*** (13.26) | — | — | 0.328*** (5.97) | — |
| PER (-1) | — | — | 0.000 (0.000) | — | — | 0.000 (0.000) |
| IFI1 | -1.915*** (-4.84) | -0.169*** (-6.68) | 3.589 (1.02) | -4.172*** (-4.88) | -0.274*** (-5.81) | -14.886*** (-3.17) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² -within | 0.669 | 0.548 | 0.284 | 0.484 | 0.542 | 0.261 |
| R ² -adjusted | 0.617 | 0.479 | 0.179 | 0.396 | 0.465 | 0.144 |
| F | 87.022 | 52.686 | 19.922 | 23.426 | 29.635 | 10.500 |
| 样本数 | 449 | 452 | 462 | 235 | 235 | 242 |

表 11 互联网金融对银行绩效的影响异质性：跨区域经营

| 变量 | 跨区域经营 | | | 非跨区域经营 | | |
|--------------------------|----------------------|----------------------|-------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 |
| ROE (-1) | 0.367*** (9.20) | — | — | 0.391*** (8.74) | — | — |
| ROA (-1) | — | 0.471*** (11.66) | — | — | 0.354*** (7.57) | — |
| PER (-1) | — | — | 0.000 (0.000) | — | — | 0.000 (0.000) |
| IFI1 | -2.677*** (-5.63) | -0.079*** (-3.64) | -3.459 (-0.81) | -2.789*** (-4.40) | -0.260*** (-6.40) | -13.608*** (-3.53) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² -within | 0.636 | 0.604 | 0.219 | 0.541 | 0.554 | 0.325 |
| R ² -adjusted | 0.579 | 0.541 | 0.101 | 0.467 | 0.483 | 0.223 |
| F | 57.554 | 50.202 | 10.643 | 43.029 | 45.806 | 21.077 |
| 样本数 | 344 | 344 | 350 | 340 | 343 | 354 |

(4) 考虑银行业务创新能力。创新能力强的银行，更容易变革金融服务模式，提高业务多元化程度。因此，借鉴杨望等（2020）的做法，以银行非利息收入占比（NIR）衡量银行业务创新能力。为了全面把握不同银行的业务多元化情况，本文首

先计算了整个研究期间内 79 家银行非利息收入占比的平均值，然后取其中位数。如果该银行非利息收入占比（平均值）高于所有样本的中位数，则归为创新能力强子样本，否则归为创新能力弱子样本。如表 12 所示，显然，创新能力弱子样本关键解释变

量 $IFI1$ 的回归系数（绝对值）要明显大于创新能力强子样本，且创新能力强子样本在模型 3 下的估计结果并不显著，而创新能力弱子样本的所有回归结

果均至少在 5% 的水平上显著。这说明，互联网金融发展对创新能力弱银行绩效的负面冲击比创新能力强的银行更为明显，本文假说 H3-4 得到证实。

表 12 互联网金融对银行绩效的影响异质性：业务创新能力

| 变量 | 创新能力强 | | | 创新能力弱 | | |
|-----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 |
| $ROE (-1)$ | 0.338*** (8.71) | — | — | 0.363*** (8.17) | — | — |
| $ROA (-1)$ | — | 0.562*** (12.59) | — | — | 0.354*** (7.95) | — |
| $PER (-1)$ | — | — | 0.000 (0.000) | — | — | 0.000 (0.000) |
| $IFI1$ | -2.565*** (-6.00) | -0.123*** (-4.51) | -0.776 (-0.20) | -3.673*** (-5.65) | -0.263*** (-7.39) | -9.383** (-2.36) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| $R^2\text{-within}$ | 0.636 | 0.623 | 0.208 | 0.510 | 0.489 | 0.269 |
| $R^2\text{-adjusted}$ | 0.578 | 0.563 | 0.087 | 0.431 | 0.408 | 0.160 |
| F | 57.731 | 54.629 | 9.919 | 38.713 | 36.046 | 16.588 |
| 样本数 | 344 | 344 | 350 | 340 | 343 | 354 |

六、结论与建议

本文基于 2010—2018 年中国 79 家商业银行的非平衡面板数据，首先从银行资产、负债、支付结算等方面分析互联网金融对传统商业银行的影响机理，然后建立多元回归模型，采用多种估计方法对其具体影响进行实证检验，并对其中的影响机理与异质性问题进行了探讨。在回归过程中，尽可能排除了模型内生性、政策冲击因素的干扰，通过替换被解释变量与关键解释变量，确保实证结果的稳健性。

本文研究发现：（1）在研究期间内，互联网金融发展指数与银行绩效之间存在显著的负相关关系，即互联网金融的快速发展对银行绩效水平的提升造成了明显的负向冲击。此外，货币政策、金融发展水平等因素也从不同程度对银行绩效存在重要影响。（2）从理论影响机制来看，互联网金融发展给商业银行的净利息收入与非利息收入都造成了显著的负面冲击，进而影响了银行绩效。（3）互联网

金融对不同类型银行的影响存在异质性。相对全国性的大中型银行，农商行、城商行等小型银行所受到的冲击更大。同时，互联网金融对位于中部、西部地区银行绩效的影响要比东部地区更为显著，对非跨区域经营、创新能力弱银行绩效的负面冲击更为明显。

以上结论说明，随着互联网金融技术模式的日趋成熟及其行业规模的不断膨胀，我国传统商业银行特别是地区性小型银行的盈利空间必将遭受进一步的冲击。对此，本文提出以下建议：第一，加快银行机构发展战略调整。网络化、数字化、智能化已成为银行业未来发展的必然趋势。商业银行应客观分析互联网金融带来的机遇与挑战，准确把握新时期内外部环境的新特点、新趋势，结合自身优势，加快发展战略调整。要将网络化、数字化纳入银行发展战略规划，采取科学有效措施，选取切实可行目标，积极应对开放性和变革性强的商业环境。第二，加快商业银行金融服务技术创新投入。以客户需求为中心，以市场为导向，简化业务流程，提高业务效率和客户体验，增强客户黏性。商业银行应通过运用数字处理技术和社交网络技术，

刘孟飞等：互联网金融对商业银行绩效的影响机理与异质性研究

充分挖掘线上客户资源，运用数字签名、指纹、虹膜技术、远程视频和人脸识别等新技术，提升银行的网联化和智能化水平，积极打造“智能银行”“数字银行”和“智慧银行”。同时，商业银行应充分把握与客户面对面的交互方式，为客户提供更加专业化、差异化、个性化、便民化和“一站式”的优质金融服务。第三，商业银行应积极与互联网公司合作，充分利用其业务规模优势强化互联网支付结算、理财、销售等业务的创新和渠道建设，扩展业务到电商领域，整合资源，提升协同作用，全力打造专业综合的金融产业生态圈，多元化、跨区域开展业务，增强盈利来源多样性，减少利差缩窄对

绩效的单方面影响。第四，商业银行应积极促进银行信贷业务的转型与创新，依托市场和客户需求创造新产品、新服务。商业银行应建立综合性的网络信贷服务平台、运用大数据、云计算、区块链等金融科技，实现经营管理的网络化、智能化。将实体银行网点与互联网虚拟网点优势相结合，逐步向“轻资产”方向转型，实现最优生产规模，最终提升绩效水平。第五，政府部门应当加强金融市场改革框架顶层设计，加大监管力度，为互联网金融和商业银行发展提供良性竞争环境，促进各金融业态百花齐放、融合发展。

参考文献

- 曹风岐，2015：《互联网金融对传统金融的挑战》，《金融论坛》第1期。
- 陈孝明、张伟、刘裕文，2018：《互联网金融提升了商业银行的创新能力强吗？——基于中国上市银行面板数据的实证研究》，《金融与经济》第7期。
- 陈志武，2014：《互联网金融到底有多新》，《新金融》第4期。
- 程华、鞠彬，2018：《互联网金融规制与市场有效性改善——来自中国网络借贷行业的证据》，《经济理论与经济管理》第2期。
- 程华、杨威，2016：《投资者风险偏好、平台行为选择与P2P监管》，《经济理论与经济管理》第10期。
- 宫晓林，2013：《互联网金融模式及对传统银行业的影响》，《南方金融》第5期。
- 顾海峰、闫君，2019：《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》，《当代经济科学》第4期。
- 顾海峰、杨立翔，2018：《互联网金融与银行风险承担：基于中国银行业的证据》，《世界经济》第10期。
- 郭捷、周婧，2016：《互联网金融背景下我国上市商业银行的效率实证研究》，《运筹与管理》第6期。
- 郭品、沈悦，2019：《互联网金融、存款竞争与银行风险承担》，《金融研究》第8期。
- 郝云宏、张艳妮、王淑贤，2019：《政治关联对商业银行经营绩效的影响研究——兼论宏观经济目标与董事会治理的调节作用》，《华东师范大学学报（哲学社会科学版）》第4期。
- 何靖，2016：《延付高管薪酬对银行风险承担的政策效应——基于银行盈余管理动机视角的PSM-DID分析》，《中国工业经济》第11期。
- 胡德宝、尹翌天，2019：《CEO权力影响中国上市商业银行绩效了吗？》，《中央财经大学学报》第4期。
- 黄益平、黄卓，2018：《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学（季刊）》第4期。
- 李建军、王德，2015：《搜寻成本、网络效应与普惠金融的渠道价值——互联网借贷平台与商业银行的小微融资选择比较》，《国际金融研究》第12期。
- 李克穆，2016：《互联网金融的创新与风险》，《管理世界》第2期。
- 李渊博、朱顺林，2014：《互联网金融创新与商业银行经济发展的关系研究——基于省级面板数据的因果关系检验》，《南方经济》第12期。
- 梁榜、张建华，2019：《数字普惠金融发展能激励创新吗？——来自中国城市和中小企业的证据》，《当代经济科学》第5期。
- 刘征驰、赖明勇，2015：《虚拟抵押品、软信息约束与P2P互联网金融》，《中国软科学》第1期。
- 刘忠璐、林章悦，2016：《互联网金融对商业银行盈利的影响研究》，《北京社会科学》第9期。
- 罗长青、李梦真、杨彩林、卢彦霖，2016：《互联网金融对商业银行信用卡业务影响的实证研究》，《财经理论与实践》第1期。

- 莫易娴, 2014:《互联网时代金融业的发展格局》,《财经科学》第4期。
- 牛华勇、闵德寅, 2015:《互联网金融对商业银行的影响机制研究——基于新实证产业组织视角》,《河北经贸大学学报》第3期。
- 褚蓬瑜、郭田勇, 2014:《互联网金融与商业银行演进研究》,《宏观经济研究》第5期。
- 邱晗、黄益平、纪洋, 2018:《金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角》,《金融研究》第11期。
- 邱勋, 2013:《余额宝对商业银行的影响和启示》,《金融发展研究》第9期。
- 申创、刘笑天, 2017:《互联网金融、市场势力与商业银行绩效》,《当代经济科学》第5期。
- 沈悦、郭品, 2015:《互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率》,《金融研究》第3期。
- 宋凌峰、鄢诗婕, 2017:《经济增长状态与银行系统性风险——基于马尔科夫区制转移的CCA模型》,《管理科学》第6期。
- 唐松、伍旭川、祝佳, 2020:《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,《管理世界》第5期。
- 唐文进、苏帆, 2017:《极端金融事件对系统性风险的影响分析——以中国银行部门为例》,《经济研究》第4期。
- 王达, 2014:《美国互联网金融的发展及中美互联网金融的比较——基于网络经济学视角的研究与思考》,《国际金融研究》第12期。
- 王国刚, 2019:《中国金融70年: 简要历程、辉煌成就和历史经验》,《经济理论与经济管理》第7期。
- 王锦虹, 2015:《互联网金融对商业银行盈利影响测度研究——基于测度指标体系的构建与分析》,《财经理论与实践》第1期。
- 王馨, 2015:《互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究》,《金融研究》第9期。
- 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云, 2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- 吴晓求, 2015:《互联网金融: 成长的逻辑》,《财贸经济》第2期。
- 吴晓求, 2018:《改革开放四十年: 中国金融的变革与发展》,《经济理论与经济管理》第11期。
- 谢平、邹传伟, 2012:《互联网金融模式研究》,《金融研究》第12期。
- 谢治春、赵兴庐、刘媛, 2018:《金融科技发展与商业银行的数字化战略转型》,《中国软科学》第8期。
- 杨东, 2015:《互联网金融的法律规制——基于信息工具的视角》,《中国社会科学》第4期。
- 杨望、徐慧琳、谭小芬、薛翔宇, 2020:《金融科技与商业银行效率——基于DEA—Malmquist模型的实证研究》,《国际金融研究》第7期。
- 战明华、张成瑞、沈娟, 2018:《互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导》,《经济研究》第4期。
- 张金林、周焰, 2015:《互联网金融对中国商业银行稳定性影响的实证研究》,《武汉金融》第12期。
- 张庆君、刘靖, 2017:《互联网金融提升了商业银行资本配置效率吗? ——基于中国上市银行的经验证据》,《金融论坛》第7期。
- 郑联盛, 2014:《中国互联网金融: 模式、影响、本质与风险》,《国际经济评论》第5期。
- 郑志来, 2018:《供给侧视角下商业银行结构性改革与互联网金融创新》,《经济体制改革》第1期。
- 中国人民银行金融稳定分析小组, 2014:《中国金融稳定报告》,北京: 中国金融出版社。
- Chande, N., 2008, “A Survey and Risk Analysis of Selected Non-bank Retail Payments Systems”, Bank of Canada Working Paper, No. 17.
- Allen, F., J. McAndrews, and P. Strahan, 2002, “E-finance: An Introduction”, *Journal of Financial Services Research*, 22 (1-2): 5-27.
- Beck, T., T. Chen, C. Lin, and F. M. Song, 2016, “Financial Innovation: The Bright and the Dark Sides”, *Journal of Banking & Finance*, 100 (72): 28-51.
- Berger, S. C., and F. Gleisner, 2009, “Emergence of Financial Intermediaries in Electronic Markets: The Case of Online P2P Lending”, *Business Research Journal*, 2 (1): 39-65.
- Bons, R. W. H., R. Alt, H. G. Lee, and B. Weber, 2012, “Banking in the Internet and Mobile Era”, *Electronic Markets*, 22 (4): 197-202.

刘孟飞等：互联网金融对商业银行绩效的影响机理与异质性研究

Kao, C. , and S. N. Hwang, 2010, “Efficiency Measurement for Network Systems: IT Impact on Firm Performance”, *Decision Support Systems*, 48 (3): 437 - 446.

Lee, J. E. R. , S. Rao, C. Nass, K. Forssell, and J. M. John, 2012, “When Do Online Shoppers Appreciate Security Enhancement Efforts? Effects of Financial Risk and Security Level on Evaluations of Customer Authentication”, *International Journal of Human-Computer Studies*, 70 (5): 364 - 376.

Malhotra, P. , and B. Singh, 2009, “The Impact of Internet Banking on Bank Performance and Risk: The Indian Experience”, *Eurasian Journal of Business and Economics*, 2 (4): 43 - 62.

Perera, A. , D. Ralston, and J. Wickramanayake, 2014, “Impact of Off-balance Sheet Banking on the Bank Lending Channel of Monetary Transmission: Evidence from South Asia”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 29 (3): 195 - 216.

Railiene, G. , 2015, “E-transparency as an Organizational Innovation in Financial Services—The Case of Lithuania”, *Journal of Innovation Management*, 3 (1): 85 - 103.

Shahrokhi, M. , 2008, “E-finance: Status, Innovations, Resources and Future Challenges”, *Managerial Finance*, 34 (6): 365 - 398.

(责任编辑：刘舫舸)

A STUDY ON THE IMPACTS MECHANISM AND HETEROGENEITY OF INTERNET FINANCE ON COMMERCIAL BANKS' PERFORMANCE

LIU Meng-fei WANG Qi

(International Business School, Shaanxi Normal University)

Abstract: Firstly, this paper analyzes the influence mechanism of internet finance on traditional commercial banks from the perspectives of bank assets, liabilities and payment and settlement. Then, based on the data of 79 commercial banks in China from 2010 to 2018, a variety of estimation methods are used to conduct empirical analysis. The results show that internet finance has obvious negative impact on the performance of commercial banks in China. The financial development level and other factors also produce important impacts from different aspects. The test results of impact mechanism confirm that the development of internet finance has brought significant negative impact on banks' net interest income and non-interest income, which further influences bank's performance. The heterogeneity tests show that the impact of internet finance on agricultural commercial banks' and city commercial banks' performance is greater than that on state-owned large and medium-sized banks. Banks located in the eastern regions, carrying out cross-regional operations and with higher innovative abilities can better respond to the impact of internet finance. In the new financial ecology, the deepening integration of information technology, and accelerating transformation and innovation of Fintech are the important strategic approaches of further sustainable development for traditional commercial banks.

Key words: internet finance; commercial banks; performance