

## 新形势下互联网金融对商业银行创新能力的影 响

严俊涛, 毕秀春, 张曙光

(中国科学技术大学管理学院, 安徽合肥 230026)

**摘要:** 近年来, 互联网金融的快速成长对银行业造成了难以忽视的冲击, 而银行应对互联网冲击的最佳方式便是自我创新. 互联网金融对于商业银行的创新既有侵占作用(竞争效应)的负向影响, 也有倒逼作用(技术溢出效应)的正向影响, 研究这两者之间的关系及其共同作用的结果对于互联网金融环境下银行的创新发展很有意义. 这里引入互联网金融代理变量的二次项以构建非线性模型, 从国有银行、股份制银行和城商行三个方面, 分别研究互联网金融对其创新能力的影响问题. 实证研究采用 2011~2017 年的数据, 使用静态面板数据方法和动态面板数据方法. 研究结果发现: 互联网金融对银行创新能力指标(非利息收入占比)的影响在时间序列上存在 U 型或倒 U 型的走势关系, 并且互联网金融与不同类型银行非利息收入占比间的走势关系是不同的. 因此, 不同类型的银行应当结合自身的背景和优势, “因地制宜”地进行创新, 提升自己的创新能力和中间业务的盈利水平, 优化自己的服务渠道和模式, 以应对互联网金融的冲击.

**关键词:** 互联网金融; 银行创新能力; 非利息收入; 面板数据模型

**中图分类号:** F832.3      **文献标识码:** A      doi: 10.3969/j.issn.0253-2778.2019.08.008

**引用格式:** 严俊涛, 毕秀春, 张曙光. 新形势下互联网金融对商业银行创新能力的影响[J]. 中国科学技术大学学报, 2018, 49(8): 645-654.

YAN Juntao, BI Xiuchun, ZHANG Shuguang. The influence of Internet finance on the innovation ability of commercial banks in the new situation[J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2018, 49(8): 645-654.

## The influence of Internet finance on the innovation ability of commercial banks in the new situation

YAN Juntao, BI Xiuchun, ZHANG Shuguang

(School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

**Abstract:** The rapid development of Internet finance has caused an indisputable impact on the banking industry. The best way for banks to respond to the impact of the Internet finance is self-innovation. Internet finance has both the negative impact of the squeezing effect (competition effect) and the positive impact of the forcing effect (technology spillover effect) on commercial banks' innovation. The study of the relationship between the two and the results of their joint actions are significant for the development of banks' innovation in the Internet financial environment. Here the second term of the agent variable of Internet finance was introduced to build a nonlinear model to study the impact of Internet finance on

**收稿日期:** 2018-05-21; **修回日期:** 2018-05-29

**基金项目:** 国家自然科学基金(11471304, 11401556)资助.

**作者简介:** 严俊涛, 男, 1993 年出生, 硕士. 研究方向: 金融工程. E-mail: yjt@mail.ustc.edu.cn

**通讯作者:** 张曙光, 博士/教授. E-mail: sgzhang@ustc.edu.cn

banks' innovation ability from three aspects: large-scale state-owned banks, joint-stock banks, and city commercial banks. The empirical study used the data from 2011 to 2017, employing both static and dynamic panel data methods. It was found that the impact of Internet finance on the index of bank innovation ability—the non-interest income ratio—has a U-shaped or inverted U-shaped trend relationship in time series, and that the trend relationship between Internet finance and the proportion of non-interest income of different banks is different. Therefore, different types of banks should combine their own backgrounds and advantages to innovate, enhance their own innovation capabilities and intermediate business profitability, and optimize their own service channels and models to cope with the impact of Internet finance.

**Key words:** Internet finance; banking innovation capability; non-interest income; panel data model

## 0 引言

随着互联网在我国快速成长,互联网独角兽企业和一批互联网中小企业由于有积累的海量数据和人工智能等先进技术,为其掌握用户对金融服务的需求与偏好带来了极大便利.在此基础上,互联网金融快速发展,使我国传统金融行业受到了巨大冲击,传统商业银行的利润空间被大幅挤占.这些不利的影 响给银行带来了互联网金融思维的转变,倒逼传统商业银行对自身业务进行创新和变革.而作为我国核心金融部门的传统商业银行,累积了数十年金融运营的基础经验,本身已形成较为完善的风控体系,拥有一大批熟识金融与互联网知识的双重人才,并且有着长期经营积累下来的客户“大数据”和庞大资金优势,必然不会成为这场互联网金融浪潮中的看客.更进一步地,随着互联网金融发展的深入和各种相应监管法律法规的出台、落地以及银行创新业务的相继开展,对于互联网金融如何影响银行创新的研究来到了一个新的阶段.

### 0.1 国外研究现状

互联网金融最早发源于 20 世纪 90 年代的美国, Economides<sup>[1]</sup>最早应用网络经济学理论来分析金融交易与金融市场发展,并得出金融交易网络的双重外部性会导致福利扭曲,因此需要采取措施对此加以纠正.显然互联网金融的发展极大降低了金融交易成本,放大了金融交易网络的外部性,对金融市场的发展产生了重大影响. Mishkin 和 Strahan<sup>[2]</sup>从更久远的历史纵深探讨了技术进步对美国金融市场发展产生的影响,认为电子信息与通信技术的革新极大减少了金融交易成本,克服了信息不对称性,从而在三个方面对美国金融市场的发展产生重大影响:一、大大提高金融流动性;二、衍生金融市场的发

展提高了企业和金融机构应对风险的能力;三、金融支付系统的电子与网络化加速了金融脱媒.

进入 21 世纪,以高科技股票为主的美国 NASDAQ 股指进入下行通道,美国各界对高科技和信息产业的盲目乐观情绪和过度投资开始降温,但互联网与传统金融行业的融合并没有终止,以大型银行为代表的传统金融机构进一步加快了网络信息化的创新步伐.这一时期关于互联网能否颠覆传统金融行业存在一定的争论,比较主流的观点是 Deyoung<sup>[3]</sup>指出,互联网金融与传统金融行业存在竞争与融合共存的关系. Furst 等<sup>[4]</sup>和 Deyoung<sup>[5]</sup>认为纯粹的互联网金融模式(例如不需要设立网点的网上银行)无法从根本上取代传统银行的服务,而 Peterson 和 Rajan<sup>[6]</sup>以及 Pennathur<sup>[7]</sup>认为互联网金融的发展会对银行业造成冲击. Economides<sup>[8]</sup>认为在网络经济学的框架下,互联网金融会加速去中介化从而对银行产生影响,并对当时的法律和监管提出了巨大挑战.

2007 年前后的网络借贷 P2P 模式、2009 年的众筹融资模式在美国兴起.但这段时间互联网金融并不是只有发展和创新,也受到了挫折:2008 年全球金融危机的爆发使美国货币市场遭遇严重挤兑,美国互联网货币基金销售平台发展的低潮到来.与这一时期美国互联网金融业界的快速发展相比,学术界的研究显得相对滞后,这一时期学术界的研究重点仍然是网络银行及其相关性问题. Deyoung<sup>[9]</sup>指出,互联网金融的应用明显地提升了银行的盈利能力,且致使商业银行收入结构发生变化——传统业务账户余额减少,非利息收入账户余额增加. Hernandezmurillo 等<sup>[10]</sup>指出银行推广网络金融创新服务的主要动力是主要竞争对手率先进行的信息网络化升级. Arnold 和 Ewijk<sup>[11]</sup>指出网络银行的两

大短板:市场风险的集中及客户黏性与忠诚度相对较低。

通过国外研究总体来看,美国互联网金融与传统金融是竞争与合作并存的关系,而融合是其中的主流。美国的经验表明,传统商业银行完全有实力去占据与互联网金融竞争中的主动权,而银行受到互联网金融影响的程度,主要取决于传统商业银行如何转型与创新。

## 0.2 国内研究现状

我国互联网金融的概念最早由谢平和邹传伟<sup>[12]</sup>提出。他们持颠覆论,认为互联网金融模式将对传统金融行业产生颠覆性影响。从已有文献来看,学者们分别从支付端、资金端和负债端三个方面分析了互联网金融对传统金融机构的影响。

关于互联网金融对于银行创新能力的影响,吴成颂等<sup>[13]</sup>认为互联网金融会先挤占银行的中间收入,并通过倒逼效应使得银行加强自身创新,不过由于创新的时滞性,当时创新在作为代理变量的中间收入上尚未体现,结果表现为互联网金融会削弱银行的创新能力。李张珍<sup>[14]</sup>通过对省级面板数据分析指出,互联网金融的产品与服务创新和支付手段创新对我国银行创新都存在显著正向影响,相比之下支付手段创新与商业银行的创新业务联系性较弱。李文亮<sup>[15]</sup>在MOA理论的基础上指出,互联网金融和外部环境对商业银行的创新具有显著的正向影响,而高管团队的异质性对商业银行的创新具有显著的负向影响。赵胜民和刘笑天<sup>[16]</sup>通过实证分析结果表明:互联网金融的发展在整体上显著降低了代表商业银行创新能力的非利息收入水平,其原因主要在于互联网金融发展所带来的技术溢出效应弱于其带来的竞争效应。

通过国内外的文献综述发现,主流的观点认为互联网金融的发展对传统商业银行的创新存在竞争与融合的双重影响,竞争作用会对商业银行的创新带来负面影响,融合与激励作用会对商业银行的创新带来正面影响。但是,通过观察上述国内的文献综述不难发现,因为互联网金融发展时间尚短,数据的缺乏和阶段性数据的代表性不足导致了定性研究较多,较少的定量实证研究也存在一定的时间局限性,其结果不够完善;另外关于互联网金融对传统商业银行的研究大多片面,或只研究国有银行,或只研究股份制银行或部分城商行等中小银行,鲜有文献对国有银行和中小型银行的影响过程进行对比并提出

各自有针对性的策略;最后,国内学者定量研究互联网金融影响银行创新能力的文献大多数仅仅是站在计量分析的视角,粗线条地描述互联网金融对我国银行创新能力的影响方向、显著性水平,而较少考察互联网金融对我国银行创新影响的交互作用、趋势变化及是否存在转折点。

## 0.3 研究现状总结

互联网金融从支付端、资金端和负债端三方面对传统金融机构产生侵占作用的负面影响。但是,互联网金融对银行的影响必然不是完全消极的,它给传统银行业带来了开放创新的互联网金融思维,并通过“倒逼机制”对银行的创新能力产生积极的作用,使银行为了抵御外部冲击积极开发自己的新产品和业务。由于新型产品推广和盈利存在一定的时滞性,这种倒逼作用也往往在时间上相对滞后。另外,我国商业银行涵盖了国有银行、12家股份制银行和众多城商行、地方农商行,由于这些银行不同的股东背景、资金规模、发展历史、战略规划及市场定位,其对于互联网金融的敏感度是不同的,应对互联网金融发展的创新速度和力度也是不尽相同。

综上,若将非利息收入占比作为商业银行的创新能力的代表,则互联网金融会对商业银行创新能力产生侵占作用和竞争效应的消极影响以及倒逼作用和技术溢出效应的积极影响。对此,我们在前人研究的基础上提出本文研究的两个核心问题:一,互联网金融对银行创新的这两种作用是否存在交互影响,使得互联网金融与银行创新能力间呈现U型或倒U型的关系,以及这种关系能否反映在时间序列上;二,这两种作用的交互影响是否会因为商业银行背景的不同而有所不同。

为此,本文期望从微观层面开展新形势下互联网金融对我国传统商业银行创新能力影响的定量研究,运用规范的数理方法和面板数据模型,测算互联网金融对不同类型银行创新能力的影响及该影响随时间的变化趋势。

# 1 研究设计

## 1.1 变量定义

### 1.1.1 银行创新能力的度量

本文选取银行非利息收入占营业收入的比重(非利息收入占比)NII作为银行创新能力的代理变量,即

$$NII = \text{银行非利息收入} / \text{银行营业收入}$$

以往文献大多数将手续费及佣金收入作为银行创新能力的代理变量,该项指标涵盖了代理业务、结算与清算、咨询服务以及资产管理的手续费等,对中间收入具有良好的概括性.本文则选取相对手续费及佣金收入更全面的指标:银行非利息业务收入,作为银行创新能力的指标,非利息业务收入涵盖了手续费与佣金收入、交易性收入.选取该指标的具体原因如下:首先,商业银行的创新主要分为三个层次:产品与服务的创新、管理与技术的创新、体制与机制的创新.就现阶段我国商业银行的具体情况而言,银行的创新主要集中在产品、服务和渠道领域内,产品创新占据银行八成以上的资源.其次,创新的概念是相对的,虽然银行卡和电子银行业务等中间业务在发达国家等已然比较成熟,但是对于我国来说仍是创新业务.最后,从数据的可得性来说,非利息收入作为商业银行财务报表中的一个重要指标,会被详细统计和记录,具有一定的准确性和可获取性.而且在现阶段,中间业务的收入也是银监会衡量银行创新能力的重要指标,所以选取代表中间业务收入的非利息收入作为衡量银行创新能力的指标是合理的.同时为了消除银行规模的影响,将银行非利息收入占营业收入的比重(非利息收入占比)作为银行创新能力的代理变量.

### 1.1.2 互联网金融规模的度量

本文定义互联网金融的代理变量

$INF =$

第三方支付与 P2P 规模总和/银行一级资本净额,原因如下:现阶段互联网金融发展最突出的为第三方支付、P2P 网贷、众筹融资三方面.但考虑到法律因素——我国众筹融资的回报方式不能涉及资金或股权,所以其发展模式和规模受到很大的制约,总体上看其对传统商业银行的业务冲击不大.所以本文选取第三方支付和 P2P 网贷规模总和作为衡量互联网金融规模的指标.为消除银行规模的影响,定义第三方支付与 P2P 规模总和/银行一级资本净额作为互联网金融的代理变量 INF.

### 1.1.3 控制变量的选取

考虑引入下面几个银行的指标作为控制变量:①银行净利息收入的对数  $\ln NI$ ,其代表了银行的传统业务盈利能力.由于银行短期资源的有限性,传统业务的发展必然会对创新业务存在一定影响和替代性.②银行的不良率  $Npa$ ,衡量银行信用风险水平的重要指标,以往的研究证实银行的不良率会对银行

的创新能力产生影响.③资本充足率  $Car$ ,作为银监会审批银行开展新业务和增设新机构的重要指标,会对银行创新业务的开展产生直接影响.④年末贷款总额与存款总额的比重(贷存比)  $Da$ ,贷存比越高,银行的战略定位可能偏于激进,整体创新的动力也可能更足,但是较高的贷存比也可能使银行创新受到资金不足的拖累.

选取变量具体的定义如表 1 所示.

表 1 变量及其定义

Tab. 1 Variables and their definitions

变量种类	变量符号	变量的定义
被解释变量	NII	银行非利息收入占营业收入的比重,银行创新能力在财务上的体现
解释变量	INF	第三方支付与 P2P 规模总和/银行一级资本净额,衡量互联网金融的发展
	$\ln NI$	利息净收入取对数,代表银行的传统业务盈利能力
控制变量	Npa	银行不良资产率
	Car	银行资本充足率
	Da	银行贷存比

## 1.2 模型设定

本文的研究内容是考察互联网金融对于不同类型商业银行创新能力的影响,主要包括三个问题:

问题 1:互联网金融与代表国有银行创新能力的中间收入之间是否存在 U 型或倒 U 型的关系;

问题 2:互联网金融与代表股份制银行创新能力的中间收入之间是否存在 U 型或倒 U 型的关系;

问题 3:互联网金融与代表城商行创新能力的中间收入之间是否存在 U 型或倒 U 型的关系.

对于这三个问题,在面板数据模型中加入代表互联网金融发展指标 INF 的二次项,以分别考察对于国有银行、股份制银行与城商行而言,互联网金融发展与代表其创新能力的中间收入之间是否都存在 U 型或倒 U 型的关系,并在此基础上进一步测算其不同关系的转折点.此外,为考察银行非利息收入占比在时间序列上的连续性及其模型的逆向因果关系,在模型中加入银行非利息收入占比的一阶滞后项,在此设定下我们就把三个问题的模型都初步设定为动态面板数据模型.

三个问题初步设定的动态面板数据模型(DM)

如下:

$$NII_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NII_{i,t-1} + \beta_2 INF_{i,t} + \beta_3 INF_{i,t}^2 + \gamma Cont_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中,  $i$  表示第  $i$  家银行,  $\epsilon_{i,t}, \mu_i, \beta_0$  分别表示随机误差项、个体效应和截距项,  $Cont_{i,t}$  表示微观控制变量. 采用动态面板数据而不使用静态面板数据, 是为了考察个体银行创新能力指标在时间序列上的连续性及其和互联网金融发展的逆向因果关系. 但在实际操作过程中若出现被解释变量滞后项不显著的情况, 则转而采用静态面板数据模型(SM):

$$NII_{i,t} = \beta_0 + \beta_2 INF_{i,t} + \beta_3 INF_{i,t}^2 + \gamma Cont_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)依然可以研究互联网金融发展与代表银行创新能力的中间收入之间是否存在 U 型倒 U 型的关系, 并可在此基础上进一步测算其不同关系的转折点.

## 2 实证结果与分析

### 2.1 数据的统计性描述

本文选取了 2011~2017 年商业银行及互联网金融的数据为样本进行研究. 本文银行数据来自 Wind 数据库、银行年度报表、《中国银行业改进服务情况报告》等, 并参考中国银监会网站内容加以校对和补充. 互联网金融数据来自艾瑞咨询、易观智库等网站.

下面我们首先对宏观层面的数据进行描述. 图 1 显示了互联网金融的两个主要维度—第三方支付和 P2P 网贷—在 2011~2017 年的发展情况. 显然, 第三方支付的整体规模大于 P2P 网贷的规模, 原因是相对于网络小额借贷, 第三方支付在我们的日常生活中更为普及, 其基于中国庞大的人口红利有更大的发展空间; 第三方支付增速快于 P2P 网贷,

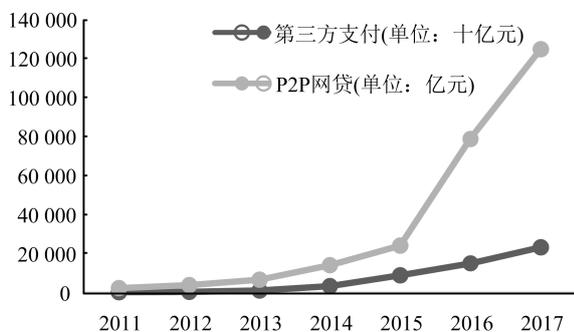


图 1 2011~2017 年第三方支付和 P2P 网贷的发展情况

Fig. 1 Development of third-party payment and P2P online lending between 2011 and 2017

2015~2016 年的增速远超前于 P2P 网贷增速, 这可能是因为从 2015 年开始法律法规对于 P2P 网贷的限制大于对于第三方支付的限制, 且 2015 年开始的微信红包、支付宝红包等活动的推广大大刺激了第三方支付用户的涌入, 充分挖掘了潜在人口红利.

接下来我们对微观层面的数据进行描述. 微观层面数据涵盖了 6 家国有银行、10 家股份制银行和 25 家城商行, 合计 280 个微观样本, 选取的银行如表 2 所示.

表 2 微观实证选取的银行

Tab. 2 Micro-empirically selected banks

银行类型	具体银行
国有银行 (6 家)	中国银行、工商银行、农业银行、建设银行、交通银行、邮政储蓄银行
股份制银行 (10 家)	招商银行、浦发银行、中信银行、光大银行、民生银行、华夏银行、兴业银行、平安银行、恒丰银行、渤海银行
城商行 (25 家)	北京银行、常熟银行、贵阳银行、徽商银行、江苏银行、锦州银行、南京银行、宁波银行、上海银行、盛京银行、天津银行、吴江银行、张家港行、郑州银行、鞍山银行、河北银行、吉林银行、昆仑银行、莱商银行、兰州银行、南昌银行、齐鲁银行、绍兴银行、威海商业行、潍坊银行

由于银行公布数据的部分缺失, 本文所获得的 3 个类型的数据均为非平衡面板数据, 在某些指标上存在个别数据的缺失. 表 3 列出了国有银行、股份制银行和城商行主要变量的统计指标.

从表 3 可以看到, 国有银行、股份制银行、城商行的 NII 均值分别为 22.41, 24.35, 16.23, 方差分别为 8.464, 8.032, 14.25. 显然国有银行和股份制银行的 NII 平均水平明显高于城商行, 说明国有银行和股份制银行在 NII 这个创新能力指标上有较好的基础, 但是从方差角度结合时间序列走势可以看出, 国有银行 NII 的增长速度明显低于股份制银行和城商行, 且股份制银行和城商行中不同银行的创新能力存在较大的差异性, 甚至在城商行的数据中出现了最小值 -5.340 和最大值 87.83 的极端情况.

表 4 列出了国有银行、股份制银行和城商行的 INF 年度均值. 在 INF 这个指标的处理上, 由于股份制银行和城商行的一级资本净额相对于互联网金融规模来说较小, 这会导致之后模型中 INF 的平方

项过大,平方项的系数过小,所以对于股份制银行和城商行的计算都采用 INF/100,这方便数据处理中的观察比较且并不影响最后的实证结果.从表 4 中可以看到,国有银行、股份制银行和城商行 INF 的年度均值都随时间呈现增长趋势.

表 3 国有银行、股份制银行和城商行的主要变量的统计性描述

**Tab. 3 The statistical description of the main variables of state-owned banks, joint-stock banks and city commercial banks**

银行类型	变量	观测数	均值	方差	最小值	最大值
国有银行	NII	42	22.41	8.464	3.210	36.72
	INF	42	46.34	64.09	2.573	299.2
	lnNI	37	8.449	0.456	7.554	9.073
	Npa	42	1.213	0.455	0.220	2.390
	Car	40	13.34	1.419	8.840	15.43
	Da	42	63.84	15.18	26.43	90.68
	股份制银行	NII	68	24.35	8.032	9.540
INF		68	2.310	3.083	0.130	19.38
lnNI		60	6.966	0.708	4.793	7.848
Npa		68	1.167	0.467	0.380	2.350
Car		68	11.85	0.782	10.57	15.01
Da		68	73.35	9.887	50.14	99.14
城商行	NII	165	16.23	14.25	-5.340	87.83
	INF	154	20.56	31.29	0.416	159.7
	lnNI	157	4.452	0.997	2.967	6.750
	Npa	141	1.201	0.834	0.440	9.560
	Car	155	12.94	1.782	9.420	23.08
	Da	157	62.87	8.648	24.14	83.89

表 4 INF 年度均值

Tab. 4 The annual mean of INF

	年度						
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
国有银行	7.36	10.56	15.10	25.98	35.26	95.36	134.78
股份制银行	0.41	0.57	0.83	1.45	2.02	4.59	6.29
城商行	3.43	4.98	7.15	13.68	19.61	55.12	72.72

由于篇幅原因对于控制变量不再进行统计性描述.

## 2.2 国有银行的实证分析

为了避免模型中出现多重共线性,首先对六家

国有银行的数据进行皮尔逊相关性检验,结果见表 5.从结果可以看出,所有变量的相关性系数中最大的系数仅为 0.517(在 1%的水平下显著),因此可以认定问题 1 不存在多重共线性.

表 5 国有银行变量的皮尔逊相关系数

Tab. 5 The Pearson correlation coefficient between the variables of state-owned banks

	NII	INF	lnNI	Npa	Car	Da
NII	1					
INF	0.311	1				
lnNI	-0.131	0.242	1			
Npa	-0.221	0.517***	0.277	1		
Car	0.221***	0.189	0.373**	-0.104	1	
Da	0.453***	0.234	0.091	-0.264	0.448***	1

[注] \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著.

问题 1 初步设定为动态面板数据模型 DM,但在实证研究的过程中发现,对国有银行的数据使用动态面板时,被解释变量的滞后项 Lag(1)的系数并不显著,所以我们转而采用静态面板数据模型 SM,原假设为:“ $H_0: allu_i = 0$ ”即混合回归是可以接受的,用 Stata 处理固定效应模型的输出结果中包含一个对此假设的 F 检验.我们在问题 1 中得到 F 的 p 值小于 0.0001,故强烈拒绝原假设,认为固定效应 FE 显然优于混合回归 OLS.

对随机效应模型进行估计后,采用 Hausman 检验,得到 p 值为 0.0006 小于 0.01,故强烈拒绝原假设,认为应该使用固定效应模型 FE 而非随机效应模型 RE.

从固定效应模型 FE 的实证结果(表 6)中可以看到,对国有银行而言,互联网金融代理变量 INF 的系数在 1%的水平下显著为正(0.1351),二次项 INF<sup>2</sup> 的系数在 1%的水平下显著为负(-0.0024),说明对于国有银行而言银行创新能力指标 NII 与互联网金融的指标 INF 间存在倒 U 型的关系,结合统计性描述中 INF 随时间保持增长趋势的前提,我们可以得出结论:对于国有银行而言 INF 对 NII 的影响存在时间序列上的倒 U 型走势关系,即 NII 先受到 INF 带来的正面影响,再受到 INF 带来的负面影响.对问题 1 的模型求导数,可以得到极大值点为 28.11,即从数理模型的角度看,当 INF 达到 28.11 时,INF 对国有银行创新能力指标 NII 的影响将由正转负.由统计性描述中的 INF 的年度均值数据发

现国有银行整体 NII 受到 INF 的影响已经由正转负,且这个转折点在 2014~2015 年间达到. 这样的结论(倒 U 型而非 U 型走势)与股份制银行的、城商行的结论是有些相悖的,我们从两方面分析这个结果. 一是数据层面,从数据的统计性描述中发现近些年互联网金融增速加快,而国有银行 NII 的增速呈现颓势,这直观地反映了互联网金融对国有银行创新能力的作 用由正转负的过程;二是实际经济层面,国有银行最明显的特征就是“大”,“大”的体量特征给了国有银行天然的大量用户和大数据的基础,而大数据正是互联网金融实现中最需要的基因,这就使得国有银行在对互联网金融技术的吸收和运用中有良好的平台,互联网金融对其创新的倒逼作用和技术溢出效应在互联网金融发展初期就快速体现在银行的非利息收入上,极大减小了创新的时滞性. 不过,或许随着互联网金融发展的深入,更多高新技术被应用,股份制银行、城商行等中小型银行创新能力的崛起以及国有银行在创新方面的动力不足,将会共同导致了国有银行 NII 的增速减小,甚至开始体现下滑趋势.

表 6 国有银行静态面板数据回归的实证结果

Tab. 6 The empirical results of static panel data regression of state-owned banks

变量	问题 1 固定效应模型 FE
INF	0.1351*** (6.88)
INF <sup>2</sup>	-0.0024*** (-3.41)
lnNI	-3.5358** (-2.10)
Npa	0.3916* (1.71)
Car	-0.1161(-0.47)
Da	0.1185** (2.25)
_cons	41.8285** (2.43)
adjusted R <sup>2</sup>	0.9159
p-(F 统计量)	<0.0001
p-Hausman	0.0006

[注] \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著.

从控制变量我们也可以得到一些有用的结论:首先,非利息收入占比 NII 与利息收入的对数 lnNI 在 5% 的水平上呈现显著负相关关系,这可能是因为近年来利差减小,国有银行利息收入减少,且中间收入业务快速发展带来的双重效应;其次,NII 与不良率 Npa 在 10% 的水平上呈现正相关关系,这可能

是因为非利息收入的规模越大,银行的信用风险也越高,导致了国有银行不良率的提高;国有银行的 NII 与 Car 资本充足率呈现负相关关系,但并不显著;股份制银行的 NII 与 Da 贷存比在 5% 的水平上呈现显著的正相关关系:贷存比较高的银行将更多的钱贷出去以获得更大的盈利,说明这些银行的战略定位较为激进,其创新的动力也更足,反映在账面上就是其非利息收入占比更高.

### 2.3 股份制银行的实证分析

首先为了避免模型中出现多重共线性,对股份制银行的数据进行皮尔逊相关性检验,结果见表 7. 从结果可以看出,所有变量的相关性系数中最大的系数仅为 0.512(在 1% 的水平下显著),因此可以认定问题 2 不存在多重共线性.

表 7 股份制银行变量的皮尔逊相关系数

Tab. 7 The Pearson correlation coefficient between the variables of joint-stock banks

	NII	INF	lnNI	Npa	Car	Da
NII	1					
INF	0.219*	1				
lnNI	0.230*	-0.360***	1			
Npa	0.361***	0.512***	0.290**	1		
Car	0.129	0.217*	0.066	0.217*	1	
Da	0.500***	0.018	0.401***	0.439***	0.152	1

[注] \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著.

问题 2 初步设定为动态面板数据模型 DM,但在实证研究的过程中发现,对股份制银行的数据使用动态面板时,被解释变量的滞后项 Lag(1)的系数并不显著,所以我们转而采用静态面板数据模型 SM,原假设为:“H<sub>0</sub>:all u<sub>i</sub>=0”即混合回归是可以接受的,用 Stata 处理固定效应模型的输出结果中包含一个对此假设的 F 检验.我们在问题 2 中得到 F 的 p 值小于 0.0001,故强烈拒绝原假设,认为 FE 固定效应显然优于混合回归 OLS.

对随机效应模型进行估计后,采用 Hausman 检验,得到 p 值为 0.8135>0.1,不能拒绝原假设,即认为应使用随机效应模型 RE 而不使用固定效应模型 FE.

从随机效应模型 RE 的实证结果(表 8)中可以看到,对股份制银行而言,互联网金融代理变量 INF 的系数在 1% 的水平下显著为负,二次项 INF<sup>2</sup> 的系数在 10% 的水平下显著为正,说明对于股份制银行

而言互联网金融的发展 INF 与银行创新能力指标 NII 间存在 U 型关系,结合统计性描述中 INF 随时间保持增长趋势的前提,我们可以得出结论:对于股份制银行而言 INF 对 NII 的影响存在时间序列上的 U 型走势关系,即 NII 先受到 INF 带来的负面影响,再受到 INF 带来的正面影响.对问题 2 的模型求导数,可以得到极小值点为 3.37,即从数理模型的角度看,当 INF 达到 3.37 时,INF 对股份制银行创新能力 NII 的影响将由负转正.由统计性描述中的 INF 的年度均值数据发现股份制银行整体 NII 受到 INF 的影响已经由负转正,且这个转折点在 2015~2016 年间达到,说明就现阶段互联网金融的发展水平而言,股份制银行整体创新能力已经受到互联网金融正面的影响.这说明股份制银行在互联网金融浪潮中的创新走在银行前列,就其整体来说,虽然创新应用的过程和反映到非利息收入这个指标上也存在一定的时滞性,但是新产品和金融科技银行的推广带来的收入增加和技术溢出效应已经能够抵消互联网金融冲击带来的非利息收入减少和竞争效应.

表 8 股份制银行静态面板数据回归的实证结果

Tab. 8 The empirical results of static panel data regression of joint-stock banks

变量	问题 2 随机效应模型 RE
INF	-1.7036*** (-5.63)
INF <sup>2</sup>	0.2528* (1.72)
lnNI	-1.8787* (-1.68)
Npa	13.5234*** (3.65)
Car	-0.9015 (-1.16)
Da	0.2798** (2.01)
_cons	14.4866(0.43)
adjusted R <sup>2</sup>	0.7016
p-(F 统计量)	<0.0001
p-Hausman	0.8135

[注] \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著.

从控制变量我们也可以得到一些有用的结论:首先,非利息收入占比 NII 与利息收入的对数 lnNI 在 10% 的水平上呈现显著负相关关系,这可能是因为近年来利差减小导致的利息收入减少使得股份制银行更看重发展中间收入业务;其次,NII 与不良率 Npa 在 1% 的水平上呈现显著的正相关关系,这可能是因为非利息收入的规模越大,银行的信用风险也越高,从而导致了股份制银行不良率的提高;股份

制银行的 NII 与 Car 资本充足率呈现负相关关系,但并不显著;股份制银行的 NII 与 Da 贷存比在 5% 的水平上呈现显著的正相关关系:贷存比较高的银行将更多的钱贷出去以获得更大的盈利,说明这些银行的战略定位较为激进,其创新的动力也更足,反映在账面上就是其非利息收入占比更高.

## 2.4 城商行的实证分析

首先为了避免模型中出现多重共线性,对城商行的数据进行皮尔逊相关性检验,结果见表 9.从结果可以看出,所有变量的相关性系数中最大的系数仅为 0.352(在 1% 的水平下显著),因此在问题 3 中不存在多重共线性.

表 9 城商行变量的皮尔逊相关系数

Tab. 9 The Pearson correlation coefficient between the variables of city commercial banks

	NII	INF	lnNI	Npa	Car	Da
NII	1					
INF	0.352***	1				
lnNI	-0.106	-0.317***	1			
Npa	0.121	0.246***	-0.144*	1		
Car	0.009	-0.102	-0.205**	-0.266***	1	
Da	0.091	0.107	-0.074	0.093	0.051	1

[注] \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著.

问题 3 设定为动态面板数据模型 DM,在考察实证结果前,我们首先对动态面板数据模型中工具变量的有效性以及模型整体的合理性进行检验.

过度识别约束检验(Sargan 检验)和自回归检验(AR 检验)是对所选取工具变量有效性的一般检验方法.表 10 是对城商行采用动态面板数据模型进行回归得到的实证结果,从该表中可以看到 p-AR(2) 的值为 0.7376,p-Sargan 的值为 0.2460,AR 检验和 Sargan 检验的值均大于 0.1,即说明不能拒绝工具变量不存在过度识别的原假设并且不能拒绝残差项不是一阶或二阶自回归的原假设,说明问题 3 动态面板数据中选取的工具变量是有效的.此外,被解释变量一阶滞后项 Lag(1)的系数为 0.5556,在 1% 的显著水平下显著,说明城商行当期的非利息收入占比与前一期的非利息收入占比显著正相关,这也证明了在城商行的实证研究中动态面板数据模型运用的合理性.

表 10 中互联网金融代理变量 INF 的系数在 5% 的水平下显著为负,其二次项 INF<sup>2</sup> 的系数在 1% 的水平下显著为正,这样的结果说明对于城商行

而言互联网金融的发展 INF 与银行创新能力指标非利息收入占比 NII 间存在 U 型关系. 结合统计性描述中 INF 随时间保持增长趋势的前提, 我们可以得出结论: 对于城商行而言 INF 对 NII 的影响存在时间序列上的 U 型走势关系, 即 NII 先受到 INF 带来的负面影响, 再受到 INF 带来的正面影响. 对问题 3 的模型求导数, 可以得到极小值点为 82.14, 即从数理模型的角度看, 当 INF 达到 82.14 时, INF 对银行创新能力指标 NII 的影响将由负转正. 由统计性描述中的 INF 的年度均值数据发现, 城商行整体创新能力 NII 依然处于受到互联网金融 INF 负面作用的阶段, 且由负转正的转折点将会在未来一年出现. 但值得注意的是, 存在个别城商行创新能力已经开始受到互联网金融的正面影响.

表 10 城商行动态面板数据回归的实证结果  
Tab. 10 The empirical results of dynamic panel data regression of city commercial banks

变量	问题 3 动态面板数据模型
Lag(1)	0.5556*** (5.28)
INF	-0.1150** (-2.01)
INF <sup>2</sup>	0.0007*** (2.90)
lnNI	-12.5310*** (-0.87)
Npa	9.9679*** (8.93)
Car	-0.7967*** (-3.56)
Da	0.1464(1.6)
_cons	23.8952*** (12.51)
-----	
p-Sargan	0.2460
p-AR(1)	0.3145
p-AR(2)	0.7376

[注] \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著.

从控制变量的结果也可得到一些有用的结论: 首先, 非利息收入占比 NII 与利息收入的对数 lnNI 在 1% 的水平上呈现显著负相关关系, 说明对于城商行而言, 非利息收入占比的增加会影响利息收入的增加, 两者存在一定的不兼容性; 其次, NII 与不良率 Npa 在 1% 的水平上呈现显著的正相关关系, 这可能是因为非利息收入的规模越大, 银行的信用风险也越高, 导致了城商行不良率的提高; NII 与 Car 资本充足率在 1% 的水平上呈现显著的负相关关系, 这可能是因为创新的过程中需要消耗大量的资金进行研发投入和新产品的宣传推广, 导致创新较多的城商行资本充足率保持在较低水平.

### 3 稳健性检验

本文的稳健性检验考虑互联网金融规模 INF 代理变量的选择对实证结果的影响. 我们将互联网金融规模用第三方支付的交易总量 Pay 进行替换, 并进行检验.

所得的结论与前文一致:

在问题 1 中, 同样采取固定效应模型 FE 进行静态面板数据分析, 得到 Pay 的系数在 10% 的水平下显著为正 (0.1426), 二次项 Pay<sup>2</sup> 的系数在 1% 的水平下显著为负 (-0.0021), 即对于国有银行而言互联网金融的发展 Pay 与银行创新能力指标非利息收入占比间存在倒 U 型的走势关系.

在问题 2 中, 同样采取随机效应模型 RE 进行静态面板数据分析, 得到 Pay 的系数在 1% 的水平下显著为负 (-1.7884), 二次项 Pay<sup>2</sup> 的系数在 10% 的水平下显著为正 (0.275), 即对于股份制银行而言互联网金融的发展 Pay 与银行创新能力指标非利息收入占比间存在 U 型的走势关系.

在问题 3 中, 同样采取动态面板数据分析, 得到 p-AR(2) 的值为 0.8162, p-Sargan 的值为 0.1605, Lag(1) 的系数为 0.5348, Pay 的系数在 5% 的水平下显著为负 (-0.1232), 二次项 Pay<sup>2</sup> 的系数在 1% 的水平下显著为正 (0.0008), 即对于城商行而言互联网金融的发展 Pay 与银行创新能力指标非利息收入占比间存在 U 型的走势关系.

综上所述, 用第三方支付的交易总量 Pay 替换互联网金融规模 Inf 得到的实证结果, 除了系数大小和显著性水平略有差异, 其余的结果与节 2 的结果保持一致.

### 4 结论

#### 4.1 研究结果

本文的主要工作是引入互联网金融代理变量的二次项以构建非线性模型, 从国有银行、股份制银行和城商行三个方面, 分别研究互联网金融对其创新能力的影响问题. 实证研究采用 2011~2017 年的数据, 使用静态面板数据方法和动态面板数据方法进行回归, 最后分别进行稳健性检验.

总结实证分析结果, 得出以下结论:

(I) 互联网金融对银行创新能力存在两方面的影响, 一是挤占作用和竞争效应的负向影响, 二是倒逼作用和技术溢出效应的正向影响, 两个效应的叠

加导致互联网金融与银行创新能力间存在 U 型或倒 U 型的关系. 结合 INF 随时间持续增长的前提, 得出互联网金融对银行创新的影响在时间序列上存在 U 型或倒 U 型走势关系的结论.

(II) 对于不同类型银行而言, 因为互联网金融对其挤占作用及倒逼作用的影响程度和时间点不同, 导致了互联网金融对其创新能力的影响在时间序列上的走势关系不同: 国有银行初期受到的挤占作用最小, 技术溢出效应最强, 但是随着时间的推移, 国有银行的创新动力不足导致其受到的挤占作用逐渐开始超过倒逼作用; 股份制银行初期受到的挤占作用和倒逼作用都居中, 且挤占作用大于倒逼作用, 随着股份制银行大力加强创新的应用和推广, 倒逼作用较快超越了挤占作用; 城商行初期受到的挤占作用最大, 倒逼作用最小, 其虽然有着较强的创新动力, 但受制于背景、资金、人才等各方面的劣势, 其创新发展较慢, 倒逼作用将在未来缓慢超越挤占效应.

#### 4.2 启示与建议

基于上述结论, 本文提出以下建议:

首先, 国有商业银行应在未来的规划发展中继续发挥其大数据和技术优势, 提升自己的创新动力, 努力吸收互联网金融所携带的技术溢出效应, 在自身良好的基础上提升非利息收入水平和技术创新能力. 并可通过手机银行及网络银行的大力发展来进行新兴银行理财产品、外汇保险等产品的销售, 用大数据来提升其投资风控能力.

其次, 股份制银行应保持现在良好的创新发展态势, 在快速发展金融科技、大数据、人工智能、区块链等技术的基础上, 将基于这些技术的零售信贷、零售理财、对公业务等与手机银行 App、网上直销银行等有机结合到一起, 构成一个完整的服务链, 使用户在感受互联网金融基因的新型银行所带来的服务的同时, 更加快速地增加股份制银行的创新能力.

再次, 城商行在未来的发展中应当增加对信息科技的投入, 加快完善自身的硬件设备, 通过更高的薪资吸引更多技术性人才加入并提升总体经营的信息化程度. 应通过信息化的渠道对城商行传统金融产品和服务进行升级, 以促进普惠金融的落实, 防止城商行在互联网金融的快速发展过程中掉队.

从外部来说, 应积极鼓励各大商业银行与互联网金融企业进行合作. 相对于传统商业银行, 互联网金融企业的信息化水平和技术高, 能够加强银行对技术溢出效应的吸收; 同时, 传统商业银行也具有实

体网点和基础客户群体多、信誉良好的优势, 在合作的过程中, 共享信息的过程能够增加两者客户数量, 提高两者自身的信息完整度, 从而达到双赢的局面.

最后, 监管层应进一步加强对于互联网金融行业的监管, 让互联网金融行驶在规范化发展的轨道中. 我国与互联网金融配套的法律法规尚未完善, 随着近年来监管的深入, 监管者应当进一步厘清监管思路、规则和框架, 做到有序监管, 以避免系统性风险的出现. 另外, 互联网金融对不同商业创新能力水平的影响并不一致, 所以监管层应对不同类型的商业银行制定差异化的监管方针与策略.

#### 4.3 研究不足与未来展望

受制于数据的可得性, 本文动态面板数据的分析中采用非平衡面板数据, 其中部分缺失的银行数据若能获得, 必然可使实证研究获得更精准的结果.

未来, 随着互联网金融发展的深入和中国商业银行创新能力增强, 商业银行的创新可能反过来对互联网金融的发展产生越来越大的影响, 虽然这一关系在当下还不明显, 但相信在不久的将来两者的竞争或合作关系会愈加显著并得到重视, 彼时对两者间互相影响和作用的研究会是一个值得探讨的课题.

#### 参考文献 (References)

- [1] ECONOMIDES N. Network economics with application to finance[J]. *Financial Networks*, 1993, 2(5): 89-97.
- [2] MISHKIN F S, STRAHAN P E. What will technology do to financial structure? [R]. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1999.
- [3] DEYOUNG R. Learning-by-doing, scale efficiencies, and financial performance at Internet-only banks[R]. Chicago, IL: Federal Reserve Bank of Chicago Economic Research Department, 2001.
- [4] FURST K, LANG W W, NOLLE D E. Internet banking[J]. *Journal of Financial Services Research*, 2002, 22(1-2): 95-117.
- [5] DEYOUNG R. The performance of Internet-based business models: Evidence from the banking industry [J]. *Journal of Business*, 2005, 78(3): 893-948.
- [6] PETERSEN M A, RAJAN R G. Does distance still matter? The information revolution in small business lending[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(6): 2533-2570.
- [7] PENNATHUR A K. "Clicks and bricks": E-risk management for banks in the age of the Internet[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2001, 25(11): 2103-2123.

(下转第 688 页)