

互联网金融发展与商业银行净息差^{*}

——来自中国 36 家上市银行的经验证据

傅 顺 裴 平

内容摘要：互联网金融的蓬勃发展重塑了银行业竞争格局，也给商业银行净息差管理带来重大挑战。本文以 2009—2019 年中国 36 家上市银行为样本，实证检验互联网金融发展对商业银行净息差的影响。研究发现，互联网金融发展显著降低了商业银行净息差；互联网金融发展对不同类型商业银行净息差的影响具有异质性，即互联网金融发展提高了“工、农、中、建、交”五大商业银行的净息差，但降低了其他商业银行的净息差；存款业务和中间业务是互联网金融发展影响商业银行净息差的重要传导渠道。本文研究为商业银行在互联网金融冲击下提高净息差管理水平提供经验证据和现实指引。

关键词：互联网金融 商业银行 净息差 中介效应

中图分类号：F830；F832 **文献标识码：**A

DOI:10.16475/j.cnki.1006-1029.2022.02.006

引 言

净息差收益是商业银行盈利的重要来源。近十年来，商业银行净息差规模呈现不断下降趋势，传统经营模式面临严峻挑战。中国银行保险监督管理委员会数据显示，商业银行净息差由 2010 年的 2.50% 下降至 2019 年的 2.19%。与此同时，大型互联网企业进入金融领域，互联网金融迎来蓬勃发展。互联网金融指的是互联网、大数据、云计算和人工智能等信息技术与金融业务的融合与创新。互联网金融发展对商业银行产生明显的竞争效应，在存款、贷款和中间业务方面，互联网金融具有明显优势。因此，深入研究互联网金融发展对商业银行净息差的影响，不仅具有重要的理论价值，而且能够为商业银行数字化转型提供现实指引。

一、文献综述与理论分析

（一）文献综述

净息差规模反映出商业银行生息资产的盈利能力，对于商业银行稳健经营至关重要。关于商业银行净息差的影响因素，在银行微观特征方面，已有研究主要探讨了非利息收入（刘莉亚等，2014）、国际化程度（熊启跃等，2016）、存贷比（王晰等，2020）等；在宏观经济政策方面，已有研究主要

作者简介：傅顺，经济学博士，清华大学五道口金融学院博士后；裴平（通讯作者），管理学博士，南京大学商学院教授，博士生导师，南京大学国际金融管理研究所所长。

*** 基金项目：**本文获国家自然科学基金重大项目“互联网金融发展、风险与监管”（14ZDA043）资助。

探讨了利率市场化（申创等，2020）、存款保险制度（程孝强等，2018）、负利率（熊启跃和王书朦，2020）等。

对互联网金融发展与商业银行净息差之间关系的研究较少，且以定性研究为主。交通银行金融研究中心（2017）的报告指出，面对互联网金融发展带来的冲击，商业银行应积极应用金融科技，或与互联网企业开展合作，从资产端创新服务模式，以增加利息收入来源；从负债端构建智能化服务平台，以降低利息支出成本；从风控端应用先进信息技术，以增加经风险调整的利息收入；从中间业务端拓宽非利息收入来源，以改进商业银行以净息差为主的盈利模式。邱晗等（2018）研究发现，金融科技发展对商业银行净息差产生负向影响，但未对其传导渠道和异质性进行研究，也未考虑到净息差存在时间上的连续性。

上述文献为本文所做研究提供了有益借鉴。但是，纵观这些文献，有关互联网金融发展与商业银行净息差的研究尚缺少较为完整的理论分析框架和翔实的经验证据。因此，本文探讨了互联网金融发展对商业银行净息差的影响及其传导渠道，目的是对相关领域的研究进行补充，同时也为商业银行在互联网金融冲击下提高净息差水平提供经验证据和现实指引。

本文对已有研究的边际贡献是：第一，从理论和实证两个层面分析互联网金融发展对商业银行净息差影响的研究成果尚不多见，本文不仅丰富了相关领域的理论研究成果，而且提供了翔实的经验证据。第二，已有文献未考虑到商业银行净息差存在时间上的连续性，也未考虑到潜在的内生性问题。本文分别采用 SYS-GMM 模型和工具变量法，较为准确地刻画出商业银行净息差的动态变化，并在很大程度上克服了内生性问题，从方法论上弥补了已有研究的不足。第三，本文采用中介效应模型，实证检验存款业务和中间业务的中介效应，指出互联网金融发展影响商业银行净息差的重要传导渠道。第四，本文实证检验互联网金融发展对不同类型商业银行净息差的影响差异，对不同类型商业银行根据自身特点实行差异化的数字化转型具有一定的启示意义。

（二）理论分析

互联网金融发展对商业银行传统的存款、贷款和中间业务产生业务竞争效应及技术溢出效应，进而影响商业银行净息差。一是互联网金融凭借其灵活便捷的交易机制、高于商业银行的利息收益及互联网金融平台巨大的流量效应，吸收了大量居民存款，在一定程度上分流了商业银行存款业务；而客户存款是商业银行低成本、稳定的主要负债来源，存款流失将增加商业银行负债端的利息支出，进而降低商业银行净息差。面对互联网金融的激烈竞争，在存款利率无法调整的情况下，商业银行选择提高其理财产品预期收益率以吸引客户，这在很大程度上提高了商业银行的负债成本。二是在互联网金融冲击下，商业银行净息差不断下降，非利息收入占比逐年提高。根据交叉补贴理论，互联网金融发展通过技术溢出效应促进商业银行中间业务发展，商业银行会使用增加的中间业务收入补贴存贷业务，即提高存款利率或降低贷款利率，以增强客户粘性，从而降低商业银行净息差。而根据协同效应理论，中间业务收入增加会带动存贷业务协同发展，即中间业务发展会让客户更多地选择该行存贷业务，进而扩大商业银行净息差。这两种理论观点虽然存在差异，但均认为中间业务与净息差之间具有一定关系。三是互联网金融在缓解信息不对称、降低交易成本、提高风险管理水平及批量获得贷款项目等方面具有明显优势，将蚕食商业银行贷款业务的市场份额；而贷款业务在商业银行资产端属于收益率较高的项目，互联网金融发展对商业银行贷款业务的冲击会减少利息收入，进而降低商业银行净息差。因此，本文提出假设 1。

假设 1：互联网金融发展降低了商业银行净息差。

商业银行既是业务竞争效应的承受者，也是技术溢出效应的受益者。由于五大国有控股商业银行和其他商业银行^①在产权结构、资产规模和客户基础等方面存在较大差异，不同类型商业银行

^①五大国有控股商业银行分别为中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行和交通银行，简称五大行；其他商业银行简称非五大行。

对业务竞争效应的承受能力和对技术溢出效应的吸收能力不尽相同。相对于非五大行，五大行在资产规模和客户基础等方面具有优势，面对互联网金融冲击，其存贷业务所受影响较小。此外，五大行一方面通过自建科技子公司来发展互联网金融，另一方面与国内大型互联网企业进行合作，可较大程度地吸收互联网金融发展带来的技术溢出效应，更好地发展存贷业务，提高商业银行净息差。例如，五大行通过充分吸收互联网金融发展的技术溢出效应，能够较快地对众多物理网点进行数字化改造升级，并较好地发挥线上线下的协同效应，从而扭转净息差的下降趋势；五大行在吸收互联网金融发展带来的技术溢出效应后，可以更精准地锁定目标客户、拓展长尾市场^①、提高金融服务效率，从而增加利息收入来源。因此，本文提出假设 2。

假设 2：互联网金融发展对不同类型商业银行净息差的影响具有差异。

二、研究设计

（一）变量选取

1. 被解释变量

净息差反映了商业银行总生息资产的收益率，其计算公式为净息差 = 净利息收入 / 总生息资产，其中净利息收入等于总利息收入与总利息支出的差值。

2. 解释变量

本文中的互联网金融指互联网企业利用信息技术实现支付、投融资和信息中介服务的新型金融业务模式，其中最重要的业务模式是第三方支付。中国的第三方支付在全球互联网金融市场中占据领先地位。互联网金融发展对商业银行的影响集中体现在支付结算业务以及依赖于第三方支付的互联网货币基金。因此，第三方支付规模可以较为合理地衡量互联网金融发展程度^②。刘笑彤和杨德勇 (2017)、战明华等 (2018)、裴平和傅顺 (2020)、许月丽等 (2020) 等均认为，第三方支付规模可以作为互联网金融发展程度的代理变量。

3. 中介变量

根据前文理论分析，存款业务、中间业务和贷款业务是互联网金融发展影响商业银行净息差的内在机制。因此，本文采用存款总额与总负债的比值来表示存款业务；采用非利息收入与净利息收入的比值来表示中间业务，其中，非利息收入包含手续费以及佣金净收入、投资净收益和其他业务净收益等；采用贷款总额与总资产的比值来表示贷款业务。

4. 控制变量

借鉴已有研究，本文选取信用风险、管理能力、运营成本、风险厌恶程度、国内经济发展和货币政策等作为控制变量。

上述变量的类型、名称、符号、单位和计算方法如表 1 所示。

（二）样本数据选择

本文选择 2009—2019 年中国 36 家上市银行为样本，主要基于三方面的考虑。一是数据的代表性，截至 2019 年年底，样本银行资产总额为 188.0 万亿人民币，占中国银行业总资产的 66.5%，样本银行具有较强的代表性^③。二是数据的权威性，样本银行均为上市银行，其披露的财务数据由第三方机构审计后公开发布，有关数据更具权威性。三是数据的可得性，由于 2009 年前尚未有机构

^①长尾市场指由众多具有资金需求的中小微企业和中低收入者所构成的市场。

考虑到第三方支付规模呈指数型增长趋势，为使变量的量纲标准化，本文对第三方支付规模进行对数化处理。

^③样本银行资产数据来自 Wind 数据库。截至 2019 年年底，中国银行业总资产规模为 282.5 万亿人民币，数据来源于中国人民银行官网。

表 1 变量名称及说明

变量类型	变量名称	变量符号	计算方法
被解释变量	净息差	NIM	净利息收入 / 总生息资产
解释变量	互联网金融发展程度	IF	第三方支付规模的对数形式
中介变量	存款业务	DEP	存款总额 / 总负债
	中间业务	NIR	非利息收入 / 净利息收入
	贷款业务	LOAN	贷款总额 / 总资产
控制变量	信用风险	CR	不良贷款余额 / 贷款余额
	管理能力	MA	业务及管理费用 / 营业收入
	运营成本	COST	营业支出 / 营业利润
	风险厌恶程度	ETA	所有者权益 / 总资产
	国内经济发展水平	GDP	$(GDP_t - GDP_{t-1}) / GDP_{t-1}$
	货币政策	M_2	$(M_{2t} - M_{2t-1}) / M_{2t-1}$

统计和公开互联网金融相关数据，选取 2009—2019 年作为样本区间能够满足数据可得性要求。36 家上市银行财务数据、互联网金融数据和宏观经济数据来源于 Wind 数据库、中国人民银行、银保监会和国家统计局。为避免选定变量的极端值对回归结果产生偏误，本文对连续变量进行 1% 和 99% 分位的缩尾处理。

(三) 描述性统计

在选定研究变量和样本数据后，本文对所有变量进行描述性统计，以观察各变量的统计特征（见表 2）。表 2 显示，净息差（NIM）的均值为 2.57，最小值和最大值分别为 1.59 和 3.83，表明不同上市银行在观测期内的净息差存在明显差异。互联网金融发展程度（IF）的均值为 10.44，最小值和最大值分别为 5.97 和 14.63，表明中国互联网金融发展迅速。存款业务（DEP）的均值为 0.74，最小值和最大值分别为 0.53

表 2 变量的描述性统计结果

变量	均值	最大值	最小值	标准差
NIM	2.57	3.83	1.59	0.53
IF	10.44	14.63	5.97	3.28
DEP	0.74	0.96	0.53	0.11
NIR	23.80	80.60	1.55	17.65
LOAN	0.48	0.62	0.30	0.08
CR	1.24	2.41	0.42	0.48
MA	32.25	49.23	22.89	5.51
COST	1.36	3.17	0.66	0.54
ETA	0.07	0.10	0.04	0.10
GDP	7.84	10.60	6.10	1.36
M_2	13.97	26.50	8.28	5.21

和 0.96，表明中国上市银行在观测期内主要负债来源仍然是存款业务，但不同上市银行在观测期内对存款的依赖程度差异较大。中间业务（NIR）的均值为 23.80，最小值和最大值分别为 1.55 和 80.60，表明中国上市银行在观测期内中间业务发展水平差异较大。贷款业务（LOAN）的均值为 0.48，最小值和最大值分别为 0.30 和 0.62，表明不同上市银行在观测期内贷款业务发展存在较大差异。

(四) 实证模型构建

本文先检验互联网金融发展对商业银行净息差的影响。考虑到商业银行当年净息差与上年净息差之间存在连续性（熊启跃和王书朦，2020），为克服遗漏变量和测量误差导致的内生性问题，本文构建动态面板模型，具体形式如下：

$$NIM_{i,t} = \alpha_0 NIM_{i,t-1} + \alpha_1 IF_t + \sum_{k=2}^5 \alpha_k Control_{k,i,t} + \alpha_6 GDP_t + \alpha_7 M_{2t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $NIM_{i,t}$ 表示 i 银行第 t 年的净息差； $NIM_{i,t-1}$ 表示 i 银行第 t-1 年的净息差； IF_t 表示第 t 年的互联网金融发展程度； $Control_{k,i,t}$ 表示一系列控制变量，包括 i 银行第 t 年的信用风险 $CR_{i,t}$ 、管理能力 $MA_{i,t}$ 、运营成本 $COST_{i,t}$ 和风险厌恶程度 $ETA_{i,t}$ ； GDP_t 表示第 t 年的国内经济发展水平； M_{2t} 表示第 t 年的货币政策； μ_i 表示每家银行不随时间变化的特征； $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

本文采用一步法系统广义矩估计（SYS-GMM）对式（1）进行估计。另外，因为通过 OLS 和

FE 估计得到的被解释变量一阶滞后项系数分别是通过 SYS-GMM 估计法得到的上下限，这两种估计方法能够为 SYS-GMM 估计法的可靠性提供对比，所以本文也将列示相应的回归结果。

进一步地，本文将检验互联网金融发展影响商业银行净息差的传导渠道。本文借鉴裴平和傅顺(2020)的研究，采用中介效应模型来检验传导渠道的存在性，在式(1)基础上，构建中介效应模型如下：

$$MED_{\lambda j,t} = \beta_1 IF_t + \sum_{k=2}^5 \beta_k Control_{k j,t} + \beta_6 GDP_t + \beta_7 M_{2t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$NIM_{i,t} = \gamma_0 NIM_{i,t-1} + \delta MED_{\lambda j,t} + \gamma_1 IF_t + \sum_{k=2}^5 \gamma_k Control_{k j,t} + \gamma_6 GDP_t + \gamma_7 M_{2t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中， $MED_{\lambda j,t}$ 分别表示 i 银行第 t 年的存款业务、中间业务和贷款业务；其他变量和系数的含义与式(1)保持一致。

三、实证结果及其说明

(一) 互联网金融发展对商业银行净息差的影响

为检验互联网金融发展对商业银行净息差的影响，分别运用 SYS-GMM, OLS 和 FE 方法进行估计，回归结果分别如表 3 列(1)、列(2)和列(3)所示。

第一，表 3 列(1)显示，SYS-GMM 估计结果中，L.NIM 的影响系数为 0.619；表 3 列(2)显示，OLS 估计结果中，L.NIM 的影响系数为 0.811；表 3 列(3)显示，FE 估计结果中，L.NIM 的影响系数为 0.532。这表明 SYS-GMM 估计得到的 L.NIM 系数值在 OLS 和 FE 估计得到的 L.NIM 系数值之间，即 SYS-GMM 估计结果是可靠的。

表 3 互联网金融发展对商业银行净息差的影响及其稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	NIM	NIM	NIM	NIM	NIM	NIM
L.NIM	0.619*** (0.088)	0.811*** (0.030)	0.532*** (0.038)	0.606*** (0.103)	0.825*** (0.030)	0.462*** (0.094)
IF	-0.085*** (0.015)	-0.054*** (0.012)	-0.098*** (0.013)	-0.074*** (0.018)		-0.077*** (0.017)
INT					-0.040*** (0.013)	
CR	-0.192** (0.082)	-0.0769** (0.037)	-0.154** (0.062)	-0.190** (0.085)	-0.089** (0.036)	-0.063 (0.087)
MA	-0.023*** (0.007)	-0.005* (0.003)	-0.014*** (0.004)	-0.017* (0.009)	-0.005* (0.003)	-2.860*** (0.736)
COST	0.321*** (0.075)	0.157*** (0.033)	0.221*** (0.055)	0.190*** (0.068)	0.148*** (0.035)	0.369*** (0.085)
ETA	5.655** (2.361)	4.766*** (1.127)	8.586*** (1.824)	10.270*** (2.476)	4.593*** (1.294)	8.884*** (2.184)
HHI						-0.839*** (0.218)
BCI						0.005 (0.003)
SHIBOR						0.105*** (0.035)
GDP	0.071** (0.033)	0.131*** (0.022)	0.016 (0.020)	0.017 (0.043)	0.150*** (0.026)	-0.006 (0.033)
M_2	-0.024** (0.010)	-0.050*** (0.009)	-0.019** (0.008)	-0.010 (0.010)	-0.047*** (0.010)	0.0114 (0.017)
Bank FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
不可识别检验					94.509	
弱工具变量					1251.48	
Sargan	0.970			0.986		0.995
AR(1)	0.000			0.013		0.000
AR(2)	0.193			0.417		0.729
R-squared		0.830	0.790		0.829	
Observations	343	343	343	347	343	327

注：L.NIM 表示净息差滞后一阶项。SYS-GMM 估计 () 内为稳健标准误，OLS 估计和 FE 估计 () 内为聚类稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

第二,表3列(1)显示,IF的影响系数为-0.085,且在1%水平上通过显著性检验,表明互联网金融发展越快,商业银行净息差越小。原因可能为,互联网金融与商业银行在存贷业务领域产生了直接竞争,不仅分流了商业银行存款业务,间接抬高了商业银行付息成本,而且减少了商业银行高收益的贷款项目,从而降低了商业银行净息差。因此,假设1成立,即互联网金融发展降低了商业银行净息差。

(二) 稳健性检验

为证明互联网金融发展对商业银行净息差的影响是非随机的,本文从改变净息差的测算方法、引入工具变量法和增加控制变量三个方面对式(1)的回归结果进行稳健性检验^①。

第一,改变净息差的测算方法。本文借鉴周开国等(2008)的研究,使用利息净收入与银行总资产的比值来表示净息差,回归结果如表3列(4)所示。

第二,引入工具变量法。商业银行净息差越高,表明金融抑制程度越深,这也会为互联网金融发展提供“土壤”,即变量之间可能存在内生性问题。对此,本文做了豪斯曼检验和异方差稳健的DWH检验,其结果都在5%水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设,可以认为互联网金融发展为内生变量。虽然SYS-GMM估计已经在一定程度上缓解了模型存在的内生性问题,但为使互联网金融发展对商业银行净息差影响的回归结果更可靠,本文采用工具变量法进行稳健性检验。借鉴谢绚丽等(2018)的研究,本文选择互联网普及率(INT)作为互联网金融发展的工具变量,回归结果如表3列(5)所示。

第三,增加控制变量。本文借鉴顾海峰和张亚楠(2018)的研究,以银行业景气指数(BCI)作为行业发展水平的中观变量;使用上海同业拆借利率表示市场利率(SHIBOR),对日度数据按照算术均值平滑处理后形成年度数据;借鉴Mercieca(2007)的研究,采用调整后的赫芬达尔指数来衡量商业银行综合经营程度(HHI),其计算公式如式(4)所示。最后,本文将银行业景气指数(BCI)、市场利率(SHIBOR)和商业银行综合经营程度(HHI)同时纳入式(1)重新进行SYS-GMM估计,其回归结果如表3列(6)所示。

$$HHI=1-(NI^2+NNII^2) \quad (4)$$

其中,HHI表示调整后的赫芬达尔指数,NI表示净利息收入占营业收入的比重,NNII表示非利息收入占营业收入的比重,该指数值越大,表示商业银行综合经营程度越高。

以上三种稳健性检验结果均表明,互联网金融发展降低商业银行净息差的结论具有稳健性。

(三) 异质性检验

为考察互联网金融发展对不同类型商业银行净息差影响的差异,本文将全样本划分为五大行和非五大行两个子样本,分别进行实证检验。五大行子样本的银行数量小于年份数,属于长面板动态模型,更适用于偏差校正LSDV估计;非五大行子样本中银行数量大于年份数,属于短面板动态模型,仍采用SYS-GMM估计。其回归结果如表4所示。

表4列(1)显示,互联网金融发展的影响系数为0.143,在1%水平上通过显著性检验,表明互联网金融发展越快,五大行的净息差越高。原因主要是五大行通过自建科技子公司,或与大型互联网企业合作,充分吸收互联网金融发展的技术溢出效应,降低了利息支出^④,提高了利息率和利润率,进而有利于扩大净息差。一方面,五大行利用金融科技对众多物理网点进行了数字化的改造升级,形成线上线下的协同效应,有效提升了众多物理网点的综合优势,有利于扩大五大行净息差。另一方面,五大行通过对海量数据的挖掘、清洗和应用,能够更准确地刻画客户特征,显

^①篇幅所限,本文将此处的稳健性检验结果列示于表3列(4)~列(6)。

互联网普及率数据由作者根据《中国互联网发展状况统计报告》整理而得。

银行业景气指数和上海同业拆借利率数据均来源于国泰安数据库。

^④篇幅所限,相关实证检验结果未予以列示,感兴趣的读者可向作者索取。

著提高对中小微企业的风险定价能力，实现“客户下沉”，增加利息收入来源，这也有利于五大行扩大净息差。表4列(2)显示，互联网金融发展的影响系数为-0.097，在1%水平上通过显著性检验，表明互联网金融发展越快，非五大行的净息差越小，其主要原因是互联网金融发展对非五大行的影响以业务竞争效应为主，间接提高了存款成本，或降低了贷款收益，因而不利于净息差的扩大。因此，假设2成立，即互联网金融发展对不同类型商业银行净息差的影响具有差异。

(四) 中介效应检验

为判断互联网金融发展是否通过存款、中间和贷款业务三方面对商业银行净息差产生影响，本文采用中介效应模型进行实证检验。

1. 存款业务传导渠道

互联网金融发展与商业银行存款业务形成直接竞争，分流了部分客户存款，提高了付息成本，从而对净息差产生影响。表5列(1)的回归结果显示了互联网金融发展对存款业务的影响，采用FE估计；表5列(2)的回归结果显示了剔除存款业务的中介效应后互联网金融发展对商业银行净息差的影响，采用SYS-GMM估计。

表5列(1)显示，互联网金融发展对存款业务的影响系数为-0.011，在1%水平上通过显著性检验，表明互联网金融发展越快，商业银行存款占比越小。表5列(2)显示，存款业务对净息差的影响系数为1.594，在1%水平上通过显著性检验，表明存款占比越大，商业银行净息差越高。可能的原因是，存款是商业银行低成本的主要负债来源，存款占比越大，利息支出越少。

根据中介效应检验规则，互联网金融发展对存款业务的影响系数和存款业务对净息差的影响系数都在1%水平上通过显著性检验，中介效应成立。需要指出的是，在加入存款业务变量后，互联网金融发展对净息差的影响系数仍然显著，表明存款业务传导渠道是部分中介效应，存款业务中介效应占总效应的比重为20.63% ($\beta_1\delta/\alpha_1=0.011\times 1.594/0.085$)。

2. 中间业务传导渠道

非利息收入是商业银行中间业务的主要来源，不构成表内的资产和负债。但从理论上讲，非利息收入与存贷业务存在“交叉补贴”或“协同效应”，间接影响商业银行净息差。表5列(3)的回归结果显示了互联网金融发展对中间业务的影响，采用FE估计；表5列(4)的回归结果显示了剔除中间业务的中介效应后互联网金融发展对商业银行净息差的影响，采用SYS-GMM估计。

表5列(3)显示，互联网金融发展对中间业务的影响系数为0.018，在1%水平上通过显著性检验，表明互联网金融发展越快，商业银行非利息收入占比越高，可能的原因是互联网金融发展对中间业务的影响以技术溢出效应为主。表5列(4)显示，中间业务对净息差的影响系数为-0.494，

表4 互联网金融发展对不同类型商业银行影响的异质性检验

变量	(1)	(2)
	五大行	非五大行
L.NIM	2.873*** (0.000)	0.578*** (0.081)
IF	0.143*** (0.019)	-0.097*** (0.016)
CR	-0.427*** (0.092)	-0.166* (0.094)
MA	0.060*** (0.017)	-0.023*** (0.008)
COST	1.699*** (0.210)	0.324*** (0.075)
ETA	8.705 (7.560)	5.302** (2.524)
GDP	0.595*** (0.047)	0.060* (0.035)
M ₂	-0.098*** (0.012)	-0.024** (0.011)
Bank FE	控制	控制
Sargan		0.997
AR (1)		0.000
AR (2)		0.260
Observations	50	293

表 5 中介效应的实证检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DEP	NIM	NIR	NIM	LOAN	NIM
L.NIM		0.598*** (0.078)		0.545*** (0.095)		0.662*** (0.085)
DEP		1.594*** (0.340)				
NIR				-0.494*** (0.151)		
LOAN						1.432*** (0.385)
IF	-0.011*** (0.002)	-0.067*** (0.018)	0.018*** (0.005)	-0.094*** (0.019)	-0.002 (0.002)	-0.073*** (0.016)
CR	-0.031*** (0.009)	-0.149* (0.083)	0.079*** (0.018)	-0.116 (0.080)	-0.0145* (0.008)	-0.149* (0.081)
MA	0.004*** (0.001)	-0.029*** (0.007)	-0.684*** (0.218)	-2.268*** (0.741)	0.0029*** (0.001)	-0.023*** (0.007)
COST	0.028*** (0.010)	0.287*** (0.076)	0.036* (0.021)	0.290*** (0.086)	0.028*** (0.009)	0.272*** (0.064)
ETA	2.356*** (0.327)	0.717 (2.223)	1.462*** (0.493)	8.479*** (2.191)	3.147*** (0.288)	-0.484 (2.541)
GDP	0.0005 (0.007)	0.076* (0.039)	0.012 (0.011)	0.057* (0.034)	-0.002 (0.004)	0.074** (0.034)
M ₂	0.005*** (0.001)	-0.032*** 0.598***	0.001 (0.002)	-0.030*** (0.010)	0.004*** (0.0010)	-0.028*** (0.010)
Bank FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sargan		0.983		0.989		0.983
AR (1)		0.000		0.000		0.000
AR (2)		0.587		0.238		0.440
Sobel					0.298	
R-squared	0.628		0.458		0.364	
Observations	378	342	371	327	379	343

在 1%水平上通过显著性检验，表明非利息收入占比越大，商业银行净息差越小，实证结果显著支持交叉补贴理论，即商业银行会使用非利息收入来补贴存贷业务发展，通过提高存款利息或是降低贷款利率增强其存贷业务竞争力。

根据中介效应检验规则，互联网金融发展对中间业务的影响系数和中间业务对净息差的影响系数都在 1%水平上通过显著性检验，中介效应成立。需要指出的是，在加入中间业务后，互联网金融发展对净息差的影响系数仍然显著，表明中间业务传导渠道是部分中介效应，中间业务中介效应占总效应的比重为 10.46% ($\beta_1\delta/\alpha_1=0.494\times 0.018/0.085$)。

3. 贷款业务渠道

互联网金融与商业银行既存在竞争关系，也存在合作关系，因此，互联网金融会对商业银行利息收入产生影响。表 5 列 (5) 的回归结果显示了互联网金融发展对贷款业务的影响，采用 FE 估计；表 5 列 (6) 的回归结果显示了剔除贷款业务的中介效应后互联网金融发展对商业银行净息差的影响，采用 SYS-GMM 估计。

表 5 列 (5) 显示, 互联网金融发展对贷款业务的影响系数为 -0.002, 未通过显著性检验, 表明互联网金融发展越快, 商业银行贷款占比越小, 但在统计学意义上不显著。表 5 列 (6) 显示, 贷款业务对净息差的影响系数为 1.432, 在 1% 水平上通过显著性检验, 表明贷款占比越大, 商业银行净息差越大, 因为贷款业务是商业银行主要的利息收入来源。

根据中介效应检验规则, 互联网金融发展对贷款业务的影响系数和贷款业务对净息差的影响系数中有任一不显著时, 就需要进行 Sobel 检验; 若 Sobel 检验通过, 则说明中介效应成立。表 4 中 Sobel 检验的 P 值为 0.298, 在 10% 水平上未通过显著性检验, 表明中介效应不成立, 即互联网金融发展不会通过贷款业务传导渠道对商业银行净息差产生显著影响。这可能是因为在互联网金融在贷款领域具有较强的普惠性, 其主要客户群体是上市银行未触达的“长尾人群”, 与上市银行形成了错位竞争, 故对上市银行的贷款业务冲击较小。

四、结论与建议

在互联网金融蓬勃发展的背景下, 本文将互联网金融发展纳入商业银行净息差管理的理论分析框架, 并基于 2009—2019 年中国 36 家上市银行的样本数据, 运用 SYS-GMM 模型和中介效应模型, 实证检验了互联网金融发展对商业银行净息差的影响及其传导渠道。主要结论是: 第一, 从全样本看, 互联网金融发展对商业银行净息差有显著的负面影响, 即互联网金融发展越快, 商业银行净息差越小, 这一结论在经过稳健性检验后仍然成立。第二, 互联网金融发展对不同类型商业银行净息差的影响具有显著差异, 即互联网金融发展提高了五大行的净息差, 但降低了非五大行的净息差。第三, 互联网金融发展降低了商业银行的存款占比, 并通过存款业务传导渠道对商业银行净息差产生显著负面影响。第四, 互联网金融发展增加了商业银行的非利息收入占比, 并通过中间业务传导渠道对商业银行净息差产生显著的负面影响。第五, 互联网金融发展对商业银行贷款占比未产生显著影响, 也未通过贷款业务传导渠道对商业银行净息差产生显著影响。

基于上述研究结论, 本文提出如下主要建议。第一, 面对互联网金融冲击, 商业银行在发挥自身优势的基础上, 应重视大数据等金融科技的研发与应用, 通过自建科技子公司或与知名互联网企业合作, 增强客户粘性, 降低贷款业务管理成本, 为提高净息差管理水平奠定坚实基础。第二, 商业银行要根据自身资产规模和技术储备的特点实施差异化的数字化转型战略, 如五大行资金和人才实力强, 可以自建科技子公司以实现数字化转型; 非五大行则可以与互联网企业合作, 或成立中小银行互联网金融科技联盟以实现数字化转型。第三, 商业银行应主动吸收互联网金融的技术溢出效应, 加快大数据等金融科技的普及与应用步伐, 增强客户粘性, 促进存款业务规模不断扩大。第四, 商业银行应通过金融创新加快中间业务发展, 提高非利息收入占比, 以非利息收入的增加弥补净息差的收窄, 保持商业银行盈利的稳定。第五, 商业银行还应利用大数据等金融科技, 向社会公众提供低门槛、高适配的信贷产品, 同时降低不良贷款率, 扩大商业银行净息差。

(责任编辑 刘官菁)

参考文献:

- [1] 程孝强, 吴虹仪, 潘松李江. 存款保险制度促使中国商业银行利差缩窄吗[J]. 金融经济研究, 2018, 33 (6): 46-55
- [2] 顾海峰, 张亚楠. 金融创新、信贷环境与银行风险承担——来自 2006—2016 年中国银行业的证据[J]. 国际金融研究, 2018 (9): 66-75

- [3] 交通银行金融研究中心课题组. 金融科技与商业银行息差管理研究[J]. 新金融, 2017 (9): 36-40
- [4] 刘莉亚, 李明辉, 孙莎, 杨金强. 中国银行业净息差与非利息收入的关系研究[J]. 经济研究, 2014, 49 (7): 110-124
- [5] 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
- [6] 裴平, 傅顺. 互联网金融发展对商业银行流动性的影响——来自中国 15 家上市银行的经验证据[J]. 经济学家, 2020 (12): 80-87
- [7] 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
- [8] 申创, 赵胜民, 李莹. 利率市场化、非利息收入与银行净息差——兼论分类非利息收入的差异化影响路径[J]. 统计研究, 2020, 37 (5): 68-81
- [9] 王晰, 王雪标, 白智奇. 存贷比与商业银行盈利能力的倒 U 型关系研究——引入不良贷款率的中介效应模型[J]. 科研管理, 2020, 41 (7): 230-238
- [10] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学 (季刊), 2018, 17 (4): 1557-1580
- [11] 熊启跃, 赵阳, 廖泽州. 国际化会影响银行的净息差水平么?——来自全球大型银行的经验证据[J]. 金融研究, 2016 (7): 64-79
- [12] 熊启跃, 王书滕. 负利率对银行净息差影响机制研究——基于欧洲主要上市银行的经验证据[J]. 金融研究, 2020 (1): 110-129
- [13] 许月丽, 李帅, 刘志媛. 数字金融影响了货币需求函数的稳定性吗?[J]. 南开经济研究, 2020 (5): 130-149
- [14] 战明华, 张成瑞, 沈娟. 互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导[J]. 经济研究, 2018, 53 (4): 63-76
- [15] 周开国, 李涛, 何兴强. 什么决定了中国商业银行的净利差?[J]. 经济研究, 2008 (8): 65-76
- [16] Mercieca S, Schaeck K, Wolfe S. Small European Banks: Benefits from Diversification? [J]. Journal of Banking and Finance, 2007, 31 (7): 1975-1998

Development of Internet Finance and Net Interest Margin of Commercial Banks —Empirical Evidence from 36 Listed Banks in China

Fu Shun¹ and Pei Ping^{2,3}

(1.PBC School of Finance, Tsinghua University; 2.Business School, Nanjing University; 3.The Institute of International Finance Management, Nanjing University)

Summary: The vigorous development of internet finance has reshaped the competition pattern of commercial banks, and also brought great challenges to the management of net interest margin of commercial banks.

This paper takes 36 listed banks in China from 2009 to 2019 as samples to empirically test the impact of the development of Internet finance on the net interest margin of commercial banks.

The main conclusion is that the development of internet finance has significantly reduced the net interest margin of commercial banks. The influence of the development of internet finance on the net interest margin of different types of commercial Banks is heterogeneous, that is, the development of digital finance improves the net interest margin of the five major commercial banks namely ICBC, ABC, BOC, CCB and BCCOM, but reduces the net interest margin of other commercial Banks. Deposit business and intermediary business are the important transmission channels for the development of internet finance to affect the net interest margin of commercial banks.

The research of this paper provides empirical evidence and practical guidance for commercial banks to manage net interest margin with the impact of internet finance.

Keywords: Internet Finance; Commercial Bank; Net Interest Margin; Mediating Effect

JEL Classification: G20, G21