

互联网金融发展对农村商业银行效率的影响研究

范亚辰¹, 田雅群^{2*}

(1. 中国财政科学研究院 国资管理与资本运营研究中心, 北京 100142;

2. 中国社会科学院 农村发展研究所, 北京 100732)



摘 要 基于 273 家农村商业银行 2013—2020 年的数据, 采用随机前沿法测度了农村商业银行的成本效率和利润效率, 同时使用文本挖掘法构建互联网金融指数。在此基础上, 利用动态 GMM 模型验证互联网金融对农村商业银行成本效率和利润效率的影响, 并借助多重中介效应模型研究其作用机制。结论表明: 从整体上看, 互联网金融降低了农村商业银行成本效率和利润效率; 从作用机制上看, 在互联网金融对成本效率的整体影响中, 有 80.51% 是通过恶化存款结构的间接渠道实现的; 在互联网金融对利润效率的整体影响中, 有 61.11% 是通过缩窄收入来源的间接渠道实现的。

关键词 互联网金融; 农村商业银行; 成本效率; 利润效率; 中介效应

中图分类号: F 832.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2022)01-0116-10

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.01.012

商业银行的效率能够反映其竞争力和盈利水平, 是管理者及监管机构判断银行经营动态的重要依据。而作为农村地区最大的金融供给方, 农村商业银行的效率更是直接决定了农村地区的金融供需匹配程度和农村金融环境的稳定。其中, 农村商业银行的成本效率关乎其能否以更低的成本满足农村居民的金融需求; 利润效率不仅直接决定了农村商业银行的利润水平, 也决定其能否长久的服务农村居民。然而, 在资本逐利性和互联网技术进步的影响下, 互联网金融自发兴起并使农村金融市场的生态环境发生了显著变化。2006 年, 以宜信、翼龙贷为代表的涉农 P2P 网贷平台在农村地区出现; 随后一些大型电商集团也开始涉足互联网金融领域, 为“三农”用户提供综合化金融服务, 如 2016 年蚂蚁金服成立农村金融事业部并启动“千县万亿”计划, 2017 年京东金融开始提供农村产业链金融服务等。2016 年, 中央一号文件强调“引导互联网金融在农村规范发展”, 意味着互联网金融已经成为农村金融市场的重要组成部分。互联网金融的高速发展, 对农村金融体系的原有生态产生了巨大冲击, 对农村商业银行效率的影响也已不容忽视。那么在实践中, 互联网金融对农村商业银行的效率产生了何种影响? 影响程度有多大? 互联网金融影响农村商业银行效率的内在机制是什么? 对以上问题的回答, 不仅有助于优化农村商业银行经营管理策略、提高效率, 也有助于理清未来深化农村金融体制改革的思路。

关于互联网金融与商业银行的关系, 已有研究多集中在互联网金融对商业银行经营行为^[1-2]、绩效^[3-5], 以及风险^[6-7]等方面的影响。而对于互联网金融与商业银行效率的关系, 沈悦等基于 36 家大型商业银行、股份制商业银行和城市商业银行的数据, 研究发现互联网金融通过技术溢出效应显著提升了我国商业银行的全要素生产率, 但对不同类型商业银行的影响具有差异^[8]; 刘笑彤等以 16 家上市商业银行为样本研究了互联网金融和并购重组对商业银行全要素生产率的影响, 发现选择并购重组的大型商业银行在互联网金融环境下会获得更高的全要素生产率, 而中小商业银行的并购重组选

收稿日期: 2021-10-12

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“农村金融服务乡村振兴提质增效的对接机制与改革路径研究”(19CJY032)。

* 为通讯作者。

择会抑制其效率^[9];牛蕊利用全国15家营收额比重最大的上市银行为样本,研究发现互联网金融对商业银行的全要素生产率有促进作用,且对股份制银行的影响大于国有商业银行^[10]。总体而言,现阶段研究互联网金融对商业银行效率的文章多以大型商业银行为样本,囿于数据可得性,尚未有文献基于农村金融市场,并以农村商业银行为研究对象。

一、理论基础与研究假说

本文借鉴吴晓求关于互联网金融的定义,认为互联网金融是以互联网技术为支撑、以互联网平台为渠道而构建的具有相应金融功能的新金融业态,是一种狭义的、严格的概念^[11]。为进一步研究互联网金融发展对农村商业银行效率的影响,除了界定互联网金融的概念之外,还需剖析互联网金融的特点并总结其与农村商业银行的竞争方式和表现。本文基于金融功能论的角度对上述问题进行探讨。根据Merton、白钦先提出的金融功能论观点,同时借鉴吴晓求观点,本文认为互联网金融主要具备以下四种金融功能:一是资源配置功能,即跨期、跨区域、跨行业调剂资金余缺,实现金融资源高效配置;二是支付结算功能,即为资金供求双方提供支付、清算和结算服务;三是财富管理功能,即提供风险分担的方法和机制;四是价格甄别功能,提供价格信息^[12-14]。其中前三项功能的发挥和效果的大小依赖于第四项价格功能。基于前三项功能,互联网金融与商业银行在经营理念、盈利方式和产品设计等底层逻辑方面存在较大差异,这也促使两者之间展开竞争^[12-14]。首先,资源配置功能的基础是风险,互联网金融既不同于间接融资模式下依据“富人好信用,穷人差信用”的客户服务理念识别信用风险,也不同于直接融资模式下依靠法律和道德双重约束强调信息披露的“自觉性”,而是突破时空限制,充分借助信息搜集和整合功能,发挥云数据优势,甄别优质客户和潜在客户;其次,与商业银行运用互联网技术创新或改进的支付工具和支付体系相比,互联网金融支付具有“金融脱媒”的特征,同时其灵活、便捷、快速、高效的支付结算优势冲击了商业银行线上线下支付业务,互联网金融成为商业银行支付工具和支付体系的重要竞争者;再次,互联网金融的财富管理功能突破了商业银行传统的闲置资金储蓄化做法,为大量非个性化的财富管理需求者提供了小额闲置资金在货币基金市场上谋取高于活期存款收益的机会。这一功能的突破,极大地延伸了财富管理功能可覆盖的客户范围,冲击了商业银行传统的储蓄产品市场,尤其对商业银行的活期储蓄产品产生了激烈竞争。简言之,互联网金融功能对传统商业银行经营活动产生多方面冲击。

互联网金融的碎片化、“零门槛”的客户资产管理模式和高效率的消费体验,唤醒并培养了农村居民的潜在金融需求和资产管理意识^[15],打破了农村经济主体依靠存款获取利息的传统金融理念,削弱了农村商业银行在农村地区的揽存吸储能力,减少了农村商业银行的零售存款规模。此外,互联网理财类产品的收益率高于银行存款利率,且具有申赎灵活、投资期限灵活等优点,更加匹配农户的理财需求和农业季节性生产的特点。然而,互联网金融高息吸收的资金最终会以利率更高的协议存款、拆借资金、委托理财等方式重回商业银行体系^[16-17]。因此,在互联网金融的冲击下,虽然农村商业银行的可用资金规模整体上基本保持不变,但高成本同业资金的占比提升;而且,批发性的同业资金具有期限短、易撤离等特点,一定程度上削弱了农村商业银行存款结构的稳定性^[18]。为了维持存款结构的稳定性和防范挤兑风险,农村商业银行既要支付延长批发性资金存款期限额外产生的谈判成本和利息成本,还要支付日渐高企的零售存款利息成本,从而导致成本效率的下降^[19-20]。

假设1:互联网金融发展通过恶化存款结构降低了农村商业银行成本效率。

面对日益激烈的价格竞争,农村商业银行的存贷利差收窄,其收入空间被压缩。为应对收入下降的压力,不少农村商业银行顺势调整收入结构,不断拓展支付结算业务收入和银行理财业务收入等非利息收入来源。但互联网金融的发展同样冲击了农村商业银行的非利息收入。从支付结算角度看,第三方支付作为互联网金融的典型模式严重冲击了农村商业银行在农村金融支付领域的中介地位。随着手机和电脑的普及、农村网络基础设施的健全、互联网金融监管体系的完善,农村经济主体的支付习惯从依赖于实体网点转向价格成本和时间成本更低的第三方支付,大幅降低了农村经济主体对

农村商业银行实体网点的依赖,导致农村商业银行支付结算收入大幅减少^[21-22]。与此同时,为了同互联网金融机构竞争客户,农村商业银行也被迫选择减免相关业务的手续费,进一步缩小了非利息收入来源。从理财业务看,互联网理财产品比农村商业银行理财产品具有相对竞争优势。与农村商业银行代销理财产品相比,互联网金融理财产品的申购赎回费率较低;与农村商业银行自营理财产品相比,互联网金融理财产品收益率相对较高,且种类丰富、期限灵活,给予客户更广泛的产品选择。由于农村商业银行理财业务收入主要来源于代销基金公司理财产品所获取通道业务收入和自营理财收益,因此,互联网金融与农村商业银行的竞争将缩窄农村商业银行的收入来源,降低其利润效率。

假设 2:互联网金融通过缩窄收入来源降低了农村商业银行利润效率。

二、研究设计

1. 数据来源

本文通过万德数据库、农村商业银行官方网站、中国农业大学经济管理学院农村金融调研等途径搜集 2013—2020 年 273 家农村商业银行非平衡面板数据,共 1185 个观测值。宏观经济数据摘录于《中国统计年鉴》、样本农村商业银行注册地每年度的《国民经济与社会发展统计公报》;此外,通过整理中国银保监会每年度公布的金融许可证颁布信息,统计了全国每年农村商业银行机构新增数量。对比发现,本文所用数据中年度新增机构数量占比与全国每年农村商业银行机构新增数量一致性达 80.95%(见表 1),表明本文数据样本结构合理,具有代表性^[23]。

2. 变量选取

(1)被解释变量。成本效率(*Costeff*)和利润效率(*Proeff*)。本文将农村商业银行的效率定义为成本效率和利润效率。对于银行而言,追求利润最大化和成本最小化是其最优目标,即理论上银行具有最优的最小成本函数和最大利润函数,但受经济环境、市场结构、银行经营模式等现实因素影响,银行的实际经营成本要大于最小成本,所获利润也小于最大利润。因此,本文将使用随机前沿超越对数函数构建农村商业银行的成本函数和利润函数,以接近其最优成本函数和利润函数。假设农村商业银行总成本为 TC_{it} 由三种要素成本构成,分别为资本成本(p_1)、资金成本(p_2)和劳动成本(p_3)。其中,资金成本表示为“利息支出/总存款”;资本成本采用“(非利息支出—管理费用)/总资产”来度量^[24];劳动成本为“管理费用/总资产”^[25-26]。农村商业银行利润表示为净利润($Profit_{it}$)。同时,假定在投入三种要素之后,农村商业银行可以得到一种产出(y_k)即总资产。由于银行的成本技术在时间维度上呈现出非线性趋势,因此在最优函数模型中加入时间趋势变量 T 并引入其二次项 T^2 。 ϵ_{it} 为残差,在成本函数中 $\epsilon_{it} = \mu_{it} + v_{it}$,在利润函数中 $\epsilon_{it} = \mu_{it} - v_{it}$,其中 μ_{it} 为非负随机变量,用以表示生产过程中的技术无效率, v_{it} 代表对成本函数和利润函数的随机冲击, $\mu_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$, $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。其中, A_{it} 表示总成本或净利润,由此构建超越对数成本函数和利润函数如式(1)。

$$\ln A_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_k + \alpha_2 \ln y_k \ln y_k + \sum_{s=1}^3 \delta_s \ln p_{sit} + \sum_{k=1}^3 \sum_{s=1}^3 \gamma_{ks} \ln p_{kit} \ln p_{sit} + \sum_{s=1}^3 \mu_{ks} \ln y_k \ln p_{sit} + \theta_1 T + \theta_2 T^2 + \epsilon_{it} \quad (1)$$

由于超越对数函数的性质,参数必须满足以下条件:①对称性要求,即 $\gamma_{ks} = \gamma_{sk}$; $\mu_{ks} = \mu_{sk}$ 。②线性同质性约束,即投入要素价格弹性之和等于 1,且投入要素价格平方项之和为 0、交叉相乘项的系数之和为 0。 $\sum_{s=1}^3 \delta_s = 1$; $\sum_{s=1}^3 \gamma_{ks} = 0$, $\sum_{s=1}^3 \mu_{ks} = 0$ 。

(2)解释变量。互联网金融指数(*RIFI*)。本文采用文本挖掘法构建互联网金融指数。具体步骤

表 1 样本代表性分析表

成立时间	本文选取样本		全样本	
	数量	占本文选取样本比例/%	数量	占全样本比例/%
2001	3	1.10	3	0.27
2004	3	1.10	4	0.36
2005	5	1.83	5	0.45
2007	4	1.47	4	0.36
2008	5	1.83	5	0.45
2009	10	3.66	21	1.89
2010	25	9.16	42	3.77
2011	61	22.34	127	11.41
2012	44	16.12	125	11.23
2013	29	10.62	131	11.77
2014	40	14.65	197	17.70
2015	24	8.79	194	17.43
2016	20	7.33	255	22.91

如下:第一步,建立初始词库。本文借鉴张正平等的研究方法,从服务主体、服务对象、服务方式和服务结果等四个微端,选择了20个关键词,作为构建互联网金融指数的基础指标^[5]①。第二步,计算关键词年度词频。基于《中国重要报纸全文数据库》(CCND)统计信息,以每一个关键词在2013—2020年期间每年对应的新闻数量为分子,以全年新闻数为分母,计算出每个关键词的年度词频。第三步,利用因子分析法降维合成互联网金融指数。经计算特征值大于1的4个公因子的方差累计贡献率为88.9%,表明4个公因子可以覆盖绝大部分数据信息。在此基础上,对载荷矩阵进行方差最大化正交旋转,估计得分系数矩阵,进而以公因子的方差贡献率为权重乘以相应的因子得分得出互联网金融指数。第四步,计算各机构所在地级市的互联网金融指数。搜索2013—2020年包含各地市新闻的发布总数,将各地市新闻发布总数除以当年各地区新闻发布数的均值^②作为权重,再乘以第三步得到的互联网金融指数,从而得到2013—2020年各地级市的互联网金融指数。此外,本文用北京大学数字普惠金融指数作为互联网金融指数的代理变量进行稳健性检验^[27]。

中介变量为存款结构(DS)和收入结构(DIV)。存款结构表示为“客户存款/付息负债”,收入结构表示为“多元化收入水平”,计算公式为 $DIV=1-(ii^2+nii^2)$,其中 ii 为净利息收入占比, nii 为非利息收入占比。

(3)控制变量。本节从微观角度和宏观角度选择以下变量作为控制变量:微观变量为银行规模(Size)、银行管理能力(Over)、贷款集中度(Loancon)、所有者权益比率(EA),宏观变量为地区固定资产投资增长率(Fixedgr)、人均GDP(PerGDP)和广义货币增长率(M2gr)。相关变量及描述性统计见表2。

表2 相关变量及描述性统计

变量名称	变量符号	变量定义	均值	标准差
效率	Costeff	成本效率	0.745	0.052
	Proeff	利润效率	0.679	0.222
互联网金融指数	RIFI	互联网金融发展程度	0.403	0.708
	DFIIC	北大数字普惠金融指数	78.090	60.128
存款结构	DS	客户存款与付息负债比值	0.714	0.326
收入结构	DIV	多元化收入水平	0.153	0.177
银行规模	Size	总资产取对数/百万	6.558	4.450
银行管理能力	Over	管理费用与营业收入比值	0.081	0.083
贷款集中度	Loancon	单一最大客户贷款占比/%	9.930	1.222
所有者权益比率	EA	所有者权益与总资产比值/%	5.537	1.404
固定资产投资增长率	Fixedgr	农村商业银行注册地当年固定资产投资增长率/%	16.909	11.993
人均GDP	PerGDP	农村商业银行注册地GDP与常住人口比值/(万元/人)	6.241	3.931
广义货币增长率	M2gr	M2增长率/%	13.132	4.780

3.模型设定和估计方法

本文借鉴温忠麟等总结的中介效应模型^[28],构建互联网金融发展对农村商业银行效率影响的多重中介效应模型:

$$Efficient_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Efficient_{i,t-1} + \alpha_2 RIFI_{it} + \alpha_i Controls_{it} + \epsilon_{1it} \quad (2)$$

$$DS_{it} = \beta_0 + \beta_1 RIFI_{it} + \beta_i Controls_{it} + \epsilon_{2it} \quad (3)$$

$$DIV_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 RIFI_{it} + \gamma_i Controls_{it} + \epsilon_{3it} \quad (4)$$

$$Efficient_{it} = \delta_0 + \delta_1 Efficient_{i,t-1} + \delta_2 RIFI_{it} + \delta_3 DS_{it} + \delta_4 DIV_{it} + \delta_i Controls_{it} + \epsilon_{4it} \quad (5)$$

① 20个关键词为:网贷平台、P2P平台、互联网借贷平台、第三方支付平台、中低收入群体、小微企业、新型农业经营主体、农业大户、农场主、专业合作社、网上融资、网上投资、网络借贷、网络理财、降低融资门槛、拓宽融资渠道、拓宽理财渠道、信贷可得性提高、农村金融市场竞争加剧、农村普惠金融发展。

② 当年新闻发布总数除以全国地区总数。根据各年度《中国统计年鉴》,各年度地区总数由全年地区数加直辖市个数组成。

其中, $Efficient_{it}$ 为农村商业银行效率, 具体由成本效率 $Costeff$ 和利润效率 $Proeff$ 表示。 $Efficient_{it-1}$ 为农村商业银行效率的一阶滞后项。 $RIFI_{it}$ 为互联网金融指数, DS_{it} 和 DIV_{it} 均为中介变量, 分别代表农村商业银行存款结构和收入结构, $Controls_{it}$ 为一系列控制变量, ϵ_{it} 为随机误差项。

为验证上述两个假说, 多重中介模型回归步骤如下: 第一步, 回归方程(2), 若 α_2 显著, 才进行下一步回归, 否则重新进行理论分析并设定模型; 第二步, 回归方程(3)或(4), 若 β_1 或 γ_1 显著, 则表明互联网金融对农村商业银行存款结构和收入结构产生显著影响; 第三步, 回归方程(5), 若系数 δ_3 、 δ_4 显著但 δ_2 不显著, 说明在互联网金融影响农村商业银行效率的作用机制中, 存款结构和收入结构发挥完全中介作用, 若系数 δ_2 、 δ_3 、 δ_4 均显著, 说明存款结构和收入结构在互联网金融对农村商业银行效率的影响中发挥部分中介作用。为了体现效率的连续性, 本文采用动态面板系统广义矩估计(GMM)方法, 在方程(2)和(5)引入了效率的一阶滞后项。

三、结果与分析

表 3 报告了中介效应模型回归结果。其中步骤一(模型 2)采用系统广义矩估计法考察了互联网金融对农村商业银行成本效率和利润效率的整体影响。基于整体影响存在的前提, 继续回归步骤二(模型 3 或模型 4)以检验互联网金融对农村商业银行成本效率和利润效率的影响是否存在中介效应。步骤三(模型 5)考察加入中介变量后, 互联网金融对农村商业银行效率的影响以及验证中介变量是否发挥完全中介效应。表 3 显示 AR(2)检验和 Sargan 检验 P 值均接受原假设, 说明扰动项无自相关, 且工具变量均有效, 这也表明模型 2 和模型 5 满足使用系统广义矩估计的条件。同时, 模型 3 和模型 4 的 Hausman 检验结果显示应选择固定效应模型。

(1)互联网金融发展对农村商业银行效率的整体影响。表 3 中成本效率回归结果显示, 互联网金融指数($RIFI$)的系数在 1% 的统计水平上显著为负, 表明互联网金融的发展降低了农村商业银行的成本效率。利润效率回归结果显示, 互联网金融指数($RIFI$)的系数在 1% 的统计水平上显著为负, 表明互联网金融的发展降低了农村商业银行利润效率。主要原因在于, 互联网金融与农村商业银行在其传统客户市场中激烈竞争, 增加了农村商业银行的获客成本; 改变了农村商业银行的存款结构并提升了资金使用成本; 与此同时, 互联网金融在零售业务和理财业务领域同农村商业银行展开竞争, 缩窄了农村商业银行的收入来源, 从而导致其成本效率和利润效率下降。

在控制变量中, 成本效率和利润效率一阶滞后项系数在 1% 的统计水平上显著为正, 说明上期效率会对当期效率产生正向影响, 即农村商业银行的效率水平具有连续性。广义货币增长率代表经济通胀风险, 由于其系数在 1% 的统计水平上显著为负, 表明广义货币增长率越高即经济通胀风险越大时, 农村商业银行的效率越低。因此, 本文认为农村商业银行效率具有明显的连续性和顺周期性。银行规模系数在 1% 的统计水平上显著为正, 说明规模越大银行效率越高, 主要原因在于规模越大的银行越容易产生规模经济效益, 就农村商业银行而言, 其规模越大就越容易在农村地区形成地缘优势, 从而提升了效率。

(2)互联网金融对农村商业银行存款结构和收入结构的影响。在成本效率方程模型 3(DS)中, 互联网金融指数($RIFI$)的估计系数在 10% 的统计水平上显著为负, 说明互联网金融的发展对农村商业银行的存款结构产生显著负面影响。原因在于, 互联网金融的发展显著分流了农村商业银行的零售存款, 降低了农村商业银行低成本的零售存款占比; 为了弥补资金缺口, 农村商业银行只能借助同业市场获取资金, 导致高成本的同业存款占比上升, 存款结构显著恶化。

在利润效率方程模型 4(DIV)中, 互联网金融指数($RIFI$)估计系数在 10% 的水平上显著为负, 即互联网金融的发展缩窄了农村商业银行收入来源渠道。在互联网金融发展过程中, 无论是以余额宝为代表的互联网财富管理模式、还是以微信支付宝为代表的第三方支付模式, 以及以翼龙贷为代表的互联网借贷模式, 在农村金融市场的各个细分领域中相较于农村商业银行都具有一定的比较优势, 进而对农村商业银行的传统业务造成挤压, 缩窄了农村商业银行的收入来源渠道, 恶化了收入结构。

表 3 互联网金融对农村商业银行效率影响的基准实证结果

	成本效率 <i>Costeff</i>			利润效率 <i>Proeff</i>		
	模型 2	模型 3 存款结构	模型 5	模型 2	模型 4 收入结构	模型 5
成本效率一阶滞后项	1.007*** (29.47)		1.007*** (29.00)			
利润效率一阶滞后项				1.153*** (53.07)		1.219*** (27.32)
互联网金融指数	-0.271*** (-10.19)	-2.268* (-1.66)	-0.067*** (-20.38)	-0.392*** (-2.78)	-4.694* (-1.78)	-0.028** (-2.16)
存款结构			0.122* (1.69)			
收入结构						0.009* (1.69)
贷款集中度	0.002*** (5.98)	0.0003 (0.29)	0.002*** (7.45)	-0.0001 (-1.50)	2.041*** (5.10)	0.0001 (1.62)
所有者权益比率	0.231*** (2.71)	0.0002 (0.98)	0.308*** (3.30)	-0.0001 (-0.14)		-0.208 (-0.64)
银行管理能力	0.286*** (9.29)	-0.180*** (-2.65)	0.261*** (8.65)	-0.136** (-2.20)		0.229 (1.50)
银行规模	0.024*** (3.44)	0.052*** (3.79)	0.024*** (3.24)	-0.003 (-0.29)	6.025 (0.75)	0.861*** (6.26)
固定资产投资增长率	0.0003*** (3.46)	0.001** (2.22)	0.0003*** (4.58)	0.0002 (1.06)	-0.327 (-0.73)	-0.023 (-0.92)
人均 GDP	-0.002*** (-4.70)	-0.0001 (-0.38)	-0.002*** (-3.79)	0.001* (1.72)	-0.596*** (-3.67)	-0.002 (-0.66)
广义货币增长率	-0.004*** (-10.20)	0.001 (0.73)	-0.004*** (-10.43)	-0.001 (-1.39)	3.840** (2.49)	-0.001** (-2.47)
常数	-77.255*** (-251.34)	-0.458*** (-2.63)	-77.283*** (-252.87)	-0.121*** (-4.19)	-32.950 (-0.27)	-0.210* (-1.75)
AR(2) 检验	1.090(0.27)		1.043(0.29)	0.74(0.45)		0.11(0.91)
Wald 检验	51800(0.00)		11100(0.00)	68595(0.00)		15612(0.00)
Sargan 检验	26.20(0.56)		26.79(0.53)	161(1.00)		2.27(0.98)
Hausman 检验		19.30(0.02)			25.56(0.00)	

注:***、**和*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,模型2和模型5括号里是对应系数的 z 值,模型3和模型4括号里是对应系数的 t 值。

(3)存款结构和收入结构的中介效应。成本效率方程模型5和利润效率方程模型5的回归结果表明,加入中介变量后,中介变量存款结构(DS)和收入结构(DIV)的系数均在10%的统计水平上均显著为正,表明存款结构(DS)和收入结构(DIV)均存在中介效应。由于互联网金融指数($RIFI$)系数显著为负且系数的绝对值变小,说明存款结构(DS)和收入结构(DIV)在互联网金融对农村商业银行效率的影响中发挥部分中介效应。

从中介效应的绝对贡献来看,存款结构(DS)对农村商业银行成本效率的中介效应为 $-0.276(-0.122 \times 2.268)$,在10%的统计水平上显著(见表4),这表明互联网金融发展通过恶化存款结构降低了农村商业银行成本效率。收入结构(DIV)对农村商业银行利润效率的中介效应为 $-0.042(-4.694 \times 0.009)$,在10%的统计水平上显著(见表5),这表明互联网金融发展通过缩窄收入来源渠道降低了农村商业银行利润效率。

从中介效应的相对贡献来看,互联网金融对农村商业银行成本效率影响有80.51%是通过恶化存款结构的间接渠道实现的;在互联网金融对农村商业银行利润效率的整体影响中,有61.11%是通过缩窄收入来源的间接渠道实现的。

表 4 互联网金融对农村商业银行成本效率影响的直接效应与间接效应

效应	β_1, γ_1	δ_3	绝对影响程度	相对影响程度/%
直接效应	-0.067	1.000	-0.067	19.49
间接效应				
DS	-2.268	0.122	-0.276	80.51
总计			-0.3432	100.00

表 5 互联网金融对农村商业银行利润效率影响的直接效应与间接效应

效应	β_1, γ_1	δ_4	绝对影响程度	相对影响程度/%
直接效应	-0.028	1.000	-0.028	39.89
间接效应				
DIV	-4.692	0.009	-0.042	61.11
总计			-0.070	100.00

四、稳健性检验

本文通过更换变量的方式对上述实证结果进行稳健性检验,即采用北京大学数字金融研究中心发布的 2011—2018 年中国数字普惠金融指数作为互联网金融指数(RIFI)的替代变量^[27]。与上文相对应,步骤一(模型 6)采用系统广义矩估计法检验了互联网金融对农村商业银行效率的整体影响。在存在整体影响的前提下,继续回归步骤二(模型 7 或模型 8)以检验互联网金融对农村商业银行效率的影响是否存在中介效应。步骤三(模型 9)考察加入中介变量后,互联网金融是否仍会影响农村商业银行效率。

$$Efficient_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Efficient_{i,t-1} + \alpha_2 DFIIC_{it} + \alpha_i Controls_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (6)$$

$$DS_{it} = \beta_0 + \beta_1 DFIIC_{it} + \beta_i Controls_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (7)$$

$$DIV_{it} = \vartheta_0 + \vartheta_1 DFIIC_{it} + \vartheta_i Controls_{it} + \varepsilon_{4it} \quad (8)$$

$$Efficient_{it} = \delta_0 + \delta_1 Efficient_{i,t-1} + \delta_2 DFIIC_{it} + \delta_3 DS_{it} + \delta_4 DIV_{it} + \delta_i Controls_{it} + \varepsilon_{5it} \quad (9)$$

首先,成本效率模型 6 和利润效率模型 6 的稳健性结果表明,随着互联网金融的发展,农村商业银行的成本效率和利润效率均下降。其次,模型 6 和模型 9 显示,加入中介变量后,数字普惠金融指数(DFIIC)系数显著变小且各中介变量系数显著,说明存在部分中介效应。检验结果与基准检验结果保持一致(见表 6)。

表 6 互联网金融对农村商业银行效率影响的稳健性检验结果

	成本效率 <i>Costeff</i>			利润效率 <i>Proeff</i>		
	模型 6	模型 7 存款结构	模型 9	模型 6	模型 8 收入结构	模型 9
成本效率一阶滞后项	1.007*** (16.40)		1.007*** (10.00)			
利润效率一阶滞后项				1.560*** (7.37)		1.125*** (103.81)
数字普惠金融指数	-0.0001*** (-3.09)	-0.005* (-2.93)	-0.0001*** (-1.73)	-0.022** (-2.10)	-0.035* (-1.91)	-0.003** (-2.45)
存款结构			-0.175*** (-4.54)			
收入结构						0.780*** (6.06)
贷款集中度	0.001 (0.78)	0.0003 (0.19)	-0.0002 (-1.51)	-2.335* (-1.76)	0.036 (1.45)	-0.121*** (-8.20)
所有者权益比率	0.421*** (3.11)	-1.110*** (-2.68)	-0.053 (-0.27)			

续表

	成本效率 <i>Costeff</i>			利润效率 <i>Proeff</i>		
	模型 6	模型 7 存款结构	模型 9	模型 6	模型 8 收入结构	模型 9
银行管理能力	0.148*** (4.39)	0.0002 (0.76)	0.048 (0.82)	12.642 (1.36)		
银行规模	0.106*** (8.22)	0.130*** (4.41)	0.113*** (3.66)	1.690** (2.37)	−0.384* (−2.05)	0.454* (1.87)
固定资产投资增长率	−0.0002** (−1.67)	0.001 (1.25)	−0.0002 (−1.17)	−0.363* (−1.82)	0.023*** (3.87)	0.019*** (3.25)
人均 GDP	0.001*** (2.71)	0.002 (0.56)	0.001 (1.54)	1.201* (1.93)	−0.043 (−0.98)	0.018 (0.54)
广义货币增长率	−0.001*** (−3.23)	0.005* (1.93)	−0.001 (−1.30)	−0.507** (−2.10)	0.093** (2.32)	−0.180*** (−6.05)
常数	−79.269*** (−134.91)	−1.293*** (−3.89)	−79.409*** (−78.49)	−62.265*** (−3.18)	5.883** (2.33)	−18.333*** (−6.83)
AR(2) 检验	1.078(0.27)			1.54(0.12)		
Wald 检验	12000(0.00)			12981(0.00)		
Sargan 检验	23.10(0.19)			409(1.00)		
Hausman 检验	21.23(0.01)			19.14(0.03)		

注：***、**和*分别代表1%、5%、10%的显著性水平，模型6和模型9括号里是对应系数的z值，模型7和模型8括号里是对应系数的t值。

此外，中介效应的绝对贡献和相对贡献的计算结果与基准检验也保持基本一致（见表7、表8）。本文稳健性检验结果与前述基准检验结果相吻合，表明改变互联网金融指数的构建方法对实证结果无影响，即本文实证检验结果具有稳健性。

表 7 互联网金融对农村商业银行成本效率影响的直接效应与间接效应（稳健性检验）

效应	β_1, δ_1	δ_3	绝对影响程度	相对影响程度/%
直接效应	−0.0001	1.000	−0.0001	11.11
间接效应				
DS	−0.005	0.175	−0.001	89.89
总计			−0.0001	100.00

表 8 互联网金融对农村商业银行利润效率影响的直接效应与间接效应（稳健性检验）

效应	β_1, δ_1	δ_4	绝对影响程度	相对影响程度/%
直接效应	−0.003	1.000	−0.003	9.70
间接效应				
DIV	−0.035	0.780	−0.027	91.30
总计			−0.030	100.00

五、结论与建议

互联网金融的发展给农村商业银行带来全方位挑战，由于农村商业银行在维持地方金融稳定方面起着重要作用，本文从理论上分析了互联网金融对农村商业银行效率的影响并进一步剖析其作用机制。在此基础上通过构建多重中介效应模型，使用2013—2020年273家农村商业银行的财务数据进行实证检验，得出以下结论：（1）从整体上看，互联网金融的发展降低了农村商业银行的成本效率和利润效率。（2）从作用机制来看，互联网金融对农村商业银行成本效率和利润效率的影响具有部分中介效应，在互联网金融对成本效率的整体影响中，有80.51%是通过恶化存款结构的间接渠道实现的；在互联网金融对利润效率的整体影响中，有61.11%是通过缩窄收入来源的间接渠道实现的。

针对上述结论，本文提出以下政策建议：第一，农村商业银行应充分利用互联网金融的竞争效应，推动业务转型、加快业务创新，扩展多元化收入渠道。尤其是立足信贷业务，发展手机银行、微信银行、直销银行等电子银行业务以降低服务成本，提高优质客户黏性。同时，结合乡村振兴农村经济的

发展特点扩大客户群体、扩展业务类型,如为新型农业经营主体、农村电商和供应链主体等对象提供针对性金融服务,全方位升级以提高成本效率和利润效率。第二,在数据安全和政府监管前提下,农村商业银行应与互联网金融数据和科技基础建设方面展开深度合作,与互联网平台建立合作机制。例如,以农村商业银行的客户财富数据与互联网企业的客户行为数据相结合,实现“软信息硬化”,进一步精准描绘用户画像,从而布局多元化金融业态和良性发展的金融生态。第三,在利率市场化不断深化的背景下,农村商业银行应加快推广内部资金转移定价。农村商业银行应以合理的资金成本或资金收益为基础,逐步构建对产品、对客户、对个人的科学合理的评价体系,建立和完善银行内部资源配置机制、产品定价机制以及经风险调整后的绩效评估机制,这有利于降低农村商业银行的资金使用成本、提高经营利润,进而提升成本效率和利润效率。第四,农村商业银行应依托实体网点及人员优势,强化业务营销,通过开展整村授信、集中办理金融服务等方式,增强传统客户的黏性,拓展新兴客户市场,进而稳定传统零售业务规模、顺势促进新兴业务发展。

参 考 文 献

- [1] 郑志来.互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角[J].财经科学,2015(5):34-43.
- [2] 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.
- [3] 王锦虹.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[J].财经理论与实践,2015,36(1):7-12.
- [4] 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.
- [5] 张正平,江千舟.互联网金融发展、市场竞争与农村金融机构绩效[J].农业经济问题,2018(2):50-59.
- [6] 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.
- [7] 刘忠璐.互联网金融对商业银行风险承担的影响研究[J].财贸经济,2016(4):71-85,115.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 吴晓求.互联网金融:成长的逻辑[J].财贸经济,2015(2):5-15.
- [12] MERTON R C. A functional perspective of financial intermediation[J]. Financial management,24(2):23-41.
- [13] 白钦先,丁志杰.论金融可持续发展[J].国际金融研究,1998(5):28-32.
- [14] 白钦先,谭庆华.论金融功能演进与金融发展[J].金融研究,2006(7):41-52.
- [15] 王静.基于金融功能视角的互联网金融形态及对商业银行的冲击[J].财经科学,2015(3):56-65.
- [16] 王国刚,张扬.互联网金融之辨析[J].财贸经济,2015(1):5-16.
- [17] 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.
- [18] SHIN H S. Reflections on northern rock the bank run that heralded the global financial crisis[J]. Journal of economic perspectives,2009,23(1):101-119.
- [19] CORNETT M M, MCNUTT J J, STRAHAN P E. Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis[J]. Journal of financial economics,2011,101(2):297-312.
- [20] ALLEN F, FULGHIER P, MEHRAN H. The value of bank capital and the structure of the banking industry[J]. The review of financial studies,2011,24(4):971-982.
- [21] 封思贤,袁圣兰.用户视角下的移动支付操作风险研究——基于行为经济学和 LDA 的分析[J].国际金融研究,2018(3):68-76.
- [22] 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.
- [23] 田雅群,何广文,张正平.价格竞争对农村商业银行风险承担的影响研究——基于贷款利率市场化视角[J].农村经济,2019(9):75-84.
- [24] 赵子铤,彭琦,邹康.我国银行业市场竞争结构分析——基于 Panzar-Rosse 范式的考察[J].统计研究,2005(6):69-73.
- [25] 殷孟波,石琴.金融业全面开放对我国银行业竞争度的影响——基于 Panzar-Rosse 模型的实证研究[J].财贸经济,2009(11):12-18.
- [26] 李国栋,陈辉发.我国银行业市场竞争度估计不一致检验与实证——基于 Panzar-Rosse 模型的一个讨论[J].数量经济技术经济研究,2012,29(6):3-14.

- [27] 郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[C].北京大学数字金融研究中心工作论文,2019.
- [28] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.

A Study on the Influence of Internet Finance on the Efficiency of Rural Commercial Banks

FAN Yachen, TIAN Yaqun

Abstract The efficiency of rural commercial banks has an important impact on the degree of matching financial supply and demand in rural areas and the stability of the rural financial environment, and the impact of the development of Internet finance on the efficiency of rural commercial banks can no longer be ignored. Based on the data of 273 rural commercial banks from 2013 to 2020, the cost efficiency and profit efficiency of rural commercial banks were measured using stochastic frontier analysis (SFA), while the Internet finance index (RIFI) was constructed using text mining method. On this basis, a dynamic GMM model is used to verify the impact of Internet finance development on cost efficiency and profit efficiency of rural commercial banks, and its mechanism of action is investigated with the help of a multiple mediating effects model. The conclusions show that the development of Internet finance reduces the cost efficiency and profit efficiency of rural commercial banks. In terms of the mechanism of action, the impact of Internet finance on cost efficiency and profit efficiency of rural commercial banks has partial intermediation effect with 80.51% of the overall impact of Internet finance on cost efficiency through the indirect channel of deteriorating deposit structure and 61.11% of the overall impact of Internet finance on profit efficiency through the indirect channel of narrowing profit sources.

Key words internet finance; rural commercial banks; cost efficiency; profit efficiency; intermediation effect

(责任编辑:金会平)