

## 芳林新叶催陈叶：数字金融发展与银行网点退出

蔡卫星 林航宇 张 勋 张海洋 胡英琦\*

**摘要：**本文从数字金融的角度研究近年来出现的银行网点“关停潮”的背后原因。将数字普惠金融指数和银行网点金融许可证数据匹配后的实证分析发现：首先，数字金融发展增加了银行网点退出数量；其次，从机制来看，数字金融发展降低了银行网点绩效是导致银行网点退出的直接原因，数字金融发展对传统银行业务的挤出效应则是导致银行网点退出的根本原因；最后，从异质性来看，这种影响在老龄化人口占比低和受教育年限高的城市中更加显著。

**关键词：**数字金融；银行网点；银行绩效

**DOI：**10.13821/j.cnki.ceq.2024.04.10

### 一、引 言

改革开放以来，银行业作为我国金融体系的支柱，在服务和支持中国实体经济的过程中快速发展。为了更好地获取和配置金融资源，各商业银行纷纷新设营业网点<sup>①</sup>开展相关金融业务，推动了我国商业银行营业网点快速增长。根据中国银行业协会的数据，截至 2017 年年末，我国银行营业网点总数已经达到 22.87 万个。<sup>②</sup> 随着营业网点的不断拓展，我国银行业资产规模也不断提升，2017 年四大行（中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行）首次占据《银行家》杂志全球 1 000 大银行前四名，中国银行业成为世界上资产规模最大的银行系统。与此同时，从 2016 年开始，我国商业银行的营业网点突然出现“关停潮”，且有愈演愈烈的态势。

图 1 显示，2012 年至 2015 年间获得监管部门终止营业批复的银行网点数分别为 72、107、132、162，但 2016 年这一数目快速上升到 869 个，2019 年进一步增加至 1 549 个。<sup>③</sup> 有人认为这一现象仅仅源于宏观经济环境波动。然而，当我们进一步观察同时期的 GDP 增速，我们发现，尽管进入经济新常态之后，中国经济增长率略有下降，但 2016—2019 年中国经济的增速并未呈现结构性变化，2017 年的 GDP 增速甚至高于 2016 年。显然，宏观

\* 蔡卫星，广东财经大学国家金融学研究中心、广东财经大学金融学院；林航宇，对外经济贸易大学中国金融学院；张勋，北京师范大学统计学院、北京大学数字金融研究中心；张海洋、胡英琦，对外经济贸易大学中国金融学院。通信作者及地址：张勋，北京市海淀区新街口外大街 19 号，100875，电话：15201468521；E-mail：zhangxun@bnu.edu.cn。作者感谢国家社会科学基金重点项目（19AJY027、23AZD028）、国家自然科学基金项目（71973014）和中央高校基本科研业务费专项资金资助。本文文责自负。

① 本文对银行网点、营业网点、分支机构等表述不进行区分。

② 数据来源：<https://bank.hexun.com/2019-02-17/196157081.html>，访问时间：2021 年 10 月 25 日。

③ 数据来源：<http://finance.sina.com.cn/roll/2018-02-05/doc-ifyremfz5313679.shtml>，访问时间：2021 年 10 月 25 日。

经济波动无法完全解释商业银行网点的“关停潮”。因此,在提升金融体系效率,促进金融业高质量发展迫在眉睫的今天,我们关心“关停潮”背后的真正原因是什么?这对于理解“关停潮”的经济意义至关重要。

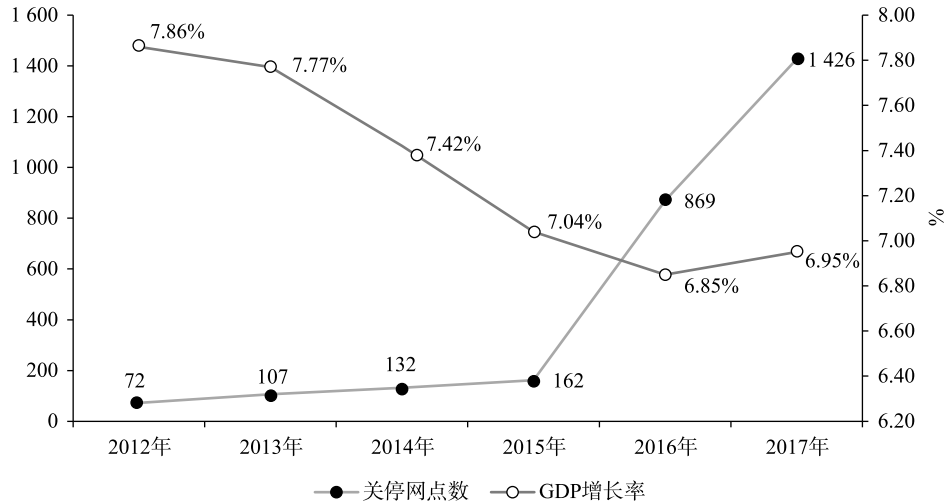


图1 中国的GDP增长率与银行关停网点数(2012—2017)

本文试图从数字金融<sup>①</sup>发展的角度来解释近年来的“关停潮”现象。数字金融一般指互联网企业开展的新型金融模式。简单来说,数字金融就是“数字+金融”,可以理解为使用数字技术赋能金融业务,这些金融业务涵盖了支付、信贷、投资、征信等各个方面。在过去的十年间,数字金融已经深入人们生活的方方面面。在此背景下,2017年5月,中国人民银行成立了金融科技委员会,2017年因而也被称为中国金融科技元年。从直观感受来看,“金融科技”关键词的百度搜索量从2016年开始,即数字金融进入快速发展期之后有一个快速的跃升。2017年年底,“金融科技”的百度搜索指数已经相当于2015年年底的5倍多。数字金融关注度的成倍增长,在银行网点“关停潮”的背景下尤其引人关注。我们关心这两者背后是否存在因果关系,如果存在,数字金融发展导致银行网点退出的背后机制又是什么。

从理论上讲,数字金融与银行网点背后代表的传统金融的确存在一定程度上的替代效应。由于银行网点的开设和运营成本较高,传统金融难以渗透到经济相对落后、人口密度较低的地区,即便可以覆盖到这些地区,银行网点运营效率也会偏低,因为这些银行网点难以形成人口或经济上的规模效益。而数字技术与金融服务的跨界融合克服了这种弊端,一些地区即便没有银行网点、ATM等硬件设施,用户仍能通过电脑、手机等终端设备享受相关金融服务。从覆盖的社会群体来看,数字金融的产品创新降低了客户准入门槛,使得金融服务更加平民化。因此,数字金融的发展,或许在一定程度上能够替代传统金融,特别是替代一些经济落后地区的银行网点的运营。这也意味着,数字金融可能可以帮助降低金融体系的整体运营成本,进而起到提升金融体系运营效率的作用。

<sup>①</sup> 与黄益平和黄卓(2018)类似,本文不区分数字金融和互联网金融、金融科技之间的细微差别,而统一用数字金融概称。

具体而言,本文将中国数字普惠金融指数和包含银行网点进入退出信息的国家金融监督管理总局的金融许可证数据相结合,通过一系列稳健性检验和内生性分析,证实数字金融发展导致了银行网点的退出。从机制上看,数字金融发展降低了银行网点绩效是数字金融导致银行网点退出的直接原因,数字金融在提供金融服务时具备便利性和低成本等优势,从而对传统银行业务形成挤出效应则是数字金融导致银行网点退出的根本原因。

本文的贡献主要体现在以下几个方面:

第一,本文通过实证分析,系统地考察了数字金融发展对银行微观行为的影响,有力地补充了有关数字金融经济效应的相关研究。近年来有关数字金融经济效应的研究,主要集中在经济增长(Kapoor, 2013)、创新创业(谢绚丽等, 2018)、家庭收入(张勋等, 2019)和居民消费(易行健和周利, 2018; 张勋等, 2020)等方面。然而,这些文献未能意识到,数字金融之所以能够产生上述经济效应,最直接的原因是对传统金融产生作用,上述的经济效应因而应当被解读为数字金融发展对传统金融的影响的基础上所产生的溢出效应。考虑到现有研究对数字金融与传统金融的讨论不多(见第二部分文献综述),本文以银行业网点作为研究对象,提供了有关数字金融发展影响传统金融的直接经验证据。

第二,本文从银行网点层面考察银行退出行为,丰富了商业银行行为的相关研究。一方面,关于商业银行行为的研究大多集中在银行整体层面,对于银行内部的微观运营主体则知之甚少,本文将研究视角集中到银行网点层面,有助于打开银行微观主体这个黑箱,从微观运营主体层面深化我们对银行行为的理解;另一方面,现有研究大多数集中在探讨银行进入行为(蔡卫星, 2016; 张海洋等, 2022),很少涉及银行退出行为,本文研究有助于从退出的视角深化我们对银行行为的认识。

第三,通过考察数字金融发展与银行网点退出之间的关系,本文的研究还有助于深化对数字金融发展与实体经济之间关系的理解。根据我们的研究,数字金融发展导致了运营效率较低的银行网点的退出,据此可以推断数字金融发展将提升金融资源的配置效率。这从另外一个侧面佐证和补充了相关文献所提出的数字金融发展有助于实体经济的可持续发展的相关论断(黄益平和黄卓, 2018)。

## 二、文献综述与理论分析

在这一部分,我们将在数字金融发展与商业银行网点关系的理论分析的基础上,系统归纳与理论分析相关的文献,进而提炼本文的研究假说。

以往大部分文献主要聚焦数字金融的经济效应,证实了数字金融的发展有利于推动区域经济增长(Kapoor, 2013; 谢绚丽等, 2018; 赵涛等, 2020),并显著降低金融服务门槛和服务成本,深刻改变金融的触达能力,具备更加包容的特性,能够更有效地服务包括家户和小微企业在内的普惠金融主体(黄益平和黄卓, 2018),因而有助于缩小区域不均等(宋晓玲, 2017; 郭峰等, 2020; 熊德平和陈昱燃, 2020)。

少数的文献研究了数字金融与传统金融的关系,但这些讨论主要是从银行整体层面展开的,主要论证了数字金融对商业银行的资产端、负债端和运营效率方面的影响(邱晗

等,2018;王诗卉和谢绚丽,2021;Kowalewski and Pisany, 2023)。鲜有文献从商业银行体系的微观运行主体,即银行网点的角度展开数字金融与传统金融的关系研究。在银行网点方面,有大量文献探讨了银行网点的空间布局问题(徐玮和张伟锋,2003;柳宗伟和毛蕴诗,2004;贺灿飞和刘浩,2013)以及银行网点与经济增长的关系(Jayarathne and Strahan, 1996;贾春新等,2008;Kerr and Nanda, 2009),与本文较为相关的是从银行网点的决策来研究银行的相关行为的文献:张强等(2012)评估了2006—2010年中国主要上市商业银行网点布局的效率,发现样本期内大部分上市商业银行网点布局较为合理,股份制商业银行的网点布局明显优于国有商业银行和城市商业银行;蔡卫星(2016)利用2009年中国银监会发布的143号文,即放松异地扩张限制的外生政策冲击,证实了商业银行异地分支机构的设立能够提升银行绩效,特别是在市场份额、净息差和收入结构的改善方面,负面效应则主要体现在营业成本的增加。本文在现有文献的基础上,从银行内部的微观运营主体,即银行网点出发来研究数字金融与传统金融的关系,并深入探讨了数字金融导致银行网点退出的内在机制。

具体到内在机制,我们可以从需求侧和供给侧两方面来理解数字金融对银行网点的影响。就金融服务的需求侧而言,数字金融对以商业银行为代表的传统金融形成了明显的替代效应。数字金融依托于人工智能、大数据和云计算等创新技术,匹配支付快捷、资源配置效率高、客户匹配成本低等优势,使得金融服务更直接、客户准入门槛更低、客户覆盖面更广泛,从而对商业银行产生了冲击。就金融服务的供给侧而言,数字金融以其独特的成本优势对商业银行网点运行产生了倒逼效应。一方面,互联网技术与金融服务的有机结合促进了数字普惠金融的发展,数字金融平台借助互联网技术可以有效地实现规模经济从而推动成本下降,特别是在边际成本意义上可以接近于零来实现金融服务;另一方面,依赖于物理空间的银行网点对实体成本高度敏感。尤其是近年来,随着房价的持续性上涨,实体成本显著攀升,银行网点在成本端面临数字金融的严重挑战。

据此,我们提出本文的主要研究假说:

**假说** 数字金融发展将对传统金融运营产生冲击,对银行网点绩效带来负面影响,从而导致了银行网点的退出,提升了金融体系效率。

### 三、研究设计

#### (一)实证策略

为了估算数字金融发展对银行网点退出的影响,我们用 $Exit\_number_{i,t}$ 代表第*i*个城市第*t*年终止营业的银行网点数量,用 $Index_{i,t}$ 代表各城市的数字金融发展程度,估算以下模型:

$$Exit\_number_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times Index_{i,t-1} + \alpha' X_{i,t-1} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{i,t}. \quad (1)$$

在模型(1)中, $X_{i,t}$ 为地区层面的控制变量, $\gamma_i$ 和 $\delta_t$ 分别代表城市和年份固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。为了减弱反向因果的可能性,我们将数字金融发展变量和相关控制变

量均滞后一期。我们关心的是估计系数 $\alpha_1$ ：如果 $\alpha_1$ 显著为正，表明数字金融发展水平越高的城市，银行网点退出数量也越多，从而证实了数字金融发展对传统银行网点的挤出效应。

关于控制变量，我们参考现有文献，引入了一系列可能影响银行网点退出的因素。首先，银行网点退出的数量可能与现有银行网点存量相关，而现有银行网点存量在一定程度上代表了金融发展水平，如果忽略这一控制变量可能会高估数字金融发展对银行网点退出的影响，因此我们控制了城市层面现有的银行网点存量。其次，我们还进一步引入了一系列表征经济发展水平的变量，进一步缓解遗漏变量的干扰，这些变量包括人均GDP、GDP增速、金融深化程度、地方财政能力以及产业结构等。最后，在稳健性检验中，我们也尝试进一步控制了其他可能的经济社会指标，包括城市化率、市场化程度和对外开放程度等。同样地，为了缓解反向因果的影响，我们将所有的控制变量滞后一期。此外，我们还控制了城市和年度固定效应，以尽可能排除不可观测因素对估计结果的影响。

## （二）数据来源

为了考察数字金融发展与银行网点退出的关系，本文使用三方面的数据。第一方面的数据是银行网点的相关测度。银行网点的数据来自国家金融监督管理总局的金融许可证数据库。该数据库最早由方芳和蔡卫星(2016)在研究银行业竞争时提出使用，并在之后迅速得到了大量应用(蔡卫星, 2019; 张璇等, 2019; 戴静等, 2020)。该数据库提供了全国各银行网点的名称、地点和撤销时间，据此可以构建城市-年度层面的银行网点的退出情况。需要指出的是，由于国家金融监督管理总局的金融许可证数据采取滚动更新的模式，2016年及以前终止营业状况的银行网点的相关信息并不可得。除此之外，2020年发生的新冠疫情对经济金融发展，尤其是商业银行经营有系统性影响，可能造成数据趋势出现系统性改变。事实上，出于稳经济、稳就业等方面的考虑，国家均要求银行为主的金融系统发挥更大作用，特别是要求银行网点持续经营。例如，《关于切实贯彻落实疫情防控优化措施保障基础金融服务畅通有关事项的通知》明确要求，银行保险各类机构按照“能开尽开”原则坚持网点运行。基于这一考虑，我们将样本限定在2017—2019年，这一时段也恰好是银行网点出现“关停潮”的时期，使得我们能够更精确地识别数字金融发展与银行网点退出的关系。在研究过程中，我们还基于金融许可证数据库构造了城市-年度的银行网点存量、新增网点数量、网点净增加数量以及银行网点退出率等指标，用于构建控制变量、进行机制分析及稳健性检验。

本文使用的第二方面的数据为城市层面的数字金融发展水平指标。参照主流文献的做法，我们使用了中国数字普惠金融指数(郭峰等, 2020)。这一指数基于蚂蚁金服的交易账户大数据，具有代表性和可靠性。本文使用的第三方面的数据为城市层面的相关经济指标，主要来自中国研究数据平台(CNRDS)数据库。其中，金融深化程度采用(存款+贷款)/GDP来衡量，地方财政能力采用(财政收入—财政支出)/财政支出来衡量，产业结构则采用第二产业GDP占比来衡量。

#### 四、数字金融发展与银行网点退出:基准分析

在接下来的两部分中,我们将分析数字金融与传统金融之间可能的替代关系。我们首先估算数字金融发展对银行网点退出的影响。在此基础上,为了解决可能存在的遗漏变量问题,我们进行了包括工具变量估计在内的一系列稳健性分析。最后,我们探讨数字金融发展导致银行网点退出的内在机制,试图理解数字金融在实体经济发展中扮演的角色。

##### (一)基准估计结果

表1报告了模型(1)的估算结果。我们发现,在所有的回归中,数字金融发展水平的估计系数为正,并且在1%的水平下显著,说明数字金融发展显著提升了银行网点退出的数量。观察控制变量,我们发现银行网点退出的主要影响因素来自该城市银行网点存量:一方面,银行网点越多,出现经营较差网点的概率也越大,天然地会导致银行网点退出数量越多;另一方面,银行网点越多还在一定程度上意味着该城市银行业竞争程度越激烈(蔡卫星,2019),这同样增加了银行网点经营失败的可能性。除此之外,其他城市特征对银行网点退出的影响基本不显著。作为稳健性检验,我们在第(5)列中进一步控制了其他可能的经济社会指标,包括城市化率、市场化程度和对外开放程度等,这些变量的估计系数也均不显著,进一步佐证数字金融发展在银行网点的设立和退出决策中发挥了关键性作用。

表1 数字金融发展与银行网点退出:基准结果

被解释变量: 网点退出数量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融发展	0.121*** (12.116)	0.079*** (11.568)	0.100*** (11.558)	0.156*** (2.856)	0.158*** (2.864)
银行网点存量		0.004*** (9.765)	0.004*** (7.697)	0.017*** (3.765)	0.016*** (3.661)
人均GDP			-0.406 (-0.976)	-1.228 (-1.293)	-1.149 (-1.226)
GDP增速			-0.007 (-0.137)	-0.012 (-0.120)	-0.008 (-0.085)
存贷款总额/GDP			0.151 (0.851)	0.153 (0.261)	0.188 (0.320)
地方财政能力			0.252*** (2.976)	-0.028 (-0.140)	-0.058 (-0.299)
第二产业占比			-0.006 (-0.504)	0.018 (0.398)	0.022 (0.483)

(续表)

被解释变量： 网点退出数量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市化率					-14.151 (-0.592)
市场化程度					10.460 (1.179)
对外开放程度					-0.121 (-0.579)
城市固定效应	否	否	否	是	是
年份固定效应	否	否	否	是	是
样本量	980	980	813	813	813
Adj.R <sup>2</sup>	0.292	0.397	0.389	0.289	0.411

注：括号内的数值是城市聚类标准误(Cluster)调整后的  $t$  统计量；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下同。

## (二) 内生性分析

以上的基准分析发现,数字金融发展导致了银行网点退出。初步的机制分析也表明,数字金融发展主要通过业务层面的优势,对传统金融产生了替代。在进一步深入探讨数字金融发展至银行网点退出的背后原因之前,我们先对这一基准结果进行内生性分析。

### 1. 测量误差的内生性分析

为了确保结果稳健,我们使用三个替代变量重新估计模型。首先,第一个替代变量是网点退出率,定义为银行网点退出数与上一年银行网点总数的比值,这是衡量银行网点退出的相对数量。表 2 Panel A 的第(1)列估计了数字金融发展对银行网点退出率的影响。数字金融发展的估计系数依然为正,表明我们的结果是稳健的。

表 2 内生性分析

Panel A. 测量误差的内生性分析			
被解释变量	网点退出率	新设银行网点数量	银行网点存量变化
	(1)	(2)	(3)
数字金融发展	0.156*** (2.856)	-1.123** (-2.094)	-1.279** (-2.331)
银行网点存量	0.017*** (3.765)	0.204*** (3.638)	0.187*** (3.318)
控制变量	是	是	是
固定效应 <sup>†</sup>	是	是	是
样本量	813	813	813
Adj.R <sup>2</sup>	0.289	0.168	0.411

(续表)

Panel B. 遗漏变量的内生性分析

被解释变量	网点退出数量		
	(1)	(2)	(3)
数字金融发展	0.156*** (2.856)	0.146** (2.576)	0.148*** (2.637)
银行数字化转型	-0.255 (-0.030)	0.049 (0.006)	2.794 (0.332)
CPI		-0.625 (-0.555)	-0.547 (-0.484)
本省其他城市银行数字化转型均值			-23.164 (-1.125)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	813	813	813
Adj.R <sup>2</sup>	0.288	0.288	0.289

注:† 在后续分析中,固定效应与表1的基准回归设定保持一致,控制了城市固定效应和年度固定效应。

其次,数字金融发展同时可能会对银行网点新增数量有显著的正向影响,从而导致上述发现实际上源于银行网点变化的“大进大出”,而非真正的因果关系。为了排除这一潜在的可能性,我们进一步将被解释变量替换为当年新设银行网点数量,直接考察数字金融发展对银行网点进入的影响。表2 Panel A的第(2)列的结果明显与“大进大出”的解释是相矛盾的。这一发现再一次支持了数字金融发展导致银行网点退出的论断。

最后,我们还使用银行网点存量变化作为被解释变量进行模型估计,银行网点存量变化定义为当年新设网点数量与当年退出网点数量之差。表2 Panel A的第(3)列显示,数字金融越发达,银行网点净增加越少。

## 2. 遗漏变量的内生性分析

接下来,我们进行遗漏变量的内生性分析。理论上,本文的研究还可能存在着一系列竞争性假说,以下详细阐述。

第一,数字金融发展的过程中,银行也在经历数字化转型,这也可能会导致银行进行网点布局的主动或者被动调整。因此,在表2 Panel B的第(1)列中,我们试图直接分离数字金融发展和银行数字化转型对银行网点退出的作用。为此,我们进一步控制了银行数字化转型指数(谢绚丽和王诗卉,2022)。结果显示,银行数字化转型的估计系数并不显著,数字金融发展变量的估计系数依旧显著为正,意味着我们所观察到的数字金融发展对银行网点退出的影响,可能并不是来自数字金融发展与银行数字化转型之间的关联。

第二,银行网点退出也可能是因为银行网点的经营成本不断攀升导致的,而数字金融发展所带动的经济增长,也可能对物价水平进而对经营成本产生影响。为此,在表2 Panel B的第(2)列中,我们在基准回归的基础上控制了地区消费者物价指数(CPI),发现CPI的估



计系数不显著,而数字金融发展变量的估计系数依然显著为正,从而排除了经营成本提升这一假说。

第三,尽管我们在第(1)列中控制了银行数字化转型的指标,但一种担忧是经济发展比较落后的地区,通过测算得到的该城市的数字化转型指数理应较低,但该地区的银行网点可能受数字化转型的冲击最大。为此,在表2 Panel B的第(3)列中,我们在控制本地银行数字化转型程度的变量的基础上,进一步考虑了省内其他城市银行数字化转型的平均程度,以进一步考虑银行网点所感受到的数字化转型的冲击。结果显示,本省其他城市银行数字化转型均值的系数为负,尽管不显著,至少说明数字化转型的冲击的确在边际上加剧了银行网点退出的压力。与此同时,数字金融发展变量的估计系数依然显著为正,表明相应结果依旧是稳健的。

### 3. 工具变量估计

以上模型还可能存在内生性问题。首先,尽管本文尝试加入一系列控制变量,并引入城市和年度固定效应,但仍有可能面临遗漏变量的问题。当这些遗漏变量与数字金融发展相关,又显著影响银行网点退出时,便会带来估计偏差。此外,数字金融发展与银行网点退出之间也可能存在着逆向因果关系:银行网点退出越多的地区,数字金融发展的空间也越大。

考虑到潜在的内生性问题,本文尝试采用经典的工具变量方法。具体来说,参考张勋等(2020)的做法,本文首先引入了城市与杭州之间的球面距离的倒数(潘文卿,2012)。众所周知,以支付宝为代表的数字金融的发展起源于杭州,因此可以预期,在地理上距离杭州越近,数字金融的发展程度应越好。显然,与杭州距离作为工具变量可以很好地满足相关性要求。与此同时,这一工具变量也不太可能通过除了数字金融发展水平之外的其他渠道来影响银行网点退出,从而也较好地满足了排他性的要求。不过,距离是一个非时变的因素,这将使得第二阶段估计失效。因此,参考蔡卫星等(2023),我们进一步引入距离倒数与滞后十五年的邮电业务收入的交互项。事实上,以邮电业务代表的电信基础设施是数字经济发展的基础(赵涛等,2020),早期的邮电业务越发达,当前数字经济所支撑的数字金融发展水平也预期越高。同样地,除了数字金融发展水平之外,这一变量也不大可能通过其他渠道影响到银行网点退出,从而满足工具变量排他性的要求。

基于两阶段最小二乘法的工具变量回归结果如表3所示。其中,第(1)列是第一阶段的回归结果,工具变量与数字金融发展显著正相关:与杭州距离越近,早期邮电业越发达,当地数字金融发展水平也越高。第一阶段检验弱工具变量的 $F$ 统计量也大于10,表明工具变量满足相关性要求,这些发现均与预期相符。我们进一步观察第二阶段的估计结果。第(2)列显示,考虑潜在内生性问题之后,数字金融发展水平的估计系数依然显著为正。进一步地,考虑到邮电业务发展好的地区一般人口聚集度高,而银行网点往往设立在人口密度大的地区,可能导致本文选取的工具变量外生性不足,我们在第(2)列的第二阶段回归的基础上进一步控制了城市层面的人口密度,我们发现数字金融发展的估计系数依旧是正且显著的,进一步证实了数字金融发展导致了银行网点的退出。

表3 数字金融发展与银行网点退出:工具变量估计

被解释变量	第一阶段	第二阶段	
	数字金融发展	网点退出数量	
	(1)	(2)	(3)
数字金融发展		0.907** (2.101)	1.859*** (3.111)
与杭州距离倒数× 早期邮电业发展水平	0.002** (2.477)		
银行网点存量	0.010*** (2.612)	0.013* (1.682)	-0.003 (-0.314)
人口密度			0.003 (0.666)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	794	794	794
F 统计量	/	17.55	21.68

## 五、数字金融发展与银行网点退出:机制分析

以上的分析证实了数字金融发展导致银行网点退出。本部分进一步探讨数字金融发展至银行网点退出的背后机制及异质性,更加深入地理解数字金融与传统金融的关系。

### (一) 直接原因:数字金融发展降低了银行网点绩效

首先,根据本文的理论假说,数字金融发展之所以导致银行网点退出,最直接的原因可能是数字金融发展带来了银行网点绩效的下降,进而降低了银行网点存续的可能性。因此,本小节首先检验数字金融发展与银行网点绩效的关系。为此,我们从全国企业税收调查数据中提取了银行网点层面的财务数据来构建银行网点绩效的相关指标。由于全国企业税收调查数据的样本区间截至2015年,在本节分析中,我们将其与相应年份的城市层面的数字金融发展水平进行匹配,最终的样本区间是2011—2015年。<sup>①</sup>

表4的Panel A报告了相应的估计结果。我们使用的被解释变量是银行网点层面的总资产利润率(ROA),这也是衡量银行绩效的核心指标(李维安和曹廷求,2004;蒋海等,2010)。第(1)列报告了数字金融发展与银行网点绩效的单变量估计结果,发现数字金融

<sup>①</sup> 一种担忧是全国税收调查数据为抽样调查数据,并不包含全部银行网点,样本不具有代表性。不过,根据我们对全国税收调查数据的计算结果,2011—2015年银行网点层面的总资产利润率平均值为1.60%,中位数为1.40%,这与原银保监会公布的2011—2015年中国银行业平均总资产利润率为1.24%较为接近,说明使用全国税收调查数据分析银行网点问题具有一定的样本代表性。

发展水平的估计系数显著为负。第(2)列中,我们进一步控制了一系列银行网点和城市特征以及城市、银行网点和年份固定效应,以排除不可观测因素的干扰。从实证结果来看,数字金融发展的确带来了银行网点绩效的降低。作为稳健性检验,在 Panel A 的第(3)—(4)列中,我们使用 2011—2020 年的全国商业银行面板数据,估计了数字金融发展对总资产利润率的影响。我们发现,银行总部所在城市的数字金融发展将显著降低银行绩效,进一步证实了本文估计结果的稳健性。

表 4 数字金融发展、银行网点绩效与银行网点退出

Panel A. 数字金融发展与银行网点绩效				
被解释变量: 总资产利润率	税收调查数据		商业银行数据	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融发展	-0.020*** (-2.993)	-0.096** (-2.576)	-0.0052*** (0.0004)	-0.0165* (0.0098)
控制变量	否	是	否	是
城市固定效应	否	是	否	是
年份固定效应	否	是	否	是
网点固定效应	否	是	否	是
样本量	40 760	34 126	1 734	1 473
Adj.R <sup>2</sup>	0.001	0.655	0.052	0.416
Panel B. 数字金融发展、银行网点绩效与银行网点退出				
被解释变量: 网点退出数量	亏损比例低		亏损比例高	
	(1)	(2)	(1)	(2)
数字金融发展	0.086 (1.423)	0.220** (2.078)		
银行网点存量	0.023*** (2.872)	0.012** (2.204)		
控制变量	是	是		
固定效应	是	是		
样本量	401	412		
Adj.R <sup>2</sup>	0.338	0.255		
分样本显著性检验( <i>p</i> 值)	0.118			

注:第(2)、(4)列的控制变量包括微观层面的规模、负债率、年龄以及宏观层面的地区生产总值和人口数量。

Panel A 的估计结果表明,数字金融发展降低了银行网点的绩效。为了进一步证实数字金融发展通过降低银行网点绩效导致银行网点退出,在表 4 的 Panel B 中,我们依据 2011—2015 年处于亏损状态的银行网点数量占整体银行网点数量的比例高低,对城市进行分组,之后进行基准估计。如果数字金融发展的确通过降低银行网点绩效导致银行网点退出,那我们可以推测,数字金融发展将会使得那些原本就处于亏损状态的银行网点退

出经营的可能性更大。据此,我们也将观察到数字金融发展与网点退出数量的正向关系在银行网点亏损比例较高的城市样本当中更显著。Panel B 估计结果显示:首先,在所有的回归中,数字金融发展水平的估计系数均为正,再次证实前文所发现的数字金融发展导致银行网点退出的结果是稳健的;其次,数字金融发展与银行网点退出之间的关系均在银行网点亏损比例高的城市中更加明显,且系数差异在边际上是显著的;最后,对于银行网点亏损比例比较低的城市,数字金融发展对银行网点退出的影响并不显著。这些发现均证实了我们的猜想:数字金融发展降低了银行网点绩效,进而导致银行网点退出经营,这是数字金融发展带来银行网点退出的直接原因。

## (二) 根本原因:数字金融发展替代了传统金融业务

上文发现,数字金融发展导致了银行网点绩效的降低,使得这些银行网点退出经营。接下来,我们进一步探究数字金融发展导致银行网点退出的根本原因,即数字金融发展为何带来银行网点绩效的降低。回答这一问题,有助于我们从根本上厘清数字金融与传统金融之间的关系。

根据理论分析,数字金融发展之所以带来银行网点绩效降低,根本原因在于数字金融的发展替代了传统金融的业务,并且在提供这些业务时更具优势,从而对传统金融形成了挤出效应。具体而言,一方面,低成本的数字金融渠道挤出了高成本的实体银行网点;另一方面,在传统的资产负债端,存贷款业务从商业银行转向数字金融平台。特别是,数字金融平台本身也可以发放贷款,而且可以依据人们日常使用的支付功能实时累积信用,这不同于传统金融依赖于硬信息,有助于推动普惠金融。总而言之,如果把传统金融业务视为“旧瓶装旧酒”,那么数字金融业务这一个“新瓶”,一方面可以低成本地生产“旧酒”(低成本地提供金融服务),另一方面还生产“新酒”(利用软信息提升信贷可得性)。这两方面的作用,最终对传统金融形成了挤出效应。

为了检验这一点,由于我们仅可以获得城市层面的年度传统银行信贷数据,因此我们构建了城市层面数字金融发展影响传统信贷规模的估计模型:

$$\begin{aligned} Loan\_growth_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \times Index_{i,t-1} + \beta_2 \times Branch\_number_{i,t-1} \\ & + \beta_3 \times Branch\_number_{i,t-1} \times Index_{i,t-1} + \beta' X_{i,t-1} \\ & + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (2)$$

在式(2)中,被解释变量是城市层面的传统信贷增长率,数据来自相应年份的《中国城市统计年鉴》。特别地,我们引入了数字金融发展变量和银行网点存量的交互项。一般而言,银行网点存量越多,传统信贷增长率也越高。但如果数字金融发展是通过信贷业务替代对银行网点产生冲击,意味着数字金融发展将降低银行网点存量与传统信贷增长率之间的相关性。我们预期在式(2)中, $\beta_3$ 将显著为负。

表5汇报了基于式(2)的估计结果。我们发现:首先,银行网点存量的估计系数显著为正,表明银行网点存量与传统信贷增长之间存在正相关性,这是符合直觉的;其次,数字金融发展变量的估计系数也显著为正,可能的原因是数字金融发展也代表了地区层面的金融发展程度,因而与贷款增长正相关;最后且最重要的是,数字金融发展变量与银行网

点存量的交互项系数显著为负,证实了我们的猜想,即数字金融发展替代了传统金融的贷款业务,降低了银行网点存量与传统信贷增长之间的相关性。这也是数字金融发展导致银行网点绩效下降进而退出经营的重要原因。

表5 数字金融发展与传统信贷增长

被解释变量： 传统信贷增长率	(1)	(2)
数字金融发展	0.813*** (5.766)	0.897*** (6.672)
银行网点存量	32.612*** (6.633)	34.697*** (6.984)
数字金融发展×银行网点存量	-0.137*** (-6.930)	-0.147*** (-7.481)
控制变量	否	是
固定效应	是	是
样本量	813	813
Adj.R <sup>2</sup>	0.420	0.436

进一步地,我们还可以从信贷缺口的角度分析数字金融发展对传统金融的业务替代。如果一个城市存在较大的信贷缺口,即贷款需求远大于供给,那么即便数字金融满足了一部分贷款,传统金融的贷款业务也难以受到冲击。因此,如果我们所估计得到的数字金融发展与银行网点退出的因果关系是真实的,那么我们将观察到那些信贷缺口比较低的城市,由于数字金融对传统金融业务的替代作用,银行网点的退出程度受数字金融发展的影响更大。表6中,我们用城市层面的贷存比作为信贷缺口的度量,对数字金融发展与银行网点退出的关系进行分样本回归。估计结果显示,数字金融发展程度仅在贷存比低的城市样本中显著为正,说明数字金融发展导致银行网点退出的结论主要存在于这些信贷缺口较大的城市中;虽然贷存比高的城市样本的估计系数也为正,但不显著,其数值也远远小于贷存比低的城市样本,且差异在统计意义上也是边际显著的,说明在信贷缺口较小的城市,传统金融受到数字金融发展的冲击相对较小。

表6 数字金融发展、信贷缺口与银行网点退出

被解释变量： 网点退出数量	贷存比低	贷存比高
	(1)	(2)
数字金融发展	0.204* (1.918)	0.097 (1.310)
银行网点存量	0.009 (1.391)	0.018*** (2.697)
控制变量	是	是
固定效应	是	是

(续表)

被解释变量: 网点退出数量	贷存比低	贷存比高
	(1)	(2)
样本量	429	384
Adj.R <sup>2</sup>	0.285	0.301
分样本显著性检验(p值)	0.102	

### (三) 进一步的讨论

在论文的最后,我们从老龄化和人力资本的角度对数字金融发展与银行网点退出的关系展开异质性分析。一般而言,年轻人和人力资本较高的群体可能更加能够接受和应用数字金融业务,数字金融对传统金融的挤出效应也可能在那些接受度较高的个体上发挥得越明显。在表7的Panel A中,我们根据2015年全国1%人口抽样调查数据计算了每个城市的65岁以上人口占比,作为老龄化程度的度量。在此基础上,我们根据老龄化程度对数字金融发展与银行网点退出之间的关系进行了分样本回归。我们发现,数字金融发展对银行网点退出的作用仅在老龄化程度较低的城市样本是显著的,且估计系数显著高于老龄化程度高的城市样本,证实了我们的猜想。在表7的Panel B中,我们计算了每个城市常住人口的平均受教育年限,作为人力资本水平的度量。在此基础上,我们对数字金融发展与银行网点退出之间的关系进行了分样本回归。我们发现,在两组样本中,数字金融发展均导致了银行网点退出,但这种效应在平均受教育年限高的样本中更显著,这也进一步证实了我们的猜想。

表7 数字金融发展与银行网点退出:异质性影响

Panel A.老龄化异质性		
被解释变量: 网点退出数量	65岁以上人口占比高	65岁以上人口占比低
	(1)	(2)
数字金融发展	0.090 (1.543)	0.310*** (2.876)
银行网点存量	0.012** (2.008)	0.023*** (3.523)
控制变量	是	是
固定效应	是	是
样本量	440	373
Adj.R <sup>2</sup>	0.282	0.328
分样本显著性检验(p值)	0.014	
Panel B.人力资本异质性		
被解释变量: 网点退出数量	平均受教育年限高	平均受教育年限低
	(1)	(2)
数字金融发展	0.216** (2.048)	0.104** (2.268)

(续表)

被解释变量： 网点退出数量	平均受教育年限高	平均受教育年限低
	(1)	(2)
银行网点存量	0.021*** (3.098)	0.007 (1.603)
控制变量	是	是
固定效应	是	是
样本量	347	466
Adj.R <sup>2</sup>	0.345	0.295
分样本显著性检验(p值)	0.009	

## 六、政策含义、研究局限和未来拓展

比尔·盖茨(Bill Gates)曾预言,如果不改变现状,传统商业银行将成为21世纪灭绝的恐龙。随着互联网革命所推动的数字金融的迅速崛起,我们亲眼目睹了包括商业银行在内的整个金融体系出现了翻天覆地的变化,在此背景下出现的银行网点“关停潮”在某种意义上让我们开始理解盖茨的预言。本文针对这一现象进行了系统研究,证实了数字金融发展对商业银行网点退出的显著正向影响,在此基础上进一步识别了影响机制,发现数字金融发展降低了银行网点绩效是导致银行网点退出的直接原因,数字金融发展对传统银行业务的挤出效应则是导致银行网点退出的根本原因;最后,从异质性来看,这种影响在老龄化人口占比低和受教育年限高的城市中更加显著。

本研究的政策含义是十分明显的。第一,数字金融发展挤出传统银行业务的原因主要在于提供金融服务时具备便利性和低成本等优势,这显然有助于提升金融体系效率,因此需要进一步推进数字金融发展;第二,由于数字鸿沟的存在,数字金融发展对传统银行业务的挤出效应在老龄化水平较高和人力资本较低的城市不明显,因此需要着力消弭数字鸿沟,更好地帮助老年人和人力资本水平较低的群体融入数字时代。

本文的研究也存在一定的局限:首先,受限于税收调查数据的年份区间,本文未能在数字金融蓬勃发展的时期检验数字金融发展与银行网点绩效的关系;其次,本文未能够直接论证数字金融如何实现低成本地提供金融服务;最后,本文也未能够直接论证数字金融提升信贷可得性的软信息机制。未来的研究将基于以上三个方面进行拓展。

## 参考文献

- [1] 蔡卫星,“分支机构市场准入放松、跨区域经营与银行绩效”,《金融研究》,2016年第6期,第127—141页。
- [2] 蔡卫星、韦庆芳、林航空,“数字金融发展的劳动力需求效应——来自2000万在线招聘岗位的经验证据”,《金融研究》,2023年第10期,第28—47页。
- [3] 蔡卫星,“银行业市场结构对企业生产率的影响——来自工业企业的经验证据”,《金融研究》,2019年第4期,第

- 39—55页。
- [4] 戴静、杨筝、刘贯春、许传华,“银行业竞争、创新资源配置和企业创新产出——基于中国工业企业的经验证据”,《金融研究》,2020年第2期,第51—70页。
- [5] 方芳、蔡卫星,“银行业竞争与企业成长:来自工业企业的经验证据”,《管理世界》,2016年第7期,第63—75页。
- [6] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,“测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征”,《经济学》(季刊),2020年第19卷第4期,第1401—1408页。
- [7] 黄益平、黄卓,“中国的数字金融发展:现在与未来”,《经济学》(季刊),2018年第17卷第4期,第1489—1502页。
- [8] 贺灿飞、刘浩,“银行业改革与国有商业银行网点空间布局——以中国工商银行和中国银行为例”,《地理研究》,2013年第1期,第111—122页。
- [9] Jayaratne, J., and P. E. Strahan, “The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation”, *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111, 639-670.
- [10] 贾春新、夏武勇、黄张凯,“银行分支机构、国有银行竞争与经济增长”,《管理世界》,2008年第2期,第7—14+187页。
- [11] 蒋海、朱滔、李东辉,“监管、多重代理与商业银行治理的最优激励契约设计”,《经济研究》,2010年第4期,第40—53页。
- [12] Kapoor, A., “Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy”, *Futures*, 2013, 10, 35-42.
- [13] Kerr, W. R., and R. Nanda, “Democratizing Entry: Banking Deregulations, Financing Constraints, and Entrepreneurship”, *Journal of Financial Economics*, 2009, 94, 124-149.
- [14] Kowalewski, O., and P. Pisany, “The Rise of Fintech: A Cross-Country Perspective”, *Technovation*, 2023, 122, 102642.
- [15] 李维安、曹廷求,“股权结构、治理机制与城市银行绩效——来自山东、河南两省的调查证据”,《经济研究》,2004年第12期,第4—15页。
- [16] 柳宗伟、毛蕴诗,“基于GIS与神经网络的商业银行网点选址方法研究”,《商业经济与管理》,2004年第9期,第55—59页。
- [17] 潘文卿,“中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应”,《经济研究》,2012年第1期,第54—65页。
- [18] 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”,《金融研究》,2018年第11期,第17—29页。
- [19] 宋晓玲,“数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验”,《财经科学》,2017年第6期,第14—25页。
- [20] 王诗卉、谢绚丽,“经济压力还是社会压力:数字金融发展与商业银行数字化创新”,《经济学家》,2021年第1期,第100—108页。
- [21] 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”,《经济学》(季刊),2018年第17卷第4期,第1557—1580页。
- [22] 谢绚丽,王诗卉,“中国商业银行数字化转型:测度、进程及影响”,《经济学》(季刊),2022年第22卷第6期,第1937—1956页。
- [23] 熊德平、陈昱燃,“数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响——基于非均衡效应与门槛效应的实证分析”,《长白学刊》,2020年第5期,第99—106页。
- [24] 徐玮、张伟锋,“银行业空间布局与竞争战略选择——以入世后的上海市为例”,《上海金融》,2003年第6期,第10—13页。
- [25] 易行健、周利,“数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据”,《金融研究》,2018年第11期,第47—67页。
- [26] 张海洋、胡英琦、陆利平、蔡卫星,“数字时代的银行业变迁——网点布局与行业结构”,《金融研究》,2022年第9期,第75—92页。
- [27] 张强、陶江、吴敏,“中国商业银行网点布局绩效研究——基于主要商业银行的比较”,《金融研究》,2012年第5期,第123—135页。



- [28] 张璇、李子健、李春涛，“银行业竞争、融资约束与企业创新——中国工业企业的经验证据”，《金融研究》，2019年第10期，第98—116页。
- [29] 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾，“数字经济、普惠金融与包容性增长”，《经济研究》，2019年第8期，第71—86页。
- [30] 张勋、杨桐、汪晨、万广华，“数字金融发展与居民消费增长：理论与中国实践”，《管理世界》，2020年第11期，第48—63页。
- [31] 赵涛、张智、梁上坤，“数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据”，《管理世界》，2020年第10期，第65—76页。

## Digital Finance and Bank Branch Closing

CAI Weixing

(Guangdong University of Finance & Economics)

LIN Hangyu

(University of International Business and Economics)

ZHANG Xun\*

(Beijing Normal University; Peking University)

ZHANG Haiyang HU Yingqi

(University of International Business and Economics)

**Abstract:** We explore the reasons behind the recent surge in bank branch closures through the lens of digital finance. Our empirical analysis, matching the index of digital financial inclusion with bank branch licensing data, reveals that the advancement of digital finance has contributed to an increasing number of bank branch closures. Regarding the mechanisms, while the development of digital finance directly leads to these closures by reducing bank branch performance, it is the displacement effect of digital finance on traditional banking activities that stands as the fundamental cause. This phenomenon is more pronounced in cities with a lower proportion of elderly residents and higher average educational attainment.

**Keywords:** digital finance; bank branch; bank performance

**JEL Classification:** G32, G38, P26

---

\* Corresponding Author: ZHANG Xun, No. 19 Xijiekou Outer Street, Haidian District, Beijing 100875, China; Tel: 86-15201468521; E-mail: zhangxun@bnu.edu.cn.