
金融科技与商业银行竞争性负债

贾 盾 韩昊哲*

内容提要 本文构建纳入利用互联网平台理财的金融科技部门的存款市场竞争模型,结合经验分析探究平台理财的迅速发展如何影响传统商业银行存款规模。结果显示,外部金融科技部门扩张对商业银行存款类负债的影响存在两种互斥效应——部门间替代效应以及存款和平台理财市场的整体财富效应。当商业银行部门内竞争不足时,跨部门替代效应占据主导,外部金融科技发展抑制商业银行存款规模增长。本文基于中国地级市层面数据对理论结果进行的经验检验结果表明,平均意义而言,金融科技发展并不影响商业银行存款规模增长。然而,外部金融科技发展正在显著改变中国地区层面商业银行存款分布和增长趋势,一地商业银行竞争越不充分,当地银行存款增速越低。同时,金融科技发展显著提升当地平台理财之于银行存款的相对规模和相对增速。本文就规范和引导互联网金融行业 and 平台经济健康有序发展,支持商业银行经营效率提升,深化利率市场化改革,推动区域协同发展等方面提出了相关政策建议。

关键词 金融科技 平台理财 银行竞争

一 引言

近年来,金融科技依托平台经济在中国发展迅速,以余额宝、微信钱包、蚂蚁信

* 贾盾:北京大学汇丰商学院 电子信箱:dun.jia@phbs.pku.edu.cn;韩昊哲(通讯作者):中国人民大学财政金融学院 通信地址:北京市海淀区中关村大街59号中国人民大学明德主楼307A 电子信箱:haozhe.han@outlook.com。

本文受国家自然科学基金青年项目(72003191)“利率市场化背景下的货币政策传导——区域异质性和银行竞争”的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

用、京东白条等为代表的基于移动通信技术的新兴互联网的金融产品,将资金匹配、支付通道、信用监控、理财推荐、资产配置和风险管理等多项金融服务有机统一起来,极大改变了金融行业的整体生态和业务模式。2013年,基于支付宝平台的余额宝理财产品诞生,中国互联网金融元年开启,短短几年间天弘余额宝货币基金规模迅速增长,截至2017年底其总额逼近1.58万亿人民币,约占四大国有银行之一的中国银行当年1.8万亿个人活期存款总额的88%。依托平台经济,金融科技发展利用其数据、算法和技术垄断地位等多方面优势,给传统商业银行业务的开展带来巨大的竞争压力(黄益平和黄卓,2018;邱晗等,2018)。郑志来(2015)基于数据统计的研究发现,余额宝等互联网理财产品会分流传统商业银行负债来源即“挤出”银行存款。同时,商业银行负债端结构的恶化进一步影响信贷投放效率(战明华等,2018),降低商业银行净息差(邱晗等,2018)并抬高银行风险承担水平(郭品和沈悦,2019)。既有研究发现,国外个人点对点(P2P)网络信贷平台融资渠道在挤出传统银行信贷的同时,累积了重大互联网金融风险(Tang, 2019)。

《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中将共同富裕作为指导方针,强化竞争政策基础地位,提出防止资本无序扩张。在此背景下,本文以商业银行存款市场横向竞争为切入点,研究:外部金融科技发展如何影响传统商业银行的存款规模,其理论机制是什么;中国地区层面商业银行分支机构分布存在显著差异,依赖平台理财的金融科技部门迅速扩张对于不同地区的商业银行存款业务发展的实际影响是否存在不同。理清这一系列问题有助于综合评估平台经济对于传统银行业务的实际影响,规范并引导互联网金融有序经营,提升商业银行经营效率。

本文首先构建纳入依赖平台理财的金融科技部门的存款市场竞争模型,探究外部金融科技发展对传统商业银行部门存款影响的理论机制。该理论框架突出银行业的“中观层面”视角,强调商业银行部门内市场结构和竞争程度会间接影响金融科技对银行存款的作用机制。模型中,家庭部门可持有银行存款或基于金融科技的互联网平台理财产品,商业银行和金融科技企业均参与垄断竞争定价确定最优存款利率和理财利率以及各自机构的负债规模。由于银行和金融科技企业均存在一定市场势力,使得家庭部门持有银行存款或平台理财获取流动性效用存在一定成本,其大小由非流动性资产投资回报率减去最优存款或理财利率即存款息差或理财息差决定,两部门息差大小同时受银行和金融科技部门内市场竞争程度的影响。

模型结论显示,金融科技部门发展对银行存款的影响存在两个互斥效应。一是

跨部门替代效应。金融科技理财产品和平台企业参与市场竞争以及金融科技企业的数字化水平和经营效率不断提升,均降低了金融科技部门内的市场势力,竞争不断强化,理财息差下行,推高了平台理财产品的回报率,家庭部门转向持有更多的平台理财产品,外部金融科技发展抑制了商业银行存款增长。二是银行存款和平台理财市场整体均衡带来的财富效应。金融科技部门扩张,同时改善存款和平台理财市场竞争程度,间接推高了银行存款的均衡利率,商业银行部门存款规模按照一定比例上升。本文进一步证明,既有商业银行部门竞争越不足,市场势力越大,跨部门替代作用越大,当替代效应大于财富效应时,外部金融科技发展挤出商业银行存款导致存款增速下降。

本文利用2011-2018年中国288个地级市层面数据,结合北京大学数字金融研究中心的数字普惠金融指数,对理论结果进行经验检验。结果显示,平均意义而言,由于同时存在跨部门替代效应以及整体市场改善带来的财富效应,金融科技发展并未显著影响商业银行存款规模增长。然而,金融科技发展在地区层面显著改变银行存款分布和增长趋势,在既有银行竞争不足的地区,金融科技发展促使家庭部门转向持有互联网理财产品,在抑制银行部门存款增长的同时提升了当地平台理财相对规模和相对增速。

本文的边际贡献表现在以下三个方面:第一,在理论上刻画传统银行部门和外部金融科技部门负债端有关存款和平台理财的竞争关系,发现外部金融科技发展对商业银行存款的影响受制于既有商业银行的市场结构。本文提供了一个区别于银行层面和总量层面的中观层面分析框架,有助于综合评价金融科技发展对商业银行传统业务的影响。第二,发现金融科技发展正在显著影响商业银行存款分布和发展趋势,从银行存款业务角度系统性评估了外部金融科技发展的实际影响。第三,着重关注依赖互联网技术的平台金融部门与传统银行部门的竞争关系,利用北京大学数字金融研究中心编制的商业银行数字转型指数(谢绚丽和王诗卉,2020),构建了地级市层面商业银行部门内采用金融科技程度的指标,有效剥离了银行自身发展金融科技对其存款规模的影响,区分了内部和外部金融科技发展对于商业银行存款业务的不同作用^①。

本文其他部分安排如下:第二部分为文献综述,第三部分介绍理论模型,提出主要假设,第四部分为研究设计,第五部分总结并进行稳健性检验和拓展分析,最后给出研究结论和政策建议。

^① 作者感谢两位匿名审稿人提出的建议。

二 文献综述

本研究和三个方面的文献紧密相关。第一,有关互联网金融和金融科技发展对于金融深化和发展的影响研究。Rajan and Zingales(1998)认为金融深化与发展的标志之一是信用市场摩擦的降低,高效的金融市场为稳定高速增长的经济增长提供条件。一方面,已有研究发现金融科技发展有助于提高金融市场效率(Allen *et al.*, 2002; Berger and Gleisner, 2009),互联网金融改变了传统信贷渠道(谢平和邹传伟, 2012; Tang, 2019; 盛天翔和范从来, 2020);另一方面,也有研究表明,互联网金融和金融科技发展会给金融机构和金融系统运行带来一定负面影响,包括提高银行风险承担(邱晗等, 2018; 郭品和沈悦, 2019),弱化了货币政策传导(战明华等, 2018)。

区别于既有文献,本文并非探究商业银行内部采用金融科技进行数字化转型对于自身盈利模式和经营效率的影响,而是关注独立于银行部门之外的金融科技部门与传统银行部门形成的竞争关系,基于理论模型刻画依赖互联网技术的平台金融企业的优化行为及其影响。本文通过有效剥离银行自身发展金融科技对其存款规模变化的影响,区分了内部和外部金融科技发展对于商业银行存款业务的不同作用。另外,由于既有文献多关注金融科技发展对于银行资产端和信贷端的影响,本文结合理论和经验分析探究外部金融科技部门扩张对于商业银行负债端的作用机制,有助于全面评估金融科技发展的意义。

第二,有关银行竞争方面的研究。已有文献发现,针对银行信贷,强化银行业内部竞争可以有效降低银行垄断定价,进而降低企业融资成本及信贷约束,并使银行业利润的稳定性增强(Petersen and Rajan, 1995; Cetorelli and Strahan, 2006)。对于银行自身而言,银行业竞争可以降低银行内部风险,提高银行经营效率(Boyd and De Nicolo, 2005; Allen *et al.*, 2011)。然而,银行过度竞争也会导致银行承载过量风险(张健华等, 2016; 刘莉亚等, 2017)。本文并非探究银行业竞争的直接影响,而是强调银行竞争关系可间接作用于外部金融科技发展对商业银行存款规模的影响机制,本文发现强化商业银行竞争程度有助于抵消金融科技发展对商业银行存款的挤出作用。

第三,有关商业银行负债端的竞争的研究。Davis and Guttentag(1963)和 Drechsler *et al.*(2017)构建理论模型描述商业银行负债端的竞争关系并探究银行竞争如何影响存款利率。Berger and Hannan(1989)发现,在商业银行市场集中度越高的地区,市场存款利率越低,因而,商业银行市场势力会影响居民的存款收益。Neumark and Sharpe

(1992)进一步基于经验证据证明,在商业银行市场集中度更高的地区,由于存款利率较低,当地银行的利润率更高。易纲和赵先信(2001)认为中国银行竞争的强化源自分支机构的扩张和效仿性金融产品的推出。另外负债端竞争会导致银行进行盈余管理(谢露等,2016),强化商业银行影子银行业务并提升系统性风险(郭晔和赵静,2017)。区别于既有相关研究仅关注商业银行部门内竞争行为和市场影响,本文在市场势力分析框架中引入一个独立的依赖平台理财的金融科技部门,对平台企业参与负债竞争的优化行为和竞争关系的微观基础进行刻画,发现其负债端市场竞争行为对传统商业银行存款存在显著影响,本研究框架和结论具有针对平台经济落实反垄断政策的现实意义。

三 理论模型

本文构建纳入基于互联网平台理财的金融科技部门的存款市场竞争模型,探究金融科技发展对商业银行存款规模的影响机制。理论模型中包含家庭、商业银行部门和金融科技部门。商业银行部门包括多家参与垄断竞争确定存款息差及存款规模的商业银行。金融科技部门包括多家基于互联网平台向家庭部门出售理财产品的金融科技企业。金融科技企业相对于传统商业银行具有信息和技术优势,体现在其相对较低的边际运营成本和较高的金融服务效率。考虑家庭部门的存款以及理财需求,商业银行和金融科技企业在追求利润最大化的内在要求驱使下决定其最优存款或理财产品利率并确定负债规模。均衡条件下,家庭部门同时持有商业银行存款和金融科技部门提供的平台理财产品,存款和理财产品市场以均衡利率出清,两部门负债规模得以确定。

(一)家庭部门

代表性家庭部门通过资产增值积累财富从而最大化其效用水平,其效用函数 u 具有如下常替代弹性(Constant Elasticity of Substitution 即 CES)形式:

$$u = \left(W^{\frac{\rho-1}{\rho}} + \lambda l^{\frac{\rho-1}{\rho}} \right)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \quad (1)$$

如式(1)所示,家庭部门效用获得来源于两个部分,家庭期末财富水平 W 以及流动性资产水平 l 。 $\lambda > 0$ 度量流动性资产之于总财富水平对效用的相对贡献, ρ 度量流动性资产和财富水平之间的替代弹性,设 $\rho \in (0, 1)$, 反映家庭部门所持有的流动性资产对于总财富水平的替代强度有限。同时,家庭部门可通过持有现金 C 和非现金流动性资产 D 获得流动性效用,流动性资产需求函数也满足 CES 形式:

$$l = \left(C \frac{\xi-1}{\xi} + \delta D \frac{\xi-1}{\xi} \right)^{\frac{\xi}{\xi-1}} \quad (2)$$

如式(2)所示,考虑流动性权重差异,设 $\delta \in (0, 1)$,其度量一单位非现金流动性资产之于一单位现金水平所提供的实际流动性差异。 ξ 度量现金和非现金流动性资产之间的替代弹性,设 $\xi > 1$,体现现金和非现金流动性资产之间具有强替代关系。

家庭部门的非现金流动性资产需求可由商业银行的存款业务和金融科技部门的平台理财业务满足,两部门提供的资产管理业务依CES函数形式加总构成家庭部门持有的总量非现金资产 D :

$$D = \left[(1 - \theta) D_B^{\frac{\chi-1}{\chi}} + \theta D_F^{\frac{\chi-1}{\chi}} \right]^{\frac{\chi}{\chi-1}} \quad (3)$$

其中, D_B 和 D_F 分别反映家庭部门在商业银行部门和金融科技部门所持有的非现金流动性资产规模,即商业银行部门存款总规模以及金融科技部门平台理财总规模。设银行存款和平台理财需求的替代弹性 $\chi > 1$,反映家庭部门持有的商业银行存款和持有的互联网平台理财产品存在强替代关系。 $\theta \in (0, 1)$ 代表金融科技部门提供的理财产品规模对家庭部门非现金流动性资产规模总需求的单位贡献比例^①。

给定期初财富水平 W_0 ,家庭部门可持有流动性较差的非流动性资产,其规模为 $W_0 - C - D$,令非流动性资产的投资回报率为 $f \in (0, 1)$,非现金流动性资产利率为 $r^D \in (0, 1)$,家庭部门预算约束为:

$$W = W_0(1 + f) - C \cdot f - D \cdot s \quad (4)$$

依据式(4),由于持有现金不产生任何利息回报,其单位机会成本为非流动性资产的投资回报率 f ^②。同时, $s = f - r^D$ 代表家庭部门持有非现金流动性资产所支付的平均息差,简称息差,其度量持有非现金流动性资产的机会成本。由于家庭部门可以获取商业银行存款利息以及平台理财产品的投资回报 $r^D > 0$,即持有非现金流动性资产具有收益,因而其机会成本相较于持有现金更低,即 $s < f$ 。在均衡条件下,由于家庭部门存在

① 由于篇幅所限,有关商业银行数字化转型以及互联网金融风险分析见《世界经济》网站(www.jweonline.cn)2023第2期在线期刊本文的补充材料附录二, θ 体现家庭部门自金融科技部门获得流动性效用之于银行部门获得流动性效用的相对大小。具体而言,当式(3)的CES函数被解读为家庭部门针对非现金流动性资产的需求函数时, θ 变动即体现偏好相对变化,例如,金融科技部门风险上升, θ 下降代表家庭部门对平台理财需求下降。当式(3)被解读为家庭部门所持有非现金流动性资产的生产函数时, θ 变动即体现两部门生产率相对变化,例如,金融科技部门风险上升,金融科技部门非流动性资产生产率下降, θ 下降代表平台理财在家庭非现金流动性资产规模中占比下降。

② 该式基于 $W = (W_0 - D - C)(1 + f) + D(1 + r^D) + C$ 。

对流动性资产的自然偏好,且银行部门或金融科技部门均不存在完全竞争市场,单一银行或金融科技企业具有一定市场势力,市场出清条件下非现金流动性资产利率相对较低 $r^D < f$,即息差 $s > 0$ 。另外,由于商业银行部门和金融科技部门生产率和内部竞争程度不同,家庭部门在两部门面临不同的非现金流动性资产利率 $r_B \in (0, 1)$ 和 $r_F \in (0, 1)$,即面临不同的息差即 $s_B = f - r_B$ 和 $s_F = f - r_F$,分别简称为存款息差和平台理财息差。

进一步,令 $a \in \{B, F\}$ 分别对应商业银行部门和金融科技部门,假设分别存在 N_B 家商业银行和 N_F 家金融科技企业,家庭部门对商业银行存款或平台理财需求可由部门内机构共同满足。具体而言,对任一部门的非现金流动性资产需求也具有CES函数形式:

$$D_a = \left(\frac{1}{N_a} \sum_{i=1}^{N_a} D_{i,a}^{\frac{\eta_a-1}{\eta_a}} \right)^{\frac{\eta_a}{\eta_a-1}} \quad (5)$$

如公式(5), $D_{i,a}$ 代表家庭部门在某一商业银行或金融科技企业 i 所持有的存款规模或平台理财规模。 η_a 是商业银行或金融科技部门内不同机构之间提供存款或平台理财服务的替代弹性,设 $\eta_a > 1$,反映部门内不同机构间提供的非现金流动性资产具有较高替代性。令 $s_{i,a} = f - r_{i,a}$ 代表某一商业银行或金融科技企业 i 设定的本机构存款息差或平台理财息差,银行部门和金融科技部门的加权平均息差为 $s_a = \frac{1}{N_a} \sum_{i=1}^{N_a} \frac{D_{i,a}}{D_a} s_{i,a}$ 。

(二) 商业银行和金融科技企业

给定家庭部门的非现金流动性资产需求,商业银行和金融科技企业决定机构层面最优息差 $s_{i,a}$ 并确定最优的负债规模即家庭持有资产额度 $D_{i,a}$,从而最大化银行或金融科技企业利润。由于本文关注重点在商业银行和进行平台理财的金融科技企业的负债端,简化起见,我们设商业银行以及金融科技企业给定负债额进行贷款或投资的资产端利率等于家庭部门持有非流动性资产的投资回报率 f 。另外,我们假设除吸纳存款或理财额度 $D_{i,a}$ 并实际支付存款利息或理财产品回报率 $r_{i,a}$ 外,商业银行和金融科技企业均面临边际运营成本 $c_a > 0$,该成本以银行存款额或平台理财规模为单位,由机构所在部门的整体生产率水平决定,边际成本的倒数 $\kappa_a = 1/c_a$ 度量商业银行或金融科技企业的部门生产率水平,生产率水平越高,边际运营成本越低^①。令 $\kappa_F >$

① 由于本文关注部门之间的存款和理财规模替代效应,简化起见,生产率范畴定义在部门层面。若同时考虑部门层面技术差异以及部门内企业间技术差异并不改变本文理论结果。设提供 $D_{i,a}$ 规模存款服务的银行或平台理财的金融科技企业具有生产函数 $D_{i,a} = \kappa_a G_{i,a}$, $G_{i,a}$ 为生产要素(例如数据、算法、劳动力、土地、分支机构等)投入, κ_a 为生产率水平。标准化要素投入价格为1,则满足1单位家庭部门非现金流动性资产需求所需边际成本为 $1/\kappa_a$ 。

κ_b 反映商业银行部门和金融科技部门之间存在生产率差异,金融科技部门的生产率水平更高。进而,单一银行或金融科技企业的利润最大化问题可表示为:

$$\max_{s_{i,a}} D_{i,a}(s_{i,a} - c_a) \quad (6)$$

(三)均衡

我们可求得均衡条件下,非现金流动性资产市场息差 s^* 、银行部门存款息差 s_B^* 、金融科技部门平台理财息差 s_F^* ,以及非现金流动性资产市场总规模 D^* 和分部门负债规模 D_B^* 和 D_F^* ,同时使得以下公式成立(具体推导过程见网站附录一):

$$s^* = \delta^{\frac{\xi}{\xi-1}} \left(\frac{M - \rho}{\xi - M} \right)^{\frac{1}{\xi-1}} f \quad (7)$$

$$s_B^* = (1 - \theta)^{\frac{1}{\chi-1}} \left(\frac{\chi - M_B}{\chi - M} \right)^{\frac{1}{1-\chi}} s^* \quad (8)$$

$$s_F^* = \theta^{\frac{1}{\chi-1}} \left(\frac{\chi - M_F}{\chi - M} \right)^{\frac{1}{1-\chi}} s^* \quad (9)$$

$$D^* = \delta^{\frac{\xi}{1-\xi}} (\xi - \rho)^{\frac{\xi-p}{1-\xi}} (M - \rho)^{\frac{-p}{\xi-1}} (\xi - M)^{\frac{\xi}{\xi-1}} f^{-p} \quad (10)$$

$$D_B^* = (s_B^*/s^*)^{-\chi} D^* \quad (11)$$

$$D_F^* = (s_F^*/s^*)^{-\chi} D^* \quad (12)$$

其中,公式(7)(8)和(9)是利率定价公式,公式(10)(11)和(12)为非现金流动性资产整体规模、银行存款规模以及平台理财规模的定量公式。结果显示,有关量价的均衡条件均取决于三个重要变量 M_B 、 M_F 和 M :

$$M_B = 1 - (\eta_B - 1)(N_B - 1) + N_B \frac{c_B}{s_B(M_B, M_F) - c_B} = -\frac{\partial \ln D_B}{\partial \ln s_B} \quad (13)$$

$$M_F = 1 - (\eta_F - 1)(N_F - 1) + N_F \frac{c_F}{s_F(M_F, M_B) - c_F} = -\frac{\partial \ln D_F}{\partial \ln s_F} \quad (14)$$

$$M = M_B + M_F - \chi = -\frac{\partial \ln D}{\partial \ln s} \quad (15)$$

公式(13)(14)和(15)分别对应商业银行部门内部、金融科技部门内部以及非现金流动性资产市场整体的市场势力,反映某一部门内或者市场整体资产规模对于息差变动的敏感程度。市场势力越强对应部门内或市场整体的竞争程度越低,息差变动对于均衡资产规模的影响也就越弱。

如公式(13)和(14)所示,银行部门和金融科技部门市场势力的存在具有两个维度的含义:第一,部门内参与市场竞争的机构数目影响非现金流动性资产需求在机构间的替代关系,由公式中第一个等号后前两项表示,其反映市场势力的广度边际(extensive margin),此为文献中广泛研究的有关竞争程度的直接度量。当某一部门内机构提供的存款或理财产品服务的替代弹性 η_B 或 η_F 越高,该部门的机构数目 N_B 或 N_F 越多时,部门内机构间竞争程度越大,部门内部市场势力越小。

第二,式(13)和(14)中第三项反映市场势力的强度边际(intensive margin),是竞争程度的间接度量。强度边际是本文理论框架所涵盖的但被既有文献常常忽略的一个重要维度。受制于部门生产效率,部门内机构的息差定价存在同质性,导致部门内不同机构所选择的最优利率和负债规模相近,间接限制了家庭部门于不同机构间资产需求的可替代性。具体而言,式(13)和(14)中第一个等号后第三项可解释为银行或金融科技部门整体的成本覆盖率,即机构层面的运营成本占平均利润之比与该部门机构数目的乘积。由于部门内部不同机构的单位负债规模对应的利润空间 $s_a - c_a \geq 0$ 要求银行以及金融科技企业确定息差和负债规模时考虑部门平均生产效率及运营成本,导致部门内机构间存在同质性,不同银行和企业进行区别定价能力有限,导致机构间服务替代性不足,竞争受限,因而形成了额外的市场势力。当部门内提供存款或理财产品的边际运营成本 c_a 为0时,市场势力仅由广度边际度量。当部门科技生产率 κ_F 和 κ_B 升高时,机构运营的边际成本降低,市场势力的强度边际下降,产品服务的替代性抬升使得竞争更为充分。另外,部门内机构数目 N_B 或 N_F 越大,强度边际越大,意味着更多机构会进行同质化定价,该部门的整体的市场势力反而更大。

另外,公式(15)描述非现金流动性资产市场整体的市场势力,等于除家庭部门对两部门资产跨部门替代弹性 χ 之外的两部门市场势力的线性加总,部门间替代性越强且商业银行或金融科技部门的市场势力越小,市场整体势力 M 越小。以下,我们讨论外部金融科技发展对商业银行部门存款规模的影响机制。同时,我们探究部门市场势力如何作用于该影响机制。

(四)外部金融科技发展:存款挤出效应和商业银行市场势力

本部分刻画外部金融科技发展对传统商业银行存款影响的理论机制。同时,我们探究商业银行部门的市场势力如何作用于该影响机制。我们首先定义金融科技部门发展的特征为依赖平台理财的金融科技企业所在部门市场势力 M_F 不断下降,竞争愈加充分。金融科技部门市场势力的下降可以来源于金融科技部门内部的广度边际或强度边际改善,即互联网金融平台理财产品品种不断丰富或平台科技公司数目越

来越多(N_F 上升),或金融科技部门实现持续的技术进步(κ_F 上升导致 c_F 下降)。

一方面,根据公式(8),金融科技部门的市场势力 M_F 下降会带来商业银行部门息差相对市场整体息差 s_B^*/s^* 上升,由式(11)可得银行存款规模相对非现金流动性资产总规模 D_B^*/D^* 下降,因而,由市场势力变动导致两部门资产价格相对变化带来资产规模相对变化的作用即为跨部门替代作用。另一方面,根据公式(7)和(10),由于整体市场势力 M 下降,市场均衡息差 s^* 下降导致家庭部门对非现金流动性资产总需求 D^* 上升,按照一定比例,银行部门的存款规模也会上升,即为非现金流动性资产市场整体均衡带来的财富效应。以下,我们给出定理1,总结该影响机制^①。

定理1:金融科技部门扩张对商业银行存款规模的影响存在两个不同的作用机制:(1)商业银行部门存款息差相较于非现金流动性资产市场的均衡息差升高,商业银行部门存款规模相对下降,即跨部门替代效应;(2)市场整体均衡息差下降,家庭部门对非现金流动性资产总需求上升带动商业银行部门存款规模增加,即财富效应。替代效应和财富效应作用方向相反。

为更清晰地展示定理1并简化模型推导,对银行部门存款规模取自然对数,我们考察金融科技部门发展(M_F 下降)如何影响家庭部门持有的商业银行部门存款(由偏导数 $-\frac{\partial \ln D_B^*}{\partial M_F}$ 衡量),结合式(8)(11)和(15)可得:

$$-\frac{\partial \ln D_B^*}{\partial M_F} = \underbrace{-\frac{\chi}{(\chi-1)(\chi-M)}}_{<0} + \underbrace{\frac{1}{\xi-1} \left(\frac{\rho}{M-\rho} + \frac{\xi}{\xi-M} \right)}_{>0} + \underbrace{\left[\frac{\chi}{(\chi-1)(\chi-M)} \frac{\chi-M_F}{\chi-M_B} + \frac{1}{\xi-1} \left(\frac{\rho}{M-\rho} + \frac{\xi}{\xi-M} \right) \right]}_{>0} \frac{\partial M_B}{\partial M_F} \quad (16)$$

式(16)中等式右侧第一项为负,对应金融科技发展带来跨部门替代效应——商业银行部门存款规模下降;第二项和第三项均为正,对应财富效应——商业银行部门存款规模上升^②。第三项的出现是由于银行部门市场势力中存在强度边际,产生了进一步抵消替代效应并强化财富效应的额外影响渠道。具体而言,金融科技部门的市场势力下降和竞争程度增强,可以抬高银行部门的均衡息差从而增加银行部门的平均利润率,导致银行部门市场势力的强度边际降低,抵消了银行部门市场势力的相对

① 对定理1的严格证明参见网站附录三。

② 由式(8)(9)可得,部门息差 s_B^* 和 s_F^* 非负要求 $\frac{\chi-M_F}{\chi-M_B} \geq 0$,严格为正即对应均衡息差为正。

上升,因而部分抵消替代效应即强化财富效应。结合式(13)和(14)可见,当商业银行部门边际运营成本较小时($c_B \rightarrow 0$),市场势力强度边际较弱,式(16)第三项对应的“抵消-强化”效应也较小。依据定理1和式(16),银行部门存款规模的变动方向最终取决于两个互斥效应的相对大小。综上,金融科技发展是否挤出商业银行存款即导致银行存款规模下降取决于其跨部门替代效应是否大于市场整体的财富效应,若替代效应占据主导,则商业银行存款被挤出,即 $-\frac{\partial \ln D_B^*}{\partial M_F} < 0$ 。

进一步,我们讨论既有商业银行内部市场势力 M_B 如何影响跨部门替代效应大小(即式(16)第一项),同时探究其如何作用于金融科技发展对商业银行存款规模的影响机制。简单推导可得,跨部门替代效应大小(绝对值)随着既有银行部门市场势力 M_B 上升而增大。由于金融科技发展挤出银行存款的必要条件要求跨部门替代效应大于财富效应,结果显示,当银行部门市场势力越强,竞争越不充分时,跨部门替代效应越强,因而,银行存款越有可能被挤出^①。

定理2:既有商业银行部门内部市场势力越高,竞争越不充分,外部金融科技发展对传统商业银行存款的跨部门替代效应越大。

定理2说明既有商业银行竞争越不充分,外部金融科技扩张会使得家庭部门持有银行存款的机会成本——存款息差相对非现金流动性资产市场息差更大,持有互联网平台理财产品的回报率相对更高,导致跨部门替代效应更为显著,商业银行存款规模更容易被挤出。

基于以上理论结果,我们提出四个假说。本文将利用中国地级市层面数据对各假说进行检验,在数据中识别外部金融科技发展的实际影响:

假说1:平均意义而言,外部金融科技发展不一定挤出地区层面商业银行部门存款。

根据定理1,由于市场均衡中存在两种互斥效应,商业银行部门存款被挤出的前提和必要条件是金融科技部门扩张带来的跨部门替代作用大于市场均衡下的财富效应。然而,两种效应同时存在可能会导致平均意义下单一方向的作用并不显著。

假说2:在商业银行市场势力更强或银行竞争不足的地区,外部金融科技发展可以挤出商业银行存款。

定理2表明,金融科技部门发展是否挤出银行部门存款以及挤出程度大小均受制于既有商业银行部门的竞争程度,一地商业银行市场竞争不足会导致当地金融科

① 证明推导参见网站附录三。

技术发展带来的替代效应大于财富效应,从而挤出商业银行存款。因而,针对假说2的实证检验是对本文模型核心机制的关键检验。

假说3:金融科技部门扩张导致当地依赖互联网金融平台理财的融资规模上升。

同时,为进一步确认本文理论框架的合理性,我们探究外部金融科技发展对于平台理财规模的直接影响。结合式(9)和(12),金融科技部门扩张可以降低平台理财息差,提高家庭部门针对平台理财的资产需求,同时,市场整体息差降低带来的财富效应可以进一步促进平台理财规模的上升。

假说4:在商业银行市场势力更强或银行竞争不足的地区,外部金融科技发展促进当地平台理财规模扩张的影响更大。

结合定理2和假说3可得,一地商业银行市场势力越强,金融科技部门扩张对传统商业银行部门存款的替代效应越大,其必然体现在平台理财规模相对于当地的存款规模比例上升越大。

四 研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文所使用数据主要来源于中国经济金融研究数据库(CSMAR)、司尔亚司数据信息有限公司(CEIC)中国经济数据库以及中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库。另外,我们利用郭峰等(2020)构建的数字普惠金融指数及其子指数度量中国地级市层面金融科技发展程度。考虑到商业银行可主动采用金融科技提升自身数字化水平,抵御外部平台经济和互联网理财的横向竞争,我们进一步基于谢绚丽和王诗卉(2020)构建的商业银行数字化转型综合指数构建地区层面的银行数字化转型指标,在回归分析中控制其影响机制,从而清晰识别外部金融科技发展对于商业银行存款的实际影响,强化经验证据和本文理论结果的可参照性。由于数字普惠金融指数中有关支付宝货币基金业务相关数据以及公开可使用的商业银行转型综合指数更新至2018年,本文最终采用288个地级市2011至2018年的数据。同时,本文对所有原始数据进行了统一处理,包括:(1)删除数据缺失观测;(2)为消除极值点影响,对所有连续变量进行1%和99%水平的缩尾处理。最终,得到2266个地级市-年度观测值。

(二)变量界定

1. 被解释变量。(1)银行存款增速。我们对各地级市城乡居民人民币储蓄存款年末余额 BD 的自然对数求年度变化(即 \ln 年增速,记为 dBD)。

(2) 余额宝货币基金余额增速。我们首先统计了本文样本区间内余额宝底层货币基金余额, 可得年末余额宝理财余额^①。其次, 我们利用数字普惠金融指数下的余额宝货币基金业务指标^②, 基于全国总指标计算不同地区不同年份一地居民使用余额宝强度的相对权重。进而, 将当年全国余额宝理财余额乘以地区权重近似可得各地余额宝年末余额, 对其取自然对数并求年度变化(即 \ln 年增速, 记为 $dYue$)。

(3) 余额宝理财相对规模。当地余额宝年末余额与当地居民储蓄存款年末余额的比值(记为 RS)。

(4) 余额宝理财规模相对增速。当地余额宝年末余额年增速-当地居民储蓄存款年末余额年增速, 记为 RGH 。

2. 核心解释变量。(1) 金融科技发展程度。本文使用北京大学数字金融研究中心构建的地级市层面数字普惠金融指数(Fin)度量金融科技发展水平。该指数反映了中国各地依赖互联网技术的金融科技发展水平, 其基于蚂蚁金服的底层数据, 并从覆盖广度(cov)、使用深度(dep)以及数字化程度(dig)三个维度构建子指数。另外, 考虑到直接使用普惠金融指数进行机制识别可能面临的内生性问题, 我们使用一地互联网普及率(int)指标作为普惠金融指数的工具变量进行回归分析, 进一步确认回归结果的稳健性。

(2) 银行竞争程度。本文采用地级市层面银行分支机构的集中度度量商业银行部门的市场竞争程度。利用中国银行保险监督管理委员会关于商业银行分支机构金融许可证信息, 计算出每年地级市层面各家银行机构的许可证数目即分支机构数目。我们计算行业集中度指标即赫芬达尔-赫希曼指数(hhi), 衡量不同地区商业银行的市场竞争程度, 该指数计算公式如下:

$$hhi_{j,t} = \sum_{i=1}^{I_{j,t}} \left(\frac{N_{i,j,t}}{N_{j,t}} \right)^2 \quad (17)$$

$hhi_{j,t}$ 度量城市 j 当地商业银行在时间 t (某年) 的市场集中度, $N_{i,j,t}$ 是商业银行 i 于城市 j 在时间 t 所设分支机构的数目, $N_{j,t}$ 是所有商业银行于城市 j 在时间 t 开设分支机

① 2018年余额宝对底层货币基金来源进行了扩容, 统计口径包括以下14支余额宝底层货币基金: 天弘余额宝、华安日日鑫a、博时现金收益a、国泰利是宝、景顺长城景益货币a、中欧滚钱宝a、广发天天利e、长城货币a、诺安天天宝a、银华货币a、融通易支付货币a、大成现金增利a、国投瑞银添利宝a、银河银富货币a。2018年之前本文仅统计天弘余额宝货币基金余额。

② 货币基金业务指标涵盖了三个底层维度: 人均购买余额宝的笔数、人均购买余额宝金额以及每万人支付宝用户购买余额宝的人数。该指标度量一地居民针对余额宝这一重要互联网金融理财产品和理财渠道的购买强度和使用意愿, 侧面反映了地区层面居民参与互联网金融平台理财的依赖度。

构的总数。 $L_{j,t}$ 是城市 j 在时间 t 的商业银行总数。指数越小,对应竞争越充分,即任一银行在当地的市場势力越小,反之,市場势力越大市場竞争越不充分。

同时,通过统计一地拥有分支机构最多的三家商业银行分支机构占当地金融机构总数的占比,我们可得另一个有关銀行集中度的度量($top3$),计算公式如下:

$$top3_{j,t} = \sum_{i=1}^3 \frac{N_{i,j,t}}{N_{j,t}} \quad (18)$$

如式(18)所示,该銀行集中度指数越小,当地銀行竞争越充分,单一銀行的市場势力越小,反之,市場势力越大。

3. 控制变量。回归分析中我们还控制了不同地区包括经济发展水平、地方财政状况、人口年龄结构、金融发展水平、互联网金融风险和传统商业银行风险指标以及銀行内部金融科技转型程度指标等特征。首先,有关当地经济发展水平和财政状况的控制变量包括各地区的名义国内生产总值(GDP)、人均国内生产总值($AGDP$)、财政收入(GSP)、财政支出(GRE)以及人均可支配收入(IC)的年增速(取自自然对数的差分)。第二,考虑到教育和社保资源分布、人口迁移程度和城市化程度在地区层面存在显著差异,不同地区人口年龄结构以及老龄化程度存在不同。由于互联网移动科技在老年人群中渗透率较低,老年人相较于中青年对互联网技术以及数字金融平台的使用和依赖程度较低,使用平台理财的边际意愿和能力均较弱,其平台理财资产规模或显著低于其銀行存款规模。因而,忽略地区层面人口年龄结构差异会影响本文针对金融科技发展对銀行存款实际影响的识别。基于各省统计年鉴中15至64岁和65岁以上人口占比数据,我们在回归分析加入省份层面中青年人口(15至64岁)占比(mid)和老年人口(65岁及以上)占比(old)作为控制变量。第三,回归分析中,我们同时控制地级市层面金融发展水平差异。参考张成思等(2013)、钟腾和汪昌云(2017)等的研究,我们进一步选取地区金融机构贷款余额占名义GDP比例($loan$)、股票交易市场规模($stock$)、股票发行市场规模(IPO)和信用债规模($bond$)来控制地区金融发展程度^①。第四,我们选取一地P2P问题平台占全国问题平台总数($PB1$)和占当地平台数的比例($PB2$)度量当地互联网金融活动对应的平台理财风险并将其作为额外控制变量。同时,回归分析中纳入了省份层面銀行不良贷款率(NPL)用以控制銀行自身风险,其可能对一地銀行存款业务产生额外影响。第五,由于商

^① 针对股票交易市场规模、股票发行市场规模以及信用债规模,回归中相应控制变量均为原始数据加1后的自然对数值。

业银行自身可通过数字化转型应对外部金融科技发展带来的挑战。本文进而使用银行分支机构许可证数据,结合北京大学商业银行数字转型程度指数下的四个子指数(国有银行、股份制银行、城市商业银行以及农村商业银行数字转型指标)构建了地级市层面商业银行数字化转型程度指标(*tran*)并将其作为控制变量。具体而言,首先,我们计算一地国有银行、股份制银行、城市商业银行以及农村商业银行分支机构的相对占比,将其作为权重。其次,将商业银行数字转型程度指数下的四个子指数进行加权求和,最终形成地区层面的银行数字转型程度度量。此外,回归分析中也控制了年度固定效应和城市固定效应用以控制宏观周期因素和地区不随时间变化的异质性差异影响。有关各变量的描述性统计如表1所示。

表1 描述性统计

符号	变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>dBD</i>	储蓄存款增速	2266	11.882	4.425	0.054	11.663	24.580
<i>hhi</i>	赫芬达尔-赫希曼指数	2266	0.137	0.048	0.064	0.124	0.308
<i>top3</i>	前三银行分支机构占比	2266	0.513	0.114	0.310	0.495	0.820
<i>Fin</i>	数字金融普惠指数	2266	155.024	61.507	33.270	159.955	271.897
<i>cov</i>	金融科技覆盖广度	2266	145.207	58.784	21.340	151.365	261.249
<i>dep</i>	金融科技使用深度	2266	153.165	64.716	32.440	143.535	283.400
<i>dig</i>	金融科技数字化程度	2266	190.639	79.832	19.200	223.495	306.529
<i>dYue</i>	居民持有余额宝货币基金规模增速	1413	46.898	39.419	-3.738	29.519	125.863
<i>RS</i>	余额宝理财-居民储蓄存款相对规模(%)	1700	2.631	2.401	0.161	1.875	12.171
<i>RGH</i>	余额宝理财规模相对增速	1413	36.701	39.949	-17.589	19.379	119.171
<i>dGDP</i>	GDP增速	2266	8.683	7.557	-24.915	8.967	24.519
<i>dAGDP</i>	人均GDP增速	2266	8.298	7.307	-22.992	8.397	25.359
<i>dGSP</i>	财政支出增速	2266	11.985	8.848	-14.392	11.566	37.352
<i>dGRE</i>	财政收入增速	2266	10.708	14.142	-46.409	10.617	48.881
<i>dIC</i>	人均可支配收入增速	2266	8.896	3.943	-7.759	8.409	17.283
<i>mid</i>	省份层面15至64岁人口占比(%)	2266	73.171	3.287	66.827	73.034	80.017
<i>old</i>	省份层面65岁及以上人口占比(%)	2266	10.251	1.949	6.556	10.026	14.988
<i>loan</i>	贷款余额GDP占比(%)	2266	0.961	0.533	0.302	0.797	3.124
<i>stock</i>	股票交易市场规模	2266	13.477	6.023	0.000	15.626	19.965
<i>IPO</i>	股票发行市场规模	2266	10.218	4.709	0.000	11.661	16.642
<i>bond</i>	信用债规模	2266	9.674	5.907	0.000	12.388	16.823
<i>NPL</i>	省份层面商业银行不良贷款率(%)	2266	1.575	0.771	0.350	1.380	4.400
<i>PB1</i>	P2P问题平台全国占比(%)	2266	0.281	1.178	0.000	0.000	10.175
<i>PB2</i>	P2P问题平台当地占比(%)	2266	9.862	22.662	0.000	0.000	100.000
<i>tran</i>	商业银行数字转型指数	2266	74.554	30.158	31.634	73.911	147.264
<i>int</i>	互联网普及率(%)	2152	0.615	0.472	0.117	0.476	2.872

(三)模型设定

为检验假说1,本文首先估计以下回归模型:

$$dBD_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{j,t} + \theta Control_{j,t} + \zeta_j + \gamma_t + \epsilon_{j,t} \quad (19)$$

$dBD_{j,t}$ 代表一地居民储蓄存款余额的年增长率, $Fin_{j,t}$ 衡量地区层面金融科技部门发展水平。 $Control_{j,t}$ 代表地区层面的控制变量, ζ_j 对应城市固定效应, γ_t 为年度固定效应。若回归系数 α_1 的估计值不为零且统计意义上显著,则回归结果有助于确认金融科技发展在平均意义上是否挤出商业银行存款,同时可识别替代效应以及财富效应的相对大小。若该回归系数估计值不显著,则金融科技发展并不影响当地商业银行存款规模增速。

为检验假说2,我们进一步探究一地商业银行市场竞争关系如何作用于金融科技部门发展对商业银行存款增速的影响,我们估计以下回归模型:

$$dBD_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{j,t} + \alpha_2 Fin_{j,t} \times M_{j,t-1} + \alpha_3 M_{j,t-1} + \theta Control_{j,t} + \zeta_j + \gamma_t + \epsilon_{j,t} \quad (20)$$

其中, $M_{j,t-1}$ 反映一地的商业银行市场势力,由当地前一年基于商业银行分支机构数据计算的集中度指标 hhi 和 $top3$ 度量。我们关注交乘项的回归系数 α_2 ,若其估计值为负且统计意义上显著,假说2被验证,即一地的商业银行市场势力越强,竞争越不充分,金融科技发展对于商业银行存款规模增长的抑制作用越强。考虑到一地的商业银行市场势力和竞争关系与当地居民的商业银行储蓄存款规模之间存在一定双向因果关系,使用滞后一期指标 $M_{j,t-1}$ 有助于识别既有商业银行市场势力如何作用于金融科技发展对银行存款规模的影响。

针对假说3,我们考察金融科技发展如何影响家庭部门持有的平台理财产品规模,我们估计以下回归模型:

$$dYue_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{j,t} + \theta Control_{j,t} + \zeta_j + \gamma_t + \epsilon_{j,t} \quad (21)$$

$dYue_{j,t}$ 对应一地居民持有余额宝货币基金余额的年增长率。我们关注回归系数 α_1 ,若 α_1 系数估计值显著为正,则一地金融科技发展促进当地的平台理财规模增长。

为检验假说4,我们进一步探究一地的商业银行竞争关系如何作用于金融科技发展对平台理财规模的影响,我们估计以下回归模型:

$$dYue_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{j,t} + \alpha_2 Fin_{j,t} \times M_{j,t-1} + \alpha_3 M_{j,t-1} + \theta Control_{j,t} + \zeta_j + \gamma_t + \epsilon_{j,t} \quad (22)$$

依据式(22),我们关注交乘项回归系数 α_2 ,若 α_2 系数估计值显著为正,则反映一地商业银行市场势力越高,竞争越不充分,金融科技发展导致当地居民购买余额宝为代表的平台理财增速越高。

五 回归分析

前文的理论分析证明,在市场均衡条件下,外部金融科技发展对于商业银行存款的影响包含替代效应和财富效应。在下面的经验分析中,我们首先考察金融科技发展对银行存款增速的净影响,即两效应叠加的平均效应。其次,我们直接验证金融科技发展挤出商业银行存款的必要条件——替代效应机制的存在并估计其大小。最后是稳健性分析。

(一)金融科技、商业银行市场势力、地区存款增速和地区平台理财增速

表2集中汇报了针对四个理论假说的回归检验结果,本文核心观点均得到经验支持。表2第(1)列显示,基于公式(19)的回归系数 α_1 的估计值不显著。因而,就平均意义而言,中国金融科技发展程度与家庭部门的银行存款规模变化之间不存在显著的相关关系,假说1成立,即金融科技发展并未显著影响居民储蓄存款增速。该结论符合理论模型结果预期,由于存在两个互斥效应——跨部门替代效应和非现金流动性市场整体的财富效应,金融科技对商业银行部门存款规模并不存在单一方向影响。

表2第(2)(3)列展示有关假说2的回归结果。列(2)(3)的区别在于回归分析中衡量地级市层面银行市场势力的度量不同,其分别对应 hhi 或 $top3$ 指标,两列结果均显示基于式(20)回归的系数 α_2 估计值显著为负,假说2得到经验证据支持。在商业银行市场势力强的地区,商业银行竞争越不充分,金融科技发展带来基于互联网的金融服务竞争,导致当地家庭部门持有的银行存款增速下降。同时,该效应对应的回归系数数量级较大,考虑到 α_1 估计值不显著,表明这些地区的金融科技发展显著降低了当地商业银行存款增速。例如,给定数据中银行市场势力较高地区(75分位数)相对银行市场势力较低地区(25分位数)的差距—— hhi 指数高0.058,金融科技指标强化1个标准差(61.507),可以使得银行市场势力较高地区存款增速相对银行市场势力较低地区低0.460($0.058 \times 61.507 \times 0.129$)个百分点。

第(4)列汇报针对假说3的检验结果,第(5)(6)列汇报针对假说4的检验结果,被解释变量均为地级市层面居民持有余额宝年末余额的增速。第(4)列结果显示,基于公式(21)有关 α_1 系数的估计值统计意义下显著为正,说明一地金融科技发展显著促进当地居民购买以余额宝为代表的平台理财产品规模的增长,假说3得到经验证据支持。同时,第(5)(6)列的回归结果表明,基于公式(22)有关 α_2 系数的估计值显著为

正,平台理财规模增速在既有商业银行竞争不足的地区更高。综上,假说4得到经验支持,既有商业银行市场势力越大,该地区居民选择持有以余额宝为例的互联网金融理财产品意愿越强,侧面反映金融科技部门在该地区利用平台理财进行融资的能力越强。为确保本文回归结果的可信性和稳健性,我们另外使用数字普惠金融指数下余额宝货币基金业务指标直接计算年度差并将其作为被解释变量(回归结果见网站附录四)。结合附录表A1列(2)(3)结果,在商业银行竞争水平不高的地区,伴随着金融科技发展程度的提高,平台理财迅速扩张,然而商业银行存款增长受限。

表2 金融科技、商业银行市场势力、地区存款增速和地区平台理财增速

被解释变量	(1) <i>dBD</i>	(2) <i>dBD</i>	(3) <i>dBD</i>	(4) <i>dYue</i>	(5) <i>dYue</i>	(6) <i>dYue</i>
<i>Fin</i>	0.000 (0.013)	0.005 (0.014)	0.014 (0.014)	0.162*** (0.049)	0.103** (0.049)	0.056 (0.050)
<i>Fin</i> × <i>hhi</i> _{<i>t-1</i>}		-0.129*** (0.027)			0.682*** (0.119)	
<i>hhi</i> _{<i>t-1</i>}		6.147 (6.655)			-98.260*** (19.818)	
<i>Fin</i> × <i>top3</i> _{<i>t-1</i>}			-0.053*** (0.011)			0.278*** (0.043)
<i>top3</i> _{<i>t-1</i>}			2.878 (2.794)			-41.874*** (9.842)
<i>tran</i>	0.075*** (0.029)	0.096*** (0.026)	0.092*** (0.026)	-0.158** (0.061)	-0.187*** (0.068)	-0.183*** (0.066)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.563	0.569	0.569	0.971	0.971	0.971
样本量	2266	2266	2266	1413	1413	1413

说明:括号内为地级市聚类之后的标准误,*、**和***分别表示10%、5%以及1%的显著性水平。下同。

考虑到商业银行可以通过数字化转型积极采用金融科技应对外部挑战,表2中不同列均汇报了地区层面商业银行数字化转型程度*tran*对应的回归系数,其反映银行数字化程度与当地存款规模或平台理财规模变化之间的相关关系。第(1)至(3)列结果显示,该回归系数估计值显著为正,说明一地商业银行数字化程度的提高提升了

当地银行存款增速。第(4)至(6)列结果表明,数字化转型程度对应的回归系数估计值显著为负,说明一地的商业银行数字化程度越高,当地的平台理财规模增速越低^①。综上,回归中控制了地区层面商业银行数字化转型程度对于存款和平台理财规模变动的影响之后,本文的分析更为有效地识别了理论模型关注的核心机制——外部金融科技发展如何影响商业银行存款规模。

(二)平台理财与商业银行存款的相对规模与增速

依据理论模型的定理1和定理2,存款增长被显著挤出的必要条件是平台理财规模相对于存款规模占比显著上升,即存在跨部门替代效应。同时,替代效应大小受既有商业银行部门的市场势力影响,银行竞争程度越不充分,跨部门替代效应越强。我们使用一地居民持有的余额宝理财规模于当地银行存款规模占比(RS)及其相对增速(RGH)替代式(19)(20)中的被解释变量,用以度量跨部门替代效应的大小。由于平台理财相较于银行存款相对规模具有较强序列相关性,随时间推移逐渐增加,本身趋势即反映金融科技部门从无到有及其理财规模由少到多的单调递增特征。我们使用系统广义矩估计法(SYS-GMM)对动态面板进行估计,基于残差序列自相关检验结果,引入被解释变量的滞后1期 $RS_{j,t-1}$ 和滞后2期 $RS_{j,t-2}$ 作为额外的控制变量。同时,我们对被解释变量的滞后项 $RS_{j,t-1}$ 、 $RS_{j,t-2}$ 和核心解释变量 $Fin_{j,t}$ 、 $M_{j,t-1}$ 以及交乘项 $Fin_{j,t} \times M_{j,t-1}$ 使用一阶滞后项作为GMM式工具变量,而其他控制变量使用自身作为工具变量。回归结果见表3。

表3中,列(1)至(3)展示了基于系统广义矩方法的估计结果。首先,相关检验结果显示本文系统广义矩模型设定合理,序列自相关AR(1)检验拒绝原假设,说明残差项存在一阶自相关;同时,AR(2)检验接受原假设,说明残差项不存在二阶自相关。因而,我们选择滞后2期的被解释变量作为控制变量较好地处理了动态面板估计中由于序列自相关带来的估计偏误问题。同时,针对工具变量选择,Hansen检验在10%显著水平下无法拒绝所选工具变量有效的原假设。其次,有关回归结果,无论是相对规模占比还是相对增速,列(1)(4)结果均显示,一地金融科技发展水平越高,余额宝年末余额相较于当地居民储蓄存款规模越大,同时,余额宝年末余额增速相对于存款规模增速越高。列(2)(3)(5)和列(6)结果均显示,在银行竞争不足的地区,金融科技发展对提高余额宝规模占比并抬升其相对于银行存款增速的影响更大。即在银行竞

^① 本文网站附录二基于本文理论框架对商业银行数字化转型对商业银行存款影响机制进行了扩展讨论,此部分回归结果与理论预期一致。

争不充分地区,金融科技发展带来跨部门替代效应更强。综上所述,本部分可以验证替代效应存在。此发现同时具有重要的政策意义,为抵消金融科技部门扩张带来的存款替代效应,地方应致力于降低其商业银行分支机构的既有市场势力并强化市场竞争。

表3 平台理财和商业银行存款的相对规模与相对增速

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RS	RS	RS	RGH	RGH	RGH
Fin	0.017*** (0.005)	0.011*** (0.004)	0.003 (0.004)	0.191*** (0.056)	0.098* (0.056)	0.030 (0.060)
$Fin \times hhi_{t-1}$		0.118*** (0.018)			1.057*** (0.128)	
hhi_{t-1}		-16.717*** (2.826)			-125.079*** (37.839)	
$Fin \times top3_{t-1}$			0.047*** (0.007)			0.420*** (0.052)
$top3_{t-1}$			-6.580*** (1.127)			-53.617*** (15.809)
RS_{t-1}	0.774*** (0.035)	0.723*** (0.039)	0.725*** (0.039)			
RS_{t-2}	0.501*** (0.055)	0.474*** (0.060)	0.467*** (0.059)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1)	0.000	0.000	0.000			
AR(2)	0.822	0.153	0.186			
Hansen	0.143	0.101	0.131			
R ²				0.955	0.957	0.957
样本量	1121	1121	1121	1413	1413	1413

说明:AR(1)是SYS-GMM模型残差项的一阶自相关检验的P值,AR(2)是SYS-GMM模型残差项的二阶自相关检验的P值,Hansen表示Hansen检验的P值。

(三)稳健性检验与拓展

以下,本文从多个角度进一步确认回归结果的稳健性,同时对理论模型结论提供

更为丰富的经验支持。第一,考虑到直接使用普惠金融发展指数进行机制识别可能存在的内生性问题,参考邱晗等(2018)以及唐松等(2020)的研究,本文选取互联网普及率作为金融科技发展程度的工具变量,针对式(20)和(22)进行二阶段回归分析,回归结果见表4。首先,互联网使用的拓展和普及是一地金融科技发展所必要的基础设施,其又独立于当地银行存款规模变动,理论上是一个较好的工具变量。同时,表4列(1)至(4)针对不同回归模型使用该工具变量对应的Kleibergen-Paap rk LM统计量的p值均为0.000,拒绝了不可识别的原假设。Kleibergen-Paap rk Wald F统计量均高于Stock-Yogo检验在10%水平下的弱工具变量临界值(19.93),表明统计意义上使用该工具变量有效,有助于降低模型内生性,更好地识别本文提出的跨部门替代作用因果机制。其次,有效降低内生性之后,回归依然显示金融科技发展与地方商业银行市场势力的交乘项系数均在1%水平上显著,说明一地既有商业银行势力强,外部金融科技发展将导致当地商业银行存款增速放缓并提升当地居民平台理财规模增速,回归结果具有稳健性。

表4 金融科技、商业银行市场势力、地区存款和平台理财增速:工具变量回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	<i>dBD</i>	<i>dBD</i>	<i>dYue</i>	<i>dYue</i>
<i>Fin</i>	0.006 (0.015)	0.019 (0.016)	0.075 (0.049)	0.030 (0.051)
<i>Fin</i> × <i>hhi</i> _{<i>t-1</i>}	-0.182*** (0.036)		0.729*** (0.137)	
<i>hhi</i> _{<i>t-1</i>}	10.520 (8.050)		-103.968*** (23.468)	
<i>Fin</i> × <i>top3</i> _{<i>t-1</i>}		-0.073*** (0.014)		0.275*** (0.051)
<i>top3</i> _{<i>t-1</i>}		5.462* (3.230)		-41.844*** (12.081)
控制变量	控制	控制	控制	控制
市固定效应	控制	控制	控制	控制
年固定效应	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM P值	0.000	0.000	0.000	0.000
Kleibergen-Paap rk Wald F	85.252	116.300	86.753	95.211
样本量	2152	2152	1341	1341

第二,由于金融科技部门发展特征非常丰富,本文理论也强调市场竞争在广度边际和强度边际存在两个维度的变动,我们进一步采用数字普惠金融指数之下的三个子指数——覆盖广度(*cov*)、使用深度(*dep*)以及数字化程度(*dig*)用于回归分析,确认本文结果的稳健性。我们将三个子指标分别替换基准回归所用的总指数作为解释变量,基于公式(20)和(22)分别进行回归分析,结果汇总于表5。结果显示,无论金融科技发展背后的驱动因素是数字账户数目增多,互联网金融产品使用频率上升,抑或是金融服务数字化程度和科技含量提高,其对既有商业银行竞争不充分地区的银行存款增速的负向影响均非常显著。同时,当地商业银行市场势力越强,金融科技发展对于当地银行部门存款的挤出效应越大,当地余额宝资产规模增速也越高。综上所述,

表5 金融科技(子指标)、商业银行市场势力、地区存款和平台理财增速

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>dBD</i>	<i>dBD</i>	<i>dBD</i>	<i>dYue</i>	<i>dYue</i>	<i>dYue</i>
<i>Fin</i> 子指标	<i>cov</i>	<i>dep</i>	<i>dig</i>	<i>cov</i>	<i>dep</i>	<i>dig</i>
Panel A: <i>hhi</i>						
<i>Fin</i>	-0.057*** (0.015)	0.042*** (0.009)	0.018*** (0.005)	-0.193*** (0.061)	0.291*** (0.038)	-0.050** (0.019)
<i>Fin</i> × <i>hhi</i> _{<i>t-1</i>}	-0.159*** (0.027)	-0.117*** (0.028)	-0.081*** (0.020)	0.639*** (0.144)	0.389*** (0.080)	0.428*** (0.106)
<i>hhi</i> _{<i>t-1</i>}	7.699 (6.935)	5.791 (6.418)	4.715 (6.776)	-87.739*** (22.522)	-33.951** (16.548)	-95.404*** (25.031)
R ²	0.574	0.570	0.568	0.971	0.973	0.971
Panel B: <i>top3</i>						
<i>Fin</i>	-0.046*** (0.015)	0.051*** (0.010)	0.025*** (0.006)	-0.243*** (0.064)	0.269*** (0.039)	-0.088*** (0.024)
<i>Fin</i> × <i>top3</i> _{<i>t-1</i>}	-0.065*** (0.011)	-0.047*** (0.011)	-0.035*** (0.008)	0.265*** (0.053)	0.152*** (0.030)	0.188*** (0.041)
<i>top3</i> _{<i>t-1</i>}	3.364 (2.864)	2.634 (2.706)	1.943 (2.830)	-38.619*** (11.129)	-8.856 (8.948)	-40.034*** (12.071)
R ²	0.575	0.570	0.568	0.971	0.973	0.971
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2266	2266	2266	1413	1413	1413

无论如何定义金融科技的发展程度,经验分析结果均显示,在商业银行竞争不充分地区,金融科技发展均有效抑制商业银行存款增速并提升余额宝余额增速^①。

六 结论与政策建议

本文构建纳入基于平台理财的金融科技部门的存款市场竞争模型,结合经验分析探究金融科技发展如何影响商业银行负债水平。理论结果显示,外部金融科技发展对传统商业银行存款的影响存在两种互斥效应——跨部门替代效应以及市场均衡带来的财富效应。当商业银行部门内竞争不足时,替代效应占据主导,外部金融科技发展挤出商业银行部门存款。本文提出的理论框架有助于理解中国区域层面正在发生的外部金融科技扩张与传统银行业务竞争的现状并评估金融科技发展的实际影响。利用2011–2018年中国288个地级市层面数据,结合北京大学数字金融研究中心地级市数字普惠金融指数和商业银行数字转型指数,本文对理论分析结果进行经验检验。结果表明,平均意义而言,金融科技发展并未显著影响商业银行存款增速。然而,在既有商业银行竞争不足的地区,金融科技扩张显著抑制当地银行存款增长,平台理财之于当地银行存款相对规模和相对增速均上升。因而,在地区层面上,迅猛发展的金融科技正在显著改变中国商业银行存款分布和发展趋势。

本文研究结论具有十分重要的政策和现实意义。首先,自党的十八大以来,党中央国务院多次强调防控系统性金融风险,互联网金融行业合规有序发展有助于更好地贯彻落实防范化解重大金融风险的政策要求。同时,针对平台经济利用其技术和数据垄断地位无序扩张的问题,2021年2月国务院反垄断委员会正式印发《关于平台经济领域的反垄断指南》,严格限制平台企业的经营边界和行为。本文研究发现,由于依赖平台理财的金融科技发展具有跨部门替代效应,进一步防范商业银行引发系统性金融风险要求商业银行积极参与市场竞争,利用金融科技进行场景设计和数字化转型,提高自身经营效率和管理水平,有效管控负债压力,降低外部冲击带来的系统性风险隐患。同时,针对平台企业的无序扩张,进一步强化反垄断政策和提高监管审查的精度和效率意义重大。

第二,中央高度重视区域发展不平衡问题,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中要求进一步健全区域协调发展体制

^① 另外我们还进行了一系列稳健性检验,由于篇幅所限,回归结果见网站附录四。

机制,构建高质量发展的区域经济布局和国土空间支撑体系。本文发现,由于中国不同地区商业银行经营机构分布不均,竞争程度参差不齐,金融科技对于商业银行竞争不足的地区存在显著侵蚀作用,而商业银行竞争不足的地区恰是经济发展相对落后、金融资源相对匮乏的地区,在金融科技迅速发展的大背景下,存款分布会更加不均,这些地区的商业银行面临更大的融资风险,更有激励参与高风险经营行为,增加金融风险。本文强调政策制定应纳入区域视角,当前需支持和鼓励金融机构优化分支机构网点布局,推进对金融服务薄弱地区的金融服务供给和质量提升,带动当地金融机构提升资产负债管理能力和风险把控能力,避免区域发展不平衡程度进一步拉大。

第三,党的十九大报告明确指出,现阶段继续深化金融体制改革的重点之一是进一步健全货币政策并推进利率市场化改革,国务院金融稳定发展委员会多次强调疏通货币政策传导的重要性。本文理论分析证明,降低金融科技的负向挤出效应需要强化存款市场均衡下的正向财富效应。财富效应反映商业银行可以享受金融科技部门扩张带来的整体存款市场规模增加、服务质量改善,数字化程度提升的红利,而财富效应产生的前提是商业银行能够积极面对强化的市场竞争,按照成本收益和竞争关系通过市场确认最优负债水平和负债成本,用以部分抵消金融科技部门扩张带来银行系统的相对收益损失。就存款市场而言,进一步深化利率市场化可以有效避免商业银行负债端刚性定价而金融科技部门利用监管套利灵活定价的竞争现状,有助于降低金融科技对商业银行部门存款的负向影响。

参考文献:

郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云(2020):《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)》第4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。

郭晔、赵静(2017):《存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究》,《金融研究》第6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。

刘莉亚、余晶晶、杨金强、朱小能(2017):《竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗?——中国利率市场化进程的微观证据》,《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。

盛天翔、范从来(2020):《金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给》,《金融研究》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。

谢露、王欣、张敏(2016):《区域竞争与商业银行的盈余质量——基于我国商业银行的经验证据》,《金融研究》第7期。

谢平、邹传伟(2012):《互联网金融模式研究》,《金融研究》第12期。

谢绚丽、王诗卉(2020):《中国商业银行的数字化转型:2010-2018》,北京大学数字金融研究中心。

易纲、赵先信(2001):《中国的银行竞争:机构扩张、工具创新与产权改革》,《经济研究》第8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。

张成思、朱越腾、芦哲(2013):《对外开放对金融发展的抑制效应之谜》,《金融研究》第6期。

张健华、王鹏、冯根福(2016):《银行业结构与中国全要素生产率——基于商业银行分省数据和双向距离函数的再检验》,《经济研究》第11期。

郑志来(2015):《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》,《财经科学》第5期。

钟腾、汪昌云(2017):《金融发展与企业创新产出——基于不同融资模式对比视角》,《金融研究》第12期。

Allen, F.; Fulghieri, P. and Mehran, H. “The Value of Bank Capital and the Structure of the Banking Industry.” *The Review of Financial Studies*, 2011, 24(4), pp. 971-982.

Allen, F.; McAndrews, J. and Strahan, P. “E-Finance: An Introduction.” *Journal of Financial Services Research*, 2002, 22(1), pp. 5-27.

Berger, A. N. and Hannan, T. H. “The Price-Concentration Relationship in Banking.” *The Review of Economics and Statistics*, 1989, pp. 291-299.

Berger, S. C. and Gleisner, F. “Emergence of Financial Intermediaries in Electronic Markets: The Case of Online P2P Lending.” *Business Research*, 2009, 2(1), pp. 39-65.

Boyd, J. H. and De Nicolo, G. “The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited.” *The Journal of Finance*, 2005, 60(3), pp. 1329-1343.

Cetorelli, N. and Strahan, P. E. “Finance as a Barrier to Entry: Bank Competition and Industry Structure in Local US Markets.” *The Journal of Finance*, 2006, 61(1), pp. 437-461.

Davis, R. G. and Guttentag, J. M. “Balance Requirements and Deposit Competition.” *Journal of Political Economy*, 1963, 71(6), pp. 581-585.

Drechsler, I.; Savov, A. and Schnabl, P. “The Deposits Channel of Monetary Policy.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132(4), pp. 1819-1876.

Neumark, D. and Sharpe, S. A. “Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the Market for Consumer Deposits.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(2), pp. 657-680.

Petersen, M. A. and Rajan, R. G. “The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2), pp. 407-443.

Rajan, R. G. and Zingales, L. “Financial Dependence and Growth.” *The American Economic Review*, 1998, pp. 559-586.

Tang, H. “Peer-to-Peer Lenders versus Banks: Substitutes or Complements?” *The Review of Financial Studies*, 2019, 32(5), pp. 1900-1938.

Fintech, Bank Liabilities and Competition

Jia Dun; Han Haozhe

Abstract: This work presents a model that characterises the existing competition in the deposit market between the traditional banking sector and a sector powered by fintech (financial technology) that sells wealth management products through a digital platform, as well as competition for liabilities within each sector. Combined with empirical analysis, the paper explores how the rapid development of the fintech-based wealth management sector affects the deposit growth of China's traditional commercial banks. The theoretical results of the model suggest that the fintech sector expansion outside the traditional banking sector has two offsetting effects on bank deposits—a cross-sector substitution effect and an overall wealth effect. When there is limited market competition within the commercial banking sector, the cross-sector substitution effect—by which the fintech expansion in the non-banking sector inhibits the growth of the scale of commercial bank deposits—dominates. The paper also presents model-consistent empirical evidence based on prefecture-level data. The results reveal that, on average, fintech expansion in the non-banking sector does not affect the growth of commercial bank deposits, but it significantly alters their distribution and growth trend across regions, i.e. the fewer commercial bank branches there are operating locally, the lower the growth rate of local bank deposits. Fintech expansion in the non-banking sector also increases the share and relative growth rate of platform-based wealth management above those of traditional bank deposits among households. This paper proposes a series of policy suggestions to regulate and guide the healthy and orderly development of the internet finance industry and platform economy, supporting the improvement of the operational efficiency of commercial banks, deepening market-oriented interest rate reform and promoting the coordinated development of regions.

Key words: fintech, platform-based wealth management, banking competition

JEL codes: G21, D40, E43

(截稿:2022年9月 责任编辑:宋志刚)