

银行数字化转型能缓解流动性囤积吗^{*}

项后军 高鹏飞

摘要:基于银行体系内的流动性囤积现象,本文从近年来银行加速数字化转型的趋势出发对银行数字化转型与银行流动性囤积之间的关系进行了分析,在此基础上使用2011—2021年中国126家商业银行的面板数据进行实证分析。研究表明:银行数字化转型显著降低了银行流动性囤积水平,且这一结论在考虑内生性问题后依然成立;对传导渠道的检验表明,银行数字化转型通过提高信息透明度、降低信贷业务经营成本这两种渠道对流动性囤积产生负向影响;异质性分析结果表明银行数字化转型对流动性囤积的负向影响在较小规模银行中更加明显。本文还发现随着流动性囤积水平的上升,银行数字化转型缓解流动性囤积的效应愈发明显。本文为评估银行数字化转型的经济效益、缓解货币政策传导不畅、推动银行业支持实体经济的效能提升等问题提供了有益参考。

关键词:银行数字化转型 银行流动性囤积 信息透明度 银行异质性

一、引言

自中国经济步入新常态以来,伴随着经济下行压力的增大叠加新冠疫情的负面冲击,中国金融体系特别是银行体系是否充分发挥了支持实体经济的功能已成为监管当局及学界重点关注的问题。然而,长时间以来,在实体经济面临“融资难、融资贵”困境的同时,银行体系内的资金空转套利问题仍然存在。一个典型的现象是,2018年央行通过四次降准和增量开展中期借贷便利等措施提供中长期流动性约6万亿元,而当年社会融资规模增量却同比减少了约3.6万亿元,与此同时银行间市场利率却出现明显下降。这一现象表明,商业银行将央行提供的流动性转化为银行体系内部的流动性而未将其投向实体经济,银行的这种流动性囤积行为将加重货币政策的传导不畅(Diamond & Rajan, 2011; Gale & Yorulmazer, 2013),并引发实体经济的融资困难。针对这一长期存在且时有凸显的问题,近三年来监管当局出台了多项政策,如使满足普惠金融考核要求的银行享受一定的存款准备金率优惠、下调超额存款准备金率以释放引导信用扩张的信号,甚至直接发文要求银行提高风险容忍度并建立“敢贷、愿贷、能贷”的长效机制。

虽然上述措施在短期内确实减轻了银行流动性囤积,但这一问题却始终难以得到实质性化解。首先,在银行服务模式方面,银行贷款定价尚缺乏精细化,贷款风险管理过于依赖抵押物,而贷款企业特别是小微企业又通常存在经营信息不完善、财务报表不规范、缺乏抵押物等问题,这将使银行发放贷款的风险难以控制且成本难以降低,因而从长期看,银行囤积流动性的倾向依然较强;其次,在政策方面,持续引导金融机构增加贷款投放、扩大贷款覆盖面以提升企业信贷可得性将会不可避免地提高银行风险,因而这种宽松的信贷可得性与引导政策很可能难以延续。

^{*} 项后军,广东金融学院金融与投资学院,邮政编码:510521,电子邮箱:xhj816@163.com;高鹏飞(通讯作者),西安交通大学经济与金融学院,邮政编码:710061,电子邮箱:gpf6019@163.com。基金项目:国家社会科学基金重点项目“防范化解经济金融领域风险研究”(22AZD040);国家自然科学基金项目“流动性囤积视角下的货币政策传导问题:理论、实证与政策研究”(71973035)。感谢审稿专家的宝贵意见,感谢北京大学国家发展研究院谢绚丽、王诗丹慷慨地分享了“北京大学商业银行数字化转型指数”数据,文责自负。

值得注意的是,随着近年来信息数字技术不断对银行经营产生深远的影响,银行数字化转型可能有助于从根本上缓解银行流动性囤积难题。随着银行越来越多地运用大数据、云计算、人工智能等新型数字技术,新的经营模式正在发展。例如,招商银行建设的基于机器学习技术的智能预警系统可实现对潜在风险客户 73.05%的预警准确率,而对信贷审批进行全流程数字化改造则使零售信贷审批作业耗时同比缩短 20%;建设银行依靠人工智能及人脸识别等技术,利用税务、工商、用电量等数据识别小微企业的可贷性,在小微贷款投放规模由 200 亿元增加至近 1600 亿元的同时将小微贷款不良率控制在 1%以下。^①与此同时,监管部门也已意识到银行数字化转型对实体经济的赋能作用,出台多项举措积极支持银行等金融机构的数字化转型。2019 年 8 月以及 2022 年 1 月,中国人民银行两次发布《金融科技发展规划》,要求将数字元素注入金融服务全流程以加快金融机构数字化转型。2020 年 6 月份中国人民银行等八部委发布《关于进一步强化中小微企业金融服务的指导意见》,明确鼓励商业银行运用大数据、云计算等技术建立风险定价和管控模型,改造信贷审批发放流程。

因此,一个自然的问题是,银行数字化转型是否缓解了流动性囤积?若这一影响存在,那么传导渠道为何,这种影响又是否在不同的银行中表现出一定的差异性?显然上述问题都是值得深入研究的。

基于此,本文从流动性囤积的视角重新审视银行数字化转型对实体经济的赋能作用,探讨银行数字化转型通过何种传导渠道对银行流动性囤积产生了怎样的影响,以期在完善相关研究的同时,对我国货币当局在当前经济背景下从根本上解决流动性囤积难题并疏通货币政策传导的相关工作有所助益。

二、文献综述

(一)银行流动性囤积相关研究

银行流动性囤积指的是银行持有的流动性数量超出了其正常经营所需水平的现象。对流动性囤积的研究源于 2008 年金融危机后对美联储救助效率不佳的反思。Ashcraft et al(2011)基于金融危机期间的银行借贷数据和日内账户余额数据提供了银行囤积流动性的经验证据。此后大量学者对流动性囤积的成因、影响以及应对政策进行了研究。

在对流动性囤积成因及其影响的研究中,Acharya & Merrouche(2013)的研究发现,金融危机时客户的流动性需求与风险敞口的急剧增大迫使银行持有大量的流动资产是流动性囤积的重要诱因。Heider et al(2015)发现,当同业交易对手方的资产风险升高时,银行融资流动性将降低,并致使银行进行流动性囤积,从而进一步影响同业市场的交易量和利率。Berrospide(2021)发现,银行通过增加对流动资产的持有以应对未来可能由证券减值造成的损失,并认为这种预防性动机是流动性囤积的重要动因,又进一步发现危机期间超过四分之一的信贷减少可归结于预防性动机。Gale & Yorulmazer(2013)同样从预防性动机的角度认为,危机期间银行表内和表外业务风险敞口的迅速增加是银行进行流动性囤积的根源,而囤积流动性可以减轻银行破产风险。Acharya et al(2012)指出,投机性动机同样是银行流动性囤积的重要动因:流动性充足且拥有较强市场势力的银行在危机期间能够以较低的价格购买流动性紧缺银行抛售的资产,并获得高额收益。

国内学者对流动性囤积的研究则较少,万志宏和曾刚(2012)介绍了美国银行体系在金融危机后的流动性囤积现象,并简要分析了引发流动性囤积的现实原因。周爱民和余粤(2019)从流动性囤积的视角分析 2013 年“钱荒”的成因,认为货币政策变化或市场传言等外部扰动导致同业市场出现恐慌情绪,而出于预防动机的流动性囤积行为最终导致 2013 年阶段性“钱荒”的发生。

值得注意的是,以上研究集中于对危机时期如次贷危机期间或“钱荒”期间的流动性囤积现象

^①以上数据来源于招商银行与建设银行年度报告。

进行分析,而 Berger et al(2022)认为,银行不仅在危机期间,而且在日常经营期间同样会有流动性囤积行为,并综合考虑资产端、负债端以及表外项目的流动性来构建银行流动性囤积指标,发现经济政策不确定性会提高银行流动性囤积水平进而损害实体经济的信用可得性,且这种效应源于银行自身而非客户的选择。邓伟等(2022)同样认为,随着经济政策不确定性的增强,商业银行会调整现金资产结构进行避险,从而产生流动性囤积效应。项后军和周雄(2022)则从流动性囤积的视角考察了影子银行的治理问题,认为对影子银行的严监管措施可能会加剧银行的在日常经营中的流动性囤积。

揭示如何缓解银行流动性囤积的相关研究则较少。Audzei(2016)将银行间市场纳入 DSGE 模型发现市场信心的变化可能导致信贷紧缩与衰退加剧,并对无限量流动性供应、定向信贷支持以及改变存款准备金率等央行政策的效果进行了模拟。Jung-Hyun et al(2016)通过建立银行持有准货币资产的权衡模型,揭示了央行可通过流动性覆盖率考核等监管措施将银行持有的流动性维持在合理水平,从而既减少银行流动性囤积又能兼顾新巴塞尔协议规定的流动性要求。Berger et al(2020)发现,银行管理者的负面情绪也会增加流动性囤积水平且更高的银行资本金要求与其他更严格的监管会加剧这一影响,并认为政策制定者可以通过调节资本金要求或改变监管力度以鼓励银行在繁荣时期囤积更多流动性并在萧条时期释放流动性。

(二) 银行数字化转型相关研究

银行数字化转型是银行借助以云计算、大数据、人工智能为代表的数字技术对自身业务与管理模式进行重塑与创新,从而强化竞争优势,有效提高价值创造能力,并实现转型升级的过程(陈中飞等,2022)。

近年来,随着银行数字化转型的快速推进,逐渐有学者开始关注银行数字化转型对银行经营乃至实体经济产生的深远影响。胡俊等(2023)认为,银行发展金融科技可以通过降低成本收入比、不良贷款率并提升中间业务收入占比从而改善银行经营绩效。蒋海等(2023)发现,银行数字化转型能够显著降低银行管理成本并提高运营效率,进而削减银行过度承担风险的动机。谢绚丽和王诗卉(2022)发现,数字化转型能够提升银行的存贷款业务盈利能力和收入获取效率,并推动线下分支机构的转型。也有文献对银行数字化转型的负面影响进行了研究。王道平等(2022)的分析表明,银行应用与发展金融科技的过程会使银行间的负债端联系更加紧密,进而放大系统性风险。余明桂等(2022)的研究表明,银行数字化转型会对银行劳动力需求产生负面冲击,且这种就业破坏效应主要存在于规模较小银行以及所处地区的市场化水平与金融业发展水平较高的商业银行中。

一支与本文更为相关的文献重点考察了银行数字化转型对银行信贷、货币政策传导以及银行服务实体经济效能的影响。金洪飞等(2020)发现,大银行的数字化转型有效地拓展了小微信贷业务并保持风险可控,且这是由于大型银行抢占了中小银行的部分优质客户。Sutherland(2018)与郭晔等(2022)均认为使用金融科技技术发放贷款可以通过提高银行资产端的风险管理能力从而缓解银行的信贷风险。张金清等(2022)的研究表明,银行数字化转型水平的提高有助于银行甄别未来盈利能力较强、缺乏担保但拥有信用的优质借款人,这使信贷资源从“僵尸”国企转移到优质民企,从而促进企业结构性去杠杆。此外,梁方等(2022)发现,银行数字化转型可通过促进银行发放贷款并增持交易性金融资产来缓解宏观经济不确定性对商业银行主动风险承担的抑制作用,从而提升银行业服务实体经济的能力。李学峰和杨盼盼(2021)得出结论:银行数字化转型可以通过促进小微贷款发放、改善存款结构显著提高流动性创造效率,增强银行为实体经济输入流动性的能力。

总结上述文献可知,上述研究仍有一些可拓展之处:

首先,虽然已有文献开始关注近年来银行数字化转型对银行经营乃至实体经济的影响,但对这一问题的考察多基于信贷风险、信贷总量或结构等较为直观且侧重于银行资产端的方面展开。而流动性囤积这一指标综合了银行资产端与负债端的配置状况对流动性经由银行体系传导的通畅程度进行衡量,定量地将货币政策传导不畅的问题深化至可观测层面,因此,从流动性囤积的视角切入,

恰能够结合我国货币政策传导不畅的现实情况更为全面深入地回答银行数字化转型在疏通货币政策传导乃至支持实体经济方面发挥的作用。

其次,厘清银行数字化转型通过何种传导渠道对流动性囤积产生影响同样值得研究,但从现有文献来看,无论是在理论层面还是实证层面,对二者间联系的考察仍有待补充。

而且,考虑到我国银行体系中不同类型银行存在相当大的差异,因此,进一步拓展分析银行数字化转型对不同银行流动性囤积影响的差异并揭示差异的成因就成为一项自然而又颇有价值的工作。同时,银行数字化转型对流动性囤积水平的影响是否具有非线性特征等问题也较为重要,但现有文献中对上述若干问题的研究基本上付诸阙如。

作为文章可能的边际贡献,本文针对上述问题做了一些相应的改进:

第一,本文从流动性囤积的新视角重新审视银行数字化转型的快速发展是否有助于提升银行服务实体经济的效能这一问题,在丰富银行数字化转型经济后果相关研究的同时,尝试为从根本上化解银行流动性囤积与货币政策传导不畅的难题提供新的视角和思路,这也与当前监管当局大力支持金融机构数字化转型以及引导银行加大对实体经济支持力度的政策导向高度相关。

第二,本文较为全面地关注银行数字化转型通过多条传导渠道降低或提升流动性囤积水平的可能,在理论层面对银行数字化转型如何影响流动性囤积进行了详细分析,并通过实证研究对二者间的内在联系进行更为精细的检验。

第三,立足于中国银行体系的特点,本文深入分析了不同资产规模银行中数字化转型对银行流动性囤积影响的异质性,并进一步通过对传导渠道的分组检验揭示这种异质性产生的原因。此外本文还考察了银行数字化转型对流动性囤积的非线性影响。研究所得结论增进了对银行数字化转型发展现状及规律的认识,并为相关部门调整银行数字化转型过程中的差异化监管框架、制定提升银行业服务实体经济质效的相关政策提供了有针对性的政策建议。

三、理论分析

本部分内容将对影响我国银行体系内流动性囤积现象的各类因素进行系统归纳,并在此基础上分析银行数字化转型对流动性囤积的影响机理。

由于银行流动性囤积反映了流动性经由银行体系的传导情况,不妨从货币政策传导链条的各个环节或部门出发对可能影响商业银行流动性囤积的因素展开分析:如在央行层面,影响信贷波动的主要有货币政策、宏观审慎监管、影子银行监管以及央行沟通(方意等,2022;于震,2021;林建浩等,2021),因而这些因素均可能影响银行流动性囤积水平;而在银行业内部,造成流动性囤积现象的潜在因素则有银行管理者情绪(Berger et al,2020)、银行风险承担(项后军等,2023)、银行治理(曹廷求、朱博文,2013)以及其他与银行信贷能力和意愿直接相关的资本充足情况、业务运营成本、信息不对称程度等因素(黄宪、熊启跃,2011;何德旭、余晶晶,2019);此外,在实体经济层面,宏观经济周期、经济政策不确定性、企业投资需求、投资者预期与信心则同实体资金需求密切相关(何德旭、余晶晶,2019;Berger et al,2022;张成思等,2021),同样是流动性囤积的重要外部影响因素。

聚焦于银行体系内部的数字化转型趋势对流动性囤积的影响,同时考虑到银行数字化转型对监管政策以及外部信贷需求的跨部门影响较为微弱且间接,本文认为银行数字化转型影响流动性囤积的主要渠道包括以下三个方面:

首先,从信息透明度的角度来看,资金供需双方的信息不对称阻碍了银行向实体经济投放流动性:相较于银行,企业或个人对自身财务情况、信用状况与社会关系等信息的掌握更加完备,这种信息不对称的存在会引发借款人的逆向选择与道德风险,并降低银行的资金提供意愿,从而使银行将原本可以投向实体经济的流动性囤积起来。而大数据、云计算、人工智能、知识图谱等新型数字技术的运用则有助于信息透明度的提高并缓解了信息不对称问题:在“贷前”环节,银行可以利用大数据等技术对海量的企业标准化数据(如注册登记信息、财务数据、股权结构、信用情况、税务信息、物流

信息、用水量及用电量等)和非标准化数据(如舆情信息、资产估值等)进行智能搜集、处理和决策,深层次透视企业信用及经营状况并为企业精准“画像”;在“贷中”环节,人工智能与知识图谱等金融科技的运用有助于银行对客户行为进行实时监控并对有潜在风险的客户进行及时预警;而在“贷后”环节,由于借款人违约行为传导至社交网络中会带来社会耻辱成本(廖理等,2020),因此,信息科技发展带来的社会关系透明度的增加将有助于银行顺利进行催收与追索。基于以上分析,银行数字化转型可以通过降低资金供求双方间的信息不对称程度使银行提供中长期流动性的意愿提升,从而对银行流动性囤积水平产生负向影响。

其次,从银行信贷业务经营成本的角度,传统经营模式下银行在营销获客、信贷资格审查等流程中较为依赖人工,产生的高额时间成本及费用会阻碍银行向实体经济投放流动性(郭丽虹、朱柯达,2021)。特别是在银行无法以较低的信息搜寻与处理成本甄别贷款风险且无法快速地对企业信息进行批量处理的情况下,银行的客户规模与金融服务覆盖面难以有效扩大,致使银行难以通过规模经济降低经营成本,从而形成了扩大客户规模、降低业务成本、控制风险三者难以兼得的“不可能三角”,这一困境可能使银行被迫进行流动性囤积。而银行借助金融科技进行数字化转型有助于降低银行的信贷业务经营成本从而改变这种不利局面:在营销获客环节,大数据与云计算技术通过分析客户基本特征和行为可帮助银行实现精准营销与贷款投放的精准触达;在风险评价与审批环节,基于机器学习与大数据技术的智能审批与决策系统可快速高效地批量处理企业信息,提高业务流程的自动化和智能化水平,节省了人工成本并大幅降低了信贷业务的平均可变成本与边际成本;而在贷后管理环节,基于人工智能技术的金融服务机器人可适应回访、贷款到期及逾期提醒、催收等多种场景,以较低成本为银行提供多种服务。由此可见,银行数字化转型带来银行信贷业务经营成本的降低,有助于提升银行中长期流动性投放意愿,从而降低银行流动性囤积水平。

然而,数字化转型对银行经营模式的影响不仅体现在信贷业务上,还体现在促进银行同业业务、证券投资业务以及交易业务的发展:银行可借助自然语言处理及深度学习等技术推进人工智能与传统交易、程序化交易的融合以实现对同业市场或其他金融市场海量数据的有效存储、实时数据提取以及智能分析,这提高了银行市场实时监测与风险管理的效率。随着资本约束问题凸显、同业竞争加剧以及金融脱媒现象的出现,近年来银行开始探索向非传统信贷经营模式进行转型,即尝试改变极其依赖于资产规模扩张与资本金消耗来拉动收入与利润增长的经营模式,并越来越多地利用数字技术寻求自身经营向非信贷业务方向发展。具体地,在资产层面,部分银行开始调整资产结构,在一定程度上减少对信贷资产扩张的依赖,较多地配置流动性强、风险权重低、资本消耗少的同业资产与金融资产,并采取资产证券化、信贷资产转让等方式盘活存量资产;在收入层面,增加非利息收入占总收入的比重,大力发展投资银行、资产管理、同业业务、资产托管等收益较高且较少占用资本金的业务以寻找新的利润增长点,上述举措可能促使银行在进行资产配置时倾向于持有流动性较强的资产,而这将导致银行流动性囤积水平在一定程度上升高。

综上,银行数字化转型对流动性囤积的影响取决于以上三种渠道、两个相反方向的净效应。因此,本文提出以下推论:若银行数字化转型通过提高信息透明度以及降低银行信贷业务经营成本对流动性囤积产生的负向影响更强,则银行数字化转型总体上降低了流动性囤积水平;若银行数字化转型通过促进银行的非信贷经营转型而对流动性囤积产生的正向影响更强,则银行数字化转型总体上提高了流动性囤积水平。本文将通过后续实证检验来明确银行数字化转型对流动性囤积的影响方向。

四、研究设计

(一)样本选择与模型设定

1. 样本选择。本文选取2011—2021年中国商业银行的年度数据作为样本,并对初始样本进行以下处理:(1)剔除邮政储蓄银行和三家政策性银行;(2)剔除财务数据以及银行数字化转型指数的连续期不足三年的样本银行;(3)为减轻离群值对于研究结论的影响,对所有连续变量在上下1%的

分位数上进行缩尾处理。经以上处理后,本文最终使用126家商业银行的非平衡面板数据作为研究样本,样本银行中包括5家国有大型银行、12家全国性股份制商业银行以及109家城商行和农商行。

在数据来源方面,银行数据来自Wind数据库与CSMAR数据库,地区宏观数据来自国家统计局网站,互联网金融发展水平与银行数字化转型数据则来自北京大学数字金融研究中心(郭峰等,2020;谢绚丽、王诗卉,2022)。

2. 模型设定。为考察银行数字化转型对流动性囤积的影响,本文设定以下基准回归模型:

$$LHT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DI_{i,t} + \lambda Control + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量为银行流动性囤积(LHT),核心解释变量为银行数字化转型(DI),Control为一系列控制变量, μ_i 为银行个体固定效应, λ_t 为时间固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为回归残差项。本文主要关注银行数字化转型回归系数的符号,若 α_1 显著为负则表明银行数字化转型显著降低了银行流动性囤积水平,反之则意味着银行数字化转型提高了流动性囤积水平。

(二) 变量选取

1. 银行数字化转型。现有文献度量银行数字化转型的方法各不相同,具体可归纳为以下几支:(1)通过Python爬虫和文本分析等技术对银行年报进行文本挖掘,对银行数字化转型相关词汇进行分词并计算其词频(张金清等,2022;蒋海等,2023);(2)利用新闻门户网站,通过搜索“银行数字化转型相关词汇+银行名称”获取新闻语料,再使用文本分析技术统计报道银行数字化转型的资讯数量(胡俊等,2023);(3)以银行是否与金融科技企业开展战略合作(或战略合作的次数)来设置数字化转型变量(徐晓萍等,2021;郭晔等,2022);(4)通过检索银行的专利申请摘要,使用与金融科技相关的银行专利数量作为个体银行数字化转型的测度(王道平等,2022;李逸飞等,2022);(5)使用更加微观的银行县域或分支行数据集,统计与数字化转型相关的产品及服务的使用情况,从而构建评价银行数字化转型程度的指标体系(郭丽虹、朱柯达,2021;李建军、姜世超,2021)。

上述方法各有千秋,但仅使用单一的数据来源渠道仍不免存在短板。例如,年报中的银行数字化转型投入作为一项自愿性信息披露,具有较强的“自我服务”动机(王雄元,2005),即银行管理层可能会进行有偏性信息披露甚至虚假披露以展示管理层应对数字化转型这一新发展趋势与新变化的能力并树立良好的形象,且近年来媒体对银行数字化转型状况的高度关注可能强化了这一动机。而使用新闻文本挖掘方法则面临无关信息的“噪音”干扰、不同银行的媒体关注度存在较大差异等问题。此外,无论是使用银行专利数据、战略合作情况或是分支行微观数据来衡量数字化转型程度,均存在对数字化转型的刻画不够全面或样本覆盖面较少等问题。

值得注意的是,最新的研究提供了一套更为全面地衡量银行数字化转型的指标体系。谢绚丽和王诗卉(2022)从商业银行的战略数字化、业务数字化和管理数字化三个维度出发构建了北京大学中国商业银行数字化转型指数。该指数的具体构成、各子指标权重及数据获取渠道如表1所示。

表1 北京大学中国商业银行数字化转型指标体系构成、权重及数据来源

一级指标	一级指标权重	二级指标	二级指标权重	二级指标具体含义	数据获取渠道
战略数字化	14.89%	数字技术提及	100%	124个数字技术关键词的提及频率	银行年报
业务数字化	31.22%	数字化渠道	42.22%	手机银行与微信银行的推出情况	手机应用市场、公众号
		数字化产品	47.18%	互联网理财、互联网信贷以及电子商务的推出情况	银行年报
		数字化研发	10.60%	银行三年内数字技术相关专利数量	专利数据库
管理数字化	53.88%	数字化架构	20.84%	网络金融部、数字金融部、金融科技部、金融科技子公司的架构情况	银行年报
		信科董事	28.60%	具有信息科技背景的董事占比	银行年报
		信科高管	28.21%	具有信息科技背景的高管占比	银行年报
		数字化合作	22.35%	是否开展与外部科技公司的合作	银行年报

数据来源:北京大学数字金融研究中心。

由表1可知,该指标体系全方位地考察了银行数字化转型程度,且数据来源涵盖了年报、专利数据库以及公众号等多种渠道,避免了由于单一数据来源渠道造成的指数失真问题。而且,该指数计算了246家银行在2010—2021年间的数字化转型程度,246家样本银行在各个年份的总资产均占到银行业总资产的96%以上,具有很强的代表性。基于上述考虑,本文使用北京大学中国商业银行数字化转型指数作为银行数字化转型的代理变量。

2. 银行流动性囤积。对于银行流动性囤积水平指标,本文参照Berger & Bouwman(2009)以及项后军等(2023)的做法,依据流动性强弱将报表列示科目划分为流动性和非流动性两类,在此基础上使用Berger et al(2022)提出的流动性囤积测度方法,根据资产端与负债端的科目对流动性囤积的贡献赋予其+0.5或-0.5的权重。表2展示了具体科目的划分归属情况。具体的计算方法为:银行流动性囤积=资产端流动性囤积+负债端流动性囤积,资产端流动性囤积=0.5×流动性资产-0.5×非流动性资产,负债端流动性囤积=0.5×流动性负债。

根据以上公式,当银行将一单位的非流动资产转换为一单位的流动资产或吸收一单位的流动性负债但将其配置为流动资产时,流动性囤积整体将上升一个单位。由此可见,银行流动性囤积反映了银行持有的流动性数量以及对外投放流动性的情况。该指标综合考察了银行的资产端与负债端配置,在考虑到银行“先天性”地具有将短期负债转换为中长期的流动性投放这种期限错配特点及功能的基础上,对流动性经由银行体系的传导情况加以刻画。当银行流动性囤积水平较高时,银行持有的流动性资产数量较多,这一方面会提升银行抵御负面冲击的能力,但同时也会削弱银行通过配置中长期资产获取收益的能力,并可能造成实体经济的融资困难。

表2 流动性囤积具体科目的划分归属

资产端流动性囤积		负债端流动性囤积	
流动性资产(权重为+0.5)	非流动性资产(权重为-0.5)		流动性负债(权重为+0.5)
现金及存放中央银行款项	贵金属	投资性房地产	向中央银行借款
	公司贷款	固定资产	个人及公司活期存款
存放同业和其他金融机构款项	个人住房贷款	无形资产	同业及其他金融机构存放款项
	贷款减值准备	递延所得税资产	
可供出售金融资产	买入返售金融资产	商誉	衍生金融负债
交易性金融资产	持有至到期投资	在建工程	交易性金融负债
衍生金融资产	长期股权投资	其他资产	
	应收款项类投资		

注:由于表外项目的数据可得性较低,因此,为保持每家银行流动性囤积的计算口径一致,本文在计算时仅考虑其表内部分。

3. 传导渠道变量。对于信息透明度渠道,考虑到银行运用大数据与人工智能等数字技术能够更加精准地收集企业信息并预测违约,从而降低贷款方的融资门槛与抵押要求(黄益平、邱晗,2021),本文使用信用贷款占总贷款的比重(*Trans*)来衡量贷款人信息透明度,因为当信息透明度越高时,银行对贷款人抵押物、质押物以及担保的要求越有可能降低;对于信贷业务经营成本渠道,本文使用业务与管理费除以年末贷款余额的值,即贷款成本率(*Loancost*)来衡量银行信贷业务经营成本;而对于银行向非信贷经营模式转型水平的度量,考虑到非利息收入占营业收入的比重(*NII*)通常用来衡量银行的转型程度(于研、孙磊,2010),因此,本文使用*NII*用来衡量银行的非信贷经营转型水平。

4. 控制变量。参考田国强和李双建(2020)、李建军和姜世超(2021)的研究,本文对银行层面的资产收益率、资本充足率、存贷比、银行规模、不良贷款率、贷款核销比例、权益负债比、成本收入比以及宏观层面的地区产业结构、经济发展水平、经济周期、投资规模与地区互联网金融发展水平进行控制以提高估计的精准度,而其他银行固有个体特征及不随银行变化的宏观因素冲击则通过引入双向固定效应进行了控制。本文将宏观控制变量匹配至银行的具体方法为:对城商行及农商行,使用其总部所在省份的省级层面宏观控制变量对其进行匹配;对国有银行及全国性股份制商业银行,则使

用全国层面的产业结构、经济发展水平、经济周期、投资规模以及每年度最高的数字普惠金融指数值对其进行匹配。本文所使用变量的定义与具体计算方法如表 3 所示。

表 3 变量定义

变量名称	变量符号	变量计算
银行流动性囤积	<i>LHT</i>	银行流动性囤积总额除以年末银行总资产
银行数字化转型	<i>DI</i>	对数化后的北京大学中国商业银行数字化转型指数
信息透明度	<i>Trans</i>	信用贷款总额占贷款总额的比重
信贷业务经营成本	<i>Loancost</i>	业务与管理费除以年末贷款总额
非信贷经营转型水平	<i>NII</i>	非利息收入占营业收入的比重
资产收益率	<i>ROA</i>	银行净利润除以平均资产总额
资本充足率	<i>Cap</i>	资本总额对风险加权资产的比率
存贷比	<i>LDR</i>	银行贷款总额除以存款总额
成本收入比	<i>CIR</i>	银行运营成本与营业收入的比值
银行规模	<i>Size</i>	年末银行总资产的对数值
不良贷款率	<i>NPL</i>	银行不良贷款占贷款总额的比率
贷款核销比例	<i>NCO</i>	本年度贷款核销总额除以年末贷款总额
权益负债比	<i>Lev</i>	年末银行的权益总额与负债总额的比率
投资规模	<i>Inv</i>	地区年度固定资产投资总额除以地区生产总值
产业结构	<i>Ind</i>	第二产业生产总值占地区生产总值的比重
经济发展水平	<i>Eco</i>	人均地区生产总值的年度同比增长率
经济周期	<i>Cyc</i>	使用 H-P 滤波法提取各银行所在区域的 GDP 增长率的周期成分
互联网金融	<i>DIF</i>	对数化后的北大数字普惠金融指数

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果

在进行回归分析之前,本文首先对各变量之间的相关性进行检验。结果表明,核心解释变量的方差膨胀系数小于 5,此外控制变量间的相关性系数均在 0.6 以下,且仅资本充足率与权益负债比、不良贷款率与资产收益率、互联网金融与产业结构间的相关性系数超过 0.45,由此可认为各变量之间不存在明显的共线性。

表 4 报告了基准回归结果,其中列(1)为单变量银行数字化转型对流动性囤积水平的回归结果,本文以此作为比较基础并在列(2)–(4)中逐次引入银行层面控制变量、宏观控制变量与时间固定效应。结果表明银行数字化转型(*DI*)的回归系数均至少在 5%的水平上显著为负,表明银行数字化转型水平的提高在总体上降低了银行流动性囤积水平。控制变量方面,根据列(4)的回归结果,权益负债比、不良贷款率与互联网金融对流动性囤积水平具有显著负向影响。此外,经济周期与流动性囤积水平也呈负相关,意味着当经济处于上行周期时,银行的流动性囤积水平较低,这符合银行体系具有顺周期性的特点。

表 4 银行数字化转型影响银行流动性囤积的基准回归结果

变量	(1) <i>LHT</i>	(2) <i>LHT</i>	(3) <i>LHT</i>	(4) <i>LHT</i>
<i>DI</i>	-0.4245*** (-8.87)	-0.1393** (-2.32)	-0.1514** (-2.39)	-0.1202** (-2.09)
<i>ROA</i>		4.6450* (1.69)	-0.3313 (-0.11)	-2.9694 (-1.00)
<i>Cap</i>		0.0018 (0.56)	0.0040 (1.17)	0.0032 (0.93)

变量	(1)LHT	(2)LHT	(3)LHT	(4)LHT
LDR		-0.1376** (-2.17)	-0.0856 (-1.34)	0.0259 (0.41)
CIR		-0.0137 (-0.22)	-0.0343 (-0.49)	-0.0070 (-0.10)
Size		-0.0381** (-2.55)	-0.0327 (-1.17)	0.0090 (0.29)
NPL		0.0046 (0.47)	0.0031 (0.30)	-0.0200** (-2.21)
NCO		1.7429** (2.15)	1.4247* (1.96)	1.0392 (1.62)
Lev		-1.4569*** (-3.84)	-1.5303*** (-3.49)	-1.1766** (-2.53)
Inv			0.0701* (1.77)	-0.0019 (-0.04)
Ind			0.4798 (1.65)	0.3523 (1.22)
Eco			0.0774 (0.98)	0.0919 (1.19)
Cyc			-0.0045** (-1.99)	-0.0098** (-2.08)
DIF			-0.0074 (-0.44)	-0.0165*** (-2.89)
常数项	0.1639*** (8.75)	1.1992*** (3.07)	0.8348 (1.02)	0.4295 (0.48)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	是
观测值	985	985	985	985
银行数	126	126	126	126
R ²	0.164	0.307	0.357	0.440

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为聚类稳健标准误,下同。

(二)内生性分析

首先,考虑遗漏变量问题。尽管本文控制了一系列银行层面的微观控制变量与地区宏观控制变量,但可能仍不免存在由遗漏变量引发的内生性问题。对此,本文参考 Cinelli et al(2020)提出的遗漏变量强度检验方法,采用核心解释变量、潜在遗漏变量以及被解释变量间的偏 R² 关系来估计遗漏变量问题是否对回归结果造成严重干扰。遗漏变量强度检验方法的核心在于参照敏感性分析的思想,计算潜在的遗漏变量相较于一个可观测的控制变量 X_j,其对被解释变量与核心解释变量的解释力度需要达到多强才能实质性地改变研究结论,从而为研究者评估是否存在此种遗漏变量提供参考。

本文选取经济周期(Cyc)作为 X_j,图 1 展示了遗漏变量强度检验的结果,左图为核心解释变量估计系数的等值图,右图为估计系数对应的 t 统计量等值图。图中横轴表示在控制了基准回归中的控制变量时,潜在遗漏变量 Z 对核心解释变量银行数字化转型(DI)的偏 R²;纵轴表示在控制银行数字化转型(DI)和基准回归中控制变量的情况下,潜在遗漏变量 Z 对被解释变量(LHT)的偏 R²。结果表明,即使在潜在遗漏变量为 3 倍 Cyc 强度(即潜在遗漏变量对流动性囤积剩余方差的解释力度为 Cyc 的 3 倍)的情况下,银行数字化转型的估计系数仍然为负,并且在统计显著性方面,估计系数

的 t 值 -2.15 仍然小于 -1.96 , 在 5% 的水平上显著。考虑到经济周期 (Cyc) 对银行流动性囤积的影响源于银行体系中近乎根植于银行业务的顺周期特点, 故经济周期对流动性囤积的解释能力已很强, 因此基准回归中再遗漏一个 3 倍 Cyc 强度变量的可能性已较低, 由此可以推测基准回归结果受到遗漏变量强烈干扰的可能性较低。

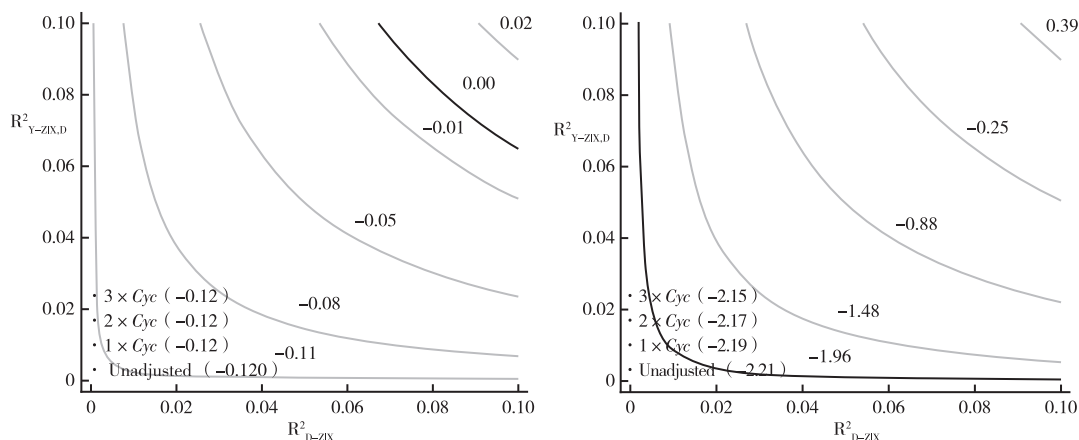


图 1 遗漏变量强度检验: 银行数字化转型 (DI) 的估计系数 (左图) 及其 t 值 (右图)

其次, 考虑反向因果问题。流动性囤积体现了银行的资产负债结构, 而银行的资产负债结构可能反过来影响到银行对数字化转型的重视及需求程度。为缓解由反向因果引发的内生性干扰, 同时排除遗漏变量的影响, 本文尝试利用工具变量方法, 通过引入地级市层面的上市公司年度高新技术企业资质认定数 ($Hightech$) 以及省级层面的大中型工业企业年度研究开发经费金额 (RD) 这两个工具变量进行两阶段回归。选择以上两个指标作为工具变量的原因在于: (1) 高新技术企业资质认定数与企业研究开发支出金额能较好地体现一个地区的整体科技投入与技术创新环境; (2) 企业间可通过专利公开、人才流动与信息交流等方式实现知识、技术的溢出与扩散, 已有研究表明制造业企业间存在显著的 TFP 正向溢出现象且电子信息及装备制造业的溢出程度最大 (张豪等, 2018)。而由于银行业为信息技术及电子设备的重要需求方, 因此, 一个地区的整体科技水平与创新环境将很有可能影响到银行的数字化转型投入从而影响流动性囤积水平; (3) 经相关性分析, 上述两个指标与银行数字化转型指标的相关性较强, 而与基准回归中残差项的相关性较弱。

值得注意的是, 由于部分银行的数字化转型指标值为 0, 因此, 在银行数字化转型作为被解释变量的第一阶段回归中可能出现左侧归并问题。故本文对两阶段回归的第一阶段使用面板 Tobit 回归以减轻该影响, 面板 Tobit 模型的具体设定如下:

$$DI_{i,t}^* = \beta_0 + \beta_1 Hightech_{i,t} + \beta_2 RD_{i,t} + \lambda Control + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$DI_{i,t}^{**} = \max(DI_{i,t}^*, 0) \quad (3)$$

其中, $Control$ 为基准回归中的全部控制变量, DI^* 为潜变量, 即利用控制变量与工具变量对银行数字化转型指数进行拟合而得到的预测值, DI^{**} 则取预测值与 0 二者间的较大值以避免出现负值。经上述处理后, 本文使用 DI^{**} 进行工具变量第二阶段回归。两阶段回归的结果如下表所示: 在第一阶段回归中, 两个工具变量均至少在 5% 的水平上对银行数字化转型水平产生正向影响; 在第二阶段回归中, 银行数字化转型在 5% 的水平上对银行流动性囤积存在显著负向影响, 这一结论与前文一致。在工具变量检验方面, Kleibergen-Paap rk LM 统计量对应的 P 值小于 0.01, 拒绝不可识别的原假设; Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量与 Cragg-Donald Wald F 统计量均大于 15% 水平上的 Stock-Yogo 临界值 11.59, 拒绝弱工具变量的原假设; Sargan-Hansen 统计量对应的 P 值大于 0.1, 接受所有工具变量均外生的原假设。以上检验表明工具变量的选取是适宜的。

表5 工具变量法回归结果

变量	第一阶段	第二阶段
	(1)DI	(2)LHT
DI**		-0.5955** (-2.13)
Hightech	0.1264** (2.48)	
RD	0.8160*** (4.44)	
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
观测值	985	985
银行数	126	126
工具变量检验		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量-P 值		0.0000
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量		12.451
Cragg-Donald Wald F 统计量		13.066
Sargan-Hansen 统计量-P 值		0.1017

此外,本文参照 Nunn & Wantchekon(2011)的做法,尝试在工具变量回归中加入更多额外的控制变量(如社会消费品零售总额、地方一般公共预算支出、互联网宽带接入用户数等)来控制工具变量通过其他路径影响银行流动性囤积的可能性,从而减轻排他性约束条件对实证结果的潜在干扰,结果表明前文结论并未改变。^①

(三)其他稳健性检验

首先,考虑到银行的流动性囤积具有一定的自相关性,本文在基准回归的基础上加入流动性囤积的一阶滞后项作为解释变量,建立动态面板模型并同时采用差分广义矩估计与系统广义矩估计两种方法进行重新估计。结果表明银行数字化转型的回归系数均显著为负,表明银行数字化转型有助于缓解流动性囤积这一结论不依赖于特定的计量模型设定。

其次,由于监管当局在2020年新冠疫情发生以来密集出台《关于进一步强化金融支持防控新型冠状病毒感染肺炎疫情的通知》等一系列鼓励银行业扩大信贷投放以支持实体经济的政策,因此,本文剔除了2020年与2021年的样本以排除相关政策的干扰。另外,本文将银行数字化转型滞后一期重新进行基准回归,相关结果表明本文的主要结论是稳健的。

此外,本文尝试通过其他方法重新构建银行数字化转型指标。一是统计各家银行年度报告中银行数字化转型相关词汇的出现次数,并将其加总为年度报告出现数(DI1)。二是以各家银行名称与银行数字化转型相关词汇作为关键词进行搜索,统计与银行数字化转型相关的资讯数量,并将其记为新闻报告出现数(DI2)。三是以电子设备净值占固定资产净值的比例(DI3)作为度量银行数字化转型的另一种指标。将DI1、DI2、DI3替换原银行数字化转型指标后的结果表明银行数字化转型的回归系数依然显著为负,这表明前述结论具有较强的稳健性。

(四)银行数字化转型影响流动性囤积的传导渠道研究

本文借鉴许和连等(2020)的传导渠道分析框架,对银行数字化转型影响流动性囤积的传导渠道进行检验。表6展示了对三种传导渠道的检验结果,其中列(1)(2)是对信息透明度渠道的检验,列(1)的估计结果表明银行数字化转型显著提高了贷款方的信息透明度,而列(2)中Trans的回归系数

^①限于篇幅,此处及稳健性检验的实证结果留存备案。

显著为负,表明信息透明度的提高有助于降低银行流动性囤积水平,因此,这一传导渠道得到验证,即银行数字化转型通过提高信息透明度最终降低了流动性囤积水平。类似地,列(3)(4)结果表明银行数字化转型通过降低银行信贷业务经营成本从而使流动性囤积水平降低的信贷业务经营成本渠道在全样本中同样存在,而列(5)(6)则表明银行数字化转型对银行非信贷经营转型水平的影响并不显著,这意味着全样本回归结果并不支持这一传导渠道存在。

表6 传导渠道检验结果

变量	信息透明度渠道		信贷业务经营成本渠道		非信贷经营转型渠道	
	(1) <i>Trans</i>	(2) <i>LHT</i>	(3) <i>Loancost</i>	(4) <i>LHT</i>	(5) <i>NII</i>	(6) <i>LHT</i>
<i>DI</i>	0.2196* (1.81)	-0.1253* (-1.89)	-0.0114** (-2.00)	-0.0939* (-1.72)	-0.0037 (-0.03)	-0.0952* (-1.70)
<i>Trans</i>		-0.1494** (-2.41)				
<i>Loancost</i>				4.4903** (2.24)		
<i>NII</i>						-0.0170 (-0.73)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	969	969	967	967	861	861
银行数	126	126	126	126	120	120
R^2	0.451	0.476	0.769	0.443	0.164	0.444

注:由于部分银行在年报中未披露信用贷款余额等具体数据,因此,上表中观测值相较于基准回归有所损失,下同。

进一步地,本文参考 Korovkin & Makarin(2023)设计机制检验的思想,进一步基于全样本验证上述三条传导渠道。如果银行数字化转型通过信息透明度渠道降低了流动性囤积水平,那么可以推测对于先前因贷款方信息不透明而发放抵押贷款数量较多的银行,数字化转型缓解信息不对称程度并降低其流动性囤积的影响会更强。类似地,对于人均创利较低的银行,其可以借助信息技术精简营业网点格局,优化人员结构,从而有效控制和降低网点、人力成本(钱水土、陈鑫云,2016)。由此可以推测,银行数字化转型通过信贷业务经营成本渠道降低流动性囤积的影响在原本人均创利较低的银行中会更为明显。同样,由于市场势力更大的银行寻求中间收入增长与向“轻型银行”转型的条件更为充足,因此,若银行数字化转型通过这一渠道增加流动性囤积水平的影响存在,那么在市场势力更大的银行中,数字化转型对流动性囤积的负向影响将会被削弱。

基于上述分析,本文在基准模型中分别加入抵押贷款占比、人均创利、市场势力与 *DI* 的交乘项来进一步验证传导渠道。其中,抵押贷款占比为抵押贷款年末余额与总贷款余额的比值,人均创利为本年净利润与员工总数的比值,市场势力则使用 Lerner 指数衡量(李双建、田国强,2020)。检验结果如表7所示,交乘项的回归结果支持了上述分析。

表7 对传导渠道的进一步检验结果

变量	信息透明度渠道	信贷业务经营成本渠道	非信贷经营转型渠道
	(1) <i>LHT</i>	(2) <i>LHT</i>	(3) <i>LHT</i>
	M =抵押贷款占比	M =人均创利	M =市场势力
<i>DI</i>	-0.1545** (-2.03)	-0.2385*** (-2.69)	-0.1605** (-2.48)
<i>DI</i> · M	-1.2865** (-2.29)	0.0031** (2.07)	0.1598* (1.78)

变量	信息透明度渠道	信贷业务经营成本渠道	非信贷经营转型渠道
	(1)LHT	(2)LHT	(3)LHT
	M=抵押贷款占比	M=人均创利	M=市场势力
M	0.4151* (1.75)	-0.0016** (-2.43)	-0.0623 (-1.65)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	960	926	768
银行数	126	118	117
R ²	0.552	0.456	0.444

总体而言,表 6 与表 7 对传导渠道的检验结果均支持信息透明度渠道与信贷业务经营成本渠道的存在,即银行数字化转型通过提升贷款方信息透明度、降低信贷业务经营成本从而缓解银行流动性囤积。而对于银行数字化转型是否通过推动银行向非信贷经营模式的转型进而提升流动性囤积水平,虽然表 6 的结果并不支持这一渠道的存在,但表 7 表明在市场势力较大的银行中,数字化转型对流动性囤积的负向影响较弱,这很有可能是由于市场势力较大的银行借助数字化转型发展中间业务等非信贷业务,从而使银行数字化转型对流动性囤积的负面影响被削弱,因此,这一渠道仍有待进一步的分样本检验。

(五) 银行数字化转型影响流动性囤积的异质性研究

由于我国银行体系中各类银行在资产规模上存在较大的差异,且这种差异直接决定了银行的不同经营特点以及进行数字化转型的资金与人才资源是否充足,因此,本文以 2021 年末样本银行的总资产均值作为临界值,将总资产高于临界值的 18 家银行作为较大资产规模银行^①并进行分组回归。表 8 展示了分组回归结果,结果表明仅在资产规模较小的样本组中,银行数字化转型对流动性囤积水平产生显著的负向影响。

表 8 银行数字化转型对流动性囤积总体影响的异质性

变量	(1)较大规模	(2)较小规模
	LHT	LHT
DI	0.1552 (0.99)	-0.2408*** (-2.59)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
观测值	185	800
银行数	18	108
R ²	0.722	0.459

本文进一步对传导渠道进行分组检验以探寻这种异质性的成因并对其进行合理解释,表 9 展示了银行数字化转型对三种传导渠道变量影响的异质性。

^①考虑到银行资产规模的动态变化,本文也尝试了以其他年份的总资产均值对样本进行划分,分组结果与 2021 年仅有细微差异。此外,由于对银行资产规模的大小界定并无统一的划分标准,因此,本文以较大规模银行数量 18 家为基准,按总资产排名从中倒序剔除 2 家银行或纳入较小规模组中总资产排序靠前的 2 家银行并进行多次分组回归。改变分组后的回归结果与表 8 回归结果在核心解释变量系数的方向、显著性以及系数组间差异方面并无明显差异。相关结果留存备索。

表 9 银行数字化转型对传导渠道变量影响的异质性

变量	信息透明度渠道		信贷业务经营成本渠道		非信贷经营转型渠道	
	(1)较大规模	(2)较小规模	(3)较大规模	(4)较小规模	(5)较大规模	(6)较小规模
	<i>Trans</i>	<i>Trans</i>	<i>Loancost</i>	<i>Loancost</i>	<i>NII</i>	<i>NII</i>
<i>DI</i>	0.3620** (2.46)	0.1206*** (2.84)	0.0275 (1.41)	-0.0152** (-1.99)	0.4240** (2.50)	-0.0013 (-0.99)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	185	784	185	782	185	676
银行数	18	108	18	108	18	102
<i>R</i> ²	0.774	0.417	0.884	0.779	0.686	0.142
经验 P 值	0.080		0.031		0.076	

注:经验 P 值由自助抽样 1000 次得到,下同。

表 9 列(1)(2)结果表明,在两类银行中,数字化转型均显著提高了银行信用卡贷款的占比。本文使用基于自助抽样法的经验 P 值来检验银行数字化转型回归系数的组间差异,结果在 10%的水平上拒绝了二组系数相同的原假设,进一步表明银行数字化转型提升贷款方信息透明度的效应在较大规模银行中更为明显。这可能是由于数字化转型需要银行与外部金融科技展开合作或是利用大量自有资金承担开发相应技术、程序的相关成本,因此大银行更具优势(蒋海等,2023),这使大型银行获取并处理信息、穿透贷款方信用状况的能力更强。

列(3)(4)的结果表明,银行数字化转型对信贷业务经营成本的显著负向影响仅在较小规模银行中存在。这可能是由于资产规模较小银行的信贷业务下沉地方使其信贷结构表现出客户分散、小微贷款占比高、开展业务依赖人工的特点,因而在缺乏相应技术支持的条件下难以进行有效的成本控制并且难以形成规模经济,故其先前的信贷经营成本可能较高,但银行数字化转型促使信贷流程向快速化、自动化的转变则有助于中小银行缓解这一问题,因此银行数字化转型降低信贷经营成本的效应在规模较小的银行中表现得尤为明显。

列(5)(6)的结果显示,银行数字化转型对非利息收入的正向影响在较大规模银行样本组中显著而在较小规模组中不显著,这意味着资产规模较大的银行在数字化转型过程中发展非信贷业务的趋势较为明显,而较小规模的银行则未表现出明显的转型趋势。出现这种区别的原因可能是由于不同资产规模的银行应用与发展数字技术的方向存在一定的差异:资产规模较高的银行通常在资金、技术以及人才方面具有一定的竞争优势,会更多地尝试进行向非传统信贷经营模式进行转型以寻找新的利润增长路径;而资产规模较小的银行通常面临竞争劣势,可能倾向于选择不同的“生态位”与大型银行进行错位竞争,故其可能结合自身立足本地及贴近实体的优势更多地将数字技术与信贷业务相融合并借助银行数字化转型实现业务下沉。

银行数字化转型对流动性囤积的异质性也可能源于传导渠道变量对流动性囤积的异质性影响,表 10 给出了相应的回归结果。经验 P 值检验表明在不同规模的银行中,信息透明度与信贷业务经营成本对流动性囤积的影响不存在显著差异,这意味着传导渠道变量对流动性囤积的异质性仅存在于非信贷经营转型渠道中:仅较大规模银行的非信贷转型水平显著增加了其流动性囤积水平。这应是由于较小规模银行的非利息收入占比较低,在经营相关业务时对债券、衍生品等金融工具的持有需求较低,因而其非利息收入占比对资产结构的影响尚不明显。由于非信贷经营转型渠道在较小规模银行中并不存在,结合表 9 与表 10 的结果来看,数字化转型对流动性囤积的异质性影响主要源于数字化转型对三种传导渠道变量影响的差异。

表 10 传导渠道变量对流动性囤积影响的异质性

变量	信息透明度渠道		信贷业务经营成本渠道		非信贷经营转型渠道	
	(1)较大规模	(2)较小规模	(3)较大规模	(4)较小规模	(5)较大规模	(6)较小规模
	LHT	LHT	LHT	LHT	LHT	LHT
<i>Trans</i>	-0.4220*** (-5.11)	-0.2856** (-2.48)				
<i>Loancost</i>			8.3951** (1.99)	5.3501*** (2.59)		
<i>NII</i>					0.1004* (1.83)	-0.0278 (-1.04)
<i>DI</i>	0.0025 (0.02)	-0.0882* (-1.82)	0.0661 (0.42)	-0.0772 (-1.24)	-0.0039 (-0.02)	-0.0676* (-1.93)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	185	784	185	782	185	676
银行数	18	108	18	108	18	102
R ²	0.765	0.432	0.734	0.561	0.740	0.431
经验 P 值	0.254		0.386		0.131	

综合来看,在较小规模银行中,银行数字化转型仅通过信息透明度渠道与信贷业务经营成本渠道降低流动性囤积水平;而在较大规模银行中,银行数字化转型通过信息透明度渠道对流动性囤积的负向影响在一定程度上与银行向非信贷经营转型而对流动性囤积的产生正向影响相抵消。由此便使银行数字化转型降低流动性囤积的效应在较小规模银行中更为明显。

六、进一步讨论

(一)不同分位点下银行数字化转型对流动性囤积的影响

本文使用面板分位数回归方法进一步回答当银行的流动性囤积处于不同水平时,银行数字化转型对流动性囤积的边际影响是否有所不同。本文选取 10%、25%、50%、75%以及 90%这五个分位数进行回归,结果如表 11 所示,表明随着分位点由低向高,银行数字化转型对流动性囤积水平的缓解作用愈发明显。

该结论一方面表明对于流动性囤积水平较高的银行,银行数字化转型更为明显地改善了其囤积流动性的倾向;另一方面,也意味着对于流动性囤积水平本就较低的银行,银行数字化转型仍能使其流动性囤积水平进一步降低。这说明即使银行的流动性囤积水平已较低,但仍存在因信息不透明或业务成本较高而囤积的过量流动性,而银行数字化转型进一步疏通了该部分流动性向实体经济的传导,这部分增量流动性的释放反映出数字化转型可能有助于从根本上缓解银行囤积过多流动性的现象。当然,由于流动性囤积反映了银行持有流动性的数量,而银行持有政府债券以及央行票据等流动性资产可以缓和负面冲击并降低银行风险,因此流动性囤积水平较低的银行也会较为谨慎地配置中长期资产,这体现在 10%与 25%分位数下数字化转型对于流动性囤积的负向影响较弱。

表 11 不同分位数下银行数字化转型对流动性囤积的影响

变量	(1)LHT (q10)	(2)LHT (q25)	(3)LHT (q50)	(4)LHT (q75)	(5)LHT (q90)
<i>DI</i>	-0.0815*** (-5.26)	-0.0974*** (-11.74)	-0.1996*** (-16.40)	-0.2499*** (-29.41)	-0.2878*** (-14.82)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

续表 11

变量	(1)LHT (q10)	(2)LHT (q25)	(3)LHT (q50)	(4)LHT (q75)	(5)LHT (q90)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	985	985	985	985	985
银行数	126	126	126	126	126

注:回归系数的标准误由马尔科夫链蒙特卡洛方法得到,抽样次数为 1000 次。

(二)银行数字化转型对流动性囤积的非线性影响:门槛效应估计

在银行数字化转型进程的不同阶段,新型数字技术在银行业务中的应用方向及其与银行业务的融合程度会有所不同,因此本文选取银行数字化转型为门槛变量,对银行数字化转型与银行流动性囤积间是否存在门槛效应进行检验:

$$LHT_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DI_{i,t} \cdot I(q_{i,t} \leq r) + \gamma_2 DI_{i,t} \cdot I(q_{i,t} > r) + \lambda Control + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $I(\cdot)$ 为示性函数, q 为门槛变量(即银行数字化转型), r 为门槛值,为提高估计精度,本文利用 bootstrap 法对是否存在多重门槛值进行检验,估计结果如表 12 所示。

Panel A 部分对面板门槛模型的检验结果表明,较大规模银行单一门槛对应 F 统计量的 P 值大于 0.1,表明在较大规模银行中并不存在以银行数字化转型作为门槛变量的门槛效应;而在较小规模银行中,单一门槛对应 F 统计量的 P 值小于 0.1 且双重门槛对应 F 统计量的 P 值大于 0.1,意味着银行数字化转型对银行流动性囤积的影响存在单一门槛。Panel B 部分的面板门槛回归结果显示,在规模较小的银行中,当银行数字化转型水平越过门槛值 0.4479 时,银行数字化转型对银行流动性囤积水平的回归系数从 -0.3241 上升至 -0.1842,负向影响强度有所下降。

经统计,较小规模银行样本的数字化转型水平在 75%分位数的值为 0.4489,这表明对于数字化转型水平约在前 25%的较小规模银行,数字化转型对其流动性囤积水平的负向影响较弱。究其原因,是由于这部分数字化转型水平较高的小规模银行(如南京银行、广州银行、杭州银行、温州银行等头部城商行)同样借助数字技术寻求向非信贷经营模式进行转型,从而使其资产端相对更多地配置流动性资产。

表 12 面板门槛回归结果

Panel A: 面板门槛模型检验							
较大规模				较小规模			
门槛个数	门槛值	F 统计量	P 值	门槛个数	门槛值	F 统计量	P 值
单一门槛		3.67	0.568	单一门槛	0.4479	8.83	0.093
双重门槛				双重门槛	0.2141, 0.5724	3.81	0.680
Panel B: 面板门槛回归(较小规模)							
变量	LHT						
$DI(DI \leq 0.4479)$	-0.3241*** (-3.31)						
$DI(0.4479 < DI)$	-0.1842*** (-2.66)						
控制变量	控制						
观测值	800						
银行数	108						
R ²	0.492						

七、结论与建议

在经济增长放缓叠加新冠疫情冲击的背景下,如何从根本上化解银行流动性囤积已经成为疏通

货币政策传导机制、推动金融体系有效支持实体经济的相关工作中不可忽视的一环。基于此,本文首先对银行数字化转型影响银行流动性囤积水平的具体机理进行了分析,并以2011—2021年中国126家商业银行的非平衡面板数据为研究对象进行实证分析,最终得出以下主要结论:

第一,银行数字化转型水平的提高总体上降低了银行的流动性囤积水平,且这一结论在使用工具变量的两阶段回归、动态面板回归以及替换主要解释变量后依旧稳健。

第二,对传导渠道的检验结果表明,银行数字化转型通过提高信息透明度与降低信贷业务经营成本两种渠道最终降低了流动性囤积水平。

第三,银行数字化转型对流动性囤积的负向影响在较小规模银行中更加明显。对传导渠道的分组检验进一步揭示了这种异质性的成因:在较小规模银行中,银行数字化转型仅通过信息透明度渠道与信贷业务经营成本渠道降低流动性囤积水平;而在较大规模银行中,银行数字化转型通过信息透明度渠道对流动性囤积的负向影响在一定程度上与数字化转型推动银行非信贷经营模式的发展而对流动性囤积产生的正向影响相抵消。

第四,分位数回归结果表明,随着流动性囤积水平的上升,银行数字化转型对流动性囤积水平的缓解作用愈发明显。

第五,以银行数字化转型为门槛变量时,在较小规模银行中,银行数字化转型对流动性囤积水平的影响存在负向影响强度由强转弱的门槛效应。

结合上述主要研究结论,本文相应地提出若干政策建议如下:

首先,由于银行流动性囤积在一定程度上阻碍了货币政策传导而银行数字化转型有助于降低银行的流动性囤积水平,因此,监管当局应激励商业银行推进数字化转型进程,并通过政策支持促进金融科技、商业银行以及实体经济三者的深度融合。如促进高素质人才向银行金融科技部门配置,推进高校、科研机构与银行的产学研合作,为银行数字化转型的研发与项目落地提供补贴与政策优惠从而打造银行数字化转型赋能实体经济的良性生态环境,加速三者的正向互动,最终促进商业银行服务实体经济的内生动力自发地且长期地提高。

其次,考虑到银行数字化转型通过改善资金供求双方信息不对称程度从而缓解流动性囤积的功效依赖于“网络效应”促进信息的连接与触达,政府与金融监管部门应加大对公共信息服务基础设施的建设力度,打通实体经济部门与商业银行之间数据的实时与安全共享,促进数据资源有效整合与规范利用,消除数据孤岛。

最后,由于银行数字化转型降低流动性囤积的效应表现出较强的异质性与门槛效应,监管当局可采取差异化举措予以应对。具体而言,针对大型银行更倾向于借助数字化转型建设“轻型银行”因而在经营上体现出逐渐远离信贷业务的趋势,监管当局应采取积极的策略,在将服务实体经济的质效纳入银行考核并基于考核结果提供准备金率优惠、税收优惠以及中期借贷便利额度等支持以引导其资产配置的同时,对银行数字化转型的应用方向加以适当引导,规范银行经营并甄别数字化转型给银行体系运行带来的新风险。而对资产规模较小的城商行与农商行,监管当局可给予资金、技术与人才支持,以促使其信贷业务与数字技术的深度融合从而使城农商行贴近实体的优势得到充分发挥。

参考文献:

- 曹廷求 朱博文,2013:《银行治理影响货币政策传导的银行贷款渠道吗?——来自中国银行业的证据》,《金融研究》第1期。
- 陈中飞 江康奇 殷明美,2022:《数字化转型能缓解企业“融资贵”吗》,《经济学动态》第8期。
- 邓伟 宋清华 杨名,2022:《经济政策不确定性与商业银行资产避险》,《经济学(季刊)》第1期。
- 方意 张瀚文 荆中博,2022:《“双支柱”框架下中国式宏观审慎政策有效性评估》,《经济学(季刊)》第5期。
- 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。
- 郭虹虹 朱柯达,2021:《金融科技、银行风险与经营业绩——基于普惠金融的视角》,《国际金融研究》第7期。

- 郭晔 未钟琴 方颖,2022:《金融科技布局、银行信贷风险与经营绩效——来自商业银行与科技企业战略合作的证据》,《金融研究》第10期。
- 何德旭 余晶晶,2019:《中国货币政策传导的现实难题与解决路径研究》,《经济学动态》第8期。
- 胡俊 李强 戴嘉诚 曾勇,2023:《基于文本分析的商业银行金融科技测度及赋能效果检验》,《中国管理科学》工作论文。
- 黄宪 熊启跃,2011:《银行资本约束下货币政策传导机理的“扭曲”效应》,《经济学动态》第6期。
- 黄益平 邱晗,2021:《大科技信贷:一个新的信用风险管理框架》,《管理世界》第2期。
- 蒋海 唐坤峰 吴文洋,2023:《数字化转型对商业银行风险承担的影响研究——理论逻辑与经验证据》,《国际金融研究》第1期。
- 金洪飞 李弘基 刘音露,2020:《金融科技、银行风险与市场挤出效应》,《财经研究》第5期。
- 李建军 姜世超,2021:《银行金融科技与普惠金融的商业可持续性——财务增进效应的微观证据》,《经济学(季刊)》第3期。
- 李双建 田国强,2020:《银行竞争与货币政策银行风险承担渠道:理论与实证》,《管理世界》第4期。
- 李学峰 杨盼盼,2021:《银行金融科技与流动性创造效率的关系研究》,《国际金融研究》第6期。
- 李逸飞 李茂林 李静,2022:《银行金融科技、信贷配置与企业短债长用》,《中国工业经济》第10期。
- 梁方 赵璞 黄卓,2022:《金融科技、宏观经济不确定性与商业银行主动风险承担》,《经济学(季刊)》第6期。
- 廖理 李梦云 王正位,2020:《借款人社会资本会降低其贷款违约概率吗——来自现金贷市场的证据》,《中国工业经济》第10期。
- 林建浩 陈良源 罗子豪 张一帆,2021:《央行沟通有助于改善宏观经济预测吗?——基于文本数据的高维稀疏建模》,《经济研究》第3期。
- 钱水土 陈鑫云,2016:《农村信用社区域性风险影响因素分析——基于面板数据 Logit 模型》,《金融研究》第9期。
- 田国强 李双建,2020:《经济政策不确定性与银行流动性创造:来自中国的经验证据》,《经济研究》第11期。
- 万志宏 曾刚,2012:《后危机时代美国银行体系的流动性囤积与货币政策传导》,《国际金融研究》第10期。
- 王道平 刘杨婧卓 徐宇轩 刘琳琳,2022:《金融科技、宏观审慎监管与我国银行系统性风险》,《财贸经济》第4期。
- 王雄元,2005:《自愿性信息披露:信息租金与管制》,《会计研究》第4期。
- 项后军 高鹏飞 曾琪,2023:《银行风险承担渠道、流动性囤积与货币政策传导的“梗阻效应”研究》,《国际金融研究》第1期。
- 项后军 周雄,2022:《流动性囤积视角下的影子银行及其监管》,《经济研究》第3期。
- 谢绚丽 王诗卉,2022:《中国商业银行数字化转型:测度、进程及影响》,《经济学(季刊)》第6期。
- 许和连 金友森 王海成,2020:《银企距离与出口贸易转型升级》,《经济研究》第11期。
- 徐晓萍 李弘基 戈盈凡,2021:《金融科技应用能够促进银行信贷结构调整吗?——基于银行对外合作的准自然实验研究》,《财经研究》第6期。
- 余明桂 马林 王空,2022:《商业银行数字化转型与劳动力需求:创造还是破坏?》,《管理世界》第10期。
- 于研 孙磊,2010:《我国商业银行收益结构转型对经营效率的影响》,《财经研究》第2期。
- 于震,2021:《银行家情绪、影子银行与经济周期波动》,《经济学(季刊)》第6期。
- 张成思 孙宇辰 阮睿,2021:《宏观经济感知、货币政策与微观企业投融资行为》,《经济研究》第10期。
- 张豪 张建华 何宇 谭静,2018:《企业间存在全要素生产率的溢出吗?——基于中国工业企业数据的考察》,《南开经济研究》第4期。
- 张金清 李柯乐 张剑宇,2022:《银行金融科技如何影响企业结构性去杠杆?》,《财经研究》第1期。
- 周爱民 余粤,2019:《基于流动性囤积视角的银行间流动性风险研究——以2013年“钱荒”为例》,《金融论坛》第10期。
- Acharya, V. et al(2012), “Imperfect competition in the interbank market for liquidity as a rationale for central banking”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 4(2):184-217.
- Acharya, V. & O. Merrouche(2013), “Precautionary hoarding of liquidity and interbank markets: Evidence from the subprime crisis”, *Review of Finance* 17(1):107-160.
- Ashcraft, A. et al(2011), “Precautionary reserves and the interbank market”, *Journal of Money, Credit and Banking* 43(2):311-348.
- Audzei, V. (2016), “Confidence cycles and liquidity hoarding”, CNB Working Paper Series, No. 7.
- Berger, A. N. & C. H. Bouwman(2009), “Bank liquidity creation”, *Review of Financial Studies* 22(9):3779-3837.
- Berger, A. N. et al(2022), “Economic policy uncertainty and bank liquidity hoarding”, *Journal of Financial Inter-*

mediation 49(C), no. 100893.

- Berger, A. N. et al(2020), "Managerial sentiment and corporate liquidity hoarding: Evidence from the special case of banking", SSRN Working Paper, No. 3586500.
- Berrosipide, J. (2021), "Bank liquidity hoarding and the financial crisis: An empirical evaluation", *Quarterly Journal of Finance* 11(4), no. 2150020.
- Cinelli, C. et al(2020), "Sensitivity analysis tools for OLS in R and Stata", SSRN Working Paper, No. 3588978.
- Diamond, D. & R. Rajan(2011), "Fear of fire sales, illiquidity seeking, and credit freezes", *Quarterly Journal of Economics* 126(2):557-591.
- Gale, D. & T. Yorulmazer(2013), "Liquidity hoarding", *Theoretical Economics* 8(2):291-324.
- Heider, F. et al(2015), "Liquidity hoarding and interbank market rates: The role of counterparty risk", *Journal of Financial Economics* 118(2):336-354.
- Jung-Hyun, A. et al(2016), "Interbank market and central bank policy", FRB of NY Staff Report, No. 763.
- Korovkin, V. & A. Makarin(2023), "Conflict and intergroup trade: Evidence from the 2014 Russia-Ukraine crisis", *American Economic Review* 113(1):34-70.
- Nunn, N. & L. Wantchekon(2011), "The slave trade and the origins of mistrust in Africa", *American Economic Review* 101(7): 3221-3252.
- Sutherland, A. (2018), "Does credit reporting lead to a decline in relationship lending? Evidence from information sharing technology", *Journal of Accounting and Economics* 66(1):123-141.

Can Digital Transformation of Banks Alleviate Bank Liquidity Hoarding?

XIANG Houjun¹ GAO Pengfei²

(1. Guangdong University of Finance, Guangzhou, China;

2. Xi'an Jiaotong University, Xi'an, China)

Abstract: Based on the long-standing phenomenon of liquidity hoarding in the banking system and the rapid development of banks' digital transformation, this paper provides a detailed analysis of how digital transformation of banks affects bank liquidity hoarding. On this basis, using unbalanced panel data of 126 commercial banks in China from 2011 to 2021, this paper empirically demonstrates that banks' digital transformation has reduced the level of bank liquidity hoarding, which remains robust after dealing with the endogeneity problem. Mechanism analysis reveals that banks' digital transformation reduces the level of liquidity hoarding by enhancing information transparency and reducing the operating costs of credit business. Heterogeneity analysis shows that the negative impact of banks' digital transformation on liquidity hoarding is more evident in smaller banks. We also find the mitigation effect of banks' digital transformation is monotonously increasing with the increase of liquidity hoarding. This paper provides a valuable reference for evaluating the benefits of banks' digital transformation, alleviating the poor transmission of monetary policy, and promoting the efficiency of the bank industry in supporting the real economy.

Keywords: Digital Transformation of Banks; Bank Liquidity Hoarding; Information Transparency; Bank Heterogeneity

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)