

资管新规与银行流动性囤积

王胜 李简 姚佳睿 邓力行*

摘要: 防范化解影子银行风险、深化金融供给侧结构性改革、推升金融服务实体经济质效是当前实务界和理论界的关注重点。本文基于银行流动性囤积现象,以资管新规的出台作为准自然实验,深入分析金融强监管政策对银行流动性囤积的作用效果。研究发现,资管新规实施后,银行流动性囤积水平显著下降。机制检验表明,资管新规主要通过减少银行流动性资产、降低银行主观风险偏好、增加银行信贷供给三个渠道降低银行流动性囤积水平,且这种负向影响在金融结构市场化程度较高的地区、数字化转型程度较大的银行中更显著。本文结论为进一步推进释放监管红利、创新银行负债工具、提升银行服务实体经济质效提供了启示。

关键词: 资管新规;流动性囤积;主观风险偏好;信贷供给

中图分类号: F832

一、引言

目前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,新发展阶段对我国经济金融工作提出了新要求。自党的十八大以来,党中央始终高度关注金融安全,为牢牢守住不发生系统性金融风险这一底线,2018年4月我国出台了《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(以下简称“资管新规”),力求通过全方位、穿透式监管大力整治刚性兑付、资金池、通道业务等高风险隐蔽式金融活动。从实务来看,穆迪2022年3月《中国影子银行季度监测报告》显示,截至2021年,保本理财产品实现清零,同业投资者持有的理财产品余额降幅达97.5%;广义影子银行延续2017年以来的下降趋势,其占名义GDP比重从2020年底的58.3%跌至49.8%。资管新规成功规范了影子银行业务,有效化解了金融风险,还进一步抑制了企业金融化,引导资金助力实体投资(李青原等,2022)。

然而还应清醒意识到,我国金融服务实体经济质效有待进一步提高。由于普遍存在的融资约束、信贷歧视,央行提供的“宽货币”并未顺畅转化为实体企业“宽信用”,存在流动性

*王胜,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:shengwang522@whu.edu.cn;李简,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:lijian200104@163.com;姚佳睿(通讯作者),武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:yjr2530699695@163.com;邓力行,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:lixing_deng@whu.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金重点项目“环境治理目标下的公司财务、会计和审计行为研究”(72332003)和国家社会科学基金重大研究专项项目(19VMG022)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。

淤积于银行体系内部的问题(项后军等,2023)。如何引导和助力银行“敢贷”“愿贷”,防止银行过多囤积流动性,已然成为决策当局面临的重要现实问题。

要厘清资管新规对商业银行流动性囤积的影响,首先应立足于理财产品是传统银行参与高风险影子银行业务的重要渠道这一典型现实。在中国影子银行组成中,商业银行理财业务占比最大,为了获取高额收益,商业银行将募集的理财资金通过多层嵌套等方式转化为非标资产,其中蕴含了大量风险(Chen et al.,2020)。资管新规明令禁止银行非标资产转化、开展资金池和通道业务,加大了对理财产品的募集难度,严格缩减商业银行发行理财产品规模。一方面,金融强监管虽然使影子银行活动受到强有力的约束,但恶化了金融市场创新,通过“类金融加速器”机制降低了银行的贷款意愿,促使其提高自身流动性囤积水平(项后军等,2023);另一方面,资管新规打破刚性兑付、加强资产期限错配管理,引导更多资金从地方债务平台和房地产等高风险行业抽离出来(李青原等,2022),使银行将盈利项目聚焦于信贷业务上,减少流动性囤积水平,让资金更好地流向实体经济。

资管新规的实施是否在银行层面实现了初衷,抑制资金滞留银行体系空转套利,有效引导资金流向实体经济?本文尝试给出一个自洽的逻辑来回答上述问题:资管新规严格限制了银行参与高风险影子银行活动的途径,削弱了银行的高风险偏好,引导银行将投资于委托贷款、信托贷款等非标资产的资金,以及投资于隐性刚兑平台的资金抽离出来,使银行的盈利项目聚焦于信贷业务,进而驱使银行释放出更多流动性获取收益,降低流动性囤积水平。

本文的边际贡献在于:第一,从流动性囤积的新视角关注资管新规的实施是否助力金融服务实体经济效能的提升。已有关于金融强监管经济后果的文献多着眼于宏观金融安全(周上尧、王胜,2021;彭俞超等,2023;Kara and Ozsoy,2020)、经济高质量发展(彭俞超、何山,2020)、企业债务治理(刘冲等,2023)、实体企业投融资(李青原等,2022;蒋敏等,2020),其中个别研究考虑了金融监管对银行流动性资产配置(王辉、朱家云,2022)、信贷供给(刘承昊等,2023)的影响。针对资管新规有效性的讨论已取得丰富的成果,但缺乏从银行流动性囤积视角探究该政策的作用效果。本文以资管新规的实施作为准自然实验,使用DID模型探究金融强监管政策与银行流动性囤积的因果关系,以深入评估资管新规的政策效应。第二,较为细致地刻画出金融强监管影响银行流动性囤积的路径渠道。本文将风险偏好与信贷供给有机结合,通过构建数理模型详细分析资管新规如何影响银行流动性囤积,并在模型基础上结合实证研究进一步剖析两者之间的互动关系和影响机制。第三,探讨了金融强监管政策对银行流动性囤积影响的异质性。研究发现,资管新规对银行流动性囤积的负向影响在金融结构市场化程度越高的地区、数字化转型程度越大的银行中更明显。研究结果为进一步释放监管红利、防范银行流动性淤积提供针对性的政策建议。

二、文献综述

(一)流动性囤积的起因

针对银行流动性囤积,国内外学者对其形成动因展开了丰富的研究。已有文献主要从预防性动机(Acharya and Skeie,2011;王辉、朱家云,2022)、投机性动机(Gale and Yorulmazer,2013)和规避交易对手风险(Heider et al.,2015)等角度深入分析了银行流动性囤积现象的起因。

一方面,部分学者探讨了外界经济因素对银行内部流动性囤积行为的影响。Berger等(2022)研究发现经济政策不确定性会增加银行经营风险,出于规避不确定性冲击和预防资产缩水,银行会增持流动性资产,提高流动性囤积水平。项后军和周雄(2022)从银行资产负债表项目入手,分析影子银行对银行流动性囤积的作用渠道,研究得出影子银行能有效缓释银行内部流动性囤积水平,而对影子银行的监管则会抑制其对流动性囤积的负向作用。

另一方面,部分学者挖掘造成流动性囤积的银行内在因素。项后军和高鹏飞(2023)认为,银行数字化转型会通过缓解信息不对称、降低营运成本和提高经营效率三种渠道对银行流动性囤积产生负面影响。Berger等(2020)基于心理学和行为经济学,并通过测算经理人情情绪指标,指出银行经理的负面情绪会弱化银行的放贷意愿,减少冒险行为,进而加剧银行的流动性囤积。

(二) 资管新规的政策效应

资管新规作为当前最重量级的金融监管政策,受到了学术界的广泛关注。不少研究聚焦于资管新规的实施后果,探析其对影子银行、宏观经济、实体企业等方面的影响效应。具体而言,新规的出台,抑制了影子银行的膨胀,规范了金融机构的资产管理业务,有效防范和化解系统性金融风险(刘承昊等,2023)。宏观经济层面,彭俞超和何山(2020)通过引入异质性企业模型,发现资管新规使得资源禀赋向高效率企业集中,提高了资源的配置效率,并促进经济高质量发展。实体企业层面,李青原等(2022)从“蓄水池效应”和“挤出效应”入手,研究指出资管新规会反向挤出企业金融化投资,提高实体投资水平,有效抑制企业“脱实向虚”。尽管资管新规在上述方面发挥了积极作用,但这种一步到位的强监管也产生了诸多负担。具体为,实体企业失去了影子银行这一重要的融资渠道,资本持有量下降,导致社会融资规模增速由升转降。且在上述背景下,非国有企业相较于国有企业面临更为严峻的债券融资环境,被迫提升债券发行利差,进而增加了债券市场流动性风险(Geng and Pan, 2019)。

(三) 金融监管对银行流动性囤积的影响

需要注意的是,相较于金融监管,直接揭示资管新规影响银行流动性囤积的相关研究还很少。项后军等(2023)间接证明了金融监管的收紧会使影子银行业务受到强有力的约束,并恶化金融创新、减少企业融资渠道,进而削弱“类金融加速器”机制,促使银行提高自身流动性囤积水平。Berger等(2020)指出,以巴塞尔协议Ⅲ为代表的资本监管将强化银行经理负面情绪对流动性囤积的负面作用,致使银行囤积更多的流动性。Gale和Yorulmazer(2013)构建四期银行模型,指出由于市场的不完备性和高昂的破产成本,银行会囤积更多的流动性,然而在引入监管机构中央银行后,银行流动性囤积水平会下降且银行资产配置将更高效。

总体而言,关于银行流动性囤积和资管新规两者的研究已取得丰富的成果,但直接揭示资管新规对银行流动性囤积的政策效应的研究仍较少,同时其影响机制亟须补充。本研究基于金融强监管减少银行流动性资产、抑制银行主观风险偏好、增加银行信贷供给三个渠道,通过搭建数理模型框架,并结合双重差分实证分析,细致刻画资管新规的政策效应,并为我国化解银行流动性淤积提供新视角。

三、理论分析与研究假说

资管新规作为资管行业首个统一金融监管政策,以服务实体经济为目标,着力通过限制杠杆、打破刚性兑付等全方位细化监管防止金融风险发生,可以说以资管新规为表征的金融强监管有效规范了金融机构经营行为(李青原等,2022),更好地助力实体经济发展(蒋敏等,2020)。在此基础上,本文从银行信贷供给和主观风险偏好出发,拓展了顾海峰和于家珺(2019)的理论模型,将金融监管引入银行流动性资产配置决策。本文构建金融监管影响银行流动性囤积的理论模型,深入研究以资管新规为代表的金融强监管影响银行流动性囤积的内在机制和政策效应。

(一) 经济环境拟定

1. 在金融摩擦市场上,企业的信贷需求有限,且信贷资金只能由银行供给。

2. 银行对每个信贷项目 i 的管理成本为 MF_i ,且具有相同的本金 c ;风险项目偏好为 RS_i ,代表银行的主观风险偏好。令 MF_i 等于 RS_i ,即管理成本与风险偏好相等。

3. 假设存在 3 个时期 ($t=0,1,2$)。在 $t=0$ 期,银行决定全部资金的分配:要么将资金贷款给企业信贷项目获得利差收益,要么将资金囤积为流动无风险资产获取无风险收益 r_f 。本文假设银行投资行为在 $t=1$ 和 $t=2$ 期具有连续性,且在此后获取投资收益 Q 。若银行投资成功,银行获取正常利息收益,反之难以获得全部本息。收益 Q 的分布设定如下:银行投资成功概率为 p ,获得收益为 Q^h ;投资失败的概率为 $1-p$,获得收益为 Q^l 。其中, h 和 l 表示较高和较低的收益,满足如下条件:

$$Q^h > Q^l > -(1+r_f)c \quad (1)$$

4. 假设贷给企业的资金占银行全部资金的比例为 DL ,流动性囤积比例为 THA , DL 与 THA 之和固定为 1。银行参与企业信贷的比例越多,流动性囤积比例将下降,可知:

$$\frac{\partial THA}{\partial DL} < 0 \quad (2)$$

具体而言,资管新规出台前,银行为了追逐更高收益,将大量资金从信贷业务抽离,参与高风险影子银行业务,资金空转套利叠加期限错配,致使金融风险持续聚集。而资管新规直接作用于银行资产管理业务,禁止银行发行保本理财产品,严重弱化了银行参与高风险投资项目的偏好 RS ,倒逼银行将盈利重心更多聚焦于信贷项目,投放更多流动性到信贷市场,进而促进 DL 上升。此时,我们令 $DL=f(RS_i, X)$, X 表示影响信贷供给的其他因素,则:

$$\frac{\partial DL}{\partial RS_i} < 0 \quad (3)$$

5. 假设信贷项目在不同的经济状态下的收益差(利差)为 $d=Q^h-Q^l$,该利差与金融监管 FR 有关。首先,资管新规设置投资者准入门槛,使得符合银行信贷产品要求的高净值客户减少,增大银行募资难度,叠加日趋严峻的同业竞争,银行不得不提高信贷产品收益率以募资(李青原等,2022),在金融监管趋严的约束下银行信贷项目成功概率更小,如果银行投资失败,将获得比利息更少的补偿,故这一利差受增强的金融监管而扩大;其次,资管新规打破刚性兑付后,市场定价机制决定无风险利率,这将提高金融产品的投资风险,弱化企业和居民投资银行项目的意愿(谭德凯、田利辉,2021)。同时资管新规加强投资项目的期限匹配管

理,拉长了项目投资期限,也将提高投资风险,进一步削弱企业和居民的投资意愿,这不仅意味着银行信贷项目的投资成功率更小,而且意味着借款者的预期违约率可能上升,银行一旦投资失败,将获得比利息还少的补偿,利差进一步扩大。由此,令 $d=f(FR, Y)$, Y 代表影响利差的其他因素,则:

$$\frac{\partial d}{\partial FR} > 0 \quad (4)$$

由于银行的预期收益 $E(Q) = pQ^h + (1-p)Q^l$, 推导可知:

$$\frac{\partial Q^l}{\partial FR} \Big|_{E(Q)} = -p \frac{\partial d}{\partial FR} \quad (5)$$

(二) 银行边界主观风险偏好的选择

若银行在 $t=0$ 期开展信贷投资项目 i , 则期望净现值表示为:

$$E(NPV_{i,0}^1) = \frac{E(Q)}{1+r_f} + \frac{E(Q) + (1+r_f)^2 c}{(1+r_f)^2} - c - MF_i \quad (6)$$

若银行在 $t=0$ 时期不开展信贷项目, 转而在 $t=1, t=2$ 期开展, 则期望净现值为:

$$E(NPV_{i,0}^0) = (1-p)(c + MF_i) + \frac{p[Q^h + (1+r_f)c + (c + MF_i)r_f]}{(1+r_f)^2} - c - MF_i \quad (7)$$

$t=0$ 期, 银行参加信贷项目的临界条件为: $E(NPV_{i,0}^1) \geq E(NPV_{i,0}^0)$, 进一步可知:

$$RS_i \leq \frac{(1+r_f)E(Q) + (1-p)Q^l + pcr_f^2 - 2pcr_f}{(1-p)(1+r_f)^2 + pr_f} \equiv RS^* \quad (8)$$

(8) 式中: RS^* 为银行的边界主观风险偏好, 即主观风险偏好的上限, 当且仅当 $RS \leq RS^*$ 时, 银行才开展信贷投资项目。

接着本文将 RS^* 对 FR 求偏导, 得到:

$$\frac{\partial RS^*}{\partial FR} \Big|_{E(Q)} = \frac{1-p}{(1-p)(1+r_f)^2 + pr_f} \cdot \frac{\partial Q^l}{\partial FR} \Big|_{E(Q)} \quad (9)$$

进一步可得:

$$\frac{\partial RS^*}{\partial FR} \Big|_{E(Q)} = \frac{-p(1-p)}{(1-p)(1+r_f)^2 + pr_f} \cdot \frac{\partial d}{\partial FR} < 0 \quad (10)$$

在边界主观风险偏好下, 将流动性囤积 THA 对金融监管求偏导, 可得:

$$\frac{\partial THA}{\partial FR} = \frac{\partial THA}{\partial DL} \cdot \frac{\partial DL}{\partial RS^*} \cdot \frac{\partial RS^*}{\partial FR} \Big|_{E(Q)} = \frac{-p(1-p)}{(1-p)(1+r_f)^2 + pr_f} \cdot \frac{\partial d}{\partial FR} \cdot \frac{\partial THA}{\partial DL} \cdot \frac{\partial DL}{\partial RS^*} < 0 \quad (11)$$

理论推导的结果为 $\frac{\partial THA}{\partial FR} < 0$, 表明随着金融监管力度的增强, 银行流动性囤积水平下降。

资管新规会在地区金融风险 and 盈利重心两方面促使银行释放更多的流动性。一方面, 银行部门作为链接企业部门和政府部门的关键纽带, 其流动性囤积状况会受到宏观金融风险的影响(蔡庆丰等, 2024)。具体而言, 地区金融风险增加时, 银行投资于地方融资平台的贷款面临坏账的可能, 出于风险管理的目标, 银行会减少对地区的流动性投放, 提高流动性囤积水平, 进而出现“惜贷”现象(李青原等, 2022)。而资管新规通过解决期限错配、打压理财产品

品业务、禁止资金池等全方位细化监管措施,极大抑制了影子银行的急速膨胀,有效防控地区金融风险(Begenau and Landvoigt, 2022; 彭俞超等, 2023; 周上尧、王胜, 2021),改善区域金融安全状况,进而强化银行的信贷投放意愿,降低银行流动性囤积水平。另一方面,资管新规严格限制了银行的创新行为,并遏制了相关表外业务的发展,使银行将投资于地方债务平台(房地产)和高风险行业的资金抽离出来(项后军、周雄, 2022),把盈利重心聚焦于自身信贷项目上,释放更多流动性到实体经济,进而降低流动性囤积水平。由此,结合数理模型推导与理论分析,我们提出:

假设 1: 资管新规实施后,银行流动性囤积水平将降低。

保本型理财产品是银行吸纳资金的重要渠道。在保本型理财业务中,银行会向该类客户提供兜底承诺,保证本金兑付不受产品存续期内盈亏影响。因此,保本理财由银行承担信用风险且在表内核算,一般按其他存款或结构性存款进行管理。随着货币市场基金的发展和金融脱媒趋势的加速,银行逐步重视主动负债战略,保本理财部分替代定期存款成为扩大负债的支点。截至 2017 年,保本型产品占银行总理财产品存续额达 24.95%。^① 相对地,资管新规重点限制了银行保本理财业务,鼓励理财产品的净值化转型。在投资标的中,保本型产品主要投资于流动性高的货币市场或者低风险债券市场。资管新规后,银行保本理财迅速减少直到全部清零,保本理财业务投资而产生的流动性资产显著下降。

如图 1 所示,由于存款和保本理财存在替代关系(Acharya et al., 2020; 刘冲等, 2023),资管新规后保本理财在银行负债端由其他存款或结构性存款转化为定期存款或者活期存款,流动性囤积上升;在银行资产端由交易性金融资产等(流动性资产类)转化为发放贷款等(非流动性资产类),流动性囤积下降。负债端流动性上升效应和资产端流动性下降效应叠加,需对流动性囤积的影响效应进行分解。

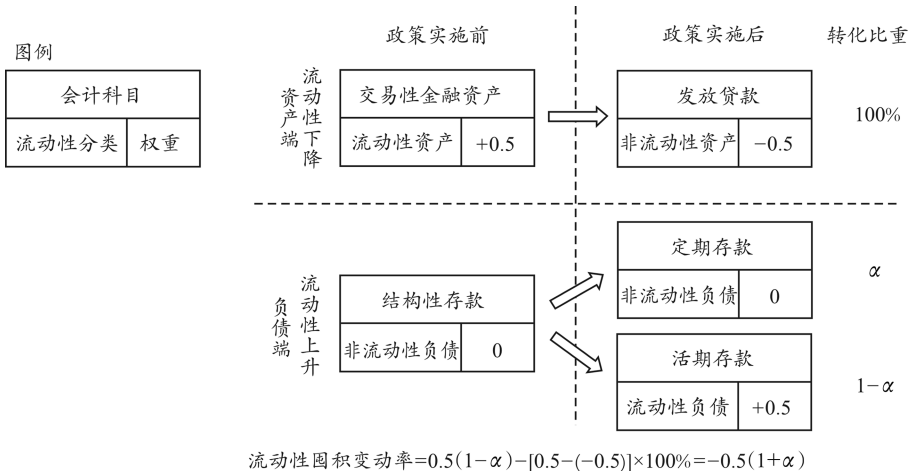


图 1 机制分析图

假设有比重为 α 的结构性存款转化为定期存款, $(1-\alpha)$ 比重的结构性存款转化为活期存款($\alpha \in [0, 1]$), 则负债端流动性囤积变动率为 $0.5(1-\alpha)$ 。资产端, 100% 的流动性资产转

^①数据来源于银行业理财登记托管中心 2017 年《中国银行业理财市场报告》。

化为非流动性资产,流动性囤积变动率为 1。流动性囤积下降的幅度高于上升的幅度,总体流动性囤积变动率为 $-0.5(1+\alpha)$,流动性囤积下降。借鉴项后军和周雄(2022)、蔡庆丰等(2024)的方法,将流动性囤积拆分为资产端和负债端,采用穿透分析的方式探究政策冲击对流动性囤积的影响机制。据此,本文提出:

假设 2:资管新规的流动性资产降低效应大于流动性负债提高效应,进而降低银行流动性囤积。

主观风险偏好是影响银行自身选择投资项目的重要因素,银行主观风险越高,银行越倾向于参与高风险影子银行业务、追逐高收益金融资产(项后军、周雄,2022;项后军等,2023;刘承昊等,2023)。而资管新规明令打破刚性兑付,禁止多层嵌套,要求去除资金池、通道业务,限制非标资产转换。在此情景下,银行开展资管业务时不得承诺保本收益,其参与高风险影子银行业务的行为直接受到严格约束,银行主观风险偏好显著降低,流动性囤积水平也会因此受到影响。事实上,银行主观风险偏好降低后,流动性囤积水平究竟是上升还是下降,还应关注银行信贷供给这一重要因素。出于逐利动机,以及囿于机会成本,银行不可能一味地囤积流动性,而是积极配置信贷资源实现目标收益(Ananou et al., 2021)。资管新规一经颁布,大大压缩了银行参与高风险业务的渠道,将资金从房地产等高收益行业挤出(刘澜飏等,2022;项后军等,2023),使得银行高风险利润总额下降。为了缓解业绩压力、达到目标收益,银行将盈利重心聚焦于信贷业务,积极增加信贷供给以实现利润最大化(Banerjee and Mio, 2018; Ananou et al., 2021),而不是囤积过多流动性来规避金融监管。基于上述分析,本文认为资管新规对银行流动性囤积的影响应综合考虑银行主观风险偏好以及进一步传导到信贷供给这两个因素,二者缺一不可。若缺乏对银行主观风险偏好的考量,则意味着资管新规对银行流动性囤积的作用效果只受信贷供给影响;而忽略对信贷供给的关注,则无法回答资管新规抑制银行主观风险偏好后,银行资金究竟如何配置、流动性囤积水平是否真正下降。一方面,资管新规旨在抑制影子银行的急速扩张,通过打破刚性兑付、禁止资金池运作等举措直接影响银行发行表外理财产品,降低银行主观风险偏好,促使银行将盈利重心置于信贷供给;另一方面,资管新规解决期限错配,引导资金从非标投资转向标准化投资,促使银行资金从地方债务平台和高风险行业抽离出来(刘澜飏等,2022;项后军、周雄,2022),投放到信贷业务,进而降低流动性囤积水平,助力实体经济发展。据此,本文提出:

假设 3:资管新规通过降低银行主观风险偏好和增加信贷供给两个渠道减少银行流动性囤积水平。

四、研究设计

(一) 样本选取

本文选取 2013 年末到 2022 年末我国商业银行年度数据为研究样本,并对初始样本进行如下处理:(1)剔除财务指标数据不足 3 年的银行样本;(2)剔除邮政储蓄银行和三家政策性银行;(3)将非核心财务变量的缺失值赋值为 0;(4)为避免极端值对样本估计的影响,本文对连续变量在上下 1%的分位数上进行缩尾处理。经由上述处理后,最后形成的样本包含 250 家商业银行。为了控制时间层面和银行个体层面的影响,本文使用多维固定效应模型进行回归,并对标准误在银行层面进行 cluster 群聚处理。本文银行层面的数据主要来自

CSMAR 数据库、Wind 数据库和 CBD 数据库,地区层面的宏观数据来自 Wind 数据库和国家统计局国家数据库。

(二) 模型设定

由于资管新规的监管对象涉及所有银行的资管业务,本文参考李青原等(2022)的做法,使用广义 DID 模型检验金融强监管政策对银行流动性囤积的影响,设定模型如下:

$$THA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Intensity_i + \beta_2 X_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

模型(12)中: i 代表银行, t 代表年份, $t-1$ 代表滞后一期的年份。被解释变量 $THA_{i,t}$ 代表银行 i 在 t 年的流动性囤积总量。 $Intensity_i$ 为银行受到资管新规影响的程度。 $Post_t$ 为时间虚拟变量,2018年以前取值0,2018年及之后取值1。 $X_{i,t-1}$ 为一系列滞后一期的控制变量, μ_i 为银行个体固定效应, γ_t 为时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差。

(三) 变量选取

1. 银行流动性囤积

本文借鉴 Berger 等(2020)、项后军和周雄(2022)的流动性囤积测度方法,根据其流动性强弱将资产项目划分为流动性资产和非流动性资产,负债项目仅保留流动性负债。接着,赋予流动性资产与负债+0.5的权重,赋予非流动性资产-0.5的权重,从而测量银行的资产端、负债端以及总体的流动性囤积水平。将流动性囤积水平标准化,并等比扩大,构建被解释变量 THA 。具体测算方式如下:

流动性囤积(总量) = 流动性囤积(资产) + 流动性囤积(负债)

流动性囤积(资产) = (+0.5) × 流动性资产 + (-0.5) × 非流动性资产

流动性囤积(负债) = (+0.5) × 流动性负债

表 1 流动性囤积细分指标归属

资产端		负债端
流动性(+0.5)	非流动性(-0.5)	流动性(+0.5)
现金及存放中央银行款项	应收款项类投资	向中央银行借款
贵金属	发放贷款及垫款净额	拆入资金
存放同业款项	可供出售金融资产净额	吸收存款及同业存放
拆出资金净额	持有至到期投资净额	短期借款
交易性金融资产	长期股权投资净额	交易性金融负债
衍生金融资产	投资性房地产净额	衍生金融负债
买入返售金融资产净额	固定资产净额	卖出回购金融资产款
其他应收款净额	在建工程净额	应付职工薪酬
应收利息净额	固定资产清理	应交税费
应收股利净额	无形资产净额	应付利息
	商誉净额	应付股利
	长期待摊费用	递延收益-流动负债
	递延所得税资产	其他应付款
	其他资产	

2. 商业银行受资管新规影响的程度

现有研究普遍认为“买入返售金融资产净额”与“应收款项类投资”是银行参与影子银行业务的很好体现(Chen et al., 2018),参与影子银行活动不同程度的银行在资管新规实施

后,受到的影响也存在较大差异。因此,本文参考彭俞超等(2023),选取2013年底至2017年底(即资管新规实施前)银行持有的(平均买入返售金融资产净额+平均应收款项类投资)/平均资产总额作为资管新规影响程度的代理变量(*Intensity*),该比值越大,说明银行参与影子银行业务的规模越大,受到资管新规影响的程度越深。

3.控制变量

参考既有文献(彭俞超等,2023;项后军等,2023),本文选取控制变量有:(1)银行层面控制变量:资产收益率(*ROA*)、总资产周转率(*Turnover*)、贷款规模(*Loan*)、财务杠杆(*LEV*)、银行规模(*lnAsset*);(2)地区层面控制变量:财政支出(*lnFinExpend*)、人均地区生产总值(*lnperGDP*)。其中比值变量单位取%,即等比扩大100倍。详细测算方法见表2。

表2 主要变量定义及测算

变量类型	变量	符号表述	计算方法
被解释变量	流动性囤积	<i>THA</i>	流动性囤积标准化后等比扩大可得
解释变量	影子银行程度	<i>Intensity</i>	(平均买入返售金融资产净额+平均应收款项类投资)/平均资产总额
	时间虚拟变量	<i>Post</i>	资管新规实施前后分别为0和1
控制变量	资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/资产总额,单位调整为%
	总资产周转率	<i>Turnover</i>	销售收入净额/资产总额,单位调整为%
	贷款规模	<i>Loan</i>	贷款总额/资产总额,单位调整为%
	财务杠杆	<i>LEV</i>	负债总额/资产总额,单位调整为%
	银行规模	<i>lnAsset</i>	资产总额的对数值
	财政支出	<i>lnFinExpend</i>	银行所在省份的财政支出对数值
	人均地区生产总值	<i>lnperGDP</i>	银行所在省份的人均地区生产总值对数值

(四)描述性统计

表3展示了主要变量的描述性统计结果。*THA*的平均值为-80.258,标准差为299.766,表明样本观测期内,样本银行之间的流动性囤积差异较大。*Intensity*的平均值为0.126,标准差为0.112,表明样本银行的影子银行程度差异较大,对资管新规政策冲击的敏感程度会有所不同。*Post*均值为0.556,表明在观测期内资管新规实施前后的样本量基本一致。其他变量与经济现实一致。

表3 描述性统计结果

变量	样本量	平均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
<i>THA</i>	2250	-80.258	299.766	-277.018	-166.241	136.411
<i>Intensity</i>	2250	0.126	0.112	0.040	0.086	0.185
<i>Post</i>	2250	0.556	0.497	0	1	1
<i>ROA</i>	2250	0.773	0.395	0.543	0.773	0.995
<i>Turnover</i>	2250	1.925	1.155	1.310	2.040	2.610
<i>Loan</i>	2250	51.464	10.317	45.046	52.219	58.516
<i>LEV</i>	2250	92.154	1.756	91.223	92.315	93.381
<i>lnAsset</i>	2250	13.593	6.287	14.469	15.701	16.941
<i>lnFinExpend</i>	2250	18.118	0.473	17.774	18.133	18.431
<i>lnperGDP</i>	2250	11.211	0.397	10.923	11.212	11.519

五、实证结果分析

(一) 基准回归分析

表 4 列示了广义 DID 的回归结果。第 (1) 列为不控制控制变量的回归结果, 交乘项 $Intensity \times Post$ 的系数在 1% 的水平上显著为负, 初步证明了假设 1。第 (2) 列为控制了全部银行层面和地区层面的控制变量的回归结果, 交乘项 $Intensity \times Post$ 的系数依然在 1% 的水平上显著为负, 进一步证明了假设 1, 即资管新规在实施后, 影子银行程度较高的银行, 受到政策冲击影响较大, 流动性囤积显著降低。这意味以资管新规标识的强金融监管政策, 极大抑制了影子银行业务, 有助于引导银行投放内部流动性, 进而降低银行流动性囤积水平。虽然资管新规导致银行投资渠道收缩、获利能力下降(刘承昊等, 2023), 但统一的强监管可以促进银行流动性囤积水平下降, 助力金融服务实体效能提升, 进而可以获得“监管范围经济”和“监管规模经济”(吴风云、赵静梅, 2002)。

表 4 基准回归结果

变量	THA	
	(1)	(2)
$Intensity \times Post$	-0.378 *** (-4.43)	-0.402 *** (-4.33)
ROA		-2.092 (-0.19)
Turnover		0.451 (0.06)
Loan		-0.048 (-0.07)
LEV		29.502 *** (7.78)
lnAsset		1.450 (1.00)
lnFinExpend		112.086 (1.39)
lnperGDP		-203.690 *** (-3.56)
固定时间	Yes	Yes
固定银行	Yes	Yes
Observations	2250	2250
Adj. R ²	0.538	0.524

注: 括号内为 t 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。下同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

DID 使用的前提假设是在样本期内符合平行趋势。本文将模型 (12) 的时间虚拟变量 $Post$ 进行差分, 参考已有文献(李青原等, 2022), 平行趋势检验具体模型如下:

$$THA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Before3_{i,t} + \beta_2 Before2_{i,t} + \beta_3 Current_{i,t} + \beta_4 After1_{i,t} + \beta_5 After2_{i,t} + \beta_6 X_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

模型(13)中,将基期设定为政策发布前1期,即2017年。将 *Post* 和 *Intensity* 进行交乘,分别形成交乘项 *Before3*、*Before2*、*Current*、*After1*、*After2*。当观测期是资管新规前3期时, *Post* = 1,其余 *Post* = 0,并构造交乘项 *Before3*;当观测期分别是资管新规前2期、当期、后1期及其后时,分别 *Post* = 1,其余分别 *Post* = 0,并分别构造交乘项 *Before2*、*Current*、*After1*、*After2*。模型回归后,绘制平行趋势检验图。图2显示,在95%置信水平下,在政策冲击当期及其后期,交乘项系数显著为负;在政策发生前2期和3期,交乘项系数不显著。综上,满足平行趋势假设,平行趋势检验通过。

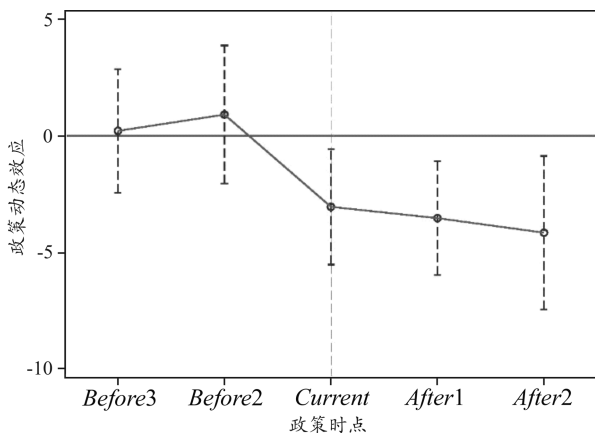


图2 平行趋势检验结果

2.使用金融监管强度指标进行固定效应回归

本文借鉴王辉和朱家云(2022),使用各省份罚没收入与同年全国罚没收入的比值,作为金融监管强度指标 *FinRegu* 的代理变量,该比值越大说明金融监管力度越强。被解释变量、控制变量不变。回归结果如表5第(1)列所示, *FinRegu* 的系数在1%的水平上显著为负,表明金融监管收紧会显著降低银行的流动性囤积,与资管新规的政策冲击效应相一致。

3. *Intensity* 设为虚拟变量

将 *Intensity* 设置为虚拟变量,设置实验组与对照组。当 *Intensity* 高于中位数时, *Intensity* = 1,为实验组;当 *Intensity* 低于中位数时, *Intensity* = 0,为对照组。构建交乘项 *Intensity* × *Post*,重新代入模型(12)进行回归。表5第(2)列为回归结果, *Intensity* × *Post* 的系数显著为负。实证结果表明,标准 DID 和广义 DID 结论一致。

4.重新定义影子银行程度 *Intensity*

由于同业业务与影子银行业务息息相关(彭俞超等,2023),本文使用银行同业业务占总资产的比重作为影子银行程度的指标,与 *Post* 相乘,构成交乘项 *Interbank* × *Post*,代入基准模型进行回归,结果如表5第(3)列所示,交乘项 *Interbank* × *Post* 的系数显著为负,与基准回归结果保持一致。

表 5 稳健性检验结果

变量	THA		
	(1)	(2)	(3)
<i>FinRegu</i>	-11.276* (-1.76)		
<i>Intensity</i> × <i>Post</i>		-103.101*** (-5.99)	
<i>Interbank</i> × <i>Post</i>			-1.105*** (-3.05)
加入控制变量	Yes	Yes	Yes
固定时间	Yes	Yes	Yes
固定银行	Yes	Yes	Yes
Observations	2250	2250	1578
<i>Adj. R</i> ²	0.515	0.522	0.565

5. 安慰剂检验

为排除其他未观测到因素的影响,确保回归结果并非偶然,本文参考彭俞超等(2023)的方法,使用随机抽样的方法。本文重复抽样 500 次,使得资管新规的发生时间随机,并绘制系数估计值的分布图。如图 3 所示,随机抽样得到的系数估计值集中分布在 0 值附近,表明本文结果由资管新规所决定,排除了其他因素影响。

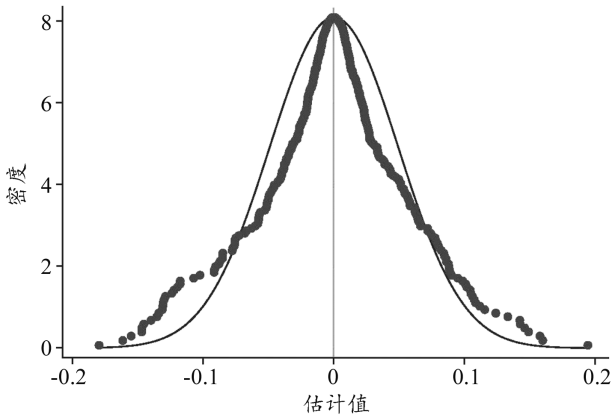


图 3 安慰剂检验结果

六、机制分析

(一) 减少银行流动性资产

根据前文分析,资管新规严格限制了银行保本理财业务,保本型产品迅速萎缩,至 2021 年基本退出。保本理财的负债转变为存款,流动性负债提高;在银行资产端对应由结构性存款转变为贷款,流动性资产降低。经公式推导,资管新规的流动性资产降低效应大于流动性负债提高效应。为验证此机制,构建模型如下:

$$LHA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Intensity_i + \beta_2 X_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

$$LHL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Intensity_i + \beta_2 X_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

模型(14)、(15)中:机制变量 $LHA_{i,t}$ 和 $LHL_{i,t}$ 分别是标准化处理后的银行流动性资产和流动性负债,其余变量与模型(12)保持一致。回归结果分别如表 6 第(1)列和第(2)列所示。

资管新规明确,资产管理业务是表外业务,银行开展资管业务时不得承诺保本保收益;出现兑付困难时,金融机构不得以任何形式垫资兑付。新规明确打破刚性兑付,禁止资金池,宣告了保本理财产品退出市场。保本理财的投资者具有典型的风险厌恶特征,资管新规实施后,其资金由保本理财流向银行存款,其结果如表6第(2)列所示,交乘项系数显著为正,表明在政策冲击下,投资者的资金部分流向活期存款,部分流向定期存款,银行负债端流动性显著提高。投资者投资项目的转变,决定了银行资金投资标的的变化,银行资金运用由交易性金融资产等项目转向发放贷款项目,其结果如表6第(1)列所示,交乘项系数显著为负,表明资管新规出台后,银行资产端的流动性显著降低。

根据交乘项 $Intensity \times Post$ 的系数绝对值大小,可得资管新规颁布后,银行流动性资产的下降程度要大于流动性负债的上升程度,进而导致流动性囤积总体上下降,假设2得证。

(二)降低银行主观风险偏好

根据前文分析,资管新规旨在抑制影子银行活动,通过打破刚性兑付、禁止资金池运作等举措直接影响银行参与影子银行高风险业务,降低银行主观风险偏好,促使银行将盈利重心置于信贷供给,进而降低银行流动性囤积。为了验证此机制,构建模型如下:

$$RS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Intensity_i + \beta_2 X_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

模型(16)中:机制变量 $RS_{i,t}$ 是银行主观风险偏好的代理变量,本文借鉴项后军等(2023),使用“渠道识别”方法分离银行主观风险偏好 RS_{it} ,具体做法如下式:

$$RWA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 RWA_{i,t-1} + \beta_2 SLOAN_{i,t} + \beta_3 FA_t + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

模型(17)中: $RWA_{i,t}$ 为银行*i*在*t*年的风险加权资产与总资产的比值, $SLOAN_{i,t}$ 为银行的贷款增长率, FA_t 为固定资产投资增速。使用GMM广义矩估计方法对模型(17)进行回归,提取出残差项,该残差项即为我们要得到的银行主观风险偏好。其余变量与模型(12)一致。回归结果如表6第(3)列所示,在加入控制变量后,交乘项系数在1%的水平上显著为负,表明银行主观风险偏好是资管新规影响银行流动性囤积的关键机制之一。资管新规实施后,参与影子银行业务更深的银行的高风险偏好显著降低,即资管新规一经发布,明令禁止开展资金池、通道业务,禁止多层嵌套,严厉打击了银行部门参与高风险金融业务的意愿,降低了其主观风险偏好,使得银行将更多的资金配置到低风险实业部门,降低其流动性囤积水平。因此,为了防范系统性金融风险,促进金融服务实体经济效能提升,必须强化对银行部门的有效监管,将资金从高风险行业抽离出来,引导银行配置更多的流动性到实体经济,促进实体经济高质量发展。

(三)增加银行信贷供给

仅从资管新规降低银行主观风险偏好入手分析还不够,本部分落脚于银行信贷供给这一重要的传导环节,当且仅当银行(参与影子银行业务程度更深的银行)在严厉的金融监管政策下配置更多的信用贷款,才能与主观风险偏好这一机制相辅相成,才能精准刻画出资管新规影响银行流动性囤积的具体途径。为了验证此机制,构建模型如下:

$$DL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Intensity_i + \beta_2 X_{i,t-1} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

模型(18)中:机制变量 $DL_{i,t}$ 代表银行的信贷供给,本文在项后军和高鹏飞(2023)的基础上,使用(个人信用贷款+企业信用贷款)/总贷款的比值百分数来度量。其余变量与模型(12)保持一致。回归结果如表6第(4)列所示,在加入控制变量后,交乘项系数在1%的显著性水平上为正,表明资管新规促进了银行信贷供给的增加,意味着增加对居民个人和企业的信贷

供给是资管新规降低银行流动性囤积、提升金融服务实体经济质效的重要机制。资管新规的推出,降低了银行投资高风险项目的动机,加强风险项目期限管理,致使银行将投资于委托贷款、信托贷款等非标资产的资金,以及投资于隐性刚兑平台的资金抽离出来,投入到信贷供给,进而降低银行流动性囤积水平。

表 6 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LHA</i>	<i>LHL</i>	<i>RS</i>	<i>DL</i>
<i>Intensity</i> × <i>Post</i>	-0.847*** (-7.20)	0.181*** (3.05)	-0.008*** (-2.95)	0.006*** (43.13)
加入控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
固定时间	Yes	Yes	Yes	Yes
固定银行	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2250	2250	1298	1750
<i>Adj. R</i> ²	0.168	0.838	0.952	0.804

七、异质性分析

(一) 地区金融结构

银行流动性囤积水平不仅受到宏观监管的影响,还会受到地区金融结构的影响。杨大宇等(2023)认为,金融结构市场化水平越高的地区,金融市场活力越强,各类金融创新工具也就更丰富。而影子银行的蓬勃发展与金融创新有着密切关系,相较于金融结构市场化水平低的地区,市场化程度较高的地区中银行拓展表外交易的动机和渠道更多,影子银行业务在经营中的比重也越大。资管新规限制了影子银行业务,对流动性囤积的政策效应在金融结构不同的地区应当存在差异。

参考杨大宇等(2023)的方法,本文将各省份新增人民币贷款占当年各省份社会融资规模之比重度量地区金融结构。该比值越大,则代表该地区金融结构市场化程度越低。为缓解反向因果问题,本文使用2013—2017年,即样本期内资管新规实施前共5期的平均地区金融结构作为各地区金融结构指标,并根据中位数进行分组。高于中位数的地区定义为低金融结构市场化地区,虚拟变量 $Finstr=0$;反之, $Finstr=1$ 。如表7第(1)列、第(2)列所示,在金融结构市场化程度较高的地区 ($Finstr=1$),交乘项系数在1%的水平上显著为负;而在金融结构市场化程度较低的地区 ($Finstr=0$),交乘项系数不显著。回归结果表明,相较于金融结构市场化程度低的地区,资管新规在市场化程度高的地区的政策效应更明显,对地区影子银行业务的限制,使得银行贷款业务扩大,降低了流动性囤积。

(二) 银行数字化转型程度

现阶段,数字化转型已成为金融行业发展的的大趋势,银行内部的数字化转型能够缓释流动性囤积水平(项后军、高鹏飞,2023)。首先,运用大数据、人工智能、云计算等新型数字技术能够降低交易双方的信息不对称程度,增强信息透明度,提升银行的贷款意愿;其次,传统金融服务模式依赖人工,时间成本和人工成本相对较大,进而阻碍银行的放贷意愿,但利用数字技术低成本处理批量业务的优势,银行可以扭转经营成本过高的局面,以较低成本提供多样金融服务,从而降低流动性囤积水平;最后,数字化转型赋予银行使用深度学习、智能分析等先进技术处理同业业务、证券业务的绝佳机会,在此基础上,拓宽非传统信贷业务发展,

提升银行流动性投放意愿,减少流动性囤积水平。因此,资管新规对银行流动性囤积水平削弱作用在数字化转型程度越高的银行越显著。

本文使用北京大学中国商业银行数字化转型指数来度量商业银行的数字化转型程度,根据资管新规实施前 2013 年底至 2017 年底商业银行数字化转型程度中位数进行分组,高于中位数的银行取值 1 ($Digital=1$),否则取值为 0 ($Digital=0$)。回归结果如表 7 第 (3) 列、第 (4) 列所示,在商业银行数字化转型程度较高的地区 ($Digital=1$),交乘项系数在 1% 的水平上显著为负;而在商业银行数字化转型程度较低的地区 ($Digital=0$),交乘项系数不显著。回归结果说明,数字化转型程度更高的银行,资管新规对流动性囤积水平的抑制作用更大。这表明,相较于数字化转型程度低的银行,数字化转型程度高的银行能够利用先进的数字技术拓宽经营业务、获取更多客户、削减经营成本,进而提高流动性投放意愿,降低流动性囤积水平。

表 7 异质性分析结果

变量	THA			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Finstr=1$	$Finstr=0$	$Digital=1$	$Digital=0$
$Intensity \times Post$	-0.418 *** (-3.82)	-2.601 (-0.71)	-0.468 *** (-3.06)	-25.392 (-1.31)
组间差异系数检验	$P=0.000$		$P=0.016$	
加入控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
固定时间	Yes	Yes	Yes	Yes
固定银行	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	1070	1079	1053	1169
Adj. R^2	0.314	0.517	0.488	0.204

八、结论与建议

本文基于 2018 年资管新规实施的准自然实验,通过构建数理模型,论证了金融强监管政策对银行流动性囤积的抑制效应。研究发现,资管新规能够降低银行流动性囤积水平,在进行一系列稳健性检验后结论依然成立。资管新规主要通过减少银行流动性资产、抑制银行主观风险偏好、增加银行信贷供给三条路径减少银行流动性囤积水平。此外资管新规的政策效应在地区金融结构市场化水平较高的地区、数字化转型程度较高的银行更为显著。

由于预防性动机、投机性动机和交易对手风险三大驱动因素,银行普遍具有持有流动性的意愿。以 2008 年全球金融危机为例,出于预防性动机,银行部门往往不愿意把央行提供的流动性释放出去,表现出较强的“惜贷”倾向,进而造成流动性囤积水平攀升。而本文发现金融强监管政策可以通过削弱银行高风险偏好和增加信贷供给等渠道释放银行流动性并发挥积极的服务实体经济效应。但是,资管新规对降低银行流动性囤积的作用是有限的,需要更多的制度配套和政策导向,应从监管当局、金融部门与实体部门三方协力,进一步释放银行流动性,推动实体经济发展。本文的研究结果具有如下启示:

第一,持续深化金融监管改革,进一步释放监管红利。在金融业分业监管时代,不同的监管部门存在互异的执法口径和标准规制,往往导致监管真空、监管套利以及监管重复等各种问题,进而助推大量资金流向高风险行业,加剧宏观经济波动。因此,制定统一的金融强监管政策显得尤为必要,本文的研究结论也证明了以资管新规为代表的金融强监管政策的短期

有效性。与此同时,防范化解系统性金融风险是现阶段金融工作遵循的底线,必须制定集中统一的强金融监管政策,并严格执行,这不仅有助于填补监管真空、限制监管套利行为、避免发生系统性金融风险,还能有效规范银行部门经营行为,促进银行释放更多的流动性到实体部门。

第二,鼓励银行创新负债工具。在本文资产负债表分析中,发现资管新规后保本理财迅速消失,银行表外融资逐渐回归表内,负债端保本理财向存款转化,银行资本压力增加。同时,保本理财消失,进一步加剧了投资者投资产品与自身风险偏好的不匹配,倒逼银行创新理财产品与负债工具。因此,银行,尤其是中小银行,亟需适应后资管新规时代的变化,借鉴市场前沿产品经验,主动进行负债创新,向投资者提供丰富多样的负债工具。考虑到投资者的风险收益多样性,银行更应该提供个性化的投资产品,以满足不同层次投资者的需求。

第三,大力推进银行数字化基础设施建设,实现数字技术赋能实体经济。中国人民银行发布的《金融科技发展规划(2022-2025年)》指出,要加快金融机构数字化转型。本文异质性分析部分也表明,数字化转型程度越高的银行,资管新规越能降低银行的流动性囤积水平。近几年,数字信息技术迅猛发展,对银行各部门的经营行为产生了深远影响,数字化转型已然成为金融业发展的大趋势。传统金融运营模式高度依赖人工,导致时间成本和人工成本相对较大,阻碍银行流动性投放意愿。而银行部门可以借助云计算、大数据、人工智能等前沿技术,降低交易双方的信息不对称,增强信息透明度,进而提升银行的贷款意愿。尤其是当下中小企业融资难题日趋凸显,数字化的金融科技工具可以增强信贷供给的精准滴灌,有力缓解中小企业的融资困境,降低银行过剩流动性。因此,政策当局应大力推进地方数字化基础设施建设,鼓励银行创新金融工具,提升金融科技水平,进而实现数字技术赋能实体经济。

参考文献:

1. 蔡庆丰、吴奇艳、吴冠琛,2024:《地方隐性债务、银行风险感知与企业信贷可得性》,《中国工业经济》第1期。
2. 顾海峰、于家珺,2019:《中国经济政策不确定性与银行风险承担》,《世界经济》第11期。
3. 蒋敏、周炜、宋杨,2020:《影子银行、资管新规和企业融资》,《国际金融研究》第12期。
4. 李青原、陈世来、陈昊,2022:《金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据》,《经济研究》第1期。
5. 刘承昊、刘冲、刘莉亚,2023:《影子银行监管的风险防范和信贷紧缩效应——来自资管新规的证据》,《金融研究》第7期。
6. 刘冲、曾琪、刘莉亚,2023:《金融强监管、存贷长期化与企业短债长用》,《经济研究》第10期。
7. 刘澜飏、李博韬、王博,2022:《非标资产、信用转换与影子银行风险》,《经济研究》第5期。
8. 彭俞超、何山,2020:《资管新规、影子银行与经济高质量发展》,《世界经济》第1期。
9. 彭俞超、马思超、王南莹、郑航行,2023:《影子银行监管与银行风险防范》,《经济研究》第8期。
10. 谭德凯、田利辉,2021:《民间金融发展与企业金融化》,《世界经济》第3期。
11. 王辉、朱家云,2022:《金融监管视角下银行稳健性与流动性资产配置》,《经济研究》第12期。
12. 吴风云、赵静梅,2002:《统一监管与多边监管的悖论:金融监管组织结构理论初探》,《金融研究》第9期。
13. 项后军、高鹏飞,2023:《银行数字化转型能缓解流动性囤积吗》,《经济学动态》第8期。
14. 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。
15. 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。
16. 杨天宇、许晓芳、陆正飞,2023:《金融结构与企业过度投资:基于社会融资结构的证据》,《管理世界》第7期。
17. 周上尧、王胜,2021:《中国影子银行的成因、结构及系统性风险》,《经济研究》第7期。
18. Acharya, V. V., and D. Skeie. 2011. "A Model of Liquidity Hoarding and Term Premia in Inter-bank Markets." *Journal of Monetary Economics* 58(5): 436-447.
19. Acharya, V. V., J. Qian, Y. Su, and Z. Yang. 2020. "In the Shadow of Banks: Wealth Management Products

- and Issuing Banks' risks in China." CEPR Discussion Paper, No. DP14957.
20. Ananou, F., D. K. Chronopoulos, A. Tarazi, and J. O. Wilson. 2021. "Liquidity Regulation and Bank Lending." *Journal of Corporate Finance* 69, 101997.
21. Banerjee, R. N., and H. Mio. 2018. "The Impact of Liquidity Regulation on Banks." *Journal of Financial Intermediation* 35: 30-44.
22. Begenau, J., and T. Landvoigt. 2022. "Financial Regulation in a Quantitative Model of the Modern Banking System." *The Review of Economic Studies* 89(4): 1748-1784.
23. Berger, A. N., O. Guedhami, H. H. Kim, and X. Li. 2022. "Economic Policy Uncertainty and Bank Liquidity Hoarding." *Journal of Financial Intermediation* 49, 100893.
24. Berger, A. N., H. H. Kim, and X. F. Ma. 2020. "Bank Management Sentiment and Liquidity Hoarding." SSRN Working Paper, No.3586500.
25. Chen, K., J. Ren, and T. Zha. 2018. "The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China." *American Economic Review* 108(12): 3891-3936.
26. Chen, Z., Z. G. He, and C. Liu. 2020. "The Financing of Local Government in China: Stimulus Loan Wanes and Shadow Banking Waxes." *Journal of Financial Economics* 137(1): 42-71.
27. Gale, D., and T. Yorulmazer. 2013. "Liquidity Hoarding." *Theoretical Economics* 8(2): 291-324.
28. Geng, Z., and J. Pan. 2019. "The SOE Premium and Government Support in China's Credit Market." National Bureau of Economic Research Working Paper, No.26575.
29. Heider, F., M. Hoerova, and C. Holthausen. 2015. "Liquidity Hoarding and Interbank Market Rates: The Role of Counterparty Risk." *Journal of Financial Economics* 118(2): 336-354.
30. Kara, G. I., and S. M. Ozsoy. 2020. "Bank Regulation under Fire Sale Externalities." *The Review of Financial Studies* 33(6): 2554-2584.

The New Asset Management Regulations and Bank Liquidity Hoarding

Wang Sheng, Li Jian, Yao Jiarui and Deng Lixing

(School of Economics and Management, Wuhan University)

Abstract: Preventing and resolving shadow banking risks and deepening financial supply-side structural reform are of great importance to China's current economic development. At the same time, promoting the quality and efficiency of financial services for the real economy is the focus of the present practical and theoretical sector. Based on bank liquidity hoarding, this paper takes the implementation of the New Asset Management Regulation as a quasi-natural experiment to analyze in depth the effect of the strong financial regulatory policy on bank liquidity hoarding. It is found that the level of bank liquidity hoarding declines significantly after the implementation of the New Asset Management Regulation. Mechanism tests show that the New Asset Management Regulation reduces bank liquidity hoarding mainly through three channels: reducing banks' liquid assets, lowering banks' subjective risk appetite, and increasing banks' credit supply. Meanwhile, the negative impact of the New Asset Management Regulation on banks' liquidity hoarding is more pronounced in regions with more marketized financial structures and among banks with greater digital transformation. To further promote the release of regulatory dividends, this paper provides three suggestions: guide banks to invest more liquidity in the real economy and prevent excessive liquidity from stagnating in the banking system; continue to push forward the reform of financial regulation; push forward the construction of banks' digitalized infrastructure to create an environment in which digital technology empowers the real economy.

Keywords: The New Asset Management Regulations, Liquidity Hoarding, Subjective Risk Preference, Credit Supply

JEL Classification: G21, G38

(责任编辑:惠利、陈永清)