

资管新规、监管套利与系统性风险抑制

——来自银行理财业务的证据

孙希芳 刘立或 王晨晨

【摘要】本文利用2012–2022年中国102家银行的微观数据,考察《资管新规》能否有效治理银行理财业务中的监管套利行为,以及该政策通过治理监管套利行为从而对银行系统性风险的影响。研究发现:《资管新规》能够有效抑制银行通过发行理财产品逃避资本监管与存款利率管制约束的监管套利行为;机制检验表明该政策是通过打破刚性兑付、禁止资金池运作以及严格非标资产投资来治理监管套利行为;进一步研究发现,《资管新规》通过治理银行理财业务中的监管套利行为从而能降低银行系统性风险。

【关键词】资管新规;监管套利;银行理财业务;银行系统性风险

【作者简介】孙希芳,华南理工大学经济与金融学院副教授,博士;刘立或(通讯作者),华南理工大学经济与金融学院博士生,E-mail:m18819487313@163.com(广州 510006);王晨晨,广东金融学院信用管理学院讲师,博士。

【原文出处】《金融论坛》(京),2023.7.24~34

【基金项目】国家社会科学基金项目“外部金融危机冲击和内部隐性壁垒对我国银行业对外开放进程的影响研究”(18BJY155)。

一、引言

中国影子银行在2008年以后发展迅速。根据穆迪最新披露的数据,截至2022年年底,中国影子银行的总体规模为50.3亿元^①,相当于当年银行体系总资产的13.5%和GDP的41.6%。因此,推动影子银行朝有序规范的方向发展是中国今后防范金融风险与保持经济平稳运行的必然要求。

长期以来,监管套利是推动中国影子银行扩张的主要原因,而影子银行中的监管套利行为容易增加金融风险(林琳等,2016)。为强化对影子银行的监管,2018年4月《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》)及配套政策正式出台,其中最大限度地消除监管套利空间是《资管新规》出台的重要目的^②。

在此背景下,紧密结合《资管新规》出台这一重大制度变革,重新审视影子银行中的监管套利行为,以及影子银行中的监管套利行为对金融风险的影响,具有重要意义。

当前有关影子银行中的监管套利问题以及《资管新规》政策效果的研究备受关注。然而鲜有文献考察《资管新规》如何影响影子银行中监管套利行为,以及《资管新规》引起的监管套利行为的变化如何进一步影响银行系统性风险。此外,银行理财业务是中国影子银行体系的重要组成部分(中国银保监会课题组,2020),而关注银行理财业务中的监管套利行为对银行系统性风险影响的文献还不足。

因此本文利用中国102家银行在2012–2022

年间的微观数据,运用双重差分模型考察《资管新规》对银行理财业务中监管套利行为的治理效果,以及该政策通过治理银行理财业务中的监管套利行为从而对银行系统性风险的影响。本文的研究贡献如下:第一,在丰富影子银行监管套利问题的研究上,研究《资管新规》出台后的监管套利行为变化,并且在银行理财业务中以《资管新规》作为外生冲击考察监管套利行为对银行系统性风险的影响;在完善《资管新规》政策效果的研究上,为反映《资管新规》治理监管套利行为的政策效果提供实证证据,并且从监管套利治理的视角考察《资管新规》对金融风险的影响。第二,验证《资管新规》在治理监管套利行为上的作用机制,发现《资管新规》能通过治理监管套利行为从而抑制银行系统性风险,为推进《资管新规》的监管改革提供理论依据和决策支持。

本文余下的内容安排如下:第二部分是文献综述,第三部分提出理论分析与研究假说,第四部分是研究设计,第五部分是实证结果,最后是结论与政策建议。

二、文献综述

(一)影子银行、监管套利行为与系统性风险

监管套利行为广泛存在于各国影子银行体系中。逃避对商业银行的监管是国外影子银行发展的主要原因(Hakenes and Schnabel, 2010; Buchak, et al., 2018)。就中国而言,银行通过参与理财业务、同业业务等影子银行业务,从而逃避资本监管(侯成琪、黄彤彤, 2020)、存款利率管制(Ehlers, et al., 2018)、信贷管制政策(Chen, et al., 2020)、贷存比监管(Hachem and Song, 2021)等。

已有文献进一步研究了影子银行中的监管套利行为对系统性风险的影响。系统性风险的形成过程主要包括初始风险积累以及风险的传染与放大(Benoit, et al., 2017)。首先影子银行中的监管套利行为会通过增加实体经济层面的风险积累从而增加系统性风险。由于较少受到监管,影子银行无序扩张,促进了资产泡沫的形成,容易引发系统性风险(张宝

林、潘焕学, 2013; Moreira and Savov, 2017)。影子银行逃避监管将资金投向了某些银行信贷受限领域,会增加实体经济的杠杆率和经济衰退风险,从而引发系统性风险(Meeks, et al., 2017; 张平, 2017; 倪晓然、刘士达, 2020)。其次,影子银行中的监管套利行为还会通过增加金融体系内的风险积累从而增加系统性风险。影子银行的监管套利活动依赖于短期资金,资产端和负债端的期限错配比较严重,因此影子银行容易发生挤兑(Gorton and Metrick, 2012)。当挤兑发生时,影子银行被迫抛售资产或者拆入短期资金,这会引发资产价格暴跌和货币市场的流动性危机(Brunnermeier, 2009; 周上尧、王胜, 2021),进而演变成系统性风险。商业银行为了进行监管套利而深度参与影子银行业务,这导致影子银行风险向商业银行溢出,增加商业银行的风险积累,从而引发系统性风险(Acharya, et al., 2013; 许友传, 2019; 刘澜飏等, 2022)。此外为逃避监管,影子银行业务往往采用拉长交易链条、多层嵌套的业务模式,这提升了金融机构之间的关联性,从而强化了风险传染和放大的机制(李丛文、闫世军, 2015),进一步增加系统性风险。

(二)《资管新规》的政策效果

与本文相关的文献还包括《资管新规》的政策效果,其中《资管新规》对影子银行发展以及对金融风险的影响值得关注。《资管新规》对影子银行发展的影响较为复杂,已有文献未能得到一致结论。一些文献指出《资管新规》在推动影子银行转型方面取得了积极进展,这主要体现在该政策能降低影子银行的规模(李志生、邵杨楠, 2021),并且转变影子银行的运作模式(中国银保监会课题组, 2020)。然而一些文献也指出《资管新规》在推动影子银行转型过程中依然面临诸多阻碍,影子银行转型还不彻底(中国银保监会课题组, 2020; 高蓓等, 2023)。此外一些文献虽然指出《资管新规》有助于抑制影子银行中的监管套利行为(周月秋、藏波, 2018),但是这些研究仅是定性分析。

目前关于《资管新规》对金融风险影响的研究还

相对不足。刘惠好、焦文姐(2019)研究了包括《资管新规》在内的金融强监管政策对银行个体风险的影响;高蓓等(2023)探讨了《资管新规》出台后金融体系出现的一些新的风险点。

(三) 简要述评

在对有关影子银行监管套利问题的研究上,鲜有文献研究《资管新规》出台后的监管套利行为变化。此外,虽有一些文献从整体上研究了影子银行中的监管套利行为对系统性风险的影响,但关注银行理财业务中的监管套利行为对银行系统性风险影响的文献还较少。在有关《资管新规》政策效果的研究上,现有文献尚未就《资管新规》对监管套利行为的影响进行深入研究,缺乏实证证据。另外,现有文献尚未从监管套利治理的视角考察《资管新规》对金融风险的影响。

三、理论分析与研究假说

(一) 银行在理财业务中进行监管套利的行为模式

为逃避金融管制,银行将理财业务按照“类银行”的模式运作,使其偏离资产管理的本质。如图1所示,银行理财业务的“类银行”运作模式主要包括以下三个关键环节:第一,在资金募集端,银行对理财产品进行刚性兑付(孙希芳、刘立彧,2022);第二,在资金管理端,银行对理财产品进行带有期限错配特征的资金池运作(孙建坤、李艳丽,2011);第三,在投资端,银行通过银信、银证、银银合作等通道业务将理财资金投向非标资产以及城投债,为银行信贷受限的地方政府融资平台、房地产企业提供资金来源(王喆等,2017)。在这一过程中通过银行理财业务代替银行贷款实现信用扩张。



图1 银行在理财业务中进行监管套利的行为模式

在图1前两个环节中,通过刚性兑付和带有期限错配特征的资金池运作,银行理财产品具有与存

款类似的安全性和流动性。银行将类存款的理财产品销售给投资者,使得部分银行存款转化为理财资金,由此银行能够逃避存款利率管制和法定存款准备金的要求。在第三个环节,银行将募集的理财资金通过影子银行体系投向非标资产以及城投债,代替银行贷款实现信用扩张,成为一种类贷款业务,这使银行可以逃避资本充足率、贷存比以及信贷政策等对银行贷款规模和投向的限制。另外当理财产品到期时,银行需要向投资者进行刚性兑付,使得银行成为理财产品风险的实际承担者(苏薪茗,2014),这实际上增加了银行持有的风险资产规模。然而除保本型理财产品外,其他银行理财产品都未纳入表内监管,所以银行通过刚性兑付还逃避了对持有风险资产的资本监管要求等。综上所述,银行将理财业务按照“类银行”模式运作能够进行监管套利。

(二) 《资管新规》治理监管套利行为的机制

根据前文分析,银行通过将理财业务按照“类银行”模式运作以逃避金融管制,因此转变银行理财业务的“类银行”运作是抑制银行通过理财业务进行监管套利的关键。《资管新规》可以从以下几方面来抑制银行理财业务中的监管套利行为:

第一,《资管新规》明确提出打破刚性兑付的监管要求。《资管新规》明确了银行理财业务的表外属性,规定银行理财业务不得保本保收益;并且还要求银行对理财产品进行净值化管理,及时反映基础金融资产的收益和风险,不得宣传理财产品的预期收益。

第二,《资管新规》明确禁止理财业务按照带有期限错配特征的资金池运作。《资管新规》要求,银行开展理财业务应当确保每只理财产品与所投资资产相对应,做到每只理财产品单独管理、单独建账和单独核算,不得开展或者参与具有滚动发行、集合运作、分离定价特征的资金池理财业务。为降低期限错配风险,银行发行的封闭式理财产品的期限不得低于90天。

第三,《资管新规》对理财资金投向非标资产

提出了严格的监管要求。首先,《资管新规》要求银行理财产品不得直接投资于信贷资产以及不得直接或间接投资于本行信贷资产;其次要求金融机构不得为银行理财产品提供规避投资范围、杠杆约束等监管要求的通道服务;最后银行理财产品直接或者间接投资于非标准化债权类资产,非标准化债权类资产的终止日期不得晚于封闭式理财产品的到期日或者开放式理财产品的最近一次开放日。

当刚性兑付被打破、带有期限错配特征的资金池被禁止、非标资产投资受到严格监管,银行理财业务就难以按照“类银行”模式运作,所以《资管新规》能从根本上抑制银行通过发行理财产品进行监管套利。因此本文提出如下假说。

假说1:《资管新规》能够抑制银行通过发行理财产品进行监管套利的行为。

假说2:《资管新规》能通过打破刚性兑付、禁止资金池运作以及严格非标资产投资来治理银行理财业务中的监管套利行为。

(三)《资管新规》、监管套利行为与银行系统性风险

以往研究表明,影子银行中的监管套利活动容易增加银行系统性风险(陈国进等,2021)。就银行理财业务而言,银行为进行监管套利将理财业务按照“类银行”模式运作,这种模式具有内在脆弱性,容易增加银行系统性风险。

由于存在刚性兑付,银行是理财产品风险的实际承担者,刚性兑付会侵蚀银行的利润和资产价值,并增加银行的破产风险(许友传,2019)。当陷入财务困境的银行出售资产,可能引发资产价格螺旋下降,形成系统性风险。而且由于银行风险增加,理财投资者会担心银行的资产管理能力,使银行理财产品发生挤兑,促使资产被银行进一步抛售,加剧系统性风险传染(王占浩等,2020)。

由于采用带有期限错配特征的资金池运作,银行理财业务本身存在挤兑风险。当挤兑问题发生时,银行理财业务部门被迫抛售资产或者从货

币市场拆入短期资金,这可能会导致整体金融市场出现资产价格暴跌、流动性危机,从而恶化银行的资产负债表和流动性状况,导致银行系统性风险增加。此外当银行理财业务由于期限错配而出现流动性风险时,银行往往会对本行理财业务提供流动性支持,从而维持银行理财业务的运转(Acharya, et al., 2020)。因此银行理财业务的流动性风险还会对银行产生风险溢出效应,从而增加银行系统性风险。

银行理财业务通过逃避对银行信贷业务的监管,将理财资金投向银行信贷受限的领域,包括房地产、地方政府融资平台等,然而包括银行理财在内的影子银行扩张会促进房地产泡沫的形成(张宝林、潘焕学,2013)、增加地方政府债务风险(张平,2017),从而增加银行系统性风险。

此外,银行将其他银行、信托公司、证券公司等金融机构作为理财资金投向非标资产的通道,这些通道业务往往涉及多家金融机构,银行与各家金融机构之间的关联性变得日益密切和复杂,增加了银行对其他金融机构的风险传染。

综合以上分析,银行理财业务中的监管套利行为会增加银行的系统性风险,《资管新规》能有效治理银行理财业务中的监管套利行为,所以该政策能进一步降低银行系统性风险。本文提出以下假说。

假说3:《资管新规》通过治理银行理财业务中的监管套利行为,从而能降低银行系统性风险。

四、研究设计

(一)样本说明

本文利用 Wind 数据库搜集了 2012-2022 年各银行发行的理财产品信息,加总得到每家银行在样本期间每个季度发行的理财产品数量。将银行理财产品数据与银行层面数据匹配后,获得了一个包含 102 家银行的面板数据。样本银行包括 6 家国有银行、12 家股份制银行、64 家城市商业银行和 20 家农村商业银行。这部分数据用来检验假说 1 和假说 2。本文采用的银行层面数据来自 Wind 数据库和各银

行年报。

利用2012–2022年沪深两市的股票交易数据以及宏观金融数据,本文测算了16家上市银行的系统性风险,这些银行已包括在本文有关银行理财产品发行的样本中。将银行系统性风险数据与银行理财产品发行数据、银行层面数据匹配后,获得了关于这些银行的面板数据。这部分数据用来检验假说3。计算银行系统性风险所用到的股票交易数据和宏观金融数据均来自Wind数据库。

(二) 研究设计

1. 《资管新规》对监管套利行为的治理效应

本文将《资管新规》的出台视为一次准自然实验,构建如下双重差分模型来验证《资管新规》能否抑制银行通过发行理财产品进行监管套利的行为:

$$WMP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_i \cdot policy_t + \Phi Control_{i,t-1} + \theta_t + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在式(1)中,下标*i*代表第*i*家银行,*t*代表第*t*个季度。被解释变量为*WMP*,表示银行理财的发行规模。控制变量为*Control*,包括了银行层面的控制变量。 θ_t 表示银行理财发行所在季度的固定效应^③, θ_i 表示银行个体固定效应。*policy*是表示《资管新规》出台前后的虚拟变量。*treat*是用来表示实验组与对照组的虚拟变量。本文将实验组设定为《资管新规》出台前面临较大监管约束的一组银行,对照组则是该政策出台前面临较小监管约束的一组银行。在《资管新规》出台前,银行所面临的监管约束越大,则这些银行会越多地通过发行理财产品进行监管套利,所以《资管新规》对这些银行的影响更强。如果《资管新规》能抑制银行理财业务中的监管套利行为,那么该政策将对实验组的银行理财产品发行规模产生更加显著的负向影响。本文预期*treat*·*policy*的系数为负。此外*treat*和*policy*本身会被银行个体固定效应和季度固定效应完全吸收。

2. 《资管新规》、监管套利行为与银行系统性风险

本文构建双重差分模型,用来检验《资管新规》通过治理银行理财业务中监管套利行为从而对银行

系统性风险产生的影响:

$$\ln risk_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \cdot policy_t + \Psi Control_{i,t-1} + \theta_t + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在式(2)中,被解释变量为银行系统性风险(*lnrisk*)。其他变量的定义和度量与式(1)一致。如果《资管新规》能通过治理银行理财业务中的监管套利行为从而降低银行系统性风险,那么该政策会对实验组的银行系统性风险产生更为显著的负向影响。本文预期*treat*·*policy*的系数为负。

为进一步验证该政策对银行系统性风险的影响是以治理银行理财业务中的监管套利行为作为机制,本文还在式(2)的基础上构建了式(3):

$$\ln risk_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 dumump_i \cdot treat_i \cdot policy_t + \lambda_2 dumump_i \cdot policy_t + \lambda_3 treat_i \cdot policy_t + \Theta Control_{i,t-1} + \theta_t + \theta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)包含三次交互项*dumump*·*treat*·*policy*,以及这些变量的两两交互项^④。*dumump*是表示《资管新规》出台前银行理财发行规模大小的虚拟变量。本文主要关注式(3)中的三次交互项*dumump*·*treat*·*policy*的系数。如果《资管新规》能通过治理银行理财业务中的监管套利行为从而降低银行系统性风险,那么对于该政策出台前已发行较多理财产品并且面临较大监管约束的银行,该政策能更显著地降低这些银行的系统性风险。本文预期三次交互项的系数为负。

(三) 变量说明

1. 被解释变量:银行理财的发行规模(*WMP*)

式(1)中的被解释变量为银行理财发行规模(*WMP*)。借鉴邵新建等(2020)的做法,银行理财发行规模(*WMP*)的度量方法为各家银行在每季度发行的非保本理财产品数量除以该行总资本。在《资管新规》出台前银行理财产品包括保本与非保本两类。而按照《资管新规》的监管要求,银行在政策出台后都不得发行新的保本理财产品^⑤,因而无法检验政策出台后银行发行保本理财产品进行监管套利的行为变化。另外在《资管新规》出台前,非保本理财

在银行理财产品中所占的比重较大,并且非保本理财产品的影子银行属性更强(郭晔和赵静,2017;邵新建等,2020),因此非保本理财产品能较好地反映银行理财业务、影子银行的发展。

2. 被解释变量:银行系统性风险($\ln risk$)

式(2)(3)中的被解释变量为银行系统性风险($\ln risk$)。本文采用条件在险价值($\Delta CoVaR$)来度量银行的系统性风险,表示当单个银行发生损失时其对整个银行体系风险的影响。借鉴郭晔、赵静(2017)的方法,本文测算 $\Delta CoVaR$ 的具体过程如下:首先对式(4)和式(5)进行分位回归。

$$R_t^i = \alpha^i + \beta^i M_{t-1} + \varepsilon_t^i \quad (4)$$

$$R_t^{system} = \alpha^{system} + \gamma^{system} R_t^i + \beta^{system} M_{t-1} + \varepsilon_t^{system} \quad (5)$$

其中, R_t^i 代表各家银行的周收益率,采用银行股票周收盘价计算。 R_t^{system} 为全部上市银行的加权平均周收益率。 M_{t-1} 表示滞后一期的状态变量,包括市场回报率、短期流动性利差、利率趋势变量、中国的国债收益率曲线和美国的国债收益率曲线。

根据式(4)中5%和50%分位数回归得到的系数估计值,可以求得单个银行在危机时期和在正常时期的在险价值 $VaR_t^i(5\%)$ 、 $VaR_t^i(50\%)$ 。

根据式(5)中在5%分位数回归得到的系数估计值,以及单个银行在危机时期和在正常时期的在险价值,可以求得当单个银行处于危机和正常状态时整个银行系统的条件在险价值。利用式(6),最后得到每家银行的 $\Delta CoVaR$ 。

$$\Delta CoVaR(5\%)_t^i = CoVaR(5\%)_t^{system} - CoVaR(50\%)_t^{system} \quad (6)$$

通过上述步骤计算的 $\Delta CoVaR$ 的频率为每周,将周频率的 $\Delta CoVaR$ 求均值得到每季度的 $\Delta CoVaR$ 。运用上述方法计算的 $\Delta CoVaR$ 为负值,根据郭晔、赵静(2017)和陈国进等(2021)的做法,本文对其取绝对值并进行对数化处理,最终得到每家银行在每个季度的系统性风险指标($\ln risk$)。 $\ln risk$ 的取值越大表示银行的系统性风险越高。

3. 核心解释变量:实证组 and 对照组($treat$)

根据前文分析,银行通过理财业务的“类银行”运作能够逃避资本监管与存款利率管制约束,因此采用两种方法来划分实验组和对照组。首先用资本监管压力来构建实验组和对照组。第一步,计算每家银行在《资管新规》出台前(2012-2016年)所面临的资本监管压力的平均值 CAP_i , $CAP_i = \frac{1}{5} \sum_{f=2012}^{2016} cap_{i,f}$ 。其中, $cap_{i,f}$ 表示各家银行各年面临的资本监管压力, i 表示第*i*家银行, f 表示2012-2016年。借鉴邵新建等(2020)的做法,银行的资本监管压力 $cap_{i,f}$ 用各家银行实际的资本充足率减去最低资本充足率监管要求的差值来度量。第二步,基于 CAP_i 的取值将样本银行划分成两组。对于 CAP_i 的取值处于中位数及以下的银行,其在政策出台前面临的资本监管压力较大,这一组银行属于实验组($treat1=1$),其他银行则属于对照组($treat1=0$)。

类似地,根据存款利率管制约束来构建实验组和对照组。第一步,计算每家银行在2012-2016年间面临的存款利率管制约束的平均值 DEP_i , $DEP_i = \frac{1}{5} \sum_{f=2012}^{2016} dep_{i,f}$ 。其中, $dep_{i,f}$ 表示各家银行各年面临的存款利率管制约束的大小。借鉴Acharya等(2020)的做法,用银行存款规模占该行总资产的比重来度量银行受到存款利率管制约束($dep_{i,f}$)的强弱。对于存款不足的银行,存款利率管制对其具有更强的约束。第二步,按照 DEP_i 的取值,将样本银行划分成两组。对于 DEP_i 的取值处于中位数及以下的银行,其在政策出台前面临的存款利率管制约束更大,这一组银行属于实验组($treat2=1$),其他银行属于对照组($treat2=0$)。

4. 核心解释变量:政策变量($policy$)

$policy$ 是表示《资管新规》出台前后的虚拟变量。2017年11月,《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见(征求意见稿)》对外公布。自《资管新规》征求意见稿出台后,各金融机构已经根据监管要求着手进行业务调整,2018年《资管新规》的正式出台

在市场预期中(蒋敏等,2020)。借鉴蒋敏等(2020)的做法,本文以《资管新规》征求意见稿出台的时间来划分《资管新规》出台时间的前后:当样本期处于2017年第四季度及以后则 *policy* 取 1,处于2017年第四季度之前则 *policy* 取 0。

5. 政策出台前银行理财发行规模的分组 (*dumwmp*)

dumwmp 是表示《资管新规》出台前银行理财发行规模大小的虚拟变量。本文首先计算了2012–2016年各家银行每年发行的理财产品规模,具体为每家银行每年发行的非保本银行理财产品数量除以银行总资本。然后再计算2012–2016年间每家银行发行理财产品的平均规模,据此将样本银行分为两组。若《资管新规》出台前银行发行理财产品的平均规模处于中位数以上 *dumwmp* 取 1,否则 *dumwmp* 取 0。

6. 控制变量

本文在模型中还控制了银行层面的变量,包括资产规模 *lnasset*、杠杆率 *leverage*、贷存比 *LDR*、利润率 *roa*、非利息收入占比 *NII*、不良贷款率 *NPL*、资本

监管压力 *cap*、存款利率管约束 *dep*。为了缓解内生性,银行层面的控制变量都采用被解释变量所在年份的滞后一年的值。

变量的定义与度量具体如表 1 所示。

(四)描述性统计

表 2 中 Panel A 是关于式(1)的描述性统计,Panel B 则是关于式(2)(3)的描述性统计。

五、实证结果

(一)《资管新规》对监管套利行为的治理效应

表 3 报告了式(1)的回归结果,用来检验假说 1。*treat1* 表示按照资本监管压力划分的组别变量,*treat2* 表示按照存款利率管约束划分的组别变量。

表 3 中 *treat1* · *policy*、*treat2* · *policy* 的系数均显著为负,说明实验组银行在《资管新规》出台后显著降低了所发行的银行理财规模。列(1)中 *treat1* · *policy* 的系数说明,与对照组相比,实验组所发行的银行理财规模 (*WMP*) 在该政策出台后减少了 0.083,相当于样本中 *WMP* 均值的 24%。列(2)中 *treat2* · *policy* 的系数说明,与对照组相比,实验组所发

表 1 变量定义与度量

变量	变量定义	变量度量
<i>WMP</i>	银行理财发行规模	非保本理财数量除以总资本(只/亿元)
<i>lnrisk</i>	银行系统性风险	$\Delta CoVaR$ 取绝对值并进行对数化处理(%)
<i>treat1</i>	实验组和对照组 1	按照政策出台前的资本监管压力的分组
<i>treat2</i>	实验组和对照组 2	按照政策出台前的存款利率管约束的分组
<i>dumwmp</i>	理财规模分组	按照政策出台前的银行理财发行规模的分组
<i>policy</i>	《资管新规》是否出台	2017 年第四季度及以后的样本取 1,其他取 0
<i>lnasset</i>	资产规模	资产规模(万元)取对数
<i>leverage</i>	杠杆率	总资产/总资本
<i>LDR</i>	贷存比	贷款/存款
<i>roa</i>	利润率	净利润/总资产 $\times 100\%$
<i>NII</i>	非利息收入占比	非利息收入/营业收入
<i>NPL</i>	不良贷款率	不良贷款/总贷款余额 $\times 100\%$
<i>cap</i>	资本监管压力	实际资本充足率减去最低监管资本要求
<i>dep</i>	存款利率管约束	银行存款/总资产

表 4 《资管新规》通过打破刚性兑付能够抑制监管套利行为

变量	WMP			
	(1)非净值	(2)净值	(3)非净值	(4)净值
<i>treat1 · policy</i>	−0.115*** (0.018)	0.031*** (0.006)		
<i>treat2 · policy</i>			−0.071*** (0.019)	0.002(0.006)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
银行固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	3940	3940	3940	3940
调整后 R ²	0.246	0.277	0.241	0.271

注:非净值型、净值型理财产品规模的度量方法为:用各家银行在每季度所发行的非保本非净值理财数量、净值型理财数量除以该行总资本。

说明《资管新规》能通过打破刚性兑付从而抑制银行理财业务中的监管套利行为。

为检验《资管新规》能否通过禁止资金池运作从而抑制银行理财业务中的监管套利行为,分别考察该政策对不同期限的理财产品发行规模的影响。在《资管新规》出台前,银行更多地通过发行期限较短的理财产品进行资金池运作。因此禁止资金池运作的监管要求会对银行通过发行期限较短的理财产品进行监管套利的行为产生更强的抑制作用。

表 5 的结果显示,在列(1)(3)中 *treat1 · policy*、

treat2 · policy 的系数显著为负,并且比在列(2)(4)中交互项系数的绝对值更大。由此说明《资管新规》能通过禁止资金池运作来抑制银行理财业务中的监管套利行为。

本文还检验了《资管新规》能否通过严格非标资产投资从而抑制银行理财业务中的监管套利行为。为此本文计算了各年各家银行在经营范围内的非标资产发展程度 *nonstand*,具体为各年各家银行在经营范围内的信托贷款和委托贷款占社会融资规模比重的加权平均值^⑥。*nonstand* 的取值越大说明这家银行

表 5 《资管新规》通过禁止资金池运作能够抑制监管套利行为

变量	WMP			
	(1)6 个月内	(2)6 个月以上	(3)6 个月内	(4)6 个月以上
<i>treat1 · policy</i>	−0.075*** (0.016)	−0.009* (0.005)		
<i>treat2 · policy</i>			−0.059*** (0.016)	−0.012** (0.005)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
银行固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	3940	3940	3940	3940
调整后 R ²	0.168	0.154	0.166	0.155

注:期限在 6 个月以内、期限在 6 个月以上的理财发行规模的度量方法为:用各家银行在每季度所发行的期限在 6 个月以内、期限在 6 个月以上的封闭式非保本理财数量除以该行总资本。

经营范围内的非标资产的发展程度越高。由此本文可以考察在《资管新规》出台前后,非标资产发展程度对银行监管套利行为影响的差异。

在表6列(1)中, $treat1 \cdot nonstand$ 的系数显著为正,说明在《资管新规》出台前,银行经营范围内的非标资产发展程度越高会强化银行发行理财逃避资本监管的行为。而 $treat1 \cdot nonstand \cdot policy$ 的系数显著为负,说明《资管新规》显著削弱了非标资产发展程度对银行监管套利行为的强化作用。在列(2)中, $treat2 \cdot nonstand$ 、 $treat2 \cdot nonstand \cdot policy$ 的结果都不显著,可能因为银行将理财资金投向非标资产主要是为了逃避资本充足率等监管指标对银行信贷的限制,而不是逃避存款利率管制。综合上述结果,说明《资管新规》能通过严格非标资产投资来抑制银行理财业务中的监管套利行为。

表6 《资管新规》通过严格非标资产投资能够抑制监管套利行为

变量	(1) <i>WMP</i>	(2) <i>WMP</i>
$treat1 \cdot nonstand \cdot policy$	-0.326* (0.179)	
$treat1 \cdot nonstand$	0.275* (0.146)	
$treat1 \cdot policy$	-0.036 (0.030)	
$treat2 \cdot nonstand \cdot policy$		-0.112 (0.175)
$treat2 \cdot nonstand$		0.063 (0.145)
$treat2 \cdot policy$		-0.055* (0.031)
$policy \cdot nonstand$	-0.282** (0.138)	-0.357** (0.151)
$nonstand$	0.034 (0.109)	0.105 (0.115)
控制变量	Yes	Yes
季度固定效应	Yes	Yes
银行固定效应	Yes	Yes
样本数量	3261	3261
调整后 R^2	0.167	0.165

注:各省的社会融资规模数据从2013年开始披露,数据来源于 Wind。 $nonstand$ 的取值为2013–2021年,并与2014–2022年的被解释变量进行匹配,以减少 $nonstand$ 的内生性问题。

(三)《资管新规》、监管套利行为与银行系统性风险

本部分利用式(2)(3)对假说3进行检验。表7中前两列报告了式(2)的结果,后两列则报告了式(3)的结果。

在表7的前两列中,交互项 $treat1 \cdot policy$ 、 $treat2 \cdot policy$ 的系数均显著为负。这说明《资管新规》出台后,相比对照组,实验组的银行系统性风险显著下降。由此初步验证该政策通过治理银行理财业务中的监管套利行为从而能降低银行的系统性风险。在表7的后两列中,三次交互项 $dumwmp \cdot treat1 \cdot policy$ 、 $dumwmp \cdot treat2 \cdot policy$ 的系数也显著为负。这说明对于在《资管新规》出台前已发行了较多理财产品并且面临较大监管约束的一组银行,在该政策出台后这些银行的系统性风险显著下降。由此说明《资管新规》对银行系统性风险的影响是以治理银行理财业务中的监管套利行为作为机制的。以上结果验证本文的假说3。

(四)稳健性检验^⑦

1. 平行趋势检验

采用双重差分模型的前提条件是实验组和对照组应当满足平行趋势假定。借鉴事件分析法,本文对双重差分模型式(1)(2)进行平行趋势检验。为此本文将式(1)(2)中的组别变量与政策变量交互项($treat \cdot policy$)替换为组别变量($treat$)与一组年份虚拟变量($yr13$ – $yr22$)的交互项。

平行趋势检验的结果显示,表示2013–2016年的虚拟变量($yr13$ – $yr16$)与组别变量($treat1$ 、 $treat2$)的交互项系数均不显著,说明政策出台前的银行理财发行规模(WMP)、银行系统性风险($lnrisk$)的变动趋势在实验组和对照组间不存在显著差异,满足平行趋势假定。此外,表示2017–2022年虚拟变量($yr17$ – $yr22$)与组别变量($treat1$ 、 $treat2$)的交互项系数均为负值并且大部分在10%以下的显著性水平显著。

2. 倾向得分匹配和双重差分法(PSM-DID)

本部分采用PSM-DID方法来解决双重差分模型

表 7 《资管新规》、监管套利行为与银行系统性风险

变量	(1) <i>lnrisk</i>	(2) <i>lnrisk</i>	(3) <i>lnrisk</i>	(4) <i>lnrisk</i>
<i>treat1</i> · <i>policy</i>	-0.137*** (0.021)		-0.077*** (0.024)	
<i>treat2</i> · <i>policy</i>		-0.068*** (0.020)		-0.014 (0.029)
<i>dumwmp</i> · <i>treat1</i> · <i>policy</i>			-0.167*** (0.036)	
<i>dumwmp</i> · <i>treat2</i> · <i>policy</i>				-0.072* (0.042)
<i>dumwmp</i> · <i>policy</i>			-0.013 (0.027)	-0.057* (0.030)
<i>lnasset</i>	0.191*** (0.051)	0.164*** (0.052)	0.265*** (0.052)	0.224*** (0.056)
<i>leverage</i>	0.012* (0.006)	0.020*** (0.007)	0.009 (0.006)	0.020*** (0.006)
<i>LDR</i>	0.283** (0.139)	-0.037 (0.132)	0.392*** (0.133)	-0.104 (0.139)
<i>roa</i>	0.239*** (0.071)	0.293*** (0.073)	0.242*** (0.070)	0.345*** (0.075)
<i>NII</i>	-0.134 (0.108)	0.036 (0.118)	-0.277** (0.107)	0.005 (0.115)
<i>NPL</i>	0.013 (0.027)	0.025 (0.028)	0.031 (0.026)	0.020 (0.028)
<i>cap</i>	1.381* (0.758)	0.909 (0.779)	0.945 (0.737)	0.722 (0.805)
<i>dep</i>	1.058*** (0.201)	0.982*** (0.208)	0.986*** (0.192)	0.821*** (0.206)
Constant	-4.897*** (1.025)	-4.304*** (1.060)	-6.272*** (1.053)	-5.356*** (1.150)
季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
银行固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	704	704	704	704
调整后 R ²	0.548	0.526	0.590	0.549

中可能存在的内生性问题。PSM 可以尽量缩小实验组和对照组在银行个体特征上的差异,一定程度上缓解双重差分模型中因为遗漏变量或者存在样本选择偏差所造成的内生性问题。具体采用半径匹配法,并根据表 1 中的银行层面控制变量对式(1)(2)中的实验组和对照组进行匹配。匹配后的样本通过了平衡性检验,表明匹配后的实验组和对照组在资产规模、杠杆率、贷存比等一些银行特征上无系统性差异。然后利用匹配之后的样本对双重差分模型式(1)(2)进行估计,实证结果同样支持本文

的结论。

3. 其他稳健性检验

第一,本文将式(1)中被解释变量的度量替换为各家银行在每季度所发行的非保本理财产品数量除以该行总资产。第二,借鉴 Benoit 等(2017)的做法,采用 DCC-GARCH- $\Delta CoVaR$ 的方法重新对银行系统性风险进行测算,并对式(2)进行了检验。第三,更换度量资本监管压力的方法。根据《资管新规》出台前各银行的实际资本充足率将样本银行分为两组。该政策出台前如果银行的实际资本充足率的平均值

在中位数以下,将这部分银行作为实验组,其他银行则作为对照组。第四,用宏观经济金融变量以及年份固定效应代替模型中的季度固定效应,以控制宏观层面因素的影响。以上这些稳健性检验依然支持本文的结论。

六、结论与政策建议

本文利用2012–2022年中国102家银行的微观数据,主要研究了《资管新规》能否有效治理银行理财业务中的监管套利行为,以及该政策通过治理监管套利行为从而对银行系统性风险的影响。研究结论如下:第一,《资管新规》出台前面临较大资本监管压力或存款利率管制约束的一组银行在该政策出台后会显著减少所发行的理财产品规模,说明该政策能有效抑制银行通过发行理财产品进行监管套利。第二,机制检验发现,《资管新规》能通过打破刚性兑付、禁止资金池运作以及严格非标资产投资来治理监管套利行为。第三,对于《资管新规》出台前面临较大监管约束的一组银行,这些银行的系统性风险在该政策出台后显著下降。同时对于《资管新规》出台前已发行较多理财产品并且面临较大监管约束的一组银行,在该政策出台后这些银行的系统性风险的下降程度更大。这说明《资管新规》通过治理银行理财业务中的监管套利行为能够降低银行系统性风险。

基于以上结论,本文提出如下政策建议:第一,监管部门应在《资管新规》的指导下,从打破刚性兑付、禁止资金池运作和严格非标资产投资入手,从根本上抑制银行理财业务中的监管套利活动。另外,《资管新规》出台后银行理财市场转型的成效显著,但现阶段银行理财市场的转型还不彻底。这要求监管部门在《资管新规》的指导下,继续补齐监管漏洞和制度短板,督促银行等金融机构严格落实各项监管要求。第二,对于影子银行监管应当采取分类对待、疏堵结合的态度,必须重点治理影子银行中存在的监管套利问题,同时积极引导影子银行更好地服务于经济社会发展。第三,包括银行

理财业务在内的影子银行业务是金融创新下的产物,银行理财业务的发展过程说明金融创新如果脱离了有效金融监管则容易滋生金融乱象和金融风险,因此监管部门应当高度重视对金融创新业务的监管与风险防范。

注释:

①数据来源:穆迪发布的《中国影子银行季度监测报告》。

②《资管新规》的配套监管政策包括《商业银行理财业务监督管理办法》《理财子公司管理办法》等,这些政策延续了《资管新规》的核心思想,进一步细化了《资管新规》的具体监管要求。

③除样本中首个季度外,对样本中包括的任意一个季度 t 都逐一设置了虚拟变量,以此来控制宏观层面因素的影响。

④ $dumump \cdot treat$ 被银行固定效应完全吸收。

⑤根据《中国银行业理财市场年度报告2021》,《资管新规》过渡期结束后保本理财已经清零。

⑥ $nonstand$ 的计算方法为:用各年每家银行在各省的网点数量占其全部网点数量的比重乘以对应各年各省的社会融资规模中信托贷款和委托贷款的比重,再将各省的乘积求和,从而得到各年每家银行在经营范围内的非标资产业务发展程度。

⑦受篇幅限制,此稳健性检验部分中的结果省略,留存备索。

参考文献:

- [1]陈国进、蒋晓宇、刘彦臻、赵向琴,2021. 资产透明度、监管套利与银行系统性风险. 金融研究, (3):18–37.
- [2]高蓓、金健、何德旭、张明,2023. 资管新规背景下的中国影子银行体系:特征事实、风险演变与潜在影响. 当代经济科学, (3):1–21.
- [3]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, (6):81–94.
- [4]侯成琪、黄彤彤,2020. 影子银行、监管套利和宏观审慎政策. 经济研究, (7):58–75.
- [5]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, (12):63–72.

- [6] 李丛文、闫世军, 2015. 我国影子银行对商业银行的风险溢出效应——基于 GARCH-时变 Copula-CoVaR 模型的分析. 国际金融研究, (10): 64-75.
- [7] 李志生、邵杨楠, 2021. 中国影子银行的动态变化——基于银行资产负债表视角的分析. 财经问题研究, (10): 62-74.
- [8] 林琳、曹勇、肖寒, 2016. 中国式影子银行下的金融系统脆弱性. 经济学(季刊), (3): 1113-1136.
- [9] 刘惠好、焦文妞, 2019. 金融强监管对银行个体风险影响的实证研究. 金融监管研究, (10): 39-52.
- [10] 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, (5): 70-86.
- [11] 倪晓然、刘士达, 2020. 金融同业活动与实体经济经营风险——来自地区层面同业存单业务的证据. 金融研究, (9): 136-153.
- [12] 邵新建、王兴春、肖立晟、覃家琦, 2020. 基础货币投放渠道变迁、资金来源竞争与银行理财产品的崛起. 中国工业经济, (7): 155-173.
- [13] 苏薪茗, 2014. 银行理财产品是庞氏骗局吗? ——基于中国银行业理财产品市场的实证分析. 金融论坛, (11): 43-52.
- [14] 孙建坤、李艳丽, 2011. 商业银行资产池理财产品的风险管理. 银行家, (10): 83-85.
- [15] 孙希芳、刘立戎, 2022. 刚性兑付、隐性担保预期与银行理财产品收益率. 当代财经, (1): 66-77.
- [16] 王占浩、于维娜、刘希玉, 2020. 银行理财产品与金融稳定——基于银行间风险传染的仿真分析. 金融论坛, (3): 69-80.
- [17] 王喆、张明、刘士达, 2017. 从“通道”到“同业”——中国影子银行体系的演进历程、潜在风险与发展方向. 国际经济评论, (4): 128-148.
- [18] 许友传, 2019. 多层次银行体系的类信贷影子银行活动的表内溢出风险. 财贸经济, (12): 79-95.
- [19] 张宝林、潘焕学, 2013. 影子银行与房地产泡沫: 诱发系统性金融风险之源. 现代财经(天津财经大学学报), (11): 33-44.
- [20] 张平, 2017. 我国影子银行风险助推了地方政府债务风险吗? ——风险的传导机制及溢出效应. 中央财经大学学报, (4): 3-13.
- [21] 中国银保监会课题组, 2020. 中国影子银行报告. 金融监管研究, (11): 1-23.
- [22] 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, (7): 78-95.
- [23] 周月秋、藏波, 2018. 银行非标业务转型之路. 中国金融, (5): 39-41.
- [24] Acharya, V. V., Qian, J., Su, Y., and Yang, Z., 2020. In the shadow of banks: wealth management products and issuing banks' risk in China. New York University Stern School of Business Working Paper.
- [25] Acharya, V. V., Schnabl, P., and Suarez, G., 2013. Securitization without risk transfer. Journal of Financial Economics, 107(3): 515-536.
- [26] Benoit, S., Colliard, J., Hurlin, C., and Pérignon, C., 2017. Where the risks lie: a survey on systemic risk. Review of Finance, 21(1): 109-152.
- [27] Brunnermeier, M. K., 2009. Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008. Journal of Economic Perspectives, 23(1): 77-100.
- [28] Buchak, G., Matvos, G., Piskorski, T., and Seru, A., 2018. Fintech, regulatory arbitrage, and the rise of shadow banks. Journal of Financial Economics, 130(3): 453-483.
- [29] Chen, Z., He, Z., and Liu, C., 2020. The financing of local government in China: stimulus loan wanes and shadow banking waxes. Journal of Financial Economics, 137(1): 42-71.
- [30] Ehlers, T., Kong, S., and Zhu, F., 2018. Mapping shadow banking in China: structure and dynamics. BIS Working Paper No. 701.
- [31] Gorton, G., and Metrick, A., 2012. Securitized banking and the run on repo. Journal of Financial Economics, 104(3): 425-451.
- [32] Hachem, K., and Song, Z., 2021. Liquidity rules and credit booms. Journal of Political Economy, 129(10): 2721-2765.
- [33] Hakenes, H., and Schnabel, I., 2010. Credit risk transfer and bank competition. Journal of Financial Intermediation, 19(3): 308-332.
- [34] Meeks, R., Nelson, B., and Alessandri, P., 2017. Shadow banks and macroeconomic instability. Journal of Money, Credit and Banking, 49(7): 1483-1516.
- [35] Moreira, A., and Savov, A., 2017. The macroeconomics of shadow banking. The Journal of Finance, 72(6): 2381-2432.