

# 打破刚性兑付，资金何去何从？

——基于家庭资产配置的微观视角

和泽慧 路晓蒙 罗荣华 兰伟\*

**摘要：**随着打破刚性兑付的推进，如何理解其对广大居民资产配置的影响是业界和监管层共同关心的问题。本文将刚兑资产纳入资产配置模型，发现在打破刚兑后，家庭会降低刚兑资产的持有，增加对传统无风险资产的持有，但对传统风险资产配置的影响取决于风险资产与刚兑资产的收益相关性，且上述效应随着家庭金融知识的提升而减弱。同时，本文运用中国家庭金融调查数据证实了理论结论，且发现高财富或高学历背景也缓解了打破刚兑的冲击。

**关键词：**资管新规；刚性兑付；资产配置

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.04.12

## 一、引言

随着中国经济的高速发展和居民财富的日益增多，资产管理业务已成为金融机构的重要服务领域。截至 2021 年年底，中国资管市场总规模已高达 133.70 万亿元，其中银行理财市场规模达到 29 万亿元。<sup>①</sup>在资管市场快速发展的同时，集聚的风险日益凸显，特别是广泛存在的刚性兑付预期对资管市场、乃至整个金融市场的健康发展都有重大影响。资管业务中，投资者本应自担风险，但出于声誉、监管套利等考量，资管机构在发布理财产品时往往公布预期收益率，到期时按预期收益率兑付，风险由金融机构承担，即存在刚性兑付现象。它不仅扭曲了风险定价机制，还使风险过度集中于金融部门、威胁到金融体系的稳定性，加剧资金“脱实向虚”，严重损害实体经济发展。基于此，2018 年国家发布《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》（即《资管新规》），要求打破刚兑。由于具备刚兑特征的资管产品（如理财产品）已在中国家庭的资产端占据了重要地位（项后军和闫玉，2017），一旦打破刚兑，家庭的资产配置行为极有可能受到影响，这正是本文研究的出发点。

\* 和泽慧，西南财经大学社会发展研究院；路晓蒙，西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心；罗荣华，西南财经大学中国金融研究院；兰伟，西南财经大学统计学院。通信作者及地址：罗荣华，四川省成都市温江区柳台大道 555 号西南财经大学格致楼 207，611130；电话：(028) 87092763；E-mail: ronghua@swufe.edu.cn。本文得到了国家自然科学基金（71991472、12171395、11931014、72003149）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（22JJD790022）、西南财经大学“光华英才工程”的资助。作者感谢匿名审稿老师的宝贵意见，当然文责自负。

<sup>①</sup> 数据来自光大理财有限责任公司与波士顿咨询公司联合发布的《中国资产管理市场 2021》报告，以及银行业理财登记托管中心发布的《中国银行业理财市场年度报告（2021 年）》。

直觉上，打破刚兑会暴露出资管产品的真实风险，恢复风险收益相匹配的市场规律；还会强化家庭对产品风险收益的理性评估，释放出家庭被隐藏或扭曲的风险偏好。由此，家庭需要对过去投资在刚兑产品上的资金重新分配，不同风险偏好的家庭会产生多样化投资需求，常规设想中刚兑资金可能面临两种分化：真实风险偏好较低或无风险偏好的家庭会回归到现金资产配置，如银行存款等；真实风险偏好较高的家庭会分流至股票、债券或基金市场。但据中国家庭金融调查（CHFS）统计，2017年参与理财市场的家庭的风险资产参与率为51.4%，风险资产占比为10.0%；而这些家庭在2019年的风险资产参与率下降为44.4%，风险资产占比下降为7.5%。在打破刚兑后，原本参与理财市场的家庭的风险资产配置“不升反降”，这种看似反直觉的现象引人思考：随着打破刚兑进程的推进，这一政策对家庭资产配置的影响究竟是怎样的？目前关于打破刚兑的政策研究大多基于银行风险、企业融资需求及宏观经济视角，尚未有文献从家庭金融行为的微观视角展开研究。本文将蕴含刚兑预期的资产纳入资产配置模型，探究在《资管新规》颁布后，打破刚兑对家庭资产配置的影响。

本文可能的贡献有三点。第一，本文的理论框架丰富了关于打破刚兑的政策评估研究。本文通过建立刚性兑付与家庭资产配置的理論模型，从家庭金融行为的微观视角，反映了《资管新规》颁布后，投资者真实风险偏好的释放及风险定价机制有效性的提升。第二，本文加深了对金融知识与微观主体金融行为之间联系的理解，为《资管新规》的后续实施提供政策参考。本文发现丰富的金融知识降低了打破刚兑对家庭金融行为的政策冲击。第三，本文还提供了居民层面的微观证据。基于2013—2019年的CHFS数据，本文实证检验了一系列的理论推断，体现了家庭部门对于打破刚兑政策的真实反馈，为监管部门有效维护金融市场健康运行、妥善推进打破刚兑进程提供了现实依据。

## 二、文献综述

### （一）刚性兑付

大量学者关注了刚兑现象的成因。从声誉视角出发，金融机构维护信誉并获得较高监管评级、监管部门维护其辖区金融市场稳定及地方政府维护社会稳定的动机都是形成刚兑的主要原因（蔡英玉和孙涛，2017）；从监管套利视角出发，由于我国的存贷利率管制与贷存比限制，银行有动机发行具备刚兑预期且利率较高的理财产品作为存款的替代品，吸引客户并扩大资产规模（刘莉亚等，2019；罗荣华等，2020）；从代理成本视角出发，金融机构和储户的信息不对称会产生代理成本，刚性兑付有助于提升储户对金融机构的信任度，降低代理成本（王占浩等，2017）；从市场竞争视角出发，资管行业的激烈竞争使刚性兑付成为占优均衡，资管产品的多层嵌套使金融机构形成事实上的混业经营，成为维持刚兑的利益共同体（常宏等，2018）。可见，刚性兑付是在中国宏观经济调控大环境和逐步完善的金融体系下寻求投融资结构转变的过渡性状态和产物。

虽然刚性兑付在特定市场环境下促进了资管行业发展，但是它给整个金融体系带

来诸多金融乱象。第一,刚性兑付扭曲了金融市场的风险定价机制。由于刚性兑付的普遍存在,原本的储蓄资金大量涌向了收益更高的资管产品,无形中抬高了无风险利率,为企业高昂的融资成本埋下了隐患(陈道富,2015)。第二,刚性兑付扩大了系统性金融风险。刚性兑付促使投资者过度追求高收益产品,引发“刚性泡沫”;一旦金融机构无力兑付,投资者很快转变为风险过度敏感型,引发流动性危机(董丰和许志伟,2020)。同时,刚性兑付促使金融机构过度冒险于低资质项目,增加了金融脆弱性。金融风险通过资金池运作模式人为后置并不断积聚和转移,导致其在金融体系内集聚。一旦流动性风险造成资产贱卖,金融机构杠杆率急剧上升,会形成网络式风险蔓延(李建强等,2019)。第三,刚性兑付损害了实体经济发展。刚性兑付抬高了金融投资收益,使得实体经济回报难以支撑,因此部分机构将大量金融资源包装成资管产品,使其在金融系统内部空转获取稳定收益,未能有效流入实体经济。还有金融机构将资金引流到房地产等能支撑刚兑的领域,扭曲了资源的有效配置。总之,刚性兑付严重影响了金融服务实体经济的质效,对国家经济高质量发展构成重大威胁(彭俞超和何山,2020)。

于是,2018年国家出台《资管新规》要求打破刚兑,而后大量学者关注打破刚兑政策带来的宏微观经济影响。在宏观层面,李建强等(2019)发现打破刚兑改善了金融机构的产品定价能力,增强了宏观审慎政策的逆周期调控作用。彭俞超和何山(2020)从企业融资约束视角出发,发现《资管新规》出台后的影子银行活动限制虽然减弱了货币政策有效性,但提高了金融资源的配置效率。在微观层面,张家源和李少昆(2019)从银行风险视角出发,发现《资管新规》使银行产生新的流动性风险传递渠道。

## (二) 家庭资产配置及金融知识

早期学者假设人是完全理性的,从Markowitz(1952)等仅考虑风险来刻画单期行为的均值-方差模型,拓展到引入人力资本、不完全市场、偏好、房产等内生变量建立的跨期资产选择模型(Deaton,1991;Shum and Faig,2006)。后续学者基于有限理性框架考虑了投资者情绪、认知偏差、信念、社会信任与互动等行为资产组合理论来完善其解释能力(Shefrin and Statman,1994;Hong et al.,2004)。此外,国内学者认为家庭资产配置还受到背景风险(如收入、健康),个体特征(如认知能力、受教育程度)及流动性约束的影响(尹志超等,2014;吴卫星和尹豪,2019;路晓蒙等,2019)。

值得注意的是,金融决策的本质是根据相关信息进行风险收益权衡的复杂过程,在信息高度密集的时代,能够在充分知情下做出合理决策需要极高的认知资源作为支撑。因此,家庭具备较高的金融知识水平显得十分重要,这有助于理解市场和产品的收益、风险等特征,减少信息搜寻和处理成本,也避免了过度自信导致的不合理决策。大量研究发现,金融知识推动家庭参与金融市场,增强了投资组合多样性,提高了家庭的股票、基金投资收益,有助于家庭由低收入群体跃迁至高收入阶层(Van Rooij et al.,2011;江静琳等,2019)。总之,金融知识已被广泛证实与家庭金融行为联系紧密。

### (三) 文献小结

综上，已有研究多是基于银行、企业和宏观经济视角研究打破刚兑的经济后果，而少有学者以家庭资产配置的微观视角加以探究。但家庭是社会最重要的微观主体，占据家庭资产端重要地位的资管产品一旦打破刚兑，很可能会影响到家庭的资产配置行为，并对金融市场稳定性、宏观审慎监管效果带来连锁反应。因此本文通过建立刚性兑付与家庭资产配置的理論模型，研究打破刚兑对家庭资产配置的影响。进一步的，考虑到对刚兑产品的理性认知需具备丰富的金融知识，本文还将一般家庭拓展到具有金融知识异质性的家庭，探索打破刚兑后因金融知识差异带来的调节效应。

## 三、理论模型

### (一) 模型设定

#### 1. 金融资产

假定金融市场中存在三种金融资产：(1) 传统现金资产，如活期存款等，属于无风险资产但收益较低，无风险利率记为常数  $R^f$ 。不失一般性，令  $R^f = 1$ 。(2) 传统风险资产，如股票等，具有投资风险与较高的期望收益，其收益率记为  $\tilde{R}^s$ 。假定其收益满足正态分布，即  $\tilde{R}^s \sim N(u^s, \sigma_s^2)$ 。(3) 具有刚兑特征的金融资产（即刚兑资产），如理财产品等，其收益率记为  $\tilde{R}^w$ 。假定其收益服从二项分布：在概率  $p$  下，获得高收益  $u^u$ ；而在概率  $(1-p)$  下，获得低收益  $u^d$ 。此类资产的期望收益为  $E(\tilde{R}^w) = u^u \cdot p + u^d \cdot (1-p)$ ，方差为  $\sigma_w^2 = p \cdot (1-p) \cdot (u^u - u^d)^2$ 。若此类产品具有完全刚兑特征，那么  $p = 1$ （或十分接近 1）。由于《资管新规》要求金融机构需在过渡期内打破刚兑，因此概率  $p$  会出现逐渐下降的趋势。并且，购买此类资产具有投资门槛（记为  $k$ ）。最后，假定风险资产的收益不存在随机占优，即  $u^s > R^f$ 、 $E(\tilde{R}^w) > R^f$ 、 $u^d < R^f < u^u$ 。

#### 2. 家庭资产配置

在  $t=0$  时，家庭具有初始财富禀赋  $w_0$ ，并将其投资于三种金融资产上。其中，配置到刚兑资产的比例为  $\pi_w$ ，配置到传统风险资产的比例为  $\pi_s$ ，配置到传统现金资产的比例为  $\pi_f$ 。在  $t=1$  时，家庭获得投资回报  $\tilde{w}_1$ ，有  $\tilde{w}_1 = w_0 \cdot (R^f \cdot \pi_f + \tilde{R}^s \cdot \pi_s + \tilde{R}^w \cdot \pi_w)$ 。家庭效用函数为  $U(\tilde{w}_1)$ ，形式如下：

$$U(\tilde{w}_1) = E(\tilde{w}_1) - \frac{1}{2} \cdot \lambda \cdot \text{VAR}(\tilde{w}_1), \tag{1}$$

其中， $E(\tilde{w}_1)$  是家庭资产配置的期望收益； $\lambda$  是风险厌恶系数，考虑到现实中的投资者通常属于风险厌恶型，有  $\lambda > 0$ ； $\text{VAR}(\tilde{w}_1)$  是资产组合收益的总方差，其中传统风险资产与刚兑资产的收益协方差为  $\sigma_{sw}$ 。由此，家庭效用函数可表示为

$$U(\tilde{w}_1) = w_0 \cdot [R^f \cdot \pi_f + u^s \cdot \pi_s + E(\tilde{R}^w) \cdot \pi_w] - \frac{1}{2} \cdot \lambda \cdot (\pi_s^2 \cdot \sigma_s^2 + \pi_w^2 \cdot \sigma_w^2 + 2 \cdot \pi_s \cdot \pi_w \cdot \sigma_{sw}). \tag{2}$$

## (二) 模型分析

### 1. 家庭的初始财富未达到投资门槛

此时家庭无法购买刚兑资产,只能在现金资产与传统风险资产中配置,效用函数为

$$U(\tilde{w}_1) = w_0 \cdot [R^f \cdot (1 - \pi_s) + u^s \cdot \pi_s] - \frac{1}{2} \cdot \lambda \cdot (\pi_s^2 \cdot \sigma_s^2). \quad (3)$$

可得最优解为

$$\pi_s^* = \frac{w_0 \cdot (u^s - R^f)}{\lambda \cdot \sigma_s^2}. \quad (4)$$

$$\pi_f^* = 1 - \frac{w_0 \cdot (u^s - R^f)}{\lambda \cdot \sigma_s^2}. \quad (5)$$

$$U(\tilde{w}_1)^* = w_0 \cdot \left[ R^f + \frac{1}{2} \cdot \frac{w_0}{\lambda \cdot \sigma_s^2} \cdot (u^s - R^f)^2 \right]. \quad (6)$$

### 2. 家庭的初始财富刚好达到投资门槛

此时家庭面临两种投资方案:第一种是将全部财富投资于刚兑资产,其总效用为

$$U(\tilde{w}_1)^* |_{\pi_w=1} = w_0 \cdot E(\tilde{R}^w) - \frac{1}{2} \cdot \lambda \cdot \sigma_w^2. \quad (7)$$

第二种是家庭依然只在现金资产与传统风险资产中配置。比较两种方案后发现:若刚兑资产的期望收益远高于无风险利率,家庭会选择全部投资于刚兑资产;但如果刚兑资产的期望收益只是稍高于无风险利率,家庭会选择只在现金资产与传统风险资产中配置,最优配置比例同式(4)、式(5)。

### 3. 家庭的初始财富已超过投资门槛

此时家庭面临三种投资方案:第一种是将全部财富投资于刚兑资产;第二种是完全不参与刚兑资产,即只在现金资产与传统风险资产中配置,最优配置比例同式(4)、式(5);第三种是同时在三种金融资产上配置,家庭效用函数同式(2),可得最优解如下:

$$\pi_s^* = w_0 \cdot \frac{[R^f - E(\tilde{R}^w)] \cdot \sigma_{sw} + (u^s - R^f) \cdot \sigma_w^2}{\lambda \cdot [\sigma_s^2 \cdot \sigma_w^2 - (\sigma_{sw})^2]}. \quad (8)$$

$$\pi_f^* = w_0 \cdot \frac{[R^f - E(\tilde{R}^w)] \cdot (\sigma_s^2 - \sigma_{sw}) + (u^s - R^f) \cdot (\sigma_{sw} - \sigma_w^2)}{\lambda \cdot [\sigma_s^2 \cdot \sigma_w^2 - (\sigma_{sw})^2]} + 1. \quad (9)$$

$$U(\tilde{w}_1)^* = w_0 \cdot [R^f \cdot \pi_f^* + u^s \cdot \pi_s^* + E(\tilde{R}^w) \cdot (1 - \pi_f^* - \pi_s^*)] - \frac{1}{2} \cdot \lambda \cdot [(\pi_s^*)^2 \cdot \sigma_s^2 + (1 - \pi_f^* - \pi_s^*)^2 \cdot \sigma_w^2 + 2 \cdot \pi_s^* \cdot (1 - \pi_f^* - \pi_s^*) \cdot \sigma_{sw}]. \quad (10)$$

(1) 打破刚兑后的家庭资产配置调整。本小节通过分析打破刚兑带来的概率  $p$  的变化对家庭在三种资产上的最优配置的影响,得到了本文的定理1、定理2和定理3。

**定理1** 在打破刚兑后,家庭会减少对刚兑资产的持有。

定理1阐述了打破刚兑对家庭在刚兑资产配置上的影响。一旦刚性兑付预期被打破,刚兑资产开始有获得低档收益的可能,其期望收益会下降但收益波动性(即风险)

反而增加，因此投资者会降低对这类资产的投资意愿，减少对刚兑资产的持有。

**定理 2** 在传统风险资产与刚兑资产收益正相关时，家庭会在打破刚兑后，增加对传统风险资产的持有；而在二者收益负相关时，家庭会减少对传统风险资产的持有。

定理 2 阐述了打破刚兑对家庭在传统风险资产配置上的影响。当风险资产与刚兑资产收益正相关时，二者收益具有一定的同向变化趋势，家庭对二者收益的预期皆看涨或看跌，因此可将风险资产视为刚兑资产的替代品，在打破刚兑后，家庭会降低对刚兑资产的持有，并用风险资产来部分替代以提升投资总收益，即“替代效应”。而在二者收益负相关时，二者的搭配持有可形成一定的风险对冲，因此可将风险资产视为刚兑资产的互补品，在打破刚兑后，家庭会降低对刚兑资产的持有，连带着会降低对风险资产的持有以控制资产组合的总风险，即“互补效应”。

**定理 3** 在打破刚兑后，家庭会增加对现金资产的持有。

定理 3 阐述了打破刚兑对家庭现金资产配置的影响。由于刚兑预期的普遍存在，很多资管产品变相成为“无风险”资产，资金流向仅由利率高低决定，众多无风险投资者的投资倾向由银行存款等现金资产转为了理财产品等“无风险”却拥有较高收益的刚兑资产。随着刚兑现象被逐步打破，刚兑资产不再如以往安全，低风险偏好或无风险投资者会逐渐回归到传统储蓄工具上，因此家庭会增加对现金资产的持有。

(2) 金融知识对家庭资产配置调整幅度的影响。由于银行理财等刚兑产品往往结构设计十分复杂、各类风险相互交织，且与银行存款存在“类同性”，因此普通家庭很可能产生投资误区，将理财产品视为“高收益、无风险”的存款产品。而丰富的金融知识有助于家庭充分理解金融产品的风险、收益特征 (Van Rooij et al., 2011; 尹志超等, 2014)，令家庭深刻认知到刚兑产品背后的潜在风险，不会盲目地购买。因此在不同金融知识水平的家庭中，打破刚兑的政策效果可能会有所差异。本小节将金融知识进一步纳入理论模型。假设在全部家庭中，占比为  $q$  的家庭具备足够的金融知识，能正确评估刚兑概率  $p$ ；而剩余家庭缺乏正确认知，依旧将刚兑资产获得高收益的概率  $p$  等价于 1 (Carlin and Manso, 2011)。本文以代表性家庭建立模型，其感知到的刚兑资产获得高收益的概率为  $p' = q \cdot p + (1 - q) \cdot 1$ ，其余设定与基础模型一致，最终得到定理 4。

**定理 4** 在打破刚兑后，金融知识会对家庭最优资产配置的调整幅度产生负向调节作用，即在刚兑资产与传统风险资产收益负相关时，如果家庭的金融知识水平较高，那么家庭会较大幅度地减少对传统风险资产及刚兑资产的持有，同时以较小的幅度增加对现金资产的持有。

定理 4 阐述了金融知识对打破刚兑政策效果的调节作用。一般情况下，如果家庭的金融知识水平较高，这类家庭在事前就对刚兑预期持有更理性的判断，在购买理财产品时不会盲目乐观，对理财产品与真正无风险的存款之间的风险差异更敏感，考虑到理财产品、尤其是非保本型产品还是存在投资风险，就不会一味追逐理财产品的高收益而忽略其获得低收益的可能，其对于无风险资产的选择通常更依赖于银行存款，因此在打破刚兑后，这类家庭受到的政策冲击相对较小，对现金资产配置的调整幅度也较小。同时，这类家庭往往具有较高的金融素养，在传统风险资产上的投资可能更具备相对优势，因此对高收益资产的选择可能更倾向于传统风险资产。综上所述，在打破刚兑后，

金融知识水平较高的家庭受到的政策冲击相对较小,金融知识会对家庭最优资产配置的调整幅度产生负向调节作用,反映了金融素养高的投资者具有稳定金融市场的重要作用。

## 四、实证研究设计

### (一) 数据来源

本文数据主要来自西南财经大学在全国范围内开展的中国家庭金融调查项目(CHFS)。该项调查从2011年开始,每两年一次,目前已被国内外学者广泛运用于各类研究中(路晓蒙等,2017)。本文重点关注2018年颁布的《资管新规》,通过2017年和2019年数据检验打破刚兑前后的家庭资产配置变化。其中,2017年有效家庭样本40 011户,2019年有效家庭样本34 643户,追踪2017年样本率为50.5%。本文剔除了有效变量缺失的样本,剔除了收入小于等于0、净财富小于0、总资产等于0的样本,并对连续变量进行上下0.5%的缩尾处理,最终保留两年的追踪样本,共27 418条观测。

### (二) 研究假设

基于理论分析,本文重点检验打破刚兑对家庭在三类资产配置上的影响以及金融知识的调节作用,即定理1至定理4。由于2017—2019年间,银行理财产品平均收益率与上证综指收益率的相关系数为-0.29,尤其在《资管新规》颁布之前二者相关系数为-0.32<sup>①</sup>,因此本文认为定理2中负相关时的结论更符合现实状态,进而展开检验。

### (三) 模型设定和变量定义

#### 1. 模型设定

本文研究2018年《资管新规》中打破刚兑政策对家庭资产配置的影响。事实上,《资管新规》的颁布对所有家庭的资产配置可能都有影响,但对不同家庭的影响强度存在差异。本文参考了基于样本横截面差异来区分实验组和控制组的文献(Xu et al., 2021),将2017年购买过金融理财产品的家庭(即受政策冲击最强烈的家庭)视为实验组,将2017年没有购买过金融理财产品的家庭(即受政策冲击最弱的家庭)视为控制组,检验两类家庭在资产配置行为上是否存在显著差异。此外,本文加入省份固定效应以排除地区层面不随时间变化的因素的影响。

当被解释变量为家庭的刚兑资产占比、风险资产占比或现金资产占比时,由于其本质是左端为0、之后为连续值的截尾变量,因此本文采用Tobit模型,回归方程分别为:

$$Rigidpay\_asset\_ratio_{it} = \alpha \cdot D_i + \beta \cdot T_{it} + \gamma \cdot (D_i \cdot T_{it}) + Z' \eta + ProvFE + \epsilon_{it} \quad (11)$$

$$Risk\_asset\_ratio_{it} = \alpha \cdot D_i + \beta \cdot T_{it} + \gamma \cdot (D_i \cdot T_{it}) + Z' \eta + ProvFE + \epsilon_{it} \quad (12)$$

$$Cash\_ratio_{it} = \alpha \cdot D_i + \beta \cdot T_{it} + \gamma \cdot (D_i \cdot T_{it}) + Z' \eta + ProvFE + \epsilon_{it} \quad (13)$$

当被解释变量为风险资产参与时,本文采用Logit模型,回归方程为:

① 数据来源:西南财经大学信托与理财研究所的银行理财数据库,以及国泰安数据库(CSMAR)。

$$\Pr (Risk\_asset\_par_{it}=1) = \frac{\exp[\alpha \cdot D_i + \beta \cdot T_{it} + \gamma \cdot (D_i \cdot T_{it}) + Z' \eta + ProvFE + \epsilon_{it}]}{1 + \exp[\alpha \cdot D_i + \beta \cdot T_{it} + \gamma \cdot (D_i \cdot T_{it}) + Z' \eta + ProvFE + \epsilon_{it}]} \quad (14)$$

方程 (11) 针对定理 1。 $Rigidpay\_asset\_ratio_{it}$  为刚兑资产占金融资产的比重。 $D_i$  为实验组变量， $T_{it}$  为实验期变量， $D_i \cdot T_{it}$  的系数  $\gamma$  表示相对于控制组，实验组在实验期前后的资产配置变化。 $Z'$  是一系列控制变量。 $ProvFE$  表示省份固定效应。 $\epsilon_{it}$  为残差项，服从  $\epsilon_{it} \sim (0, \sigma^2)$ 。

方程 (12) 和 (14) 检验定理 2。 $Risk\_asset\_par_{it}$  与  $Risk\_asset\_ratio_{it}$  分别为风险资产参与和占比。若家庭参与风险资产，则  $Risk\_asset\_par_{it}$  值为 1；否则为 0。风险资产占比为风险资产占金融资产的比重。其他变量定义同上。

方程 (13) 检验定理 3。 $Cash\_ratio_{it}$  为现金资产占金融资产的比重。其他变量定义同上。

### 2. 变量定义

(1) 金融资产，包括现金、银行存款、金融理财产品、互联网理财产品、股票、债券、基金、衍生品、外币和贵金属。

(2) 风险资产，包括股票、债券、基金、互联网理财产品、衍生品、外币和贵金属。

(3) 刚兑资产，指金融理财产品，其发行机构包括银行、保险公司、证券公司等。

(4) 现金资产，包括现金、活期存款、定期存款及股票账户中的现金余额。

(5) 实验组变量。实验组为在 2017 年购买过金融理财产品、2019 年还存在观测的家庭；控制组为在 2017 年未购买过金融理财产品、2019 年还存在观测的家庭。

(6) 实验期变量，若样本在 2019 年，则取值为 1，否则为 0。

(7) 控制变量，包括户主特征、家庭特征、地区特征三方面。

### 3. 变量的描述性统计

表 1 为主要变量的描述性统计结果。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	观测数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
刚兑资产/金融资产	27 418	0.029	0.131	0.000	0.000	1.000
风险资产参与	27 418	0.133	0.340	0.000	0.000	1.000
风险资产/金融资产	27 418	0.031	0.120	0.000	0.000	1.000
现金资产/金融资产	27 418	0.939	0.184	0.000	1.000	1.000
户主年龄	27 418	57.007	13.347	17.000	57.000	100.000
户主年龄的平方/100	27 418	34.279	15.270	2.890	32.490	100.000
户主男性	27 418	0.784	0.412	0.000	1.000	1.000
户主已婚	27 418	0.866	0.340	0.000	1.000	1.000
户主没上过学	27 418	0.062	0.241	0.000	0.000	1.000
户主小学或初中学历	27 418	0.603	0.489	0.000	1.000	1.000
户主高中学历	27 418	0.200	0.400	0.000	0.000	1.000
户主大学及以上学历	27 418	0.135	0.342	0.000	0.000	1.000

(续表)

变量名	观测数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
户主对经济金融关注	27 418	0.080	0.271	0.000	0.000	1.000
户主偏好风险	27 418	0.065	0.247	0.000	0.000	1.000
户主风险中立	27 418	0.296	0.457	0.000	0.000	1.000
户主规避风险	27 418	0.638	0.481	0.000	1.000	1.000
户主党员	27 418	0.153	0.360	0.000	0.000	1.000
户主身体健康	27 418	0.431	0.495	0.000	0.000	1.000
家庭从事工商业	27 418	0.124	0.330	0.000	0.000	1.000
家庭年收入/10 000	27 418	8.046	8.914	0.052	5.577	53.389
家庭年收入的対数	27 418	10.671	1.365	3.998	10.929	13.861
家庭规模	27 418	3.186	1.546	1.000	3.000	15.000
家庭老人数	27 418	0.665	0.828	0.000	0.000	4.000
家庭小孩数	27 418	0.461	0.766	0.000	0.000	7.000
家住城镇	27 418	0.633	0.482	0.000	1.000	1.000
家住东部	27 418	0.457	0.498	0.000	0.000	1.000
家住中部	27 418	0.250	0.433	0.000	0.000	1.000
家住西部	27 418	0.294	0.455	0.000	0.000	1.000
人均GDP 对数	27 418	11.067	0.421	10.258	10.954	12.009
金融发展水平	27 418	2.739	1.859	1.531	2.185	11.621
房地产开发投资增速	27 418	0.070	0.104	-0.270	0.089	0.278

## 五、实证结果

### (一) 打破刚兑对家庭资产配置的影响

表2展示了打破刚兑后家庭资产配置的变化。其中,列(1)显示打破刚兑对家庭刚兑资产占比的影响系数为-3.019,在1%的水平上显著为负。这说明打破刚兑后,相对于控制组,实验组在刚兑资产上的投资显著下降,证实了定理1。列(2)显示打破刚兑对家庭风险资产参与的影响系数为-0.042,在1%的水平上显著为负。这说明打破刚兑后,相对于控制组,实验组参与风险资产的概率降低了4.2%。列(3)显示打破刚兑对家庭风险资产占比的影响系数为-0.047,在5%的水平上显著为负。这说明打破刚兑后,相对于控制组,实验组降低了4.7%的风险资产占比。列(2)、(3)的结果和定理2相符,且说明刚兑资产和风险资产之间是互补而不是替代关系。在打破刚兑后,以往的刚兑资产风险上升,为降低整体风险,家庭也会降低风险资产的参与和占比。列(4)显示打破刚兑对家庭现金资产占比的影响系数为0.005,在1%的水平上显著为正。这说明打破刚兑后,相对于控制组,实验组在现金资产上的投资增加了0.5%,与定理3相符。综上,在打破刚兑后,相对于控制组,实验组的确会降低在刚兑资产与风险资产上的投资,并增加现金资产投资,证实了定理1、定理2和定理3。

表 2 打破刚兑对家庭资产配置的影响

	刚兑资产/金融资产	风险资产参与	风险资产/金融资产	现金资产/金融资产
	Tobit	Logit	Tobit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)
实验组×实验期	-3.019*** (0.07)	-0.042*** (0.01)	-0.047** (0.02)	0.005*** (0.00)
实验组	3.613*** (0.06)	0.109*** (0.01)	0.117*** (0.01)	-0.011*** (0.00)
实验期	2.746*** (0.06)	0.022*** (0.01)	0.020** (0.01)	-0.001*** (0.00)
户主年龄	0.008* (0.00)	0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)
户主年龄的平方/100	-0.007* (0.00)	-0.002* (0.00)	-0.002 (0.00)	0.000 (0.00)
户主男性	-0.041** (0.02)	-0.021*** (0.00)	-0.035*** (0.01)	0.000*** (0.00)
户主已婚	0.015 (0.03)	-0.003 (0.01)	-0.002 (0.01)	-0.000 (0.00)
户主小学或初中学历	0.176** (0.07)	0.038*** (0.01)	0.070*** (0.02)	-0.000 (0.00)
户主高中学历	0.305*** (0.07)	0.086*** (0.01)	0.160*** (0.02)	-0.001*** (0.00)
户主大学及以上学历	0.349*** (0.07)	0.137*** (0.01)	0.250*** (0.02)	-0.002*** (0.00)
户主对经济金融关注	0.102*** (0.03)	0.065*** (0.01)	0.107*** (0.01)	-0.001*** (0.00)
户主偏好风险	0.035 (0.03)	0.050*** (0.01)	0.096*** (0.01)	-0.001*** (0.00)
户主规避风险	-0.017 (0.02)	-0.020*** (0.00)	-0.030*** (0.01)	0.000*** (0.00)
户主党员	0.036* (0.02)	-0.012** (0.00)	-0.020** (0.01)	-0.000 (0.00)
户主身体健康	0.017 (0.02)	0.009** (0.00)	0.012* (0.01)	0.000 (0.00)
家庭从事工商业	0.053** (0.03)	0.015*** (0.01)	0.025*** (0.01)	-0.000 (0.00)

(续表)

	刚兑资产/金融资产	风险资产参与	风险资产/金融资产	现金资产/金融资产
	Tobit	Logit	Tobit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭年收入的対数	0.153*** (0.01)	0.039*** (0.00)	0.056*** (0.00)	-0.000*** (0.00)
家庭规模	-0.042*** (0.01)	0.009*** (0.00)	0.011*** (0.00)	0.000*** (0.00)
家庭老人数	0.019 (0.01)	-0.001 (0.00)	-0.002 (0.01)	-0.000 (0.00)
家庭小孩数	0.013 (0.02)	-0.013*** (0.00)	-0.017*** (0.01)	-0.000 (0.00)
家住城镇	0.189*** (0.03)	0.076*** (0.01)	0.137*** (0.01)	-0.000*** (0.00)
家住东部	0.921*** (0.30)	-0.179** (0.07)	-0.222* (0.12)	-0.004*** (0.00)
家住西部	0.207** (0.09)	-0.068*** (0.02)	-0.090** (0.04)	-0.000* (0.00)
人均GDP对数	-0.361** (0.16)	0.132*** (0.04)	0.191*** (0.07)	0.001* (0.00)
金融发展水平	-0.085*** (0.03)	0.039*** (0.01)	0.061*** (0.01)	0.000 (0.00)
房地产开发投资增速	-0.427*** (0.15)	-0.016 (0.03)	-0.076 (0.05)	0.001*** (0.00)
常数项	-1.933 (2.02)	-24.9146*** (4.65)	-4.546*** (0.97)	0.673*** (0.22)
省份	是	是	是	是
N	27 418	27 418	27 418	27 418
Pseudo R <sup>2</sup>	0.4931	0.2444	0.2664	-0.6989

注：文中为边际效应，括号内是稳健性标准差，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。下同。

考虑到各地区打破刚兑程度可能有所差异，本文还运用连续型 DID 方法加以验证。《资管新规》要求资管产品要以净值化模式替代预期收益率模式，净值型产品不承诺刚兑，其占比越高，说明打破刚兑程度越高。因此本文采用西南财经大学信托与理财研究所的银行理财数据库，计算 2019 年家庭所在省份的银行理财净值化转型指标，构建连续型实验期变量。最终，连续型 DID 检验结果与基础结果一致。

## (二) 调节效应

### 1. 金融知识

金融知识水平高的家庭，因为对各类金融资产存在理性预期，在打破刚兑前不会极端地配置家庭资产，在打破刚兑后也不会大幅度地调整家庭资产，即打破刚兑对金融知识水平高的家庭的资产配置的影响较小。本小节对此加以检验，具体选取“通货膨胀理解”“利率计算”问题来反映金融专业知识及计算水平，由于回答错误与回答算不出来所代表的知识水平不同，因此针对每个问题构建两个哑变量，而后采用迭代主因子法得到金融知识指标，并将其标准化处理 (Van Rooij et al., 2011; 尹志超等, 2014)。

表 3 给出了以引入三重交叉项方式检验金融知识的调节效应结果。其中，列 (1) 的“实验组×实验期”系数显著为负，而三重交叉项系数显著为正，意味着相对于控制组，金融知识水平较高的实验组在打破刚兑后，降低其刚兑资产配置的幅度较小。列 (4) 的“实验组×实验期”系数显著为正，而三重交叉项系数显著为负，意味着相对于控制组，金融知识水平较高的实验组在打破刚兑后，增加其现金资产配置的幅度较小。以上结果较好地验证了定理 4，说明金融知识水平高的家庭具有稳定金融市场的作用。列 (2)、(3) 中三重交叉项系数虽为正数但不显著，说明金融知识对家庭在风险资产的调整幅度上的负向调节作用较微弱，当前中国家庭尚需更多金融知识以投资传统风险资产。

表 3 金融知识的调节效应

	刚兑资产/金融资产 Tobit (1)	风险资产参与 Logit (2)	风险资产/金融资产 Tobit (3)	现金资产/金融资产 Tobit (4)
实验组×实验期×金融知识	0.001*** (0.00)	0.000 (0.00)	0.001 (0.00)	-0.002*** (0.00)
实验组×实验期	-3.525*** (0.01)	-0.072** (0.03)	-0.110* (0.07)	0.383*** (0.04)
实验组×金融知识	0.000** (0.00)	-0.001* (0.00)	-0.002*** (0.00)	0.000 (0.00)
实验期×金融知识	0.006*** (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.000*** (0.00)
实验组	4.092*** (0.01)	0.140*** (0.02)	0.280*** (0.04)	-0.479*** (0.02)
实验期	2.768*** (0.01)	0.026*** (0.01)	0.036* (0.02)	-0.005* (0.00)
金融知识	-0.001*** (0.00)	0.001*** (0.00)	0.002*** (0.00)	-0.000*** (0.00)
控制变量	是	是	是	是
常数项	-2.332 (1.86)	-24.55*** (4.67)	-4.523*** (0.97)	0.878*** (0.22)

(续表)

省份	刚兑资产/金融资产	风险资产参与	风险资产/金融资产	现金资产/金融资产
	Tobit	Logit	Tobit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)
	是	是	是	是
N	26 955	26 955	26 955	26 955
Pseudo R <sup>2</sup>	0.5105	0.2540	0.2775	-0.7399

## 2. 家庭财富

不同财富水平的家庭,其抵御金融风险的能力具有较大差异。通常地,低财富家庭的风险抵抗能力较差,而高财富家庭的风险抵抗能力较强(尹志超等,2014;臧旭恒和张欣,2018)。在打破刚兑后,刚兑资产开始有获得低收益的可能,其风险水平大大增加,而低财富家庭因自身抵抗风险的能力较弱,所以对刚兑资产的风险暴露更敏感,可能会表现出更大的资产调整幅度。本文将金融资产处于 top20% 的家庭视为高财富家庭,其余为中低财富家庭。

表4是家庭财富的调节效应结果。其中,列(1)的“实验组×实验期”系数显著为负,而三重交叉项系数显著为正,意味着相对于控制组,高财富的实验组在打破刚兑后,降低其刚兑资产配置的幅度较小。列(4)的“实验组×实验期”系数显著为正,而三重交叉项系数显著为负,意味着相对于控制组,高财富的实验组在打破刚兑后,增加其无风险资产配置的幅度较小。以上结果验证了前述预期,说明《资管新规》对高财富家庭的冲击更小,对中低财富家庭的冲击更大。此外,以家庭财富水平进行的分组回归结果与引入三重交叉项的结果完全一致。

表4 家庭财富的调节效应

	刚兑资产/金融资产	风险资产参与	风险资产/金融资产	现金资产/金融资产
	Tobit	Logit	Tobit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)
实验组×实验期×高财富	0.225*** (0.06)	0.016 (0.04)	0.017 (0.08)	-0.005*** (0.00)
实验组×实验期	-0.435*** (0.05)	-0.026 (0.04)	-0.012 (0.08)	0.010*** (0.00)
实验组×高财富	-0.207*** (0.03)	-0.036 (0.03)	-0.100* (0.06)	0.005*** (0.00)
实验期×高财富	0.066*** (0.00)	-0.060*** (0.01)	-0.100*** (0.01)	-0.001*** (0.00)
实验组	0.632*** (0.03)	0.080*** (0.03)	0.110* (0.06)	-0.015*** (0.00)

(续表)

	刚兑资产/金融资产 Tobit (1)	风险资产参与 Logit (2)	风险资产/金融资产 Tobit (3)	现金资产/金融资产 Tobit (4)
实验期	0.019*** (0.00)	0.044*** (0.01)	0.056*** (0.01)	-0.000*** (0.00)
高财富	-0.014*** (0.00)	0.134*** (0.01)	0.235*** (0.01)	-0.001*** (0.00)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.422*** (0.16)	-23.12*** (4.78)	-4.037*** (0.97)	0.696*** (0.25)
省份	是	是	是	是
N	27 418	27 418	27 418	27 418
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1037	0.2698	0.2951	-0.7398

### 3. 教育背景

不同教育背景的家庭，其资产配置效率具有较大差异。高学历家庭的资产配置效率往往更高（尹志超等，2014；吴卫星等，2015），在传统风险资产上具有相对优势，在高风险投资上更依赖于传统风险资产，因而在打破刚兑后，其对传统风险资产的调整幅度较小。本文将户主具有大专及以上学历的家庭视为高学历家庭，其余为非高学历家庭。

表 5 是教育背景的调节效应结果。其中，列（1）的“实验组×实验期”系数显著为负，而三重交叉项系数显著为正，意味着相对于控制组，高学历的实验组在打破刚兑后，下降其刚兑资产配置的幅度较小。列（3）的“实验组×实验期”系数显著为负，而三重交叉项系数显著为正，意味着相对于控制组，中低学历的实验组在打破刚兑后，会大幅降低其风险资产配置水平，而高学历的实验组可能不会出现这种趋势。列（4）的“实验组×实验期”系数显著为正，而三重交叉项系数显著为负，意味着相对于控制组，高学历的实验组在打破刚兑后，增加其无风险资产配置的幅度较小。以上结果较好地验证了前述预期，说明《资管新规》对高学历家庭的冲击更小，对非高学历家庭的冲击更大。

表 5 教育背景的调节效应

	刚兑资产/金融资产 Tobit (1)	风险资产参与 Logit (2)	风险资产/金融资产 Tobit (3)	现金资产/金融资产 Tobit (4)
实验组×实验期×高学历	0.060* (0.03)	0.036 (0.03)	0.075** (0.04)	-0.002** (0.00)
实验组×实验期	-0.224*** (0.02)	-0.049*** (0.02)	-0.064** (0.02)	0.006*** (0.00)

(续表)

	刚兑资产/金融资产	风险资产参与	风险资产/金融资产	现金资产/金融资产
	Tobit	Logit	Tobit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)
实验组×高学历	-0.023 (0.02)	-0.074*** (0.02)	-0.176*** (0.03)	0.002*** (0.00)
实验期×高学历	0.060*** (0.01)	-0.043*** (0.01)	-0.080*** (0.02)	-0.001*** (0.00)
实验组	0.450*** (0.01)	0.143*** (0.01)	0.202*** (0.02)	-0.012*** (0.00)
实验期	0.022*** (0.00)	0.032*** (0.01)	0.038*** (0.01)	-0.001*** (0.00)
高学历	-0.011*** (0.00)	0.108*** (0.01)	0.201*** (0.01)	-0.001*** (0.00)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.467*** (0.16)	-23.19*** (4.64)	-4.168*** (0.98)	0.638** (0.26)
省份	是	是	是	是
N	27 418	27 418	27 418	27 418
Pseudo R <sup>2</sup>	0.3638	0.2344	0.2553	-0.6867

### (三) 机制分析

基于已有文献, 风险态度(张琳琬和吴卫星, 2016)、投资顾问服务(江静琳等, 2019)都是可能影响家庭持有风险资产的因素。本文从这两种视角考虑了打破刚兑后家庭降低风险资产、增加现金资产持有的原因。打破刚兑后, 资本市场上不再存在“无风险”的理财产品, 一贯追求稳定收益的家庭可能会更厌恶风险, 进而放弃风险资产, 选择现金资产。同时在打破刚兑后, 投资顾问不能再向客户承诺理财产品具有固定收益, 可能会导致家庭降低对投资顾问的依赖性。但普通家庭难以在充分知情下做出合理的金融决策, 投资顾问是促进家庭参与风险资产市场的重要因素。一旦家庭减少了对投资顾问的使用, 家庭在风险资产上的投资可能也会相应减少。

表6为机制分析结果。列(1)中“实验组×实验期”系数为正, 且接近于10%的显著性水平, 说明相对于控制组, 实验组在打破刚兑后会在一定程度上提升风险厌恶程度。列(2)中“实验组×实验期”的系数显著为负, 说明相对于控制组, 实验组在打破刚兑后会显著降低对投资顾问的使用。在列(3)–(6)中, 本文将“使用投资顾问”变量和原有解释变量放入回归后发现, “实验组×实验期”的系数相比于主回归结果中的系数有所下降, 说明减少使用投顾是家庭减持风险资产、增持现金资产的原因之一。

表 6 机制分析

	规避风险	使用投资顾问	刚兑资产/ 金融资产	风险资产参与	风险资产/ 金融资产	现金资产/ 金融资产
	OLS	OLS	Tobit	Logit	Tobit	Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
实验组×实验期	0.046 (0.03)	-0.034** (0.02)	-3.014*** (0.07)	-0.040*** (0.01)	-0.044** (0.02)	0.005*** (0.00)
实验组	-0.058*** (0.02)	0.082*** (0.01)	3.602*** (0.06)	0.103*** (0.01)	0.109*** (0.01)	-0.010*** (0.00)
实验期	0.024*** (0.01)	-0.003** (0.00)	2.743*** (0.06)	0.023*** (0.01)	0.021** (0.01)	-0.001*** (0.00)
使用投资顾问			0.112** (0.05)	0.096*** (0.02)	0.086*** (0.02)	-0.003*** (0.00)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	1.043 (0.64)	-0.165 (0.11)	-1.876 (2.04)	-24.584*** (4.66)	-4.509*** (0.97)	0.654*** (0.22)
省份	是	是	是	是	是	是
N	27 418	27 418	27 418	27 418	27 418	27 418
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0498	0.0494	0.8232	0.2460	0.2671	-0.7061

#### (四) 稳健性检验

##### 1. PSM-DID 检验

考虑到潜在的样本偏差，本文运用与倾向得分匹配相结合的双重差分模型验证前述结果，发现 PSM 匹配后的两组样本不再有显著差异，PSM-DID 结果与主回归结果一致，且金融知识的 PSM-DID 调节效应结果也与前文结果基本一致。

##### 2. 安慰剂检验

本文采用反事实方法，即分别将 2014 年和 2016 年作为假想的政策颁布时点，对其进行同主回归一致的检验，安慰剂检验结果再次验证了本文结论的稳健性。

##### 3. 平行趋势检验

本文基于 2013—2019 年连续追踪样本进行平行趋势检验，将至少在 2013 年、2015 年、2017 年中任意一年投资过理财产品的家庭视为实验组，将这三年从未投资过理财产品的家庭视为控制组。平行趋势检验结果说明相比于控制组，《资管新规》显著影响了实验组的资产配置行为，与本文结论基本一致。

##### 4. 风险资产的细分检验

本文发现，相比于控制组，实验组在打破刚兑后会显著降低其权益类风险资产占比，并在一定程度上提升债权类风险资产占比。在 2017—2019 年，银行理财平均收益率与上证综指收益率、上证基金指数收益率的相关系数分别为 -0.29、-0.19，与债券市场综合收益的相关系数为 0.15，可见本文理论模型与现实世界高度吻合，具有参考价

值。而由于家庭的债券持有量较少,往往更关注股票、基金等权益类资产,因此相比于控制组,实验组会在打破刚兑后整体上出现减持风险资产的平均趋势。

#### 5. 删除新规实施前就已购买理财产品的控制组

本文的控制组中可能存在《资管新规》颁布前已购买理财产品的家庭,这类家庭同样受到了政策冲击,因此本文在控制组中加以删除,最终该检验结果与主回归结果一致。

## 六、结 论

本文研究了《资管新规》中打破刚兑政策对家庭资产配置的影响,本质上探究了“打破刚兑”如何缓解“刚兑对家庭资产配置的扭曲”。理论分析表明,在打破刚兑后,家庭会减少对刚兑资产的持有,增加对传统现金资产的持有,家庭对无风险资产的投资会逐渐恢复理性。而对传统风险资产配置具有两种效应,影响方向取决于刚兑资产和风险资产的收益相关性:当二者收益正相关时表现为“替代效应”,家庭的资金会从理财产品分流到风险资产市场以追求收益;当二者收益负相关时表现为“互补效应”,家庭会在减少刚兑资产配置的同时,也减少对风险资产的持有以控制总风险。上述机制随着家庭金融知识水平的提升而减弱。本文还运用 CHFS 数据证实了前述理论推断,并发现在打破刚兑后,家庭会显著降低权益类风险资产占比、少量提升债券类风险资产占比,在家庭持有的风险资产总体上与理财市场收益呈弱负相关的现实下,家庭会在打破刚兑后整体上减少对风险资产的持有,而金融知识、高财富或高学历背景缓解了该冲击。总之,打破刚兑政策确实对家庭资产配置产生了重要影响,一定程度上释放了投资者真实的风险偏好,缓解了刚兑对家庭资产配置的扭曲,提升了风险定价机制的有效性。

基于本文的研究,提出政策建议如下:

第一,有序打破刚兑,维护金融市场的平稳运行。打破刚兑虽然具有充分的必要性和紧迫性,但也会在短期内加大家庭部门的风险暴露,导致家庭降低对风险资产的投资比例,可能会对市场稳定性带来一定冲击,因此需综合宏微观效果,有序破除刚兑。

第二,普及金融知识,提升投资者的风险认知水平。本文发现,提升投资者的金融知识水平等有助于减弱该政策对风险资产市场的冲击。因此在打破刚兑的同时,政府需多渠道普及金融知识,有利于家庭合理配置资产。

第三,提升金融机构的投资顾问服务,加强对客户理性投资的引导。本文发现在打破刚兑后,由于投资顾问不能再向客户承诺理财产品具有固定收益,因此家庭对投资顾问的依赖度下降,并减少对投资顾问的使用,家庭的风险资产投资也相应减少。在客户需求的导向下,金融机构需提升投顾服务的质量,形成多层次、多样化的投资服务体系。

第四,加强银行部门的资产负债管理与相关业务模式的调整。本文证实了打破刚兑政策会促使大量理财资金流向银行存款等现金资产,对银行部门的表内外资产规模带来重要影响,因此银行需加强对资产负债体系的管理,规范银行系资管的业务模式。

## 参 考 文 献

- [1] 蔡英玉、孙涛，“信托公司为什么‘刚性兑付’——基于声誉机制的解释”，《财贸经济》，2017年第7期，第78—90页。
- [2] Carlin, B. I., and G. Manso, “Obfuscation, Learning, and the Evolution of Investor Sophistication”, *Review of Financial Studies*, 2011, 24 (3), 754-785.
- [3] 常宏、禹俊德、李善民，“资管行业‘刚性兑付’的演化博弈分析”，《经济问题》，2018年第4期，第38—43页。
- [4] 陈道富，“我国融资难融资贵的机制根源探究与应对”，《金融研究》，2015年第2期，第45—52页。
- [5] Deaton, A. S., “Saving and Liquidity Constraints”, *Econometrica*, 1991, 59 (6), 1221-1248.
- [6] 董丰、许志伟，“刚性泡沫：基于金融风险与刚性兑付的动态一般均衡分析”，《经济研究》，2020年第10期，第72—88页。
- [7] Hong, H., J. D. Kubik, and J. C. Stein, “Social Interaction and Stock-Market Participation”, *Journal of Finance*, 2004, 59 (1), 137-163.
- [8] 江静琳、王正位、向虹宇、廖理，“金融知识与基金投资收益：委托投资能否替代金融知识”，《世界经济》，2019年第8期，第170—192页。
- [9] 李建强、张淑翠、袁佳、魏磊，“影子银行、刚性兑付与宏观审慎政策”，《财贸经济》，2019年第1期，第83—97页。
- [10] 刘莉亚、黄叶范、周边，“监管套利、信息透明度与银行的影子——基于中国商业银行理财产品业务的角度”，《经济学》(季刊)，2019年第3期，第1035—1060页。
- [11] 路晓蒙、李阳、甘犁、王香，“中国家庭金融投资组合的风险——过于保守还是过于冒进？”，《管理世界》，2017年第12期，第92—108页。
- [12] 路晓蒙、尹志超、张渝，“住房、负债与家庭股市参与——基于CHFS的实证研究”，《南方经济》，2019年第4期，第41—61页。
- [13] 罗荣华、和泽慧、刘劲劲、翟立宏，“银行理财产品收益率市场化演进机制研究——基于修正 Hotelling 模型的理论分析与实证检验”，《金融研究》，2020年第11期，第133—150页。
- [14] Markowitz, H., “Portfolio Selection”, *Journal of Finance*, 1952, 7 (1), 77-91.
- [15] 彭俞超、何山，“资管新规、影子银行与经济高质量发展”，《世界经济》，2020年第1期，第47—69页。
- [16] Shefrin, H., and M. Statman, “Behavioral Capital Asset Pricing Theory”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1994, 29 (3), 323-349.
- [17] Shum, P., and M. Faig, “What Explains Household Stock Holdings?”, *Journal of Banking and Finance*, 2006, 30 (9), 2579-2597.
- [18] Van Rooij, M., A. Lusardi, and R. Alessie, “Financial Literacy and Stock Market Participation”, *Journal of Financial Economics*, 2011, 101 (2), 449-472.
- [19] 王占浩、郭菊娥、李泽南、邢光远，“基于代理成本的理财产品刚性兑付机理与破解研究”，《系统工程》，2017年第6期，第26—32页。
- [20] 吴卫星、丘艳春、张琳琬，“中国居民家庭投资组合有效性：基于夏普率的研究”，《世界经济》，2015年第1期，第154—172页。
- [21] 吴卫星、尹豪，“职业声望、信贷约束与金融市场参与”，《财贸经济》，2019年第5期，第52—65页。
- [22] 项后军、闫玉，“理财产品发展、利率市场化与银行风险承担问题研究”，《金融研究》，2017年第10期，第99—114页。
- [23] Xu, Y., Y. Xuan, and G. Zheng, “Internet Searching and Stock Price Crash Risk: Evidence from a Quasi-Natural Experiment”, *Journal of Financial Economics*, 2021, 3, 1-21.
- [24] 尹志超、宋全云、吴雨，“金融知识、投资经验与家庭资产选择”，《经济研究》，2014年第4期，第62—75页。
- [25] 臧旭恒、张欣，“中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析”，《经济研究》，2018年第3期，第21—34页。

- [26] 张琳琬、吴卫星, “风险态度与居民财富——来自中国微观调查的新探究”, 《金融研究》, 2016年第4期, 第115—127页。
- [27] 张家源、李少昆, “银行系资产管理对流动性风险传递路径的影响研究——一个来自美国自由银行制度的借鉴”, 《证券市场导报》, 2019年第5期, 第32—40页。

## How the Capital Will Be Allocated after Breaking Rigid Payment? —From the Micro Perspective of Household Asset Allocation

HE Zehui LU Xiaomeng LUO Ronghua\* LAN Wei  
(Southwestern University of Finance and Economics)

**Abstract:** With the progress of breaking rigid payment (RP), how to understand its impact on household asset allocation becomes a common concern for both industry and regulatory. We construct an asset allocation model with the RP assets, and find that after breaking RP, households will reduce the RP assets allocation and increase risk-free assets allocation. But the impact on risky assets allocation depends on the return correlation between risky assets and the RP assets. These effects will be weakened with high financial literacy. Using the CHFS data, we confirm theoretical results and find high wealth or education also alleviate the shock.

**Keywords:** asset management regulation; rigid payment; asset allocation

**JEL Classification:** D14, G11, G28

---

\* Corresponding Author: Luo Ronghua, No. 555 Liutai Avenue, Wenjiang District, Chengdu, Sichuan 611130, China; Tel: 86-28-87092763; E-mail: ronghua@swufe.edu.cn.