

用数字金融促进养老金融的案例

——“双录”监管政策对老年人金融参与的影响

王向楠 仲赛末

[摘要] 中央金融工作会议将“养老金融”和“数字金融”列入金融高质量发展中的“五篇大文章”，支持利用数字金融发展促进养老金融发展。在此之前，原中国保监会于2017年6月、原中国银监会于2017年8月，均推出了“双录”监管政策，要求金融机构对销售过程中的关键环节进行录音和录像。该政策的推出是为了保护市场交易双方的权益，特别是保护老年群体（财富水平较高但金融素养较低）的消费者权益。本文采用中国家庭金融调查的数据，运用双重差分模型（DID）研究发现：“双录”政策实施后，相对于中青年，老年人对人身保险的持有率和保费支出显著上升，对理财产品的持有率和持有金额也显著上升。运用三重差分模型（DDD）研究发现：“双录”政策通过三个机制促进老年人金融参与——降低监管者地理信息成本的限制、增强销售者的受信任程度、减轻消费者金融素养较低的约束。因此，“双录”监管政策是利用数字金融促进养老金融的有效案例，较好对接了两篇金融“大文章”。

[关键词] 人身保险；养老保险；理财产品；金融科技；金融监管；消费者保护

[中图分类号] F842；F83 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1004-3306(2024)08-0069-15

DOI: 10.13497/j.cnki.is.2024.08.006

一、引言

2023年10月，中央金融工作会议将“养老金融”和“数字金融”列入金融高质量发展中的“五篇大文章”。养老金融是金融部门积极应对人口老龄化^①的系统体现，在这一过程中，保险业基于自身在民生保障体系中的固有功能，要积极发挥功能作用。金融部门在管理公共养老金和发展私营养老金的过程中，会丰富自身业务、调整自身结构、壮大自身规模^②，所以发展养老金融对金融部门自身发展的意义重大。发展“数字金融”是实现金融高质量发展的重要途径之一；在数字技术大突破、数字经济大发展、数字社会大变革的背景下，发展数字金融能通过结合科技创新和金融创新，促进金融部门全面提质增效。因此，如何用数字金融促进养老金融，是一个基于中国现实国情、彰显中国价值主张的话题。

在这方面，中国金融业已经进行过有价值的实践探索。2017年6月，原中国保险监督管理委员会（后文简称“原中国保监会”）印发了《保险销售行为可回溯管理暂行办法》。2017年8月，原中国银行监督管理委员会（后文简称“原中国银监会”）印发了《银行业金融机构销售专区录音录像管理暂行规定》。这两项“双录”政策分别是保险监管部门和银行业监管部门应用数字监管手段，主要用于防范金融产品销售环节中发生的违法违规行为，以保护交易双方的权益，尤其是保护财富水平较高但金融素养较低的老年群体的权益。

本文以这两项“双录”政策为外生试验，使用双重差分模型（Difference-in-Difference, DID）和三重差分模型（Difference-in-Difference-in-Difference, DDD），分析该政策对老年人金融参与的影响及机制。本

[基金项目] 国家社科基金项目“养老保险第三支柱与养老金融市场的协同发展研究”（22BJY217）。

[作者简介] 王向楠，中国社会科学院金融研究所副研究员，中国社会科学院保险与经济发展研究中心副主任、秘书长；仲赛末（通讯作者），中南财经政法大学金融学院保险系讲师，E-mail: zsm1121161@sina.com。

文有以下两方面的边际贡献:评估了数字化监管政策对中国居民金融参与的影响,为进一步加强金融保险业的数字化监管提供了支持性证据;提出并检验了数字化监管通过3个机制来促进居民金融参与,对于研究数字金融或金融监管如何影响居民的金融参与或其他经济金融行为,有一定参考意义。在中央金融工作会议后,本研究的发现较好对接了两篇金融“大文章”。

二、研究假设

(一) 政策背景

1. 数字化监管

在过去较长时期中,我国金融产品和服务在覆盖面、可得性和满意度方面存在可提升空间。并且,金融消费者——特别是老年消费者,在金融交易中的权益被侵犯的现象时有发生。与此同时,在经济社会活动中,以大数据、人工智能、云计算和区块链为代表的数字技术的应用逐步加深,不断推动金融行业的变革。因此,监管者日益重视通过数字化途径对传统监管方式的一个或多个环节进行改造。

数字化监管通过运用现代化信息技术,实现监管工具的网络化、自动化和智能化。2021年8月,中央财经委员会会议通报提出,“提高监管数字化智能化水平”。2022年7月,中国人民银行在《金融科技发展规划(2022~2025年)》提出,“促进金融科技创新在监管领域的应用,加快监管数字化、智能化发展”。2023年1月,原中国银行保险监督管理委员会部署重点工作任务时提出,“提升监管数字化智能化水平”。2023年10月召开的中央金融工作会议要求,“金融监管要广泛应用金融科技,提高数字化监管能力和金融消费保护”。因此,数字化监管是我国金融监管工作的方向之一。

2. “双录”监管政策

我国个人金融市场上常常出现“销售误导”,损害了金融消费者的获得感和满意度,损害了金融服务的声誉。传统上,金融机构多重视在事后处理消费者投诉,相对轻视在事前和事中进行风险防范。这成为阻碍我国个人金融市场健康发展的重要原因。为改变这种状况,监管者引入了数字工具,以更好地对个人金融产品销售行为进行事前监督和事后回溯性管理,以提高金融产品销售服务的质量,减少并妥善解决消费者纠纷。

原中国保监会于2017年6月印发了《保险销售行为可回溯管理暂行办法》。该办法明确要求,保险公司、保险中介机构在取得投保人同意后,通过录音录像等技术手段采集视听资料、电子数据,记录和保存保险销售过程中的关键环节,实现销售行为可回放、重要信息可查询、问题责任可确认。此政策覆盖范围包括:保险兼业代理机构销售保险期间超过1年的人身保险产品;通过保险兼业代理机构以外的其他销售渠道,销售投资连结保险产品,或向60周岁及以上的投保人销售保险期间超过1年的人身保险产品。该规定于2017年11月1日起施行。

原中国银监会于2017年8月发布了《银行业金融机构销售专区录音录像管理暂行规定》。该办法明确要求,银行业金融机构在取得消费者同意后,对在营业场所销售自身依法发行的理财产品及合作机构依法发行的金融产品,实施专区“双录”管理,即设立销售专区,并在销售专区内装配电子系统。此政策希望实现对每笔销售过程进行同步录音录像,完整客观地记录营销推介、相关风险和关键信息提示、消费者确认和反馈等重点销售环节。该规定于2017年10月20日起施行。

这两项政策均为“双录”政策。前者主要针对1年期以上的人身保险,后者主要针对银行自有理财和代销产品。鉴于老年人金融素养整体不高,但财富积累水平较高,所以这两项“双录”政策特别关注对老年金融消费者的权益保护。

① 我国人口老龄化程度持续加深。截至2023年年末,中国60岁及以上人口2.9亿人,占全国人口的21.1%,65岁及以上老年人口2.2亿人,占全国人口的15.4%(数据来自国家统计局)。

② 2019年11月,中共中央、国务院印发的《国家积极应对人口老龄化中长期规划》在具体工作任务中首先指出,“要夯实应对人口老龄化的社会财富储备”“稳步增加养老财富储备”。

(二) 文献回顾和研究假设

金融供给端的数字化对消费者金融参与的影响是多方面的。一方面,数字化产生了积极效果。例如,数字化通过扩大金融服务范围和提升触达能力,减轻了消费者面临的约束,提升了消费者对金融产品的可及性(郭峰等,2020;张海洋等,2022)。基于移动互联网的金融创新降低了信息成本,改进了风险防范措施,提高了金融资源的配置效率。另一方面,数字化也有负面效果(IAIS,2018;朱晶晶,2022)。例如,数字金融发展中存在数字鸿沟,导致很多老年人由于缺乏数字知识和技能而面临严重的金融排斥,加剧了金融资源配置的不均衡(王修华和赵亚雄,2020;赵亚雄和王修华,2022)。数字技术存在信息安全隐患,可能增加老年人面对的风险,如造成老年人对诈骗风险的“暴露效应”(李政和李鑫,2022;雷晓燕等,2022)。

金融监管可能同时有“促进效应”和“抑制效应”,其最终影响取决于具体的经济环境和监管政策。一些文献认为,强化监管可以发挥积极的治理作用。例如,打击金融市场中的违法违规行能促进市场稳定(李青原等,2022)、保护弱势群体;积极处理消费者投诉能优化金融服务(Begley & Purnanandam, 2021);采取行政措施鼓励或限制某些交易行为,可以在短期内增强市场活力(熊海芳等,2020)。另一些文献则认为,强化监管会削弱金融机构的竞争能力,“倒逼”新的套利行为出现(如影子银行的扩张),增加经济成本,抑制积极的金融创新,阻碍了金融市场的正常发展(Plantin,2015)。

研究数字化对金融监管影响的文献较少。一方面,数字化监管能将数字技术用于促进效率和消费、保护权利和促进社会团结等,进而提高消费者效用、增进社会福利(江小涓和黄颖轩,2021)。传统的银保销售渠道存在诸多乱象,造成消费者对金融服务甚至对监管者的处理结果不够满意(卓志和张晓涵,2022)。老年人具有基数大、金融素养较低的特征。因此,数字化监管通过推动金融监管由事后纠纷解决,向对金融产品进行早期销售干预转变,有助于保护金融消费者,尤其是老年消费者。另一方面,在数字化监管实施过程中,金融机构需要购买数字设备、培训雇员、增加数据存储和分析的日常投入,以满足数字化监管要求,还需要增设基层网点满足基层金融服务需求(苗力等,2019)。数字化监管要求金融机构和消费者提供更多信息,导致金融产品购买流程更繁琐,交易成本更高。这些成本将部分转移给金融消费者。消费者的个人信息在储存和传输过程中容易遭到隐私泄露,甚至由此遭遇金融诈骗,从而金融参与意愿降低(赵亚雄和王修华,2022)。基于此,本文提出两个对立的研究假设。

H1a: 数字化监管促进老年人的金融参与;

H1b: 数字化监管抑制老年人的金融参与。

政府和企业之间的地理距离越远,越不利于政府对企业进行监管。这是因为,基于交易成本理论,地理距离越远,监管主体搜寻和处理被监管对象运营管理的成本越高。在监管资源与监管注意力既定的情境下,监管者与监管对象之间的地理距离是影响监管成本和监管注意力强度分配的因素。在中国产业领域,整体上看,区县政府和企业之间地理距离越远,企业的污染排放越多(金浩和陈诗一,2022)。在金融领域,有学者认为,监管机构的地理邻近性与实施现场检查的便利性正相关,进而对金融运行的稳定性有促进作用(Quintyn & Taylor,2003)。有学者发现,美国负责监管国家特许银行的货币监理署关闭地区分支机构,导致邻近这些分支机构的银行更多地承担了风险(Gopalan et al.,2021)。中国是一个幅员辽阔的大国,在样本期间,中国金融监管部门在地方的分支机构数目很有限,所以在一定程度上面临着地理信息成本的限制。数字化能降低信息获取难度,缓解政府和企业的信息不对称问题,提高了政府对企业进行检查和沟通的效果。在中国产业领域,污染源在线监控系统这一数字化监管手段的推出,降低了政府对企业污染排放的实地监管成本(金浩和陈诗一,2022)。在金融领域,美国证券与交易委员会更倾向于对距离近的企业进行调查,从而提高了这些企业会计信息披露的质量(Kedia & Rajgopal,2011)。因此,数字化运营及数字化监管可能便于中国金融监管者对地理距离远的金融活动进行监管,能更好地维护消费者权益。基于此,提出研究假设2。

H2: 数字化监管通过降低监管者地理信息成本的限制,促进老年人的金融参与。

在微观层面,信任通常被定义为交易者对合同对手方是否会履行合同的判断,特别是,当双方

履行合同义务的间隔时间长,以及法律保护不完善时,信任尤其重要(高明等,2021)。金融市场参与者在做出金融规划和决策时,需要对自己所获取的金融信息和数据有足够信任(郑路和徐旻霞,2021)。换句话说,如果潜在消费者对陌生人提供的重要数据(如往期收益率、初期或产品持续期的费用)缺乏信任,就将减少购买和持有金融产品。销售人员的专业性不足或误导行为是损害行业信誉和消费者信心的重要原因。“双录”政策要求,金融机构记录产品销售过程的重要环节,如保险代理人对保单重要条款做出解释的过程,从而有助于增强潜在消费者的消费信心。基于此,提出研究假设3。

H3:数字化监管通过提高销售者的受信任程度,促进老年人的金融参与。

金融素养是进行恰当的金融决策以实现个人金融福祉所必要的意识、知识、技能、态度和行为的结合(Atkinson & Messy,2012)。金融素养对家庭金融决策有很大影响。金融素养提高可以优化家庭理财安排,以提高家庭财富水平;而金融素养低的人容易对金融产品形成认知偏差,进而出现非最优行为(Lusardi & Mitchell,2008)。特别是,老年人整体的金融素养较低(雷晓燕等,2022),不容易理解金融产品合同中的法律条款,所以购买设计较为复杂的保险、理财等金融产品的意愿相对低(王向楠,2016;王修华和赵亚雄,2020)。数字化推动监管者利用人工智能、大数据等技术,实现事前、事中、事后的全流程监管,促进了金融素养低的居民获得更充分的信息,形成更理性的决策。基于此,提出研究假设4。

H4:数字化监管通过减轻消费者金融素养较低的约束,促进老年人的金融参与。

本文对“双录”政策影响老年人金融参与的3个可能的机制,分别设计了研究假设(H₂、H₃和H₄)。假设H₂中的监管者的地理信息成本、假设H₃中的对外人的不信任程度、假设H₃中的消费者的金融素养较低均是“阻碍”老年人金融参与的外生因素。“双录”政策作为一种数字监管措施,并未定位于改变这3个因素本身,而是要“克服”这3个因素对老年人金融参与的不利影响。因此,这3个因素对可以视回归分析中常讲的调节变量(moderators)。

三、研究设计

(一) 样本来源

本文的基本数据来自2015年、2017年和2019年的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS),在稳健性分析中加入了2021年调查数据。这四期调查分别针对受访者于2014年、2016年、2018年和2020年的当年或年末的情况。CHFS的样本在2019年覆盖了全国29个省(自治区、直辖市)的345个县(区、市)的1428个村(居委会)的34643户家庭。CHFS的样本在2021年覆盖了全国29个省(自治区、直辖市)的269个县(区、市)的22027户家庭。其中,70%的家庭样本于2021年完成调查,剩余的30%样本于2022年完成调查。

本文为控制家庭的固定效应,将不同调查年度的家庭进行对接,形成平衡面板数据。本文剔除了关键变量缺失的样本,也剔除了家庭总收入小于0、家庭总资产小于0等存在异常值的样本。从2015年、2017年和2019年的3期调查,得到8013个家庭的合计24039个观测值。从2015年、2017年、2019年和2021年的4期调查,得到7721个家庭的合计30884个观测值。调查的变量包括家庭成员信息、家庭收入支出信息、金融素养及金融产品参与情况等。

(二) 变量说明

本文的第1个被解释变量是居民对人身保险的持有情况。在CHFS问卷中,人身保险包括商业人寿保险、商业健康保险和商业养老保险。引入虚拟变量LifeInsu_yes,持有人身保险的家庭,取值1,没有持有人身保险的家庭,取值0。引入连续变量LnLifeInsu,表示家庭当年保费支出的自然对数。

本文的第2个被解释变量是居民对理财产品的持有情况。在CHFS问卷中,理财产品指认购起点一般在5万元以上、由银行机构和其他金融机构发行的产品,不包括p2p网络借贷和互联网众筹。引入虚拟变量FinProd_yes,持有了理财产品的家庭,取值1,没有持有理财产品的家庭,取值0。引入连续变量LnFinProd,表示家庭当年持有理财产品规模的自然对数。

本文有2个核心解释变量。用虚拟变量After表示“双录”政策实施。原中国保监会和原中国银监

会的“双录”政策均实施于 2017 年,该政策实施之前的样本(2014 年和 2016 年),取值 0,该政策实施之后的样本(2018 年和 2020 年),取值 1。本文中处理组为老年人群(年龄在 60 岁及以上),对照组为中青年人(年龄小于 60 岁)。生成虚拟变量 dOld,老年人群取值为 1,中青年人取值为 0。

本文研究 3 个影响机制,为每个影响机制引入了 1 个变量。

(1)降低监管者地理信息成本的限制。如果该地金融活动在地理空间上较为稀疏,监管者对当地金融活动进行现场了解就相对困难,信息成本相对大。因此,我们设计了衡量地区金融活动空间稀疏度的指标(GeogDist)。具体地,以受访者所在地级地区^①“辖区面积”与“人身保险机构数”的比值衡量人身保险活动的监管信息成本,以“辖区面积”与“商业银行机构数”的比值衡量理财产品活动的监管信息成本。这两个指标的值越大,表明相应金融活动在地理空间上越稀疏,相应监管的地理信息成本越高。地级地区“辖区面积”的数据来自《中国城市统计年鉴》。“人身保险机构数”和“商业银行机构数”的数据分别来自国家金融监督管理总局网站上保险许可证模块和金融许可证模块。

(2)提高销售者的受信任程度。信任本身是一个难以直接观测的抽象概念,因此,学术界研究往往需要寻找代理变量(李彬和周战强,2015;王正位等,2019)。受访者对外人的不信任程度用虚拟变量 dNonTrust 区分。对应 CHFS 问卷中“您对外人信任程度如何”。如果户主选择“不太信任”或“非常不信任”,dNonTrust 取值 1;如果户主选择“非常信任”“比较信任”或“一般信任”,dNonTrust 取值 0。

(3)减轻消费者金融素养较低的约束。鉴于利率、通货膨胀和金融风险问题是测量个人金融素养时普遍使用的 3 项内容(Lusardi & Mitchell,2008;Atkinson & Messy,2012),结合 CHFS 问卷的设计,本文以“利率计算”“对通货膨胀的理解”“投资风险认知”3 个问题来考察受访者的金融素养水平。测量受访者金融素养水平的具体问题及回答选项见附录。受访者的金融素养高低用虚拟变量 dLowFinLit 区分。如果受访者对这 3 个问题全部回答错误,就被判定为金融素养水平较低,更会受金融素养的约束,dLowFinLit 取值 1;否则,就被判定为金融素养水平较高,更不会受金融素养的约束,dLowFinLit 取值 0。

借鉴已有家庭金融和保险领域研究成果(孙祁祥和王向楠,2013;张号栋和尹志超,2016;陈华等,2023;易行健等,2023;储怡安和朱勤,2023),本文纳入以下控制变量。具体情况见表 1。

表 1 控制变量列表

变量	符号	含义
性别	dMale	虚拟变量,户主为男性的,取值 1,否则,取值 0
教育水平	dBachelor	虚拟变量,户主学历为本科及以上学历的,取值 1,否则,取值 0
健康状况	dHealth	虚拟变量,户主身体健康的,取值 1,否则,取值 0
婚姻状态	dMarried	虚拟变量,户主已婚的,取值 1,否则,取值 0
家庭成员数	FamilySize	连续变量,家庭总人口数
是否自雇	dSelfEmp	虚拟变量,户主自雇的,取值 1,否则,取值 0
收入水平	IncLevel	连续变量,家庭年度总收入
总资产	lnAssets	连续变量,家庭总资产的自然对数值
金融资产占比	FinShare	连续变量,家庭金融资产占总资产的比重
社会养老保险	SocialPension	连续变量,有社会养老保险的家庭成员占比
杠杆率	Leverage	连续变量,家庭总负债与总资产的比值

表 2 报告了主要变量的描述性统计情况。在被解释变量上:11.9%的家庭持有人身保险,这些家庭中,人身保险保费支出的自然对数平均为 7.799 元;13.2%的家庭持有理财产品,这些家庭中,理财产品持有金额自然对数平均为 11.516 元。在核心解释变量上,由于本文以 3 期追踪数据构建了平衡面板数据,After 项的均值为 0.333,即,2/3 的样本来自“双录”政策实施前的 2014 年或 2016 年调查,1/3 的样本来自“双录”政策实施后的 2018 年调查。dOld 项的均值为 0.426,表明户主在 60 岁及以上的家庭占

^① 需要说明的是,为高水平保护受访者的个人隐私,与其他大型微观调查数据库的做法类似,CHFS 数据库公开发布的数据中不披露受访者所在的地级地区,因此,我们从 CHFS 数据库的管理机构获得了受访者所在的地级地区信息的使用权,仅用于本文的研究。

比为 42.6%, 户主年龄小于 60 岁的家庭占比为 57.4%。在机制变量上:58.3% 的受访者居住在三线及三线以下的地区,41.7% 的受访者居住在一线或二线地区;52.9% 的受访者表示对外人不太信任或非常不信任,47.1% 的受访者表示对外人非常信任、比较信任或一般信任;46.1% 的受访者对金融素养方面的 3 个问题均回答错误,53.9% 的受访者至少对 1 个问题回答正确。

表 2 描述性统计

变量类型	符号	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量 (全样本)	LifeInsu_yes	24039	0.119	0.264	0	0	1
	LnLifeInsu	24039	0.531	1.998	0.000	0.000	10.120
	FinProd_yes	24039	0.132	0.203	0	0	1
	LnFinProd	24039	1.022	2.351	0.000	0.000	15.122
被解释变量(已持有人身保险 或理财产品样本组)	LnLifeInsu	2885	7.799	1.392	1.447	8.006	10.120
	LnFinProd	3122	11.516	1.284	5.521	11.513	15.122
核心解释变量 (构成 DD 项和 DDD 项)	After	24039	0.333	0.222	0	0	1
	dOld	24039	0.426	0.495	0	0	1
机制变量 (构成 DDD 项)	GeogDist(人身险)	24039	3.413	3.293	0	1.841	13.829
	GeogDist(理财)	24039	0.563	0.494	0	0.390	3.934
	dNonTrust	24039	0.529	0.467	0	0	1
	dLowFinLit	24039	0.461	0.499	0	0	1
控制变量	dMale	24039	0.798	0.402	0	1	1
	dHealth	24039	0.785	0.411	0	1	1
	dBachelor	24039	0.044	0.205	0	0	1
	dMarried	24039	0.872	0.345	0	0	1
	FamilySize	24039	3.421	1.673	1.000	3.000	11.000
	dSelfEmp	24039	0.063	0.243	0	0	1
	IncLevel	24039	10.445	1.431	-1.891	10.696	16.317
	lnAssets	24039	12.455	1.709	0.000	12.614	20.414
	FinShare	24039	0.119	0.164	0.000	0.043	0.585
	SocialPension	24039	0.708	0.336	0.000	0.800	1.000
Leverage	24039	0.135	0.248	0.000	0.001	0.927	

注:取自然对数值变量的原始单位均为元。

(三) 模型设定

本文首先使用双重差分模型(DID)来分析“双录”政策实施对居民金融参与的影响。建立如下回归模型:

$$\text{FinPtcp}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{After} \times \text{dOld} + \sum a_3 \text{Controls}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量(FinPtcp)是居民的金融参与状况,包括人身保险持有情况和理财产品持有情况。本文主要关心交乘项(After × dOld)的系数 α_1 :如果 α_1 大于 0,说明“双录”政策实施后,老年人比中青年更多持有金融产品。 α_0 表示截距项。 $\text{Controls}_{i,t}$ 表示控制变量集合。 a_3 表示控制变量的系数集合。 $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

本文使用三重差分模型(DDD)分析“双录”政策对老年人金融参与的影响机制,如式(2)所示:

$$\text{FinPtcp}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{After} \times \text{dOld} \times \text{Group} + \sum b_3 \text{Controls}_{i,t} + \nu_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中,被解释变量与式(1)一样,是居民的金融参与状况(FinPtcp)。After × dOld × Group 为三重差分项(DDD),是在式(1)的 After × dOld 的基础上,加入用于区分人群的虚拟变量 Group。本文的假设 H_2 、 H_3 和 H_4 各对应于 1 个影响机制,因此,Group 有 3 个代理变量,分别用于识别降低监管者地理信息成本的限制、提高销售者的受信任程度、减轻消费金融素养较低的约束这 3 个影响机制。在研究不同的影响机制时,Group 的代理变量不同,因此, β_1 有不同的含义。如果 β_1 大于 0(小于 0),说明“双录”政策实施后,通过 Group 所反映的影响机制,使得老年人比中青年更大程度(更小程度)地持有金融产品。 β_0 表示截距项。 $\text{Controls}_{i,t}$ 表示控制变量集合。 b_3 表示控制变量的系数集合。 $\nu_{i,t}$ 表示随机扰动项。

考虑到大部分受访者没有持有人身保险或理财产品,采用单一回归模型难以充分拟合数据。因此,

本文使用两部模型(two-part model)。在第 1 部回归中,使用 Probit 回归估计二元选择模型,得到自变量对人身保险或理财产品的持有率的影响。在第 2 部回归中,针对已经持有人身保险或理财产品的样本,估计连续模型。考虑到调查问卷中保费支出和理财产品持有金额在取自然对数值后,仍然有较强的右偏分布特征,所以第 2 部使用 GLM 模型下的 Gamma 模型进行最大似然估计。

四、基本回归分析

(一) 基准回归结果

本文首先分析了“双录”政策实施前后,老年人相对于中青年人的金融参与状况的变化,以评估数字化监管对其金融参与决策的影响。回归结果报告于表 3。在第(1)~(2)列中,After × dOld 项的系数估计值分别在 1% 和 5% 的水平上正向显著,表明“双录”政策实施之后,老年人对人身保险的持有率和保费支出均提高了。在第(3)~(4)列中,交乘项的系数估计值分别在 5% 和 1% 的水平上显著为正,分别表明“双录”政策实施之后,老年人对理财产品的持有率和持有金额均提高了。表 3 的结果说明,数字化监管政策实施后,老年人对人身保险产品持有率的增幅比中青年高 13.2%,保费支出的增幅比中青年高 21.2%,对理财产品持有率的增幅比中青年高 17.1%,持有金额的增幅比中青年高 38.6%。因此,“双录”政策通过保护老年金融消费者的合法权益,有效促进了老年人的金融产品参与。

表 3 数字化监管与老年人金融参与

金融参与 度量方式 模型	人身保险		理财产品	
	(1) LifeInsu_yes Probit	(2) LnLifeInsu MLE	(3) FinProd_yes Probit	(4) LnFinProd MLE
After × dOld	0.132 *** (6.32)	0.212 ** (2.31)	0.171 ** (2.31)	0.386 *** (3.55)
After	-0.331 (-0.99)	-0.021 (-0.76)	-0.158 (-0.77)	-0.346 *** (-4.28)
dOld	-0.351 *** (-4.27)	-0.415 *** (-7.51)	-0.983 *** (-3.51)	0.291 *** (4.58)
dMale	-0.049 (-1.11)	-0.087 (-0.76)	-0.005 (-0.92)	-0.0149 ** (-2.14)
dHealth	0.105 * (1.93)	0.387 ** (2.43)	0.012 (1.46)	0.068 (1.52)
dBachelor	0.105 (1.48)	0.313 * (1.79)	0.008 (1.26)	-0.139 *** (-3.22)
dMarried	0.012 (0.16)	0.023 (0.10)	0.009 (0.90)	0.107 (1.63)
FamilySize	0.003 (0.22)	-0.094 ** (-2.37)	-0.006 *** (-3.54)	-0.014 (-0.79)
dSelfEmp	0.074 (1.25)	-0.126 (-0.86)	0.078 (1.11)	0.022 (0.43)
IncLevel	0.057 *** (2.85)	-0.197 *** (-2.92)	0.059 *** (16.78)	0.124 ** (2.17)
lnAssets	0.234 *** (11.07)	1.161 *** (24.35)	0.016 *** (5.87)	0.359 *** (14.25)
FinShare	1.142 *** (9.68)	5.745 *** (22.87)	0.035 ** (2.44)	1.821 *** (11.86)
SocialPension	-0.051 (-0.69)	0.153 (0.53)	-0.018 * (-1.77)	0.018 (0.21)
Leverage	0.238 *** (2.81)	-0.524 * (-1.65)	0.034 ** (2.46)	-0.482 *** (-3.79)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ² /R ² 观测值	0.242 24039	0.198 2885	0.281 24039	0.209 3122

注:对系数估计值报告的是边际效应,其下方()内为 t 统计量。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

在控制变量方面,存在有价值的发现。dHealth 的系数估计值在第(1)~(2)列中显著为正,说明身体健康的受访者对人身保险的持有率和支出水平更高(岳崑等,2021)。根据 IncLevel 的系数估计值可知,收入较高的受访者对人身保险的持有率、对理财产品的持有率和持有金额均较高;不过,对人身保险保费支出的规模却偏低,这是保险业发展“S”曲线的微观基础。

使用双重差分模型(DID)分析的有效性依赖于一个前提条件:控制组或处理组的受访者在政策实施之前不存在处理效应,即,在政策实施前,控制组和处理组的结果变量具有平行趋势。因此,本文以2014年为基准年,将2016年的样本和2018年的样本分别作为政策实施前(Before)和政策实施后(After)的样本,进行平行趋势检验,结果报告于表4。检验结果显示:在“双录”政策实施前,两组样本的金融参与状况并没有显著差异,或者呈现与政策实施后相反的变化趋势。这说明平行趋势假定是成立的,所以本文使用双重差分模型(DID)是合理的。

表4 平行趋势检验

金融参与 度量方式 模型	人身保险		理财产品	
	(1) LifeInsu_yes Probit	(2) LnLifeInsu MLE	(3) FinProd_yes Probit	(4) LnFinProd MLE
Befors × dOld	0.000 (0.02)	0.013 (0.22)	0.057 (1.32)	0.081 (1.27)
After × dOld	0.285* (1.82)	0.303** (2.01)	0.193*** (4.27)	0.310*** (3.02)
dOld	-0.472** (-2.01)	-0.109 (-0.83)	0.014 (0.15)	-0.100 (-1.25)
Controls	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ² /R ²	0.136	0.152	0.189	0.175
观测值	24039	2885	24039	3122

注:控制变量集合(Controls)包括的变量见表2。对系数估计值报告的是边际效应,其下方()内为t统计量。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(二) 稳健性分析

1. 调整样本区间

为在一定程度上检验“双录”监管政策在更长期中的效果,本文还将2021年CHFS调查数据纳入研究样本,构建了包含2014年、2016年、2018年和2020年这4个年度的平衡面板数据。选择在4个年度均参与了CHFS调查的家庭,剔除了关键变量缺失、存在异常值的样本后,得到7721个家庭的合计30884个观测值。回归分析结果(见表5)显示:我们关注的解释变量——交乘项(After × dOld)的系数估计值与显著性水平较表3中的回归结果皆有所上升。例如,对于人身保险的持有率(表5第(1)列):“双录”政策实施三年后(2020年),老年人对人身保险的持有率上升了30.4个百分点,持有率增速较政策实施一年后(2018年,见表3第(1)列)提高了17.2个百分点。这说明从更长期看,“双录”政策对老年人金融参与的促进作用有所增强。

表5 数字化监管与老年人金融参与——采用CHFS的2015年、2017年、2019年和2021年共4期调查的面板数据

金融参与 度量方式 模型	人身保险		理财产品	
	(1) LifeInsu_yes Probit	(2) LnLifeInsu MLE	(3) FinProd_yes Probit	(4) LnFinProd MLE
After × dOld	0.304*** (10.11)	0.256*** (3.49)	0.180*** (3.65)	0.401*** (5.77)
After	-0.101 (-0.43)	-0.052 (-0.32)	-0.144 (-1.03)	-0.229** (-2.03)
dOld	-0.302*** (-2.95)	-0.396*** (-5.31)	-0.950*** (-2.88)	0.317*** (3.34)

(续表)

金融参与 度量方式 模型	人身保险		理财产品	
	(1) LifeInsu_yes Probit	(2) LnLifeInsu MLE	(3) FinProd_yes Probit	(4) LnFinProd MLE
dMale	-0.037 (-0.85)	-0.071 (-0.54)	-0.001 (-0.32)	-0.019* (-1.72)
dHealth	0.121* (1.77)	0.306** (2.29)	0.007 (0.93)	0.052 (1.29)
dBachelor	0.131 (1.25)	0.299** (2.03)	0.019 (1.05)	-0.142** (-2.06)
dMarried	0.009 (0.14)	0.017 (0.24)	0.005 (0.65)	0.123 (1.52)
FamilySize	0.002 (0.21)	-0.076** (-2.09)	-0.010** (-2.43)	-0.009 (-0.56)
dSelfEmp	0.051 (1.02)	-0.139 (-0.54)	0.063 (0.94)	0.030 (0.50)
IncLevel	0.076*** (3.02)	-0.158** (-2.23)	0.065*** (8.82)	0.140** (2.35)
lnAssets	0.251*** (7.02)	1.402** (2.16)	0.031*** (6.48)	0.287*** (8.35)
FinShare	1.004*** (8.24)	5.929*** (13.83)	0.052** (2.08)	1.530** (2.15)
SocialPension	-0.032 (-0.51)	0.131 (0.60)	-0.011* (-1.82)	0.009 (0.14)
Leverage	0.199*** (2.76)	-0.323* (-1.72)	0.031** (2.39)	-0.337** (-2.22)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ² /R ² 观测值	0.279 30884	0.211 3930	0.306 30884	0.237 4389

注:对系数估计值报告的是边际效应,其下方()内为t统计量。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

2. 调整老年人的界定标准

我们将老年人的界定标准由“60岁及以上”调整为“65岁及以上”,回归结果报告于表6。表6的第(1)和(2)列中,交乘项的系数估计值均在10%的水平上显著为正,第(3)和(4)列中交乘项的系数估计值均在5%的水平上显著为正,说明“双录”政策实施后,老年人对人身保险产品 and 理财产品持有率的增幅分别比中青年人高23.1%和19.2%,人身保险的保费支出提高了15.6%,理财产品的持有金额提高了20.2%,这与表3结果较为一致。这些研究结果进一步支持了数字化监管会促进老年人的金融参与。

表6 数字化监管与老年人金融参与——将老年人界定为“65岁及以上”

金融参与 度量方式 模型	人身保险		理财产品	
	(1) LifeInsu_yes Probit	(2) LnLifeInsu MLE	(3) FinProd_yes Probit	(4) LnFinProd MLE
After × dOld	0.231* (1.82)	0.156* (1.70)	0.192** (2.04)	0.202** (1.99)
After	-0.012 (-0.32)	0.125* (1.88)	-0.071* (-1.81)	-0.022 (-0.59)
dOld	-0.231* (-1.80)	-0.093 (-0.21)	0.120*** (2.87)	-0.026 (-0.99)
Controls	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ² /R ² 观测值	0.174 24039	0.128 2885	0.154 24039	0.155 3122

注:除变更老年人的年龄标准之外,其他设定与表3相同。控制变量集合(Controls)包括的变量见表2。对系数估计值报告的是边际效应,其下方()内为t统计量。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

3. 剔除东部地区

我国中西部地区的经济社会活动中对数字技术的使用程度较弱,这可能影响数字监管的效果。因此,我们剔除东部地区^①的样本后,进行回归,结果报告于表7。表7的结果与表3基本一致,进一步支持了数字化监管促进老年人金融参与的积极效果。

表7 数字化监管与老年人金融参与——中西部地区样本

金融参与 度量方式 模型	人身保险		理财产品	
	(1) LifeInsu_yes Probit	(2) LifeInsu MLE	(3) FinProd_yes Probit	(4) FinProd MLE
After × dOld	0.212 ** (2.03)	0.405 ** (2.17)	0.107 * (1.76)	0.366 *** (4.39)
After	-0.031 (-1.24)	0.173 *** (3.21)	-0.091 (-1.33)	-0.088 (-1.46)
dOld	-0.212 * (-1.70)	-0.311 * (-1.85)	0.167 *** (3.77)	0.089 (0.42)
Controls	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ² /R ² 观测值	0.187 18410	0.178 1650	0.202 18410	0.170 1971

注:除删除了东部地区的样本之外,其他设定与表3相同。控制变量集合(Controls)包括的变量见表2。对系数估计值报告的是边际效应,其下方()内为t统计量。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(三) 进一步讨论:定期存款受到的影响

定期存款是家庭的基础性金融资产,财富管理的属性弱。其一,人身保险对定期存款存在“挤出效应”(Ehrlich & Becker, 1972; 秦雪征, 2011; 易行健等, 2023)。这是因为,从预防性储蓄理论看,人们进行定期存款通常是为了缓解疾病、失业等意外情况所导致的经济困难,而商业保险针对很多场景具有很好的风险管理功能(Mayers & Smith, 1983; Cummins & Mahul, 2004; Outreville, 2013)。其二,理财产品和定期存款之间存在较强的替代关系。这是因为:在本文样本区间内,理财产品几乎均有刚性兑付的承诺;居民持有的理财产品主要是银行理财产品,其与定期存款一样,由商业银行或其理财子公司提供。

本文继续使用双重差分模型(DID)分析,“双录”政策实施后,居民对定期存款持有的变化,以深化数字化监管对老年人金融参与影响的分析。设定模型如下式(3):

$$\text{Deposit}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{After} \times \text{dOld} + \sum \text{Control} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中,被解释变量 Deposit 表示家庭持有的定期存款水平,包括2种度量:①Deposit_yes,表示家庭是否有定期存款;②LnDeposit,表示家庭持有定期存款的自然对数。在式(3)中,其他变量的含义与式(2)中相同。如果 γ_1 项的系数为正(为负),说明“双录”政策实施后,相对于中青年人,老年人持有的定期存款更大程度地增加了(降低了)。

对式(3)的回归结果报告于表8。第(1)列中交乘项的系数估计值不显著,说明“双录”政策的实施并没有改变老年人持有定期存款的意愿。但在第(2)列中,交乘项的系数估计值在1%的水平上显著为负,说明“双录”政策实施后,老年人持有定期存款的降幅比中青年人低29.7%。结合前文表3的回归结果,间接表明人身保险和理

表8 老年人的金融参与——定期存款

金融参与 度量方式 模型	金融参与 (1) Depos_yes Probit	定期存款 (2) LnDeposit MLE
After × dOld	0.031 (1.01)	-0.297 *** (-4.23)
After	-0.111 * (-1.85)	-0.135 ** (-2.43)
dOld	0.151 *** (3.99)	0.103 ** (2.42)
Controls	YES	YES
省份固定效应	YES	YES
Pseudo R ² /R ² 观测值	0.170 24039	0.154 7830

注:控制变量集合(Controls)包括的变量见表2。对系数估计值报告的是边际效应,其下方()内为t统计量。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

① 样本中的东部地区包括北京市、天津市、河北省、山东省、江苏省、上海市、浙江省、福建省、广东省和海南省。

财产品对定期存款具有“替代”效应。

五、影响机制分析

本部分分析数字化监管促进老年人金融参与的 3 个机制,亦即检验假设 H2、H3 和 H4。

(一) 监管者地理信息成本与数字化监管效果

金融业是强监管的行业,监管者对信息报送的流程、形式有着较严格规定。我国幅员辽阔,部分地区的发展水平落后,这既制约了金融机构服务渠道的下沉,也会在一定程度上影响金融监管的效率。本文构建金融活动空间稀疏度指标(GeogDist) 衡量监管者地理信息成本的高低。在双重差分项(DD) 中加入 GeogDist,生成三重差分项(DDD)。如果 DDD 项的系数估计值显著为正,说明数字化监管可以通过降低监管者地理信息成本的限制,促进老年人的金融参与。

回归结果报告于表 9。在第(1)~(2)列中,DDD 项的系数估计值分别在 1% 和 5% 的水平上显著为正。这说明,在金融活动地理密度更稀疏的地区,“双录”政策实施后,老年人对人身保险的持有率和保费支出均更大程度地提高了。在第(3)~(4)列中,DDD 项的系数估计值分别在 1% 和 10% 的水平上显著,说明在金融活动地理密度更稀疏的地区,“双录”政策实施后,老年人对理财产品的持有率和持有金额均更大程度地提高了。这些结果表明,数字化方式能够降低地理空间对监管者信息成本的限制,促进消费者保护和老年人的金融参与。

表 9 监管者地理信息成本与数字化监管效果

金融参与 度量方式 模型	人身保险		理财产品	
	(1) LifeInsu_yes Probit	(2) LifeInsu MLE	(3) FinProd_yes Probit	(4) FinProd MLE
After × dOld × GeogDist	0.022 *** (3.30)	0.019 ** (2.01)	0.013 *** (3.20)	0.009 * (1.72)
After	-0.002 (-0.10)	0.018 (0.32)	-0.145 * (-1.79)	-0.121 * (-1.73)
dOld	-0.112 * (-1.76)	-0.138 (-0.87)	0.101 * (1.80)	-0.077 (-0.66)
GeogDist	0.014 (0.29)	-0.125 * (-1.72)	0.013 (0.20)	0.022 (0.31)
After × dOld	0.113 (1.05)	0.227 ** (2.01)	0.123 ** (2.11)	0.321 *** (5.09)
After × GeogDist	-0.026 (-0.14)	0.103 * (1.82)	0.102 * (1.73)	-0.007 (-0.30)
dOld × GeogDist	0.195 (0.26)	-0.027 (-0.38)	-0.036 (-1.22)	0.091 (0.31)
Controls	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ² /R ²	0.209	0.194	0.211	0.239
观测值	24039	2885	24039	3122

注:控制变量集合(Controls)包括的变量见表 2。对系数估计值报告的是边际效应,其下方()内为 t 统计量。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(二) 对外人不信任程度与数字化监管效果

本文生成受访者对外人的不信任程度变量(dNonTrustd),将该变量加入到双重差分项(DD) 中,生成三重差分项(DDD)。如果 DDD 项的系数估计值显著为正,说明数字化监管通过提高销售者的受信任程度,更大程度地促进了那些较不信任外人的老年人选择金融产品。

回归结果报告于表 10。在第(1)~(2)列中,DDD 项的系数估计值分别在 10% 和 5% 的水平上显著为正,说明“双录”政策实施后,较不信任外人的老年人对人身保险的持有率和保费支出均更大程度地提高了。在第(3)~(4)列中,DDD 项的系数估计值分别在 10% 的水平上和 5% 的水平上显著为正,说明“双录”政策实施后,对外人的不信任程度较高的老年人对理财产品的持有率和持有金额

均更大程度地提高了。相对于中青年人,老年人对信息接收和处理的能力较弱,风险甄别能力较缺乏,在金融产品购买过程中更容易遭遇网络诈骗等各类安全问题。这可以通过数字化监管予以一定程度的弥补。

表 10 对外人不信任程度与数字化监管效果

金融参与 度量方式 模型	人身保险		理财产品	
	(1) LifeInsu_yes Probit	(2) LifeInsu MLE	(3) FinProd_yes Probit	(4) FinProd MLE
After × dOld × dNonTrust	0.241* (1.71)	0.137** (2.22)	0.199* (1.81)	0.136** (2.12)
After	-0.125 (-1.31)	0.181 (1.49)	-0.101* (-1.77)	-0.042 (-1.31)
dOld	-0.367** (-2.27)	-0.321 (-1.22)	0.122* (1.78)	-0.006 (-0.14)
dNonTrust	-0.088 (-0.45)	-0.069 (-0.42)	0.031* (1.69)	-0.019 (-0.31)
After × dOld	0.171 (1.50)	0.309* (1.81)	0.212** (2.25)	0.185*** (4.26)
After × dNonTrust	0.104 (0.92)	0.055 (0.15)	0.127 (1.05)	-0.053 (-0.88)
dOld × dNonTrust	0.211 (1.42)	-0.133 (-0.21)	-0.072 (-0.41)	-0.012 (-0.24)
Controls	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ² /R ² 观测值	0.176 24039	0.182 2885	0.165 24039	0.157 3122

注:dNonTrust是区分受访者对外人不信任程度的虚拟变量;CHFS调查中回答“不太信任”或“非常不信任”外人的受访者,取值1;CHFS调查中回答“非常信任”“比较信任”或“一般信任”的受访者,取值0。控制变量集合(Controls)包括的变量见表2。对系数估计值报告的是边际效应,其下方()内为t统计量。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(三) 消费者金融素养较低与数字化监管效果

已有研究表明,其他条件相似时,金融知识、金融素养较低的人群对金融产品的参与意愿较低(秦芳等,2015;张号栋和尹志超,2016;吴雨等,2017)。“双录”政策的实施可以抑制销售误导,维护金融素养较低的人的知情权。再结合中国老年人的金融素养低于中青年人的现实状况,可知:“双录”政策的实施可以通过减轻消费者金融素养较低的约束,促进老年人的金融参与。本文生成受访者的金融素养变量(dLowFinLit),将该变量加入双重差分项(DD)中,生成三重差分项(DDD)。回归结果报告于表11。

在表11的第(1)~(2)列中,DDD项的系数估计值均在10%的水平上显著为正,说明“双录”政策实施后,金融素养较低的老年人对人身保险的持有率和保费支出均更大程度地提高了。在第(3)~(4)列中,DDD项的系数估计值分别在10%和1%的水平上显著为正,说明“双录”政策实施后,金融素养较低的老年人对理财产品持有可能性和持有金额均更大程度地提高了。

表 11 消费者金融素养较低与数字化监管效果

金融参与 度量方式 模型	人身保险		理财产品	
	(1) LifeInsu_yes Probit	(2) LifeInsu MLE	(3) FinProd_yes Probit	(4) FinProd MLE
After × dOld × dLowFinLit	0.051* (1.72)	0.422* (1.88)	0.075** (2.11)	0.105*** (4.22)
After × dOld	0.133 (1.31)	0.269 (1.25)	0.181*** (2.62)	0.309*** (8.52)
After × dLowFinLit	-0.133 (-0.76)	-0.002 (-0.14)	-0.085 (-0.41)	0.011 (1.19)
dOld × dLowFinLit	-0.038* (-1.89)	0.001 (0.07)	-0.075 (-1.05)	-0.023* (-1.84)

(续表)

金融参与 度量方式 模型	人身保险		理财产品	
	(1) LifeInsu_yes Probit	(2) LifeInsu MLE	(3) FinProd_yes Probit	(4) FinProd MLE
After	-0.031 (-0.24)	0.241 *** (3.33)	-0.213 *** (-3.75)	-0.042 (-1.22)
dOld	-0.201 *** (-3.22)	-0.152 (-0.41)	0.176 *** (3.21)	0.015 (0.53)
dLowFinLit	-0.121 * (-1.72)	-0.051 (-0.41)	-0.056 (-1.02)	-0.031 (-0.46)
Controls	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ² /R ² 观测值	0.185 24039	0.151 2885	0.191 24039	0.167 3122

注:dLowFinLit 是区分受访者金融素养高低的虚拟变量;对 CHFS 问卷中“利率计算”“对通货膨胀的理解”“投资风险认知”这 3 个问题均回答错误的受访者,取值 1;对至少正确回答 1 个问题的受访者,取值 0。控制变量集合(Controls)包括的变量见表 2。对系数估计值报告的是边际效应,其下方()内为 t 统计量。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

六、结 语

2023 年 10 月,中央金融工作会议将养老金融和数字金融均列入了“五篇大文章”。发展养老金融要求积极促进老年人的金融参与,为老年人群提供更规范、更好的金融产品和服务。发展数字金融要求用数字技术提升金融部门运行效率,包括提升金融监管能力。考虑消费者权益保护是金融监管的重要目标,且老年人在金融活动中保护自身权益的能力较弱,因此,通过数字化监管加强消费者权益保护,进而促进老年人的金融参与,是利用数字金融促进养老金融的重要途径。

2017 年 6 月,原中国保监会颁布保险业“双录”政策。2017 年 8 月,原中国银监会颁布了银行业的“双录”政策。本文将“双录”政策的推出作为政策试验,采用双重差分模型(DID)发现:“双录”政策实施后,老年人对人身保险产品理财产品的持有均提高了,“监管促进效应”显著强于“监管抑制效应”。通过三重差分模型(DDD)进行机制分析发现:“双录”政策通过降低监管者地理信息成本的限制、提高销售者的受信任程度、减轻消费者金融素养较低的约束这 3 个机制,促进了老年人的金融参与。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议。第一,数字技术在金融行业的应用推广和产品创新离不开监管支持。需要在业务、技术、财务等方面不断丰富监管数据维度,更加注重实用新技术工具。第二,数字化监管通过促进金融供给侧提供“守正创新”的服务,推动养老金融活动“扩面增效”。一方面,要鼓励金融机构提供差异化的金融产品和服务,满足老年人的差异化养老需求。另一方面,要抑制金融机构通过对客户精准画像进行价格歧视,剥夺消费者剩余。第三,关注金融业数字化转型中的隐私泄露和数据安全风险。在“双录”过程中,部分老年人不愿意详细透露家庭财产、健康状况等重要信息,不希望金融机构进行数字化留存。因此,监管者应当不断消除网络安全隐患,促进金融产品服务的安全发展,从而更好地保护老年金融消费者的权益。

附录:构成受访者金融素养程度的 3 个问题

本文使用的样本为 CHFS 的追踪数据,选取了利率计算、通货膨胀和投资风险认知的三个问题。以下为原题和答案:

(1)假设银行的年利率是 4%,如果把 100 元钱存 1 年定期,1 年后获得的本金和利息为?

- A. 小于 104 元
- B. 等于 104 元
- C. 大于 104 元(正确答案)
- D. 算不出来

(2)假设银行的年利率是 5%,通货膨胀率每年是 3%,把 100 元钱存银行一年之后能够买到的东西?

- [26] 朱晶晶. 保险数字化中的消费者风险及其治理[J]. 经济研究参考, 2022, (10): 134 - 144.
- [27] 卓志, 张晓涵. 保险消费者投诉热线促进了保险消费吗? [J]. 保险研究, 2022, (1): 33 - 48.
- [28] Atkinson A, Messy F A. Measuring Financial Literacy: Results of the OECD/International Network on Financial Education (INFE) Pilot Study[R]. OECD Publishing, 2012.
- [29] Begley A T, Purnanandam A. Color and Credit: Race, Regulation, and the Quality of Financial Services[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 141(1): 48 - 65.
- [30] Cummins J D, Mahul O. The Demand for Insurance with an Upper Limit on Coverage[J]. Journal of Risk and Insurance, 2004, 71(2): 253 - 264.
- [31] Ehrlich I, Becker G S. Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection[J]. Journal of Political Economy, 1972, 80(4): 623 - 648.
- [32] Gopalan Y, Kalda A, Manela A. Hub-and-spoke Regulation and Bank Leverage[J]. Review of Finance, 2021, 25(5): 1499 - 1545.
- [33] International Association of Insurance Supervisors (IAIS). Issues Paper on Increasing Digitalisation in Insurance and Its Potential Impact on Consumer Outcomes [EB/OL]. November 2018. <https://www.iaisweb.org/page/supervisory-material/issues-papers/file/77816/issues-paper-on-increasing-digitalisation-in-insurance-and-its-potential-impact-on-consumer-outcomes/>
- [34] Kedia S, Rajgopal S. Do the SEC's Enforcement Preferences Affect Corporate Misconduct? [J]. Journal of Accounting and Economics, 51(3): 259 - 278.
- [35] Lusardi A, Mitchell O S. Planning and Financial Literacy: How Do Women Fare? [J]. American Economic Review, 2008, 98(2): 413 - 417.
- [36] Mayers D, Smith C W. The Interdependence of Individual Portfolio Decisions and the Demand for Insurance[J]. Journal of Political Economy, 1983, 91(2): 156 - 163.
- [37] Outreville J F. The Relationship between Insurance and Economic Development: 85 Empirical Papers for a Review of the Literature[J]. Risk Management and Insurance Review, 2013, 16(1): 71 - 122.
- [38] Plantin G. Shadow Banking and Bank Capital Regulation[J]. Review of Financial Studies, 2015, 28(1): 146 - 175.
- [39] Quintyn M, Taylor M W. Regulatory and Supervisory Independence and Financial Stability. CESifo Economic Studies, 2003, 49(2): 259 - 294.

A Case of Developing Senior Finance through Digital Finance

—The Impact of the “Dual Recording” Regulatory Policy on Elderly Financial Participation

WANG Xiang-nan, ZHONG Sai-mo

Abstract: The Central Financial Work Conference has enlisted “senior finance” and “digital finance” into the “Five Key Articles”, advocating the use of digital finance to advance the development of senior finance. Earlier than this, in June 2017, the former China Insurance Regulatory Commission and in August 2017, the former China Banking Regulatory Commission both introduced the “dual recording” regulatory policy, which requires financial institutions to make audio and video recording of key interactions during the sales process. The “dual recording” policy aims to protect the rights and interests of both parties in market transactions, especially to safeguard the consumer rights of the elderly population, who averagely have higher wealth levels but lower financial literacy. Using data from the China Household Finance Survey (CHFS), this article examines this regulatory policy's impact on older people's financial participation. Employing a difference-in-differences (DID) model, this article finds that after implementing the “dual recording” regulatory policy, the holding rate and premium expenditure for life insurance, and the holding rate and the holding amount of financial products among the elderly have significantly increased, compared to middle-aged and young people. Using a triple difference-in-differences (DDD) model, this article finds that the “dual recording” regulatory policy improves on financial participation of the senior through three mechanisms: reducing constraints of the regulatory geographic information costs, enhancing salespeople's trustworthiness, and alleviating the constraints of consumers' low financial literacy. Therefore, the “dual recording” regulatory policy is an effective case of using digital finance to promote senior finance, successfully bridging two “key articles” in finance fields.

Key words: life insurance; pension insurance; wealth management products; FinTech; consumer protection

[编辑: 孟慧新]