

城乡养老保险统筹与农村家庭储蓄率^{*}

——基于CHFS的实证分析

许宇星¹ 初立苹²

摘要 城乡养老保险统筹是完善养老保障体系、推动城乡经济协调发展的重要举措。它有利于提升农村家庭养老待遇,进而影响家庭的经济活动。基于2015年与2019年中国家庭金融调查数据,本文使用双重差分法分析城乡养老保险统筹对农村家庭储蓄率的影响及作用渠道。结果表明,城乡养老保险统筹显著降低农村家庭储蓄率。本文进一步对作用渠道的分析发现,城乡养老保险统筹通过增加家庭生存型消费、缓解家庭面临的收入不确定性进而减少家庭储蓄率。异质性分析显示,城乡养老保险统筹对农村家庭储蓄率的影响在中西部地区、受教育水平较低、中低收入水平以及处在领取养老金阶段家庭的效果更加突出。上述发现对政府部门准确把握居民养老保险改革方向与力度、完善城乡居民养老保险制度具有理论参考价值与政策借鉴意义。

关键词 城乡养老保险统筹;家庭储蓄率;双重差分法

0 引言

改革开放以来,中国经济得以高速发展,然而居民储蓄率过高的问题一直存在。尽管国家不断采取相关措施来解决这一难题,然而事实表明,相对消费与投资,我国居民储蓄意愿始终处于高位。相较于城镇居民,农村居民的预防性储蓄动机更强(宋明月、臧旭恒,2016)。在过去,由于农村社会保障体系发展不完善,保障水平较低,农村居民为应对收入、医疗等不确定性事件而积极储蓄(尹志超等,2020)。因此,在中国政府将消费作为扩大内需着力点的经济环境下及农村居民储蓄意愿较高而消费动力不足的背景下,探究影响农村居民储蓄行为的因素具有重要的理论和现实意义。

社会保障体系的完善程度是影响农村家庭储蓄率的重要因素之一。2009年国务院开始在全国试行新型农村社会养老保险(简称“新农保”),着力于农村居民老有所养的问题。然而随着社会经济发展,农村居民养老成本在不断上升,而现有养老保障体系难以满足农村居民与日俱增的养老服务需求。在此背景下,2014年2月国务院发布《关于建立统一的

^{*} 本研究受教育部人文社会科学研究规划基金项目“社会保障制度城乡融合对居民幸福感的影响及推进路径研究”(项目编号:23YJA790010)的资助。

¹ 许宇星,上海对外经贸大学金融管理学院硕士研究生,E-mail:404159726@qq.com。

² 初立苹(通信作者),上海对外经贸大学金融管理学院副教授,E-mail:chuliping@163.com。

城乡居民基本养老保险制度的意见》,决定实行城乡养老保险统筹,将城镇居民社会养老保险(简称城居保)与新农保两项制度合并,建立统一的城乡居民基本养老保险。城乡养老保险统筹的实施打破了此前由于户籍制度导致的城乡养老保障体系分割的局面,缓解此前养老保险体制过于碎片化的问题。与此同时,城乡养老保险统筹实施使得农村居民可以和城镇居民享受同等的养老待遇,农村居民的养老金水平得到实质性的提高,养老保障体系的公平性得到提升。

党的二十大报告中强调“社会保障体系是人民生活的安全网和社会运行的稳定器”。作为一项保障和改善民生、增进人民福祉的改革措施,城乡养老保险统筹对农村家庭储蓄率影响如何?作用渠道又是什么?统筹对不同群体的影响是否存在差异?厘清这些问题有助于把握城乡养老保险统筹的政策效应,为今后我国居民基本养老保险制度不断发展提供政策参考。

鉴于此,本文基于2015年与2019年中国家庭金融调查(CHFS)数据,采用双重差分模型探讨城乡养老保险统筹对农村家庭储蓄率的影响。研究发现,城乡养老保险统筹显著降低农村家庭储蓄率。进一步分析发现,城乡养老保险统筹通过增加家庭生存型消费水平、缓解收入不确定性使得农村家庭储蓄率下降。最后,本文通过异质性分析发现,城乡养老保险统筹对中西部地区家庭、受教育水平较低家庭、中低收入水平家庭以及处在领取养老金阶段家庭产生更显著的影响。

本文可能的边际贡献在于:第一,国内多数文献主要评估职工养老保险改革的政策效应,而职工养老保险的参保对象多为城镇居民,考察与农村居民相关的养老保险制度改革的文献相对较少。本文借助城乡养老保险统筹这一政策变化所带来的准自然实验条件,使用双重差分法分析城乡养老保险统筹与农村家庭储蓄率的关系,进一步弥补相关文献的不足。第二,进一步探讨城乡养老保险统筹通过哪些渠道影响农村家庭储蓄率。本文发现家庭生存型消费、收入不确定性是城乡养老保险统筹影响农村家庭储蓄率的作用渠道。

1 文献综述

1.1 家庭储蓄率的研究进展

本文将关于家庭储蓄率的现有文献划分为两支,第一支文献考察养老保险对家庭储蓄率的影响。这一支文献最早可追溯到 Modigliani (1970) 所提出的生命周期理论, Feldstein (1974) 则进一步指出养老保险对私人储蓄存在“财富替代效应”,参与养老保险后所预期的未来可以领取的养老金会减少当期的个人储蓄。马光荣和周广肃 (2014) 发现新农保显著降低 60 岁以上居民的储蓄率,对于 60 岁以下参保居民则无显著影响。另一部分文献则认为,养老保险与家庭储蓄之间不仅不存在替代关系,相反养老保险会提高家庭储蓄。杨继军和张二震 (2013) 认为养老保险制度与储蓄率之间存在正相关关系。孟令国等 (2019) 发现养老保险参保率与居民储蓄率呈显著的正相关关系,由于居民风险防范意识越来越强,尽管他们不断参与养老保险,但养老金资产难以替代居民储蓄,居民在参与养老保险的同时也增加了养老储蓄。

此外,部分学者将养老保险制度改革视作自然实验,探讨养老保险制度方面的改革对

居民储蓄的影响,以此避免由部分同时影响家庭储蓄以及养老金财富的不可观测因素引起的内生性问题。在国外文献方面,Attanasio and Brugiavini(2003)利用1992年意大利养老保险改革作为切入点,采用双重差分法分析养老金财富变化与家庭储蓄率的关系,发现改革后养老金财富的降低增加了家庭储蓄率,且这一效应在35~45岁工作人群中更高。Lachowska and Myck(2018)以1999年波兰养老金改革作为研究对象,结果表明,每减少1单位的养老金财富,将会增加0.3单位的家庭储蓄。在国内方面,何立新等(2008)、Feng et al. (2011)利用1995—1997年对我国城镇企业职工进行的养老保险制度改革这一政策实验识别养老金财富对家庭储蓄率的影响,均发现养老金财富对家庭储蓄存在明显的替代效应。

第二支文献主要考察家庭特征对储蓄率的影响。例如程令国和张晔(2011)使用2002年中国家庭收入项目调查(CHIP)数据估计大饥荒对于家庭储蓄行为的影响,发现那些早年经历过严重饥荒的家庭储蓄倾向更高。Lugauer et al. (2019)发现被抚养孩子数越少的家庭储蓄率越高,而还有孩子在上大学的家庭储蓄率更低。

1.2 城乡养老保险统筹研究进展

已有文献主要探究城乡养老保险统筹对于居民生活的影响。刘奥龙(2019)使用中国劳动力动态调查(CLDS)数据进行研究,发现城乡养老保险统筹降低了农业人口劳动供给时间,且这种影响在不同性别劳动者以及不同地区存在着差异。乔晗和刘奥龙(2022)发现城乡养老保险统筹使农村家庭消费支出提高,农村家庭的消费结构有所优化。刘琛琛等(2022)发现农村家庭配置风险资产、金融资产、生产资产的概率显著增加,配置规模明显上升。谢贞发和杨思雨(2022)采用多期双重差分法考察城乡居民养老保险一体化改革对居民主观福利的影响,发现改革显著提升居民主观福利水平,生活满意度提高了0.064,抑郁指数降低了0.420。

综上所述,目前关于家庭储蓄的研究成果较为丰富,为本文的进一步研究奠定基础。但上述文献在以下几个方面仍有待拓展。第一,关于养老保险对家庭储蓄率的影响,国内大多数研究主要从个体是否参保这一角度探讨,即从无养老保险状态变为有养老保险的过程(广延边际效应),但少有文献讨论养老保障水平变化给家庭储蓄率带来的影响(集约边际效应)。第二,关于养老保险制度改革的政策效应,多数围绕职工养老保险改革展开(Attanasio and Brugiavini, 2003; Lachowska and Myck, 2018)。何立新等(2008)考察1995—1997年企业职工养老保险制度改革,而企业职工养老保险参保对象大多为城镇居民(臧旭恒和李晓飞,2020),探讨与农村居民相关的养老保险制度改革的文献相对较少。在我国多元化的养老保险制度中,农村居民养老保险的待遇一直处于较低水平。城乡养老保险统筹实施的目标是不断完善城乡养老保障体系,逐步缩小城乡居民养老保障待遇差距,更好地保障参保居民老年基本生活。政策实施以来,农村家庭储蓄率是否有所变化,鲜有文献对此进行探究。基于此,本文利用CHFS数据,重点研究统筹政策实施前后农村家庭储蓄率的变化,并进一步探讨城乡养老保险统筹通过哪些渠道影响农村家庭储蓄率,以及什么样的家庭对该政策更加敏感。

2 政策背景与研究假设

2014年2月,国务院下发《关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》,决定将

新农保与城居保两项制度合并实施,在全国范围内建立统一的城乡居民基本养老保险(即城乡养老保险统筹),这是我国基本养老保险制度改革的重要一环。城乡养老保险统筹的实施打破了基本养老保险的城乡壁垒,一定程度上促进了城乡居民享受基本养老保险待遇的机会平等(谢贞发、杨思雨,2022)。新农保与城居保合并以后,农民可以直接享受城镇居民所享受的养老保险待遇(刘琛琛等,2022)。城乡居民基本养老保险在筹资模式、待遇支付等方面与新农保基本一致。但城乡居民基本养老保险也有其创新之处。

首先,统筹政策实施以后,在待遇水平方面遵循就高不就低的原则,城乡参保居民二者的养老金水平会向较高待遇水平看齐,这使得原新农保家庭的养老金待遇得到较大提升。其次,统筹前的新农保只有5个档次,城居保则有10个缴费档次。城乡居民基本养老保险在城居保的基础上增设1500元、2000元两个档次,且部分经济发达地区可以增设缴费档次,这为有缴费意愿和有能力的参保人员提供更多选择。

此外,在缴费补贴方面,新农保仅规定对各缴费档次的补贴标准为每人每年30元,未对缴费档次较高的补贴金额有明确规定。而城乡居民基本养老保险则明确要求,对选择500元及以上档次标准缴费的,补贴标准不低于每人每年60元。在“多缴多得”的原则下,参保居民的养老金待遇得到实质性的提高。与此同时,在基金管理方面,城乡居民基本养老保险规定基金管理逐步由县级转向省级进行统一运营管理,在一定程度上能够更好地实现基金的保值增值,基金抵御风险能力提高,更好维护参保人员的利益。已有研究发现,公共养老金财富与家庭储蓄率之间存在明显的替代关系(Attanasio and Brugiavini,2003),而城乡养老保险统筹的实施又使得农村居民养老保障水平上升,据此本文提出假设1。

假设1:城乡养老保险统筹的实施使得农村家庭储蓄率下降。

从作用渠道来看,城乡养老保险统筹政策可能从以下两个方面影响农村家庭储蓄率:

第一,家庭消费。城乡养老保险统筹提高了农村居民养老待遇,而养老保障水平的提高会促进农村居民提高消费水平并优化其消费结构(乔晗和刘奥龙,2022),进而促使农村家庭储蓄率下降。

第二,不确定性。不确定性是导致家庭高储蓄的重要原因之一。Leland(1968)研究发现,当消费者边际效用为凸函数的条件下,收入的不确定性使得未来边际效用的预期值提高,消费者只能通过增加储蓄和降低当期消费来缩小未来边际效用与当期边际效用的差距。相较于城镇居民,不确定性对农村居民的影响更大(宋明月和臧旭恒,2016)。城乡养老保险统筹的实施打破了基本养老保险的城乡壁垒,进一步缩小城乡之间存在的差距,缴费档次增加的同时地方政府加大了对参保居民的补贴力度,使得农村居民享受的养老待遇得到实质性的提升(谢贞发、杨思雨,2022)。而随着养老金收入水平的提高,家庭不确定性预期得以缓解,进而使得家庭储蓄率下降(沈坤荣和谢勇,2012)。

综上所述,城乡养老保险统筹可能通过家庭消费、不确定性两个渠道对农村家庭储蓄率产生影响。根据上述分析,本文提出假设2和3。

假设2:城乡养老保险统筹通过增加农村家庭消费水平进而降低了农村家庭储蓄率。

假设3:城乡养老保险统筹通过缓解农村家庭面临的不确定性进而降低了农村家庭储蓄率。

3 数据来源、模型设定与变量定义

3.1 数据来源

本文使用的数据来自 2015 年与 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)数据。CHFS 是由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的抽样调查项目,旨在收集有关家庭金融微观层次的相关信息,例如人口特征与就业、资产与负债、收入与消费、社会保障与保险、主观态度等。

3.2 模型设定

为了估计城乡养老保险统筹对农村家庭储蓄率的影响,最直观的做法是比较农村家庭在城乡养老保险统筹政策实施前后储蓄率的变化。但是这一变化除了来源于统筹政策实施以外,还有可能受到其他因素的影响,例如家庭状况、经济形势,直接使用最小二乘法估计的结果存在较大偏误。因此,本文采用双重差分模型(DID),利用两次差分来消除不随时间变化的因素所产生的影响。考虑到居民储蓄的微观决策主体是家庭(谢勇,2011),因此本文在家庭层面定义居民的参保行为。

本文研究的是原来参与新农保的居民经历统筹之后家庭储蓄率是否发生变化,所以以参保人的参保状态是否发生变化作为是否接受处理的标准。具体来说,本文将 2015 年设定为初始期。2015 年参与新农保,但 2019 年参与城乡居民基本养老保险的家庭作为处理组(即参与城乡养老保险统筹),将 2015 年与 2019 年都参与新农保的家庭作为控制组(即未参与城乡养老保险统筹),以此构建双重差分模型:

$$\text{Saving}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{Inter}_{it} + \beta_2 X_{it} + \omega_j + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i 表示家庭, t 表示时期。 Saving_{it} 表示第 i 个家庭在第 t 期的储蓄率, Inter_{it} 是本文的核心解释变量,其中 $\text{Inter}_{it} = \text{Treat}_i \times \text{Post}_t$ 。 Treat_i 表示分组变量,若家庭 i 属于处理组,即 2015 年参与新农保,2019 年参与了城乡居民基本养老保险,则 $\text{Treat}_i = 1$;若家庭 i 属于控制组,即 2015 年与 2019 年均参与新农保,则 $\text{Treat}_i = 0$ 。 Post_t 表示时期变量,在 2015 年取 0,在 2019 年取 1。交互项 Inter_{it} 的估计系数 β_1 为本文重点关注的估计量,该系数表示城乡养老保险统筹政策对农村家庭储蓄率影响的净效应。 X_{it} 表示影响家庭储蓄率的控制变量,包括户主特征变量、家庭特征变量和地区特征变量。 ω_j 表示省份固定效应, τ_t 表示年份固定效应, ϵ_{it} 表示误差项。考虑到无法排除随机扰动项在个体和时间层面上存在相关性的可能,参照 Cameron and Miller(2015),本文采用个体和时间二维聚类标准误加以调整。

3.3 变量定义

3.3.1 被解释变量

本文研究城乡养老保险统筹对农村家庭储蓄率的影响,被解释变量为家庭储蓄率,采用两种方式定义储蓄率。储蓄率 1 定义为

$$\text{Saving}_1 = \frac{\text{家庭总收入} - \text{家庭消费性支出}}{\text{家庭总收入}} \quad (2)$$

其中,家庭总收入包括工资收入、农业收入、工商业收入、财产收入以及转移性收入。家庭消费性支出包括食品支出、衣着支出、居住支出、家庭设备服务支出、交通通信支出、教育支出、医疗支出和其他支出。医疗支出本身具有很强的不确定性,容易造成家庭短期消费支出发生剧烈波动,而教育支出与家中是否有孩子处在上学阶段有直接关联,同时这两类支出都具备投资属性(尹志超等,2022),故本文借鉴马光荣和周广肃(2014)的做法,从家庭消费性支出中剔除教育支出和医疗支出后得到常规性消费支出,然后用家庭总收入减去常规性消费支出后再除以家庭总收入,得到第二种储蓄率。储蓄率2定义为

$$\text{Saving}_2 = \frac{\text{家庭总收入} - (\text{家庭消费性支出} - \text{教育支出} - \text{医疗支出})}{\text{家庭总收入}} \quad (3)$$

3.3.2 核心解释变量和控制变量

本文以是否参与城乡养老保险统筹(Treat_i)和时期变量(Post_i)的交互项作为核心解释变量。控制变量方面,参照尹志超等(2022)的做法,本文从户主特征变量、家庭特征变量控制影响农村家庭储蓄率的影响因素。户主特征变量主要包括年龄、年龄平方/100、性别(男性为1,女性为0)、婚姻状况(已婚为1,未婚为0)、健康状况(健康与一般赋值为1,其余为0)、受教育年限(没上过学取0,小学毕业取6,初中毕业取9,高中毕业取12,中专毕业取13,大专毕业取15,大学本科毕业取16,硕士毕业取19,博士毕业取23)、工作状态(有工作为1,无工作为0)。家庭特征变量主要包括家庭人口规模、少儿人口比(14岁及以下人口占家庭总人口比率)、老年人口比(60岁及以上人口占家庭总人口比率)、未婚男孩数量、风险偏好(若家庭持有股票账户、非人民币资产、黄金、向银行申请的教育贷款以及信用卡中的任意一项则说明家庭是风险偏好的,该值取1,否则取0)、家庭人均收入、家庭人均资产。

为减少异常值对估计结果的影响,本文仅保留储蓄率在-0.8到0.8之间的样本,剔除家庭总收入小于0和家庭净资产比率小于-200%的家庭样本。

3.4 描述性统计

图1给出了处理组和控制组家庭储蓄率变化。如图1(a)所示,在城乡养老保险统筹这一政策实施之后,控制组家庭储蓄率1从16.3%下降至10.1%,而处理组家庭储蓄率1从16.8%下降至7%,低于控制组3.1个百分点。如图1(b)所示,城乡养老保险统筹政策实施后,控制组家庭储蓄率2从31.7%下降至27.1%,而处理组家庭储蓄率2从34.8%下降至24.4%,低于控制组2.7个百分点。从直观上看,城乡养老保险统筹的实施降低了农村家庭储蓄率。

4 实证分析

4.1 基准回归

表1汇报了城乡养老保险统筹政策对农村家庭储蓄率影响的回归结果,其中第(1)列和

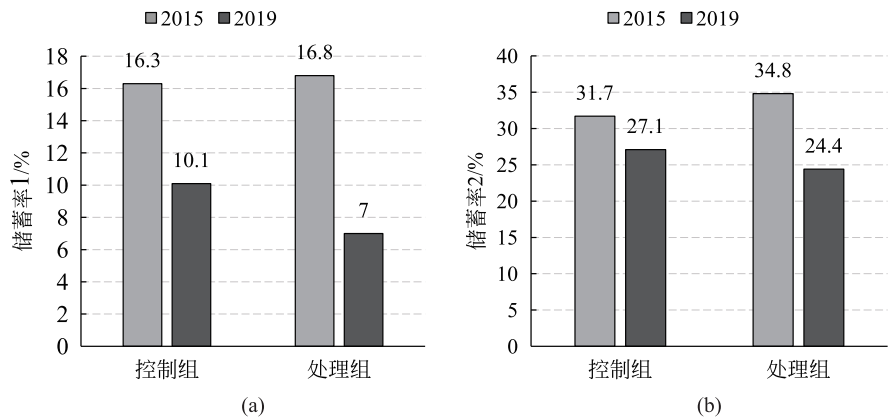


图 1 城乡养老保险统筹与农村家庭储蓄率

第(3)列以储蓄率 1 作为被解释变量,第(2)列和第(4)列以储蓄率 2 作为被解释变量。在控制户主和家庭层面的特征变量后,第(3)列交互项的系数为-0.039,且在 1%水平上显著,说明城乡养老保险统筹政策的实施降低了农村家庭储蓄率,降低了约 3.9%。第(4)列交互项的系数为-0.037,在 1%水平上显著,估计结果保持稳健,因此本文假设 1 得到证明。

表 1 基准回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2
Inter	-0.033 *** (0.005)	-0.034 *** (0.006)	-0.039 *** (0.005)	-0.037 *** (0.006)
年龄			0.006 ** (0.003)	0.000 ** (0.000)
年龄平方/100			-0.004 *** (0.001)	0.001 (0.001)
性别			-0.001 (0.026)	0.006 (0.045)
婚姻状况			-0.021 (0.017)	0.010 (0.009)
健康状况			0.054 *** (0.007)	-0.015 ** (0.008)
受教育年限			0.000 (0.005)	-0.001 (0.005)
工作状态			0.049 *** (0.004)	0.018 *** (0.007)
家庭人口规模			0.029 *** (0.011)	0.036 *** (0.003)
少儿人口比			-0.075 (0.052)	-0.089 *** (0.006)
老年人口比			-0.035 *** (0.010)	-0.007 (0.009)

续表

被解释变量	(1) 储蓄率 1	(2) 储蓄率 2	(3) 储蓄率 1	(4) 储蓄率 2
未婚男孩数量			0.025 (0.035)	0.036 (0.027)
风险偏好			-0.110*** (0.025)	-0.092*** (0.025)
家庭人均收入			0.118*** (0.016)	0.092*** (0.013)
家庭人均资产			-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
常数项	0.131*** (0.001)	0.296*** (0.000)	-0.417*** (0.096)	-0.023*** (0.007)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
调整 R^2	0.0121	0.0115	0.155	0.127
样本量	4767	4767	4767	4767

注：括号内为个体和时间二维聚类稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4.2 内生性讨论

4.2.1 城乡养老保险统筹政策是否外生

使用城乡养老保险统筹政策作为政策冲击,可能面临的内生性问题是政策冲击是否外生。如果城乡养老保险统筹政策具有较强的外生性,则农村家庭储蓄率与处理组和控制组的划分应当不存在相关性。基于此,本文借鉴王剑程等(2020)的做法,考察在基期分组变量与被解释变量之间是否存在相关性,以此判断政策是否具备较强的外生性。表2汇报了在基期时,以农村家庭储蓄率为被解释变量、以是否为处理组作为解释变量的估计结果。第(1)列仅控制是否为处理组这一变量,估计系数为0.005,且在10%的水平上不显著。第(2)列和第(3)列分别加入户主特征变量和家庭特征变量,估计系数均在10%水平上不显著。第(4)~(6)列以储蓄率2作为被解释变量,估计系数均不显著。从表2的回归结果可以看出,农村家庭储蓄率与是否进入处理组并不存在显著的相关关系,这增强了本文对城乡养老保险统筹具有较强外生性的信心。

表2 政策冲击前农村家庭储蓄率差异

变量	(1) 储蓄率 1	(2) 储蓄率 1	(3) 储蓄率 1	(4) 储蓄率 2	(5) 储蓄率 2	(6) 储蓄率 2
是否为处理组	0.005 (0.026)	0.002 (0.026)	0.008 (0.024)	0.030 (0.022)	0.027 (0.022)	0.032 (0.021)
常数项	0.163*** (0.009)	-0.327* (0.167)	-0.392** (0.167)	0.318*** (0.008)	0.010 (0.144)	-0.053 (0.146)

续表						
变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	储 蓄 率 1	储 蓄 率 1	储 蓄 率 1	储 蓄 率 2	储 蓄 率 2	储 蓄 率 2
户主特征变量	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
家庭特征变量	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
调整 R^2	0.000	0.013	0.130	0.000	0.005	0.103
样本量	2278	2278	2278	2278	2278	2278

注:括号内为稳健标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

4.2.2 遗漏变量问题

尽管本文已经控制户主以及家庭层面的特征变量,但是在回归过程中,仍有可能出现遗漏变量的情况,从而导致基准回归结果出现偏误。Lacetera et al. (2012)指出若在分析中加入尽可能多且合理的控制变量后,核心解释变量的系数仍保持稳定,说明即便存在遗漏变量的问题也难以对本文的核心结论造成影响。为此,本文采用两种方法进行检验。

本文首先根据 Oster(2019)提出的方法进行遗漏变量检验。本文采取以下两种方法检验基准回归结果是否因遗漏变量而发生显著变化。第一种方法是当 $\delta=1$ 时计算 β^* 。如果 β^* 落在了估计参数的 95%置信区间内,则说明城乡养老保险统筹对农村家庭储蓄率影响的估计系数比较稳定,受到遗漏变量干扰可能性较低。第二种方法是计算当 $\beta^*=0$ 时 δ 的取值。如果 δ 取值大于 1,则说明要使城乡养老保险统筹对农村家庭储蓄率影响的估计系数发生显著变化,不可观测变量对农村储蓄率的解释力需要超过本文现有控制变量对农村家庭储蓄率的解释力。然而本文已经尽可能控制影响农村家庭储蓄率的各类变量,因此这一情况出现的概率极小。

如表 3 所示,以储蓄率 1 作为被解释变量时,核心解释变量系数实际计算结果落在 β^* 的 95%置信区间内,且 δ 大于 1,说明城乡养老保险统筹对储蓄率 1 影响的系数比较稳健,遗漏变量难以对其形成干扰,以储蓄率 2 作为被解释变量时结果类似。

表 3 遗漏变量检验结果(1)

被解释变量	检验方法	判断标准	实际计算结果	是否通过检验
储蓄率 1	(1)	$\beta^* = \beta^*(R_{\max}, \delta) \in (-0.047, -0.029)$	-0.030	是
	(2)	$\delta > 1$	4.065	是
储蓄率 2	(1)	$\beta^* = \beta^*(R_{\max}, \delta) \in (-0.050, -0.025)$	-0.032	是
	(2)	$\delta > 1$	5.414	是

其次,本文借鉴 Altonji et al. (2005)的做法,利用可观测变量来度量不可观测变量带来偏误的可能性。考虑两组回归,第一组回归加入有限的控制变量,第二组回归加入所有控制变量。将第一组回归的核心解释变量系数记作 $\hat{\beta}_R$,第二组回归的核心解释变量系数记作 $\hat{\beta}_F$ 。计算比率 $|\hat{\beta}_F/(\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)|$, $\hat{\beta}_F$ 与 $\hat{\beta}_R$ 之间的差异越小,可观测变量对被解释变量的解释力越强,遗漏变量对估计结果造成的影响就越小,即不可观测变量对被解释变量的解释力需要更强才可能对基准回归产生影响。Altonji et al. (2005)指出,当比率大于 1 时,说明不可观测变量的解释力至少是可观测变量解释力的 1 倍以上,此时估计结果受不

可观测变量影响较小。

最后,本文考虑三组加入有限控制变量的回归,第一组仅控制年份固定效应,第二组控制省份固定效应和年份固定效应,第三组在第二组的基础上进一步控制户主特征变量;一组加入所有控制变量。最终共计算出 6 个比率,结果如表 4 所示,6 个比率范围均在 3.786~13.219,均值为 8.093,即若不可观测变量对基准回归估计结果产生偏误,则其解释力至少是可观测变量的 3.7 倍,平均需要超过 8 倍。

表 4 遗漏变量检验结果(2)

有限集控制变量	全集控制变量	储蓄率 1	储蓄率 2
仅控制年份固定效应	所有控制变量	4.586	3.786
控制省份固定效应和年份固定效应	所有控制变量	6.241	11.926
控制户主特征变量、年份固定效应、省份固定效应	所有控制变量	8.801	13.219

4.3 稳健性检验

4.3.1 调整被解释变量取值范围

考虑前文处理储蓄率的异常值可能影响估计结果的稳健性,本文将储蓄率 1 和储蓄率 2 的取值范围从(-0.8~0.8)调整至(-2.0~1.0)并重新进行估计,估计结果如表 5 第(1)~(2)列所示,从中可以看出估计结果仍与基准回归结果保持一致。

表 5 稳健性检验

	调整被解释变量取值范围		剔除其他政策影响		PSM-DID	
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Inter	-0.066 *** (0.004)	-0.059 *** (0.007)	-0.057 *** (0.006)	-0.056 *** (0.005)	-0.036 *** (0.003)	-0.036 *** (0.007)
常数项	-0.805 *** (0.195)	-0.245 * (0.137)	-0.489 *** (0.104)	-0.071 *** (0.013)	-0.374 (0.238)	-0.093 (0.144)
户主特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R ²	0.118	0.106	0.154	0.129	0.152	0.124
样本量	6407	6407	4146	4146	3662	3662

注:括号内为个体和时间二维聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

4.3.2 剔除其他政策影响

本文所使用的数据年份为 2015 年和 2019 年。在此期间可能会对农村家庭储蓄率造成影响的政策为城乡医保统筹政策。2016 年国务院发布《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》,指出要整合城镇居民基本医疗保险和新型农村合作医疗保险两项制度,建立统一的城乡居民基本医疗保险制度,该举措称为城乡医保统筹。城乡医保统筹的实施不仅提高农村居民收入水平,同时还缓解了居民遭受大病冲击的负面影响(郑超等,

2022),这可能对农村家庭储蓄率产生影响。为了去除城乡医保统筹的政策干扰,本文保留两期数据中均只参与新农合的样本并重新进行估计。估计结果如表5第(3)~(4)列所示,从中可以看出交互项系数显著为负,与基准回归结果保持一致。

4.3.3 PSM-DID

尽管双重差分模型可以解决不可观测变量带来的遗漏变量问题,但是还是可能存在处理组和控制组在可观测变量上的差异,导致处理组和控制组个体无法满足平行趋势假设。为此本文进一步使用基于倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)评估城乡养老保险统筹对农村家庭储蓄率影响。PSM-DID可通过倾向得分匹配控制样本在可观测变量上的偏差问题,有效减少DID估计偏误。首先利用Logit模型估计样本倾向得分,然后根据估计的倾向得分,采用有放回的、一对四近邻匹配法进行匹配,并保留处于共同支撑集的那部分样本^①。匹配后进行平衡性检验,检查各控制变量在处理组和控制组之间是否存在差异^②。经过匹配后,各变量在处理组和控制组之间的偏差绝对值显著减小,均在10%以内,且所有变量t检验均大于10%,说明匹配后处理组和控制组之间不存在显著差异。最后利用匹配数据对式(1)进行回归。回归结果如表5第(5)、(6)列所示,可以看出PSM-DID模型的估计系数和显著性与基准回归结果基本保持一致,这进一步支持了本文研究结论的稳健性。

4.3.4 安慰剂检验

为排除某些非观测因素的影响,本文借鉴Li et al. (2016)的做法,通过重复多次随机设定处理组,考察交互项系数的分布来判断基准回归结果是否稳健。具体做法如下:按照4767个样本中处理组的个数随机抽取样本个体作为处理组,进而生成一个安慰剂检验虚拟变量 $Treat^{fake}$,然后构建安慰剂检验交互项 $Treat^{fake} \times Post$,并分别对储蓄率1和储蓄率2回归。若不存在非观测因素的影响,安慰剂检验交互项应该不会对模型中被解释变量产生影响,即 $\beta_1^{fake}=0$ 。反之若 β_1^{fake} 显著异于零值则说明基准回归的识别存在偏误。本文将上述过程重复200次,并将交互项系数统计出来制作相应的核密度图,结果如图2所示。

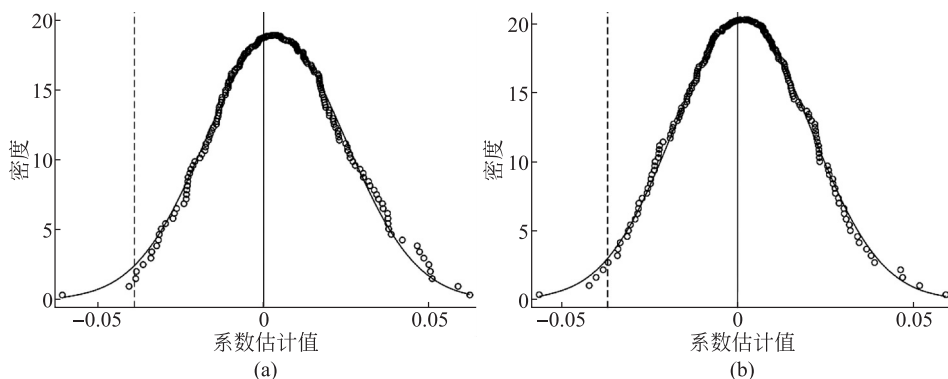


图2 随机设定Treat的系数估计分布

① Abadie et al. (2004)发现一对四匹配能够最小化均方误差,既能够使用尽可能多的样本信息,又可以使得匹配偏差最小。

② 平衡性检验结果可联系作者索要。

从图 2(a)和图 2(b)可以看出,交互项系数估计值均集中在零附近,说明安慰剂检验的交互项并不会对被解释变量产生影响。且仅有极少数估计值小于基准回归结果。综合来看,基准回归的估计结果并没有因为非观测因素导致严重偏误,回归结果比较稳健。

5 进一步分析

5.1 作用渠道

5.1.1 家庭消费

首先检验家庭消费这一作用渠道是否成立。关于家庭消费支出,本文参考尹志超和郭沛瑶(2021)的做法,将家庭消费划分为生存型消费和发展型消费,其中生存型消费包括食品、衣着、水、电、暖气及物业费、房屋修缮,日用品消费^①等支出;发展型消费包括家庭设备用品、教育文娱、交通通信等支出。

检验结果如表 6 所示,第(1)、(2)列表明城乡养老保险统筹显著增加了农村家庭生存型消费,但是对发展型消费影响不显著,可能原因是尽管统筹政策实施以后农村居民养老保障待遇有所提升,但是保障水平仍相对较低,仅能维持农村家庭基本的物质生活需求,故后续检验仅围绕生存型消费展开。从第(3)、(4)列可以看出,生存型消费的系数在 1%水平上显著为负,农村家庭储蓄率显著降低,相较于基准回归结果,交互项系数的绝对值减小,因此城乡养老保险统筹通过增加农村家庭生存型消费显著降低农村家庭储蓄率,因此本文假设 2 得以证明。

表 6 作用渠道检验结果(1)

	(1) 生存型消费	(2) 发展型消费	(3) 储蓄率 1	(4) 储蓄率 2
Inter	0.069 *** (0.018)	-0.011 (0.016)		
生存型消费			-0.100 *** (0.002)	-0.104 *** (0.003)
常数项	-0.061 (0.198)	0.354 (1.534)	-0.426 *** (0.080)	-0.032 ** (0.015)
户主特征变量	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
调整 R^2	0.369	0.297	0.305	0.346
样本量	4767	4767	4767	4767

注:括号内为个体和时间二维聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

更进一步,本文继续研究城乡养老保险统筹对生存型消费的各分项消费占比的影响。估计结果如表 7 所示,可以看出城乡养老保险统筹对食品支出无显著影响,而衣着支出则减小了 0.2%,居住支出和日用品支出分别增加了 1.2%和 0.3%,说明随着养老保障待遇

① 本文将水、电、暖气及物业费 and 房屋修缮支出之和记作居住支出。

的不断提升，农村家庭对居住环境以及日用品的需求越来越高。

表 7 城乡养老保险统筹对农村家庭消费结构的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	食品支出占比	衣着支出占比	居住支出占比	日用品支出占比
Inter	0.003 (0.003)	-0.002** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.003*** (0.001)
常数项	0.337*** (0.023)	0.071*** (0.014)	0.067*** (0.008)	0.085 (0.059)
户主特征变量	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
调整 R ²	0.126	0.127	0.065	0.028
样本量	4767	4767	4767	4749

注：括号内为个体和时间二维聚类稳健标准误；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

5.1.2 不确定性

不确定性会对居民的储蓄行为造成影响，且这种影响在农村地区更加明显(宋明月和臧旭恒,2016)。在过去，由于农村地区社会保障体系不够完善，农村家庭需要自己承担未来将会面临的风险，因此农民对不确定性的感知比较敏感，预防性储蓄动机更加强烈(刘兆博和马树才,2007)。随着城乡养老保险统筹的实施，农村居民养老保障水平得以提高，而当家庭所面临的不确定性得到保障或降低时，其预防性储蓄将会下降(Hubbard et al. , 1995)。鉴于此，本文从收入不确定性、医疗不确定性两方面考察城乡养老保险统筹对农村家庭储蓄率的影响。

(1) 收入不确定性。本文借鉴沈坤荣和谢勇(2012)的做法，以家庭人均收入作为被解释变量，以户主性别、政治面貌、家庭成员平均年龄、家庭成员平均受教育水平、家庭人口就业比例作为解释变量进行 OLS 估计得到残差值。由于残差值不能被家庭成员的个体因素和人力资本因素所解释，因此可以用来表示收入不确定性。表 8 第(1)、(2)列引入核心解释变量与收入不确定性的交互项，结果表明交互项系数显著为负，说明城乡养老保险统筹降低了收入不确定性对家庭储蓄率的正向影响，即通过缓解收入不确定性进而降低家庭储蓄率，进一步证实本文假设 3。

表 8 作用渠道检验结果(2)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2
Inter	-0.025*** (0.003)	-0.027*** (0.004)	-0.021 (0.017)	-0.028** (0.012)
Inter×收入不确定性	-0.041*** (0.013)	-0.032*** (0.010)		

	续表			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2
收入不确定性	0.012 (0.055)	0.039 (0.034)		
Inter×医疗不确定性			−0.047 (0.036)	−0.025 (0.016)
医疗不确定性			−0.031 * (0.016)	−0.004 (0.012)
常数项	−0.419 *** (0.148)	0.002 (0.039)	−0.415 *** (0.096)	−0.022 ** (0.009)
户主特征变量	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
调整 R^2	0.156	0.128	0.155	0.127
样本量	4767	4767	4767	4767

注：括号内为个体和时间二维聚类稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

(2) 医疗不确定性。本文以 60 岁以上人口占家庭总人口的比例作为家庭面临医疗不确定性的衡量指标,老人占比越高,家庭面临的医疗不确定性越高(尹志超等,2022)。表 8 第(3)、(4)列引入核心解释变量与医疗不确定性的交互项,结果并不显著,说明城乡养老保险统筹并不能降低医疗不确定性对家庭储蓄率的影响。

5.2 异质性分析

5.2.1 地区异质性

本文根据家庭所在区域将样本划分为东部地区、中部地区和西部地区三个子样本,分析城乡养老保险统筹政策对不同地区农村家庭储蓄率的影响。回归结果如表 9 第(1)~(3)列所示,城乡养老保险统筹政策对中部地区和西部地区的农村家庭储蓄率影响显著,而对东部地区的农村家庭则无显著影响。可能的原因是东部地区居民生活水准较高,收入形式以及养老保障支柱更加多元化,预防性储蓄动机较弱,城乡养老保险统筹对于这些家庭影响不明显。而中西部地区的农村家庭对于养老保险的依赖度较高,对城乡养老保险统筹带来养老保障待遇提升的感知更加明显,从而导致家庭储蓄率下降。

表 9 异质性分析结果(1)

被解释变量:储蓄率 1	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部	高中以下	高中及以上
Inter	-0.009 (0.007)	-0.036*** (0.008)	-0.057*** (0.012)	-0.050*** (0.004)	0.036 (0.030)
常数项	-0.663*** (0.220)	-0.431*** (0.091)	-0.229 (0.171)	-0.446*** (0.117)	-0.124 (0.131)

续表

被解释变量:储蓄率 1	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部	高中以下	高中及以上
户主特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R^2	0.169	0.175	0.135	0.163	0.119
样本量	1616	1451	1700	4051	716

注:括号内为个体和时间二维聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

5.2.2 受教育水平异质性

本文根据户主受教育水平进行分组,回归结果如表 9 第(4)、(5)列所示,城乡养老保险统筹对受教育水平较低的农村家庭储蓄率产生显著影响,而对受教育水平较高的家庭影响不显著。可能的原因是受教育水平较高的家庭,往往其收入稳定性较强,防范化解风险的渠道更多,城乡养老保险统筹带来的养老保障水平改善效果不明显;而受教育水平较低的家庭往往面临的风险更大,城乡养老保险统筹的实施能够缓解这些家庭面临的不确定性,进而使得这些家庭的储蓄率下降。

5.2.3 收入异质性

城乡养老保险统筹对不同收入水平农村家庭的影响存在一定差异,本文进一步将样本分为高收入家庭和中低收入家庭^①。回归结果如表 10 第(1)、(2)列所示,城乡养老保险统筹显著降低了中低收入家庭的储蓄率,但对高收入家庭储蓄率无显著影响。可能的原因是高收入家庭往往面临的不确定性较小,预防性储蓄动机较弱,城乡养老保险统筹难以对家庭储蓄率产生明显的影响,而中低收入家庭应对未来不确定性的能力更弱(尹志超等,2020),因此对城乡养老保险统筹的所带来的保障水平提升更加敏感。

表 10 异质性分析结果(2)

被解释变量:储蓄率 1	(1)	(2)	(3)	(4)
	高收入	中低收入	缴费阶段	领取阶段
Inter	-0.018 (0.012)	-0.042*** (0.006)	-0.018*** (0.005)	-0.069*** (0.006)
常数项	-0.005 (0.023)	-0.482*** (0.049)	0.077*** (0.020)	-1.129* (0.623)
户主特征变量	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
调整 R^2	0.200	0.139	0.153	0.158
样本量	642	4124	2741	2026

注:括号内为个体和时间二维聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

① 本文将年收入最高 25%的家庭设定为高收入家庭,其余家庭设定为中低收入家庭。

5.2.4 养老金领取状态异质性

本文根据养老金领取状态将本划分为处在缴费阶段的家庭和处在领取阶段的家庭。回归结果如表10第(3)、(4)列所示,城乡养老保险统筹对上述两类家庭储蓄率均产生了显著负向影响,其中城乡养老保险统筹对处在领取养老金阶段的家庭影响更大,可能的原因是城乡养老保险统筹显著提升了这类家庭每月领取的养老金数额,进而使得家庭储蓄率下降。而对于仍处在缴费阶段的家庭而言,尽管城乡养老保险统筹提升了农村家庭预期养老金收入水平,但在当期家庭仍需要缴纳保费,故家庭储蓄率下降幅度相对较小。

6 结论与政策建议

本文基于2015和2019年CHFS数据,使用双重差分法分析城乡养老保险统筹政策对农村家庭储蓄率的影响。研究表明,城乡养老保险统筹的实施显著降低农村家庭储蓄率。进一步分析发现,城乡养老保险统筹通过增加家庭生存型消费,进而减少家庭储蓄率。其中城乡养老保险统筹显著增加了农村家庭居住支出占比和日用品支出占比。此外,城乡养老保险统筹通过缓解收入不确定性进而降低农村家庭储蓄率,但是对医疗不确定性则无显著影响。异质性分析结果表明,城乡养老保险统筹对中西部地区家庭、受教育水平较低家庭、中低收入水平家庭以及处在领取养老金阶段家庭储蓄率影响更突出。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,政府应当循序渐进地推动城乡养老保险统筹进程,逐步提升居民基本养老保险统筹层级,不断提升农村居民养老待遇。城乡养老保险统筹通过增加农村家庭生存型消费进而降低农村家庭储蓄率,但是对家庭发展型消费无显著影响,可能原因在于现阶段城乡居民基本养老保险的保障水平仍然有限,农村家庭领取养老金后更多用于基本的生活费用,难以向更高层次的消费水平迈进。因此政府部门应当不断完善城乡居民基本养老保险制度设计,进一步缩小城乡居民在养老保障待遇方面的差距,促进城乡经济社会协调发展,让社会经济成果能够为更多居民共享。

第二,完善城乡居民基本养老保险缴费补贴机制,提高城乡居民基本养老保险补贴标准。相较于处在领取养老金阶段的农村家庭,城乡养老保险统筹对处在缴费阶段的农村家庭储蓄率影响较小,可能原因是尽管城乡养老保险统筹提高了农村家庭未来养老金的收入预期,但由于仍处在缴费阶段,家庭储蓄率下降空间有限。因此在城乡养老保险统筹实施过程中,政府部门应当加大对各缴费层级家庭的补贴力度,从而使得参保居民的养老待遇得到实质性的提高。

第三,城乡养老保险统筹实施过程中需要进一步考虑区域差异以及群体差异。本文研究结果表明,城乡养老保险统筹对中西部地区、受教育水平较低、中低收入水平的农村家庭储蓄率影响更加显著,而这些家庭往往面临较大的不确定性,因此对城乡养老保险统筹所带来的养老待遇提升尤其敏感。因此在推进城乡养老保险统筹过程中,政府部门需要在现有基础上,考虑出台针对上述农村家庭的专项补贴政策,让养老保险统筹的政策效果更加全面。

参考文献

- 程令国, 张晔. 2011. 早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗? ——对我国居民高储蓄率的一个新解释[J]. 经济研究, 46(8): 119-132.
- Cheng L G, Zhang Y. 2011. Does famine experience in childhood influence one's saving decision? A new explanation of China's high household saving rate[J]. *Economic Research Journal*, 46(8): 119-132. (in Chinese)
- 何立新, 封进, 佐藤宏. 2008. 养老保险改革对家庭储蓄率的影响: 中国的经验证据[J]. 经济研究, 43(10): 117-130.
- He L X, Feng J, Zuo T H. 2008. Pension reform and household saving: The Chinese case[J]. *Economic Research Journal*, 43(10): 117-130. (in Chinese)
- 刘奥龙. 2019. 城乡养老保险统筹对农业人口劳动供给的影响——基于PSM-DID方法的实证研究[J]. 经济问题探索, (7): 181-190.
- Liu A L. 2019. The impact of urban and rural pension insurance integration on the labor supply of the agricultural population[J]. *Inquiry into Economic Issues*, (7): 181-190. (in Chinese)
- 刘琛璨, 刘奥龙, 周子贇. 2022. 城乡养老保险一体化是否会影响农村家庭资产配置[J]. 金融经济学研究, 37(3): 100-116.
- Liu C C, Liu A L, Zhou Z Y. 2022. Whether the integration of urban and rural endowment insurance impacts rural household asset allocation[J]. *Financial Economics Research*, 37(3): 100-116. (in Chinese)
- 刘生龙, 周绍杰, 胡鞍钢. 2016. 义务教育法与中国城镇教育回报率: 基于断点回归设计[J]. 经济研究, 51(2): 154-167.
- Liu S L, Zhou S J, Hu A G. 2016. Compulsory education law and economic return to education in urban China: Based on regression discontinuity design[J]. *Economic Research Journal*, 51(2): 154-167. (in Chinese)
- 刘兆博, 马树才. 2007. 基于微观面板数据的中国农民预防性储蓄研究[J]. 世界经济, 30(2): 40-49.
- Liu Z B, Ma S C. 2007. Precautionary saving of China's farmers: A panel data analysis[J]. *The Journal of World Economy*, 30(2): 40-49. (in Chinese)
- 马光荣, 周广肃. 2014. 新型农村养老保险对家庭储蓄的影响: 基于CFPS数据的研究[J]. 经济研究, 49(11): 116-129.
- Ma G R, Zhou G S. 2014. The impacts of new rural pension program on household saving: Evidence from CFPS[J]. *Economic Research Journal*, 49(11): 116-129. (in Chinese)
- 孟令国, 卢翠平, 吴文洋. 2019. “全面两孩”政策下人口年龄结构、养老保险制度对居民储蓄率的影响研究[J]. 当代经济科学, 41(1): 67-75.
- Meng L G, Lu C P, Wu W Y. 2019. Study on the influence of population age structure and pension insurance system on savings rate of residents under the “universal two-child” policy[J]. *Modern Economic Science*, 41(1): 67-75. (in Chinese)
- 乔晗, 刘奥龙. 2022. 城乡养老保险统筹的农村家庭消费效应测度研究[J]. 统计与信息论坛, 37(4): 110-119.
- Qiao H, Liu A L. 2022. Research on the measurement of rural household consumption effect based on the integration of urban and rural pension insurance[J]. *Journal of Statistics and Information*, 37(4): 110-119. (in Chinese)
- 沈坤荣, 谢勇. 2012. 不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究[J]. 金融研究, (3): 1-13.
- Shen K R, Xie Y. 2012. The empirical research on the uncertainty and the household savings rate in urban China[J]. *Journal of Financial Research*, (3): 1-13. (in Chinese)
- 宋明月, 臧旭恒. 2016. 我国居民预防性储蓄重要性的测度——来自微观数据的证据[J]. 经济学家, (1): 89-97.
- Song M Y, Zang X H. 2016. Measuring the importance of precautionary saving among Chinese residents—Evidence from micro data[J]. *Economist*, (1): 89-97. (in Chinese)
- 王剑程, 李丁, 马双. 2020. 宽带建设对农户创业的影响研究——基于“宽带乡村”建设的准自然实验[J]. 经济学(季刊), 19(1): 209-232.
- Wang J C, Li D, Ma S. 2020. How broadband infrastructure affects entrepreneurship of rural households? —A quasi-

- experiment of “broadband countryside” in China[J]. *China Economic Quarterly*, 19(1): 209-232. (in Chinese)
- 谢贞发, 杨思雨. 2022. 城乡居民基本养老保险一体化改革对居民主观福利的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. *中国人口科学*, (6): 85-96.
- Xie Z F, Yang S Y. 2022. The effect of the basic pension schemes integration on individuals' subjective wellbeing: Evidence from the CHARLS data[J]. *Chinese Journal of Population Science*, (6): 85-96. (in Chinese)
- 杨继军, 张二震. 2013. 人口年龄结构、养老保险制度转轨对居民储蓄率的影响[J]. *中国社会科学*, (8): 47-66.
- Yang J J, Zhang E Z. 2013. The effects of the age structure of population and the old-age insurance system transition on residents' savings rates[J]. *Social Sciences in China*, (8): 47-66. (in Chinese)
- 尹志超, 刘泰星, 张诚. 2020. 农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J]. *中国工业经济*, (1): 24-42.
- Yin Z C, Liu T X, Zhang C. 2020. The influence of rural labor migration on household saving rate[J]. *China Industrial Economics*, (1): 24-42. (in Chinese)
- 尹志超, 郭沛瑶. 2021. 精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究[J]. *管理世界*, 37(4): 64-82.
- Yin Z C, Guo P Y. 2021. The impact of targeted poverty alleviation policy on consumption: Evidence from China household finance survey[J]. *Journal of Management World*, 37(4): 64-82. (in Chinese)
- 尹志超, 吴子硕, 蒋佳伶. 2022. 移动支付对中国家庭储蓄率的影响[J]. *金融研究*, (9): 57-74.
- Yin Z C, Wu Z S, Jiang J L. 2022. The effect of mobile payment on the household savings rate in China[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 57-74. (in Chinese)
- 臧旭恒, 李晓飞. 2020. 养老保险发展、制度并轨改革与城乡居民消费——基于职工和居民养老保险的差异性分析[J]. *当代经济研究*, (12): 73-83.
- Zang X H, Li X F. 2020. Endowment insurance development, institution mergence reform and urban and rural household consumption—Based on analysis of the difference between endowment insurance for the urban working group and endowment insurance for residents[J]. *Contemporary Economic Research*, (12): 73-83. (in Chinese)
- 郑超, 王新军, 孙强. 2022. 城乡医保统筹政策、健康风险冲击与精准扶贫绩效研究[J]. *公共管理学报*, 19(1): 146-158, 176.
- Zheng C, Wang X J, Sun Q. 2022. The integrated urban-rural medical insurance, health shocks and targeted poverty alleviation[J]. *Journal of Public Management*, 19(1): 146-158, 176. (in Chinese)
- Abadie A, Drukker D, Herr J L, et al. 2004. Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata[J]. *The Stata Journal*, 4(3): 290-311.
- Altonji J G, Elder T E, Taber C R. 2005. Selection on observed and unobserved variables: Assessing the effectiveness of Catholic schools[J]. *Journal of Political Economy*, 113(1): 151-184.
- Angrist J D, Pischke J S. 2009. Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion[M]. Princeton: Princeton University Press.
- Attanasio O P, Brugiavini A. 2003. Social security and households' saving[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3): 1075-1119.
- Cameron A C, Miller D L. 2015. A practitioner's guide to cluster-robust inference[J]. *Journal of Human Resources*, 50(2): 317-372.
- Chamon M D, Prasad E S. 2010. Why are saving rates of urban households in China rising? [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1): 93-130.
- Feldstein M. 1974. Social security, induced retirement, and aggregate capital accumulation[J]. *Journal of Political Economy*, 82(5): 905-926.
- Feng J, He L X, Sato H. 2011. Public pension and household saving: Evidence from urban China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 39(4): 470-485.
- Hubbard R G, Skinner J, Zeldes S P. 1995. Precautionary saving and social insurance[J]. *Journal of Political Economy*, 103(2): 360-399.
- Lacetera N, Pope D G, Sydnor J R. 2012. Heuristic thinking and limited attention in the car market[J]. *American Economic Review*, 102(5): 2206-2236.

- Lachowska M, Myck M. 2018. The effect of public pension wealth on saving and expenditure[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 10(3): 284-308.
- Leland H. E. 1968. Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 82(3): 465-473.
- Li P, Lu Y, Wang J. 2016. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.
- Lugauer S, Ni J L, Yin Z C. 2019. Chinese household saving and dependent children: Theory and evidence[J]. *China Economic Review*, 57: 101091.
- Modigliani F. 1970. The life cycle hypothesis of saving and intercountry differences in the saving ratio[M]//Eltis W A, Scott M F G, Wolfe J N. *Induction, Growth and Trade: Essays in Honour of Sir Roy Harrod*. Oxford: Clarendon Press, 197-225.
- Oster E. 2019. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.
- Yang D, Acharya Y, Liu X T. 2022. Social health insurance consolidation and urban-rural inequality in utilization and financial risk protection in China[J]. *Social Science & Medicine*, 308: 115200.

Integration of Urban-rural Pension Insurance and Rural Household Saving Rates: An Empirical Analysis Based on Data From the Chinese Household Finance Survey

Yuxing Xu Liping Chu

(School of Finance, Shanghai University of International Business and Economics)

Abstract The integrated urban-rural pension insurance policy is an important measure to improve the pension security system and promote coordinated economic development between urban and rural areas. It aims to enhance the retirement benefits of rural families, thereby influencing their household economic activities. Based on the 2015 and 2019 China Household Finance Survey data, this study employs the difference-in-differences method to analyze the impact and channels through which the integrated urban-rural pension insurance policy affects the rural household savings rate. The results indicate that the integrated urban-rural pension insurance policy significantly reduces the rural household savings rate. Furthermore, this study further analyzes the channels of impact: the integrated urban-rural pension insurance policy reduces the household savings rate by increasing subsistence consumption and alleviating income uncertainty faced by households. Heterogeneity analysis shows that the effect of the integrated urban-rural pension insurance policy on the rural household savings rate is more pronounced in the central and western regions, lower-educated households, lower-income households, and households in the phase of receiving pension payments. The above findings have theoretical reference value and policy implications for government departments to accurately grasp the direction and intensity of pension insurance reform and improve the pension insurance system for urban and rural residents.

JEL Classification C23, D10, H55