

储蓄动机与老年人储蓄之谜^{*}

——兼论政府支出的调节效应

昌忠泽 姜珂

摘要：本文使用 2010-2018 年的中国家庭追踪调查（CFPS）数据，发现我国存在与生命周期假说不相符合的“年龄—储蓄率之谜”现象，即户主年龄和家庭储蓄率之间存在 U 型关系。其中老年人会随着年龄增长而提高家庭储蓄率，存在“老年人储蓄之谜”现象。本文从储蓄动机角度，对“老年人储蓄之谜”现象进行解释。发现老年人在赠与动机、健康和长寿动机、应对不确定性的未雨绸缪动机的驱动下，会产生提高家庭储蓄率的行为。进一步地，本文分析了政府支出这一社会外部因素是否会对户主年龄和家庭储蓄率之间的关系发挥调节效应。结果表明，政府支出会对两者之间的关系产生负向的调节效应，会抑制老年人随年龄增长而增加储蓄的行为，且税收负担是该调节效应的一个重要中介传导路径。

关键词：老年人储蓄之谜 储蓄动机 政府支出

一、引言

根据生命周期假说，家庭储蓄率和年龄之间应呈现倒 U 型关系。该假说认为，个人在工作期进行储蓄，在退休期进行负储蓄，以维持退休时的消费水平，这样会使得年轻人和老年人的储蓄率较低，中年人的储蓄率较高。但现有研究发现了储蓄率和年龄之间的相反关系，Chamon & Prasad (2010)、Choukhmane et al (2013) 和 Rosenzweig & Zhang (2014) 的研究表明，进入 21 世纪后我国家庭的储蓄率和户主年龄之间呈现 U 型关系，表现出中年人储蓄率低、年轻人和老年人储蓄率高的形态。这种现象被学界称为“年龄—储蓄率之谜”，其中老年人在退休后仍然增加自己储蓄的行为，被学界称为“老年人储蓄之谜”（昌忠泽，2018；陶涛等，2019）。

为何我国家庭储蓄率和年龄之间呈现 U 型关系，且老年人储蓄率居高不下？国内外学者从收入不确定性、信贷约束、家庭结构等角度解释了我国家庭储蓄率 U 型之谜（Chamon et al, 2013; Bussiere et al, 2013; 李蕾、吴斌珍, 2014; 李雅娴、张川川, 2018; 汪伟、吴坤, 2019）。在学习和借鉴国外学者研究成果的基础上，结合中国社会保障制度尚不完善的特有制度背景，本文从行为动机角度对“老年人储蓄之谜”给出了自己的理论解释。本文认为，中国老年人的储蓄行为包含着几种复杂的行为动机：赠与动机、健康和长寿动机（对健康的关心和对长寿的渴望）、应对不确定性的未雨绸缪动机。首先，当赠与动机支配着消费动机时，由于将财产遗赠给后代的边际效用大于老年人自

^{*} 昌忠泽，中央财经大学财经研究院、北京财经研究基地，邮政编码：100081，电子邮箱：zhz_chang@163.com；姜珂，中央财经大学经济学院，邮政编码：100081，电子邮箱：jiangke.0304@163.com。本文为教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“中国经济发展新常态的内涵、特征及其演变逻辑研究”（15JZD0011）、国家社科基金重大项目“中国特色社会主义政治经济学体系中的国家理论研究”（19ZDA057）、中央高校基本科研业务费专项资金“人口老龄化的社会经济影响及其应对策略研究”（QL18020）的阶段性成果。感谢匿名审稿人的修改建议，文责自负。

己消费的边际效用，老年人会倾向于继续储蓄；其次，年老时对健康状况的关心和对长寿的渴望（实际寿命超过预期寿命）通过对消费行为产生影响，也会影响老年人的储蓄行为；最后，在退休时期，老年人可能面临三方面的不确定性冲击，一是对医疗照顾支出融资的冲击，二是健康状况下降的冲击，三是对自身财富的意外冲击。为应对这些不确定性，老年人往往有未雨绸缪动机，该动机会对老年人的消费和储蓄行为产生影响。我们对老年人行为动机的研究提供了一个探讨生命周期如何影响储蓄、消费和经济增长的新视角，夯实了宏观研究的微观基础。

年龄作为家庭内部因素，能够对家庭储蓄率产生直接影响。政府支出作为社会外部因素，也会影响家庭储蓄行为，并对户主年龄和家庭储蓄率之间的关系发挥调节作用。20世纪90年代至今，我国储蓄率居高不下，居民消费水平较低，消费水平的扩大难以仅靠市场力量来驱动，还需要与相匹配的财政政策和货币政策来刺激居民消费，其中财政政策的主要手段就是增加政府支出，政府支出无疑会对家庭消费和储蓄行为产生影响。对认知能力较强的个体来说，当政府支出增加时，居民容易预期将来的税收负担加重，从而减少当前私人消费，增加私人储蓄。但认知能力较弱的个体，例如老年人，较难在政府支出提高时预期到未来税收负担的增长，不容易出现增加储蓄来平滑未来消费的行为，更容易受到政府支出增加对储蓄的负向冲击。所以，当政府支出增加时，税收负担可能是一个重要的传导路径，来调节户主年龄和家庭储蓄率之间的关系。

据此，本文采用中国家庭追踪调查（CFPS）数据，首先研究户主年龄与家庭储蓄率之间是否存在U型关系，以证实“老年人储蓄之谜”的存在性。其次，从赠与动机、健康和长寿动机、应对不确定性的未雨绸缪动机这三个角度，对老年人储蓄的动机进行分析，从而寻求老年人高储蓄的原因。最后，研究政府支出这一外部环境因素是否会对户主年龄和家庭储蓄率之间的关系产生调节作用，并尝试分析其传导路径。

与现有研究相比，本文的边际贡献体现在：第一，与现有研究“老年人储蓄之谜”原因的文献不同，本文从赠与动机、健康和长寿动机、应对不确定性的未雨绸缪动机三方面分析了老年人储蓄的原因，丰富了老年人储蓄研究的理论基础，将有助于从新的视角来剖析生命周期影响储蓄的途径；第二，本文在证实户主年龄和家庭储蓄率U型关系的基础上，还分析了政府支出对两者关系的调节效应，不仅刻画了居民行为，还引入了政府行为，扩展了研究视角，并对政府支出调节作用的中介传导路径进行分析；第三，国内学者鲜有从微观视角对生命周期和储蓄率之间的关系进行研究，多依赖宏观数据，本文采用微观数据对该问题进行研究，有利于识别生命周期经济影响的微观机制。

本文结构安排如下：第二部分梳理了相关文献，并提出研究假说；第三部分介绍了本文的数据、模型及变量；第四部分为实证研究结果，并进行了内生性问题处理与稳健性检验；第五部分从老年人储蓄动机角度对“老年人储蓄之谜”进行解释；第六部分进一步分析政府支出对户主年龄和家庭储蓄率之间关系的调节作用；最后是研究结论和展望。

二、文献综述与研究假说

在本部分，我们将对储蓄动机与“老年人储蓄之谜”、政府支出调节效应的相关文献进行综述，并提出相应的研究假说。

（一）储蓄动机与“老年人储蓄之谜”

最早将年龄因素引入消费数量决定的理论是生命周期假说。生命周期假说认为，老年人通过花光他们的储蓄来为他们的消费融资。这意味着，较高的老龄人口赡养率将会造成储蓄率的下降（Kim & Lee, 2007）。然而，其它的一些研究成果，特别是对发达国家的实证研究，则得出了完全相反的结论（Mirer, 1979; Danziger et al, 1983）。这些文献发现，在同样的收入水平上，老年人比非老年人花费的更少，年龄最大的老年人拥有最低的平均消费倾向。Futagami & Nakajima（2001）将生

命周期假说与 Romer (1986) 的内生增长模型结合起来, 得出了如下结论: 人均寿命延长将使储蓄率上升。Li et al (2012) 将储蓄和投资看成是由人口变化决定的两个变量, 并认为中国的人口老龄化提高了储蓄率, 这主要是因为中国社会保障制度的不完善, 储蓄往往作为老年人风险防范的手段。

诸多学者从不同角度对“老年人储蓄之谜”进行了解释。Chamon et al (2013) 认为收入不确定性上升和养老金改革有助于解释这种现象, Modigliani & Cao (2004) 从收入结构变化视角进行分析, Chamon & Prasad (2010)、Bussiere et al (2013) 认为信贷约束是造成该现象的原因, Banerjee et al (2010)、Choukhmane et al (2013)、Rosenzweig & Zhang (2014) 认为孩子数目以及代际转移也可以用来解释“年龄-储蓄率之谜”。我国也有学者对该现象进行了研究, 李蕾、吴斌珍 (2014) 认为受生活成本较高、养老体系不完善的影响, 储蓄率较低的老年人倾向于与中年子女居住在一起, 储蓄率较低的年轻人容易选择与父母同住, 这在拉低中年家庭储蓄率的同时, 还会提高其他独立居住的老年人和年轻人的储蓄水平, 从而形成家庭储蓄率和户主年龄之间的 U 型关系。李雅娴、张川川 (2018) 从认知能力角度解释了老年人高储蓄率问题, 认为老年人认知能力较低, 无法适应科技进步带来的复杂的消费模式, 从而抑制了家庭消费。汪伟、吴坤 (2019) 发现城镇家庭储蓄率-户主年龄曲线在 1996 年前后发生了变化, 从倒 U 型向正 U 型转变, 并认为 20 世纪 90 年代中期开始的家庭教育负担的升高, 是该曲线发生变化的原因。

与上述文献对老年人高储蓄现象的解释不同, 本文拟从老年人的储蓄动机出发, 寻求“老年人储蓄之谜”产生的原因。首先, 赠与动机可能是导致老年人高储蓄的原因之一。黄少安、孙涛 (2005) 指出个人储蓄中很可能包含赠与和遗愿, 陈健、黄少安 (2013) 发现遗产动机会对老年人的住房财富效应产生较大的抑制作用, 况伟大等 (2018) 分析了住房遗产动机和货币性遗产动机对房价的影响。这些文献均证实了赠与动机的存在性, 并可能与老年人高储蓄现象相关联。其次, 健康和长寿动机也可以解释老年人高储蓄现象。第二次人口红利理论指出, 为应对长寿时代的各项挑战, 理性人会调整自己的消费和储蓄等行为 (蔡昉, 2009)。老年人出于对健康的关心和长寿的渴望, 可能倾向于增加储蓄。最后, 老年人可能存在应对不确定性的未雨绸缪动机。根据预防性储蓄假说 (Leland, 1968), 若家庭预期未来收入存在不确定性, 那么居民会通过增加储蓄来平滑未来消费, 从而抵御不确定性风险。该假说为应对不确定的未雨绸缪动机的分析奠定了理论基础。且现有研究也表明, 长寿和老年时期较高的医疗支出风险以及与不确定性有关的健康支出都会影响老年人的财富水平 (Nardi et al, 2009; Chamon & Prasad, 2010)。这表明老年人可能通过增加储蓄来应对医疗风险、健康风险以及收入风险。由这些文献可知老年人可能存在一系列有利于储蓄增加的行为动机, 但尚未有学者将这些动机系统应用到“老年人储蓄之谜”的解释中。根据上述分析, 本文提出下列研究假设:

假设 1: 户主年龄与家庭储蓄率呈现 U 型关系, 其中老年人年龄与家庭储蓄率正相关。

假设 2: 赠与动机、健康和长寿动机、应对不确定性的未雨绸缪动机会促进老年人家庭储蓄率的提高。

(二) 政府支出的调节效应

关于政府支出调节效应的研究与两支文献相关联。第一支文献研究了政府支出与居民消费及储蓄之间的关系, 出现了两种截然不同的结论。一方面, 部分学者认为政府支出和居民消费之间呈现替代关系。Ahmed (1986)、Amano & Wirjanto (1997)、Ho (2002) 通过对英国、美国及 OECD 国家数据进行分析, 证实了政府支出和消费之间的替代关系。另一方面, 部分学者认为政府支出和消费之间呈现互补关系。Devereux et al (1996) 发现政府支出会对经济发展产生促进作用, 有利于工人实际工资的提高, 从而促进其私人消费的增长。李广众 (2005) 通过实证分析发现两者之间存在互补关系, 饶晓辉 (2020) 发现政府消费性支出促进了私人消费。第二支文献研究政府支出的调

节效应。汤凤林、雷鹏飞（2014）研究了公共支出水平对收入差距和居民幸福感之间关系的调节作用，认为公共支出总量不仅会对居民幸福感产生直接的促进作用，还会通过缩小收入差距来间接地提高居民幸福感。但较少有文献将政府支出应用到生命周期和家庭储蓄率之间关系的调节中去。

基于前文对政府支出和储蓄率之间关系的分析，本文将研究政府支出对年龄和储蓄率之间的调节效应。目的是分析政府支出会对生命周期不同阶段，尤其是老年人的户主年龄和储蓄率之间的关系发挥怎样的调节作用。由假设 1 可知，户主年龄对家庭储蓄率的影响可能存在 U 型关系。我们认为，政府支出这一外部环境因素可能会对 U 型关系存在调节效应，且该调节效应的大小取决于户主年龄的大小。当户主年龄较小时，户主年龄的增长会对家庭储蓄率产生抑制作用。随着政府支出的提高，年轻人容易预期到将来的税收负担增加，从而提高储蓄来平滑未来消费，这会降低户主年龄对家庭储蓄率的负向作用。当户主年龄较大时，假设 1 表明家庭储蓄率会随户主年龄的增长而提高。但老年人一般具有较低的认识能力（李雅娴、张川川，2018），认识能力较低的个体无法更精确地计算预期风险（Frederick，2005），他们会花费更多的时间和精力在消费和储蓄行为间进行跨期决策，从而会影响老年人得到信息并做出最优化选择的决定（Banks et al，2006）。受认识能力的限制，当政府支出增加时，老年人较难预期到未来税收负担的增长，不容易出现增加储蓄来平滑未来消费的行为。由于老年人较少有为预期到税收负担的增加而提前储蓄的习惯，那么当政府支出增加时，老年人的可支配收入容易直接受到税收负担的负向冲击，从而不利于储蓄的形成。所以，当政府支出提高时，老年人随年龄增长而增加储蓄的现象会受到抑制。

根据上述分析，可知当户主年龄较小时，政府支出的增加会降低户主年龄对家庭储蓄率的负向影响；然而，当户主年龄较大时，政府支出的增长会抑制户主年龄对家庭储蓄率的促进作用。因此，政府支出增长弱化了户主年龄对家庭储蓄率的 U 型影响，可以得到假设 3：

假设 3：政府支出增长会对户主年龄和家庭储蓄率之间的关系发挥负向的调节效应，会弱化老年人年龄对家庭储蓄率的促进作用。

三、模型设定与数据描述

（一）模型设定

生命周期假说一直是分析居民消费和储蓄行为的基本理论框架。本部分以该假说为基础，为实证模型的建立奠定理论基础。生命周期假说认为，消费者通过跨期优化配置其在生命周期内的总财富，来实现效用最大化。在不考虑流动性约束和赠与等动机的前提下，有限期生存的消费者的最优消费决策问题可以用下式表示：

$$\text{Max } E_t \left\{ \sum_{j=0}^{T-1} (1+\delta)^{-j} U(C_{t+j}) \right\} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } A_{t+j+1} = (1+r)A_{t+j} + Y_{t+j} - C_{t+j} \quad (2)$$

其中， E_t 为期望算子， t 代表时间， T 为生存时间。 δ 代表折现率， A 为资产财富水平， r 表示利率， Y 为劳动收入， C 代表消费。效用函数 U 满足性质 $U' > 0$ 和 $U'' < 0$ 。

根据优化问题的一阶条件，可以求得：

$$U'(C_t) = \frac{1+r}{1+\delta} E_t \{ U'(C_{t+1}) \} \quad (3)$$

根据式（3）可知，消费者要想实现最优化，各期一定具有相等的边际效用，即追求效用最大化的消费者会尽量保持消费在各期的平稳性。所以生命周期假说指出，消费者会在年轻时进行正储蓄来保障年老时的消费。由此可知，年龄因素是影响储蓄行为的重要因素，需要将年龄因素加入到分析储蓄率的实证分析模型中。

究竟年龄与储蓄率之间会呈现如生命周期假说所示的倒 U 型关系，还是表现为与生命周期假说相悖的 U 型关系，本文建立模型（4）进行检验：

$$save_rate_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 age_{ijt} + \alpha_2 age_{ijt}^2 + \alpha_3 Fam_{ijt} + \alpha_4 Pro_{jt} + \theta_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中， $save_rate_{ijt}$ 代表j省份第i个家庭在第t年的储蓄率， age_{ijt} 为户主年龄， age_{ijt}^2 为户主年龄的平方， Fam_{ijt} 为家庭层面的控制变量， Pro_{jt} 为地区层面的控制变量。 θ_j 为省份固定效应， μ_t 代表年份固定效应。 ε_{ijt} 为残差项。考虑到不同区县内不同家庭随机扰动项 ε_{ijt} 之间的相关性，采用区县层面的聚类标准误。

在模型（4）中， α_1 和 α_2 代表了户主年龄和家庭储蓄率之间的非线性关系。若 α_1 的值为负， α_2 的值为正，就可以表明年龄和家庭储蓄率之间呈现 U 型关系，中年家庭的储蓄率较低，老年家庭和年轻家庭的储蓄率相对较高。

（二）数据和变量

该部分使用的数据主要来自中国家庭追踪调查（CFPS）的全国样本数据。参考李蕾、吴斌珍（2014），本文对全样本做了如下处理^①：第一，将数据不可得的样本剔除；第二，剔除收入异常值，将家庭可支配收入高于 50 万元或低于 5000 元的家庭剔除；第三，剔除储蓄和消费异常值，包括家庭储蓄小于-20 万、消费大于 20 万且大于家庭可支配收入 2 倍、消费超过家庭可支配收入 5 倍以上的家庭。除此之外，CFPS 的调查问卷没有统一的户主选择标准，结合现有文献，2010 年根据问题“谁是家中主事者”确定户主，2012 年根据问题“家庭重大事件决策者”确定户主，2014 年根据问题“储蓄投资保险由谁说了算”确定户主，2016 和 2018 年根据问题“财务回答人”确定户主^②。

1.被解释变量：家庭储蓄率。为增加实证结果的稳健性，选取三种方法计算储蓄率。

（1）参考甘犁等（2018）和尹志超、张诚（2019）的研究，根据经济学的含义，利用家庭当年可支配收入与家庭消费的差值除以家庭可支配收入来计算家庭储蓄率。其中，家庭消费包括食品、日用品、通讯费、文化、娱乐、交通费等非耐用品消费以及教育和医疗支出；家庭可支配收入包括财产性收入、工资性收入、转移性收入和经营性收入。储蓄率 1 的表达式为：

$$\text{储蓄率 1} = (\text{家庭可支配收入} - \text{家庭消费}) / \text{家庭可支配收入}$$

（2）考虑到医疗保健支出具有一定的突发性和偶然性，而教育支出与孩子是否处于上学阶段直接关联，对于家庭消费具有较强的刚性。为了避免这些支出对家庭年度消费造成的扰动，参考李雪松、黄彦彦（2015）的研究，将家庭储蓄率用家庭可支配收入减去常规性消费再除以可支配收入来测度，其中常规性消费为家庭消费减去教育和医疗保健消费的差值。储蓄率 2 的表达式为：

$$\text{储蓄率 2} = (\text{家庭可支配收入} - \text{家庭常规性消费}) / \text{家庭可支配收入}$$

（3）Chamon & Prasad（2010）研究认为，家庭储蓄率可以近似为家庭可支配收入的对数减去家庭消费的对数，表达式为：

$$\text{储蓄率 3} = \ln(\text{家庭可支配收入}) - \ln(\text{家庭消费})$$

对比家庭储蓄率的三种计算方式，储蓄率 1 是根据储蓄率的经济学含义进行的直接测度，储蓄率 2 是在储蓄率 1 的基础上，考虑到家庭医疗保健支出和教育支出容易对家庭年度消费造成扰动，故采用除这两项支出之外的家庭常规性消费来计算家庭储蓄率。储蓄率 3 是家庭储蓄率的近似值，是一种数值上的替代，可以进一步检验结果的稳健性。在处理数据的过程中，参照万广华（2003）

① 本文对不剔除异常值的情况也做了回归分析，得到的估计结果类似。

② 考虑到有的家庭在不同年份的户主可能不一致，本文对户主进行了一致化处理，进行稳健性检验，处理方法有两种。第一，将家庭所有年份的户主统一为一个人。具体操作为按照 2010 年确定户主的问题“谁是家中主事者”确认户主，其他年份也将这个人确定为户主。若有的家庭从 2012 年或其他年份才开始进入问卷，则按照家庭最早出现年份的户主确认方法，将所有年份的户主进行统一。第二，将不同年份户主不统一的家庭删除，只保留户主一致的样本。实证结果显示，两种处理方法得到的结论与基准模型一致，证实了结果的稳健性。

以及李雪松、黄彦彦（2015）的研究，将家庭储蓄率上限设定为 100%，下限设定为-200%，最终得到的样本总量为 27678 个。后续回归中家庭储蓄率也采用了百分数的形式进行估计。

2.核心解释变量：户主年龄。 age_{ijt} 为户主年龄， age^2_{ijt} 为户主年龄的平方。为剔除异常值的影响，只保留户主年龄在 25 岁至 85 岁之间的样本^①。

3.模型分别加入了家庭层面和地区层面的控制变量，所有控制变量选择及具体取值如表 1 所示。

具体来看，家庭层面关于户主的控制变量包含户主的性别、婚姻状况、是否为党员、是否参与养老保险、是否城市户口以及是否有工作。选择上述控制变量的原因是：性别和婚姻会影响个体对风险的承受能力和资产选择的偏好；是否为党员会影响个体的借贷能力，从而影响家庭消费及储蓄状况；是否参与养老保险会影响家庭对风险的承受能力和视野，改变他们的认知，从而影响决策行为；是否有工作会影响家庭面临的背景风险，背景风险的不同会影响储蓄决策。

表 1 控制变量名称及变量取值

变量类别	变量名	变量取值
家庭层面控制变量	性别	户主男性为 1，女性为 0
	婚姻状况	户主结婚为 1，其他为 0
	老年人口数	家庭 65 岁及以上人口数量
	少儿人口数	家庭 14 岁及以下人口数量
	是否为党员	户主是党员为 1，否则为 0
	是否参与养老保险	户主参与养老保险为 1，否则为 0
	是否城市户口	户主城市户口为 1，农村户口为 0
	是否自有住房	自有住房为 1，否则为 0
	家庭规模	家庭总人口
	家庭最高受教育年限	家庭成员中最高受教育年限
	家庭健康状况差的人数	家庭中不健康的人数
	家庭消费性支出	家庭消费性支出对数
地区层面控制变量	人均 GDP	家庭所在省份人均 GDP 对数
	金融业占比	家庭所在省份金融业占 GDP 比重
	是否属于西部地区	家庭是否属于西部地区

除此之外，家庭层面的控制变量还有老年人口数、少儿人口数、家庭规模、家庭最高受教育年限、家庭健康状况差的人数和家庭消费性支出对数。具体来看，老年人口数、少儿人口数、家庭规模会影响家庭对风险的感知和投资的偏好，从而影响家庭储蓄；家庭最高受教育年限会影响对风险的承受能力和经济决策的科学程度；家庭健康状况差的人数会影响家庭的财富分配和风险感知；家庭消费性支出状况会直接反映家庭的经济水平，从而影响消费和储蓄决策。

地区层面的控制变量有人均 GDP、金融业占比和是否属于西部地区，数据均来自历年《中国统计年鉴》。为了控制地区经济发展水平之间的差异，引入了家庭所在省市的人均 GDP。为了控制各地区金融业发展状况对储蓄的影响，引入金融业占 GDP 的比重；本文还控制了家庭是否属于西部地区。

（三）描述性统计

① 本文也尝试保留户主年龄小于 25 岁和大于 85 岁的样本，得到的实证结果基本一致。

表 2 总结了所有样本家庭各变量的描述性统计结果。由表 2 可知,根据储蓄率的不同定义方式,2010年至 2018 年中国家庭储蓄率平均水平分别为 7.00%、28.03%和 22.73%,与马光荣、周广肃(2014)的研究得到的储蓄率相近。从户主特征来看,所有样本户主平均年龄为 48.86 岁,其中超过一半的户主为男性,占比为 66%,且大多数户主已婚,已婚户主占比 91%,党员占比为 10%,参加养老保险的户主比例为 45%。大多数户主为农村户口,城市户口仅占 28%,与李涛等(2019)的统计结果接近。家庭自有住房的比例较大,为 93%。从家庭特征来看,家庭规模平均为 4.05,平均每个家庭的老年人口数为 0.38,少儿人口数约 0.72。家庭最高受教育年限平均水平为 10.60 年,家庭健康状况差的人数平均值为 0.41,消费性支出对数平均值为 10.21。从地区层面来看,地区人均 GDP 对数均值为 10.26,金融业占比平均为 5.38%,且各地区之间表现出较大的差异,所有家庭中来自西部的家庭不到一半,为 32%。

表 2 变量描述性统计

变量类别	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	家庭储蓄率 1 (%)	7.00	61.82	-200	100
	家庭储蓄率 2 (%)	28.03	51.18	-200	100
	家庭储蓄率 3 (%)	22.73	58.37	-200	100
核心解释变量	年龄(岁)	48.86	10.69	25	85
	年龄平方	2501.87	1092.37	625	7225
家庭层面控制变量	性别	0.66	0.47	0	1
	婚姻状况	0.91	0.28	0	1
	老年人口数(人)	0.38	0.91	0	4
	少儿人口数(人)	0.72	0.92	0	8
	是否为党员	0.10	0.30	0	1
	是否参与养老保险	0.45	0.50	0	1
	是否城市户口	0.28	0.45	0	1
	是否自有住房	0.93	0.26	0	1
	家庭规模(人)	4.05	1.72	1	26
	家庭最高受教育年限(年)	10.60	3.76	0	21
	家庭健康状况差的人数(人)	0.41	0.65	0	4
	家庭消费性支出对数	10.21	0.82	2.40	13.60
地区层面控制变量	地区人均 GDP 对数	10.26	0.65	8.89	11.94
	地区金融业占比(%)	5.38	2.72	1.96	17.98
	是否为西部地区	0.32	0.47	0	1

四、实证结果与分析

(一) 基本估计结果

基于家庭层面的数据,表 3 报告了户主年龄与家庭储蓄率之间的关系。其中被解释变量为家庭储蓄率,核心解释变量为户主年龄及其平方项。表 3 均采用 OLS 模型进行回归,并在稳健性检验部分采用 Tobit 模型检验结果的稳健性。

表 3 第 (1) 列为仅加入核心解释变量的回归结果, 发现户主年龄和家庭储蓄率 1 之间呈现 U 型关系, U 型关系的拐点为 43 岁, 即户主年龄和家庭储蓄率 1 的关系以该年龄为分界点, 呈现先减后增的趋势^①。第 (2) ~ (4) 列为加入家庭层面和地区层面控制变量的回归结果, 被解释变量分别是三种计算方法下的储蓄率, 年龄和储蓄率之间的 U 型关系依然显著存在。从 U 型关系的拐点来看, 根据第 (2) 列回归结果计算出的拐点为 54 岁, 即年龄和储蓄率 1 的关系呈现先减后增的趋势, 证实了“年龄-储蓄率之谜”在我国的存在性。与第 (1) 列结果相比, 第 (2) 列 U 型关系的拐点虽然有所右移, 但依然可以发现随着老年人年龄的增长, 储蓄率呈现增长趋势。第 (5) ~ (7) 列为进一步加入省份和年份固定效应的估计结果, 被解释变量也分别是三种计算方法下的储蓄率, 结果依然稳健。第 (5) 列为户主年龄对家庭储蓄率 1 的回归结果, 可以得到年龄和年龄平方对家庭储蓄率的回归系数分别为-0.634 和 0.00551, 均在统计学意义上显著, 其中年龄对家庭储蓄率的影响为负, 年龄二次项对家庭储蓄率的影响为正。这说明户主年龄和家庭储蓄率之间存在非线性效应, 呈现 U 型关系, 拐点为 58 岁。当户主年龄小于 58 岁时, 户主年龄会对家庭储蓄率产生抑制作用; 当户主年龄大于 58 岁时, 户主年龄对家庭储蓄率的影响为正。第 (6) (7) 列的被解释变量分别为家庭储蓄率 2 和家庭储蓄率 3, 也可以发现户主年龄和家庭储蓄率之间的 U 型关系, 印证了“老年人储蓄之谜”。

表 3 户主年龄对家庭储蓄率的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	储蓄率 1	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3
年龄	-0.317* (0.176)	-0.690** (0.281)	-0.546** (0.230)	-0.573** (0.263)	-0.634** (0.283)	-0.449* (0.230)	-0.519* (0.265)
年龄平方	0.00369* (0.002)	0.00635** (0.003)	0.00645*** (0.002)	0.00540** (0.003)	0.00551** (0.003)	0.00541** (0.002)	0.00454* (0.003)
性别		-0.006 (0.825)	-1.813** (0.728)	-0.133 (0.765)	-0.544 (0.793)	-1.930*** (0.700)	-0.756 (0.706)
婚姻状况		7.418*** (1.401)	5.386*** (1.307)	6.807*** (1.340)	7.202*** (1.372)	4.784*** (1.286)	6.657*** (1.304)
老年人口数		-0.042 (0.497)	-2.258 (1.508)	0.265 (0.470)	-0.167 (0.479)	-2.393 (1.602)	0.135 (0.452)
少儿人口数		-4.612*** (0.605)	-6.357*** (0.434)	-4.579*** (0.563)	-4.793*** (0.587)	-6.337*** (0.436)	-4.789*** (0.551)
是否为党员		7.263*** (1.384)	5.989*** (1.169)	7.814*** (1.314)	7.413*** (1.333)	6.097*** (1.137)	7.951*** (1.267)
是否参与养老保险		5.056*** (0.864)	4.918*** (0.703)	4.874*** (0.818)	5.577*** (0.937)	4.298*** (0.739)	5.548*** (0.886)
是否城市户口		10.759*** (1.365)	6.195*** (1.028)	8.261*** (1.358)	10.984*** (1.316)	6.012*** (0.994)	8.646*** (1.301)

① 本文也采用储蓄率 2 和储蓄率 3 对核心解释变量进行回归, 发现年龄和储蓄率之间也呈现 U 型关系。由于篇幅限制, 仅列出了储蓄率 1 的结果。

是否自有住房		4.635*** (1.476)	2.915** (1.151)	5.071*** (1.371)	3.747** (1.517)	3.209*** (1.189)	3.706*** (1.381)
家庭规模		6.703*** (0.466)	6.452*** (0.402)	6.776*** (0.442)	6.967*** (0.462)	6.686*** (0.391)	7.049*** (0.435)
家庭最高受教育年限		2.519*** (0.120)	2.425*** (0.108)	2.555*** (0.108)	2.459*** (0.115)	2.379*** (0.099)	2.477*** (0.104)
家庭健康状况差的人数		-6.535*** (0.658)	-0.196 (0.580)	-6.331*** (0.604)	-6.607*** (0.647)	-0.055 (0.565)	-6.517*** (0.591)
家庭消费性支出对数		-42.808*** (0.713)	-31.944*** (0.637)	-42.768*** (0.621)	-43.724*** (0.710)	-31.999*** (0.638)	-43.881*** (0.615)
地区人均 GDP 对数		3.336* (1.844)	-1.771 (1.576)	3.321* (1.779)	-1.055 (4.200)	0.793 (3.447)	0.186 (3.825)
地区金融业占比		2.391*** (0.337)	2.061*** (0.282)	2.397*** (0.328)	-0.359 (0.727)	0.022 (0.526)	-0.385 (0.635)
是否为西部地区		-9.605*** (1.958)	-11.049*** (1.471)	-9.068*** (1.895)	-45.778*** (12.790)	-24.998*** (9.336)	-44.739*** (11.160)
省份固定效应	否	否	否	否	是	是	是
年份固定效应	否	否	否	否	是	是	是
观测值	27678	27678	27678	27678	27678	27678	27678
R ²	0.007	0.237	0.206	0.267	0.244	0.213	0.276

注：括号内的值为区县层面的聚类标准误，*、**、***分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平，下表同。

从控制变量来看，户主为男性会对家庭储蓄率产生抑制作用，户主已婚会对储蓄率产生促进作用。老年人口数对家庭储蓄率的影响不显著，与李雪松、黄彦彦（2015）的研究结论相近。第（5）列显示少儿人口数的系数为-4.793，说明少儿人口数每增加一个单位，家庭储蓄率 1 将减少 4.793 个百分点。可能的原因是，14 岁以下少儿多处于幼儿园或中小学阶段，家庭面临的支出较大，从而会降低家庭储蓄率（尹志超、张诚，2019）。户主为党员以及是城市户口，都有利于家庭储蓄率的提高。户主参与养老保险对家庭储蓄率的影响为正向，与尹志超、张诚（2019）的结论相同，马光荣、周广肃（2014）也发现了户主参与养老保险并不会对家庭储蓄率产生显著抑制作用。其原因可能是，当前我国养老保障体制尚不完善，居民仅参与养老保险缺乏安全感，仍需进行储蓄以备不时之需（赵昕东等，2017）。家庭自有住房也会显著提高家庭储蓄率，康书隆等（2017）研究发现家庭拥有房屋会对家庭消费产生显著的负向影响，从而容易提高家庭储蓄。从家庭规模来看，家庭人口与储蓄率存在正相关关系，这与生命周期假说相符（李雪松、黄彦彦，2015）。家庭最高受教育年限的增加也会提高储蓄率，受教育水平的提高容易使得家庭获得更高的收入，从而实现储蓄增长。家庭拥有健康状况差的人数越多，储蓄规模就会越低，说明这些人的医疗以及保健等支出会较大程度地挤占家庭储蓄。家庭消费性支出对数的增加会显著抑制家庭储蓄率的增长，这与储蓄率的计算公式相符合。从地区层面来看，地处西部地区的家庭储蓄率较低，其原因可能是西部地区收入相对较低，维持正常生活的消费支出占收入的比重较大，从而引起家庭储蓄率下降。

（二）内生性问题

本文的内生性问题主要来源于遗漏变量。模型虽然对家庭和地区层面的变量进行了控制，并加入了省份和年份固定效应，但仍然可能存在一些不可观测的遗漏变量。例如可能存在未观测到的户主能力的问题，这样户主能力就会存在于误差项中。假设户主年龄与能力相关，那么户主年龄就会与包含能力的误差项相关，从而存在内生解释变量问题。反向因果和测量误差也是内生性问题的主要来源，但由于年龄是个体与生俱来的固有属性，可以认为不存在反向因果和测量误差问题。

为了解决遗漏变量引发的内生性问题，该部分构建年龄的工具变量进行分析。经过反复试验，采用户主亲生的兄弟姐妹的数量作为户主年龄的工具变量。一方面，户主的兄弟姐妹数量作为工具变量满足外生性条件。户主兄弟姐妹数量更容易受相关政策和个体观念的影响，可以假设与户主能力等遗漏变量不相关。同时，储蓄率以家庭为单位进行统计，户主一般与父母、配偶或子女同住，户主的兄弟姐妹通常另立门户，参考李婧、许晨辰（2020）的研究，可以假设户主兄弟姐妹数量和家庭储蓄没有直接关联，符合工具变量的外生性条件。另一方面，户主年龄和户主兄弟姐妹数量之间可能存在相关性，主要基于下列两点事实。第一，生育政策是影响孩子生育数量的重要因素。我国从上世纪 70 年代初开始推行计划生育政策，并于 1982 年确定为我国基本国策，年龄较大的户主更有可能拥有更多的兄弟姐妹。第二，我国存在多子多福的传统生育观念，且该观念更容易受到老龄群体的认可。因此在未实行计划生育时，不同年龄户主的父辈会表现出不同的生育意愿，从而影响户主的兄弟姐妹数量。除此之外，虽然我国 2011 年各地全面放开“双独二孩”政策，2013 年实施“单独二孩”政策，2015 年实施“普遍二孩”政策，但由于本文只保留户主年龄在 25 岁至 85 岁之间的样本，所以二孩政策对 25 岁以上户主的兄弟姐妹数量的影响较小。所以，该工具变量也满足相关性条件。

表 4 是两阶段最小二乘估计结果。从本文设定的工具变量的有效性来看，一方面，由 Durbin-Wu-Hausan 的内生性检验结果可知，P 值均在 5% 的水平内拒绝了模型不存在内生性的假设，据此可以确认模型（4）中户主年龄与家庭储蓄率之间存在内生性问题；另一方面，在两阶段最小二乘估计过程中，A 部分第一阶段的估计结果显示工具变量与内生变量之间存在显著的相关性，且第一阶段估计的 F 值远大于 10，证明采用兄弟姐妹数量作为户主年龄的工具变量是合适的，不存在弱工具变量选择问题。B 部分为工具变量回归结果，第（1）～（3）列的被解释变量分别为储蓄率 1、储蓄率 2 和储蓄率 3。工具变量的估计结果显示，户主年龄与家庭储蓄率之间依然呈现 U 型关系，证实了“老年人储蓄之谜”的存在。

表 4 工具变量分析

变量	(1)	(2)	(3)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3
A 第一阶段结果[#]			
兄弟姐妹数量	1.647*** (0.229)	1.647*** (0.229)	1.647*** (0.229)
兄弟姐妹数量平方	-5.907** (2.826)	-5.907** (2.826)	-5.907** (2.826)
一阶段 F 值（年龄）	634.32	634.32	634.32
一阶段 F 值（年龄平方）	420.92	420.92	420.92
B 工具变量回归结果			
年龄	-5.275* (2.890)	-4.156* (2.364)	-5.556** (2.703)
年龄平方	0.055* (0.026)	0.046 (0.026)	0.060* (0.026)

	(0.030)	(0.029)	(0.033)
控制变量	是	是	是
年份和省份固定效应	是	是	是
DWH Chi ² / F 值 (P 值)	7.070 (0.008)	4.360 (0.037)	6.550 (0.011)
R ²	0.226	0.194	0.249
观测值	25166	25166	25166

注：第一阶段结果是内生变量（年龄及其平方项）对相对应的工具变量的回归结果，其他变量均已经控制。

（三）稳健性检验

为检验前文估计结果的稳健性，本文从变量定义和模型替换等方面进行稳健性检验。

第一，改变被解释变量。上述回归结果采用储蓄率作为被解释变量，为了检验结果的稳健性，本文进一步考察户主年龄对家庭消费的影响。参考马光荣、周广肃（2014）的研究，将被解释变量设定为家庭消费率的对数值，即消费率= \ln （家庭消费/家庭可支配收入），控制变量与模型（4）相同，并加入了年份和省份固定效应。结果如表 5 第（1）列所示，户主年龄与家庭消费率之间呈现显著的倒 U 型关系，说明随着老年人年龄的增长，家庭消费率会呈现下降趋势，从而间接验证了老年人高储蓄现象。

第二，改变核心解释变量测度方式。用户主年龄的自然对数替代户主年龄，结果如第（2）~（4）列所示，该结果仍然显示出了年龄与家庭储蓄率之间的 U 型关系。

第三，Tobit 模型估计。本文将家庭储蓄率限定在-200%到 100%之间，被解释变量存在上下限，为防止估计结果出现偏差，采取 Tobit 模型进行稳健性检验。由第（5）~（7）列结果可知，户主年龄对储蓄率的影响先下降后上升，体现了老年人高储蓄现象。

表 5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	消费率	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3
年龄	0.00305** (0.001)	-1.394*** (0.488)	-1.079*** (0.385)	-1.399*** (0.451)	-0.252* (0.151)	-0.268* (0.137)	-0.293* (0.210)
年龄平方	-0.00003** (0.000)	0.00002*** (0.000)	0.00001*** (0.000)	0.00002*** (0.000)	0.002 (0.001)	0.003** (0.001)	0.002 (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	27678	27678	27678	27678	27678	27678	27678
R ²	0.285	0.244	0.213	0.276			

五、老年人储蓄动机分析：解释“老年人储蓄之谜”

该部分从赠与动机、健康和长寿动机、应对不确定性的未雨绸缪动机三个方面对老年人储蓄的动机进行分析，来解释“老年人储蓄之谜”。

（一）赠与动机

众多国外学者就赠与动机对家庭储蓄决策的影响展开讨论，但未能达成一致意见。受传统思想影响，我国家庭普遍有着较为强烈的赠与动机，该动机会影响居民的储蓄和消费等行为，本部分将实证检验赠与动机是否为“老年人储蓄之谜”产生的原因之一。

关于赠与动机的界定，参考 Laitner & Sonnega (2010) 以及陈健、黄少安 (2013) 的做法，使用受访居民的家庭健在子女数量和核心成员人数作为赠与动机的代理变量，其中家庭核心成员为户主的配偶、子女及父母。首先，选择家庭子女数量作为赠与动机代理变量的原因是，子女是家庭遗产传承的主要人群，子女多少与为赠与而储蓄的数额息息相关。考虑到部分农村地区存在男孩是家庭遗产的主要继承人这种观念，还采用了家庭男性子女数量继续分析^①。其次，本文还选择了家庭核心成员人数来测度赠与动机。Laitner & Sonnega (2010) 研究认为配偶也是遗产的主要赠与群体，并且全面考察配偶、子女和父母受赠的可能性，可以更加全面地反映赠与动机。

与此同时，赠与动机也会受到家庭成员之间关系的影响。良好的家庭关系容易使得居民在传统观念的驱动下为赠与动机而储蓄，而恶劣的家庭关系不容易激发家庭为遗赠而储蓄的动机。据此，本部分将样本按家庭关系好坏进行分类，分为家庭关系较好的家庭和关系较差的家庭。CFPS 问卷中对“家庭成员间的关系”进行了调查，将其赋值为 1 至 7，数值越大代表关系越好，本部分将家庭关系的数值不小于 4 的家庭界定为家庭关系较好的家庭，否则界定为家庭关系较差的家庭，分别分析赠与动机对老年家庭储蓄率的影响。

下面使用调节效应模型来分析赠与动机的内在机理，建立模型如下：

$$save_rate_{ijt} = \lambda_0 + \lambda_1 legacy_{ijt} + \lambda_2 legacy_{ijt} * middle_{ijt} + \lambda_3 legacy_{ijt} * old_{ijt} + \lambda_4 Family_{ijt} + \lambda_5 Provc_{jt} + \theta_j + \mu_t + \eta_{ijt} \quad (5)$$

其中， $legacy_{ijt}$ 代表赠与动机，用家庭子女数量和核心成员人数来测度。借鉴陈健、黄少安 (2013) 的设定，将家庭按户主年龄分为三组，用 $middle_{ijt}$ 表示户主年龄在 38 岁至 53 岁之间的中年家庭的虚拟变量， old_{ijt} 代表户主年龄在 54 岁以上的老年家庭的虚拟变量，其余家庭为青年家庭，用青年家庭作为对照组^②。模型仍加入家庭层面和地区层面的控制变量，同时控制了省份和年份固定效应。

将模型 (5) 对赠与动机求偏导可以得出：

$$\frac{\partial save_rate_{ijt}}{\partial legacy_{ijt}} = \lambda_1 + \lambda_2 middle_{ijt} + \lambda_3 old_{ijt} \quad (6)$$

若该家庭为青年家庭，那么赠与动机对青年家庭储蓄率的影响用 λ_1 表示；若该家庭为中年家庭，那么 $middle_{ijt}$ 取值为 1，赠与动机与家庭储蓄率之间的关系用 $\lambda_1 + \lambda_2$ 来测度；若该家庭为老年家庭，那么 old_{ijt} 取值为 1，此时 $\lambda_1 + \lambda_3$ 代表赠与动机对家庭储蓄率的作用。据此，对下列回归结果进行分析。

表 6 为用家庭子女数量测度的赠与动机的回归结果，并按家庭关系的好坏将样本分为两部分。对家庭关系较好的样本来说，由第 (1) 列结果可知，该变量对青年家庭储蓄率 1 的影响系数为 -5.334，对中年家庭的影响系数为 -4.280，对老年家庭的影响系数为 0.396，其中青年家庭和老年家庭的系数均在 1% 的水平上显著。这表明家庭子女数量每提高一个单位，青年家庭储蓄将显著降低 5.334 个百分点，老年家庭储蓄率将显著增加 0.396 个百分点。说明随着家庭子女数量的增加，青年家庭的储蓄率会受到负向影响，而老年家庭受到的影响为正。对家庭关系较差的样本来说，由第 (4) 列结果可知，家庭子女数量对任何年龄段的家庭储蓄率均不存在显著影响，说明赠与动机在家庭关系较差的家庭中并不显著存在。采用储蓄率 2 和储蓄率 3 的回归结果也可以得出相同的结论。综上所述，

① 限于篇幅，男性子女数量作为赠与动机的代理变量的回归结果未在文章列出，所得结论与子女数量的回归结果相近。

② 为保证结果的稳健性，本文还采取了另外一种分组方式进行稳健性检验，即分组为 37 岁以下青年家庭、38 岁至 59 岁之间的中年家庭以及 60 岁以上的老年家庭，发现结果具有一定的稳健性。

赠与动机对家庭储蓄率的影响程度与家庭关系的好坏息息相关，在家庭关系较好的家庭中，赠与动机会显著提高老年家庭储蓄率。这说明赠与动机是老年家庭储蓄率增长的原因之一，且该动机在家庭关系较好的家庭中较为显著。

表 6 赠与动机分析（家庭子女数量）

变量	家庭关系较好			家庭关系较差		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3
家庭子女数量	-5.334*** (2.091)	-1.979 (1.620)	-4.993*** (1.958)	1.090 (2.909)	2.359 (2.484)	0.405 (2.903)
家庭子女数量*中年家庭	1.054 (1.743)	1.063 (1.443)	0.573 (1.650)	-1.498 (2.993)	-0.724 (2.695)	-0.029 (2.770)
家庭子女数量*老年家庭	5.730*** (2.054)	2.785* (1.613)	5.426*** (1.921)	-2.971 (3.135)	-1.55 (2.618)	-1.452 (3.076)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值 ^①	6556	6556	6556	1319	1319	1319
R ²	0.232	0.187	0.251	0.283	0.199	0.300

表 7 采用家庭核心成员人数对赠与动机进行测度。可以看出，对家庭关系较好的样本来说，家庭核心成员人数对老年家庭储蓄率 1、储蓄率 2 和储蓄率 3 的影响系数分别为 0.040、0.879 和 0.040，均在统计学意义上显著。对家庭关系较差的家庭来说，家庭核心成员人数并不会对老年家庭储蓄率产生显著影响。这也进一步证实了在家庭关系较好的家庭中，赠与动机是促进老年家庭储蓄率增加的一个重要原因。

表 7 赠与动机分析（家庭核心成员人数）

变量	家庭关系较好			家庭关系较差		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3
家庭核心成员人数	-2.440*** (1.030)	-0.700 (0.855)	-2.410** (0.990)	-0.538 (1.792)	0.570 (1.484)	-0.648 (1.747)
家庭核心成员人数*中年家庭	-0.096 (0.732)	0.579 (0.607)	-0.412 (0.693)	0.276 (1.579)	0.775 (1.306)	0.838 (1.451)
家庭核心成员人数*老年家庭	2.480** (0.994)	1.579* (0.826)	2.450*** (0.943)	-0.138 (1.917)	0.595 (1.536)	0.471 (1.807)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

① CFPS 问卷中仅有 2010 年对“家庭成员间的关系”这一问题进行统计，故只有 2010 年的观测值。

观测值	6556	6556	6556	1319	1319	1319
R ²	0.230	0.187	0.249	0.282	0.199	0.300

(二) 健康和长寿动机

老年人的健康和长寿动机也会影响家庭的储蓄行为，主要表现为对健康状况的关心和对长寿的渴望。拥有该动机的老年人普遍期望实际寿命超过预期寿命，容易为寿命的延长储蓄更多的财富。

关于健康和长寿动机的测度，主要从两方面进行。首先，采用锻炼身体的频率进行测度。拥有健康和长寿动机的老年人，一般会注重自身身体的锻炼，所以本文采用锻炼身体的频率作为该动机的代理变量。该变量赋值为 0 至 4，其中 0 代表几乎不锻炼，1 代表一月一次，2 代表一月几次，3 代表一周几次，4 代表几乎每天，数值越大代表锻炼身体的频率越高。

其次，采用是否吸烟测度健康和长寿动机。不吸烟的个体往往具有更强的健康和长寿动机。采用 CFPS 问卷中“过去一个月您吸烟吗”这一问题进行测度，将该变量赋值为 0 或 1，其中 0 代表吸烟，1 代表不吸烟，数值越大代表健康和长寿的动机越大。

具体模型设定如下：

$$save_rate_{ijt} = \rho_0 + \rho_1 health_{ijt} + \rho_2 health_{ijt} * middle_{ijt} + \rho_3 health_{ijt} * old_{ijt} + \rho_4 Family_{ijt} + \rho_5 Provcld_{jt} + \theta_j + \mu_t + \omega_{ijt} \quad (7)$$

其中， $health_{ijt}$ 代表健康和长寿动机，用锻炼身体频率和是否吸烟进行测度，其他变量的含义与模型 (5) 相同。

表 8 为上述模型的回归结果。第 (1) ~ (3) 列结果显示，当采用锻炼身体频率作为健康和长寿动机的代理变量时，锻炼身体频率对老年家庭储蓄率 1、储蓄率 2 和储蓄率 3 的影响系数分别为 0.500、0.175 和 0.657，均在统计学意义上显著。说明锻炼身体频率每提高一个等级，家庭储蓄率 1、储蓄率 2 和储蓄率 3 分别增加 0.500、0.175 和 0.657 个百分点，体现了锻炼身体频率对老年家庭储蓄率的促进作用。第 (4) ~ (6) 列为是否吸烟作为代理变量的回归结果，可以看出不吸烟对老年家庭储蓄率 1、储蓄率 2 和储蓄率 3 的影响系数分别为 1.084、1.941 和 1.291，依然可以说明健康和长寿动机的增长会对家庭储蓄率产生促进作用，从而证实了该动机也是“老年人储蓄之谜”产生的原因之一。

表 8 健康和长寿动机分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3
锻炼身体频率	1.972*** (0.563)	1.311*** (0.471)	2.155*** (0.509)			
锻炼身体频率*中年家庭	-1.372** (0.543)	-0.797* (0.462)	-1.526*** (0.490)			
锻炼身体频率*老年家庭	-1.472** (0.616)	-1.136** (0.521)	-1.498*** (0.575)			
是否吸烟				4.873*** (1.823)	3.622** (1.643)	5.544*** (1.654)
是否吸烟*中年家庭				-5.921*** (1.713)	-1.468 (1.587)	-7.019*** (1.580)
是否吸烟*老年家庭				-3.789* (1.587)	-1.681 (1.587)	-4.253** (1.580)

				(2.065)	(1.820)	(1.879)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	27310	27310	27310	27223	27223	27223
R ²	0.243	0.213	0.275	0.243	0.212	0.274

（三）应对不确定性的未雨绸缪动机

根据前文的分析，预防性储蓄假说为应对不确定的未雨绸缪动机的分析奠定了理论基础。老年人在未来可能面临的不确定性冲击主要可以分为三部分，一是对医疗照顾支出融资的冲击，二是健康状况下降的冲击，三是对自身财富的意外冲击。相对应地，可以将老年人面临的不确定冲击分为医疗不确定性、健康不确定性和收入不确定性。为应对这些不确定性，老年人往往有未雨绸缪动机，通过调整自身消费和储蓄决策来应对冲击。该部分用医疗不确定性、健康不确定性和收入不确定性对老年人应对不确定性的未雨绸缪动机进行测度，从而分析在该动机的驱动下老年人储蓄行为的变动。

首先，对医疗不确定性进行测度。分别用家庭 55 岁和 65 以上老年人数作为医疗不确定性的代理变量，分别用医疗不确定性 1 和医疗不确定性 2 表示。老年人本身就是家庭不确定性的重要来源（何兴强、史卫，2014），家庭老年人数越多，家庭面临的未来医疗支出的不确定性就越大，预防性储蓄就会越多。

其次，测度家庭面临的健康不确定性。用户主的健康状况变动以及家庭成员的平均健康状况变动来测度，分别用健康不确定性 1 和健康不确定性 2 来表示。其中健康状况变动来自 CFPS 问卷中“健康变化情况”这一问题，0 表示与一年前相比健康状况更好，1 表示健康状况不变，2 表示健康状况变差。若健康状况变差，那么居民可能面临劳动能力下降等影响未来收入的情况，为应对这一不确定性，居民往往会进行更多的预防性储蓄。

最后，对收入不确定性进行测度。借鉴 Dynan et al（2004）以及沈坤荣、谢勇（2012）的研究，采用家庭的人均纯收入作为被解释变量，采用户主性别、是否为党员、家庭成员平均年龄、平均受教育年限、家庭有工作成员的比例、省份固定效应以及年份固定效应作为解释变量进行 OLS 回归得到残差值，用这些残差值对收入风险进行测度。为了保证残差值与回归中其他变量大小接近，将残差值按大小分为十等份，按从小到大的顺序赋值为 1 至 10，数值越大代表家庭面临的收入不确定性越大，从而有更强烈的预防性储蓄动机。

具体模型如下所示：

$$save_rate_{ijt} = \tau_0 + \tau_1 uncertainty_{ijt} + \tau_2 uncertainty_{ijt} * middle_{ijt} + \tau_3 uncertainty_{ijt} * old_{ijt} + \tau_4 Family_{ijt} + \tau_5 Provcd_{jt} + \theta_j + \mu_t + \vartheta_{ijt} \quad (8)$$

其中 $uncertainty_{ijt}$ 代表应对不确定的未雨绸缪动机，用医疗不确定性、健康不确定性和收入不确定性进行测度，其他变量含义与模型（5）相同。

表 9 为模型（8）的回归结果^①。第（1）（2）列采用医疗不确定性作为应对不确定的未雨绸缪动机的代理变量。可以看出，医疗不确定性 1 和医疗不确定性 2 对老年家庭储蓄率的影响系数分别为 5.445 和 2.099，均在统计学意义上显著，说明随着医疗不确定性的增加，家庭储蓄率也会呈现上升趋势。第（3）（4）列采用健康不确定性作为代理变量。可以得出健康不确定性 1 和健康不确定性 2 对老年家庭储蓄率的影响系数分别为 3.633 和 4.672，均在 10% 的水平上显著，说明健康不确定

① 为节约篇幅，表 9 仅列出了关于储蓄率 1 的回归结果，采用储蓄率 2 和储蓄率 3 也可以得出相同的结论。

性的提高会对家庭储蓄率产生促进作用。第(5)列为收入不确定性的回归结果,收入不确定性对老年家庭储蓄率的影响系数为15.613,且在1%的水平上显著,说明收入不确定性的提高会促进老年家庭储蓄率的增长。总的来看,三类不确定性的提高均会对老年家庭的储蓄率产生正向冲击,说明应对不确定的未雨绸缪动机也是产生老年人高储蓄的一个原因。

表9 应对不确定性的未雨绸缪动机分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	储蓄率 1	储蓄率 1	储蓄率 1	储蓄率 1	储蓄率 1
医疗不确定性 1	1.581 (1.965)				
医疗不确定性 1*中年家庭	-1.964 (2.292)				
医疗不确定性 1*老年家庭	3.864* (2.227)				
医疗不确定性 2		-3.535*** (1.318)			
医疗不确定性 2*中年家庭		2.15 (1.661)			
医疗不确定性 2*老年家庭		5.634*** (1.007)			
健康不确定性 1			4.884*** (1.551)		
健康不确定性 1*中年家庭			-3.620** (1.510)		
健康不确定性 1*老年家庭			-1.251* (0.638)		
健康不确定性 2				5.520*** (1.902)	
健康不确定性 2*中年家庭				-3.944** (1.793)	
健康不确定性 2*老年家庭				-0.848* (0.433)	
收入不确定性					16.51*** (0.185)
收入不确定性*中年家庭					-0.0215 (0.134)
收入不确定性*老年家庭					-0.897*** (0.189)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是

年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	27467	27467	27444	27444	27467
R ²	0.231	0.232	0.244	0.244	0.286

六、进一步分析：政府支出的调节效应

（一）政府支出的调节效应分析

政府支出作为社会外部因素，可能对户主年龄和家庭储蓄率之间的关系发挥调节作用。该调节作用可能通过家庭税收负担来实现，政府支出的变动会影响居民的税收负担，从而对其消费和储蓄行为产生影响。为了分析政府支出的调节作用，该部分借鉴 Edwards & Lambert (2007) 的研究方法，以家庭储蓄率作为被解释变量，户主年龄及其平方项作为核心解释变量，在模型（4）的基础上，进一步加入政府支出这一调节变量，同时也加入了政府支出与户主年龄及其平方项的交互项作为解释变量，构建如下模型：

$$save_rate_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 age_{ijt} + \beta_2 age_{ijt}^2 + \beta_3 caizheng_{jt} + \beta_4 age_{ijt} \cdot caizheng_{jt} + \beta_5 age_{ijt}^2 \cdot caizheng_{jt} + \beta_6 Family_{ijt} + \beta_7 Provcd_{jt} + \theta_j + \mu_t + \sigma_{ijt} \quad (9)$$

其中， $caizheng_{jt}$ 为地区政府支出这一调节变量， $age_{ijt} \cdot caizheng_{jt}$ 为年龄和政府支出的交叉项， $age_{ijt}^2 \cdot caizheng_{jt}$ 为年龄平方和政府支出的交叉项。关于政府支出的测度，由于本文使用的基础数据来源于 CFPS 的调查数据，该调查问卷未涉及政府支出指标，因此使用《中国统计年鉴》中政府财政支出占 GDP 的比重进行测度。模型还加入了家庭层面和地区层面的控制变量，并控制了省份和年份固定效应，其他变量的含义与模型（4）相同。

表 10 为政府支出对户主年龄和家庭储蓄率的调节效应的回归结果，采用 OLS 模型进行回归。其中第（1）列仅加入了核心解释变量，第（2）～（4）列加入了控制变量，第（5）～（7）列控制了年份和省份固定效应。可以看出，年龄对储蓄率的影响依然呈现 U 型特征，政府财政支出对储蓄率的影响为负向，即随着政府支出增加，居民的私人储蓄会下降。年龄和财政支出交叉项的系数显著为正，年龄平方与财政支出交叉项的系数显著为负，参考施炳展和齐俊妍(2011)、张祥建等(2015)、钟昌标等(2015)以及李长英、赵忠涛(2020)，对系数进行解释。

根据表 10 第（5）列可知，户主年龄与财政支出占比交叉项的系数值约为 0.0771，户主年龄平方与财政支出占比交叉项的系数值约为-0.000534，且都在统计学意义上显著。该结果意味着假设 3 得到了验证，即政府支出会弱化户主年龄和家庭储蓄率之间的关系。说明当户主年龄较小时，政府支出的增长会减弱户主年龄对家庭储蓄率的负向影响；而当户主年龄较大时，政府支出的提高会抑制户主年龄对家庭储蓄率的促进作用。本文重点关注老年人储蓄，上述分析表明政府支出的增加会抑制老年人随年龄增长而增加储蓄的现象。

表 10 政府支出对户主年龄和家庭储蓄率的调节效应分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	储蓄率 1 ^①	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3
年龄	-0.852 (0.532)	-2.352*** (0.596)	-2.012*** (0.520)	-2.085*** (0.580)	-2.516*** (0.618)	-1.913*** (0.540)	-2.273*** (0.603)
年龄平方	0.00981*	0.0177***	0.0179***	0.0158***	0.0189***	0.0167***	0.0173***

① 本文也采用储蓄率 2 和储蓄率 3 对核心解释变量进行回归，发现年龄和储蓄率之间呈现 U 型关系。由于篇幅限制，仅列出了储蓄率 1 的结果。

	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.006)
财政支出占比	-1.919** (0.769)	-2.150*** (0.617)	-1.814*** (0.570)	-1.892*** (0.576)	-2.597*** (0.712)	-1.850*** (0.655)	-2.439*** (0.649)
年龄*财政支出占比	0.0500* (0.030)	0.0671*** (0.024)	0.0620*** (0.022)	0.0610*** (0.023)	0.0771*** (0.025)	0.0616*** (0.023)	0.0722*** (0.024)
年龄平方*财政支出占比	-0.000352 (0.003)	-0.000438* (0.000)	-0.000481** (0.000)	-0.000402* (0.000)	-0.000534** (0.000)	-0.000469** (0.000)	-0.000511** (0.000)
控制变量	否	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	否	否	否	否	是	是	是
年份固定效应	否	否	否	否	是	是	是
观测值	27678	27678	27678	27678	27678	27678	27678
R ²	0.011	0.239	0.207	0.268	0.245	0.214	0.277

(二) 政府支出调节效应的中介传导路径分析

以上部分讨论了政府支出对户主年龄和家庭储蓄率之间关系的调节效应，那么政府支出调节作用的中介传导路径是什么呢？本文认为税收负担是重要的传导路径之一。理论分析表明，政府支出会通过通过对税收负担产生影响，从而影响家庭的储蓄行为。该部分使用有中介的调节模型分析政府支出调节效应的传导路径。参考温忠麟、叶宝娟（2014）、张祥建等（2015）对中介效应的检验方法，采用逐步回归法来进行中介效应检验，具体分为三个步骤：第一，通过模型（10），检验主要解释变量（政府支出）对被解释变量（家庭储蓄率）的显著性；第二，根据模型（11），检验主要解释变量对中介变量（税收负担）的显著性；第三，在模型（12）中同时加入主要解释变量和中介变量，检验中介变量对被解释变量的显著性^①。如果上述三个步骤的检验结果均显著，则中介效应显著。具体模型如下所示：

$$save_rate_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 age_{ijt} + \delta_2 age_{ijt}^2 + \delta_3 caizheng_{jt} + \delta_4 age_{ijt} \cdot caizheng_{jt} + \delta_5 age_{ijt}^2 \cdot caizheng_{jt} + \delta_6 Family_{ijt} + \delta_7 Provcd_{jt} + \theta_j + \zeta_{ijt} \quad (10)$$

$$tax_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 age_{ijt} + \gamma_2 age_{ijt}^2 + \gamma_3 caizheng_{jt} + \gamma_4 age_{ijt} \cdot caizheng_{jt} + \gamma_5 age_{ijt}^2 \cdot caizheng_{jt} + \gamma_6 Family_{ijt} + \gamma_7 Provcd_{jt} + \theta_j + \kappa_{ijt} \quad (11)$$

$$save_rate_{ijt} = \varphi_0 + \varphi_1 age_{ijt} + \varphi_2 age_{ijt}^2 + \varphi_3 caizheng_{jt} + \varphi_4 tax_{ijt} + \varphi_5 tax_{ijt} * middle_{ijt} + \varphi_6 tax_{ijt} * old_{ijt} + \varphi_7 age_{ijt} \cdot caizheng_{jt} + \varphi_8 age_{ijt}^2 \cdot caizheng_{jt} + \varphi_9 Family_{ijt} + \varphi_{10} Provcd_{jt} + \theta_j + \epsilon_{ijt} \quad (12)$$

其中， tax_{ijt} 表示家庭税收负担，数据来自 CFPS2012 年问卷中“家庭上交政府的税费”这一问题。由于 CFPS 问卷中只有 2012 年对该问题进行了统计，所以上述模型仅采用 2012 年的数据进行分析。税收负担采取两种测度方式，税收负担 1 为家庭人均税费的对数，税收负担 2 为家庭上交政府的税费占可支配收入的比重。我们还对极端值进行了处理，删除了税费小于 0 或大于 2 万元的 家庭。模

^① 逐步回归法的第二步和第三步实际上是在检验与中介变量有关的系数乘积的显著性，通过依次检验两个步骤中的系数来间接进行。除了该方法外，还可从统计量角度来检验系数乘积的显著性。通过比较现有方法可知，用偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 法或者有先验信息的 MCMC 法计算系数乘积的置信区间比 Sobel 法得到的置信区间更精确，有更高的检验力（温忠麟和叶宝娟，2014）。结合现有文献，本文采用多数文献所推荐的非参数百分位 Bootstrap 法对系数乘积进行检验。结果显示 Bootstrap 检验结果均在 5% 的水平上显著，置信区间不包括 0，该结果证实了存在税收负担的中介效应。限于篇幅，本文未给出 Bootstrap 检验结果，如需要可向作者索取。

型（12）还加入了中年家庭和老年家庭的虚拟变量，分析税收负担对不同年龄阶段家庭储蓄率的影响。其他变量含义与模型（4）和模型（5）相同。

模型（10）用来检验政府支出与家庭储蓄率的关系，重点是分析 δ_3 的显著性。表 11 第（1）列结果显示，政府支出对家庭储蓄率 1 的影响系数为-1.958，在 10%的统计学水平上显著，说明政府支出会对家庭储蓄率产生负向影响。模型（11）用来分析政府支出占比与家庭税收负担的关系，重点是分析 γ_3 的显著性。表 11 第（2）（3）列结果显示，政府支出对税收负担 1 和税收负担 2 的影响系数分别为 0.170 和 0.042，且均在 10%的统计学水平上显著，说明政府支出会对税收负担产生正向影响。模型（12）用来检验家庭税收负担在政府支出调节作用中的中介传导作用，重点对老年家庭进行分析，关键要看 φ_6 的显著性。表 11 第（4）（5）列结果显示，税收负担 1 对青年家庭、中年家庭和老年家庭储蓄率的影响系数分别为 2.626、0.211 和-0.090，税收负担 2 对青年家庭、中年家庭和老年家庭储蓄率的影响系数分别为 1.966、-2.960 和-2.967，其中税收负担对老年家庭储蓄率的影响均在统计学意义上显著，说明税收负担的增加会对老年家庭储蓄率产生抑制作用，同时会对年轻家庭产生促进作用。

综合上述回归结果可知，财政支出的增加会加剧家庭税收负担，而税收负担的加重会对老年家庭储蓄率产生抑制作用，对年轻家庭的储蓄率会产生促进作用。具体来看，对老年家庭来说，政府支出的增加会通过税收负担对家庭储蓄率产生抑制作用，从而降低户主年龄与家庭储蓄率之间的正相关关系；对年轻家庭来说，政府支出的增加会通过税收负担对家庭储蓄率产生促进作用，从而弱化户主年龄与家庭储蓄率之间的负相关关系。这验证了假设 3，即政府支出会对户主年龄和家庭储蓄率之间的关系产生负向的调节效应，且税收负担是一个重要的中介传导路径。

表 11 政府支出调节效应的中介传导路径

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	储蓄率 1	税收负担 1	税收负担 2	储蓄率 1	储蓄率 1
年龄	-1.324 (1.551)	-0.023 (0.031)	-0.001 (0.023)	-1.179 (1.555)	-1.136 (1.554)
年龄平方	0.00801 (0.014)	0.0002 (0.000)	-0.00002 (0.000)	0.007 (0.014)	0.006 (0.014)
财政支出占比	-1.958 [*] (1.087)	0.170 [*] (0.091)	0.042 [*] (0.023)	3.721 (3.650)	4.103 (3.640)
年龄*财政支出占比	0.0426 (0.067)	0.001 (0.002)	0.0001 (0.001)	0.043 (0.068)	0.041 (0.067)
年龄平方*财政支出占比	-0.0002 (0.001)	-0.00001 (0.000)	-0.00002 (0.000)	-0.0002 (0.001)	-0.0002 (0.001)
税收负担 1				2.626 [*] (1.405)	
税收负担 1*中年家庭				-2.415 (1.709)	
税收负担 1*老年家庭				-2.716 [*] (1.539)	
税收负担 2					1.966 (2.028)

税收负担 2*中年家庭					-4.926** (2.051)
税收负担 2*老年家庭					-4.933* (2.737)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	5132	5132	5132	5132	5132
R ²	0.279	0.176	0.153	0.279	0.282

七、结论与展望

本文采用 CFPS 数据，实证发现了家庭储蓄率和户主年龄之间存在 U 型关系，证实了“老年人储蓄之谜”的存在。随后，本文对“老年人储蓄之谜”的动机进行了实证分析，发现老年人在赠与动机、健康和长寿动机、应对不确定性的未雨绸缪动机的驱动下，会产生提高家庭储蓄率的行为。进一步地，本文分析了政府支出是否会对户主年龄和家庭储蓄率之间的关系发挥调节作用，实证发现政府支出的增加会弱化户主年龄对家庭储蓄率的 U 型关系，且该调节作用可以通过家庭税收负担这一中介传导路径实现。

对中国“老年人储蓄之谜”的解释和讨论与目前国内学术界热议的“中国是否能迎来第二次人口红利”（耿志祥、孙祁祥，2017；蔡昉，2020）问题密切相关。中国近几十年经济持续快速增长已经成为一个世界“奇迹”。在探讨中国为什么能够创造经济增长“奇迹”的时候，很多人认为人口红利的影响是一个至关重要的原因，人口红利也因此和中国经济持续增长的前景联系在了一起。按照第一次人口红利的定义，劳动年龄人口规模越大、占全部人口比重越高、增长速度越快，则潜在的储蓄能力越强，在其他条件不变的情况下，就会产生高储蓄率。然而，如果按照这个逻辑推演下去，当劳动年龄人口增长率减缓乃至绝对数量下降，老龄化程度进入到一个更高的阶段的时候，则会出现储蓄率下降的情形。正如所预测的那样，人口占比从 2015 年开始不再下降，继而迅速上升，老龄化程度显著提高，这个有利于储蓄的人口条件可能会失去。因此，虽然目前学术界和政府决策部门都在担心储蓄率过高的问题，但是在不久的将来，问题就变为在老龄化社会如何保持经济持续增长所需要的储蓄水平。

但本文结论表明，老年人在退休后仍然会增加储蓄。关于老年人储蓄动机的分析表明，在人口老龄化的条件下，人们生产、消费和储蓄行为逐渐建立在一个崭新的预期之上，为养老做准备的未雨绸缪等心理，会诱导出新的储蓄动机，形成一个新的储蓄来源，这被称为有别于前述意义上的“第二次人口红利”。这表明在老龄化逐渐加速的背景下，居民储蓄并不会出现大幅下降，老龄化社会仍可以保持与经济持续增长相对应的储蓄能力。同时，政府支出会弱化老年人高储蓄现象，老年人储蓄行为较易受到税收负担的负向冲击。这表明需要提高老年人平滑消费的能力，降低外部因素对其财富的不利冲击。除此之外，不容忽视的是，在应对人口老龄化问题上，我国依然面临着诸多挑战。这类挑战可以分别从第一次人口红利的过早消失、第二次人口红利开发面临的困难以及养老资源不足等方面进行考察，这些问题值得进行深入的研究。

参考文献：

- 蔡昉，2009：《未来的人口红利——中国经济中增长源泉的开拓》，《中国人口科学》第1期。
 蔡昉，2020：《如何开启第二次人口红利？》，《国际经济评论》第2期。
 昌忠泽，2018：《人口老龄化的经济影响——对文献的研究和反思》，《财贸研究》第2期。
 陈健 黄少安，2013：《遗产动机与财富效应的权衡：以房养老可行吗？》，《经济研究》第9期。

- 甘犁 赵乃宝 孙永智, 2018: 《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》, 《经济研究》第 12 期。
- 耿志祥 孙祁祥, 2017: 《人口老龄化、延迟退休与二次人口红利》, 《金融研究》第 1 期。
- 何兴强 史卫, 2014: 《健康风险与城镇居民家庭消费》, 《经济研究》第 5 期。
- 黄少安 孙涛, 2005: 《非正规制度、消费模式和代际交叠模型——东方文化信念中居民消费特征的理论分析》, 《经济研究》第 4 期。
- 康书隆 余海跃 刘越飞, 2017: 《住房公积金、购房信贷与家庭消费——基于中国家庭追踪调查数据的实证研究》, 《金融研究》第 8 期。
- 况伟大 王湘君 葛玉好, 2018: 《老龄化、遗产动机与房价》, 《中国软科学》第 12 期。
- 李长英 赵忠涛, 2020: 《技术多样化对企业创新数量和创新质量的影响研究》, 《经济学动态》第 6 期。
- 李广众, 2005: 《政府支出与居民消费: 替代还是互补》, 《世界经济》第 5 期。
- 李婧 许晨辰, 2020: 《家庭规划对储蓄的影响: “生命周期”效应还是“预防性储蓄”效应?》, 《经济学动态》第 8 期。
- 李蕾 吴斌珍, 2014: 《家庭结构与储蓄率 U 型之谜》, 《经济研究》第 S1 期。
- 李雪松 黄彦彦, 2015: 《房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率》, 《经济研究》第 9 期。
- 李涛 方明 伏霖 金星晔, 2019: 《客观相对收入与主观经济地位: 基于集体主义视角的经验证据》, 《经济研究》第 12 期。
- 李雅娟 张川川, 2018: 《认知能力与消费: 理解老年人口高储蓄率的一个新视角》, 《经济学动态》第 2 期。
- 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》, 《经济研究》第 11 期。
- 饶晓辉, 2020: 《被遗忘的生产者: 政府支出的宏观效应》, 《财政研究》第 3 期。
- 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》, 《金融研究》第 3 期。
- 施炳展 齐俊妍, 2011: 《金融发展、企业国际化形式与贸易收支》, 《世界经济》第 5 期。
- 汤凤林 雷鹏飞, 2014: 《收入差距、居民幸福感与公共支出政策——来自中国社会综合调查的经验分析》, 《经济学动态》第 4 期。
- 陶涛 王楠麟 张会平, 2019: 《多国人口老龄化路径同原点比较及其经济社会影响?》, 《人口研究》第 5 期。
- 万广华 史清华 汤树梅, 2003: 《转型经济中农户储蓄行为: 中国农村的实证研究》, 《经济研究》第 5 期。
- 汪伟 吴坤, 2019: 《中国城镇家庭储蓄率之谜——基于年龄-时期-组群分解的再考察》, 《中国工业经济》第 7 期。
- 温忠麟 叶宝娟, 2014: 《中介效应分析: 方法和模型发展》, 《心理科学进展》第 5 期。
- 尹志超 张诚, 2019: 《女性劳动参与对家庭储蓄率的影响》, 《经济研究》第 4 期。
- 张祥建 徐晋 徐龙炳, 2015: 《高管精英治理模式能够提升企业绩效吗?——基于社会连带关系调节效应的研究》, 《经济研究》第 3 期。
- 赵昕东 王昊 刘婷, 2017: 《人口老龄化、养老保险与居民储蓄率》, 《中国软科学》第 8 期。
- 钟昌标 黄远浙 刘伟, 2015: 《外资进入速度、企业异质性和企业生产率》, 《世界经济》第 7 期。
- Ahmed, S.(1986), “Temporary and permanent government spending in an open economy”, *Journal of Monetary Economics* 17:197-224.
- Amano, R. A. & T. S. Wirjanto(1997), “Intratemporal substitution and government spending”, *American Review of Economic and Statistics* 79(4):605-609.
- Banerjee, A. et al(2010), “The life cycle model and household savings: Micro evidence from urban china”, Working Paper, Yale University.
- Banks, J. et al(2006), “Disease and disadvantage in the United States and in England”, *Journal of the American Medical Association* 295(17):2037-2045.
- Bussiere, M. et al(2013), “Understanding household savings in China: The role of the housing market and borrowing constraints”, MPRA Working Paper, No. 44611.

- Chamon, M. & E. Prasad(2010), “Why are saving rates of urban households in China rising”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(1):93-130.
- Chamon, M. et al(2013), “Income uncertainty and household saving in China”, *Journal of Development Economics* 105:164-177.
- Choukhmane, T. et al(2013), The one-child policy and household savings, CEPR Discussion Paper Series.
- Danziger, S. et al(1983), “The life-cycle hypothesis and the consumption behavior of the elderly”, *Journal of Post Keynesian Economics* 5(2):208-227.
- Devereux, M. B. et al(1996), “Monopolistic competition, increasing returns, and the effects of government spending”, *Journal of Money, Credit and Banking* 28(2):233-254.
- Dynan, K. E. et al(2004), “Do the rich save more”, *Journal of Political Economy* 112(2):397-444.
- Edwards, J. R. & L. S. Lambert(2007), “Methods for integrating moderation and mediation: A general analytical framework using moderated path analysis”, *Psychological Methods* 12:1-22.
- Futagami, K. & T. Nakajima(2001), “Population aging and economic growth”, *Journal of Macroeconomics* 23(1):31-44.
- Frederick, S.(2005), “Cognitive reflection and decision making”, *Journal of Economic Perspectives* 19(4):25-42.
- Ho, T.(2002), “The government spending and private consumption: A panel cointegration analysis”, *International Review of Economics and Finance* 10(1):95-108.
- Kim, S. & J. W. Lee(2007), “Demographic changes, saving, and current account in East Asia”, *Asian Economic Papers* 6(2):22-53.
- Laitner, J. & A. Sonnega(2010), “Intergenerational transfers in data from the health and retirement study”, Michigan Retirement Research Center Working Paper, No. WP238.
- Leland, H. E.(1968), “Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving”, *Quarterly Journal of Economics* 82(2):465-473.
- Li, X. et al(2012), “Demographic change, savings, investment and economic growth”, *The Chinese Economy* 45(2):5-20.
- Mirer, T. W.(1979), “The wealth-age relation among the aged”, *American Economic Review* 69(3):435-443.
- Modigliani, F. & S. Cao(2004), “The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis”, *Journal of Economic Literature* 42:145-170.
- Nardi, M. D. et al(2009), “Life expectancy and old age saving”, *The American Economic Review* 99(2):110-115.
- Romer, P. M.(1986), “Increasing returns and long run growth”, *Journal of Political Economy* 94: 1002-1037.
- Rosenzweig, Mark. & J. Zhang(2014), “Co-residence, life-cycle savings and inter-generational support in urban China”, Economic Growth Center Working Paper, No. 1039, Yale University.

Saving Motivation and the Elderly Savings Puzzle:

An Analysis on the moderating effect of government expenditure

Abstract: Based on the data of the data of the China Family Panel Studies (CFPS) from 2010 to 2018, this paper finds that there is a U-shaped relationship between the age of household head and the household savings rate in China, which is inconsistent with the life-cycle hypothesis. Among them, the elderly will increase their family savings with the increase of age, and there is the phenomenon of “elderly savings puzzle”. Then, from the perspective of saving motivation, this paper explains the “elderly savings puzzle” phenomenon. It is found that the elderly, driven by the motivation of giving, health and longevity, and proactive motivation to cope with uncertainty, will have the behavior of increasing household saving rate. Furthermore, this paper analyzes whether government expenditure, an external social factor, plays a moderating role in the relationship between household head age and household savings rate. The results show that the government expenditure has a negative regulating effect on the relationship between the age of household head and the household savings rate. The

behavior that the elderly increase savings with the increase of age will be inhibited. And the tax burden is an important mediating conduction path of this moderating effect.

Keywords: Elderly Savings Puzzle; Saving Motivation; Government Expenditure