

# 老年低消费的解决之道：从消费—劳动 “双低”到“双高”均衡

易 祯, 朱 超

(首都经济贸易大学 金融学院, 北京 100070)

**摘要:** 中国微观和全球宏观数据显示, 老年人口的储蓄率论有所偏离, 意味着老龄化会进一步导致消费萎缩。文章构建跨期决策模型发现, 当总效用不变时, 消费可以被闲暇替代, 家庭决策存在“低消费、低劳动”和“高消费、高劳动”两种均衡。当对最低劳动施加约束时, 老年人会从“双低”均衡转向“双高”均衡。经验证据支持了理论结论: (1) 老年家庭的消费—闲暇替代弹性约为 3, 表明当相对价格变化 1 个百分点时, 消费和闲暇的相对比例将变化约 3 个百分点。(2) 当消费—闲暇替代弹性上升 1 时, 储蓄率上升 6.73 个百分点。2016—2019 年间, 老年家庭这一弹性平均每年上升 0.86, 对应储蓄率每年上升 5.80 个百分点。(3) 在考虑了预防性动机、长寿动机和遗赠动机等竞争性解释后, 消费—闲暇替代仍可以解释老年人的高储蓄。总的来说, 文章的理论意义在于从消费—闲暇替代关系中解释了老年人消费—劳动的“双低”均衡。基于此, 文章认为, 释放老年群体劳动潜力, 实施延迟退休年龄政策, 有利于从“双低”均衡转向“双高”均衡, 实现消费和劳动供给双重稳定。

**关键词:** 消费—闲暇替代; 跨期替代; 老年人口; 高储蓄

**中图分类号:** F8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2024)02-0063-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20231121.301

## 一、引 言

党的二十大报告指出, 要“着力扩大内需, 增强消费对经济发展的基础性作用和投资对优化供给结构的关键作用”。2022 年 12 月 15 日, 中共中央、国务院印发了《扩大内需战略规划纲要(2022—2035 年)》。消费和投资是决定经济发展和经济结构调整的重要内生变量。家庭层面的储蓄消费行为将映射到国家层面, 进而引起国家总量消费和投资的改变。因此, 在老龄化背景下, 理解老年群体的消费和储蓄特征尤为重要。

理论上, 老年时期应表现出“高消费、低储蓄”的特征。生命周期理论认为, 中年时期的储蓄用以退休后消费, 老年时期应为负储蓄。储蓄率在生命周期内应表现为倒“U”形特征 (Modigliani 和 Brumberg, 1954)。这一结论在欧美国家数据中得到了验证。然而, 经验证据却显示, 在亚洲大部分地区, 人们在退休后似乎不会降低储蓄率, 老年群体的消费要远低于理论预测结果。微观层面, 针对中国家庭层面的研究结果显示, 家庭储蓄率与户主年龄之间存在正“U”形关系 (汪伟和吴坤, 2019; 昌忠泽和姜珂, 2021)。宏观层面, 中国国家统计局公布的数据和

收稿日期: 2023-04-06

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(72103145); 国家自然科学基金面上项目(71873092)

作者简介: 易 祯(1992—), 女, 四川宜宾人, 首都经济贸易大学金融学院副教授, 硕士生导师;

朱 超(1974—)(通讯作者), 男, 安徽庐江人, 首都经济贸易大学金融学院教授, 博士生导师。

2022年《世界人口展望》统计数据显示,2000—2020年间,中国整体平均预期寿命从71.40岁上升至77.93岁,中位数年龄也从28.9岁上升至37.4岁,人口年龄重心整体向高年龄段位移动。同时,全国人均储蓄率(1—人均消费支出/人均可支配收入)从21.69%上升到34.11%。这一偏离生命周期理论的储蓄消费行为可能带来两方面后果。第一,老年人低消费会引发经济陷入低增长循环。从需求端看,老年人的低消费倾向会降低产品需求。从供给端看,老年人的低劳动供给会导致产出下降。产品市场供需均衡时产出水平更低。产出下降时,老年群体的投资收入会下降,这将进一步拉低消费,降低需求,使经济陷入低增长循环。第二,老年人高储蓄可能会通过风险厌恶渠道改变资本市场结构。经验证据显示,老年群体的风险厌恶程度更高。那么,老年群体的高储蓄将导致无风险和低风险资产需求增加,高风险资产需求下降,这将改变资本市场结构。

如果老年群体的低消费和高储蓄现象真实存在且会影响经济均衡,那么应如何解释和应对这一偏离理论分析的现象?本文研究的问题即是:老年人的储蓄和消费行为是否符合生命周期规律?若不符,如何解释?如何应对?具体地,本文着力回答以下三个问题:

第一,老年人口的储蓄消费行为是否一定程度偏离了生命周期规律?与这一问题密切相关的文献用不同数据和不同方法探究了储蓄率的生命周期规律,但没有得出一致结论。一部分文献发现,储蓄率随年龄表现为倒“U”形特征,符合生命周期规律。进入老年时期,人们不再提供劳动获得收入,而是消耗中年时期的储蓄,储蓄率会随年龄增长而下降(Attanasio, 1998; Gibson 和 Scobie, 2001; Kim 和 Lee, 2007)。但另一部分经验证据显示,储蓄率随年龄表现为正“U”形特征,不符合生命周期规律。老年人表现出高储蓄特征,谓之“老年储蓄之谜”,即在同样的收入水平上,老年人可能花费得更少(Mirer, 1979; Danziger 等, 1982),储蓄率表现出中年人较低、少年和老年人较高的特点(Chamon 和 Prasad, 2010; Chamon 等, 2013; Rosenzweig 和 Zhang, 2014; 汪伟和吴坤, 2019)。为回答上述问题,本文基于中国家庭和全球数据分析老年人的储蓄行为。具体地,采用2010—2018年中国家庭追踪调查(CFPS)和2013—2019年中国家庭金融调查(CHFS)微观数据,以及全球120个国家1960—2021年的宏观数据,验证储蓄率与年龄的关系。研究发现,生命周期内储蓄率表现为正“U”形规律。这与生命周期规律相悖,在文献中也被称为“老年储蓄之谜”。

第二,如何解释老年群体的储蓄消费行为偏离生命周期规律?针对这一现象,现有文献已经展开的讨论包括:(1)预防性动机。出于平滑消费的动机,家庭会为了应对未来不确定性而储蓄,形成预防性储蓄(Boar, 2021)。由于中国社会保障体系尚待完善,预防性储蓄就成为老年人应对不确定性的重要手段(Li 等, 2012; Chamon 等, 2013; İmrohoroğlu 和 Zhao, 2018)。尤其是当健康风险成为老年人面临的主要风险时,预防性动机就成为解释老年人高储蓄的首要因素(杨继生和邹建文, 2021)。(2)长寿动机。当预期寿命延长后,家庭需要增加更多储蓄以供未来消费使用(昌忠泽和姜珂, 2021; Bárány 等, 2023)。(3)遗赠动机。当老人希望给后代留有遗产时,遗赠动机会促使老年人储蓄更多(Rosenzweig 和 Zhang, 2014; 昌忠泽和姜珂, 2021)。(4)认知能力。老年群体的认知能力较低,难以适应科技进步带来的新消费模式,消费较低造成储蓄率较高(李雅娴和张川川, 2018; Buric 等, 2022)。(5)数据处理困难。在分析年龄与储蓄率的关系时,通常采用家庭数据,老中青三代混住导致难以了解真实的老年人决策情况(李蕾和吴斌珍, 2014)。区别于现有的研究视角,我们转换一个思路,从消费端出发来讨论高储蓄。现有文献已经从老年人的储蓄动机出发来对老年人储蓄率高于理论值进行解释。我们注意到,由于生理性因素(健康程度下降)和制度性因素(到了退休年龄),老年人拥有了更多的闲暇。闲暇也会带来

正效用,那么,当闲暇能够替代消费时,储蓄带来的消费下降就可以用闲暇上升来弥补。即对于老人来说,能够闲下来,少花点钱也很满足。因此,当消费可以用闲暇来替代时,老年人的储蓄率会更高。

关于消费和闲暇关系的研究主要有两个视角。(1)闲暇上升引起劳动供给下降,收入下拉低消费。闲暇对消费的影响表现为收入效应(魏翔和惠普科,2007)。(2)闲暇可以看作是普通消费品,尤其是闲暇中包含的旅游、娱乐等内容,可视为其他商品的替代。当闲暇上升时,其他消费会下降。闲暇对消费的影响表现为替代效应(Arrow和Dasgupta,2009)。Eichenbaum等(1988)在一个消费与闲暇不可分的效用函数中,讨论了消费与闲暇之间的替代关系。本文从消费和闲暇的替代关系出发解释老年群体的储蓄消费行为,其逻辑是:老年人拥有更多的闲暇,如果消费可以用闲暇来代替,或者说将闲暇视为一类特殊的消费品,那么老年人可以通过增加闲暇来抵消部分当前消费,从而提高储蓄率。理论层面,我们建立了一个代表性主体的跨期决策模型,探究消费—闲暇替代对储蓄率的影响,并讨论其中的机制。理论模型发现,总效用不变时,如果消费可以用闲暇来替代,那么家庭决策存在两种均衡:一种是“低消费、低劳动”,另一种是“高消费、高劳动”。当闲暇带来的效用可以弥补降低消费造成的效用损失时,退休后的老年人将选择“双低”均衡。其机制是:当消费可用闲暇来替代时,消费效用下降可以用增加闲暇来弥补,由于储蓄而降低的当前消费所要求的补偿额下降,跨期替代弹性上升,家庭将更偏好未来消费,储蓄率上升。理论模型中隐含了均衡的转换机制。对于家庭而言,更愿意选择“低消费、低劳动”,经济不会自发地转向“高消费、高劳动”均衡。只有当对最低劳动施加额外约束时,老年人才会从“双低”均衡转向“双高”均衡。因此,“双低”均衡是稳定的均衡,而“双高”均衡是不稳定的均衡。这要求政策持续发力,刺激老年人供给劳动来维持“双高”均衡,推动经济增长。经验层面,我们用2010—2018年CFPS数据和2013—2019年CHFS数据验证了消费和闲暇的关系,从消费—闲暇替代关系出发解释储蓄率。结果显示,老年家庭的消费—闲暇替代弹性更高,更加偏好闲暇。在考虑了预防性动机、长寿动机和遗赠动机三个竞争性解释后,消费—闲暇替代仍然能够解释储蓄率。

第三,政策意义上,如何转换中国老龄化伴随的“低劳动、低消费”状态?本文的理论模型和经验证据发现,随着老龄化的加深,经济易陷入“低消费、低劳动”的“双低”均衡。模型中揭示的均衡调整机制是,对于老人来说,消费和闲暇是可替代的,当选择更多闲暇时,消费自然会降低。因此,政策需引导和激发老年群体的劳动潜力,释放供给劳动的动力,以此来激发老年群体的消费需求,将经济推向“高消费、高劳动”的“双高”均衡。这是本文研究的政策含义所在。

本文的边际贡献在于:第一,着眼于消费和闲暇的替代关系,从理论上揭示了老年群体储蓄率高的原因,提供了老年群体由被动储蓄向主动储蓄转换的证据,为解释“老年储蓄之谜”提供了新的视角。第二,本文发现老年群体易陷入“低消费、低劳动”的“双低”均衡,且不会自发转向“双高”均衡。这要求政策持续释放老年群体劳动潜力,提升消费动力,以维持“双高均衡”,实现消费和劳动的双重稳定。第三,本文的政策含义在于,为应对老龄化社会的“双低”均衡,政策需转变引导劳动供给的思路。当劳动供给下降从被动下降(到达退休年龄)转化为主动下降(替换消费)时,政策需引导和激发供给劳动的主观意愿。

## 二、老年人高储蓄:事实与证据

(一)数据、模型和变量说明。本文使用的微观数据来自中国家庭层面调查数据,包括北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的2014—2018年CFPS数据,以及

2015—2019年CHFS数据。宏观数据来自120个国家1960—2021年世界银行WDI数据库和联合国WPP数据库。为剔除极端值的影响,本文去掉了1%分位数以下和99%分位数以上的样本。

我们建立实证模型来考察储蓄率与年龄的关系。被解释变量为储蓄率。解释变量包含两类:一类是主要解释变量,即年龄变量,包括一次项和二次项,用于捕捉储蓄率与年龄的非线性关系;另一类是其他控制变量,控制其他影响储蓄率的因素。实证模型为:

$$s_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 age_{it} + \alpha_2 age_{it}^2 + X_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (1)$$

其中, $s_{it}$ 为第*i*个主体在时间*t*的储蓄率, $age_{it}$ 为年龄, $X_{it}$ 为控制变量矩阵; $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ 为常数项和年龄变量系数, $\beta$ 为控制变量参数向量; $\mu_i$ 为个体异质性,控制不可观测的个体差异; $\lambda_t$ 表示时间固定效应,控制与时间相关的变量; $v_{it}$ 为随机扰动项。本文分别采用微观家庭和宏观国家数据估计式(1)。具体变量设定与代理变量选取如下:

1. 储蓄率 $s_{it}$ 。参考昌忠泽和姜珂(2021)的研究,根据储蓄率的定义,本文采用(1-消费/可支配收入)来计算。微观层面,家庭消费和家庭可支配收入为家庭全年支出和收入,采用CFPS数据库中的 $total\ family\ expenditure$ 和 $fincome2$ 指标以及CHFS数据库中的 $total\ consumption$ 和 $total\ income$ 指标来计算储蓄率。宏观层面,采用世界银行世界发展指标(WDI)数据库中的 $Gross\ domestic\ savings(\%\ of\ GDP)$ 指标来度量。

2. 年龄 $age_{it}$ 及其二次项。微观视角下,参考汪伟和吴坤(2019)以及昌忠泽和姜珂(2021)的变量设定,采用户主年龄作为代理变量。为剔除极端值的影响,仅保留户主年龄在25—85岁之间的样本。宏观视角下,采用国家平均年龄和中位数年龄作为代理变量,其中平均年龄根据WDI数据库中的人口分组数据估算,中位数年龄来自世界银行世界人口展望(World Population Prospects 2022, WPP)中的 $Median\ Age$ 指标。

3. 控制变量 $X_{it}$ 。我们从三个角度寻找影响储蓄率的控制变量。第一,家庭决策问题。家庭决策包含效用函数和约束条件,效用函数中包含消费,约束条件中还包含收入、物价水平和投资收益率。考虑到储蓄与消费是此消彼长的关系,我们选择收入、物价水平和投资收益率作为控制变量。第二,其他可能影响储蓄的变量。从文献中我们观察到,家庭人口因素和教育因素都会影响储蓄率。因此,本文将人口年龄结构、受教育程度作为控制变量。第三,考虑到家庭决策具有时滞性,我们还加入了滞后期储蓄作为控制变量。

(二)估计结果。表1汇总了中国微观和全球宏观数据的基准估计结果。其中,列(1)—列(4)和列(5)—列(6)分别为微观数据和宏观数据估计结果。除全样本外,我们还估计了户主年龄为65岁以上样本的结果。篇幅所限,包含控制变量的估计结果参见工作论文。估计结果显示:(1)家庭层面,生命周期内储蓄率与年龄呈现出正“U”形关系。随着户主年龄增长,家庭储蓄率“由降转升”。我们计算了曲线拐点,发现户主年龄超过46岁以后,储蓄率会随年龄增长而上升。这在CFPS和CHFS数据库中均成立。(2)国家层面,储蓄率与国家平均年龄和中位数年龄也呈现出正“U”形关系。当国家平均年龄和中位数年龄分别超过38岁和37岁时,储蓄率会随年龄增长而上升。可以从消费和闲暇的替代关系角度来解释这一现象,当超过一定年龄后,如微观视角下户主年龄超过46岁以后,闲暇在效用函数中的权重逐渐增大。当消费可用闲暇来替代时,消费效用下降可以用增加闲暇来弥补。由于储蓄而降低的当前消费所要求的补偿额下降,跨期替代弹性上升,家庭将更加偏好未来消费,储蓄率上升。后文会通过理论模型和经验证据来对此进行验证。

表 1 年龄与储蓄率关系估计结果

解释变量	微观				宏观	
	CFPS		CHFS		(5)平均年龄	(6)中位数年龄
	(1)全样本	(2)65岁以上样本	(3)全样本	(4)65岁以上样本		
年龄	-0.0032** (0.0014)	-0.0259** (0.0117)	-0.0101** (0.0045)	-0.2677** (0.1306)	-2.4917*** (0.8160)	-1.0669** (0.5206)
年龄平方	0.0035** (0.0014)	0.0384** (0.0174)	0.0108** (0.0048)	0.2009** (0.1001)	3.2424*** (1.1697)	1.4277* (0.7853)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	17016	2601	8535	1844	1502	1502
调整的R <sup>2</sup>	0.1706	0.1670	0.6456	0.7483	-	-
F检验(P值)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-	-
Sargan检验	-	-	-	-	0.327	0.364
AR(1)	-	-	-	-	0.000	0.000
AR(2)	-	-	-	-	0.265	0.312

注:(1)括号内为异方差稳健标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示回归系数在1%、5%和10%的水平上显著。(2)用动态面板SYS-GMM估计时,采用滞后2-4期储蓄率作为滞后1期储蓄率 $s_{it-1}$ 的工具变量。Sargan和AR(2)检验显示,动态面板回归结果中不存在过度识别和二阶序列相关问题。(3)下表统同。

### 三、老年人高储蓄的理论解释:消费和闲暇可替代

(一)储蓄决策模型。我们在一个代表性家庭的跨期决策中探究储蓄决策问题,进而解释老年人高储蓄的原因。假设家庭在每一时期 $t$ 决策以最大化终生效用。瞬时效用函数中包含消费 $c_t$ 和闲暇 $l_t$ ,那么终生效用可以表示为:

$$U_t = E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t) \quad (2)$$

其中, $E_0$ 为期望算子, $\beta$ 为主观贴现因子, $u(\cdot)$ 为瞬时效用函数。家庭决策受约束于:

$$c_t + a_{t+1} = w_t(1 - l_t) + R_t a_t \quad (3)$$

式(3)中左边为支出,包括 $t$ 期消费 $c_t$ 和 $t+1$ 期投资 $a_{t+1}$ ;右边为收入,包括工资收入和投资收益。可以看出,闲暇的价格是工资 $w_t$ 。

式(2)和式(3)的决策问题中隐含了关于消费、闲暇和劳动的两层假设:第一,闲暇是一种特殊的消费。一方面,闲暇会带来满足,体现出正效用;另一方面,闲暇会有成本,其价格或机会成本是工资水平。这两方面特征反映了闲暇是一种特殊的消费。第二,闲暇与劳动是此消彼长的关系。在经济学建模中,将人拥有的时间单位化为1,有恒等式“闲暇+劳动=1”成立。因此,式(3)中的 $1-l_t$ 就是劳动。从效用的角度看,消费和闲暇带来正效用,劳动带来负效用。从预算约束的角度看,消费和闲暇需要花费支出,而劳动则带来收入。

家庭对消费和闲暇进行决策,一阶条件为:

$$u_c(c_t, l_t) = \beta R_{t+1} u_c(c_{t+1}, l_{t+1}) \quad (4)$$

$$u_l(c_t, l_t) = w_t u_c(c_t, l_t) \quad (5)$$

储蓄率表示为:

$$s_t = 1 - \frac{c_t}{w_t(1 - l_t)} \quad (6)$$

式(4)–式(6)中隐含着消费–闲暇替代对储蓄率的双重效应。一方面,消费–闲暇替代会产生收入效应。当家庭用闲暇来替代消费时,闲暇上升导致工资收入( $w_t(1-l_t)$ )下降,消费水平( $c_t$ )也下降。另一方面,消费–闲暇替代会产生替代效应。当消费可用闲暇来替代时,消费下降带来的边际效用下降可以用闲暇带来的效用上升来弥补,如式(5)所示。

式(3)也隐含了闲暇是一种特殊消费品的假设。式(3)可重写为:

$$c_t + w_t l_t + a_{t+1} = w_t + R_t a_t \quad (7)$$

闲暇可看作是价格为  $w_t$  的消费品。我们将在不同效用函数设定中,探讨消费–闲暇替代与储蓄率的关系。

1. 消费和闲暇不可替代。我们首先假设消费和闲暇在效用函数中可分,即二者不可替代时的储蓄率和经济均衡。终生效用函数写为:

$$U_t = E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \frac{l_t^{1-\eta}}{1-\eta} \right] \quad (8)$$

其中,  $\gamma$  和  $\eta$  分别为消费和闲暇的相对风险厌恶系数,  $\gamma > 1, \eta > 1$ 。

式(8)对应的储蓄率为:

$$s_t = 1 - \frac{l_t^{\eta/\gamma}}{w_t^{1+1/\gamma} (1-l_t)} \quad (9)$$

式(9)显示,在不考虑消费和闲暇的替代关系时,家庭储蓄率取决于工资、劳动供给以及消费和劳动在效用函数中的曲率参数。

2. 消费和闲暇可替代且替代弹性恒定。进一步,我们考察消费和闲暇可替代且替代弹性恒定时的家庭储蓄率。家庭终生效用函数为:

$$U_t = E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \frac{(c_t^\alpha l_t^{1-\alpha})^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (10)$$

式(10)的效用函数表示消费和闲暇的跨期替代弹性系数恒为1。其中,  $\alpha$  表示消费的效用份额。

式(10)效用函数对应的储蓄率为:

$$s_t = 1 - \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{l_t}{1-l_t} \quad (11)$$

式(11)显示,家庭储蓄率不受工资和效用曲率参数的影响,而仅受闲暇(或劳动)和消费效用份额的影响。

我们在式(11)中考察消费与闲暇的替代关系对储蓄率的影响。由于消费与闲暇的替代弹性恒为1,因此我们考察消费的效用份额对储蓄率的影响。对式(11)中的  $\alpha$  求偏导数可得:

$$\frac{\partial s_t}{\partial \alpha} = -\frac{1}{(1-\alpha)^2} \frac{l_t}{1-l_t} \quad (12)$$

式(12)中,  $0 < \alpha < 1, l_t < 1$ , 因此有  $\partial s_t / \partial \alpha < 0$  恒成立。这表明消费的效用份额越高,家庭越倾向于消费,储蓄率会下降。这与直觉吻合。但形如式(12)的效用函数中,消费与闲暇的替代弹性恒为1,无法得出消费–闲暇替代弹性对储蓄率的影响。

3. 消费和闲暇可替代且替代弹性为常数。这里考察消费和闲暇的替代弹性为常数时,二者的替代弹性对储蓄率的影响。假设家庭终生效用为:

$$U_t = E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \frac{[\alpha c_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha)l_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{1-\gamma}{\sigma-1}}}{1-\gamma} \quad (13)$$

其中,  $\sigma > 1$  为消费与闲暇的替代弹性。式(13)对应的储蓄率为:

$$s_t = 1 - \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{-\sigma} w_t^{\sigma-1} \frac{l_t}{1-l_t} \quad (14)$$

从式(14)中我们发现:

$$\frac{\partial s_t}{\partial \alpha} = -\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{-\sigma-1} \frac{\sigma}{\alpha^2} \frac{w_t^{\sigma-1} l_t}{1-l_t} \quad (15)$$

$$\frac{\partial s_t}{\partial \sigma} = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{-\sigma} \frac{w_t^{\sigma-1} l_t}{1-l_t} \left[ \ln\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) + \frac{1-\sigma}{w_t} \right] \quad (16)$$

式(15)和式(16)中,  $\partial s_t / \partial \alpha < 0$  和  $\partial s_t / \partial \sigma > 0$  恒成立。即随着消费效用份额下降和消费-闲暇替代弹性上升, 储蓄率会上升。具体地, 当消费在效用函数中所占份额下降时, 消费下降会带来边际效用降低, 储蓄率上升; 当消费可以用闲暇来替代时, 随着替代弹性上升, 由于消费下降带来的效用下降可被闲暇弥补, 因此储蓄率上升。

对比式(9)和式(14)所示的储蓄率相对大小。假设  $\gamma = \eta$  且  $\alpha > 1/2$  时, 有:

$$\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) w_t^{-(1+1/\sigma)} < 1 \quad (17)$$

此时, 式(14)表示的储蓄率恒大于式(9)表示的储蓄率。这表明在考虑消费与闲暇替代后, 储蓄率会上升。

(二)机制分析: 跨期替代弹性。消费-闲暇替代弹性通过什么渠道决定了储蓄率? 储蓄决策中, 起决定性作用的因素是跨期替代弹性( $EIS$ )。这一参数描述了家庭对现在和未来的偏好程度。当  $EIS$  上升时, 人们会更加偏好未来, 带来储蓄率上升。 $EIS$  被描述为边际效用变化率引起的消费变化率改变的负弹性, 根据定义可将其写为:

$$EIS = -\frac{d \ln[c_{t+1}/c_t]}{d \ln[u'(c_{t+1})/u'(c_t)]} \quad (18)$$

根据式(18)的定义, 我们计算了效用函数式(8)、式(10)和式(13)对应的  $EIS$ :

$$EIS_1 = 1/\gamma \quad (19)$$

$$EIS_2 = 1/(\alpha\gamma - \alpha + 1) \quad (20)$$

$$EIS_3 = \sigma/[\alpha(\sigma\gamma - 1) + 1] \quad (21)$$

在效用函数中, 当消费的效用份额为 1, 闲暇的效用份额为 0, 即  $\alpha=1$  时, 式(20)和式(21)均退化为式(19)。

我们首先分析消费效用份额对  $EIS$  的影响。将式(20)和式(21)对  $\alpha$  求偏导数, 可得:

$$\frac{\partial EIS_2}{\partial \alpha} = -\frac{\gamma - 1}{(\alpha\gamma - \alpha + 1)^2} \quad (22)$$

$$\frac{\partial EIS_3}{\partial \alpha} = -\frac{\sigma(\sigma\gamma - 1)}{[\alpha(\sigma\gamma - 1) + 1]^2} \quad (23)$$

由于  $\gamma > 1$  且  $\sigma > 1$ , 那么有  $\sigma > 1/\gamma$ , 此时  $\partial EIS_1 / \partial \alpha < 0$  和  $\partial EIS_2 / \partial \alpha < 0$  恒成立。当消费效用份额  $\alpha$  下降时,  $EIS$  上升, 家庭更倾向于未来消费, 储蓄率更高。

进一步,我们也考察消费-闲暇替代弹性对  $EIS$  的影响。

$$\frac{\partial EIS_3}{\partial \sigma} = \frac{1 - \alpha}{[\alpha(\sigma\gamma - 1) + 1]^2} \quad (24)$$

式(24)表明,  $\partial EIS_3 / \partial \sigma > 0$ 。当消费和闲暇的替代弹性上升时,家庭更倾向于未来消费,储蓄率上升。

(三)均衡分析。这里将分析经济中可能存在的两种均衡。对于中年家庭,为了维系自身和家庭生存使这一时期的闲暇时间存在上限。对于老年家庭,闲暇时间的选择更加自由,可以根据自身偏好来选择消费或闲暇。那么,如果中年家庭的闲暇上限低于最优闲暇时,就存在角点解。此时,中年家庭和老年家庭的最优解存在分歧,经济出现多重均衡。

对于老年家庭而言,其消费和闲暇的均衡解为:

$$c_t = \frac{w_t + R_t a_t - a_{t+1}}{1 + \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha}\right)^{-\sigma} w_t^{1 - \sigma}} \quad (25)$$

$$l_t = \left(\frac{\alpha w_t}{1 - \alpha}\right)^{-\sigma} c_t \quad (26)$$

对于中年家庭而言,如果闲暇上限  $l^*$  低于式(26)所示的最优闲暇,那么其均衡为:

$$c_t = w_t + R_t a_t - a_{t+1} - w_t l^* \quad (27)$$

$$l_t = l^* \quad (28)$$

与中年家庭相比,老年家庭可以自由选择消费和闲暇,会降低消费和减少劳动以最大化自身效用,其消费和劳动供给均下降,即老年群体从“高消费、高劳动”的“双高”均衡向“低消费、低劳动”的“双低”均衡。

图 1 表述了两种均衡状态。其中,均衡点  $A$  是未施加最高闲暇约束的均衡,即“双低”均衡;  $B$  是同等效用水平下限制最高闲暇的均衡,即“双高”均衡。均衡点  $A$  是家庭无约束决策的最优解,是稳定的均衡。而均衡点  $B$  是在最高闲暇(对应最低劳动)的约束下产生的。当最高闲暇(对应最低劳动)  $l^*$  改变时,均衡点  $B$  会随之而变,因此是不稳定的均衡。

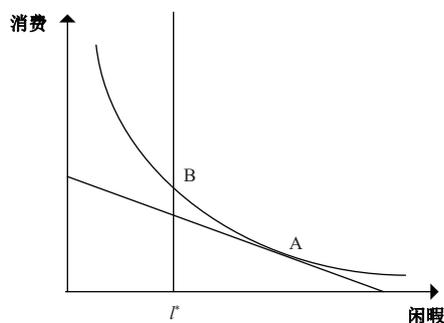


图 1 两种均衡示意图

注:图中  $B$  点不在原始预算线上,但由于  $B$  点相对于  $A$  点而言,劳动供给增加,收入增加。为了结果可比性,我们将其标记在与  $A$  点相同的无差异曲线上。

本部分建立一个代表性主体跨期决策模型,分析消费-闲暇替代弹性对高储蓄的解

释,并探究其中的机制。理论模型发现,当消费可用闲暇来替代时,消费下降储蓄上升所引起的效用下降便可由闲暇上升来弥补。此时家庭将更倾向于未来消费,  $EIS$  上升,储蓄率上升。由于老年家庭可以自由选择消费和储蓄,老龄化社会将从“高消费、高劳动”的“双高”均衡迈向“低消费、低劳动”的“双低”均衡。

理论模型中隐含了均衡的转换机制。对于家庭而言,当没有对劳动供给设置下限时,更愿意选择“低消费、低劳动”。经济不会自发地从“双低”均衡转向“高消费、高劳动”均衡。只有当对最低劳动施加额外的约束时,老年人才会从“双低”均衡转向“双高”均衡。因此,“双低”均衡是稳定的均衡,而“双高”均衡是不稳定的均衡。由于“双低”均衡是无约束均衡,因此,“双

高”均衡在放松对最低劳动的约束后会自发转向“双低”均衡。这要求政策持续发力,刺激老年人供给劳动,进而维持“双高”均衡,推动经济增长。

本文的理论模型也为延迟退休年龄政策提供了理论支持。当老年人口退休后,闲暇上升,劳动供给下降,消费下降,家庭选择式(25)和式(26)的均衡。延迟退休则为闲暇施加了一个上限,消费上升,家庭选择式(27)和式(28)的均衡。据此,延迟退休年龄政策可推动经济从“双低”均衡转向“双高”均衡。

#### 四、消费和闲暇可替代的经验验证

前文从消费和闲暇可替代视角解释了老年人口储蓄率高的现象。那么,这一理论解释能否获得经验证据的支持?

(一)模型、变量与数据说明。如果闲暇能够替代消费,或者闲暇可视为一种特殊的消费品,那么,当闲暇上升时,其他实物消费会下降。我们建立如下计量模型来探究闲暇和消费的关系:

$$c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 l_{it} + X_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (29)$$

其中, $c_{it}$ 为消费, $l_{it}$ 为闲暇, $X_{it}$ 为控制变量矩阵; $\alpha_0$ 和 $\alpha_1$ 为常数项和解释变量系数, $\beta$ 为控制变量参数向量; $\mu_i$ 为个体异质性,控制不可观测的个体差异; $\lambda_t$ 表示时间固定效应,控制与时间相关的变量; $v_{it}$ 为随机扰动项。变量的数据都来源于微观数据库。本文分别采用CFPS数据库的 *total family expenditure* 指标,以及CHFS数据库中的 *total consumption* 指标来度量家庭消费  $c_{it}$ 。为了避免消费变量本身包含的闲暇消费对结果的影响,我们剔除了消费中包含的娱乐支出、旅游支出、美容支出和奢侈品支出等项目,估计时对消费数据取对数。对于闲暇  $l_{it}$ ,工作日每天可用于工作和闲暇的时间为16小时(24小时中8小时用于休息),用(1-每天工作时长/16)来计算个人闲暇  $l_{it}$ ,取家庭平均值作为家庭闲暇的度量指标。控制变量包括前一期消费、收入、物价、投资收益率、人口结构和最高受教育程度。控制变量具体度量指标与前文所述度量方式一致。为消除可能的内生性问题,控制变量均做滞后一期处理。

(二)估计结果。

1. 基准估计结果。我们在表2列(1)–列(4)中汇总了消费与闲暇替代关系的估计结果。可以看出,当闲暇上升时,家庭消费将出现下降。对此的解释是,闲暇可以看作是一种消费品,尤其是闲暇中包含的旅游、娱乐等内容可视为是对其他商品的替代。此时闲暇对消费的影响表现为替代效应,当闲暇上升时,其他消费会下降。

2. 考虑超额消费。家庭消费可能受当地经济发展水平、消费习惯等因素的影响。因此,我们考察家庭超出或低于当地平均消费的超额消费是否受闲暇的影响。我们以村为单位计算了平均消费,用家庭消费减去平均消费计算超额消费。篇幅所限,具体估计结果参见工作论文。结果显示,与基准结果一致,闲暇上升会引起家庭超额消费下降。

3. 考虑工作更替。工作更替可能会影响家庭的闲暇决策。我们按照家庭成员的工作变动情况,将全样本家庭分为有无工作变动两组。结果显示,在没有工作更替的样本中,闲暇上升会显著拉低消费。但在有工作更替的样本中,闲暇不再是家庭主动选择的结果,因此更换工作引起的闲暇上升不会改变家庭消费。

4. 考虑退休因素。退休前后闲暇时间显著改变,家庭消费也会调整。我们在控制收入的条件下,从两方面对比了家庭成员中是否有退休对消费—闲暇关系的影响。第一,家庭成员中是否有人退休;第二,退休成员中是否领取退休金。结果显示,闲暇对消费的负向影响在是否退休和有无领取退休金的群体中都显著成立。

5. 分组讨论。我们也考察了不同家庭结构下消费与闲暇的替代关系是否相同。结果显示,当家庭包含不同代人时,闲暇上升会引起消费下降,二者表现为替代关系。这与基准结果一致。

表 2 消费与闲暇替代关系估计结果

解释变量	CFPS		CHFS	
	(1)2018年	(2)2014-2018年	(3)2019年	(4)2015-2019年
闲暇	-0.3805*** (0.1105)	-0.3695*** (0.0668)	-0.2677* (0.1539)	-0.2031** (0.0899)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	5642	16926	2490	7470
调整的R <sup>2</sup>	0.1602	0.2075	0.2768	0.2856
F检验(P值)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

(三)包含消费-闲暇替代的跨期欧拉方程估计。我们在跨期欧拉方程中考察消费-闲暇替代。如果闲暇能够替代消费,那么跨期欧拉方程中消费-闲暇替代弹性应该显著。在形如式(13)的CES效用函数中, $c_t$ 和 $l_t$ 的替代弹性为常数 $\sigma$ ,其经济含义为当消费和闲暇的相对价格变化1个百分点时,消费和闲暇的相对比例将变化 $\sigma$ 个百分点。 $\sigma$ 的值越大,表明相对价格变化引起的相对比例变化越大,家庭将越倾向于用闲暇来替代消费。

式(3)和式(13)组成的家庭决策问题对应的跨期欧拉方程为:

$$\left[ \alpha c_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) l_t^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1-\gamma\sigma}{\sigma-1}} = \beta \left[ \alpha c_{t+1}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) l_{t+1}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1-\gamma\sigma}{\sigma-1}} \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\frac{1-\gamma\sigma}{\sigma-1}} R_{t+1} \quad (30)$$

为简化估计参数,我们将式(30)改写为:

$$\alpha c_t^{\theta_1} + (1-\alpha) l_t^{\theta_1} = \beta \left[ \alpha c_{t+1}^{\theta_1} + (1-\alpha) l_{t+1}^{\theta_1} \right] \frac{c_{t+1}}{c_t} R_{t+1}^{\frac{1}{\theta_2}} \quad (31)$$

其中,  $\theta_1=(\sigma-1)/\sigma$ ,  $\theta_2=(\sigma-1)/(1-\gamma\sigma)$ 。

估计式(31)使用的变量包括家庭消费 $c_t$ 、闲暇 $l_t$ 和投资收益率 $R_t$ ,方法使用广义矩(GMM)估计,采用滞后一期变量作为当期变量的工具变量。表3列(1)-列(4)估计了全样本和户主年龄65岁及以上样本的跨期欧拉方程。结果显示,消费与闲暇的替代弹性 $\sigma$ 显著为正。数值上看,全样本和户主年龄65岁及以上家庭的消费-闲暇替代弹性分别为2.1882和3.0251。经济含义在于,当消费和闲暇的相对价格变化1个百分点时,消费和闲暇的相对比例将分别变化2.1882个和3.0251个百分点,老年家庭更加偏好闲暇。

我们也考察了消费-闲暇替代弹性的时间趋势。表3列(5)-列(8)汇总了65岁及以上家庭2016-2019年跨期欧拉方程估计结果。可以看出,2016-2019年间,老年家庭的这一弹性平均每年上升0.8614。

表 3 消费与闲暇替代关系:跨期欧拉方程

解释变量	基准估计				时间趋势			
	CFPS		CHFS		2016年	2017年	2018年	2019年
	(1)全样本	(2)65岁及以上	(3)全样本	(4)65岁及以上	(5)CFPS	(6)CHFS	(7)CFPS	(8)CHFS
$\sigma$	2.4068	3.4310	1.9696	2.6191	1.2928	1.8800	3.8402	2.7781

注:(1)估计时采用滞后期变量作为当期变量的工具变量,具体工具变量使用情况备索;(2)表中仅汇报消费与闲暇的替代弹性 $\sigma$ 的计算结果,完整的估计结果参见工作论文。

本文用中国家庭微观数据验证了消费和闲暇的替代关系。结果显示:(1)闲暇上升会拉低家庭消费,该结果在考虑超额消费、工作更替和退休因素后仍存在。(2)老年家庭的消费-闲暇

替代弹性约为 3，表明当相对价格变化 1 个百分点时，消费和闲暇的相对比例将变化约 3 个百分点。这一弹性值要高于全样本约为 2 的弹性值，反映了老年家庭更加偏好闲暇。(3)2016—2019 年间，老年家庭这一弹性平均每年上升 0.8614。

### 五、消费-闲暇替代弹性对老年人高储蓄的经验解释

前文经验证据和理论分析显示，老年人储蓄率高于中年人，这不符合生命周期规律，可用消费-闲暇替代弹性来解释。当消费可用闲暇来替代时，储蓄带来消费下降引起的效用下降可由闲暇上升来弥补。此时家庭将更倾向于未来消费，*EIS* 上升，储蓄率上升。由于老年家庭可以自由选择消费和储蓄，老龄化社会将从“高消费、高劳动”的“双高”均衡迈向“低消费、低劳动”的“双低”均衡。本部分将从经验中寻找消费-闲暇替代弹性对老年人高储蓄的解释。

(一)经验识别方案设计。第一，估计不同储蓄率样本中的消费-闲暇替代弹性来反向验证消费-闲暇替代与储蓄率的关系。受样本数据连续性的限制，难以计算每个家庭的消费-闲暇替代弹性。因此，我们从不同储蓄率样本中识别消费-闲暇替代弹性来反向验证二者的关系。具体地，将储蓄率按照分位数分组，计算每组样本的消费-闲暇替代弹性，识别方程为式(31)。如果随着储蓄率上升，消费-闲暇替代弹性有上升趋势，那么结合理论模型推导的因果关系，可验证消费-闲暇替代弹性对老年人高储蓄的解释。第二，从闲暇对储蓄率的影响来佐证消费-闲暇替代弹性对老年人高储蓄的解释。当家庭消费上升时，储蓄率会下降，二者此消彼长。当家庭用闲暇来替代消费时，将对冲这种负向影响，即闲暇将压缩消费对储蓄的边际影响。现有文献已经发现，闲暇(或劳动)将影响储蓄率。张熠等(2021)发现，流动人口会因为未来收入下降而同时提升储蓄率和劳动供给。我们在式(1)的计量方程中引入闲暇与消费的交互项，如果交互项与消费的系数相反，则说明闲暇部分抵消了消费对储蓄率的负向作用。第三，其他竞争性解释。已有文献表明，老年人高储蓄率可用预防性动机、长寿动机和遗赠动机来解释，因此，我们排除这些动机的干扰。预防性动机从家庭收入、财富、健康状况和退休金领取四个视角考量。长寿动机从家庭最年长者年龄和是否吸烟两个视角度量(昌忠泽和姜珂, 2021)。遗赠动机从家庭未成年孩子数量和性别结构两个视角度量。我们通过分析在不同预防性动机、长寿动机和遗赠动机的家庭中闲暇与储蓄率的关系是否一致来排除其他竞争性解释。

(二)不同储蓄率分组中的消费-闲暇替代弹性。我们将储蓄率分为低于 10%、10%—20%、20%—30%、30%—40%、40%—50%、50%—60%、60%—70%、70%—80%、80% 以上 9 组，识别式(31)的跨期欧拉方程，计算每组样本的消费-闲暇替代弹性。

表 4 估计结果显示，储蓄率更高的家庭对应的消费-闲暇替代弹性更高。去除低于 10% 和 80% 以上两组极端样本后，当消费-闲暇替代弹性上升 1 时，储蓄率上升 6.7317 个百分点。结合前文分析结论，2016—2019 年间，老年家庭这一弹性平均每年上升 0.8614，对应储蓄率每年上升 5.7987 个百分点。

表 4 消费与闲暇替代弹性：不同储蓄分组

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	低于10%	10%—20%	20%—30%	30%—40%	40%—50%	50%—60%	60%—70%	70%—80%	80%以上
CFPS $\sigma$	0.8885	0.5104	0.5203	1.1829	1.2399	1.7115	6.5062	10.1174	3.5039
CHFS $\sigma$	0.9753	0.9982	1.2675	1.4877	1.3576	2.1834	4.8497	9.2166	2.5753

这验证了理论结论。当消费可用闲暇来替代时，储蓄带来消费下降引起的效用下降可由闲暇上升来弥补。此时家庭将更倾向于未来消费，*EIS* 上升，储蓄率上升。由于老年家庭可以自由

选择消费和储蓄，老龄化社会将从“高消费、高劳动”的“双高”均衡迈向“低消费、低劳动”的“双低”均衡。

(三)消费、闲暇与储蓄率。我们将从闲暇对储蓄率的影响中来寻找消费—闲暇替代弹性对老年人高储蓄的解释。具体地，在式(1)中加入闲暇与消费的交互项。如果交互项与消费的系数相反，则说明闲暇部分抵消了消费对储蓄率的负向作用。修正后的计量方程为：

$$s_{it} = \delta_0 + \delta_1 c_{it} + \delta_2 l_{it} + \delta_3 c_{it} \times l_{it} + X_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (32)$$

其中， $c_{it}$  和  $l_{it}$  分别为消费和闲暇变量，其余符号含义同式(1)。式(32)中，如果  $\delta_1$  和  $\delta_3$  符号相反，那么闲暇将抵消消费对储蓄的影响。

表 5 中，列(1)—列(2)、列(3)—列(4)、列(5)—列(6)分别估计了在全样本、65 岁及以上样本和退休样本中消费、闲暇和储蓄率的关系。控制变量仍用式(1)中影响储蓄率的变量。表 5 结果显示，式(32)中  $\delta_1$  和  $\delta_3$  符号相反，闲暇将抵消消费对储蓄的负向影响。这说明，当闲暇上升时，消费上升带来的储蓄下降将被部分抵消。

表 5 闲暇与储蓄率估计结果

解释变量	全样本		65岁及以上样本		退休样本	
	(1)CFPS	(2)CHFS	(3)CFPS	(4)CHFS	(5)CFPS	(6)CHFS
消费	-0.0995*** (0.0222)	-0.4862*** (0.09664)	-0.0701** (0.0335)	-0.5546*** (0.0975)	-0.0453*** (0.0154)	-0.3861*** (0.1075)
闲暇	-1.0601*** (0.3282)	-1.2259*** (0.2563)	-1.2394** (0.5242)	-1.8965*** (0.3415)	-1.1608*** (0.3326)	-0.7559*** (0.2678)
消费×闲暇	0.1014*** (0.0318)	0.1028*** (0.0215)	0.1246** (0.0508)	0.1774*** (0.0309)	0.1096*** (0.0323)	0.0612*** (0.0223)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	16926	7470	2601	1844	1662	1225
调整的R <sup>2</sup>	0.1893	0.2585	0.1698	0.2737	0.1778	0.3280
F检验(P值)	0.0000	0.0000	0.0007	0.0000	0.0000	0.0000

(四)其他替代性解释。

1. 预防性动机。我们从家庭收入、财富、健康状况和退休金领取四个角度考察家庭预防性动机。当家庭收入上升、财富上升、健康状况转好和退休后有退休金时，预防性动机下降，这会拉低预防性储蓄水平。篇幅所限，本部分替代性解释估计结果参见工作论文。实证结果表明，在收入、财富、健康状况和退休金领取状况不同的子样本中，闲暇均能对冲消费对储蓄的负向影响。预防性储蓄动机不影响基准结果。

2. 长寿动机。长寿动机从家庭最年长者年龄和是否吸烟两个视角来考量。当家庭最年长者的年龄越大以及家庭成员不吸烟时，家庭长寿动机强，这会提高家庭储蓄动机，使家庭减少消费、增加储蓄。按照长寿动机对全样本进行分组，估计结果显示，在考虑长寿动机后，闲暇仍然会对冲消费对储蓄的负向作用。

3. 遗赠动机。老年人也会因为遗赠动机而储蓄。当家庭未成年孩子数量上升或者孩子中男孩占比更高时，老人会更倾向于留下遗产。这种遗赠动机会影响家庭的储蓄行为。我们按照家庭未成年子女数为 1 个和 2 个及以上，以及孩子中男孩占比大于等于 1 和小于 1，将全样本分为两组来考察遗赠动机对消费—闲暇和储蓄率关系的影响。结果显示，在考虑遗赠动机后，闲暇仍然会压缩消费对储蓄的负向作用。

经验证据显示,当消费-闲暇替代弹性上升1时,储蓄率上升6.7317个百分点。对应的现实是,2016—2019年间,老年家庭由于消费-闲暇替代带来储蓄率每年上升5.7987个百分点。在考虑了预防性动机、长寿动机和遗赠动机三个竞争性解释后,消费-闲暇替代对搞储蓄率的解释仍然存在。除中国证据以外,我们还提供了美国微观证据和全球宏观证据,相关结果参见工作论文。

## 六、结论与政策含义

本文试图在消费和闲暇的替代关系中解释老年社会存在的“低消费、高储蓄”现象,并探讨如何扭转与此对应的“低消费、低劳动”的“双低”均衡。我们发现,当老年人拥有更多的闲暇时,这些闲暇可以代替消费带来的满足,降低劳动供给和消费水平,导致经济陷入“低消费、低劳动”均衡。本文着眼于消费和闲暇的替代关系,从老年人主动储蓄或者主动降低消费的角度揭示了其储蓄率高于理论值的原因,为“老年储蓄之谜”提供了新的解释。

本文的第一个工作是在中国家庭微观数据和全球国家宏观数据中分析老年人的储蓄消费行为特征。中国家庭层面微观证据和全球国家层面宏观证据显示,生命周期内储蓄率表现为正“U”形规律。当家庭户主年龄超过46岁、国家平均年龄和中位数年龄分别超过38岁和37岁后,储蓄率与年龄同向变化。这在文献中被称为“老年储蓄之谜”。本文的第二个工作是建立理论模型,从消费-闲暇替代视角解释了老年人“低消费、高储蓄”的原因。总效用不变时,如果消费可以用闲暇来替代,那么家庭决策存在两种均衡:一种是“低消费、低劳动”,另一种是“高消费、高劳动”。当闲暇带来的效用可以弥补降低消费(提高储蓄)带来的效用损失时,退休后的老年人将选择“低消费、低劳动”的均衡。经济不会自发地从“双低”均衡转向“高消费、高劳动”的“双高”均衡。只有当对最低劳动施加额外的约束时,老年人才会从“双低”均衡转向“双高”均衡。因此,“双低”均衡是稳定的均衡,而“双高”均衡是不稳定的。第三个工作是从经验证据中验证理论结论。研究发现:(1)老年家庭更加偏好闲暇。老年家庭的消费-闲暇替代弹性约为3,表明当相对价格变化1个百分点时,消费和闲暇的相对比例将变化约3个百分点。这一弹性值要高于全样本的弹性。(2)当消费-闲暇替代弹性上升1时,储蓄率上升6.7317个百分点。2016—2019年,老年家庭消费-闲暇替代弹性平均每年上升0.8614,这一数值意味着消费-闲暇替代能为老年家庭储蓄率带来每年5.7987个百分点的上升。

本文在理论上为理解老年群体的储蓄消费行为提供了新的视角。传统理论认为,老年人储蓄出于预防动机、长寿动机和遗赠动机等,这都属于“外驱”储蓄,也即有目的的储蓄。本文转变了这一研究思路,认为老年人拥有了更多的闲暇,这些闲暇可以替代部分消费带来满足,这属于“内驱”储蓄。本文从理论模型到经验证据均验证了这一发现,为储蓄消费理论的研究提供了新的思路。

随着老龄化程度的加深,经济易陷入“低消费、低劳动”的“双低”均衡,政策需从三方面来应对老龄社会的低消费问题。第一,转变引导劳动供给的思路。应意识到,闲暇是可以用来替代消费的。步入中老年后,人们将更加倾向闲暇。换言之,在中老年时期用一部分消费来换取闲暇也能带来同样的幸福和满足。此时,劳动供给下降就从被动下降(到达退休年龄)转化为主动下降(替换消费)。这种替换并不一定在步入老年时期后才发生,政策需提前预判,并应对劳动供给的主动下降倾向。第二,调整引导消费策略。延迟退休政策和老年群体再就业是帮助提振消费的可行措施。政策要引导和激发老年群体的劳动潜力,提高供给劳动的动力,实现均衡转换。预期寿命的延长和医疗水平的提升使得老年群体将成为重要的劳动力储备资源。老年群体在工作经验和熟练程度方面具有优势,这一群体将成为我国重要的熟练劳动储备。如果充分调动老年群体的工作积极性,刺激老年群体供给劳动,提升消费动力,可帮助实现人口“老年红利”,也

有利于实现消费和劳动的双重稳定。第三,政策需持续发力。理论分析显示,消费—劳动的“双高”均衡并不稳定,家庭尤其是老年家庭会自发选择“低消费、低劳动”均衡,所谓“偷得浮生半日闲”。这要求政策持续发力,长期政策和短期政策需相互配合,实施不同年龄阶段差异化刺激政策,以此来维持消费—劳动的“双高”均衡。

当然,我们也应注意到,延迟退休年龄等充实劳动、提振消费的政策还需要兼顾健康、价值观和社会学意义上的可行性。理论模型和经验证据显示,如果给老年人的劳动供给设定一个临界点,就可以做到从“双低”均衡转向“双高”均衡。但是这个临界条件是否需要设定、在什么条件下设定、做到什么程度,这些还需要进一步讨论。

#### 参考文献:

- [1] 昌忠泽, 姜珂. 储蓄动机与老年人储蓄之谜——兼论政府支出的调节效应[J]. 经济学动态, 2021, (4): 68–87.
- [2] 李蕾, 吴斌珍. 家庭结构与储蓄率 U 型之谜[J]. 经济研究, 2014, (S1): 44–54.
- [3] 李雅娟, 张川川. 认知能力与消费: 理解老年人口高储蓄率的一个新视角[J]. 经济学动态, 2018, (2): 65–75.
- [4] 汪伟, 吴坤. 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[J]. 中国工业经济, 2019, (7): 81–100.
- [5] 魏翔, 惠普科. 闲暇时间与消费增长——对中国数据的实证研究[J]. 财贸经济, 2007, (11): 82–88.
- [6] 杨继生, 邹建文. 人口老龄化、老年人消费及其结构异质性——基于时变消费效用的分析[J]. 经济学动态, 2021, (11): 91–110.
- [7] 张熠, 陶旭辉, 宗庆庆. 去留之间: 流动人口储蓄和劳动决策的分析[J]. 财经研究, 2021, (5): 94–108.
- [8] Arrow K J, Dasgupta P S. Conspicuous consumption, inconspicuous leisure[J]. *The Economic Journal*, 2009, 119(541): F497–F516.
- [9] Attanasio O P. Cohort analysis of saving behavior by U. S. households[J]. *The Journal of Human Resources*, 1998, 33(3): 575–609.
- [10] Bárány Z L, Coeurdacier N, Guibaud S. Capital flows in an aging world[J]. *Journal of International Economics*, 2023, 140: 103707.
- [11] Boar C. Dynastic precautionary savings[J]. *The Review of Economic Studies*, 2021, 88(6): 2735–2765.
- [12] Buric M N, Raicevic M, Kascelan L, et al. Socio-demographic impacts on the personal savings portfolio choice: A decision tree approach[J]. *International Journal of Business Analytics*, 2022, 9(1): 1–23.
- [13] Chamon M, Liu K, Prasad E. Income uncertainty and household savings in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 105: 164–177.
- [14] Chamon M D, Prasad E S. Why are saving rates of urban households in China rising?[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(1): 93–130.
- [15] Danziger S, Van Der Gaag J, Smolensky E, et al. The life-cycle hypothesis and the consumption behavior of the elderly[J]. *Journal of Post Keynesian Economics*, 1982, 5(2): 208–227.
- [16] Eichenbaum M S, Hansen L P, Singleton K J. A time series analysis of representative agent models of consumption and leisure choice under uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1988, 103(1): 51–78.
- [17] Gibson J, Scobie G. A cohort analysis of household income, consumption and saving[J]. *New Zealand Economic Papers*, 2001, 35(2): 196–216.
- [18] Imrohoroglu A, Zhao K. The Chinese saving rate: Long-term care risks, family insurance, and demographics[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2018, 96: 33–52.

- [19]Kim S, Lee J W. Demographic changes, saving, and current account in east Asia[J]. *Asian Economic Papers*, 2007, 6(2): 22–53.
- [20]Li X, Li Z G, Chan M W L. Demographic change, savings, investment, and economic growth: A case from China[J]. *The Chinese Economy*, 2012, 45(2): 5–20.
- [21]Mirer T W. The wealth-age relation among the aged[J]. *The American Economic Review*, 1979, 69(3): 435–443.
- [22]Modigliani F, Brumberg R. Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data[A]. Kurihara K. *Post Keynesian economics*[M]. New Brunswick: Rutgers University Press, 1954.
- [23]Rosenzweig M, Zhang J S. Co-residence, life-cycle savings and inter-generational support in urban China[R]. NBER Working Paper No. 20057, 2014.

## The Solution to Low Consumption of the Elderly: From “Double-low” Equilibrium of Consumption-Labor to “Double-high” Equilibrium

Yi Zhen, Zhu Chao

(School of Finance, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

**Summary:** China’s micro data and global macro data show that the savings rate of the elderly population is higher than that of the middle-aged population, which means that aging will further lead to reduced consumption. Specifically, we use the two micro databases of CFPS from 2010 to 2018 and CHFS from 2013 to 2019, as well as the macro data of 120 countries from 1960 to 2021, to clarify the relationship between the savings rate and age. It is found that the savings rate in the life cycle exhibits a “positive U-shaped” pattern. When the age of the micro household head exceeds 46 years old, and the average age and median age of the macro country exceed 38 and 37 years old respectively, the savings rate and age change in the same direction. This is not in line with the life cycle theory.

This paper constructs an intertemporal decision model and finds that consumption can be replaced by leisure. There are two kinds of equilibrium in family decision-making, namely, “low consumption, low labor” and “high consumption, high labor”. When the utility brought by leisure can make up for the utility loss arisen from reducing consumption (increasing savings), the retired elderly will enter a “low consumption, low labor” equilibrium state. When the minimum labor is restrained, the elderly will shift from “low consumption, low labor” equilibrium to “high consumption, high labor” equilibrium.

The empirical evidence supports the theoretical conclusion: (1) The elasticity of consumption-leisure substitution of elderly households is 3, indicating that when the relative price changes by 1 percentage point, the relative proportion of consumption and leisure will change by 3 percentage points. (2) When the elasticity of consumption-leisure substitution increases by 1 percentage point, the savings rate increases by 6.73 percentage points. This elasticity of elderly households increased by 0.86 per year on average between 2016 and 2019, and the corresponding savings rate increased by 5.80 percentage points per year. (3) After considering the three competing explanations of the precautionary motive, longevity motive, and bequest motive, the consumption-leisure substitution can still explain the savings rate of the elderly.

**Key words:** consumption-leisure substitution; intertemporal substitution; elderly population; high savings

(责任编辑 石 慧)