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?

李 婧 许晨辰

摘要:本文建立三期世代交叠模型,通过比较"生命周期"效应和"预防性储蓄"效应来探究家庭规划对储蓄和消费的影响。家庭人口结构是影响家庭决策的核心要素,对储蓄水平有正、负的子效应。本文从家庭人口结构切入,采用中国家庭金融调查数据(CHFS)进行实证研究,结果显示少儿人口占比下降和老年人口占比上升使家庭储蓄上升。其中,少儿人口占比对家庭储蓄影响的"生命周期"效应更显著,而老年人口占比的"预防性储蓄"效应更显著。具体机制如下:父母追求高质量教育,育儿教育支出增加导致家庭储蓄减少,提高孩子未来在人才市场的竞争力使家庭规划中的预防性储蓄增加;老年人预期寿命增加、社会保障不完善和代际财产继承等使家庭预防性储蓄增加,老年人医疗支出增加使家庭储蓄减少;城乡育儿教育支出呈现均等化趋势,农村家庭医疗支出对储蓄影响更大,社会网络关系是导致教育支出均等化和购买医疗保健品的重要原因,并且家庭规划对储蓄的影响存在区域差异。因此,建议通过提高公共服务水平和改善家庭规划减少消费约束,增加家庭合理支出,实现消费提质扩容,释放经济增长潜力。

关键词:生命周期 预防性储蓄 家庭规划 人口结构 CHFS

一、引言

改革开放以来,中国经济高速增长,储蓄水平一直处于高位,"高增长"、"高储蓄"和"低消费"成为中国经济重要的结构性特征。近二十年来,中国居民储蓄率①一直处于 $20\%\sim30\%$ 的较高水平,明显高于同时期其他国家储蓄水平(Wang & Wen,2011)。从人均收入来看,2019 年中国人均 GDP 突破一万美元,居民储蓄率高达 29.7%,比较同等收入的发达国家,美国 1978 年居民储蓄率为 10.96%,法国 1979 年储蓄率为 13.07%,日本、英国、德国等储蓄率均在 10%左右②。从经济增长总量来看,当国内生产总值接近 14 万亿美元时,美国居民储蓄率为 3.88%(2007 年),欧盟国家平均储蓄率为 4.3%(2018 年),远远低于中国储蓄率(29.7%)。 2005 年后中国居民储蓄率逐年攀升,至 2018 年已达 30%,居民边际消费倾向较稳定,并有逐年缓慢下降的趋势,2017 年边际消费倾向下降到 56.3%(见图1)。 2015 年后中国经济进入新常态,经济增速放缓,增长动力不足,消费被认为是经济增长的新动力。同时,受中美贸易摩擦等因素的影响,出口不确定性增强,投资增长持续承压,必须释放居民消费潜力。党的十九大报告指出,要完善促进消费体制,增强消费对经济发展的基础性作用。 2018 年 9 月党中央和国务院印发《关于完善促进消费体制,增强消费对经济发展的基础性作用。 2018 年 9 月党中央和国务院印发《关于完善促进消费机制体制进一步激发居民消费潜力的若干意见》,2019 年 8 月国务院印发,并实施《关于加快发展流通促进商业消费的意见》。为了优化消费

^{*} 李婧、许晨辰,首都经济贸易大学经济学院,邮政编码:100070,电子邮箱:lijingchinablue@163.com,xuchenchen_18 @163.com。本文受国家社会科学基金重点项目"新常态下人民币从外围货币向中心货币升级的路径研究" (17AJL016)资助。感谢匿名审稿人的建议,文责自负。

①居民储蓄率是各年《中国统计年鉴》中居民可支配收入减去消费性支出的净收入与可支配收入的比例。

②数据来源:OECD 数据库。

环境,激发消费潜力,促进国民经济持续健康发展,政府采取了供给侧结构性改革、降低个人所得税起征点、完善社保和医保体制、精准扶贫等一系列措施来促进消费提质扩容,虽然取得一定成果,但是居民消费潜力释放有限。因此,了解家庭消费行为和储蓄动机,预测储蓄趋势,刺激经济增长动力,对克服中国经济的"不稳定、不平衡、不协调、不可持续"的结构性问题,实现中国经济高质量发展有重要意义。

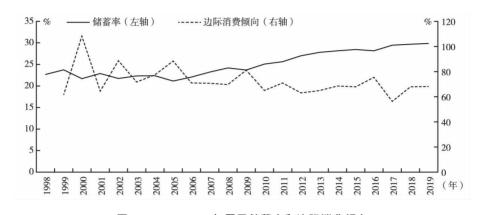


图 1 1998—2019 年居民储蓄率和边际消费倾向

数据来源:国家统计局网站,http://www.stats.gov.cn。图3与此相同。

家庭规划是在预算约束下,家庭为了实现效用最大化,而做出的涉及整个家庭生命周期的重要决定(即育儿、养老、医疗和住房)的规划。家庭观念影响家庭规划,进而影响家庭储蓄水平。家庭观念的形成不仅受到家庭代际观念的影响,还受到家庭所在社会网络的影响。家庭成员是家庭规划的制定者和实行者,家庭中少儿和老年人的数量明显影响家庭支出和储蓄,因此,家庭少儿人口和老年人口占比,即家庭年龄结构,与家庭规划、家庭观念和家庭储蓄的选择和变化紧密相关,青木昌彦(2015)提出后人口转型的根本原因是收入的增加(寿命的延长),以及家庭对人力资本投资的理性计算,这种理性计算即本文定义的家庭规划。家庭规划对家庭储蓄的影响机制如图 2 所示。

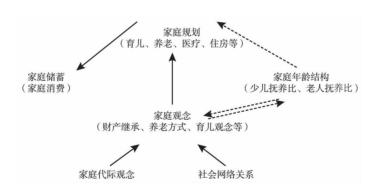


图 2 家庭规划对家庭储蓄的影响机制

家庭规划影响家庭消费和储蓄,例如育儿费用。据统计,2018 年居民文化教育娱乐支出占总消费支出的 11.2%,且有逐年递增的趋势,微观调查数据显示①,中国城市家庭平均每年育儿教育支出占家庭总支出的 35.1%,高于全球平均水平(32%),并有 59%的受访父母认为子女教育支出弹性很小。家庭代际观念影响家庭财产继承、养老方式和养儿观念,同时家庭也是社会网络的要素,家庭成员很容易受到邻里关系和家庭所在的社会网络关系的影响(晏艳阳等,2017; Ling et al, 2018),从而影响整体家庭规划和具体储蓄行为。家庭人口结构变化是家庭变化的重要方面,需要家庭做出具体

①数据来源:https://www.sohu.com/a/168356095_99894613。

规划。20 世纪 70 年代末实行计划生育政策以来,少儿抚养比大幅下降,由 1991 年的 41.8% 下降到 2011 年 22.1%(见图 3),这对中国家庭结构产生重大影响。但是,2011 年后,少儿抚养比缓慢增加,人口老龄化速度加快,人口抚养比也由降转升,家庭结构随之呈现新特征。

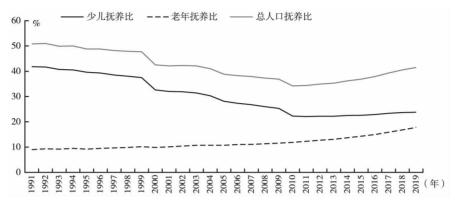


图 3 1991—2019 年中国人口结构

在中国经济增速放缓,居民消费能力不足的新常态下,需要深入了解家庭储蓄和消费动机,分析时代变迁背景下家庭规划对储蓄的影响,探索家庭储蓄动机"生命周期"效应和"预防性储蓄"效应的动态变化。本文从家庭人口结构切入,试图回答家庭规划影响居民储蓄的机制;储蓄的"生命周期"效应和"预防性储蓄"效应孰轻孰重;收入和区域差异对居民储蓄和消费的影响,并为宏观经济部门制定相关措施、促进合理消费水平和提高消费质量提供理论和实证依据。

二、文献综述

凯恩斯提出绝对收入假说,阐述了实际消费支出与绝对收入之间存在稳定的函数关系,该假说对后来的相对收入假说、持久收入假说和生命周期假说产生了深远的影响。学术界通常把持久收入假说和生命周期假说合称为"生命周期一持久收入假说"(LC-PIH),阐述了在新古典主义框架下微观主体即期消费的跨期决策,通过规划一生的收入消费来实现效用最大化。当家庭预期未来收入存在不确定性时,居民通过储蓄平滑未来消费抵御不确定风险,可见,预防性储蓄假说(Leland,1968)为研究居民消费储蓄行为奠定了重要理论基础。生命周期一持久收入假说和预防性储蓄假说是当前研究家庭消费一储蓄的基本理论框架,因此,本文将在两个假说发展脉络的指引下,梳理家庭规划对储蓄影响的文献,并在此基础上提出本文的研究设计。

生命周期一持久收入假说证明了长期边际消费倾向的稳定性,理性的消费者估算一生的稳定收入,据此来安排消费和储蓄,以平滑消费波动,实现一生的消费效应最大化。现代消费函数理论把持久收入假说所强调的预期形成与生命周期假说所强调的财产和人口变量相结合,本文基于生命周期一持久收入假说,从家庭人口结构切入研究家庭储蓄行为。生命周期一持久收入理论假设成年人工作获得工资收入,而少儿和老年人没有收入来源,因此,少儿抚养比和老人抚养比上升时,家庭储蓄率下降。国内外学者基于生命周期一持久收入假说的大量研究中,得出与假说一致的结论。Leff (1969)最早基于 74 个国家面板数据进行回归分析,结果显示人口抚养比上升会导致储蓄率下降。Higgins & Willamson(1997)和 Deaton & Paxson(2000)的实证结果均支持生命周期理论。国内人口结构与居民储蓄研究中,实证结果表明少儿抚养比与储蓄率显著负相关,老人抚养比与储蓄率显著负相关(王德文等,2004;汪伟,2017;董丽霞、赵文哲,2013)。但是也有研究不支持生命周期假说,部分学者发现人口结构与储蓄水平关系不显著(Ram,1982;Wilson,2000;Ramajo et al,2006;徐升艳等,2013)。还有大量实证文献表明中国老人抚养比上升会使居民储蓄显著增加(郑长德,2007)。

当生命周期假说不能充分解释家庭储蓄行为时,研究者们尝试将预防性储蓄假说纳入研究储蓄 水平的框架之中。预防性储蓄假说认为预防性储蓄是风险厌恶型消费者在未来收入不确定时进行 的额外储蓄,建立了预防性储蓄动机模型,提出消费者的储蓄动机是为了预防未来收入不确定和平滑跨期消费。有文献对家庭预防性储蓄规模进行测算,Caballero(1991)和 Skinner(1988)分别测算出美国家庭预防性储蓄占比为 56%和 60%,而 Dynan(1993)和 Lusardi(1998)测算美国 20 世纪 90 年代消费者支出不确定性时,发现预防性储蓄动机较小,不能解释美国老年人大量的财富积累。在中国居民预防性储蓄研究中,孙凤(2002)测算预防性储蓄对中国城镇居民消费支出影响为 27.6%,对农村居民影响为 31.6%,雷震、张安全(2013)使用 2005—2009 年地级市面板数据,得出预防性储蓄是居民财富积累的重要原因,至少能解释人均财富积累的 20%~30%。 Choi et al(2017)使用微观数据库,测算出中国居民储蓄中预防性储蓄占比高达 80%。

不少学者的研究聚焦影响预防性储蓄动机的因素。家庭收入和支出的不确定性决定了家庭的预防性储蓄(王策、周博,2016)。首先,预期未来收入的不确定是居民预防性储蓄的主要动机,这一结果在很多研究中得到印证(龙志和、周浩明,2000;万广华等,2003)。其次,家庭重大支出的不确定主要来源于育儿、养老、医疗和住房四方面的变化,这些因素影响预防性储蓄(李勇辉、温娇秀,2005)。Wei & Zhang(2011)研究中提出了"竞争性储蓄"的概念,认为性别比例失衡是影响家庭储蓄行为的重要结构因素,有男孩的家庭为了提高在婚姻市场的竞争力而增加储蓄,即预防性储蓄,同时有女孩的家庭为了提高未来在婚姻市场的议价能力,也会增加储蓄。余丽甜、詹宇波(2018)提出邻里效应在家庭育儿教育支出中的重要性。汪伟等(2018)讨论了老年人的长寿效应,预期寿命延长会显著增加预防性储蓄。马光荣、周广肃(2014)运用家庭微观数据发现新农合显著降低了60岁以上居民的储蓄率,更大程度上促进了居民消费;朱波、杭斌(2015)发现医疗支出的不确定性在统计意义上显著增强了城乡居民的预防性储蓄动机。李雪松、黄彦彦(2015)使用家庭微观数据实证研究,得出房价上涨和多套房的家庭决策对城镇居民储蓄有显著正效应;王策、周博(2016)实证表明房价波动能显著推高城镇居民的预防性储蓄。由此可见,中国家庭规划涉及育儿、养老、医疗和住房四大重要支出决策,这都与家庭人口结构密切相连。

综上所述,学术界关于家庭人口结构、家庭重要决策对储蓄影响的研究已经很充分,但大多数文献仅限于单一的家庭储蓄动机,基于宏观数据的实证分析居多。与已有文献相比,本文的边际贡献如下:(1)综合考虑了与家庭储蓄相关的家庭规划,将"生命周期"和"预防性储蓄"的双重效应纳入研究框架,把当前中国社会变迁下人口结构变化等体现在理论模型中,综合探讨了具有中国家庭特色的家庭规划对储蓄的影响机制;(2)通过对微观家庭数据进行实证检验,厘清了两种储蓄效应在中国家庭的大小,丰富了相关文献,研究发现,家庭规划对储蓄有显著影响,少儿人口占比的"生命周期"效应较大,老年人口占比的"预防性储蓄"效应较大。本文对城乡、区域间家庭规划对储蓄影响机制及结果进行了比较,探索家庭储蓄动机,为理解当前制约家庭消费升级扩容,释放消费潜力提供了解释。

三、理论模型

本文在双缺口模型、世代交叠模型的基础上,参考汪伟(2012,2015)构建的理论模型,从理论上分析家庭规划对储蓄的影响。将家庭人口结构、人力资本积累、工资水平、父母重视育儿教育程度、预期寿命、赡养父母支出和代际财产继承等变量引入三期世代交叠模型,探讨在预算约束下,家庭达到效用最大化时,家庭规划对储蓄的影响机制。

基于世代交叠模型,本文将人的一生划分为三个时期,分别是少儿时期 (N_t^a) 、成年时期 (N_t^a) 和老年时期 (N_t^a) 。假设人在少儿时期没有经济来源,依靠父母养育,在t时期内平均每个成年人养育孩子数量为 F_t ,即少儿抚养比,并且孩子都能存活到成年。假设只有成年人工作,工作无弹性,获得工资收入 W_t ,取决于人力资本,假设t时期成年人存活到老年人的概率为 P_t ,且存活概率在短期内不变,老年人退休后没有收入来源,只能依靠年轻时的储蓄、利息及投资收益和子女的赡养费用。t时期的少儿、成年、老年人口数表示如下:

 $N_t^0 = F_t N_t^1$

 $N_t^1 = N_{t-1}^0$

$$N_t^2 = P_t N_{t-1}^1 (1)$$

假设工资收入 W_t 取决于工人的人力资本 (H_t) :

$$W_t = g(H_t) \tag{2}$$

人力资本取决于少年时父母投入的人力资本投资,即:

$$H_{t} = h(F_{t-1})\phi W_{t-1}$$
 (3)

H 函数表示人力资本投资的质量,当期的人力资本积累取决于上一期人力资本投入,与家庭孩子的数量、父母重视育儿教育程度及其工资水平有关,其中 $\phi(0<\phi<1)$ 表示育儿教育投入占父母工资的比重,即父母注重教育的程度。父母工资一定时,家庭孩子数量和质量存在替代关系(贝克尔,1987),家庭孩子数量越少,每个孩子得到的人力资本投资就越多;当家庭孩子数量一定时,父母工资越高,每个孩子得到的人力资本投资越多;当家庭孩子数量越少,父母工资越高时,孩子的人力资本投资就越多。

根据式(2)(3)可得:

$$W_{t} = g[h(F_{t-1})\phi W_{t-1}] \tag{4}$$

为了更详细的动态分析,本文设h和g函数如下:

$$h(F_t) = \theta F_t^* \quad \mathbf{J} \mathbf{P}, \epsilon < 0 \tag{5}$$

$$g(H_{t+1}) = \gamma H_{t+1}^{\delta} \quad \mathbf{J} + \mathbf{0} \quad \mathbf{0}$$

根据计算可以得出工资增长率:

$$\frac{W_{t+1}}{W_t} = (\theta^{\delta} \gamma \phi) F_t^{\omega \delta} W_t^{\delta - 1} \tag{7}$$

由式(7)可知,随着少儿人口减少,下一期的工资水平会上升。当出生率一定时,工资增长变化率为:

$$\hat{W} = \left(\frac{1}{\theta^{\delta} \gamma \phi^{\delta}}\right)^{\frac{1}{\delta - 1}} F_{t}^{\delta \delta / (1 - \delta)} \tag{8}$$

因为 $\varepsilon \delta < 0$,所以式(8)表示,当少儿人口减少时,代际之间的工资增长率会提高。在模型假设中工资是储蓄来源,由此少儿人口减少,工资增长率上升,储蓄增加。

基于生命周期假设,t 时期成年人收入主要来源工资收入 W_t 和代际财产继承 $\mu W_t(\mu \geqslant 0)$,模型的财产继承设定与经济现实相符;消费支出主要用于自身消费 C_t^1 ,抚养孩子的消费 C_t^2 ,赡养父母的费用 C_t^2 即 λW_t ,以及用于当期投资和未来养老的储蓄 S_t ,该模型设定参考了汪伟(2012)的做法。在 t+1 期,存活概率 P_t 下的成年人(N_t^1)退休成为老年人(N_{t+1}^2),老年人的收入来源于 t 时期的储蓄、利息和投资收益,以及子女支付的父母赡养费用 λW_{t+1} ,假设储蓄全部用于投资,投资产品收益及利息的平均收益率为 R_{t+1} ,则储蓄和投资及其收益总和为 S_t • R_{t+1} ;消费支出主要是老年人自身消费 C_{t+1}^2 和遗留代际财产 μW_{t+1} 。一般来说,代际遗留财产是满足当期消费后的剩余,不考虑特殊继承财产(如房产)的升值,家庭用于赡养老人的支出比重大于遗留财产的比重,即 $\lambda > \mu$,由以上假设可知,全社会第一期预算约束为:

$$N_t^1(1+\mu)W_t = N_t^0C_t^0 + N_t^1C_t^1 + N_t^2C_t^2 + N_t^1S_t$$
(9)

全社会第二期预算约束为:

— 24 —

$$N_t^1 S_t R_{t+1} + N_t^0 \lambda W_{t+1} = N_{t+1}^2 C_{t+1}^2 + N_t^0 \mu W_{t+1}$$
(10)

将式(9)(10)的人口数量化简可得:

$$(1+\mu)W_t = F_t C_t^0 + C_t^1 + \lambda W_t + S_t \tag{11}$$

$$\frac{1}{P_{t+1}} S_t R_{t+1} + \frac{F_t}{P_{t+1}} \lambda W_{t+1} = C_{t+1}^2 + \frac{F_t}{P_{t+1}} \mu W_{t+1}$$
(12)

因此,总体跨期约束条件为:

$$\frac{R_{t+1}}{P_{t+1}} \left[(1-\mu)W_t - F_t C_t^0 - C_t^1 - \lambda W_t \right] + (\lambda - \mu) \frac{F_t}{P_{t+1}} W_{t+1} - C_{t+1}^2 = 0$$
(13)

中国有抚育子女、孝敬父母的代际观念,假设成年人通过消费、育儿和赡养父母继承道德文化获得满足感(效用),则家庭成年人的效用函数为:

$$U = \ln C_t^1 + \beta P_t \ln C_{t+1}^2 + \varphi F_t \ln C_t^0$$
(14)

其中 $,\beta$ 表示时间贴现因子 $,P_t$ 是 t 时期的成年人存活到老年人的概率 $,\varphi$ 表示父母对子女效用的贴现率 $,F_t$ 是每个成年人抚养的孩子数量。在约束条件下,得到成年人效用最大化的解,

$$\operatorname{Max} U = \ln C_{t}^{1} + \beta P_{t} \ln C_{t+1}^{2} + \varphi F_{t} \ln C_{t}^{0}
s. t. \frac{R_{t+1}}{P_{t+1}} \left[(1 - \mu) W_{t} - F_{t} C_{t}^{0} - C_{t}^{1} - \lambda W_{t} \right] + (\lambda - \mu) \frac{F_{t}}{P_{t+1}} W_{t+1} - C_{t+1}^{2} = 0$$
(15)

由此得到各时期的最优解:

$$\varphi C_t^1 = C_t^0 \tag{16}$$

$$C_{t+1}^2 = \frac{\beta P_t R_{t+1}}{P_{t+1}} C_t^1 \tag{17}$$

$$C_{t}^{2} = \frac{1}{R_{t+1}(\beta P_{t+1} + \varphi F_{t} + 1)} \left[(1 - \mu - \lambda) R_{t+1} W_{t} + (\lambda - \mu) F_{t} W_{t+1} \right]$$
(18)

$$S_{t} = \frac{1}{R_{t+1}(\beta P_{t+1} + \varphi F_{t} + 1)} [(1 - \mu - \lambda)\beta P_{t+1}R_{t+1}W_{t} + 2\mu R_{t+1}(\varphi F_{t} + 1)W_{t} - (\varphi F_{t} + 1)F_{t}(\lambda - \mu)W_{t+1}]$$

$$(19)$$

将式(7)代入式(19)可得家庭储蓄水平:

$$S_{t} = \frac{1}{R_{t+1}(\beta P_{t+1} + \varphi F_{t} + 1)} [(1 + \mu - \lambda)\beta P_{t+1}R_{t+1}W_{t} + 2\mu R_{t+1}(\varphi F_{t} + 1)W_{t} - (\varphi F_{t} + 1)(\lambda - \mu)\theta^{\delta}\gamma\phi F_{t}^{\omega+1}W_{t}^{\delta}]$$
(20)

式(20)表示了家庭部门达到均衡时的最优储蓄水平,由此可得家庭规划与家庭储蓄的关系如下: $(1)\frac{\partial S_t}{\partial F_t}$ <(0),即在生命周期假说下,少儿抚养比对储蓄有负的子效应。少儿抚养比下降,用于少儿的消费减少,储蓄增加,少儿抚养比上升,储蓄水平下降。(2)若父母追求高质量育儿,少儿抚养比对储蓄有正的子效应。 $\frac{\partial S_t}{\partial \phi}$ <(0),即随着孩子数量的减少,育儿质量提高,即 ϕ 越大,家庭当期育儿支出占比越大,储蓄相应减少;同时,父母为了长期高质量教育做出规划,家庭有动机增加预防性储蓄。 $(3)\frac{\partial S_t}{\partial \lambda}$ <(0),即生命周期假说下,老人抚养比对储蓄有负的子效应。老人抚养比越高,赡养老人支出越高,储蓄越低。 $(4)\frac{\partial S_t}{\partial \mu}$ >(0),即预防性储蓄假说下,老人抚养比对储蓄有正的子效应。一方

面,大部分中国老年人不会将其全部收入平滑一生消费,而是选择为子女遗留财产,老年人越多,为子女留下的代际财产越多,家庭储蓄率越高;另一方面,老年人预期寿命越长,未来养老的储蓄需求越强,预防性储蓄水平越高。

综上所述,通过理论模型推导,当正负效应叠加时,家庭人口结构对储蓄的影响不确定(见表 1)。 因此,家庭规划对储蓄的影响还有待进一步实证检验。

| | 储蓄增加 | 储蓄减少 |
|---------|---------|--------|
| 少儿抚养比下降 | 生命周期效应 | 重视育儿质量 |
| 少儿抚养比上升 | 预防性储蓄效应 | 生命周期效应 |
| 老人抚养比上升 | 预防性储蓄效应 | 生命周期效应 |

表 1 人口结构对储蓄影响的效应

通过以上理论模型推导,本文提出以下三个假说:

假说 1: 假设生命周期假说成立,少儿抚养比下降,消费减少,储蓄增加;老人抚养比增加,赡养老人支出增加,储蓄水平下降。

假说 2:假设父母重视育儿质量,虽然少儿抚养比下降,但是家庭育儿支出增加,储蓄水平下降。

假说 3: 假设预防性储蓄假说成立,父母育儿质量追求提高,未来育儿支出增加,预防性储蓄增加;老人抚养比上升,预期寿命增加,代际财产增加,储蓄增加。

四、数据来源与变量说明

本文采用了家庭微观数据进行实证检验,选取 2011 年、2013 年和 2015 年中国家庭金融调查 (China Household Finance Survey,CHFS)数据,数据展示了在时代变迁背景下,中国家庭规划对储蓄的影响。CHFS 数据来自西南财经大学在全国范围内开展的中国家庭金融调查,包含除新疆、西藏和港澳台地区的全国 29 个省、363 个县和 1439 个村委会,共计 37289 个家庭的样本数据,数据采用科学、随机的抽样方式,具有良好的代表性(甘犁等,2013)。家庭微观数据全面涵盖了家庭重要支出行为,包括家庭储蓄一消费水平、人口年龄结构特征、家庭观念、家庭规划等信息,能很好地验证本文提出的理论假说。主要的变量说明如下:

- 1. 被解释变量是家庭储蓄率。根据已有文献做法(Chamon & Prasad,2010;李雪松等,2015),家庭储蓄率表示为家庭可支配收入减去消费性支出的净收入占可支配收入的比例。家庭可支配收入包括工资收入、农业经营收入、工商业经营收入、转移性收入和投资性收入,家庭消费支出包括食品支出、衣着支出、居住支出、生活用品及服务支出、教育娱乐支出、交通通信支出、医疗保健支出和其他支出。在稳健性检验中,本文还选取储蓄额的对数和净资产比作为被解释变量,储蓄额是家庭可支配收入与家庭消费支出的差额,净资产比是家庭资产减负债的净资产与总资产的比重。本文对家庭数据进行了筛选,删除了储蓄率为负和净资产率小于一200%的家庭样本。
- 2. 主要解释变量体现了家庭规划的变化。本文从家庭人口结构切入,包括少儿人口占比和老年人口占比,即 $1\sim14$ 岁少儿人口、65 岁以上和 60 岁以上老年人口占家庭成员的比例;家庭规划包括:育儿支出和医疗支出、家庭是否打算送孩子出国留学、家庭是否有购房计划、家中是否有男孩、2015 年各省商品房每平方米价格、2010 年第六次人口普查数据中省级人口预期寿命、家庭每月领取的养老金和医疗保险账户余额①等;家庭观念选取了家庭孝敬长辈程度(上一年是否参加祭祖或扫墓)、社会网络关系等变量。
 - 3. 控制变量。参考尹志超等(2014),本文加入的控制变量包括家庭特征变量(家庭收入、家里

①为保证样本数量,这里将养老金和医疗保险账户余额加1取对数进行实证检验。

有几套房产、家庭风险系数)、户主特征变量(性别、受教育年限、是否结婚、是否有工作)和地区特征变量(所在省份人均 GDP)。描述性统计结果见表 2。

| 变量名 | 变量解释 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 观测值 |
|----------------------|---------------------|---------|--------|---------|---------|-------|
| saving <u>r</u> ate | 储蓄率(%) | 0. 455 | 0. 237 | 0 | 0. 995 | 17401 |
| saving | 储蓄额(元) | 73851 | 0. 239 | 0 | 4971062 | 17401 |
| saving <u>r</u> ate1 | 净资产比(%) | 0. 934 | 0. 202 | -1. 932 | 1 | 17400 |
| young | 1~14 岁少儿人口占比(%) | 0.091 | 0. 139 | 0 | 0. 75 | 17085 |
| old | 65 岁以上老年人口占比(%) | 0. 245 | 0. 343 | 0 | 1 | 17085 |
| old60 | 60 岁以上老年人口占比(%) | 0. 325 | 0. 364 | 0 | 1 | 17085 |
| lnhouseprice | 商品房每平方米价格取对数 | 8. 856 | 0. 447 | 8. 353 | 10. 027 | 17401 |
| ln pension | 每月领取养老金加 1 取对数 | 3. 111 | 3. 678 | 0 | 9. 999 | 17085 |
| lnmedical | 医疗保险账户余额加1取对数 | 2. 045 | 3. 315 | 0 | 11. 226 | 17085 |
| lneducost | 家庭教育支出取对数 | 8. 417 | 1. 255 | 2.079 | 12, 206 | 5488 |
| lnmedcost | 家庭医疗支出取对数 | 7. 642 | 1. 484 | 0. 693 | 13. 218 | 13615 |
| buyhouse | 是否有购房计划(是=1,否=0) | 0. 213 | 0. 410 | 0 | 1 | 8020 |
| foreignst | 是否打算送孩子出国(是=1,否=0) | 0. 243 | 0. 429 | 0 | 1 | 7637 |
| boy | 家中是否有男孩(是=1,否=0) | 0. 234 | 0. 423 | 0 | 1 | 17401 |
| ancestor | 上一年是否祭祖或扫墓(是=1,否=0) | 0. 777 | 0. 416 | 0 | 1 | 17385 |
| life | 预期寿命(岁) | 75. 899 | 2, 163 | 69. 54 | 80. 26 | 17401 |
| lnincome | 家庭收入取对数 | 11. 241 | 0. 880 | 6. 985 | 15. 425 | 17401 |
| risk | 是否是风险厌恶家庭(是=1,否=0) | 0. 757 | 0. 429 | 0 | 1 | 16175 |
| sex | 户主性别(男=1,女=0) | 0. 535 | 0. 499 | 0 | 1 | 17085 |
| education | 户主受教育年限 | 10. 044 | 4. 305 | 0 | 23 | 17032 |
| marriage | 户主是否结婚(是=1,否=0) | 0. 936 | 0. 244 | 0 | 1 | 17062 |
| work | 户主是否有工作(是=1,否=0) | 0. 618 | 0. 486 | 0 | 1 | 17059 |
| house | 家庭有几套房子 | 1. 237 | 0. 571 | 0 | 15 | 17401 |
| ln <i>pgdp</i> | 所在省份人均 GDP 取对数 | 10. 927 | 0. 386 | 10. 172 | 11. 590 | 17401 |

表 2 变量描述性统计

对家庭数据进行筛选,删除缺失值和异常值,最终包含 17401 个家庭,所有包含价格的变量进行了物价平减处理。从表 2 主要变量的描述性统计中可以得出,样本家庭平均储蓄率为 45.5%,与宏观数据统计的居民储蓄率 46.4%相当,少儿和老年人占家庭成员比重分别为 9%和 24.5%。

五、实证结果分析

(一)基础回归分析

家庭规划涉及育儿、养老、医疗和住房等重大决策,家庭重大消费支出主要是围绕四大重要决策产生的支出。本文以家庭人口结构为切入点,来检验现代家庭规划下居民储蓄的变化,在理论模型的基础上,借鉴了汪伟、艾春荣(2015),构建的回归模型如下:

$$saving \underline{rate}_{i} = \beta_0 + \beta_1 young_{i} + \beta_2 old_{i} + \beta_3 X_{i} + \mu_i + \varepsilon_{i}$$
(21)

其中,i 表示家庭,t 表示时间, μ_i 代表不可观测的固定效应, ϵ_u 是随机扰动项。方程中被解释变量 $saving_rate$ 是居民储蓄率,young 表示少儿人口占比,即 $0\sim14$ 岁少儿占家庭成员的比重,old 表示老年人口占比,即 65 岁以上老年人占家庭成员的比重,X 是一组影响居民储蓄率的控制变量,参考文献中普遍关注储蓄率的决定因素,控制变量包括家庭特征变量(家庭收入、家里有几套房产、家庭风险系数)、户主特征变量(性别、受教育年限、是否结婚、是否有工作)和地区特征变量(所在省份人均 GDP)。参照马光荣、周广肃(2014)和汪伟、艾春荣(2015)的研究,分别采用 OLS 和固定效应模

型对基准回归方程(21)进行估计,回归结果见表 3。

实证结果中第 $(1)\sim(3)$ 列分别是 2011 年、2013 年和 2015 年的回归结果,考虑到异方差,本文对 三年数据分别做了普通最小二乘(OLS)和稳健标准误估计,2011 年少儿和老年人口占比对储蓄影响 不显著,2013年和2015年少儿人口占比与储蓄率显著负相关,老年人口占比与储蓄率显著正相关。 根据描述性统计,2011-2015 年家庭少儿人口占比逐年递减,由 9.4%减少至 8.6%,老年人口占比 逐年递增 $(24.5\% \sim 25.3\%)$,储蓄率逐年递增 $(45.05\% \sim 46.39\%)$ 。第 $(4) \sim (6)$ 列采用了三年的面 板数据,使用固定效应模型估计得出,少儿人口占比下降和老年人口占比上升使储蓄显著增加。根 据理论模型和实证检验,可以得出如下判断:少儿人口占比对家庭储蓄的影响是"生命周期"效应大 干"预防性储蓄"效应:老年人口占比的影响则是"预防性储蓄"效应大干"生命周期"效应。近年来, 随着"二孩"政策的放开和人口老龄化的深化,少儿抚养比和老人抚养比逐年上升,人口结构对储蓄 的影响越来越显著。少儿人口的"生命周期"效应是由何种因素导致的,老年人口的"预防性储蓄"效 应为什么会大于"生命周期"效应,人口年龄结构对储蓄的影响是否可持续,需要进一步分析人口结 构对家庭储蓄的影响机制。

| | | | | | 1 | |
|------------------|------------|------------|------------|-------------|-------------|-----------|
| 变量 | 2011 年 | 2013 年 | 2015 年 | 2011—2015 年 | 2011—2015 年 | 2011—2015 |
| 又里 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Norma | -0.020 | -0. 100*** | -0. 113*** | -0. 102** | | -0.094** |
| young | (0. 033) | (0.020) | (0. 020) | (0. 020) | | (0.018) |
| old | 0. 013 | 0. 025*** | 0. 048*** | | 0. 038* | 0.033* |
| | (0. 015) | (0.009) | (0.009) | | (0. 010) | (0.009) |
| ln <i>income</i> | 0. 141*** | 0. 148*** | 0. 146*** | 0. 145*** | 0. 146*** | 0. 146*** |
| | (0, 006) | (0, 003) | (0, 003) | (0, 002) | (0.001) | (0, 002) |
| sex | 0. 036*** | 0. 020*** | 0. 024*** | 0. 027*** | 0. 025** | 0. 024** |
| sea | (0, 009) | (0, 005) | (0, 005) | (0, 004) | (0.003) | (0, 003) |
| education | -0. 010*** | -0. 010*** | -0.010*** | -0. 010*** | -0.010*** | -0.010** |
| eaucarion | (0.001) | (0, 001) | (0, 001) | (0, 000) | (0.000) | (0, 000) |
| work | 0. 030*** | 0. 033*** | 0. 048*** | 0. 029*** | 0. 029*** | 0. 038** |
| work | (0. 010) | (0, 006) | (0, 006) | (0, 003) | (0.003) | (0, 006) |
| home | -0.006* | -0.000 | -0.003 | -0.003 | -0.003 | -0.002 |
| nome | (0.003) | (0, 002) | (0, 002) | (0, 001) | (0.001) | (0.001) |
| house | -0.013 | -0. 018*** | -0. 020*** | -0. 018*** | -0. 018*** | -0.018** |
| nouse | (0.009) | (0, 005) | (0, 005) | (0, 002) | (0.002) | (0.002) |
| risk | 0. 011 | 0.009 | 0.009 | 0. 010*** | 0. 010*** | 0. 009** |
| 7131 | (0. 010) | (0, 006) | (0, 006) | (0, 001) | (0.000) | (0, 000) |
| $\ln pgdp$ | -0. 046*** | -0. 048*** | -0. 042*** | -0. 045*** | -0.046*** | -0.046*** |
| прдир | (0. 011) | (0.006) | (0.008) | (0.002) | (0.002) | (0.002) |
| 常数项 | -0. 532*** | -0. 596*** | -0. 637*** | -0. 576*** | -0. 588*** | -0. 593** |
| 市奴坝 | (0. 121) | (0. 073) | (0. 087) | (0. 016) | (0. 018) | (0.021) |
| \mathbb{R}^2 | 0. 202 | 0. 223 | 0. 228 | 0. 219 | 0. 218 | 0. 220 |
| 观测值数 | 2707 | 6680 | 6442 | 15829 | 15829 | 15829 |

表 3 2011—2015 年人口结构对储蓄率的影响

(二)机制分析

具体地,为何少儿人口占比对家庭储蓄影响的"生命周期"效应更显著,而老年人口占比是"预防 性储蓄"效应更显著?本文需要详细分析家庭规划对储蓄影响的机制及其子效应。本文讨论了在生 命周期假说下,家庭人口结构对储蓄的影响机制。本文选取与少儿人口和老年人口相关的家庭教育 支出、医疗支出、是否孝敬长辈和商品房价格等变量进行实证研究,为了比较不同机制效应大小,将 机制变量进行标准化处理①,回归结果见表 4。第(1)列表示少儿人口占比对家庭储蓄的负影响。机制分析中,第(2)列加入家庭教育支出的变量,育儿教育支出增加显著减少了家庭储蓄,是少儿人口占比对家庭储蓄产生负向影响的主要原因。第(3)列加入了是否打算送孩子出国学习的虚拟变量,体现父母重视孩子教育程度,结果显示随着父母育儿质量提升,家庭储蓄显著减少。很多有经济实力的家庭选择送孩子出国留学,据统计 2018 年中国出国留学人数达 66. 21 万人,自费留学生占比 70. 6%并且留学生趋于低龄化,参与国际化教育成本上升,据调查,2017 年有 54%的中国家长希望送孩子出国留学②。留学费用是一项除住房支出的重要家庭支出,有意愿送孩子出国留学的家庭大多数重视育儿教育,教育支出增加,家庭储蓄率显著下降。家庭教育支出弹性小,父母重视教育质量并不随着生育孩子增加而降低,因此,重视教育质量背景下,少儿人口占比对储蓄影响仍显著为负。

第(4)列表示老年人口占比对家庭储蓄的正影响。第(5)列加入家庭医疗支出的变量,家庭医疗支出主要是老年人医疗支出增加,会显著降低家庭储蓄。第(6)列加入上一年是否参加家族祭祖或扫墓的变量(ancestor),将其作为衡量孝顺的代理变量,根据理论模型可知,孩子越孝敬父母,用于孝敬父母的工资份额越大,则家庭储蓄越少,祭祖变量对储蓄有显著负向影响。第(7)列加入了商品房每平方米价格取对数的变量,住房是家庭开支的重要一项,在房地产价格上涨和"老有所居"的中国传统文化背景下,大部分人购置房产用于居住和投资,房产价格越高,购房后家庭储蓄越少,甚至为负,房地产价格与储蓄显著负相关。由第(5)~(7)列可得,房价上涨和医疗支出增加是老年人口占比对储蓄负影响的主要原因。以上实证检验均验证了人口结构对家庭储蓄的"生命周期"效应,少儿人口占比和老年人口占比通过育儿教育支出、重视教育质量、医疗支出、孝敬长辈和购房支出对储蓄有显著负向影响。这也验证了本文提出的假说 1 和假说 2。

| 亦具 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 变量 | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate |
| young | -0. 102** (0. 020) | -0. 021** (0. 003) | -0. 061** (0. 011) | | | | |
| lneducost | | -0.066*** (0.001) | | | | | |
| foreignst | | | -0. 016*** (0. 001) | | | | |
| old | | | | 0. 038* (0. 010) | 0. 067** (0. 008) | 0. 068*** (0. 008) | 0. 068** (0. 008) |
| ln <i>medcost</i> | | | | | -0. 054*** (0. 002) | -0. 054*** (0. 002) | -0. 053*** (0. 002) |
| ancestor | | | | | | -0. 005*** (0. 002) | |
| lnhouseprice | | | | | | | -0. 018*** (0. 002) |
| 观测值数 | 15829 | 5172 | 7259 | 15829 | 12488 | 12484 | 12488 |
| 注 女同归物纳 | λフ切割亦具 | 4年44年 | | | | | |

表 4 "生命周期"假设下人口结构对储蓄的影响

当生命周期假说不足以完全解释家庭规划对储蓄的影响时,本文在影响储蓄的框架中考虑家庭 预防性储蓄动机对家庭储蓄的影响机制,实证结果见表 5。第(1)列是少儿人口占比对储蓄影响的基础回归。第(2)列加入了家庭中是否有男孩的虚拟变量,结果表明有男孩的家庭会显著增加储蓄,中 国家庭规划中,父母不仅养育孩子,还会帮助孩子规划未来,男孩背负着更强的社会责任,性别失衡

注:各回归均纳入了控制变量,结果未予展示。下同。

①一般标准化处理,即变量值减去均值,再除以标准差。

②数据来源:https://www.sohu.com/a/196413334_662669。

使男性竞争加剧,有男孩的家庭选择积累财富即增加储蓄,支付高质量的教育费用和婚房、彩礼等重大支出,来提升男孩在人才和婚姻市场上的竞争力。因此,有男孩的家庭预防性储蓄增加,这印证了Wei & Zhang(2011)的研究发现,有男孩的家庭有动机增加预防性储蓄,符合预防性储蓄假说,验证了本文提出的假说 3。

根据基础回归可知,老年人有较强的预防性储蓄动机,本文对影响机制进行初步探索。表 5 第 (3) 列中,本文加入了 2010 年第六次人口普查省级预期寿命①,回归结果可得,预期寿命延长显著增加家庭储蓄,老年人预期寿命越长,用于"养老之需"的储蓄越多。第 (4) \sim (5) 列体现了老年人的"养老之需",对于老年人来说,最担忧的是养老和医疗,本文选取了老年人养老金和家庭医疗账户余额变量。为了更容易体现预防性储蓄动机,本文取养老金和医疗账户的相反数。实证结果显示,社会保障不完善时,老年人领到的养老金和医疗账户余额越少,预防性储蓄越多,且医疗账户余额对老年人的预防性储蓄影响更大。第 (6) 列加入了家庭是否考虑购置房产的虚拟变量,此变量表明家庭有购房意愿,但还未购买,体现了考虑未来支出的预防性储蓄动机,家庭购房计划会显著增加储蓄。由实证结果可知,预期寿命增加和社会医疗保障是老年人预防性储蓄的主要动机,这验证了本文提出的假说 3 。

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| 受 重 | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate |
| young | -0. 102** (0. 020) | -0. 034** (0. 007) | | | | |
| lneducost | | -0. 052*** (0. 001) | | | | |
| boy | | 0. 010* (0. 003) | | | | |
| old | | | 0. 066**** (0. 008) | 0. 068**** (0. 006) | 0. 067*** (0. 008) | 0. 015*** (0. 005) |
| lnmedcost | | | -0. 054*** (0. 002) | -0. 053*** (0. 002) | -0. 054*** (0. 002) | -0. 033**** (0. 004) |
| life1 | | | 0. 017** (0. 008) | 0. 018** (0. 008) | 0. 017** (0. 008) | 0. 018** (0. 008) |
| In pension | | | | 0. 006* (0. 004) | | |
| ln <i>medical</i> | | | | | 0. 011*** (0. 001) | |
| buyhouse | | | | | | 0. 002** (0. 001) |
| 观测值数 | 15829 | 5172 | 12488 | 12488 | 12488 | 5824 |

表 5 "预防性储蓄"假说人口结构对储蓄的影响

随着老龄化的到来,预防性储蓄动机加强导致家庭不能完全释放消费潜力。养老和医疗是老年人最担忧的问题,由此,本文需要对家庭金融调查数据中家庭社会养老和医疗进行样本分析。关于养老保险和医疗保险,样本家庭中71%的人参加了社会养老保险,其中32.7%的人参加了新型农村社会养老保险,21.9%的人参加了城镇职工基本养老保险;一半以上(51%)的居民参加了新型农村合作医疗保险,覆盖面较高,仅有2.1%的人参加了商业医疗保险,覆盖面较低。本文对受访家庭关于未来养老方式进行了统计,发现养老保险并不能成为养老的主要方式,有一半以上(50.6%)的人选择自己储蓄养老,42.7%的人选择社会养老保险,33%的人选择子女赡养。大部分人选择储蓄养

①为方便实证分析,本文将预期寿命变量除以 100,记为 life1。

^{— 30 —}

老,这必然会使老年人的预防性储蓄增加。本文对受访者对商业养老保险和政府养老保险的可信度进行了统计,46. 1%的人认为商业养老保险不可信,未来不能按照合同偿付养老保险金,37. 9%的人认为商业养老保险可信,大部分人(83. 3%)认为政府养老保险可信。由此可见,商业保险还有很大发展潜力,随着人口老龄化的深化,政府承担社会养老和医疗的能力有限,商业保险将是未来老年人养老的主要方式,这就需要商业保险的深化改革,来适应目前的养老需求。

家庭观念和代际关系的转变影响家庭规划和储蓄。孝敬父母、养育子女是中国传统的家庭代际观念,在生育政策、人口流动变迁和老龄化速度加快的时代背景下,中国家庭结构也发生了变化,家庭规模由大家族向小型化家庭转变(彭希哲、胡湛,2015),因此,家庭规划也随家庭规模变化而变化。随着孩子数量减少,父母越来越重视孩子的"质量",不愿让孩子"输在起跑线上",出现家庭重心向下倾斜、父母过分宠溺孩子的现象,中国父母不仅重视教育投资,还有强烈的代际财产继承观念,这导致中国父母的消费一储蓄行为与西方发达国家不同,父母储蓄不会平滑一生消费,而是保留一部分财产给下一代,其中,房产是代际财产的重要组成部分,也是重要的家庭支出。本文统计了问卷中父母养育儿女的目的,结果显示 2011 年 67. 9%的家庭育儿是为了"养儿防老",而 2013 年和 2015 年该比重逐年下降为 62. 5%和 60. 6%,可见家庭"养儿防老"观念逐年减弱,家庭观念和代际关系的转变让更多人选择储蓄养老并遗留财产给后代,在社会保障不完善的情况下,消费不足和预防性储蓄递增成为必然。

(三)异质性分析

1. 收入和城乡分析。中国幅员辽阔且人口众多,经济发展不均衡和不充分,城乡二元结构和区域差异明显,这不仅表现在经济发展水平上,还表现在家庭规划和人口结构上。在"生命周期"效应下,家庭教育和医疗支出是家庭最主要的消费支出,2015年微观家庭医疗教育支出占比已达 24.6%。本文分样本检验,分析家庭教育和医疗支出的合理性,这对于促进理性消费和提高居民消费质量有重要意义。

本文将家庭可支配收入分为五等分组^①,并选择了最低收入和最高收入组,根据家庭所在地进行城乡划分,加入了家庭育儿教育支出和医疗支出的变量,回归结果见表 6。由第(1)~(4)列可知,家庭育儿教育支出与储蓄率显著负相关。为了比较不同组别家庭教育支出对储蓄影响的异质性,基于似无相关模型(SUR)检验组间系数差异,结果表明家庭教育支出在高、低收入组和城乡组中对储蓄的影响不存在显著差异,这与中国明显的收入差距^②和二元城乡结构截然不同。组间差异不显著反映了目前中国家庭代际教育观念,无论收入水平高低,生活在城市还是农村,大多数父母秉承着"再穷不能穷教育,再苦不能苦孩子"的理念,"富养"孩子和教育攀比现象普遍,数字鸿沟的克服和互联网的普及使远程教育成为可能,城乡教育支出出现均等化趋势。

由第(5)~(8)列可知,家庭中医疗保健支出显著减少家庭储蓄,基于似无相关模型(SUR)检验高低收入组间系数差异,结果显示医疗支出在最高收入和最低收入组中对储蓄的影响不存在显著差异,与显著的收入差距形成对比。老年人越来越重视医疗养生,尤其是高收入老年人,老年人购买大量医疗保健产品,导致储蓄水平下降,根据《2017 中国老年消费习惯白皮书》③对全国 1051 位老年消费者的问卷调研可知,老年消费支出中健康养生消费占总消费的 12%,大于疾病管理消费的 7%,被访老年人中的 40%有保健品消费。由此可见,医疗保健支出是老年人消费的重要组成部分,老年人存在过度医疗需求、保健品消费偏好上升的现象。城乡组间医疗支出系数差异显著,这与城市家庭医疗保健品需求量大和农村医疗保险覆盖程度低有关,农村居民一旦患重大疾病,医疗支出会显著降低家庭储蓄水平。

①家庭五等分组由低等收入、中低收入、中等收入、中高收入、高等收入构成,样本中低等收入家庭为年可支配收入小于 40000 元的家庭,高等收入家庭为年收入大于等于 142000 元的家庭,本文选择了低等收入和高等收入家庭进行分样本分析。

②最高收入组是最低收入组的 3.55 倍。

③具体内容参见:《2017 中国老年消费习惯白皮书》,搜狐网,https://www.sohu.com/a/218458994_194423。

| 农 0 | | | | | | | | | |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|--|
| | 教育支出 | | | | 医疗支出 | | | | |
| 变量 | 低收入 | 高收入 | 农村 | 城镇 | 低收入 | 高收入 | 农村 | 城镇 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | |
| young | -0. 021 (0. 056) | -0. 019 (0. 021) | 0. 042 (0. 038) | -0. 042* (0. 013) | | | | | |
| lneducost | -0. 054*** (0. 004) | -0. 060*** (0. 005) | -0. 053*** (0. 004) | -0. 052*** (0. 001) | | | | | |
| old | | | | | 0. 041** (0. 007) | 0. 100*** (0. 007) | 0. 055* (0. 013) | 0. 067** (0. 007) | |
| lnmedcost | | | | | -0. 037** (0. 004) | -0. 035** (0. 005) | -0. 042*** (0. 001) | -0. 034*** (0. 002) | |
| \mathbb{R}^2 | 0. 149 | 0. 301 | 0. 341 | 0. 353 | 0. 101 | 0. 230 | 0. 278 | 0. 283 | |
| 观测值数 | 604 | 1451 | 1231 | 3941 | 2407 | 2494 | 3221 | 9267 | |

表 6 育儿教育支出和医疗支出对家庭储蓄影响的分样本分析

2. 邻里效应分析。家庭之间的沟通和联系构成了紧密的社会网络,因此,家庭决策往往受到其所在社区、村落或城镇其他家庭的影响,本文称之为"邻里效应"。中国是一个典型的人情社会、关系型社会(Bian,1997),人与人之间的交流与互动频繁,居民的思想和行为易受他人行为的影响(Eun et al,2015)。因此,本文不仅需要考虑家庭内部的代际关系对家庭储蓄的影响,还需要考虑邻里效应。本文认为处于同一城市或农村的家庭有更紧密的社会网络关系,不仅仅是同社区的邻里关系,还包括同事、同学、亲戚朋友等社会关系,对家庭决策产生重要影响,因此,有必要检验家庭支出的邻里效应。本文选取家庭育儿教育支出的对数为被解释变量,解释变量是反映邻里效应的指标,参考 Liu et al(2014)、Ling et al(2018)和余丽甜、詹宇波(2018)的做法,将除了家庭,以外其他同社区家庭育儿教育支出和医疗支出对数的平均数作为邻里效应指标。本文选取的 CHFS 数据库中包含 172 个城市和村落,回归结果见表 7,通过加入交互项,进行组间系数差异 Chow 检验,由第(1)~(4)列得出,社会网络效应对家庭育儿教育支出显著为正,不同收入和城乡组间家庭教育支出的邻里效应差距不显著,第(5)~(6)列表明城市家庭医疗支出的社会网络效应更显著,这也印证了表 6 的回归结果,从邻里效应的角度解释了教育支出均等化、"教育攀比"和过度医疗保健需求的现象。《2017 中国老年消费习惯白皮书》中关于老年人消费偏好的调查显示,老年人喜欢结伴消费,43%的老年人认为亲朋好友推荐对购买决定有重大影响,这与文中邻里效应分析一致。

| 变量 | (1) 低收入 | (2) 高收入 | (3) 农村 | (4) 城市 | (5) 农村 | (6) 城市 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | lneducost | lneducost | lneducost | lneducost | lnmedcost | lnmedcost |
| neighbor | 0. 368** (0. 075) | 0. 621** (0. 098) | 0. 449* (0. 123) | 0. 362*** (0. 034) | | |
| young | -1. 330** (0. 144) | -1. 161** (0. 167) | -2. 474*** (0. 206) | -1. 255*** (0. 093) | | |
| neighbor1 | | | | | -0.001 (0.003) | 0. 007** (0. 001) |
| old | | | | | 0. 602*** (0. 020) | 0. 938*** (0. 011) |
| \mathbb{R}^2 | 0. 138 | 0. 124 | 0. 198 | 0. 193 | 0. 165 | 0. 143 |
| 观测值数 | 604 | 1451 | 1231 | 3941 | 3221 | 9267 |

表 7 邻里关系对家庭育儿教育、医疗支出影响的分样本分析

家庭育儿教育和医疗的盲目消费体现了家庭消费的非理性,大大降低了居民消费质量。据《中国辅导教育行业及辅导机构教师现状调查报告》统计,2016年参加课外辅导的中小学生超过 1.37亿人,育儿投资越来越低龄化。"看别人家的孩子"成为大部分父母的育儿心态,在竞争激烈和攀比之

风的压力下,大多数父母成为孩子的教育资金提供者,而忽视了家庭育儿的重要性。据统计^①,有57%的父母经常与孩子情感沟通,但仍有大部分父母缺乏对孩子的情感关爱,尤其是农村地区的"留守儿童",家庭育儿角色退化,而家庭育儿是各种补习班不能替代的。老年人乐于结伴参加医疗养生活动,购买昂贵的保健产品,以求精神上的安慰,其原因之一是缺乏子女情感上的照顾,可见,家庭消费支出一定程度上反映了家庭问题。

中国文化多元,并且多层次的经济失衡长期存在,尤其是经济、人口结构发展呈现出明显的区域非均衡性,家庭规划深受所在地区经济、传统文化和价值观念的影响。本文对家庭规划和储蓄进行了区域异质性分析②,东、中、西部地区少儿人口占比增加使储蓄率显著下降,全国范围内少儿人口占比对储蓄的"生命周期"效应大于"预防性储蓄"效应;东、中部地区老年人口占比对储蓄率影响不显著,这是老年人储蓄的"预防性储蓄"效应与"生命周期"效应相互抵消的结果,西部地区老年人口占比对储蓄的"预防性储蓄"效应大于"生命周期"效应,这与西部地区社会保障体系不完善,预防性储蓄动机较强有关。区域差异分析很好地揭示了不同家庭规划下人口结构对储蓄影响的差异。

(四)稳健性检验

1. 稳健性检验。为了验证本文实证结果的稳健性,本文选取了与储蓄水平和家庭年龄结构相关的变量进行稳健性检验,包括居民储蓄额的增长率(lnsaving)、家庭净资产比重(saving_rate1)和家庭成员中 60 岁以上老年人口占比(old60),回归结果见表 8。估计结果与基本回归结果一致,少儿人口占比上升显著降低储蓄水平,而老年人口占比上升显著提高储蓄水平,证明了实证结果的稳健性。

| | | 12 0 | 心性エカカバ | | | |
|-------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 变量 | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | lnsaving | lnsaving | saving <u>r</u> ate1 | saving <u>r</u> ate1 |
| young | -0. 094** (0. 018) | -0. 088** (0. 016) | -0. 279* (0. 094) | -0. 256* (0. 083) | -0. 057** (0. 007) | -0. 050** (0. 005) |
| old | 0. 033* (0. 009) | | 0. 122** (0. 018) | | 0. 052*** (0. 004) | |
| old60 | | 0. 041** (0. 009) | | 0. 138** (0. 029) | | 0. 053*** (0. 005) |
| 观测值数 | 15829 | 15829 | 15821 | 15821 | 15828 | 15828 |

表 8 稳健性分析

2. 内生性问题及解决。引起内生性问题的主要是遗漏解释变量、反向因果和测量误差。家庭人口结构可能内生于家庭储蓄,考虑到生育政策是影响中国家庭生育孩子的主要因素,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,本文使用数据为 2011—2015 年,可观察到生育政策变化对少儿人口及家庭储蓄的影响。因此,本文选取父母所在家庭结构,是否是双独或单独家庭,即是否有亲生的兄弟姐妹为少儿人口占比的工具变量。生育政策影响下双独或单独家庭生育孩子数量增加,父母的亲生兄弟姐妹数量与家庭储蓄无关,符合工具变量设定。本文参考尹志超等(2020)做法,选取同一城市或农村其他家庭老年人口占比均值为老年人口占比的工具变量,进行两阶段最小二乘估计,表 9 是工具变量估计结果。第(1)~(6)列是不同被解释变量的工具变量检验,由此可得,少儿人口占比下降会显著提高储蓄率,老年人口占比上升会显著提高居民储蓄率,工具变量回归结果具有一致性,回归系数均大于主回归系数,主回归低估了人口结构对家庭储蓄的影响,工具变量估计更进一步验证了回归结果的稳健性。

家庭规划和家庭储蓄之间可能存在反向因果,引起内生性问题。本文从家庭人口结构切入,在已知家庭成员和预算约束下规划家庭运作,家庭根据年龄结构分配家庭资源,以实现家庭效用最大化。家庭对育儿、养老、医疗和住房的具体规划影响家庭储蓄选择,而影响这些规划的核心因素是家

①数据来源:2015 年中国家庭金融调查(CHFS)。

②篇幅所限,结果备索。

庭少儿和老年人的占比。考虑到中国国情,到 2015 年"二孩"政策全面放开为止,少儿人口主要受生育政策的影响,家庭育儿支出尤其是教育支出的弹性很小,老年人养老医疗支出的弹性也较小。因此,从人口结构影响储蓄的角度来看,反向因果的内生性问题并不影响主回归结果。此外,影响储蓄的遗漏变量也会引起内生性问题,本文控制了不同维度的控制变量,并使用了包含不随时间变化变量的固定效应模型。家庭规划和人口结构在一定程度上可以解释家庭储蓄。

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------|---------------------|---------------------|------------|----------|----------------------|----------------------|
| | saving <u>r</u> ate | saving <u>r</u> ate | lnsaving | lnsaving | saving <u>r</u> ate1 | saving <u>r</u> ate1 |
| • | -0. 404*** | | -1. 146*** | | -0. 217** | |
| ivyoung | (0. 124) | | (0. 420) | | (0. 095) | |
| . 11 | | 0. 154*** | | 0. 414* | | 0. 297*** |
| ivold | | (0.059) | | (0. 239) | | (0.060) |
| 观测值数 | 8584 | 15829 | 8578 | 15821 | 8583 | 15828 |
| 第一阶段F值 | 131. 88 | 178. 61 | 193. 76 | 178. 35 | 192, 51 | 178. 38 |
| | // >/ - >= >= >- | 77 1 - 14 10 41 4 6 | . + L AA | 154174 | | +- 103 \ 0 |

表 9 家庭规划对储蓄的影响:工具变量法

注:两阶段最小二乘估计中,通过稳健标准误拟合后的第一阶段估计 F 值大于 10,拒绝弱工具变量的假设。

六、研究结论与政策建议

本文建立三期世代交叠模型,在充分考虑中国文化背景和养老观念下,以家庭人口结构作为切入点,研究家庭规划对储蓄的影响,比较"生命周期"效应和"预防性储蓄"效应,探索居民消费不足的原因,提出消费提质扩容的建议。根据理论模型推导,提出三个假说,并基于理论模型,选取了 2011 年、2013 年和 2015 年家庭金融调查(CHFS)数据进行实证检验。理论与实证结果一致,本文主要结论如下:

第一,家庭人口结构通过影响家庭消费决策来影响储蓄水平。少儿人口占比与家庭储蓄水平显著负相关,"生命周期"效应更显著,父母追求高质量教育背景下,育儿教育支出增加使储蓄减少,提高孩子未来在人才市场的竞争力使家庭预防性储蓄增加。

第二,老年人口对储蓄产生显著正向影响,"预防性储蓄"效应更显著。家庭医疗支出、孝敬长辈支出和购置房产降低储蓄水平,符合生命周期假说,老年人预期寿命延长、不完善的社会保障、代际财产继承使储蓄增加,符合预防性储蓄假说。随着家庭代际重心下移和居民养老方式的转变,预防性储蓄动机增强,消费潜力不能更好地释放。

第三,由于家庭普遍重视育儿质量,数字鸿沟的克服使教育的普及成为可能。相比较大的收入 差距和城乡差距,教育支出均等化趋势正在悄悄形成,农村家庭医疗支出对储蓄影响更大。家庭育 儿决策和医疗支出深受社会网络关系和邻里效应的影响,导致教育支出均等化和医疗消费非理性 化。这加重了家庭不合理消费行为,也降低了消费质量。全国范围内少儿人口占比与储蓄显著负相 关,在社会保障不完善的西部地区,老年人预防性储蓄动机更强。

上述分析可以较好地从家庭角度解释了中国"高储蓄、低消费"之谜。家庭是宏观经济的微观基础,直接影响消费和储蓄。中国人口基数大,同时家庭育儿和养老观念不断发生变化,且人口结构存在明显的区域差异,应该关注家庭人口结构和家庭消费行为的变化对宏观经济的影响,尤其是家庭规划对消费和储蓄的影响。

为释放消费潜力,提高消费质量,为经济增长提供新动力,本文提出相关建议:首先,在公共服务层面,完善社会保障体系,尤其是养老保险和医疗保险,规范和推广商业保险,加快商业养老保险以及养老信托和其他适应老龄人口的金融产品和服务,减轻老年人医疗支出负担,增加公共服务,提高育儿水平和质量。这样可以降低居民的预防性储蓄,消除家庭恐惧消费的心理,扩大内需,从而释放消费活力,激发消费潜力。其次,在家庭层面,重视家庭育儿,以优质教育为目的,关爱孩子身心健康,父母应为孩子树立人生榜样,提倡全人教育,关注多元智能;关爱老年人心理健康,向老年人大力宣传防范"三无"保健品,减少育儿教育和医疗支出的非理性消费,进而提高消费质量。再次,注重区域间人口差异及

影响,缓解经济发展不充分、不均衡的状况。从家庭着手,才能真正释放居民消费潜力,实现消费提质扩容的目标,完成驱动力转换,使居民消费成为拉动经济新一轮增长的动力源泉。

本文也存在一些局限:中国"高储蓄"之谜涉及居民、企业和政府三部门,本文主要是从家庭部门来解释居民储蓄动机高,消费低迷的现状;家庭规划影响消费和储蓄的因素众多,本文主要考虑了家庭年龄结构、育儿支出、医疗支出、社会保障等因素,与家庭规划相关的家庭人口性别结构、密集型社会网络、代际财产继承以及区域内的"教育致贫"等问题尚需深入研究。未来进一步关注家庭消费行为与储蓄、人口结构区域失衡、人口结构与储蓄等重要议题,深入研究家庭人口结构变化特征、家庭规划特征对宏观经济的影响,这对我国经济结构转型和高质量增长有重要的现实意义。

参考文献:

董丽霞 赵文哲,2013:《不同发展阶段的人口转变与储蓄率关系研究》,《世界经济》第3期。

加里·贝克尔,1987:《家庭经济分析》(彭松建译),华夏出版社。

甘犁 等,2013:《中国家庭资产状况及住房需求分析》,《金融研究》第 4 期。

李勇辉 温娇秀,2005:《我国城镇居民预防性储蓄行为与支出不确定性关系》,《管理世界》第 5 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。

龙志和 周浩明,2000:《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》,《经济研究》第 11 期。

雷震 张安全,2013:《预防性储蓄的重要性研究—基于中国的经验分析》,《世界经济》第6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。

彭希哲 胡湛,2015:《当代中国家庭变迁与家庭政策重构》,《中国社会科学》第 12 期。

青木昌彦,2015:《对中国经济新常态的比较经济学观察》,《比较》第2期。

孙凤,2002:《中国居民的不确定性分析》,《南开经济研究》第2期。

王策 周博,2016:《房价上涨、涟漪效应与预防性储蓄》,《经济学动态》第8期。

王德文 蔡昉 张学辉,2004:《人口转变的储蓄效应和增长效应——论中国增长可持续性的人口因素》,《人口研究》第6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,2012:《人口结构变化与中国贸易顺差:理论与实证研究》,《财经研究》第8期。

汪伟 艾春荣,2015:《人口老龄化与中国储蓄率的动态变化》,《管理世界》第6期。

汪伟,2017:《人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长》,《经济学(季刊)》第1期。

汪伟 刘玉飞 王文鹏,2018:《长寿的宏观经济效应研究进展》,《经济学动态》第9期。

徐升艳 赵刚 夏永海,2013:《人口抚养比对国民储蓄的长期动态影响研究》,《人口与经济》第 3 期。

晏艳阳 邓嘉宜 文丹艳,2017:《邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响──来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据》,《经济学动态》第 2 期。

余丽甜 詹宇波,2018:《家庭教育支出存在邻里效应吗?》,《财经研究》第8期。

尹志超 宋全云 吴雨,2014:《金融知识、投资经验与家庭资产》,《经济研究》第 4 期。

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》,《中国工业经济》第1期。

朱波 杭斌,2015:《流动性约束、医疗支出与预防性储蓄——基于我国省际面板数据的实证研究》,《宏观经济研究》第3期。

郑长德,2007:《中国各地区人口结构与储蓄率关系的实证研究》,《人口与经济》第6期。

Bian, Y. (1997), "Bringing strong ties back in: Indirect ties, network bridges, and job searches in China", American Sociological Review 62(3):336-385.

Caballero, R. J. (1991), "Earning uncertainty and aggregate wealth", American Economic Review 81(4):859-871.

Chamon, M. & E. Prasad(2010), "Why are saving rates of urban households in China rising?", American Economic Journal; Macroeconomics 2(1):93-130.

Choi, H. et al(2017), "Precautionary saving of Chinese and US households", *Journal of Money Credit and Banking* 49 (4):635—661.

Dynan, K. E. (1993), "How prudent are consumers", Journal of Political Economy 101(6):1104-1113.

Deaton, A. & C. Paxson(2000), "Growth, demographic structure and national saving in Taiwan", *Population and Development Review* 26:141-173.

Eun, C.S. et al(2015), "Culture and R²", Journal of Financial Economics 115(2):283-303.

Higgins, M. & J. Williamson(1997), "Age structure dynamics in Asia and dependence on foreign capital", Popula-

— 35 —

tion and Development Review 23(2):261-293.

- Leff, N. H. (1969), "Dependency rates and saving rates", American Economic Review 59(5):886-896.
- Leland, H. E. (1968), "Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving", *Quarterly Journal of Economics* 82(3):465-473.
- Ling, C. et al(2018), "Peer effects in consumption among Chinese household", *Emerging Markets Finance and Trade* 54(10):2333-2347.
- Liu, H. et al(2014), "Social learning and health insurance enrollment: Evidence from China's new cooperative medical scheme", Journal of Economic Behavior & Organization 97:84-102.
- Lusardi, A. (1998), "On the importance of the precautionary saving motive", American Economic Review 88(2):449-453.
- Ram, R. (1982), "Dependency rates and aggregate savings: A news international cross-section study", American Economic Review 72(3):537-544.
- Ramajo, J. et al(2006), "Explaining aggregate private saving behaviour: New evidence from a panel of OECD countries", *Applied Financial Economics Letters* 2(5):311-315.
- Skinner, J. (1988), "Risky income, life cycle consumption, and precautionary saving", *Journal of Monetary Economics* 22(2);237-255.
- Wang, X. & Y. Wen(2011), "Can rising housing prices explain China's high household saving rate", Federal Reserve Bank of St. Louis Review 93(2):67-88.
- Wei, S. J. & X. Zhang(2011), "The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China", Journal of Political Economy 119(3):511-564.
- Wilson, S. J. (2000), "The savings rate debate: Does the dependency hypothesis hold for Australia and Canada?", Australian Economic History Review 40(2):199-218.

The Impact of Household Planning on Savings: 'Life Cycle' Effect or 'Precautionary Savings' Effect?

LI Jing XU Chenchen

(Capital University of Economics and Business, Beijing, China)

Abstract: This paper constructs a three-period overlapping generation model and discusses the effect of family planning on household savings and consumption by examining the "life cycle" effect and the "precautionary savings" effect. Demographic characteristics of households are key factors influencing household decision, which can have either positive or negative effects on savings. Utilizing the data from China Household Finance Survey (CHFS), we find that the decreasing proportion of children and the increasing proportion of the elderly raise the household savings. The "life cycle" effect plays a more significant role in the impact of proportion of children on household savings; however, the "precautionary savings" effect related with the share of the elderly is more significant. The mechanisms are as follows: parents pursue high quality education for their children, leading to increased educational costs and decreased savings. It follows that sharpen the competitiveness of children for the future talent market raise precautionary savings in the family planning. Rising life expectancy, imperfect social security system and inheritance increase precautionary savings of the elderly, while savings decrease due to medical expenditures of the elderly. The educational expenditures on children tend to equalize in both urban and rural areas. The effect of medical expenditure on savings is larger in rural areas than that in urban areas. Social network plays an important role in equalizing education cost and purchasing health care products. In addition, the effect of household planning on savings exhibits regional differences. Therefore, in order to improve the volume and quality of consumption and release the potential of economic growth, constraints have to be eased by improving public service and household planning, and reasonable household expenditure can be encouraged.

Keywords: Life Cycle; Precautionary Savings; Family Planning; Demographic Structure; CHFS

(责任编辑:何 伟) (校对:刘新波)