

# 预期寿命、人口红利与居民储蓄

王 树,吕昭河

(云南大学 发展研究院,昆明 云南 650091)

**[摘要]**通过分析两次人口红利与高储蓄之间的内在联系,运用引入代际因子的 OLG 模型进行定性判断,采用固定效应、随机效应及面板门槛模型进行实证分析,研究预期寿命、抚养比与居民储蓄率之间的关系。研究结果表明:预期寿命增加可以显著提升居民储蓄率;少儿抚养比的增加会显著降低居民储蓄率,而老年抚养比的增加可以促进居民储蓄率的提高;在不同的门槛内,少儿抚养比和老年抚养比的系数大小均发生了变化。由此得出“老龄化”与“少子化”对储蓄率的影响在经济发展水平不同的地区存在异质性的结论。

**[关键词]**人口红利;储蓄效应;预期寿命;少儿抚养比;老年抚养比;城乡收入比;公共财政支出

**[中图分类号]**F832.22 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2019)02-0080-10

## 一、引言

传统的人口红利理论认为,死亡率先于生育率下降,由此形成的时滞效应引发劳动力占比在一定时期内维持在较高水平,从而形成了有利于经济发展的的人口结构,即第一次人口红利。死亡率先于生育率下降这个现象的形成,各个国家的实现机制是不同的,西方国家的人口演化相对较为缓慢,而亚洲的部分发达国家在人口红利形成之前都实施了非常明显的生育控制政策<sup>[1]</sup>。在人口结构转变的后期,由于劳动力人口终究要变为老年人口,蔡昉认为源于人口结构转变的第一次人口红利自 2013 年后消失<sup>[2]</sup>,即由劳动力优势产生的人口结构红利将逐渐式微。然而,从东亚发达国家的经验来看,在第一次人口红利的末期,预期寿命的不断延长和老龄化的加深使得居民产生新的预防性储蓄倾向,由此促进了社会的资本积累,从而创造了第二次人口红利。

我国的总抚养比在近 40 年内呈下降趋势,0—14 岁少儿人口所占比例的不断减少意味着家庭对孩子的抚养投资具有“数量-质量”替代效应发生的可能,并由此引发适应这一微观人口变化的储蓄需求以及相关的连锁效应。随着我国总抚养比的下降,具有对冲效应的老年抚养比呈缓慢上升趋势。生育控制政策导致的底部收缩致使我国人口呈现出老龄化的趋势,65 岁以上老年人所占比例增加,老年抚养比上升,但其削减少儿抚养比下降所带来的“红利”效应较小。随着老龄化问题的不断加剧,即在第一次人口红利式微之后,我国是否可以迎来以储蓄率为驱动力的第二次人口红利成为学界关注的焦点。为此,本文拟基于储蓄效应与人口红利的内在作用机制,分析并解释人口红利在我国是否可以长期持续存在。

## 二、人口红利储蓄效应分析

关于人口红利储蓄效应方面的理论,比较具有代表性的是第二次人口红利理论,即由于预期寿命的延长和老龄化的不断加深,居民会为了老年后的医疗、生活等方面的保障而进行预防性储蓄,这使得储蓄率不会因为老龄化的到来而过快地下降,国家资本得以积累,从而促进了经济增长。董丽霞和赵文哲

**[收稿日期]**2018-06-22

**[基金项目]**国家社会科学基金项目(15BJL092)

**[作者简介]**王树(1990—),男,河南汤阴人,云南大学发展研究院博士生,主要研究方向为人口经济学,邮箱:564633400@qq.com;吕昭河(1956—),男,云南宣威人,云南大学发展研究院教授,博士生导师,博士,主要研究方向为人口经济学。

认为,经济总量的高速增长以及城乡居民整体储蓄额的持续上升成为我国改革开放后经济发展的双重特点,这种现象被称之为中国的“储蓄之谜”<sup>[3]</sup>。由此可见,高储蓄并非第二次人口红利的独有特点,其在第一次人口红利时期就已经存在,原因可能在于:人们的行为会从多个方面影响储蓄率的变化,贯穿于第一次人口红利、第二次人口红利期间的预期寿命延长会产生相应的储蓄效应。随着我国经济的发展,医疗卫生水平、人民生活水平得到了显著的提高,人均预期寿命也在不断延长。刘生龙等采用1990—2009年的省级面板数据测算了预期寿命与家庭储蓄之间的关系,结果表明:人均预期寿命对中国家庭储蓄率具有正向效应,人口预期寿命延长使得居民储蓄率增加了4.2%,其累计贡献率达到42.9%,因此预期寿命的延长显著影响了居民储蓄率<sup>[4]</sup>。由此可见,随着第一次人口红利向第二次人口红利的递进,储蓄效应的内在机制正在不断发生变化。

自改革开放以来,政策性导向致使我国的人口经济行为发生了适应于转型社会的变化,逐渐开放的市场促使经济社会以价格作为资源配置的信号,从而激发居民从事经济生产活动。这一政策诱发了“人口—经济”关系的双重改变:首先,生育控制政策催生了我国人口的快速转变,从人口结构等角度影响着市场的变化;其次,改革开放的大格局促使原来的封闭性人口开始了以市场活动为目标模式的转型。具体表现为:

第一,生育控制政策导致人口生育数量大幅度减少,人口金字塔底部急剧收缩,少儿抚养比持续下降,老龄化进程启动。因此,人口年龄结构的典型特征为劳动力资源丰裕,劳动力人口所占比例呈上升趋势,全社会的抚养负担较轻,此时老年抚养比处于缓慢上升的状态,而储蓄率整体上呈现出上升的趋势,有学者利用面板数据研究发现,老龄化与储蓄率之间呈正向关系<sup>[5-9]</sup>。然而,少儿抚养比与储蓄率之间的关系则不明确,杨继军和张二震在引入养老保险等影响因素的基础上设定了较为全面的计量模型,采用省级面板数据研究发现,我国少儿抚养比与居民储蓄率之间的关系显著为正<sup>[10]</sup>;董丽霞和赵文哲运用省级面板数据研究得出少儿抚养比与储蓄率之间呈负向关系的结论<sup>[3]</sup>;朱超等运用系统广义矩估计的分析方法研究发现,少儿抚养比与储蓄率之间的系数不显著<sup>[11]</sup>。

第二,在劳动力就业市场化的推动下,我国大力发展劳动密集型产业,这使得以劳动力资源丰裕为特征的人口结构与产业发展高度契合,同时我国居民的医疗保障制度等不断得到完善,出生人口预期寿命不断延长,由1978年的65.52岁持续增加到2016年的76.25岁<sup>①</sup>。然而,我国的法定退休年龄自1978年起至今没有发生大的变化(2015年的法定退休年龄为男60岁、女55岁),因此人们退休后的存活时间延长,养老的经济支出压力增大,由此养老储蓄动机增强,从而使得整个社会的储蓄率得到一定程度的提升。Futagami和Nakajima利用一般均衡模型研究发现,人均预期寿命的延长可以提高居民储蓄率<sup>[12]</sup>。相反,Kalemli-Ozcan和Weil研究发现,考虑到预期寿命会延长,人们可能会采取的最优选择为延长工作时间,进而可以增加自身效用,而并非增加储蓄<sup>[13]</sup>。Bloom等支持Kalemli-Ozcan和Weil的论点,但他们认为该结论成立的条件是国家并没有严格制定退休年龄等政策<sup>[14]</sup>。针对我国的实际情况,我国有法定的退休年龄,且人们退休后继续进行工作的难度也较大,因此,我国的退休制度致使人们在青壮年时期会准备足够的储蓄来应对持续加剧的老龄化问题,不少学者的研究也得到了类似的结论<sup>[15-21]</sup>。综上,从理论上讲,我国居民预期寿命的延长极有可能对储蓄率产生显著的正向影响,我们将在后文对这一猜测进行验证。

### 三、理论模型分析

#### (一) 居民储蓄均衡模型

本文引入双向代际因子的迭代模型来分析居民储蓄问题。传统的戴蒙德迭代(OLG)模型将个体的一生分为两个时期,但如果我们将青壮年阶段单独划为二期,跨度会较长,且在此时期的不同阶段个体会存在异质性行为,即青壮年时期的前半期主要是对孩子的抚养行为,而后半期主要是对父母的

<sup>①</sup>出生时的预期寿命是指假定出生时的死亡率模式在一生中保持不变,一名新生儿可能生存的年数。

赡养行为,由此我们利用 OLG 模型将个体的一生划分为 4 个阶段:幼儿非工作阶段、青年工作阶段、壮年工作阶段和老年退休阶段,分别用  $t_1$ 、 $t_2$ 、 $t_3$ 、 $t_4$  来表示。我们对代表性个体作如下假设:

1. 个体共存活 4 期,自幼儿期起,至老年退休期止。个体在幼儿期主要由父母抚养,每一期存活到下一期的概率为  $LR$ ,且进行平滑计算,即  $t_1$  期进入  $t_2$  期的生存概率为  $LR$ , $t_2$  期进入  $t_3$  期的生存概率为  $LR^2$ , $t_3$  期进入  $t_4$  期的生存概率为  $LR^3$ 。

2. 个体在青年期生育并抚养孩子,初始的出生率为  $\varphi$ ,其余各期的出生率为 0。在青年期时,个体通过劳动获得的薪酬为  $\omega$ ,由于在青年劳动力群体中需要有人抚养孩子,我们假定这一群体所占比例为  $\lambda$ ,因此得到需要向国家缴纳的所得税为  $Tax_2 = (1 - \lambda)\omega Tr$ ,其中  $Tr$  表示税率,可支配收入为  $Y_2 = (1 - Tr)(1 - \lambda)\omega$ ,储蓄与消费之间的关系满足  $S_2 = Y_2 - C_1 - C_2$ ,其中  $C_1$  表示第一阶段的消费, $C_2$  表示第二阶段的消费,而出生率  $\varphi$  与  $t_1$  期的消费满足凹函数的特征,即  $C'_1(\varphi) > 0$ , $C''_1(\varphi) < 0$ 。

3. 在壮年期时,个体将没有抚养负担,但有可能存在赡养负担,通过工作获得的薪酬为  $\theta\xi$ , $\theta > 0$ ,考虑到双向代际转移的情况,我们假设  $t_3$  期和  $t_4$  期之间代际转移的比例为  $\eta_1$ ,需向国家上缴的税收为  $Tax_3 = \theta\omega Tr$ ,由此得到储蓄的公式为  $S_3 = \theta\omega(1 - Tr) - C_3(1 \pm \eta_1)$ ,其中  $C_3$  表示第三阶段的消费。

4. 个体进入老年期,用于自身的消费为  $C_4$ ,此时  $t_3$  期和  $t_4$  期之间的代际转移比例为  $\eta_2$ ,根据利率计算的储蓄为  $S_4 = S_3(1 + r) + S_2(1 + r)^2$ ,其中  $r$  为利率。

本文所设定模型的效用函数采用戴蒙德模型中的瞬时效用函数,即为:

$$u(C_i) = \frac{C_i^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (1)$$

跨期效用最大化的函数为:

$$\sum_{i=2}^4 \beta^{i-2} P^{i-1} u(C_i) \quad (2)$$

$\beta$  为每一期个体的效用贴现,根据 4 个约束条件可得  $t_1$  期到  $t_4$  期的预算公式为:

$$C_1 + LRC_2 + \frac{LR^2 C_3(1 \pm \eta_1)}{1+r} + \frac{LR^3(1 \pm \eta_2)C_4}{(1+r)^2} = (1 - Tr)(1 - \lambda)\omega + \frac{\theta\omega(1 - Tr)}{1+r} \quad (3)$$

我们根据式(2)和式(3)求解稳态支出函数,再对其进行求导可得:

$$\frac{d C_1}{d \varphi} = C'_1 > 0 \quad (4)$$

$$\frac{d C_2}{d \varphi} = \frac{\partial C_2}{\partial C_1} \frac{d C_1}{d \varphi} + \frac{\partial C_2}{\partial \lambda} \frac{d \lambda}{d \varphi} < 0 \quad (5)$$

$$\frac{d C_3}{d \varphi} = \frac{\partial C_3}{\partial C_1} \frac{d C_1}{d \varphi} + \frac{\partial C_3}{\partial \lambda} \frac{d \lambda}{d \varphi} < 0 \quad (6)$$

$$\frac{d C_4}{d \varphi} = \frac{\partial C_4}{\partial C_1} \frac{d C_1}{d \varphi} + \frac{\partial C_4}{\partial \lambda} \frac{d \lambda}{d \varphi} < 0 \quad (7)$$

根据上述均衡方程的求导结果可知,生育率上升将会增加个体在青年期抚养孩子的总成本,而用于自身的即期消费将会下降,壮年期和老年期的总消费也会下降。我们对均衡储蓄模型求导可得:

$$\frac{\partial S_2}{\partial \varphi} = \frac{\partial S_2}{\partial C_1} \frac{d C_1}{d \varphi} + \frac{\partial S_2}{\partial \lambda} \frac{d \lambda}{d \varphi} < 0 \quad (8)$$

$$\frac{d S_3}{d \varphi} = \frac{\partial S_3}{\partial C_1} \frac{d C_1}{d \varphi} + \frac{\partial S_3}{\partial \lambda} \frac{d \lambda}{d \varphi} > 0 \quad (9)$$

$$\frac{d S_4}{d \varphi} > 0 \quad (10)$$

由于  $S_2 = Y_2 - C_1 - C_2$ ,我们就生育率  $\varphi$  对等式两边求偏导:

$$\frac{\partial(1-Tr)(1-\lambda)\omega}{\partial\varphi} - \frac{\partial C_1}{\partial\varphi} - \frac{dC_2}{d\varphi} = \frac{\partial S_2}{\partial\varphi} \quad (11)$$

由此,我们通过证明可以得到:

$$\frac{\partial C_1}{\partial\varphi} + \frac{dC_2}{d\varphi} > 0 \quad (12)$$

由式(4)和式(5)可知,  $\frac{dC_1}{d\varphi} > 0$ 、 $\frac{dC_2}{d\varphi} < 0$ ,因此我们可以得到:

$$\left| \frac{dC_1}{d\varphi} \right| > \left| \frac{dC_2}{d\varphi} \right| \quad (13)$$

根据式(13)可知,如果代表性个体在青年期的生育率提高,则自身消费的减少量要小于抚养孩子费用的增加量。我们对预期寿命  $LR$  进行求导可得:

$$\frac{\partial S_2}{\partial LR} > 0, \frac{\partial S_3}{\partial LR} > 0, \frac{\partial S_4}{\partial LR} > 0 \quad (14)$$

通过上述分析,我们得到命题1:预期寿命的延长可以增加个体在青年期、壮年期和老年期的储蓄。

## (二) 居民总储蓄模型

继续沿用前文对代表性个体的假定,我们对代表性国家补充三个假定:

1. 整体居民的生产函数为柯布-道格拉斯生产函数  $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ ,为简化起见,假定随机扰动项为1,不考虑折旧,即国民生产总值  $Y_t$  会影响  $K_t^\alpha$  的变化。 $t+1$  时期与  $t$  时期的总体资本存量关系可表示为  $K_{t+1} = K_t + I_t$ ,其中  $I$  表示教育投资。

2. 人口总数的划分表示为  $X^t = [x_1^t, x_2^t, x_3^t, x_4^t]$ ,而  $t+1$  时期的劳动力供给方程为  $L^{t+1} = [0110] \times B \times x^t$ 。本文对  $t+1$  时期与  $t$  时期的人口结构关系表示为矩阵方程式:

$$X^{t+1} = \begin{bmatrix} x_1^{t+1} \\ x_2^{t+1} \\ x_3^{t+1} \\ x_4^{t+1} \end{bmatrix} = B \times X^t = \begin{bmatrix} \omega & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1^t \\ x_2^t \\ x_3^t \\ x_4^t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varphi x_1^t \\ x_1^t \\ x_2^t \\ x_3^t \end{bmatrix} \quad (15)$$

3. 国家需要对公共教育进行一定量的投资,以使得婴儿期的人口进入青年期后可以进行工作,即  $t+1$  时期与  $t$  时期的公共教育投资关系为  $I^{t+1} = K^{t+1} \varphi x_2^t$ 。

基于上述假定我们对模型求解,用  $C_i^t$  表示在  $t$  时期第  $i$  期的人口消费,而  $Tax_i^t$  表示在  $t$  时期第  $i$  期所上交的税额,此时  $t$  时期的总税收金额为  $Tax^t = Tax_2^t + Tax_3^t$ 。基于上述假定给出了均衡的  $k$ 、 $\lambda(\varphi)$ 、 $C_1(\varphi)$ 、 $Tr$  以及均衡时期的个体收入  $\xi$ ,而政府税收主要用于劳动力的外部投资,生产函数在均衡状态下为  $I^t = S^t + Tax^t$ ,由此得到如下公式:

$$k x_2 = s_2 x_2 + s_3 x_3 + s_4 x_4 + Tax_2 + Tax_3 \quad (16)$$

将税收公式代入式(16)可得:

$$\begin{aligned} k \varphi^2 x_4 &= s_2 \varphi^2 x_4 + s_3 \varphi x_4 + s_4 x_4 + \varphi^2 x_4 Tax_2 + \varphi x_4 Tax_3 \\ &= s_2 \varphi^2 x_4 + s_3 \varphi x_4 + s_4 x_4 + [1 - \lambda(\varphi) Tr \varphi^2 x_4 + \theta \omega Tr \varphi x_4] \end{aligned} \quad (17)$$

由于经济发展和医疗条件等的改善,代表性国家的人口出生率增加 $\varrho$ ,全体居民储蓄(HTS)的矩阵方程式表示为:

$$HTS^{t+1} = [0 \quad S_2^{t+1} - K^{t+1} \quad (1 \pm \eta_1) S_3^{t+1} \quad (1 \pm \eta_2) S_4^{t+1}] \begin{bmatrix} \varrho x_1^t \\ x_1^t \\ x_2^t \\ x_3^t \end{bmatrix}$$

$$= (S_2^{t+1} - K^{t+1}) x_1^t + (1 \pm \eta_1) S_3^{t+1} x_2^t + (1 \pm \eta_2) S_4^{t+1} x_3^t \quad (18)$$

由式(18)可知,当出生率上升时,个体在青年期抚养孩子的支出增加,此时  $C_1^{t+1}$  增加,而其用于自身的消费  $C_2^{t+1}$  减少。根据式(13)可知,此时的  $C_1^{t+1}$  要大于  $C_2^{t+1}$ ,而  $C_3^{t+1}$  和  $C_4^{t+1}$  并没有发生变化,由此导致居民总消费的增加和储蓄的减少。也就是说,少儿抚养比与储蓄率呈反向变动关系。

基于上述分析,我们得到命题2:当代表性国家处于“回声婴儿潮”阶段时,出生率快速上升,抚养数量的增加提高了抚养消费,虽然青年父母用于自身的即期消费会相应减少,但总体消费提高,此时的 HTS 会减少。

延伸的命题:上述假定  $k$  处于平均水平,如果放开这个假定,由  $K_t^\alpha = Y_t/A L_t^{1-\alpha}$  可知,  $K_t^\alpha$  会受到  $Y_t/A L_t^{1-\alpha}$  变化的影响,其中  $A$  表示技术等的变化(通常很难有大幅度的变化),  $L_t^{1-\alpha}$  表示的劳动力变化与前文相同,而  $Y_t$  的变化极有可能会对  $K_t^\alpha$  产生影响,进一步影响到 HTS,因此后文中我们会加入门槛效应对其进行验证。

在  $t+2$  时期,代表性国家严格的计划生育政策使得出生率变为  $\varphi$ ,而且  $\varphi < \varrho$ ,此时居民总储蓄变为:

$$HTS^{t+2} = [0 \quad S_2^{t+2} - K^{t+2} \quad (1 \pm \eta_1) S_3^{t+2} \quad (1 \pm \eta_2) S_4^{t+2}] \begin{bmatrix} \varphi \varrho x_1^t \\ \varrho x_1^t \\ x_1^t \\ x_2^t \end{bmatrix}$$

$$= (S_2^{t+2} - K^{t+2}) \varrho x_1^t + (1 \pm \eta_1) S_3^{t+2} x_1^t + (1 \pm \eta_2) S_4^{t+2} x_2^t \quad (19)$$

此时在  $t+1$  时期,婴儿潮一代成家立业,在生育政策的控制下,低出生率  $\varphi$  导致  $C_1^{t+2}$  减少,而劳动力的增加量为  $(\varrho - \varphi) x_1^t$ ,婴儿潮时期出生的人口由家庭抚养转变为走入社会从事劳动,国家需要提供的公共教育投资为  $(\varrho - \varphi) K^{t+2}$ ,此时劳动力人口抚养消费减少,从而促进了储蓄的增加。

基于此,我们得到命题3:第一次人口红利期间,在个体从幼儿阶段进入青年阶段的过程中,国家需要进行更多的公共教育投资,此时劳动力投资上升与居民消费下降并存,而发展中国家更有可能减少消费,因此消费减少而储蓄增加,少儿抚养比降低,少儿抚养比与储蓄率之间呈现反向变动的关系。

在  $t+3$  时期,由于生育政策的作用,代表性国家的生育率保持为  $\varphi$ ,因此我们得到居民总储蓄为:

$$HTS^{t+3} = [0 \quad S_2^{t+3} - K^{t+3} \quad (1 \pm \eta_1) S_3^{t+3} \quad (1 \pm \eta_2) S_4^{t+3}] \begin{bmatrix} \varphi^2 \varrho x_1^t \\ \varphi \varrho x_1^t \\ \varrho x_1^t \\ x_1^t \end{bmatrix}$$

$$= (S_2^{t+3} - K^{t+3}) \varphi \varrho x_1^t + (1 \pm \eta_1) \varrho S_3^{t+3} x_1^t + (1 \pm \eta_2) S_4^{t+3} x_1^t \quad (20)$$

至此,第一次人口红利表现为劳动力优势效应,壮年期人口所占比例大幅提高,居民储蓄大幅增加,生育率的持续降低使得抚养消费减少,从而导致储蓄率的升高,同时老龄化不断加剧,整个国家的老年抚养比与居民储蓄之间呈现正向变动的关系。

由此,我们得到命题4:第一次人口红利时期,老年抚养比与 HTS 呈正向变动关系。

在  $t+4$  时期,代表性国家的第一次人口红利结束,第二次人口红利逐渐启动,老龄化问题进一步加剧,国家的生育政策虽然可能放开,但很难出现大的“婴儿潮”现象,具体表现为:

$$HTS^{t+4} = [0 \quad S_2^{t+4} - K^{t+4} \quad (1 \pm \eta_1) S_3^{t+4} \quad (1 \pm \eta_2) S_4^{t+4}] \begin{bmatrix} \varphi^3 \varrho x_1^t \\ \varphi^2 \varrho x_1^t \\ \varphi \varrho x_1^t \\ \varrho x_1^t \end{bmatrix}$$

$$= (S_2^{t+4} - K^{t+4}) \varphi^2 \varrho x_1^t + (1 \pm \eta_1) \varphi \varrho S_3^{t+4} x_1^t + (1 \pm \eta_2) S_4^{t+4} \varrho x_1^t \quad (21)$$

在后人口红利时期,老年抚养比会增加,同时出生率持续下降,双向代际因子的作用使得  $\eta_1$  会减少,由于大量的老年人需要壮年期的人口来赡养,因此壮年期人口用于自身的消费下降。也就是说,在后人口红利时代,过多老年人的赡养会缓解居民消费不足的情况,储蓄率会略微下降,这个现象与我国当前时期的情况相吻合。

由此,我们得到命题 5:当代表性国家进入后人口红利时期时,老年抚养比的提高增加了消费,同时抑制了储蓄。

#### 四、研究设计

##### (一) 变量选择与模型设定

借鉴范叙春、朱保华的研究,我们将人口死亡率( $Dr$ )作为预期寿命的替代变量<sup>[17]</sup>。人口红利在传统理论中以人口结构变化的方式体现,因此本文在模型中加入少儿抚养比( $Ydr$ )和老年抚养比( $Odr$ )作为核心解释变量。很多跨国数据的研究结果表明少儿抚养比( $Ydr$ )和老年抚养比( $Odr$ )会对家庭储蓄率产生负向影响,当然也有证据表明并非如此。Deaton 和 Paxson 的研究结果表明,人口抚养比对居民家庭储蓄的影响为混合效应,这种影响的正负方向并不确定<sup>[22]</sup>。在采用中国数据进行的相关研究中,Modigliani 和 Cao 发现人口抚养比对居民储蓄的影响显著为负<sup>[23]</sup>,而 Horioka 和 Wan 以及 Kraay 的研究结论则相反<sup>[24-25]</sup>。为消除人口因素与储蓄率的内生性问题,本文选取金融发展指数( $FDD$ )、人均收入的代表变量人均实际 GDP( $RGDP$ )以及通货膨胀率( $INF$ )作为关键控制变量。由此,本文得到初始的计量模型为:

$$Sr_i^t = \beta_0 + \beta_1 Dr + \beta_2 Ydr_i^t + \beta_3 Odr_i^t + \beta_4 RGDP_i^t + \beta_5 INF_i^t + \beta_6 FDD_i^t + u_i + \varepsilon_i^t \quad (22) \textcircled{1}$$

为了确保计量结果的稳健性,我们将额外加入一些控制变量,这些变量在经济理论和实践中都会对居民储蓄率产生影响,包括恩格尔系数( $Engel$ )<sup>②</sup>、公共财政支出比( $Fiscal$ )、人口性别比( $Sexr$ )、工业化率( $INL$ )、城乡收入比( $Incomer$ )、城乡人口比( $Popr$ )等。由此,本文得到更加稳健的计量模型:

$$Sr_i^t = \beta_0 + \beta_1 Dr + \beta_2 Ydr_i^t + \beta_3 Odr_i^t + \beta_4 RGDP_i^t + \beta_5 INF_i^t + \beta_6 Fiscal_i^t + \beta_7 FDD_i^t + \beta_8 Engel_i^t + \beta_9 Popr_i^t + \beta_{10} INL_i^t + \beta_{11} Sexr_i^t + \beta_{12} Incomer_i^t + u_i + \varepsilon_i^t \quad (23)$$

##### (二) 数据描述

本文采用 1989—2016 年我国 29 个省级行政区<sup>③</sup>的面板数据进行分析,数据主要来源于《新中国 60 年统计资料汇编》《中国统计年鉴》和各省级行政区的统计年鉴。各变量的计算方法和统计结果见表 1。

表 1 描述性统计结果

变量名称	计算方法	变量代码	样本数	平均值	最小值	最大值
居民储蓄率	城乡居民储蓄余额/支出法 GDP	$Sr$	812	63.25611	1.941749	131.1931
人口死亡率	一定时期死亡人数/人口数	$Dr$	812	6.192488	4.21	8.52
少儿抚养比	0-14 岁人口/劳动力人口数	$Ydr$	812	31.06196	9.6	59.04
老年抚养比	65 岁以上人口/劳动力人口数	$Odr$	812	11.06768	4.38	21.9
人均收入	人均实际 GDP	$RGDP$	812	8.329786	6.45202	10.31519
金融发展指数	年末贷款余额/支出法 GDP	$FDD$	812	1.090297	0.0969418	2.507528
环比 CPI	1988 年为基期的环比 CPI	$INF$	812	2.652047	1.146	4.809676
恩格尔系数	食品消费/人均消费	$Engel$	812	44.01497	21.48341	69.89432
人口性别比	男性人口总数/女性人口总数	$Sexr$	812	1.052392	0.9492	1.2043
公共财政支出比	政府公共支出/支出法 GDP	$Fiscal$	812	16.4108	4.951779	62.68633
工业化率	第二产业增加值/支出法 GDP	$INL$	812	44.31996	19.17484	66.92796
城乡收入比	城镇居民收入/农村居民收入	$Incomer$	812	1.027334	0.1382926	8.623016
城乡人口比	城镇人口数/农村人口数	$Popr$	812	30.00194	10.29404	80.1

①  $\varepsilon_i^t$  指特定个体误差,  $u$  表示时间序列和横截面混合误差。

② Karry 在计算储蓄率时加入了恩格尔系数,主要指食品支出消费占整体消费的比例<sup>[25]</sup>。

③ 由于重庆和西藏的部分数据缺乏,因此将它们进行剔除。



从表 1 中可以看出,我国省域之间各项指标的差异非常大,居民储蓄率、少儿抚养比和老年抚养比、人均收入、地方财政支出比、金融发展指数、工业化率、城乡收入比、城乡人口比的变化范围非常之大,面板数据有着几倍到几十倍的变化,这充分说明我国各省域具有不同的特点,差异体现在各个方面,因此在控制时间和地域因素的条件下,运用省级面板数据进行实证研究可以更好地减少内生性问题。

### 五、实证检验及分析

#### (一) 计量初始分析

本文运用固定效应模型和随机效应模型进行回归分析。由表 2 可知,在逐渐加入各种控制变量之后,本文核心解释变量的符号和显著性非常稳定,人口死亡率与居民储蓄率之间的回归系数显著为负,即随着我国居民预期寿命的延长,居民储蓄率会提高,这符合生命周期理论和永久收入理论,命题 1 得到支持,同时证明了第二次人口红利存在的可能性。少儿抚养比在固定效应模型、随机效应模型中的系数显著为负,命题 2 和命题 3 得到支持,说明我国的家庭抚养情况倾向于预防性储蓄,父母为了孩子的抚养教育会增加储蓄,且在我国的传统家庭中,父母甚至会为了孩子成人后的婚嫁、住房等提前进行储蓄,因此我国的少儿抚养比增加,居民储蓄率也同时提高。老年抚养比的系数显著为正,这与命题 4 相一致。在整个社会中,老年人数的增加意味着他们在青壮年时期有更多的预防性储蓄,因此老年抚养比的增加会提升我国的居民储蓄率。在不断加入变量的过程中,我们采用豪斯曼检验方法研究发现,p 值增加到 10% 以上,因此本文选择随机效应模型。

表 2 储蓄率的初始估计

变量	Fe (1)	Re (2)	Fe (3)	Re (4)	Fe (5)	Re (6)	Fe (7)	Re (8)	Fe (9)	Re (10)	Fe (11)	Re (12)	Fe (13)	Re (14)
<i>Dr</i>	-2.8*** (0.689)	-3.3*** (0.680)	-3.1*** (0.695)	-3.6*** (0.685)	-1.3* (0.687)	-1.7** (0.676)	-1.6** (0.682)	-1.9*** (0.671)	-1.5** (0.683)	-1.9*** (0.673)	-1.6** (0.675)	-1.9*** (0.665)	-1.5** (0.683)	-1.9*** (0.672)
<i>Ydr</i>	-0.6*** (0.095)	-0.6*** (0.092)	-0.6*** (0.094)	-0.6*** (0.091)	-0.4*** (0.092)	-0.4*** (0.089)	-0.4*** (0.091)	-0.4*** (0.088)	-0.4*** (0.092)	-0.4*** (0.089)	-0.4*** (0.091)	-0.3*** (0.088)	-0.4*** (0.092)	-0.3*** (0.088)
<i>Odr</i>	1.9*** (0.237)	1.7*** (0.234)	1.9*** (0.238)	1.8*** (0.235)	1.0*** (0.249)	0.8*** (0.244)	1.1*** (0.248)	0.9*** (0.242)	1.1*** (0.248)	0.9*** (0.242)	0.6** (0.260)	0.6** (0.253)	0.7*** (0.277)	0.6** (0.265)
<i>INF</i>	19.3*** (0.920)	19.2*** (0.920)	19.4*** (0.916)	19.3*** (0.916)	19.9*** (0.871)	19.8*** (0.869)	18.7*** (0.908)	18.7*** (0.906)	18.6*** (0.955)	18.5*** (0.954)	19.4*** (0.959)	19.3*** (0.957)	19.5*** (0.960)	19.3*** (0.961)
<i>RGDP</i>	-15.8*** (1.242)	-15.0*** (1.220)	-14.7*** (1.292)	-13.9*** (1.270)	-19.3*** (1.322)	-18.8*** (1.305)	-17.4*** (1.380)	-17.1*** (1.359)	-17.3*** (1.409)	-17.0*** (1.386)	-17.2*** (1.391)	-16.8*** (1.370)	-17.9*** (1.579)	-17.1*** (1.520)
<i>FDD</i>	13.5*** (1.251)	13.2*** (1.237)	14.3*** (1.270)	13.9*** (1.257)	15.1*** (1.209)	14.9*** (1.194)	13.4*** (1.259)	13.4*** (1.243)	13.4*** (1.260)	13.4*** (1.244)	13.6*** (1.244)	13.5*** (1.229)	13.6*** (1.246)	13.5*** (1.237)
<i>Fiscal</i>			-0.2*** (0.075)	-0.2*** (0.075)	-0.4*** (0.075)	-0.4*** (0.074)	-0.4*** (0.074)	-0.4*** (0.074)	-0.4*** (0.081)	-0.4*** (0.079)	-0.4*** (0.080)	-0.4*** (0.079)	-0.4*** (0.080)	-0.4*** (0.079)
<i>Engel</i>					-0.8*** (0.088)	-0.8*** (0.088)	-0.8*** (0.088)	-0.8*** (0.087)	-0.8*** (0.089)	-0.8*** (0.088)	-0.7*** (0.088)	-0.8*** (0.087)	-0.7*** (0.088)	-0.8*** (0.087)
<i>INL</i>							-0.2*** (0.058)	-0.2*** (0.057)	-0.2*** (0.058)	-0.2*** (0.057)	-0.3*** (0.058)	-0.3*** (0.057)	-0.2*** (0.069)	-0.3*** (0.066)
<i>Incomer</i>									0.3 (0.812)	0.4 (0.802)	0.1 (0.803)	0.2 (0.793)	-0.0 (0.810)	0.2 (0.797)
<i>Sexr</i>											-59.9*** (13.060)	-58.9*** (12.974)	-59.9*** (13.061)	-58.7*** (12.999)
<i>Popr</i>													0.6 (0.645)	0.3 (0.609)
Con-	145.3*** (11.099)	146.1*** (11.479)	139.6*** (11.218)	138.7*** (11.692)	208.9*** (13.002)	213.6*** (13.542)	207.7*** (12.871)	212.5*** (13.423)	205.9*** (13.926)	210.4*** (14.242)	268.8*** (19.414)	272.0*** (19.537)	271.4*** (19.599)	272.7*** (19.628)
H-test	0.03		0.02		0.17		0.20		0.21		0.23		0.15	
N	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812	812
R-sq	0.708	0.707	0.711	0.711	0.740	0.740	0.746	0.745	0.746	0.745	0.752	0.752	0.753	0.752

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为标准误。下同。

(二) 面板门槛模型分析

人口结构对储蓄率的影响是否存在结构突变?从宏观和微观层面来看,经济发展水平决定了我国省域之间的储蓄倾向存在异质性,而人口结构对储蓄率的影响并不直接。在前文数理模型的分析中,如果放开平衡资本这一假设,GDP会对储蓄产生较大的影响。在处理这一内生性问题时,多数学者采取引入交互项的方法,或者根据不同时间段和省区市进行分组回归,这虽然可以起到一定的作用,但会产生分类独断性等偏误问题。Hansen在1999年提出了面板门槛模型<sup>[26]</sup>,这一方法可以搜寻到样本中的结构突变点即门槛值,以此能够在不同的区间内分析变量之间的关系。因此,本文采用面板门槛模型进行更深入的分析,将各省级行政区的GDP水平作为门槛值,以确定在不同的门槛区间内,少儿抚养比、老年抚养比对储蓄率的突变影响。模型设定要求在门槛区间内的样本量最少为10<sup>①</sup>。由表3可知,模型可以设定为单一门槛,其中少儿抚养比根据GDP划分为两个区间,分别为经济发展水平较高地区(GDP > 8.379)和经济发展水平较低地区(GDP < 8.379),老年抚养比同样分为经济发展水平较高地区(GDP > 7.218)和经济发展水平较低地区(GDP < 7.218)两个区间。

由表3可知,人口死亡率在门槛效应回归结果中显著为负,这与我们前文的回归结果一致。老年抚养比和少儿抚养比的回归系数的符号均没有发生变化,但在不同的区间内有所变化。首先,在少儿抚养比的门槛效应回归结果中,经济发展水平较低地区的系数为-0.4,经济发展水平较高地区的系数为-0.2,这符合我国的现实情况。在经济发展水平较低的地区,孩子抚养成本的增加会更多地减少家庭的储蓄,此时家庭会有更多的现时消费,而在经济发展水平较高的地区,孩子抚养成本增加需要消耗的储蓄较少。在老年抚养比的门槛效应回归结果中,经济发展水平较高地区的系数为正,经济发展水平较低地区的系数则不显著,原因可能主要在于:老年人的储蓄主要集中在经济发展水平较高的地区,而在我国个别贫穷落后的地区,老年抚养比增加所产生的储蓄效应与消费效应相抵消,从而使得系数并不显著。由此,我们得出“老龄化”与“少子化”对储蓄率的影响在我国经济发展水平不同的地区存在异质性的结论。

六、结论性评述

本文通过引入代际因子的OLG模型对人口红利的动态变化进行分析,并运用固定效应、随机效应和面板门槛模型进行验证,发现人口红利是我国高储蓄的重要原因,所得主要结论如下:(1)预期寿命对储蓄率的影响系数显著为正,说明随着预期寿命的延长,居民会进行更多的预防性储蓄。(2)少儿抚养比与储蓄率的关系为负,说明我

国的家庭抚养倾向于预防性储蓄,父母为了孩子的抚养和教育会增加储蓄;老年抚养比与储蓄率的关系为正,说明在整个社会中,老年人数的增加意味着居民为了养老等需求,在青壮年时期会进行更多

表3 门槛效应回归结果

变量	Re(1)	变量	Re(2)
<i>Dr</i>	-1.4 ** (-2.1)	<i>Dr</i>	-1.6 ** (-2.4)
<i>Ydr</i>	0.5 * (1.7)	<i>Odr</i>	-0.3 *** (-4.0)
<i>INF</i>	19.2 *** (20.3)	<i>INF</i>	19.5 *** (20.4)
<i>RGDP</i>	-18.4 *** (-12.2)	<i>RGDP</i>	-18.1 *** (-11.7)
<i>FDD</i>	13.8 *** (11.3)	<i>FDD</i>	13.5 *** (10.9)
<i>Fiscal</i>	-0.3 *** (-4.3)	<i>Fiscal</i>	-0.3 *** (-4.1)
<i>engel</i>	-0.7 *** (-8.6)	<i>engel</i>	-0.8 *** (-8.8)
<i>inl</i>	-0.3 *** (-4.4)	<i>inl</i>	-0.3 *** (-3.8)
<i>shourubi</i>	0.6 (0.8)	<i>shourubi</i>	0.4 (0.6)
<i>popr</i>	0.3 (0.6)	<i>popr</i>	-0.1 (-0.1)
<i>sexr</i>	-55.4 *** (-4.3)	<i>sexr</i>	-54.8 *** (-4.2)
<i>Ydr-g1</i>	-0.4 *** (-4.4)	<i>Odr-g1</i>	0.3 (1.0)
<i>Ydr-g2</i>	-0.2 ** (-2.3)	<i>Odr-g2</i>	0.6 ** (2.1)
常数项	277.7 *** (14.4)	常数项	276.6 *** (14.1)
观测值	812	观测值	812
省区市数	29	省区市数	29
R-squared	0.7615	R-squared	0.585

①为了防止单个区间内的回归数值过少,从而产生伪回归的现象。



的预防性储蓄。(3)在不同的门槛内,少儿抚养比和老年抚养比对储蓄率的影响具有混合性。在门槛模型中,少儿抚养比随着 GDP 的增加其系数逐渐减小,说明经济发展水平较低地区的少儿抚养负担更重,而经济发展水平较高地区的少儿抚养则更倾向于未来的储蓄,经济发展水平不同地区的居民存在异质的消费储蓄行为。老年抚养比的门槛变化也有类似的表现,即在经济发展较高水平的地区,老年抚养比的增加促进了居民的储蓄,而经济发展水平较低地区的消费效应抵消了储蓄效应。

基于所得结论,本文提出如下政策建议:(1)预期寿命的延长导致我国居民会有更长的养老期,因此应逐步延长居民的退休年龄,以减少国家的养老负担和促进经济发展。(2)第二次人口红利在我国具有存在的可能,这源于预期寿命的延长会使得居民为养老而进行更多的储蓄,因此我们应充分利用好这一新增储蓄,合理地进行资本转化,从而可以更好地推动经济的发展。(3)随着我国二孩政策的完全放开,经济发展水平较为落后地区的少儿抚养比增加可能会减少居民的储蓄,而经济发展较快地区的“数量-质量”替代效应将进一步加强,生育政策的刺激效果在落后地区更加明显,因此缩小省域间的经济发展差距在二孩政策的基础上将能进一步促进消费。(4)提升落后地区的教育水平,实现我国孩子抚养的“数量-质量”替代效应的均衡发展。生育政策的放开会使得经济发展水平较低地区的居民更多地消耗储蓄,而其教育资源相对匮乏,因此应提升其教育质量,从而使得用于抚养孩子的投入更加有效。(5)完善养老保障制度。由于我国经济发展水平较为落后地区养老的“预期效应”与“负担效应”并存,这使得老年抚养比的增加可能会消耗更多的储蓄,因此应建立更加完善的养老保障制度,以使得落后地区的老年人可以安心养老。(6)老龄化所引发的储蓄效应在经济发展水平较高地区更为明显,因此引导老年人进行正确和健康的消费应从经济发展较快地区着手并逐步实施。

#### 参考文献:

- [1]袁蓓,郭熙保. 韩国从计划生育到鼓励生育的政策演变与启示[J]. 东南学术,2015(3):161-170.
- [2]蔡昉. 中国的人口红利还能持续多久[J]. 经济学动态,2011(6):3-7.
- [3]董丽霞,赵文哲. 人口结构与储蓄率:基于内生人口结构的研究[J]. 金融研究,2011(3):1-14.
- [4]刘生龙,胡鞍钢,郎晓娟. 预期寿命与中国家庭储蓄[J]. 经济研究,2012(8):107-117.
- [5]唐东波. 人口老龄化与居民高储蓄——理论及中国的经验研究[J]. 金融论坛,2007(9):3-9.
- [6]王森. 中国人口老龄化对居民储蓄率影响的定量分析——基于 VAR 模型的方法[J]. 中国人口科学,2010(S1):66-71.
- [7]刘渝琳,刘俊茗,尹兴民. 人口结构、资本积累与储蓄传导[J]. 人口与发展,2014(6):25-34.
- [8]刘铠豪,刘渝琳. 破解中国高储蓄率之谜——来自人口年龄结构变化的解释[J]. 人口与经济,2015(3):43-56.
- [9]李超,罗润东. 老龄化、预防动机与家庭储蓄率——对中国第二次人口红利的实证研究[J]. 人口与经济,2018(2):104-113.
- [10]杨继军,张二震. 人口年龄结构、养老保险制度转轨对居民储蓄率的影响[J]. 中国社会科学,2013(8):47-66.
- [11]朱超,周晔,张林杰. 储蓄投资行为及外部均衡中的人口结构效应——来自亚洲的经验证据[J]. 中国人口科学,2012(1):39-50.
- [12]Futagami K, Nakajima T. Population aging and economic growth[J]. Journal of Macroeconomics, 2001, 23(1): 31-44.
- [13]Kalemli-Ozcan S, Weil D N. Mortality change, the uncertainty effect, and retirement [R]. Working Paper, 2002.
- [14]Bloom D E, Canning D, Mansfield R K. Demographic change, social security systems, and savings[J]. Journal of Monetary Economics, 2007, 54(1): 92-114.
- [15]郑长德. 中国各地区人口结构与储蓄率关系的实证研究[J]. 人口与经济,2007(6):1-4.
- [16]杨继军,张二震. 人口年龄结构、养老保险制度转轨对居民储蓄率的影响[J]. 中国社会科学,2013(8):47-66.
- [17]范叙春,朱保华. 预期寿命增长、年龄结构改变与我国国民储蓄率[J]. 人口研究,2012(4):18-28.

- [18]孟令国,王清,胡广. 二次人口红利视角下国民储蓄率影响因素分析[J]. 经济科学,2013(5):9-18.
- [19]张志远,张铭洪. 法定退休制下受教育年限、预期寿命与储蓄率的关系——兼论延迟退休对居民储蓄率的影响[J]. 当代财经,2016(12):44-54.
- [20]耿志祥,孙祁祥. 人口老龄化、延迟退休与二次人口红利[J]. 金融研究,2017(1):52-68.
- [21]王颖,邓博文. 老龄化国家人口转变与人口红利再生——基于18个老龄化国家的经验证据[J]. 财经科学,2017(8):67-77.
- [22]Deaton A, Paxson C. Growth, demographic structure, and national saving in Taiwan[J]. Population and Development Review, 2000,26(2): 141-173.
- [23]Modigliani F, Cao S L. The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis[J]. Journal of economic literature, 2004,42(1): 145-170.
- [24]Horioka C Y, Wan J. The determinants of household saving in China: A dynamic panel analysis of provincial data[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2007,39(8): 2077-2096.
- [25]Kraay A. Household saving in China[J]. World Bank Economic Review,2000,14(3):545-70.
- [26]Hansen B. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics. 1999, 93(2):345-368.

[责任编辑:王丽爱]

## Life Expectancy, Demographic Dividend and Household Savings

WANG Shu, LYU Zhaohe

(Development Institute, Yunnan University, Kunming 650091, China)

**Abstract:** By analyzing the internal relationship between the two demographic dividends and high savings, using OLG model with intergenerational factors to make qualitative judgments, this paper makes an empirical analysis on the relationship among life expectancy, dependency ratio and household savings rate based on fixed effect model, random effect model and panel threshold model. The result finds that the increase of life expectancy can significantly increase the household saving rate. The increase in child dependency ratio can significantly decrease the household savings rate, and the increase in elderly dependency ratio can promote the increase in household savings rate. Within different thresholds, the coefficients of child dependency ratio and elderly dependency ratio have changed. Therefore, it is concluded that the aging and low birth rates have heterogeneity effect on the saving rate in regions with different economic levels in China.

**Key Words:** demographic dividend; saving effect; life expectancy; children's dependency ratio; elderly dependency ratio; urban-rural income ratio; public financial expenditure