doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2016.02.008

欢迎按以下格式引用:钟阳. 人口转变对储蓄率及利率的影响:基于收入效应的实证研究[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2016(2):67-79.

Citation Format: ZHONG Yang. Reappraising the food production efficiency of the socialized small peasant: A case study of SZH village in SC Province [J]. Journal of Chongqing University(Social Science Edition),2016(2):67-79.

人口转变对储蓄率及利率的影响:基于收入效应的实证研究

钟 阳

(中国社会科学院 经济研究所,北京 100836)

摘要:文章借助跨期一般均衡理论分析,在跨期消费替代弹性小于1的条件下,通过探讨出生率、死亡率的变化对人们预期未来消费分布和份额变化的影响来确定储蓄率及利率的变动方向。同时,使用跨国面板数据进行实证检验发现,出生率、死亡率对储蓄率及利率的作用方向截然相反。其中,出生率、死亡率对储蓄率分别存在显著的正向和负向影响,并且出生率对储蓄率的作用力要大于死亡率;相反,出生率、死亡率对利率分别存在显著的负向和正向影响,且出生率对利率的作用力要小于死亡率。

关键词:出生率;死亡率;跨期消费替代弹性;储蓄率;利率

中图分类号:F820.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2016)02-0067-13

一、问题提出及文献回顾

近半个世纪以来,伴随着发达国家出生率、死亡率的持续下降以及国民寿命的不断延长,世界已经普遍步入老龄化社会。毋庸置疑,老龄化过程的加速对各国乃至世界经济的发展将产生深远影响。相对于老龄化现象较为突出的发达国家,出生率的迅速增加与死亡率的不断下降使一些发展中国家在一段时期内实现了由人口红利所带来的高速经济增长。被称为“东亚经济奇迹”的中国,其经济的高速发展无疑得益于人口的迅速增长[1]。进入21世纪,中国人口的出生率在逐年下降,人口红利效应趋弱,老龄化问题引起了政府和学界的高度重视。

与西方发达国家相比,中国的储蓄率长期处于较高水平。但随着人口老龄化的加剧,储蓄率水平可能会出现大幅下降,这将使中国在经济增长和金融稳定方面面临新的问题。目前,人口转变与储蓄率、利率的关系已经成为国际社会较为关注的问题,国内外学者也从不同角度对此类问题进行了研究。

生命周期假说是对人口转变与储蓄率之间关系进行系统研究的早期理论。这一理论的基本思想是,经济中的个体会根据自己一生的预期总收人来调整他的消费与储蓄行为,通过平滑其在各期内的消费而实现整个生命周期中的效用最大化。这意味着,个体不会在某一期内储蓄特别多而在下一个时期过度消费。因此,对于15岁以下的未成年人和65岁以上的老年人而言,他们会较多地消费、较少地储蓄;对于15~65岁之间的个体来说,他们会更多地进行储蓄,消费相对减少。该理论还指出,经济体中的人口抚养比对于储蓄率具有反向作用力,即储蓄率会随着人口抚养比的升高而降低、随着人口抚养比的下降而上升[2-6]。

修回日期:2016-01-06

基金项目:国家社会科学基金项目“金融发展、网络外部性与人民币国际化推进战略研究”(12BGJ044);中国博士后科学基金面上项目“货币国际化影响因素、网络外部性及持久性的实证研究”(2014M560152)

作者简介:钟阳(1982-),女,中国社会科学院经济研究所博士后,主要从事宏观经济研究。

近年来,国内外学者在生命周期理论相关研究成果的基础上,主要从两个方面对人口变化与储蓄之间的关系进行了探讨。一方面,学者从人口抚养比对储蓄率的影响展开了分析。Bosworth 和 Chodorow - Reich 利用 85 个国家 1960 - 2005 年的面板数据分析了人口结构变化对储蓄率的影响,发现人口结构变化对亚洲各国的储蓄率变化有较好的解释力:经济体中未成年人口比率(15 岁以下与 15 ~64 岁人口的比例)、老年人比率(65 岁以上与 15 ~64 岁人口的比例)均对储蓄率产生负向影响,但老年人比率对储蓄率的作用效应更大[7]。Curtis 等通过建立一个代际交叠(OLG)模型并利用中国 1955 - 2009 年的数据,分析了人口结构变化对中国家庭储蓄率的影响,发现该模型可以准确模拟中国家庭储蓄率的变化趋势,并证明人口年龄结构变化与家庭储蓄率密切相关。具体来说,劳动力比例的增加和家庭儿童数的相对减少将促使储蓄率升高,而退休人口的相对增加将导致储蓄率下降[8]。董丽霞和赵文哲利用多个国家的样本数据考察了在经济发展和人口转变的不同阶段中少儿、老年抚养比与储蓄率的关系。研究结果表明,在低收入情况下,储蓄率与少儿抚养比同方向变化,与老年抚养比反方向变化;随着收入增长,养老储蓄行为占优,也就是储蓄率与老年抚养比同方向变化;对收入水平较高的 OECD(经济合作与发展组织)国家进行分析得到,少儿抚养比对储蓄率产生正向影响,老年抚养比对储蓄率产生负向影响[9]。另一方面,出生率、死亡率在一定条件下也对储蓄率产生重要影响。Abel 利用一个世代交替模型(OLG)研究了出生率对储蓄率及资本价格的影响,认为随机出生率的上升会增加国家的储蓄率[10]。Cocco 和 Gomes 将寿命风险引入经典的生命周期模型来分析寿命长短对人们的消费和储蓄行为的影响[11]。通过数理论证并借助于 28 个国家死亡率数据进行实证检验得出,随着寿命风险的降低(寿命变长),人们在整个生命周期内倾向于更多地储蓄并延迟退休。Thomas 和 Katja 通过分析欧洲人口的主观调查数据和人类死亡率数据库(Human Mortality Database)发现,人们对于当前的死亡率有相当准确的主观预期,并且这种对死亡率的预期影响着人们的消费和储蓄行为[12]。

学界不仅对人口变化与储蓄的关系展开了深入研究,还从不同角度考察了人口变化对利率的影响。Geanakoplos 等以人口年龄结构变化影响资金的供给及需求为基础建立了 OLG 模型来探讨人口变化与利率的关系,发现青年人与中年人的比例对利率水平的作用方向为正[13]。Kara 和 Thadden 发展了一个一般均衡模型将人口结构因素纳入一个货币政策框架内,然后利用一个扩展的 OLG 模型分析了人口结构变化、政府消费和货币政策对宏观经济的影响。最后,通过模型校准,证实了欧元区劳动力比重增长率下降以及人口寿命的延长将促使利率降低,并且在两个变量的共同作用下效应会更大[14]。Ikeda 和 Saito 将人口结构因素(劳动力占总人口比重)纳入一个动态一般均衡模型中,发现随着日本人口老龄化日趋严重,劳动力占总人口比重的下降拉低了日本的实际利率。当进一步把 TFP 因素纳入模型后,发现 TFP 是利率变化的主要因素,但人口因素仍显著影响着利率的长期变化趋势[15]。陈国进和李威通过建立一个扩展的泰勒规则模型并利用跨国面板数据考察了人口结构变化(中年与青年人的比例)与利率水平变化的关系,得到的结论是,中年人和青年人的比重与利率之间存在显著的正相关关系[16]。

与已有的相关研究不同:首先,本文以出生率、死亡率的变化来衡量人口的变动,着重探究二者的变化对储蓄率及利率的作用效果,将人口变化对储蓄率及利率的影响纳入同一框架内进行分析,以便于进行比较与区别。其次,借助跨期一般均衡理论分析,在跨期消费替代弹性(EIS)小于 1 的条件下,通过探讨出生率、死亡率的变化对人们预期未来消费分布和份额变化的影响来确定储蓄率及利率的变动方向。通过分析,发现出生率、死亡率对储蓄率及利率的作用方向截然相反。最后,本文通过建立两组面板变截距计量模型并进行实证检验,证实了理论分析得出的基本结论。

二、理论分析

(一)跨期一般均衡模型的设定及分析

1. 人口的变化和不确定性

假设经济体中居住的人群数量为 N_t :出生率随时间随机变化,并以 n_t 表示, $n_t\mathrm{d}t$ 表示时间 t 时现存人群中新出生一个人的瞬时概率,t 时刻新出生的人群数可写为 $n_tN_t\mathrm{d}t$;经济体中的死亡率也随时间随机变化,且每个人的瞬时死亡率为 $\gamma_t\mathrm{d}t$ 。一定条件下,一个人从 t_1 到 t_2 这一时段存活的概率为 $e^{-\int_{t_2}^{t_1}\gamma_x\mathrm{d}x}$ ($t_2>t_1$)。

假设死亡率与年龄有关, k 时期新出生的人群在时间 t 时的死亡率为 $\gamma_{k,t}$ dt,则人口的增长量可表示为:

$$\mathrm{d}N_t = n_tN_t\mathrm{d}t - \mathrm{d}t\int_{-\infty}^{t}\gamma_{k,t}n_kN_ke^{-\int_k^t\gamma_{k,v}\mathrm{d}v}\mathrm{d}u$$

如果死亡率与年龄无关，即 $\gamma_{k,\mathrm{t}} = \gamma_{\mathrm{t}}$，由上述积分加总可得人口的增长量为：

$$\mathrm{d}N_{\mathrm{t}} = (n_{\mathrm{t}} - \gamma_{\mathrm{t}})N_{\mathrm{t}}\mathrm{dt}$$

上式经过转换即可得到人口的增长率，可写为：

$$\frac{\mathrm{d}N_{\mathrm{t}}}{N_{\mathrm{t}}} = (n_{\mathrm{t}} - \gamma_{\mathrm{t}})\mathrm{dt}$$

同时，我们可以得到，在 k 时期出生的人群到时间 t 时会缩减到 $n_k N_k e^{-\int_k^{\mathrm{t}} \gamma_x \mathrm{d}x}$（这里 $\mathrm{t} > k$）。因此，t 时期的人口数可表示为：

$$N_{\mathrm{t}} = \int_{-\infty}^{\mathrm{t}} n_u N_u e^{-\int_u^{\mathrm{t}} \gamma_x \mathrm{d}x} \mathrm{d}u = N_k e^{\int_k^{\mathrm{t}} (n_x - \gamma_x)\mathrm{d}x} \tag{1}$$

在这里假设经济体已经存在无限期了，并且出生率和死亡率都是随机变量。

2. 产品市场及厂商的行为分析

假设商品消费市场中的供给方——代表性厂商具有股本 K_{t}，其产出可以表示为柯布—道格拉斯生产函数：

$$Y_{\mathrm{t}} = A_{\mathrm{t}}(L_{\mathrm{t}})^{a}(K_{\mathrm{t}})^{1-a} \tag{2}$$

式中的 A_{t} 代表全要素生产率（TFP），L_{t} 代表劳动力数量，K_{t} 代表资本（股本）量，Y_{t} 代表厂商生产的消费品数量。假设 A_{t} 和 K_{t} 的增长率都是确定的，并分别表示为 $\frac{\mathrm{d}A_{\mathrm{t}}}{A_{\mathrm{t}}} = \omega^{(A)}\mathrm{dt}$ 和 $\frac{\mathrm{d}K_{\mathrm{t}}}{K_{\mathrm{t}}} = \omega^{(K)}\mathrm{dt}$，$L_{\mathrm{t}}$ 是局部确定的，其增长率可表示为：

$$\frac{\mathrm{d}L_{\mathrm{t}}}{L_{\mathrm{t}}} = (n_{\mathrm{t}} - \gamma_{\mathrm{t}})\mathrm{dt} \tag{3}$$

如果消费品的供给遵循局部确定性过程，产出的增长率可以写为：

$$\frac{\mathrm{d}Y_{\mathrm{t}}}{Y_{\mathrm{t}}} = \omega_{\mathrm{t}}^{(Y)}\mathrm{dt} = [\omega^{(A)} + (1-a)\omega^{(K)} + a(n_{\mathrm{t}} - \gamma_{\mathrm{t}})]\mathrm{dt} \tag{4}$$

假设经济体中的劳动力全部参与生产，k 时期的新生婴儿到时间 t 时可以贡献 $L(k,\mathrm{t})$ 单位的有效劳动力。根据 Hubbard 等关于生命周期中劳动力收入呈驼峰状[17]的发现，我们可将 $L(k,\mathrm{t})$ 的形式用如下的双指数函数表示：

$$L(k,\mathrm{t}) = \sum_{i=1}^{2} G_i e^{-\tau_i \int_k^{\mathrm{t}} n_x \mathrm{d}x} \tag{5}$$

上式中的 τ_i（$\tau_i > 0$）和 G_i（$G_i > 0$）表示双指数函数的特征参数。一般情况下，当劳动力收入（供给）呈单峰状时，参数满足 $G_2 = 0$ 或 $\tau_1 = \tau_2$ 的条件。

因此，厂商雇佣的总劳动力可表示为：

$$L_{\mathrm{t}} = \int_{-\infty}^{\mathrm{t}} L(k,\mathrm{t}) n_k N_k e^{-\int_k^{\mathrm{t}} \gamma_x \mathrm{d}x} \mathrm{d}u = N_{\mathrm{t}} \sum_{i=1}^{2} \frac{G_i}{1+\tau_i} \text{①} \tag{6}$$

劳动力根据其边际生产率获得报酬，人群中个体的收入可表示为：$y_{\mathrm{t}} = a\frac{Y_{\mathrm{t}}}{L_{\mathrm{t}}}$。厂商将产出余下的部分 $(1-a)Y_{\mathrm{t}}$ 作为分红（D_{t}）分给股东。

3. 金融市场及投资者行为分析

假设金融市场处于动态变化中。新出生的人没有任何财富，但有潜在劳动力。k 时期的新生个体在时间点 t 的金融财富是 W_{t}^{k}，用 $\hat{W}_{\mathrm{t}}^{k}$ 表示包括金融财富和人力资本的总财富。k 时期的新生个体到时间 t 时的消费用 c_{t}^{k} 表示，财富中的其余部分投资于股票和债券市场中。假设有 d 种不同类型的股权合同，每种类型合同规定的股权分红表示为 $D_{\mathrm{t}}^{(j)}$，并且每一个过程 $D_{\mathrm{t}}^{(j)}$ 都没有重叠和冗余，令 $\sum_{j=1}^{d} D_{\mathrm{t}}^{(j)} = D_{\mathrm{t}}$。股权 j 的价格为 $P_{\mathrm{t}}^{(j)}$，则整个股市的价值为 $P_{\mathrm{t}} = \sum_{j=1}^{d} P_{\mathrm{t}}^{(j)}$，股权的供给正态化为 1。$Q_{j,\mathrm{t}}^{k}$ 代表 k 时期到 t 时期新生个体购买的股权 j

---

① $L_{\mathrm{t}} = \int_{-\infty}^{\mathrm{t}} L(k,\mathrm{t}) n_k N_k e^{-\int_k^{\mathrm{t}} \gamma_x \mathrm{d}x} \mathrm{d}u = \int_{-\infty}^{\mathrm{t}} \sum_{i=1}^{2} G_i e^{\int_k^{\mathrm{t}} (-n\tau_i)\mathrm{d}v} n_k \frac{N_{\mathrm{t}}}{e^{\int_k^{\mathrm{t}} (n-\gamma)\mathrm{d}v}} e^{-\int_k^{\mathrm{t}} \gamma_x \mathrm{d}x} = nN_{\mathrm{t}} \int_{-\infty}^{\mathrm{t}} \sum_{i=1}^{2} G_i e^{-\int_k^{\mathrm{t}} n(1+\tau_i)\mathrm{d}v} = N_{\mathrm{t}} \sum_{i=1}^{2} \frac{G_i}{1+\tau_i}$

的数目。债券没有瞬时风险,与其对应的利率为 r_t 。个体财富中未买股权的那一部分 $W_t^k - \sum_{j=1}^{d} Q_{j,t}^k P_t^{(j)}$ 用于投资债券。

个体有机会获得由大保险公司提供的年金合同。合同一般规定:如果个体在下一个时期幸存,将收到保险公司的溢价 $\gamma_t \mathrm{d}t$,如果个体死亡,其将支付 1。因为人们的目标在于增加消费,在无法获得遗赠或遗产的情况下,个体会被激励完成本年的年金合同。

4. 个体的预算约束和目标函数

一个个体金融财富的动态变化可以表示为:

$$\mathrm{d}W_t^k = W_t^k \gamma_t \mathrm{d}t + W_t^k r_t \mathrm{d}t + \sum_{j=1}^{d} Q_{j,t}^k (\mathrm{d}P_t^{(j)} + D_t^{(j)} \mathrm{d}t - P_t^{(j)} r_t \mathrm{d}t) + y_t^k \mathrm{d}t - c_t^k \mathrm{d}t \tag{7}$$

假设起始财富 $W_k^k = 0$,横截条件为 $\lim_{u\to\infty} e^{-\int_k^u \gamma_x \mathrm{d}x} \frac{\pi_u}{\pi_k} W_u^k = 0$(这里的 π_t 表示 t 时期的随机折现因子),这一横截条件确保个体不能因无限借款而使得债台高筑,而是通过买年金合同为其提供资金保障。

假设人群中的个体是同质偏好,人群中出生和死亡的时间趋势以及财富的差异是异质的。个体的满足程度可以用一种随机效用函数表示。在 Duffie 等[18]所构建的效用函数基础上,我们把生命周期中的不确定性加入模型中得到:

$$V_t^k = E_t\left[\int_t^{\infty} f(c_u^k, V_u^k)\mathrm{d}u\right] \tag{8}$$

$$f(c_u^k, V_u^k) = \frac{\alpha\,(c_u^k)^{\theta} - (\alpha + \frac{\theta}{1-\lambda}\gamma_u)\,[(1-\lambda)V_u^k]^{\frac{\theta}{1-\lambda}}}{\theta\,[(1-\lambda)V_u^k]^{\frac{\theta}{1-\lambda}-1}} \tag{9}$$

上式中 α 表示时间贴现因子,λ 表示风险规避系数。我们以 EIS 表示跨期消费替代弹性,让 $\frac{1}{1-\theta} = EIS$ 。$\frac{\theta}{1-\lambda}\gamma_u$ 表示为规避将来死亡时间的不确定性风险的效用折现因子。这样,在没有遗产的情况下,较早死亡概率大的人群会比长寿的人存款少;相比而言,比预期存活时间更长的人会预防性地存款。前者反映了人们对将来消费的折现为正值,而后面的情况暗示个体会更多地考虑将来如何消费,这也依赖于偏好参数的值。

一个个体的目标是当遭受动态或一定静态预算约束时,其价值函数能实现最大化,即:

$$\sup\{V_k^k(c^k) = E_k\left[\int_k^{\infty} f(c_u^k, V_u^k)\mathrm{d}u\right]\}, \quad \text{s.t.} \quad \mathrm{d}\gamma_k, \mathrm{d}n_k \tag{10}$$

(二)均衡分析及命题论证

1. 均衡分析

经济系统处于均衡时,在动态预算约束下,每个个体能够实现效用最大化。同时,在均衡中,消费市场出清,条件 $Y_t = C_t = \int_{-\infty}^{t} c_t^k n_k N_k e^{-\int_k^t \gamma_x \mathrm{d}x} \mathrm{d}u$ 成立。另外,金融市场也满足类似条件,市场出清时,条件 $\int_{-\infty}^{t} \sum_{j=1}^{d} Q_{j,t}^k n_k N_k e^{-\int_k^t \gamma_x \mathrm{d}x} \mathrm{d}u = 1$ 和 $\int_{-\infty}^{t} (W_t^k - \sum_{j=1}^{d} Q_{j,t}^k P_t^{(j)}) n_k N_k e^{-\int_k^t \gamma_x \mathrm{d}x} \mathrm{d}u = 0$ 成立。

设定 k 时期新生个体在 t 时期的消费—财富比 η_t 以函数形式表示为 $\eta_t(n,\gamma) = \frac{c_t^k}{\hat{W}_t^k}$ 。消费—财富比 η 严格依赖于个人的偏好。未来消费的折现对消费—财富比 η 会产生正向影响。当跨期消费替代弹性 $EIS < 1$ ($\theta < 0$)时,与替代效应相对应的收入效应发挥决定作用[19],债券和企业年金的收益率对 η 会产生正向影响;当 $EIS > 1$ ($0 < \theta < 1$)时,替代效应占主导地位,债券和企业年金的收益率对 η 会产生负向影响。由此消费—财富比 η 和储蓄率 δ 可以表示为:

$$\eta = \frac{1}{1-\theta}\left[\alpha + \frac{\theta}{1-\lambda}\gamma - \theta(r+\gamma)\right] \tag{11}$$

$$\delta = 1 - \frac{1}{1-\theta}\left[\alpha + \frac{\theta}{1-\lambda}\gamma - \theta(r+\gamma)\right] \tag{12}$$

式子中 α 表示时间效用贴现因子,$\frac{\theta}{1-\lambda}\gamma$ 为不确定生命时间的效用折现。r 为利率,γ 为企业年金的收

益率。

我们以 $F^{y,t(i)}(n,\gamma,t)$（ $\forall\ i \in (1,2)$ ）表示新生群体劳动力收入份额的当前值，并有：

$$\hat{W}_t^t = \frac{Y_t}{N_t}\sum_{i=1}^{2} F^{y,t(i)}(n,\gamma,t) \tag{13}$$

$$n_t\sum_{i=1}^{2} F^{y,t(i)}\eta_t = \frac{c_t^t n_t N_t}{C_t} \tag{14}$$

η_t 可以作为反映未来消费增长的一个重要指标，而未来消费的增长对于储蓄率及利率的确定具有关键性作用。

在消费品市场中，在市场出清的条件下，有 $dY_t = dC_t$。总消费的增长依赖于个体总的优化消费增长量、因死亡突然终止个体和新生群体的消费。因此有：

$$dC_t = \int_{-\infty}^{t}\frac{dc_t^k}{c_t^k}c_t^k n_k N_k e^{-\int_k^t \gamma_x dx}du - \gamma_t C_t dt + c_t^t n_t N_t dt \tag{15}$$

出生率和死亡率的变化会导致未来人群中总消费的重新分布，这会影响现存人口的消费增长率，因此二者是影响储蓄率及利率的关键因素。也就是说，探讨人群中消费分布的变化实际上是一种分析途径，这与预期劳动力供给的变化或总生产（消费）增长的变化不同，后者实际上是长期风险理论中的通常变化。

2. 命题的论证

命题1：假设全要素生产率（TFP）不变，均衡条件下无风险利率 r 满足：

$$r = \alpha + (1-\theta)\left[\omega^{(Y)} + \gamma - \frac{n_t N_t c_t^t(r)}{C_t}\right] - \gamma + \frac{\theta}{1-\lambda}\gamma \tag{16}$$

上式中 α 表示时间贴现因子，$\omega^{(Y)} + \gamma - \frac{n_t N_t c_t^t(r)}{C_t}$ 表示现有人群的未来消费增长，$1-\theta = \frac{1}{EIS}$，$\frac{\theta}{1-\lambda}\gamma$ 表示为规避将来死亡时间不确定性风险的效用折现因子。等式右边的第二个 γ 代表年金收益。

式（16）中的 r 表示存在代际交叠（OLG）经济体中的利率，与此对应，一个居住着具有无限生命个体的经济体中的利率可以写为：$r_* = \alpha + (1-\theta)\omega_*^{(Y)}$

这个利率与 OLG 经济体中的利率差异在于：

$$r - r_* = (1-\theta)\left[\gamma - \frac{n_t N_t c_t^t(r)}{C_t}\right] + (1-\theta)a(n-\gamma) - \gamma + \frac{\theta}{1-\lambda}\gamma$$

与具有无限生命个体经济体中的消费不同，OLG 经济体中个体的死亡对于存活个体的消费增长有正的效应，因为存活个体与更少的人分享总产出。新生个体的出生意味着未来成年人占总消费份额的下降以及他们未来消费增长的下降。与具有无限生命个体经济体所不同的是，这种情况凸显出未来的消费在人群中的重新分布，这又会对现存人群的消费增长产生影响。

在 OLG 经济体中，总产出的增长率依赖于人口群体和劳动力的增长。高出生率使产出增长很快，并对消费增长和利率产生正效应；相反，而高死亡率则对利率产生负效应。但现实中，由于新生人群要经过多年以后才能成为劳动力，因此人口和劳动力供给的作用力可能会较弱。

在 OLG 经济体中，个体面临着生命时间不确定性的风险，这就需要在两种方案间作出选择：其一，在生命终结之前他需要多少存款用于消费。通常情况下，一个个体在寿命未知情况下的存款要多于寿命已知的情况。其二，当存在提前死亡的可能性时，他面临多大的存款风险。在寿命已知的情况下，个体会面临将来不能用完存款的风险，因此个体会较早地消费他的存款。但如果由于个体为规避生命时间不确定性风险的效用折现为负（正），即 $\frac{\theta}{1-\lambda}\gamma < (>) 0$，与具有无限生命经济体中的个体相比，OLG 经济体中的个体会进行更多（更少）存款，此时利率更低（更高）。

命题2：令 $\psi_t(r) = \frac{N_t c_t^t}{C_t} = \sum_{i=1}^{2} F_t^{y,t(i)}\eta_t$，在 $\lambda > 1$，$r - \omega^{(Y)} > 0$ 的条件下，如果 $\theta < 0$（ $EIS < 1$ ）②，存在着极限值 $\overline{EIS}$，以致于条件 $EIS < \overline{EIS} = \frac{1}{1-\bar{\theta}}$（ $\theta < \bar{\theta}$ ）时，有 $\frac{\partial\psi(r)}{\partial(-\theta)} > 0$。

②需要注意：当 $\theta < 0$ 时，$EIS < 1$；当 $0 < \theta < 1$ 时，$EIS > 1$。

由于 $N_t = N_k e^{\int_k^t (n-\gamma)\mathrm{d}u}$，$Y_t = Y_k e^{\int_k^t \omega^{(Y)}\mathrm{d}u}$，$\hat{W}_t^k = \hat{W}_k^k e^{\int_k^t (r+\gamma-\eta)\mathrm{d}u}$，可以推得：

$$\frac{c_t^t}{c_t^k} = \frac{\hat{W}_t^t}{\hat{W}_t^k} = \frac{Y_t}{Y_k}\frac{N_k}{N_t}\frac{\hat{W}_k^k}{\hat{W}_t^k} = e^{\int_k^t [\omega^{(Y)}-(n-\gamma)-(r+\gamma-\eta)]\mathrm{d}u} = e^{\int_k^t (\omega^{(Y)}-n-r+\eta)\mathrm{d}u}$$

$$\psi(r) = \frac{c_t^t}{\frac{C_t}{N_t}} = \frac{c_t^t}{\int_{-\infty}^t c_t^k n_k \frac{N_k}{N_t} e^{-\int_k^t \gamma \mathrm{d}x}\mathrm{d}u} = \frac{1}{\int_{-\infty}^t \frac{c_t^k}{c_t^t} n e^{-\int_k^t n\mathrm{d}x}\mathrm{d}u} = \frac{1}{\int_{-\infty}^t e^{\int_k^t (r-\omega^{(Y)}-\eta)\mathrm{d}x} n\mathrm{d}u} = \frac{\eta+\omega^{(Y)}-r}{n}$$

整理得：

$$\eta + \omega^{(Y)} - r = n\psi(r) \tag{17}$$

可以证明：

$$\sum_{i=1}^{2} F^{y,t(i)} = \sum_{i=1}^{2} \frac{aG_i}{\frac{G_1}{1+\tau_1}+\frac{G_2}{1+\tau_2}} \frac{1}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n} \tag{18}$$

由式(14) $n_t \sum_{i=1}^{2} F^{y,t(i)}\eta_t = \frac{c_t^t n_t N_t}{C_t}$ 和式(18)可以得到：

$$\frac{c_t^t}{C_t} = \frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{2} \frac{aG_i}{(\frac{G_1}{1+\tau_1}+\frac{G_2}{1+\tau_2})[r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n]}\eta \tag{19}$$

于是有：

$$\frac{\partial}{\partial n}(-\frac{c_t^t}{C_t}) = \frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{2} \frac{-a+1+\tau_i}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n} F^{y,t(i)}\eta \tag{20}$$

$$\frac{\partial}{\partial \gamma}(\frac{c_t^t}{C_t}) = -\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{2} \frac{a}{r-\omega^{Y}+(1+\tau_i)n} F^{y,t(i)}\eta + \frac{1}{N_t}\frac{\theta}{1-\theta}\frac{\lambda}{1-\lambda}\sum_{i=1}^{2} F^{y,t(i)} \tag{21}$$

当 $\theta < 0$ 时，通过证明可得：

$$\frac{\partial r}{\partial(-\theta)} > 0 \tag{22}$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial(-\theta)} > 0 \tag{23}$$

$$\frac{\partial \psi(r)}{\partial r} = -\sum_{i=1}^{2} (\frac{1}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n} F^{y,t(i)}\eta + F^{y,t(i)}\frac{\theta}{1-\theta}) \tag{24}$$

由 $\psi(r)$ 的表达式可以得到：

$$\frac{\partial \psi(r)}{\partial(-\theta)} > \frac{1}{1-\theta}\frac{1}{\eta}\frac{r-\frac{\lambda}{1-\lambda}\gamma-\alpha}{1+(1-\theta)n\psi'(r)} n\sum_{i=1}^{2}\frac{F^{y,t(i)}\eta}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n}[1+\tau_i-\psi(r)] > 0 \tag{25}$$

命题 3：在 $\lambda > 1$，$r-\omega^{(Y)} > 0$，$\theta < 0$ 的条件下，存在着极限值 $\overline{EIS}^{(*)}$，以致于条件 $EIS < \overline{EIS}^{(*)} = \frac{1}{1-\bar{\theta}^{(*)}}$（$\theta < \bar{\theta}^{(*)}$）时，满足 $\frac{\partial r}{\partial n} < 0$ 和 $\frac{\partial \delta}{\partial n} > 0$。

由命题 1 中 r 的表达式可以推得：

$$\frac{\partial r}{\partial n} = -(1-\theta)nN_t\frac{\partial}{\partial r}(\frac{c_t^t}{C_t})\frac{\partial r}{\partial n} + (1-\theta)[a - nN_t\frac{\partial}{\partial n}(-\frac{c_t^t}{C_t})] - (1-\theta)N_t\frac{c_t^t}{C_t}$$

$$\frac{\partial r}{\partial n}[1+(1-\theta)nN_t\frac{\partial}{\partial r}(\frac{c_t^t}{C_t})] = (1-\theta)[a + nN_t\frac{\partial}{\partial n}(-\frac{c_t^t}{C_t}) - N_t\frac{c_t^t}{C_t}]$$

$$\frac{\partial r}{\partial n} = (1-\theta)\frac{a-\frac{N_t c_t^t}{C_t}+nN_t\frac{\partial}{\partial n}(-\frac{c_t^t}{C_t})}{1+(1-\theta)nN_t\frac{\partial}{\partial r}(\frac{c_t^t}{C_t})}$$

根据式(20) $\frac{\partial}{\partial n}(-\frac{c_t^t}{C_t}) = \frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{2}\frac{-a+1+\tau_i}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n}F^{y,t(i)}\eta$ 得：

$$\frac{\partial r}{\partial n}=(1-\theta)\frac{a-\psi(r)+n\sum_{i=1}^{2}\frac{-a+1+\tau_i}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n}F^{y,t(i)}\eta}{1+(1-\theta)nN_t\frac{\partial}{\partial r}(\frac{c_t^t}{C_t})} \quad (26)$$

已知 $\psi_t(r)=\frac{N_t c_t^t}{C_t}=\sum_{i=1}^{2}F_t^{y,t(i)}\eta_t$,经证明可以得到:

$$a-\frac{N_t c_t^t}{C_t}+nN_t\frac{\partial}{\partial n}(-\frac{c_t^t}{C_t})=a-\psi(r)+n\sum_{i=1}^{2}\frac{1+\tau_i-a}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n}F^{y,t(i)}\eta<0$$

因此有:$\frac{\partial r}{\partial n}<0$

由式(11)可以得到:$\frac{\partial \eta}{\partial n}=-\frac{\theta}{1-\theta}\frac{\partial r}{\partial n}$

于是有:$\frac{\partial \delta}{\partial n}=\frac{\theta}{1-\theta}\frac{\partial r}{\partial n}>0$

由此可以判断,如果降低 EIS,个体金融财富中储蓄的份额会减少。如果 EIS 足够小,出生率增加将会使更多的新生群体成为劳动力,并会在总消费中占据较大的份额,对应的是,现存人群的消费增长下降,利率下降,储蓄率升高。

命题4:在 $\lambda>1$,$r-\omega^{(Y)}>0$,$\theta<0$ 的条件下,存在着极限值 $\overline{EIS}^{(\cdot)}$,以致于条件 $EIS<\overline{EIS}^{(\cdot)}=\frac{1}{1-\bar{\theta}^{(\cdot)}}$ $(\theta<\bar{\theta}^{(\cdot)})$时,满足 $\frac{\partial r}{\partial \gamma}>0$ 和 $\frac{\partial \delta}{\partial \gamma}<0$。

由命题1中 r 的表达式可以推得:

$$\frac{\partial r}{\partial \gamma}=-(1-\theta)nN_t\frac{\partial}{\partial r}(\frac{c_t^t}{C_t})\frac{\partial r}{\partial \gamma}+(1-\theta)[1-a-nN_t\frac{\partial}{\partial \gamma}(\frac{c_t^t}{C_t})]-1+\frac{\theta}{1-\lambda}$$

$$\frac{\partial r}{\partial \gamma}[1+(1-\theta)nN_t\frac{\partial}{\partial r}(\frac{c_t^t}{C_t})]=(1-\theta)[1-a-nN_t\frac{\partial}{\partial \gamma}(\frac{c_t^t}{C_t})]-1+\frac{\theta}{1-\lambda}$$

$$\frac{\partial r}{\partial \gamma}=\frac{(1-\theta)[1-a-nN_t\frac{\partial}{\partial \gamma}(\frac{c_t^t}{C_t})]-1+\frac{\theta}{1-\lambda}}{1+(1-\theta)nN_t\frac{\partial}{\partial r}(\frac{c_t^t(r)}{C_t})}$$

根据式(21) $\frac{\partial}{\partial \gamma}(\frac{c_t^t}{C_t})=-\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{2}\frac{a}{r-\omega^{Y}+(1+\tau_i)n}F^{y,t(i)}\eta+\frac{1}{N_t}\frac{\theta}{1-\theta}\frac{\lambda}{1-\lambda}\sum_{i=1}^{2}F^{y,t(i)}$ 得:

$$\frac{\partial r}{\partial \gamma}=\frac{(1-\theta)[1-a+\sum_{i=1}^{2}\frac{an}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n}F^{y,t(i)}\eta-n\frac{\theta}{1-\theta}\frac{\lambda}{1-\lambda}\sum_{i=1}^{2}F^{y,t(i)}]-\frac{1-\lambda-\theta}{1-\lambda}}{1+(1-\theta)nN_t\frac{\partial}{\partial r}(\frac{c_t^t(r)}{C_t})} \quad (27)$$

由 $\psi(r)<a(1+\tau_1)$(因篇幅限制,证明从略)可得:

$$(1-\theta)[1-a+\sum_{i=1}^{2}\frac{an}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n}F^{y,t(i)}\eta-n\frac{\theta}{1-\theta}\frac{\lambda}{1-\lambda}\sum_{i=1}^{2}F^{y,t(i)}]-\frac{1-\lambda-\theta}{1-\lambda}>$$

$$(1-\theta)[1-a-(-\frac{\lambda}{1-\lambda}\frac{1}{\eta}-\frac{a}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_1)n})na(1+\tau_1)]-\frac{1-\lambda-\theta}{1-\lambda}$$

可以证明 $\frac{\partial(-\frac{\lambda}{1-\lambda}\frac{1}{\eta}-\frac{a}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_1)n})}{\partial(-\theta)}<0$

由此可得 $-\frac{\lambda}{1-\lambda}\frac{1}{\eta}-\frac{a}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_1)n}$ 随 $-\theta$ 单调下降。同时,当 $\lambda>1$ 时,$-\frac{1-\lambda-\theta}{1-\lambda}$ 随 $-\theta$ 单调增加,因此有:

$$\lim_{\theta\to-\infty}(1-\theta)[1-a-(-\frac{\lambda}{1-\lambda}\frac{1}{\eta}-\frac{a}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_1)n})na(1+\tau_1)]-\frac{1-\lambda-\theta}{1-\lambda}>0$$

则 $(1-\theta)[1-a+\sum_{i=1}^{2}\frac{an}{r-\omega^{(Y)}+(1+\tau_i)n}F^{y,t(i)}\eta-n\frac{\theta}{1-\theta}\frac{\lambda}{1-\lambda}\sum_{i=1}^{2}F^{y,t(i)}]-\frac{1-\lambda-\theta}{1-\lambda}>0$ 成立。

最终得到：$\frac{\partial r}{\partial \gamma} > 0$

由式(11)可以得到：$\frac{\partial \eta}{\partial \gamma} = \frac{1}{1-\theta}[\frac{\theta}{1-\lambda} - \theta(\frac{\partial r}{\partial \gamma}+1)]$

于是有：$\frac{\partial \delta}{\partial \gamma} = -\frac{1}{1-\theta}[\frac{\theta}{1-\lambda} - \theta(\frac{\partial r}{\partial \gamma}+1)] < 0$

在 $\lambda > 1$ 且 $EIS < 1$ 的条件下，生命的不确定性会促使个体为规避风险而正向地折现未来的消费。当 EIS 较小时，这种折现对利率的正效应较大。当 EIS 足够小时，个体会面临提前死亡的储蓄风险，进而未来消费的折现增大。因此，他们在生命的早期会消费更多的财富而减少储蓄，并带动利率升高。

三、人口转变对储蓄率及利率收入效应的实证检验

(一)计量模型的构建及变量解释

为检验代表人口变化的出生率、死亡率对利率及储蓄率的影响，我们构建一组包含时变性和国家异质性的计量模型。如果以 gds 表示储蓄率、r 表示利率、br 表示出生率、dr 表示死亡率，所构建的模型可以写为：

$$gds_{it} = \theta_{it} + \alpha_1 br_{it} + \alpha_2 dr_{it} + \omega X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{Ⅰ}$$

$$r_{it} = \theta_{it}^* + \alpha_1^* br_{it} + \alpha_2^* dr_{it} + \omega^* X_{it} + \varepsilon_{it}^* \tag{Ⅱ}$$

上面两式中 i 代表国家，t 代表年份，ω、ω^* 表示 $1 \times m$ 维系数向量，X_{it} 为 $m \times 1$ 维控制变量向量，ε_{it}、ε_{it}^* 为随机误差项。根据前文的数理分析，核心解释变量出生率、死亡率对储蓄率分别产生正向和反向影响，而对利率分别产生反向和正向影响。也就是出生率升高，人们预期将来的消费比率会降低，就会减少当期的消费，即当前的消费—财富比降低，此时会促使储蓄率升高、利率降低。如果死亡率增加，人们为规避风险会增加当前的消费，以优化自身的效用，因此当前的储蓄率降低、利率上升。预期 α_1 的符号为正、α_2 的符号为负；α_1^* 的符号为负，α_2^* 的符号为正③。

根据现有文献的研究以及本文的研究内容，我们选择政府消费支出比率、人均实际收入、人均 GDP 增长率、GDP 增长率以及对外贸易条件作为控制变量，着重分析出生率、死亡率对利率和储蓄率的作用效果。这些控制变量具体解释如下。

(1)政府消费支出比率(gc)，即政府消费支出占当年 GDP 的比重。政府的消费支出在总消费中占据一定的比重，影响一国的财政收支状况，进而影响储蓄率及利率的大小。政府消费支出增加可能会使储蓄率降低、利率升高。预期在模型Ⅰ中它的系数符号为负，在模型Ⅱ中它的系数符号为正。

(2 人均实际收入($gdppc$)。我们以购买力平价指数和消费者价格指数调整过的人均 GDP 来反映人均实际收入水平。人均实际收入水平的提高在促进消费的同时，也可能对储蓄的增加和利率的降低产生重要影响，对于两者的作用力大小须按照人们的储蓄倾向来判断。因此，在两个模型中，这一变量的系数符号不确定。

(3)人均 GDP 增长率($gdppg$)反映一个国家实际经济发展水平的变化情况。一国人均 GDP 增长率上升，该国的人均实际收入状况得以改善，国家的总体消费水平和储蓄率会增加。人均 GDP 增长率也可能对消费和储蓄同时产生推动作用。在两个模型中，这一变量的系数符号不确定。

(4)GDP 增长率($gdpg$)反映一个国家的经济增长情况。一国 GDP 增长率上升，该国的经济发展水平提高，其消费水平和储蓄率都可能在这种作用力下而增加。在两个模型中，该变量的系数符号不能确定。

(5)对外贸易条件，以出口贸易份额或进口贸易份额大小来衡量。本文中我们选择出口贸易与 GDP 的比例来反映贸易条件(eg)。这一比值增加，意味着贸易条件改善，会使该国储蓄率水平上升，利率水平下降。预期在模型Ⅰ中它的系数符号为正，在模型Ⅱ中它的系数符号为负。

(二)数据说明及变量统计描述

Pholile 等估计了美国、加拿大、法国、德国、意大利、瑞士、英国和澳大利亚等发达国家的跨期消费替代弹性(EIS)，发现这些国家的 EIS 均小于 1[20-22]，④。基于 Pholile 等的研究，本文利用 1960－2008 年的相关指标数据对前文中的模型Ⅰ和模型Ⅱ进行实证检验。本文的贸易相关数据由 OECD 主要经济指标数据库(Main

---

③此处对模型参数值的预期与理论部分的命题 3 和命题 4 相对应。

④顾六宝等(2004,2013)对中国 1985－2010 年的跨期消费替代弹性进行了估算，同样得到 EIS 小于 1 的结论。但由于中国 1990 年代之前的数据难以获得，因此，未将中国纳入实证研究框架中。

Economic Indicators-complete database）查得，利率指标的数据来源于国际金融统计数据库（IFS），人口出生率和死亡率、储蓄率、GDP、人均实际收入、人均 GDP 增长率的原始数据由世界银行（WDI）获得，政府消费支出数据来源于联合国官网。其中，各国的利率为三月期同业银行拆借利率，储蓄率为国民储蓄占 GDP 比重。

模型Ⅰ和模型Ⅱ相关变量的统计描述见表 1。通过对模型Ⅰ和模型Ⅱ中各变量间的相关系数进行分析发现，除人均 GDP 增长率（ *gdppg* ）和 GDP 增长率（ *gdpg* ）间的相关系数为 0.99 外，其他变量间的相关系数均小于 0.6。因此，综合考虑各种因素，我们将 GDP 增长率变量剔除。此时，所剩的解释变量间便不存在多重共线性问题，可以选择将这些变量纳入到同一计量模型中进行回归分析。

表 1　模型Ⅰ和模型Ⅱ相关变量的统计描述

变量	均值	标准差	最小值	最大值
gds	21.04	3.855	12.543	29.031
r	6.3	3.186	0.556	15.911
br	13.648	2.773	8.2	21.1
dr	10.019	1.348	8	12.7
gc	19.293	2.576	14.271	23.959
gdppc	17 574.59	12 493.61	282.838	46 971.335
gdppg	0.104	0.361	−0.159	4.114
gdpg	0.111	0.364	−0.158	4.153
eg	18.332	9.014	5.206	47.472

（三）模型的估计及结果分析

由于模型Ⅰ和模型Ⅱ中采用的是面板数据，且属于截面数较少、时间点较长的“窄而长”的面板数据类型，可能存在单位根问题，即面板数据具有非平稳性。如果直接进行回归分析，可能导致伪回归。因此，需要对模型中的各变量进行面板单位根检验，以判断各变量平稳与否。我们采用 Levin、Lin & Chu，Im、Pesaran and Shin W − stat，ADF − Fisher Chi − square 方法对各变量进行单位根检验，结果发现，除人均实际收入（ *gdppc* ）变量存在单位根以外，其他变量都不存在单位根。该结果表明，不存在单位根的几个变量可以直接进行回归分析。几个主要变量的具体检验结果如表 2。

表 2　模型Ⅰ和模型Ⅱ中几个主要变量的单整检验结果

原变量	*r*	*gds*	*br*	*dr*	*gc*	*gdppg*	*eg*
LLC	−3.069***	−0.989*	−5.103***	−1.916 42**	−5.442**	−8.118***	−8.117*
IPS	−2.276***	−1.356**	−4.56***	−2.416 95***	−6.702**	−6.63***	−6.131**
ADF	14.835**	10.638*	32.831***	16.948 1***	46.389*	46.763***	41.948**

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下通过了检验。

在模型Ⅰ（模型Ⅱ）中，我们首先对储蓄率（利率）和出生率、死亡率进行回归，然后采用将控制变量逐步加入模型的方法进行分析。未加入控制变量的模型记为模型 1，把分别加入政府消费支出比重、人均 GDP 增长率的模型记为模型 2 和模型 3，把加入政府消费支出比重和人均 GDP 增长率的模型记为模型 4，最后把所有变量均引入的模型记为模型 5。

由于面板模型中通常存在个体异质性问题，忽略这一重要特性，往往会使估计结果的准确性难以保证。因此，有必要考察面板模型是属于截面维等截距模型抑或是截面维变截距模型。这就需要进行如下计算。

如表 3 所示，在模型Ⅰ中，模型 1、模型 2、模型 3、模型 4、模型 5 中的 F 值⑤ 及 F 在 1% 水平下的临界值分别为 52.935 和 3.066，73.07 和 3.067，56.674 和 3.067，72.507 和 3.068，30.323 和 3.068，5 个模型中的 F 值均大于 F 的临界值。据此可以判断，5 个模型中均含有变截距项；在模型Ⅱ中，5 个模型中的 F 值及 F 在 1% 水平下的临界值分别为 24.319 和 3.066，23.951 和 3.067，24.063 和 3.067，23.66 和 3.068，20.432 和 3.068，5 个模型中的 F 值均大于 F 的临界值。同样可以得到，5 个模型都采用变截距形式。

⑤ F 值的计算公式为：$F = \frac{(RSS^* - RSS) \times (NT - N - K)}{RSS \times (N - 1)}$，这里的 K 表示变量的个数，N 表示截面个数，T 表示时期数，$N - 1$ 表示受约束回归的约束个数。

表 3　面板变截距模型判定的相关统计量

模型Ⅰ	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
RSS*	904.990	874.677	892.246	855.312	590.690
RSS	497.058	408.399	473.208	399.334	398.758
F 值	52.935	73.070	56.674	72.507	30.323
F 临界值	3.066	3.067	3.067	3.068	3.068
模型Ⅱ	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
RSS*	1 249.265	1 245.749	1 248.291	1 244.142	1 200.193
RSS	907.209	906.501	907.195	906.41	906.272
F 值	24.319	23.951	24.063	23.66	20.432
F 临界值	3.066	3.067	3.067	3.068	3.068

注:RSS* 表示面板等截距模型的残差平方和,RSS 表示面板变截距模型的残差平方和。

我们进一步通过固定效应冗余性检验和 Hausman 检验来判定两个模型的形式。在两个模型中,由于固定效应冗余性检验和 Hausman 检验的 P 值均小于 1% ,于是拒绝原假设,即认为选用固定效应模型更加合理。综合上述分析,我们认为固定影响变截距模型是研究问题的最佳选择。

表 4　人口转变对储蓄率影响的估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
br	1.007***	1.023***	1.012***	1.025***	1.003***
	(10.131)	(11.298)	(10.389)	(11.401)	(9.666)
dr	−0.224	−0.489*	−0.339	−0.544**	−0.654*
	(−0.741)	(−1.751)	(−1.133)	(−1.948)	(−1.717)
gc		−0.563***		−0.525***	−0.539***
		(−5.271)		(−4.847)	(−4.756)
gdppg			1.201***	0.756*	0.736*
			(2.54)	(1.698)	(1.637)
eg					−0.022
					(−0.427)
N 值	245	245	245	245	245
常数项	9.532***	22.839***	10.498***	22.553***	24.629***
	(3.877)	(6.771)	(4.306)	(6.727)	(4.163)
调整后 R^2	0.741	0.785	0.751	0.788	0.787
F 值	95.993	98.3	81.33	83.601	71.223

注:表中带有 * * * 、* * 、* 的系数估计值分别表示在 1% 、5% 和 10% 的显著性水平下通过了检验。括号中的数值表示 t 统计量。

表 4 报告了模型Ⅰ的主要参数估计结果。其中模型 1 是在未加入其他控制变量时,仅考虑出生率和死亡率对储蓄率的作用效果。从表中显示的结果可以看出,出生率的系数估计值在 1% 的显著性水平下通过了检验。由系数估计结果可以得到,出生率对储蓄率的变化产生了正向影响。由模型 2 – 模型 5 的系数估计值可以看出,出生率的系数估计值均在 1% 的水平上显著,而死亡率除在模型 3 中不显著外,在其他三个模型中均通过了显著性检验,二者是储蓄率变化的重要影响因素。同时根据两个变量的系数估计值符号可以判断,当出生率增加时,人们会预期新生婴儿以后的消费会改变未来消费的分布状况,也就是将来新生人群加入消费行列会降低现有人群未来的消费,使人们为减小未来消费降低的风险而产生储蓄倾向,带动当前储蓄率提高;反之,出生率的减少则促使当前的储蓄率降低。死亡率的增加则促使人们为规避生命不确定性风险而产生增加消费的动机,这一动机会导致人们消费—财富比例减少,使储蓄率降低;相反的情况下,储蓄率会提高。由系数估计值还

可确定，出生率对储蓄率的作用力要大于死亡率。模型2－模型5的估计结果还显示，政府消费支出比率在1%水平显著，并且具有负的系数估计值，也就是政府消费支出比率增大，储蓄相对减少，国民财富的减少会使储蓄率降低。在这几个模型中，人均GDP增长率的系数估计值也至少在10%的显著性水平下通过了检验，并且其系数估计值为正，说明人均GDP增长率的提升，在使国民整体收入水平增长的同时，提高了国民储蓄率。从模型5的参数估计结果可以判断，对外贸易条件未通过显著性检验，其对储蓄率的影响不显著。

表5报告了模型Ⅱ的主要参数估计结果。其中模型1仍然是在未加入其他控制变量时，仅考虑出生率和死亡率对利率的影响。表中的结果显示，出生率和死亡率的系数估计值均在1%的显著性水平下通过了检验。根据系数估计值的符号可以判断，出生率对利率的变化产生了负向影响，死亡率对利率的影响为正。当出生率增加时，人们会预期新生婴儿将来的消费会挤占自身一定量的消费，也就是将来新生人群的加入会降低现有人群在总消费中的比例，现有人群会减少当前的消费—财富比例，以备将来消费，这种行为会促使当前利率降低，相反，出生率的减少则推动利率升高；当死亡率增加时，基于降低风险的考虑，人们会增加当前消费，以免由于生命时间的不确定性而导致财富的大量损失，并尽量优化自身效用，此时存储的相对减少会带动利率升高；相反，死亡率的降低会使利率下降。表5显示，当逐步加入其他控制变量时，出生率和死亡率的系数估计值符号和显著性均未发生明显变化，说明出生率对利率的负向影响、死亡率对利率的正向影响都是稳定的，并且出生率对利率的作用力要小于死亡率。模型2－模型5的参数估计结果显示，政府消费支出比率、人均GDP增长率、对外贸易条件三个控制变量都未通过显著性检验，这三方面因素没有对利率的变化产生重要影响。

四、结论及政策启示

本文借助跨期一般均衡理论分析，在跨期消费替代弹性（EIS）小于1的条件下，通过探讨出生率、死亡率的变化对人们预期未来消费分布和份额变化的影响来确定储蓄率及利率的变动方向。同时，通过建立两组面板变截距模型并使用1960－2008年的跨国面板数据进行实证检验得到：出生率、死亡率对储蓄率及利率的作用方向截然相反。其中，出生率、死亡率对储蓄率分别存在显著的正向和负向影响，并且出生率对储蓄率的作用力要大于死亡率；相反，出生率、死亡率对利率却分别存在显著的负向和正向影响，并且出生率对利率的作用力要小于死亡率。当前，大部分国家和地区的情况是出生率和死亡率都在减少，根据上述分析可以判断，当出生率和死亡率下降相同的百分比时，经济体的储蓄率和利率均存在下降的趋势；当前者大于后者时，经济体的储蓄率降低；当前者小于后者时，经济体的利率降低。

表5　人口转变对利率影响的估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
br	－0.336***	－0.335***	－0.337***	－0.335***	－0.324**
	(－2.504)	(－2.484)	(－2.495)	(－2.476)	(－2.075)
dr	2.806***	2.782***	2.809***	2.788***	2.842***
	(6.881)	(6.688)	(6.782)	(6.63)	(4.951)
gc		－0.05		－0.054	－0.047
		(－0.316)		(－0.331)	(－0.278)
gdppg			－0.03	－0.075	－0.065
			(－0.045)	(－0.112)	(－0.096)
eg					0.011
					(0.139)
*N*值	245	245	245	245	245
常数项	－17.221***	－16.031***	－17.245***	－16.003***	－17.023*
	(－5.185)	(－3.19)	(－5.108)	(－3.168)	(－1.908)
调整后R^2	0.307	0.302	0.302	0.297	0.291
*F*值	15.732	12.518	12.489	10.353	8.808

注：表中带有***、**、*的系数估计值分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下通过了检验。括号中的数值表示t统计量。

20 世纪 80 年代以来,计划生育政策的大力实施以及改革开放后经济的迅速发展使人们的婚育观念发生了巨大转变,中国的生育率水平已经步入到发达国家行列,并呈现逐年降低的趋势。与此同时,医疗卫生事业的发展与科技进步也使人们预期寿命不断延长,死亡率呈下降之势。在二者的共同作用下,人口老龄化现象将会日趋严重。客观现实告诉我们,各时期内出生率的下降幅度一般相对较高,这将促使国民储蓄率随之降低,资本积累的增加受到影响,进而制约着经济的高速增长。为此,国家需要通过进一步放宽计划生育政策、提高国民的整体素质、增加劳动参与率以及完善养老保障制度等办法来为经济的增长和可持续发展注入活力。另外,长期以来,中国的利率水平在振动中保持高位以及利率的非市场化使人们难以保持稳定的投资需求,市场经济难以正常运作,这势必伤及宏观经济的良好运行,如果此时生育率大幅降低,亦不利于降低利率。因此,积极推动利率市场化改革并提高生育率水平势在必行。

参考文献:

[1]蔡昉. 未富先老与中国经济增长的可持续性[J]. 国际经济评论,2012(1):82 -95.

[2]MODIGLIANI F, BRUMBERG R. Utility Analysis and the consumption function: An interpretation of the cross-section data[M]// Kurihara K K. Post-Keynesian Economics. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1954.

[3]MODIGLIANI F, BRUMBERG R. Utility analysis and aggregate consumption functions: an attempt at integration[C]//The Collected Papers of Franco Modigliani. Cambridge:MIT Press, 1980: 128 -197.

[4]DESSI R. Household saving and wealth in China: Some evidence from survey data[R]. University of Cambridge Working Paper No. 9112, 1991.

[5]HIGGING M, WILLIAMSON G. Asian demography and foreign capital dependence[R]. NBER Working Paper No. 5560, 1996.

[6]LOAYZA N, SCHMIDT - HEBBEL K, SERVEN L. What drives private saving across the world[J]. The Review of Economics and Statistics, 2000, 82(2): 165 -181.

[7]BOSWORTH B, CHODOROW - REICH G. Saving and demographic change: The global dimension[R]. CRR Working Paper, 2007.

[8]CURTIS C, LUGAUER S, MARK C. Demographic patterns and household saving in China[R]. NBER Working Paper No. 16828, 2011.

[9]董丽霞,赵文哲. 不同发展阶段的人口转变与储蓄率关系研究[J]. 世界经济,2013(3):80 -102.

[10]ABEL A. The effects of a baby boom on stock prices and capital accumulation in the presence of social security[J]. Econometrica, 2003, 71(2): 551 -578.

[11]COCCO F, GOMES J. Longevity risk, retirement savings, and financial innovation[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 103 (3): 507 -529.

[12]THOMAS P, KATJA H. Longevity risk, subjective survival expectations, and individual saving behavior[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2013, 86(C): 200 -220.

[13]GEANAKOPLOS J, MAGILL M, QUINZII M. Demography and the long-run predictability of the stock market[R]. Cowles Foundation Paper Series No. 1099, 2004.

[14]KARA E, VON THADDEN L. Interest rate effects of demographic changes in a new-Keynesian life-cycle framework[R]. European Central Bank Working Paper, No. 1273, 2010.

[15]IKEDA D, SAITO M. The effects of demographic changes on the real interest rate in Japan[R]. Bank of Japan Working Paper No. 12 - E - 3, 2012.

[16]陈国进,李威. 人口结构与利率水平研究[J]. 中国人口科学,2013(5):68 -77.

[17]HUBBARD R, SKINNER J, ZELDES S. The importance of precautionary motives in explaining individual and aggregate saving [R]. NBER Working Paper No. 4516, 1993.

[18]DUFFIE D, EPSTEIN L. Stochastic differential utility[J]. Econometrica, 1992, 60(2): 353 -394.

[19]MAURER T. Asset pricing implications of demographic change[C]. 24th Australasian Banking and Finance Conference

Paper, 2014.

[20] PHOLILE D, CHRISTOPHER M, KALU O. The elasticity of intertemporal substitution reconsidered[R]. MPRA Paper No. 55547, 2014.

[21] 顾六宝,肖红叶. 中国消费跨期替代弹性的两种统计估算方法[J]. 统计研究,2004(9):8-11.

[22] 顾六宝,幺海亮,陈博飞. 中国居民消费跨期替代弹性的年序递推统计估算研究[J]. 经济统计学(季刊),2013(1):95-100.

The demographic effect on saving rate and interest rate: An empirical analysis of income effect

ZHONG Yang

(*Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, P. R. China*)

Abstract: In an intertemporal general equilibrium framework, the economic mechanism of how saving rate and interest rate are affected by shocks of birth or death rates is discussed. Redistributions of consumption within the population is found to be the key driving force, given a small enough elasticity of intertemporal substitution (EIS < 1). Quantitatively, an empirical analysis using cross-national panel data indicates that birth and death rates affect the saving rate (or interest rate) through not identical channels. Birth rate affects saving rate positively, whereas death rate affects it negatively, and the effect of birth rate on saving rate is stronger than that of death rate. By contrast, interest rate is decreasing in the birth rate and increasing in the death rate, and the effect of birth rate on interest rate is smaller than that of death rate.

Key words: birth rate; death rate; elasticity of intertemporal substitution; saving rate; interest rate

(责任编辑　傅旭东)