

长寿风险、弹性退休计划与养老金收支平衡

金博轶

(山东财经大学保险学院, 山东 济南 250014)

[摘要] 通过改进的 OLG 模型分析了在死亡率动态变化情况下最优退休年龄的确定问题, 讨论了弹性退休计划对养老金收支平衡的影响。得到以下三点结论: 首先, 弹性退休计划并不能使所有个体都推迟退休, 在其他参数给定的情况下, 个体是否延迟退休取决于退休时工作带来的负效用水平, 只有负效用水平低于某一临界值时个体才会选择延迟退休; 其次, 长寿风险的存在使个体的退休年龄不断往后延迟, 但延迟的幅度小于预期寿命增加的幅度; 最后, 弹性退休计划能够部分缓解但不能完全消除长寿风险给养老金带来的支付压力。

[关键词] 长寿风险; 弹性退休计划; 养老金

[中图分类号] F840 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2095 - 3410(2013)04 - 0097 - 07

一、引言与文献综述

随着人口预期寿命的不断增加, 长寿风险已成为我国养老金面临的主要风险之一。长寿风险主要通过改变人口的结构对养老金的收支产生影响, 在出生率一定的情况下, 死亡率的下降使老年人口在总人口中所占的比例不断提高, 从而引起人口的老龄化。而人口的老龄化使老年人口抚养比提高, 进而导致养老金收入降低而支出增加, 严重的情况可能使养老金支付出现缺口, 危及养老金的安全。

弹性退休计划是养老金机构应对长寿风险的重要途径之一。所谓弹性退休是指政府规定一个退休年龄段区间(比如 60 岁到 65 岁), 员工可以根据自身情况在这个年龄段选择合适的时间点办理退休手续, 领取养老金。面对不断严峻的人口老龄化问题, 我国人力资源和社会保障部(人社部)于 2012 年着手开展“弹性延迟领取基本养老金”的政策研究工作。而上海市已于 2010 年开始试点实施所谓“柔性退休计划”, 允许职工在一定的年龄段自由选择何时退休。

理论界对弹性退休计划的研究主要集中在最优退休年龄确定以及分析退休年龄变化对养老金收支影响两个方面。Burbidge and Robb(1980)分析了个

体如何确定最优的消费、存储路径以及退休时间以最大化一生效用, 他们认为, 个体将会在收入的效用边际等于闲暇的效用边际时退休。Hu (1979) 主要分析养老金体制对最优退休年龄的影响, 他们发现, 从短期来看, 养老金水平的增加导致退休年龄的提前, 但从长期来看, 这种作用就非常模糊, 主要原因在于养老金水平的提高使资本积累降低, 进而影响要素价格。David et al. (2004) 研究了死亡率变化对最优退休年龄影响。他们发现, 在完全竞争市场, 预期寿命的增加会导致退休年龄的增加和存储率的降低, 只是, 退休年龄增加的幅度要低于预期寿命增加的幅度。文章认为, 面对长寿风险, 政府的最优策略是增加退休年龄而不是提高养老金缴费比或降低替代率。Weil et al. (2010) 的研究将完全市场假设扩张到不完全市场假设, 他们发现, 在完全竞争市场, David et al. (2004) 的结论是成立的, 但是在不完美的养老金市场, 预期寿命的增加可能会导致最优退休年龄减少。Heijdra and Romp(2009) 在跨期迭代模型(OLG 模型)的框架下分析了个体的退休决策问题, 他们发现, 美国现有的养老金体制导致了所谓的最早退休陷阱问题(early retirement trap), 即死亡率的变化不会对最优退休年龄产生影响, 个体会在

[作者简介] 金博轶(1979 -), 男, 陕西西安人, 山东财经大学保险学院讲师, 博士。主要研究方向: 保险精算。

最早退休年龄退休。因此,为了应对人口老龄化带来的养老金收支压力,政府只能选择提高法定退休年龄。上述文章只考虑到了死亡率发生一次性变化对模型其他变量产生的影响,然而,死亡率的改进是一个动态的连续过程,比较静态分析方法不能捕捉到死亡率连续变化对退休决策产生的动态作用。邓大松等(2008)虽然分析了死亡率的动态变化对最优退休年龄的影响,然而其常数死亡率假设与事实严重不符,而这种不符可能对结果产生较大的影响。

另一方面,退休年龄的变化对养老金的收支会产生一定的影响,例如,在其他条件不变的情况下,退休年龄的增加使养老金的收入减少而支出增加,反之则相反。Shoven & Goda (2008)研究了如何使用“预期寿命指数”以保持美国、新西兰等国家的养老金收支平衡。Heeringa & Bovenberg (2009)分析了在长寿风险条件下如何变化退休年龄以使养老金收支平衡。Hans Fehr et al. (2010)的研究发现,德国现有的体制无法维持养老金的长期收支平衡,要达到收支平衡,德国工人退休年龄在2040年需要退休到67岁。国内的研究大多侧重于定性分析,只有少数学者使用数理模型进行定量测算。Sin (2005)以精算收支平衡为基础研究了退休年龄对养老金的影响,他们认为,要实现养老金的收支平衡,中国政府必须有效消除提前退休现象并将退休年龄统一延长到65岁。张熠(2011)分析了延迟退休对养老金收支余额的影响,这种影响来自于四种效用:即缴费年限效应、领取年限效应、替代效应和差异效应。短期看,前两种效应占据主导,长期来看,后两种效应也具有显著的影响。

本文对以往文献作出以下三点改进:首先,使用Lee - Carter模型对死亡率建模,在OLG模型的框架下分析了死亡率的动态变化对最优退休年龄的影响,解释了延迟退休的一般经济学规律;其次,本文将工作带来的负效用作为决定个体是否延迟退休的决策变量,从而克服了以往文献(Heijdra and Romp, 2009、David et al., 2011)关于劳动负效用(或闲暇的正效用)外生给定的局限;最后,定量分析了弹性退休计划对我国养老金账户收支平衡的影响,本文发现,弹性退休计划能够使养老金出现支不敷出的情况延后十多年,但并不能完全消除长寿风险给养老

金带来的支付压力,政府需要结合其他的措施以实现养老金账户的长期收支平衡。

本文的结构安排如下:第一部分为引言及文献综述;第二部分构建改进的OLG模型;第三部分讨论弹性退休计划下最优退休年龄的确定问题;第四部分分析了死亡率动态变化对最优退休年龄及养老金账户收支平衡的影响;第五部分总结全文。

二、模型的构建

在OLG模型框架下,我们需要对个人消费、厂商生产、政府养老金收支以及人口结构分别建模,同时,为了度量长寿风险对退休年龄和养老金收支平衡的影响,我们使用Lee - Carter模型对死亡率进行建模。

(一)个人消费

出生于 v 时刻的个人在 t 时刻($t > v$)剩余生命的效用函数为:

$$\Lambda(v, t) = e^{M(u)} \int_t^\infty [U(\bar{c}(v, \tau)) - I(\tau - v, R)D(\tau - v)] e^{-[\theta(\tau - v) + M(\tau - v)]} d\tau \quad (1)$$

其中, $u \equiv t - v$ 代表个人的年龄, $U(\cdot)$ 为凸的消费函数,假设消费函数为:

$$U(\bar{c}(v, t)) \equiv \begin{cases} \frac{\bar{c}(v, \tau)^{1-1/\sigma} - 1}{1 - 1/\sigma}, & \sigma \neq 0 \\ \ln \bar{c}(v, \tau), & \sigma = 0 \end{cases} \quad (2)$$

θ 为时间偏好, $\bar{c}(v, \tau)$ 为消费水平, $D(\cdot)$ 为由于工作带来的负效用,该负效用会随着年龄的增加不断增大, R 为自愿退休年龄, $M(\tau - v) = \int_0^{\tau - v} m(s) ds$ 为累计死亡率, $m(s)$ 为瞬时死亡率。 $I(\tau - v, R)$ 为指示函数:

$$I(\tau - v, R) = \begin{cases} 1 & 0 < \tau - v < R \\ 0 & \tau - v \geq R \end{cases} \quad (3)$$

有上述效用函数可知,效用函数不仅要考虑到时间因素,还要考虑到未来生命的不确定性。

个人的金融财富约束为:

$$\dot{\bar{a}}(v, \tau) = [r + m(\tau - v)] \bar{a}(v, \tau) + I(\tau - v, R) \bar{w}(\tau - v) [1 - \eta] = [1 - I(\tau - v, R)] R - \bar{c}(v, \tau) \quad (4)$$

$\bar{a}(v, \tau)$ 为金融财产, r 代表利率水平, $\bar{w}(\tau - v)$ 为工资水平, η 为缴纳养老金所占工资的比例。

人力财富(一生收入水平)被定义为个体未来

工资收入和退休之后领取的养老金现值之和:

$$\bar{li}(v, t, R) = e^{ru+M(u)} \left[\int_u^R (1 - \eta) \bar{w}(s) e^{-[rs+M(s)]} ds + \int_{R(v)}^\infty \zeta \bar{w}(s) e^{[rs+M(s)]} ds \right] \quad (5)$$

ζ 为退休养老金替代率, 结合非蓬齐博弈条件 $\lim_{\tau \rightarrow \infty} \bar{a}(v, \tau) e^{-[\theta(\tau-v)+M(\tau-v)+M(t-v)]} = 0$, 我们得到一生消费预算约束:

$$e^{ru+M(u)} \int_t^\infty \bar{c}(v, \tau) e^{-[\theta(\tau-v)+M(\tau-v)]} dt = \bar{a}(v, \tau) + \bar{li}(v, t, R) \quad (6)$$

由上式可知, 未来消费水平的现值等于金融财富和人力财富之和(总财富)。

(二) 公司

完全竞争的市场生产大量同质商品, 在 Cobb - Douglas 假设下, 生产函数为:

$$Y(t) = K(t)^\varepsilon [A_y H(t)]^{1-\varepsilon}, 0 < \varepsilon < 1 \quad (7)$$

其中, A_y 为不随时间变化的技术参数, $K(t)$, $H(t)$ 分别为资本和人力的投入, Gomme et al. (2005) 认为劳动效率与年龄相关, 年龄为 $\tau - v$ 的个体提供一个单位的原始劳动, 等价与 $E(\tau - v)$ 单位的有效劳动, 根据 Heijdra (2009), 本文假设退休时 $E(\tau - v) = 10$ 。整个社会提供的有效劳动 $H(t)$ 为: $H(t) \equiv \int_{-\infty}^t L(v, t) E(t - v) I(t - v, R) dv$ 。由利润最大化行为可得到要素需求方程为:

$$r + \delta = \varepsilon \left(\frac{A_y h(t)}{k(t)} \right)^{1-\varepsilon} = \frac{\partial Y(t)}{\partial K(t)} \quad (8)$$

$$w(t) = \frac{1 - \varepsilon}{1 + \eta} \left(\frac{A_y h(t)}{k(t)} \right)^{-\varepsilon} = \frac{\partial Y(t)}{\partial H(t)}$$

其中, δ 代表资本折旧率, $w(t)$ 代表单位有效劳动的工资, $h(t) \equiv H(t)/L(t)$, $k(t) \equiv K(t)/L(t)$ 。由式(8)可知, 单位有效劳动所获得的工资不随时间变化, 即 $w(t) = A_y (1 - \varepsilon) \left(\frac{\varepsilon}{r + \delta} \right)^{\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon}} = w^*$ 。年龄为 u 岁的个体的实际工资为 $\bar{w}(u) = w^* E(u)$ 。

(三) 人口

根据 Buiter (1988), 在人口非零增长率的条件下, 假设人口出生率 b 为外生变量, 某日历年 (v) 出生的人口数量 $L(v, v)$ 和该日历年人口总量 $L(v)$ 成正比, 即 $L(v, v) = b(v) L(v)$, 这些新生儿活到 τ 时刻的数量为:

$$L(v, \tau) = L(v, v) e^{-M(\tau-v)} = b(v) L(v) e^{-M(\tau-v)} \quad (9)$$

t 时刻的人口总量 $L(t)$ 为:

$$L(t) \equiv \int_{-\infty}^t L(v, t) dv = L(v) e^{N(v, t)} =$$

$$L(v) e^{\int_v^t n(\tau) d\tau} \quad (10)$$

其中, $n(\tau)$ 为 τ 时刻瞬时人口增长率, $N(v, t)$ 为从 v 时刻到 τ 时刻的人口累积增长率, v 时刻出生的人口在 t 时刻总人口所占的比例为:

$$l(v, t) = \frac{L(v, t)}{L(t)} = b(v) e^{-[N(v, t)+M(\tau-v)]}, t \geq v \quad (11)$$

(四) 政府

我国实行统账结合的养老金体制, 其中, 企业所缴纳的社会统筹基金作为现收现付的养老金福利支付给当期仍然存活的所有退休职工, 职工的个人缴费部分直接计入个人账户, 累积到退休时进行分期支付, 个人和企业分别按职工工资的 8% 和 20% 缴纳保险费。虽然从理论上讲个人缴费应存入个人账户, 但实际上我国多数地区的个人账户仍是空账运行, 个人账户和统筹账户的资金全部参与了收支核算, 个人账户名存实亡。有鉴于此, 我们将统筹账户和个人账户合并处理, 养老金账户的净收入(负的净收入为赤字)可表述为:

$$d_t = \int_{t-T_r}^{t-T_w} \eta \times l(v, t) dv - \int_{t-\varpi}^{t-T} \xi \times l(v, t) dv \quad (12)$$

其中, d_t 代表在 t 时刻养老金账户的净收入, T_w 为开始工作的年龄, T_r 为退休年龄, ϖ 为极限生存年龄(本文设定为 110 岁), 根据国家相关政策的相关规定, 养老金缴费比 28%, 现阶段的替代率 59.5% (胡仕强等, 2011)。

(五) 死亡率

将死亡率的动态发展考虑到模型当中是本文区别于传统 OGL 模型的重要特点。Lee & Carter (1992) 最早提出了一个简洁的动态死亡率模型, 该模型的数学表达式为:

$$\ln m_{x,t} = \alpha_x + \beta_x \kappa_t + \varepsilon_{x,t} \quad (13)$$

其中, $m_{x,t}$ 为 x 岁个体在日历年 t 的一年期中央死亡率, α_x 为 x 岁群体在整个样本期的平均死亡率

(年龄效应), κ_t 为死亡率随时间的改进速度(时间效应), β_x 代表年龄 x 对 κ_t 的敏感度(年龄改进效应), $\varepsilon_{x,t}$ 为误差项。虽然之后的学者在 Lee - Carter 模型的基础上进行着不断的改进, 构建了各种更为复杂的动态死亡率模型(例如 Renshaw et al. 2006、Delwarde et al. 2007、Cairns et al. 2008、Plat et al. 2009 等), 但这并不意味着模型越复杂越好。Tuljapurkar et al. (2000) 通过对英、美、法、德等西方七个国家的研究后发现, Lee - Carter 模型非常有效, 足以解释 94% 的死亡率变化。因此, 本文使用 Lee - Carter 模型对我国人口的死亡率进行建模, 并预测未来死亡率状况。

三、弹性退休计划下最优退休年龄的确定

在弹性退休计划下, 个体对最优退休年龄的选择是通过在一生预算约束条件下最大化效用水平得到的。这个过程可以分为以下两个步骤:

首先, 在总财富给定的情况下选择最优的消费路径。借鉴 Blanchard(1985) 的方法, 未来各期的最优消费水平为:

$$\bar{c}(v, t) = \frac{\bar{a}(v, t) + \bar{li}(v, t, R)}{e^{-[(r-\sigma(r-\theta))u+M(u)]} \int_u^\infty e^{-[(r-\sigma(r-\theta))s+M(s)]} ds} \tag{14}$$

$$\bar{c}(v, \tau) = \bar{c}(v, t) e^{\sigma(r-\theta)(\tau-t)}$$

$$\begin{aligned} \left. \frac{d\bar{li}}{dS} \right|_{\bar{\Lambda}^0} &\equiv - \frac{\partial \bar{\Lambda} / \partial R}{\partial \bar{\Lambda} / \partial \bar{li}} \frac{\partial R}{\partial S} \equiv e^{(r-\theta)(R-u)} D(R) \left[\frac{\bar{a}(u) + \bar{li}}{\Delta(u, r^*)} \right]^{1/\sigma} > 0 \\ \left. \frac{d^2 \bar{li}}{dS^2} \right|_{\bar{\Lambda}^0} &\equiv \left[\frac{1}{\sigma [\bar{a}(u) + \bar{li}]} \frac{d\bar{li}}{dS} \right]_{\bar{\Lambda}^0} + \left(\frac{D'(R)}{D(R)} + r - \theta \right) \frac{\partial R}{\partial S} \Big|_{\bar{\Lambda}^0} > 0 \end{aligned} \tag{17}$$

其中, $\Delta(u, \lambda) = e^{\lambda u + M(u)} \int_u^\infty e^{\lambda s + M(s)} ds, r^* = r - \sigma(r - \theta)$ 。显然, 如果 $D'(R) \geq 0$, 并且 $r > \theta$, 效用函数的无差异曲线在 (li, S) 空间上是递增且是凸的。财富预算约束条件的一阶和二阶偏导数分别为:

$$\begin{aligned} \frac{d\bar{li}}{dS} &= (1 - \eta) wE(R) + B'(R) \Delta(R, r) - B(R) \\ &= (1 - \eta - \zeta) wE(R) > 0 \end{aligned} \tag{18}$$

$$\begin{aligned} e^{(r-\theta)(R-u)} D(R) \left[\frac{\bar{a}(u) + \bar{li}}{\Delta(u, r^*)} \right]^{1/\sigma} &< (1 - \eta - \zeta) wE(R) \\ \Rightarrow D(R) &< e^{-(r-\theta)(R-u)} \left[\frac{\bar{a}(u) + \bar{li}}{\Delta(u, r^*)} \right]^{-1/\sigma} (1 - \eta - \zeta) wE(R) = D^* \end{aligned} \tag{19}$$

最优退休年龄是无差异曲线与预算约束线相

可见, 计划期的最优的消费水平与总财富水平成正比, 而且与年龄成反比。等式(14) 给出了消费水平随时间的变化情况。

其次, 选择最优退休年龄以最大化一生效用水平。将式(14) 中的最优消费路径带入效用函数, 然后在预算约束的条件下通过求解最优退休年龄以最大化效用水平。该优化模型可表述为:

$$\begin{aligned} \Lambda(v, v) &= e^{\theta u + M(u)} \int_u^\infty U(\bar{c}(v, \tau)) e^{-[\theta(\tau-v) + M(\tau-v)]} d\tau - \int_u^R D(\tau - v) e^{-[\theta(\tau-v) + M(\tau-v)]} d\tau \\ \text{s. t. } \bar{li}(v, t, R) &= e^{ru + M(u)} \left[\int_u^R (1 - \eta) \bar{w}(s) e^{-[rs + M(s)]} ds + \int_R^\infty \zeta \bar{w}(s) e^{-[rs + M(s)]} ds \right] \end{aligned} \tag{15}$$

$$R \geq R_E$$

其中 R_E 为最早退休年龄。为了问题分析的方便, 本文定义一个退休年龄转换变量 S , 并令

$$S(u, R) = e^{ru + M(u)} \int_0^R e^{-rs + M(s)} ds \tag{16}$$

容易证明, S 是连续且对 R 单调递增的函数。在总财富水平和退休年龄转换变量 S 组成的二维空间上(即在 (li, S) 空间上), 一生效用函数无差异曲线的一阶和二阶偏导数分别为:

$$\frac{d^2 \bar{li}}{dS^2} = (1 - \eta) \bar{w}E'(R) \frac{\partial R}{\partial S} = 0$$

可见, 预算约束线是一条向上倾斜的直线。最优的退休年龄应使个体在满足预算约束条件下最大化一生效用水平。具体可分为两种情况:(1) 如果在最早退休年龄 R_E 上, 无差异曲线的斜率小于预算约束线的斜率, 即

切点(图 1B), 显然, 这种情况下, 个体会选择在最早

退休年龄之后退休。(2) 如果在最早退休年龄 R_E 上,无差异曲线的斜率大于等于预算约束线的斜率,最优退休年龄将会在 R_E 形成角解(图 1A),即个体会选择在最早退休年龄退休。由不等式(19)可知,在其他参数给定的情况下,个人是否会选择推迟退休取决于退休时工作带来的负效用,只有退休时该负效用小于某一临界值(D^*)时,否则,个体将会在最早退休年龄选择退休。

上述结论很好地解释了为什么绝大多数“私人部门”的体力劳动者反对延迟退休,因为对于他们而言,随着年龄的增加,工作带来的负效用会增加,到退休时这种负效用会大于收入带来的正效用,因此,他们希望尽早退休。而对于“公共部门”(包括政府雇员、知识分子)的职员来说,由于他们主要从事脑力劳动或技术性工作,工作带来的负效用不会随着年龄的增加而显著提高,而人力资本会随着时间不断积累(包括再教育、培训和干中学等),收入也会随着知识或经验的积累而不断增加,因此,他们会选择延迟退休。

可见,弹性退休计划的实施的并不一定使所有群体都自愿推迟退休,由于退休时工作带来的负效用水平不同,不同群体推迟退休的意愿存在较大的差距。

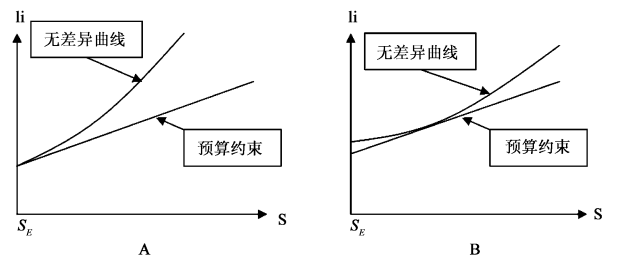


图 1

四、弹性退休计划对养老金的影响

下面讨论弹性退休计划对我国养老金账户收支平衡的影响。为此,需要首先使用人口死亡数据对 Lee - Carter 模型的参数进行估计并对未来死亡率进行预测;然后,分析死亡率的不断变化对最优退休年龄的动态影响,在此基础上结合人口出生率度量人口结构随时间的动态变化情况;最后,通过比较分析弹性退休计划对养老金账户收支平衡的影响。由于男女性在预期寿命、法定退休年龄^①上存在一定的差异,本文分性别讨论死亡率动态变化对男女性

群体养老金收支的影响。

由于篇幅所限,这里并不给出 Lee - Carter 模型的参数估计结果^②,我们只使用该模型对未来 50 年男女性人口的死亡率进行预测(图 2),由图 2 可知,不论男性还是女性,各年龄段人口一年期死亡率均呈不断下降的趋势(特别是在高年龄段,死亡率的下降趋势更加明显)。死亡率的下降导致预期寿命的增加,而预期寿命的增加使退休者领取养老金的时间延长,从而增加了养老金机构的支付负担。

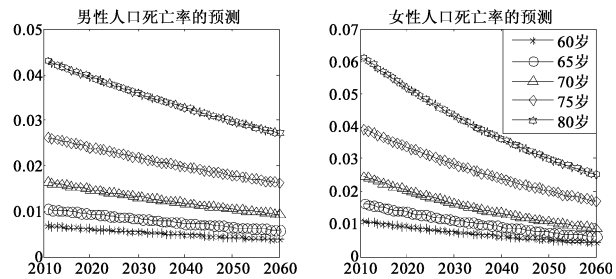


图 2 人口死亡率预测

为了度量长寿风险对最优退休年龄的影响,本文需要确定个体退休时工作带来的负效用的临界值^③,然后考察死亡率不断降低对不同负效用个体最优退休年龄的影响。为此,需要首先对相关参数进行设定,我们将消费的时间偏好参数设为 0.989(陈昆亭,2006),无风险利率为 $r = 0.03$,跨期替代弹性 $\sigma = 1$,男性和女性的法定最早退休年龄设定为 60 岁和 50 岁。假设参加工作的 20 岁个体,不考虑其拥有的金融财富(即 $a(20) = 0$)。负效用水平的临界值可以通过以下等式得到:

$$e^{(r-\theta)R}D(R) \left[(1-\eta) \int_u^R e^{-[rs+M(s)]} ds + \zeta \int_u^\infty e^{-[rs+M(s)]} ds \right] \bigg/ \int_u^\infty e^{\theta s+M(s)} ds = (1-\eta-\zeta)E(R) \tag{20}$$

通过计算^④,得到男性和女性负效用水平的临界值分别为 6.7485 和 7.5535,图 3 给出了不同负效用群体最优退休年龄随时间的变化情况。从图 3 可以得到以下几点结论:首先,弹性退休计划的实施使低负效用群体选择延迟退休,其退休年龄分别从 60 岁和 50 岁增加到了 61.78 岁和 51.24 岁;其次,随着死亡率的下降和预期寿命的不断增加,个体的最优退休年龄会不断增加,只是增加的幅度没有预期寿

命增加的幅度大(从 2010 年到 2060 年男女性的预期寿命分别增加了 5.13 岁和 5.26 岁,而退休年龄只增加了 1.78 岁和 1.24 岁);最后,高负效用群体会一直选择在法定最早退休年龄退休,而且其退休年龄不受长寿风险的影响。

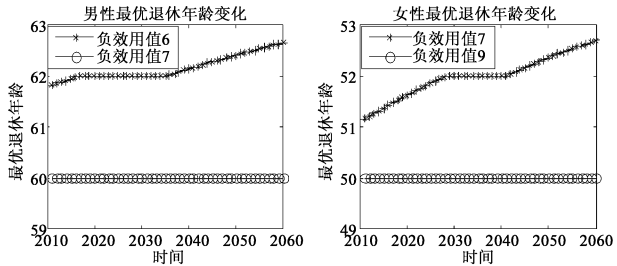


图 3 最优退休年龄的变化

为了度量弹性退休计划对我国养老金收支平衡的影响,我们还需要分析死亡率的动态变化对人口结构的影响。为此,首先需要对人口出生率和出生人口性别比做出假设,本文采用联合国 2010 年发布的世界人口展望报告(World Population Prospects, 2010)中关于我国人口出生率和出生人口性别比的预测数据(见表 1)。通过表 1 的数据结合式(9)以及式(11)就可以计算出未来某日历年不同年龄人群在总人口中所占的比例(图 4)。从图 4 可以看出,不论男性人群还是女性人群,老人在群体中所占的比例不断增加,而中、青年人的比例不断下降,我国人口的老龄化趋势非常明显。

表 1 人口出生率和人口性别比的假设		
	人口出生率	人口性别比
2010 - 2015	12‰	1.18
2015 - 2020	11‰	1.16
2020 - 2025	10‰	1.15
2025 - 2030	9‰	1.14
2030 - 2035	9‰	1.13
2035 - 2040	9‰	1.12
2040 - 2045	9‰	1.11
2045 - 2050	9‰	1.10

在得到人口结构动态变化的情况下,我们就可以通过式(12)计算出未来年度养老金净收支和累积净收支的变化情况(图 5)。从图 5 可以得到以下两点结论:首先,在现行退休制度下,养老金的净收入在 2025 年之前始终为正,只是由于人口的缓慢老龄化,净收入的额度呈不断下降的趋势,从 2025 年开始,净收入由正转负,且赤字逐年增加。在弹性退休计划下,养老金每年的净收入均大于现行体制下

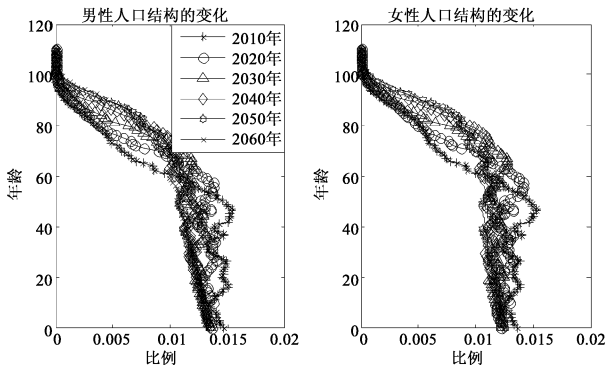


图 4 人口结构的变化

的净收入,但是净收入仍然呈现不断下降的趋势,净收入由正变负的年份由现行退休制度下 2025 年推迟到了 2030 年,可见,弹性退休计划能够部分缓解人口老龄化引起的养老金支付压力,但不能完全解决养老金的收支赤字问题;其次,从养老金累计净收入上看,两种情况得到的累计净收入曲线都呈现先增后减的倒 U 型特征,在现行退休制度下,累计净收入在 2029 年达到最大值,随后不断降低,累计净值在 2047 年由正变负,赤字水平逐年增加。如果实施弹性退休计划,累计净收入在 2046 年达到最大值,随后不断降低。但是,在整个计划期内,累计净值始终大于零。

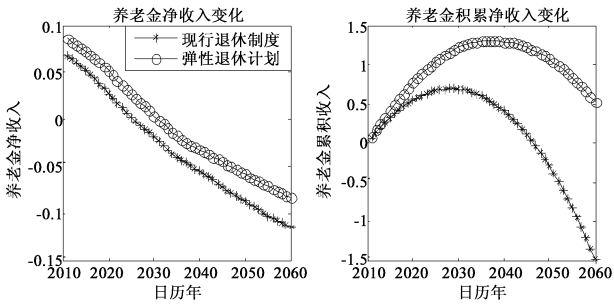


图 5 养老金净收入的变化

五、结论

本文首先使用改进的 OLG 模型分析了死亡率动态变化情况下最优退休年龄的确定问题,为此,我们分别为个体一生消费效用、厂商行为、政府养老金收支以及人口的动态死亡率建模,然后使用这些模型分析了在死亡率随时间动态变化情况下个体的最优消费及退休问题,本文最后研究了弹性退休计划对养老金账户收支平衡的影响。本文主要结论如下:

首先,在消费的时间偏好、跨期替代弹性以及养老金的替代率、缴费率等参数给定的条件下,个体是

否选择延迟退休主要取决于退休时工作带来的负效用水平。只有该负效用水平小于某一临界值,个体才会延迟退休,否则,个体将会在最早退休年龄退休。

其次,对于负效用水平较低的个体,死亡率的下降和期望寿命的增加使他们进一步延迟退休,而且退休时负效用水平越低,延迟退休的动机越大,只是增加的幅度没有预期寿命增加的幅度大。而对于负效用水平较高的个体,期望寿命的增加并不能使他们延迟退休,他们会选择在最早退休年龄退休。

最后,弹性退休计划能够部分缓解但不能完全消除长寿风险给养老金带来的支付压力。弹性退休计划只是将养老金收不抵支的年份从2025年推迟到了2030年,但并不能改变养老金净收入不断下降的趋势。另外,不管是在现行退休体制还是在弹性退休计划下,养老金累积收入都呈现先增后减的倒U型曲线。

【注】

①国家法定的企业职工退休年龄是男年满60周岁,女工人年满50周岁,女干部年满55周岁。

②有兴趣的读者可以向作者索要参数估计结果。

③临界值是指个体是否选择延迟退休的临界劳动负效用值,如果劳动者在退休时的负效用水平小于该临界值,其会延迟退休,否则会在最早退休年龄退休。

④上式的收入约束是连续的,而通过Lee-Carter模型估计得到的死力具有离散形式,本文假设死力在每一年龄段都保持不变,这样连续问题就可以离散化了。

参考文献:

[1] Tuljapurkar, S., N. Li, and C. Boe (2000), A Universal Pattern of Mortality Decline in the G7 Countries, *Nature*, 405, 789 - 792.

[2] Heeringa, W. & Bovenberg, A. L. (2009), Stabilizing Pay-as-You-Go Pension Schemes in the Face of Rising Longevity and Falling Fertility: An Application to the Netherlands, *Netspar Discussion Paper 08/2009* - 025.

[3] Shoven, J. B. & Goda, G. S. (2008), Adjusting Government Policies for Age Inflation, *NBER Working Papers*, National Bureau of Economic Research.

[4] Auerbach, A. J. & Lee, R. (2009), Notional De-

ned Contribution Pension Systems in a Stochastic Context: Design and Stability, in *'Social Security Policy in a Changing Environment*, NBER Chapters, NBER, pp. 43 - 68.

[5] Buiter, W. H. (1988). Death, birth, productivity growth and debt neutrality. *Economic Journal*, 98, 279 - 293.

[6] Blanchard, O. - J. (1985). Debts, deficits, and finite horizons. *Journal of Political Economy*, 93, 223 - 247.

[7] Heijdra, B. J., and W. E. Romp, (2009), Retirement, pensions, and ageing, *Journal of Public Economics*, vol. 93, Issues 5 - 6, pp. 647 - 830.

[8] Hu, S. C., (1979), Social Security, the Supply of labour, and Capital Accumulation, *The American Economic Review*, vol. 69, No. 3, pp. 274 - 283.

[9] Renshaw, A. E. and S. Haberman (2006), A Cohort - Based Extension to the Lee - Carter Model for Mortality Reduction Factors, *Insurance: Mathematics and Economics*, 38, 556 - 570.

[10] Plat, R. (2008), Stochastic Portfolio Specific Mortality and the Quantification of Mortality Basis Risk, *Discussion Paper PI - 0826*, The Pensions Institute, Cass Business School.

[11] Lee, R. D. and L. R. Carter (1992), Modeling and forecasting U. S. mortality, *Journal of the American Statistical Association*, 87, 659 - 671.

[12] Delwarde, A., M. Denuit, and C. Partrat (2007), Negative Binomial Version of the Lee - Carter Model for Mortality Forecasting, *Applied Stochastic Models and Data Analysis*, 23, 385 - 401.

[13] Cairns, A. J. G., D. Blake, and K. Dowd (2006b), A Two - Factor Model for Stochastic Mortality with Parameter Uncertainty: Theory and Calibration, *Journal of Risk and Insurance*, 73, 687 - 718.

[14] 张熠. 现收现付公共养老金计划收支平衡条件研究——非稳态条件下收入关联制与均等受益制的模拟比较分析[J]. *财经研究*, 2011, (07).

[15] 胡仕强, 许谨良. 长寿风险、养老金体制与资本积累[J]. *财经研究*, 2011, (08).

[16] 邓大松, 王增文. 我国人口死亡率与最优退休年龄的动态变化[J]. *统计与决策*, 2008, (02).

[17] 陈昆亭. 龚六堂粘滞价格模型以及对中国经济的数值模拟[J]. *数量经济技术经济研究*, 2006, (03).

(责任编辑: 刘 军)