

缴费基数约束与弹性退休： 养老保险改革的政策权衡及其组合效应

李博¹ 陆毅² 张培元¹

¹北京大学经济学院

²清华大学五道口金融学院

摘要

本文构建包含内生退休选择的异质性个体世代交叠模型，量化评估缴费基数调整与弹性退休的独立效应和组合效应。模型同时刻画缴费基数上下限、缴费历史和双账户待遇规则，将缴费端的非线性约束、待遇端的历史依赖与退休选择纳入同一家庭决策。量化结果表明，缴费基数下限是主要政策边际。降低下限虽能减轻低收入阶段的缴费负担，却会降低养老金替代率并扩大基金赤字，宏观总量和福利改善有限。弹性退休通过少数当前生产率较高、历史缴费基数较低的边际个体延长劳动和缴费期、推迟待遇领取，从而提高产出并改善基金收支。两项政策并行能够保留缴费减负效果，并基本抵消除降低下限造成的待遇下降和基金压力。Shapley分解显示，缴费减负主要来自降低下限，基金压力下降、产出和消费增量主要来自弹性退休。拓展分析发现，将缴费窗口前移至青年期后，弹性退休缩小赤字的幅度由4.65%降至0.58%。本文在统一框架中识别了缴费减负与退休激励的政策分工，并揭示延迟退休的财政作用取决于继续工作是否继续缴费。

关键词：养老保险；弹性退休；缴费基数；异质性个体；世代交叠模型

一、引言

中国养老保险改革正在由扩大制度覆盖面转向制度参数优化与多项改革协同推进。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》提出合理确定缴费基数、健全社会保险精算制度和基金长效筹集机制；全国人大常委会《关于实施渐进式延迟法定退休年龄的决定》和人力资源社会保障部等部门《实施弹性退休制度暂行办法》则自2025年起实施，在渐进提高法定退休年龄的同时保留弹性提前和弹性延迟空间。缴费基数决定“缴多少”，退休年龄决定“缴多久”和“何时领取”，两者共同影响职工当期缴费负担、养老金权益积累和待遇领取期。如何协调这两项制度安排，是兼顾基金可持续、缴费公平和退休保障的重要问题。

问题首先集中在缴费基数下限。劳动收入低于下限的职工须按最低基数缴费，实际缴费率因而高于名义费率；提高下限可以增加法定缴费并抬升未来待遇，却会挤压低收入阶段的消费与储蓄。黄永颖等 (2026) 利用缴费基数调整月份的地区差异发现，提高下限使基金收入增加约2.55%，但下限遵从概率下降6.1个百分点，新增负担主要由低收入职工承担。该证据将申报标准提高的机械效应与缴费遵从反应区分开来。即便暂不考虑遵从调整，法定规则本身也包含当期缴费负担、未来待遇与基金收支之间的跨期权衡。

退休制度又改变了这一权衡的时间维度。延迟退休既增加劳动收入和可能的缴费年限，也推迟待遇领取；其净效应取决于既往缴费历史、当前生产率和继续工作的时间成本。待遇端的分配判断还取决于评价口径。寺林嘎等 (2026) 基于2023年中国家庭收入调查发现，社会保障支出的累进性结论会随转移前或转移后的收入排序而变化，基本养老保险制度间待遇差距是家庭再排序的重要来源。因此，本文分别考察缴费负担、养老金替代率、基金余额、收入分布和生命周期福利。

现有研究已经分别考察养老保险改革、退休选择、缴费基数和收入再分配，但尚未充分连接四个制度环节：基数上下限如何改变当期缴费，缴费历史如何进入统筹账户与个人账户待遇，待遇规则如何影响退休时点，以及退休选择如何反馈到宏观总量与基金收支。本文据此回答三个问题：固定退休年龄下，缴费基数上下限如何改变缴费负担、退休保障与基金收支；给定缴费规则时，哪些异质状态更倾向于延迟退休；降低缴费下限与弹性退休并行时，退休调整能否保留缴费减负效果并缓解待遇和基金端的不利影响。

为此，本文构建包含异质性个体和内生退休选择的世代交叠模型。模型记录历史平均缴费基数、有效缴费年限和个人账户余额。缴费基数由此进入双账户待遇公式，并通过私人储蓄和一般均衡价格影响退休选择。个体在60岁、63岁和66岁三个节点选择立即退休或继续工作。消费—闲暇偏好参数参考Bonthuis et al. (2026) 针对中国的校准，并据此校准模型和开展政策实验。模型假定法定限额完全执行，不内生少报基数、断缴或退出参保，所量化的是制度参数的长期一般均衡传导，而非现实改革的短期因果效应。养老保险合计名义缴费率设定为28%。

量化结果显示，缴费基数下限是主要政策边际。降低下限可以减轻缴费负担，但会降低替代率并扩大赤字，宏观总量和福利仅小幅改善。弹性退休能够提高产出并缩小赤字，但基准偏好下多数个体仍在60岁退休。两项政策并行时，弹性退休缓解了降低下限的待遇和基金成本，却没有完全消除赤字压力。退休分布对闲暇权重比对缴费下限更敏感。

本文首先在养老金合同中同时保存基数限额、历史平均缴费基数、有效缴费年限和个人账户余额，将当期缴费负担与未来双账户待遇连接起来。这一结构量化分析与黄永颖等 (2026) 识别的短期遵从反应形成互补。模型进一步把缴费基数约束与内生退休置

于同一家庭决策中，既比较两项政策的独立效果，也用Shapley分解识别组合政策中各自的贡献。量化结果显示，弹性退休可以缓解降低下限的部分待遇和基金成本，但退休人数对闲暇偏好存在明显的非线性响应。作为生命周期机制检验，本文还在保持有效缴费年限不变时前移缴费窗口，考察缴费时点以及延迟退休后是否继续缴费对政策效果的影响。

下文先回顾养老保险量化研究、退休选择与收入分配文献，继而构建模型并说明参数校准。第五部分在固定退休年龄下考察缴费基数限额调整，第六部分分析弹性退休的独立效应、组合政策贡献分解和偏好敏感性，第七部分以缴费时点变化检验生命周期机制，最后总结主要结论和政策含义。

二、文献回顾

养老保险改革的结构量化研究构成本文的模型基础。Auerbach et al. (1987)建立的生命周期一般均衡模型，使养老金制度、财政政策和代际分配能够在同一体系中分析。后续研究表明，社会保障既能在不完备市场中分担风险，也可能引致劳动供给扭曲和代际分配冲突(Krueger et al., 2006; Conesa et al., 2008; Nishiyama et al., 2007)。国内研究进一步使用世代交叠模型评估中国养老保险改革对资本积累、劳动供给、经济增长和福利的影响(汪伟, 2012; 严成樑, 2016; 宁磊 等, 2024)。He et al. (2026)结合CHIPS微观证据与转轨型异质性个体模型，研究中国养老金待遇改革和人口老龄化对家庭储蓄与劳动供给的影响；其量化结果表明，养老金改革分别解释1995—2009年储蓄率和劳动供给增幅的约25.4%和49.3%，人口老龄化进一步放大了待遇下降后的自我保险反应。该研究关注待遇慷慨度变化、人口转型及其过渡动态。本文沿用从家庭决策到一般均衡结果的量化路径，将分析对象限定为缴费基数限额、缴费历史、双账户待遇与退休节点选择之间的联系。

退休选择文献揭示了劳动收入与闲暇收益之间的跨期权衡。早期研究以退休效用刻画退出劳动市场的非货币收益(Sheshinski, 1978)，后续研究把健康与财富约束纳入退休决策(French, 2005)，近年的制度改革则为识别退休响应提供了新证据(Daminato et al., 2024)。其他研究进一步讨论健康支出、家庭结构和养老金激励(French et al., 2011; Blundell et al., 2016; Pashchenko et al., 2024)，并在一般均衡中评估延迟退休对劳动供给、资本积累和财政可持续性的影响(Imrohoroglu et al., 2012; Huggett et al., 2010; Kitao, 2014; Yu, 2024)。国内研究也结合人口老龄化与中国养老保险制度考察延迟退休(封进, 2017; 宁磊 等, 2016; 汪伟 等, 2021)。与附加退休效用常数的处理不同，本文采用Bonthuis et al. (2026)的中国消费—闲暇参数，使退休收益来自工作时间释放。由于没有使用中国退休转移矩重新估计该参数，模型中的退休比例只用于机制量化。

缴费基数研究直接讨论本文的另一项政策工具。汪伟 等 (2023)从理论和数值模拟角度分析基数上下限对收入不平等与社会福利的影响，宁磊 等 (2024)讨论养老保险缴

费的累退性与待遇收益的累进性。黄永颖等 (2026) 进一步提供微观因果证据：提高基数下限的基金增收同时包含申报标准提高的机械效应和遵从概率下降的行为效应，而且新增负担主要落在低收入职工。该研究解释了法定规则为何不能机械转化为现实基金收入，但没有追踪基数变化对未来待遇、私人储蓄和退休时点的长期影响。本文不重复识别短期行为效应，而是在完全执行法定规则的基准下，量化缴费变化经由待遇历史和一般均衡产生的后续效果。

再分配文献还表明，评价口径会影响结论。公共养老金可以降低财富集中 (De Nardi, 2004)，但寿命与收入的相关性也可能削弱其生命周期累进性 (Goda et al., 2011; Jones et al., 2023; 李实等, 2019)。国内研究分别从缴费负担与基数限额 (纪园园等, 2022; 汪伟等, 2023; 宁磊等, 2024)、待遇差异和基金运行 (李珍等, 2010; 王晓军等, 2009; 彭浩然等, 2008) 讨论收入分配。寺林嘎等 (2026) 进一步指出，社会保障支出的累进性取决于收入排序基准。本文将决策前资源分布称为“收入基尼系数（模型口径）”。该指标包含期初私人资产，只用于同一定义下的稳态比较，也不刻画家庭再排序。养老金替代率与消费等价福利分别用于衡量退休保障和生命周期福利。

现有研究尚未在同一养老金合同中同时处理四个环节：缴费基数受到上下限约束，缴费历史进入双账户待遇，退休时点改变缴费与领取期限，一般均衡价格和财政转移再反馈至家庭决策。本文把这四个环节纳入同一模型，据此比较缴费基数调整与弹性退休的独立效应和组合效应，并检验缴费时点如何改变政策结果。

三、理论模型

本文构建离散时间、有限生命周期的异质性个体世代交叠模型。经济由家庭、代表性企业和政府构成。个体面临生产率风险和死亡风险，在生命周期内选择消费、储蓄与退休时点。劳动供给不可分：尚未退休者工作，退休者退出劳动市场。模型以历史平均缴费基数和个人账户余额概括养老金权益，使缴费基数、双账户待遇与退休选择在有限维状态空间中相互连接。每期开始时，个体先观察资产、生产率和养老金权益；处于退休节点的个体先选择退休或继续工作，随后获得劳动收入或养老金并决定消费和储蓄。因此，当期退休者不再获得工资和新增缴费，并从当期开始领取养老金。

（一）家庭生命周期、收入与偏好

个体在实际年龄21岁进入模型，模型年龄记为 $j = 1$ ；最高年龄为80岁，对应 $J = 60$ 。从模型年龄 j 存活至 $j + 1$ 的条件概率为 ψ_j ，且 $\psi_J = 0$ 。人口以常数 g_n 增长；稳态年龄质量满足 $\mu_{j+1} = \psi_j \mu_j / (1 + g_n)$ ，并归一化为 $\sum_{j=1}^J \mu_j = 1$ 。

工作个体的随机生产率 $z_j \in \mathcal{Z}$ 服从一阶马尔可夫过程，转移概率为 $\Pi(z, z')$ ，新生个体的生产率分布为 $\pi^0(z)$ 。税前劳动收入为 $y_j = w e_j z_j D_j$ ，其中 w 为单位有效劳动

工资, e_j 为确定性年龄效率, $D_j \in \{0, 1\}$ 表示劳动状态。年龄效率取自中国健康与营养调查 (CHNS) 的年龄工资剖面; 为避免退休前工资随年龄机械下降, 可能工作年龄的 e_j 取该剖面截至当期的累计最大值。

令 $\bar{w}$ 为稳态社会平均工资, $b_{j-1} = \bar{B}_{j-1}/\bar{w}$ 和 $i_{j-1} = A_{j-1}^I/\bar{w}$ 分别表示历史平均缴费基数和个人账户余额相对于社会平均工资的比率。未退休个体与退休个体的期初状态分别定义为

$$\begin{aligned} s_j^W &\equiv (a_j, b_{j-1}, i_{j-1}, z_j, m; j), \\ s_j^R &\equiv (a_j, b_R, i_R, m; j). \end{aligned}$$

其中, m 是下一可用退休节点的索引, b_R 和 i_R 是退休时锁定的两项养老金权益。退休状态不再包含随机生产率; 累计有效缴费年限由年龄和缴费日程决定, 故不另设状态变量。

劳动供给不可分, 令 h_W 和 h_R 分别表示工作与退休状态占用的时间份额, 且 $h(D_j) = h_R + (h_W - h_R)D_j$ 。数值分析取 $h_W = 1/3$ 、 $h_R = 0$, 即标准工作日占用一天的三分之一, 退休后这部分时间转化为闲暇。年龄 j 至 $j+1$ 的贴现因子为 $\beta_j = \beta_0 s_\beta^{j-1}$ 。进入模型时的期望生命周期效用为

$$\mathcal{U}_1 = \mathbb{E}_1 \left[\sum_{j=1}^J \left(\prod_{\ell=1}^{j-1} \beta_\ell \psi_\ell \right) u(c_j, h(D_j)) \right]. \quad (1)$$

即时效用函数采用消费—闲暇复合CRRA形式:

$$u(c_j, h_j) = \begin{cases} \frac{[c_j^\theta (1 - h_j)^{1-\theta}]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, & \sigma \neq 1, \\ \theta \ln c_j + (1 - \theta) \ln(1 - h_j), & \sigma = 1, \end{cases} \quad c_j > 0, \quad (2)$$

其中, $\theta \in (0, 1)$ 为消费权重, $\sigma > 0$ 为消费—闲暇复合品的曲率参数。模型不包含遗产效用; 死亡个体留下的私人资产进入偶然遗产池。

(二) 内生退休选择

弹性退休环境的决策节点为

$$\mathcal{J}_R = \{J_{R,1}, J_{R,2}, J_{R,3}\} = \{40, 43, 46\}, \quad (3)$$

分别对应实际年龄60岁、63岁和66岁。三个节点将退休制度概括为基准退休、弹性延迟和最晚退出, 没有进一步区分性别和出生队列。个体到达节点 $J_{R,m}$ 时, 在期初比较立即退休和继续工作。立即退休者当期退出劳动市场, 不再缴费, 开始领取养老金, 并获

得完整的退休闲暇。继续工作者当期获得劳动收入，在缴费期内继续缴费并积累养老金权益，同时占用 $h_W - h_R$ 的时间。退休选择取决于当前和未来的劳动收入、养老金权益与提前获得闲暇之间的比较。若个体在前两个节点继续工作，下一退休状态变为 $m+1$ ；66岁为强制退休节点，退休后不能重新进入劳动市场。固定退休模型只保留 $J_{R,1} = 40$ ，所有个体均在60岁期初退休。

（三）缴费基数、缴费日程与养老金权益

令 $q_j \in [0, 1]$ 为年龄 j 工作时的缴费权重。实际缴费额为

$$T_j^{\text{ss}} = D_j q_j \tau_{\text{ss}} B_j, \quad (4)$$

其中， τ_{ss} 是单位与个人合计名义缴费率。缴费基数受社会平均工资倍数上下限约束：

$$B_j = \begin{cases} \underline{\kappa} \bar{w}, & y_j \leq \underline{\kappa} \bar{w}, \\ y_j, & \underline{\kappa} \bar{w} < y_j < \bar{\kappa} \bar{w}, \\ \bar{\kappa} \bar{w}, & y_j \geq \bar{\kappa} \bar{w}, \end{cases} \quad (5)$$

对于实际缴费者，单位劳动收入承担的有效缴费率为

$$\tau_j^{\text{eff}} = \frac{T_j^{\text{ss}}}{q_j y_j} = \tau_{\text{ss}} \frac{B_j}{y_j}, \quad D_j = 1, q_j > 0. \quad (6)$$

因此，收入低于下限时，有效缴费率高于名义缴费率；收入超过上限时则低于名义缴费率。本文假定单位缴费最终完全归宿于劳动者，式(4)中的单位与个人合计缴费额全部从家庭当期资源中扣除。模型不包含企业利润承担、工资议价或连续劳动强度调整，缴费基数政策因而通过家庭预算、储蓄和退休边际传导。令 $\tilde{B}_j = B_j/\bar{w}$ ，截至年龄 j 期初的有效缴费年限为 $N_{j-1} = \sum_{h=1}^{j-1} q_h$ 。

模型考虑两种确定性缴费时点安排。第一种是退休前集中缴费。令 j_0 为缴费起始年龄， J_{contrib} 为60岁退休时的目标有效缴费年限，首期权重为 $\omega = J_{\text{contrib}} - (J_{R,1} - j_0 - 1)$ ，其中 $0 < \omega \leq 1$ 。相应的缴费权重为

$$q_j^{\text{late}} = \begin{cases} 0, & j < j_0, \\ \omega, & j = j_0, \\ 1, & j > j_0, \end{cases} \quad \text{只在 } D_j = 1 \text{ 时实际缴费.} \quad (7)$$

基准参数 $j_0 = 16$ 、 $J_{\text{contrib}} = 24$ 给出 $\omega = 1$ ，即实际年龄36至59岁缴费。弹性退休模

型中，若个体在60岁或63岁选择继续工作，退休前集中缴费也随工作继续，因此60岁、63岁和66岁退休分别对应24、27和30个缴费年度。

第二种是青年期固定窗口缴费。令 $F = \lfloor J_{\text{contrib}} \rfloor$ 、 $\varphi = J_{\text{contrib}} - F$ ，则

$$q_j^{\text{early}} = \begin{cases} 1, & 0 \leq j - j_0 < F, \\ \varphi, & j - j_0 = F, \\ 0, & \text{其他}. \end{cases} \quad (8)$$

拓展分析取 $j_0 = 1$ 、 $J_{\text{contrib}} = 24$ ，故个体在21至44岁缴费，45岁以后即使继续工作也不再新增缴费，但已有个人账户余额仍继续计息。两种缴费安排均不包含随机断缴或永久缴费类型。

工作且 $q_j > 0$ 时，平均缴费基数比更新为

$$b_j = \frac{N_{j-1}b_{j-1} + q_j\tilde{B}_j}{N_{j-1} + q_j}; \quad (9)$$

若 $q_j = 0$ ，则 $b_j = b_{j-1}$ 。只要个体继续工作，个人账户比都按照

$$i_j = (1 + r_{\text{pen}})i_{j-1} + q_j\tau_I\tilde{B}_j \quad (10)$$

递推。这里 τ_I 为计入个人账户的比例， r_{pen} 为记账利率。个人账户是养老金权益状态，不是可交易私人资产。若个体在节点期初退休， $b_R = b_{j-1}$ 、 $i_R = i_{j-1}$ ，当期不再执行式(9)和式(10)。

(四) 家庭预算、养老金待遇与退休决策

资本所得税通过税后利率 $\tilde{r} = r(1 - \tau_b)$ 进入家庭预算，劳动所得税函数 $T_y(\cdot)$ 见第四部分。计税收入为 $x_j^{\text{tax}} = \max\{y_j - T_j^{\text{ss}}, 0\}$ 。令 Tr 为财政转移，beq 为人均偶然遗产。工作分支的当期可支配资源和预算约束为

$$\begin{aligned} x_j^W &= (1 + \tilde{r})a_j + y_j - T_j^{\text{ss}} - T_y(x_j^{\text{tax}}) + \text{Tr} + \text{beq}, \\ (1 + \tau_c)c_j + a_{j+1} &= x_j^W, \quad a_{j+1} \in \mathcal{A}. \end{aligned} \quad (11)$$

工作价值函数为

$$V_j^W(s_j^W; m') = \max_{a_{j+1} \in \mathcal{A}} \left\{ u(c_j, h_W) + \beta_j \psi_j \sum_{z'} \Pi(z_j, z') V_{j+1}(a_{j+1}, b_j, i_j, z', m'; j+1) \right\}, \quad (12)$$

其中，非退休节点的 $m' = m$ ；在节点 $J_{R,m}$ 选择继续工作时， $m' = m + 1$ 。

选择第 m 个节点退休时，总有效缴费年限为 $N_R(m) = \sum_{h=1}^{J_{R,m}-1} q_h$ 。养老金由统筹待遇和个人账户待遇构成。用比率状态表示的年度养老金为

$$\begin{aligned} \text{pen}(m; b_R, i_R) &= \text{pen}^{\text{pool}} + \text{pen}^{\text{indi}}, \\ \text{pen}^{\text{pool}} &= \frac{1}{2} \bar{w} (1 + b_R) N_R(m) \times 0.01, \\ \text{pen}^{\text{indi}} &= \bar{w} \frac{i_R}{\zeta_m}, \quad (\zeta_1, \zeta_2, \zeta_3) = (12, 10, 8). \end{aligned} \quad (13)$$

其中，(12, 10, 8) 是把不同领取年龄对应的月计发月数换算为年度除数后的整数近似。¹这一处理用于保留晚退休时个人账户待遇较高的制度梯度，而非逐年龄复刻全部计发月数。退休后，养老金不再随生产率变化， b_R 和 i_R 也保持不变。退休分支的当期可支配资源和预算约束为

$$\begin{aligned} x_j^R &= (1 + \tilde{r})a_j + \text{pen}(m; b_R, i_R) + \text{Tr} + \text{beq}, \\ (1 + \tau_c)c_j + a_{j+1} &= x_j^R. \end{aligned} \quad (14)$$

退休价值函数为

$$V_j^R(s_j^R) = \max_{a_{j+1} \in \mathcal{A}} \{u(c_j, h_R) + \beta_j \psi_j V_{j+1}^R(a_{j+1}, b_R, i_R, m; j+1)\}. \quad (15)$$

私人资产满足非负约束。最高年龄的续期价值为零，因而最优政策在离散网格上选择零期末资产。

在前两个退休节点，家庭的决策规则为

$$V_j(s_j^W) = \max \{V_j^R(a_j, b_{j-1}, i_{j-1}, m; j), V_j^W(s_j^W; m+1)\}; \quad (16)$$

在最后一个节点只允许退休；若立即退休与继续工作的价值相等，假定个体选择退休。

本文以新退休群体的养老金总额与其退休前一期工资总额之比衡量平均养老金替代率。令 $\mathcal{N}_m$ 为在节点 m 新退休的个体集合， y_{j-1} 为其退休前一期劳动收入，则

$$\bar{\lambda} = \frac{\sum_m \int_{\mathcal{N}_m} \text{pen}(m; b_R, i_R) d\Phi}{\sum_m \int_{\mathcal{N}_m} y_{j-1} d\Phi}. \quad (17)$$

¹根据《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》（国发〔2005〕38号）所附个人账户养老金计发月数表，60岁、63岁和66岁退休分别对应139个月、117个月和93个月，折合约11.58年、9.75年和7.75年；本文分别近似为12年、10年和8年。

这一指标不是个体替代率的算术平均。作为补充，本文还计算

$$\bar{\lambda}^{\text{ind}} = \frac{1}{\Phi(\mathcal{N})} \int_{\mathcal{N}} \frac{\text{pen}}{y_{j-1}} d\Phi,$$

以检验结论是否受加总方式影响。

（五）企业与政府

代表性企业使用期初私人资本 $K_{\text{cur}} = \int a_j d\Phi(s)$ 和有效劳动 $L = \int D_j e_j z_j d\Phi(s)$ 生产最终品：

$$Y = K_{\text{cur}}^{\alpha} (AL)^{1-\alpha}. \quad (18)$$

竞争性均衡下，资本回报率和工资满足

$$r = \alpha K_{\text{cur}}^{\alpha-1} (AL)^{1-\alpha} - \delta_k, \quad (19)$$

$$w = (1 - \alpha) K_{\text{cur}}^{\alpha} A^{1-\alpha} L^{-\alpha}. \quad (20)$$

存活者的期末储蓄形成下一期人均资本：

$$K_{\text{next}} = \frac{1}{1 + g_n} \int \psi_j a_{j+1}(s) d\Phi(s).$$

稳态中 $K_{\text{cur}} = K_{\text{next}}$ 。本文在数值上区分当期生产资本和期末储蓄，是为了明确产出核算与资本市场出清的时点。

社会平均工资是工作人口劳动收入的条件均值：

$$\bar{w}' = \frac{\int D_j y_j(s) d\Phi(s)}{\int D_j d\Phi(s)}. \quad (21)$$

一般税收、养老保险收入和养老金支出分别为

$$\begin{aligned} \mathcal{T} &= \tau_c C + \tau_b r K_{\text{cur}} + \int D_j T_y(x_j^{\text{tax}}) d\Phi, \\ \mathcal{C}^{\text{ss}} &= \int T_j^{\text{ss}} d\Phi, \quad \mathcal{P} = \int (1 - D_j) \text{pen}_j d\Phi, \end{aligned} \quad (22)$$

$$\text{Tr}' = \mathcal{T} + \mathcal{C}^{\text{ss}} - \mathcal{P}.$$

模型不设置政府消费，财政净收入以统一转移支付的形式按人口平均返还。因此，养老

保险赤字通过降低统一财政转移在当期由一般财政弥补。养老金收支余额定义为

$$\text{Bal}^{\text{ss}} = \frac{C^{\text{ss}} - \mathcal{P}}{Y}; \quad (23)$$

负值表示缴费收入不足以覆盖养老金支出。由于本文各基准情形的余额均为负，政策表另报告赤字规模变化

$$\Delta^{\text{def}} = \frac{|\text{Bal}_1^{\text{ss}}| - |\text{Bal}_0^{\text{ss}}|}{|\text{Bal}_0^{\text{ss}}|} \times 100\%, \quad (24)$$

其中正值表示赤字扩大，负值表示赤字缩小。区分余额水平和赤字规模变化，可以避免对负余额直接计算增长率所造成的符号误读。

偶然遗产池由当期死亡者的政策资产构成：

$$\text{beq}' = \int (1 - \psi_j) a_{j+1}(s) d\Phi(s). \quad (25)$$

式(25)不除以 $1 + g_n$ ，因为当期人口分布已经按总人口归一化；存活者资产转化为下一期资本时则按人口增长进行调整。

（六）均衡定义

令个体状态空间为 $\mathcal{S} = \mathcal{S}^W \cup \mathcal{S}^R$ ，经济中的个体分布为 $\Phi(s)$ 。给定税收制度、养老保险参数和缴费日程，稳态竞争均衡包括以下对象：家庭价值函数 $\{V_j, V_j^W, V_j^R\}$ 、消费与储蓄政策函数和退休决策规则，企业生产计划 $\{Y, K_{\text{cur}}, K_{\text{next}}, L\}$ ，价格 $\{r, w\}$ ，合计无条件转移 $T \equiv \text{Tr} + \text{beq}$ ，社会平均工资 $\bar{w}$ ，以及稳定分布 $\Phi(s)$ 。

上述对象满足五项条件：（1）家庭在预算约束、养老保险规则和退休机会集合下实现生命周期效用最大化；（2）代表性企业实现利润最大化，工资和资本回报满足一阶条件；（3）资本市场、劳动市场和最终品市场出清；（4）政府预算、养老保险收支和偶然遗产转移满足相应约束；（5）个体分布在家庭政策函数、退休决策、存活概率和生产率转移矩阵作用下保持不变，即

$$\Phi = \mathcal{T}_{\Phi}(\Phi; a', d_R, \Pi, \{\psi_j\}, g_n), \quad (26)$$

其中， d_R 表示退休决策规则， $\mathcal{T}_{\Phi}$ 为包含年龄递进、人口更新和全部内生状态转移的分布算子。

最终品市场的出清条件写为

$$\mathcal{R}_Y = Y - C - [(1 + g_n)K_{\text{next}} - (1 - \delta_k)K_{\text{cur}}]$$

并要求 $\mathcal{R}_Y = 0$ 。企业一阶条件使市场工资 w 可由利率 r 推回，而家庭预算约束只取决

于财政转移与偶然遗产之和 T 。相应的稳态固定点条件为

$$(r, T, \bar{w}) = (r', T', \bar{w}').$$

（七）分配与福利指标

本文将式(11)和式(14)所定义的决策前资源分布称为“收入基尼系数（模型口径）”。该口径包含期初私人资产 $(1 + \tilde{r})a_j$ ，只适合在定义完全相同的稳态之间比较，不能解释为统计意义上的居民可支配收入基尼系数。下文简称“收入基尼系数”时，均指这一模型口径。

福利比较采用新生个体的消费等价福利。令 W_0 和 W_1 分别为基准与反事实下、对初始生产率加权后的新生个体期望生命周期福利，则

$$\text{CEV} = \exp \left\{ \frac{W_1 - W_0}{\theta \sum_{j=1}^J \prod_{\ell=1}^{j-1} \beta_{\ell} \psi_{\ell}} \right\} - 1. \quad (27)$$

正值表示反事实政策提高了新生个体的期望生命周期福利。该指标是对初始异质性加权后的总体福利，不等同于任一收入组的福利变化。

四、参数校准

（一）参数设定与收入过程估计

表1列出模型的外生及辅助参数。人口增长率为0.004，生产函数资本份额和折旧率分别为0.5和0.1。理论模型保留 $(\sigma, \theta, h_W, h_R)$ 的一般形式；数值校准参考Bonthuis et al. (2026)针对中国构建的世代交叠模型，将闲暇相对权重设为2.4。与式(2)对应，本文取 $\sigma = 1$ 、 $\theta = 1/3.4$ 、 $h_W = 1/3$ 、 $h_R = 0$ 。

本文将养老保险合计名义缴费率设定为28%，其中8%记入个人账户。该取值是全文校准和政策实验保持不变的模型设定。个人账户记账利率为2.62%，缴费基数基准下限和上限分别为社会平均工资的60%和300%。

个体劳动收入由确定性年龄效率和随机生产率冲击共同决定。本文基于中国健康与营养调查（CHNS）估计生命周期收入过程(Popkin et al., 2010)。首先估计

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{age}_{it} + \beta_2 \text{age}_{it}^2 + \gamma' X_{it} + u_{it},$$

其中， X_{it} 为个体特征控制变量，年龄项给出确定性年龄效率剖面。残差进一步分解为

表 1 外生及辅助参数设定

参数	取值	含义	设定依据
J	60	生命周期期数	实际年龄21–80岁
g_n	0.004	人口增长率	国家统计局 局2010–2021年人 口数据均值
$\{\psi_j\}$	年龄相关	条件存活概率	第六次全国人口普 查
ρ	0.692	劳动生产率冲击持久性	CHNS估计
σ_ν	0.284	劳动生产率创新标准差	CHNS估计
e_j	年龄相关	确定性年龄效率	CHNS估计
σ	1	复合效用曲率	Bonthuis et al. (2026)
θ	1/3.4	消费权重	Bonthuis et al. (2026)
(h_W, h_R)	(1/3, 0)	工作与退休工时份额	8小时工作日；离 散劳动
β_0	0.985	初始贴现因子	外生固定
α	0.5	资本份额	Bai et al. (2006)
δ_k	0.1	资本折旧率	Bai et al. (2006)
A	1.0	技术水平	标准化
τ_c	0.096	消费税率	政府收入占比
τ_b	0.280	资本所得税率	文献校准
(τ_0, τ_1, τ_2)	(0.316, 2.263, 0.105)	劳动所得税参数	所得税函数
τ_{ss}	0.28	合计养老保险缴费率	本文设定
τ_I	0.08	个人账户记入比例	国务院2005年制度 规定
r_{pen}	0.0262	个人账户记账利率	历史均值
$(\underline{k}, \bar{k})$	(0.6, 3.0)	基数下限与上限	制度参数
$(\zeta_1, \zeta_2, \zeta_3)$	(12, 10, 8)	个人账户年度计发除数	月计发月数的年化 整数近似

持续性冲击与暂时性冲击：

$$u_{it} = \xi_{it} + v_{it}, \quad \xi_{it} = \rho \xi_{i,t-1} + \nu_{it}.$$

估计得到 $\rho = 0.692$ 、 $\sigma_\nu = 0.284$ 。数值求解使用Tauchen (1986)的方法将持续性冲击离散为7个状态。离散后的生产率节点为

$$\mathcal{Z} = \{0.3072, 0.4553, 0.6748, 1.0000, 1.4820, 2.1964, 3.2551\},$$

新生概率为

$$\pi^0 = \{0.0078, 0.0662, 0.2409, 0.3702, 0.2409, 0.0662, 0.0078\}.$$

转移矩阵 Π 由上述 AR(1) 过程和离散化方法共同确定。生产参数取 $\alpha = 0.5$ 、 $\delta_k = 0.1$ 、 $A = 1$ 。税收参数依据中国实际税制和文献常用设定校准。个人所得税函数采用Heathcote et al. (2017)的平滑累进形式：

$$T_y(x) = \begin{cases} \tau_0 \left[x - (x^{-\tau_1} + \tau_2)^{-1/\tau_1} \right], & x > 0, \\ 0, & x = 0. \end{cases} \quad (28)$$

其中， τ_0 、 τ_1 和 τ_2 分别刻画总体税负水平、累进程度和常数项。本文取 $(\tau_0, \tau_1, \tau_2) = (0.316, 2.263, 0.105)$ ，消费税率和资本所得税率分别为0.096和0.280。

表2给出动态规划的离散状态。私人资产节点按二次函数集中在零附近：

$$a_\ell = 25 \left(\frac{\ell - 1}{99} \right)^2, \quad \ell = 1, \dots, 100,$$

并附加 $a_{101} = 700$ ，以保留高财富新生的上尾状态。平均缴费基数比使用 $[0, 4.5]$ 上60个等距节点；个人账户比使用 $i_\ell = 20[(\ell - 1)/59]^{1.5}$ ($\ell = 1, \dots, 60$) 的60个节点。状态转移时，对平均缴费基数比和个人账户比采用双线性插值，下一期私人资产则在101个离散节点上选择。上述离散方案用于降低养老金权益状态插值和离散资产选择对政策量级与退休边界的影响。

(二) 内生校准与模型拟合

固定60岁退休、退休前集中缴费的情形构成校准基准。按照前文偏好设定，本文校准两个核心参数：贴现因子年龄斜率 s_β 匹配资本产出比，有效缴费年限 J_{contrib} 匹配新退休群体平均替代率。替代率目标0.458处于《中国社会保障发展指数报告2016-2018》

表 2 状态空间与离散网格

状态或动作	节点数	范围或取值	数值处理
私人资产 a	101	100个节点位于[0, 25], 另有700	离散选择
平均缴费基数比 b	60	[0, 4.5]	线性网格、插值
个人账户比 i	60	[0, 20]	幂函数网格、插值
生产率 z	7	[0.3072, 3.2551]	马尔可夫转移
劳动状态 D	2	退休0、工作1	不可分劳动
退休节点 m	最多3	60、63、66岁	节点期选择

公布的2015—2017年基本养老金替代率45.54%—46.41%区间。

国家统计局公布的2019年全国居民人均可支配收入基尼系数为0.465；由于模型指标包含期初私人资产，与统计口径并不相同，表4仅将其列为非目标矩。表3报告两个核心内生校准参数。

表 3 核心内生校准参数与目标矩

参数	取值	经济含义	目标矩
s_β	0.9991237	年龄贴现斜率	$K_{\text{cur}}/Y = 3.000$
J_{contrib}	24	60岁时有效缴费年限	$\bar{\lambda} = 0.458$

表4报告校准后的基准结果。资本产出比和新退休群体平均替代率分别为2.99979和0.45839。非目标矩中，收入基尼系数（模型口径）为0.46539，平均实际缴费率为0.28938。人力资源和社会保障部《2025年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》报告，2025年末城镇职工基本养老保险参保职工39457万人、参保离退休人员15215万人，二者之比为0.38561；模型生成的“参保离退休人员/参保职工”为0.38342。

表 4 校准结果与非目标矩

变量	模型值	目标或参照值
目标矩		
资本产出比 K_{cur}/Y	2.99979	3.0000
新退休群体平均替代率	0.45839	0.4580
非目标矩		
收入基尼系数（模型口径）	0.46539	0.4650
参保离退休人员/参保职工	0.38342	0.38561
平均实际缴费率	0.28938	0.2800

（三）数值求解

每组稳态先向后求解家庭问题，再向前推进稳定分布，并在 $(r, T, \bar{w})$ 上实施阻尼固

定点迭代，阻尼系数为0.25。市场工资 w 由利率和企业一阶条件确定；财政转移与偶然遗产以合计无条件转移 $T = Tr + beq$ 进入家庭预算。相邻参数实验以上一组稳态为初值，以提高计算效率，但不改变均衡定义。

在上述政策网格之外，本文另求解闲暇相对权重为2.0和1.6、缴费下限分别为0.6和0.4的四组偏好敏感性稳态。四组实验保持其余校准参数、状态格点和均衡闭合方式不变，用于考察退休份额对闲暇权重的敏感性。替代偏好规格没有重新校准其他参数，不作为新的基准经济。

五、基准模型下的政策实验：缴费基数调整

本节以固定60岁退休、缴费基数下限和上限分别为社会平均工资60%和300%的稳态为参照，考察法定限额完全执行时的长期一般均衡效应。养老金收支余额为缴费收入减去待遇支出并除以产出，负值表示赤字；式(24)定义的赤字规模变化为正时表示赤字扩大。收入基尼系数沿用第三部分定义的模型口径，包含期初私人资产；福利统一报告式(27)的消费等价变动。

（一）缴费基数上下限的非对称效应

表5显示，缴费基数下限的影响具有明显的非对称性。下限由0.6降至0.4时，平均实际缴费率下降2.99%，产出、资本和消费分别小幅提高0.03%、0.05%和0.02%，消费等价福利提高0.09%；与此同时，养老金替代率下降0.89%，赤字规模扩大5.09%。下限提高至0.8时，实际缴费率和替代率分别提高9.25%和3.79%，赤字规模缩小20.77%，但产出、资本和消费分别下降0.03%、0.06%和0.03%，消费等价福利下降0.32%。下限调整对宏观总量的影响较小，主要改变缴费负担、待遇和基金收支之间的权衡。

相较之下，上限变化的总量作用同样较小。将上限由3降至2，产出和消费仅提高0.06%和0.02%，但替代率下降0.97%、赤字规模扩大5.37%；上限提高至4时，多数指标的变化接近零。在当前收入状态分布下，上限调整覆盖的人群较少，主要改变分布上端的缴费与待遇，并非驱动宏观总量的主要边际。

表 5 固定退休下缴费基数调整的稳态结果

	基准	$\kappa = 0.4$	$\kappa = 0.8$	$\bar{\kappa} = 2$	$\bar{\kappa} = 4$
利率	6.701%	6.698%	6.706%	6.692%	6.702%
收入基尼系数（模型口径）	0.4654	0.4642	0.4695	0.4659	0.4654
转移支付	0.4495	0.4492	0.4507	0.4499	0.4495
工资	2.0068	2.0076	2.0070	2.0078	2.0070
产出	2.9083	2.9090	2.9074	2.9099	2.9081
产出变化	—	0.03%	-0.03%	0.06%	-0.01%
资本	8.7242	8.7288	8.7190	8.7341	8.7232
资本变化	—	0.05%	-0.06%	0.11%	-0.01%
消费	2.0372	2.0376	2.0365	2.0377	2.0371
消费变化	—	0.02%	-0.03%	0.02%	0.00%
税收收入	0.4233	0.4235	0.4229	0.4243	0.4233
养老金收支余额	-0.00445	-0.00467	-0.00352	-0.00469	-0.00444
赤字规模变化	—	5.09%	-20.77%	5.37%	-0.21%
养老金替代率	0.4584	0.4543	0.4757	0.4539	0.4587
替代率变化	—	-0.89%	3.79%	-0.97%	0.06%
实际缴费率	0.2894	0.2807	0.3162	0.2879	0.2895
实际缴费率变化	—	-2.99%	9.25%	-0.51%	0.02%
消费等价福利	0.000%	0.088%	-0.323%	0.077%	-0.006%

注：“变化”和消费等价福利均相对于固定60岁退休、下限0.6、上限3的基准。

（二）待遇回报、收入分布与基金收支机制

缴费下限产生上述权衡，首先源于双账户待遇公式的相对回报结构。图1在给定历史平均缴费基数下，按模型待遇公式、存活概率和贴现权重计算待遇缴费比。平均缴费基数越低，待遇缴费比越高；延后退休进一步延长缴费期并缩短领取期。该图用于说明制度公式中的相对待遇回报，完整生命周期的净再分配还取决于家庭状态和行为调整。

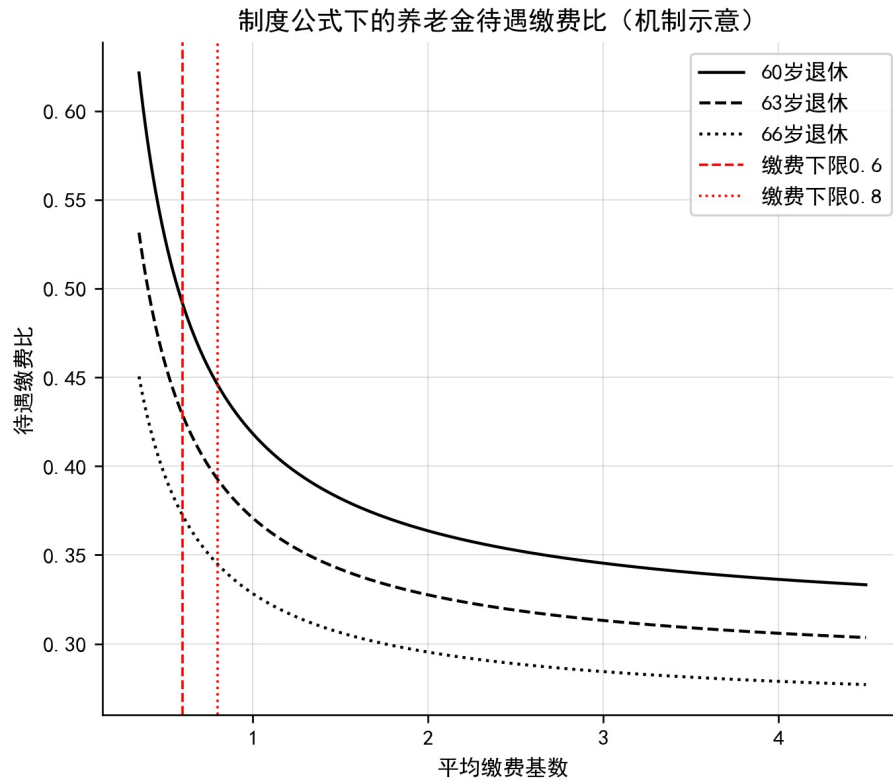


图 1 制度公式下的养老金待遇缴费比（机制示意）

图2和图3显示，提高下限至0.8时，收入洛伦兹曲线向外移动，收入基尼系数（模型口径）由0.4654升至0.4695；降低下限至0.4则使其小幅降至0.4642。该指标包含期初私人资产，只适合同一定义下的稳态比较。提高下限使其上升，说明低收入阶段更强的缴费约束没有改善模型中的决策前资源分布。由于该指标不追踪转移前后的家庭排序，这一结果不涉及寺林嘎等 (2026)考察的家庭再排序效应。

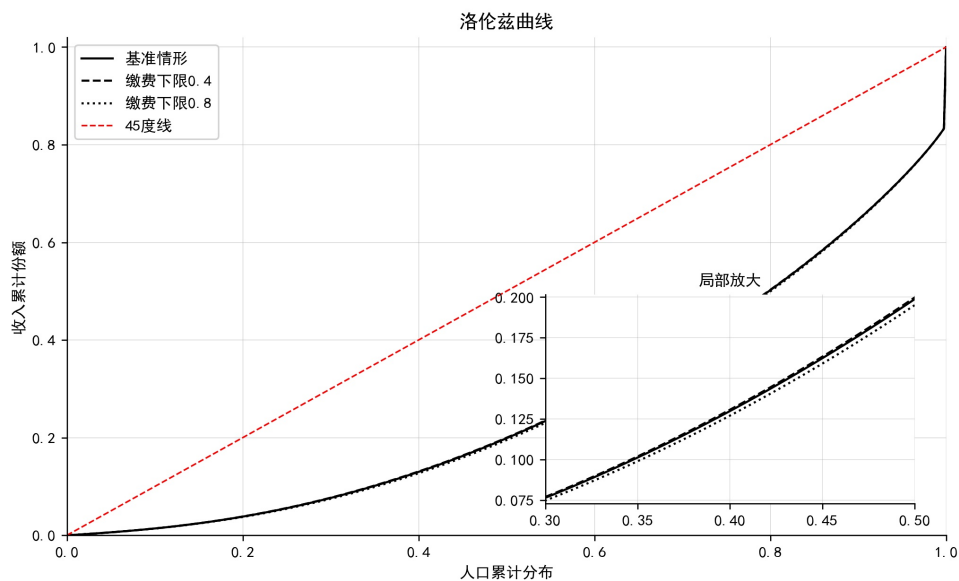


图2 不同缴费基数下限下的收入洛伦兹曲线（模型口径）

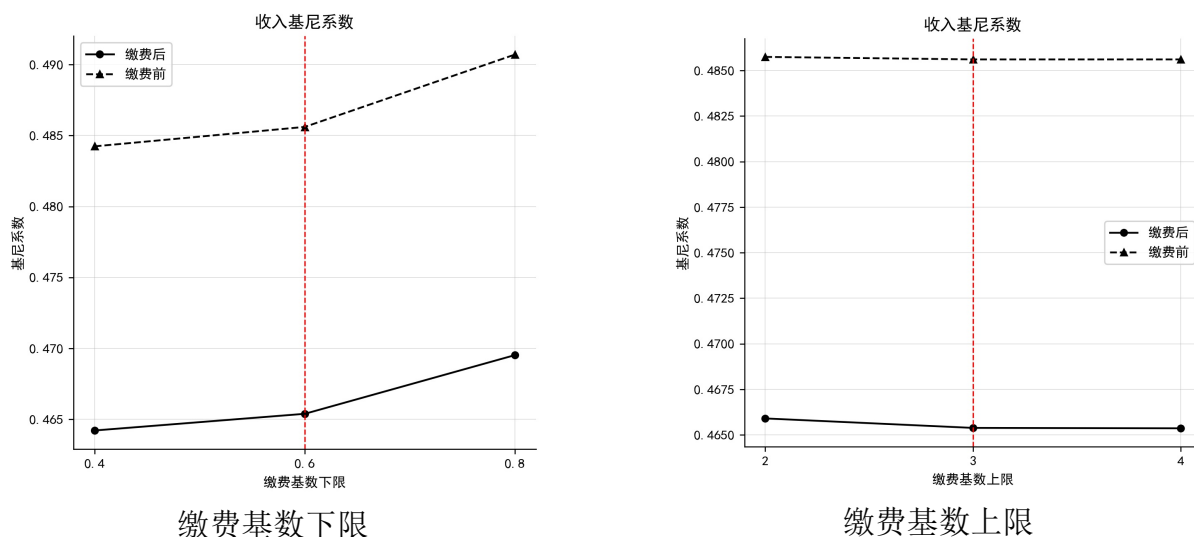


图3 缴费基数调整与收入基尼系数（模型口径）

养老金余额取决于缴费收入与待遇支出的共同变化。图4表明，提高下限使负余额接近零，降低下限使其远离零；将上限降至2也会扩大赤字，说明高收入状态的当期缴费减少超过未来待遇支出的下降。这里模拟的是法定规则完全执行时的制度传导。黄永颖等(2026)发现企业还会调整申报基数和遵从行为，现实中的短期增收弹性可能因此更低。

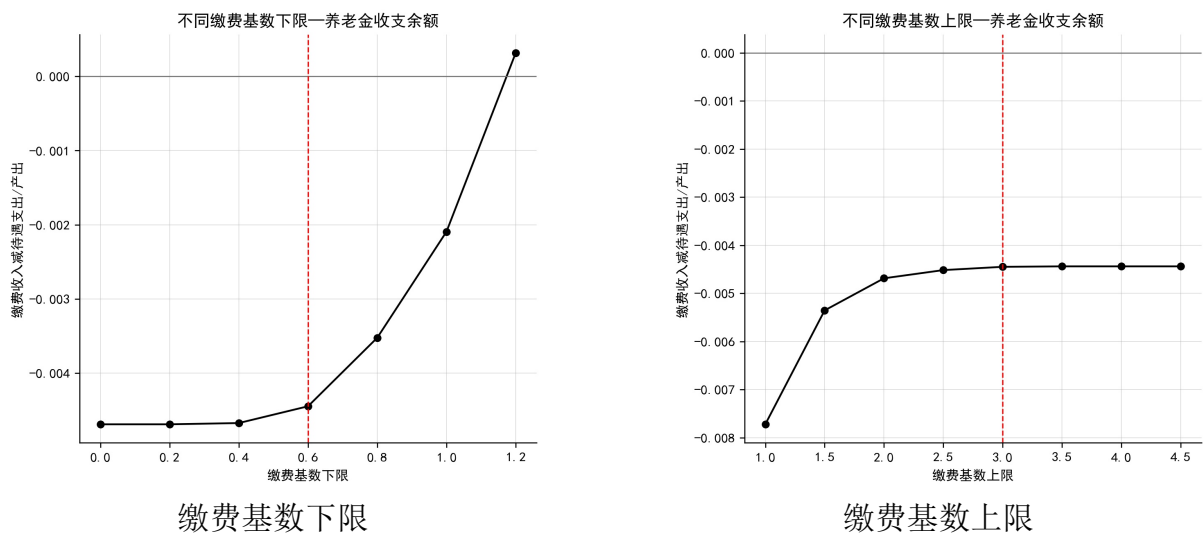


图 4 缴费基数调整与养老金收支余额

最后，图5给出缴费端的直接机制。收入低于下限的个体按最低基数缴费，其实际缴费率高于名义费率；降低下限直接减轻这部分个体的当期负担，提高下限则强化累退性。表5显示，这种缴费减负同时伴随替代率下降和赤字扩大。

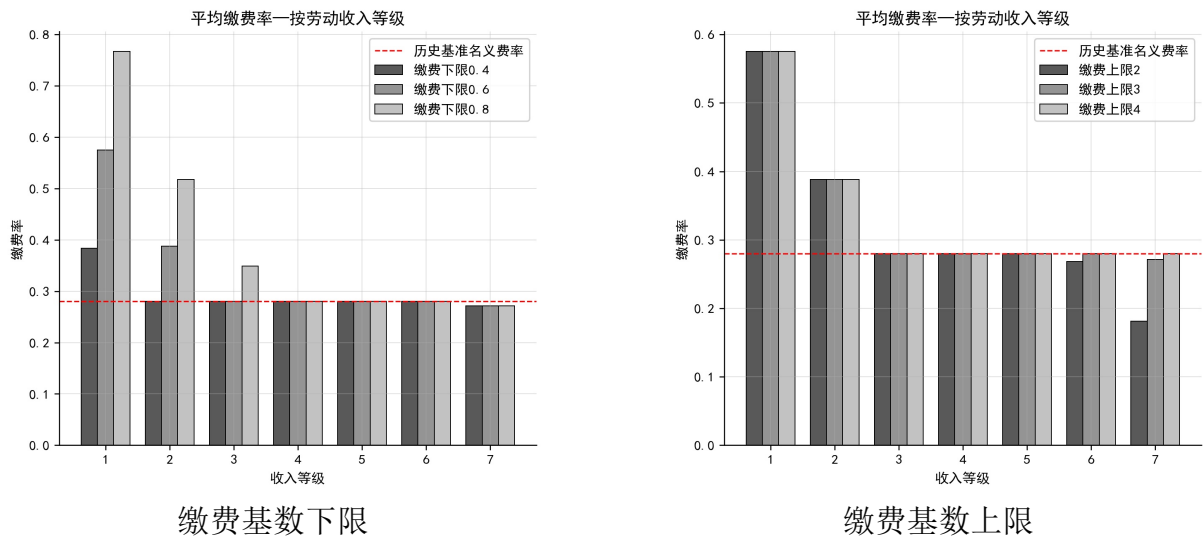


图 5 实际缴费率的累退性

六、弹性退休及其与缴费基数调整的组合效果

本节把60岁、63岁和66岁设为三个离散退休节点。表6在每一组缴费基数参数下，将弹性退休与相同参数的固定退休稳态比较，以识别退休选择的模型内效应；表7则统一以固定60岁退休、下限0.6和上限3为参照，比较两项政策的独立效应和组合效应。

（一）弹性退休的独立效应

在基准限额下，弹性退休使产出和消费分别提高0.17%和0.27%，资本变化接近零，养老金赤字规模缩小4.65%，养老金替代率提高1.14%，消费等价福利提高0.08%。97.17%的个体仍在60岁退休，2.69%在63岁退休，66岁退休者仅占0.14%。宏观结果主要来自少数边际状态延长劳动和缴费期，并推迟领取待遇。

表6还显示，上述方向在不同基数参数下基本不变：产出和消费提高、赤字缩小、替代率上升，实际缴费率本身几乎不变。这些福利和退休比例依赖外部设定的偏好参数。由于本文没有使用中国分年龄退休率重新估计该参数，相关数值不宜解释为点预测。

表 6 弹性退休相对同参数固定退休的效应

	$\kappa = 0.4$	$\kappa = 0.6$	$\kappa = 0.8$	$\bar{\kappa} = 2$	$\bar{\kappa} = 4$
产出	0.262%	0.172%	0.244%	0.261%	0.344%
资本	0.161%	-0.011%	0.166%	0.155%	0.337%
消费	0.300%	0.268%	0.273%	0.293%	0.314%
赤字规模变化	-4.644%	-4.649%	-5.633%	-4.535%	-4.724%
养老金替代率	1.159%	1.143%	1.040%	1.184%	1.134%
实际缴费率	0.001%	0.008%	0.024%	0.002%	0.009%
收入基尼系数（模型口径）	0.065%	0.122%	-0.012%	0.056%	-0.026%
消费等价福利	0.081%	0.085%	0.079%	0.071%	0.072%
60岁退休	97.098%	97.170%	97.467%	97.079%	97.201%
63岁退休	2.742%	2.686%	2.423%	2.770%	2.658%
66岁退休	0.160%	0.144%	0.109%	0.151%	0.142%

（二）组合效应与政策贡献分解

表7把三种反事实放在同一基准下。单独降低下限使缴费率下降2.99%，同时使替代率下降0.89%、赤字规模扩大5.09%；单独引入弹性退休几乎不改变实际缴费率，却使替代率提高1.14%、赤字规模缩小4.65%。

两项政策同时实施后，缴费减负得以保留，产出、资本和消费分别提高0.29%、0.21%和0.32%，消费等价福利提高0.17%。替代率由单独降低下限时的下降转为提高0.26%。弹性退休抵消了降低下限造成的大部分基金压力，但赤字规模仍小幅扩大0.21%。收入基尼系数（模型口径）下降0.19%。

表 7 缴费基数下限调整与弹性退休的独立效应和组合效应

	下限降至0.4 固定退休	下限保持0.6 弹性退休	下限降至0.4 弹性退休
实际缴费率	-2.987%	0.008%	-2.986%
养老金替代率	-0.891%	1.143%	0.257%
养老金赤字规模变化	5.088%	-4.649%	0.208%
产出	0.026%	0.172%	0.288%
资本	0.052%	-0.011%	0.213%
消费	0.019%	0.268%	0.319%
收入基尼系数（模型口径）	-0.253%	0.122%	-0.188%
消费等价福利	0.088%	0.085%	0.169%

注：各列均相对于固定60岁退休、下限0.6、上限3的统一基准。

组合政策的结果包含两项政策之间的交互。为给出与政策加入顺序无关的贡献口径，本文采用二因素Shapley分解。记 Δ_m^{floor} 、 Δ_m^{ret} 和 Δ_m^{mix} 分别为降低下限、弹性退休和组合政策相对基准的变化，则

$$\begin{aligned}\phi_m^{\text{floor}} &= \frac{1}{2} [\Delta_m^{\text{floor}} + (\Delta_m^{\text{mix}} - \Delta_m^{\text{ret}})], \\ \phi_m^{\text{ret}} &= \frac{1}{2} [\Delta_m^{\text{ret}} + (\Delta_m^{\text{mix}} - \Delta_m^{\text{floor}})],\end{aligned}\quad (29)$$

且 $\phi_m^{\text{floor}} + \phi_m^{\text{ret}} = \Delta_m^{\text{mix}}$ 。该方法等价于在两种政策加入顺序之间平均边际贡献，并把交互项各分一半。

表 8 组合政策总效应的Shapley贡献分解

指标	组合总效应	降低下限贡献 (占比)	弹性退休贡献 (占比)
实际缴费率	-2.986%	-2.990% (100.2%)	0.005% (-0.2%)
养老金替代率	0.257%	-0.889%	1.146%
养老金赤字规模变化	0.208%	4.972%	-4.764%
产出	0.288%	0.071% (24.7%)	0.217% (75.3%)
资本	0.213%	0.138% (64.9%)	0.075% (35.1%)
消费	0.319%	0.034% (10.8%)	0.284% (89.2%)
收入基尼系数（模型口径）	-0.188%	-0.281% (149.4%)	0.093% (-49.4%)
消费等价福利	0.169%	0.086% (51.0%)	0.083% (49.0%)

注：消费等价福利为百分点，其余为相对统一基准的百分比变化；括号内为Shapley贡献占组合总效应的比重。养老金替代率和赤字规模因组合总效应接近零，不报告占比；负值或超过100%表示两项政策效应相互抵消。

表8显示，实际缴费率下降几乎全部来自降低下限。产出和消费的组合增量中，弹性退休的贡献占比分别为75.3%和89.2%；资本增量中降低下限贡献64.9%。消费等价福利的0.169个百分点增量由降低下限和弹性退休分别贡献0.086和0.083个百分点，近似各

占一半。养老金端的两项贡献方向相反，反映了缴费减负成本与延迟退休缓冲的抵消。

（三）延迟退休者的状态特征

表9分别报告60岁、63岁和66岁三组新退休者。63岁和66岁组的历史平均缴费基数比分别为0.9971和0.9982，均低于60岁组的1.0545，两组之间的差异则很小。平均生产率由60岁组的1.0606依次升至1.3171和1.4504，高生产率状态占比也由29.46%依次升至52.07%和59.92%。模型中的延迟退休者具有更高的当前生产率，其历史平均缴费基数低于60岁退休组，但没有在63岁至66岁之间继续下降。上述数值是退休选择形成的条件均值，用于解释模型机制。

表 9 不同退休选择群体的缴费历史与生产率特征

指标	60岁退休	63岁退休	66岁退休
退休比例	97.1688%	2.6869%	0.1443%
历史平均缴费基数比	1.0545	0.9971	0.9982
历史平均缴费基数比低于0.6的比例	0.0094%	0.0191%	0.0178%
平均生产率冲击	1.0606	1.3171	1.4504
高生产率冲击占比 ($z > 1$)	29.4559%	52.0669%	59.9193%

图6给出更细的分布证据。相对60岁退休者，63岁和66岁退休者的历史平均缴费基数分布整体偏向低值，生产率分布则随退休年龄向高值移动。66岁退休者仅占0.14%，其平均缴费基数与63岁组也十分接近。退休选择较为稳定地呈现两个特征：两个延迟退休组的历史平均缴费基数均低于60岁组，当前生产率则随退休年龄提高。

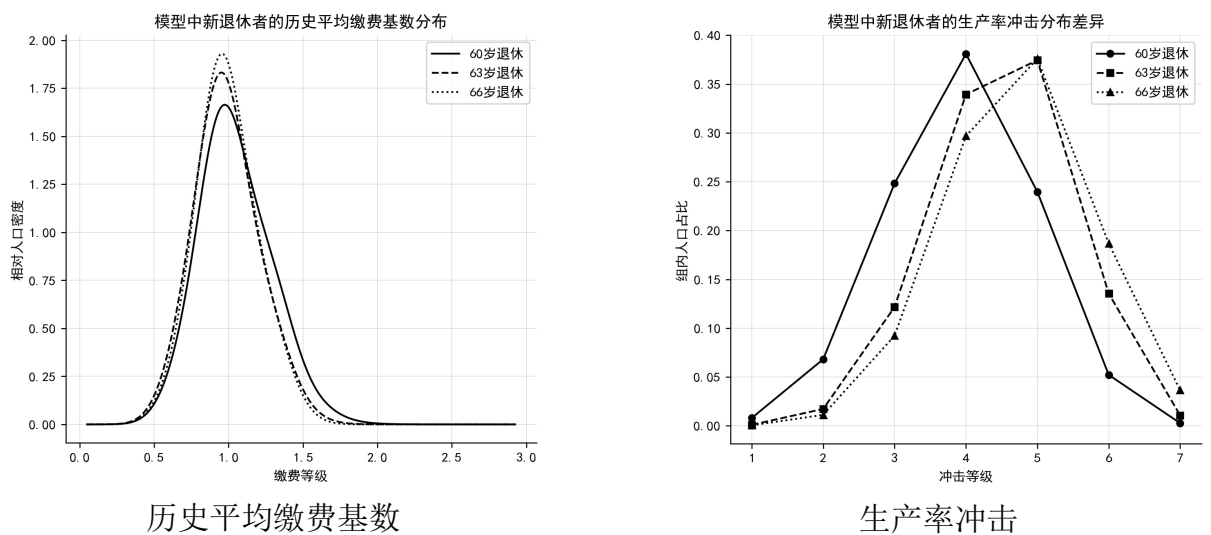


图 6 不同退休年龄群体的模型状态分布

(四) 退休分布与制度参数的关系

图7显示，缴费下限会影响退休选择的方向，但对退休分布的量级影响很小。即使将下限由0.6大幅降至0.2，60岁后退休比例也仅由2.83%升至2.92%，增加约0.09个百分点；其中63岁和66岁退休比例分别由2.69%和0.14%升至2.75%和0.16%。相反，提高下限至0.8时，60岁后退休比例降至2.53%。因此，在本模型中，降低缴费下限只会在边际上增加延迟退休，不会单独造成退休人口分布的大幅变化；待遇和基金端的组合结果主要来自政策渠道补偿。

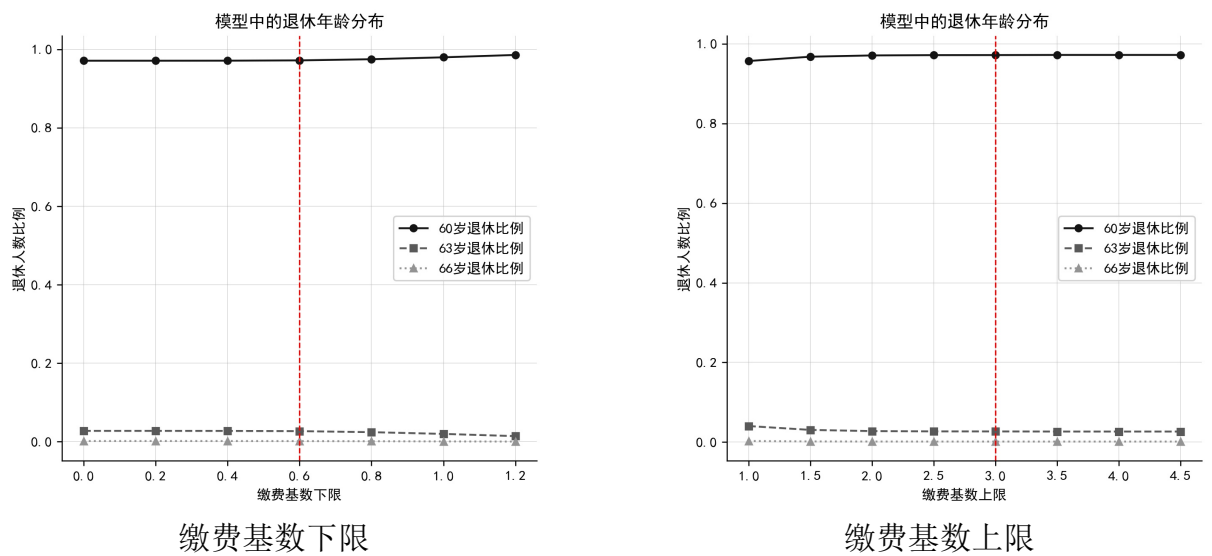


图 7 不同缴费基数参数下的退休年龄分布

图8与图9分别展示待遇端和缴费端。弹性退休在全部主要网格上提高平均养老金替代率，基准限额下提高1.14%；对缴费人口条件平均实际缴费率的影响则接近零。基金收支的改善主要来自少数个体延长劳动和缴费期，并推迟领取待遇。

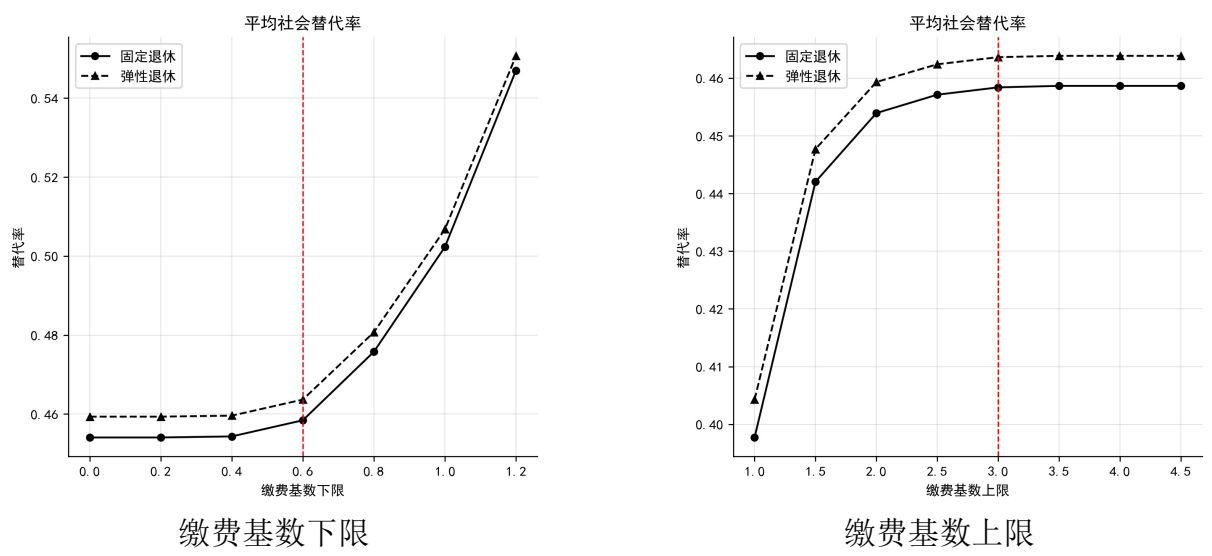


图 8 弹性退休与养老金替代率

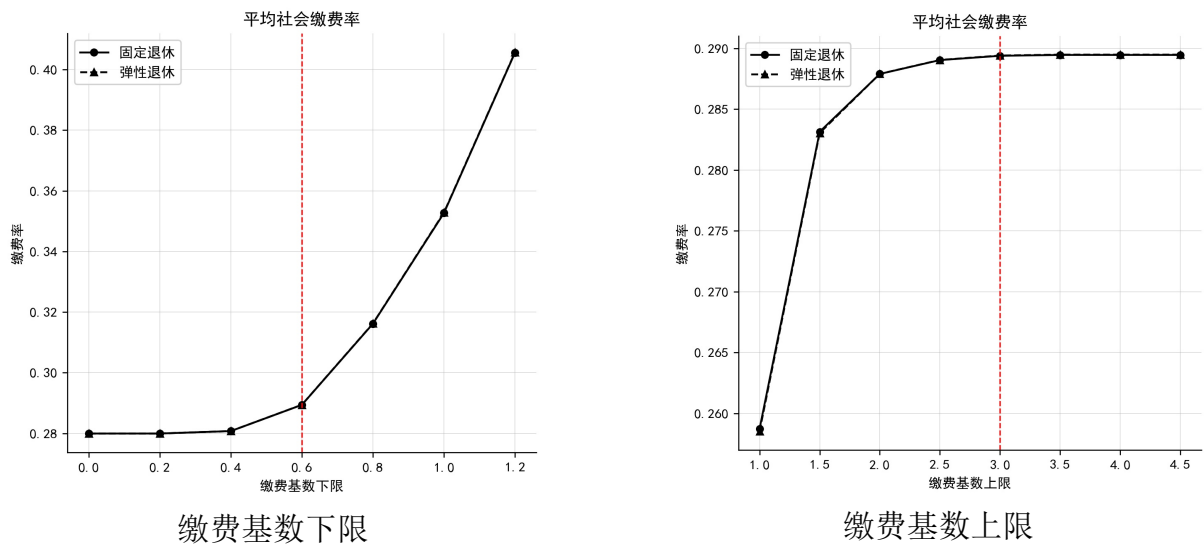


图 9 弹性退休与实际缴费率

(五) 闲暇偏好权重与退休选择的敏感性

基准效用可等价写为 $\ln c + \gamma \ln(1 - h)$ ，其中闲暇相对权重 $\gamma = 2.4$ ，对应的消费权重为 $\theta = 1/(1 + \gamma)$ 。由于模型没有使用分年龄退休率估计 γ ，本文把该参数依次降至2.0和1.6，在保持其他校准参数、状态格点和均衡闭合方式不变的条件下，重新求解下限0.6和0.4的弹性退休稳态。该敏感性分析考察退休选择对闲暇权重的依赖，而不是以替代参数重新校准整套模型；不同偏好规格之间也不比较效用水平。

表 10 闲暇相对权重与退休年龄分布

γ	缴费下限	平均退休年龄	60岁退休	63岁退休	66岁退休	60岁后退休
2.4	0.6	60.089	97.17%	2.69%	0.14%	2.83%
2.4	0.4	60.092	97.10%	2.74%	0.16%	2.90%
2.0	0.6	60.345	89.89%	8.73%	1.38%	10.11%
2.0	0.4	60.356	89.63%	8.88%	1.49%	10.37%
1.6	0.6	61.146	70.62%	20.58%	8.80%	29.38%
1.6	0.4	61.174	70.08%	20.69%	9.23%	29.92%

表10表明，降低闲暇权重会显著提高继续工作的相对吸引力。在基准缴费下限0.6下， γ 由2.4降至2.0时，60岁后退休占比由2.83%升至10.11%，平均退休年龄增加0.256年；继续降至1.6时，60岁后退休占比升至29.38%，其中66岁退休者达到8.80%，平均退休年龄增加1.056年。相比之下，在 $\gamma = 2.0$ 和1.6下，把下限从0.6降至0.4仅分别再提高60岁后退休占比0.26和0.54个百分点。

三个参数点呈现出非线性变化： $\gamma = 2.0$ 已经明显改变退休分布，降至1.6后，63岁和66岁退休份额进一步上升。这组离散比较用于判断敏感性的量级，不能确定连续参数上的临界点。总体上，降低缴费下限只会在边际上增加延迟退休，退休人数的量级主要

取决于继续工作的闲暇成本。

七、拓展分析：缴费时点与生命周期约束

基准模型把24年有效缴费期置于退休前；本节保持缴费年限不变，将缴费窗口整体前移至21–44岁。本文将这一设定作为机制对照，用来检验青年期缴费约束是否会放大政策效应。

表11显示，降低下限至0.4在青年期释放的资源主要表现为福利改善：产出、资本和消费分别提高0.04%、0.08%和0.02%，CEV提高0.53%；与此同时，替代率下降1.47%，实际缴费率下降4.15%，赤字规模小幅扩大。提高下限至0.8时，产出、资本和消费分别下降0.44%、0.88%和0.26%，CEV下降1.66%；提高至1.0时，三者分别下降1.41%、2.79%和0.83%，CEV下降4.57%。与退休前集中缴费相比，青年期缴费仍明显放大提高下限的消费和福利成本。

表 11 早期缴费下缴费基数调整的稳态效应

	$\bar{\kappa} = 0.4$	$\bar{\kappa} = 0.6$	$\bar{\kappa} = 0.8$	$\bar{\kappa} = 1.0$	$\bar{\kappa} = 2$	$\bar{\kappa} = 4$
产出	0.039%	0.000%	-0.440%	-1.406%	0.089%	-0.011%
资本	0.078%	0.000%	-0.877%	-2.793%	0.177%	-0.021%
消费	0.019%	0.000%	-0.261%	-0.828%	0.045%	-0.003%
赤字规模变化	0.131%	—	-1.412%	-3.377%	0.328%	-0.012%
养老金替代率	-1.473%	0.000%	4.763%	12.861%	-0.749%	0.022%
实际缴费率	-4.151%	0.000%	10.755%	26.239%	-0.360%	0.009%
收入基尼系数（模型口径）	-0.322%	0.000%	1.342%	3.833%	0.382%	-0.007%
消费等价福利	0.525%	0.000%	-1.659%	-4.567%	0.155%	-0.002%

注：各列相对于早期缴费下固定60岁退休、下限0.6和上限3的基准。

在早期缴费情形下引入弹性退休，产出和消费分别提高0.18%和0.20%，赤字规模缩小0.58%，替代率提高0.44%，CEV提高0.06%；98.15%的个体仍在60岁退休。与退休前集中缴费相比，赤字改善幅度从4.65%降至0.58%，因为延迟退休发生时既定缴费窗口已经结束，继续工作不再新增缴费，只剩劳动收入、待遇领取推迟与一般均衡渠道。该对照说明，退休政策的财政效果取决于“继续工作”是否同时意味着“继续缴费”。

表 12 早期缴费下弹性退休相对同参数固定退休的效应

	$\kappa = 0.4$	$\kappa = 0.6$	$\kappa = 0.8$	$\bar{\kappa} = 2$	$\bar{\kappa} = 4$
产出	0.201%	0.183%	0.158%	0.186%	0.185%
资本	0.150%	0.128%	0.112%	0.130%	0.132%
消费	0.214%	0.197%	0.172%	0.209%	0.197%
赤字规模变化	-0.596%	-0.581%	-0.428%	-0.527%	-0.583%
养老金替代率	0.455%	0.439%	0.415%	0.467%	0.439%
实际缴费率	0.003%	0.012%	0.047%	0.025%	0.012%
收入基尼系数（模型口径）	0.031%	0.031%	0.024%	0.028%	0.031%
消费等价福利	0.075%	0.064%	0.054%	0.075%	0.064%
60岁退休	98.032%	98.145%	98.448%	98.119%	98.145%
63岁退休	1.880%	1.778%	1.501%	1.803%	1.778%
66岁退休	0.088%	0.076%	0.052%	0.078%	0.076%

八、结论与政策含义

本文在异质性个体世代交叠模型中连接缴费基数上下限、缴费历史、双账户待遇和退休选择，考察两项改革对缴费负担、退休保障、基金收支和宏观配置的影响。量化结果得到以下结论。

缴费基数下限是主要政策边际。固定退休下，下限由0.6降至0.4使实际缴费率下降2.99%，赤字规模扩大5.09%，产出和消费仅小幅提高；提高下限则改善基金收支和替代率，同时增加缴费负担并降低福利。缴费基数的设定需要同时核算低收入阶段的缴费负担、未来待遇和基金收支。

弹性退休的财政作用来自少数处在退休边际的个体。基准限额下，97.17%的个体仍在60岁退休，但少数延迟退休者延长了劳动和缴费期，并推迟待遇领取，使赤字规模缩小4.65%。延迟退休组的当前生产率较高，历史平均缴费基数则低于60岁退休组。具体退休比例对闲暇权重敏感，因此不宜作为点预测。

降低下限与弹性退休同时实施时，两条政策渠道相互抵消。降低下限带来的缴费减负得以保留，弹性退休则缓解了待遇和基金成本，但赤字规模仍小幅扩大0.21%。Shapley分解显示，产出和消费增量主要来自弹性退休，资本增量更多来自降低下限，福利增量由两项政策近似平分。缴费基数与退休激励的组合需要分别核算财政、总量和分配结果。

缴费时点会改变上述政策效果。把同样24年的缴费窗口前移至青年期后，提高下限的消费和福利成本明显放大，弹性退休缩小赤字的幅度则由4.65%降至0.58%。原因在于缴费窗口已经结束，延迟退休不再新增缴费。改革评估因而还需考虑缴费发生在生命周期的哪个阶段，以及延迟退休后是否继续形成缴费权益。

基准模型采用28%的合计缴费率，假定单位与个人缴费完全归宿劳动者，并排除少报基数、断缴和退出参保。本文结果描述法定规则完全执行时的长期稳态，不等同于现

实改革的短期因果预测。

消费—闲暇参数来自中国校准文献，但没有使用分年龄退休转移矩再次估计。补充实验显示，退休分布会随闲暇权重发生明显的非线性变化。退休比例及弹性退休效应的具体量级仍需行政记录或微观调查约束。

模型还采用统一的8小时不可分劳动和缴费完全归宿假设，没有区分女性、健康受限者、照护者、灵活就业者与用人单位，也没有刻画寿命异质性和改革转轨中的代际差异。后续研究可联合识别退休和缴费遵从行为，并计算渐进改革的转轨路径与分组福利。

参考文献

- [1] 封进, 2017. 延迟退休对养老金财富及福利的影响: 基于异质性个体的研究[J]. 社会保障评论, 1(4): 44-57.
- [2] 黄永颖, 黄保聪, 张克中, 等, 2026. 中国社保基金增收的微观机制与适应策略——来自缴费基数限额调整的证据[J]. 经济研究(1): 190-213.
- [3] 纪园园, 宁磊, 王敬博, 等, 2022. 养老保险缴费的收入分配效应研究[J]. 数量经济技术经济研究(7): 133-151.
- [4] 李实, 吴珊珊, 孟凡强, 2019. “五险一金”扩大了城镇职工收入不平等吗? [J]. 社会科学辑刊(2): 73-87.
- [5] 李珍, 王海东, 2010. 基本养老保险替代率下降机理与政策意义[J]. 人口与经济(6): 59-65.
- [6] 宁磊, 郑春荣, 2016. 延迟退休会提高社会福利水平吗? [J]. 财经研究, 42(8): 27-39.
- [7] 宁磊, 郑春荣, 李文杰, 2024. 累退的缴费, 累进的收益——养老保险体系的收入分配效应[J/OL]. 经济学(季刊), 24(4): 1239-1256. DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.04.13.
- [8] 彭浩然, 陈华, 展凯, 2008. 我国养老保险个人账户“空账”规模变化趋势分析[J/OL]. 统计研究(6): 63-69. DOI: 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2008.06.012.
- [9] 寺林嘎, 王中华, 白彦锋, 2026. 社会保障支出的累进性、排序改变与收入分配效应[J]. 经济研究(3): 193-214.
- [10] 汪伟, 2012. 人口老龄化、养老保险制度变革与中国经济增长——理论分析与数值模拟[J]. 金融研究(10): 29-45.
- [11] 汪伟, 靳文惠, 2023. 养老保险缴费基数限额、收入不平等与社会福利[J/OL]. 经济学(季刊), 23(6): 2084-2103. DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.06.02.
- [12] 汪伟, 王文鹏, 2021. 预期寿命、养老保险降费与老年劳动供给: 兼论中国退休政策改革[J]. 管理世界, 37(9): 119-133.
- [13] 王晓军, 康博威, 2009. 我国社会养老保险制度的收入再分配效应分析[J/OL]. 统计研究, 26(11): 75-81. DOI: 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2009.11.014.
- [14] 严成樑, 2016. 延迟退休、内生出生率与经济增长[J]. 经济研究, 51(11): 28-43.
- [15] AUERBACH A J, KOTLIKOFF L J, 1987. Dynamic fiscal policy[M]. Cambridge University Press.
- [16] BAI C E, HSIEH C T, QIAN Y, 2006. The return to capital in China[J/OL]. Brookings Papers on Economic Activity, 37(2): 61-102. DOI: 10.1353/eca.2007.0000.
- [17] BLUNDELL R, FRENCH E, TETLOW G, 2016. Retirement incentives and labor supply[M/OL]// PIGGOTT J, WOODLAND A. Handbook of the Economics of Population Aging: 1B. North-Holland: 457-566. DOI: 10.1016/bs.hespa.2016.10.001.
- [18] BONTHUIS B, CAO Y, FREUDENBERG C, 2026. Population aging and pension reforms in china: WP/26/27[R/OL]. International Monetary Fund. DOI: 10.5089/9798229038646.001.
- [19] CONESA J C, GARRIGA C, 2008. Optimal fiscal policy in the design of social security reforms [J/OL]. International Economic Review, 49(1): 291-318. DOI: 10.1111/j.1468-2354.2008.00480.x.
- [20] DAMINATO C, PADULA M, 2024. The life-cycle effects of pension reforms: A structural approach [J/OL]. Journal of the European Economic Association, 22(1): 355-392. DOI: 10.1093/jeea/jvad049.

- [21] DE NARDI M, 2004. Wealth inequality and intergenerational links[J/OL]. *Review of Economic Studies*, 71(3): 743-768. DOI: 10.1111/j.1467-937X.2004.00302.x.
- [22] FRENCH E, 2005. The effects of health, wealth, and wages on labour supply and retirement behaviour[J/OL]. *Review of Economic Studies*, 72(2): 395-427. DOI: 10.1111/j.1467-937X.2005.00337.x.
- [23] FRENCH E, JONES J B, 2011. The effects of health insurance and self-insurance on retirement behavior[J/OL]. *Econometrica*, 79(3): 693-732. DOI: 10.3982/ECTA7560.
- [24] GODA G S, SHOVEN J B, SLAVOV S, 2011. Differential mortality by income and social security progressivity[M/OL]//WISE D A. *Explorations in the Economics of Aging*. University of Chicago Press: 189-208. DOI: 10.7208/chicago/9780226903385.003.0007.
- [25] HE H, NING L, ZHU D, 2026. The impact of pension reforms and rapid aging on savings and labor supply: The case of china[J/OL]. *Journal of Public Economics*, 261: 105723. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2026.105723.
- [26] HEATHCOTE J, STORESLETTEN K, VIOLANTE G L, 2017. Optimal tax progressivity: An analytical framework[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4): 1693-1754.
- [27] HUGGETT M, PARRA J C, 2010. How well does the U.S. social insurance system provide social insurance?[J/OL]. *Journal of Political Economy*, 118(1): 76-112. DOI: 10.1086/651513.
- [28] IMROHOROGLU S, KITAO S, 2012. Social security reforms: Benefit claiming, labor force participation, and long-run sustainability[J/OL]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(3): 96-127. DOI: 10.1257/mac.4.3.96.
- [29] JONES J B, LI Y, 2023. Social security reform with heterogeneous mortality[J/OL]. *Review of Economic Dynamics*, 48: 320-344. DOI: 10.1016/j.red.2022.06.003.
- [30] KITAO S, 2014. Sustainable social security: Four options[J/OL]. *Review of Economic Dynamics*, 17(4): 756-779. DOI: 10.1016/j.red.2013.11.004.
- [31] KRUEGER D, KUBLER F, 2006. Pareto improving social security reform when financial markets are incomplete?[J/OL]. *American Economic Review*, 96(3): 737-755. DOI: 10.1257/aer.96.3.737.
- [32] NISHIYAMA S, SMETTERS K, 2007. Does social security privatization produce efficiency gains? [J/OL]. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(4): 1677-1719. DOI: 10.1162/qjec.2007.122.4.1677.
- [33] PASHCHENKO S, PORAPAKKARM P, 2024. Accounting for social security claiming behavior [J/OL]. *International Economic Review*, 65(1): 505-545. DOI: 10.1111/iere.12658.
- [34] POPKIN B M, DU S, ZHAI F, et al., 2010. Cohort profile: The china health and nutrition survey—monitoring and understanding socio-economic and health change in china, 1989–2011[J/OL]. *International Journal of Epidemiology*, 39(6): 1435-1440. DOI: 10.1093/ije/dyp322.
- [35] SHESHINSKI E, 1978. A model of social security and retirement decisions[J/OL]. *Journal of Public Economics*, 10(3): 337-360. DOI: 10.1016/0047-2727(78)90051-8.
- [36] TAUCHEN G, 1986. Finite state markov-chain approximations to univariate and vector autoregressions[J/OL]. *Economics Letters*, 20(2): 177-181. DOI: 10.1016/0165-1765(86)90168-0.
- [37] YU Z, 2024. Why are older men working more? The role of social security[J/OL]. *Journal of Public Economics*, 231: 105071. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2024.105071.