

人口老龄化、老年人消费及其结构异质性*

——基于时变消费效用的分析

杨继生 邹建文

摘要:在重大疫情冲击和外部不确定性增强的背景下,提振内需尤为重要。随着人口老龄化的加剧,老年人消费行为的重要性日益凸显。不同于年轻人主要面临工作的风险,老年人主要面临健康的风险。本文基于生命周期理论分析中国老年居民的消费行为,建立了一个带有医疗支出风险、遗赠动机等要素的生命周期消费—储蓄模型。基于对模型的结构估计和反事实模拟,本文发现:在影响老年人消费的两个关键因素中,医疗支出风险会减少老年居民大约 1/3 的消费,其影响远大于遗赠动机。相比城镇居民,农村居民面临更大的医疗支出风险,受医疗支出风险的影响也更大,而受遗赠动机的影响则较小,城镇老年人的消费行为受退休因素影响更大。生存风险会显著改变老年人在社会预期寿命以上年龄段的消费平滑模式。所以,完善医疗保障、“老有所养”是应对农村老龄化的关键;而延迟退休、“老有所为”则能够有效地促进城镇老年人消费。

关键词:老年人 消费行为 医疗支出风险 城乡异质性 生命周期模型

一、引言

近年来,中国居民的高储蓄率引起了广泛的关注,尤其是在外部不确定性增强和重大疫情冲击的背景下,促进居民消费是扩大内需、畅通内循环的根本途径。随着 65 岁以上人口比例逐年增加、15~64 岁劳动年龄人口比例持续下降(图 1),中国的老龄化问题日趋严重,老年人消费行为的重要性日益凸显。

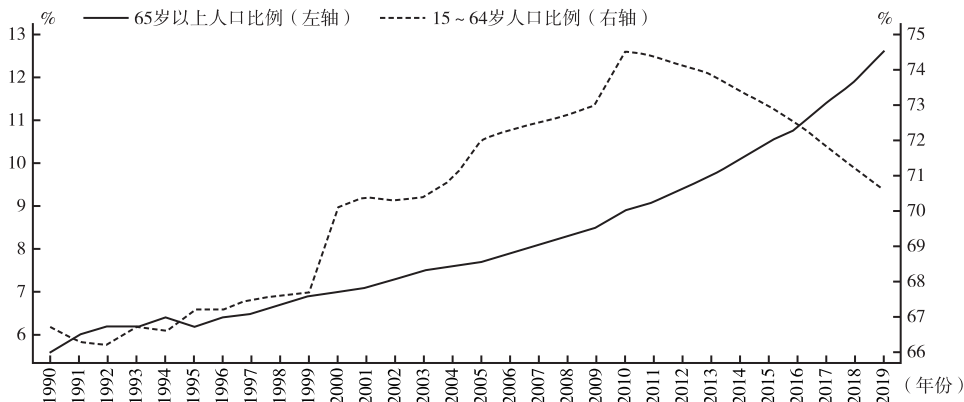


图 1 中国人口老龄化特征

* 杨继生,华中科技大学,邮政编码:430074,电子邮箱:yangjisheng770@163.com;邹建文,中南财经政法大学,邮政编码:430073,电子邮箱:zoujianwen@zuel.edu.cn。基金项目:国家自然科学基金面上项目(71773032)。感谢匿名审稿专家的建设性意见,文责自负。

① 数据来自 2020 年《中国统计年鉴》。

现有文献对中国居民消费行为的研究主要关注预防性储蓄(黄祖辉等,2011;凌晨、张安全,2012;臧旭恒、张欣,2018)、计划生育与人口结构变迁(Curtis et al,2015;Ge et al,2018)、性别比与婚姻市场(Wei & Zhang,2011)、房价因素(陈彦斌、邱哲圣,2011;陈斌开、杨汝岱,2013)等,^①而较少考虑中国老年人的消费行为。

老年人(如60岁以上居民)的消费行为与年轻人有着很大的差异。年轻人面临的风险主要是收入和工作的风险,而老年人则主要面临健康的风险,包括医疗支出风险和生存风险。其中,医疗支出风险是指居民医疗支出的不确定性,由永久性和暂时性两部分组成(Gourinchas & Parker,2002;徐舒、赵绍阳,2013;杨继生、邹建文,2020),医疗支出风险对老年人消费行为选择具有重要的影响。与此同时,高龄老年人还面临着比其他老年人高得多的生存风险,老年人在高龄阶段(如社会预期寿命以上所对应的年龄段)会表现出与其他年龄段居民截然不同的消费平滑模式。这些因素使得单独研究老年人的消费行为很有必要,但是,现有文献对老年人消费行为的分析还相对不足,更很少涉及老年人在生命周期内消费平滑的具体行为特征。

在内需不足和老龄化程度加深的现实背景下,有效识别健康因素对中国老年人消费行为的影响及其在城乡之间的异质性,是完善社会养老机制和应对社会老龄化、促进老年人消费加速“内循环”的重要依据。而且,鉴于老年人的消费行为和年轻人有很大的区别,建立刻画老年人消费行为的生命周期模型也是对生命周期理论和预防性储蓄理论的有效补充。

本文基于生命周期理论分析中国老年居民的消费行为,建立了一个带有医疗支出风险、遗赠动机等要素的生命周期消费—储蓄模型,通过老年人消费行为的结构参数估计和反事实模拟,揭示中国老年人消费平滑的行为特征及其结构异质性。

二、文献综述

在分析老年人消费和储蓄的文献中,“老年人储蓄之谜”是其核心问题。“老年人储蓄之谜”指的是老年人持有过多的资产,而且过慢地消费所持有的资产,这些现象难以被标准的生命周期模型所解释(De Nardi et al,2016a)。^② 现有的研究大都认为健康因素和遗赠动机是解释“老年人储蓄之谜”的重要原因。

对于健康因素,现有文献主要关注于医疗支出的影响。其中,De Nardi et al(2010)最具有代表性,其在生命周期模型框架下研究了医疗支出对老年人储蓄的影响,发现随年龄增加而迅速增长的医疗支出额度可以在很大程度上解释老年人的储蓄行为,而医疗支出不确定性的影响却很小。不过,Ameriks et al(2011,2020)基于特殊设计的问题调查,增强了生命周期模型中结构参数的识别,发现长期照料风险解释了很大部分老年人的资产持有行为。而且,Kopecky & Koreshkova(2014)在带有一般均衡的生命周期模型的框架下研究长期照料风险对老年人储蓄的影响,发现一旦考虑长期照料风险,医疗支出风险的影响会明显增加。鉴于中国的社会保障体系与欧美发达国家相比还不是很完善,这可能会导致中国老年人具有更强的预防性储蓄动机。

关于遗赠动机,Ameriks et al(2011,2020)发现遗赠动机是广泛存在的。De Nardi(2004)发现在生命周期模型中引入遗赠动机会提高对居民储蓄行为的解释能力,Kopczuk & Lupton(2007)甚至认为遗赠动机足以解释家庭资产持有的一半左右。Lockwood(2012,2018)认为,遗赠动机对于解释“年金之谜”至关重要,会显著增加居民的储蓄。与西方相比,中国人具有很强的遗产观念,传统文化使老人习惯将资产留给后代(陈健、黄少安,2013),这使得中国老年人可能具有更强的遗赠动机。

目前基于消费—储蓄生命周期模型分析中国居民消费的文献(徐舒、赵绍阳,2013;杨继生、邹建文,2020;Choi et al,2017)还没有专门分析中国老年人的消费行为。特别是,现有文献没有考虑随着

^①Chamon & Prasad(2010)讨论了中国城镇居民储蓄率不断上涨的原因。

^②De Nardi et al(2016a)对退休后消费行为的研究做了综述。

年龄的增长,老年人消费效用的变化,所以无法很好地刻画中国老年人的消费行为。

本文的贡献主要在于:在生命周期消费—储蓄模型的效用函数中引入时变的消费效用,建立了一个更为完善的分析中国老年人消费行为的生命周期模型,以揭示随着年龄增长,老年人消费效用的动态变化特征。据此,本文发现,医疗支出风险会减少老年居民大约 1/3 的消费,其影响远大于遗赠动机。并且,相比城镇居民,农村居民面临更大的医疗支出风险,受医疗支出风险的影响更大,受遗赠动机的影响较小。特别是,本文发现,生存风险会显著改变老年人的消费行为,从而在社会预期寿命所对应的年龄段以上,呈现出与其他年龄段截然不同的消费平滑模式。

三、老年人消费的生命周期模型

在工作时期,个体面临的风险主要是收入和工作的风险。而退休后,个体成为老年人,这时所面临的主要是健康的风险。为了揭示中国老年人消费行为的内在机制和结构异质性,本文建立了一个从退休到死亡,包含健康因素、遗赠动机等要素的生命周期消费—储蓄模型。鉴于传统模型难以很好地刻画中国老年人消费的行为特征,本文在传统的生命周期消费—储蓄模型的效用函数中引入时变的消费效用,以揭示随着年龄增长老年人消费效用变化的动态特征。

(一)传统模型设定

参照 Gourinchas & Parker(2002)、Cagetti(2003)和 De Nardi et al(2010)等,考虑一个生命周期模型,其中,个体 i 在 $t=1$ 期退休,每期获得收入 Y_t ,个体最多存活至 T 期。在每一期,个体可以从消费 C_t 中获得效用 $u(C_t)$,个体最大化其生命周期内消费的总效用。效用函数采用 CRRA 的形式,即:

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (1)$$

其中, ρ 是风险厌恶系数, ρ 越大,表示越厌恶风险。

由于健康原因,个体面临着生存风险和医疗支出风险。参照 De Nardi et al(2010),个体的医疗支出 M_t 服从以下过程:

$$\begin{aligned} \ln M_t &= \Psi(t) + z_t + \epsilon_t \\ z_t &= z_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中,个体的对数医疗支出 $\ln M_t$ 由确定性部分 $\Psi(t)$ 和不确定性部分组成,医疗支出的不确定性部分便是医疗支出风险。医疗支出风险由永久性部分 z_t 和暂时性部分 ϵ_t 组成(Gourinchas & Parker, 2002; 徐舒、赵绍阳, 2013; 杨继生、邹建文, 2020)。 η_t 和 ϵ_t 分别表示医疗支出的永久性冲击和暂时性冲击,且满足: $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$, $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ 。

个体的预算约束为:

$$A_{t+1} = R \cdot A_t + Y_t + TR_t + B_t - M_t - C_t \quad (3)$$

其中, A_t 是 t 时期的资产。 $A_t \geq 0$ 表示存在借贷约束,居民不能进行任何借贷,这是生命周期模型的传统设定,在中国现实背景下也是相对合理的。 R 是总利率,其中 $R = 1 + r$, r 是无风险利率。 Y_t 是 t 时期的基本收入(等于农业生产收入+工资性收入+非农经营收入), TR_t 是转移性收入,区分转移性收入是因为转移性收入和收入的其他部分具有完全不同的年龄趋势(如图 4 所示), B_t 是社会保障。

其中社会保障 B_t 为:

$$B_t = \max\{0, \bar{C} + M_t - (1+r)A_t - Y_t - TR_t\} \quad (4)$$

其中, \bar{C} 是最低生活保障水平, \bar{C} 越大,居民享受的社会保障水平就越高。在存在医疗支出风险

的情况下,式(4)中社会保障是医疗救助的概念,意味着当居民的医疗支出很大时,存在着政府或社会提供的救助,使得居民避免出现极低的消费,居民的资产和收入越高,对救助的依赖性越低,因此式(4)在一定程度上是符合现实的。

从技术上,式(4)的意义在于引入最低生活保障机制,避免医疗支出超过可用于消费的总财富(cash on hand),破坏居民的决策,导致模型无法求解。

在文献中,类似式(4)的设定广泛存在于具有医疗支出风险的动态模型中,如 De Nardi et al (2016b)、Lockwood(2018)和 Ameriks et al(2020)等在研究消费问题时都引入了这样的设定。

个体死亡时的遗赠效用 $\phi(A_{t+1})$ 设定为:

$$\phi(A_{t+1}) = \theta \cdot \frac{A_{t+1}^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (5)$$

其中, θ 衡量了遗赠动机的强度, θ 越大,遗赠效用越大,为遗赠而储蓄的动机就越强。这样的遗赠效用设定意味着死亡时消费是总财富的一定比例。^①

(二)时变的消费效用

效用函数式(1)是传统模型分析老年人消费行为的设定形式。其不足之处在于,随着年龄的增长,老年人消费的效用不变。而实际上,随着年龄的增长,同样的消费行为会产生不同的效用,这使得传统模型不能很好地刻画中国老年人的消费行为。

在研究生命价值(value of life)和家庭生育决策时, Murphy & Topel(2006)、Córdoba & Ripoll(2017)和 Córdoba & Ripoll(2019)等通过在效用函数中引入健康指数,以刻画退休后老年人随年龄增长而下降的消费趋势。参考上述文献,本文在效用函数中引入健康指数:

$$u(C_t) = H_t \cdot \frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (6)$$

其中, H_t 是健康指数。与上述文献不同,本文把健康指数引入老年人消费—储蓄模型中,以刻画随着年龄的增长老年人消费效用的变化,这是本文模型对于传统模型的扩展之一。

随着健康的恶化,在某一阈值年龄 t^* 之后,高龄老年人消费的效用会降低, H_t 被设定为:

$$H_t = \begin{cases} 1, & t < t^* \\ h^{t-t^*}, & t \geq t^* \end{cases} \quad (7)$$

其中, h 为健康因子。健康恶化会降低消费效用,本文预期 $h < 1$ 。 h 越小,缘于健康恶化导致消费效用降低的就越多。

为了进一步解释健康因子的含义,本文忽略遗赠效用,得到传统生命周期模型下的欧拉方程:

$$u'(C_t) = \beta R_t [u'(C_{t+1})] \quad (8)$$

经过变换可以得到:

$$C_t^{-\rho} = \beta \frac{H_{t+1}}{H_t} \cdot RE_t(C_{t+1}^{-\rho}) \quad (9)$$

式(9)意味着影响消费决策的不是健康指数 H_t 的绝对值,而是健康指数 H_t 的变化率,这就是健康指数设定为指数函数的原因。同时,式(9)还意味着,当 $t \geq t^*$ 时,有效的贴现因子从 β 下降为了 $\beta \cdot h$ 。

需要特别说明的是:健康因子影响的是阈值年龄 t^* 之后消费的效用,而不是消费量本身。健康

①死亡时消费与总财富的比例为 $\frac{C_T}{X_T} = \frac{(\beta R \theta)^{-\frac{1}{\rho}}}{1 + (\beta R \theta)^{-\frac{1}{\rho}}}$, 其中, $X_t = R \cdot A_{t-1} + Y_t + TR_t - M_t$, 是可用于消费的总财富。

因子影响 t^* 之后的消费效用,导致高龄老年人对消费路径进行调整和平滑,降低 t^* 之后的消费,增加 t^* 之前的消费。所以,健康因子对消费路径发生作用的时间节点并不是效用函数中的阈值年龄 t^* ,而是要显著地早于 t^* 。

除了健康因素,基于中国城镇住户调查数据(UHS)的一些研究(李宏彬等,2015;邹红、喻开志,2015)发现,退休会使城镇家庭非耐用品消费显著下降。Battistin et al(2009)等也有类似的发现。这种现象难以由标准的生命周期模型所解释,在相关文献中被称为“退休消费之谜”。由此,本文在生命周期模型的效用函数中进一步考虑退休因素,将 H_t 拓展为:

$$H_t = \begin{cases} h_1^*, & t \leq t_1^* \\ h_1^* \cdot h_2^{t-t_1^*}, & t_1^* < t < t_2^* \\ h_1^* \cdot h_2^{t-t_2^*}, & t \geq t_2^* \end{cases} \quad (10)$$

式(10)中存在两个因子:

h_1 为退休因子,它影响的是刚退休时的老年人消费。退休后老年人的消费会下降,本文预期 $h_1 > 1$, h_1 越大,退休后消费降低得越多。

h_2 为健康因子,它影响的是高龄老年人的消费。健康恶化会降低消费效用,本文预期 $h_2 < 1$, h_2 越小,健康恶化导致消费效用降低得越多。

指数函数的设定意味着,当 $t \leq t_1^*$ 时,有效的贴现因子为 $\beta \cdot h_1$ 。当 $t \geq t_2^*$ 时,有效的贴现因子为 $\beta \cdot h_2$ 。

当然,文献中还存在对传统生命周期模型的其他修正,以刻画退休后消费的行为方式,如 Pagel (2017)引入基于期望的损失厌恶。

在此,本文考虑时变的消费效用,提供了一种更为简洁的传统生命周期模型的修正方式,以揭示老年人消费行为的动态转换规律。实证分析结果显示,这样的设定可以很好地拟合中国老年人的消费行为,这也是本文在生命周期模型设定上的实质性扩展。

(三)模型求解和估计

个体的生命周期效用最大化问题可以用如下的贝尔曼方程来描述:

$$V_t(A_t, z_t) = \max_{C_t} \{U(C_t) + \beta s_{t+1} E_t V_{t+1}(A_{t+1}, z_{t+1}) + \beta(1 - s_{t+1})\phi(A_{t+1})\} \quad (11)$$

其中, β 是贴现因子, β 越大,表示未来消费的效用贴现到现在的值越大,也就是个体更重视未来的消费。 s_{t+1} 是在 t 期存活的前提下,个体存活到 $t+1$ 期的条件概率,即条件生存概率。与之相对的概念是无条件生存概率,无条件生存概率是个体从第 1 期一直存活至第 $t+1$ 期的概率。

参照 Gourinchas & Parker(2002)等,给定第一阶段估计的参数 $\chi = \{\sigma_\gamma^2, \sigma_\epsilon^2, \{s_t\}_{t=1}^T, r\}$,本文可以利用模拟矩方法(method of simulated moments, MSM)估计模型的结构参数 $\vartheta = \{\beta, \rho, \theta, \bar{C}, h_1, h_2\}$,同时选择参数 t_1^* 和 t_2^* 。具体算法如下:

首先,给定 χ ,本文从第 T 期到第 1 期从后往前逆向递归数值求解贝尔曼方程(11)式,得到每一期的最优消费规则 $\{C_t(A_t)\}_{1 \leq t \leq T}$ 。与杨继生和邹建文(2020)等类似,本文使用 Carroll(2006)的内生格点法求解各个时期的消费函数。

其次,对于给定的消费规则与初始财富分布,本文利用式(3)从第 1 期到第 T 期数值模拟 I_s 个个体的生命周期消费路径 $\hat{C}_{i,t}(\vartheta; \hat{\chi})$ 。

再次,选择结构参数,使数据中的生命周期消费路径 $\hat{C}_{i,t}$ 与模拟出来的生命周期消费路径 $\hat{C}_{i,t}(\vartheta; \hat{\chi})$ 的距离最小。

本文在 61~84 岁之间基于 GMM 目标函数最小化选择参数 t_1^* 和 t_2^* ,模拟矩估计的矩条件是:

$$g_t(\vartheta; \hat{\chi}) = \frac{1}{I_t} \sum_{i=1}^{I_t} \ln \hat{C}_{i,t} - \frac{1}{I_s} \sum_{i=1}^{I_s} \ln \hat{C}_{i,t}(\vartheta; \hat{\chi}) \quad (12)$$

其中, $\hat{C}_{i,t}$ 是样本数据中的消费, $\hat{C}_{i,t}(\vartheta; \hat{\chi})$ 是模拟生成的消费, I_t 为每一时期 $\ln \hat{C}_{i,t}$ 的样本量, I_s 为每一时期 $\ln \hat{C}_{i,t}$ 的样本量。^①

四、样本数据及其统计描述

(一) 样本数据

本文主要基于北京大学中国家庭追踪调查(CFPS)2010年、2012年、2014年、2016年四期的面板数据估计生命周期消费—储蓄模型。

对于样本数据,本文做了如下处理:(1)剔除收入和消费在1%以下和99%以上的样本;(2)只保留户主年龄在60~85岁的样本;(3)只保留至少有三期连续观测值的样本。样本点的年龄分布具体见图2(横轴是年龄、纵轴是个体数量)。

样本中最关键的变量是医疗支出、消费、收入和资产。医疗支出、总支出分别为家庭的医疗保健支出和居民消费性支出,都使用CPI进行平减。消费为家庭的非医疗支出,等于总支出减去医疗支出,包括食品支出、衣着支出、出行支出、通信支出、文娛休闲支出、家庭日常/家电/服务支出、居住支出、教育支出和其他支出。收入为调整后的家庭纯收入,基本收入为农业生产纯收入、工资性收入加非农经营收入,转移性收入由私人转移性收入、礼金礼品、政府转移性收入、退休养老金四部分组成,各类收入均为以2010年为基期的可比收入。资产为家庭净财产,包括房产、存款、股票和基金等。主要变量的描述性统计见表1。^②

从描述性统计中本文可以看出,相比农村居民,城镇居民有更高的收入、更高的支出、更高的资产、更小的家庭规模,并且户主会有更高的受教育程度、更好的自评健康状况、更低的男性比例。

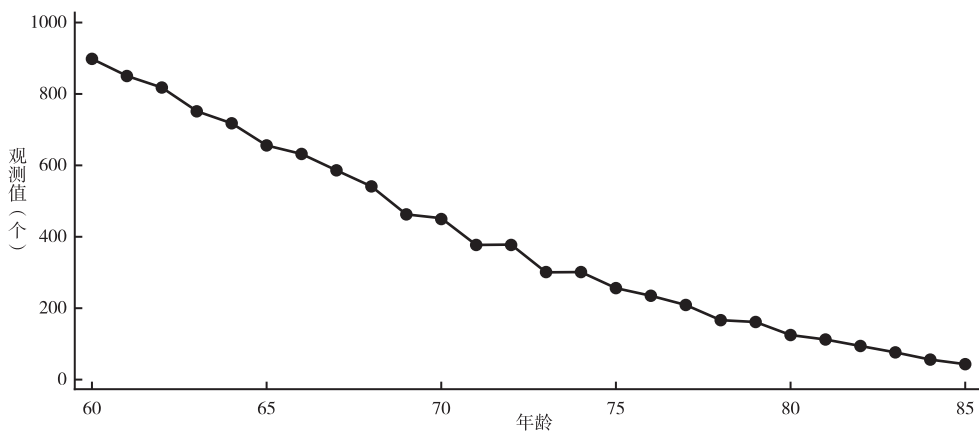


图2 样本点的年龄分布

表1 主要变量的描述性统计

变量	全样本		农村		城镇	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
收入	36382	58789	26445	34475	48855	77613
基本收入	23229	53892	21812	32646	25007	72161
转移性收入	13249	22176	4681	10337	23932	27679

①在实证分析中,取 $I_s = 20000$ 。

②其中,健康为户主的自评健康状况,问卷中有五个答案,分别为:健康、一般、比较不健康、不健康、非常不健康,当回答为健康或一般时本文令健康哑变量为1,否则为0。受教育程度为户主的受教育程度,根据受教育水平划分等级,受教育水平等级1~8分别代表:未上学、小学、初中、高中、专科、本科、硕士、博士(受教育程度为虚拟变量,等级1~8只代表受教育层次,不具有数值含义)。性别为户主性别0-1变量,0代表女性,1代表男性。

续表 1

变量	全样本		农村		城镇	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
总支出	35979	37530	28080	30891	45894	42453
医疗支出	4134	6723	3591	6198	4814	7272
消费	31846	36002	24489	29530	41080	40933
资产	428372	1.495e+06	208633	540474	705313	2.132e+06
流动资产	25589	104007	14332	55924	39719	141825
家庭规模	3.546	2.087	3.785	2.219	3.250	1.869
受教育程度	2.093	1.131	1.845	0.946	2.405	1.259
健康	0.749	0.433	0.703	0.457	0.807	0.394
年龄	67.50	6.040	67.06	5.733	68.05	6.363
性别	0.780	0.414	0.841	0.365	0.703	0.457
观测值	10293		5729		4564	

(二) 消除个体特征和家庭特征的影响

在本文的理论模型中,并不包括家庭和个体特征,如家庭规模、个体教育程度等。所以,需要首先对医疗支出、消费、基本收入和转移性收入等进行数据调整,以消除其中个体特征和家庭特征的影响。

类似于徐舒和赵绍阳(2013)的做法,本文首先以对数医疗支出、对数消费、对数基本收入和对数转移性收入对个体特征和家庭特征做回归,得到其各自的残差:

$$\ln Q_{it} = f(\text{age}) + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, Q 为医疗支出、消费、基本收入或转移性收入, X 包括户主的个体特征如受教育程度、健康、性别,以及家庭规模、年份虚拟变量和省份虚拟变量。 age 是户主的年龄, $f(\text{age})$ 是户主年龄的函数,这里利用非参核密度的方法估计,以获得关于年龄的平滑函数。回归得到的残差为 ε_{it} ,调整后的对数医疗支出、对数消费、对数基本收入和对数转移性收入为^①:

$$\ln \hat{Q}_{it} = \hat{f}(\text{age}) + \bar{X}_{it}\beta + \hat{\varepsilon}_{it} \quad (14)$$

将调整后的对数医疗支出、对数消费、对数基本收入和对数转移性收入作为前文理论模型的输入变量。

(三) 第一阶段校准和估计

为了估计结构参数,本文需要先校准和估计一些外生参数,包括无风险利率 r 、条件生存概率 $\{s_t\}_{t=1}^T$ 、医疗支出冲击 $\{\sigma_y^2, \sigma_c^2\}$ 和初始资产分布。其中,初始资产分布来自CFPS数据。

无风险利率 r 参照现有文献(Chamon et al, 2013; Choi et al, 2017; 许志伟、刘建丰, 2019)的做法,使用《中国统计年鉴》中金融机构的法定存款利率,取2010—2016年的1年定期存款利率的平均值,得到 $r=2.615\%$ 。本文还使用10年期国债收益率进行了稳健性检验,研究结论不变。

条件生存概率来自2014年《中国卫生和计划生育统计年鉴》,^②具体而言,本文使用2014年《中国卫生和计划生育统计年鉴》中的分城乡分年龄死亡率数据,由分年龄死亡率数据得到无条件生存概率,通过三次样条插值得到59~85岁的无条件生存概率,并由此计算得到60~85岁的条件生存概率(如图3所示)。

①在式(14)中,如果解释变量是离散的,则取中位数的值。

②对应的2013年为CFPS数据2010—2016年的中间年份。

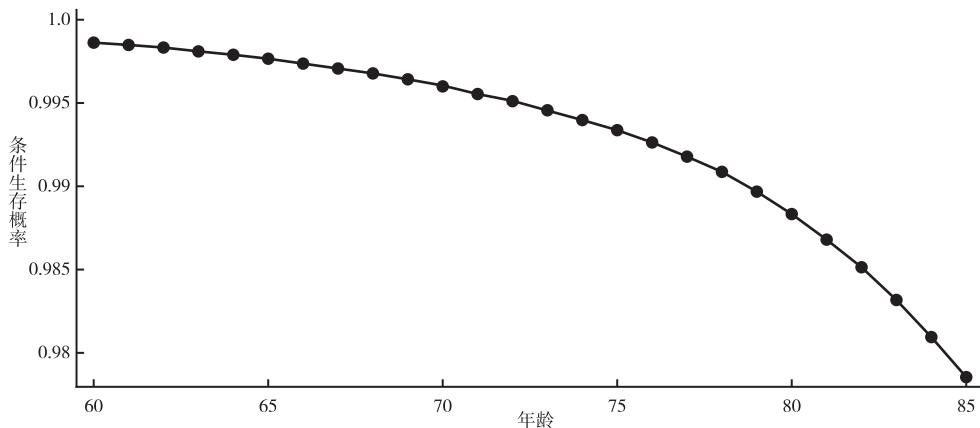


图3 条件生存概率

医疗支出冲击参数参照现有文献的做法 (French & Jones, 2004; Meghir & Pistaferri, 2004; Blundell et al, 2008), 使用最小距离法 (minimum distance estimator, MDE) 进行估计。表 2 列出了最小距离估计得到的医疗支出冲击参数, 医疗支出冲击的方差衡量了医疗支出的风险, 医疗支出冲击的方差越大, 医疗支出风险越大。

从全样本来, 居民面临的永久性医疗支出冲击的方差为 0.523, 暂时性医疗支出冲击的方差为 3.974。^① 分城乡来看, 与城镇居民相比, 农村居民面临着更大的永久性医疗支出风险, 更小的暂时性医疗支出风险。考虑到永久性医疗支出冲击的影响比暂时性冲击要大很多, 农村居民实际上面临着更大的医疗支出风险。

表2 医疗支出冲击参数估计结果

参数	总样本	农村	城镇
σ_{η}^2	0.523 (0.108)	0.634 (0.135)	0.355 (0.173)
σ_{ε}^2	3.974 (0.229)	3.492 (0.274)	4.592 (0.386)

注: 括号内为标准误。下同。

(四) 主要变量的生命周期特征

在进行结构参数的估计之前, 本文先考察一下主要变量的生命周期特征。图 4 分别描述了居民医疗支出、消费、基本收入、转移性收入、资产和流动资产的均值 (均为对数值) 的生命周期路径。显然, 随着年龄的增加, 居民的医疗支出在快速增加 (虽然 75 岁之后有所减小), 居民的消费、基本收入、持有的资产和流动资产在快速地减小, 同时居民获得的转移性收入在快速增加。

五、结构参数估计结果

模型对中国老年人实际消费路径的拟合效果, 反映了模型对老年人现实消费特征的解释能力。在此, 本文首先考察了传统模型、考虑健康因子的模型、同时考虑健康因子和退休因子的模型这三种模型对老年人实际消费路径的拟合效果及其城乡异质性, 证明了时变消费效用设定的必要性和合理性。

进而, 本文具体测度并分析了老年人消费行为的结构参数及其城乡差异, 并从不同角度验证了结果的稳健性。

^① 许玲丽等 (2012) 利用来自江苏省昆山市人力资源和社会保障局的微观数据估计了城镇老年居民的医疗支出风险, 虽然数据不同, 不过本文的估计结果和许玲丽等 (2012) 的结果基本一致。

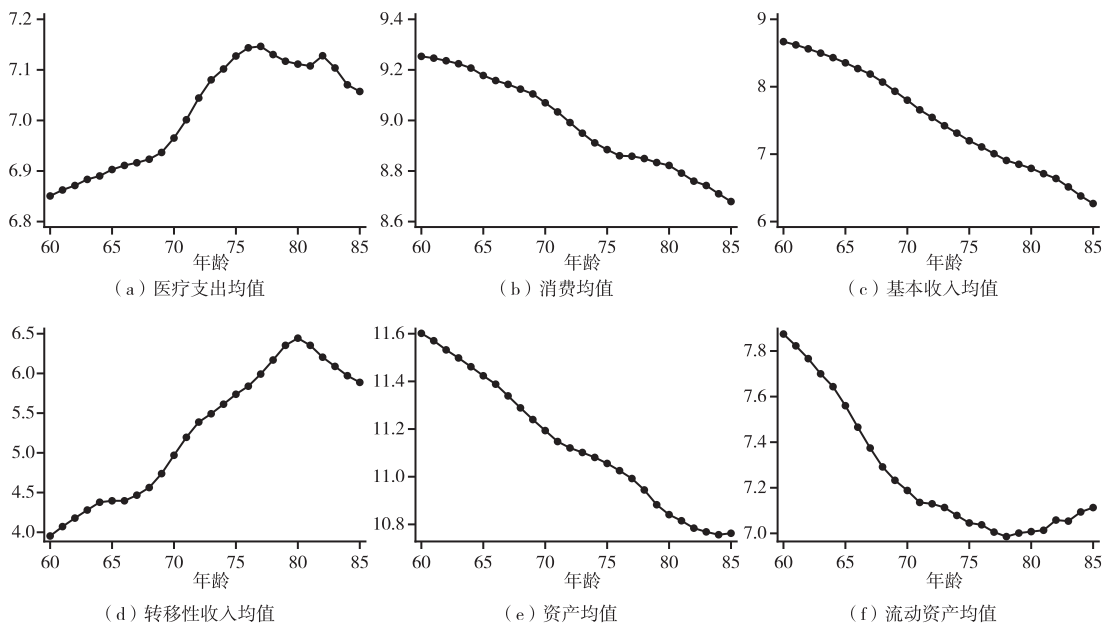


图4 主要变量的生命周期特征

(一) 模型拟合

对于结构模型,无论是结构参数估计、机制分析还是政策模拟,其可靠性都建立在模型能够充分拟合数据的基础之上。为了评估模型对老年居民消费行为的刻画能力,需要把模型生成的模拟消费路径与样本数据反映的真实消费路径进行对比。如果模拟消费路径和实际数据中的消费路径很接近,就说明模型对居民消费行为的刻画是准确的。

本文首先考察基于传统 CRRA 效用函数形式的模型拟合结果,见图 5(a)。其中,圆圈表示样本数据所反映的生命周期(对数)消费路径,实线表示模型拟合的生命周期(对数)消费路径。

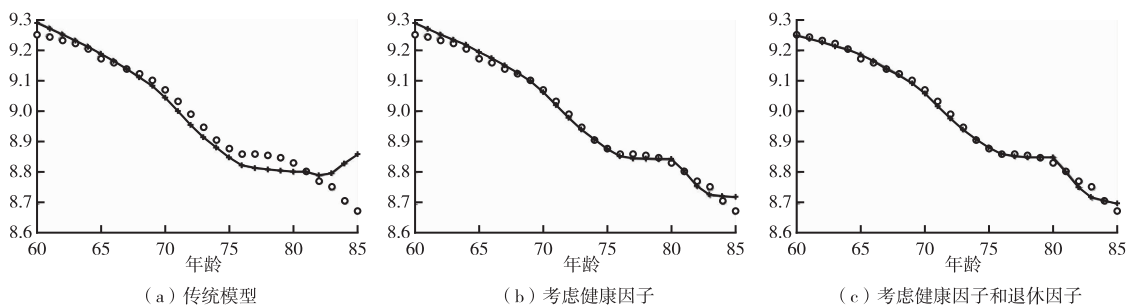


图5 模型拟合

显然,传统模型根本无法拟合 75 岁之后的消费路径。75 岁以后,实际消费路径和模拟路径的趋势几乎完全相反。传统模型会低估 75~80 岁之间的消费,而大大高估 80 岁之后的消费。

为了提高模型的拟合能力,本文在效用函数中引入健康指数。考虑健康因子后的模型拟合结果如图 5(b)所示,模型很好地拟合了样本数据中的生命周期消费路径。同时,对模型的过度识别进行检验,卡方统计值为 5.402,对应的 P 值接近 1,表明模型具有很好的拟合能力。本文基于 GMM 目标函数最小化得到的参数 t^* 为 80 岁,也就是说老年人 80 岁以后的消费效用会降低。

在引入健康因子之前,传统模型难以拟合 75 岁以后的真实消费路径。引入健康因子后,老年人在 75~80 岁之间的消费提高,80 岁之后的消费降低,使得模型能够很好地拟合样本数据中的消费趋势。

显然,75岁是老年人消费行为发生本质性转变的节点。在75岁之前,老年人消费行为为基本不受健康因子影响,但75岁之后,老年人消费行为会有本质上的变化,开始显著地受到健康因子的影响。

比较图5(a)和图5(b)可以看出,尽管消费效用变化的阈值年龄是80岁,但其对消费路径的影响节点并不是80岁,而是在75岁左右。也就是说,老年居民考虑到80岁以后的消费效用会下降,所以在生命周期内对其消费路径进行平滑,从而提高80岁之前的消费,减少80岁之后的消费。

考虑了健康因子的模型虽然能够较好地拟合高龄老年人的实际消费路径,但对60岁之后几年的拟合效果还不是特别理想。为此,本文进一步引入退休因子,同时考虑健康因子和退休因子的模型拟合结果如图5(c)所示。

可以看出,引入退休因子,模型对60岁之后几年消费路径的拟合效果得到了改善。不过,退休因子的估计结果为1.006,并不显著异于1(标准误为0.012)。这表明,对全样本而言,只考虑健康因子也能够很好地刻画老年人消费的行为特征。

(二)分城乡讨论

源于中国典型的二元经济结构,城乡之间在收入、教育、健康和社会保障等方面都存在显著的差异,分析居民消费行为不能不考虑城乡差异。农村居民和城镇居民的模型拟合结果分别如图6和图7所示。

总体而言,中国城乡老年人的消费行为存在着很大的差异。农村老年人消费行为受健康因子的影响更大,也更早(作用节点70岁左右),但不受退休因子的影响。城镇老年人的消费行为的转变不但受健康因子影响(作用节点78岁左右),还显著受到退休因子的影响。

1. 农村居民。传统模型对70岁以后农村老年人消费路径的拟合是反向背离的(图6a)。在引入健康因子后,模型已经可以很好地拟合老年人的实际消费路径(图6b)。进一步引入退休因子,模型对65岁之前消费路径的拟合能力进一步增强(图6c)。

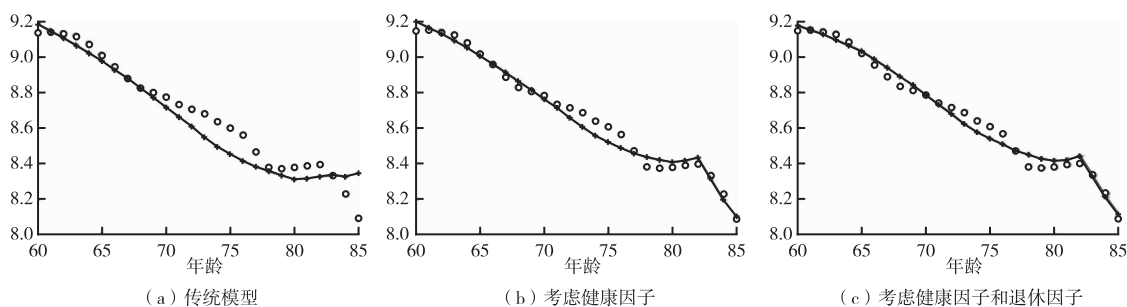


图6 模型拟合:农村居民

不过,退休因子的估计值为1.010,不显著异于1(标准误为0.035)。比较图6b和图6c,说明退休因子对农村老年人的消费路径没有显著影响。

比较图6a和图6b,说明农村老年人消费行为发生根本性转变的节点是70岁左右,其转变的驱动因素主要是健康因子。

2. 城镇居民。传统模型拟合结果会显著高估城镇老年人65岁之前和78岁之后的消费,低估65~78岁时的消费(图7a)。在引入健康因子后,模型能够很好地拟合72岁以后高龄老年人的消费路径,但对于72岁以前的消费,模型拟合得并不理想,会高估65岁以前、低估65~71岁的消费(图7b)。进一步引入退休因子后,模型能够很好地拟合老年人的实际消费路径(图7c)。退休因子估计值为1.039,显著大于农村老年人的退休因子,更显著异于1(标准误为0.019)。

比较图7a、图7b和图7c,显然,城镇老年人消费行为的转变是由健康因子和退休因子共同驱动的。健康因子驱动的年龄节点在78岁左右。

引入退休因子会显著提升生命周期模型对退休后(65岁前后)城镇老年人消费路径的拟合能

力,从而可以在生命周期模型框架下有效解释相关文献(李宏彬等,2015;邹红、喻开志,2015)所揭示的中国城镇家庭“退休消费之谜”。这也是本文将效用函数式(10)中的第一个因子称为退休因子的原因所在。

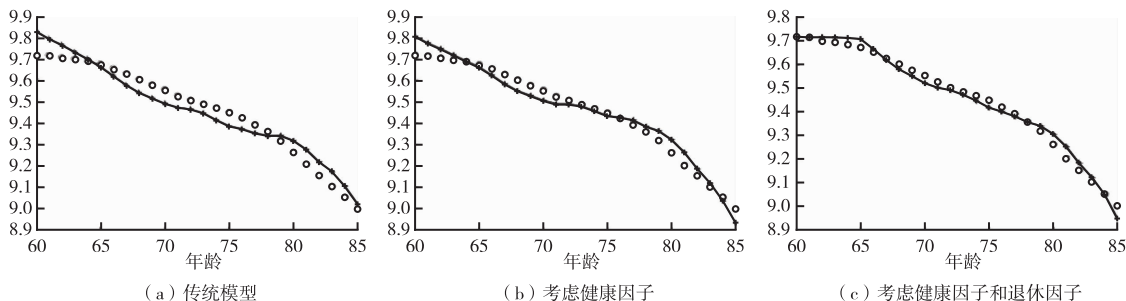


图7 模型拟合:城镇居民

(三) 结构参数

表3和表4分别给出了全样本及分城乡结构参数的估计结果。

1. 健康因子 h_2 。健康因子衡量了高龄老年人消费效用的降低程度。其作用机制是:由于阈值年龄之后的消费效用减小,所以,老年人会选择降低阈值年龄之后的消费,而提升阈值之前的消费。

全样本的健康因子估计值为 0.937,显著小于 1,效用函数中的阈值年龄是 80 岁,这意味着在 80 岁以后居民从消费中获得的效用是 80 岁以前的 93.7%。

进一步分城乡估计,农村居民的健康因子是 0.904,显著小于 1,且显著低于城镇居民的 0.987。二者效用函数中的阈值年龄分别是 82 岁和 78 岁,基本上就是 80 岁左右。这意味着 80 岁以后,农村老年人从等量消费中获得的效用要显著低于城镇居民。

2. 退休因子 h_1 。退休因子反映退休后居民消费的下降。对城镇居民而言,退休因子的估计值为 1.039,显著大于 1,效用函数中的阈值年龄是 65 岁。也就是说,退休因素会导致居民显著降低 60~65 岁之间的消费。无论是从退休因子的估计值还是从前文中模型的拟合结果来看,对农村居民而言退休因素都可以忽略不计。

所以,后文的分析中,对农村居民只考虑健康因子,对城镇居民和全样本则同时考虑健康因子和退休因子。

3. 遗赠动机参数 θ 。遗赠动机参数值越大,遗赠动机就越强。基于全样本估计的 θ 为 39.10,这意味着老年居民在死亡时会遗赠 93.6% 的财富,表明中国老年居民存在非常强烈的遗赠动机。^①

分城乡来看,农村居民的遗赠动机参数为 25.49,显著低于城镇居民的 41.77。可以算出,农村老年人在死亡时会遗赠 89.2% 的财富,显著低于城镇老年人的 96.9%。这表明相比农村居民,城镇居民有更强的遗赠动机。

表3 参数估计结果:全样本

参数	传统模型	考虑健康	考虑健康和退休
β	0.785(0.028)	0.790(0.041)	0.792(0.051)
ρ	1.310(0.120)	1.298(0.200)	1.289(0.195)
θ	36.12(6.054)	38.78(1.628)	39.10(4.909)
\bar{C}	1159(137.2)	1116(96.54)	1105(116.7)
h_1			1.006(0.012)
h_2		0.945(0.039)	0.937(0.018)

^① 遗赠比例为 $\frac{X_T - C_T}{X_T} = \frac{1}{1 + (\beta R \theta)^{-1}}$, 其中, $X_t = R \cdot A_{t-1} + Y_t + TR_t - M_t$, 是可用于消费的总财富。

参数	传统模型	考虑健康	考虑健康和退休
t_1^*			65 岁
t_2^*		80 岁	80 岁

表 4 参数估计结果:分城乡

参数	农村			城镇		
	传统模型	考虑健康因子	考虑健康因子和退休因子	传统模型	考虑健康因子	考虑健康因子和退休因子
β	0.750 (0.061)	0.754 (0.047)	0.752 (0.059)	0.832 (0.023)	0.837 (0.015)	0.842 (0.047)
ρ	1.413 (0.259)	1.414 (0.214)	1.417 (0.276)	1.053 (0.111)	1.043 (0.065)	1.047 (0.203)
θ	23.85 (2.880)	25.49 (4.684)	26.79 (5.189)	40.44 (4.430)	40.23 (5.700)	41.77 (7.329)
\bar{C}	870.8 (28.56)	933.4 (189.3)	942.4 (133.7)	1718 (256.9)	1718 (309.1)	1814 (433.1)
h_1			1.010 (0.035)			1.039 (0.019)
h_2		0.904 (0.038)	0.909 (0.038)		0.972 (0.028)	0.987 (0.024)
t_1^*			65 岁			65 岁
t_2^*		82 岁	82 岁		78 岁	78 岁

4. 贴现因子 β 。基于全样本估计的 β 等于 0.792, 接近于徐舒和赵绍阳(2013)估计的非公务员的贴现因子 0.797。分城乡来看, 农村居民的贴现因子为 0.754, 显著低于城镇居民的 0.842, 表明农村居民相比城镇居民更没有耐心, 更看重当期消费。

5. 风险厌恶系数 ρ 。基于全样本估计得到的风险厌恶系数为 1.289。分城乡来看, 农村居民的风险厌恶系数为 1.414, 显著高于城镇居民的 1.047, 表明农村居民相比城镇居民更厌恶风险。

6. 最低生活保障水平 \bar{C} 。 \bar{C} 越大, 居民享受的社会保障越好。本文估计得到的最低生活保障为 1105 元/年, 在 2010 年, 中国的最低生活保障在每月 100 元左右, 本文的估计结果与实际状况比较接近。^①

分城乡来看, 农村居民的最低生活保障水平为 933.4 元/年, 要显著低于城镇居民的 1814 元/年。这与现实情况是相符的, 相比城镇居民, 农村居民的社会保障水平确实更低。

(四) 稳健性检验

1. 健康因子的阈值年龄。在基准分析结果中, 本文通过最小化 GMM 目标函数得到健康因子的阈值年龄 t_2^* 。为了探究模型对健康因子阈值年龄的识别能力, 本文也分别报告阈值年龄在 70 岁和 75 岁时模型的拟合结果。当健康因子拐点等于 70 岁时(图 8a), GMM 目标函数值为 0.0544, 和模型未引入健康指数一样, 会显著低估 75~80 岁时的消费, 对 80 岁之后的消费路径有趋势性的偏离。而健康因子拐点等于 75 岁时(图 8b), 目标函数降到 0.0282, 模型的拟合依然有类似的问题。

基于目标函数最小化所得到的阈值年龄是 80 岁, 其目标函数值为 0.0106, 此时模型拟合最好(图 5c)。显然, 基于目标函数最小化能够很好地识别健康因子的阈值年龄。

^①如 2010 年山东省各地农村低保标准全部提高到年人均 1200 元以上, 江西省城市低保对象财政月人均补差标准由 155 元提高到 180 元, 农村低保对象财政月人均补差标准由 65 元提高到 75 元。

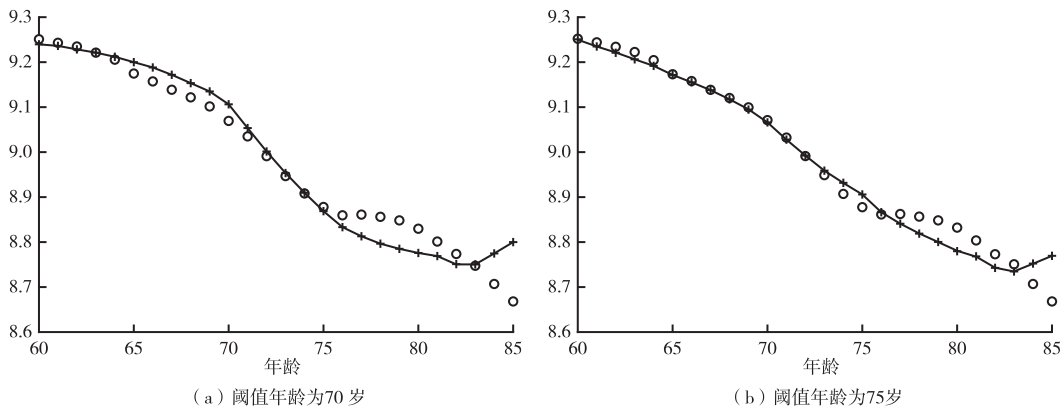


图8 健康因子阈值年龄的影响

2. 匹配的年龄。在基准分析结果中,对于居民消费本文匹配到85岁,发现80岁之后居民从消费中获得的效用会显著降低。

显然,如果本文只匹配到80岁,就不需要考虑健康因子,传统模型应该也能够刻画老年人的消费行为,但模型将无法刻画80岁之后的老年人消费行为。而且,模型是通过死亡之前老年人的消费行为来识别遗赠动机,只匹配到80岁意味着模型很可能会高估遗赠动机。

为了验证匹配年龄对分析结果的影响,本文同时考察了匹配到80岁和90岁时的情形。

在只匹配到80岁的情况下(图9a),不需要考虑健康因子,传统的模型也可以拟合老年人消费的基本特征。在匹配到90岁的情况下(图9b),模型依然较好地拟合了老年人的消费路径。但由于85岁以上的样本点很少,拟合的消费路径有些波动。

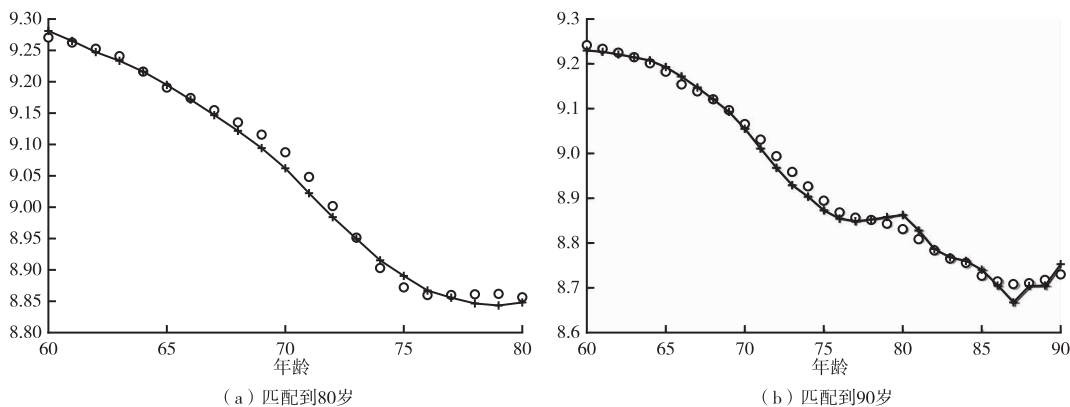


图9 匹配年龄的影响

表5列出了稳健性检验的参数估计结果。在匹配到90岁的情况下,健康因子的估计值为0.946,略高于基准设定下的结果,效用函数中的阈值年龄是80岁,与基准设定相同。退休因子的估计值也与基准设定接近。在匹配到80岁的情况下,遗赠动机参数为50.47,显著高于基准设定下的结果。这表明,只匹配到80岁确实会显著高估遗赠动机参数。在匹配到90岁的情况下,遗赠动机参数为37.67,与基准设定没有显著差异,表明匹配到90岁并不会显著影响遗赠动机参数的估计结果。其他结构参数也都与基准设定的结果比较接近。

表5 参数估计结果:稳健性检验

参数	基准设定	匹配到80岁	匹配到90岁
β	0.792(0.051)	0.774(0.065)	0.782(0.027)
ρ	1.289(0.195)	1.363(0.259)	1.340(0.117)

参数	基准设定	匹配到 80 岁	匹配到 90 岁
θ	39.10(4.909)	50.47(0.802)	37.67(6.702)
\bar{C}	1105(116.7)	1407(370.3)	1143(356.9)
h_1	1.006(0.012)		1.015(0.036)
h_2	0.937(0.018)		0.946(0.064)
t_1^*	65 岁		65 岁
t_2^*	80 岁		80 岁

3. 房产的影响。在基准结果中,本文的资产是净资产,其中包括了房产。类似 Cagetti(2003)的做法,为了确保结论的稳健性,本文在资产中去掉房产,重新估计模型。

去掉房产后,模型完全无法拟合老年人的消费路径,如图 10(b)所示,扣除房产后模型会显著低估老年人的消费。这表明,对于老年人而言,住房具有显著的财富效应,基于生命周期模型研究老年人储蓄的时候,资产应该包括房产,或者分别刻画房产和金融资产(Nakajima & Telyukova, 2020)。

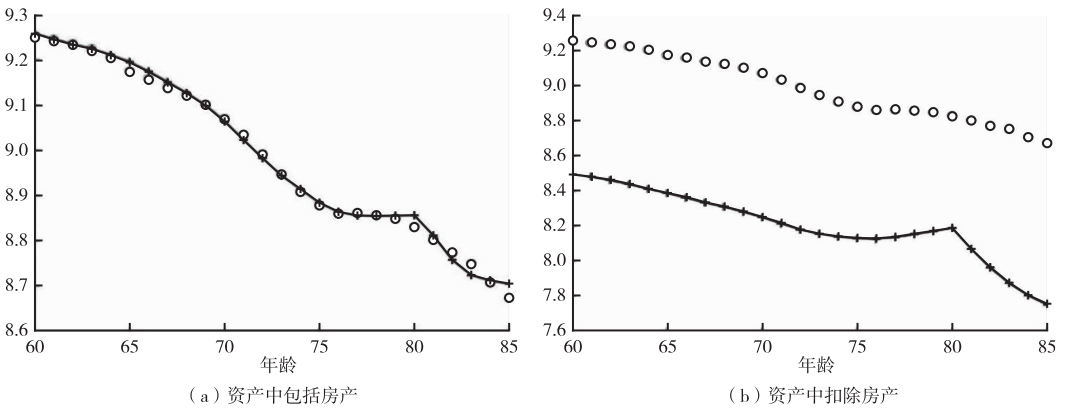


图 10 房产的影响

4. 其他稳健性检验。传统模型无法拟合老年人消费行为是本文对模型进行扩展的原因。为了论证“传统模型无法拟合”这一结论的稳健性,为了证明模型中第一阶段参数的取值、消除个体和家庭特征因素不会影响研究结论,本文进一步做了一系列的稳健性检验:

第一,对于无风险利率 r ,本文参照现有文献的做法,设为 2%。如图 11(a)所示,这种做法不会改变本文的结论,传统模型同样无法拟合老年人消费特征,只不过估计得到的结构参数具体取值会有所差异(如表 6 所示),贴现因子会略低,风险厌恶系数会略高。此外,本文还使用 10 年期国债收益率进行稳健性检验,从中国债券信息网得到 2010 年到 2016 年 10 年期国债收益率的均值为 3.571%,模型拟合和基准结果是一样的,得到的结构参数估计结果与基准结果相比略有变化。

第二,消除个体和家庭特征的影响是重要的数据处理步骤,本文参照 Gourinchas & Parker(2002)的做法,在对式(13)中医疗支出、消费、基本收入和转移性收入等进行调整时,关于户主年龄的函数 $f(\text{age})$ 取五次多项式。如图 11(b)所示,使用不同方法得到的生命周期路径对模型拟合没有大的影响。

第三,考虑到家庭规模是重要的消费行为影响因素(Gourinchas & Parker, 2002),在对医疗支出、消费、基本收入和转移性收入等进行调整时,本文只控制家庭规模和年份虚拟变量的影响。如图 11(c)所示,只控制家庭规模和年份虚拟变量的影响并不会改变模型拟合的结论。

表 6 稳健性检验:传统模型参数估计结果

参数	利率 $r=2\%$	$f(\text{age})$ 取五次多项式	只消除家庭规模的影响
β	0.753(0.032)	0.767(0.026)	0.780(0.041)
ρ	1.448(0.117)	1.361(0.112)	1.354(0.180)
θ	33.70(2.448)	33.74(2.950)	37.28(3.093)
\bar{C}	1179(105.3)	1192(144.4)	1303(193.5)

注:括号内为标准误。

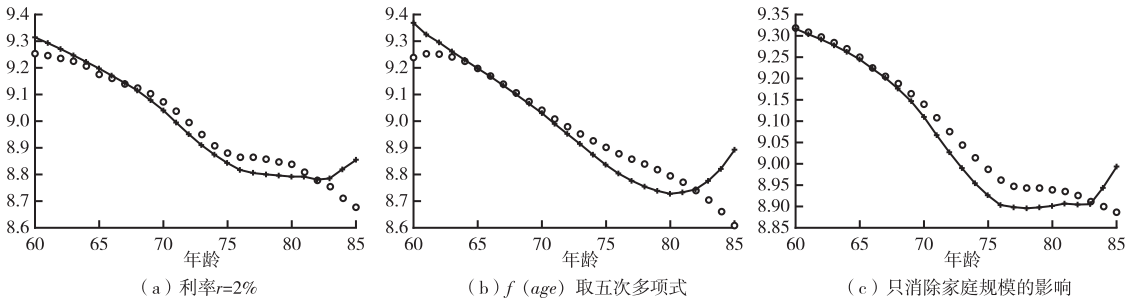


图 11 传统模型的稳健性检验

六、老年人消费的决定因素:医疗支出风险还是遗赠动机?

现有文献对“老年人储蓄之谜”的解释主要从医疗支出风险和遗赠动机的角度来考虑。其中,如何量化医疗支出风险和遗赠动机的相对重要性是一个难题(De Nardi et al, 2016a)。很多文献对这一问题进行了测度和分析(De Nardi et al, 2010; Lockwood, 2018; Ameriks et al, 2020)。

中国人具有很强的遗产观念,传统文化使老人习惯将资产留给后代(陈健、黄少安, 2013),这会导致老年人持有更多的资产。同时,中国的社会保障体系还有待完善,这会导致老年人更强的预防性储蓄动机。问题在于,对中国老年人而言,医疗支出风险和遗赠动机二者的影响哪个更重要及其在城乡之间又有何不同?

本文可以通过反事实模拟来回答这一问题。分析结果显示,如果没有医疗支出风险,老年居民的消费会提高 50.8%;而消除遗赠动机,老年居民的消费会提高 28.5%。也就是说,医疗支出风险减少了老年居民约 1/3 的消费,而遗赠动机减少了约 1/5。

(一) 医疗支出风险

当居民面临医疗支出风险时,风险厌恶的居民会进行预防性储蓄,主动积累更多的资产以规避消费下降的风险。显然,如果居民具有预防性储蓄动机,当消除医疗支出风险后,居民的消费会上升,持有的资产会下降。

本文首先通过反事实模拟,测度在没有医疗支出风险情形下居民的生命周期消费路径和资产路径,以揭示医疗支出风险的具体影响。具体而言,本文保持其他因素不变,将居民医疗支出设定为没有医疗支出风险的水平,对模型重新求解,模拟得到 200000 个居民的(对数)消费路径和(对数)资产路径,在各年龄水平上取平均,得到消除医疗支出风险后居民的生命周期消费路径和资产路径。

图 12 描绘了居民实际的(实线)和模拟的(虚线)生命周期消费路径和资产路径。可以看出,当消除医疗支出风险后,初期消费会显著上升,后期消费则显著下降。同时,居民持有的资产会显著下降。

表 7 分别列出了消除医疗支出风险对于居民生命周期消费和资产的影响结果。可以发现:在消

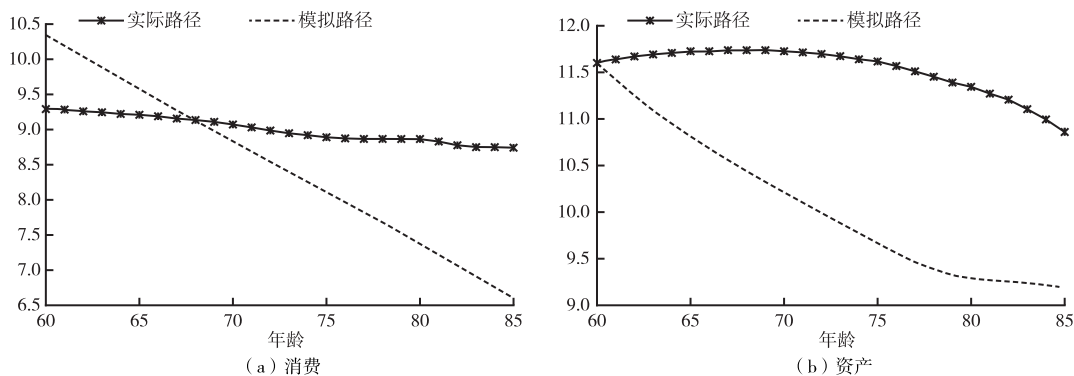


图 12 医疗支出风险的影响

除医疗支出风险后,老年居民的消费会提高 50.8%,持有的资产会降低 57.6%。

分城乡来看,相比城镇居民,农村居民受医疗支出风险的影响更大。在没有医疗支出风险的情况下,农村居民的消费会增加 55.3%,显著大于城镇居民的 45.3%。农村居民持有的资产会降低 65.7%,显著大于城镇居民的 46.1%。其原因可能在于,农村居民的医疗保险和社会保障相对较弱,所以更容易受医疗支出风险的影响。

表 7 医疗支出风险的影响(单位:%)

	全样本	农村	城镇
消费	50.8	55.3	45.3
资产	-57.6	-65.7	-46.1

(二) 遗赠动机

源于遗赠动机,居民会持有更多的资产,而降低消费。所以,当消除遗赠动机后,居民的消费会上升,持有的资产会下降。

本文可以通过反事实模拟,测度在没有遗赠动机情形下居民的生命周期消费路径和资产路径,以揭示遗赠动机的具体影响(即“遗赠效应”)。

具体而言,本文保持其他因素不变,将遗赠动机设为零,也就是 85 岁前居民会完全消费掉其持有的财富。对模型重新求解,模拟得到 200000 个居民的(对数)消费路径和(对数)资产路径,在各年龄水平上取平均,得到消除遗赠动机后居民的生命周期消费路径和资产路径。

图 13 描绘了居民实际的(实线)和模拟的(虚线)生命周期消费路径和资产路径。可以发现,当消除遗赠动机后,居民所有时期的消费都会显著地上升,同时,持有的资产会显著下降。

表 8 遗赠动机的影响(单位:%)

	全样本	农村	城镇
消费	28.5	14.7	49.2
资产	-23.1	-13.2	-40.3

表 8 分别列出了消除遗赠动机对于居民生命周期消费和资产的影响结果。在消除遗赠动机后,老年居民的消费会提高 28.5%,持有的资产会降低 23.1%。

分城乡来看,相比城镇居民,农村居民受遗赠动机的影响较小。在没有遗赠动机的情况下,农村居民的消费会增加 14.7%,显著低于城镇居民的 49.2%,其持有的资产会降低 13.2%,显著低于城镇居民的 40.3%。

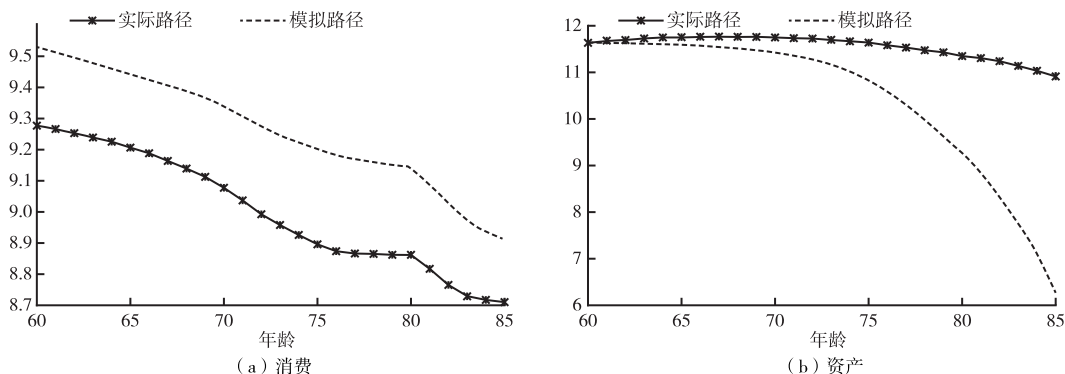


图 13 遗赠动机的影响

总体来说,医疗支出风险对老年人消费行为的影响要显著大于遗赠动机。分城乡来看,农村居民受医疗支出风险的影响更大,受遗赠动机的影响更小。

七、进一步讨论:健康因子与生存风险评价

如前所述,健康因子主要是反映高龄老年人消费效用随年龄变化的动态特征。图 5 的模型拟合结果显示:传统模型难以拟合 75 岁以后老年人的实际消费路径,而加入健康因子后,高龄老年人的实际消费路径得到了很好的拟合。显然,健康因子揭示了老年人在 75 岁以后消费平滑模式发生了显著变化。那么,问题在于,健康因子具体反映的是什么因素呢?

要回答这一问题,本文需要首先明确一点:健康因子是效用函数的时变调节因子,反映了高龄老年人的消费效用可能随年龄增长而变化。显然,这一属性决定了健康因子具有主观评价的特征。

进而,本文要考虑的是,75 岁这一年龄节点对老年人有什么特征意义? 统计数据显示,在样本期初的 2010 年,中国人口平均预期寿命是 74.83 岁,而在样本期末的 2016 年,则提高到 76.5 岁。显然,75 岁是样本期内中国老年人的平均预期寿命。

一个合理的解释是,到达平均预期寿命的年龄节点以后,老年人的生存风险意识被强化,会有意识地提前消费,由此导致老年人消费效用和消费路径的改变。

为了验证这一推断,本文基于中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS)2011 年和 2014 年的数据做进一步的分析。

CLHLS 数据库询问了老年人的主观健康状况、日常活动能力等健康指标,其中主观健康具体问题为:“您觉得您自己的健康状况怎么样? 1. 很好,2. 好,3. 一般,4. 不好,5. 很不好。”当选择为 1 或 2 时,本文令主观健康状况虚拟变量取值为 1,否则为 0。

同时,数据库中关于日常活动限制和生活自立能力的信息则可以反映老年人的客观健康状况。日常活动限制的具体问题为“在最近 6 个月中,您是否因为健康方面的问题,而在日常生活活动中受到限制?”,当回答为“受到很大限制”或“在一定程度上受到限制时”,本文令日常活动限制虚拟变量取值为 1,否则为 0。生活自理能力包含八项活动,即外出串门、购物、做饭、洗衣服、走远路、提重物、下蹲和乘公交,每一项活动能独立完成,本文就令生活自理能力加 1 分,这样生活自理能力取值就为 0 到 8。

如图 14 所示,本文发现,老年人的主观健康状况在 60~75 岁时快速下降,到 75 岁之后趋于稳定。这表明,老年人的主观健康评价在 75 岁左右确实发生了趋势性改变,这与健康因子对老年人消费路径的作用节点(75 岁左右)恰好对应。

与之相反,无论是日常活动限制还是生活自理能力,老年人的客观生理健康状况在 60 岁之后都是逐步的持续的恶化,在 95 岁之前不存在任何明显的拐点。

如表 9 所示,从城乡对比来看,农村老年人的生理健康并不比城市老年人差,甚至还更好,但是,

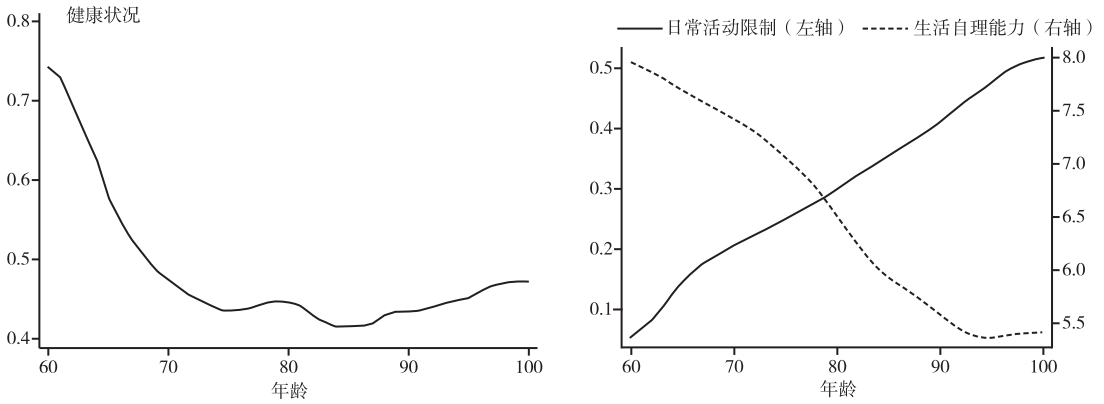


图 14 老年人健康状况

农村老年人的主观健康状况反而更差。这与本文估计的健康因子的结果是一致的,农村居民的健康因子显著低于城镇居民。显然,分城乡的统计分析,进一步证明了导致老年人消费路径发生转换的是主观健康评价,而不是生理健康状况。

表 9 城乡老年人的健康状况

变量	农村	乡镇	城市
主观健康状况	42.71%	43.25%	49.87%
日常活动限制	38.40%	42.59%	45.87%
生活自理能力	5.74	5.70	5.72

综上所述,本文初步判定,驱动高龄老年人消费平滑模式发生实质性转变的健康因子,更可能是老年人基于社会平均预期寿命对生存风险的主观评价,而不是客观的生理健康状况。

八、结论与展望

在外部市场冲击频繁和重大疫情突发的背景下,促进居民消费、提振内需显得尤为重要。随着中国老龄化程度不断加深,老年人消费行为的重要性不断提升,有效识别老年人消费的行为特征,可以为完善社会养老保障机制、促进老年人消费提供依据。

老年人的消费行为与年轻人有着很大的差异,年轻人面临的风险主要是收入和工作的风险,老年人主要面临健康的风险,然而现有文献较少专门分析中国老年人消费行为。本文在传统的消费—储蓄生命周期模型基础上,考虑随着年龄的增长,老年人消费效用的变化,引入时变的消费效用,建立了一个带有医疗支出风险、遗赠动机等要素的消费—储蓄生命周期模型,以分析中国老年居民消费平滑的内在作用机制及其城乡异质性。

本文研究发现:(1)医疗支出风险减少了老年居民约 1/3 的消费,显著大于遗赠动机的影响;(2)相比城镇居民,农村居民面临更大的医疗支出风险,受医疗支出风险的影响也更大,受遗赠动机的影响较小;(3)退休因素对城镇居民 65 岁前后的消费行为具有明显的平滑作用,会显著降低退休初期的消费路径;(4)基于对生存风险的主观评价,老年人会在 75 岁(样本期的社会平均预期寿命)以后,有意识地提前消费,显著改变其消费平滑模式。

根据第七次全国人口普查的数据,农村 60 岁及以上老年人口占到了 23.81%,比城镇老年人口比例高出了 7.99%。面对日益严重的老龄化尤其是农村老龄化问题,上述结论表明:完善以医疗保障为核心的社会养老机制,做到“老有所养”,是应对农村老龄化和促进农村老年人消费的关键。同时,通过延迟退休等形式,做到“老有所为”,则是促进城镇老年人消费的有效途径。

本文完善了对老年人消费行为的分析框架,未来的研究可以进一步考虑住房、代际转移支付、一

般均衡等因素,建立更一般化的分析老年人消费行为的生命周期模型。

参考文献:

- 陈健 黄少安,2013:《遗产动机与财富效应的权衡:以房养老可行吗?》,《经济研究》第9期。
- 陈彦斌 邱哲圣,2011:《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》,《经济研究》第10期。
- 陈斌开 杨汝岱,2013:《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》,《经济研究》第1期。
- 黄祖辉 等,2011:《经济转型时期农户的预防性储蓄强度:来自浙江省的证据》,《管理世界》第5期。
- 李宏彬 施新政 吴斌珍,2015:《中国居民退休前后的消费行为研究》,《经济学(季刊)》第1期。
- 凌晨 张安全,2012:《中国城乡居民预防性储蓄研究:理论与实证》,《管理世界》第11期。
- 徐舒 赵绍阳,2013:《养老金“双轨制”对城镇居民生命周期消费差距的影响》,《经济研究》第1期。
- 许玲丽 龚关 周亚虹,2012:《老年居民健康波动、医疗支出风险与医疗保险风险分担》,《财经研究》第10期。
- 许志伟 刘建丰,2019:《收入不确定性、资产配置与货币政策选择》,《经济研究》第5期。
- 杨继生 邹建文,2020:《居民消费平滑及其结构异质性——基于生命周期模型的分析》,《经济研究》第11期。
- 臧旭恒 张欣,2018:《中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析》,《经济研究》第3期。
- 邹红 喻开志,2015:《退休与城镇家庭消费:基于断点回归设计的经验证据》,《经济研究》第1期。
- Ameriks, J. et al(2011), “The joy of giving or assisted living? Using strategic surveys to separate public care aversion from bequest motives”, *Journal of Finance* 66(2): 519–561.
- Ameriks, J. et al(2020), “Long-term-care utility and late-in-life saving”, *Journal of Political Economy* 128(6): 2375–2451.
- Battistin, E. et al(2009), “The retirement consumption puzzle: Evidence from a regression discontinuity approach”, *American Economic Review* 99(5): 2209–2226.
- Blundell, R. et al(2008), “Consumption inequality and partial insurance”, *American Economic Review* 98(5): 1887–1921.
- Cagetti, M. (2003), “Wealth accumulation over the life cycle and precautionary savings”, *Journal of Business & Economic Statistics* 21(3):339–353.
- Carroll, C. D. (2006), “The method of endogenous gridpoints for solving dynamic stochastic optimization problems”, *Economics Letters* 91(3):312–320.
- Chamon, M. D. & E. S. Prasad(2010), “Why are saving rates of urban households in China rising?”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(1):93–130.
- Chamon, M. et al(2013), “Income uncertainty and household savings in China”, *Journal of Development Economics* 105(C):164–177.
- Choi, H. et al(2017), “Precautionary saving of Chinese and US households”, *Journal of Money, Credit and Banking* 49(4):635–661.
- Córdoba, J. C. , & M. Ripoll(2017), “Risk aversion and the value of life”, *Review of Economic Studies* 84(4):1472–1509.
- Córdoba, J. C. & M. Ripoll(2019), “The elasticity of intergenerational substitution, parental altruism, and fertility choice”, *Review of Economic Studies* 86(5):1935–1972.
- Curtis, C. C. et al(2015), “Demographic patterns and household saving in China”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(2):58–94.
- De Nardi, M. (2004), “Wealth inequality and intergenerational links”, *Review of Economic Studies* 71(3):743–768.
- De Nardi, M. et al(2010), “Why do the elderly save? The role of medical expenses”, *Journal of Political Economy* 118(1):39–75.
- De Nardi, M. et al(2016a), “Savings after retirement: A survey”, *Annual Review of Economics* 8(1): 177–204.
- De Nardi, M. et al(2016b), “Medicaid insurance in old age”, *American Economic Review* 106(11): 3480–3520.
- French, E. & J. B. Jones(2004), “On the distribution and dynamics of health care costs”, *Journal of Applied Econometrics* 19(6): 705–721.
- Ge, S. et al(2018), “Population policies, demographic structural changes, and the Chinese household saving puzzle”, *European Economic Review* 101:181–209.
- Gourinchas, P. O. & J. A. Parker(2002), “Consumption over the life cycle”, *Econometrica* 70(1): 47–89.
- Kopczuk, W. & J. P. Lupton(2007), “To leave or not to leave: The distribution of bequest motives”, *Review of Economic Studies* 74(1):207–235.

- Kopecky, K. A. & T. Koreshkova(2014), “The impact of medical and nursing home expenses on savings”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 6(3): 29—72.
- Lockwood, L. M. (2012), “Bequest motives and the annuity puzzle”, *Review of Economic Dynamics* 15(2): 226—243.
- Lockwood, L. M. (2018), “Incidental bequests and the choice to self-insure late-life risks”, *American Economic Review* 108(9): 2513—2550.
- Meghir, C. & L. Pistaferri(2004), “Income variance dynamics and heterogeneity”, *Econometrica* 72(1): 1—32.
- Murphy, K. M. & R. H. Topel(2006), “The value of health and longevity”, *Journal of Political Economy* 114(5): 871—904.
- Nakajima, M. et al(2020), “Home equity in retirement”, *International Economic Review* 61(2): 573—616.
- Pagel, M. (2017), “Expectations-based reference-dependent life-cycle consumption”, *Review of Economic Studies* 84(2): 885—934.
- Wei, S. J. & X. Zhang(2011), “The competitive saving motive evidence from rising sex ratios and savings rates in China”, *Journal of Political Economy* 119(3): 511—564.

Population Aging, Elderly Consumption and Its Structural Heterogeneity

—An Analysis Based on Time-varying Consumption Utility

YANG Jisheng¹ ZOU Jianwen²

(1. Huazhong University of Science and Technology, Wuhan, China;

2. Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, China)

Abstract: In the context of the shock of major epidemics and frequent international trade frictions, promoting households' consumption is the fundamental way to boost domestic demand. At the same time, with the aging of the population, the consumption and savings behavior of the elderly becomes more important. Unlike young people who face mainly job risks, the elderly face mainly health risks, but few literature studies the consumption behavior of the elderly in China systematically. Based on the life cycle theory, this paper builds a life cycle consumption and savings model with medical expenses, bequest motive, social security and other factors to analyze consumption behavior of the elderly in China. Based on the structural estimation of the model, this paper carries out a series of counterfactual simulations. Our findings are summarized as follows. The risk of medical expenses determined by physical health reduces the consumption of the elderly by about 1/3, which is much greater than the influence of bequest motive. Compared with urban households, rural households have much higher medical expenses risk, are affected by the risks of medical expenditure to a larger extent, and are less affected by bequest motive. The consumption behavior of the urban elderly is more affected by retirement factors. Survival risk will significantly change the consumption smoothing pattern of the elderly in age groups older than the life expectancy in the society. Therefore, improving the medical security system and ensuring people's access to elderly care are the key to responding to rural aging, and delaying retirement and ensuring people's access to elderly employment can effectively promote the consumption of the urban elderly.

Keywords: The Elderly; Consumption Behavior; Medical Expenses Risk; Heterogeneity between Urban and Rural Areas; Life Cycle Model

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)