

工作论文
为医疗而储蓄
——时间不一致下的生命周期模型

邹建文

华中科技大学经济学院

2018 年 12 月 20 日

研究背景

- 伴随着经济的高速发展，中国的居民储蓄率快速的上升 (Chamon & Prasad , 2010)，消费率快速的下滑。
- 在国际贸易战频繁、国内资本积累已经过度的背景下，促进居民消费是扩大内需的根本途径。

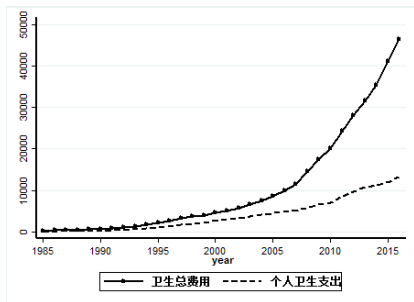
研究背景

- 关于中国居民消费不足和高储蓄率的原因，现有文献很多从预防性储蓄的角度进行解释。
- 黄祖辉等（2011）、凌晨和张安全（2012）、臧旭恒和张欣（2018）、He et al.（2018）经验性地验证了中国居民预防性储蓄动机的存在。

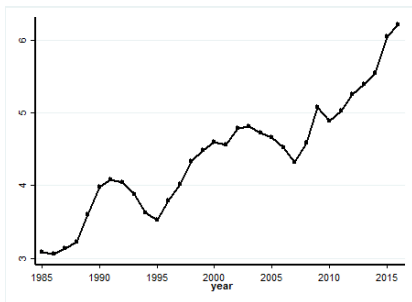
研究背景

- 不仅收入风险会引起预防性储蓄，支出风险也会引起预防性储蓄。
- 很多研究（Chamon & Prasad, 2010）指出从上世纪开始的包括住房、教育、医疗保障、养老体系等一系列社会福利体制改革增加了居民未来的不确定性，是中国居民高储蓄率的重要原因。
- 从宏观层面看，从上世纪 80 年代以来，中国无论是卫生总费用、个人卫生支出还是卫生总费用占 GDP 的比例都呈现不断增长的趋势。

研究背景



(a) 卫生总费用和个人卫生支出



(b) 卫生总费用占 GDP%

图 1 1980 年以来的居民消费率

文献回顾：经验性研究

- 关于医疗支出对消费和储蓄的影响，现有文献主要是研究医疗保险政策对消费的影响。
 - 甘犁等（2010）、马双等（2010）、白重恩等（2012）、蔡伟贤和朱峰（2015）都发现新型农村合作医疗（简称新农合）促进了居民消费。
 - 臧文斌等（2012）发现城镇居民基本医疗保险促进了居民消费。
 - 此外，沈坤荣和谢勇（2012）、丁继红等（2013）发现参加医疗保险可以促进居民消费。
- ⇒ 上述研究都是经验性的分析，没有研究医疗支出风险对生命周期储蓄行为的动态影响。

文献回顾：医疗支出

- 生命周期模型是研究居民动态行为的基准模型，提供了量化医疗支出动态影响的框架。
- 在这类文献中，De Nardi et al. (2010) 的研究最具有代表性。De Nardi et al. (2010) 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，发现医疗支出能解释很大部分的老年人的储蓄行为。
- Kopecky & Koreshkova (2014) 进一步在带有一般均衡的生命周期模型的框架下研究了医疗支出对老年人储蓄的影响。
- De Nardi et al. (2018) 则研究了医疗支出风险对退休后老年夫妻及单身老人的储蓄行为的影响。

文献回顾：医疗支出与住房

- Nakajima & Telyukova (2012)、Nakajima & Telyukova (2017)、Nakajima & Telyukova (2018) 进一步在带有住房的生命周期模型下研究了医疗支出风险对老年人储蓄的影响。

文献回顾：医疗支出与遗赠动机

- Laitner et al. (2016) 提供了分析不同储蓄动机的解析解。
- De Nardi (2004)、Kopczuk & Lupton (2007)、Inkmann et al. (2010)、Lockwood (2012)、Lockwood (2018) 在生命周期模型框架下量化了遗赠动机的影响。
- Ameriks et al. (2011)、Ameriks et al. (2015)、Ameriks et al. (2016a)、Ameriks et al. (2016b) 基于调查数据在生命周期模型框架下量化了医疗支出风险和遗赠动机的影响。

文献回顾：医疗保险

- French & Jones (2011)、 Dobrescu (2012)、 De Nardi et al. (2016)、 Koijen et al. (2016)、 Barczyk & Kredler (2017)、 Braun et al. (2017) 在生命周期模型框架下研究了医疗保险对老年人储蓄的影响。

文献回顾：行为经济学

- 现有的估计行为经济学下的消费—储蓄生命周期模型的文献还相对较少。
- Laibson et al. (2015) 估计了一个带有时间偏好不一致的消费—储蓄生命周期模型，Pagel (2017) 估计了带有期望参照偏好的消费-储蓄生命周期模型。此外，Choi et al. (2017) 估计了一个带有递归偏好的消费—储蓄生命周期模型，借以分析中国和美国居民预防性储蓄行为的具体差异。

本文的研究

- 本文基于生命周期理论分析中国老年居民的消费储蓄行为，建立了一个带有医疗支出风险和时间不一致的消费—储蓄生命周期模型，通过匹配模拟的和实际的生命周期消费，利用模拟矩方法估计结构参数。
- 进而，基于结构估计结果进行了一系列的反事实模拟，研究了医疗支出风险、遗赠动机、生存风险和最低生活保障政策对于居民消费储蓄行为的影响。

本文的贡献

- 在理论上，本文首次估计了一个带有时间不一致和医疗支出风险的生命周期模型，扩展了国际上现有对医疗支出风险的研究。
- 在经验上，不同于现有的基于消费—储蓄生命周期模型分析中国居民消费的文献（徐舒和赵绍阳，2013；Chamon et al.，2013；Choi et al.，2017），本文首次研究了时间不一致、医疗支出风险、遗赠动机、生存风险和最低生活保障政策对中国老年人消费储蓄行为的影响，深化了现有对中国消费储蓄问题的研究。

偏好

- 参照 Gourinchas & Parker (2002)、Cagetti (2003)、De Nardi et al. (2010)、Laibson et al. (2015), 考虑一个生命周期模型, 个体 i 在 $t=1$ 期退休, 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。
- 其中, 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, 代表越厌恶风险。

遗赠效用

- 个体死亡时对于所持有资产 A_{t+1} 的遗赠效用 $b(A_{t+1})$ 设定为：

$$b(A_{t+1}) = \theta \cdot \frac{A_{t+1}^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (2)$$

其中 θ 衡量了遗赠动机的强度， θ 越大，遗赠效用越大，遗赠储蓄动机就越强。

预算约束

- 个体的预算约束为：

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

其中 A_t 是 t 时期的资产， $A_t \geq 0$ ，代表个体面临借贷约束。 TR_t 是政府提供的转移支付， M_t 是医疗支出， r 是无风险利率， Y_t 是收入。

最低生活保障

- 政府提供的转移支付 TR_t 为：

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

其中 \underline{C} 是最低生活保障。

生存风险和医疗支出风险

- 个体面临着生存风险和医疗支出风险，在 t 期，个体存活到 $t+1$ 期的概率是 s_{t+1} 。
- 个体的医疗支出 M_t 服从以下过程：

$$\begin{aligned} \log(M_t) &= M(t) + z_t + \epsilon_t \\ z_t &= z_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (5)$$

即个体的对数医疗支出 $\log(M_t)$ 由确定性部分 $M(t)$ 和医疗支出风险组成，医疗支出风险由一个单位根过程 z_t 和一个白噪声过程 ϵ_t 组成。

- 其中 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：

$$\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2), \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma_{\epsilon_t}^2) \quad (6)$$

贝尔曼方程：时间偏好不一致

- 引入时间偏好不一致，那么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：

$$V_t(C_t, z_t) = \max_{C_t} \{u(C_t) + \beta \delta [s_{t+1} E_t V_{t+1}^E(C_{t+1}, z_{t+1}) + (1 - s_{t+1}) b(A_{t+1})]\} \quad (7)$$

- 个体在 t 期认为个体在 $t+1$ 会做如下最优化：

$$V_{t+1}^E(C_t, z_t) = \max_{C_{t+1}} \{u(C_{t+1}) + \delta [s_{t+2} E_t V_{t+2}^E(C_{t+2}, z_{t+2}) + (1 - s_{t+2}) b(A_{t+2})]\} \quad (8)$$

其中 β 是短期贴现率， δ 是长期贴现率。当 $\beta = 1$ 时，代表不存在时间偏好不一致。

- 从第 T 期开始，从后往前依次求解贝尔曼方程 (7) 式和 (8) 式就可以得到从第 1 期到第 T 期的消费函数 $\{C_t(A_t)\}_{1 \leq t \leq T}$ 。

模拟矩估计

- 参照 Gourinchas & Parker (2002)、Cagetti (2003)、Nardi et al. (2010)、徐舒 (2013)，使用模拟矩方法 (method of simulated moments, MSM) 估计模型的结构参数。
- 给定第一阶段估计的参数 $\chi = \{ \sigma_\eta^2, \sigma_\epsilon^2, \{s_t\}_{1 \leq t \leq T}, r \}$ ，我们可以利用模拟矩方法估计结构参数 $\vartheta = \{ \beta, \delta, \rho, \theta, \underline{C} \}$ 。
- 模拟矩估计的矩条件是：

$$g_t(\vartheta; \hat{\chi}) = \frac{1}{I_t} \sum_{i=1}^{I_t} \ln \hat{C}_{i,t} - \frac{1}{I_s} \sum_{i=1}^{I_s} \ln \hat{C}_{i,t}^s(\vartheta; \hat{\chi}) \quad (9)$$

- 模拟矩估计通过最小化如下的 GMM 目标函数得到 $\hat{\vartheta}$ ：

$$\hat{\vartheta} = \underset{\vartheta}{\operatorname{argmin}} g(\vartheta; \hat{\chi})' W g(\vartheta; \hat{\chi}) \quad (10)$$

其中 $g(\vartheta; \hat{\chi}) = (g_1(\vartheta; \hat{\chi}), g_2(\vartheta; \hat{\chi}), \dots, g_T(\vartheta; \hat{\chi}))'$ 。

数据

- 北京大学中国家庭追踪调查 (CFPS) 2010 年、2012 年、2014、2016 年四期的面板数据
- 在选取样本点时，我们做了如下处理：(1) 剔除收入、总支出和医疗支出在 1% 以下和 99% 以上的样本；(2) 只保留户主年龄在 60-80 岁的样本；(3) 只保留在 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年都有观测值的样本。
- 收入为调整后的家庭纯收入，并且都是以 2010 年为基期的可比收入。
- 总支出为家庭居民消费性支出，总支出使用 CPI 进行平减。
- 医疗支出为家庭医疗支出，使用 CPI 进行平减
- 非医疗支出 (消费)：等于总支出减去医疗支出
- 家庭资产为家庭净资产

数据

- 无风险利率来自《中国统计年鉴》中的金融机构法定存款利率：2010 年到 2016 的一年定期存款利率的平均值，得到 $r = 2.615\%$
- 各年龄的条件生存概率来自《中国卫生和计划生育统计年鉴》，进行三次样条插值

描述性统计

表 1 主要变量描述性统计

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	37717	37521	28653	31397	49364	41342
总支出	29882	29423	23481	24920	38106	32558
医疗支出	4150	6894	3640	6511	4805	7306
非医疗支出	25732	27689	19841	23437	33301	30730
资产	257058	552979	139145	352793	407928	705206
家庭规模	3.574	2.063	3.811	2.177	3.287	1.876
受教育程度	2.109	1.124	1.856	0.940	2.435	1.250
健康	0.249	0.432	0.293	0.455	0.194	0.396
年龄	66.93	5.363	66.66	5.203	67.28	5.549
性别	0.785	0.411	0.845	0.362	0.705	0.456
样本量	9471		5318		4139	

收入和消费的调整

- 让医疗支出、非医疗支出和收入的对数对个体特征和家庭特征做回归：

$$\ln Q_{it} = f(\text{age}) + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

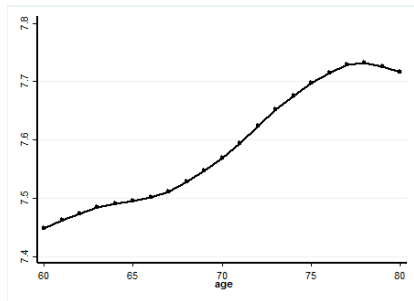
其中 Q 为医疗支出、非医疗支出或收入， X 包括户主的个体特征如健康状况、受教育程度、性别，以及家庭规模以及年份虚拟变量和省份虚拟变量。 age 是户主的年龄， $f(\text{age})$ 是户主年龄的函数，这里利用非参核密度的方法估计，以获得关于年龄的平滑函数。得到的对数收入和对数消费的残差为：

$$\ln \hat{Q}_{it} = \hat{f}(\text{age}) + \hat{\varepsilon}_{it} \quad (12)$$

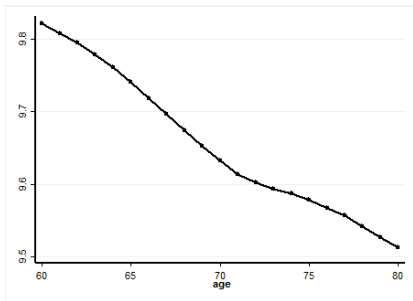
医疗支出冲击参数的估计

- 将对数医疗支出、对数非医疗支出和对数收入的估计值作为前文结构模型的输入变量。
- 医疗支出冲击参数可以参照现有文献的做法 (French & Jones , 2004 ; Meghir & Pistaferri , 2004 ; Blundell et al. , 2008 ; 徐舒 , 2010 ; 徐舒和朱南苗 , 2011) , 使用最小距离法 (minimum distance estimator , MDE) 进行估计。

主要变量的生命周期特征



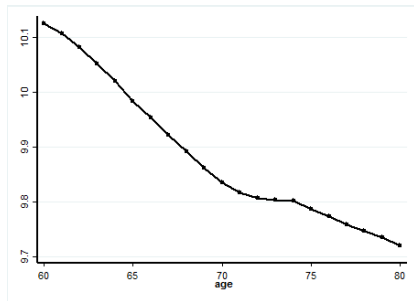
(a) 对数医疗支出均值



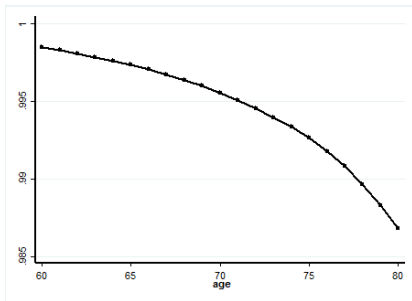
(b) 对数非医疗支出均值

图 2 主要变量的生命周期特征

主要变量的生命周期特征



(a) 对数收入均值



(b) 条件生存概率

图 3 主要变量的生命周期特征

医疗支出冲击

表 2 医疗支出冲击参数

参数	全样本	农村	城镇
σ_{η}^2	0.211 (0.034)	0.185 (0.049)	0.211 (0.046)
σ_{ϵ}^2	0.928 (0.052)	0.979 (0.075)	0.853 (0.069)

注：括号内为标准误

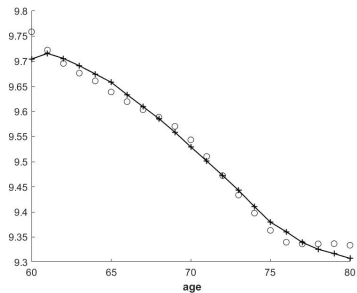
结构参数

表 3 结构参数

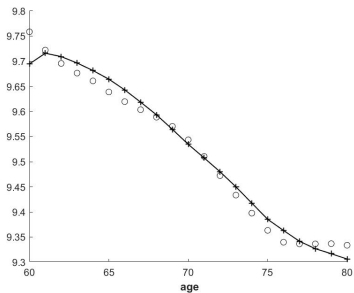
结构参数	时间不一致	指数贴现
β	0.532 ()	1 -
δ	0.806 ()	0.773 (0.014)
ρ	1.172 ()	1.311 (0.073)
θ	258.8 ()	245.3 (0.098)
C	1545 ()	1488 (204)

注：括号内为标准误

模型拟合



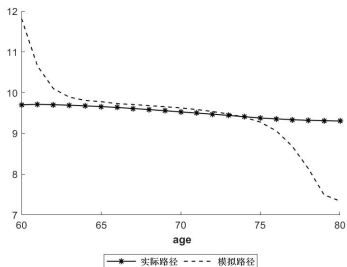
(a) 时间不一致



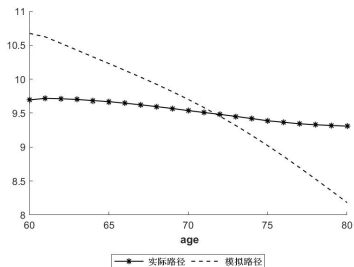
(b) 指数贴现

图 4 模型拟合

医疗支出风险的影响



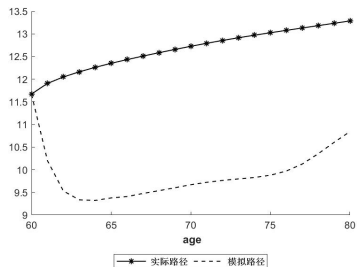
(a) 时间不一致



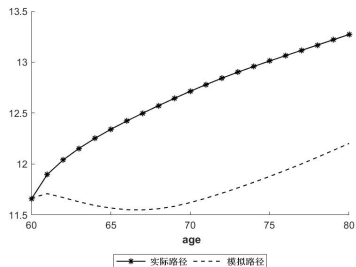
(b) 指数贴现

图 5 医疗支出风险的影响

医疗支出风险的影响



(a) 时间不一致



(b) 指数贴现

图 6 医疗支出风险的影响

医疗支出风险的影响

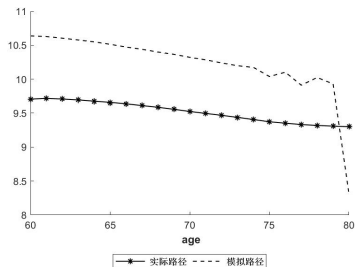
表 4 医疗支出风险的影响：消费

	全样本	60-64 岁	65 岁-69 岁	70 岁-74 岁	75-80 岁
时间不一致	95.1%	210.7%	10.8%	6.43%	-46.0%
指数贴现	70.2%	129.9%	53.8%	0.37%	-46.8%

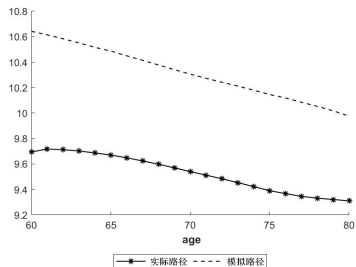
表 5 医疗支出风险的影响：资产

	全样本	60-64 岁	65 岁-69 岁	70 岁-74 岁	75-80 岁
时间不一致	-90.6%	-76.9%	-95.2%	-95.5%	-94.3%
指数贴现	-56.0%	-29.5%	-60.5%	-67.4%	-67.0%

遗赠动机的影响



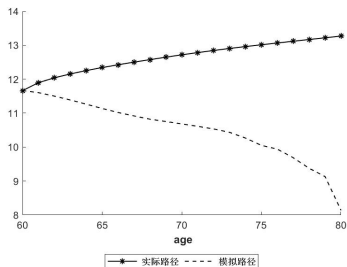
(a) 时间不一致



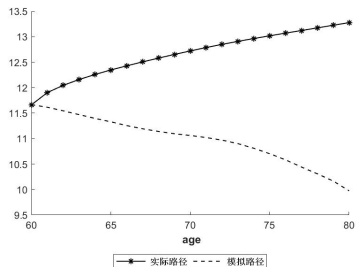
(b) 指数贴现

图 7 遗赠动机的影响

遗赠动机的影响



(a) 时间不一致



(b) 指数贴现

图 8 遗赠动机的影响

遗赠动机的影响

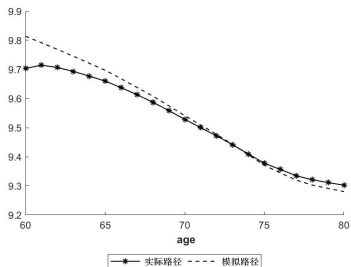
表 6 遗赠动机的影响：消费

	全样本	60-64 岁	65 岁-69 岁	70 岁-74 岁	75-80 岁
时间不一致	131.3%	147.7%	129.5%	117.5%	79.7%
指数贴现	127.9%	141.6%	121.2%	113.9%	107.5%

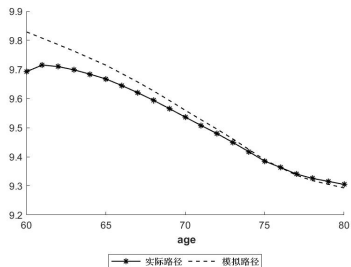
表 7 遗赠动机的影响：资产

	全样本	60-64 岁	65 岁-69 岁	70 岁-74 岁	75-80 岁
时间不一致	-75.7%	-39.5%	-78.5%	-89.9%	-96.9%
指数贴现	-71.2%	-37.0%	-72.3%	-84.6%	-93.1%

生存风险



(a) 时间不一致



(b) 指数贴现

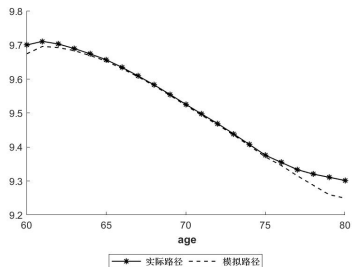
图 9 生存风险的影响

生存风险

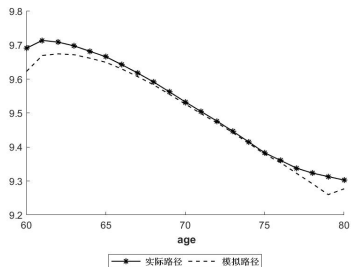
表 8 生存风险的影响：消费

	全样本	60-64 岁	65 岁-69 岁	70 岁-74 岁	75-80 岁
时间不一致	4.12%	7.38%	2.75%	0.60%	-1.42%
指数贴现	5.49%	9.10%	3.88%	1.68%	-0.36%

最低生活保障



(a) 时间不一致



(b) 指数贴现

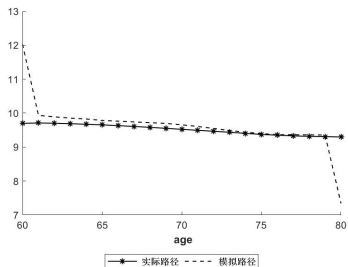
图 10 最低生活保障的影响

最低生活保障

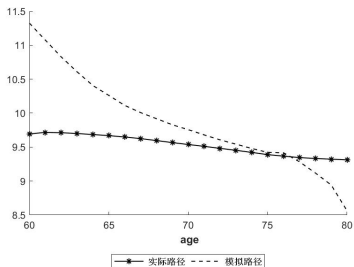
表 9 最低生活保障的影响：消费

	全样本	60-64 岁	65 岁-69 岁	70 岁-74 岁	75-80 岁
时间不一致	-0.94%	-1.30%	-0.31%	-0.33%	-2.27%
指数贴现	-2.35%	-3.90%	-1.14%	-0.53%	-1.18%

医疗支出风险和遗赠动机的影响



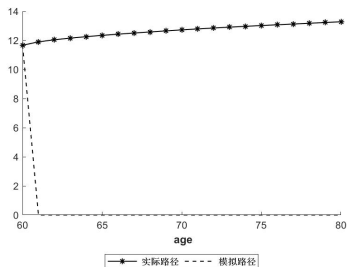
(a) 时间不一致



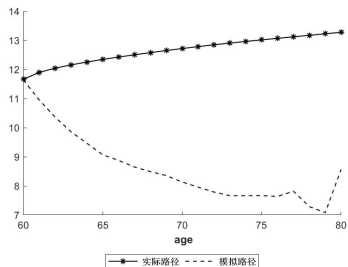
(b) 指数贴现

图 11 医疗支出风险和遗赠动机的影响

医疗支出风险和遗赠动机的影响



(a) 时间不一致



(b) 指数贴现

图 12 医疗支出风险和遗赠动机的影响

医疗支出风险和遗赠动机的影响

表 10 医疗支出风险和遗赠动机的影响：消费

	全样本	60-64 岁	65 岁-69 岁	70 岁-74 岁	75-80 岁
时间不一致	102.9%	216.3%	14.2%	9.40%	-5.81%
指数贴现	124.9%	239.6%	53.2%	15.5%	-11.6%

表 11 医疗支出风险和遗赠动机的影响：资产

	全样本	60-64 岁	65 岁-69 岁	70 岁-74 岁	75-80 岁
时间不一致	-96.2%	-84.4%	-99.9%	-99.9%	-99.9%
指数贴现	-91.7%	-70.1%	-97.7%	-99.3%	-99.5%

参考文献

- Gourinchas, Pierre-Olivier, and Jonathan A. Parker. "Consumption over the life cycle." *Econometrica* 70.1 (2002): 47-89.
- Cagetti, Marco. "Wealth accumulation over the life cycle and precautionary savings." *Journal of Business & Economic Statistics* 21.3 (2003): 339-353.
- Laibson, David, et al. "Estimating Discount Functions with Consumption Choices over the Lifecycle." (2015).

参考文献

- French, Eric. "The effects of health, wealth, and wages on labour supply and retirement behaviour." *The Review of Economic Studies* 72.2 (2005): 395-427.
- De Nardi, Mariacristina, Eric French, and John B. Jones. "Why do the elderly save? The role of medical expenses." *Journal of Political Economy* 118.1 (2010): 39-75.
- French, Eric, and John Bailey Jones. "The Effects of Health Insurance and Self-Insurance on Retirement Behavior." *Econometrica* 79.3 (2011): 693-732.
- De Nardi, Mariacristina, Eric French, and John Bailey Jones. "Medicaid insurance in old age." *The American Economic Review* 106.11 (2016): 3480-3520.