

中国城市居民退休消费困境研究

刘子兰 宋 泽

【摘 要】国外研究发现,居民退休时消费会发生“断崖式”下降,这一现象与生命周期理论中消费平滑的观点并不一致,被称为“退休消费困境”。文章利用 2002 和 2007 年中国居民收入调查(CHIPS)数据,分析城市居民是否存在“退休消费困境”现象。结果发现,在强制退休制度下,退休在一定程度上降低了家庭消费,其影响程度取决于异质的家庭特征。退休原因和家庭收入来源是影响居民退休后消费变化的主要原因。提前退休,养老金收入过低,以及经营和资产收入较低造成退休消费下降。

【关键词】退休消费困境 强制退休制度 老年消费

【作 者】刘子兰 湖南师范大学商学院院长、教授;宋 泽 湖南大学金融与统计学院,博士研究生。

一、引 言

第六次全国人口普查结果显示,中国 60 岁及以上老年人口已达 1.78 亿,占总人口的 13.26%。目前,中国是世界上唯一一个老年人口超过 1 亿的国家,且正在以每年 3% 以上的速度快速增长,是同期人口增速的 5 倍多。人口老龄化必然对消费结构造成影响。根据生命周期理论,每个家庭根据一生的全部预期收入来安排消费支出,即每个家庭在每一时点上的消费和储蓄决策都反映了该家庭希望在其生命周期各个阶段达到消费的理想分布(Modigliani 等,1954)。因此,各个家庭的消费取决于他们在生命周期中获得的总收入和财产,人们的终生消费不受各个时期所得变化影响,具有平滑性。然而,许多学者的研究发现,人们退休初期的消费有明显的下降,这一现象与生命周期理论相悖,称为“退休消费困境”。

Hamermesh(1984)首次对生命周期理论提出质疑,他使用退休历史调查数据揭示了消费与终身财富水平的关系。结果发现,对于年龄在 62~69 岁的白人已婚夫妇而言,他们在退休初期的消费超过了个人的金融资产、私人养老金和社会养老金收入总额的 14%,这表明其个人储蓄(含私人养老金、社会养老金)不足以支持他们余生的消费。为了应对这种情

* 本文系国家社科基金重大项目“促进消费持续增长的长期政策和长效机制研究”(12&ZD050)阶段性成果。

况,退休居民只有通过减少消费以维持整个老年期间消费水平。Mariger(1987)认为,随着时间的推移,退休者的预期寿命不断延长,寿命的不确定性影响居民未来的收入变化,其消费欲望会不断下降,退休成年人消费比就业成年人消费少43%。在此基础上,Mariger提出了居民消费受到流动性约束的观点。Hurd(1989)第一次把死亡率和遗产动机引入生命周期消费模型。他使用美国RHS数据进行分析发现,即使有遗产动机,只要跨时偏好大于利率,那么居民的消费和财富会随着年龄增长而下降。因此,消费和财富的变化取决于跨时偏好、利率和遗产动机。Carroll等(1989)研究发现,消费和收入之间的联系远比生命周期理论预测的紧密,而且消费平滑仅能维持几年的时间,而无法延续10年、20年或更长的时间。

Banks等(1998)使用英国家庭固定样本调查数据进行相关研究时,把退休后消费下降归因为系统性不利信息(如流动性约束、提前退休和收入风险)。Attanasio(1999)指出,生命周期消费理论能十分契合家庭生命周期的中间阶段,但对于退休者的消费行为却缺乏解释力。不确定性和退休预期是影响消费变动的重要因素。Ameriks等(2002)使用金融追踪调查和金融观念与行为调查两组数据对居民退休前后的消费进行比较发现,由于退休后的不确定性,退休者实际支出需要超出了其所掌握的经济资源。Blau(2008)认为,退休是一个不确定的离散事件,退休者的最优选择是降低消费以保障更长生命周期内对消费的需要。他认为“退休消费困境”现象符合不确定性假设条件下的生命周期理论。

生命周期理论认为,当退休被消费者预期的情况下,消费者在退休时的消费水平不会发生下降。学者们大多把注意力集中在观察消费的明显改变上,而忽略了某些非预期性的退休,如失业或者残障也可导致消费水平的下降,但此情况不在生命周期模型考虑的范围之列。为避免此类问题的产生,Haider等(2007)使用主观退休预期作为工具变量研究消费水平的变化,以排除非预期性退休的干扰。他们首先证明,理性退休预期可以准确反映实际退休情况;然后,通过回归分析发现,实际退休与消费之间存在负相关;进而证明预期退休和退休消费之间显著负相关,消费者退休后消费下降幅度为7%~11%。

Schwerdt(2005)以工资替代率为组群划分标准,分析居民退休后消费下降的原因。他发现,只有低工资替代率组群的退休消费下降。Laitner等(2005)和Fisher等(2008)使用美国消费者支出调查数据进行研究,他们选取的组群样本年龄跨度不同,但都发现美国居民存在“退休消费困境”现象。Laitner等(2005)认为,居民消费下降的幅度取决于消费与闲暇的替代弹性;Fisher等(2008)认为,居民消费支出不仅在退休时发生下降,退休后消费支出也保持年均1%的下降幅度。

Smith(2006)认为,从两方面对生命周期理论模型进行扩展能较好解释“退休消费困境”现象。一是闲暇替代假说。在家庭效用函数中,如果消费与闲暇具有替代性,或者在家庭生产函数中时间与消费可相互替代,那么,退休后闲暇的增加会导致消费支出下降;二是退休财富负效应假说。如果退休伴随着财富减少(如非预期的退休造成收入和养老金的损失),

则退休后消费下降。为了验证以上假说,Smith(2006)使用英国家庭面板追踪调查数据分析非预期(疾病或者裁员)提前退休者的消费变化,结果表明,非自愿性提前退休使得消费下降。Hurd 等(2003,2006)使用消费和行为调查数据进行分析时发现,“退休消费困境”并不是普遍现象。居民之间财富状况、健康状况、受教育程度、死亡率和退休预期存在差异,所以其消费变化也不一致。他们发现,在低收入组群和非自愿退休组群中存在“退休消费困境”现象。

Hurst(2008)认为,总体而言,大多数家庭不存在退休消费困境现象。也就是说,不同种类的消费支出在退休前后的变化存在巨大差异;普通家庭退休后支出的减少限于食物和与工作相关的消费项目;几乎所有其他非耐用品消费保持不变甚至增加;此外,即使退休后食物支出会减少,但食物的摄入量并未改变。研究还表明,退休消费的变化差异与家庭之间存在的差异性有关,这主要表现为有些家庭成员因健康等原因而被迫非自愿退休。总之,排除健康等因素的影响后,标准的生命周期消费模型能较好解释大多数家庭退休前后的消费行为。

本文的研究目标是探讨强制退休制度背景下居民退休对其消费行为是否产生影响。本文运用城市居民微观调查数据考察中国大陆地区是否存在“退休消费困境”现象,分析中国城市居民的异质性特征如何影响其退休消费行为。

二、计量模型与数据

(一) 模型与方法

在 Haider(2007)家庭消费模型的基础上,本文引入退休变量(retire),以分析强制退休制度对居民消费的影响。在对退休状态进行识别时,Banks 等(1998)使用自我报告的就业状况而非退休年龄作为名义变量,同时以户主退休来代表家庭退休情况。Lundberg 等(2003)沿用了 Banks 等(1998)对退休变量的界定方式,该识别方式基本符合美国的弹性退休制度,但不适用于中国。

受健康、返聘和兼职等因素的影响,并非所有人达到规定退休年龄就停止工作。但强制退休制度使退休的概率在政策规定的退休年龄处发生一个外生的跳跃。本文使用了断点回归对此进行分析。设 C 为消费,退休状况为 D ,工作时取值为 0,退休时取值为 1,那么, C_0 为工作时的消费, C_1 为退休时的消费, t 为年龄, t_R 为法定退休年龄。通过以上假设,居民从工作过渡到退休的消费情况可以表述为:

$$C = C_0 \cdot (1 - D) + C_1 \cdot D = C_0 + (C_1 - C_0)D \tag{1}$$

若只考虑正常退休的情况,那么 t_R 就是断点。因此,可以设定强制退休对居民消费的影响系数为 $\beta_1 = C_1(t_R) - C_0(t_R)$,即:

$$\beta_1 = \frac{\lim_{t \downarrow t_R} E[C|t] - \lim_{t \uparrow t_R} E[C|t]}{\lim_{t \downarrow t_R} E[D|t] - \lim_{t \uparrow t_R} E[D|t]} \quad (2)$$

在同质性情况下,只需要 $\lim_{t \downarrow t_R} E[D|t] - \lim_{t \uparrow t_R} E[D|t] \neq 0$,我们便能估计出 β_1 。在异质性情况下,只要满足局域实验设计要求的局域单调性条件, $\beta_1 = \frac{\lim_{t \downarrow t_R} E[C_0|t] - \lim_{t \uparrow t_R} E[C_1|t]}{\lim_{t \downarrow t_R} E[D|t] - \lim_{t \uparrow t_R} E[D|t]} = \lim_{e \rightarrow 0} \frac{E[C_0(t) - C_1(t) | D(t+e) - D(t-e)]}{E[D(t+e) - D(t-e)]} = 1$,就可以解决因异质性而造成的内生性问题(Imbens等,2008)。其中, e 为微小正值便能满足该条件。

在控制了居民消费行为的主要变量后,强制退休制度是否会造成居民家庭消费下降?我们用 *retire* 表示退休与否(0 表示未退休,1 表示退休), C 表示消费, $wage$ 表示工资收入, $pension$ 表示养老金收入, X 表示影响消费的一些控制变量, ε 为误差项。退休后,居民的收入由原来的工资收入变为养老金收入。户主退休后,家庭其他成员仍有可能获得工资收入,为了准确控制户主退休的影响,我们设定了退休与工资收入、退休与养老金收入的交互项。根据生命周期理论,居民在工作阶段进行储蓄以满足退休后的消费需要,所以家庭资产收入是主要的解释变量之一。此外,部分家庭自有的经营项目也是稳定的收入来源之一。我们设定变量 E 代表这两种收入之和。检验方程为:

$$C = \alpha + \beta_1 retire + \beta_2 wage + \beta_3 pension + \beta_4 wage \times retire + \beta_5 pension \times retire + \beta_6 E + \gamma X + \varepsilon \quad (3)$$

其中, C 为居民消费,定义为家庭消费与家庭人口之比,本文将分别考察总消费(C_1)、食品消费(C_2)、衣着消费(C_3)、耐用品消费(C_4)和交通通讯消费(C_5)。用家庭人均工资收入、家庭人均养老金收入和家庭人均经营和资产收入作为主要解释变量。如果回归系数 β_4 显著为负,则说明退休家庭的边际消费倾向更低。此外,将 C 对 *retire* 求偏导,得到 $(\beta_1 + \beta_4 wage)$ 和 $(\beta_1 + \beta_5 pension)$,如果 β_1 和 β_4 均为负值,则表示退休使居民消费发生下降。如果 β_1 为负, β_4 为正,则表示当工资收入小于 β_1/β_4 的绝对值时,退休居民消费会下降。如果 β_1 为正且 β_5 为正,则表示退休居民依靠养老金收入保障其消费水平不会下降。如果 β_1 为负且 β_5 为正,表示当养老金收入小于 β_1/β_5 的绝对值时,退休居民消费会下降。此外,如果 β_6 为正,说明家庭经营和资产收入能保障稳定的消费水平。

(二) 数据描述与变量说明

为了验证中国是否存在“退休消费困境”现象,本文使用中国居民收入调查数据中2007年城镇居民调查数据(UHS)部分^①。

中国居民收入调查数据包括家庭户数据和个人数据,本文以家庭作为研究的基本单位,考虑强制退休制度对居民消费的影响。随着年龄的增加,退休人数会随之增长,年龄与

^① 具体的数据描述可参考夏庆杰等,2012。

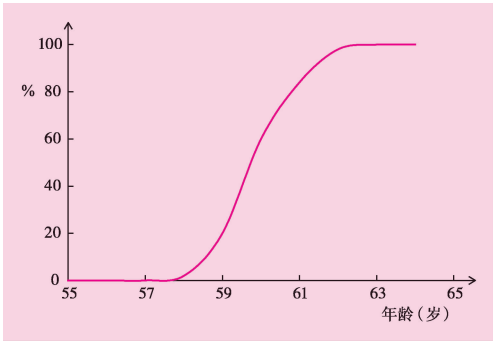


图1 男性组群退休率变化情况

注:使用非参数核密度估计,核函数为高斯核。

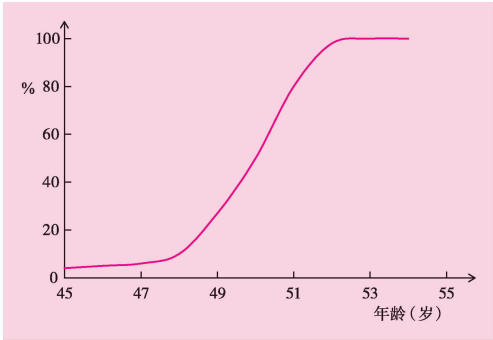


图2 女性组群退休率变化情况

注:使用非参数核密度估计,核函数为高斯核。

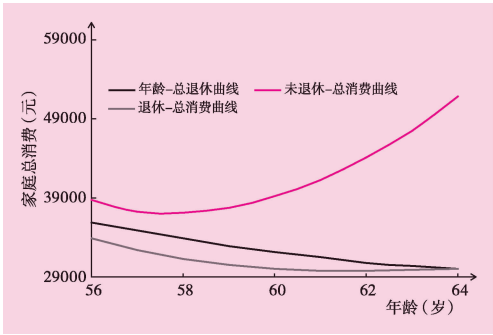


图3 男性组群年龄—总消费曲线与退休—消费曲线

退休率和年龄之间将呈现正相关关系。当男性和女性分别达到60岁和50岁时,男女组群的退休率将出现一次跳跃式增长。在2007年的CHIP数据中,男性组群和女性组群分别在60岁和50岁前后退休率曲线斜率最大,所以该数据基本吻合实际情况(见图1、图2)。

鉴于中国强制退休制度的年龄规定,本文选取户主年龄在48~62岁的家庭数据,年龄跨度正好包括了男性和女性的法定强制退休年龄。为了符合模型的单调性假设,本文剔除了女性户主50岁前已退休和50岁后未退休的样本,以及男性户主60岁之前已经退休和60岁之后未退休的样本,即不考虑提前退休、内退和退休返聘等情况^①。

根据生命周期理论消费平滑的基本观点,居民消费从工作阶段到退休阶段的过渡应该是平滑的。本文使用非参数局部多项式点预测回归。对年龄—总消费曲线进行拟合分析(见图3、图4),从图中可以看出,男女组群的年龄—总消费曲线和退休—总消费曲线都明显不重合,退休—总消费曲线位于最下方。在男性组群中,退休—总消费曲线和年龄—总消费曲线在退休年龄之后较远的年龄发生交叉;在女性组群中,退休—总消费曲线和年龄—总消费曲线也出现了类似的情形。因此,强制退休制度对男性组群和女性组群的消费都产生了影响。

本文在计量模型中控制户主性别、户主年龄、户主受教育年限等多个变量。具体描述如表1所示。

三、实证分析

本文首先将总样本分为户主退休样本和户主未退休样本,分别考察退休前后的消费变

^① 中国女干部退休年龄为55岁。因为样本数量较少,不具有代表性,所以在本研究中剔除女干部样本。

化。在控制户主性别的基础上,对所有家庭的各类消费进行混合回归分析,并进行稳健性检验。最后对影响退休消费的各种因素进行讨论。

(一) 户主未退休和已退休样本回归结果

从表 2 可以看出,除了耐用品消费外,居民退休后其他消费的边际消费倾向都高于或约等于退休前,退休后居民总消费倾向为退休前的 1.4 倍。通过简单测算可知,退休前的人均总消费为 12 628 元,退休后的人均总消费 11 693 元^①。这意味着,强制退休影响居民家庭消费。此外,性别、年龄、教育等其他控制变量对退休消费也产生不同影响。退休前,女性户主对除耐用品消费外的其他消费呈正影响;退休后,女性户主对总消费、食物消费和耐用品消费呈正影响,对其他两类消费呈负影响。相对于男性户主家庭,女性户主退休后总消费增加,但衣着消费减少。户主退休后,年龄对总消费的影响由负变正,且年龄对衣着消费呈显著负影响。退休前户主受教育年限对总消费呈正影响,退休后则对总消费呈负影响,受教育越多的人,以上消费类型的偏好越低^②。

(二) 总样本混合回归结果

在引入退休(retire)这一名义变量的基础上,我们对总样本进行了混合回归分析,以便分析户主退休对家庭消费的影响。在回归分析之前,我们将家庭总收入分为工资收入、养老金收入及经营和资产收入 3 个类型(见表 3)。表 3 显示,退休减少家庭的总消费、食物消费和交通通讯消费,没有减少家庭的衣着消费和耐用品消费,但显著性不强。除了耐用品消费外,其他消费的“退休和家庭人均收入”交互项为正,退休变量值也为负。这说明,在不考虑其他变量的情况下,退休后家庭人均工资收入必须高于一定水平,才能使家庭总消费不发

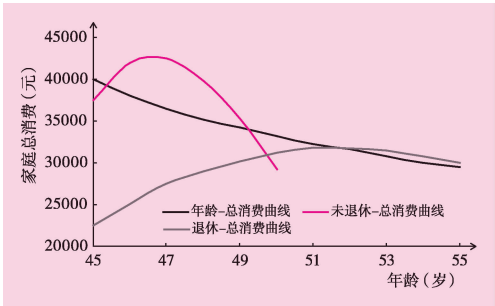


图 4 女性组群年龄—总消费曲线与退休—消费曲线

表 1 主要变量描述统计(n=1332)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
总消费(元)	34225	25296	3900	320000
食物消费(元)	14880	11536	1500	180000
衣着消费(元)	3313	3635	0	30660
耐用品消费(元)	2012	3709	0	49767
交通通讯费用(元)	3211	7239	0	190000
年龄(岁)	54.17	4.220	48	62
户主受教育年限(年)	5.040	1.350	1	9
家庭人口数(人)	2.880	0.830	1	7
家庭总收入(元)	56884	41351	4930	460000
家庭工资收入(元)	38634	36992	0	270000
家庭养老金收入(元)	12173	14419	0	160000
家庭经营与资产收入(元)	569.8	3000	0	50000

注:男性为 840 人,女性为 492 人。未退休 817 人,退休 515 人。

① 可根据退休前后样本家庭人均总消费均值测算。
② 消费的其他影响因素,如户主健康、户主工作性质等,受篇幅限制没有列出。

表2 户主未退休、退休样本回归

	总消费	食物消费	衣着消费	耐用品消费	交通通讯消费
未退休(n=817)					
家庭人均总收入	0.372*** (10.73)	0.099*** (7.53)	0.040*** (7.06)	0.025** (2.99)	0.059*** (4.92)
性别	620.2 (0.88)	44.94 (0.14)	50.96 (0.42)	-79.07 (-0.71)	25.75 (0.18)
年龄	-11.08 (-0.14)	41.55 (1.28)	-0.484 (-0.04)	20.05 (1.05)	27.56 (0.68)
受教育年限	418.6* (2.25)	-36.59 (-0.28)	96.12* (2.52)	78.24 (1.78)	-37.36 (-0.66)
常数	3388.5 (0.81)	1152.0 (0.64)	-142.1 (-0.20)	-1123.1 (-1.04)	-1471.6 (-0.71)
R ²	0.482	0.225	0.280	0.102	0.144
退休(n=515)					
家庭人均总收入	0.520*** (3.83)	0.174*** (3.66)	0.042*** (8.89)	0.024*** (3.55)	0.068*** (3.50)
性别	2489.1* (1.99)	261.7 (0.51)	-54.57 (-0.52)	148.4 (1.25)	-66.32 (-0.39)
年龄	81.35 (0.50)	25.49 (0.43)	-30.38** (-2.76)	0.868 (0.04)	-44.19* (-2.16)
受教育年限	-471.6 (-1.20)	-161.4 (-1.06)	-46.70 (-1.61)	-15.74 (-0.36)	-41.66 (-0.57)
常数	-2146.9 (-0.20)	1350.2 (0.34)	2211.4** (3.12)	-36.86 (-0.03)	2672.7 (1.93)
R ²	0.377	0.290	0.245	0.044	0.120

注:括号内数字为t值。*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%水平显著。

生下降。人均总消费、人均食物消费的“退休和家庭人均养老金收入”交互项为正。经过测算,在不考虑其他变量的情况下,人均养老金收入高于一定水平的家庭,才能使家庭退休后的总消费和食物消费不发生下降。

表3显示,经营和资产收入对家庭总消费、食物消费、衣着消费和交通通讯消费呈显著正影响。这说明,家庭如果有可提供收入来源的经营项目和资产,可以保障户主退休后家庭

表3 总样本混合回归(n=1332)

	总消费	食物消费	衣着消费	耐用品消费	交通通讯消费
退休	-4116.1 (-1.41)	-1531.7 (-1.45)	61.31 (0.44)	86.55 (0.42)	-303.3 (-1.07)
家庭人均工资收入	0.400*** (9.51)	0.111*** (7.43)	0.049*** (9.73)	0.034*** (4.08)	0.051*** (5.77)
退休×家庭人均工资收入	0.113 (0.74)	0.039 (0.71)	-0.001 (-0.14)	-0.008 (-0.75)	0.039 (1.37)
人均养老金收入	0.382*** (3.56)	0.087* (2.53)	0.034* (2.04)	0.057** (2.74)	0.087* (2.38)
退休×人均养老金收入	0.260 (1.34)	0.162* (2.37)	-0.009 (-0.52)	-0.026 (-1.17)	-0.043 (-1.11)
人均经营和资产收入	0.355*** (12.73)	0.088*** (6.67)	0.027*** (5.02)	0.007 (1.21)	0.074*** (4.44)
性别	1873.3** (2.84)	329.7 (1.16)	1.219 (0.01)	35.48 (0.45)	20.74 (0.18)
年龄	-13.47 (-0.16)	14.44 (0.44)	-7.506 (-0.81)	-2.149 (-0.15)	6.831 (0.25)
受教育年限	23.04 (0.12)	-131.8 (-1.28)	34.04 (1.37)	5.949 (0.19)	-6.351 (-0.18)
婚姻生活状态	-372.4 (-0.67)	-116.6 (-0.43)	-9.550 (-0.09)	88.12 (0.92)	-180.1 (-0.81)
常数	5202.8 (1.26)	3053.8 (1.85)	568.8 (1.13)	60.75 (0.08)	-109.5 (-0.07)
R ²	0.433	0.246	0.282	0.099	0.150

注:括号内数字为t值。*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%水平显著。

消费水平。因此,消费下降可能发生在收入水平不足以保障正常消费的退休家庭。此外,性别变量的系数为正,说明女性比男性消费偏好更高;年龄变量对衣着消费的影响系数显著为负,随着年龄增加,居民逐渐减少总消费、衣着消费和耐用品消费。

为了保证结果的稳健性,我们进行了稳定性检验。检验结果显示,退休一定程度降低了居民消费,但显著性不强,而户主收入占比对家庭消费具有显著负影响。此外,检验结果还支持了我们关于性别、教育和年龄影响消费的结论。

(三) 提前退休样本的回归结果

由于 CHIPS2007 没有提前退休的样本,本文从 2002 年调查数据中筛选了正常退休和提前退休的样本分析提前退休对消费产生的影响^①。CHIPS2002 年的样本没有对收入类型进行细分,但包含了个人收入和家庭金融资产等数据,据此我们可以进行更多的验证。

表 4 数据显示,提前退休样本的边际总消费倾向为 0.740,正常退休的边际总消费倾向为 0.529,且显著。提前退休变量符号为负,受制于样本数量,结果并不十分显著。经过简单测算可知,

表 4 提前退休对消费的影响

变 量	人均总消费 (提前退休)	人均总消费 (正常退休)	人均总消费 混合回归
家庭人均收入	0.740*** (0.093)	0.529*** (0.098)	0.590*** (0.080)
家庭人均金融资产	-0.009 (0.011)	-0.036** (0.018)	-0.030** (0.013)
户主收入/家庭总收入	553.826 (941.800)	-1953.648 (1275.706)	-1105.158 (899.230)
提前退休			-198.956 (504.428)
性别	-597.387 (691.338)	593.329 (1413.493)	-242.662 (785.267)
年龄	-94.154 (64.244)	65.523 (143.532)	-35.389 (72.917)
教育	21.629 (57.292)	-24.896 (65.111)	-2.813 (48.359)
常数	5057.393 (3660.355)	-297.002 (8772.919)	4540.749 (4737.393)
R ²	0.590	0.294	0.373

注:括号内数字为稳健性标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平显著。

提前退休的家庭人均消费为 6 323 元,比正常退休的家庭低 912 元。提前退休比正常退休更有可能造成居民消费下降。家庭人均金融资产的系数显著为负,表明退休后可以减少家庭金融资产来维持消费,该结果一定程度上支持了生命周期理论。

四、结论及政策建议

基于上述实证分析,本文认为,尽管中国不存在普遍的退休消费困境现象,但强制退休在一定程度上降低了家庭消费,影响程度取决于异质的家庭特征。提前退休、养老金收入不足、经营与资产收入较少容易对退休消费产生负面影响。因此,我们提出以下政策建议:

第一,适时调整强制退休制度,积极探索弹性退休方式,逐步延长退休年龄,抑制不合理提前退休行为。中国现行的退休制度主要沿用了 20 世纪 50 年代初确定的退休政策,存

① 其中正常退休的样本 282 个,提前退休的样本 195 个。

在退休年龄偏低、男女退休年龄差距较大、提前退休现象较为严重等问题。国家应鼓励有条件的地区尝试推行柔性延长退休年龄政策,缓解统一的退休年龄与当事人意愿之间的矛盾,缓和养老金支付与就业压力之间的矛盾,平衡不同就业类型群体的不同利益需求,为在更大范围内实施该项政策积累经验。鉴于退休年龄的变化对不同群体的影响存在较大差异,延迟退休政策必须充分考虑各方面的承受能力,政策设计应具有一定的灵活性,尽量降低其对某些群体的影响。

除特殊工种、工伤残疾等情况可以正常提前退休之外,中国还存在较多利用提前退休规定但不符合政策要求的不合理退休情况。政府主管部门应清理转型期所制定的大量提前退休政策,全面修订、完善享受提前退休的特殊工种目录,形成定期调整机制,加强对特殊工种提前退休各个环节的管理,杜绝不合理提前退休现象。

第二,政府调整养老金给付水平既要考虑物价上涨因素,同时也应考虑老年人消费结构的变化情况。从 2008 年开始,中国企业退休人员的基本养老金年均增长率均在 10% 左右。中国的 CPI 计算涵盖食品、烟酒、衣着、家庭设备用品及维修服务、医疗保健和个人用品、交通和通信、娱乐教育文化用品及服务、居住等八大类,其中某些商品和服务的价格对于老年人的生活影响较大,可以考虑赋予对退休人员生活影响较大的项目类别更大权重,来计算养老金的调整比率(林山君,2012)。

第三,解决中国当前消费率偏低的问题,可以从提高老年消费水平入手。老龄群体是消费需求多样化、多层次的异质消费群,不同年龄段、不同收入的老年人口在老龄产品的需求和消费能力上差异很大。目前处于老年阶段的人和将来进入老年阶段的人,在消费理念、消费习惯上也存在差异。因此,要充分挖掘老年消费潜力,努力培育老年消费的新增长点,切实推进老年产业的转型升级,创新老年消费产品和服务,满足不同层次老年消费需要。

本文基于一次调查的截面数据来研究居民退休前后消费行为的变化规律,具有一定的局限性。进行动态追踪研究并关注人们整个退休期间的消费需求是未来进一步研究的方向。

参考文献:

1. 夏庆杰等(2012):《国有单位工资结构及其就业规模变化的收入分配效应:1988~2007》,《经济研究》,第 6 期。
2. 林山君(2012):《兼顾公平与效率,科学调整退休人员养老金待遇》,《中国保险报》,12 月 18 日。
3. Ameriks J., Caplin A., Leahy J.(2002), Retirement Consumption: Insights from a Survey. NEBR, Working Paper No. 8735.
4. Attanasio O.P.(1999), Consumption. In *Handbook of Macroeconomics*. John Taylor and Michael Woodford, eds. Amsterdam: North Holland.
5. Banks J., Blundell R., and Tanner S.(1998), Is There a Retirement-Savings Puzzle?. *American Economic Re-*

view. 88(4):769-788.

6. Blau, David M. (2008), Retirement and Consumption in Life Cycle Model. *Journal of Labor Economic*. 26(1): 35-71.

7. Carroll C.P., Summers C.H. (1989), Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence. *National Saving and Economic Performance* (2001:305-348). University of Chicago Press.

8. Ekaterina Stepanova (2006), The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from the Consumer Expenditure Survey. *Essays on the Effects of Demographics on Household Consumption*. Chapter two: 35-67. ProQuest Information and Learning Company.

9. Fisher J.D. etc. (2008), The Retirement Consumption Conundrum: Evidence from a Consumption Survey. *Economics Letters*. 99(3):482-485.

10. Haider, S.J., Melvin Stephens Jr (2007), Is There a Retirement-Consumption Puzzle? Evidence Using Subjective Retirement Expectations. *The Review of Economics and Statistics*. 89(2):247-264.

11. Hamermesh. D.S. (1984), Consumption During Retirement: The Missing Link in the Life Cycle. *Review of Economics and Statistics*. 66(1):1-7.

12. Hurd M.D. (1989), Mortality Risk and Bequest. *Econometrica*. 57(4):779-813.

13. Hurd M.D. and Rohwedder S. (2003), The Retirement Consumption Puzzle: Actual Spending Change in Panel Data. NBER Working Paper No. 13929.

14. Hurd M.D. and Rohwedder S. (2006), Some Answers to the Retirement-Consumption Puzzle. NBER Working Paper No. 12057.

15. Hurst E. (2008), The Retirement of a Consumption Puzzle. NBER Working Paper No. 13789.

16. Imbens G.W., Lemieux T. (2008), Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice. *Journal of Econometrics*. 142:615-635.

17. Laitner J., Silverman D. (2005), Estimating Life-Cycle Parameters from Consumption Behavior at Retirement. Michigan Retirement Research Center University of Michigan. Working Paper.

18. Mariger R.P. (1987), A Life-Cycle Consumption Model with Liquidity Constraints: Theory and Empirical Results. *Econometrica*. 55(3):533-557.

19. Modigliani F., Brumberg R. (1954), *Utility Analysis and the Consumption Function*, Originally Published in Post Keynesian Economics, ed. Kenneth K. Kurihara. by the Trustees of Rutgers College in New Jersey. Reprinted by permission of Rutgers University Press.

20. Schwerdt G. (2005), Why Does Consumption Fall at Retirement? Evidence from Germany. *Economics Letters*. 89:300-305.

21. Smith S. (2006), The Retirement-consumption Puzzle and Involuntary Early Retirement: Evidence from the British Household Panel Survey. *The Economic Journal*. 116(March):130-148.

(责任编辑:朱 犁)