

老龄化、退休与消费

——中国存在“退休-消费之谜”吗？

张克中，江求川

(华中科技大学 管理学院，湖北 武汉 430074)

摘要 “退休-消费之谜”是指居民退休后降低消费支出的现象。本文利用中国城市居民食物消费数据分析退休对居民消费的影响。OLS和IV模型都表明我国“退休-消费之谜”的存在性，退休导致了我国城市居民食物消费下降，家庭生产作用并不能解释食物消费的下降；机关单位人员和企业人员退休政策的“双轨制”对家庭消费的影响存在差异，机关单位人员退休对家庭消费的负面影响并不明显，而企业人员退休却显著降低家庭消费。

关键词：老龄化；退休；消费；生命周期；退休-消费之谜

中图分类号：C92-05 **文献标识码**：A **文章编号**：1000-4149(2013)05-0010-09

Population Ageing, Retirement and Consumption: Is There Retirement Consumption Puzzle in China?

ZHANG Ke-zhong, JIANG Qiu-chuan

(School of Management, Huazhong University of Science and Technology,
Wuhan 430074, China)

Abstract “Retirement consumption puzzle” means that households reduce consumption at the age of retirement. This paper explores the effect of retirement on household consumption using data from the China Health and Nutrition Survey. We find that urban households reduce their food consumption at the age of retirement and home production is not a reasonable explanation for this drop. Retirement has different effect on household consumption of retirees from private and public sectors. Retirement has no significant effect on household consumption of retirees from private sectors while it has significantly negative effect on consumption of retirees from private sectors.

Keywords: population ageing; retirement; consumption; life cycle; retirement-consumption puzzle

一、引言

随着计划生育政策的实施以及人口寿命的延长，中国已经进入了人口快速老龄化的通道。根据

收稿日期：2013-03-06；修订日期：2013-07-08

作者简介：张克中（1972-），湖北黄冈人，华中科技大学管理学院教授，博士生导师。研究方向：公共经济学。

2010年公布的第六次人口普查结果,我国60岁及以上人口约为1.78亿,占全国总人口的13.26%^[1]。从长远来看,中国老年人口的数量在未来的40年间将持续快速增长,并预计在2050~2055年达到峰值,即使以后的人口老龄化速度会有所放慢,但总的趋势是2100年时中国老年人口比例将维持在34%的水平^[2]。人口老龄化意味着退休人群占总人口的比例将会上升,这会改变当前的消费结构并对我国的经济增长产生深远的影响。与此同时,中国经济持续发展难以继续依靠出口和投资来驱动,未来经济的可持续增长更需要依靠拉动内需来实现,所以消费和储蓄行为的改变会影响到我国经济增长的可持续性。大量研究发现,退休冲击对居民的消费产生负面影响。在我国人口加速老龄化和扩大内需的背景下,研究退休对我国居民消费的影响,是探索人口老龄化对经济社会影响的一个重要切入点,也是应对老龄化冲击的新视角。

1950年代以来,生命周期假说(Life Cycle Hypothesis, LCH)和持久收入假说(Permanent Income Hypothesis, PIH)成为分析跨期消费和储蓄行为的基本框架^[3~4]。两者的基本思想是,向前预期的理性消费者会平滑其一生的边际效用,可以预期到的收入下降(例如,退休导致的收入下降)不会影响消费者的消费路径。但实证研究却发现,居民在退休前后消费水平会出现一次明显下降,即所谓的“退休-消费之谜”(Retirement Consumption Puzzle)^[5~9]。

现有的研究已从以下四个方面对“退休-消费之谜”进行解释。第一,与工作相关的支出下降。其主要包括与工作相关的衣物、交通、通信等支出,这部分支出在退休后不再必要,相应支出的下降会导致退休后总消费支出下降。这种解释与生命周期假说和持久收入假说并不矛盾,但实证研究表明,与工作相关的支出下降不足以完全解释“退休-消费之谜”^[10~12]。第二,食物支出下降和家庭生产作用。退休后的食物支出下降是导致总消费支出下降的另一个主要原因^[13~15]。但是,食物支出下降并不代表食物消费下降,因为退休的家庭成员有大量空闲时间可以用于家庭生产(Home Production)以及搜寻低价格商品^①,从而可以在维护食物消费不变的情况下降低食物支出^[16~17]。如果退休没有影响食物消费,而仅仅是通过家庭生产作用降低了食物支出,那么退休导致的食物支出下降与生命周期假说和持久收入假说并不矛盾^[18]。但是,关于退休对食物消费的影响,目前仍没有明确的结论。第三,退休的不可预期性。这种解释认为某些不可预期的因素,尤其是健康因素,使得消费者没有正确预期退休时间,导致消费者没有为退休后的消费准备足够的储蓄,迫使消费者降低退休后的消费水平。但这一解释也没有得到充分的证实^[19~20]。第四,家庭消费决策过程中的动态不一致行为。这种解释认为,家庭的消费行为是非理性的,家庭在退休冲击发生时改变了消费行为^[21~22]。

国内对居民消费行为的研究则集中在教育改革对消费行为的影响以及医疗保险改革对居民消费行为的影响^[23~25]。这些研究都没有考虑中国在加速老龄化的背景下,退休人口增加对消费的影响。本文利用中国健康与营养调查(CHNS)中家庭食物消费的面板数据研究退休对我国城市居民食物消费的影响,并从家庭生产效应和我国的退休“双轨”制这两个角度解释退休的影响机制。与现有文献不同的是,我们利用的是城市居民食物消费量数据,而不是家庭用于食物支出的数据。因为用食物支出数据作为食物消费的代理变量难以区分“退休”和“家庭生产”对家庭食物消费的影响。利用家庭实际的食物消费量数据,我们可以分别考虑这两种不同效应对家庭食物消费的影响。

二、模型设定

我们首先从生命周期框架下导出计量模型。假定家庭最大化其终生效用 V_t :

$$V_t = \max_{C_k} E_t \left\{ \sum_{k=t}^T \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^{k-t} U[C_k, w(X_k)] \right\} \quad (1)$$

$$s. t. A_{k+1} = (1+r)(A_k + Y_k - C_k), \forall k = t, \dots, T$$

① 例如在家做饭、通过去不同商店比较相同商品的价格,或多去商店寻找打折机会等方式。

其中, A_k , Y_k 和 C_k 分别表示第 k 期时家庭所拥有的资产、收入以及消费水平。 r 和 δ 分别表示利率与主观折现率, 通常假定二者相等。 $U(\cdot, \cdot)$ 是单期的效用函数, X_k 是影响边际效用的家庭特征, 主要包括家庭规模、年龄结构以及健康状况等因素, 因此 (1) 式允许家庭特征影响每一期的偏好。上述最优化问题对应的一阶条件为:

$$U_c [C_t, w(X_t)] = E_t \left\{ \frac{1+r}{1+\delta} U_c [C_{t+1}, w(X_{t+1})] \right\} \quad (2)$$

(2) 式中的欧拉方程体现了生命周期假说的基本思想——向前预期的理性消费者会平滑其一生的边际效用。利用 (2) 式进行证实分析还需要知道效用函数 $U(\cdot, \cdot)$ 的具体形式, 通常都假定 $U(\cdot, \cdot)$ 是常相对风险厌恶系数 (Constant Relative Risk Aversion, CRRA) 形式的效用函数。因此, 本文假定效用函数 $U(\cdot, \cdot)$ 具有如下形式:

$$U[C_t, w(X_t)] = w(X_t) \frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (3)$$

其中, ρ 为相对风险厌恶系数。进一步, 我们假设 $w(X_t) = \exp(X_t \Gamma)$, 将 (3) 式代入欧拉方程并进行对数线性化以后便得到下面的线性方程:

$$\Delta \ln(C_{it}) = \alpha_0 + \Gamma \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式是欧拉方程的线性近似。在 (4) 式中加入退休冲击以分析 “退休 - 消费之谜”:

$$\Delta \ln(C_{it}) = \alpha_0 + \beta \varphi(Z_i) * \Delta \text{retire}_{it} + \Gamma \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, retire_{it} 表示退休冲击。 Z_i 是不随时间变化的家庭特征, 其作用是允许退休冲击对家庭消费的影响存在异质性。生命周期假说认为可以预期的退休冲击不会影响消费, 即 β 的估计值不显著异于零。但是, 退休通常是内生的。首先, 退休制度不具有强制性, 居民可以根据自己的偏好选择提前甚至是推迟退休, 这种不可观测的偏好往往也会影响消费行为。其次, 某些不可观测的意外因素 (如健康状况) 有可能迫使居民非自愿地提前退休, 这些意外因素也会影响居民的消费行为。为了得到 β 的一致估计, 本文用工具变量法估计 (5) 式。

三、实证分析

1. 数据和变量

本文选取 1989 ~ 2009 年城市居民的食物消费估计方程 (5), 数据来自中国家庭营养与健康跟踪调查。由于长期以来我国的退休制度只针对城市居民, 所以本文只选取了样本中的城市住户调查数据。这组调查数据的一个重要特点是包含了家庭成员详细的热量、脂肪、碳水化合物以及蛋白质的摄入量 (热量以千焦为单位, 其余均以克为单位)。上述四种营养成分是一般食物中的主要营养成分, 这些营养成分摄入量的变化能够很好地反应实际的食物消费量^①。此外, CHNS 还收集了家庭成员的人口社会学特征、工作状态、工作单位性质、医疗保险以及家庭收入等重要信息。

为了研究退休对消费的影响, 我们分析的对象是经历过退休冲击的家庭。本文用家庭退休成员个数刻画退休冲击。为了尽可能避免误差, 我们选用工作状态和退休时间两个变量标记退休。CHNS 调查过程中首先询问每位家庭成员的当前工作状态, 对所有回答退休的家庭成员则进一步询问该成员具体的退休时间以及是否退休后返聘, 若退休后返聘则记录该成员当前工作状态为 “工作”。我们定义的退休不仅要求当前的工作状态是 “退休”, 还要求有明确的退休时间, 这种定义方式排除了退休后返聘的情况。根据本文对退休的定义, 我们首先剔除没有退休成员的家庭, 这部分家庭没有经历过退休的冲击; 其次, 删除所有退休成员均在 1989 年以前 (包括 1989 年) 或 2008 年退休的家庭, 这部分家庭缺失了退休冲击前或退休冲击后的消费数据; 最后, 删除只观测一次的家庭。所以, 最终的样

^① 各类食物的营养成分可以参考《中国食物营养成分表 (2002)》。CHNS 只统计了营养成分表中的前四类营养成分。这四类营养成分很具有代表性, 比食物中含有的其他微量成分更能充分地反应实际的食物消费量。

本包括了在 1991 ~ 2007 年有家庭成员退休且至少被访问过两次的家庭。图 1 绘制了城镇居民各年龄段退休人员所占的比例。图 1 表明退休居民所占比例分别在 50、55 和 60 岁三个年龄点上出现跳跃式增长，这是因为这三个年龄点是我国退休制度规定的几个主要退休年龄。图 1 中 75 岁以后退休比例下降的原因是样本中部分年龄较大的居民没有报告不工作的原因。本文的实证部分将沿用年龄作为工具变量的方法估计 (5) 式。根据图 1，我们以男性年龄是否大于 60 岁或女性年龄是否大于 50 岁的虚拟变量作为退休的工具变量。

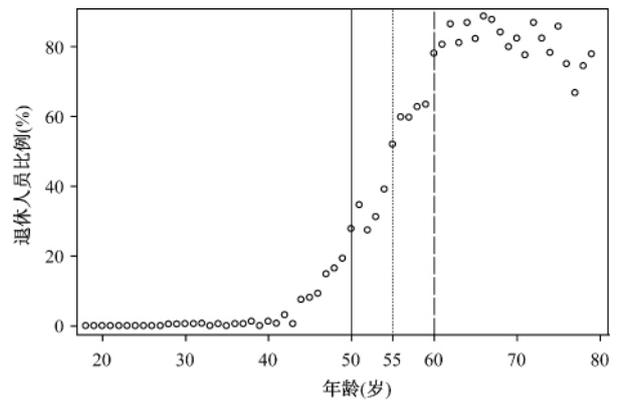


图 1 年龄与退休比例

表 1 是主要变量的统计性描述。除了食物消费量之外，其余变量都是能引起家庭边际效用 (消费) 变化的变量。家庭规模是最常用的控制变量，一般而言，边际效用会随着家庭规模的扩大而增加^[26]，本文允许成年人和未成年人对边际效用影响的异质性的存在，这也是本文选用家庭总消费而不是用人均消费进行分析的原因。家庭年龄结构也是影响偏好的重要变量，本文运用成年人平均年龄控制年龄效应。其他控制变量为家庭成员的平均体重和家庭成员的医疗保险参保率等。

表 1 样本主要信息

变量名	变量定义	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009
retire	退休成员数 (人)	0.01	0.10	0.21	0.41	0.63	0.99	1.08	1.16
adult	成年人人数 (人)	3.16	3.44	3.54	3.42	3.34	3.18	3.77	3.83
age	成年人平均年龄 (岁)	39.8	41.1	42.1	43.8	45.2	49.0	47.7	40.3
weight	家庭成员平均体重 (千克)	49.7	52.4	55.4	54.9	58.8	60.5	60.9	60.7
height	家庭成员平均身高 (厘米)	144.9	153.1	157.7	148.8	156.8	158.2	158.2	156.4
insu_rat	医保参保率 (%)	0.55	0.54	0.51	0.43	0.40	0.40	0.32	0.61
ch0_5	0 ~ 5 岁成员数 (人)	0.19	0.18	0.14	0.09	0.08	0.08	0.09	0.09
ch5_10	5 ~ 10 岁成员数 (人)	0.32	0.20	0.14	0.14	0.08	0.08	0.05	0.09
ch10_15	10 ~ 15 岁成员数 (人)	0.38	0.35	0.34	0.17	0.14	0.10	0.08	0.09
ch15_18	15 ~ 18 岁成员数 (人)	0.28	0.30	0.21	0.25	0.08	0.06	0.09	0.04
outwk	在外地工作人数 (人)	0.00	0.00	0.00	0.04	0.06	0.11	0.17	0.15
outstd	在外地上学人数 (人)	0.00	0.00	0.00	0.07	0.11	0.11	0.10	0.06
lkal	热量摄入量 (千卡)	8.53	9.03	8.94	8.78	8.68	8.57	8.45	8.43
lcarbo	碳水化合物摄入量 (克)	6.56	7.09	6.96	6.75	6.64	6.53	6.40	6.38
lfat	脂肪摄入量 (克)	5.08	5.54	5.55	5.39	5.34	5.24	5.09	5.08
lprotn	蛋白质摄入量 (克)	4.91	5.52	5.45	5.32	5.21	5.11	4.99	5.00
N	样本数 (户)	214	239	236	268	327	298	292	247

注: 1. 样本是非平衡面板, 共包含了 366 户家庭; 2. 表中报告的是各个变量的均值, 所有摄入量均是取对数以后的值; 3. 退休成员数的最大值为 2, 样本中有 92 户家庭经历了一次退休冲击。

2. 回归结果

这一部分将利用 (5) 式检验我国城市居民是否存在“退休 - 食物消费之谜”。首先, 利用不包含家庭生产效应的生命周期模型探讨退休冲击是否降低了家庭的食物消费量, 也就是在 $\varphi(Z_i) \equiv 1$ 的情况下考察“退休 - 消费之谜”是否存在。然后, 再探讨家庭生产作用是否可以平滑或缓解退休对家庭消费的影响。最后, 结合我国现行的退休制度, 进一步解释“退休 - 消费之谜”存在的原因。

(1) 退休对家庭消费的影响。表 2 是对模型 (5) 进行回归所得到的结果。退休冲击对家庭四种营养物质的摄入量都有负向作用, 具体地, 退休导致家庭的热量、碳水化合物、脂肪和蛋白质摄入量下降了 1.9% ~ 2.7%。退休对不同营养物质摄入量的影响差异较大, 热量和脂肪摄入量的下降幅度大于碳水化合物和蛋白质的摄入量的下降幅度。这说明退休在引起家庭消费水平下降的同时也可能改

变家庭选择食物组合的方式。例如，表 2 说明退休对家庭蛋白质的总摄入量影响较小，这是因为相对其他三种营养物质，消费者可能更倾向于维持蛋白质的摄入量。由于数据限制，我们没有家庭具体消费的食物种类数据，无法具体分析退休对家庭食物消费种类和食物质量的影响。但是，这四种营养物质是一般食物中都含有的主要成分，能充分反应家庭的实际食物消费，所以我们认为退休冲击导致家庭的实际食物消费量下降了。另外，表 2 中其他变量，例如年龄、医疗保险、在外地工作人数等，对家庭消费的影响与已有的研究结果基本一致。

表 2 退休对家庭消费的影响

变量	Δ lkal		Δ lcarbo		Δ lfat		Δ lprotn	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
Δ retire	-0.073** (-2.548)	-0.023*** (-2.815)	-0.055* (-1.864)	-0.021** (-2.364)	-0.111*** (-2.792)	-0.027** (-2.528)	-0.064** (-2.145)	-0.019** (-2.284)
Δ age	-0.044*** (-2.999)	-0.035** (-2.322)	-0.051*** (-3.279)	-0.042*** (-2.648)	-0.035* (-1.736)	-0.026 (-1.228)	-0.044*** (-2.797)	-0.036** (-2.250)
Δ age ²	0.029** (2.052)	0.022 (1.537)	0.034** (2.298)	0.028* (1.825)	0.022 (1.134)	0.015 (0.748)	0.029* (1.896)	0.023 (1.489)
Δ adult	0.003 (0.128)	0.007 (0.306)	0.006 (0.303)	0.010 (0.469)	-0.009 (-0.316)	-0.005 (-0.166)	0.022 (0.971)	0.025 (1.087)
Δ weight	-0.007* (-1.950)	-0.006* (-1.695)	-0.009** (-2.543)	-0.008** (-2.323)	-0.004 (-1.031)	-0.003 (-0.764)	-0.006 (-1.631)	-0.006 (-1.455)
Δ height	0.003** (2.004)	0.002* (1.691)	0.004*** (2.680)	0.003** (2.409)	0.001 (0.734)	0.001 (0.452)	0.003* (1.762)	0.002 (1.539)
Δ ch0_5	0.198*** (4.414)	0.200*** (4.483)	0.188*** (4.374)	0.191*** (4.473)	0.205*** (3.166)	0.208*** (3.207)	0.192*** (4.007)	0.194*** (4.063)
Δ ch5_10	0.103** (2.360)	0.113*** (2.602)	0.113*** (2.625)	0.122*** (2.874)	0.084 (1.409)	0.094 (1.566)	0.059 (1.303)	0.067 (1.491)
Δ ch10_15	0.111*** (2.696)	0.103** (2.508)	0.129*** (2.846)	0.121*** (2.691)	0.089* (1.793)	0.082 (1.627)	0.103** (2.362)	0.097** (2.208)
Δ ch15_18	0.151*** (3.960)	0.135*** (3.375)	0.155*** (3.700)	0.139*** (3.125)	0.110** (2.280)	0.093* (1.875)	0.154*** (3.631)	0.141*** (3.142)
Δ insucat2	-0.042 (-1.063)	-0.045 (-1.136)	-0.019 (-0.424)	-0.022 (-0.502)	-0.103* (-1.909)	-0.107* (-1.946)	-0.040 (-0.903)	-0.043 (-0.965)
Δ insucat3	-0.032 (-0.961)	-0.026 (-0.741)	-0.027 (-0.721)	-0.021 (-0.531)	-0.052 (-1.133)	-0.045 (-0.963)	-0.008 (-0.204)	-0.002 (-0.056)
Δ insucat4	0.079** (2.153)	0.069* (1.835)	0.075* (1.817)	0.065 (1.553)	0.081* (1.723)	0.071 (1.472)	0.109** (2.515)	0.101** (2.285)
Δ insucat5	0.151*** (3.731)	0.141*** (3.406)	0.141*** (3.048)	0.130*** (2.791)	0.140** (2.517)	0.129** (2.299)	0.178*** (3.882)	0.169*** (3.613)
Δ outwk	-0.183*** (-3.445)	-0.176*** (-3.263)	-0.177*** (-3.263)	-0.171*** (-3.132)	-0.178** (-2.480)	-0.171** (-2.348)	-0.225*** (-3.955)	-0.220*** (-3.823)
Δ outstd	-0.165*** (-3.793)	-0.164*** (-3.768)	-0.190*** (-4.048)	-0.189*** (-4.065)	-0.127** (-2.191)	-0.125** (-2.153)	-0.177*** (-3.703)	-0.176*** (-3.710)
constant	0.046*** (3.437)	0.083*** (3.739)	0.034** (2.524)	0.070*** (2.962)	0.062*** (3.314)	0.101*** (3.340)	0.067*** (4.453)	0.098*** (4.143)
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1664	1664	1664	1664	1664	1664	1664	1664
Adjust R ²	0.093	0.074	0.086	0.070	0.049	0.036	0.087	0.076

注：1. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 所有标准误都是经过家庭（366 户）聚类效应调整的稳健标准误；2. insucat2、insucat3、insucat4、insucat5 分别表示家庭参保率在 0~0.25、0.25~0.5、0.5~0.75 和 0.75~1 的虚拟变量，基准组是没有成员参保的家庭；3. Year 表示年份效应，下同。

家庭生产效应并不能解释表 2 中的结论。家庭生产效应指的是：退休导致食物支出下降，但食物实际消费不下降，而表 2 的结论是实际食物消费下降。但我们的结论并不是否定家庭生产效应的存在。表 2 的

结果存在两种可能性：一是家庭生产效应存在，但作用太小，只能缓解退休冲击对消费的影响而不能平滑退休的影响；二是家庭生产效应不存在。为了检验家庭生产效应是否存在，还需要更进一步的分析。

(2) 家庭生产效应的存在性。家庭生产效应可以缓解（或平滑）家庭消费的前提是退休的家庭成员可以重新最大化家庭生产函数。我们检验家庭生产效应是否存在的逻辑如下：如果家庭中不存在成员专门从事家务劳动，那么退休的成员就可以重新最大化家庭生产函数，进而缓解退休冲击对食物消费的影响；如果家庭中已经存在成员专门从事家务劳动，那么退休的成员就很难再重新最大化家庭生产函数。

我们按退休前是否有家庭成员专门从事家务劳动将家庭分为两类，然后对（5）式稍做变换用以检验家庭生产效应的存在性。

令 $\varphi(Z_i) = 1 + \lambda \cdot homework_i$ ， $homework_i = 0$ 表示退休冲击前没有成员从事家务劳动的家庭， $homework_i = 1$ 则表示退休冲击发生前已经有成员从事家务劳动的家庭。（5）式转化为：

$$\Delta \ln(C_{it}) = \alpha_0 + \beta retire_{it} + \gamma retire_{it}^* homework_i + \Gamma \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

如果家庭生产效应存在，专门从事家务劳动的家庭成员必然已经最大化了家庭生产函数，这类家庭的退休成员所带来的家庭生产效应可能很小甚至不存在，没有成员从事家务劳动的家庭则由于退休成员的空闲时间在家庭生产函数中的替代作用而出现家庭生产效应。所以，相对于退休前有成员从事家务劳动的家庭，没有成员从事家务劳动的家庭对退休冲击的反应应该更小。当 β 和 γ 都显著小于 0 时，表明退休冲击对没有成员从事家务劳动的家庭的食物消费影响更小，也就是说家庭生产效应确实存在，但只能缓解退休对家庭消费的冲击，并不能充分平滑退休时的家庭消费。如果 γ 没有显著小于 0 则说明家庭生产效应不存在。

366 户城镇家庭样本中只有 51 户家庭在退休冲击发生前就已经有专门从事家庭劳动的家庭成员。表 3 列出了对（6）式进行回归所得的结果。OLS 回归结果表明，在已经有成员专门从事家务劳动的家庭中，退休冲击对家庭消费的影响更大，IV 估计结果并没有反映出类似特点。退休冲击对家庭消费的影响仍然为负，IV 估计结果表明家庭遭受退休冲击后会显著降低各种营养物质的摄入量。由于所有方程均表明 γ 为负，所以我们认为，家庭生产效应并不明显，退休人员虽然可以通过家庭生产行为在一定程度上减轻退休冲击对家庭消费的影响，但“家庭生产”并不能完全解释“退休 - 食物消费之谜”。

表 3 退休对消费的影响与家庭生产效应

变量	$\Delta \text{l kcal}$		$\Delta \text{l carbo}$		$\Delta \text{l fat}$		$\Delta \text{l protn}$	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
Δretire	-0.053*	-0.022***	-0.034	-0.020**	-0.092**	-0.026**	-0.049	-0.019**
	(-1.827)	(-2.715)	(-1.100)	(-2.278)	(-2.295)	(-2.398)	(-1.572)	(-2.216)
Δretire^*	-0.183**	-0.134	-0.203***	-0.158	-0.173	-0.175	-0.146*	-0.091
	(-2.329)	(-1.351)	(-2.679)	(-1.624)	(-1.514)	(-1.229)	(-1.941)	(-0.911)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adjust R ²	0.096	0.075	0.089	0.071	0.050	0.037	0.088	0.076
N	1664	1664	1664	1664	1664	1664	1664	1664

注：控制变量与表 2 中的控制变量完全相同。

表 3 说明，在考虑家庭生产效应的情况下，退休冲击仍然显著地降低了家庭的食物消费，也就是说家庭的生产作用并不能成为“退休 - 食物消费之谜”的合理解释。需要指出的是“退休 - 食物消费之谜”与我国居民的高储蓄率并不矛盾。一方面，家庭储蓄的动机是多方面的，储蓄可能是为了婚姻、购房、教育等，且教育支出是我国居民更合理的储蓄动机^[27]。另一方面，即使家庭存在储蓄养老的动机也仍然可能由于退休时的不可预期的信息而改变最优消费模式。我国城镇居民退休较早，高储蓄可能仅仅反映了家庭对退休以后寿命信息的预期，而不可预期的信息仍然会改变家庭的消费决

策。事实上，中国城市的老年人比年轻人的储蓄率更高，部分学者认为这是由较高的医疗负担所导致的^[28]。这说明退休后的家庭不仅不会增加消费反而会谨慎地消费。

(3) 退休双轨制。长期以来，我国一直实行的是双轨制养老保险制度，机关事业单位按公务员标准进行养老金的统筹发放，由国家财政全额或部分拨款，企业退休人员纳入社会保障体系，由社会保障基金负责发放养老金。公务员的退休养老金可以占到原来工资收入的90%左右，而企业社会养老体系只能保证职工领取的养老金占原来工资收入的30%左右^①。虽然近几年连续七次提高企业退休人员的基本养老金水平，可是实际上相对的差距仍然很大。目前，社会各界对收入差距、社会公平的关注也使得对“退休金双轨制”的讨论愈加激烈。公务员不仅退休金拿得较高，而且在长达30年的时间内不缴纳养老保险；相对而言，企业职工只能拿公务员退休金的二到三成，却要多缴纳十几万的养老保险。这种差异可能会加剧社会不公和贫富分化，对不同群体退休冲击的影响存在差异性。

退休双轨制所引起的收入替代率的差异有助于我们识别前面提及的两种可能的解释。我们假定不可预期的系统信息对企业人员和机关事业单位人员有相同的作用。因此，如果退休导致食物消费下降的原因是由于不可预期的系统信息，那么这两类退休人员的退休冲击都会导致家庭食物消费下降；如果消费下降的原因是消费对当前收入过度敏感，那么只有企业人员退休才会影响家庭消费，而机关事业单位人员退休对家庭消费的影响应该不大甚至不存在。

为了检验这一猜测是否准确，我们可以按退休人员的工作类别将退休人数分为两类。具体地，设 $\Delta retire_{it} = \Delta retire_{s_{it}} + \Delta retire_{e_{it}}$ $\Delta retire_{s_{it}}$ 和 $\Delta retire_{e_{it}}$ 分别表示从机关事业单位退休的家庭成员数和从一般企业退休的家庭成员数。假设机关事业单位退休人员和企业退休人员的退休对家庭消费影响不同，我们可以得到：

$$\Delta \ln(C_{it}) = \alpha_0 + \beta_s \Delta retire_{s_{it}} + \beta_e \Delta retire_{e_{it}} + \Gamma \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

由于前面的分析表明家庭生产效应并不明显，我们不再考虑家庭生产作用对家庭消费的影响。表4是(7)式回归的结果。机关事业单位人员和企业人员的退休对家庭消费的影响存在很大差异，机关事业单位人员退休对家庭消费有负面影响，但是统计上并不是非常显著，而企业退休人员退休对家庭食物消费的影响要大得多，企业人员退休导致家庭的各类营养物质摄入量显著下降，且下降的幅度较大。这么巨大的差异可能与我们现行的退休金“双轨制”有关。企业退休人员的收入替代率要比公务员的收入替代率低得多，即使是企业的高工、高管退休每月退休金收入往往只有机关、事业单位同级别人员的50%^②。这说明退休导致消费下降的原因可能是由于家庭消费决策的短视行为所致。表4同时也说明家庭预期在退休时变化的解释并不合理。因为无论是企业人员退休还是机关事业单位人员退休，他们所处的经济环境相同，对未来风险的预期也应该差异不大，唯一不同的是他们面临的资源约束不同。因此，既有研究提出的将家庭预期变化作为我国城镇居民退休消费之谜的解释并不合

表4 退休对消费影响的异质性

变量	$\Delta \text{l kcal}$		$\Delta \text{l carbo}$		$\Delta \text{l fat}$		$\Delta \text{l protn}$	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
$\Delta retire_s$	-0.064*	-0.015*	-0.049	-0.014	-0.099**	-0.017	-0.062	-0.012
	(-1.763)	(-1.797)	(-1.269)	(-1.453)	(-2.156)	(-1.552)	(-1.633)	(-1.380)
$\Delta retire_e$	-0.112***	-0.043***	-0.095**	-0.042***	-0.147***	-0.048**	-0.103**	-0.041***
	(-3.011)	(-3.072)	(-2.563)	(-2.946)	(-2.650)	(-2.468)	(-2.509)	(-2.742)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adjust R ²	0.094	0.054	0.087	0.050	0.050	0.023	0.088	0.058
N	1664	1664	1664	1664	1664	1664	1664	1664

注：控制变量与表2中的控制变量完全相同。

① 部分内容和相关统计数据引自：凤凰网。http://news.ifeng.com/opinion/200812/1224_23_937767.shtml

② 数据来源：人民网。http://politics.people.com.cn/GB/1026/11086822.html

理。如果家庭是有限理性的、短视的或动态不一致的，家庭的储蓄仅仅是为了某些特定的重要支出（例如，年轻时储蓄为了购房和婚姻，婚后储蓄为了子女教育），并不是为了平滑一生的消费水平，家庭的消费决策可能仅仅遵循“经验法则”，那么家庭的消费水平就会受退休冲击的影响。由于公务员退休对家庭收入影响不大，所以家庭的消费行为不会出现明显调整，而企业人员退休对家庭收入的影响更强烈，家庭的消费行为发生明显变化。我们认为，我国城镇居民的消费行为很可能是短视的，城镇居民并未表现出平滑消费的行为。

四、结论

本文利用我国城市居民的食物消费数据分析了退休对我国居民消费的影响。我们发现退休对城市居民消费产生负面影响，这种负面影响无法用家庭生产作用来解释。“退休双轨制”导致机关单位人员与企业人员退休收入替代率出现很大差异，机关单位人员退休对家庭消费的影响并不明显，而企业人员退休却使得家庭食物消费显著下降。我国城镇居民的消费行为与生命周期假说框架下的基本模型并不一致，这可能是由于我国居民在消费决策的过程中还存在着短视行为所导致。消费下降可能导致居民福利水平的降低。根据我们的结论，进一步提高企业退休人员的养老金水平可以减轻退休冲击对家庭消费的影响。我国现行的退休双轨制引起了城市居民消费的不平等性，缩小两类人员的养老金水平差异是缓解这一现象的关键所在。另外，为了增强居民的消费信心，还要进一步完善医疗保障体系以消除居民对医疗支出尤其是大病医疗支出的顾虑。

由于数据的限制，我们的研究仅限于家庭的食物消费。要充分研究退休对家庭消费的影响还需要家庭消费的详细数据。严格地说，家庭总消费能更好地度量居民的福利水平，数据的可得性限制了我们的研究退休对家庭总消费的影响。家庭总消费有可能在退休前后没有明显变化，例如居民退休以后可能会增加医疗支出，也可能增加水、电、取暖等生活支出。此外，由于缺少家庭消费食物的种类和价格，本文无法仔细研究退休对家庭食物消费的影响。各种食物中营养物质的含量、食物质量等可能会影响到我们的估计结果，家庭消费食物的价格也是分析家庭生产效应所需要的重要变量。这些都是有待进一步研究的问题。

参考文献：

- [1] 全国老龄工作委员会办公室. 2010年度中国老龄事业发展统计公报 [EB/OL]. (2011-08-16) <http://www.cncaprc.gov.cn/info/15037.html>.
- [2] 杜鹏, 翟振武, 陈卫. 中国人口老龄化百年发展趋势 [J]. 人口研究, 2005, (6).
- [3] Friedman, M. A Theory of the Consumption Function [M]. Princeton: Princeton University Press, 1957.
- [4] Modigliani, F. and R. Brumberg. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross Section Data [M] // Kenneth Kurihara. Post-Keynesian Economics. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1954.
- [5] Banks, J., R. Blundell, and S. Tanner. Is There a Retirement Saving Puzzle? [J]. American Economic Review, 1998, 88 (4).
- [6] Bernheim, D., J. Skinner, and S. Weinberg. What Accounts for the Variation in Retirement Wealth among US Households? [J]. American Economic Review, 2001, 91 (4).
- [7] Haider, S. and M. Stephens. Is There a Retirement Consumption Puzzle? Evidence Using Subjective Retirement Expectations [J]. Review of Economics and Statistics, 2007, 89 (2).
- [8] Battistin, E., A. Brugiavini, E. Rettore, G. Weber. The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach [J]. American Economic Review, 2009, 99 (5).
- [9] Miniaci, R., C. Monfardini, G. Weber. How Does Consumption Change upon Retirement? [J]. Empirical Economics, 2010, 38.
- [10] 同 [5].
- [11] 同 [8].
- [12] 同 [9].
- [13] 同 [8].
- [14] Fisher, J., D. Johnson, J. Marchand, T. Smeeding, B. Torrey. The Retirement Consumption Conundrum: Evidence from a Consumption

- Survey [J]. *Economics Letters* ,2008 ,99.
- [15] Aguilá ,E. ,O. Attanasio ,C. Meghir. Changes in Consumption at Retirement: Evidence from Panel Data [J]. *Review of Economics and Statistics* ,2011 ,93 (3) .
- [16] Aguiar ,M. ,E. Hurst. Consumption vs Expenditure [J]. *Journal of Political Economy* ,2005 ,113 (5) .
- [17] Aguiar ,M. ,E. Hurst. Life-cycle Prices and Production [J]. *American Economic Review* ,2007 ,97 (5) .
- [18] Hurst ,E. The Retirement of a Consumption Puzzle [R]. NBER Working Paper 13789 ,2008.
- [19] 同 [7].
- [20] Smith ,S. The Retirement Consumption Puzzle and Involuntary Early Retirement: Evidence from the British Household Panel Survey [J]. *The Economic Journal* ,2006 ,116.
- [21] 同 [5].
- [22] 同 [6].
- [23] 甘犁 ,刘国恩 ,马双. 基本医疗保险对促进家庭消费的影响 [J]. *经济研究* ,2010 ,(S1) .
- [24] 马双 ,臧文斌 ,甘犁. 新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析 [J]. *经济学 (季刊)* ,2011 ,(1) .
- [25] 杨汝岱 ,陈斌开. 高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为 [J]. *经济研究* ,2009 ,(8) .
- [26] Deaton ,A. S. *Understanding Consumption* [M]. Oxford: Oxford University Press ,1992.
- [27] 同 [25].
- [28] Chamon ,M. ,E. S. Prasad. Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising? [J]. *Macroeconomics* ,2010 ,(1) .

[责任编辑 冯 乐]