

中国家庭存在退休者消费之谜吗？

——基于 CHARLS 数据的实证检验

张彬斌 陆万军*

内容提要 本文运用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据，将法定退休年龄作为消费者生命周期中的一个外生间断，在断点回归的框架下估计退休对消费的影响。户主退休对家庭消费在总量上具有微弱的抑制效应，分类消费项目支出有升有降，消费结构发生调整。与工作有关的项目或可用于家庭生产的项目开销显著减少，其中，与工作相关的消费显著减少 38.8%，对家政服务的消费显著下降 13.1%~13.8%；家庭日常非耐用品的消费支出却显著增加约 40%，主要是由于退休后家庭食物开支增加；退休对医疗消费具有一定的促进作用，但效果不明显；休闲和娱乐方面的消费随着劳动者的退休而明显增加。中国劳动者退休后消费开支的下降并不构成“谜”。

关键词 退休者消费之谜 断点回归设计 工具变量 中国健康与养老追踪调查

一 引言

从宏观经济角度而言，消费是国民经济的重要组成部分，一些国家的消费已占国内生产总值的 2/3 以上。在微观层面上，消费表征着生活质量，消费水平的明显下降可能对居民家庭的生活产生负面影响。随着人口老龄化程度加剧，因退休而从劳动力市场中退出的人数增加，由于他们不再获取工资性收入，其消费行为逐渐被越来越多的经济学家和社会学家所关注。在退休后一个较短时期内，退休者一方面面临着社会

* 张彬斌，中国社会科学院研究生院，电子邮箱：zhang123_bin@126.com；陆万军，南京农业大学公共管理学院，电子邮箱：luwanjun@njau.edu.cn。

角色的转变,另一方面面临着工资性收入的消失。退休事件本身与退休者家庭消费行为变化之间的因果联系成为当前研究的一个热点。

尽管养老金会为退休者提供一定的收入,但从总体上讲,劳动者退休之后的收入相对于退休前会明显下降。如果消费水平与当期收入正相关,退休则预示着消费会降低。不过,消费者行为理论往往将储蓄纳入考虑范围,莫迪利安尼(Modigliani)的生命周期模型常常被用来研究消费者的终生消费行为。该理论认为,典型的理性消费者会在其生命周期中的每一期合理安排储蓄和消费,以平滑终生消费效用,即便退休后收入降低也不会导致消费水平的明显下降(Ando & Modigliani, 1963; Browning & Crossley, 2001; Heckman, 1976; Modigliani, 1966, 1986; Modigliani & Cao, 2004)。但是,最近针对国外家庭户的不少研究发现,家庭消费支出的骤然下降与退休紧密相随(如 Aguiar & Hurst, 2005; Battistin et al., 2009; Fisher et al., 2008; Schwerdt, 2005)。这些发现是理性消费者行为理论难以解释的,被研究者称为“退休者消费之谜”,即劳动者进入退休状态后,其消费水平骤然下降。

Hamermesh (1984)指出,退休者的储蓄不足会导致消费受到抑制,有退休成员的家庭对储蓄不足的反应是降低消费水平。Banks et al. (1998)利用英国一组跨期25年的家户面板数据,对家庭支出和收入模式进行研究,发现户主的退休伴随着家庭消费年均减少3%,户主退休后,家庭收入和支出都会下降,但支出比收入下降得更快。他们证明了“退休者消费之谜”在英国的存在^①。Battistin et al. (2009)借助意大利1993-2004年家户收入和健康调查数据,在断点回归设计的框架下以养老金资格作为工具变量,对意大利男性户主退休与家庭消费变化之间的因果关系进行研究,发现退休导致家户非耐用消费品消费下降8.9%,但退休后消费支出的降低并不是流动性不足所导致的,而是由和工作相关的消费支出减少导致的。Aguiar & Hurst (2005)利用美国家户个人食物摄取连续调查(Continuing Survey of Food Intake of Individuals)数据,对家庭成员食物购买开支、食物生产时间与实际食物消费三者之间关系进行考察,结果显示家庭成员退休后购买支出下降了17% (“退休者消费之谜”看似存在)。但是支出的下降并不等价于实际消费的下降,因为劳动者退休后用了更多的家庭生产来满足消费需求:消费者退休之后,花在生产食物上的时间比退休之前增加了53%。此外,劳动者退休后用于购物的时间也增加了(获得物美价廉商品的可能性增大),消费者用时间支

^① 他们认为,户主退休后,家庭对劳动力市场预期的变化、无法预期的波动以及信息获取的变化可能是家庭调整消费水平的部分原因。

出替代了部分货币开支，家户的实际生活（消费）水平并不随着退休而下降，于是，“退休者消费之谜”在一定程度上得到解答。

目前，有关中国劳动者退休与消费变化之间因果关系的研究尚少。Li et al. (2013) 使用中国城镇住户调查 (CUHS) 数据，在扩展 Battistin et al. (2009) 分析框架的基础上评估户主退休与家庭消费变化的因果关系。他们的基本结论是，户主退休导致家庭非耐用品消费下降 21%；但是当控制了与工作有关的支出、在家食物开支和娱乐性开支后，退休导致的非耐用消费支出下降并不明显。由此他们得到“退休者消费之谜”在中国并不见得是一个谜的结论。

为了得到关于中国家庭户是否存在“退休者消费之谜”的更加丰富的证据，本文利用中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 2011 年全国基线调查数据，借助断点回归设计 (regression discontinuity design) 框架，将户主是否符合退休的法定年龄条件作为其实际退休状态的工具变量以消减退休决策的内生性，并由此考察家户的消费水平与户主退休状态之间的因果联系。与已有研究使用的数据相比，CHARLS 调查主要针对 45 岁以上的人群，为研究视野聚焦于年龄处于法定退休年龄附近的人口提供了方便。除了能够运用断点回归和工具变量等计量分析工具考察因果关系外，该数据库丰富的数据信息也为更加充分地揭示数据背后的逻辑提供了可能。

实证分析表明，退休导致家庭消费支出显著下降的部分是与工作相关的项目，下降 38.8% 左右，归类在该项目下的本地交通费、服装费、在外用餐费、通讯费都下降显著。其中，在外用餐开支受到退休的冲击最大，下降达 53% 左右；退休导致家庭户对家政服务（家庭照料）的支出显著下降 13.1% ~ 13.8%。与此相对照的是，家庭日常非耐用消费品的消费因退休而显著上升约 40%，主要是因为劳动者退休之后在家用餐的食物开支明显增加 (32.5%)。退休明显地冲击了家庭在休闲和娱乐方面的消费，各类闲暇和娱乐性消费显著提高 15.3% ~ 15.6%。家户医疗需求受到退休的冲击并不明显，但微弱为正。此外，本文检查了实证识别策略的有效性，证明了本文所使用的实证研究方法是可行的。基于以上事实，本文认为没有证据表明“退休者消费之谜”确实在中国家庭存在，由于退休者消费整体水平的变化能够从细分项目的变化中得到比较清楚的解释，所以退休导致的消费结构变化并不构成“谜”。退休对中国居民家庭消费的干预效应主要体现在消费项目的结构调整上，而并没有导致家庭消费规模的全面减少。

本文后续部分的安排如下：第二部分对使用的数据进行描述，第三部分对实证策略作出说明，第四部分基于实证策略估计经验方程并讨论结果，第五部分是全文的总结。

二 数据描述

(一) 法定退休年龄

基于中国目前对退休年龄的法定安排^①，根据任何一项包括个人年龄和职业的社会调查，我们很容易判断被调查者是否具备法定退休的年龄条件。对于男性劳动者，只要不是提前退休（或辞职），60岁是其是否具有退休资格的一个界断点；而对于女性劳动者，可以从职业来判断其适用50岁或55岁中的哪一个法定退休年龄。中国健康与养老追踪调查数据覆盖了能够准确判断一个劳动者所适用的法定退休年龄的全部信息。

(二) 中国健康与养老追踪调查

与国际常见的健康与养老调查类似，中国健康与养老追踪调查（CHARLS）设计的目的是向研究者提供关于中国老年人口丰富的信息。本文所用数据来自于CHARLS全国基线调查，该调查由北京大学国家发展研究院于2011-2012年初在中国150个县级地区（以下简称“县”）中的450个村或社区进行，覆盖10257个家庭户中的17708个被访者。样本的产生过程大致如下：首先，将全国除西藏自治区以外的所有省份的县划入八个区域（国家统计局的划分办法），每个区域的县按人均GDP排序，并按照人口规模比例抽样方法（PPS）产生150个县（这一过程完成后，由于县级人口规模的原因，海南省和宁夏回族自治区的县未能进入，因此最后的调查涉及全国28个省份）；其次，对于每一个进入样本的县，按照同样的抽样方法，产生3个由村或社区构成的基本抽样单位（PSU）；再次，将户内有45岁或以上年龄人口的住户定义为目标调查户，在每个基本抽样单位中随机抽取80个住户，并保留其中的目标调查户；最后，在每一个目标调查户中随机抽取一名45岁或以上年龄的人作为主要受访者，其配偶将自动作为附带受访者（无论年龄）^②。

在本次调查所获得的居住地信息完整的数据中，7718户位于乡村，2509户位于城市社区。在17587个无缺失年龄、性别和户口信息的个体观测单位中，8436个受访者为男性，3827个受访者具有城市户口，7106人居住在城市（其余居住在乡村）。

① 关于中国劳动者退休年龄的规定，参见《国务院关于工人退休、退职的暂行办法》（国发[1978]104号）；《国务院关于安置老弱病残干部的暂行办法》（国发[1978]104号）；《国家公务员暂行条例》（中华人民共和国国务院令第125号，1993年）；《国务院关于在若干城市试行国有企业破产有关问题的通知》（1994年）。

② Zhao et al. (2012) 对 CHARLS 全国基线调查的设计、实地实施等内容作了详细的说明。

CHARLS 基线调查包含丰富的与人口学背景、教育、工作史、健康、家庭规模、退休后的生活、消费、家庭资产、收入等方面有关的信息，有助于本文展开深入研究。

1. 定义“实证性”户主

研究退休对家庭消费的影响，往往需要定义一个家户的代表性成员，将他的退休状态反映到家户上，主要原因是家户调查所收集的财产、消费等信息往往很难在个人层面上进行清楚区分。研究者通常定义一个户主，并由此来代表这个家庭的（退休）状态（如 Banks et al., 1998; Battistin et al., 2009; Haider & Stephens, 2007; Li et al., 2013）。CHARLS 数据中没有包括直接指明家户户主的变量，不过样本中的每个家户所包含的个人问卷至多只有两份（45 岁以上的主要受访人及其配偶），一些家户只有一份个人问卷（由于离异、丧偶、分居等原因，受访人无配偶）。于是，我们将只有一份问卷的家户受访人直接视为户主；而对于两份问卷的家户，将男性受访人视为户主。这样的定义，是为了实证分析的方便，并且由于定义之先，所有家户的“实际户主”都是未知的，所以基于这样定义的估计和推断与基于“实际户主”的估计和推断的结果是相似的（因为“实际户主”在这些被定义的“实证性”户主之中是随机分布的）。

2. 退休信息与样本精炼

CHARLS 问卷清楚地给出了受访者是否退休的信息，对应于问卷中一个直接的问题“您是否已经退休或者内退”。退休被定义为从政府部门、企业、事业单位中退休，但不包括领取农业养老保险的“退休”，这与中国城镇职工退休规定相一致。家户农业劳动者不经历该定义下的退休过程。

由于本研究的一个关键词是“退休”，但是家户农业从业人员和从未工作过的人员不会经历正式的退休过程，而数据却包括了这类受访者，因此，为了做到准确区分，有必要舍弃样本中的这类观测。本文采用的做法是定义一个工作样本（working sample），该样本中的所有个人都必须具有领取工资的工作经历，他们要么已经退休（符合以上的退休定义），要么正在受雇（包括因培训、请假等短暂离开工作岗位者）。

表 1 反映了全部个人样本和工作样本的主要统计信息。工作样本获得后，样本规模损失明显，主要是由于原始数据中包括了大量的农村家户农业劳动者。工作样本中城镇户口持有者占 73%（并不是接近 100%），这说明单纯依靠户口类型判断一个人是否具有从单位（政府部门、企业、事业单位等）退休的资格并不完善，城镇劳动力市场上确实有相当一部分人没有城镇户口。在工作样本中，具有初中以上受教育程度的样本占 66%，具有大专以上受教育程度的样本占 11%，这与该样本中户主的相应统计信息相当。

表 1 个人样本统计性描述

特征	全部样本		工作样本		工作样本中的户主	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
年龄(岁)	58.608	10.130	58.821	10.208	60.292	10.419
男性(%)	0.479	0.499	0.593	0.491	0.870	0.336
退休率(%)	0.127	0.333	0.587	0.492	0.574	0.495
城镇户口	0.218	0.414	0.728	0.445	0.716	0.451
平均教育年限(年)	7.550	3.000	9.628	3.413	9.644	3.501
初中及以上学历	0.335	0.472	0.656	0.475	0.655	0.475
高中及以上学历	0.128	0.334	0.364	0.481	0.369	0.483
大专及以上学历	0.026	0.158	0.105	0.306	0.116	0.320
观测量	17470		3788		2547	

注：全部样本包括年龄、性别、居住地类型、户口信息等完整的观测，工作样本包括受雇者和退休者。
资料来源：作者根据 CHARLS 全国基线调查数据计算得到。

在中国的退休规定中，年龄起着关键性作用。对于劳动者群体的退休发生率，法定退休年龄构成一个界断点，界断点以左的劳动者年龄小于法定退休年龄，他们的退休发生率较低，而界断点以右的劳动者年龄大于法定退休年龄，退休发生率明显高于左边。法定退休年龄劳动者退休发生率中的断点功能清晰显示在图 1 中。图 1 以受访者的实际年龄距离法定退休年龄的差为横轴，对应的退休发生率为纵轴，在距离法定退休年龄 $[-10, 10]$ 的邻域内体现了年龄距离与退休发生率之间的关系。其中，男性的法定退休年龄以 60 岁计算，女性的法定退休年龄根据其工作经历信息判断（50 岁或 55 岁）。距离为负数意味着实际年龄不足法定退休年龄，距离为正数则说明实际年龄超过法定退休年龄。无论是以工作样本中全部受访者信息计算的图 1a，还是以工作样本中的户主信息计算的图 1b，分年龄劳动者退休发生率在法定退休年龄（距离为 0）处都具有一个明显的跳跃。

3. 家户特征及消费信息

CHARLS 基线调查数据提供了家户成员信息以及家庭的食物消费、日常非耐用品消费、家政服务 and 医疗保健消费、耐用品消费、休闲和娱乐消费等信息。表 2 给出了工作样本中家庭基本信息和各项消费支出的统计性描述，可以看出，数据提供了丰富的消费支出信息。该表栏目 B 的消费项目分类并没有定义严格的归类依据，某些项目从直觉上可以同时归类在不同的类别中（例如，服装项目也可以归类在其他的项目下，但因为正在工作的人对服装要求的非随意性更强一些，因此我们与同类研究一致，将其归类在与工作相关的支出类别中），但这不会对本文进一步的分析造成困扰。

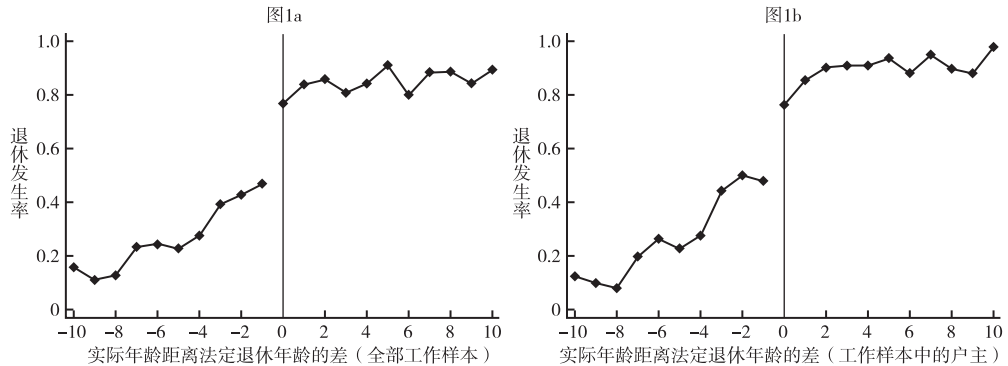


图1 劳动者年龄到法定退休年龄的距离以及各年龄退休发生率

资料来源：作者根据 CHARLS 全国基线调查数据计算得到。

表2 家户特征及消费信息

栏目 A: 家户特征摘要					
项目	均值	标准差	项目	均值	标准差
本户居住年限	16.05	12.85	非 16~80 岁年龄人数	0.41	0.71
家庭规模人数	3.28	1.61	日常在家用餐人数	2.86	1.42
栏目 B: 家户消费信息统计性描述 (元/年)					
项目	均值	标准差	项目	均值	标准差
1. 日常非耐用品	12911.37	1769.44	4. 休闲和娱乐	906.17	5904.05
其中: 家用食物支出	12615.76	1702.54	其中: 文化娱乐	13.99	59.768
日用化学品	76.94	153.56	家庭旅行	892.18	5896.90
水、电费	143.60	283.68			
燃料费	75.07	128.86	5. 耐用品消费	6072.77	31978.16
			其中: 家具	793.94	5673.56
2. 工作相关的项目	3426.24	3812.43	电子产品	352.37	2100.78
其中: 本地交通	77.04	246.80	购买汽车	2663.37	27581.07
服装	1697.63	3242.02	资产维护	2263.08	7889.98
在外用餐	1496.69	1531.19			
通讯费	154.89	268.21	6. 教育和培训	200.40	1083.03
3. 服务和医疗	855.02	5892.09	7. 社会捐赠	57.99	305.48
其中: 家庭照料	14.86	141.62			
医疗费	147.05	705.28	8. 其他支出	631.63	1258.21
保健费	375.10	1163.04	其中: 集中取暖	512.54	5673.56
美容和保养	318.02	5326.16	物业费	119.10	467.04
观测量	2547				

注：除“教育和培训”、“社会捐赠”直接来自受访者回答的“过去一年”的支出外，其余各项均为对应子项目加总均值。在子项目中，“家用食物支出”和“在外用餐”是根据受访者“上一周”支出的数额按 52 周进行的推算；“日用化学品”、“水、电费”、“燃料费”、“本地交通”、“通讯费”、“文化娱乐”支出是根据受访者“上一月”的数额按 12 个月进行的推算；其余各项均为受访者直接回答的“过去一年”的支出。

资料来源：作者根据 CHARLS 全国基线调查之“工作样本”数据计算得到。

三 实证策略

(一) 因果推断与断点回归设计

完美的因果关系检验来自于随机受控实验,但在社会科学研究中,由于环境的复杂性,随机受控实验很难开展。一是因为成本巨大,二是因为实验的外部有效性往往受到质疑^①。

受到随机受控实验的启发,面对社会科学研究中的观测性数据,研究者们开发了拟随机实验(quasi-experiment)或自然实验(natural experiment)的分析方法,来检验事件之间的数量化因果联系。本文拟使用的断点回归设计(regression discontinuity design,简称RDD)就是一种常见的自然实验思维,其基本逻辑是利用社会生活中的一些明确的规则(界断点)来设计拟随机对照实验。它是在规则周围一个小范围内(规则邻域,或称带宽)设计干预组和对照组,以考察与规则相关行动(或计划、措施、项目等)的局部平均处理效应(local average treatment effect)^②。断点设计的一个重要假定是,规则邻域内的个体,除了在是否符合处理规则上的差异外,其他前定特征相同或相似(在统计上无差异),由此可判断处理组“接受处理”后与对照组的差异是“处理效应”。一般说来,规则邻域选择越小,处理组和对照组的前定特征相似度越高。

社会中的断点大致可分为两类:一类称为明确界断(sharp discontinuity),它是基于观测变量的选择(selection-on-observables):进入处理组必须符合明确的规则,不符合规则者“接受处理”的概率为0,而符合规则者“接受处理”的概率为1;另一类称为模糊界断(fuzzy discontinuity),进入处理组不一定严格按照规则,但规则具有重要的作用:不符合规则者“接受处理”的概率很小(但又不必然为0),而符合规则者“接受处理”的概率较大(但又不必然为1)。模糊界断常被用作工具变量(instrument variable, IV)。从图1所显示的退休发生率在法定退休年龄处并不直接升高到100%可以判定,法定退休年龄是劳动者退休发生率的一个模糊界断。

(二) 断点回归方程设定

假定 household 消费(Y)受退休(R)的影响,而劳动者实际年龄(A)是否达到法定

^① 由于社会科学研究中的随机受控实验成本巨大,研究者往往将实验局限于较小的范围(如一个县、一个州),外部有效性问题是指在实验区具有效果的政策(或计划等)推广到更大范围后是否仍然有效的问题。

^② Imbens & Lemieux (2008)、Lee & Lemieux (2010)就运用断点回归设计研究因果效应给出了细致说明。

退休年龄 (\bar{A}) 是决定是否退休的一个重要因素。定义实际年龄与法定退休年龄之间的距离为 $S = A - \bar{A}$ (称“年龄距”), 单位函数 $1(S \geq 0)$ 代表劳动者实际年龄达到法定退休年龄, 并称为满足 (退休的) “适龄条件” (eligibility)。由于满足适龄条件并不一定退休, 因此适龄条件可作为实际退休状态的工具变量进入消费方程, 以减少个体退休决策的内生性^①。于是, 本文将消费与退休之间关系的参数化模型设定为:

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_0 + \beta_1 \cdot R_i + f(S_i) + \xi_i \\ R_i &= \alpha_0 + \alpha_1 \cdot D_i + g(S_i) + \vartheta_i \end{aligned} \quad (1)$$

在模型 (1) 中, 第一行是消费方程, β_1 考察了退休状态与消费之间的因果关系, 本文的目的就是力争对 β_1 进行准确估计。第二行是第一阶段 (first stage) 方程, 考察适龄条件与实际退休状态之间的相关关系。 D_i 是代表适龄条件的二值变量 (如果 $S_i \geq 0$, 其取值为 1, 否则为 0)。 $f(S_i)$ 和 $g(S_i)$ 分别是 S_i 的高阶多项式。在方程中加入 $f(S_i)$ 和 $g(S_i)$ 的目的是为了通过设定“控制函数”以尽量防止“规则”变量 S 本身与误差项相关而导致估计偏误, 但由于事先并不知道它的阶数, 因此将其概称为高阶多项式。Lee & Lemieux (2010) 提供了实践中选择多项式阶数的赤池信息法则 (Akaike Information Criterion, 简称 AIC), 本文在对模型 (1) 进行估计时将采用他们的建议设定多项式的阶数。

断点回归策略识别因果关系的有效性通过 ξ_i 在界断点前后的连续性得以保证, 它可以通过多种渠道得到检验。按照 Imbens & Lemieux (2008) 的建议, 我们可以检查不受退休影响的其他变量是否在法定退休年龄处有跳跃, 如果工具变量只通过影响退休而影响了家户消费, 则其他变量 (如家户的存续时间、户主受教育水平、家庭规模等) 不应当在法定退休年龄处发生跳跃; 或者, 可以构造一个“伪界断” (pseudo cutoff), 按照与 RDD 同样的识别逻辑来检验消费水平是否在“伪界断”处发生跳跃, 如果识别策略是有效的, 则消费水平在“伪界断”处应该是平滑的。本文使用第一种方法检查识别策略的有效性, 并报告结果。

四 模型估计

(一) 第一阶段回归

为了说明以劳动者退休的适龄条件 (实际年龄大于法定退休年龄) 作为实际退休状态的工具变量对消费方程进行估计是合理的, 表 3 报告了模型 (1) 第一阶段方程的估计

^① 类似的处理及说明, 参见 Battistin et al. (2009)、Li et al. (2013)、雷晓燕等 (2010)。

结果。表3中的估计选择的是工作样本中实际退休年龄距离法定退休年龄为 $[-10, 10]$ 但不包括距离为0的户主信息,以实际退休状态(已退休=1,未退休=0)为被解释变量,以适龄条件作为主要解释变量,并对“年龄距”多项式、省份哑变量、户口哑变量作了不同的控制设定。在不同的设定下,列(1)~(6)中适龄条件的估计系数介于0.25~0.33之间,且都具有高度的统计显著性,这说明适龄条件确实是解释劳动者是否退休的一个重要变量。对于距离法定退休年龄正负10岁左右的家庭户主而言,与未达到法定退休年龄的人相比,超过法定退休年龄的人的退休可能性要高25%~33%^①。

表3 第一阶段回归结果:达到退休的适龄条件对退休的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量:退休(已退休=1,未退休=0)						
适龄条件(年龄大于法定退休年龄=1)	0.332 *** (0.040)	0.321 *** (0.040)	0.288 *** (0.039)	0.266 *** (0.058)	0.271 *** (0.058)	0.247 *** (0.056)
二阶多项式(年龄距)	是	是	是			
三阶多项式(年龄距)				是	是	是
省份(哑变量)		是	是		是	是
户口(哑变量,城镇户口=1)			是		是	是
常数项	0.497 *** (0.024)	0.582 *** (0.113)	0.450 *** (0.110)	0.530 *** (0.032)	0.606 *** (0.115)	0.470 *** (0.112)
观测量	1483	1483	1483	1483	1483	1483

注:括号内数值是按28个省份聚类的稳健标准误;“*”、“**”、“***”分别代表10%、5%、1%的显著性水平;“是”代表加入了这些变量;“年龄距”指的是实际年龄与法定退休年龄之间的距离。估计样本选用工作样本中年龄距为 $[-10, 0)$ 和 $(0, 10]$ 的户主,年龄距为0的样本被排除在外的原因是为了防止受访者的回忆性数据对估计造成干扰。

资料来源:作者根据相关数据计算得到。

为检验工具变量的有效性,我们对表3中的适龄条件进行了F检验,零假设其系数为零。计算得出的F值均在100以上,明显高于“无法拒绝”的临界标准。这再次印证了适龄条件对实际退休具有较强的解释力,也为将其作为工具变量估计消费方程提供了支持。

① 如前文所述,规则邻域选取得越小,界断点两边的个体特征相似性越高,RDD的估计效果越好。但邻域选取得越小,需要舍弃的样本越多,为了节省样本,我们认为“年龄距”邻域选择 $[-10, 10]$ 是可以接受的,Battistin et al.(2009)也采用过这样的处理。谨慎起见,我们还比较了主要变量在邻域 $[-5, 5]$ 和 $[-4, 4]$ 内的估计结果,其推断含义与基于邻域 $[-10, 10]$ 内的估计几乎无差异,只不过由于样本的限制,一些更加细分的项目变异无法在更小的限定范围内显现(数据缺失),为了呈现关于消费与退休之间关系更加丰富的结论并基于篇幅的考虑,以下只针对 $[-10, 10]$ 邻域内的样本报告估计结果。

（二）主要结果

为了得到退休对家庭消费产生影响的概览性结果，表4报告了退休对家庭全部消费项目支出之和产生的影响。由于消费细类较多，样本中部分家庭的部分消费细类缺失数值记录（例如：保健、美容和保养、家庭旅行、捐赠等细类支出项目的缺失值较多），于是表4分别给出了对缺失值进行填充和不处理缺失值的估计结果。其中，对缺失值进行填充后的估计在列（1）~（2），填充的办法是将细类消费缺失值替换为该家庭所在人口队列（年龄*是否退休*所在省区）在该细类项目的消费均值；列（3）~（4）是仅对所有细类项目均无缺失的子样本进行的估计（因此，观测量有差异）。在表4中，被解释变量是家庭过去一年全部消费细类支出之和的自然对数，主要解释变量是“退休状态”虚拟变量，估计值以退休的适龄条件作为实际退休状态的工具变量，在两阶段最小二乘法（2SLS）的框架下估计模型（1）而得到。估计所采用的“年龄距”邻域选择为 $[-10, 10]$ ，但未包括年龄恰好为法定退休年龄的人（即“年龄距”为0），这是为了防止受访者的回忆性数据可能具有的混淆性对估计产生干扰。“年龄距”多项式的阶数按赤池信息法则（AIC）确定。表4的估计还对省份虚拟变量、居住地类型进行了控制（各奇数列），但考虑到各个项目的消费可能与家庭规模有关，偶数列在奇数列的基础上还控制了家庭规模。各奇数列与偶数列的估计系数几乎没有差别，这说明模型的识别具有较好的稳健性（事实上，如果不控制居住地类型和省份，对结果也几乎没有影响）。

表4 退休对日常家庭整体消费的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
退休(满足适龄条件作为IV)	-0.166 (0.923)	-0.161 (0.931)	-0.240 (0.931)	-0.199 (0.945)
常数项	是	是	是	是
省份(哑变量)	是	是	是	是
居住类型(乡村或社区,社区=1)	是	是	是	是
多项式(年龄距)	是	是	是	是
家庭规模(人数)		是		是
常数项	7.013 *** (0.478)	6.725 *** (0.602)	7.092 *** (0.458)	6.615 *** (0.580)
观测量	1483	1483	866	866

注：列（1）~（2）的估计对样本细类项目缺失值按人口队列（年龄*是否退休*省份）均值填补；列（3）~（4）仅对样本中所有消费项目无缺失的子样本进行估计。括号内数值是按28个省份聚类的稳健标准误；*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平；“是”代表加入了控制变量；“年龄距”指的是实际年龄与法定退休年龄之间的距离；多项式的阶数按照赤池信息法则（AIC）确定。估计样本选用工作样本中年龄距为 $[-10, 0]$ 和 $(0, 10]$ 的户主。被解释变量为家庭总消费支出的自然对数值。

资料来源：作者根据相关数据计算得到。

表4第一行显示了退休对家庭全部消费之和产生冲击的估计值。估计系数为负,这说明在整体水平上,户主退休对家庭消费支出具有一定的抑制作用,但估计系数标准误差较大、不具有统计显著性,这又说明了退休对家庭消费的抑制并不明显。

不过,居民家庭消费由大量消费细类构成,表4的结果尚不足以揭示退休对家庭消费产生冲击的全貌。为了尽可能地得到家庭各项消费如何对退休作出反应,表5报告了家庭日常非耐用品消费、与工作相关的消费、家政和医疗保健服务消费、休闲和娱乐性消费(以及这些归类下更细分的消费项目)从户主退休中受到冲击的估计结果。各个消费项目体现为家庭年消费金额的自然对数,各估计采用的“年龄距”、多项式选择办法、控制变量的选取均与表4相同。除消费大类(按与表4列(1)~(2)的方法处理缺失信息)外,各大类项目下的细类项目均不对样本缺失进行填补,细类项目估计仅针对工作样本中该细类项目具有数值记录的家庭进行,因此,各估计对应的样本观测量略有差异。为了节省篇幅,表5没有报告对大类消费未处理缺失值情况下的估计结果,不过,这些结果的符号以及统计显著性意义没有变化。

1. 退休对非耐用品消费的影响

表5栏目A列(1)~(2)的结果显示,在整体水平上,退休促进了家庭对日常非耐用品的消费开支。与未退休相比,日常非耐用品消费平均增加了约40%^①。但主要的增加来自劳动者退休后更多地在家用餐,表现为家庭食物开支增加了32.5%(自然对数增加0.282),并具有高度的统计显著性。而对于日常的化学用品(如洗衣粉、化妆品、肥皂、牙膏等)以及水、电、燃料等方面的支出没有显著的影响。此项目的估计结果带来的一个直觉是,既然劳动者退休后会显著地增加在家用餐的消费开支,那么与其尚未退休相比,其在外用餐的消费必然会有明显的下降,这个直觉将会之后对与工作相关项目消费的估计中得到印证。

2. 退休对与工作相关的消费的影响

劳动者与工作相关的消费项目主要是家庭与单位之间的交通费、服装费、在外用

① 由于估计过程采用的是各项项目的自然对数值,表5显示出退休导致日常非耐用品消费的自然对数增加了0.336,将其转变为百分数的变化量为39.9%。一般地,两数的自然对数值相差为 $-0.09 \sim 0.09$ 时,此差值乘以100约等于其百分率差异: $\Delta \ln(x) = \ln(x_1) - \ln(x_0) \approx (x_1 - x_0) / x_0$, $100 \cdot \Delta \ln(x) \approx \% \Delta x$ 。而当两数的自然对数差值不在 $-0.09 \sim 0.09$ 范围时,应使用 $\% \Delta x = 100 \cdot [e^{\Delta \ln(x)} - 1]$ 调整,例如, $100 \cdot [e^{0.336} - 1] = 39.934$ 。下文的分析(除回归结果直接记录计量分析软件运算的结果外)均采用根据此关系式调整后的数据。

表 5 退休对各类消费项目支出的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
栏目 A: 退休对日常非耐用品消费的影响										
	日常非耐用品(大类)		家庭食物支出		日常化学品支出		水、电、燃料支出			
退休(适龄条件作 为 IV)	0.336*** (0.077)	0.337*** (0.077)	0.282*** (0.050)	0.282*** (0.049)	-0.077 (0.375)	-0.073 (0.362)	-0.015 (0.526)	0.011 (0.500)		
观测量	1483	1483	1483	1483	1468	1468	1483	1483		
栏目 B: 退休对与工作相关项目消费的影响										
	工作相关(大类)		本地交通费		服装费		在外用餐费		通讯费	
退休(适龄条件作 为 IV)	-0.491*** (0.146)	-0.492*** (0.144)	-0.308*** (0.114)	-0.282*** (0.107)	-0.214*** (0.576)	-0.206*** (0.602)	-0.755*** (0.327)	-0.757*** (0.326)	-0.553*** (0.104)	-0.463*** (0.102)
观测量	1483	1483	1483	1483	1442	1442	1226	1226	1144	1144
栏目 C: 退休对家庭照料和医疗、保健及护理服务消费的影响										
	照料、医疗保健(大类)		家庭照料支出		医疗支出		保健支出		美容和保养支出	
退休(适龄条件作 为 IV)	-0.263 (0.225)	-0.267 (0.228)	-0.148** (0.071)	-0.140** (0.066)	0.487 (0.733)	0.493 (0.715)	-0.809 (1.319)	-0.774 (1.313)	-0.161 (1.167)	-0.146 (1.143)
观测量	1129	1129	994	994	1129	1129	898	898	866	866
栏目 D: 退休对闲暇和娱乐消费的影响										
	休闲、娱乐(大类)		文化和娱乐活动		家庭旅行					
退休(适龄条件作 为 IV)	0.145*** (0.062)	0.142*** (0.064)	0.118* (0.565)	0.122* (0.568)	0.215 (0.191)	0.216 (0.183)				
观测量	1027	1027	1027	1027	974	974				
常数项	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份(哑变量)	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
居住类型(乡村 或社区, 社区 = 1)	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
多项式(年龄距)	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭规模(人数)	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是

注：括号内数值是按 28 个省份聚类的稳健标准误；*、**、***分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。“是”代表加入了这些控制变量；“年龄距”指的是实际年龄与法定退休年龄之间的距离；多项式的阶数按照赤池信息法则 (AIC) 确定。估计样本选用工作样本中年龄距为 [-10, 0) 和 (0, 10] 的户主。各被解释变量均为自然对数值。

资料来源：作者根据相关数据计算得到。

餐开支以及通讯费等,当其退休后,这些项目中的相当一部分不再发生,对应的开支便会减少。表5栏目B估计了户主退休对这些项目消费的冲击,可以看出,与工作相关的支出随着退休而急剧减少,整体水平显著减少38.8% (自然对数减少0.491~0.492),其中,在外用餐开支减少的比例最大,达到53.0%~53.1% (自然对数减少0.755~0.757)。本地交通、服装购买、通讯开支受到退休的影响分别减少24.6%~26.5%、18.6%~19.3%、37.7%~42.5% (自然对数分别减少0.282~0.308、0.206~0.214、0.463~0.553)。细分项目消费支出的显著减少为与工作相关项目的整体消费降低提供了佐证。

3. 退休对家政、医疗和保健类消费的影响

表5栏目C所示的估计透露出,劳动者退休之后,对家户照料及医疗保健服务方面的消费在整体水平上有所减弱,尽管并不在统计意义上显著。分细类看,退休导致劳动者对家庭照料的需求显著下降13.1%~13.8% (自然对数减少0.140~0.148),这可能是由于退休后可用于家庭生产的时间增加,于是减少了对小时工、保姆等的需求。退休对医疗、保健、美容和保养方面的消费影响并不显著。但估计系数的符号表明退休还是微弱地促进了家庭医疗消费,这可能是由于退休确实影响了健康(雷晓燕等,2010),而使得与之相应的支出上升,也有可能退休者比未退休者更加关注自己的健康而支付了更多的开支。

4. 退休对休闲和娱乐消费的影响

休闲和娱乐消费受到退休的影响在整体上比较明显(表5栏目D的列(1)~(2)),提高了15.3%~15.6% (自然对数增加0.142~0.145),且具有较强的统计显著性。其中,发生在文化和娱乐活动上的消费因退休而增加12%左右,并且估计系数的显著性良好;旅游消费项目的估计系数缺乏统计显著性,但其符号表明这类消费也受到了微弱的正向刺激^①。劳动者退休之后,文化、娱乐、旅游等方面的消费能力被释放出来,主要原因是退休后可供自由支配的时间更加充裕,即便收入可能减少,也并未对这些消费的增加起到限制作用。

5. 退休对其他消费项目的影响

最后,基于2SLS的估计还显示出,户主退休没有对家庭耐用消费品、教育和培训、社会捐赠以及其他项目的消费产生显著的影响。表6概览性地报告了这些项目的估计结果。

^① 如果独生子女在出生地以外的城市工作或生活,父母退休后还可能向子女居住地城市迁移(吴要武,2013),产生的一部分费用可能会发生在“家庭旅行”项目上。

表 6 退休对其他消费项目的影晌

	(1)	(2)	(3)	(4)
	耐用品消费	教育和培训	社会捐赠	其他支出
退休(满足适齡条件作为 IV)	-0.957 (0.691)	0.889 (1.725)	0.407 (1.427)	-0.289 (0.430)
观测量	1167	909	984	1062

注：其他解释变量包括：常数项、省份虚拟变量、居住类型虚拟变量、按 AIC 法则确定的年龄距多项式。其他说明同表 5。

资料来源：作者根据相关数据计算得到。

(三) 识别策略的有效性

如果以退休的适齡条件作为实际退休状态的工具变量，在断点回归的框架下解释退休与消费之间因果关系的策略是有效的，那么，那些不会受断点影响的“前定”变量必定在这个框架下得不到解释。我们分别以户主的受教育年限、家庭规模、家庭儿童和高龄老人数（非 16~80 岁年龄人数）、户主年龄、在本户居住年限等在直觉上不受退休影响的变量作为模型（1）中的被解释变量（Y），对模型进行重新估计。估计结果报告在表 7 中，估计系数均不显著异于 0，这说明模型只对确实从断点处获得因果关系的变量具有解释能力，识别策略的有效性得到印证。

表 7 识别有效性检查（退休对“前定变量”的影响）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	户主受教育年限	家庭规模	非 16~80 岁年龄人数	户主年龄	在本户居住年限
退休(满足适齡条件作为 IV)	3.752 (2.173)	-0.280 (0.995)	0.006 (0.266)	1.586 (0.913)	0.742 (7.710)
省份(哑变量)	是	是	是	是	是
户口(哑变量,城镇户口=1)	是	是	是	是	是
多项式(年龄距)	是	是	是	是	是
常数项	5.245 ** (1.626)	4.715 *** (0.745)	1.050 ***	57.421 *** (0.895)	19.608 *** (5.296)
观测量	1483	1483	1483	1483	1464

注：同表 5。

资料来源：作者根据相关数据计算得到。

五 结论与含义

本文利用最近一项中国家庭微观调查数据,考察了劳动者退休与家户消费之间的数量化因果联系。“退休者消费之谜”这个命题说明的是消费者退休后整体消费水平明显下降。而本文基于经验事实的研究表明,劳动者退休对中国居民家庭消费在总量上具有并不显著的微弱抑制效应,但家庭消费中的部分项目确实明显受到退休的冲击,冲击或正或负。退休导致家庭消费支出显著减少的部分主要是与工作相关的消费和家政类服务消费,而日常非耐用品(特别是在家用餐)消费、休闲和娱乐消费却因退休的发生而得到明显促进,退休还微弱地增加了家庭对医疗服务的购买。

本项针对中国家庭户“退休-消费”关系研究的结论与经济学家们针对美国等发达国家的研究结论(如 Aguiar & Hurst, 2005; Battistin et al., 2009)具有差异。事实上,基于消费文化方面的差异,当劳动者尚未退休而具有相对稳定收入来源时,中国消费者在“储蓄-消费”关系的处理上就要比美国等西方国家的消费者更加审慎,导致前者退休时的储蓄占有整个生命周期总收入的较大比重,流动性并不会成为退休后消费的主要限制条件。于是,中国家庭的消费受到退休冲击的影响主要体现在消费项目的结构调整上,而并非是家庭消费规模的全面削减。

当前中国正在加快进入老龄化社会,研究老年人的消费行为,考察消费者进入退休状态后的消费模式和结构变化,对于社会产品和服务的提供具有重要的参考意义。劳动者退休之后,用于挑选产品和服务以及用于“家庭生产”的时间更加充足,尽管这会对社会的消费起到一定抑制作用。充裕的时间也为他们更好地消费闲暇提供了机会,退休者对文化和休闲娱乐性消费的诉求正在增加。本文基于经验研究得出的这些判断,为更加科学地开发老龄消费市场或发展老龄产业提供了有益的参考。

参考文献:

雷晓燕、谭力、赵耀辉(2010),《退休会影响健康吗?》,《经济学(季刊)》第4期,第1539-1558页。

吴要武(2013),《独生子女政策与老年人迁移》,《社会学研究》第4期,第1-25页。

- Aguiar, Mark & Erik Hurst (2005). Consumption versus Expenditure. *Journal of Political Economy*, 113(5), 919 – 948.
- Ando, Albert & Franco Modigliani (1963). The “Life Cycle” Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *The American Economic Review*, 53(1), 55 – 84.
- Banks, James, Richard Blundell & Sarah Tanner (1998). Is there a Retirement-Savings Puzzle? *The American Economic Review*, 88(4), 769 – 788.
- Battistin, Erich, Agar Brugiavini, Enrico Rettore & Guglielmo Weber (2009). The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach. *The American Economic Review*, 99(5), 2209 – 2226.
- Browning, Martin & Thomas Crossley (2001). The Life-Cycle Model of Consumption and Saving. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 3 – 22.
- Fisher, Jonathan, David Johnson, Joseph Marchand, Timothy Smeeding & Barbara Boyle Torrey (2008). The Retirement Consumption Conundrum: Evidence from a Consumption Survey. *Economics Letters*, 99(3), 482 – 485.
- Haider, Steven & Melvin Stephens (2007). Is there a Retirement-Consumption Puzzle? Evidence Using Subjective Retirement Expectations. *The Review of Economics and Statistics*, 89(2), 247 – 264.
- Hamermesh, Daniel (1984). Consumption During Retirement: The Missing Link in the Life Cycle. *The Review of Economics and Statistics*, 66(1), 1 – 7.
- Heckman, James (1976). A Life-Cycle Model of Earnings, Learning and Consumption. *The Journal of Political Economy*, 84(4), 9 – 44.
- Imbens, Guido & Thomas Lemieux (2008). Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615 – 635.
- Lee, David & Thomas Lemieux (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics. *The Journal of Economic Literature*, 48(2), 281 – 355.
- Li, Hongbin, Xinzhen Shi & Binzhen Wu (2013). Retirement Consumption Puzzle in China. Accessed July 19, http://papers.ssrn.com/sol3/paper.cfm?abstract_id=2187005.
- Modigliani, Franco (1966). The Life Cycle Hypothesis of Saving, the Demand for Wealth and the Supply of Capital. *Social Research*, 33(2), 160 – 217.
- Modigliani, Franco (1986). Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations. *The American Economic Review*, 77(3), 297 – 313.

Modigliani, Franco & Shi Larry Cao (2004). The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis. *Journal of Economic Literature*, 42(1), 145 – 170.

Schwerdt, Guido (2005). Why does Consumption Fall at Retirement? Evidence from Germany. *Economics Letters*, 89(3), 300 – 305.

Zhao, Yaohui, John Strauss, Gonghuan Yang, John Giles, Peifeng (Perry) Hu & Albert Park (2012). The CHARLS User's Guide. Accessed May 1, http://charls.ccer.edu.cn/zh_CN/page/data/2011-charls-wave1.

Does Retirement Consumption Puzzle Exist in China? An Empirical Test of CHARLS

Zhang Binbin¹ & Lu Wanjun²

(Graduate School, Chinese Academy of Social Sciences¹;

College of Public Administration, Nanjing Agricultural University²)

Abstract: Taking advantage of the data from China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS), we estimate the impact of retirement on categories of household expenditures under the framework of regression discontinuity design by treating China's mandatory retirement age as an exogenous cutoff point in the lifecycle of a typical individual. The findings suggest that retirement induces a set of structural adjustments for household expenditures: retirement significantly reduces work-related and home-production-substituted expenditures by 38.8 percent and 13.1 – 13.8 percent respectively, while it has remarkable stimulating effects on other non-durable expenditures by about 40 percent which partly due to expenditures on food consumed at home increased; retirement has a negligible positive impact on health care expenditure while it causes recreational consumptions and entertainment expenditures increasing significantly. As a conclusion, there is little evidence suggesting the retirement consumption puzzle exists in China.

Keywords: retirement consumption puzzle, regression discontinuity design, instrumental variable, CHARLS

JEL Classification: D12, D91, J14

(责任编辑: 王姣娜)