

# 中国城镇家庭储蓄率之谜

——基于年龄—时期—组群分解的再考察

汪 伟, 吴 坤

**[摘要]** 经典的生命周期假说认为, 储蓄率—年龄曲线呈倒 U 型, 但基于年龄—时期—组群(APC)分解法对中国城镇住户调查(UHS)数据的研究并不支持生命周期假说的预测, 一些研究发现中年户主家庭储蓄率相对较低, 另一些研究则发现家庭储蓄率随着户主年龄不断上升。本文对此进行了深入研究, 发现 APC 分解中的共线性识别方法不一致是产生上述分歧的原因。基于对四种不同的共线性识别方法的比较, 本文认为城镇中年户主家庭储蓄率较低的正 U 型曲线比较符合中国实际。本文还发现城镇家庭储蓄率—户主年龄曲线在 1996 年前后发生了转变, 由倒 U 型转为正 U 型。关于中年户主家庭储蓄率较低的原因, 本文通过对 UHS1988—2009 年、CFPS 中国家庭追踪调查 2010—2016 年数据的分析发现, 城镇家庭中正在上大学、上高中的学生人数能够解释中年户主家庭的储蓄率为什么偏低。本文推测 20 世纪 90 年代中期开始的家庭教育负担的上升, 可能是城镇家庭储蓄率—户主年龄曲线发生转变的原因。本文的研究澄清了关于中国城镇家庭储蓄率—户主年龄曲线形态的分歧, 并揭示了解释城镇家庭储蓄率—户主年龄正 U 型之谜的新方向。

**[关键词]** 家庭储蓄率; 组群分析; 家庭结构

**[中图分类号]**F126 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)07-0081-20

## 一、引言

Modigliani and Brumberg(1954)提出的生命周期假说认为, 消费者的收入—年龄曲线呈倒 U 型。如果金融市场足够完善, 消费者可以通过借贷和储蓄等方式对消费削峰填谷, 减少消费波动, 提高终生效用。一般来说, 消费者在青年时收入较低, 借贷消费会形成负储蓄; 中年时收入高于消费, 表现为正储蓄; 老年时收入低于消费, 进入负储蓄阶段。故在消费者一生中, 储蓄率—年龄曲线表现为倒 U 型。欧美国家的不少文献都验证了生命周期假说的这一经典预测(Atanasio, 1998; Gokhale et al., 1996; Gibson and Grant, 2001)。

**[收稿日期]** 2019-02-22

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“人口老龄化对中国经济增长的影响与应对策略研究”(批准号 71773071); 国家社会科学基金重大项目“长寿风险的宏观经济效应及对策研究”(批准号 17ZDA049); 研究阐释党的十九大精神国家社会科学基金专项“完善促进人民美好生活消费需要的体制机制创新研究”(批准号 18VSI070)。

**[作者简介]** 汪伟, 上海财经大学公共经济与管理学院教授, 博士生导师, 经济学博士; 吴坤, 上海财经大学经济学院博士研究生。通讯作者: 汪伟, 电子邮箱: wangwei2@mail.shufe.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见, 当然文责自负。

这个假说对于中国是否同样适用呢?这是经济学家普遍关注的一个问题。周绍杰等(2009)利用中国城镇住户调查(UHS)1988—2003年6个省份的数据,采用Deaton and Paxson(1994)中的Age-Period-Cohort分解方法(即按被调查者年龄、调查时期和被调查者出生年份族群来进行分解的方法,后文简称APC分解),发现家庭消费支出、家庭收入和家庭储蓄率均随户主年龄的增大而上升。但Chamon and Prasad(2010)利用中国城镇住户调查1990—2005年10个省份的数据,采用类似的分解方法,却发现家庭消费—户主年龄曲线和家庭收入—户主年龄曲线表现为倒U型,同时家庭储蓄率—户主年龄曲线表现为正U型,其特点是中年户主家庭储蓄率较低。这就产生了两个问题,为什么以上两篇论文采用类似的方法和数据却得到了完全不一样的结果?为什么以上两篇论文所得到的家庭储蓄率—户主年龄曲线都不是生命周期假说所预测的倒U型?

第一个问题,似乎还没有得到重视,缺少文献对此作进一步的解释。沿用周绍杰等(2009)的方法,魏下海等(2012)分析了中国家庭营养与健康调查(CHNS)1991—2009年的数据,也得到了家庭收入随户主年龄的增大不断上升的结论。但李宏彬等(2014)研究退休消费之谜的论文,却又指出中国城镇居民在退休后消费水平有着一定幅度的下降。本文的第一个工作是指出这种分歧的来源,在于以上两篇论文中解决APC分解中的共线性问题的方法不一样。本文介绍了文献中常用的四种识别APC分解的共线性问题的方法,还通过这些方法应用于中国家庭储蓄率的微观数据,来比较和探讨究竟哪种解决共线性问题的方法更适合中国数据,这为进一步的研究打下了计量方法上的基础。

前文提出的第二个问题,即为什么在中国的住户调查数据中发现的家庭储蓄率—户主年龄曲线不是倒U型,则得到了较为广泛的研究。Chamon and Prasad(2010)采用APC分解分析了UHS1990—2005年10个省份的数据,首次发现家庭储蓄率—户主年龄曲线是正U型,并指出2000年以后的UHS数据中,家庭储蓄率—户主年龄曲线的正U型越来越明显。这被Rosenzweig and Zhang(2014)称为“中国城镇家庭储蓄率之谜”。Song and Yang(2010)发现,从横截面数据中得到收入—年龄曲线在近些年变平坦了,年轻人接下来可能会面临收入增速的下降,故而年轻人会抓住当前的机会多储蓄。Chamon et al.(2013)认为,收入的不确定性增加使得年轻人储蓄率更高,同时养老问题促使老年人储蓄率也相对较高。Rosenzweig and Zhang(2014)则利用双胞胎数据来研究共同居住对个人储蓄率的影响,他们的主要发现是和父母住在一起的年轻人,其个人储蓄率显著高于独立居住的年轻人;和成年后代住在一起的父母,其储蓄率和独立居住的父母相比没有显著差别。李蕾和吴斌珍(2014)利用2002—2009年的UHS数据研究了共同居住对家庭储蓄率的影响,认为低储蓄率的年轻人和低储蓄率的老年人,往往会和有房的、收入较高的中年人住在一起,从而拉低中年家庭的储蓄率。李雅娴和张川川(2018)发现老年人对新科技的低认知能力抑制了其消费,使得老年人储蓄率较高。

本文的另一个工作是,基于APC分解再次对家庭结构是否能解释家庭储蓄率的正U型之谜进行考察,并得到了一些新的发现:①基于UHS1988—2009年数据的APC分解表明,家庭中22岁及以下的“未成年”后代对中年户主家庭的低储蓄率有着更加重要的解释力,Rosenzweig and Zhang(2014)、李蕾和吴斌珍(2014)所强调的老年长辈和成年后代因素对此现象的解释力相对较弱。②基于中国家庭追踪调查(CFPS)2010—2016年的数据的APC分解表明,中年户主家庭储蓄率较低的正U型之谜在较近期的数据依然存在,且家中大学生和高中生人数对中年户主家庭的低储蓄率有着重要的解释力。③采用UHS不同时间段的数据进行分析,所得的“未成年”后代的解释力有所不同。本文由此发现了一个被文献忽视的事实,即家庭储蓄率—户主年龄曲线在1996年前后发生了显著转变,由倒U型转变为正U型。结合本文的多个发现,本文推测家庭储蓄率—户主年龄曲线的

转变很可能跟高校收费改革所导致的教育负担上升有关,这或许是解释家庭储蓄率之谜的新角度。

本文接下来的安排如下:第二部分介绍了 APC 分解以及常用的四种共线性识别方法;第三部分探讨了哪种方法更适用于中国数据;第四部分应用 APC 分解,分析了 UHS1988—2009 年的数据,考察了家庭结构因素对于家庭储蓄率—户主年龄曲线的影响;第五部分则应用 APC 分解,分析了 CFPS2010—2016 年的数据;第六部分是进一步讨论;第七部分是结论。

## 二、APC 分解及其共线性识别

年龄—时期—组群分解(Age-Period-Cohort Decomposition)就是将研究者关注的变量分解为至少三部分,即年龄效应(Age Effects)、时期或年份效应(Period or Year Effects)、组群或队列效应(Cohort Effects)等,分别跟被调查者的年龄、调查发生的时期或年份、被调查者的出生年份有关。许多研究消费和储蓄生命周期形态的文献都用到了该分解,如 Fernández-Villaverde and Krueger (2007)、Aguiar and Hurst(2013)等。APC 分解也被广泛应用于社会学、流行病学以及生物统计等领域中。

之所以要采用 APC 分解,是因为研究者认为被调查者的年龄、调查发生的年份和被调查者的出生年份都可能对某一变量有着显著影响,并且研究者想要区分这三者的不同影响。例如在储蓄率的研究中,Modigliani and Brumberg (1954) 提出的生命周期假说认为年龄是决定储蓄率的重要因素;同时一些研究发现不同年份出生的人可能会由于生命经历不同,其储蓄率存在显著差异,如程令国和张晔(2011)发现经历过饥荒的人储蓄率更高;此外储蓄率还与经济增长及经济周期有关,经济增速快时,储蓄率会更高(汪伟,2008),因此微观调查所发生的年份也可能会影响储蓄率。

在进行 APC 分解时,通常的做法是将 Age、Year 和 Cohort 这三个分类变量分别设置一组 0—1 虚拟变量,例如,  $d_a:d_{20}, d_{21}, \dots, d_{70}, d_t:d_{2002}, d_{2003}, \dots, d_{2009}, d_c:d_{1932}, d_{1933}, \dots, d_{1989}$ 。并在每组中分别去掉一个虚拟变量之后,放入研究者所关心的被解释变量如储蓄率(saverate)的回归方程中,如(1)式所示。这样看起来似乎已经解决了共线性的问题,但实际上,由于  $Age=Year-Cohort$ ,例如  $25=2008-1983$ ,这三组虚拟变量之间仍然存在共线性,如果不解决这个共线性问题,将无法估计出这些虚拟变量的系数。传统的共线性识别方法是限定某两年或两个组群的系数相同,或直接使用年龄的二次项(Yang, 2011),但这些方法本身存在一些不足。

$$saverate_{ct} = \alpha_0 + \sum_a \gamma_a d_a + \sum_t \delta_t d_t + \sum_c \beta_c d_c + \varepsilon \quad (1)$$

研究欧美国家数据的经济学文献中普遍沿用 Deaton and Paxson(1994)、Deaton(1997)中的做法,限定年份效应没有趋势,周绍杰等(2009)亦是如此。该文对这种设定进行了详细的解释,这里简单的复述一下。用数学符号来表示这个假设则如(2)式所示,

$$\sum_{i=1}^T \delta_i d_i^* = 0, \sum_{i=1}^T \delta_i d_i^* t = 0 \quad (2)$$

其中,  $d_i^*$  是经改造后的年份虚拟变量,不再是一个取值为 0 或者 1 的虚拟变量,其取值可能有四种,  $\delta_i$  则是其系数。  $d_t$  则是普通的 0—1 取值的年份虚拟变量。施加上述限定条件,可以通过以下方法求得系数  $\delta_i$ 。首先需要舍弃前两个年份虚拟变量,从第三年开始转换后的年份虚拟变量由以下的(3)式构建。

$$d_t^* = d_t - [(t-1)d_1 + (t-2)d_2], t \geq 3 \quad (3)$$

在回归中,只放入转换后的  $T-2$  个虚拟变量  $d_t^*$ ,所得到的系数即是  $\delta_t, t>2$ 。被舍弃的前两年的年份虚拟变量的系数则由以下的(4)式给出。

$$\delta_1 = \sum_{t=3}^T (t-2)\delta_t d_t, \delta_2 = \sum_{t=3}^T (1-t)\delta_t d_t \quad (4)$$

Chamon and Prasad(2010)则指出中国数据中家庭收入、家庭消费和家庭储蓄率都有着明显的上升的时间趋势,他们转而限定出生年份群组效应没有趋势。类似地,他们对出生年份虚拟变量施加了如(5)式的约束,(5)式的求解方法与(2)式类似,故不再赘述。

$$\sum_{c=1}^c \beta_c d_c^* = 0, \sum_{c=1}^c \beta_c d_c^* c = 0 \quad (5)$$

Yang et al.(2008)等提出了基于主成分回归的 Intrinsic Estimator (简称为 IE 法),也能解决 APC 分解中的共线性问题,不需要额外的系数或者函数形式的限制,他们还给出了 STATA 软件运行程序。后续还有很多文献研究了 Intrinsic Estimator 的各类性质及运用,如 Fu(2016,2018)等。Kupper et al.(1985)发现 APC 分解框架中,年龄和年份所构成的矩阵的维数会影响限定系数相同法的分解结果。Yang et al.(2008)提出的 Intrinsic Estimator 正是要排除年龄—年份矩阵的维数的影响,该方法通过对解空间的正交分解来实现这一点,最后得到了一个类似于主成分分析的估计方法。

Heathcote et al.(2010)、Ding and He(2018)认为如果研究者的目的主要是得到年龄效应,与其同时把年龄、年份、出生年份三组虚拟变量都放入回归方程,不如舍弃年份和出生年份中相对不重要的一组。在采用该方法时,一是研究者需要从理论上来判断,出生年份效应和调查年份效应谁更重要,二是研究者可以尝试分别舍弃出生年份效应和调查年份效应,并观察年龄效应是否发生了重大变化。

### 三、不同共线性识别方法的比较

解决 APC 分解的共线性问题的方法还有许多,本文所提及的只是诸多方法中的一部分,就本文介绍的几种常用方法而言,谁更好呢? Yang et al.(2008)、Fu(2016)证明他们所提出的 IE 法比限定系数相同法具有更好的统计性质,但他们并没有比较 IE 法和其他方法的优劣。不同共线性识别方法得到的系数的无偏性、有效性和渐进性值得深入探讨,但本文并不准备在这方面做工作,而是尝试直接将四种方法用于家庭储蓄率的分析,以观察其效果。本文的重点在于验证共线性识别的方法的不同是否会造成估计结果的显著差别,并探讨在中国背景下,哪种方法更加适合于家庭消费和储蓄的研究。

#### 1. 数据、变量和回归方程

本文获取了国家统计局城镇住户调查(UHS)1988—2009年的数据。其中,1988—2001年只有6个省份的数据,2002—2009年则有16个省份的数据。周绍杰等(2009)所用的数据是1988—2003年6个省份的数据,Chamon and Prasad(2010)则是1990—2005年10个省份的数据,本文中的数据基本上可以覆盖周绍杰等(2009)所用的数据。本文的样本量分布,经比较只有2002年和2003年数据量稍有差异,其他年份几乎和周绍杰等(2009)的样本分布完全一致<sup>①</sup>。

本文采用(6)式所示的回归方程,被解释变量为家庭储蓄率、家庭消费对数、家庭收入对数,解释变量包括三组虚拟变量:户主年龄  $d_a$ 、调查年份  $d_t$ 、户主出生年份  $d_c$  以及家庭总人口数  $family_{size}$ 。需要注意的是以上变量为所有  $c$  年出生的户主所在家庭的  $t$  年的家庭储蓄率、家庭消费、家庭收入

<sup>①</sup> 具体的样本分布可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

以及家庭总人口数的平均值。本文这里只改变 APC 分解的共线性识别方法,所用数据、变量均相同。

$$saverate_{ct} = \alpha_0 + \sum_a \gamma_a d_a + \sum_t \delta_t d_t + \sum_c \beta_c d_c + \theta family_{size} + \varepsilon \quad (6)$$

家庭储蓄率、家庭消费、家庭收入的计算口径沿用文献周绍杰等(2009)、Chamon and Prasad(2010)等。具体地,这里回归方程中的被解释变量,家庭消费性支出和家庭可支配收入,均用城镇 CPI 指数进行平减,然后取对数;家庭储蓄率的计算方式如(7)式所示,其中家庭消费性支出和家庭可支配收入为水平值。

$$\text{家庭储蓄率} = 100 \times \left( 1 - \frac{\text{家庭消费性支出}}{\text{家庭可支配收入}} \right) \quad (7)$$

## 2. IE 法的结果

IE 法的结果显示,中国城镇居民的家庭消费、家庭收入和家庭储蓄率都有着显著的时间趋势,在控制时间趋势和出生年份效应的情况下,家庭消费和家庭收入随户主年龄呈倒 U 型,家庭储蓄率则随户主年龄呈中间较低的正 U 型。图 1 展示了用 IE 法对家庭消费进行 APC 分解的年龄效应,可见家庭消费—户主年龄曲线为倒 U 型;图 2 展示了家庭消费的 APC 分解的年份效应,可见家庭消费—年份曲线近似于一条斜向上的直线;图 3 展示了家庭消费的 APC 分解的出生年份效应,家庭消费—户主出生年份曲线则表现出一定的周期波动性。图 4—6 展示了用 IE 法对家庭收入进行 APC 分解的结果,与家庭消费的分解结果类似,家庭收入的年龄效应为倒 U 型曲线,家庭收入的年份效应为斜向上的直线,家庭收入的户主出生年份效应表现出一定的周期性。图 7—9 展示了用 IE 法对家庭储蓄率进行 APC 分解的结果,可见家庭储蓄率—户主年龄曲线表现出中年户主家庭储蓄率较低的特征,比较类似于正 U 型,家庭储蓄率—年份曲线则近似于一条斜向上的直线,家庭储蓄率—户主出生年份曲线则表现出周期波动的特点。

## 3. 限定年份效应无趋势的结果

采用限定年份效应无趋势来识别 APC 分解的共线性,其分解结果的最大特点是,年份效应只有周期波动性,几乎没有趋势,而年龄效应、出生年份效应则表现出较强的趋势,与周绍杰等(2009)一致<sup>①</sup>。如图 10、13、16 所示,无论是在家庭消费、家庭收入还是家庭储蓄率的 APC 分解中,如果采用限定年份效应无趋势来识别共线性,那么所得的年龄曲线都近似于一条斜向上的直线。又如图 12、15、18 所示,采用限定年份效应无趋势的方法识别 APC 分解的共线性,那么出生年份组效应也是一条斜向上的直线。如图 11、14、17 所示,所得的家庭消费—年份曲线、家庭收入—年份曲线、家庭储蓄率—年份曲线则表现出周期波动的特点。

## 4. 限定出生年份效应无趋势的结果

本文这里采用 Chamon and Prasad(2010)中所用的限定出生年份效应无趋势来识别 APC 分解的共线性,虽然本文所用的数据的省份稍少,但主要结果仍然与 Chamon and Prasad(2010)一致<sup>②</sup>,即家庭消费、家庭收入和家庭储蓄率都具有较强的时间趋势,家庭消费—户主年龄曲线、家庭收入—户主年龄曲线为倒 U 型,但家庭储蓄率—户主年龄曲线则呈现出与生命周期假说不一致的正 U 型,其显著特点是 40—50 岁左右的中年户主家庭的储蓄率相对较低。图 19、22、25 分别展示了家

① 其他控制变量只有家庭总人数,故实际上去掉了周绍杰等(2009)中的一个控制变量,即家庭有收入者数目,但这对结论几乎没有影响。

② 去掉了 Chamon and Prasad(2010)的一些控制变量,即 0—4,5—9,10—14,15—19,20 及以上的人口比例。后文将再次探讨家庭结构对家庭储蓄率的影响。

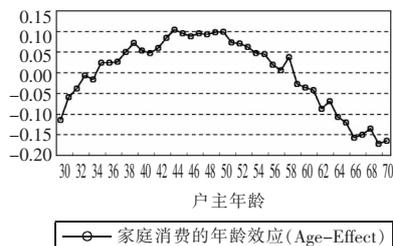


图 1 家庭消费的年龄效应:IE 法

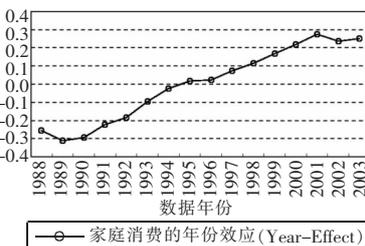


图 2 家庭消费的年份效应:IE 法

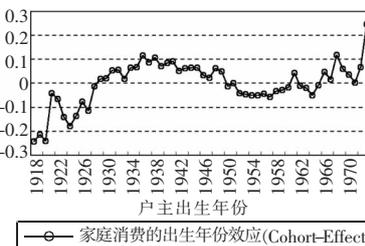


图 3 家庭消费的出生组效应:IE 法

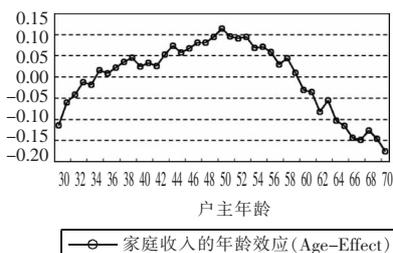


图 4 家庭收入的年龄效应:IE 法

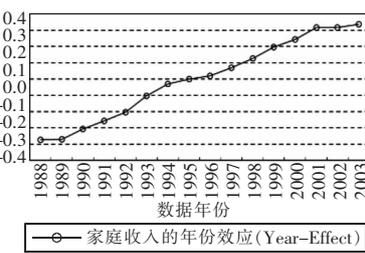


图 5 家庭收入的年份效应:IE 法



图 6 家庭收入的出生组效应:IE 法



图 7 家庭储蓄率的年龄效应:IE 法

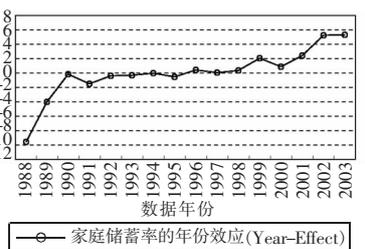


图 8 家庭储蓄率的年份效应:IE 法

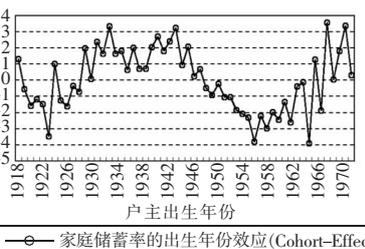


图 9 家庭储蓄率的出生组效应:IE 法

庭消费、家庭收入和家庭储蓄率的年龄效应,前两者是倒 U 型,而后者则是正 U 型。图 20、23、26 分别展示了家庭消费、家庭收入和家庭储蓄率的年份效应,可见都是一条斜向上的曲线,这即说明以上三个变量的时间趋势很强。图 21、24、27 分别展示了家庭消费、家庭收入和家庭储蓄率的出生年份组效应,可见在假设出生年份效应无趋势的情况下,所得的出生年份组效应就是周期波动的。至此,本文已经证明,APC 分解的共线性识别方法是造成周绍杰等(2009)、Chamon and Prasad(2010) 所得结论差别较大的重要原因。

### 5. 舍弃年份效应或出生年份效应的结果

Heathcote et al.(2010)、茅锐和徐建伟(2014)、Ding and He(2018)等均使用了舍弃年份效应或出生年份效应的方法,但他们并未对比这一方法和前文所述的 IE 法、限定出生年份效应无趋势、限定年份效应无趋势的差别。本文这里也一并给出了这种方法的结果,由于篇幅所限,这里重点考察年龄效应。图 28、29、30 分别展示了家庭消费、家庭收入和家庭储蓄率的 APC 分解中,舍弃出生年份效应来解决共线性问题,所得到的年龄效应。可以发现,如果舍弃出生年份组效应,家庭消费和家庭收入的年龄效应均为倒 U 型,家庭储蓄率的年龄效应则为反常的正 U 型,这与前文 IE 估计、限定出生年份效应无趋势两种方法的结果一致。图 31、32、33 分别展示了,当舍弃年份效应时,家庭消费、家庭收入和家庭储蓄率的年龄效应。可见如果舍弃年份效应,家庭消费、家庭收入和家庭储蓄率的均随着户主年龄的上升而上升,这与前文的限定年份效应无趋势法的结果类似。

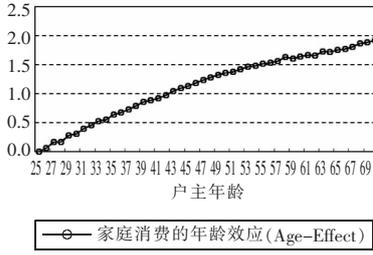


图10 家庭消费的年龄效应:限定 Year

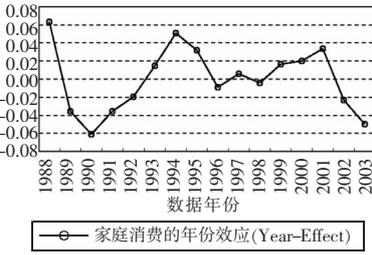


图11 家庭消费的年份效应:限定 Year

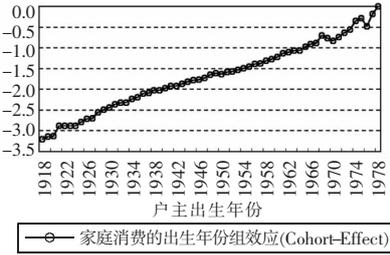


图12 家庭消费的出生组效应:限定 Year

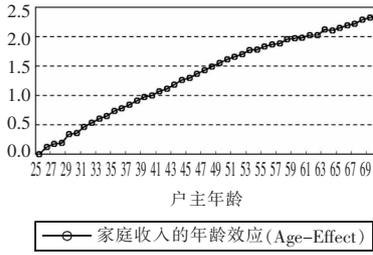


图13 家庭收入的年龄效应:限定 Year

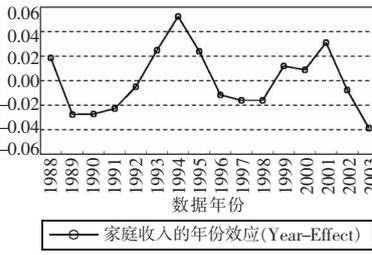


图14 家庭收入的年份效应:限定 Year

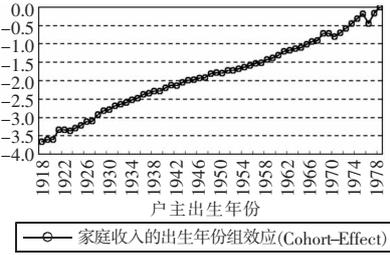


图15 家庭收入的出生组效应:限定 Year

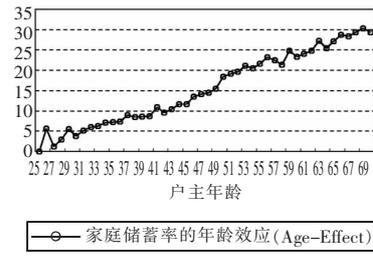


图16 家庭储蓄率的年龄效应:限定 Year

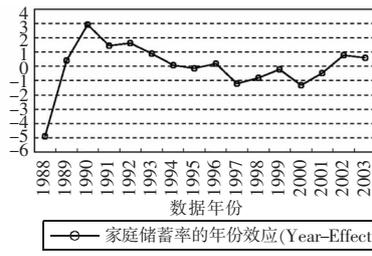


图17 家庭储蓄率的年份效应:限定 Year

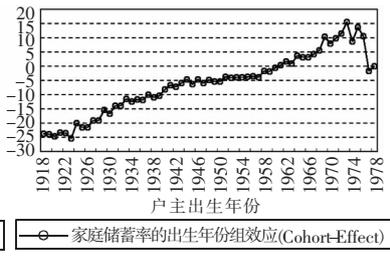


图18 家庭储蓄率的出生组效应:限定 Year

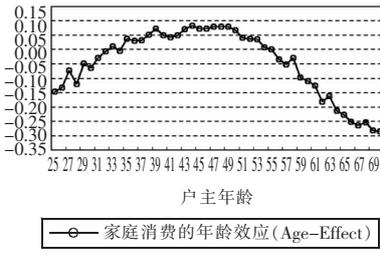


图19 家庭消费的年龄效应:限定 Cohort

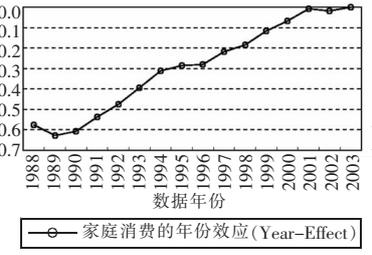


图20 家庭消费的年份效应:限定 Cohort

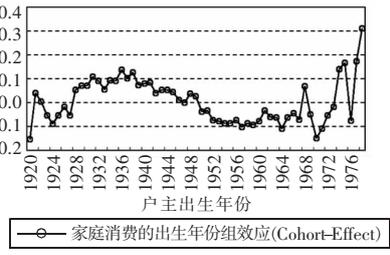


图21 家庭消费的出生组效应:限定 Cohort

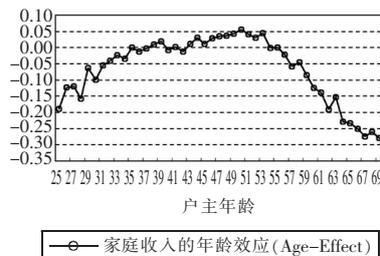


图22 家庭收入的年龄效应:限定 Cohort

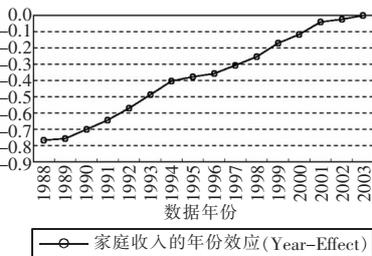


图23 家庭收入的年份效应:限定 Cohort

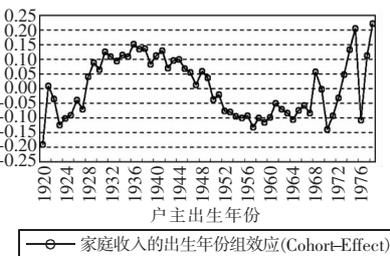


图24 家庭收入的出生组效应:限定 Cohort

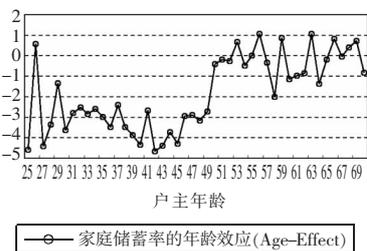


图 25 家庭储蓄率的年龄效应:限定 Cohort

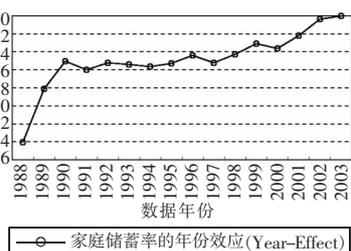


图 26 家庭储蓄率的年份效应:限定 Cohort



图 27 家庭储蓄率出生组效应:限定 Cohort

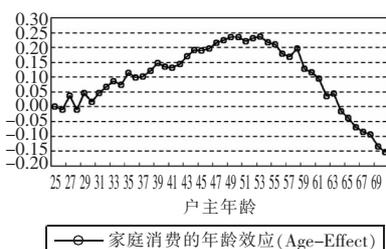


图 28 家庭消费的年龄效应:舍弃 Cohort

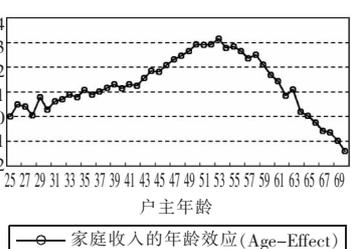


图 29 家庭收入的年龄效应:舍弃 Cohort

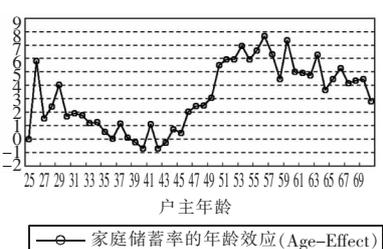


图 30 家庭储蓄率的年龄效应:舍弃 Cohort

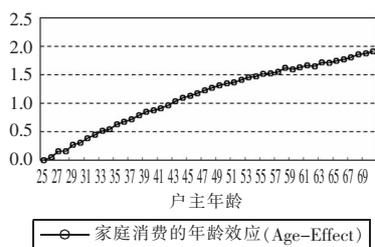


图 31 家庭消费的年龄效应:舍弃 Year

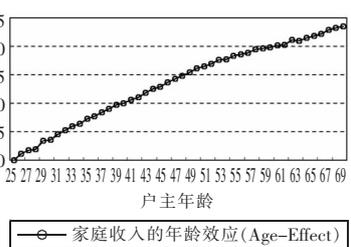


图 32 家庭收入的年龄效应:舍弃 Year

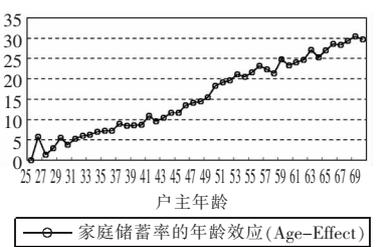


图 33 家庭储蓄率的年龄效应:舍弃 Year

## 6. 对比总结

以上四种方法的结果呈现出一个规律,凡是 APC 分解中不控制时间趋势,得到的年龄效应一定是一条斜向上的直线,如采用限定年份效应无趋势和舍弃年份效应来解决共线性问题。如果 APC 分解中控制了时间趋势,那么家庭消费和家庭收入的年龄效应均是倒 U 型,家庭储蓄率的年龄效应则表现出中年户主最低的特点,如采用 IE 法、限定出生年份无趋势和舍弃出生年份效应来解决共线性问题。这就解释了周绍杰等(2009)、Chamon and Prasad(2010)的分歧,周绍杰等(2009)的 APC 分解没有控制时间趋势,而是将年份效应限定为周期波动,Chamon and Prasad(2010)则直接控制了时间趋势。

以上四种方法的回归结果还呈现出一个现象,即消费较为紧密地跟随收入而变化,这可能反映了消费的不平滑。这一结果与周绍杰等(2009)、Chamon and Prasad(2010)的相关结果相一致。经济学文献将消费跟随收入的现象,称为“消费的过度敏感性”。这一现象不仅在中国数据,也在其他国家的数据中有所体现,国内文献如艾春荣和汪伟(2008)等从多个角度进行了解释,本文不在此处展开。

在以上的回归中,本文采用了同样的数据,仅仅改变了 APC 分解的共线性识别方法,就得到了差别很大的结果,这说明 APC 分解的共线性识别非常重要,在实际运用中,需要谨慎选择合适的方法。本文认为对于中国的家庭消费、收入和储蓄率数据来说,如果目标是研究其生命周期形态,最好

是要控制时期或者年份效应,以排除时间趋势。但这条经验未必适合所有主题的研究,例如耿德伟(2014)以及 Ding and He(2018)都发现用微观数据研究不平等问题时,APC分解的共线性识别方法似乎不对分析结果构成重大影响。

另外一个重要的结论是,比较以上的回归结果,本文还发现了一个现象,那就是在控制时间趋势的情况下,家庭储蓄率—户主年龄曲线都表现出中年户主家庭储蓄率最低的特点,本文认为这一结论更加符合中国实际,也就是说这一现象不由 APC 分解的共线性识别来解释。究竟是什么原因导致了这一不符合生命周期假说的现象,需要本文的进一步探索。

#### 四、APC 分解的应用:家庭结构与储蓄率之谜的再考察

在研究储蓄率的生命周期形态的国内外文献中,APC 分解作为重要方法被广泛使用。前文已经说明了 APC 分解的共线性识别方法的重要性,虽然不同的共线性识别方法会得到不同的储蓄率的生命周期形态,但识别方法本身并不能解释中年户主家庭储蓄率较低的正 U 型之谜。Chamon and Prasad(2010)采用了 APC 分解来考察家庭储蓄率,他们控制了一些家庭结构的变量,但仍然得到了正 U 型曲线。Rosenzweig and Zhang(2014)、李蕾和吴斌珍(2014)均发现家庭结构或许可以解释家庭储蓄率—户主年龄曲线的反常现象。这似乎就有了一定的矛盾,家庭结构究竟能不能解释这一反常现象呢?本文注意到 Rosenzweig and Zhang(2014)、李蕾和吴斌珍(2014)并没有使用 APC 分解来考察家庭结构对家庭储蓄率的影响。鉴于前文已经讨论清楚 APC 分解的共线性识别问题,本文尝试用 APC 分解这一工具来再次验证家庭结构对储蓄率的影响。

Rosenzweig and Zhang(2014)、李蕾和吴斌珍(2014)均认为成年后代和老年长辈是否与中年户主共同居住,对家庭储蓄率有着重大影响,文献中所发现的正 U 型之谜,可能是由家庭结构导致的。其逻辑是低储蓄率的年轻人和低储蓄率的老年人,会选择和收入较高的中年户主住在一起,在调查中体现为一个家庭,这样得到的中年户主家庭的平均储蓄率会较低。而高储蓄率的年轻人和高储蓄率的老年人,会选择不和中年人住在一起,这样得到的青年户主家庭和老年户主家庭的平均储蓄率则较高,从而形成了中年户主家庭储蓄率低于青年户主家庭和老年户主家庭的正 U 型。

在 APC 分解框架下,如何来验证这一逻辑呢?本文认为,可以在家庭储蓄率的回归方程中,控制户主的年龄、出生年份和调查年份的同时,加入户主的成年后代数量、老年长辈数量,如果这些变量的系数显著为负,那么就说明了中年户主家庭中的成年后代和老年长辈可能拉低了家庭储蓄率。由于中国的法定结婚年龄为男性 22 岁,女性 20 岁,本文在界定家庭结构时,既考虑家庭成员自身的年龄,又考虑其与户主之间的年龄差距,长辈定义为至少比户主大 20 岁的成员,后代定义为至少比户主小 20 岁的家庭成员<sup>①</sup>。Chamon and Prasad(2010)在用 APC 分解考察研究中国城镇家庭储蓄率之谜时,还控制了家中各年龄段小孩的比例,本文这里也加入 22 岁及以下后代的数量。

采用(8)式的回归方程来考察家庭结构与家庭储蓄率的关系, $d_a$ 是户主年龄的虚拟变量, $d_t$ 是数据调查年份的虚拟变量, $d_c$ 是户主出生年份组群的虚拟变量, $old1$ 表示家中 60 岁及以上长辈数量, $old2$ 表示家中 60 岁以下长辈数量, $child23$ 表示家中 23 岁及以上后代的数量, $child122$ 表示家中 22 岁及以下后代的数量, $family_{size}$ 表示家庭总人口数, $\varepsilon$ 是随机扰动。本文这里的回归方程(8),没有加入其他控制变量,仅仅观察家庭结构变量对家庭储蓄率的影响,以增强 Rosenzweig and Zhang(2014)、李蕾和吴斌珍(2014)所关注的成年后代和老年长辈的解释力。

<sup>①</sup> 这里控制与户主年龄差距,是为了避免多代同堂的大家庭所带来的困扰,例如,中年户主有一位年龄较小的长辈,在这种情况下,中年户主有帮扶的责任,而非相反。

$$\begin{aligned}
saverate = & \alpha_0 + \sum_a \gamma_a d_a + \sum_t \delta_t d_t + \sum_c \beta_c d_c + \alpha_1 old1 + \alpha_2 old2 \\
& + \alpha_3 child23 + \alpha_4 child122 + \alpha_5 family_{size} + \varepsilon
\end{aligned} \tag{8}$$

这里, 本文继续使用国家统计局的中国城镇住户调查的数据(UHS)。由于李蕾和吴斌珍(2014)的研究是基于2002—2009年的UHS数据, 而前文所述的周绍杰等(2009)是基于1988—2003年的UHS数据, 因此本文首先采用1988—2003年的UHS数据进行回归, 然后采用2002—2009年的UHS数据进行回归。在共线性识别方法上, 本文采用IE法和限定出生年份效应(*Cohort*)无趋势。按照本文的验证, 这两种方法比较适合中国的家庭储蓄率数据。为扩大样本量, 本文这里以家庭为观测单位, 不再以出生年份组群为观测单位, 即将各年份的数据混合在一起, 不再采用似面板回归。在样本处理上, 本文删除了储蓄率低于-200%的极端值样本, 以及收入和消费过低的极端值样本, 以使得家庭储蓄率靠近正态分布。

本文一共进行了12次回归, 采取了逐步加入变量的策略, 首先只加入户主年龄(*Age*)、户主出生年份(*Cohort*)、数据年份(*Year*)和家庭人口总数, 在这基础上再加入家中60岁及以上长辈数量、60岁以下长辈数量和23岁及以上后代数量, 然后本文再继续加入22岁及以下后代数量。在以上回归中, 本文分别采用IE法和限定*Cohort*效应无趋势两种共线性识别方法, 以及分别采用1988—2003年和2002—2009年两段数据来回归, 得到的结果如表1和表2所示。其中, 回归(1)—(6)所用的数据时间段为1988—2003年, 回归(7)—(12)所用的数据时间段为2002—2009年。

如回归(1)、(4)、(7)、(10)所示, 当只放入家庭人口总数时, 其系数均显著为负, 这一结果不因APC分解的共线性识别方法、数据年份的不同而发生变化, 这说明家庭规模越大, 家庭储蓄率可能越低。回归(2)、(5)、(8)、(11)分别在以上四个回归的基础上, 再继续加入家中60岁及以上长辈数量、60岁以下长辈数量和23岁及以上后代数量后, 这三个变量的系数均显著为正, 而家庭总人数的系数依然显著为负, 且系数有所增大, 这一结果不因APC分解的共线性识别方法、数据年份的不同而发生变化, 这似乎说明同住的老年长辈和成年后代没有降低家庭储蓄率, 其他家庭成员更具有解释力。回归(3)、(6)、(9)、(12)再分别继续加入22岁及以下后代数量后, 可以发现22岁及以下后代数量的系数显著为负, 60岁以下长辈数量均不显著、23岁及以上后代数量的系数显著性降低, 60岁及以上长辈数量显著为负, 但解释力远小于22岁及以下后代数量, 这一结果不因APC分解的共线性识别方法、数据年份的不同而发生变化。这再次说明Rosenzweig and Zhang(2014)、李蕾和吴斌珍(2014)所强调的老年长辈和成年后代的同住因素可能不是解释中年户主家庭储蓄率较低的反常现象的关键, 而22岁及以下的后代数量可能更加重要。

上文只观察了家庭结构变量的系数的符号、大小及其显著性, 已经初步说明22岁及以下的后代数量可能更加重要。进一步观察这12个回归所得到的家庭储蓄率—户主年龄曲线, 将再次印证这一结论。图34、35、36展示了基于UHS1988—2003年数据采用IE法的结果, 图37、38、39展示了基于UHS2002—2009年数据采用IE法的结果, 图40、41、42展示了基于UHS1988—2003年数据采用限定*Cohort*效应无趋势的结果, 图43、44、45展示了基于UHS2002—2009年数据采用限定*Cohort*效应无趋势的结果。对比这12个回归所得的年龄效应, 可以发现, 加入长辈数量和23岁及以上后代数量并未使得家庭储蓄率—户主年龄曲线发生根本改变, 中年户主储蓄率较低的特征仍然存在, 如图35相对图34, 图38相对图37, 图41相对图40, 图44相对图43, 均表现出这一特点。再继续加入22岁及以下后代数量这一变量后, 基于1988—2003年数据的回归, 如图36、42所得的曲线, 中年户主家庭的储蓄率有所上升, 已经不显著低于青年户主和老年户主家庭的储蓄率, 正U

表 1 家庭结构与储蓄率回归结果:UHS1988—2003 年数据

编号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
共线性识别	IE 法	IE 法	IE 法	限定 Cohort	限定 Cohort	限定 Cohort
数据年份	UHS88-03	UHS88-03	UHS88-03	UHS88-03	UHS88-03	UHS88-03
60 岁以下长辈		1.6416*** (0.6149)	-1.0322 (0.6453)		1.6424*** (0.6063)	-1.0322 (0.6363)
60 岁及以上长辈		1.2241*** (0.2950)	-1.3990*** (0.3531)		1.2242*** (0.2842)	-1.3991*** (0.3401)
23 岁及以上后代		2.4127*** (0.2209)	-0.2186 (0.2946)		2.4131*** (0.2254)	-0.2192 (0.2954)
22 岁及以下后代			-2.9342*** (0.2181)			-2.9343*** (0.2151)
家庭总人口	-0.3211*** (0.1052)	-1.3710*** (0.1458)	1.3281*** (0.2483)	-0.3213*** (0.1062)	-1.3712*** (0.1451)	1.3281*** (0.2452)
Age	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Cohort	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	62119	62119	62119	62119	62119	62119

注:括号内为稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示双尾检验中 10%、5%、1%的显著性水平。以下各表同。

表 2 家庭结构与储蓄率回归结果:UHS2002—2009 年数据

编号	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
共线性识别	IE 法	IE 法	IE 法	限定 Cohort	限定 Cohort	限定 Cohort
数据年份	UHS02-09	UHS02-09	UHS02-09	UHS02-09	UHS02-09	UHS02-09
60 岁以下长辈		3.9632*** (0.4660)	-0.4101 (0.4951)		3.9630*** (0.4412)	-0.4100 (0.4730)
60 岁及以上长辈		2.7520*** (0.2851)	-1.9000*** (0.3372)		2.7520*** (0.2851)	-1.9000*** (0.3400)
23 岁及以上后代		4.1360*** (0.2260)	-0.4981* (0.2891)		4.1362*** (0.2300)	-0.4982* (0.2941)
22 岁及以下后代			-6.0661*** (0.2380)			-6.0662*** (0.2412)
家庭总人口	-0.4590*** (0.1050)	-2.5891*** (0.1531)	2.3042*** (0.2450)	-0.4590*** (0.1050)	-2.5893*** (0.1563)	2.3040*** (0.2514)
Age	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Cohort	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	74634	74634	74634	74634	74634	74634

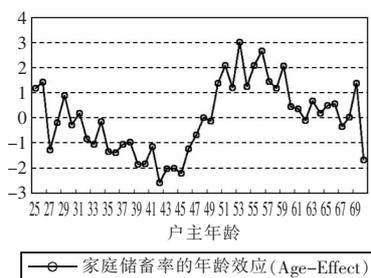


图 34 88—03 不控制家庭结构 IE

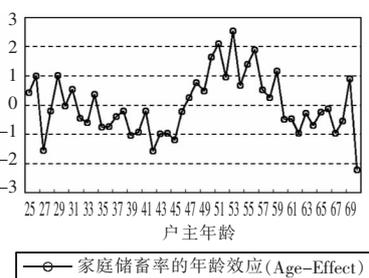


图 35 88—03 控制长辈成年后代 IE

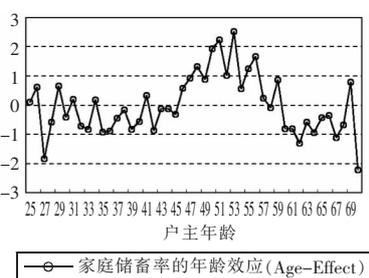


图 36 88—03 控制未成年后代 IE



图 37 02—09 不控制家庭结构 IE



图 38 02—09 控制长辈成年后代 IE



图 39 02—09 控制未成年后代 IE

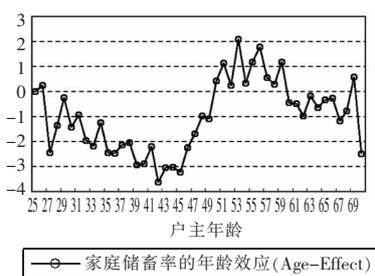


图 40 88—03 不控制家庭结构  
限定 Cohort

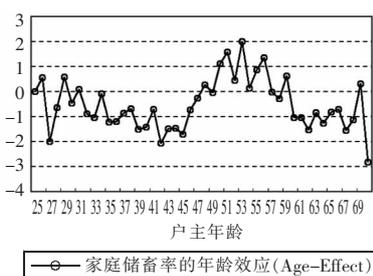


图 41 88—03 控制长辈成年后代  
限定 Cohort

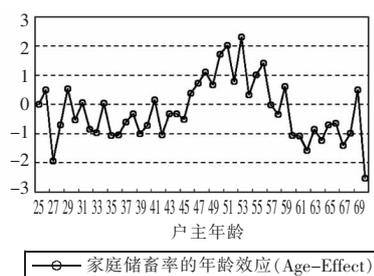


图 42 88—03 控制未成年后代  
限定 Cohort

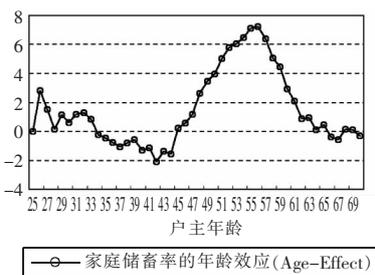


图 43 02—09 不控制家庭结构  
限定 Cohort



图 44 02—09 控制长辈成年后代  
限定 Cohort



图 45 02—09 控制未成年后代  
限定 Cohort

型的反常现象有所缓解,所得的家庭储蓄率—户主年龄曲线已经接近正 U 型。在 2002—2009 年数据的回归中,继续加入 22 岁及以下后代数量后,如图 39、45 所得的家庭储蓄率—户主年龄曲线,几乎已经完全恢复至倒 U 型。这里的图形对比说明,尽管数据年份、共线性识别方法有所不同,只要控制 22 岁及以下的后代数量,都能使得家庭储蓄率—户主年龄曲线更为接近较正常的倒 U 型,这再次说明 22 岁及以下的后代数量对于家庭储蓄率的反常现象更为重要,且这一发现具有较强的稳健性。

总的来说,本文认为22岁及以下后代数量似乎更能解释正U型之谜。家庭消费中跟“未成年人”有关的主要是教育支出,本文这里的发现可能意味着教育是解释中年户主家庭储蓄率最低的反常现象的关键,中年户主家庭可能是因为教育负担而有着较高的消费支出,从而产生了较低的储蓄率。本文将在后文中进一步讨论教育对储蓄率之谜的解释。

按逻辑推演,这里还提出了3个新的问题:①本文这里的数据是2009年及以前的,那么,2009年以后的数据中,是否也存在中年户主家庭储蓄率较低的正U型之谜呢?②在2009年以后的数据中,本文这里发现的“未成年”后代数量对储蓄率之谜的解释更重要的现象是否仍然存在呢?③本文这里采用了相同的共线性识别方法和相同的回归方程,但在2002至2009年数据的回归中,22岁及以下后代数量的解释力更大,这又是什么原因呢?以上三个问题,本文也将在后续内容中进行解答。

## 五、APC分解的再应用:CFPS2010—2016

由于数据来源问题,本文未掌握UHS2009年以后的数据,那么,前文第四部分基于UHS2009年以前的数据所发现的现象及解释,对于2009年以后的数据以及其他数据库,是否也能成立呢?本文的回答是仍然成立。这里以CFPS2010—2016年的数据来进行验证,在方法上依然采用APC分解的框架。本文发现CFPS数据中,仍然存在中年户主家庭储蓄率最低的现象,经验证同住成年后代数量、同住老年长辈数量不能完全解释该现象,而家中大学、高中就读人数对该现象有着重要的解释力,这增强了第四部分发现的可信度。

CFPS是北京大学于2010年正式启动的家庭追踪调查,目前最新的数据年份是2016年。该调查中未明确指出户主,本文这里依据官方建议,采用家中主事者(2010年)、最熟悉财务的成员(2012年)、财务回答人(2014年、2016年)为户主。本文从历年家庭经济数据库中获取家庭纯收入、家庭消费支出、户主编码等变量;从历年家庭关系库中获取户主教育、户主性别等变量;从2016年跨年核心变量库中获取历年家庭的人口信息,包括家庭规模、是否在学、离校/就读阶段、出生年份、是否健在、经济上是否是一家、城乡分类等。依据以上信息,本文计算出各家庭历年的储蓄率、22岁及以下后代数量、23岁及以上后代数量、60岁及以上长辈数量、60岁以下长辈数量、大学就读人数<sup>①</sup>、高中就读人数、初中就读人数、小学就读人数、幼儿园就读人数、婴儿期人数等变量。

这里采用(9)式所示的方程来进行回归,该方程仍然基于APC的分解框架。由于CFPS样本量相对较少,这里采用舍弃出生年份组效应的方法来解决共线性问题,即只放入户主年龄、调查数据年份,以减少解释变量的个数,如前文所述该法也适合于中国家庭储蓄率的研究,所得结果与IE法、限定出生年份效应无趋势相似。(9)式中 $d_a$ 为户主年龄的虚拟变量, $d_t$ 为数据年份的虚拟变量, $old1$ 表示同住的60岁及以上长辈数量, $old2$ 表示同住的60岁以下长辈数量, $child23$ 表示同住的23岁及以上的后代数量, $X_1$ 为大学、高中、初中、小学、幼儿园的在校生人数及婴儿人数以及22岁及以下后代人数, $X_2$ 为其他控制变量,包括户主的性别、受教育程度、省份、家庭人口总数、城乡分类。

$$saverate = \alpha_0 + \sum_a \gamma_a d_a + \sum_t \delta_t d_t + \alpha_1 old1 + \alpha_2 old2 + \alpha_3 child23 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon \quad (9)$$

基于CFPS2010—2016年数据,按照回归方程(9),本文逐步增加解释变量,进行了6次回归。如表3所示,回归(13)除了家庭总人数外,没有控制其他的人口信息,所得的家庭储蓄率—户主年龄曲线如图46所示,中年家庭储蓄率最低现象非常显著,这说明前文所发现的家庭储蓄率—户主年

① 这里的大学包括硕士研究生和博士研究生。

表 3 家庭结构与储蓄率回归结果: CFPS2010–2016 年数据

编号	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
共线性识别	舍弃组群	舍弃组群	舍弃组群	舍弃组群	舍弃组群	舍弃组群
数据年份	CFPS2010–2016	CFPS2010–2016	CFPS2010–2016	CFPS2010–2016	CFPS2010–2016	CFPS2010–2016
家庭总人数	1.3608*** (0.1514)	-1.7938*** (0.2462)	2.6518*** (0.5567)	-1.6142*** (0.2465)	-1.3196*** (0.2491)	-0.1482 (0.4197)
60 岁及以上长辈		2.2845*** (0.5493)	-2.2313*** (0.7494)	2.1036*** (0.5481)	1.8187*** (0.5494)	0.6117 (0.6501)
60 岁以下长辈		4.0701*** (0.8940)	-0.8621 (1.0425)	3.8491*** (0.8940)	3.4787*** (0.8949)	2.1243** (0.9711)
23 岁及以上后代		8.2686*** (0.4497)	4.2686*** (0.6364)	8.0204*** (0.4496)	7.5593*** (0.4529)	7.9762*** (0.5318)
22 岁及以下后代			-5.9695*** (0.6660)			
大学生人数				-11.7904*** (1.0488)	-12.0838*** (1.0506)	-11.9464*** (1.0613)
高中生人数					-7.9816*** (0.9236)	-7.8030*** (0.9507)
初中生人数						-2.2532*** (0.8186)
小学生人数						0.0723 (0.5983)
幼儿园人数						12.4768 (7.6504)
婴儿人数						-1.6614*** (0.5734)
Age	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Cohort	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制
省份及城乡	控制	控制	控制	控制	控制	控制
性别及教育	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	34924	34924	34924	34924	34924	34924

龄曲线正 U 型的反常现象并非短期现象;回归(14)控制了家庭总人数、60 岁及以上长辈人数、60 岁以下长辈人数、23 岁以上后代人数,所得的家庭储蓄率—户主年龄曲线如图 47 所示,中年家庭储蓄率最低现象仍然存在,这与前文回归(2)、(5)、(8)、(11)的发现一致;回归(15)再继续加入了 22 岁及以下后代人数,该变量的系数显著为负,且绝对值也较大,但所得的家庭储蓄率—户主年龄曲线如图 48 所示,仍然存在着较弱的中年家庭储蓄率最低现象,这与前文回归(3)、(6)、(9)、(12)有一些差异;由于 CFPS 数据较为详细的记录了家中未成年孩子的状态,本文这里准备再分类考察未成年孩子对家庭储蓄率的影响,回归(16)舍弃了 22 岁及以下后代数量这一变量,转而加入大学生人数,该变量的系数显著为负,且系数的绝对值很大,所得到的家庭储蓄率—户主年龄曲线如图 49 所

示,中年家庭储蓄率最低现象已有较大程度的缓解;回归(17)继续加入高中生人数,该变量的系数也显著为负,但系数绝对值小于大学生人数的系数绝对值,所得到的储蓄率—年龄曲线如图 50 所示,中年家庭储蓄率最低现象几乎已经消失;回归(18)再继续加入初中生人数、小学生人数、幼儿园人数、婴儿人数,这些变量的系数要么不显著,要么系数绝对值较小,所得到的家庭储蓄率—户主年龄曲线如图 51 所示,中年家庭储蓄率最低现象消失不见,但相对于图 50 改善不多,这说明大学生和高中生可能是解释中年户主家庭储蓄率较低的关键。

对比以上回归结果,这里可以得到以下结论:①中年家庭储蓄率最低的现象在 CFPS2010 至 2016 年数据中也得到了验证,表明这一反常现象不是短期现象;②控制同住的长辈和成年后代,并不能使得该反常现象消失,这与 UHS 数据的发现一致;③控制在校大学生人数和高中生人数,可以使得中年户主家庭储蓄率最低的反常现象基本消失;④在校大学生、高中生、初中生人数及婴儿人数均对储蓄率有着显著负影响,其中在校大学生和高中生人数的回归系数绝对值最大,具有最强的解释力。

以上结论意味着,教育尤其是大学和高中教育是解释家庭储蓄率正 U 型之谜的关键。这里的推测具有一定的现实基础,大学和高中是非义务教育,可能需要较高的教育支出,这与大学生和高中生人数变量的系数显著为负且绝对值很大的结果一致,而初中和小学是义务教育,不需要较高的消费支出,对家庭储蓄率的影响可能较小,这与初中生和小学生人数变量的系数不显著或系数绝对值较小的结果一致。

## 六、进一步讨论

前文第四、五部分基于 APC 分解框架,对 UHS 数据和 CFPS 数据的分析表明,“未成年”后代对储蓄率之谜的解释力度在 2002—2009 年、2010—2016 年数据中更大,这意味着家庭的消费储蓄行为可能在某一时点发生了变化,教育对家庭储蓄率的影响有所增强。这一推测启发本文去重新观察数据,沿着这一思路,本文的确发现了一个被文献忽视的细节。图 52 展示了各年份的 UHS 数据中平均家庭储蓄率与户主年龄的散点图及其拟合曲线 (Kernel-weighted Local Polynomial

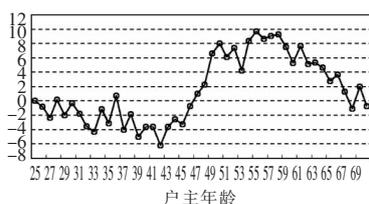


图 46 CFPS 不控制家庭结构

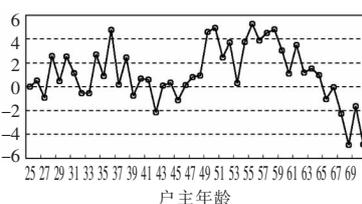


图 47 CFPS 控制长辈成年后代

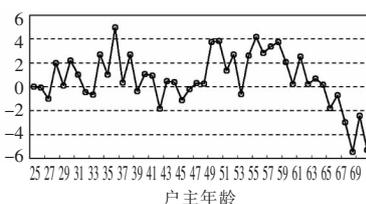


图 48 CFPS 控制 22 岁以下后代

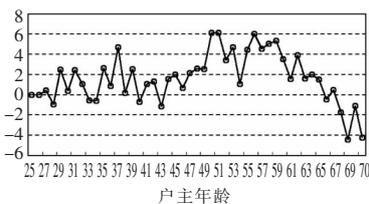


图 49 CFPS 控制大学生

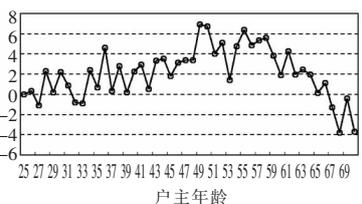


图 50 CFPS 控制大学高中生

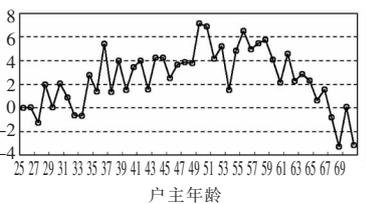


图 51 CFPS 控制初中生及以下

Smoothing)。经观察,1996年似乎是分界点,在此之前家庭储蓄率—户主年龄曲线大概呈倒U型,而在此之后城镇家庭储蓄率—户主年龄曲线开始呈现中年户主(40—45岁左右)家庭储蓄率较低的正U型,且越来越明显。这一事实尚未有文献重点研究过。这可能是某种政策的冲击,使得家庭储蓄率—户主年龄曲线发生了转变,而前文第四、五部分的分析指出22岁及以下后代人数或在校大学生及高中生人数对家庭储蓄率有着较为显著的负影响,反映了非义务教育的作用。按逻辑推理,这一政策应该发生在1996年左右,主要影响的是大学生和高中生,且具有长期性的效果。

结合历史背景,本文认为1994—1997年间的高校收费改革所导致的教育负担上升可能是引起家庭储蓄率—户主年龄曲线转变的重要原因。在1994年之前,中国的普通高等学校及中等专业学校有较大部分是公费培养,大部分学生不用交学费,国家还给学生发放一些生活补贴。在1993年颁布的《中国教育改革和发展纲要》里,中共中央和国务院提出:“改革学生上大学由国家包下来的做法,逐步实行收费制度,高等教育是非义务教育,学生上大学原则上均应缴费。”于是,1994年清华、北大、复旦等37所部属高等院校开始试点收费改革,其中学费最多的是上海外国语大学,为3000元每年,最少的是南开大学和天津大学,为800元每年。此后高校收费改革迅速推进,到1997年全国绝大部分高等学校和中等专业学校基本完成了收费改革。此外1999年的大学扩招也使得高校收费改革所导致的教育负担上升影响到更多的家庭。

站在2019年来回望1994—1997年的高校收费改革时,或许会认为3000元一年的收费也并不贵,但考虑到1997年城镇人均可支配年收入仅为5160.30元,这可能就意味着家庭需要承担较重的教育负担。经本文计算,高校的生均学杂费占城镇可支配收入的比重,从1994年的26.81%上升至2001年的57.26%,2002—2011年间保持在40%—50%左右<sup>①</sup>,这意味着一个孩子四年大学可能要消耗父母两人一整年的收入甚至更多。而近年来,出国读高中、大学、研究生成为潮流,国内各高校收费较高的专业硕士项目也越来越多,这些都增加了家庭的教育支出。

图53给出了UHS数据中家庭的平均教育支出占比,这里可以发现1992—2001年间,家庭的教育支出占比越来越高,这意味着教育支出对家庭储蓄率的影响是越来越大的。1992年中年家庭教育支出占收入比重在6%左右,而2001年该比重上升至13%。又由于教育支出占比随户主年龄呈倒U型,当教育支出对储蓄率的影响越来越大时,家庭储蓄率可能呈现出与教育支出比重正好相反的正U型。从另一方面来说,处于义务教育阶段的家庭可能对大学阶段的高收费,进行预防性储蓄,这意味着户主年龄低于40岁的家庭将有着更高的储蓄率,这又将加剧家庭储蓄率—户主年龄曲线的正U型。

本文重在讨论APC分解的共线性识别及其在家庭储蓄率正U型之谜中的应用,这里所推测的高校收费改革所导致的教育负担上升,或许是家庭储蓄率之谜的一个可能的解释。尚未有文献从这一角度解释家庭储蓄率正U型之谜,杨汝岱和陈斌开(2009)探讨了高等教育改革对边际消费倾向的影响,但未研究这一改革对家庭储蓄率—户主年龄曲线的影响。此外20世纪90年代中后期,中国发生了许多重大的改革,包括国有企业改革、养老制度改革、住房体制改革等等,正如文献He et al.(2018)、钟宁桦等(2018)等的发现,这些因素都可能会引起家庭储蓄率的变化。高校收费改革所导致的教育负担上升是否真的引起了家庭储蓄率—户主年龄曲线的转变,需要更为严谨的论证,这有待于更进一步的研究,故本文不在此继续探讨这一问题。

<sup>①</sup> 主要数据来自《中国教育经费统计资料》《中国教育经费统计年鉴》和《中国统计年鉴》,具体计算过程可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

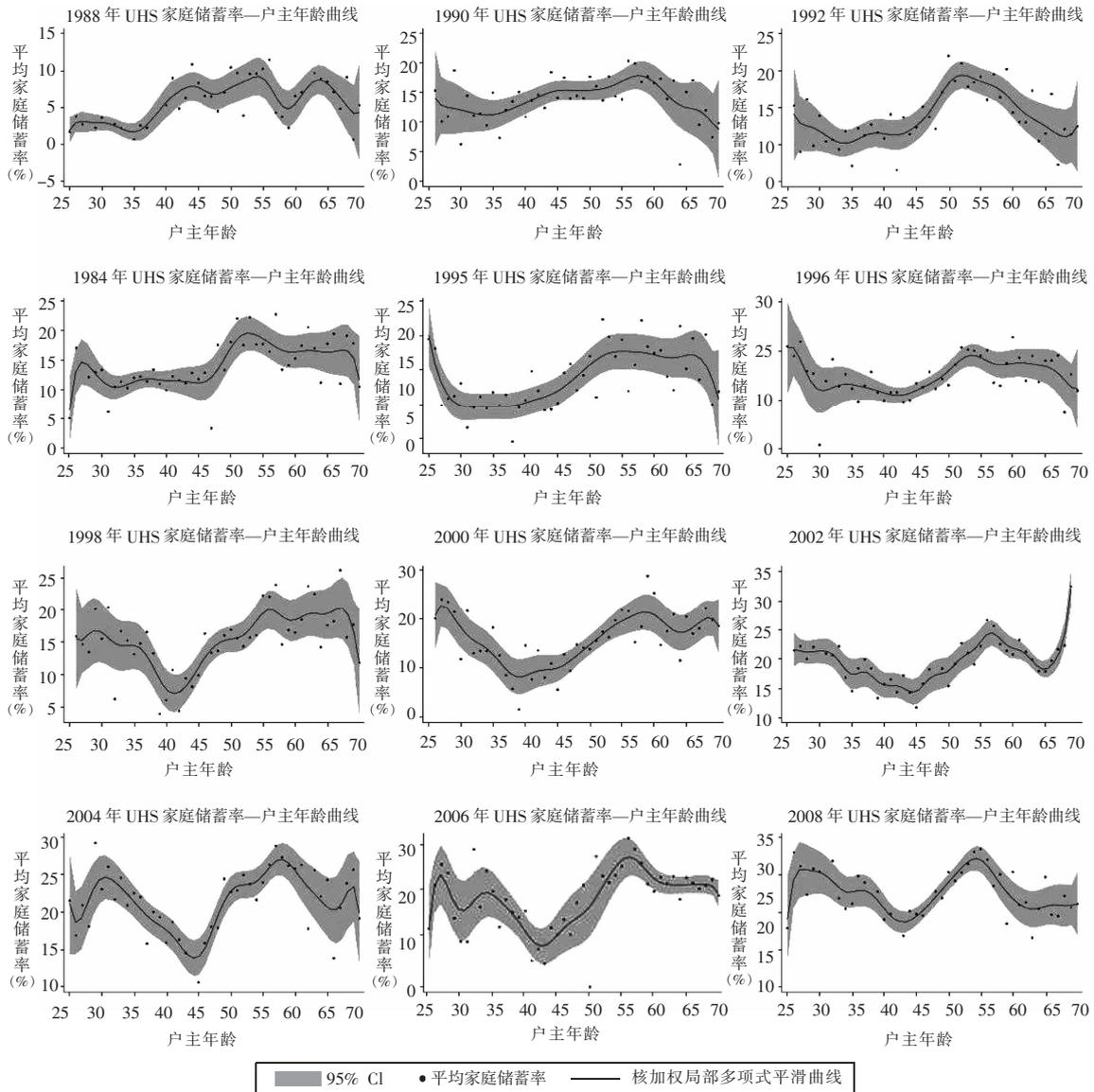


图 52 UHS 数据中各年家庭储蓄率—户主年龄曲线

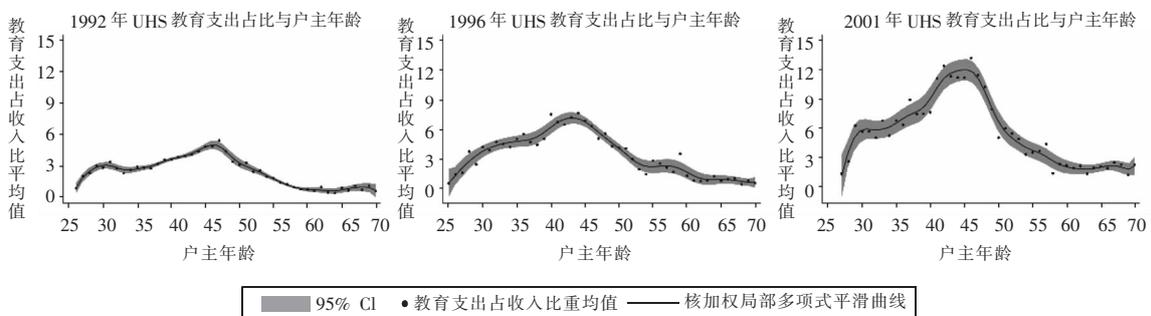


图 53 UHS 数据中教育支出占收入份额

## 七、结论和启示

本文主要研究了两个问题, 一是为何文献中所发现的家庭储蓄率—户主年龄曲线有着较大差异, 二是家庭结构因素究竟能否解释文献中所发现的城镇家庭储蓄率正 U 型之谜。周绍杰等(2009)发现城镇家庭储蓄率—户主年龄曲线是斜向上的直线, 而 Chamon and Prasad(2010)等却发现是正 U 型。Chamon and Prasad(2010)发现家庭结构不能解释城镇家庭储蓄率正 U 型之谜, 而 Rosenzweig and Zhang(2014)、李蕾和吴斌珍(2014)却认为中年户主家庭中的老年长辈和成年后代可以解释城镇家庭储蓄率的正 U 型之谜。本文的研究回答了这两个问题。本文认为, 文献中城镇家庭储蓄率—户主年龄曲线形态的分歧, 关键在于 APC 分解的共线性识别方法的差异, 正是这一识别方法的差异导致了不同结论。通过严谨的比较与论证, 本文发现正 U 型的城镇家庭储蓄率—户主年龄曲线更加符合中国的实际。家庭结构中的老年长辈和成年后代数量可能并不是解释城镇家庭储蓄率正 U 型之谜的关键, 而家庭中正在上大学、上高中子女数量具有更强的解释力。在控制了家庭中正在上大学、上高中子女数量之后, 家庭储蓄率—户主年龄曲线更为接近正常的倒 U 型。

本文主要的贡献之一是探讨了 APC 分解的共线性识别问题, 并采用中国城镇住户调查数据考察了国内外 APC 分解的文献中最常用的四种共线性识别方法的实际效果, 这为后续基于 APC 分解的研究提供了方法论上的参考。此外, 本文的研究可以作为一个较为典型的案例, 说明在研究中国问题时, 不能简单套用外文文献的计量方法, 而是需要结合具体国情, 采用合适的计量方法对理论和现实进行深入分析, 才可能得到更为合理的结论。

本文主要的贡献之二是指出了城镇家庭储蓄率—户主年龄曲线在 1996 年前后由倒 U 型转变为正 U 型, 并推测这种转变与 1994—1997 年间的高校收费改革所导致的教育负担上升有着密切联系。本文首次研究并指出了这一点, 这为解释城镇家庭储蓄率正 U 型之谜提供了新方向。本文认为, 接下来的研究可以聚焦高校收费体制改革, 探讨这一改革对城镇不同收入水平家庭的消费和储蓄行为的影响, 并判断这是否造成了中年户主家庭储蓄率相对较低。更进一步的研究, 还包括综合评判文献中所提出的各种解释因素的相对强弱关系, 以完整刻画城镇家庭储蓄率—户主年龄曲线的正 U 型之谜。

本文的研究表明, 中国城镇家庭的消费在生命周期上是不平滑的, 中年户主家庭的储蓄率相对较低, 年轻户主和年老户主家庭的储蓄率相对较高, 这可能给家庭部门带来了福利损失。这种消费的不平滑, 还可能造成总体消费增速的较大波动, 给宏观经济稳定带来压力。从本文的研究看, 这种消费的不平滑是长期存在的现象, 可能反映了中国金融市场的不完善, 家庭难以利用有效的金融工具平滑不同时期的消费, 本文建议政府继续推动金融市场的改革, 为家庭提供更多和更有效的平滑消费的金融工具。

本文认为, 中国城镇家庭的消费与储蓄行为的变化, 也可能反映了体制变革对家庭部门的冲击, 20 世纪 90 年代中期以来高等教育收费改革所导致的教育负担上升, 可能是中年户主家庭储蓄率较低的重要原因。高等教育市场化和产业化发展以来, 大学和研究生等非义务教育的学费不断上涨, 可能给中低收入家庭带了较大的生活压力, 造成了家庭消费在生命周期的不平滑。本文认为, 中国特色社会主义进入新时代后, 党和政府有必要进一步加大对非义务教育阶段的公共投入, 减轻中低收入家庭的教育负担, 这样有助于让改革和发展的成果惠及广大中低收入家庭, 提高其福利水平与获得感。

## 〔参考文献〕

- [1]艾春荣,汪伟. 习惯偏好下的中国居民消费的过度敏感性——基于1995—2005年省际动态面板数据的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2008,(11):98-114.
- [2]程令国,张晔. 早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗?——对我国居民高储蓄率的一个新解释[J]. 经济研究, 2011,(8):119-132.
- [3]耿德伟. 中国城镇居民个人收入差距的演进——一个基于组群视角的分析[J]. 管理世界, 2014,(3):66-74.
- [4]李宏彬,施新政,吴斌珍. 中国居民退休前后的消费行为研究[J]. 经济学(季刊), 2015,(1):117-134.
- [5]李蕾,吴斌珍. 家庭结构与储蓄率U型之谜[J]. 经济研究, 2014,(S1):44-54.
- [6]李雅娴,张川川. 认知能力与消费:理解老年人口高储蓄率的一个新视角[J]. 经济学动态, 2018,(2):65-75.
- [7]茅锐,徐建炜. 人口转型、消费结构差异和产业发展[J]. 人口研究, 2014,(3):89-103.
- [8]汪伟. 中国居民储蓄率的决定因素——基于1995—2005年省际动态面板数据的分析[J]. 财经研究, 2008,(2):53-64.
- [9]魏下海,董志强,张建武. 人口年龄分布与中国居民劳动收入变动研究[J]. 中国人口科学, 2012,(3):44-54.
- [10]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):113-124.
- [11]钟宇彬,朱亚群,陈斌开. 住房体制改革与中国城镇居民储蓄[J]. 学术月刊, 2018,(6):43-56.
- [12]周绍杰,张俊森,李宏彬. 中国城市居民的家庭收入、消费和储蓄行为:一个基于组群的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2009,(4):1197-1220.
- [13]Aguilar, M., and E. Hurst. Deconstructing Life Cycle Expenditure [J]. *Journal of Political Economy*, 2013,121(3):437-492.
- [14]Attanasio, O. P. Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households [J]. *Journal of Human Resources*, 1998,33(3):575-609.
- [15]Chamon, M., and E. S. Prasad. Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010,2(1):93-130.
- [16]Chamon, M., K. Liu., and E. Prasad. Income Uncertainty and Household Savings in China [J]. *Journal of Development Economics*, 2013,105(5):164-177.
- [17]Deaton, A. Decompositions by Age, Cohort, and Year [A]. Deaton, A. *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*[C]. Washington D.C.:World Bank, 1997.
- [18]Deaton, A., and C. Paxson. Saving, Growth, and Aging in Taiwan[A]. Wise, D. A. *Studies in The Economics of Aging*[C]. Chicago: University of Chicago Press, 1994.
- [19]Ding, H., and H. He. A Tale of Transition: An Empirical Analysis of Economic Inequality in Urban China, 1986—2009[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2018,29(7):106-137.
- [20]Fernández-Villaverde, J., and D. Krueger. Consumption over the Life Cycle: Facts from Consumer Expenditure Survey Data[J]. *the Review of Economics and Statistics*, 2007,89(3):552-565.
- [21]Fu, W. Constrained Estimators and Consistency of a Regression Model on a Lexis Diagram [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2016,111(513):180-199.
- [22]Fu, W. *A Practical Guide to Age-Period-Cohort Analysis: The Identification Problem and Beyond* [M]. Boca Raton: CRC Press, 2018.
- [23]Gibson, J., and G. Scobie. A Cohort Analysis of Household Income, Consumption and Saving[J]. *New Zealand Economic Papers*, 2001,35(2):196-216.
- [24]Gokhale, J., J. Kotlikoff., and J. Sabelhaus. Understanding the Postwar Decline in U.S. Saving: A Cohort Analysis[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996,27(1):315-407.
- [25]He, H., F. Huang., Z. Liu., and D. M. Zhu. Breaking the “Iron Rice Bowl” Evidence of Precautionary Savings from the Chinese State-owned Enterprises Reform[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2018,94(4):94-

- 113.
- [26]Heathcote, J., F. Perri., and G. L. Violante. Unequal We Stand: An Empirical Analysis of Economic Inequality in The United States, 1967—2006[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2010,13(1):15–51.
- [27]Kupper, L. L., J. M. Janis., A. Karmous., and B. G. Greenberg. Statistical Age–period–cohort Analysis: A Review and Critique[J]. *Journal of Chronic Diseases*, 1985,38(10):811–830.
- [28]Modigliani, F., and R. Brumberg. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross–Section Data[A]. *Kenneth K. Post Keynesian Economics*[C]. New Jersey: Rutgers University Press, 1954.
- [29]Rosenzweig, M., and J. S. Zhang. Co–residence, Life–cycle Savings and Inter–generational Support in Urban China[R]. NBER Working Paper, 2014.
- [30]Song, M., and D. T. Yang. Life Cycle Earnings and The Household Saving Puzzle in a Fast–Growing Economy[R]. Chinese University of Hong Kong Working Paper, 2010.
- [31]Yang, Y. Aging, Cohorts, and Methods [A]. Binstock, R. H., and L. K. George. *Handbook of Aging and the Social Sciences*[C]. Amsterdam: Elsevier, 2011.
- [32]Yang, Y., S. Schulhoferwohl., W. Fu., and C. Kenneth. The Intrinsic Estimator for Age–Period–Cohort Analysis: What It Is and How to Use It[J]. *American Journal of Sociology*, 2008,113(6):1697–1736.

## The Puzzle of Chinese Urban Household Savings Rate ——A Revaluation with the Age–Period–Cohort Decomposition

WANG Wei<sup>1</sup>, WU Kun<sup>2</sup>

(1. School of Public Economics and Administration, SUFE, Shanghai 200433, China;

2. School of Economics, SUFE, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** The classical life cycle hypothesis predicts that the savings rate age curve is inverted U shaped, but the researches using APC decomposition and UHS data do not support the prediction of life cycle hypothesis. Some studies find that the savings rate of middle age households is relatively low, while others find that the savings rate of households increases with the age of household heads. This paper makes a thorough study of this problem and finds that the reason for the divergence is the inconsistency of the collinearity identification methods in APC decomposition. Based on the comparison of four different collinearity identification methods, this paper finds that the positive U shaped curve with lower savings rate of middle age households is more in line with China’s reality. This paper also finds that the urban household savings rate age curve has changed from inverted U to positive U around 1996. With regard to the reasons for the low savings rate of middle age households, this paper analyses the data of UHS from 1988 to 2009 and CFPS from 2010 to 2016, and finds that the number of children in college and high school of households can explain why the savings rate of middle age households is the lowest. This paper speculates that the increase of education burden since the mid–1990s may be the reason for the change of the urban household savings rate age curve. This paper clarifies the divergence of the urban household savings rate age curve in China, and reveals a new direction of explaining the puzzle of the positive U shape of urban household savings rate age curve.

**Key Words:** household savings rate; cohort analysis; family structure

**JEL Classification:** C31 D12 A23

〔责任编辑:姚鹏〕