

抚养比、年龄结构与我国居民消费:1995~2014*

姚青松 赵国庆

[摘要]考虑到居民消费水平受不同年龄段人口消费差异的影响,本文通过对居民消费的分解与加权汇总,构建出包含社会抚养比与人均可支配收入的居民人均消费函数,利用我国1995年至2014年的经济数据对该函数进行实证分析,并估算抚养比、人口年龄结构对我国居民人均消费水平的影响。分析结果表明:少儿年龄段人口的消费能力最强,老年年龄段人口消费能力最弱,少儿抚养比对居民人均消费的影响强度更大;除了2014年外,我国年龄结构的变化降低了居民人均消费水平和消费倾向。

关键词:年龄结构 抚养比 居民人均消费

JEL 分类号:D12 E21 J10

一、引言

作为拉动经济发展的三架马车之一,消费对社会经济的运行与发展具有重要的影响。改革开放以来,我国始终保持着较高的经济增长速度,但居民消费率一直处于较低的水平,甚至在较长的一段时间内处于负增长状态,同发达国家相比仍有较大的差距。准确理解消费的影响因素是提升居民消费水平的前提条件。Keynes于20世纪30年代提出了消费函数,他认为随着可支配收入的增加,消费水平会以某一速度不断增加,该速度取决于边际消费倾向的高低。随着研究的不断深入,经济学者逐渐意识到除了当前可支配收入以外,预期的未来收入水平也会对居民消费产生重要的影响。Friedman(1957)提出持久收入假说,认为消费支出由现期收入和预期未来的持久收入共同决定,只有未预期到的收入变化才会改变消费水平。Modigliani and Brumberg(1954)的生命周期假说指出,消费者会对自己一生的收入水平进行预期,并将一生的总预期收入在不同年龄段之间进行分配,以此达到一生效用水平的最大化。虽然生命周期假说在理论上具有较为完善的逻辑体系,但对于预期未来收入的表示问题以及实证分析过程中收入的内生性问题并没有得到较好的解决。Friedman and Becker(1957)指出,收入变量的外生性假设将会导致消费函数估计的偏误。在此基础上,Hall(1978)提出了随机游走假说。该假说认为,对于理性消费者,上一期的消费水平将完全反映消费者能够预见到的所有信息,这一理性预期意味着消费水平为一随机游走过程。

随着微观消费理论的不完善,经济学者逐渐意识到,居民总消费水平并不仅仅受到个人消费能力的影响,社会的人口结构也是影响消费水平的重要因素之一。由于生理、心理以及外部环境的差异,不同年龄段的消费习惯和消费特征存在着较大差异,这导致了各个年龄段差异化的消费行为。随着人口结构的改变,一国居民消费水平也将发生巨大变化。在20世纪90年代末期对于人口红利的研究中,不少学者(Mason,1997;Bloom and Williamson,1998)认为,随着社会人口结构的不断改变,社会中消费性人口和生产性人口的比重将发生变化,这不仅会影响一国的劳动力供给水平,由于不同年龄段人口的储蓄能力存在差异,人口结构的变化也会改变社会的储蓄率,同时影

* 姚青松,中国人民大学经济学院,硕士研究生;赵国庆(通信作者),中国人民大学经济学院,教授,博士生导师,中国特色社会主义经济建设协同创新中心研究员。

响居民消费率。Culter et al.(1990)指出,即使同为消费性人口,少儿人口和老年人口的消费需求也是不尽相同的,因此社会年龄结构的变化以及少儿抚养比、老年抚养比的变动必然造成社会消费水平的改变。Hock and Weil(2006)通过一个代际交叠(OLG)模型描述了出生率、少儿人口比重、成年人口比重、老年人口比重以及死亡率之间的动态关系,并给出了一定社会状态下极大化社会消费率的年龄结构。也有学者针对人口结构对于社会消费和储蓄的影响进行了实证分析。Higgins and Williamson(1996,1997)的研究支持年龄结构对社会消费水平存在较大影响的结论;Loayza et al.(1998)利用GMM估计法对跨国时间序列数据进行研究,结果表明少儿抚养比和老年抚养比对于社会私人储蓄均具有显著负向的影响;Modigliani and Cao(2004)认为中国的高储蓄率源于高收入增长率以及低人口抚养比,而跨国数据的分析表明储蓄率与抚养比呈显著的负相关。国内也有学者从实证的角度探讨了年龄结构对于居民消费水平的影响。李文星等(2008)认为中国儿童抚养系数对居民消费具有较小的负面影响,而老年抚养系数变化对居民消费的影响并不显著。康建英(2009)认为,由于黄金储蓄年龄人口的消费能力小于储蓄能力,该年龄段的人口比重对消费具有明显的抑制作用。宋保庆和林筱文(2010)利用状态空间模型和向量自回归模型分析说明抚养系数对居民的消费倾向具有重要影响。王芳(2013)分析了社会年龄结构对于社会消费的直接和间接影响机制,并用结构方程进行了实证检验。吴海江等(2014)通过实证检验说明城乡少儿和老年人口抚养系数比与城乡居民消费差距分别呈负相关和正相关关系。刘景章和龚道全(2014)指出少儿抚养比与农村居民消费之间存在显著的正相关,但老年抚养比对农村居民影响不显著。王欢和黄键元(2015)通过实证分析发现,城、乡居民消费率与少儿抚养比之间均具有显著的正相关关系,而老年抚养比对城、乡居民消费率的影响效果并不显著。

总的来说,学者关于年龄结构对于居民消费的影响效果并未得到统一的结论。而从现有分析方法来看,可以发现有关研究存在下面几个问题。首先,大多数关于人口结构和居民消费水平的实证分析均采用简约回归方程模型(reduced-form approach),即所有解释变量均以线性或对数线性的形式引入回归模型。这样的处理方法有利于简化分析过程,但忽略了人口结构对于居民消费的非线性影响。其次,简约模型虽然便于分析少儿抚养比和老年抚养比对于居民消费的独立影响,但是由于模型本身不具有结构性,很难在整体上刻画年龄结构变化对于居民消费的影响。最后,为提高回归方程的解释能力,在简约模型的基础上大量解释变量被加入到回归方程之中,这不仅降低了回归方程的自由度(虽然这个问题在小样本下才会显得较为严重),更为重要的是当变量之间的多重共线性程度较高时,估计得到的人口结构的影响效应有可能被放大或者缩小,模型的估计结果将不再稳健。本文将尝试弥补这几方面的不足。不同于现有文献的研究,本文将从消费函数的微观形式出发,通过居民消费在各个年龄段之间的分解以及加权汇总,构建基于社会抚养比与人均可支配收入的居民人均消费函数,这一函数包含了抚养比的非线性影响。本文将通过该消费函数分析各个年龄段的消费特征以及年龄结构变化对于居民消费水平的影响。本文的结构如下:第一部分为引言;第二部分分析年龄结构对居民消费的影响机制,构建出基于社会抚养比与可支配收入的我国居民人均消费函数;第三部分将利用时间序列数据,对上述居民人均消费函数进行估计,并对估计结果进行分析总结;第四部分考察年龄结构的变化对我国居民人均消费水平的影响;第五部分为结论。

二、基于社会抚养比的消费函数构建

(一)年龄结构对居民人均消费的影响机制

一国年龄结构可以由各个年龄段人口占总人口的比重所描述。随着人口更替的发生,一国的

年龄结构也始终处于变化之中;随着我国社会抚养比的变化,各个年龄段人口的比重也在改变。当各个年龄段人口的消费行为特征基本相同时,年龄结构的变化只是改变不同年龄段消费支出占居民总支出的比重,并不带来总消费水平的变化。但当各个年龄段的消费行为之间存在着较大差异时,社会年龄结构的变化将直接导致居民消费水平的变化。

由于受到生理因素、心理因素以及社会多方面因素的影响,不同年龄段的消费对象、消费偏好以及可支配收入水平是不同的,各个年龄段的消费行为存在着巨大的差异。以少儿人口、成年人口、老年人口对总人口进行划分可以发现:首先,各年龄段人口的消费对象、消费习惯存在一定差异。少儿人口的主要消费对象为食品、衣着、教育资源等,其消费内容较为单一,大部分消费决策来源于父母及监护人;成年人口的消费内容丰富,经济独立性也较强,但其不仅需要承担自身的消费,也需要维持子女的消费、赡养父母,并进行一定的储蓄以满足未来的消费需求;老年人口的消费内容较为单一,主要为食品以及医疗保健产品,且由于生理条件的限制,老年人口的消费能力一般弱于少儿人口以及成年人口。其次,不同年龄段人口的消费观存在着较大的差异。一般来说,少儿人口并不具有理性健全的消费观,其消费容易受到外部环境的影响;成年人口消费观则相对较为成熟,能够综合考虑各项因素;而老年人口的消费观则较为保守与谨慎,且受到社会传统的影响,我国老年人口的节俭观念较强。最后,不同年龄段人口的个人可支配收入水平是不同的。成年人口可以通过劳动获取经济收入以满足自身消费需求,而少儿人口与老年人口并不具有工作能力,不能获得劳动报酬。少儿人口的可支配收入主要来源于家庭内部以及社会的转移支付;而老年人口的可支配收入主要来源于家庭和社会的转移支付以及自身在年轻时积累的储蓄。

不同年龄段之间差异化的消费行为使得年龄结构的变化将对我国居民人均消费水平产生较大的影响。一般来说,居民人均消费是各个年龄段消费水平的折中,受到各个年龄段消费水平的影响;当某个年龄段的人口数量占据总人口的较大比重时,该年龄段的消费行为几乎决定了社会的消费行为。各个年龄段对于居民人均消费的影响能力同其消费能力成正比,特定年龄段的消费能力越强,该年龄段人口比重的变化带来的居民人均消费水平的变化越大。当社会年龄结构发生变化时,若具有较高消费水平的年龄段比重上升,居民人均消费水平将提高;反之,若具有较低消费水平的年龄段比重上升,居民人均消费水平将下降。

(二)居民人均消费函数的构建

由于不同人群的消费行为特征存在差异,且各年龄段人口占总人口的比重也不同,因此对所有消费者的消费函数进行直接汇总一定会损失社会年龄结构对于消费的影响效应。那么可以考虑将拥有相同消费行为的年龄段进行汇总,得到该年龄段的平均消费水平,再通过各个年龄段平均消费水平的加权汇总得到居民人均消费函数。记居民总消费水平为 C ,人口总量为 L ,居民人均消费水平为 $c=C/L$ 。假设总人口被划分为 n 个年龄段,第 i 个年龄段人口数量为 L_i ,占总人口的比重为 $w_i=L_i/L$,若每个年龄段消费水平是相对稳定的,那么可以认为该年龄段平均消费水平具有代表性。记第 i 年龄段的平均消费水平为 c_i ,则该年龄段消费总量为 $c_i L_i$,对各个年龄段的消费总量进行加总,则有

$$C = \sum_{i=1}^n c_i L_i \quad (1)$$

对上式两边同时除以人口总量 L ,得到

$$C = \sum_{i=1}^n w_i c_i \quad (2)$$

可以将 $\sum_{i=1}^n w_i c_i$ 看作居民人均消费水平的分解。

在消费理论中,可支配收入对于消费有着重要的影响。若 C 表示消费水平, Y 表示可支配收入,对于特定消费者来说,消费函数的基本形式为 $C=s_1+s_2Y$,其中 s_1 为固定消费水平, s_2 为边际消费倾向,反映了消费意愿和消费能力的强弱。 s_1 、 s_2 的值由消费者的特征决定。本文利用这一基本消费函数构建基于抚养比的居民人均消费函数。一般地,消费是居民对于自身享有财富的一种支配方式,而人均可支配收入有效表征了该财富量的大小。当社会人均可支配收入增加时,居民所享有的财富增加,这使得居民消费水平增加,只是各年龄段消费水平增加的幅度不同。故可以认为各个年龄段的人均消费是社会人均可支配收入的函数。在各个年龄段内部的消费行为具有一致性的情形下,可以将各个年龄段的人均消费水平 c_i 表示为 $c_i=a_i+b_iy$,其中 y 为社会人均收入水平, a_i 以及 b_i ($i=1,2,\dots,n$) 为待估计参数,分别为各个年龄段的人均固定消费水平以及边际消费倾向,由各个年龄段的消费行为特征所决定。将其代入到式(2)中有

$$c = \sum_{i=1}^n w_i a_i + \sum_{i=1}^n w_i b_i y \quad (3)$$

式(3)为基于年龄结构的居民人均消费函数,它是人均可支配收入 y 以及人口年龄结构 $\{w_i\}_{i=1}^n$ 的函数,其中 $\sum_{i=1}^n w_i a_i$ 、 $\sum_{i=1}^n w_i b_i$ 可以分别视为关于居民人均固定消费水平与消费倾向的分解。换言之,式(3)将居民人均消费水平分解为两部分,一是社会可支配收入的影响,二是社会年龄结构的影响。虽然在大量文献中,对居民消费水平的影响因素除了上述变量以外,也包括经济增长率、未来的预期、实际利率、通货膨胀率等变量,但这些因素对于消费者的影响在于改变消费者的消费倾向。例如当经济增长率持续提高时,消费者预期自身收入水平上升,那么在现有的收入状况下,消费者会增加自身的消费;而当对于未来的不确定性增加时,消费者倾向于增加储蓄以应对未来的不确定性,减少自身的消费。故上述所有因素对于消费的影响最终可通过固定消费水平 a_i 与消费倾向 b_i 的变化进行反映。由于本文的目的在于考察人口年龄结构与居民人均消费之间的关系,因此在后续分析中将以 a_i 、 b_i 的平均水平作为分析的基础,这也有利于将年龄结构对消费的影响从诸多影响因素中进行分离。

在各国的人口统计数据中,少儿抚养比和老年抚养比为基本的指标之一,它将一国人口分为少儿人口、成年人口以及老年人口,基于式(3)不难构建包含社会抚养比与可支配收入变量的消费函数。记少儿人口、成年人口、老年人口及总人口数量分别为 L_1 、 L_2 、 L_3 和 L ,那么有如下关系成立

$$L_1+L_2+L_3=L \quad (4)$$

若某一时期社会的少儿抚养比和老年抚养比分别为 u 与 v ,那么不难得到少儿人口比重 w_1 、成年人口比重 w_2 、老年人口比重 w_3 的表达式

$$w_1 = \frac{u}{1+u+v}, w_2 = \frac{1}{1+u+v}, w_3 = \frac{v}{1+u+v}$$

将其代入到式(3)中,可以得到包含少儿抚养比和老年抚养比的居民人均消费函数:

$$c(y, u, v) = \frac{u(a_1+b_1y) + (a_2+b_2y) + v(a_3+b_3y)}{1+u+v} \quad (5)$$

(三)模型误差项与参数约束

在社会经济运行的过程中,大量的随机冲击将对居民消费的最终形成产生影响,因此需要在式(5)中加入误差项以描述这些随机冲击造成的影响。一般来说,对于居民消费的随机冲击可以由对不同年龄段的冲击组成。考虑到各年龄段内部消费行为的一致性,对于各个年龄段消费的扰动最终将通过干扰该年龄段的人均消费实现。若 t 期第 i 年龄段的人均消费水平设为 $c_{i,t}$,对应的随机扰动为 $\varepsilon_{i,t}$,那么有如下关系成立:

$$c_{i,t} = a_i + b_i y_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式中随机扰动 $\varepsilon_{i,t}$ 满足零均值的性质,但不同年龄段随机扰动的方差通常与解释变量有关。另外,同期冲击之间可能存在着较高的相关性,例如某种随机因素导致少儿人口的人均消费水平提高,这使得成年人口需要对少儿人口作出更高的转移支付,这使得成年人口的消费水平降低。出于简化分析的目的,这里把同期的人口结构与可支配收入作为外生变量处理。将包含误差项的 $c_{i,t}$ 带入到式(5)中,得到包含随机误差项的消费函数

$$c(y_i, u_i, v_i, \varepsilon_i) = \frac{u_i(a_1 + b_1 y_i) + (a_2 + b_2 y_i) + v_i(a_3 + b_3 y_i)}{1 + u_i + v_i} \quad (7)$$

注意到消费在短期内具有一定的刚性,即固定消费部分 $a_i > 0$,消费函数有一个正的截距。然而在长期,消费函数将通过原点,消费同收入的关系变为 $c = b_i y$, $b_i > 0$,此时居民人均消费函数 $c(y_i, u_i, v_i, \varepsilon_i)$ 也相应变为

$$c(y_i, u_i, v_i, \varepsilon_i) = \frac{b_1 u_i y_i + b_2 y_i + b_3 v_i y_i}{1 + u_i + v_i} \quad (8)$$

三、居民人均消费函数的估计结果分析

(一)数据的来源与处理

基于数据的可获得性以及回归模型结构稳定的考虑,本文将选取 1995 年至 2014 年的统计数据对模型进行检验。少儿抚养比和老年抚养比相关数据源于中国统计年鉴以及国家统计局官网。在 2013 年之前,我国城镇居民和农村居民的可支配收入与消费支出是分开统计的,指标分别为城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入。自 2013 年起,国家统计局根据城乡一体化住户收支与生活状况的调查数据,获得了全国范围内的人均可支配收入与人均消费水平。由于本文的消费函数的估计是基于全国范围内的收支状况和年龄结构,需要对 1995 至 2012 年的人均消费数据和收入数据进行一定的处理。设年的城镇居民可支配收入为 $u y_i$,农村居民纯收入为 $r y_i$,城镇居民的人均消费支出为 $u c_i$,农村居民人均消费支出为 $r c_i$,城镇居民人口占总人口的比重为 λ_i ,则我国居民人均可支配收入 y_i 和人均消费支出 c_i 可以通过下式计算:

$$y_i = \lambda_i u y_i + (1 - \lambda_i) r y_i \quad (9)$$

$$c_i = \lambda_i u c_i + (1 - \lambda_i) r c_i \quad (10)$$

即居民人均可支配收入和人均消费支出为城镇与农村居民对应量的加权平均,权重为各自人口占总人口的比重。由于只有 2013 年和 2014 年的统计数据包括了我国居民、城镇居民和农村居民的人均可支配收入以及消费水平,利用这两年的数据对上述加权平均计算方式进行检验。可以发现利用式(9)与(10)得到的估计值与实际值的最大误差约为 2.2%,误差很小,故用式(9)与(10)计算得到 1995~2012 年居民人均可支配收入与人均消费。由于上述计算得到的人均可支配收入和消费支出均为名义值,需要用消费者价格指数 CPI(1995=100)对上述数据进行处理平减,得到实际收入和实际消费支出。

(二)估计结果与分析

将消费函数(8)两边同时乘以 $(1 + u_i + v_i)$, 设

$$c_i^* = (1 + u_i + v_i) c_i, \quad \phi_{1,i} = u_i y_i, \quad \phi_{2,i} = v_i y_i, \quad \varepsilon_i^* = (1 + u_i + v_i) \varepsilon_i$$

那么式(8)被转化为

$$c_i^* = b_1 \phi_{1,i} + b_2 y_i + b_3 \phi_{2,i} + \varepsilon_i^* \quad (11)$$

根据消费理论,消费的波动性将随着可支配收入的增加而变大。当收入水平增加时,消费者可以进

行选择的范围会扩大,这使得消费行为的波动性增强,导致模型(11)异方差性的存在。下面首先用 *Breusch-Pagan* 方法检验异方差性是否存在,其次为消除异方差性的影响,采用误差项方差估计值做变换的方法进行估计(赵国庆,2014)。

表 1 给出了模型的估计结果,除 *const* 表示回归模型的常数项以外,其他变量均与上文的含义相同。本文分别对三组模型进行了回归,回归 1 表示居民人均消费函数(8)的估计结果,回归 2 与回归 3 为对照组。回归 2 表示式(5)的估计结果,其目的在于验证从式(5)到式(8)的约束是否合理;考虑到参考文献中使用线性回归模型居多的情形,回归 3 表示对一般的线性模型: $c = \alpha_0 + \alpha_1 y + \alpha_2 u y + \alpha_3 v y + \varepsilon$ 的估计结果。

表 1 模型回归结果

	回归 1	回归 2	回归 3
ϕ_1	1.406*** (8.790)	2.434*** (4.014)	
y	0.597*** (5.001)	0.124 (0.501)	0.568*** (6.997)
ϕ_2	0.407 (0.5947)	3.272** (2.534)	
u		-4032** (-2.610)	
v		-49080*** (-3.961)	
uy			0.583* (1.863)
vy			0.127 (0.271)
<i>const</i>		5743*** (3.959)	-11.32 (-0.055)
R^2	0.993	0.999	0.999
<i>DW</i>	1.405	1.738	1.810
<i>AIC</i>	3.169	3.414	11.85

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。

从回归 1 的结果可以看出,少儿人口和成年人口对于居民人均消费的影响在 1% 的水平下是显著的,但老年人口的影响不具有显著性。少儿人口、成年人口及老年人口的边际消费倾向分别为 1.406、0.597 及 0.407,少儿人口的消费能力分别是成年人口和老年人口的 2.36 倍与 3.45 倍。回归 1 的判定系数 R^2 较高,表明回归模型的解释能力较强;通过考察方程残差项的相关系数可以发现,残差之间的相关系数与自相关系数对应的 Q 统计量均不显著,可认为模型不存在自相关;回归 1 具有较小的 *AIC* 值,这说明模型的选择是比较合理的。回归 2 在回归 1 的基础之上假设各个年龄段的长期固定消费水平不为 0,少儿人口、成年人口、老年人口的固定消费水平分别为 u 、*const* 以及 v 的系数,可发现少儿人口与老年人口的固定消费水平 u 、 v 的系数估计值远远小于 0,同时少儿人口和老年人口的消费倾向达到了 2.434 和 3.272,成年人口的消费倾向则降至 0.124 且完全不具有显著性,这些估计结果扭曲了各个系数的经济含义,说明回归 2 本身模型的设定存在着一定偏误。从回归 3 的结果可以看出,少儿人口和成年人口对于消费的影响是显著的,老年人口对于消费的影响并不具有显著性,这与回归 1 的结果是一致的。回归 3 的结果也表明少儿人口的消费能力略高于成年人口,但两者差异远小于回归 1 给出的结果,这样的差异该如何解释? 在回归 1 中,由于

$$(1+u+v)^{-1} = 1 + \sum_{n=1}^{\infty} (-1)^n (u+v)^n \quad (12)$$

根据式(12),少儿抚养比 u 和可支配收入 y 的交叉作用不仅包括 uy ,也包括 $u^k y$ 以及 $u^v y$,即少儿抚养比自身的非线性影响以及少儿抚养比和老年抚养比的交叉作用。如果忽略这些非线性因素,仅用线性模型或对数线性模型估算抚养比对于居民人均消费的影响,极有可能扭曲相关变量的解释能力。

通过对于估计结果的讨论可以发现,模型(8)既没有忽略少儿抚养比和老年抚养比对于居民人均消费的非线性影响,也没有纳入过多的解释变量,同时具有较高的解释能力。故可以认为模型(8)较好地刻画了居民人均消费同社会抚养比与可支配收入之关系,有必要对其估计结果做进一步的讨论。回归1分别得到了我国少儿人口、成年人口以及老年人口的消费倾向,其中少儿人口的消费倾向最强,老年人口最弱。上述估计结果与现有相关文献研究存在着较大的差异。许多学者(Stolnitz,1992;Elmendorf and Sheiner,2000;王金营和付秀彬,2006)认为,少儿人口的消费能力要显著弱于成年人口,同老年人口基本相同或弱于老年人口;而本文的研究表明,随着社会人口结构的不断变化,消费结构也在发生改变。虽然少儿人口自身不能够获得收入,但他们能够从父母以及家庭那里获得转移支付。伴随20世纪70年代计划生育政策的实施,从80年代开始,我国多数家庭的子女数量出现了大幅度的下降,到了90年代,独生子女家庭的数量急剧上升。由于独生子女家庭往往有较强的意愿提高子女的抚养质量,独生子女的普及使得家庭资源在子女身上集中。除此以外,随着社会的发展与社会竞争压力的不断增强,家庭对子女抚养成本也在迅速地增加,尤其是婴幼儿健康用品、儿童教育(包括学前班教育、课外补习、各类特长培养教育)的投入增幅最大,这不仅源于对于这些产品的需求在大幅增加,也因为对于产品质量的要求也在不断提高。这些因素综合导致了少儿人口较高的消费倾向和消费能力(这里少儿的消费虽然大部分是被动的,但是我们依然称其为消费能力)。相对而言,成年人口的消费意愿和消费能力处于中等水平。成年人口是唯一能够获得劳动报酬的群体,但他们不仅需要对少儿人口及老年人口作出转移支付,也需要为子女的升学、婚嫁,以及未来的不确定因素与老年时期的消费需求进行一定的储蓄,故成年人口并不具有较高的消费倾向。老年人口的边际消费倾向最低,这源于以下几方面原因:首先,受到生理条件的限制,老年人本身的消费需求较少,消费内容有限;其次,由于我国社会保障制度的完善程度较低,加之老年人口自身不能通过劳动获得收入,老年人口对于未来的不确定性最强,故其在消费过程中会更加谨慎与保守;最后,由于受到我国的传统以及自身经历的影响(例如三年自然灾害等经历),我国老年人口的节俭观念较强,他们更愿意将自身的消费节省下来以供子孙后代的消费。这三个原因综合导致了老年人口较弱的消费能力。

四、年龄结构变化对于居民人均消费的影响分析

(一)抚养比对居民人均消费的影响

根据上文回归结果的分析,可以将我国居民人均消费函数写为

$$c=(1+u+v)^{-1}(1.406uy+0.597y+0.407vy) \quad (13)$$

利用该函数不仅可以分析少儿抚养比和老年抚养比对于居民人均消费水平增减的影响,也可以比较两者的影响强度。

回归1的结果说明,我国少儿人口的消费能力最强,成年人口居中,老年人口的消费能力最弱。这说明在各个年龄段消费行为不发生变化的情况下,少儿人口比重的增加将会提高居民人均消费水平,老年人口比重的增加则会降低居民人均消费水平,而成年人口比重的变化对居民人均消费水平的影响结果具有不确定性,其受到少儿人口和老年人口相应变化的制约。为进一步分析人口抚养比对居民消费的影响效果,分别给出居民人均消费关于少儿抚养比 u 和老年抚养比 v 的

偏导数

$$\frac{\partial c}{\partial u} = \frac{0.809+0.999v}{(1+u+v)^2} y, \quad \frac{\partial c}{\partial v} = \frac{0.190+0.999u}{(1+u+v)^2} y \quad (14)$$

由式(14), 少儿抚养比 u 的偏导数恒大于 0, 老年抚养比 v 的偏导数恒小于 0, 这一结果表明在少儿人口消费能力最强及老年人口消费能力最弱的情形下, 少儿抚养比的提高将带来居民人均消费水平的上升, 而老年抚养比的提高将带来居民人均消费水平的下降。

除了对消费的上述影响以外, 注意到少儿抚养比与老年抚养比的单位变化带来的居民人均消费的变化幅度也是不同的, 即对于居民人均消费的影响强度不同。可以认为, 变量单位变化带来的函数值的变化幅度越大, 该变量对于函数值的影响强度也就越大。由于变量的偏导数的符号仅反映了变量对于函数值影响的方向, 而偏导数的绝对值大小反映了变量对于函数值变化的影响强度, 因此可以把 $|\partial c/\partial u|$ 和 $|\partial c/\partial v|$ 视为少儿抚养比与老年抚养比对居民人均消费的影响强度。定义 η 如下

$$\eta = \frac{|\partial c/\partial u|}{|\partial c/\partial v|} \quad (15)$$

η 值可以反映少儿抚养比和老年抚养比发生单位变化时, 何者对居民人均消费的影响更强。当 η 大于 1 时, 少儿抚养比对于消费的影响能力更强; 当小于 1 时, 老年抚养比对于消费的影响能力更强; 接近 1 时, 两者的影响能力相当。利用式(14)可以得到

$$\eta = \frac{0.809+0.999v}{0.190+0.999u} \quad (16)$$

由于 $u-v < 0.619$ 对于我国是基本成立的 (否则少儿抚养比 u 将超过 0.62), 故认为值大于 1 对我国基本成立。这说明少儿抚养比不仅对我国居民消费水平有着正向的影响, 且影响强度较老年抚养比更大。表 2 给出了我国 1995 年至 2014 年的 η 值, 从表中可以看出, 我国的 η 值一直在不断地增加, 这说明与老年抚养比相比较, 少儿抚养比对社会消费水平的影响强度在不断增大, 差距从 1995 年的 1.54 倍增加到 2014 年的 2.28 倍, 且在 2000 年之后, 差距扩大的速度不断加快。

(二) 年龄结构对居民人均消费的影响效应

在抚养比对居民人均消费影响的分析基础上, 可以探讨社会年龄结构的变化对于居民人均消费的影响效应。由于 η 值给出了少儿抚养比和老年抚养比单位变化对居民人均消费的影响强度的比较, 故单位少儿抚养比的变化对居民消费的影响强度是单位老年抚养比变化的 η 倍, 或 1 单位少儿抚养比变化同 η 单位的老年抚养比变化对居民人均消费的影响强度是等价的。因此在其他条件不变的情况下, 当 $|\Delta v| > \eta |\Delta u|$ 时, 老年抚养比对于消费支出的影响更大, 其变化决定了居民人均消费的增减; 当 $|\Delta v| < \eta |\Delta u|$ 时, 少儿抚养比对消费支出的影响更大, 其变化决定了居民人均消费的增减; 当 $|\Delta v| = \eta |\Delta u|$ 时, 少儿抚养比和老年抚养比影响力相同, 二者的影响能够相互叠加或者相互抵消。表 3 给出了 1995 年至 2015 年少儿抚养比、老年抚养比的绝对变化量。从表中可以看出, 少儿抚养比和老年抚养比的变化仅在 2002 年、2012 年和 2013 年中满足 $|\Delta v| > \eta |\Delta u|$, 其余各年份均有 $|\Delta v| < \eta |\Delta u|$, 这说明在 2002 年、2012 年和 2013 年, 老年抚养比的变化决定了居民消费的增减, 而在剩余年份中, 少儿抚养比的变化决定了居民人均消费的增减。由于在 2002 年、2012 年和 2013 年中老年抚养比的增量为正, 在 2012 年之前少儿抚养比的增量始终为负, 且在 2014 年少儿抚养比的增量为正, 结合式(14)可以看出, 在 2014 年前, 我国年龄结构的变化降低了居民人均消费水平; 在 2014 年, 我国年龄结构变化略微提高了居民人均消费水平。

除此以外, 式(3)给出了居民人均消费倾向 b 向在各年龄段间的分解。根据居民人均消费函数, 得到

$$b_t = (1.406u_t + 0.597 + 0.407v_t) / (1 + u_t + v_t) \quad (17)$$

利用各期抚养比的数值容易计算历年的居民人均消费倾向。表4给出了我国1995年至2014年的居民人均消费倾向。可以发现,居民人均消费倾向从1995年到2013年间一直处于下降之中,平均每年下降0.5%,在2000年和2010年前后下降速度较快,直到2014才出现了微弱的上升。这说明在所考察的时间范围内,虽然我国消费水平的绝对量在不断上升,但该上升的源泉在于收入水平的大幅度增长,年龄结构的变化对于居民人均消费的影响总体来说是负向的,降低了居民人均消费水平和人均消费倾向。

表2 1995~2014年的 η 值

年度	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
η 值	1.54	1.55	1.58	1.59	1.61	1.76	1.79	1.79	1.82	1.86
年度	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
η 值	1.95	1.99	2.01	2.05	2.09	2.25	2.27	2.27	2.28	2.28

表3 1995~2014年的抚养比绝对变化值

年度	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Δu	-	-0.003	-0.008	-0.005	-0.005	-0.049	-0.006	-0.001	-0.005	-0.011
Δv	-	0.003	0.002	0.002	0.003	-0.003	0.002	0.003	0.003	0
年度	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Δu	-0.022	-0.008	-0.005	-0.008	-0.007	-0.03	-0.002	0.001	0	0.003
Δv	0	0.003	0.001	0.002	0.003	0.003	0.004	0.004	0.004	0.006

数据来源:国家统计局网站。

表4 1995~2014年的居民消费倾向

年度	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
消费倾向	0.8006	0.7985	0.7947	0.7921	0.7893	0.7689	0.7657	0.7645	0.7615	0.7564
年度	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
消费倾向	0.7461	0.7416	0.7389	0.7346	0.7304	0.7146	0.7126	0.7122	0.7113	0.7115

五、结 论

有关年龄结构对于我国居民消费的影响已存在诸多研究,但这些研究基本建立在线性回归模型的基础上,为了保证模型的解释能力,大量的解释变量被纳入到这些线性模型之中。这不仅忽视了年龄结构对于居民消费的非线性影响,也扭曲了年龄结构变化的实际影响效果。为了解决这些问题,本文将居民消费在不同的年龄段之间进行分解,并以年龄结构为权重加权汇总,构建了基于社会抚养比与可支配收入的居民人均消费函数。通过对不同模型的对比分析,本文构建的消费函数既包含抚养比对居民消费水平的非线性影响,也没有纳入过多的解释变量,增强了变量的解释能力。利用我国1995年至2014年的经济数据对该函数进行检验,实证分析结果表明,我国少儿人口的消费能力最强,成年人口居中,老年人口最弱。我国少儿抚养比的提高将带来居民人均消

费水平的上升,而老年抚养比的提高将带来居民人均消费水平的下降,且少儿抚养比对于居民人均消费水平的影响强度大于老年抚养比。总体来说,除了2014年以外,我国年龄结构的变化降低了居民人均消费水平和居民人均消费倾向。

随着我国二胎生育政策的放开,我国人口出生率将逐步增加,少儿抚养比将在未来一段时间内呈现上升的趋势。然而在少儿人口高消费能力的压力之下,二胎政策的放开能否带来新一轮的婴儿潮需要进一步的观察。与此同时,我国老龄化速度仍在不断加快,法定退休年龄的延长只能在一定程度上放缓劳动力供给的减少,社会保障机制的完善依然面临巨大挑战。如果养老机制以及医疗保险制度没有得到完善,老年人口对未来的不确定预期会继续束缚其消费能力。若老龄化的速度超过少儿抚养比的增长速度,有可能带来社会消费水平和消费倾向的进一步下降。如何提升居民的消费水平,寻找新的消费增长点涉及到社会领域的诸多方面,也有待经济学者进一步的深入研究。

参考文献

- 康建英(2009):《人口年龄结构变化对我国消费的影响》,《人口与经济》,第2期。
- 李文星、徐长生、艾春荣(2008):《中国人口年龄结构和居民消费:1989~2004》,《经济研究》,第7期。
- 刘景章、龚道全(2014):《人口抚养比对农村居民消费的影响——基于31个省市的面板数据研究》,《消费经济》,第5期。
- 宋保庆、林筱文(2010):《人口年龄结构变动对城镇居民消费行为的影响》,《人口与经济》,第4期。
- 王芳(2013):《人口年龄结构对居民消费影响的路径分析》,《人口与经济》,第3期。
- 王欢、黄键元(2015):《中国人口年龄结构与城乡居民消费关系的实证分析》,《人口与经济》,第2期。
- 王金营、付秀彬(2006):《考虑人口年龄结构变动的中国消费函数计量分析——兼论中国人口老龄化对消费的影响》,《人口研究》,第1期。
- 吴海江、何凌霄、张忠根(2014):《中国人口年龄结构对城乡居民消费差距的影响》,《数量经济技术经济研究》,第2期。
- 赵国庆(2014):《高级计量经济学—理论与方法》,中国人民大学出版社。
- Cutler, D., J. Poterba, L. Sheiner and L. Summers (1990): "An Aging Society: Opportunity or Challenge?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-73.
- Elmendorf, D. and L. Sheine (2000): "Should America Save for its Old Age? Fiscal Policy, Population Aging, and National Saving", *Journal of Economic Perspectives*, 14, 57-74.
- Friedman, M. and G. Becker (1957): "A Statistical Illusion in judging Keynesian Models", *Journal of Political Economy*, 65, 64-75.
- Friedman, M. (1957): *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- Hall, R. (1978): "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86, 971-987.
- Higgins, M. and J. Williamson (1996): "Asian Demography and Foreign Capital Dependence", NBER Working Paper, No. 5560.
- Higgins, M. and J. Williamson (1997): "Age Structure Dynamics in Asia and Dependence on Foreign Capital", *Population and Development Review*, 23, 261-293.
- Hock, H. and D. Weil (2006): "The Dynamics of the Age Structure, Dependency and Consumption", NBER Working Paper, No. 12140.
- Loayza, N., K. Schmidt-Hebbel and L. Servén (2000): "What Drives Private Saving across the World?", *Review of Economics and Statistics*, 82, 165-181.
- Mason, A. (1997): "Population and Asian Economic Miracle", *Asia-Pacific Population & Policy*, 43, 1-4.
- Modigliani, F. and R. Brumberg (1954): "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross-Section Data", In K. Kurihara, ed., *Post Keynesian Economics*, 388-436, New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
- Modigliani, F. and S. Cao (2004): "The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis", *Journal of Economic Literature*, 42, 145-170.
- Stolnitz, G. (1992): "Demographic Cause and Economic Consequences of Population Aging", UN Economic Commission of Europe and UN Population Fund, New York.
- Weil, D. (1999): "Population Growth, Dependency, and Consumption", *American Economic Review*, 89, 251-255.

(责任编辑:程 炼)