

人口年龄结构变动对城镇居民消费行为的影响

宋保庆, 林筱文

福州大学 管理学院, 福建 福州 350002)

摘要: 根据传统消费理论, 在已有研究的基础上选择我国城镇居民消费数据, 采用状态空间模型和向量自回归模型对我国人口年龄结构和居民边际消费倾向之间的关系进行分析, 发现消费波动对居民边际消费倾向的影响有限, 老年抚养系数、总抚养系数和少年抚养系数依次是居民边际消费倾向的重要影响因子。实证结果证实了模型的结论, 且发现我国城镇居民消费倾向具有非对称性。

关键词: 人口年龄结构; 边际消费倾向; 抚养系数; 城镇居民消费

中图分类号: C924.24 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2010) 04-0011-07

The Effect of the Changes in Population Age Structure on the Urban Resident's Consumption Behavior

SONG Bao-qing, LIN Xiao-wen

School of Management, Fuzhou University, Fuzhou 350002, China)

Abstract: According to traditional consumer theory, based on the study has been selected on the basis of urban residents, consumption data of China, using state-space model and the VAR model, this paper studied the relationship between China's population age structure and the relationship between the marginal propensity to consume. The result shows that the consumption volatility of the urban residents have limited impact on the marginal propensity to consume while the dependency ratio is the important impact factor effects the marginal propensity to consume. The empirical results confirm the conclusion of the model, and found that consumption of urban residents tend to have a non-symmetry.

Keywords: population age structure; marginal propensity to consume; dependency coefficient; consumption of the urban residents

改革开放以来, 我国经济保持了良好的发展, 居民边际消费倾向不断递增, 但进入 20 世纪 90 年代以来, 宏观经济发生了明显的变化, 社会需求长期表现不足, 边际消费倾向不断递减。在这种形势下, 政府曾运用扩张性的经济、财政政策以刺激经济, 虽然对社会投资需求起到了一定的积极作用, 但居民消费需求依旧低迷、反应迟钝。

20 世纪 90 年代以前, 人口结构中总负担系数和少儿负担系数呈明显递减的趋势。进入 90 年代以来, 老年负担系数表现出明显的上升趋势。而少儿负担系数递减的速度明显减小, 总负担

收稿日期: 2009-10-13; 修订日期: 2010-03-25

作者简介: 宋保庆 (1985-), 河北邯郸人, 福州大学管理学院统计系硕士研究生, 研究方向为数量经济分析。

系数也表现出了比 90 年代以前稍弱的递减趋势,因此,人口年龄结构变动很可能是影响城镇居民消费的一个重要因素。

居民消费不足会直接影响到经济的发展,根据生命周期理论,不同年龄结构人群的消费是有差别的。因此,在当前有效需求不足的情况下,深入挖掘人口结构变动与我国居民消费行为之间的关系,积极正确地引导居民消费,对促进经济稳定持续的发展具有重大的意义。

一、文献综述

在国内外众多消费理论中,研究人口年龄结构对消费影响的文献已有不少建树。美国经济学家莫迪利安尼和布伦贝格的生命周期假说认为,在人口构成没有发生重大变化的情况下,长期来看边际消费倾向是稳定的。但是,如果一个社会的人口年龄结构发生变化,则边际消费倾向就会相应发生变化^[1]。保罗·舒尔茨根据 1952~1992 年间对 16 个亚洲国家和地区的观察,指出一个国家人口的年龄构成与储蓄之间不存在重大的依赖关系^[1]。希金斯 (Higgins) 和威廉姆森 (Williamson) 的研究认为人口年龄变动是近期亚洲国家储蓄率上升和经济增长的核心因素^[1]。李文星等利用中国 1989~2004 年的省级面板数据和动态 GMM 估计方法考察了我国年龄结构变化对居民消费的影响,显示少儿抚养系数对居民消费有负面影响,老年抚养系数对消费的影响不显著^[1]。李建民通过标准消费人的方法,说明老年人的消费需求具有与其他年龄结构人口不同的特点^[1]。李俭富通过对经济变量、人口结构变量与储蓄关系的研究,表明储蓄率与少儿抚养比之间存在显著负相关^[1]。王金营通过对我国自 1978 年以来的时间序列数据的分析和引入标准消费人的概念和变量,有效地解决了消费函数中人口年龄结构影响的分析问题^[1]。王刚采用抽样调查数据,通过对未来北京市居民年龄结构的演进分析及相关年龄组人群的消费结构分析,推导出居民储蓄率相对于年龄结构的 M 型变化图^[1]。

由于传统的基于年龄结构角度研究消费问题的文献大部分是从消费额的绝对数出发,大多采用居民消费这一宏观概念,且假定边际消费不变,方法上侧重于理论的改进,许多研究只是基于定性分析或者利用简单的数量模型,这在一定程度上限制了更深层次的研究。本文在传统研究视角的基础上,采用 VAR 模型、状态空间模型与相对完整和准确的城镇居民消费数据,力图在实证分析上有所创新。另外,本文选择能够在一定程度上反映居民心理特征的、时变的居民边际消费倾向作为居民消费行为参数。

二、计量模型与数据

(一) 数据的说明及模型设计

本文的数据期间为 1978~2008 年,消费变量采用城镇居民人均消费支出 (C_t),收入变量采用城镇居民家庭人均可支配收入 (Y_t),其中 1978~1986 年数据取自《新中国五十五年统计资料汇编》,1987~2008 年数据取自福州大学图书馆数据中心中国经济信息网^①。此外,总抚养比 (GDR_t) 是 0~14 岁人口数加 65 岁及以上人口数与 15~64 岁人口数的比;老年人口抚养比 (ODR_t) 是 65 岁及以上人口数与 15~64 岁人口数的比;少儿抚养比 (CDR_t) 是 0~14 岁人口数与 15~64 岁人口数的比,其中 1978~1989 年数据采用王金营利用年龄移算的方法估计的数据^[1],1990~1993 年的数据来自于《1990 年以来中国常用人口数据集》^[10],1994~2008 年数据来自福州大学图书馆数据中心中国经济信息网^②。其中,人均可支配收入和人均消费支出是通过价格指数调整后的数据,消费波动的支出变异系数 (V_t) 是消费波动的 EGARCH 模型分析后的

① 福州大学图书馆数据中心中国经济信息网. <http://ceinet.fzu.edu.cn>. 2009-10-02。

② 同①。

数据,时变边际消费倾向 (MPC_t) 是利用状态空间模型估计后的数据。

为了消除可能产生的异方差现象,对所涉及的变量做取对数处理。利用上面的数据,首先对有关变量的平稳性进行 ADF 检验,结果如表 1。

表 1 摇有关变量的 ADF 单位根 (平稳性) 检验

变量符号	变量名称摇摇摇	检验类型 (ϵ, t, d)	t -统计量	临界值	P 值
y_t	人均可支配收入	($\epsilon, t, 1$)	-3.683222	-3.286900 *	0.0507
c_t	人均消费支出	($\epsilon, t, 1$)	-4.093274	-3.632896	0.0203
ly_t	人均可支配收入取对数	($\epsilon, t, 1$)	-3.888424	-3.574244	0.0257
lc_t	人均消费支出取对数	($\epsilon, 0, 1$)	-3.380813	-2.967767	0.0201
$lmpc_t$	时变边际消费倾向取对数	($\epsilon, t, 1$)	-5.616234	-3.574244	0.0004
$l\omega_t$	消费支出变异系数取对数	($\epsilon, t, 1$)	-5.022403	-3.587527	0.0021
$lodr_t$	老年人口抚养比取对数	($\epsilon, t, 1$)	-3.947664	-3.580623	0.0231
$lcdr_t$	少儿人口抚养比取对数	($\epsilon, t, 0$)	-4.600472	-3.595026	0.0058
$lgdr_t$	总抚养比取对数	($\epsilon, t, 0$)	-4.821672	-3.622033	0.0042

摇摇注: ϵ 和 t 分别表示带有常数项和趋势项, d 表示差分的阶数。* 表示 10% 水平下显著,其余均为 5% 水平下显著。

在对我国城镇居民消费行为的实证分析中,首先利用实际居民消费性支出数据和实际居民可支配收入数据 (经价格指数调整后的数据),依据状态空间模型估计出居民的时变边际消费倾向。然后利用居民消费性支出数据,依据 EGARCH 模型估计出消费波动变异系数序列。最后利用这些已估计出的数据和总抚养系数、老年抚养系数及少年抚养系数依据向量自回归模型 (VAR) 进行估计与检验,并通过脉冲响应函数和方差分解来进一步分析他们之间的关系。实证部分数据处理主要采用 Eviews 5.0 数据分析软件,数据预处理部分采用 Excel 2003 软件。

二) 边际消费倾向的状态空间模型分析

传统方法对消费问题的研究大多是在假定边际消费倾向不变的情况下进行的,但是由于消费和收入之间的关系是随着经济的发展、改革的推进、人口年龄结构的变化而变化的,因此,这种假定明显限制了对消费与人口年龄结构之间相互关系的深入研究。另外,作为消费与收入之间动态关系的边际消费倾向是一种不可观测的变量,而状态空间模型常被用来估计不可观测的时间序列。因此,依据状态空间模型对实际收入与消费之间的关系进行时变系数估计,估计结果如下。

量测方程: $C_t = MPC_t \times Y_t + \mu_t$

状态方程: $MPC_t = 0.9998 \times MPC_{t-1} + \delta_t$

$R^2 = 0.999720$ 摇摇 D. W. = 2.09

摇摇式中, MPC_t 表示居民边际消费倾向。根据估计的结果表明模型在统计意义上是高度显著的。由前文的变量平稳性检验结果得知 C_t 和 Y_t 都是非平稳的,都是一阶单整序列。因此,为了检验以上估计结果的可靠性,还需对状态空间模型估计的结果进行协整分析。利用 EG 两步法对方程的残差进行平稳性检验,结果表明,在 1% 的显著性水平下, t 统计量的绝对值 (6.812) 大于临界水平的绝对值 (4.3)。说明状态方程的残差项是平稳的,因此,估计结果是可靠的。根据此模型可以计算出随时间推移的边际消费倾向 (见图 1),并记录当下该时变的边际消费倾向序列值 (MPC_t) 作为下文分析的变量之一。

三) 居民消费的 EGARCH 模型分析

根据相对收入理论的“棘轮效应”和“示范效应”,消费者易于随收入的提高增加消费,但不易随收入的降低而减少消费,并且消费者的消费行为受周围人消费水准的影响。这种微观层面的不对称特征可能会造成宏观上的不对称效应,因此,用 EGARCH 模型来描述居民消费的波动性。

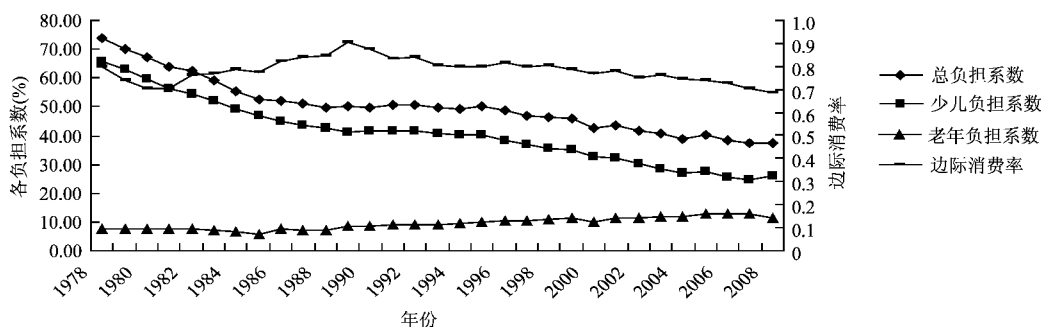


图 1 人口结构变化和边际消费倾向长期趋势图

注：总负担系数 = $\frac{P_{0-14} + P_{65+}}{P_{15-64}} \times 100\%$ ，少儿负担系数 = $\frac{P_{0-14}}{P_{15-64}} \times 100\%$ ，老年负担系数 = $\frac{P_{65+}}{P_{15-64}} \times 100\%$ ，

边际消费率为上文中计算的结果。

首先利用我国城镇居民的消费支出数据对均值方程进行 OLS 估计，然后对其残差序列进行 ARCH 效应检验，具体估计结果如下：

$$C_t = 1.105928 \times C_t(-1) + \mu_t$$

$$R^2 = 0.997181 \text{ 摇摇 Std. Error} = 0.007302 \text{ 摇 } t\text{-Statistic} = 151.4509$$

摇摇其残差序列根据拉格朗日乘法法 (LM) 进行 ARCH 效应检验，发现在不同的滞后阶数 P 时，相应的 F 统计量和 $T \times R^2$ 统计量的伴随概率均接近于 0，说明存在明显的 ARCH 效应，按照 AIC 和 SC 准则，通过比较多个不同的估计结果，最终采用 ARMA (1, 0) / EGARCH (1, 0) 模型对居民消费波动进行估计。在假设残差的条件分布服从正态分布的情况下估计结果如下：

$$C_t = 1.111937 \times C_t(-1) + \mu_t$$

$$\text{Std. Error} = 0.009558 \text{ 摇摇 } z\text{-Statistic} = 116.3367$$

$$\ln(\sigma_t^2) = 1.540395 + 0.756965 \ln(\sigma_{t-1}^2) + 0.990944 \left| \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + 0.186398 \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

摇摇标准差摇摇 (1.508742) 摇摇 (0.192544) 摇摇 (0.624622) 摇摇 (0.390857)

Z 统计量 摇 (1.020979) 摇 (0.931385) 摇 (1.586469) 摇 (0.476897)

$$R^2 = 0.997115 \text{ 摇摇 } D.W. = 1.228088$$

由上面的结果可以看出各个系数的估计在统计意义上都是显著的，然后再对其残差序列进行 ARCH 效应检验，在不同的滞后阶数 P 情况下，相应的 F 统计量和 $T \times R^2$ 统计量的伴随概率均不等于 0，说明残差序列的 ARCH 效应消失了，因此估计模型是可用的。最后，根据上述的估计模型计算我国城镇居民的消费波动性，得到条件异方差序列 (σ_t^2) 。由于该方差序列是基于水平值序列计算出来的，为了消除变量单位的影响，根据 $w_t = \sigma_t / \bar{c}$ ，其中， $\bar{c}$ 表示消费支出的平均水平，将计算出的变异系数序列作为居民消费波动的数值。

四) 人口结构变化对边际消费倾向的实证分析

通过上面的分析我们可以看到居民消费存在非对称效应，因此，接下来采用 VAR 模型深入研究人口结构变动对居民边际消费倾向的影响。

1. 向量自回归 VAR 模型的构建

进行脉冲响应分析和方差分解分析，需要建立一个稳定的 VAR 模型。在此选用变量 $lmpe_t$ 、 lw_t 、 $lodr_t$ 、 $ledr_t$ 和 $lgdr_t$ ，建立一个五元的 VAR 模型进行分析。根据似然比 (LR) 检验的最大值、AIC 和 SC 准则的最小值综合比较，选择最佳滞后阶数为 2，确定模型为 VAR (2) 的形式。

$$y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \mu_t$$

摇摇其中： y_t 是一个五维的内生变量， Γ 为待估计系数矩阵， μ_t 为随机扰动项。对该 VAR (6) 模型进行 OLS 估计，通过观察模型估计后的 AR 根图表可知估计模型的所有根的模的倒数均小于 1，即在单位圆内，因此 VAR (6) 模型是稳定的可以用来计量分析。

2. Johansen 协整检验

由上述单位根检验结果表 1) 可知该 VAR (6) 模型中存在 I (1) 现象，为了避免出现虚假回归的现象，需要进一步对该 VAR (6) 模型进行 Johansen 协整检验，在此采用

表 2 最大特征值检验

原假设	特征值	最大特征值	5% 水平临界值	P 值
None *	0.8118	45.09669	33.87687	0.0016
At most 1	0.623602	26.38191	27.58434	0.0706
At most 2	0.432125	15.27804	21.13162	0.2699
At most 3	0.200879	6.054571	14.2646	0.6062
At most 4	0.021954	0.59935	3.841466	0.4388

最大特征值的方法进行检验，结果如表 2 所示。

表 2 的检验结果均表明，其对应的原假设 None (表示无协整关系) 的统计量的值大于 5% 显著性水平的临界值，说明我们可以在 95% 的置信水平下拒绝无协整的假设，即 $lmpc_t$ 、 lw_t 、 $lodr_t$ 、 $lcdr_t$ 和 $lgdr_t$ 五个变量间存在协整关系，它们之间存在长期均衡关系，对它们的回归不是虚假回归。因此可以用 VAR (6) 模型进行下一步的分析。

3. 脉冲影响分析

脉冲响应函数分析是 VAR 模型中的一个内生变量的冲击对其他内生变量所造成的冲击和影响，而方差分解分析是分析每一个结构冲击对内生变量的变化的贡献度。

由图 2 可以看出，①本期边际消费倾向的变动会给自身带来持续的正向影响。②消费波动受到冲击后对居民边际消费倾向造成的影响比较微弱。以上两点说明居民消费行为具有一定的惯性。这点与相对收入理论是相符合的。③总抚养系数受到冲击后会对居民边际消费倾向产生持续的抑制作用，且这种抑制作用在第 3 期达到最大。④老年抚养系数受到冲击后会对居民边际消费倾向产生显著的持续抑制作用，且这种抑制作用在第 3 期达到最大，然后逐渐递减在第 10 期趋于为 0。⑤少年抚养系数受到冲击后开始会对居民边际消费倾向产生明显的促进作用，但这种促进作用逐渐递减，在第 6 期减少为 0，然后对居民边际消费倾向产生稳定持续的抑制作用。综合 ③④⑤说明人口结构变动的确会对居民边际消费倾向产生显著影响，当老年人口比重增大时，老年人口由于缺少收入来源，处于理性预期的考虑，并受我国当前社会保障机制不健全的影响，会减少消费的支出。而少年人口比重增大时，居民边际消费倾向在明显增大，主要是因为家庭对子女教育支出的投资，现在很多家庭把对子女的教育投资看做自己的长期投资：一方面与我国的文化习俗相关，出于养老的考虑，家庭会把子女看做自己以后养老的保障；另一方面也是由于计划生育的原因，现在大多数家庭只有一个子女，这些家庭把对子女数量上的投资转化为质量投资，因此，很多家庭对子女的投资是相当奢侈的。但随着人口年龄结构的变化这种促进作用会转变为一种家庭负担，甚至举债，因此，这种促进作用在第 6 期后转变为对边际消费倾向的抑制作用。但是总抚养系数的变动会对居民边际消费倾向产生持续的抑制作用，说明我国当前在社会保障、医疗保障各方面做的还不是很理想，造成居民的消费恐惧，预防性储蓄增加，边际消费倾向不断降低。

4. 方差分解分析

同样根据 VAR 模型可以进行方差分解分析，方差分解见表 3。根据表 3 可以看出，在对居民边际消费倾向的第 1 期贡献率中，LMPC 是唯一的方差来源，但在第 2 期之后，方差来源发生了明显的变化，LMPC 自身受到冲击对其方差的影响迅速减少，到第 10 期时基本稳定在 25% 的水平，而来自 LODR 的方差迅速增大，其中第 6 期得到最大的 40%，到第 10 期时基本稳定在 36% 的水平，来自 LCDR 的方差自第 2 期迅速增加到 24.5% 后，呈现略微上升的态势，到第 10

摇摇摇

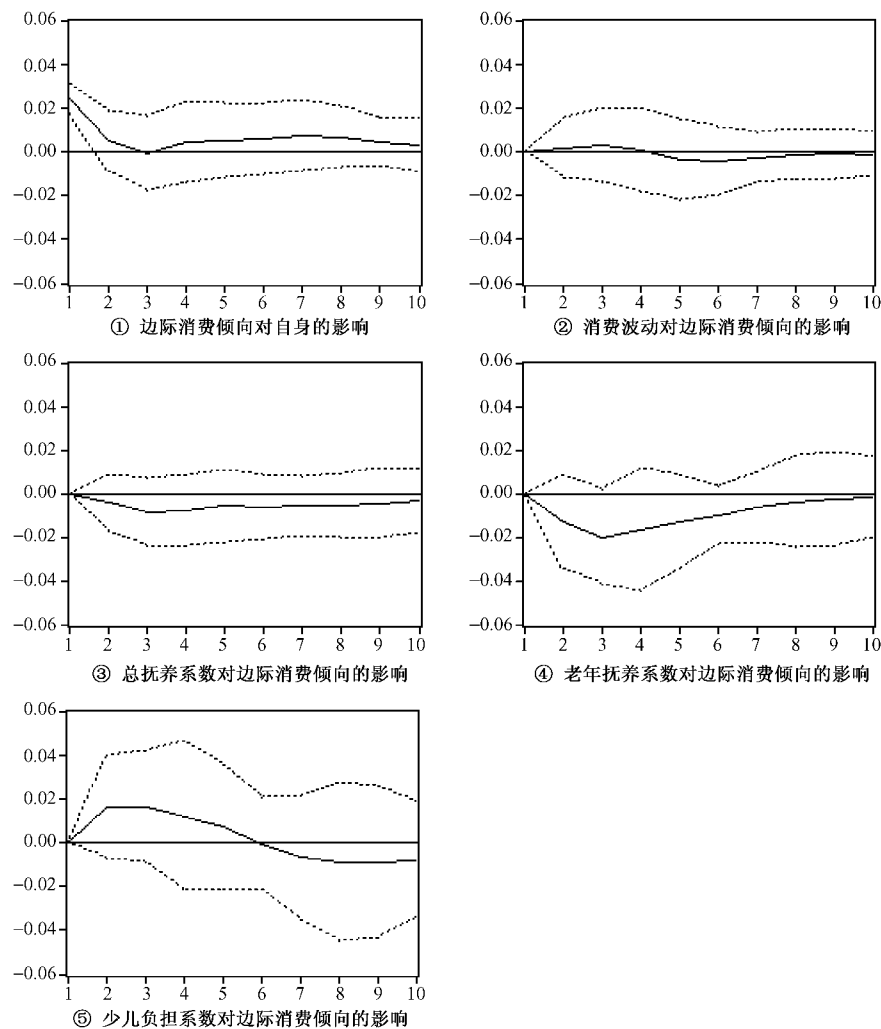


图 2 摇摇 VAR (1) 模型相应的脉冲响应图

摇摇摇摇注：横轴表示冲击作用的滞后期间数（年），纵轴表示相应的变量，实线表示脉冲响应函数曲线，虚线表示正负两倍标准差的偏离带，预测期为 10 期。

表 3 摇摇 1 ~ 10 期 LMPC 的方差分解表

Period	S. E.	LMPC	LW	LGDR	LODR	LCDR
1	0.024475	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.032759	58.07260	0.214804	1.647829	15.53578	24.52900
3	0.042726	34.17131	0.573036	5.048979	31.23081	28.97587
4	0.048225	27.62262	0.457089	6.357058	36.76828	28.79496
5	0.051139	25.50540	0.895617	6.915195	39.17483	27.50895
6	0.052938	24.97372	1.502031	7.729514	40.11708	25.67766
7	0.054680	25.39301	1.636236	8.417369	38.96166	25.59173
8	0.056217	25.52159	1.601862	8.857383	37.33329	26.68587
9	0.057289	25.14969	1.576002	9.159086	36.18726	27.92796
10	0.058019	24.73129	1.588843	9.248439	35.38398	29.04744

期基本稳定在 29% 的水平，而来自 *LW* 的方差尽管一直存在，但是很小，基本稳定在 1.6% 左右，*LGDR* 的方差贡献率呈递增趋势，到第 10 期已达到 9.24%。

综合方差分解分析可知，长期来看 *LODR* 冲击是居民边际消费倾向的第一方差来源，*LCDR*

冲击是居民边际消费倾向的第二方差来源,而 LW 的冲击对边际消费倾向的方差解释力最弱。这就充分说明人口年龄结构变化对居民的边际消费倾向产生显著的影响。

三、结论分析及政策建议

通过建立状态空间计量模型和 VAR 模型分析了人口年龄结构的变化对居民边际消费倾向的影响,研究揭示了若干有经济和社会意义的发现,可得出以下结论:①根据状态空间向量和 EGARCH 模型分析可以看出,居民边际消费倾向存在不对称效应。②由 VAR 模型分析结果可以看出无论是在短期还是在长期,人口年龄结构变化对我国居民消费的影响显著。其中,总抚养系数和老年抚养系数的冲击对居民边际消费倾向产生持续的负影响,而少年抚养系数的冲击在短期内会产生正的影响,长期则产生负的影响。③由方差分解结果可知老年抚养系数冲击将持续是居民边际消费倾向方差的主要来源,人口老龄化会引起经济社会的储蓄上升和边际消费倾向的下降。

这些结论是符合我国居民消费实际情况的,具有解释力。由于受传统文化和消费理念的影响,我国城镇居民消费存在明显的消费惯性现象,即消费者易于随收入提高而增加消费,但不易随收入降低而减少消费。但是消费习惯的培养需要一定的过程,不同年龄结构的人群具有不一样的消费习性和消费结构,老年人口的消费行为比年轻人节俭,加上对未来退休后生活保障的考虑和消费结构的限制,预防性储蓄倾向会比较高,边际消费倾向比较弱。因此,如何根据人口年龄结构积极有效地引导居民消费对于我国经济持续稳定的增长意义重大,特别是在现阶段国内需求不足的情况下,研究人口年龄结构和居民消费之间的关系就越发的重要。

上述结论对于政府及相关决策部门根据本地区的人口年龄结构制定相关的政策决策,对积极引导居民消费具有借鉴意义,据此提出以下相关建议:①根据我国城镇居民消费表现出的消费惯性和不对称效应,及其边际消费倾向对自身产生的持续正影响,积极地引导和培养居民的消费行为,依此产生对消费的持续稳定的促进和惯性作用;②由于受老年人口抚养系数影响显著,政府和有关决策部门应积极健全社会保障制度,降低居民个人生活的不确定性;③积极开拓不同年龄人群的消费模式,积极调整不同年龄结构群体的消费结构,挖掘年龄结构造成的消费死角;④提高居民的收入水平,只有收入提高了才能从根本上增强居民对未来的信心,促使居民更加积极地进行消费。

参考文献:

- [1] Modigliani, F. and R. Brumberg. Utility Analysis and the Consumption Function. Chapter 15, in Post Keynesian Economics, K. K. Kurihara (ed). New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1954.
- [2] 保罗·舒尔茨. 人口结构和储蓄: 亚洲的经验证据及其对中国的意义 [J]. 经济学季刊, 2005, (4).
- [3] Higgins, M. and J. G. Williamson. Age Structure Dynamics in Asia and Dependence on Foreign Capital. Population and Development Review, 1997, 23 (1).
- [4] 李文星, 徐长生, 艾春荣. 中国人口年龄结构和居民消费: 1989~2004 [J]. 经济研究, 2008, (1).
- [5] 李建民. 老年人消费需求影响因素分析及我国老年人消费需求增长预测 [J]. 人口与经济, 2001, (6).
- [6] 李俭富. 经济增长、人口结构与储蓄率的关系研究 [J]. 统计教育, 2008, (2).
- [7] 王金营, 付秀彬. 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 [J]. 人口研究, 2006, (1).
- [8] 王刚. 人口老龄化对居民储蓄的影响分析——以北京市为例 [J]. 经济问题探索, 2006, (6).
- [9] 同 [5].
- [10] 庄亚儿, 张丽萍. 1990 年以来中国常用人口数据集 [M]. 北京: 中国人口出版社, 2003. 24.

责任编辑摇齐明珠