人口年龄结构变化对我国消费的影响

康建英
(河南师范大学 经济与管理学院, 河南 新乡 453007)

摘 要: 本文构建了人口年龄结构消费函数, 利用时间序列数据经验分析了其对总消费的影响, 发现黄金储蓄年龄人口由于消费能力小于储蓄能力而对消费起到抑制作用。

关键词: 年龄结构; 消费; 协整
中图分类号: C92 文献标识码: A 文章编号: 1000-4149(2009)02-0060-05

Impact of Change of Population Age Structure on Consumption in China

KANG Jiarrying
(Economics and Management College, Henan Normal University, Xinxiang 453007, China)

Abstract: Through establishing population age structure consumption function and making empirical analysis of age structure's impact on overall consumption, which is based on time serial data, it is found out that the golden saving age group exerts inhibition on consumption for its consumption capacity is lower than its saving capacity.

Keywords: age structure; consumption; integration

一、引言

从需求的角度分析经济增长的动力则不能忽略一个关键的问题——人口的消费行为, 这也是我国实现经济平稳增长的重要手段。人口作为重要的生产者和消费者, 其规模、年龄、性别等结构对消费和经济增长起到重要的作用。自凯恩斯在《就业、利息和货币通论》中建立起收入与消费之间的函数关系后, 有关消费函数的研究及理论不断演化升级。其中, 有以理论与实证并重的学者, 如弗里德曼的持久收入理论、莫迪里阿尼的生命周期理论、霍尔(K. Hall)的"随机漫步"假说、坎贝尔和曼昆的持久收入与生命周期假说等。这些理论虽然都曾以理论和实证的方式对人们的消费行为进行了系统分析与测定, 但并未将人口年龄结构纳入到研究中去。后来, 随着世界人口结构的转变及其影响的扩大, 希金斯, 霍里奥克, 马松, 多明戈斯, 阿特菲尔德[1]等开始从实证的角度说明人口年龄结构对消费和储蓄的影响, 但因在年龄结构指标的界定、数据的选取和方法应用上存在着巨大的差距, 人口结构对消费影响的结果也远未达到共识。

国内众多研究经济消费的学者也大都未曾将人口年龄结构因素考虑进去, 只有王金营用抚养比指标, 以经典回归的统计方法首次验证了中国人口年龄结构的变动对消费的影响。但由于抚养

收稿日期: 2008-09-22
作者简介: 康建英(1972-), 河北定州人, 河南师范大学经济与管理学院副教授, 经济学博士, 主要研究方向为人口经济学和公共经济学。

比指标未能再具体细化到将劳动力人口考虑进去，因而解释力很有限[2]。

鉴于以上国内外研究中存在的争议和不足，本文主要利用协整理论来研究我国劳动力人口中最具有储蓄和消费能力的人口结构对总居民消费的影响。

二、年龄结构对消费的影响

研究人口年龄结构对消费影响的关键，是如何界定年龄结构指标。生命周期模型表明，边际消费倾向会在整个生命周期内伴随着个人偏好、需求和收入的变化而变化。基于这个理论，我们在估计总消费与收入和财富关系的同时，还应考虑人口年龄结构的影响（因为个人的边际消费会随着年龄的变化而改变）。出于数据可得性的考虑，大部分学者都是利用宏观数据来测试年龄结构对平均消费倾向的影响。其中，年龄结构变量常以抚养比指标来代表人口年龄结构的变化[3]，这样处理过的年龄结构指标虽然给计算带来了方便，但却忽略了不同年龄结构劳动力的消费与储蓄能力的差别。此外，由于受传统文化、消费习惯和保障体制的影响，不同国家的消费倾向也存在着很大差距。考虑到我国劳动力人口中不同年龄组别的储蓄特点，本文以成人年龄中有强烈储蓄倾向的年龄组人口（黄金储蓄年龄）的比重作为人口年龄结构变量（这个变量曾被麦克米兰和贝泽尔在1990年测定年龄结构对美国利率、收入、通货膨胀率和失业率的影响时使用过）。与抚养比相比，黄金储蓄人口的比例可能是一个更紧密逼近生命周期的理想指标。

现假定黄金储蓄年龄为具有相对高的收入，其家庭规模相对较小，消费倾向相对年轻人和老年人较小，并为退休后的生活质量而具有强烈的储蓄倾向的中年人。有关该指标的具体规定，不同学者的观点存在分歧，其中厄兰森、阿特菲尔德① 通过调查研究，认为黄金储蓄年龄组应该是50~66岁的人。而多明戈斯在对美国的情况进行研究时，认为该年龄组别应该是40~55岁[4]。而我国学者张军通过一个村庄的入户调查，发现40~59岁居民的储蓄能力较强，只比60岁以上的人口储蓄倾向低1.9个百分点。考虑到我国消费文化、社会保障制度、城市化水平等因素的影响，本文选取35~55岁间的人口作为黄金储蓄人口，以此来表征人口年龄结构对消费的影响。即：

$$NL_t = \frac{(35 \sim 55)\ \text{岁年龄人口}}{(15 \sim 34)\ \text{岁人口} + 56\ \text{岁以上人口}}$$

从图1可以看出，黄金储蓄年龄的比重自1978年的64%后经历一个小的波动，达到1985年65.77%高峰期，之后又经历了两次波动，并逐步下滑至2006年的61.08%。这个变化与我国人口的发展轨迹相吻合。在1949年到1957年新中国进入第一个人口生育高峰期，总和生育率高达6.0左右，每年有2000万左右的人口出生②。仅1949年至1950年两年出生的人口就有4000多万，到1985年这批人已经35~36岁，开始进入黄金储蓄年龄的下限，这对1985年出现的黄金储蓄年龄人口高峰具有直接推动作用。其他年份黄金储蓄年龄人口比重的波动也可以从我国人口的变化中找到答案。

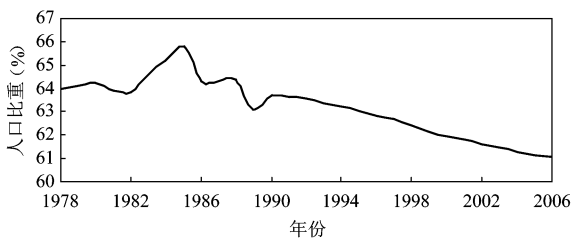

图1 黄金储蓄年龄人口的历史变化情况

① Erlandsen and Edmund Age structure effects and consumption in Norway, 1968 (3) – 1998 (4). Working paper, 2003, (1). Norges Bank.
② 国家统计局人口和社会科技统计司. 中国13亿人口日特稿: 新中国人口发展的轨迹[N]. 中国信息报, 2005-01-01.

三、消费函数的确立与数据的说明

据已有众多有关中国消费函数的研究，现将年龄结构对消费的影响确定为线性模型:

$$XF = f(CK, NL, LL, SR) \quad (1)$$

其中 XF 表示消费情况（全国居民消费水平），NL 表示黄金储蓄年龄人口比重，LL 表示一年期存款利率，CK 表示居民存款情况（以人均储蓄存款余额表示），SR 表示居民收入（以人均 GDP 表示），t 表示时间，u 表示随机误差项。

为了避免出现异方差，本文采用对数形式进行估计，具体模型如下:

$$\ln XF_t = a + a_1 NL_t + a_2 \ln CK_t + a_3 LL_t + a_4 LnSR_t + u_t \quad (2)$$

四、模型的检验与分析

由于本文所涉及的时间变量有可能是非平稳的，若不加检验地进行回归分析，有可能出现谬误回归。所以需要首先运用 ADF 单位根方法对其平稳性进行检验，若这些变量为非平稳变量，则需要进行差分变换，然后再进行检验[5]。

1. 变量的单位根检验

对一组时间序列变量平稳性进行检验的方法是单位根检验。单位根检验方法主要有 F 检验法、ADF 检验法和 PP 检验法。本文采取 ADF 检验方法来判断数据的平稳性。其检验结果见表 1。

表 1　各变量的单位根检验

变量	ADF 检验值	检验形式（c，t，k）	临界值（1%、5%）	DW 值	结论
LnXF	- 0. 586239	（c 0 1）	- 3. 6959　- 2. 9750	1. 78	不平稳
DLXF	- 4. 826340	（c 0 0）	- 3. 7076　- 2. 9798	1. 84	平稳
NL	- 2. 641650	（c t 1）	- 4. 3382　- 3. 5867	2. 02	不平稳
DNL	- 5. 581154	（0 0 0）	- 2. 6522　- 1. 9540	1. 82	平稳
LNCK	- 0. 898326	（c t 1）	- 4. 3382　- 3. 5867	1. 86	不平稳
DLNCK	- 4. 748069	（c t 0）	- 4. 3552　- 3. 5943	2. 01	平稳
LL	- 2. 341194	（c 0 1）	- 4. 3382　- 3. 5867	1. 86	不平稳
DLL	- 3. 407997	（c 0 0）	- 2. 6522　- 1. 9540	1. 98	平稳
LNSR	- 2. 962812	（c t 1）	- 4. 3382　- 3. 5867	1. 87	不平稳
DLNSR	- 4. 778570	（c 0 0）	- 4. 3552　- 3. 5943	1. 93	平稳

注：c 为常数项，t 趋势项，k 滞后项，D 表示一阶差分。

本文所需要的数据均来自历年的《中国统计年鉴》、《中国人口年鉴》和《中国财政年鉴》。

由表 1 知，这些变量在 5% 的显著水平上都是非平稳变量，而其一阶差分后的 ADF 值小于 1% 水平的临界值，说明一阶差分后的数据都是稳定的 I（1）时间序列，因而可以进一步对各变量之间的协整关系进行检验。

2. 协整检验

通过上面的平稳性检验，我们得知各序列之间可能存在着长期稳定的关系。因此，可以应用约翰森方法进一步检验变量间是否存在协整关系。首先建立 VAR 模型，根据 SCI 和 SC 信息准则确定 VAR 模型的最优滞后步长为 2。约翰森检验结果见表 2。

表 2　J 协整检验结果

特征值	迹数统计量	5% 临界值	1% 临界值	假设方程个数
0 867504	118. 5890	68 52	76. 07	None**
0 743842	66 03770	47. 21	54. 46	At most 1**
0 449622	30 62670	29 68	35. 65	At most 2*
0 276425	15 10081	15 41	20. 04	At most 3
0 226825	6. 688495	3. 76	6. 65	At most 4**

从表 2 中的协整检验结果可以看出，各变量之间在 1% 置信水平上存在着 2 个长期稳定关系，而在 5% 置信水平上存在 3 个长期稳定的均衡关系。鉴于本文的重点是分析年龄结构对消费的影

响，故选取一个全变量协整关系作为重点研究模型，其标准化向量 B= （1，－0.5446，－0.00444，－0.0418，0.0479，－5.0185），于是变量间的长期均衡关系为:

$$\ln XF_t = 5.0185 - \underset{s.e=(0.0028)}{0.0479}NL_t + \underset{(0.0137)}{0.0418}\ln CK_t - \underset{(0.0006)}{0.0044}LL_t + \underset{(0.02399)}{0.5446}LnSR_t \quad (3)$$

误差的数学表达式为:

$$VCE_t = \ln XF_t + 0.0479NL_t - 0.0418\ln CK_t + 0.0044LL_t - 0.5446LnSR_t - 5.0185 \quad (4)$$

以上协整方程表明，黄金年龄结构每增加 1 个百分点，就会减少居民消费 0.048 个百分点，说明处于黄金年龄结构居民的储存能力要高于其消费倾向。居民的存款数量和收入数量对消费具有明显的促进作用，其贡献系数分别为 0.0418 和 0.5446，说明提高居民收入量对于拉动消费具有明显作用。而利率对消费的影响系数为－0.0044，接近于零，说明利率的调整虽然对消费具有抑制作用，但效果并不理想，这也正是我国近年来以利率调整刺激消费无果的原因所在。

3. 误差修正模型

根据协整理论，若变量间存在协整关系，则可以用误差修正模型（ECM）对短期波动和长期均衡进行直接的描述。根据经济理论和时间序列的特征，采用短期 VEC 方程含截距项但不含趋势项的形式，并且根据 AIC 和 SC 准则确定最优滞后阶数为 2。由上面模型得到:

$$\begin{aligned} D(\ln XF_t) = {} & \underset{(2.7085)}{0.3232}VCE_{t-1} + \underset{(2.57)}{0.0671}D(\ln XF_{t-1}) + \underset{(1.7482)}{0.0595}D(\ln XF_{t-2}) - \underset{(-0.2738)}{0.0044}D(NL_{t-1}) \\ & + \underset{(0.536)}{0.0053}(NL_{t-2}) + \underset{(3.4101)}{0.2828}DLn(CK_{t-1}) - \underset{(-2.5113)}{0.2032}D(LnCK_{t-2}) - \underset{(-0.2161)}{0.001}D(LL_{t-1}) \\ & - \underset{(-0.2412)}{0.001}D(LL_{t-2}) + \underset{(2.7225)}{0.6181}D(LnSR_{t-1}) - \underset{(-2.3108)}{0.6208}D(LnSR_{t-2}) + \underset{(1.8183)}{0.0988} \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.7289 \quad AIC = -4.80542 \quad SC = -4.2247$$

从误差修正模型可以看出误差修正项的系数为 0.3232，显著大于 0，表明变量之间存在长期均衡关系，且当上期 LnXF 偏离均衡值时，本期 LnXF 涨幅便会随着上升，说明了短期内误差修正项会使得消费增加，符合正向修正机制，并以 32.32% 的幅度进行修正，于是 LnXF 不会偏离均衡值太远。

4. 因果检验

协整检验结果告诉我们变量之间是否存在长期的均衡关系，但是这种关系是否构成因果关系还需要进一步验证。格兰杰提出的因果关系检验可以解决此类问题。我们根据赤池信息准则（AIC）确定各变量的滞后阶数为 2，对各变量的因果关系检验如表 3 所示。

表 3　解释变量对消费的因果关系检验

格兰杰因果性假设:	观测值个数	F 统计值	P 值
LL 不是 XF 的 Granger 原因	27	2.71173	0.08857*
XF 不是 LL 的 Granger 原因		0.07841	0.92484
SR 不是 XF 的 Granger 原因	27	3.87488	0.03617**
XF 不是 SR 的 Granger 原因		1.87646	0.17683
CK 不是 XF 的 Granger 原因	27	7.37467	0.00354***
XF 不是 CK 的 Granger 原因		1.52259	0.24026
NL 不是 XF 的 Granger 原因	27	4.97816	0.01646**
XF 不是 NL 的 Granger 原因		2.47577	0.10721

注: ***，**，* 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

从表中可以看出，在 10% 显著性水平，年龄结构、储蓄、收入和利率水平对居民消费水平存在单向的因果关系，即各解释变量是造成消费增长的原因。

四、结论

本文利用协整理论，从长期和短期两个角度考察了我国人口的年龄结构、收入、利率和存款4个经济变量对居民消费的影响，并揭示了4个变量对消费的影响机理和影响强度。该结论合理地解释了我国居民消费动力不足的问题。本文的结论是:

1. 黄金年龄人口的比重对居民消费水平具有明显的抑制作用。这种情况的出现不仅说明该黄金年龄人口的储蓄能力强于消费倾向，而且也与我国城乡各种社会保障制度的不健全而导致消费观念保守具有很强的关系。因此，在目前低出生率和人口老龄化加剧的状态下，应进一步调整人口结构与消费结构的关系，刺激消费、扩大内需。另外，由于收入水平和存款情况对消费的影响较大，从提高居民收入，从分配制度改革方面着手会对刺激国内消费带来直接影响。

2. 由误差修正模型的检验结果可以看出，误差修正项的系数均为负，符合正向修正机制，当居民消费短期波动在偏离中长期均衡时，将有32%得到调整，即消费在受到干扰后以相当快的速度调整到它的长期成长途径上来。

3. 年龄结构、储蓄、收入和利率水平4个解释变量对居民消费水平存在单向的因果关系，是影响消费增长的具体原因。

从上述结论可知，提高国内需求水平不仅需要增加居民的可支配收入、提高居民福利水平，还需要进一步降低利率，实行宽松的财政政策。同时，还应进一步建立和完善社会保障制度，以期改变消费预期和消除低收入居民家庭生活顾虑。此外，还应进一步调整消费结构，以便适应人口红利给国家经济带来的冲击。

参考文献:

[1] Attfield CLF, Cannon E. The impact of age distribution variables on the long run consumption function. University of Bristol, Discussion paper, 2003, (3): 546.

[2] 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).

[3] Leff, Nathaniel H. Dependency Rates and Savings Rate. American Economic Review, 1969, 59 (5): 886-896.

[4] Fair, Ray C. and Kathryn M. Dominguez, Effects of the Changing U. S. Age Distribution on Macroeconomic Equations, American Economic Review, 1991, 81 (5): 1276-1294.

[5] 张晓峒. 计量经济学软件Eviews使用指南[M]. 天津: 南开大学出版社，2004.

[责任编辑　童玉芬]

(上接第48页)

[21] 曹军，李红梅. 财政政策与就业水平的相关性实证分析[J]. 淮南职业技术学院学报，2006，(4): 1-4.

[22] 杨宜勇. 中国宏观经济政策与促进就业[J]. 中国卫生人才，2002，(6): 4-8.

[23] 曾学文. 我国转型期财政和货币政策开发就业潜力的效果分析[J]. 财贸经济，2007，(2): 18-24.

[24] 卢亮. 1998~2002年我国积极财政政策就业效应的实证分析[J]. 西北人口，2005，(1): 2-5.

[25] 蔡　，都阳，高文书. 就业弹性、自然失业和宏观经济政策——为什么经济增长没有带来显性就业?[J]. 经济研究，2004，(9): 18-25.

[26] 李胜红，高毅华. 我国就业与财政货币政策实证分析[J]. 广东财政，2003，(12): 56-57.

[27] 于爱晶，周凌瑶. 我国政府投资与经济增长、居民收入和就业的关系[J]. 中央财经大学学报，2004，(9): 22-27. 47.

[28] 康旺霖，游桂云. 社会保障对就业总量及结构的影响[J]. 固原师专学报(自然科学)，2006，(11): 66-68. 73.

[29] 张卫国. 转型期中国地方政府投资行为对经济增长与就业的影响[D]. 复旦大学学报，2005，(11).

[责任编辑　崔凤垣]