

◆陈章王爱君^①

Zhang Chen Ai-jun Wang

人口年龄结构对我国居民消费的影响研究 ——基于八大类居民消费率的分析

**A study on the influence of population age structure on the
residents' consumption in China**

——Analysis on the eight major categories of consumption rate

摘要：伴随经济的高速增长和人口年龄结构的转变，我国居民消费率却呈现出长期的下降趋势。本文利用中国 1998-2012 年 30 个省际面板数据，运用动态面板 GMM 估计方法，考察了人口年龄结构（少儿人口抚养比和老年人口抚养比）对居民消费率的影响。并将整体居民消费率与八大类居民消费率的结果进行比较分析。结果表明人口年龄结构对居民整体消费率和八大类消费率均有显著影响，但影响的大小和方向有差异。

关键词：人口年龄结构八大类居民消费率整体居民消费率 GMM 估计

中图分类号：F126.1 **文献标识码：**A

Abstract: With the rapid growth of the economy and the change of the age structure of the population, the consumption rate of our country is a long-term decreasing trend. In this paper, we use the dynamic panel GMM estimation method to study the effect of population age structure (the ratio of children's dependency ratio and the elderly population dependency ratio) on the consumption rate of residents in 30 provinces of China during 1998-2012. And compared the overall rate of consumption of residents with the result of eight categories of consumer consumption rate. The results showed that the age structure of the population had a significant effect on the overall consumption rate and the eight kinds of consumption rate, but the influence of the age structure was different.

Key Words: Population age structure; the eight major categories of consumption rate; the overall rate of consumption of residents; GMM estimation

^①作者简介：陈章，中南财经政法大学经济学院，硕士研究生；通讯地址：湖北省武汉市东湖高新技术开发区南湖大道 182 号；联系电话：18202740264；邮箱：383720601@qq.com。

王爱君，中南财经政法大学经济学院，教授；通讯地址：湖北省武汉市东湖高新技术开发区南湖大道 182 号；邮箱：aijunw1234@yahoo.com。

一、研究背景与意义

上世纪70年代末,我国实施了两项重大改革政策:首先是1978年改革开放政策的全面实行,该政策使我国社会由计划经济转变为市场经济,在改革开放的30多年里,我国经济获得了飞速发展,尤其是2003-2007年,中国一直连续保持着10%以上的高经济增长率,其次是1979年全国范围内计划生育政策的推行,显著地改变了我国人口年龄结构,我国的人口年龄结构从当初的高少儿人口抚养比类型转变为高老年人口抚养比类型,我国快速进入到老龄化国家行列。这两项重大改革使我国发生了巨大的变化:一方面,经济快速增长;另一方面,少儿人口抚养比逐渐降低,老年人口抚养比逐渐增加。

然而伴随着经济的高速增长和人口年龄结构的逐渐转变,我国居民消费率却呈现出长期的下降趋势。从20世纪90年代中期以来,我国一直处于消费低靡的怪圈中,尤其是2000年之后,居民消费率每年平均降幅更是达到了1.39%,并且出现了以消费不足为特征的经济放缓现象。对我国统计年鉴数据的计算分析后,我们还发现,抚养比的下降与消费率的下降几乎是同步的。因而,深入研究人口结构的变化对消费的影响具有重要意义。而将我国居民消费划分为八种类型的消费,分别进行研究比较,其重要意义在于我国政府可以根据人口年龄结构在不同时期的变动规律和消费结构的差异来有效宏观指导社会资源的配置,组织社会消费品的有效生产,更好地满足全体居民不同的消费需求。

二、文献综述

对于居民消费影响的研究由来已久,如凯恩斯(Keynes)的绝对收入假说(Absolute Income Hypothesis)、杜森贝里(Duesenberry)的相对收入假说(Relative Income Hypothesis)、莫迪里安尼(Modigliani)的生命周期假说(Life Cycle Hypothesis, LCH)、弗里德曼(Friedman)的持久收入假说(Permanent Income Hypothesis, PIH)等。大部分经验研究利用宏观总量数据或者微观调查数据来检验人口年龄结构与消费率的关系,也正是由于在研究过程中相关学者使用不同的计量方法和数据,他们的结论并不一致。

(一) 利用宏观数据的研究

1. 利用宏观截面数据的研究。国内外关于人口年龄结构对消费的影响始于 Modigliani 和 Brumberg (1954) 的生命周期假说(LCH), 该理论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。基于该理论, Modigliani (1966) 用跨国横截面数据所得到的实证结果支持他的观点: 老年赡养系数与消费率之间具有显著的正相关性。Haque(1999)基于 LCH 理论模型, 加入了谨慎动机等变量, 仍使用跨国截面数据, 发现谨慎动机等变量会部分抵消老年抚养比

重上升而引起总储蓄率的下降,进而增加消费。Modigliani 和 Cao(2004)对中国 1953-2000 年储蓄数据的估计发现,长期人均收入增长率和儿童抚养系数的变化能够解释中国的高储蓄率(低消费率)。王金营、付秀彬(2006)建立了反映人口年龄结构影响的消费函数,创新的引入“标准消费人”的概念,通过对 1978-2005 年的时间序列数据进行实证,表明人口抚养系数的提高特别是老年人口抚养系数的提高使得收入增长导致的消费水平增速减慢,将降低未来的消费水平和消费率。

但 Wilson (2000)使用澳大利亚和加拿大的宏观时间序列数据分别对消费率和年龄构成做协整回归,均没有发现单个国家中存在人口年龄结构和消费的关系。康建英(2009)构建了人口年龄结构和消费函数,利用时间序列数据经验分析也发现其对总消费的影响不大。王森(2010)利用我国时间序列数据进行实证分析,发现人口年龄结构对居民消费呈现出正负交错的影响效应,且这种效应远远小于人均收入对居民消费的影响。

2.利用宏观面板数据的研究。面板数据不仅同时具有截面数据和时间序列数据的信息,还能克服时间序列分析受序列自相关等的困扰,更好地识别和度量单纯的时间序列和截面数据所不能发现的影响因素,因而在一定程度上能够完善估计结果,但是使用面板数据来估计人口年龄结构和消费率之间的关系同样没有得到统一的结论。

Leff (1969)通过对 74 个国家的跨国面板数据进行研究,发现少儿抚养比和老年抚养比与消费之间均具有显著的正相关性。Horioka 和 Wan (2006)引入“个人习惯”变量,构造了新的生命周期模型,对中国各省的居民消费率进行 GMM 实证分析发现,中国居民消费率主要受人口结构变化、实际利率与滞后一期的居民消费率的影响。付波航、方齐云、宋德勇等(2013)利用动态面板数据研究表明,生命周期理论在我国部分地区成立,少儿抚养比的下降降低了我国居民消费率,人口老龄化的加速也阻碍了我国居民消费率的提升,因而我国人口年龄结构的变迁是居民消费率下降的原因之一。

但 Ram (1982)对世界各国宏观面板数据的研究不仅没有证实抚养比与消费之间的显著关系,还对 Leff 的数据处理、变量设定、样本构成和估计方法提出了质疑。舒尔茨(2005)以家长代表家庭所有成员作为考量对象,利用静态固定效应模型进行数据分析,结果也表明人口年龄结构与消费没有显著关系。李文星、徐长生、艾春荣(2008)采用 GMM 估计方法研究认为:儿童抚养系数对居民消费具有负向影响,但影响比较微弱;老年抚养系数变化对居民消费的影响不显著。因此,他们认为人口年龄结构变化并不是中国居民消费率过低的原因。

随着面板数据研究的兴起,越来越多的学者结合我国城乡差距不断扩大,中东西部发展不均衡的国情,利用面板数据进一步具体分析了人口年龄结构对我国城乡居民消费率、中东西部居民消费的不同影响。

李响、王凯、吕美晔(2010)利用固定效应静态面板数据分析了中国农村居民消费率,认为人口年龄结构变动显著影响了农村居民的消费,少儿抚养比与农村居民消费之间存在显著的正向关系,

而老人抚养比的上升则对农村居民消费产生了抑制作用。王宇鹏(2011)利用我国 2001-2008 年省际面板数据对中国城镇居民消费行为的研究表明:在控制其他因素的条件下,老年人口抚养比越高,城镇居民平均消费倾向越高;少儿人口抚养比对城镇居民消费影响不如老年人口抚养比显著。王麒麟、赖小琼(2012)通过分析人口年龄结构跟消费率和财政影响,也得出人口年龄结构对居民的消费影响存在明显的城乡差异。

张乐、雷良海(2011)实证研究表明:少儿抚养比与消费率呈同方向变动;老年抚养比与消费率呈反方向变动;少儿抚养比降低对西部地区消费的影响高于中东部地区;老年抚养系数对东部地区消费的抑制作用高于中西部地区。王霞(2011)研究发现:消费率与少儿抚养比、老年抚养比之间分别存在显著的正相关关系和显著的负相关关系;但在分别对东、中、西部地区的研究中却发现,消费率与抚养比的关系并不与全国保持一致。毛中根、孙武福等(2013)利用随机效应和固定效应模型对我国省际面板数据进行验证,认为少儿抚养比的提高显著增加了城乡居民的消费支出,老年负担率的提高显著降低了城镇居民的消费支出,但对农村居民的影响比较微;对东中西部地区比较表明:少儿抚养比对居民消费的影响由大到小为中部、西部、东部;老年负担率对居民消费的影响由大到小为东部、中部、西部。

(二) 利用微观调查数据的研究

宏观总量数据的最大缺点是难以有效的区分不同质的消费者的消费或者储蓄行为,因此也有部分经验研究使用微观调查数据,但是调查数据也有自身的局限性,特别是所得资料的质量和数据的真实性往往难以保证,估计结果容易产生偏差,也需要得到调查对象的积极配合。由于微观调查数据自身的特点,使用微观调查数据进行分析的并不多,结果也会因数据的精确性而不同。

Demery 和 Duck (2006)利用英国家庭支出调查数据(1969—1998)估计了年龄结构和消费之间的关系,他们发现,如果矫正了样本选择偏倚,英国消费者人口年龄结构对消费有着显著影响。王东海(2008)将人口年龄结构加权变量作为影响消费需求的因素之一加入到跨期消费效用函数中,发现人口年龄结构的老化会引起最优人均消费增长率的下降。Kraay(2000)使用两阶段最小二乘法估计了中国 1978-1989 年分省居民消费家庭调查面板数据。但他却发现,无论在全样本期(1978-1989 年)还是在子样本期(1978-1986 年, 1984-1989 年),无论是按城市还是按农村区分,抚养系数对消费的影响在统计上都不显著。Kohara 和 Horioka (2006)使用日本的微观数据发现 LCH 理论并不适用于日本,日本的储蓄和消费主要取决于家庭资产和丈夫的受教育程度。Krueger(2007)运用调查数据在调整家庭大小、人群与年龄效应后运用部分线性模型实证检验了消费的生命周期理论,得到人口年龄结构与消费量的倒 U 型关系。曲兆鹏、赵忠(2008)从生命周期理论框架出发,采用年龄、人口、教育年限、生活消费、收入、工作状态等方面微观家庭调查数据,发现人口年龄结构的变化会导致消费不平等,但是这种影响作用较小。Horioka 和 Wan (2006)使用动态面板 GMM 估计方法对中国分省家庭调查面板数据(1995—2004 年)的研究也发现抚养系数对消费率的影响在统计

上不显著。

总结国内外就人口年龄结构变动对居民消费、储蓄的相关文献,可以看到国外的研究成果丰硕,但大部分研究主要集中分析人口结构因素对居民储蓄、经济增长的影响。并且在探讨人口年龄结构与储蓄率的关系的文献中,学者们最常使用微观家庭调查面板数据,或者是跨国数据,而不使用连贯统一的宏观统计数据。国内的相关研究大多采用国际上已有的模型对中国的情形进行了解释。在少有的纳入人口年龄结构变量的文献中,研究视角主要集中在人口年龄结构对居民整体消费水平的影响这一层面上,对人口年龄结构变化对居民消费结构的影响的研究涉及较少。并且在引入“少儿抚养比”、“老年抚养比”或者“总抚养比”等变量后进行的实证检验中很少考虑变量可能存在的内生性给估计带来的偏误问题。但国内外学者的研究成果为本文研究作了理论和实证铺垫,成为本文研究人口年龄结构对居民消费需求影响的重要参考。本文将对人口年龄结构对居民消费行为的影响作一个理论和实证上的研究,从居民整体消费率和八大类消费率两个层面,构建纳入人口年龄结构变量的消费函数模型,并利用省际动态面板数据对模型进行实证分析。

三、计量模型与数据

(一) 模型的设定

考虑到西方经典消费函数理论在我国的适用性,本文在做消费函数研究时,借鉴 Fair&Dominguez(1991)和 Loayza et al.(2000)的做法,选择简约型(Reduced-Form Approach)计量模型,而不是根据特定的消费函数理论。该简约型模型的优点就是可以不依赖特定的理论,也不要求所研究的对象处在特殊的环境中。该简约型计量模型如下所示:

$$C_{it} = \alpha_{it} + \beta_{DEM} DEM_{it} + \beta_M M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

其中, C_{it} 代表消费率,包括居民消费率(CR)、居民食品消费率(FCR)、居民衣着消费率(CCR)、居民居住消费率(DCR)、居民家庭设备用品消费率(ACR)、居民交通通讯消费率(TCR)、居民教育文娱服务消费率(ECR)、居民医疗保健消费率(HCR)、居民杂项商品消费率(MCR); DEM_{it} 是人口年龄结构变量,是本文主要考查的解释变量,包括少儿人口抚养比 CDR 和老年人口抚养比 ODR 两个变量; M_{it} 代表的是影响被解释变量的其他控制变量,包括通货膨胀率(INF)、人均国内生产总值增长率(GDPGR)、实际利率(IR)、城乡收入比(URIR)和人口城市化(PU); ε 为随机扰动项,下标 i 和 t 分别表示地区和时间。

(二) 相关变量说明

结合相关经济理论及数据的可获得性,论文的计量经济模型中包含以下几个变量:

1. C_{it} 是一系列的居民各种消费率,主要包括以下几个变量。

(1) 居民消费率(Consumption Ratio, CR)。国内学者对于消费、消费率、消费倾向等没有给予区分,国内大部分学者将消费率作为因变量,本文借鉴王霞(2011)的做法,将居民消费率作为本

文模型研究的被解释变量（因变量），它等于居民消费支出与地区生产总值的比值。文中所使用的是各地区居民消费率，等于历年来各地区居民消费支出占相应地区按支出法计算的地区生产总值的比重。

(2) 居民食品消费率 (Food consumption ratio, FCR)。居民食品消费率是居民购买粮食、干鲜水果、糕点、奶制品、肉制品等消费额占居民消费支出总额的比值。本文中所使用的是各地区居民食品消费率，等于历年各地区居民食品消费支出额与各地区居民消费总额的比值。

(3) 居民衣着消费率 (Clothing Consumption Ratio, CCR)。居民衣着消费率是居民购买服装、鞋类等生活必需品的消费额占居民消费支出总额的比值。本文中所使用的是各地区居民衣着消费率，等于历年各地区居民衣着消费支出额与各地区居民消费总额的比值。

(4) 居民居住消费率 (Dwelling Consumption Ratio, DCR)。居民居住消费率是居民用于住房、租金、建筑材料、水电燃料等项目的支出额占居民消费支出总额的比值。本文中所使用的是各地区居民居住消费率，等于历年各地区居民居住消费支出额与各地区居民消费总额的比值。

(5) 居民家庭设备用品消费率 (Household Appliances Consumption Ratio, ACR)。居民家庭设备用品消费率是居民购买耐用品、室内装饰品、床上用品、家具材料、家庭日用杂物、家庭服务等消费品的消费额占居民消费支出总额的比值。本文中所使用的是各地区居民家庭设备用品消费率，等于历年各地区居民家庭设备用品消费支出额与各地区居民消费总额的比值。

(6) 居民交通通讯消费率 (Traffic Communication Consumption Ratio, TCR)。居民交通通讯消费率是居民用于交通、通讯等项目的支出额占居民消费支出总额的比值。本文中所使用的是各地区居民交通通讯消费率，等于历年各地区居民交通通讯消费支出额与各地区居民消费总额的比值。

(7) 居民教育文娱服务消费率 (Education and Entertainment Consumption Ratio, ECR)。居民教育文娱服务消费率是居民用于文化娱乐用品、教育、文化娱乐服务等项目的支出额占居民消费支出总额的比值。本文中所使用的是各地区居民教育文娱服务消费率，等于历年各地区居民教育文娱服务消费支出额与各地区居民消费总额的比值。

(8) 居民医疗保健消费率 (Health Care Consumption Ratio, HCR)。居民医疗保健消费率是居民用于看病、药品、健身器材、保健用品、医疗保险等支出额占居民消费支出总额的比值。本文中所使用的是各地区居民医疗保健消费率，等于历年各地区居民医疗保健消费支出额与各地区居民消费总额的比值。

(9) 居民杂项商品消费率 (Miscellaneous Goods Consumption Ratio, MCR)。居民杂项商品消费率是居民用于中介、各种手续费等其他商品和服务项目的支出额占居民消费支出总额的比值。本文中所使用的是各地区居民杂项商品消费率，等于历年各地区居民杂项商品消费支出额与各地区居民消费总额的比值。

2. 通货膨胀率 (The Rate of Inflation, INF)。通常用它反映价格波动或宏观经济的不确定性对居

民消费的影响(Horioka and Wan, 2006),但影响的方向并不确定,正、负或不显著的情况都有。李文星(2008)实证结果显示通货膨胀对我国居民消费的影响作用不显著。但也有学者(付波航、方齐云等;2013)实证研究表明通货膨胀率会显著抑制居民消费,但是它并不是造成我国居民消费率持续下降的原因。通货膨胀率是一个时期到另一个时期价格水平变动的百分比。

3. 人均国内生产总值增长率(Growth Rate of GDP Per Capita, GDPGR)。人均国内生产总值增长率代表的是居民人均收入增长。有学者(Modigliani & Cao, 2004)研究表明,影响居民消费率的因素中,最直接的因素是收入增长率。故本文也尝试将代表收入增长率的因素加入模型中,以考察人均收入增长率和人均收入中哪个变量对居民消费产生更为直接并且显著的影响。历年的人均收入增长率为当期国内生产总值除以上期值再减去1。

4. 人口年龄结构变量。文中所用的人口年龄结构变量有两个因素,少儿人口抚养比(Children Dependency Ratio, CDR)和老年人口抚养比(Old Dependency Ratio, ODR)。虽然学者查瑞传(1996)曾指出“利用三大年龄组的划分来研究人口年龄结构具有一定的局限性”,并且部分学者在研究中利用新的划分方式代表人口年龄结构变量。比如,引入标准消费人概念(王金营,付秀彬,2006)、细分人口结构为14组(贺书伟,郑珍远,2010)等。但不管采用哪种人口年龄结构的处理方法,得到的结果基本一致,都体现了人口年龄结构对居民消费具有显著影响。并且各种划分方式也有其自身的缺陷,由于本文使用的省际面板数据,缺乏每一个年龄阶段的人口数据,故沿用大部分学者的做法,用少儿人口抚养比和老年人口抚养比来表示人口年龄结构变量。少儿抚养比是某时刻某地区少儿人口数与劳动年龄人口数之比,老年人口抚养比是某时刻某地区老年人口数与劳动年龄人口数的比值。

5. 实际利率(Real Interest Rate, IR)。根据西方经济学理论,利率的变动对储蓄(从而对消费)有两种效应,替代效应和收入效应。利率对储蓄的一正一负的影响,也就是对消费的两种不同的影响。利率对消费的影响取决于两种效应孰大孰小,所以不能肯定的说是正的影响或是负的影响。但是大多数学者实证发现实际利率对居民的消费会产生负方向的影响(余永定、李军,2000;李文星等,2008),也有个别学者指出居民并没因为利率的下降减少储蓄,增加消费(宋铮,1999),体现出利率与居民消费并不是逆向变动。实际利率为名义利率减去通货膨胀率的值。

6. 城乡收入比(Resident Income Ratio of Urban to Rural, URIR)。根据西方经济学理论,收入分配因素对消费有重要影响,高收入家庭恩格尔系数小,低收入家庭恩格尔系数大。国内有学者实证研究发现收入差距对居民消费产生负效应(刘文斌,2000;袁志刚,2002),将衡量收入差距的城乡收入比加入居民消费模型中是有必要的。城乡收入比是城市居民收入与农村居民收入的比值,该指标反映一个地区的收入分配情况。考虑到现有数据的形式及可获得性,本文所用的城乡收入比,采用城镇居民家庭人均可支配收入与农村居民家庭人均纯收入的比值。

7. 人口城市化(Population Urbanization, PU)。国内大部分学者认为二者具有正相关,即具有正

向推进作用。何海鹰,朱建平(2006)通过对人口城市化率与消费需求的实证分析得出,消费水平与城市化水平之间存在长期互相相应。王建军(1996)认为解决消费需求不足的根本途径就是去除中国城乡二元经济结构,统筹城乡经济发展,加快人口城市化进程。但也有少数学者王飞(2003)实证分析后发现居民消费率与城镇化率负相关。因此,本文纳入人口城市化来实证其对居民消费的影响。人口城市化是城镇人口与总人口的比值。

(三) 数据说明

鉴于本文使用面板数据模型进行分析,考虑到数据的可获得性,我们使用了除香港、台湾和澳门之外的中国大陆31个省市区中的30个从1998年到2012年进行面板实证分析,西藏因为数据不全没有包括在内。

表1列出了各变量的定义和基本的描述统计。各地区居民消费支出、各地区支出法生产总值、居民食品消费额、居民衣着消费额、居民家庭设备用品消费额、居民医疗保健消费额、居民通讯消费额、居民教育文娱服务消费额、居民居住消费额、居民杂项商品消费额、城镇居民家庭人均可支配收入、农村居民家庭人均纯收入等数据均来自《中国统计年鉴》。人均实际收入增长率数据来自《中国统计年鉴》并根据历年年中人口数计算得出。少儿抚养比和老年人口抚养比2001年数据来自《中国人口统计年鉴》,其他历年数据均来自《中国统计年鉴》。实际利率为名义利率减去通货膨胀率的值,名义利率采用中国人民银行规定的历年一年期定期存款利率,同一年中有利率调整的,按照各个利率所执行的月份占12个月的比作为权重进行加权得到,名义利率数据来自《中国金融年鉴》。通货膨胀率是一个时期到另一个时期价格水平变动的百分比,本文用历年的消费者价格指数(CPI)求得,当年通货膨胀率等于当年CPI除以上年CPI再减去1。人口城市化数据1998年到2005年来自《新中国六十年统计资料汇编》,2006年到2012年来自《中国统计年鉴》。

为消除价格因素的影响、让数据具有可比性,本文利用居民消费价格指数、国内生产总值指数、通货膨胀率、城镇消费指数、农村消费指数对居民消费、支出法各地区生产总值、实际利率、城镇居民家庭人均可支配收入和农村居民家庭人均纯收入等进行平减,将变量名义值换成实际值,所用的各类指数来自《中国统计年鉴》,采用的是以上年=100的数据并以1998年为基期。本文所采用的计量经济软件是Stata12.0。

表1 变量描述性统计

变量	定义	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
lncr	居民消费率的对数	450	-0.99	0.19	-1.53	-0.43
lnfcr	居民食品消费率的对数	450	-1.00	0.20	-1.47	-0.57
lnccr	居民衣着消费率的对数	450	-2.15	0.32	-3.14	-1.17
lndcr	居民居住消费率的对数	450	-2.28	0.13	-2.73	-1.88
lnacr	居民家庭设备消费率的对数	450	-2.62	0.21	-3.20	-2.08

lntr	居民交通通讯消费率的对数	450	-2.06	0.47	-3.24	-0.98
lnecr	居民教育文娱消费率的对数	450	-2.06	0.16	-2.47	-1.60
lnhcr	居民医疗保健消费率的对数	450	-2.68	0.28	-3.52	-2.13
lnmcr	居民杂项商品消费率的对数	450	-3.35	0.21	-4.13	-2.63
lncdr	少儿人口抚养比的对数	450	3.26	0.34	2.27	3.86
lnodr	老年人口抚养比的对数	450	2.44	0.21	1.81	3.09
lnpu	人口城市化的对数	450	-0.84	0.37	-1.74	-0.01
lnurir	城乡收入比的对数	450	1.48	1.09	0.48	4.85
lnr	实际利率的对数	450	0.94	0.24	0.66	1.54
gdppcr	居民人均收入增长率	450	0.02	0.06	-0.17	0.40
inf	通货膨胀率	450	0.00	0.03	-0.09	0.06

四、人口年龄结构与我国居民消费的实证研究

(一) 单位根检验

在进行具体的经验方程估计和相关检验之前,通常都需要进行单位根检验,以避免由于数据的非平稳而造成的“伪回归”现象。本文采用面板数据常用的两种检验方法:LLC(Levin-Lin-Chu)和IPS(Im-Pesaran-Shin)检验法。结果如表2所示。

表2 变量的单位根检验

变量	模型形式 (C,T,K)	LLC 检验				IPS 检验				
		系数	T 值	P 值	结论	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	P 值	结论
lntr	(C,T,1)	-0.61	-12.76	0.0000	平稳***	-1.83	-1.74	-1.69	0.257	不平稳
lnfcr	(C,T,1)	-0.65	-12.68	0.0002	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.730	不平稳
lnccr	(C,T,1)	-0.58	-12.67	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.438	不平稳
lnhcr	(C,T,1)	-0.66	-12.04	0.0004	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.706	不平稳
lnacr	(C,T,1)	-0.87	-16.62	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.003	平稳***
lntr	(C,T,1)	-0.95	-15.91	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.014	平稳**
lnecr	(C,T,1)	-0.63	-13.12	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.405	不平稳
lnhcr	(C,T,1)	-0.82	-14.75	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.095	平稳*
lnmcr	(C,T,1)	-0.54	-10.10	0.0213	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.985	不平稳
lncdr	(C,T,1)	-0.53	-9.15	0.21	不平稳	-2.48	-2.38	-2.33	1.000	不平稳
lnodr	(C,T,1)	-0.96	-15.21	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.029	平稳**
lnpu	(C,T,1)	-0.94	-77.74	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
lnurir	(C,T,1)	-0.71	-17.00	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.002	平稳***
lnr	(C,T,1)	-1.89	-26.95	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***

gdppcr	(C,T,1)	-1.34	-17.84	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
inf	(C,T,1)	-1.86	-26.96	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lncr)	(C,T,1)	-0.61	-12.76	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lnfc)	(C,T,1)	-1.24	-17.49	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lncc)	(C,T,1)	-1.39	-18.44	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lndc)	(C,T,1)	-1.57	-21.29	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lnac)	(C,T,1)	-1.51	-21.55	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lntc)	(C,T,1)	-1.66	-23.66	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lnec)	(C,T,1)	-1.56	-20.60	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lnhc)	(C,T,1)	-1.62	-22.56	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lnmc)	(C,T,1)	-1.67	-20.77	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lncdr)	(C,T,1)	-1.68	-20.38	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lnodr)	(C,T,1)	-1.74	-22.31	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lnpu)	(C,T,1)	-0.97	-62.62	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lnurir)	(C,T,1)	-1.43	-24.85	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(lnr)	(C,T,1)	-2.47	-33.87	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(gdpcr)	(C,T,1)	-2.24	-28.11	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***
D(inf)	(C,T,1)	-2.41	-33.29	0.0000	平稳***	-2.48	-2.38	-2.33	0.000	平稳***

注: Ln()表示对变量取对数, D()表示对变量取差分, D(ln)表示对变量对数取差分; 模型形式(C,T,K), 其中C为截距项, T为趋势项, K为滞后阶数; *, **, ***分别表示在10%、5%、1%临界值水平下显著。

由表2可知, 在原始序列数据上, 用LLS方法对各变量进行单位根验证时, 仅有居民衣着消费率(CCR)的检验结果非平稳, 其他变量均平稳。用IPS方法对各变量进行单位根检验时, 发现居民消费率(CR)、居民食品消费率(FCR)、居民衣着消费率(CCR)、居民居住消费率(DCR)、居民教育文娱服务消费率(ECR)、居民杂项商品消费率(MCR)、少儿人口抚养比(CDR)的检验结果均不能拒绝“存在单位根”的原假设。因此可以认为原始面板数据是非平稳的。进而对全部变量进行一阶差分, 两种检验结果均拒绝“存在单位根”的假设, 一阶差分均在1%的显著性水平下通过检验。表明模型变量的一阶差分均平稳, 模型数据一阶单整I(1)。

(二) 估计方法

考虑到我国居民消费会受消费习惯的影响, 具有消费惯性, 我们将滞后一期的被解释变量加入到模型中。静态面板估计可能会使结果产生偏误, 为此采用动态面板GMM估计方法。其优点是:

(1) 居民消费率可能较其它年度数据具有更大的惯性(Inertia), 因为消费受习惯的影响, 并且面对收入波动, 消费者可能会平滑他们的消费, 而动态面板模型能较好地识别这种惰性(李魁, 钟水映, 2010)。(2) 居民消费率和一些解释变量之间很可能是同时决定的, 这会导致解释变量的内生性问题。如果选择合适的工具, 动态面板GMM估计就能有效控制内生性问题。(3) GMM估计使用差分转换数据, 可以克服不可观察变量与解释变量相关的问题, 或遗漏变量问题。(4) GMM对随机误差项的分布信息不需要知道, 允许随机误差项存在异方差和序列相关, 因而所得到参数估计量比

其他参数估计方法更有效。GMM 的产生主要是因为最小二乘法在假设条件上的严格性，GMM 方法的宽松假设使得它在计量经济学模型参数估计（Econometrics）中得到广泛应用。

（三）实证结果与分析

表 3 计量模型估计结果

被解释变量	lncr	lnfcr	lnccr	lndcr	lnacr	lntcr	lnecr	lnhcr	lnmcr
$C_{it}(-1)$	0.75*** (0.06)	0.97*** (0.02)	0.69*** (0.02)	0.41*** (0.08)	0.70*** (0.02)	0.86*** (0.02)	0.56*** (0.04)	0.56*** (0.05)	0.45*** (0.02)
lncdr	0.10*** (0.03)	0.05*** (0.01)	-0.28*** (0.04)	0.03* (0.02)	-0.03*** (0.02)	-0.16*** (0.04)	-0.07*** (0.02)	-0.21*** (0.05)	0.38*** (0.04)
lnodr	-0.07*** (0.02)	-0.02** (0.01)	0.03* (0.02)	0.10*** (0.02)	-0.12*** (0.03)	0.15*** (0.03)	-0.16*** (0.01)	0.03* (0.05)	-0.55*** (0.05)
lnpu	0.02** (0.01)	-0.01 (0.02)	0.04** (0.02)	-0.01 (0.03)	0.16*** (0.04)	0.02 (0.02)	-0.03** (0.02)	0.003 (0.03)	0.06** (0.03)
lnurir	0.001 (0.03)	-0.005 (0.01)	-0.03 (0.04)	0.03** (0.02)	-0.09*** (0.02)	0.01 (0.05)	0.01 (0.01)	0.11 (0.07)	-0.14*** (0.03)
lnr	-0.01 (0.01)	-0.02*** (0.01)	0.01 (0.01)	-0.04*** (0.02)	0.16*** (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.02 (0.01)	0.33*** (0.01)
gdppcr	-0.27*** (0.05)	0.03** (0.01)	0.49*** (0.05)	-0.20*** (0.04)	-0.15*** (0.03)	-0.18*** (0.06)	-0.03* (0.01)	0.31*** (0.07)	-0.04* (0.02)
inf	-0.29*** (0.05)	-0.06*** (0.02)	-0.42*** (0.06)	0.03 (0.20)	0.25*** (0.11)	0.06 (0.12)	0.05 (0.04)	-0.45*** (0.13)	-0.60*** (0.10)
C	-0.40*** (0.17)	-0.19*** (0.10)	0.27* (0.16)	-1.65*** (0.20)	-0.24*** (0.07)	0.67*** (0.11)	-0.30** (0.14)	-0.52*** (0.13)	-1.79*** (0.21)
样本容量	450	450	450	450	450	450	450	450	450
个体数目	30	30	30	30	30	30	30	30	30
估计方法	SYS- GMM								
Adjusted R ²	0.83	0.83	0.83	0.83	0.83	0.83	0.83	0.83	0.83
协整检验	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
Wald 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(1)检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)检验	0.36	0.42	0.40	0.48	0.41	0.58	0.50	0.29	0.21
Sargan 检验	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

注：①括号内数值为标准差；②***表示 1%水平显著，**表示 5%水平显著，*表示 10%水平显著；③Cit(-1)为各被解释变量的滞后一项。

从居民食品消费率（FCR）、居民衣着消费率（CCR）、居民居住消费率（DCR）、居民家庭设备用品消费率（ACR）、居民交通通讯消费率（TCR）、居民教育文娱服务消费率（ECR）、居民医疗保健消费率（HCR）、居民杂项商品消费率（MCR）八大类消费结构来看，滞后一期的八大类消费率(lnfcr(-1)、lnccr(-1)、lndcr(-1)、lnacr(-1)、lntcr(-1)、lnecr(-1)、lnhcr(-1)、lnmcr(-1))的系数基本都达到了 0.5 以上，尤其是居民食品消费和居民交通通讯消费，它们滞后一期的消费率的系数分别

高达 0.97 和 0.86, P 值都在 1%水平上显著为正。可以看出食品和交通通讯受消费习惯的影响较衣着、居住、教育、医疗、设备等要显著。

少儿人口抚养比对居民整体消费率而言在 1%水平上显著为正, 在 1998-2012 年的 15 年内, 少儿人口抚养比由 38.0%下降到 22.2%, 下降的幅度接近 16 个百分点, 少儿抚养负担的减轻使 15 年来消费率累积下降了 3.0%左右。也说明少儿抚养负担的减轻是导致我国居民消费率下降的重要原因之一, 这一结论既支持了生命周期假说 (LHC), 也符合中国实际情况。

少儿人口抚养比对居民八大类消费同样具有显著影响, 但系数都比较小, 方向也不完全一样, 系数的绝对值在 0.2 左右调整。其中少儿人口抚养比对食品消费、居住消费、杂项商品消费均在 1%水平上显著为正, 对衣着消费、家庭设备用品消费、交通通讯消费、教育文娱服务消费、医疗保健消费均在 1%水平上显著为负。说明少儿抚养负担的减轻显著地降低了食品和居住的消费率, 但显著地提高了居民对衣着、家庭设备、交通通讯、教育服务、医疗保健的支出。从表 3 的结果来看, 少儿人口抚养比的下降对杂项商品消费率的下降影响最大, 少儿人口抚养比每降低 1%, 则居民杂项商品消费率降低 0.38%, 少儿人口抚养比的下降对衣着消费率的提高影响最大, 对衣着消费而言少儿人口抚养比每降低 1%, 则该居民衣着消费率提高 0.28%。

从居民消费整体水平而言, 老年人口抚养比对居民消费有显著的负效应。老年赡养负担的加重显著性地抑制居民消费率的上升。那么从八大类消费率来看, 老年人口抚养比对居民八大类消费有的具有显著正效应, 有的具有显著负效应, 系数的绝对值绝大部分都在 0.10 左右调整, 只有对居民杂项商品消费率的影响系数达到-0.55。其中老年人抚养比对食品消费在 5%水平上显著为负, 对家庭设备用品消费、杂项商品消费在 1%水平上显著为负, 对居住消费率、衣着消费率、交通通讯消费率、教育文娱服务消费率、医疗保健消费率有显著正影响。说明老年人口抚养负担的加重显著地降低了食品、家庭设备用品、杂项商品的消费率, 但显著地提高了居民对衣着、居住、交通通讯、教育文娱服务和医疗保健支出。从表 3 的结果来看, 老年人口抚养比的上升对杂项商品消费率的下降影响最大, 老年人口抚养比每上升 1%, 则居民杂项商品消费率降低 0.55%, 老年人口抚养比的上升对居住消费率的提高影响最大, 对居住消费而言老年人口抚养比每上升 1%, 则居民居住消费率上升 0.10%。

对于其他控制变量, 实证结果显示, 人均国内生产总值增长率 (lngdppr) 对我国整体居民消费率是负向影响, 在 1%水平上显著, 系数为-0.27。该结果与部分学者的结论是一致的 (宁平, 2010; 王霞, 2011)。人均国内生产总值增长率每提高 1 个百分点, 居民消费率将下降大约 0.27 个百分点。对于八大类消费率而言, 人均国内生产总值增长率对居民居住消费率、居民家庭设备用品消费率、居民交通通讯消费率、居民教育文娱服务消费率、居民杂项商品消费率也显著为负, 但对居民食品消费率、居民衣着消费率、居民医疗保健消费率的影响显著为正。

人口城市化 (lnpu) 和城乡收入比 (lnurir) 对全国居民整体消费率而言, 有正向影响, 但是效

果不显著,系数分别为 0.02 和 0.001。说明城镇人口数量的增加和收入差距的扩大都会引起居民消费率的上升。人口城市化对消费结构中食品消费、居住消费、交通通讯消费、医疗保健消费的影响不显著,但对居民衣着消费、家庭设备用品消费、教育文娱消费和其他杂项商品服务消费的影响是显著的。城乡居民收入差距越大,对我国居民消费率的影响越大,但影响也很小。城乡收入差距对居民食品消费、衣着消费、交通通讯消费、教育文娱消费、医疗保健消费的影响均不显著,但对居民家庭设备用品消费、居住消费等其他杂项商品消费的影响是显著的。其中对食品消费、衣着消费、家庭设备消费、杂项商品消费的影响是负向的,对居民居住消费、交通通讯消费、教育消费和医疗保健消费的影响是正向的。

实际利率($\ln r$)和通货膨胀率($\ln F$)的回归估计系数分别为为-0.01 和-0.29,即实际利率和通货膨胀率会抑制居民的消费。西方经济学指出,利率对储蓄会产生替代效应和收入效应,替代效应表现出来的是储蓄会随着利率的提高而降低,即利率的提高将引起消费的提高,而收入效应表现出来的与替代效应恰好相反,即消费会随着利率的提高而降低。因此,利率对消费的影响具体如何取决于替代效应与收入效应的大小。在实际情况下,通货膨胀率是代表宏观经济的政策和环境的不稳定性及收入不确定性,再考虑通胀的性质、水平、持续的时间、利率的收入效应和替代效应等复杂因素,利率和通货膨胀率对居民消费率的影响会有较大的不确定性。根据本文实证结果显示,在样本期内,我国利率产生的替代效应小于收入效应,利率和通货膨胀率与居民消费率呈现出负相关关系。

(四) 模型的检验

滞后项系数体现了上期各类消费率对本期各消费率的影响。而差分 GMM 估计量和系统 GMM 估计量的一致性有一个重要的前提,即一阶差分以后的扰动项不存在二阶序列相关,但是一阶序列相关是允许的。对此本文应用了 Arellano and Bond (1991) 提供的检验方法 AR(1)检验、AR(2)检验分别对一阶和二阶序列相关进行检验。从表中的检验结果可以看出,AR(1)检验值均为 0.0000,AR(2)检验值均在 0.4 左右,表明数据一阶序列相关,差分 GMM 估计和系统 GMM 估计均在 1%显著性水平上不能拒绝模型没有二阶序列相关的原假设,因此差分 GMM 估计量和系统 GMM 估计量是一致的。同时,我们通过 Sargan 检验考察了工具变量的有效性,Sargan 检验的原假设为所选工具变量是有效的。表的结果均显示,Sargan 检验的 P 值均为 1.0000,说明不能拒绝原假设,因此 GMM 估计是有效的。

五、结论与建议

本文运用 1998-2012 年的省际面板数据考察了人口年龄结构(少儿人口抚养比和老年人口抚养比)等变量对居民消费率的影响,为了进一步考察人口年龄结构变量对居民消费结构的影响,本文还对居民消费率按照中国统计年鉴的方法分成居民食品消费率、居民衣着消费率、居民居住消费率、居民家庭设备用品消费率、居民交通通讯消费率、居民教育文娱服务消费率、居民医疗保健消费率、

居民杂项商品消费率八大类。

首先,中国人口年龄结构对居民消费影响的实证分析,验证了学者关于人口年龄结构变动与消费、经济增长之间关系的推理。人口年龄结构变化是一个动态的发展过程,当人口发展处于非稳定状态时,人口年龄结构会随之发生变化,此时,就非常有必要考察人口年龄结构变动对于居民消费的影响。

其次,对省际面板数据的分析表明人口抚养比对整体居民消费率具有显著的影响。其中,少儿人口抚养比对居民消费率在1%水平上显著为正,老年人口抚养比对居民消费率在1%水平上显著为负,这与LHC理论是一致的。也就是说,我国居民消费率将随着少儿人口抚养比的下降而下降,随着老年人口抚养比的上升而下降。但实证研究对我国居民八大类消费结构的研究结果表明,人口抚养比对各类居民消费率的关系并不与整体保持一致,人口年龄结构变动对居民消费率的影响在不同消费品类型中是不同的。对数据单位根检验发现,人口年龄结构变量与居民消费率之间存在协整关系,揭示了人口年龄结构与居民消费率之间的长期均衡关系。因此,上世纪70年代中后期开始我国少儿抚养比的大幅下降和老年抚养比的缓慢上升可以为我国居民消费率的下降提供支持。

但是,我国居民消费率偏低是多种因素共同作用的结果,既有经济因素的影响,又有非经济因素的影响。市场在生产各类社会生活消费品时,应该结合各个时期的人口年龄结构因素,合理的配置社会资源,有效的生产社会消费品,更好地满足全体居民不同的消费需求。

参考文献

- [1]付波航,方齐云,宋德勇.城镇化、人口年龄结构与居民消费——基于省际动态面板的实证研究[J].中国人口资源与环境, 2013,(23).
- [2]康建英.人口年龄结构变化对我国消费的影响[J].人口与经济, 2009,(2).
- [3]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,(7).
- [4]李响,王凯,吕美晔.人口年龄结构与农村居民消费:理论机理与实证检验[J].江海学刊, 2010,(2).
- [5]毛中根,孙武福,洪涛.中国人口年龄结构与居民消费关系的比较分析[J].人口研究, 2013,(37).
- [6]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,(6).
- [7]王金营.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]王麒麟,赖小琼.人口年龄结构、财政政策与中国高储蓄率[J].贵州财经学院学报, 2012,(1).
- [9]王森.中国人口老龄化与居民消费之间关系的实证分析—基于1978-2007年的数据[J].西北人口, 2010,(1).
- [10]王霞.中国各地区人口年龄结构变动的消费效应分析[J].西北人口, 2011,(32).
- [11]王宇鹏.人口老龄化对中国城镇居民消费行为的影响研究[J].中国人口科学, 2011,(1).
- [12]张乐,雷良海.中国人口年龄结构与消费关系的区域研究[J].人口与经济, 2011,(1).
- [13]Duesenberry, J. S. Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior[J]. Cambridge Mass: Harvard University Press, 1949.

- [14]Fair, R. C. & Dominguez, K. M., Effects of the Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomic Equations[J]. American Economic Review, 1991, Vol.81, No.5, pp.1276-1294.
- [15]Friedman M. A Theory of the Consumption Function.Princeton[M]. NJ: Princeton University Press,1957.
- [16]Haque N U, Pesaran M H, Sharma S.Neglected heterogeneity and dynamics in cross-country savings regressions[J]. IMF Working Paper, International Monetary Fund,1999.
- [17]Horioka, C. Y. and Wan, J.The Determinants of Household Saving in China: A Dynamic Panel Analysis of Provincial Data[J]. NBER Working Papers ,2006,39(8).
- [18]Keynes, J. M.The General Theory of Employment, Invest and Money[J]. London MacMillan,1936.
- [19]Leff, N.H.Dependency Rates and Saving Rates [J]. American Economic Review,1969,Vol.59, No.5, pp.886 - 896.
- [20]Modigliani F & Brumberg R. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross Section Data[C]. In Kurihara K. K. (ed): Post-Keynesian Economics. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press,1954, pp.388-436.
- [21] Modigliani F & Cao S L.The Chinese Saving Puzzle and The Life-Cycle Hypothesis[J]. Journal of Economic Literature, 2004, Vol.42, No.1, pp.145-170.
- [22]Ram R. Dependency Rates and Aggregate Savings: A New International Cross-Section Study[J]. American Economic Re-view, 1982, Vol.72, No.3, pp.537- 544.
- [23] Wilson, S. J.The Savings Rate Debate Does The Dependency Hypothesis Hold for Australia and Canada[J]. Australian Economic History Review,2000,Vol.40, No.2, pp.199-218.