

劳动力抚养负担与居民消费率

——基于人口红利期的动态面板实证研究

李魁 钟水映*

摘要: 本文依据 1990—2006 年中国 30 个地区的面板数据,采用系统广义矩估计方法探讨劳动力抚养负担变化对居民消费率的影响。研究表明:少儿抚养负担的减轻显著降低了我国居民消费率,而老年赡养负担对我国居民消费率的影响并不显著。劳动力抚养负担的减轻对居民消费率的影响主要由快速下降的少儿抚养负担来解释。进一步对东部、中部和西部地区进行面板分析发现,少儿抚养负担的减轻显著降低了东部和中部地区的居民消费率,而对西部地区影响不显著,同时老年赡养负担在分区域回归中均不显著。本文的研究试图说明,少儿抚养负担在全国水平上以及东、中部地区的快速下降是 1990 年以来居民消费率持续向下振荡的重要原因之一,但随着少儿抚养负担下降空间的缩小,它对居民消费率的影响将逐渐趋弱。

关键词: 人口红利 居民消费率 劳动力抚养负担 系统 GMM 估计

一、引言

改革开放以来,我国经济保持年均 9.79% 的高速增长,而与之形成鲜明对比的是居民消费率呈现长期下降趋势。¹ 1978 年居民消费率为 48.79%,1981 年达到改革开放以来的最高点 52.47%,此后以年均 0.9% 的幅度下降。2006 年,居民消费率下降至改革开放以来的最低点 36.23%。作为一个典型的“高储蓄率,低消费率”国家,无论与发达国家相比,还是与钱纳里“标准结构”同类的发展水平国家相比,中国居民消费率明显过低。统计表明,2008 年我国居民消费率仅为 35.32%,不仅低于发达国家的美国 (70.14%),也低于与中国同处“东亚文化圈”的日本 (57.93%)、韩国 (55.71%),还低于与中国同属“金砖四国”的印度 (54.74%) (见图 1)。^④

关于中国居民消费率低下影响因素的探讨,已有诸多相关研究。这些因素可以归纳为消费文化、经济增长、居民收入、利率水平、社会保障、物价(通货膨胀)、收入分配差距、消费金融、政府财税收入、消费品供给结构等 (Kraay, 2000; 王政霞, 2003; 罗云毅, 2004)。改革开放以来,我国劳动力抚养负担 (dependency ratio) 发生了非常显著的变化。1978 年,平均一个劳动力抚养 0.603 个未成年儿童和赡养 0.081 个 65 岁以上老年人,而 2006 年,平均一个劳动力负担 0.255 个儿童和 0.127 个老年人。28 年来,少儿抚养负担以年均 1.24% 的幅度降低,而老年赡养负担以 0.166% 的幅度增加 (见图 2)。总抚养负担因少儿抚养负担的大幅下降而减轻。根据 Modigliani 等 (1954) 提出的生命周期假说 (Life Cycle Hypothesis, LCH),劳动年龄人口是生产者,少儿和老年人口是劳动年龄人口所要供养的消费者,少儿抚养负担和老年赡养负担的变化必然引起消费函

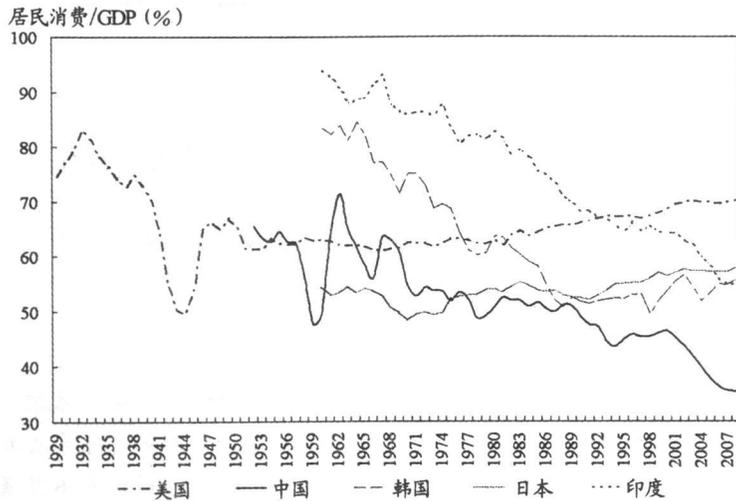
* 李魁,浙江省人民政府办公厅,邮政编码:310025,电子信箱:whu2010@sina.com;钟水映,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:szhong@whu.edu.cn

本研究为武汉大学优秀博士论文培育基金的阶段性成果。作者感谢匿名审稿专家对本文提出的建设性修改意见,当然文责自负。

¹ 居民消费率是指一个国家一定时期内的居民个人消费总额占当年国民支出总额的比率,不包括政府消费。

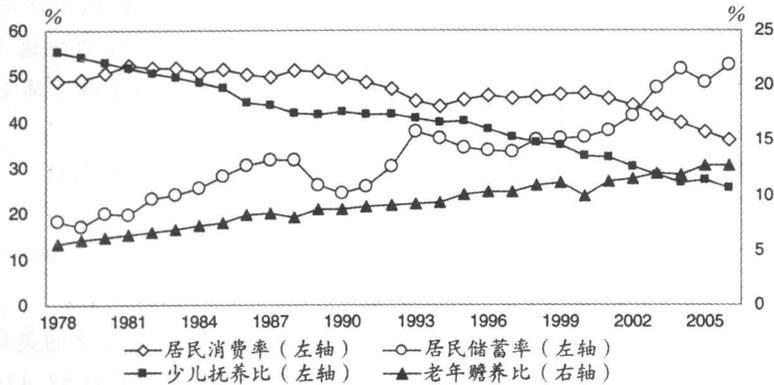
^④ 需要指出,美国称之为“个人消费”,韩国为“家庭消费”,日本为“民间消费”,印度为“私人消费”,中国为“居民消费”。统计口径方面,各国基本一致,均不含政府消费。

数的变化。那么值得探讨的问题是:显著的劳动力抚养负担变化是否对居民消费产生影响?



资料来源:CEIC, World Bank National Accounts Data, OECD National Accounts Data.

图1 居民消费率的国际比较



资料来源:《中国统计年鉴》(2007)及历年《中国人口年鉴》。

图2 消费率等指标变化趋势

二、研究假设

一般而言,在劳动年龄人口比重高的情况下,人口生产性强,抚养负担轻,导致更多的产出转化为储蓄 (Bloom, et al, 2002);相反,如果少儿抚养负担和老年赡养负担大,居民消费率将会提高 (Higgins 1998, Leff 1969)。事实上,少儿人口和老年人口的消费需求、消费强度不同,老年人带来的经济负担要比相同数量的儿童多得多 (Kleinman 1967)。而且,在严格的计划生育政策下,少儿抚养负担呈现出与老年赡养负担方向相反、幅度不同的变化趋势,因此它们对居民消费率的最终影响并不一致。

以生命周期假说理论为基础,首先用一个简化式来说明劳动力抚养负担与居民消费率二者之间的关系。这里取第 t 年的一个人口静态截面,假设劳动人口既为生产性人口,同时也为消费性人口,而作为被赡养的老年和被抚养的少儿人口均为纯消费性人口(即只消费不生产)。在此基础上,假设第 t 年,三类人口(即少儿人口、工作人口和老年人口)的规模分别为 M_t, W_t, R_t ; 少儿抚养负担和老年赡养负担分别为 CDR_t, ODR_t 。三类人口之间以及内部不同个体的消费水平不同,但为了简化分析,假设一个标准劳动年龄人口的消费水平为 $C_{W, b}$ 。参照此标准消费水平,可以将三类人口的消费系数分别定义为: $\alpha_{p, t} (p=1, 2, \dots, M_t), \beta_{i, t} (i=1, 2, \dots, W_t), \gamma_{q, t} (q=1, 2, \dots, R_t)$, 即三类人口的消费水平分别为 $\alpha_{p, t} C_{W, b}, \beta_{i, t} C_{W, b}, \gamma_{q, t} C_{W, b}$; 一个标准劳动年龄人口的收入水平为 $I_{W, b}$, 那么第 i 个劳动年龄人口收入水平为 $\omega_{i, t} I_{W, b}$, 其中 $\omega_{i, t} (i=1, 2, \dots, W_t)$ 为该劳动力在第 t 年的收入系数。此外,三类人口的平均消费系数分别为: $\bar{\alpha}_t, \bar{\beta}_t, \bar{\gamma}_t$, 劳动力的平均收入系数为 $\bar{\omega}_t$ 。那么居民消费率 CR 可以表示如下:

$$CR = \frac{\sum_{p=1}^M \alpha_{p,t} C_{W,t} + \sum_{i=1}^W \beta_{i,t} C_{W,t} + \sum_{q=1}^R \gamma_{q,t} C_{W,t}}{\sum_{i=1}^W \omega_{i,t} I_{W,t}} \quad (1)$$

由于

$$CDR_t = M_t / W_t, \quad ODR_t = R_t / W_t \quad (2)$$

$$\bar{\alpha}_t = \frac{1}{M_t} \sum_{p=1}^M \alpha_{p,t}, \quad \bar{\beta}_t = \frac{1}{W_t} \sum_{i=1}^W \beta_{i,t}, \quad \bar{\gamma}_t = \frac{1}{R_t} \sum_{q=1}^R \gamma_{q,t}, \quad \bar{\omega}_t = \frac{1}{W_t} \sum_{i=1}^W \omega_{i,t} \quad (3)$$

式(1)可简化为:

$$CR = \left(\frac{\bar{\beta}_t}{\bar{\omega}_t} + CDR_t \times \frac{\bar{\alpha}_t}{\bar{\omega}_t} + ODR_t \times \frac{\bar{\gamma}_t}{\bar{\omega}_t} \right) \frac{C_{W,t}}{I_{W,t}} \quad (4)$$

式(4)表明,作为纯人口学变量的劳动力抚养负担与居民消费率之间存在密切关系。具体而言,在其他条件既定的情况下¹,老年赡养负担、少儿抚养负担与居民消费率之间呈现出正相关关系。现实情况是,1978年以来,我国少儿抚养负担呈现出逐渐下降的趋势,而老年赡养负担呈现逐年上升的趋势。因此,根据上述简化式,尝试做出以下三个推论:

H₁: 少儿抚养负担(CDR)的减轻是居民消费率下降的重要原因之一;

H₂: 老年赡养负担(ODR)的加重是抑制居民消费率下降的重要原因之一;

H₃: 少儿抚养负担减轻与老年赡养负担加重的综合结果,即总抚养负担(DR)减轻是导致居民消费率下降的重要原因之一。

对三个理论假设,本文通过实证分析进行检验。

三、实证检验

(一)变量处理与实证方法

消费率有最终消费率、居民消费率和政府消费率之分,本文研究居民消费率(CON),因而采用居民消费额占支出法国内生产总值(GDP)的比重来衡量。尽管上文给出了劳动力抚养负担影响居民消费率的简化式,但由于影响居民消费率的因素很多,仅考虑劳动力抚养负担与居民消费率关系,必然使很多因素归于残差中。因此,本文采用“A ndo- B rumb erg- H outhakker- M odiglian”假说以及 K raay (2000)提出的简约型计量模型(reduced-form model)^④,同时将劳动力抚养负担作为本文考察的重点,而将其他一系列变量均作为控制变量,来探讨劳动力抚养负担对居民消费率的影响。基本模型如下:

$$CON_{it} = \alpha + \beta CON_{i,t-1} + \gamma CDR_{it} + \lambda ODR_{it} + \varphi ENV_{it} + u_i + v_{it} \quad (5)$$

其中, i, t 分别表示地区和年份; CON_{it} 与 $CON_{i,t-1}$ 表示居民的第 i 期和第 $i-1$ 期消费; CDR_{it} 和 ODR_{it} 表示少儿抚养负担和老年赡养负担,分别用 0~14 岁少儿人口、65 岁及以上老年人口与 15~64 岁劳动人口之比进行衡量,即 $CDR = P_{0-14} / P_{15-64}$, $ODR = P_{65+} / P_{15-64}$; ENV_{it} 为一系列控制变量; u_i, v_{it} 表示地区效应和残差。

依据文献所述,本文首先对控制变量进行了筛选,最终将 ENV_{it} 确定为这样一系列控制变量:经济增长率 GRO , 城镇居民人均可支配收入增长率 CIT , 农村居民人均纯收入增长率 RUR , 通货膨胀率 INF , 实际利率 $RATE$ 。^⑤ 此外,劳动参与率 EMP 反映实际参与生产或经济活动的劳动力情况,也是重要控制变量之一,本文通过从业人员所占比重进行衡量。收入差距扩大是制约居民消费的一个重要因素,但其概念极其广泛,不仅包括城乡之间的收入差距,还包括部门之间、产业之间、要素之间以及区域之间等各种差距,但城乡收入差距扩大是最为重要的一个原因(W an, Lu and Chen, 2006)。考虑到数据可得,本文采用城乡居民收入比值(GNI)来衡量这种差距。城镇化率(URB)也可能是影响居民消费的重要因素之一,但由于 2006 年才开始

¹ 已有文献显示,少儿消费系数维持在 0.2~0.4 的水平,老年消费系数维持在 0.35~0.7 的水平,老少消费系数比维持在 0.3~0.55 的水平。这里作了消费系数不变的严格假设。

^④ 该假说认为有四个基本因素:少儿抚养负担、老年赡养负担、GDP 的增长率以及居民平均收入。

^⑤ 通过一年期人民币储蓄存款利率与通货膨胀率的差值反映,一年期人民币储蓄存款利率根据当时利率水平按实行月数为权重进行加权平均。

有分城乡统计数据,因此本文采用非农业人口比重来衡量。政府税收可能“挤压”了居民消费空间,本文通过政府税收占 GDP 的比重 (FN) 来检验是否存在“挤压效应”。

考虑到居民的消费惯性 (consumption inertia), 本文建立的动态面板数据模型引入了被解释变量 (居民消费率) 的一期滞后值, 但这使被解释变量受其一期滞后值影响而导致自相关。因此, 本文采用广义矩估计方法 (GMM), 通过引入工具变量有效控制解释变量的内生性。首先作以下差分转换 (differencing transform), 以消除地区固定效应 u_i 的影响:

$$\Delta CON_{it} = \lambda_1 \Delta CON_{i,t-1} + \lambda_2 \Delta CDR_{i,t-1} + \lambda_3 \Delta ODR_{i,t-1} + \lambda_4 \Delta ENV_{it} + \Delta v_{it} \quad (6)$$

滞后被解释变量的一阶差分项 ΔCON_{it} 与差分误差项 Δv_{it} 之间存在相关性, 这时采用一般的 OLS 估计是有偏的。因此, 在处理模型中存在被解释变量滞后项的问题时, 需要采用工具变量法。根据 Anderson 等 (1981) 的研究, 可以采用 $\Delta CON_{i,t-2}$ 或者 $CON_{i,t-2}$ 作为工具变量。Arellano 和 Bond (1991) 认为, 更多期的滞后项, 如 $CON_{i,t-3}$ 、 $CON_{i,t-4}$ 等都应该是有效的工具变量, 并且可以通过利用所有的矩约束条件来获得有效的参数估计:

$$E(CON_{i,t-k}, \Delta v_{it}) = 0 \quad \text{其中 } i = 1, 2, \dots, N; t = 3, 4, \dots, T; k \geq 2 \quad (7)$$

当自变量为严格的外生变量时, 无论其滞后项还是差分项都应作为工具变量纳入方程, 以提高估计效率, 此时满足矩条件 (8); 当自变量为弱外生变量的前定变量或内生变量时, 应对滞后阶数进行一定限制, 即满足矩条件 (9):

$$E(\Delta ENV_{i,t-k}, \Delta v_{it}) = 0 \quad \text{其中 } i = 1, 2, \dots, N; t = 3, 4, \dots, T; k \text{ 取任意值} \quad (8)$$

$$E(\Delta ENV_{i,t-k}, \Delta v_{it}) = 0 \quad \text{其中 } i = 1, 2, \dots, N; t = 3, 4, \dots, T; k \geq 2 \quad (9)$$

但由于差分 GMM 估计易产生弱外生工具变量问题, 而且差分后还滤掉了非时变 (time-invariant) 参数的影响, 针对此问题, Blundell 等 (1998) 进一步提出了系统 GMM 估计。它的基本思想是将水平 (level) 方程 (5) 作为补充纳入估计方程, 最终采用了两个方程 (水平方程和差分方程) 进行估计。由于通过增加水平方程获得了附加的工具变量, 系统 GMM 估计改进了效率 (Roodman, 2006)。

系统 GMM 估计引入水平式 (5) 后, 被解释变量滞后项 $CON_{i,t-1}$ 选择其差分滞后项 $\Delta CON_{i,t-1}$ 作工具变量。此时不仅需要满足以上差分 GMM 估计的矩条件, 还需要满足以下矩条件:

$$E(u_i + v_{it}, \Delta ENV_{i,t-k}) = 0 \quad \text{其中 } i = 1, 2, \dots, N; t = 3, 4, \dots, T \quad (10)$$

作为纯人口学变量, 劳动力抚养负担可被视为严格外生的, 需满足水平矩条件式 (11); 对于除劳动力抚养负担以外的其他所有控制变量, 本文均作为非严格外生变量, 需满足水平矩条件式 (12)。

$$E(u_i + v_{it}, \Delta CDR_{i,t-k}) = 0 \quad E(u_i + v_{it}, \Delta ODR_{i,t-k}) = 0 \quad (11)$$

其中, $i = 1, 2, \dots, N; t = 2, 3, \dots, T; k$ 取任意值。

$$E(u_i + v_{it}, \Delta ENV_{i,t-k}) = 0 \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 3, 4, \dots, T; k \geq 1 \quad (12)$$

水平方程加入的同时也增加了矩条件 (moment condition) 数量, 从而需要进行 Sargan 差检验 (Difference-in-Sargan), 以判断新增工具变量是否使系统 GMM 估计优于差分 GMM 估计。无论采用差分 GMM 还是系统 GMM, 都需要确定是采用 one step 估计还是 two step 估计。two step 估计的标准协方差矩阵能更好地处理自相关和异方差问题, 但存在向下偏倚 (downward biased), 容易导致估计量的渐进分布偏差, 因此本文采用 one step-GMM 估计。

(二) 样本期与数据

在人口红利期内¹, 人口生产性强, 劳动力抚养负担相对较轻, 相应居民消费率降低 (Bloom, et al., 2002)。按照劳动力抚养负担低于 53% 的人口红利期门槛, 我国自 1986 年起进入人口红利期并一直延续至今, 到 2006 年, 总抚养负担下降到改革开放以来的最低点 38.25%。然而, 有关人口数据的统计口径从 1990 年开始发生了显著变化。因此本文最终将样本期确定为 1990-2006 年。

本文分析对象是除香港、澳门、台湾以及重庆市之外的 30 个省(市、区)。抚养负担相关数据来源于《中国人口统计年鉴》, 实际利率根据《中国统计年鉴》以及中央人民银行公告计算而得。其他变量根据《新中国五十五年统计资料汇编》和《中经网统计数据库》相关指标计算得到。表 1 是本文所有变量的描述性统计

¹ 人口红利是在人口再生产模式的转变过程中, 人口出生率和死亡率在时间和速度上的变化不一致所带来的劳动力资源相对于非劳动力人口数量更多, 劳动力负担的少儿人口和老年人口相对较少, 从而有利于经济发展的一种结构性优势。

结果。

表 1 变量的描述性统计

变量	符号	观测数	最小值	最大值	均值	标准差	变异系数
居民消费率 (%)	CON	540	22.31	79.19	44.75	9.55	0.21
少儿抚养负担 (%)	CDR	529	10.45	59.26	35.72	9.84	0.28
老年赡养负担 (%)	ODR	529	4.97	21.88	10.25	2.51	0.24
总抚养负担 (%)	DR	529	26.53	68.03	43.50	13.36	0.31
经济增长率 (%)	GRO	511	-0.90	40.20	11.09	3.67	0.33
城镇居民人均可支配收入增长率 (%)	CPI	533	-5.20	44.64	7.64	5.62	0.74
农村居民人均纯收入增长率 (%)	RUR	540	-17.27	33.55	4.83	4.14	0.86
实际利率 (%)	RATE	540	-17.32	12.52	-0.19	5.31	-27.95
通货膨胀率 (%)	INF	540	-3.20	28.40	6.20	7.69	1.24
劳动参与率 (%)	EMP	510	36.34	68.00	49.64	5.38	0.11
城乡收入差距	GNI	536	1.14	5.60	2.72	0.72	0.26
地方财政收入比重 (%)	FN	540	0.64	26.16	7.68	3.08	0.40
城镇化率 (%)	URB	514	12.26	85.76	29.74	15.54	0.52
社会保障水平 (%)	SEC	261	1.63	49.13	11.96	8.73	0.73

注: 1994年发生比较严重的通货膨胀, 全国通货膨胀率达到 24.1%, 河南省最高达到 28.4%, 导致实际利率的变异系数比较大。

需要说明的是, 社会不确定性尤其是社会保障网络的脆弱性所导致的预防性储蓄动机或谨慎储蓄动机是“低消费率, 高储蓄率”出现的重要原因 (李焰, 1999)。但现有的各种统计指标中, 难以找到既能衡量社会保障水平又有可靠数据支撑的指标。经过选择, 本文将养老保险覆盖率作为社会保障水平的代理变量。考虑到 1997年国务院开始实行“统账结合”的养老保障制度改革, 因此本文在考虑社会保障因素时将样本期调整为 1998-2006年, 同时河北因数据缺乏被剔除。¹

四、结果分析

表 2中, 模型 1和模型 2是分别运用差分 GMM 和系统 GMM 的估计结果。一般而言, 萨甘统计量对应的 P 值越大, 越能够说明工具变量的有效性。在差分 GMM 估计下, 萨甘检验 (原假设“工具变量组合外生”)的 P 值为 0.26 不能拒绝工具变量联合有效性的假设。但与差分 GMM 估计相比, 模型 2的系统 GMM 估计结果得到了大大改进。同时, 检验附加工具变量有效性的 Difference-in-Sargan 也得到了改善, 对应的 P 值达到 0.979和 0.984。这说明在水平方程和差分方程上采用的工具变量都能够满足与各自随机扰动项不相关的要求。在系统 GMM 估计下, 残差的一阶和二阶序列相关检验对应的 P 值分别为 0.000和 0.751, 这说明原方程中的残差存在自相关, 但一阶差分方程中的残差不存在自相关, 符合矩条件有效估计的要求。因此, 对于本文模型, 系统 GMM 估计要优于差分 GMM 估计, 而且系统 GMM 估计效果比较理想。本文以此为依据展开分析。

从模型 2来看, 少儿抚养负担在 10%的水平上显著为正, 表明少儿抚养负担对居民消费率有显著影响。根据估计结果, 少儿抚养负担每下降 1%, 居民消费率就下降 0.536%左右。在考察期内, 各地少儿抚养负担都呈现出逐年下降的趋势, 平均下降幅度高达 17.49%。也就是说, 少儿抚养负担的减轻使 17年来的居民消费率累计下降了 9.37%左右。这验证了本文提出的假设 1。结合实际, 我们认为, 在我国密切的代际抚养关系下, 为培育孩子的家庭支出具有“刚性”。家庭消费开支随抚养子女数量的变化而变化。生育子女数量的减少大大减轻了抚养负担, 降低了家庭抚养子女的“内部投资型”消费支出 (Leff 1969)。与少儿抚养负担明显不同的是, 老年赡养负担对居民消费率的影响并不显著, 这否定了前文提出的假设 2。原因可能在于: 一方面, 老年赡养负担对居民消费率的影响因社会保障供给的匮乏而变得不确定, 老年赡养负担的日益加重警示尚未进入老年队列的劳动年龄人口需要进行更多的养老预防储蓄。另一方面, 与 LCH 假设相悖的是, 预防性养老储蓄目的可能并不只是为了退休后 (失去劳动能力) 的养老消费, 也可能是为了遗赠。Kotlikoff 等 (1981)指出, 很大一部分储蓄并不是为了老年阶段的消费, 而是为了提供遗产, 尤其是当财富超过人们退休后所需要的消费时, 人们更加倾向于为子孙后代遗留财富而降低毕生消费。

¹ 动态广义 GMM 估计适合于“短样本期, 宽截面”面板数据, 样本期缩减不影响进行 Arellano-Bond 估计。详细参见: Mileva Elitza 2007. “Using Arellano-Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata” Available at <http://ideas.repec.org>

模型 2 和模型 3 都是基于系统 GMM 的估计结果, 不同之处在于模型 3 用总抚养负担置换出少儿抚养负担和老年赡养负担, 结果发现: 总抚养负担对消费率的影响在 10% 的水平上显著为正。如前文所述, 劳动力负担 DR 与劳动力比重 $1/(1+DR)$ 是一枚硬币的两面。因此, 劳动力比重与 DR 相反, 其对居民消费率的影响为负向。这与通过协整检验得出“劳动年龄或者黄金储蓄人口的比重对居民消费水平具有抑制作用”的结论 (康建英, 2009) 一致。本文从另一个角度证明, 劳动力负担的减轻或者说劳动年龄人口比重的上升是居民消费率低下的原因, 而深层次的原因是, 在“生命周期效应”下, 劳动年龄人口的储蓄能力要高于其消费倾向; 或者说, 与少儿人口和老年人口相比, 劳动年龄人口的消费倾向要低。结合前文分析, 总抚养负担的减轻降低居民消费率主要由快速下降的少儿抚养负担解释, 老年赡养负担的影响并不显著。此外, 模型 4 还进一步引入社会保障变量, 结果发现其 5% 的水平上显著。

从控制变量来看, 城镇居民人均可支配收入增长率对居民消费率有显著的正向影响, 但农村居民人均纯收入增长率的影响不显著。劳动参与率提高有利于居民消费, 但利率上升、城乡收入差距扩大显著不利于居民消费率的提高。城镇化率、经济增长率等对居民消费率的影响并不显著, 财政收入的“挤出效应”也不明显。此外, 模型 4 还进一步引入社会保障变量, 结果发现其在 5% 的水平上显著。

表 2 居民消费率广义矩估计结果

被解释变量: <i>CON</i>	模型 1 (difference GMM)	模型 2 (system GMM)	模型 3 (system GMM)	模型 4 (system GMM)
<i>CON</i> (- 1)	0.562(15.09)***	0.826(31.64)***	0.827(32.76)***	0.909(39.41)***
<i>CDR</i>	0.252(3.96)***	0.536(1.96)*		0.520(2.18)**
<i>ODR</i>	- 0.222(- 1.20)	- 0.003(- 0.03)		- 0.014(- 0.60)
<i>DR</i>			0.467(1.72)*	
<i>GRO</i>	0.185(1.09)	0.307(0.79)	0.312(0.90)	0.262(1.14)
<i>CIT</i>	0.077(1.93)*	0.110(2.51)**	0.117(2.66)**	0.105(2.33)**
<i>RUR</i>	- 0.031(- 1.03)	- 0.024(- 0.75)	- 0.029(- 0.92)	- 0.094(- 1.17)
<i>RATE</i>	- 0.283(- 1.84)*	- 0.492(- 3.61)***	- 0.529(- 3.94)***	- 0.257(- 2.01)**
<i>NF</i>	0.077(0.56)	0.060(0.74)	0.051(0.72)	0.464(1.69)*
<i>FN</i>	- 0.101(- 1.21)	- 0.192(- 0.68)	- 0.218(- 0.97)	- 0.140(- 1.02)
<i>GNI</i>	- 0.379(- 0.49)	- 0.645(- 1.81)*	- 0.672(- 1.85)*	- 0.244(- 2.12)**
<i>EMP</i>	0.081(2.11)**	0.083(2.47)**	0.079(2.94)***	0.080(3.06)***
<i>URB</i>	0.087(1.31)	0.014(0.25)	0.008(0.61)	0.002(0.10)
<i>SEC</i>				0.007(2.31)**
Sargan test	0.260	0.981	0.982	0.923
Difference- in- Sargan tests	0.805	GMM (0.979), IV (0.984)	GMM (0.983), IV (0.984)	GMM (0.949), IV (0.926)
AB test for AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AB test for AR (2)	0.856	0.751	0.799	0.865
obs	472	503	503	261

注: 本文的估计采用在 stata10.0 中嵌入“xtabond2”程序。估计模型时选择无常数项处理 (noconst), 同时进行了小样本调整 (small)。萨甘检验、萨甘差检验、残差自相关检验 AR(1) 和 AR(2) 给出的都是统计量伴随 P 值。滞后阶数为: Lag(2, 6)。括号内给出的为 t 值。***、**、* 分别表示在 1%、5% 以及 10% 的水平上显著。

既然区域之间发展水平存在较大差异, 那么劳动力抚养负担对居民消费率的影响是否也存在区域差异呢? 本文尝试分区域进行系统 GMM 估计。结果发现, 少儿抚养负担的减轻显著地降低了东部和中部地区的居民消费率, 但对西部地区影响不显著 (见表 3)。这可能与少儿抚养负担在三大区域呈现出“东、中部负担轻、下降快, 西部负担重、下降慢”的差异化特点相关。1990 年, 东、中、西部地区少儿抚养负担分别为 40.84%、43.54%、42.11%, 2006 年分别降到 22.15%、26.35%、31.14%。西部地区少儿抚养负担年均降幅 0.645%, 而东部地区和中部地区分别达到 1.099% 和 1.011%。西部地区少儿抚养负担下降幅度和速度要远远低于东部地区和中部地区。¹ 此外, 本文发现老年赡养负担在分区域回归中仍旧不显著。

值得关注的是, 2010 年是老年赡养负担快速加重的拐点 (见图 3)。2010-2050 年的抚养负担与 1990-2010 年的抚养负担呈现出完全不同的变化趋势。1990-2010 年, 少儿抚养负担变化幅度和速度均大于老年赡养负担。但 2010 年以后, 中国老龄化速度加快, 老年赡养负担迅速加重, 与此同时, 少儿抚养负担在 25%~29% 的区间内上下振荡。也就是说, 2010 年以后, 少儿抚养负担变化趋于平稳, 但老年赡养负担却一

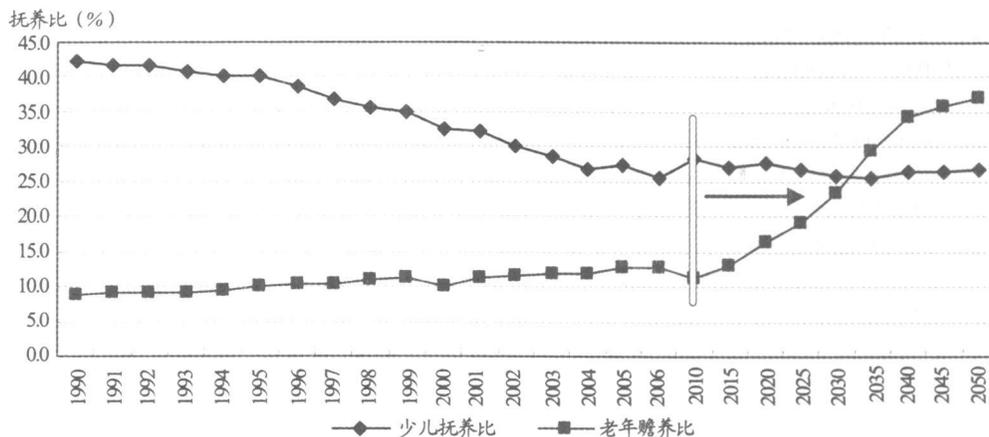
¹ 根据本文数据进行描述性统计而得。

改之前的缓慢上升特征,开始加速上升。另一个关注焦点是,2030年少儿抚养负担与老年赡养负担发生历史性的“交叉”。届时老年赡养负担超过少儿抚养负担,开始全面影响社会经济生活。因此,在本文的考察期内,老年赡养负担对居民消费率无显著影响,但在2010年以后的影响则有待于进一步验证。

表 3 分区域居民消费率 system GMM 估计结果

被解释变量: CON	东部	中部	西部
CON (-1)	0.814(19.32)***	0.824(18.04)***	0.886(22.17)***
CDR	0.501(2.26)**	0.390(1.78)*	0.387(0.81)
ODR	-0.022(-0.21)	-0.159(-0.91)	-0.106(-0.79)
GRO	0.127(0.64)	0.348(1.81)*	0.310(0.85)
CIT	0.252(2.20)**	0.121(1.92)*	0.102(2.09)**
RUR	0.015(0.37)	-0.044(-0.45)	-0.053(-1.23)
RATE	-0.360(-2.30)**	-0.483(-1.74)*	-0.506(-2.14)**
NF	0.099(1.05)	0.025(0.44)	0.109(0.99)
FN	-0.174(-0.50)	-0.161(-1.23)	-0.203(-0.75)
GNI	-0.051(-1.63)	-0.118(-2.00)**	-0.147(-2.08)**
EMP	0.039(1.95)*	0.023(3.03)***	0.006(1.77)*
URB	0.067(1.90)*	0.045(1.11)	0.033(0.78)
Difference-in-Sargan tests	GMM (0.930), N (0.210)	GMM (0.998), N (0.755)	GMM (0.533), N (0.295)
AB test for AR (1)	0.000	0.008	0.000
AB test for AR (2)	0.254	0.261	0.379
动态面板描述	G = 11, T = 17, Obs = 187	G = 8, T = 17, Obs = 136	G = 11, T = 17, Obs = 180

注:受样本期影响,这里没有考虑社会保障因素。工具变量以及滞后阶数与省际面板保持一致。括号内给出的为 *t* 值。



资料来源: United Nations 2001. *World Population Prospects The 2000 Revision*. New York: United Nations 中方案 (M) 预测。

图 3 劳动力抚养负担变化趋势

五、结论与讨论

本文利用我国 30 个省(市、区) 1990-2006 年的面板数据进行动态 GMM 估计。首先发现,一阶系统广义矩估计要优于一阶差分广义矩估计。在此基础上,本文运用系统广义矩估计方法对省际面板和区域面板进行估计,得到如下结论:少儿抚养负担对居民消费率存在显著影响,但老年赡养负担对居民消费率的影响并不显著。通过总抚养负担变量置换出少儿抚养负担和老年赡养负担后发现,总抚养负担在 10% 的水平上显著为正。因此,总抚养负担对居民消费率的影响主要由少儿抚养负担贡献而来,老年赡养负担的影响成分很小。进一步通过区域面板分析发现,少儿抚养负担的减轻显著降低了东部和中部地区的居民消费率,但对西部地区的影响不显著。

本文的政策意义在于,少儿抚养负担在全国水平上以及东、中部地区的快速下降是 1990 年以来居民消费率持续向下振荡的重要原因之一。然而,随着少儿抚养负担下降空间的缩小,它对居民消费率的影响将逐渐趋弱。本文虽得出老年赡养负担对三大区域的影响均不显著,但老年赡养负担加重的步伐才刚刚开始,2010 年起加速。因此,未来老年赡养负担变化对居民消费率的影响还有待于进一步观察和验证。

参考文献:

1. 王政霞, 2003 《中国居民消费需求不足的现状及其成因研究综述》, 《经济学动态》第 4 期。
2. 罗云毅, 2004 《影响我国消费率的九大因素》, 《经济日报》11 月 29 日。
3. 李焰, 1999 《关于利率与我国居民储蓄关系的探讨》, 《经济研究》第 11 期。
4. 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。
5. 于学军, 1995 《中国人口老化的经济学研究》, 《中国人口科学》第 6 期。
6. Arellano M., and Bond 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data Monte-Carlo Evidence and An Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297.
7. Anderson, T. W., and C. Hsiao 1981. "Estimation of Dynamic Models with Error Components" *Journal of the American Statistical Association*, 76(375): 598-606
8. Bloom, David E., David Canning and Jaypee Sevilla 1998 "The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change" RAND Program of Policy-relevant Research Communication, Available at <http://www.rand.org>
9. Blundell R., and S. Bond 1998 "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models" *Journal of Econometrics*, 87(1): 115-143
10. Collins S. 1991 "Saving Behaviour in Ten Developing Countries" In *National Saving and Economic Performance*, ed., B. D. Ben-Ner, and J. B. Shoven. Chicago University of Chicago Press
11. Higgins M. 1998 "Demography, National Savings and International Capital Flows" *International Economic Review*, 39(2): 343-369
12. Kraay A. 2000 "Household Saving in China" *World Bank Economic Review*, 14(3): 545-570
13. Klein A. E. 1967. "A Standardized Dependency Ratio" *Demography*, 4(2): 876-893
14. Kotlikoff L. J., and L. H. Summers 1981. "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation" *Journal of Political Economy*, 89(4): 706-732
15. Leff Nathan I. H. 1969. "Dependency Rate and Saving Rate" *American Economic Review*, 59(5): 886-896
16. Modigliani F., and R. Brumberg 1954 "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data" In *Post-Keynesian Economics* ed. K. K. Kurhara Chapter 15: 388-436 New Brunswick Rutgers University Press
17. Roodman, D. 2006 "How to Do Xtabond2: An Introduction to 'Difference' and 'System' GMM in Stata" Working Paper 1031-44, Center for Global Development Washington
18. Stohitz G. L. 1992 "Demographic Causes and Economic Consequences of Population Aging: Europe and North America" UN/ECE (Economic Commission for Europe) Studies No. 3 New York 479-483
19. Wan Guanghua Ming Lu and Zhao Chen 2006 "The Inequality-Growth Nexus in the Short and Long Run: Evidence from China" *Journal of Comparative Economics* 34(4): 654-667.

Empirical Study of Dependency Load and Household Consumption Rate Based on the Dynamic Panel during Demographic Dividend

Li Kui¹ and Zhong Shuying²

(1 The People's Government Office of Zhejiang Province

2 School of Economics and Management Wuhan University)

Abstract The paper conducts the change of dependency burden affecting consumption rate with the method of system GMM by building a provincial panel of the whole nation and regions based on 30 provinces from 1990 to 2006. The results suggest that the declining burden of children significantly reduces the rate of consumption, but the effect of old dependency burden on it is not significant. The dependency burden affects consumption rate mainly by sharp dropping children burden. Further study on three regions shows that the reducing of the burden of children significantly drops the consumption rate in eastern and central regions, but little impact in the western regions. The regression coefficients of old dependency burden are not significant at all. The significance of the study is that the decline in consumption rate results from the sharp dropping children burden in the whole nation and eastern and central regions, but its effect on consumption rate will reduce in future because of unsustainable dropping.

Key Words Demographic Dividend; Household Consumption Rate; Dependency Load; System GMM Estimation

JEL Classification F014, F036, F047

(责任编辑: 陈永清)