

劳动力抚养负担对居民储蓄率的影响研究

钟水映 李 魁

【摘 要】在生命周期理论假说基础上,文章运用二步系统 GMM 方法对中国省际动态面板数据进行估计,并分析了抚养负担对储蓄率的影响。结果发现,少儿抚养负担的下降是促使居民储蓄率上升的重要原因之一,而老年抚养负担对储蓄率的影响并不显著。总抚养负担减轻带来的储蓄率提高主要是由于快速下降的少儿抚养负担引致。

【关键词】居民储蓄率 抚养负担 GMM 估计 动态面板

【作 者】钟水映 武汉大学人口资源环境经济研究中心,教授;李 魁 武汉大学人口资源环境经济研究中心,博士研究生。

一个社会中,劳动年龄人口是生产者,而少儿和老年人口是劳动年龄人口所要供养的消费者。生产者(同时也是消费者)和消费者(只消费,不生产)数量的动态变化必然会引起生产量和消费量的相应变化。如果生产者数量庞大,能够承担起所负担消费者的消费,那么未消耗掉的生产部分将会转化为储蓄。因此,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,导致更多产出转化为储蓄(Bloom 等,1998);相反,如果少儿抚养负担和老年赡养负担大,那么消费的部分就会提高,从而减少储蓄(Higgins,1998;Leff,1969)。

我们可以通过构建抚养负担指标,即通过纯消费者与生产者的比值来衡量他们之间数量的动态关系。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;1990年,劳均负担0.415个少儿和0.084个老年人;而2006年,劳均负担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,而老年负担以0.166%的幅度增加。此外,一个非常显著的特征是,少儿抚养负担变化的速度和幅度都远远大于老年抚养负担,从而导致劳动力的总抚养负担以年均1.075%的幅度快速降低。2006年,总抚养比下降到改革开放以来的最低点38.25%。那么,一个值得探讨的问题是,在中国人口红利期内,抚养负担变化是否是导致中国高储蓄率的一个重要原因呢?

一、文献回顾

根据 Modigliani 等(1954)提出的生命周期假说理论,人们总是在年轻时储蓄,年老时依靠年轻时的储蓄消费,因此如果社会中中青年人口占比上升时,居民总储蓄率趋于上升。此后,Modigliani(1976)又对该理论进行了改进。他将个人储蓄的生命周期理论推广到宏观的社会储蓄层面,认为储蓄率会随劳动人口比例的上升而上升,反之随被抚养人口比例的上升而下降^①。

以 Modigliani 提出的理论为基础,一些研究进行了实证检验。Leff(1969,1971)运用截面数据分析方法,对 1964 年 74 个国家进行截面估计,发现无论是 27 个发达国家还是 47 个欠发达国家,抚养比对储蓄率均存在显著的负向影响。而 Ram(1982)通过采用多种方法对 1972~1977 年的 121 个国家按收入水平分组估计得出相反的结论。他认为,在欠发达国家(LDCs),抚养比对储蓄率没有显著的反向作用。Haque 等(1999)对面板数据进行混合均群估计后同样认为,人口年龄结构与消费之间并不存在必然关系。然而,此前的研究都是从总抚养负担的视角进行分析的,没有注意到少儿人口和老年人口在行为特征、消费需求等方面的显著差异可能会给分析结果带来一定影响。Higgins(1998)较早地提出将年轻人口与老龄人口分开进行探讨。在此基础上,Loayza 等(2000)运用面板分析发现,少儿抚养比和老年抚养比的上升将会减少储蓄率,如果两者分别上升 3.5%,储蓄率将会分别下降 1%和 2%。Kraay(2000)通过跨国截面估计发现,老年抚养比对储蓄率存在显著的负作用,而少儿抚养比的影响并不显著。Birdsall 等(2001)对 20 世纪 60~80 年代 89 个国家的数据进行分析(他们在模型构建上与 Leff 等人有所差异,假定残差与上期储蓄率无关,从而将上期储蓄率作为外生解释变量引入模型,并且还引入了“投资品的相对价格”作为解释变量),发现在 80 年代储蓄率与幼儿抚养比、老年抚养比负相关,但在 60 年代和 70 年代没有显著关系。

一些研究以中国为研究对象进行了分析。Modigliani 等(2004)分析了中国 1953~2000 年的储蓄率,认为抚养负担变化能够解释中国的高储蓄率。李克平(2006)对中国的高储蓄率作了进一步分解,认为中国出现高储蓄率的核心原因在于高达 16%的家庭储蓄率,而家庭储蓄率如此之高的原因又主要在于户均劳动力比重高,老年和少儿抚养负担较轻,家庭产出中更多的部分能转化为家庭储蓄。王德文(2004)等采用 Leff 的模型进行研究,发现少儿抚养比、老年抚养比对储蓄率的回归系数分别为-0.109、-0.113,而且均比较显著。但另外一些研究得出了与上述研究相反的结论。例如, Kraay(2000)对中国 30 个省 3 个时期段的面板进行分析,得出抚养负担对储蓄率影响为正,但不显著。贺菊煌(2006)构建了一个含中青年人对幼年人抚养和对老年人赡养的世代交叠模型,分析得出,少儿抚养比下降对储蓄率没有多大影响,而老年抚养比变动对储蓄率的影响要大得多。汪伟(2008)对 1995~2005 年

^① 改进的生命周期理论也仍然有不少假设条件。Froyen(1990)就从个人信息不完全性和预期的不现实性两个方面对生命周期理论提出了质疑。

的省际面板数据分析,发现少儿负担系数和老年负担系数对储蓄率均有显著的解释作用,特别是,养老压力的增加是居民储蓄率上升的重要因素。综上所述,少儿抚养负担和老年抚养负担对中国居民储蓄率的影响究竟显著不显著,作用大不大,至今未达成共识。

通过文献整理,我们发现现有研究存在一些不足:(1)对于中国的经验研究比较缺乏;(2)影响储蓄率的因素非常多,遗漏的一些关键变量可能会导致结果不可靠;(3)由于储蓄率滞后项和一系列存在因果关系的变量作为解释变量,采用普通的面板回归难以解决自相关和内生性问题。针对这些问题,本文采用二步系统 GMM 估计,通过工具变量解决变量的内生性影响,并且控制了一系列变量,进而分析人口红利期内抚养负担对储蓄率的影响。

二、模型、方法与变量

(一) 模型

在生命周期理论上,徐晟(2008)进行了进一步推导,得出引入人口年龄结构变量的生命周期储蓄率函数:

$$HS = \frac{\alpha\chi_m + \beta\chi}{1 + \alpha\chi_m + \beta\chi} - \frac{\chi_m}{1 + \alpha\chi_m + \beta\chi} \frac{M}{W} - \frac{\chi}{1 + \alpha\chi_m + \beta\chi} \frac{R}{W} \quad (1)$$

其中, HS 表示储蓄率; M 、 W 、 R 分别表示某一年的少儿人口数量、工作人口数量和老年人口(假设 65 岁以上退休); m 、 w 、 r 分别表示一个人在生命周期内的年幼时期年数、工作年数和退休年数; C_m 、 C_w 、 C_r 分别表示少儿人口、工作人口、老年人口在少儿期间、工作期间及退休期间的平均消费率。同时,令 $\alpha = m/w$ 、 $\beta = r/w$ 、 $\chi_m = C_m/C_w$ 、 $\chi = C_r/C_w$ 。

在该模型上,假设劳动力人口就是工作人口,即 $L=W$,则:

$$M/L = CDR, R/L = ODR \quad (2)$$

于是,储蓄率就成为少儿抚养比和老年抚养比的函数。同时,考虑到储蓄率的“黏滞效应”,我们将滞后一期的居民储蓄率纳入模型之中。实际上,影响储蓄率的因素较多,除了 Ando-Brumberg-Houthakker-Modigliani 假说^①提出的 4 个储蓄率核心因素外,不确定性、收入分配差距、社会保障、通货膨胀率、货币财政政策、城镇化率、劳动参与率等也是极为重要的影响因素(Kraay, 2000; Ram, 1982; Birdsall 等, 2001)。本文将它们作为控制变量纳入模型:

$$HS = f(HS_{-1}, CDR, ODR, x_i) \quad (3)$$

关于居民储蓄率的度量方法很多,如采用金融储蓄与实物储蓄之和再除以 GDP 或居民收入、居民当期可支配收入减去当期居民消费支出后再除以当期可支配收入、居民储蓄除以居民收入、居民储蓄除以居民可支配收入、居民储蓄总量除以名义 GDP 等。本文则采用城乡居民储蓄存款增加额除以当年现价 GDP 进行衡量。其他变量定义和度量参见表 1。

① 该假说主张在生命周期的框架下探讨储蓄率的影响因素,并认为有 4 个基本因素:少儿抚养比、老年抚养比、GDP 的增长率及居民平均收入(详见 Albert 等, 1963)。

表 1 变量定义和相关文献研究

变量及定义	符 号	文献研究
抚养负担		
少儿抚养负担($CDR=P_{0:14}/P_{15:64}$)	CDR	Leff ,1969、1971、1984 ;Ram ,1982 ;
老年抚养负担($ODR=P_{64+}/P_{15:64}$)	ODR	Mason ,1988 ;Kraay ,2000
总抚养负担($DR=P_{0:14}+P_{64+}/P_{15:64}$)	DR	
习惯因素		
滞后一期的居民储蓄率	HS	Birdsall 等 ,2001 ;Schultz ,2005
收入水平		
城镇居民人均可支配收入的增长率	CI	Loayza 等 ,2000
农村居民人均纯收入增长率	RI	
不确定性		
人均收入增长率偏离长期平均增长率的平方	RIS	Loayza 等 ,2000 ;Carroll ,1994
收入分配差距		
城乡收入比(城镇居民人均可支配收入/农村居民人均纯收入)	DIF	袁志刚等 ,1999
社会保障		
养老保障水平(养老保险人数/就业人数)	INS	Feldstein ,1974 ;汪伟 ,2008
经济环境		
经济增长率	G	Leff ,1971 ;Mason ,1988
通货膨胀率(定基价格指数 - 100)	INF	Kraay ,2000
货币财政政策		
实际利率(一年期人民币存款利率 - 通货膨胀率)	RAT	Rossi ,1989 ;Loayza 等 ,2000
财政支出比重(财政支出/当地 GDP)	FIN	殷兴山等 ,2007
其他人口因素		
城镇化率(城镇人口/总人口)	URB	Kraay ,2000
劳动参与率(经济活动人口/劳动年龄人口)	LAB	

(二) 方法

滞后一期的居民储蓄率的纳入使被解释变量受到它的一期滞后值的影响 ,导致自相关问题。同时 ,在解释变量中 ,经济增长率、通胀率、城镇居民人均可支配收入增长率、农村居民人均纯收入增长率等变量都可能存在与回归残差的相关关系 ,即 $Cov(x_i, \mu_i) \neq 0$ 。这两个问题使简单的 OLS、2SLS、FGLS 等面板回归产生参数估计的非一致性(Mileva ,2007)。Arellano 和 Bond(1991)的一阶差分广义矩 ,以及 Arellano 和 Bover(1995)、Blundell 和 Bond(1998)进一步提出的系统广义矩 ,可以有效控制某些解释变量的内生性问题 ,通过将弱外生变量的滞后项作为工具变量纳入估计方程 ,从而获得一致性估计。在选择解释变量时 ,我们充分考虑了储蓄率影响因素的复杂性。基本模型表达为 :

$$HS_{it}=\alpha+\beta HS_{i,t-1}+\gamma X_{it}+\eta_i+\mu_{it} \quad (4)$$

其中 i 、 t 分别代表地区和年份 , HS_{it} 与 $HS_{i,t-1}$ 分别为地区 i 在 t 和 $t-1$ 时刻的储蓄率。 X_{it}

为自变量向量,除了少儿抚养比和老年抚养比变量外,还包括前述的一系列控制变量; η_i, μ_{it} 分别表示地区效应及残差。为消除地区固定效应 η_i 的影响,对式(4)进行差分转换,得到:

$$\Delta HS_{it} = \beta \Delta HS_{it-1} + \gamma \Delta X_{it} + \Delta \mu_{it} \quad (5)$$

在式(5)中,滞后被解释变量的一阶差分项 ΔHS_{it} 与差分误差项 $\Delta \mu_{it}$ 存在较强的相关性。动态面板采用工具变量法来解决这个问题,即以滞后项 HS_{it-2} 为工具变量。Arellano和Bond(1991)认为,更多期滞后项,如 HS_{it-3}, HS_{it-4} 等也是有效的工具变量^①,并且可以通过矩约束条件来获得有效的参数估计:

$$E(HS_{it-k}, \Delta \mu_{it}) = 0, \text{ 其中 } k \geq 2 \quad (6)$$

当解释变量严格外生时,应满足矩条件: $E(\Delta X_{it-k}, \Delta \mu_{it}) = 0$,此时为 κ 任意值;当解释变量弱外生变量或内生变量时,应满足矩条件: $E(\Delta X_{it-k}, \Delta \mu_{it}) = 0$,此时 $\kappa \geq 2$ 。

由于差分GMM的滞后项工具变量与差分项内生变量之间的相关性较小,易产生弱外生工具变量问题,而且差分后还滤掉了非时变参数的影响。针对此问题,Blundell等进一步提出了系统GMM估计。它的基本思想是将水平式(4)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)。这时,水平方程因变量滞后项 HS_{it-1} 采用其差分滞后项 ΔHS_{it-1} 作为工具变量。对于系统GMM估计而言,既要满足差分残差项的矩条件,也要满足地区效应的矩条件,即:

$$E(v_{it}, \Delta HS_{it-1}) = 0; \quad v_{it} = \eta_i + \mu_{it} \quad (7)$$

当解释变量严格外生时,应满足水平矩条件: $E(v_{it}, \Delta X_{it-k}) = 0$,此时 κ 为任意值;当解释变量弱外生变量或内生变量时,应满足水平矩条件: $E(v_{it}, \Delta X_{it-k}) = 0$,此时 $\kappa \geq 1$ 。

动态面板估计包括一步GMM估计和两步GMM估计。两步估计法的标准协方差矩阵能更好地处理自相关和异方差问题,但同时也存在向下偏倚的缺陷。为了克服这个问题,xtabond2在xtabond的基础上进行了改进,通过二步协方差矩阵对样本进行纠偏,从而使系统GMM估计的两步法比一步法更加有效。系统GMM加入水平方程的同时也增加了矩约束条件的数量,从而需要进行Sargan差检验,以判断新增的工具变量是否有效。

必须指出的是,在外生变量、弱外生变量及内生变量的判断上,我们认为,抚养负担变量是纯人口学变量,它独立于其他经济变量,因此在讨论储蓄率的影响因素时,将少儿抚养负担、老年抚养负担、总抚养负担作为严格的外生变量。而对于除地区外的其他变量,本文则全部处理为内生变量。

① 在为内生变量寻找工具变量的时候,至少需要二期的滞后期,因为变量一期滞后仍可能与随机误差项相关(Mileva, 2007)。在截面单元比较多的情况下,可以采用二期甚至更多期滞后来确定工具变量。采用多期滞后虽可以增加工具变量数目,但同时损失了样本容量。因此,在滞后期选择上,本文根据“工具变量数目小于观测样本数”和工具变量有效性检验,选取内生变量二期滞后作为工具变量(Lag(2, 2))。

(三) 数据来源

本文模型 1 分析对象是除香港、澳门、台湾和重庆市^①外的 30 个省份 1990 ~ 2006 年的面板数据。模型 3 在模型 1 基础上去掉河北省(数据缺乏)后 29 个省份 1998 ~ 2006 年的面板数据。少儿抚养比、老年抚养比、总抚养比来源于历年《中国人口统计年鉴》。实际利率根据《中国统计年鉴》和中央人民银行发布的公告计算而得。其他变量的数据

表 2 变量的描述性统计

变量	观测数	最小值	最大值	均值	标准差	变异系数
HS	510	-9.382	27.368	10.076	3.999	0.397
CDR	510	10.450	59.260	35.721	9.843	0.276
ODR	510	4.970	21.880	10.252	2.506	0.244
DR	510	26.530	68.030	45.972	8.650	0.188
CI	503	-5.197	44.640	13.504	8.768	0.649
RI	510	-17.269	63.552	11.510	10.306	0.895
RIS	510	0.002	33.835	4.447	8.034	1.807
DIF	506	1.144	5.605	2.752	0.725	0.263
INS	261	1.63	49.13	11.96	8.73	0.73
G	510	-0.900	40.200	11.099	3.658	0.330
INF	510	-3.200	28.300	5.497	7.305	1.329
RAT	510	-17.320	12.520	0.204	5.172	25.297
FIN	510	4.917	82.759	14.589	10.150	0.696
URB	510	12.257	85.760	29.741	15.544	0.523
LAB	510	36.344	68.000	49.640	5.382	0.108

根据《中经网统计数据库》相关指标计算而得。表 2 是所有变量的描述性统计结果。

三、实证结果与分析

我们分别对本文构建的模型进行了混合 OLS、固定效应、两步系统 GMM 估计,并将回归结果列于表 3 第二列至第四列。一般而言,由于地区效应 η_i 的存在, HS_{it-1} 的系数 β 的 OLS 估计结果会偏大(Hsiao, 1986),而固定效应估计的估计结果会偏小(Nickell, 1981),因而 β 的一致估计量将处于混合 OLS 估计和固定效应估计之间。因此,我们可以通过观察解释变量滞后项的系数 β 来判断二步法系统 GMM 估计结果是否合理。从表 3 可知,两步系统 GMM 估计结果位于混合 OLS 与固定效应之间。这表明两步系统 GMM 估计未因弱工具变量问题而出现严重偏误。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。在二步 SGMM-1 估计下,萨甘检验(原假设“工具变量组合外生”)的 P 值为 0.932,不能拒绝工具变量联合有效性的假设。检验附加工具变量有效性的 Sargan 差伴随 P 值达到 0.913。这说明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。残差自相关检验 AR(1)和 AR(2)伴随 P 值分别为 0.005 和 0.881,这验证了一阶差分方程中的残差项不再存在自相关,说明我们设定的动态一阶自回归模型符合矩约束条件的要求。此外,表 3 中第四列至第六列的各项检验都可以说明我们采用的二步系统 GMM 估计结果十分可靠。

① 由于重庆 1997 年成为直辖市,在此之前的数据空缺,为了保持数据的延续性,将其 1997 年之后的数据并入四川省。

表3第四列反映出,少儿抚养负担对储蓄率的影响在10%的水平上显著为负。这验证了在人口年龄结构转变的情况下,少儿抚养负担的快速下降促使了中国居民储蓄的增加。在我们考察的1990~2006年,各地的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%。从全国来看,少儿抚养负担累计下降了16.58%。根据前文文献研究,并且结合中国实际,我们认为少儿抚养负担促进中国居民储蓄率上升的可能原因有这样几个:一是家庭“内部投资”或者说少儿抚养性消费开支的直接减少。在中国极其强调代际抚养责任的文化传统下,少儿抚养成本具有刚性。在养育子女减少的情况下,开支也必然减少,家庭可以将更多的剩余转化为储蓄(Leff,1969)。二是少儿抚养负担的下降减轻了对家庭的“资源占用”,如抚养时间、精力和物质节约等。而这些资源可用来投资劳动力自身的人力资本,如教育、培训、健康等。相反,如果将有限的家庭资源用于少儿抚养,那就意味着人力资本投资机会的丧失,也就约束了收入增长和储蓄行为。此外,中国家庭的资源配置具有明显的“倾斜配置”现象。这突出表现在两个方面:一是家庭资源配置存在“优先序”。如前文所说的在面临抚养人口与被抚养人口的资源竞争时,抚养人口往往会优先将资源配置给后者。二是家庭资源配置的“远期化”。在受教育年限普遍延长的情况下,子女抚育消费(如接受高等教育、结婚买房、成家立业)的高峰期实际上发生了后移(18~28岁)。适应子女消费变化趋势,家庭在资源的即期消费与远期消费选择上倾向于远期消费。而远期消费的即期行为就是增加当前储蓄。在现实中的表现是,为了孩子的长远发展,大多数家庭勤俭节约,为孩子将来的教育、婚姻及事业发展等努力储蓄。

同时,我们发现老年抚养负担对储蓄率的影响为正,但并不显著。事实上,老年抚养负担对储蓄率的影响比较复杂,存在正反两个方向的作用。根据生命周期理论,储蓄率会随抚养负担加重而下降。但老年抚养负担变化对储蓄率也具有反向作用。其一,社会保障尤其是养老保障对养老储蓄存在显著的替代效应。Feldstein(1974)对1929~1971年的美国进行实证分析,发现社会保障对养老储蓄的挤出效应达到30%~50%。而何立新等(2008)发现养老金财富对中国家庭储蓄的替代效应为30%~40%。表3中SGMM-3结果显示,养老保障对储蓄率具有显著的负向效应。这证明了社会保障公共供给的严重不足迫使养老储蓄成为替代。其二,与生命周期理论相悖的是,储蓄可能并不仅仅是为了退休后(失去劳动能力)的养老消费,而更可能是为了遗赠^①。Kotlikoff等(1981)指出,很大一部分储蓄并不是为了老年的消费,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,人们更加会为后代遗留财富而进行储蓄。在代际关系紧密和家庭“遗赠动机”强烈的中国,这促使老年人将财产性收入和非生产性收入转化为储蓄遗留给子孙(Collins,1991)。因此,老年抚养负担变化对储蓄影响并不仅仅取决于负担加重本身,而是取决于特殊的制度和文化背景下的预防养老储蓄动机、遗赠动机及消费行为的合力。此外,在我们的考察期内,老年抚养负担变化微弱

① 生命周期理论认为,退休后只能进行负储蓄,这不符合现实。一般而言,退休后没有工资性收入,但退休后的财产性收入不能忽略。

表3 模型估计结果

	OLS	FE	T-step SGMM-1	T-step SGMM-2	T-step SGMM-3
HS(-1)	0.418*** (12.61)	0.279*** (5.66)	0.318*** (4.16)	0.386*** (6.17)	0.379*** (6.02)
CDR	-0.049* (-2.19)	-0.021** (-2.18)	-0.021* (-1.77)		-0.053* (-1.61)
ODR	0.057 (0.79)	0.286 (0.49)	0.256 (0.32)		0.107 (1.09)
DR				-0.009** (-2.57)	
CI	0.095*** (3.18)	0.069** (2.44)	0.131** (2.22)	0.107* (2.01)	0.158** (2.37)
RI	0.050*** (2.63)	0.055*** (2.84)	0.073*** (2.82)	0.087*** (3.10)	0.187*** (3.28)
RIS	-0.030 (-1.44)	-0.030 (-1.45)	-0.036 (-0.67)	-0.015 (-0.25)	-0.818*** (-5.01)
DIF	0.780** (2.45)	0.910* (1.83)	1.576* (1.96)	1.815* (1.78)	1.346*** (2.67)
INS					-0.040** (-2.56)
G	0.004 (0.09)	0.009 (0.20)	0.059 (0.77)	0.016 (0.18)	0.004 (0.03)
INF	0.006 (0.08)	0.450*** (4.28)	0.260 (1.44)	0.069 (0.63)	0.587* (1.89)
RAT	0.037 (0.39)	0.501*** (4.21)	0.424* (1.88)	0.200** (2.40)	0.131* (1.75)
FIN	-0.014 (-0.71)	0.286 (0.35)	-0.029 (-0.80)	-0.025 (-1.13)	-0.031 (-1.16)
URB	0.062*** (4.16)	0.078 (1.64)	0.025 (1.46)	0.061* (2.02)	0.090** (2.11)
LAB	0.052 (1.62)	0.025 (0.52)	0.114 (1.14)	0.046 (0.40)	0.078* (1.63)
EAST	0.114 (0.28)		2.595 (1.20)	3.794 (0.67)	1.550*** (2.84)
WEST	-0.807* (-1.87)		-2.124 (-0.58)	-2.7223 (-0.88)	-0.615 (-1.04)
CONSTANT	-5.610** (-2.47)	-9.237** (-2.39)	1.279 (0.21)	-7.823 (-1.50)	-8.282* (-2.3)
Adj. R ²	0.906	0.833			
Sargan test			0.932	0.889	0.879
Dif.-in-Sargan			0.913	0.840	0.850
AB test-AR(1)			0.005	0.004	0.002
AB test-AR(2)			0.881	0.770	0.719
面板描述	G=30 ,T=17 , Obs=503	G=30 ,T=17 , Obs=503	G=30 ,T=17 , Obs=503	G=30 ,T=17 , Obs=503	G=29 ,T=9 , Obs=259

注:本文通过 stata10.0 中嵌入“xtabond2”程序进行估计。估计时进行了小样本调整。内生变量滞后期选择 Lag(2,2)。萨甘检验、萨甘差检验、残差自相关检验给出的都是统计量伴随 P 值。括号内为 t 值。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

也是其没有显著影响储蓄率的原因之一。与少儿抚养负担的大幅下降相比,老年抚养负担增加幅度十分有限。1990 年以来,全国老年抚养负担累计增加了 3.97%,即使几个老龄化速度比较快的地区,如上海、北京、江苏等地,老年抚养负担也仅分别增加了 4.05%、3.94%、5.13%。

作为参照,我们也尝试用总抚养负担替代少儿和老年抚养负担(见表 3),结果发现总抚养负担在 5%的水平上显著为正。结合前文分析,总抚养负担对储蓄率的影响主要由少儿抚养负担变化解释。也就是说,总抚养负担减轻带来储蓄率的提高主要是由于快速下降的少儿抚养负担引致的。

四、结论与方向

在控制了一系列变量的基础上,本文运用二步法系统广义矩估计分析了抚养负担对储

蓄率的影响。在分析之前,本文检验了二步法系统广义矩估计的有效性和可靠性。经验研究发现,少儿抚养负担对储蓄率具有显著影响,并且在10%的水平上显著为负。我们认为,家庭“内部投资”的直接减少、家庭资源配置上的“优先序”及对抚养人口资源配置的“远期化”是少儿抚养负担下降促使居民储蓄率上升的重要原因。同时我们发现,老年抚养负担对储蓄率的影响为正,但并不显著。老年抚养负担变化微弱可能是其没有显著影响储蓄率的一个重要原因。社会保障供给严重不足导致的预防养老储蓄动机、遗赠动机与老年人口的消费行为也作用于储蓄率。此外,通过引入总抚养负担,发现其对储蓄率影响显著。结合前文分析,总抚养负担减轻带来的储蓄率提高主要是由于快速下降的少儿抚养负担引致。因此,生命周期模型能够在一定程度上解释中国的居民储蓄率,但也有一定的局限,如不能很好地解释老年抚养负担影响不显著为负的现象。

本文通过实证研究得出了一些经验性结论,但必须注意的是中国人口年龄结构正面临重要转折。2015年左右是两类抚养负担变化的“拐点”,从这一年起,少儿抚养负担由快速下降转为日趋平稳,老年抚养负担由缓慢上升变为迅速加重。2030年左右,两类抚养负担发生历史性“交叉”。即从这年起,老年赡养负担将首次超过少儿抚养负担,开始全面影响经济社会生活。因此,我们不仅要总结过去一个时期抚养负担对居民储蓄的影响,更要密切关注未来抚养负担将如何影响居民储蓄,以及因此而可能引发的各种经济社会变化。

参考文献:

1. 贺菊煌(2006)《人口红利有多大》,《数量经济技术经济研究》,第7期。
2. 何立新等(2008)《养老保险改革对家庭储蓄率的影响》,《经济研究》,第10期。
3. 王德文等(2004)《人口转变的储蓄效应和增长效应》,《人口研究》,第5期。
4. 汪伟(2008)《中国居民储蓄率的决定因素——基于1995~2005年省际动态面板数据的分析》,《财经研究》,第2期。
5. 殷兴山等(2007)《制度变迁、不确定性、收入增长与居民储蓄率》,《金融研究》,第9期。
6. 袁志刚、宋铮(1999)《城镇居民消费行为变异与中国经济增长》,《经济研究》,第11期。
7. 徐晟(2008)《人口年龄结构影响国际收支的传导机制》,《财贸经济》,第5期。
8. 李克平(2006)《我国未来人口数量与年龄结构变化的经济发展》,“中国人口与经济发展研讨会”论文,北京大学中国经济研究中心。
9. Schultz, T. Paul (2005)《人口结构和储蓄》,《经济学季刊》,第4期。
10. Albert Ando and Franco Modigliani (1963), The “Life Cycle” Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*. Vol.53, No.1, pp.55-84.
11. Arrelano, M. and Bond, S. (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.
12. Arellano, M. and Bover, O. (1995), Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models. *Journal of Econometrics*. 68(1): 29-51.
13. Bloom, D. E., Canning D. and Sevilla, J. (1998), The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change, RAND.
14. Blundell, R., and Bond, S. (1998), Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models.

- Journal of Econometrics*.87(1), 115-143.
15. Birdsall, N., Kelley, A.C. and Sinding, S.W. (2001), *Population Matters*, Oxford: Oxford University Press.
 16. Carroll, C.D. (1994), How Does Future Income Affect Current Consumption. *Quarterly Journal of Economics*. 109(1), 111-147.
 17. Collins, S. (1991), Saving Behaviour in Ten Developing Countries, In Bernheim, B.D. and Shoven, J.B., eds., *National Saving and Economic Performance*. Chicago: University of Chicago Press.
 18. Feldstein, M. (1974), Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Formation. *Journal of Political Economy*. 82, (5), 905-926.
 19. Froyen, R.T. (1990), *Macroeconomics Theories and Policies*, New York: Macmillan Publishing Company.
 20. Higgins, M. (1998), Demography, National Savings and International Capital Flows. *International Economic Review*. 39(2), 343-369.
 21. Haque, N.U., Persaran, M.H. and Sharma, S. (1999), Neglected Heterogeneity and Dynamics in Cross-country Savings Regressions, IMF Working Paper, International Monetary Fund, Washington, D.C..
 22. Kotlikoff, L. J. and Summers L. H. (1981), The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation. *Journal of Political Economy*. 89(4), 706-732.
 23. Kraay, A. (2000), Household Saving in China. *The World Bank Economic Review*. 14(3): 545-570.
 24. Leff, Nathaniel H. (1969), Dependency Rate and Saving Rate. *American Economic Review*. 59(5): 886-896.
 25. Leff, Nathaniel H. (1971), Dependency Rate and Saving Rate: Reply. *American Economic Review*. 61(3): 476-480.
 26. Leff, Nathaniel H. (1984), Dependency Rate and Saving Rate: Another Look. *American Economic Review*. 74(1): 231-233.
 27. Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K. and Servn, L. (2000), What Drives Saving across the World. *Review of Economics and Statistics*. 2000, 82(2): 165-181.
 28. Mason, A. (1988), Saving, Economic Growth and Demographic Change. *Population and Development Review*. 14(1), 113-144.
 29. Mileva, E. (2007), Using Arellano-Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata, Working Paper, July 9, Fordham University
 30. Modigliani, F. and Brumberg, R. (1954), Utility Analyses and the Consumption Function, Chapter 15, in *Post Keynesian Economics*, K.K. Kurihara (ed). New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
 31. Modigliani, F. and Cao, S.L. (2004), The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis. *Journal of Economic Literature*. 42(1), 145-170.
 32. Nickell, S. (1981), Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*. 49(6), 1417-1426.
 33. Hsiao, C. (1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
 34. Rossi, N. (1989), Dependency Rates and Private Savings Behavior in Developing Countries, Staff Papers-International Monetary Fund, 36(1), 166-181.
 35. Roodman, D. (2006), How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata, Working Paper 103, Center for Global Development, Washington.
 36. Ram, R. (1982), Dependency Rates and Aggregate Savings: A New International Cross-Section Study. *American Economic Review*. 72(3): 537-544.

(责任编辑 朱 犁)

ABSTRACTS

China's Future Demographic Dividend Digging New Source of Economic Growth

Cai Fang•2•

This paper starts with the retrospect of demographic dividend as a significant contributor to China's economic growth during the past 30 years. It intends to discuss how China will retain the sustainability of fast growth at the new development stage characterized by slow-down of increase of working age population, gradual disappearance of surplus rural labor force, and acceleration of population aging. The proposition of the paper is that while the first demographic dividend diminishes as a result of demographic transition, the second type of demographic dividend can be created and obtained and the so-called demographic debt can be avoided if the following conditions can be created: (1)deepening education to enhance labor productivity (2)extending competitive advantage of Chinese industries to sustain economic growth, (3)establishing fully funded pension scheme to dig new source of savings, and(4)activating labor market institutions to expand stock of labor resource and human capital.

Technological Progress, Endogenous Population Growth and Structural Change

Xu Zhaoyang Justin Yifu Lin•11•

This paper studies the Industrial Revolution, endogenous population growth and structure change in a unified theoretical framework. It shows that the Industrial Revolution changed the relative prices of necessities to unnecessities and thus determined the transition of population and industrial structure as well as the great jump of human being from "Malthus trap" to modern economic growth.

The Impact of Structural Change and Diversity of China's Industry on Unemployment

Huang Qian•22•

This paper uses the 1997–2006 provincial industrial and employment data to examine the impact of industrial structure change and diversity on the employment. The findings indicate that the structure changes of the manufacturing sector raise unemployment rate, but the structure changes of the services sector lower unemployment rate. The structure changes of the whole industry raise unemployment rate. Industrial diversity is negatively related to unemployment rate. The specialization of manufacture industry is positively related to unemployment rate, while the specialization of construction and wholesale and retail industries are negatively related to unemployment rate. In addition, the growth of economy, the average education of labor force and the size of private sector are negatively related to unemployment rate.

Labor Market Segmentation, Hukou and Urban-Rural Difference in Employment

Qiao Mingrui Qian Xueya Yao Xianguo•32•

Using the CHNS data and switching regression model, the paper tests whether Chinese labor market is segmented, and analyzes how hukou system influences urban-rural difference in employment. The results indicate that dual labor market exists in China at present, and hukou is one of the most important factors that prevent rural workers from being employed in primary labor market. In addition, urban hukou holders have big advantage over rural hukou holders not only in primary labor market but also in secondary labor market, and the differences in employment between the two groups of labor force are obvious.

The Impact of Dependence Ratio on Household Savings Rate

Zhong Shuiying Li Kui•42•

By using dynamic provincial panel data with two-step system GMM method, this paper estimates and analyzes the effect of dependence ratio on savings rate on the basis of Life-cycle Hypothesis. It is found that the decline of dependence ratio of raising children is one of the important reasons for the enhancement in household savings rate. The dependence ratio of the elderly does not significantly affect savings rate. The increase of savings rate was mainly due to the rapid decline of the load of raising children.

An Estimate of the Burdens Workers Will Shoulder in the Aging Future

Zhou Weibing•52•

This paper constructs an actuarial model to predict the theoretical dependency ratio and the real dependency ratio. The result shows that