

老龄化对储蓄和社会养老保障的影响研究

毛 毅

(西安交通大学 经济与金融学院, 陕西 西安 710061)

摘 要: 本文从一个两期的世代交叠模型入手, 分析了人口老龄化对储蓄和社会养老保障支出的影响。在此基础上运用动态 GMM 模型对我国 2000~2008 年地区面板数据进行实证分析。研究结果表明: 第一, 人均居民储蓄滞后项对基期储蓄的影响作用较大且高度显著; 当期老年人口抚养比对人均居民储蓄的影响为负, 上期老年人口抚养比对居民储蓄并没有显著影响。第二, 人均养老保障支出滞后项对当期人均养老保障支出影响作用较大且高度显著; 当期老年人口抚养比对人均养老保障支出有促进作用, 而上期老年人口抚养比抑制了人均养老保障支出的增加。

关键词: 储蓄率; 人口老龄化; 社会养老保障支出; 动态 GMM

中图分类号: D632.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2012) 03-0091-09

Research of the Impact of Aging on Savings and Old-age Security

MAO Yi

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China)

Abstract: This paper analyzes the impact of aging population on pension savings and social security expenditure using a two-period overlapping generations model. Based on this, we analyze empirically regional panel data from 2000 to 2008 of China using dynamic GMM model. The results show that: (1) the effect of per capita household savings lags to the base period savings is large and significant; the impact of the current elderly population dependency ratio on the average household savings is negative, the previous period of the elderly population dependency ratio has no significant effect on household savings. (2) The impact of per capita old-age security spending lags on the current per capita old-age security payments is large and significant; the dependency ratio of current elderly population has promote role to the average old-age security spending, but the previous period of the elderly population dependency ratio suppresses the increasing of per capita old-age security expenditure.

Keywords: savings rate; aging population; social old-age security spending; dynamic GMM

收稿日期: 2012-02-16; 修订日期: 2012-04-12

作者简介: 毛毅 (1986-), 陕西西安人, 西安交通大学经济与金融学院博士研究生, 研究方向: 产业经济学、健康经济学。

一、引言

从人口结构的变化看,目前,中国正经历着快速老龄化的过程。按联合国划定的标准,如果一个社会中65岁及以上人口比重超过7%,或60岁及以上人口比重超过10%,则称之为老龄化社会。根据这一标准,中国从2000年开始已步入老龄化社会。从世界各国的横向比较来看,按1998年的65岁及以上人口比重的数据,美国为12.7%,日本为16.0%,德国为15.9%,英国为15.7%,法国为15.8%,意大利为17.6%^①。尽管中国目前的老龄化水平并不算高,甚至远低于上述发达国家,但问题的关键是,中国的人口老龄化并不是人口结构自发转变的结果。20世纪70年代开始实行的计划生育政策加速了人口老龄化的进程。国家人口和计划生育委员会的统计结果显示,截止到2005年,计划生育政策已经使中国减少了4亿多人^②。

人口老龄化所产生的影响是广泛而深刻的。老龄化对储蓄行为和储蓄率、消费结构和水平等要素都会有影响。人口老龄化与储蓄和消费的关系既是微观问题又是宏观问题。对个人而言,每一个人都会变老并且尽量确保自己的储蓄能够满足自己的需要,因此,在他的生命周期就会调整自己的消费与储蓄决策;而对整个宏观经济而言,人口老龄化会对经济中的总储蓄与政府决策产生深刻的影响。同时人口老龄化对社会养老保障也产生影响,发达国家的人口老龄化状况已使其现收现付制的社会养老保障制度面临严峻威胁,如果继续推行现收现付制,就必须以提高养老保险的缴费率或降低养老金替代率为代价,这在理论和实践中都是行不通的。因此,研究人口老龄化对储蓄以及社会保障的影响,对于今后中国制定相关的人口与经济政策也具有重要的理论指导意义。

二、文献综述

自从生命周期模型诞生以来,人口老龄化与消费和储蓄的关系一直备受各国学者的关注。生命周期模型的基本思想是,行为人根据自己一生的预期总收入来分配自己在成年期与老年期的消费,从而使行为人在一生当中的效用达到最大^[1]。弗里德曼(Friedman)提出的“持久收入假说”从人口年龄结构与消费和储蓄的角度看,与生命周期模型有众多相似之处。弗里德曼将收入分为持久性收入和暂时性收入两部分,他认为行为人收入中持久性收入和暂时性收入两者的构成比例决定了其消费水平。对于持久性收入的增加,消费水平会持久增加;而对于暂时性收入的增加,消费也会增加,但与持久性收入增加所导致的消费水平的增加存在较大差距^[2]。萨缪尔森(Samuelson)认为,抚育孩子和储蓄从经济功能来说是相同的,因为两者都可以作为养老的工具,因此,抚育孩子能够替代储蓄的作用。家庭抚育孩子数量较多时,为预防养老所必需的家庭储蓄可以相应减少;而家庭抚育孩子数量较少时,父母必须增加储蓄以用于养老^[3]。贝克尔(Becker)提出,如果家庭抚育孩子数量较少时,父母将会增加对孩子的人力资本投资^[4]。萨缪尔森与贝克尔的分析过程虽然和生命周期模型的出发点不同,但他们也都认为人口老龄化程度的变化会影响居民储蓄率以及消费率。卡勒(Cutler)等人认为,劳动人口下降在短期内将导致用来增加投资的储蓄用于居民消费,造成社会总消费的暂时增加。但是,从长期看,劳动人口下降会降低全社会的产出水平,造成人均居民消费下降^[5]。最近20年来学者对人口结构与公共支出也做了大量有价值的研究。鲍姆(Bloom)等人的理论研究发现,人们对寿命延长的理性选择是延迟退休,也就是说,寿命延长会在一定程度上增加税基^[6]。卡勒(Cutler)和纳尔(Sheiner)认为,人口老龄化能否增加公共健康支出的关键在于丧失劳动能力的人口占总人口的比例以及人口的性别和年龄分布^[7]。布莱恩特(Bryant)等人认为,人口老龄化程度的增加将会增加公共健康支出^[8]。许多经验分析文献也检验了生命周期模型以及人口结构对公共支出的影响。勒夫(Leff)对1964年74个国家的数据检验发现,老年抚养比对储蓄率有显著的负向影响^[9]。博斯沃斯(Bosworth)利用跨国数据得到老年人口抚养系数上升一个百分点将使国民储蓄率下降0.54个

① 资料来源:全球人口老龄化现状[EB/OL]. http://newspaper.ifdeily.com/jfrb/html/2002-04/19/node_2.htm

② 2006年3月21日时任国家人口和计划生育委员会主任的张维庆在参加中国政府网访谈时透露了这一数据。

百分点的结论^[10]。吉姆 (Kim) 和李 (Lee) 运用面板 VAR 方法对东亚国家的数据进行研究, 发现总抚养比对公共支出有负向影响^[11]。

近年来, 也有一些学者研究了我国的人口老龄化、储蓄率与社会保障的关系。袁志刚和宋铮发现, 中国的高储蓄是人口老龄化加剧过程中个体的理性选择^[12]。袁志刚在中国老龄化不断加剧的状况下比较了现收现付制、部分个人积累制和个人积累制养老保险体系的运行机制, 得出中国的养老保险体系有必要从目前的现收现付制向混合制的目标模式过渡的结论^[13]。王德文等通过对国民储蓄进行研究, 认为少儿抚养比、老年抚养比以及总抚养比都对储蓄率有着显著的负影响^[14]。李文星等考察了中国人口年龄结构变化对居民消费率的影响, 结果发现, 中国人口年龄结构变化并不能显著解释中国居民消费率过低的状况^[15]。刘永平和陆铭以中国家庭中的父母的自利性假设为出发点, 得出老龄化程度的提高使储蓄率下降的结论^[16]。杨胜刚和朱琦利用 VAR 模型从实证的角度考虑人口结构和居民可支配收入增长对于社会基本养老保险基金收入增长的影响, 认为在短期, 社会基本养老保险基金收入增长率与老少比成反向变动关系, 与居民可支配收入增长率成同向变动。而从长期来看, 老少比和居民可支配收入增长率均对社会基本养老保险基金收入增长率产生负向影响, 其中老少比的负向影响将逐渐加强^[17]。

基于以上文献的考察, 笔者发现, 前人对人口老龄化与储蓄的研究, 因变量往往选择的是储蓄率, 而人均储蓄水平才是影响经济能否持续快速增长的根本因素。因此, 如果利用储蓄率作为因变量, 则无法说明经济增长必然会受到老龄化的影响。基于此, 笔者认为以人均储蓄作为因变量进行研究更加合适。另外现有的人口老龄化与养老保障的相关研究, 主要集中于对养老保障模式的选择与优化等方面, 而对于人口老龄化对社会养老保障支出的影响研究则没有涉及。因此, 本文主要展开以下两个方面的工作: 首先, 借鉴两期世代交叠模型分析人口老龄化对储蓄与社会养老保障的影响; 其次, 在理论模型分析的基础上建立相应的计量模型, 并运用中国 2000 ~ 2008 年的分省面板数据进行实证检验。

三、经济模型的构建

以下分析借鉴两期的世代交叠模型。所谓两期是指假定经济活动中的每个人都只存活两期, 在第一期劳动, 在第二期退休。这个过程如下所述: 在第 1 期时, L_1 为劳动力数量, L_0 为老年人口数 (在第 0 期是劳动力的数量); 进入第 2 期时, L_0 退出 (去世), L_1 成为第 2 期的老年人口数, 第 2 期新进入的劳动力数量为 L_2 ; 以此类推, L_t 为第 t 期的劳动力数量, L_{t-1} 为第 t 期的老年人口数, L_{t-2} 在第 t 期退出, 所以第 t 期的总人口为 $N_t = L_t + L_{t-1}$ 。

模型的基本假设如下: ①假设第 t 期劳动力群体的人均收入为 ω_t , 其人均消费倾向为 C_L ($0 < C_L < 1$)。②假设第 t 期退休老年人群体的人均收入为 R_t , 其人均消费倾向为 C_R ($0 < C_R < 1$)。③根据平均消费倾向递减规律, 高收入群体的平均消费倾向小于低收入群体的平均消费倾向, 即 $C_L < C_R$ 成立。④设第 t 期人均收入为 Y_t , 则有 $Y_t = \frac{L_t \cdot \omega_t + L_{t-1} \cdot R_t}{N_t}$, 令 $\alpha = \frac{L_{t-1}}{N_t}$, α 表示老龄人口占总人口的比重, 称之为老龄化程度, 则 $Y_t = (1 - \alpha) \cdot \omega_t + \alpha \cdot R_t$ 。⑤假设居民的全部收入仅用于消费与储蓄。

1. 人口老龄化对储蓄的影响

由于人均消费倾向是指消费支出占总收入比重, 因此, 第 t 期劳动力群体的消费总额表示为 $C_L \cdot L_t \cdot \omega_t$, 第 t 期退休老人群体的消费总额为 $C_R \cdot L_{t-1} \cdot R_t$ 。由此得到总量消费函数为:

$$C_t = C_L \cdot L_t \cdot \omega_t + C_R \cdot L_{t-1} \cdot R_t \quad (1)$$

而人均消费函数表示为:

$$c_t = \frac{C_t}{N_t} = \frac{C_L \cdot L_t \cdot \omega_t + C_R \cdot L_{t-1} \cdot R_t}{N_t} \\ = (1 - \alpha) \cdot C_L \cdot \omega_t + \alpha \cdot C_R \cdot R_t \quad (2)$$

由于老年人口的人均收入水平低于总人口的人均收入水平, 这里用 θ 表示老年人口的人均收入水平与总人口人均收入水平之比, 即 $R_t = \theta \cdot Y_t$ ($\theta < 1$), 另外很容易得到 $\omega_t = (1 - \alpha\theta)Y_t / (1 - \alpha)$, 将其带入式 (2) 中, 得到:

$$c_t = (1 - \alpha\theta)C_L Y_t + \alpha\theta C_R Y_t$$

即

$$c_t = [1 + \alpha\theta(C_R - C_L)]Y_t \quad (3)$$

由假设⑤可得, $s_t = Y_t - c_t$, 即人均储蓄等于居民人均收入与人均消费之差。将其带入式 (3) 整理得到:

$$s_t = -\alpha\theta(C_R - C_L)Y_t \quad (4)$$

为了了解老龄化程度对储蓄的影响, 对式 (4) 求导得:

$$\frac{\partial s_t}{\partial \alpha} = -\theta(C_R - C_L)Y_t - \alpha\theta(C_R - C_L) \frac{\partial Y_t}{\partial \alpha} \quad (5)$$

由于 $C_L < C_R$, 即 $C_R - C_L > 0$, 因此, 式 (4) 右边的第一项与第二项的前半部分均为负值, 而 $\frac{\partial Y_t}{\partial \alpha}$ 的符号不确定, 因此, 将其分为以下三种情况进行分析。

(1) 当 $\frac{\partial Y_t}{\partial \alpha} > 0$ 时, 则 $\frac{\partial s_t}{\partial \alpha} < 0$ 。就是说, 如果老龄化程度 α 的提高能够促进人均收入水平 Y_t 的提高时, 则最终对人均储蓄水平 s_t 起抑制作用。

(2) 当 $\frac{\partial Y_t}{\partial \alpha} < 0$ 且 $\frac{\partial Y_t}{\partial \alpha} > -\frac{1}{\alpha}Y_t$ 时, 则 $\frac{\partial c_t}{\partial \alpha} < 0$ 成立。就是说, 老龄化程度 α 的提高虽然在一定程度上通过抑制人均收入水平 Y_t 的提高, 而最终促进储蓄水平, 但在总体上对人均储蓄水平仍起到抑制作用。但是由于 $\frac{\partial Y_t}{\partial \alpha}$ 为负值, 因此与第一种情况相比其抑制程度较低。

(3) 当 $\frac{\partial Y_t}{\partial \alpha} < -\frac{1}{\alpha}Y_t$ 时, 则 $\frac{\partial c_t}{\partial \alpha} > 0$ 成立。就是说, 老龄化程度 α 的提高通过抑制人均收入水平 Y_t , 而最终对人均储蓄水平起提高作用。

2. 人口老龄化对社会养老保障支出的影响

以下主要分析老龄化程度 α 对“统账结合”制社会养老保障支出的影响效应。设第 t 期每个劳动力所缴纳的社会保障税率为 β_t , 其中有比例为 ρ 的基金进行代际转移, 用于支付退休职工的养老金, 比例为 $(1 - \rho)$ 的基金进入个人账户, 很明显当 $\rho = 1$ 时为现收现付制模式, 而当 $\rho = 0$ 时则为完全基金积累制, 并假设进入个人账户基金的总收益率为 r ^①。则第 t 期每个劳动力所缴纳的社会保障税中用于代际转移的为 $\beta_t \omega_t$, 而第 t 期全部劳动力所缴纳的社会保障税中用于代际转移的为 $\beta_t \omega_t L_t$, 从第 $t - 1$ 期得到的个人账户基金为 $(1 - \rho)\omega_{t-1}(1 + r)$, “统账结合”的社会养老保障制度是将社会统筹账户和个人账户联合在一起, 即第 t 期老年人口可获得的社会保障金 S_t^o 有两部分构成, 一部分为平均分配得到的第 t 期全部劳动力所缴纳的社会保障税, 另一部分为从第 $t - 1$ 期得到的个人账户基金。因此, 第 t 期老年人口人均可获得的养老保障金 S_t^o 可表示为:

$$S_t^o = \frac{\rho\beta_t\omega_t L_t}{L_{t-1}} + (1 - \rho)\omega_{t-1}(1 + r) \quad (6)$$

① 为了分析简便, 在这里假定 ρ 、 r 长期不变。

对式 (6) 等号右侧第一项分子、分母同时除以第 t 期人口总数 N_t ，得到：

$$S_t^p = \frac{\beta_t \omega_t L_t / N_t}{L_{t-1} / N_t} + (1 - \rho) \omega_{t-1} (1 + r)$$

又因为 $L_t / N_t = 1 - \alpha$ ， $L_{t-1} / N_t = \alpha$ ，所以上式可以表示为：

$$S_t^p = \frac{\beta_t \omega_t (1 - \alpha)}{\alpha} + (1 - \rho) \omega_{t-1} (1 + r) \quad (7)$$

为了了解老龄化程度对社会保障的影响，对式 (7) 求导得：

$$\frac{\partial S_t^p}{\partial \alpha} = -\frac{\beta_t \omega_t}{\alpha^2} < 0 \quad (8)$$

由式 (8) 可以看到老龄化程度对人均社会养老保障基金支出的影响效应。在式 (8) 中，如果其他参数保持不变，当老龄化程度 α 增大时，人均社会保障基金支出 S_t^p 将减少。这说明在我国现行的“统账结合”制度下，如果社会保障税率和劳动力人均收入水平保持不变，那么随着老龄化程度的不断加深，人均社会养老保障基金支出水平将不断降低。

四、计量检验

1. 模型设定

基于式 (4) 和 (7)，笔者建立储蓄和社会养老保障支出方程，通过实证来讨论人口老龄化对储蓄与社会保障的影响。简化形式的估计方程如下：

$$LN(s_{i,t}) = c_i + \alpha_1 LN(s_{i,t-1}) + \alpha_2 OLD_{i,t} + \alpha_3 OLD_{i,t-1} + \alpha_4 X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (9)$$

$$LN(S_{i,t}^p) = c_2 + \beta_1 LN(S_{i,t-1}^p) + \beta_2 OLD_{i,t} + \beta_3 OLD_{i,t-1} + \beta_4 Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

式 (9) 中 i 代表各个省际截面单元， t 代表年份，因变量 $LN(s_{i,t})$ 表示人均储蓄，等式右面 c_i 为地区特定的常数项， $OLD_{i,t}$ 表示老龄化程度，对于老龄化程度的衡量，本文采用老年人口抚养比，即 65 岁及以上人口占总人口的比重。 $LN(s_{i,t})$ 表示滞后一期的人均储蓄， $OLD_{i,t-1}$ 表示上期的老龄化程度， $X_{i,t}$ 为影响人均储蓄的其他解释变量向量， $\mu_{i,t}$ 为时变误差项且遵循一阶自回归过程， α_1 、 α_2 、 α_3 及 α_4 为对应变量的系数或系数向量。

式 (10) 中，因变量 $LN(S_{i,t}^p)$ 表示人均养老保障支出， $OLD_{i,t}$ 表示老龄化程度， $LN(S_{i,t-1}^p)$ 表示滞后一期的人均养老保障支出， $OLD_{i,t-1}$ 表示上期的老龄化程度， $Z_{i,t}$ 为影响人均养老保障支出的其他解释变量向量， $\varepsilon_{i,t}$ 为时变误差项且遵循一阶自回归过程， β_1 、 β_2 、 β_3 及 β_4 分别为对应变量的系数或系数向量。

2. 估计方法说明

由本文所构建的实证模型方程 (9) 和 (10) 可以看到，由于被解释变量和部分解释变量的滞后项作为解释变量，可能导致解释变量与随机扰动项相关，造成解释变量内生性问题。在这种情况下，依靠传统的固定效应或随机效应模型进行回归分析，会造成解释变量的有偏估计。为了克服传统的固定效应或随机效应模型给方程估计所带来的问题，建议采用差分 GMM (DIF - GMM) 和系统 GMM (SYS - GMM) 的估计方法，因为选用差分 GMM (DIF - GMM) 和系统 GMM (SYS - GMM) 进行估计，将使实证模型方程得到较为一致的估计结果。

3. 变量和数据说明

计量检验的研究样本为 2000 ~ 2008 年间各省、自治区和直辖市的数据资料，其中西藏由于数据资料难以取得而被排除在样本之外，最终的面板数据集包含 30 个截面单位在 9 年内的时间序列资料，样本观察值共计 270 个。所有数据来源于历年《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。各变量的具体情况见表 1。

表 1 回归方程变量选取说明

变量	定义与计算	数学期望
因变量		
地区 i, t 年的人均储蓄	$LN(s_{i,t}) = LN(Y_{i,t} - C_{i,t})$, $s_{i,t}$ 为地区 i, t 年的人均储蓄, $Y_{i,t}$ 为地区 i, t 年的人均收入, $C_{i,t}$ 为地区 i, t 年的人均消费水平	8. 7760(0. 7646)
地区 i, t 年的实际人均养老保障支出	$LN(S_{i,t}^p) = LN(S_{i,t}^p)$, $S_{i,t}^p$ 为地区 i, t 年的人均养老保障支出	8. 1856(0. 1818)
自变量		
地区 i, t 年老龄化程度	$OLD_{i,t} = NOLD_{i,t}/L_{i,t}$, $OLD_{i,t}$ 为地区 i, t 年的老龄化程度, $NOLD_{i,t}$ 为地区 i, t 年的 65 岁及以上人口总数, $L_{i,t}$ 地区 i, t 年的人口总数	10. 7821(3. 2371)
地区 i, t 年的人均 GDP	$LRGDP_{i,t} = LN(RGDP_{i,t})$, $RGDP_{i,t}$ 为地区 i, t 年的人均国内生产总值	8. 4901(0. 5016)
地区 i, t 年的实际 GDP 的增长率	$g_{i,t} = (GDP_{i,t}/GDP_{i,t-1}) - 1$, $GDP_{i,t}$ 为地区 i, t 年的国内生产总值	11. 8354(2. 4771)
地区 i, t 年城市化水平	$UB_{i,t} = TOWNPOP_{i,t}/L_{i,t}$, $TOWNPOP_{i,t}$ 为地区 i, t 年城镇人口总数, $L_{i,t}$ 为地区 i, t 年的总人口数	0. 4488(0. 1514)
地区 i, t 年大专以上人口占总人口比例	$H_{i,t} = HIGHEDU_{i,t}/L_{i,t}$, $HIGHEDU_{i,t}$ 为地区 i, t 年大专及以上人口总数, $L_{i,t}$ 为地区 i, t 年的总人口数	0. 0594(0. 0431)
地区 i, t 年的政府消费支出	$GC_{i,t} = NGC_{i,t}/GDP_{i,t}$, $NGC_{i,t}$ 为地区 i, t 年的政府消费支出, $GDP_{i,t}$ 为地区 i, t 年的国内生产总值	0. 1570(0. 0416)
地区 i, t 年外商直接投资	$LNFDI_{i,t} = LN(FDI_{i,t})$, $FDI_{i,t}$ 为地区 i, t 年实际使用外商直接投资(单位:百万美元)	6. 5639(1. 7431)

注:最后一列括号中内容为方差。

4. 实证结果与分析

基于上面所得的数据,笔者利用动态面板模型的相关回归方法,对式(9)、(10)进行估计,并对实证结果进行分析。表2、表3给出了混合截面 OLS 估计、固定效应估计、随机效应估计、差分 GMM 估计(DIF-GMM)和系统 GMM 估计(SYS-GMM)所得的结果。

从表2中各列的回归结果可以发现,各自变量估计系数大小、方向及显著性呈现如下几个特点:①人均居民储蓄滞后项 $LN(s_{i,t-1})$ 对基期储蓄的影响作用较大且高度显著。这主要是因为中国传统的习惯和民众对财产的态度等多种心理和行为因素造成了储蓄的惯性,中国父母大多愿意且竭力为子女提供教育费用以及娶妻、生子的花费,社会制度一定程度上认同了父母的行为。②在差分 GMM 估计以及系统 GMM(两步法)估计所得到的结果中,当期老年人口抚养比($OLD_{i,t}$)的系数均为负值,并且在 10% 的水平下显著。这说明当期老年人口抚养比对人均居民储蓄的影响为负,且人口抚养比每下降 1 个百分点,人均居民储蓄就增加 0.015 到 0.054 个百分点。上期老年人口抚养比($OLD_{i,t-1}$)的系数有正有负,但对居民储蓄并没有显著影响。③经济增长速度($g_{i,t}$)对储蓄的影响作用显著,且系数为正,且经济增长速度每增长 1 个百分点,人均居民储蓄就增加 0.024 到 0.048 个百分点。④城市化水平($UB_{i,t}$)对人均居民储蓄的影响作用较大且显著。这也说明我国居民储蓄总额主要由城镇人口来提供,据统计,2008 年我国城镇人口人均居民储蓄达到 5824.93 元,而农村人口人均居民储蓄仅为 785.02 元。⑤人力资本($H_{i,t}$)的系数虽大部分具有显著的特征,但大小和方向却表现出较大差异。⑥政府消费支出($GC_{i,t}$)的系数在差分 GMM 估计(两步法)以及系统 GMM 估计的结果中为正值,并在 10% 的显著性水平下显著。这可能是因为政府消费支出增加所引起的“挤出效应”导致私人消费减少。⑦外商直接投资($LNFDI_{i,t}$)的系数在差分 GMM 估计与系统 GMM 估计的结果中为正值,并在 10% 的显著性水平下显著。且外商直接投资每增加 1 个百分点,人均居民储蓄就增加 0.176 到 0.232 个百分点。

表2 人口老龄化程度变动对储蓄影响的回归结果

自变量	混合 OLS	固定 效应	随机 效应	差分 GMM (一步法)	差分 GMM (两步法)	系统 GMM (一步法)	系统 GMM (两步法)
常数项	0.403 ** (2.119)	0.776 * (1.844)	0.402 ** (2.071)	—	—	0.034 (1.336)	0.044 (1.142)
$LN(S_{i,t-1}^P)$	0.923 *** (30.92)	0.786 *** (10.94)	0.923 *** (30.23)	0.121 * (1.906)	0.115 ** (2.228)	0.487 *** (10.49)	0.523 *** (7.799)
$OLD_{i,t}$	-0.002 (-0.461)	-0.003 (-0.518)	-0.002 (2.071)	-0.051 * (-1.806)	-0.054 ** (-2.388)	0.001 (0.107)	-0.013 * (-1.757)
$OLD_{i,t-1}$	0.003 (0.545)	-0.001 (-0.180)	0.002 (0.533)	-0.027 (-1.304)	-0.023 (-1.532)	-0.005 (-0.243)	-0.016 (-0.490)
$g_{i,t}$	0.024 *** (5.409)	0.025 *** (3.060)	0.024 *** (5.287)	-0.015 (-0.368)	-0.007 (-0.260)	0.048 *** (3.311)	0.044 ** (2.237)
$UB_{i,t}$	-0.043 (-0.282)	1.928 (2.206)	-0.043 (-0.276)	5.232 *** (3.983)	5.611 *** (6.442)	3.787 *** (8.303)	3.808 *** (5.849)
$H_{i,t}$	0.523 (1.314)	1.185 ** (1.456)	0.523 (1.284)	-6.842 * (-1.941)	-7.568 *** (-2.746)	-3.343 *** (-2.808)	-3.432 * (-1.961)
$GC_{i,t}$	0.241 (0.920)	-0.187 (-0.336)	0.241 (0.899)	1.514 (0.809)	1.720 * (1.879)	5.799 *** (6.932)	5.738 *** (4.722)
$LNFDI_{i,t}$	0.009 (1.108)	0.008 (0.373)	0.009 (1.083)	0.198 * (1.844)	0.176 *** (2.931)	0.229 *** (6.814)	0.232 *** (4.401)
R^2	0.972	0.975	0.973	—	—	—	—
Sargan 检验	—	—	—	[0.076]	[0.572]	[0.084]	[0.921]
观测个数	240	240	240	210	210	240	240

注:1. **、*、* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上的显著性;2. 用 Sargan 统计量来检验矩条件是否存在过度识别,原假设为差分 GMM 工具变量为正确的,在表中汇报的是 P 值;3. 括号中内容为 t 值。

从表 3 中人口老龄化程度变动对人均养老保障支出影响的回归结果中可以看到,各自变量系数大小、方向及其显著性呈现如下特点:①人均养老保障支出滞后项 $LN(S_{i,t-1}^P)$ 对当期人均养老支出在前三种估计中影响作用较大且高度显著。这主要是因为政府养老支出一旦达到一定水平就难以下降,也就是说人均养老保障支出具有“棘轮效应”。②在除了系统 GMM(一步法)外其他估计所得到的结果中,当期老年人口抚养比($OLD_{i,t}$)的系数均为正值,并且在 10% 的水平下显著。这说明当期老年人口抚养比对人均养老保障支出的影响为正,且人口抚养比每下降 1 个百分点,人均养老保障支出就增加 0.011 到 0.018 个百分点。在除了差分 GMM(一步法)和系统 GMM(两步法)外其他估计所得到的结果中,上期老年人口抚养比($OLD_{i,t-1}$)的系数均为负值,并且在 5% 的水平下显著。这可能是因为上期老年人口抚养比较大,造成上期政府财政盈余减少甚至赤字,政府为了弥补其财政减少的部分,在当期就可能缩减养老保障支出的额度。③人均国内生产总值($LRGDP_{i,t}$)的系数大多为正,并且均通过显著性检验。这主要是因为国内生产总值增加促进了政府财政收入的增加,政府也有资金将其投入于居民养老保障。④政府消费支出($GC_{i,t}$)与外商直接投资($LNFDI_{i,t}$)的系数在部分估计中为正值并通过显著性水平检验,这可能是因为政府消费支出与外商直接投资的增加通过推动国内生产总值的增长,最终促进人均养老保障支出的增加。⑤经济增长速度($g_{i,t}$)、城市化水平($UB_{i,t}$)以及人力资本($H_{i,t}$)对人均养老保障支出的影响系数有正有负,但基本都未通过显著性检验。

表3 人口老龄化程度变动对人均养老保障支出影响的回归结果

自变量	混合 OLS	固定效应	随机效应	差分 GMM (一步法)	差分 GMM (两步法)	系统 GMM (一步法)	系统 GMM (两步法)
常数项	1.292 *** (4.827)	4.163 *** (7.107)	1.301 *** (5.570)	—	—	-0.014 (-0.785)	-0.009 (-0.343)
$LN(S_{i,t-1}^p)$	0.799 *** (25.78)	0.483 *** (8.614)	0.798 *** (29.51)	-0.097 (-0.664)	-0.090 (-0.718)	0.054 (0.469)	0.045 (0.274)
$OLD_{i,t}$	0.018 *** (6.495)	0.013 *** (4.527)	0.018 *** (7.470)	0.012 * (1.764)	0.018 * (1.870)	-0.003 (-0.375)	0.011 * (1.848)
$OLD_{i,t-1}$	-0.015 *** (-5.557)	-0.018 *** (-6.198)	-0.015 *** (-6.401)	0.001 (0.110)	-0.001 ** (-2.133)	-0.001 ** (-2.115)	0.010 (0.530)
$LRGDP_{i,t}$	0.029 * (1.852)	-0.052 * (-1.814)	0.029 ** (2.135)	0.074 (1.436)	0.095 * (1.976)	1.144 *** (8.499)	1.164 *** (5.986)
$g_{i,t}$	-0.004 (-1.573)	-0.003 (-0.971)	-0.004 * (-1.816)	-0.004 (-0.180)	0.012 (0.697)	-0.019 (-1.629)	-0.022 (-1.531)
$UB_{i,t}$	-0.010 (-0.131)	1.232 *** (3.170)	-0.010 (-0.147)	0.573 (0.739)	-0.035 (-0.067)	-2.716 *** (-6.417)	-2.589 *** (-4.044)
$H_{i,t}$	-0.103 (-0.476)	-0.277 (-0.739)	-0.102 (-0.544)	0.825 (0.447)	2.161 (1.424)	2.005 ** (2.316)	2.310 (1.551)
$GC_{i,t}$	0.461 *** (3.153)	0.478 * (1.879)	0.462 *** (3.622)	-2.234 (-1.090)	-2.262 (-1.415)	0.861 (1.614)	1.021 (1.336)
$LNFDI_{i,t}$	-0.001 (-0.061)	-0.003 (-0.376)	-0.001 (-0.071)	-0.072 (-1.279)	-0.042 (-0.862)	-0.166 *** (-4.696)	-0.195 *** (-3.235)
R^2	0.852	0.905	0.851	—	—	—	—
Sargan 检验	—	—	—	[0.009]	[0.469]	[0.014]	[0.879]
观测个数	240	240	240	210	210	240	240

注:1. **、*、* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上的显著性;2. 用 Sargan 统计量来检验矩条件是否存在过度识别,原假设为差分 GMM 工具变量为正确的,在表中汇报的是 P 值;3. 括号中内容为 t 值。

五、结论

本文从一个两期的世代交叠模型入手,分析了人口老龄化对储蓄和社会养老保障支出的影响。在此基础上利用 2000~2008 年地区面板数据进行了实证检验,得到了以下几点结论。

第一,从理论层面上分析得到:首先,老龄化程度对储蓄的影响不确定。①当 $\frac{\partial Y_t}{\partial \alpha} > 0$ 时,则 $\frac{\partial s_t}{\partial \alpha} < 0$ 。就是说,如果老龄化程度 α 的提高能够促进人均收入水平 Y_t 的提高时,那最终会对人均储蓄水平 s_t 起抑制作用。②当 $\frac{\partial Y_t}{\partial \alpha} < 0$ 且 $\frac{\partial Y_t}{\partial \alpha} > -\frac{1}{\alpha}Y_t$ 时,则 $\frac{\partial c_t}{\partial \alpha} < 0$ 成立。就是说,老龄化程度 α 的提高虽然在一定程度上通过抑制人均收入水平 Y_t 的提高,而最终促进储蓄水平,但在总体上对人均储蓄水平仍起到抑制作用。③当 $\frac{\partial Y_t}{\partial \alpha} < -\frac{1}{\alpha}Y_t$ 时,则 $\frac{\partial c_t}{\partial \alpha} > 0$ 成立。就是说,老龄化程度 α 的提高通过抑制人均收入水平 Y_t ,而最终对人均储蓄水平起提高作用。其次,在我国现行的“统账结合”制下,如果社会保障税率和劳动力人均收入水平保持不变,那么随着老龄化程度的不断加深,人均养老保障基金支出水平将不断降低。

第二,利用混合截面 OLS 估计、固定效应估计、随机效应估计、差分 GMM 估计(DIF-GMM)和系统 GMM 估计(SYS-GMM)等五种方法估计人口老龄化对储蓄的影响得到:①人均居民储蓄滞后项 $LN(s_{i,t-1})$ 对基期储蓄的影响作用较大且高度显著。这主要是因为中国传统的习惯和民众对财产的态度等的多种心理和行为因素造成了储蓄的惯性,中国父母大多愿意且竭力为子女提供教育费用以及娶妻、生子的花费,社会制度一定程度上认同了父母的行为。②在差分 GMM 估计以及系统 GMM

(两步法)估计所得到的结果中,当期老年人口抚养比($OLD_{i,t}$)的系数均为负值,并且在10%的水平下显著。这说明当期老年人口抚养比对人均居民储蓄的影响为负,且人口抚养比每下降1个百分点,人均居民储蓄就增加0.015到0.054个百分点。上期老年人口抚养比($OLD_{i,t-1}$)的系数有正有负,但对居民储蓄并没有显著影响。

第三,利用混合截面OLS估计、固定效应估计、随机效应估计、差分GMM估计(DIF-GMM)和系统GMM估计(SYS-GMM)五种方法估计人口老龄化对人均社会保障支出的影响得到:①人均养老保障支出滞后项 $LN(S_{i,t-1}^p)$ 对当期人均养老支出在前三种估计中影响作用较大且高度显著。②在除了系统GMM(一步法)外其他估计所得到的结果中,当期老年人口抚养比($OLD_{i,t}$)的系数均为正值,并且在10%的水平下显著。在除了差分GMM(一步法)和系统GMM(两步法)外其他估计所得到的结果中,上期老年人口抚养比($OLD_{i,t-1}$)的系数均为负值,并且在5%的水平下显著。

需要指出的是本文尚存在一些缺陷。首先,由于受资料和数据可得性的限制,特别是居民心理预期对储蓄的影响显著,而在实证检验中无法将其纳入模型之中,这是我们下一步需要开展研究的重点。其次,对储蓄与社会保障支出的影响因素繁多,本文仅以所给出的自变量为代表,必然会使计量结果存在一定的误差。

参考文献:

- [1] F. Modigliani, R. Brumberg. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data [A]. //K. K. Kurihara. Post Keynesian Economics [C]. New Brunswick: Rutgers University Press, 1954: 388-436.
- [2] Friedman, M. A Theory of the Consumption Function [M]. Princeton: Princeton University Press, 1957: 20-37.
- [3] P. A. Samuelson. Consumption-loan Interest and Money Reply [J]. The Journal of Political Economy, 1959, (5).
- [4] Becker, G. S. Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place [J]. Economics, 1981, (2).
- [5] Cutler et al. An Aging Society: Opportunity or Challenge? [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1990, (1).
- [6] Bloom et al. Uncertainty and Investment Dynamics [J]. Review of Economic Studies, 2007, (3).
- [7] 同[5].
- [8] R. Bryant, M. Goodman. Consuming Narratives: The Political Ecology of 'Alternative' Consumption [J]. Transactions of the Institute of British Geographers, 2004, (3).
- [9] N. Leff. Dependency Rates and Savings Rates [J]. The American Economic Review, 1969, (5).
- [10] G. Bosworth. Counterurbanization and Job Creation: Entrepreneurial In-migration and Rural Economic Development [R]. Centre for Rural Economy Discussion Paper Series No. 4, 2006.
- [11] Kim, S., J. Lee. Real and Financial Integration in East Asia [R]. ADB Working Paper Series on Regional Economic Integration. No. 17, 2008.
- [12] 袁志刚, 宋铮. 人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率 [J]. 经济研究, 2000, (11).
- [13] 袁志刚. 中国养老保险体系选择的经济学分析 [J]. 经济研究, 2001, (5).
- [14] 王德文, 蔡昉, 张学辉. 人口转变的储蓄效应和增长效应——论中国增长可持续性的人口因素 [J]. 人口研究, 2004, (5).
- [15] 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).
- [16] 刘永平, 陆铭. 从家庭养老角度看老龄化的中国经济能否持续增长 [J]. 世界经济, 2008, (1).
- [17] 杨胜刚, 朱琦. 人口结构、居民可支配收入和社会基本养老保险基金收入 [J]. 江西财经大学学报, 2011, (4).

[责任编辑 冯 乐]