

中国人口年龄结构变动对居民内生储蓄的影响研究^{*}

马树才 宋 琪 付云鹏

【摘 要】文章通过扩展连续世代交叠模型所构建的居民内生储蓄函数,分析了人口年龄结构变动对居民储蓄的影响。理论分析表明,少儿人口抚养比和老年人口抚养比与居民储蓄率均呈U形动态关系。然而,对中国省际动态面板数据模型的实证分析却发现,少儿人口抚养比与居民储蓄率存在U形动态关系,与理论模型分析的结果一致,并且完全可以从父母对收入和支出的心理预期很好地解读;而老年人口抚养比及总人口抚养比与居民储蓄率均呈现出倒U形动态关系,这可能与中国社会保障体制改革滞后和还不到位有关。因此,改变居民储蓄偏好,减轻家庭抚养负担,提高社会保障水平是降低当前居民储蓄率、扩大内需、促进经济增长的必由之路。

【关键词】人口年龄结构 生命周期模型 世代交叠模型 动态面板数据模型

【作 者】马树才 辽宁大学经济统计与计量分析研究中心主任、教授;宋 琪 辽宁大学信息学院,讲师;付云鹏 辽宁大学经济学院,副教授。

一、研究背景

随着中国人口结构的快速调整和人均收入水平的不断提高,居民消费支出比例却大幅下降,储蓄率不断上升。仅1998~2013年中国的城镇居民储蓄率就从20.1%上升到33.1%,增长了13个百分点。尽管较高的储蓄率转化为投资对中国经济快速增长做出了重要贡献(李扬、殷剑峰,2005),但也引发了一些不容忽视的社会问题(李威,2014)。为此,本文将就中国人口年龄结构的变动对居民储蓄的动态影响进行研究,探讨中国人口抚养负担对居民储蓄的作用机制,并加入与居民储蓄行为有关的控制变量,实证分析除人口因素外中国高居民储蓄率的成因。

^{*} 本文为国家社科基金青年项目“基于空间计量分析的人口规模、结构对资源环境的影响效应研究”(编号:13CRK027)的阶段性成果。

关于人口年龄结构与居民储蓄的关系,国内外学术界进行了大量研究。在理论研究方面,具有代表性的模型有莫迪利亚尼(Modigliani, 1954)的生命周期模型(LC)、科尔等(Coale等, 1958)的抚养负担假说和萨缪尔森(Samuelson, 1958)的家庭储蓄需求模型(HSDM),以及现代经济分析中广泛使用的离散、连续世代交叠模型(Yaari, 1965; Blanchard, 1985)。“生命周期模型”和“抚养负担假说”分别是个体生命的纵向视角和整个社会实际的横向视角考察人口年龄结构变化对经济增长的影响,均认为劳动年龄人口比例与居民储蓄正相关,被抚养人口比例与居民储蓄负相关。针对生命周期模型未考虑少儿人口对经济影响的问题,萨缪尔森(1958)的研究认为,子女作为储蓄的替代能满足父母的养老需求,会降低社会平均储蓄倾向。离散的世代交叠模型容易理解和计算,但受模型离散形式设置的约束,对于个体的不确定性寿命问题,生存函数无法从整个生命周期长度进行模拟,只能通过各世代的人口死亡率表间接描述。连续世代交叠模型可以很好地解决这个问题,如 de Moivre 生存函数、Gompertz 生存函数等均很好地契合了个体真实的生命周期特征。另外,离散模型中最优行为分析还存在“代际少,计算简便,但结果准确性差”、“代际多,级数表示复杂,计算和分析困难”的问题(Albis, 2007)。连续世代交叠模型基于个体真实生命特征,引入与年龄有关的死亡概率,研究人口年龄结构对居民消费路径的影响。但该模型只通过出生、死亡率间接描述人口年龄结构,没有建立年龄结构与其他经济变量的直接函数关系(王宇鹏、王育森, 2014)。实际上,这些理论均是基于西方经济结构和社会制度而建立,若完全用来解释中国人口的消费、储蓄问题可能还存在局限性。

实证分析方面,袁志刚、宋铮(2000)在分析中国城镇居民消费倾向下降的原因时发现,人口老龄化会激励居民增加储蓄;Zhang 等(2001)认为,由于死亡率下降,预期寿命延长,个体为度过老年阶段有更强的储蓄动机,从而导致储蓄率上升。但也有一些文献得出相反的结论。例如,Loayza 等(2000)在对私人储蓄率研究时发现,少儿人口和老年人口抚养比的上升会减少私人储蓄;董丽霞、赵文哲(2011)发现,少儿人口和老年人口抚养比均与储蓄率有负相关关系。还有学者研究发现,人口年龄结构对储蓄率没有显著影响。汪伟(2010)通过构造三期世代交叠模型的讨论,得出人口老龄化对储蓄的影响不确定的结论;李雪增、朱崇实(2011)在分析养老保险制度对居民储蓄的影响时,发现现阶段惯性力量是影响居民储蓄的最主要因素,人口结构对家庭储蓄率的影响是有限的;范叙春、朱保华(2012)则发现,老年人口抚养负担对储蓄率的影响依赖于时间效应。

上述理论和实证分析虽然从不同角度阐述了各自的观点,值得借鉴和参考,但也存在以下缺陷:(1)偏重实证分析,对人口年龄结构与居民储蓄的直接数理关系研究较少。国际上对人口—经济问题数理研究的代表学者有 Albis(2007)等,但其研究只使用财富拥有者、生产者、消费者的平均年龄等因素来间接解释经济现象和阐述经济理论,缺少直观性。国内的代表学者有汪伟(2010)等,但也只是通过生育率和死亡率间接描述了人口结构变迁对储蓄的影响。(2)只关注人口因素与居民储蓄的静态关系,缺乏人口年龄结构对居民储蓄影响的动态考察,这也是导致已有研究结论存在差异的原因之一。(3)根据各自的研究视角,预

先限定西方经济理论背景,并将其完全用于解释中国人口—经济问题存在局限性。

本文对连续世代交叠模型进行扩展,将跨代际的财富向上和向下流动函数引入连续的世代交叠模型,以此来构造人口年龄结构与居民内生储蓄函数,对人口年龄结构变动与居民内生储蓄的关系进行理论分析,在此基础上,再结合中国实际数据进行实证分析。与已有的人口—储蓄关系的研究相比,本研究有两个重要拓展:一是基于真实的个体生命周期特征,给出了人口年龄结构与居民储蓄函数直接的数理分析框架,丰富了连续世代交叠模型在人口—经济问题上的理论基础;二是现有学者对人口—储蓄问题的研究皆是基于宏观、静态分析进行的,只考虑了人口因素对储蓄的线性影响。而从微观机制角度看,同一个体处于不同年龄阶段时具有异质性的消费—储蓄路径,不同年龄人口构成社会的加总使人口—经济行为分析更为复杂,满足“隐蔽性”和“非线性”(Piero 等,2006)特点。本文从人口—储蓄的微观的、静态的、线性分析逐步扩展到宏观的、动态的、非线性分析,弥补了这方面研究的不足。

二、理论模型扩展与分析

本文在 Blanchard(1985)连续世代交叠模型(OLG)基础上,加入与年龄有关的死亡风险函数和不同代际间的财富流动函数对其进行扩展。假设经济社会系统完全封闭,社会由无数个体构成,个体通过选择随年龄变化的消费路径最大化终生效用,厂商按利益最大化原则雇佣工人和资本。

(一) 家庭行为

假设代表性个体出生于时刻 v ,可能生存的最大年龄为 w ,瞬时死亡风险为 $m(t-v)$,累积死亡风险函数为 $M(t-v)=\int_0^{t-v} m(s)ds$, v 时刻出生个体终生期望效用的折现^①为:

$$E\Lambda(v)=\int_v^{v+w} U[c(v,t)]e^{-\rho(t-v)-M(t-v)}dt \quad (1)$$

其中, $c(v,t)$ 为 v 时出生的个体在 t 时的消费,满足效用函数^② $U[c(v,t)]=\frac{c(v,t)^{1-1/\sigma}-1}{1-1/\sigma}$, ρ 为个体终生效用折现率, σ 为消费的跨期替代弹性。

个体预算约束满足:

$$\dot{a}(v,t)=[r+m(t-v)]a(v,t)+w(v,t)-c(v,t)+T(v,t) \quad (2)$$

其中, $a(v,t)$ 为个体在 $t-v$ 岁时的财富存量水平, r 为利率, $\dot{a}(v,t) \equiv \partial a(v,t)/\partial t$ 。 $w(v,t)$ 为 v 时出生个体在 t 时的工资收入,满足人力资本水平 $h(t-v)$ 与个体出生时工资水平 $w(v)$ 的乘积,即 $w(v,t)=h(t-v)w(v)$ 。个体工资收入与其人力资本水平之所以具有正相关性,本

① 根据 Yaari(1965)的观点,个体效用不仅受偏好影响,也与不确定的死亡风险有关。

② 此处跨期替代弹性 $\sigma \neq 1$,若取跨期替代弹性为 1,则需假设效用为 $U[c(v,t)]=\ln[c(v,t)]$,后续计算会有所简化,但基本结论不变。

文通过对平减后的样本期内城镇单位就业人员平均工资与人力资本水平进行了 OLS 回归分析检验,发现二者间相关系数为 0.737,且在 1%的水平上显著,可决系数和调整的可决系数均接近 0.95,故从中国实际来看,式(2)设置合理。

为弥补连续世代交叠模型中对人口年龄结构需要依靠出生、死亡率间接表述的缺陷,本文对连续世代交叠模型进行扩展。与已有文献(Lau, 2009; Mierau 等, 2014)相比,本文引入跨代际向上和向下的财富流动函数 $T(v, t)$, 直接研究人口年龄结构对经济的影响。其中,财富流动函数为 $T(v, t)$:

$$T(v, t) = \begin{cases} -\theta w(v, t), & t-v \in (N_w, N_r) \\ \zeta_1 w(v, t), & t-v \in (0, N_w) \\ \zeta_2 w(v, t), & t-v \in (N_r, w) \end{cases} \quad (3)$$

其中, N_w 为个体参加劳动的年龄, N_r 为退休年龄, θ 为劳动人口收入征税比例, ζ_1 表示劳动人口对少儿人口的抚养性支出比例; ζ_2 表示劳动人口对老年人口的赡养性支出比例,有学者将其称为老年赡养水平或回馈比例(李军, 2006; 刘永平、陆铭, 2008)。考虑到中国社会生活的特点,本文取 ζ_1 为 0.25^①, ζ_2 为 0.371^②。

(二) 人口年龄密度及加总

设 β 为人口出生率, n 为自然增长率,按 Buiter(1988)^③的假定, $t-v$ 岁人口密度函数为 $p(v, t) = \beta e^{-n(t-v)-M(t-v)}$ 。对个体微观消费加总,可得社会总消费函数:

$$c(t) = \beta \int_{t-w}^t c(v, t) e^{-n(t-v)-M(t-v)} dv \quad (4)$$

同时,根据人口密度函数可定义少儿人口比例 $L_y(t) = \beta \int_{t-N_r}^t e^{-n(t-v)-M(t-v)} dv$ 、老年人口比例 $L_o(t) = \beta \int_{t-w}^{t-N_r} e^{-n(t-v)-M(t-v)} dv$ 和劳动年龄人口比例 $L_w(t) = \beta \int_{t-N_r}^{t-N_w} e^{-n(t-v)-M(t-v)} dv$ 。

(三) 厂商行为

厂商依据规模报酬不变的柯布一道格拉斯函数生产同质产品, $Y(t)$ 、 $A(t)$ 、 $K(t)$ 和 $L_w(t)$

- ① 由于缺乏父母对子女抚养支出和子女对老人赡养支出的权威数据支持,本文的估算需按法律规定条款进行。《中华人民共和国婚姻法》第三十七条规定,离婚后子女的生活、教育和医疗等抚育费用应按其收入的 20%~30% 给付,本文取抚养性支出比例的均值 25%。
- ② 根据《中华人民共和国婚姻法》规定,有两个及以下子女的家庭对老人的赡养支出按子女家庭人均月收入高于最低生活保障线超出部分的 50% 计算。2013 年,中国城镇居民人均可支配收入为 26 955.1 元,农村居民人均纯收入为 8 895.9 元,城镇人口占总人口比重为 53.73%,农村人口占总人口比重为 46.27%。由于各地经济发展水平不同,尚未出台全国统一的最低生活保障标准,根据可查询到的 2013 年大部分地区城镇居民月均 300 元、农村居民年均 2 000 元,按城乡人口比例加权平均,则老年人口赡养年支出为 6 902.5 元,为年平均收入的 37.1%。
- ③ Buiter(1988)为研究债务中立问题借鉴 Yaari-Blanchard 的不确定生命周期方法,将人口规模恒定改进为具有非负的生育率和死亡率,社会总人口数量可以随生育和死亡变化上升或下降。

分别表示 t 时刻总产出、技术水平、资本和劳动投入。生产函数为: $Y(t)=K^{\alpha}(t)[A(t)L_w(t)]^{1-\alpha}$, 其中, $0<\alpha<1$ 为资本产出弹性。技术进步率外生为 g , 满足 $A(t)=A(v)e^{g(t-v)}$, 单位有效劳动的产出 $y(t)=k^{\alpha}(t)$ 。借鉴李军(2006)的思路, 本文将社会总产出分为被抚养人口消耗和再生产投入两部分, 单位有效劳动资本存量满足:

$$\dot{k}(t)=s[1-\zeta_1 L_y-\zeta_2 L_o]k^{\alpha}(t)-(g+n+\delta)k(t) \quad (5)$$

(四) 政府行为

政府对劳动人口按收入比例 θ 征税, 为公共支出融资, 并将全部收入用于少儿人口的抚养及老年人口的赡养支出。政府在 t 时刻的收入、支出约束方程为:

$$\zeta_1 \int_0^{N_w} e^{-nx-M(x)} dx + \zeta_2 \int_{N_w}^w e^{-nx-M(x)} dx = \theta \int_{N_w}^{N_l} e^{-nx-M(x)} dx \quad (6)$$

(五) 稳态均衡

根据单位有效劳动的资本存量动态方程(5), 稳态资本 k^* 满足:

$$[1-\zeta_1 L_y-\zeta_2 L_o] \times (k^*)^{\alpha} - c^* = (g+n+\delta)k^* \quad (7)$$

将式(4)代入式(7), 可得单位有效人口的内生储蓄函数:

$$s^* = 1 - \frac{(1-\alpha)\beta \times Cr(r) \times [\zeta_1 \times \sum(0, N_w) + (1-\theta) \times \sum(N_w, N_r) + \zeta_2 \times \sum(N_r, \omega)]}{[1-\zeta_1 L_y-\zeta_2 L_o] \times Cp(r)} \quad (8)$$

其中, $Cp(r) \triangleq \int_0^w e^{[(\sigma-1)r-\sigma p]x-M(x)} dx$ 为边际消费倾向, $Cr(r) \triangleq \int_0^w e^{[\sigma(r-p)-n]x-M(x)} dx$ 为消费增长率的折现, $\sum(a, b) \triangleq \int_a^b e^{-(r-g)x-M(x)} dx$ 为年龄 a 至 b 之间的收入折现。

对稳态内生储蓄函数式(8)进行分析可知, 人口年龄结构、边际消费倾向和收入水平都与居民内生储蓄有关。其中边际消费倾向与居民内生储蓄正相关; 居民收入与居民内生储蓄具有隐性因果关系; 人口年龄结构通过宏观生产渠道和跨代际财富流动渠道对居民储蓄存在内在影响, 可通过比较静态分析解读, 即: 若 $L_y+L_o < L_w[\zeta_1 \times \sum(0, N_w) + \zeta_2 \times \sum(N_r, \omega)] / \sum(N_w, N_r)$ 成立, 则 $\partial s^* / \partial L_y < 0$, 少儿人口比例上升对居民储蓄不利; $\partial s^* / \partial L_o < 0$, 老年人口比例上升对居民储蓄也不利。反之, 若 $\partial s^* / \partial L_y > 0, \partial s^* / \partial L_o > 0$, 则结论相反。

国际上关于人口因素与资本形成关系的数理分析有代表性的为 Albis(2007)的研究, 该研究根据比较资本拥有者平均年龄 $\bar{\alpha}_a$ 和劳动者平均年龄 $\bar{\alpha}_w$ 来刻画人口增长率 n 对人均资本 \hat{k} 的影响, 得到了稳态人均资本最大化的人口增长率 n^* 。在中国人口—经济问题研究中, 微观调查数据严重缺失, 跟踪数据较少, 因此, 该文献的平均年龄法并不适合中国很多人口问题的研究。本文的研究结论是从少儿人口、老年人口抚养比和抚养、赡养支出金额角度出发得出的, 其结论不仅与统计年鉴的宏观数据高度契合, 且适合中国国情, 方法应用性更强。

对上述结论分析可以发现, 少儿抚养比与居民内生储蓄率存在 U 形关系; 老年人口抚养比与居民内生储蓄率也存在 U 形关系。在一定时期内, 随着少儿人口和老年人口抚养负担逐渐加重, 居民内生储蓄率会经历先下降后上升的过程, 当位于 U 形曲线拐点时, 人口年

龄结构对应的居民内生储蓄率最低。U 形曲线位置受参加或退出劳动时间、财富流动参数及预期寿命等因素的直接影响,也受少儿人口、老年人口抚养比变化及各自抚养效应的交叉作用间接干扰。当总人口抚养比小于两个 U 形关系曲线中左曲线的拐点时,老年人口抚养比的增加,会抑制居民内生储蓄,当总人口抚养比大于右曲线的拐点时,则相反,而当其位于左、右 U 形曲线拐点之间时,式(8)中 $\partial s^*/\partial T_d$ 的符号无法确定^①。生命周期理论、抚养负担假说等西方经济理论用来解释中国人口—储蓄问题可能存在片面性。已有的对人口—储蓄线性关系研究随各自样本期变化,其结论只对应本文 U 形关系的左侧下降或右侧上升阶段中的某一部分。

三、实证检验与分析

(一) 模型设定与变量处理

为验证上述理论模型的正确性,探究式(8)中未能反映的其他因素对居民储蓄的潜在影响,本文构建实证模型对 1998~2013 年中国 30 个省份的面板数据进行动态回归分析。由式(8)可以看出,有两类变量显著影响居民储蓄率:第一类是人口因素变量,包含总人口抚养比、少儿人口抚养比、老年人口抚养比和预期寿命;第二类是经济因素变量,包含居民收入和利率。此外,本文将理论模型中未包含的储蓄惯性^②(杨继军、张二震,2013)、二元经济结构、财政政策和社会保障水平等对居民储蓄行为存在影响的因素也纳入实证分析模型,一并进行分析。将人口因素变量视为核心变量,其余变量皆视为控制变量 $X_{i,t}$,最终设定的面板数据模型为:

$$Save_{i,t} = \alpha_1 Save_{i,t-1} + \alpha_2 Save_{i,t-2} + \alpha_3 T_{d,t} + \alpha_4 Life_{i,t} + \alpha_5 X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

式(9)中,被解释变量为城乡居民储蓄率($Save$),根据城乡居民总储蓄额与总收入的比例计算,即 $Save = \frac{\text{城镇居民总储蓄额} + \text{农村居民总储蓄额}}{\text{城乡居民总收入}}$, μ_i 为不可观测的地区效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

解释变量包括: T_d 为总人口抚养比, Y_d 为少儿人口抚养比, O_d 为老年人口抚养比,在分析少儿人口抚养比、老年人口抚养比对居民储蓄影响时,采用 Y_d 和 O_d 替代式(9)中的 T_d ; $Life$ 为预期寿命,用粗死亡率作为其代理变量^③,反映人均寿命延长对居民储蓄的影响;

① 设 $[\zeta_1 \times \sum(0, N_w) + \zeta_2 \times \sum(N_r, \omega)] / \sum(N_w, N_r) = Y_d^* + O_d^*$, 其中 Y_d^* 、 O_d^* 分别为使居民内生储蓄率最低的少儿人口和老年人口抚养比,若 $Y_d^* > O_d^*$, 则此时平面上存在两条不同位置的 U 形曲线,故当 $Y_d^* < T_d < O_d^*$ 时, $\partial s^* / \partial T_d$ 的符号无法直接判断。

② 居民储蓄率的滞后期数的确定依据动态回归模型中滞后变量的显著性和 AR(2) 检验判断。

③ 由于预期寿命数据只在人口普查和抽样调查中公布,因此目前已有文献中预期寿命数据一般根据死亡率推算(杨继军、张二震,2013)或使用死亡率代理(范叙春、朱保华,2012)。本文实际计算发现杨继军、张二震(2013)的预期寿命分析方法对近几年数据推断存在向上偏误,故本文选取死亡率作为预期寿命的代理变量。

控制变量 $X_{i,t}$ 包括: $Perinc$ 为持久收入, 本文借鉴汪伟(2008)的方法将居民收入按 H-P 滤波方法分解得出, 反映中国居民稳定的人均收入对居民储蓄的影响; $Realr$ 为真实利率, 用 1 年期存款名义利率与通货膨胀率之差加权计算, 反映存款利息水平对居民储蓄的影响; $Pensc$ 为养老保险覆盖率, 用分地区城乡居民养老保险年末参保人数与分地区年末人口数量的比值计算, 反映社会养老保障水平对居民储蓄的影响; $Health$ 为医疗保险覆盖率, 用分地区城乡居民基本医疗保险年末参保人数与分地区年末人口数量的比值计算, 反映社会医疗保障水平对居民储蓄的影响; $Fiscal$ 为财政支出, 用分地区科教文卫预算支出占 GDP 比例计算, 反映政府在教育、文化、卫生等领域的投入对居民储蓄的影响; Gap 为城乡居民收入差距, 用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值计算, 反映中国二元经济结构对居民储蓄的影响。

由于 1998~2013 年中国实施的是严格的计划生育政策, 故将模型中人口因素设为外生变量。当然, 如果考虑到人口流动因素会造成欠发达地区老年人口抚养比上升, 人口年龄结构尤其是老年人口抚养比易出现内生性, 但本文主要是从宏观上对国家层面的人口—储蓄问题进行研究, 因此, 只要密度函数中人口出生率、人口死亡率和人口自然增长率稳定, 个体进入和退出劳动市场的年龄保持不变, 人口年龄结构可以保证外生性。居民收入、利率与储蓄率之间具有因果关系, 设定为内生变量, 其他控制变量视为弱外生变量。样本期内数据取自中国 30 个省份的历年统计年鉴(西藏因为数据不全被剔除)。《中国统计年鉴》及各省统计年鉴缺失的数据, 由《新中国六十年统计资料汇编》、历年《中国人口和就业统计年鉴》进行补充。

(二) 模型估计与检验

本文使用系统广义矩(SGMM)方法进行估计。原因有以下 3 点: (1) 居民储蓄行为存在黏滞性, 做静态回归会导致储蓄率差分的滞后项与残差差分项相关, 导致估计系数有偏。(2) 中国各地区资源文化水平存在差异, SGMM 估计可以通过差分变换消除不可观测的地区效应。(3) 滞后的储蓄率作为解释变量使经济增长水平及利率都与当期储蓄率之间存在因果关系, 导致内生问题, 使统计推断失效。回归结果如表 1 所示。

遵循计量经济模型“从复杂到简单”的设计路线(李子奈、齐良书, 2010), 本文从一般的框架出发, 将人口因素、经济因素和政策因素等对居民储蓄存在直接或间接影响的变量均纳入模型 1, 然后逐步剔除不显著的变量, 最后得到模型 3。为分析少儿人口和老年人口抚养比对居民内生储蓄的非线性影响, 本文分别就少儿人口和老年人口抚养比进行实证分析, 得到模型 4。再以 2005 年为时间节点分时段回归, 一方面, 可以使每个子样本均包含 240 个数据, 能保证回归结果的可靠性; 另一方面, 进入 21 世纪以后密集的“医疗”、“教育”、“住房”、“养老”等体制改革增加了民众对未来支出的不确定性, 分时段回归有助于对人口因素与居民储蓄的非线性关系进行研究。此外, 本文利用模型 5、模型 6 分析 1998~2005 年和 2006~2013 年人口因素对居民储蓄率的影响。

对动态面板数据使用 SGMM 估计,应检验工具变量是否过度识别和残差项是否相关。从表 1 中的检验结果看,Wald 检验的 p 值均小于 0.05,说明各模型中解释变量是联合显著的。AR(1)的 p 值均小于 0.05,说明残差项满足一阶序列相关,AR(2)的 p 值均大于 0.05,说明残差项不存在二阶或更高阶的序列相关。Sargan 检验的 p 值均大于 0.05,说明引入的工具变量有效,不存在过度识别问题。差分 Sargan 检验的 p 值均大于 0.05,表示引入水平方程的额外工具变量是有效的。

（三）估算结果分析

惯性因素对中国居民储蓄率具有统计意义上显著的长期影响。一些经济学家曾关注储蓄的黏滞效应,但大部分文献只讨论一期滞后变量,而从本文动态面板数据模型回归分析中可以发现,居民储蓄的二期滞后行为对当期储蓄也具有很强的影响,说明中国居民的储蓄惯性较大,符合习惯偏好的储蓄理论。回归结果显示储蓄率一期滞后项的系数为 0.413,二期滞后项的系数为 0.254,小于李雪增、朱崇实(2011)的计算值。改革开放以来,随着中国居民收入水平的不断提高,居民储蓄长期稳定增长,中国居民勤俭节约的文化传统和谨慎的消费习惯逐渐形成了储蓄惯性。

表 1 回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
$Save_{i,t-1}$	0.408*** (0.063)	0.406*** (0.058)	0.413*** (0.056)	0.414*** (0.057)	0.248*** (0.086)	0.393*** (0.051)
$Save_{i,t-2}$	0.295*** (0.057)	0.251*** (0.051)	0.254*** (0.049)	0.305*** (0.082)	0.064* (0.040)	0.019 (0.061)
$T_{d_{i,t}}$	0.052* (0.031)	0.053* (0.033)	0.056** (0.027)			
$Y_{d_{i,t}}$				0.035 (0.059)	0.177*** (0.044)	0.340*** (0.049)
$O_{d_{i,t}}$				0.107 (0.122)	0.151 (0.168)	-0.239*** (0.077)
$Perinc_{i,t}$	0.019 (0.015)	0.017 (0.010)	0.016** (0.007)	0.009 (0.017)	-0.022 (0.026)	0.057*** (0.011)
$Realr_{i,t}$	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.000)	-0.002** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.001*** (0.000)
$Pensc_{i,t}$	0.047 (0.103)	0.089 (0.059)	0.106* (0.057)	0.119* (0.061)	0.186** (0.087)	0.121*** (0.033)
$Fiscal_{i,t}$	0.187 (0.132)	0.205 (0.104)	0.206*** (0.071)	0.242** (0.102)	-1.272*** (0.449)	-0.281*** (0.082)
$Life_{i,t}$	-0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.001** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)
$Health_{i,t}$	0.007 (0.021)	0.005 (0.019)				
$Gap_{i,t}$	0.006 (0.008)					
Wald 检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(1)检验	0.0007	0.0004	0.0003	0.0007	0.035	0.026
AR(2)检验	0.301	0.578	0.522	0.351	0.595	0.671
Sargan 检验	1.000	1.000	1.000	1.000	0.941	0.998
DSargan 检验	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

注：括号内数据为估计值的标准误差，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

模型 5、模型 6 的结果显示,少儿人口抚养比对居民储蓄率的影响系数从 0.177 上升至 0.340,说明样本期内少儿人口抚养比与居民储蓄率存在正相关关系,且随少儿人口数量的下降,这种正相关关系被不断加强,与理论分析中少儿抚养比和居民储蓄率存在的 U 形关系左侧趋势一致。同时,为验证这种非线性关系对中国的适用性,本文使用少儿人口抚养比及其平方项进行回归,结果如下。

$$Save_{i,t}=0.161+0.637Save_{i,t-1}+0.320Save_{i,t-2}-1.053Y_{d,t}+1.751Y_{d,t}^2 \tag{10}$$

(0.033) (0.031) (0.028) (0.226) (0.409)

式(10)中回归系数均在 1%的水平上显著,残差项不存在二阶序列相关($AR(1)<0.05$, $AR(2)>0.05$),Sargan 检验和差分 Sargan 检验均显示工具变量有效。对式(10)分析可以发现,回归结果支持了少儿人口抚养比与居民储蓄的非线性关系,表明随少儿人口抚养比降低,居民储蓄率呈现从下降到平稳再上升的 U 形结构,若 Y_d 等于 0.301,则少儿人口抚养比达到拐点,此时对应的居民储蓄率最低。将《中国统计年鉴》发布的少儿人口抚养比数据与本文得出的关系曲线对比发现(见表 2),1998~2004 年,少儿人口抚养比变化对居民储蓄率的影响总体上不明显,而 2005 年以后,少儿人口抚养比的继续降低使储蓄率出现上升趋势,与理论模型中 U 形曲线左侧关系一致。

鉴于储蓄是个体对当期和未来消费的主观安排,受心理预期影响较大,本文结合中国实际,按少儿抚养比从高到低的顺序分析:第一阶段,当少儿抚养比较高时,用总人口平均计算的人均收入水平相对较低,对投资和商品生产不利,父母对每个子女的“吃”“穿”等刚性支出也使自身消费受到抑制,需求和供给两方面均阻碍经济增长,居民出现悲观的收入预期,迫使家庭减少消费、增加储蓄;第二阶段,少儿人口抚养比开始下降,家庭抚养负担减轻,劳动供给增加,对商品生产有利,经济增长加速,人均收入水平上升,居民对未来出现乐观的心理预期致使消费欲望得到释放,储蓄下降;第三阶段,少儿人口抚养比继续下降,中国父母更注重对子女

“质量”的培养,教育体制改革使父母感受到长期的消费压力,对未来不确定支出会产生悲观的心理预期,又导致家庭消费支出主动保持“低消费、高储蓄”状态,“为孩子攒学费”已成为家庭储蓄的第一动机(齐天翔,2000)。少儿人口抚养比下降

表 2 少儿、老年人口抚养比与居民储蓄率

年份	少儿人口 抚养比	老年人口 抚养比	居民 储蓄率	年份	少儿人口 抚养比	老年人口 抚养比	居民 储蓄率
1998	0.380	0.099	0.244	2006	0.273	0.110	0.233
1999	0.375	0.102	0.260	2007	0.268	0.111	0.245
2000	0.326	0.099	0.239	2008	0.260	0.113	0.256
2001	0.320	0.101	0.249	2009	0.253	0.116	0.254
2002	0.319	0.104	0.243	2010	0.223	0.119	0.277
2003	0.314	0.107	0.248	2011	0.221	0.123	0.279
2004	0.303	0.107	0.248	2012	0.222	0.127	0.289
2005	0.281	0.107	0.227	2013	0.222	0.131	0.296

注:少儿人口、老年人口抚养比来源于《中国统计年鉴(2014)》;居民储蓄率根据城乡居民总储蓄额与总收入比值计算得到。

对居民储蓄存在“先抑制后促进”的影响。杨汝岱、陈斌开(2009)也曾指出,自1999年中国实施的以“扩招”和“收费”为主要内容的高等教育改革后,增加了子女接受高等教育的机会,大量的教育投入也从最初的大学阶段正“渐进式”的向中、小学传导,学杂费、补课费、择校费、学区房等支出提高了父母对子女的培养成本。因此,高等教育改革已成为父母预防性储蓄动机增强、消费低迷的重要因素。

从模型5、模型6的结果还可以看出,随着中国老年人口数量上升,老年人口抚养比对居民储蓄的影响系数从不显著的0.151下降至-0.239且在1%水平上显著,说明老年人口比例对居民储蓄可能存在“先促进后抑制”的影响。为验证这种动态关系,本文使用老年人口抚养比及其平方项进行回归,结果如下。

$$Save_{i,t} = -0.085 + 0.720Save_{i,t-1} + 0.302Save_{i,t-2} + 1.148O_{d,t} - 3.404O_{d,t}^2 \quad (11)$$

(0.009) (0.031) (0.029) (0.156) (0.737)

式(11)中系数均在1%水平上显著,且均通过各项检验。老年人口抚养比平方项的回归系数为负,说明老年人口抚养比与居民储蓄率呈倒U形结构,当 O_d 等于0.168时,老年抚养比达到拐点,此时对应的居民储蓄率最高。结合中国实际人口数据可以发现,自2005年开始,老年人口抚养比的持续上升明显促进居民储蓄增加,与倒U形曲线左侧关系一致。

在老年人口抚养比上升的初期阶段,老年人口为应对不确定风险的“审慎”动机和对子女的“利他”、“遗赠”动机使居民储蓄率上升,老年人口抚养比与居民储蓄率呈正相关关系。此后,随着人口老龄化程度的加深,社会抚养负担加重,劳动供给的年龄中位数上升,对知识创新和商品生产不利,养老收入减少,储蓄率开始下降。再加上老年人口购买力低与追求实用的消费心理也对扩大产品需求不利,从而导致老年抚养比与居民储蓄率呈负相关关系。本文实证分析与理论模型结论不一致,恰好反映了中国的这一现实状况。事实上亦是如此。改革开放后,计划经济体制逐渐向市场经济体制转变,社会保障体系开始了一系列变革。城镇居民养老收入从现收现付制向统账结合制转变,医疗保障从公费医疗制向医疗保险制转变,住房保障从福利分房制向住房商品化转变,这些变革均加大了不确定性风险。同时,快速的市场化改革,政府公共职能的缺失,各种社会保障制度的不完善,使医疗和养老费用逐年上升,居民容易出现悲观的消费心理,储蓄存款成为居民保障需求的主要手段。中国农村地区目前的社会保障水平还很低,失去劳动能力的老年人口只能依靠子女赡养,为减轻子女负担,老年人口消费支出保持在较低水平,日积月累的储蓄也就成了他们回避不确定性风险的主要方法。

持久收入对居民储蓄有显著的正向影响。持久收入每上升1%,居民储蓄率显著提高0.016%,说明持久收入假说对中国高居民储蓄现象具有一定的解释能力。为了考察收入增加对居民储蓄的正向作用是否受抚养比影响,本文引入持久收入与总人口抚养比的交互项进行了回归分析,结果发现在其他因素不变情况下,居民储蓄率对持久收入的偏导数为

$\partial Save_{i,t} / \partial Perinc_{i,t} = 0.083 - 0.1305 \times T_{d,i,t}$, 即社会总人口抚养比每上升 1%, 持久收入对居民储蓄的偏效应下降 0.13%, 说明持久收入增加对居民储蓄的促进作用受社会抚养负担制约, 当前的居民储蓄率随抚养负担的日益加重而逐渐减小。另外, 理论模型结论也表明总人口抚养比与居民储蓄可能存在非线性关系, 但具体满足何种关系则因受少儿人口和老年人口抚养比的反向变化影响不易确定。本文使用总抚养比及其平方项进行回归, 结果如下。

$$Save_{i,t} = -0.114 + 0.808Save_{i,t-1} + 0.349Save_{i,t-2} + 0.370T_{d,i,t} - 0.398T_{d,i,t}^2 \quad (12)$$

(0.026) (0.030) (0.018) (0.112) (0.135)

模型中系数均在 1% 水平上显著, 且均通过各项检验。与式(11)类似, 总人口抚养比平方项的回归系数为负, 说明社会抚养负担与居民储蓄率呈倒 U 形关系。当 T_d 等于 0.465 时, 总人口抚养比达到拐点, 此时对应的居民储蓄率最高。参考中国人口年龄结构转变特征和前述实证分析结论可以发现, 在人口年龄结构转变初期, 少儿人口抚养比的快速下降、老年人口抚养比的缓慢上升都增强了居民对“教育”、“养老”等不确定支出的预防性储蓄动机, 居民对未来支出容易出现悲观的心理预期, 居民消费受到抑制, 储蓄成为回避风险的主要手段, 少儿人口和老年人口抚养比变化同时拉动居民储蓄上升; 人口年龄结构转变末期, 少儿人口比例趋于稳定, 而老年人口比例快速上升, 不利于商品生产, 阻碍经济增长, 抑制居民增加收入和储蓄, 此时严重的人口老龄化是居民增加储蓄的主要障碍。

财政政策变量与居民储蓄率存在显著的正相关关系, 说明随着政府对健康教育等领域的投资增加, 家庭负担减轻, 更多的收入可用于改善消费、增加储蓄。政府财政预算中科教文卫支出占 GDP 比例每上升 1%, 可以使居民储蓄率上升约 0.206%, 间接说明了当前中国对居民健康教育等领域投资不足, 中国教育体制、医疗卫生事业发展还存在一定问题, 家庭抚养下一代的负担较重。

养老保险制度的实施会对居民储蓄产生“挤出效应”, 引起居民储蓄下降; 也会使个体为自愿选择的较长退休期准备较多的储蓄, 产生高储蓄率的“退休效应”(Feldstein, 1974)。居民储蓄增加还是减少取决于哪种效应更大。目前中国实施的刚性退休年龄使老年人口休闲时间增加, 为保障老年生活质量, 居民会主动增加财富储备。从这方面看, “挤出效应”应小于“退休效应”, 本文的实证结果也证明了这一点。养老保险覆盖率每提高 1%, 储蓄率显著增加 0.106%, 说明中国养老保险覆盖率的扩大对刺激居民增加消费的作用较小, 社会保障事业发展有待加强。

四、结论与对策建议

本研究发现, 中国少儿人口抚养比对居民储蓄率存在 U 形的非线性影响, 这与理论分析结果相一致。当前中国少儿人口抚养比正处于拐点附近, 1998~2004 年处于 U 形曲线拐点右侧, 2005~2013 年在拐点左侧, 说明少儿人口抚养比下降对居民储蓄存在先抑制后促

进的影响。究其原因,是由于中国父母受传统观念的影响,为子女当期及未来教育投资减少自身消费、增加预防性储蓄,从而对居民内生储蓄产生较大影响;老年抚养比与居民储蓄率存在倒 U 形关系,与理论模型的分析并不一致,这是由于理论模型中没有考虑老年人口的遗赠、利他动机等因素所致。当考虑到社会保障体制改革等因素后,会发现老年人口抚养比与居民储蓄率的倒 U 形关系是合理的。当前中国老年人口抚养比正处于倒 U 形曲线拐点左侧,伴随人口老龄化速度的逐渐加快,其与居民储蓄的正相关关系正不断加强,老年人口抚养比上升才是影响居民储蓄率并致使其居高不下的主要原因。1998~2013 年的静态分析表明,老年人口抚养比对居民储蓄的影响远大于少儿人口抚养比,老年人口抚养比每增加 1%,居民内生储蓄上升 0.107%,而少儿人口抚养比仅使居民内生储蓄上升 0.035%。尽管少儿人口抚养比对居民储蓄有影响,但远小于老年人口抚养比对居民储蓄的影响,从而造成总人口抚养比对居民储蓄的影响也呈倒 U 形非线性关系。目前,中国总人口抚养比正处于倒 U 形曲线的左侧,所以随着人口老龄化的逐渐加剧,居民热衷储蓄的现象还将持续。此外,惯性因素、持久收入、财政支出和养老保险亦对居民内生储蓄有较大影响,持久收入、财政支出和养老保险每增加 1%,居民内生储蓄分别增加 0.016%、0.206%和 0.106%。

鉴于此,在中国人口老龄化加剧的背景下,应努力改变居民储蓄偏好,积极引导、改善中国民众自古有之的“节俭、谨慎”的消费习惯,减轻家庭和社会抚养负担,提高社会保障水平,增加财政支出,从而增强居民抵御教育、医疗、养老等不确定风险的能力,降低居民预防性储蓄,使之转化为扩大内需、促进经济增长。

参考文献:

1. 董丽霞、赵文哲(2011):《人口结构与储蓄率:基于内生人口结构的研究》,《金融研究》,第 3 期。
2. 范叙春、朱保华(2012):《预期寿命增长、年龄结构改变与我国国民储蓄率》,《人口研究》,第 4 期。
3. 李军(2006):《人口老龄化条件下的经济平衡增长路径》,《数量经济技术经济研究》,第 8 期。
4. 李威(2014):《高投资背后的人口结构因素——基于省际动态面板数据模型的研究》,《人口与经济》,第 1 期。
5. 李雪增、朱崇实(2011):《养老保险能否有效降低家庭储蓄——基于中国省际动态面板数据的实证研究》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》,第 3 期。
6. 李扬、殷剑峰(2005):《劳动力转移过程中的高储蓄、高投资和中国经济增长》,《经济研究》,第 2 期。
7. 李子奈、齐良书(2010):《关于计量经济学模型方法的思考》,《中国社会科学》,第 2 期。
8. 刘永平、陆铭(2008):《放松计划生育政策将如何影响经济增长——基于家庭养老视角的理论分析》,《经济学(季刊)》,第 4 期。
9. 齐天翔(2000):《经济转轨时期的中国居民储蓄研究——兼论不确定性与居民储蓄的关系》,《经济研究》,第 9 期。
10. 王宇鹏、王育森(2014):《人口年龄结构、经济增长与社会福利——一个“人口红利”的理论分析框架》,《经济经纬》,第 3 期。
11. 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。
12. 汪伟(2010):《计划生育政策的储蓄与增长效应:理论与中国的经验分析》,《经济研究》,第10期。
13. 杨继军(2009):《人口年龄结构转变的储蓄效应》,《财经科学》,第7期。
14. 杨继军、张二震(2013):《人口年龄结构、养老保险制度转轨对居民储蓄率的影响》,《中国社会科学》,第8期。
15. 杨汝岱、陈斌开(2009):《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》,《经济研究》,第8期。
16. 袁志刚、宋铮(2000):《人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率》,《经济研究》,第11期。
17. Blanchard O.J. (1985), Debts, Deficits, and Finite Horizons. *Journal of Political Economy*. Vol.93(2):223-247.
18. Buiter W.H.(1988), Death, Birth, Productivity Growth and Debt Neutrality. *The Economic Journal*. Vol.98(391):279-293.
19. Coale, A.J., Hoover, E.M. (1958), Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries. Princeton: Princeton University Press, N.J.
20. Feldstein M. (1974), Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation. *Journal of Political Economy*. Vol.82(5):905-926.
21. H. d'Albis (2007), Demographic Structure and Capital Accumulation. *Journal of Economic Theory*. Vol.132(1):411-434.
22. Lau S.P. (2009), Demographic Structure and Capital Accumulation: A Quantitative Assessment. *Journal of Economic Dynamics & Control*. Vol.33(3):554-567.
23. Loayza N., Schmidt Hebbel K., Serven L. (2000), What Drives Private Saving Across the World? *The Review of Economics and Statistics*. Vol.82(2):165-181.
24. Manfredi P., Fanti L. (2006), The Complex Effects of Demographic Heterogeneity on the Interaction between the Economy and Population. *Structure Change and Economic Dynamics*. Vol.17(2):148-173.
25. Mierau, J.O., Turnovsky S.J. (2014), Capital Accumulation and the Source of Demographic Change. *Journal of Population Economy*. Vol.27(3):857-894.
26. Modigliani F., Brumberg R. (1954), Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. Modigliani F., *The Collected Papers of Franco Modigliani*, Volume 6, Cambridge: The MIT Press. Chapter 1: 3-45.
27. Samuelson P.A. (1958), An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. *The Journal of Political Economy*. Vol. 66(6):467-482.
28. Yaari M.E. (1965), Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer. *The Review of Economic Studies*. Vol.32(2):137-150.
29. Zhang J., Zhang J. and Lee R. (2001), Mortality Decline and Long-run Economic Growth. *Journal of Public Economics*. Vol.80(3):485-507.

(责任编辑:朱 萍)