

人口年龄结构、养老保险制度转轨 对居民储蓄率的影响*

杨继军 张二震

摘要：居民储蓄持续升温与人口年龄结构、人均预期寿命延长和养老保险制度改革有很大关系。利用 1994—2010 年中国省际数据进行动态面板回归发现：家庭支出结构的“远期化”和内生性劳动供给等原因，使少儿人口抚育负担对居民储蓄的影响为正；作为“非生产性”的老年人口比重的上升，则倾向于抑制储蓄；养老保险覆盖面、养老保险缴费水平对居民储蓄的影响显著为正，表明养老保险制度改革并没有纾解居民对于未来养老的担忧，进而并未起到给储蓄降温的目的。因此，弱化计划生育政策、提高人口出生率并不能降低当下的居民储蓄，而延迟退休年龄、挖掘适龄劳动人口消费潜力、通过养老保险制度改革降低不确定性，对降低高储蓄率则更为有效。

关键词：人口抚育负担 养老保险制度 居民储蓄率 系统 GMM

作者杨继军，经济学博士，南京大学经济学院博士后（南京 210093）；张二震，南京大学经济学院教授（南京 210093）。

一、导 言

近年来，我国居民储蓄一直处于高位运行，即便是在征收利息税、鼓励个人信贷消费的刺激下，储蓄存款依旧连年攀升，居民对储蓄可谓“情有独钟”。统计显示，2011 年中国农村居民储蓄率高达 25.2%，城市居民储蓄率为 30.5%。^① 储蓄高悬、消费乏力对投资和出口形成倒逼，“高储蓄、高投资、高出口”成为中国经济发展中的一道独特风景。对中国居民储蓄成因的已有研究主要集中在以下几方面。

* 本文为国家社科基金“人口年龄结构、高储蓄率与外贸失衡的传导机制与相关政策研究”（11CJY030）的阶段性成果。感谢匿名审稿人的建设性意见。

① 数据由中华人民共和国国家统计局编《中国统计年鉴 2012》（北京：中国统计出版社，2012 年）计算得到，具体的计算方法见后文中“居民储蓄率”的测度。

(1) 预防性储蓄理论认为,随着传统农业社会向现代工业社会的结构转型,居民面临的风险急剧增加,从而不得不增加储蓄以备未来不时之需。^① (2) 目标性储蓄理论指出,考虑到结婚、生育以及退休等重大事件,个体消费可能会对当期收入过度敏感,并导致多重均衡。^② (3) 竞争性储蓄理论强调,在性别比例失衡的背景下,男性为了赢得婚配市场上的优势,倾向于增加储蓄以购置房产。^③ 此外,基于个体心理的分析表明,人们的储蓄行为与以往的生活经历有关,在高中阶段接受过理财教育的学生,在成年后倾向于增加储蓄以积累更多的财富,有过大饥荒经历的个体,可能会激发非理性的预防性储蓄动机,以增加安全感。^④

有关人口结构对储蓄影响的文献最早可追溯到生命周期假说,该理论将个体储蓄的多寡与特定的生命阶段对接起来,认为个体一生中的劳动收入酷似“驼形”(hump shaped),在其职业生涯的早期和退休期处于驼谷,中年时则绵延至驼峰,消费平滑意味着需要将各期的收入截长补短,人口结构与储蓄之间存在一条“黄金增长路径”。^⑤ 遗憾的是,早期的生命周期理论将生育率视为外生变量,忽略了储蓄对家庭结构的反向影响,无法摆脱变量间联立关系的困扰。袁志刚、宋铮利用数值模拟发现,人口老化是促成中国高储蓄率的一个重要因素。^⑥ 钟水映、李魁的研究表明,中国家庭的资源配置存在明显的倾斜现象,一是在面临父母与子女之间的资源竞争时,前者多让位于后者,即“优先序”,二是随着子女受教育年限的延长,

-
- ① M. Chamon and E. Prasad, "Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?" IMF Working Paper, no. 145, 2008.
 - ② M. Browning and A. Lusardi, "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts," *Journal of Economic Literature*, vol. 34, no. 4, 1996, pp. 1797-1855; B. Guha and A. S. Guha, "Target Saving in an Overlapping Generations Model," *The B. E. Journal of Macroeconomics*, vol. 8, no. 1, 2008, pp. 1-24.
 - ③ Shang-Jin Wei and Xiaobo Zhang, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China," *Journal of Political Economy*, vol. 119, no. 3, 2011, pp. 1092-1125.
 - ④ 程令国、张晔:《早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗?——对我国居民高储蓄率的一个新解释》,《经济研究》2011年第8期。
 - ⑤ F. Modigliani and A. Ando, "Tests of the Life Cycle Hypothesis of Savings: Comments and Suggestions," *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics*, vol. 19, no. 2, 1957, pp. 99-124; M. Feroli, "Demography and the U. S. Current Account Deficit," *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 17, no. 1, 2006, pp. 1-16.
 - ⑥ 袁志刚、宋铮:《人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率》,《经济研究》2000年第11期。

子女消费的重心出现后移,即“远期化”。^①李文星等利用线性模型进行的估算发现,长期中少儿人口抚育系数的下降能够部分解释中国的高储蓄率。^②作为对人口结构急剧转型的一种应对,养老保险制度在筹资模式、缴费方法和给付待遇方面不断转轨,这种变化纾解了居民的预防性储蓄吗?目前有如下几种代表性观点。

第一种观点认为,养老金实际上是资产组合篮子中的一类,与其他金融资产之间存在“替代关系”,所以养老保险制度会抑制储蓄。Attanasio 和 Brugiavini 利用意大利的数据研究发现,养老金改革与私人储蓄之间的替代弹性介于-0.4—-0.3之间,并且35—45岁年龄段的人群替代弹性最大。^③何立新等利用城镇住户调查数据(CHIPS)的研究也有类似发现。^④李雪增、朱崇实的研究表明,近年来居民储蓄率受惯性因素的影响最大,短期内我国的养老保险制度改革对于平抑储蓄难以奏效,长期中养老保险制度的完善将弱化不确定性对家庭的冲击,稳定居民预期,增加家庭消费。^⑤Juan 和 Carlos 认为,社会保障体制的改革,完善了资本市场的运作效率,减少了预防性储蓄。^⑥

第二种观点认为,养老保险制度引起了个体消费认知以及边际消费倾向的变化,提高了当期储蓄。Cagan 认为,养老保险制度具有“认知效应”(recognition effect),它使个体认识到储蓄对于老年生活的重要性,从而改变工作期间的消费函数,以增加储蓄。^⑦Thaler 的行为生命周期理论指出,个体在进行消费规划时,会衡量抵制现期消费诱惑的心理成本,同样的财富会由于个体心理成本的差异而出现不同的边际消费倾向。^⑧Samwick 认为,在现收现付制向基金制转轨的过程中,如果转轨成本是通过税收而不是债务方式实现的,则稳态下储蓄率可能会提高。^⑨白重恩等人

- ① 钟水映、李魁:《劳动力抚养负担对居民储蓄率的影响研究》,《中国人口科学》2009年第1期。
- ② 李文星等:《中国人口年龄结构和居民消费:1989—2004》,《经济研究》2008年第7期。
- ③ O. P. Attanasio and A. Brugiavini, “Social Security and Household Saving,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol.118, no.3, 2003, pp.1075-1119.
- ④ 何立新等:《养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据》,《经济研究》2008年第10期。
- ⑤ 李雪增、朱崇实:《养老保险能否有效降低家庭储蓄:基于中国省级动态面板数据的实证研究》,《厦门大学学报》2011年第3期。
- ⑥ J. A. Rojas and C. Urrutia, “Social Security Reform with Uninsurable Income Risk and Endogenous Borrowing Constraints,” *Review of Economic Dynamics*, vol.11, no.1, 2008, pp.83-103.
- ⑦ P. Cagan, *The Effect of Pension Plans on Aggregate Saving: Evidence from a Sample Survey*, New York: Nation Bureau of Economic Research, 1965.
- ⑧ R. H. Thaler, *Quasi Rational Economics*, New York: Russell Sage Foundation, 1994.
- ⑨ A. Samwick, “Is Pension Reform Conducive to Higher Saving?” *The Review of Economics and Statistics*, vol.82, no.2, 2000, pp.264-272.

的研究发现, 社保水平的提高如果通过增加职工的缴费负担来实现, 则会导致职工当前可支配收入的下降, 在信贷市场不完善且人们有目标性储蓄动机的时候, 这样的政策很可能会抑制当前消费。^①

第三种观点主张, 社会保障制度对储蓄的影响是“中性”或者不确定的。Yakita 认为, 由于个体预期寿命的不确定性和养老金市场的不完善, 使得社会保障对储蓄不会产生实质性影响。^② 顾海兵、张实桐认为, 社会保障的主要功能在于把高收入者的一部分收入转移至低收入者, 如果不考虑这两类群体的边际消费倾向差异, 那么它对总消费和总储蓄的影响是“中性”的。^③ Feldstein 认为, 社会保障会从“资产替代效应”(asset substitution effect) 和“诱致退休效应”(induced retirement effect) 两种相反的方向影响储蓄。^④

本文的创新体现在以下几方面。(1) 我们从急剧变化的人口年龄结构入手, 并以虚拟变量的形式, 将养老保险制度转轨纳入到模型的分析中, 试图构建出一般化的理论框架, 计量检验中通过对解释变量的逐轮筛选, 尝试给出中国居民储蓄的人口学解释。(2) 现有的经验分析主要是基于微观调查数据, 该做法有助于捕捉个体差异对于储蓄的影响, 但是抽样调查很难面对特定个体生成较长时序的数据, 考察的样本期一般较短, 宏观数据则可以在一定程度上弥补这方面的缺陷。不可否认, 使用宏观数据可能会过滤掉教育程度、婚姻状况、社会资本等“个体固定效应”, 不过正如统计学中“中心极限定理”所指出的, 大量随机个体之和近似服从正态分布。此外, 基于宏观数据的计量模型可能会存在内生性问题, 对此, 我们引入了被解释变量的滞后项, 利用动态面板数据方法引入工具变量, 尽可能消除这方面的干扰。(3) 我们的研究结论表明, 养老保险制度与居民储蓄之间并不存在必然的因果关系, 片面地追求扩大养老保险覆盖面, 并不能纾解居民的储蓄压力, 养老保险制度设计的重点应该是减少不确定性, 为居民提供一个明朗的预期, 要尽可能避免养老保险制度转轨中的“碎片化”、“举棋不定”、“左右摇摆”以及“缺乏连续性”等现象。本文余下内容安排如下: 第二部分梳理中国人口年龄结构、养老保险制度改革的基本事实, 确立研究的现实背景; 第三部分给出基本模型; 第四、五部分对模型做经验分析; 第六部分提出相关的政策涵义。

① 参见白重恩等:《中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响》,《中国社会科学》2012年第8期。

② A. Yakita, "Uncertain Lifetime, Fertility and Social Security," *Journal of Population Economics*, vol.14, no.4, 2001, pp.635-640.

③ 顾海兵、张实桐:《试论社会保障水平与消费水平的不相关》,《经济学家》2010年第1期。

④ M. Feldstein, "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, vol.82, no.5, 1974, pp.905-926.

二、背景与典型化事实

(一) 中国人口年龄结构的变化

人口转型是指在“高出生率、高死亡率、低自然增长率”的原始人口再生产类型中，由于死亡率的先行下降，而过渡到“高出生率、低死亡率、高自然增长率”的传统人口再生产类型；而后因出生率的随之下降，人口增长减速，从而进入“低出生率、低死亡率、低自然增长率”的现代人口再生产类型。我国的人口转型具有特殊性，它不仅是家庭生育观转变的产物，还是计划生育政策急速“刹车”提前催生的结果。20世纪70年代以来，我国人口出生率迅猛下降，由1978年的18.3%下滑至2011年的11.9%，其间人口死亡率保持在7.11%水平，自然增长率由1978年的10%以上，下挫至2011年的5%，基本进入“低出生率、低死亡率、低自然增长率”的现代型人口增长阶段。我国用不到30年的时间，完成了发达国家上百年的人口转变历程。^①

随人口转型接踵而至的是人口结构的深刻变化，由于人口出生率的走低早于人口死亡率的下降，所以劳动适龄人口比重会在一个较短的时期内处于较高水平，“橄榄形”人口结构占据主导。统计资料显示，1982—2010年少儿抚育负担以年均3.22%的幅度降低，老年抚育负担以1.46%的幅度增加，总抚育负担以年均1.76%的幅度降低。^②由于少儿人口抚育比的下降和老年人口抚育比的上升之间的间隔很短，总抚育比仅仅短期内会停留在较低的水平上，人口老龄化的来临将难以避免。特别是新中国成立初期的“婴儿潮”所涉及的人口即将到达退休年龄，人口年龄结构也将完成由“橄榄形”向“倒金字塔形”的转变，届时“人口红利”将退变为“人口负债”。联合国人口司的预测显示：2030年我国两类抚养负担发生历史性“交叉”，老年抚育负担超过少儿抚育负担，开始全面影响经济社会生活，届时65岁以上人口将达到2.36亿，占总人口比重的15.12%。^③

① 数据由各年度的中华人民共和国国家统计局编《中国统计年鉴》（北京：中国统计出版社）计算得到。

② 数据由各年度的中华人民共和国国家统计局编《中国统计年鉴》计算得到。具体计算方法是：少儿人口抚育比为单位工作人口抚养的少儿人口数量，老年人口抚育比为单位工作人口抚养的老年人口数量。

③ 数据由联合国人口司编《中国人口预测1950—2050》计算得到。网址为 <http://esa.un.org/unpd/wpp/Documentation/publications.htm>。

(二) 人口结构急变下的养老保险制度转轨

按照筹资模式的差异, Feldstein 和 Liebman 将养老保险制度划分为现收现付制 (pay-as-you-go)、完全积累制 (full-funded) 以及部分积累制 (partial-funded) 三种形式。^① 现收现付制的特点在于, 当期工作的人为已退休人员的养老提供融资支持, 以支定收, 不留存资金积累。完全基金制是国家为个人建立账户, 并进行强制性储蓄, 个人账户中会留存数目较大的资金积累。部分基金制是介于现收现付和完全积累之间的一种混合模式, 其常见的表现形式是“统账结合”, 即养老保险缴费中的“社会统筹”账户用于支付当期养老金, 另一部分进入“个人账户”用于基金积累。一般来说, 养老保险制度的设计需要重点审视三个问题。一是公平性, 即个人一生中得到的养老金精算现值与其一生中缴纳的养老保险费是否相等。二是互助共济性, 即养老金是否存在代际间、代际内的收入再分配效应。^② 三是如果存在养老金的积累, 如何确保其不受通货膨胀的蚕食。

中国传统的养老保险制度是在计划经济的“母体”中生成的, 国家通过企业对职工承担养老保障的责任, 在筹资方式上是一种现收现付模式。改革开放后, 国有企业与国家间利润分成的调整以及非国有企业的介入, 打破了计划经济下养老保障的既定模式, 开始出现个人、企业、国家共同出资的格局。但是, 由于企业间生产率水平的差异, 养老金待遇层次不齐, 碎片化的养老金管理问题凸显, 难以实现“互助互济”的功能。于是, 1991年国务院颁布了《关于企业职工养老保险制度改革的决定》, 确定了基本养老保险由社会统筹和部分积累相结合的思路;^③ 1997年国务院出台的《关于建立统一的企业职工养老保险制度的决定》,^④ 进一步明确了各地区“统账结合”的缴费比例, 统一按职工工资的11%建立个人账户, 个人缴费率由职工工资的4%提高到8%, 企业缴费率为职工工资的20%,

① M. Feldstein and J. B. Liebman, “Social Security,” NBER Working Paper, no. 8451, 2001.

② A. B. Atkinson, “Income Maintenance and Social Insurance,” in A. J. Auerbach and M. Feldstein, eds., *Handbook of Public Economics*, vol. 2, Amsterdam: North Holland, 1987, pp. 779-908; R. Kanbur, “Conceptualizing Social Security and Income Redistribution,” Working Paper, http://econpapers.repec.org/paper/esswpaper/id_3a3500.htm, 2011.

③ 中华人民共和国国务院:《国务院关于企业职工养老保险制度改革的决定》, 国发[1991] 33号, 1991年6月26日。

④ 中华人民共和国国务院:《国务院关于建立统一的企业职工养老保险制度的决定》, 国发[1997] 26号, 1997年7月16日。

大约为职工提供 58.5% 的目标替代率。^① 针对个人账户在实际运行中的“空转”，国务院在 2005 年又提出做小做实个人账户，规定个人账户的规模统一由缴费工资的 11% 调整为 8%。^②

从中国养老保险制度改革的整个历程不难看出，养老保险制度由现收现付制向部分积累制的转轨，透视出政策制定者意在凭借“社会统筹”消化历史沉积的养老负担，化解“老人”、“中人”和“新人”之间的利益冲突；同时借助“个人账户”，激发个体缴费积极性，以应对未来人口老年化的支付压力，最终建立多支柱的养老保障体系。但是，个人账户与社会统筹在管理和使用上一旦“脱钩”，就会出现巨额养老资金缺口。虽然 2005 年国务院规定，凡国家拥有股份的股份有限公司在首次公开发行（IPO）或增发股票时，需按照融资额的 10% 出售国有股，并将其收入上缴全国社保基金，但这一做法最终因股市的不良反应而夭折。取而代之的是，政府不得不调度个人账户资金，以弥补当期统筹账户之缺口，个人账户的“空转”成为常态。“辽宁模式”迟迟难以推广，^③“黑吉模式”的出现，^④都足以证明统账结合模式在现实中的困境。2006 年以来，一些专家建议推行“记账式个人账户”（NDC），保持个人账户的作用，但并不做实，不进行资金积累，从而避免养老保险制度转轨所带来的“隐性负债”压力。^⑤

-
- ① 一些学者指出，由于企业逃费基、低收入参保人员不断增加、个人账户资金贬值等原因，养老金保险支付水平不断下滑，养老金保险替代率从起初设计的 58% 下挫至 40%。在基本养老保险待遇下降的情况下，企业补充养老保险（又称“企业年金”或者“小补充保险”）得到发展，国家将其定位为多层次养老保险体系中的第二层次。（参阅杨燕绥、张芳芳：《不同的老龄化，不同的发展模式》，《国际经济评论》2012 年第 1 期）
- ② 中华人民共和国国务院：《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》，国发〔2005〕38 号，2005 年 12 月 3 日。
- ③ 辽宁省作为国家社会保障改革试点单位，首次在国内做到了“统账”分开，个人账户做实，又称“补缺口”模式。
- ④ 黑龙江和吉林二省职工养老保险中，个人账户基金留在地方，直接弥补当期统筹账户发放缺口，个人账户形式上仍为空账，又称“补账户”模式。
- ⑤ 记账式账户的提出，破除了“个人账户”只能是完全积累制单一类型的误解，其优点在于回避了资本市场上资产价值短期内的波动，可以在一定程度上缓解中国当前养老金支付缺口所带来的财政压力。但究竟是将其作为基本养老保险制度的组成部分，还是补充性的制度，是坚持强制性，还是自愿性，仍然处于争议中。（参见李剑阁：《记账式个人账户更符合国情》，http://www.cnension.net/index_lm/2008-05-30/167571.html，2008 年 5 月 30 日；郑秉文：《剔除相关因素养老金几无余额》，<http://www.rmlt.com.cn/News/201301/201301090955149891.html>，2013 年 1 月 9 日）

三、基本模型

本模型在 Brooks 基础上，引入社会保障对个体消费行为的影响。^① 我们考察的代表性个体情况如下：该代表性个体 t 期处于中年阶段 (m)，其收入 y_t^m 需要维持子女在 t 期的消费 C_t^e 、自身在 t 期以及 $t+1$ 期的消费 C_t^m 和 C_{t+1}^0 ，由于强制性养老保险制度的推行，个体在 t 期需要缴纳养老费 D_t^m ，在退休后（即 $t+1$ 期）可以领取养老金 P_{t+1}^0 ，代表性个体进入老年阶段后，依靠其年轻时的储蓄和养老金维持生活，子女出生率为 n_t ，效用是跨期可累加的。效用函数如 (1) 式：

$$U_t^m = \tau (1+n_t)^{1-\epsilon} \frac{(C_t^e)^{1-\theta}}{1-\theta} + \frac{(C_t^m)^{1-\theta}}{1-\theta} + \beta \frac{(C_{t+1}^0)^{1-\theta}}{1-\theta} \quad (1)$$

个体预算约束如 (2) 式：

$$(1+n_t) C_t^e + C_t^m + \frac{C_{t+1}^0}{1+r_{t+1}} = y_t^m - D_t^m + \frac{P_{t+1}^0}{1+r} \quad (2)$$

$\tau (1+n)^{1-\epsilon}$ 是一个“利他主义”表达式，即子女消费对于父母的效用， ϵ 用于测定子女消费边际效用的递减程度 ($\epsilon > 0$)， r 表示利率， θ 是不变风险规避系数， β 是效用贴现率。个体一生中的净财富 $\psi_t^m = y_t^m - D_t^m + \frac{P_{t+1}^0}{1+r}$ 。

联立 (1) 式和 (2) 式，得到代表性个体的最优消费规划为：

$$C_t^e = \tau^{\frac{1}{\theta}} (1+n_t)^{-\frac{\epsilon}{\theta}} (\Omega)^{-1} \psi_t^m \quad (3)$$

$$C_t^m = (\Omega)^{-1} \psi_t^m \quad (4)$$

$$C_{t+1}^0 = \beta^{\frac{1}{\theta}} (1+r_{t+1})^{\frac{1}{\theta}} (\Omega)^{-1} \psi_t^m \quad (5)$$

其中， $\Omega = [\tau^{\frac{1}{\theta}} (1+n_t)^{\frac{\theta-\epsilon}{\theta}} + 1 + \beta^{\frac{1}{\theta}} (1+r_{t+1})^{\frac{1-\theta}{\theta}}]$ 。

(1) 至 (5) 式给出了微观个体的最优消费规划，但是一国居民总储蓄率不仅受到单个居民储蓄率的影响，还与各年龄段的人口数量，或者说人口结构有关。对此，我们做如下假定： $t-1$ 期的总人口为 L ，少儿人口、中年人口（或称“工作人口”）以及老年人口的比重分别为 λ_1 、 λ_2 、 λ_3 ，人口增长率为 n_{t-1} ，到了 t 期， $t-1$ 期的少儿人口和工作人口成长为工作人口和老年人口。此外，为了反映现实中人均寿命不断延长的事实，我们假设 $t-1$ 期的老人到了 t 期仍有 η_t 比例继续存活， $t+1$ 期的情况依次类推，人口结构的动态变化见表 1。

^① R. Brooks, "Population Aging and Capital Flows in a Parallel Universe," IMF Staff Papers, no. 50, 2003, pp. 200-221.

表 1 经济体的人口年龄结构

	少儿人口	工作人口	老年人口
t-1 期	$\lambda_1 L$	$\lambda_2 L$	$\lambda_3 L$
t 期	$(1+n_t) \lambda_1 L$	$\lambda_1 L$	$\lambda_2 L + \lambda_3 \eta_t L$
t+1 期	$(1+n_t)(1+n_{t+1}) \lambda_1 L$	$(1+n_t) \lambda_1 L$	$\lambda_1 L + (\lambda_2 L + \lambda_3 \eta_t L) \eta_{t+1}$

命题 1: 人均寿命的延长、老年人口抚育负担的上升, 对储蓄存在显著的抑制作用; 但人口出生率、少儿人口抚育负担对储蓄的影响则不确定, 它取决于 ϵ 和 θ , 当孩子的边际效用递减较快, 个体跨期消费替代弹性 ($1/\theta$) 较高时, 家庭储蓄率上升。

命题 1 可由如下推导得到: 按照人口经济学的定义, 少儿人口抚育比为单位工作人口抚养的少儿人口数量, 老年人口抚育比为单位工作人口抚养的老年人口数量。

结合表 1, 可知 t 期少儿人口抚育比为 $d_t^y = \frac{1+n_t}{\lambda_1}$, 老年人口抚育比为 $d_t^o = \frac{\lambda_2 + \lambda_3 \eta_t}{\lambda_1}$, 则 t 期居民的总储蓄率 s_t^p 为:

$$s_t^p = \frac{\lambda_1 L [\psi_t^m - (\Omega)^{-1} \psi_t^o] - (1+n_t) \lambda_1 L [\tau^{\frac{1}{\theta}} (1+n_t)^{-\frac{\epsilon}{\theta}} (\Omega)^{-1} \psi_t^m]}{\lambda_1 L \psi_t^m} - \frac{(\lambda_2 L + \lambda_3 \eta_t L) \beta^{\frac{1}{\theta}} (1+r_t)^{\frac{1}{\theta}} (\Omega)^{-1} \psi_t^o}{\lambda_1 L \psi_t^m} \quad (6)$$

ψ_t^o 表示 t 期老年人的终身净财富, 简化得到:

$$s_t^p = 1 - (\Omega)^{-1} - \tau^{\frac{1}{\theta}} (1+n_t)^{\frac{\theta-\epsilon}{\theta}} (\Omega)^{-1} - \frac{(\lambda_2 + \lambda_3 \eta_t) \beta^{\frac{1}{\theta}} (1+r_t)^{\frac{1}{\theta}} (\Omega)^{-1} \psi_t^o}{\lambda_1 \psi_t^m} \quad (7)$$

由 (7) 式可得如下不等式:

$$\frac{\partial s_t^p}{\partial d_t^y} = \lambda_1 \frac{\partial s_t^p}{\partial n_t} = -\frac{\theta-\epsilon}{\theta} \left[\tau^{\frac{1}{\theta}} (1+n_t)^{-\frac{\epsilon}{\theta}} (\Omega)^{-1} - \tau^{\frac{2}{\theta}} (1+n_t)^{\frac{\theta-2\epsilon}{\theta}} (\Omega)^{-2} \right] \quad (8)$$

$$\frac{\partial s_t^p}{\partial \eta_t} = -\frac{\lambda_3 \beta^{\frac{1}{\theta}} (1+r_t)^{\frac{1}{\theta}} (\Omega)^{-1} \psi_t^o}{\lambda_1 \psi_t^m} < 0$$

$$\frac{\partial s_t^p}{\partial d_t^o} = -\frac{\beta^{\frac{1}{\theta}} (1+r_t)^{\frac{1}{\theta}} (\Omega)^{-1} \psi_t^o}{\psi_t^m} < 0 \quad (9)$$

命题 1 的逻辑如下: 64 岁以上老年人口属于非工作人群, 其储蓄 $s = y - c = -c$, 所以老年人口为负储蓄, 老年人口比重的增加倾向于下拉总的居民储蓄率。当下, 虽然我国的老年人口比重在增加, 但是劳动适龄人口比重也在增加, 而且数量庞大, 可以说是“生之者众, 食之者寡”, 即人口学中所谓的“人口红利”。受新中国成立初期“婴儿潮”的影响, 我国工作人口的年龄结构也比较特殊, 50—60 岁之

间的人口占据了较高比重。他们要为即将到来的退休生活进行储蓄，加之这部分人群工作年限较长，收入较高，储蓄规模较大。^①因此，模型1的结论与当下人口老年化愈演愈烈、储蓄率持续攀升的事实并不抵牾。

命题2：如果不存在流动性约束，完全积累制下的养老金计划不会改变个体的最优消费规划；但是，若一项养老保险制度改革引起了养老金财富在代际间的重新分配，则会通过“财富效应”，改变人们的终身预算约束和最优消费规划。

命题2的推导如下：在完全积累制下，个人养老金收支关系为 $P_{t+1}^0 = (1 + r_{t+1}) D_t^m$ ，所以 $\psi_t^m = y_t^m$ ，即养老金计划不改变个体的终身预算。若个体在金融市场上可以按照现行利率自由融资，则作为强制性储蓄的养老保险金与私人储蓄之间不存在实质性区别，也就不会改变个体的最优消费路径，巴罗—李嘉图等价成立。^②但是在现收现付制下，养老保险制度可能是“非中性”的，由当代工作人口为退休人口的养老提供融资，即 $P_t^0 = D_t^m$ ，会出现个体一生中领取的养老金精算现值与本人一生中缴纳的养老保险费精算现值不相等的情形，即出现养老金的代际转移。若 $P_{t+1}^0 < (1 + r_{t+1}) D_t^m$ ，表明养老金财富由当代人转移至上一代人，当代人的养老金净财富为负。由于

$$\frac{\partial s_t^p}{\partial (\psi_t^0/\psi_t^m)} = -\frac{(\lambda_2 + \lambda_3 \eta_t) \beta^{\frac{1}{\theta}} (1 + r_t)^{\frac{1}{\theta}} (\Omega)^{-1}}{\lambda_1} < 0, \text{ 所}$$

以若养老保险制度改革 (reform) 降低了 ψ_t^0/ψ_t^m ，则 $\frac{\partial s_t^p}{\partial (\text{reform})} > 0$ 。考虑到代际

之间经济增长率的差异，我们假设 $y_{t+1}^m = (1 + g_t) y_t^m$ ，有 $\frac{\partial s_t^p}{\partial g_t} =$

$$\frac{(\lambda_2 + \lambda_3 \eta_t) \beta^{\frac{1}{\theta}} (1 + r_t)^{\frac{1}{\theta}} (\Omega)^{-1} \psi_t^0}{\lambda_1 y_{t-1}^m (\psi_t^m)^2} > 0。$$

四、计量模型、变量和数据

(一) 模型的设定

命题1和命题2给出了人口年龄结构、养老保险制度以及经济增长率对于储蓄率的影响。此外，中国经济特殊的二元结构以及收入或支出的不确定性，也可能构成高

① 范叙春、朱保华认为，在考虑“时间效应”与不考虑“时间效应”下，老年人口抚育比对储蓄率的影响是完全相反的。（范叙春、朱保华：《预期寿命增长、年龄结构改变与我国国民储蓄率》，《人口研究》2012年第4期）

② T. L. Hungerford, “The Social Security Surplus and Public Saving,” *Public Finance Review*, vol.37, no.1, 2009, pp.94-114.

储蓄的原因，在计量模型中也应该引入相应的解释变量。综合上述因素，本文将解释变量分解为五类：第一类是人口结构，采用少儿人口抚育比（ d^y ）、老年人口抚育比（ d^o ）、人均预期寿命（ η ）代理；第二类是养老保险制度转轨，采用养老保险覆盖率（ $secucov$ ）、养老保险金规模（ $secufund$ ）、1997年养老保险制度改革（ $reform1997$ ）、2005年养老保险制度改革（ $reform2005$ ）代理；第三类是不确定性，采用收入波动（ uny ）和支出波动（ une ）代理；第四类是经济增长，采用人均收入增长率（ g ）代理；第五类是二元结构，采用城乡居民收入差距（ gap ）和城镇化进程（ urb ）代理。据此，本文的计量方程设置为（10）式，其中下标 i 表示地区、下标 t 表示年份， s 为居民储蓄率， α 为滞后内生变量的待估参数（ $|\alpha| < 1$ ）， γ_i 和 f_t 分别代表非观测的地区和时间特定效应， ϵ_{it} 表示随机扰动项， $E(X_{it}\epsilon_{it}) \neq 0$ ， $E(\gamma_i) = E(\epsilon_{it}) = E(\gamma_i\epsilon_{it}) = 0$ 。此外，Kelly 和 Schmidt 的研究发现，人口结构和收入增长的交互作用可能会抑制储蓄，所以模型中引入了二者的交互项 $g \cdot d^y$ 和 $g \cdot d^o$ ：

$$s_{it} = \alpha_0 + \underbrace{\beta_1 g_{it}}_{\text{经济增长}} + \underbrace{\beta_2 gap_{it} + \beta_3 urb_{it}}_{\text{城乡结构}} + \underbrace{\beta_4 d^y_{it} + \beta_5 d^o_{it} + \beta_6 \eta_{it}}_{\text{人口结构}} + \underbrace{\beta_7 cov_{it} + \beta_8 fund_{it} + \beta_9 reform1997_{it} + \beta_{10} reform2005_{it}}_{\text{养老保险制度}} + \underbrace{\beta_{11} g \cdot d^y_{it} + \beta_{12} g \cdot d^o_{it} + \beta_{13} cov_{it} fund_{it}}_{\text{变量的交互项}} + \underbrace{\beta_{14} uny_{it} + \beta_{15} une_{it}}_{\text{不确定性}} + \gamma_i + f_t + \epsilon_{it} \quad (10)$$

（二）变量测度和数据处理

1. 居民储蓄率。按照国民收入核算理论，国民收入从延伸性分配的视角可以划分为居民、企业和政府三大块，本文的居民储蓄率定义为居民储蓄占居民可支配收入的比重。在中国国家统计局公布的省际层面数据中，没有“居民可支配收入”一栏，但是列出了各地区农村居民和城镇居民的年收入和消费情况，本文将城镇居民储蓄率定义为城镇人均储蓄占其人均可支配收入的比重，人均储蓄由人均可支配收入与人均消费相减得到；农村居民储蓄率类似于对城镇居民储蓄率的定义，所不同的是，农村居民人均可支配收入用其人均纯收入代理。因此，居民储蓄率定义为：

$$\text{居民储蓄率} = \frac{\sum_i \text{人口数}_i \times (\text{人均可支配收入}_i - \text{人均消费}_i)}{\sum_i \text{人口数}_i \times \text{人均可支配收入}_i}, \quad i = \text{城镇, 农村}$$

2. 人口年龄结构。考虑到数据的可获得性，人口年龄结构采用 Leff 的做法，^① 选择少儿人口抚育比和老年人口抚育比代理，少儿人口抚育比为 15 岁以下人口数除

① N. H. Leff, "Dependency Rates and Savings Rates," *The American Economic Review*, vol. 59, no. 5, 1969, pp. 886-896.

以15—64岁人口数，老年人口抚育比为65岁以上人口数除以15—64岁人口数。在中国省际层面的统计数据中，早期人口结构的统计口径是按照城市、镇和农村划分的，本文根据各地区城市和镇各自的人口抚育比及其相应的人口数，将城市和镇的人口抚育负担合并为相应的城镇人口抚育负担。

3. 人均寿命。我国现有职工的法定退休年龄男性为60岁，一般女性为50岁，女性干部为55岁。人均寿命的增加，意味着个体一生中非工作期的延长和老年抚育负担的加重，根据命题1，人均寿命应该与储蓄率是一种负相关关系。在现有的口径中，我们无法采集到居民的人均寿命数据，国家统计局仅公布了1990年和2000年各地区的人均预期寿命分布情况。显然，“人均预期寿命”与“人均寿命”存在本质区别。由于“人均预期寿命”主要针对的是未来，如果个体在工作阶段已经预期到未来将存活更长年限，那么他将倾向于进行更多的储蓄，所以理论上“人均预期寿命”与居民储蓄率之间应该是一种正相关关系。本文采用胡英的做法，根据死亡率的历史数据，间接地进行推算。^①

4. 养老保险制度。养老保险制度在现实中折射为养老保险覆盖面和养老保险缴费额。前者一般采用参加养老保险人数占总人口的比重代理，后者以基本养老保险基金收入占GDP的比重代理。此外，为了在回归方程中，体现1997年和2005年两次养老保险制度改革对储蓄的影响，我们引入了1997年和2005年两个时间虚拟变量。即：reform1997 = $\begin{cases} 0, & t < 1997 \\ 1, & t \geq 1997 \end{cases}$ ，reform2005与此类似。

5. 不确定性。不确定性系居民对未来的支出或收入情况不能准确地预知其结果。易行健等认为，如果预期未来消费增长率的平方提高了，那么消费者对未来消费支出增长的预期也随之提高，因此，可以考虑采用“相对谨慎性系数”来代理不确定性或者预防性储蓄动机强度。^② 基于适应性预期理论，Kraay提出，用实际收入与其确定性趋势的差额来测度收入的不确定性。考虑到各省市面板数据的可获取性，本文采用汪浩瀚、唐绍祥的做法，^③ 用支出的均值代理其确定性趋势，并通过

① 具体的推算方法是，利用1990年和2000年各地区的人口死亡率和老年人口比重进行计量回归，得到相应的回归方程：人均寿命 = $80.52283 - 9.905654 \times (\text{人口死亡率}/65\text{岁以上人口比重})$ 。从各个系数的t统计量和F值判断，系数的估计值均是显著的。各地区城镇居民和农村居民的人均预期寿命数据，按照城镇居民人均预期寿命比农村居民人均寿命高出5年推算。（胡英：《中国分城镇乡村人口平均预期寿命探析》，《人口与发展》2010年第2期）

② 易行健等：《预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农村居民的实证研究》，《经济研究》2008年第2期。

③ 汪浩瀚、唐绍祥：《中国农村居民预防性储蓄动机估计及影响因素分析》，《农业技术经济》2010年第1期。

二次方来加大对偏离均值收入的惩罚。即：

$$une = \left(\Delta \ln e_{it} - \frac{\sum_{i=1}^m \Delta \ln e_{it}}{n} \right)^2$$

收入不确定性的度量与此类似。

6. 其他解释变量。收入增长率由各年份的人均收入计算得到，为了剔除物价水平可能带来的偏差，本文利用消费者价格指数进行了矫正。城乡收入差距为城镇居民人均可支配收入除以农村居民人均纯收入。城镇化进程由城镇人口占总人口的比重代理，城镇人口的数量由总人口减去乡村人口得到。本文的样本为 1994—2010 年 30 个省市自治区的面板数据（未包括重庆），人口结构的相关数据主要来源于《中国人口统计年鉴》以及《中国人口和就业统计年鉴》，乡村居民人口数来源于《中国农村统计年鉴》，其余数据均来源于《中国统计年鉴》。为消除异方差，实证中除经济增长率（部分年份为负值）和时间虚拟变量外，其余变量均进行了对数化处理。

五、计量模型的回归结果与解释

（一）计量模型中的内生性问题

由于本文采用的是宏观面板数据，在进行经验分析时，我们必须考虑其异方差和自相关问题。本文对静态面板回归分别进行 Modified Wald 检验和 Wooldridge 检验，结果分别为 $\chi^2(30) = 347.74$ ($\text{Prob} > \chi^2 = 0.000$) 和 $F(1, 29) = 49.36$ ($\text{Prob} > F = 0.000$)，表明静态面板回归模型确实存在异方差和自相关问题。此外，还需考虑以下问题。（1）方程本身的联立性。储蓄受到居民收入增长、养老保险制度的影响，但反过来，储蓄亦可能导致经济的高速增长、居民收入水平的提高、养老保险制度覆盖面的扩大。“人口红利”和高储蓄都可能是经济高速增长的原因，这些将破坏解释变量的外生性假定。（2）测量误差。利用少儿人口抚育比和老年人口抚育比来代理人口年龄结构的做法，学术界有一定的争议。如 Kelly 和 Schmidt 认为，少儿人口抚育负担和老年人口抚育负担之间是高度相关的，将它们同时引入到一个计量模型中，可能会造成严重的多重共线性。^①（3）遗漏变量。在储蓄回归方程中可能会遗漏制度、文化和家庭结构等变量，这些影响将被归入到误差项中。如果遗漏变量和其他解释变量之间存在相关性，则会导致估计系数的偏误，所以我们在解释变量中还引入了储蓄率的滞后项。

对于动态面板数据而言，由于自变量的滞后因变量与各截面上的个体效应和误

^① A. C. Kelley and R. M. Schmidt, "Saving, Dependency and Development," *Journal of Population Economics*, vol. 9, no. 4, 1996, pp. 365-386.

差项相关, 面板 OLS 估计和随机效应估计都是有偏且非一致的。Anderson 和 Hsiao 提出, 利用一阶差分来消除个体效应的影响, 即 $\Delta Y_{it} = \varphi \Delta Y_{i,t-1} + \Delta X_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it}$, 但是转换后模型中滞后的自变量与误差项之间会存在负相关, 从而造成系数估计值较真实值下偏。^① Arellano 和 Bond 利用 Monte Carlo 模拟发现, 差分 GMM 估计相对于固定效应估计以及使用差分工具变量的估计, 自回归系数具有最小的偏误和方差。^② 然而, 在时间跨度 T 比较小时, 变量的过去值对于其未来值只能传递较少的信息, 以水平的滞后值作为工具变量, 就会产生弱工具变量问题。为此, Blundell 和 Bond 建议在差分方程的基础上, 增加水平方程, 利用更多的矩条件, 即系统 GMM 估计。系统 GMM 方法综合利用水平变化和差分变化的信息, 其结果比 OLS 和固定效应模型更为可信。

(二) GMM 估计结果

遵循计量分析中常用的“从一般到特殊”的思路, 本文从较为一般性的研究框架出发逐步剔除变量, 以得到简化模型。在表 2 的基本模型 (1) 中, 我们首先将人口年龄结构、城乡结构、养老保险制度、经济增长率、不确定性等相关变量全部纳入到计量分析中, 发现城镇化、收入不确定性以及部分变量交互项的估计系数, 在统计上不显著。于是在模型中, 我们逐步剔除了这些变量重新进行回归, 最终得到了简化的模型 (4)。^③ 表 2 报告了使用工具变量法进行的二阶段 GMM 估计结果。Sargan 过度识别检验的 p 值为 1, 表明工具变量集是联合有效的。样本的残差序列相关性检验表明, 差分后的残差只存在一阶序列相关, 而无二阶序列相关性, 因此估计的结果可以断定, 原模型的误差项无序列相关。以上检验均表明模型的识别是恰当的。

为了验证计量模型的稳健性, 我们采取如下方法。第一, 拔靴法 (Bootstrapping)。从已有样本中随机抽取个体, 构成一个新的样本, 然后重新计算这个新样本的统计分布。对于小样本数据而言, 拔靴法通过对样本重复抽放, 以近似拟合真实总体, 从而使回归结论更能反映总体的特征。我们选择重复抽样 1000 次, 结果见模型

① T. W. Anderson and C. Hsiao, “Estimation of Dynamic Model with Error Components,” *Journal of the American Statistical Association*, vol. 76, no. 375, 1981, pp. 598-606.

② M. Arellano and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, vol. 58, no. 2, 1991, pp. 277-297.

③ 我们还使用了普通最小二乘法进行回归。结果发现, 少儿人口抚育比和人均预期寿命的系数符号为正, 但未通过显著性检验; 养老保险总支出系数为负, 与其他模型估计结果相反, 表明在解释变量非外生的情况下, 使用经典回归会出现有偏或非一致, 从而验证了我们选择动态面板数据方法的正确性。

(5)。我们发现,采用这种方法由于不能消除模型的内生性问题,部分待估参数的符号和显著性发生了变化,说明了静态模型的失效。第二,分位数回归。在模型(6)中选择分位数回归,剔除一些异常样本,以消除极端值对估算的干扰。^①第三,替换指标法。模型(7)中我们将“人均预期寿命”的测度更换为各省市人口死亡率的相反数,模型(8)中将“养老保险缴费”用“人均养老金”来代理。结果显示,人口年龄结构、预期寿命、养老保险覆盖率、支出不确定性等变量的系数符号以及显著性没有发生变化,表明各个变量之间具有很强的独立性,剔除一个变量或者改变其中一个变量的测度,不会对其他变量的估计结果产生重大影响,因此模型对不同解释变量和不同样本都是稳健的。

此外,中国的城镇与农村被认为是两个独立运行的封闭系统,在人口年龄结构、人均预期寿命、养老保障、消费认知等诸多方面均不尽相同,城镇居民和农村居民在消费方面可能存在各自的“固定效应”,这一点在总体样本回归模型中是无法识别的。所以本文还采用了分样本形式,对城镇居民和农村居民的消费函数分别进行计量回归,以比较两类居民的消费行为是否存在系统性差别,延宕其消费的主导因素是否相同,以便采取有针对性的思路,化解中国当前的高储蓄率。结果发现,城镇家庭由于以工资收入为主,而农村家庭以家庭经营性收入为主,前者是稳定的可预期的,而后者由于农作物对气候和市场的敏感性,表现出高度的不确定性,预防性储蓄动机强烈。特别是在一些子女较多的农村家庭,父母通常是节衣缩食,为子女以后的读书、婚嫁做准备,从而出现“预防性储蓄”和“目标性储蓄”双重叠加的现象。^②

表2 基本模型的估计结果

解释变量	被解释变量:居民储蓄率							
	基本回归方程				稳健性检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
常数项	-17.60** (2.41)	-16.15*** (-3.11)	-23.23*** (-2.99)	-19.54*** (-3.45)	-2.12 (-0.45)	-57.36*** (-3.03)	2.13*** (7.84)	-16.55*** (-3.50)
居民储蓄率 (滞后一期)	-0.103*** (-4.98)	-0.146*** (-10.17)	-0.132*** (-9.49)	-0.133*** (-9.54)		-0.139*** (-7.38)	-0.134*** (-8.90)	-0.114*** (-6.64)

① 我们首先计算各地区人口抚育负担和养老保险覆盖率的均值,以及它们的10%和90%分位数值,然后把样本中低于10%分位数值和高于90%分位数值予以剔除,最终得到24个省市自治区样本(剔除了北京、上海、海南、贵州、云南、西藏)。另外,由于1994—2009年的人口年龄结构数据是根据抽样调查得到的,而2010年的数据则来源于第六次人口普查,统计方法、测度口径上存在差异,所以模型(6)剔除了2010年各省市数据。

② 囿于篇幅,本文没有报告分城乡居民分样本回归结果,感兴趣的读者可向作者索取。

续表 2

解释变量	被解释变量：居民储蓄率							
	基本回归方程				稳健性检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
居民收入增长率	-0.062 (-1.08)	0.008*** (5.71)	0.007*** (6.70)	0.007*** (6.84)	0.005* (1.78)	0.005 (1.55)	0.009*** (5.97)	0.008*** (6.91)
城乡居民收入差距	-0.474** (-2.06)	-0.224* (-1.90)	-0.407** (-2.41)	-0.330** (-2.55)	-0.22* (-1.76)	-0.418** (-2.05)	-0.294** (-2.36)	-0.309*** (-2.62)
少儿抚育比	0.052 (0.20)	0.544*** (4.85)	0.559*** (5.38)	0.524*** (5.76)	0.64*** (3.15)	0.779*** (4.30)	0.458*** (8.41)	0.556*** (5.37)
老年抚育比	-0.256* (-1.68)	-0.242** (-2.29)	-0.311*** (-2.70)	-0.284*** (-2.69)	0.199 (1.22)	-1.244** (-2.39)	-0.161** (-2.27)	-0.243** (-2.54)
人均预期寿命	5.034*** (3.09)	4.238*** (3.75)	5.849*** (3.18)	4.978*** (3.72)	0.688 (0.59)	14.16*** (3.00)	0.754*** (-5.50)	4.154*** (3.74)
养老保险覆盖率	0.172 (1.40)	0.268*** (5.22)	0.259*** (6.93)	0.265*** (7.35)	0.166** (2.54)	0.298*** (4.52)	0.304*** (7.07)	0.218*** (4.89)
养老保险缴费	0.080 (1.44)	0.085*** (4.78)	0.072*** (4.87)	0.072*** (4.97)	0.097** (2.07)	0.034** (3.00)	0.068*** (5.92)	0.084*** (3.23)
1997 年时间 虚拟变量	0.330*** (13.58)	0.351*** (17.19)	0.335*** (20.51)	0.339*** (23.50)	0.346*** (7.86)	0.306*** (6.00)	0.366*** (26.70)	0.312*** (12.93)
2005 年时间 虚拟变量	0.167*** (2.82)	0.189*** (3.11)	0.109*** (6.78)	0.111*** (6.97)	0.147*** (3.20)	0.086*** (2.80)	0.103*** (5.46)	0.088*** (4.76)
支出不确定性	5.598*** (3.15)	7.396*** (5.96)	5.558*** (4.26)	6.61*** (8.62)	4.223*** (3.80)	7.068*** (7.81)	6.554*** (6.80)	6.967*** (9.63)
收入不确定性	3.090 (1.16)	-0.967 (-0.63)	1.866 (0.89)					
城镇化	-0.118 (-0.75)	-0.156 (-0.96)						
居民收入增长率× 少儿抚育比	0.024** (2.54)							
居民收入增长率× 老年抚育比	-0.007 (-0.56)							
养老保险覆盖率× 养老保险缴费	-0.004 (-0.08)							
Wald chi2	2878.37	2400.93	2936.01	2966.39	397.34	2761.32	2558.60	2552.29
Prob>chi2	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

续表 2

解释变量	被解释变量：居民储蓄率							
	基本回归方程				稳健性检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Sargan 检验	22.756 (1.000)	27.417 (1.000)	27.839 (1.000)	28.372 (1.000)		20.509 (1.000)	28.573 (1.000)	27.191 (1.000)
AR ₁	-3.845 (0.000)	-4.143 (0.000)	-4.182 (0.000)	-4.185 (0.000)		-3.369 (0.001)	-4.191 (0.000)	-4.117 (0.000)
AR ₂	1.400 (0.161)	1.203 (0.229)	1.272 (0.203)	1.255 (0.209)		-3.889 (0.697)	0.746 (0.456)	1.285 (0.198)
观测值个数	510	510	510	510	510	384	510	510

注：1. 本表所有估计均使用 Stata10，估计方法为动态面板二步估计法。

2. **、*、. 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下的统计显著性，括号中数据为 t 统计量。

3. Sargan 检验给出的是过度识别的检验值，AR₁、AR₂ 分别表示一阶和二阶残差序列的 Arellano-Bond 自相关检验。

4. 方程 (5) 为拔靴法 (Bootstrapping) 检验，方程 (6) 为分位数回归检验，方程 (7) 和 (8) 为替换指标回归检验。

(三) 估算结果的经济涵义

1. 少儿抚育比与居民储蓄之间呈正相关，且在 1% 显著性水平下通过了检验。一般认为，少儿人口属于非工作人口，少儿抚育负担增加时，收入可能不变，但总支出会增加，储蓄相应地减少。本文的研究结论与此不同，其原因可能如下。(1) 由于贝克尔式的权衡，^① 当家庭中的子女数量增加时，支出并不会同幅度增加，特别是在 ϵ 很大时，家庭支出可能增加得很少。(2) 随着教育成本的递增，家庭在子女身上的支出重心，逐渐由传统的衣食住行转向教育，家庭支出趋于“远期化”。(3) 计量模型中的技术性原因。例如，理论上人口抚育负担是就非工作人口占工作人口的比重而言的，单纯从人口年龄进行测度不完全准确；劳动供给可能是内生的，当家庭中子女数量增加时，父母可能减少闲暇；少儿抚育比未能区分作为家长的个体和非家长的个体，而这可能成为生命周期假设检验的关键。^②

2. 老年抚育比系数为负，说明老年人口比重的加大抑制了居民储蓄率，这与命题 1 的结论是吻合的。其原因可能在于，老年人口比重上升后，医疗支出增加，社

① G.S.Becker and R. J. Barro, "A Reformation of the Economic Theory of Fertility," *The Quarterly Journal of Economics*, vol.103, no.1, 1988, pp.1-25.

② 保罗·舒尔茨：《人口结构与储蓄：亚洲的经验证据及其对中国的意义》，《经济学（季刊）》第 4 卷第 4 期，2005 年。

会创新能力弱化,经济增长受阻。在以往的实证研究中,也有发现老年人口比重变化对储蓄没有显著影响,甚至正相关的,并将此原因归结为代际间强烈的“遗产馈赠动机”。但问题是,个体一生中的消费规划往往是在中年工作时做出的,当其进入老年时,已经不大可能再会改变自己的消费路径了。换言之,即使存在“遗产馈赠动机”,那么该笔财富在个体工作时就已经预留。还有一代表性观点是“内生劳动力供给”,^①认为在中国家庭式养老模式下,当养老负担较重时,年轻一代可能减少闲暇,更努力地工作。^②表2的基本回归方程(1)引入了老年抚育比与经济增长的交互项,由于该交互项与经济增长之间高度的相关性,结果造成模型难以避免的多重共线性,变量的估计参数通不过检验。

3. 作为一种前瞻性因素(forward-looking),人均预期寿命对储蓄的影响显著为正,且在不同模型下保持了较高的稳定性,这一结论与 Sheshinski、刘生龙等的研究结果类似。^③由于我国的退休年龄是刚性的,人均预期寿命的延长,意味着个体在退休后将会经历更长时间的非工作期,从而需要更多的储蓄。人均预期寿命延长对于储蓄的助长,其机制不仅在于人口抚育负担的上扬,更重要的在于老年人口的老龄化,即“高龄化”,由此而产生的“惯性推移”和“高龄洪峰”效应愈发明显。“自理能力部分丧失”带来的护理费用和疾病频发引起的医疗支出,都在很大程度上诱导当代人进行更多的储蓄,以备未来之需。

4. 养老保险覆盖面、养老保险缴费率、养老保险制度改革,均显著提高了居民储蓄率。这与我们直觉上认为社会保障可以弱化居民预防性储蓄倾向,从而减少储蓄的看法不太一致。综合已有的研究和中国养老保险制度的实际运行,我们认为其原因如下。(1)由于我国养老保险制度由“现收现付制”向“部分积累制”转轨、养老金投资收益不确定、金融市场不完备等特点,使得居民对于养老金账户资产评价较低,养老金资产难以替代居民其他资产,二者之间的“替代关系”不成立。(2)养老保险制度调整频繁,政策设计在各种目标的平衡中举棋不定,养老金发放的标准、退休年龄的确定等都处在极大的争议中,整个养老保险体系无法给公众释放一个明朗的预期,个人无法确切了解养老金的实际价值有多大,从而不得不依靠自身的储蓄来为今后的老年生活提供保障。(3)养老保险制度长期的“双轨

① A. C. Kelley, "Population Growth, the Dependency Rate, and the Pace of Economic Development," *Population Studies*, vol.27, no.3, 1973, pp.405-414.

② 彭浩然认为,在我国现行的基本养老保险制度下,职工延迟退休会存在较高的边际隐性税,从而增加了职工提前退休行为出现的概率。(彭浩然:《基本养老保险制度对个人退休行为的激励程度研究》,《统计研究》2012年第9期)

③ E. Sheshinski, "Longevity and Aggregate Savings," Centre for the Study of Rationality, Hebrew University, Jerusalem, Discussion Paper, no.519, 2009;刘生龙等:《预期寿命与中国家庭储蓄》,《经济研究》2012年第8期。

制”运行，以及养老保险制度改革的“非中性”，造成养老保险制度改革中部分人受益、部分人可能受损，若受益者的边际消费倾向相对较低，则反而会助长总的居民储蓄率。

5. 居民收入增长率的估计参数在1%的显著性水平下通过了检验，且系数符号为正，与理论预期相吻合，表明经济的高速增长所带来的财富相对增加（即 ψ^w/ψ^0 上升），是驱动当下中国居民储蓄持续攀升的原因之一。收入不确定性的系数通不过显著性检验，支出的不确定性显著提高了居民储蓄，且在不同模型下保持了稳健性，说明造成当前预防性储蓄的主要原因是来自于支出方面。预防性储蓄理论表明，在不确定性情况下，预期未来消费的边际效用要大于确定性情况下消费的边际效用，并诱导消费者把更多的财富转移至未来。当前，随着传统农业社会向现代工业社会的结构转型，计划经济向市场经济的体制转轨，居民面对的风险因素增多，“教育”、“养老”、“防病”、“防失业”、“防通胀”等预防性动机推高了中国居民的储蓄率。加之，中国居民家庭金融资产持有形式单一，对预期到的收入表现出过度平滑性，推迟消费现象明显。

六、政策涵义

本文的研究表明，人口结构与养老保险制度转轨对居民储蓄的影响是复杂的、动态的，具有复合函数的性质。我们不能把养老保险财富与个人储蓄视为简单的线性式替代，而必须从养老保险制度改革的深层次背景入手，充分考虑城镇居民和农村居民消费行为的结构性差异，系统地识别少儿抚育负担和老年抚育负担对于家庭预算约束的不同涵义。人口结构促成的高储蓄有其自身的规律，人口结构的“年轻化”或者“老年化”是各年龄段人口规模在时间上错置的结果，从一个完整的周期看，人口年龄结构是平衡的。这意味着，由人口年龄结构引起的居民储蓄，在某种程度上具有自发调整的机制。我们必须基于人口学规律，在宽广的经济社会视野中，科学、合理地评估人口结构与养老保险制度改革对中国居民储蓄的影响，并提供切实可行的政策性治理思路。

劳动适龄人口是社会消费的“主力军”，在中国当前“橄榄形”人口结构下，挖掘劳动适龄人口消费潜力，培育其新的消费热点，对于撬动内需具有重要意义。在我国已经进入消费结构升级换代，消费方式逐步由生产型向发展型和享受型转变的背景下，我们应充分利用这一契机，适时引导劳动适龄人口将消费重心转向收入需求弹性较高的汽车、教育、医疗、旅游、电信、家庭娱乐等现代产品和服务，通过消费结构的升级来扩大内需。

采取“小步渐进”的方式，逐步将个体法定退休年龄延迟至65岁。中国目前的高储蓄既有宏观层面上适龄劳动人口比重过高的原因，也不乏个体工作年限过短的

因素。我国现有男性职工 60 岁、女干部 55 岁、一般女性职工 50 岁的法定退休年龄，已经不能反映我国人口方面的诸多变化。随着居民受教育年限的增加，其进入劳动力市场的时间愈来愈晚，在退休年龄没有延期的情况下，居民的工作年限缩短了。人口学家预计，在 2030 年左右，我国人口红利的窗口将关闭，延长退休年龄有助于缓解愈演愈烈的人口老年化以及社保资金的缺口问题。

对于教育、住房、医疗、养老等家庭支出比重高，需求刚性强或者具有准公共品属性的特殊商品或服务，政府要在尊重市场规律的前提下进行适度的干预，避免过度市场化，消除恶意投机，从而稳定居民对于未来大类商品支出的预期，降低未来支出不确定性，削弱预防性储蓄动机。同时，政府应完善金融体系和资本市场，增加金融产品，拓宽投资渠道，增加居民的财产性收入，通过收入来源的多元化，降低收入的不确定性。

跳出片面追求扩大养老保险覆盖面的传统思维，将养老保险改革的重心放在代际间养老金财富的再分配上，通过转轨中“隐性负债”的合理分配，降低居民储蓄倾向。为了减少养老保险改革中的不确定性，在制度安排上需要统筹规划、顶层设计，避免条块分割和一味地“打补丁”，使养老保险改革能为居民提供一个更为明朗的预期，从而提振居民消费信心，释放消费潜力，实现经济的平稳、有序运行。

〔责任编辑：梁 华 责任编审：许建康〕