

# 经济增长、人口结构变化与中国高储蓄

汪 伟\*

**摘 要** 本文以生命周期理论为出发点,并运用中国1989—2006年的省际面板数据考察了经济增长、人口年龄结构变化以及它们的交互作用对中国储蓄率的影响。我们通过不同的识别方式和各种计量方法实证检验发现:市场经济转型带来的经济高速增长与人口政策转变带来的抚养系数下降导致中国储蓄率不断上升,经济增长对储蓄率上升的贡献随着适龄劳动人口数量的增加而被强化,但会随着人口老龄化程度的加深而被弱化。在使用了不同的识别方法与计量技术并控制了其他潜在影响中国储蓄率的各种因素后,我们的结果基本稳健。

**关键词** 生命周期理论,经济增长,人口结构变化,中国高储蓄

## 一、引 言

改革开放三十年来,我国GDP每年平均以9.5%的速度增长,伴随着经济高速增长的是国民储蓄率的大幅提高(表1)。据中国人民银行课题组(1999)的测算,中国1978年以来国民储蓄率较发达国家的储蓄率高出十个百分点,储蓄倾向明显高于工业化国家的平均水平。Kraay(2000)研究发现1978—1995年中国的平均国民储蓄率为37%,而国际平均储蓄率仅为21%。Modigliani and Cao(2004)用个人拥有财富改变量作为居民储蓄的度量,测算了1953—2000年中国的居民储蓄率,他们回顾中国居民储蓄的历史发现了一个令人吃惊的事实:从20世纪50年代到70年代中期,“节俭”的中国人并不那么节俭,因为平均的居民储蓄率低于5%;但到了70年代中期以后,随着中国经济改革的加速推进,储蓄率却稳步上升,尽管中国的人均

\* 上海财经大学财经研究所,通信地址:上海市武东路321号乙,200434;E-mail: wangwei2@mail.shufe.edu.cn。作者衷心感谢第二次全国农业普查课题“扩大农民消费问题研究”(项目批准号,N2303)。本文在“2008年中国经济学年会”、CCER“第五届经济发展研讨会”和“改革开放30年暨孙冶方诞辰百年纪念经济理论研讨会”上报告过,作者感谢田国强、艾春荣、文一、胡永刚、龚关、夏纪军、罗大庆、沈凌、贺欣、郑兵勇、陈利平、龚强、余森杰、程开明、周雄飞、张晓岚、李猛等的有益评论与建议,同时感谢两位匿名审稿人的建设性修改意见,当然文责自负。

收入水平仍远低于工业化国家,然而他们估计的1994年中国居民储蓄率接近34%,与日本20世纪60年代的情况相似。Kuijs(2005,2006)用资金流量方法测算了中国1990—2004年的国民投资和储蓄率,发现中国的国民储蓄率一直维持在40%上下,1994年和2004年国民储蓄率更是高达42.7%和43.5%。本文根据最新公布的统计年鉴推算,发现2005年和2006年的国民总储蓄率分别攀升至48.1%和50.1%。

表1 中国人均收入增长率、抚养系数与储蓄率变化

时间段	1960—1970	1970—1980	1980—1990	1990—2000	1960—2000	1989—2006
人均GDP增长率	2.7%	6.3%	9.4%	10.1%	7.8%	9.6%
抚养系数	79.2%	75.3%	56.9%	53.3%	65.0%	45.8%
国民储蓄率	26.8%	32.8%	34.9%	40.6%	33.9%	42.4%

资料来源:World Bank, World Bank Online Database, 2007 以及《中国统计年鉴》并经作者测算。

中国异乎寻常的高储蓄成为国内外学者研究的热点,其解释的角度也不尽相同。大量文献中经常提到的解释因素包括:公众对未来收入和支出不确定性的“预防性储蓄”动机、社会保障体制的不完善、行为习惯、流动性约束和贫富差距拉大等。这些因素固然重要,但它们几乎都可以通过政府政策来缓解或消除。另外还有两个非常重要的因素却少有人提及,那就是高经济增长与人口年龄结构变化。

本文从经济增长与人口结构变化的角度来分析中国目前的高储蓄现象。从20世纪70年代末开始,中国实行改革开放政策。而几乎与此同时,中国还实行了“只生一个孩子”的严格计划生育政策,改革开放促进了经济的快速增长,而计划生育政策推动了中国人口年龄结构的迅速转型。从表1我们可以看到,经济中的抚养系数的下降与储蓄率的上升似乎是同步的。<sup>1</sup>因此,中国高增长、人口年龄结构的变化是否与高储蓄有关是一个值得深入探讨的具有重大现实意义的问题。从理论上来说,中国的人口转型为评估生育率的外生变化对储蓄率的冲击提供了一个有趣的自然试验,也是从另一个侧面检验生命周期理论(Modigliani and Brumberg, 1954),并为我们观察中国居民的储蓄行为提供了一个新的视角。从长期来看,中国要实现由固定资产投资与出口驱动向消费驱动的经济增长方式的转变、实现可持续增长,就必须考虑对经济增长和储蓄具有长期影响的人口政策。另外,就业、养老系统的设计、医疗保险、教育等都不可避免的与人口的年龄结构相关。因此,研究中国人口结构变化、经济增长对国民储蓄的影响对于今后制定长期的人口和经

<sup>1</sup> 按照国际惯例,抚养系数(或抚养比)通常定义为15岁以下未成年人口+65岁以上老年人口与15—64岁人口的比重。

济政策也具有重要的实践指导意义。

本文余下部分结构安排如下：第二部分回顾并评述现有理论与实证文献；第三部分以生命周期理论为出发点建立本文的计量模型并对 1989—2006 年省际面板数据特征进行描述；第四部分运用不同的识别方式和各种计量技术进行实证检验；第五部分从经济增长与人口结构变化及其相互作用的角度对我国高储蓄率的形成机制、动态变迁进行分析；第六部分是本文的主要结论与政策启示。

## 二、文献综述

人口结构变化与储蓄率的关系集中反映在生命周期模型中。生命周期理论的基本思想是，个体将根据自己一生的预期总收入来平滑自己在各期内的消费，从而实现整个生命周期中的效用最大化。因此，一个人在未成年期和老年期消费高于收入，进行负储蓄；在成年期内消费低于收入，进行储蓄。就一个国家而言，如果该国的未成年人抚养比率和老年人抚养比较高，储蓄率将会较低，反之则反是。与生命周期理论相关的含义是人均收入增长率的变化会影响储蓄：在较快增长经济中的年轻人比处于负储蓄状态的老年人显得更加富裕，从而更多地储蓄，相应地也比处于较慢增长经济中的个体有较高的储蓄率，高增长对储蓄的影响与年轻人相对老年人的数量增加具有同样的效应 (Modigliani, 1966, 1970, 1986)。生命周期也给出了大量关于经济增长与年龄结构交互影响的预测，如 Fry and Mason (1982)、Mason (1987, 1988) 强调的“可变增长率” (variable rate-of-growth) 模型，年龄结构对储蓄的影响依赖于处于不同年龄群体的个体的生命周期财富水平，而这些由经济增长决定。

大量经验文献考察了人口结构、经济增长与储蓄的关系。Leff (1969) 使用 74 个国家的跨国数据发现，在 1964 年如果控制人均 GDP 的对数值和过去五年的人均 GDP 增长率对数值，那么总储蓄率的对数值与 15 岁以下的人口比例和 64 岁以上的人口比例成反比。Modigliani (1970) 早期关于储蓄率的国际比较进一步证实了 Leff 的经验结果，并发现高人均收入增长会导致高储蓄。随后的研究如 Goldberger (1973)、Ram (1982) 发现并不能证实抚养系数对储蓄率有显著影响，因而他们对 Leff 与 Modigliani 的数据处理、变量设定、样本构成和估计方法提出了质疑。虽然 Leff 与 Modigliani 的发现受到了某些质疑，但人均收入增长率与储蓄率的相关关系在总量数据中一直是稳健的，Gersovitz (1988) 给出了一个总结性的评论。后来，Kelley and Schmid (1996) 保留了 Leff 简单的分析框架，但是改正了其中的很多问题。通过对 89 个国家 20 世纪 60 年代、70 年代和 80 年代三组横截面数据的分析，他们发现储蓄率在人均 GDP 较高的国家中比较高，在人均 GDP 增长率较高的国

家也比较高<sup>2</sup>,但是在20世纪60年代和70年代数据中储蓄率与年幼人口和老年人口的比例却没有显著的关系。只有20世纪80年代的数据和生命周期模型的预期结果一样,即年幼人口和老年人的比例与储蓄率呈负相关关系。Higgins和Williamson(1996)的研究表明,从1958年以来,亚洲地区生育率的上升和婴儿死亡率的下降对亚洲人的储蓄、投资产生了显著影响。20世纪60年代以来的亚洲储蓄率的显著增长,主要应该归因于同一时期内未成年人抚养比率的降低。Higgins and Williamson(1997)使用一些亚洲国家的混合横截面与时间序列数据发现,抚养系数对储蓄率存在很强的负面影响。Loayze *et al.* (2000)在研究世界储蓄率差异时发现,人均收入增长率是解释国际储蓄率的最稳健显著的变量,未成年人抚养比率和老年人抚养比率的上升将会减少私人储蓄,如果未成年人抚养比率上升3.5%,储蓄率将会下降1%,如果老年人抚养比率上升3.5%,储蓄率将会下降2%。Schultz(2005)运用1952—1992年间16个亚洲国家和地区的数据,对Higgins and Williamson(1997)的结果进行了重新估计,所得到的国家人口的年龄构成对储蓄率的影响系数还不到Higgins and Williamson(1997)所报告的规模的四分之一。尽管使用多种方法来进行估计,仍然没有发现当期储蓄与年龄构成之间存在重大的依赖关系。从以上有关人口结构、增长与储蓄关系的国际经验分析不难看出,人均收入增长率与储蓄率的相关关系相对稳定,而人口结构与储蓄率的关系却对数据处理、变量设定、样本构成和估计方法比较敏感,存在不少争议,并有待进一步研究。

最近,也有少数学者研究了我国的人口结构变化、经济增长与储蓄率的关系。袁志刚和宋铮(2000)通过构建一个纳入中国养老保险制度之基本特征的迭代模型研究发现,中国的高储蓄很可能就是人口年龄结构变动下个体的理性选择。人口老龄化一般说来会激励居民增加储蓄,由于人口老龄化是计划生育政策的必然结果,它很可能是造成中国城镇居民储蓄倾向上升的一个重要因素。陈利平(2005)通过引入消费攀比讨论了增长与储蓄的关系,并将中国的高储蓄归因于高增长。李杨和殷剑峰(2005)、李杨等(2007)等认为剩余劳动力由农业向工业(工业化)、由农村向城市(城市化)、由国有向非国有(市场化)的持续转移是中国经济能够长期、高速增长的关键,而高储蓄率和高投资率是这种增长模式的必然结果。这些研究或者注意到了人口结构对储蓄的影响,或者注意到了增长的作用,却没有将二者结合起来共同考察,也缺乏对中国数据的实证检验。现有的关于中国的实证检验与国际经验类似,也存在相互矛盾的结论。根据Kraay(2000)的研究,抚养系数对

<sup>2</sup> 根据生命周期理论,并不能得出人均GDP较高的国家储蓄率也比较高的结论,但在生命周期模型稳态和动态中能够得到人均GDP增长率越高储蓄率也越高的结论。

居民储蓄率没有显著影响，而 Modigliani and Cao (2004) 的研究结果则显示少儿抚养系数下降是解释中国居民储蓄率上升的重要因素。此外，Kraay (2000) 认为，未来收入增长率对储蓄率有显著负面影响，而 Modigliani and Cao (2004) 则认为收入增长率对储蓄率有正的显著影响。上面的两个实证研究并没有区分幼年人口抚养比率和老年人口抚养比率对储蓄率的影响，而区分二者对研究中国人口转型中各变量的作用机制非常重要。王德文等 (2004)、Kuijs (2006)、Horioka and Wan (2007)、汪伟 (2008) 的研究则弥补了上述研究的不足。然而他们关于幼年人口抚养比率和老年人口抚养比率对储蓄率的贡献大小与方向的研究结论并不一致（下文的表 2 总结了他们的研究结果），也缺乏对中国人口转型中各变量的作用机制的细致讨论，另外以上研究均没有考虑人口结构变化与经济增长对储蓄率的交互影响，而这些交互影响恰恰反映了人口结构变化与经济增长对储蓄率上升的长期作用机制，对得到所研究问题的结论及其政策含义起着至关重要的作用，此外在控制其他潜在影响储蓄率的因素后结论是否稳健却并不清楚。

鉴于以往研究的种种不足，本文运用 1989—2006 年省际面板数据，从经济增长与人口结构变化的交互作用角度，对中国高储蓄率的形成机制以及动态变迁进行分析，在计量分析上，本文将通过各种不同的识别方法以及控制其他潜在影响储蓄率的各种因素，来克服以往研究的缺陷，以期通过深刻而细致的数量化分析为我国科学制定政策提供有益的借鉴和参考。

### 三、计量模型设定与数据描述

我们以生命周期理论为出发点建立本文的计量模型。生命周期假说的基本核心内涵是，国家储蓄率  $S/Y$  与人均收入无关但依赖于收入增长率。这个结果在 Modigliani 早期的大量文献中有阐述，包括 Modigliani (1966, 1970, 1986)、Modigliani and Cao (2004)，有必要对这个理论的早期论述作一个简短的概括。

该假说认为个体通过他所拥有的终生资源在现期消费和未来消费之间进行最优配置来实现个人效用最大化。因此，个人将终生资源而不是现期收入作为预算约束。这个假说，再加上以下假设：（1）在有限的生命周期内对资源的配置的稳定偏好独立于终生收入的大小；（2）一条按年龄的稳定资源路径，将产生一个稳定的储蓄收入比率和财富收入比率的年龄模式。假设在一定时期总收入以一个稳定增长率  $g$  增长。首先考虑总收入的增长完全是由于人口以同样的增长率增长带来的，此时人均收入不变。接着，随着时间的推移，总消费和总收入都以  $g$  的比率增长，因此消费与收入的比率、储蓄与收入的比率、财富与收入的比率均不变。这样，对于任何给定的  $g$ ，国民财富与国民收入成比率，即  $W = \omega Y$ ， $\omega$  是一个常数并且独立于收入（虽然可能依赖于

$g$ )，因此储蓄就是财富的增长，我们可以推出：

$$S/Y = \Delta W/Y \equiv \omega \Delta Y/Y \equiv \omega g, \quad (1)$$

这里  $g = \Delta Y/Y$  表示收入增长率，因此储蓄率独立于收入而与收入增长率有关。如果收入增长率  $g$  不变，那么  $S/Y$  等于  $\omega g$  将不变。当总收入的增长是由生产力（人均收入）的增长带来的时，相似的结论成立。<sup>3</sup> 由此我们可以得出这样的结论，只要收入的增长相当稳定，具有生命周期假说含义的储蓄函数就可以写成如下形式<sup>4</sup>：

$$S/Y = \beta_0 + \beta_1 g + \varepsilon, \quad (2)$$

这里  $\beta_1$  应当显著为正， $\varepsilon$  是一个随机误差项（独立同分布）。

正如 Modigliani (1966, 1970) 指出的，根据生命周期假说，储蓄随稳定的人口增长而增长。但这个关系并非显而易见，真正影响储蓄的是人口的结构，特别是，正在工作的和没有工作的人口关系是最重要的因素，因为后者由于只消费而不生产收入从而使国民储蓄减少。没有工作的人口包括退休人员 and 未成年人。<sup>5</sup> 当且仅当人口增长已经在足够长的一段时间稳定以至于人口结构在这种增长下达到均衡时，才可预言人口结构与人口增长相关。

当人口增长在各期不断变化时，不同年龄群体的人口数量将以不同的比例增长。现期的人口增长率将与人口结构和储蓄率没有系统关系。由于中国过去半个世纪以来人口出生率和不同年龄段的死亡率经历了大的波动，这些考虑与中国情况是明显有联系的。在这些情况下，应该用上面提到的人口结构分析取代人口增长分析。对于中国，存在大量的因素支持我们前面的探讨，由此我们可以得出结论，具有决定意义的人口结构统计变量是未成年人口数量与工作人口数量的比例（少儿抚养系数，用 YDEP 表示），以及老年人口与工作人口的比例（老人抚养系数，用 ODEP 表示）。在考虑人口年龄结构变化的情况下，我们可以将 (2) 作进一步修正，我们分别加入少儿抚养系数与老人抚养系数来反映人口转型，因此得到下面的基本面板回归方程：

$$SR_{it} = \beta_0 + \beta_1 g_{it} + \beta_2 YDEP_{it} + \beta_3 ODEP_{it} + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

<sup>3</sup> 在上面的假设下，Modigliani(1966, pp. 162—168, pp. 209—214)、Modigliani(1986, pp. 299—302)从理论上严格论证了当收入稳定增长时，储蓄率将是收入增长率的增函数，Modigliani(1966, 1970)、Modigliani and Cao(2004)通过实证分析进一步验证这一理论假说。在本文中，关于储蓄率与增长率的关系的讨论只作简要交代，详细的数学推导可参见上述文献。

<sup>4</sup> 得到上面的结果的一个替代方法是承认前面阐述的关于收入和消费的路径蕴涵着总储蓄是收入和财富的线性(齐次)函数。我们可以证明这个方程意味着如果收入以不变的速度增长，储蓄的财富与收入的比率将趋向于一个常数，并且因此  $S/Y$  将会趋向于满足方程(2)，详细的讨论可参见 Modigliani(1966, pp. 171—173)。

<sup>5</sup> 一个人被归入成年人的年龄在不同国家的划分标准并不一致，它随一个国家的发展程度的不同而不同。对中国来说，她处于早期发展阶段，我们把 15 岁以下的人看做未成年人。按照国际惯例通常将 65 岁及 65 岁以上的人口看做老年人口，而工作人口指 15—64 岁年龄段的人口。

式 (3) 中, 下标  $i$  代表地区,  $t$  表示时间,  $u_i$  为观察不到的地区效应<sup>6</sup>,  $\epsilon_{it}$  为随机扰动项,  $SR_{it}$  表示地区  $i$  时期  $t$  的国民总储蓄率。

为了考察人口年龄结构变化与经济增长对储蓄率的交互影响, 我们在基本回归模型中加入  $YDEP \times g$ ,  $ODEP \times g$  两个交互项, 因此新的估计方程为:

$$SR_{it} = \beta_0 + \beta_1 g_{it} + \beta_2 YDEP_{it} + \beta_3 ODEP_{it} + \beta_4 (YDEP \times g)_{it} + \beta_5 (ODEP \times g)_{it} + u_i + \epsilon_{it}. \quad (4)$$

为了检验结果的稳健性, 我们将加入其他解释变量进行检验, 包括其他收入变量 (如人均 GDP) 与其他人口结构变量, 如反映中国城乡二元结构变化的变量 (城市化)、反映就业结构变化的变量 (城镇从业率) 等。<sup>7</sup> 我们还将控制经济中的潜在影响国民储蓄率的变量, 包括工业 GDP 占 GDP 的比例 (反映产业结构的变迁和企业储蓄变化的影响)、政府财政支出占 GDP 的比例 (反映政府支出的影响)、城乡收入比 (反映收入不平等状况) 以及其他可能影响储蓄率的变量, 如实际利率等 (变量定义见表 2)。另外, 我们还将通过加入滞后一期储蓄率将静态模型拓展到动态模型, 并运用动态面板数据的 GMM 估计方法消除可能存在的识别性偏误。

我们使用的数据是中国 1989—2006 年省际面板数据, 人均 GDP 以及人均 GDP 增长率数据来自《新中国五十五年统计资料汇编》以及 2005—2007 年《中国统计年鉴》, 部分数据来自各省统计年鉴, 个别缺失数据由作者运用插值法计算得出, 人均 GDP 已用 1989 年不变价折算为实际量。抚养系数数据 (YDEP, ODEP, DEP) 来自《中国人口统计年鉴》以及《1990 年以来中国常用人口数据集》。名义利率来自世界银行数据库, 是历年人民银行公布的一年期存款利率, 实际利率用名义利率减去通货膨胀率得到。《中国统计年鉴》并没有直接的储蓄率数据, 本文的国民总储蓄率用 (1 - 最终消费率) 近似, 其他数据均用《中国统计年鉴》和《新中国五十五年统计资料汇编》公布的数据直接计算得到。由于重庆直到 1997 年才从四川独立出来成为直辖市, 因此我们缺少重庆 1997 年以前的数据, 另外西藏一些年份的数据在《中国统计年鉴》上也不可得, 我们将这两个省市的数据剔除了, 因此我们的完

<sup>6</sup> 观察不到的时期效应我们通过加入各年的时间哑变量来控制。考虑到中国发展不平衡、地区差异等国情, 我们在回归方程中加入了东部与中部两个地区哑变量。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南; 中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南; 西部地区包括广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

<sup>7</sup> 人口出生率也是一个重要的人口变量, 一些研究将其作为中国执行“只生一个孩子”计划生育政策的重要代理变量 (如 Li and Zhang, 2007)。在本文的样本期, 中国的人口出生率从 1989 年的平均 21.58% 持续下降到 12.09%, 出生率的下降与中国储蓄率的上升呈现出明显反向变动的关系, 我们似乎应当将其作为解释中国储蓄率的一个重要变量, 但通过计算人口出生率与少儿抚养系数的简单样本相关系数发现, 它们的相关度高达 0.87, 因此这两个变量基本可以互相替代, 为了更好地验证 Modigliani 的生命周期理论, 将两个抚养系数变量作为评估计划生育政策影响的代理变量, 因此在本文的计量回归中剔除了人口出生率这一变量, 计划生育政策的作用主要体现在人口结构的急剧变化上。

全样本数量为 522 个。

表 2 与表 3 分别给出了变量定义与数据的描述性统计量。从样本期数据的描述性统计可以看出,分省的国民总储蓄率、人均 GDP 的增长率以及抚养系数数据均具有很大的变异,储蓄率的均值为 42.4%,变动范围为 17.8%—78.1%;人均 GDP 增长率的均值为 9.6%,变动范围为 -3.7%—38.1%;总抚养的均值为 45.8%,变动范围为 26.5%—67.0%。1989—2006 年少儿抚养系数的平均值为 35.69%,已经大大低于世界平均水平的 46%,而老人负担系数的平均值为 10.14%,已经接近世界平均水平的 13%。<sup>8</sup> 而从数据的散点图(图 1 至图 4)上可以比较清楚地看出,经济增长率与储蓄率存在同步上升趋势,二者的正相关性十分明显。而总抚养系数与储蓄率具有反向变动特征,因此经济增长与人口年龄结构的数据特征似乎与生命周期理论能够很好的吻合,如果将总抚养系数细分为少儿抚养系数与老人抚养系数,我们发现,少儿抚养系数与储蓄率明显负相关,而老人抚养系数与储蓄率则明显正相关。<sup>9</sup> 样本期总抚养系数的下降的贡献主要来自少儿负担系数的下降,而老人抚养系数随着人口老龄化的加速呈现上升趋势,这一降、一升似乎都造成了储蓄率的上升。下面我们通过各种识别方法来检验和揭示它们之间的相关关系,并将经济增长与人口结构变化相结合对我国高储蓄形成的作用机制进行剖析。

表 2 变量定义及近期主要实证结果<sup>10</sup>

变量	表示	定义	预期符号 <sup>11</sup>	近期实证
国民储蓄率(因变量)	tsr	1—最终消费率		
滞后一期国民储蓄率	lagtsr	上年总国民储蓄率	+	5+,6+
人均对数 GDP	lnpgdp	实际人均生产总值对数	不确定	3,4,6+
人均 GDP 增长率	g	实际人均生产总值的增长率	+	1-,2,3,4,5,6+
总抚养系数	dep	少儿负担系数与老人负担系数之和	-	1 不显著,3-
少儿抚养系数	ydep	15 岁以下人口/15—64 岁人口的比例	-	2,3,4,6-,5 不显著
老人抚养系数	odep	65 岁以上人口/15—64 岁人口的比例	-	3,4-,5,6+
少儿抚养增长交互项	gydep	$g \times ydep$	-	
老人抚养增长交互项	godep	$g \times odep$	-	
城市化率	urbli3	城市人口占总人口的比例	-	1 不显著,4,6-
城镇从业率	uempl	城镇从业人员/总从业人员	+	
公共支出/GDP	fisrat	公共财政支出占 GDP 的比例	-	4,6-
工业/GDP	indrat	工业总产值占 GDP 的比例	+	4+

<sup>8</sup> 世界负担系数数据来自联合国人口署数据库的统计。

<sup>9</sup> 这似乎与生命周期理论的预测并不一致,本文将在后面作解析。

<sup>10</sup> 我们这里主要调研了一些近期关于中国储蓄决定因素的研究,1、2、3、4、5、6 分别为 Kraay(2000)、Modigliani and Cao(2004)、王德文等(2004)、Kuijs(2006)、Horioka and Wan(2007)、汪伟(2008)的研究。Kraay 既使用了总量数据也使用了家庭调查分省面板数据,样本期为 1978—1983 年、1984—1989 年。Modigliani and Cao(2004)使用的是 1953—2000 年时间序列总量居民数据;王德文等(2004)使用 1982、1990、2000 年 3 次人口普查数据以及 13 年人口抽样调查资料和统计年鉴公布的其他分省混合数据,取 5 年平均;Kuijs(2006)使用的是世界发展指数数据库公布的 1960—2003 年中国总量数据,取 5 年平均。Horioka and Wan(2007)、汪伟(2008)分别使用的是国家统计局公布的居民分省面板数据,样本期分别为 1995—2004 年、1995—2005 年。

<sup>11</sup> 交互项的符号预测来自 Fry and Mason(1982)的结论,其他变量的符号预测根据生命周期理论或者国际经验结果。



(续表)

变量	表示	定义	预期符号	近期实证
城乡收入比	urrat	城镇人均可支配收入/农村人均纯收入	不确定	
实际利率	rint	一年期存款利率-通货膨胀率	不确定	1 不显著,3,5,6+
东部虚拟变量	east	东部省份取值为1,其他为0	+	3,6+
中部虚拟变量	middle	中部省份取值为1,其他为0	+	3,6+
时间虚拟变量	y89—y06	对应年份取值为1,其他为0	不确定	4 显著

表3 各变量描述性统计量(凡比例变量均为%,收入变量:元)

	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
国民总储蓄率	522	42.43	9.79	17.78	70.11
人均对数 GDP	522	8.58	0.89	6.62	10.96
人均 GDP 增长率	522	9.60	4.18	-3.70	38.1
总抚养系数	522	45.83	8.54	26.53	67.03
少儿抚养系数	522	35.69	9.79	10.45	61.02
老人抚养系数	522	10.14	2.51	4.38	21.88
城市化率	522	31.98	16.15	12.15	89.09
城镇从业率	522	33.06	16.48	11.9	78.00
公共支出/GDP	522	13.33	5.66	4.70	52.04
工业/GDP	522	37.68	8.37	11.20	62.15
城乡收入比	522	2.69	0.69	1.24	4.79
实际利率	522	-0.48	4.91	-17.06	11.14
东部哑变量	522	0.38	0.49	0	1
中部哑变量	522	0.31	0.46	0	1

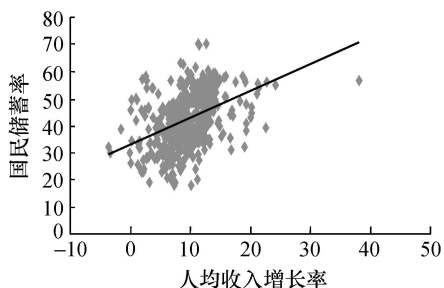


图1 国民储蓄率与人均收入增长率散点图

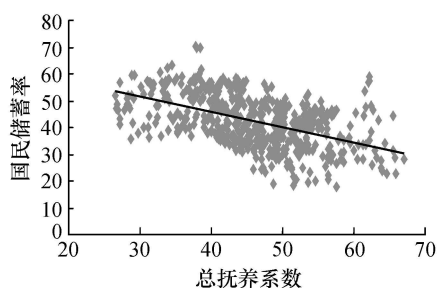


图2 国民储蓄率与总抚养系数散点图

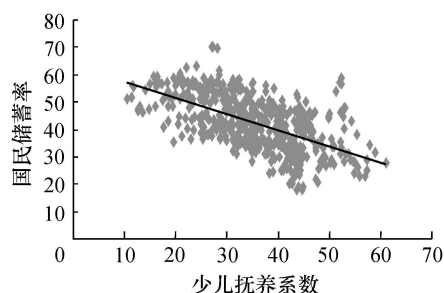


图3 国民储蓄率与少儿抚养系数散点图

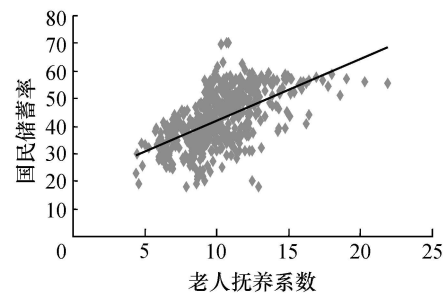


图4 国民储蓄率与老人抚养系数散点图

以上资料来源:《新中国五十五年统计资料汇编》、《中国人口统计年鉴》等,经作者分类整理。

## 四、计量方法与估计结果

### (一) 静态识别

我们分别采取不同的模型识别来估计人均收入增长、人口年龄结构变化对储蓄率的影响。本节,我们不考虑模型可能存在的动态结构,即我们排除滞后因变量上一期的储蓄率。我们首先估计生命周期理论得到的基本的回归方程(3)。运用混合的 OLS、固定效应和随机效应模型估计发现(表4),各解释变量均非常显著,而且有我们预期的符号,人均收入增长率<sup>12</sup>与少儿抚养系数在各种估计中的系数变化并不大,老人负担系数在固定效应与随机效应模型中的估计系数相差很小,但比混合的 OLS 中的估计系数有较大上升。对固定效应与随机效应识别的 Hausman 检验的  $p$  值接近 0.9,表明各变量的固定效应系数与随机效应系数在统计上没有差异。我们尝试着在模型中加入反映时间变化的哑变量,结果发现时间哑变量虽然是整体显著的,但对我们所关注变量的系数的影响并不大,而且对估计的整体解释能力的贡献并不大<sup>13</sup>,因此基本方程的回归结果印证了生命周期理论的预测:经济高速增长与抚养系数的下降是导致中国储蓄率上升的重要因素<sup>14</sup>。从数量关系看,人均收入增长率上升 1%,国民储蓄率将上升约 0.4%,少儿抚养系数下降 1%将引起国民储蓄率上升约 0.24%,老人抚养系数上升 1%,储蓄率上升约 0.5%。然而,基本回归方程(3)的估计并不能得到经济增长与年龄结构交互影响的预测,因此我们进一步通过加入人均收入增长率与抚养系数的交互项来估计这种影响效应(表4的第4、5、7、9列)。从我们估计的结果看,所关注变量的系数都有不同程度的变化,人均收入增长率、少儿抚养系数与老人抚养系数仍然有预期的符号且非常显著,少儿抚养系数与经济增长率的交互项基本都不显著(只有 OLSIII 在 10%的显著性水平下显著,其可能的主要原因是多重共线性),而老人抚养系数与经济增长率的交互项均在 5%的显著性水平下显著。交互项的符号都是负的,而人均收入增长率对储蓄率的偏效应为:

<sup>12</sup> 人均收入增长率与储蓄率之间可能存在相互解释问题,因而人均收入增长率很可能是内生的,我们尝试用它的滞后一期值作为工具变量进行了估计,发现各变量的系数与显著性没有明显改变,上面的表格中省略了估计结果。

<sup>13</sup> OLS 估计中加入时间哑变量后, $R^2$  只上升了 2%,在固定效应与随机效应模型估计中结果也差不多,限于表格的宽度,我们没有给出具体结果,由于时间哑变量的解释作用并不强,本文在后面的动态识别中为了避免由于工具变量过多从而影响估计结果,将排除时间哑变量。

<sup>14</sup> 我国的抚养系数总体上由于严格的计划生育政策的执行是不断下降,导致抚养系数的急剧下降的主要因素是少儿抚养系数的下降,样本期普通家庭的孩子数量由 4 个左右下降到 1 到 2 个,随着人口数量的变化,少儿抚养比大幅度下降,劳动年龄人口的经济负担不断减轻,国民收入中用于消费支出的部分相对减少,用于储蓄的部分相应增加。而人口老龄化是计划生育政策相伴的产物,老人抚养系数正稳步上升,养老压力的加大导致了储蓄率的进一步上升。

$\beta_1 + \beta_4 YDEP + \beta_5 ODEP$ ，表明经济增长对储蓄率上升的贡献随着少儿抚养系数的不断下降而被强化，随着老人抚养系数的逐步上升而被弱化，而老人抚养系数的弱化作用更为明显。少儿抚养系数与老人抚养系数对储蓄率贡献的偏效应分别为： $\beta_2 + \beta_4 g$ ， $\beta_3 + \beta_5 g$ 。随着经济增长率的上升，少儿抚养系数的下降对储蓄率的贡献被强化，而老人抚养系数的上升对储蓄率的贡献被弱化。我们可以通过在偏效应表达式中取各变量的样本均值得到各变量的偏效应大小，人均收入增长率、少儿抚养系数、老人抚养系数的偏效应分别约为 0.39、-0.23、0.46，与前面没有加入交互项的结果相差不大。

表 4 静态面板估计结果

自变量	混合	混合	混合	混合	固定	固定	随机	随机
	OLS I	OLS II	OLS III	OLS IV	效应 I	效应 II	效应 I	效应 II
<i>g</i>	0.41 (6.69)***	0.36 (4.12)***	1.65 (3.57)***	1.54 (3.07)***	0.39 (7.49)***	1.29 (2.87)***	0.39 (7.59)***	1.31 (2.93)***
<i>ydep</i>	-0.29 (-8.30)***	-0.31 (-7.41)***	-0.17 (-2.22)**	-0.22 (-2.69)***	-0.22 (-5.46)***	-0.16 (-2.15)**	-0.24 (-6.11)***	-0.17 (-2.32)**
<i>odep</i>	0.26 (2.11)**	0.22 (1.74)*	0.97 (3.28)***	0.94 (2.88)***	0.54 (2.80)***	1.23 (3.59)***	0.49 (2.71)***	1.16 (3.51)***
<i>g</i> × <i>ydep</i>			-0.01 (-1.84)*	-0.01 (-1.40)		-0.006 (-0.94)		-0.006 (-1.04)
<i>g</i> × <i>odep</i>			-0.08 (-2.69)***	-0.08 (-2.48)**		-0.07 (-2.42)**		-0.07 (-2.42)**
<i>east</i>	12.35 (15.76)***	12.43 (16.55)***	12.47 (15.82)***	12.32 (16.43)***			12.29 (6.68)***	12.38 (6.64)***
<i>middle</i>	4.20 (6.34)***	4.19 (6.47)***	4.12 (6.19)***	4.00 (6.06)***			4.38 (2.31)**	4.32 (2.25)**
<i>_cons</i>	40.08 (18.33)***	41.46 (15.93)***	28.57 (5.93)***	31.36 (6.20)***	41.17 (13.25)***	32.06 (6.02)***	36.11 (11.43)***	27.01 (5.06)***
时间哑变量联合显著的 $\rho$ 值		0.0086		0.0084	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
观测数	522	522	522	493	522	522	522	522
组内 $R^2$					0.33	0.34	0.33	0.34
组间 $R^2$					0.63	0.63	0.81	0.81
$R^2$	0.68	0.70	0.68	0.70	0.46	0.46	0.67	0.68
Hausman 检验 $\rho$ 值							0.8541	0.8941

注：所用的软件包是 stata 9.1。表格括号中报告的是  $t$  统计量，在混合的 OLS 估计中，我们使用的是经过异方差稳健标准误差校正计算得到的  $t$  统计量，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 显著。

在上面的基本识别下，我们进一步加入上文提到的其他解释变量以检验识别的稳健性，在考虑了经济发展水平、城乡二元结构变化、劳动力转移、政府财政支出规模效应、企业储蓄变化、经济中的收入不平等状况以及储蓄的回报率等变量后，我们发现，这些控制变量对储蓄率整体上有解释作用。在没有加入交互项的情况下（表 5），我们所关注的变量的系数尽管大都有所减小，但仍然有预期的符号，而且变量的系数有较高的显著性<sup>15</sup>，说明估计结

<sup>15</sup> 在固定效应与随机效应的估计中，虽然控制时间哑变量后，老人抚养系数变得不显著了，但我们对时间哑变量的联合显著检验发现，它们是整体不显著的，因此在识别中应该不加入时间哑变量为宜，因此这并不影响我们的结论，但作为对照，我们列出了这个估计结果。

果有较好的稳健性。再看加入交互项的估计结果(表5的第4、5、8、11列),为了避免可能存在的多重共线性对估计结果的误导,我们进行变量联合显著的统计检验,发现少儿(老人)抚养系数以及少儿(老人)抚养系数与人均收入增长率的交互项是联合显著的,交互项的符号符合预期,以及关注变量对储蓄率的贡献是强化还是弱化的结论仍然成立。Hausman 检验发现,固定效应是恰当的估计,我们按照上文同样的计算方法可以得到人均收入增长率、少儿抚养系数、老人抚养系数的偏效应分别约为0.30、-0.16、0.50,人均收入增长率、少儿抚养系数的偏效应略有减小,老人抚养系数的偏效应相差不大。因此控制了其他潜在影响储蓄率的因素后结论仍然具有稳健性。

表5 静态面板估计结果稳健性检验

自变量	混合 OLS I	混合 OLS II	混合 OLS III	混合 OLS IV	固定 效应 I	固定 效应 II	固定 效应 III	随机 效应 I	随机 效应 II	随机 效应 III
<i>g</i>	0.31 (4.28)***	0.33 (3.61)***	1.71 (2.99)***	1.78 (3.56)***	0.28 (4.62)***	0.31 (4.62)***	0.89 (2.20)**	0.29 (5.65)***	0.32 (4.68)***	1.00 (2.48)**
<i>ydep</i>	-0.16 (-3.54)***	-0.17 (-4.01)***	-0.01 (-0.14)	-0.06 (-0.74)	-0.15 (-2.07)**	-0.16 (-1.90)*	-0.12 (-1.34)	-0.13 (-1.99)**	-0.13 (-1.92)*	-0.08 (-1.01)
<i>odep</i>	0.32 (2.39)**	0.35 (2.32)***	1.07 (3.28)**	1.26 (4.20)***	0.52 (2.30)**	0.30 (1.14)	0.99 (2.79)***	0.36 (1.79)*	0.13 (0.59)	0.89 (2.66)**
<i>g</i> × <i>ydep</i>			-0.015 (-1.68)*	-0.01 (-1.50)			-0.004 (-0.74)			-0.005 (-0.95)
<i>g</i> × <i>odep</i>			-0.08 (-2.49)**	-0.10 (-3.35)***			-0.05 (-1.74)*			-0.05 (-1.99)**
<i>lnpgdp</i>	4.86 (6.25)***	6.23 (3.64)***	4.74 (6.16)***	6.78 (3.98)***	3.27 (4.27)***	7.97 (3.67)***	3.13 (4.07)***	3.77 (5.21)***	7.65 (3.77)***	3.63 (5.01)***
<i>urbliz</i>	-0.23 (-5.56)***	-0.42 (-7.92)***	-0.23 (-5.42)***	-0.42 (-8.02)***	-0.14 (-3.05)***	-0.23 (-3.28)***	-0.12 (-2.67)***	-0.13 (-2.92)***	-0.26 (-4.08)***	-0.12 (-2.57)***
<i>uempl</i>	0.18 (4.97)***	0.31 (6.72)***	0.18 (4.93)***	0.30 (6.62)***	0.03 (0.47)	0.06 (0.94)	0.04 (0.59)	0.07 (1.61)	0.12 (2.22)**	0.07 (1.55)
<i>fisrat</i>	-0.14 (-2.58)***	-0.18 (-3.22)**	-0.13 (-2.31)**	-0.16 (-2.88)***	-0.16 (-2.31)**	-0.14 (-1.67)*	-0.15 (-2.19)**	-0.13 (-1.99)**	-0.14 (-1.84)*	-0.10 (-1.88)*
<i>indrat</i>	0.14 (3.62)***	0.15 (3.50)***	0.15 (3.78)***	0.15 (3.59)***	0.49 (8.99)***	0.46 (8.15)***	0.48 (8.82)***	0.40 (8.00)***	0.37 (7.22)***	0.40 (7.92)***
<i>urrat</i>	-0.88 (-1.43)	-1.06 (-1.52)	-1.07 (-1.66)*	-1.26 (-1.77)*	-1.26 (-1.64)	-0.31 (-0.35)	-1.43 (-1.84)*	-1.14 (-1.56)	-0.42 (-0.49)	-1.30 (-1.76)*
<i>rint</i>	0.27 (2.15)**	0.50 (1.65)*	0.29 (2.25)**	0.66 (2.08)**	0.21 (2.11)**	1.05 (2.75)***	0.24 (2.31)**	0.23 (2.30)**	0.72 (2.20)**	0.25 (2.48)**
<i>east</i>	6.97 (7.37)***	5.92 (5.43)***	6.88 (7.21)***	5.42 (4.91)***				6.08 (2.87)***	5.23 (2.22)**	5.80 (2.69)***
<i>middle</i>	1.88 (2.71)***	1.40 (1.95)**	1.66 (2.33)**	1.08 (1.46)				0.92 (0.47)	1.31 (0.67)	0.67 (0.34)
<i>_cons</i>	-4.01 (-0.59)	-13.48 (-1.00)**	-16.13 (-1.79)*	-31.32 (-2.09)**	-0.89 (0.12)	-40.95 (2.07)**	-3.86 (-0.48)	-4.09 (-0.56)	-34.28 (-1.94)*	-9.69 (-1.21)
时间哑变量联合显著的 $\rho$ 值		0.0021		0.0025		0.21			0.1182	
<i>ydep</i> 、 <i>g</i> × <i>ydep</i> 联合显著的 $\rho$ 值			0.001	0.002			0.069			0.074

(续表)

自变量	混合 OLS I	混合 OLS II	混合 OLS III	混合 OLS IV	固定 效应 I	固定 效应 II	固定 效应 III	随机 效应 I	随机 效应 II	随机 效应 III
odep, $g \times$ odep 联合显 著的 $\rho$ 值			0.002	0.001			0.017			0.028
观测数	522	522	522	493	522	522	522	522	522	522
组内 $R^2$					0.50	0.52	0.50	0.49	0.52	0.50
组间 $R^2$					0.59	0.66	0.61	0.78	0.79	0.78
$R^2$	0.74	0.76	0.74	0.76	0.56	0.62	0.58	0.70	0.71	0.70
Hausman 检验 $\rho$ 值								0.0679	0.8747	0.0000

注：表格括号中报告的是  $t$  统计量，在混合的 OLS 估计中，我们使用的是经过异方差稳健标准误校正计算得到的  $t$  统计量，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 显著。

## (二) 动态识别

我们将储蓄率的滞后一期值作为解释变量放入模型中，因此我们重新估计的方程为：

$$SR_{it} = \gamma_1 SR_{i,t-1} + \theta' X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

这里， $X_{it}$  为上面静态识别中所包含的所有变量。在我们的估计过程中需要处理一些问题。首先，我们的模型设定过程中加入了被解释变量（储蓄率）的滞后一期值，以此表征储蓄率的动态调节过程，因此我们的模型实际上是一个动态面板模型。使用动态模型的另一个目的是区分储蓄的长期与短期效应。其次，我们的解释变量中的实际利率、人均可支配收入的增长率等变量与储蓄率可能具有双向因果关系，因此我们必须处理联立内生性问题。再次，在影响储蓄率的各种因素中，我们的模型中允许出现我们观测不到的各省的特征（如文化、资源、居民的节俭习惯等）与解释变量相关。为了处理这些问题，我们在计量分析中使用 GMM 方法。我们的估计在处理内生性时使用系统内部的工具变量。同时我们允许解释变量的弱外生性，这里，弱外生性是指我们必须假定误差项与解释变量当期以及当期以前的值不相关但允许对未来的反馈。在我们的模型中，当期储蓄率可以影响解释变量的未来实现值（如人均收入增长率、实际利率等）。在上面的限制条件下，将 (5) 作一阶差分，我们得到下面的估计方程：

$$SR_{it} - SR_{i,t-1} = \gamma_1 (SR_{i,t-1} - SR_{i,t-2}) + \theta' (X_{it} - X_{i,t-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}), \quad (6)$$

GMM 估计通过下面的矩条件给出工具变量集：

$$E[(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \cdot \varepsilon_{i,t-s}] = 0, \quad s \geq 2; t = 3, \dots, T, \quad (7)$$

$$E[(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \cdot X_{i,t-s}] = 0, \quad s \geq 2; t = 3, \dots, T, \quad (8)$$

$$E[(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \cdot SR_{i,t-s}] = 0, \quad s \geq 2; t = 3, \dots, T. \quad (9)$$

上面的差分转换方法就是 Arellano and Bond (1991) 提出的差分广义矩

(Difference-GMM) 估计方法。但差分转换也有一定的缺陷, 它会导致一部分样本信息的损失, 并且当解释变量在时间上有持续性时, 工具变量的有效性将减弱从而影响估计结果的渐近有效性。系统广义矩 (System-GMM) 估计 (Arellano 和 Bover, 1995; Blundell 和 Bond, 1997) 能够较好地解决上面的问题, 它能同时利用差分和水平方程中的信息, 差分转换所用到的工具变量即 (8)、(9) 中的工具变量在系统方程估计中仍然继续使用。在观察不到的各省的固定效应与解释变量的差分 (方程 (6) 右边的变量) 不相关这样比较弱的假设下, 我们能够得到额外的矩条件, 从而给出系统中水平方程的工具变量集:

$$E[(\epsilon_{it-1} - \epsilon_{i,t-2}) \cdot (\mu_i + \epsilon_{it})] = 0, \quad (10)$$

$$E[(X_{it} - X_{i,t-1}) \cdot (\mu_i + \epsilon_{it})] = 0. \quad (11)$$

系统广义矩估计由于利用了更多的样本信息, 在一般情况下比差分广义矩估计更有效。但这种有效性有一个前提, 即系统估计中新增工具变量是有效的, Arellano and Bover (1995)、Blundell and Bond (1997) 建议使用 Sargan 差分统计量 (Difference Sargan) 检验, 其原假设是新增工具有效, 即检验 (10)、(11) 是否成立, 如果不能拒绝原假设则表明系统估计方法是有效的。检验工具变量整体有效性的检验统计量是 Sargan 统计量, 另外需要检验的是  $\epsilon_{it}$  是否存在序列相关, 在我们的估计中分别给出差分转换方程的一阶和二阶序列相关 (AR(1), AR(2)) 检验, 我们的原假设是  $\epsilon_{it}$  不存在序列相关, 在原假设下经过差分转换后的残差一定有一阶序列相关性, 但如果没有二阶序列相关则可断定原假设成立。<sup>16</sup> 在一般情况下两步估计优于一步估计, 因此我们在回归中使用两步估计。

我们分别用动态面板两步差分广义矩 (Twostep-Difference-GMM) 以及两步系统广义矩 (Twostep-System-GMM) 方法估计加入滞后因变量的基本识别方程, 作为对照我们还包括了混合 OLS 估计结果 (表 6、表 7)<sup>17</sup>。两步 Sargan 差分统计量对应的  $p$  值均为 1.000, 这表明系统广义矩估计新增工具是有用的。在工具变量的设置上我们做了如下处理, 由于我国实行严格的计划生育政策, 因此我们有理由将少儿负担系数与老人负担系数当做外生变量, 同时地区虚拟变量也肯定是严格外生变量, 为了稳健起见, 其他变量均作为弱外生变量对待, 我们使用系统“内部工具”, 用弱外生变量的滞后值作为它们自己的工具变量。样本的 Sargan 检验  $p$  值均为 1.000, 表明工具是整体有效的。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性而无

<sup>16</sup> 在原假设下  $\epsilon_{it}$  序列不相关,  $(\epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1})$  与  $(\epsilon_{i,t-1} - \epsilon_{i,t-2})$  一定相关,  $(\epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1})$  与  $(\epsilon_{i,t-2} - \epsilon_{i,t-3})$  不相关。

<sup>17</sup> 根据 Baltagi(1995)的结论, 滞后因变量的 OLS 估计结果一般是上偏的, 而其他解释变量的系数一般会呈现下偏, 对比本文的各种估计结果也能很清楚地看到。

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性。模型整体显著性检验的 Wald 检验  $p$  值表明模型整体非常显著。

表 6 动态面板估计结果

自变量	混合	混合	两步差分	两步差分	两步系统	两步系统
	OLS	OLS	GMM	GMM	GMM	GMM
lagtsr	0.89 (44.62)***	0.89 (44.70)***	0.76 (17.73)***	0.74 (23.01)***	0.66 (23.30)***	0.67 (30.00)***
$g$	0.33 (11.66)***	0.92 (3.07)***	0.38 (20.12)***	1.37 (2.27)**	0.55 (14.43)***	1.89 (2.42)**
ydep	-0.03 (-2.02)*	0.04 (1.03)	-0.17 (-3.09)***	-0.08 (-0.77)	-0.09 (-2.72)***	-0.03 (-0.27)
odep	-0.12 (-1.77)*	0.17 (0.78)	0.15 (1.83)*	0.71 (1.79)*	0.06 (0.63)	0.91 (1.92)*
$g \times ydep$		-0.007 (-2.10)**		-0.01 (-1.67)*		-0.008 (-0.91)
$g \times odep$		-0.03 (-1.57)		-0.058 (-1.51)		-0.10 (-2.13)**
east	0.72 (1.77)*	0.89 (2.15)**			3.41 (2.48)**	2.86 (2.29)**
middle	0.32 (1.00)	0.29 (0.89)			1.61 (0.77)	0.52 (0.74)
_cons	3.47 (2.86)***	-1.49 (-0.45)	-0.20 (-1.91)*	-0.22 (-2.36)**	11.56 (4.73)***	-0.16 (-0.02)
ydep, $g \times ydep$ 联合显著的 $p$ 值		0.013		0.0000		0.0000
odep, $g \times odep$ 联合显著的 $p$ 值		0.0295		0.151		0.0811
观测数	493	493	464	464	493	493
联合显著 Wald 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Sargan 检验 $p$ 值			1.000	1.000		
Sargan 差分检验 $p$ 值					1.000	1.000
AR(1) 检验 $p$ 值			0.0012	0.0008	0.002	0.002
AR(2) 检验 $p$ 值			0.9133	0.8321	0.654	0.671

注：表格括号中报告的是  $t$  统计量，在混合的 OLS 估计中，我们使用的是经过异方差稳健标准误差校正计算得到的  $t$  统计量，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 显著，差分方程和水平方程都使用的工具变量为少儿负担系数、老人负担系数、东部与中部虚拟变量，其他变量（包括滞后一期储蓄率、滞后一期收入增长率、滞后一期交互项）的滞后值仅用于差分方程做工具变量，滞后阶数为 (2, 5)。

表 7 动态面板估计结果稳健性检验

自变量	混合	混合	两步差分	两步差分	两步系统	两步系统
	OLS	OLS	GMM	GMM	GMM	GMM
lagtsr	0.88 (40.12)***	0.88 (40.06)***	0.70 (7.98)***	0.66 (8.54)***	0.59 (12.15)***	0.58 (9.54)***
$g$	0.36 (11.82)***	1.13 (3.79)***	0.40 (11.93)***	1.52 (1.73)*	0.65 (6.19)***	3.55 (3.40)***
ydep	-0.02 (-0.90)	0.07 (1.73)*	-0.13 (-2.55)***	0.004 (0.04)	-0.23 (-2.96)***	0.10 (0.80)
odep	-0.08 (-1.05)	0.32 (1.50)	0.21 (1.52)	0.92 (1.38)	0.13 (0.88)	1.61 (2.04)**
$g \times ydep$		-0.01 (-2.64)***		-0.011 (-1.34)		-0.03 (-3.04)***

(续表)

自变量	混合		两步差分		两步系统	
	OLS	OLS	GMM	GMM	GMM	GMM
$g \times odep$		-0.04 (-2.07)**		-0.07 (-1.21)		-0.18 (-2.26)***
$\lnpgdp$	-0.53 (-1.40)	-0.58 (-1.55)	-2.63 (-1.35)	-2.51 (-1.60)	0.02 (0.03)	-0.54 (-0.76)
$urbliz$	0.01 (0.28)	0.01 (0.23)	0.01 (0.12)	0.01 (0.24)	0.05 (0.90)	0.03 (0.47)
$uempl$	0.01 (0.71)	0.02 (0.84)	0.01 (0.09)	0.03 (0.46)	-0.09 (-1.37)	-0.12 (-1.13)
$fisrat$	-0.05 (-1.40)	-0.05 (-1.35)	-0.09 (-4.25)***	-0.08 (-3.13)***	-0.33 (-2.46)**	-0.22 (-1.53)
$indrat$	0.02 (1.24)	0.03 (1.39)	0.14 (2.59)***	0.18 (3.01)***	-0.14 (-0.98)	0.08 (0.64)
$urrat$	-0.31 (-0.83)	-0.39 (-1.06)	-3.05 (-2.52)**	-2.87 (-2.35)**	-3.99 (-2.82)***	-2.95 (-2.15)**
$rint$	-0.11 (-1.77)*	-0.11 (-1.74)*	0.07 (0.80)	0.07 (0.65)	0.003 (0.03)	-0.10 (-1.53)
$east$	0.04 (0.08)	0.03 (0.07)			-1.19 (-0.85)	-0.17 (-0.08)
$middle$	-0.38 (-1.00)	-0.49 (-1.27)			-2.96 (-2.38)**	-3.14 (-2.51)**
$\_cons$	8.72 (2.84)***	1.85 (0.44)	0.41 (1.04)	0.39 (1.25)	42.30 (3.31)***	9.46 (0.57)
$ydep, g \times ydep$ 联合显著的 $p$ 值		0.0259		0.0706		0.0018
$odep, g \times odep$ 联合显著的 $p$ 值		0.0555		0.3378		0.0477
观测数	493	493	464	464	493	493
联合显著 Wald 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Sargan 检验 $p$ 值			1.0000	1.0000		
Sargan 差分检验 $p$ 值					1.0000	1.0000
AR(1)检验 $p$ 值			0.0021	0.0033	0.001	0.001
AR(2)检验 $p$ 值			0.9651	0.9040	0.206	0.512

注:表格括号中报告的是  $t$  统计量,在混合的 OLS 估计中,我们使用的是经过异方差稳健标准误校正计算得到的  $t$  统计量,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 显著,差分方程和水平方程都使用的工具变量为少儿负担系数、老人负担系数、东部与中部虚拟变量,其他变量(包括滞后一期储蓄率、滞后一期收入增长率、滞后一期交互项)的滞后值仅用于差分方程做工具变量,滞后阶数为(2, 5)。

从加入动态结构的基本识别(表 6)以及控制其他潜在因素的动态识别(表 7)的估计结果可以看出,人均收入增长率是除滞后因变量之外的其他所有变量中最为稳健的变量,其对储蓄率的偏效应约为 0.40—0.65。我们关注的少儿抚养系数以及它与人均收入增长率的交互项在各种识别中是联合显著的,其偏效应在没有加入其他控制变量时,约为 -0.09—-0.18,而控制其他变量后,在 -0.07 至 -0.23 之间,二者的差异并不大,老人抚养系数以及它与人均收入的交互项的显著性的稳健性稍差,在少数估计中并不显著并且其偏效应出现相反的符号,但我们能够很清楚地看到,人均收入增长率与抚



养系数交互项的符号都是负的，因此，关注变量对储蓄率的贡献是强化还是弱化的结论在动态识别中仍然是成立的。因此整体来看，我们的结论仍然是基本稳健的。

## 五、经济增长、人口年龄结构变化对储蓄率的影响分析

根据上面的计量分析，本文认为中国的高储蓄率主要是两个急剧转变的政策共同作用的结果。第一个是最初从 20 世纪 70 年代后期开始的计划经济向市场经济的转变，伴随着中国社会和劳动力的一些特有特征，使前所未有的爆炸式增长模式成为可能。如果我们以 1978 年为界，1953—1977 年与 1978—2006 年相比，即改革开放前后相比，人均收入增长率的平均值（简单算术平均）由 5.5% 上升到 9.6%，上升了 4.1 个百分点。从人均收入增长与投资率、储蓄率的互动关系我们可以比较明显地看出（图 5），经济增长率的变动先于投资率与储蓄率的变动，而且变动的方向具有一致性，这种关系从 20 世纪 50 年代早期至今具有相当的稳定性，上述特征与 20 世纪日本和韩国经济发展过程中的经济增长、投资率、储蓄率变化的特征基本吻合。由此可见，我国的高储蓄、高投资很大程度上是由高增长引起的。

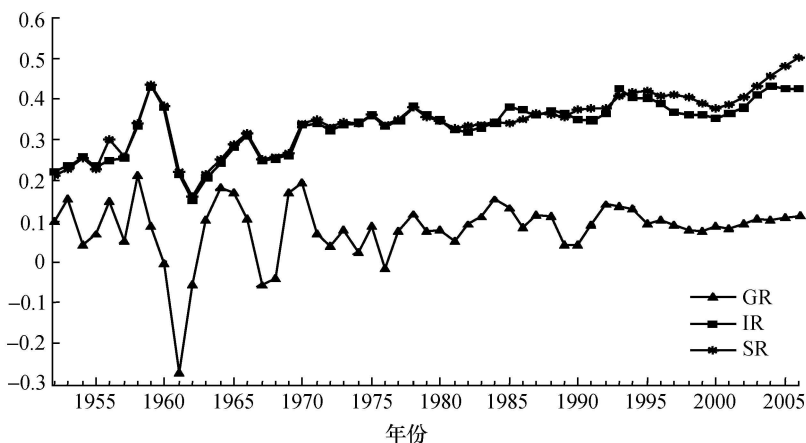


图 5 人均产出增长率、投资率与储蓄率

资料来源：《新中国五十五年统计资料汇编》以及《中国统计年鉴》。

我们可以进一步从改革开放前后国民储蓄率的结构变化进行分析。改革开放以前，我国之所以能维持 30% 左右的国民储蓄和投资率，存货储蓄占的比重很高，而居民储蓄很低。<sup>18</sup> 20 世纪 50 年代到 70 年代中期，由于从 1953 年

<sup>18</sup> 本文根据统计年鉴的数据推算发现，1978 年以前，由于生产非市场主导，我国的国民储蓄（投资）中非意愿的存货储蓄（投资）比重很高，约占国民生产总值的 10%，而改革开放后由于经济向市场机制转轨，存货占 GDP 的比重已不到 2%。

起长期实行重工业优先发展战略,为了给重工业建设筹集资金,国家实行以牺牲当前消费为手段的高积累政策,再加上“大跃进”和“文化大革命”的破坏,居民收入提高缓慢。1957—1978年的22年间,全民所有制单位职工名义工资由637元增加到644元,仅增加了7元,就实际工资而言,1978年仅为1957年的85.2%,22年间减少了14.8%,农民家庭平均每年纯收入由72.95元增加到133.57元,年均仅增加2.9%。<sup>19</sup>由于收入水平增长率较低,居民储蓄率也非常低,根据 Modigliani and Cao (2004)的测算,平均的居民储蓄率低于5%;但到了20世纪70年代中期以后,随着中国经济改革的加速推进,居民收入迅速增长,1979—2006年的27年间,我国农村居民家庭人均纯收入年均增长7.2%,城镇居民家庭人均可支配收入年均实际增长7.7%,储蓄率也随之稳步上升,1994年中国居民储蓄率达到惊人的34%,与日本20世纪60年代的情况相似,90年代中期至今仍然维持在25%左右,而且这种动态模式表现为:首先上升的是经济增长率,然后储蓄率缓慢上升。从图1可以看出,80年代中期以来我国GDP增长率已经处于较高水平,储蓄率则存在上升趋势,并收敛到一个较高的稳态水平。由此可见,居民收入的增长无疑成为储蓄快速增长的基本原因。

改革开放前,企业的生产决策、收支预算基本按国家指令计划执行,企业没有市场竞争的压力,大部分企业处于亏损状况,少数盈利的国有企业利润则成为政府财政收入的主要来源,因而企业储蓄多数是没有价值的存货,几乎没有有效储蓄。市场化改革以来,特别是到了20世纪90年代中期以后,随着企业体制改革的深化,预算软约束逐步“硬化”,买方市场逐步形成,所有工业企业的效益均有了不同程度的改善,因而企业可支配收入在国民可支配收入中所占比重加大,企业整体效益的改善导致企业储蓄不断增长,本文根据《中国统计年鉴》的测算发现,1996年企业储蓄为GDP的13.5%,2000年为15.5%,而2004年、2005年更是上升到了18.9%与20.4%。中国经济高速增长,政府税收增长较快,导致政府储蓄显著增加,根据 Kuijs (2006)的测算,2005年中国政府储蓄占GDP的比重接近6%,占国民总储蓄的15%左右。居民、企业与政府储蓄的同时增长导致了国民储蓄率的不断上升,这些都归因于经济增长。

第二个转变是人口政策。20世纪70年代开始我国实行计划生育政策,这对储蓄率产生了双重深远的影响,并为评估生育率的外生变化带来的人口转型对储蓄率的冲击提供了一个有趣的自然试验。首先,计划生育政策的严格执行使得中国的人口出生率已大大降低,出生率的下降意味着少儿抚养系数的急剧下降,在老人抚养系数的提高并不明显的情况下,总抚养系数已经从

<sup>19</sup> 以上数据引自赵德馨(2000)。

1960—1970 年的平均 79.2% 下降到 2006 年的 38.3% (图 6), 中国正经历“人口红利”集中释放期。人口结构的这种变化意味着劳动年龄人口所承担的抚养和赡养等经济负担大大减轻, 从而减少了家庭支出, 提高了储蓄的能力。而在人口迅速转型的过程中, 由于我国大规模的养老保险体系尚未建立, 人口政策渐渐打破了子女赡养老人的传统家庭的作用, 从而鼓励个人进行积累。其次, 在我国“人口红利”时期, 从 20 世纪 60 年代开始, 我国适龄劳动人口 (15 岁至 64 岁人口) 逐渐上升, 到 2006 年, 适龄劳动人口比重已经达到 75% 以上。在适龄劳动人口比重增加的同时, 我国适龄劳动人口的就业率一直维持在 98% 左右的水平, 这导致总人口的劳动参与率随着人口年龄结构的变化而递增 (蔡昉, 2004)。在改革开放开始的 1979 年, 我国的总人口参与率只有 42%, 到 2006 年, 总人口参与率已经达到近 63%。<sup>20</sup> 劳动参与率上升使得工作人口比重上升, 从而全部人口的总收入增加, 这必然会提高储蓄水平; 另外, 年轻工作人口的相对增加, 导致总人口的消费倾向下降、储蓄倾向上升。随着生育高峰时出生的人口逐渐进入就业范畴, 丰富的劳动力资源使劳动力价格保持在较低水平, 投资的收益率较高。而劳动者为养老而进行储蓄又为社会提供了大量的资金, 压低了利息水平, 这两者都有利于促进投资的增长。众多的劳动人口产生了大规模的市场, 促进了分工的进一步细化, 提高了劳动生产率。“人口红利”时期的经济将呈现出投资活跃、市场规模持续扩大、劳动生产率不断提高、经济持续高速发展的局面, 而经济的持续高速增长又扩大了适龄劳动人口的就业, 使得储蓄率进一步上升, 因此经

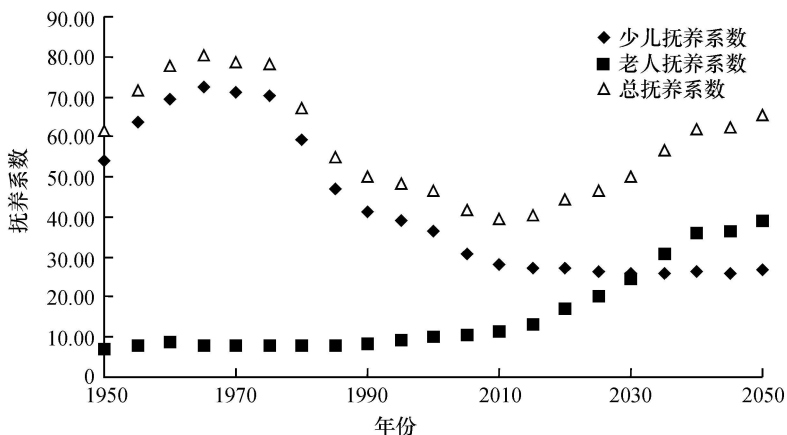


图 6 中国近 100 年人口年龄结构变化

资料来源: World Bank, World Bank Online Database, 以及中国人口与发展研究中心的预测。

<sup>20</sup> 来自《中国统计年鉴》以及《中国人口统计年鉴》公布的历次人口普查和 2006 年 1% 人口的抽样调查结果, 部分数据作者进行了计算。

经济增长与人口年龄结构的变化对储蓄率的上升产生了相互强化的作用。从本文的计量检验的经济增长率与少儿抚养系数及其交互项的联合显著性也很好证实了这种强化作用。根据中国人口与发展研究中心的预测(蔡昉, 2004), 目前我国适龄劳动人口的高比重将一直维持到2010年左右, 而导致我国经济高速增长的其他基本因素并未明显变化, 因此在未来5—15年的时间里, 中国的高储蓄率依然会持续。

但是我们也应当清醒地看到我国少儿抚养系数已经下降到了非常低的水平, 2006年的统计数据显示, 少儿抚养比仅为25.33%, 其下降的空间已经很小(图6)。至于收入的增长速度, 进一步提高或长期维持在现在这么高的水平上并不现实。因此, 经济增长与少儿抚养系数变化对储蓄率上升的交互强化作用在不久的将来会逐渐减弱。而中国人口老龄化的趋势正在凸现, 根据第五次全国人口普查资料, 2000年我国65岁及以上老年人口占总人口的比重已达6.96%。如果按照国际通行的65岁及以上老年人口占总人口7%即为老年型人口结构类型, 那么, 2000年我国已开始迈入老年型社会的门槛, 但这仅仅是我国人口老龄化的开始, 2006年这一数字已经上升到9.2%。根据中国人口与发展研究中心的预测(蔡昉, 2004), 到2010年, 我国65岁及以上人口占总人口的比重将上升为10.4%, 2020年将达到12.7%, 2030年为15.9%, 2040年为21.5%, 2050年为23.0%。中国进入老龄化社会的初期, 储蓄率仍然居高不下, 如何解释呢? 老龄化对储蓄的影响存在两种相反的解释: 根据生命周期理论, 一个人在未成年期和老年期消费高于收入, 进行负储蓄, 在成年期消费低于收入, 进行储蓄, 因此, 老年人越多社会储蓄越少; 按照理性预期理论, 预期寿命的提高意味着退休后的生活将更长, 而生活水平不能下降甚至要提高, 就必然要增加储蓄, 或者由于养老保险制度不健全, 中青年会预期年老时期收入减少而增加储蓄, 因此, 老龄化程度越高储蓄率越高。今天中国居民的平均寿命比1970年增加了15岁, 并且还在增加, 一般的中国婴儿可望活到75岁以上。<sup>21</sup> 由于城市居民在60岁退休, 他们有着为其退休而储蓄的强烈动机, 尤其是其知道养老金可能不够用时。本文的计量检验发现, 后者可能起了主导作用。<sup>22</sup>

<sup>21</sup> 资料来源: World Bank, World Bank Online Database.

<sup>22</sup> 最近的一些理论与实证文献将寿命加入生命周期理论的标准模型中, 如 Bloom, *et al.* (2003), Zhang J., *et al.* (2003) 的理论模型证明平均寿命的增加将导致各年龄阶段人群更高的储蓄率从而更高的国民储蓄率。寿命的延长会增强居民为退休而储蓄的动机; Li, *et al.* (2007) 则通过一个简单的 OLG 模型区分了寿命与老人抚养系数对储蓄率的影响, 并通过跨国面板数据证实了预期寿命的上升对储蓄率上升的作用; Bloom, *et al.* (2004) 从理论上研究了寿命延长对最优退休年龄与储蓄的影响, Bloom, *et al.* (2007) 则进一步从理论与实证层面研究了不同的社会保障体制下, 寿命延长与人口结构变化对储蓄的影响。本文的实证研究之所以未能严格区分二者的影响, 是因为中国在预期寿命上的统计数据的缺失。迄今为止, 中国只进行了五次人口普查, 分别是在 1953 年、1964 年、1982 年、1990 年、2000 年, 完整的分省数据只在这几年可得, 在我们样本期的数据只在 1990 年与 2000 年可得, 而且数据的变异较小, 故本文未控制预期寿命这一因素, 这可以留待今后作进一步研究。

但随着人口老龄化的加深，总人口中劳动力数量的绝对或相对减少，将影响经济中劳动投入的水平与质量，由此影响到经济增长的潜力。社会负担加重，还会大大提高劳动力成本，降低产品的竞争力，也会降低经济发展的速度。而随着经济增长速度的下降，储蓄率很可能随之下降。注意到日本的情况是有启示意义的，日本在20世纪50年代的经济增长率达到8%，但在下一个十年进一步上升到9.5%，接踵而来的二十年里逐渐下降到4%以下，1990—2000年只有1.5%，其相应的储蓄率由经济起飞时期的约36%下降至约26%，而经济增长率与储蓄率的同时下降与日本的人口老龄化有密切的关系，20世纪五六十年代，日本经济高速增长时的人口结构比较年轻，1950年的老龄化率只有4.9%，伴随着经济起飞，日本人口结构迅速老化，只用20年时间就步入老龄化社会。到1970年，老龄化率上升至7.1%，至今日本老龄人口的比重已接近20%。<sup>23</sup>这似乎进一步印证了本文的研究发现，老人抚养系数与人均收入增长率的交互项对储蓄率的上升有弱化作用，而这种弱化作用会随着老龄化程度的加深显得更为突出。

## 六、主要结论与政策启示

本文以生命周期理论为出发点，并运用中国1989—2006年的省际面板数据考察了经济增长、人口年龄结构变化以及它们的交互作用对中国储蓄率的影响。我们通过不同的识别方式和各种计量技术实证检验发现：经济高速增长与抚养系数的下降是导致中国储蓄率上升的重要因素，经济增长对储蓄率上升的贡献随着适龄劳动人口数量的增加而被强化，但会随着人口老龄化程度的加深而被弱化。尽管使用了不同的识别方法与计量技术并控制了其他潜在影响中国储蓄率的各种因素，我们的结果依然基本稳健。

本文认为中国的高储蓄率可能主要是两个急剧转变的政策共同作用的结果。第一个是最初从70年代后期开始的计划经济向市场经济的转变，伴随着中国社会和劳动力的一些特有特征，使前所未有的爆炸式增长模式成为可能，而爆炸式增长导致了中国的储蓄率不断上升。第二个转变是人口政策，70年代开始实行的计划生育政策使中国迅速实现人口转型，并通过“人口红利”的集中释放带来高储蓄。经济增长与适龄劳动力的数量的增加互相强化又进一步导致了中国的储蓄率的提高，人口政策渐渐打破了子女赡养老人的传统家庭的作用，在寿命延长与养老保养体系尚未全面建立的情形下，鼓励个人进行积累。

高储蓄率可能是人口结构变化过程中的客观规律，它要求我们维持一个

<sup>23</sup> 资料来源：World Bank, World Bank Online Database。

较高的投资率。在中国经济增长方式没有实现有效转变之前,维持一个高投资率有助于支撑中国经济的快速增长。另一方面,中国是人口老龄化速度最快的发展中国家,老年人口数量庞大,城乡养老保障水平相差悬殊,因此,在未来若干年的快速增长时期,应抓紧建立适合中国国情的可持续养老保障模式。

随着人口老龄化的加深,“人口红利”将逐渐消失。因此,在目前的宏观政策上,恰恰是提振消费、优化产业结构、转变经济增长方式的最有利时机。中国的发展不能永远依靠“人口红利”,但我们可以抓住“人口红利”集中释放的有利时机,推动产业的升级和转移,同时通过增加教育投入,加强对劳动力的技能培训,培养高素质的劳动者,以此加快人力资本积累的速度,这样可以提高核心竞争力,确保经济社会持续健康发展。

从长期看,虽然随着“人口红利”期的逐渐消逝,经济增长的减缓,社会变革逐步趋于平稳,以及社会保障制度逐步完善,这些导致高储蓄率形成的长期因素的影响将会有所弱化,但在相当长的一段时期内还不会有本质性的改变,高储蓄率、高投资率的一般态势很可能还将持续一段时间。

## 参考文献

- [1] Arellano, M., and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), 277—297.
- [2] Arellano, M., and O. Bover, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Component Models”, *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), 29—51.
- [3] Baltagi, B., *Econometric Analysis of Panel Data*, New York: Wiley, 1995.
- [4] 保罗·舒尔茨,“人口结构和储蓄:亚洲的经验证据及其对中国的意义”,《经济学(季刊)》,2005年第4卷第4期,第991—1018页。
- [5] Bloom, D., D. Canning, and B. Graham, “Longevity and Life-cycle Savings”, *Scandinavian Journal of Economics*, 2003, 105(3), 319—338.
- [6] Bloom, D., D. Canning, R. Mansfield, and M. Moore, “Demographic Change, Social Security Systems, and Savings”, *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(1), 92—114.
- [7] Blundell, R., and S. Bond, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115—143.
- [8] 蔡昉,“人口转变、人口红利与经济增长可持续性——兼论充分就业如何促进经济增长”,《人口研究》,2004年第2期,第2—9页。
- [9] 陈利平,“高增长导致高储蓄:一个基于消费攀比的解释”,《世界经济》,2005年第11期,第3—9页。
- [10] Fry, M., and A. Mason, “The Variable Rate of Growth Effect in the Life Cycle Savings Model”, *Economic Enquiry*, 1982, 20(3), 426—442.
- [11] Gersovitz, M., “Saving and Development”, in Chenery, H., and T. Srinivasan (eds), *Handbook of Development Economics*, Vol. 1, Amsterdam: North Holland, 1988, 381—424.

- [12] Goldberger, A., "Dependency Rates and Savings Rates: Further Comment", *American Economic Review*, 1973, 63(1), 232—233.
- [13] Higgins, M., and J. Williamson, "Asian Demography and Foreign Capital Dependence", NBER Working Paper No. 5560, 1996.
- [14] Higgins, M. and J. Williamson, "Age Structure Dynamics in Asia and Dependence on Foreign Capital", *Population and Development Review*, 1997, 23(2), 261—293.
- [15] Horioka, C., and J. Wan, "The Determinants of Household Saving in China: A Dynamic Panel Analysis of Provincial Data", Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series, No. 28, 2007.
- [16] Kelley, A., and R. Schmidt, "Saving, Dependency and Development", *Journal of Population Economics*, 1996, 9(4), 365—386.
- [17] Kraay, A., "Household Saving in China", *World Bank Economic Review*, 14(3), 545—570.
- [18] Kuijs, L., "Investment and Saving in China", World Bank Research Working Paper No. 1, 2005.
- [19] Kuijs, L., "How Will China's Saving-Investment Balance Evolve?" World Bank Research Working Paper No. 4, 2006.
- [20] Leff, N., "Dependency Rates and Savings Rates", *American Economic Review*, 1969, 59(5), 886—896.
- [21] Li, H., J. Zhang, and J. Zhang, "Effects of Longevity and Dependency Rates on Saving and Growth: Evidence from a Panel of Cross Countries", *Journal of Development Economics*, 2007, 84(1), 138—154.
- [22] Li, H., and J. Zhang, "Do High Birth Rates Hamper Economic Growth?" *Review of Economics and Statistics*, 2007, 89(1), 110—117.
- [23] 李杨, 殷剑峰, "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》, 2005 年第 2 期, 第 4—15 页。
- [24] 李杨, 殷剑峰, 陈洪波, "中国:高储蓄、高投资和高增长研究", 《财贸经济》, 2007 年第 1 期, 第 26—33 页。
- [25] Loayza, N., K. Schmidt-Hebbel, and L. Servén, "What Drives Saving Across the World?" *Review of Economics and Statistics*, 2000, 82(1), 165—181.
- [26] Modigliani, F., "The Life Cycle Hypothesis of Saving, the Demand for Wealth and the Supply of Capital", *Social Research*, 1966, 33(2), 160—217.
- [27] Modigliani, F., "The Life Cycle Hypothesis of Saving and Inter-country Differences in the Saving Ratio", in Eltis, W., M. Scott, and J. Wolfe (eds), *Induction, Growth and Trade: Essays in Honor of Sir Roy Harrod*. London: Clarendon Press, 1970.
- [28] Modigliani, F., "Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations", *American Economic Review*, 1986, 76(3), 297—313.
- [29] Modigliani, F. and Brumberg, R., "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data", in Kurihara, K. (ed.), *Post Keynesian Economics*. New Brunswick, N. J.: Rutgers University Press, 1954, 388—436.
- [30] Modigliani, F., and L. Cao, "The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis", *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1), 145—170.
- [31] Mason, A., "National Savings Rates and Population Growth", in Johnson, D., and R. Lee (eds), *Population Growth and Economic Development*, Madison WI: University of Wisconsin Press, 1987.

- [32] Mason, A., "Saving, Economic Growth and Demographic Change", *Population and Development Review*, 1988, 14(1), 113—144.
- [33] Ram, R., "Dependency Rates and Aggregate Savings: A New International Cross-Section Study", *American Economic Review*, 1982, 72(3), 537—544.
- [34] 王德文、蔡昉、张学辉, "人口转变的储蓄效应和增长效应", 《人口研究》, 2004年第5期, 第2—11页。
- [35] 汪伟, "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》, 2008年第2期, 第53—64页。
- [36] 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, 第24—32页。
- [37] Zhang, J., J. Zhang, and R. Lee, "Rising Longevity, Education, Savings, and Growth", *Journal of Development Economics*, 2003, 70(1), 83—101.
- [38] 赵德馨, "中国经济50年发展的路径、阶段与基本经验", 《中国经济史研究》, 2000年第1期, 第73—85页。
- [39] 中国人民银行课题组, "中国国民储蓄与居民储蓄的影响因素", 《经济研究》, 1999年第5期, 第3—10页。

## Economic Growth, Demographic Transition and China's High Savings

WEI WANG

(*Shanghai University of Finance and Economics*)

**Abstract** Based on the life-cycle theory, this paper studies the impacts of economic growth, demographic change and their interactive effects on China's national savings using dynamic panel data at the provincial level for the period 1989—2006. We use different specifications and econometric methods to conduct our analyses, and find that both rapid economic growth and the sharp decline of the dependency ratio have led to China's increasing saving rates. The effects of economic growth and increased share of working population have strengthened each other, but will be weakened as aging becomes serious in the near future. Our results are robust to alternative subsamples, different definitions of variables, and alternative estimation methods.

**JEL Classification** D91, J11, E21, O11