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

汪 伟

（上海财经大学 经济学院，上海 200433）

摘 要：文章运用1995—2005年省际动态面板数据研究了城镇与农村居民储蓄率的决定因素，并检验了凯恩斯绝对收入理论与永久收入假说（生命周期理论）对中国的适应性。计量结果表明：城镇样本较好地支持了永久收入假说（生命周期理论），农村样本则较好地支持了凯恩斯理论。长期收入增长率是居民储蓄率的基本决定因素，高增长是高储蓄的主要原因。另外，居民储蓄的行为模式、人口年龄结构、社会保障制度、不确定性、信贷约束以及地区差异都是居民储蓄率的重要决定因素，但这些因素对城镇与农村居民储蓄率的影响存在显著差异。

关键词：城镇居民储蓄率；农村居民储蓄率；储蓄决定因素；动态面板

中图分类号：F045.3 **文献标识码**：A **文章编号**：1001-9952(2008)02-0053-12

一、引 言

改革开放近三十年来，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居民储蓄率的大幅提高，观察1995—2005年31个省市城镇与农村居民储蓄率与实际收入增长率的散点图（图1），我们可以比较明显地看出这种变化趋势，而与此同时世界各国的私人储蓄率却呈现下降的趋势。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储蓄率高出十多个百分点，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、Cao（2004）以个人拥有的财富改变量为样本测算了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，储蓄率稳步上升，尽管中国的人均收入水平仍远

收稿日期：2007-10-08

基金项目：国家自然科学基金项目（70773073）

作者简介：汪 伟（1973—），男，湖南岳阳人，上海财经大学经济学院博士研究生。

低于工业化国家,然而他们估计的1994年中国居民储蓄率却接近34%,与日本20世纪60年代的情况相似。Louis Kuijs(2005,世界银行工作论文)用资金流量方法测算了中国1990－2003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2003年国民储蓄率更是分别高达42.7%和42.5%。本文根据最新公布的统计年鉴推算发现,2004年和2005年中国的国民总储蓄率分别攀升至43.5%和44.1%。

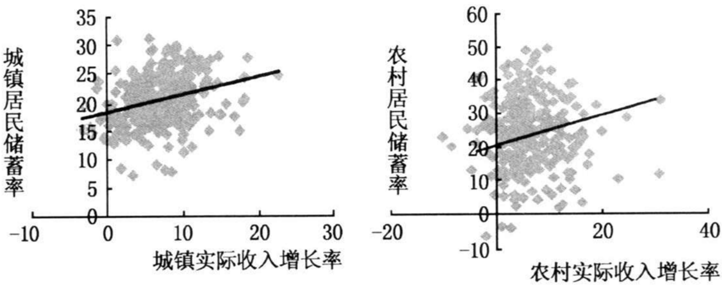

图1 城镇与农村居民储蓄率与实际收入增长率散点图

数据来源:1996～2006年中国统计年鉴,经作者分类整理。

二、文献回顾

中国异乎寻常的高储蓄成为国内外学者研究的热点,其解释角度也不尽相同。李焰(1999)的研究指出,由于流动性约束以及较低的收入水平,50%以上的居民储蓄是用于未来特定的支出(养儿、防老、购房和预防意外事件),居民储蓄的刚性特征致使利率对储蓄并不具有显著的正效应。袁志刚和宋铮(1999)认为,市场化改革不仅加大了居民所面临的系统风险,同时也加剧了居民个人所面对的个体风险。他们认为推动储蓄率不断上升的主要力量是不确定性所带来的谨慎储蓄的上升,以及由于流动性约束所造成的居民住房和教育消费水平的缓慢增长。刘建国(1999)对农村消费的一项研究表明,由于产权模糊、政府干预以及农业保险制度不健全等原因导致农民收入的不确定性程度大为提高,造成农村地区较低的消费倾向。万广华等(2001,2003)先后运用中国1961—1998年度数据以及大样本农户家庭调查资料研究发现,中国居民消费行为在20世纪80年代早期发生了结构性转变,流动性约束型消费者所占比重的上升以及不确定性的增大,造成了中国目前的低消费、高储蓄现象。这些研究主要是从消费函数出发,强调了利率、预防性储蓄、流动性约束和不确定性等因素对居民储蓄的影响,却没有考虑到习惯、经济增长、人口结构和社会保障等因素对储蓄率上升的贡献。

Carroll、Overland和Weil(2000)等最早探讨了行为习惯偏好下的增长与储蓄,并从理论上支持了高增长导致高储蓄的观点。陈利平(2005)通过引入

消费攀比理论讨论了增长与储蓄的关系,认为在引入理性消费攀比后不仅高储蓄可以导致高增长,而且高增长也可以导致高储蓄;从长期看,经济增长率越高,储蓄率也越高,两者是正相关的。李杨、殷剑峰(2005)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)的持续转移是我国经济能够长期、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。这些研究虽然注意到了增长的作用,却忽视了习惯偏好与流动性约束的共同作用机制,另外缺乏对中国数据的实证检验。Modigliani、Cao(2004)实证研究了经济增长与人口结构变化对居民储蓄率的影响,运用中国 1953—2000 年时间序列数据计量发现,储蓄率与长期经济增长率以及负担系数存在明显的协整关系,他们将中国的高储蓄率主要归结为高增长和人口结构的改变。他们的回归还发现生命周期理论比凯恩斯理论更具有解释力。然而他们的检验没有注意到中国典型二元经济结构下城镇与农村居民的消费与储蓄模式可能存在的系统性差异,也没有考虑如何量化社会保障对居民储蓄的影响。袁志刚等(2000)认为人口老龄化是二十多年来计划生育政策的自然结果,人口政策渐渐打破了传统家庭子女赡养老人模式的作用,从而鼓励个人进行积累。他们的研究虽然以数值模拟了养老保险体系与人口年龄结构变化对储蓄率的冲击,但没有找到量化社会保障完善程度的变量,并将二者与其他因素结合起来共同考察。

中国居民超高储蓄率的形成是多种因素综合作用的结果,然而以上研究都只是从某个侧面强调了影响储蓄率的因素,缺乏一个综合的研究框架,因而无法度量这些因素对储蓄率上升贡献程度的大小。鉴于以往研究的种种不足,本文在考察我国典型二元经济环境的基础上,从具有习惯偏好与流动性约束的消费函数出发探讨它们对储蓄的作用机制,并由此建立计量模型。本文进一步在计量模型中加入量化社会保障制度的变量,同时区分个体自身与经济系统两类不确定性,并运用 1995—2005 年省际动态面板数据对高储蓄率的成因进行综合分析,试图从众多的因素中找出中国居民储蓄率的核心决定因素。

三、理论框架、计量模型设定与数据

我们从具有习惯偏好和流动性约束的生命周期/永久收入假说(Seckin A,2000)出发建立计量模型。假设无限活着的代表性消费者选择消费流与资产流极大化一生的总效用:

$$V=\mathrm{Max}_{\{c_t\}_{t=0}^{\infty},\{A_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}}E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t U(c_t-\alpha c_{t-1},Z^t,e_t) \tag{1}$$

$$\text{s.t.}\quad A_{t+1}=(1+r)[A_t+y_t-c_t] \tag{2}$$

$$A_{t+1}\geqslant 0,\lim_{t\to\infty}A_t(1+r)^{-t}=0 \tag{3}$$

其中,$U(\cdot)$是代表性消费者的效用函数,$U'(\cdot)>0$,$U''(\cdot)<0$,c_t,y_t 和 A_t 分别表示代表性消费者 t 期的消费、收入和非人力资产,$E_t(\cdot)$表示基

于t期可获得信息的条件期望。参数$\alpha(0<\alpha<1)$为度量行为习惯的强度，α越大，对于给定数量的支出消费者获得的终生效用越少。r表示储蓄的市场回报率(实际利率)，β是时间贴现因子$(0<\beta<1)$。Z^t表示被观测到的“偏好改变”，一组时期t的改变边际效用的变量；e_t是观测不到的“偏好改变”。由于偏好在时间上是不可分的，因此当期效用不仅依赖于当期消费而且还依赖于上一期消费c_{t-1}。代表性消费者在预算约束式(2)和式(3)下选择当期消费量与下一期持有的资产量，但由于我们假定消费者受到了很强的流动性约束，即消费者在每一期都不能通过借贷为自己的消费融资，因此下一期的资产存量不能为负，即必须有约束：$A_{t+1}\geqslant 0$。$\lim\limits_{t\to\infty}A_t(1+r)^{-t}=0$是横截性条件，其意义是消费者最优消费路径下在其生命终点不留有价值的资产。

上面的优化问题对应的欧拉方程为：

$$U'(c_t-\alpha c_{t-1},Z^t,e_t)-\beta(1+r)E_t[U'(c_{t+1}-\alpha c_t,Z^{t+1},e_{t+1})]=\alpha\beta[E_tU'(c_{t+1}-\alpha c_t,Z^{t+1},e_{t+1})-\beta(1+r)E_tU'(c_{t+2}-\alpha c_{t+1},Z^{t+2},e_{t+2})]+(1+r)\mu_t \quad (4)$$

这里$\mu_t\geqslant 0$是流动性约束的拉格朗日乘子，我们定义$\hat{c}_t=c_t-\alpha c_{t-1}$为有效(或净的)消费水平，并注意到$0<\alpha\beta<1$，求解上面的差分方程我们可以将式(4)改写为下面的一般形式：

$$U'(\hat{c}_t,Z^t,e_t)=\beta(1+r)E_t[U'(\hat{c}_{t+1},Z^{t+1},e_{t+1})+(1+r)\mu_t+(1+r)E_t\sum_{i=1}^{\infty}(\alpha\beta)^i\mu_{t+i} \quad (5)$$

方程(5)表明当期净消费的边际效用等于贴现的未来净消费的边际效用、流动性约束的当期影子价格以及流动性约束的所有未来影子价格的加权平均和这三项之和。需要注意的是，在没有流动性约束时后面两项将不出现在方程(5)中。由于$\mu_t\geqslant 0$，在存在流动性约束的情况下，消费者当期的净消费水平将低于不存在流动性约束的情形，从而消费者增加当期储蓄。并且式(5)的右边第三项表明，行为惯性与流动性约束结合在一起将减少消费者的当期消费。

为了便于分析，我们先在理想状况下求解模型，假定二次函数形式的效用函数：$U(\hat{c}_t)=(\hat{c}_t-a/2\hat{c}_t^2)$不存在流动性约束，$\beta(1+r)=1$，消费者不存在偏好的改变，由式(5)可得：

$$(1-a\hat{c}_t)=E_t(1-a\hat{c}_{t+1})\Rightarrow c_t=E_t\hat{c}_{t+1} \quad (6)$$

给定横截性条件，我们可以将预算约束改写为：

$$\sum_{i=0}^{\infty}\beta^iE_t\hat{c}_{t+i}=(1-\alpha\beta)\{A_t+\sum_{i=0}^{\infty}\beta^iE_ty_{t+i}\}-\alpha c_{t-1} \quad (7)$$

式(6)和终生的预算约束式(7)一起可得：

$$c_t=(1-\alpha\beta)y_t^p+\alpha\beta c_{t-1} \quad (8)$$

这里y_t^p表示永久收入，$y_t^p=(1-\beta)\{A_t+\sum_{i=0}^{\infty}\beta^iE_ty_{t+i}\}$ (9)

代表性消费者t期的储蓄水平为：

$$s_t=y_t-c_t=y_t^T+\alpha\beta y_t^p-\alpha\beta c_{t-1} \quad (10)$$

其中，$\beta=1/(1+r)$，$y_t^T=y_t-y_t^p$ 表示临时收入，则 t 期的储蓄率 sr_t 为：

$$sr_t=y_t^T/y_t+\alpha\beta y_t^p/y_t-\alpha\beta(y_{t-1}-c_{t-1})/y_t \tag{11}$$

假定 $y_t\approx y_{t-1}$，$\beta=1/(1+r)\approx 1-r$（r 充分小时），式(11)可改写为：

$$sr_t=-\alpha+\alpha r+\alpha\beta sr_{t-1}+y_t^T/y_t+\alpha\beta y_t^p/y_t \tag{12}$$

当考虑流动性约束与影响消费者偏好改变的其他变量的情况下，得到的储蓄率函数具有如下形式：

$$sr_t=f(sr_{t-1},y_t^T,y_t^p,r_t,Z^t,e_t) \tag{13}$$

综合以上考虑，我们估计的模型如下：

$$sr_{it}=\beta_1 sr_{i,t-1}+\theta' X_{it}+\eta_i+\varepsilon_{it} \tag{14}$$

这里，sr_{it}，$sr_{i,t-1}$分别表示省 i 在时间 t 的居民储蓄率和滞后一期的储蓄率，η_i为观察不到的各省的固定效应，X_{it}为一组核心解释变量，这组核心解释变量包括长期经济增长率的趋势（作为永久收入的代理变量）、收入增长对长期趋势的偏离、临时收入、实际利率和影响储蓄的其他变量等。在影响储蓄行为的其他变量中，本文综合选取了四组指标：一是反映人口结构变化的变量，如负担系数、城市化率和劳动参与率等；二是反映社会保障的变量，如养老覆盖率和社会保障支出等；三是信贷约束变量，如 M_2 与 GDP 的比例等；四是反映不确定性和宏观经济环境变化的变量，如消费的方差和通货膨胀率等；ε_{it}为观察不到的影响居民储蓄行为的随机扰动项。

在考察哪些是决定居民储蓄率的核心因素的同时，我们希望能同时检验凯恩斯理论与永久收入假说（生命周期理论）对中国的适应性。凯恩斯理论认为，消费由当期收入决定，边际消费倾向随着收入的上升而递减，储蓄率将呈上升态势；永久收入假说（生命周期理论）则认为个人将终生资源而不是把现期收入作为预算约束，储蓄依赖于永久收入与长期收入增长率。为了能对永久收入假说（生命周期假说）与凯恩斯理论作出检验，如何估计长期人均收入增长率是检验永久收入假说（生命周期理论）的一个重要环节。Modigliani、Cao（2004）认为收入增长的趋势部分大体可以作为永久收入的代理变量，他们通过测算每年的增长趋势和过去年份的平均每年的增长趋势来解决这个问题。这种方法的缺陷是会导致一些样本的丢失，当时间序列样本很长时是可行的，由于本文的面板是 11 年间的数据，因此这个方法不适用，我们采用 H-P 滤波方法来替代，滤波中的趋势部分作为永久部分，滤波中的残差作为短期对长期收入增长率的偏离，表示短期成份。此外，如何量化收入不确定性这一变量是估计过程中应注意的一个问题。在以往的研究中，万广华（2001）认为消费的不确定性主要源于收入波动，可使用收入增长的预测误差值的平方作为不确定性变量的量化指标。Kraay（2000）假设对数收入服从带漂移的随机游走或一阶自回归过程，并以此来估计收入变化的方差。它们的研究基本没有区分两类不同的风险。为了弥补这一不足，我们同时考虑个体自身与系统环境的不确定

性对居民储蓄的影响，这包括居民自身收入和消费的不确定性以及宏观经济系统性的不确定，我们用消费性支出的方差来度量个体自身收入和消费不确定性，用通货膨胀率表示经济系统的不确定性。为了与测度长期经济增长率相一致，本文将度量个体自身不确定性作了简化处理，取为滤波残差的平方。

与以往估计不同的是，在我们估计的模型中加入了量化社会保障制度的变量。尽管中国的养老保险整体覆盖率不高，广大农民及农民工仍然依靠自我保障；但始于1997年的养老保险改革已经走过了近10个年头，养老保险对城镇居民的消费储蓄行为的影响方式有待检验。本文认为，基本养老保险覆盖率（用参加养老保险的人口占就业人口的比重来度量），财政支出中用于社会保障、抚恤救济以及行政事业单位退休工资支出三项之和占财政总支出的比例可能是影响居民储蓄的重要因素，它们分别从不同的侧面反映了社会保障的完善程度。

我们使用的数据是中国1995－2005年省际面板数据，所有居民数据来自《中国统计年鉴》，人口和就业以及社会保障数据来自《中国人口统计年鉴》、《中国劳动年鉴》以及《中国财政年鉴》，部分数据来自各省统计年鉴。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，实际利率由名义利率减去通货膨胀率得到。由于重庆直到1997年才从四川独立出来成为直辖市，因而我们缺少重庆1995年和1996年的数据，另外西藏1995年、1997年和1998年的数据在统计年鉴上也不可得，因此我们的完全样本数量为336个。数据中的收入变量、城镇使用人均可支配收入、农村使用人均纯收入和各名义量（如可支配收入、消费性支出等）均以1995年不变价折算为实际量。另外，我们没有M_2的分省数据，因此表征信贷约束的数据我们只有时序数据。基于我国城乡二元经济结构的特点，城镇居民与农村居民的消费与储蓄模式可能会存在系统性差别，从我们的样本数据可以看出，农村居民具有更高的储蓄倾向，因此我们将样本分为城镇与农村两个子样本。

四、计量分析

（一）计量方法。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，以此表征居民储蓄的行为惯性，因此我们的模型实际是一个动态面板模型。使用动态模型的另一个目的是为了区分储蓄的长期效应与短期效应。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观测不到的各省的特征（如文化、资源和居民的节俭习惯等）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,即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(如收入增长率、实际利率等)。在上面的限制条件下,将式(14)作一阶差分,我们得到下面的估计方程:

$$sr_{it}-sr_{i,t-1}=\beta_1(sr_{i,t-1}-sr_{i,t-2})+\theta'(X_{it}-X_{i,t-1})+(\varepsilon_{it}-\varepsilon_{i,t-1}) \quad (15)$$

GMM 估计通过下面的矩条件给出工具变量集:

$$E[(\varepsilon_{it}-\varepsilon_{i,t-1})\cdot\varepsilon_{i,t-s}]=0 \qquad s\geqslant 2;t=3,\cdots,T \quad (16)$$

$$E[(\varepsilon_{it}-\varepsilon_{i,t-1})\cdot X_{i,t-s}]=0 \qquad s\geqslant 2;t=3,\cdots,T \quad (17)$$

$$E[(\varepsilon_{it}-\varepsilon_{i,t-1})\cdot sr_{i,t-s}]=0 \qquad s\geqslant 2;t=3,\cdots,T \quad (18)$$

上面的差分转换方法就是差分广义矩(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进有效性。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,即式(17)和式(18)中的工具变量在系统方程估计中仍可继续使用。在观察不到的各省的固定效应与解释变量的差分(方程(15)右边的变量)不相关的弱假设下,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:

$$E[(\varepsilon_{it-1}-\varepsilon_{i,t-2})\cdot(\eta_i+\varepsilon_{it})]=0 \quad (19)$$

$$E[(X_{it}-X_{i,t-1})\cdot(\eta_i+\varepsilon_{it})]=0 \quad (20)$$

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 和 Bover (1995)、Blundell 和 Bond (1997)建议使用萨甘差分统计量(Difference Sargan)检验,其原假设是:新增工具具有有效性,即检验式(19)和式(20)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 ε_{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。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。

(二)回归结果。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)方法估计城镇与农村两个子样本。城镇样本两步萨甘差分统计量对应的 p 值分别为 0.875 与 0.682,农村样本 p 值为 0.856 与 0.787,这表明系统广义矩估计新增工具是有效的。后文中我们用系统估计得到的系数对回归结果作解释,作为参照也

同时报告差分估计的系数。在工具变量的设置上我们作了如下处理：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作外生变量，同时地区虚拟变量也肯定是严格的外生变量，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。两个样本的 Sargan 检验 p 值均在 0.3 以上，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二阶序列相关性，因此，从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。每一种估计方法我们均进行了两次回归，初次回归中包含了本文认为重要的各组解释变量，根据初次回归的结果我们逐步剔除了一些不显著的变量后，发现原来显著的变量均更加显著，并且各变量的系数均变化不大，且拟合优度基本不变，表明第二次回归结果具有稳健性。表1报告了回归结果。

表1　城镇与农村居民储蓄率的 GMM 估计结果

因变量:居民储蓄率	城镇样本				农村样本			
解释变量	两步差分广义矩	两步差分广义矩	两步系统广义矩	两步系统广义矩	两步差分广义矩	两步差分广义矩	两步系统广义矩	两步系统广义矩
滞后一期储蓄率	0.24	0.33	0.52	0.52	0.20	0.31	0.64	0.65
	(2.68)***	(5.81)***	(5.79)***	(8.72)***	(8.15)***	(10.75)***	(14.03)***	(24.62)***
临时收入	20.30	23.32	3.32	6.15	158.9	145.6	116.8	141.2
	(4.26)***	(4.95)***	(0.81)	(3.47)***	(4.49)***	(5.13)***	(3.81)***	(6.62)***
收入增长趋势	1.42	0.77	0.85	0.65	0.43	−0.29	1.19	0.78
	(2.23)**	(1.70)*	(5.63)***	(8.81)***	(0.69)	(−1.55)	(2.29)**	(2.37)**
增长偏离	0.095	0.098	0.12	0.11	0.11	0.08	0.23	0.21
	(3.65)***	(4.76)***	(2.93)***	(3.12)***	(3.37)***	(2.56)**	(4.66)***	(5.19)***
消费的方差	0.095	0.098	0.10	0.11	0.34	0.42	0.25	0.22
	(5.40)***	(6.25)***	(5.70)***	(6.37)***	(11.62)***	(15.15)***	(6.76)***	(10.42)***
通货膨胀率	0.01		−0.01		−1.53		−0.48	−0.47
	(0.08)		(−0.17)		(−3.86)***		(−1.36)	(−6.45)***
实际利率	−0.03	−0.03	−0.24	−0.22	−1.20	0.82	0.09	
	(−0.19)	(−0.76)	(−1.98)**	(−5.29)***	(−2.41)**	(17.76)**	(0.20)	
信贷条件	7.65	6.69	−2.57		13.37	14.5	6.58	6.93
	(2.62)***	(4.25)***	(−1.51)		(3.81)***	(7.90)***	(2.55)**	(3.06)***
少儿负担系数	−0.12	−0.13	0.12	0.08	−0.045		−0.02	0.12
	(−1.45)	(−2.16)**	(2.49)**	(2.95)***	(−0.46)		(−0.20)	(2.68)***
老人负担系数	−0.14		0.68	0.62	−0.35		0.37	0.23
	(0.62)		(2.52)**	(3.50)***	(−1.52)		(2.11)**	(1.85)*
城市化率	0.05		−0.07	−0.12	−0.01		−0.04	
	(0.88)		(−1.41)	(−2.96)***	(−0.22)		(−0.83)	
劳动参与率	12.23		−2.46		22.18		−15.37	−18.81
	(0.36)		(−0.36)		(0.49)		(−1.62)	(−1.60)
基本养老覆盖率	0.14	0.08	−0.01		0.02		−0.04	
	(0.96)	(2.72)***	(−0.35)		(0.13)		(−0.88)	
社会保障比	−0.05		0.05		−0.35	−0.36	−0.12	−0.24
	(−0.68)		(0.73)		(−2.92)***	(−3.56)***	(−1.05)	(−2.81)***
东部虚拟变量			5.70	4.06			6.68	5.72
			(5.20)***	(5.15)***			(1.37)	(4.58)***
中部虚拟变量			3.57	2.96			−2.05	2.98
			(3.80)***	(3.98)***			(−0.46)	(3.72)***
观测数	273	273	304	304	273	273	304	304
R^2	0.95	0.95	0.70	0.69	0.95	0.94	0.87	0.87
联合显著 Wald 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Sargan 检验 p 值	0.312	0.309			0.733	0.559		
Sargan 差分检验 p 值			0.875	0.682			0.856	0.787
AR(1)检验 p 值	0.0035	0.0013	0.000	0.000	0.0385	0.005	0.001	0.003
AR(2)检验 p 值	0.1456	0.1546	0.268	0.281	0.2065	0.1782	0.435	0.302

注：所用的软件包是 stata 9.1，表格括号中报告的是 t 统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著，差分方程和水平方程都使用的工具为少儿负担系数、老人负担系数、东部与中部虚拟变量，其他变量(包括滞后储蓄率)的滞后值仅用于差分方程作工具，城镇样本的滞后阶数为(2,3)，农村样本的滞后阶数为(2,4)。

(三)实证分析。滞后储蓄率系数反映了储蓄的行为模式,无论是对城镇还是农村居民,均非常显著,城镇居民的惯性系数约为0.52,农村居民的惯性系数则更高,约为0.65,居民储蓄显现出很强的行为惯性,我们估计的结果与Loayza、Schmidt-Hebbel和Serven(2000)运用跨国面板数据估计的结果(约为0.30～0.83)基本一致。如果考虑其他变量对储蓄率的长期影响,它们的长期系数约为短期系数的2.08倍(城镇)和2.85倍(农村)。以往的估计基本忽视了储蓄习惯的影响,我们的估计表明储蓄习惯对解释中国居民的高储蓄率具有重要意义,也与具有习惯偏好的理论模型的预测相一致。

从农村样本回归结果发现,两步系统估计的临时收入系数均高度显著,城镇样本在第一次估计中不显著,第二次估计却非常显著,但相比而言农村临时收入系数更为显著,表明农村样本较好地支持了绝对收入理论。我们将居民人均可支配收入的增长率分解为趋势与周期两部分后,看到了一个有趣的回归结果,即与临时收入的显著性相反,城镇样本的长期收入增长率系数更为显著,城镇样本更好地支持了永久收入假说。普遍认为标准的凯恩斯理论至少对低收入经济的储蓄行为有很强的解释作用,而永久收入假说(生命周期理论)一般与高度发达的市场经济相关联。根据世界银行的报告,2004年的中国人均收入排在世界100名之后,仍属于低收入国家,Modigliani、Cao(2004)的研究认为“中国储蓄之谜”用生命周期理论比凯恩斯理论的解释力更强,本文的实证则表明城镇样本较好地支持了永久收入假说(生命周期理论),而农村样本则较好地支持了凯恩斯理论。相比城镇居民的收入增长水平,农村收入增长缓慢,城乡差距近年来有进一步拉大的趋势,农村人均可支配收入仍然很低,消费与储蓄仍然紧密跟随当期收入,这与凯恩斯理论能很好解释低收入经济的消费与储蓄行为相符。长期经济增长率每提高1%,则城镇居民储蓄率上升0.65%,农村居民储蓄率上升0.78%,如此大的影响系数说明高增长是高储蓄的主要原因。另外,回归结果表明无论是城镇还是农村子样本,短期与长期增长的偏离对储蓄率均有显著的正向影响(农村更为显著),短期增长率每偏离长期增长率1%,则城镇居民储蓄率提高0.11%,而农村提高0.21%。增长率偏离的影响模式与临时收入的水平模式基本一致,进一步验证了本文对永久收入(生命周期理论)与凯恩斯绝对收入理论的检验结论。我们的回归结果与Modigliani、Cao(2004)所得到的长期经济增长率以及经济增长与长期趋势的偏离均对储蓄有正向影响的结论相一致。

个体自身的不确定性对城镇与农村居民影响方向是一致的,而经济系统的不确定性却不同。个体自身收入与消费不确定性的增加将提高居民储蓄率(非常显著),农村个体自身不确定性的影响更大,其可能的原因是城镇居民的收入和消费相对更为稳定,而农村居民的收入与消费的变动较大。我们的回归还发现通货膨胀率对农村居民的储蓄率有很大的负面影响,通货膨胀每上

升 1%,居民储蓄将减少约 0.47%,而且统计上很显著,表明系统风险对农村居民的影响较大。但通货膨胀对城镇居民储蓄率基本没有影响,可能的解释是城镇居民可以将储蓄多元化配置,如通过购买长期国债、股票、保险以及投资房产等方式来规避通货膨胀带来的短期风险,而农村居民储蓄方式相对单一。与万广华等(2001,2003)得到的结果相比,在同时考虑系统与个人风险的情况下,我们得到的是一个新结果。

标准的经济学分析认为利率对储蓄的影响是不确定的。利率上升对储蓄的影响体现在两个方面,即替代效应的作用使储蓄上升,而收入效应的作用使储蓄下降。城镇样本估计的结果表明利率对储蓄率虽然有显著的负面影响,但实际影响不大,利率每上升 1 个百分点,储蓄率下降约 0.22 个百分点,农村样本估计结果不显著,我们城镇样本的结论与大部分经验研究(李焰,1999;万广华等,2001、2003)基本一致。Loayza、Schmidt-Hebbel、Serven(2000)研究跨国储蓄率差异时用 M_2/GDP 表示一国的金融深度,能在很大程度上反映居民消费所面临的信贷约束,他们的研究发现信贷约束对储蓄几乎没有影响。我们沿用他们的做法将这一变量放入回归方程中,却发现农村居民对信贷约束的影响系数很大,显示非常显著,且为正向影响,但信贷约束对城镇居民的储蓄影响在统计上不显著。由于我们只有年度数据,而且 M_2/GDP 一般反映一国的金融发展水平,可能并不是直接反映居民受到流动性约束的好指标,因此其影响模式有待更多的数据支持。

人口结构的变化在以往的经验研究中被认为是影响储蓄率的一个重要因素,以往的研究主要考虑负担系数对储蓄率的影响,本文则在人口结构变化中加入表征城乡二元结构的变量:城市化率以及劳动参与率变量。少儿负担系数和老人负担系数对城镇与农村居民储蓄率有非常显著的解释作用(城镇样本更显著)。从实际影响大小看,养老压力的增加是居民储蓄率上升的重要因素,老人负担系数每增加 1%,则城镇居民储蓄率增加 0.62%,农村居民储蓄率增加 0.23%;少儿负担系数的影响相对较小,在 0.1%左右,而且少儿负担系数的下降并没有减少却反而增加了居民储蓄率,其可能的原因是虽然严格的人口政策使普通家庭的孩子人数由平均 3 个减少到 1 个,但近年来抚养孩子的成本却不断上升,后者可能起了主导作用。我们还发现二元结构变量——城市化率只对城镇居民储蓄率在统计上有显著负面影响,但系数较小,其他人口结构变量在统计上不显著。

以往的研究没有在回归分析中加入表示社会保障的变量来考察它们对储蓄的冲击,本文弥补了这一空白。基本养老覆盖率对城镇与农村居民的储蓄率影响系数都不显著;社会保障变量对城镇居民储蓄率基本没有影响,但与此相反,却对农村居民储蓄率有显著的负面影响,这在一定程度上说明李嘉图等价定理并不成立。近年来,城镇居民社会保障覆盖率虽然逐步提高但整体覆

盖率仍然很低，样本期的平均整体覆盖率仍不到25%，而且基本没有覆盖到农村，广大农民及农民工仍然依靠自我保障，这可能是政府养老系统还不是影响居民储蓄的主导因素的重要原因。

为了考察储蓄率的系统差异，我们将东部与中部两个虚拟变量放入回归模型中，发现地区间储蓄率的差异无论是城镇还是农村在统计上都是很显著的，平均储蓄率的差异与东、西收入差距具有一致性，农村差距更大。

五、结论与启示

本文从具有习惯偏好与流动性约束的消费函数出发，通过经验证据对中国异乎寻常的高储蓄提供了一个综合的解释。我们从经济学的基本理论出发，在考察中国典型二元经济结构的基础上，分析了影响居民储蓄率的各因素，实证得出了如下结论：(1)对两种不同的收入(储蓄)理论的检验表明，城镇样本较好地支持了永久收入假说(生命周期理论)，农村样本则较好地支持了凯恩斯理论。(2)长期收入增长率是居民储蓄率的基本决定因素，高增长是高储蓄的主要原因。(3)居民储蓄行为模式、人口年龄结构、社会保障制度、不确定性、信贷约束以及地区差异都是居民储蓄率的重要决定因素，但这些因素对城镇与农村居民储蓄率的影响存在显著差异。

中国在工业化的初期经济增长率很高，储蓄率也很高，按照本文高增长导致高储蓄的实证结果，只要中国经济继续保持高增长，高储蓄率仍然会持续。自然一个令人感兴趣的问题是：是否随着中国工业化的加速推进，储蓄率将达到顶峰并在工业化后期随着经济增长减缓而逐渐下降，呈现倒U型模式；是否未来政府大规模养老系统的覆盖将显著降低居民储蓄率，本文的实证为未来的研究提供了方向。

参考文献：

[1]陈利平．高增长导致高储蓄：一个基于消费攀比的解释[J]．世界经济，2005，(11)：3－9．

[2]李焰．关于利率与我国居民储蓄关系的探讨[J]．经济研究，1999，(11)：39－46．

[3]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[J]．经济研究，2005，(2)：4－15．

[4]刘建国．我国农户消费倾向偏低的原因分析[J]．经济研究，1999，(3)：52－58．

[5]万广华，史清华，汤树梅．转型经济中农户储蓄行为：中国农村的实证研究[J]．经济研究，2003，(5)：3－12．

[6]万广华，张茵，牛建高．流动性约束，不确定性与中国居民消费[J]．经济研究，2001，(11)：35－44．

[7]袁志刚，宋铮．城镇居民消费行为变异与我国经济增长[J]．经济研究，1999，(11)：20－28．

[8]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)：24－32．

[9]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[J]．经济研究，1999，(5)：3－10．

[10]Arellano M, Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error component models [J]. Journal of Econometrics ,1995, (68): 29—51.
[11]Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [C]. University College London Discussion Paper 1997.
[12]Carroll C, J Overland, D Weil. Saving and growth with habit formation[J]. The American Economic Review, 2000, 90, (3): 341—355.
[13]Kraay A. Household saving in China [J]. World Bank Economic Review, 2000, 14 (3): 545—570.
[14]Kuijs L. Investment and saving in China [C]. World Bank Research Working Paper, 2005.
[15]Loayza N, K Schmidt-Hebbel, L Serven. What drives private saving across the world? [J]. Review of Economics & Statistics, 2000, 82, (1): 165—181.
[16]Modigliani F, Cao Shi Larry. The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis [J]. Journal of Economic Literature, 2004, 42, (1): 145—170.
[17]Seckin A. Consumption with liquidity constraint and habit formation [C]. CIRANO Scientific Series, 2000.

Determinants of Chinese Household Saving Rate: An Analysis Based on Dynamic Panel Data at Provincial Level of the Period 1995-2005

WANG Wei

(*School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai* 200433, *China*)

Abstract: In this paper, we present dynamic panel data on Chinese urban and rural household saving rate at provincial level of the period 1995～2004. We conduct an econometric analysis of the determinants of household saving and test two kinds of income theory: Keynesian absolute income theory and permanent-income/life-cycle hypothesis. To summarize our main findings, we find that the sample of urban households supports permanent-income/life-cycle hypothesis, while the sample of rural household supports Keynesian theory in a better way. The long-term rate of income growth is the main determinant of household saving rate, higher growth leads to higher saving. In addition, the existence of habit formation, demographic structure, social security, uncertainty, credit condition and disparities among regions are important determinants of household saving rate, however, the influences of those determinants on urban and rural vary dramatically.

Key words: urban household saving rate; rural household saving rate; determinants of saving; dynamic panel (责任编辑 喜 雯)