

# 流动性约束和不确定性状态下的 预防性储蓄研究

——中国城乡居民的消费特征分析

杜海韬 邓翔\*

**摘要** 本文利用我国城乡时间序列数据,对城乡居民的消费特征做了新的探索。我们对引入预期收入增长的对数线性欧拉方程和二阶泰勒近似的欧拉方程进行了估计,结果说明,当期收入仍是决定我国居民消费的主要因素,消费的“随机游走”假说不成立;城镇居民比农村居民有更强的预防性储蓄动机。1990年代中期以来持续走低的收入增长率直接抑制了消费需求的增长,而仍然偏紧的流动性约束和日益增强的不确定性增大了预防性储蓄动机。

**关键词** 流动性约束,收入不确定性,预防性储蓄

## 一、导 论

长期以来,经济学者都十分注意对驱动消费或储蓄的因素的探究,尤其关注消费与收入的动态联系。自莫迪利亚尼、布伦伯格(1954)和弗里德曼(1957)提出“生命周期—持久收入理论”(简称为LC-PIH)以来,消费理论获得了很大发展,各阶段的代表性成果为:第一,20世纪60—80年代的“完美预见”和“确定性等价”模型(LC-PIH的“标准模型”),代表人物是Hall和Mishkin。第二,为了检验消费的预期增长对收入预期增长的“过度敏感性”,Campbell和Mankiw(1989a)将预期收入增长引入对数线性欧拉方程。第三,20世纪90年代采用了更符合现实的不确定性假定来研究消费最优化行为,一种方法是利用二阶泰勒近似得到的欧拉方程将不确定性引入模型(Dynan, 1993);另一种方法是采用数值方法,通过计算机来模拟最优消费路径(LC-PIH的“缓冲存货”储蓄模型),代表人物主要有:Zeldes(1984, 1989a), Deaton(1991), Kimball(1990a, b)和Carroll(1996, 1997, 2001a, b)。

在国内的研究中,藏旭恒(1994)用LC-PIH假定下的新古典消费函数模型<sup>1</sup>和Hall(1978)的“随机游走”模型分别估计了全国总体和城乡居民的消

\* 四川大学经济学院经济管理系。通讯作者及地址:杜海韬,四川大学经济学院国民经济学C33#, 610064;电话:(028)85417350, 13348801175; E-mail: haitao1977@tom.com。感谢蒋文、王影和向玉丽在数据搜集和整理方面提供的极大帮助以及他们对本文提出的许多修改意见。同时,感谢匿名审稿人提出的相关修改意见。当然,作者文责自负。

<sup>1</sup> Koyck的几何递减滞后模型。

费函数,得出的结论是:有关全国居民和城乡居民的系数基本上拒绝了“随机游走”假说。万广华等(2001)将反映收入不确定性的消费增长方差,预期收入增长以及消费增长的滞后变量同时引入对数线性欧拉方程,用全国总体数据对消费函数进行了估计。龙志和、周浩明(2000)则选择城镇居民1991—1998年间的平行面数据,采用工具变量(IV)和广义矩(GMM)估计方法,对二阶泰勒近似的欧拉方程进行估测,证明了我国城镇居民存在显著的预防性储蓄动机。

这些研究还存在一些不足:一是由于预期消费增长的方差和预期收入增长反映了基本相同的经济含义,将二者同时引入对数线性欧拉方程必然导致其中一个是不显著的。二是如果考虑到IV和GMM估计结果上偏,龙志和(2000)得到的结果还不能证明我国城镇居民存在显著的预防性储蓄动机。三是没有对城乡居民分别加以研究。本文将对我国消费函数的估测和解释做出一些新的尝试,包括,第一,为了检验预期消费增长和预期收入增长之间的相关关系,在对数线性欧拉方程中只引入预期收入增长项,而不同时引入预期消费增长的方差(或其平方项);第二,解释IV和GMM估计结果上偏的原因;第三,证明流动性约束和不确定性之间的替代关系,二者都会产生预防性储蓄,而“缓冲存货”储蓄模型能够较好地解释我国城乡居民的消费(储蓄)行为。本文主要内容的安排如下,第二部分分别对Campbell, Mankiw(1989a)的对数线性欧拉方程和Dynan(1993)的二阶泰勒近似的欧拉方程进行估计,以检验预期消费增长和预期收入增长之间的相关关系以及我国城乡居民是否存在预防性储蓄动机及其强度。第三部分论述“缓冲存货”储蓄模型能够很好的解释预期消费增长和预期收入增长之间的一致关系;流动性约束和未来收入的不确定性都能产生预防性储蓄;二阶泰勒近似导致GMM和IV估计的结果向上偏倚。第四部分对前面得到的结果进行分析和讨论,最后是主要结论。

## 二、计量模型、数据来源和实证结果

### (一) 计量模型设定

考虑一个寿命为 $T$ 期的人,他的一生效用是各个时期效用的总和,其目标为一生效用最大化:

$$\begin{aligned} \max_{C_t} \quad & u(C_t) + E_t \sum_{s=t+1}^T \beta^{(s-t)} u(C_s) \\ & X_{t+1} = \tilde{R}_{t+1}(X_t - C_t) + \tilde{Y}_{t+1} \end{aligned} \quad (1)^2$$

<sup>2</sup> 见Carroll(1992, 1997)和Zeldes(1989)。

$$\begin{aligned}
 & \tilde{Y}_s = \tilde{P}_s \tilde{V}_s \\
 \text{s. t. } & \tilde{P}_s = G P_{s-1} \tilde{N}_s \\
 & u(C) = (1 - \rho)^{-1} C^{1-\rho}, \quad \rho > 1 \\
 & V \sim \begin{cases} 0, p \\ Z, 1-p \end{cases} \\
 & \ln Z \sim TN(-\sigma_{\ln Z}^2/2, \sigma_{\ln Z}^2) \\
 & \ln N \sim TN(-\sigma_{\ln N}^2/2, \sigma_{\ln N}^2)^3 \\
 & E(Z) = E(N) = 1
 \end{aligned}$$

其中,  $P_s$  为持久性劳动收入, 它受到一个均值为 1, 对数呈正态分布的冲击  $\tilde{N}_s$  的随机扰动, 表明  $\ln P_s$  是带漂移的随机游走<sup>4</sup>;  $Y_s$  为现期劳动收入, 它等于持久性劳动收入乘以一个暂时性冲击  $\tilde{V}_s$ 。假定  $\tilde{V}_s$  为零的概率是  $p$  (失业情况), 其他情况为  $Z$  的概率就是  $(1-p)$ ,  $Z$  的均值为 1, 其对数也呈正态分布;  $G=1+g$ , 其中  $g$  为持久性劳动收入增长率,  $\beta=(1+\delta)^{-1}$ , 其中  $\delta$  为主观贴现率,  $g$  和  $\delta$  均为常数;  $R_{t+1}=1+r_{t+1}$ ,  $r_{t+1}$  表示资产收益率; 效用函数采用 CRRA 形式,  $\rho$  为相对风险回避系数。该模型的解满足欧拉方程:

$$\beta E_t[(1+r_{t+1})(C_{t+1}/C_t)^{-\rho}] = 1. \quad (2)$$

令  $C_{t+1}/C_t = 1 + \eta_{t+1}$ ,  $\eta_{t+1}$  为  $t+1$  期的消费增长率, 故  $(1+r_{t+1})(C_{t+1}/C_t)^{-\rho} = (1+r_{t+1})(1+\eta_{t+1})^{-\rho}$ , 在  $r_{t+1} = \eta_{t+1} = 0$  附近取一阶泰勒近似, 得  $(1+r_{t+1})(1+\eta_{t+1})^{-\rho} \approx (1+r_{t+1})(1-\rho\eta_{t+1})$ , 将其代入 (2) 式, 可得

$$\begin{aligned}
 \beta E_t[(1+r_{t+1})(1-\rho\eta_{t+1})] &= \beta[E_t(1+r_{t+1}) \cdot E_t(1-\rho\eta_{t+1}) \\
 &+ \text{Cov}_t(1+r_{t+1}, 1-\rho\eta_{t+1})] \approx 1, \quad (3)
 \end{aligned}$$

其中,  $\text{Cov}(\cdot)$  为以  $t$  时可得信息为条件的协方差, 因为  $\text{Cov}_t(1+r_{t+1}, 1-\rho\eta_{t+1}) = -\rho\text{Cov}_t(r_{t+1}, \eta_{t+1})$ , 代入 (3) 式并移项, 可得

$$(1 + E_t r_{t+1})(1 - \rho E_t \eta_{t+1}) \approx 1 + \delta + \rho \text{Cov}_t(r_{t+1}, \eta_{t+1}). \quad (4)$$

对 (4) 式两边取对数, 得到

$$\ln(1 + E_t r_{t+1}) + \ln(1 - \rho E_t \eta_{t+1}) \approx \ln[1 + \delta + \rho \text{Cov}_t(r_{t+1}, \eta_{t+1})]. \quad (5)$$

<sup>3</sup>  $E(\ln Z), E(\ln N)$  取  $-\sigma^2/2$  是为了满足  $E(Z) = E(N) = 1$ 。

<sup>4</sup> 对  $\tilde{P}_s = G P_{s-1} \tilde{N}_s$  两边取对数可得  $\ln \tilde{P}_s = \ln G + \ln P_{s-1} + \ln \tilde{N}_s$ , 再对其两边取期望得到  $E(\ln \tilde{P}_s) = \ln(1+g) + E(\ln \tilde{N}_s) + \ln P_{s-1} \approx g - \frac{1}{2} \sigma_{\ln N}^2 + \ln P_{s-1}$ 。如果定义  $u_s = \ln \tilde{P}_s - E(\ln \tilde{P}_s)$  为预期偏差, 则有  $\Delta \ln P_s = \ln \tilde{P}_s - \ln P_{s-1} \approx g - \frac{1}{2} \sigma_{\ln N}^2 + u_s$ 。

又由  $\ln(1 + \epsilon) \approx \epsilon$  (在  $\epsilon$  足够小时), 可得

$$\begin{aligned} \ln(1 + E_t r_{t+1}) &\approx E_t r_{t+1}, \quad \ln(1 - \rho E_t \eta_{t+1}) \approx -\rho E_t \eta_{t+1}, \\ \Delta \ln C_{t+1} = \ln(C_{t+1}/C_t) &= \ln(1 + \eta_{t+1}) \approx \eta_{t+1}, \\ \ln[1 + \delta + \rho \text{Cov}_t(r_{t+1}, \eta_{t+1})] &\approx \delta + \rho \text{Cov}_t(r_{t+1}, \eta_{t+1}). \end{aligned} \quad (6)$$

将(6)式代入(5)式并移项, 得

$$E_t(\Delta \ln C_{t+1}) \approx \rho^{-1}(E_t r_{t+1} - \delta) - \text{Cov}_t(r_{t+1}, \eta_{t+1}). \quad (7)$$

通过考虑无风险资产的收益, (7)可简化为

$$E_t(\Delta \ln C_{t+1}) \approx \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta)^5. \quad (8)$$

其中,  $\bar{r}_{t+1}$  为无风险资产收益率, (8)式就是无风险资产的一阶近似欧拉方程。方程(8)揭示了持久收入假说的一个中心预言: 可预测的收入变动与可预测的消费变动间没有联系, 消费增长由无风险收益率、贴现率和风险回避系数决定, 而不是由收入的时间模式决定。为了检验它的对立假设: 预期消费增长对预期收入增长是“过度敏感”的, 将后者引入(8)式, 得到

$$E_t(\Delta \ln C_{t+1}) \approx \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta) + \lambda E_t(\Delta \ln Y_{t+1}). \quad (9)$$

定义  $\epsilon_{t+1} = \Delta \ln C_{t+1} - E_t(\Delta \ln C_{t+1}) \approx \eta_{t+1} - E_t \eta_{t+1} = \frac{C_{t+1} - E_t C_{t+1}}{C_t}$ , (10)

其中,  $\epsilon_{t+1}$  为波动, 它表示实际消费增长率和前一时期预期的消费增长率之差, 更进一步说, 反映了由未预期到的收入变动引起的一生资源预期的变化。因为个人虽然可以用适当的资产交易抵消可预测的收入变动, 从而平滑一生各个时期的消费。但是, 如果发生了事前没有预期到的收入变动, 个人原先估计的一生资源就将发生变化, 消费者便要制定新的一生消费水平, 所以现时和未来的消费水平将改变。同理可以定义:

$$\begin{aligned} e_{t+1} &= \Delta \ln Y_{t+1} - E_t(\Delta \ln Y_{t+1}) \\ &= \ln(Y_{t+1}/Y_t) - E_t[\ln(Y_{t+1}/Y_t)] \\ &= \ln(1 + l_{t+1}) - E_t[\ln(1 + l_{t+1})] \\ &\approx l_{t+1} - E_t l_{t+1} = \frac{Y_{t+1} - E_t Y_{t+1}}{Y_t}, \end{aligned} \quad (11)$$

其中,  $l_{t+1}$  为  $t+1$  期的劳动收入增长率,  $e_{t+1}$  反映了未预期到的  $t+1$  期的收入变动。将(10)式和(11)式代入(9)式, 可得

<sup>5</sup> 方程(7)意味着, 消费者在决定是否更多地持有一种资产时(即推迟消费从而提高了消费增长率), 风险性中有影响的方面是资产回报和消费增长之间的关系。如果这种资产的预期收益率等于无风险收益率, 该消费者对这种资产的投资将最终达到使其收益率与消费增长间的协方差为零的状况。

$$\begin{aligned}\Delta \ln C_{t+1} &= \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta) + \lambda \Delta \ln Y_{t+1} + (\epsilon_{t+1} - \lambda e_{t+1}) \\ &= \alpha_0 + \sigma \bar{r}_{t+1} + \lambda \Delta \ln Y_{t+1} + \nu_{t+1},\end{aligned}\quad (12)$$

其中,  $\alpha_0 = -\rho^{-1}\delta$ ,  $\sigma = \rho^{-1}$ ,  $\sigma$  为跨期替代弹性,  $\nu_{t+1} = \epsilon_{t+1} - \lambda e_{t+1}$ , 该残差仍然反映了由未预期到的  $t+1$  期至以后各期的收入变动引起的一生资源预期的变化。由持久收入假说可知, 消费者根据预期的一生资源安排各期消费, 所以有

$$\begin{aligned}E_t C_{t+1} &= \frac{1}{T-t} \left[ E_t A_{t+1} + \sum_{s=t+1}^T E_t(Y_s) \right], \\ C_{t+1} &= \frac{1}{T-t} \left[ A_{t+1} + \sum_{s=t+1}^T E_{t+1}(Y_s) \right].\end{aligned}\quad (13)$$

把 (13) 式代入 (10) 式, 并用到 (11) 式, 可得

$$\begin{aligned}\epsilon_{t+1} &= \frac{\sum_{s=t+1}^T E_{t+1}(Y_s) - \sum_{s=t+1}^T E_t(Y_s)}{C_t(T-t)} \\ &= \frac{(Y_{t+1} - E_t Y_{t+1}) + \left[ \sum_{s=t+2}^T E_{t+1}(Y_s) - \sum_{s=t+2}^T E_t(Y_s) \right]}{C_t(T-t)} \\ &= \frac{Y_t e_{t+1} + \left[ \sum_{s=t+2}^T E_{t+1}(Y_s) - \sum_{s=t+2}^T E_t(Y_s) \right]}{C_t(T-t)},\end{aligned}$$

整理可得

$$\begin{aligned}\epsilon_{t+1} - \frac{Y_t}{C_t(T-t)} e_{t+1} &= \frac{\sum_{s=t+2}^T E_{t+1}(Y_s) - \sum_{s=t+2}^T E_t(Y_s)}{C_t(T-t)} \\ \Rightarrow \epsilon_{t+1} - \lambda e_{t+1} &= \frac{\left[ \sum_{s=t+2}^T E_{t+1}(Y_s) - \sum_{s=t+2}^T E_t(Y_s) \right] + \chi e_{t+1}}{C_t(T-t)},\end{aligned}\quad (14)^6$$

其中,  $A_{t+1}$  为  $t+1$  的资产,  $\left[ \sum_{s=t+2}^T E_{t+1}(Y_s) - \sum_{s=t+2}^T E_t(Y_s) \right]$  为第  $t+2$  期至  $T$  期预期资源的变化,  $\lambda + \frac{\chi}{C_t(T-t)} = \frac{Y_t}{C_t(T-t)}$  (在时期  $t$  时, 此值为常数)。

由于一阶泰勒近似的欧拉方程 (8) 把内生的高阶项忽略了, 造成估计偏

<sup>6</sup> 我们的模型只考虑无风险资产, 因此  $E_t A_{t+1} = A_{t+1}$ 。

误。因此有必要通过二阶泰勒展开,得到一个包括二阶项的欧拉方程,其推导方法和一阶展开相似。在  $\bar{r}_{t+1} = \eta_{t+1} = 0$  附近作二阶泰勒展开,得  $(1+r_{t+1})(1+\eta_{t+1})^{-\rho} \approx 1+r_{t+1}-\rho\eta_{t+1}-\rho\eta_{t+1}r_{t+1}+\frac{\rho(\rho+1)}{2}\eta_{t+1}^2$ , 将其代入(2)式,并用前面的方法可得

$$E_t(\Delta \ln C_{t+1}) = \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta) + \frac{\rho+1}{2} E_t \eta_{t+1}^2,$$

$$\Delta \ln C_{t+1} = \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta) + \frac{\rho+1}{2} E_t \eta_{t+1}^2 + \epsilon_{t+1},$$

即有

$$\Delta \ln C_{t+1} = \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta) + \frac{\rho+1}{2} \eta_{t+1}^2 + \mu_{t+1}$$

$$= \alpha_0 + \sigma \bar{r}_{t+1} + \alpha_1 \eta_{t+1}^2 + \mu_{t+1}. \quad (15)^7$$

## (二) 模型估计与假设检验

### 1. 工具变量的选择

由于  $\Delta \ln Y_{t+1}$  与  $\nu_{t+1}$  几乎肯定是相关的,  $\Delta \ln Y_{t+1}$  很大时,通常也是家庭收到其一生总收入好消息的时候,因此其一生总资源预期的变化也很大,这意味着  $\Delta \ln Y_{t+1}$  和  $\nu_{t+1}$  正相关。因此,用 OLS 估计(12)式会导致  $\lambda$  向上偏倚,为此,使用工具变量进行 2SLS 估计。由于  $\nu_{t+1}$  反映了从  $t$  期到  $t+1$  期间的新信息,因此以前各期已知的任何变量都与  $\nu_{t+1}$  无关,分别选择滞后一至二期的收入、消费和工资作为 IV。由于消费的变动主要来源于收入的变动,因此选择收入增长的平方作为消费增长的平方的 IV 来估计(15)式。

### 2. 数据分析与整理

由于中国的二元经济结构,我们把数据分为农村和城镇两个样本。其中,  $C$  分别为农村家庭平均每人实际年消费性支出(1990年以前为生活性支出)和城镇居民平均每人实际年消费性支出;  $\bar{r}$  为金融机构存款加权平均年实际利率;  $Y$  分别为农村家庭平均每人实际年纯收入和城镇居民平均每人实际年可支配收入(1990年前为生活性收入);  $W$  为城镇居民平均年实际工资。以上数据均按 1990 年不变价格计算,样本期为 1978—2002 年。数据来源为《中国统计年鉴》(1985—2003)、《农村统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》中的年度时间序列数据。另外,由于统计数据的缺失,我们对 1979—1981 年的农村家庭平均每人年消费性支出,1979 年城镇居民人均 PDI 以及 1978—

<sup>7</sup> 虽然残差  $\mu_{t+1}$  与  $\nu_{t+1}$  表达式有差别,但它同样反映了由未预期到的  $t+1$  期至以后各期的收入变动引起的一生资源预期的变化。另外,如果消费冲击的对数呈正态分布,且独立于模型中的其他变量,则方程(15)应写为

$$\Delta \ln C_{t+1} = \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta) + \frac{\rho}{2} \text{Var}(\eta_{t+1}) + \mu_{t+1} = \alpha_0 + \sigma \bar{r}_{t+1} + \alpha_1 \text{Var}(\eta_{t+1}) + \mu_{t+1}.$$

1984年农村CPI进行了适当的估计。

### 3. 参数估计及其检验

表1、表2是对(12)式的估计结果和统计检验：在表1中，第2列为选择的工具变量集；第3、4、5列分别为 $\Delta \ln C_{t+1}$ 、 $\Delta \ln Y_{t+1}$ 和 $\bar{r}_{t+1}$ 对工具变量

表1 城乡1978—2002

$$\Delta \ln C_{t+1} = \alpha_0 + \sigma \bar{r}_{t+1} + \lambda \Delta \ln Y_{t+1} + \nu_{t+1}$$

工具变量	第一阶段 OLS			$\sigma$ 估计值	$\lambda$ 估计值	过度识别	AR(1)	B-P 异
	$\Delta \ln C_{t+1}$	$\Delta \ln Y_{t+1}$	$\bar{r}_{t+1}$	(s.e) ( $\rho$ )	(s.e) ( $\rho$ )	约束检验	序列相关 检验系数 ( $\rho$ )	方差检验 $p$
1 (无) OLS				-0.002 (0.001) (0.209)	0.810 (0.084) (0.000)			
2 $\Delta \ln Y_t$ , $\Delta \ln Y_{t-1}$ $\bar{r}_t, \bar{r}_{t-1}$	0.622 (0.000)	0.675 (0.000)	0.616 (0.000)	-0.003 (0.001) (0.093)	0.866 (0.099) (0.000)	-0.159 (0.888)	-0.865 (0.473)	0.353
3 $\Delta \ln C_t$ , $\Delta \ln C_{t-1}$ $\bar{r}_t, \bar{r}_{t-1}$	0.611 (0.000)	0.592 (0.001)	0.420 (0.009)	-0.003 (0.002) (0.140)	0.876 (0.101) (0.000)	-0.083 (0.669)	0.730 (0.322)	0.230
4 (无) OLS				-0.001 (0.001) (0.271)	0.778 (0.093) (0.000)			
5 $\Delta \ln Y_t$ , $\Delta \ln Y_{t-1}$ $\bar{r}_t, \bar{r}_{t-1}$	0.695 (0.000)	0.402 (0.011)	0.243 (0.067)	-0.002 (0.002) (0.352)	0.839 (0.112) (0.000)	0.072 (0.273)	-0.169 (0.713)	0.066
6 $\Delta \ln C_t$ , $\Delta \ln C_{t-1}$ $\bar{r}_t, \bar{r}_{t-1}$	0.560 (0.001)	0.414 (0.010)	0.267 (0.053)	0.001 (0.000) (0.658)	0.860 (0.123) (0.000)	-0.099 (0.716)	-1.154 (0.514)	0.068
7 $\Delta \ln W_t$ , $\Delta \ln W_{t-1}$ $\bar{r}_t, \bar{r}_{t-1}$	0.605 (0.000)	0.397 (0.012)	0.252 (0.061)	0.000 (0.002) (0.832)	0.879 (0.117) (0.000)	0.043 (0.334)	-0.448 (0.179)	0.053

注释：1—3行是农村的估计结果，4—7为城镇的估计结果。

表2 城乡1991—2002

$$\Delta \ln C_{t+1} = \alpha_0 + \sigma \bar{r}_{t+1} + \lambda \Delta \ln Y_{t+1} + \nu_{t+1}$$

工具变量	第一阶段 OLS			$\sigma$ 估计值	$\lambda$ 估计值	过度识别 约束检验	AR(1) 序列相关 检验系数 ( $\rho$ )	B-P 异 方差检验 $p$
	$\Delta \ln C_{t+1}$	$\Delta \ln Y_{t+1}$	$\bar{r}_{t+1}$	(s.e) ( $\rho$ )	(s.e) ( $\rho$ )			
1 $\Delta \ln Y_t,$ $\Delta \ln Y_{t-1},$ $\bar{r}_t, \bar{r}_{t-1}$	0.461 (0.059)	0.708 (0.006)	0.736 (0.004)	-0.002 (0.002) (0.135)	0.689 (0.125) (0.000)	0.084 (0.372)	-0.106 (0.790)	0.627
2 $\Delta \ln C_t,$ $\Delta \ln C_{t-1}$ $\bar{r}_t, \bar{r}_{t-1}$	0.320 (0.135)	0.524 (0.039)	0.507 (0.043)	-0.002 (0.002) (0.261)	0.700 (0.126) (0.000)	0.254 (0.210)	-0.090 (0.824)	0.637
3 $\Delta \ln Y_t,$ $\Delta \ln Y_{t-1}$ $\bar{r}_t, \bar{r}_{t-1}$	0.913 (0.000)	0.760 (0.001)	0.394 (0.072)	-0.001 (0.000) (0.035)	0.784 (0.039) (0.000)	0.672 (0.009)	-0.078 (0.729)	0.095
4 $\Delta \ln C_t,$ $\Delta \ln C_{t-1}$ $\bar{r}_t, \bar{r}_{t-1}$	0.596 (0.014)	0.610 (0.012)	0.547 (0.022)	-0.001 (0.000) (0.014)	0.768 (0.037) (0.000)	0.228 (0.207)	-0.069 (0.755)	0.177
5 $\Delta \ln W_t,$ $\Delta \ln W_{t-1}$ $\bar{r}_t, \bar{r}_{t-1}$	0.620 (0.011)	0.560 (0.020)	0.423 (0.060)	0.000 (0.000) (0.592)	0.810 (0.040) (0.000)	0.271 (0.170)	-0.071 (0.776)	0.152

注释:1—2行为农村的估计结果,4—5行是经GLS修正过的城镇估计值。

的 OLS 回归得到的调整  $R^2$  值和相应的  $F$  统计量的  $p$  值;第 6、7 列分别给出 2SLS 得到的参数  $\sigma$ 、 $\lambda$  值以及相应的标准差和  $p$  值;第 8 列给出残差对 IV 回归得到的调整  $R^2$  值和对应的  $p$  值,以用于检验过度识别约束;第 9 列为 AR(1) 序列相关检验得到的滞后一期残差的参数值和相应的  $p$  值;最后一列是 Breusch-Pagany 异方差检验得到的  $F$  统计量的  $p$  值。<sup>8</sup> 表 1 的第 1 行为 OLS 回归得到的  $\sigma$ 、 $\lambda$  值及其标准差;第 2 行为使用滞后的收入和利率作为 IV 得到的参数值,可以发现,它能很好地识别收入的变动和利率, $p$  值均为零。在过度识别约束检验中, $nR_2^2 = 21 \times (-0.159) = -3.34 < 5.99 = \chi_2^2$  (显著水平为 0.05),不能拒绝 IV 是外生的。由此,可以通过 IV 得到  $\sigma$  和  $\lambda$  的估计值,分别为 -0.003 和 0.866,对应的  $p$  值分别是 0.093 和 0.000,说明  $\sigma$  在 0.05

<sup>8</sup> 在 2SLS 之后检验 AR(1) 序列相关,应用 2SLS 得到的残差对滞后一期的残差和原结构方程中的所有变量再进行一次 2SLS 回归,得到滞后一期残差的参数的  $t$  统计量和  $p$  值。2SLS 后进行 Breusch-Pagany 异方差检验应用残差平方对所有的解释变量(包括那些用做内生解释变量的 IV)进行 OLS,得到  $F$  统计量和  $p$  值。



的显著水平上是不显著的，而  $\lambda$  却是显著的。在 2SLS 之后检验 AR(1) 序列相关和异方差得到的  $p$  值都远大于 0.05，因此并不存在一阶序列相关和异方差。同理，在表 1 的其他各行中，IV 均能识别方程 (12)，而且都是外生的，也没有序列相关和异方差（在 0.05 的显著水平上）。可以看出，所有的  $\sigma$  均接近零且不显著， $\lambda$  都在 0.8 以上且显著。

为了比较，对样本（1978—2002）进行 Chow 检验，发现城镇在 1989 年发生了结构性转变（ $p=0.025$ ），农村的结构性变化则发生于 1991 年（ $p=0.010$ ）。选择同样的 IV 进行 2SLS 估计，得到的结果在表 2 中列出。由于城镇样本出现了明显的异方差（ $p=0.008, 0.007, 0.045$ ），用 GLS 对其进行修正，用变换了的工具在变换了的方程 (12) 中应用 2SLS，发现修正后明显消除了异方差性（ $p=0.095, 0.177, 0.152$ ）。

表 3 是对 (15) 式的估计结果和统计检验：第 1 行为农村的估计值，可以发现， $(\Delta \ln Y_{t+1})^2$  能识别内生变量  $\eta_{t+1}^2$  和  $\bar{r}_{t+1}$ ，而且不存在一阶序列相关（ $p=0.495$ ）和异方差（ $p=0.158$ ）。城镇的估计值在第 2、3 行，第 2 行是没有经过 GLS 修正的结果，存在显著的异方差（ $p=0.001$ ），第 3 行是经过 GLS 修正后的结果，消除了异方差。（ $p=0.331$ ）

表 3 城乡 1978—2002

$$\Delta \ln C_{t+1} = \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta) + \frac{\rho+1}{2} \eta_{t+1}^2 + \mu_{t+1} = \alpha_0 + \sigma \bar{r}_{t+1} + \alpha_1 \eta_{t+1}^2 + \mu_{t+1}$$

工具变量	第一阶段 OLS			$\sigma$ 估计值 (s.e) ( $p$ )	$\alpha_1$ 估计 值(s.e) ( $p$ )	AR(1)序列 相关检验 系数 ( $p$ )	B-P 异方差 检验 $p$
	$\Delta \ln C_{t+1}$	$\eta_{t+1}^2$	$\bar{r}_{t+1}$				
1 $\bar{r}_t$ $(\Delta \ln Y_{t+1})^2$	0.379 (0.005)	0.709 (0.000)	0.218 (0.042)	0.002 (0.002) (0.455)	5.755 (1.216) (0.000)	0.244 (0.495)	0.158
2 $\bar{r}_t$ $(\Delta \ln Y_{t+1})^2$	0.370 (0.006)	0.516 (0.000)	0.118 (0.125)	0.004 (0.003) (0.137)	7.998 (3.186) (0.022)	1.208 (0.780)	0.001
3 $\bar{r}_t$ $(\Delta \ln Y_{t+1})^2$	0.370 (0.006)	0.516 (0.000)	0.118 (0.125)	0.000 (0.000) (0.638)	8.138 (1.329) (0.000)	0.213 (0.557)	0.331

### 三、“缓冲存货”储蓄和 IV 估计上偏的原因

#### (一)“缓冲存货”储蓄模型

标准的 LC-PIH 模型认为消费的预期增长率与收入的预期增长率无关, 消费增长由  $r, \delta, \rho$  决定, 而不由收入的时间模式决定。Campbell 和 Mankiw (1989a) 估计了 (12) 式, 发现  $\lambda$  在 0.5 左右, 而我们估计的  $\lambda$  在 0.86 左右, 而且都是显著的, 从而否定了 Hall 的“随机游走”假说。现在要关注的是为什么预期消费增长和预期收入增长是一致的, 或者说在长期范围内, 消费为什么会追踪收入的变化。

Carroll 等人根据欧拉方程 (2) 的数值分析结果, 提出了“缓冲存货”储蓄假说, 该假说的核心思想是“不耐心”的消费者在面对未来收入不确定性和 (或) 流动性约束时就会产生“缓冲存货”储蓄。一方面, 消费者为了应对未来收入的不确定性或可能发生 (或确实将会发生) 的流动性约束, 将会减少当期消费, 增加预防性储蓄 (PS); 另一方面, 消费者的“不耐心”又会抑制 PS, 以增加消费, 二者的均衡点是消费者确定的一个财富对持久性收入的目标比率 ( $x^* = X_t/P_t$ )。“缓冲存货”储蓄是消费者应对未来收入不确定性的一种自我保障机制, “缓冲存货”储蓄决策实质上是对保障程度的一种理性选择。 $P_t$  为持久性劳动收入, 是整个收入中相对稳定的一部分, 代表消费者的基本保障能力;  $X_t$  是绝对财富水平, 为资产和劳动收入之和, 因而财富对持久性收入的比率  $x_t$  体现了绝对财富水平相对于基本保障能力的一种保障程度。当财富水平低于目标时, 预防性储蓄动机将战胜“不耐心”, 从而增加 PS; 在相反的情况下, “不耐心”就会占优, 消费者进行负储蓄。通过目标财富比率的平衡, 消费与收入在长期中将保持一致。从模型分析中可以更加清晰地说明这个问题, 设  $x_{t+1} = X_{t+1}/P_{t+1}, c_{t+1} = C_{t+1}/P_{t+1}$ , 由 (1) 式可得  $C_{t+1} = c_{t+1}P_{t+1} = c_{t+1}GP_t\tilde{N}_{t+1}$ , 再由第二部分的推导可得,

$$\begin{aligned}
 E_t(\Delta \ln C_{t+1}) &= E_t(\ln C_{t+1} - \ln C_t) \\
 &= E_t[\ln(c_{t+1}GP_t\tilde{N}_{t+1}) - \ln c_t P_t] \\
 &= E_t[\ln G\tilde{N}_{t+1} + \ln c_{t+1}P_t - \ln c_t P_t] \\
 &= E_t[\ln G\tilde{N}_{t+1}] + E_t[\ln c_{t+1}] - E_t[\ln c_t] \\
 &= E_t[\ln G\tilde{N}_{t+1}] = E_t \ln G + E_t \ln \tilde{N}_{t+1} \\
 &= g - \frac{1}{2}\sigma_{\ln N}^2,
 \end{aligned} \tag{16}$$

<sup>9</sup> “不耐心”(impatient)是指满足条件:  $R\beta E_t(GN_{t+1})^{-\rho} < 1$ , 只要收入增长率大于 1, 即  $G > 1$ , 消费者即使在  $\beta = 1$  (即主观贴现率  $\delta = 0$ ) 时都是“不耐心的”。

上式的推导中用到了  $E_t[\ln c_{t+1}] = E_t \ln[c_t]$ ，是考虑到消费者期望保持平稳的消费比率  $c_t$ 。由脚注 7 可得

$$E_t[\Delta \ln C_{t+1}] = \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta) + \frac{\rho}{2} E_t[\text{Var}(\Delta \ln C_{t+1})]. \quad (17)$$

由(16)式=(17)式，可得

$$E_t[\text{Var}(\Delta \ln C_{t+1})] \approx \frac{2}{\rho} \left[ g - \frac{1}{2} \sigma_{\ln N}^2 - \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta) \right]. \quad (18)$$

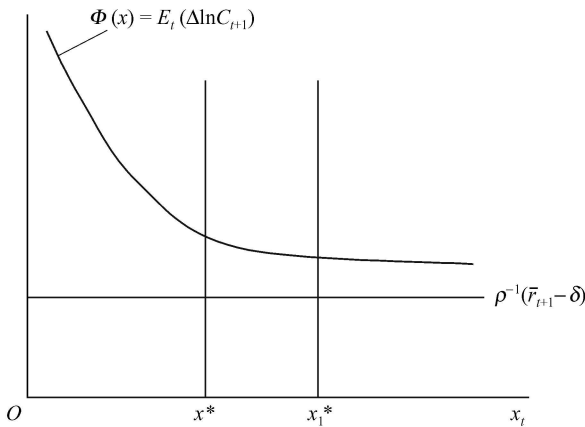


图 1 预防性储蓄动机和财富水平

如图 1，曲线  $\Phi(x) = E_t(\Delta \ln C_{t+1})$  与直线  $\rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta)$  之间的距离随着财富水平的增长而递减，表明  $E_t[\text{Var}(\Delta \ln C_{t+1})]$  是财富水平  $x_t$ <sup>10</sup> 的减函数。<sup>11</sup> 从直观上看，这是因为收入低和资产少的消费者拥有的资源少，得到的保障少，面临的流动性约束强，因而抵御收入冲击平滑消费的能力较弱，消费波动较大。更正规的解释是消费函数是严格凹的<sup>12</sup>，即  $c''(x) < 0$ ，换句话说，边际消费倾向 ( $MPC = c'(x)$ ) 是财富水平的减函数。因此，当财富水平较低时，MPC 较高，消费者面临一给定的收入变动将产生较大的消费波动；当财富水平较高时，MPC 较低，面临一个同样大的收入变动产生的消费波动比前者小。联系图 1 和 (18) 式，可以作如下分析：(18) 式右边的  $r$  增加，左边将减小，财富水平从  $x^*$  上升至  $x_1^*$ ，当  $x_1^* > x^*$  时，消费者的“不耐心”将

<sup>10</sup>  $E_t[\text{Var}(\Delta \ln C_{t+1})]$  度量了消费者面临的不确定性大小，相对财富水平  $x_t$  代表了保障程度。显然，保障程度越低，不确定性就越大。

<sup>11</sup> 由(17)式移项可得  $\frac{\rho}{2} E_t[\text{Var}(\Delta \ln C_{t+1})] = E_t(\Delta \ln C_{t+1}) - \rho^{-1}(\bar{r}_{t+1} - \delta)$ 。

<sup>12</sup> Carroll 和 Kimball(1996, 2001)证明，如果效用函数属于双曲线绝对风险厌恶型(HARA 几乎包含了所有宏观经济学中常用的效用函数，包括 CRRA)，在加入收入不确定性或流动性约束后，在大多数情况下消费函数都是严格凹的，从而 MPC 是  $x$  的减函数。

战胜预防性储蓄动机, 即  $\delta$  增长。于是 (18) 式左边增加, 财富水平又恢复到  $x^*$ 。同理, (18) 式右边的  $r, \delta, \rho$  任何一个变动都会被另外两个 (或一个) 的反向变动抵消, 结果左边的不确定性项将保持动态稳定, 从而使财富维持在一个稳定的水平  $x^*$  上。因此  $E_t(\Delta \ln C_{t+1}) = g - \frac{1}{2} \sigma_{\ln N}^2$ , 即预期的消费增长应该等于预期的持久收入增长。<sup>13</sup>

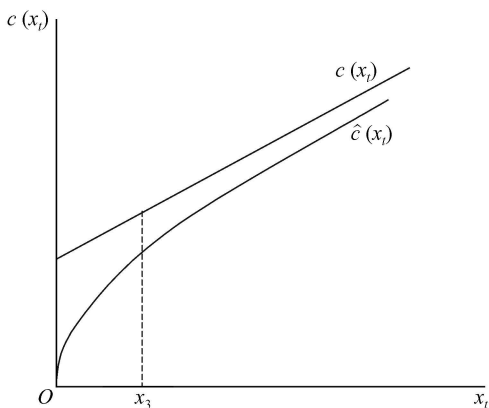


图2 不确定性或流动性约束对消费函数的作用

“缓冲存货”储蓄假说的成立依赖于消费者存在预防性储蓄动机 (PSM), Carroll 和 Kimball (2001) 对此作了深入的分析。由于未来收入的不确定性和流动性约束都会使消费函数  $c(x_t)$  和值函数  $V(x_t)$  变凹, 产生相对谨慎系数, 即  $-\frac{V'''(x)}{V''(x)} = \text{Preudence} > 0$ , 因而会出现 PSM, 这种情况即使在二次型效用函数上也会发生。如图 2,  $c(x)$  为一线性消费函数, 它是在不考虑流动性约束和不确定性时从 CRRA 效用函数推导出来的。如果消费者知道在  $x_3$  处会 (或者预计可能会) 发生流动性约束, 则在该点的消费就会低于无约束时的消费水平 (即  $c(x_3) > \hat{c}(x_3)$ ),  $\Delta \text{PS} = c(x_3) - \hat{c}(x_3)$ 。这种效应还会逆向传导至以前各期, 使  $c(x_i) > \hat{c}(x_i), i = 0, 1, 2$ , 表现为消费函数在  $x_0 - x_3$  之间变凹 (即  $\hat{c}''(x) < 0$ )。但随着时间的推移, 这种效应逐渐减弱, 即有  $\lim_{x_t \rightarrow \infty} [c(x_t) - \hat{c}(x_t)] = 0$ 。同理, 在  $x_3$  处不加以流动性约束, 替代地给以收入不确定性也会造成与前面同样的效果。当效用函数为二次型时, 也会产生 PS, 如图 3 所示, 如果在 A 点没有加以流动性约束,  $V'_{t+1}$  将是一条向右下方倾斜的直线, 即  $V'''_{t+1} = 0$ , 这时不确定性不会产生 PS; 如果在 A 点面临流动性约束,  $V'_{t+1}$  将发生偏折并凸向原点, 即  $V'''_{t+1} > 0$ , 这时  $0.5V'_{t+1}(A + \bar{y} + \epsilon) +$

<sup>13</sup> 从脚注 4 可知  $E_t(\Delta \ln P_{t+1}) = g - \frac{1}{2} \sigma_{\ln N}^2 = g'$ 。

$0.5 V'_{t+1}(A + \bar{y} - \epsilon) = E_t [V'_{t+1}(A + \bar{y})] > V'_{t+1}(A + \bar{y})$  (假定发生的概率为 0.5), 即  $AK > AN$ 。这样不确定性条件下的值函数向上偏折, 如图虚线  $V'_{t+1}(A + \bar{y})$ , 它与  $u'_t$  交于点  $M$ ,  $AA'$  就是预防性储蓄。这实际上说明了不确定性和流动性约束是相互替代的, 既有流动性约束无不确定性与无流动性约束有不确定性一样, 都会产生预防性储蓄。二者之间还存在互补的一面: 当存在不确定性时加入流动性约束会增强 PSM, 但这时不确定性已经掩藏了流动性约束, PS 主要表现为应对不确定性而产生。正是二者之间的这种替代关系, 以至在二阶近似的欧拉方程中无法将它们区分开来。

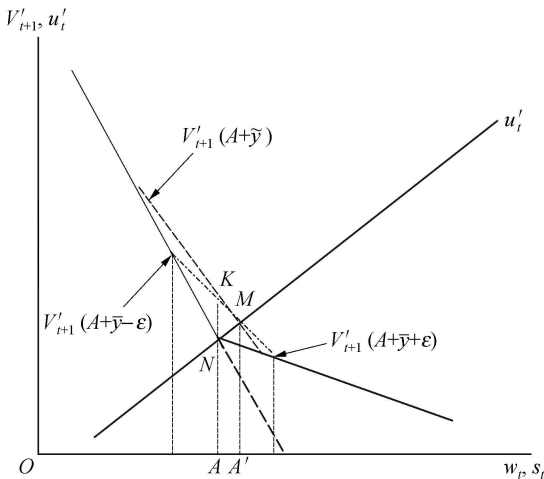


图3 二次型效用函数在加入不确定性或流动性约束后产生 PS

在对数线性欧拉方程 (8) 中加入  $E_t(\Delta \ln Y_{t+1})$  项是为了检验预期消费增长和预期收入增长之间的相关关系, 这种关系正是消费者进行“缓冲存货”储蓄的结果, 而不确定性和流动性约束可以替代地产生 PS, 且在欧拉方程中无法区分。因此,  $E_t(\Delta \ln Y_{t+1})$  实际上已经包含了不确定性和流动性约束的混合作用, 在二阶近似方程 (15) 中出现的  $E_t(\Delta \ln C_{t+1})^2$  (或  $E_t[\text{Var}(\Delta \ln C_{t+1})]$ ) 反映了同样的内容。回到前面的分析, 可以发现正是因为一阶近似方程忽略了反映不确定性和流动性约束的高阶项, 才会进行二阶泰勒近似, 把二阶项保留在近似方程中; 而 Campbell 和 Mankiw (1989a) 将  $E_t(\Delta \ln Y_{t+1})$  加入对数线性欧拉方程只是一个替代办法, 目的是检验消费和收入的关系, 并主要从流动性约束角度对  $\lambda$  进行解释。但随着不确定性和流动性约束对消费 (储蓄) 行为作用的深入研究, 揭示了二者相互替代的关系, 因此  $E_t(\Delta \ln Y_{t+1})$  和  $E_t[\text{Var}(\Delta \ln C_{t+1})]$  反映了基本相同的经济含义: 二者度量了不确定性或流动性约束的强弱, 是预防性储蓄动机的结果。所以, 将二者同时引入对数线性欧拉方程必然导致其中一个是不显著的。万广华 (2001)

得到的  $\text{Var}(\Delta \ln C_{t+1})$  项参数的  $p_1$  值为 0.113, 而  $\Delta \ln Y_{t+1}$  项参数的  $p_2$  值为 0.001 (1961—1998);  $p_1 = 0.229, p_2 = 0.000$  (1961—1983);  $p_1 = 0.000, p_2 = 0.367$  (1983—1998)。另外,  $\text{Var}(\Delta \ln C_{t+1})$  在总体数据中根本观察不到, 而且也无法使用总体数据从任何形式的 ARCH 或 GARCH 估计中得到, 而必须使用家庭数据计算得到 (Carroll, 1996)。

## (二) $\alpha_1$ 上偏的原因

由于二阶泰勒近似方程中的二阶项  $E_t(\Delta \ln C_{t+1})^2$  不能完全获取其他高阶项反映的信息, 因此是内生的, 忽略它们会出现估计偏误。结合 (17) 式和图 4 可以看出, 随着财富水平变得越来越低时, 二阶近似值也越来越低于  $E_t(\Delta \ln C_{t+1})$ , 回归方程中的  $E_t(\Delta \ln C_{t+1})^2$  也越来越低。因而, 在 GMM 和 IV 估计中, 只有通过增大  $E_t(\Delta \ln C_{t+1})^2$  的参数值 (在该参数值没有受到  $\frac{\rho+1}{2}$  约束的条件下) 来抵消这种下降, 以使函数的平均值接近真实值。国外采用这两种估计方法进行的大量经验研究基本上都得到了明显上偏的值  $\alpha_1$ , 我们的估计结果同样如此,  $\alpha_{1\text{Rural}} = 5.755, \alpha_{1\text{Urban}} = 8.138$ , 如果考虑这种向上偏误, 得出  $E_t(\Delta \ln C_{t+1})^2$  的参数值为 2.5417 就偏低了,  $\rho_{\text{Urban}}$  实际值可能低于 5.0834 (龙志和、周浩明 (2000)), 并不处于可信值范围的高端, 这就不能证明我国城镇居民存在很强的预防性储蓄动机。

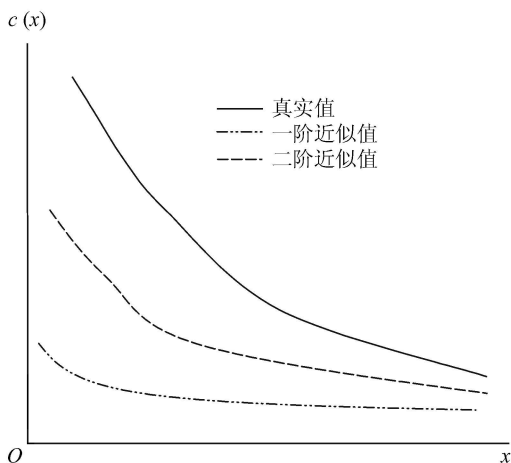


图 4 真实和近似的  $E_t(\Delta \ln C_{t+1})$

## 四、结果分析与讨论

### (一) 中美比较

我国的  $\lambda$  值 (0.86 左右) (表 1、表 2) 远高于美国的  $\lambda$  值 (0.5 左右),

造成这种差别的主要原因是：（1）我国的财富水平远低于美国，如图 1，财富水平与预防性动机是负相关的，财富水平越低，消费者的未来消费不确定性越大，预防性动机越强，因而延迟消费提高了预期消费增长率，即  $\lambda$  值越大；相反，财富水平越高，未来消费不确定性越小，“不耐心”战胜预防性动机，从而及时消费降低了预期消费增长率，即  $\lambda$  值越小。（2）我国居民面临的流动性约束比美国更紧，美国是个金融市场和信贷消费市场十分发达的国家，而我国在 20 世纪 90 年代才刚刚起步，存在着巨大的差距。（3）我国正处于一个体制转轨期，居民面临很大的不确定性。袁志刚和宋铮（1999）提出我国居民随着原有收入分配制度被逐渐打破，个人风险迅速上升；同时随着政府逐渐放松对国民经济运行的控制，相对计划经济而言，我国居民在转轨时期所面临的系统风险也在上升。王端（2000）说明国有企业改革引发的下岗风险增大了城镇居民未来收入的不确定性。实际上，改革过程本身就是一个艰难的探索过程，尤其是我们要建立的社会主义市场经济体制没有现存范式可模仿，因而我国居民面临着巨大的制度风险。随着 20 世纪 90 年代以来体制改革的深化，不确定性迅速上升。这三个方面的合力使我国的  $\lambda$  值远大于美国：财富水平低，使得流动性约束和不确定性产生了更强的预防性储蓄动机。

## （二）城乡比较

预防性储蓄是消费者为应对未来不确定性而“事前”采取的风险防范措施，根据前面的分析，我国城镇居民的预防性动机应该比农村居民弱。因为他们有更高的收入和财富水平，更加宽松的流动性约束和相对完善的社会保障体系，因而有更强的“事后”风险处理能力，即在风险损失发生后能够动用储蓄、转让资产、正规借贷和领取保险金平滑消费量。但是，决定预防性动机强弱的因素是由两种力量的对比决定的，一是不确定性的 size，它与预防性动机是正相关的，主要是未来收入和支出不确定性；二是抵御冲击的能力，它与预防性动机是负相关关系，包括收入和财富水平、借贷能力以及社会保障体系的完备程度。虽然城镇居民抵抗风险的绝对能力比农村居民强，但是，他们面临的不确定性也远大于农村居民。一般认为，市场化程度越高，收入的不确定性程度也就越高。我国的市场化改革主要在城市展开，城镇的市场化和国际化水平都远高于农村，在市场经济中，雇主满意程度、企业运行情况等影响个人未来收入的因素都是不确定的，经济波动以及利率、汇率、失业率和通货膨胀率的变化则构成了市场经济的系统风险。20 世纪 90 年代以来城镇失业下岗人数的增加、医疗保障体制的变迁、预期教育支出的增长、住房制度的改革及养老方式的变化等经济转型又增大了城镇居民收入和支出不确定性，极大地增强了其预防性动机。而经济波动和价格风险对农村居民的影响并不大，这一方面是由于我国超小规模的生产方式导致农户对市场的依赖并不强；另一方面是由于政府对主要农产品的价格固定政策使单个农

户对价格变化并不敏感。根据陈传波、丁士军(2003)对“中国农村社会保障”研究项目的农户调查数据的统计分析结果,目前影响农户风险的主要还是属于家庭生命周期的事件,例如生老病死等,而不是通常认为影响较大的自然风险与价格风险。根据中国人民银行总行1999年第2季度中国居民储蓄动机问卷调查数据<sup>14</sup>,选择“防意外事故”的城镇居民为2.4%,农村居民为1.6%,选择“支付孩子教育”的城镇居民为9%,农村居民为6.3%,这表明城镇居民的预防性动机较为强烈。万广华等(2003)在其农户储蓄率决定模型中增加了三个变量来测度预防性储蓄动机对农户储蓄率的影响:a.农户家庭中有没有在政府或国有企业中有稳定工作的人;b.农户家庭的财富水平;c.农户家庭经营非农化程度。他们估计的结果是:a的系数为正值,它意味着,家庭中有在国家机关或国有企业工作的农户,其对储蓄的影响是增加而不是减少,这表明农户的预防性动机较弱,因为如果相反,该系数应该为负值。c又包括两项,一是家庭经营非农投工比例,二是家庭经营非农投资比例,前者的系数为0.44,后者为0.01,这表明农户的非农化程度与预防性动机是正相关的。城镇居民不断增加的预防性储蓄也是造成20世纪90年代以来边际消费倾向下降的原因。王端(2000)通过分析1986年以来的城乡居民收入增长和消费增长的数据,得出结论:1986—1990年,农村居民的消费增长和收入增长基本持平或略低于收入增长。从1991年开始,其消费增长高于收入增长,而1997年是一个例外;1993年以后城镇居民的边际消费倾向下降,边际储蓄倾向上升。因此,我国MPC的下降主要来自于城市,而不在农村。在表4中,1996—1990年城乡的MPC基本持平;1998—2001年农村MPC高于城镇。城镇居民抵御风险的绝对能力虽然较强,但相对于其面临的不确定性就较弱小,迫使其采取比农村居民更强的“事前”防范措施,即更强的预防性动机。如果我们把不确定性或风险比作矛,抵御风险的能力比作盾,固然城镇居民的盾比农村居民坚硬,但它面对的矛也更锋利,因此需要加固盾。20世纪90年代以来,由于城镇居民面临的不确定性迅速增加,其预防性动机也就快速增强,MPS随之上升,因而预期消费增加更快,即 $\lambda$ 值较高(0.78左右);农村居民的预防性动机增加较慢,MPS缓慢上升,预期消费增长没有城镇快,即 $\lambda$ 值较低(0.7左右)。从我们的估计结果来看( $\alpha_{1Rural} = 5.755, \alpha_{1Urban} = 8.138$ ),农村的预防性储蓄动机确实没有城镇强。

<sup>14</sup> 资料来源:孙凤,“预防性储蓄理论与中国居民消费行为”,《南开经济研究》,2001年第1期,第57页。



表 4 20 世纪 90 年代以后的城乡 MPC

时期	农村 MPC	城镇 MPC
1992—1990	0.67	0.70
1994—1992	0.76	0.77
1996—1994	0.75	0.75
1998—1996	-0.02	0.67
2000—1998	0.84	0.78
2001	0.60	0.52

资料来源：根据 2002 年《中国统计年鉴》中的相关数据计算。

### (三) 推动城镇居民 MPC 下降的动态机制

从表 4 可以看出，20 世纪 90 年代以后，城镇居民 MPC 呈下降态势。根据“缓冲存货”储蓄假说，由于流动性约束仍然偏紧，体制改革又增大了居民未来收入的不确定性，导致 PS 迅速增加：一是在新的时期不确定性迅速上升，使消费者的“不耐烦”被其连续挫败，被迫追加 PS 以提高目标财富比率，应对将来可能出现的更大的不确定性。二是消费者预期的持续性收入增长率下降，必须提高原来的目标财富比率来应对原有的不确定性水平。如图 5 所示，当预期收入增长率从  $g'_1$  下降至  $g'_2$  时，目标财富比率提高到  $x_2^*$ 。

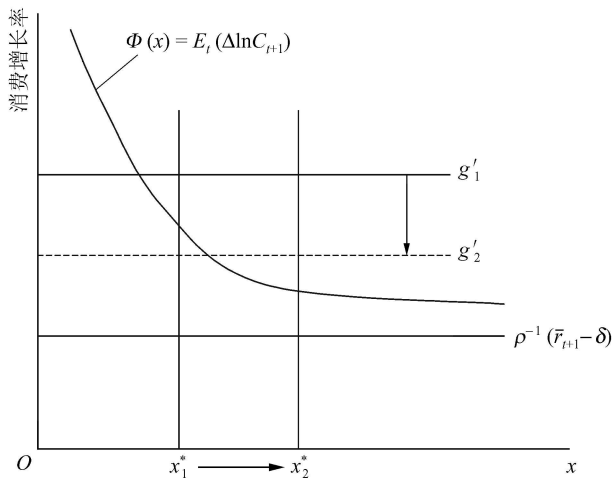


图 5 预期收入增长率下降导致目标财富水平提高

## 五、结 论

我们认为，在“随机游走”模型中同时引入  $E_t(\Delta \ln Y_{t+1})$  和  $E_t[\text{Var}(\Delta \ln C_{t+1})]$  是没有深刻理解流动性约束和不确定性产生预防性储蓄的替代关系，导致估计结果明显违背经验事实。考虑到 IV 估计结果的向上偏

倚,我们得到的  $\alpha_1$  值能够说明我国城乡居民都存在很强的预防性储蓄动机。

很高的  $\lambda$  值说明,当期收入仍是决定我国居民消费的主要因素,持续走低的收入增长率直接抑制了消费需求的增长。城镇居民人均 PDI 增长率从 1993 年的 10% 持续下降到 1997 年的 3%, 1998 年开始恢复,但仍低于 10%。农村居民人均纯收入增长率从 1996 年的 13.14% 持续下降到 2001 年的 4.18%。<sup>15</sup>

20 世纪 90 年代以后仍然偏紧的流动性约束和日益增强的不确定性增大了预防性储蓄动机,导致城镇居民边际消费倾向持续下降。这一方面为当前的过度投资提供了低成本的资金支持,加重了局部性过热;另一方面又使过热产业的高速扩张缺乏后续的消费支撑,一定程度上又制约了局部性过热。一旦积累的“存量需求”释放完毕,本轮投资热潮增加的产量将无法被市场消化,形成新的过剩生产能力,使我国难以摆脱未来通货紧缩的符咒。

本文的启示性结论是,政府的宏观调控政策应着眼于启动消费需求,将消费启动与防止经济过热结合起来。这不仅可以使我国完全走出通货紧缩的阴影,还能有效抑制过度投资,并为其创造持续增长的市场需求,以尽量延长新一轮经济的上升期。

## 参考文献

- [1] 安格斯·迪顿,《理解消费》。上海:上海财经大学出版社,2003。
- [2] Angus Deaton and Christina Paxson, “Intertemporal Choice and Inequality”, *NBER Working Paper*, No. 4328. Cambridge MA, 1993.
- [3] 陈传波、丁士军,“对农户风险及其处理策略的分析”,《中国农村经济》,2003 年第 11 期,第 66—71 页。
- [4] Christopher D. Carroll, “Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis”, *NBER Working Paper*, No. 5788. Cambridge MA, 1996.
- [5] Christopher D. Carroll, “Death to the Log-Linearized Consumption Euler Equation! (And Very Poor Health to the Second-Order Approximation)”, *NBER Working Paper*, No. 6298. Cambridge MA, 1997.
- [6] Christopher D. Carroll, “Precautionary Saving and the Marginal Propensity to Consume out of Permanent Income”, *NBER Working Paper*, No. 8233. Cambridge MA, 2001.
- [7] Christopher D. Carroll, “A Theory of the Consumption Function, with and without Liquidity Constraints (Expanded Version)”, *NBER Working Paper*, No. 8387. Cambridge MA, 2001.
- [8] Christopher D. Carroll and Miles S. Kimball, “Liquidity Constraints and Precautionary saving”, *NBER Working Paper*, No. 8496. Cambridge MA, 2001.
- [9] Christopher D. Carroll and Miles S. Kimball, “On the Concavity of the Consumption Function”, *Econometrica*, 1996, 64 (4), 981—992.
- [10] 戴维·罗默,《高级宏观经济学》。北京:商务印书馆,1999 年。

<sup>15</sup> 根据历年《中国统计年鉴》中的相关数据按 1990 年不变价格计算。

- [11] 多恩布什、费希尔、斯塔兹,《宏观经济学》(第八版)。北京:中国财政经济出版社,2003年。
- [12] Grossman, Sanford J. and Robert J. Shiller, "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices", *American Economic Review*, May 1981, 71, 222—227.
- [13] J. M. 伍德里奇,《计量经济学导论:现代观点》。北京:中国人民大学出版社,2003年。
- [14] John Y. Campbell and Angus Deaton, "Is Consumption Too Smooth", *NBER Working Paper*, No. 2134. Cambridge MA, 1987.
- [15] John Y. Campbell and N. Gregory Mankiw, "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", *NBER Working Paper*, No. 2924. Cambridge MA, 1989.
- [16] John Y. Campbell and N. Gregory Mankiw, "Permanent Income, Current Income, and Consumption", *NBER Working Paper*, No. 2436. Cambridge MA, 1987.
- [17] John Y. Campbell and Richard H. Clarida, "Household Saving and Permanent Income in Canada and the United Kingdom", *NBER Working Paper*, No. 2223. Cambridge MA, 1987.
- [18] 罗楚亮,“经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为”,《经济研究》,2004年第4期,第100—106页。
- [19] 龙志和、周浩明,“中国城镇居民预防性储蓄实证研究”,《经济研究》,2000年第11期,第33—38页。
- [20] 李实、赵人伟,“中国居民收入分配再研究”,《经济研究》,1999年第4期,第3—17页。
- [21] Orazio P. Attanasio and Hamish Low, "Estimating Euler Equations", *NBER Technical Working Paper*, No. 0253. Cambridge MA, 2000.
- [22] Robert E. Hall and Frederic S. Mishkin, "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households", *NBER Working Paper*, No. 505. Cambridge MA, 1982.
- [23] Robert E. Hall, "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy*, April 1988, 96, 339—357.
- [24] 孙凤,“预防性储蓄理论与中国居民消费行为”,《南开经济研究》,2001年第1期,第54—58页。
- [25] 万广华、张茵、牛建高,“流动性约束、不确定性与中国居民消费”,《经济研究》,2001年第11期,第35—44页。
- [26] 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”,《经济研究》,2003年第5期,第3—12页。
- [27] 王端,“下岗风险与消费需求”,《经济研究》,2000年第2期,第72—76页。
- [28] 袁志刚、宋铮,“城镇居民消费行为变异与我国经济增长”,《经济研究》,1999年第11期,第20—28页。
- [29] 朱春燕、臧旭恒,“预防性储蓄理论—储蓄(消费)函数的新进展”,《经济研究》,2001年第1期,第84—91页。
- [30] 臧旭恒,“居民跨时预算约束与消费函数假定及验证”,《经济研究》,1994年第9期,第51—59页。
- [31] 朱国林、范建勇、严燕,“中国的消费不振与收入分配:理论和根据”,《经济研究》,2002年第5期,第72—82页。

# Precautionary Saving with Liquidity Constraints and Uncertainty

—An Empirical Analysis of Chinese Rural and Urban Households

HAITAO DU XIANG DENG  
(*Sichuan University*)

**Abstract** This paper studies the savings behavior of Chinese households by estimating the log-linearized and second-order approximation of the consumption Euler equation. Expected changes in income are found to be a strong predictor for expected changes in consumption, and the random walk hypothesis is rejected. Liquidity constraints and income uncertainty increase precautionary savings. Urban households are more inclined to take precautionary savings. The paper also finds that the stagnation of income growth since the mid-1990s has slowed down consumption growth.

**JEL Classification** C60, D91, E21