



No. C2004013

2004-8

中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度：1999-2003

施建淮，朱海婷

北京大学中国经济研究中心 100871

No. C2004013

2004年8月20日

中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度：1999-2003

施建淮，朱海婷

北京大学中国经济研究中心 100871

No. C2004013 2004年8月20日

摘 要：中国居民储蓄的超常增长近年来成为一个引起普遍关注的问题，而居民储蓄动机更是成为人们关注的焦点。一个普遍的看法是预防性储蓄动机在中国居民储蓄决定中起重要作用。本文从标准的理性消费者预期效用最大化模型出发推导出收入不确定性条件下消费函数的一个显式解和衡量预防性动机强度的公式，然后用我国 35 个大中城市自 1999 年到 2003 年的数据进行计量分析，结果发现 35 个大中城市居民的储蓄行为中的确存在预防性动机，但预防性动机并非如人们预期的那么强。在分析了这一结果的可能原因后，本文给出了若干政策建议。

关键词：预防性储蓄 收入不确定性 相对谨慎系数

中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度：1999-2003

施建淮，朱海婷

北京大学中国经济研究中心

摘 要：中国居民储蓄的超常增长近年来成为一个引起普遍关注的问题，而居民储蓄动机更是成为人们关注的焦点。一个普遍的看法是预防性储蓄动机在中国居民储蓄决定中起重要作用。本文从标准的理性消费者预期效用最大化模型出发推导出收入不确定性条件下消费函数的一个显式解和衡量预防性动机强度的公式，然后用我国 35 个大中城市自 1999 年到 2003 年的数据进行计量分析，结果发现 35 个大中城市居民的储蓄行为中的确存在预防性动机，但预防性动机并非如人们预期的那么强。在分析了这一结果的可能原因后，本文给出了若干政策建议。

关键词：预防性储蓄 收入不确定性 相对谨慎系数

一、 引言

居民储蓄持续超常增长，是近年来中国经济最引人注目的现象之一。居民储蓄是指一定时期居民可支配收入减去居民消费的剩余。它表现为各种（实物的和金融的）资产的持有。中国居民储蓄形式主要是银行储蓄存款¹。从 1998 年到 2002 年的 5 年间，城乡居民储蓄存款余额增长率达 62.7%，平均每年递增 17.1%，而同一时期国内生产总值年均增长 7.7%，二者相比，相差 9.4%，储蓄存款增长速度远远高于经济增长速度。2003 年城乡居民储蓄存款余额又比 2002 年增长 17.4%，远远超过同期国内生产总值 9.1% 的增长幅度。虽然中国人民银行自 1996 年 5 月 1 日起连续八次下调人民币存、贷款利率，一年期存款的平均名义利率已从 1996 年的 9.18% 降低到目前的 1.98%，为改革开放以来的最低水平，中国政府也从 1999 年 10 月开始征收利息税，并采取鼓励个人信贷消费、提高中低层居民收入等措施。然而，这

¹ 金融资产持有约占中国居民储蓄的 75%，而中国居民金融资产中银行存款的比例约占 60 - 70%（孙凤和王玉华，2001）。需要指出的是媒体和部分学者常常混淆“居民储蓄”和“居民储蓄存款”这两个不同的概念，前者是经济学意义上的储蓄，而后者是财务意义上的投资。例如有这样的报道：“央行分析认为，导致居民储蓄居高不下的主要原因仍是个人投资渠道狭窄”，显然这里的“居民储蓄”指的是“居民储蓄存款”。本文分析的重点是经济学意义上的居民储蓄。

些措施的效果并不理想。在这些措施实施后居民储蓄仍呈高增长态势。截至 2004 年 2 月末，中国金融机构居民储蓄余额已达 11.75 万亿元，其中人民币储蓄存款余额已突破 11 万亿元。

中国居民储蓄的超常增长以及储蓄存款余额之巨大引起了政策当局和学者们的极大关注。一方面，在储蓄高增长的背后，中国居民的平均消费倾向长期呈下降趋势，在我国经济增长需要消费需求来拉动的形势下，这种储蓄高增长现象不能不令人担忧。另一方面，由于中国居民储蓄的大部分是以银行存款形式持有的，居民储蓄的超常增长造成风险向商业银行集中，这不利于中国金融系统乃至整个国民经济的健康稳定发展²。那么，为什么中国居民储蓄持续高增长？为什么甚至在通胀压力逐步显现，居民实际储蓄存款利率已经转为负值的情况下，中国大多数居民储蓄愿望依然不减呢³？中国居民的储蓄动机究竟是什么？这些问题都是需要加以认真研究的，以便我们找出解决中国居民储蓄超常增长问题的办法。

生命周期 - 持久收入理论在确定性条件下，从跨时效用最大化原则出发揭示了消费者在生命周期中平滑其消费的动机。按照该理论，消费 - 储蓄主要取决于一生的可预见的收入（持久收入）和利率。持久收入的上升导致消费上升而储蓄不变；由于利率衡量了当前消费和未来消费的相对价格，当利率下降，替代效应将导致当前消费上升和储蓄（未来消费）下降。改革开放以来中国经济快速增长，中国居民的收入稳步提高，而银行存款利率一直在下降，然而中国居民的储蓄却以更高的速度在增长。中国经济的现实图景表明单单生命周期 - 持久收入模型揭示的平滑消费的动机不能完全解释中国居民储蓄的超常增长现象。

居民储蓄除了将收入均等分配于整个生命周期以平滑消费之外，还有防范不确定事件发生的目的。人们的生活随时会受到各种经济冲击的影响，从而充满了不确定性。这些冲击可能来自正常的商业周期、也可能来自金融危机或者经济结构调整等。冲击造成的后果之一就是使个人和家庭面临没有预期到的收入减少（比如失业）或意外的支出增加。应对不确定性的方法无外乎社会保障和居民通过储蓄的方式自我保障两种。在社会保障体系不够完善的情况下，居民为防范不确定事件而进行预防性储蓄的动机就显得非常重要。预防性储蓄理论认为，不确定性的存在使得居民消费并不是平滑的。在不确定情况下预期未来消费的边际效用要大于确定情况下消费的边际效用。未来的风险越大，预期未来消费的边际效用越大，消费者的储蓄动机就越强⁴。

改革开放以来中国经济经历着从计划经济向市场经济的转轨。在收入分配体制、社会保障体制、价格体制、教育体制以及金融体制等方面改革深化的背景下，居民更多地面临未来收入与支出的不确定性，由于原有福利制度的解体和社会保障制度的尚未完全建立健全，迫使绝大多数城市居民要通过储蓄方式来应对未来的不确定性。尤其是从各项改革全面深化的九十年代中期以来，“铁饭碗”被打破，失业下岗人数大大增加，收入差距扩大，住房、医疗、教育等福利制度取消，城市居民越来越多地面临未来收入和支出的不确定性，因而直觉上中国城市居民预防性储蓄动机应该很强。

² 周小川出任中国人民银行行长后就多次强调指出：间接金融比例过高的现实，已经使中国金融承受了太大的系统性金融风险。

³ 中国人民银行发布的 2004 年一季度城镇储户问卷调查结果表明，在当前物价和利率水平下，选择“更多储蓄”的居民所占比例为 34.7%，仍处在改革开放以来的高位。

⁴ 关于预防性储蓄理论的一个中文文献综述，请参见朱春燕和臧旭恒（2001）。

毫不奇怪，许多研究者利用预防性储蓄理论研究中国居民储蓄问题，在已有的研究中，Kraay(2000)研究了收入冲击对中国居民消费的影响和未来收入不确定性对中国居民储蓄的影响，其得出的结果表明，无论持久收入假说还是预防性储蓄动机都不能解释中国的城市居民储蓄行为。Kraay 的研究运用的是 1995 年以前时期的资料，那时，对中国城市居民而言，城市经济改革还没有经历足够的时间深化到未来不确定性大大增加的范围。数据方面的不足使其研究的结论对当前中国居民储蓄问题没有参考意义。

宋铮(1999)整理了 1985 年至 1997 年的年度时序资料，选取中国城市居民的收入标准差作为衡量中国居民未来收入不确定程度的指标，以城市居民的收入标准差和居民收入作为解释变量，对中国城乡居民的储蓄余额的年增加值进行回归。回归结果表明：收入对中国城乡居民储蓄余额的年增加值的影响不显著，而中国城市居民的收入标准差则对中国城乡居民储蓄余额的年增加值有显著的影响。因此，他断言未来收入的不确定性是 1985 年至 1997 年中国居民进行储蓄的主要原因。不过，宋铮在估计方程的设定上似过于随意，如假设以当前收入的固定比例作为未来收入的预期，这样一来现代消费理论的跨时特征就不复存在，其估计函数就退化为传统凯恩斯消费(储蓄)函数的情形。

龙志和和周浩明(2000)利用 Dynan(1993)发展出来的理论框架，采用 1991 年至 1998 年分地区消费、收入及物价数据构成的面板数据对中国城镇居民的相对谨慎系数进行了估算。估计结果为中国城镇居民在这一期间的相对谨慎系数约为 5.2，由此得出中国城镇居民在这一期间有着较强的预防性储蓄动机的结论。根据 Dynan 的理论模型，最终用于回归的数据应是各个家庭时间序列数据的平均值组成的截面数据，但龙志和和周浩明是利用各地区加总的时间序列数据进行时间序列回归，做法与 Dynan 不同。此外，他们仅对中国城镇居民预防性储蓄动机本身进行了估计，而没有就预防性动机对中国城镇居民储蓄的影响进行直接估计。

孙凤和王玉华(2001)利用 1991 - 1998 年的时间序列资料来检验中国城市居民的预防性储蓄动机。得出的结论是不确定性对即期消费有负影响，说明中国居民储蓄行为中存在预防性储蓄动机。她们尝试将生命周期假说与预防性储蓄假说相结合来设定估计方程，但对于如何结合得出估计方程没有理论上的推导。与宋铮(1999)同样，她们以当前收入的固定比例作为未来收入的预期，这种做法的合理性也是值得商榷的。采用误差修正法在计量技术上是一个进步，然而，将收入-消费协整项作为解释变量的经济学含义却不是十分清楚。

本文的目的是利用最新数据综合考察中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度。之所以以城市居民为研究对象，是因为自 1990 年代中期以来，各项改革的深化将城市居民(尤其是大中城市)居民推到了改革前端，使他们的就业与生活经历着比总有土地赖以生存的农村居民更为剧烈的变动，面临的未来收入不确定性更大。同时中国城市居民的储蓄也占中国国民储蓄的绝大部分。我们希望通过 1999-2003 年中国 35 个大中城市样本数据的实证分析，判断中国城市居民是否确实存在预防性储蓄动机；如果存在，是否确实如直觉所认为的那样强烈。在方法论上，我们从一个标准的理性消费者预期效用最大化模型出发，同时推出包含预防性动机的消费函数和衡量预防性动机强度的公式，作为计量检验和估计的基础，从而使计量分析具有理论上的可靠性。

本文余下部分的安排如下：第二部分是理论模型；第三部分交代数据的来源和指标的选

择；第四部分对第二部分给出的最优消费方程和预防性动机强度公式进行计量分析；第五部分对计量结果进行分析说明；第六部分给出结论和若干政策建议。

二、模型

假定消费者的目标是使预期的生涯效用最大化。为简单起见，假设效用函数是可加的，瞬时效用函数非二次型，满足： $u' > 0$ ， $u'' < 0$ ， $u''' > 0$ ⁵。第 t 期的劳动收入 y_t 是随机变量，设其服从随机游走过程 $y_t = y_{t-1} + e_t$ ，其中， e_1, e_2, \dots 是独立同分布的随机变量，服从均值为 0，方差为 σ_y^2 的正态分布。消费者储蓄的实质收益率（实质利率）是固定的无风险利率，毛利率记为 r ⁶。记第 $t+1$ 时期期初消费者拥有的财富为 w_{t+1} ，则 $w_{t+1} = rw_t + y_t - c_t$ 。设第一期期初消费者拥有的财富为给定的 w_1 ，则消费者的最优化问题为：

$$\max_{c_t} E \sum_{t=1}^{\infty} b^{t-1} u(c_t) \quad (1)$$

$$s.t. \quad w_{t+1} = rw_t + y_t - c_t$$

$$w_1 \text{ 为给定} \quad (2)$$

其中， c_t 是第 t 期的消费， b 为时间贴现因子， $0 < b < 1$ 。

记价值函数 $v(w_s) = \max_{c_t} E \sum_{t=s}^{\infty} b^{t-s} u(c_t)$ ，则贝尔曼方程为：

$$v(w_t) = \max_{c_t} \{u(c_t) + bE[v(w_{t+1})]\} \quad (3)$$

$$\text{即} \quad v(w_t) = \max_{c_t} \{u(c_t) + bE[v(rw_t - c_t + y_{t-1} + e_t)]\} \quad (4)$$

设最优消费决策为 $c_t^*(w_t)$ ，假设有内部解，则一阶条件为：

$$u'(c_t^*) = bE\{v'[rw_t - c_t^* + y_{t-1} + e_t]\} \quad (5)$$

凹函数的特性保证这是唯一的最大值点。

将 $c_t^*(w_t)$ 代入 (4) 式，两边对 w_t 求导，并运用包络定理，得：

⁵ 在效用函数非二次型，其三阶导数大于零的前提下，消费者预期的未来消费不再等于而是大于当期消费（Leland, 1968）。于是，由于存在不确定性，就会刺激消费者采取比确定性情况下更为谨慎的行为，选择当期少消费而增加储蓄，Leland 将较确定性情况下多出的储蓄称为预防性储蓄。

⁶ 假设利率不是随机变量基于以下原因：中国居民最常用的储蓄方式是银行存款。根据近年来名义利率和通货膨胀的情况来看，我国实质利率变化不大。而且，根据 Zhang and Wang (2001) 的研究结果，实际利率对我国居民的消费行为只有非常微弱的替代效应，所以我们假设居民储蓄的回报率不是随机变量，而是固定变量。

$$v'(w_t) = r \mathbf{b} E \left\{ v'[rw_t - c_t^* + y_{t-1} + e_t] \right\} \quad (6)$$

由 (5) (6) 两式知：
$$v'(w_t) = ru'(c_t^*(w_t)) \quad (7)$$

所以
$$v'(w_{t+1}) = ru'(c_{t+1}^*(w_{t+1}))$$

即
$$v'[rw_t - c_t^* + y_{t-1} + e_t] = ru' \left\{ c_{t+1}^* [rw_t - c_t^* + y_{t-1} + e_t] \right\} \quad (8)$$

将 (8) 式代入 (5) 式可得欧拉方程：

$$u'(c_t^*) = r \mathbf{b} E \left\{ u' \left[c_{t+1}^* (rw_t - c_t^* + y_{t-1} + e_t) \right] \right\} \quad (9)$$

即最优消费决策使消费者当前消费的边际效用等于未来消费边际效用预期的贴现值。

在效用函数的三阶导数大于零和存在不确定性的情况下一般不能求出最优消费路径的显式解，因而我们依从 Caballero (1990) 假设效用函数为特殊的常绝对风险规避型 (CARA) 效用函数：

$$u(c_t) = -\frac{1}{\mathbf{q}} \exp(-\mathbf{q}c_t) \quad (10)$$

常数 \mathbf{q} 为常绝对风险规避系数。将其代入欧拉方程，可以验证最优消费是财富的线性函数：

$$c_t^*(w_t) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 w_t \quad (11)$$

将 (10) (11) 式代入 (9) 式并整理得：

$$\exp[-\mathbf{q}(\mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 w_t)] = r \mathbf{b} E \exp \left\{ -\mathbf{q}[\mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1((r - \mathbf{a}_1)w_t - \mathbf{a}_0 + y_{t-1} + e_t)] \right\} \quad (12)$$

由于 w_t 取任意值 (12) 式都成立，因而 $-\mathbf{q}\mathbf{a}_1 = -\mathbf{q}\mathbf{a}_1(r - \mathbf{a}_1)$ 必须成立。因而 $\mathbf{a}_1 = r - 1$ 或者 $\mathbf{a}_1 = 0$ (舍去)。将 $\mathbf{a}_1 = r - 1$ 代入 (12) 式得到：

$$\exp(-\mathbf{q}\mathbf{a}_0) = r \mathbf{b} \exp \left\{ -\mathbf{q}[\mathbf{a}_0(1 - (r - 1)) + (r - 1)y_{t-1}] \right\} \times E \exp[-\mathbf{q}(r - 1)e_t] \quad (13)$$

两边取对数并整理得：

$$\mathbf{a}_0 = y_{t-1} - \frac{[\ln(r\mathbf{b})]}{\mathbf{q}(r-1)} - \frac{\ln[E \exp(-\mathbf{q}(r-1)e_t)]}{\mathbf{q}(r-1)} \quad (14)$$

由于 e_t 服从均值为 0，方差为 \mathbf{s}_y^2 的正态分布，所以有：

$$\frac{\ln[E \exp(-\mathbf{q}(r-1)e_t)]}{\mathbf{q}(r-1)} = \frac{1}{2\mathbf{q}(r-1)} \times \ln \left\{ E \exp[(-\mathbf{q}(r-1)e_t)^2] \right\} = \frac{\mathbf{q}(r-1)}{2} E(e_t)^2 = \frac{\mathbf{q}(r-1)\mathbf{s}_y^2}{2}$$

将其代入 (14) 式得：

$$\mathbf{a}_0 = y_{t-1} - \frac{[\ln(r\mathbf{b})]}{\mathbf{q}(r-1)} - \frac{\mathbf{q}(r-1)}{2} \mathbf{s}_y^2 \quad (15)$$

记时期 t 的持久收入为 y_t^p ，其定义是使下式成立的收入水平：

$$y_t^p + \frac{y_t^p}{r} + \frac{y_t^p}{r^2} + L = E[rw_t + y_t + \frac{y_{t+1}}{r} + \frac{y_{t+2}}{r^2} + L] \quad (16)$$

因为 $y_t = y_{t-1} + e_t$, 并且 e_1, e_2, \dots 是均值为零的独立同分布的随机变量, 所以 $E(y_{t+i}) = y_{t-1}$, 代入 (16) 式, 得:

$$y_t^p \frac{1}{1-1/r} = rw_t + y_{t-1} \frac{1}{1-1/r}$$

即

$$y_t^p = (r-1)w_t + y_{t-1} \quad (17)$$

由 (11) (15) 式得:

$$c_t^*(w_t) = y_{t-1} - \frac{[\ln(rb)]}{q(r-1)} - \frac{q(r-1)}{2} s_y^2 + (r-1)w_t \quad (18)$$

将 (17) 式代入 (18) 式, 得:

$$c_t^* = y_t^p - \frac{[\ln(rb)]}{q(r-1)} - \frac{q(r-1)}{2} s_y^2 \quad (19)$$

(19) 式就是最优消费函数⁷, 它构成我们后面对中国城市居民预防性储蓄进行估计的基础。它是从收入不确定情况下的跨期预期效用最大化推导而来, 是持久收入经过两个其他因子调整后的结果。一个是“时间偏好”因子, 通常该项为负 (如果 r 与时间贴现因子 b 的乘积大于 1); 另外一个代表预防性储蓄的风险升水, 该项为负。

由 (9) 式可知, 最优消费函数满足:

$$u'(c_t) = rbE\{u'(c_{t+1})\} \quad (20)$$

对 $u'(c_{t+1})$ 进行二阶泰勒展开:

$$u'(c_{t+1}) = u'(c_t) + u''(c_t)(c_{t+1} - c_t) + \frac{1}{2}u'''(c_t)(c_{t+1} - c_t)^2 + o((c_{t+1} - c_t)^2) \quad (21)$$

将 (21) 式代入 (20) 式, 忽略高阶无穷小量并整理可得:

$$E_t\left[\frac{c_{t+1} - c_t}{c_t}\right] = \frac{1}{d}\left(1 - \frac{1}{rb}\right) + \frac{r}{2}E_t\left[\left(\frac{c_{t+1} - c_t}{c_t}\right)^2\right] \quad (22)$$

其中, $d = -c_t \times \left[\frac{u''(c_t)}{u'(c_t)}\right]$ 是相对风险厌恶系数, 而 $r = -c_t \left[\frac{u'''(c_t)}{u''(c_t)}\right]$ 就是所谓的“相对谨慎系数”(Kimball, 1990), 用来度量预防性储蓄动机的强弱程度。根据前面对效用函数的假设:

$u' > 0, u'' < 0, u''' > 0$, 可知 $r = -c_t \left[\frac{u'''(c_t)}{u''(c_t)}\right]$ 是个正数。对于具有常绝对风险厌恶特性的效用函数和具有常相对风险厌恶特性的效用函数来说, Dynan (1993) 认为追求效用最大化的理性消费者在预期到收入会发生某种变化时会采取措施来平滑消费, 因此只有发生未预期到的收入变化或其他不确定事件时, 消费才会发生变化, 因而预期消费增长率的平方

$E_t\left[\left(\frac{c_{t+1} - c_t}{c_t}\right)^2\right]$ 可以用来衡量风险。因而 (22) 式告诉我们居民对未来消费增长率预期的高低与对未来消费增长率平方的预期正相关, 也就是与风险正相关, 而预期未来消费增长率高

⁷ Dardanoni (1991) 得出了类似的最优消费函数。

就会使得居民减少当前消费，增加储蓄。

(22)式提供了一条利用有关消费的面板数据估计相对谨慎系数的途径。设 $avg(gc)_i$ 为消费者 i 在样本数据持续时期内消费增长率的平均值，将其用作未来消费增长率预期值的近似；Dynan(1993)用未来消费增长率预期值的平方作为对风险的替代，我们沿用这种做法。令 m_i 和 u_i 分别表示用样本均值替代(22)式中的两个预期值而产生的误差项，令 h_i 表示因消费者的偏好变化改变边际效用而对消费增长造成的冲击，则由(22)得到：

$$avg(gc)_i + m_i = \frac{1}{d} \left(1 - \frac{1}{rb}\right) + \frac{r}{2} [avg(gc)_i]^2 + u_i + h_i \quad (23)$$

合并误差项，得到：

$$avg(gc)_i = \frac{1}{d} \left(1 - \frac{1}{rb}\right) + \frac{r}{2} [avg(gc)_i]^2 + e_i \quad (24)$$

(24)式构成我们后面对中国城市居民预防性储蓄动机强度进行估计的基础。

三、数据及指标

我们采用的数据是国家统计局公布的1999年1月到2003年3月三十五个大中城市的名义月度数据，数据来源于华通数据网。首先用各时期相应的各城市商品零售价格指数平减得到1999年1月到2003年3月的实质月度数据，然后用x11法进行处理以消除数据的月度影响。其中，商品零售价格指数的基期为1998年11月=100。

计量模型中的最优消费水平用各城市从1999年1月到2003年3月月度人均消费支出的平均值(对数值)替代。持久收入水平用各城市从1999年1月到2003年3月月度人均可支配收入的平均值(对数值)替代。这样做的原因是虽然一般来说可支配收入和劳动收入并不等同，但考虑到目前中国居民的收入基本为劳动收入，其他收入占的比例不大，故用可支配收入来代替劳动收入并进一步替代持久收入。衡量不确定性程度的变量 s_y^2 的替代方法则借鉴Carroll(1992)的方法，用各城市从1999年1月到2003年3月的月度人均可支配收入的方差(对数值)来代替。因为一般认为，市场化程度越高，则居民面对的不确定性也越高，表明收入变化的方差也越大。因此城市(尤其是走在改革前列的大中城市)居民收入波动可作为间接衡量居民收入不确定性程度的标准。样本容量为35。这种处理方法隐含地假设每个城市都有一个代表性消费者，各城市的总体均值数据就是该代表性消费者的行为。

四、计量

这一部分我们将首先利用中国35个大中城市的数据对第二部分得出的消费函数(方程19)进行估计，以验证中国居民储蓄行动中是否存在为应对不确定性而进行的预防性储蓄；

然后根据 (24) 式来估计相对谨慎系数, 从而获得中国居民预防性储蓄动机强弱程度的估计。

(一) 消费(储蓄)函数的估计

由 (19) 式:

$$c_t^* = y_t^p - \frac{[\ln(rb)]}{q(r-1)} - \frac{q(r-1)}{2} s_y^2$$

可以看出, 除了持久收入和不确定性之外, 利率、时间偏好因子和绝对风险规避系数也都会影响最优消费。但考虑到本文的重点是考察因劳动收入的不确定性而引起的预防性储蓄动机, 所以我们假设每个城市的代表性消费者的利率、时间偏好因子和绝对风险规避系数均为常数, 这些参数在城市之间没有明显的系统性变化。在上述假设下, 计量检验模型变为:

$$c_t = I_0 + y_t^p + I_1 s_y^2$$

在利用该模型进行回归之前, 我们需要就代表性消费者的 q 、 r 、 b 在城市之间没有明显系统性变化的假设进行结构检验。我们首先根据方差的中位数来定义一个虚拟变量 D 。若方差大于中位数, 则 $D = 1$; 否则, $D = 0$ 。然后分别利用 Chow 检验和线性约束检验来进行结构检验。此外, 由于理论模型部分给出的消费函数的解中持久收入的系数为 1, 因此需要就此进行线性约束检验。最后, 由于最终用于回归的数据是截面数据, 因此需要进行异方差检验, 为避免变量之间高度相关, 也需进行多重共线性检验。表 1 和表 2 报告了这些检验的结果。

根据检验结果, q 、 r 、 b 在城市之间没有明显的系统性变化, 模型的线性约束假设成立, 无异方差, 多重共线性不严重, 因此可利用该计量检验模型进行回归。回归结果见表 3。

表 1. 结构检验、线性约束检验、异方差检验结果

	F 统计量	Prob>F	临界值	显著性水平	结论
结构检验					
Chow 检验	0.005379		F(2,31) 3.32	5%	无差异
利用线性约束检验进行结构检验	0.2289	0.7968	F(2,32) 3.32	5%	无差异
线性约束检验					
线性约束检验	0.0399	0.843	F(1,32) 3.32	5%	线性约束成立
异方差检验					
White		0.6757		5%	无异方差
B - P		0.5585		5%	无异方差
集团法	0.61478		F0.05 (9, 9) = 3.18		无异方差

表 2. 多重共线性检验结果

	统计量	临界值	结论
方差膨胀因子	1.962363	[1, 5]	有多重共线性, 但不严重
容忍度	0.50959	[0.2, 1]	有多重共线性, 但不严重

表 3. 线性约束回归结果

Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
Intercept	0.06359	0.576	0.5688
y_t^p	1		
s_y^2	-0.03096	-2.385	0.023
R-squared	0.9658	F-statistic	930.778
Adjusted R-squared	0.9647	Prob(F-statistic)	0.0001

从回归结果来看, 线性约束回归的拟和优度相当高。方差的系数正如理论模型中所预期的那样为负并且显著, 说明收入不确定性确实对居民的当前消费有负面影响。截距项为正, 但并不显著。

(二) 相对谨慎系数的估计

由 (24) 式:

$$avg(gc)_i = \frac{1}{d} \left(1 - \frac{1}{rb}\right) + \frac{r}{2} [avg(gc)_i]^2 + e_i$$

观察上式可以看出, 方程右边消费增长率的平方项和左侧的消费增长率是相关的, 故不能直接用普通最小二乘法进行估计, 本文借鉴 Dynan (1993), 利用二阶段最小二乘法估计相对谨慎系数。

根据以往同类研究的经验, 最好使用家计资料中家庭成员的年龄、职业、教育背景等作为工具来进行第一阶段最小二乘回归, 但鉴于中国此类资料非常难获得, 故只能选择其它变量。考虑到收入和价格是影响居民消费能力的两个主要因素, 因而选取 35 个大中城市居民可支配收入增长率和商品零售价格指数作为工具, 用收入增长率的平方和商品零售价格指数平方来估计 35 个大中城市居民消费增长率平方的拟合值⁸。第一阶段回归中, 收入增长率的平方和商品零售价格指数平方均对消费增长率平方有显著影响, F 值一般都为 0.0001。

第二阶段我们用该拟合值对居民的消费增长率做回归, 从而估计出居民的相对谨慎系数。由于使用的是截面数据, 因此需要先进行异方差检验, 为了避免变量之间高度相关, 也需要

⁸ 龙志和和周浩明 (2000) 也采用了类似方法。

进行多重共线性检验，检验结果报告在表 4 中。回归结果如表 5 所示。

表 4. 异方差、多重共线性检验结果

	统计量	Prob	临界值	显著性水平	结论
异方差检验					
White	1.36	0.5076		5%	无异方差
B-P/G	1.35	0.2446		5%	无异方差
集团法		1	$F_{0.05}(10, 10) = 2.98$		无异方差
多重共线性检验					
VIF	1				无多重共线性

表 5. 第二阶段最小二乘法回归结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Intercept	0.005279	0.00097161	5.434	0.0001
消费增长率平方的拟合值	0.439166	0.02341683	18.754	0.0001
R-squared	0.9142		F-statistic	351.724
Adjusted R-squared	0.9116		Prob(F-statistic)	0.0001

回归结果表明:35 个大中城市居民的相对谨慎系数约为 0.878 ,所以城市居民虽然存在预防性储蓄动机但并不是非常强烈。

五、计量结果的分析

对 35 个大中城市 1999 年到 2003 年月度数据的计量检验结果验证了一般的直觉认识 ,即中国城市居民确实存在预防性储蓄动机，未来收入的不确定性会对当前消费产生负面影响；但根据估计出的相对谨慎系数来看预防性储蓄动机并不象一般直觉预想的那样强烈。我们认为结果显示预防性动机虽然存在但不如预想中强烈的一个原因可能是中国的储蓄占有结构不平衡。根据国家统计局 2002 年 6 月对城市家庭的财产调查结果，户均储蓄存款最多的 20% 高收入家庭拥有城市中人民币和外币储蓄存款总量的比例分别为 64.8%和 89.1% ,而户均储蓄存款最少的 20% 低收入家庭拥有的比例分别仅为 1.2%和 0.2%。而从下面的分析中我们可以看出中国高收入群体的预防性动机应该弱于中低收入者，但他们对总储蓄的贡献远远大于中低收入者，因而在将预防性动机存在巨大差异的两个群体合在一起作总量检验，而高收入群体储蓄比重较大的情况下，得出预防性动机不象预想中那样强烈的计量结果便是合情合理的了。

根据国家统计局城市社会经济调查总队 2001 年的调查,中国的高收入阶层大体包括三类人:(1)在各行业已有一定地位和实力的人,例如企事业单位负责人(占城市高收入人群的 31%)和技术人员(占城市高收入人群的 25.2%);(2)IT、金融和其他外企职员;(3)私营企业主。在中国现有的制度环境下,第一类人,尤其是国家机关、国企中的第一类人,基本上没有失业问题,即使有职务任免,生活依然有保障,事业步入成功阶段,已有一定经济基础。他们的住房、医疗等需要大宗支出的问题大多都已由企业或国家解决,消费习惯也比较传统,相对高的收入和相对低的消费使他们有可能在储蓄存款增量中占据较高的份额但他们的预防性动机不是那样强烈。第二类人,他们大多是受过良好教育的年轻人才,虽然面临住房、医疗等不确定问题,但由于自身素质优秀,预期未来失业的可能性较之中低收入者要小得多。他们的消费习惯与上一代人相比发生了很大变化,有调查显示,北京、上海等大城市中消费意愿最强烈的群体就是年轻的白领,娱乐、衣着、深造等都是他们的支出大项,高收入、高消费是他们的特点。这一类人群的预防性储蓄动机也不很强,他们为储蓄存款增量所做的贡献较第一类人群为小。与老一代人相比,他们更容易接受通过消费贷款而不是一点一点储蓄的方式来满足消费欲望,与同龄人相比,优越的工作、更高的收入使他们更容易获得消费贷款,相对弱的流动性约束也会削弱他们的预防性储蓄动机。至于第三类人--高收入的成功私营企业主,和第二类人类似,由于自身素质的优秀,对未来失业问题的担心并不象一些小的自我雇佣者(比如个体户)那样严重,他们的资金更多的是用来发展企业而不是用来进行预防性储蓄。

既然高收入群体的预防性动机较弱,那么为何他们作为总体储蓄率那么高呢?我们认为这可能和缺乏合适的消费对象有关。调查显示越来越多的高收入居民在消费时追求精神消费和服务消费,教育、文化、通信、保健等成为消费热点,追求时尚化与个性化日趋明显(严先溥,2002),但市场上符合他们消费要求的相关消费品种比较贫乏,无法调动其消费积极性。所以高收入群体在钱无处可花的情况下就只有进行储蓄,从而造成储蓄存款迅速攀升的表象。

总之,由于中国的现实环境使得高收入者比中低收入者面临的长期失业风险更低,在应对住房、医疗等因制度改革而带来的不确定性事件方面有更强的实力和更多的手段,因而其预防性储蓄动机比较弱。虽然中低收入者的预防性动机较强,但他们对总储蓄的影响与高收入群体相比相差太远,因而将不同群体合在一起检验时预防性储蓄动机就被削弱。如果能将中低收入者和高收入者区别开来检验,便可以证实我们这里的分析。但本文由于数据原因暂时无法将这一想法付诸实施,只能留待以后研究。

六、结论和政策含义

本文通过将不确定性收入的随机过程引入理性消费者的预期效用最大化模型并给定常绝对风险厌恶型效用函数的方法导出存在收入不确定性时消费函数的一个显式解和衡量预防性动机强度的公式;然后用中国 35 个大中城市自 1999 年到 2003 年的数据进行检验,发现 35 个大中城市居民的储蓄行为中的确存在预防性动机,但预防性动机并非如人们预期的那么强。

由于中国城市居民储蓄确实存在预防性动机，因此仅仅下调人民币存款利率，征收利息税以及采取鼓励个人信贷消费的措施对于解决中国居民储蓄率居高不下的问题和启动国内有效需求作用都是有限的。希望通过开发资本市场金融投资品种来分流巨大的银行储蓄存款恐怕也难以达到目的。实际上，目前中国储蓄存款难分流的一个重要原因是居民储蓄的基本目的是为了预防而不是为了投资，在这种情况下居民对储蓄资产安全性的考虑将大于对收益率的考虑。

中国城市居民在总体上看储蓄预防性动机并非如人们预期的那么强的结果具有十分重要的政策意义。因为它提醒政策当局在制订政策时不能忽视中国居民的储蓄占有结构不平衡问题。中国居民的储蓄占有结构不平衡问题是源于中国收入分配不均这一更深层的问题，国家统计局 2003 年公布的数据显示，在中国，用以表示贫富差距的基尼系数已经由改革开放初期的 0.3 上升到 0.46，这意味着不到 20% 的人口占据了 80% 以上的社会财富，收入差距呈现出不断扩大趋势。这种趋势不加以遏制将增加社会总的储蓄倾向，而储蓄的高增长在某种程度上又将进一步加剧贫富差距。

根据以上的分析，我们提出如下政策建议：首先，要加快社会保障制度改革，尽快建立起覆盖全社会包括全体劳动者的社会保障制度，以降低中国居民对未来收入不确定性的预期程度，直接减少中国居民的预防性储蓄。只有解决中国居民的后顾之忧，才能有效地启动中国居民最终消费。这是解决中国居民储蓄高速增长问题的根本办法。第二、调整产业结构和供给结构，转化高收入群体的长期储蓄为有效购买力。成功启动高收入群体的高额购买力，使其成为消费需求主体，将有助于降低中国居民的储蓄率和巨大的银行储蓄存款余额。为此，要从满足更高层次的消费需求入手，加快调整和升级供给结构，增加高档商品和时尚化与个性化商品的供给，特别是增加服务性商品的供给。第三、切实完善税收和转移支付体系，特别是所得税税制，提高个人特别是高收入群体所得税征收效率，以发挥税收在调节收入分配不均方面的作用。将边际消费倾向低的高收入群体的部分收入向边际消费倾向高的低收入群体转移，这不仅将释放大量中低收入阶层潜在的消费需求，有利于解决中国居民储蓄超常增长问题，而且更为重要的是，这也利于社会的稳定。

参考文献

- Caballero , R.J. , 1990 , Consumption puzzles and precautionary saving , Journal of Monetary Economics, 25,113-136。
- Carroll,C.D. , 1992, The buffer-stock theory of saving: some macroeconomic evidence, Brookings Papers on Economic Activity, Issue 2, 61-135。
- Dardanoni,V. , 1991, Precautionary savings under income uncertainty: a cross-sectional analysis, Applied Economics, 23,153-160。
- Dynan ,Karen E. ,1993 ,How prudent are consumers ? ,Journal of Political Economy,Volume 101, Issue 6,1104 - 1113。

Kimball, M.S., 1990, Precautionary savings in the small and in the large *Econometrica*, Volume 58, Issue 1, 53 - 73.

Kraay, Aart, 2000, Household Saving in China, *World Bank Economic Review*, vol. 14, no. 3, September, 545-70.

Leland, H.E., 1968, Saving and uncertainty: the precautionary demand for saving, *Quarterly Journal of Economics*, 82, 465 - 473.

Zhang, Y. and Wan, G., 2002, Household consumption and monetary policy in China, *China Economic Review*, 13, 27-52.

龙志和和周浩明, 2000, 中国城镇居民预防性储蓄实证研究, 《经济研究》第 11 期。

宋铮, 1999, 中国城镇居民储蓄行为研究, 《金融研究》第 6 期。

孙凤和王玉华, 2001, 中国居民消费行为研究, 《统计研究》第 4 期。

严先溥, 2002, 消费方式影响着生产与投资---我国居民收入群体与消费结构研究, 《上海证券报》, 2002 年 5 月 31 日。

朱春燕和臧旭恒, 2001, 预防性储蓄理论--储蓄(消费)函数的新进展, 《经济研究》第 1 期。

Household Precautionary Saving and Strength of the Precautionary Motive in China: 1999-2003

Jianhuai Shi and Haiting Zhu

(China Center for Economic Research, Peking University)

Abstract : The high growth rate of household saving in China and the motive of Chinese household saving have attracted great attention of academic community as well as policy-maker recently. A common point of view is that the precautionary motive plays an important role in Chinese household saving actions. This paper, by using a data set from thirty-five large cities of China, provides an empirical analysis of household saving in China during 1999-2003 period of time. It finds that there does exist a precautionary motive in Chinese household saving, but the strength of precautionary motive is not as strong as people expected. After explaining the empirical findings, the paper suggests policies to reduce the growth rate of household saving in China.

Keywords: precautionary saving, uncertainty, coefficient of relative prudence